

ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΟ
ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ
ΑΘΗΝΩΝ
ΒΙΒΛΙΟΘΗΚΗ
εισ. 7823
Αρ.
παξ.



ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΟ ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΑΘΗΝΩΝ

ΜΕΤΑΠΤΥΧΙΑΚΟ ΠΡΟΓΡΑΜΜΑ ΣΠΟΥΔΩΝ

ΤΜΗΜΑ ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΗΣ ΕΠΙΣΤΗΜΗΣ

**ΚΑΤΕΥΘΗΝΣΗ
ΕΦΑΡΜΟΣΜΕΝΑ ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΑ & ΧΡΗΜΑΤΟΟΙΚΟΝΟΜΙΚΑ**

Τίτλος Διπλωματικής Εργασίας

«Η διαστρωματική σχέση μεταξύ θεμελιωδών εταιρικών μεγεθών και αποδόσεων των μετοχών»

ΕΜΜΑΝΟΥΗΛ ΜΟΥΝΤΟΓΙΑΝΝΑΚΗΣ



Διατριβή υποβληθείσα προς μερική εκπλήρωση
των απαραίτητων προϋποθέσεων για την απόκτηση του
Μεταπτυχιακού Διπλώματος Ειδίκευσης

Αθήνα

ΣΩΤ

Ιανουάριος, 2005



ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΟ
ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ
ΑΘΗΝΩΝ
ΒΙΒΛΙΟΘΗΚΗ
εισ. 7823
Αρ.
παξ.

Εγκρίνουμε τη διατριβή του:
Μουντογιαννάκη Γ. Εμμανουήλ

Dr. Γεώργιος Λελεδάκης

(Λέκτορας)

Οικονομικό Πανεπιστήμιο Αθηνών,

Τμήμα Λογιστικής και

Χρηματοοικονομικής

Dr. Ηλίας Τζαβαλής

(Καθηγητής)

Οικονομικό Πανεπιστήμιο Αθηνών,

Τμήμα Οικονομικής Επιστήμης

Elias Javalis



28/1/2005



ΕΥΧΑΡΙΣΤΙΕΣ

Θα ήθελα να ευχαριστήσω ιδιαίτερα τον κ. Λελεδάκη Γεώργιο, Λέκτορα του τμήματος Χρηματοοικονομικής και Λογιστικής του Οικονομικού Πανεπιστημίου Αθηνών, όπου αρχικά μου έδωσε την δυνατότητα να ασχοληθώ με ένα τόσο ενδιαφέρον θέμα και εν συνεχεία με την καθοδήγηση του συνέβαλλε σημαντικά στην ολοκλήρωση της παρούσας διατριβής. Επιπλέον, θα ήθελα να ευχαριστήσω και τον κ. Τζαβαλή Ηλία, καθηγητή του τμήματος Χρηματοδικονομικής και Λογιστικής του Οικονομικού Πανεπιστημίου Αθηνών, για την επίβλεψη της παρούσας διατριβής καθώς και για την πολύτιμη βοήθεια που μου πρόσφερε όποτε χρειάστηκε. Τέλος, θα ήθελα ν' ευχαριστήσω τους γονείς μου και γενικότερα την οικογένεια μου για την βοήθεια και ιδιαίτερα για την συμπαράσταση που μου πρόσφεραν κατά την συγγραφή της παρούσας διατριβής και όχι μόνο, καθώς και όλους όσους με τον δικό τους τρόπο συνέβαλλαν στην ολοκλήρωση της.



ΠΕΡΙΕΧΟΜΕΝΑ

Περίληψη.....	1
1. Εισαγωγή.....	3
1.1. Γενικά.....	3
1.2. Σκοπός της παρούσας εμπειρικής μελέτης.....	5
1.3. Δομή της παρούσας εμπειρικής μελέτης.....	7
2. Επισκόπηση Βιβλιογραφίας.....	10
2.1. Γενικά.....	10
2.2. Αποτελεσματικές Αγορές <i>(Efficient Markets)</i>	11
2.3. Πρόβλεψη Αποδόσεων με Διαστρωματικά Δεδομένα <i>(Cross-Sectional Return Predictability)</i>	13
2.3.1. Το Υπόδειγμα Αποτίμησης Περιουσιακών Στοιχείων <i>(Capital Asset Pricing Model - CAPM)</i>	13
2.3.2. Ανωμαλίες Τιμολόγησης Περιουσιακών Στοιχείων <i>(Asset Pricing Anomalies)</i>	20
2.3.2.1. Η Επίδραση του Μεγέθους μιας Εταιρείας <i>(Size Effect)</i>	20
2.3.2.1.1. Εξήγηση της επίδρασης του <i>size effect</i>	25
2.3.2.2. Η επίδραση του λόγου “Τιμή ανά μετοχή προς κέρδη ανά μετοχή” <i>(The Price / Earnings (P/E) Effect)</i>	35
2.3.2.3. Η επίδραση της Μερισματικής Απόδοσης <i>(The Dividend-Yield (DY) Effect)</i>	38
2.3.2.4. Η επίδραση του λόγου “Λογιστική προς Χρηματιστηριακή Αξία του μετοχικού κεφαλαίου μιας εταιρείας” <i>(The Book-to-Market (BE/ME) Effect)</i>	41

2.3.2.5. Η επίδραση του λόγου της “Χρηματοροής ανά μετοχή προς την Τιμή της μετοχής” <i>(Cash Flow-to-price (CF/P) Effect)</i>	46
2.3.2.6. Η επίδραση του λόγου “Πωλήσεων ανά μετοχή προς την Τιμή της μετοχής” <i>(Sales-to-Price (S/P) Effect)</i>	47
2.3.2.7. Η επίδραση των “παρελθοντικών / ιστορικών αποδόσεων” <i>(Past Returns Effect)</i>	49
2.3.2.8. Η επίδραση της μεταβλητής “Tobin’s q” <i>(Tobin’s q effect)</i>	54
2.3.2.9. Η επίδραση της Χρηματοοικονομικής Μόχλευσης μιας εταιρείας <i>(leverage effect)</i>	57
2.3.3. Αλληλοσυσχέτιση μεταξύ των Επιδράσεων <i>(Interrelation Between the Effects)</i>	58
2.3.4. Επεξήγηση των Ανωμαλιών της Αγοράς <i>(Explanations of Market Anomalies)</i>	61
2.4. Πρόβλεψη Αποδόσεων με Χρονολογικές Σειρές <i>(Time Series Return Predictability)</i>	64
2.4.1. Ημερολογιακές Επιδράσεις <i>(Calendar or Seasonal Effects)</i>	64
2.4.2. Αυτοσυσχετίσεις Αποδόσεων <i>(Return Autocorrelations)</i>	66
2.4.3. Άλλες Μεταβλητές που Χρησιμοποιούνται για Πρόβλεψη <i>(Other Forecasting Variables)</i>	67
2.5. Συμπεράσματα.....	67
 3. Προηγούμενες Εμπειρικές Μελέτες & Μεθοδολογία.....	69
3.1. Εμπειρικές Μελέτες Αναφορικά με το Χρηματιστήριο Αξιών Αθηνών <i>(X.A.A.)</i>	69
3.2. Περιγραφή Δεδομένων.....	73
3.3. Μεθοδολογία.....	81

3.3.1. Προσέγγιση Ανάλυσης Χαρτοφυλακίων (<i>Portfolio Analysis Approach</i>).....	82
3.3.2. Παλινδρόμηση με Διαστρωματικά Δεδομένα (<i>Cross-Sectional Regression – CSR</i>).....	83
3.4. Υποθέσεις Προς Έλεγχο.....	91
4. Εμπειρικά Αποτελέσματα.....	95
4.1. Παρουσίαση καθώς και ανάλυση των αποτελεσμάτων που προέκυψαν απ' την προσέγγιση ανάλυσης χαρτοφυλακίων (<i>Portfolio Analysis Approach</i>)....	96
4.2. Παρουσίαση καθώς και ανάλυση των αποτελεσμάτων που προέκυψαν με την μέθοδο παλινδρόμησης με διαστρωματικά δεδομένα (<i>Cross-Sectional Regression</i>).....	105
4.2.1. Παρουσίαση καθώς και ανάλυση των αποτελεσμάτων για ολόκληρη την δειγματική χρονική περίοδο <i>Ιούλιος 1993– Ιούνιος 2004</i>	106
4.2.2. Παρουσίαση καθώς και ανάλυση των αποτελεσμάτων για τις υποπεριόδους <i>Ιούλιος 1993 - Δεκέμβριος 1998</i> και <i>Ιανουάριος 1999 – Ιούνιος 2004</i>	110
4.2.3. Οφείλονται τα αποτελέσματα που βρήκαμε στην παράγραφο 4.2.1 στον μήνα Ιανουάριο (<i>January Effect</i>);.....	115
5. Συμπεράσματα.....	120
Παράτημα.....	124
Αρθρογραφία.....	133
Βιβλιογραφία.....	158



Περίληψη

Στην παρούσα διπλωματική εργασία θα ξεκινήσουμε την ανάλυση μας με το **Υπόδειγμα Τιμολόγησης Περιουσιακών Στοιχείων (Capital Asset Pricing Model - CAPM)** και την **Υπόθεση της Αποτελεσματικής Αγοράς (Efficient Market Hypothesis - EMH)**. Στην συνέχεια θα αναφέρουμε τα σημαντικότερα δημοσιευμένα επιστημονικά άρθρα (εμπειρικές μελέτες) τα οποία έρχονται σε αντίθεση τόσο με το CAPM όσο και με την EMH. Παράλληλα, θα προτείνουμε εναλλακτικά μοντέλα αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων που χρησιμοποιούν ως επεξηγηματικές μεταβλητές θεμελιώδη μεγέθη εταιριών που εμπειρικά έχει αποδειχθεί ότι εξηγούν τις μέσες διαστρωματικές αποδόσεις των μετοχών τους. Θα ακολουθήσει εμπειρική μελέτη όπου θα εφαρμόσουμε δύο απ' τις πιο γνωστές μεθοδολογίες που εφαρμόζονται σε συναφείς εμπειρικές μελέτες. Συγκεκριμένα, θα εφαρμόσουμε την μεθοδολογία των Fama and French (1992) που είναι γνωστή στην διεθνή βιβλιογραφία ως **προσέγγιση ανάλυσης χαρτοφυλακίων (portfolio analysis approach)** και την μεθοδολογία των Fama and MacBeth (1973) δηλαδή των **παλινδρομήσεων με διαστρωματικά δεδομένα (cross-sectional regression / CSR)**. Σκοπός μας είναι να εξετάσουμε αν οι μεταβλητές **BE/ME (book-to-market equity)**, **ME (market equity)** και **DY (dividend yield)** εξηγούν τις μέσες διαστρωματικές αποδόσεις των εισηγμένων εταιριών στο Χρηματιστήριο Αξιών Αθηνών (X.A.A.) την περίοδο Ιούλιος 1993 – Ιούνιος 2004, όπως άλλωστε έχει αποδειχθεί κατά το παρελθόν τόσο σε εμπειρικές μελέτες που αφορούν την ελληνική κεφαλαιαγορά όσο και σε εμπειρικές μελέτες που αφορούν διεθνής κεφαλαιαγορές. Επιπλέον, θα εξετάσουμε αν τα συμπεράσματα στα οποία θα καταλήξουμε είναι αποτέλεσμα των υπεραποδόσεων του Ιανουαρίου (*January effect*). Το συμπέρασμα στο οποίο καταλήγουμε κατά την εμπειρική μας μελέτη είναι ότι κατά την δειγματική περίοδο που εξετάζουμε και με το συγκεκριμένο δείγμα των 240 μη χρηματοοικονομικών (*non-financial*) εταιριών, στην περίπτωση που χρησιμοποιούμε μονομεταβλητό υπόδειγμα για την επεξήγηση των μέσων διαστρωματικών αποδόσεων των μετοχών, η μεταβλητή BE/ME είναι στατιστικά σημαντική (*book-to-market effect*) σε αντίθεση με την μεταβλητή ME που έστω και οριακά είναι στατιστικά μη σημαντική. Όμως, όταν εξετάζουμε από κοινού αν οι μεταβλητές BE/ME και ME εξηγούν στατιστικά σημαντικό ποσοστό της διασποράς

των μέσων διαστρωματικών αποδόσεων των μετοχών, τότε έστω και οριακά, μόνο η μεταβλητή ME είναι στατιστικά σημαντική (*size effect*). Το γεγονός αυτό υποδηλώνει ότι η μεταβλητή ME απορροφά την επεξηγηματικότητα της μεταβλητής BE/ME. Όσον αφορά την μεταβλητή DY, δεν είναι στατιστικά σημαντική σε κανένα απ' τα υπό εξέταση υποδείγματα. Τέλος, όπως θα δούμε, τα αποτελέσματα αυτά δεν αποτελούν φαινόμενο του Ιανουαρίου (*January effect*) χωρίς όμως να μπορούμε να αποκλείσουμε την περίπτωση τα αποτελέσματα μας να έχουν επηρεαστεί σε κάποιο μικρό βαθμό απ' τις υπεραποδόσεις (*abnormal returns*) που εμφανίζονται τον μήνα Ιανουάριο.



ΚΕΦΑΛΑΙΟ Ι

1. Εισαγωγή

1.1. Γενικά

Βασικός στόχος της χρηματοοικονομικής θεωρίας και συγκεκριμένα της θεωρίας κεφαλαιαγορών είναι η εύρεση ενός υποδείγματος βάση του οποίου θα αποτιμώνται διάφορα περιουσιακά στοιχεία στην αγορά κεφαλαίου. Η θεωρία της κεφαλαιαγοράς ουσιαστικά αποτελεί την προέκταση της θεωρίας χαρτοφυλακίου του Markowitz (1952, 1959). Έτσι, ενώ η **θεωρία χαρτοφυλακίου** (*portfolio theory*) έχει σαν στόχο κυρίως την δημιουργία αποτελεσματικών χαρτοφυλακίων που αποτελούνται από διάφορα περιουσιακά στοιχεία, η **θεωρία της κεφαλαιαγοράς** (*capital market theory*) έχει σαν στόχο την ανεύρεση υποδειγμάτων τα οποία χρησιμοποιούνται για την αποτίμηση περιουσιακών στοιχείων. Ένα από τα βασικότερα και πιο δημοφιλή υποδείγματα της θεωρίας κεφαλαιαγοράς είναι το **Υπόδειγμα Αποτίμησης Περιουσιακών Στοιχείων** (*Capital Asset Pricing Model - CAPM*) των Sharpe (1964), Lintner (1965) και Mossin (1966). Σύμφωνα με το Υπόδειγμα Αποτίμησης Περιουσιακών Στοιχείων (*Capital Asset Pricing Model - CAPM*), η αναμενόμενη απόδοση ενός περιουσιακού στοιχείου είναι ανάλογη με τον συστηματικό κίνδυνο του (*beta*). Έτσι, προκειμένου κάποιος ν' ασχοληθεί με την διαχείριση επενδύσεων καθώς και με την αξιολόγηση της απόδοσης διάφορων χαρτοφυλακίων, είναι βασικό να κατανοήσει την θεωρία της κεφαλαιαγοράς.

Το **Υπόδειγμα Αποτίμησης Περιουσιακών Στοιχείων** (*Capital Asset Pricing Model - CAPM*) στηρίζεται στην **Υπόθεση της Αποτελεσματικής Αγοράς** (*Market Efficiency Hypothesis – EMH*) (Fama 1970 και 1991) όπου εξετάζει τον βαθμό, την ταχύτητα και την ακρίβεια με την οποία η αγορά ανταποκρίνεται σε κάθε νέα πληροφορία που είναι δυνατόν να επηρεάσει και εντέλει να ενσωματωθεί στην τιμή κάποιου αξιόγραφου και γενικότερα κάποιου περιουσιακού στοιχείου. Έτσι, κάτω απ' την από κοινού υπόθεση ότι ισχύουν ταυτόχρονα το υπόδειγμα αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων (*CAPM*) και η υπόθεση της αποτελεσματικής αγοράς (*EMH*),



η τιμή ενός αξιογραφου ή γενικότερα ενός περιουσιακού στοιχείου στην αγορά κεφαλαίου ισούται με την καλύτερη δυνατή εκτίμηση της θεμελιώδους / οικονομικής αξίας του.

Όμως, σύμφωνα με τα αποτελέσματα πολλών εμπειρικών μελετών που εφαρμόστηκαν κυρίως τα τελευταία 20 με 25 χρόνια, υπάρχουν και άλλες μεταβλητές εκτός από τον συστηματικό κίνδυνο (*beta*) που εξηγούν στατιστικά σημαντικό ποσοστό της μεταβλητότητας των μέσων διαστρωματικών αποδόσεων των μετοχών, αν και αυτό έρχεται σε αντίθεση με το υπόδειγμα αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων (*Capital Asset Pricing Model – CAPM*) το οποίο όπως αναφέραμε αποτελεί ένα από τα βασικότερα θεωρητικά υποδείγματα της θεωρίας κεφαλαιαγοράς. Επιπλέον, τα αποτελέσματα αυτά έρχονται σε αντίθεση και με τον θεμελιώδη λίθο της σύγχρονης χρηματοοικονομικής θεωρίας δηλαδή την υπόθεση της αποτελεσματικής αγοράς (*Efficient Market Hypothesis -EMH*).

Το παραπάνω φαινόμενο είναι γνωστό στην διεθνή βιβλιογραφία ως **ανωμαλίες αγοράς** (*market anomalies*) ή **ανωμαλίες τιμολόγησης περιουσιακών στοιχείων** (*asset pricing anomalies*). Γενικά, ανωμαλίες είναι εμπειρικά αποτελέσματα τα οποία δεν συμφωνούν είτε με το υπόδειγμα τιμολόγησης περιουσιακών στοιχείων (*CAPM*) είτε με την υπόθεση της αποτελεσματικής αγοράς (*EMH*). Στην πρώτη περίπτωση τα εμπειρικά αποτελέσματα πολλών ερευνών καταλήγουν στο ότι και άλλες μεταβλητές εκτός απ' τον συστηματικό κίνδυνο (*beta*) εξηγούν μέρος των διαστρωματικών αποδόσεων των αξιογράφων ενώ στην δεύτερη περίπτωση παρατηρούνται ευκαιρίες για υπερκέρδη (*profit opportunities*) που είναι σημάδι μη αποτελεσματικής αγοράς (*market inefficiency*). Βέβαια, πολλές φορές έπειτα απ' την δημοσίευση των παραπάνω ερευνών, πολλές απ' τις ανωμαλίες εξασθενούν ή εξαφανίζονται ή ακόμα και αντιστρέφονται. Το γεγονός αυτό έχει σαν αποτέλεσμα να επικρατούν δύο απόψεις για τους λόγους που παρατηρούνται ανωμαλίες στις αγορές. Πολλοί υποστηρίζουν ότι όντως κατά το παρελθόν υπήρξαν ευκαιρίες για υπερκέρδη οι οποίες στην συνέχεια έπαψαν να υπάρχουν λόγω του *arbitrage* που διενεργήθηκε από εξισορροπιστές (*arbitrageurs*) της αγοράς και γενικότερα από επενδυτές ενώ άλλοι υποστηρίζουν ότι οι ανωμαλίες που προκύπτουν από κάποιες εμπειρικές μελέτες είναι δημιουργήματα στατιστικών παρατηρήσεων και τίποτα παραπάνω.

Σχετικά με τις ανωμαλίες της αγοράς σε θεμελιώδες (*fundamental*) επίπεδο που άλλωστε θα ασχοληθούμε στην παρούσα εμπειρική μελέτη, μπορούμε να τις διακρίνουμε μόνο αφού έχουμε προκαθορίσει ένα μοντέλο το οποίο θα μας ορίζει την «κανονική» απόδοση που θα πρέπει να χαρακτηρίζει ένα αξιόγραφο. Έτσι, στην περίπτωση μας θα ορίσουμε το **Υπόδειγμα Αποτίμησης Περιουσιακών Στοιχείων** (*Capital Asset Pricing Model - CAPM*) ως το μοντέλο που ορίζει ότι μέση αναμενόμενη απόδοση ενός αξιόγραφου είναι ανάλογη μόνο του συστηματικού κινδύνου του (*beta*) και η μέση απόδοση η οποία ορίζει θα θεωρείται ως κανονική. Σε περίπτωση π.χ. που ένα αξιόγραφο έχει μέση αναμενόμενη απόδοση πάνω απ' αυτήν που του αναλογεί βάση του συστηματικού κινδύνου του (*beta*) τότε αυτόματα έχουμε ευκαιρία για υπερκέρδη (*profit opportunities*) ενώ η αντίστοιχη απόδοση θεωρείται ως «υπερκανονική». Σύμφωνα με τον Fama (1970), η υπόθεση της αποτελεσματικής αγοράς (*EMH*) και το υπόδειγμα τιμολόγησης περιουσιακών στοιχείων (*CAPM*) θα πρέπει να ελέγχονται από κοινού. Δηλαδή, οποτεδήποτε καταλήγουμε σε αποτελέσματα τα οποία είναι δείγμα μη αποτελεσματικής αγοράς (*market inefficiency*) να σημαίνει αυτόματα ότι και το μοντέλο βάση του οποίου ελέγχθηκε η αποτελεσματικότητα της αγοράς δηλαδή το *CAPM* είναι μη επαρκές.

Βέβαια, δεν πρέπει να παραβλέπουμε και την οικονομική ερμηνεία των ανωμαλιών της αγοράς. Σύμφωνα με τον Jensen (1978) μπορεί μεν τα αποτελέσματα κάποιας εμπειρικής μελέτης να οδηγούν στο συμπέρασμα ότι υπάρχουν ανωμαλίες στην αγορά αλλά στην περίπτωση που οι επαγγελματίες της αγοράς και γενικότερα οι επενδυτές δεν είναι δυνατόν να αποκομίσουν υπερκέρδη, π.χ. λόγω ίπαρξης υψηλού κόστους συναλλαγής ή άλλων ατελειών της αγοράς, τότε οι ανωμαλίες αυτές δεν έχουν οικονομική ερμηνεία.

1.2. Σκοπός της παρούσας εμπειρικής μελέτης

Σκοπός της συγκεκριμένης μελέτης είναι να εξετάσει εμπειρικά κατά πόσο είναι δυνατόν να υπάρξουν θεμελιώδης (*fundamental*) μεταβλητές που αφορούν

συγκεκριμένες εταιρίες (*company specific variables / c-s-v*) οι οποίες προσδιορίζουν (με την έννοια ότι εξηγούν ένα στατιστικά σημαντικό μέρος της μεταβλητής) τις διαστρωματικές (*cross - sectional*) αποδόσεις των μετοχών των εισηγμένων εταιρειών στο Χρηματιστήριο Αξιών Αθηνών (X.A.A.), ή Χρηματιστήριο Αθηνών (X.A.) όπως έχει μετονομαστεί, κατά την χρονική περίοδο Ιούλιος 1993 – Ιούνιος 2004. Οι μεταβλητές που θα ελέγξουμε εμπειρικά είναι το μέγεθος μιας εταιρίας (*size – ME*), η λογιστική αξία προς την χρηματιστηριακή αξία του μετοχικού κεφαλαίου μιας εταιρείας (*book-to-market value of equity – BE/ME*) και η μερισματική απόδοση (*dividend yield- DY*) του μετοχικού κεφαλαίου μιας εταιρίας. Επιπλέον, θα ελέγξουμε αν τα αποτελέσματα στα οποία θα καταλήξουμε είναι απόρροια του φαινομένου του Ιανουαρίου (*January effect*) ή αν ισχύουν γενικά καθ' όλη την διάρκεια του έτους. Τέλος, θα ελέγξουμε και αν τα αποτελέσματα μας μπορούν να γενικευτούν με την έννοια ότι δεν είναι αποτελέσματα τα οποία προκύπτουν μόνο κατά την μελέτη του συγκεκριμένου δείγματος. Για να ελέγξουμε το παραπάνω θα διασπάσουμε την δειγματική μας περίοδο σε δύο υποπεριόδους: α) την υποπερίοδο Ιούλιος 1993 – Δεκέμβριος 1999 και β) την υποπερίοδο Ιανουάριος 1999 – Ιούνιος 2004. Κατά την εμπειρική μας μελέτη θα βασιστούμε στις δύο πιο διαδεδομένες μεθόδους που εφαρμόζονται σε ανάλογες εμπειρικές μελέτες δηλαδή την **μέθοδο-προσέγγιση ανάλυσης χαρτοφυλακίων** (*portfolio analysis approach*) και την **μέθοδο παλινδρόμησης με διαστρωματικά στοιχεία** (*cross-sectional regression – CSR*).

Οι παραπάνω μέθοδοι αποσκοπούν στο να προσδιορίσουν την σχέση που συνδέουν την μέση αναμενόμενη απόδοση εταιρικών αξιογράφων με βασικούς παράγοντες που προσδιορίζουν την απόδοση της μετοχής μιας εταιρίας όπως είναι το μέγεθος (*size*) της (Banz, 1981), ο λόγος των κερδών ανά μετοχή (*earnings per share*) προς την τιμή της μετοχής της (*price per share*) (Basu, 1983), η μόχλευση (*leverage*) της (Bhandari, 1988), η λογιστική αξία (*book value*) προς την χρηματιστηριακή αξία (*market value*) του μετοχικού κεφαλαίου της (Rosemberg, Reid and Lanstein (1985) καθώς και Fama and French (1992)) κ.α.

Οι εμπειρικές μελέτες που αναφέραμε στην προηγούμενη παράγραφο αλλά και άλλες πολλές που θα αναφέρουμε αναλυτικά στο επόμενο κεφάλαιο, είναι απόρροια του τεράστιου όγκου δεδομένων αλλά και της δυνατότητας που παρέχουν εδώ και

αρκετά χρόνια οι υπολογιστές σε όσους ασχολούνται με την εμπειρική μελέτη οι οποίοι κυρίως παρακινήθηκαν απ' την εμπειρική μελέτη του Fama (1970) περί αποτελεσματικών αγορών. Όμως, δεν πρέπει να παραβλέψουμε ότι έχουν παρατηρηθεί πολλές περιπτώσεις όπου έχουν βρεθεί ανωμαλίες σε αγορές οι οποίες μετά από την δημοσίευση τους εξαφανίζονται. Οπότε γεννάτε το ερώτημα αν οι ανωμαλίες προκύπτουν μελετώντας το συγκεκριμένο δείγμα και μόνο (*sample selection bias*) οπότε και δεν αποτελούν αξιόπιστη πηγή για να καταλήξουμε σε κάποιο γενικό συμπέρασμα ή αν όντως ισχύουν και εξαφανίστηκαν εξαιτίας των ενεργειών των επαγγελματιών της αγοράς.

Τέλος, όσον αφορά την Ελληνική Κεφαλαιαγορά για την οποία θα ελέγξουμε εμπειρικά αν οι μεταβλητές ME , BE/ME και DY επεξηγούν στατιστικά σημαντικό μέρος των μέσων διαστρωματικών αποδόσεων των μετοχών της, αξίζει να σημειώσουμε ότι τα τελευταία χρόνια ανακηρύσσεται σε ώριμη αγορά ακόμα και από μεγάλους επενδυτικούς οίκους του εξωτερικού. Το γεγονός αυτό οφείλεται στην επιτυχή πορεία της οικονομίας της Ελλάδας, των εισηγμένων εταιριών, του θεσμικού πλαισίου της κεφαλαιαγοράς, των τεχνολογιών και των άλλων επιτευγμάτων που έχουν διαδραματιστεί στην Ελλάδα την τελευταία κυρίως δεκαετία. Έτσι σε αντίθεση με το παρελθόν που η Ελληνική Κεφαλαιαγορά χαρακτηρίζόταν ως αναδυόμενη αγορά, η ωριμότητα της Ελληνικής Κεφαλαιαγοράς προσφέρει ασφάλεια στους επενδυτές του Χρηματιστηρίου Αξιών Αθηνών (X.A.A.) το οποίο πλέον θεωρείται ότι είναι αξιόπιστο και ότι αποτυπώνει τόσο την πορεία της ελληνικής οικονομίας όσο και την πορεία των εισηγμένων σ' αυτό εταιρειών.

1.3. Δομή της παρούσας εμπειρικής μελέτης

Στην παρούσα εργασία μετά απ' το εισαγωγικό **κεφάλαιο I** ακολουθεί το κεφάλαιο II στο οποίο γίνεται επισκόπηση της διεθνούς βιβλιογραφίας. Έτσι, στο **κεφάλαιο II** (επισκόπηση βιβλιογραφίας) θα αναλύσουμε άλλοτε περιληπτικά και άλλοτε αναλυτικά τα σημαντικότερα δημοσιευμένα επιστημονικά άρθρα που σχετίζονται με το CAPM, την EMH και τις επεξηγηματικές μεταβλητές που κατά

καιρούς έχει βρεθεί ότι εξηγούν στατιστικά σημαντικό μέρος της διακύμανσης των μέσων διαστρωματικών αποδόσεων των μετοχών. Συγκεκριμένα, αφού περιγράψουμε αναλυτικά το CAPM και την EMH, θα αναφερθούμε σε εμπειρικές μελέτες που αμφισβήτησαν τόσο το CAPM όσο και την EMH αφού καταλήγουν στο συμπέρασμα ότι και άλλες μεταβλητές εκτός απ' τον συστηματικό κίνδυνο (*beta*) εξηγούν τις μέσες διαστρωματικές αποδόσεις των μετοχών. Επίσης, θα αναφέρουμε και τους λόγους στους οποίους οφείλονται ή τουλάχιστον πιστεύετε ότι οφείλονται οι ανωμαλίες της αγοράς που αναφέρονται στην διεθνή βιβλιογραφία. Τέλος, θα παρουσιάσουμε και εμπειρικές μελέτες οι οποίες τάσσονται υπέρ του CAPM και της EMH αμφισβητώντας τις παραπάνω εμπειρικές μελέτες.

Στο κεφάλαιο III (προηγούμενες εμπειρικές μελέτες & μεθοδολογία) αρχικά θα αναφερθούμε στα αποτελέσματα των ολιγάριθμων εμπειρικών μελετών που έχουν γίνει στο X.A.A. με θέμα σχετικό με μεταβλητές που επεξηγούν τις μέσες διαστρωματικές αποδόσεις των μετοχών. Στην συνέχεια αφού περιγράψουμε τα δεδομένα και τις μεταβλητές που θα χρησιμοποιήσουμε κατά την εμπειρική μας μελέτη, θα περιγράψουμε τις μεθοδολογίες που θα εφαρμόσουμε: α) την μέθοδο / προσέγγιση ανάλυσης χαρτοφυλακίων (*portfolio analysis approach*) των Fama and French (1992) και β) παλινδρόμηση με διαστρωματικά δεδομένα (*cross-sectional regression – CSR*) των Fama and MacBeth (1973). Τέλος, θα περιγράψουμε τους έλεγχους υποθέσεων που θα διεξάγουμε κατά την εφαρμογή της δεύτερης μεθόδου.

Στο κεφάλαιο IV (εμπειρικά αποτελέσματα) θα παρουσιάσουμε αναλυτικά τα αποτελέσματα των μεθόδων που θα περιγράψουμε στο κεφάλαιο III και θα τα συγκρίνουμε με τα αποτελέσματα εμπειρικών μελετών που αφορούν τόσο το ελληνικό όσο και άλλα διεθνή μεγάλα χρηματιστήρια όπως για παράδειγμα της Αμερικής και του Ηνωμένου Βασίλειου.

Στο κεφάλαιο V (συμπεράσματα) αφού αναφέρουμε εν συντομίᾳ τον στόχο της μελέτης μας καθώς και την μεθοδολογία που ακολουθήσαμε θα παρουσιάσουμε συνοπτικά τα αποτελέσματα στα οποία καταλήξαμε ενώ θα κλείσουμε προτείνοντας κάποιο υπόδειγμα βάση του οποίου θα είναι δυνατόν να αποτιμώνται οι μετοχές και γενικότερα τα αξιόγραφα των εισηγμένων εταιριών του X.A.A.

Τέλος, ακολουθεί το **παράρτημα** που παρουσιάζονται αναλυτικά κάποια αποτελέσματα στα οποία έχουμε αναφερθεί επιγραμματικά στα κεφάλαια III και IV, καθώς και η **αρθρογραφία** και **βιβλιογραφία** την οποία χρησιμοποιήσαμε για την συγγραφή της παρούσας μελέτης - διατριβής.



ΚΕΦΑΛΑΙΟ ΙΙ

2. Επισκόπηση Βιβλιογραφίας

2.1. Γενικά

Τα αποτελέσματα ενός μεγάλου αριθμού εμπειρικών μελετών στις οποίες μεταβλητές που αφορούν θεμελιώδη μεγέθη εταιριών χρησιμοποιούνται ως επεξηγηματικές μεταβλητές ώστε να προσδιορίσουν την διαστρωματική (*cross-sectional*) σχέση που υπάρχει μεταξύ αυτών και των μέσων αποδόσεων των μετοχών, έρχονται σε αντίθεση με την **Υπόθεση της Αποτελεσματικής Αγοράς (Efficient Market Hypothesis - EMH)** καθώς και με το **Υπόδειγμα Αποτίμησης των Περιουσιακών στοιχείων (Capital Asset Pricing Model - CAPM)**.

Έτσι, ενώ το CAPM προσπαθεί να εξηγήσει πως συνδέονται η αναμενόμενη απόδοση και ο κίνδυνος των αξιόγραφων, η EMH προσπαθεί να εξηγήσει τον βαθμό, την ταχύτητα και την ακρίβεια με την οποία η αγορά ανταποκρίνεται σε κάθε νέα πληροφορία η οποία μπορεί να επηρεάσει και τελικά να ενσωματωθεί στις τιμές των αξιόγραφων. Έτσι, αν η αγορά αντιδρά με ταχύτητα και ακρίβεια, τότε οι τιμές των αξιογράφων θα προσαρμόζονται γρήγορα στα νέα επίπεδα ισορροπίας τους ενώ το αντίθετο θα συμβεί στην περίπτωση που η αγορά δεν αντιδρά με ταχύτητα και ακρίβεια. Οπότε, όπως γίνεται αντιληπτό, αν υποθέσουμε ότι ισχύει συγχρόνως η EMH και το CAPM, καταλήγουμε στο συμπέρασμα στο ότι η τιμή ενός αξιόγραφου αντανακλά την καλύτερη δυνατή εκτίμηση της θεμελιώδης - οικονομικής αξίας του. Για αυτό το λόγο, όταν ελέγχουμε αν ισχύει η υπόθεση της αποτελεσματικής αγοράς, στην ουσία διαπράττουμε έναν από κοινού έλεγχο που εξετάζει την αξιοπιστία ενός υποδείγματος αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων και τον βαθμό που οι τιμές της αγοράς ανταποκρίνονται σε αυτές που προκύπτουν από το συγκεκριμένο μοντέλο αποτίμησης¹. Αυτό όμως δεν σημαίνει ότι αν απορρίψουμε τον από κοινού έλεγχο

¹ Σύμφωνα με τον Fama (1970) η αποτελεσματικότητα της αγοράς πρέπει να ελέγχεται από κοινου με ένα μοντέλο για τις αναμενόμενες αποδόσεις (π.χ. το CAPM). Το πρόβλημα είναι ότι όλα τα μοντέλα που χρησιμοποιούνται για την εκτίμηση αναμενόμενων αποδόσεων δεν καταφέρνουν να εξηγήσουν τα συστηματικά πρότυπα (*patterns*) των μέσων αποδόσεων κατά τη διάρκεια οποιασδήποτε δειγματικής περιόδου. Οπότε οι έλεγχοι για την αποτελεσματικότητα της αγοράς είναι πάντα μεροληπτική λόγου του παραπάνω προβλήματος σχετικά με το μοντέλο που χρησιμοποιείται.

μπορούμε να καταλήξουμε στο συμπέρασμα ότι κάποια από της δύο υποθέσεις δεν ισχύει. Στην πραγματικότητα, οι απόψεις γύρω από αυτό το θέμα διίστανται. Είναι χαρακτηριστικό ότι ο Fama (1991) απαντά αρνητικά, χωρίς να αφήνει πολλά περιθώρια αμφισβήτησης της άποψης του, στην ερώτηση αν θεωρεί ότι η έρευνα που εξετάζει την αποτελεσματικότητα της αγοράς είναι μη ενδιαφέρον επειδή ελέγχεται από κοινού με ένα μοντέλο αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων ή ότι η έρευνα σχετικά με την αποτίμηση περιουσιακών στοιχείων δεν είναι ενδιαφέρον εξαιτίας της από κοινού υπόθεσης.

2.2. Αποτελεσματικές Αγορές (*Efficient Markets*)

Σε γενικές γραμμές, μια αγορά είναι αποτελεσματική όταν ισχύουν τα παρακάτω:

- Υπάρχουν πολλοί επενδυτές στην αγορά με σκοπό την μεγιστοποίηση των κερδών τους. Οι επενδυτές αυτοί αναλύουν και αποτιμούν τα αξιόγραφα στην αγορά ενώ παράλληλα δρουν ορθολογικά και ανεξάρτητα ο ένας απ' τον άλλων.
- Οι επενδυτές θα πρέπει να λαμβάνουν τις νέες πληροφορίες σχεδόν ταυτόχρονα και επιπλέον χωρίς κόστος.
- Η πληροφορίες πρέπει να φθάνουν στην αγορά με τυχαίο τρόπο και να είναι διαχρονικά ανεξάρτητες η μία απ' την άλλη.
- Τέλος, οι επενδυτές αντιδρούν γρήγορα και με ακρίβεια στις νέες πληροφορίες προκαλώντας στις τιμές των αξιογράφων τις κατάλληλες προσαρμογές. Οι προσαρμογές αυτές μπορεί να είναι είτε μεγαλύτερες είτε μικρότερες απ' αυτές που πρέπει αλλά πρέπει να είναι αμερόληπτες με την έννοια ότι κανείς δεν μπορεί να προβλέψει ποια προσαρμογή θα συμβεί.

Αρχικά, ο Fama (1970) κατηγοριοποίησε την αποτελεσματικότητα της αγοράς σε τρεις κατηγορίες και σε τρεις αντίστοιχες έρευνες ώστε να ελέγξει τις κατηγορίες αυτές: α) έρευνες για την **ασθενή μορφή της αποτελεσματικότητας της αγοράς** (*weak-form tests*), β) έρευνες για την **ημι-ισχυρή μορφή της αποτελεσματικότητας της αγοράς** (*semi-strong tests*) και γ) έρευνες για την **ισχυρή μορφή της αποτελεσματικότητας της αγοράς** (*strong-form tests*). Οι έρευνες της πρώτης κατηγορίας ελέγχουν αν οι σημερινές τιμές αντανακλούν πλήρως την πληροφορία που υπάρχει στα στοιχεία της χρηματιστηριακής αγοράς (παρελθοντικές τιμές μετοχών, μεταβολές τιμών, όγκο συναλλαγών, ύψος κάποιου χρηματιστηριακού δείκτη, κ.α.) δηλαδή αν η αγορά είναι αποτελεσματική στην ασθενή της μορφή. Όσον αφορά τις έρευνες της δεύτερης κατηγορίας, ελέγχουν αν οι σημερινές τιμές αντανακλούν όλη τις δημοσιευμένες πληροφορίες δηλαδή αν η αγορά είναι αποτελεσματική στην ημι-ισχυρή της μορφή². Τέλος, οι έρευνες της τρίτης κατηγορίας ελέγχουν αν οι τιμές στην αγορά αντανακλούν πλήρως όλες τις πληροφορίες, δημοσιευμένες και μη δημοσιευμένες δηλαδή αν η αγορά είναι αποτελεσματική στην ισχυρή της μορφή³.

Αργότερα, πάλι ο Fama (1991) αναθεώρησε την ονομασία των παραπάνω ερευνών και συγκεκριμένα τις ονόμασε ως: α) **έρευνες για πρόβλεψη αποδόσεων** (*tests for return predictability*), β) **έρευνες γεγονότων** (*event studies*)⁴ και γ) **έρευνες για εσωτερική πληροφόρηση** (*tests for private information*). Έτσι, όσον αφορά την πρώτη κατηγορία ερευνών, σύμφωνα με την τελευταία θεώρηση του Fama (1991), στις έρευνες για πρόβλεψη αποδόσεων υπάρχουν: έρευνες για πρόβλεψη με διαστρωματικά δεδομένα (*cross-section predictability*), έρευνες για ημερολογιακές επιδράσεις (*calendar effects*), έρευνες για την προβλεπτική ικανότητα από προηγούμενες αποδόσεις (*forecast power of past returns*), έρευνες για την προβλεπτική ικανότητα άλλων μεταβλητών (*forecast power of other variables*) και

² Αξίζει να σημειωσουμε ότι αν μια αγορά θεωρείται αποτελεσματική στην ημι-ισχυρή της μορφή τότε θεωρείται και αποτελεσματική και στην ασθενή της μορφή.

³ Ακόμα, αν μια αγορά θεωρείται αποτελεσματική στην ισχυρή της μορφή τότε θεωρείται και αποτελεσματική και στην ημι-ισχυρή της μορφή.

⁴ Στις έρευνες γεγονότων πρωτοαναφέρθηκαν οι Fama, Fisher, Jensen and Roll (1969). Για μια καλύτερη επανάληψη της συγκεκριμένης βιβλιογραφίας βλέπε Strong (1992), Armitage (1995), MacKinlay (1997), Binder (1998), Fama (1998), Barberis, Shleifer and Daniel (1998), Hirshleifer and Subrahmanyam (1998). Για μια ακριβής θεώρηση των στάνταρ μεθόδων που χρησιμοποιούνται για έρευνες γεγονότων, βλέπε Prabhala (1997). Για προβλήματα που παρουσιάζονται σχετικά με αποδόσεις που αφορούν το μακρινό μέλλον, βλέπε Barber and Lyon (1997a), Kothary and Warner (1997) και Lyon, Barber and Tsai (1998).

έρευνες μεταβλητότητας (*volatility tests*). Όσον αφορά την δεύτερη και την τρίτη κατηγορία ερευνών σύμφωνα με την τελευταία θεώρηση άλλαξε απλά η ονομασία τους.

2.3. Πρόβλεψη Αποδόσεων με Διαστρωματικά Δεδομένα (*Cross-Sectional Return Predictability*)

Στην ενότητα αυτή θα αναλύσουμε το **Υπόδειγμα Αποτίμησης Περιουσιακών Στοιχείων – CAPM** ενώ στις υποενότητες 2.3.3. και 2.3.4. θα αναλύσουμε την αλληλοσυσχέτιση μεταξύ των ανωμαλιών της αγοράς (*market anomalies*) και τις επεξηγήσεις των ανωμαλιών της αποτίμησης των περιουσιακών στοιχείων (*asset pricing anomalies*) αντίστοιχα.

2.3.1. Το Υπόδειγμα Αποτίμησης Περιουσιακών Στοιχείων (CAPM)

Είναι σαφές ότι δεν χρειάζεται κανείς να έχει σπουδαίες γνώσεις γύρω από την χρηματοοικονομική θεωρία ώστε να κατανοήσει ότι αν αναλάβει μια επένδυση η οποία ενέχει κάποιο κίνδυνο αναμένεται να ανταμειφθεί περισσότερο από ότι αν αναλάμβανε μια επένδυση με μηδενικό κίνδυνο. Συνεπώς, μια επένδυση η οποία ενέχει μεγαλύτερο κίνδυνο από μια άλλη, αναμένεται να αποδώσει περισσότερο. Η ιδέα αυτή οδήγησε πολλούς ερευνητές στην αναζήτηση ενός θεωρητικού μοντέλου το οποίο θα εξηγούσε πως σχετίζονται ο κίνδυνος μιας επένδυσης και η αναμενόμενη απόδοση της. Όμως, οι κοπιαστικές και χρονοβόρες προσπάθειες πολλών ερευνητών δεν είχαν τα αναμενόμενα αποτελέσματα. Δεν ισχύει όμως το ίδιο και για τους Sharpe (1964), Lintner (1965) και Mossin (1966) όπου μετά από εμπειρικές μελέτες κατάληξαν στο **Υπόδειγμα Αποτίμησης Περιουσιακών Στοιχείων**, ή **CAPM** όπως είναι γνωστό, το οποίο αργότερα επεκτάθηκε από τον Black (1972)⁵. Επιπλέον, το υπόδειγμα είχε ως βάση την θεωρία χαρτοφυλακίου του Harry Markowitz ο οποίος

⁵ Ο Black (1972) επέτρεψε το CAPM χωρίς ανοικτές πωλήσεις (*short sales*) και χωρίς την κατοχή ενός αξιόγραφου με μηδενικό κίνδυνο.

ανέπτυξε το γνωστό μοντέλο βελτιστοποίησης μέσου – διακύμανσης⁶. Το υπόδειγμα αυτό δεν θα ’ταν υπερβολή αν ισχυριζόμασταν ότι έφερε επανάσταση στην χρηματοοικονομική θεωρία αφού αποτέλεσε και αποτελεί ακόμα και στις μέρες μας ένα από τα βασικότερα υποδείγματα που χρησιμοποιούνται με σκοπό την δημιουργία αποτελεσματικών χαρτοφυλακίων.

Συγκεκριμένα, σύμφωνα με το CAPM, κάτω από κάποιες υποθέσεις⁷, στο σημείο ισορροπίας οι αναμενόμενες αποδόσεις των αξιογράφων είναι μία αύξουσα γραμμική συνάρτηση των *betas* (β_s) που έχουν στην αγορά. Επιπλέον, μόνο το *beta* ενός αξιογράφου, που αποτελεί ένα μέτρο του συστηματικού του κινδύνου, επηρεάζει την αναμενόμενη του απόδοση. Ακόμα, σύμφωνα με το CAPM οι επενδυτές που επενδύουν σε περιουσιακά στοιχεία που εμπειρίζουν και μη συστηματικό κίνδυνο δεν ανταμείβονται επιπλέον, αφού όπως είδαμε ανταμείβονται μόνο για τον συστηματικό κίνδυνο που αναλαμβάνουν. Αναλυτικότερα, σύμφωνα με την απλή εκδοχή του CAPM ισχύει ότι:

$$E(R_i) = R_f + \beta_i [E(R_m) - R_f] \quad (2.1)$$

όπου R_f είναι το επιτόκιο του ακίνδυνου αξιογράφου (απόδοση χωρίς κίνδυνο ή τιμή του χρόνου στην αγορά όπως αλλιώς λέγεται), $E(R_m)$ είναι η αναμενόμενη απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς⁸ και β_i είναι ο συστηματικός ή μη διαφοροποιήσιμος κίνδυνος του αξιογράφου i . Το β_i εμπειρικά υπολογίζετε βρίσκοντας την κλίση της παλινδρόμησης:

⁶ Για περισσότερες πληροφορίες βλέπε Harry Markowitz (1952 και 1959).

⁷ Το CAPM είναι ένα μοντέλο ισορροπίας το οποίο βασίζεται στις εξής υποθέσεις: α) όλοι επενδυτές μπορούν να δανείζουν και να δανείζονται απεριόριστα ποσά με επιτόκιο ίσο με αυτό του ακίνδυνου αξιογράφου β) οι επενδυτές έχουν αποστροφή στον κίνδυνο (*risk averse*) και επιπλέον έχουν ομογενείς πεποιθήσεις όσον αφορά τις αποδόσεις των μετοχών οι οποίες έχουν από κοινού κανονική κατανομή γ) δεν υπάρχουν φόροι και κόστη συναλλαγών δ) δεν υπάρχουν περιορισμοί όσον αφορά τις ανοικτές πωλήσεις και ε) οι πληροφορίες είναι διαθέσιμες σε οποιαδήποτε χρονική στιγμή για τον οποιοδήποτε και με μηδενικό κόστος.

⁸ Το χαρτοφυλάκιο της αγοράς αποτελείται από όλα τα υπάρχοντα περιουσιακά στοιχεία και κάθε στοιχείο συμμετέχει στο χαρτοφυλάκιο της αγοράς με ποσοστό ίσο με τον λόγο της αξίας του στην αγορά προς την συνολική αξία στην αγορά όλων των περιουσιακών στοιχείων.

$$(R_i - R_f) = \alpha_i + \beta_i (R_{mt} - R_f) + e_i \quad (2.2)$$

δηλαδή της παλινδρόμησης της επιπλέον απόδοσης ενός αξιόγραφου σε σχέση με το ακίνδυνο αξιόγραφο έναντι της αντίστοιχης επιπλέον απόδοσης του χαρτοφυλακίου της αγοράς.

Μια άλλη εκδοχή του CAPM (Black 1972) είναι το μοντέλο που χρησιμοποιείται για να εξηγήσουμε την διαστρωματική σχέση που υπάρχει μεταξύ περιουσιακών στοιχείων και συστηματικού κινδύνου. Συγκεκριμένα ισχύει ότι:

$$E(R_i) = \alpha_0 + \alpha_1 \beta_i \quad (2.3)$$

όπου

$$\beta_i = \frac{Cov(R_i, R_m)}{Var(R_m)} \quad (2.4)$$

και $\alpha_1 > 0$. Όμως για να είναι το παραπάνω μοντέλο σωστό πρέπει οι αγορές να είναι αποτελεσματικές και σε περίπτωση που τα εμπειρικά αποτελέσματα δεν ικανοποιούν το παραπάνω μοντέλο τότε υπάρχουν σοβαρές υποψίες για απόρριψη της από-κοινού υπόθεσης της αποτελεσματικής αγοράς - EMH και του υποδείγματος των περιουσιακών στοιχείων - CAPM.

Μία από τις πρώτες εμπειρικές μελέτες που είχαν ως στόχο να εξετάσουν κατά πόσο το CAPM είναι το κατάλληλο μοντέλο για την περιγραφή των αποδόσεων των μετοχών, έγινε από τους Black, Jensen and Scholes (1972). Συγκεκριμένα, παίρνοντας δεδομένα από το Χρηματιστήριο της Νέας Υόρκης (NYSE) και θεωρώντας ότι το CAPM είναι το κατάλληλο μοντέλο για την περιγραφή των αποδόσεων, κατάληξαν στο συμπέρασμα ότι δεν υπάρχουν αρκετές ενδείξεις απόρριψης του. Σε παρόμοια αποτελέσματα κατάληξαν και οι Fama and MacBeth (1973), αντλώντας και πάλι στοιχεία από το NYSE, όπου εξέτασαν κατά πόσο είναι σωστό να υποθέσει κανείς ότι

η σχέση που υπάρχει μεταξύ αποδόσεων και συστηματικού κινδύνου είναι γραμμική και ότι ο συστηματικός κίνδυνος είναι ο μοναδικός παράγοντας που εξηγεί την διασπορά των αποδόσεων.

Όμως, παρά τα ευνοϊκά αποτελέσματα που προέκυψαν από τις παραπάνω εμπειρικές μελέτες (στα οποία το CAPM οφείλει την τεράστια απίγχηση που είχε τόσο σε ακαδημαϊκούς όσο και σε επαγγελματίες επενδυτές), δεν έπαψαν και οι κριτικές ενάντια στο CAPM κυρίως λόγω των αυστηρών υποθέσεων στις οποίες στηρίζεται.

Συγκεκριμένα, ο πρώτος που αμφισβήτησε τις παραπάνω μελέτες, ήταν ο Roll (1977) όπου υποστήριξε ότι οι συγκεκριμένες μελέτες δεν μπορούν να αποτελέσουν στήριγμα για την εγκυρότητα του CAPM καθώς απέδειξε ότι μία αλλαγή του χαρτοφυλακίου που χρησιμοποιείται ως χαρτοφυλάκιο της αγοράς μπορεί να οδηγήσει σε διαφορετικά αποτελέσματα. Θα πρέπει να σημειωθεί ότι η κριτική του Roll (1977) στο CAPM είναι ότι δεν έχει αποδειχθεί ακόμα και όχι ότι είναι λανθασμένο. Όμως, μετά από πέντε χρόνια δέχθηκε κριτική και ο ίδιος ο Roll όταν ο Stambaugh (1982) στην προσπάθεια του να εξετάσει κατά πόσον ισχύει το CAPM χρησιμοποίησε ανάλυση εναισθησίας ώστε να ελέγξει κατά πόσο η επιλογή διαφορετικών χαρτοφυλακίων ως προσέγγιση για το χαρτοφυλάκιο της αγοράς επηρεάζει τα αποτελέσματα ελέγχου του CAPM. Τα αποτελέσματα της έρευνας του ήταν διαφορετικά από ότι υποστήριξε ο Roll (1977) αφού βρήκε ότι η σύνθεση του χαρτοφυλακίου της αγοράς δεν παίζει σημαντικό ρόλο ώστε να ελέγχουμε κατά πόσο το CAPM συμβαδίζει με την πραγματικότητα.

Όπως είδαμε το CAPM περιγράφεται απ' την (2.1). Η συγκεκριμένη εκδοχή του CAPM είναι γνωστή και ως **υπόδειγμα αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων ενός δείκτη**. Επιπλέον, η σχέση (2.1) αποτελεί την αλγεβρική απεικόνιση της γραμμής αγοράς αξιογράφων (*security market line – SML*).

Κυρίως μετά το 1985 παρουσιάστηκαν πολλές μελέτες⁹ οι οποίες αμφισβήτησαν το υπόδειγμα αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων ενός δείκτη και υποστήριξαν μοντέλα αποτίμησης με δυναμικά χαρακτηριστικά (παράμετροι που

⁹ Βλέπε Gibbons and Ferson (1985), Harvey (1989), Ferson and Harvey (1991), Ferson and Korajczyk (1995) καθώς και Ghysels (1998).

αλλάζουν διαχρονικά) καθώς και με πιο συγκεκριμένα χαρακτηριστικά για το χαρτοφυλάκιο της αγοράς. Τα νέα μοντέλα αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων είχαν σαν σκοπό είτε να αναθεωρήσουν τη θεωρητική βάση του CAPM, είτε να θεωρήσουν ως μεταβλητές που ερμηνεύουν τις μέσες διαστρωματικές αποδόσεις των μετοχών, μεταβλητές που αφορούν τις υπό εξέταση εταιρείες (*company specific variable / c-s-v*).

Τα κυριότερα από τα θεωρητικά μοντέλα τα οποία αναθεωρούσαν τη βάση του CAPM ήταν τα:

α) **Υπόδειγμα Αποτίμησης Περιουσιακών Στοιχείων με Πολλαπλούς Συντελεστές** (*Intertemporal Capital Asset Pricing Model*, Merton (1973))

β) **Υπόδειγμα Αποτίμησης Περιουσιακών Στοιχείων με Εξισορροπητική Αγοραπωλησία** (*Arbitrage Pricing Theory – APT*, Ross (1976)) και

γ) **Υπόδειγμα Αποτίμησης Περιουσιακών Στοιχείων με Κατανάλωση** (*Consumption Capital Asset Pricing Model*, Breeden (1979))

Εμπειρικές μελέτες που έγιναν με σκοπό να εξετάσουν το τρίτο μοντέλο το οποίο χρησιμοποιεί την κατανάλωση σαν ερμηνευτική μεταβλητή κατέληξαν στο συμπέρασμα ότι δεν ήταν και τόσο υποσχόμενο¹⁰ σε αντίθεση με το *Intertemporal CAPM*¹¹ και γενικότερα με άλλα γραμμικά μοντέλα¹².

¹⁰ Βλέπε Hansen and Singleton (1982), Epstein and Zin (1991), Cochrane and Hansen (1992) καθώς και Hansen and Jagannathan (1997)

¹¹ Βλέπε τους Chen, Roll and Ross (1986), Connor and Korajczyk (1988), Cochrane (1991a και 1996), Ferson and Harvey (1992) καθώς επίσης και Jagannathan and Wang (1996).

Όσον αφορά τα μοντέλα όπου για να εξηγήσουν τις διαστρωματικές διαφορές που υπάρχουν στις αναμενόμενες αποδόσεις εταιρειών χρησιμοποιούσαν μεταβλητές που αφορούν χαρακτηριστικά των συγκεκριμένων εταιρειών, σύμφωνα με εμπειρικές μελέτες, μερικές από τις μεταβλητές που μπορούν να χρησιμοποιηθούν ως επεξηγηματικές αφού εξηγούν ένα σημαντικό ποσοστό της μεταβλητότητας των μέσων διαστρωματικών αποδόσεων των μετοχών είναι οι παρακάτω:

- Το μέγεθος (*size*) της εταιρίας (Banz (1981))
- Ο λόγος των κερδών ανά μετοχή (*earnings per share*) προς την τιμή (*price*) της μετοχής (Basu (1983))
- Η μόχλευση (*leverage*) της εταιρείας (Bhandari (1988))
- Η λογιστική αξία (*book value*) προς την χρηματιστηριακή αξία (*market value*) του μετοχικού κεφαλαίου της εταιρείας (Rosemburg, Reid and Lanstein (1985) καθώς και Fama and French (1992))
- Ο λόγος των ταμειακών ροών (*cash flows*) προς την τιμή (*price*) της μετοχής (Chan, Hamao and Lakonishok (1991))

¹² Βλέπε Fama and French (1993) όσον αφορά τα γραμμικά μοντέλα ενώ συγκεκριμένα όσον αφορά το APT βλέπε Roll and Ross (1980), Shanken (1982), Dybuing and Ross (1985), Connor and Corajczyck (1993 και 1995) καθώς και τους Dhrymes, Friend and Gultekin (1984).

- Ο ρυθμός αύξησης των πωλήσεων του παρελθόντος (Lakonishok, Shleifer and Vishny (1994))

Συνοψίζοντας, ενώ αρχικά οι Sharpe (1964), Lintner (1965) και Mossin (1966) κατάληξαν ότι ο συστηματικός κίνδυνος της μετοχής (*beta*) είναι ο μοναδικός παράγοντας που εξηγεί την μεταβλητότητα της απόδοσης της, μετέπειτα άλλοι ερευνητές κατέληξαν στο συμπέρασμα ότι και άλλες μεταβλητές μπορούν να εξηγήσουν πως μεταβάλλεται η απόδοση της μετοχής. Έτσι ανάμεσα στα τόσα μοντέλα αποτίμησης αποδόσεων μετοχών τίθεται το ερώτημα πιο είναι το καταλληλότερο μοντέλο για να εξηγήσουμε πως μεταβάλλονται οι αποδόσεις των μετοχών ή ακόμα σωστότερα, πιο είναι το καταλληλότερο μοντέλο ώστε να εξηγήσουμε πως μεταβάλλονται οι διαστρωματικές μέσες αποδόσεις των μετοχών. Στην πράξη, τρεις είναι οι πιο διαδεδομένες τεχνικές που χρησιμοποιούνται για να απαντήσουμε στο παραπάνω ερώτημα: α) **Παλινδρομήσεις με διαστρωματικά δεδομένα** (*Cross-Sectional Regressions – CRS*) β) **Γενικευμένη Μέθοδο των Ροπών** (*Generalized Method of Moments - GMM*) και γ) **Παλινδρομήσεις που είναι Φαινομενικά Ασυχέτιστες** (*Seemingly Unrelated Regressions – SUR*). Τέλος, η μεθοδολογία που χρησιμοποιείται περισσότερο και εφαρμόστηκε για πρώτη φορά απ' τους Fama and MacBeth (1973) και έχει ως στόχο να εξετάσει αν μεταβλητές που αφορούν χαρακτηριστικά μεμονωμένων εταιριών (*company specific variable / c-s-v*) (πέρα από το συστηματικό κίνδυνο των εταιριών αυτών δηλαδή το *beta*) εξηγούν τις μέσες διαστρωματικές αποδόσεις των μετοχών τους. Κατά πόσον οι μεταβλητές που εξετάζονται κρίνονται κατάλληλες, εξαρτάται κυρίως απ' το αν είναι στατιστικά σημαντικές ενώ δεν δίνεται πολύ έμφαση στο αν είναι οικονομικά σημαντικές δηλαδή αν η συσχέτιση των μεταβλητών αυτών με τις αποδόσεις των μετοχών συμβαδίζει με την οικονομική θεωρία.

2.3.2. Ανωμαλίες Τιμολόγησης Περιουσιακών Στοιχείων (*Asset Pricing Anomalies*)

Τα τελευταία 20 με 25 χρόνια πολλοί ερευνητές έχουν δημοσιεύσει εμπειρικές μελέτες οι οποίες κατακρίνουν τόσο το CAPM όσο και την EMH. Σύμφωνα με τις παραπάνω έρευνες έχει βρεθεί ένας μεγάλος αριθμός μεταβλητών, πέρα απ' το *beta*, εξηγεί τον τρόπο με τον οποίο μεταβάλλονται οι μέσες διαστρωματικές αποδόσεις των μετοχών. Στην διεθνή βιβλιογραφία το φαινόμενο αυτό είναι γνωστό ως *Ανωμαλίες Τιμολόγησης Περιουσιακών Στοιχείων* (*Asset Pricing Anomalies*) ή *Ανωμαλίες της Αγοράς* (*Market Anomalies*) ενώ δεν έχει βρεθεί μέχρι και σήμερα μια ικανοποιητική εξήγηση του φαινομένου αυτού. Παρακάτω ακολουθεί μια εκτενή περιγραφή των ανωμαλιών της αγοράς. Ανάλογα με την σημαντικότητα τους στην διεθνή βιβλιογραφία αλλά και με την επεξηγηματικότητα τους, που έχει βρεθεί ότι έχουν στις εμπειρικές μελέτες που έχουν διεξαχθεί, άλλες μεταβλητές αναλύονται διεξοδικά και άλλες λιγότερα διεξοδικά.

Στο σημείο αυτό, κλείνοντας την παράγραφο αυτή, θα πρέπει ν' αναφέρουμε ότι οι εμπειρικές μελέτες που εξετάζουν την αποτελεσματικότητα των αγορών, εξετάζουν τη συνέπεια με την οποία μπορούν οι επενδυτές ν' αποκομίσουν μη-κινδύνου αποδόσεις δηλαδή αποδόσεις που αντιστοιχούν σε υψηλότερα επίπεδα κινδύνου απ' αυτά που έχουν αναλάβει. Όμως, αυτό δεν σημαίνει ότι οι αγορές δεν εμφανίζουν υστερήσεις στην επεξεργασία των διάφορων πληροφοριών και ότι αποτιμούν τις μετοχές πάντοτε στην οικονομική τους αξία. Επιπλέον, αυτό δεν σημαίνει ότι δεν υπάρχει πιθανότητα ορισμένοι επενδυτές ν' απολαμβάνουν υπερκανονικές αποδόσεις (*abnormal returns*) βραχυπρόθεσμα. Αυτό που η θεωρία υποστηρίζει είναι ότι οι επενδυτές δεν μπορούν ν' εκμεταλλευθούν τις αποκλίσεις των τιμών των μετοχών απ' τις οικονομικές τους αξίες, έτσι ώστε ν' αποκομίσουν υπερκανονικές αποδόσεις με διαχρονική συνέπεια.

2.3.2.1. Η Επίδραση του Μεγέθους της Εταιρείας (*Size Effect*)

Μια από τις πιο διαδεδομένες περιπτώσεις ανωμαλίας τιμολόγησης περιουσιακών στοιχείων είναι η επίδραση του μεγέθους μιας εταιρίας ή *size effect*

όπως είναι γνωστό στην διεθνή βιβλιογραφία. Οι εμπειρικές μελέτες που έχουν γίνει με σκοπό να εξετάσουν πως επηρεάζει το μέγεθος μιας εταιρίας την μέση απόδοση της μετοχής της είναι πάρα πολλές. Όμως, αυτός που πρώτος έδειξε πως το μέγεθος μιας εταιρίας (η χρηματιστηριακή αξία του μετοχικού κεφαλαίου μιας εταιρείας) είναι αρνητικά συσχετισμένο με την μέση απόδοση της μετοχής της ήταν ο Banz (1981) ο οποίος για να καταλήξει σ' αυτό το συμπέρασμα χρησιμοποίησε την μεθοδολογία των Fama and MacBeth (1973) αφού στις παλινδρομήσεις που έτρεξε χρησιμοποίησε διαστρωματικά δεδομένα. Συγκεκριμένα, χρησιμοποιώντας μηνιαία στοιχεία για όλες τις εισηγμένες εταιρίες στο Χρηματιστήριο της Νέας Υόρκης κατά την περίοδο 1931-1975 εκτίμησε το παρακάτω μοντέλο:

$$E(R_i) = \alpha_0 + \alpha_1 \beta_i + \alpha_2 \ln MV_i + \varepsilon, \quad (2.5)$$

όπου $E(R_i)$ είναι η αναμενόμενη απόδοση της μετοχής της εταιρίας i , β_i είναι το *beta* της μετοχής της εταιρίας i , $\ln MV_i$ είναι ο φυσικός λογάριθμος της χρηματιστηριακής αξίας την εποχής της i εταιρίας ενώ τα α_0 , α_1 και α_2 είναι παράμετροι. Τέλος, το ε είναι ο διαταρακτικός όρος της παλινδρόμησης.

Το παραπάνω μοντέλο κατά την εμπειρική μελέτη εκτιμήθηκε τόσο κατά την διάρκεια όλου του δείγματος όσο και σε υποπεριόδους του καταλήγοντας πολλές φορές σε διαφορετικά αποτελέσματα όπως άλλωστε συμβαίνει στις περισσότερες αντίστοιχες εμπειρικές μελέτες. Όμως, το γενικό συμπέρασμα στο οποίο κατάληξε ήταν ότι όταν τα δεδομένα τα οποία χρησιμοποιούμε κατά την έρευνα είναι διαστρωματικά, τότε το μέγεθος μιας εταιρίας σχετίζεται αρνητικά με την μέση απόδοση της μετοχής, τόσο όταν προσαρμόζουμε τα δεδομένα μας έτσι ώστε ο συστηματικός κίνδυνος (*beta*) της κάθε εταιρίας να μην μπορεί να επηρεάσει τα αποτελέσματα μας (δηλαδή όταν κάνουμε αντιστάθμιση συστηματικού κινδύνου σχηματίζοντας χαρτοφυλάκια με βάση τα *betas* των μετοχών) όσο και όταν τα δεδομένα μας είναι τέτοια που ο συστηματικός κίνδυνος μπορεί να επηρεάσει τα αποτελέσματα μας. Οπότε, σύμφωνα με τον Banz (1981), το CAPM δεν είναι το κατάλληλο μοντέλο αποτίμησης περιόδουσιακών στοιχείων αφού εκτός από το *beta*, και

το μέγεθος μιας εταιρίας (MV) θα πρέπει να θεωρηθεί ως παράγοντας που επηρεάζει τις μέσες διαστρωματικές αποδόσεις των μετοχών. Βέβαια, όπως αναφέραμε στην αρχή της παρούσας ενότητας, δεν ήταν μόνο ο Banz (1981) ο οποίος εξέτασε κατά πόσο το μέγεθος μιας εταιρίας μπορεί να χρησιμοποιηθεί ως επεξηγηματική μεταβλητή για τις μέσες διαστρωματικές αποδόσεις των μετοχών. Επιπλέον, οι έρευνες που έγιναν δεν αφορούσαν μόνο το χρηματιστήριο της Νέας Υόρκης αλλά και άλλα χρηματιστήρια όπως το χρηματιστήριο της Αυστραλίας (Brown et al (1983)), του Καναδά (Berges et al (1964)), της Ιαπωνίας (Kubota et al (1998)) καθώς και άλλα.

Μια παρόμοια έρευνα με τον Banz (1981), έγινε απ' τους Fama and French (1992). Όπως αρχικά ο Banz (1981) έδειξε ότι οι μέσες διαστρωματικές αποδόσεις των μετοχών σχετίζονται όχι μόνο με τον συστηματικό κίνδυνο της κάθε μετοχής αλλά και με το μέγεθος της εταιρίας, έτσι και οι Fama and French (1992) κατέληξαν στο ίδιο συμπέρασμα με την διαφορά ότι βρήκαν μια επιπλέον επεξηγηματική μεταβλητή, τον λόγο *BE/ME* δηλαδή τον λόγο της λογιστικής προς την χρηματιστηριακή αξία των μετοχικού κεφαλαίου μιας εταιρίας¹³. Συγκεκριμένα, όπως και ο Banz, διεξήγαν έρευνα τόσο σε ολόκληρη την περίοδο του δείγματος (1963-1990) όσο και σε υποπεριόδους. Το συμπέρασμα στο οποίο κατάληξαν, ήταν ότι οι εταιρείες μικρού μεγέθους έχουν κατά μέσο όρο όρο θετική ανταμοιβή (*premium*) στις μέσες διαστρωματικές αποδόσεις των μετοχών τους όπως και οι εταιρείες με μεγάλο λόγο λογιστικής προς χρηματιστηριακής αξίας του μετοχικού τους κεφαλαίου (*BE/ME*). Επιπλέον, όσον αφορά τα αποτελέσματα τους κατά την μελέτη τους σε ολόκληρο δείγμα, κατάληξαν στο συμπέρασμα ότι οι επενδυτές δεν ανταμείβονται επενδύοντας σε μετοχές με υψηλό συστηματικό κίνδυνο (δηλαδή το *beta* ήταν στατιστικά μη σημαντικό). Ακόμα, αξίζει να σημειωθεί ότι οι Fama και French (1992) έκαναν την παραπάνω έρευνα σε μετοχές του NYSE (*New York Stock Exchange*), του AMEX (*American Stock Exchange*) και του NASDAQ (*National Association of Security Dealers Automated Quotation*).

Τέλος, τόσο η έρευνα του Banz (1981) όσο και αυτές των Fama and French (1992) αλλά και άλλων ερευνητών, ενίσχυσαν τις όποιες επιφυλάξεις υπήρχαν από

¹³ Στην πραγματικότητα οι Fama and French (1992) χρησιμοποίησαν τους φυσικούς λογαρίθμους των μεταβλητών MVE και BE/ME.

πολλούς ερευνητές σχετικά με το αν τελικά το CAPM είναι το σωστό μοντέλο τιμολόγησης περιουσιακών στοιχείων.

Ένα χρόνο αργότερα, οι Fama and French (1993) διευρύνοντας την προηγούμενη τους μελέτη κατέληξαν στο μοντέλο που σήμερα είναι γνωστό και ως **μοντέλο τριών μεταβλητών** (*three factor model*)¹⁴. Στηριζόμενοι στο γεγονός ότι οι τρεις μεταβλητές του μοντέλου τους περιγράφουν ικανοποιητικά τις μέσες διαστρωματικές αποδόσεις των μετοχών, ισχυρίστηκαν ότι το μοντέλο αυτό είναι κατάλληλο για την επιλογή χαρτοφυλακίου, για την αποτίμηση της απόδοσης ενός χαρτοφυλακίου, για τον υπολογισμό υπερκανονικών αποδόσεων σε έρευνες γεγονότων (*event studies*) και για τον υπολογισμό του κόστους κεφαλαίου (*cost of capital – c.o.c.*) μιας επιχείρησης, ανεξάρτητα απ' το αν οι τρεις αυτές μεταβλητές είναι οι πραγματικές αιτίες για την μεταβλητότητα που παρατηρείται στις αποδόσεις των μετοχών. Έπειτα από τέσσερα χρόνια, στο μοντέλο των Fama and French (1993) προστέθηκε μια ακόμα μεταβλητή απ' τον Carhart (1997). Η μεταβλητή αυτήν ήταν η απόδοση ενός χαρτοφυλακίου το οποίο αποτελούνταν από μετοχές οι οποίες είχαν υψηλές αποδόσεις κατά την διάρκεια των τελευταίων μηνών. Στο σημείο αυτό αξίζει να αναφέρουμε και μια πρόσφατη έρευνα που έγινε απ' τους Charitou and Eleni (2004). Οι τελευταίοι, χρησιμοποιώντας δεδομένα για την χρονική περίοδο 1992-2001 που αφορούσαν το χρηματιστήριο της Ιαπωνίας εξέτασαν εμπειρικά το *three factor model* των Fama and French (1993). Κατάληξαν στο συμπέρασμα ότι το μοντέλο των Fama και French (1993) εξηγεί καλύτερα τις υπό εξέταση μέσες διαστρωματικές αποδόσεις απ' ότι το CAPM και επιπλέον ότι το *size effect* είναι υπαρκτό στην Ιαπωνική αγορά κατά την περίοδο που έγινε η έρευνα. Όμως, όταν εξέτασαν την σχέση που υπάρχει μεταξύ μεγέθους και των μέσων διαστρωματικών αποδόσεων των χαρτοφυλακίων που είχαν σχηματίσει βάση του λόγου “*λογιστική προς χρηματιστηριακή αξία των μετοχικού κεφαλαίου*” (BE/ME), βρήκαν ότι η σχέση είναι αρνητική για τα χαρτοφυλάκια των μετοχών με χαμηλό καθώς και μεσαίο λόγο BE/ME ενώ αντιθέτως είναι θετική για τα χαρτοφυλάκια που αποτελούνταν από

¹⁴To μοντέλο που χρησιμοποίησαν οι Fama and French (1993) είναι το εξής: $E(R_i) - r_f = \beta_{im}[E(R_m) - r_f] + \beta_{i,SMB}E(SMB) + \beta_{i,HML}E(HML)$ όπου SMB είναι ένα χαρτοφυλάκιο το οποίο μιμείται τον παράγοντα κινδύνου μέγεθος της εταιρείας, και HML είναι ένα χαρτοφυλάκιο το οποίο μιμείται τον παράγοντα κινδύνου λογιστική προς χρηματιστηριακή αξία των μετοχικού κεφαλαίου της εταιρίας. Για περισσότερες λεπτομέρειες, βλέπε Fama and French (1993).

μετοχές με υψηλό λόγο BE/ME. Τέλος, όπως χαρακτηριστικά αναφέρουν, το *size effect* είναι μεν υπαρκτό στην Ιαπωνική αγορά αλλά όχι όσο στην Αμερικανική.

Όσον αφορά αγορές οι οποίες δεν είναι τόσο προηγμένες όπως για παράδειγμα της Αμερικής, οι Claessens, Dasgupta and Clen (1995) μετά από έρευνες που έκαναν σε όχι και τόσο αναπτυγμένες αγορές κατάληξαν στο εξής συμπέρασμα: Σ' αυτές τις αγορές, παρά το γεγονός ότι οι υπερκανονικές αποδόσεις είναι αρκετά συνηθισμένο φαινόμενο, ούτε ο συστηματικός κίνδυνος αλλά ούτε και το μέγεθος μιας εταιρίας σχετίζονται με τις αποδόσεις των μετοχών αλλά και ακόμα όταν σχετίζονται, σίγουρα ο βαθμός συσχέτισης τους δεν είναι τόσο μεγάλος όσο στις αναπτυγμένες αγορές.

Τέλος, όσον αφορά το Χρηματιστήριο Αξιών Αθηνών (X.A.A.), σε έρευνα που έγινε από τους Διακογιάννη και Σεγρεδάκη (1996) με δείγμα 112 μετοχών εισηγμένων εταιριών για την περίοδο 1989-1994, εξετάστηκε κατά πόσο ο συστηματικός κίνδυνος και το μέγεθος μιας εταιρίας μπορούν να επηρεάσουν τις αποδόσεις των μετοχών. Κατάληξαν σε συμπέρασμα διαφορετικό από αυτό του Banz (1981). Συγκεκριμένα, βρήκαν ότι στην περίπτωση του Ελληνικού Χρηματιστηρίου, δεν υπάρχει σχέση μεταξύ αναμενόμενης απόδοσης και συστηματικού κινδύνου και επιπλέον ότι το μέγεθος των εταιριών δεν διαδραματίζει σημαντικό ρόλο στο μηχανισμό διαμόρφωσης των αναμενόμενων αποδόσεων των μετοχών τουλάχιστον κατά την περίοδο της μελέτης. Αντίθετα, πέντε χρόνια αργότερα οι Leledakis, Davidson and Karathanasis (2001), κατάληξαν στο συμπέρασμα ότι το μέγεθος μιας εταιρίας είναι στατιστικά σημαντικός παράγοντας και μάλιστα από τους σημαντικότερους παράγοντες που επηρεάζουν την διαστρωματική μέση απόδοση των μετοχών. Το γεγονός αυτό, σύμφωνα με τους Leledakis, Davidson and Karathanasis (2003), αποδίδεται στο ότι σε μια χρηματιστηριακή αγορά όπως η ελληνική, όπου ο κίνδυνος είναι πολύ μεγαλύτερος σε σχέση με τον κίνδυνο που υπάρχει σε αγορές του εξωτερικού όπως για παράδειγμα στο Χρηματιστήριο της Αγγλίας, το μέγεθος μιας εταιρίας είναι μια μεταβλητή η οποία συσχετίζεται με ένα μεγάλο αριθμό κινδύνων οι οποίοι δεν υφίστανται, τουλάχιστον σε τόσο μεγάλο βαθμό, σε πιο προηγμένα χρηματιστήρια. Τέλος, σε εμπειρική μελέτη που έγινε απ' τους Χατζηγάγιος, Λιακάκης και Λυρούδη (2003) με δεδομένα που αφορούσαν την χρονική περίοδο 1993-1999 κατάληξαν στο συμπέρασμα ότι στο X.A.A. κατά την χρονική περίοδο 1995-1999, το μέγεθος των

εταιριών δεν διαδραματίζει σημαντικό ρόλο στη διαμόρφωση των μέσων αναμενόμενων διαστρωματικών αποδόσεων των μετοχών ενώ αξίζει να σημειωθεί ότι μόνο κατά την περίοδο Ιανουάριος 1999 - Ιούλιος 1999 παρατηρείται να υπάρχει ισχυρό *size effect*.

Στην ενότητα που ακολουθεί, θα δούμε πιο αναλυτικά επεξηγήσεις σχετικά με το *size effect* σε γενικότερα πλαίσια και όχι μόνο για την περίπτωση του Χρηματιστηρίου Αθηνών όπου και αναφερθήκαμε στην προηγούμενη παράγραφο.

2.3.2.1.1. Εξήγηση του Size Effect

Όπως είδαμε υπάρχει ένας μεγάλος αριθμός ερευνών τα αποτελέσματα των οποίων υποστηρίζουν ότι εταιρείες με μικρή κεφαλαιοποίηση τείνουν να έχουν μεγαλύτερες μέσες αποδόσεις από αυτές με μεγάλη κεφαλαιοποίηση. Επιπλέον είδαμε ότι το φαινόμενο αυτό στην διεθνή βιβλιογραφία αναφέρεται ως **Ανωμαλία Τιμολόγησης Περιουσιακών Στοιχείων**. Στην ενότητα αυτή θα αναφερθούμε εκτενέστερα σε επεξηγήσεις που έχουν δοθεί από διάφορους ερευνητές αλλά και ακαδημαϊκούς σχετικά με αυτό το φαινόμενο. Συγκεκριμένα, οι επεξηγήσεις που έχουν δοθεί είναι οι παρακάτω:

a) Λανθασμένη εκτίμηση του κινδύνου (*Misestimation of Risk*)

Αρχικά ο Roll (1981) υποστήριξε ότι το *size effect* οφείλεται στο γεγονός ότι οι συναλλαγές εταιριών μικρού μεγέθους δεν είναι τόσο συχνές όσο αυτές μεγάλων εταιριών καθώς και ότι δεν είναι συγχρονισμένες. Το γεγονός αυτό έχει σαν συνέπεια πολλές φορές στην προσπάθεια μας να εκτιμήσουμε τον πραγματικό κίνδυνο μιας μετοχής (όπως για παράδειγμα το πραγματικό *beta*) μιας μικρής εταιρίας ή ενός χαρτοφυλακίου που αποτελείται από μετοχές μικρών εταιριών, να τον υποεκτιμάμε ιδιαίτερα όταν οι μετρήσεις γίνονται σε πολλή μικρά χρονικά διαστήματα. Στην άποψη αυτή του Roll «στάτησε» ο Reinganum (1982) ο οποίος δημιούργησε 10 χαρτοφυλάκια

με μοναδικό κριτήριο το μέγεθος των εταιριών δηλαδή την χρηματιστηριακή τους αξία και τα αποτελέσματα στα οποία κατάληξε ταυτίζόταν με τον παραπάνω ισχυρισμό του Roll (1981) (δηλαδή ότι το *size effect* οφείλεται στα υποεκτιμημένα *betas*).

Όμως, εκτός από τους παραπάνω, αντίστοιχες εμπειρικές έρευνες έκαναν και οι Chan and Chen (1988) όπου χρησιμοποιώντας ακριβέστερες εκτιμήσεις του συστηματικού κινδύνου - *beta* καθώς και του χαρτοφυλακίου της αγοράς, και επιπλέον αφήνοντας τις να αλλάζουν διαχρονικά, βρήκαν ότι το μέγεθος της εταιρίας δεν ανταμείβεται ξεχωριστά. Παρόμοιες μελέτες έγιναν και από τους Handa, Kothari and Wasely (1989) καθώς επίσης και από τον Jagadeesh (1992). Οι πρώτοι κατάληξαν στο συμπέρασμα ότι το *size effect* οφείλεται σε λανθασμένες εκτιμήσεις των *betas* και ότι είναι προτιμότερο να χρησιμοποιούνται ετήσιες εκτιμήσεις των *betas* και όχι μηνιαίες. Τέλος, ο Jagadeesh (1992) σχημάτισε χαρτοφυλάκια έτσι ώστε η συσχέτιση μεταξύ μεγέθους και *beta* να είναι μικρή. Απέδειξε ότι τα *betas* δεν μπορούν να εξηγήσουν το *size effect* και συνεπώς ότι το *size effect* δεν σχετίζεται με τον συστηματικό κίνδυνο. Παράλληλα απέδειξε ότι τα αποτελέσματα της έρευνας του δεν επηρεάζονται απ' την μέθοδο που χρησιμοποιείται για τον υπολογισμό των *betas*.

β) Λανθασμένη εκτίμηση της απόδοσης (*Misestimation of Return*)

Εκτός από την λανθασμένη εκτίμηση του κινδύνου ως αιτία του *size effect* υπάρχει και η άποψη της λανθασμένης εκτίμησης της απόδοσης όπου υποστηρίχτηκε από τον Roll (1983a) καθώς και από τους Blume and Strambaugh (1983). Ο Roll (1983a) έδειξε ότι στην προσπάθεια μας ν' υπολογίσουμε τις μέσες αποδόσεις χαρτοφυλακίων που αποτελούνται από μετοχές μικρών εταιριών καταλήγουμε σε διαφορετικά αποτελέσματα ανάλογα με το διάστημα που χρησιμοποιείται για την επαναεξισορρόπηση του χαρτοφυλακίου. Συγκεκριμένα, όταν αυτό αυξάνεται οι μέσες αποδόσεις μειώνονται ενώ σταθεροποιούνται όταν είναι μεγαλύτερο ή ίσο με ένα μήνα. Οι Blume and Strambaugh (1983) υποστήριξαν ότι αν επαναεξισορροπούμε το χαρτοφυλάκιο μας καθημερινά, τότε οι εκτιμήσεις των μέσων αποδόσεων των χαρτοφυλακίων μικρών εταιριών είναι υπερεκτιμημένες λόγω της μεροληψίας που

οφείλεται στην διαφορά ανάμεσα στην τιμή προσφοράς και ζήτησης (*bid-ask spreads*).

Συνοψίζοντας, σύμφωνα με τον Roll (1983a) και τους Blume and Strambaugh (1983), τα όποια εμπειρικά αποτελέσματα έχουν βρεθεί σχετικά με το *size effect* είναι αμφισβητούμενα αφού η μεθοδολογία η οποία χρησιμοποιείται κατά τον υπολογισμό των μέσων αποδόσεων παίζει σημαντικό ρόλο και διαφορετικές μεθοδολογίες οδηγούν σε διαφορετικά αποτελέσματα.

γ) Μη-στασιμότητα του συστηματικού κινδύνου-*beta* (*Non-stationarity of beta*)

Σύμφωνα με την χρηματοοικονομική θεωρία, όταν μια εταιρεία είναι μοχλευμένη, ταυτόχρονα αυξάνεται και ο κίνδυνος της με αποτέλεσμα η αξία της μετοχής της μειωθεί αυτόματα. Έτσι, όταν υποθέτουμε ότι ο συστηματικός ή διαφοροποιήσιμος κίνδυνος είναι σταθερός, πολλές φορές οδηγούμαστε σε λανθασμένα συμπεράσματα αφού τον υποεκτιμούμε για τις μοχλευμένες εταιρείες που η αξία των μετοχών τους έχει πέσει. Οι Christie and Hertzel (1981) ήταν αντίθετοι με αυτήν την άποψη αφού βρήκαν ότι ακόμα και όταν γίνει η κατάλληλη προσαρμογή στον κίνδυνο των μέσων αποδόσεων το *size effect* παραμένει.

δ) Ανεπάρκεια του CAPM (*Inadequacy of the CAPM*)

Βασιζόμενος στην **Θεωρία Αποτίμησης με Εξισορροπητική Αγοραπωλησία** (APT) (Roll (1976)), ο Chen (1983) υποστήριξε ότι το *size effect* ερμηνεύεται από μεταβλητές κινδύνου που χρησιμοποιούνται στη παραπάνω θεωρία και έχουν κυρίως οικονομική σημασία. Αργότερα, οι Chan, Chen and Hsieh (1985) εφαρμόζοντας ένα πολυμεταβλητό μοντέλο με οικονομικές μεταβλητές κατέληξαν στο συμπέρασμα ότι μεταξύ του 5% των μεγαλύτερων εταιριών και του 5% των μικρότερων εταιριών του NYSE υπάρχει μόνο 2% διαφορά στις μέσες προσαρμοσμένες στον κίνδυνο αποδόσεις. Τέλος, σύμφωνα με τους Amihud and Mendelson (1991) το CAPM δεν

εκτιμάει σωστά τις αναμενόμενες αποδόσεις μετοχών με μικρή ρευστότητα αφού η μικρή ρευστότητα οδηγεί σε μεγαλύτερα κόστη συναλλαγών και άμεση συνέπεια είναι οι επενδυτές μικρών εταιριών να ζητούν επιπλέον ανταμοιβή για αυτές τις μετοχές.

ε) Κόστος Συναλλαγών (*Transaction Costs*)

Όπως είδαμε, μετοχές με μικρή ρευστότητα έχουν μεγαλύτερο κόστος συναλλαγών. Σύμφωνα με τους Stoll and Whaley (1983) καθώς και τον Shchultz (1983) κατά την διάρκεια των συναλλαγών σε μετοχές μικρών εταιρειών, οι επενδυτές έχουν μεγαλύτερο κόστος συναλλαγών σαν ποσοστό της τιμής της μετοχής σε σχέση με τους επενδυτές μεγάλων εταιριών. Έτσι, οι παραπάνω μελετητές παρατήρησαν ότι αν τα επιπλέον αυτά κόστη ληφθούν υπόψη, τότε το *size effect* μειώνεται σημαντικά. Τέλος, δεν θα μπορούσαμε ν' παραλείψουμε και τους Amihud and Mendelson (1986) οι οποίοι διαφώνησαν με την άποψη ότι τα κόστη συναλλαγών μειώνουν σημαντικά τις τιμές των μετοχών μικρών εταιριών και ότι αυτό θα μπορούσε να οδηγήσει στο να εξηγηθεί το *size effect*.

στ) Το φαινόμενο του Ιανουαρίου (*January effect*)

Όπως είδαμε το *size effect* πρωτοαναφέρθηκε στην διεθνή βιβλιογραφία απ' τον Banz (1981). Εκτότε ακολούθησαν πλήθος αντίστοιχων δημοσιεύσεων. Όμως, μεγάλος ήταν και ο αριθμός των δημοσιεύσεων που είχαν σαν σκοπό να εξηγήσουν το φαινόμενο αυτό. Πολλοί απ' τους ερευνητές που προσπάθησαν να εξηγήσουν το *size effect*, κατάληξαν στο συμπέρασμα ότι το φαινόμενο είναι εποχικό και ότι παρουσιάζεται ιδιαίτερα τον μήνα Ιανουάριο.

Σύμφωνα με εμπειρική μελέτη του Keim (1983)¹⁵, σε εταιρείες που συμπεριλαμβάνονταν στο NYSE και στο AMEX την χρονική περίοδο 1963-1979, η επίδραση του μεγέθους (*size effect*) και το φαινόμενο του Ιανουαρίου (*January effect*) συσχετίζονται άμεσα. Συγκεκριμένα, αφού εξέτασε την σταθερότητα της επίδρασης του μεγέθους των υπό εξέταση εταιριών στις αποδόσεις των μετοχών τους από μήνα σε μήνα, για την χρονική περίοδο 1963-1979, βρήκε ότι οι μικρές εταιρείες παρουσίαζαν υπεραποδόσεις (διαφορετικές κάθε μήνα) και επιπλέον αυτές που παρουσιάζονταν τον Ιανουάριο ήταν μεγαλύτερες απ' τους υπόλοιπους μήνες καθώς και στατιστικά σημαντικές. Επίσης, ανέφερε ότι περίπου το 50% του μέσου ετήσιου *size effect* παρατηρείται τον Ιανουάριο και ιδιαίτερα κατά την πρώτη εβδομάδα του μήνα αυτού. Στα ίδια συμπεράσματα κατάληξε και σε επόμενη έρευνα του (Keim (1988)). Ακόμα, μετά από έρευνα που διεξήγαν οι Dimson and Marsch (2001) χρησιμοποιώντας αποδόσεις μετοχών εταιρειών εισηγμένων στο Χρηματιστήριο του Ηνωμένου Βασίλειου κατά την χρονική περίοδο 1955-2000, κατάληξαν στο συμπέρασμα ότι τα ευρήματα διάφορων ερευνών στην Αμερικανική αγορά που συνδέουν το *size effect* και το *January effect* δεν πρέπει να γενικεύονται αφού π.χ. για το Χρηματιστήριο της Αγγλίας δεν φαίνεται να ισχύει κάτι αντίστοιχο. Στο συμπέρασμα ότι το *size effect* δεν αποτελεί φαινόμενο μόνο του Ιανουαρίου κατάληξαν και οι Leledakis and Davidson (2001) μετά από έρευνα τους για το Χρηματιστήριο της Αγγλίας καθώς και οι Leledakis, Davidson and Karathanassis (2003) για το Χρηματιστήριο της Αθήνας.

Η επικρατέστερη εξήγηση του *January effect* είναι η υπόθεση του *tax loss selling*¹⁶. Σύμφωνα με αυτήν την εξήγηση, τουλάχιστον στην Αμερικανική αγορά, οι επενδυτές σε εταιρείες μικρής κεφαλαιοποίησης πουλούν τις μετοχές τους στα τέλη του έτους με σκοπό να παρουσιάσουν ζημιές επί του κεφαλαίου και κατά συνέπεια να επωφεληθούν από πλευράς φόρων. Το γεγονός αυτό σπρώχνει τις τιμές των μετοχών προς τα κάτω κατά το τέλος του έτους ενώ κατά την αρχή του επομένου έτους οι ίδιοι

¹⁵ Σχετικές έρευνες με αντίστοιχα αποτελέσματα έγιναν και απ' τους Jaffe, Keim and Westerfield (1989), Blume and Stambaugh (1983) καθώς και από άλλους.

¹⁶ Βλέπε Branch (1977), Dyl (1977), Brown, Keim Kleidon and Marsh (1983), Givoly and Ovadia (1983), Gultekin (1983), Roll (1983β), Berges, Mc Connell and Scharbaum (1984), Schultz (1984), Van den Bergh and Wessels (1985), Kato and Schallheim (1985), Jaffe and Westerfield (1985β), Tinic, Barone-Adesi and West (1987), Jones, Pearce and Wilson (1987), Reinganum and Shapiro (1987), Corhay, Hawawini and Michel (1987), Ritter (1988), Clare, Psaradakis and Thomas (1995), Draper and Paudyal (1997), Dahlquist and Sellin (1996) καθώς και τους Sias and Starks (1997a).

επενδυτές σπεύδουν ν' επανακτήσουν τα χαρτοφυλάκια τους με αποτέλεσμα να παρατηρείται σημαντική άνοδος των τιμών των μετοχών. Συνεπώς, παρατηρείται το *size effect* κατά το μήνα Ιανουάριο.

Μια άλλη εξήγηση που έχει δοθεί για το *January effect* είναι αυτή της υπόθεσης του *window – dressing*¹⁷. Σύμφωνα με την εξήγηση αυτή, πολλοί διαχειριστές κεφαλαίων και γενικότερα θεσμικοί επενδυτές, κατά το τέλος του κάθε έτους, πουλούν μετοχές που παρουσίασαν χαμηλές αποδόσεις κατά την διάρκεια του έτους (*past losers*) ενώ αγοράζουν μετοχές που παρουσίασαν υψηλές αποδόσεις (*past winners*) ώστε να παρουσιάσουν στο τέλος του έτους ένα χαρτοφυλάκιο με υψηλή απόδοση. Όμως, δεν πρέπει να παραλείψουμε ν' αναφέρουμε ότι οι εμπειρικές μελέτες που έχουν γίνει για την διερεύνηση της υπόθεσης του *window – dressing* είναι διφορούμενες.

Οι παραπάνω δύο εξηγήσεις του φαινομένου ανήκουν στην κατηγορία των εξηγήσεων όπου δεν είναι συνεπής με την από κοινού υπόθεση (*joint hypothesis*). Υπάρχουν όμως και εξηγήσεις που είναι συνεπής με την από κοινού υπόθεση (*joint hypothesis*) και αναφέρονται παρακάτω.

Η πρώτη εξήγηση είναι ότι πιθανόν οι επενδυτές ανταμείβονται με υψηλότερες αποδόσεις κατά τον μήνα Ιανουάριο εξαιτίας κάποιων **παραλειπόμενων παραγόντων κινδύνου** που επηρεάζουν τις αποδόσεις των μετοχών μόνο αυτόν των μήνα¹⁸. Μια άλλη εξήγηση είναι ότι ο κίνδυνος των αγορών μετοχικού κεφαλαίου (*market equity*) μεταβάλλεται ακολουθώντας κάποια εποχικότητα. Δηλαδή, εξαιτίας της **εποχικότητας που υπάρχει στον κίνδυνο των κεφαλαιαγορών** οι επενδυτές απαιτούν υψηλότερες αποδόσεις στην αρχή του έτους ώστε να αναλάβουν τον κίνδυνο αυτό¹⁹. Επίσης, ο Seyun (1988) υποστήριξε ότι το *January effect* εμφανίζεται εξαιτίας του γεγονότος ότι πολλοί *managers* στις αρχές του Ιανουαρίου εκμεταλλεύονται μη-δημοσιευμένες πληροφορίες εταιρειών με αποτέλεσμα πολλοί επενδυτές να έχουν απώλειες στις συναλλαγές τους και κατά συνέπεια για να ισοσταθμίσουν τις απώλειες αυτές

¹⁷ Βλέπε Lakonishok and Smidt (1984 και 1988), Haugen and Lakonishok (1988), Ritter and Chopra (1989), Athanassakos (1992), Clare, Psaradakis and Thomas (1995) καθώς και τους Sias and Starks (1997a).

¹⁸ Βλέπε Chan, Chen and Hsieh (1985), Seyhun (1993) καθώς και τους Dahlquist and Sellin (1996).

¹⁹ Βλέπε Tinic and West (1984), Tinic and Rogalski (1986) και Clare, Psaradakis and Thomas (1995).

απαιτούν υψηλότερες αποδόσεις των Ιανουάριο. Η υπόθεση αυτή του Seyun (1988) είναι γνωστή ως *information – release* ή *insider – trading hypothesis*. Τέλος, πολλοί ερευνητές υποστηρίζουν ότι το *January effect* (όπως και το *size effect*) οφείλεται σε λανθασμένη μέτρηση του κινδύνου, στην διαφορά μεταξύ τιμής *prosphorás* και τιμής *ζήτησης* (*bid – ask spread*), στα κόστη συναλλαγών και γενικότερα σε παραπλανητικά (*spurious*) οικονομετρικά αποτελέσματα.

ζ) Η υπόθεση της πληροφόρησης (*The information Hypothesis*)

Αρχικά ο Keim (1983) ισχυρίστηκε ότι το *size effect* πιθανόν να οφείλεται στο γεγονός ότι οι μικρότερες εταιρίες δημοσιεύουν δυσκολότερα / λιγότερες πληροφορίες με αποτέλεσμα να εμπειρίζουν μεγαλύτερο κίνδυνο λόγω μεγαλύτερης αβεβαιότητας. Μετέπειτα οι Battu and Brown (1984) μετά από έρευνα βρήκαν ότι ο ισχυρισμός του Keim (1983) είναι σωστός τουλάχιστον εν μέρει.

η) Ο κύκλος εργασιών της εταιρείας (*Business Cycles*)

Οι Chan, Chen and Hsieh (1985) έδειξαν ότι η παραγωγή μικρών εταιριών εμπειριέχει μεγάλο ρίσκο ενώ οι Huberman, Kandel and Karolyi (1987) βρήκαν ότι εταιρίες του ίδιου μεγέθους τείνουν να αντιμετωπίζουν παράγοντες κινδύνου με σχεδόν ίδιο τρόπο, οπότε έπειται να έχουν και παρόμοιες αποδόσεις.

θ) Το σφάλμα επιβίωσης (*survivorship bias*)

Σύμφωνα με έρευνα που έκαναν o Wang (2000), με δεδομένα από τις πηγές δεδομένων Compustat και CRSP που αφορούσαν το χρονικό διάστημα 1976-1995, κατάληξαν στο συμπέρασμα ότι το *size effect* οφείλεται στο γεγονός ότι κατά την διάρκεια μιας έρευνας πολλές εταιρίες δεν επιβιώνουν καθ' όλο το χρονικό διάστημα

της έρευνας με αποτέλεσμα να δημιουργούνται περικομμένα δεδομένα. Όπως είναι λογικό, εταιρείες μικρού μεγέθους έχουν μεγαλύτερη πιθανότητα χρεοκοπίας σε σχέση με τις μεγαλύτερες εταιρείες. Άμεση συνέπεια είναι κατά την διάρκεια μιας έρευνας, πολλές μικρές επιχειρήσεις να μην επιβιώνουν και να αφαιρούνται από το υπό μελέτη δείγμα ενώ οι υπόλοιπες μικρές εταιρείες οι οποίες πηγαίνουν καλά να υπάρχουν ακόμα στο δείγμα. Κατά συνέπεια εμφανίζεται το *size effect* αφού οι μικρές εταιρείες που εξακολουθούν να περιέχονται στο υπό μελέτη δείγμα πετυχαίνουν υψηλές αποδόσεις. Δηλαδή με λίγα λόγια, το *size effect* οφείλεται σε παραπλανητικά (*spurious*) στατιστικά αποτελέσματα λόγω του **σφάλματος επιβίωσης** (*survivorship bias*)²⁰, όπως χαρακτηριστικά λέγεται το παραπάνω φαινόμενο, και όχι σε ανωμαλία τιμολόγησης περιουσιακών στοιχείων.

ι) Η άποψη του Berk (*Berk's Argument*)

Ο Berk σε μια σειρά από δημοσιεύσεις (1995a, 1995b και 1997) διαφώνησε ανοικτά με τον Banz (1981). Χρησιμοποιώντας τα παρακάτω τέσσερα μέτρα ώστε να προσεγγίσει το φυσικό μέγεθος εταιρείας:

(1) **Λογιστική αξία των περιουσιακών στοιχείων** (*book value of total assets - TA*)

(2) **Λογιστική αξία σταθερών κεφαλαίων** (*book value of gross fixed assets - GFA*)

²⁰ Αξίζει να σημειωθεί ότι το *survivorship bias* δεν αναφέρθηκε πρώτη φορά από το Xiaozu Wang (2000) αλλά είχε αναφερθεί νωρίτερα από τους Kothari et al (1994), Chan et al (1995) και Fama and French (1996). Όμως, αντό που αναφέρει ο Wang είναι διαφορετικό καθώς σύμφωνα με τους τελευταίους, πριν τα μέσα του 1970 το *Compustat* ήταν μεροληπτική βάση δεδομένων έναντι των μεγαλύτερων και ώριμων επιχειρήσεων και δεν περιείχαν τις νεότερες και μικρότερες επιχειρήσεις. Αυτού του τύπου η μεροληπτικότητα δεν υπάρχει στο CRSP αφού περιλαμβάνει στοιχεία για όλες τις επιχειρήσεις που διαπραγματεύονται στο NYSE και στο AMEX από το 1926.

(3) Συνολική αξία ετησίων πωλήσεων (*annual sales - AS*)(4) Συνολικός αριθμός εργαζομένων (*number of employees - NOE*)

κατέληξε στο συμπέρασμα ότι δεν υπάρχει συσχέτιση μεταξύ των παραπάνω μεταβλητών και των μέσων αποδόσεων. Οπότε υποστήριξε ότι η σχέση που είχε βρει ο Banz (1981) μεταξύ του MVE και των μέσων διαστρωματικών αποδόσεων στην ουσία δεν ήταν ένδειξη σχέσης μεταξύ μεγέθους και μέσων αποδόσεων. Επιπλέον, ισχυρίστηκε ότι η μεταβλητή MVE εμπεριέχει πληροφορίες σχετικά με τον κίνδυνο της εταιρίας και όχι καθ' αυτό το μέγεθος της. Παράλληλα, όπως άλλωστε και η θεωρία αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων λέει, ισχυρίστηκε ότι η τιμή μιας μετοχής είναι ίση με την παρούσα αξία των χρηματορροών που αναμένονται από την μετοχή. Δηλαδή ισούται με τις προεξοφλημένες ταμειακές ροές της μετοχής. Όμως, το προεξοφλητικό επιτόκιο που χρησιμοποιείται από τους επενδυτές ή η απαιτούμενη απόδοση ή ακόμα και κόστος κεφαλαίου όπως συνηθίζεται να λέγεται, εξαρτάται κατά ένα μεγάλο ποσοστό από τον κίνδυνο των ταμειακών αυτών χρηματορροών όπως αυτός εκτιμάται από τους επενδυτές. Έτσι, μετοχές με μεγαλύτερο κίνδυνο, θα έχουν μεγαλύτερο προεξοφλητικό επιτόκιο και κατά συνέπεια μικρότερη χρηματιστηριακή αξία αλλά μεγαλύτερες αναμενόμενες αποδόσεις λόγου του υψηλού κινδύνου τους. Συνεπώς, σύμφωνα με τον Berk είναι λογικό να υπάρχει αρνητική σχέση μεταξύ αναμενόμενων αποδόσεων και χρηματιστηριακής αξίας των μετοχών. Τα αποτελέσματα της μελέτης που έγινε αργότερα από τους Garza-Gomez Xavier, Hodoshima Jiro and Kunimura (1998) στην Ιαπωνική αγορά αξιόγραφων ήταν σε γενικές γραμμές ίδια μ' αυτά του Berk (1995β). Αρχικά, δημιούργησαν χαρτοφυλάκια με βάση το μέγεθος των εταιριών μετρούμενο με τις μεταβλητές που είχε χρησιμοποιήσει ο Berk και που δεν σχετίζονται με το μέγεθος της εταιρείας όπως αυτό αποτιμάτε απ' την αγορά (*non-market measure of size*) δηλαδή σχετίζονται με τον μη-συστηματικό κίνδυνο της εταιρείας. Η σχέση που βρήκαν να υπάρχει μεταξύ των μέσων διαστρωματικών αποδόσεων και των νέων αυτών μεταβλητών, που προσέγγιζαν το μέγεθος, ήταν θετική. Ωστόσο, σε αντίθεση με τον Berk, όταν δεν λαβαν υπόψη τους χαρτοφυλάκια που είχαν δημιουργήσει βάση του μεγέθους των

εταιρειών (μετρούμενο με την χρηματιστηριακής αξία του μετοχικού κεφαλαίου), βρήκαν ότι η σχέση που υπάρχει μεταξύ των μεταβλητών του Berk και των μέσων αποδόσεων ήταν στατιστικά σημαντική και μάλιστα αρνητική. Δηλαδή, κατάληξαν στο συμπέρασμα ότι το μέγεθος μιας εταιρείας συσχετίζεται αρνητικά με τον μη συστηματικό κίνδυνο της, οπότε το *size effect* δεν πρέπει να κατατάσσεται στις ανωμαλίες της αγοράς.

Τέλος, σε πρόσφατη εμπειρική μελέτη που έκαναν οι Leledakis, Davidson and Smith (2004), χρησιμοποιώντας δεδομένα απ' το χρηματιστήριο του Λονδίνου, κατάληξαν στα εξής συμπεράσματα: Όταν το μέγεθος της εταιρείας μετράται ως η χρηματιστηριακή αξία του μετοχικού κεφαλαίου της εταιρείας (*market value of equity*) και είναι η μόνη επεξηγηματική μεταβλητή για τις μέσες διαστρωματικές αποδόσεις, τότε το μέγεθος είναι στατιστικά σημαντικό. Αντιθέτως, οι τέσσερις επιπλέον μεταβλητές που χρησιμοποίησαν στην έρευνα τους και σχετίζονται με το συνολικό μέγεθος²¹ μιας εταιρείας, δεν βρέθηκαν να επεξηγούν τις μέσες αποδόσεις. Επιπλέον, όταν δημιούργησαν χαρτοφυλάκια μεγέθους με βάση τις τέσσερις παραπάνω μεταβλητές, η σχέση που υπήρχε μεταξύ της χρηματιστηριακής αξίας του μετοχικού κεφαλαίου και των μέσων αποδόσεων ήταν ανεπηρέαστη. Ακόμα, υπολογίζοντας τα *betas* των μετοχών με την μέθοδο των Fama and French (1992), βρήκαν ότι εξηγούν ένα στατιστικά σημαντικό μέρος των μέσων αποδόσεων. Όμως, όταν στην παλινδρόμηση χρησιμοποίησαν ως επεξηγηματική μεταβλητή και το μέγεθος (η χρηματιστηριακή αξία του μετοχικού κεφαλαίου), τότε το *beta* έπαψε να είναι στατιστικά σημαντικό. Επιπλέον, όταν αντικατέστησαν το μέγεθος (*market value of equity*) με μια εκ των τεσσάρων παραπάνω μεταβλητών, τότε στις παλινδρομήσεις που έτρεξαν έχοντας ως ανεξάρτητες μεταβλητές το *beta* και μια εκ των τεσσάρων, βρήκαν ότι το *beta* είναι σε κάθε περίπτωση στατιστικά σημαντικό ενώ αντιθέτως καμία εκ των τεσσάρων μεταβλητών δεν είναι. Τα αποτελέσματα τους ήταν συνεπή με την άποψη του Berk και ιδιαίτερα της έρευνας του στο χρηματιστήριο των Ηνωμένων Πολιτειών της Αμερικής (Berk (1997)) καθώς και με τα αποτελέσματα των Garza-

²¹ Οι μεταβλητές που χρησιμοποίησαν ήταν αυτές που είχε χρησιμοποιήσει ο Berk και οι Garza-Gomez Xavier, Hodoshima Jiro and Kunimura (1998) δηλαδή οι *book value of total assets* (TA), *book value of gross fixed assets* (GFA), *annual sales* (AS) και *number of employees* (NOE) και αποτελούν μεταβλητές που προσεγγίζουν το μέγεθος μιας εταιρείας που όμως δεν αποτιμάται απ' την αγορά (*non-market measures of size*). Η μέθοδος αυτή είναι συνεπής με την επεξήγηση που έδωσε ο Hecht (2000) που αναφέρεται αναλυτικότερα στην παράγραφο 2.3.4.

Gomez Xavier, Hodoshima Jiro and Kunimura (1998) για το χρηματιστήριο της Ιαπωνίας. Τέλος, κατάληξαν στο συμπέρασμα ότι το *size effect* οφείλεται κυρίως σε υψηλά μοχλευμένες εταιρείες μικρής κεφαλαιοποίησης.

κ) Η Επίδραση Ακραίων Τιμών (*Outliers' Effect*)

Σύμφωνα με τους Knez and Ready (1997), όταν παραλείψουμε ακόμα και το 1% των πιο ακραίων αποδόσεων του δείγματος μας το οποίο αποτελείται από μηνιαίες αποδόσεις, τότε η αρνητική σχέση που υπάρχει μεταξύ αποδόσεων και μεγέθους γίνεται θετική.

Επιπλέον, οι Barry, Goldreyer, Lockwooda and Rodrigueza (2002) εξέτασαν σε 35 αναπτυσσόμενες αγορές με δεδομένα που αφορούσαν την περίοδο 1985-2000, κατά πόσο το μέγεθος (ME) αλλά και ο λόγος της λογιστικής προς την χρηματιστηριακή αξία του μετοχικού κεφαλαίου μιας εταιρείας (BE/ME) επεξηγούν τις μέσες διαστρωματικές αποδόσεις των μετοχών. Τα αποτελέσματα τους είναι συνεπή τόσο με το *size effect* όσο και με το *book-to-market effect*. Όμως, σ' αντίθεση με το *book-to-market effect*, το *size effect* δεν παρατηρείται να είναι αρκετά σημαντικό μετά απ' την αφαίρεση κάποιων ακραίων αποδόσεων που συμπεριλαμβάνονταν στο υπό εξέταση δείγμα.

2.3.2.2. Η επίδραση του λόγου “Τιμή ανά μετοχή προς κέρδη ανά μετοχή” (*The Price / Earnings (P/E) Effect*)

Ο δείκτης P/E ή πολλαπλασιαστής κερδών όπως αλλιώς λέγεται, αποτελεί έναν δείκτη που έχει εξεταστεί ίσως όσο κανένας άλλος χρηματοοικονομικός δείκτης. Για το λόγο αυτό αποτελεί έναν από τους πιο διαδεδομένους δείκτες στα χρηματοοικονομικά και χρησιμοποιείται από πολλούς αναλυτές και γενικότερα επενδυτές για την επιλογή μετοχών και γενικότερα χαρτοφυλακίων. Συγκεκριμένα,

έχει βρεθεί ότι μετοχές με υψηλό P/E τείνουν να έχουν χαμηλότερες αποδόσεις από τις μετοχές που έχουν χαμηλό P/E και αντίστροφα. Υπολογίζεται ως η τρέχουσα τιμή της μετοχής προς τα καθαρά κέρδη ανά μετοχή (συνήθως της τελευταίας οικονομικής χρήσης) ενώ η οικονομική ερμηνεία του είναι ότι δείχνει πόσες φορές τα κέρδη ανά μετοχή της τελευταίας χρήσης αξίζει η μετοχή αυτή την στιγμή. Γενικά, ο δείκτης P/E από μόνος του δεν αποτελεί αξιόπιστο μέτρο επιλογής μετοχών καθώς θα πρέπει να συγκριθεί και με τον αντίστοιχο δείκτη του κλάδου στον οποίο η μετοχή ανήκει και επιπλέον θα πρέπει να εξεταστεί πως μεταβάλλεται διαχρονικά. Επιπλέον, κατά την σύγκριση δεικτών P/E διαφορετικών εταιριών θα πρέπει να λαμβάνουμε υπόψη μας τις διαφορετικές λογιστικές μεθόδους που ίσως έχουν χρησιμοποιηθεί για τον υπολογισμό των κερδών ανά μετοχή.

Ο Basu (1977)²² σε έρευνα που έκανε για το Χρηματιστήριο της Νέας Υόρκης για το χρονικό διάστημα 1956-1971 κατέληξε στο συμπέρασμα ότι μετοχές με χαμηλό P/E απόδιδαν τουλάχιστον 7% περισσότερο από αυτές με υψηλό P/E. Έτσι ισχυρίστηκε ότι μετοχές με μεγάλα κέρδη σε σχέση με τιμή τους (χαμηλό P/E) θα έχουν μεγαλύτερη απόδοση από αυτή που υπονοεί το επίπεδο του κινδύνου τους και αντίστροφα. Όμως, το γεγονός αυτό, σε συνδυασμό με το γεγονός ότι οι μετοχές με χαμηλό P/E συνεχίζουν να αποδίδουν περισσότερο από ότι θα 'πρεπε βάση του κινδύνου τους, ακόμα και όταν οι αποδόσεις υπολογιστούν αφού πρώτα αφαιρεθούν τα κόστη συναλλαγών και οι φόροι, αντιτίθεται με την υπόθεση της αποτελεσματικής αγοράς. Σύμφωνα με τον Ball (1978), αν θεωρήσουμε ότι το CAPM δεν είναι το σωστό μοντέλο αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων με την έννοια ότι υποθέτει ότι ο μόνος κίνδυνος για τον οποίο ανταμείβεται ο επενδυτής είναι ο συστηματικός κίνδυνος της μετοχής, τότε είναι πολύ πιθανόν η μεταβλητή P/E να είναι εκείνη η μεταβλητή η οποία προσεγγίζει τον κίνδυνο της κάθε μετοχής που δεν συλλαμβάνει το beta. Όμως, ακόμα και όταν αυτό αποδεικνύεται εμπειρικά, παραμένει αναπάντητο το ερώτημα κατά πόσον η μεταβλητή P/E είναι πραγματικά αυτή που συλλαμβάνει το κίνδυνο που δεν συλλαμβάνει το beta ή αν η μεταβλητή P/E είναι υψηλά συσχετισμένη με την μεταβλητή που πραγματικά συλλαμβάνει το κίνδυνο που δεν συλλαμβάνει το beta οπότε και τα αποτελέσματα μας είναι προσεγγιστικά ή ακόμα

²² Είχαν προηγηθεί αντίστοιχες μελέτες από τους Graham and Dodd (1940) καθώς και τον Nicholson (1960).

και παραπλανητικά (*spurious*). Δύο χρόνια αργότερα, ο Reinganum (1980)²³ μετά από έρευνα που έκανε και πάλι για το Χρηματιστήριο της Αμερικής, κατάληξε στο ίδιο συμπέρασμα με τον Basu (1979) με την διαφορά ότι ο Reinganum (1980) βρήκε ότι το *size effect* περιλαμβάνει την επίδραση του δείκτη P/E σε αντίθεση με τον Basu (1979) που είχε βρει ακριβώς το αντίθετο. Στον ισχυρισμό αυτόν του Reinganum (1980) συμφώνησαν και οι Leledakis, Karathanasis and Davidson (2003) μετά από έρευνα που έκαναν για το Ελληνικό Χρηματιστήριο όπου επιπλέον βρήκαν ότι η σχέση που υπάρχει μεταξύ των μέσων διαστρωματικών αποδόσεων και του λόγου E/P αλλά και της μερισματικής απόδοσης έχει σχήμα U.

Παρά το γεγονός ότι τα εμπειρικά αποτελέσματα της επίδρασης του δείκτη P/E είναι όσα ή και ακόμα περισσότερα από αυτά του *size effect*, δεν υπάρχουν πολλά ευρήματα πέρα από την αγορά της Αμερικής εκτός βέβαια από κάποιες περιπτώσεις. Στις περιπτώσεις αυτές ανήκουν τα ευρήματα των Chan, Hamao and Lakonishok (1991) τα οποία ήταν σύμφωνα με τα ευρήματα του Basu (1977). Οι Chan, Hamao and Lakonishok (1991) εφάρμοσαν την έρευνα τους στο Χρηματιστήριο του Τοκίου ενώ τα αποτελέσματα της έρευνας τους επαληθεύτηκαν αργότερα και από τους Aggarwal, Hiraki and Rao (1988) καθώς επίσης και τους Kubota and Takehara (1996). Τέλος, οι Wong and Lye (1990)²⁴ κατέληξαν για άλλη φορά ότι μετοχές με χαμηλό P/E έχουν υψηλότερες αποδόσεις από τις μετοχές με υψηλό P/E. Όμως, στην περίπτωση τους, η επίδραση του P/E επαληθεύτηκε ακόμα και με αποδόσεις προσαρμοσμένες στον κίνδυνο. Επιπλέον, ένα σημαντικό εύρημα των Wong και Lye (1990) ήταν ότι έδειξαν ότι η επίδραση που έχει ο δείκτης P/E στις μέσες διαστρωματικές αποδόσεις είναι σημαντικότερη από αυτή του μεγέθους μιας εταιρίας χωρίς βέβαια να υποβαθμίσουν την σημαντικότητα του μεγέθους μιας εταιρίας στο να εξηγήσει την μεταβλητότητα που υπάρχει ανάμεσα στις μέσες αποδόσεις.

²³ Στην πραγματικότητα ο Ball (1978) και ο Reinganum (1980) μίλησε για τον δείκτη E/P και όχι για τον P/E.

²⁴ Οι Wong and Lye (1990) μελέτησαν και αυτοί για τον αντίστροφο του δείκτη P/E, δηλαδή για τον E/P.

Κλείνοντας αυτήν την ενότητα, θα πρέπει να επισημάνουμε ότι η επίδραση του λόγου P/E είναι σημαντική και σε άλλες αγορές εκτός της Αμερικάνικης όπως στις αγορές της Ιαπωνίας, της Σιγκαπούρης, της Ταϊβάν και της Αγγλίας.²⁵

2.3.2.3. Η επίδραση της Μερισματικής Απόδοσης (*The Dividend-Yield (DY) Effect*)

Σύμφωνα με τους Modigliani and Miller (1961), σ' έναν κόσμο χωρίς φόρους, χωρίς κόστη συναλλαγών και γενικότερα άλλες ατέλειες της αγοράς, οι επενδυτές θα πρέπει να είναι αδιάφοροι σχετικά με την μερισματική πολιτική μιας εταιρίας αφού δεν επηρεάζει ούτε την τιμή της μετοχής της εταιρίας ούτε το κόστος κεφαλαίου της. Η θεωρία αυτή είναι γνωστή ως θεωρία μη σχετικότητας του μερίσματος (*dividend irrelevance theory*). Η θεωρία αυτή των Modigliani and Miller (1961) σήμερα είναι γενικά αποδεκτή παρά το γεγονός ότι υπάρχουν κόστη συναλλαγών καθώς και άλλες ατέλειες σε όλες τις χρηματιστηριακές αγορές του κόσμου. Παρόλα αυτά, η σχέση που υπάρχει μεταξύ της μερισματικής απόδοσης²⁶ (*dividend yield / DY*) και της μέσης απόδοσης μιας μετοχής είναι όπως προκύπτει από τις έρευνες πολλών ερευνητών²⁷ θετική. Επιπλέον, αξίζει να σημειωθεί ότι η μερισματική απόδοση αποτελεί μέρος της απόδοσης μιας μετοχής καθώς η τελευταία υπολογίζεται ως το άθροισμα της μερισματικής απόδοσης (*dividend yield*) και της απόδοσης επί του κεφαλαίου (*capital gain yield*).

Όπως είδη έχουμε αναφέρει, σύμφωνα με τους Modigliani and Miller (1961), μια εταιρεία πρέπει να είναι αδιάφορη σχετικά με την απόφαση να μοιράσει μέρισμα ή όχι στους μετόχους της καθώς και για το μέγεθος που θα έχει το μέρισμα αυτό σε

²⁵ Βλέπε για επιπλέον διευκρινίσεις Strong and Xu (1997), αλλά και τους Ma and Shaw (1990).

²⁶ Ως μερισματική απόδοση ορίζουμε τον λόγο του μερίσματος που παρέχει μια εταιρία στους μετόχους της κατά το τέλος συνήθως κάθε χρηματοοικονομικού έτους προς την χρηματιστηριακή αξία της μετοχικού της.

²⁷ Βλέπε Black and Scholes (1974), Litzenberger and Ramaswamy (1979 και 1982), Blume (1980), Gordon and Bradford (1980), Miller and Scholes (1982), Morgan (1982), Elton, Gruber and Rentzler (1983), Christie (1990), Chen, Grundy and Stambaugh (1990), Brennan, Chordia and Subrahmanyam (1998) καθώς επίσης και τους Naranjo, Nimalendran and Ryngaert (1998).

περίπτωση που μοιρασθεί. Με λίγα λόγια, η μερισματική πολιτική μιας εταιρείας κανονικά δεν θα πρέπει να απασχολεί τους μάνατζερ της. Εκτός όμως από την άποψη αυτή των Modigliani and Miller (1961), υπάρχουν ακόμα δύο απόψεις οι οποίες αντικρούονται μεταξύ τους. Καταρχήν, την άποψη των Modigliani and Miller (1961) συμμερίστηκαν οι Black and Scholes (1974) όπου ανήκαν στη «μεσαία» σχολή, όπως ονομάστηκε, ενώ οι δύο διαφορετικές σχολές σχετικά με την μερισματική πολιτική μιας εταιρείας έχουν ονομαστεί «δεξιά» και «αριστερή» σχολή.

Σύμφωνα με τη «μεσαία» σχολή η αξία μιας εταιρίας δεν επηρεάζεται από την μερισματική της πολιτική. Αυτό συμβαίνει σε μη ατελείς αγορές όπου δεν υπάρχουν π.χ. κόστη συναλλαγών και φόροι. Για να υποστηρίξουν αυτήν τους την άποψη πέρα από τις διάφορες θεωρίες που έχουν αναπτύξει, οι ιδρυτές αυτής της σχολής - ρεύματος, προβάλλουν το εξής αλληγορικό ερώτημα: «*αν οι εταιρείες μπορούσαν ν' αυξήσουν την τιμή της μετοχής τους ακολουθώντας μια συγκεκριμένη μερισματική πολιτική, γιατί δεν το έχουν κάνει ακόμα?*»

Όμως, όπως αναφέραμε, τα παραπάνω ισχύουν όταν δεν υπάρχουν φόροι. Τι ισχύει όμως στην περίπτωση που υπάρχουν φόροι όπως άλλωστε συμβαίνει στην πραγματικότητα. Στην περίπτωση αυτή, σύμφωνα με την «αριστερή» σχολή, αν τα μερίσματα φορολογούνται παραπάνω από τα κέρδη επί του κεφαλαίου (δηλαδή έχουν μεγαλύτερο συντελεστή φορολογίας), τότε η εταιρία θα πρέπει να αναζητήσει άλλους τρόπους ώστε να δώσει ρευστά στους μετόχους της (όπως π.χ. με επαναγορά μετοχών μετατρέποντας έτσι τα κέρδη από μερίσματα σε κέρδη επί του κεφαλαίου) παρά να μοιράσει μέρισμα. Ακόμα όμως και στην περίπτωση που μοιράσει μέρισμα, θα πρέπει να είναι όσον το δυνατόν μικρότερο. Κύριος εκφραστής αυτής της άποψης ήταν ο Brennan (1970) όπου ισχυρίστηκε ότι όταν η φορολογία στα μερίσματα είναι μεγαλύτερη από αυτή στα κέρδη επί του κεφαλαίου, τότε οι επενδυτές προτιμούν εταιρείες με μετοχές που προσφέρουν χαμηλή μερισματική απόδοση δηλαδή προτιμούν να έχουν υψηλότερη προ φόρων απόδοση από μετοχές που οι αποδόσεις τους προέρχονται κυρίως από κέρδη επί του κεφαλαίου παρά από μερίσματα.

Τέλος, όσον αφορά τη «δεξιά» σχολή, εξετάζουμε και πάλι την περίπτωση όπου οι αγορές χαρακτηρίζονται ως ατελείς. Στην περίπτωση αυτή, υπάρχουν

σημαντικοί λόγοι σύμφωνα με τους οποίους οι εταιρείες προτιμούν να δίνουν υψηλά μερίσματα. Για παράδειγμα, σε πολλές χώρες οι εταιρείες που διαχειρίζονται κεφάλαια καθώς και οι ασφαλιστικές εταιρείες προτιμούν να έχουν στην κατοχή τους μετοχές με υψηλά μερίσματα καθώς τα μερίσματα θεωρούνται ότι αποτελούν μέρος του εισοδήματος τους το οποίο μπορεί να καταναλωθεί άμεσα ενώ τα κέρδη επί του κεφαλαίου προσθέτονται στο κεφάλαιο τους. Επιπλέον, υπάρχουν χρηματοοικονομικοί οργανισμοί οι οποίοι δεν πληρώνουν φόρους στα μερίσματα ή έχουν χαμηλότερους φορολογικούς συντελεστές στα μερίσματα σε σχέση με έναν απλό επενδυτή. Στην περίπτωση αυτή, πολλές εταιρείες δίνουν υψηλά μερίσματα με σκοπό να προσελκύσουν τους οργανισμούς αυτούς είτε για να έχουν καλύτερο *management* (αφού το μετοχικό κεφάλαιο που αποκτούν οι οργανισμοί αυτοί είναι συνήθως αρκετά σημαντικό) είτε για να αποκτήσουν ένα καλύτερο *prestige* καθώς ανάμεσα στους επενδυτές των μετοχών τους θα βρίσκονται μεγάλοι χρηματοοικονομικοί οίκοι. Ακόμα, σύμφωνα με τους Sherfin and Statman (1984) πολλοί επενδυτές προτιμούν υψηλά μερίσματα αφού προτιμούν να ξοδεύουν επιπλέον εισόδημα μόνο όταν αυτό προέρχεται υπό την μορφή μερίσματος κυρίως για ψυχολογικούς λόγους ή για να αποφύγουν το κόστος συναλλαγών που απαιτείται για να πουλήσουν τις μετοχές τους με σκοπό να αποκτήσουν ρευστό. Επιπλέον, πολλοί επενδυτές προτιμούν να ζέρουν ότι έχουν ένα σταθερό εισόδημα, όπως συμβαίνει για παράδειγμα με τους επενδυτές εταιρειών οι οποίες έχουν πολιτική να δίνουν σταθερά μερίσματα. Τέλος, σύμφωνα με τους Gordon (1963) και Lintner (1962) και την θεωρία τους “*καλύτερα πέντε και στο χέρι*” (*bird in the hand theory*), τα μερίσματα έχουν μικρότερο κίνδυνο απ’ τα κέρδη επί του κεφαλαίου με αποτέλεσμα να μειώνεται το κόστος του μετοχικού κεφαλαίου και ν’ αυξάνεται η τιμή της μετοχής όταν αυξάνονται τα μερίσματα.

Όσον αφορά την εμπειρική διερεύνηση του θέματος, εκτός απ’ τα αποτελέσματα των ερευνών που αναφέραμε, υπάρχουν και έρευνες όπως αυτή του Blume (1980) καθώς και των Litzenberger and Ramaswamy (1980) όπου δείχνουν ότι η σχέση που υπάρχει μεταξύ μέσων αποδόσεων και μερισματικής απόδοσης είναι μεν θετική αλλά υπάρχουν περιπτώσεις που δεν είναι γραμμική. Η μη γραμμικότητα αυτή από πολλούς ερευνητές δικαιολογείται λόγω της αναντιστοιχίας που υπάρχει μεταξύ του φορολογικού συντελεστή που υπάρχει πάνω στα μερίσματα και του φορολογικού

συντελεστή που υπάρχει στα κέρδη επί του κεφαλαίου. Όμως, την άποψη αυτή δεν συμμερίζονται οι Naranjo, Nimalendran and Ryngaert (1998). Επιπλέον, ο Keim (1985 και 1986) μετά από εμπειρικές μελέτες κατάληξε στο συμπέρασμα ότι η μη γραμμικότητα οφείλεται στο φαινόμενο του Ιανουαρίου (*January effect*) αλλά και ότι η σχέση που υπάρχει μεταξύ μερισματικής απόδοσης και μέσων αποδόσεων συνδέεται άμεσα με το *size effect* λόγου του γεγονότος ότι ανάμεσα στις εταιρείες με μεγάλες μερισματικές αποδόσεις βρίσκονται πάρα πολλές μικρού μεγέθους. Ακόμα, ο Levis (1989), μετά από εμπειρική μελέτη για το Χρηματιστήριο της Αγγλίας, βρήκε ότι η επίδραση της μερισματικής απόδοσης και του λόγου P/E εντάσσονται στο *size effect* καθώς και στο *price effect*.

Τέλος, όσον αφορά έρευνες που έχουν γίνει τα τελευταία χρόνια, σύμφωνα με τους Erickson and Maydew (1998) καθώς και των Ayers, Cloyd and Robinson (2002), εταιρείες που μοιράζουν υψηλά μερίσματα αποδίδουν καλύτερα όσον αφορά τις κοινές μετοχές τους. Το ίδιο ισχυρίζονται και οι Lang and Shackelford (2000) καθώς και οι Blouin, Raedy and Shackelford (2000) μετά από εμπειρικές μελέτες. Κλείνοντας αυτήν την ενότητα, δεν θα μπορούσαμε να παραλείψουμε τις εμπειρικές μελέτες πουν έχουν γίνει βάση του υποδείγματος τιμολόγησης του Ohlson (1995) το οποίο λαμβάνει υπόψη του τις τυχόν φορολογίες. Σύμφωνα με τα αποτελέσματα των ερευνών αυτών, η φορολόγηση στα μερίσματα της μετοχής μιας εταιρίας αντανακλάται στην τρέχουσα τιμή της μετοχής και για τον λόγο αυτό δεν επηρεάζει την απόδοση της κοινής μετοχής της εταιρίας. Τέλος, οι Dhaliwal et al (2003) και οι Halton et al (2003) δεν συμμερίζονται την παραπάνω άποψη αφού αποδεικνύουν ότι το μοντέλο του Ohlson (1995) είναι ελαττωματικό.

2.3.2.4 Η επίδραση του λόγου “Λογιστική προς Χρηματιστηριακή Αξία των μετοχικού κεφαλαίου μια εταιρείας” (*The Book-to-Market (BE/ME) Effect*)

Όπως είδαμε, δεν είναι λίγοι οι ερευνητές που ασχολήθηκαν με την εμπειρική διερεύνηση υποδειγμάτων τα οποία εξηγούν πως μεταβάλλονται οι μέσες διαστρωματικές αποδόσεις των μετοχών. Πολλά από αυτά τα υποδείγματα

χρησιμοποιούν σαν επεξηγηματικές μεταβλητές χρηματοοικονομικούς δείκτες που αφορούν τις υπό εξέταση εταιρείες. Πέρα από τους δείκτες που έχουμε ειδη δει, οι Fama and French (1992), αφού είχε προηγηθεί μια σειρά ερευνών από πολλούς μελετητές²⁸, πρόσθεσαν ακόμα έναν. Στην δημοσίευση που έκαναν το 1992 απέδειξαν ότι τουλάχιστον για την έρευνα που έκαναν για δεδομένα που αφορούσαν την περίοδο 1963-1990 για τους NYSE, AMEX και NASDAQ, η μεταβλητή BE/ME²⁹ εξηγεί ένα σημαντικό μέρος της μεταβλητότητας των μέσων διαστρωματικών αποδόσεων των μετοχών και συγκεκριμένα οι εταιρείες με υψηλό λόγο BE/ME αποδίδουν καλύτερα από αυτές με χαμηλό BE/ME. Αξίζει να σημειωθεί ότι η επεξηγηματικότητα της μεταβλητής BE/ME είναι μεγαλύτερη και από αυτήν της ME, δηλαδή της μεταβλητής που αντιστοιχεί στο μέγεθος της εταιρείας. Αφού πλέον είχαν πειστεί για την σημαντικότητα της μεταβλητής BE/ME, ισχυρίστηκαν ότι οι επενδυτές που αποσκοπούν να σχηματίσουν χαρτοφυλάκια μπορούν χωρίς ενδοιασμούς να χρησιμοποιούσουν τις μεταβλητές BE/ME και ME ως στρατηγικές μεταβλητές αρκεί οι προσδοκίες τους να είναι μακροπρόθεσμες. Ακόμα, ισχυρίστηκαν ότι όταν θέλουμε να συγκρίνουμε χαρτοφυλάκια, μπορούμε να χρησιμοποιήσουμε ως σημείο αναφοράς (*benchmark*) χαρτοφυλάκια με σχετικά ίδιους δείκτες ME και BE/ME με τα υπό εξέταση χαρτοφυλάκια. Όμως, για να ισχύουν τα παραπάνω, θα πρέπει η αποτίμηση των περιουσιακών στοιχείων (*asset-pricing*) να έχει γίνει με σωστό – ορθολογικό (*rational*) τρόπο. Σε διαφορετική περίπτωση δεν θα ήταν λάθος αν είχαμε κάποιους ενδοιασμούς σχετικά με το κατά πόσον τα παραπάνω αποτελέσματα - συμπεράσματα είναι σωστά. Τέλος, η εξήγηση που δίνουν οι Fama and French (1992a) σχετικά με το γεγονός ότι οι μεταβλητές BE και BE/ME εξηγούν ένα σημαντικό μέρος της διακύμανσης των μέσων διαστρωματικών αποδόσεων των μετοχών, είναι ότι αποτελούν μεταβλητές που προσεγγίζουν τον κίνδυνο της αντίστοιχης μετοχής δηλαδή η κατά μέσο όρο υψηλή απόδοση μιας μετοχής με υψηλό λόγο BE/ME οφείλεται σε επιπλέον ανταμοιβή λόγου του υψηλού κινδύνου που εμπεριέχει. Βασιζόμενοι σε αυτά τα αποτελέσματα, ένα χρόνο αργότερα οι Fama and French (1993) σε έρευνα που έκαναν σχετικά με κοινούς παράγοντες κινδύνου που επηρεάζουν τις μετοχές και με κοινούς παράγοντες κινδύνου που επηρεάζουν ομολογίες, κατάληξαν στο συμπέρασμα ότι υπάρχουν τρεις κοινοί παράγοντες κινδύνου όσον αφορά τις μετοχές οι οποίοι

²⁸ Είχαν προηγηθεί μελέτες από τους Statman (1980) και Rosenberg, Reid and Lanstein (1985).

²⁹ Η μεταβλητή που χρησιμοποίησαν οι Fama and French (1992) ήταν η $\ln(BE/ME)$ και όχι η BE/ME.

προσεγγίζονται με τις μεταβλητές BE/ME, ME και *beta*. Όμως, όπως αναφέρουν οι Fama and French (1995) σε μετέπειτα δημοσίευση τους, το γεγονός ότι οι μεταβλητές BE/ME και ME σχετίζονται με παράγοντες κινδύνου, δεν έχει οικονομική ερμηνεία.

Στα ίδια συμπεράσματα με τους Fama and French κατάληξαν και οι Chan, Hamao and Lakonishok (1991). Οι τελευταίοι απόδειξαν ότι όπως και στην περίπτωση του Χρηματιστηρίου της Αμερικής, έτσι και στο Χρηματιστήριο της Ιαπωνίας, η μεταβλητή BE/ME εξηγεί το μεγαλύτερο μέρος της διασποράς των μέσων διαστρωματικών αποδόσεων των μετοχών κατά το χρονικό διάστημα 1971-1988. Στο ίδιο συμπέρασμα κατάληξαν και οι Kubota and Takehara (1996). Τέλος, σε πρόσφατη έρευνα που έγινε από τους Charitou and Konstantinidi (2004) σχετικά με το χρηματιστήριο της Ιαπωνίας, χρησιμοποιώντας δεδομένα που αφορούσαν το χρονικό διάστημα 1992-2001, βρέθηκε ότι οι μεταβλητές BE/ME, ME και *beta* σχετίζονται σημαντικά με τις μέσες διαστρωματικές αποδόσεις των μετοχών.

Σχετικά με το χρηματιστήριο της Αγγλίας, αντίστοιχες εμπειρικές μελέτες έχουν γίνει απ' τους Capaul, Rowley and Sharpe (1993) και απ' τους Strong and Xu (1997). Σε μια πιο πρόσφατη μελέτη που έγινε απ' τους Leledakis and Davidson (2001) βρέθηκε ότι η μεταβλητή BE/ME³⁰ εξηγεί ένα σημαντικό ποσοστό των μέσων διαστρωματικών αποδόσεων των μετοχών ενώ παράλληλα αποδεικνύεται ότι το *BE/ME effect* δεν είναι φαινόμενο που παρατηρείται μόνο τον μήνα Ιανουάριο.

Σε αντίθεση με τους Fama and French όπου υποστήριξαν ότι οι μεταβλητές BE/ME και ME συσχετίζονται με παράγοντες κινδύνου και γι' αυτό εξηγούν ένα σημαντικό μέρος της διακύμανσης των μέσων αποδόσεων, οι Lakonishok, Shleifer and Vishny (1994) υποστήριξαν ότι οι εταιρείες με υψηλό BE/ME αποδίδουν καλύτερα λόγω του γεγονότος ότι οι επενδυτές είναι αρκετά αισιόδοξοι σχετικά με τις εταιρείες που είχαν υψηλή κερδοφορία κατά το παρελθόν ενώ είναι απαισιόδοξοι σχετικά με τις εταιρείες που είχαν χαμηλή κερδοφορία. Επιπλέον, υποστήριξαν ότι οι μετοχές με χαμηλό λόγο BE/ME είναι περισσότερο *glamorous* απ' τις μετοχές με υψηλό λόγο BE/ME με συνέπεια να προσελκύουν πολλούς επενδυτές οι οποίοι λόγω της μεγάλης

³⁰ Οι Leledakis and Davidson (2001) στην έρευνα τους χρησιμοποίησαν τον μετασχηματισμό $\ln(BE/ME)$ με σκοπό ν' μειώσουν τα τυχόν προβλήματα ετεροσκεδαστικότητας.

ζήτησης που δημιουργούν ανεβάζουν τις τιμές των μετοχών αυτών οπότε και αποδίδουν λιγότερο αφού περιορίζονται τα κέρδη επί του κεφαλαίου. Την άποψη τους αυτή συμμερίστηκαν ο Cai (1997) σε έρευνα του για το Ιαπωνικό Χρηματιστήριο καθώς και οι Gregory, Harris and Michou (2003) σε έρευνα τους σχετικά με το Χρηματιστήριο της Αγγλίας. Ακόμα, αρχικά οι La Porta, Lakonishok, Shleifer and Vishny (1997) και αργότερα οι Skinner and Sloan (2002) ισχυρίστηκαν ότι εξαιτίας της λανθασμένης τιμολόγησης που υπάρχει στις μετοχές με πολύ υψηλό λόγο BE/ME τυχαίνει οι μετοχές αυτές να αποδίδουν υψηλές αποδόσεις. Στο ίδιο συμπέρασμα κατάληξαν και οι Ashiq, Hwang and Trombley (2003) οι οποίοι συγκεκριμένα έδειξαν ότι το *BE/ME effect* παρατηρείται περισσότερο στις μετοχές με μεγαλύτερα κόστη συναλλαγών, σε μετοχές που αγοράζονται από επενδυτές με χαμηλή επενδυτική κουλτούρα και κατά συνέπεια η χρηματιστηριακή τους αξία δεν είναι αυτή που θα έπρεπε. Ακόμα, βρήκαν ότι η ικανότητα της μεταβλητής BE/ME να εξηγεί μέρος της μεταβλητότητας των μέσων διαστρωματικών αποδόσεων, οφείλεται και σε μετοχές με μεγάλη μεταβλητότητα (*volatility*) συμπέρασμα που είναι συμβατό με αυτό των Shleifer and Vishny (1997) όπου επιπλέον βρήκαν ότι ο κίνδυνος που προέρχεται από την μεταβλητότητα των αποδόσεων από *arbitrage* παρεμποδίζει την δραστηριότητα του *arbitrage* γεγονός που αυξάνει την πιθανότητα για λανθασμένη εκτίμηση των αξιόγραφων με υψηλό λόγο BE/ME στην αγορά που με την σειρά του σύμφωνα με τους ισχυρισμούς των La Porta, Lakonishok, Shleifer and Vishny (1997) οδηγεί στο *BE/ME effect*. Ο ισχυρισμός αυτός των Shleifer and Vishny (1997) και των Ashiq, Hwang and Trombley (2003) ήταν η απάντηση στο ερώτημα πολλών έρευνητών που αναρωτιόντουσαν πως είναι δυνατόν από την στιγμή που το *BE/ME effect* οφείλεται σε λανθασμένη τιμολόγηση περιουσιακών στοιχείων να μην εξαλείφεται από ενέργειες επαγγελματιών *arbitrageurs*.

Ο Lougran (1997) και οι Lougran and Ritter (2000) αμφισβήτησαν την σημαντικότητα της μεταβλητής BE/ME ενώ σύμφωνα με τον πρώτο, κατά τον σχηματισμό χαρτοφυλακίων και γενικότερα κατά την εφαρμογή επενδυτικών στρατηγικών, η μεταβλητή BE/ME είναι λάθος να λαμβάνεται ως στρατηγική μεταβλητή. Υποστήριξε ότι υπάρχουν πολλές μεταβλητές που θα μπορούσαν να χρησιμοποιηθούν ως στρατηγικές μεταβλητές, όπως η ρευστότητα, αλλά σε καμία περίπτωση η BE/ME.

λόγου BE/MΕ παραπάνω. Όπως παραβλέπεται από τη λέξη διμοσίευση του,

Εκτός όμως από τους παραπάνω, υπάρχουν και άλλοι ερευνητές οι οποίοι προσπάθησαν να αποδείξουν ότι τα συμπεράσματα των Fama and French (1992) δεν είναι σωστά ή ότι είναι εν μέρει σωστά. Οι Kothari, Shanken and Sloan (1995) ισχυρίστηκαν ότι τα αποτελέσματα των Fama and French (1992) που δείχνουν ότι μετοχές με υψηλό BE/MΕ έχουν υψηλότερες αποδόσεις απ' αυτές των μετοχών με χαμηλό BE/MΕ, προκύπτουν εξαιτίας σφάλματος επιβίωσης (*survivorship bias*) σε μετοχές με υψηλό BE/MΕ. Όμως οι Chan, Jegadeesh and Lakonishok (1995) καθώς και ο Davis (1994) διαφώνησαν με τον παραπάνω ισχυρισμό. Ακόμα, οι Lo and MacKinlay (1988 και 1990b), ο Black (1993) και ο MacKinlay (1995) ισχυρίστηκαν ότι η επίδραση του λόγου BE/MΕ οφείλεται σε *data-snooping* δηλαδή ότι τα αποτελέσματα οφείλονται στα δείγματα που έχουν χρησιμοποιηθεί και αν η ίδια έρευνα επαναληφθεί με άλλο δείγμα τότε τα συμπεράσματα που θα προκύψουν θα είναι διαφορετικά. Την άποψη αυτή συμμερίστηκαν και οι Jansen and Verschoor (2004) όπου μετά από έρευνα που έκαναν σε τέσσερις ανερχόμενες κεφαλαιαγορές και συγκεκριμένα στις κεφαλαιαγορές της Δημοκρατίας της Τσεχίας, της Ουγγαρίας, της Πολωνίας και της Ρωσίας, κατάληξαν στο συμπέρασμα ότι τουλάχιστον μετά απ' το 1996 οι επεξηγηματικότητα της μεταβλητής BE/MΕ αλλά και του μεγέθους μιας εταιρείας πάνω στις μέσες διαστρωματικές αποδόσεις, δεν αποτελεί φαινόμενο που αφορά όλες τις κεφαλαιαγορές του κόσμου αλλά εξαρτάται από την κεφαλαιαγορά που γίνεται η έρευνα αλλά και απ' το δείγμα που χρησιμοποιείται Δηλαδή, με λίγα λόγια, ισχυρίστηκαν ότι επειδή σε πολλές ανεπτυγμένες αγορές του κόσμου καθώς και σε κάποιες ανερχόμενες οι μεταβλητές BE/MΕ και ME εξηγούν τις μέσες διαστρωματικές αποδόσεις, δεν σημαίνει ότι το φαινόμενο πρέπει να γενικευτεί αλλά ότι χρειάζονται περαιτέρω εμπειρικές μελέτες για να καταλήξουμε σ' ένα ασφαλές συμπέρασμα. Βέβαια, είναι σημαντικό ν' αναφέρουμε ότι σύμφωνα με τους Chan, Hamoa and Lakonishok (1991), Davis (1994), Fama and French (1998) καθώς και άλλων, έπειτα από μελέτες που έκαναν (αναπαρήγαγαν παλιότερες μελέτες), ο παραπάνω ισχυρισμός των Black (1993) και MacKinlay (1995) δεν πρέπει ν' αποτελεί επεξήγηση του φαινομένου του λόγου BE/MΕ.

Κλείνοντας αυτήν την ενότητα, θα αναφέρουμε περιληπτικά τους ισχυρισμούς των Lakonishok, Shleifer and Vishny (1994) σχετικά με το τι στην πραγματικότητα ο

λόγος BE/ME συλλαμβάνει. Όπως αναφέρουν στην εν λόγῳ δημοσίευση τους, εταιρείες με χαμηλό λόγο BE/ME πιθανόν να έχουν στην κατοχή τους άνλα περιουσιακά στοιχεία όπως είναι η **έρευνα και ανάπτυξη (R&D)** τα οποία δεν αντανακλώνται στην λογιστική αξία μιας εταιρείας καθώς θεωρούνται ως δαπάνες. Επιπλέον, χαμηλός λόγος BE/ME μπορεί να υποδηλώνει εταιρείες με ευκαιρίες για ανάπτυξη (*growth opportunities*) όπου και πάλι αυτό δεν φαίνεται στην λογιστική αξία μιας εταιρίας αλλά μόνο στην χρηματιστηριακή της αξίας (δηλαδή αποτιμάται θετικά απ' την αγορά και αυτό οδηγεί σε αύξηση της τιμής της μετοχής). Ακόμα, μια εταιρεία παραγωγής φυσικών πόρων όπως είναι μια εταιρεία παραγωγής πετρελαίου, θα μπορούσε να μην έχει μεγάλες προοπτικές ανάπτυξης, αλλά σε περιόδους όπου η τιμή του πετρελαίου είναι αυξημένη, θα παρουσιάζει υψηλά κέρδη με αποτέλεσμα να αυξάνεται η χρηματιστηριακή της τιμή και να μειώνεται ο λόγος BE/ME. Χαμηλό λόγο BE/ME θα έχουν και οι μετοχές που χαρακτηρίζονται ως μετοχές χαμηλού ρίσκου με αποτέλεσμα οι μελλοντικές ταμειακές ροές τους να προεξοφλούνται με χαμηλό επιτόκιο με άμεση συνέπεια να έχουν μεγάλη τιμή (εξαρτάται βέβαια και από το ύψος των ταμειακών αυτών ροών). Τέλος, χαμηλό λόγο BE/ME θα μπορούσαν να έχουν και υπερτιμημένες *glamour* μετοχές. Το συμπέρασμα είναι ότι σε καμία περίπτωση δεν μπορούμε να ισχυριστούμε ότι το φαινόμενο που παρατηρείται με τον λόγο BE/ME οφείλεται μεμονωμένα και σίγουρα σε κάποια συγκεκριμένη αιτία καθώς και ότι μπορεί να εξηγηθεί με την οικονομική θεωρία.

2.3.2.5. Η επίδραση του λόγου της “Χρηματοροής ανά μετοχή προς την Τιμή της μετοχής” (Cash Flow-to-price (CF/P) Effect)

Όπως έχουμε είδη δει, υπάρχει ένας μεγάλος αριθμός εμπειρικών ερευνών που έχει σαν σκοπό να εξετάσει την σχέση που υπάρχει μεταξύ των μέσων αναμενόμενων διαστρωματικών αποδόσεων και δεικτών σχετικούς με την αξία μιας εταιρείας. Σ' αυτές τις εμπειρικές μελέτες, πρέπει να προσθέσουμε και τις μελέτες των Wilson (1986), Bernard and Stober (1989) καθώς και των Lakonishok, Shleifer and Vishny

(1994). Οι παραπάνω, μετά από εμπειρικές μελέτες που έκαναν σχετικά με το Χρηματιστήριο της Νέας Υόρκης, κατάληξαν στο συμπέρασμα ότι ο λόγος των ταμειακών ροών (*cash flows*) της μετοχής μιας εταιρείας προς την χρηματιστηριακή της τιμή (*price*) ή CF/P όπως συνηθίζεται στην διεθνή βιβλιογραφία, έχει θετική σχέση με την αναμενόμενη απόδοση των μετοχών. Δηλαδή, όσο μεγαλύτερος είναι ο λόγος CF/P μιας εταιρείας, τόσο μεγαλύτερη αναμένεται να είναι η μέση απόδοση της. Στο ίδιο συμπέρασμα κατάληξαν και οι Lakonishok, Chan and Hamao (1991) σε σχετική έρευνα που έκαναν για το Χρηματιστήριο της Ιαπωνίας.

Όπως ο δείκτης P/E , έτσι και ο CF/P μπορεί να είναι μεροληπτικός. Ο λόγος είναι ότι ο αριθμητής του στην πράξη ισούται με τα λογιστικά κέρδη μιας εταιρείας συν τις αποσβέσεις. Έτσι τα κέρδη που ανακοινώνει μια εταιρεία στις λογιστικές της καταστάσεις μπορεί να διαφέρουν σημαντικά απ' τα οικονομικά κέρδη που ενδιαφέρουν τους επενδυτές και ακόμα περισσότερο τους μετόχους των εταιριών. Επιπλέον, η μεροληψία που υπάρχει εξαιτίας του γεγονότος ότι τα κέρδη που ανακοινώνονται από τις εταιρείες αποτελούν εκτιμητές των ταμειακών της ροών, μπορεί να είναι ακόμα μεγαλύτερη όταν θέλουμε να εξετάσουμε πως ο λόγος CF/P επηρεάζει τις μέσες διαστρωματικές αποδόσεις των μετοχών διαφορετικών κρατών με διαφορετικά λογιστικά πρότυπα.

2.3.2.6. Η επίδραση του λόγου “Πωλήσεων ανά μετοχή προς την Τιμή της μετοχής” (*Sales-to-Price (S/P) Effect*)

Μια ακόμα μεταβλητή που έχει απασχολήσει αρκετούς ερευνητές και σχετίζεται με την οικονομική αξία μιας εταιρείας είναι το ύψος των πωλήσεων (*sales*) ανά μετοχή μιας εταιρείας προς την τιμή (*price*) της μετοχής όπως αποτιμάται απ' την αγορά δηλαδή ο λόγος S/P . Συγκεκριμένα, η μεταβλητή αυτή ισούται με το πηλίκο της διαίρεσης μεταξύ των ετήσιων πωλήσεων μιας εταιρείας στο τέλος του οικονομικού έτους και της αξίας που έχει η εταιρεία όπως αποτιμάται απ' την αγορά, στο τέλος του Δεκεμβρίου του $t-1$ έτους. Μια σημαντική διαφορά μεταξύ του δείκτη S/P σε σχέση με

τους CF/P, BE (λογιστική αξία μετοχικού κεφαλαίου) και P/E είναι ότι δεν επηρεάζεται σε μεγάλο βαθμό από αποσβέσεις, τυχόν μεθόδους «δημιουργικής» λογιστικής καθώς και από την ηλικία της εταιρείας.

Σχετικά με τα αποτελέσματα των εμπειρικών μελετών που έχουν γίνει, οι Barbee, Mukherji and Raines (1996) καθώς και άλλοι³¹ βρήκαν ότι η σχέση μεταξύ των μέσων διαστρωματικών αποδόσεων και του δείκτη S/P είναι αρνητική. Σχετικά με την έρευνα που έγινε απ' τους παραπάνω στο Χρηματιστήριο της Αμερικής, ταξινομώντας τις εταιρείες που χρησιμοποίησαν στο δείγμα τους σε πέντε χαρτοφυλάκια με βάση τον δείκτη S/P, βρέθηκε ότι οι επενδυτές που επενδύουν σε εταιρείες με χαμηλό δείκτη S/P (χαμηλότερο χαρτοφυλάκιο) έχουν αποδόσεις κατά μέσο όρο 11,64% παραπάνω απ' αυτούς που επενδύουν σε εταιρείες με υψηλό δείκτη S/P (υψηλότερο χαρτοφυλάκιο).

Πολλοί ακαδημαϊκοί υποστηρίζουν ότι η επεξηγηματική δύναμη της μεταβλητής S/P είναι μεγαλύτερη απ' αυτήν της μεταβλητής E/P για τρεις κυρίους λόγους:

1. Οι συνολικές ετήσιες πωλήσεις είναι ένας αξιόπιστος δείκτης και επιπλέον αποτελούν ικανότερο δείκτη για την πρόβλεψη των δυνητικών κερδών μιας εταιρίας σε σύγκριση με τα δημοσιευμένα κέρδη της εταιρείας.
2. Η διακύμανση των κερδών μιας εταιρείας είναι μεγαλύτερη απ' αυτή των πωλήσεων αφού τα κέρδη είναι πιο ευαίσθητα σε περιστασιακές αλλαγές που συμβαίνουν στην οικονομική πολιτική μιας εταιρείας όπως για παράδειγμα η απόφαση μιας εταιρείας να διαθέσει περισσότερα χρήματα για την βελτίωση της παραγωγικής της διαδικασίας. Επιπλέον, ο δείκτης S/P επηρεάζεται λιγότερο από παράγοντες που αφορούν μια εταιρεία μεμονωμένα (*company specific factors*).

³¹ Jacobs and Levy (1988b) όσον αφορά την Αμερικάνικη αγορά και Aggarwal, Rao and Hiraki (1990) για την αγορά της Ιαπωνίας

3. Τέλος, ο δείκτης S/P δεν παίρνει αρνητικές τιμές σε αντίθεση με τους δείκτες P/E αλλά και BE/ME όπου παίρνουν αρνητικές τιμές όταν παρουσιάζουν ζημιές.

Τους παραπάνω ισχυρισμούς συμμερίστηκαν και οι Barbee, Mykherji and Raines (1996) μετά από εμπειρική μελέτη που έκαναν και απόδειξαν ότι ο δείκτης S/P εξηγεί μεγαλύτερο μέρος της μεταβλητότητας των μέσων διαστρωματικών αποδόσεων των μετοχών απ' ότι οι δείκτες BE/ME και ME.

Τέλος, οι Leledakis and Davvidson (2001) μετά από έρευνα τους για το Χρηματιστήριο της Αγγλίας που αφορούσε την περίοδο 1980-1996, βρήκαν ότι πέρα εκτός από τις μεταβλητές BE/ME και ME, και η μεταβλητή S/P έχει σημαντική επεξηγηματική δύναμη και ότι η μεταβλητή S/P απορροφά την επεξηγηματική δύναμη της μεταβλητής D/E δηλαδή του λόγου μεταξύ της λογιστικής αξίας του χρέους μιας εταιρείας προς την χρηματιστηριακή αξία του μετοχικού της κεφαλαίου. Έτσι, οι Leledakis and Davvidson (2001) συνιστούν ότι ο δείκτης S/P μπορεί να αποτελέσει εργαλείο επιλογής μετοχών, ιδιαίτερα σε ανεπτυγμένες αγορές.

2.3.2.7. Η επίδραση των “παρελθοντικών / ιστορικών αποδόσεων” (Past Returns Effect)

Τα τελευταία χρόνια, το εύρος των εμπειρικών μελετών που ασχολείται με την πρόβλεψη των αποδόσεων των μετοχών βάση των παρελθοντικών αποδόσεων είναι τεράστιο. Τα αποτελέσματα των ερευνών αυτών δεν αφήνουν πολλά περιθώρια αμφισβήτησης του γεγονότος ότι οι διαστρωματικές αποδόσεις των μετοχών μπορούν να προβλεφτούν από τις παρελθοντικές αφού η συσχέτιση που υπάρχει μεταξύ τους είναι στατιστικά σημαντική. Βάση αυτών των συσχετίσεων, πολλοί ερευνητές έχουν προτείνει ιδιόμορφες στρατηγικές που αποσκοπούν να νικήσουν την αγορά. Στην διεθνή βιβλιογραφία οι στρατηγικές αυτές είναι γνωστές ως εξής:

- **Μακροπρόθεσμη μεταστροφή απόδοσης (long-term return reversals)**

- **Βραχυπρόθεσμη μεταστροφή απόδοσης (short-term return reversals)**

- **Μεσοπρόθεσμη «συνέχιση» απόδοσης (medium-term return continuation)**

I. Μακροπρόθεσμη μεταστροφή απόδοσης (long-term return reversals)

Οι DeBondt and Thaler (1985) ήταν οι πρώτοι που υποστήριξαν ότι λόγω υπερβολικής αντίδρασης των επενδυτών στις κεφαλαιαγορές, παρουσιάζεται μεταστροφή (*reversal*) των αποδόσεων των μετοχών και κατά συνέπεια σημαντικές αποκλίσεις των τιμών των μετοχών από την θεμελιώδες αξία τους. Για το λόγω αυτό, πρότειναν αντικρουόμενες στρατηγικές (*contrarian strategies*) δηλαδή αγορά μετοχών με χαμηλές αποδόσεις κατά το παρελθόν (*past losers*) και πώληση μετοχών με υψηλές αποδόσεις κατά το παρελθόν (*past winners*). Συγκεκριμένα, έδειξαν ότι οι επενδυτές που επενδύουν σε μετοχές οι οποίες κατά τα τελευταία τρία με πέντε χρόνια είχαν χαμηλές αποδόσεις και επιπλέον, έχοντας επενδυτικό χρονικό ορίζοντα τρία με πέντε χρόνια, πετυχαίνουν υψηλότερες αποδόσεις απ' ότι αν είχαν επενδύσει σε μετοχές που είχαν υψηλές αποδόσεις κατά την ίδια περίοδο.³² Γενικά, οι υποστηρικτές των αντικρουόμενων στρατηγικών (*contrarian strategies*), στηρίζονται στην άποψη ότι, όταν οι αγορές προεξοφλούν, βιάζονται και μόνο εκ του αποτελέσματος φαίνεται αν υπήρχε κεκτημένη ή όχι ταχύτητα αντίδρασης ή χρονική υστέρηση.

³² Σε ανάλογα αποτελέσματα έχουν καταλήξει και οι Vermaelen and Versinge (1986) για την αγορά του Βελγίου, οι Dark and Kato ((1986) για την αγορά της Ιαπωνίας, οι Alonso and Rubio (1990) για την αγορά της Ισπανίας, οι da Costa (1994), οι Clare and Thomas (1995) και ο Dissanaike (1996) για την αγορά της Αγγλίας. Τέλος, οι Kryzanowski and Zhang (1992) μετά από έρευνα τους στο Χρηματιστήριο του Τορόντο δεν βρήκαν ενδείξεις που να συντρέχουν με τα παραπάνω αποτελέσματα.

Όπως είδαμε, οι DeBondt and Thaler (1985) υποστήριξαν ότι το παραπάνω φαινόμενο οφείλεται σε υπερβολική αντίδραση της αγοράς αφού οι επενδυτές συχνά δρουν με γνώμονα την υπεραυτοπεποίθηση τους. Ωστόσο, ο Chan (1988) αλλά και οι Ball and Kothari (1989) υποστήριξαν ότι οι υψηλές αποδόσεις των αντικρουόμενων στρατηγικών οφείλονται στην αποτυχία των αποδόσεων να προσαρμοστούν στον κίνδυνο. Έτσι, όπως αναφέρουν, στις μετοχές που ανήκουν στα χαρτοφυλάκια των *winners* και *losers* μετοχών θα έπρεπε να υπάρχει μεγάλη αλλαγή στον κίνδυνο μεταξύ της περιόδου που οι DeBondt and Thaler (1985) δημιούργησαν αυτά τα χαρτοφυλάκια και της περιόδου που εφάρμοσαν την μεθοδολογία τους. Επιπλέον, ο Zarowin (1989) υποστήριξε ότι οι *past losers* μετοχές έχουν υψηλότερες αποδόσεις (στο μέλλον) απ' τις *past winners* μετοχές απλά και μόνο διότι οι *past losers* μετοχές αντιστοιχούν συνήθως σε εταιρείες μικρού μεγέθους ενώ οι *past winners* μετοχές αντιστοιχούν συνήθως σε εταιρείες μεγάλου μεγέθους. Δηλαδή, με λίγα λόγια, το φαινόμενο της «μεταστροφής» σχετίζεται με το *size effect*. Όμως, οι Chopra, Lakonishok and Ritter (1992), δεν συμμερίζονται τις παραπάνω απόψεις αφού έδειξαν ότι το φαινόμενο της «μεταστροφής» εξακολουθεί να υπάρχει ακόμα και μετά που οι αποδόσεις προσαρμόστηκαν στον κίνδυνο και στο μέγεθος. Τέλος, οι Ball, Kothari and Shanken (1995) καθώς και οι Conrad and Kaul (1993) υποστήριξαν ότι το φαινόμενο της «μεταστροφής» οφείλεται σε μεροληψίες που προκύπτουν λόγω της μικροδομής της αγοράς.

II. Βραχυπρόθεσμη μεταστροφή απόδοσης (short-term return reversals)

Είδαμε ότι οι DeBondt and Thaler το 1985 μίλησαν για πρώτη φορά για μακροπρόθεσμη μεταστροφή απόδοσης. Πέντε χρόνια αργότερα, ο Lehnam (1990) μίλησε για βραχυπρόθεσμη μεταστροφή των αποδόσεων και συγκεκριμένα για μεταστροφή σε εβδομαδιαία βάση. Παράλληλα, οι Jegaddes (1990) καθώς και οι Lo and MacKinlay (1990γ) μίλησαν για μεταστροφή σε μηνιαία βάση. Συνοπτικά, οι παραπάνω μελετητές ισχυρίζονται ότι εφαρμόζοντας αντικρουόμενες στρατηγικές (*contrarian strategies*) βάση εβδομαδιαίων ή μηνιαίων αποδόσεων, είναι δυνατόν να επιτευχθούν υπερκανονικές αποδόσεις. Στο ίδιο συμπέρασμα (βραχυπρόθεσμη

μεταστροφή απόδοσης) κατάληξαν και οι Chang, McLeavey and Rhee (1995), έπειτα από έρευνα που έκαναν στο Χρηματιστήριο της Ιαπωνίας χρησιμοποιώντας αποδόσεις προσαρμοσμένες στον κίνδυνο και στο μέγεθος.

Πολλοί ερευνητές προσπάθησαν κατά καιρούς να εξηγήσουν το φαινόμενο της βραχυπρόθεσμης μεταστροφής απόδοσης. Οι Kaul and Nimalendran (1990) καθώς και οι Jegadeesh and Titman (1995) προσπάθησαν να εξηγήσουν το φαινόμενο εξετάζοντας το εύρος μεταξύ τιμής προσφοράς και τιμής ζήτησης (*bid-ask spread*). Οι Lo and MacKinlay (1990γ), υποστήριξαν ότι το φαινόμενο δεν οφείλεται σε υπερβολική αντίδραση της αγοράς όπως είχαν υποστηρίξει οι DeBondt and Thaler (1985) για την μακροπρόθεσμη μεταστροφή, αλλά σε καθυστερημένη αντίδραση της τιμής της μετοχής σε κοινούς παράγοντες. Ακόμα, σύμφωνα με τους Conrad, Hameed and Niden (1994) η βραχυπρόθεσμη μεταστροφή απόδοσης παρατηρείται από μετοχές με υψηλό όγκο συναλλαγών. Στο συμπέρασμα αυτό κατάληξαν μετά από έρευνα που έκαναν χρησιμοποιώντας εβδομαδιαίες αποδόσεις καθώς και τους όγκους συναλλαγών στους οποίους είχαν διαπραγματευτεί οι υπό εξέταση μετοχές κατά το παρελθόν. Τα αποτελέσματα αυτά έρχονται σε πλήρη αντιστοιχία με αυτά των Campbell, Grossman and Wang (1993).

III. Μεσοπρόθεσμη «συνέχιση» απόδοσης (*medium-term return continuation*)

Εκτός όμως από μακροχρόνια και βραχυπρόθεσμη μεταστροφή απόδοσης, έχει παρατηρηθεί ότι μεσοπρόθεσμα οι *winners* μετοχές του παρελθόντος συνεχίζουν να αποδίδουν υψηλότερα απ' τις *losers* μετοχές του παρελθόντος. Συγκεκριμένα, οι Jegadeesh and Titman (1993) έδειξαν ότι μετοχές που παρουσίασαν υψηλές αποδόσεις κατά το παρελθόν, λόγω κεκτημένης ταχύτητας ή της εξαιτίας της ορμής τους (*momentum*) όπως συνηθίζετε στην διεθνή βιβλιογραφία, συνεχίζουν να παρουσιάζουν υψηλές αποδόσεις και αντίστοιχα οι μετοχές που παρουσίασαν χαμηλές αποδόσεις συνεχίζουν να παρουσιάζουν χαμηλές αποδόσεις.

Οι Fama and French (1996a) δημιούργησαν ένα πολυμεταβλητό μοντέλο το οποίο εξηγούσε την μακροπρόθεσμή μεταστροφή απόδοσης αλλά τελικά απότυχε να εξηγήσει την μεσοπρόθεσμη «συνέχιση» της απόδοσης. Αντίθετα, οι Chan, Jegadeesh and Lakonishok (1996) έδειξαν ότι η μεσοπρόθεσμη «συνέχιση» της απόδοσης εξηγείται, τουλάχιστον εν μέρει, από μια συγκρατημένη αντίδραση των επενδυτών σε ανακοινώσεις κερδών και ότι δεν οφείλεται σε κεκτημένη ταχύτητα των κερδών. Ακόμα, ο Rouwenhorst (1998) μετά από έρευνα που έκανε σε δώδεκα χώρες, κατάληξε στο συμπέρασμα ότι το φαινόμενο της μεσοπρόθεσμης «συνέχισης» της απόδοσης είναι πραγματικό και δεν οφείλεται σε τυχόν μεροληπτικό δείγμα (*data snooping bias*). Επιπλέον, μια άλλη εξήγηση που έχει δοθεί και μάλιστα είναι συνεπή με την έρευνα των DeLong, Summers and Waldmann (1990), είναι ότι το φαινόμενο παρατηρείται εξαιτίας της υπερβολικής αντίδρασης της αγοράς που προκαλείται απ' την θετική ανάδραση (*feedback*) στρατηγικών που αφορούν συναλλαγές.

Σε πιο πρόσφατη μελέτη που έγινε απ' τους Chelley-Steeley and Sigano (2004) με σκοπό να εξετάσουν πως μακροοικονομική παράγοντες επηρεάζουν τα *momentum* κέρδη στην αγορά της Αγγλίας, αναφέρονται τα εξής αποτελέσματα: Το μέγεθος των κερδών των χαρτοφυλακίων που αποτελούνται από *winners* μετοχές και των χαρτοφυλακίων που αποτελούνται από *losers* μετοχές επηρεάζονται από μακροοικονομικούς παράγοντες, (για παράδειγμα τα εκάστοτε ονομαστικά επιτόκια, το πραγματικό ακαθάριστο εθνικό προϊόν (Α.Ε.Π.) και οι έμμεσοι φόροι) καθώς και από παράγοντες που σχετίζονται με την αγορά. Όμως, τα *momentum* κέρδη, επηρεάζονται μόνο απ' τις εκροές που αποφέρουν τα χαρτοφυλάκια που αντιστοιχούν σε επενδυτές που εφαρμόζουν *momentum* στρατηγικές. Έτσι, όταν οι επενδυτές δεν ακολουθούν *momentum* στρατηγικές αλλά αναζητούν εναλλακτικές μορφές επενδύσεων, ή ακόμα περισσότερο όταν επενδύουν σε αγορές του εξωτερικού, τότε η κερδοφορία των *momentum* στρατηγικών είναι πολύ μικρότερη. Επιπλέον, αναφέρεται ότι όταν η κεφαλαιαγορά βρίσκεται σε χαμηλότερο επίπεδο απ' αυτό που βρισκόταν έξι μήνες πριν, τότε τα κέρδη των *momentum* στρατηγικών είναι υψηλά, γεγονός που πιθανόν οφείλεται σε μεταστροφή (*reversal*) απόδοσης της αγοράς.

Τέλος, αξίζει να αναφέρουμε ότι οι επενδυτές που ακολουθούν *momentum* στρατηγικές είναι απλά επενδυτές που ακολουθούν τις τάσεις της αγοράς. Έτσι, οι επενδυτές αυτοί αγοράζουν μετοχές με θετική τάση και η φιλοσοφία των επενδυτών αυτών είναι ν' αγοράζουν σε υψηλές τιμές και να πουλάνε σε ακόμα υψηλότερες. Βασικό εργαλείο των επενδυτών αυτών, είναι ο δείκτης «φόρα ή ορμή» (*momentum*) που ορίζεται ως ο λόγος της σημερινής τιμής κλεισίματος μιας μετοχής με την τιμή κλεισίματος της πριν από κάποια άλλη χρονική περίοδο. Ο δείκτης αυτός απεικονίζει τη μεταβολή της τιμής μιας μετόχης (ως ένα λόγο) και προβλέπει την ισχύ (ή την αδυναμία) της αγοράς με τον καθορισμό υπερ-αγορασμένων και υπερ-πουλημένων περιπτώσεων και επομένως σηματοδοτεί πιθανές μεταστροφές (*reversals*) στην κατεύθυνση της αγοράς.

2.3.2.8. Η επίδραση της μεταβλητής “Tobin's q” (*Tobin's q effect*)

Ο λόγος *Tobin's q* παρουσιάστηκε για πρώτη φορά στην διεθνή βιβλιογραφία απ' τον James Tobin (1969). Σύμφωνα με τον Tobin (1969), ο σταθμισμένος μέσος όρος των χρηματιστηριακών αξιών των εταιρειών μιας κεφαλαιαγοράς προς τον σταθμισμένο μέσο όρο του καθαρού κόστους αντικατάστασης πρέπει να ισούται περίπου με την μονάδα. Όταν ο λόγος αυτός αναφέρεται μεμονωμένα σε μια εταιρεία και είναι μεγαλύτερος από την μονάδα, τότε η εταιρεία πρέπει να προχωρήσει στην επένδυση που εξετάζει αφού η αξία της νέας επένδυσης ξεπερνάει το κόστος της. Αντιθέτως, όταν ο λόγος *Tobin's q* είναι μικρότερος της μονάδας, τότε η αξία της νέας επένδυσης πιθανόν να υπολείπεται του κόστους αντικατάστασης της και ίσως είναι προτιμότερο για την εταιρεία ν' αποκτήσει τα περιουσιακά στοιχεία που απαιτεί η νέα επένδυση μέσο συγχώνευσης και όχι αγοράζοντας τα.

Σύμφωνα με τα αποτελέσματα της εμπειρικής μελέτης που έγινε απ' τους Leledakis, Okunev and Davidson (2001)³³ με δεδομένα που αφορούσαν το Χρηματιστήριο Αξιών του Λονδίνου (*London Stock Exchange*) για το χρονικό διάστημα 1980-1996, ο συστηματικός κίνδυνος (*beta*) από μόνος του έχει σημαντική επεξηγηματική δύναμη πάνω στις διαστρωματικές αποδόσεις των μετοχών (το συμπέρασμα αυτό έρχεται σε αντίθεση με αυτό των Fama και French (1992) που αφορούσε το Χρηματιστήριο της Νέας Υόρκης). Όμως, κύριος στόχος των Leledakis, Okunev and Davidson (2002) ήταν να εξετάσουν κατά πόσον η μεταβλητή *Tobin's q* διαδραματίζει σημαντικό επεξηγηματικό ρόλο στις διαστρωματικές αποδόσεις των μετοχών.

Υπολόγισαν προσεγγιστικά τον λόγο *Tobin's q* όπως και κατά το παρελθόν οι Lindenberg and Ross (1981). Συγκεκριμένα υπολόγισαν τον παρακάτω τύπο:

$$\text{Tobin's } q \approx \frac{\text{Comval} + \text{Prefval} + \text{Debt}}{\text{Total Assets}} \quad (2.6)$$

όπου:



- *Comval* είναι η χρηματιστηριακή αξία της κοινής (*common*) μετοχής της εταιρείας στο τέλος του έτους,
- *Prefval* είναι η λογιστική αξία της προνομιούχας (*preferred*) μετοχής της εταιρείας στο τέλος του έτους,
- *Debt* είναι η λογιστική αξία του χρέους της εταιρείας στο τέλος του έτους και
- *Total Assets* είναι η λογιστική αξία των συνολικών περιουσιακών στοιχείων της εταιρείας στο τέλος του έτους.

³³ Σχετική έρευνα έχει γίνει και από τους Badrinath and Kini (1994) που εξέτασαν την επηρροή των μεταβλητών P/E, ME και *Tobin's q*.

Στη συνέχεια αφού χρησιμοποίησαν ως επεξηγηματικές μεταβλητές εκτός από τον λόγο *Tobin's q* και τους δείκτες *beta*, *ME* και *BE/ME* κατάληξαν στο συμπέρασμα ότι οι μεταβλητές *ME* και *Tobin's q* ήταν οι μόνες στατιστικά σημαντικές και ότι η δεύτερη είχε μεγαλύτερη επεξηγηματική δύναμη από την πρώτη. Επιπλέον, η σχέση μεταξύ *Tobin's q* και αποδόσεων είναι αρνητική με την έννοια ότι εταιρείες με μεγαλύτερους λόγους *Tobin's q* κατά μέσο όρο παρουσιάζουν μικρότερες διαστρωματικές αποδόσεις από τις εταιρείες με μικρότερους λόγους *Tobin's q*. Τέλος, όπως απόδειξαν, το *Tobin's q effect* δεν αποτελεί φαινόμενο που εμφανίζεται μόνο τον μήνα Ιανουάριο.

Επιπλέον, οι Lindenberg and Ross (1981) ισχυρίστηκαν ότι ο δείκτης *Tobin's q* είναι τόσο θεωρητικά όσο και εμπειρικά ένα απ' τα καλύτερα μέτρα για την σύγκριση εταιρειών σχετικά με την δύναμη που έχουν στην αγορά προϊόντος (*product market*) στην οποία ανήκουν. Έτσι, οι Chen, Cheng and Hite (1986) απέδειξαν ότι όσο μεγαλύτερη δύναμη έχει μια εταιρεία στην αγορά προϊόντος που ανήκει (μεγάλος λόγος *Tobin's q*), τόσο μικρότερο κίνδυνο έχει ενώ όσο μικρότερη δύναμη έχει (μικρός λόγος *Tobin's q*), τόσο μεγαλύτερο κίνδυνο έχει. Οπότε, λόγου αυτού του γεγονότος ισχύει η αρνητική σχέση μεταξύ του δείκτη *Tobin's q* και μέσων διαστρωματικών αποδόσεων. Ακόμα, σύμφωνα με τους Lang and Litzenberger (1989) καθώς και τους Lang, Stulz and Walkling (1991), εταιρείες με υψηλό *Tobin's q* έχουν μεγαλύτερη πιθανότητα να επενδύσουν σε *projects* με θετική Καθαρή Παρούσα Αξία (ΚΠΑ / *NPV*) από ότι οι εταιρείες με χαμηλό *Tobin's q*. Άμεση συνέπεια του παραπάνω ισχυρισμού είναι ότι οι εταιρείες με χαμηλό *Tobin's q* έχουν μεγαλύτερο κίνδυνο απ' τις εταιρείες με υψηλό *Tobin's q*. Επιπλέον, οι Leledakis, Okunev and Davidson (2002) χωρίζοντας τις μετοχές σε δέκα χαρτοφυλάκια με κριτήριο τον λόγο *Tobin's q*, έδειξαν ότι τα χαρτοφυλάκια που περιείχαν μετοχές εταιρειών με χαμηλούς λόγους *Tobin's q* αποτελούνταν από μετοχές εταιρειών με υψηλό λόγο δανειακού προς μετοχικού κεφαλαίου (D/E) δηλαδή υψηλά μοχλευμένες εταιρείες. Όμως, σύμφωνα με τον Bhandari (1988), οι υψηλά μοχλευμένες εταιρείες έχουν μεγάλο χρηματοοικονομικό κίνδυνο με αποτέλεσμα οι μέτοχοι τους να απαιτούν μεγαλύτερες αποδόσεις. Οπότε, η σχέση που υπάρχει μεταξύ *Tobin's q* και χρηματοοικονομικής

μόχλευσης είναι αρνητική δηλαδή εταιρείες με χαμηλό λόγο *Tobin's q* αποδίδουν μεγαλύτερες αποδόσεις εξαιτίας της υψηλής χρηματοοικονομικής μόχλευσης τους.

2.3.2.9. Η επίδραση της Χρηματοοικονομικής Μόχλευσης μιας εταιρείας (*leverage effect*)

Ένας ακόμα χρηματοοικονομικός δείκτης που αποδεδειγμένα επεξηγεί είτε έμμεσα είτε άμεσα τις μέσες διαστρωματικές αποδόσεις των μετοχών είναι η χρηματοοικονομική μόχλευση (*financial leverage*) μιας εταιρίας. Σύμφωνα με την χρηματοοικονομική θεωρία, η χρηματοοικονομική μόχλευση είναι η χρησιμοποίηση δανειακών κεφαλαίων με σκοπό την αύξηση της αποδοτικότητας του μετοχικού κεφαλαίου. Οι Fama and French (1992) για να ελέγξουν αν και πως η μόχλευση μιας εταιρείας επηρεάζει την μέση απόδοση της μετοχής της, χρησιμοποίησαν τις μεταβλητές A/ME και A/BE³⁴. Η μεταβλητή A/ME δηλαδή ο λόγος της “λογιστικής αξίας των περιουσιακών στοιχείων μιας εταιρείας προς την χρηματιστηριακή αξία του μετοχικού κεφαλαίου της” χρησιμοποιήθηκε ως ένα μέτρο της μόχλευσης της εταιρείας όπως αποτιμάται απ’ την αγορά (χρηματιστηριακή μόχλευση). Αντιθέτως, η μεταβλητή A/BE δηλαδή ο λόγος της “λογιστικής αξίας των περιουσιακών στοιχείων μιας εταιρείας προς την λογιστική αξία του μετοχικού κεφαλαίου της” χρησιμοποιήθηκε ως ένα μέτρο της λογιστικής μόχλευσης της εταιρείας. Σύμφωνα με τα εμπειρικά αποτελέσματα τους, οι δύο μεταβλητές που χρησιμοποίησαν ήταν στατιστικά σημαντικές αλλά με αντίθετα πρόσημα. Συγκεκριμένα, βρήκαν ότι όσο μεγαλύτερος είναι ο λόγος A/ME μιας εταιρείας τόσο υψηλότερα κατά μέσο όρο αποδίδει η μετοχή της³⁵. Το αντίθετο βρήκαν ότι συμβαίνει με τις μετοχές με υψηλό A/BE. Όμως, οι Fama and French (1992) δεν βρήκαν μόνο ότι οι επιδράσεις των μεταβλητών A/ME και A/BE ήταν αντίθετες αλλά και ότι ήταν περίπου ίσες κατά απόλυτο μέγεθος. Επιπλέον, όπως είπαμε, κατά την μεθοδολογία τους

³⁴ Στην πραγματικότητα οι Fama and French (1992) χρησιμοποίησαν τους φυσικούς λογάριθμους των μεταβλητών αυτών.

³⁵ Το συμπέρασμα αυτό είναι συνεπή με αυτό του Bhandari (1988).

χρησιμοποίησαν τις μεταβλητές $\ln(A/ME)$ και $\ln(A/BE)$ και όχι τις A/ME και A/BE καθ' αυτές. Έτσι, παρατηρώντας ότι $\{\ln(BE/ME) = \ln(A/ME) - \ln(A/BE)\}$ και ότι επιπλέον ο συντελεστής της μεταβλητής $\ln(BE/ME)$ ήταν κατά απόλυτο μέγεθος περίπου ίσος με τους συντελεστές των $\ln(A/BE)$ και $\ln(A/ME)$ κατάληξαν στο παρακάτω συμπέρασμα που ακολουθεί:

Η επίδραση της μεταβλητής BE/ME στις μέσες αποδόσεις ($BE/ME\ effect$) μπορεί να αποδειχθεί είτε άμεσα χρησιμοποιώντας την μεταβλητή $\ln(BE/ME)$ είτε έμμεσα χρησιμοποιώντας τις μεταβλητές $\ln(A/ME)$ και $\ln(A/BE)$. Και στις δύο περιπτώσεις το συμπέρασμα που προκύπτει είναι το ίδιο και μπορεί να ερμηνευτεί ως εξής: Οι εταιρείες με πλούσιες προοπτικές (σύμφωνα πάντα με την κρίση της αγοράς) θα έχουν χαμηλότερους λόγους BE/ME (μεγάλη χρηματιστηριακή αξία σε σχέση την λογιστική αξία) απ' ότι οι εταιρείες με φτωχές προοπτικές. Επιπλέον, ένας υψηλός BE/ME λόγος, σημαίνει ότι η μόχλευση της εταιρείας όπως αυτή αποτιμάται απ' την αγορά είναι υψηλότερη σε σχέση με την λογιστική της μόχλευση διότι η αγορά δεν θεωρεί ότι η εταιρεία έχει πλούσιες προοπτικές οπότε και προεξοφλεί την μετοχή της σχετικά με την λογιστική της αξία.

2.3.3. Αλληλοσυσχέτιση μεταξύ των Επιδράσεων (*Interrelation Between the Effects*)

Όπως είδαμε, μετά από εμπειρικές μελέτες, έχει βρεθεί ότι διάφορες μεταβλητές έχουν την ιδιότητα να εξηγούν ένα σημαντικό μέρος της διακύμανσης των μέσων διαστρωματικών αποδόσεων των μετοχών. Επίσης, όπως έχουμε είδη αναφέρει, το φαινόμενο αυτό στην διεθνή βιβλιογραφία αναφέρεται ως **ανωμαλίες τιμολόγησης περιουσιακών στοιχείων** (*asset pricing anomalies*) ή **ανωμαλίες αγοράς** (*market anomalies*). Ακόμα, αναλύοντας τα ως τώρα ευρήματα που υπάρχουν στην διεθνή βιβλιογραφία, είδαμε πολλές φορές ότι πολλοί ερευνητές κατά την επεξήγηση των ανωμαλιών αυτών κατάληγαν στο συμπέρασμα ότι πολλές απ' τις ανωμαλίες σχετίζονται άμεσα ή έμμεσα μεταξύ τους. Στην ενότητα αυτή θα εξετάσουμε πως οι ανωμαλίες τιμολόγησης περιουσιακών στοιχείων (*asset pricing anomalies*) ή

επιδράσεις (*effects*) όπως τις ονομάσαμε κατά την ανάλυση τους, αλληλοσυσχετίζονται.

Καταρχήν, ο αριθμός των δημοσιεύσεων που δέχονται ότι υπάρχει αλληλοσυσχέτιση μεταξύ της επίδρασης του μεγέθους (*size effect*) μιας εταιρείας και της επίδρασης του λόγου P/E (*P/E effect*), είναι αρκετά μεγάλος. Αρχικά, ο Reinganum (1981c) και αργότερα οι Banz and Breen (1986) αλλά και ο Rogers (1988) καθώς και άλλοι³⁶, υποστήριξαν ότι η επίδραση του μεγέθους μιας εταιρείας απορροφά την επίδραση του λόγου P/E. Επιπλέον, υπήρξαν και ερευνητές που διαφώνησαν με την παραπάνω άποψη όπως ο Basu (1983) και οι Peavy and Goodman (1983). Ακόμα, μετά από έρευνα που έκαναν, οι Cook and Rozeff (1984) βρήκαν ότι τόσο το μέγεθος μιας εταιρείας όσο και ο λόγος P/E είναι στατιστικά σημαντικές επεξηγηματικές μεταβλητές για τις μέσες αποδόσεις των μετοχών και κατά συνέπεια ότι πρέπει να χρησιμοποιούνται και μάλιστα από κοινού. Επιπλέον, επισήμανε ότι το παραπάνω αποτέλεσμα δεν αποτελεί φαινόμενο που παρατηρείται αποκλειστικά το μήνα Ιανουάριο. Στο ίδιο συμπέρασμα κατάληξαν και οι Jaffe, Keim and Westerfield (1989) σε αντίστοιχη έρευνα χρησιμοποιώντας όμως δείγμα μεγαλύτερο από αυτό που είχαν χρησιμοποιήσει οι Cook and Rozeff (1984). Συμπερασματικά, μπορούμε να πούμε ότι τα διαφορετικά συμπεράσματα που έχουν προκύψει σε διάφορες εμπειρικές μελέτες σχετικά με την αλληλοσυσχέτιση των επιδράσεων του μεγέθους και του λόγου P/E, μπορεί να προκύπτουν λόγω των διαφορετικών και πολλές φορές μη επαρκών χρονικών διαστημάτων που έχουν γίνει οι μελέτες αλλά και επειδή σε πολλές μελέτες δεν εξετάζεται κατά πόσον τα αποτελέσματα τους αποτελούν ή όχι φαινόμενο του Ιανουαρίου.

Επίσης, εκτός απ' την αλληλοσυσχέτιση που υπάρχει μεταξύ του μεγέθους μιας εταιρείας και του λόγου P/E έχει εξεταστεί και η αλληλοσυσχέτιση που υπάρχει μεταξύ του μεγέθους μιας εταιρείας και της μεταβλητής BE/ME. Σύμφωνα με τον Stattman (1980) όπου έκανε έρευνα στο Χρηματιστήριο της Αμερικής, η μεταβλητή BE/ME εξηγεί μέρος της μεταβλητότητας των μέσων αποδόσεων ακόμα και μετά που οι αποδόσεις αυτές έχουν προσαρμοστεί τόσο στον κίνδυνο όσο και στο μέγεθος της

³⁶ Βλέπε Gillan (1990) για την περίπτωση του Χρηματιστηρίου της Νέας Ζηλανδίας, Wong and Lye (1990) και Chou and Johnson (1990) για τη περίπτωση των Χρηματιστηρίων της Σιγκαπούρης και της Ταϊβάν αντίστοιχα.

εταιρείας που αντιστοιχούν. Σε παρόμοια αποτελέσματα κατάληξαν και οι Rosenberg, Reid and Lanstein (1985) ενώ οι Fama and French (1992) κατάληξαν ότι όσον αφορά το Χρηματιστήριο της Αμερικής και την περίοδο 1963-1990, οι μεταβλητές μέγεθος και BE/ME επαρκούν ώστε να εξηγηθούν οι διαστρωματικές μέσες αναμενόμενες αποδόσεις των μετοχών. Ακόμα, σύμφωνα με τους Badrinath and Kini (1994), όπου εξέτασαν τη σχέση μεταξύ των μεταβλητών E/P και ME, εισάγοντας παράλληλα τον λόγο *Tobin's q* με σκοπό να εξετάσουν αν αποτελεί μεταβλητή που επηρεάζει και τα δύο φαινόμενα (*size effect* και *E/P effect*), κατάληξαν στο συμπέρασμα ότι κανένα από τα δύο φαινόμενα δεν υποσκελίζει το άλλο και ότι τα δύο φαινόμενα αλληλεπιδρούν μεταξύ τους με αποτέλεσμα το χαρτοφυλάκιο με το μικρότερο μέγεθος και το μεγαλύτερο E/P να περιέχει τις μεγαλύτερες σταθμισμένες στον κίνδυνο αποδόσεις. Τα αποτελέσματα αυτά έρχονται σε αντίθεση με αυτά του Reinganum (1981a) και του Basu (1983).

Επιπλέον, όπως είδαμε εκτός από το μέγεθος μιας εταιρείας, και άλλες μεταβλητές όπως οι λόγοι E/P και BE/ME εξηγούν τις μέσες διαστρωματικές αποδόσεις των μετοχών. Οι Fama and French (1992) έκαναν έρευνα με σκοπό να εξετάσουν αν η επεξηγηματηκότητα των μεταβλητών P/E και BE/ME οφείλεται στο γεγονός ότι και οι δύο μεταβλητές προσεγγίζουν τους ίδιους παράγοντες που πιθανόν επηρεάζουν τις αποδόσεις των μετοχών. Κατάληξαν στο συμπέρασμα ότι όταν μια εκ των μεταβλητών P/E, BE/ME αλλά και μεταβλητών που σχετίζονται με την μόχλευση μιας εταιρείας (A/ME και A/BE) χρησιμοποιηθούν από κοινού με το μέγεθος για να εξηγήσουν την μεταβλητότητα των μέσων διαστρωματικών αποδόσεων, τότε το μέγεθος της εταιρείας δεν αποτελεί πλέον ισχυρή επεξηγηματική μεταβλητή χωρίς όμως αυτό να σημαίνει ότι δεν πρέπει να συμπεριληφθεί στο μοντέλο. Όμως, όταν χρησιμοποιηθούν σαν επεξηγηματικές μεταβλητές και η μεταβλητή BE/ME και το μέγεθος, τότε οι μεταβλητές P/E και μόχλευση πλέον δεν εξηγούν στατιστικά σημαντικό μέρος της μεταβλητότητας των μέσων διαστρωματικών αποδόσεων και δεν πρέπει να συμπεριληφθούν στο μοντέλο. Αξίζει να σημειωθεί ότι η συσχέτιση που βρήκαν οι Fama and French (1992) μεταξύ της μεταβλητής BE/ME και του μεγέθους ήταν αρνητική³⁷. Το γεγονός αυτό όπως υποστήριξαν οφείλεται στο ότι οι εταιρείες μικρού μεγέθους είναι πιο πιθανόν να μην έχουν καλές προοπτικές με αποτέλεσμα οι

³⁷ Συγκεκριμένα βρήκαν ότι η συσχέτιση της ln(BE/ME) και της ln(ME) ήταν -0,26.

τιμές των μετοχών τους να είναι χαμηλές και κατά συνέπεια να παρουσιάζουν υψηλό λόγο BE/ME.

Τέλος, μετά και από τις έρευνες που διεξήχθησαν απ' τους Chan, Hamao and Lakonishok (1991) καθώς και τους Strong and Xu (1997) οι οποίοι επιβεβαίωσαν τα αποτελέσματα των Fama and French (1992), μπορούμε να καταλήξουμε στο γενικό συμπέρασμα ότι όσον αφορά τα Χρηματιστήρια της Αμερικής, της Αγγλίας αλλά και της Ιαπωνίας, η μεταβλητή BE/ME έχει την μεγαλύτερη επεξηγηματική δύναμη πάνω στις μέσες διαστρωματικές αποδόσεις των μετοχών, ενώ ακολουθεί το μέγεθος της εταιρείας.

2.3.4 Επεξηγηση των Ανωμαλιών της Αγοράς (*Explanations of Market Anomalies*)

Στην ενότητα αυτή θα αναφερθούμε συνοπτικά στις διάφορες επεξηγήσεις που έχουν καταγραφεί στην διεθνή βιβλιογραφία σχετικά με τις ανωμαλίες της αγοράς. Έτσι, οι επεξηγήσεις που έχουν δοθεί σχετικά με το γεγονός ότι μεταβλητές που αφορούν θεμελιώδη μεγέθη εταιρειών εξηγούν μέρος της μεταβλητότητας των μέσων διαστρωματικών αποδόσεων των μετοχών, είναι πάρα πολλές. Σύμφωνα με τους Fama and French (1993), πολλές απ' αυτές τις μεταβλητές ενδεχομένως συλλαμβάνουν παράγοντες κινδύνου και κατά συνέπεια οι επενδυτές που επιλέγουν μετοχές ή χαρτοφυλάκια χρησιμοποιώντας σαν κριτήριο επιλογής τις μεταβλητές αυτές, κατά μέσο όρο ανταμείβονται πετυχαίνοντας μεγάλες αποδόσεις αφού αναλαμβάνουν μεγάλο κίνδυνο. Επιπλέον, σύμφωνα με τους Lakonishok, Shleifer and Vishny (1994) αλλά και άλλους³⁸, πολλοί επενδυτές έχοντας σαν κριτήριο τις μεταβλητές αυτές επενδύουν σε μετοχές που θεωρούν ότι είναι υποτιμημένες απ' την αγορά (πολλές φορές παρατηρείται το φαινόμενο αυξημένης ζήτησης κάποιων συγκεκριμένων μετοχών λόγο των παραπάνω στρατηγικών με αποτέλεσμα να επιτυγχάνονται υψηλές αποδόσεις). Έτσι, οι επενδυτές αυτοί πολλές φορές πετυχαίνουν αποδόσεις μεγαλύτερες απ' αυτές που αντιστοιχούν στον κίνδυνο των μετοχών τους και

³⁸ Haugen (1995), Haugen and Baker (1996) καθώς και Daniel and Titman (1997).

γενικότερα των χαρτοφυλακίων τους. Το φαινόμενο αυτό από πολλούς θεωρείται ένδειξη αναποτελεσματικότητας της αγοράς.

Μια τρίτη επεξήγηση των ανωμαλιών της αγοράς έχει δοθεί απ' τον Hecht (2000) ο οποίος υποστήριζε ότι η επεξηγηματηκότητα κάποιων μεταβλητών πάνω στις μέσες αποδόσεις των μετοχών, οφείλεται στο γεγονός ότι οι μεταβλητές αυτές επηρεάζουν την συνολική απόδοση της εταιρείας που υπολογίζεται ως ο σταθμικός μέσος όρος του μετοχικού και δανειακού κεφαλαίου της. Χαρακτηριστικά, αναφέρει ότι η χρηματιστηριακή αξία του μετοχικού κεφαλαίου μιας εταιρείας, δηλαδή η μεταβλητή που χρησιμοποιείται για τον υπολογισμό του μεγέθους της, έχει επεξηγηματηκότητα πάνω στις μέσες αποδόσεις των μετοχών εξαιτίας του γεγονότος ότι η μεταβλητή αυτή σχετίζεται άμεσα με τον σταθμικό μέσο όρο του μετοχικού και δανειακού κεφαλαίου της εταιρείας δηλαδή του συνολικής απόδοσης της εταιρείας.

Μια άλλη επεξήγηση που έχει δοθεί σχετικά με τις ανωμαλίες της αγοράς είναι ότι τα όποια αποτελέσματα έχουν προκύψει από τις κατά καιρούς εμπειρικές μελέτες που έχουν διεξαχθεί, πηγάζουν από μεροληπτικά δείγματα τα οποία είτε προέρχονταν από μεροληπτικές βάσεις δεδομένων είτε ήταν προϊόν λανθασμένης μεθοδολογίας και γενικότερα λανθασμένου σχεδιασμού της έρευνας (*sample selection bias, survivorship bias και data-snooping bias*). Γενικά, όσοι υποστηρίζουν την παραπάνω άποψη, ισχυρίζονται ότι η επεξηγηματική δύναμη των μεταβλητών που αναλύσαμε στις προηγούμενες υποενότητες αλλά και άλλων μεταβλητών, στην πραγματικότητα είτε είναι μικρότερη είτε είναι στατιστικά μη σημαντική.

Βέβαια, ο τελευταίος ισχυρισμός δεν είναι απλά ένα προϊόν εικασιών αλλά το αποτέλεσμα πολλών εμπειρικών μελετών. Για παράδειγμα ο Black (1993a και 1993b) βρήκε ότι το *size effect* που είχε βρει ο Banz (1981) ενώ προκύπτει από το δείγμα που χρησιμοποίησε ο Banz (1981) δεν προκύπτει από δείγματα που αναφέρονται σε διαφορετική χρονική περίοδο (*different time periods data*). Στα ίδια συμπέρασμα είχαν καταλήξει και ο Davis (1994) καθώς και οι Davis et al (2000). Επίση, ο Black (1993a και 1993b) υποστηρίζει ότι το *size effect* του Banz (1981) δεν αποτελεί γενικό φαινόμενο αλλά φαινόμενο που προκύπτει απ' το συγκεκριμένο δείγμα. Επίσης, οι Breen and Korajczyk (1995) έδειξαν το ο λόγος BE/ME δεν έχει τόσο μεγάλη

επεξηγηματική δύναμη όσο αυτή που βρήκαν οι Fama and French (1992). Σε παρόμοια αποτελέσματα κατάληξαν και οι Kothari, Shanken and Sloan (1995) που έδειξαν ότι η επίδραση του λόγου BE/ME, όπως προκύπτει απ' την έρευνα των Fama and French (1992) αλλά και άλλων ερευνητών, είναι αποτέλεσμα μεροληπτικού δείγματος (και συγκεκριμένα οφείλεται σε *survivor bias*) εξαιτίας της βάσης δεδομένων που χρησιμοποιήθηκε (*COMPUSTAT*). Ακόμα, έδειξαν ότι αν χρησιμοποιηθούν ετήσιες εκτιμήσεις των *betas*, τότε η σχέση που υπάρχει μεταξύ μέσων αποδόσεων και *betas* είναι πιο ισχυρή απ' αυτή που παρατηρείται όταν χρησιμοποιούνται μηνιαίες εκτιμήσεις των *betas*. Ακόμα, οι Banz and Breen (1986) καθώς και οι Jaffe, Keim and Westerfield (1989) προσπάθησαν ν' εξηγήσουν πως οι έρευνες σχετικά με τον ρόλο του λόγου P/E μπορούν να επηρεαστούν από *survivorship bias* ενώ αντίστοιχα στο πως οι έρευνες σχετικά με τον ρόλο του λόγου CF/P μπορούν να επηρεαστούν από *survivorship bias* αναφέρθηκαν οι Shleifer and Vishny (1994) και Davis (1996).

Τέλος, αξίζει να σημειώσουμε ότι υπάρχουν δύο είδη *survivorship bias* στα δείγματα που προέρχονται απ' την διεθνή βάση δεδομένων *COMPUSTAT*. Έτσι, η πρώτη πηγή μεροληψίας είναι γνωστή ως *distressed firm bias* και οφείλεται στις εταιρείες με χρηματοοικονομικές δυσχέρειες (*financial distress*) που περιλαμβάνονται στην *COMPUSTAT* και δεν ανακοινώνουν στοιχεία ή καθυστερούν να τα ανακοινώσουν. Έτσι, οι εταιρείες που παρουσιάζουν χρηματοοικονομικές δυσχέρειες αλλά στην πορεία τις λύνουν ενημερώνουν μετέπειτα την *COMPUSTAT*. Όμως, πολλές εταιρείες που παρουσίαζαν διαδοχικές χαμηλές αποδόσεις συνήθως αποκλείονται απ' την *COMPUSTAT*. Έτσι, αν οι εταιρείες που κατά το παρελθόν είχαν χρηματοοικονομικές δυσχέρειες περιλαμβάνονται στην βάση δεδομένων *COMPUSTAT*, τότε παρουσιάζεται το φαινόμενο εταιρείες με υψηλό λόγο BE/ME να έχουν υψηλές διαδοχικές αποδόσεις αφού οι εταιρείες που δεν επέζησαν (π.χ. αυτές που αποκλείστηκαν λόγο των διαδοχικών χαμηλών αποδόσεων τους) έχουν αποκλειστεί. Τέλος, η δεύτερη πηγή μεροληψίας ονομάζεται *back-filling bias* και προκύπτει επειδή η *COMPUSTAT* συμπεριλαμβάνει ιστορικά δεδομένα όταν προσθέτει νέες εταιρείες στην βάση της. Όμως, η *COMPUSTAT* δημιουργήθηκε το 1991 ενώ τα στοιχεία συγκεντρώθηκαν το 1982 με αποτέλεσμα εταιρείες που δεν επέζησαν κατά το 1991 να μην συμπεριλαμβάνονται στη βάση δεδομένων εκτός από

ελάχιστες περιπτώσεις. Έτσι, αυτές που επέζησαν και είχαν χαμηλή απόδοση κατά το παρελθόν θα συμπεριλαμβάνονται στη βάση δεδομένων ενώ εταιρείες με υψηλό λόγο BE/ME που όμως ρευστοποιήθηκαν δηλαδή πτώχευσαν, δεν θα συμπεριλαμβάνονται στη βάση δεδομένων.

2.4. Πρόβλεψη Αποδόσεων με Χρονολογικές Σειρές (*Time Series Return Predictability*)

Εκτός από δημοσιεύσεις σχετικές με την συσχέτιση που υπάρχει μεταξύ των μέσων διαστρωματικών αποδόσεων και διάφορων χρηματοοικονομικών μεταβλητών, υπάρχει και ένας αρκετά μεγάλος αριθμός δημοσιευμένων και μη εμπειρικών μελετών που αποδεικνύουν ότι οι αποδόσεις των μετοχών είναι προβλέψιμες σε χρονολογικές σειρές. Η ανάλυση των εμπειρικών αυτών μελετών δεν είναι στα πλαίσια των σκοπών της παρούσας εργασίας, όμως μια συνοπτική παρουσία των ως τώρα ευρημάτων κρίνεται απαραίτητη.

Η σχετική βιβλιογραφία με την προβλεπτική ικανότητα των αποδόσεων των μετοχών μέσω χρονολογικών σειρών ξεκινά γύρω στο 1970 ενώ σχετικές αναφορές βρίσκουμε ακόμα και στην δεκαετία του 1930³⁹. Από τον μεγάλο αυτό αριθμό δημοσιεύσεων ξεχωρίζουν οι εμπειρικές μελέτες που αφορούν ημερολογιακές επιδράσεις (*calendar or seasonal effects*), αυτοσυχετίσεις αποδόσεων (*return autocorrelations*) καθώς και την προβλεπτική ικανότητα διάφορων μεταβλητών (*other forecasting variables*).

2.4.1. Ημερολογιακές Επιδράσεις (*Calendar or Seasonal Effects*)

Οι σημαντικότερες σχετικές με τις ημερολογιακές επιδράσεις έρευνες, παρέχουν ενδείξεις που έχουν ωθήσει πολλούς οικονομολόγους ειδικευμένους στα χρηματοοικονομικά να αμφισβητούν τόσο την υπόθεση των αποτελεσματικών αγορών

³⁹ Βλέπε Fields (1931 και 1934).

- ΕΜΗ όσο και το υπόδειγμα τιμολόγησης περιουσιακών στοιχείων - CAPM, ενώ κατανέμονται στις εξής κατηγορίες:
- **Το φαινόμενο του Ιανουαρίου (January ή Turn of the Year Effect)⁴⁰**
- **Το φαινόμενο της Δευτέρας (Monday ή Day-of-the-Week ή Weekend Effect)⁴¹**
- **Το φαινόμενο των αργιών (The Holiday Effect)⁴²**
- **Το φαινόμενο της αλλαγής του μήνα (The turn of the Month Effect)⁴³**

⁴⁰ Βλέπε Wachtel (1942), Rozeff and Kinney (1976), Branch (1977), Dyl (1977), Keim (1983), Givoly and Ovadia (1983), Reinganum (1983), Roll (1983β), Blume and Stamburg (1983), Brown, Keim, Kleidon and Marsh (1983), Roll (1983b), Schultz (1984), Tinic and West (1984), Lakonishok and Smidt (1984 και 1988), Berges, McConell and Scharlbaum (1984), Van den Bergh and Wessels (1985), Chan, Chen and Hsieh (1985), Corhay, Howawini and Michel (1987), Haugen and Lakonishok (1988), Seyhun (1988), Pang (1988), Haugen and Lakonishok (1988), Ritter (1988), Ritter and Chopra (1989), Aggarwal and Rivoli (1989), Athanassakos (1992), Seyhun (1993), Clare, Psaradakis and Thomas (1995), Dahlquist and Sellin (1996), Sias and Starks (1997a) και τους Draper and Paudyal (1997).

⁴¹ Βλέπε Theobald and Price (1984), Jaffe and Westerfield (1985a), Board and Sutcliffe (1988), Kato (1990), Ziemba (1993), Athanassakos and Robinson (1994), Ball and Bowers (1988), Easton and Faff (1994), Solnik and Bousquet (1990), Santesmases (1986), Pena (1995), Alexakis and Xanthakis (1995), Clare, Ibrahim and Thomas (1998), Clare et al (1997), Jaffe and Westerfield (1985a), Condoyanni, O' Hanlon and Ward (1987), Kim (1988), Aggarwal and Rivoli (1989), Jaffe, Westerfield and Ma (1989), Agrawal and Tandon (1994), Fields (1931), Cross (1973), Lakonishok and Levi (1982), Haris (1986), Condoyanni et al (1987), Agrawal and Tandon (1994) καθώς και τους **Kohers G., Kohers N., Pandey V. and Kohers T. (2004)**.

⁴² Βλέπε Lakoniskok and Smidt (1988), Kim (1988), Pettengill (1989), Ariel (1990), Liano, Marchand and Haung (1992), Cadsby and Ratner (1992), Wilson and Jones (1993), Kim and Park (1994), Liano and White (1994), Fabozzi, Ma and Briley (1994) καθώς και τους Mills and Coutts (1995).

⁴³ Βλέπε Lakonishok and Smidt (1988), Penman (1987), Rittter (1988), Admati and Pfeiderer (1989a), Admati and Pfeiderer (1989b), Lakonishok and Smidt (1989), Ogden (1990), Ziemba (1991), Cadsby and Ratner (1992), Cadsby and Ratner (1992), Lakoniskok, Cadsby and Ratner (1992), Agrawal and Tandon (1994), Fabozzi, Ma and Briley (1994), Agrawal and Tandon (1994) και Hensel and Ziemba (1996).

- Το φαινόμενο στα μέσα του μήνα (*The Semi Month Effect*)⁴⁴
- Το φαινόμενο της εβδομάδος του μήνα (*The Week of the Month Effect*)⁴⁵
- Το φαινόμενο της ώρας της ημέρας (*Time of the day Effect*)⁴⁶
- Το φαινόμενο του τέλους Δεκεμβρίου (*End of December Effect*)⁴⁷
- Το φαινόμενο της Παρασκευής και 13 (*Friday the Thirteenth Effect*)⁴⁸
- Το φαινόμενο του μήνα του έτους (*The Month of the Year Effect*)⁴⁹

2.4.2. Αυτοσυσχετίσεις Αποδόσεων (*Return Autocorrelations*)

Όσον αφορά τις εμπειρικές μελέτες που εξετάζουν τις αυτοσυσχετίσεις που χαρακτηρίζουν τις αποδόσεις των μετοχών, διακρίνονται στις εξής κατηγορίες:

⁴⁴ Βλέπε Ariel (1987), Lakonishok and Smidt (1988), Linn and Lockwood (1988) και τους Hensel and Ziemba (1996).

⁴⁵ Βλέπε Wang, Li and Erickson (1997).

⁴⁶ Βλέπε McInish and Wood (1990).

⁴⁷ Βλέπε Lakonishok and Smidt (1988).

⁴⁸ Βλέπε Kolb and Rodriguez (1987).

⁴⁹ Βλέπε Banz (1981), Gultekin (1983), Reinganum (1983), Roll (1983), Ritter and Chopra (1989), Tinic and West (1984), Lakonishok and Smidt (1984), Chan et al (1985), Hillion and Sirri (1987), Ritter (1988), Fortune (1991), Dahlquist and Sellin (1994) καθώς και τους Mills and Coutts (1995).

- Σε έρευνες σχετικά με τις βραχυπρόθεσμες αποδόσεις (*Short-Horizon Returns*)⁵⁰ και
- Σε έρευνες σχετικά με τις μακροχρόνιες αποδόσεις (*Long-Horizon Returns*)⁵¹.

2.4.3. Άλλες Μεταβλητές που Χρησιμοποιούνται για Πρόβλεψη (*Other Forecasting Variables*)

Τέλος, μετά από εμπειρικές μελέτες υπάρχουν σημαντικά ευρήματα που δείχνουν ότι οι αποδόσεις των μετοχών είναι δυνατόν να προβλεφτούν εξετάζοντας χρονολογικές σειρές διάφορων μεταβλητών. Για παράδειγμα έχει βρεθεί⁵² ότι είναι δυνατόν να προβλέψουμε την διαχρονική μεταβολή των βραχυπρόθεσμων αποδόσεων μέσο του αναμενόμενου πληθωρισμού. Εκτός όμως από τον αναμενόμενο πληθωρισμό υπάρχουν και άλλες μεταβλητές που αποδεδειγμένα εξηγούν την διαχρονική μεταβλητότητα των αποδόσεων⁵³.

2.5. Συμπεράσματα

Στο κεφάλαιο αυτό εξετάσετε διεξοδικά την ως τώρα βιβλιογραφία και αρθρογραφία σχετικά με το πώς επηρεάζουν χρηματοοικονομικές μεταβλητές τις μέσες διαστρωματικές αποδόσεις των μετοχών. Επίσης, είδαμε συνοπτικά τι ευρήματα υπάρχουν σχετικά με την πρόβλεψη των αποδόσεων των μετοχών μέσο χρονολογικών

⁵⁰ Βλέπε Jegadeesh (1990) και Lehmann (1990), Lo and MacKinlay (1988, 1990a και 1990c) καθώς και τους Conrad and Kaul (1989).

⁵¹ Βλέπε Fama and French (1988a), Richardson and Stock (1989), Kim, Nelson and Startz (1991), McQueen (1992) καθώς και τους Poterba and Summers (1988).

⁵² Βλέπε Bodie (1976), Nelson (1976), Jaffe and Mandelker (1976), Fama and Schwert (1977) και Fama (1981).

⁵³ Βλέπε Keim and Stambaugh (1986), Campbell (1987), Harvey (1991), Campbell and Hamao (1992), Rozeff (1984), Shiller (1984), Fama and French (1988b), Campbell and Shiller (1988), Kothari and Shanken (1997), αλλά και τους Pontiff and Schall (1998).

σειρών. Και στις δύο περιπτώσεις είναι σαφές ότι τόσο η υπόθεση των αποτελεσματικών αγορών – EMH καθώς όσο και το μοντέλο αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων – CAPM έχει δεχθεί μεγάλη κριτική και δεν είναι λίγοι αυτοί που «τολμούν» να αμφισβήτησουν την ορθότητα τους.

3.3 Πολλοί ερευνητές απέδωσαν τα αποτελέσματα που είδαμε σε *data-snooping bias* καθώς και σε *survivorship bias* των χρησιμοποιούμενων βάσεων δεδομένων. Άλλοι πάλι ερευνητές βασιζόμενοι σε δικές τους οι σε ξένες εμπειρικές μελέτες, διαφωνούν με την παραπάνω εκδοχή και υποστηρίζουν ότι τα φαινόμενα που παρατηρούνται και που ονομάσαμε ανωμαλίες της αγοράς (*market anomalies*) οφείλονται σε μη υπολογίσιμους παράγοντες κινδύνου ή ακόμα και στο γεγονός ότι πολλές τιμές μετοχών δεν βρίσκονται στα επίπεδα που θα έπρεπε να είναι βάση του συστηματικού κινδύνου τους δηλαδή είναι είτε υποτιμημένες είτε υπερτιμημένες.

Το σίγουρο είναι ότι τόσο οι ανωμαλίες της αγοράς όσο και οι εποχικότητες έχουν κατά καιρούς και από πολλούς παρατηρηθεί, είναι πλέον δεδομένες και δεν τίθεται θέμα αμφισβήτησης τους. Όμως, οι πραγματικές αιτίες που τις δημιουργούν καθώς και η πλήρης κατανόηση τους είναι ένα από τα «αγκάθια» της χρηματοοικονομικής θεωρίας. Κλείνοντας το κεφάλαιο αυτό, και έπειτα απ' την επισκόπηση που έχει προηγηθεί, πιστεύουμε ότι η εισαγωγή νέων μοντέλων τιμολόγησης περιουσιακών στοιχείων πέρα απ' τα CAPM, APT ή το μοντέλο τριών παραγόντων των Fama and French (1993) (*three factor model*) είναι αναγκαία.

Θέλουμε να επιστρέψουμε την έρευνα στην απλοποίηση της πραγματικότητας, μετρώντας την σημασία των ανωμαλιών στην απόδοση των επενδύσεων. Επίσημα, η έρευνα που έγινε από την Αμερικανική Έταιρη με την ονομασία της αναπτύχθηκε στην ΗΠΑ, με την έρευνα της Σοβιετικής Ένωσης να είναι μερικά μεγάλα μέρη της παραπάνω έρευνας, μετρώντας την απόδοση των επενδύσεων των μερικών στρατών της Σοβιετικής Ένωσης. Οι αποτελέσματα της έρευνας της Σοβιετικής Ένωσης ήταν απόλυτα αποτελεσματικά στη Μεσοπρόσθια, την έντονη αναπτυξιακή φάση της ιστορίας, λαμβάνοντας μεταβολή στην

* Βλ. την παραπάνω Βιβλιογραφία (1993-2007), ή την παρ. Φωτιά (1992), Λαζαρίδη (1994), ή την Καραϊσκάκη (1994), Λαζαρίδη και Λαζαρίδη (2001), Σακελλαρίδη (2001), ή την Καραϊσκάκη (2001).

ΚΕΦΑΛΑΙΟ III

3. Προηγούμενες Εμπειρικές Μελέτες & Μεθοδολογία

3.1. Εμπειρικές Μελέτες Αναφορικά με το Χρηματιστήριο Αξιών Αθηνών (Χ.Α.Α.)

Στο προηγούμενο κεφάλαιο παρουσιάσαμε αναλυτικά τα αποτελέσματα ενός μεγάλου αριθμού εμπειρικών μελετών που υπάρχουν στην διεθνή βιβλιογραφία και αφορούν μελέτες που έχουν γίνει σχετικά με τις ανωμαλίες της αγοράς τόσο στα διεθνή χρηματιστήρια όσο και στο ελληνικό. Στο κεφάλαιο αυτό θα επικεντρωθούμε στην εμπειρική διερεύνηση των μεταβλητών **MVE**, **BE/ME** και **DY** στο **Χρηματιστήριο Αξιών Αθηνών (Χ.Α.Α.)**. Έτσι, πριν προχωρήσουμε στο καθαρό μέρος της εμπειρικής μελέτης, θα παρουσιάσουμε συνοπτικά τις εμπειρικές μελέτες που αφορούν αποκλειστικά την ελληνική κεφαλαιαγορά. Τέλος, θα πρέπει να επισημάνουμε ότι η επιλογή των μεταβλητών **MVE**, **BE/ME** και **DY** για την εμπειρική μας μελέτη, δεν είναι τυχαία αλλά έγινε βάση των αποτελεσμάτων των εμπειρικών μελετών που είδαμε στο προηγούμενο κεφάλαιο⁵⁴, αφού οι μεταβλητές αυτές φαίνεται να έχουν την μεγαλύτερη επεξηγηματικότητα στις μέσες διαστρωματικές αποδόσεις των μετοχών.

Όσον αφορά τις εμπειρικές μελέτες που έχουν γίνει στο ελληνικό Χρηματιστήριο, είναι πολύ λίγες σε αριθμό και ο αριθμός αυτός φαίνεται ακόμα μικρότερος αν τον συγκρίνουμε με τον αριθμό των εμπειρικών μελετών που έχουν γίνει στις αγορές του εξωτερικού. Βέβαια, ο λόγος που έχουν διεξαχθεί λίγες μελέτες δεν είναι άλλος απ' το γεγονός ότι η ελληνική αγορά χαρακτηρίζεται ως μια μικρή αγορά η οποία τα τελευταία χρόνια έχει αρχίζει να αναπτύσσεται. Οι κυριότερες εμπειρικές μελέτες που έχουν γίνει ως τώρα επικεντρώνονται σε θέματα όπως την δυναμική συμπεριφορά των τιμών των μετοχών⁵⁵, κατά πόσον η ελληνική αγορά είναι

⁵⁴ Βλέπε για παράδειγμα Banz (1981), Chan et al (1991 και 1995), Fama and French (1992), Lakonishok et al (1994), Kim (1997), Brennan et al (1998), Rouwenhorst (1999), Leledakis and Davidson (2001), Leledakis, Davidson and Karathanasis (2003) καθώς και άλλους.

⁵⁵ Βλέπε Coutts, Kaplanidis and Roberts (2000).

αποτελεσματική όσον αφορά την πληροφόρηση ή τις εταιρικές ανακοινώσεις⁵⁶, πως επηρεάζει ο πληθωρισμός τις μέσες αποδόσεις των μετοχών⁵⁷, την σχέση που υπάρχει μεταξύ των μέσων αποδόσεων και της μεταβλητότητας τους (*volatility*)⁵⁸, πως μπορούμε να μοντελοποιήσουμε την ετεροσκεδαστικότητα καθώς και πως μπορούμε να την εισάγουμε ως επιπλέον ερμηνευτική μεταβλητή στο υπόδειγμα της αγοράς (*market model*)⁵⁹ και μελέτες που αφορούν ημερολογιακές επιδράσεις (*calendar effects*)⁶⁰.

Οι πρώτες εμπειρικές μελέτες που έγιναν στο Χρηματιστήριο Αξιών Αθηνών (X.A.A.) με σκοπό να διερευνήσουν παράγοντες που επεξηγούν τις μέσες διαστρωματικές αποδόσεις των μετοχών, είχαν σαν αντικείμενο μελέτης την διερεύνηση της επεξηγηματικότητας της μεταβλητής MVE πάνω στις μέσες διαστρωματικές αποδόσεις των μετοχών δηλαδή το *size effect*⁶¹.

Αρχικά, οι Διακογιάννης και Σεγρεδάκης (1996) με δεδομένα που αφορούσαν την χρονική περίοδο 1989-1994, εξέτασαν κατά πόσον ο μη διαφοροποιήσιμος - συστηματικός κίνδυνος (*beta*) καθώς και η κεφαλαιοποίηση μιας εταιρίας (MVE), δηλαδή η μεταβλητή που χρησιμοποιούμε για να υπολογίσουμε το μέγεθος μιας εταιρείας, επεξηγούν τις μέσες διαστρωματικές εβδομαδιαίες αποδόσεις των μετοχών. Σύμφωνα με τα αποτελέσματα τους, το *beta* δεν ήταν στατιστικά σημαντικό με αποτέλεσμα να μην αποτελεί αξιόλογο κριτήριο επιλογής μετοχών τουλάχιστον για την ελληνική κεφαλαιαγορά. Παρόμοια, ήταν και τα αποτελέσματα τους για το μέγεθος των εταιρειών. Έτσι, όπως ισχυρίστηκαν, όσον αφορά το Χρηματιστήριο Αξιών Αθηνών (X.A.A.) κατά την χρονική περίοδο που έγινε η μελέτη, η στρατηγική αγοράς μετοχών εταιρειών με μικρή κεφαλαιοποίηση ώστε να αποκομιστούν υψηλές αποδόσεις στο μέλλον, δεν είναι αποτελεσματική.

⁵⁶ Βλέπε Dockey, Kavussanos (1996), Niarchos, Tse, Wu and Young (1999), Phylaktis, Kavussanos and Manalis (1996) και Kavussanos and Phylaktis (2002).

⁵⁷ Βλέπε Alexakis, Apergis and Xanthakis (1996).

⁵⁸ Βλέπε Apergis and Eleftheriou (2001) καθώς και Barkoulas and Travlos (1998).

⁵⁹ Βλέπε Karathanasis and Philipas (1993).

⁶⁰ Βλέπε Alexakis and Xanthakis ((1995), Fountas and Segredakis (2002) και Mills, Siriopoulos, Markellos and Harizanis (2000).

⁶¹ Δυστυχώς, οι περισσότερες εμπειρικές μελέτες (τουλάχιστον οι δημοσιευμένες) που έχουν γίνει για το ελληνικό Χρηματιστήριο με θέμα την επεξηγηματικότητα μεταβλητών που αφορούν θεμελιώδη μεγέθη εταιρειών πάνω στις μέσες διαστρωματικές αποδόσεις των μετοχών, αφορούν κυρίως την επίδραση του μεγέθους (*size effect*).

Σε μετέπειτα εμπειρική μελέτη, ο Σπύρου (1999) χρησιμοποιώντας μηνιαίες αποδόσεις που αφορούσαν την χρονική περίοδο Δεκέμβριος 1988 – Ιανουάριος 1997 και επιπλέον θεωρώντας τον Γενικό Δείκτη Τιμών ως χαρτοφυλάκιο της αγοράς, κατάληξε σε αντικρουόμενα αποτελέσματα σχετικά με το μέγεθος την εταιρειών. Συγκεκριμένα, ενώ για την χρονική περίοδο 1992-1997 βρήκε ότι οι εταιρίες μικρής κεφαλαιοποίησης κατά μέσο όρο παρουσιάζουν μεγαλύτερες αποδόσεις απ' τις εταιρείες μεγάλης κεφαλαιοποίησης (*size effect*), για την χρονική περίοδο 1988-1997 βρήκε ακριβώς το αντίθετο δηλαδή ότι οι εταιρείες με μεγάλη κεφαλαιοποίηση παρουσιάζουν κατά μέσο όρο μεγαλύτερες αποδόσεις απ' αυτές με μικρή κεφαλαιοποίηση. Ακόμα, παράλληλα με την επίδραση του μεγέθους, εξέτασε και αν οι μετοχές με χαμηλή χρηματιστηριακή τιμή αποδίδουν καλύτερα απ' τις μετοχές με υψηλή τιμή και κατέληξε σε αρνητικά αποτελέσματα. Το αποτέλεσμα αυτό, όπως ισχυρίστηκε, οφείλεται στο γεγονός ότι στην ελληνική αγορά οι διαφορές των τιμών των μετοχών διαφορετικής κεφαλαιοποίησης είναι πολύ μικρότερες απ' τις διαφορές των τιμών που παρατηρούνται σε άλλες μεγάλες αγορές του εξωτερικού.

Επιπλέον, τον ίδιο χρόνο εμπειρική μελέτη διεξήγαν και οι Μαλλιαρόπουλος και Χαρδούβελης (1999). Οι Μαλλιαρόπουλος και Χαρδούβελης (1999) παρατήρησαν μια σημαντική άνοδο των τιμών των μετοχών εταιριών μικρής κεφαλαιοποίησης κατά το έτος που έγινε η μελέτη (δηλαδή το 1999), καθώς και μια απότομη διόρθωση της κατά το δεύτερο δεκαήμερο του Σεπτέμβρη του ίδιου έτους. Το γεγονός αυτό τους οδήγησε στο να εξετάσουν κατά πόσο οι τιμές των μετοχών στο X.A.A. σχετίζονται με το αναμενόμενο ύψος των μελλοντικών ταμειακών ροών τους. Το συμπέρασμα στο οποίο κατάληξαν ήταν ότι οι τιμές των μετοχών εταιρειών μικρού μεγέθους ήταν αρκετά ανεβασμένες σε σχέση με τα αναμενόμενα κέρδη τους κατά το έτος 1999 και επιπλέον ότι οι τιμές αυτές είχαν μεγάλη απόκλιση απ' τις αντίστοιχες τιμές του προηγούμενου έτους.

Σε μια ποιο πρόσφατη μελέτη που έγινε απ' τους Leledakis, Karathanassis and Davidson (2003) με σκοπό να διερευνήσουν τους παράγοντες που επηρεάζουν τις μέσες διαστρωματικές αποδόσεις των μετοχών στην ελληνική κεφαλαιαγορά, κατάληξαν σε αποτελέσματα που ήταν συνεπή με τα αποτελέσματα ερευνών σε άλλες ανεπτυγμένες κεφαλαιαγορές. Συγκεκριμένα, βρήκαν ότι το *beta* αδυνατεί να εξηγήσει

την μέση διαστρωματική απόδοση των μετοχών. Όμως, σε αντίθεση με τα αποτελέσματα άλλων εμπειρικών ερευνών, βρήκαν ότι όταν οι μεταβλητές ME και BE/ME ελέγχονται από κοινού αν εξηγούν την μεταβλητότητα των μέσων διαστρωματικών αποδόσεων, τότε η μεταβλητή BE/ME έχει πολύ μικρή επεξηγηματικότητα. Έτσι, κατάληξαν στο συμπέρασμα ότι στην περίπτωση του ελληνικού χρηματιστηρίου, μόνο η μεταβλητή ME επεξηγεί σημαντικό μέρος της μεταβλητότητας των αποδόσεων των μετοχών και επιπλέον ότι το φαινόμενο αυτό δεν παρατηρείται μόνο κατά το μήνα Ιανουάριο (*January effect*). Ακόμα, ένα εντυπωσιακό εύρημα τους, ήταν ότι όταν δημιούργησαν χαρτοφυλάκια μετοχών με κριτήριο το μέγεθος των εταιριών που ανήκουν (ME), βρήκαν ότι το μικρότερο χαρτοφυλάκιο παρουσίαζε τουλάχιστον 61% μεγαλύτερη απόδοση ανά έτος από απ' το μεγαλύτερο χαρτοφυλάκιο!

Τέλος, σε έρευνα τους σχετικά με την επίδραση του μεγέθους των εταιριών στις μέσες διαστρωματικές αποδόσεις των μετοχών που ανήκουν σε εισιγμένες εταιρείες στο X.A.A., οι Λυκούδη, Λιακάκης και Χατζηγάγιος (2003), χρησιμοποίησαν δεδομένα που αφορούσαν την χρονική περίοδο 1993-1999 και κατάληξαν στο συμπέρασμα ότι κατά την το διάστημα 1995-1999 το μέγεθος των εταιρειών δεν διαδραματίζει σημαντικό ρόλο στην διαμόρφωση των τιμών των μετοχών εκτός απ' το χρονικό διάστημα Ιανουάριος 1999 – Ιούλιος 1999. Το αποτέλεσμα αυτό βέβαια αντιτίθεται στα εμπειρικά ευρήματα μεγάλου αριθμού ερευνών που αφορούν τόσο μεγάλες διεθνείς όσο την ελληνική κεφαλαιαγορά. Η μέθοδος που χρησιμοποίησαν οι Λυκούδη, Λιακάκης και Χατζηγάγιος (2003) ήταν όμοια με αυτήν που είχαν χρησιμοποιήσει οι Fama and MacBeth (1973) και έχοντας υπόψη τους τα εμπειρικά ευρήματα παλιότερων ερευνών που αφορούσαν το X.A.A. αλλά και τα δικά τους, για την περίπτωση του Χρηματιστηρίου Αξιών Αθηνών πρότειναν τη χρήση πολυπαραγοντικών μοντέλων με οικονομικές επεξηγηματικές μεταβλητές για την αποτίμηση περιουσιακών στοιχείων. Τέλος, επισήμαναν ότι για ένα ποιο ασφαλές συμπέρασμα για το αν το *size effect* είναι υπαρκτό στην ελληνική αγορά, θα πρέπει να διεξαχθούν νέες μελέτες με νέα δεδομένα που θα περιέχουν και δεδομένα απ' το 1999 και μετά.

Συνοψίζοντας, με βάση τις εμπειρικές μελέτες που αναφέραμε στο προηγούμενο κεφάλαιο, προκύπτει ότι η επίδραση του μεγέθους μιας εταιρείας (όπως μετράται με την κεφαλαιοποίησή της στο χρηματιστήριο) στις μέσες διαστρωματικές αποδόσεις των μετοχών της έχει τεκμηριωθεί διεθνώς. Οι μελέτες αυτές υποστηρίζουν ότι οι αποδόσεις μετοχών μικρής κεφαλαιοποίησης είναι κατά μέσο όρο μεγαλύτερες από τις αποδόσεις των μετοχών μεγάλης κεφαλαιοποίησης. Οι υπεραποδόσεις των μετοχών μικρής κεφαλαιοποίησης οφείλονται κυρίως στο γεγονός ότι οι επενδυτές τις θεωρούν περισσότερο επικίνδυνες και απαιτούν από αυτές μεγαλύτερο ανταμοιβή (*premium*) για τον κίνδυνο που αναλαμβάνουν (*risk premium*). Όμως, όσον αφορά την ελληνική αγορά, είδαμε ότι δεν μπορούμε να ισχυριστούμε με σιγουριά ότι το *size effect* είναι υπαρκτό και συνεπώς τα αποτελέσματα ερευνών που ισχυρίζονται το αντίθετο θα πρέπει να τα βλέπουμε με επιφύλαξη.

3.2. Περιγραφή Δεδομένων

Η παρούσα μελέτη καλύπτει την χρονική περίοδο 1993 - 2004 και τα δεδομένα που χρησιμοποιήθηκαν για την διεξαγωγή της, αποτελούνται από τα στοιχεία ενός δείγματος 240 μη χρηματοοικονομικών εταιρειών (*non-financial firms*) όπου διαπραγματεύονται ή διαπραγματεύονται ακόμα στο Χρηματιστήριο Αξιών Αθηνών (X.A.A.) κατά το χρονικό διάστημα Ιούλιος 1993 – Ιούνιος 2004⁶².

Στο X.A.A. οι εισηγμένες εταιρείες ταξινομούνται σε 53 κλάδους οικονομικής δραστηριότητας που εντάσσονται στις παρακάτω 12 κατηγορίες⁶³:

1. Πρωτογενής Παραγωγή

2. Μεταποιητικές Βιομηχανίες

3. Υπηρεσίες Δημοσίου Συμφέροντος

⁶² Αναλυτικά πίνακας με τις εταιρείες που αποτελούν το δείγμα μας παρουσιάζεται στο παράρτημα – πίνακας 1.

⁶³ Σύμφωνα με την επίσημη ιστοσελίδα του X.A.A. (www.ase.gr). Σεπτέμβριος 2004.

4. Υπηρεσίες Χονδρικού και Λιανικού Εμπορίου
5. Υπηρεσίες Ξενοδοχείων – Εστιατορίων
6. Υπηρεσίες Εκμισθώσεως, Πληροφορικής, Ακινήτων και Εμπορικές Δραστηριότητες
7. Υπηρεσίες Υγείας και Κοινωνικής Μέριμνας
8. Γενικές Υπηρεσίες
9. Κατασκευές

10. Μεταβατική Κατηγορία

11. Υπηρεσίες Μεταφορών και Επικοινωνιών, και

12. Τράπεζες

Όπως είπαμε απ' το δείγμα μας αποκλείστηκαν οι χρηματοοικονομικές εταιρείες. Στις εταιρείες αυτές ανήκουν οι Τράπεζες, οι Ασφαλιστικές Εταιρείες, οι Εταιρείες Επενδύσεων, οι Εταιρείες Χρηματοδοτικών Μισθώσεων (*Leasing*), οι Εταιρείες Συμμετοχών και Παροχών Συμβουλών και οι Εταιρείες Διαχείρισης Ακίνητης Περιουσίας (*Real Estate*). Ο λόγος για τον οποίο αποκλείστηκαν οι χρηματοοικονομικές εταιρείες ήταν διότι, όπως αναφέρουν οι Fama και French (1992), η πολύ υψηλή μόχλευση των εταιρειών αυτών, που όμως είναι απόλυτα φυσιολογική λόγω κάποιων ιδιαιτεροτήτων τους και κάποιων διαφορών στο νομικό πλαίσιο που τους διέπει (κυρίως σε εταιρείες που ανήκουν στο κλάδο των Τραπεζών και στο κλάδο των Ασφαλειών), ίσως να μην τις επηρεάζει όπως επηρεάζει τις μη χρηματοοικονομικές εταιρείες. Αυτό διότι η μόχλευση στις χρηματοοικονομικές εταιρείες είναι απ' τη φύση τους πολύ υψηλή ενώ στην περίπτωση των μη

χρηματοοικονομικών εταιρειών η υψηλή μόχλευση συνήθως εκφράζει χρηματοοικονομικές δυσχέρειες (*financial distress*). Έτσι, σε περίπτωση που οι χρηματοοικονομικές εταιρείες συμπεριλαμβάνονταν στο δείγμα μας θα ήταν πολύ πιθανόν να είχαμε κάποιες «ακραίες» παρατηρήσεις (*outliers*) οι οποίες κατά πάσα πιθανότητα θα μας οδηγούσαν σε λανθασμένα - παραπλανητικά (*spurious*) συμπεράσματα. Τα παραπάνω επιβεβαιώνονται πλήρως και από μια σειρά εμπειρικών μελετών⁶⁴ που αφορούν την προβλεψιμότητα των μέσων διαστρωματικών αποδόσεων τραπεζικών μετοχών, όπου είναι ξεκάθαρο ότι πρέπει να γίνεται διάκριση μεταξύ χρηματοοικονομικών και μη εταιρειών. Τέλος, αξίζει να σημειώσουμε ότι οι Barber and Lyon (1997) μετά από εμπειρική μελέτη, κατέληξαν στο συμπέρασμα ότι όταν επεξηγηματικές μεταβλητές είναι οι BE/ME και ME, δεν θα πρέπει να εξαιρούμε απ' το δείγμα μας τις χρηματοοικονομικές εταιρείες (κυρίως τις τράπεζες και τις ασφαλιστικές εταιρείες).

Όσον αφορά την αποφυγή του σφάλματος επιβίωσης (*survivor bias*), το οποίο επισήμαναν οι Banz and Breed (1986) καθώς και αργότερα ο Wang (2000) και θα μπορούσε να μας οδηγήσει σε παραπλανητικά – εσφαλμένα (*spurious*) αποτελέσματα, συμπεριλάβαμε στο δείγμα ακόμα και τις εταιρείες οι οποίες δεν κατάφεραν να επιβιώσουν σ' ολόκληρο το χρονικό διάστημα της έρευνας (Ιούλιος 1993- Ιούνιος 2004) είτε επειδή πτώχευσαν είτε επειδή εξαγοράστηκαν ή συγχωνεύτηκαν.

Ποιο συγκεκριμένα, για την εμπειρική μας μελέτη χρησιμοποιήθηκαν μηνιαία στοιχεία για τις αποδόσεις των μετοχών (Ιούλιος 1993 – Ιούνιος 2004) και ετήσια για τις μεταβλητές ME (Ιούνιος 1993 – Ιούνιος 2003) και BE/ME, DY (Δεκέμβριος 1992 – Δεκέμβριος 2002) τα οποία συλλέχθηκαν απ' την βάση δεδομένων **Datostream International**.

Όπως είπαμε για τις αποδόσεις χρησιμοποιήθηκαν μηνιαία στοιχεία και συγκεκριμένα έξι μήνες μετά την ημερομηνία κατάρτισης ισολογισμών αφού στην Ελλάδα οι χρηματοοικονομικές εκθέσεις πρέπει να ανακοινώνονται τουλάχιστον 20 μέρες πριν την ετήσια συνέλευση των μετόχων που λαμβάνει χώρα μέσα σε έξι μήνες

⁶⁴ Βλέπε Grammatikos and Saunders (1990), Docking et al (1997), Moskowitz and Grinblatt (1999), Cooper, Jackson and Patterson (2003).

μετά τα τέλη του χρηματοοικονομικού έτους (*fiscal year*). Έτσι, αντλήσαμε τα λογιστικά δεδομένα των εταιρειών του δείγματος μας, θεωρώντας ότι το τέλος του χρηματοοικονομικού έτους (*fiscal year-end*) ταυτίζεται με τα τέλη Δεκεμβρίου του έτους $t-1$ καθώς και ότι η περίοδος των μηνιαίων αποδόσεων ξεκινά απ' τον Ιούλιο του έτους t (δηλαδή η πρώτη μηνιαία απόδοση του δείγματος μας θα είναι αυτή της 31/07/1993). Με τον τρόπο αυτό, ουσιαστικά προσπαθήσαμε ν' αποφύγουμε τυχόν *look ahead bias*⁶⁵. Ακόμα, είναι σημαντικό να επισημάνουμε ότι στο X.A.A. όπως και σε πολλές άλλες μικρές κεφαλαιαγορές, παρουσιάζεται σημαντικό πρόβλημα αδράνειας συναλλαγών (*thin trading*). Το φαινόμενο αυτό παρουσιάζεται κυρίως σε μικρές εταιρείες λόγω των ακανόνιστων και πολύ συχνά αδρανών συναλλαγών που πραγματοποιούνται στις εταιρείες αυτές. Έτσι, οι τιμές που εμφανίζονται στο τέλος της περιόδου που χρησιμοποιούμε για να υπολογίσουμε τις αποδόσεις των μετοχών, συνήθως δεν αντιπροσωπεύουν το αποτέλεσμα των συναλλαγών της περιόδου αυτής αλλά κάποιας προηγούμενης υποπεριόδου με αποτέλεσμα να υπάρχει μεροληγία κατά τον υπολογισμό των αποδόσεων. Το φαινόμενο αυτό είναι δυνατόν να εξαλειφθεί ή έστω να περιοριστεί, χρησιμοποιώντας μηνιαίες αποδόσεις (όπως και στην παρούσα εμπειρική μελέτη) και γενικότερα αποδόσεις που αφορούν διάστημα μεγαλύτερο της εβδομάδας. Βέβαια, με τον τρόπο αυτό περιορίζουμε και το μέγεθος του δείγματος μας με αποτέλεσμα να περιορίζουμε και την στατιστική σημαντικότητα των αποτελεσμάτων μας.

Έτσι, για κάθε μια εταιρεία του δείγματος υπολογίσαμε την μηνιαία απόδοση της σύμφωνα με τον παρακάτω τύπο:

$$R_{i,t} = \frac{P_{i,t} - P_{i,t-1} + D_{i,t}}{P_{i,t-1}} \quad (3.1)$$

Οπου:

- $i = 1, 2, 3, \dots, 240$ μετοχές

⁶⁵ Βλέπε Banz and Breen (1986) για περαιτέρω διευκρινήσεις.

- $t = 1, 2, 3, \dots, 132$ μήνες

- $R_{i,t}$ είναι η μηνιαία προσαρμοσμένη απόδοση (δηλαδή συνυπολογίζονται και τα μερίσματα) της μετοχής i στο τέλος της χρονικής περιόδου t (του μήνα t)

- $P_{i,t}$ είναι η τιμή της μετοχής i στο τέλος της χρονικής περιόδου t

- $P_{i,t-1}$ είναι η τιμή της μετοχής i στο τέλος της χρονικής περιόδου $t-1$, και

- $D_{i,t}$ είναι το μέρισμα της μετοχής i στο τέλος της χρονικής περιόδου t .

Ακόμα, πρέπει να επισημάνουμε ότι για τον υπολογισμό των παραπάνω μηνιαίων αποδόσεων των μετοχών χρησιμοποιήσαμε τις τιμές κλεισίματος της τελευταίας μέρας διαπραγμάτευσης κάθε μηνός.

Στην αρχή του κεφαλαίου είπαμε ότι βάση κάποιων παλιότερων εμπειρικών μελετών που έχουν γίνει σε διάφορες κεφαλαιαγορές ανά τον κόσμο, επιλέξαμε τις μεταβλητές ME , BE/ME και DY ώστε να εξετάσουμε κατά πόσον επεξηγούν τις μέσες διαστρωματικές αποδόσεις των μετοχών εισιγμένων εταιρειών στο X.A.A. κατά το χρονικό διάστημα 1993-2004. Βέβαια, αυτό δεν σημαίνει ότι κάποια άλλη μεταβλητή που αποτελεί θεμελιώδες μέγεθος εταιρείας ή κάποιος συνδυασμός τέτοιων μεταβλητών δεν θα μπορούσε να χρησιμοποιηθεί στην ανάλυση μας και μάλιστα να αποδειχτεί ότι εξηγεί ένα στατιστικά σημαντικό μέρος της μεταβλητότητας των μέσων αποδόσεων. Παρακάτω αναφέρουμε αναλυτικά τις μεταβλητές που θα χρησιμοποιήσουμε κατά την εμπειρική μας μελέτη:

- **ME:** Η μεταβλητή αυτή εκφράζει το μέγεθος μιας εταιρείας και ισούται με την αξία του μετοχικού κεφαλαίου (*market value of equity*) της υπό μελέτη εταιρείας όπως αυτή αποτιμάται απ' την αγορά, ενώ προκύπτει απ' το γινόμενο των κοινών μετοχών (*individual equities*) της υπό μελέτη εταιρείας επί την τρέχουσα τιμή της μετοχής της⁶⁶. Συγκεκριμένα, για τον υπολογισμό του μεγέθους της υπό μελέτης εταιρείας χρησιμοποιήθηκε η χρηματιστηριακή αξία του μετοχικού κεφαλαίου της εταιρείας στο τέλος του Ιουνίου του έτους t ενώ θα πρέπει να σημειώσουμε ότι για τον υπολογισμό των μεταβλητών BE/ME και DY χρησιμοποιήθηκε η αξία του μετοχικού κεφαλαίου της υπό μελέτη εταιρείας στο τέλος του Δεκεμβρίου του έτους t-1. Οπότε η πρώτη παρατήρηση της μεταβλητής ME θα είναι την 31/06/1993 και η τελευταία την 31/06/2003.

- **BE/ME:** Η μεταβλητή αυτή εκφράζει το λόγο μεταξύ της λογιστικής αξίας και της χρηματιστηριακής αξίας του μετοχικού κεφαλαίου της υπό μελέτη εταιρείας (*book value of equity to market value of equity*)⁶⁷. Όπως είπαμε, η χρηματιστηριακή αξία του μετοχικού κεφαλαίου στην μεταβλητή αυτή

⁶⁶ Στην περίπτωση του ελληνικού Χρηματιστηρίου, οι προνομιούχες μετοχές (*preference equities*) δεν έχουν την μορφή χρέους όπως συμβαίνει σε άλλα Χρηματιστήρια (βλέπε Milonas (2000) για περισσότερες λεπτομέρειες σχετικά με τις διαφορές που υπάρχουν μεταξύ των κοινών και προνομιούχων μετοχών στην περίπτωση του ελληνικού Χρηματιστηρίου). Για το λόγο αυτό, οι κοινές και προνομιούχες μετοχές θεωρείται ότι έχουν κοινά χαρακτηριστικά και συνήθως δεν γίνεται διάκριση μεταξύ τους. Έτσι, θα ήταν σωστότερο κατά τον υπολογισμό του μετοχικού κεφαλαίου μιας εταιρείας να λάβουμε υπόψη μιας και τις τυχόν προνομιούχες μετοχές που έχει μια υπό εξέταση εταιρεία. Παρόλο αυτά, στην συγκεκριμένα μελέτη δεν λάβαμε υπόψη μιας τις προνομιούχες μετοχές.

⁶⁷ Ως λογιστική αξία του μετοχικού κεφαλαίου μιας εταιρείας ορίζουμε την καθαρή θέση (ίδια κεφάλαια) μιας εταιρείας δηλαδή το σύνολο του ενεργητικού μείον το σύνολο των υποχρεώσεων) ενώ η χρηματιστηριακή αξία του μετοχικού κεφαλαίου ορίζεται ως το γινόμενο της αξίας της μετοχής μιας εταιρείας η οποία είναι το αποτέλεσμα των δυνάμεων της προσφοράς και της ζήτησης, επί τον αριθμό των μετοχών της. Ακόμα, θα πρέπει να σημειώσουμε ότι όταν η λογιστική αξία του μετοχικού κεφαλαίου μιας εταιρείας όταν αντλείται απ' την βάση δεδομένων **Datstream International** υπολογίζεται βάση μόνο των κοινών μετοχών (σε περίπτωση που η εταιρεία έχει εισάγει πάνω από μια κατηγορία μετοχών).

(δηλαδή ο παρανομαστής) υπολογίζεται ως η χρηματιστηριακή αξία του μετοχικού κεφαλαίου της υπό μελέτη εταιρείας στα τέλη Δεκεμβρίου του έτους $t-1$. Οπότε η πρώτη παρατήρηση της μεταβλητής BE/ME θα είναι την 31/12/1992 και η τελευταία την 31/12/2002.

- **DY:** Η μεταβλητή αυτή εκφράζει τον λόγο του μερίσματος (*dividend*) που παρέχει η υπό μελέτη εταιρεία στους μετόχους της συνήθως κατά το τέλος κάθε χρηματοοικονομικού έτους που συμπίπτει με τα τέλη Δεκεμβρίου του έτους $t-1$, προς την χρηματιστηριακή αξία του μετοχικού της κεφαλαίου στα τέλη Δεκεμβρίου του έτους $t-1$. Οπότε η πρώτη παρατήρηση της μεταβλητής ME θα είναι την 31/12/1992 και η τελευταία την 31/12/2002.

Επίσης, θα πρέπει να σημειώσουμε ότι για να αποφύγουμε ακραίες παραπτήσεις (*outliers*) των υπό εξέταση μεταβλητών, οι οποίες είναι πολύ πιθανόν να δώσουν παραπλανητικά αποτελέσματα εξαιτίας της μεγάλης βαρύτητας που δίνεται στις παραπτήσεις αυτές κατά την παλινδρόμηση, το 1% των μεγαλύτερων και το 1% των μικρότερων τιμών των μεταβλητών BE/ME και DY θα το αντικαταστήσουμε με ενενηκοστό ένατο και πρώτο ποσοστιαίο σημείο⁶⁸ (*percentile*) τους αντίστοιχα. Στο παράρτημα και συγκεκριμένα στον πίνακα 6 παρουσιάζονται αναλυτικά τα ποσοστιαία σημεία των υπό εξέταση μεταβλητών για κάθε έτος ξεχωριστά. Επιπλέον, κατά την μελέτη μας θα χρησιμοποιήσουμε τον μετασχηματισμό του φυσικού λογαρίθμου (ln) για τις μεταβλητές ME και BE/ME, όπως και οι Fama και French (1992)⁶⁹, με σκοπό να περιορίσουμε την ετεροσκεδαστικότητα αφού ο μετασχηματισμός του λογαρίθμου περιορίζει σημαντικά (μέχρι και δέκα φορές μικρότερη) την κλίμακα των μεταβλητών που μετασχηματίζονται. Όσον αφορά την μεταβλητή DY δεν χρησιμοποιούμε τον μετασχηματισμό του φυσικού λογαρίθμου διότι στην περίπτωση μηδενικού μερίσματος η τιμή της μεταβλητής μας θα είναι μηδέν οπότε δεν θα ορίζεται ο φυσικός της λογάριθμος.

⁶⁸ Ορίζομαι ως **p-ποσοστιαίο σημείο** ενός συνόλου μετρήσεων την τιμή εκείνη που έχει την ιδιότητα ότι τι πολύ p% των μετρήσεων είναι μικρότερες απ' την τιμή αυτή και το πολύ (100-p)% των μετρήσεων είναι μεγαλύτερη απ' την τιμή αυτή.

⁶⁹ Βλέπε επιπλέον και Lakonishok et al, Kothari et al και Brennan et al (1998).

Στο πίνακα που ακολουθεί (πίνακας 3.1) παρουσιάζονται τα περιγραφικά μέτρα των υπό εξέταση μεταβλητών για το χρονικό διάστημα της έρευνας. Όλα τα περιγραφικά μέτρα έχουν υπολογισθεί βάση των ετήσιων τιμών που πήραν για κάθε μια εταιρεία (μετοχή) ξεχωριστά κατά την διάρκεια της έρευνας. Όπως έχουμε είδη αναφέρει, για την μεταβλητή ME χρησιμοποιήσαμε ετήσια δεδομένα ξεκινώντας απ' τον Ιούνιο του 1993 και τελειώνοντας τον Ιούνιο του 2003. Αντιθέτως, για τις μεταβλητές BE/ME και DY ενώ και πάλι χρησιμοποιήσαμε ετήσια δεδομένα, ξεκινήσαμε απ' τον Δεκέμβριο του 1992 και τελειώσαμε τον Δεκέμβριο του 2002.

Πίνακας 3.1.

Περιγραφικά Μέτρα (Descriptive Statistics)

Μεταβλητές (Variables)	Μέσος (Mean)	Περικομμένος Μέσος ⁷⁰ (Trimmed Mean)	Διάμεσος (Median)	Τυπική Απόκλιση (Standard Deviation)	Κύρτωση (Kurtosis)	Ασυμμετρία (Skewness)
ME⁷¹ <i>market value of equity</i>	204,95	96,30	48,62	18,28	129,02	10,16
BE/ME <i>book to market value of equity</i>	0,69	0,59	0,48	0,02	17,57	3,30
DY <i>dividend yield (%)</i>	2,26	1,93	1,52	0,06	20,25	3,16

⁷⁰ Ο περικομμένος μέσος έχει υπολογιστεί αφαιρώντας το 5% το μικρότερων και μεγαλύτερων τιμών του δείγματος.

⁷¹ Σε εκατομμύρια ευρώ.

3.3. Προσέγγιση Ανάλυσης Χαρτοφυλακίων (*Portfolio Analysis Approach*)

Απ' τον παραπάνω πίνακα συμπεραίνουμε ότι οι υπό εξέταση μεταβλητές χαρακτηρίζονται από μεγάλη θετική κύρτωση και ιδιαίτερα η μεταβλητή ΜΕ. Έτσι, η κατανομή των μεταβλητών διαφέρει σημαντικά απ' την κανονική κατανομή και συγκεκριμένα η κατανομή τους είναι ποιο λεπτόκυρτη (*leptokurtic*) απ' αυτήν της κανονικής⁷². Τέλος, και οι τρεις μεταβλητές χαρακτηρίζονται από δεξιά (θετική) ασυμμετρία και ιδιαίτερα η μεταβλητή ΜΕ⁷³.

3.3. Μεθοδολογία

Γενικά, σε ότι εμπειρικές μελέτες έχουν γίνει ως σήμερα, εφαρμόζονται κυρίως δύο μέθοδοι ώστε να εξεταστεί η σχέση που υπάρχει μεταξύ των μέσων διαστρωματικών αποδόσεων των μετοχών και των μεταβλητών που αφορούν θεμελιώδη μεγέθη εταιριών. Σύμφωνα με την πρώτη μέθοδο η οποία είναι γνωστή ως **προσέγγιση ανάλυσης χαρτοφυλακίων** (*portfolio analysis approach*) των Fama και French (1992), ο ερευνητής δημιουργεί χαρτοφυλάκια αφού πρώτα ταξινομήσει τις μετοχές που τον ενδιαφέρον κατά αύξουσα ή φθίνουσα σειρά με βάση κάποιο χαρακτηριστικό - μεταβλητή όπως για παράδειγμα το μέγεθος (*size*) των υπό εξέταση εταιρειών (*company specific variable / c-s-v*). Στην συνέχεια αφού υπολογίσει την απόδοση του κάθε χαρτοφυλακίου ξεχωριστά κατά την δειγματική περίοδο, εξετάζει πως τα χαρτοφυλάκια αυτά συσχετίζονται με τις υπόλοιπες προς εξέταση μεταβλητές. Όσον αφορά την δεύτερη μέθοδο η οποία στην διεθνή βιβλιογραφία είναι γνωστή ως **παλινδρόμηση με διαστρωματικά δεδομένα** (*cross-sectional regression – CSR*) των Fama και MacBeth (1973), η ανάλυση που εφαρμόζεται βασίζεται αποκλειστικά στο σύνολο των υπό εξέταση εταιρειών και όχι σε σχηματισμό χαρτοφυλακίων.

⁷² Η τιμή του συντελεστή κύρτωσης (*kurtosis*) της κανονικής κατανομής είναι 3.

⁷³ Η τιμή του συντελεστή ασυμμετρίας (*skewness*) της κανονικής κατανομής είναι 0.

3.3.1. Προσέγγιση Ανάλυσης Χαρτοφυλακίων (*Portfolio Analysis Approach*)

Όπως είπαμε, σύμφωνα με την **προσέγγιση ανάλυσης χαρτοφυλακίων** (*portfolio analysis approach*), ο ερευνητής επιλέγει μια μεταβλητή που αφορά τις υπό εξέταση εταιρείες (*c-s-v*) και βάση αυτής της μεταβλητής ταξινομεί τις μετοχές των εταιρειών αυτών σε χαρτοφυλάκια. Για παράδειγμα, όπως θα δούμε αργότερα, αν η μεταβλητή που μας ενδιαφέρει είναι το μέγεθος (ME) της εταιρείας, τότε το πρώτο χαρτοφυλάκιο θ' αποτελείται από τις μετοχές των εταιρειών με το μικρότερο μέγεθος όπως αυτό μετράται με την κεφαλαιοποίηση της, ενώ το τελευταίο απ' τις μετοχές των εταιρειών με το μεγαλύτερο.

Η **προσέγγιση ανάλυσης χαρτοφυλακίων** (*portfolio analysis approach*) που θα περιγράψουμε αναλυτικότερα στην συνέχεια και επιπλέον θα την χρησιμοποιήσουμε κατά την εμπειρική μας μελέτη, είναι όμοια με αυτήν χρησιμοποίησαν οι Fama and French (1992) καθώς και οι Lakonishok, Shleifer and Vishny (1994). Αρχικά, στο τέλος του Ιουνίου του έτους t , υπολογίζουμε τις τιμές της μεταβλητής ME ενώ στο τέλος του Δεκεμβρίου του έτους $t-1$ υπολογίζουμε τις τιμές των μεταβλητών BE/ME και DY, για όλες τις εταιρείες που έχουμε συμπεριλάβει στο δείγμα μας. Αμέσως μετά, κατηγοριοποιούμε τις μετοχές των εταιρειών αυτών σε πέντε χαρτοφυλάκια έχοντας κάθε φορά σαν κριτήριο ταξινόμησης και μια διαφορετική μεταβλητή. Έτσι, καταλήγουμε σε δεκαπέντε διαφορετικά χαρτοφυλάκια. Πέντε χαρτοφυλάκια που αποτελούνται από μετοχές ταξινομημένες βάση της μεταβλητής ME, πέντε χαρτοφυλάκια βάση της μεταβλητής BE/ME και τέλος πέντε χαρτοφυλάκια βάση της μεταβλητής DY. Ακόμα, η αναλογία των μετοχών σε κάθε χαρτοφυλάκιο είναι ίση, δηλαδή για παράδειγμα το πρώτο χαρτοφυλάκιο των μετοχών που έχουν ταξινομηθεί βάση της μεταβλητής ME, περιέχει το 20% των μετοχών με την μικρότερη κεφαλαιοποίηση, το δεύτερο χαρτοφυλάκιο το 20% των μετοχών με την αμέσως επόμενη μικρότερη κεφαλαιοποίηση κ.ο.κ.

Τέλος, για κάθε ένα απ' τα παραπάνω χαρτοφυλάκια υπολογίζουμε την μέση απόδοση του για τον επόμενο χρόνο και συγκεκριμένα για το χρονικό διάστημα που μεσολαβεί αμέσως μετά την κατηγοριοποίηση του δηλαδή απ' τον Ιούλιο μέχρι και τον Ιούνιο για την μεταβλητή ME και απ' τον Ιανουάριο μέχρι και τον Δεκέμβριο για

τις μεταβλητές BE/ME και DY (βέβαια οι μηνιαίες αποδόσεις που χρησιμοποιούμε για τον υπολογισμό των μέσων αποδόσεων, και στις δύο περιπτώσεις ξεκινούν απ' τον Ιούλιο του εξεταζόμενου έτους και τελειώνουν τον Ιούνιο του επόμενου έτους). Η κατηγοριοποίηση αυτή καθώς και ο υπολογισμός της μέσης μηνιαίας απόδοσης του κάθε χαρτοφυλακίου για κάθε έτος ξεχωριστά επαναλαμβάνεται για όλα τα έτη τις υπό εξέτασης περιόδου (11 έτη). Έτσι, στο τέλος έχουμε μια χρονολογική σειρά που αποτελείται από τις μέσες μηνιαίες αποδόσεις του κάθε έτους ξεχωριστά 11 επανεξισορροποιημένων χαρτοφυλακίων βάση της οποίας καταλήγουμε σε εμπειρικά αποτελέσματα.

3.3.2. Παλινδρόμηση με Διαστρωματικά Δεδομένα (*Cross-Sectional Regression – CSR*)

Όσον αφορά την μέθοδο της **παλινδρόμηση με διαστρωματικά δεδομένα** (*cross-sectional regressionon – CSR*) θα χρησιμοποιήσουμε την μεθοδολογία των Fama and MacBeth (1973). Η μεθοδολογία αυτή πρωτοχρησιμοποιήθηκε προκειμένου να εξηγηθούν υπερκανονικές αποδόσεις δηλαδή αποδόσεις πέρα απ' αυτές που δικαιολογούνται από τον συστηματικό κίνδυνο της αντίστοιχης μετοχής (*beta*). Έτσι, η μεθοδολογία αυτή χρησιμοποιήθηκε σε αρκετές εμπειρικές μελέτες⁷⁴ που παγίωσαν την αξιοπιστία της χωρίς όμως να σημαίνει ότι δεν υπήρξαν και μελέτες που την αμφισβήτησαν⁷⁵ ή ακόμα και την απόρριψαν. Ακόμα, η μεθοδολογία αυτή χρησιμοποιήθηκε και απ' τους Διακογιάννη και Σεγρεδάκη (1996) σε έρευνα τους για το Χρηματιστήριο Αξιών Αθηνών (X.A.A.) με στοιχεία την χρονικής περιόδου 1989-1994.

⁷⁴ Βλέπε, Chan, Hamao and Lakonishok (1991), Jegadeesh (1992), Davis (1994 και 1996), Fama and French (1992 και 1996β), Kothari, Shanken and Sloan (1995), Chan, Jegadeesh and Lakonishok (1996), Loughram (1997), Davis, Lakonishok et al, Kothari et al, Loughram και Brennan, Chordia and Subrahmanyam (1998), Opler, Pinkowitz, Stulz and Williamson (1999), Heston et al (1999) και Horowitz et al (2000).

⁷⁵ Για συζήτηση και αμφισβήτηση αναφορικά με την μεθοδολογία των Fama and MacBeth (1973) βλέπε Shanken (1992 και 1996).

Όπως έχουμε είδη αναφέρει κατά ανάλυση μας θα χρησιμοποιήσουμε μηνιαία στοιχεία για τις αποδόσεις των μετοχών και επήσια για τις μεταβλητές BE/ME, ME και DY.

Έτσι, αφού αρχικά έχουμε υπολογίσει τις μηνιαίες αποδόσεις των μετοχών, για κάθε μήνα της υπό εξέτασης περιόδου εφαρμόζουμε μια διαστρωματική παλινδρόμηση (*cross sectional regression – CSR*) μεταξύ των μηνιαίων αποδόσεων των μετοχών και των μεταβλητών που μας ενδιαφέρουν δηλαδή των MVE, BE/ME και DY. Τα κατάλοιπα της κάθε CSR είναι πολύ πιθανόν να είναι διαστρωματικά συσχετισμένα (*cross sectional correlated*) καθώς και ετεροσκεδαστικά⁷⁶. Οι εκτιμητές των ελαχίστων τετραγώνων (*ordinary least squares estimators*) που προκύπτουν απ' τις CSR ελέγχονται αν είναι στατιστικά σημαντικοί με την ελεγχοσυνάρτηση t (t -statistic) που ακολουθεί κατανομή t -student. Όμως, εξαιτίας της συσχέτισης και της ετεροσκεδαστικότητας που υπάρχει στα κατάλοιπα, είναι πολύ πιθανόν ο t έλεγχος να παρουσιάσει στατιστικά σημαντικές κάποιες μεταβλητές ενώ στην πραγματικότητα δεν είναι. Δηλαδή, με λίγα λόγια, υπάρχει μια τάση υπερεκτίμησης της πραγματικής στατιστικής σημαντικότητας των εκτιμώμενων παραμέτρων. Για τον λόγο αυτό, σύμφωνα με την μεθοδολογία των Fama and MacBeth (1973), από κάθε CSR που πραγματοποιούμε κρατάμε τον εκτιμητή των ελαχίστων τετραγώνων του συντελεστή της κάθε επεξηγηματικής μεταβλητής. Στη συνέχεια, υποθέτουμε ότι οι μηνιαίοι αυτοί εκτιμητές του συντελεστή της κάθε μεταβλητής οι οποίοι αποτελούν μια χρονολογική σειρά από 132 παρατηρήσεις (π.χ. οι εκτιμητές του συντελεστή της μεταβλητής ME αποτελούν μια χρονολογική σειρά από 12 μήνες \cdot 11 έτη = 132 παρατηρήσεις) που είναι μεταξύ τους ανεξάρτητοι και ακολουθούν κανονική κατανομή. Έτσι, ως τελικό εκτιμητή του συντελεστή της κάθε μεταβλητής θεωρούμε τον μέσο όρο της αντίστοιχης χρονολογικής σειράς των παραμέτρων / συντελεστών κλίσεις που έχουμε είδη εκτιμήσει. Τέλος, για να ελέγχουμε την σημαντικότητα του εκτιμητή αυτού, και πάλι χρησιμοποιούμε την t στατιστική που υπολογίζεται ως ο μέσος της χρονολογικής σειράς διαιρεμένος με το πηλίκο της διαίρεσης της τυπικής απόκλισης της μέσης εκτίμησης προς την ρίζα του συνολικού αριθμού των παρατηρήσεων της κάθε χρονολογικής σειράς.

⁷⁶ Βλέπε Black, Jensen and Scholes (1972) και Jagannathan and Wang (1998) που τεκμηρίωσαν ότι ο εκτιμητής των Fama and MacBeth (1973) ίσως να μην είναι μεροληπτικός κάτω από ορισμένες συνθήκες.

Η μέθοδος υπολογισμού των συντελεστών των μεταβλητών που μόλις περιγράψαμε, χαρακτηρίζεται τόσο από πλεονεκτήματα όσο και από μειονεκτήματα. Βασικό της μειονέκτημα είναι ότι κατά το υπολογισμό της η στατιστικής, ώστε να ελεγχθεί αν ο τελικός εκτιμητής του συντελεστή της κάθε μεταβλητής είναι στατιστικά σημαντικός, δεν λαμβάνονται υπόψη τα τυπικά σφάλματα των εκτιμητών της κάθε CSR αλλά χρησιμοποιείται μόνο το τυπικό σφάλμα της μέσης της χρονολογικής σειράς. Όμως, το παραπάνω γεγονός αποτελεί συγχρόνως και πλεονέκτημα αφού διευκολύνει την μελέτη δειγμάτων που αποτελούνται από πάρα πολλές μετοχές αφού δεν χρειάζεται ν' υπολογίσουμε την μήτρα διακύμανσης-συνδιακύμανσης των αποδόσεων. Επιπλέον, ένα ακόμα βασικό πλεονέκτημα της μεθόδου αυτής, είναι ότι επιτρέπει στους συντελεστές των επεξηγηματικών μεταβλητών να αλλάζουν από μήνα σε μήνα δηλαδή να μεταβάλλονται διαχρονικά.

Στο σημείο αυτό, αξίζει να σημειωθεί ότι σε περίπτωση όπου οι εκτιμητές των συντελεστών δεν ακολουθούν κανονική κατανομή τότε ο έλεγχος της είναι πολύ πιθανόν να μην είναι σωστός. Το φαινόμενο αυτό παρατηρείται συχνά εξαιτίας του γεγονότος ότι οι μηνιαίες εκτιμήσεις των συντελεστών ακολουθούν κατανομή με υπερβολική κύρτωση με αποτέλεσμα η κατανομή τους ν' αποκλίνει απ' την κανονική κατανομή. Παρόλο αυτά, η κατανομή τους συνήθως χαρακτηρίζεται από συμμετρία η οποία όμως χαρακτηρίζεται από ουρές ποιο παχιές απ' της κανονικής (*thick-tailed no normal symmetric distribution*). Αποτέλεσμα του παραπάνω φαινομένου είναι ότι πολλές φορές συναντάμε μεγάλες τη στατιστικές οι οποίες κάτω απ' την υπόθεση της κανονικότητας των συντελεστών οδηγούν στην απόρριψη της μη στατιστικής σημαντικότητας των αντίστοιχων εξεταζόμενων μεταβλητών⁷⁷ (δηλαδή της μηδενικής υπόθεσης).

Ένας τρόπος προκειμένου να ελέγξουμε αν η απόκλιση της κατανομής τους απ' την κανονική επηρεάζει τον έλεγχο της, είναι να ακολουθήσουμε την *bootstrap* τεχνική⁷⁸ σύμφωνα με την οποία παίρνοντας ένα δείγμα μικρότερο απ' το αρχικό

⁷⁷ Βλέπε για περισσότερες λεπτομέρειες Fama and Babiak (1968).

⁷⁸ Βλέπε Efron (1979) καθώς και Jeong and Maddala (1993) για περισσότερες πληροφορίες σχετικά με την *bootstrap* τεχνική, αλλά και Vinod (1993) και Horowitz (1997) για εμπειρικές οικονομετρικές και χρηματοοικονομικές εφαρμογές της τεχνικής *bootstrap*.

(δηλαδή την αρχική χρονολογική σειρά) και επαναλαμβάνοντας την διαδικασία αυτή αρκετές φορές (επαναλαμβανόμενη τυχαία δειγματοληγία με επανατοποθέτηση), δημιουργούμε μια χρονολογική σειρά η οποία αποτελείται από εκτιμήσεις των συντελεστών η οποία ακολουθεί κανονική κατανομή. Βέβαια, η μέθοδος *bootstrap* δεν χρησιμοποιείται μόνο για να ελέγξουμε αν η μη κανονικότητα των εκτιμήσεων των συντελεστών έχει σαν αποτέλεσμα την λανθασμένη διεξαγωγή του έλεγχου τ αλλά γενικότερα ως μια εναλλακτική μέθοδος υπολογισμού των συντελεστών του μοντέλου που εξετάζουμε.

Ένα ακόμα πρόβλημα κατά τον έλεγχο της στατιστικής σημαντικότητας των εκτιμητών των επεξηγηματικών μεταβλητών με την τ στατιστική παρουσιάζεται όταν οι εκτιμήσεις του συντελεστή που αποτελούν την χρονολογική σειρά είναι σειριακά συσχετισμένες (*serial correlation*). Για την αποφυγή αυτού του προβλήματος προτείνεται η τεχνική των Newey and West (1987) όπου υπολογίζουμε νέες προσαρμοσμένες (*adjusted*) τ στατιστικές⁷⁹. Ακόμα, όπως αναφέρει ο Shanken (1996), απ' την στιγμή που η πραγματική διακύμανση για κάθε μηνιαίο εκτιμητή εξαρτάται απ' την μήτρα διακύμανσης-συνδιακύμανσης των αποδόσεων, η διαστρωματική συσχέτιση και η ετεροσκεδαστικότητα αντανακλώνται στις χρονολογικές σειρές των μηνιαίων εκτιμήσεων. Άμεσο αποτέλεσμα του παραπάνω γεγονότος είναι οι μηνιαίες εκτιμήσεις των συντελεστών που προκύπτουν απ' τις CSR να μην είναι ασυσχέτιστες.

Τέλος, οι CSR που θα διεξάγουμε κατά την εμπειρική μας μελέτη θα διεξαχθούν με τη χρήση της γλώσσας προγραμματισμού GAUSS. Η γλώσσα αυτή έχει πολλές εφαρμογές κυρίως σε επιστήμες σχετικές με μαθηματικά όπως η στατιστική, η οικονομετρία, τα οικονομικά και τα χρηματοοικονομικά. Εκτός των άλλων, πολλές εφαρμογές της γλώσσας GAUSS είναι η επίλυση μη γραμμικών εξισώσεων, εκτίμηση υποδειγμάτων με την μέθοδο της μεγίστης πιθανοφάνειας (*maximum likelihood*), προσδομοίωση στοχαστικών συστημάτων κ.τ.λ. Επίσης, ένα ακόμα πλεονέκτημα της είναι ότι μπορεί να συνδυάσει τις παραπάνω εφαρμογές με αποτελεσματικό τρόπο. Ακόμα, βασικό χαρακτηριστικό της γλώσσας προγραμματισμού GAUSS, είναι ότι σε όλες τις εφαρμογές της χρησιμοποιεί διανύσματα και μήτρες με αποτέλεσμα να είναι πάρα πολύ εύχρηστη αφού η όλη φιλοσοφία της βασίζεται στην φιλοσοφία της

⁷⁹ Βλέπε Greene (1997) για περισσότερες λεπτομέρειες.

γραμμικής άλγεβρας. Έτσι, κατά την εμπειρική μας μελέτη, με την βοήθεια της γλώσσας προγραμματισμού GAUSS θα εφαρμόσουμε τον παρακάτω αλγόριθμο που χωρίζεται σε τρία στάδια:

ΣΤΑΔΙΟ 1

Στο στάδιο αυτό, απλά καταγράφουμε τις μηνιαίες αποδόσεις των μετοχών του δείγματος μας καθώς και τις επήσιες τιμές των εξεταζόμενων μεταβλητών δηλαδή των μεταβλητών ME, BE/ME και DY.

ΣΤΑΔΙΟ 2

Στο στάδιο αυτό, που θεωρείται και το ποιο πολύπλοκο, για κάθε έτος **ξεχωριστά**, εκτελούμε τις διαστρωματικές παλινδρομήσεις (*cross - sectional regressions / CSR*). Τα μοντέλα που τρέχουμε είναι μονομεταβλητά και πολυμεταβλητά. Συγκεκριμένα, τρέχουμε τα παρακάτω μοντέλα:

MONOMETABHLNTA

$$\text{I. } R_{i,t} = \gamma_{0,t} + \gamma_{1,t} \ln[ME_{i,t}] + \varepsilon_{i,t}$$

$$\text{II. } R_{i,t} = \gamma_{0,t} + \gamma_{2,t} \ln[BE / ME_{i,t}] + \varepsilon_{i,t}$$

$$\text{III. } R_{i,t} = \gamma_{0,t} + \gamma_{3,t} DY_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

ΠΟΛΥΜΕΤΑΒΛΗΤΑ

$$\text{I. } R_{i,t} = \gamma_{0,t} + \gamma_{1,t} \ln[ME_{i,t}] + \gamma_{2,t} \ln[BE / ME_{i,t}] + \gamma_{3,t} DY_i + \varepsilon_{i,t}$$

$$\text{II. } R_{i,t} = \gamma_{0,t} + \gamma_{1,t} \ln[ME_{i,t}] + \gamma_{2,t} \ln[BE / ME_{i,t}] + \varepsilon_{i,t}$$

$$\text{III. } R_{i,t} = \gamma_{0,t} + \gamma_{2,t} \ln[ME_{i,t}] + \gamma_{3,t} DY_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

$$\text{IV. } R_{i,t} = \gamma_{0,t} + \gamma_{2,t} \ln[BE / ME_{i,t}] + \gamma_{3,t} DY_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

Όπου:

- $i = 1, 2, 3, \dots, 240$ μετοχές
- $R_{i,t}$ είναι η μηνιαία απόδοση της μετοχής i στο τέλος της χρονικής περιόδου t (μήνας t)
- $ME_{i,t}$, $BE/ME_{i,t}$, και $DY_{i,t}$ είναι οι τιμές των μεταβλητών ME , BE/ME και DY της μετοχής i το έτος που εκτελείται η διαστρωματική παλινδρόμηση.
- $t = 1, 2, 3, \dots, 132$ μήνες. Ως πρέπει να τονίσουμε ότι οι αποδόσεις των μετοχών ($R_{i,t}$) παίρνουν διαφορετική τιμή για κάθε t (δηλαδή για κάθε μήνα) σε αντίθεση με τις επεξηγηματικές μεταβλητές ($ME_{i,t}$, $BE/ME_{i,t}$, και $DY_{i,t}$) οι

οποίες όπως είπαμε είναι ετήσιες και αλλάζουν τιμή κάθε έτος δηλαδή κάθε δώδεκα μήνες.

- $\gamma_{0,t}$, $\gamma_{1,t}$, $\gamma_{2,t}$ και $\gamma_{3,t}$ είναι οι συντελεστές των μεταβλητών ME, BE/ME και DY αντίστοιχα. Τέλος,
- $\varepsilon_{i,t}$ είναι ο διαταρακτικός όρος του μοντέλου⁸⁰.

Οι συντελεστές $\gamma_{0,t}$, $\gamma_{1,t}$, $\gamma_{2,t}$ και $\gamma_{3,t}$ των μεταβλητών ME, BE/ME και DY αντίστοιχα, εκτιμώνται με την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων (*ordinary least squares – OLS*). Για κάθε ένα από τα επτά μοντέλα τρέχουμε δώδεκα διαστρωματικές παλινδρομήσεις ανά έτος. Δηλαδή συνολικά το κάθε μοντέλο θα το τρέξουμε $12 \times 11 = 132$ φορές (με την βοήθεια της γλώσσας προγραμματισμού GAUSS). Ετσι, για κάθε μήνα εκτελούμε επτά διαφορετικές διαστρωματικές παλινδρομήσεις, μία για κάθε μοντέλο. Όταν θα έχουμε τρέξει και τις 132 παλινδρομήσεις του κάθε μοντέλου οι εκτιμώμενοι συντελεστές του κάθε μοντέλου θα αποτελούν μια χρονολογική σειρά. Παραδείγματος χάριν, αφού εκτελέσουμε $12 \text{ μήνες} \cdot 11 \text{ έτη} = 132$ παλινδρομήσεις για το μοντέλο $R_{i,t} = \gamma_{0,i} + \gamma_{1,i} \ln[ME_{i,t}] + \varepsilon_{i,t}$ στο τέλος θα έχουμε μια χρονολογική σειρά που θα αποτελείται απ' τις εκτιμήσεις $\gamma_{1,1}, \gamma_{1,2}, \gamma_{1,3}, \dots, \gamma_{1,132}$ όπου ο πρώτος δείκτης αναφέρεται στην μεταβλητή 1 δηλαδή την ME και ο δεύτερος στον μήνα t. Έχοντας

⁸⁰ Ο διαταρακτικός όρος πρέπει να πληρεί τις παρακάτω υποθέσεις:

1. Να έχει αναμενόμενη τιμή μηδέν δηλαδή $E(\varepsilon_i) = 0$.
2. Να ακολουθεί κανονική κατανομή δηλαδή $\varepsilon_i \sim \text{Normal Distribution}$.
3. Να έχει την ίδια διακύμανση για όλες τις τιμές του ή τις τιμές των ανεξάρτητων μεταβλητών δηλαδή $\text{Var}(\varepsilon_{i,t}) = \sigma^2$ για κάθε i.
4. Η εξαρτημένη μεταβλητή $R_{i,t}$ και ο διαταρακτικός όρος $\varepsilon_{i,t}$ να είναι ανεξάρτητοι δηλαδή $\text{Cov}(R_{i,t}, \varepsilon_{i,t}) = 0$.
5. Τα διαδοχικά κατάλοιπα να είναι ανεξάρτητα μεταξύ τους δηλαδή $\text{Cov}(\varepsilon_{i,t}, \varepsilon_{i,t+1}) = 0$ για κάθε t.

τώρα για κάθε μοντέλο ξεχωριστά τις χρονολογικές σειρές των εκτιμητών των συντελεστών, εκτιμάμε τους τελικούς εκτιμητές των συντελεστών σύμφωνα με τον τύπο:

$$\bar{\bar{\gamma}}_i = \frac{\sum_{t=1}^{132} \bar{\bar{\gamma}}_{i,t}}{132} \quad (3.2)$$

Έτσι, για παράδειγμα ο τελικός εκτιμητής του συντελεστή της μεταβλητής DY θα είναι:

$$\bar{\bar{\gamma}}_3 = \frac{\sum_{t=1}^{132} \bar{\bar{\gamma}}_{3,t}}{132} \quad (3.3)$$

Δηλαδή η τελική εκτίμηση του συντελεστή της μεταβλητής DY ισούται με τον αριθμητικό μέσο των επιμέρους εκτιμώμενων συντελεστών. Βέβαια, ο εκτιμητής αυτός θα έχει διαφορετική τιμή για κάθε μοντέλο αφού θα προέρχεται κάθε φορά από διαφορετικές χρονολογικές σειρές.

ΣΤΑΔΙΟ 3

Τέλος, στο στάδιο αυτό ελέγχεται αν οι τελικοί εκτιμητές των παραμέτρων, που έχουμε υπολογίσει στο στάδιο 2, είναι στατιστικά σημαντικοί. Για τον έλεγχο αυτό χρησιμοποιούμε την t στατιστική η οποία δίνεται από τον τύπο που ακολουθεί:

$$t(\bar{\bar{\gamma}}_i) = \frac{\bar{\bar{\gamma}}_i}{s(\bar{\bar{\gamma}}_i) / \sqrt{n}} \quad (3.4)$$

Όπου:

- $i = 1, 2, 3$ όπου το 1 αντιστοιχεί στην μεταβλητή ME, το 2 στην BE/ME και το 3 στην DY.
- η είναι ο αριθμός των μηνιαίων παρατηρήσεων δηλαδή ισούται με 132.
- $\bar{\gamma}_i$ ισούται με την τελική εκτίμηση της i μεταβλητής όπως αυτή ορίστηκε στο στάδιο 2. Τέλος,
- $s(\bar{\gamma}_i)$ είναι η τυπική απόκλιση της τελικής εκτίμησης του συντελεστή της i μεταβλητής που όπως αναφέραμε αποτελεί έναν αριθμητικό μέσο.

3.4. Υποθέσεις Προς Έλεγχο

Είναι σαφές από το **κεφάλαιο 2** ότι εξετάζοντας αν οι μεταβλητές ME, BE/ME και DY επεξηγούν μέρος της μεταβλητότητας των μέσων διαστρωματικών αποδόσεων των μετοχών εταιρειών εισιγμένων στο X.A.A., είναι σαν να ελέγχουμε για την ύπαρξη ανωμαλιών στην ελληνική χρηματιστηριακή αγορά. Οι υποθέσεις που θα ελέγχουμε για να διαπιστώσουμε αν οι μεταβλητές ME, BE/ME και DY επεξηγούν μέρος της μεταβλητότητας των μέσων διαστρωματικών αποδόσεων των μετοχών δηλαδή αν είναι στατιστικές σημαντικές, είναι οι παρακάτω:

I. Έλεγχος Υπόθεσης ως προς την μεταβλητή ME

H₀: Το μέγεθος κεφαλοποίησης μιας εταιρείας (που μετράται από την μεταβλητή **ME**) δεν επηρεάζει την αναμενόμενη απόδοση της μετοχής της

με εναλλακτική την

H₁: Το μέγεθος κεφαλοποίησης μιας εταιρείας (που μετράται από την μεταβλητή **ME**) επηρεάζει την αναμενόμενη απόδοση της μετοχής της δηλαδή είναι στατιστικά σημαντικός παράγοντας στην διαμόρφωση της αναμενόμενης απόδοσης της μετοχής της

ή ισοδύναμα

H₀: $\gamma_1=0$

με εναλλακτική την

H₁: $\gamma_1 \neq 0$

II. Έλεγχος Υπόθεσης ως προς την μεταβλητή BE/ME

H₀: Ο λόγος της λογιστικής αξίας προς την αγοραία αξία του μετοχικού κεφαλαίου μιας εταιρείας (**BE/ME**) δεν επηρεάζει την αναμενόμενη απόδοση της μετοχής της

με εναλλακτική την

H₁: Ο λόγος της λογιστικής αξίας προς την αγοραία αξία του μετοχικού κεφαλαίου μιας εταιρείας (**BE/ME**) επηρεάζει την αναμενόμενη απόδοση της μετοχής της δηλαδή είναι στατιστικά σημαντικός παράγοντας στην διαμόρφωση της αναμενόμενης απόδοσης της μετοχής της

Σερφον (1997) που αναφέρεται στην παρέμβαση της γενικής γραμμής στην αγορά για την επίδραση της συνέπειας της μερισματικής απόδοσης στην παροχή.

H₀: $\gamma_2=0$ **με εναλλακτική την** **H₁:** $\gamma_2\neq 0$

Επιπλέον αποδεικνύεται ότι μερισματική απόδοση δεν επηρεάζει την παροχή στην αγορά για την επίδραση της συνέπειας της μερισματικής απόδοσης στην παροχή.

III. Τελεγχος Υπόθεσης ως προς την μεταβλητή DY

H₀: Η μερισματική απόδοση (DY) και κατά συνέπεια η παροχή ή όχι καθώς και το ύψος του μερίσματος μιας εταιρείας δεν επηρεάζει την αναμενόμενη απόδοση της μετοχής της με εναλλακτική την

H₁: Η μερισματική απόδοση (DY) και κατά συνέπεια η παροχή ή όχι καθώς και το ύψος του μερίσματος μιας εταιρείας επηρεάζει την αναμενόμενη απόδοση της μετοχής της δηλαδή είναι στατιστικά σημαντικός παράγοντας στην διαμόρφωση της αναμενόμενης απόδοσης της μετοχής της

η ισοδύναμα

H₀: $\gamma_3=0$ **με εναλλακτική την** **H₁:** $\gamma_3\neq 0$

Όπως παρατηρούμε, οι παραπάνω έλεγχοι είναι δικατάληκτοι και όχι μονοκατάληκτοι και κατά συνέπεια δεν ελέγχουμε άμεσα αν στην ελληνική αγορά εμφανίζεται το *size effect* ($\gamma_1<0$), το *book to market effect* ($\gamma_2>0$) ή το *dividend yield effect* ($\gamma_3>0$). Η επιλογή των δικατάληκτων ελέγχων δεν έγινε τυχαία αλλά όπως και ο

Σπύρου (1999) που συγκεκριμένα είχε υποθέσει ότι $\gamma_1 \neq 0$ και όχι $\gamma_1 < 0$ (*size effect*)⁸¹, θέλαμε να αποφύγουμε την πιθανότητα οι μεταβλητές που ελέγχουμε να είναι σε κάποια υπό περίοδο στατιστικά σημαντικές και αρνητικές, και σε κάποια άλλη στατιστικά σημαντικές και θετικές, οπότε θα είχαμε παραπλανητικά αποτελέσματα. Έτσι, στην τελευταία περίπτωση (όπου $\gamma_1 > 0$), ενώ οι μεταβλητές θα ήταν στατιστικά σημαντικές δηλαδή θα επεξηγούσαν μέρος της μεταβλητότητας των αποδόσεων των μετοχών, αν είχαμε ως εναλλακτική π.χ. την $\gamma_1 < 0$ δεν θα απορρίπταμε την μηδενική $\gamma_1 = 0$ με αποτέλεσμα ενώ η μεταβλητή ΜΕ να είναι στατιστικά σημαντική, με την έννοια ότι επεξηγεί τις μέσες διαστρωματικές αποδόσεις των μετοχών, να μην συγκαταλέγεται στις ερμηνευτικές μεταβλητές των μέσων αποδόσεων των μετοχών.

⁸¹ Ο Σπύρου (1999), είχε καταλήξει στο συμπέρασμα ότι στο Χ.Α.Α. την χρονική περίοδο 1988-1997 οι μετοχές μεγάλης κεφαλοποίησης παρουσίασαν μεγαλύτερες αποδόσεις απ' ότι οι μετοχές μικρής κεφαλοποίησης, σε αντίθεση με την χρονική περίοδο 1992-1997 που παρατηρήθηκε το *size effect*.

ΚΕΦΑΛΑΙΟ IV

4. Εμπειρικά Αποτελέσματα

Στο κεφάλαιο 3 και συγκεκριμένα στην παράγραφο 3.3. αναφέραμε ότι κατά την εμπειρική μας μελέτη θα χρησιμοποιήσουμε δύο μεθόδους – προσεγγίσεις, την **προσέγγιση ανάλυσης χαρτοφυλακίων** (*portfolio analysis approach*) των Fama and French (1992) και την μέθοδο **παλινδρόμησης με διαστρωματικά δεδομένα** (*cross-sectional regression – CSR*) των Fama and MacBeth (1973) ενώ στις **παραγράφους 3.1. και 3.2.** αναφερθήκαμε στις δύο αυτές μεθόδους αναλυτικά. Η πρώτη μεθοδολογία αποσκοπεί κυρίως σε μια πρώτη εικόνα σχετικά με τον αν τα επαναεξισσοροπημένα χαρτοφυλάκια που σχηματίζονται βάση των υπό μελέτη μεταβλητών (ME, BE/ME και DY) φαίνεται να εμφανίζουν κάποια ιδιαιτερότητα-πρότυπο στις μέσες αποδόσεις τους. Η δεύτερη μεθοδολογία αποσκοπεί στο να μας προσδιορίσει ποιες από τις υπό εξέταση μεταβλητές μας είναι στατιστικά σημαντικές δηλαδή ποιες εξηγούν στατιστικά σημαντικό μέρος των μέσων διαστρωματικών αποδόσεων των μετοχών.

Στο κεφάλαιο αυτό αφού εφαρμόσουμε όσα περιγράψαμε και αναλύσαμε στο κεφάλαιο 3, θα παρουσιάσουμε τα εμπειρικά αποτελέσματα που καταλήξαμε και επιπλέον θα τα συγκρίνουμε και με παλιότερες αντίστοιχες εμπειρικές μελέτες που έχουν γίνει κατά καιρούς τόσο στο Χρηματιστήριο Αξιών Αθηνών (X.A.A.) όσο και σε άλλα μεγάλα Χρηματιστήρια.

Επίκαιος 4.1

4.1. Παρουσίαση καθώς και ανάλυση των αποτελεσμάτων που προέκυψαν απ' την προσέγγιση ανάλυσης χαρτοφυλακίων (*portfolio analysis approach*)

Στην παράγραφο αυτή θα παρουσιάσουμε τα αποτελέσματα στα οποία καταλήξαμε αφού εφαρμόσαμε την **προσέγγιση ανάλυσης χαρτοφυλακίων (*portfolio analysis approach*)**.

Τα αποτελέσματα μας παρουσιάζονται αναλυτικά στον **πίνακα 4.1**. Οι αποδόσεις που παρουσιάζονται στον πίνακα 4.1 είναι μέσος όρος της χρονολογικής σειράς των $11 \cdot 12 = 132$ μηνιαίων αποδόσεων των πέντε ίσο-σταθμισμένων (*equal-weighted*) χαρτοφυλακίων, που σχηματίσαμε για κάθε μια μεταβλητή ξεχωριστά, για την χρονική περίοδο Ιούλιος 1993 – Ιούνιος 2004⁸². Όπως αναφέραμε στο προηγούμενο κεφάλαιο, τα χαρτοφυλάκια που σχηματίσαμε για την κάθε μεταβλητή ξεχωριστά, διαφέρουν από έτος σε έτος, αφού κάθε έτος τα επανασχηματίζαμε βάση των νέων τιμών που έπαιρναν οι μεταβλητές. Επιπλέον, οι τιμές του πίνακα 4.1 που αντιστοιχούν στις μεταβλητές *In(ME)*, *In(BE/ME)* και *DY* (2η, 3η και 4η στήλη του πίνακα 4.1) είναι ο μέσος όρος της χρονολογικής σειράς (μια τιμή για κάθε έτος) που αποτελείται απ' τις μέσες τιμές των μεταβλητών αυτών για κάθε χαρτοφυλάκιο ξεχωριστά. Τέλος, στο **παράρτημα** και συγκεκριμένα στους **πίνακες 2, 3 και 4** παρουσιάζονται τα αποτελέσματα μας αναλυτικότερα δηλαδή παρουσιάζονται οι μέσες μηνιαίες αποδόσεις του κάθε χαρτοφυλακίου της κάθε μεταβλητής για κάθε έτος ξεχωριστά.

⁸² Στην πραγματικότητα υπολογίζαμε τον μέσο όρο της χρονολογικής σειράς που αποτελούνταν από τις μέσες μηνιαίες αποδόσεις του κάθε έτους ξεχωριστά.

Πίνακας 4.1

Χαρακτηριστικά των χαρτοφυλακών που σχηματίζονται βάση των μεταβλητών ME, BE/ME και DY κατά την περίοδο Ιούλιος 1993 – Ιούνιος 2004

	Αποδόσεις	Ln(ME)	Ln(BE/ME)	DY(%)	N
Πίνακας Α	Χαρτοφυλάκια που σχηματίζονται βάση της μεταβλητής ME				
Μικρό-ME	0,0364	8,9904	-0,2028	2,1566	31,5
ME-2	0,0256	9,8469	-0,4789	2,2611	31,5
ME-3	0,0739	10,5036	-0,7029	2,0472	31,5
ME-4	0,0124	11,1432	-0,8026	2,1889	31,5
Μεγάλο-ME	0,0295	12,4701	-1,1594	2,0905	31,5
Πίνακας Β	Χαρτοφυλάκια που σχηματίζονται βάση της μεταβλητής BE/ME				
Μικρό-BE/ME	0,0123	11,461	-1,8671	1,5135	25,6
BE/ME-2	0,0172	11,231	-1,1333	2,0450	25,6
BE/ME-3	0,0211	10,862	-0,7189	2,5519	25,6
BE/ME-4	0,0262	10,351	-0,3268	2,7933	25,6
Μεγάλο-BE/ME	0,0266	9,8656	0,3451	2,6614	25,6
Πίνακας Γ	Χαρτοφυλάκια που σχηματίζονται βάση της μεταβλητής DY				
Μικρό-DY	0,0210	10,099	-0,5255	0,0354	27,4
DY-2	0,0121	10,806	-1,0706	1,1179	26,7
DY-3	0,0220	10,845	-0,8532	2,1013	26,7
DY-4	0,0241	10,919	-0,6594	3,2477	26,8
Μεγάλο-DY	0,0221	10,399	-0,4247	6,1907	27,3

Παρατηρήσεις:

- Οι αποδόσεις είναι ο μέσος όρος της χρονολογικής σειράς που αποτελείται απ' τις 132 μηνιαίες αποδόσεις του κάθε ίσο-σταθμισμένου χαρτοφυλακίου.
- Τα χαρτοφυλάκια επανασχηματίζονται στο τέλος του κάθε έτους και συγκεκριμένα στο τέλος του Ιουνίου.
- Οι τιμές των μεταβλητών ln(BE/ME), ln(ME) και DY είναι ο μέσος όρος της χρονολογικής σειράς που αποτελείται από τις μέσες ετήσιες τιμές της κάθε μεταβλητής στο κάθε επαναεξισορροπημένο χαρτοφύλακιο.

4. Η μεταβλητή ME εκφράζεται σε χρηματικές μονάδες και συγκεκριμένα σε χιλιάδες ευρώ ενώ υπολογίζεται στα τέλη Ιουνίου του έτους t .
5. Οι μεταβλητές $In(BE/ME)$ και DY υπολογίζονται βάση λογιστικών δεδομένων και η χρηματιστηριακή αξία του μετοχικού κεφαλαίου (ME) που χρησιμοποιείται για τον υπολογισμό των μεταβλητών $In(BE/ME)$ και DY , υπολογίζεται στα τέλη Δεκεμβρίου του έτους $t-1$.
6. Το πρόθεμα In υποδηλώνει ότι οι μεταβλητές $In(BE/ME)$ και $In(ME)$ χρησιμοποιούνται στην λογαριθμική τους μορφή.
7. Το N εκφράζει τον μέσο αριθμό των αξιογράφων που απαρτίζουν το κάθε χαρτοφυλάκιο.

Απ' τον **πίνακα Α** του πίνακα 4.1 παρατηρούμε ότι το *size effect* δεν είναι υπαρκτό κατά την χρονική περίοδο Ιούλιος 1993 – Ιούνιος 2004 στο X.A.A. Συγκεκριμένα, παρατηρούμε ότι το χαρτοφυλάκιο που αποτελείται απ' τις μετοχές με την μικρότερη κεφαλαιοποίηση έχει κατά μέσο όρο 3,648% μηνιαία απόδοση. Η μέση μηνιαία απόδοση του χαρτοφυλάκιου με την αμέσως μεγαλύτερη κεφαλαιοποίηση είναι μικρότερη και συγκεκριμένα 2,564%. Όμως, αντίθετα με ότι θα συνέβαινε αν το *size effect* ήταν υπαρκτό φαινόμενο στην ελληνική κεφαλαιαγορά κατά την εξεταζόμενη χρονική περίοδο, το χαρτοφυλάκιο που απαρτίζεται από μετοχές μεσαίας κεφαλαιοποίησης ($ME-3$) παρουσιάζει μεγαλύτερη μέση μηνιαία απόδοση (7,395%) και απ' τα δύο μικρότερης κεφαλαιοποίησης χαρτοφυλάκια. Το αμέσως επόμενο χαρτοφυλάκιο παρουσιάζει την μικρότερη απόδοση (1,247%) ενώ το χαρτοφυλάκιο με τις μετοχές με την μεγαλύτερη κεφαλαιοποίηση έχει μέση μηνιαία απόδοση 2,955%.

Συμπερασματικά, το *size effect*, τουλάχιστον όταν η μέθοδος που χρησιμοποιείται είναι η *προσέγγιση ανάλυσης χαρτοφυλακίων (portfolio analysis approach)*, δεν φαίνεται να κάνει την εμφάνιση του κατά την εξεταζόμενη περίοδο στο X.A.A. Επίσης, δεν φαίνεται να υπάρχει κάποιο συστηματικό πρότυπο όσον αφορά τις μέσες μηνιαίες αποδόσεις των σχηματιζόμενων βάση της μεταβλητής ME χαρτοφυλακίων. Τέλος, αξίζει να σημειώσουμε ότι την μεγαλύτερη μέση μηνιαία απόδοση την έχει το χαρτοφυλάκιο που αποτελείται από μετοχές μεσαίας κεφαλαιοποίησης και συγκεκριμένα έχει μέση μηνιαία απόδοση 7,395% (ή 88,74% σε ετήσια βάση).

Οσον αφορά τον πίνακα Β του πίνακα 4.1, βλέπουμε ότι η μέση μηνιαία απόδοση των χαρτοφυλακίων που σχηματίζονται βάση της μεταβλητής BE/MΕ είναι ανάλογη με το μέγεθος του χαρτοφυλακίου. Δηλαδή, το χαρτοφυλάκιο που αποτελείται από μετοχές με μικρό λόγο BE/MΕ παρουσιάζει μέση μηνιαία απόδοση μικρότερη απ' αυτήν του χαρτοφυλακίου που αποτελείται από μετοχές με τον αμέσως μεγαλύτερο λόγο BE/MΕ κ.ο.κ. υποδηλώνοντας την ύπαρξη του *book-to-market effect*. Συγκεκριμένα, η διαφορά στη μέση μηνιαία απόδοση μεταξύ του Μεγάλου-BE/MΕ χαρτοφυλακίου και του Μικρού-BE/MΕ χαρτοφυλακίου είναι 0,96% (11,52% σε ετήσια βάση).

Στον πίνακα Γ του πίνακα 4.1, παρατηρούμε ότι όπως και στην περίπτωση των χαρτοφυλακίων που σχηματίζονται βάση της μεταβλητής ME, δεν μπορούμε να βγάλουμε κάποιο συμπέρασμα αφού δεν παρατηρούμε κάποιο συστηματικό πρότυπο ανάμεσα στις μέσες μηνιαίες αποδόσεις των χαρτοφυλακίων που σχηματίζονται βάση της μεταβλητής DY. Αξίζει να αναφέρουμε ότι την μικρότερη μέση μηνιαία απόδοση την παρουσιάζει το χαρτοφυλάκιο DY-2 ενώ την μεγαλύτερη το DY-4. Δηλαδή την μικρότερη μέση μηνιαία απόδοση την παρουσιάζει το χαρτοφυλάκιο που αποτελείται απ' τις μετοχές των εταιρειών που μοιράζουν το μικρότερο μέρισμα στους μετόχους τους⁸³. Τέλος, η διαφορά της μέσης μηνιαίας απόδοσης μεταξύ του Μεγάλου-DY και του Μικρού-DY χαρτοφυλακίου είναι αμελητέα και συγκεκριμένα 0,0011% (1,32% σε ετήσια). Έτσι, κατά την εξεταζόμενη περίοδο και με το συγκεκριμένο δείγμα μετοχών, δεν μπορούμε να ισχυριστούμε ότι η μερισματική πολιτική μιας εταιρείας επηρεάζει την απόδοση της μετοχής της. Βέβαια, με μια πιο προσεκτική ανάλυση των αποτελεσμάτων του πίνακα Γ, παρατηρούμε μια σχέση U ανάμεσα στις αποδόσεις των χαρτοφυλακίων Μικρό-DY, DY-2 και DY-3 ενώ αντιθέτως η σχέση που υπάρχει μεταξύ των χαρτοφυλακίων DY-3, DY-4 και Μεγάλο-DY (μετοχές με υψηλά μερίσματα) είναι ένα ανάποδο U.

Συμπερασματικά, με την χρήση αυτού του μονοδιάστατου πλαισίου ταξινόμησης των μετοχών σε χαρτοφυλάκια, μπορούμε να ισχυριστούμε ότι κατά το χρονικό διάστημα που διεξήχθη η εμπειρική μας μελέτη (Ιούλιος 1993 – Ιούνιος 2004) και με

⁸³ Αυτό συμβαίνει γιατί το χαρτοφυλάκιο Μικρό-DY, αποτελείται απ' τις μετοχές εταιρειών που δεν μοιρασαν καθόλου μέρισμα στους μετόχους κατά το έτος που δημιουργήσαμε το χαρτοφυλάκιο.

το συγκεκριμένο δείγμα μετοχών, δεν παρατηρείται το *size effect* το οποίο έχει παρατηρηθεί τόσο σε μελέτες που αφορούν διάφορες κεφαλαιαγορές του κόσμου όσο και σε μελέτες που αφορούν την ελληνική κεφαλαιαγορά. Το αποτέλεσμα αυτό έρχεται σε αντίθεση με την εμπειρική μελέτη των Leledakis, Karathanasis and Davidson (2003) όπου εφαρμόζοντας την *προσέγγιση ανάλυσης χαρτοφυλακίων (portfolio analysis approach)* με δείγμα 203 μη χρηματοοικονομικών εταιρειών, βρήκαν ότι το *size effect* είναι υπαρκτό στο Χ.Α.Α. κατά το χρονικό διάστημα Ιούλιος 1990 – Ιούνιος 2000 και συγκεκριμένα ότι η διαφορά μεταξύ της μέσης μηνιαίας απόδοσης του Μικρού-ΜΕ και του Μεγάλου-ΜΕ χαρτοφυλακίου είναι 5,11% (61,32% σε ετήσια βάση). Αντιθέτως, στην παρούσα εμπειρική μελέτη, βρήκαμε ότι το *book-to-market effect* είναι υπαρκτό και μάλιστα ότι η διαφορά στη μέση μηνιαία απόδοση μεταξύ του Μεγάλου-BE/ME χαρτοφυλακίου και του Μικρού-BE/ME χαρτοφυλακίου είναι 0,94% (11,28 σε ετήσια βάση). Το γεγονός αυτό έρχεται σε αντίθεση με την θεωρία του CAPM όπου υποστηρίζει ότι ο μόνος παράγοντας που επηρεάζει τις μέσες διαστρωματικές αποδόσεις των μετοχών είναι ο συστηματικός τους κίνδυνος (*beta*). Τέλος, δεν βρέθηκε να υπάρχει κάποιο συστηματικό πρότυπο μεταξύ της μέσης μηνιαίας απόδοσης των χαρτοφυλακίων που σχηματίζονται βάση της μεταβλητής DY εκτός απ' το γεγονός ότι παρατηρείται μια **σχέση U** ανάμεσα στις αποδόσεις των χαρτοφυλακίων Μικρό-DY, DY-2 και DY-3 ενώ αντιθέτως η σχέση που υπάρχει μεταξύ των χαρτοφυλακίων DY-3, DY-4 και Μεγάλο-DY είναι ένα **ανάποδο U**.

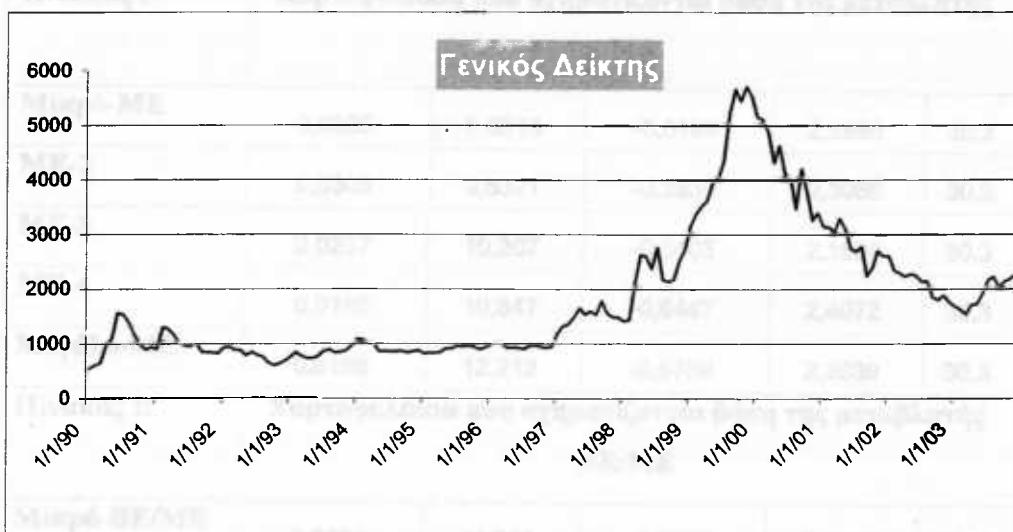
Στο σημείο αυτό, είναι σημαντικό ν' αναφέρουμε ότι κατά την χρονική διάρκεια 1999-2001 και ιδιαίτερα στο δεύτερο εξάμηνο του 1999 αλλά και στις αρχές του 2000, ο γενικός δείκτης του **Χρηματιστηρίου Αξιών Αθηνών (Χ.Α.Α.)** παρουσίασε υψηλές αποδόσεις οι οποίες προήλθαν από τις σημαντικές υπεραποδόσεις των μετοχών που τον απαρτίζουν. Η χρονική αυτή περίοδος συμπεριλαμβάνεται στο δείγμα μας και είναι πολύ πιθανόν να έχει επηρεάσει σημαντικά τα αποτελέσματα μας. Η πορεία του γενικού δείκτη κατά το χρονικό διάστημα 30/01/1993 έως και 30/12/2003 παρουσιάζεται στο διάγραμμα 1 που ακολουθεί:

Εικόνας 4.2

Πορεία του γενικού δείκτη του Χρηματιστηρίου Αξιών Αθηνών (Χ.Α.Α.) μεταξύ της 30/01/1990 και 30/12/2003.

Διάγραμμα 1

Η πορεία του γενικού δείκτη του Χρηματιστηρίου Αξιών Αθηνών (Χ.Α.Α.) για την χρονική περίοδο 30/01/1990 έως και 30/12/2003



Για τον λόγο αυτό, θα επαναλάβουμε την μέθοδο ανάλυσης χαρτοφυλακίων (*portfolio analysis approach*) των Fama and French (1992) αγνοώντας την χρονική περίοδο Ιούλιος 1999 – Ιούνιος 2001. Έτσι, αν απ’ την συνολική δειγματική περίοδο (Ιούλιος 1993 – Ιούνιος 2004) αφαιρέσουμε τις αποδόσεις των μετοχών του έτους 1999 (Ιούλιος 1999 – Ιούνιος 2000) και του έτους 2000 (Ιούλιος 2000 – Ιούνιος 2001) καταλήγουμε στα αποτελέσματα του πίνακα 4.2 που ακολουθεί:

Έτος	Σεπτ. 1993	Ιαν. 1994	Σεπτ. 1994	Ιαν. 1995	Σεπτ. 1995	Ιαν. 1996	Σεπτ. 1996	Ιαν. 1997	Σεπτ. 1997	Ιαν. 1998	Σεπτ. 1998	Ιαν. 1999	Σεπτ. 1999	Ιαν. 2000	Σεπτ. 2000	Ιαν. 2001	Σεπτ. 2001	Ιαν. 2002	Σεπτ. 2002	Ιαν. 2003
Σεπτ. 1993	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
Ιαν. 1994	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
Σεπτ. 1994	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
Ιαν. 1995	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
Σεπτ. 1995	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
Ιαν. 1996	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
Σεπτ. 1996	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
Ιαν. 1997	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
Σεπτ. 1997	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
Ιαν. 1998	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
Σεπτ. 1998	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
Ιαν. 1999	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
Σεπτ. 1999	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
Ιαν. 2000	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
Σεπτ. 2000	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
Ιαν. 2001	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
Σεπτ. 2001	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
Ιαν. 2002	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
Σεπτ. 2002	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
Ιαν. 2003	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100

- a. Η πορεία του γενικού δείκτη του Χρηματιστηρίου Αξιών Αθηνών (Χ.Α.Α.) για την χρονική περίοδο Ιούλιος 1999 – Ιούνιος 2001.
- b. Τα αποτελέσματα στο πίνακα 4.2 παραπέδευσαν την πορεία του γενικού δείκτη του Χ.Α.Α. για την χρονική περίοδο Ιούλιος 1993 – Ιούνιος 2004.

Πίνακας 4.2

Χαρακτηριστικά των χαρτοφυλακίων που σχηματίζονται βάση των μεταβλητών ME, BE/ME και DY κατά την περίοδο Ιούλιος 1993 – Ιούνιος 1999 και Ιούλιος 2001 – Ιούνιος 2004

	Αποδόσεις	Ln(ME)	Ln(BE/ME)	DY(%)	N
Πίνακας Α	Χαρτοφυλάκια που σχηματίζονται βάση της μεταβλητής				
	ME				
Μικρό-ME	0,0385	8,6516	-0,0198	2,2895	30,3
ME-2	0,0305	9,5321	-0,2835	2,3966	30,3
ME-3	0,0237	10,207	-0,5403	2,1588	30,3
ME-4	0,0185	10,847	-0,6447	2,4072	30,3
Μεγάλο-ME	0,0168	12,212	-0,9730	2,3039	30,3
Πίνακας Β	Χαρτοφυλάκια που σχηματίζονται βάση της μεταβλητής				
	BE/ME				
Μικρό-BE/ME	0,0184	11,240	-1,6639	1,7224	25,3
BE/ME-2	0,0233	10,944	-0,9489	2,2365	25,3
BE/ME-3	0,0238	10,631	-0,5332	2,8045	25,3
BE/ME-4	0,0329	9,9837	-0,1446	2,9874	25,3
Μεγάλο-BE/ME	0,0286	9,4943	0,5216	2,6320	25,3
Πίνακας Γ	Χαρτοφυλάκια που σχηματίζονται βάση της μεταβλητής				
	DY				
Μικρό-DY	0,0262	9,7933	-0,3369	0,0390	27,9
DY-2	0,0183	10,481	-0,8221	1,2279	26
DY-3	0,0249	10,588	-0,6899	2,2939	26
DY-4	0,0280	10,686	-0,5075	3,5086	26,1
Μεγάλο-DY	0,0259	10,057	-0,2940	6,6250	26,5

Παρατηρήσεις:

- Οι αποδόσεις είναι ο μέσος όρος της χρονολογικής σειράς που αποτελείται απ' τις 108 μηνιαίες αποδόσεις του κάθε ίσο-σταθμισμένου χαρτοφυλακίου.
- Τα χαρτοφυλάκια επανασχηματίζονται στο τέλος του κάθε έτους και συγκεκριμένα στο τέλος του Ιουνίου.

3. Οι τιμές των μεταβλητών $In(BE/ME)$, $In(ME)$ και DY είναι ο μέσος όρος της χρονολογικής σειράς που αποτελείται από τις μέσες ετήσιες τιμές της κάθε μεταβλητής στο κάθε επαναεξισορροπημένο χαρτοφυλάκιο.
4. Η μεταβλητή ME εκφράζεται σε χρηματικές μονάδες και συγκεκριμένα σε χιλιάδες ευρώ ενώ υπολογίζεται στα τέλη Ιουνίου του έτους t .
5. Οι μεταβλητές $In(BE/ME)$ και DY υπολογίζονται βάση λογιστικών δεδομένων και η χρηματιστηριακή αξία του μετοχικού κεφαλαίου (ME) που χρησιμοποιείται για τον υπολογισμό των μεταβλητών $In(BE/ME)$ και DY , υπολογίζεται στα τέλη Δεκεμβρίου του έτους $t-1$.
6. Το πρόθεμα In υποδηλώνει ότι οι μεταβλητές $In(BE/ME)$ και $In(ME)$ χρησιμοποιούνται στην λογαριθμική τους μορφή.
7. Το N εκφράζει τον μέσο αριθμό των αξιογράφων που απαρτίζουν το κάθε χαρτοφυλάκιο.

Όπως παρατηρούμε απ' τον παραπάνω πίνακα, όταν αφαιρέσουμε απ' το δείγμα μας τα έτη 1999 και 2000, τα αποτελέσματα που παίρνουμε είναι εντελώς διαφορετικά. Συγκεκριμένα, παρατηρούμε ότι το *size effect* είναι πλέον υπαρκτό και κατά συνέπεια το μέγεθος του χαρτοφυλακίου (που μετράται με την κεφαλαιοποίηση του) και η μέση μηνιαία απόδοση είναι αντιστρόφως ανάλογη. Έτσι, παρατηρούμε ότι το χαρτοφυλάκιο που αποτελείται απ' τις μετοχές μικρής κεφαλαιοποίησης και το χαρτοφυλάκιο που αποτελείται απ' τις μετοχές μεγάλης κεφαλαιοποίησης έχουν μια διαφορά στη μέση μηνιαία απόδοσης τους της τάξης του 2,17% (26,04% ετησίως). Ακόμα, όσον αφορά τα χαρτοφυλάκια που σχηματίσαμε βάση της μεταβλητής BE/ME , παρατηρούμε ότι το *book-to-market effect* είναι εν μέρει υπαρκτό αφού το χαρτοφυλάκιο που αποτελείται απ' τις μετοχές με τον μεγαλύτερο BE/ME λόγο, παρουσιάζει 0,4% μικρότερη μέση μηνιαία απόδοση απ' το χαρτοφυλάκιο με τις μετοχές με τον αμέσως μικρότερο λόγο BE/ME . Βέβαια, η διαφορά αυτή είναι στατιστικά μη σημαντική. Τέλος, αφαιρώντας απ' το δείγμα μας τα δεδομένα του 1999 και του 2000, καταλήγουμε σε διαφορετικές μέσες μηνιαίες αποδόσεις για τα χαρτοφυλάκια που έχουμε κατασκευάσει βάση της μεταβλητή DY . Όμως, και πάλι δεν παρατηρούμε κάποιο συστηματικό πρότυπο μεταξύ των πέντε χαρτοφυλακίων και των μέσων μηνιαίων αποδόσεων εκτός απ' μια σχέση U για τα τρία πρώτα χαρτοφυλάκια και μια σχέση ανάποδου U για τα τρία τελευταία.

Κλείνοντας την παράγραφο αυτή θα πρέπει να επισημάνουμε ότι εξετάζοντας προσεκτικά τον **πίνακα 4.1**, μπορούμε να διακρίνουμε ότι υπάρχει συσχέτιση μεταξύ των υπό εξέταση μεταβλητών και ιδιαίτερα μεταξύ των μεταβλητών BE/ME και ME. Βέβαια, στο σημείο αυτό θα πρέπει να αναφέρουμε και πάλι ότι χρηματιστηριακή αξία του μετοχικού κεφαλαίου που χρησιμοποιείται για τον υπολογισμό του λόγου BE/ME είναι διαφορετική απ' αυτή που χρησιμοποιείται κατά τον υπολογισμό της μεταβλητής ME και συγκεκριμένα η πρώτη υπολογίζετε τον Δεκέμβριο του έτους t-1 ενώ η δεύτερη τον Ιούνιο του έτους t. Στον πίνακα που ακολουθεί (**πίνακας 4.3**) παρουσιάζονται αναλυτικά οι συσχετίσεις μεταξύ των υπό εξέταση μεταβλητών οι οποίες είναι ο μέσος διαστρωματικός όρος των ετήσιων συντελεστών συσχετίσεων των μεταβλητών αυτών. Αναλυτικά οι ετήσιες αυτές συσχετίσεις παρουσιάζονται στο **παράρτημα** και συγκεκριμένα στον **πίνακα 5**.

Πίνακας 4.3

Μέσοι διαστρωματική συντελεστές συσχετίσεων των υπό μελέτη μεταβλητών για την χρονική περίοδο Ιούλιος 1993– Ιούνιος 2004

Πίνακας Συσχετίσεων	
Συσχέτιση ME και BE/ME	-0.16500
Συσχέτιση ME και DY	0.02637
Συσχέτιση DY και BE/ME	0.00555

Παρατηρήσεις:

1. Η μεταβλητή ME εκφράζεται σε χρηματικές μονάδες και συγκεκριμένα σε χιλιάδες ευρώ ενώ υπολογίζεται στα τέλη Ιουνίου του έτους t.
2. Οι μεταβλητές BE/ME και DY υπολογίζονται βάση λογιστικών δεδομένων και η χρηματιστηριακή αξία του μετοχικού κεφαλαίου ME που χρησιμοποιείται για τον υπολογισμό των μεταβλητών BE/ME και DY, υπολογίζετε στα τέλη Δεκεμβρίου του έτους t-1.
3. Ο κάθε συντελεστής συσχέτισης ισούται με τον μέσο διαστρωματικό συντελεστή συσχέτισης της χρονολογικής σειράς που αποτελείται απ' τους ετήσιους συντελεστές συσχέτισης μεταξύ των μεταβλητών.

Απ' τον παραπάνω πίνακα συσχετίσεων παρατηρούμε ότι υπάρχει αρνητική συσχέτιση μεταξύ των μεταβλητών BE/ME και ME και συγκεκριμένα ισχύει ότι ο συντελεστής συσχέτισης μεταξύ των μεταβλητών BE/ME και ME ισούται με -0,165. Όσον αφορά την συσχέτιση των μεταβλητών ME και BE/ME με την DY δεν φαίνεται να είναι σημαντική αφού είναι κάτω από 0,03 σε απόλυτο μέγεθος. Βέβαια, οι παραπάνω συσχετίσεις θα ήταν καλύτερο να εξεταστούν κατά πόσον είναι στατιστικά σημαντικές αν και είναι γνωστό ότι στην στατιστική στην περίπτωση μεγάλου δείγματος (όπως στην περίπτωση μας) συσχετίσεις κοντά στο μηδέν τείνουν να είναι στατιστικά σημαντικές (αν και έχουν απόλυτες τιμές πολύ κοντά στο μηδέν). Πάντως, αν δεχθούμε ότι υπάρχει συσχέτιση μεταξύ των υπό μελέτη μεταβλητών μας θα ήταν προτιμότερο να εφαρμόζαμε πολυμεταβλητή ανάλυση ώστε να διακρίνουμε πως επηρεάζει η κάθε μεταβλητή ξεχωριστά τις μέσες αποδόσεις των μετοχών αφού πρώτα έχουμε αφαιρέσει την επίδραση των άλλων μεταβλητών.

4.2. Παρουσίαση καθώς και ανάλυση των αποτελεσμάτων που προέκυψαν με την μέθοδο παλινδρόμησης με διαστρωματικά δεδομένα (*cross-sectional regression – CSR*)

Στην ενότητα αυτή θα παρουσιάσουμε και έπειτα θα αναλύσουμε τα αποτελέσματα της έρευνας μας με την **μέθοδο παλινδρόμησης με διαστρωματικά δεδομένα** (*cross-sectional regressionon – CSR*) των Fama and MacBeth (1973). Η ανάλυση μας αποτελείται από τρία μέρη - υποενότητες. Στο πρώτο μέρος θα παρουσιάσουμε και θα αναλύσουμε τα αποτελέσματα της έρευνας μας που αφορούν ολόκληρη την περίοδο που εξετάζουμε (Ιούλιος 1993 – Ιούνιος 2004) ενώ στο δεύτερο μέρος θα παρουσιάσουμε τα αποτελέσματα που προκύπτουν εφαρμόζοντας την ίδια μέθοδο στις υποπεριόδους Ιούλιος 1993 – Δεκέμβριος 1998 και Ιανουάριος 1999 – Ιούνιος 2004. Τέλος, στο τρίτο μέρος θα εξετάσουμε κατά πόσον τα αποτελέσματα που έχουμε βρει στα δύο προηγούμενα μέρη μπορούν να γενικευτούν ή είναι αποτέλεσμα των υπέρ-αποδόσεων (δηλαδή των αποδόσεων που αντιστοιχούν σε επίπεδα συστηματικού κινδύνου υψηλότερα απ' αυτά των υπό εξέταση μετοχών) του

μήνα Ιανουαρίου. Δηλαδή, με λίγα λόγια θα εξετάσουμε κατά πόσον το φαινόμενο του Ιανουαρίου (*January effect*) είναι υπαρκτό στο X.A.A. κατά την χρονική περίοδο 1993 – 2004.

4.2.1. Παρουσίαση καθώς και ανάλυση των αποτελεσμάτων για ολόκληρη την δειγματική χρονική περίοδο Ιούλιος 1993 – Ιούνιος 2004

Στην παράγραφο αυτή εφαρμόζοντας απλή αλλά και πολυμεταβλητή παλινδρόμηση θα εξετάσουμε ποια / ποιες από τις μεταβλητές ME, BE/ME και DY είναι στατιστικά σημαντικές. Ο έλεγχος όπως είδαμε στο προηγούμενο κεφάλαιο θα γίνει με την *t* στατιστική (*t statistics*). Δεδομένου ότι η παλινδρόμηση με το μικρότερο δείγμα μετοχών αποτελείται από 42 εταιρείες (123 εταιρείες κατά μέσο όρο) θα θεωρήσουμε ότι μια μεταβλητή είναι στατιστικά σημαντική στην περίπτωση που η τιμή της *t* στατιστικής του συντελεστή κλίσης της είναι μεγαλύτερη από 2 αφού σ' αυτήν την περίπτωση και με δεδομένο ότι το επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας μας είναι 5% απορρίπτουμε την μηδενική υπόθεση ότι ο συντελεστής κλίσης την υπό εξέτασης μεταβλητής είναι ίσος με 0.

Στον **πίνακα 4.4** παρουσιάζονται τα αποτελέσματα της έρευνας μας για την χρονική περίοδο Ιούλιος 1993 – Ιούνιος 2004. Τα **μονομεταβλητά (univariate) μοντέλα I, II και III** εξετάζουν κατά πόσον οι μεταβλητές ME, BE/ME και DY είναι στατιστικά σημαντικές όταν χρησιμοποιούνται ως μοναδικές επεξηγηματικές μεταβλητές των μέσων μηνιαίων διαστρωματικών αποδόσεων των μετοχών. Όπως παρατηρούμε, εκτός απ' την μεταβλητή BE/ME που έχει μέσο συντελεστή κλίσης 0,73% και *t* στατιστική (*t-statistics*) ίση με 2,37, καμία άλλη μεταβλητή δεν είναι στατιστικά σημαντική αφού η *t* στατιστική για την μεταβλητή ME ισούται με -1,9267 και για την μεταβλητή DY με 1,6642.

Πίνακας 4.4

Μέσοι συντελεστές κλίσης % των παλινδρομήσεων των αποδόσεων των μετοχών πάνω στις μεταβλητές ME, BE/ME και DY για την χρονική περίοδο Ιούλιος 1993 – Ιούνιος 2004. (*t-statistics σε παρένθεση*)

	γ_0	ln(ME)	ln(BE/ME)	DY	R^2
(I)	4.2799 (1,9878)	-0.5653 (-1,9267)			0.0582
(II)	2.6224 (2,1645)		0.7285 (2,3688)		0,0273
(III)	1.6336 (1,4704)			0,2468 (1,6642)	0,0205
(IV)	4.6716 (2,1830)	-0.5989 (-2,0043)	0.0246 (0,1024)		0,0761
(V)	4,1260 (1,9246)	-0.5698 (-1,9735)		0,1809 (1,5856)	0.0752
(VI)	2.3394 (1,8176)		0,6544 (2,0997)	0,1469 (0,9367)	0,0469
(VII)	4,4635 (2,0713)	-0,6118 (-2,0904)	-0,0510 (-0,2090)	0,1324 (1,0848)	0,0919

Παρατηρήσεις:

- Η μεταβλητή ME εκφράζεται σε χρηματικές μονάδες και συγκεκριμένα σε εκατομμύρια ευρώ ενώ υπολογίζεται στα τέλη Ιουνίου του έτους t.
- Οι μεταβλητές ln(BE/ME) και DY υπολογίζονται βάση λογιστικών δεδομένων και η χρηματιστηριακή αξία του μετοχικού κεφαλαίου (ME) που χρησιμοποιείται για τον υπολογισμό των μεταβλητών ln(BE/ME) και DY, υπολογίζεται στα τέλη Δεκεμβρίου του έτους t-1.
- Το πρόθεμα Ιη υποδηλώνει ότι οι μεταβλητές ln(BE/ME) και ln(ME) χρησιμοποιούνται στην λογαριθμική τους μορφή.
- Ο μέσος συντελεστής κλίσης (επί της εκατό) είναι ο μέσος όρος της χρονολογικής σειράς που αποτελείται απ' τους συντελεστές κλίσης των μηνιαίων διαστρωματικών παλινδρομήσεων κατά την χρονική περίοδο Ιούλιος 1993 – Ιούνιος 2004.
- Οι αριθμοί στις παρενθέσεις είναι οι t-στατιστικές (*t-statistics*) οι οποίες υπολογίζονται ως το πηλίκο του μέσου συντελεστή κλίσης και του τυπικού σφάλματος της χρονολογικής σειράς που αποτελείται απ' τους συντελεστές κλίσης των μηνιαίων διαστρωματικών παλινδρομήσεων κατά την χρονική περίοδο Ιούλιος 1993 – Ιούνιος 2004.
- (I): $R_{i,t} = \gamma_{0,i} + \gamma_{1,i} \ln[ME_{i,t}] + \varepsilon_{i,t}$



$$(II): R_{i,t} = \gamma_{0,t} + \gamma_{2,t} \ln[BE / ME_{i,t}] + \varepsilon_{i,t}$$

$$(III): R_{i,t} = \gamma_{0,t} + \gamma_{3,t} DY_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

$$(IV): R_{i,t} = \gamma_{0,t} + \gamma_{1,t} \ln[ME_{i,t}] + \gamma_{2,t} \ln[BE / ME_{i,t}] + \varepsilon_{i,t}$$

$$(V): R_{i,t} = \gamma_{0,t} + \gamma_{2,t} \ln[ME_{i,t}] + \gamma_{3,t} DY_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

$$(VI): R_{i,t} = \gamma_{0,t} + \gamma_{2,t} \ln[BE / ME_{i,t}] + \gamma_{3,t} DY_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

$$(VII): R_{i,t} = \gamma_{0,t} + \gamma_{1,t} \ln[ME_{i,t}] + \gamma_{2,t} \ln[BE / ME_{i,t}] + \gamma_{3,t} DY_i + \varepsilon_{i,t}$$

Έτσι, σε αντίθεση με τα αποτελέσματα των Leledakis, Karathanasis and Davidson (2003) για την χρονική περίοδο 1990 - 2000, δεν παρατηρείται το *size effect* στο Χ.Α.Α. κατά την χρονική περίοδο 1993 – 2004 (όταν τα μοντέλα που εξετάζουμε είναι μονομεταβλητά). Όμως, τα αποτέλεσμα στα οποία καταλήξαμε είναι συνεπές με τα αποτελέσματα των Διακογιάννη και Σεγρεδάκη (1996) όπου είχαν βρει ότι το *size effect* δεν παρατηρείται στο Χ.Α.Α. κατά την χρονική περίοδο 1989 – 1994. Επίσης, στο ίδιο συμπέρασμα είχαν καταλήξει και οι Λυκούδη, Λιακάκης και Χατζηγάγιος (2003) για την χρονική περίοδο 1995 – 1999. Παράλληλα, παρατηρούμε ότι ούτε και η μεταβλητή DY είναι στατιστικά σημαντική δηλαδή δεν παρατηρείται ούτε το *dividend yield effect*.

Όμως, όπως και οι Leledakis, Karathanasis and Davidson (2003), είδαμε ότι όταν η μεταβλητή BE/ME χρησιμοποιείται ως μοναδική επεξηγηματική μεταβλητή είναι στατιστικά σημαντική. Συγκεκριμένα, παρατηρούμε ότι έχει μέσο συντελεστή κλίσης 0,73% δηλαδή η σχέση που υπάρχει μεταξύ των μέσων διαστρωματικών αποδόσεων και της μεταβλητής BE/ME είναι θετική. Οπότε κατά μέσο όρο, όσο πιο υψηλός είναι ο λόγος BE/ME για μια μετοχή, τόσο υψηλότερη απόδοση αναμένεται να παρουσιάσει η μετοχή αυτή. Το συμπέρασμα αυτό είναι συνεπές με τα αποτελέσματα των Fama and French (1992) και κατά συνέπεια μπορούμε να ισχυριστούμε ότι το *book-to-market effect* δεν οφείλεται σε *data-snooping*. Ωστόσο, εξετάζοντας αν οι μεταβλητές BE/ME και ME είναι από κοινού στατιστικά σημαντικές επεξηγηματικές μεταβλητές (**μοντέλο IV**), παρατηρούμε ότι η μεταβλητή ME είναι οριακά στατιστικά σημαντική (*t-statistics*=-2,0043) ενώ η BE/ME δεν είναι (*t-statistics*=0,1024) δηλαδή

η μεταβλητή ME απορροφά τον επεξηγηματικό ρόλο της BE/ME. Όμως, το αποτέλεσμα αυτό αντιτίθεται στα αποτελέσματα που είδαμε στα μονομεταβλητά υποδείγματα I, II και III και ενδεχομένως οφείλεται στο γεγονός ότι κατά το υπολογισμό της t στατιστικής, ώστε να ελεγχθεί αν ο τελικός εκτιμητής του συντελεστή της κάθε μεταβλητής είναι στατιστικά σημαντικός, δεν λαμβάνονται υπόψη τα τυπικά σφάλματα των εκτιμητών της κάθε CSR αλλά χρησιμοποιείται μόνο το τυπικό σφάλμα του μέσου όρου των επιμέρους εκτιμήσεων των συντελεστών κλίσεων. Ωστόσο, σε παρόμοια αποτελέσματα είχαν καταλήξει και οι Leledakis, Karathanasis and Davidson (2003), δηλαδή ότι όταν χρησιμοποιούνται ως επεξηγηματικές μεταβλητές οι ME και BE/ME, τότε η ME απορροφά τον επεξηγηματικό ρόλο της ME. Δεν συμβαίνει όμως το ίδιο όταν εξετάζεται η από κοινού επεξηγηματικότητα των μεταβλητών BE/ME και DY (**μοντέλο IV**). Στην περίπτωση αυτή, η μεταβλητή BE/ME εξακολουθεί να είναι στατιστικά σημαντική, έστω και οριακά ($t\text{-statistics}=2,0997$), ενώ αντιθέτως η μεταβλητή DY είναι στατιστικά μη σημαντική ($t\text{-statistics}=0,9367$). Ακόμα, όταν ελέγχονται από κοινού οι μεταβλητές ME και DY (**μοντέλο V**) δεν είναι καμία στατιστικά σημαντική. Τέλος, εξετάζοντας το πολυμεταβλητό (*multivariate*) μοντέλο VII που περιέχει όλες τις μεταβλητές παρατηρούμε ότι έστω και οριακά, μόνο η μεταβλητή ME είναι στατιστικά σημαντική ($t\text{-statistics}=-2,0904$).

Συνοψίζοντας, απ' τις τρεις εξεταζόμενες μεταβλητές, βρήκαμε ότι για την χρονική περίοδο 1993 – 2004 και με δείγμα 240 μη χρηματοοικονομικών εταιρειών, όταν χρησιμοποιούμε μονομεταβλητό υπόδειγμα παρατηρείται μόνο το *book-to-market effect*. Ωστόσο, είδαμε ότι όταν μαζί με την μεταβλητή BE/ME χρησιμοποιήσουμε και την μεταβλητή ME, τότε η ME απορροφά τον επεξηγηματικό ρόλο της BE/ME υποδηλώνοντας το *size effect*. Το φαινόμενο αυτό εξακολουθεί να υπάρχει και όταν προσθέσουμε την μεταβλητή DY (**μοντέλο VII**). Τέλος, όταν χρησιμοποιούμε μόνο τις μεταβλητές BE/ME και DY, τότε η μεταβλητή BE/ME εξακολουθεί να είναι στατιστικά σημαντική.

Βέβαια, όπως αναφέραμε όταν περιγράψαμε την **μέθοδο παλινδρόμησης με διαστρωματικά δεδομένα** (*cross-sectional regression – CSR*) στην παράγραφο 3.3.2, οι t στατιστικές που προκύπτουν με την μέθοδο παλινδρόμησης με διαστρωματικά

δεδομένα των Fama-MacBeth (1973), υπολογίζονται κάτω απ' την υπόθεση ότι οι μηνιαίες εκτιμήσεις των συντελεστών εκτιμήσεων ακολουθούν κανονική κατανομή και είναι ανεξάρτητοι. Για τον λόγο αυτό, για να είναι περισσότερο αξιόπιστα τα αποτελέσματα μας, θα πρέπει με την μέθοδο *bootstrap* να εξετάσουμε κατά πόσον οι τυχόν αποκλίσεις απ' την κανονική κατανομή επηρεάζουν σημαντικά τις τις στατιστικές που χρησιμοποιούμε για να ελέγξουμε αν οι συντελεστές κλίσης των επεξηγηματικών μεταβλητών είναι στατιστικά σημαντικοί. Ακόμα, θα ήταν καλύτερα να ξαναυπολογίζαμε τις τις στατιστικές με την μέθοδο των Newey-West (1987) διότι είναι πιθανόν οι μηνιαίες εκτιμήσεις των συντελεστών κλίσεων να είναι σειριακά εξαρτημένες (*serial dependence*). Με όλη την πίεση, το έργο θα αποδειχθεί πολύ πιο αποτελεσματικό. Τέλος, στην περίοδο που αναφέρονται στην παραγράφη αυτή, δεν απλήσαμε την ίδια σημασία στην παραγράφη που αναφέρεται στην περίοδο που αναφέρεται στην παραγράφη αυτή.

4.2.2. Παρουσίαση καθώς και ανάλυση των αποτελεσμάτων για τις υποπεριόδους Ιούλιος 1993 - Δεκέμβριος 1998 και Ιανουάριος 1999 – Ιούνιος 2004

Στην παράγραφο αυτή θα εξετάσουμε αν τα συμπεράσματα που καταλήξαμε στην προηγούμενη παράγραφο είναι αξιόπιστα με την έννοια ότι μπορούν να γενικευτούν και ότι δεν αποτελούν αποτελέσματα τα οποία προκύπτουν όταν μελετάμε τη χρονική περίοδο Ιούλιος 1993 – Ιούνιος 2004 και μόνο. Για το λόγο αυτό θα ακολουθήσουμε την ίδια μεθοδολογία με πριν καθώς και το ίδιο δείγμα μετοχών με την διαφορά ότι η μελέτη μας θα διεξαχθεί σε δύο ίσες υποπεριόδους της περιόδου Ιούλιος 1993 – Ιούνιος 2004 και συγκεκριμένα στις υποπεριόδους **Ιούλιος 1993 – Δεκέμβριος 1998 και Ιανουάριος 1999 – Ιούνιος 2004**. Τα αποτελέσματα της μελέτης μας για την πρώτη υποπερίοδο παρουσιάζονται στον **πίνακα 4.5** ενώ για την δεύτερη υποπερίοδο παρουσιάζονται στον **πίνακα 4.6**.

Όσον αφορά τα **μονομεταβλητά υποδείγματα I, II και III**, παρατηρούμε ότι η μεταβλητή ME εξακολουθεί να μην είναι στατιστικά σημαντική αφού η τιμή της τις στατιστικής που της αντιστοιχεί ισούται με -0,7517 για την πρώτη υποπερίοδο και με -1,7792 για την δεύτερη. Ωστόσο, οι συντελεστές κλίσης για την μεταβλητή ME παραμένουν αρνητικοί χωρίς βέβαια να σημαίνει ότι παρατηρούμε το *size effect* αφού

είπαμε ότι είναι στατιστικά μη σημαντικοί. Όσον αφορά την μεταβλητή BE/ME, σε αντίθεση με την τα αποτελέσματα της προηγούμενης παραγράφου, παρατηρούμε ότι στην πρώτη υποπερίοδο είναι στατιστικά μη σημαντική ($t\text{-statistics}=0,2699$). Όμως, την δεύτερη υποπερίοδο η μεταβλητή BE/ME είναι στατιστικά σημαντική όπως και σε ολόκληρη την δειγματική περίοδο, με μέσο συντελεστή κλίσης ίσο με 0,6782% και τ στατιστική 2,7601 η οποία είναι υψηλότερη απ' την τ στατιστική που αντιστοιχεί στη μεταβλητή BE/ME όταν μελετάμε για ολόκληρη την δειγματική περίοδο. Τέλος, τα αποτελέσματα των δύο υποπεριόδων για την μεταβλητή DY είναι συνεπή με αυτά που προέκυψαν όταν εξετάσαμε ολόκληρη την δειγματική περίοδο, δηλαδή εξακολουθεί να είναι στατιστικά μη σημαντική.

Πίνακας 4.5

Μέσοι συντελεστές κλίσης % των παλινδρομήσεων των αποδόσεων των μετοχών πάνω στις μεταβλητές ME, BE/ME και DY για την χρονική περίοδο Ιούλιος 1993 – Δεκέμβριος 1998. ($t\text{-statistics}$ σε παρένθεση)

	γ_0	$\ln(ME)$	$\ln(BE/ME)$	DY	R^2
(I)	1,4588 (2,3365)	-0,1095 (-0,7517)			0,0236
(II)	1,1376 (2,4456)		0,0503 (0,2699)		0,0147
(III)	1,2730 (2,4874)			-0,0116 (0,2435)	0,0096
(IV)	1,5226 (2,3915)	0,1405 (-0,9132)	-0,1323 (-0,7473)		0,0353
(V)	1,6893 (2,4651)	0,1276 (-0,8606)		0,0208 (-0,4190)	0,0338
(VI)	1,2765 (2,5613)		0,0812 (0,4182)	-0,0116 (-0,2335)	0,0249
(VII)	1,7077 (2,4764)	-0,1522 (-0,9820)	-0,1143 (-0,6344)	-0,0154 (-0,3076)	0,0453

Παρατηρήσεις:

1. Η μεταβλητή ME εκφράζεται σε χρηματικές μονάδες και συγκεκριμένα σε εκατομμύρια ευρώ ενώ υπολογίζεται στα τέλη Ιουνίου του έτους t.
2. Οι μεταβλητές ln(BE/ME) και DY υπολογίζονται βάση λογιστικών δεδομένων και η χρηματιστηριακή αξία του μετοχικού κεφαλαίου (ME) που χρησιμοποιείται για τον υπολογισμό των μεταβλητών ln(BE/ME) και DY, υπολογίζεται στα τέλη Δεκεμβρίου του έτους t-1.
3. Το πρόθεμα ln υποδηλώνει ότι οι μεταβλητές ln(BE/ME) και ln(ME) χρησιμοποιούνται στην λογαριθμική τους μορφή.
4. Ο μέσος συντελεστής κλίσης (επί της εκατό) είναι ο μέσος όρος της χρονολογικής σειράς που αποτελείται απ' τους συντελεστές κλίσης των μηνιαίων διαστρωματικών παλινδρομήσεων κατά την χρονική περίοδο Ιούλιος 1993 – Δεκέμβριος 1998.
5. Οι αριθμοί στις παρενθέσεις είναι οι t-στατιστικές (t-statistics) οι οποίες υπολογίζονται ως το πηλίκο του μέσου συντελεστή κλίσης και του τυπικού σφάλματος της χρονολογικής σειράς που αποτελείται απ' τους συντελεστές κλίσης των μηνιαίων διαστρωματικών παλινδρομήσεων κατά την χρονική περίοδο Ιούλιος 1993 – Δεκέμβριος 1998.
6. (I): $R_{i,t} = \gamma_{0,t} + \gamma_{1,t} \ln[ME_{i,t}] + \varepsilon_{i,t}$
 (II): $R_{i,t} = \gamma_{0,t} + \gamma_{2,t} \ln[B/E / ME_{i,t}] + \varepsilon_{i,t}$
 (III): $R_{i,t} = \gamma_{0,t} + \gamma_{3,t} DY_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$
 (IV): $R_{i,t} = \gamma_{0,t} + \gamma_{1,t} \ln[ME_{i,t}] + \gamma_{2,t} \ln[B/E / ME_{i,t}] + \varepsilon_{i,t}$
 (V): $R_{i,t} = \gamma_{0,t} + \gamma_{2,t} \ln[ME_{i,t}] + \gamma_{3,t} DY_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$
 (VI): $R_{i,t} = \gamma_{0,t} + \gamma_{2,t} \ln[B/E / ME_{i,t}] + \gamma_{3,t} DY_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$
 (VII): $R_{i,t} = \gamma_{0,t} + \gamma_{1,t} \ln[ME_{i,t}] + \gamma_{2,t} \ln[B/E / ME_{i,t}] + \gamma_{3,t} DY_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$

Επίσης, απ' τον **πίνακα 4.5**, παρατηρούμε ότι σε αντίθεση με τα αποτελέσματα της μελέτης μας όταν η δειγματική περίοδο ήταν η *Ιούλιος 1993 – Ιούνιος 2004*, όταν εξετάζουμε αν οι μεταβλητές BE/ME και ME μπορούν από κοινού να χρησιμοποιηθούν ως επεξηγηματικές μεταβλητές των μέσων διαστρωματικών αποδόσεων (**μοντέλο IV**), καταλήγουμε στο συμπέρασμα ότι καμία εκ των δύο δεν είναι στατιστικά σημαντική. Παράλληλα, παρατηρούμε ότι κανένα από τα υπόλοιπα πολυμεταβλητά υποδείγματα (**μοντέλα V, VI και VII**) δεν αποτελείται από μεταβλητές με συντελεστές κλίσης στατιστικά σημαντικούς. Γενικά, τα αποτελέσματα των πολυμεταβλητών υποδειγμάτων της πρώτης δειγματικής υποπεριοόδου είναι

συνεπή με αντίστοιχα αποτελέσματα των μονομεταβλητών μοντέλων. Συμπερασματικά, για την πρώτη υποπερίοδο, μπορούμε να ισχυριστούμε ότι καμία απ' τις εξεταζόμενες μεταβλητές δεν ερμηνεύει στατιστικά σημαντικό ποσοστό της διασποράς των μέσων διαστρωματικών αποδόσεων.

Αντιθέτως, απ' τον **πίνακα 4.6** παρατηρούμε ότι όπως και όταν η μελέτη μας αφορούσε ολόκληρη την δειγματική περίοδο, όταν οι μεταβλητές BE/ME και DY ελέγχονται από κοινού (**μοντέλο V**), η BE/ME είναι στατιστικά σημαντική με συντελεστή κλίσης 0,5732% και η στατιστική 2,3369. Έτσι, όπως και στο μονομεταβλητό **μοντέλο II**, η η στατιστική της BE/ME είναι μεγαλύτερη απ' την αντίστοιχη η στατιστική της μελέτης που αφορούσε ολόκληρη την δειγματική περίοδο. Στα υπόλοιπα πολυμεταβλητά υποδείγματα, καμία εκ των εξεταζόμενων μεταβλητών δεν είναι στατιστικά σημαντική όπως άλλωστε και στην πρώτη υποπερίοδο. Έτσι, καταλήγουμε στο συμπέρασμα ότι όπως και όταν η μελέτη μας αφορούσε ολόκληρη την δειγματική περίοδο, στην δεύτερη υποπερίοδο και πάλι η μεταβλητή BE/ME είναι στατιστικά σημαντική τόσο στο μονομεταβλητό **μοντέλο II**, όσο και στο δημεταβλητό **μοντέλο VI**. Η μόνη διαφορά που παρατηρούμε είναι ότι στην δεύτερη υποπερίοδο σε αντίθεση με ολόκληρη την δειγματική περίοδο, όταν ελέγχονται από κοινού οι μεταβλητές BE/ME και ME (**μοντέλο IV** και **μοντέλο VII**), η μεταβλητή ME δεν είναι στατιστικά σημαντική οπότε σ' αυτήν την περίπτωση δεν παρατηρείται *the size effect*.

Συνοψίζοντας, αναλύοντας τα αποτελέσματα των πινάκων 4.4, 4.5 και 4.6, καταλήγουμε στο συμπέρασμα ότι με το υπό μελέτη δείγμα των 240 μη χρηματοοικονομικών εταιριών, η μεταβλητή BE/ME επεξηγεί στατιστικά σημαντικό ποσοστό της διακύμανσης των μέσων διαστρωματικών αποδόσεων των μετοχών των υπό εξέταση εταιρειών. Όμως, το γεγονός ότι παρατηρείται έλλειψη επεξηγηματηκότητας της μεταβλητής BE/ME στην πρώτη δειγματική υποπερίοδο, μας οδηγεί στο συμπέρασμα ότι το *book-to-market effect* επικρατεί κυρίως όταν η μελέτη μας εφαρμόζεται για μεγάλα χρονικά διαστήματα. Η πρακτική εφαρμογή του παραπάνω συμπεράσματος, είναι ότι οι στρατηγικές όπου ακολουθούν επενδυτές, οι οποίοι έχουν ως στρατηγική μεταβλητή την μεταβλητή BE/ME, θα ήταν προτιμότερο να εφαρμόζονται με μεσαίο-μακρινό επενδυτικό χρονικό ορίζοντα όπου και αναμένεται να τους αποδώσουν υπερκέρδη ενέχοντας πάντοτε κάποιο επίπεδο

κινδύνου. Αντίστοιχα είναι και τα συμπεράσματα μας και για την μεταβλητή ME όπου δεν παρατηρείται να είναι στατιστικά σημαντική σε κανένα πολυμεταβλητό υπόδειγμα ούτε στην πρώτη ούτε και στην δεύτερη δειγματική υποπερίοδο. Τέλος, είναι σημαντικό να σημειώσουμε ότι ο κίνδυνος των παραπάνω επενδυτών μπορεί να ελαττωθεί ή ακόμα και να ελαχιστοποιηθεί αρκεί να προβούν σε διαφοροποίηση του χαρτοφυλακίου τους ή ακόμα και σε αντιστάθμιση κινδύνου με διάφορα χρηματοοικονομικά παράγωγα.

Πίνακας 4.6

Μέσοι συντελεστές κλίσης % των παλινδρομήσεων των αποδόσεων των μετοχών πάνω στις μεταβλητές ME, BE/ME και DY για την χρονική περίοδο Ιανουάριος 1999 – Ιούνιος 2004. (*t-statistics* σε παρένθεση)

	γ_0	$\ln(ME)$	$\ln(BE/ME)$	DY	R^2
(I)	2,8211 (1,3591)	-0,4558 (-1,7792)			0,0346
(II)	1,4848 (1,3138)		0,6782 (2,7601)		0,0126
(III)	0,3607 (0,3644)			0,2584 (1,8422)	0,0109
(IV)	3,1490 (1,5280)	-0,4584 (-1,7763)	0,1569 (0,9683)		0,0408
(V)	2,4367 (1,1905)	-0,4423 (-1,7724)		0,2017 (1,9698)	0,0414
(VI)	1,0628 (0,8891)		0,5732 (2,3369)	0,1585 (1,0658)	0,0220
(VII)	2,7558 (1,3383)	-0,4596 (-1,8354)	0,0633 (0,3848)	0,1477 (1,3292)	0,0466

Παρατηρήσεις:

- Η μεταβλητή ME εκφράζεται σε χρηματικές μονάδες και συγκεκριμένα σε εκατομμύρια ευρώ ενώ υπολογίζεται στα τέλη Ιουνίου του έτους t.
- Οι μεταβλητές $\ln(BE/ME)$ και DY υπολογίζονται βάση λογιστικών δεδομένων και η χρηματιστηριακή αξία του μετοχικού κεφαλαίου (ME) που χρησιμοποιείται για τον υπολογισμό των μεταβλητών $\ln(BE/ME)$ και DY, υπολογίζεται στα τέλη Δεκεμβρίου του έτους t-1.

3. Το πρόθεμα In υποδηλώνει ότι οι μεταβλητές ln(BE/ME) και ln(ME) χρησιμοποιούνται στην λογαριθμική τους μορφή.
4. Ο μέσος συντελεστής κλίσης (επί της εκατό) είναι ο μέσος όρος της χρονολογικής σειράς που αποτελείται απ' τους συντελεστές κλίσης των μηνιαίων διαστρωματικών παλινδρομήσεων κατά την χρονική περίοδο Ιανουάριος 1999 – Ιούνιος 2004.
5. Οι αριθμοί στις παρενθέσεις είναι οι t-στατιστικές (*t-statistics*) οι οποίες υπολογίζονται ως το πιλίκιο του μέσου συντελεστή κλίσης και του τυπικού σφάλματος της χρονολογικής σειράς που αποτελείται απ' τους συντελεστές κλίσης των μηνιαίων διαστρωματικών παλινδρομήσεων κατά την χρονική περίοδο Ιανουάριος 1999 – Ιούνιος 2004.
6. (I): $R_{i,t} = \gamma_{0,t} + \gamma_{1,t} \ln[ME_{i,t}] + \varepsilon_{i,t}$
 (II): $R_{i,t} = \gamma_{0,t} + \gamma_{2,t} \ln[B/E / ME_{i,t}] + \varepsilon_{i,t}$
 (III): $R_{i,t} = \gamma_{0,t} + \gamma_{3,t} DY_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$
 (IV): $R_{i,t} = \gamma_{0,t} + \gamma_{1,t} \ln[ME_{i,t}] + \gamma_{2,t} \ln[B/E / ME_{i,t}] + \varepsilon_{i,t}$
 (V): $R_{i,t} = \gamma_{0,t} + \gamma_{2,t} \ln[ME_{i,t}] + \gamma_{3,t} DY_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$
 (VI): $R_{i,t} = \gamma_{0,t} + \gamma_{2,t} \ln[B/E / ME_{i,t}] + \gamma_{3,t} DY_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$
 (VII): $R_{i,t} = \gamma_{0,t} + \gamma_{1,t} \ln[ME_{i,t}] + \gamma_{2,t} \ln[B/E / ME_{i,t}] + \gamma_{3,t} DY_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$

4.2.3. Οφείλονται τα αποτέλεσματα που βρήκαμε στην παράγραφο 4.2.1 στον μήνα Ιανουάριο (*January Effect*);

Αρχικά ο Keim (1983) απέδειξε ότι το *size effect* που πρωτοαναφέρθηκε στην διεθνή βιβλιογραφία απ' τον Banz (1981) σχετίζεται άμεσα με το φαινόμενο του Ιανουαρίου (*January effect*). Συγκεκριμένα, απέδειξε ότι οι μετοχές εταιριών που συμπεριλαμβάνονταν στον AMEX και στον NYSE κατά το χρονικό διάστημα 1963 – 1979, παρουσίασαν σημαντικές υπεραποδόσεις οι οποίες συσχετίζονταν άμεσα με το μέγεθος των εταιρειών (*size effect*) και παρουσιαζόταν κατά κανόνα υψηλότερες αποδόσεις τον μήνα Ιανουάριο. Αργότερα, αφού είχαν προηγηθεί και άλλες συναφείς εμπειρικές μελέτες όπως αυτή των Blume και Stambaugh (1983), και πάλι ο Keim (1988) χρησιμοποιώντας σαν δείγμα μετοχές εισιγμένων εταιρειών στον NYSE κατά το χρονικό διάστημα 1964 – 1982, απέδειξε ότι παρουσιάζεται το *book-to-market*

effect το οποίο είναι ακόμα πιο έντονο το μήνα Ιανουάριο δηλαδή διέκρινε μια εποχικότητα του *book-to-market effect* κατά τον μήνα Ιανουάριο.

Στην παράγραφο 4.2.1 είδαμε ότι κατά την χρονική περίοδο Ιούλιος 1993 – Ιούνιος 2004, στο Χρηματιστήριο Αθηνών παρουσιάζεται το *book-to-market effect* και συγκεκριμένα εταιρείες με υψηλό λόγο BE/ME κατά μέσο όρο παρουσιάζουν υψηλότερες αποδόσεις (**υποδείγματα II και VI**). Επιπλέον, είδαμε ότι όταν μαζί με την μεταβλητή BE/ME χρησιμοποιούμε και την μεταβλητή ME, τότε η μεταβλητή ME είναι έστω και οριακά στατιστικά σημαντική απορροφώντας τον επεξηγηματικό ρόλο της μεταβλητής BE/ME και κατά συνέπεια παρουσιάζεται το *size effect* (**υποδείγματα IV και VII**). Στην παράγραφο αυτή θα εξετάσουμε αν τα παραπάνω συμπεράσματα παρουσιάζονται κυρίως κατά τον μήνα Ιανουάριο οπότε και δεν μπορούν να γενικευτούν ή αν αποτελούν φαινόμενο το οποίο δεν συσχετίζεται με τον μήνα Ιανουάριο. Δηλαδή, με λίγα λόγια, θα εξετάσουμε αν οι υπεραποδόσεις που βρήκαμε να υπάρχουν στην παράγραφο 4.2.1 οφείλονται σε υπεραποδόσεις που εμφανίζονται κυρίως κατά τον μήνα Ιανουάριο.

Στον **πίνακα 4.7** παρουσιάζονται οι μέσοι συντελεστές κλίσεις καθώς και οι αντίστοιχες στατιστικές, των διαστρωματικών παλινδρομήσεων των μέσων μηνιαίων αποδόσεων με τις μεταβλητές ME, BE/ME και DY κατά την χρονική περίοδο Ιούλιος 1993 – Ιούλιος 2004 έχοντας συμπεριλάβει στο δείγμα μας μόνο τις αποδόσεις του μήνα Ιανουαρίου (2 πρώτες γραμμές του κάθε μοντέλου στον πίνακα 4.7) και έχοντας συμπεριλάβει στο δείγμα μας μόνο τις αποδόσεις των μηνών Φεβρουάριος – Δεκέμβριος (2 τελευταίες γραμμές του κάθε μοντέλου στον πίνακα 4.7).

Όπως παρατηρούμε απ' τον **πίνακα 4.7**, σε κανένα απ' τα μονομεταβλητά **μοντέλα I, II και III** δεν παρατηρούμε στατιστικά σημαντικούς συντελεστές κλίσεις κατά τον μήνα Ιανουάριο αλλά ούτε και κατά τους μήνες Φεβρουάριος – Δεκέμβριος. Το ίδιο συμβαίνει με τα δυμεταβλητά **υπόδειγμα IV, V και VI** καθώς επίσης και με το πολυμεταβλητό **υπόδειγμα VII**. Ετσι, καταλήγουμε στο συμπέρασμα ότι σε καμία απ' τις υπό εξέταση επεξηγηματικές μεταβλητές δεν παρουσιάζετε εποχικότητα κατά το μήνα Ιανουάριο. Στο συμπέρασμα αυτό θα καταλήγαμε μόνο στην περίπτωση που κάποια / κάποιες εκ των μεταβλητών / μεταβλητές ήταν στατιστικά σημαντική /

σημαντικές κατά τον μήνα Ιανουάριο και δεν ήταν κατά τους μήνες Φεβρουάριος – Δεκέμβριος. Οπότε, μπορούμε ν' ισχυριστούμε ότι ούτε το *book-to-market effect* που παρατηρείται στα **υποδείγματα II** και **VI** ούτε και το *size effect* που παρατηρείται στα **υποδείγματα IV** και **VII** του πίνακα 4.4 αποτελεί φαινόμενο που αποδίδεται κυρίως στις υπεραποδόσεις του Ιανουαρίου. Τέλος, θα πρέπει να σημειώσουμε ότι μπορεί μεν να μην παρατηρήσαμε καμιά εποχικότητα στις μεταβλητές ME, BE/ME και DY αλλά δεν θα πρέπει να παραβλέψουμε το γεγονός ότι σε κανένα απ' τα εξεταζόμενα μοντέλα δεν παρατηρούμε στατιστικά σημαντική / σημαντικές μεταβλητή / μεταβλητές. Βέβαια, εξετάζοντας κυρίως τα μονομεταβλητά **υποδείγματα I, II** και **III**, παρατηρούμε ότι τα πρόσημα των συντελεστών κλίσης των επεξηγηματικών μεταβλητών μας είναι συνεπή με τα πρόσημα που έχουν παρατηρηθεί σε εμπειρικές μελέτες που αφορούν μεγάλα χρηματιστήρια και έχουν εξεταστεί οι υπό εξέταση μεταβλητές⁸⁴.

Κλείνοντας την παράγραφο αυτή, αξίζει να σημειώσουμε ότι μπορεί μεν η μεταβλητή BE/ME στα **υπόδειγματα II** και **VI** να είναι στατιστικά μη σημαντική κατά τους μήνες Φεβρουάριος – Δεκέμβριος με τις στατιστικές 1,9272 και 1,6896 αντίστοιχα, όμως παρατηρούμε ότι οι τις στατιστικές της είναι αρκετά χαμηλότερες απ' τις αντίστοιχες τις στατιστικές του **πίνακα 4.4** (δηλαδή όταν δεν αφαιρούμε τον μήνα Ιανουάριο απ' το δείγμα μας) που είναι 2,3688 και 2,0997 αντίστοιχα και επιπλέον ότι οι τις στατιστικές της κατά το μήνα Ιανουάριο στα αντίστοιχα υποδείγματα είναι σχετικά υψηλές (1,5720 και 1,5703). Οπότε, θα μπορούσε κάποιος να ισχυριστεί ότι το *book-to-market effect* που παρατηρήσαμε στα **υποδείγματα II** και **VI** του πίνακα 4.4 οφείλεται, αν όχι αποκλειστικά, του λάχιστον εν μέρει στις υπεραποδόσεις του Ιανουαρίου. Κάτι αντίστοιχο δεν μπορούμε να ισχυριστούμε για το *size effect* αφού οι τις στατιστικές των **υποδειγμάτων IV** και **VII** για τον μήνα Ιανουάριο είναι σχετικά χαμηλές (-1,4180 και -1,4341) ενώ στους μήνες Φεβρουάριος-Δεκέμβριος έχουν πέσει πάρα πολύ λίγο σχετικά με τις αντίστοιχες του πίνακα 4.4.

⁸⁴ Για περισσότερες λεπτομέρειες βλέπε **κεφάλαιο 2** και συγκεκριμένα τις **παραγράφους 2.3.2.1, 2.3.2.3 και 2.3.2.4**.

Πίνακας 4.7

Μέσοι συντελεστές κλίσης % των παλινδρομήσεων των αποδόσεων των μετοχών πάνω στις μεταβλητές ME, BE/ME και DY για τους μήνες {Ιανουάριος} και {Φεβρουάριος-Δεκέμβριος} για την χρονική περίοδο Ιούλιος 1993 – Ιούνιος 2004. (*t-statistics σε παρένθεση*)

		γ_0	ln(ME)	ln(BE/ME)	DY	R^2
(I)	Ιανουάριος	7,5982 (1,0288)	-1,3270 (-1,0830)			0,0796
	Φεβρουάριος-Δεκέμβριος	3,9783 (1,7619)	-0,4961 (-1,6474)			0,0562
(II)	Ιανουάριος	4,8176 (1,2296)		2,1426 (1,5720)		0,0370
	Φεβρουάριος-Δεκέμβριος	2,4228 (1,899)		0,5999 (1,9272)		0,0264
(III)	Ιανουάριος	2,8774 (0,7622)			0,6290 (0,8675)	0,0268
	Φεβρουάριος-Δεκέμβριος	1,5206 (1,3035)			0,2121 (1,4269)	0,0199
(IV)	Ιανουάριος	9,0364 (1,2700)	-1,4180 (-1,1255)	0,1840 (0,1937)		0,1012
	Φεβρουάριος-Δεκέμβριος	4,2747 (1,9014)	-0,5245 (-1,7128)	0,0102 (0,0408)		0,0738
(V)	Ιανουάριος	7,8942 (1,1604)	-1,3284 (-1,1196)		0,4070 (0,6337)	0,1023
	Φεβρουάριος-Δεκέμβριος	3,7834 (1,6735)	-0,5009 (-1,6870)		0,1603 (1,4437)	0,0728
(VI)	Ιανουάριος	4,3060 (1,2038)		1,8654 (1,5703)	0,4604 (0,7668)	0,0557
	Φεβρουάριος-Δεκέμβριος	2,1606 (1,5788)		0,5443 (1,6896)	0,1184 (0,7276)	0,0461
(VII)	Ιανουάριος	8,8545 (1,3360)	-1,4341 (-1,1438)	-0,0668 (-0,0736)	0,3297 (0,6392)	0,1178
	Φεβρουάριος-Δεκέμβριος	4,0643 (1,7855)	-0,5370 (-1,7947)	-0,0496 (-0,1948)	0,1144 (0,9137)	0,0896

Παρατηρήσεις:

- Στις δύο πρώτες γραμμές του κάθε μοντέλου παρουσιάζονται οι συντελεστές κλίσεις καθώς και οι αντίστοιχες t στατιστικές μόνο για τον μήνα Ιανουάριο (11 παρατηρήσεις) ενώ στις

- επόμενες δύο γραμμές παρουσιάζονται οι συντελεστές κλίσεις καθώς και οι αντίστοιχες t στατιστικές μόνο για τους μήνες Φεβρουάριος – Δεκέμβριος (121 παραπηρήσεις).
2. Η μεταβλητή ME εκφράζεται σε χρηματικές μονάδες και συγκεκριμένα σε εκατομμύρια ευρώ ενώ υπολογίζεται στα τέλη Ιουνίου του έτους t.
 3. Οι μεταβλητές ln(BE/ME) και DY υπολογίζονται βάση λογιστικών δεδομένων και η χρηματιστηριακή αξία του μετοχικού κεφαλαίου (ME) που χρησιμοποιείται για τον υπολογισμό των μεταβλητών ln(BE/ME) και DY, υπολογίζεται στα τέλη Δεκεμβρίου του έτους t-1.
 4. Το πρόθεμα ln υποδηλώνει ότι οι μεταβλητές ln(BE/ME) και ln(ME) χρησιμοποιούνται στην λογαριθμική τους μορφή.
 5. Ο μέσος συντελεστής κλίσης (επί της εκατό) είναι ο μέσος όρος της χρονολογικής σειράς που αποτελείται απ' τους συντελεστές κλίσης των μηνιαίων διαστρωματικών παλινδρομήσεων κατά την χρονική περίοδο Ιούλιος 1993 – Ιούνιος 2004
 6. Οι αριθμοί στις παρενθέσεις είναι οι t-στατιστικές (*t-statistics*) οι οποίες υπολογίζονται ως το πηλίκο του μέσου συντελεστή κλίσης και του τυπικού σφάλματος της χρονολογικής σειράς που αποτελείται απ' τους συντελεστές κλίσης των μηνιαίων διαστρωματικών παλινδρομήσεων κατά την χρονική περίοδο Ιούλιος 1993 – Ιούνιος 2004
 7. (I): $R_{i,t} = \gamma_{0,i} + \gamma_{1,i} \ln[ME_{i,t}] + \varepsilon_{i,t}$
 (II): $R_{i,t} = \gamma_{0,i} + \gamma_{2,i} \ln[B/E / ME_{i,t}] + \varepsilon_{i,t}$
 (III): $R_{i,t} = \gamma_{0,i} + \gamma_{3,i} DY_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$
 (IV): $R_{i,t} = \gamma_{0,i} + \gamma_{1,i} \ln[ME_{i,t}] + \gamma_{2,i} \ln[B/E / ME_{i,t}] + \varepsilon_{i,t}$
 (V): $R_{i,t} = \gamma_{0,i} + \gamma_{2,i} \ln[ME_{i,t}] + \gamma_{3,i} DY_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$
 (VI): $R_{i,t} = \gamma_{0,i} + \gamma_{2,i} \ln[B/E / ME_{i,t}] + \gamma_{3,i} DY_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$
 (VII): $R_{i,t} = \gamma_{0,i} + \gamma_{1,i} \ln[ME_{i,t}] + \gamma_{2,i} \ln[B/E / ME_{i,t}] + \gamma_{3,i} DY_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$

Επιπρόσθια την πρώτη υπόθεση των χρηματιστηριακών δεδομένων την περίοδο 1993-2004, Εκπρόσωποι της πρώτης υπόθεσης και γενικότερα, δεδομένων της πρώτης περιόδου Ιούλιος 1993 – Ιούνιος 2004, υπολόγισε τη μετάνοια για τους λεβαδιών. Καταλύτων από την πρώτη περιόδο αρχίζει από την είδηση της Λεβαδιών με τον λόγο από την πρώτη περιόδο. Η πρώτη δεκαετία αρχίζει παρατηρώντας την Χ.Α. κατά την χρονική περίοδο Ιούλιος 1993 – Ιούνιος 2004. Τέλος, δεν δημιουργήθηκε κανένα συστηματικό πρόσωπο από την πρώτη περιόδο της μετάνοιας την οποία παρατηρείται μέσω της πρώτης περιόδου. ΟΥτη πρώτη περιόδος παραπέμπει στην πρώτη περιόδο της μετάνοιας της λεβαδιών.

ΚΕΦΑΛΑΙΟ V**5. Συμπεράσματα**

Στην παρούσα μελέτη χρησιμοποιήσαμε δεδομένα 240 εισηγμένων μη χρηματοοικονομικών (*non-financial*) εταιριών του Χρηματιστηρίου Αξιών Αθηνών (X.A.A.) κατά την χρονική περίοδο Ιούλιος 1993 – Ιούνιος 2004 έτσι ώστε να ελέγξουμε αν οι μεταβλητές ME, BE/ME και DY εξηγούν στατιστικά σημαντικό ποσοστό της διακύμανσης των μέσων διαστρωματικών αποδόσεων των μετοχών τους. Είναι σημαντικό να επισημάνουμε ότι όπως αναφέρουν οι Niarchos, Tse, Wu and Young (1999) οι αποδόσεις των μετοχών Χρηματιστηρίου της Αθήνας και οι αποδόσεις των μετοχών του Χρηματιστηρίου της Αμερικής έχουν πολύ χαμηλή συσχέτιση. Έτσι, η παρούσα εμπειρική μελέτη αποτελεί μια *out of sample* μελέτη όπως συνηθίζεται στην διεθνή βιβλιογραφία να λέγεται αφού το δείγμα που χρησιμοποιείται για την διεξαγωγή συμπερασμάτων δεν προέρχεται από κανένα μεγάλο-ανεπτυγμένο χρηματιστήριο ούτε από κάποιο που οι αποδόσεις του συσχετίζονται με τις αποδόσεις κάποιου μεγάλου-ανεπτυγμένου χρηματιστηρίου όπως για παράδειγμα αυτό της Αμερικής.

Κατά την εμπειρική διερεύνηση εφαρμόστηκαν δύο μεθοδολογίες. Η **προσέγγιση ανάλυσης χαρτοφυλακίων** (*portfolio analysis approach*) και η **μέθοδος παλινδρόμησης με διαστρωματικά δεδομένα** (*cross-sectional regression / CSR*). Εφαρμόζοντας την πρώτη μεθοδολογία και χρησιμοποιώντας δεδομένα για την χρονική περίοδο Ιούλιος 1993 – Ιούνιος 2004 καταλήξαμε σε αντίθεση με τους Leledakis, Karathanasis and Davidson (2003) ότι δεν παρατηρείται το *size effect*. Σε αντίθεση με το *size effect*, βρήκαμε ότι το *book-to-market effect* παρατηρείται στο X.A.A. κατά την χρονική περίοδο Ιούλιος 1993 – Ιούνιος 2004. Τέλος, δεν βρήκαμε κάποιο συστηματικό πρότυπο στις αποδόσεις των χαρτοφυλακίων που σχηματίσαμε βάση της μεταβλητής DY έτσι ώστε να ισχυριστούμε ότι είναι υπαρκτό το *dividend yield effect*.

Όμως, εφαρμόζοντας την ίδια μεθοδολογία, όταν αφαιρέσαμε την χρονική περίοδο Ιούλιος 1999 – Ιούνιος 2001 απ’ την δειγματική περίοδο αφού δείξαμε ότι κατά την περίοδο αυτή παρουσιάστηκαν σημαντικές υπεραποδόσεις στο X.A.A, βρήκαμε ότι το *size effect* είναι υπαρκτό. Επιπλέον, βρήκαμε ότι και το *book-to-market effect* είναι έστω και οριακά υπαρκτό ενώ τα συμπεράσματα μας για το *dividend yield effect* παρέμειναν τα ίδια.

Εφαρμόζοντας την μέθοδο παλινδρόμησης με διαστρωματικά δεδομένα για την δειγματική περίοδος Ιούλιος 1993 – Ιούνιος 2004, όπως και οι Leledakis, Karathannasis and Davidson (2003) βρήκαμε ότι όταν τα υποδείγματα που χρησιμοποιούμε για να εξηγήσουμε την διασπορά των μέσων διαστρωματικών αποδόσεων των μετοχών περιέχουν και την μεταβλητή ME και την BE/ME ως επεξηγηματικές μεταβλητές, τότε το *size effect* είναι υπαρκτό στο X.A.A. Όμως, στην περίπτωση που η μεταβλητή ME χρησιμοποιείται ως μοναδική επεξηγηματική μεταβλητή, το *size effect* δεν είναι υπαρκτό. Το αποτέλεσμα αυτό είναι συνεπές με αυτό των Διακογιάννη και Σεγρεδάκη (1996) καθώς και των Λυκούδη, Λιακάκης και Χατζηγάγιος (2003). Όσον αφορά την μεταβλητή BE/ME όπως και οι Leledakis, Karathannasis and Davidson (2003) βρήκαμε ότι είναι στατιστικά σημαντική στην περίπτωση που χρησιμοποιείται ως μοναδική επεξηγηματική μεταβλητή υποδηλώνοντας το *book-to-market effect*. Όμως, και πάλι όπως οι Leledakis and Karathannasis (2003), όταν χρησιμοποιούμε ως επεξηγηματική μεταβλητή και την ME παρατηρούμε ότι η ME απορροφά τον επεξηγηματικό ρόλο της BE/ME. Δηλαδή, η μεταβλητή BE/ME φαίνεται να έχει μικρή επεξηγηματικότητα όταν χρησιμοποιείται από κοινού με την μεταβλητή ME με αποτέλεσμα το *size effect* να υπερισχύει του *book-to-market effect*. Τέλος, η μεταβλητή DY δεν είναι στατιστικά σημαντική σε κανένα απ’ τα υποδείγματα που εξετάσαμε και όταν ελέγχεται από κοινού με την BE/ME, η BE/ME εξακολουθεί να είναι στατιστικά σημαντική.

Όταν διασπάσαμε την δειγματική περίοδο σε δύο υποπεριόδους, και συγκεκριμένα στην υποπερίοδο Ιούλιος 1993 – Δεκέμβριος 1998 και στην υποπερίοδο Ιανουάριος 1999 – Ιούνιος 2004, βρήκαμε ότι το *book-to-market effect* παρατηρείται μόνο την δεύτερη υποπερίοδο. Συγκεκριμένα, στην πρώτη υποπερίοδο δεν βρέθηκε στατιστικά σημαντική καμία μεταβλητή σε κανένα απ’ τα υποδείγματα που εξετάσαμε

ενώ τα αποτελέσματα της δεύτερης υποπεριόδου μας οδηγούν στην ίδια συμπερασματολογία με τα αποτελέσματα ολόκληρης της δειγματικής περιόδου όσον αφορά το *dividend yield effect* και το *book-to-market effect*. Το γεγονός αυτό μας οδηγεί στο συμπέρασμα ότι το *book-to-market effect* παρατηρείται κυρίως όταν η μελέτη μας εφαρμόζεται για μεγάλα χρονικά διαστήματα και οι επενδυτές που προσπαθούν να αποκομίσουν υπερκέρδη χρησιμοποιώντας σαν στρατηγική μεταβλητή την BE/ME θα πρέπει να έχουν μεσαίο-μακρινό επενδυτικό χρονικό ορίζοντα ενέχοντας πάντα και κάποιο επίπεδο κινδύνου. Όσον αφορά το *size effect*, δεν παρατηρείται σε καμία υποπερίοδο υποδηλώνοντας ότι οι επενδυτές που προσπαθούν να αποκομίσουν υπερκανονικές αποδόσεις χρησιμοποιώντας σαν στρατηγική μεταβλητή την ME θα πρέπει να έχουν μακρινό επενδυτικό χρονικό ορίζοντα

Τέλος, εξετάσαμε αν το *book-to-market effect* και το *size effect* οφείλονται στις υπεραποδόσεις του Ιανουαρίου όπως άλλωστε έχει παρατηρηθεί σε πολλές διεθνής κεφαλαιαγορές. Είδαμε ότι σε κανένα απ' τα μοντέλα που ελέγχαμε δεν παρατηρείται στατιστικά σημαντικός συντελεστής κλίσης τον μήνα Ιανουάριο. Οπότε μπορούμε να ισχυριστούμε ότι ούτε το *book-to-market effect* αλλά ούτε και το *size effect* αποτελεί φαινόμενο του Ιανουαρίου (*January effect*). Όμως, παρατηρούμε ότι στο μονομεταβλητό υπόδειγμα ο συντελεστής κλίσης της μεταβλητής BE/ME είναι στατιστικά μη σημαντικός κατά τους μήνες Φεβρουάριος-Δεκέμβριος (δηλαδή είναι μικρότερος απ' τον αντίστοιχο όλων των μηνών) και ότι παράλληλα η στατιστική του κατά τον μήνα Ιανουάριο είναι μεν μικρότερη από 2 αλλά σχετικά υψηλή. Το γεγονός αυτό θα μπορούσε να μας οδηγήσει στο συμπέρασμα ότι τουλάχιστον όσον αφορά το *book-to-market effect* να οφείλεται έστω και σε μικρό ποσοστό στον μήνα Ιανουάριο.

Κλείνοντας, βάση των αποτελεσμάτων της παρούσας μελέτης άλλα και έχοντας υπόψη μας και τα ευρήματα άλλων συναφών μελετών για το X.A.A., θα μπορούσαμε να ισχυριστούμε ότι προκειμένου να αποτιμήσουμε αξιόγραφα εταιρειών εισηγμένων στο X.A.A. θα ήταν προτιμότερο να χρησιμοποιήσουμε μονομεταβλητά ή ακόμα και πολυμεταβλητά υποδείγματα πέρα του CAPM τα οποία θα έχουν ως επεξηγηματικές μεταβλητές τις μεταβλητές ME και/ή BE/ME καθώς και άλλες. Τέλος, για να αποφασίσουμε ποιες μεταβλητές θα πρέπει να χρησιμοποιούμε προκειμένου να εξηγήσουμε όσον το δυνατόν μεγαλύτερο ποσοστό της μεταβλητότητας των μέσων

διαστρωματικών αποδόσεων, θα πρέπει να γίνουν πολλές ακόμα μελέτες με δειγματική περίοδο μεγαλύτερη των 10 ετών και επιπλέον να ελεγχθούν και άλλες μεταβλητές ως προς την επεξηγηματικότητα τους έτσι ώστε τα συμπεράσματα μας να είναι αποτέλεσμα ενός μεγάλου όγκου δεδομένων και κατά συνέπεια να είναι ποιο αξιόπιστα.

1. ABB	49. INVEST
2. ABX	50. INVESTIGATE
3. ACIAR	51. INVESTIGATE PRACTICE
4. ACIAR	52. INVESTIGATION
5. ACIAR LABS	53. INVESTIGATOR
6. ACIAR	54. INVESTIGATIVE
7. ACIAR	55. INVESTIGATOR
8. ACIAR	56. INVESTIGATOR
9. ACIAR	57. INVESTIGATOR
10. ACIAR	58. INVESTIGATORS
11. ACIAR - CONCRETE	59. INVESTIGATIVE
12. ACIAR OF INDIA	60. INVESTIGATE
13. ACIAR PROJECTS	61. INVESTIGATOR
14. ACIAR TESTS	62. INVESTIGATORS
15. ACIAR PROJECTS	63. INVESTIGATORIAL
16. ACIAR TESTS	64. INVESTIGATORIAL
17. ACIAR PROJECTS	65. INVESTIGATE
18. ACIAR TESTS	66. INVESTIGATE
19. ACIAR TESTS	67. INVESTIGATOR
20. ACIAR TESTS	68. INVESTIGATORIAL
21. ACIAR TESTS	69. INVESTIGATORIAL
22. ACIAR TESTS	70. INVESTIGATORIAL
23. ACIAR TESTS	71. INVESTIGATORIAL
24. ACIAR TESTS	72. INVESTIGATORIAL
25. ACIAR TESTS	73. INVESTIGATORIAL
26. ACIAR TESTS	74. INVESTIGATORIAL
27. ACIAR TESTS	75. INVESTIGATORIAL
28. ACIAR TESTS	76. INVESTIGATORIAL
29. ACIAR TESTS	77. INVESTIGATORIAL
30. ACIAR TESTS	78. INVESTIGATORIAL
31. ACIAR TESTS	79. INVESTIGATORIAL
32. ACIAR TESTS	80. INVESTIGATORIAL
33. ACIAR TESTS	81. INVESTIGATORIAL
34. ACIAR TESTS	82. INVESTIGATORIAL
35. ACIAR TESTS	83. INVESTIGATORIAL
36. ACIAR TESTS	84. INVESTIGATORIAL
37. ACIAR TESTS	85. INVESTIGATORIAL
38. ACIAR TESTS	86. INVESTIGATORIAL
39. ACIAR TESTS	87. INVESTIGATORIAL
40. ACIAR TESTS	88. INVESTIGATORIAL
41. ACIAR TESTS	89. INVESTIGATORIAL
42. ACIAR TESTS	90. INVESTIGATORIAL
43. ACIAR TESTS	91. INVESTIGATORIAL
44. ACIAR TESTS	92. INVESTIGATORIAL
45. ACIAR TESTS	93. INVESTIGATORIAL
46. ACIAR TESTS	94. INVESTIGATORIAL
47. ACIAR TESTS	95. INVESTIGATORIAL
48. ACIAR TESTS	96. INVESTIGATORIAL
49. ACIAR TESTS	97. INVESTIGATORIAL
50. ACIAR TESTS	98. INVESTIGATORIAL
51. ACIAR TESTS	99. INVESTIGATORIAL
52. ACIAR TESTS	100. INVESTIGATORIAL

ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ

Πίνακας 1

Εισηγμένες μη-χρηματοοικονομικές (*non-financial*) εταιρίες στο Χ.Α.Α. κατά την χρονική περίοδο Ιούλιος 1993 – Ιούνιος 2004 (σύμφωνα με την βάση δεδομένων **Datastream International**)

1	A B VASSILOPOULOS	47	DIAS AQUA CULTURE
2	AEGEK	48	DIEKAT
3	AKRITAS	49	DIONIC
4	AKTOR	50	DOMIKI KRITIS
5	ALCO HELLAS ALUM.	51	DROMEAS OFFICE FURNITURE
6	ALLATINI	52	DRUCKFARBEN HELLAS
7	ALMA ATERMON	53	DUROS
8	ALSIDA CR	54	DUTY FREE SHOPS CR
9	ALSINCO	55	E PAIRIS
10	ALTE	56	ECON INDUSTRIES
11	ALTEC INFORM & COMMUN	57	EDRASIS PSALLIDAS
12	ALUM.OF GREECE	58	EFKLEIDIS
13	ALUMIL MILONAS	59	EKTER
14	ANEK LINES	60	ELAIS OLEAGINOUS
15	ARCADIA METAL ROKAS	61	ELEFTHERI TILEORASI
16	AS COMPANY	62	ELEPHANT
17	ASTIR PALACE VOU	63	ELFICO
18	ATHENA SA	64	ELGEKA
19	ATHENS MED.	65	ELMEC SPORT
20	ATHENS WATER SUPPLY & SEWERAGE	66	ELTON
21	ATLANTIC SUPERMARKET	67	ELTRAK
22	ATTI KAT	68	ELVAL
23	ATTICA PUBLICATIONS	69	ELVE
24	AUTOHELLAS	70	EMPEDOS
25	BALKAN EXPORT	71	EMPORIKOS DESMOS
26	BENRUBI	72	ERGAS
27	BETANET	73	ETEM
28	BIOSSOL	74	ETMA RAYON
29	BYTE COMPUTER	75	EURODRIP
30	CARDASSILARIS C & SONS	76	EUROPEAN TECHNICAL
31	CHATZIKRANIOTIS MLS.	77	EVROFARMA
32	CHIPITA INTL.	78	FANCO
33	COCA COLA HLC.BT.	79	FG EUROPE
34	CORFIL	80	FHL MNFG.TRDG.CO
35	CORINTH PIPE WORKS	81	FIERATEX
36	COSMOS SUSP	82	FINTEXPORT
37	COSMOTE MOBILE	83	FITCO
38	CPI COMPUTER	84	FLEXOPACK
39	CRETA FARM	85	FLOUR MLS.OF LOULIS
40	CRETE PLASTICS	86	FLR MLS C SARANTOPOULOS
41	CYCLON HELLAS	87	FOLLI FOLLIE
42	DAIOS PLASTICS	88	FORTHNET
43	DANE SEA LINE	89	FRIGOGLASS
44	DELTA ICE CREAM	90	G POLYXRONOS
45	DELTA SINGULAR	91	GEN. CON.
46	DIAGNOS & THERP CNTR	92	GENER

93	GERMANOS	143	LANAKAM
94	GOODYS	144	LAVIPHARM
95	GR SARANTIS	145	LEVEDERIS
96	GREGORY'S FAST FOOD	146	LOGIC DATA INFO SYSTEMS
97	HAIDEMENOS	147	M & A KARATZI
98	HALCOR MTL.PROC. 'B'	148	M J MAILIS
99	HELLATEX SYN.YARNS	149	MARFIN CLASSIC
100	HELLENIC CABLES	150	MARITIME CO.OF LESVOS
101	HELLENIC FABRICS	151	MATHIOS
102	HELLENIC FISH FARMING	152	MAXIM PERTSINIDIS
103	HELLENIC PETROLEUM	153	MEDICON HELLAS
104	HELLENIC SUGAR IND.	154	MESOHORITIS BROS.
105	HELLENIC TECHNODOMIKI	155	METKA
106	HERACLES	156	MEVACO METALLURG.
107	HIPPOTOUR	157	MICHANIKI CR
108	HSE.OF AGRIC.SPIROY	158	MINERVA KNITWEAR
109	HYATT REGENCY HTL.	159	MINOAN LINES
110	IASO	160	MLS MULTIMEDIA
111	IDEAL GROUP	161	MOCHLOS
112	IKTINOS HELLAS	162	MODA BAGNO
113	ILEKTRONIKI ATHINON	163	MOTOR OIL
114	IMAKO MEDIA	164	MOURIADES
115	IMPERIO	165	MOUZAKIS
116	INFO QUEST	166	MOYSIKOS OIKOS FILIPPOS NAKAS
117	INFORM P LYKOS	167	MULTIRAMA
118	INFORMATICS	168	MYTILINEOS HLDGS
119	INFORMER	169	N GALIS YOUTH CENTERS
120	INTERSAT	170	NAUSA SPINNING MLS.
121	INTERTECH SA INTER TECH	171	NEORION SYROU
122	INTRACOM	172	NEXANS HELLAS
123	INTRACOM CONSTRUCTIONS	173	NIMATEMPORIKI
124	IONIAN HOTEL 'B'	174	NIREFS
125	J & P AVAX	175	O DARING SAIN
126	JUMBO	176	OLYMPIC CATERING
127	KALPINIS SIMOS	177	OPAP
128	KARELIA TOBACCO CO INC	178	OTE HELLENIC TELC.
129	KARMOLEGOS	179	PANTECHNIKI
130	KATHIMERINI	180	PAPASTRATOS CIGARETTE
131	KATSELIS SONS	181	PAPERBACK TSOUKARIDIS
132	KEGO	182	PC SYSTEMS
133	KERAMIA ALLATINI	183	PEGASUS
134	KIRIACOULIS SHIPPING	184	PERSEFS
135	KLEEMAN HELLAS	185	PETZETAKIS
136	KORDELLOS CH BROS	186	PG NIKAS
137	KOTSOVOLOS	187	PIPE WORKS
138	KREKA	188	PLAISIO COMPUTERS
139	KTIMA KOSTAS LAZARIDIS	189	PLIAS CONSUMER GOODS
140	LAMBRAKIS PRESS	190	POULIADES ASSOCS.
141	LAMPSA HOTEL	191	PROMOTA
142	LAN NET	192	PROODEFTIKI

193	PUBLIC POWER	217	THEMELIODOMI
194	QUALITY & RELIABILITY	218	THESSALIKI SPIRITS
195	RADIO KORASIDIS	219	THESSALONIKI PORT AUTH.
196	RAINBOW COMPUTER	220	THRACE PLSTC.
197	REDS	221	TITAN CMT.
198	RIDENCO	222	TRIA ALPHA
199	RILKEN	223	UNCLE STATHIS
200	S&B INDUSTRIAL MRLS.	224	UNIBRAIN
201	SATO	225	UNISYSTEMS INFO SYSTEMS
202	SELECTED TEXTILE	226	VARANGIS
203	SELONDA AQUACULTURE	227	VARDAS
204	SEX FORM	228	VARVARESSOS EUR SPNG MLS
205	SFAKIANAKIS	229	VERNİKOS YACHT &.HOLDING
206	SHEET STEEL	230	VETERIN
207	SHELMAN	231	VIOTER
208	SIDENOR METAL PROC.	232	VIS CONTAINER
209	SPACE HELLAS	233	VIVERE ENTERTAINMENT
210	STELIOS KANAKIS	234	VODAFONE PANAFON
211	TASOGLOU DELONGHI	235	VOGIATZOGLOU SYSTEMS
212	TECHNICAL PUBS.	236	XIFIAS KAVALA'S FISHERY PRODUCTS
213	TECHNODOMI	237	XK TEGOPOULOS PUBS.
214	TELETYPOS	238	XYLEMBORIA
215	TERNA	239	YALCO CONSTANTINOU
216	TEXAPRET	240	ZAMPA

Πίνακας 2

Μέσες μηνιαίες αποδόσεις για κάθε έτος ξεχωριστά των χαρτοφυλακίων που σχηματίζονται βάση της μεταβλητής ME

Μικρό-ME

Έτος	Αποδόσεις	InME	InBE/ME	DY (%)	N
1993	0.056133768	7.93412642	0.227049748	2.339230769	12.6
1994	0.020358317	8.051776621	-0.081499901	1.831176471	16.4
1995	0.015969422	8.14997325	-0.057676227	1.39	21.8
1996	0.000803341	8.231996677	-0.101474503	3.0736	24.6
1997	0.043365094	8.22705594	0.344113366	4.275185185	26.8
1998	0.208272554	8.498460156	0.521234282	4.263448276	29
1999	0.096868569	10.26128055	-0.099488926	2.880909091	33.4
2000	-0.042023331	10.76879575	-1.953446066	0.236341463	40.6
2001	0.009615398	9.846553314	-0.66814514	0.913695652	45.6
2002	-0.003168637	9.693290145	-0.565536895	1.087083333	47.8
2003	-0.004842832	9.23176514	0.203137	1.4325	48
Μέσος Όρος	0.036486515	8.990461269	-0.202884842	2.15665184	31.5090909

ME-2

Έτος	Αποδόσεις	InME	InBE/ME	DY (%)	N
1993	0.060924994	8.486764707	0.680466116	2.54	12.6
1994	-0.006507056	9.160304132	-0.15145133	1.707333333	16.4
1995	0.006405388	9.165391497	-0.296479266	1.303181818	21.8
1996	0.009837349	9.191378478	-0.712439644	1.6132	24.6
1997	0.042521355	9.30311894	-0.235976782	3.941481481	26.8
1998	0.15789986	9.513558953	-0.020551601	4.737586207	29
1999	0.070935273	11.13823859	-0.342696188	2.994242424	33.4
2000	-0.063891207	11.38820611	-2.373182604	0.308292683	40.6
2001	0.003391307	10.52357275	-0.92837277	1.305217391	45.6
2002	0.004925443	10.35765621	-0.767159245	1.697291667	47.8
2003	-0.004310294	10.0878166	-0.120199267	2.724791667	48
Μέσος Όρος	0.025648401	9.846909724	-0.478912962	2.261147152	31.5090909

ME-3

Έτος	Αποδόσεις	InME	InBE/ME	DY (%)	N
1993	0.031669262	9.286791994	-0.017363718	2.499230769	12.6
1994	0.005204986	9.79550703	-0.955586677	0.858235294	16.4
1995	0.004272166	9.905809509	-0.5357811	1.332380952	21.8
1996	0.01114565	9.868518114	-0.51250216	1.573913043	24.6
1997	0.054993814	9.949563667	-0.223178075	3.811538462	26.8
1998	0.14227593	10.34276866	-0.250840292	3.682068966	29
1999	0.04100922	11.74340139	-0.728558198	2.59	33.4
2000	0.558925089	11.92689463	-2.140992824	0.5	40.6
2001	-0.001242212	11.05834679	-1.067406179	1.805227273	45.6
2002	-0.018180134	10.95334535	-0.854349916	1.455106383	47.8
2003	-0.016621234	10.70953166	-0.446221364	2.411666667	48
Μέσος Όρος	0.073950231	10.50367989	-0.702980046	2.047215255	31.5090909

ME-4

Έτος	Αποδόσεις	InME	InBE/ME	DY (%)	N
1993	0.011483809	9.941946457	-0.523597603	3.320769231	12.6
1994	-0.002081564	10.4007423	-0.791556691	1.215625	16.4
1995	0.012810119	10.39966807	-0.684652648	1.298636364	21.8
1996	0.020651378	10.42004025	-0.569290126	2.624	24.6
1997	0.046039119	10.69119625	-0.477150872	3.319259259	26.8
1998	0.107971428	11.1973586	-0.554651939	3.552413793	29
1999	0.02951029	12.4360176	-0.994384001	1.933636364	33.4
2000	-0.058882871	12.50801529	-2.031599877	0.479756098	40.6
2001	-0.002043035	11.66883025	-0.955881142	1.591086957	45.6
2002	-0.012748535	11.57111098	-0.782693451	1.874375	47.8
2003	-0.015445506	11.34104198	-0.463264204	2.86875	48
Μέσος Όρος	0.012478603	11.14326982	-0.802611141	2.188937097	31.5090909

Μεγάλο-ME

Έτος	Αποδόσεις	InME	InBE/ME	DY (%)	N
1993	0.019688218	11.61004549	-0.727543979	2.815454545	12.6
1994	0.008282073	11.7201209	-1.174523455	1.417058824	16.4
1995	-0.001740385	11.63539798	-0.808189333	1.684090909	21.8
1996	0.025409394	11.70366283	-0.903682198	2.2556	24.6
1997	0.051813819	12.0636437	-0.770709225	3.511481481	26.8
1998	0.052008148	12.88981965	-1.307814457	2.062413793	29
1999	0.027494923	13.57563635	-1.704328413	1.774848485	33.4
2000	0.145966277	13.6873786	-2.292039098	0.485609756	40.6
2001	-0.00421479	12.38376459	-1.372050091	1.578828892	45.6
2002	-0.009195058	13.03322121	-0.88349278	2.077708333	47.8
2003	0.009585337	12.86838606	-0.809628642	3.332708333	48
Μέσος Όρος	0.02955436	12.47009794	-1.159454697	2.090527577	31.5090909

Πίνακας 3

Μέσες μηνιαίες αποδόσεις για κάθε έτος ξεχωριστά των χαρτοφυλακίων που σχηματίζονται βάση της μεταβλητής BE/ME

Μικρό-BE/ME

Έτος	Αποδόσεις	InME	InBE/ME	DY (%)	N
1993	0.011935622	10.63570295	-1.236086652	3.393333333	8.4
1994	0.002287047	10.75684153	-1.74085761	1.085454545	10.4
1995	0.000261459	10.61106058	-1.36235389	1.378461538	13.8
1996	0.033751874	10.77086086	-1.543261259	2.053571429	14
1997	0.068532179	11.21343269	-1.390998038	1.696190476	21.6
1998	0.068423948	12.45614515	-1.573033632	2.186363636	22
1999	0.033542724	12.90644991	-2.294614336	0.960833333	24
2000	-0.06360216	12.00770055	-3.268220606	0.186129032	31
2001	-0.003406174	11.66334665	-2.194638727	0.896904762	42
2002	-0.003072307	11.59027053	-2.146105755	1.058	47
2003	-0.012578519	11.46871337	-1.788606375	1.75375	48
Μέσος Όρος	0.012370518	11.46186589	-1.867161535	1.513544735	25.6545455

BE/ME-2

Έτος	Αποδόσεις	InME	InBE/ME	DY (%)	N
1993	0.035994875	10.80643974	-0.743820983	3.03625	8.4
1994	-0.000534512	10.72197156	-1.167504025	2.529	10.4
1995	0.007668241	10.82590463	-0.945494344	0.836153846	13.8
1996	0.023429687	10.54905306	-0.932176198	2.727142857	14
1997	0.056399789	10.83720034	-0.694104807	3.255	21.6
1998	0.109072298	11.02459357	-0.812151394	2.934545455	22
1999	0.035788139	12.70524716	-1.374410067	1.935	24
2000	-0.056930318	12.34126787	-2.551328153	0.431612903	31
2001	-0.000943363	11.48037389	-1.333868922	1.025238095	42
2002	-0.009080378	11.2676146	-1.164889507	1.425106383	47
2003	-0.011597222	10.98849088	-0.746790216	2.360208333	48
Μέσος Όρος	0.017206112	11.23165066	-1.133321692	2.045023443	25.6545455

BE/ME-3

Έτος	Αποδόσεις	InME	InBE/ME	DY (%)	N
1993	0.038795889	10.13355503	-0.239469694	2.55375	8.4
1994	0.000210293	10.47948485	-0.7815322	2.083	10.4
1995	0.005325623	10.62610672	-0.572829423	2.21	13.8
1996	0.013246583	10.56750792	-0.605470043	2.579285714	14
1997	0.020926766	9.979134223	-0.312578668	4.448181818	21.6
1998	0.147389316	10.41552582	-0.326118574	3.608636364	22
1999	0.071876888	11.73280198	-0.872543828	2.357916667	24
2000	-0.054084197	12.07640528	-2.236174414	0.472580645	31
2001	-0.00100417	11.36928745	-0.941351968	1.791428571	42
2002	-0.007477309	11.10627479	-0.743118348	2.461702128	47
2003	-0.002715421	11.00294479	-0.276715372	3.505	48
Μέσος Όρος	0.021135478	10.86263899	-0.71890023	2.551952901	25.6545455

BE/ME-4

Έτος	Αποδόσεις	InME	InBE/ME	DY (%)	N
1993	0.063292665	8.151281357	0.315447432	3.37125	8.4
1994	0.008049786	9.544423177	-0.402081524	0.657	10.4
1995	0.011907469	9.565037038	-0.220402542	2.416923077	13.8
1996	0.01572371	9.894009142	-0.305973069	2.403571429	14
1997	0.03158986	9.959953928	0.085125253	5.503636364	21.6
1998	0.167609462	10.03677832	0.064417654	6.785454545	22
1999	0.043148835	11.87210859	-0.365499151	3.260833333	24
2000	-0.050978176	12.13772968	-1.928078353	0.578387097	31
2001	0.003385606	11.15351725	-0.626540426	1.527619048	42
2002	-0.006827243	10.92651439	-0.406089091	1.660638298	47
2003	0.001426566	10.62246787	0.193967024	2.561041667	48
Μέσος Όρος	0.026211685	10.35125643	-0.326882436	2.793304987	25.6545455

Μεγάλο-ΒΕ/ΜΕ

Έτος	Αποδόσεις	InME	InBE/ME	DY (%)	N
1993	0.040754031	8.655377089	1.011766037	1.845555556	8.4
1994	0.010443657	8.94921428	0.530640017	1.78	10.4
1995	0.016451448	9.063478321	0.37440877	1.383846154	13.8
1996	-0.007593104	9.320326857	0.309130563	2.032857143	14
1997	0.039597929	8.6819831	0.779116235	5.40047619	21.6
1998	0.174306103	9.00860233	0.816319645	4.377272727	22
1999	0.079576921	10.88394288	0.389276911	4.809583333	24
2000	-0.045010932	12.18883329	-1.288318005	0.777741935	31
2001	0.00290436	10.74919398	-0.136734573	2.503333333	42
2002	-0.012491799	10.86492394	0.111616848	1.774468085	47
2003	-0.006169933	10.15592453	0.898979185	2.590416667	48
Μέσος Όρος	0.026615335	9.865618237	0.345109239	2.661413739	25.6545455

Πίνακας 4

Μέσες μηνιαίες αποδόσεις για κάθε έτος ξεχωριστά των χαρτοφυλακίων που σχηματίζονται βάση της μεταβλητής DY

Μικρό-DY

Έτος	Αποδόσεις	InME	InBE/ME	DY (%)	N
1993	0.054649402	8.755598337	0.098597651	0	20
1994	0.003850046	9.506818496	-0.514524379	0	28
1995	0.001831421	9.661040654	-0.436481875	0	44
1996	0.003738663	9.505928563	-0.285712002	0	30
1997	0.057391721	9.269252015	-0.145483517	0.184583333	24
1998	0.127932144	10.00312098	-0.115109098	0.167142857	28
1999	0.054558381	11.41502531	-0.639248738	0.037931034	29
2000	-0.059236875	11.54273173	-2.109284346	0	41
2001	0.0019105	10.64035211	-0.92762734	0	48
2002	-0.012711519	10.67346993	-0.687220093	0	59
2003	-0.002086189	10.12492595	-0.019034483	0	60
Μέσος Όρος	0.021075245	10.09984219	-0.525557111	0.035423384	37.3636364

DY-2

Έτος	Αποδόσεις	InME	InBE/ME	DY (%)	N
1993	0.034148281	9.32072518	0.553199087	1.595	10
1994	-0.018909958	9.798387078	-1.150671833	0.838181818	11
1995	0.019255524	9.677669372	-0.531582677	1.440833333	12
1996	0.010590145	9.927053945	-0.719933677	1.1465	20
1997	0.061132382	10.65517406	-0.623787627	1.916	25
1998	0.089240797	11.65469929	-1.145955998	1.855925926	27
1999	0.025337391	12.54376419	-1.713931315	1.084666667	30
2000	-0.05705345	11.99242911	-2.664329191	0.161	30
2001	-0.003170804	11.27663244	-1.458823722	0.554390244	41
2002	-0.006512014	11.1578383	-1.384227602	0.68627907	43
2003	-0.020618049	10.86305875	-0.937597218	1.018222222	45
Μέσος Όρος	0.012130931	10.80613016	-1.070694707	1.117909025	26.7272727

DY-3

Έτος	Αποδόσεις	InME	InBE/ME	DY (%)	N
1993	0.035915628	10.59800682	-1.011548062	2.666	10
1994	-0.001065434	10.1162135	-0.652202562	1.542727273	11
1995	-0.004111826	9.800645909	-0.77685816	2.204166667	12
1996	0.032318381	10.27411907	-0.702519033	2.4045	20
1997	0.033730191	10.15909005	-0.165485152	3.4328	25
1998	0.139388916	10.64089323	-0.488582355	3.537037037	27
1999	0.075139323	11.91100786	-0.966856931	2.075333333	30
2000	-0.057014398	12.09607973	-2.208888684	0.394	30
2001	0.001559469	11.28252909	-1.053979969	1.170731707	41
2002	-0.005101852	11.25234957	-0.8463856	1.460930233	43
2003	-0.007722303	11.17219113	-0.512139125	2.226666667	45
Μέσος Όρος	0.02209419	10.84573872	-0.85322233	2.101353901	26.7272727

DY-4

Έτος	Αποδόσεις	InME	InBE/ME	DY (%)	N
1993	0.034068577	9.686949695	-0.256597631	3.555	12
1994	0.009104343	10.97437673	-1.056780213	2.865	10
1995	0.009506213	10.54865808	-0.501489998	3.2875	12
1996	0.006591439	10.37111105	-0.600462899	3.737894737	20
1997	0.039479673	10.02997222	-0.297235549	5.4604	25
1998	0.154666787	10.24427746	-0.162910201	5.092222222	27
1999	0.060078442	11.74771369	-0.490786783	3.535	30
2000	-0.046976646	12.19062271	-2.195100386	0.612666667	30
2001	0.003110573	11.55095168	-0.838960576	1.752195122	41
2002	-0.006827105	11.42971654	-0.560361593	2.334651163	43
2003	0.002452	11.33900458	-0.292880685	3.493111111	45
Μέσος Όρος	0.024114027	10.91939586	-0.659415138	3.247785547	26.8181818

Μεγάλο-DY

Έτος	Αποδόσεις	InME	InBE/ME	DY (%)	N
1993	0.008806742	9.146636535	-0.305941445	7.708181818	11
1994	0.009848809	9.100617957	-0.418617569	5.457272727	11
1995	0.016691755	9.76687966	-0.465682083	5.805	12
1996	0.013077674	9.398827375	-0.537285844	6.666	20
1997	0.024298756	9.730172187	0.134943327	9.613333333	24
1998	0.171533954	9.665468112	0.243787198	8.673571429	28
1999	0.056060337	11.40653407	-0.166660781	7.067586207	29
2000	-0.045500801	12.47003671	-1.859093934	1.405454545	33
2001	0.000238926	11.46269062	-0.674117278	4.49195122	41
2002	-0.005983883	11.2678863	-0.636333034	4.326521739	46
2003	-0.005073559	10.98028848	0.012867175	6.883777778	45
Μέσος Όρος	0.022181701	10.39963982	-0.424739479	6.190786436	27.2727273

Πίνακας 5

Ετήσιοι Συντελεστές Συσχέτισης (*correlation*) μεταξύ των μεταβλητών ME, BE/ME και DY

Έτος	Συσχέτιση ME και BE/ME	Συσχέτιση ME και DY	Συσχέτιση DY και BE/ME
1	-0.334	-0.001	-0.029
2	-0.252	0.026	-0.008
3	-0.242	0.102	-0.073
4	-0.215	-0.016	-0.186
5	-0.104	-0.073	0.125
6	-0.122	-0.074	0.120
7	-0.188	-0.106	0.134
8	-0.038	0.233	-0.180
9	-0.083	0.056	0.123
10	-0.110	0.060	0.006
11	-0.127	0.083	0.029
Μέση Συσχέτιση	-0.165	0.02636364	0.005545455

- Aggarwal A. and K. Tandon. 1991. "Anomalies in Efficient Markets from Stock Markets in Emerging Countries", *Journal of International Money and Finance*, 10, pp. 43-59.
- Aggarwal A. and K. Tandon. 1991. "Anomalies in Efficient Markets from stock markets in emerging countries", *Journal of International Money and Finance*, 10, pp. 43-59.

Πίνακας 6

Πρότο (1o) και ενενηκοστό ένατο (99o) ποσοστιαίο σημείο ανά έτος για κάθε μεταβλητή ξεχωριστά

BE/ME		DY	
1o	99o	1o	99o
0.0201766	4.203290	0.00	12.63840
0.1251840	2.483772	0.00	8.119000
0.0833940	2.204028	0.00	7.628800
-0.0665900	2.240781	0.00	8.865600
0.0626570	4.240718	0.00	13.41880
0.0991370	6.857120	0.00	13.757500
0.0358400	3.818100	0.00	11.779400
0.0198600	1.662985	0.00	2.6470000
0.0139370	1.578612	0.00	6.7295000
0.0079000	1.928160	0.00	6.9276000
0.0236180	4.686744	0.00	12.746200

- Aggarwal A. and K. Tandon. 1991. "Anomalies in Efficient Markets from stock markets in emerging countries", *Journal of International Money and Finance*, 10, pp. 43-59.
- Aggarwal A. and K. Tandon. 1991. "Anomalies in Efficient Markets from stock markets in emerging countries", *Journal of International Money and Finance*, 10, pp. 43-59.
- Aggarwal A. and K. Tandon. 1991. "Anomalies in Efficient Markets from stock markets in emerging countries", *Journal of International Money and Finance*, 10, pp. 43-59.
- Aggarwal A. and K. Tandon. 1991. "Anomalies in Efficient Markets from stock markets in emerging countries", *Journal of International Money and Finance*, 10, pp. 43-59.

- Amihud Y., 1995, "Event study methods and evidence on their performance", *Journal of Economic Surveys*, 9, pp. 1-26.
- ΑΡΘΡΟΓΡΑΦΙΑ**

- Admati A., Hwang Lee-Seok and Trumble M. A., 2004/August, "Anomalous stock returns and the week-day market", *Journal of Financial Economics*, 63, pp. 311-333.
- Admati A. R., and P. Pfleiderer, 1988a, "Selling and trading on information in financial markets", *American Economic Review*, 78, pp. 96-103.
 - Admati A. R., and P. Pfleiderer, 1988b, "A theory of intra-day patterns: Volume and price variability", *Review of Financial Studies*, 1, pp. 3-40.
 - Aggarwal R., T. Hiraki and R. Rao, 1988, "Earning/Price ratios, size and seasonal anomalies in the Japanese securities market", working paper, John Carroll University
 - Aggarwal R. and P. Rivoli, 1989, "Seasonal and day-of-the-week effects in four emerging stock markets", *Financial Review*, 24, pp. 541-550.
 - Agrawal A. and K. Tandon, 1994, "Anomalies or illusions? Evidence from stock markets in eighteen countries", *Journal of International Money and Finance*, 13, pp. 83-106.
 - Alexakis P. and M. Xanthakis and Xanthakis E., 1996, "Stock Prices and Inflation Volatility: Evidence from an ARCH Model", *International Advances of Economic Research*, 2, pp. 101-111.
 - Alexakis P. and M. Xanthakis, 1995, "Day of the Week Effect on the Greek Stock Market", *Applied Financial Economics*, 5, pp. 43-50.
 - Alonso A. and G. Rubio, 1990, "Overreaction in the Spanish equity market", *Journal of Banking and Finance*, 14, pp. 469-481.
 - Amihud and Mendelson, 1991, "Liquidity, Asset Prices, and Financial Policy", *Financial Analysts Journal*, 47, pp. 56-66.
 - Amihud Y. and H. Mendelson, 1986, "Asset Pricing and the Bid-Ask Spread", *Journal of Financial Economics*, 17, pp. 223-249.
 - Apergis N. and Eleftheriou S., 2001, "Stock Returns and Volatility: Evidence from the Athens Stock Exchange", *Journal of Economics and Finance*, 25, pp. 50-61.
 - Ariel R. A., 1990, "High stock returns before holidays: Existence and evidence on possible causes", *Journal of Finance*, 45, pp. 1611-1626.

- Armitage S., 1995, "Event study methods and evidence on their performance", *Journal of Economic Surveys*, 8, pp. 25-52.
- Ashiq A., Hwang Lee-Seok and Trombley M. A., 2003(August), "Arbitrage risk and the Book-to-Market anomaly", *Journal of Financial Economics*, 69, Issue 2, pp. 355-373.
- Athanassakos G. and M. J. Robinson, 1994, "The day-of-the week anomaly: The Toronto stock exchange experience", *Journal of Business Finance and Accounting*, 21, pp. 833-856.
- Athanassakos G., 1992, "Portfolio rebalancing and the January effect in Canada", *Financial Analysts Journal*, 48, pp. 67-78.
- Ayers B. C., Cloyd C. B. and Robinson, J. R., 2002, "The effect of shareholder-level dividend taxes on stock prices: evidence from the revenue reconciliation act of 1993", *The Accounting Review*, pp. 77, 933–947.
- Badrinath S. G. and K. Omesh, 1994, "The Relationship Between Securities Yields, Firm Size, Earnings/Price Ratios and Tobin's q", *Journal of Business & Accounting*, 21(1), pp. 109-131.
- Ball R. and J. Bowers, 1988, "Daily seasonal in equity and fixed-interest returns: Australian evidence and tests of plausible hypothesis, in Dimson, E. ed., *Stock Market Anomalies*", Cambridge University Press, Cambridge.
- Ball R. and Kothari S. P., 1989, "Non stationary expected returns: Implications for tests of market efficiency and serial correlation in returns", *Journal of Financial Economics*, 25, pp. 51-74.
- Ball R., 1978, "Anomalies in relationships between securities' yields and yield-surrogates", *Journal of Financial Economics*, 6, pp. 103-126.
- Ball R., S. P. Kothari and J. Shanken, 1995, "Problems in measuring portfolio performance: An application to contrarian investment strategies", *Journal of Financial Economics*, 39, pp. 79-107.
- Banz R. W. and Breen W. J., 1986, "Sample-Dependent Results using accounting and market data: Some evidence", *Journal of Finance*, 41, pp. 779-793.
- Banz R. W., 1981, "The relation between return and market value of common stocks", *Journal of Financial Economics*, 9, pp. 3-18.



- Barbee W. C., Mukherji J. S. and Raines G. A., 1996, "Do sales-price and debt-equity explain stock returns better than book-market and firm size?", *Financial Analysts Journal*, 52, pp. 56-40.
- Barber B. M. and Lyon, J. D., 1997a, "Detecting long-run abnormal stock returns: The empirical power and specification of test statistics", *Journal of Financial Economics*, 43, pp. 341-372.
- Barberis N., A. Shleifer and R. Vishny, 1998, "A model of investor sentiment", *Journal of Financial Economics*, 49, pp. 307-343.
- Barkoulas J. and Travlos N., 1998, "Chaos in an emerging capital market? The case of the Athens Stock Exchange", *Applied Financial Economics*, 8, pp. 231-243.
- Barry B. C. and Brown J. S., 1984, "Differential Information and the Small Firm Effect:" *Journal of Financial Economics*, 13, pp. 283-294.
- Barry B. C., Goldreyer E., Lockwood L. and Rodriguez M., 2002, "Robustness of Size and Value Effects in Emerging Equity Markets", 1985-2000, *Emerging Markets Review*, 3, pp. 1-30.
- Baruch L. and S. Ramu Thiagaragant, 1993, "Fundamental Information Analysis", *Journal of Accounting Research*, 31, 190-215.
- Basu S., 1979, "Investment Performance of Common Stocks in Relation to their Price-Earnings Ratios: A Test of Efficiency Market Hypothesis", *Journal of Financial Economics*, 7, pp. 129-156.
- Basu S., 1977, "Investment performance of common stocks in relation to their price earnings ratio: A test of the efficient market hypothesis", *Journal of Finance*, 32, pp. 663-682.
- Basu S., 1983, "The relationship between earnings' yield, market value, and return for NYSE common stocks: Further evidence", *Journal of Financial Economics*, 12, pp. 129-156.
- Berges A., J. McConnell and G. Schlarbaum, 1984, "The turn-of-the-year in Canada", *Journal of Finance*, 39, pp. 185-192.
- Berk J. B., 1995a, "A critique of size related anomalies", *Review of Financial Studies*, 8, pp. 275-286.

- Berk J. B., 1997, "Does size really matter?", *Financial Analysts Journal*, 53, pp. 12-18.
- Berk J. B., 1995b, "An empirical re-examination of the relation between firm size and return", Working paper, University of Washington.
- Bernard V. and T. Stober, 1989, "The nature and amount of information in cash flows and accruals", *Accounting Review*, 64, pp. 624-652.
- Bhandari L., 1988, "Dept/equity ratio and expected common stock returns: Empirical evidence", *Journal of Finance*, 43, pp. 507-528.
- Binder J., 1998, "The event study methodology since 1969", *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 11, pp. 111-137.
- Black F. and Scholes M., 1974, "The effects of dividend yield and dividend policy as common stock prices and returns", *Journal of Financial Economics*, 2, pp. 1-22.
- Black F., 1972, "Capital market equilibrium with restricted borrowing", *Journal of Business*, 45, pp. 444 - 455.
- Black F., 1993a, "Beta and return", *Journal of Portfolio Management*, 20, pp. 8-18.
- Black F., 1993b, "Estimating expected return", *Financial Analysts Journal*, September-October, pp. 36-38.
- Black F., M. C. Jensen and Scholes M., 1972, "The capital asset pricing model: some empirical tests, in M. C. Jensen, ed., *Studies in the theory of capital markets*" (Praeger, New York), pp. 79 – 121.
- Blouin J. L., Raedy J. S. and Shackelford, D.A., 2000, "Capital gains taxes and stock reactions to quarterly earnings announcements", NBER Working Paper No. W7445.
- Blume M. and Stambaugh R, 1983, "Biases in computed returns: An application to the size effect", *Journal of Financial Economics*, 12, pp. 387-404.
- Blume M., 1980, "Stock returns and dividend yields: Some more evidence", *Review of Economics and Statistics*, 62, pp. 567-577.
- Board J. L. G. and C. M. S. Sutcliffe, 1988, "The weekend effect in the UK stock market returns", *Journal of Business Finance and Accounting*, 15, pp. 199-213.

- Bodie Z., 1976, "Common stocks as a hedge against inflation", *Journal of Finance*, 31, pp. 459-470.
- Branch B., 1977, "A tax loss selling rule", *Journal of Business*, 50, pp.198-207.
- Breeden D., 1979, "An intertemporal asset pricing model with stochastic consumption and investment opportunities", *Journal of Financial Economics*, 7, pp. 265-296.
- Breen W. J. and R. A. Korajczyk, 1995, "On selection biases in book-to-market based test of asset pricing models", Working paper, Northwestern University.
- Brennan M., 1970, "Taxes, Market Valuation and Corporate Financial Policy", *National Tax Journal*, 23, pp.417-427.
- Brennan M. J., T. Chordia and A. Subrahmanyam, 1998, "Alternative factor specifications, security characteristics, and the cross-section of expected stock returns", *Journal of Financial Economics*, 49, pp. 345-373.
- Brown P., D. B. Keim, A. W. Kleidon and T. A. Marsh, 1983, "Stock return seasonalities and the tax-loss selling hypothesis: Analysis of the arguments and Australian evidence", *Journal of Financial Economics*, 12, pp. 105-127.
- Brown P., Kleidon W. A. and Marsh, A. T., 1983, "New Evidence on the Nature of Size-Related Anomalies in Stock Prices", *Journal of Financial Economics*, 12, pp. 33-56.
- Cadsby C. B. and M. Ratner, 1992, "Turn-of-month and pre-holiday effects on stock returns: Some international evidence", *Journal of Banking and Finance*, 16, pp. 497-509.
- Cai J., 1997, "Glamour and value strategies on the Toyo stock exchange", *Journal of Business Finance and Accounting*, 24
- Campbell J. Y. and R.J. Shiller, 1988, "Stock prices, earnings, and expected dividends", *Journal of Finance*, 43, pp. 661-676.
- Campbell J. Y. and Y. Hamao, 1992, "Predictable stock returns in the U.S., and Japan: A study of long-term capital market integration", *Journal of Finance*, 47, pp. 43-72.
- Campbell J. Y., 1987, "Stock returns and the term structure", *Journal of Financial Economics*, 18, pp. 373-400.

- Campbell J. Y., S. J. Grossman and J. Wang, 1993, "Trading volume and serial correlation in stock returns", *Quarterly Journal of Economics*, 107, pp. 905-939.
- Capaul C., I. Rowley and W. Sharpe, 1993, "International value and growth stock returns", *Financial Analysts Journal*, 49, pp. 27-36.
- Carhart Mark M., 1977, "On persistence on mutual funds perfomance", *Journal of Finance*, 52, pp. 57-82
- Chen K. C., D. C. Cheng and G. L. Hite, 1986, "Systematic risk and market power: An application of Tobin's q", *Quarterly Review of Economics and Business*, 26, pp. 59-72.
- Chen N., 1988, "Equilibrium asset pricing models and the firm size effect, in Elroy Dimson ed., *Stock Market Anomalies*", Cambridge University Press, Cambridge, U.K.
- Chen N., 1983, "Some Empirical Tests of the Theory of Arbitrage Pricing", *The Journal of Finance*, Vol. XXXVII, No. 5, pp. 1393-1414.
- Chopra N., J. Lakonishok and J. Ritter, 1992, "Measuring abnormal returns: Do stocks overreact?", *Journal of Financial Economics*, 31, pp. 235-268.
- Claessens S., Dasgupta S., Glen J., 1995, "Return behaviour in emerging stock markets", *World Bank. Econ. Rev.*, 91, pp. 131-151.
- Conrad J. and G. Kaul, 1993, "Long-term market overreaction or biases in computed returns?", *Journal of Finance*, 48, pp. 39-64.
- Conrad J., A. Hameed and C. Niden, 1994, "Volume and autocovariances in short-horizon individual security returns", *Journal of Finance*, 49, pp. 1305-1330.
- Cook T. and Rozef M., 1984, "Size and earnings/price ratio anomalies: One effect or two?", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 13, pp. 449-466.
- Chan K. C. and Chen N., 1988, "An Unconditional Asset-Pricing test and the Role of Firm Size as an Instrumental Variable for Risk", *The Journal of Finance*, Vol. XLII, No.2, pp. 309-325.
- Chan K. C., 1988, "On the contrarian investment strategy", *Journal of Business*, 61, pp. 147-163.
- Chan K. C., Chen N. and Hsieh D., 1985, "An exploratory investigation of the firm size effect", *Journal of Financial Economics*, 14, pp. 451-471.

- Chan L. K. C., Hamao Y. and Lakonishok J., 1991, Fundamentals and stock returns in Japan, *Journal of Finance*, 46, pp. 1739-1764.
- Chan L. K. C., Jegadeesh N. and Lakonishok J., 1996, Momentum strategies, *Journal of Finance*, 51, pp. 1681-1713.
- Chan L. K. C., N. Jegadeesh and J. Lakonishok, 1995, Evaluating the performance of value versus glamour stocks: The impact of selection bias”, *Journal of Financial Economics*, 38, pp. 269-296.
- Chang R., D. McLeavey and G. Rhee, 1995, “Short-term abnormal returns of the contrarian strategy in the Japanese stock market”, *Journal of Business Finance and Accounting*, 22, pp. 1035-1048.
- Charitou Andreas and Konstantinidi Eleni, 2004, “Size and Book-to-Market Factors in Earnings and Stock Returns: Empirical Evidence for Japan”
- Chen N., Grundy B. and R. F. Stambaugh, 1990, “Changing risk, changing risk premiums, and dividend yield effects”, *Journal of Business*, 63, pp. 51-70.
- Chen N., R. Roll. and S. A. Ross, 1986, “Economic forces and the stock market”, *Journal of Business*, 59, pp. 383-403.
- Chou S. R. and K. Johnson, 1990, “An empirical analysis of stock market anomalies: Evidence from the Republic of China in Taiwan, in S. G. Rhee and R. P. Chang (eds.), *Pacific-Basin Capital Markets Research*, North Holland.
- Cochrane J. H., 1991a, “Production-based asset pricing and the link between stock returns and economic fluctuations”, *Journal of Finance*, 46, pp. 209-237.
- Cochrane J. H. and L.P. Hansen, 1992, “Asset pricing lessons for macroeconomics, in Olivier J. Blanchard and Stanley Fischer, eds.”, *NBER Macroeconomics Annual*, MIT Press, Cambridge.
- Christie W., 1990, “Dividend yield and expected returns: The zero-dividend puzzle”, *Journal of Financial Economics*, 28, pp. 95-125.
- Clare A. D. and S. H. Thomas, 1995, “The overreaction hypothesis and the UK stock market”, *Journal of Business Finance and Accounting*, 22, pp. 961-973.
- Clare A. D., M. S. B. Ibrahim and S. H. Thomas, 1998, “The impact of settlement procedures on day-of-the-week effects: Evidence from the Kuala Lumpur Stock Exchange”, *Journal of Business Finance and Accounting*, 25, pp. 401-418.

- Lumpur Stock Exchange”, Journal of Business Finance and Accounting, 25, pp. 401-418.
- Clare A. D., R. Priestley and S. H. Thomas, 1997, “The robustness of the APT to alternative estimators”, Journal of Business Finance and Accounting, 24, pp. 645-655
- Clare A. D., Z. Psaradakis and S. H. Thomas, 1995, “An analysis of seasonality in the UK equity market”, Economic Journal, 105, pp. 398-409.
- Cochrane J. H., 1996, “A cross-sectional test of an investment-based asset pricing model”, Journal of Political Economy, 104, pp. 572-621.
- Condoynanni L., J. O'Hanlon and C. W. R. Ward, 1987, “Day of the week effects on stock returns: International evidence”, Journal of Business Finance and Accounting, 14, pp. 159-174.
- Connor G. and R. A. Korajczyk, 1988, “Risk and return in an equilibrium APT: Application of a new test methodology”, Journal of Financial Economics, 21, pp. 255-289.
- Connor G. and R. A. Korajczyk, 1993, “A test for the number of factors in an approximate factor model”, Journal of Finance, 48, pp. 1263-1291.
- Connor G. and R. A. Korajczyk, 1995, “The arbitrage pricing theory and multifactor models of asset returns, in R. Jarrow, V. Maksimovic and W. Ziemba (eds.)”, Handbooks in OR and MS, North Holland, 9, pp. 87-144.
- Conrad J. and G. Kaul, 1989, “Mean reversion in short-horizon expected returns”, Review of Financial Studies, 2, pp. 225-240.
- Corhay A., G. A. Hawawini, and P. Michel, 1987, “Seasonality in the risk-return relationship: Some international evidence”, Journal of Finance, 42, pp. 49-68.
- Cooper M. J., Jackson W. E. and Patterson, G. A., 2003, “Evidence of predictability in the cross-section of bank stock returns”, Journal of Banking and Finance, 27, pp. 817-850.
- Coutts J. A., Kaplanidis C. and Roberts J., 2000, “Security Price Anomalies in a Emerging Market: The case of Athens Stock Exchange”, Applied Financial Economics, 10, pp. 561-571.
- Cross F., 1973, “The behaviour of stock prices on Fridays and Mondays”, Financial Analysts Journal, pp. 67-69.

- Da Costa N. C. A., Jr., 1994, "Overreaction in the Brazilian stock market", Journal of Banking and Finance, 18, pp. 633-642.
- Dahlquist M. and P. Sellin P, 1994, "Seasonalities in Swedish Stock Returns—Why are they not Arbitraged Away?", Seminar Paper 583,
- Dahlquist M. and P. Sellin, 1996, "Stochastic dominance, tax-loss selling and seasonalities in Sweden", European Journal of Finance, 2, pp. 1-19.
- Daniel K., D. Hirshleifer and A. Subrahmanyam, 1998, "Investor psychology and security market under and overreactions", Journal of Finance, 53, pp. 1839-1885.
- Daniel K., Titman, S. and K. C. J. Wei, 1997, "Explaining the cross-section of stock returns in Japan: Factors or characteristics?", working paper, Kellogg School of Management at Northwestern University.
- Davis James. L., 1994, "The cross-section of realized stock returns: The pre-COMPUSTAT evidence, Journal of Finance, 49, pp. 1579-1593.
- Davis James L., 1996, "The cross-section of stock returns and survivorship bias: evidence from delisted stocks", Quarterly Review of Economics and Finance, 36, pp. 365-375.
- Davis James L, Eugene F. Fama, and Kenneth R. French, 2000, Characteristics, covariances, and average returns: 1929 to 1997, Journal of Finance, 55, pp.389-406.
- Dark F. and K. Kato, 1986, "Stock market overreaction in the Japanese stock market", Working paper, Iowa State University.
- De Bondt, W. F. W. and R. Thaler, 1985, "Does the stock market overreact?", Journal of Finance, 40, pp. 793-805.
- De Long, J. B., A. Shleifer, L. H. Summers, and R.J. Waldmann, 1990, "Positive feedback investment strategies and destabilising rational speculation", Journal of Finance, 45, pp. 379-395.
- Dhaliwal D., Li O. Z. and Trezevant, R., 2003, "Is a dividend tax penalty incorporated into the return on a firm's common stock?", Journal of Accounting and Economics, 35, pp. 155-178.

- Dhrymes P. J., Friend I., & Gultekin N. B., 1984, "A critical examination of the empirical evidence on the arbitrage pricing theory", *Journal of Finance*, 39, pp. 323–346.
- Dimson E. and Marsh, P., 2001, "U.K. Financial Market Returns, 1955-2000", *Journal of Business*, 74, pp. 1-31
- Dissanaike G., 1996, "Do stock market investors overreact?", *Journal of Business Finance and Accounting*.
- Dockery E., and M. G. Kavussanos, 1996, "Testing the Efficient Market Hypothesis Using Panel Data, with application to the Athens Stock Market", *Applied Economics Letters*, 3, pp. 121-123.
- Docking S., Hirschey M. and Jones E., 1997, "Information and contagion effects of bank loan-loss reserve announcements", *Journal of Financial Economics*, 43, pp. 219–239.
- Draper P. and K. Paudyal, 1997, "Microstructure and seasonality in the UK equity market", *Journal of Business Finance and Accounting*, 24, pp. 1177-1204.
- Dybvig P. H. and S. A. Ross, 1985, "Yes, the APT is testable", *Journal of Finance*, 40, pp. 1173-1196.
- Dyl E. A., 1977, "Capital gains taxation and year-end stock market behaviour", *Journal of Finance*, 32, pp.165-175.
- Easton S. A. and R. W. Faff, 1994, "An investigation of the robustness of the day-of-the-week effect in Australia", *Applied Financial Economics*, 4, pp. 99-110.
- Efron Bradley, 1979, "Bootstrap Methods: Another Look at the Jackknife", *Annals of Statistics*, 7, no. 1, pp. 1–26.
- Elton E. J., M. J. Gruber and J. Rentzler, 1983, "A simple examination of the empirical relationship between dividend yields and deviations from the CAPM", *Journal of Banking and Finance*, 7, pp. 135-146.
- Epstein L. and S. Zin, 1991, "Substitution, risk aversion, and temporal behaviour of consumption and asset returns: An empirical analysis", *Journal of Political Economy*, 99, pp. 263-286.
- Erickson M. E. and Maydew E. L., 1998, "Implicit taxes in high dividend yield stocks", *The Accounting Review*, 73, pp. 435–458.

- Fabozzi F. J., C. K. Ma and J. E. Briley, 1994, "Holiday trading in futures markets", *Journal of Finance*, 49, pp. 307-324.
- Fama E. F., 1998, "Market Efficiency, Long-term Returns, and Behavioural Finance", *Journal of Financial Economics*, 49, Issue 3, pp. 283-306.
- Fama E., 1991, "Efficient Capital Markets: II", *Journal of Finance*, 46, pp. 1575-1617.
- Fama E. F., 1970, "Efficient Capital Markets: A review of Theory and Empirical Work", *Journal of Finance*, 25, pp. 383-417.
- Fama E. F. and French K. R., 1995, "Size and Book to Market Factors in Earnings and Returns", *Journal of Finance*, 50, pp. 131-155.
- Fama E. F. and French K. R., 1993, "Common risk factors in the returns of stocks and bonds", *Journal of Financial Economics*, 33, pp. 3-56.
- Fama E. F. and French K. R., 1992, "The cross section of expected stock returns", *Journal of Finance*, 47, pp. 427-465.
- Fama E. F. and French K. R., 1996a, "Multifactor explanations of asset pricing anomalies", *Journal of Finance*, 51, pp. 55-84.
- Fama E. F. and French K. R., 1996b, "The CAPM is wanted, dead or alive", *Journal of Finance*, 51, pp. 1947-1958.
- Fama E. F. and French K. R., 1988a, "Permanent and temporary components of stock prices", *Journal of Political Economy*, 96, pp. 246-273.
- Fama E. F. and French K. R., 1988b, "Dividend yields and expected stock returns", *Journal of Financial Economics*, 22, pp. 3-25.
- Fama E. F. and G. Schwert, 1977, "Asset returns and inflation", *Journal of Financial Economics*, 5, pp. 115-146.
- Fama E. F. and MacBeth J., 1973, "Risk, return and equilibrium: Empirical tests", *Journal of Political Economy*, 71, pp. 607-636.
- Fama E. F., L. Fisher, M. Jensen and R. Roll, 1969, "The adjustment of stock prices to new information", *International Economic Review*, 10, pp. 1-12.
- Fama E. F. and Harvey Babiak, 1968, "Dividend Policy: An Empirical Analysis", *Journal of the American Statistical Association*, 63, pp. 1132-1161.
- Ferson W. E. and C. R. Harvey, 1991, "The variation of economic risk premiums", *Journal of Political Economy*, 99, pp. 385-415.

- Ferson W. E. and C. R. Harvey, 1992, "Seasonality and consumption-based asset pricing", *Journal of Finance*, 47, pp. 511-552.
- Ferson W. E. and R. Korajczyk, 1995, "Do arbitrage pricing models explain the predictability of stock returns?", *Journal of Business*, 68, pp. 309-349.
- Fields M. J., 1934, "Security prices and stock exchange holidays in relation to short selling", *Journal of Business*, 7, pp. 328-338.
- Fields M. J., 1931, "Stock prices: A problem in verification", *Journal of Business*, 4, pp. 415-418.
- Fortune Peter, 1991, "Stock Market Efficiency: An Autopsy?", *New England Economic Review*, Federal Reserve Bank of Boston, pp. 18-40.
- Fountas S. and Segredakis K., 2002, "Emerging stock markets return seasonalities: the January effect and the tax-loss selling hypothesis", *Applied Financial Economics*, 12, pp. 291-299.
- Ghysels E., 1998, "On stable factor Structures in the pricing of risk: Do time-varying betas help or hurt?", *Journal of Finance*, 53, pp. 549-573.
- Gibbons M. R. and W. Ferson, 1985, "Testing asset pricing models with changing expectations and an unobservable market portfolio", *Journal of Financial Economics*, 14, pp. 217-236.
- Gillan S., 1990, "An investigation into CAPM anomalies in New Zealand. The small firm and price earnings ratio effects", *Asia Pacific Journal of Management*, 7, pp. 63-78.
- Givoly D. and A. Ovadia, 1983, "Year-end tax induced 'sales' and stock market seasonality", *Journal of Finance*, 38, pp. 171-185.
- Gomez, Xavier-Garza, Hodoshima J. and Kunimura, M., 1998, "Does Size Really Matter in Japan?", *Financial Analysts Journal*, November/December, pp. 20-33.
- Gordon Myron J., 1963, "Optimal Investment and Financial Policy", *Journal of Finance*, pp. 264-272
- Gordon R. H. and D. F. Bradford, 1980, "Taxation and the stock market valuation on capital gains and dividends: Theory and empirical results", *Journal of Public Economics*, 14, pp. 109-136.

- Graham B. and D. Dodd, 1940, “Security Analysis: Principles and Technique”, McGraw-Hill, New York.
- Grammatikos T. and Saunders A., 1990, “Additions to bank loan-loss reserves: Good news or bad news?”, Journal of Monetary Economics, 25, pp. 289–304.
- Gregory A., Harris R. and Michou M., 2003, “Contrarian investment and macroeconomic risk”, Journal of Business Finance and Accounting, 30
- Gultekin M. N. and N. B. Gultekin, 1983, “Stock market seasonality: International evidence”, Journal of Financial Economics, pp. 469-481.
- Hansen L. P. and K. Singleton, 1982, “Generalized instrumental variables estimation in non-linear rational expectations models”, Econometrica, 50, pp. 1269-1286.
- Hansen L. P. and R. Jagannathan, 1997, “Assessing specification errors in stochastic discount factor models”, Journal of Finance, 52, pp. 555-590.
- Harvey A. C., 1991, “The world price of covariance risk”, Journal of Finance, 46, pp. 111-157.
- Harvey C. R., 1989, “Time-varying conditional covariances in tests of asset pricing models”, Journal of Financial Economics, 24, pp. 289-318.
- Harris L., 1986, “A transaction data study of weekly and intradaily patterns in stock returns”, Journal of Financial Economics, 16, pp. 99-117.
- Haugen R. A. and J. Lakonishok, 1988, “The Incredible January effect”, Homewood, IL: Dow Jones-Irwin.
- Haugen R. A. and N. L. Baker, 1996, “Commonality in the determinants of expected stock returns”, Journal of Financial Economics, 41, pp. 401-440.
- Haugen R. A., 1995, “The New Finance”, Prentice-Hall, New Jersey.
- Hecht Peter, 2000, “The Cross Section of Expected Firm (Not Equity) Returns” Working paper, Harvard Business School.
- Hensel C. R. and W. T. Ziemba, 1996, “Investment results from exploiting turn-of-the-month effects”, Journal of Portfolio Management, pp. 17-23.
- Hillion P, Sirri E., 1987, “The Seasonality of Market Risk”, Working Paper, University of California, Los Angeles.
- Huberman G., S. Kandel and Karolyi, 1987, “A size-based stock returns model”, CRSP Working paper, University of Chicago.

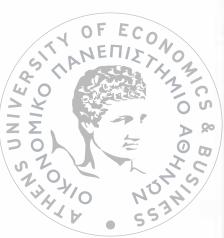
- Horowitz J. L., Loughran T. and Savin N. E., 2000, "Three analyses of the firm size premium", *Journal of Empirical Finance*, 7, pp.143–53.
- Horowitz J. L., 1997, "Bootstrap Methods in Econometrics: Theory and Numerical Performance", In *Advances in Economics and Econometrics: Theory and Applications*, 3, Edited by D. M. Kreps and K. F. Walls, Cambridge, U.K.: Cambridge University Press.
- Jacobs B. I. and K. N. Levy, 1988b, "Disentangling equity return regularities: New insights and investment opportunities", *Financial Analysts Journal*, 44, pp. 18-43.
- Jaffe J. and G. Mandelker, 1976, "The Fisher effect for risky assets: An empirical investigation", *Journal of Finance*, 31, pp. 447-458.
- Jaffe J. and R. Westerfield, 1985a, "The week-end effect in common stock returns: The international evidence", *Journal of Finance*, 40, pp. 433-454.
- Jaffe J. and R. Westerfield, 1985b, "Patterns in Japanese common stock returns: Day of the week and turn of the year effect", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 20, pp. 261-272.
- Jaffe J., D. B. Keim and R. Westerfield, 1989, "Earnings yields, market values, and stock returns", *Journal of Finance*, 45, pp. 135-148.
- Jaffe J., R. Westerfield. and C. Ma, 1989, "A twist on the Monday effect in stock prices: Evidence from The U.S. and foreign stock markets", *Journal of Banking and Finance*, 13, pp. 641-650.
- Jagannathan R. and Z. Wang, 1996, "The conditional CAPM and the cross-section of expected returns", *Journal of Finance* 51, pp. 3-53.
- Jagannathan R. and Z. Wang, 1998, "An asymptotic theory for estimating beta-pricing models using cross-sectional regression", *Journal of Finance*, 53, pp. 1285-1309.
- Jagannathan R., K. Kubota and H. Takehara, 1998, "Relationship between labour-income risk and average return: Empirical evidence from the Japanese stock market", *Journal of Business*, 71, pp. 319-347.
- Jegadeesh N. and S. Titman, 1993, "Returns to buying winners and selling losers: Implications for stock market efficiency", *Journal of Finance*, 48, pp. 65-91.

- Jegadeesh N. and S. Titman, 1995, "Short-horizon return reversals and the bid-ask spread", *Journal of Financial Intermediation*, 4, pp. 116-132.
- Jegadeesh N., 1990, "Evidence of predictable behaviour of security returns", *Journal of Finance*, 45, pp. 881-898.
- Jegadeesh N., 1992, "Does market risk really explain the size effects?", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 27, pp. 337-351.
- Jeong J., and G. S. Maddala, 1993. "A Perspective on Application of Bootstrap Methods in Econometrics." In *Handbook of Statistics*.
- Jones C. P., D. K. Pearce and J. W. Wilson, 1987, "Can tax-loss selling explain the January effect? A note", *Journal of Finance*, 42, pp. 453-461.
- Kato K. and J. S. Schallheim, 1985, "Seasonal and size anomalies in the Japanese stock market", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 20, pp. 243-260.
- Kato K., 1990, "Weekly patterns in Japanese stock returns", *Management Science*, 36, pp. 1031-1043.
- Kaul G. and M. Nimalendran, 1990, "Price reversals: Bid-ask errors or market overreaction?", *Journal of Financial Economics*, 28, pp. 67-93.
- Karathanassis G. and Philipas N., 1993, "Heteroscedasticity in the market model: Some evidence from the Athens Stock Exchange", *Managerial and Decision Economics*, pp. 563-567.
- Keim D. B., 1986, "Dividend yields and the January effect", *Journal of Portfolio Management*, 12, pp. 54-60.
- Keim D. B., 1983, "Size-related anomalies and stock return seasonality: Further empirical evidence", *Journal of Financial Economics*, 12, pp. 13-32.
- Keim D. B., 1985, "Dividend yields and stock returns: Implications of abnormal January returns", *Journal of Financial Economics*, 14, pp. 473-489.
- Keim D. B., 1988a, "Dividend yields and stock returns: Implications of abnormal January returns", *Journal of Financial Economics*, pp. 473-489.
- Keim D. B. and R. F. Stambaugh, 1986, "Predicting returns in the stock and bond markets", *Journal of Financial Economics*, 17, pp. 357-390.
- Keim D. B., 1983, "Size-related anomalies and stock return seasonality: Further empirical evidence", *Journal of Financial Economics*, 12, pp. 13-32.

- Kim C. W. and J. Park, 1994, "Holiday effects and stock returns: Further evidence", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 29, pp. 145-157.
- Kim S. W., 1988, "Capitalising on the weekend effect", *Journal of Portfolio Management*, 14, pp. 59-63.
- Kim M. J., C. R. Nelson and R. Startz, 1991, "Mean reversion in stock prices? A reappraisal of the empirical evidence", *Review of Economic Studies*, 58, pp. 515-528.
- Knez J. P. and Ready J. M., 1997, "On the Robustness of Size and Book to Market in Cross- Sectional Regressions", *The Journal of Finance*, 4, September, pp. 1355-1382.
- Kothari S. P., Shanken J. and Sloan R., 1995, "Another look at the cross-section of expected stock returns", *Journal of Finance*, 50, pp. 185-225.
- Kolb R. W. and R. J. Rodriguez, 1987, "Friday the thirteenth: Part VII-a note", *Journal of Finance*, 42, pp. 1385-1387.
- Kothari S. and J. Shanken, 1997, "Book-to-market, dividend yield, and expected market returns: A time-series analysis", *Journal of Financial Economics*, 44, pp. 169-203.
- Kothari S. and J. Warner, 1997, "Measuring long-horizon security price performance", *Journal of Financial Economics*, 43, pp. 301-339.
- Kothari S. P., J. Shanken and R. Sloan, 1995, "Another look at the cross-section of expected stock returns", *Journal of Finance* 50, pp. 185-225..
- Kohers G., Kohers N., Pandey V. and Kohers T., 2004, "The disappearing day-of-the-week effect in the world's largest equity markets", *Applied Economics Letters*, 11, pp. 167-171.
- Kryzanowski L. and H. Zhang 1992, "The Contrarian investment strategy does not work in the Canadian markets", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 27, pp. 383-395.
- Kubota K. and H. Takehara, 1996, "Cross-section risk and return of Tokyo stock exchange firms, in T., Bos, and T. A., Fetherston (eds.)", *Advances in Pacific Basin Financial Markets*, 2B, (JAI Press Inc.), pp. 273-305.

- La Porta, R. Lakonishok J., Shleifer A. and Vishny R., 1997, "Good news for value stocks: Further evidence on market efficiency", Journal of Finance, 52, pp. 859 - 874.
- Lakonishok J., Shleifer A. and Robert W. Vishny, 1994, "Contrarian Investment, Extrapolation, and Risk", Journal of Finance, 49, pp. 1541-1578.
- Lakonishok J., Shleifer A. and Vishny R., 1994, "Contrarian investment, extrapolation, and risk", Journal of Finance, 49, pp. 1541 - 1578.
- Lakonishok J. and M. Levi, 1982, "Weekend effect on stock returns: A note", Journal of Finance, 37, pp. 883-889.
- Lakonishok J. and S. Smidt, 1984, "Volume and turn-of-the-year behaviour", Journal of Financial Economics, 13, pp. 435-455.
- Lakonishok J. and S. Smidt, 1988, "Are seasonal anomalies real? A ninety-year perspective", Review of Financial Studies, 1, pp. 403-425.
- Lang L. and Litzenberger R., 1989, "Dividend announcements: Cash flow signaling vs. free cash flow hypothesis", Journal of Financial Economics, 24, pp. 181 -192.
- Lang L., R. M. Stulz and R. A. Walkling, 1991, "A test of the free cash flow hypothesis: The case of bidder returns", Journal of Financial Economics, 29, pp. 315-336.
- Lang M., Shackelford D. A., 2000, "Capitalization of capital gains taxes: evidence from stock price reactions to the 1997 rate reductions", Journal of Public Economics, 76, pp. 69-85.
- Lehmann B. N., 1990, "Fads, martingales and market efficiency", Quarterly Journal of Economics, 105, pp. 1-28.
- Levis M., 1989, "Stock market anomalies: A re-assessment based on the UK Evidence", Journal of Banking and Finance, 13, pp. 675-696.
- Leledakis G., Davidson I. and Karathanasis G., 2003, "Cross-Sectional estimation of stock returns in small markets: The case of the Athens Stock Exchange", Applied Financial Economics, 13, pp. 413-426.
- Leledakis G., Davidson I. and Okunev J., 2002, "Tobin's q and the cross-sectional variation of stock returns: Evidence from the London Stock Exchange", Working Paper.

- Leledakis G., Davidson I. and Smith j., 2004, "Does Firm Size Predict Stock Returns? Evidence from the London Stock Exchange", Paper submitted for presentation at the European Financial Management Association Basel, Switzerland.
- Leledakis G., Davidson I., 2000, "A Critical Analysis of Influences on Security Returns".
- Leledakis G., Davidson I., 2001, "Are the two factors enough? The U.K. evidence", *Financial Analysts Journal*, 57, November / December, pp. 96-105
- Liano K. and L. R. White, 1994, "Business cycles and the pre-holiday effect in stock returns", *Applied Financial Economics*, 4, pp. 171-174.
- Liano K., P. H. Marchand and G. C. Huang, 1992, "The holiday effect in stock returns: Evidence from the OTC market", *Review of Financial Economics*, 2, pp. 45-54.
- Lindenberg E. B. and S. A. Ross, 1981, "Tobin's q ratio and industrial organisation", *Journal of Business*, 54, pp. 1-32.
- Linn S. C. and L. J. Lockwood, 1988, "Short-term stock price patterns: NYSE, AMEX, OTC", *Journal of Portfolio Management*, pp.30-34.
- Lintner J., 1965, "Security Prices, Risk and Maximal Gains from Diversification", *Journal of Finance*, pp. 587-615
- Lintner J., 1965, "The valuation of risk assets and the selection of risky investment in stock portfolios and capital budgets", *Review of Economics and Statistics*, 47, pp. 13-37.
- Litzenberger R. and K. Ramaswamy, 1979, "The effects of personal taxes and dividends on capital asset prices: Theory and empirical evidence", *Journal of Financial Economics*, 7, pp. 163-195.
- Litzenberger R. and K. Ramaswamy, 1982, "The effects of dividends on common stock prices: Tax effects or information effects", *Journal of Finance*, 37, pp. 429-433.
- Litzenberger R. and Ramaswamy K., 1980, "Dividends, short selling restrictions, tax-induced investor clienteles and market equilibrium", *Journal of Finance*, 35, pp. 469-482.



- Lo A. W. and A. C. MacKinlay, 1988, "Stock market prices do not follow random walks: Evidence from a simple specification test", *Review of Financial Studies*, 1, pp. 41-66.
- Lo A. W. and A. C. MacKinlay, 1990a, "An econometric analysis of non-synchronous trading", *Journal of Econometrics*, 45, pp. 181 -211.
- Lo A. W. and A. C. MacKinlay, 1990c, "When are contrarian profits due to stock market overreaction", *Review of Financial Studies*, 3, pp. 175-205.
- Lo A. W. and MacKinlay A. C., 1990b, "Data-snooping biases in tests of financial asset pricing models", *Review of Financial Studies*, 3, pp. 431-467.
- Loughran T., 1997, "Book-to-market across firm size, exchange, and seasonality: Is there an effect?", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 32, pp.249-268.
- Loughran T. and Ritter R. J., 2000, "Uniformly least powerful tests of Market Efficiency", *Journal of Financial Economics*, 55, pp. 361-389.
- Lyon J. D., B. M. Barber and C. L. Tsai, 1998, "Improved methods for tests of long-run abnormal stock returns", *Journal of Finance*, 53, pp. 165-201.
- Ma T. and T. Y. Shaw, 1990, "The relationships between market value, P/E ratio, trading volume and the stock return of Taiwan stock exchange, in S. G. Rhee and R. P. Chang (eds.)", *Pacific Basin Capital Markets Research*, North Holland.
- MacKinlay A. Craig, 1995, "Multifactor models do not explain deviations from the CAPM", *Journal of Financial Economics* 38, pp. 3-28.
- MacKinlay A. C., 1997, "Event studies in economics and finance", *Journal of Economic Literature*, 35, pp.13-39.
- Markowitz H. M., 1952, "Portfolio selection", *Journal of Finance*, 7, pp. 77-91.
- Markowitz H. M., 1959, "Portfolio Selection", *Journal of Finance*, pp.19-59.
- Markowitz H. M., 1959, "Portfolio Selection: Efficient Diversification of Investments", New York, John Wiley.
- McInish T. H. and R. A. Wood, 1990, "A transactions data analysis of the variability of common stock returns during 1980-1984", *Journal of Banking and Finance*, 14, pp. 99-112.

- McQueen G., 1992, "Long-horizon mean-reverting stock prices revisited", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 27, pp. 1-18.
- Merton R., 1973, "An intertemporal capital asset pricing model", *Econometrica*, 41, pp. 867-887.
- Michael J. Cooper, William E. Jackson and Gary A. Patterson, 2003, "Evidence of predictability in the cross-section of bank stock returns", *Journal of Banking & Finance*, 27, pp. 817–850.
- Miller M. and M. Scholes, 1982, "Dividend and taxes: Some empirical evidence", *Journal of Political Economy*, 90, pp. 1118-1141.
- Mills T. C., Siriopoulos C., Markellos R. N. and Harizanis D., 2000, "Seasonality in the Athens Stock Exchange", *Applied Economics*, 10, pp. 137-142.
- Mills T. C. and J. A. Coutts, 1995, "Calendar effects in the London stock exchange FT-SE indices", *European Journal of Finance*, 1, pp. 79-93.
- Milonas N. T., 2000, "Similarly traded securities: Greek common vs. preferred stock", *European Financial Management*, 6, pp. 343–366.
- Modigliani F. and M. H. Miller, 1961, "Dividend Policy, Growth and the Valuation of Shares", *Journal of Business*, 34, pp. 411-433
- Mossin J., 1966, "Equilibrium in a capital asset market", *Econometrica*, 34, pp. 768-783
- Moskowitz Tobias J. and Mark Grinblatt, 1999, "Do industries explain momentum", *Journal of Finance*, 54, pp. 1249–1290.
- Morgan I., 1982, "Dividends and capital asset prices", *Journal of Finance*, 37, pp.1071-86.
- Naranjo A., Nimalendran M. and Ryngaert M., 1998, "Stock returns, Dividend Yields, and Taxes", *Journal of Finance*, 53, No. 6, pp. 2029-2057.
- Nelson C. R., 1976, "Inflation and rates of return on common stocks", *Journal of Finance*, 31, pp. 471-483.
- Newey W. and K. West, 1987, "A simple, positive semi-definite heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix", *Econometrica*, 55, pp. 703-708.

- Niarchos N., Y. Tse, C. Wu, and A. Young, 1999, "International Transmission of Information: A Study of the Relationship Between the U.S. and Greek Stock Markets." *Multinational Financial Journal*, 3, pp. 19-40.
- Nicholson F., 1960, "Price-earnings ratios", *Financial Analysts Journal*, pp. 43-50.
- Pang Q. K. L., 1988, "An analysis of the Hong Kong stock return seasonality and firm size anomalies for the period 1977 to 1986", *Hong Kong Journal of Business Management*, 6, pp. 69-90.
- Paul F. G. Jansen and Willem F. C. Verschoor, 2004, "A note on transition stock return behaviour", *Applied Economics Letters*, 11, pp. 11-13.
- Patricia Chelley-Steeley and Antonios Siganos, 2004, "Momentum profits and macroeconomic factors", *Applied Economics Letters*, 11, pp. 433-436
- Peavy J. and D. Goodman, 1983, "Industry-relative price-earnings ratios as indicators of investment returns", *Financial Analysts Journal*, 39, pp. 60-66.
- Pena J. I., 1995, "Daily seasonalities and stock market reform in Spain", *Applied Financial Economics*, 5, pp. 419-23.
- Penman S. H., 1987, "The distribution of earnings news over time and seasonalities in aggregate stock returns", *Journal of Financial Economics*, 18, pp. 199-228.
- Pettengill G. N., 1989, "Holiday closing and security returns", *Journal of Financial Research*, 12, pp. 57-67.
- Phylaktis K., Kavussanos M. and Manalis G., 1999, "Price limits and stock market volatility in the Athens Stock Exchange", *European Financial Management*, 5, pp. 69-84.
- Phylaktis K., Kavussanos M., 2002, "An examination of the relationship between Stock Returns and Trading Activity under Different Trading Systems", *Greek Economic Review*, forthcoming.
- Pontiff J. and L. D. Schall, 1998, "Book-to-market ratios as predictors of market returns", *Journal of Financial Economics*, 49, pp. 141-160.
- Poterba J. M. and L. H. Summers, 1988, "Mean reversion in stock prices: Evidence and implications", *Journal of Financial Economics*, 22, pp. 27-59.

- Prabhala N. R., 1997, "Conditional methods in event studies and an equilibrium justification for standard event study procedures", *Review of Financial Studies*, 10, pp. 1-38.
- Santesteban M., 1986, "An investigation of the Spanish stock market seasonalities", *Journal of Business Finance and Accounting*, 13, pp. 267-276.
- Schultz Paul, 1983, "Transaction Costs and the Small Firm Effect: A Comment", *Journal of Financial Economics*, 12, pp. 81-88.
- Schultz Paul, 1984, "Personal income taxes and the January effect: Small firm stock returns before the War Revenue Act of 1917", *Journal of Finance*, 40, pp. 333-343.
- Seyhun H. N., 1988, "The January effect and aggregate insider trading", *Journal of Finance*, 43, pp. 129-141.
- Seyhun H. N., 1988, "The January effect and aggregate insider trading", *Journal of Finance*, 43, pp. 129-141.
- Seyhun H. N., 1990, "Overreaction or fundamentals: Some lessons from insiders' response to the market crash of 1987", *Journal of Finance*, 45, pp. 1363-1388.
- Seyhun H. N., 1993, "Can omitted risk factors explain the January effect? A stochastic dominance approach", *Journal of Finance and Quantitative Analysis*, 28, pp. 195-212.
- Shanken J., 1996, "Statistical methods in tests of portfolio efficiency: A synthesis, in G. S. Maddala and C. R. Rao, eds.", *Handbook of Statistics*, 14, pp. 693-711.
- Shanken J., 1982, "The arbitrage pricing theory: Is it testable?", *Journal of Finance*, 40, pp. 1189-1196.
- Shanken J., 1992, "On the estimation of beta-pricing models", *Review of Financial Studies* 5, pp. 1-33.
- Sharpe W., 1964, "Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium Under Conditions of Risk", *Journal of Finance*, pp. 425-442.
- Shefrin H. and Statman M., 1984, "Explaining Investor Preference for Cash Dividends", *Journal of Financial Economics*, 13, pp. 253-282.

- Shiller R. J., 1984, "Stock prices and social dynamics", Brookings Papers on Economic Activity, 2, pp. 457-510.
- Shleifer Andrei and Robert W. Vishny, 1997a, "The Limits of Arbitrage", Journal of Finance, 52, pp. 35-58.
- Shleifer Andrei and Robert W. Vishny, 1997b, "A survey of Corporate Governance", Journal of Finance, 52, pp. 737-783.
- Sias R. W. and L. T. Starks, 1997a, "Institutions and individuals at the turn-of-the-year", Journal of Finance, 52, pp. 1543-1562.
- Skinner D. and Sloan R., 2002, "Earnings surprises, growth expectations, and stock returns, or, don't let an earnings torpedo sink your portfolio", Review of Accounting Studies, 7, pp. 289–312.
- Solnik B. and L. Bousquet, 1990, "Day-of-the-week effect on the Paris Bourse", Journal of Business and Finance, 14, pp. 461-468.
- Stambaugh R. F., 1982, "On the Exclusion of Assets from Tests of the Two-Parameter Model", Journal of Financial Economics, 10, pp. 237-268.
- Statman M., 1980, "Book values and stock returns", The Chicago M.B.A.: A Journal of Selected Papers, 4, pp. 25-45.
- Stoll H. R. and R. E. Whaley, 1983, "Transaction Costs and the Small firm Effect", Journal of Financial Economics, 12, pp. 57-79.
- Strong N. and Xu X. G., 1997, "Explaining the cross-Section of U.K. Expected Stock Returns", British Accounting Review, 29, No. 1, pp. 425-442.
- Strong N., 1992, "Modelling abnormal returns: A review article", Journal of Business Finance and Accounting, 19, pp. 533-553.
- Tinic S. M. and R. West, 1984, "Risk and return: January vs the rest of the year", Journal of Financial Economics, 13, pp. 561-574.
- Tinic S. M., G. Barone-Adesi and R. West, 1987, "Seasonality in Canadian stock prices: A test of the 'tax-loss-selling' hypothesis", Journal of Financial and Quantitative Analysis, 22, pp. 51-63.
- Theobald M. and V. Price, 1984, "Seasonality estimation in thin markets", Journal of Finance, 39, pp. 377-392.
- Tobin J., 1969, "A general equilibrium approach to monetary theory", Journal of Money, Credit and Banking, 2, pp. 15-29.

- Van den Bergh W. M. and R. E. Wessels, 1985, "Stock market seasonalities and taxes: An examination of the tax-loss selling hypothesis", Journal of Business Finance and Accounting, 12, pp. 515-530.
- Vermaelen T. and M. Versringe, 1986, "Do Belgians overreact?", working paper, Catholic University of Louvain, Belgium.
- Vinod H. D, 1993. "Bootstrap Methods: Applications in Econometrics." In Handbook of Statistics, Edited by G. S. Maddala and C. R. Rao, Amsterdam: Elsevier Science.
- Wang X., 2000, "Size Effect, Book to Market Effect and Survival", Journal of Multinational Financial Management, 10, pp. 257-273.
- Wachtel S., 1942, "Certain observations on seasonal movements in stock prices", Journal of Business, 15, pp.184-193.
- Wang K., Y. Li and J. Erickson, 1997, "A new look at the Monday effect", Journal of Finance, 52, pp. 2171-2186.
- Wilson P., 1986, "The relative information content of accruals and cash flows: Combined evidence at the earnings announcement and annual report release data", Journal of Accounting Research, Supplement, pp.165-200.
- Wilson J. W. and C. P. Jones, 1993, "Comparison of seasonal anomalies across major equity markets: A note", Financial Review, 28, pp. 107-115.
- Wong K. A. and M. S. Lye, 1990, "Market values, earnings yields and stock returns: Evidence from Singapore", Journal of Banking and Finance, 14, pp. 311-326.
- Zarowin P., 1989, "Short-run market overreaction: Size and seasonality effects", Journal of Portfolio Management, 15, pp. 26-29.
- Ziembra W. T. 1993, "Comment on why a weekend effect?", Journal of Portfolio Management, 19, pp. 93-99.
- Διακογιάννης Γ. Π. και Σεγρεδάκης Κ. Ν., 1996, "Η επίδραση του συστηματικού κινδύνου και των μεγέθους των εταιριών στην απόδοση των μετοχών του Χρηματιστηρίου Αξιών Αθηνών", Εμπορική Τράπεζα Οικονομική Επιθεώρηση 1996, τεύχος 5, σελ. 4-11.
- Λυρούδη Κ., Διακάκης Γ. και Χατζηγάγιου, 2003, "Το Φαινόμενο των Μεγέθους των Εταιρειών στο Χρηματιστήριο Άξιων Αθηνών", Πανεπιστήμιο

Μακεδονίας, Τμήμα Λογιστικής και Χρηματοοικονομικής: Παρουσίαση στο 2 Συνέδριο του Hellenic Finance and Accounting Association, 8 Νοεμβρίου 2003, Αθήνα.

- Μαλλιαρόπουλος Δ. Π. και Χαρδούβελης Γ. Α., 1999, "Κίνδυνος, Απόδοση και Μέγεθος Εταιρειών στην Ελλάδα", Δελτίο Οικονομικό και Στατιστικό Εθνική Τράπεζα της Ελλάδος 1999, τεύχος 11, σελ. 6-15.
- Σπύρου Σ. Ι., 1999, "Το φαινόμενο των μετοχών μικρής κεφαλαιοποίησης και το Χρηματιστήριο Αξιών Αθηνών", Οικονομικά Χρονικά Μάιος-Δεκέμβριος 1999, σελ. 51-54.

- Καραπιστούρης Ε., 1999, "Χρηματοοικονομική θεωρία και λογιστική", Λαζαρίδης, Βαθόνειο, Μάλιστα.
- Jensen-Meckling and Myers S., 2001, Μεταλλία, "Intermediate Financial Theory", Prentice Hall.
- Elton, Gruber, Campbell and Jarrow, 1992, "Modern Portfolio Theory and Investment Analysis", Wiley, 3rd edition.
- Myers, N. C. Myers, 2003, "Investing in Corporate Finance", 5th, McGraw-Hill series in Finance.
- Miller, M. H. Miller, 1993, "Principles of Corporate Finance", 5th, McGraw-Hill series in Finance.
- Miller, M. H. Miller, 1997, "Investments Analysis", 3rd, New York, McGraw-Hill.

ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ

- Αποστοστολόπουλος Ιωάννης Ν., 2004, “Ειδικά Θέματα Χρηματοδοτικής Διοίκησεως”, Εκδόσεις Αθ. Σταμούλης.
- Βασιλείου Δ., 1999, “Ανάλυση και Διαχείριση Επενδύσεων”, Οικονομικό Πανεπιστήμιο Αθηνών.
- Βασιλείου Δ., 2001, “Χρηματοοικονομική Διοίκηση”, Οικονομικό Πανεπιστήμιο Αθηνών.
- Καραθανάστης Γ., 1999, “Χρηματοοικονομική Διοίκηση και Χρηματιστηριακές Αγορές”, Εκδόσεις Μπένου.
- Jean-Piere Danthine and John B., 2001, Donaldson: “Intermediate Financial Theory”, Prentice Hall.
- Elton, Gruber, Brown and Goetzmann, 2003, “Modern Portfolio Theory and Investments Analysis”, Wiley, 6th edition.
- Brealy, R. A. C. Myers, 2000, “Principles of Corporate Finance”, 6th, McGraw-Hill series in Finance.
- Robert S. Pindyck and Daniel L. Rubinfeld, “Econometric Models and Economic Forecasts”, McGraw-Hill International Editions / Economic Series, 4th edition.
- Greene W. H., 1997, Econometric Analysis, 3rd ed. New York: Macmillan.



Διαρεύ