

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΩΣ



**ΤΜΗΜΑ ΧΡΗΜΑΤΟΟΙΚΟΝΟΜΙΚΗΣ
& ΤΡΑΠΕΖΙΚΗΣ ΔΙΟΙΚΗΤΙΚΗΣ**

**ΜΕΤΑΠΤΥΧΙΑΚΟ ΠΡΟΓΡΑΜΜΑ ΣΠΟΥΔΩΝ ΣΤΗ
ΧΡΗΜΑΤΟΟΙΚΟΝΟΜΙΚΗ ΚΑΙ ΤΡΑΠΕΖΙΚΗ ΔΙΟΙΚΗΤΙΚΗ**

ΔΙΠΛΩΜΑΤΙΚΗ ΕΡΓΑΣΙΑ ΜΕ ΘΕΜΑ:

**ΘΕΜΕΛΙΩΔΗΣ ΑΝΑΛΥΣΗ ΚΑΙ
ΑΠΟΔΟΣΕΙΣ ΜΕΤΟΧΩΝ ΣΤΗΝ ΕΛΛΑΔΑ**

ΒΑΣΙΛΕΙΟΣ ΜΑΝΩΛΗΣ (ΜΧΡΗ/0412)

ΕΠΙΒΛΕΠΩΝ ΚΑΘΗΓΗΤΗΣ : ΓΕΩΡΓΙΟΣ ΔΙΑΚΟΓΙΑΝΝΗΣ

Δ. ΜΑΛΛΙΑΡΟΠΟΥΛΟΣ

Ν. ΦΙΛΙΠΠΑΣ

ΠΕΙΡΑΙΑΣ

ΑΚΑΔΗΜΑΪΚΟ ΕΤΟΣ 2005-2006

ΕΥΧΑΡΙΣΤΙΕΣ

Θα ήθελα να εκφράσω τις θερμές ευχαριστίες μου στον κ. Διακογιάννη Γεώργιο , Καθηγητή του τμήματος Χρηματοοικονομικής και Τραπεζικής Διοικητικής του Πανεπιστημίου Πειραιά , για την ανάθεση του θέματος της παρούσης διπλωματικής, δίνοντας , μου έτσι την δυνατότητα να ασχοληθώ με ένα τόσο ενδιαφέρον και σημαντικό ζήτημα. Τον ευχαριστώ για την καθοδήγησή του, κατά τη διάρκεια συγγραφής, καθώς και για τις χρήσιμες παρατηρήσεις και επισημάνσεις του, οι οποίες συνέβαλαν καθοριστικά στην ολοκλήρωση της εργασίας αυτής

Επιπρόσθετα αισθάνομαι την ανάγκη να ευχαριστήσω την οικογένεια μου και ιδιαίτερα τους γονείς μου , διότι μου δίδαξαν να θέτω στόχους και να αγωνίζομαι για την επίτευξή τους. Τέλος , ευχαριστώ όλους όσους , με διάφορους τρόπους, στάθηκαν δίπλα μου τα τελευταία χρόνια, στηρίζοντάς με σε κάθε σημαντικό βήμα.

ΠΕΡΙΕΧΟΜΕΝΑ

Σελ.

ΕΥΡΕΤΗΡΙΟ ΠΙΝΑΚΩΝ

ΠΕΡΙΛΗΨΗ

ΠΡΟΛΟΓΟΣ.....5

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 1

ΕΙΣΑΓΩΓΗ.....7

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 2

Αναφορά στην υπάρχουσα βιβλιογραφία σχετικά με τη δόμηση και τη μετέπειτα αμφισβήτηση του CAPM.....14

2.1 Το Υπόδειγμα Τιμολόγησης Κεφαλαιουχικών Στοιχείων (CAPM)..... 16

2.1.1 Το CAPM και η αρχική του επιτυχία.....16

2.1.1.1 Η έννοια των Αποτελεσματικών Αγορών.....16

2.1.1.2 Καταστάσεις που οδηγούν στην αποτελεσματικότητα της αγοράς.....19

2.1.1.3 Γενικά στοιχεία αναφορικά με το CAPM..... 21

2.1.3 Κριτικές όσον αφορά το CAPM.....32

2.1.3.1 Η κριτική του Roll (1977).....33

2.1.3.2 Η κριτική του Stambaugh(1982).....33

2.2 Ανωμαλίες Τιμολόγησης Περιουσιακών στοιχείων (Asset Pricing Anomalies).....37

2.2.1 Η επίδραση του μεγέθους της επιχείρησης (The size effect).....39

2.2.1.1 Οι επεξηγήσεις που δόθηκαν σχετικά με την επίδρασή του μεγέθους στις αποδόσεις51

2.2.2 Η επίδραση της μεταβλητής BE/ME στις αποδόσεις (BE/ME effect) 62

2.2.3 Η επίδραση της μεταβλητής DY στις αποδόσεις (the dividend yield effect)..... 72

2.2.4 Η επίδραση των ιστορικών αποδόσεων στις τρέχουσες αποδόσεις (Past return effects(Contrarian and Momentum Strategies).....	77
2.2.5 Η επίδραση της μεταβλητής P/E στις αποδόσεις (The price to earnings effect).....	83
2.2.6 Η επίδραση της μεταβλητής CF/P στις αποδόσεις (Cash -flow - to- Price effect).....	89
2.2.7 Η επίδραση της μεταβλητής S/P στις αποδόσεις (Sales to price effect).....	90
2.2.8 Η επίδραση της μεταβλητής « Tobin’ s q » στις αποδόσεις (Tobin’ s q effect).....	91
2.3 Η προβλεψιμότητα των αποδόσεων των αξιογράφων σε χρονολογικές σειρές...	92

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 3

Η παρατηρούμενη αλληλοσυσχέτιση μεταξύ των υπό μελέτη μεταβλητών και οι επεξηγήσεις που προτάθηκαν για την δικαιολόγηση της παρουσίας των ανωμαλιών της αγοράς	96
3.1 Αλληλοσυσχέτιση μεταξύ των μεταβλητών (Interrelation between the effects).....	96
3.2 Επεξηγήσεις των ανωμαλιών της αγοράς (Explanations of asset pricing anomalies)	99

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 4

Εμπειρική διερεύνηση τριών βασικών ανωμαλιών της ελληνικής κεφαλαιαγοράς (Size Effect, Book-to-market effect, Dividend Yield effect).....	116
4.1 Οι διεξαχθείσες μελέτες αναφορικά με το Χρηματιστήριο Αθηνών (Χ.Α.) και οι ιδιαιτερότητες που αυτό παρουσιάζει.....	116
4.2 Αναφορά σε γενικά στοιχεία της εμπειρικής μελέτης που ακολουθεί και ανάλυση των υπό εξέταση μεταβλητών.....	125

4.3 Αναφορά στους ελέγχους που λαμβάνουν χώρα στα πλαίσια της εμπειρικής ανάλυσης	128
4.4 Περιγραφή των δεδομένων	132
4.5 Περιγραφή της μεθοδολογίας	134
4.5.1 Η προσέγγιση που αφορά την ανάλυση χαρτοφυλακίου	134
4.5.2 Η προσέγγιση που αφορά την πραγματοποίηση διαστρωματικών παλινδρομήσεων (Cross-Sectional Regressions (CSR) Approach).....	136
4.6 Εμπειρικά αποτελέσματα.....	141
4.6.1 Παρουσίαση και ανάλυση των αποτελεσμάτων όπως προέκυψαν από τη μέθοδο ελέγχου που αφορά το σχηματισμό χαρτοφυλακίων (Portfolio Analysis Approach).....	142
4.6.2 Παρουσίαση και ανάλυση των αποτελεσμάτων όπως προέκυψαν από την μέθοδο ελέγχου που αφορά την πραγματοποίηση διαστρωματικών παλινδρομήσεων (Cross-Sectional Regressions (CSR) Approach –Fama and MacBeth (1973))....	158
4.6.2.1 Παρουσίαση και ανάλυση των αποτελεσμάτων για ολόκληρη τη δειγματική χρονική περίοδο (Ιούλιος 1993-Ιουνιος 2005).....	160
4.6.2.2 Παρουσίαση και ανάλυση των αποτελεσμάτων για τις υποπεριόδους Ιούλιος 1993- Ιούνιος 1999 και Ιούλιος 1999-Ιούνιος 2005.....	163
4.6.3 Μελέτη της επίδρασης του φαινομένου του Ιανουαρίου στο X. A. (January effect).....	168

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 5

Συμπέρασμα της διεξαχθείσας εμπειρικής ανάλυσης	172
--	------------

ΕΠΙΛΟΓΟΣ.....	178
----------------------	------------

ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ.....	179
-----------------------	------------

ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ.....	187
--------------------------	------------

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 (Χ.Α.Α.) την περίοδο Ιούλιος 1993 - Ιούνιος 2005, 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 243 μη χρηματοοικονομικών (*non-financial*) εταιριών, στην περίπτωση που χρησιμοποιούμε μονομεταβλητό υπόδειγμα για την επεξήγηση των μέσων διαστρωματικών αποδόσεων των μετοχών, η μεταβλητή **DY** είναι στατιστικά σημαντική (*dividend yield effect*) σε αντίθεση με τις μεταβλητές **ME** και **BE/ME** που είναι στατιστικά μη σημαντικές.

Επιπρόσθετα , όταν εξετάζουμε από κοινού αν οι μεταβλητές ME , BE/ME και DY εξηγούν στατιστικά σημαντικό ποσοστό της διασποράς των μέσων διαστρωματικών αποδόσεων των μετοχών, τότε και πάλι μόνο η μεταβλητή DY είναι στατιστικά σημαντική (*dividend yield effect*). Το γεγονός αυτό υποδήλωνα ότι η μεταβλητή DY απορροφά την επεξηγηματικότητα των μεταβλητών ME και BE/ME . Όσον αφορά τις μεταβλητές ME και BE/ME , δεν είναι στατιστικά σημαντικές 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 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 αξιόγραφου 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 διασπρωματικών 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 διασπρωματικών αποδόσεων των αξιόγραφων 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 εξισοροπιστές (*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 ύπαρξης 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 μεταβλητότητας) τις διαστρωματικές (*cross - sectional*) αποδόσεις των μετοχών των εισηγμένων εταιρειών στο Χρηματιστήριο Αξιών Αθηνών (Χ.Α.Α.), ή Χρηματιστήριο Αθηνών (Χ.Α.) όπως έχει μετονομαστεί, κατά την χρονική περίοδο Ιούλιος 1993 - Ιούνιος 2005. 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 εταιρείας. 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 – Ιούνιος 1999* και β) *την υποπερίοδο Ιούλιος 1999 - Ιούνιος 2005*. 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 αξιόγραφων με βασικούς παράγοντες που προσδιορίζουν την απόδοση της μετοχής μιας εταιρείας 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 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 χαρακτηριζόταν ως αναδυόμενη αγορά, η ωριμότητα της Ελληνικής Κεφαλαιαγοράς προσφέρει ασφάλεια στους επενδυτές του Χρηματιστηρίου Αξιών Αθηνών (Χ.Α.Α.) το οποίο πλέον θεωρείται ότι είναι αξιόπιστο και ότι αποτυπώνει τόσο την πορεία της ελληνικής οικονομίας όσο και την πορεία των εισηγμένων σ' αυτό εταιριών.

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 αμφισβητούν 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** (αλληλοσυσχέτιση μεταξύ των μεταβλητών) οι γνωστές στη βιβλιογραφία ως ανωμαλίες της αγοράς συσχετίζονται μεταξύ τους και πολλές φορές επηρεάζουν και διαμορφώνουν από κοινού τη διαστρωματικότητα των μέσων αποδόσεων των μετοχών. Στο σημείο αυτό θα αναλυθεί η αλληλοσυσχέτιση μεταξύ των μεταβλητών *MVE* και *BE/ME* καθώς και των μεταβλητών *MVE - E/P*, και *BE/ME - E/P*, όπως έχουν τεκμηριωθεί στη διεθνή βιβλιογραφία, δεδομένου του ότι είναι οι πιο έντονα παρατηρήσιμες.

Στο **κεφάλαιο IV** αρχικά θα αναφερθούμε στα αποτελέσματα των ολιγάριθμων εμπειρικών μελετών που έχουν γίνει στο Χ.Α.Α. 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 εμ 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. (προηγούμενες εμπειρικές μελέτες & μεθοδολογία & εμπειρικά αποτελέσματα) θα παρουσιάσουμε αναλυτικά τα αποτελέσματα των μεθόδων που θα περιγράψουμε 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 Βασιλείου.

Στο **κεφάλαιο V** (συμπεράσματα) αφού αναφέρουμε εν συντομία 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 Χ.Α.Α.

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 2

Αναφορά στην υπάρχουσα διεθνή βιβλιογραφία σχετικά με τη δόμηση και τη μετέπειτα αμφισβήτηση του CAPM

«Οι χρηματαγορές είναι συχνά προβλέψιμες σε κάποια έκταση, αλλά η βασική ερώτηση είναι εάν αυτή η προβλεψιμότητα θα μπορούσε να είναι εκμεταλλεύσιμη για να οδηγήσει σε υπερβάλλοντα κέρδη από την διαπραγμάτευση στην αγορά. Ίσως είναι πολύ δύσκολο να γίνει κάτι τέτοιο, αλλά αυτό είναι μη πιθανό να εμποδίσει τους αναλυτές και τους ερευνητές από το να προσπαθούν να ανακαλύψουν τις ανωμαλίες, με την ελπίδα να βρουν ακάλυπτη, έστω και για μικρό χρονικό διάστημα, μια στρατηγική διαπραγμάτευσης, που θα "χτυπούσε" την αγορά» [Mills (1992), p 36].

Όπως θα μπορούσε να γίνει φανερό από τα παραπάνω, η προβλεψιμότητα στις χρηματαγορές έχει προσελκύσει ένα μεγάλο τμήμα του ενδιαφέροντος για πολλά χρόνια. Είναι ιδιαίτερα μεγάλος ο αριθμός των μελετών που έχουν διεκπεραιωθεί, αλλά δεν υπάρχει καμία ξεκάθαρη τεκμηρίωση, για το αν υπάρχουν στρατηγικές που θα μπορούσαν με συνέπεια να "χτυπήσουν" την αγορά (να παράσχουν, δηλαδή, στους επενδυτές τη δυνατότητα να αποκομίσουν υπερβάλλοντα κέρδη από την εκμετάλλευση της αγοράς). Η παρατήρηση ότι οι μελλοντικές κινήσεις στις χρηματαγορές είναι προβλέψιμες, είναι ασυνεπή με την *Υπόθεση περί Αποτελεσματικών Αγορών* (Efficient Market Hypothesis), που υποστηρίζει ότι οι τιμές των αξιόγραφων αντανακλούν όλη τη διαθέσιμη πληροφόρηση και ως συνέπεια δεν υπάρχουν ευκαιρίες για την απόκτηση μη κανονικών ή υπερβάλλουσων αποδόσεων.

Παρ' όλα αυτά, η διαθεσιμότητα αυξημένων δυναμικών τεχνολογικών διευκολύνσεων, οργανωμένων συστημάτων καταγραφής και παρουσίασης στατιστικών, οικονομικών και λογιστικών δεδομένων καθώς και η ύπαρξη προηγμένων οικονομετρικών τεχνικών, έδωσαν την ώθηση για να λάβουν χώρα μια σειρά από έρευνες και αναλύσεις. Οι μελέτες αυτές αφορούσαν ιδιαίτερα τις χρηματιστηριακές αγορές, τους παράγοντες που θα μπορούσαν να επιδράσουν στη διαμόρφωση της διαστρωματικότητας των μέσων αποδόσεων και τις τυχόν δυνατότητες δημιουργίας υπέρ-κέρδους από την εκμετάλλευση της αγοράς. Οι πρωτοπόρες έρευνες των *Fama and French (1965)* και *Cross (1973)*, έθεσαν τοπλαίσιο μέσα στο οποίο κινήθηκαν οι σημαντικές μελέτες και αναλύσεις που ακολούθησαν. Βασικός τους στόχος τέθηκε η τεκμηρίωση της επίδρασης διαφόρων μεταβλητών που αφορούν μια επιχείρηση επάνω στις αποδόσεις των μετοχών τους. Πολλές από αυτές κατόρθωσαν να επιβεβαιώσουν τα ευρήματα των *Fama and French (1965)* δημιουργώντας ισχυρές ρωγμές (τεκμηριώνοντας αρκετές ανωμαλίες) στο οικοδόμημα της σύγχρονης χρηματοοικονομικής, που έθετε ως βάση του το CAPM, των *Sharpe (1964)*, *Lintner (1965)* και *Mossin (1966)*, ως το πιο κατάλληλο υπόδειγμα περιουσιακών στοιχείων. Η ακόλουθη μελέτη προσανατολίζεται και επικεντρώνεται κυρίως στην ανάλυση

διαφόρων παραμέτρων που θα μπορούσαν να επιδράσουν πάνω στις αποδόσεις των αξιόγραφων, διαμορφώνοντας τις, και στις δυνατότητες προβλεψιμότητας των διαστρωματικών αποδόσεων. Για την επίτευξη αυτού του στόχου ακολουθεί η αναλυτική παρουσίαση τόσο του CAPM και των υπαρχόντων στη διεθνή βιβλιογραφία μελετών που το υποστήριξαν, όσο και εκείνων που το αμφισβήτησαν, τεκμηριώνοντας μια σειρά από αξιοσημείωτες ανωμαλίες στην αγορά αξιόγραφων. Η εμπειρική έρευνα αναφορικά με τις ανωμαλίες της αγοράς (που τυχόν εμφανίζονται στην ελληνική χρηματαγορά) που ακολουθεί επικεντρώνεται, κυρίως, στους παράγοντες που διαμορφώνουν τη διαστρωματικότητα των αποδόσεων των αξιόγραφων. Όσον αφορά την προβλεψιμότητα των αποδόσεων χρονολογικών σειρών (τις μελέτες αναφορικά με την εποχικότητα που τυχόν εμφανίζουν οι αποδόσεις), γίνεται μια σύντομη αναφορά, στο τέλος του κεφαλαίου, στις σημαντικότερες έρευνες που εντοπίζονται στην υπάρχουσα βιβλιογραφία

**ΤΟ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑ ΤΙΜΟΛΟΓΗΣΗΣ ΚΕΦΑΛΑΙΟΥΧΙΚΩΝ ΠΕΡΙΟΥΣΙΑΚΩΝ
ΣΤΟΙΧΕΙΩΝ
(CAPITAL ASSET PRICING MODEL - CAPM).**

2.1.1. Το CAPM και η αρχική του επιτυχία

2.1.1.1. Η έννοια των Αποτελεσματικών Αγορών

Η υπόθεση της Αποτελεσματικής Αγοράς¹ (*Efficient Market Hypothesis*) και το Υπόδειγμα Τιμολόγησης Κεφαλαιουχικών Περιουσιακών Στοιχείων (*Capital Asset Pricing Model*) αποτελούν τα θεμέλια πάνω στα οποία έχει στηριχθεί η σύγχρονη θεωρία της κεφαλαιαγοράς. Ως *αποτελεσματικές αγορές αξιόγραφων*², ορίζονται οι αγορές όπου οι παρούσες τιμές των μετοχών αντικατοπτρίζουν πλήρως κάθε νέα σχετική και διαθέσιμη πληροφορία με τρόπο άμεσο, γρήγορο, ακριβή και σωστό, έτσι ώστε οι τιμές των αξιόγραφων να είναι «δίκαιες» (*fair prices*). Ως «δίκαιη» τιμή ορίζουμε την τιμή της μετοχής, στην αγορά αξιόγραφων, που θεωρείται ότι αντιπροσωπεύει την καλύτερη δυνατή εκτίμηση της πραγματικής αξίας του χρεογράφου.

Στα πλαίσια των αποτελεσματικών αγορών αναγνωρίζεται ότι η χρηματιστηριακή τιμή μιας μετοχής (η τιμή, δηλαδή, της μετοχής όπως διαμορφώνεται στη χρηματιστηριακή αγορά μέσα από τις δυνάμεις της προσφοράς και της ζήτησης) είναι, κατά προσέγγιση, ίση με την οικονομική αξία αυτής (δηλ. την αξία της μετοχής που ορίζεται ως η καθαρή παρούσα αξία των καθαρών ταμειακών ροών που αναμένεται να προκύψουν από τη

¹Βλ. Fama E F (1970b), Fama E.F (1998).

²Η έννοια του όρου αποτελεσματικές αγορές και η εμφάνισή της στη διεθνή βιβλιογραφία έχει τις ρίζες της στα 1950, αναπτύχθηκε τη δεκαετία του 1960 και έγινε γνωστή ως «Υπόθεση περί αποτελεσματικών αγορών» στα 1970, μέσα από το ευρεία γνωστό άρθρο του Eugene Fama (1970).

Επίσης, μια σειρά μελετητών έκαναν λόγο για την έννοια των αποτελεσματικών αγορών και πραγματοποίησαν ελέγχους για να τεκμηριώσουν την ισχύ ή όχι της αποτελεσματικότητας, στις ανά τον κόσμο κεφαλαιαγορές, καθώς και την ταχύτητα με την οποία μια νέα σχετική πληροφορία γίνεται γνωστή και ενσωματώνεται στις τιμές των αξιόγραφων

Βλ. Fama et al. (1969), Fama (1970, 1991), Dann et al. (1977), Jensen (1978), Loyd Davies Qand Canes (1978), Patell and Wolfson (1984), Jennings and Starks (1985), Stickeλ (1985), Barclay and Litzenberger (1988), Ball and Kothari (1989), Blume and Siegel (1992), Womack (1996), Dimson and Mussavian (1998) και Callahan (1989), Lee and Ready (1991), Me Goun (1992), Frankfurter (1995), Jagannathan and MaGrattan (1995), Womack (1996), Kim et al. (1997), Frankfurter and McGoun (1999), Bacidore et al. (1999), Ellis et al. (2000) and Bessembmder (2001), Barber et al. (2001), Battalio et al. (2001), Busse A. Jeffrey and Green T Gliifton (2002).

Αν κάποιος αποδεχτεί ως ισχύοντα και κατάλληλα τεκμηριωμένα πολλά από τα συμπεράσματα ορισμένων εκ των προαναφερθέντων μελετητών, οι περισσότερες από τις πρόσφατες μελέτες αναφορικά με τη διαστρωματικότητα των μέσων αποδόσεων, ξεκινούν την

μετοχή κατά το χρονικό διάστημα διακράτησης της από τον επενδυτή). Κατά συνέπεια, η επίτευξη υπερκερδών από την αγορά και πώληση μετοχών (δηλ. κερδών υψηλότερα από αυτά που θα έπρεπε να αναμένονται σύμφωνα με τον κίνδυνο των μετοχών ή του χαρτοφυλακίου που έχουμε αναλάβει) δεν κρίνεται δυνατή και η οποιαδήποτε πιθανότητα για κέρδη από arbitrage χαρακτηρίζεται ως μηδενική.

Επιπρόσθετα, κάτω από την έννοια περί αποτελεσματικότητας των αγορών, αυτόματα γίνεται αποδεκτή η υπόθεση περί συμμετρικής πληροφόρησης. Ως συνέπεια θεωρείται ότι η κάθε νέα σχετική πληροφορία (βλ. ευκαιρίες ανάπτυξης μιας εταιρείας, τη δυνατότητα σχεδίασης και υλοποίησης νέων επενδυτικών σχεδίων κ.α.) είναι κτήμα όλων των επενδυτών, που δραστηριοποιούνται στην κεφαλαιαγορά, σε κάθε στιγμή και όλοι οι επενδυτές γίνονται δέκτες των ίδιων πληροφοριών κατά έναν τρόπο άμεσο και σωστό.

Η πρωτοποριακή μελέτη του *Fama (1970)*, αναφορικά με την αποτελεσματικότητα της αγοράς, αποτέλεσε τη θεμέλιο λίθο, θέτοντας τη θεωρητική βάση για το ζήτημα τόσο της αποτελεσματικότητας στις κεφαλαιαγορές, όσο και τη χρησιμοποιούμενη μεθοδολογία, για να ελεγχθεί η ισχύς της. Οι οικονομολόγοι συχνά, όπως και ο *Fama (1970)*, ορίζουν **τρία (3) επίπεδα της αποτελεσματικότητας** της αγοράς, τα οποία δεν είναι ανεξάρτητα μεταξύ τους³, και διακρίνονται με βάση το βαθμό που οι πληροφορίες αντανακλώνται στις τιμές των αξιόγραφων.

Στο **πρώτο επίπεδο αποτελεσματικότητας**, οι τιμές αντανακλούν πλήρως τις ιστορικές τιμές των χρεογράφων (*Ασθενής μορφή Αποτελεσματικότητας*). Αν οι αγορές είναι αποτελεσματικές στην ασθενή τους μορφή τότε είναι αδύνατο να πραγματοποιηθούν υπερκέρδη μελετώντας τις παρελθούσες αποδόσεις. Οι τιμές των αξιόγραφων, που ενσωματώνουν όλη την πληροφόρηση που μπορεί να εξαχθεί από τα στοιχεία της χρηματιστηριακής αγοράς⁴, θα ακολουθούν κατά συνέπεια μια

ανάλυση τους χωρίς να θεωρούν ως δεδομένη την αποτελεσματικότητα των αγορών, αλλά υποστηρίζοντας την ύπαρξη μιας μακροχρόνιας κατάστασης υπέρ-αντίδρασης ή υπό-αντίδρασης των επενδυτών σε κάθε νέα πληροφόρηση.

³ Αν η αγορά χαρακτηρίζεται ως αποτελεσματική στην ημι-ισχυρή της μορφή θα πρέπει να είναι αναγκαστικά ισχυρή και στην ασθενή

της μορφή, διαφορετικά η αγορά δεν θα είχε αντιδράσει αποτελεσματικά στις δημοσιευθείσες πληροφορίες. Με τη ίδια λογική, αν η αγορά είναι αποτελεσματική στην ισχυρή της μορφή, θα πρέπει να είναι αποτελεσματική και στα άλλα δύο επίπεδα.

⁴ Ως στοιχεία της χρηματιστηριακής αγοράς καλούνται: οι τιμές των μετοχών, οι μεταβολές των τιμών, ο όγκος συναλλαγών, οι τιμές των χρηματιστηριακών δεικτών κ.ο.κ.

τυχαία πορεία⁵. Με αυτόν τον τρόπο, δεν θα ήταν δυνατό να υπάρξει επενδυτής που θα μπορούσε να προβλέψει τις πιθανές μεταβολές των τιμών των μετοχών, βασιζόμενος σε κάθε νέα πληροφόρηση που τυχόν θα υπάρξει στα στοιχεία της αγοράς.

Στο **δεύτερο επίπεδο αποτελεσματικότητας**, οι τιμές αντανακλούν όχι μόνο τις παρελθούσες, ιστορικές τιμές του χρεογράφου αλλά και όλες τις σχετικές πληροφορίες που είναι δημόσια γνωστές. Συνεπώς, όλες τις δημοσιευθείσες πληροφορίες⁶ που είναι δυνατόν να εξαχθούν από τα στοιχεία που είναι διαθέσιμα στην αγορά και αφορούν τόσο την εταιρεία (εσωτερική χρηματοοικονομική και γενική κατάσταση της), όσο και τον κλάδο στον οποίο ανήκει αυτή, καθώς και την κατάσταση της εθνικής και διεθνή οικονομίας, ενσωματώνονται πλήρως στις τιμές των αξιόγραφων (*Ημι- Ασθενής μορφή Αποτελεσματικότητας*).

Σύμφωνα με τα παραπάνω, αν οι αγορές είναι αποτελεσματικές υπό αυτήν την έννοια τότε οι τιμές θα ενσωματώνουν αυτόματα τις δημόσιες πληροφορίες. Έτσι, κανένας επενδυτής δεν θα έχει τη δυνατότητα να αποκομίσει αποδόσεις μεγαλύτερες από τις κανονικές, εκείνες δηλαδή που αντιστοιχούν στον κίνδυνο που έχει αναλάβει, χρησιμοποιώντας πληροφορίες μετά τη χρονική στιγμή της ανακοίνωσης τους.

Στο **τρίτο επίπεδο αποτελεσματικότητας**, οι τιμές των αξιόγραφων αντανακλούν όλες τις πληροφορίες που θα μπορούσαν να ζητηθούν από επιμελείς αναλυτές των εταιρειών και της οικονομίας ως σύνολο, όχι μόνο τις δημοσιευθείσες, αλλά οποιασδήποτε φύσης πληροφορία, ακόμα και αν δεν έχει δημοσιευτεί (*Ισχυρή μορφή Αποτελεσματικότητας*). Επιπρόσθετα, κανένας επενδυτής δεν θα μπορούσε να αποκομίσει αποδόσεις μεγαλύτερες από τις κανονικές, κάτω από τέτοιες συνθήκες.

⁵Ο ανταγωνισμός μεταξύ των επενδυτών θα έχει ως αποτέλεσμα τη διαμόρφωση των τιμών σε επίπεδα που δεν επιτρέπουν την πραγματοποίηση υπερκερδών (κέρδη από arbitrage), αλλά την πραγματοποίηση αποδόσεων, το μέγεθος των οποίων εξαρτάται από τον κίνδυνο της μετοχής. Οι μετοχές θα ακολουθούν την υπόθεση του τυχαίου περιπάτου (random walk)

⁶Ως δημοσιευθείσες πληροφορίες κυρίως καλούνται: τα στοιχεία της χρηματιστηριακής αγοράς, οι λοιπές δημόσιες πληροφορίες όπως οι ανακοινώσεις κερδών και μερισμάτων, οι δείκτες τιμής μετοχής προς κέρδη ανά μετοχή (P/E), οι μερισματικές αποδόσεις, οι ανακοινώσεις διάσπασης μετοχών και έκδοσης νέων μετοχών, δυσκολίες χρηματοδότησης, η ανάπτυξη νέων προϊόντων, οι πιθανές συγχωνεύσεις εταιριών, τα οικονομικά και πολιτικά νέα.

Κάποια χρόνια αργότερα, το 1991, στα πλαίσια της ανάλυσης του, ο *Fama* άλλαξε τα ονόματα αυτών των κατηγοριών, αντίστοιχα, σε:

- **Έρευνες για πρόβλεψη αποδόσεων (Tests for return predictability)**

Στη συγκεκριμένη κατηγορία δεν άλλαξε μόνο τον τίτλο, κάτι που έκανε στις ακόλουθες δύο κατηγορίες, αλλά και την ουσία συμπεριλαμβάνοντας τα ακόλουθα:

- Πρόβλεψη για διαστρωματικά δεδομένα [Cross-Sectional Predictability (asset pricing models and the asset pricing anomalies)]*
- Ημερολογιακές επιδράσεις (The calendar effects)*
- Προβλεπτική ικανότητα προηγούμενων αποδόσεων (The forecast power of past returns)*
- Προβλεπτική ικανότητα άλλων μεταβλητών [The forecast power of other variables (i.e. dividend yields and term structure variables)]*
- Έλεγχοι μεταβλητότητας (Volatility tests)*

- **Έρευνες γεγονότων (Event studies⁷)**

- **Έρευνες για εσωτερική πληροφόρηση (Tests for private information)**

2.1.1.2. Καταστάσεις που οδηγούν στην αποτελεσματικότητα της αγοράς

Μια σειρά από καταστάσεις που θα μπορούσαν να εντοπιστούν ή να δημιουργηθούν

μέσα σε μια αγορά είναι απαραίτητες προκειμένου αυτή να χαρακτηριστεί ως αποτελεσματική. Οι σημαντικότερες από αυτές αναφέρονται στη συνέχεια:

- Μεγάλος αριθμός επενδυτών, άριστα πληροφορημένων για τις προοπτικές των εταιρειών, σκοπός των οποίων θα είναι η μεγιστοποίηση της αξίας του χαρτοφυλακίου τους. Σημαντικός αριθμός ειδημόνων, δηλαδή αναλυτών με ειδικές γνώσεις και πλήρη πληροφόρηση ως προς τις προοπτικές των εταιρειών.

⁷Βλ. Fama, Fisher, Jensen and Roll (1969), Strong (1992), Armitage (1995), MacKinlay (1997), Binder (1998), Fama (1998), Barberis, Shleifer and Vishny (1998), Daniel, Hirshleifer, and Subrahmanyam (1998) και Prabhala (1997), Barber and Lyon (1997a), Kothary and Warner (1997), Al-Loughani and Chappell (1997), Lyon, Barber and Tsai (1998), Millionis A. E. and Moschos D. (2000).

- Οι αποφάσεις των επενδυτών για την αγορά/πώληση μετοχών θα πρέπει να βασίζονται στις συμβουλές των ειδημόνων, οι οποίοι μελετούν όλες εκείνες τις μεταβλητές που επηρεάζουν τις τιμές των μετοχών και των ομολογιών.
- Οι επενδυτές θα πρέπει να αντιδρούν γρήγορα και με ακρίβεια στη νέα πληροφόρηση, κατευθύνοντας τις τιμές των αξιόγραφων να προσαρμοστούν κατάλληλα σε αυτή.

Μια βασική συνέπεια της υπόθεσης περί αποτελεσματικότητας της αγοράς αξιόγραφων, όσον αφορά τους επενδυτές, είναι το ότι η αναμενόμενη απόδοση των μετοχών αποδεικνύεται να είναι μια θετική συνάρτηση του κινδύνου που αυτές εμπεριέχουν και αντιμετωπίζουν (υπόδειγμα CAPM). Κατά τη διάρκεια, κυρίως, της δεκαετίας του 1970, η *Υπόθεση της Αποτελεσματικής Αγοράς (Efficient Market Hypothesis - EMH)* αποτέλεσε αντικείμενο μελετών⁸, που έθεσαν ως στόχο να ελέγξουν το βαθμό που οι αγορές θα μπορούσαν να χαρακτηρισθούν ως αποτελεσματικές. Το CAPM αποτέλεσε το υπόδειγμα που χρησιμοποιήθηκε για να προβλεφθούν οι αποδόσεις που θα είχε η αγορά δεδομένου ότι αυτή θα ήταν αποτελεσματική. Ο υπολογισμός της αναμενόμενης απόδοσης είναι σημαντικός για πολλές χρηματοοικονομικές αποφάσεις, όπως κυρίως οι επενδυτικές αποφάσεις που αφορούν τόσο την κεφαλαιακή διάρθρωση και τη δομή του κεφαλαίου όσο και την αξιολόγηση των τελικών επιδόσεων και της πραγματοποιηθείσας απόδοσης. Από τις πρόσφατες έρευνες, των *Bruner Fades, Hams and Higgins (1998)* και *Graham and Harvey (2001)*, βρέθηκε ότι το CAPM είναι το πιο ευνοϊκό και προσιτό υπόδειγμα, για τους πρακτικούς, για να επιτύχουν το προαναφερθέν. Σημαντικοί μελετητές ασχολήθηκαν με τη μελέτη του CAPM, τον έλεγχο της μοναδικότητας του και τη πρόταση βασικών προεκτάσεων

⁸Μια σειρά από μελέτες πραγματοποιήθηκαν για να ελέγξουν το βαθμό που οι αγορές αξιόγραφων είναι αποτελεσματικές, χρησιμοποιώντας διάφορες μεθοδολογίες

Για παράδειγμα, βλ Keim and Stumbaugh (1986), Campbell and Shiller (1987, 1988, 1989), Fama and French (1988a,b), Shiller (1989), Bulkley and Tonks (1989), MacDonald and Power (1991), Miles (1993), Clare et al (1994), Keith Guthbertson, Simon Hages, Dirk Nitzsche (1997), Kwong C Cheung and J Andrew Courts (2001)

του⁹. Ουσιαστικά οι έλεγχοι αφορούσαν τον από κοινού έλεγχο, τόσο της ΕΜΗ όσο και του υποδείγματος CAPM, που στηρίχθηκε σε αυτήν την υπόθεση.

Πολλές μελέτες καταλήγουν στο συμπέρασμα ότι η Υπόθεση της Αποτελεσματικής Αγοράς (Efficient Market Hypothesis - ΕΜΗ) είναι σωστή στην ασθενή και ημισυχυρή μορφή¹⁰ ενώ σχετικά με την ισχυρή μορφή αρκετές μελέτες [Main (1977)], έχουν καταλήξει στο συμπέρασμα ότι δεν ισχύει .

2.1.1.3. Γενικά στοιχεία αναφορικά με το Υπόδειγμα Τιμολόγησης Κεφαλαιουχικών

Περιουσιακών Στοιχείων (CAPM)

Ένα σημαντικό πρόβλημα της σύγχρονης χρηματοοικονομικής είναι η ποσοτικοποίηση του αντισταθμίσιμου ανάμεσα στον κίνδυνο και την αναμενόμενη απόδοση ενός αξιόγραφου. Η κοινή λογική προτείνει ότι οι ριψοκίνδυνες επενδύσεις, όπως η αγορά μετοχών (γενικότερα αξιόγραφων), θα παρέχουν γενικά υψηλότερες αποδόσεις από επενδύσεις που δεν ενέχουν κίνδυνο

Πολλά θεωρητικά μοντέλα προτάθηκαν με σκοπό να μελετήσουν και να εξηγήσουν αυτότο ζήτημα. Στα μέσα της δεκαετίας του 1960, τρεις οικονομολόγοι οι **William Sharpe (1964)**, **John Lintner (1965)**, και **Mossin (1966)** δόμησαν το CAPM¹², ενώ η προέκτασή του, που πραγματοποιήθηκε από τον **Black (1972)**, θα μπορούσε να θεωρηθεί η πιο σημαντική. Το υπόδειγμα των **Sharpe (1964)**, **Lintner (1965)**, **Mossin (1966)** και **Black (1972)**, για ένα μεγάλο χρονικό διάστημα, ενσωμάτωνε τον τρόπο που οι ακαδημαϊκοί και οι επαγγελματίες οικονομολόγοι αντιμετώπιζαν το ζήτημα των μέσων αποδόσεων και

⁹Ιδιαίτερα σημαντικές μελέτες διεκπεραιώθηκαν από τους ακόλουθους:

Arrow and Hahn (1971), Mas-Colell (1985), Duffie (1988), Nielsen (1988), Allingham (1991), Dalai and Arshanapalli (1993), Mas-Colell et al. (1995), Bottazz et al. (1998), Dana (1999), Bossaerts and Plott (1999), Cristian S. Pedersen (2000), Judd and Guu (2000), Bossaerts et al. (2000b), Le Roy and Werner (2001), Bossaerts and Plott (2002), Hens and Laitenberger and Löffler (2002), Jan Bartholdy and Paula Peare (2003),

¹⁰Μεταξύ άλλων, Fama and Blume (1966), Fama, Fisher και Roll (1969).

¹¹Για μια ανασκόπηση των κυριότερων μελετών στο θέμα βλ. Fama E.F. (1993b).

¹²W. F. Sharpe (1964), J. Lintner (1965), J. Mossin (1966).

του κινδύνου που εμπεριέχουν τα αξιόγραφα και έδωσε το έναυσμα για να διεξαχθούν μια σειρά από μελέτες¹³ που αφορούσαν τις αποδόσεις βασικών κατηγοριών περιουσιακών στοιχείων¹⁴.

Η **θεωρία του χαρτοφυλακίου**, που αναφέρεται στον τρόπο- δημιουργίας του χαρτοφυλακίου ενός επενδυτή (στο συνδυασμό των περιουσιακών στοιχείων που έχει επενδύσει και κατέχει ένας επενδυτής), αναπτύχθηκε από τον *Harry Markowitz*¹⁵.

Οποιαδήποτε συζήτηση γύρω από την θεωρία της συμπεριφοράς των τιμών των μετοχών θα πρέπει πάντα να ξεκινά από τον Markowitz (1952, 1959). Το υπόδειγμα του Markowitz είναι ένα υπόδειγμα μιας περιόδου, όπου ο επενδυτής δημιουργεί ένα χαρτοφυλάκιο στην αρχή μιας περιόδου. Ο σκοπός του επενδυτή είναι να μεγιστοποιήσει την αναμενόμενη απόδοση (expected return) του χαρτοφυλακίου, που υπόκειται σε ένα αποδεκτό επίπεδο κινδύνου (ή ελαχιστοποίηση του κινδύνου δεδομένης μιας αποδεκτής αναμενόμενης απόδοσης. Αυτή η υπόθεση της μιας μόνο χρονικής περιόδου, σε συνδυασμό με υποθέσεις σχετικά με τη συμπεριφορά του επενδυτή απέναντι στον κίνδυνο, επιτρέπει στον κίνδυνο να μετριέται από τη διακύμανση (ή την τυπική απόκλιση) της απόδοσης του χαρτοφυλακίου. Έτσι όπως φανερώνεται από το τόξο στο **σχήμα 1**, ο επενδυτής προσπαθεί να μετακινηθεί όσο το δυνατό βορειοδυτικότερα. Όσο αξιόγραφα προστίθενται στο χαρτοφυλάκιο, η αναμενόμενη απόδοση και η τυπική απόκλιση αλλάζουν με πολύ συγκεκριμένους τρόπους, που βασίζονται στον τρόπο με τον οποίο τα προστιθέμενα αξιόγραφα συνδιακυμαίνονται με τα υπόλοιπα αξιόγραφα στο χαρτοφυλάκιο. αξιόγραφα, καθορίζει πως προστίθεται στο χαρτοφυλάκιο του επενδυτή.

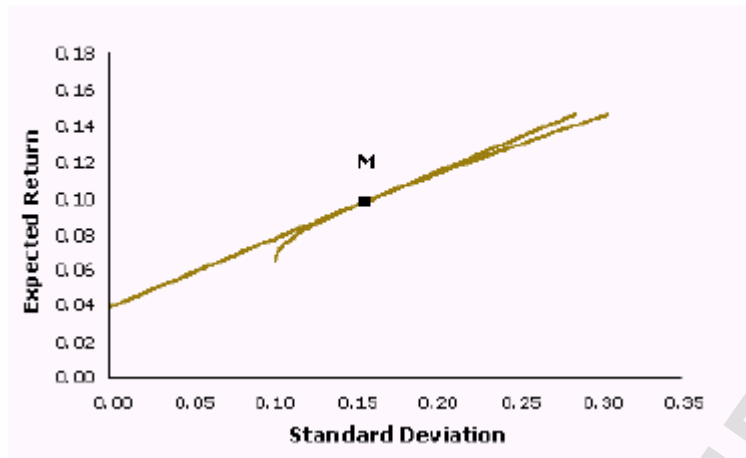
¹³Για παράδειγμα, οι Fisher (1966), Fisher and Lorie (1968, 1970, 1977) και Ibbotson and Sinquefeld (1976) μελέτησαν τις μακροχρόνιες αποδόσεις βασικών περιουσιακών στοιχείων. Οι Fisher and Lorie (1977) και Siegel and Montgomery (1995) and Siegel (1998), μελετώντας τις αποδόσεις, εισήγαγαν και την έννοια της φορολογίας.

¹⁴Ενώ μερικοί μελετητές χρησιμοποίησαν δεδομένα από το CRSP (Center for Research in Security Prices)/Ibbotson Index Series και διεξήγαγαν μελέτες που αφορούν τις αμερικανικές αγορές αξιόγραφων, ένας σημαντικός αριθμός από μελέτες επικεντρώθηκαν σε άλλες χώρες, παρέχοντας αξιοσημείωτες ενδείξεις που αφορούν τις μακροχρόνιες ιστορικές αποδόσεις σε διαφορετικό οικονομικό και θεσμικό περιβάλλον.

Για παράδειγμα, Αυστραλία [Russell (1995) and Officer (1989)], Καναδάς [Hatch and White (1986, 1988)], Γαλλία [Gallais-Hamonno and Arbulu (1995)], Γερμανία [Sterile and Hartmond (1991) and Stehle (1997), Braems and Haffher (1996)], Ιταλία [Panetta and Violi (1999)], Ιαπωνία [Hamao (1991) and Hamao and Ibbotson (1995)], Netherlands [Van Schaik (1996)], Νέα Ζηλανδία [Chay, Marsden, and Stubbs (1993)], Ισπανία [Gonzalez and Suarez (1994)], Σουηδία [Frenneberg and Hansson (1992)], Ελβετία [Wylder (1989) and Tolle, Bagutti, and Wylder (1994)], Ηνωμένο Βασίλειο [Barclays Capital (1999) and Dimson and Marsh (1999)], Η.Π.Α [Ibbotson and Sinquefeld (1976) and Ibbotson (2000)].

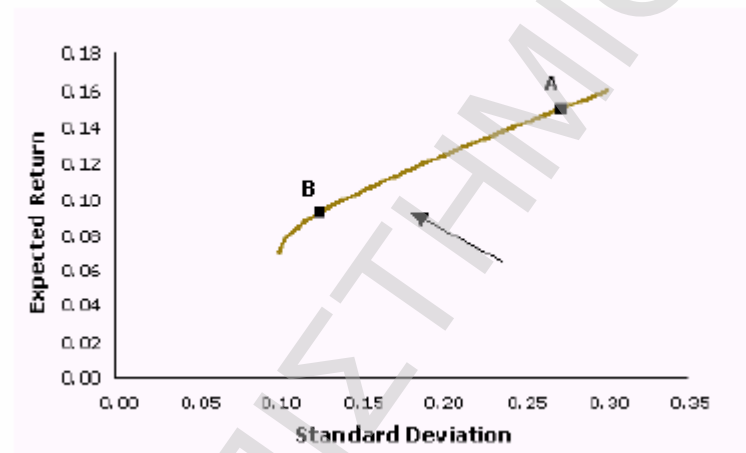
¹⁵Βλ. Markowitz, H. (1952), Markowitz, H. (1959).

Markowitz Portfolio Selection



ΣΧΗΜΑ 1

Capital Market Line



ΣΧΗΜΑ 2

Το καλύτερο το οποίο μπορεί να πετύχει ένας επενδυτής (όσο πιο βορειοδυτικά ένα χαρτοφυλάκιο μπορεί να πάει) περιορίζεται από την καμπύλη που αποτελεί το πάνω μισό κομμάτι της υπερβολής , όπως φαίνεται στο σχήμα 1. Αυτή η καμπύλη είναι γνωστή ως αποτελεσματικό όριο ή σύνορο. Σύμφωνα με το υπόδειγμα του Markowitz οι επενδυτές επιλέγουν χαρτοφυλάκια επί αυτής της καμπύλης σύμφωνα πάντα με την ανοχή τους απέναντι στον κίνδυνο. Ένας επενδυτής που μπορεί να ζήσει έχοντας αναλάβει μεγάλο κίνδυνο μπορεί να διαλέξει το χαρτοφυλάκιο Α, ενώ ένας επενδυτής που αποστρέφεται τον κίνδυνο είναι πιο πιθανό να επιλέξει το χαρτοφυλάκιο Β. Μια από τις βασικές ιδέες του υποδείγματος του Markowitz είναι ότι η αναμενόμενη απόδοση του αξιόγραφου, σε συνδυασμό με το πώς συνδυακμαίνεται με άλλα .

Capital Asset Pricing Model (CAPM).

Στηριζόμενοι στο θεωρητικό πλαίσιο που έθεσε ο Markowitz, οι Sharpe(1964), Lintner(1965) και Mossin(1966) ανεξάρτητα ο ένας από τον άλλον ανέπτυξαν αυτό που αργότερα έγινε γνωστό ως Capital Asset Pricing Model (CAPM). Αυτό το υπόδειγμα υποθέτει ότι οι επενδυτές χρησιμοποιούν την λογική του Markowitz για τη δημιουργία χαρτοφυλακίων. Επιπλέον υποθέτει ότι υπάρχει ένας τίτλος (the risk-free asset) που έχει μια βέβαια απόδοση. Με τον τίτλο μηδενικού κινδύνου, το αποτελεσματικό σύνορο στο σχήμα 1 δεν είναι πλέον το καλύτερο που επενδυτές μπορούν να επιλέξουν. Η ευθεία γραμμή στο σχήμα 2 που έχει το επιτόκιο μηδενικού κινδύνου ως intercept και εφάπτεται στο αποτελεσματικό σύνορο είναι τώρα το βορειοδυτικότερο όριο στο σύνολο των επενδυτικών ευκαιριών. Οι επενδυτές επιλέγουν χαρτοφυλάκια κατά μήκος αυτής της γραμμής (Η γραμμή της κεφαλαιαγοράς) που δείχνει συνδυασμούς του τίτλου μηδενικού κινδύνου και του χαρτοφυλακίου που φέρει κίνδυνο. Προκειμένου οι αγορές να βρίσκονται σε ισορροπία το χαρτοφυλάκιο M θα πρέπει να είναι το χαρτοφυλάκιο της αγοράς όλων των επικίνδυνων τίτλων. Έτσι όλοι οι επενδυτές συνδυάζουν το τίτλο μηδενικού κινδύνου και το χαρτοφυλάκιο της αγοράς και ο μόνος κίνδυνος για τον οποίο οι επενδυτές πληρώνονται για να τον ανεχτούν είναι ο κίνδυνος που σχετίζεται με το χαρτοφυλάκιο της αγοράς. Αυτό οδηγεί στην ισότητα του CAPM :

CAPM

$$E(R_j) = R_f + \beta_j [E(R_m) - R_f]$$

Τα $E(R_j)$ και $E(R_m)$ είναι οι αναμενόμενες αποδόσεις του τίτλου j και του χαρτοφυλακίου της αγοράς, αντίστοιχα, R_f είναι το επιτόκιο μηδενικού κινδύνου και β_j είναι ο συντελεστής beta για τον τίτλο j. Το β_j μετρά την τάση του τίτλου j να συνδιακυμαίνεται με το χαρτοφυλάκιο της αγοράς. Αναπαριστά το τμήμα του κινδύνου του τίτλου που δεν μπορεί να διαφοροποιηθεί, και αυτός είναι ο κίνδυνος για τον οποίο οι επενδυτές αποζημιώνονται που τον υφίστανται. Η ισότητα του CAPM αναφέρει ότι η αναμενόμενη απόδοση οποιοδήποτε τίτλου με κίνδυνο είναι γραμμική συνάρτηση της τάσης του να συνδιακυμαίνεται με το χαρτοφυλάκιο της αγοράς. Έτσι αν το CAPM είναι μια ακριβής περιγραφή του τρόπου με τον οποίο οι τίτλοι τιμολογούνται, αυτή η θετική γραμμική σχέση θα πρέπει να παρατηρηθεί όταν

οι μέσες αποδόσεις χαρτοφυλακίου συγκρίνονται με τα beta των χαρτοφυλακίων. Επιπλέον όταν το beta περιλαμβάνεται ως επεξηγηματική μεταβλητή (explanatory variable) , καμιά άλλη μεταβλητή δε θα μπορεί να εξηγήσει τις cross sectional διαφορές στις μέσες αποδόσεις. Η μεταβλητή beta θα πρέπει να είναι η μόνη που μετρά στον κόσμο του 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 αξιόγραφων 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 ίσχυα 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. Αυτή η θεωρία αποτέλεσε τη βάση για το παραπάνω υπόδειγμα, το πιο διάσημο και ευρείαχρησιμοποιούμενο υπόδειγμα που αφορά τη σχέση κινδύνου και απόδοσης, το Υπόδειγμα Τιμολόγησης Κεφαλαιουχικών Περιουσιακών Στοιχείων (Capital Pricing Model- CAPM). Ο βαθμός κινδύνου των περιουσιακών στοιχείων ή των χρεογράφων που διατηρούνται σε χαρτοφυλάκια μπορεί να μετρηθεί από τον βαθμό στον οποίο συμβάλλουν στη διαμόρφωση του κινδύνου ολόκληρου του χαρτοφυλακίου. Η σχέση αυτή μετρίεται από τη συνδιακύμανση του περιουσιακού στοιχείου ή των αποδόσεων των χρεογράφων και των αποδόσεων του συνόλου της αγοράς. Το Υπόδειγμα Τιμολόγησης Κεφαλαιουχικών Περιουσιακών Στοιχείων (Capital Asset Pricing Model- CAPM) διατυπώνει μια θεωρία σχετικά με τη σχέση μεταξύ του κινδύνου ενός περιουσιακού στοιχείου και του απαιτούμενου συντελεστή προσαρμογής για την κάλυψη του κινδύνου αυτού.

Σύμφωνα με το CAPM, δεδομένου μιας σειράς από απλουστευτικές υποθέσεις¹⁶, στην ισορροπία αποδεικνύεται ότι οι αναμενόμενες αποδόσεις των αξιόγραφων που διακρατούνται στα πλαίσια ενός χαρτοφυλακίου, είναι μια θετική γραμμική συνάρτηση του ποσού του μη διαφοροποιημένου κινδύνου beta (β) του χαρτοφυλακίου. Το beta της αγοράς, γίνεται αποδεκτό από το υπόδειγμα ότι, είναι ο μόνος παράγοντας κινδύνου ικανός για να εξηγήσει τη διαστρωματική ποικιλομορφία των αναμενόμενων αποδόσεων. Πρόκειται για ένα υπόδειγμα που αρχικά αποδείχτηκε με επιτυχία στην εμπειρική έρευνα, κυρίως, γιατί κάθε επενδυτική στρατηγική που έτεινε να παρουσιάζει υπερ- αποδόσεις, εμφάνιζε να έχει επίσης υψηλό beta.

Σε μια απλή εκδοχή του CAPM, η αναμενόμενη απόδοση μιας μετοχής i θα μπορούσε να εκφραστεί με την ακόλουθη εξίσωση:

$$E(R_i) = R_f + \beta_i [E(R_m) - R_f] \quad \text{Σχέση (1)}$$

Όπου:

$E(R_i)$: Αναμενόμενη απόδοση της μετοχής i

R_f : Αντιπροσωπεύει το χωρίς κίνδυνο επιτόκιο της αγοράς

$E(R_m)$: Αναμενόμενη απόδοση για το χαρτοφυλάκιο της αγοράς που περιλαμβάνει όλα τα περιουσιακά στοιχεία σε μια οικονομία.

β_i : Εκφράζει το ποσό του μη διαφοροποιημένου κινδύνου (δεν μπορεί να εξαλειφθεί με τη διαφοροποίηση) της μετοχής i που διακρατείται στα πλαίσια ενός χαρτοφυλακίου. Ορίζει τον κατά το CAPM κίνδυνο της μετοχής i και είναι η

¹⁶ Το υπόδειγμα Τιμολόγησης Κεφαλαιουχικών Περιουσιακών Στοιχείων (CAPM) στηρίχθηκε σε μια σειρά από απλουστευτικές υποθέσεις, οι σημαντικότερες από τις οποίες αναφέρονται στη συνέχεια: Μηδενικά συναλλακτικά κόστη και απουσία φορολόγησης, πλήρη διαιρετότητα των κεφαλαίων και πλήρη δυνατότητα αγοράς και πώλησης αυτών, πραγματοποίηση απεριόριστων βραχυχρόνιων πωλήσεων και δανεισμού με επιτόκιο χωρίς κίνδυνο, ομοιογένεια των προσδοκιών των επενδυτών και αδυναμία του κάθε μεμονωμένου επενδυτή να επηρεάσει τη διαμόρφωση των τιμών των αξιόγραφων.

κλίση της παλινδρόμησης της υπερβάλλουσας απόδοσης της μετοχής αναφορικά με τις υπερβάλλουσες αποδόσεις της αγοράς.

Cov (R_j,R_j) : Συνδιακύμανση μεταξύ των αποδόσεων του περιουσιακού στοιχείου *i* και των αποδόσεων της αγοράς.

Var(R_m): Εκφράζει τη διακύμανση της απόδοσης του χαρτοφυλακίου της αγοράς.

Ορίζεται ως

$$(R_i - R_f)_t = \alpha_i + \beta_i (R_m - R_f)_t + \varepsilon_i \quad \text{Σχέση (2)}$$

Σύμφωνα με το CAPM η διαστρωματική σχέση ανάμεσα στην αναμενόμενη απόδοση και τον κίνδυνο δίνεται από τη σχέση:

$$E(R_i) = \gamma_0 + \gamma_i \beta_i \quad \text{Σχέση (3)}$$

[Πρόκειται για την εκδοχή που έδωσε ο Black (1972)]

Αν το υπόδειγμα CAPM μπορεί να υποστηριχθεί, σε θεωρητική και εμπειρική βάση, ότι είναι ικανό να περιγράψει με αποτελεσματικότητα τον τρόπο διαμόρφωσης της διαστρωματικότητας των μέσων αποδόσεων και οι αγορές είναι αποτελεσματικές, τότε οι αποδόσεις μιας μετοχής θα πρέπει, κατά μέσο όρο, να συμπεριφέρονται σύμφωνα με την παραπάνω σχέση. Μόνιμες αποκλίσεις από αυτή τη θετική γραμμικότητα θα αντιπροσωπεύουν παραβιάσεις της από κοινού υπόθεσης ότι, ταυτόχρονα ισχύει το CAPM και οι αγορές είναι αποτελεσματικές. Σημειώνεται ότι υπάρχουν εμπειρικές μελέτες που μπορούν να υποστηρίξουν αυτά τα βασικά συμπεράσματα. Πρόσφατα το υπόδειγμα αυτό δέχτηκε προκλήσεις και επιθέσεις από άλλες θεωρίες, αναφορικά με την τιμολόγηση των περιουσιακών στοιχείων, που στηρίζονται σε υποθέσεις λιγότερο αυστηρές και περιοριστικές από αυτές του CAPM.

Παρ' όλο που το CAPM βρίσκεται μακριά από την τελειότητα, παραμένει το πιο διαδεδομένο αποδεκτό υπόδειγμα τιμολόγησης περιουσιακών στοιχείων, κυρίως εξαιτίας της σχετικής απλότητας του και της ευκολίας που εφαρμόζεται πρακτικά.

Για περισσότερο από τριάντα (30) έτη το CAPM αποτέλεσε ένα από τα βασικά παραδείγματα της χρηματοοικονομικής, και περίπου για 25 έτη έγινε αντικείμενο εντατικών ελέγχων. Τα τελευταία χρόνια, η εγκυρότητα όχι μόνο των αποτελεσμάτων, που προκύπτουν από τους ελέγχους πάνω στο υπόδειγμα, αλλά και των ίδιων των ελέγχων έχει αρχίσει να αμφισβητείται. Κατά το πέρασμα του χρόνου, πραγματοποιήθηκαν αρκετές έρευνες και μελέτες αναφορικά με το αν το υπάρχον θεωρητικό υπόδειγμα τιμολόγησης ανταποκρίνεται στην πραγματικότητα¹⁷. Επιπρόσθετα, δεδομένου του ότι είναι εφικτό να μετρηθούν μόνο οι πραγματικές αποδόσεις, και το CAPM είναι μια θεωρία για τις αναμενόμενες αποδόσεις, είναι δύσκολο να ελέγξουμε τη θεωρία χωρίς να υπάρξουν προβλήματα, όσον αφορά την εξέταση του υποδείγματος.

Ουσιαστικά υπήρξαν τρεις περίοδοι σχετικά με την κατάσταση αποδοχής του υποδείγματος σε θεωρητικό και εμπειρικό επίπεδο, οι οποίες διακρίνονται στις ακόλουθες:

- η περίοδος υποστήριξης του υποδείγματος [*που εκπροσωπήθηκε από τους Black, Jensen και Sholes(1972) και Fama και MacBeth (1973)*]
- η περίοδος αμφισβήτησης αυτού [*ως βασικοί εκπρόσωποι αναφέρονται οι Roll (1997), Levy (1978) και Lakonishok and Shapiro (1986)*] και τέλος
- η περίοδος απόρριψης του θεωρητικού μοντέλου [*όπως εκφράστηκε από τους Bam-1981 (MVE), Basu-1983 (E/P), Chan, Hamao και Lakonishok-1991 (CF/P), Bhandari-1988 (O/E), Fama και French-1992 (BE/MVE) όπου και μια πρώτη κατεύθυνση ήταν η εξεύρεση άλλων θεωρητικών υποδειγμάτων για τον προσδιορισμό της απόδοσης των αξιόγραφων*].

¹⁷Βλ. Grauer R Robert (1999), Ming-Hsiang Chen (2003).

Στις αρχές του 1970, οι *Black, Jensen and Shales (1972)*, *Blume and Fried (1973)* και οι *Fama and MacBeth (1973)* πραγματοποίησαν τους πρώτους εντατικούς ελέγχους αναφορικά με την ισχύ του υποδείγματος τιμολόγησης περιουσιακών στοιχείων. Επικεντρώθηκαν στην αλληλοσυσχέτιση ανάμεσα στις διαστρωματικές αναμενόμενες αποδόσεις και τα betas, καθώς και στην ειδική πρόβλεψη που υποδείκνυε το υπόδειγμα τιμολόγησης των *Sharpe-Lintner*, ότι δηλαδή οι αποδόσεις των χαρτοφυλακίων με μηδενικό beta (zero beta) ή των «ορθογώνιων χαρτοφυλακίων» (χαρτοφυλάκια των οποίων οι αποδόσεις είναι ασυσχέτιστες με τις αποδόσεις του χαρτοφυλακίου της αγοράς), έχουν αναμενόμενες αποδόσεις ίσες με το χωρίς κίνδυνο επιτόκιο. Κατέληξαν ότι υπάρχει πρόσφορο έδαφος για την απόρριψη του ισχύοντος υποδείγματος, ενώ τα συμπεράσματα τους εμφανίστηκαν σύμφωνα με την εκδοχή του Black (1972) αναφορικά με τα μηδενικού beta χαρτοφυλάκια.

Οι *Black, Jensen και Scholes (1972)* χρησιμοποιώντας στοιχεία από όλες τις μετοχές που διαπραγματεύονται στο Χρηματιστήριο της Νέας Υόρκης (New York Stock Exchange-NYSE) από το 1926-1965, σχημάτισαν δέκα (10) χαρτοφυλάκια με διαφορετικούς ιστορικούς υπολογισμούς του μη διαφοροποιήσιμου κινδύνου β και βρήκαν ότι:

Διαστρωματικά, πραγματικά δεδομένα (στοιχεία), συνδέονται και κατά κάποιον τρόπο αντανακλούν τις προβλέψεις του CAPM (δεδομένου ότι το CAPM αποτελεί μια προσέγγιση της πραγματικότητας, όπως και τα άλλα υποδείγματα τιμολόγησης περιουσιακών στοιχείων).

Μια επιπρόσθετη κλασική εμπειρική μελέτη για το CAPM αποτελεί εκείνη των **Fama και MacBeth (1973)**. Χρησιμοποίησαν μηνιαία στοιχεία απόδοσης για την περίοδο 1926-1968 για μετοχές που διαπραγματεύονται στο NYSE και μελέτησαν:

- Αν υπάρχει θετική γραμμική σχέση ανάμεσα στη μέση απόδοση και το β .

§ Αν το β^2 και η αστάθεια απόδοσης ενός περιουσιακού στοιχείου μπορούν να εξηγήσουν την υπόλοιπη ποικιλομορφία στις μέσες αποδόσεις, ανάμεσα στα περιουσιακά στοιχεία; που δεν εξηγείται από το β .

Ως αποτέλεσμα της μελέτης τους κατέληξαν ότι τα εμπειρικά δεδομένα γενικά υποστηρίζουν το CAPM. Τα αποτελέσματα αυτών των μελετών ήταν ανακουφιστικά σχετικά με την ισχύ του Υποδείγματος Τιμολόγησης Περιουσιακών Στοιχείων (Capital Asset Pricing Model- CAPM).

Στην πραγματικότητα μετά από τις παραπάνω δημοσιεύσεις το CAPM άρχισε να αποκτάει αρκετούς υποστηρικτές τόσο στον ακαδημαϊκό όσο και τον καθαρά επαγγελματικό χώρο (άρχισε να διαδίδεται η πρακτική εφαρμογή του για την τιμολόγηση των αξιόγραφων).

Μια από τις πιο γνωστές μελέτες για την εγκυρότητα του CAPM περιλαμβάνει αναλύσεις για τις αποδόσεις χαρτοφυλακίου κατά τη χρονική περίοδο 1931-1991. Η μελέτη συντελέστηκε από τον *Fisher Black*, ο οποίος ομαδοποίησε όλες τις μετοχές που διαπραγματεύονται στο NYSE σε δέκα χαρτοφυλάκια που επιλέχθηκαν σύμφωνα με το βαθμό του μη διαφοροποιήσιμου κινδύνου τους beta (β) στις μετοχές τους. Κάθε χρόνο τα χαρτοφυλάκια αυτά ξαναπροσαρμόζονταν, χρησιμοποιώντας μηνιαία δεδομένα από τα προηγούμενα πέντε (5) χρόνια έτσι ώστε το χαρτοφυλάκιο 1 πάντα να περιλαμβάνει το 10% των μετοχών με τα χαμηλότερα β , το χαρτοφυλάκιο 2 το επόμενο 10% έως το χαρτοφυλάκιο νούμερο 10, με τις μετοχές που έχουν τα υψηλότερα β . Η παρουσίαση αυτών των χαρτοφυλακίων είχε διάρκεια για μια χρονική περίοδο πάνω από 30 έτη.

Τα αποτελέσματα έδειξαν μια ισχυρή θετική σχέση ανάμεσα στον κίνδυνο β και τις αναμενόμενες αποδόσεις και έτσι παρείχαν υποστήριξη για το CAPM. Παρ' όλα αυτά

βρέθηκε ότι η «Γραμμή Κεφαλαιαγοράς» (Security market Line), που συνδέεται με την απόδειξη του υποδείγματος, ήταν πιο επίπεδη από ότι προέβλεπε η θεωρία και ήταν πάνω το χωρίς κίνδυνο επιτόκιο της αγοράς.

Η αμφισβήτηση του υποδείγματος CAPM

Τα τελευταία χρόνια η σχέση ανάμεσα στον κίνδυνο β και το πριμ για κίνδυνο $[E(R_j) - R_f]$ ήταν ιδιαίτερα επίπεδη. Συζητήθηκε κατά πόσο ορισμένα από αυτά τα αποτελέσματα θα μπορούσαν να αποδοθούν σε σφάλματα δειγματοληψίας. Πραγματοποιήθηκαν μελέτες που αποτέλεσαν τη βάση για τα πρώτα βήματα στον δρόμο της αμφισβήτησης της εγκυρότητας του υποδείγματος. Ουσιαστικά, αποδεικνύεται ότι ο κίνδυνος β δεν είναι ο μοναδικός παράγοντας που επηρεάζει τις αναμενόμενες αποδόσεις αντίθετα από ότι προέβλεπε το CAPM)¹⁸. Η ισχύς του υποδείγματος τιμολόγησης κεφαλαιουχικών περιουσιακών στοιχείων έχει γίνει αντικείμενο σημαντικής διαμάχης, από τη στιγμή που οι *Fama and French (1992)* απέδειξαν ότι δύο μεταβλητές, εκείνη που εκφράζει το μέγεθος μιας επιχείρησης και ο λόγος *BE/ME*, συνδυάζονται για να εξηγήσουν όλη τη διαστρωματική διαφοροποίηση στις αποδόσεις των αξιόγραφων.

Οι μικρές εταιρείες και εκείνες που έχουν χαμηλούς λόγους book to market equity (*BE/ME*)¹⁹, φαίνεται να παρέχουν υψηλότερες μέσες αποδόσεις, δυσανάλογα από το ποσό του κινδύνου τους β , που εμπεριέχουν. Σημειώνεται ότι είναι δύσκολο να κριθεί οικονομική σημαντικότητα αυτών των αποτελεσμάτων. Επιπρόσθετα η επίδραση του μεγέθους των επιχειρήσεων πάνω στις μέσες αποδόσεις (**small-firm effect**) βρέθηκε να είναι λιγότερο έντονη σε πρόσφατες μελέτες. Από την άλλη πλευρά, μερικά από τα αποτελέσματα μελετών που συνθέτουν αμφιβολίες για την εγκυρότητα του CAPM θα

¹⁸Οι Black, Jensen και Scholes (1972) και οι Fama και MacBeth (1973) βρήκαν ότι, όπως προβλέπεται από το CAPM, υπάρχει μια θετική απλή σχέση, ανάμεσα στις μέσες αποδόσεις και το β της αγοράς κατά τη χρονική περίοδο 1926-1968. Οι Reinganum (1981) και Lakonishok and Shapiro (1986), βρήκαν ότι αυτή η απλή σχέση ανάμεσα στο β και τις μέσες αποδόσεις εξαφανίζεται κατά την πιο πρόσφατη περίοδο 1963-1990.

¹⁹ο λόγος $BE/ME = \frac{\text{the book value of equity}}{\text{market value of equity}}$ ή $\frac{\text{book equity}}{\text{market equity}}$ αναλύεται διεξοδικά στη συνέχεια στα πλαίσια κεφαλαιαγοράς, ανάλυσης των ανωμαλιών της

μπορούσαν να έχουν παραχθεί από στατιστικές στρατηγικές που έχουν να κάνουν με την κατάλληλη επιλογή των δεδομένων της εμπειρικής ανάλυσης που οδηγούν σε κατευθυνόμενα, στην, ουσία, αποτελέσματα που απέχουν της πραγματικότητας, (data mining²⁰). Επίσης, αναγνωρίστηκαν διάφοροι τύποι δυσκολιών αναφορικά με τους ελέγχους που αφορούσαν το υποδείγμα τιμολόγησης²¹. Υπάρχουν σημαντικές αμφισβητήσεις, αναφορικά με την ισχύ των ελέγχων, που επικεντρώνονται κυρίως σε λόγους χρηματοοικονομικής ή λογικής συνέπειας, παρά σε λόγους εμπειρικής και στατιστικής σημαντικότητας.

Παρ' όλη την προαναφερθείσα τεκμηριωμένη αμφισβήτηση της εγκυρότητας του υποδείγματος, οι ένθερμοι υποστηρικτές του πιστεύουν ότι τα γενικά συμπεράσματα από τη θεωρία του υποδείγματος είναι έγκυρα. Αξίζει να σημειωθεί όμως ότι το CAPM αμφισβητήθηκε από τη βάση του και από αρκετούς μελετητές των αποδόσεων των αξιόγραφων, που υποστήριξαν ότι ήταν μη ικανό να περιγράψει τον πραγματικό τρόπο

και τους αληθινούς παράγοντες που διαμορφώνουν την διαστρωματικότητα των αποδόσεων. Θεώρησαν ότι οι αυστηρές υποθέσεις πάνω στις οποίες βασίστηκε η ισχύς του απείχαν μακράν από την πραγματικότητα. Πολυάριθμες υπήρξαν οι κριτικές²² που ασκήθηκαν αναφορικά με την ισχύ του.

2.1.3. Κριτικές όσον αφορά το CAPM

Στη συνέχεια αναφέρονται ορισμένες από τις σημαντικότερες κριτικές του υποδείγματος CAPM.

²⁰Πρόκειται για μια επεξήγηση που τεκμηριώθηκε από τους Black (1993), Lo and MacKinlay (1990) και MacKinlay (1995). Στη συνέχεια απορρίφθηκε με την πραγματοποίηση ελέγχων εκτός του δείγματος (out-of-sample tests), που ουσιαστικά παρήγαγαν από την αρχή αποτελέσματα για τις προηγούμενες μελέτες, αναφορικά με διάφορες χώρες και χρονικές περιόδους [Βλ. Chan, Hamoa, and Lakonishok (1991), Capaul, Rowley, and Sharpe (1993), Davis (1994) και Fama and French (1998)].

²¹Σημειώθηκαν σημαντικές αντιλογίες και διαγνώσεις του ισχύοντος υποδείγματος, στις οποίες δίνεται έμφαση στο σχετικό πρόσφατο άρθρο των Fama and French (1992).

²² Βλ. Roll (1977) Stambaugh (1982), Glyssels (1998).

2.1.3.1. Η κριτική του Roll (1977)

Η μελέτη του *Roll (1977)* αποτέλεσε την πρώτη και πιο γνωστή κριτική αναφορικά με το CAPM. Μέσα από διάφορες εμπειρικές μελέτες, έδειξε ότι η χρήση μιας προσεγγιστικής μεταβλητής για το χαρτοφυλάκιο της αγοράς (που περιλαμβάνει μόνο ένα υποσύνολο από τα περιουσιακά στοιχεία που αποτελούν αντικείμενο διαπραγμάτευσης σε μια κεφαλαιαγορά) μπορεί να κάνει το υπόδειγμα να εμφανίζεται σωστό, όταν αυτό είναι λανθασμένο και να εμφανίζεται λάθος όταν αυτό είναι σωστό. Κατά συνέπεια, αυτό οδηγεί στο να δυσχεραίνει τις δυνατότητες ελέγχου του υποδείγματος. Κατέληξε ότι δεν υπάρχουν αρκετές αποδείξεις για την ισχύ του υποδείγματος και αυτό οφείλεται στο γεγονός ότι οι μεταβλητές που χρησιμοποιούνται για τον προσδιορισμό του χαρτοφυλακίου της αγοράς, δεν συγκλίνουν στο χαρτοφυλάκιο που επενδύεται ο πλούτος και που ουσιαστικά είναι εκείνο που απαιτείται από το μοντέλο.)

2.1.3.2. Η κριτική του Stambaugh (1982)

Ως απόκριση στην κριτική που άσκησε ο *Roll (1977)*, ο *Stambaugh (1982)* διεξήγαγε μια ανάλυση ευαισθησίας, με σκοπό να προσδιορίσει το αν αλλάζοντας τη φύση της μεταβλητής που χρησιμοποιείται για να προσεγγίσει καλύτερα το χαρτοφυλάκιο της αγοράς, θα έχει σημαντική επίδραση στα αποτελέσματα των μελετών και ελέγχων που σχετίζονται με το CAPM.

Επίσης, επέκτεινε τους τύπους των επενδύσεων, συμπεριλαμβάνοντας στη δική του προσεγγιστική μεταβλητή τόσο μετοχές που διαπραγματεύονται στο NYSE, όσο και ομολογίες που εκδίδονται από το κράτος είτε τις μετοχικές εταιρείες, σε ακίνητη περιουσία που αφορά κυρίως διαρκή καταναλωτικά αγαθά (έπιπλα, είδη ρουχισμού κ.α.). Τα αποτελέσματα της μελέτης του έδειξαν ότι έλεγχοι πάνω στο υπόδειγμα με αυτούς τους πιο ευρείς δείκτες, δεν ήταν ιδιαίτερα ευαίσθητοι στη σύνθεση της προσεγγιστικής μεταβλητής αναφορικά με το χαρτοφυλάκιο της αγοράς.

Η σχετικά απλή παρουσίαση του Υποδείγματος Τιμολόγησης Περιουσιακών Στοιχείων (CAPM), χωρίς παραμέτρους που αφορούν το χρόνο και ευρείς εξειδικεύσεις για το χαρτοφυλάκιο της έδωσε την ώθηση για την εξεύρεση νέων βελτιωμένων, ως προς την εξειδίκευση τους, υποδειγμάτων για την τιμολόγηση των κεφαλαιουχικών περιουσιακών στοιχείων.

I. Η πρώτη προσέγγιση έθετε ως σκοπό της να αναθεωρήσει τη θεωρητική βάση του μοντέλου δίνοντας έμφαση στα ακόλουθα:

- «*The Intertemporal Capital Asset Pricing Model του Merton (1973)*»
- «*The Arbitrage Pricing Theory (APT) wo Ross (1976)*»²³.
- «*The Consumption Capital Asset Pricing Model του Breeden (1979)*».
- Η εμπειρική υποστήριξη για τα μοντέλα που βασίστηκαν στην κατανάλωση ήταν ασθενής²⁴, ενώ η εμπειρική υποστήριξη των μοντέλων που βασίστηκαν στην ύπαρξη ενός γραμμικού συντελεστή και τα Intertemporal Capital Asset Pricing Models, υπήρξαν περισσότερο υποσχόμενα²⁵. Δύσκολα θα μπορούσε κάποιος να γνωρίζει αν αυτές οι εναλλακτικές θεωρίες τελικά θα μπορούσαν να επικρατήσουν του CAPM, ερχόμενες στο επίκεντρο του ενδιαφέροντος, είτε υπάρχουν άλλα καλύτερα υποδείγματα για τον κίνδυνο και την απόδοση που δεν έχουν γίνει ακόμη γνωστά.

II. Η δεύτερη προσέγγιση έθετε ως σκοπό της να παράγει εμπειρικά ωθούμενα μοντέλα τα οποία προτείνουν κάποιες ειδικές μεταβλητές των επιχειρήσεων ως εξηγήσεις, όσον αφορά τις διαστρωματικές διαφορές των αναμενόμενων αποδόσεων²⁶.

²³Η APT αναπτύχθηκε, αρχικά, από το Ross (1976) και τα επόμενα χρόνια επεκτάθηκε από τους Chamberlin and Rothschild (1983), Connor (1982), Dybrig (1983), Grinlatt and Titman (1983), Huberman (1982) και Ingersoll (1984), Chen et al. (1986), Asprem (1989) και Park (1997). Πολυάριθμοι έλεγχοι πραγματοποιήθηκαν σχετικά με την APT χρησιμοποιώντας στοιχεία από τις κεφαλαιαγορές

των Η.Π.Α [Chen (1983), Dhrymes and Dhrymes, Gehr (1975), Roll and Ross (1980)], του Καναδά [Hughes (1982), Lam (1988)] και του Ηνωμένου Βασιλείου [Antonίου, Garrett and Priestley (1988)].

²⁴Βλ. Hansen and Singleton (1982), Epstein and Zin (1991), Cochrane and Hansen (1992), Hansen and Jagannathan (1997).

²⁵Βλ. Chen, Roll and Ross (1986), Connor and Karajczyk (1988), Lehmann and Modest (1988), Cochrane (1991a, 1996), Person and Harvey (1992), Jogannathan and Wang (1996).

²⁶Διατυπώθηκαν σημαντικές μελέτες που αμφισβήτησαν τα υπάρχοντα υποδείγματα και κατέληξαν ότι δυναμικές αναθεωρήσεις του CAPM, με παραμέτρους που σχετίζονται με την διαφοροποίηση ως προς το χρόνο, και ευρύτερες εξειδικεύσεις για το χαρτοφυλάκιο της αγοράς έχουν καλύτερες επιδόσεις από τις παραδοσιακές διατυπώσεις του υποδείγματος.

[βλ. Roll and Ross (1980), Shanken (1982), Dhrymes, Friend and Gultekin (1984), Dybvig and Ross (1985), Connor and Karajczyk (1993, 1995), Gibbons and Person (1985), Harvey (1989), Person and Harvey (1991), Person and Karajczyk (1995), Person (1995) and Jogannathan and Wang (1996)].

ΘΕΜΕΛΙΩΣΗΣ ΑΝΑΛΥΣΗ ΚΑΙ ΑΠΟΔΟΣΕΙΣ ΜΕΤΟΧΩΝ ΣΤΗ ΕΛΛΑΔΑ

Μερικά αξιοσημείωτα παραδείγματα σε αυτήν την κατηγορία αναφέρονται στη συνέχεια, σημειώνοντας ότι η εμπειρική έρευνα έχει αναγνωρίσει έναν αριθμό από παράγοντες που σχετίζονται με τις παρατηρούμενες αποδόσεις των μετοχών.

Ø **Το μέγεθος των επιχειρήσεων**

{Size- *Banz (1981), Earn and Rolf (1981), Reinganum (1982), Keim (1983), Fama and French (1992)*}

Ø **Ο λόγος κέρδη προς τιμή μετοχής**

{Earnings to price -*Basu (1983), Reinganum (1981), Cook and Rozeff (1984), Basu (1997)*}

Η μόχλευση [Leverage -*Bhandari (1988)*²⁷}

Ø **Ο λόγος Λογιστική προς Αγοραία αξία**

{Book to Market equity -*Rosenberg, Reidand and Lanstein (1985); Fama and French, (1992)*}. Ο *Loughran (1997)* παρατήρησε την εποχικότητα στον παράγοντα BE/ME και σημείωσε ότι οι μικρές growth stocks έχουν σημαντικά χαμηλές αποδόσεις στις Η.Π.Α.

Ø **Ο λόγος ταμειακές ροές προς τιμή**

{Cash flow to price -*Chan, Hamao and Lakonishok (1991)*}

Ø **Ο ρυθμός αύξησης των παρελθόντων πωλήσεων**

{Past sales growth -*Lakonishok, Shleifer and Vishny, (1994)*}

Ø **Η ένταση της διαπραγμάτευσης**

{Trading volume -*Roll (1981)*}

²⁷Ο *Bhandari (1988)* χρησιμοποίησε τη μέθοδο των *Fama and French (1973)*, για να πραγματοποιήσει παλινδρομήσεις των αποδόσεων, επάνω στις μεταβλητές της μόχλευσης [τον λόγο της λογιστικής αξίας των περιουσιακών στοιχείων προς την αγοραία αξία των ιδίων κεφαλαίων (A/ME), που ερμηνεύεται ως ένα μέτρο της αγοραίας μόχλευσης και τον λόγο της λογιστικής αξίας των περιουσιακών στοιχείων προς την λογιστική αξία των ιδίων κεφαλαίων (A/BE), που ερμηνεύεται ως ένα μέτρο της λογιστικής μόχλευσης]. Κατέληξε ότι, η υψηλότερη αγοραία μόχλευση συνοδεύεται με υψηλότερες μέσες αποδόσεις, αλλά η υψηλότερη λογιστική μόχλευση συνοδεύεται με χαμηλότερες μέσες αποδόσεις.

- Ø **Η «αρχαιότητα»** [*Momentum -Brennan et al. (1998), Hart et al. (2001)*]
- Ø **Η τιμή της μετοχής** [*Share price -Blume andStambaugh (1983)*]
- Ø **Ο λόγος τιμή προς λογιστική αξία** [*The ratio price to book value -Rosenberg et al. (1985), Fama and French (1992) και Hawawini and Keim (1991)*].
- Μπροστά σε τόσα πολλά ανταγωνιστικά μεταξύ τους μοντέλα (δεδομένου ότι το CAPM αποδείχθηκε μη ικανό να εξηγήσει τη διαστρωματικότητα των αποδόσεων των περιουσιακών στοιχείων) ένα από τα βασικά καθήκοντα των εμπειρικών ερευνητών είναι να ανακαλύψουν πιο από τα παραπάνω εξηγεί, με τον καλύτερο τρόπο, τη διαστρωματικότητα των μέσωσ αποδόσεων των μετοχών. Επίσης, βασικό ζήτημα τέθηκε να προσδιορίσουν τα τυχόν σφάλματα εξειδίκευσης των διαφόρων εμπειρικών υποδειγμάτων τιμολόγησης, που αναπτύχθηκαν και εμφανίζονται ως δυνητικές βελτιώσεις του CAPM²⁸ ή να προταθούν εναλλακτικά εμπειρικά υποδείγματα, επικεντρώνοντας σε εκείνο που θα μπορούσε λογικά να αντικαταστήσει το CAPM. Στην πράξη αυτό το ερώτημα πολύ συχνά γίνεται προσπάθεια να απαντηθεί χρησιμοποιώντας μεθοδολογίες παλινδρομήσεων, όπως οι «Διαστρωματικές Παλινδρομήσεις [Cross-Sectional Regressions (CSR)], οι Παλινδρομήσεις όπως προκύπτουν από τη «Γενικευμένη Μέθοδο των Ροπών» [Generalized Method of Moments (GMM)] και τέλος οι «Φαινομενικά Ασυσχετίστες Παλινδρομήσεις» [Seemingly Unrelated Regressions (SUR)]. Η πιο ευρεία χρησιμοποιούμενη μεθοδολογία είναι η **Cross-Sectional Regression (CSR)** που αναπτύχθηκε από τους **Fama and MacBeth** (1973), στην οποία η αποδεκτή πρακτική ήταν να εξεταστεί αν μια μεταβλητή ή κάποιες μεταβλητές έχουν τη δυνατότητα να εξηγήσουν την διαστρωματικότητα των μέσωσ αποδόσεων των μετοχών και δεν έχουν να κάνουν με τον κίνδυνο beta όπως ορίζεται από το CAPM.

²⁸Βλ Merton (1973), Breeden (1979), Hansen and Singleton (1982), Andrews(1993), Campbell (1993,1996), Jagannathan and Wang(1996) Campbell (1996), Cochrane (1996), Fama and French (1992, 1993, 1995, 1996), Hansen and Jagannathan (1997), Loughran(1997) και Daniel and Titman (1997), Hodrick and Prescott (1997), Glasserman and Jin (1998), Chysels (1998), Ahn and Gadarowski(1999) Liew and Vassalou (2000), Vassalou (2000), Lettau and Ludvigson (2001a,b) and Robert J. Hodrick and Xiaoyan Zhang(2001)! Chen Joseph, Hong Harrison and Stein C. Jeremy (2002).

Κατά συνέπεια στην πρόσφατη συζήτηση όσον αφορά την εγκυρότητα του CAPM το βασικό θέμα συζήτησης ήταν γύρω από το αν ή όχι τα betas της αγοράς και οι μεταβλητές που εξειδικεύονται στην κάθε μεμονωμένη επιχείρηση είναι σημαντικά εκτιμημένα (σε όρους στατιστικών). Παρ'όλα αυτά λίγη προσοχή δόθηκε στο κατά πόσο αυτές οι μεταβλητές είναι οικονομικά σημαντικές και ικανές να εξηγήσουν τη διαστρωματικότητα των μέσων αποδόσεων των αξιογράφων.

2.2 ΑΝΩΜΑΛΙΕΣ ΤΙΜΟΛΟΓΗΣΗΣ ΠΕΡΙΟΥΣΙΑΚΩΝ ΣΤΟΙΧΕΙΩΝ (ASSET PRICING ANOMALIES)

Η πρώτη επίθεση στο CAPM και την Υπόθεση περί Αποτελεσματικών αγορών, με τη χρήση εμπειρικών πραγματικών στοιχείων, εμφανίστηκε στα πλαίσια της ακαδημαϊκής συγγραφής, περιλαμβάνοντας τις ανωμαλίες τιμολόγησης περιουσιακών στοιχείων. Κυρίως τα τελευταία (20) χρόνια οι μελετητές¹, που ασχολήθηκαν με τις χρηματιστηριακές αγορές, έχουν βρει πολυάριθμα χαρακτηριστικά των χρεογράφων που βοηθούν στο να εξηγήσουν τη διαστρωματική ποικιλομορφία στις αναμενόμενες αποδόσεις των περιουσιακών στοιχείων (αξιογράφων) καλύτερα από το CAPM και οποιοδήποτε άλλο υπόδειγμα ενός ή περισσότερων δεικτών². Αναγνώρισαν έναν σημαντικό αριθμό από κανονικότητες στις τιμές των περιουσιακών στοιχείων που θεωρήθηκαν ως ανωμαλίες³. Μια λίστα αυτών των χαρακτηριστικών, που είναι όλα συσχετιζόμενα με τις διαστρωματικά παρουσιαζόμενες μελλοντικές αποδόσεις των περιουσιακών στοιχείων, αναφέρονται και αναπτύσσονται στη συνέχεια.:

²⁹ Αρκετοί μελετητές έκαναν λόγο για την έννοια της ανωμαλίας και την απόκλιση από ένα θεωρητικό μοντέλο όπως οι : Kuhn (1970, p. 52, p.77, p.67, p81), Kuhn (1977b, p. 202, p.221), Lakatos (1970) and Lightman and Gingerich (1991), Gentry (1975), Boness 'and Frankfurter (1977), Ball (1978), Kleidon (1987), Dimson (1988), Fama (1991) και Hawawini and Keim (1995)

³⁰ βλ. Dimson (1988), Fama (1991), Ziemba (1994) και την ειδική έκδοση του "Journal of Financial Economics" (Vol 12, no 1)

³¹ Ο Keim (1988, p. 35) εντόπισε τον όρο ανωμαλία στον Kuhn (1970) και στο κλασικό βιβλίο του «The structure of Scientific Revolutions». Ο Kuhn υποστήριξε ότι η ερευνητική δραστηριότητα σε κάθε επιστήμη περιστρέφεται γύρω από ένα κεντρικό και ότι τα πειράματα διεξάγονται για να ελέγξουν τις προβλέψεις του υποκείμενου παραδείγματος και να επεκτείνουν την κλίμακα του φαινομένου που εξηγούν. Αν και η έρευνα πολύ συχνά υποστηρίζει το υποκείμενο «παράδειγμα», αρκετές φορές εντοπίζονται και αποτελέσματα που δεν συμμορφώνονται συμφωνά με αυτό. Ο Kuhn (1970, pp52-53) όρισε αυτό το στάδιο ως «εξερευνητικό» (discovery). Το στάδιο αυτό αρχίζει με τη γνώση της ανωμαλίας, δηλαδή την αναγνώριση ότι η φύση κατά κάποιον τρόπο βλάπτει το «παράδειγμα», εισάγοντας προσδοκίες που ουσιαστικά ρυθμίζουν την επιστήμη (βασικό σημείο που ο Kuhn δίνει έμφαση).

Το μέγεθος μιας επιχείρησης (όπως μετριέται από την αγοραία αξία των ιδίων κεφαλαίων μιας επιχείρησης).

Ø «**The Size Effect (or Small Firm Effect)**»

Ο λόγος εσόδων ανά μετοχή προς τιμή ανά μετοχή και η επίδραση του.

Ø «**The Earnings to Price (E/P) Effect**»

Η επίδραση της μερισματικής απόδοσης

Ø «**The Dividend- Yield (DY) Effect**»

Ο λόγος $\frac{\text{the book value of equity}}{\text{market value of equity}}$ ή $\frac{\text{book equity}}{\text{market equity}}$ και η επίδραση του.

Ø «**The Book-to-Market (BE/ME) Effect**»

Ο λόγος $\frac{\text{Cash Flow}}{\text{Price}}$ και η επίδραση του.

Ø «**Cash Flow-to-Price (CF/P) Effect**»

Ο λόγος πωλήσεις προς τιμή ανά μετοχή και η επίδραση του

Ø «**Sales-to-Price (S/P) Effect**»

Η επίδραση των παρελθόντων αποδόσεων.

Ø «**Past Returns Effect (Contrarian and Momentum Strategies)**»

Η επίδραση της μεταβλητής Tobin's q

Ø «**Tobin's q effect**»

Οι παραπάνω μεταβλητές αποδείχτηκε ότι εξηγούν, από μόνες τους ή με κατάλληλο συνδυασμό μεταξύ τους, τη διαστρωματική ποικιλομορφία στις αποδόσεις των περιουσιακών στοιχείων καλύτερα από το CAPM και οποιοδήποτε άλλο πολυμεταβλητό υπόδειγμα και αυτό τις καθιστά τεκμηριωμένες ανωμαλίες της αγοράς χρεογράφων³².

³²Μια εκτεταμένη βιβλιογραφία αναφέρεται στις «ανωμαλίες» που αφορούν την αγορά αξιόγραφων. Όταν οι ερευνητές συζητούν τέτοια στατιστικά σημαντικά ευρήματα, συνήθως προτείνουν ότι αυτά τα αποτελέσματα είναι είτε μια αληθινή «ανωμαλία» της αγοράς, είτε μια προσεγγιστική μεταβλητή για τον κίνδυνο, είτε ίσως ένα στατιστικό τεχνούργημα που οφείλεται στο data snooping ή το survivorship bias, και ακόμη δεν είναι τίποτε άλλο από ένα αποτέλεσμα της αναποτελεσματικότητας των κεφαλαιαγορών.

Σημαντικός είναι ο αριθμός των ερευνητών που εξέτασαν αυτές τις ανωμαλίες³³, τόσο στις αναπτυγμένες χώρες όσο και στις αναπτυσσόμενες³⁵ χώρες, καταλήγοντας πολλές φορές σε αντιφατικά αποτελέσματα. Η παρούσα μελέτη επικεντρώνεται στην διεξοδική ανάλυση και προσπάθεια εμπειρικής τεκμηρίωσης τριών από αυτών:

- ✓ **Size Effect**
- ✓ **Book-to-Market Equity (BE/ME)**
- ✓ **Dividend Yield Effect (DY)**

Στην συνέχεια αναλύονται τα βασικά χαρακτηριστικά και οι εμπειρικές μελέτες που έχουν διεξαχθεί αναφορικά με αυτές τις μεταβλητές. Τέλος, γίνεται μια σύντομη παρουσίαση κάποιων μεταβλητών, πλην των προαναφερθέντων, που κρίνονται ιδιαίτερα σημαντικοί και ικανοί να διαδραματίσουν ενεργό ρόλο στη διαμόρφωση των διαστρωματικών αποδόσεων, σε μια χρηματιστηριακή αγορά.

Γ.1. Η επίδραση του μεγέθους μιας επιχείρησης [The Size Effect (or Small Firm Effect)]

Το μέγεθος μιας επιχείρησης αντιπροσωπεύει ένα από τα πιο ενδιαφέροντα ζητήματα, το οποίο θα μπορούσε να αναλυθεί, με σκοπό να κατανοηθεί το σύνθετο πλαίσιο των σχέσεων, ανάμεσα στις επιχειρήσεις και τις χρηματαγορές. Ιδιαίτερα, μια τέτοια μεταβλητή θα μπορούσε να θεωρηθεί ως η σύνθεση ενός πλέγματος πληροφοριών, το οποίο μπορεί να είναι τόσο σημαντικό, ώστε να αποτελέσει ένα μη διαφοροποιήσιμο παράγοντα κινδύνου.

³³Βλ Benes and Karatzas (1983), Detemple (1986), Gennotte (1986), Brennan (1988), Keim (1995), Pastor and Stambaugh (1999), Michael J Brennan and Yihong Xm (2001), Xia (2001), Durham (2002), Hubson, Keasey and Littler (2002), Sie Ting Lau, Chee Tong Lee and Thomas H McInsh (2002)

³⁴Βλ για παράδειγμα, Fama and French (1998), Patel (1998), Rouwenhorst (1999), Ian M Dobbs (1999), Hart et al (2001)

³⁵Για παοάδειγμα, ενδείξεις για τις αναπτυσσόμενες αγορές, περιλαμβάνουν οι μελέτες των Hervera and Lockwood (1994), Claessens etal (1993,1995, 1998), Chui and Wei (1998), Durham (2000)

Ουσιαστικά, το «*size effect*» ορίζεται ως μια από τις σημαντικότερες ανωμαλίες της αγοράς που τεκμηριώνει την αρνητική επίδραση του μεγέθους της επιχείρησης στις αναμενόμενες αποδόσεις των μετοχών της (*Banz, 1981*). Ο *Banz (1981)* ήταν ο πρώτος που ουσιαστικά ανέφερε το «*Size Effect*», αποδεικνύοντας την ισχυρή αρνητική σχέση ανάμεσα στο μέγεθος μιας επιχείρησης και την μέση απόδοση που παρουσιάζουν οι μετοχές της. Η ανάλυση του ακολούθησε παρόμοια μεθοδολογία αυτής που χρησιμοποίησαν οι *Fama και MacBeth (1973)* που βασίστηκε στην εκτίμηση διαστρωματικών παλινδρομήσεων.

Ο *Banz (1981)* υλοποίησε την έρευνα του, χρησιμοποιώντας μηνιαία στοιχεία από όλες τις εισηγμένες, στο Χρηματιστήριο αξιόγραφων της Νέας Υόρκης (New York Stock Exchange-NYSE), εταιρίες για την περίοδο 1926-1975, με στόχο την εξέταση του φαινομένου. Τρεις διαφορετικού δείκτες αγοράς χρησιμοποιήθηκαν. Τα δεδομένα για τις μηνιαίες τιμές και αποδόσεις και ο αριθμός των μετοχών στο τέλος κάθε μήνα βρέθηκαν από το CRSP (Center for Research in Security Prices). Οι εμπειρικοί έλεγχοι βασίστηκαν σε ένα γενικευμένο υπόδειγμα αποτίμησης τίτλων που επιτρέπει την αναμενόμενη απόδοση μιας κοινής μετοχής να είναι συνάρτηση του κινδύνου β και ενός επιπρόσθετου παράγοντα ϕ , της αγοραίας αξίας του equity. Μια απλή γραμμική σχέση αυτής της μορφής είναι:

$$E(R_i) = \gamma_0 + \gamma_1\beta_i + \gamma_2 [(\phi_i - \phi_m) / \phi_m]$$

Αν δεν υπήρχε καμιά σχέση μεταξύ ϕ και της αναμενόμενης απόδοσης, δηλαδή $\gamma_2 = 0$, η 1 παίρνει τη μορφή του CAPM του Black. Μιας οι προσδοκίες δεν είναι παρατηρήσιμες οι παράμετροι στην 1 θα πρέπει να εκτιμηθούν από ιστορικά δεδομένα. Αρκετές μέθοδοι είναι διαθέσιμες γι' αυτό το σκοπό. Στο συγκεκριμένο άρθρο κατασκευάζονται arbitrage χαρτοφυλάκια που περιέχουν μετοχές από πολύ μικρές και πολύ μεγάλες επιχειρήσεις συνδυάζοντας long positions σε μικρές επιχειρήσεις με short positions σε μεγάλες επιχειρήσεις. Μια απλή παλινδρόμηση χρονολογικών σειρών τρέχει για να προσδιοριστεί η διαφορά σε risk-adjusted αποδόσεις μεταξύ μικρών και μεγάλων επιχειρήσεων.

Αυτή η μέθοδος έχει το πλεονέκτημα ότι δε γίνεται καμιά υπόθεση για την ακριβή συναρτησιακή σχέση μεταξύ market value αγοραίας αξίας και αναμενόμενης απόδοσης. Τα αποτελέσματα αυτής της μελέτης υποδεικνύουν ότι το CAPM δεν είναι καλά ορισμένο. Κατά μέσο

όρο οι μικρές NYSE επιχειρήσεις έχουν πετύχει σημαντικότερα μεγαλύτερες αποδόσεις από τις μεγάλες NYSE επιχειρήσεις τα τελευταία 40 χρόνια. Το size effect δεν είναι γραμμικό στην αναλογία αγοράς (market proportion) αλλά είναι πιο έντονο για τις μικρότερες επιχειρήσεις στο δείγμα. Το φαινόμενο επιπλέον δεν είναι σταθερό μέσα στο χρόνο. Μια ανάλυση για υποπεριόδους δέκα χρόνων δείχνει σημαντικές διαφορές στο μέγεθος του συντελεστή του παράγοντα μεγέθους (size factor) και στη σημασία. Τέλος ο Banz προσπαθεί να δώσει κάποιες πιθανές εξηγήσεις για τους λόγους που εμφανίζεται το size effect.

Τα αποτελέσματα έδειξαν μια σημαντική αρνητική σχέση μεταξύ των αναμενόμενων αποδόσεων και της αγοραίας αξίας των μετοχών εφόσον έχει αντισταθμιστεί ο κίνδυνος. Επίσης, υποστήριξαν ότι το «size effect» δεν είναι γραμμικό ως προς το απόλυτο μέγεθος των εταιριών (ούτε ως προς το λογάριθμο του μεγέθους) αλλά είναι πιο έντονο για τις μικρότερες εταιρίες του δείγματος. Το φαινόμενο δεν ήταν πολύ σταθερό σε όλη τη χρονική περίοδο της έρευνας. Μια επιμέρους ανάλυση σε δεκαετείς υποπεριόδους ανέδειξε μεγάλες διαφορές στο μέγεθος του συντελεστή του παράγοντα μεγέθους.

Επιπρόσθετα, ο Banz (1981) συμπέρανε ότι το «size effect» υφίσταται, δηλαδή οι επιχειρήσεις μικρού μεγέθους [με χαμηλή αγοραία αξία ιδίων κεφαλαίων-market value of equity (MVE)], έχουν υψηλότερες μέσες αποδόσεις από τις μεγαλύτερες επιχειρήσεις, ακόμα και όταν γίνει προσαρμογή αναφορικά με τον συστηματικό τους κίνδυνο. Κατά συνέπεια το μέγεθος (MVE) μπορεί να προστεθεί στις μεταβλητές που μπορούν να εξηγήσουν τις μέσες αναμενόμενες αποδόσεις και ως συνέπεια αυτού το CAPM αποδεικνύεται εσφαλμένο. Ο τελευταίος εκτίμησε το ακόλουθο υπόδειγμα:

$$E(R_i) = \gamma_0 + \gamma_1 \beta_i + \gamma_2 \ln MVE_i + \varepsilon_i \quad \text{Σχέση (3)}$$

Όπου :

$E(R_i)$: Αναμενόμενη απόδοση της μετοχής i

β_i : Εκφράζει το ποσό του μη διαφοροποιημένου κινδύνου (δεν μπορεί να εξαλειφθεί με τη διαφοροποίηση) της μετοχής i που διακρατείται στα πλαίσια ενός χαρτοφυλακίου.

$\ln MVE_i$: Ορίζεται ως ο φυσικός λογάριθμος της αγοραίας κεφαλαιοποίησης της μετοχής i

$\gamma_0, \gamma_1, \gamma_2$: Αποτελούν τις παραμέτρους της παλινδρόμησης.

ε_i : Εκφράζει τον διαταρακτικό όρο (όρο σφάλματος) της παλινδρόμησης

Οι **French και Fama (1998)**, οι **Haugen και Baker(1996)** και μια σειρά άλλων ερευνητών απέδειξαν , μέσα από ερευνητικά στοιχεία, την παραπάνω σχέση. Συνοψίζοντας τα παραπάνω και αναλύοντας , στη συνέχεια , κάποιες μελέτες που έλαβαν χώρα, αναφορικά με το φαινόμενο, σημειώνεται ότι ως size effect χαρακτηρίζεται μια από τις αρκετά σημαντικές ανωμαλίες του CAPM και αναγνωρίζεται ως η πιο σημαντική αντίθεση αυτού του μοντέλου [see Fama and French p 427] . Ουσιαστικά ορίζεται ως η ανωμαλία υψηλών αποδόσεων σε μετοχές μικρών εταιριών με υψηλό , σχετικά με τις αποδόσεις τους, ποσό κινδύνου. Αποδεικνύεται από εμπειρικές μελέτες ότι αν και οι μικρές επιχειρήσεις έχουν υψηλότερα beta , η διαφορά σε επίπεδο κινδύνου με τις μεγάλες επιχειρήσεις δεν είναι αρκετά μεγάλη για να εξηγήσει τη μεγάλη διαφορά στις αποδόσεις των μετοχών τους.

Το μεγαλύτερο βήμα από τη βιβλιογραφία που αφορά το size effect επικεντρώθηκε στη μελέτη και επεξήγηση του πριμ στις αποδόσεις των μικρών επιχειρήσεων, όπως

οι έρευνες των *Schwert (1983)*, *Dimson (1988)*, *Hawawini and Keim (2000)* και *Dimson and Marsch (2001)*.

O *Schwert (1983)* κατανόησε την ανωμαλία που αφορά το μέγεθος (*size anomaly*) με τον ακόλουθο τρόπο:

Πίστεψε ότι μια έρευνα για την εξήγηση αυτής της ανωμαλίας θα ήταν ανεπιτυχής, τη στιγμή που πολλοί από τους συγγραφείς άρθρων, σχετικά με το *size effect*, συμφωνούν ότι είναι περισσότερο ένδειξη λανθασμένης ειδίκευσης του CAPM παρά ένδειξη για μη ύπαρξη αποτελεσματικών αγορών. Από την άλλη πλευρά κανείς από αυτούς δεν προσπαθεί να τροποποιήσει το CAPM λαμβάνοντας υπόψη τη φορολογία, τα συναλλακτικά κόστη, τις γενικές προτιμήσεις των επενδυτών κ.α., έτσι ώστε να επιτύχουν στο να ανακαλύψουν εκείνο τον συντελεστή για τον οποίο το «μέγεθος» αποτελεί μια προσδιοριστική μεταβλητή για την αναμενόμενη απόδοση.

Έτσι, η κατανόηση σχετικά με τις οικονομικές ή στατιστικές αιτίες των φανερά υψηλών μέσων αποδόσεων στις μετοχές των μικρών επιχειρήσεων είναι ατελής. Φαίνεται απίθανο ότι το «*size effect*» θα μπορούσε να χρησιμοποιηθεί για τη μέτρηση του κόστους ευκαιρίας του κεφαλαίου που δέχεται κίνδυνο, με τον ίδιο τρόπο που χρησιμοποιείται το CAPM γιατί είναι δύσκολο να καταλάβει κανείς γιατί το κόστος ευκαιρίας κεφαλαίου θα πρέπει να είναι ουσιαστικά υψηλότερο για τις μικρές επιχειρήσεις, σχετικά με εκείνο των μεγαλύτερων (επιχειρήσεων).

Οι *Hence, Lo και Mackinlay (1990)*, και *Black (1992)* αποδοκίμασαν τις εμπειρικές μελέτες που χρησιμοποιούσαν το μέγεθος ως προσεγγιστική μεταβλητή για τον κίνδυνο. Αυτοί σημείωσαν ότι καμία ικανοποιητική θεωρητική αιτία δεν έχει αναγνωριστεί που να προβλέπει μια τέτοια σχέση.

Το αρχικό άρθρο του *Banz (1981)*, το άρθρο του *Reinganum (1981)* και η βιβλιογραφία που ακολούθησε πάνω στην ανωμαλία CAPM που σχετίζεται με το μέγεθος απέδειξαν τρεις (3) σημαντικές εμπειρικές κανονικότητες:

- i. Έδειξαν ότι ο λογάριθμος της αγοραίας αξίας μιας μετοχής βρίσκεται σε αρνητική σχέση με την απόδοση..
- ii. Όταν ο κίνδυνος υπολογίζεται χρησιμοποιώντας ένα υπόδειγμα τιμολόγησης περιουσιακών στοιχείων, όπως το CAPM, αποδεικνύεται ότι η αγοραία αξία έχει εξηγητική δύναμη πάνω σε ένα μέρος της απόδοσης που δεν εξηγείται από το υπόδειγμα.
- iii. Ακόμη και σε μια οικονομία που το μέγεθος μιας επιχείρησης και ο κίνδυνος της μετοχής της είναι ασυσχέτιστα, ο λογάριθμος της αγοραίας αξίας θα είναι αντίστροφα συσχετιζόμενος με την αναμενόμενη απόδοση. Ως συνέπεια η αγοραία αξία και οι αναμενόμενες αποδόσεις θα είναι αρνητικά συσχετιζόμενες στο cross-section (διαστρωματικότητα)

Επιπρόσθετα, εάν είτε το υπόδειγμα τιμολόγησης περιουσιακών στοιχείων είναι λανθασμένο στην εξειδίκευση του, είτε η εμπειρική μελέτη είναι λανθασμένη, αποδεικνύεται ότι καθ' όσον αυτή η μη σωστή εξειδίκευση δεν συνεπάγεται μια θετική σχέση ανάμεσα στο λειτουργικό μέγεθος της επιχείρησης και την απόδοση που προβλέπεται από το μοντέλο, ο λογάριθμος της αγοραίας αξίας θα είναι αντίστροφα σχετιζόμενος με το τμήμα της απόδοσης που δεν εξηγείται από το μοντέλο. Έτσι τα αποτελέσματά μας παρέχουν μια θεωρητική εξήγηση του «*Size Effect*» μέσα από το τρέχον χρησιμοποιούμενο υπόδειγμα τιμολόγησης.

Μια εμπειρική «ανωμαλία» είναι, εξ ορισμού, ένα εμπειρικό γεγονός που δεν μπορεί να υποστηριχθεί από την επικρατούσα θεωρία. Γι' αυτό και θα μπορούσε να θεωρηθεί παραπλανητικό να αναφέρεται το «*size effect*» ως μια ανωμαλία. Το γεγονός ότι η απόδοση και η αγοραία αξία βρέθηκαν να είναι αντίστροφα συσχετιζόμενα δεν μπορεί να θεωρηθεί ως μια ένδειξη εναντίον οποιασδήποτε θεωρίας τιμολόγησης περιουσιακών στοιχείων. Όμοια, αφού οι εμπειρικοί αναλυτές συχνά δεν αναμένουν τα χρησιμοποιούμενα υποδείγματα τιμολόγησης να

ανταποκρίνονται πλήρως στα πραγματικά δεδομένα, το γεγονός ότι αυτό συμβαίνει και ότι η αγοραία αξία παρουσιάζεται να έχει επεξηγηματική δύναμη, δεν θα έπρεπε να προκαλούν εντύπωση στον οποιοδήποτε.

Ο Reinganum (1980) εξετάζει εμπειρικές ανωμαλίες που δείχνουν ότι είτε το απλό CAPM μιας περιόδου δεν έχει προσδιοριστεί όπως πρέπει είτε ότι οι αγορές κεφαλαίου είναι αναποτελεσματικές. Η εμπειρική έρευνα που υπήρχε όταν γράφτηκε αυτό το άρθρο υποδείκνυε τα δεδομένα για τα κέρδη καθώς και το μέγεθος μιας επιχείρησης μπορούν να χρησιμοποιηθούν για τη δημιουργία Χ/Φ που κερδίζουν μη κανονικές αποδόσεις. Αυτές οι μη κανονικές αποδόσεις σύμφωνα με την παρούσα έρευνα φαίνεται να κυμαίνονται από λίγες ποσοστιαίες μονάδες το χρόνο μέχρι 40% το χρόνο. Στην αρχή του άρθρου γίνεται μια επισκόπηση της προηγούμενης αρθρογραφίας πάνω στο θέμα.

Σύμφωνα με την προηγούμενη αρθρογραφία οι προβλέψεις για τα αναμενόμενα κέρδη μπορούν να χρησιμοποιηθούν για να προβλεφθούν οι τιμές των μετοχών. Οι προηγούμενες έρευνες χρησιμοποιούν διάφορα υποδείγματα για την πρόβλεψη των κερδών. Σε αυτό το άρθρο το υπόδειγμα των Latane, Jones and Rieke (1974) και Latane and Jones χρησιμοποιείται. Οι Latane and Jones δεν υποστηρίζουν ότι το υπόδειγμά τους είναι στατιστικά ανώτερο σε σύγκριση με τα άλλα, απλά υποστηρίζουν ότι το μοντέλο τους παράγει μη κανονικές αποδόσεις. Ξεκινώντας από το 4^ο τρίμηνο του 1975 τριμηνιαία κέρδη των επιχειρήσεων καθώς και ημερομηνίες ανακοινώσεων συλλέχθηκαν κυρίως από την Wall Street Journal για 8 τρίμηνα . Επίσης δεδομένα χρησιμοποιήθηκαν από τη βάση δεδομένων Compustat.

Το δείγμα αποτελείται από 566 μετοχές του NYSE και του ASE. Μόνο 535

επιχειρήσεις επιβίωσαν μέχρι το τέλος της περιόδου δείγματος. Αρχικά εξετάζεται και αποδεικνύεται ότι οι μη κανονικές αποδόσεις δεν μπορούν να κερδηθούν για μια περίοδο χρόνου κατασκευάζοντας X/Φ στη βάση των E/P και με βάση τα ετήσια E/P. Για να γίνει αυτός ο έλεγχος X/Φ σχηματίζονται με βάση το E/P (τριμηνιαίο ή ετήσιο). Όσον αφορά τον έλεγχο του CAPM με τα τριμηνιαία E/P αποδείχθηκε ότι για το 1976 και 1977 τα E/P μπορούσαν να χρησιμοποιηθούν για το σχηματισμό X/Φ που συστηματικά αποδίδουν μη κανονικές αποδόσεις (6% με 7% το τρίμηνο). Επιπλέον αυτές οι αποδόσεις επέμεναν για τουλάχιστον δύο τρίμηνα. Όσον αφορά τον έλεγχο του CAPM με βάση τα ετήσια E/P εμφανίζεται η επιμονή και η έκταση του E/P effect μεταξύ τίτλων με χαμηλό και υψηλό E/P. Με άλλα λόγια αποδεικνύεται ότι οι τίτλοι με υψηλό E/P έχουν μεγαλύτερη απόδοση σε σχέση με τίτλους με χαμηλό E/P. Στο τελευταίο μέρος του άρθρου εξετάζεται η σχέση μεταξύ του E/P anomaly και του value anomaly .

Έτσι ενώ εμφανίζεται τα E/P anomaly και value anomaly να υπάρχουν όταν κάθε μεταβλητή εξετάζεται ξεχωριστά οι δυο ανωμαλίες φαίνεται να σχετίζονται με το ίδιο σύνολο χαμένων παραγόντων και αυτοί οι παράγοντες εμφανίζονται να σχετίζονται πιο πολύ με το μέγεθος της εταιρείας παρά με τα E/P . Και καταλήγει το άρθρο στο συμπέρασμα ότι θα πρέπει να γίνει έρευνα για εναλλακτικά υποδείγματα αποτίμησης τίτλων καθώς το CAPM δε φαίνεται να είναι μια επαρκής εμπειρική αναπαράσταση της ισορροπίας της κεφαλαιαγοράς. Οι εμπειρικές ανακαλύψεις εξάλλου, σύμφωνα με τα όσα αναφέρει στο άρθρο του ο Schwert, δεν παρέχουν καμία εξηγητική δικαίωση για τους μελετητές που ψάχνουν κατά πόσο μπορεί να υπάρξει κάποιος συντελεστής που θα μπορούσε να προσεγγίσει την αγοραία αξία μιας επιχείρησης, και σε τελική ανάλυση να μπει ως επιπρόσθετη προσδιοριστική μεταβλητή της απόδοσης στο CAPM. Παρά το γεγονός ότι το εμπειρικά παρατηρούμενο «size effect» δεν είναι από μόνο του ένδειξη σχέσης ανάμεσα στο μέγεθος μιας επιχείρησης και την αναμενόμενη απόδοση, στηριζόμενοι στις εμπειρικές αποδείξεις, δεν είναι δυνατό με βεβαιότητα να αποκλειστεί η πιθανότητα μιας τέτοιας σχέσης.

Οι *Fama και French (1992)* πραγματοποίησαν μια από τις πιο σημαντικές μελέτες επέδρασαν στην ακύρωση της υπεροχής του CAPM, ως υπόδειγμα τιμολόγησης περιουσιακών στοιχείων, τεκμηριώνοντας ότι η αναμενόμενη απόδοση των μετοχών δεν θα μπορούσε να εξηγηθεί εξολοκλήρου από τα betas της αγοράς.

Οι μεταβλητές που χρησιμοποίησαν προκειμένου να εξηγήσουν τις αναμενόμενες αποδόσεις είναι το size, το BE/ME, το E/P, το leverage καθώς και το beta. Αρχικά οι Fama and French βρήκαν ότι η σχέση μεταξύ του beta και των μέσων αποδόσεων εξαφανίζεται για την περίοδο 1963-1990, ακόμα και όταν το beta χρησιμοποιείται μόνο του για να εξηγήσει τις μέσες αποδόσεις. Με άλλα λόγια οι έλεγχοί τους δεν επιβεβαίωσαν την πιο βασική πρόβλεψη του CAPM, της θετικής δηλαδή σχέσης μεταξύ μέσων αποδόσεων και beta. Όσον αφορά τα δεδομένα χρησιμοποιήθηκαν μόνο nonfinancial firms. Αποκλείσανε τις financial firms γιατί το υψηλό leverage για αυτές πιθανώς δεν έχει το ίδιο νόημα σε σχέση με το leverage των nonfinancial firms. Τα δεδομένα αφορούν την περίοδο 1962 μέχρι 1989.

Απέδειξαν ότι, το μέγεθος των επιχειρήσεων και ο λόγος BE/ME είναι οι μόνες μεταβλητές που είναι σημαντικοί στο να εξηγήσουν τις μέσες διασπρωματικές αποδόσεις των μετοχών στα NYSE (New York Stock Exchange) και AMEX (American Stock Exchange), όπως και στο NASDAQ (National Association of Security Dealers Automated Quotation). Ακόμα προσπάθεια έγινε να αποφευχθεί το look ahead error ταιριάζοντας τα λογιστικά δεδομένα με τις αποδόσεις από τον Ιούλιο του στο τέλος του fiscal year end του χρόνου $t-1$ με τις αποδόσεις από τον Ιούλιο του χρόνου t μέχρι τον Ιούνιο του χρόνου $t+1$. Ο σχηματισμός των χαρτοφυλακίων έγινε αρχικά ανάλογα με το μέγεθος. Έτσι σχηματίστηκαν 10 χαρτοφυλάκια. Μετά κάθε διαίρεσαν κάθε χαρτοφυλάκιο σε 10 χαρτοφυλάκια ανάλογα με τα pre-ranking betas. Έτσι σχηματίστηκαν 100 size-beta χαρτοφυλάκια

Πραγματοποίησαν μια σειρά από παλινδρομήσεις με τη μέθοδο των ελαχίστων

τετραγώνων (OLS), τόσο των μέσων αποδόσεων πάνω στα betas (υπολογιζόμενα σχετικά με έναν αριθμό από προσεγγιστικές μεταβλητές για το χαρτοφυλάκιο της αγοράς), των μέσων αποδόσεων πάνω στα betas και το μέγεθος όσο και των μέσων αποδόσεων πάνω στο μέγεθος, αντίστοιχα. Στην παλινδρόμηση των μέσων πάνω στα betas, η κλίση ήταν μικρή, θετική και στατιστικά ασήμαντη. Στη δεύτερη παλινδρόμηση, ο συντελεστής beta βρέθηκε αρνητικός και στατιστικά ασήμαντος και ο συντελεστής του μεγέθους ήταν αρνητικός και στατιστικά σημαντικός. Ενώ, στην παλινδρόμηση των μέσων αποδόσεων πάνω στο μέγεθος η κλίση ήταν αρνητική και στατιστικά σημαντική³⁶. Τα αποτελέσματα της μελέτης τους προέβλεπαν αμφιβολίες για το υπόδειγμα τιμολόγησης κεφαλαιουχικών περιουσιακών στοιχείων (CAPM), παρουσιάζουν ιδιαίτερο ενδιαφέρον και έχουν αρκετές σημαντικές εφαρμογές. Επιπρόσθετα, η μελέτη τους αναπαράχθηκε, τροποποιήθηκε και επαναπροσδιορίστηκε από μια σειρά μελετητών³⁷ τα χρόνια που ακολούθησαν. Οι *Eugene F. Fama και Kenneth R. French (1996)* βρήκαν ότι εκτός από τη συνέχιση των βραχυπρόθεσμα παρελθόντων αποδόσεων (short-term past returns), οι ανωμαλίες σε μεγάλο βαθμό εξαφανίζονται σε ένα υπόδειγμα τριών μεταβλητών. Τα συμπεράσματα αυτών είναι σε συνοχή με το Ορθολογικό CAPM ή το APT (υποδείγματα τιμολόγησης περιουσιακών στοιχείων) και αναφέρουν ως πιθανές εξηγήσεις των ανωμαλιών τόσο προβλήματα στα δεδομένα υπό ανάλυση που χρησιμοποιούν οι μελέτες όσο και προβλήματα που προκύπτουν από μη ορθολογική τιμολόγηση των μετοχών των επιχειρήσεων.

³⁶Όσον αναφορά μελέτες, που έλαβαν χώρα, πιο κοντινές στη μελέτη των Fama and French (1992), είναι εκείνες των Roll and Ross

(1994) και Kandel and Stambaugh (1995).

³⁷H.P.A [Fama και French (1993), Davis (1994), Kothari et al. (1995), Jagannathan and Wang (1996)] Αυστραλία [Hallisell et al.

(1999), Faff (2001), Chan Howard W. and Faff Robert W (2003)], Ηνωμένο Βασίλειο [Tully (1998), Dimson, E. and Marsch P.(2001)]

Ο *Keim(1988)*, όπως και παλαιότερα ο *Ball (1978)*, θεώρησαν ότι οι μεταβλητές, όπως το μέγεθος, η μόχλευση και οι λόγοι E/P και BE/ME, είναι σημαντικές εκδοχές της τιμής των μετοχών μιας επιχείρησης. Ουσιαστικά θα μπορούσαν να θεωρηθούν ως διαφορετικοί τρόποι για την εξαγωγή πληροφορησης από τις τιμές των μετοχών σχετικά με τη διαστρωματικότητα στις αναμενόμενες αποδόσεις των μετοχών. Από τη στιγμή που όλες οι παραπάνω μεταβλητές είναι εκδοχές της τιμής, είναι λογικό να αναμένουμε ότι μερικές από αυτές είναι περιττές για να εξηγήσουν τις μέσες αποδόσεις.

Επιπρόσθετα, σημειώνεται η ύπαρξη δύο (2) μελετών που αναφέρουν ανάλογες συσχετίσεις, ανάμεσα στον παράγοντα μέγεθος και την αναμενόμενη απόδοση, σε μακροοικονομικά μοντέλα. Οι *Keppler και Traub (1993)* αναφέρουν την παρουσία ενός «small country effect», όπου οι αποδόσεις λιγότερο αναπτυγμένων χωρών υπερβαίνουν αυτές των περισσότερο αναπτυγμένων χωρών. Ο *Asness et al (1997, p 84)* επίσης δέχεται:

«Οι χώρες με χαμηλά ίδια κεφάλαια στην αγορά, απαιτούν ένα υψηλότερο πριμ για κίνδυνο, εξαιτίας του υψηλότερου κινδύνου που αντιμετωπίζουν, όπως και οι αμερικανικές μετοχές με χαμηλά ίδια κεφάλαια».

Η «οριακή ανάλυση» (extreme bound analysis) αποτελεί μια μέθοδο που χρησιμοποιήθηκε για να εκτιμήσει δεκαπέντε (15) διαφορετικές ανωμαλίες αναφορικά με την απόδοση μιας μετοχής, χρησιμοποιώντας δεδομένα που καλύπτουν 16 αναπτυγμένες χώρες από το Μάιο του 1984 έως το Μάρτιο του 1999 (*J. Benson Durham 2000*). Μέσα από αυτή τη μέθοδο που στηρίζεται σε μια σειρά από υποθέσεις, απορρίπτεται κάθε αποτέλεσμα μεγέθους που αφορά το επίπεδο μιας χώρας, αφού ο παράγοντας «μέγεθος του επιπέδου μιας χώρας» (size of country-level) δεν εμφανίζεται σημαντικός σε καμία παλινδρόμηση.

Επίσης τα εμπειρικά δεδομένα υποστηρίζουν ότι η ύπαρξη του συνολικού «size effect» είναι κάπως διφορούμενη ή ασαφή, ενώ τα αποτελέσματα των εμπειρικών μελετών

συνήθως τείνουν να εξαρτιούνται, σε σημαντικό βαθμό, από τη μεθοδολογία που χρησιμοποιείται για την ανάλυση τους και για την διεξαγωγή συμπερασμάτων.

Οι **Leledakis, Davidson, και Karathanasis** (2001) σε μελέτη τους έδειξαν ότι στην περίπτωση του Χρηματιστηρίου Αθηνών, το μέγεθος, όπως μετριέται από την αγοραία αξία των ιδίων κεφαλαίων (market value of equity) είναι η επικρατούσα επίδραση πάνω στις διαστρωματικές αποδόσεις. Οι συγγραφείς θέλουν να ερευνήσουν το κατά πόσο οι μεταβλητές που επηρεάζουν τις αποδόσεις σε αναπτυγμένες χρηματιστηριακά χώρες είναι κοινοί με τους παράγοντες στο Χρηματιστήριο της Αθήνας. Τα δεδομένα περιλαμβάνουν όλες τις non-financial επιχειρήσεις του χρηματιστηρίου και εκτείνονται από τον Ιούλιο του 1990 μέχρι τον Ιούνιο του 2000. Οι μεταβλητές που θα ελεγχθούν κατά πόσο επηρεάζουν τις αποδόσεις είναι το market beta, το market value of equity of the firm (ME), ο λόγος μεταξύ book value of equity και market value of equity of the firm (BE/ME), ο λόγος μεταξύ book value of total assets και market value of equity of the firm (A/ME), ο λόγος μεταξύ book value of total assets και book value of equity of the firm (A/BE), ο λόγος E/P, ο λόγος μεταξύ του μερίσματος της εταιρίας και του market value of equity of the firm (DY), ο λόγος ετήσιων πωλήσεων και market value of equity (S/P). Οι κύριες μεθοδολογίες που χρησιμοποιούνται στο παρόν άρθρο είναι (1) The portfolio analysis approach, στην οποία χαρτοφυλάκια σχηματίζονται με βάση μια μεταβλητή και η σχέση με τις άλλες μεταβλητές ερευνάται και (2) Διαστρωματικές παλινδρομήσεις που βασίζονται σε επιχειρήσεις και όχι σε χαρτοφυλάκια. Και στις δυο περιπτώσεις οι αρχικές εκτιμήσεις των beta βρίσκονται χρησιμοποιώντας τόσο OLS όσο και διαδικασία MLE των Litzenberger and Ramaswamy (1979). Σε αγορές που υφίσταται κίνδυνος, το μέγεθος των επιχειρήσεων συλλαμβάνει έναν αριθμό των αποτελεσμάτων του κινδύνου που δεν είναι παρόν, σχεδόν στον ίδιο βαθμό, στις αναπτυγμένες χώρες όπως αυτές της Αμερικής και της Αγγλίας.

2.2.1.1 Οι επεξηγήσεις που δόθηκαν αναφορικά με την επίδρασή του μεγέθους (size effect) στις αποδόσεις.

Ακολούθησε μια πληθώρα από μελέτες³⁸ τόσο σε χρηματαγορές των Η.Π.Α.³⁹ όσο και σε αγορές αξιολογίων ανά τον κόσμο⁴⁰ που εξέτασαν αυτή την σχέση, ανάμεσα στο μέγεθος της επιχείρησης και τις αποδόσεις των μετοχών της και βρέθηκε ότι το φαινόμενο των μετοχών μικρής κεφαλαιοποίησης ισχύει και για αγορές εκτός των Η.Π.Α.⁴¹ Επιπρόσθετα, από αρκετούς μελετητές, η ισχύς του φαινομένου αμφισβητήθηκε (βλ. *Berk and Jonnathan (1995, 1997)* και αρκετοί ήταν εκείνοι που έκαναν προσπάθεια να διατυπωθούν κάποιες επεξηγήσεις για την εμπειρική τεκμηρίωση του. Οι σημαντικότερες αιτίες στις οποίες αποδόθηκε το φαινόμενο αυτό συνοψίζονται στη συνέχεια:

³⁸ Για μελέτες που αφορούν διεθνή τεκμηρίωση του φαινομένου (size effect) και ασχολήθηκαν με την ισχύ του φαινομένου βλ. Barry and Brown (1984), Brauer (1986), Bhardwaj and Brooks (1999), Wong A (1993, p98), Snyder and Lawson (1993), Siegel(1994), Jagannathan and Mc Gruttan (1995), Hawawini and Keim (1995), Heston et al. (1995), Kirk (1996), Thompson (1996, 1997), Shumway(1997), Patel(1998), Chui and Wei (1998), Claessens et al. (1993, 1995, 1998), Shumway and Warther(1999), Grauer (1999), Johnson (1999), Durham (2000), Anderson Bumham and Thompson (2000), Ho and Strange and Piesse(2000), Horowitz, Loughran and Savin (2000), Jimmy Liew and Maria Vassalou (2000), Bayless and Jay (2001), Glmer, Vaske and Morgan(2001) Mark Bayless and Nancy R. Jay (2001), Hart et al. (2001), Ibbson associates (2002), Caspar G. M. de Groot and Willem F. C. Verschuur (2002), Zepp M. Thomas (2003), Todias J. Moskowitz (2003), Herbert Y. T. Lam and Spyros I. Spyrou (2003).

³⁹ Άλλοι μελετητές που εξέτασαν τη σχέση ανάμεσα στο μέγεθος μιας επιχείρησης και την απόδοση στις ΗΠΑ είναι οι ακόλουθοι: Reinganum (1981, 1982, 1983), Roll (1981, 1983a, 1983b), Keim (1983), Basu (1983), Blume and Stambaugh (1983), Brown, Kleidon and Marsh (1983) Banz and Breen (1986), Lakonishok and Shapiro (1986), Jaffe, Keim and Westerfield (1989), Lo and MacKinlay(1990b), Chanand Chen (1991), Fama and French (1992, 1993, 1995, 1996a, 1996b), He and Ng (1994), Davis (1994, 1996), Kothari and

Shanken and Sloan (1995), Loughran (1997), Brad M. Barber and John D Lyon (1997), Kim (1997), Knez and Ready (1997), Brennan, Chordia and Subrahmanyam (1998), Dimson and Marsh (1999), B. Espen Eckbo, Ronald W. Masulis and Øyvind Norli(2000), Jimmy Liew and Maria Vassalou (2000), Gerald R. Jensen and Jeffrey M. Mercer (2002). **Ηνωμένο Βασίλειο**, [Levis (1985, 1989), Corhay, Hawawini and Michel (1988) and Strong and Xu (1997)]. **Λονδίνο** [Fongbn (1992), Arsad and Coutts(1997)], **Αυστραλία** [Brown, Keim, Kleidon and Marsh (1983)], **Βέλγιο** [Hawawini, Michel and Corhay, (1989)], **Γερμανία** [Bossaerts and Fohlin (2000), Audretsch, Julie Ann Elston (2002)], **Καναδά** [Berges, McConnell and Schlarbaum (1984) and Calvet and Leföll (1989), **Φινλανδία** [Wahlroos and Berglund (1986)], **Γαλλία** [Hawawini and Viallet (1987), Hawawini and Keim (1995)], **Ιρλανδία** Coghlan(1988)] [Coghlan (1988)], **Ιαπωνία** [Kato and Schallheim (1985), Chan, Hamao, and Lakonishok (1991), *Hawawini(1991) and Kubota and Takehara (1996)*], **Μεξικό**[Herrera and Lockwood (1994)], **Ν. Ζηλανδία** [Gillan (1990), Pinfeld, Wilson and Quili Li(2001)], **Σιγκαπούρη** [Wong and Lye- (1990)], **Κορέα** [Cheung, Leung and Wong (1994)], **Ισπανία** [Rubio (1988)], **Ιταλία** [Guiseppe Cavaliere and Michele Costa (1999)], **Ελβετία** [Corniolay and Pasquier (1991)], **Taiwan** [Ma and Shaw (1990), Chui and Wei(1998)], **Κίνα** (Wang Changyum (2003)], **Χονγκ Κονγκ** [Keith S K. Lam (2002)], και πιο πρόσφατα σε **αναδυόμενες αγορές** [Hawawini and Keim (1995), Rouwenhorst (1999), Christopher B. Barry, Elizabeth Goldreyer, Larry Lockwood and Mauricio Rodriguez (2002)].

⁴¹ Βλ. Brown P., Kleidon A., and Marsh T. (1983), Berges A., McConellJ.J.f1984), Rudio G. (1988).

1. Λανθασμένη εκτίμηση των κινδύνων (*Misestimation of risks*)

[Βλ. Roll (1981), Reinganum (1982), Chan and Chen (1988), Handa, Kothari and Wasely (1989), Shanken and Weinstein (1990), Jegadeesh (1992), Chu-sheng Tai (2003).

2. Λανθασμένη εκτίμηση της απόδοσης (*Misestimation of return*)

[Οι Roll (1983α) και Blume and Stambaugh (1983) αμφισβήτησαν την εμπειρική σημαντικότητα του φαινομένου. Εξέτασαν την επίδραση διαφορετικών στρατηγικών στη διαχείριση των χαρτοφυλακίων που δημιουργούνται για τον υπολογισμό των επιπλέον αποδόσεων των εταιριών μικρής κεφαλαιοποίησης και, στη συνέχεια, συμπέραναν ότι αφού το μέγεθος του «size effect» εξαρτάται από την επιλογή της στρατηγικής άρα η εμπειρική σημασία του φαινομένου είναι αμφισβητούμενη

3. Μη σταθερότητα του μη διαφοροποιημένου κινδύνου, beta (*Non-Stationarity of beta*)

[Βλ. Cristie και Hertzal (1981)]

4. Ανεπάρκεια CAPM (*Inadequacy of the CAPM*)

[Βλ. Chen (1983), Chan, Chen και Hsieh (CCH, 1985), Jia He και Lilian K. Ng (1994)]

5. Η υπόθεση αναφορικά με την πληροφόρηση (*The information hypothesis*)

[Βλ. Keim (1983), Barry and Brown (1984)]

6. Ο κύκλος εργασιών της επιχείρησης (*Business cycle*)

[Βλ. Chan, Chen and Hsieh (1985), Huberman, Kandel and Karolgi (1987), Chen (1988)].

7. Το «Φαινόμενο του Ιανουαρίου» (*The January Effect*)

Στη συνέχεια, αναλύεται διεξοδικά το φαινόμενο του Ιανουαρίου. Στόχος τίθεται η πλήρη κατανόηση αυτής της επεξήγησης του «*size effect*», που ταυτόχρονα αποτελεί και πιθανή επεξήγηση αρκετών ανωμαλιών που εντοπίζονται αναφορικά με τον τρόπο διαμόρφωσης του ύψους των αποδόσεων. Στο δεύτερο κεφάλαιο, της παρούσης διπλωματικής εργασίας, γίνεται μια προσπάθεια να τεκμηριωθεί το αν οι ανωμαλίες που πιθανόν χαρακτηρίζουν την ελληνική χρηματιστηριακή αγορά είναι αποτέλεσμα του «Φαινομένου του Ιανουαρίου». Μετά από τον *Banz (1981)*, που έκανε την πρώτη αναφορά στο «*size effect*» πολλοί συγγραφείς⁴² ανέλυσαν το φαινόμενο περαιτέρω, καταλήγοντας στο συμπέρασμα ότι είναι εποχικό (*seasonal size effect*) επίδραση του είναι πιο έντονη τον μήνα Ιανουάριο, συγκριτικά με τους υπόλοιπους μήνες του έτους.

Ερευνητές απέδειξαν ότι οι αποδόσεις των μετοχών των επιχειρήσεων είναι σημαντικά υψηλότερες κατά τη διάρκεια του μήνα Ιανουαρίου⁴³. Η εξήγηση, που δόθηκε για τη δικαιολόγηση αυτού του γεγονότος, τουλάχιστον όσον αφορά την αμερικανική αγορά, είναι ότι οι επενδυτές πουλούν αξιόγραφα στα τέλη Δεκεμβρίου, με σκοπό να δημιουργήσουν ελλείμματα κεφαλαίου, για λόγους που αφορούν τη φορολογία πάνω στο εισόδημα. Αυτή η πίεση που δημιουργούν οι πωλήσεις τείνει να μειώσει τις τιμές, οι οποίες και αυξάνονται και πάλι στα αρχικά επίπεδα ισορροπίας τους τον Ιανουάριο (*Brown et al, 1983*) και έτσι εξαφανίζονται οι δυνατότητες πραγματοποίησης υπερκερδών. Τη στιγμή που οι κωδικοί φορολογίας διαφέρουν ανάμεσα στις χώρες, οι διεθνείς διαχειριστές κεφαλαίων πρέπει να δρουν με τρόπο που αφορά τις τοπικές σε αυτούς φορολογικές ρυθμίσεις (*Haugen Lakonishok, 1987*), για να επιτύχουν τη μέγιστη δυνατή απόδοση των επενδύσεων τους.

⁴²Για παράδειγμα, Tinic and West (1984), Chang E.G. and Pinegar J.M. (1989), Leong and Zaima (1991), Fant L. Franklin and Peterson David R. (1995).

⁴³Βλ. Rozeff M.S. and Kinney W.R. (1976), Gultekin M. and Gultekin N. (1983)

Το εν λόγω φαινόμενο, πρόκειται για μια ανωμαλία που έφτασε στην προσοχή της σύγχρονης χρηματοοικονομικής κυρίως μέσα από τις μελέτες των *Rozeff and Kinney (1976)*. Στην ακαδημαϊκή βιβλιογραφία εμφανίστηκε για πρώτη φορά, περισσότερο από πενήντα έτη πριν, από τον *Wachtel (1942)*. Συγγραφείς, όπως ο *Keim (1983)*, ο *Blume and Stambaugh (1983)*, οι Reinganum (1983) and Roll (1983b), παρείχαν αποδείξεις υποστηρίζοντας την άποψη ότι το «*January Effect*» δεν είναι τίποτε άλλο από ένα φαινόμενο που σχετίζεται με το «*size effect*».

Στην πραγματικότητα, η τιμολογιακή συμπεριφορά των μετοχών τον Ιανουάριο θέτει δύο διαφορετικές ανωμαλίες⁴⁴. Από τη μία πλευρά, οι αποδόσεις της αγοράς για μικρές επιχειρήσεις είναι καλύτερες από αυτές των μεγάλων επιχειρήσεων τον μήνα Ιανουάριο και από την άλλη, όλες οι επιχειρήσεις τείνουν να έχουν καλύτερες αποδόσεις τον Ιανουάριο σε σχέση με οποιοδήποτε μήνα.

Ο *Keim (1983)* πραγματοποίησε την πρώτη μελέτη που ουσιαστικά συνδύασε το «Φαινόμενο του Ιανουαρίου» με το «*size effect*». Απέδειξε, μέσα από την εμπειρική του έρευνα, κατά τα έτη 1963-1979, ότι το πριμ για κίνδυνο για μια μικρή επιχείρηση (small firm premium) είναι πάντοτε θετικό τον Ιανουάριο. Ανέφερε ότι σχεδόν 50% από το μέσο ετήσιο «*size effect*» μπορεί να αποδοθεί στον μήνα Ιανουάριο και περισσότερο από το μισό του «φαινομένου του Ιανουαρίου» συμβαίνει κατά την πρώτη εβδομάδα της διαπραγμάτευσης. Επίσης, οι *Ritter and Chopra, to 1989*, έδειξαν ότι οι μετοχές εταιριών μικρής κεφαλαιοποίησης έχουν θετικές αποδόσεις ακόμα και κατά τους μήνες του Ιανουαρίου, κατά τους οποίους η συνολική απόδοση της αγοράς ήταν αρνητική.

Επιπρόσθετα, οι *Brown, kleidon and Marsh (1983)* εξέτασαν την συμπεριφορά του φαινομένου των εταιριών μικρής κεφαλαιοποίησης σε σχέση με το χρόνο.

⁴⁴Βλ. Haugen and Lakonishok (1988)

Σκοπός του άρθρου των είναι να εξεταστεί κατά πόσο το μέγεθος μιας εταιρείας επηρεάζει τις αποδόσεις της μετοχής και σε ποιο βαθμό. Η εύρεση μιας τέτοιας σχέσης θα μπορούσε να χρησιμοποιηθεί τόσο για την πρόβλεψη των μετοχικών αποδόσεων όσο και για το πώς γίνεται στην πραγματικότητα η αποτίμηση των τίτλων. Για την περίοδο 1967-1975 βρέθηκε θετικό αλλά μη σημαντικό size effect δηλαδή οι μικρές επιχειρήσεις είχαν αρνητική επιπλέον απόδοση και οι μεγάλες θετική επιπλέον απόδοση. Επιπλέον οι συγγραφείς του άρθρου προσπαθούν να βρουν τις οικονομικές αιτίες πίσω από το φαινόμενο. Αν οι μετοχές μικρών επιχειρήσεων αναμενόταν να κερδίσουν θετικές επιπλέον αποδόσεις λόγω διαφορετικών κοστών προμήθειας για τη συναλλαγή αυτών των μετοχών ή επειδή οι μικρές επιχειρήσεις τείνουν να παρέχουν λιγότερη διαφοροποίηση από τις μεγάλες τότε το premium των αναμενόμενων αποδόσεων θα έπρεπε να είναι θετικό κάθε περίοδο. Τέλος γίνεται λόγος για το αν τα αποτελέσματα επηρεάζονται από το φαινόμενο του Ιανουαρίου και αποδεικνύεται ότι ακόμα και αν το λάβουμε υπόψη η αστάθεια στο φαινόμενο του size effect παραμένει.

Το πιο σημαντικό συμπέρασμα τους είναι ότι η ένταση αλλά και το πρόσημο του «size effect» δεν είναι σταθερό εντός της περιόδου του δείγματος 1967-1979 και δεν κατάληξαν σε κανένα συμπέρασμα που να ικανοποιεί τα δικά τους αποτελέσματα και του Keim ταυτόχρονα. Οι *Dimson and Marsh (2001)* εξέτασαν την εποχικότητα στην αγορά αξιόγραφων στο Ηνωμένο Βασίλειο. Τεκμηρίωσαν ότι το «size effect», το οποίο στις ΗΠΑ επικεντρώνεται στο μήνα Ιανουάριο, συμπεριφέρεται αρκετά διαφορετικά στην Αγγλία, παρέχοντας αμφιβολίες στις θεωρίες περί γενικεύσεων, που αφορούν το φαινόμενο του Ιανουαρίου, πέρα από την αμερικανική αγορά και τις μικρές επιχειρήσεις που δραστηριοποιούνται σε αυτήν.

Πολλές επεξηγήσεις προτάθηκαν για να εξηγήσουν το «*Φαινόμενο του Ιανουαρίου*» στις αποδόσεις των μετοχών. Από την μία πλευρά, οι επεξηγήσεις που προτείνουν ότι το εν λόγω φαινόμενο δεν αποδεικνύει τίποτε άλλο από μια αποτυχία της υποθέσεως της αποτελεσματικής αγοράς και των υποδειγμάτων ισορροπίας τιμολόγησης περιουσιακών στοιχείων, οι οποίες περιλαμβάνουν τις «**The tax Loss Selling hypothesis**»⁴⁵ και «**The window-dressing hypothesis**»⁴⁶. Από την άλλη πλευρά, οι επεξηγήσεις που προτείνουν ότι το φαινόμενο αυτό είναι συνεπές με την από κοινού υπόθεση περί ύπαρξης αποτελεσματικών αγορών και υποδειγμάτων ισορροπίας τιμολόγησης περιουσιακών στοιχείων, οι οποίες, με τη σειρά τους περιλαμβάνουν:

Ø Omitted risk factors hypothesis

[βλ. Chan, Chen and Hsieh (1985), Seyun (1993), Dahlquist and Sellin (1996)]

Ø Seasonalities in the equity market risk

[βλ. Tinic and West (1984) and Tinic and Rogalski (1986), Clare, Psaradakis and Thomas (1995)]

Ø Information - release / insider trading hypothesis [Seyun (1988)]

Ø Econometric and risk mismeasurement problems

[Αναφορά στις επεξηγήσεις του «size effect» που ήδη αναφέρθηκαν].

⁴⁵Βλ. Branch (1977), Dyl (1977), Brown, Keim, Kleidon and Marsh (1983), Givoly and Ovardia (1983), Gultekm (1983), Remganum(1983) and Roll (1983b), Serges, Me Connell and Scharbaum (1984), Constantinides (1984), Lakomshok and Smith (1984), Schultz (1984), Van den Bergh and Wessels (1985), Kato and Schallheim (1985) and Jaffe and Westerfield (1985b), Time, Barone – Adesi and West (1987), Jones, Pearce and Wilson (1987), Remganum and Shapiro (1987), Corhay, Hawawmi and Michel (1987), Rltter (1988), Clare, Psaradakis and Thomas (1995) and Draper and Paudyal (1997), Dahlquist and Selhn (1996), Sias and Starks (1997a), Hawawim and Keim (2000)

⁴⁶Lakomshok and Smidt (1984, 1988), Haugen and Lakonishok (1988), Rltter (1988), Rltter and Chopra (1989), Athanassakos (1992), Clare, Psaradakis and Thomas (1995), Griffiths and White (1993), Sias and Starks (1997).

Ø Portfolio rebalancing (Haugen and Lakonishok (1988)).

8. Τα συναλλακτικά κόστη (*Transaction Costs*)

Οι *Stoll and Whaley (1983)* εξέτασαν την έκταση του κόστους συναλλαγών για τις μετοχές εταιριών που ανήκουν σε διαφορετικές τάξεις μεγέθους. Παρατήρησαν ότι οι μετοχές μικρών εταιριών έτειναν να έχουν χαμηλότερες τιμές και μεγαλύτερη διαφορά ανάμεσα στην τιμή ζήτησης και προσφοράς (*bid-ask spreads*) και επομένως τα κόστη συναλλαγών ήταν σχετικά μεγαλύτερα για τις μετοχές αυτές. Ομοίως ο *Schultz (1983)* εξέτασε, ανάμεσα σε άλλους⁴⁷, την υπόθεση ότι τα κόστη συναλλαγών μπορούν να εξηγήσουν το «*small firm effect*» αλλά κατέληξε στη υπόθεση ότι τα κόστη συναλλαγών δεν μπορούν ουσιαστικά να εξηγήσουν αυτό το φαινόμενο.

9. Η άποψη που διατύπωσε ο Berk

Το γεγονός ότι η μεταβλητή που εκφράζει την αγοραία αξία των ιδίων κεφαλαίων μιας επιχείρησης (*MVE*) έχει επιπρόσθετη επεξηγηματική δύναμη στην διαστρωματική ανάλυση των αποδόσεων των μετοχών, έγινε αποδεκτό ως ένα εμπειρικό γεγονός. Σύμφωνα με τον *Berk*, το «*size effect*» ήταν προβληματικό από όταν ανακαλύφθηκε και αναπτύχθηκε από τον *Banz (1981)* ως ένα φαινόμενο που χαρακτηρίζει τις διαστρωματικές αποδόσεις των μετοχών.

Ο *Berk (1995)* θεώρησε ότι οι κανονικότητες στις τιμές των περιουσιακών στοιχείων, που σχετίζονται με το μέγεθος, δεν θα πρέπει να θεωρούνται ως ανωμαλίες. Πρόκειται για κανονικότητες που είναι όλες συνεπείς με μια οικονομία, στην οποία όλες οι αποδόσεις των περιουσιακών στοιχείων ικανοποιούν ένα από τα γνωστά μοντέλα τιμολόγησης περιουσιακών στοιχείων. Μια αληθινά ανώμαλη κανονικότητα θα υπήρχε εάν μια αντίστροφη σχέση, ανάμεσα στο μέγεθος και την απόδοση, δεν παρατηρούνταν. Έδειξε θεωρητικά ότι οι κανονικότητες που σχετίζονται με το μέγεθος θα πρέπει να

παρατηρούνται στην οικονομία και ότι το «*size effect*» εξηγεί ένα τμήμα της διαστρωματικότητας των αναμενόμενων αποδόσεων που αφήνεται ανεξήγητο από ένα λανθασμένα εξειδικευμένο υπόδειγμα τιμολόγησης περιουσιακών στοιχείων (*Berk, 1995a, p. 275*).

Μπροστά σε αυτά τα συμπεράσματα, ο *Berk* δέχεται ότι τα μέτρα που σχετίζονται με το μέγεθος (όπως η αγοραία αξία των ιδίων κεφαλαίων μιας επιχείρησης) θα πρέπει να χρησιμοποιούνται στους διαστρωματικούς ελέγχους, για να ανακαλυφθούν οι λανθασμένες εξειδικεύσεις του υποδείγματος. Παρείχε μια θεωρητική επεξήγηση για το ότι το σχετικό μέγεθος μιας επιχείρησης μετράει ποσό κινδύνου. Οι επεξηγήσεις του δεν στηρίχθηκαν, όπως προηγούμενες μελέτες, σε μια εκ των προτέρων υπόθεση ύπαρξης σχέσεως ανάμεσα σε ένα συγκεκριμένο χαρακτηριστικό της επιχείρησης και τον κίνδυνο⁴⁸.

Ο *Berk (1995a,1995b)* υπενθύμισε σε όλους ότι οι τιμές των μετοχών είναι μια συνάρτηση των αναμενόμενων καθαρών ταμειακών ροών και της εκτίμησης των επενδυτών αναφορικά με τον κίνδυνο (όπως εκφράζεται από το προεξοφλητικό επιτόκιο, με το οποίο προεξοφλούνται οι αναμενόμενες καθαρές ταμειακές ροές). Επίσης, *διαβεβαίωσε* ότι η αγοραία αξία των ιδίων κεφαλαίων μιας επιχείρησης (MVE) εμπεριέχει κίνδυνο. Έτσι ανάμεσα σε επιχειρήσεις με όμοιες καθαρές ταμειακές ροές, οι πιο επικίνδυνες θα έχουν χαμηλότερες αγοραίες αξίες και υψηλότερες αναμενόμενες αποδόσεις, δεδομένου ότι η αναμενόμενη απόδοση μιας επιχείρησης ορίζεται ως το πηλίκο των αναμενόμενων ταμειακών ροών της προς την MVE αυτής⁴⁹.

⁴⁷Βλ. Luttmer (1996), Balduzzi and Lynch (1999), Hanna and Ready (1999), Lynch and Balduzzi (2000).

⁴⁸Για παράδειγμα, στις θεωρητικές επεξηγήσεις τους, οι Ball (1978), Chen (1988) και οι Jagannathan and Wang (1992) υπέθεσαν ότι οι λειτουργικές απόψεις των δικών τους επεξηγηματικών μεταβλητών επηρεάζονται από τους ίδιους παράγοντες κινδύνου που προσδιορίζουν την αναμενόμενη απόδοση.

⁴⁹ο συμπέρασμα αυτό έρχεται σε αντίθεση με τα συμπεράσματα και τη άποψη που διατύπωσαν οι Chan and Chen (1988), οι οποίοι απέδωσαν τις υψηλότερες αποδόσεις των επιχειρήσεων με μικρό MVE στο γεγονός ότι οι επιχειρήσεις ήταν μικρές.

Ο *Berk (1977)* μελετώντας τις σχέσεις ανάμεσα στις αναμενόμενες ταμειακές ροές μιας επιχείρησης, την αγοραία αξία αυτής και τις αποδόσεις των μετοχών της και χρησιμοποιώντας μια σειρά από προσεγγιστικές μεταβλητές για το φυσικό μέγεθος μιας επιχείρησης (*The book value of assets, The book value of fixed assets, The total value of annual sales, The total number of employees, The sales volume*), συμπέρανε ότι όλη η επεξηγηματική δύναμη του MVE προέρχεται από την πληροφόρηση αναφορικά με τον κίνδυνο που το MVE εμπεριέχει και όχι από αυτό καθ' αυτό το μέγεθος της επιχείρησης. Ανέφερε μια θετική σχέση ανάμεσα στο φυσικό μέγεθος μιας επιχείρησης (ως μια προσεγγιστική μεταβλητή για τις αναμενόμενες καθαρές ταμειακές ροές) και τις αποδόσεις και απέδωσε αυτό το εύρημα του στον κίνδυνο αλλά δεν παρείχε κάποια απόδειξη για μια αρνητική σχέση ανάμεσα στο MVE και τον κίνδυνο.

Οι *Garza-Gomez Xavier, Hodoshima Jiro and Kunimura (1998)* επέκτειναν τη δουλειά του *Berk*, επανεξετάζοντας τις σχέσεις ανάμεσα σε κίνδυνο, μέγεθος και αποδόσεις στην Ιαπωνική αγορά αξιόγραφων και τα συμπεράσματά τους υποστήριξαν, σε γενικές γραμμές, τις απόψεις του. Παρ' όλα αυτά, σε αντίθεση με τον *Berk*, βρήκαν ότι χωρίς έλεγχο των αγοραίων ιδίων κεφαλαίων μιας επιχείρησης, οι σχέσεις ανάμεσα στις αποδόσεις των μετοχών και σε κάθε μέτρο του μεγέθους που σχετίζεται με κάθε μια από τις υπό μελέτη επιχειρήσεις, πέραν της αγοραίας αξίας των ιδίων τους κεφαλαίων τους, ήταν στατιστικά σημαντικός. Υποστήριξαν ότι οι κανονικότητες που σχετίζονται με το μέγεθος θα μπορούσαν να εξηγηθούν από την επικινδυνότητα που εμπεριέχουν οι μετοχές (το MVE είναι αντίστροφα συσχετιζόμενο με τον μη μετρήσιμο κίνδυνο) και δεν θα έπρεπε να θεωρούνται ως ανωμαλίες. Επίσης παρείχαν αποδείξεις ότι το MVE αντανακλά πληροφόρηση αναφορικά με τον κίνδυνο και βρήκαν ότι οι proxies για τις αναμενόμενες καθαρές ταμειακές ροές έχουν θετική επεξηγηματική δύναμη στην διαστρωματικότητα των αποδόσεων των μετοχών, ενώ οι προαναφερθείσες σχέσεις δεν είναι σταθερές μέσα στο χρόνο και εκθέτεται ένα σημαντικό January Effect.

**10. Η επίδραση ακραίων τιμών στο χρησιμοποιούμενο υπό μελέτη δείγμα
(Outlier's effect)**

Οι Knez και Ready (1997) έδειξαν ότι η αρνητική σχέση μεταξύ του μεγέθους μιας επιχείρησης και των μέσων αποδόσεων οδηγείται από λίγες υπερβολικές θετικές αποδόσεις κάθε μήνα. Χρησιμοποίησαν μια μέθοδο παλινδρόμησης η οποία αφαιρεί ένα ποσοστό των παρατηρήσεων (των πιο ακραίων) και χρησιμοποιεί τις υπόλοιπες με τη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων. Χρησιμοποιώντας τη μέθοδο αυτή συμπέραναν ότι η αρνητική σχέση μεταξύ μεγέθους εταιρίας και μέσης απόδοσης δημιουργείται από λίγες ακραίες θετικές αποδόσεις κάθε μήνα και όταν μόλις το 1% των ακραίων αποδόσεων αφαιρεθεί η προηγούμενη αρνητική σχέση γίνεται σημαντικά θετική.

Οι Leledakis, Davidson and Smith (2003) στη μελέτη τους παρείχαν στην ακαδημαϊκή έρευνα επιπρόσθετες διεθνείς ενδείξεις ότι το παγκόσμια γνωστό «size effect», σύμφωνα με το οποίο οι μετοχές των επιχειρήσεων με ίδια κεφάλαια μικρότερης κεφαλαιοποίησης παρουσιάζουν υψηλότερες μέσες αποδόσεις, δεν είναι αποτέλεσμα μιας γενικευμένης σχέσης ανάμεσα στις αναμενόμενες αποδόσεις των μετοχών και το πραγματικό μέγεθος μιας επιχείρησης.

Χρησιμοποίησαν για τη διεκπεραίωση της εμπειρικής τους ανάλυσης, δεδομένα από το Χρηματιστήριο του Λονδίνου (London Stock Exchange) και οδηγήθηκαν σε συμπεράσματα που είναι συνεπή κατά βάση με εκείνα στα οποία κατέληξαν στις έρευνες τους τόσο ο Berk (1997) και οι Garza-Gomez Xavier, Hodoshima Jiro and Kunimura (1998), χρησιμοποιώντας στοιχεία από την αμερικανική και την Ιαπωνική αγορά αξιόγραφων, αντίστοιχα. Συμπερασματικά, οι Leledakis et al. (2003) παρείχαν επιπρόσθετη υποστήριξη για την ως τότε διάχυτη άποψη ότι η αρνητική σχέση ανάμεσα στην αγοραία αξία των ιδίων κεφαλαίων μιας επιχείρησης δεν είναι κυρίως ένα «size effect» (δηλαδή μια αρνητική σχέση ανάμεσα στο μέγεθος της επιχείρησης και τις αποδόσεις των μετοχών της), αλλά παρουσιάζεται να επικρατεί σε μεγαλύτερο βαθμό στις μικρές, υψηλής μόχλευσης, επιχειρήσεις.

11. Η άποψη που διατυπώθηκε από τον *Xiazu Wang* (2000)

Από την ανάλυση που διετέλεσε ο *Xiazu Wang* με δεδομένα από το Compustat και την CRSP (πηγές δεδομένων) από το 1976-1995 και παρόμοια πειράματα που βασίζονται στα δεδομένα, βρήκε ότι:

Το «size effect» μπορεί σε ένα μεγάλο βαθμό να εξηγηθεί από περικοπώμενα δεδομένα που προκαλούνται από τη μη δυνατότητα επιβίωσης πολλών επιχειρήσεων κατά τη διάρκεια μιας μελέτης (survival). Οι αποδόσεις των μικρών μετοχών είναι πιο ασταθείς και οι μικρές επιχειρήσεις είναι πιο πιθανό να χρεοκοπήσουν και να εκτοπιστούν από το δείγμα. Περιλαμβάνοντας τις μικρές μετοχές που πηγαίνουν καλά και εξαιρώντας εκείνες που δεν διαπραγματεύονται καλά, παρατηρούμε αύξηση των υψηλών αποδόσεων των χαρτοφυλακίων μικρού μεγέθους.

Ο *Xiazu Wang* καταλήγει σημειώνοντας ότι το «size effect» είναι σε μεγάλο βαθμό μια ψευδή στατιστική εξαγωγή συμπερασμάτων (a spurious statistical inference resulting) που εξάγεται από «σφάλματα επιβίωσης⁵⁰» (survival bias), δηλαδή είναι αποτέλεσμα περικοπής δεδομένων που προκαλείται από τη μη επιβίωση όλων των επιχειρήσεων κατά τη διάρκεια μιας μελέτης και δεν αποτελεί μια ανωμαλία του υποδείγματος τιμολόγησης περιουσιακών στοιχείων. Υπό τον απλό κανόνα που αφορά το survival, το ότι βασίζεται σε περιορισμένη αξιοπιστία και πολύ κοινό μέσο αριθμό εταιρειών που πτωχεύουν κάθε χρόνο, ο *Wang* έδειξε ότι οι διαστρωματικές αποδόσεις χαρτοφυλακίου κάποιου μεγέθους όπως πηγάζουν από το CAPM εκθέτουν ένα «size effect» και σε λιγότερη έκταση ένα B/M effect.

⁵⁰ Σημειώνεται on το survival bias, που αναφέρει ο Wang δεν είναι το ίδιο με αυτό που χρησιμοποιήθηκε από τους Kothari et al (1994), Chan et al (1995), και Fama and French (1996). Το δικό τους ενδιαφέρον ήταν, ειδικά πριν τα μέσα του 1970, ότι το Compustat (βάση δεδομένων) ήταν μεροληπτική έναντι των μεγαλύτερων και ώριμων επιχειρήσεων και δεν περιείχαν τις νεότερες και μικρότερες επιχειρήσεις. Αυτού του τύπου η μεροληπτικότητα δεν υπάρχει στο CRSP (πηγή δεδομένων), αφού περιλαμβάνει στοιχεία για όλες τις επιχειρήσεις που διαπραγματεύονται στο NYSE και το AMEX από το 1926.

2.2.2. Η επίδραση της μεταβλητής BE/ME στις αποδόσεις

[Book value equity/market value equity (BV/MV) effect]

Πολλές μελέτες τεκμηρίωσαν ότι οι αποδόσεις των μετοχών θα μπορούσαν να προβλεφθούν από μεταβλητές που σχετίζονται με τις επιχειρήσεις με ένα τρόπο μη συννεπύ με το αποδεκτό παράδειγμα της σύγχρονης χρηματοοικονομικής και συγκεκριμένα το CAPM των *Sharpe (1964)* και *Lintner (1965)*. Μια σειρά επιστημονικών άρθρων⁵¹, χρησιμοποιώντας δεδομένα από αμερικανικές αλλά και διεθνείς κεφαλαιαγορές, απέδειξαν την ισχυρή επεξηγηματική δύναμη της μεταβλητής «Book value equity/market value equity (BV/MV)», γνωστή στη βιβλιογραφία ως μεταβλητή **book-to-market**⁵², πάνω στις αποδόσεις των μετοχών, γεγονός που θεωρήθηκε ως ανωμαλία του υπάρχοντος υποδείγματος τιμολόγησης περιουσιακών στοιχείων, CAPM. Η χρηματοοικονομική ακαδημαϊκή βιβλιογραφία επιβεβαιώνει ότι οι *επιχειρήσεις με υψηλό λόγο BE/ME (value firms)* έχουν αξιοσημείωτα υψηλότερες αποδόσεις από εκείνες με χαμηλούς λόγους *BE/ME (growth firms)*⁵³.

⁵¹Βλ. Rosenberg, Reib and Lanstein(1985), Chan, Hamao και Lakonishok (1991,1993), Penman (1991, 1996), Briet and Lawson(1992), Claessens et al. (1993, 1995, 1998), Capaul, Rowley, and Sharpe (1993), Fair Field (1994), He Jia and K.Ng Lilian (1994), Lakonishok, Shleifer and Vishy (1994), Vishy (1994), Davis (1994), Bulkeley and Harris (1996), Penman and Sougiannis (1996), Rafael La Porta (1996), Fama and French (1996, 1998), Hawawini and Keim (1997), Knez and Ready (1997), Brad M. Barber and John D. Lyon (1997), Vos and Pepper (1997), Keim (1997), Chan.Karceski and Lakonishok (1998), Achouretal. (1998,1999a, b, c), Chui and Wei (1998), Fama and French (1998), Durham (2000), Joel L. Horowitz, Tim Loughran and N.E. Savin (2000), Davis, Fama and French (2000), Ho and Strange and Piesse (2000), Durham (2000), Li and Pinfeld (2000), Ralph R. Trecartin Jr (2000), Mark Bayless and Nancy R. Jay (2001), Anthony W. Lynch (2001), Christopher B. Barry, Elizabeth Goldreyer, Larry Lockwood and Mauricio Rodriguez (2002), Gerald R. Jensen and Jeffrey M. Mercer (2002), Caspar G. M. de Groot and Willem F. C. Verschoor (2002), Griffin and Lemmon (2002), Griffin (2002), Keith S. K. Lam (2002), Wang Changyum (2003), Todias J. Moskowitz (2003),Chu-Sheng Tai (2003), Herbert Y. T. Lam and Spyros I. Spyrou (2003), Anderson, Korsun and Murrell (2003), Chihuang H. Lin and Cheng-Yi Shiu (2003), Ali and Hwang and Trombley (2003), Cooper, Jackson HI and Patterson (2003). [Stattman (1980), Rosenberg, Reid and Lanstein (1985), Fama and French (1992), Jimmy Liew and Maria Vassalou (2000)]-ΗΠΑ, [Aggarwal, Rao and Hiraki (1989), Chen, Hamao and Lakonishok (1991), Capaul, Rowley and Sharpe (1993), Kubota and Takehara (1996), B. Espen Eckbo, Ronald W. Masults and Oyvind Norli (2000)]-ΤόκΟο, [Capaul, Rowley and Sharpe and Strong and Xu (1997)]-Λονδίνο, [Capaul, Rowley and Sharpe (1993)]-Γαλλία, Ελβετία, Γερμανία, [Chan et al. (1991), Daniel, Titman and Wei (1997), Chui and Wei (1998), Daniel, Titman and Wei (2001)]-Ιαπωνία, [Lam S. K. Keith (2002)]-Χονγκ Κονγκ, [Bryant and Eleswarapu (1997), Vos and Perrer (1997), Pinfeld, Wilson and Quili Li (2001)]-Νέα Ζηλανδία, [Chihuang H. Lin and Cheng-Yi Shiu (2003)]-Taiwan, [Kousenidis, Negakis and Floropoulos (2000)] αναδυόμενες αγορές .

⁵² $BV/MV = \text{λογιστική αξία εταιρίας} * \text{αριθμός μετοχών} / \text{τιμή μετοχής} * \text{αριθμός μετοχών}$

⁵³Οι μεταβλητές BE/ME, ταμειακές ροές και ποσοστό ανάπτυξης θεωρούνται εναλλακτικές μεταβλητές για την κατηγοριοποίηση των επιχειρήσεων σε «value firms» και «growth firms», από τους Lakonishok et al. (1994). Αρκετοί σύμβουλοι επενδύσεων και σημαντικός αριθμός ακαδημαϊκών υπερασπίζουν την επένδυση σε «value firms» που θεωρούνται ότι είναι σχετικά μη δημοφιλείς. Οι («value firms», εταιρίες που έχουν υψηλούς λόγους BE/ME, υψηλές ταμειακές ροές και χαμηλά ποσοστά μεγέθυνσης των πωλήσεων, εμφανίζονται να κερδίζουν πολύ υψηλότερες μακροπρόθεσμες αποδόσεις από εκείνες τις επιχειρήσεις με χαμηλούς λόγους BE/ME, χαμηλές ταμειακές ροές και υψηλά ποσοστά μεγέθυνσης των πωλήσεων (growth firms).

Οι *Fama και French -FF-* (1992,1993,1995) ήταν οι πρώτοι που τεκμηρίωσαν εμπειρικά το BE/ME. Με μια σειρά επιστημονικών δημοσιευμάτων, αναφέρθηκαν στην μεταβλητή και τη σχέση της με τις αποδόσεις των μετοχών, συνεισφέροντας στην δημοτικότητα της μεταβλητής για την επεξηγηματική της δύναμη⁵⁴, αναφορικά με την διαστρωματικότητα των αποδόσεων των μετοχών. Κατά κύριο λόγο, βρήκαν ότι μόνο μια μικρή αναλογία της διαφοράς στις αποδόσεις των μετοχών μπορεί να εξηγηθεί από το beta, τον συστηματικό κίνδυνο, σημειώνοντας ότι ο λόγος **book-to-market**, όπως και η αγοραία αξία μιας εταιρίας **-MVE** (ως πληρεξούσια μεταβλητή για το μέγεθος της), παρέχει ένα δυναμικό χαρακτηρισμό της διαστρωματικότητας των μέσων αποδόσεων για μια περίοδο από το 1963 έως το 1990 (Fama and French, 1992)⁵⁵ και καταλήγοντας ότι οι μετοχές με υψηλούς λόγους BE/ME έχουν αξιόπιστα υψηλότερες αποδόσεις από μετοχές με χαμηλούς λόγους BE/ME με το ίδιο μέγεθος.

Την υπάρχουσα βιβλιογραφία που σχετίζεται με τη μεταβλητή BE/ME εμπλουτίζουν πολυάριθμες μελέτες⁵⁶ που αποδεικνύουν προβλεπόμενες αποδόσεις, για τρία έως πέντε (3-5) έτη, για τα χαρτοφυλάκια που έχουν μεγάλο αριθμό μετοχών με υψηλό BE/ME και μικρό αριθμό μετοχών με χαμηλό BE/ME. Προτάθηκαν μια σειρά από πιθανές εναλλακτικές επεξηγήσεις αυτού του φαινομένου. Βασικές πρόσφατες μελέτες τείνουν να υποστηρίζουν ότι το πριμ απόδοσης που αιχμαλωτίζεται από το λόγο BE/ME, εμφανίζεται εξαιτίας μιας άγνωστης πηγής κίνδυνου. Παραμένει αμφισβητούμενο, αν ισχύει αυτό, είτε εάν εμφανίζεται εξαιτίας της αναποτελεσματικότητας της αγοράς. Μερικές από αυτές τις μελέτες αναφέρονται στη συνέχεια:

- Ø Οι *Fama and French* (1992, 1993, 1995, 1996, 1997) ερμήνευσαν την απόδοση που αφορά το BE/ME ως ανταμοιβή για τον εξαρτημένο από μια συγκεκριμένη κατάσταση κίνδυνο που σχετίζεται με σχετικά άσχημη χρηματοοικονομική κατάσταση. Παρουσίασαν ενδείξεις του ότι η διαφοροποίηση, σε κάθε μια συγκεκριμένη βιομηχανία, των αποδόσεων στο BE/ME, οφείλεται σε περιόδους ενδυνάμωσης ή άσχημης χρηματοοικονομικής κατάστασης που βρίσκεται μια

⁵⁴ Παρ' όλα αυτά, υπάρχει περιορισμένη έρευνα, τόσο στις ΗΠΑ όσο και σε άλλες χώρες, για την ικανότητα του λόγου BE/ME να προβλέπει τις διαστρωματικές διαφορές στις μέσες αποδόσεις των μετοχών.

⁵⁵ Οι Barbee, Mulherji and Raines (1996) συμφώνησαν, παρ' όλα αυτά, ότι δύο άλλες μεταβλητές, ο λόγος πωλήσεις προς τιμή (sales to price ratio-S/P) και ο λόγος δανειακά προς ίδια κεφάλαια (debt to equity ratio D/E) παρέχουν περισσότερη επεξηγηματική δύναμη όσον αφορά τις αποδόσεις των μετοχών, συγκριτικά με το BE/ME και το MVE.

⁵⁶ Για παράδειγμα, Rosenberg et al. (1984), Ritter and Compra (1989), Ritter (1991), Chan, Hamao and Lakonishok (1991), Fama and French (1992), Loughran (1993), Davis (1994), Lakonishok et al. (1994) και Loughran and Ritter (1995).

βιομηχανία. Ουσιαστικά, υποστήριξαν ό,τι η απόδοση σε στρατηγικές σχηματισμού χαρτοφυλακίου που βασίζεται στο λόγο ΒΕ/ΜΕ αντιπροσωπεύει **ανταμοιβή για τον κίνδυνο.**

Ο *Dicker (1998)*, παρ' όλα αυτά, με το να δείξει ότι ο κίνδυνος χρεοκοπίας δεν σχετίζεται με τις μελλοντικές αποδόσεις αναίρεσε την **άσχημη χρηματοοικονομική κατάσταση μιας επιχείρησης** ως μια δυνατή επεξήγηση της επίδρασης του λόγου ΒΕ/ΜΕ στις αποδόσεις.

Οι *La Porta, Lakonishok, Shleifer and Vishny (1997)* και οι *Skinner and Sloan(2002)* θεώρησαν ότι το ΒΕ/ΜΕ, δηλαδή η απόδοση σε στρατηγικές σχηματισμού χαρτοφυλακίου που βασίζεται στο ΒΕ/ΜΕ, οφείλεται στην λανθασμένη τιμολόγηση αξιόγραφων με υπερβολικά υψηλό λόγο ΒΕ/ΜΕ, συμπέρασμα στο οποίο κατέληξαν και οι *All Ashiq, Hwang Lee-Seok and Trombley (2003)*. Το ότι η παρουσία αυτής της επίδρασης **οφείλεται στην υπέρ-αντίδραση των επενδυτών, αναφορικά με τις επιδόσεις των επιχειρήσεων**, θα μπορούσε να θεωρηθεί μια επιπρόσθετη επεξήγηση για το book-to-market effect. Οι επενδυτές υπέρ- τιμολογούν τις μετοχές που έχουν παρουσιάσει, κατά το παρελθόν, περιόδους ισχυρής μεγέθυνσης των κερδών τους, με αποτέλεσμα να γίνονται υπέρ- αισιόδοξοι για τις μελλοντικές προοπτικές ανάπτυξης της εν λόγω επιχείρησης.. Αντίθετα, τείνουν να υποεκτιμούν τις μετοχές που είχαν χαμηλές αποδόσεις σε προηγούμενες χρονικές περιόδους. Υποστηρίχθηκε⁵⁷ ότι η διόρθωση αυτών των υπέρ-αντιδράσεων, προκαλεί το ΒΕ/ΜΕ effect και ότι αν ισχύει αυτή η επεξήγηση τότε η αγορά είναι αναποτελεσματική και εύκολα εκμεταλλεύσιμη από τους επενδυτές.

Οι *DeChow and Sloan (1997)* αντέκρουσαν τη βιβλιογραφία περί υπέρ- αντίδρασης, δείχνοντας ότι οι τιμές επηρεάζονται από λανθασμένη εμπιστοσύνη των επενδυτών σε μεροληπτικές προβλέψεις των αναλυτών. Σχετικά με το εάν και κατά πόσο αυτές οι μεροληπτικές προβλέψεις συνεισέφεραν στη επεξήγηση του φαινομένου που βασίζεται στον κίνδυνο παραμένει ακόμη αδιευκρίνιστο.

⁵⁷ Η επεξήγηση αυτή αναπτύχθηκε από αρκετούς ερευνητές. Ορισμένοι από τους οποίους είναι οι εξής: Graham and Dodd (1934), DeBodt and Thaler (1987), Lakonishok, Shleifer and Vishny (1994), Haugen (1995) και La Porta (1996)

Οι *Daniel and Titman (1997)* απέδωσαν την εμφάνιση του BE/ME effect, κυρίως, στη συμπεριφορά των επενδυτών να προτιμούν τις μετοχές με υψηλούς λόγους BE/ME (growth stocks) και την **αποστροφή τους προς τις μετοχές με χαμηλούς λόγους BE/ME (value stocks)**, από ότι στην ανταμοιβή για κίνδυνο [αν και οι Fama and French (1998) τόνισαν ότι τα αποτελέσματα τους είναι μοναδικά για την περίοδο 1973-1993, που χρησιμοποιήθηκαν για την τεκμηρίωση αυτού του χαρακτηριστικού. Στην υπάρχουσα αρθρογραφία δεν υπάρχει διαφωνία για την υπόθεση ότι τα prim απόδοσης μετοχών με υψηλό B/M και χαμηλό size μπορούν να εξηγηθούν από ένα υπόδειγμα παραγόντων (factor model). Η διαφωνία βρίσκεται στο αν οι παράγοντες μπορούν να αναπαραστήσουν οικονομικά σχετικό συνολικό κίνδυνο. Αντίθετα το άρθρο των *Daniel and Titman* κάνει την πιο θεμελιώδη ερώτηση το αν η μορφή των αποδόσεων των X/Φ που σχηματίζονται με βάση τα χαρακτηριστικά είναι πραγματικά συνεπής με υπόδειγμα παραγόντων. Επιπλέον σε αυτή την έρευνα εξετάζεται η σχέση μεταξύ των B/M και size και των αποδόσεων για Ιανουάριο και για τους υπόλοιπους μήνες ξεχωριστά. Τα αποτελέσματα αυτής της έρευνας αποδεικνύουν 1) δεν υπάρχει ορατός παράγοντας κινδύνου που να συσχετίζεται με εταιρείες με υψηλό ή χαμηλό B/M, 2) δεν υπάρχει κανένα return premium που να σχετίζεται με οποιονδήποτε από τους τρεις παράγοντες του υποδείγματος των Fama French (1993) . Βρέθηκε ότι παρόλο οι μετοχές με υψηλό B/M συνδιακυμαίνονται έντονα με άλλες μετοχές με υψηλό B/M οι συνδιακυμάνσεις δεν προέρχονται από το γεγονός ότι υπάρχουν συγκεκριμένοι κίνδυνοι που σχετίζονται με το distress αλλά αντανακλούν το γεγονός ότι οι εταιρείες με υψηλό B/M τείνουν να έχουν παρόμοιες ιδιότητες (π.χ. μπορεί να ανήκουν στον ίδιο κλάδο ή να είναι στην ίδια περιοχή). Συγκεκριμένα βρέθηκε ότι ενώ οι μετοχές με υψηλό B/M συνδιακυμαίνονται όντως μεταξύ τους, οι συνδιακυμάνσεις τους ήταν ισότιμα ισχυρές πριν οι επιχειρήσεις γίνουν distressed. Για να καθοριστεί αν τα χαρακτηριστικά ή οι συνδιακυμάνσεις καθορίζουν τις αναμενόμενες αποδόσεις ελέγχεται το αν τα X/Φ με παρόμοια χαρακτηριστικά αλλά διαφορετικά στους παράγοντες των Fama French (1993) έχουν διαφορετικές αποδόσεις . Βρίσκεται ύστερα από ελέγχους ότι η απάντηση είναι όχι. Από τη στιγμή που ελέγχουμε για χαρακτηριστικά της επιχείρησης οι αναμενόμενες αποδόσεις δεν εμφανίζεται να είναι θετικά συσχετισμένες στα loadings στους παράγοντες HML και SMB.

- Ø Οι *Tim Loughran (1997)* και *Loughran and Ritter (2000)* αμφισβήτησαν πλήρως τη χρησιμότητα και την παρουσία της επίδρασης της μεταβλητής BE/ME. Απλά, αποδεικνύουν για τις μεγάλες επιχειρήσεις, η μεταβλητή BE/ME δεν έχει καμία σημαντική επεξηγηματική δύναμη στη διαστρωματικότητα των καταγεγραμμένων αποδόσεων κατά την περίοδο 1963-1995. Ο *Loughran (1997)* θεώρησε ότι η επίδραση αυτή δεν είναι χρήσιμη για τους επαγγελματίες επενδυτές, οι οποίοι θα πρέπει να λάβουν υπόψη τους άλλους παράγοντες, όπως η ρευστότητα, για το σχηματισμό χαρτοφυλακίων και την επιλογή επενδυτικών στρατηγικών. Οι *Dhatt, Kim and Mukherji (1999)* κατέληξαν σε αποτελέσματα που μερικώς διαφωνούν με τα όσα ανέφερε ο *Loughran (1997)*, ενώ βρίσκονται σε συμφωνία με τα συμπεράσματα του *Loughran (1999)* για τις μετοχές που διαπραγματεύονται σε NASDAQ και AMEX, αλλά όχι για το NYSE. Οι *Chan et al. (1998)* τεκμηρίωσαν ισχυρές από κοινού επιδράσεις, του μεγέθους, του λόγου book-to-market και της παροχής μερίσματος, στις αποδόσεις των μετοχών.

Επιπρόσθετα, στη βιβλιογραφία προτείνονται και άλλες δύο επεξηγήσεις, που όμως αναιρούνται από έρευνες που ακολούθησαν:

- Ø Οι *Kothari, Shanken and Sloan (1995)* πρότειναν ότι μέρος από τα όσα τεκμηρίωσαν οι *Fama and French*) επηρεάζονται από το Compustat Selection Bias. Αναλυτικότερα Το συγκεκριμένο άρθρο ουσιαστικά έρχεται να αμφισβητήσει σε μεγάλο βαθμό τα παραπάνω ευρήματα και να τα αποδώσει σε διάφορα είδη μεροληψιών που υπήρχαν. Σε αυτό το άρθρο επίσης επανεξετάζεται το αν το beta εξηγεί τις διαστρωματικές μεταβολές στις μέσες αποδόσεις για περιόδους μετά το 1940 και μετά το 1926 και αν το B/M μπορεί να εξηγήσει τις διαστρωματικές αλλαγές στις αποδόσεις για την περίοδο 1947-1987 χρησιμοποιώντας διαφορετικό σύνολο δεδομένων. Το πρώτο επιχείρημα που χρησιμοποιείται σε αυτό το άρθρο για να αμφισβητηθεί η ορθότητα των αποτελεσμάτων των *Fama-French* είναι το γεγονός ότι η έρευνα των τελευταίων στηρίχθηκε στη βάση δεδομένων Compustat που πάσχει από survivor bias λόγω του τρόπου με τον οποίο οι επιχειρήσεις εισάγονται στη βάση δεδομένων. Με άλλα λόγια η μεθοδολογία που εφαρμοζόταν σχετικά με ποιες επιχειρήσεις θα περιληφθούν

μεροληπτούσε υπέρ κάποιων κάνοντας τα αποτελέσματα ερευνών που στηρίζονταν σε αυτή τη βάση δεδομένων μη αξιόπιστα. Συγκεκριμένα αφού οι επιχειρήσεις που δεν περιλαμβάνονταν στη Compustat ήταν επιχειρήσεις που είχαν πτωχεύσει είναι πιθανό ότι αυτές είχαν υψηλό B/M ratio και χαμηλές αποδόσεις. Προσθέτοντας αυτές τις επιχειρήσεις στη βάση δεδομένων θα μειωνόταν η ερευνητική δύναμη της μεταβλητής B/M ή μπορεί και να εξαφανιζόταν τελείως. Και όντως οι Kothari et al βρήκαν ότι χρησιμοποιώντας μια εναλλακτική βάση δεδομένων, την Standard and Poor's για την περίοδο 1947-1987, βρέθηκε ότι το B/M στην καλύτερη περίπτωση έχει μια ασθενή σχέση με τις αποδόσεις. Παρολαυτά οι συγγραφείς υποστηρίζουν ότι υπάρχουν και άλλες μεταβλητές που μπορούν να εξηγήσουν τις μεταβολές στις αποδόσεις των μετοχών και ίσως μία από αυτές είναι το size (μέγεθος). Η δεύτερη κύρια κριτική που έγινε από τους Kothari et al για τα αποτελέσματα των Fama-French είχε να κάνει με την εκτίμηση του beta. Οι Levhari and Levy (1977) έδειξαν ότι οι συντελεστές beta που εκτιμώντουσαν με μηνιαίες αποδόσεις δεν είναι ίδιοι με αυτούς που εκτιμήθηκαν με ετήσιες αποδόσεις. Μιας και είναι διαφορετικοί τα αποτελέσματα των εμπειρικών μελετών θα βασίζονται στο εάν τα beta εκτιμήθηκαν με βάση μηνιαίες ή ετήσιες αποδόσεις. Οι Kothari et al υποστηρίζουν σε αυτό το άρθρο ότι τα ετήσια betas είναι πιο κατάλληλα από τα μηνιαία μιας και ο επενδυτικός ορίζοντας είναι για έναν τυπικό επενδυτή είναι πιο κοντά στο χρόνο παρά στο μήνα. Επίσης έδειξαν ότι η σχέση μεταξύ του beta και της απόδοσης είναι ισχυρότερη όταν τα betas εκτιμώνται χρησιμοποιώντας ετήσια δεδομένα. Συμφώνησαν ότι μέρος των αποδόσεων για χαρτοφυλάκια με υψηλό λόγο BE/ME προκύπτει από «σφάλμα επιβίωσης»- survivorship bias in the Standard and Poor's Compustat Database. Παρ' όλα αυτά, οι Chan, Jegadeesh and Lakonishok (1995) και ο Davis (1994), παρέχουν αποδείξεις που αναιρούν τον ισχυρισμό αυτόν, τεκμηριώνοντας ότι το σφάλμα επιλογής από το Compustat δεν είναι ένα σοβαρό πρόβλημα με καμία επίδραση στις ανώτερες πέντε (5) μετοχές των NYSE-AMEX.

Ø Οι *Lo and MacKinlay (1988)*, *Lo and MacKinlay (1990)*, *Black (1993)* και *MacKinlay (1995)*, προτείνουν μια *data-snooping* επεξήγηση του φαινομένου. Αποδεικνύουν ότι οι υψηλές αποδόσεις που συνδέονται με το λόγο ΒΕ/ΜΕ θα μπορούσαν να αποδοθούν στο data-mining και ότι τα ίδια αποτελέσματα δεν είναι πιθανό να βρεθούν συνεπή με μελέτες εκτός του αρχικού δείγματος. Πρόκειται για μια επεξήγηση που στη συνέχεια απορρίφθηκε, με την πραγματοποίηση ελέγχων εκτός του δείγματος (*out-of-sample tests*), που ουσιαστικά παρήγαγαν από την αρχή αποτελέσματα για τις προηγούμενες μελέτες, αναφορικά με διάφορες χώρες και χρονικές περιόδους [Βλ. *Chan, Hamao, and Lakonishok (1991)*, *Capaul, Rowley, and Sharpe (1993)*, *Davis (1994)* και *Fama and French (1998)*].

Ø Οι *Daniel, Hirshleifer, and Subrahmanyam (1998)* παρείχαν μια επεξήγηση που βασίζεται στα συστηματικά μεροληπτικά σφάλματα στον τρόπο λήψης αποφάσεων από την πλευρά των επενδυτών.

Ακολουθεί μια συνοπτική αναφορά στους συντελεστές που είναι πιθανό να είναι, όπως διαφαίνεται μέσα από σημαντικές πραγματοποιηθείσες μελέτες, διαστρωματικά συσχετιζόμενοι με το Β/Μ Effect, δεδομένου του ότι το φαινόμενο αυτό οφείλεται στην λανθασμένη τιμολόγηση. Ως πιθανοί συντελεστές παρουσιάζονται οι εξής:

- Κίνδυνος από Arbitrage (Arbitrage Risk)

Ένα βασικό ερώτημα που απασχόλησε τους μελετητές⁵⁸ ήταν το αν, εφόσον υποστηριχθεί, το Β/Μ Effect αντιπροσωπεύει λανθασμένη τιμολόγηση εξαιτίας συστηματικής μεροληψίας στις προσδοκίες, τότε γιατί οι επαγγελματίες arbitrageurs δεν εκμεταλλεύονται αυτήν την ευκαιρία και έτσι πολύ γρήγορα δεν περιορίζεται αυτή η λανθασμένη τιμολόγηση.

⁵⁸Βλ. *Ippolito (1992)*, *Warther (1995)*, *Pontiff (1996)* και *Wargler and Zharavskaya (2002)*, *Shleifer and Vishny (1997)*, *Ashiq All, Lee - Seok Hwang, Mark A. Trombley (2003)*.

Οι *Shleifer and Vishny (1997)* συμφώνησαν ότι το arbitrage είναι δαπανηρό και καμία συστηματική λανθασμένη τιμολόγηση δεν θα μπορούσε γρήγορα και ολοκληρωτικά να πάψει να υπάρχει, σε περιπτώσεις που το κόστος της διαδικασίας του arbitrage ξεπερνάει τα οφέλη που θα μπορούσαν να προκύψουν από αυτό. Επιπρόσθετα, ανέφεραν ότι ο κίνδυνος εξαιτίας της μεταβλητότητας των αποδόσεων του arbitrage περιορίζει τη διαδικασία του arbitrage και αυτός πιθανόν να είναι ένας σημαντικός λόγος που να δικαιολογεί την ύπαρξη του B/M Effect. Επιπρόσθετα, οι *Pontiff (1996)* και *Wargler and Zharavskaya (2002)*, θεώρησαν το arbitrage risk για να εξηγήσουν τις ανωμαλίες στην τιμολόγηση περιουσιακών στοιχείων.

Οι *Seok Hwang, Mark A. Trombley (2003)* ανέφεραν ότι η σχέση της μεταβλητότητας των αποδόσεων με το B/M Effect είναι ισχυρή και αυξανόμενη, προτείνοντας ότι ο κίνδυνος του arbitrage είναι ένας σημαντικός λόγος για την ύπαρξη του B/M Effect, που σχετίζεται με τη λανθασμένη τιμολόγηση. Έδειξαν ότι το η επίδραση του λόγου BE/ME είναι μεγαλύτερη για μετοχές με υψηλότερη ιδιοσυγκρασιακή μεταβλητότητα των αποδόσεων, με υψηλότερα συναλλακτικά κόστη και μικρότερη ιδιοκτησία από επενδυτές με πείρα και γνώση (κάτι συνεπές με την επεξήγηση για την ανωμαλία που αφορά τη λανθασμένη τιμολόγηση). Επίσης βρήκαν ότι το B/M Effect, για μετοχές υψηλής μεταβλητότητας,

υπερβαίνει αυτό μετοχών με χαμηλή μεταβλητότητα σε 20 από τα 22 έτη του χρησιμοποιούμενου για την εμπειρική ανάλυση δείγματος. Επιπρόσθετα, η μεταβλητότητα επιδεικνύει σημαντικά αυξανόμενη δύναμη πέρα από τα συναλλακτικά κόστη και την πείρα των επενδυτών στο να εξηγήσει τη διαστρωματική ποικιλομορφία στο B/M Effect. Κατά συνέπεια, η σχέση της μεταβλητότητας των αποδόσεων με το B/M Effect είναι ισχυρή και αυξανόμενη, προτείνοντας ότι ο κίνδυνος του arbitrage είναι ένας σημαντικός λόγος για της ύπαρξη του B/M Effect που σχετίζεται με τη λανθασμένη τιμολόγηση. Αυτά τα ευρήματα βρίσκονται σε συνέπεια με τη θέση των *Shleifer and Vishny (1997)* για το ότι ο κίνδυνος που σχετίζεται με τη μεταβλητότητα των αποδόσεων από το arbitrage, παρεμποδίζει τη δραστηριότητα για arbitrage και είναι ένας σημαντικός λόγος για το γιατί υπάρχει το BE/ME.

§ Κόστη συναλλαγών (Transactions Costs)

Αξιοσημείωτες είναι προηγούμενες μελέτες⁵⁹ που προσπαθούν να εξηγήσουν την ύπαρξη της συστηματικής λανθασμένης τιμολόγησης στη βάση του κόστους του arbitrage με το να επικεντρώνονται κυρίως στα κόστη συναλλαγών, που έχουν χρησιμοποιηθεί για να εξηγήσουν αρκετές από τις ονομαζόμενες, στη βιβλιογραφία, ανωμαλίες τις αγοράς⁶⁰, χωρίς να δίνεται ιδιαίτερη προσοχή στον κίνδυνο που ενέχει η διαδικασία του arbitrage. Μελέτες⁶¹, αναφορικά με τις βραχυπρόθεσμες στρατηγικές διαπραγμάτευσης, κατέληξαν στο ότι τα συναλλακτικά κόστη είναι υψηλότερα ή ίσα με το μέγεθος της λανθασμένης τιμολόγησης, και συμπεραίνουν ότι παρέχουν μια κατάλληλη επεξήγηση για την ύπαρξη της λανθασμένης τιμολόγησης. Παρ' όλα αυτά, για μια μακροχρόνια στρατηγική όπως το B/M, το κόστος που συνδέεται με τον κίνδυνο από το arbitrage, το οποίο αυξάνεται με το μέγεθος της περιόδου που διακρατείται η θέση, είναι πιθανόν να είναι πολύ υψηλότερο από τα συναλλακτικά κόστη. Πρόκειται για ένα βασικό αποτέλεσμα στο οποίο κατέληξε και η μελέτη των *Ashiq Ali, Lee- Seok Hwang and Trombley Mark A. (2003)*^{62,63}

§ Πείρα των επενδυτών (Investor Sophistication)⁶⁴

§ Μέγεθος της επιχείρησης (Firm Size)

Οι *Lakonishok et al. (1994)* προέβλεψαν ότι οι αποδόσεις των διαφόρων στρατηγικών πρόβλεψη, βασισμένων στο B/M, είναι μικρότερες για μετοχές μεγαλύτερων επιχειρήσεων επειδή τα κόστη από arbitrage και η πείρα των επενδυτών επηρεάζει την ύπαρξη της λανθασμένης τιμολόγησης και τις μεταβλητές που χρησιμοποιούνται ως proxies για το μέγεθος της επιχείρησης, το κόστος από arbitrage και την πείρα των επενδυτών. Οι *Lakonishok (1994)* και οι *Haugen και Baker (1996)* παρέχουν μια ανταγωνίσιμη εξήγηση και προτείνουν ότι η σχέση προκαλείται από τριτογενείς αγορές και την υπερβολική αντίδραση των επενδύσεων. Η θέση τους είναι ότι οι επενδυτές ανεβάζουν τις τιμές των growth firms τόσο πολύ, προκαλώντας υψηλές αγοραστικές τιμές και εξαιρετικά χαμηλούς λόγους BV/MV

⁵⁹Bhardwaj and Brooks (1992), Blume and Goldstein (1992), Kyle (1985) και Admati and Pfleiderer (1988), Foster and Viswanathan (1990), Bhushan (1992), Lesmond et al. (1999), De Chow et al. (2001).

⁶⁰The Small firm Effect (Stall and Whaley, 1983), The January Effect (Reinganum, 1983, Bhardwaj and Brooks, 1992), The post- earnings announcement drift (Bhushan, 1994), The closed-end fund discounts (Pontiff, 1996), Expected price improvement from a switching strategy (Knez and Ready, 1996), Analyst recommendation underreaction (Copeland and Mayers, 1982, Barber et al., 2001), Momentum profits (Lesmond et al., 2001).

⁶¹Knez and Ready (1996), Barber et al. (2001).

⁶²Ashiq AH, Lee- Seok Hwang and Trombley Mark A. (2003), "Arbitrage risk and the book-to-market anomaly", Journal of Financial Economics, Volume 69, Issue 2, August 2003, p. 355-373

⁶³Οι Ashiq Ali, Lee- Seok Hwang and Trombley Mark A. (2003) κατέληξαν στο συμπέρασμα ότι το B/M Effect είναι μεγαλύτερο για μετοχές με μεγαλύτερη μεταβλητότητα, και έδειξαν ότι η συγκεκριμένη επίδραση είναι μεγαλύτερη για μετοχές με υψηλότερα συναλλακτικά κόστη και μετοχές με μικρότερη ιδιοκτησία από πεπειραμένους επενδυτές, παρέχοντας επιπρόσθετες αποδείξεις ότι το φαινόμενο αυτό οφείλεται στη λανθασμένη τιμολόγηση της αγοράς.

αλλά αυτοί ρίχνουν τις τιμές των value firms τόσο χαμηλά προκαλώντας υψηλούς λόγους BV/MV.

Ο *Ralph R. Trecartin Jr (2000)*, ερευνήσε αν οι μετοχές των value firms επιτυγχάνουν υψηλότερες αποδόσεις από αυτές των growth firms. Ως value firms ορίζει τις εταιρείες με υψηλό δείκτη book-to-market (BE/ME), υψηλό cash flow και χαμηλό ρυθμό αύξησης πωλήσεων. Σκοπός της μελέτης ήταν η απάντηση στα ερωτήματα: α) αν οι υπερκανονικές αποδόσεις σε μακροχρόνια βάση μπορούν να επιτευχθούν και σε βραχυχρόνια βάση, και β) αν ο δείκτης BE/ME έχει μεγαλύτερη βαρύτητα ως κριτήριο στην επιλογή μετοχών value firms έναντι μετοχών growth firms σε σχέση με τους δείκτες cash flow, size και ρυθμού αύξησης των πωλήσεων. Χρησιμοποιήθηκαν επιλεγμένες μετοχές από NYSE, AMEX, NASDAQ.

Τα στοιχεία για τις book values κάθε έτους ελήφθησαν από την COMPUSTAT και αφορούν τις τιμές του μηνός Δεκεμβρίου από τον Δεκέμβριο του 1963 ως τον Δεκέμβριο του 1996. Έγιναν 414 παλινδρομήσεις με τις εξής μεταβλητές: book-to-market (BE/ME), size, sales growth και cash flow. Προέκυψε ότι η μεταβλητή BE/ME σχετίζεται περισσότερο από όλες τις άλλες μεταβλητές με την απόδοση των μετοχών. Στην συνέχεια διαίρεσαν την παραπάνω χρονική περίοδο σε τρεις υποπεριόδους των 10 ετών, και έκαναν νέες παλινδρομήσεις για τις μεταβλητές αυτές.

Το συμπέρασμα που προέκυψε ήταν ότι για μεγαλύτερους χρονικούς ορίζοντες το average premium της μεταβλητής BE/ME είναι στατιστικά σημαντικό και θετικό. Όταν όμως στην συνέχεια μίκρυναν ακόμη περισσότερο το χρονικό διάστημα και έκαναν νέες παλινδρομήσεις για χρονικά διαστήματα των πέντε ετών, παρατήρησαν ότι καμιά από τις εξεταζόμενες μεταβλητές δεν σχετίζεται με τις αποδόσεις των μετοχών.

Τα συμπεράσματα του λοιπόν ήταν ότι: α) οι υπερκανονικές αποδόσεις που μπορούν να επιτευχθούν σε μακροχρόνια βάση δεν μπορούν να επιτευχθούν και βραχυχρόνια, β) ο δείκτης BE/ME παρόλο που είναι στατιστικά σημαντικός μόνο στο 43% των μηνιαίων παλινδρομήσεων, έχει μεγαλύτερη βαρύτητα ως κριτήριο στην επιλογή μετοχών value firms έναντι μετοχών growth firms σε σχέση με τους δείκτες cash flow, size και ρυθμού αύξησης των πωλήσεων.

⁶⁴ Βλ. Brennan et al. (1993), Bhushan (1994), Dechow and Sloan (1997), Hong et al. (2000), Bartov et al. (2000), Chen et al. (2002).

και απέδειξε (χρήση δεδομένων από NASDAQ, AMEX και NYSE) απέδειξε ότι αν και η επίδραση του BE/ME είναι ασθενής επίδραση κατά καιρούς και είναι θετική και στατιστικά σημαντική για μόνο το 43% των εξεταζόμενων μηνιαίων παλινδρομήσεων, ο λόγος BE/ME είναι μια περισσότερο συνεπή μεταβλητή πρόβλεψης των αποδόσεων, σε σχέση με άλλες ανταγωνιστικές μεταβλητές, όπως οι ταμειακές ροές, το μέγεθος και τα ποσοστά μεγέθυνσης των πωλήσεων μιας επιχείρησης. Ως επεξήγηση του γεγονότος, ότι η επίδραση του BE/ME δεν είναι αξιόπιστη για βραχυπρόθεσμες χρονικές περιόδους, θα μπορούσε να θεωρηθεί ότι είτε η αγορά δεν είναι αποτελεσματική, είτε η μεταβλητή BE/ME δεν είναι μια κατάλληλη πληρεξούσια μεταβλητή για τον κίνδυνο.

Τέλος, δεν έλειψαν και οι μελέτες [βλ. *Malkiel (1995)*] που απέδειξαν ότι είναι δυνατόν να τεκμηριωθεί, ότι η μεταβλητή book-to-market έχει μικρότερη σημαντικότητα για τους διαχειριστές χρήματος από ότι η ακαδημαϊκή βιβλιογραφία θα μας οδηγούσε να πιστέψουμε. Η επεξήγηση για την ασυνέπεια ανάμεσα την ακαδημαϊκή άποψη και την πρακτική εμπειρία, είναι ότι για τις μεγάλες επιχειρήσεις, στις οποίες οι περισσότεροι διαχειριστές επενδύουν, το B/M Effect δεν είναι στατιστικά σημαντικό, τουλάχιστον από το 1963.

2.2.3. Η επίδραση της μεταβλητής DY στις αποδόσεις [The Dividend Yield (DY) Effect]

Η σχέση ανάμεσα στις **παροχές μερισμάτων** (Dividend yield-DY) και τις **αποδόσεις των μετοχών**, θεωρήθηκε ιδιαίτερα σημαντική, μελετήθηκε εξονυχιστικά και αποδείχτηκε μέσα από εμπειρικές μελέτες⁶⁵ ότι υφίσταται και είναι θετική. Πολλοί έρευνήτες κατέληξαν στο συμπέρασμα ότι το Dividend Yield (DY) έχει επεξηγηματική δύναμη πάνω στη διαστρωματικότητα των αποδόσεων των αξιόγραφων, γεγονός που

⁶⁵Βλ. Elton and Gruber (1970), Black and Sholes (1974), Watts (1976b), Petit (1976), Charest (1978), Litzenberger and Ramaswamy (1979, 1980, 1982), Blume (1980), Aharony and Swarg (1980), Gordon and Bradford (1980), Miller and Scholes (1982), Morgan (1982), Elton, Gruber and Rentzler (1983), Asquith and Mallins (1983), Grinblatt et al. (1984), Eades et al. (1985), Christie (1990), Chen, Grundy and Stambaugh (1990), Amoako-Adu et al. (1992), Brennan, Chordia and Subrahmanyan (1998), Naranjo,

καθιστά το Dividend Yield (DY), μια ακόμη, αρκετά σημαντική, ανωμαλία της αγοράς. Σημειώνεται ότι, ως DY ορίζεται ο λόγος του αναμενόμενου μερίσματος ανά μετοχή προς την τρέχουσα τιμή της μετοχής. Η αναμενόμενη απόδοση της μετοχής για την περίοδο διακράτησης είναι το άθροισμα του dividend yield και του capital gain yield.

Το ζήτημα που αφορά την ύπαρξη θετικής σχέσης ανάμεσα στις παροχές μερισμάτων και τις αποδόσεις των μετοχών, αποτέλεσε το έναυσμα για τη διεξαγωγή σημαντικής θεωρητικής και εμπειρικής έρευνας. Αναφορικά με αυτό το ζήτημα υπάρχουν δύο ανταγωνιστικές υποθέσεις:

1. Η υπόθεση της επίδρασης του μερίσματος (*tax-effect hypothesis*)
2. Η υπόθεση αναφορικά με την ουδετερότητα του μερίσματος (*dividend-neutrality hypothesis*)

Η υπόθεση της επίδρασης του μερίσματος (**tax-effect hypothesis**) προτάθηκε από τον *Brennan (1970)* και προβλέπει ότι οι επενδυτές λαμβάνουν υψηλότερες προ-φόρου, προσαρμοσμένες σύμφωνα με τον κίνδυνο, αποδόσεις των μετοχών, με υψηλότερα προβλεπόμενα Dividend Yields (DYs), ως αποζημίωση για την ιστορικά υψηλότερη φορολογία στο εισόδημα από τα μερίσματα (dividend income), σχετικά με το εισόδημα πάνω στο κέρδος από το κεφάλαιο (capital gain income).

Αντίθετα, η υπόθεση αναφορικά με την ουδετερότητα του μερίσματος (**dividend neutrality hypothesis**) προτάθηκε από τους *Black and Scholes (1974)* και θεωρεί οι επενδυτές απαιτούν⁶⁶ υψηλότερες αποδόσεις για να διακρατήσουν μετοχές που παρέχουν υψηλότερα μερίσματα, οι εταιρίες θα αντισταθμίσουν τη μερισματική τους πολιτική για να περιορίσουν την ποσότητα των μερισμάτων που πληρώνει, μειώνοντας το κόστος κεφαλαίου τους και αυξάνοντας την τιμή της μετοχής. Όμοια, εάν οι επενδυτές απαιτούν μια χαμηλότερη απόδοση για μετοχές που παρέχουν υψηλά μερίσματα, οι

Nimalendran and Ryngaert (1998), Collins and Kemsley (1999), Mark H. Lang and Douglas A. Shackelford (2000), Zhenhu Jin (2000), Dempsey Mike (2001), Anthony W. Lynch (2001), Rakesh Bali (2003).

⁶⁶Οι προτιμήσεις ενός επενδυτή για τα μερίσματα θα μπορούσαν να εξαρτιούνται από τα κόστη συναλλαγών είτε ψυχολογικούς λόγους [βλ. Shefrin and Statman (1984)].

επιχειρήσεις που στοχεύουν στη μεγιστοποίηση της αξίας τους, θα αυξήσουν τα παρεχόμενα μερίσματα προκειμένου να αυξηθεί η τιμή της μετοχής.

Στην ισορροπία, η συμπεριφορά μεγιστοποίησης της αξίας, θα οδηγούσε σε μια συνολική για τα κέρδη από μερίσματα. Ως αποτέλεσμα δεν θα υπήρχε καμία προβλέψιμη σχέση ανάμεσα στα προσδοκώμενα μερίσματα και τις προσαρμοσμένες στον κίνδυνο αποδόσεις των μετοχών. Στην πρωτοποριακή τους μελέτη, οι *Black and Scholes (1974)* δεν βρήκαν κάποια στατιστικά σημαντική και αξιόπιστη σχέση ανάμεσα στις μηνιαίες αξιόγραφων ενός χαρτοφυλακίου και στα μακροχρόνια παρεχόμενα μερίσματα.

Η έρευνα που επικεντρώνεται στις διαφορές στις αποδόσεις, ανάμεσα στις μετοχές με υψηλά και χαμηλά προσδοκώμενα Dividend Yields (DYs) στη μακροχρόνια περίοδο συγχέονται [βλ. *Litzenberger and Ramaswamy (1979, 1980)*, *Miller and Scholes (1982)*, *Chen, Grunby and Stambaugh (1990)*].

Οι *Litzenberger και Ramaswamy (1979)*, *Blume (1980)*, *Gordon και Rentzler (1983)* καταδεικνύουν μία θετική και σημαντική σχέση μεταξύ του DY και της απόδοσης, αλλά διαφωνούν όσον αφορά την προέλευση και τη γραμμικότητα αυτής της σχέσης. Ενώ μερικοί αποδίδουν τη σχέση στην ανακολουθία του φόρου που επιβάλλεται στο DY και που επιβάλλεται στο capital gain, οι *Naranjo, Nimalendran και Ryngaert (1998)* υποστηρίζουν ότι δεν οφείλεται στην φορολογία και δεν εξηγείται από άλλες ανωμαλίες.

Η έρευνα του του *Keim (1985)* δείχνει μια δυνατή αλληλεπίδραση μεταξύ του DY και του μεγέθους της επιχείρησης. Αυτό σημαίνει ότι η θετική σχέση απόδοσης και DY είναι αποτέλεσμα της συγκέντρωσης των μικρών εταιρειών σε συγκεκριμένες

κατηγορίες υψηλού DY. Ο *Levis (1989)* βρήκε ότι το DY effect και το E/P (earnings to price) συμπεριλαμβάνουν τόσο το size effect όσο και το share price effect. Οι *Leledakis, Davidson και Karathanasis (2001)* βρήκαν ότι η σχέση μεταξύ απόδοσης και DY έχει σχήμα U. Και αυτοί καταλήγουν στο συμπέρασμα ότι το size effect περιλαμβάνει το DY effect.

Οι *Dan Dhaliwal, Oliver Zhen Li, and Robert Trezevant (2003)* απέδειξαν ότι το DY μιας επιχείρησης έχει θετική επίδραση με τις αποδόσεις της μετοχής της, που μειώνεται σύμφωνα με το επίπεδο θεσμικής και εταιρικής ιδιοκτησίας. Το ποσό φορολόγησης του μερίσματος⁶⁷, που επηρεάζεται σημαντικά από τη μερισματική πολιτική μιας επιχείρησης και τη δομή ιδιοκτησίας της, σχετίζεται με το μέγεθος των αποδόσεων των κοινών μετοχών της. Σύμφωνα με τον *Jain (2000)*, οι επενδυτές που απολαμβάνουν χαμηλή τιμολόγηση διακρατούν μετοχές με χαμηλά DY, ενώ το αντίθετο συμβαίνει για αυτούς που επιβαρύνονται με υψηλή φορολόγηση. Ενώ οι *Morgan and Thomas (1998)* καταλήγουν στο συμπέρασμα ότι η εμπειρικά παρατηρούμενη σχέση, ανάμεσα στο DY και τις προσαρμοσμένες σύμφωνα με τον κίνδυνο αποδόσεις, δεν μπορεί να συμβιβαστεί με μια επεξήγηση βασισμένη στη φορολογία., ο *Demsey Mike (2001)* υποστηρίζει ότι κάτι τέτοιο δεν ευσταθεί.

Αναφορικά με την εμπειρικά παρατηρούμενη σχέση, ανάμεσα στο DY και τις αποδόσεις, υπήρξαν τρία (3) διαφορετικά ρεύματα που υποστήριξαν ή επέκριναν την παραδοσιακή παραδοχή.

⁶⁷Η βιβλιογραφία εμπλουτίζεται από σημαντικές μελέτες που αφορούν θέματα ιδιοκτησίας και φορολόγησης, όπως εκείνες των ακόλουθων *Stulz et al (1990), Michaely et al (1995), Sias and Starkw (1997), Fama and French (1998), Dhaliwal et al (1999), Brown and Ryngaert (1999), Allen et al (2000), Jain (2000), Seida (2001), Ayers et al (2002)*

- Ø Τα συμπεράσματα του **πρώτου ρεύματος** είναι συνεπή με την παραδοσιακή άποψη, ότι μια παροχή υψηλότερου μερίσματος συνδέεται με μια υψηλότερη απόδοση των κοινών μετοχών μιας επιχείρησης, γεγονός που σχετίζεται με τις μεταβολές στη φορολογία, [βλ. *Poterba and Summers (1984)*, *Erickson and Maydew (1998)*, *Ayers et al (2002)*].
- Ø Το **δεύτερο ρεύμα** έρευνας, επίσης, καταλήγει σε συμπεράσματα που είναι συνεπή με την παραδοσιακή άποψη, ελέγχοντας κατά πόσο η απόδοση των κοινών μετοχών μιας επιχείρησης ενσωματώνει και συγχωνεύει ένα ποσό φορολογικού προστίμου πάνω στο κέρδος από το κεφάλαιο [βλ. *Lang and Shackelford (2000)*, *Blouin et al. (2000)*].
- Ø Το **τρίτο ρεύμα** έρευνας, αρχικά, εμφανίζει προτάσεις που προέρχονται από το υπόδειγμα τιμολόγησης, προσαρμοσμένο στη φορολόγηση, του Ohlson (1995). Έπειτα ισχυρίζεται ότι τα αποτελέσματα των ελέγχων από αυτές τις προτάσεις είναι συνεπή με τη άποψη περί «παγιδευμένων ιδίων κεφαλαίων» (trapped equity view). Σύμφωνα με αυτήν την άποψη, ο χρόνος απόδοσης των μερισμάτων (και από πόρισμα το τρέχον «**dividend yield**» δεν συσχετίζεται με τις αποδόσεις της κοινής μετοχής μιας επιχείρησης. Αυτό οφείλεται στο γεγονός, ότι η φορολόγηση πάνω στα τρέχοντα και μελλοντικά μερίσματα αντανακλάται άμεσα στην τρέχουσα τιμή της μετοχής. Οι *Dhaliwal et al (2003)* και *Halton et al. (2003)* αποδεικνύουν ότι το χρησιμοποιούμενο υπόδειγμα είναι ελαττωματικό και κατά συνέπεια τα αποτελέσματα και η ερμηνεία τους δεν είναι αξιόπιστα, [βλ. *Harris and Kemsley (1999)*, *Cololins and Kemsley (2000)*, *Harris et al (2000)*].

2.2.4. Η επίδραση των «ιστορικών» αποδόσεων στις τρέχουσες αποδόσεις

[Past Returns Effect (Contrarian και Momentum Strategies)]

Τα τελευταία χρόνια, αρκετοί ερευνητές⁶⁸ ασχολήθηκαν με το θέμα των παλαιών αποδόσεων (past returns) των μετοχών και της δυνατότητας τους να προβλέψουν τις μελλοντικές αποδόσεις. Οι έρευνες αυτές τεκμηρίωσαν ότι οι διαστρωματικές αποδόσεις των μετοχών σχετίζονται με τις παρελθούσες επιδόσεις αυτών.

Σε αυτήν την ενότητα θα παρουσιάσουμε τρία φαινόμενα που παρατηρούν οι ερευνητές σε σχέση με τις παλαιές και μελλοντικές αποδόσεις των μετοχών:

- Μακροπρόθεσμη μεταστροφή απόδοσης (long - term return reversals)
- Βραχυπρόθεσμη μεταστροφή απόδοσης (short - term return reversals)
- Μεσοπρόθεσμη «συνέχιση» απόδοσης (medium - term return continuation)

1) *Μακροπρόθεσμη μεταστροφή απόδοσης (long - term return reversals)*⁶⁹

Μια από τις πρώτες μελέτες που αφορούν τις μακροχρόνιες ανωμαλίες στις αποδόσεις είναι των **DeBondt και Thaler (1985, 1987)**. Αναφέρουν μεταστροφή της απόδοσης για μεγάλους χρονικούς ορίζοντες, αποδίδοντας την στην υπερβολική αντίδραση των επενδυτών. Πρόκειται για αντικρουόμενες στρατηγικές (**contrarian strategies**) όπου, οι επενδυτές αγοράζουν μετοχές που είχαν χαμηλή απόδοση στο παρελθόν (past losers) και πουλάνε μετοχές που είχαν υψηλή απόδοση στο παρελθόν (past winners).

⁶⁸Βλ. Ball and Brown (1968), Asquith (1983), Roll (1986), Lakonishok and Vermaelen (1990), Bernard and Thomas (1990), Agrawal et al. (1992), Cusatis et al. (1993), Ikenberry and Lakonishok (1993), Michaely et al. (1995), Ikenberry et al. (1995), Michaely et al. (1995), Mitchell and Stafford (1997), Desai and Jain (1997), Ikenberry et al. (1997), Rouwenhorst (1998), Jegadeesh and Titman (2000), Grinblatt and Moskowitz (2001), Todias J. Moskowitz (2003).

⁶⁹Βλ. Μελέτες που πραγματοποιήθηκαν αναφορικά με την έννοια της μακροπρόθεσμης μεταστροφής της απόδοσης τεκμηριώνοντας την: Η.Π.Α. [De Bondt and Thaler (1985), Βέλγιο [Vermaelen and Versring (1986)], Ιαπωνία [Dark and Kato (1986)], Ισπανία [Alonso and Rubio (1990)], Βραζιλία [Costa (1994), Ηνωμένο Βασίλειο [Thomas (1995) and Dissanaike (1996)], Ritter (1991), Loughran and Ritter (1995), Spiess and affleck - Graves (1995), Dharan and Ikenberry (1995), Mitchell and Stafford (1997). Ή αμφισβητώντας την: Τορόντο [Kryzanowski and Zhang (1992)].

Οι *DeBondt* και *Thaler* απέδειξαν ότι για μεγάλες περιόδους διακράτησης των μετοχών (τρία ως πέντε χρόνια), οι μετοχές που είχαν χαμηλή απόδοση κατά τη διάρκεια των προηγούμενων τριών ως πέντε ετών, τα επόμενα τρία ως πέντε χρόνια σημείωσαν υψηλότερες αποδόσεις από τις μετοχές που είχαν υψηλή απόδοση κατά τη διάρκεια των προηγούμενων τριών ως πέντε χρόνων. Ερμηνεύουν αυτό το φαινόμενο ως μια υπερβολική αντίδραση της αγοράς, κατά την οποία οι τιμές των μετοχών αποκλίνουν από την βασική τους αξία. Αναλυτικότερα αυτή η υπεραντίδραση μπορεί να δώσει εξήγηση γιατί παρουσιάζεται το φαινόμενο οι μετοχές με πολύ χαμηλό P/E να πετυχαίνουν μεγαλύτερες (risk-adjusted) αποδόσεις. Σε σύγκριση με μετοχές με υψηλό P/E (Basu (1977)). Οι περισσότεροι οικονομολόγοι προσπάθησαν να εξηγήσουν αυτή την ανωμαλία σαν ένα statistical artifact. Μια εναλλακτική εξήγηση της ανωμαλίας βασίστηκε στην υπεραντίδραση του επενδυτή που ο Basu ονόμασε price-ratio hypothesis. Οι εταιρίες με πολύ χαμηλό P/E πιστεύεται ότι είναι προσωρινά υποτιμημένες επειδή οι επενδυτές γίνονται υπερβολικά απαισιόδοξοι μετά από μια σειρά κακών νέων για τα κέρδη ή για κάτι άλλο που αφορά την επιχείρηση. Εάν τα μελλοντικά κέρδη αποδειχθούν να είναι καλύτερα σε σχέση με τις απαισιόδοξες προβλέψεις, η τιμή προσαρμόζεται. Με τον ίδιο τρόπο, η μετοχή επιχειρήσεων με πολύ υψηλό P/E φαίνεται να είναι υπερτιμημένη προτού η τιμή αυτής της μετοχής πέσει. Το βασικό θέμα του άρθρου όμως είναι να εξεταστεί αν η υπόθεση της υπεραντίδρασης μπορεί να είναι χρήσιμη πέρα από το γεγονός ότι μπορεί να εξηγήσει την συμπεριφορά του E/P ή μια σειρά από άλλα φαινόμενα. Και ασφαλώς να εξεταστεί αν όντως ισχύει αυτό το φαινόμενο. Για τη συγκεκριμένη έρευνα χρησιμοποιήθηκαν μηνιαία στοιχεία για τις αποδόσεις των κοινών μετοχών εισηγμένες στο NYSE. Η εξεταζόμενη περίοδος εκτείνεται από το 1926 μέχρι το 1982. Στη συνέχεια περιγράφεται η διαδικασία οργάνωσης των δεδομένων και δημιουργίας χαρτοφυλακίου προκειμένου να γίνει η εφαρμογή της μεθοδολογίας που θα μας δείξει αν όντως η αγορά υπεραντιδρά στην πράξη σε απρόβλεπτα νέα. Οι διαδικασίες εμπειρικού ελέγχου βασίζονται σε μια παραλλαγή του αρχικά προτεινόμενου μοντέλου από τους Beaver and Landsman. Ελέγχεται η μορφή ημισχυρής αποτελεσματικότητας της αγοράς με την κατασκευή χαρτοφυλακίων. Στη συνέχεια οι έλεγχοι προσπαθούν να προσδιορίσουν το βαθμό στον οποίο το systematic nonzero residual return behavior στην περίοδο μετά την κατασκευή των

χαρτοφυλακίων σχετίζεται με τα systematic residual returns στους μήνες πριν την κατασκευή των χαρτοφυλακίων. Τελικά τα εμπειρικά αποτελέσματα υποδεικνύουν ότι το φαινόμενο της υπεραντίδρασης ισχύει. Επιπλέον σημαντικές αναποτελεσματικότητες αγοράς ασθενούς μορφής βρέθηκαν. Τέλος βρέθηκε ότι χαρτοφυλάκια απαρτιζόμενα από μετοχές losers κέρδισαν εξαιρετικά μεγάλες αποδόσεις για τον μήνα Ιανουάριο για τα επόμενα μέχρι και πέντε χρόνια από την κατασκευή των χαρτοφυλακίων.

Ωστόσο, οι *Chan (1998)* και *Ball και Kothari (1989)*, υποστηρίζουν ότι οι υπερβολικές, προσαρμοσμένες στον κίνδυνο (risk-adjusted), αποδόσεις που προκύπτουν από τις contrarian στρατηγικές, οφείλονται στην αποτυχία να προσαρμοστούν οι αποδόσεις στον κίνδυνο. Υποστηρίζουν, ότι θα έπρεπε να υπάρχει μεγάλη αλλαγή στον κίνδυνο των μετοχών που χαρακτηρίζονται ως «νικητές» και «χαμένοι», μεταξύ της περιόδου δημιουργίας του χαρτοφυλακίου και της περιόδου που οι *DeBondt και Thaler* έκαναν την έρευνα.

Επιπλέον, ο *Zarowin (1985b)* αναφέρει ότι το της μεταστροφής σχετίζεται με το size effect, καθώς οι «χαμένες» εταιρείες είναι συνήθως μικρές, ενώ οι «νικήτριες» εταιρείες είναι συνήθως μεγάλες. Σε αντίθεση με αυτές τις μελέτες, ο *Chopra, Lakonishok και Ritter (1992)* αποδεικνύουν ότι το φαινόμενο της μεταστροφής δεν φαίνεται να εξαφανίζεται όταν οι αποδόσεις προσαρμόζονται στον κίνδυνο και στο μέγεθος. Τέλος, οι *Ball, Kothari και Shanken (1995)*, και *Conrad και Kaul (1993)*, υποστηρίζουν ως την πιο πιθανή αιτία του φαινομένου, τις μεροληψίες δομή της αγοράς.

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

Ο *Lehnamn (1990)* αναφέρει μεταστροφή της απόδοσης σε εβδομαδιαία βάση, ενώ οι *Jegadeesh (1990)* και *Lo και MacKinlay (1990c)* αναφέρουν μεταστροφή της απόδοσης

σε μηνιαία βάση. Οι ερευνητές αυτοί αποδεικνύουν ότι οι στρατηγικές *contrarian*, οι οποίες επιλέγουν μετοχές βάσει της απόδοσης τους κατά την προηγούμενη εβδομάδα ή μήνα, δίνουν υπερβολικές αποδόσεις. Οι *Chang, Mcleavey και Rhee (1995)*, αναφέρουν βραχυπρόθεσμη μεταστροφή απόδοσης για την Ιαπωνική αγορά, αφού γίνει προσαρμογή της απόδοσης για το μέγεθος και τον κίνδυνο. Οι *Kaul και Nimalendran (1990)* και *Jegadeesh και Titman (1995)* εξετάζουν αν η διασπορά στις ζητούμενες τιμές προσφοράς (*bid - ask prices*) μπορεί να εξηγήσει την βραχυπρόθεσμη μεταστροφή της απόδοσης. Επιπλέον, οι *Lo και MacKinlay (1990c)* υποστηρίζουν ότι ένα μεγάλο μέρος της υπερβολικής απόδοσης οφείλεται σε μια καθυστερημένη αντίδραση της τιμής της μετοχής σε κοινούς παράγοντες, παρά σε μια υπερβολική αντίδραση της αγοράς. Επιπρόσθετα, οι *Conrad, Hameed και Niden (1994)* χρησιμοποιούν εβδομαδιαία δεδομένα για να δείξουν ότι η ένταση του εμπορίου στο παρελθόν είναι χρήσιμη για την εξήγηση του φαινομένου της βραχυπρόθεσμης μεταστροφής της απόδοσης.

Υποστηρίζουν ότι το φαινόμενο οφείλεται στην υψηλή ένταση εμπορίας των μετοχών. Σύμφωνα με αυτήν την άποψη, οι μετοχές υψηλής έντασης εμπορίας παρουσιάζουν βραχυπρόθεσμη μεταστροφή απόδοσης, ενώ οι μετοχές χαμηλής έντασης εμπορίας παρουσιάζουν «συνέχιση» της απόδοσης (*return continuation*). Αυτά τα αποτελέσματα είναι σύμφωνα με τις προβλέψεις των *Campbell, Grossman και Wang (1993)*.

3) Μεσοπρόθεσμη «συνέχιση» απόδοσης (*medium - term return continuation*)
 Οι *Jegadeesh και Titman (1993)* υποστηρίζουν ότι για ένα μεσοπρόθεσμο χρονικό ορίζοντα (τρεις ως δώδεκα μήνες), οι «νικητές» του παρελθόντος, κατά μέσο όρο, συνεχίζουν να υπερτερούν των «χαμένων» του παρελθόντος, και έτσι δημιουργείται μια «κεκτημένη ταχύτητα» (*momentum*) στις τιμές των μετοχών. Αν και για τα δύο προηγούμενα φαινόμενα έχουν διατυπωθεί αρκετές εξηγήσεις, παρατηρείται έλλειψη

πιθανών εξηγήσεων του φαινομένου της μεσοπρόθεσμης «συνέχισης» της απόδοσης. Οι *Fama και French (1996a)* δημιούργησαν ένα μοντέλο, το οποίο, ναι μεν εξηγεί την

μακροπρόθεσμη μεταστροφή της απόδοσης, αλλά αποτυγχάνει να εξηγήσει την μεσοπρόθεσμη «συνέχιση» της απόδοσης.

Οι *Chan, Jegadeesh και Lakonishok (1996)* αποδεικνύουν ότι η μεσοπρόθεσμη «συνέχιση» της απόδοσης μπορεί να οφείλεται μερικώς σε μια συγκρατημένη αντίδραση ως προς την ανακοίνωση των κερδών, αλλά η κεκτημένη ταχύτητα των τιμών δεν υπάγεται από την κεκτημένη ταχύτητα των κερδών. Ο *Rouwenhost (1998)* εξετάζει το φαινόμενο και σε δώδεκα άλλες χώρες και καταλήγει στο συμπέρασμα ότι δεν είναι πιθανό να οφείλεται σε μεροληψία της δειγματοληψίας που ονομάζεται data - snooping bias. Τα συμπεράσματα που προκύπτουν είναι τα ακόλουθα: Οι παράγοντες που επηρεάζουν τις αποδόσεις στις αναδυόμενες αγορές είναι παρόμοιοι με αυτούς στις αναπτυγμένες χώρες. Δεν υπάρχει απόδειξη ότι τα σχετίζονται με τις μέσες αποδόσεις. Οι χαμηλές συσχετίσεις μεταξύ των country return factors υποδεικνύουν ότι τα premiums έχουν ισχυρό τοπικό χαρακτήρα. Μια Bayesian ανάλυση των return premium σε αναπτυγμένες και αναδυόμενες αγορές φανερώνει ότι τα size, momentum και value strategies είναι παράγοντες που επηρεάζουν τις αποδόσεις σε όλο τον κόσμο.

Τέλος επισημαίνεται ότι δεν υπάρχει απόδειξη για σχέση μεταξύ των αποδόσεων και του turnover στις αναδυόμενες αγορές. Παρολαυτά τα size, beta, momentum και value συσχετίζονται θετικά με το turnover σε αυτές τις αγορές. Μία άλλη πιθανή εξήγηση είναι ότι η κερδοφορία των στρατηγικών momentum απορρέει από μια υπερβολική αντίδραση, η οποία προκαλείται από την θετική ανατροφοδότηση (feedback) των στρατηγικών εμπορίας των μετοχών. Αυτή η εξήγηση συμβαδίζει με την ανάλυση των *DeLong, Shleifer, Summers και Waldmann (1990)*. Υπάρχουν τουλάχιστον τρεις (3) ερμηνείες για τις μεσοπρόθεσμες⁷⁰ συνέχειες στις αποδόσεις των μετοχών [*medium - term return continuation*] και τις αντιστροφές των αποδόσεων κατά τη μακροπρόθεσμη περίοδο [*long - term return reversals*]. Μια συνοπτική παρουσίαση αυτών διακρίνει τις ακόλουθες:

⁷⁰Χρησιμοποιούμε τον όρο, «μεσοπρόθεσμος χρονικός ορίζοντας» για να αναφερθούμε σε μια περίοδο 3-12 μηνών και τον όρο «μακροπρόθεσμος χρονικός ορίζοντας» για να αναφερθούμε σε μια χρονική περίοδο μεγαλύτερη από ένα έτος

I. Η προβλεψιμότητα στις αποδόσεις είναι συνεπής με τα ορθολογικά βασισμένα στο κίνδυνο υποδείγματα τιμολόγησης.

Οι *Fama and French (1996)*, απέδειξαν ότι ένα υπόδειγμα τιμολόγησης τριών δεικτών μπορεί να εξηγήσει τις μακροπρόθεσμες αντιστροφές στις αποδόσεις, παρά του ότι αποτυγχάνει στο να δώσει σημασία στο intermediate-horizon momentum, όπως τεκμηριώνεται από τους *Jegadeesh και Titman (1993)*. Οι *Chordia and Shivakumar (2002)*, έδειξαν ότι ένα μακροοικονομικό υπόδειγμα δεικτών θα μπορούσε να εξηγήσει το *momentum effect*.

II. Οι προβλεπόμενες αποδόσεις των μετοχών είναι πιθανό να είναι αποτέλεσμα της μεροληπτικής και εσφαλμένης συμπεριφοράς των επενδυτών.

Οι *Daniel et al. (1998)* συμφώνησαν ότι το *intermediate- horizon momentum effect* προκύπτει από την υπερβολική αντίδραση της αγοράς σε νέες πληροφορίες σχετικά με θεμελιώδη θέματα και οι τιμές των μετοχών να αντιστρέφονται στη μακροχρόνια περίοδο.

III. Οι προβλεπόμενες αποδόσεις των μετοχών είναι πιθανό να είναι αποτέλεσμα της χρησιμοποίησης συγκεκριμένων δεδομένων κατά τη διάρκεια της εμπειρικής μελέτης⁷¹ (data-snooping).

Για την αποφυγή τέτοιων σφαλμάτων, είναι επιθυμητό να διεξαχθούν έλεγχοι εκτός δείγματος, χρησιμοποιώντας στοιχεία σε διεθνές επίπεδο. Από την μια πλευρά, αν τα πρότυπα προβλεψιμότητας στις αποδόσεις των μετοχών κάνουν την εμφάνισή τους και

⁷¹Μελετες όπως των *Lo and MacKinlay (1990)*, *Fama and French (1996)* και *Foster et al (1997)*, χρησιμοποίησαν χωρίς διορθώσεις και προϋποθέσεις τα ίδια δεδομένα από την αμερικανική κεφαλαιαγορά και τα συμπεράσματα τους είναι πιθανό να είναι εσφαλμένα από το *data-snooping*

στις διεθνείς αγορές και δεν μπορούν να εξηγηθούν μόνο από τον κίνδυνο, τότε η προσοχή πρέπει να τείνει να προσανατολιστεί, είτε προς την ανεπάρκεια των υπαρχόντων υποδειγμάτων τιμολόγησης περιουσιακών στοιχείων, είτε προς την τάση των αγορών αξιόγραφων να υπέρ-αντιδρούν ή να υπό-αντιδρούν στην πληροφόρηση. Από την άλλη πλευρά, αν οι ενδείξεις παρουσιάζονται μόνο στις ΗΠΑ και όχι και στις διεθνείς κεφαλαιαγορές, τα συμπεράσματα για την αποτυχία των υπαρχόντων υποδειγμάτων τιμολόγησης περιουσιακών στοιχείων που βασίζονται στην έννοια του κινδύνου ή το συμπέρασμα για μη ύπαρξη αποτελεσματικών αγορών, είναι πιθανό να είναι πρόωρα και αβάσιμα.

Επεκτείνοντας τις μελέτες προβλεψιμότητας των αποδόσεων των μετοχών σε άλλες αναπτυγμένες αγορές, αρκετοί συγγραφείς⁷² κάνουν λόγο για *intermediate-horizon return continuation* και *long - horizon return reversals*, όμοια με τεκμήρια που προκύπτουν από μελέτες που χρησιμοποίησαν δεδομένα από αμερικάνικες κεφαλαιαγορές. Παρ' όλα αυτά, τα αποτελέσματα μελετών⁷³ σε αναπτυσσόμενες αγορές παρέχουν μικρή εμπειρική υποστήριξη για *intermediate-horizon return continuation*.

2.2.5. Η επίδραση της μεταβλητής P/E στις αποδόσεις [The Price to Earnings (P/E) Effect]

Ο δείκτης «Price to Earnings» (P/E), ή πολλαπλασιαστής κερδών, μελετήθηκε από αρκετούς μελετητές⁷⁴ και τεκμηριώθηκε ότι παρέχει μια ένδειξη, για την εντύπωση που έχουν σχηματίσει οι επενδυτές για την απόδοση της επιχείρησης, στο παρελθόν και τις προοπτικές της για το μέλλον. Υπολογίζεται ως η τρέχουσα τιμή της μετοχής της εταιρείας δια των καθαρών κερδών ανά μετοχή (EPS). Η τιμή του δείκτη παρουσιάζει πόσες φορές είναι διατεθειμένοι οι επενδυτές να πληρώσουν τα κέρδη που αντιστοιχούν σε κάθε μία μετοχή, για να την αγοράσουν.

⁷² Βλ. Rouwenhorst(1998), Ahmet and Nasrert (1999) και Schiereck et al. (1999).

⁷³ Rouwenhorst (1999), Kang et al. (2002). και Hameed and Yuanto (2003).

⁷⁴ Βλ. Keith S. K. Lam (2002).

Μια εταιρεία με υψηλή απόδοση, καλή διοίκηση, σημαντικές προοπτικές ανάπτυξης και σχετικά χαμηλό βαθμό κινδύνου, έχει συνήθως υψηλό δείκτη P/E και αντιστρόφως. Γενικά, αν ο δείκτης P/E της μετοχής της εταιρείας είναι υψηλός, σε σχέση με τον δείκτη P/E του κλάδου ή της συνολικής αγοράς, τότε η εταιρεία προτιμάται από τους επενδυτές

γιατί θεωρείται η καλύτερη του κλάδου, είτε γιατί είναι υπερτιμημένη, είτε γιατί οι επενδυτές έχουν υπερεκτιμήσει τις δυνατότητες της. Αντίθετα, ένας χαμηλός δείκτης υποδηλώνει είτε ότι η εταιρεία είναι υποτιμημένη, είτε ότι δεν προτιμάται από τους επενδυτές. Με το P/E effect ασχολήθηκαν αρκετοί μελετητές, τόσο στην αμερικανική⁷⁵ όσο και σε κεφαλαιαγορές άλλων χωρών (Ιαπωνία, Ηνωμένο Βασίλειο, Σιγκαπούρη, Ταϊβάν, Νέα Ζηλανδία και Κορέα)⁷⁶. Ο *Basu (1977)*, τεκμηρίωσε μια θετική σχέση ανάμεσα στις μέσες αποδόσεις και το E/P, το οποίο παρέχει μια επιπρόσθετη εξηγηματική δύναμη των αποδόσεων στις αμερικανικές κεφαλαιαγορές, υπερισχύοντας του «size effect» και του συστηματικού κινδύνου beta. Υποστήριξε ότι οι δείκτες P/E παρέχουν ένδειξη για την μελλοντική απόδοση της επένδυσης σε ένα αξιόγραφο. Σύμφωνα με αυτήν την άποψη, εταιρείες με χαμηλή τιμή μετοχής σε σχέση με τα κέρδη, θα έχουν μεγαλύτερη απόδοση από αυτήν που υπονοεί το επίπεδο του κινδύνου τους. Άρα, μετοχές με χαμηλό δείκτη P/E θα τείνουν να υπερτερούν μετοχές με υψηλό δείκτη P/E. Με άλλα λόγια, οι τιμές των μετοχών είναι μεροληπτικές και ο δείκτης P/E αποτελεί ένδειξη αυτής της μεροληψίας.

⁷⁵Βλ. Graham and Dodd (1940), Nicholson (1960), Ball (1978), Basu (1977), Remganum (1981c), Peavy and Goodman (1983)

⁷⁶ Βλ. Η εμπειρική μελέτη σε τέσσερις μεγάλες αγορές εκτός της αμερικανικής έδειξαν ότι υπάρχει ένα σημαντικό P/E effect, όμοιο με αυτό που βρέθηκε στην αμερικανική αγορά αξιόγραφων {Ιαπωνία [Aggarwal, Hiraki and Rao (1988), Chan Hamao and Lakomshok (1991), Kubota and Takehara (1996)], Ηνωμένο Βασίλειο [Strong and Xu (1997)], Σιγκαπούρη [Wong and Lye (1990)], Ταϊβάν [Chou and Johnson (1990), Ma and shaw (1990)]} Δεν υπάρχει σημαντική ένδειξη για την παρουσία P/E effect σε αγορές όπως η Νέα Ζηλανδία [Gillan (1990)] και η Κορέα [Kim, Chung, and Pyun (1992)]

Η διαπίστωση ότι οι αποδόσεις των μετοχών με χαμηλό δείκτη P/E τείνουν να είναι μεγαλύτερες από ότι εγγυώνται οι βασικοί κίνδυνοι των μετοχών, ακόμα και αφού

λάβουμε υπόψη επιπρόσθετα κόστη ανεύρεσης (search costs) και κόστη συναλλαγής (transaction costs) και τους φόρους, είναι αντίθετη με την υπόθεση της αποτελεσματικής αγοράς (efficient market hypothesis).

Ο Basu χρησιμοποίησε στοιχεία για μια περίοδο 14 χρόνων, και έδειξε ότι οι τιμές των μετοχών δεν περιγράφονται εξ ολοκλήρου από την υπόθεση της αποτελεσματικής αγοράς. Τα κύρια δεδομένα αυτής της έρευνας αφορούν τις μετοχές 1400 επιχειρήσεων που εμπορεύονταν στο NYSE μεταξύ Σεπτεμβρίου 1956 και Αυγούστου 1971. Επιπλέον πρέπει να επισημανθεί ότι σε αυτές τις 1400 επιχειρήσεις περιλαμβάνονταν και γύρω στις 375-400 που πλέον δεν υπήρχαν. Αφού υπολογίστηκαν το P/E όλων των εταιρειών ξεκινώντας από το 1956 οι μετοχές κατατάχθηκαν σε 5 χαρτοφυλάκια ανάλογα με το P/E. Προσπάθεια έγινε να αποφευχθούν τα look-ahead biases. Χαρτοφυλάκια με χαμηλό P/E είχαν ανώτερες αποδόσεις (λαμβάνοντας υπόψη τον κίνδυνο). Επομένως, η υπόθεση της σχέσης μεταξύ P/E και της απόδοσης της επένδυσης σε μετοχές φαίνεται να ισχύει. Άρα, οι επενδυτές μπορούν να αγοράζουν μετοχές με χαμηλό δείκτη P/E και να ιτρέχουσα τιμή της μετοχής της εταιρείας δια των καθαρών κερδών ανά μετοχή (EPS)

Σε αντίθεση με την άποψη που επικρατεί, σύμφωνα με την οποία οι πληροφορίες που είναι δημοσίως διαθέσιμες εγκλείονται αυτόματα στις τιμές των μετοχών, φαίνεται ότι υπάρχει αργοπορία στην διαδικασία προσαρμογής της τιμής. Επομένως, οι ευρέως διαθέσιμη δείκτες P/E φαίνεται να έχουν «πληροφοριακό περιεχόμενο» και ίσως χρησιμοποιούνται από τους επενδυτές κατά τη δημιουργία ή αναθεώρηση του χαρτοφυλακίου.

Ο *Ball* (1978) συμπέρανε ότι ο λόγος E/P ουσιαστικά ενσωματώνει παραλειπόμενους συντελεστές του κινδύνου, γι' αυτό και εξηγεί κομμάτι της διαστρωματικότητας των αναμενόμενων αποδόσεων. Ο λόγος που συμβαίνει αυτό, είναι ότι όταν οι μετοχές έχουν σχετικά υψηλότερο κίνδυνο και αναμενόμενες αποδόσεις, οι τιμές τους είναι πιθανόν να είναι χαμηλότερες σχετικά με τα κέρδη και έτσι το E/P είναι πιθανό, επίσης, να είναι υψηλότερο. Ο *Reinganum* (1980) ερεύνησε και αυτός το P/E effect, χρησιμοποιώντας όμως τον αντίστροφο δείκτη, δηλαδή το E/P (earnings yield). Βρήκε ότι τα χαρτοφυλάκια με υψηλό E/P δείκτη υπερτερούν συστηματικά των χαρτοφυλακίων με χαμηλό E/P δείκτη, ακόμα και μετά την προσαρμογή του συντελεστή βήτα. Η ανάλυση του δείγματος εταιρειών έδειξε ότι οι μικρές επιχειρήσεις είχαν σημαντικά υψηλότερη μέση απόδοση σε σχέση με μεγάλες εταιρείες με ισοδύναμο συντελεστή βήτα. Ελέγχοντας τις αποδόσεις για το P/E effect βρέθηκε ένα ισχυρό size effect. Αλλά ελέγχοντας τις αποδόσεις για το size effect δεν βρέθηκε P/E effect. Ενώ το E/P και το size effect υπάρχουν όταν κάθε μεταβλητή εξετάζεται ξεχωριστά, οι δύο ανωμαλίες φαίνονται να σχετίζονται με το ίδιο σετ παραλειπόμενων παραγόντων από το μοντέλο της αγοράς.

Οι παραπάνω παράγοντες φαίνονται να σχετίζονται πιο στενά με το μέγεθος της επιχείρησης παρά με το δείκτη E/P. Η απόκλιση πάντων δεν φαίνεται να είναι λόγω της αναποτελεσματικότητας της αγοράς, με την έννοια ότι οι υπέρ-κανονικές αποδόσεις δεν οφείλονται σε κόστη συναλλαγής ή σε πληροφοριακή αργοπορία. effect έρχεται σε αντίθεση με την άποψη του *Basu* ότι ο δείκτης E/P περιλαμβάνει το size effect. Ο λόγος της απόκλισης φαίνεται να είναι παράγοντες κινδύνου που δεν περιλαμβάνονται στο CAPM. Άρα, το απλό υπόδειγμα της αγοράς-μιας περιόδου δεν επαρκεί για να εξηγήσει την ισορροπία της κεφαλαιαγοράς. Συνεπώς, η άποψη του *Reinganum* ότι το «size effect» περιλαμβάνει το E/P. Οι *Cook και Rozeff* (1984) βρήκαν ότι ισχύουν και τα δύο φαινόμενα (E/P και size effect). Εναλλακτικά, υποστήριξαν ότι και οι δύο επιδράσεις μετρούν διαφορετικές πλευρές ενός μόνο θεμελιώδους παράγοντα. Σε κάθε περίπτωση όμως, δεν φαίνεται το size effect να περιλαμβάνει το E/P effect ή ο δείκτης E/P να περιλαμβάνει το size effect. Επιπλέον, βρήκαν ότι σχεδόν η μισή επίδραση του E/P συμβαίνει τον Ιανουάριο και η υπόλοιπη μισή τον υπόλοιπο χρόνο.

Οι *Banz και Breen (1986)* αλλά και ο *Rogers* καταλήγουν στο συμπέρασμα ότι το E/P effect υπάγεται στο size effect. Δεν βρήκαν κανένα ανεξάρτητο E/P effect κατά τη διάρκεια του χρόνου. Οι *Banz και Breen* υποστήριξαν επιπλέον, ότι η επίδραση του χαμηλού δείκτη P/E είναι εμφανής όταν χρησιμοποιείται το COMPUSTAT ως βασική πηγή δεδομένων. Όμως, το φαινόμενο δεν εμφανίζεται σε αρχεία COMPUSTAT που έχουν συλλεχθεί διαδοχικά. Επομένως, το ex - post - selection bias και το look - ahead bias φαίνεται να δημιουργούν το φαινόμενο του χαμηλού P/E. Αν κατά τη δημιουργία χαρτοφυλακίων χρησιμοποιήσουμε στοιχεία κερδών που δεν είναι ακόμα γνωστά στους επενδυτές, τότε οι μετοχές υψηλής απόδοσης («θετική έκπληξη» ως προς τα κέρδη) θα τοποθετούνται σε χαρτοφυλάκια με χαμηλό δείκτη P/E, και αντιστρόφως. Οι *Jaffe, Keim και Westerfield (1989)* απέδειξαν ότι το E/P effect είναι σημαντικό όχι μόνο τον Ιανουάριο, αλλά και τους υπόλοιπους έντεκα μήνες.

Η έρευνα του *Levis (1989)* έδειξε ότι η στρατηγική επενδύσεων που χρησιμοποιεί ως εργαλείο των πολλαπλασιαστή κερδών είναι το ίδιο επικερδής, αν όχι περισσότερο, από τις στρατηγικές που βασίζονται στο μέγεθος της επιχείρησης. Σε ορισμένες περιπτώσεις είναι δύσκολο να διακρίνουμε την επίδραση του μεγέθους από την επίδραση της τιμής της μετοχής. Αυτό σημαίνει ότι, είτε οι δύο αυτές μεταβλητές είναι proxies η μία για την άλλη, είτε ότι και οι δύο είναι proxies για πιο θεμελιώδεις καθοριστικούς παράγοντες της αναμενόμενης απόδοσης των μετοχών. Ο πολλαπλασιαστής κερδών είναι πιθανό να είναι μια τέτοια προσεγγιστική μεταβλητή..

Οι *Wong και Lye (1990)* βρήκαν ότι οι μετοχές με υψηλό δείκτη E/P είχαν, κατά μέσο

όρο, υψηλότερες- προσαρμοσμένες- στον κίνδυνο αποδόσεις σε σχέση με τις μετοχές με χαμηλό E/P. Αυτό το E/P effect είναι ξεκάθαρα σημαντικό ακόμα και όταν δημιουργήθηκαν τυχαίες συνθήκες για το size effect στα χαρτοφυλάκια με υψηλό αλλά και στα χαρτοφυλάκια με χαμηλό E/P. Επίσης, έδειξαν ότι το E/P effect είναι πιο σημαντικό από το size effect αλλά όχι ανεξάρτητο από το μέγεθος της επιχείρησης. Με άλλα λόγια το size effect φαίνεται να είναι δευτερεύουσας σημασίας όταν συγκρίνεται με το E/P effect.

Η εμπειρική έρευνα του *Kallunki (1998)* προτείνει ότι η χρήση λογιστικών μεταβλητών που μετράνε τον χρηματοοικονομικό και επιχειρηματικό κίνδυνο μπορεί να «απορροφήσει» τον ρόλο του earnings yield στην απόδοση των μετοχών. Επομένως, οι μεταβλητές των εσόδων που βασίζονται στην αύξηση των κερδών φαίνεται να μετρούν ελαφρώς διαφορετικές απόψεις του κινδύνου που δημιουργείται λόγω των οικονομικών χαρακτηριστικών της επιχείρησης.

Τέλος, οι *Leledakis, Davidson και Karathanasis (2001)*, βρήκαν ότι η σχέση μεταξύ μέσης απόδοσης και E/P έχει σχήμα U. Ωστόσο, καταλήγουν και αυτοί στο συμπέρασμα, ότι το size effect περιλαμβάνει το E/P effect.

2.2.6. Η επίδραση της μεταβλητής CF/P στις αποδόσεις

[Cash Flow- To - Price (CF/P) effect]

Εμπειρικές μελέτες βρήκαν ενδείξεις και απέδειξαν την ύπαρξη μια θετικής σχέσης ανάμεσα σε άμεσα μέτρα του συστηματικού κινδύνου, όπως τα betas της αγοράς ή τα betas της κατανάλωσης, και τις μέσες αποδόσεις των μετοχών. Αντίθετα υπάρχουν πειστικές ενδείξεις ότι οι μέσες αποδόσεις των μετοχών σχετίζονται συστηματικά με το μέγεθος και λόγους που έχουν να κάνουν με την αξία μιας επιχείρησης. Ένας από αυτούς τους λόγους που βρέθηκε να εμπεριέχει επεξηγηματική δύναμη αναφορικά με τη διαστρωματικότητα των μέσων αποδόσεων των αξιόγραφων είναι ο λόγος ταμειακών ροών μιας επιχείρησης προς την τιμή αυτής [Cash Flow- To - Price (CF/P)].

Ο αριθμητής (Cash Flow - CF) του λόγου **CF/P** ορίζεται ως τα καταγεγραμμένα λογιστικά κέρδη μιας επιχείρησης συν τις αποσβέσεις. Ένα ενδιαφέρον σημείο για αυτή την μεταβλητή είναι ότι τα λογιστικά κέρδη μπορεί να είναι ένας μεροληπτικός εκτιμητής των οικονομικών κερδών για τα οποία οι μέτοχοι ενδιαφέρονται. Η διάκριση ανάμεσα στα αναφερόμενα κέρδη και τις ταμειακές ροές είναι σημαντική όταν εξετάζουμε αυτές τις προσπάθειες μεταξύ χωρών με διαφορετικές λογιστικές πρακτικές (Leledakis 1998).

Μια σειρά ερευνητών ερεύνησαν τη σχέση ανάμεσα στα αποδόσεις των μετοχών και τον λόγο CF/P, οι περισσότεροι από τους οποίους απέδειξαν μια θετική σχέση, τόσο για την κεφαλαιαγορά των Η.Π.Α.⁷⁷, όσο και για τις κεφαλαιαγορές άλλων χωρών⁷⁸.

⁷⁷ Wilson (1986), Bernard and Stober (1989) και Lakonishok, Shleifer and Vishny (1994)

⁷⁸ Ιαπωνία [Chan, Hamao and Lakonishok (1991)]

2.2.7. Η επίδραση της μεταβλητής S/P στις αποδόσεις

[Sales to price (S/P) effect]

Μια επιπρόσθετη μεταβλητή, που αφορά τα ιδιαίτερα χαρακτηριστικά μιας επιχείρησης, και τεκμηριώθηκε μέσα από έρευνες που έλαβαν χώρα, ότι μπορεί να εξηγήσει τμήμα της διασπρωματικότητας των μέσων αποδόσεων, είναι ο λόγος «ύψος των πωλήσεων προς τη τιμή» [S/P]. Η μεταβλητή αυτή ορίζεται ως ο λόγος μεταξύ των ετήσιων πωλήσεων μιας εταιρείας στο τέλος του οικονομικού έτους προς την αγοραστική αξία της εταιρείας (market value) στο τέλος του Δεκεμβρίου στο χρόνο M. Μια σειρά επιστημόνων τόσο σε Αμερική⁷⁹, μια ιδιαίτερα ανεπτυγμένη κεφαλαιαγορά, και τον υπόλοιπο κόσμο⁸⁰, σε αναπτυγμένες και αναπτυσσόμενες αγορές, έκαναν λόγο για την επεξηγηματική δύναμη της μεταβλητής αυτής στις αποδόσεις των μετοχών και έδωσαν αποδείξεις για το αρνητικό πρόσημο της σχέσεως μεταβλητής και μέσων αποδόσεων. Το S/P αναγνωρίζεται να έχει μεγαλύτερη επεξηγηματική δύναμη από το E/P για τις μέσες αποδόσεις γιατί α) οι συνολικές ετήσιες πωλήσεις μπορούν να είναι ένας πιο αξιόπιστος δείκτης και ικανός για προβλέψεις αναφορικά με τα δυνητικά μακροχρόνια κέρδη από ότι τα καταγεγραμμένα κέρδη, β) ο λόγος S/P παρέχει ένα σημαντικό μέτρο σχετικό με την τιμολόγηση ακόμα και αν μια επιχείρηση χάνει χρήματα, σε μια περίπτωση που το E/P, θα ήταν ασήμαντο και γ) θα μπορούσε, επίσης, να είναι ένας πιο αξιόπιστος δείκτης της σχετικής αγοραίας τιμολόγησης μιας επιχείρησης συγκριτικά με το B/ME, γιατί τα χαρακτηριστικά των πωλήσεων επηρεάζονται λιγότερο από τις μεταβλητές που χαρακτηρίζουν μια επιχείρηση (c-s-v). Οι *Barbee, Mykherji και Raines (1996)*, απέδειξαν ότι η μεταβλητή S/P, σε σχέση με τις μεταβλητές B/M & MVE έχει ισχυρότερη επεξηγηματική δύναμη για τις αποδόσεις

⁷⁹

Senchack and Martin (1987), Jacobs and Levy (1988b), Barbee, Mykherji και Raines (1996).

⁸⁰

Ιαπωνία [Aggarwal, Rao and Hiraki (1990)].

μετοχών. Στην συνέχεια βέβαια και άλλοι ακαδημαϊκοί έχουν αναφερθεί στον ρόλο της μεταβλητής. Συμπερασματικά μπορούμε να πούμε ότι οι αποδόσεις των μετοχών και η μεταβλητή αυτή έχουν αρνητική συσχέτιση.

2.2.8. Η επίδραση της μεταβλητής «Tobin's q» στις αποδόσεις

[Tobin's q effect]

Οι *Ian Davidson, George Leledakis και John Okunev* (...) πραγματοποίησαν μελέτη, σύμφωνα με την οποία επισήμαναν μια επιπρόσθετη μεταβλητή που αποδείχτηκε ότι έχει εξηγητική δύναμη στη διαστρωματική διαφοροποίηση των αναμενόμενων αποδόσεων των μετοχών. Χρησιμοποιώντας δεδομένα που αφορούν τις τιμές των μετοχών της Μεγάλης Βρετανίας, μελέτησαν την επίδραση του λόγου Tobin's q βασιζόμενοι στη μεθοδολογία των *Lindenberg και Ross (1981)*, κάνοντας τη χρήση μόνον βασικών χρηματοοικονομικών και λογιστικών πληροφοριών.

Η προσέγγιση της μεταβλητής ορίζεται ως ακολούθως:

$$\text{Approximate Tobin's } q = [\text{Comval} + \text{Prefval} + \text{Debt}] / \text{Total Assets}$$

Όπου:

Comval: Η αγοραία αξία της κοινής μετοχής μιας εταιρείας στο τέλος του χρόνου.

Prefval: Η λογιστική αξία της προτιμώμενης μετοχής της εταιρείας στο τέλος του χρόνου.

Debt: Η λογιστική αξία του χρέους (των υποχρεώσεων) της εταιρείας στο τέλος του έτους.

Total Assets: Η λογιστική αξία των συνολικών περιουσιακών

Σε αντίθεση με τους *Fama και French (1992)* και τη μελέτη που πραγματοποίησαν στην αμερικάνικη αγορά αξιόγραφων, οι *Ian Davidson, George Leledakis και John Okunev* απέδειξαν ότι, για το Χρηματιστήριο Αξιών του Λονδίνου (London Stock Exchange), το beta από μόνο του διαδραματίζει σημαντικό επεξηγηματικό ρόλο στις διαστρωματικές διαφορές των αναμενόμενων αποδόσεων, σε επίπεδο ατομικών μετοχών. Συγκεκριμένα όταν χρησιμοποιήθηκε υπόδειγμα μονομεταβλητής παλινδρόμησης, το beta αποδείχτηκε ικανό να εξηγήσει τις διαστρωματικές διαφορές των αναμενόμενων αποδόσεων του Χρηματιστηρίου Αξιών του Λονδίνου για την περίοδο από Ιούλιο 1980 έως Ιούνιο 1996. Παρόλα αυτά όταν η **Tobin's q**, το **Beta**, το **Market Value of Equity (MVE)** και το **Book to Market Equity (BE/ME)** χρησιμοποιήθηκαν ως εξηγητικές μεταβλητές σε ένα πολυμεταβλητό, βρήκαν ότι μόνο η Tobin's q και το market value of equity ήταν σημαντικές μεταβλητές και από αυτές τις δύο, η Tobin's q είχε τη μεγαλύτερη εξηγητική δύναμη. Κατά συνέπεια η Tobin's q έχει ένα ιδιαίτερα σημαντικό ρόλο ως ένας δείκτης της μελλοντικής παρουσίας της αγοράς, όπου μετοχές με χαμηλό αυτόν τον δείκτη παρέχουν υψηλότερες μέσες αποδόσεις. Επιπρόσθετα, πρότειναν την ύπαρξη ενός «Tobin's q effect» ως επιπρόσθετο στο «size effect», ενώ έδειξαν ότι ο εξηγητικός ρόλος της Tobin's q δεν είναι ένα φαινόμενο που γίνεται εμφανές μόνο τον Ιανουάριο.

2.3. Η προβλεψιμότητα των αποδόσεων των αξιόγραφων σε χρονολογικές σειρές

Αξιοσημείωτες είναι οι έρευνες που τεκμηριώνουν ότι οι αποδόσεις των μετοχών είναι προβλέψιμες σε χρονολογικές σειρές. Οι δημοσιευμένες ακαδημαϊκές μελέτες, που αφορούν τις ημερολογιακές επιδράσεις [βλ. *Ruth Seow Kuan Tan and Wong Nee Tat (1998)*, *Ryan Sullivan, Allan Timmermann and Halbert White (2001)*], ξεκινούν από τη δεκαετία του 1930 [*Fields (1931)*, *Fields (1934)*]. Από τις αρχές της δεκαετίας του 1970 μέχρι σήμερα (2003), έχει τεκμηριωθεί η παρουσία μιας σειράς επιδράσεων που αφορούν την εποχικότητα των αποδόσεων των αξιόγραφων που αποτελούν αντικείμενα

διαπραγμάτευσης σε αρκετά χρηματιστήρια ανά τον κόσμο. Οι σημαντικότερες αναφέρονται στη συνέχεια:

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΑ

Ημερολογιακές επιδράσεις [Calendar Effects (Seasonal Effects)]:

1. **Το φαινόμενο του Ιανουαρίου [*January (Turn of the Year) Effect*]⁸¹**
2. **Το φαινόμενο της Δευτέρας [*Monday Effect (Day-of-the-Week Effect or Weekend Effect)*]⁸²**
3. **Το φαινόμενο των αργιών [*The Holiday Effect*]**
4. **Το φαινόμενο της αλλαγής του μήνα [*The Turn of the Month Effect*]⁸⁴**
5. **Το φαινόμενο στα μέσα του μήνα [*The Semi Month Effect*]⁸⁵**

⁸¹Βλ. Wachtel (1942), Rozeff and Kinney (1976), Branch (1977), Dyl (1977), Branch (1977), Dyl (1977), Keim (1983), Givoly and Ovidia (1983), Reinganum (1983) and Roll (1983b), Blume and Stambaugh (1983), Brown, Keim, Kleidon and Marsh (1983), Givoly and Ovidia (1983), Reinganum (1983) and Roll (1983b), Lakonishok and Smith (1984), Lakonishok and Smith (1984), Schultz (1984), Tinic and West (1984), Lakonishok and Smidt (1984,1988), Berges, McConnell and Schlarbaum (1984), Van den Bergh and Wessels (1985), Chan, Chen and Hsieh (1985), Kato and Schallheim (1985) and Jaffe and Westerfield (1985b), Tinic and Rogalski (1986), Tinic, Barone-Adesi and West (1987), Reinganum and Shapiro (1987), Corhay, Hawawini and Michel (1987), Nassir and Mohammad (1987), Haugen and Lakonishok (1988), Seyhun (1988), Pang (1988), Haugen and Lakonishok (1988), Ritter (1988), Ritter and Chopra (1989), Aggarwal and Rivoli (1989), Ho (1990), Athanassakos (1992), Griffiths and White (1993), Seyhun (1993), Clare, Psaradakis and Thomas (1995), Clare, Psaradakis and Thomas (1995), Dahlquist and Sellin (1996), Sias and Starks (1997a), Draper and Paudyal (1997), Sias and Starks (1997), J. Andrew Courts, Christos Kaplanidis, and Jennifer Roberts (2000), Coutts and Sheikh (2000).

⁸²Βλ. για αγορά: Ηνωμένο Βασίλειο [Theobald and Price (1984), Jaffe and Westerfield (1985), Board and Sutcliffe (1988), O'Hanlon (1988), Mills and Coutts (1995) and Arsal and Coutts (1997)], Ιαπωνία [Kato (1990), and Ziemba (1993)], Καναδά [Athanassakos and Robinson (1994)], Αυστραλία [Ball and Bowers (1988) and Easton and Faff (1994)], Γαλλία [Solnik and Bousquet (1990)], Ισπανία [Santesmases (1986), Pena (1995)], Ελλάδα [Alexakis and Xanthakis (1995)], Μαλαισία [Clare, Ibrahim and Thomas (1998), Clare et al. (1997)], για διεθνή τεκμηρίωση [Jaffe and Westerfield (1985a), Condoyanni, O'Hanlon and Ward (1987), Kim (1988), Aggarwal and Rivoli (1989), Jaffe, Westerfield and Ma (1989) and Agrawal and Tandon (1994)], Ιρλανδία [Fields (1931), Cross (1973), Lakonishok and Levi (1982), Haris (1986), Condoyanni et al. (1987), Kothers and Kohers (1995), Donnelly (1991), Lucey (1994), Stevenson (1998), Lucey (2000)], Βέλγιο, Κάτω χώρες, Σουηδία [Agrawal and Tandon (1994)].

⁸³Βλ. Lakonishok and Smidt (1988), Kim (1988), Pettengill (1989), Pettengill (1989) and Ariel (1990), Liano, Marchand and Haug (1992), Cadsby and Ratner (1992), Wilson and Jones (1993), Kim and Park (1994), Liano and White (1994), Fabozzi, Ma, and Briley (1994), Mills and Coutts (1995), Arsal and Coutts (1997), J. Andrew Courts, Christos Kaplanidis, and Jennifer Roberts (2000).

⁸⁴Βλ. Lakonishok and Smidt (1986), Penman (1987), Ritter (1988), Admati and Pfleiderer (1988b), Admati and Pfleiderer (1989), Lakonishok and Smidt (1988), Ogden (1990), Ziemba (1991), Cadsby and Ratner (1992), Cadsby and Ratner (1992), Lakonishok Cadsby and Ratner (1992), Agrawal and Tandon (1994), Fabozzi, Ma and Briley (1994), Agrawal and Tandon (1994), Hensel and Ziemba (1996).

⁸⁵Βλ. Ariel (1987), Lakonishok and Smidt (1988), Linn and Lockwood (1988), Mills and Coutts (1995), Hensel and Ziemba (1996).

Επιπρόσθετα υπάρχουν και κάποιες άλλες ημερολογιακές επιδράσεις που έχουν λάβει μικρότερη προσοχή. Όπως οι ακόλουθες:

1. **Το φαινόμενο της εβδομάδος του μήνα** [*The week of the month effect /Wang, Li and Erickson (1997)*]
2. **Το φαινόμενο της ημέρας του μήνα** [*Time of the day effect /McInish and Wood (1990)*]
3. **Το φαινόμενο του τέλους Δεκεμβρίου** [*End of December effect /Lakonishok and Smidt (1988)*]
4. **Το φαινόμενο της Παρασκευής και 13** [*Friday the thirteenth effect /Kolb and Rodriguez (1987)*]
Το φαινόμενο του μήνα ενός έτους [*The month of the year effect*]⁸⁶

Οι περισσότερες από αυτές τις ανωμαλίες έκαναν την εμφάνιση τους μισό αιώνα, περίπου, πριν και συνεχίζουν να κάνουν αισθητή την παρουσία τους. Έχουν ωθήσει αρκετούς οικονομολόγους, που ειδικεύονται στα χρηματοοικονομικά, να αμφισβητήσουν τόσο την υπόθεση αναφορικά με την ύπαρξη αποτελεσματικών αγορών, όσο και τα υπαρκτά υποδείγματα τιμολόγησης περιουσιακών στοιχείων.

⁸⁶ Βλ. Banz (1981), Gultekin and Gultekm (1983), Reinganum (1983), Roll (1983), Ritter and Chopra (1983), Tinic and West (1984, 1986), lakomshok and Smidt (1984), Chan et al. (1985), Rozeff (1986), Hillion and Sirri (1987), Thaler (1987), Ritter (1988), Seyhan (1988, 1993), Fortune (1991), Seyhun (1993), Dahlquist and Sellin (1994), Mills and Courts (1995), Taufic Choudhry (2001).

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 3

3.1. ΑΛΛΗΛΟΣΥΣΧΕΤΙΣΗ ΜΕΤΑΞΥ ΤΩΝ ΜΕΤΑΒΛΗΤΩΝ (INTERRELATION BETWEEN THE EFFECTS)

Όπως αποδείχθηκε στο Κεφάλαιο III, υπάρχει σημαντική συσχέτιση ανάμεσα στις μεταβλητές MVE , BE/ME και D/Y , στη μελέτη των οποίων επικεντρώνεται η παρούσα διπλωματική. Η ύπαρξη αυτής της αλληλοσυσχέτισης οδηγεί στη διαπίστωση ότι και οι γνωστές στη βιβλιογραφία ως ανωμαλίες της αγοράς συσχετίζονται μεταξύ τους και πολλές φορές επηρεάζουν και διαμορφώνουν από κοινού τη διαστρωματικότητα των μέσων αποδόσεων των μετοχών. Στο σημείο αυτό θα αναλυθεί η ,αλληλοσυσχέτιση μεταξύ των μεταβλητών MVE και BE/ME καθώς και των ,μεταβλητών $MVE - E/P$, και $BE/ME - E/P$, όπως έχουν τεκμηριωθεί στη διεθνή ,βιβλιογραφία, δεδομένου του ότι είναι οι πιο έντονα παρατηρήσιμες.

- **Σχέση ανάμεσα σε MVE και BE/ME**

Η πιθανή αλληλεξάρτηση ανάμεσα στο μέγεθος μιας εταιρείας και της μεταβλητής BE/ME μελετήθηκε κυρίως από τους *Stattman (1980)*, *Rosenberg, Reid and Lanstein (1985)* καθώς και τους *Fama and French (1992)*, για τις αμερικάνικες επιχειρήσεις.

Ο *Stattman (1980)* εξέτασε τις μέσες προσαρμοσμένες στον κίνδυνο αποδόσεις ενός ,χαρτοφυλακίου για μια χρονική περίοδο 15 ετών (1964-1979) και συμπέρανε ότι ακόμα και αν λάβουμε υπόψη μας την επίδραση του μεγέθους, υπάρχει ακόμα μια θετική σχέση μεταξύ BE/ME και αποδόσεων. Οι *Rosenberg, Reid και Laistein (1985)* βρήκαν μια σημαντική σχέση μεταξύ των υπέρ-

αποδόσεων και της μεταβλητής BE/ME για την περίοδο 1973-1984. Ενώ, οι *Fama και French (1992)* κατέληξαν στο συμπέρασμα ότι το μέγεθος της εταιρείας και η μεταβλητή BE/ME είναι επαρκής να χαρακτηρίσουν τις διαστρωματικές διαφορές στις αναμενόμενες αποδόσεις.

- **Σχέση ανάμεσα σε MVE και E/P**

Αρκετές μελέτες έχουν εξετάσει την σχέση ανάμεσα στη μεταβλητή *MVE* και του *E/P*, δηλαδή ανάμεσα στο *size effect* και το *E/P effect*. Τα αποτελέσματα αυτών των ερευνών είναι διφορούμενα. Αρκετοί είναι εκείνοι οι ακαδημαϊκοί [βλ. *Reinganum (1981)*, *Banz and Breen (1986)*, *Rogers (1988)*, *Gillan (1996)*] οι οποίοι μέσα από τα άρθρα τους υποστήριξαν ότι η επίδραση του μεγέθους αφομοιώνει τον ρόλο της επίδρασης της μεταβλητής *E/P*. Όμως υπάρχουν και άλλοι επιστήμονες (βλ. *Basu (1983)*, *Peavy και Goodman (1983)*, *Rogers (1988)*, *Wong and Lye (1990)*, *Chou and Johnson (1990)*] που δεν συμφωνούν με τους παραπάνω. Οι *Cook και Rozeff (1984)* συμπεραίνουν ότι οι επιδράσεις του μεγέθους της εταιρείας και του λόγου *E/P* είναι σημαντικές και τον Ιανουάριο αλλά και στους υπολοίπους μήνες. Κατέληξαν στο συμπέρασμα ότι οι αποδόσεις των μετοχών σχετίζονται από κοινού με το μέγεθος μιας επιχείρησης αλλά και το λόγο *E/P*. Τέλος οι *Jaffe, Keim και Westerfeld (1989)* βρήκαν σημαντικές επιδράσεις του μεγέθους και του *E/P*, όταν εκτιμούνται σε όλους τους μήνες μιας χρονικής περιόδου. Τα συμπεράσματα τους ήταν συνεπή με τα ευρήματα των *Cook και Rozeff (1984)*, αλλά μη συνεπή με εκείνα των *Reinganum (1981c)*, *Basu (1983)*, *Peavy and Goodman (1983)*, *Banz and Breen (1986)* και *Rogers (1988)*.

- Σχέση ανάμεσα σε BE/ME και E/P

Όσον αφορά τη σχέση μεταξύ των μεταβλητών E/P και BE/ME, οι *Fanta και French (1992)* ερεύνησαν το κατά πόσο οι δύο αυτές μεταβλητές είναι προσεγγιστικές για την ίδια επιπρόσθετη επιρροή. Το κύριο συμπέρασμα τους ήταν ότι το E/P, η μόχλευση και το BE/ME εξασθενούν, αλλά δεν αφομοιώνουν πλήρως, την σχέση μεταξύ του μεγέθους και των μέσων αποδόσεων. Από την άλλη, όταν οι μεταβλητές μέγεθος και BE/ME χρησιμοποιούνται μαζί, δεν αφήνουν ρόλο για το E/P ή την μόχλευση στη διαστρωματικότητα των μέσων αποδόσεων.

Τα συμπεράσματα των *Fama και French (1992)* επιβεβαιώθηκαν αργότερα από τους *Chan, Hamao and Lakonishok (1991)* και τους *Strong and Xu (1997)* για την Ιαπωνική και τη αγγλική αγορά, αντίστοιχα. Από κοινού τόνισαν ότι ο λόγος BE/ME είναι η μεταβλητή με την μεγαλύτερη επεξηγηματική δύναμη στη διαστρωματικότητα των μέσων αποδόσεων των μετοχών, ενώ ο ρόλος του μεγέθους αποδεικνύεται ασθενέστερος.

3.2 ΕΠΕΞΗΓΗΣΕΙΣ ΤΩΝ ΑΝΩΜΑΛΙΩΝ ΤΗΣ ΑΓΟΡΑΣ (EXPLANATIONS OF ASSET PRICING ANOMALIES)

Στη διεθνή βιβλιογραφία, όπως προαναφέρθηκε στο Κεφάλαιο II, παρατηρείται μια έντονη εμπειρική τεκμηρίωση με διαρκείς αυξητικές τάσεις, για το ότι συγκεκριμένες μεταβλητές, που σχετίζονται με μια επιχείρηση (c-s-v), έχουν περισσότερη επεξηγηματική δύναμη αναφορικά με τη διαστρωματικότητα των μέσων αποδόσεων των μετοχών, από ότι τα παραδοσιακά μέτρα του κινδύνου, όπως το beta της αγοράς.

Σημαντικός ήταν ο αριθμός των μελετητών που αμφισβήτησαν την πιθανή αυτή επεξηγηματική δύναμη των διαφόρων c-s-v, προβάλλοντας σημαντικές επεξηγήσεις για την εμφάνιση αυτών των επονομαζόμενων ανωμαλιών. Ουσιαστικά, προσπάθησαν να δικαιολογήσουν την τεκμηριωμένη σημαντική σχέση που βρέθηκε να αναπτύσσεται ανάμεσα στις c-s-v και τις μέσες αποδόσεις των αξιόγραφων, επεξηγώντας γιατί οι c-s-v θα πρέπει να προβλέπουν τις αποδόσεις των μετοχών.

Οι βασικές απόψεις που κυρίως επικράτησαν αναφέρονται στη συνέχεια:

✓ Υποστηρίχθηκε ότι, το CAPM αποδεικνύεται ανεπαρκή για την επεξήγηση της διαστρωματικότητας των μέσων αποδόσεων των μετοχών, διότι οι αγορές αξιόγραφων είναι αναποτελεσματικές, δηλαδή *δεν ισχύει η Υπόθεση της Αποτελεσματικής Αγοράς (Efficient Market Hypothesis)*.

✓ Επίσης, από την μια πλευρά, υποστηρίχθηκε ότι, αυτές οι μεταβλητές ουσιαστικά δεν είναι τίποτε άλλο από *προσεγγιστικές μεταβλητές για επιπρόσθετες, μη παρατηρήσιμες (μη προβλεπόμενες από τα υπάρχοντα υποδείγματα τιμολόγησης)*

περιουσιακών στοιχείων) πηγές του κινδύνου. Πρόκειται για μια άποψη που ουσιαστικά είναι συνεπής με την έννοια της ορθολογικής τιμολόγησης περιουσιακών στοιχείων [βλ. *Fama and French (1993, 1995, 1996a)*⁸⁷].

▼ Από την άλλη πλευρά θεωρήθηκε ότι, αυτές οι μεταβλητές επιτρέπουν στους επενδυτές να αναγνωρίσουν *μετοχές που είναι λανθασμένα τιμολογημένες από την αγορά* (υπό-τιμημένες ή υπέρ-τιμημένες) και έτσι να δημιουργούνται ευκαιρίες για αποδόσεις υψηλότερες από αυτές που απαιτούνται για να αποζημιώσουν τους επενδυτές για τον κίνδυνο που κάθε φορά αναλαμβάνουν, [βλ. *Lakonishok, Shleifer and Vishny (1994)*⁸⁸, *Haugen and Baker (1996)*, *Daniel and Titman (1997)*].

▼ Τέλος, θα μπορούσε να αποδειχθεί ότι οι παρατηρούμενες αυτές προβλεπόμενες σχέσεις (ανάμεσα σε μεταβλητές που αφορούν μια επιχείρηση και τις αποδόσεις των μετοχών της) είναι στην ουσία ένα αποτέλεσμα που σχετίζεται με τα σφάλματα επιλογής και ,επεξεργασίας διαφόρων δεδομένων, καθώς και με την επιβίωση των επιχειρήσεων του δείγματος κατά τη διάρκεια της δειγματικής ,χρονικής περιόδου, γνωστά στη βιβλιογραφία ως *sample selection bias, data snooping bias* [βλ. *Lo and Mackinlay (1990)*, *Black (1993)*, *MacKinlay (1995)*, *White (2000)*] και *survivorship bias* [βλ. *Kothari, Shanken and Sloan (1995)*, *Brown and Goetzmann (1995)*, *Brown and Goetzmann and Ross (1995)*], αντίστοιχα. Υπάρχουν αρκετές μελέτες που βοήθησαν κυρίως στο να μετριαστεί η πιθανότητα εμφάνισης του *data snooping bias*. Πρόκειται για τη διεκπεραίωση ερευνών που χρησιμοποίησαν:

⁸⁷ Οι Fama and French (1993, 1995, 1996a) απέδειξαν ότι τόσο ο λόγος BE/ME όσο και μια σειρά άλλων μεταβλητών που φαίνεται να επιδρούν στις αποδόσεις, στην πραγματικότητα είναι προσεγγιστικές μεταβλητές για τους συντελεστές που μετρούν τον κίνδυνο που εμπεριέχουν τα αξιόγραφα.

⁸⁸ Οι Lakonishok et al. (1994), ανάμεσα σε άλλους [βλ. La Porta et al. (1997), Mian G. M. and Teo T.G.L. (2003)], έθεσαν την υπόθεση περί σφαλμάτων αναφορικά με τις προσδοκίες (errors-in-expectations hypothesis). Συμφώνησαν ότι αρκετοί συντελεστές που αφορούν τη συμπεριφορά και το θεσμικό πλαίσιο των επιχειρήσεων οδηγούν τους επενδυτές σε υπερβολικά αισιόδοξες ή απαισιόδοξες προσδοκίες σχετικά με τις προοπτικές των κοινών και των προνομιούχων μετοχών. Επίσης, οι La Porta et al. (1996) και οι Richardson et al. (2000) ανέφεραν μια σημαντική σχέση ανάμεσα στη μεταβλητή BE/ME και τα σφάλματα πρόβλεψης.

- Δεδομένα εκτός δείγματος [*put-of-sample data*, βλ. Chan, Hamao and Lakonishok (1991), Capaul, Rowley and Sharpe (1993), Fama and French (1998), Arshanapalli, Coggin and Doukas (1998)]
- Δεδομένα που αφορούν διαφορετικές χρονικές περιόδους [*different time periods data*, βλ. Davis (1994), Davis, Fama and French (2000)]
- Δεδομένα από ένα hold out δείγμα [*hold out sample data*, βλ. Barber and Lyon (1997)⁸⁹]

Από την άλλη πλευρά, οι Foster et al. (1997) συμφώνησαν ότι η συσχέτιση των αποδόσεων ανάμεσα στις αγορές μπορεί εύκολα να προκαλέσει την εμφάνιση ομοίων προτύπων στη διαστώματικότητα των μέσων αποδόσεων για πολλές αγορές. Οι Bekaert and Harvey (1997), παρ' όλα αυτά, υποστήριξαν ότι αυτή η άποψη δεν αφορά αναπτυσσόμενες αγορές, των οποίων οι αποδόσεις τείνουν να χαρακτηρίζονται από χαμηλές συσχετίσεις με τις αποδόσεις που αφορούν τις αναπτυγμένες κεφαλαιαγορές.⁹⁰ Στις παραπάνω επεξηγήσεις γίνεται πιο εκτενής αναφορά στη συνέχεια:

Η Υπόθεση της Αποτελεσματικής Αγοράς (Efficient Market Hypothesis)

Πολλές μελέτες υποστηρίζουν ότι οι παρατηρούμενες υπέρ-αποδόσεις των μετοχών αποτελούν ενδείξεις της πιθανής αναποτελεσματικότητας της αγοράς. Για παράδειγμα, μερικοί ερευνητές υποστηρίζουν ότι οι μεταβλητές επιτρέπουν στους επενδυτές να αναγνωρίσουν τις μετοχές που δεν είναι σωστά τιμολογημένες, και έτσι δημιουργούνται ευκαιρίες για την δημιουργία αποδόσεων που είναι πολύ μεγαλύτερες από αυτές που απαιτούνται για να αποζημιωθούν οι επενδυτές για την ανάληψη του κινδύνου⁹¹. Πιο συγκεκριμένα, οι Lakonishok, Shleifer and Vishny (1994) πρότειναν ότι:

⁸⁹ Οι Chan, Jegadeesh and Lakonishok (1995) απέδειξαν, όπως έκαναν οι Barber and Lyon (1997), ότι το *survivorship bias* σε δεδομένα του COMPUSTAT δεν επηρεάζει σημαντικά τα συμπεράσματα των Fama and French (1992).

⁹⁰ Οι Niarchos et al. (1999) έδειξαν μέσα από τη διεξαχθείσα μελέτη τους ότι η αμερικανική αγορά αξιόγραφων δεν έχει μια ισχυρή επίδραση στην ελληνική κεφαλαιαγορά, δηλαδή δεν έχει τη δυνατότητα να επηρεάσει σημαντικά τη διαμόρφωση των τιμών στο Χρηματιστήριο Αθηνών

⁹¹ Βλ. Lakonishok, Shleifer and Vishny (1994), Haugen (1995), Haugen and Baker (1996) and Daniel and Titman (1997).

- οι υψηλές αποδόσεις που συνδέονται με μετοχές με υψηλό λόγο ΒΕ/ΜΕ οφείλονται σε επενδυτές που εξάγουν λανθασμένα συμπεράσματα βασιζόμενοι στο ρυθμό αύξησης των κερδών κατά το παρελθόν. Αυτοί οι επενδυτές είναι υπερβολικά αισιόδοξοι για την μελλοντική πορεία των επιχειρήσεων που είχαν καλή πορεία στο παρελθόν, αλλά και υπερβολικά απαισιόδοξοι για την μελλοντική πορεία των επιχειρήσεων που είχαν άσχημη πορεία στο παρελθόν.
- οι μετοχές με χαμηλό λόγο ΒΕ/ΜΕ είναι πιο ελκυστικές από τις μετοχές με υψηλό λόγο ΒΕ/ΜΕ και επομένως προσελκύουν αφελείς επενδυτές, οι οποίοι ανεβάζουν τις τιμές και μειώνουν την αναμενόμενη απόδοση αυτών των μετοχών.
- Υψηλότερες αποδόσεις ως αποζημίωση για επιπρόσθετες πηγές κινδύνου

Μία εξήγηση του γιατί συγκεκριμένες μεταβλητές οδηγούν σε ανώτερες αποδόσεις, που αναπτύχθηκε κυρίως από τους *Fama and French (1992)*, είναι το ότι οι μεταβλητές αυτές είναι πιο ριψοκίνδυνες. Άρα, αυτές οι μεταβλητές μετρούν τον κίνδυνο των μετοχών και κατά συνέπεια η συσχέτιση μεταξύ των μεταβλητών και της απόδοσης αντανακλά αποζημίωση για την ανάληψη κινδύνου [βλ. *Fama and French (1993, 1995, 1996α)*]. Οι *Fama and French (1993)* πρότειναν ότι:

- το book to market equity και το market value of equity είναι μεταβλητές που χρησιμοποιούνται για να προσεγγίσουν το μέγεθος της χρηματοοικονομικής «ευαισθησίας» των επιχειρήσεων.
- Οι χρηματοοικονομικά ευαίσθητες επιχειρήσεις επηρεάζονται σε μεγαλύτερο βαθμό από συγκεκριμένους παράγοντες του επιχειρηματικού κύκλου, όπως αλλαγές στους πιστωτικούς όρους, από ότι επιχειρήσεις που είναι λιγότερο χρηματοοικονομικά ευαίσθητες.
- Επιπρόσθετα, η διάρκεια (duration) των κερδών των εταιρειών με υψηλό βαθμό ανάπτυξης πρέπει να είναι κάπως μεγαλύτερη από την διάρκεια των

κερδών των εταιρειών με χαμηλό βαθμό ανάπτυξης. Επομένως, αλλαγές στη διάθροση των επιτοκίων πρέπει να επηρεάζει με διαφορετικό τρόπο τις δύο ομάδες επιχειρήσεων.

Μέσα από την προσπάθεια να γίνει διάκριση ανάμεσα στις παραπάνω ανταγωνιστικές επεξηγήσεις, δόθηκε η ώθηση να επικεντρωθεί η μελέτη στο να ερευνηθεί η έκταση στην οποία η συμπεριφορά της απόδοσης είναι συνεπής με συγκεκριμένες επεξηγήσεις βασιζόμενες στον κίνδυνο.⁹² Τα αποτελέσματα, από αυτήν την έρευνα, κατέληξαν ότι οι επεξηγήσεις για τις ανωμαλίες της αγοράς που στηρίζονται στην έννοια του κινδύνου, είναι μη ικανές στο να εξηγήσουν την παρατηρούμενη συμπεριφορά της απόδοσης. Επιπρόσθετα, οδήγησαν αρκετούς μελετητές [Lakonishok, Shleifer and Vishny (1994)] στο να συμπεράνουν ότι η ένδειξη αυτή είναι συνεπής με τις λανθασμένες προσδοκίες των επενδυτών⁹³.

→ Υψηλότερες αποδόσεις λόγω του τρόπου σχεδιασμού της έρευνας και της μεροληψίας της δειγματοληψίας

Η πλειονότητα της έρευνας προσπαθεί να δικαιολογήσει την επεξηγηματική δύναμη των μεταβλητών που αφορούν τις επιχειρήσεις και επικεντρώνεται στη μεροληψία που σχετίζεται με την συλλογή των δεδομένων (*data-snooping biases*)⁹⁴ και την επιλογή του κατάλληλου δείγματος (*sample selection biases*)

⁹²Βλ. Lakonishok, Shleifer and Vishny (1994), MacKinley (1995) και Daniel and Titman (1997).

Παρ' όλα αυτά, οι Davis, Fama and French (1998) υποστήριξαν ότι οι επεξηγήσεις των ανωμαλιών της αγοράς που αφορούν τον κίνδυνο, είναι οι πιο πειστικές.

⁹³ Βλ. Lo and MacKinlay (1990b), Black (1993a, 1993b) και MacKinlay (1995)

⁹⁴ Βλ. Kothari, Shanken and Sloan (1995) και Breen and Korajczyk (1995)

- Data - snooping bias

Αναφέρεται στη μεροληψία που σχετίζεται με την επισκόπηση των δεδομένων. Με άλλα λόγια, αυτή η μεροληψία προκύπτει όταν χρησιμοποιούμε πληροφορίες από τα δεδομένα για να κατευθύνουμε τη μετέπειτα έρευνα με τα ίδια ή με σχετιζόμενα στοιχεία. Η παρουσία αυτής της πιθανότητας σφάλματος συνδέεται με την μη πειραματική φύση των οικονομικών.

-Sample selection bias

Με τον όρο αυτό εννοούμε την μεροληψία που σχετίζεται με την επιλογή του δείγματος. Αυτού του είδους η μεροληψία μπορεί να προκύψει όταν η διαθεσιμότητα των στοιχείων οδηγεί στον αποκλεισμό από την ανάλυση συγκεκριμένων υποσυνόλων μετοχών που διαπραγματεύονται στην υπό μελέτη χρηματιστηριακή αγορά.

Οι Kothari, Shanken and Sloan (1995) υποστήριξαν ότι η χρήση ετήσιων και όχι μηνιαίων αποδόσεων για την εκτίμηση του συντελεστή βήτα οδηγεί σε μια πιο ισχυρή θετική σχέση μεταξύ μέσης απόδοσης και συντελεστή βήτα. Επίσης, ανέφεραν ότι η σχέση μεταξύ μέσης απόδοσης και book to market equity οφείλεται εν μέρει στο survivorship bias στο δείγμα του COMPUSTAT.

Υπάρχουν δύο είδη survivorship bias στο δείγμα του COMPUSTAT που μπορεί να οδηγήσουν σε ψευδή σχέση μεταξύ μέσης απόδοσης και συγκεκριμένων μεταβλητών. Η πρώτη πηγή μεροληψίας αναφέρεται στη διεθνή βιβλιογραφία ως «**back – filling bias**» και προκύπτει γιατί το COMPUSTAT περιλαμβάνει και ιστορικά στοιχεία όταν προσθέτει εταιρείες στη βάση δεδομένων. Η διεθνής βάση δεδομένων COMPUSTAT δημιουργήθηκε το 1991, ενώ τα στοιχεία συγκεντρώθηκαν το 1982. Επομένως, εταιρείες που δεν επιβίωσαν μέσα στο 1991 περιλαμβάνονται σπάνια σε αυτή την βάση δεδομένων. Οι νικητές που

είχαν χαμηλή απόδοση κατά το παρελθόν αλλά ακολούθως βελτίωσαν την απόδοση τους θα περιλαμβάνονται στη βάση δεδομένων, ενώ οι χαμένοι με υψηλό book to market equity που ακολούθως ρευστοποιήθηκαν δεν θα περιλαμβάνονται.

Η δεύτερη πηγή μεροληψίας είναι γνωστή στη βιβλιογραφία ως «**distressed firm bias**» και προκύπτει από την μη ανακοίνωση των στοιχείων από εταιρείες που είναι ήδη στο COMPUSTAT αλλά αντιμετωπίζουν χρηματοοικονομικές δυσκολίες. Οι επιχειρήσεις που αντιμετωπίζουν χρηματοοικονομικές δυσκολίες αλλά τις λύνουν, δίνουν στο COMPUSTAT τα λογιστικά στοιχεία που έλειπαν, ενώ οι επιχειρήσεις που δεν είχαν ακολούθως υψηλές αποδόσεις δεν δίνουν τα στοιχεία που λείπουν γιατί η διαδικασία της δειγματοληψίας τείνει να αποκλείει τις επιχειρήσεις που δεν επέζησαν (δηλαδή αυτές που είχαν πολύ μικρές αποδόσεις). Άρα, αν οι πρώτες περιλαμβάνονται στο δείγμα ενώ πολλές από τις δεύτερες αποκλείονται, εταιρείες με υψηλό book to market equity θα παρουσιάζουν υψηλές ακόλουθες αποδόσεις γιατί οι εταιρείες που δεν επέζησαν αποκλείονται από την μελέτη.

Επομένως, σύμφωνα με όσα προαναφέρθηκαν, οι μεταβλητές που υπολογίζονται χρησιμοποιώντας λογιστικά στοιχεία δεν μπορούν να μελετηθούν επαρκώς λόγω του σφάλματος επιλογής που σχετίζεται με το COMPUSTAT (διεθνής βάση δεδομένων). Ωστόσο, υπάρχουν ερευνητές [βλ. Chan, Jegadeesh and Lakonishok (1995), Cohen and Polk (1996), Davis (1996) and Kim (1997)] που υποστηρίζουν ότι το sample selection bias δεν είναι μεγάλο.

Πριν περάσουμε στη παρουσίαση του εμπειρικού μέρους της παρούσας εργασίας παραθέτουμε ένα πίνακα που παρουσιάζουμε συνοπτικά τα κυριότερα άρθρα που έχουν γραφτεί για το συγκεκριμένο θέμα :

ΘΕΜΕΛΙΩΣΗΣ ΑΝΑΛΥΣΗ ΚΑΙ ΑΠΟΔΟΣΕΙΣ ΜΕΤΟΧΩΝ ΣΤΗ ΕΛΛΑΔΑ

Σύνοψη Αρθρογραφίας				
<i>Έρευνες για την Αμερική</i>				
Έτος Συγγραφής	Συγγραφείς	Σκοπός Άρθρου	Μεθοδολογία	Αποτελέσματα Έρευνας
1977	Basu	Ερμηνευτική ικανότητα του δείκτη P/E	Sharpe-Lintner version of the CAPM ,OLS regression	Μετοχές με χαμηλό P/E επιτυγχάνουν υψηλότερη απόδοση από μετοχές με υψηλό P/E
1980	Banz	Με αυτό το άρθρο ο Banz ήθελε να εξετάσει τη σχέση μεταξύ της συνολικής αγοραίας αξίας της κοινής μετοχής μιας επιχείρησης και της απόδοσης της ίδιας μετοχής.	κατασκευάζονται arbitrage χαρτοφυλάκια που περιέχουν μετοχές από πολύ μικρές και πολύ μεγάλες επιχειρήσεις συνδυάζοντας long positions σε μικρές επιχειρήσεις με short positions σε μεγάλες επιχειρήσεις. Μια απλή παλινδρόμηση χρονολογικών σειρών τρέχει για να προσδιοριστεί η διαφορά σε risk-adjusted αποδόσεις μεταξύ μικρών και μεγάλων επιχειρήσεων.	Τα αποτελέσματα αυτής της μελέτης υποδεικνύουν ότι το CAPM δεν είναι καλά ορισμένο. Κατά μέσο όρο οι μικρές NYSE επιχειρήσεις έχουν πετύχει σημαντικότερα μεγαλύτερες αποδόσεις από τις μεγάλες NYSE επιχειρήσεις τα τελευταία 40 χρόνια. Το size effect δεν είναι γραμμικό στην αναλογία αγοράς (market proportion) αλλά είναι πιο έντονο για τις μικρότερες επιχειρήσεις στο δείγμα.
1980	Reinganum	Έλεγχος για το αν ισχύει το CAPM και ποια από τις μεταβλητές E/P και size είναι οι μεταβλητές που λείπουν από το μοντέλο	t-tests	Η επίδραση της μεταβλητής του μεγέθους είναι μεγαλύτερη από αυτή της μεταβλητής E/P. Το CAPM αμφισβητείται.
1982	Brown, Kleidon, Marsh	Ελέγχεται κατά πόσο το μέγεθος μιας εταιρείας επηρεάζει τις αποδόσεις της μετοχής και σε ποιο βαθμό.	Όσο αφορά τη μεθοδολογία χρησιμοποιούνται: α) a seemingly unrelated regression and β) a two step generalized least squares (GLS) procedure.	Για κάποια χρόνια η κατανομή των ex ante αποδόσεων για μικρές επιχειρήσεις είχαν θετική αναμενόμενη αξία και η κατανομή για μεγάλες επιχειρήσεις είχαν αρνητική αναμενόμενη αξία ενώ για άλλα χρόνια τα φαινόμενα αντιστρέφονταν.
1985	DeBondt , Thaler	- Εξετάζεται το φαινόμενο της υπεραντίδρασης της αγοράς - Το βασικό θέμα του άρθρου όμως είναι να εξεταστεί αν η υπόθεση της υπεραντίδρασης μπορεί να είναι χρήσιμη πέρα από το γεγονός ότι μπορεί να εξηγήσει την συμπεριφορά του E/P	-Οι διαδικασίες εμπειρικού ελέγχου βασίζονται σε μια παραλλαγή του αρχικά προτεινόμενου μοντέλου από τους Beaver and Landsman. Ελέγχεται η μορφή ημι-ισχυρής αποτελεσματικότητας της αγοράς με την κατασκευή χαρτοφυλακίων.	- Τελικά τα εμπειρικά αποτελέσματα υποδεικνύουν ότι το φαινόμενο της υπεραντίδρασης ισχύει. Επιπλέον σημαντικές αναποτελεσματικότητες αγοράς ασθενούς μορφής βρέθηκαν.

ΘΕΜΕΛΙΩΣΗΣ ΑΝΑΛΥΣΗ ΚΑΙ ΑΠΟΔΟΣΕΙΣ ΜΕΤΟΧΩΝ ΣΤΗ ΕΛΛΑΔΑ

		η μια σειρά από άλλα φαινόμενα. Και ασφαλώς να εξεταστεί αν όντως ισχύει αυτό το φαινόμενο.		
1988	Fama και French	Ικανότητα μερισματικής απόδοσης στην πρόβλεψη των αποδόσεων.	OLS regression και out-of sample forecasts	Η προβλεπτική ικανότητα του δείκτη D/P αυξάνεται με την αύξηση του επενδυτικού ορίζοντα
1988	Laxmi Chand Bhandari	εξετάζεται η επίδραση της μεταβλητής Debt/Equity ratio σαν μια επιπλέον μεταβλητή προκειμένου να εξηγηθούν οι αναμενόμενες αποδόσεις των μετοχών.	- portfolio analysis approach - Η μεθοδολογία που χρησιμοποιείται είναι αυτή των Fama-Macbeth με κάποιες όμως βελτιώσεις	οι αναμενόμενες αποδόσεις των κοινών μετοχών είναι θετικά συσχετισμένες με το Debt to Equity ratio, αφού έχουμε κοντρολάρει για το beta και το size. Αυτή η θετική σχέση υπάρχει είτε περιλαμβάνουμε είτε όχι τον Ιανουάριο παράλο που η σχέση γίνεται πολύ πιο δυνατή όταν ο Ιανουάριος περιλαμβάνεται.
1989	Jaffe, Keim Westerfield	Επίδραση μεταβλητών size, earnings-to-price στις αποδόσεις των μετοχών.	Seemingly Unrelated Regression models	Σημαντική σχέση μεταξύ δείκτη E/P και του μεγέθους με τις αποδόσεις των μετοχών.
1992	Fama και French	Οι μεταβλητές που χρησιμοποίησαν προκειμένου να εξηγήσουν τις αναμενόμενες αποδόσεις είναι το size, το BE/ME, το E/P, το leverage καθώς και το beta.	- The portfolio analysis approach (Fama και French) -Οι πολυμεταβλητοί έλεγχοι που πραγματοποιήσαν στηρίχθηκαν στη προσέγγιση cross-sectional regression των Fama – MacBeth.	α) το beta δεν φαίνεται να εξηγεί το cross-section of expected returns και β) ο συνδυασμός του μεγέθους με το book-to-market equity φαίνεται να απορροφά την σημασία των E/P και leverage.
1995	Fama και French	Σχέση των μεταβλητών size, book-to-market με την κερδοφορία και τις αποδόσεις	OLS regression	Μετοχές με υψηλό δείκτη B/M επιτυγχάνουν μεγαλύτερη απόδοση. Ακόμη, μικρές σε μέγεθος μετοχές με υψηλό δείκτη B/M είναι λιγότερο επικερδείς από τις μεγαλύτερες σε μέγεθος.
1995	Shefrin, Stattman	Συνέπειες της έρευνας του περιοδικού Fortune.	Παλινδρομήσεις	Η πλειοψηφία των επενδυτών θεωρεί καλές μετοχές τις μετοχές των εταιριών με την καλύτερη ποιότητα του management.
1995	Kothari, Sanken, Sloan	ουσιαστικά έρχεται να αμφισβητήσει σε μεγάλο βαθμό τα ευρήματα των Fama-French και να τα αποδώσει σε διάφορα είδη μεροληπιών που υπήρχαν.	οι Kothari et al χρησιμοποίησαν μια εναλλακτική βάση δεδομένων, την Standard and Poor's για την περίοδο 1947-1987 προκειμένου να	- βρέθηκε ότι το B/M στην καλύτερη περίπτωση έχει μια ασθενή σχέση με τις αποδόσεις. - Επίσης έδειξαν ότι η σχέση μεταξύ του beta και της απόδοσης είναι

ΘΕΜΕΛΙΩΣΗΣ ΑΝΑΛΥΣΗ ΚΑΙ ΑΠΟΔΟΣΕΙΣ ΜΕΤΟΧΩΝ ΣΤΗ ΕΛΛΑΔΑ

		- Σε αυτό το άρθρο επίσης επανεξετάζεται το αν το beta εξηγεί τις διαστρωματικές μεταβολές στις μέσες αποδόσεις και αν το B/M μπορεί να εξηγήσει τις διαστρωματικές αλλαγές στις χρησιμοποιώντας διαφορετικό σύνολο δεδομένων.	αποφύγουν το survivorship bias.	ισχυρότερη όταν τα betas εκτιμώνται χρησιμοποιώντας ετήσια δεδομένα. - υπάρχουν και άλλες μεταβλητές που μπορούν να εξηγήσουν τις μεταβολές στις αποδόσεις των μετοχών και ίσως μία από αυτές είναι το size (μέγεθος).
1996	W. C. Barbee, J. S. Mukhergi, G. A. Raines	Οι μεταβλητές S/P και D/E είναι καλύτερες από τις B/M και P/E στην πρόβλεψη των μελλοντικών αποδόσεων	Παλινδρομήσεις	Ο δείκτης S/P, και λιγότερο ο δείκτης D/E απορροφά τους ρόλους των δεικτών B/M και MVE (μέγεθος) στην ερμηνεία των αποδόσεων των μετοχών κατά την περίοδο 1 979- 1 99 1 .
1997	Kim	επανεξετάζεται η επεξηγηματική ισχύς του beta, firm size, book to market equity and the earnings price ratio τις αναμενόμενες μετοχικές αποδόσεις	Προσπάθεια γίνεται να γίνουν διορθώσεις για δύο τύπους μεροληψιών: α) selection bias και β) errors invariables (EIV) bias. για τη διόρθωση του EIV problem επιλέγεται η διόρθωση με βάση τον Kim (Kim's correction) Με σκοπό να υπολογιστούν τα τριμηνιαία κινδύνου χρησιμοποιείται η μεθοδολογία των Fama-Macbeth και γίνεται διόρθωση για την ύπαρξη errors in variables problems.	βρέθηκε ισχυρότερη υποστήριξη για το CAPM σε σχέση με προηγούμενες μελέτες. Ανεξάρτητα από την παρουσία του size, book to market equity and E/P ratio τα betas είχαν σημαντική επεξηγηματική δύναμη για τις αποδόσεις των μετοχών. Επιπλέον το firm size είναι οριακά σημαντικό χρησιμοποιώντας μηνιαίες αποδόσεις αλλά όχι σημαντικό χρησιμοποιώντας τριμηνιαίες αποδόσεις. Παρολαυτά το book to market έχει σημαντική επεξηγηματική δύναμη ακόμα και όταν το EIV bias διορθώνεται.
1997	Daniel, Titman	-γίνεται μια επανεξέταση των χαρακτηριστικών των αποδόσεων των χαρτοφυλακίων που σχηματίζονται με βάση το μέγεθος και το B/M. - το παρόν άρθρο κάνει την πιο θεμελιώδη ερώτηση το αν η μορφή των αποδόσεων των X/Φ που σχηματίζονται με βάση τα χαρακτηριστικά είναι	-παρουσιάζονται τρία εναλλακτικά μοντέλα που αποσαφηνίζουν τα κίνητρα για τους εμπειρικούς ελέγχους - τα μοντέλα που εξετάζονται στο δεύτερο μέρος παρέχουν κάποιες ενδείξεις γιατί οι έλεγχοι των Fama French (1993) μπορεί να αποτυγχάνουν να απορρίπτουν το factor pricing model όταν το υπόδειγμα είναι λάθος	1) δεν υπάρχει ορατός παράγοντας κινδύνου που να συσχετίζεται με εταιρείες με υψηλό ή χαμηλό B/M, 2) δεν υπάρχει κανένα return premium που να σχετίζεται με οποιονδήποτε απ'τους τρεις παράγοντες του υποδείγματος των Fama French (1993) .

ΘΕΜΕΛΙΩΣΗΣ ΑΝΑΛΥΣΗ ΚΑΙ ΑΠΟΔΟΣΕΙΣ ΜΕΤΟΧΩΝ ΣΤΗ ΕΛΛΑΔΑ

		πραγματικά συνεπής με υπόδειγμα παραγόντων.	και γιατί έλεγχοι σαν αυτούς που έκανε ο Roll (1994) λανθασμένα απορρίπτουν το factor pricing model.	
1997	Kothari, Shanken	Ερμηνευτική ικανότητα μερισματικής απόδοσης και book-to-market ratio	Univariate and multivariate OLS regressions	Η προβλεπτική ικανότητα των δύο μεταβλητών της μερισματικής απόδοσης και του book-to-market, μεταβάλλεται από περίοδο σε περίοδο
1997	B. Barber, J. Lyon	- Σε αυτή την έρευνα ελέγχεται κατά πόσο τα αποτελέσματα των Fama-French είναι robust χρησιμοποιώντας ένα sizeable holdout sample. - Εξετάζονται τόσο non-financial όσο και financial firms - Ελέγχεται η ύπαρξη data-snooping και selection bias.	- The portfolio analysis approach (Fama και French)	-δεν είναι εφικτό να απορριφθεί η υπόθεση (null) ότι το size ή το book to market-ratio premium διαφέρουν ανάμεσα financial και non financial firms. - Σύμφωνα με τον έλεγχο δεν υπάρχει κάτι που να αποδεικνύει ότι το selection bias οδηγεί σε μεροληψία αποτελεσμάτων υπέρ των εξεταζομένων μεταβλητών.
1997	G. R. Jensen, R. R. Johnson, J. M. Mercer	Σχέση των μεταβλητών size και B/M με τις αποδόσεις ανάλογα με την νομισματική πολιτική της Fed της Αμερικής	Correlation matrices	Σε περιόδους επεκτατικής νομισματικής πολιτικής η επίδραση των size και price-to-book (P/B) είναι σημαντική. Αντίθετα σε περιόδους περιοριστικής νομισματικής πολιτικής καμιά από τις δύο μεταβλητές δεν σχετίζεται με τις αποδόσεις.
2000	Ralph Trecatin	Σύγκριση απόδοσης μετοχών value firms σε σχέση με growth firms	Παλινδρομήσεις	Ο ΒΕ/ΜΕ έχει μεγαλύτερη βαρύτητα ως κριτήριο επιλογής value firms σε σχέση με τους δείκτες C/P, size και ρυθμό αύξησης πωλήσεων
	Roger Ibbotson, ιδρυτής της Ibbotson Associates	Η σχέση απόδοσης των μετοχών του NYSE και του δείκτη P/E	Δημιούργησε δέκα χαρτοφυλάκια ξεκινώντας από τις μετοχές που παρουσίαζαν το χαμηλότερο P/E, Στην συνέχεια παρατήρησε τις αποδόσεις των μετοχών του NYSE κατά την διάρκεια 18 ετών.	Αυτό που διαπίστωσε ο Ibbotson είναι ότι ο επενδυτής που κάθε τέλος Δεκεμβρίου θα αγόραζε μετοχές που άνηκαν στο χαμηλότερο P/E και θα τις άλλαζε κάθε τέλος του επόμενου Δεκέμβρη πάλι με μετοχές που άνηκαν στο χαρτοφυλάκιο με χαμηλότερο P/E, θα κέρδιζε με ετήσιο

ΘΕΜΕΛΙΩΣΗΣ ΑΝΑΛΥΣΗ ΚΑΙ ΑΠΟΔΟΣΕΙΣ ΜΕΤΟΧΩΝ ΣΤΗ ΕΛΛΑΔΑ

				ανατοκισμό 14,08%. Ο επενδυτής που θα ακολουθούσε την στρατηγική αυτή με μετοχές όμως που άνηκαν στο χαρτοφυλάκιο με υψηλότερο P/E, θα κέρδιζε με ετήσιο ανατοκισμό 5,58% για τα χρόνια 1966-1984.
	Dreman & Michael Berry	Προσπάθησαν να ερευνήσουν την σχέση που έχει ο δείκτης P/E και οι ετήσιες αποδόσεις με την κεφαλαιοποίηση	Για την μελέτη τους χρησιμοποίησαν 6.000 εταιρίες για χρονική περίοδο 20,5 χρόνια τις οποίες κατηγοριοποίησαν σύμφωνα με την κεφαλαιοποίηση τους.	Παρατήρησαν λοιπόν ότι που ο επενδυτής θα αγόραζε εταιρίες χαμηλής κεφαλαιοποίησης με τους χαμηλότερους δείκτες P/E θα είχε μέση απόδοση 18,0% ενώ με τους υψηλότερους δείκτες P/E θα είχε μέση απόδοση πολύ μικρότερη, 4,1%. Στην περίπτωση που ο επενδυτής θα αγόραζε εταιρίες μεγάλης κεφαλαιοποίησης (5.974 εκ.\$) με τους χαμηλότερους δείκτες P/E η μέση ετήσια απόδοση του θα ήταν 13,0% και 8,7% με τους υψηλότερους δείκτες P/E .
	Deilbert C. Golf	Με την μελέτη του προσπάθησε να δώσει επιπλέον πληροφορίες σχετικά με τις ανωμαλίες που εμφανίζονται στις σχέσεις του μεγέθους της εταιρίας, του δείκτη E/P και της τιμής της μετοχής	Τέσσερις διαφορετικοί μέθοδοι σχηματισμού χαρτοφυλακίου χρησιμοποιούνται στην ανάλυση	
<i>Έρευνες για την Ιαπωνία</i>				
Έτος Συγγραφής	Συγγραφείς	Σκοπός Άρθρου	Μεθοδολογία	Αποτελέσματα Έρευνας
1991	Chan, Hamao, Lakonishok	Επίδραση των μεταβλητών E/P, C/P, size, book-to-market στις αποδόσεις.	Seemingly Unrelated Regression models, μεθοδολογία Fama & MacBeth	Οι μεταβλητές E/P, book-to-market, C/P έχουν θετική σχέση με τις αποδόσεις ενώ η μεταβλητή του μεγέθους αρνητική σχέση με αυτές . Οι μεταβλητές book-to-market, C/P είναι στατιστικά πιο σημαντικές από τις λοιπές.

ΘΕΜΕΛΙΩΣΗΣ ΑΝΑΛΥΣΗ ΚΑΙ ΑΠΟΔΟΣΕΙΣ ΜΕΤΟΧΩΝ ΣΤΗ ΕΛΛΑΔΑ

1998	Pontiff, Schall	Ερμηνευτική ικανότητα E/P και, B/P στην Ιαπωνία.	Παλινδρομήσεις Dickey-Fuller tests.	Ο δείκτης BE/ME προβλέπει καλύτερα τις αποδόσεις από όλες τις άλλες μεταβλητές.
1998	K.H.Bae, J.B.Kim	Ερμηνευτική ικανότητα E/P, B/P στην Ιαπωνία	Παλινδρομήσεις, t-test, Wilcoxon signed-rank ζ	Οι δείκτες B/P και E/P έχουν σχέση με τις αποδόσεις των μετοχών στο Χρηματιστήριο της Ιαπωνίας
<i>Έρευνες για άλλες αναδυόμενες αγορές</i>				
Έτος Συγγραφής	Συγγραφείς	Σκοπός Άρθρου	Μεθοδολογία	Αποτελέσματα Έρευνας
1995	S. Claesseeus, S. Dasgueta, J. Glen	εξετάζεται η σχέση μεταξύ των αποδόσεων και κάποιων μεταβλητών πέρα από το beta σε 19 αγορές αναπτυσσόμενων χωρών. - εκτός από τις λογιστικές μεταβλητές περιλαμβάνονται και άλλα που έχουν να κάνουν με τη συναλλαγματική ισοτιμία, με τις αποδόσεις τοπικών αγορών.	- Fama and French (1992) use a three-step procedure and portfolios of stocks - panel data technique of "between estimators" described in Mairesse (1993).	- εκτός από το beta δύο παράγοντες, το size και το trade volume έχουν σημαντική επεξηγηματική δύναμη σε ένα σημαντικό αριθμό αγορών. Το dividend yield και το E/P ratio είναι επίσης σημαντικά αλλά σε ελαφρώς λιγότερες αγορές.
1998	Chui, Wei	εξετάζεται η σχέση μεταξύ των αναμενόμενων αποδόσεων των μετοχών και του market beta, του B/M equity, του μεγέθους (size) σε πέντε αναδυόμενες αγορές: Το Χονγκ-Κονγκ, την Κορέα, τη Μαλαισία, την Ταϊβάν και την Ταϊλάνδη. -Εξετάζεται και το φαινόμενο του Ιανουαρίου.	- The portfolio analysis approach (Fama και French) -Οι πολυμεταβλητοί έλεγχοι που πραγματοποιήσαν στηρίχθηκαν στη προσέγγιση cross-sectional regression των Fama – MacBeth.	Σε όλες τις αγορές που εξετάστηκαν η σχέση μέσων αποδόσεων και market beta βρέθηκε ασθενής. Το B/M μπορεί να εξηγήσει τη διαστρωματική μεταβολή των αναμενόμενων αποδόσεων σε Hong-Kong, Korea και Malaysia ενώ το size effect είναι σημαντικό σε όλες τις αγορές εκτός από την Ταϊwan. Επίσης βρέθηκε ότι οι μεγάλες επιχειρήσεις στο Hong-Kong και οι μικρές επιχειρήσεις στην Κορέα πραγματοποίησαν υψηλότερες αποδόσεις τον Ιανουάριο.
1999	K. G. ROUWENHORST	Αυτή η εργασία εξετάζει τις πηγές μεταβολής των αποδόσεων σε αναδυόμενες αγορές. Το ενδιαφέρον στοιχείο με τις αναδυόμενες αγορές είναι ότι παρέχουν τον ερευνητή με ανεξάρτητα δείγματα	σχηματίζονται χαρτοφυλάκια κατατάσσοντας τις μετοχές ανά χώρα με βάση το local beta, το size, το prior six month return, το B/M και το turnover. Στη συνέχεια υπολογίζονται οι μέσες αποδόσεις των	-Οι παράγοντες που επηρεάζουν τις αποδόσεις στις αναδυόμενες αγορές είναι παρόμοιοι με αυτούς στις αναπτυγμένες χώρες. - τα size, beta, momentum και value συσχετίζονται θετικά με το turnover σε αυτές τις

ΘΕΜΕΛΙΩΣΗΣ ΑΝΑΛΥΣΗ ΚΑΙ ΑΠΟΔΟΣΕΙΣ ΜΕΤΟΧΩΝ ΣΤΗ ΕΛΛΑΔΑ

		καθώς αυτές οι αγορές είναι απομονωμένες από άλλες χώρες.	χαρτοφυλακίων και οι συσχετίσεις μεταξύ αυτών. Και στη συνέχεια του άρθρου εξετάζονται: 1) κατά πόσο παρατηρούνται κοινοί παράγοντες επηρεασμού των αποδόσεων των μετοχών ανά τον κόσμο, 2) και παρέχεται απόδειξη για τη σχέση μεταξύ μέσων αποδόσεων και turnover.	αγορές.
2003	Spyrou, Lam	Οι μεταβλητές που χρησιμοποιούνται για να εξηγηθούν οι αποδόσεις είναι το stock market capitalization, το book-to-price ratio, το market leverage το book leverage, το earnings-to-price ratio, το cash flow to price, το negative cash flow to price, και το market beta.	<ul style="list-style-type: none"> - The portfolio analysis approach (Fama και French) - Δημιουργία χαρτοφυλακίων size/beta - Διαστρωματικές παλινδρομήσεις που βασίζονται σε επιχειρήσεις και όχι σε χαρτοφυλάκια (Fama MacBeth) 	<ul style="list-style-type: none"> - υπάρχει μια ισχυρή θετική και σημαντική σχέση μεταξύ του μεγέθους και των μέσων αποδόσεων και ότι το beta από μόνο του δεν μπορεί να εξηγήσει τις μέσες αποδόσεις - Οι μέσες αποδόσεις και το B/P έχουν μια αρνητική και σημαντική σχέση ακόμα και αν το μέγεθος περιλαμβάνεται και αυτό στην παλινδρόμηση - υπάρχει μια αρνητική και σημαντική σχέση μεταξύ των αποδόσεων και του $\ln(A/P)$ και μια θετική και σημαντική σχέση μεταξύ των αποδόσεων και του $\ln(A/B)$ - Τέλος υπάρχει θετική και σημαντική σχέση μεταξύ του (C/P) και των αποδόσεων

	L. Akdemiz AA Salih, K. Aydogan	- εξετάζουν στο χρηματιστήριο της Κωνσταντινούπολης: α) την εγκυρότητα του CAPM και β) την ύπαρξη άλλων παραγόντων πέρα από το beta που μπορούν να εξηγήσουν διαστρωματικές μεταβολές στις αποδόσεις των μετοχών.	-The portfolio analysis approach - Εφαρμόζεται λοιπόν η μέθοδος time series cross section regression of Fama-MacBeth.	Τα αποτελέσματα όπως προκύπτουν από την ανάλυση των χαρτοφυλακίων δείχνουν ότι οι αποδόσεις των μετοχών κυμαίνονται ανάλογα με το B/M και αντίστροφα με το μέγεθος και το beta της αγοράς δεν έχει καμιά επίδραση. Αυτά τα αποτελέσματα επιβεβαιώνονται και από τον έλεγχο που έγινε με τη μέθοδο των Fama-MacBeth. Σημαντικοί παράγοντες όπως το B/M, το μέγεθος, το E/P σταματούν να έχουν εξηγηματική δύναμη κατά τη δεύτερη περίοδο του δείγματος 1995-1998.
Έρευνες για το Ελληνικό Χρηματιστήριο				
Έτος Συγγραφής	Συγγραφείς	Σκοπός Άρθρου	Μεθοδολογία	Αποτελέσματα Έρευνας
1996	Διακογιάννης Γ, Σεργεδάκης	Επίδραση συστηματικού κινδύνου και μεγέθους στις αποδόσεις των μετοχών	Μεθοδολογία Fama & Macbeth	Δεν υπάρχει σχέση μεταξύ συστηματικού κινδύνου και απόδοσης, ούτε μεταξύ μεγέθους και απόδοσης των μετοχών του ΧΑΑ
2003	Leledakis, Davidson, Karathanasis	Ελέγχεται κατά πόσο οι παρακάτω μεταβλητές επηρεάζουν τις αποδόσεις : το market beta , το market value of equity (ME) , (BE/ME), ο λόγος (A/ME), ο λόγος (A/BE), ο λόγος E/P , ο λόγος (DY) , ο λόγος ετήσιων πωλήσεων και market value of equity (S/P).	(1) The portfolio analysis approach (Fama και French) και (2) Διαστρωματικές παλινδρομήσεις που βασίζονται σε επιχειρήσεις και όχι σε χαρτοφυλάκια (Fama MacBeth)	- το beta δεν έχει την δύναμη να εξηγήσει τις αποδόσεις των μετοχών - Επιπλέον το book-to market equity φαίνεται να έχει μικρή εξηγηματική δύναμη όταν ερευνάται σε συνδυασμό με το market equity. Έτσι το μέγεθος φαίνεται να έχει την κυρίαρχη επίδραση στην αγορά ακόμα και όταν λαμβάνεται υπόψη το φαινόμενο του Ιανουαρίου.

ΘΕΜΕΛΙΩΣΗΣ ΑΝΑΛΥΣΗ ΚΑΙ ΑΠΟΔΟΣΕΙΣ ΜΕΤΟΧΩΝ ΣΤΗ ΕΛΛΑΔΑ

	<p>D. Adikimenaki, S. Thomadakis</p>	<p>-ελέγχεται το υπόδειγμα των τριών παραγόντων (three factor model of returns) όπως προτάθηκε από τον Fama και French χρησιμοποιώντας δεδομένα από το Χρηματιστήριο Αξιών Αθηνών για την περίοδο 2000-2003. - Επιπλέον σε αυτό το άρθρο εξετάζεται το αν τα αποτελέσματα σχετικά με την επίδραση του size και του B/M ratio επηρεάζουν και σε ποιο βαθμό από το φαινόμενο του Ιανουαρίου.</p>	<p>- The portfolio analysis approach (Fama και French) -Η μέθοδος που εφαρμόζεται είναι η ανάλυση χρονολογικών σειρών των Black, Jensen Scholes (1972).</p>	<p>Τα αποτελέσματα φανερόνουν ότι το υπόδειγμα τριών παραγόντων κάνει μια θεαματικά καλή δουλειά στον προσδιορισμό των αποδόσεων των μετοχών στην Ελλάδα για την περίοδο 2000-2003.</p>
	<p>C. Floros, S. Jaffry, Y. Ghulam</p>	<p>-ερευνάται αν χρηματοοικονομικοί δείκτες (financial ratios) όπως το dividend yield, price earnings ratio, book to market value μπορούν να χρησιμοποιηθούν για την πρόβλεψη μετοχικών αποδόσεων. -Ουσιαστικά σε αυτό το άρθρο επιχειρείται μια σύγκριση μεταξύ διαφορετικών προβλεπτικών μοντέλων να καταλήξουμε ποιο είναι το καλύτερο για να προβλέψουμε μετοχικές αποδόσεις.</p>	<p>- Στην αρχή εφαρμόζονται δύο απλά μοντέλα χρησιμοποιώντας τη μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων. Επιπλέον εκτιμάται το GARCH (1,1). Τέλος ένα απλό ECM-GARCH (1,1) μοντέλο εφαρμόζεται με σκοπό να συλλάβει και τη σχέση ισορροπίας και τη μεταβλητότητα στις σειρές που εξετάζονται. Επιπλέον στη συνέχεια εφαρμόζονται πολλαπλές παλινδρομήσεις για να ελεγχθεί αν οι χρηματοοικονομικοί δείκτες έχουν επίδραση στις αποδόσεις.</p>	<p>Τα αποτελέσματα δείχνουν ότι το ECM-GARCH (1,1) μοντέλο έχει σημαντικούς συντελεστές. Τόσο οι στατικές όσο οι δυναμικές μέθοδοι επιβεβαιώνουν ότι το ECM-GARCH (1,1) είναι το πιο κατάλληλο μοντέλο για να προβλέψει αποδόσεις κατά την περίοδο 2003-2004.</p>
	<p>L. Stefanis</p>	<p>-Σε αυτό το άρθρο εξετάζεται αν αυτό το P/E effect ισχύει για το ελληνικό χρηματιστήριο για την πενταετία 2000-2005.</p>	<p>Η μεθοδολογία που εφαρμόζεται για την ανάλυση της επίδρασης του P/E στις αποδόσεις είναι η ανάλυση παλινδρόμησης.</p>	<p>Σύμφωνα με τα αποτελέσματα της έρευνας η επένδυση σε μετοχές με χαμηλό P/E δικαιολογείται για βραχυχρόνια διαστήματα (περίοδος</p>

		<p>- Το πρώτο δείγμα περιλάμβανε τις επιχειρήσεις που είναι εισηγμένες στο ΧΑΑ με εξαίρεση τις περιπτώσεις που προαναφέρθηκαν και το δεύτερο δείγμα περιλάμβανε: α) τον κατασκευαστικό τομέα, β) τον τομέα βασικών μετάλλων, γ) τον τομέα της βιομηχανίας μη μεταλλικών στοιχείων και τιμέντων.</p>	<p>Χρησιμοποιώντας παλινδρομήσεις διαστρωματικών δεδομένων καταφέρνουμε να αποδείξουμε την ύπαρξη του P/E φαινομένου. Οι συντελεστές των ανεξάρτητων μεταβλητών εκτιμώνται χρησιμοποιώντας OLS μέθοδο.</p>	<p>κατοχής 1 χρόνο) αφού ο λόγος βρέθηκε να συσχετίζεται αρνητικά με την επερχόμενη αποδοτικότητα των μετοχών (equity performance). Επιπλέον λογιστικές μεταβλητές όπως το μέγεθος και το earnings growth παίζουν σημαντικό ρόλο στην εξήγηση της διαστρωματικής μεταβολής των αποδόσεων. Βρέθηκε επίσης ότι ο κλάδος να είναι ένας ενδεικτικός παράγοντας τέτοιων μεταβλητών όπως επίσης οι παρελθούσες αποδόσεις της αγοράς να σχετίζονται αρνητικά με την επόμενη αποδοτικότητα των μετοχών.</p>
	<p>Διακογιάννης, Κυριαζής</p>	<p>-Αυτή η μελέτη εξετάζει την απόδοση των στρατηγικών contrarian στο χρηματιστήριο αξιών Αθηνών (ACE) που βασίζεται στα price earnings ratios, dividend yields, size, market to book ratios, financial leverage ratios και beta. -- Επίσης ελέγχθηκε η ύπαρξη ή όχι του size effect στην Ελλάδα.</p>	<p>-The portfolio analysis approach - Panel Data Analysis με βάση τη μέθοδο του GLS.</p>	<p>οι μετοχές που έχουν χαμηλό P/T, υψηλά dividends yields, μικρό μέγεθος, χαμηλό M/B , υψηλή μόχλευση και χαμηλά betas κερδίζουν υψηλότερες αποδόσεις που επιτυγχάνονται (με εξαίρεση την μεταβλητή του μεγέθους) χωρίς να αναληφθεί επιπλέον κίνδυνος.</p>

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 4

Εμπειρική διερεύνηση τριών βασικών ανωμαλιών της ελληνικής κεφαλαιαγοράς (Size effect, Book-to-Market effect, Dividend Yield effect)

4.1. Οι διεξαχθείσες μελέτες αναφορικά με το Χρηματιστήριο Αθηνών (Χ.Α.) και οι ιδιαιτερότητες που το ίδιο παρουσιάζει

Στο συγκεκριμένο σημείο, πρόκειται να γίνει μια σύντομη παρουσίαση των μελετών, αναφορικά με τις ανωμαλίες της αγοράς αξιόγραφων που επικεντρώνονται σε ελληνικές εταιρίες, καθώς και των λόγων που οδήγησαν στην επικέντρωση της παρούσης μελέτης στην ελληνική Χρηματιστηριακή Αγορά (Χρηματιστήριο Αθηνών).

Οι αναπτυσσόμενες αγορές, όπως η ελληνική κεφαλαιαγορά, αποδείχθηκαν σε μεγάλο βαθμό ελκυστικές κατά την τελευταία δεκαετία, κυρίως για εκείνους τους επενδυτές που στόχευαν στην αγοραπωλησία αξιόγραφων σε διεθνές επίπεδο και ήλπιζαν να επωφεληθούν από τις μη κανονικές αποδόσεις (υπέρ-αποδόσεις) με τη διεθνή διαφοροποίηση⁹⁵ του κινδύνου του χαρτοφυλακίου τους (Harvey, 1995). Κατά συνέπεια, ο βαθμός που η συμπεριφορά των διαστρωματικών αποδόσεων, που χαρακτηρίζουν τα αξιόγραφα που διαπραγματεύονται σε αναπτυσσόμενες αγορές, προσομοιάζει τον τρόπο που διαμορφώνονται οι αποδόσεις των αξιόγραφων σε περισσότερο αναπτυγμένες αγορές (όπως οι χρηματιστηριακές αγορές των Η.Π.Α. και του Λονδίνου), παρουσιάζει ιδιαίτερο ενδιαφέρον.

Οι δυσκολίες που εντοπίζονται στις μελέτες σε μικρές κεφαλαιαγορές, όπως η Ελληνική, είναι σημαντικές και αξιοσημείωτες. Η προσπάθεια μελέτης των μεταβλητών που πιθανόν διαμορφώνουν τη διαστρωματικότητα των μέσων αποδόσεων των μετοχών, σε τέτοιου είδους αναπτυσσόμενες και μικρές αγορές, αντιμετωπίζει ένα σημαντικό αριθμό προβλημάτων. Τα προβλήματα αυτά συνήθως έχουν μεγάλη έκταση και ένταση και

αναφέρονται τόσο σε δυσκολίες που αφορούν τα απαραίτητα για την ανάλυση δεδομένα, όσο και σοβαρά προβλήματα μεθοδολογίας. Το κύριο μεθοδολογικό πρόβλημα που προκύπτει είναι η εξεύρεση του κατάλληλου τρόπου υπολογισμού του σφάλματος στις μεταβλητές, κατά τον υπολογισμό του β (*the error-in-variables problem*), δεδομένου του ότι όταν αναφερόμαστε σε μια αγορά όπου ο αριθμός των διαπραγματεύσιμων μετοχών είναι πολύ περιορισμένος, η τυπική τεχνική του σχηματισμού χαρτοφυλακίων, που ανέπτυξαν οι *Fama and French*, χρησιμοποιώντας την κυρίως για αυτόν τον σκοπό, δεν μπορεί να χρησιμοποιηθεί με εμπιστοσύνη και αποδεικνύεται προβληματική.

Ένα επιπρόσθετο εμπειρικό πρόβλημα, που κάνει την εμφάνιση του, είναι ότι τα αποτελέσματα της ανάλυσης να μην είναι αξιόπιστα, αλλά να εξαρτιούνται και να επηρεάζονται σημαντικά από την επίδραση που έχει τη δύναμη να προκαλέσει, ίσως, ο μήνας Ιανουάριος στη διαμόρφωση των διαστρωματικών αποδόσεων (*January Effect*). Επιτακτική τίθεται η ανάγκη ελέγχου της ισχύς ή όχι αυτού του φαινομένου, για τον έλεγχο της αξιοπιστίας των συμπερασμάτων της μελέτης.

Σύμφωνα με τα όσα προκύπτουν από την υπάρχουσα διεθνή βιβλιογραφία, περιορισμένες είναι οι συγκρίσιμες μελέτες που έχουν λάβει χώρα χρησιμοποιώντας στοιχεία από το ελληνικό Χρηματιστήριο. Ο μικρός αριθμός μελετών που έχουν διεξαχθεί, σε αυτή την αναπτυσσόμενη αγορά, έχουν κυρίως επικεντρωθεί στα ακόλουθα

⁹⁵ Για περισσότερες πληροφορίες και ανάλυση της έννοιας της διεθνούς διαφοροποίησης βλ. Stulz (1981), Merton (1987), French and Poterba (1991), Tesar and Werner (1995), Fal Kenstein (1996), Lewis (1999), Coval and Moskowitz (1999), dahlquist and Robertsson (2001), Li Ijebloom et al. (2001).

- στη δυναμική συμπεριφορά των τιμών τόσο των ελληνικών μετοχών, όσο και των παρουσιαζόμενων ανωμαλιών στις αναπτυσσόμενες κεφαλαιαγορές⁹⁶
- στην αποτελεσματικότητα της αγοράς ως προς την πληροφόρηση⁹⁷
- στην ανάλυση της συμπεριφοράς της αγοράς αξιόγραφων σε μικρές αγορές, όπως η ελληνική⁹⁸
- στην αποτελεσματικότητα αντίδρασης των επενδυτών σε πιθανές ανακοινώσεις, που αφορούν την αγοραπωλησία αξιόγραφων και τη χρηματοοικονομική κατάσταση των εταιριών
- στην επίδραση του μεγέθους της επιχείρησης και άλλων μεταβλητών στη διαμόρφωση της διαστρωματικότητας των μέσων αποδόσεων των μετοχών⁹⁹
- στις ημερολογιακές επιδράσεις¹⁰⁰
- στη πιθανή επίδραση του πληθωρισμού στη διαμόρφωση των μέσων αποδόσεων των μετοχών¹⁰¹
- στη σχέση μεταβλητότητας και αποδόσεων των αξιόγραφων¹⁰²
- στον έλεγχο των υποδειγμάτων τιμολόγησης περιουσιακών στοιχείων¹⁰³
- στην ετεροσκεδαστικότητα και στην εμφάνιση της στο υπόδειγμα της αγοράς (Market Model)¹⁰⁴
- την επίδραση των ξένων κεφαλαιαγορών στο Χρηματιστήριο Αθηνών (Χ.Α.)¹⁰⁵ Τα ευρήματα, που αφορούν τη Χρηματιστηριακή αγορά των Αθηνών, αποδεικνύουν ότι δεν υπάρχει κοινά αποδεκτή μεταβλητή μεταξύ των διαφόρων ερευνών που έχουν πραγματοποιηθεί ικανή να εξηγήσει τη διαστρωματική διαφοροποίηση των αποδόσεων της αγοράς. Κάποιες έρευνες επισημαίνουν ότι το μέγεθος μιας επιχείρησης, και που εκφράζεται ως η μεταβλητή MVE, που ορίζει την αγοραία αξία των ιδίων κεφαλαίων της επιχείρησης που αναφέρεται, την οποία αιχμαλωτίζει το «*size effect*». Συνήθως αποδεικνύεται η μη ικανότητα του beta της αγοράς να παράσχει μια στατιστικά

⁹⁶Βλ. Coutts, J. A., Kaplanidis, C. and Roberts, J (2000), Leledakis, G., Davidson, I. and Karathanassis, G. (2002).

⁹⁷Βλ. Dockey, E and Kavussanos, M. (1996), Niarchos, N., Tse, Y., Wu, C. and Young A. (1999), Phylaktis, K., Kavussanos, M. and Manalis G. (1996).

⁹⁸Βλ. Alexakis, P. and Petrakis, P. (1991), Barkoulas, J. T., Baum, C.F. and Travlos, N. G. (2000).

⁹⁹Βλ. Kavussanos, M. and Phylaktis, K. (2002).

¹⁰⁰Βλ. Alexakis, P. and Xanthakis, M. (1995), Fountas, S. and Segredakis, K. (2002), Laopodis, N. (1997), Mills, T.C., Siriopoulos C., Markellos, R.N. and Harizanis, D. (2000).

¹⁰¹ Βλ. Alexakis, P. and Apergis, N. and Xanthakis E. (1996)

¹⁰²Βλ. Apergis, N. and Eleftheriou, S. (2001), Barkoulas, J. T. and Travlos, N. G. (1998)

¹⁰³Βλ. Demos, A. and Parissi, S. (1998).

¹⁰⁴Βλ. Karathanassis, G. and Philippas, N. (1993)

¹⁰⁵Βλ. Milionis, A. E. Moschos, D., and Xanthakis, M.(1998)

σημαντική επεξήγηση για τη διαστρωματική διαφοροποίηση στις μέσες αποδόσεις των μετοχών, όπως βρέθηκε από τους *Fama and French (1992)*, αναφορικά με τα αμερικανική αγορά κεφαλαίων. Άλλοι ερευνητές βρήκαν ότι ισχύει τόσο το size effect όσο και το book-to-market effect. Άλλες έρευνες επισήμαναν ακριβώς το αντίθετο, την απουσία του size effect ή book-to-market effect στην Ελλάδα και βρήκαν ότι ισχύει το dividend yield effect. Παρακάτω γίνεται μια μικρή ανάλυση των κυριότερων άρθρων που έχουν γραφτεί για το Ελληνικό Χρηματιστήριο και των ευρημάτων αυτών. Σημαντικός υπήρξε ο αριθμός των μελετητών που ασχολήθηκαν με την ελληνική κεφαλαιαγορά και προσπάθησαν να τεκμηριώσουν τον ενεργό ρόλο της μεταβλητής MVE αναφορικά με τη διαμόρφωση της διαστρωματικότητας των αποδόσεων, χρησιμοποιώντας στοιχεία από το Χρηματιστήριο Αθηνών¹⁰⁶. Πρώτος Ο Μιχάλης Γκλεζάκος (1993), χρησιμοποιώντας δεδομένα από το Ελληνικό Χρηματιστήριο, κατέληξε στο ότι οι αποδόσεις των μετοχών είναι αρνητικά συσχετισμένες με την κεφαλαιοποίηση των εταιριών. Ωστόσο, ελέγχοντας στην συνέχεια τους άλλους παράγοντες που επηρεάζουν τις εταιρίες, η επίδραση η οποία παρατήρησε παρέμεινε δυνατή μόνο για αξιόγραφα με υψηλές αποδόσεις. Η μελέτη αυτή ασχολείται με ένα μεγάλο αριθμό μελετών που έχουν δημοσιευτεί ήδη για αυτό το θέμα. Στην συνέχεια χρησιμοποιεί δεδομένα από τις εισηγμένες εταιρίες στο Χρηματιστήριο Αθηνών για την περίοδο από το 1970 έως το 1981 για να δείξει την επίδραση στην αγορά. Πιο συγκεκριμένα, το δείγμα που χρησιμοποιήθηκε περιλάμβανε σχεδόν όλες τις εταιρίες που υπήρχαν στο ΧΑΑ. Τα αποτελέσματα ήταν ίδια με εκείνα που αναφέρθηκαν και σε άλλες μελέτες από άλλες ευρωπαϊκές αγορές (Pogue and Solnic 1974, Uhlir 1979, Deterk 1975, Hawawini and Mitchel 1975, Fabry et al 1977, Jennergen et al 1977, and Daloz 1973). Συνοψίζοντας, ο Γκλεζάκος μελετώντας το Χρηματιστήριο Αξιών Αθηνών διαπίστωσε ότι τα ιστορικά κέρδη επηρεάζουν σημαντικά τις αποδόσεις των μετοχών. Επιπλέον διαπίστωσε ότι μεγάλη επίδραση έχει και η κεφαλαιοποίηση. Τα αποτελέσματα αναφέρουν ότι μικρό premium μπορεί να παρατηρηθεί, αποκλείοντας από το δείγμα τις τράπεζες. Ωστόσο ελέγχοντας τα κέρδη, το premium ήταν πιο μεγάλο. Είναι λοιπόν φανερό ότι τα στοιχεία είναι αναποτελεσματικά. Μια πιθανή εξήγηση θα μπορούσε να είναι ότι το μέγεθος εξυπηρετεί μία προσέγγιση για διάφορους σχετικούς παράγοντες, όπως η εμπορευσιμότητα, η έλλειψη πληροφοριών.

¹⁰⁶Βλ Demos, A and Parissi, S (1998), Λυκουδη, Α και Λιακάκη Γ και Χατζηγάτου, Θ (2003)

Οι Διακογιάννης, Σεργεδάκης (1994) ερεύνησαν αν ο συστηματικός κίνδυνος και το μέγεθος των εταιρειών επηρεάζουν την αναμενόμενη απόδοση των μετοχών στο Χρηματιστήριο Αξιών Αθηνών κατά την χρονική περίοδο 1989-1994. Το δείγμα αποτελείτο από 112 εισηγμένες μετοχές. Από την επιλογή των μετοχών αυτών απορρίφθηκαν όσες μετοχές παρουσίαζαν ελλιπή στοιχεία. Ως χαρτοφυλάκιο της αγοράς χρησιμοποιήθηκε ο Γενικός Δείκτης Τιμών του Χρηματιστηρίου Αξιών Αθηνών. Οι ερευνητές θέλησαν να ελέγξουν αν υπάρχει θετική συσχέτιση μεταξύ αναμενόμενης απόδοσης και συστηματικού κινδύνου, και επιπλέον αν το μέγεθος (size) των εταιρειών είναι σημαντικός παράγοντας στην διαμόρφωση της αναμενόμενης απόδοσης των μετοχών τους.

Ακολουθήθηκε η μεθοδολογία των Fama & Macbeth (1973). Πιο συγκεκριμένα χώρισαν τη μελέτη τους σε τρεις υποπεριόδους. Κατά την πρώτη υποπερίοδο που ονομάζεται περίοδος διαμόρφωσης των χαρτοφυλακίων, εκτιμήθηκε ο συστηματικός κίνδυνος κάθε μετοχής από το υπόδειγμα της αγοράς, δηλαδή $R_{i,t} = \alpha_i + \beta_i R_{m,t} + \epsilon_{i,t}$. Βασικές υποθέσεις του 1^{ου} αυτού σταδίου είναι η αναμενόμενη τιμή του διαταρακτικού όρου να είναι μηδέν και η διακύμανση αυτού σταθερή και ίση με σ^2 , η απουσία σχέσης μεταξύ των τιμών και του διαταρακτικού όρου και η απουσία σχέσης μεταξύ της απόδοσης του χαρτοφυλακίου της αγοράς και του διαταρακτικού όρου. Στη συνέχεια οι μετοχές κατατάσσονται ανά οκτάδες σε 14 χαρτοφυλάκια, με πρώτα τα χαρτοφυλάκια που περιέχουν μετοχές με χαμηλό β . Κατά την δεύτερη υποπερίοδο που ονομάζεται και περίοδος υπολογισμού των μεταβλητών υπολογίστηκε το β και το μέσο μέγεθος για κάθε χαρτοφυλάκιο. Το μέγεθος ορίστηκε ως ο λογάριθμος της χρηματιστηριακής αξίας της μετοχής, γιατί η λογαριθμική μορφή περιγράφει καλύτερα την σχέση που υπάρχει ανάμεσα στο μέγεθος της εταιρείας και την απόδοση της τιμής της μετοχής της. Κατά την τρίτη υποπερίοδο, την περίοδο του εμπειρικού ελέγχου, υπολογίστηκε η μέση εβδομαδιαία απόδοση για κάθε χαρτοφυλάκιο και έγιναν διαστρωματικές παλινδρομήσεις.

Τα τρία αυτά στάδια τα επαναλάμβαναν πηγαίνοντας ένα έτος μπροστά κάθε φορά. Είναι χαρακτηριστικό ότι ακολουθήθηκαν δυο διαφορετικοί τρόποι διαμόρφωσης στα χαρτοφυλάκια: ο πρώτος τρόπος αφορά την διαμόρφωση με βάση τον συστηματικό κίνδυνο και ο δεύτερος με βάση το μέγεθος των εταιρειών. Τα συμπεράσματα που προκύπτουν από τα εμπειρικά αποτελέσματα είναι ότι δεν

υπάρχει σχέση μεταξύ συστηματικού κινδύνου και αναμενόμενης απόδοσης των μετοχών του Χρηματιστηρίου Αξιών της Αθήνας. Συνεπώς, είτε το χαρτοφυλάκιο της αγοράς δεν αποτελεί το χαρτοφυλάκιο ελαχίστου κινδύνου, είτε το b δεν μπορεί να ερμηνεύσει την μεταβολή στις αποδόσεις των μετοχών.

Το παραπάνω, δεν μπορεί παρά να σημαίνει, ότι η επίδραση του μεγέθους των εταιρειών στις εβδομαδιαίες αποδόσεις δεν θα μπορούσε να τεκμηριωθεί για την ελληνική κεφαλαιαγορά, την εξεταζόμενη χρονική περίοδο. Συνεπώς, η επενδυτική στρατηγική που ωθεί τους επενδυτές να αγοράζουν εκείνες τις μετοχές με τη μικρότερη χρηματιστηριακή αξία, με βασικό τους στόχο να αποκομίσουν υψηλότερες αποδόσεις, δεν βρίσκει, κατά την υπό ανάλυση χρονική περίοδο, εφαρμογή στην Ελλάδα.

Ο *Σπύρου (1999)* διερεύνησε εμπειρικά το φαινόμενο των μετοχών μικρής κεφαλαιοποίησης στο Χ.Α. Χρησιμοποίησε μηνιαίες τιμές για όλες τις μετοχές οι οποίες διαπραγματεύονταν συνεχώς κατά την περίοδο μεταξύ των μηνών Δεκεμβρίου 1988 και Ιανουαρίου του 1997. Κατά την εμπειρική του μελέτη, ως χαρτοφυλάκιο της αγοράς χρησιμοποίησε το Γενικό Δείκτη Τιμών. Τα αποτελέσματα τεκμηρίωσαν το ότι οι μετοχές των εταιρειών μικρού μεγέθους παρουσιάζουν υψηλότερες αποδόσεις από τις μετοχές μεγαλύτερης κεφαλαιοποίησης, τουλάχιστον για την περίοδο 1992-1997. Αντίθετα, για ολόκληρη τη χρονική περίοδο (1988-1997) οι μετοχές μεγάλης κεφαλαιοποίησης υπερισχύουν. Ο *Σπύρου*, επιπρόσθετα, εξέτασε την υπόθεση ότι οι μετοχές χαμηλής τιμής έχουν υψηλότερες αποδόσεις από τις μετοχές υψηλής τιμής, αλλά τα αποτελέσματα του ήταν αρνητικά. Το γεγονός αυτό ο *Σπύρου* το απέδωσε στο ότι οι διαφορές στην τιμή των μετοχών διαφορετικής κεφαλαιοποίησης, στην ελληνική χρηματιστηριακή αγορά, είναι πολύ μικρότερες από τις διαφορές που παρατηρούνται σε άλλες αγορές.

Οι Μαλλιάρopoulos και Χαρδούβελης (1999) επιχείρησαν μια αξιολόγηση των τιμών των μετοχών στο Χ.Α. σε σχέση με το αναμενόμενο ύψος των μελλοντικών κερδών τους. Το κίνητρο για την έρευνα αυτή ήταν η εντυπωσιακή άνοδος που παρουσίασαν οι

μετοχές μικρής κεφαλαιοποίησης το έτος 1999 και η απότομη διόρθωση των τιμών τους, κατά το δεύτερο δεκαήμερο του Σεπτεμβρίου του ίδιου χρόνου.

Τέλος, οι *Λυκούδη, Α. και Λιακάκη Γ. και Χατζηάγιου, Θ. (2003)* έθεσαν ως στόχο της μελέτης τους να ερευνηθεί αν το μέγεθος των εταιρειών επηρεάζει την εβδομαδιαία αναμενόμενη απόδοση των μετοχών στο Χ.Α., κατά τη χρονική περίοδο Ιανουάριος 1995- Ιούλιος 1999. Για το σκοπό αυτό χρησιμοποιήθηκαν 90 μετοχές εταιρειών που διαπραγματευόταν, την εξεταζόμενη περίοδο, στο ελληνικό Χρηματιστήριο και ήταν εισηγμένες από το έτος 1993 μέχρι το 1999. Επικεντρώθηκαν στην εφαρμογή της μεθόδου των *Fama and MacBeth (1973)*, σχηματίζοντας χαρτοφυλάκια, τα οποία χρησιμοποιήθηκαν στον εμπειρικό έλεγχο της στατιστικής υπόθεσης ότι το μέγεθος των εταιρειών είναι ένας σημαντικός παράγοντας που επηρεάζει τη διαμόρφωση των αναμενόμενων αποδόσεων στο Χ.Α.

Τα εμπειρικά αποτελέσματα έδειξαν ότι κατά την εξεταζόμενη περίοδο δεν υπάρχει σχέση μεταξύ της αναμενόμενης απόδοσης και του μεγέθους των εταιρειών. Μόνο κατά την περίοδο Ιανουάριος 1999-Ιούλιος 1999 παρατηρείται η εμφάνιση ενός ισχυρού «*size effect*» Το αποτέλεσμα αυτό δεν παρατηρείται κατά τα προηγούμενα έτη, καθώς στην υπόλοιπη περίοδο δεν έχουμε στατιστικά σημαντικά αποτελέσματα και επομένως καταλήγουμε στο συμπέρασμα ότι δεν παρατηρείται η ανωμαλία του μεγέθους στην ελληνική κεφαλαιαγορά. Το αποτέλεσμα αυτό έρχεται σε αντίθεση με τα εμπειρικά ευρήματα από μελέτες σε άλλες χρηματιστηριακές αγορές (σε Αμερική, Καναδά, Αγγλία), όπου παρατηρείται αρνητική σχέση μεταξύ αναμενόμενης απόδοσης και μεγέθους εταιρειών.

Τέλος οι *Διακογιάννης και Κυριαζής* εξετάζουν για πρώτη φορά ενδελεχώς την απόδοση των στρατηγικών contrarian στο χρηματιστήριο αξιών Αθηνών (ASE) που βασίζεται στα price earnings ratios, dividend yields, size, market to book ratios, financial leverage ratios και beta. Εξετάστηκε η εγκυρότητα των προαναφερθεισών στρατηγικών, εξετάζοντας την απόδοση των χαρτοφυλακίων μετοχών που σχηματίστηκαν στη βάση των παραπάνω κριτηρίων και "τρέχοντας" a time series cross sectional GLS multiple regression model. Αρχικά θα πρέπει να αναφέρουμε ότι οι στρατηγικές contrarian (ή value) βασίζονται στην ιδέα αγοράς μετοχών.

Μετοχών δηλαδή με χαμηλό P/E, χαμηλό M/B, χαμηλό price to cash flow ratios , υψηλά dividend yields και χαμηλό ρυθμό αύξησης στις πωλήσεις.

Αφού γίνεται μια επιγραμματική αναφορά για το σε τι συμπεράσματα σχετικά με το θέμα έχουν καταλήξει οι ερευνητές στην Αμερική, καθώς και σε άλλες χώρες, ακολουθεί μια περιγραφή για τα δεδομένα και τις πηγές αυτών. Τα δεδομένα για τιμές μετοχών, αποδόσεις, κέρδη, μερίσματα και αγοραίες και λογιστικές αξίες έχουν συλλεχθεί για μια περίοδο 11 ετών (1992-2002). Επίσης ελέγχθηκε η ύπαρξη ή όχι του size effect στην Ελλάδα. Η σημαντικότητα του άρθρου είναι ότι για πρώτη φορά μια σειρά από στρατηγικές εξετάζονται στο ΧΑΑ. Επιπλέον γνωστές ανωμαλίες της αγοράς επίσης ερευνώνται στο ΧΑΑ. Τα μας αφορούν 260 μετοχές που συναλλάσσονταν συνεχώς στο ΧΑΑ για την περίοδο 1992-2002. Οι τιμές που πάρθηκαν από τη βάση δεδομένων προσαρμόστηκαν ώστε να λάβουν υπόψη διασπάσεις μετοχών, νέες εκδόσεις καθώς και scrip dividends.

Προκειμένου να εξεταστεί η απόδοση των στρατηγικών χρειάζεται να σχηματιστούν χαρτοφυλάκια μετοχών με βάση το επίπεδο των χρηματοοικονομικών μεταβλητών υπολογισμένων στην ετήσια βάση και μετά να εκτιμηθεί το Average Annual Stock Returns (AAR's) αυτών των μετοχών. Ύστερα θα πρέπει να εκτιμηθεί το Total Average annual returns (TAAR's) των χαρτοφυλακίων. Στο παρόν άρθρο προσπάθεια γίνεται να αποφευχθεί το look ahead bias κάνοντας σωστή χρήση των δεδομένων. Σκοπός είναι να ανιχνευτούν οι διαφορές στα TAAR's μεταξύ χαρτοφυλακίων που σχηματίζονται με βάση τις μεταβλητές που προαναφέραμε που είναι στατιστικά σημαντικές για την περίοδο των έντεκα χρόνων που εξετάζεται και δε συνοδεύονται με υψηλότερο κίνδυνο. Σε συνδυασμό με την ανάλυση χαρτοφυλακίου προκειμένου να δυναμώσουμε την αξιοπιστία των αποτελεσμάτων εφαρμόζουμε Panel Data Analysis με βάση τη μέθοδο του GLS.

Τα αποτελέσματα αυτής της έρευνας τελικά έδειξαν ότι οι μετοχές που έχουν χαμηλό P/T, υψηλά dividends yields, μικρό μέγεθος, χαμηλό M/B , υψηλή μόχλευση και χαμηλά betas κερδίζουν υψηλότερες αποδόσεις που επιτυγχάνονται (με εξαίρεση

την μεταβλητή του μεγέθους) χωρίς να αναληφθεί επιπλέον κίνδυνος.

Με βάση τις διεξαχθείσες μελέτες, προκύπτει ότι η επίδραση του μεγέθους μιας επιχείρησης, όπως μετρείται με το ποσό κεφαλαιοποίησης αυτής στο Χρηματιστήριο (δηλ. την αγοραία αξία των ιδίων κεφαλαίων της), πάνω στις αποδόσεις των μετοχών έχει τεκμηριωθεί διεθνώς από ένα μεγάλο αριθμό εμπειρικών μελετών. Οι έρευνες αυτές υποστηρίζουν ότι μακροχρόνια οι αποδόσεις των μετοχών μικρής κεφαλαιοποίησης είναι κατά μέσο όρο μεγαλύτερες από τις αποδόσεις των μετοχών μεγάλης κεφαλαιοποίησης.

Σύμφωνα με την επικρατούσα άποψη, οι υπέρ-αποδόσεις των μετοχών μικρής κεφαλαιοποίησης οφείλονται στο γεγονός ότι οι επενδυτές τις θεωρούν περισσότερο επικίνδυνες και απαιτούν από αυτές υψηλότερο ασφάλιστρο για κίνδυνο (risk premium). Από την άλλη πλευρά, αξίζει να σημειωθεί ότι, για την ελληνική κεφαλαιαγορά, δεν υπάρχει μια σαφή καταγεγραμμένη τάση υπέρ των μεγάλων είτε των μικρών εταιρειών.

Η παρούσα διπλωματική εργασία κάνει μια προσπάθεια να διερευνηθούν περαιτέρω τόσο το φαινόμενο των επιχειρήσεων μικρής κεφαλαιοποίησης στο Χ.Α., όσο και την επίδραση των μεταβλητών ΒΕ/ΜΕ και DY, χρησιμοποιώντας στοιχεία που αφορούν την χρονική περίοδο 1993-2005.

4.2. Αναφορά σε γενικά στοιχεία της εμπειρικής μελέτης που ακολουθεί και ανάλυση των υπό εξέταση μεταβλητών

Κατά την τελευταία δεκαετία, πραγματοποιήθηκαν μελέτες που αναγνώρισαν σημαντικές ανεπάρκειες όσον αφορά το Υπόδειγμα Τιμολόγησης Περιουσιακών Στοιχείων (CAPM). Μια από τις πιο σημαντικές μελέτες που άσκησε μεγάλη επίδραση στο να ακυρώσει την υπεροχή του υποδείγματος είναι η μελέτη των *Fama and French (1992)*, η οποία τεκμηρίωσε τη διαστρωματική επεξηγηματική δύναμη της μεταβλητής BE/ME και του μεγέθους αναφορικά με τις αποδόσεις. Υπήρξαν αρκετές μελέτες¹⁰⁷ που ουσιαστικά προσέγγισαν, αναπαρήγαγαν και τροποποίησαν την μελέτη αυτή των *Fama and French (1992)*. Ακολουθώντας πρόσφατες μελέτες, όπως αυτές των *Datar et al. (1998)*, *Chordia et al. (2001)* και *Chan and Faff (2003)*, η παρούσα μελέτη χρησιμοποιεί την προσέγγιση της **Cross - Sectional Regression (CSR)**, που είναι η πιο ευρεία χρησιμοποιούμενη. Αναπτύχθηκε από τους *Fama και McBeth (1973)* και σύμφωνα με αυτήν η αποδεκτή πρακτική ήταν να εξεταστεί αν μια μεταβλητή ή κάποιες μεταβλητές έχουν τη δυνατότητα να εξηγήσουν τη διαστρωματικότητα των μέσων αποδόσεων των μετοχών και δεν αφορούν τον κίνδυνο beta, όπως ορίζεται από το CAPM. Στη συγκεκριμένη εργασία το ενδιαφέρον επικεντρώνεται στη μελέτη τριών επιδράσεων που συνδέονται με τρεις διαφορετικές μεταβλητές, οι οποίες χαρακτηρίζουν την λογιστική και την οικονομική κατάσταση μιας επιχείρησης. Για αυτές τις επιδράσεις υπήρξε εκτενής αναφορά στο *Κεφάλαιο II* και αναφέρονται επιγραμματικά στη συνέχεια:

- **Size Effect (MVE)**
- **Book-to-Market Equity effect (BE/ME)**
- **Dividend Yield Effect (DY)**

¹⁰⁷ Βλ. Fama and French (1993), Davis (1994), Kothari et al. (1995), Jagannathan and Wang (1996).

Στο συγκεκριμένο σημείο, τη λεπτομερή ανάλυση προηγούμενων εμπειρικών μελετών¹⁰⁰ που αφορούν την διαστρωματικότητα των αποδόσεων των αξιόγραφων, του Κεφαλαίου ΙΙ, ακολουθεί η επιλογή και η προσπάθεια της εμπειρικής τεκμηρίωσης των μεταβλητών MVE, BE/ME, και DY, ως πιθανών προσδιοριστικών συντελεστών των αποδόσεων των μετοχών, που διαπραγματεύονται στο Χρηματιστήριο Αθηνών (X.A). Στόχος ήταν να χρησιμοποιηθούν μεταβλητές που είτε εμφανίστηκαν να είναι στατιστικά σημαντικοί στο να επεξηγήσουν τη διαστρωματικότητα των μέσων αποδόσεων των μετοχών, σε προγενέστερες μελέτες, που πραγματοποιήθηκαν σε αναπτυγμένες αγορές (βλ. Αμερική και Αγγλία), είτε μεταβλητές που θα μπορούσαν να μπορούσαν να αποτελέσουν μέτρα λογικά και κατάλληλα προσδιορισμένα στο να διαδραματίσουν σημαντικό ρόλο στη διαδικασία του σχηματισμού προσδοκιών.

Για λόγους διευκόλυνσης, στην ανάλυση που ακολουθεί, και λόγους καθαρά συμβολισμού, ορίζουμε ως:

MVE = Τη μεταβλητή που εκφράζει το μέγεθος μιας επιχείρησης όπως ορίζεται από την αγοραία αξία των ιδίων κεφαλαίων της, που προκύπτει από το γινόμενο του αριθμού των κοινών μετοχών της υπό μελέτης επιχείρησης επί την τρέχουσα τιμή της κάθε κοινής μετοχής¹⁰⁸ της. Η αγοραία αξία μιας επιχείρησης στο τέλος Δεκεμβρίου στο έτος t-1, χρησιμοποιήθηκε για τον υπολογισμό των λογιστικών μεταβλητών ενώ η αγοραία αξία στο τέλος Ιουνίου του έτους t για να μετρήσει το μέγεθος της.

BE/ME = Τη μεταβλητή που εκφράζεται ως ο λόγος της λογιστικής αξίας των ιδίων κεφαλαίων μιας επιχείρησης (book value to equity), για το χρηματοοικονομικό τέλος έτους (year end) που συμπίπτει με το έτος t-1, προς την αγοραία αξία των ιδίων κεφαλαίων της επιχείρησης για το τέλος του Δεκεμβρίου του έτους t-1.

¹⁰⁸ Βλ. Chan, Hamao and Lakonishok (1991), Fama and French (1992), Lakonishok, Shlafer and Vishny (1994), Chan, Jegadeesh and Lakonishok (1995), Kim (1997), Brennan, Chordia and Subrahmangam (1998) και Rouwenhorst (1999).

Σε περίπτωση που μια επιχείρηση εκδίδει τόσο κοινές όσο και προνομιούχες μετοχές, για τον υπολογισμό της αγοραίας αξίας των ιδίων κεφαλαίων της, αθροίζουμε τις αγοραίες κεφαλαιοποιήσεις και για τα δύο είδη μετοχών. Λαμβανομένου υπόψη, ότι στην ελληνική αγορά αξιόγραφων οι προνομιούχες και οι κοινές μετοχές θεωρούνται ότι έχουν κοινά χαρακτηριστικά και συνήθως δεν γίνεται διάκριση μεταξύ αυτών, οι προνομιούχες μετοχές δεν θα μπορούσαν να υπολογιστούν ως χρέος [Βλ. Milonas (2000), για περισσότερες λεπτομέρειες αναφορικά με τις διαφορές και τις ομοιότητες που φέρουν οι κοινές και οι προνομιούχες μετοχές].

DY = Τη μεταβλητή που εκφράζεται ως ο λόγος του μερίσματος (άνιιάβηά) που παρέχει

στους μετόχους της μια εταιρεία κατά το τέλος συνήθως κάθε χρηματοοικονομικού έτους που συμπίπτει με το έτος t-1 προς την αγοραία αξία των ιδίων κεφαλαίων της στο τέλος Δεκεμβρίου του έτους t-1.

Στην εμπειρική ανάλυση των *Fama and French (1992)*, όπως και των *Brennan, Chordia and Subrahmangam (1998)* οι παραπάνω μεταβλητές, ανάμεσα σε άλλες, χρησιμοποιήθηκαν στην λογαριθμική τους μορφή, έκτος από το **DY**, που θα μπορούσε να πάρει και την τιμή μηδέν (σε περίπτωση παροχής μηδενικού μερίσματος). Το πρόθεμα **In**, που εμφανίζεται μπροστά από τις μεταβλητές στη συνέχεια, δηλώνει ότι η μεταβλητή χρησιμοποιήθηκε στη φυσική λογαριθμική της μορφή, μια μορφή που πολύ συχνά μειώνει την ετεροσκεδαστικότητα γιατί περιορίζει τις κλίμακες (μονάδες μέτρησης) στις οποίες μετριόνται οι μεταβλητές [για παράδειγμα, βλ. *Kothari et al. and Brennan et al. (1998)*]. Για τις παραπάνω μεταβλητές λαμβάνουμε στοιχεία (data set) από το **Χρηματιστήριο Αθηνών (X.A.)**. Πρόκειται να μελετηθεί συγκεκριμένος αριθμός εταιρειών (243) που οι μετοχές τους διαπραγματεύονταν στο X.A., για ένα συγκεκριμένο, εκ των προτέρων προσδιορισμένο, χρονικό διάστημα (1993-2005). Με στόχο τον περιορισμό της πιθανότητας να δώσουν οι ακραίες παρατηρήσεις¹⁰⁹ μεγάλο βάρος στην διεκπεραίωση των απαραίτητων παλινδρομήσεων και των συνεπαγόμενων αποτελεσμάτων του, το μικρότερο και το μεγαλύτερο 1% των τιμών των μεταβλητών (MVE, BM, DY) τίθεται ίσο, αντίστοιχα, με την αμέσως μικρότερη ή την αμέσως μεγαλύτερη τιμή αυτών.

Στην παρούσα εμπειρική ανάλυση, ερευνήθηκε με την εφαρμογή του ελέγχου υποθέσεων, το αν και κατά πόσο οι μεταβλητές MVE, BE/ME, και DY είναι στατιστικά και οικονομικά σημαντικοί, ικανοί να ερμηνεύσουν ικανοποιητικά τις διαστρωματικές αποδόσεις των μετοχών στην εξίσωση παλινδρόμησης που ακολουθεί:

¹⁰⁹ Μερικές από τις ακραίες τιμές των παρατηρήσεων είναι πιθανόν να προκληθούν από έντονα γεγονότα που λαμβάνουν χώρα ανάμεσα στις ημερομηνίες μέτρησης (βλ. για παράδειγμα, *Fama and French (1992)*, *Brennan, Chordia and Subrahmangam (1998)*)

$$R_{it} = \gamma_{0t} + \gamma_{1t} \ln ME_{it} + \gamma_{2t} \ln (B/M)_{it} + \gamma_{3t}(DY)_{it} + \varepsilon_{it}$$

όπου $i = 1,2,3,\dots,243$ επιχειρήσεις

$t = 1,2,3,\dots,12$ έτη

4.3. Αναφορά στους ελέγχους που λαμβάνουν χώρα στα πλαίσια της εμπειρικής ανάλυσης

Για την διεξαγωγή συμπερασμάτων, αναφορικά με την εμφάνιση ή όχι συγκεκριμένων ανωμαλιών της αγοράς στην ελληνική χρηματαγορά, ελέγχθηκαν οι ακόλουθες υποθέσεις:

H_0, MVE : Το μέγεθος κεφαλαιοποίησης των εταιριών έχει μηδενική σχέση με τις αναμενόμενες αποδόσεις τους, ή δεν επηρεάζει τη διαμόρφωση των αναμενόμενων αποδόσεων τους.

$H_0, BE/ME$: Ο λόγος λογιστική προς αγοραία αξία της κάθε εταιρίας έχει μηδενική σχέση με τις αναμενόμενες αποδόσεις της, ή δεν επηρεάζει τη διαμόρφωση των αναμενόμενων αποδόσεων της.

H_0, DY : Η παροχή μερίσματος στις μετοχές των εταιριών έχει μηδενική σχέση με τις αναμενόμενες αποδόσεις τους, ή δεν επηρεάζει τη διαμόρφωση των αναμενόμενων αποδόσεων τους.

Έναντι των εναλλακτικών, αντίστοιχα:

H_1, MVE : Το μέγεθος κεφαλαιοποίησης των εταιριών έχει στατιστικά σημαντική σχέση με τις αναμενόμενες αποδόσεις τους, ή είναι σημαντικός παράγοντας που επηρεάζει τη διαμόρφωση των αναμενόμενων αποδόσεων τους.

$H_1, BE/ME$: Ο λόγος λογιστική προς αγοραία αξία της κάθε εταιρίας έχει στατιστικά σημαντική σχέση με τις αναμενόμενες αποδόσεις της, ή είναι σημαντικός παράγοντας που επηρεάζει τη διαμόρφωση των αναμενόμενων αποδόσεων της.

H_1, DY : Η παροχή μερίσματος στις μετοχές των εταιριών έχει στατιστικά σημαντική σχέση με τις αναμενόμενες αποδόσεις τους, ή είναι σημαντικός παράγοντας που επηρεάζει τη διαμόρφωση των αναμενόμενων αποδόσεων τους.

Στην προκειμένη περίπτωση πραγματοποιήθηκε *δικατάληκτος* στατιστικός έλεγχος και συνοπτικά ελέγχθηκαν οι ακόλουθες υποθέσεις:

$H_0, MVE : \gamma_1 = 0$	$H_0, BE/ME : \gamma_2 = 0$	$H_0, DY : \gamma_3 = 0$
ή	και	και
$H_1, MVE : \gamma_1 \neq 0$	$H_1, BE/ME : \gamma_2 \neq 0$	$H_1, DY : \gamma_3 \neq 0$
(για $\gamma_1 < 0 \rightarrow$ size effect)	(για $\gamma_2 > 0$ btm effect)	(για $\gamma_3 > 0$ DY effect)

Προηγήθηκε η επιλογή πραγματοποίησης *δικατάληκτων* και όχι μονοκατάληκτων στατιστικών ελέγχων [$H_1, MVE : \gamma_1 < 0, H_1, BE/ME : \gamma_2 > 0, H_1, DY : \gamma_3 > 0$]. Αυτό ήταν αποτέλεσμα της πιθανότητας, σε αντίθεση με το φαινόμενο που παρατηρείται στις αγορές του εξωτερικού, κατά τη εξεταζόμενη χρονική περίοδο, σε συγκεκριμένη υποπερίοδο να παρατηρηθούν (για παράδειγμα) ότι οι μετοχές μεγάλης κεφαλαιοποίησης πραγματοποιούν μεγαλύτερες αποδόσεις από τις μετοχές μικρής κεφαλαιοποίησης, ενώ σε κάποια άλλη υποπερίοδο τα αποτελέσματα να δείξουν ακριβώς το αντίθετο¹⁰³. Κατά συνέπεια, δεν προσδιορίζουμε το πρόσημο της σχέσης (θετικό ή αρνητικό) διότι μπορεί να είναι προς οποιαδήποτε από τις δύο κατευθύνσεις

Για την πραγματοποίηση της ανάλυσης, από την μια μεριά, χρησιμοποιήθηκαν στοιχεία που αφορούσαν τις μηνιαίες αποδόσεις των μετοχών, του υπό μελέτη δείγματος, κατά την εξεταζόμενη χρονική περίοδο, που υπολογίστηκαν με τον ακόλουθο τρόπο:

Υπολογισμός

Μηνιαίων

$$R_{it} = \ln [(P_{it} + D_{it}) / P_{it-1}]$$

Αποδόσεων

Όπου:

R_{it} = Η απόδοση της μετοχής i στο τέλος της χρονικής περιόδου (μηνός) t

P_{it} = Η τιμή της μετοχής i στο τέλος της χρονικής περιόδου (μηνός) t

P_{it-1} = Η τιμή της μετοχής i στο τέλος της χρονικής περιόδου (μηνός) $t-1$

D_{it} = Το μέρισμα που καταβλήθηκε κατά τη διάρκεια του μηνός t

Για τον υπολογισμό των μηνιαίων αποδόσεων των μετοχών χρησιμοποιήθηκαν οι τιμές κλεισίματος της πρώτης μέρας διαπραγμάτευσης κάθε μηνός.

Τέλος, για τον υπολογισμό του μεγέθους των εταιριών του υπό μελέτη δείγματος χρησιμοποιήθηκε η χρηματιστηριακή αξία αυτών στο τέλος κάθε έτους (η οποία ορίζεται ως το γινόμενο της τιμής κλεισίματος της μετοχής στις 31 Δεκεμβρίου κάθε έτους επί τον αριθμό των εισηγμένων μετοχών του συγκεκριμένου έτους).

Σχηματικά, δίνεται ως εξής:

$$MVE = \begin{array}{l} \text{Χρηματιστηριακή} \\ \text{αξία εταιρία} \\ \text{στο τέλος του έτους } t \end{array} = \begin{array}{l} \text{τιμή κλεισίματος} \\ \text{της μετοχής} \\ \text{στις 31/12} \end{array} * \begin{array}{l} \text{Αριθμός εισηγμένων} \\ \text{μετοχών στο} \\ \text{συγκεκριμένο έτος} \end{array}$$

Ο *Roll (1977)* τεκμηρίωσε ότι οι μελέτες και τα συμπεράσματα που αφορούν την εγκυρότητα του CAPM είναι ευαίσθητα στην λανθασμένη εξειδίκευση του χαρτοφυλακίου της αγοράς. Από την άλλη πλευρά, οι *Fama and French (1992)* και ο *Jegadeesh (1992)*, ανάμεσα σε άλλους, επιβεβαίωσαν την προγενέστερη, εμπειρική τεκμηρίωση του *Stambaugh (1982)*, σημειώνοντας ότι τα χρησιμοποιούμενα υποδείγματα δεν είναι ευαίσθητα στην επιλογή της μεταβλητής που θα προσεγγίσει την απόδοση της αγοράς.

Ουσιαστικά, χρησιμοποιήθηκαν λογιστικές μεταβλητές των επιχειρήσεων στο τέλος του έτους $t-1$ και σχηματοποιήθηκαν χαρτοφυλάκια στο τέλος Ιουνίου του έτους t , για κάθε έτος, γεγονός που συνεπάγεται ότι στην όλη ανάλυση δεν χρησιμοποιήθηκε πληροφόρηση που δεν είναι πραγματικά διαθέσιμη στον επενδυτή, την χρονική στιγμή που λαμβάνονται οι επενδυτικές αποφάσεις. Με αυτόν τον τρόπο έγινε μια προσπάθεια να αποφευχθεί ένα πιθανό *look ahead bias*.

¹¹⁰ Βλ. Σπύρου Σ.Ι., «Το φαινόμενο των μετοχών μικρής κεφαλαιοποίησης και το Χρηματιστήριο Αθηνών Αξιών», Οικονομικά Χρονικά, Μάιος-Δεκέμβριος 1999' 51-54

Στον πίνακα που ακολουθεί (Πίνακας 4.1) 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 εταιρία (μετοχή) ξεχωριστά κατά τη διάρκεια της έρευνας. Όπως έχουμε ήδη αναφέρει , για την μεταβλητή ME χρησιμοποιήσαμε ετήσια δεδομένα ξεκινώντας από τον Ιούνιο του 1993 και τελειώνοντας τον Ιούνιο του 2004. Αντιθέτως , για τις μεταβλητές BE/ME και DY ενώ και πάλι χρησιμοποιήσαμε ετήσια δεδομένα , ξεκινήσαμε από τον Δεκέμβριο του 1992 και τελειώσαμε τον Δεκέμβριο του 2003.

ΠΙΝΑΚΑΣ 4.1. Περιγραφικές Στατιστικές (Descriptive Statistics)

Μεταβλητές (Variables)	Μέσος (Mean)	Περιοκομμένος Μέσος (Trimmed Mean)	Διάμεσος (Median)	Τυπική απόκλιση (Standard Deviation)	Κύρτωση (Kurtosis)	Ασυμμετρία (Skewness)
ME <i>market value of equity</i>	196,6076	109,6917	46,59	718,7825	130,4084	10,10171
BE/ME <i>book to market value of equity</i>	0,66426	0,612841	0,497512	0,621906	8,504641	2,47716
DY <i>dividend yield (%)</i>	2,25019	2,00784	1,49	3,064285	100,9684	6,446891

Από τον παραπάνω πίνακα συμπεραίνουμε ότι οι υπό εξέταση μεταβλητές χαρακτηρίζονται από μεγάλη θετική κύρτωση και ιδιαίτερα η μεταβλητή ME. Έτσι , η κατανομή των μεταβλητών διαφέρει σημαντικά απ'την κανονική κατανομή και συγκεκριμένα η κατανομή τους είναι πιο λεπτόκυρτη(leptokurtic) απ' αυτήν της κανονικής¹¹¹ . Τέλος , και οι τρεις μεταβλητές χαρακτηρίζονται από δεξιά (θετική) ασυμμετρία και ιδιαίτερα η μεταβλητή ME¹¹²

¹¹¹ Η τιμή του συντελεστή κύρτωσης (kurtosis) της κανονικής κατανομής είναι 3

¹¹² Η τιμή του συντελεστή ασυμμετρίας (skewness) της κανονικής κατανομής είναι 0

4.4 Περιγραφή των δεδομένων

Τα δεδομένα που χρησιμοποιήθηκαν για τη διεξαγωγή αυτής της μελέτης, αποτελούν στοιχεία ενός αντιπροσωπευτικού δείγματος, 243 επιχειρήσεων, που επιλέχθηκε από το σύνολο των επιχειρήσεων που διαπραγματεύονταν στο Χρηματιστήριο Αθηνών, κατά τη χρονική περίοδο που εκτείνεται από τον Ιούλιο του 1993 έως και τον Ιούλιο του 2005 [Αναλυτικός πίνακας των επιχειρήσεων που συμπεριλήφθησαν στο υπό εξέταση δείγμα παρουσιάζεται στο Παράρτημα (Πίνακας 1)].

Οι διαστρωματικές μελέτες που αφορούν την τιμολόγηση περιουσιακών στοιχείων τυπικά αποκλείουν κατά κόρον τις χρηματοοικονομικές επιχειρήσεις εξαιτίας της υψηλής μόχλευσης που συνήθως παρουσιάζουν και των πολυάριθμων ρυθμίσεων που αφορούν το συγκεκριμένο κλάδο (κλάδο των τραπεζών και των ασφαλιστικών υπηρεσιών). Τα παραπάνω χαρακτηριστικά μπορούν να οδηγήσουν τις επιχειρήσεις να χαρακτηριστούν ως ακραίες, σε κάθε μελέτη που περιλαμβάνει βιομηχανικές με διαφορές στο επίπεδο κεφαλοποίησης και την νομοθεσία.

Για παράδειγμα οι Fama and French (1992) απέκλεισαν από την μελέτη τους τις μη χρηματοοικονομικές επιχειρήσεις . Ο βασικός λόγος που τους οδήγησε σε μια τέτοια απόφαση, ήταν κυρίως το ότι η υψηλή μόχλευση που χαρακτηρίζεται ως κανονική για αυτές τις επιχειρήσεις, ίσως να μην έχει το ίδιο νόημα όπως αυτό που θα είχε σε μη χρηματοοικονομικές επιχειρήσεις. Στις τελευταίες η υψηλή μόχλευση είναι πιο πιθανό να εκφράζει την άσχημη χρηματοοικονομική κατάσταση που βρίσκεται η επιχείρηση. Έχουν πραγματοποιηθεί μια σειρά από μελέτες που αφορούν την προβλεψιμότητα των διαστρωματικών αποδόσεων των τραπεζικών μετοχών, που τονίζουν της σημασίας διάκρισης των επιχειρήσεων σε χρηματοοικονομικές και μη. Σημειώνεται ότι οι Barber and Lyon (1997) κατέληξαν στο συμπέρασμα ότι η σχέση ανάμεσα στις μεταβλητές MVE και BE/ME και τις αποδόσεις των μετοχών είναι όμοιες για τις χρηματοοικονομικές και τις μη χρηματοοικονομικές επιχειρήσεις .

Για την αποφυγή του survivorship bias, που θα μπορούσε να οδηγήσει σε εσφαλμένα αποτελέσματα της μελέτης και συμπεράσματα [όπως ανέφεραν οι Banz and Breen (1986)], στο επιλεγμένο δείγμα συμπεριλήφθησαν και επιχειρήσεις για τις οποίες υπήρχαν διαθέσιμα στοιχεία στο DataStream , έστω για μια μόνο υποπερίοδο της δειγματικής χρονικής περιόδου. Συνεπώς επιχειρήσεις που δεν επιβίωσαν , είτε αποβλήθηκαν (πτώχευσαν ή εξαγοράστηκαν) κατά την παραπάνω περίοδο συμπεριλήφθησαν στο δείγμα.

Για την ανάλυση χρησιμοποιήθηκαν, όπως προαναφέραμε, μηνιαία στοιχεία για τις αποδόσεις (31/7/1993 έως 31/6/2005) και ετήσια για την μεταβλητή MVE (30/6/1993 έως 30/6/2004 . Επιπλέον τα δεδομένα προς ανάλυση για τις άλλες δύο μεταβλητές (BE/ME και DY) ήταν ετήσια (1992 έως 2003). Αξίζει να σημειωθεί ότι όλα τα δεδομένα αντλήθηκαν από την βάση δεδομένων DataStream International.

Επιλέχθηκε να χρησιμοποιηθούν οι μηνιαίες αποδόσεις έξι μήνες μετά τις ημερομηνίες σύνταξης και έκδοσης των ισολογισμών . Η επιλογή αυτή ήταν αποτέλεσμα του γεγονότος , ότι στην Ελλάδα, οι χρηματοοικονομικές καταστάσεις θα πρέπει να γνωστοποιούνται τουλάχιστον είκοσι μέρες πριν από την ετήσια συνάντηση των μετόχων , η οποία σύμφωνα με το καταστατικό της κάθε επιχείρησης θα πρέπει να λαμβάνει χώρα μέσα σε έξι μήνες μετά τη λήξη του χρηματοοικονομικού έτους . Σύμφωνα με αυτό αντλώντας τα λογιστικά στοιχεία για κάθε μια επιχείρηση, θεωρώντας ότι το τέλος του χρηματοοικονομικού έτους ταυτίζεται με το έτος $t-1$ και η περίοδος των αποδόσεων ξεκινάει από τον μήνα Ιούλιο του έτους t , τα λογιστικά δεδομένα ήταν δημόσια διαθέσιμα πριν από την περίοδο των αποδόσεων , για τις επιχειρήσεις του υπό μελέτη δείγματος .

4.5. Περιγραφή της μεθοδολογίας

Η συγκεκριμένη εμπειρική μελέτη στηρίχθηκε σε δύο μεθοδολογίες, αναφορικά με την εξάρτηση των αποδόσεων από τις υπό εξέταση μεταβλητές μιας επιχείρησης, που θα μπορούσαν να έχουν κάποια επίδραση στη διαμόρφωση της διαστρωματικότητας των μέσων αποδόσεων.

Ακολουθεί μια συνοπτική παρουσίαση αυτών των μεθοδολογιών που θα αποτελέσουν τη βάση για την διεξαγωγή συμπερασμάτων στην παρούσα μελέτη:

- Ø **Η προσέγγιση που αφορά την ανάλυση χαρτοφυλακίου (The Portfolio analysis approach)**, σύμφωνα με την οποία σχηματοποιούνται πέντε χαρτοφυλάκια, βασισμένα σε μια επιλεγμένη βασική μεταβλητή κάθε φορά και ερευνάται η σχέση της με άλλες μεταβλητές.
- Ø **Η προσέγγιση που αφορά την πραγματοποίηση διαστρωματικών παλινδρομήσεων [A Cross - Sectional Regressions (CSR) Approach - Fama and McBeth (1973)]**, η οποία βασίζεται σε ατομικές- μεμονωμένες επιχειρήσεις και όχι σε σχηματισμένα χαρτοφυλάκια.

4.5.1. Η προσέγγιση που αφορά την ανάλυση χαρτοφυλακίου

Μια τυπική πρακτική στην εμπειρική έρευνα για τα πριμ της απόδοσης (αποδόσεις πέρα από αυτές που δικαιολογούνται από το επίπεδο του συστηματικού κινδύνου beta που εμπεριέχει μια μετοχή) είναι να συγκριθούν οι αποδόσεις των χαρτοφυλακίων που σχηματίζονται, με την ταξινόμηση των μετοχών, σύμφωνα με παρατηρήσιμες μεταβλητές που αφορούν τις επιχειρήσεις (company-specific variables, c-s-v)¹¹³.

¹¹³ Αρκετοί ήταν οι μελετητές που εντόπισαν αξιοσημείωτες μεταβλητές που αφορούν τις επιχειρήσεις (company-specific variables, c-s-v), τεκμηριώνοντας ότι διαδραματίζουν σημαντικό ρόλο στη διαμόρφωση των αποδόσεων των μετοχών. Οι σημαντικότερες από τις οποίες αναφέρονται στη συνέχεια: Company size (Banz-1981), Earnings-to-price (Basu-1983), Book Equity-to-Market Equity (Rosenberg, Reid and Lanstem -1985, Fama and French-1992), Sales-to-Price (Senchack and Martin (1987), Leverage (Bhandari- 1988), Cash flow-to-Price (Chan, Hamao and Lakohishok-1991), Past Sales Growth (Lakomshok, Shleifer and Vishny-1994), Tobin's q (Davidson, Leledakis and Okunev (2001)

Στην παρούσα μελέτη θα γίνει μια προσπάθεια να υπολογιστούν τόσο οι μέσες αξίες των αποδόσεων και των άλλων υπό μελέτη c-s-v, όμοια με τους *Fama and French (1992)* και οι *Lakonishok et al (1994)*. Στο τέλος του Ιουνίου του έτους t, όλες οι υπό μελέτη μετοχές του δείγματος, κατηγοριοποιούνται σε πέντε χαρτοφυλάκια, που η κατηγοριοποίηση αυτή γίνεται κάθε φορά σύμφωνα με μια από τις μεταβλητές *MVE*, *BE/ME* και *DY*. Ουσιαστικά, θέτουμε το κατώτερο 20% αυτών των μετοχών στο πρώτο χαρτοφυλάκιο (μετοχές με τη χαμηλότερη τιμή για την εκάστοτε μεταβλητή), το ακριβώς μεγαλύτερο 20% από αυτές στο δεύτερο χαρτοφυλάκιο και συνεχίζουμε τη διαδικασία αυτή έως το πέμπτο χαρτοφυλάκιο, το οποίο αποτελείται από το 20% των μετοχών με τις μεγαλύτερες τιμές για κάθε μια συγκεκριμένη c-s-v.

Για παράδειγμα, όσον αφορά τη μεταβλητή *MVE*, αφού υπολογιστεί το μέγεθος κάθε εταιρίας του δείγματος (διαθέσιμα στοιχεία από το Datastream για την αγοραία αξία ιδίων κεφαλαίων κάθε επιχείρησης), οι διακόσιες σαράντα τρεις (243) μετοχές, που συμπεριλαμβάνονται στο υπό μελέτη δείγμα, ιεραρχούνται κατά αύξουσα σειρά με βάση το μέγεθος τους και ταξινομούνται σε πέντε (5) χαρτοφυλάκια, έτσι ώστε το πρώτο χαρτοφυλάκιο να απαρτίζεται από τις μετοχές που παρουσιάζουν το μικρότερο μέγεθος κεφαλαιοποίησης και το πέμπτο από τις μετοχές που παρουσιάζουν το μεγαλύτερο μέγεθος αυτής.

Το κάθε χαρτοφυλάκιο χαρακτηρίζεται από μια μέση τιμή για κάθε μια από αυτές τις μεταβλητές και καταγράφεται η μέση απόδοση για κάθε χαρτοφυλάκιο αναφορικά με τον επόμενο χρόνο. Αυτή η διαδικασία κατηγοριοποίησης επαναλαμβάνεται κάθε έτος στο τέλος κάθε Ιουνίου κατά τη χρονική διάρκεια του δείγματος, με αποτέλεσμα τα χαρτοφυλάκια να επαν-εξισορροπούνται 12 φορές κατά τη διάρκεια της διεξαχθείσας μελέτης (ο μέσος χρονολογικών σειρών για κάθε χαρτοφυλάκιο τότε υπολογίζεται και αναφέρεται).

4.5.2. Η προσέγγιση που αφορά την πραγματοποίηση διαστρωματικών παλινδρομήσεων [Cross - Sectional Regressions (CSR) Approach]

Η μεθοδολογία που χρησιμοποιείται για τη διερεύνηση των στατιστικών υποθέσεων, που αφορούν τη μέτρηση των υπερβάλλουσων αποδόσεων (αποδόσεις πέρα από αυτές που δικαιολογούνται από το συστηματικό κίνδυνο beta που εμπεριέχει η κάθε μετοχή) που συνδέονται με τις c-s-v, στηρίζεται στο γενικό πλαίσιο της μεθοδολογίας ελέγχου που παρουσιάζεται από τους *Fama and MacBeth (1973)*¹¹⁴. Η μεθοδολογία αυτή χρησιμοποιήθηκε ευρέως και αποτέλεσε αντικείμενο σημαντικών εμπειρικών μελετών που παγίωσαν την αξιοπιστία της, ως μεθόδου ελέγχου, είτε την αμφισβήτησαν, πολλές φορές απορρίπτοντας την είτε και προτείνοντας εναλλακτικές αυτής. Για κάθε ένα μήνα της δειγματοληπτικής χρονικής περιόδου (Ιούλιο 1993 έως Ιούνιο 2005), εφαρμόζεται μια διαστρωματική παλινδρόμηση (CSR) των αποδόσεων μιας μεμονωμένης μετοχής πάνω στις υπό ανάλυση c-s-v (MVE, BE/ME, DY).

Οι διαταρακτικοί όροι για κάθε μια μεμονωμένη CSR είναι πιθανόν να είναι διαστρωματικά συσχετιζόμενοι και επίσης ετεροσκεδαστικοί¹¹⁵. Ως αποτέλεσμα αυτού του γεγονότος, ο έλεγχος t (t statistic) για την εκτιμώμενη, με τη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων (Ordinary Least Square- OLS), μεμονωμένη διαστρωματική παλινδρόμηση, έχει την τάση να ενισχύει σημαντικά την ακρίβεια της πραγματικής σημαντικότητας των εκτιμημένων παραμέτρων (δηλαδή στατιστικά ασήμαντες μεταβλητές να παρουσιάζονται ως στατιστικά σημαντικές). Αναγνωρίζοντας αυτό το πρόβλημα, οι *Fama and MacBeth* πραγματοποίησαν διαστρωματικές παλινδρομήσεις, των αποδόσεων της μετοχής μιας μεμονωμένης επιχείρησης, για κάθε μήνα της δειγματικής περιόδου, πάνω στις υπό εξέταση μεταβλητές, δημιουργώντας χρονολογικές σειρές για κάθε μια από τις σειρές των εκτιμήσεων των παραμέτρων.

¹¹⁴ Για εμπειρικές εφαρμογές της μεθοδολογίας ελέγχου των Fama and Mac Beth (1973) βλ. Chan, Hamao and Lakonishok (1991), Jegadeesh (1992), Shleifer, and Vishny (1994), Davis (1994, 1996), Fama and French (1992, 1996b), Kothari, Shanken and Sloan (1995), Διακογιάννης και Σεγρεδάκης (1996) [για το ΧΑ με στοιχεία της περιόδου 1989-1994], Chan, Jegadeesh and Lakonishok (1996), Loughram (1997), Davis, Lakonishok et al., Kothari et al., Loughram and Brennan, Chordia and Subrahmanyam (1998), Opler, Pinkowitz, Stulz and Williamson (1999), Heston et al (1999) and Horowitz et al. (2000). Για συζήτηση και αμφισβήτηση αναφορικά με αυτήν τη μεθοδολογία, βλ. Shanken 1992, 1996).

¹¹⁵ Βλ. Black, Jensen and Scholes (1972), Miller and Scholes (1972) και Jagannathan and Wang (1998) που τεκμηρίωσαν ότι ο εκτιμητής των Fama and MacBeth ίσως να μην είναι μεροληπτικός κάτω από ορισμένες συνθήκες.

Υπό την υπόθεση ότι οι συντελεστές που εκτιμώνται σε μηνιαίες χρονολογικές σειρές είναι ανεξάρτητοι μεταξύ τους και κατανέμονται ομοιόμορφα, χρησιμοποιούνται οι μέσοι όροι χρονολογικών σειρών, για κάθε μια σειρά των εκτιμήσεων των παραμέτρων, με στόχο να αντιπροσωπεύσουν όσο το δυνατό καλύτερα τους πραγματικούς συντελεστές των μεταβλητών. Για την αξιολόγηση της στατιστικής σημαντικότητας των ανεξάρτητων μεταβλητών χρησιμοποιείται η τεχνική του ελέγχου t . Η αξία της στατιστικής t ορίζεται ως ο μέσος συντελεστής διαιρεμένος με το τυπικό σφάλμα αυτού διαιρεμένο με τη σειρά του με τη ρίζα του αριθμού των μηνιαίων παρατηρήσεων ανά έτος.

Η παραπάνω διαδικασία, ως διαδικασία ανάλυσης και διεξαγωγής συμπερασμάτων, αναφορικά με τη μέτρηση των υπέρ-αποδόσεων (υπέρ-κανονικών κερδών) και τη σχέση τους με μεταβλητές που αφορούν την επιχείρηση, χαρακτηρίζεται τόσο από μειονεκτήματα όσο και από σημαντικά πλεονεκτήματα. Από την μια πλευρά, μειονεκτεί διότι αγνοεί την πληροφόρηση από κάθε μια μεμονωμένη CSR, που θα μπορούσε να χρησιμοποιηθεί για την εκτίμηση των τυπικών σφαλμάτων των συντελεστών των παλινδρομήσεων και χρησιμοποιεί μόνο τα τυπικά σφάλματα χρονολογικών σειρών για τον υπολογισμό της στατιστικής t . Από την άλλη πλευρά, ένα βασικό πλεονέκτημα, από τη χρήση αυτής της διαδικασίας για την εκτίμηση του τυπικού σφάλματος, είναι το ότι δεν έχει καμία απαίτηση για τον υπολογισμό της μήτρας των διακυμάνσεων των αποδόσεων των περιουσιακών στοιχείων, γεγονός που την κάνει κατάλληλη για τη μελέτη ενός μεγάλου αριθμού διαστρωματικών στοιχείων για μεμονωμένων μετοχών. Επιπρόσθετα, ένα άλλο πλεονέκτημα, από τη χρήση αυτής της μεθοδολογίας, είναι το ότι δίνει αποτελέσματα ακόμη και όταν το π για κίνδυνο διαφοροποιείται μηνιαία.

Σε περίπτωση που παραβιάζεται η υπόθεση που αφορά την κανονικότητα που ακολουθούν οι συντελεστές μηνιαίων χρονολογικών σειρών, οι έλεγχοι t , που πραγματοποιούνται σύμφωνα με τη διαδικασία των *Fama and MacBeth*, είναι λανθασμένοι. Συγκεκριμένα αν η κατανομή που ακολουθούν οι συντελεστές μηνιαίων χρονολογικών σειρών έχει υπερβολική κύρτωση, τότε το επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας θα αυξηθεί. Προκειμένου να ερευνησουμε εάν οι αποκλίσεις από την κανονικότητα έχουν κάποια σημαντική επίδραση στον έλεγχο t , όσον αφορά τους

συντελεστές, we bootstrapped την κατανομή των μηνιαίων συντελεστών¹¹⁶. Αξίζει να αναφερθεί, ότι ένα ακόμη σημαντικό στοιχείο που αφορά τη χρήση των στατιστικών ελέγχων *t*, όπως προκύπτουν από τη μεθοδολογία που ακολουθούν οι *Fama and MacBeth*, είναι το ότι είναι δυνητικά ευαίσθητοι σε διαδοχικές εξαρτήσεις των συντελεστών μηνιαίων χρονολογικών σειρών.

Ο *Shanken (1996)* αναφέρει ότι από τη στιγμή που η αληθινή διακύμανση για κάθε μηνιαίο εκτιμητή εξαρτάται από τη μήτρα συνδιακυμάνσεων των αποδόσεων, η διαστρωματική συσχέτιση και η ετεροσκεδαστικότητα αντανακλώνται στις χρονολογικές σειρές των μηνιαίων εκτιμήσεων. Κατά συνέπεια οι εκτιμήσεις των μηνιαίων συντελεστών των παλινδρομήσεων δεν θα είναι διαδοχικά ανεξάρτητες.

Η CSR ανάλυση πραγματοποιείται με τη χρήση του οικονομετρικού πακέτου **EIEWS**. Με τη χρήση του συγκεκριμένου προγράμματος εφαρμόζεται η παρακάτω διαδικασία που χωρίζεται σε τρία στάδια :

Ø ΣΤΑΔΙΟ1°

Στο πρώτο στάδιο κατασκευάζουμε πλήρη πίνακες που αφορούν μηνιαίες και ετήσιες τιμές, τόσο για τις αποδόσεις των μετοχών του υπό μελέτη δείγματος όσο και των εξεταζόμενων μεταβλητών, που απαιτούνται για τις διαστρωματικές παλινδρομήσεις.

¹¹⁶ Η μέθοδος bootstrap εισήχθη από τους Efron (1979), Jeong and Maddala (1993) [Jeong, J and Maddala, G.S. (1993) A perspective on application of bootstrap methods in econometrics, in G.S. Maddala, C.R. Rao, and H.D. Vinod (eds.), Handbook of Statistics, 11, (North-Holland, Amsterdam), 573-600.], Vinod (1993) and Horowitz (1997), που παρείχαν σημαντικές έρευνες για τις bootstrap μεθόδους στην οικονομετρία, με αναφορά κάποιων χρήσεων αυτών των μεθόδων στα χρηματοοικονομικά.

Ø ΣΤΑΔΙΟ 2°

Στο δεύτερο στάδιο, κάθε μήνα της δειγματικής περιόδου, πραγματοποιούμε μια διαστρωματική παλινδρόμηση (Cross-Sectional-Regression) των αποδόσεων μεμονωμένων μετοχών, πάνω στις τρεις διαφορετικές υπό εξέταση μεταβλητές. Η διαδικασία αυτή χαρακτηρίζεται ιδιαίτερα σύνθετη, γεγονός που καθιστά αυτό το στάδιο πιο περίπλοκο.

Πιο συγκεκριμένα, υπολογίζονται οι διαφορετικές πιθανές μορφές των διαστρωματικών παλινδρομήσεων των αποδόσεων για κάθε μήνα, καταλήγοντας σε μια πλήρη χρονολογική σειρά από εκτιμήσεις συντελεστών που αφορούν κάθε μια από τις υπό εξέταση μεταβλητές (MVE, BE/ME, DY). Αυτές οι παλινδρομήσεις εκτιμώνται χρησιμοποιώντας τη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων (OLS), προσαρμοσμένη για την αντιμετώπιση πιθανής ετεροσκεδαστικότητας. Αυτή η προσαρμοσμένη διαδικασία OLS δικαιολογείται από το γεγονός ότι οι έλεγχοι που αφορούν την μελέτη της πιθανότητας σφάλματος στις διαστρωματικές παλινδρομήσεις, συστηματικά απορρίπτει την υπόθεση της κανονικότητας. Κατά κύριο λόγο, για κάθε μήνα από τον Ιούλιο του 1993 έως και τον Ιούνιο του 2005, πραγματοποιούμε μια σειρά διαστρωματικών παλινδρομήσεων, εκτιμώντας ουσιαστικά τα ακόλουθα υποδείγματα:

$$\left. \begin{aligned} R_{it} &= \gamma_{0t} + \gamma_{1t} \ln ME_{it} + \varepsilon_{it} \\ R_{it} &= \gamma_{0t} + \gamma_{1t} \ln(B/M)_{it} + \varepsilon_{it} \\ R_{it} &= \gamma_{0t} + \gamma_{1t} \ln(DY)_{it} + \varepsilon_{it} \end{aligned} \right\} \text{Μονομεταβλητά}$$

$$\left. \begin{aligned} R_{it} &= \gamma_{0t} + \gamma_{1t} \ln ME_{it} + \gamma_{2t} \ln(B/M)_{it} + \varepsilon_{it} \\ R_{it} &= \gamma_{0t} + \gamma_{1t} \ln ME_{it} + \gamma_{2t} (DY)_{it} + \varepsilon_{it} \\ R_{it} &= \gamma_{0t} + \gamma_{1t} \ln(B/M)_{it} + \gamma_{2t} (DY)_{it} + \varepsilon_{it} \\ R_{it} &= \gamma_{0t} + \gamma_{1t} \ln ME_{it} + \gamma_{2t} \ln(B/M)_{it} + \gamma_{3t} (DY)_{it} + \varepsilon_{it} \end{aligned} \right\} \text{Πολυμεταβλητά}$$

Όπου:

ε_{it} = ορίζει την i τιμή του διαταρακτικού όρου ε_{it} ¹¹⁷.

Η τελική εκτίμηση των μέσων διαστροφματικών συντελεστών γ λαμβάνεται από τους αντίστοιχους αριθμητικούς μέσους των επιμέρους εκτιμώμενων γ ($\gamma_{0t} \gamma_{1t} \gamma_{2t} \gamma_{3t}$)

$$\bar{\hat{g}}_i = \frac{\sum_{t=1}^{144} \hat{g}_{it}}{144}$$

Ø ΣΤΑΔΙΟ3⁰

Το τρίτο στάδιο θα μπορούσε να προσδιοριστεί ως στάδιο εμπειρικού ελέγχου, όπου χρησιμοποιώντας τις χρονολογικές σειρές των εκτιμώμενων συντελεστών των παραμέτρων, που εκτιμήθηκαν στο προηγούμενο στάδιο, υπολογίζεται η μέση απόδοση κάθε χαρτοφυλακίου καθώς και οι μέσες εκτιμώμενες τιμές των συντελεστών των υπό εξέταση παραμέτρων. Ο στατιστικός έλεγχος πραγματοποιείται με τον υπολογισμό της στατιστικής t , η οποία για κάθε συντελεστή γ προκύπτει ως εξής:

$$t(\bar{\hat{g}}_i) = \frac{\bar{\hat{g}}_i}{S(\hat{g}_i)/\sqrt{n}} \quad i=1,2,3... 144 \text{ μήνες}$$

¹¹⁷Ο διαταρακτικός όρος ε_{it} ή κατάλοιπο υποθέτουμε ότι πληροί τις ακόλουθες συνθήκες

- Έχει αναμενόμενη μέση τιμή ίση με το μηδέν $E(\varepsilon_{it}) = 0$
- Ακολουθεί κατά προσέγγιση την κανονική κατανομή [$\varepsilon_{it} \rightarrow N$]
- Έχει την ίδια διακύμανση για όλες της τιμές της ανεξάρτητης μεταβλητής (ομοσκεδαστικότητα)
- Δεν παρουσιάζει καμία σχέση με την εξαρτημένη μεταβλητή R_{pt} [$\text{Cov}(\varepsilon_{it}, R_{pt})=0$]
- Τα διαδοχικά κατάλοιπα είναι κατά προσέγγιση ανεξάρτητα και δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση μεταξύ των καταλοίπων [$\text{Cov}(\varepsilon_{it}, \varepsilon_{i,t-1})=0$]
- Τα κατάλοιπα είναι ανεξάρτητα από τις ερμηνευτικές μεταβλητές [R_{mt}]

Η ικανοποίηση των παραπάνω υποθέσεων που επαληθεύει τις παραδοχές για το δείγμα (ανεξαρτησία παρατηρήσεων, κανονική κατανομή, σταθερή διακύμανση και γραμμική σχέση εξαρτημένης και ανεξάρτητης μεταβλητής) που είναι απαραίτητες προκειμένου να διεξαχθεί έλεγχος υποθέσεων με τη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων (Ordinary Least Squares - OLS), εξασφαλίζει ότι οι εκτιμήσεις που θα πάρουμε από την πραγματοποιηθείσα παλινδρόμηση είναι άριστες, γραμμικές και αμερόληπτες

Όπου :

n = εκφράζει τον αριθμό των μηνιαίων παρατηρήσεων το έτος

\bar{g}_i = Ορίζει την μέση τιμή των 144 διαστρωματικών παλινδρομήσεων κάθε

συντελεστή γ

$S(\hat{g}_i)$ = Ορίζει την τυπική απόκλιση των \hat{g}_{it}

4.6. 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 — CSK*) 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 κομμάτι του κεφαλαίου αυτού αφού εφαρμόσουμε όσα περιγράψαμε και αναλύσαμε, 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 (Χ.Α.Α.) όσο και σε άλλα μεγάλα Χρηματιστήρια.

4.6.1. 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 $12 \times 12 = 144$ μηνιαίων αποδόσεων των πέντε ίσο-σταθμισμένων (*equal-weighted*) χαρτοφυλακίων, που σχηματίσαμε για κάθε μια μεταβλητή ξεχωριστά, για την χρονική περίοδο Ιούλιος 1993 - Ιούνιος 2005¹¹⁸. Όπως αναφέραμε στο προηγούμενο κεφάλαιο, τα χαρτοφυλάκια που σχηματίσαμε για την κάθε μεταβλητή ξεχωριστά, διαφέρουν από έτος σε έτος, αφού κάθε έτος τα επανασηματίσαμε βάση των νέων τιμών που έπαιρναν οι μεταβλητές]. Επιπλέον, οι τιμές του πίνακα 4.1 που αντιστοιχούν στις μεταβλητές $\ln(ME)$, $\ln(BE/ME)$ 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.

¹¹⁸ Στην πραγματικότητα υπολογίσαμε τον μέσο όρο της χρονολογικής σειράς που αποτελούνταν από τις μέσες μηνιαίες αποδόσεις του κάθε έτους ξεχωριστά.

Πίνακας 4.1

Χαρακτηριστικά των χαρτοφυλακίων που σχηματίζονται βάση των μεταβλητών ME, BE/ME και DY κατά την περίοδο Ιούλιος 1993 - Ιούνιος 2005

	Απόδόσεις	Ln(ME)	Ln(BE/ME)	DY(%)	N
Πίνακας Α	Χαρτοφυλάκια που σχηματίζονται βάση της μεταβλητής ME				
Μικρό-ME	0,02564429	2,124232	-0,46909	2,153066	29,5
ME-2	0,023465	3,04682	-0,49043	2,517516	29,5
ME-3	0,019772	3,602701	-0,64389	2,449511	29,5
ME-4	0,019497	4,399741	-0,80441	2,501013	29,5
Μεγάλο-ME	0,022842	5,127411	-0,85651	11,85526	29,5
Πίνακας Β	Χαρτοφυλάκια που σχηματίζονται βάση της μεταβλητής BE/ME				
Μικρό-BE/ME	0,018504	4,503291	-1,8114	1,789808	29,5
BE/ME-2	0,021035	3,979086	-0,92068	2,113715	29,5
BE/ME-3	0,026251	3,758376	-0,57305	2,560982	29,5
BE/ME-4	0,027062	3,647714	-0,3814	2,583972	29,5
Μεγάλο-BE/ME	0,024756	3,132193	0,180484	3,115716	29,5
Πίνακας Γ	Χαρτοφυλάκια που σχηματίζονται βάση της μεταβλητής DY				
Μικρό-DY	0,0045151	3,427128	-0,95837	0,093364	29,5
DY-2	0,005648	3,674269	-0,70152	0,839438	29,5
DY-3	0,021015	3,897431	-0,74229	1,969642	29,5
DY-4	0,031878	4,174919	-0,65885	3,025761	29,5
Μεγάλο-DY	0,049005	3,805874	-0,51404	6,103896	29,5

Παρατηρήσεις σχετικά με τον πίνακα :

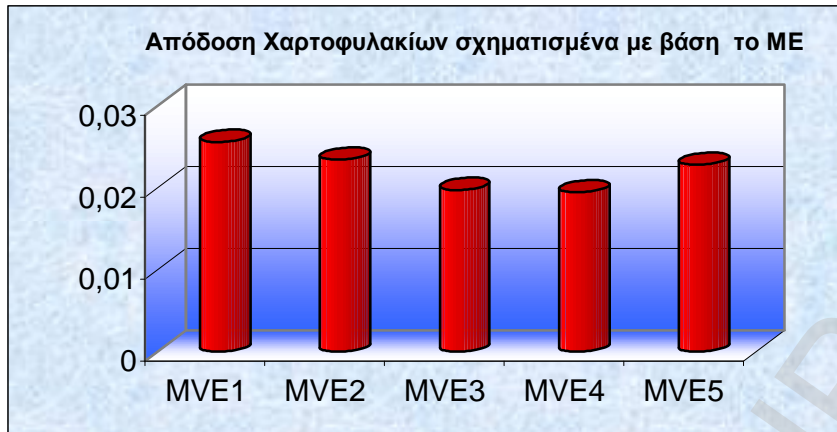
1. Οι τιμές των μεταβλητών $\ln(BE/ME)$, $\ln(ME)$ και DY είναι ο μέσος όρος της χρονολογικής σειράς που αποτελείται από τις μέσες ετήσιες τιμές της κάθε μεταβλητής στο κάθε έτος.
2. Οι αποδόσεις είναι ο μέσος όρος της χρονολογικής σειράς που αποτελείται απ' τις 132 μηνιαίες αποδόσεις του κάθε ίσο-σταθμισμένου χαρτοφυλακίου.
3. Τα χαρτοφυλάκια επανασηματώνονται στο τέλος του κάθε έτους και συγκεκριμένα στο τέλος του Ιουνίου.
4. Η μεταβλητή ME εκφράζεται σε χρηματικές μονάδες και συγκεκριμένα σε χιλιάδες ευρώ ενώ υπολογίζεται στα τέλη Ιουνίου του έτους t .
5. 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 , υπολογίζετε στα τέλη Δεκεμβρίου του έτους $t-1$.
6. Το πρόθεμα \ln υποδηλώνει ότι οι μεταβλητές $\ln(BE/ME)$ και $\ln(ME)$ χρησιμοποιούνται στην λογαριθμική τους μορφή.
7. Το N εκφράζει τον μέσο αριθμό των αξιόγραφων 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 2005 στο Χ.Α.Α. Συγκεκριμένα, παρατηρούμε ότι το χαρτοφυλάκιο που αποτελείται απ' τις μετοχές με την μικρότερη κεφαλαιοποίηση έχει κατά μέσο όρο 2,564% μηνιαία απόδοση. Η μέση μηνιαία απόδοση του χαρτοφυλακίου με την αμέσως μεγαλύτερη κεφαλαιοποίηση είναι μικρότερη και συγκεκριμένα 2,346%. Το χαρτοφυλάκιο που απαρτίζεται από μετοχές μεσαίας κεφαλαιοποίησης (ME-3) παρουσιάζει μέση μηνιαία απόδοση (1,977%) Το αμέσως επόμενο χαρτοφυλάκιο παρουσιάζει απόδοση (1,949%) Όμως, αντίθετα με ότι θα συνέβαινε αν το *size effect* ήταν υπαρκτό φαινόμενο στην ελληνική κεφαλαιαγορά κατά την εξεταζόμενη χρονική περίοδο, το χαρτοφυλάκιο με τις μετοχές με την μεγαλύτερη κεφαλαιοποίηση έχει μέση μηνιαία απόδοση 2,284%, δηλαδή αντί να κινηθεί καθοδικά και να επιβεβαιωθεί ότι ισχύει το *size effect*, η απόδοση με τις μετοχές

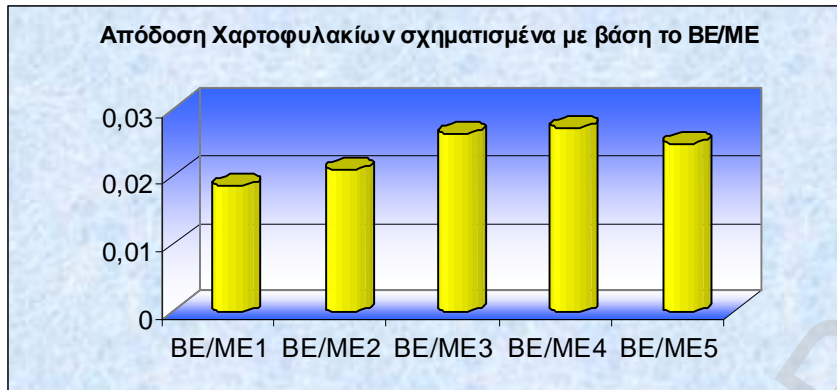
με την μεγαλύτερη κεφαλαιοποίηση κινείται ανοδικά και έτσι ,με βάση την μεθοδολογία της ανάλυσης χαρτοφυλακίων (portfolio analysis) , το size effect δεν ισχύει στην Ελλάδα.

Πάντως γεγονός είναι πως αν περιοριστούμε στα πρώτα 4 χαρτοφυλάκια που σχηματίζονται με βάση την κεφαλαιοποίηση το size effect παρατηρείται αφού η πορεία των αποδόσεων των πρώτων τεσσάρων χαρτοφυλακίων είναι συνεχώς φθίνουσα. (2,564%, 2,346%, 1,977%, 1,949%)Όμως αν συμπεριλάβουμε στην ανάλυση μας και το πέμπτο χαρτοφυλάκιο που απαρτίζεται με τις μετοχές με την μεγαλύτερη κεφαλαιοποίηση τότε το size effect εξαφανίζεται.

Συμπερασματικά, το *size effect*, τουλάχιστον όταν η μέθοδος που χρησιμοποιείται είναι η προσέγγιση ανάλυσης χαρτοφυλακίων (*portfolio analysis approach*), δεν φαίνεται να κάνα την εμφάνιση του κατά την εξεταζόμενη περίοδο στο Χ.Α.Α. Επίσης, δεν φαίνεται να υπάρχει κάποιο συστηματικό πρότυπο όσον αφορά τις μέσες μηνιαίες αποδόσεις των σχηματιζόμενων βάσει της μεταβλητής ΜΕ χαρτοφυλακίων. Πάντως μια σχέση που παρατηρείται από τον παραπάνω πίνακα είναι ότι καθώς μεταβαίνουμε σε χαρτοφυλάκια μεγαλύτερης κεφαλαιοποίησης τόσο μειώνεται η τιμή της λογαριθμικής μορφής του Β/Μ (παρατηρείται μια αντιστρόφως ανάλογη σχέση). Τέλος, αξίζει να σημειώσουμε ότι την μεγαλύτερη μέση μηνιαία απόδοση την έχει το χαρτοφυλάκιο που αποτελείται από μετοχές της μικρότερης δυνατής κεφαλαιοποίησης και συγκεκριμένα με μέση μηνιαία απόδοση 2,564% (ή 30,77% σε ετήσια βάση). Η πορεία της απόδοσης των χαρτοφυλακίων που έχουν σχηματιστεί με βάση το ΜΕ φαίνεται στο παρακάτω σχήμα :

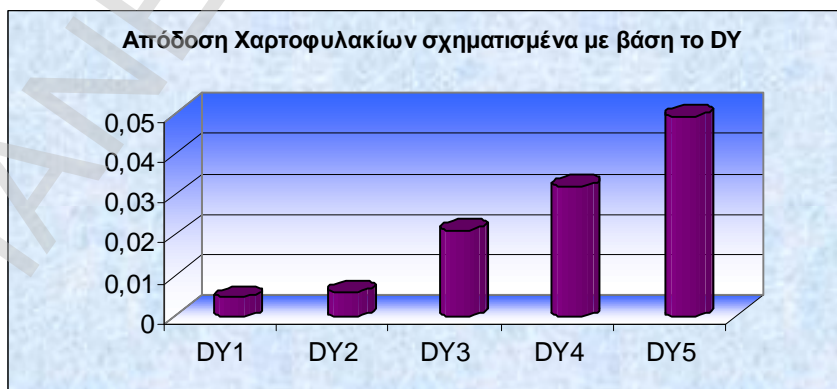


Όσον αφορά τον **πίνακα Β** του πίνακα 4.1, βλέπουμε ότι η μέση μηνιαία απόδοση των χαρτοφυλακίων που σχηματίζονται βάση της μεταβλητής BE/ME είναι ανάλογη με το μέγεθος του χαρτοφυλακίου μέχρι το χαρτοφυλάκιο 4 που έχει σχηματιστεί με βάση την μεταβλητή BE/ME. Δηλαδή, το χαρτοφυλάκιο που αποτελείται από μετοχές με μικρό λόγο BE/ME παρουσιάζει μέση μηνιαία απόδοση μικρότερη απ' αυτήν του χαρτοφυλακίου που αποτελείται από μετοχές με τον αμέσως μεγαλύτερο λόγο BE/ME κ.ο.κ. Αυτό συμβαίνει μέχρι το χαρτοφυλάκιο 4, μόλις, όμως συμπεριλάβουμε στην ανάλυση μας και το χαρτοφυλάκιο με τις μετοχές με τους υψηλότερους λόγους BE/ME τότε αυτή η θετική σχέση μεταξύ τους ύψους της συγκεκριμένης μεταβλητής και των αποδόσεων των χαρτοφυλακίων χάνεται υποδηλώνοντας τελικά την μην ύπαρξη του *book-to-market effect*. Συγκεκριμένα, η διαφορά στη μέση μηνιαία απόδοση μεταξύ του Μεγάλου-BE/ME χαρτοφυλακίου και του Μικρού-BE/ME χαρτοφυλακίου είναι 0,0625%. Η πορεία της απόδοσης των χαρτοφυλακίων που έχουν σχηματιστεί με βάση το ΜΕ φαίνεται στο παρακάτω σχήμα



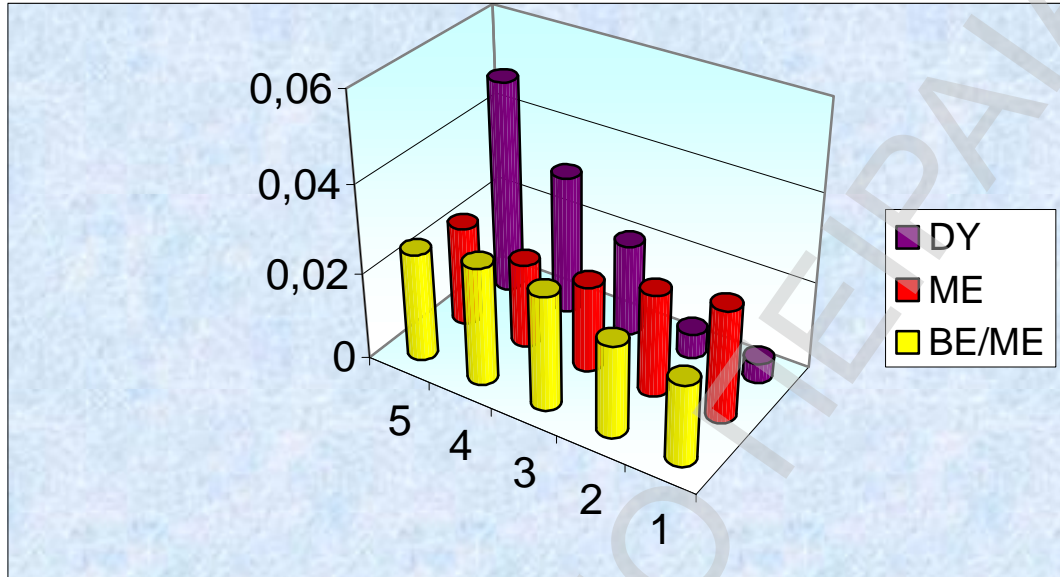
Στον **πίνακα Γ** του πίνακα 4.1, παρατηρούμε ότι υπάρχει συστηματικά **θετική σχέση** ανάμεσα στα χαρτοφυλάκια που σχηματίζονται με βάση το DY και την απόδοση που εμφανίζουν αυτά τα χαρτοφυλάκια . Ξεκινώντας λοιπόν με το χαρτοφυλάκιο που απαρτίζεται από τις μετοχές με το μικρότερο DY και το οποίο παρουσιάζει απόδοση 0,4515% , στη συνέχεια καθώς μεταβαίνουμε σε χαρτοφυλάκια με υψηλότερο DY η απόδοση του κάθε χαρτοφυλακίου βαίνει αυξανόμενη.(Από 0,4515% σε 0,5648%, 2,10%, 3,18%, 4,9%). Με άλλα λόγια το μόνο φαινόμενο που φαίνεται να ισχύει στην Ελλάδα με βάση την μεθοδολογία του portfolio analysis είναι το **dividend yield effect** .

Η πορεία της απόδοσης των χαρτοφυλακίων που έχουν σχηματιστεί με βάση το DY φαίνεται στο παρακάτω σχήμα :



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 2005) και με 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). Επίσης στην παρούσα εμπειρική μελέτη, βρήκαμε ότι το *book-to-market effect* δεν είναι υπαρκτό .

Στο παρακάτω σχήμα παρουσιάζονται οι αποδόσεις των χαρτοφυλακίων που σχηματίστηκαν με βάση την αντίστοιχη μεταβλητή (ΜΕ ή ΒΕ/ΜΕ ή DY) σε ένα τρισδιάστατο σχήμα

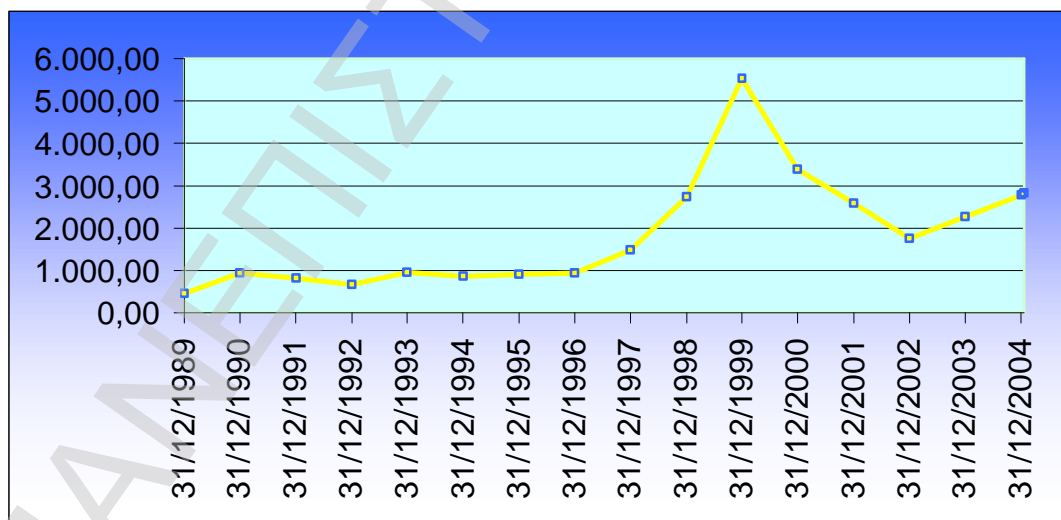


Πάντως τόσο στα χαρτοφυλάκια που σχηματίζονται με βάση το ME όσο και σε αυτά που σχηματίζονται με βάση το BE/ME αν περιοριστούμε στα πρώτα τέσσερα σχηματιζόμενα χαρτοφυλάκια και εξαιρέσουμε το χαρτοφυλάκιο μεγάλου ME ή αντίστοιχα μεγάλου BE/ME τότε μπορούμε να παρατηρήσουμε ότι ισχύει τόσο το size effect όσο και το *book-to-market effect*. Τέλος, βρέθηκε να υπάρχει θετικό συστηματικό πρότυπο μεταξύ της μέσης μηνιαίας απόδοσης των χαρτοφυλακίων που σχηματίζονται βάση της μεταβλητής DY. 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*).

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 31/12/1989 έως και 31/12/2004 παρουσιάζεται στο **διάγραμμα 1** που ακολουθεί:

Διάγραμμα 1

Η πορεία του γενικού δείκτη του Χρηματιστηρίου Αξιών Αθηνών (Χ.Α.Α.) για την χρονική περίοδο 31/12/1989 έως και 31/12/2004



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 2005) 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:

Παρατηρήσεις για τον πίνακα

1. Οι αποδόσεις είναι ο μέσος όρος της χρονολογικής σειράς που αποτελείται απ' τις 108 μηνιαίες αποδόσεις του κάθε ίσο-σταθμισμένου χαρτοφυλακίου.
2. Τα χαρτοφυλάκια επανασχηματίζονται στο τέλος του κάθε έτους και συγκεκριμένα στο τέλος του Ιουνίου.
3. 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 επανεισορροπημένο 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 $\ln(BE/ME)$ 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 , υπολογίζετε στα τέλη Δεκεμβρίου του έτους $t-1$.
6. Το πρόθεμα \ln υποδηλώνει ότι οι μεταβλητές $\ln(BE/ME)$ και $\ln(ME)$ χρησιμοποιούνται στην λογαριθμική τους μορφή.
7. Το N εκφράζει τον μέσο αριθμό των αξιόγραφων που απαρτίζουν το κάθε χαρτοφυλάκιο.

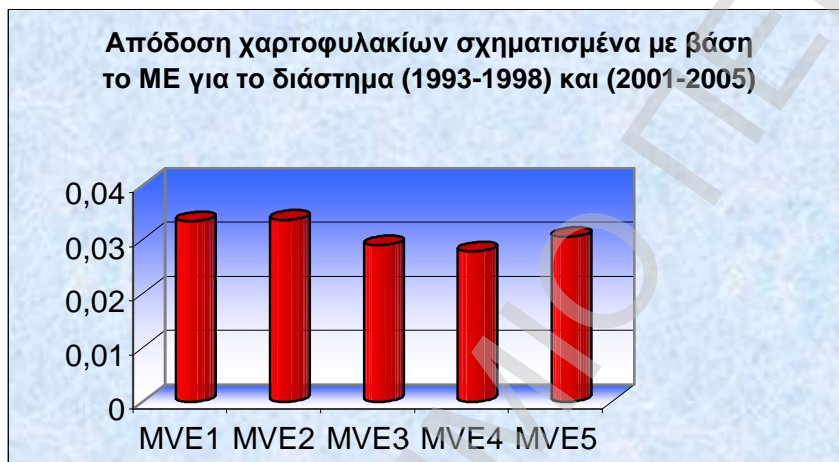
Πίνακας 4.2

Χαρακτηριστικά των χαρτοφυλακίων που σχηματίζονται βάση των μεταβλητών ME, BE/ME και DY κατά την περίοδο Ιούλιος 1993 - Ιούνιος 1999 και Ιούλιος 2001 - Ιούνιος 2005

	Αποδόσεις	Ln(ME)	Ln(BE/ME)	DY(%)	N
Πίνακας Α	Χαρτοφυλάκια που σχηματίζονται βάση της μεταβλητής ME				
Μικρό-ME	0,03334342	1,812401	-0,27739	2,339365	29,4
ME-2	0,033599	2,751087	-0,29841	2,602756	29,4
ME-3	0,0289	3,303408	-0,45857	2,578495	29,4
ME-4	0,027764	4,138348	-0,64584	2,773201	29,4
Μεγάλο-ME	0,030465	4,809386	-0,64901	13,95305	29,4
Πίνακας Β	Χαρτοφυλάκια που σχηματίζονται βάση της μεταβλητής BE/ME				
Μικρό-BE/ME	0,028721	4,319909	-1,61814	1,993081	29,4
BE/ME-2	0,030636	3,692365	-0,71746	2,336821	29,4
BE/ME-3	0,033885	3,482132	-0,37755	2,79316	29,4
BE/ME-4	0,037011	3,338479	-0,22277	2,740612	29,4
Μεγάλο-BE/ME	0,030751	2,825368	0,321252	3,210758	29,4
Πίνακας Γ	Χαρτοφυλάκια που σχηματίζονται βάση της μεταβλητής DY				
Μικρό-DY	0,01242649	3,12443	-0,77696	0,095358	29,4
DY-2	0,012953	3,339174	-0,43739	0,882801	29,4
DY-3	0,028594	3,631253	-0,55907	2,126534	29,4
DY-4	0,04124	3,976443	-0,53203	3,26335	29,4
Μεγάλο-DY	0,05902	3,539741	-0,38914	6,554628	29,4

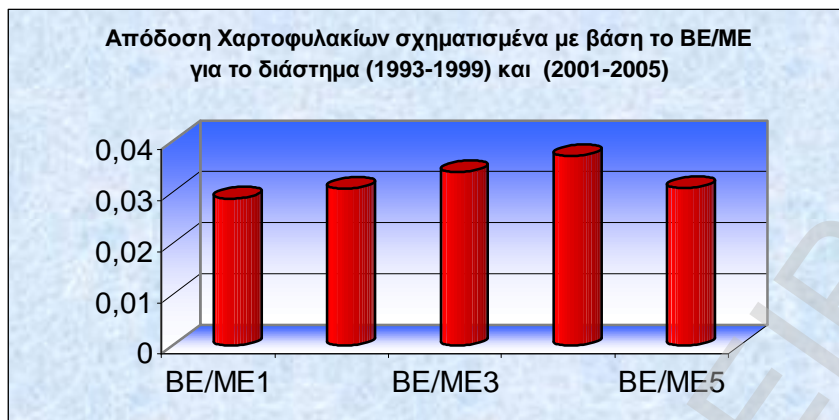
Όπως παρατηρούμε απ' τον παραπάνω πίνακα, όταν αφαιρέσουμε απ' το δείγμα μας τα έτη 1999 και 2000, τα αποτελέσματα που παίρνουμε είναι εντελώς διαφορετικά. Συγκεκριμένα, παρατηρούμε ότι το *size effect* δεν είναι υπαρκτό αλλά τώρα παρατηρείται να υπάρχει μια **σχέση αντίστροφου U** για τα πρώτα τρία χαρτοφυλάκια (με αποδόσεις αντίστοιχα 3,33%, 3,35%, 2,89%)

.Επιπλέον υπάρχει μια **σχέση U** για τα τρία τελευταία χαρτοφυλάκια που σχηματίζονται με βάση την κεφαλαιοποίηση (2,89% , 2,77%, 3,046% αντίστοιχα). Τέλος το χαρτοφυλάκιο ME με την μεγαλύτερη απόδοση είναι το δεύτερο στη σειρά με απόδοση 3,36% μηνιαίως. Η πορεία της απόδοσης των χαρτοφυλακίων που έχουν σχηματιστεί με βάση τοME φαίνεται στο παρακάτω σχήμα :



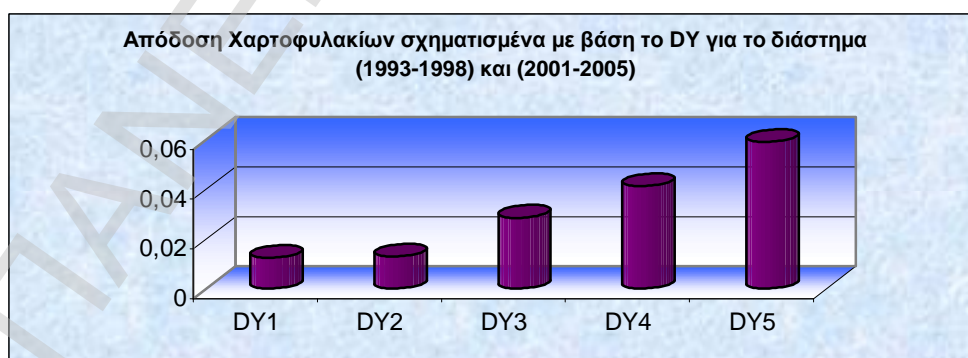
Μπορούμε επίσης να προσθέσουμε ότι καθώς μεταβαίνουμε σε χαρτοφυλάκια με υψηλότερη κεφαλαιοποίηση η λογαριθμική μορφή B/M βαίνει συνεχώς μειούμενη (σχέση που παρατηρήθηκε και προηγουμένως). Ακόμα, όσον αφορά τα χαρτοφυλάκια που σχηματίσαμε βάση της μεταβλητής BE/ME, παρατηρούμε ότι το *book-to-market effect* είναι εν μέρει υπαρκτό αφού όσον αφορά τα πρώτα τέσσερα σχηματιζόμενα χαρτοφυλάκια καθώς αυξάνεται το μέγεθος του BE/ME του χαρτοφυλακίου ανάλογα αυξάνεται και η απόδοση των χαρτοφυλακίων . όταν όμως συμπεριλάβουμε και το πέμπτο χαρτοφυλάκιο τότε το *book-to-market effect* εξαφανίζεται. Η ίδια ακριβώς σχέση παρατηρήθηκε και στην ανάλυση χαρτοφυλακίου που αφορούσε το σύνολο των χρόνων(χωρίς να εξαιρείται το διάστημα Ιούλιος 99- Ιούνιος 2002. Η πορεία της απόδοσης των χαρτοφυλακίων που έχουν σχηματιστεί με βάση τοBE/ME φαίνεται στο

παρακάτω σχήμα :



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 ότι υπάρχει συστηματικά **θετική σχέση** ανάμεσα στα χαρτοφυλάκια που σχηματίζονται με βάση το DY και την απόδοση που εμφανίζουν αυτά τα χαρτοφυλάκια .

Ξεκινώντας λοιπόν με το χαρτοφυλάκιο που απαρτίζεται από τις μετοχές με το μικρότερο DY και το οποίο παρουσιάζει απόδοση 1,24% , στη συνέχεια καθώς μεταβαίνουμε σε χαρτοφυλάκια με υψηλότερο DY η απόδοση του κάθε χαρτοφυλακίου βαίνει αυξανόμενη.(Από 1,24% σε 1,29%, 2,85%, 4,12%, 5,9%). Η πορεία της απόδοσης των χαρτοφυλακίων που έχουν σχηματιστεί με βάση τοDY φαίνεται στο παρακάτω σχήμα :



Με άλλα λόγια το μόνο φαινόμενο που φαίνεται να ισχύει στην Ελλάδα με βάση την μεθοδολογία του portfolio analysis είναι το **dividend yield effect** είτε χρησιμοποιούμε το σύνολο των χρόνων στην ανάλυση είτε εξαιρούμε τα έτη **1999 και 2000**.

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**.

Παρουσίαση του βαθμού αλληλοσυσχετίσεως (correlation) των υπό εξέταση μεταβλητών			
	MVE	BE/ME	DY
MVE			
BE/ME	-0,34157		
DY	0,042054	0,180315	

Παρατηρήσεις για τον πίνακα :

Η μεταβλητή ΜΕ εκφράζεται σε χρηματικές μονάδες και συγκεκριμένα σε χιλιάδες ευρώ ενώ υπολογίζεται στα τέλη Ιουνίου του έτους t

Οι μεταβλητές BE/ME και DY υπολογίζονται βάση λογιστικών δεδομένων και η χρηματιστηριακή αξία του μετοχικού κεφαλαίου ΜΕ που χρησιμοποιείται για τον υπολογισμό των μεταβλητών BE/ME και D Y, υπολογίζετε στα τέλη Δεκεμβρίου του έτους t-1.

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. Αξίζει να σημειωθεί το γεγονός, ότι οι Lo and MacKinlay(1990) απέδειξαν ότι η μεθοδολογία που αφορά στο σχηματισμό χαρτοφυλακίων θα μπορούσε να δώσει λανθασμένες στατιστικές ελέγχου και μεροληπτικές εκτιμήσεις των παραμέτρων και συνεπώς λανθασμένα συμπεράσματα. Συνεπώς κρίνεται πιο αξιόπιστη διαδικασία για τη διεξαγωγή συμπερασμάτων, η χρησιμοποίηση δεδομένων για μεμονωμένες μετοχές και όχι για σχηματισμένα χαρτοφυλάκια.

Οι Fama and French(1996a) και οι Brennan et al.(1997) τόνισαν τα μειονεκτήματα της πρώτης μεθοδολογίας έναντι της δεύτερης, σχηματίζοντας έξι και επτά ομάδες από χαρτοφυλάκια, αντίστοιχα, που απέδωσαν διαφορετικά αποτελέσματα εξαρτώμενα από τα κριτήρια που κάθε μια μελέτη χρησιμοποίησε για το σχηματισμό των χαρτοφυλακίων.

4.6.2. 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 regression* - *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 2005) ενώ στο δεύτερο μέρος θα παρουσιάσουμε τα αποτελέσματα που προκύπτουν εφαρμόζοντας την ίδια μέθοδο στις υποπεριόδους Ιούλιος 1993 - Δεκέμβριος 1998 και Ιανουάριος 1999 - Ιούνιος 2005.

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 Χ.Α.Α. κατά την χρονική περίοδο 1993 - 2005.

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 2005 (*t-statistics σε παρένθεση*)

	γ_0	$\ln(ME)$	$\ln(BE/ME)$	DY	\bar{R}^2	F
	0,014281 (0,84743)	-0,000433 (-0,15849)			0,044635	7,515041
	0,028604 (2,829379)		0,007442 (1,842419)		0,022705	2,932504
	0,008886 (0,928846)			0,009719 (8,747673)	0,037331	5,395029
	0,024703 (1,509271)	-0,00108 (-0,39701)	0,006072 (1,580603)		0,068533	4,861951
	0,010077 (0,602428)	-0,00213 (-0,79292)		0,009202 (8,831974)	0,087013	6,133801
	0,010887 (1,048941)		0,009906 (1,847946)	0,009232 (8,918518)	0,061123	4,027078
	0,011533 (0,702606)	-0,00257 (-0,96307)	0,001345 (0,348011)	0,009106675 (9,522078322)	0,0994171	4,831759

4.6.2.1. Παρουσίαση καθώς και ανάλυση των αποτελεσμάτων για ολόκληρη την δειγματική χρονική περίοδο Ιούλιος 1993- Ιούνιος 2005

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 60 εταιρείες (147 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 εξέταση μεταβλητής είναι ίσος με 0.

Στον **πίνακα 4.4** παρουσιάζονται τα αποτελέσματα της έρευνας μας για την χρονική περίοδο Ιούλιος 1993 - Ιούνιος 2005. 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 DY που έχει μέσο συντελεστή κλίσης 0,9719% και t στατιστική (t -statistics) ίση με 8,7476, καμία άλλη μεταβλητή δεν είναι στατιστικά σημαντική αφού η t στατιστική για την μεταβλητή ME ισούται με -0,15849 και για την μεταβλητή BE/ME με 1,842419.

Όσον αφορά τα **διμεταβλητά** υποδείγματα η μεταβλητή DY απορροφά τον όποιο επεξηγηματικό ρόλο τόσο της ME όσο και της BE/ME. Αναλυτικότερα εξετάζοντας το υπόδειγμα V, που περιλαμβάνει ως επεξηγηματικές μεταβλητές το ME και το DY, το DY εξακολουθεί να

είναι στατιστικά σημαντικό (t -statistics=8,831974), ενώ αντιθέτως η μεταβλητή ME δεν είναι στατιστικά σημαντική (t -statistics=(-0,79292) . Όσον αφορά το υπόδειγμα VI η μεταβλητή DY απορροφά και την επεξηγηματικότητα της μεταβλητής BE/ME αφού το DY είναι στατιστικά σημαντικό με (t -statistics=8,9185), ενώ το BE/ME δεν είναι στατιστικά σημαντικό (t -statistics=(1,847946)). Ακόμα, όταν ελέγχονται από κοινού οι μεταβλητές ME και BE/ME (μοντέλο IV) δεν είναι καμία στατιστικά σημαντική. Τέλος, εξετάζοντας το πολυμεταβλητό (*multivariate*) μοντέλο VII που περιέχει όλες τις μεταβλητές παρατηρούμε ότι πάλι μόνο η μεταβλητή DY είναι στατιστικά σημαντική (t -statistics=9,522078). Δηλαδή καταλήγουμε στα παρακάτω συμπεράσματα :

-Δεν ισχύει *ti size effect* → Το συγκεκριμένο συμπέρασμα συμφωνεί με τα ευρήματα των ερευνών των ερευνών Διακογιάννη και Σεργεδάκη(1996) και Διακογιάννη και Κυριαζή(2005) άλλα από την άλλη έρχεται σε αντίθεση με τα αποτελέσματα των ερευνών των Leledaki, Davidson and Karathanasi(2002). Οι Διακογιάννης και Σεργεδάκης(1996) σημείωσαν ότι οι διαφορές στο μέγεθος μεταξύ μεγάλων και μικρών εταιριών του Χ.Α. δεν είναι τόσο σημαντικές όσο αυτές που πραγματοποιούνται και παρατηρούνται στα αναπτυγμένα χρηματιστήρια. Οι Μαλλιαρόπουλος και Χαρδούβελης(1999) υποστήριζαν τα ευρήματα των Διακογιάννη και Σεργεδάκη (1996) αναφέροντας ότι οι αποδόσεις εταιριών μικρής κεφαλαιοποίησης υπολείπονται των αποδόσεων μετοχών μεγάλης κεφαλαιοποίησης. Στην έρευνα τους ανέφεραν ότι η σύγκλιση των Ευρωπαϊκών χωρών της ζώνης του ευρώ ενόησε τις μετοχές εταιριών υψηλής κεφαλαιοποίησης, οι οποίες επηρεάστηκαν περισσότερο από συγχωνεύσεις και απορροφήσεις και για αυτό δεν παρατηρούνται στατιστικά σημαντικές διαφορές στις αποδόσεις όσον αφορά το μέγεθος των εισηγμένων εταιριών.

-Δεν ισχύει *to book-to-market effect* → Το συμπέρασμα αυτό έρχεται σε αντίθεση με τα αποτελέσματα της έρευνας των Leledaki, Davidson and Karathanasi(2002) αλλά συμβαδίζουν με τα ευρήματα των Διακογιάννη και Κυριαζή(2005)

-Ισχύει το *dividend yield effect* → Το συγκεκριμένο συμπέρασμα και πάλι συμφωνεί με τα αποτελέσματα της έρευνας των Διακογιάννη και Κυριαζή(2005) αλλά αυτό έρχεται σε αντίθεση με τα αποτελέσματα της έρευνας των Leledaki, Davidson and Karathanasi(2002)

Θα πρέπει πάντως να αναφέρουμε ότι η σύγκριση των αποτελεσμάτων ερευνών που αφορούν την ίδια χρηματιστηριακή αγορά θα πρέπει να γίνεται με προσοχή αφού οι διάφορες έρευνες α) βασίζονται σε διαφορετικές παραδοχές β) βασίζονται σε διαφορετικό δείγμα μετοχών γ) αναφέρονται σε διαφορετικό χρονικό διάστημα έρευνας δ) βασίζονται σε διαφορετικές μεθοδολογίες.

Συνοψίζοντας, απ' τις τρεις εξεταζόμενες μεταβλητές, βρήκαμε ότι για την χρονική περίοδο 1993 - 2005 και με δείγμα 243 μη χρηματοοικονομικών εταιρειών, όταν χρησιμοποιούμε μονομεταβλητό υπόδειγμα παρατηρείται μόνο το ***dividend yield effect***. Ωστόσο, είδαμε ότι όταν μαζί με την μεταβλητή DY χρησιμοποιήσουμε και την μεταβλητή ME, τότε η DY απορροφά τον επεξηγηματικό ρόλο της ME υποδηλώνοντας την δυναμική του ***dividend yield effect*** όταν συμπεριλαμβάνονται και άλλες μεταβλητές στο υπόδειγμα. Το φαινόμενο αυτό εξακολουθεί να υπάρχει και όταν προσθέσουμε την μεταβλητή BE/ME (μοντέλο VII). Τέλος, όταν χρησιμοποιούμε μόνο τις μεταβλητές BE/ME και DY, τότε η μεταβλητή DY 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 διαστρωματικάδεδομένα 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 t στατιστικές που χρησιμοποιούμε για να ελέγξουμε αν οι συντελεστές κλίσης των επεξηγηματικών μεταβλητών είναι στατιστικά σημαντικοί.

4.6.2.2 Παρουσίαση καθώς και ανάλυση των αποτελεσμάτων για τις υποπεριόδους *Ιούλιος 1993-Ιούνιος 1999* και *Ιούλιος 1999 - Ιούνιος 2005*

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 2005 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 2005 και συγκεκριμένα στις υποπεριόδους *Ιούλιος 1993 -Ιούνιος 1999* και *Ιούλιος 1999 - Ιούνιος 2005*. 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 t 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 -statistics= $Q,2699$). 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 t στατιστική $2,7601$ η οποία είναι υψηλότερη απ' την t 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 – Ιούνιος 1999. (*t-statistics σε παρένθεση*)

	γ_0	$\ln(ME)$	$\ln(BE/ME)$	DY	\bar{R}^2	F
	0,071071 (4,47743)	-0,00308 (-1,22489)			0,041273	4,31052
	0,053716 (1,447357)		0,010681 (1,447357)		0,023927	1,710951
	0,034051 (3,521154)			0,007277 (9,285155)	0,040845	3,596732
	0,062953 (4,659561)	-0,00306 (-1,14781)	0,006653 (0,909663)		0,060245	3,387456
	0,046095 (3,448054)	-0,0031 (-1,26076)		0,006851 (8,768751)	0,079955	3,87312
	0,033257 (3,29208)		0,010019 (1,326769)	0,007106 (8,963355)	0,063875	2,602329
	0,044669 (3,368548)	-0,00397557 (-1,5173)	0,00042 (0,056622)	0,007197 (9,16837)	0,097699	3,177471

Παρατηρήσεις για τον πίνακα :

1. Η μεταβλητή ΜΕ εκφράζεται σε χρηματικές μονάδες και συγκεκριμένα σε εκατομμύρια 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 ln(BE/ME) και DY, υπολογίζετε 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 - Ιούνιος 1999.
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 - Ιούνιος 1999.
- 6.

$$R_{it} = \gamma_{0t} + \gamma_{1t} \ln ME_{it} + \varepsilon_{it} \quad \text{(I)}$$

$$R_{it} = \gamma_{0t} + \gamma_{1t} \ln(B/M)_{it} + \varepsilon_{it} \quad \text{(II)}$$

$$R_{it} = \gamma_{0t} + \gamma_{1t} \ln(DY)_{it} + \varepsilon_{it} \quad \text{(III)}$$

$$R_{it} = \gamma_{0t} + \gamma_{1t} \ln ME_{it} + \gamma_{2t} \ln (B/M)_{it} + \varepsilon_{it} \quad \text{(IV)}$$

$$R_{it} = \gamma_{0t} + \gamma_{1t} \ln ME_{it} + \gamma_{2t} (DY)_{it} + \varepsilon_{it} \quad \text{(V)}$$

$$R_{it} = \gamma_{0t} + \gamma_{1t} \ln(B/M)_{it} + \gamma_{2t} (DY)_{it} + \varepsilon_{it} \quad \text{(VI)}$$

$$R_{it} = \gamma_{0t} + \gamma_{1t} \ln ME_{it} + \gamma_{2t} \ln (B/M)_{it} + \gamma_{3t} (DY)_{it} + \varepsilon_{it} \quad \text{(VII)}$$

Απ' τον πίνακα 4.5, παρατηρούμε ότι τα αποτελέσματα της παλινδρόμησης για το χρονικό διάστημα Ιούλιος 1993- Ιούνιος 1999 είναι παρόμοια με τα αποτελέσματα της παλινδρόμησης που αναλύσαμε παραπάνω και αφορούσαν το σύνολο της εξεταζόμενης περιόδου. Με άλλα λόγια ο πίνακας 4.5 μας φανερώνει ότι το μόνο φαινόμενο που ισχύει στην Ελλάδα για την περίοδο Ιούλιος 1993- Ιούνιος 1999 είναι το dividend yield effect . Στις μονομεταβλητές παλινδρομήσεις το DY έχει μέσο συντελεστή κλίσης 0,007277 και είναι στατιστικά σημαντικό με t-statistic t= 9,2851. Στις διμεταβλητές παλινδρομήσεις το DY απορροφά την επεξηγηματικότητα τόσο του ME όσο και του BE/ME (με t – statistics 8,7687 και 8,9633 αντίστοιχα).

Τέλος όσον αφορά την τριμεταβλητή παλινδρόμηση το DY είναι και πάλι στατιστικά σημαντικό με t – statistics 9,16837.

Τέλος παρατηρώντας τα αποτελέσματα των παλινδρομήσεων του πίνακα 4.6 ,που αφορούν το χρονικό διάστημα 1999-2005 ,βλέπουμε ότι και πάλι το DY αποδεικνύεται ότι είναι η μόνη στατιστικά σημαντική μεταβλητή τόσο όταν στην μονομεταβλητή παλινδρόμηση όσο και όταν εξετάζεται η από κοινού επεξηγηματικότητα με τις άλλες δύο μεταβλητές. Το μόνο που διαφοροποιείται όσον αφορά τα αποτελέσματα της δεύτερης περιόδου 1999-2005 είναι όσον αφορά την μονομεταβλητή παλινδρόμηση της μεταβλητής BE/ME που φαίνεται να είναι στατιστικά σημαντική με μέσο συντελεστή κλίσης 0,005491 και t -statistic= 2,251448. Συνοψίζοντας, αναλύοντας τα αποτελέσματα των πινάκων 4.4, 4.5 και 4.6, καταλήγουμε στο συμπέρασμα ότι με το υπό μελέτη δείγμα των 243 μη χρηματοοικονομικών εταιριών, η μεταβλητή DY επεξηγεί στατιστικά σημαντικό ποσοστό της διακύμανσης των μέσων διαστρωματικών αποδόσεων των μετοχών των υπό εξέταση εταιρειών. Το γεγονός ότι παρατηρείται επεξηγηματικότητα της μεταβλητής DY τόσο στην πρώτη όσο και στη δεύτερη δειγματική υποπερίοδο (συνεπώς και για το σύνολο της εξεταζόμενης περιόδου) , μας παρέχει κάποιο είδος απόδειξης ότι όντως το *dividend yield effect* υπάρχει και από την άλλη οδηγεί στο συμπέρασμα ότι το επικρατεί τόσο σε μικρότερα (6 χρόνια) όσο και σε μεγαλύτερα χρονικά διαστήματα (12 χρόνια). Η πρακτική εφαρμογή του παραπάνω συμπεράσματος, είναι ότι οι στρατηγικές όπου ακολουθούν επενδυτές, οι οποίοι έχουν ως στρατηγική μεταβλητή την μεταβλητή DY , θα μπορούσε να εφαρμόζονται τόσο σε πιο βραχυπρόθεσμο ορίζοντα όσο και με μεσαίο-μακρινό επενδυτικό χρονικό ορίζοντα όπου και αναμένεται να τους αποδώσουν υπερκέρδη ενέχοντας πάντοτε κάποιο επίπεδο

Πίνακας 4.6

Μέσοι συντελεστές κλίσης % των παλινδρομήσεων των αποδόσεων των μετοχών πάνω στις μεταβλητές ME, BE/ME και DY για την χρονική περίοδο Ιούλιος 1999 - Ιούνιος 2005. (*t-statistics σε παρένθεση*)

	γ_0	$\ln(\text{ME})$	$\ln(\text{BE/ME})$	DY	\bar{R}^2	F
	-0,04251 (-1,50177)	0,002219 (0,457691)			0,047997	10,71956
	0,003491 (0,20456)		0,004203 (1,269139)		0,021483	4,154056
	-0,01628 (-1,43508)			0,012162 (8,40205)	0,033817	7,193327
	-0,01355 (-0,46317)	0,000896 (0,187776)	0,005491 (2,251448)		0,07682	6,336447
	-0,02594 (-0,85905)	-0,00115 (-0,24006)		0,011553 (6,083319)	0,094071	8,426323
	-0,01148 (-0,64422)		0,009794 (1,277903)	0,011357 (6,019019)	0,058371	5,451827
	-0,0216 (-0,72887)	-0,00117326 (-0,2509187)	0,00227 (0,993467)	0,011016 (6,396994)	0,1011348	6,486047

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 $\ln(\text{BE/ME})$ και DY υπολογίζονται βάση λογιστικών δεδομένων και η χρηματιστηριακή αξία του μετοχικού κεφαλαίου (ME) που χρησιμοποιείται για τον υπολογισμό των μεταβλητών $\ln(\text{BE/ME})$ και DY, υπολογίζετε στα τέλη Δεκεμβρίου του έτους t-1.

3. Το πρόθεμα 1η 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 1999 - Ιούνιος 2005.
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 1999 - Ιούνιος 2005
6. Οι λατινικοί αριθμοί στον πίνακα αντιστοιχούν στα παρακάτω υποδείγματα.

$$R_{it} = \gamma_{0t} + \gamma_{1t} \ln ME_{it} + \varepsilon_{it} \quad \text{(I)}$$

$$R_{it} = \gamma_{0t} + \gamma_{1t} \ln(B/M)_{it} + \varepsilon_{it} \quad \text{(II)}$$

$$R_{it} = \gamma_{0t} + \gamma_{1t} \ln(DY)_{it} + \varepsilon_{it} \quad \text{(III)}$$

$$R_{it} = \gamma_{0t} + \gamma_{1t} \ln ME_{it} + \gamma_{2t} \ln (B/M)_{it} + \varepsilon_{it} \quad \text{(IV)}$$

$$R_{it} = \gamma_{0t} + \gamma_{1t} \ln ME_{it} + \gamma_{2t} (DY)_{it} + \varepsilon_{it} \quad \text{(V)}$$

$$R_{it} = \gamma_{0t} + \gamma_{1t} \ln(B/M)_{it} + \gamma_{2t} (DY)_{it} + \varepsilon_{it} \quad \text{(VI)}$$

$$R_{it} = \gamma_{0t} + \gamma_{1t} \ln ME_{it} + \gamma_{2t} \ln (B/M)_{it} + \gamma_{3t} (DY)_{it} + \varepsilon_{it} \quad \text{(VII)}$$

4.6.3. Οφείλονται τα αποτελέσματα που βρήκαμε στην παράγραφο 4.6.2.1 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 συσχετιζόνταν 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 εισηγμένων 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 2005, στο Χρηματιστήριο Αθηνών παρουσιάζεται το *dividend yield effect* και συγκεκριμένα εταιρείες με υψηλό λόγο DY κατά μέσο όρο παρουσιάζουν υψηλότερες αποδόσεις (υπόδειγμα III). Επιπλέον, είδαμε ότι όταν μαζί με την μεταβλητή DY χρησιμοποιούμε και την μεταβλητή ME ή την μεταβλητή BE/ME (ή και τις δύο μαζί ταυτόχρονα τότε DY παραμένει στατιστικά σημαντική και απορροφά την επεξηγηματική σημαντικότητα από τις άλλες μεταβλητές. (υποδείγματα V, IV και VII). Με άλλα λόγια το *dividend yield effect* φαίνεται ότι υπερισχύει σε όλα τα εξεταζόμενα υποδείγματα της παρούσας μελέτης. 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 t στατιστικές, των διαστρωματικών παλινδρομήσεων των μέσων μηνιαίων αποδόσεων με τις μεταβλητές ME, BE/ME και DY κατά την χρονική περίοδο Ιούλιος 1993 - Ιούλιος 2005 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, I 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 διμεταβλητά υποδείγματα IV, V και VI καθώς επίσης και με το πολυμεταβλητό υπόδειγμα VII.

Έτσι, 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 για τον μήνα Ιανουάριο. Όσον αφορά τους μέσους συντελεστές κλίσης για τους υπόλοιπους μήνες (Φεβρουάριος-Δεκέμβριος) παρατηρούμε ότι και πάλι η μόνη στατιστικά σημαντική μεταβλητή δεν είναι άλλη από το DY στα υποδείγματα III, V, VI, VII αφού σε όλα παρουσιάζει t-statistics πάνω από 8 και συνεπώς πάνω από 2.

ΘΕΜΕΛΙΩΣΗΣ ΑΝΑΛΥΣΗ ΚΑΙ ΑΠΟΔΟΣΕΙΣ ΜΕΤΟΧΩΝ ΣΤΗ ΕΛΛΑΔΑ

		γ_0	$\ln(ME)$	$\ln(BE/ME)$	DY	\bar{R}^2	F
I	Ιανουάριος	0,04488 (0,561817)	-0,00365 (-0,4780)			0,0460	6,097
	Φεβρουάριος -Δεκέμβριος	0,011499 (0,676698)	-0,00014 (-0,0483)			0,0445	7,643
II	Ιανουάριος	0,05375 (1,660045)		0,0122 (1,26162)		0,0245	3,412943
	Φεβρουάριος -Δεκέμβριος	0,026317 (2,473289)		0,00700 (1,619)		0,0225	2,888827
III	Ιανουάριος	0,027938 (0,823744)			0,0097 (1,718)	0,0261	3,7444
	Φεβρουάριος -Δεκέμβριος	0,005666 (0,563163)			0,0100 (8,489)	0,0383	5,5450
IV	Ιανουάριος	0,06019 (1,319215)	-0,00324 (-0,43561)	0,004781 (0,5804)		0,0643	4,4168
	Φεβρουάριος -Δεκέμβριος	0,021477 (1,235498)	-0,00089 (-0,30525)	0,006189 (1,4987)		0,0689	4,9024
V	Ιανουάριος	0,046354 (0,926865)	-0,00457 (-0,62185)		0,0083 (1,5219)	0,0691	4,6712
	Φεβρουάριος -Δεκέμβριος	0,011446 (0,656268)	-0,00378 (-0,96081)		0,0090 (8,925)	0,0886	6,2677
VI	Ιανουάριος	0,042361 (1,313806)		0,01833 (1,7816)	0,008063 (1,733039)	0,0439	3,1978
	Φεβρουάριος -Δεκέμβριος	0,008025 (0,733868)		0,00914 (1,5824)	0,009338 (8,864491)	0,0626	4,1024
VII	Ιανουάριος	0,052974 (1,168495)	-0,00452 (-0,61637)	0,00161 (0,21800)	0,00744 (1,7005)	0,08092	3,81343
	Φεβρουάριος -Δεκέμβριος	0,007765 (0,445481)	-0,00239 (-0,84252)	0,00132 (0,31685)	0,00925 (9,54493)	0,1010	4,9243

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 5**ΣΥΜΠΕΡΑΜΑ ΤΗΣ ΔΙΕΞΑΧΘΕΙΣΑΣ ΕΜΠΕΙΡΙΚΗΣ ΑΝΑΛΥΣΗΣ**

Στην παρούσα διπλωματική εργασία γίνεται μια προσπάθεια να διερευνηθούν, τόσο σε θεωρητικό όσο και σε εμπειρικό επίπεδο, τρεις βασικές μεταβλητές που βρέθηκε να επηρεάζουν τη διαμόρφωση της διαστρωματικότητας των αξιόγραφων. Πρόκειται για την επίδραση του μεγέθους (*size effect*), όπως εκφράζεται μέσα από τη μεταβλητή *MVE*, καθώς και τις επιδράσεις των μεταβλητών *BE/ME* (το λόγο λογιστική προς αγοραία αξία της επιχείρησης) και *DY* (το ύψος του παρεχόμενου μερίσματος). Η ανάλυση επικεντρώνεται στην ελληνική χρηματιστηριακή αγορά, μια έντονα αναπτυσσόμενη κεφαλαιαγορά. Όπως αποδεικνύεται μέσα από την εμπειρική έρευνα η μερισματική απόδοση *DY* το μέγεθος έχει τη δυνατότητα να επηρεάζει το ύψος των αποδόσεων, ενώ η επίδραση τόσο του μεγέθους *ME* μιας επιχείρησης αλλά και της μεταβλητή *BE/ME* δεν είναι ξεκάθαρη.

Η παρούσα εργασία επικεντρώνεται στην παρουσίαση και ανάλυση του *Υποδείγματος Τιμολόγησης Περιουσιακών Στοιχείων (Capital Asset Pricing Model - CAPM)*, που στηρίχθηκε στην υπόθεση ύπαρξης Αποτελεσματικών Αγορών, και οι έρευνες που στη συνέχεια οδήγησαν στην αμφισβήτηση του. Πρόκειται για μια εμπειρική διερεύνηση του φαινομένου των μετοχών μικρής κεφαλαιοποίησης ή «**επίδραση μεγέθους**» (**size effect**), όπως είναι γνωστό στη διεθνή βιβλιογραφία, καθώς και τόσο της **Μερισματικής Απόδοσης (Dividend Yield)**) όσο και του λόγου «**Λογιστική προς Αγοραία Αξία της επιχείρησης**» (**Book-to-Market equity**) στο Χρηματιστήριο Αθηνών. Μια επισκόπηση στην υπάρχουσα διεθνή βιβλιογραφία σχετικά με τη δόμηση και τη μετέπειτα αμφισβήτηση του *CAPM* μαρτυρεί ότι οι παραπάνω μεταβλητές, ανάμεσα σε άλλους, μπορούν να επιδράσουν στο ύψος της αναμενόμενης απόδοσης της μετοχής, της υπό ανάλυση επιχείρησης, πέραν του συστηματικού κινδύνου beta που ενέχει το χαρτοφυλάκιο που εμπεριέχει τη μετοχή.

Γίνεται αναφορά σε μια σειρά από εμπειρικές μελέτες, που έλαβαν χώρα μετά τη θεωρητική θεμελίωση του *CAPM* στα μέσα της δεκαετίας του 1960 από τους *William Sharpe, John Lintner και Mossin*, που απέδειξαν ότι οι διαστρωματικές διαφορές των αναμενόμενων αποδόσεων μπορούν να εξηγηθούν και από άλλες μεταβλητές πέραν του μη διαφοροποιήσιμου κινδύνου *beta*. Οι αποκλίσεις αυτές, από το πιο ευρεία γνωστό και διαδεδομένο υπόδειγμα τιμολόγησης, καλούνται **ανωμαλίες τιμολόγησης περιουσιακών στοιχείων** ή απλά **ανωμαλίες της αγοράς** (*stock market anomalies*) και αμφισβητούν την εγκυρότητα του υποδείγματος, ενώ με το να παρουσιάζουν τη δυνατότητα να αποκτή κάποιος επενδυτής υπέρ-αποδόσεις με την ανάλογη στρατηγική του συγχρονισμού της αγοράς (*market timing*), αμφισβητούν, αν όχι ανατρέπουν, τη θεωρία της αποτελεσματικότητας των αγορών.

Οι αναπτυσσόμενες αγορές, όπως η ελληνική κεφαλαιαγορά, αποδείχθηκαν σε μεγάλο βαθμό ελκυστικές κατά την τελευταία δεκαετία, κυρίως για εκείνους τους επενδυτές που στόχευαν στην αγοραπωλησία αξιόγραφων σε διεθνές επίπεδο και ήλπιζαν να επωφεληθούν από τις μη κανονικές αποδόσεις (υπέρ-αποδόσεις) με τη διεθνή διαφοροποίηση του κινδύνου του χαρτοφυλακίου τους (*Harvey, 1995*). Κατά συνέπεια, ο βαθμός που η συμπεριφορά των διαστρωματικών αποδόσεων, που χαρακτηρίζουν τα αξιόγραφα που διαπραγματεύονται σε αναπτυσσόμενες αγορές, προσομοιάζει τον τρόπο που διαμορφώνονται οι αποδόσεις των αξιόγραφων σε περισσότερο αναπτυγμένες αγορές (όπως οι χρηματιστηριακές αγορές των Η.Π.Α. και του Λονδίνου), παρουσιάζει ιδιαίτερο ενδιαφέρον.

Η συγκεκριμένη εμπειρική μελέτη στηρίχθηκε σε δύο μεθοδολογίες, αναφορικά με την εξάρτηση των αποδόσεων από τις υπό εξέταση μεταβλητές μιας επιχείρησης, που θα μπορούσαν να έχουν κάποια επίδραση στη διαμόρφωση της διαστρωματικότητας των μέσων αποδόσεων. Συνοπτικά αναφέρονται στη συνέχεια:

- Ø **Η προσέγγιση που αφορά την ανάλυση χαρτοφυλακίου (The Portfolio analysis approach)**, σύμφωνα με την οποία

σχηματοποιούνται πέντε χαρτοφυλάκια, βασισμένα σε μια επιλεγμένη βασική μεταβλητή κάθε φορά και ερευνάται η σχέση της με άλλες μεταβλητές.

- Ø Η προσέγγιση που αφορά την πραγματοποίηση διαστρωματικών παλινδρομήσεων [A Cross - Sectional Regressions (CSR) Approach -Fama and McBeth (1973)], η οποία βασίζεται σε ατομικές- μεμονωμένες επιχειρήσεις και όχι σε σχηματισμένα χαρτοφυλάκια.

Τα αποτελέσματα της εμπειρικής ανάλυσης δεν τεκμηριώνουν μονάχα μια σχέση ανάμεσα στις $c-s-v$ και τις αποδόσεις των αξιόγραφων, αλλά και επιπρόσθετα καταδεικνύουν, μέσα από επισταμένη παρατήρηση, την ύπαρξη συσχέτισης ανάμεσα στις μεταβλητές, αποκαλύπτοντας ότι οι εξεταζόμενες μεταβλητές **MVE**, **BE/ME** και **DY** συσχετίζονται. Αυτές οι σχέσεις, ανάμεσα στις υπό μελέτη μεταβλητές, μπορούν να επιβεβαιωθούν εξετάζοντας τους μέσους διαστρωματικούς συντελεστές συσχέτισης που τις χαρακτηρίζουν.

Τα αποτελέσματα που προκύπτουν από την ανάλυση των συγκεκριμένων δεδομένων του υπό μελέτη δείγματος, που αφορούν το Χ.Α. και όχι μια ανεπτυγμένη κεφαλαιαγορά όπως αυτή των Η.Π.Α., παράγουν μια στατιστικά σημαντική σχέση ανάμεσα στις μέσες διαστρωματικές αποδόσεις και την μεταβλητή **DY**. Καταλήγουν στην υποστήριξη ύπαρξης θετικής σχέσης ανάμεσα στις αποδόσεις και την μεταβλητή **DY**. Όπως αναφέραμε και παραπάνω δεν φαίνεται να προκύπτουν σαφείς και στατιστικά σημαντικές σχέσεις όσον αφορά τις εξεταζόμενες μεταβλητές **MVE**, και **BE/ME**

Ο συντελεστής της μεταβλητής **DY**, που εκφράζει το παρεχόμενο από μια επιχείρηση μέρισμα, παρουσιάζεται, όπως αναφέραμε και παραπάνω, στατιστικά σημαντικός, παίρνοντας την τιμή 0.9719 %, ενώ έχει μια στατιστική t της τάξεως του 8.747673 (τιμή μεγαλύτερη σε απόλυτη τιμή από το 1.96, που ορίζει στατιστική σημαντικότητα ενός συντελεστή, για επίπεδο στατιστικής

σημαντικότητας $\alpha = 5\%$ και διάστημα εμπιστοσύνης $1-\alpha = 95\%$). Κατά συνέπεια, αναγνωρίζεται η ύπαρξη κάποιας (θετικής ή αρνητικής) συσχέτισης ανάμεσα στις αποδόσεις των αξιόγραφων και τη μεταβλητή DY και κατά συνέπεια η παρουσία ενός «*DividendYieldEffect*». Στις πολυμεταβλητές παλινδρομήσεις που περιλαμβάνουν το DY , ως μια ανεξάρτητη μεταβλητή που θα μπορούσε σε συνδυασμό με άλλες μεταβλητές να επηρεάσει τη διαμόρφωση των διαστρωματικών αποδόσεων παρουσιάζεται επίσης ότι η μεταβλητή DY είναι στατιστικά σημαντική και διαδραματίζει σημαντικό επεξηγηματικό των αποδόσεων ρόλο και απορροφά την όποια επεξηγηματική δύναμη των άλλων μεταβλητών

Όσον αφορά τη μελέτη σε υπό-περιόδους, αντίθετα με το ότι συμβαίνει με τους συντελεστές της μεταβλητής της μερισματικής απόδοσης της επιχείρησης (DY), οι αντίστοιχοι συντελεστές των μεταβλητών ME και BE/ME δεν είναι στατιστικά σημαντικές σε όλα τα υποδείγματα και για τις δύο υποπεριόδους. Πιο συγκεκριμένα, σε συμφωνία με τα αποτελέσματα για ολόκληρη τη δειγματική περίοδο, σημειώνονται τα ακόλουθα:

- Η μεταβλητή MVE συνεχίζει να είναι στατιστικά μη σημαντική μεταβλητή και στις δύο υπό-περιόδους όπως και στο σύνολο της δειγματικής περιόδου, τόσο σε επίπεδο μονοδιάστατων και πολλαπλών παλινδρομήσεων.
- Η μεταβλητή BE/ME , που για ολόκληρη τη δειγματική περίοδο παρουσιαζόταν στατιστικά μη σημαντική, συνεχίζει να είναι στατιστικά μη σημαντική μεταβλητή και στις δύο υπό-περιόδους όπως και στο σύνολο της δειγματικής περιόδου, τόσο σε επίπεδο μονοδιάστατων και πολλαπλών παλινδρομήσεων.
- Όσον αφορά τη μεταβλητή DY τα αποτελέσματα συμφωνούν συγκριτικά με την χρονική περίοδο (Ιούλιο 1993 - Ιούνιο 2005). Έτσι όπως και για ολόκληρη τη δειγματική περίοδο επρόκειτο για μια μεταβλητή ικανή να επηρεάσει τον τρόπο διαμόρφωσης του

επιπέδου των αποδόσεων των μετοχών, τόσο στην πρώτη όσο και στην δεύτερη εξεταζόμενη περίοδο (Ιούλιο 1993- Ιούνιο 1999 και Ιούλιο 2001- Ιούνιο 2005), παρουσιάζεται στατιστικά σημαντική

- Όπως παρατηρείται, τόσο στη πρώτη όσο και στην δεύτερη υπό-περίοδο, η μεταβλητή DY είναι ισχυρά σημαντική και εμφανίζεται να επικρατεί της επίδρασης των μεταβλητών ME και BE/ME .

Συνεπώς, τα αποτελέσματα από τη διεξαγωγή ελέγχων στατιστικής σημαντικότητας σε υποπεριόδους υποστηρίζουν τα συμπεράσματα που προκύπτουν από τον έλεγχο σε ολόκληρη τη δειγματική περίοδο. Ουσιαστικά, ανάμεσα στις μεταβλητές που εξετάζονται στην παρούσα διπλωματική εργασία, η μεταβλητή DY είναι με συνέπεια η πιο δυναμική μεταβλητή στο να επεξηγήσει τη διαστρωματική ποικιλομορφία των μέσων αποδόσεων των αξιόγραφων. Σημειώνεται ότι στην προσπάθεια καθορισμού μιας μεσοπρόθεσμης ή μακροπρόθεσμης επενδυτικής στρατηγικής, η επίδραση της μεταβλητής DY θα έπρεπε οπωσδήποτε να μην αγνοηθεί.

Όσον αφορά την ανάλυση του «January Effect» οδηγούμαστε μέσα από την εμπειρική ανάλυση στα ακόλουθα συμπεράσματα:

Η μεταβλητή DY

- Όμοια, η μεταβλητή που ορίζει την παροχή μερίσματος (DY) είναι στατιστικά σημαντική για τους όλους τους μήνες που αφορούν τη μελέτη σε όλα τα εξεταζόμενα υποδείγματα, εκτός από τον μήνα Ιανουάριο που είναι στατιστικά ασήμαντη (t -statistic < 2). Επιπλέον σε όλα τα εξεταζόμενα υποδείγματα η μεταβλητή DY απορροφά την επεξηγηματικότητα των άλλων δύο μεταβλητών και είναι μόνιμα η μόνη στατιστικά σημαντική μεταβλητή.

Συμπερασματικά θα λέγαμε ότι η επεξηγηματική δύναμη του DY συγκεντρώνεται τους υπόλοιπους μήνες του έτους, εκτός του Ιανουαρίου, πράγμα που σημαίνει ότι δεν ισχύει το φαινόμενο του Ιανουαρίου, γεγονός που συνάδει και με τις υπόλοιπες έρευνες που έχουν γίνει για Ελλάδα. Αρκετές μελέτες υποστηρίζουν ότι η συμπεριφορά των τιμών της αγοράς των αξιόγραφων επηρεάζεται και από άλλους παράγοντες πέραν από τις διάφορες μεταβλητές, που αναλύθηκαν στα πλαίσια της παρούσης διπλωματικής εργασίας για το ελληνικό Χρηματιστήριο (Χρηματιστήριο Αθηνών), και σχετίζονται με κάθε μια μεμονωμένη επιχείρηση. Οι σημαντικότεροι από αυτούς τους παράγοντες αναφέρονται στη συνέχεια:

- Οι εναλλακτικές επενδυτικές ευκαιρίες και οι κοινωνικό-πολιτικοί παράγοντες, σε σύγκριση με τα κέρδη της επιχείρησης και την ευρύτερη οικονομική δραστηριότητα
- Ο λόγος Price- to- Earnings (P/E)
- Past Returns [Contrarian and Momentum Strategies]
- Ο λόγος Cash Flow to Price (CF/P)
- Ο λόγος Sales to Price (S/P)
- Tobin's q
- Το μέγεθος των επιχειρήσεων.
- Η μόχλευση (Leverage) \
- Ο ρυθμός αύξησης των παρελθόντων πωλήσεων (Past sales growth)
- Η ένταση της διαπραγμάτευσης (Trading volume)
- Η «αρχαιότητα» (Momentum)
- Ο λόγος τιμή προς λογιστική αξία (the ratio price to book value)
- Η τιμή της μετοχής [Share price - Blume and Stambaugh (1983)].

Επιτακτική ανάγκη τίθεται η εξεύρεση ενός υποδείγματος τιμολόγησης πιο κατάλληλου από το CAPM να περιγράψει τη διαστρωματικότητα των μέσων αποδόσεων των μετοχών και να βοηθήσει στην προβλεψιμότητά τους

ΕΠΙΛΟΓΟΣ

Το Υπόδειγμα Τιμολόγησης Κεφαλαιουχικών Περιουσιακών Στοιχείων (Capital Asset Pricing Model- CAPM) έκανε την εμφάνιση του, στα πλαίσια της έρευνας στο γνωστικό πεδίο της χρηματοοικονομικής, τη δεκαετία του 1960, δομημένο από τους *William Sharpe* (1964), *John Lintner* (1965), και *Mossin* (1966). Θεωρήθηκε ως το πιο κατάλληλο υπόδειγμα, ως τότε, αναφορικά με την ικανότητα του να περιγράφει την διαστρωματικότητα των μέσων αποδόσεων των μετοχών με τον καλύτερο δυνατό τρόπο. Συνέδεσε τις αποδόσεις των μετοχών αποκλειστικά με το μη διαφοροποιήσιμο κίνδυνο beta που αυτές εμπεριέχουν.

Η αμφισβήτηση και απόρριψη της ισχύς του έγιναν αισθητές στη διεθνή βιβλιογραφία στα χρόνια που ακολούθησαν. Μια σειρά από άλλες μεταβλητές τεκμηριώθηκε ότι είχαν τη δυνατότητα να περιγράψουν καλύτερα τον τρόπο διαμόρφωσης του ύψους των αποδόσεων. Στην παρούσα διπλωματική εργασία βρέθηκε ότι τη δυνατότητα αυτή την έχουν δυο μεταβλητές που αφορούν τις επιχειρήσεις, γνωστές ως MVE και BE/ME.

Όπως, τεκμηριώθηκε η ελληνική κεφαλαιαγορά είναι μια αγορά, που δεν ακολουθεί τα πρότυπα και δεν τη χαρακτηρίζουν ανωμαλίες που εντοπίζονται στις αναπτυγμένες αγορές, όπως π.χ. **το size effect ή το book-to-market equity effect**. Η αμφισβήτηση του CAPM καθιστά απαραίτητη την εμπειρική και θεωρητική έρευνα στο πεδίο αυτό, ώστε να εξευρεθεί ένα υπόδειγμα καταλληλότερο να περιγράψει τις αποδόσεις των αξιόγραφων και τις επιδράσεις που δέχονται από διάφορες μεταβλητές, καθώς και τη δυνατότητα πρόβλεψης του.

ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ

Πίνακας 1

Σύνολο μη Χρηματοοικονομικών εταιριών (non-financial) στοιχεία των οποίων χρησιμοποιήθηκαν για την εκπόνηση της παρούσας διπλωματικής

1	A-B VASSILOPOULOS	62	ELEFTHERI TILEORASI
2	AEGEK	63	ELEPHANT
3	AKRITAS	64	ELFICO
4	AKTOR	65	ELGEKA
5	ALCO HELLAS ALUMINUM	66	ELMEC SPORT
6	ALFA ALFA HOLDINGS	67	ELTON
7	ALLATINI	68	ELTRAK
8	ALSIDA	69	ELVAL
9	ALTE	70	ELVE
10	ALTEC INFORM & COMMUN SY	71	EMPEDOS
11	ALUMIL MILONAS	72	EMPORIKOS DESMOS
12	ALUMINIUM OF GREECE	73	ERGAS
13	ANEK LINES	74	ERGODATA
14	ARCADIA METAL ROKAS	75	ETEM
15	AS COMPANY	76	ETHNIKI GREEK GEN IN CO
16	ASTIR PALACE VOU	77	ETMA RAYON
17	ATHENA	78	EURODRIP
18	ATHENS MEDICAL	79	EUROPEAN TECHNICAL
19	ATHENS WATER SUPPLY & SEWERAGE	80	EVROFARMA
20	ATLANTIC SUPERMARKET	81	FANCO
21	ATTICA HOLDINGS	82	FG EUROPE
22	ATTICA PUBLICATIONS	83	FHL MNFG.TRDG.COMPANY
23	ATTI-KAT	84	FIERATEX
24	AUTOHELLAS	85	FINTEXPOR
25	BALAFAS	86	FITCO
26	BALKAN EXPORT	87	FLEXOPACK
27	BENRUBI	88	FLR MLS SARANTOPOULOS
28	BETANET	89	FOLLI-FOLLIE
29	BIOKARPET	90	FORTHNET
30	BIOSSOL	91	FRIGOGLASS
31	BITROS	92	G POLYXRONOS
32	BYTE COMPUTER	93	GEN. CON.
33	CARDASSILARIS C & SONS	94	GENER
34	CHATZIKRANIOTIS MILLS	95	GERMANOS
35	CHIPITA INTERNATIONAL	96	GOODY'S
36	COCA-COLA HLC.BT.	97	GR SARANTIS
37	CORFIL	98	GREGORY'S FAST FOOD
38	CORINTH PIPE WORKS	99	HAIDEMENOS
39	COSMOTE MOBILE TELECOM.	100	HALCOR METAL PROC.
40	CPI COMPUTER	101	HELLATEX SYNTHETIC YARNS
41	CRETA FARM	102	HELLENIC CABLES
42	CRETE PLASTICS	103	HELLENIC FABRICS
43	CROWN HELLAS CAN	104	HELLENIC FISH FARMING
44	CYCLON HELLAS	105	HELLENIC PETROLEUM
45	DAIOS PLASTICS	106	HELLENIC SUGAR IND.
46	DELTA HOLDINGS	107	HELLENIC TECHNODOMIKI
47	DELTA SINGULAR	108	HERACLES
48	DIAGNOS & THERP CNTR OF ATHENS	109	HIPPOTOUR
49	HYGEIA	110	HOUSE OF AGRIC.SPIROY
50	DIAS AQUA CULTURE	111	HYATT REGENCY HOTEL
51	DIEKAT	112	IASO
52	DIONIC	113	IDEAL GROUP
53	DOMIKI KRITIS	114	IKTINOS HELLAS
54	DROMEAS OFFICE FURNITURE INDUSTRY	115	ILEKTRONIKI ATHINON
55	DRUCKFARBEN HELLAS	116	IMAKO MEDIA
56	DUROS	117	IMPERIO
57	DUTY FREE SHOPS	118	INFO QUEST
58	E PAIRIS	119	INFORM P LYKOS
59	EDRASIS PSALLIDAS	120	INFORMATICS
60	EFKLEIDIS	121	INFORMER
61	EKTER	122	INTERSAT
62	ELAIS-UNILEVER		

ΘΕΜΕΛΙΩΣΗΣ ΑΝΑΛΥΣΗ ΚΑΙ ΑΠΟΔΟΣΕΙΣ ΜΕΤΟΧΩΝ ΣΤΗ ΕΛΛΑΔΑ

123	INTERTECH	184	PANTECHNIKI
124	INTRACOM	185	PAPASTRATOS CIGARETTE
125	INTRACOM CONSTRUCTIONS	186	PAPERBACK-TSOUKARIDIS
126	IONIAN HOTEL	187	PC SYSTEMS
127	J & P AVAX	188	PEGASUS PUBLISHING
128	J BOUTARIS & SON HLDG	189	PERSEFS
129	JUMBO	190	PETZETAKIS
130	KALPINIS SIMOS	191	PG NIKAS
131	KARATZIS	192	PIPE WORKS
132	KARELIA TOBACCO	193	PLAISIO COMPUTERS
133	KARMOLEGOS	194	POULIADES ASSOCS.
134	KATHIMERINI	195	PROMOTA HELLAS
135	KATSELIS SONS	196	PROODEFTIKI
136	KEGO	197	PUBLIC POWER
137	KERAMIA ALLATINI	198	QUALITY & RELIABILITY
138	KIRIACOULIS SHIPPING	199	RADIO KORASIDIS
139	KLAUDATOS	200	RAINBOW COMPUTER
140	KLEEMAN HELLAS	201	REDS
141	KLONATEX GROUP OF COS	202	RIDENCO
142	KORDELLOS CH BROS	203	RILKEN
143	KOTSOVOLOS	204	S&B INDUSTRIAL MRLS.
144	KREKA	205	SANYO HELLAS
145	KTIMA KOSTAS LAZARIDIS	206	SATO
146	LABROPOULOS BROS	207	SELECTED TEXTILE
147	LAMBRAKIS PRESS	208	SELONDA AQUACULTURE
148	LAMPSA HOTEL	209	SEX FORM
149	LANAKAM	210	SFAKIANAKIS
150	LAN-NET	211	SHEET STEEL
151	LAVIPHARM	212	SHELMAN
152	LEVEDERIS	213	SIDENOR METAL PROC
153	LOGIC DATA INFO SYSTEMS	214	SPACE HELLAS
154	LOULIS MILLS	215	SPORTSMAN
155	M J MAILIS	216	STELIOS KANAKIS
156	MARFIN CLASSIC	217	TASOGLOU-DELONGHI
157	MARITIME CO.OF LESVOS	218	TECHNICAL PUBS.
158	MATHIOS	219	TECHNODOMI
159	MAXIM-PERTSINIDIS	220	TERNA
160	MEDICON HELLAS	221	TEXAPRET
161	MESOHORITIS BROTHERS	222	THEMELIODOMI
162	METKA	223	THESSALONIKI PORT AUTH
163	MEVACO METALLURGICAL	224	THRACE PLASTICS
164	MICHANIKI CR	225	TITAN CEMENT
165	MINERVA KNITWEAR	226	TRIA ALPHA
166	MINOAN LINES	227	UNCLE STATHIS
167	MLS MULTIMEDIA	228	UNIBRAIN
168	MOCHLOS	229	UNISYSTEMS INFO.SYSTEMS
169	MODA BAGNO	230	VARANGIS
170	MOTOR OIL	231	VARDAS
171	MOURIADES	232	VARVARESSOS EUR SPNG MLS
172	MOUZAKIS	233	VETERIN
173	MOYSIKOS OIKOS FILIPPOS NAKAS ABEETE	234	VIOTER
174	MYTILINEOS HLDGS	235	VIS-CONTAINER
175	N GALIS YOUTH CENTERS L	236	VIVERE ENTERTAINMENT
176	NAOUSA SPINNING MLS.	237	VODAFONE-PANAFON
177	NEORION HOLDINGS	238	VOGIATZOGLOU SYSTEMS
178	NEXANS HELLAS	239	XIFIAS KAVALA'S FISHERY PRODUCTS
179	NIBID DEAD	240	XK TEGOPOULOS PUBS
180	NIREFS	241	XYLEMBORIA
181	O DARING SAIN	242	YALCO-CONSTANTINOU
182	OPAP	243	ZAMPA
183	OTE-HELLENIC TELC.		

ΘΕΜΕΛΙΩΣΗΣ ΑΝΑΛΥΣΗ ΚΑΙ ΑΠΟΔΟΣΕΙΣ ΜΕΤΟΧΩΝ ΣΤΗ ΕΛΛΑΔΑ

Πίνακας 2

Μέσες μηνιαίες αποδόσεις για κάθε έτος ξεχωριστά των χαρτοφυλακίων που σχηματίζονται με βάση της μεταβλητής MVE.

Μικρό-MVE

Έτος	Αποδόσεις	lnME	ln(BE/ME)	DY(%)	N
1993	0,05587655	0,820514	-0,18354	3,785	12
1994	0,02632884	1,224164	-0,3198	1,213077	13,4
1995	0,03323952	1,415341	-0,34236	1,523333	15,4
1996	0,03875163	1,522893	-0,33284	2,241765	16,6
1997	0,06164222	1,225428	0,002773	5,138696	23
1998	0,17332342	1,552553	0,224533	4,375385	25,6
1999	0,03284026	3,467217	-0,43468	2,116786	27,4
2000	-0,05854299	3,899562	-2,4205	0,326364	32,4
2001	-0,00152134	2,991112	-0,80256	1,057143	42,8
2002	-0,01303421	2,851473	-0,73425	1,374375	48
2003	-0,01784447	2,422286	-0,10839	1,656122	48,6
2004	-0,02332792	2,098243	-0,17745	1,02875	48
Μέσος Όρος	0,02564429	2,124232	-0,46909	2,153066	26,7360

MVE-2

Έτος	Αποδόσεις	lnME	ln(BE/ME)	DY(%)	N
1993	0,050662	1,784371	0,19549	3,083333	12
1994	0,011013	2,350162	-0,40858	2,069231	13,4
1995	0,021015	2,576566	-0,46271	1,585625	15,4
1996	0,033325	2,518775	-0,65668	2,419412	16,6
1997	0,074438	2,457178	-0,29462	4,767826	23
1998	0,149578	2,454384	0,934636	4,35154	25,6
1999	0,015782	4,470814	-0,57682	3,555357	27,4
2000	-0,07019	4,580153	-2,3243	0,627273	32,4
2001	0,009815	3,657247	-1,00366	1,671395	42,8
2002	0,003784	3,516672	-0,81356	1,719375	48
2003	-0,00607	3,253925	-0,09178	2,728367	48,6
2004	-0,01157	2,941592	-0,38261	1,631458	48
Μέσος Όρος	0,023465	3,04682	-0,49043	2,517516	26,7360

MVE-3

Έτος	Αποδόσεις	lnME	ln(BE/ME)	DY(%)	N
1993	0,053385	2,624608	-0,37719	2,685833	12
1994	0,007059	3,082314	-1,13515	1,594615	13,4
1995	0,013996	3,180029	-0,77754	1,967333	15,4
1996	0,039308	3,282839	-0,6418	2,592941	16,6
1997	0,063095	3,241401	-0,30636	4,233478	23
1998	0,134274	3,611824	-0,42938	3,501923	25,6
1999	0,009978	5,039244	-0,92328	3,202308	27,4
2000	-0,06172	5,15909	-2,21773	0,406875	32,4
2001	0,005505	4,221834	-1,03807	1,998837	42,8
2002	-0,01044	4,102899	-0,83728	1,654792	48
2003	-0,00662	2,131629	1,270684	3,4277	48,6
2004	-0,01056	3,5547	-0,31358	2,1275	48
Μέσος Όρος	0,019772	3,602701	-0,64389	2,449511	26,7360

ΘΕΜΕΛΙΩΣΗΣ ΑΝΑΛΥΣΗ ΚΑΙ ΑΠΟΔΟΣΕΙΣ ΜΕΤΟΧΩΝ ΣΤΗ ΕΛΛΑΔΑ

MVE-4

Έτος	Αποδόσεις	lnME	ln(BE/ME)	DY(%)	N
1993	0,032704	3,45797862	-0,6223989	2,83363636	12
1994	0,010533	3,67800035	-0,7092398	1,88230769	13,4
1995	0,02389	3,71059123	-0,73063496	2,408	15,4
1996	0,056555	3,82792639	-0,66955982	3,159375	16,6
1997	0,054479	3,98369804	-0,42581508	3,95782609	23
1998	0,100409	4,41371181	-0,65169266	3,68166667	25,6
1999	0,008073	5,66763926	-1,06667498	1,67076923	27,4
2000	-0,05176	5,74577119	-2,12786176	0,609375	32,4
2001	0,008487	4,83018766	-1,04241617	1,76232558	42,8
2002	-0,00152	4,69637617	-0,72016737	2,05375	48
2003	-0,01158	4,46509689	-0,32646868	4,06354167	48,6
2004	0,003688	4,31991203	-0,55998425	1,92958333	48
Μέσος Όρος	0,019497	4,3997408	-0,80440954	2,50101305	26,7360

Μεγάλο MVE

Έτος	Αποδόσεις	lnME	ln(BE/ME)	DY(%)	N
1993	0,015565	4,721208	-0,88363	2,526154	12
1994	0,021462	4,926511	-1,29406	1,912667	13,4
1995	0,018856	5,056323	-1,01519	2,364	15,4
1996	0,047161	5,058113	-1,02474	2,791875	16,6
1997	0,05929	5,239836	-0,84039	4,097826	23
1998	0,056942	-1,27171	2,38	115,5	25,6
1999	0,013787	6,716353	-1,57557	2,202069	27,4
2000	-0,04432	6,718716	-2,21252	0,530606	32,4
2001	0,008009	6,225431	-1,28026	1,712558	42,8
2002	0,006123	6,165774	-1,07938	2,033542	48
2003	0,031803	5,984013	-0,60007	3,614583	48,6
2004	0,039435	5,988365	-0,85234	2,977292	48
Μέσος Όρος	0,022842	5,127411	-0,85651	11,85526	26,7360

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

Μικρό-BE/ME

Έτος	Αποδόσεις	lnME	ln(BE/ME)	DY(%)	N
1993	0,042238	4,086984	-1,38361	3,489167	12
1994	0,01605	3,802784	-1,83821	0,990769	13,4
1995	0,016644	3,802577	-1,40216	1,6925	15,4
1996	0,06025	3,730134	-1,49852	2,496471	16,6
1997	0,066394	4,300857	-1,26141	2,636522	23
1998	0,079089	5,238177	-1,61042	2,082692	25,6
1999	0,009305	5,801807	-2,11934	1,341429	27,4
2000	-0,07446	5,038592	-3,43606	0,205455	32,4
2001	0,003462	4,748955	-2,13254	1,264524	42,8
2002	-0,00432	4,683641	-1,94083	1,094792	48
2003	-0,00068	4,428235	-1,45266	2,028163	48,6
2004	0,008081	4,376748	-1,66107	2,155208	48
Μέσος Όρος	0,018504	4,503291	-1,8114	1,789808	26,7360

ΘΕΜΕΛΙΩΣΗΣ ΑΝΑΛΥΣΗ ΚΑΙ ΑΠΟΔΟΣΕΙΣ ΜΕΤΟΧΩΝ ΣΤΗ ΕΛΛΑΔΑ

ΒΕ/ΜΕ-2

Έτος	Αποδόσεις	lnME	ln(BE/ME)	DY(%)	N
1993	0,042416	4,230646	-0,75365	2,670833	12
1994	0,016053	3,500705	-1,11171	1,947692	13,4
1995	0,038483	3,578205	-0,86345	1,685	15,4
1996	0,040181	3,408946	-0,89705	2,598824	16,6
1997	0,065783	3,434987	-0,6742	3,39087	23
1998	0,11426	2,042566	1,084617	3,791794	25,6
1999	0,010734	5,527135	-1,31023	1,54	27,4
2000	-0,06467	5,298243	-2,56328	0,456364	32,4
2001	-0,0005	4,543478	-1,33098	1,053721	42,8
2002	0,001164	4,262886	-1,15105	1,877917	48
2003	-0,00553	4,060053	-0,70312	2,255102	48,6
2004	-0,00595	3,861181	-0,77403	2,096458	48
Μέσος Όρος	0,021035	3,979086	-0,92068	2,113715	26,7360

ΒΕ/ΜΕ-3

Έτος	Αποδόσεις	lnME	ln(BE/ME)	DY(%)	N
1993	0,052192	3,02282	-0,29551	3,284167	12
1994	0,00978	3,506656	-0,79561	1,768462	13,4
1995	0,0293	3,320324	-0,61569	1,876667	15,4
1996	0,041335	3,401398	-0,65069	2,477059	16,6
1997	0,051879	3,096802	-0,34294	4,370435	23
1998	0,122936	3,797166	-0,35688	4,078077	25,6
1999	0,028375	4,853951	-0,88432	2,342692	27,4
2000	-0,05222	5,425244	-2,21679	0,4575	32,4
2001	0,009731	4,484254	-0,9273	1,936512	42,8
2002	0,002243	4,201737	-0,75695	2,409792	48
2003	0,013518	2,257674	1,401056	3,671886	48,6
2004	0,005938	3,732487	-0,43499	2,058542	48
Μέσος Όρος	0,026251	3,758376	-0,57305	2,560982	26,7360

ΒΕ/ΜΕ-4

Έτος	Αποδόσεις	lnME	ln(BE/ME)	DY(%)	N
1993	0,045814	2,464395	0,023127	1,469091	12
1994	0,031435	2,693221	-0,49283	2,209231	13,4
1995	0,023837	2,842738	-0,39846	2,895333	15,4
1996	0,044187	3,074811	-0,38811	2,294375	16,6
1997	0,065998	3,114698	-0,04307	5,029565	23
1998	0,148477	2,940788	-0,03256	3,622917	25,6
1999	0,007523	5,195359	-0,45364	3,001538	27,4
2000	-0,05288	5,192419	-1,89546	0,6	32,4
2001	0,006348	4,341911	-0,64539	1,48186	42,8
2002	0,002444	4,121851	-0,4178	1,664375	48
2003	-0,00244	3,909625	0,184761	4,615625	48,6
2004	0,003999	3,880755	-0,01741	2,12375	48
Μέσος Όρος	0,027062	3,647714	-0,3814	2,583972	26,7360

ΘΕΜΕΛΙΩΣΗΣ ΑΝΑΛΥΣΗ ΚΑΙ ΑΠΟΔΟΣΕΙΣ ΜΕΤΟΧΩΝ ΣΤΗ ΕΛΛΑΔΑ

Μεγάλο **BE/ME**

Έτος	Αποδόσεις	lnME	ln(BE/ME)	DY(%)	N
1993	0,049651	2,4962523	0,47863675	3,78230769	12
1994	0,017357	2,18028353	0,14945377	1,77666667	13,4
1995	0,022234	2,1690788	0,04869904	1,99933333	15,4
1996	0,041087	2,39425776	0,19718015	3,31875	16,6
1997	0,053225	2,20019585	0,45720217	6,76826087	23
1998	0,15512	2,30180985	0,57355574	5,94346154	25,6
1999	0,025113	4,03191778	0,17456418	4,47413793	27,4
2000	-0,03555	5,30071932	-1,2212732	0,806875	32,4
2001	0,009523	3,84809314	-0,1616838	2,47046512	42,8
2002	-0,01394	4,0630799	0,08198682	1,78895833	48
2003	-0,01252	3,54898293	0,78594775	2,99875	48,6
2004	-0,01422	3,05164303	0,60154167	1,260625	48
Μέσος Όρος	0,024756	3,13219285	0,18048425	3,11571596	26,7360

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

Μικρό-**DY**

Έτος	Αποδόσεις	lnME	ln(BE/ME)	DY(%)	N
1993	0,03789618	2,859292	-0,53999	0	12
1994	-0,0116865	2,800297	-1,20314	0	13,4
1995	0,00737741	2,956683	-0,91487	0	15,4
1996	0,02157418	2,290625	-0,77293	0,026471	16,6
1997	0,05020616	2,860546	-0,77882	0,676522	23
1998	0,10638916	3,288467	-0,53635	0,246538	25,6
1999	0,01567749	4,921289	-1,06629	0,166786	27,4
2000	-0,0857612	4,95995	-2,6646	0	32,4
2001	-0,00724272	3,838174	-1,0963	0,004048	42,8
2002	-0,0312477	3,858388	-1,04457	0	48
2003	-0,0196413	3,312629	-0,3138	0	48,6
2004	-0,0293599	3,179199	-0,56881	0	48
Μέσος Όρος	0,0045151	3,427128	-0,95837	0,093364	26,7360

DY-2

Έτος	Αποδόσεις	lnME	ln(BE/ME)	DY(%)	N
1993	0,036158	3,554371	0,207859	0,809167	12
1994	0,009529	2,51107	-0,43825	0,099231	13,4
1995	0,003884	2,594372	-0,4157	0,2125	15,4
1996	0,01816	3,395875	-0,6916	1,301176	16,6
1997	0,066508	3,668307	-0,44228	2,191739	23
1998	0,079184	1,869354	0,488199	1,868077	25,6
1999	0,003719	5,640121	-1,58861	1,134643	27,4
2000	-0,06547	5,059373	-2,45578	0,110606	32,4
2001	-0,00806	4,457551	-1,38866	0,594651	42,8
2002	-0,01839	4,197136	-1,02023	0,505208	48
2003	-0,02528	3,85861	-0,4166	0,829592	48,6
2004	-0,03217	3,285091	-0,25662	0,416667	48
Μέσος Όρος	0,005648	3,674269	-0,70152	0,839438	26,7360

ΘΕΜΕΛΙΩΣΗΣ ΑΝΑΛΥΣΗ ΚΑΙ ΑΠΟΔΟΣΕΙΣ ΜΕΤΟΧΩΝ ΣΤΗ ΕΛΛΑΔΑ

DY-3

Έτος	Αποδόσεις	lnME	ln(BE/ME)	DY(%)	N
1993	0,041071	4,102423	-0,80369	2,540833	12
1994	-0,00523	3,277466	-1,07375	1,177692	13,4
1995	0,025042	3,111791	-0,65091	1,730667	15,4
1996	0,049212	3,795884	-0,71327	2,434118	16,6
1997	0,058278	3,222083	-0,32958	3,764783	23
1998	0,119487	4,050814	-0,58365	3,388077	25,6
1999	0,027548	5,087238	-0,97482	1,996923	27,4
2000	-0,0613	5,36941	-2,34199	0,373438	32,4
2001	0,004322	4,503543	-1,01992	1,20093	42,8
2002	-0,0089	4,310797	-0,83762	1,394375	48
2003	0,000871	2,004627	0,859136	2,18449	48,6
2004	0,001781	3,933102	-0,43745	1,449375	48
Μέσος Όρος	0,021015	3,897431	-0,74229	1,969642	26,7360

DY-4

Έτος	Αποδόσεις	lnME	ln(BE/ME)	DY(%)	N
1993	0,043691	3,820904	-0,43494	3,309091	12
1994	0,026676	3,904036	-0,5891	2,186154	13,4
1995	0,02718	3,824466	-0,72086	2,968	15,4
1996	0,046133	3,357581	-0,66333	3,621875	16,6
1997	0,065984	3,604319	-0,40256	5,507391	23
1998	0,145355	3,590966	-0,37257	4,692917	25,6
1999	0,015489	4,925634	-0,63906	3,055	27,4
2000	-0,04536	5,408973	-1,94684	0,620625	32,4
2001	0,012601	4,672176	-0,8968	1,819535	42,8
2002	0,013424	4,591456	-0,60428	2,35625	48
2003	0,016992	4,313737	-0,26038	3,608125	48,6
2004	0,014366	4,084784	-0,3755	2,564167	48
Μέσος Όρος	0,031878	4,174919	-0,65885	3,025761	26,7360

Μεγάλο DY

Έτος	Αποδόσεις	lnME	ln(BE/ME)	DY(%)	N
1993	0,058296	2,813241472	-0,330939906	7,850769231	12
1994	0,048958	3,056046815	-0,660122825	4,769333333	13,4
1995	0,05154	3,347593405	-0,59104764	5,448666667	15,4
1996	0,081026	3,235714219	-0,450341067	6,04	16,6
1997	0,06737	2,792286401	0,08883764	10,05521739	23
1998	0,169778	2,724506983	0,149091677	8,565769231	25,6
1999	0,02279	4,805651744	-0,326017363	6,261724138	27,4
2000	-0,02492	5,467433119	-1,951123761	1,43875	32,4
2001	0,026235	4,474065658	-0,772126038	4,558604651	42,8
2002	0,024438	4,375417384	-0,677928098	4,58	48
2003	0,019499	4,157896741	0,000772169	8,413541667	48,6
2004	0,043057	4,420637953	-0,647567679	5,264375	48
Μέσος Όρος	0,049005	3,805874325	-0,514042741	6,103895942	26,7360

Πίνακας 3

Αναλυτική παρουσίαση του τρόπου υπολογισμού των αλληλοσυσχετίσεων των μεταβλητών MVE, BE/ME και DY , που παρουσιάζονται στον πίνακα 4.1 του κειμένου

- ο Αλληλοσυσχέτιση των μεταβλητών MVE & BE/ME (Correlation MVE-BE/ME)
- ο Αλληλοσυσχέτιση των μεταβλητών MVE & DY (Correlation MVE- DY)
- ο Αλληλοσυσχέτιση των μεταβλητών BE/ME & DY (Correlation BE/ME - DY)

Έτος	Συσχέτιση MVE και BE/ME ανά έτος	Συσχέτιση MVE και DY ανά έτος	Συσχέτιση BE/ME και DY ανά έτος
1	-0,47836	-0,11246	0,006434
2	-0,47495	0,079055	0,109847
3	-0,44286	0,136603	0,079301
4	-0,31168	0,099844	0,248426
5	-0,41265	-0,10306	0,387769
6	-0,62367	-0,22956	0,3343
7	-0,49782	-0,12286	0,426469
8	0,035214	0,146012	0,257642
9	-0,19525	0,047828	0,179238
10	-0,15994	0,12946	0,127718
11	-0,22556	0,126715	0,10525
12	-0,31131	0,307069	-0,09862
Μέση συσχέτιση	-0,34157	0,042054	0,180315

ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ

- 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 Eleptheriou 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 K, 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, "Debt/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.

ΘΕΜΕΛΙΩΣΗΣ ΑΝΑΛΥΣΗ ΚΑΙ ΑΠΟΔΟΣΕΙΣ ΜΕΤΟΧΩΝ ΣΤΗ ΕΛΛΑΔΑ

- 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 performance", *Journal of Finance*, 52, pp. 57-82
- Chen K. C., D. C. Cheng and G. L. Kite, 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. XLH, 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 stockmarket", *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. Psaradals 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.
- Condoyanni 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.
- Courts 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
- Dissanaik 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.
- Person W. E. and C. R. Harvey, 1991, "The variation of economic risk premiums", *Journal of Political Economy*, 99, pp. 385-415.

- Person W. E. and C. R. Harvey, 1992, "Seasonality and consumption-based asset pricing", *Journal of Finance*, 47, pp. 511-552.
- Person 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. Person, 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 intraday 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 VH-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. Walking, 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, "Tads, 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 hi 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 Stoch 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 seasonally: 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*, 1, 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.
- Santesmases 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.
- Stattman D., 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. Versring, 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 seasonally effects", *Journal of Portfolio Management*, 15, pp. 26-29.
- Ziemba W. T. 1993, "Comment on why a weekend effect?", *Journal of Portfolio Management*, 19, pp. 93-99.

- Διακογιάννης Γ. Π. και Σεργεδάκης Κ. Ν., 1996, "Η επίδραση του συστηματικού κινδύνου και του μεγέθους των εταιριών στην απόδοση των μετοχών του Χρηματιστηρίου Αξιών Αθηνών", Εμπορική Τράπεζα Οικονομική Επιθεώρηση 1996, τεύχος 5, σελ. 4-11.
- Λυρούδη Κ., Λιακάκης Γ. και Χατζηγάγιου, 2003, "Το Φαινόμενο του Μεγέθους των Εταιριών στο Χρηματιστήριο Άξιών Αθηνών", Πανεπιστήμιο Μακεδονίας, Τμήμα Λογιστικής και Χρηματοοικονομικής: Παρουσίαση στο 2 Συνέδριο του Hellenic Finance and Accounting Association, 8 Νοεμβρίου 2003, Αθήνα.
- Μαλλιάρopoulos Δ. Π. και Χαρδούβελης Γ. Α., 1999, "Κίνδυνος, Απόδοση και Μέγεθος Εταιριών 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.

ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ

- Αποστοστολόπουλος Ιωάννης Ν., 2004, 'Ειδικά Θέματα Χρηματοδοτικής Διοικήσεως', Εκδόσεις Αθ. Σταμούλης.
- Βασιλείου Δ., 1999, "Ανάλυση και Διαχείριση Επενδύσεων", Οικονομικό Πανεπιστήμιο Αθηνών.
- Βασιλείου Δ., 2001, "Χρηματοοικονομική Διοίκηση", Οικονομικό Πανεπιστήμιο Αθηνών.
- Καραθανάσης 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 I. 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.