



**ΓΕΩΠΟΝΙΚΟ ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΑΘΗΝΩΝ
ΠΡΟΓΡΑΜΜΑ ΜΕΤΑΠΤΥΧΙΑΚΩΝ ΣΠΟΥΔΩΝ
ΟΡΓΑΝΩΣΗ & ΔΙΟΙΚΗΣΗ ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΕΩΝ ΤΡΟΦΙΜΩΝ ΚΑΙ ΓΕΩΡΓΙΑΣ**

**ΘΕΜΑ ΔΙΠΛΩΜΑΤΙΚΗΣ ΕΡΓΑΣΙΑΣ:
“ΑΠΟΤΙΜΗΣΗ ΜΕΤΟΧΩΝ ΒΑΣΕΙ ΕΤΑΙΡΙΚΩΝ ΔΕΙΚΤΩΝ “**

**Επιμελήθηκε:
Κιτσαντά Ευτυχία**

Τριμελής Επιτροπή :
Κ. Κασιμάτης, Λέκτορας ΟΠΑ
Γ. Καραθανάσης, Καθηγητής ΟΠΑ
Π. Σπαθής, Καθηγητής ΓΠΑ

Επιβλέπων καθηγητής :
Κ. Κασιμάτης, Λέκτορας ΟΠΑ

Αθήνα
Δεκέμβριος 2008

ΠΕΡΙΕΧΟΜΕΝΑ

Εισαγωγή.....	3
Σκοπός της μελέτης.....	4
Περιορισμοί της εργασίας.....	4
Ανασκόπηση της εργασίας.....	5
Κεφάλαιο 2	
Θεωρητικό υπόβαθρο.....	6
Το μονοπαραγοντικό μοντέλο.....	7
Εκτίμηση του beta.....	11
Πολυπαραγοντικά μοντέλα.....	14
Κεφάλαιο 3	
Επισκόπηση προηγούμενων ερευνών.....	18
Συμπεράσματα των ερευνών.....	51
Κεφάλαιο 4	
Δεδομένα και μεθοδολογία.....	55
Κεφάλαιο 5	
Αποτελέσματα.....	58
Συμπεράσματα – Επίλογος.....	67
Αρθρογραφία.....	68
Παράρτημα.....	73

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 1

ΕΙΣΑΓΩΓΗ

Με βάση τη Θεωρία Χαρτοφυλακίου και την έννοια της διαφοροποίησης, ο αντικειμενικός σκοπός ενός επενδυτή είναι η λήψη της πιο επιτυχημένης επενδυτικής απόφασης που συνίσταται στην κατοχή ενός χαρτοφυλακίου το οποίο επιτυγχάνει τη μεγαλύτερη δυνατή απόδοση με το μικρότερο δυνατό κίνδυνο. Ένας μεγάλος αριθμός εμπειρικών ερευνών έχει ασχοληθεί κατά καιρούς με την εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου (beta) από τους Sharpe, Lintner και Black. Με βάση το Capital Asset Pricing Model (CAPM) (α) οι αναμενόμενες αποδόσεις των μετοχών αποτελούν θετική, γραμμική συνάρτηση των betas και (β) τα betas επαρκούν για να περιγράψουν τις αναμενόμενες αποδόσεις. Πλήθος ερευνών έχουν αναπτύξει διαφορετικές μεθοδολογίες για να εξετάσουν κατά πόσο το CAPM επαρκεί για να περιγράψει τις αποδόσεις αλλά και κατά πόσο υπάρχουν άλλοι παράγοντες που εξηγούν καλύτερα τις αναμενόμενες αποδόσεις.

Ειδικότερα, έχει διαπιστωθεί ότι αρκετά χαρακτηριστικά των εταιρειών, όπως το μέγεθος (size), το book-to-market equity (BE/ME), η τιμή (price), το earnings-to-price ratio (E/P), το cash flow yield (C/P), το A/ME (asset-to-market equity), το A/BE (asset-to-book equity), η μερισματική απόδοση (DY) κ.α. σχετίζονται με τις αποδόσεις των μετοχών. Αντιθέτως, δεν έχει παρατηρηθεί στατιστικά σημαντική, θετική σχέση μεταξύ του συστηματικού κινδύνου βήτα και της αναμενόμενης απόδοσης των μετοχών. Τα παραπάνω αναφέρονται συχνά ως χρηματιστηριακές «*ανωμαλίες*», καθώς σε μια αποτελεσματική αγορά δε θα έπρεπε να είναι δυνατή η πραγματοποίηση υπερ-αποδόσεων με βάση εταιρικά χαρακτηριστικά που μπορούν εύκολα να παρατηρηθούν. Η χρησιμότητα των θεμελιωδών κριτηρίων στην πρόβλεψη των τιμών των μετοχών ερευνήθηκε από πολλούς μελετητές ανά τον κόσμο. Οι περισσότεροι από αυτούς έλεγξαν την ερμηνευτική ικανότητα των πιο σημαντικών κριτηρίων που σχετίζονται με τις αποδόσεις και κατέληξαν σε χρήσιμα συμπεράσματα για την ισχύ καθενός. Οι έρευνες αυτές έλαβαν χώρα σε διαφορετικές χρονικές περιόδους και αφορούσαν διαφορετικά χρηματιστήρια και διαφορετικές χώρες. Στη συνέχεια της

εργασίας παρατίθενται ορισμένες από αυτές, ο χρόνος διεξαγωγής τους, ο σκοπός τους, η μεθοδολογία που ακολούθησαν και τα συμπεράσματά τους.

Σκοπός της μελέτης

Όπως έχουμε ήδη τονίσει, αντικειμενικός σκοπός ενός επενδυτή είναι η επίτευξη της μεγαλύτερης δυνατής απόδοσης με το μικρότερο δυνατό κίνδυνο. Σκοπός λοιπόν αυτής της μελέτης είναι να ερευνήσει την ερμηνευτική ικανότητα ορισμένων θεμελιωδών μεταβλητών και την πιθανή επίδρασή τους στην επίτευξη του αντικειμενικού σκοπού του επενδυτή.

Παρά την πληθώρα των ερευνών που έχουν διενεργηθεί για διάφορα χρηματιστήρια ανά τον κόσμο, ελάχιστες είναι οι παρόμοιες μελέτες που στρέφουν την προσοχή τους στον ελληνικό χώρο και το Χρηματιστήριο Αξιών Αθηνών. Αν αναλογιστεί κανείς την αναμφισβήτητη βελτίωση των μεγεθών της ελληνικής οικονομίας, την ανάγκη και τις ικανότητες περαιτέρω ανάπτυξης, το συνεχώς αυξανόμενο ενδιαφέρον των επενδυτών για την ελληνική χρηματιστηριακή αγορά, η ανάγκη για μια πιο εμπειριστατωμένη έρευνα είναι εμφανής.

Για το λόγο αυτό θα επικεντρώσουμε την προσοχή μας στην έρευνα για την ερμηνευτική ικανότητα του συστηματικού κινδύνου βήτα (beta), του μεγέθους της μετοχής (size), της μερισματικής απόδοσης (DY), των δεικτών book to market equity (BE/ME), τιμή προς κέρδη ανά μετοχή (P/E) και αξία συναλλαγών της μετοχής (VO) στο να εξηγούν τις μέσες αποδόσεις του συνόλου των μετοχών του Χρηματιστηρίου Αξιών Αθηνών για την περίοδο 2002-2007. Θα εξετάσουμε συνεπώς αν οι παραπάνω μεταβλητές μπορούν να αποτελέσουν κριτήριο επιλογής μετοχών των εταιρειών της ελληνικής χρηματαγοράς.

Περιορισμοί της εργασίας

Για την παρούσα εργασία συγκεντρώθηκαν στοιχεία για τις εισηγμένες εταιρείες του Χρηματιστηρίου Αξιών Αθηνών, για τις οποίες υπήρχε διαθεσιμότητα στοιχείων,

από τη βάση δεδομένων της Datastream για το χρονικό διάστημα από το 2002 ως το 2007. Συνεπώς, η έρευνά μας περιορίζεται στη συγκεκριμένη πενταετία και επηρεάζεται από τα οικονομικά γεγονότα που τη χαρακτήρισαν. Οποιαδήποτε συμπεράσματα προκύψουν από την έρευνά μας, θα πρέπει κατά συνέπεια να ενταχθούν στο γενικότερο πλαίσιο των γεγονότων της χρονικής αυτής περιόδου.

Παράλληλα, στην παρούσα μελέτη χρησιμοποιήθηκαν ορισμένες από τις αντιπροσωπευτικότερες ερμηνευτικές μεταβλητές για να εξηγήσουν τις αποδόσεις των μετοχών. Υπάρχουν ωστόσο και άλλες σημαντικές μεταβλητές που μπορούν να μελετηθούν, η ερμηνευτική ικανότητα των οποίων ενδέχεται να βρεθεί στατιστικά σημαντική.

Ανασκόπηση της εργασίας

Το υπόλοιπο της εργασίας είναι διαμορφωμένο ως εξής: το κεφάλαιο 2 περιλαμβάνει το θεωρητικό υπόβαθρο πάνω στο οποίο θα βασιστεί η έρευνα που θα ακολουθήσει. Τα υποδείγματα που θα περιγραφούν είναι το μονοπαραγοντικό μοντέλο παλινδρόμησης (single-index model) και τα πολυπαραγοντικά μοντέλα παλινδρόμησης (multi-index models). Στο κεφάλαιο 3 παρουσιάζεται ένα σημαντικό κομμάτι της εγχώριας και διεθνούς αρθρογραφίας, τα εμπειρικά αποτελέσματα και τα συμπεράσματα που προκύπτουν. Ο σκοπός, τα δεδομένα, η μεθοδολογία και τα αποτελέσματα κάθε έρευνας συνοψίζονται σε πίνακα στο παράρτημα.

Το κεφάλαιο 4 αναφέρεται στις πηγές και τον τρόπο συλλογής των στοιχείων που αποτελούν τη βάση δεδομένων. Παράλληλα, περιγράφει λεπτομερώς τη μεθοδολογία που ακολουθήθηκε βήμα προς βήμα. Στο κεφάλαιο 5 παρουσιάζονται αναλυτικά τα αποτελέσματα της έρευνας και διενεργείται ο απαραίτητος σχολιασμός αυτών. Επιπλέον, τα αποτελέσματα συγκρίνονται με τις σχετικές προηγούμενες ερευνητικές εργασίες και εξάγονται πολύτιμα συμπεράσματα. Τέλος, παρατίθεται πίνακας με τη συνολική αρθρογραφία (εγχώρια και διεθνή), καθώς και ορισμένοι πίνακες που προέκυψαν από τις παλινδρομήσεις στο παράρτημα.

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 2: ΘΕΩΡΗΤΙΚΟ ΥΠΟΒΑΘΡΟ

Τα υποδείγματα που θα περιγραφούν είναι το μονοπαραγοντικό μοντέλο παλινδρόμησης (single-index model) και τα πολυπαραγοντικά μοντέλα παλινδρόμησης (multi-index models). Αρχικά, θα εστιάσουμε την προσοχή μας στο μονοπαραγοντικό μοντέλο, το οποίο αποτελεί το αρχαιότερο και πιο ευρέως χρησιμοποιούμενο υπόδειγμα της θεωρίας χαρτοφυλακίου. Σκοπός μας είναι να εξετάσουμε τη φύση και τα χαρακτηριστικά του μοντέλου και να παρουσιάσουμε ορισμένες τεχνικές εκτίμησης. Στη συνέχεια, θα ασχοληθούμε με τα πολυπαραγοντικά μοντέλα και θα συζητήσουμε εναλλακτικούς τρόπους πρόβλεψης των συντελεστών συσχέτισης μεταξύ των αποδόσεων.

Η ανάλυση χαρτοφυλακίου προϋποθέτει τη γνώση της αναμενόμενης απόδοσης και της τυπικής απόκλισης της απόδοσης του χαρτοφυλακίου. Μπορούμε να γράψουμε την αναμενόμενη απόδοση ενός χαρτοφυλακίου ως εξής:

$$\bar{R}_p = \sum_{i=1}^N X_i \bar{R}_i$$

ενώ η τυπική απόκλιση της απόδοσης του χαρτοφυλακίου είναι:

$$\sigma_p = \left[\sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N X_i X_j \sigma_{ij} \right]^{1/2}$$

Από την εξίσωση της αναμενόμενης απόδοσης βλέπουμε ότι χρειαζόμαστε εκτιμήσεις της αναμενόμενης απόδοσης κάθε μετοχής που είναι υποψήφια να περιληφθεί στο χαρτοφυλάκιο. Από την εξίσωση της τυπικής απόκλισης βλέπουμε ότι χρειαζόμαστε εκτιμήσεις της διακύμανσης κάθε μετοχής καθώς και εκτιμήσεις της συσχέτισης μεταξύ κάθε πιθανού ζεύγους μετοχών. Η εκτίμηση της μελλοντικής απόδοσης των μετοχών αποτελεί παραδοσιακά την κύρια δραστηριότητα του αναλυτή μετοχών. Αυτό σημαίνει ότι το λιγότερο που έχει να κάνει είναι να παρέχει εκτιμήσεις των αναμενόμενων αποδόσεων κάθε μετοχής που παρακολουθεί. Ο αναλυτής που εκτιμά την αναμενόμενη

απόδοση μιας μετοχής, θα πρέπει να είναι σε θέση να εκτιμήσει και την αβεβαιότητα αυτής της απόδοσης.

Οι συσχετίσεις όμως, είναι ένα διαφορετικό θέμα. Η ανάλυση χαρτοφυλακίου προϋποθέτει την ύπαρξη εκτιμήσεων των συσχετίσεων μεταξύ όλων των μετοχών που πρόκειται να περιληφθούν στο χαρτοφυλάκιο. Ο αριθμός των εκτιμήσεων αυτών είναι πολύ μεγάλος καθώς οι περισσότεροι χρηματοοικονομικοί οργανισμοί παρακολουθούν πολλές μετοχές.

Το μονοπαραγοντικό μοντέλο

Ο υπερβολικά μεγάλος αριθμός εκτιμήσεων που απαιτούνται για την ανάλυση χαρτοφυλακίου έχει οδηγήσει στην ανάπτυξη σχετικών μοντέλων. Η πιο ευρέως χρησιμοποιούμενη τεχνική για την πρόβλεψη της συσχέτισης μεταξύ των μετοχών, υποθέτει ότι το co-movement των μετοχών οφείλεται στην επίδραση ενός κοινού παράγοντα. Το μοντέλο αυτό ονομάζεται μονοπαραγοντικό μοντέλο και χρησιμοποιείται όχι μόνο για την εκτίμηση της μήτρας συσχέτισης, αλλά και για έλεγχο της αποτελεσματικής αγοράς.

Από την παρατήρηση της πορείας των τιμών των μετοχών προκύπτει ότι όταν η αγορά είναι ανοδική, οι περισσότερες μετοχές αυξάνουν την τιμή τους, ενώ όταν η αγορά είναι καθοδική, η τιμή των περισσότερων μετοχών πέφτει. Ένας πιθανός λόγος συνεπώς που οι αποδόσεις των μετοχών μπορεί να σχετίζονται μεταξύ τους, είναι η κοινή αντίδραση στις αλλαγές της αγοράς. Ένα χρήσιμο μέτρο αυτής της συσχέτισης μπορούμε να πάρουμε συσχετίζοντας την απόδοση μιας μετοχής με την απόδοση του δείκτη της αγοράς. Η απόδοση μιας μετοχής μπορεί να δοθεί από τον τύπο: $R_i = a_i + b_i R_m$ όπου a_i είναι το μέρος της απόδοσης της μετοχής i που είναι ανεξάρτητο από την απόδοση της αγοράς, R_m είναι ο ρυθμός της απόδοσης του δείκτη της αγοράς και b_i είναι μια σταθερά που μετρά την αναμενόμενη μεταβολή του R_i για δεδομένη μεταβολή του R_m .

Η παραπάνω εξίσωση χωρίζει την απόδοση μιας μετοχής σε δύο μέρη: το πρώτο οφείλεται στις μεταβολές της αγοράς ενώ το δεύτερο είναι ανεξάρτητο από την αγορά. Το b_i μετρά την ευαισθησία της απόδοσης της μετοχής στην απόδοση του δείκτη της αγοράς. Ένα $b_i = 2$ σημαίνει ότι η απόδοση μιας μετοχής αναμένεται να αυξηθεί

(μειωθεί) κατά 2% όταν η απόδοση της αγοράς αυξηθεί (μειωθεί) κατά 1%. Ομοίως, ένα $b_i = 0.5$ σημαίνει ότι η απόδοση μιας μετοχής αναμένεται να αυξηθεί (μειωθεί) κατά 0.5% όταν η απόδοση της αγοράς αυξηθεί (μειωθεί) κατά 1%. Ο όρος a_i αποτελεί εκείνο το μέρος της απόδοσης που είναι ανεξάρτητο από την απόδοση της αγοράς. Αν σπάσουμε τον παραπάνω όρο σε δύο κομμάτια, έστω a_i και e_i , όπου a_i η αναμενόμενη τιμή του a_i και e_i ο κατάλοιπος όρος, τότε έχουμε: $a_i = a_i + e_i$, όπου το e_i έχει αναμενόμενη τιμή ίση με μηδέν. Η εξίσωση για την απόδοση μιας μετοχής μπορεί τώρα να πάρει τη μορφή: $R_i = a_i + b_i R_m + e_i$

Η κύρια υπόθεση του μονοπαραγοντικού μοντέλου είναι ότι το e_i είναι ανεξάρτητο από το e_j για κάθε τιμή i και j , δηλαδή $E(e_i e_j) = 0$. Αυτό σημαίνει ότι η μόνη αιτία που οι μετοχές κινούνται μαζί συστηματικά, είναι το κοινό τους co-movement με την αγορά. Ωστόσο, θα πρέπει εδώ να τονιστεί ότι αυτή αποτελεί μια απλουστευμένη υπόθεση και αντιπροσωπεύει μια προσέγγιση μονάχα στην πραγματικότητα. Το πόσο καλά αποδίδει το συγκεκριμένο μοντέλο εξαρτάται από το πόσο καλή είναι αυτή η προσέγγιση. Συνοψίζοντας, έχουμε:

Βασική εξίσωση του μονοπαραγοντικού μοντέλου

$R_i = a_i + b_i R_m + e_i$ για κάθε μετοχή $i = 1, \dots, N$

Εκ κατασκευής

Ο μέσος του $e_i = E(e_i) = 0$ για κάθε μετοχή $i = 1, \dots, N$

Εξ υποθέσεως

1. ~~$E(e_i) = 0$~~ για κάθε μετοχή $i = 1, \dots, N$
2. $E(e_i e_j) = 0$ για κάθε ζεύγος μετοχών $i = 1, \dots, N$ και $j = 1, \dots, N$ αλλά $i \neq j$

Εξ ορισμού

1. Η διακύμανση του $e_i = E(e_i)^2 = \sigma_{ei}^2$ για κάθε μετοχή $i = 1, \dots, N$
2. Η διακύμανση του $R_m = \overline{(R_m - R_m)^2} = \sigma_m^2$

Στη συνέχεια θα υπολογίσουμε την αναμενόμενη απόδοση, την τυπική απόκλιση και τη συνδιακύμανση, όταν χρησιμοποιείται το μονοπαραγοντικό μοντέλο για την ερμηνεία της από κοινού πορείας των μετοχών. Τα αποτελέσματα έχουν ως εξής:

1. Η μέση απόδοση είναι $\bar{R} = \alpha + b\bar{R}_m$.
2. Η διακύμανση της απόδοσης μιας μετοχής είναι $\sigma_i^2 = \beta^2 \sigma_m^2 + \sigma_e^2$.
3. Η συνδιακύμανση των αποδόσεων των μετοχών i και j είναι $\sigma_{ij} = b_i b_j \sigma_m^2$.

Βλέπουμε ότι η αναμενόμενη απόδοση αποτελείται από 2 μέρη: ένα ανεξάρτητο μέρος α_i και ένα εξαρτημένο από την αγορά $b_i \bar{R}_m$. Ομοίως, η διακύμανση έχει κι αυτή 2 μέρη: τον ανεξάρτητο κίνδυνο σ_{ei}^2 και τον εξαρτημένο από την αγορά $b_i^2 \sigma_m^2$. Αντίθετα, η συνδιακύμανση εξαρτάται μόνο από τον κίνδυνο της αγοράς. Αυτό εννοούσαμε πριν όταν είπαμε ότι το μονοπαραγοντικό μοντέλο υποθέτει ότι ο μόνος λόγος που οι μετοχές κινούνται μαζί είναι η κοινή τους αντίδραση στις κινήσεις της αγοράς.

Η αναμενόμενη απόδοση του χαρτοφυλακίου δίνεται από τον τύπο:

$$\bar{R}_p = \sum_{i=1}^N X_i \bar{R}_i$$

Αντικαθιστώντας το \bar{R}_i , έχουμε:

$$\bar{R}_p = \sum_{i=1}^N X_i \alpha_i + \sum_{i=1}^N X_i b_i \bar{R}_m$$

Ορίζουμε το beta ενός χαρτοφυλακίου ως το σταθμισμένο μέσο των betas των μετοχών του χαρτοφυλακίου, όπου η στάθμιση γίνεται με βάση το ποσοστό του χαρτοφυλακίου που έχει επενδυθεί σε κάθε μετοχή. Έτσι έχουμε:

$$b_p = \sum_{i=1}^N X_i b_i$$

Ομοίως, ορίζουμε το alpha ενός χαρτοφυλακίου:

$$\alpha_p = \sum_{i=1}^N \chi_i \alpha_i$$

Έτσι, η εξίσωση της αναμενόμενης απόδοσης ενός χαρτοφυλακίου που βρήκαμε παραπάνω, μπορεί να γραφτεί ως εξής:

$$\bar{R}_p = \alpha_p + b_p \bar{R}_m$$

Αν το χαρτοφυλάκιο P θεωρηθεί ότι είναι το χαρτοφυλάκιο της αγοράς, τότε η αναμενόμενη απόδοσή του θα πρέπει να είναι η \bar{R}_m . Από την παραπάνω εξίσωση, οι μόνες τιμές των b_p και α_p που εξασφαλίζουν ότι $\bar{R}_p = \bar{R}_m$ για οποιαδήποτε τιμή του \bar{R}_m , είναι $\alpha_p = 0$ και $b_p = 1$. Συνεπώς, το beta της αγοράς είναι 1 και οι μετοχές θεωρούνται περισσότερο ή λιγότερο επικίνδυνες από την αγορά, ανάλογα με το αν το beta τους είναι μεγαλύτερο ή μικρότερο της μονάδας.

Ο κίνδυνος του χαρτοφυλακίου του επενδυτή δίνεται από την παρακάτω εξίσωση:

$$\sigma_p^2 = b_p^2 \sigma_m^2 + \sum_{i=1}^N \chi_i^2 \sigma_i^2$$

Ας υποθέσουμε ότι ένας επενδυτής δημιουργεί ένα χαρτοφυλάκιο τοποθετώντας ίσο ποσό χρημάτων σε κάθε μία από N μετοχές. Ο κίνδυνος του συγκεκριμένου χαρτοφυλακίου μπορεί να γραφτεί ως εξής:

$$\sigma_p^2 = b_p^2 \sigma_m^2 + \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \sigma_i^2$$

Στην παραπάνω σχέση, ο τελευταίος όρος μπορεί να εκφραστεί ως 1/N φορές το μέσο κίνδυνο των καταλοίπων του χαρτοφυλακίου. Καθώς αυξάνεται ο αριθμός των μετοχών στο χαρτοφυλάκιο, η σημαντικότητα του κινδύνου αυτού και άρα και του όρου

$$\sum_{i=1}^N \frac{\sigma_{ei}^2}{N}$$

μειώνεται δραστικά. Ο κίνδυνος που δε μειώνεται καθώς αυξάνεται το μέγεθος του χαρτοφυλακίου, είναι αυτός που σχετίζεται με τον όρο b_p . Αν υποθέσουμε ότι ο κίνδυνος των καταλοίπων προσεγγίζει το μηδέν, ο κίνδυνος του χαρτοφυλακίου μπορεί να δοθεί ως εξής:

$$B_p = B_m + B_e = B_m + \sum_{i=1}^N b_i^2 \sigma_m^2 + \sigma_{ei}^2$$

Δεδομένου ότι το σ_m παραμένει το ίδιο, ανεξαρτήτως του ποια μετοχή εξετάζουμε, το μέτρο της συνεισφοράς μιας μετοχής στον κίνδυνο ενός μεγάλου χαρτοφυλακίου είναι το b_i . Ο κίνδυνος μιας μεμονωμένης μετοχής είναι $b_i^2 \sigma_m^2 + \sigma_{ei}^2$. Αφού η επίδραση του σ_{ei}^2 στον κίνδυνο του χαρτοφυλακίου προσεγγίζει το μηδέν, καθώς αυξάνεται το μέγεθος του χαρτοφυλακίου, συνηθίζεται να αποκαλούμε τον παραπάνω κίνδυνο με τον όρο «κίνδυνος διαφοροποίησης». Ωστόσο, η επίδραση του $b_i^2 \sigma_m^2$ στον κίνδυνο του χαρτοφυλακίου δε μειώνεται καθώς αυξάνεται το πλήθος των μετοχών. Μάλιστα, επειδή το σ_m^2 είναι σταθερό, το b_i είναι το μέτρο του μη διαφοροποιήσιμου κινδύνου μιας μετοχής. Κατά συνέπεια, το b_i είναι και το μέτρο του κινδύνου μιας μετοχής γενικότερα, αφού το σ_{ei}^2 μπορεί να ελαχιστοποιηθεί μέσω της διατήρησης ενός αρκετά μεγάλου χαρτοφυλακίου.

Εκτίμηση του beta

Η εφαρμογή του μονοπαραγοντικού μοντέλου προϋποθέτει την ύπαρξη εκτιμήσεων του beta κάθε μετοχής που είναι υποψήφια για να περιληφθεί στο χαρτοφυλάκιο. Οι αναλυτές είναι αυτοί που παρέχουν υποκειμενικές εκτιμήσεις του beta μιας μετοχής ή ενός χαρτοφυλακίου. Επίσης, εκτιμήσεις των μελλοντικών betas μπορούν να γίνουν και μέσω εκτίμησης των betas του παρελθόντος και χρήσης των ιστορικών αυτών betas ως εκτιμήσεις των μελλοντικών betas. Έχει αποδειχθεί ότι τα ιστορικά betas παρέχουν χρήσιμες πληροφορίες για τα μελλοντικά betas. Επιπλέον, έχουν αναπτυχθεί

ορισμένες ενδιαφέρουσες τεχνικές πρόβλεψης, οι οποίες βοηθούν στην αύξηση των πληροφοριών που μπορούν να αντληθούν από ιστορικά δεδομένα. Εξαιτίας αυτού του γεγονότος, ακόμη και οι εταιρείες που επιθυμούν να χρησιμοποιήσουν τις υποκειμενικές εκτιμήσεις των αναλυτών για τα μελλοντικά betas, θα πρέπει να παρέχουν στους αναλυτές τις καλύτερες εκτιμήσεις των betas που είναι διαθέσιμες από ιστορικά δεδομένα. Ο αναλυτής μπορεί μετά να συγκεντρωθεί στην εξέταση πιθανών επιδράσεων που αναμένεται να επηρεάσουν τα betas στο μέλλον. Ας δούμε τώρα πως μπορούμε να εκτιμήσουμε τα ιστορικά betas. Θυμίζουμε ότι η απόδοση μιας μετοχής δίνεται από τον τύπο:

$$R_t = \alpha_i + b_i R_{m,t} + \epsilon_i$$

Η εξίσωση αυτή αναμένεται ότι θα ισχύει σε κάθε χρονική στιγμή, παρόλο που οι τιμές των α_i , b_i και $\sigma_{\epsilon_i}^2$ μπορεί να διαφέρουν. Κοιτάζοντας κανείς τα ιστορικά στοιχεία, δε μπορεί να παρατηρήσει απευθείας τα α_i , b_i και $\sigma_{\epsilon_i}^2$. Αντίθετα, αυτό που μπορεί να παρατηρήσει είναι οι παρελθούσες αποδόσεις της μετοχής και της αγοράς. Αν υποθέσουμε ότι τα α_i , b_i και $\sigma_{\epsilon_i}^2$ είναι σταθερά στην πάροδο του χρόνου, τότε η ίδια εξίσωση αναμένεται να ισχύει σε κάθε χρονική στιγμή.

Παρατηρούμε ότι η εξίσωση της απόδοσης της μετοχής είναι μια ευθεία γραμμή. Αν το $\sigma_{\epsilon_i}^2$ ήταν ίσο με μηδέν, θα μπορούσαμε να εκτιμήσουμε τα α_i και b_i με δύο μόνο παρατηρήσεις. Ωστόσο, η παρουσία της τυχαίας μεταβλητής ϵ_i σημαίνει ότι η πραγματική απόδοση θα παρουσιάζει αποκλίσεις γύρω από την ευθεία γραμμή. Όσο μεγαλύτερο είναι το $\sigma_{\epsilon_i}^2$, τόσο μεγαλύτερες θα είναι και οι αποκλίσεις των αποδόσεων γύρω από την ευθεία γραμμή.

Για την εκτίμηση του beta για μια εταιρεία για την περίοδο από $t = 1$ ως $t = 60$ μέσω ανάλυσης παλινδρόμησης χρησιμοποιούμε τον τύπο:

$$b_i = \frac{\sigma_{m,t}^2}{\sigma_m^2} \frac{\sum_{t=1}^{60} (R_{it} - \bar{R}_i)(R_{mt} - \bar{R}_m)}{\sum_{t=1}^{60} (R_{mt} - \bar{R}_m)^2}$$

και για την εκτίμηση του alpha χρησιμοποιούμε τον τύπο:

$$\alpha = \bar{R}_i - b_i \bar{R}_m$$

Οι τιμές των α_i και b_i που παίρνουμε μέσω της ανάλυσης παλινδρόμησης, είναι εκτιμήσεις των πραγματικών α_i και b_i μιας μετοχής. Κατά συνέπεια, ως εκτιμήσεις, υπάρχει πιθανότητα να μην είναι σωστές και οι τιμές τους να διαφέρουν από τις πραγματικές τιμές των α_i και b_i για τη συγκεκριμένη περίοδο που εξετάζεται. Επιπλέον, η όλη διαδικασία περιπλέκεται περισσότερο από το γεγονός ότι τα α_i και b_i δεν είναι στατικά στο χρόνο. Αντίθετα, αναμένεται να μεταβάλλονται καθώς μεταβάλλονται και τα θεμελιώδη χαρακτηριστικά των εταιρειών. Για παράδειγμα, το b_i , ως μέτρο κινδύνου, σχετίζεται άμεσα με την κεφαλαιακή διάρθρωση της εταιρείας και συνεπώς, θα μεταβάλλεται όταν αλλάζει η κεφαλαιακή διάρθρωση. Παρά την πιθανότητα να κάνουμε λάθος στη μέτρηση του πραγματικού b_i λόγω πιθανών μεταβολών του κατά τη διάρκεια του χρόνου, ο πιο άμεσος τρόπος για να προβλέψουμε τη μελλοντική τιμή του b_i είναι να χρησιμοποιήσουμε την εκτίμηση του b_i που μας παρέχει η ανάλυση παλινδρόμησης για μια περίοδο του παρελθόντος.

Για να μετρήσουμε την ακρίβεια των ιστορικών betas θα πρέπει να εξετάσουμε τη σχέση μεταξύ των betas για μια περίοδο και των betas για την επόμενη περίοδο. Τόσο ο Blume όσο και ο Levy, έχουν εξετάσει ενδελεχώς τη σχέση μεταξύ των betas στην πάροδο του χρόνου. Ο Blume υπολόγισε τα betas κάνοντας χρήση time series regressions για μηνιαία δεδομένα εφταετών nonoverlapping περιόδων. Δημιούργησε betas για χαρτοφυλάκια μιας μετοχής, δύο μετοχών, τεσσάρων μετοχών κ.ο.κ. ως και χαρτοφυλάκια πενήντα μετοχών, και για κάθε χαρτοφυλάκιο εξέτασε τη συσχέτιση των betas μιας περιόδου με τα betas μιας άλλης περιόδου.

Το συμπέρασμα στο οποίο κατέληξε είναι ότι τα betas μεγάλων χαρτοφυλακίων παρέχουν σημαντική πληροφόρηση για τα μελλοντικά betas αυτών των χαρτοφυλακίων. Αντίθετα, τα betas μεμονωμένων μετοχών παρέχουν πολύ λιγότερη πληροφόρηση για τα μελλοντικά betas των συγκεκριμένων μετοχών. Ένας πιθανός λόγος που τα betas μιας περιόδου διαφέρουν από τα betas μιας άλλης περιόδου είναι ότι ο κίνδυνος της μετοχής ή του χαρτοφυλακίου μπορεί να μεταβληθεί. Ένας δεύτερος λόγος είναι ότι τα betas κάθε περιόδου μετρώνται με ένα random error και όσο μεγαλύτερο αυτό το σφάλμα, τόσο

μικρότερη θα είναι η προβλεπτική ικανότητα των betas μιας περιόδου για τα betas της επόμενης περιόδου.

Οι μεταβολές στα betas των μετοχών θα διαφέρουν από μετοχή σε μετοχή. Κάποια από αυτά θα αυξηθούν και κάποια από αυτά θα μειωθούν, ωστόσο οι μεταβολές αυτές τείνουν να αλληλοεξουδετερώνονται μέσα σε ένα χαρτοφυλάκιο και γι' αυτόν ακριβώς το λόγο τα betas των χαρτοφυλακίων μεταβάλλονται λιγότερο από τα betas των μεμονωμένων μετοχών. Ομοίως, το σφάλμα κατά την εκτίμηση του beta μεμονωμένων μετοχών εξαλείφεται μέσα σε ένα μεγάλο χαρτοφυλάκιο. Συνεπώς, το beta ενός χαρτοφυλακίου μπορεί να υπολογιστεί με μικρότερο σφάλμα από το beta μιας μετοχής και άρα τα ιστορικά betas των χαρτοφυλακίων προβλέπουν με μεγαλύτερη ακρίβεια τα μελλοντικά betas από ότι τα ιστορικά betas των μετοχών.

Παρόλο που το μονοπαραγοντικό μοντέλο αναπτύχθηκε για να διευκολύνει τη διαχείριση χαρτοφυλακίου, ένα άλλο μοντέλο, γνωστό ως το **μοντέλο της αγοράς** (market model), με λιγότερο περιοριστική μορφή, έχει χρησιμοποιηθεί ευρύτατα στο χρηματοοικονομικό χώρο. Το μοντέλο της αγοράς είναι ίδιο με το μονοπαραγοντικό μοντέλο, με τη διαφορά ότι δε γίνεται η υπόθεση $\text{cov}(e_i, e_j) = 0$. Το μοντέλο ξεκινά με την απλή γραμμική σχέση των αποδόσεων με την αγορά

$$R_i = \alpha_i + b_i R_m + e_i$$

και παρέχει την αναμενόμενη τιμή για κάθε μετοχή

$$\bar{R}_i = \alpha_i + b_i \bar{R}_m$$

Δεδομένου ότι δεν κάνει την υπόθεση ότι όλες οι συνδιακυμάνσεις μεταξύ των μετοχών οφείλονται σε μια κοινή συνδιακύμανση με την αγορά, δεν οδηγεί στις απλές εκφράσεις του κινδύνου του χαρτοφυλακίου που προκύπτουν από το μονοπαραγοντικό μοντέλο.

Πολυπαραγοντικά μοντέλα

Μετά την ανάλυση του μονοπαραγοντικού μοντέλου, ας περάσουμε τώρα σε μια άλλη τεχνική που χρησιμοποιείται συχνά για την πρόβλεψη της συσχέτισης μεταξύ των αποδόσεων των μετοχών. Η τεχνική αυτή χρησιμοποιεί πολυπαραγοντικά μοντέλα, στην

προσπάθειά της να συλλάβει τις επιδράσεις εκείνες που δε σχετίζονται με την αγορά και οι οποίες ωθούν τις μετοχές να κινούνται μαζί. Η έρευνα για επιδράσεις που δε σχετίζονται με την αγορά αποτελεί έρευνα για ένα σετ οικονομικών παραγόντων που οδηγούν σε κοινή πορεία των τιμών των μετοχών, πέρα από αυτή που οφείλεται στο δείκτη της αγοράς. Ενώ είναι εύκολο να βρει κανείς ένα σετ από δείκτες που να σχετίζεται με επιδράσεις εκτός αγοράς για οποιαδήποτε χρονική περίοδο, δεν είναι και τόσο εύκολο να βρεθεί ένα σετ που να μπορεί να προβλέψει συνδιακυμάνσεις που δε σχετίζονται με την αγορά.

Το μονοπαραγοντικό μοντέλο έχει ως βασική υπόθεση ότι οι τιμές των μετοχών κινούνται μαζί μονάχα εξαιτίας της κοινής τους πορείας με την αγορά. Πολλοί ερευνητές έχουν βρει ότι υπάρχουν επιδράσεις που δε σχετίζονται με την αγορά, οι οποίες ωθούν τις μετοχές να κινούνται μαζί. Για παράδειγμα, ο King το 1966, έδειξε την ύπαρξη βιομηχανικών επιδράσεων. Για το χειρισμό των επιπρόσθετων επιδράσεων, έχει διατυπωθεί το γενικό πολυπαραγοντικό μοντέλο.

Όσον αφορά το μοντέλο αυτό, οι επιπρόσθετες πηγές συνδιακύμανσης μεταξύ των μετοχών μπορούν να εισαχθούν στις εξισώσεις του κινδύνου και της απόδοσης, απλά προσθέτοντας τις επιπρόσθετες αυτές επιδράσεις στη γενική εξίσωση της απόδοσης. Ας υποθέσουμε ότι η απόδοση μιας μετοχής είναι συνάρτηση της απόδοσης της αγοράς, των μεταβολών του επιπέδου των επιτοκίων και ενός σετ βιομηχανικών δεικτών. Αν R_i είναι η απόδοση της μετοχής i , τότε η απόδοση αυτή σε σχέση με τους παράγοντες που επιδρούν σε αυτήν, μπορεί να γραφτεί ως εξής:

$$R_i = \alpha_i + \beta_i R_m + \gamma_j I_j + \epsilon_i$$

όπου όλα τα I_j είναι ασυσχέτιστα μεταξύ τους.

Εκτός από τους δείκτες, είναι αρκετά βολικό να είναι και τα κατάλοιπα ασυσχέτιστα με κάθε δείκτη. Αυτό σημαίνει ότι πρέπει $E(\epsilon_i | I_j) = 0$ για κάθε j , δηλαδή η ικανότητα της εξίσωσης του πολυπαραγοντικού μοντέλου να περιγράφει την απόδοση μιας μετοχής είναι ανεξάρτητη από την τιμή του κάθε δείκτη. Όταν εκτιμώνται οι παράμετροι του μοντέλου μέσω ανάλυσης παλινδρόμησης, όπως γίνεται συνήθως,

αυτό θα ισχύει για τη χρονική περίοδο κατά την οποία εφαρμόζεται το μοντέλο. Συνοπτικά, για το πολυπαραγοντικό μοντέλο έχουμε:

Βασική εξίσωση

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_{ij} I_{jt} + \epsilon_{it}, \text{ για κάθε μετοχή } i = 1, \dots, N$$

Εξ ορισμού

1. Η διακύμανση των καταλοίπων της μετοχής i είναι $\sigma_{\epsilon_i}^2$ όπου $i = 1, \dots, N$
2. Η διακύμανση του δείκτη j είναι $\sigma_{I_j}^2$ όπου $j = 1, \dots, L$

Εκ κατασκευής

1. Ο μέσος των c_i είναι $E(c_i) = 0$ για κάθε μετοχή $i = 1, \dots, N$
2. Η συνδιακύμανση μεταξύ των δεικτών j και k είναι $E(I_j I_k) = 0$ για όλους τους δείκτες, όπου $j = 1, \dots, L$ και $k = 1, \dots, L$ ($j \neq k$)
3. Η συνδιακύμανση μεταξύ των καταλοίπων της μετοχής i και του δείκτη j είναι $E(\epsilon_i I_j) = 0$ για κάθε μετοχή και δείκτη, όπου $i = 1, \dots, N$ και $j = 1, \dots, L$

Εξ υποθέσεως

Η συνδιακύμανση μεταξύ των c_i και c_j είναι μηδέν ($E(c_i c_j) = 0$) για κάθε μετοχή, όπου $i = 1, \dots, N$ και $j = 1, \dots, N$ ($j \neq i$)

Η υπόθεση του πολυπαραγοντικού μοντέλου είναι ότι $E(c_i c_j) = 0$. Η υπόθεση αυτή τονίζει ότι ο μόνος λόγος που οι μετοχές κινούνται μαζί είναι το κοινό τους co-movement με το σεντ των δεικτών που έχουν οριστεί στο μοντέλο. Δεν υπάρχουν άλλοι παράγοντες πέρα από αυτούς τους δείκτες που να συμβάλλουν στο co-movement μεταξύ δύο μετοχών. Αυτή είναι μια απλούστευση που αποτελεί μια προσέγγιση μόνο της πραγματικότητας. Η απόδοση του μοντέλου θα εξαρτηθεί από το πόσο ακριβής είναι αυτή η προσέγγιση. Αυτό, με τη σειρά του, θα εξαρτηθεί από το πόσο καλά μπορούν οι δείκτες που έχουμε επιλέξει, να αντικατοπτρίσουν το co-movement μεταξύ των μετοχών.

Η αναμενόμενη απόδοση, η διακύμανση και η συνδιακύμανση μεταξύ των μετοχών, όταν εφαρμόζεται το πολυπαραγοντικό μοντέλο, έχουν ως εξής:

1. Αναμενόμενη απόδοση

$$\bar{R}_i = \bar{a}_i + \sum_{j=1}^n \bar{b}_{ij} \bar{I}_j$$

2. Διακύμανση

$$\sigma_{ii}^2 = \sum_{j=1}^n \sum_{k=1}^n \bar{b}_{ij} \bar{b}_{ik} \sigma_{jk}^2$$

3. Συνδιακύμανση

$$\sigma_{ij} = \sum_{k=1}^n \bar{b}_{ik} \bar{b}_{jk} \sigma_{kk}^2$$

Από τις παραπάνω εξισώσεις, είναι φανερό ότι η αναμενόμενη απόδοση και ο κίνδυνος μπορούν να εκτιμηθούν για κάθε χαρτοφυλάκιο, αρκεί να έχουμε εκτιμήσεις του a_i για κάθε μετοχή, εκτιμήσεις του b_{ik} για κάθε μετοχή με κάθε δείκτη, εκτίμηση του σ_{ci}^2 για κάθε μετοχή και τέλος, εκτίμηση του μέσου (\bar{I}_j) και της διακύμανσης σ_{ij}^2 για κάθε δείκτη.

Το μοντέλο αυτό μπορεί επίσης να εφαρμοστεί, αν οι αναλυτές παρέχουν εκτιμήσεις της αναμενόμενης απόδοσης κάθε μετοχής, της διακύμανσης των αποδόσεων κάθε μετοχής, του b_{ik} μεταξύ κάθε μετοχής i και κάθε δείκτη k και των μέσων και διακυμάνσεων κάθε δείκτη. Ο αριθμός των εκτιμήσεων παραμένει ο ίδιος, όμως τα δεδομένα είναι τώρα σε πιο οικείους όρους.

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 3: ΕΠΙΣΚΟΠΗΣΗ ΠΡΟΗΓΟΥΜΕΝΩΝ ΕΡΕΥΝΩΝ

Στο παρόν κεφάλαιο θα επιχειρήσουμε να παρουσιάσουμε στον αναγνώστη ένα αντιπροσωπευτικό δείγμα των ερευνητικών άρθρων που έχουν γραφτεί παγκοσμίως σχετικά με την ικανότητα του CAPM να περιγράφει τις αποδόσεις, αλλά και την ύπαρξη άλλων παραγόντων που εξηγούν καλύτερα τις αποδόσεις αυτές. Η χρησιμότητα των θεμελιωδών κριτηρίων στην πρόβλεψη των τιμών των μετοχών ερευνήθηκε από πολλούς μελετητές ανά τον κόσμο. Οι περισσότεροι από αυτούς έλεγξαν την ερμηνευτική ικανότητα των πιο σημαντικών κριτηρίων που σχετίζονται με τις αποδόσεις και κατέληξαν σε χρήσιμα συμπεράσματα για την ισχύ καθενός. Οι έρευνες αυτές έλαβαν χώρα σε διαφορετικές χρονικές περιόδους και αφορούσαν διαφορετικά χρηματιστήρια και διαφορετικές χώρες. Στη συνέχεια παρατίθενται ορισμένες από αυτές τις έρευνες, ο χρόνος και ο τόπος διεξαγωγής τους, ο σκοπός για τον οποίο πραγματοποιήθηκαν, η μεθοδολογία που ακολούθησαν καθώς και τα συμπεράσματα στα οποία οδήγησαν.

Ο **Basu (1977)** εξέτασε την ισχύ της Efficient Market Hypothesis ελέγχοντας την ερμηνευτική ικανότητα του δείκτη P/E. Το δείγμα που χρησιμοποίησε ήταν από την COMPUSTAT και περιλάμβανε μετοχές του NYSE. Χρησιμοποίησε ως κριτήρια επιλογής του δείγματός του εισηγμένες στο Χρηματιστήριο της Νέας Υόρκης εταιρείες από το 1956 ως το 1969.

Αρχικά υπολόγισε το δείκτη τιμής προς κέρδη P/E για κάθε μετοχή και τις ταξινόμησε σε πέντε χαρτοφυλάκια A, B, Γ, Δ, E. Στο χαρτοφυλάκιο A τοποθετήθηκαν μετοχές με υψηλό λόγο τιμής προς κέρδη ανά μετοχή, στο B μετοχές με χαμηλότερο P/E κ.ο.κ. Στο χαρτοφυλάκιο E τοποθετήθηκαν μετοχές με το χαμηλότερο P/E. Καθώς όμως οι επενδυτές δε μπορούν να έχουν πρόσβαση στις χρηματοοικονομικές καταστάσεις των εταιρειών εφόσον αυτές δημοσιεύονται τους 3 πρώτους μήνες του χρόνου, για την εξαγωγή ασφαλέστερων αποτελεσμάτων, τα χαρτοφυλάκια θεωρείται ότι αγοράστηκαν την 1^η Απριλίου κάθε έτους. Οι δείκτες αναθεωρούνταν κάθε 1^η Απριλίου και για 14

χρόνια (Απρίλιος 1957 - Μάρτιος 1971) και καταγράφονταν οι αποδόσεις του κάθε χαρτοφυλακίου. Εφαρμόζοντας τη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων, το αποτέλεσμα που προέκυψε ήταν ότι τα δύο χαρτοφυλάκια με το χαμηλότερο P/E (χαρτοφυλάκια Δ και Ε) είχαν μέση απόδοση 13,5% και 16,3% το χρόνο καθ' όλη τη διάρκεια των 14 χρόνων, ενώ αντίθετα εκείνα με το υψηλότερο P/E (χαρτοφυλάκια Α και Β) είχαν μέση απόδοση 9,3% και 9,5% το χρόνο. Επιπλέον, η υψηλότερη απόδοση των χαρτοφυλακίων με το χαμηλότερο P/E δεν οφειλόταν σε υψηλότερο βαθμό συστηματικού κινδύνου: ο συστηματικός κίνδυνος των Δ, Ε ήταν μικρότερος από αυτόν των χαρτοφυλακίων Α και Β. Αν υποθεθεί κανονικότητα, η διαφορά αυτή στις αποδόσεις είναι στατιστικά σημαντική σε επίπεδο σημαντικότητας 5%.

Σημαντικό πόρισμα της μελέτης του Basu είναι ότι κατά την περίοδο από τον Απρίλιο του 1957 ως το Μάρτιο του 1971 τα χαρτοφυλάκια με μετοχές χαμηλού P/E είχαν κατά μέσο όρο υψηλότερη risk adjusted απόδοση από τα χαρτοφυλάκια μετοχών υψηλού P/E. Επιπλέον, η συμπεριφορά των αποδόσεων των μετοχών για την ίδια χρονική περίοδο, δεν περιγράφεται απόλυτα από την Υπόθεση της Αποτελεσματικής Αγοράς. Η πληροφορία του P/E δεν αντικατοπτρίζεται πλήρως στις τιμές των μετοχών με τόσο γρήγορο τρόπο όπως περιγράφει η Efficient Market Hypothesis. Αντίθετα, παρατηρούνται χρονικές καθυστερήσεις (lags) και ανισορροπίες κατά την εξεταζόμενη περίοδο.

Ο **Reinganum (1980)** μελέτησε αν κάποια χαρτοφυλάκια σχηματισμένα με βάση τις μεταβλητές size και E/P επιτυγχάνουν αποδόσεις διαφορετικές από αυτές που προβλέπει το CAPM. Το δείγμα του αποτελείτο από 566 εταιρείες εισηγμένες στο New York Stock Exchange και το American Stock Exchange και περιλάμβανε τριμηνιαία κέρδη, ξεκινώντας από το τελευταίο τρίμηνο του 1975 (συνολικά οκτώ τρίμηνα). Αρχικά υπολογίστηκαν οι τριμηνιαίοι δείκτες E/P των εταιρειών του δείγματος και βάση αυτών οι εταιρείες χωρίστηκαν σε χαρτοφυλάκια ως εξής: οι 20 μετοχές με τη μικρότερη θετική τιμή του δείκτη E/P τοποθετήθηκαν στο χαρτοφυλάκιο «low E/P» και οι 20 μετοχές με τη μεγαλύτερη τιμή του δείκτη αυτού στο χαρτοφυλάκιο «high E/P». Κάθε χαρτοφυλάκιο υποδιαιρείται σε 2 υποχαρτοφυλάκια (από 10 μετοχές στο καθένα) ίσα

σταθμισμένων μετοχών, από τα οποία το ένα περιλαμβάνει τις μετοχές με τα μεγαλύτερα betas και το άλλο με τα μικρότερα betas. Τα 2 υποχαρτοφυλάκια αυτά σταθμίστηκαν με τέτοιο τρόπο ώστε το beta του όλου χαρτοφυλακίου στο οποίο περιλαμβάνονταν να είναι ίσο με 1. Το αποτέλεσμα είναι τα χαρτοφυλάκια «low E/P» και «high E/P» να έχουν τον ίδιο κίνδυνο beta. Τα αποτελέσματα των t-tests έδειξαν ότι οι μετοχές με υψηλό δείκτη E/P επιτυγχάνουν υψηλότερες αποδόσεις από εκείνες με χαμηλό E/P. Και το σημαντικότερο από όλα ήταν ότι οι μη κανονικές αποδόσεις διατηρούνται για τουλάχιστον 6 μήνες. Με βάση τα παραπάνω, ο ερευνητής κατέληξε στο συμπέρασμα ότι το CAPM είναι λάθος.

Στη συνέχεια ακολούθησε την ίδια ακριβώς διαδικασία χρησιμοποιώντας όμως ετήσιες και όχι μηνιαίες τιμές της μεταβλητής E/P. Ο λόγος ήταν ότι η χρήση ετησίων τιμών μειώνει την εποχικότητα των τριμηνιαίων τιμών. Απαραίτητη προϋπόθεση για να περιληφθεί η εταιρεία σ' αυτό το νέο δείγμα, ήταν το τέλος της οικονομικής της χρήσης να είναι το Δεκέμβριο, και επιπλέον τα ετήσια κέρδη και η τρέχουσα τιμή των μετοχών της να είναι διαθέσιμα στις βάσεις δεδομένων Compustat και CRSP αντίστοιχα. Οι ημερήσιες αποδόσεις των μετοχών με τις υψηλότερες τιμές της μεταβλητής E/P τοποθετήθηκαν στο χαρτοφυλάκιο 10, αυτές με τις μικρότερες στο χαρτοφυλάκιο 1 κ.ο.κ. Τα αποτελέσματα ήταν παρόμοια: οι μέσες αποδόσεις των μετοχών με υψηλό E/P είναι μεγαλύτερες από εκείνες των μετοχών με χαμηλό E/P, και η διαφορά αυτή στις αποδόσεις διατηρείται για τουλάχιστον δύο έτη από το σχηματισμό των χαρτοφυλακίων.

Κατά τον έλεγχο αυτό παρατηρήθηκε ότι οι μετοχές που περιλαμβάνονταν στο χαρτοφυλάκιο 10, το οποίο πέτυχε τη μεγαλύτερη απόδοση, ήταν κυρίως μετοχές του AMEX. Κατά κανόνα στο AMEX διαπραγματεύονται μετοχές μικρότερου μεγέθους σε σχέση με το NYSE. Το επόμενο θέμα που απασχόλησε τον ερευνητή ήταν κατά πόσο η επίδραση του μεγέθους είναι ανεξάρτητη από την επίδραση του δείκτη E/P. Έτσι κατασκεύασε χαρτοφυλάκια με βάση την ίδια ακριβώς διαδικασία με πριν, αυτή τη φορά όμως με βάση το μέγεθος της εταιρείας (market value). Τα αποτελέσματα έδειξαν θετική υπερβάλλουσα μέση απόδοση στα 2 χαρτοφυλάκια με τις μετοχές με το μικρότερο

μέγεθος. Ακόμη, τα αποτελέσματα έδειξαν ότι η επίδραση της μεταβλητής του μεγέθους είναι μεγαλύτερη από την επίδραση της μεταβλητής E/P.

Ο **Basu (1983)** ανέλυσε τα εμπειρικά τεστ των Banz (1981) και Reinganum (1981) σχετικά με την επίδραση του μεγέθους στις μέσες αποδόσεις, χρησιμοποιώντας διαφορετική δειγματική περίοδο και χαρτοφυλάκια μετοχών με βάση τόσο το μέγεθος όσο και το E/P. Μ' αυτόν τον τρόπο βρήκε ότι οι αποδόσεις των μετοχών εταιρειών μικρής κεφαλαιοποίησης ενέχουν μεγαλύτερο κίνδυνο από τις αποδόσεις των μετοχών εταιρειών μεγάλης κεφαλαιοποίησης. Σε ένα από τα τεστ του, ο Basu κατέταξε τις μετοχές σε χαρτοφυλάκια με διαφορετικά E/P αλλά ίδιο μέγεθος, καταλήγοντας στο συμπέρασμα ότι μετοχές με υψηλό E/P έχουν θετικές και στατιστικά σημαντικές αποδόσεις.

Αντιθέτως, όταν οι μετοχές κατατάσσονται σε χαρτοφυλάκια με διαφορετικό size και ίδιο E/P, οι αποδόσεις τους δε σχετίζονται σημαντικά με το μέγεθος για την περίοδο 1963-1980. Κατά συνέπεια, τα αποτελέσματα της έρευνάς του έρχονται σε αντίθεση με το συμπέρασμα του Reinganum ότι η επίδραση του μεγέθους υπερκαλύπτει την επίδραση του E/P. Τέλος, ο Basu τόνισε ότι υπάρχει μια αλληλεπίδραση μεταξύ μεγέθους και E/P αφού το μέγεθος των αποδόσεων είναι μεγαλύτερο για μικρές εταιρείες με υψηλό E/P.

Οι **Fama & French (1988)** μελέτησαν την ικανότητα του δείκτη μερισματικής απόδοσης στην πρόβλεψη των αποδόσεων των μετοχών και κατέληξαν σε σημαντικά συμπεράσματα για την ερμηνευτική ικανότητά του. Χρησιμοποίησαν το δείκτη dividend per share / price per share (D/P) για να προβλέψουν value-weighted και equally-weighted χαρτοφυλάκια του χρηματιστηρίου της Νέας Υόρκης για χρονικό ορίζοντα από ένα μήνα ως και τέσσερα έτη. Ο δείκτης μερισματικής απόδοσης υπολογίστηκε ως εξής: η τιμή $P(t-1)$ είναι ίση με το μέρισμα ανά μετοχή από την περίοδο t ως την περίοδο $t-1$ δηλαδή $D(t)$, προς τη διαφορά του επιτοκίου της αγοράς r μείον το ρυθμό αύξησης των μερισμάτων g . Δηλαδή $P(t-1) = D(t) / r-g$. Συνεπώς, ο δείκτης μερισματικής απόδοσης είναι $D(t) / P(t-1) = r-g$. Στη συνέχεια έκαναν παλινδρομήσεις με τη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων (OLS) της μορφής $r(t,t + T) = a(T) + b(T) Y(t) + \varepsilon(t,t + T)$ όπου

Τ είναι ο χρονικός ορίζοντας ενός μήνα, ενός τριμήνου και από ένα έως τέσσερα έτη, και $Y(t)$ η μεταβλητή της μερισματικής απόδοσης. Το δείγμα αφορούσε τη χρονική περίοδο από το 1927 ως το 1986.

Αν αυξηθεί το discount rate r και τα μερίσματα που δίνονται παραμείνουν σταθερά, τότε έχουμε μια μη αναμενόμενη μείωση της τιμής, σύμφωνα με τον παραπάνω τύπο. Άρα η μείωση αυτή της τιμής θα έχει επίπτωση στη μεταβλητή μερισματικής απόδοσης (D/P) ή $Y(t)$ όπως περιέχεται στο μοντέλο. Έτσι προκύπτει upward bias στην περίπτωση που η μεταβλητή της μερισματικής ικανότητας έχει forecasting ability σε σχέση με τις αποδόσεις. Η επίδραση αυτή ονομάστηκε discount rate effect.

Έγιναν OLS regressions για 2 διαφορετικούς τύπους αποδόσεων: για ονομαστικές και για πραγματικές αποδόσεις, και τα αποτελέσματα σε γενικές γραμμές δεν παρουσίασαν σημαντικές διαφορές. Επιπλέον, έγιναν διαφορετικές παλινδρομήσεις με ερμηνευτική μεταβλητή το λόγο $D(t) / P(t-1)$ και άλλες με ερμηνευτική μεταβλητή το λόγο $D(t) / P(t)$. Οι πρώτες έδειξαν ότι οι αναμενόμενες αποδόσεις παρουσιάζουν διακυμάνσεις σε σχέση με τη μεταβλητή $D(t) / P(t-1)$, αλλά και για την ερμηνευτική μεταβλητή $D(t) / P(t)$ προέκυψε προβλεπτική ικανότητα για την περίοδο 1927-1986, και ειδικότερα για τις υποπεριόδους 1941-1986 και 1957-1986. Στη συνέχεια έκαναν παλινδρομήσεις για την ερμηνευτική ικανότητα του δείκτη E/P στο δείκτη S&P του χρηματιστηρίου της Νέας Υόρκης και κατέληξαν στο συμπέρασμα ότι η ερμηνευτική ικανότητα και αυτής της μεταβλητής αυξάνεται όσο μεγαλώνει ο return horizon. Συγκρίνοντας την επίδραση των 2 μεταβλητών (E/P) και (D/P) στις αποδόσεις κατέληξαν στο συμπέρασμα ότι η πρώτη έχει μικρότερη ερμηνευτική ικανότητα.

Οι ερευνητές θέλησαν να κάνουν και out-of-sample forecasts για την εξαγωγή ασφαλέστερων συμπερασμάτων. Προέβλεψαν τις αποδόσεις για τη χρονική περίοδο 1967-1986 και οι διαφορές που προέκυψαν μεταξύ in-sample και out-of-sample forecasts ήταν μικρές. Το βασικό συμπέρασμα της παρούσας μελέτης είναι ότι η προβλεπτική ικανότητα της εξεταζόμενης μεταβλητής της μερισματικής απόδοσης αυξάνεται με την αύξηση του return horizon.

Οι **Jeffrey Jaffe, Donald B. Keim & Randolph Westerfield (1989)** μελέτησαν την επίδραση των μεταβλητών του μεγέθους (size) και earnings to price ratio (E/P) στις αποδόσεις των μετοχών. Σε ανάλογες προηγούμενες έρευνες ο Reinganum κατέληξε στο συμπέρασμα ότι η μεταβλητή του μεγέθους κυριαρχεί αυτής του E/P, ο Basu ότι η μεταβλητή E/P κυριαρχεί αυτής του μεγέθους, ενώ οι Cook & Rozeff έδωσαν ίση βαρύτητα και στις 2 αυτές μεταβλητές. Οι Jaffe, Keim & Westerfield εξήγησαν ότι η ανικανότητα της υπάρχουσας αρθρογραφίας να διαχωρίσει τις 2 επιδράσεις μπορεί να οφείλεται στη χρήση μικρών χρονικών περιόδων ανάλυσης, καθώς επίσης και στην αδυναμία να διαχωριστεί η επίδραση του μηνός Ιανουαρίου από τους υπόλοιπους μήνες του χρόνου. Θέλησαν να ξεμπερδέψουν τις 2 επιδράσεις με τη χρήση βελτιωμένων στατιστικών τεχνικών.

Πιο συγκεκριμένα, χρησιμοποίησαν μεγαλύτερη περίοδο στο δείγμα τους (1951-1986), τα δεδομένα που έλαβαν υπόψη δεν είχαν σημαντικά survivor biases, εφάρμοσαν seemingly unrelated regression test, και έδωσαν έμφαση στις σημαντικές διαφορές μεταξύ Ιανουαρίου και των υπολοίπων μηνών του χρόνου. Τα στοιχεία των κερδών από τα αρχεία της Compustat είναι δεκτικά δύο διαφορετικών ειδών biases σύμφωνα με τους Banz and Breen: α) του ex post selection bias, που οφείλεται κυρίως στο ότι στα αρχεία αυτά δεν περιλαμβάνονται non-surviving εταιρείες και β) του look-ahead bias που οφείλεται κυρίως στο ότι στη μελέτη χρησιμοποιούνται στοιχεία που δεν έχουν γίνει ακόμη γνωστά στους επενδυτές. Η εκτίμηση της επίδρασης της μεταβλητής E/P είναι ευαίσθητη στο look-ahead bias και μπορεί να αντιμετωπιστεί υπολογίζοντας το δείκτη με κέρδη της 31^{ης} Δεκεμβρίου και τιμές της 31^{ης} Μαρτίου.

Σύμφωνα με τα παραπάνω λοιπόν, συγκέντρωσαν στοιχεία για τις αποδόσεις και τις τιμές από το University of Chicago Center for Research in Security Prices (CRSP), και για τα κέρδη ανά μετοχή από τα αρχεία της Compustat για τα έτη 1967-1986 και από την Bankdata για τα έτη 1950-1966. Δημιούργησαν χαρτοφυλάκια με δύο διαδικασίες. Κατά την πρώτη διαδικασία οι εταιρείες ταξινομήθηκαν με βάση τα κέρδη του τέλους του έτους προς την τιμή της μετοχής στο τέλος του Μαρτίου κάθε έτους, δηλαδή το δείκτη E/P με τρόπο τέτοιο ώστε να μην υφίσταται θέμα look-ahead bias. Οι μετοχές

τοποθετήθηκαν σε 6 γκρουπ, από τα οποία το γκρουπ 0 περιλάμβανε εταιρείες με αρνητικά κέρδη, και οι μετοχές με τους μικρότερους δείκτες E/P τοποθετήθηκαν στο γκρουπ 1, ενώ αυτές με τους μεγαλύτερους στο γκρουπ 5. Στη συνέχεια οι μετοχές του κάθε E/P γκρουπ ιεραρχήθηκαν με βάση τη market value της 31^{ης} Μαρτίου, και κάθε E/P γκρουπ διαιρέθηκε σε 5 υποκατηγορίες με βάση τη μεταβλητή size. Έτσι δημιουργήθηκαν 30 χαρτοφυλάκια το καθένα από τα οποία αναπροσαρμοζόταν κάθε έτος.

Κατά τη δεύτερη διαδικασία οι εταιρείες κατατάχθηκαν με βάση το μέγεθος στην αρχή, και στη συνέχεια διαιρέθηκαν με βάση το δείκτη E/P. Χρησιμοποίησαν SUR models, μέθοδος η οποία υποστήριζαν ότι παρουσιάζει πλεονεκτήματα σε σύγκριση με τις μεθόδους που χρησιμοποίησαν προηγούμενοι ερευνητές. Το συγκεκριμένο μοντέλο προσαρμόστηκε έτσι ώστε να εξηγεί τις διαφορές στην επίδραση του μήνα Ιανουαρίου σε σύγκριση με τους υπόλοιπους μήνες. Αναλυτικότερα, περιλαμβάνει τις μηνιαίες αποδόσεις των 25 χαρτοφυλακίων με τα θετικά κέρδη και εφαρμόστηκε αρχικά για την περίοδο από τον Απρίλιο του 1951 ως το Δεκέμβριο του 1986, και στη συνέχεια για 2 υποπεριόδους ίσου μεγέθους: από τον Απρίλιο του 1951 ως το Μάρτιο του 1969 και από τον Απρίλιο του 1969 ως το Δεκέμβριο του 1986.

Τα αποτελέσματα έδειξαν σημαντική σχέση μεταξύ E/P, size και αποδόσεων για την περίοδο 1951-1986. Ακόμη βρέθηκαν διαφορές κατά το μήνα Ιανουάριο: ενώ η μεταβλητή E/P είναι σημαντική και τον Ιανουάριο και τους υπόλοιπους μήνες, η μεταβλητή του μεγέθους είναι σημαντική μόνο κατά το μήνα Ιανουάριο. Κατά τη διάρκεια και των 2 υποπεριόδων, η μεταβλητή του μεγέθους είναι σημαντική για το μήνα Ιανουάριο, μη σημαντική για τους υπόλοιπους μήνες, αλλά σημαντική αν συμπεριλάβουμε όλους τους μήνες του χρόνου. Η μεταβλητή E/P είναι σημαντική μόνο τον Ιανουάριο κατά την 1^η υποπερίοδο, ενώ κατά τη 2^η υποπερίοδο είναι σημαντική και για τον Ιανουάριο και για όλους τους μήνες μαζί. Τα αποτελέσματα των υποπεριόδων δείχνουν ότι η σημαντικότητα της επίδρασης του δείκτη E/P εξαρτάται από την ελεγχόμενη περίοδο. Βασικό ακόμη συμπέρασμα στο οποίο δεν έφτασαν οι προηγούμενοι ερευνητές των μεταβλητών αυτών αποτελεί το γεγονός ότι μετοχές με

αρνητικά κέρδη παρουσιάζουν ανώμαλες αποδόσεις. Οι εταιρείες που επιδεικνύουν τέτοια συμπεριφορά είναι εταιρείες μικρού μεγέθους.

Οι **L. K. Chan, Y. Hamao & J. Lakonishok (1991)** διερεύνησαν την προβλεψιμότητα των αποδόσεων των μετοχών του Χρηματιστηρίου της Ιαπωνίας, χρησιμοποιώντας τις εξής μεταβλητές: earnings yield (E/P), cash flow yield (C/P), size (MV), book-to-market. Χρησιμοποίησαν μηνιαία στοιχεία μετοχών που είναι εισηγμένες στο Tokyo Stock Exchange (TSE) από τον Ιανουάριο του 1971 μέχρι το Δεκέμβριο του 1988. Οι μηνιαίες αποδόσεις των μετοχών και η κεφαλαιοποίηση αυτών συγκεντρώθηκαν από την Daiwa Securities Co. Ltd. Ως επιτόκιο μηδενικού κινδύνου (risk free interest rate) χρησιμοποίησαν το Gensaki rate 30 ημερών. Επειδή το οικονομικό έτος για τις περισσότερες επιχειρήσεις της Ιαπωνίας λήγει την 31^η Μαρτίου, τα χαρτοφυλάκια σχηματίστηκαν στα τέλη Ιουνίου έτσι ώστε οι τιμές των θεμελιωδών μεταβλητών που χρησιμοποιήθηκαν να είναι γνωστές στους επενδυτές.

Σε πρώτη φάση οι εταιρείες κατατάσσονται σε πέντε κατηγορίες (0 έως 4) με βάση το δείκτη earnings yield (E/P) στο τέλος του Ιουνίου κάθε χρόνου. Κάθε κατηγορία χωρίζεται σε τέσσερις υποκατηγορίες με βάση το μέγεθος των εταιρειών. Στη συνέχεια κάθε υποκατηγορία χωρίζεται με τη σειρά της σε ακόμη μικρότερες ομάδες με βάση το book-to-market. Οι μετοχές με αρνητική λογιστική αξία κατατάσσονται στην υποκατηγορία 0. Έπειτα γίνεται regression analysis σε μετοχές που έχουν θετικές λογιστικές αξίες και παρουσιάζουν κέρδη, δηλαδή σε $4*4*4 = 64$ χαρτοφυλάκια. Εξαιτίας του ότι οι τιμές των θεμελιωδών μεταβλητών στην Ιαπωνία δεν ήταν σταθερές κατά την περίοδο της έρευνας, λόγω της άνευ προηγουμένου αύξησης της αξίας των Ιαπωνικών μετοχών (π.χ. μεγάλες σε μέγεθος εταιρείες το 1971 δε θεωρούνται μεγάλες και το 1988), οι ερευνητές προσάρμοσαν τις θεμελιώδεις μεταβλητές, διαιρώντας την τιμή τους κάθε μήνα με τη μέση τιμή τους από τον προηγούμενο Ιούνιο.

Οι ερευνητές χρησιμοποίησαν Seemingly Unrelated Regression (SUR) και τη μεθοδολογία των Fama & Macbeth. Τα αποτελέσματα σε μονομεταβλητό υπόδειγμα (univariate presentation) έδειξαν ότι μετοχές με υψηλό E/P επιτυγχάνουν υψηλότερες

αποδόσεις από μετοχές με χαμηλό E/P, μετοχές εταιρειών μικρού μεγέθους επιτυγχάνουν αποδόσεις μεγαλύτερες από μετοχές εταιρειών μεγάλου μεγέθους, μετοχές με υψηλό δείκτη book-to-market επιτυγχάνουν υψηλότερες αποδόσεις από μετοχές με χαμηλό book-to-market, και μετοχές με υψηλό δείκτη C/P επιτυγχάνουν μεγαλύτερες αποδόσεις από μετοχές με χαμηλό δείκτη C/P.

Επειδή όμως σε univariate presentation οι θεμελιώδεις μεταβλητές παρουσιάζουν συσχέτιση μεταξύ τους (π.χ. μετοχές με υψηλό δείκτη book-to-market, έχουν και υψηλό δείκτη C/P), οι ερευνητές επέκτειναν την ανάλυσή τους και σε multivariate presentation. Τα αποτελέσματα ωστόσο δεν άλλαξαν και πιο συγκεκριμένα οι μεταβλητές E/P, book-to-market, C/P έχουν θετική σχέση με τις αποδόσεις, ενώ υπάρχει αρνητική σχέση μεταξύ μεγέθους και μελλοντικών αποδόσεων. Οι μεταβλητές book-to-market και C/P είναι στατιστικά και οικονομικά οι πιο σημαντικές, ενώ η στατιστική σημαντικότητα της μεταβλητής μέγεθος (size) εξαρτάται από το μοντέλο.

Οι **K. C. Chan & Nai-Fu Chen (1991)** εξέτασαν τις διαφορές στα δομικά χαρακτηριστικά που οδηγούν σε διαφορετικές αντιδράσεις στα ίδια οικονομικά νέα από εταιρείες διαφορετικού μεγέθους. Η άποψή τους σχετικά με το λόγο για τον οποίο μετοχές μικρής κεφαλαιοποίησης έχουν υψηλότερες αποδόσεις από μετοχές μεγάλης κεφαλαιοποίησης, είναι ότι το μέγεθος από μόνο του δεν εξηγεί τις διαφορετικές αποδόσεις μικρών και μεγάλων εταιρειών. Οι ερευνητές αποκαλούν τις μικρού μεγέθους εταιρείες “marginal firms” με την έννοια ότι είναι λιγότερο αποτελεσματικές, έχουν υψηλότερη χρηματοοικονομική μόχλευση και προβλήματα ρευστότητας, ενώ παράλληλα έχουν μικρότερες πιθανότητες να επιβιώσουν σε δυσμενείς οικονομικές συνθήκες. Συνεπώς, οι μικρές εταιρείες ενέχουν μεγαλύτερο κίνδυνο από τις μεγάλες και ο κίνδυνος αυτός δύσκολα μπορεί να ερμηνευτεί από έναν δείκτη που βασίζεται κυρίως σε μεγάλες εταιρείες.

Για το σκοπό της έρευνάς τους, οι ερευνητές κατασκεύασαν δύο δείκτες απόδοσης προσαρμοσμένους στο μέγεθος. Ο πρώτος δείκτης (DIV) μιμείται την αποδοτική συμπεριφορά των εταιρειών που πρόσφατα μείωσαν τα μερίσματα και

δημιουργήθηκε παίρνοντας τις μέσες αποδόσεις των εταιρειών αυτών και αφαιρώντας από αυτές τις μέσες αποδόσεις των εταιρειών που δεν μείωσαν τα μερίσματά τους, αλλά έχουν μικρότερο μέγεθος και εισήχθησαν στο NYSE τα τελευταία 5 χρόνια. Ο δεύτερος δείκτης (LEV) εκφράζει τη συμπεριφορά των εταιρειών με υψηλή χρηματοοικονομική μόχλευση και κατασκευάστηκε παίρνοντας τη διαφορά της απόδοσης ενός χαρτοφυλακίου εταιρειών με υψηλή μόχλευση και ενός χαρτοφυλακίου εταιρειών με χαμηλή μόχλευση και μικρότερο μέγεθος.

Τα δεδομένα που χρησιμοποίησαν αφορούν την περίοδο 1956-1985. Οι ερευνητές κατασκεύασαν 20 χαρτοφυλάκια με βάση το μέγεθος και κατέταξαν τις εταιρείες σε αυτά από τη μικρότερη στη μεγαλύτερη, με κάθε χαρτοφυλάκιο να περιέχει ίσο αριθμό εταιρειών. Δημιούργησαν έτσι 360 μηνιαίες αποδόσεις για κάθε χαρτοφυλάκιο. Κατά την κατασκευή των δύο δεικτών, οι ερευνητές διεπίστωσαν ότι οι “marginal” εταιρείες είναι πάντα μεγαλύτερες από το προσαρμοσμένο χαρτοφυλάκιο. Επιπρόσθετα, αφαιρώντας από τα χαρτοφυλάκια των εταιρειών που μείωσαν τα μερίσματά τους και των εταιρειών με υψηλή μόχλευση το δείκτη της αγοράς (NYSE) αντί για τα προσαρμοσμένα χαρτοφυλάκια μικρών εταιρειών, οι μέσες αποδόσεις των δεικτών είναι μεγαλύτερες από τις αρχικές. Σε κάθε περίπτωση, οι δείκτες αυτοί παρουσιάζουν το φαινόμενο του Ιανουαρίου (οι διαφορές στις αποδόσεις είναι πολύ μεγαλύτερες τον Ιανουάριο).

Παράλληλα, οι ερευνητές μέτρησαν τον κίνδυνο κάθε μετοχής (ή χαρτοφυλακίου) με βάση την ευαισθησία τους στις μεταβολές του γενικού δείκτη της αγοράς αλλά και των δύο νέων δεικτών που κατασκεύασαν. Για το σκοπό αυτό, χώρισαν τις εταιρείες που ήταν στο NYSE τα τελευταία 5 χρόνια σε πέντε βαθμίδες με βάση το μέγεθός τους το Δεκέμβριο του προηγούμενου χρόνου. Έπειτα υπολόγισαν τα betas των μετοχών σε κάθε βαθμίδα και κατέταξαν τις μετοχές σύμφωνα με τα LEV-b και DIV-b δημιουργώντας 3 χαρτοφυλάκια: το πρώτο με μετοχές με υψηλό LEV-b και υψηλό DIV-b, το δεύτερο με μετοχές με χαμηλό LEV-b και χαμηλό DIV-b και το τρίτο με όλες τις υπόλοιπες μετοχές. Αυτό που βρήκαν είναι ότι μέσα σε κάθε βαθμίδα μπορούν να δημιουργήσουν χαρτοφυλάκια που μιμούνται τη διαφορά μεταξύ εταιρειών υψηλού και χαμηλού κινδύνου.

Οι **Fama E. F. & French K. R. (1992)** εξέτασαν το ρόλο των beta, μεγέθους, E/P, μόχλευσης και book-to-market στις μέσες αποδόσεις των μετοχών σε NYSE, AMEX και NASDAQ για την περίοδο 1963-1990. Για το σκοπό αυτό χρησιμοποίησαν ένα δείγμα από “non-financial” εισηγμένες εταιρείες, ισολογισμούς και καταστάσεις αποτελεσμάτων που πήραν από το CRSP καθώς και τις μηνιαίες αποδόσεις όλων των μετοχών από τον Ιούλιο του 1963 ως το Δεκέμβριο του 1990.

Τον Ιούνιο κάθε έτους, όλες οι μετοχές στο NYSE κατατάσσονται με βάση το μέγεθος (ME) για τον καθορισμό των “breakpoints” και μετά οι μετοχές των NYSE, AMEX και NASDAQ χωρίζονται σε 10 χαρτοφυλάκια μεγέθους με βάση τα NYSE “breakpoints”. Οι Fama & French δημιουργούν χαρτοφυλάκια μεγέθους εξαιτίας της έρευνας των Chan & Chen (1988) και άλλων, με βάση την οποία το μέγεθος παράγει ένα σημαντικό εύρος αποδόσεων και betas. Ωστόσο, τα betas των χαρτοφυλακίων μεγέθους σχετίζονται άμεσα με το μέγεθος, γι’ αυτό και τα σχετικά τεστ αδυνατούν να διαχωρίσουν την επίδραση του καθενός στις μέσες αποδόσεις. Για την αντιμετώπιση αυτού του προβλήματος, οι ερευνητές υποδιαιρούν κάθε χαρτοφυλάκιο μεγέθους σε 10 νέα χαρτοφυλάκια με βάση τα “pre-ranking” betas των μετοχών, δημιουργώντας μ’ αυτόν τον τρόπο διακυμάνσεις στα betas που δε σχετίζονται με το μέγεθος. Αφού κατατάζουν τις εταιρείες στα size-beta χαρτοφυλάκια τον Ιούνιο, υπολογίζουν τις μηνιαίες αποδόσεις των χαρτοφυλακίων για τους επόμενους 12 μήνες, από τον Ιούλιο του έτους t ως τον Ιούνιο του έτους $t + 1$. Έτσι έχουν τελικά τις “post-ranking” μηνιαίες αποδόσεις από τον Ιούλιο του 1963 ως το Δεκέμβριο του 1990 για 100 χαρτοφυλάκια σχηματισμένα με βάση το μέγεθος και τα “pre-ranking” betas.

Οι ερευνητές χρησιμοποίησαν τη μεθοδολογία της cross-sectional παλινδρόμησης των Fama & Macbeth και βρήκαν ότι υπάρχει ισχυρή σχέση μεταξύ μέσων αποδόσεων και μεγέθους αλλά όχι και μεταξύ αποδόσεων και beta. Ειδικότερα, όταν τα χαρτοφυλάκια δημιουργούνται μόνο με βάση το μέγεθος, παρατηρείται ισχυρή αρνητική σχέση μεταξύ μεγέθους και αποδόσεων και ισχυρή θετική σχέση μεταξύ αποδόσεων και beta. Όταν όμως τα χαρτοφυλάκια δημιουργούνται με βάση τα ranked market betas των μετοχών, δεν παρατηρείται ισχυρή σχέση μεταξύ beta και αποδόσεων. Με τη χρήση της

ίδιας μεθοδολογίας, οι ερευνητές κατασκεύασαν χαρτοφυλάκια με βάση το book-to-market και το E/P για όλες τις μετοχές. Συγχρόνως, χρησιμοποίησαν και μεταβλητές μόχλευσης όπως το A/ME (book assets to market equity) και το A/BE (book assets to book equity) και σε συνδυασμό με το μέγεθος, το BE/ME και το E/P εκτίμησαν τη δυνατότητα καθενός να εξηγεί τις αποδόσεις των μετοχών κατά την περίοδο 1963-1990.

Ανάμεσα στα αποτελέσματα της έρευνας ξεχωρίζει η ισχυρή σχέση μεταξύ αποδόσεων και BE/ME. Όταν μέγεθος και BE/ME περιλαμβάνονται συγχρόνως στην παλινδρόμηση των Fama & Macbeth (FM), εξηγούν με ακρίβεια τις μέσες αποδόσεις. Όσον αφορά το E/P, οι αποδόσεις μειώνονται για χαρτοφυλάκια με αρνητικό ή ελάχιστα θετικό E/P και αυξάνονται για εκείνα τα χαρτοφυλάκια με τα υψηλότερα E/P. Το τελευταίο οφείλεται κυρίως στη θετική σχέση μεταξύ E/P και BE/ME. Τέλος, τα αποτελέσματα έδειξαν ότι οι μεταβλητές μόχλευσης σχετίζονται με τις αποδόσεις αλλά με αντίθετο πρόσημο: υψηλότερο A/ME οδηγεί σε υψηλότερες αποδόσεις ενώ υψηλότερο A/BE οδηγεί σε χαμηλότερες αποδόσεις. Συνεπώς, η διαφορά μεταξύ A/ME και A/BE, δηλαδή το BE/ME, είναι αυτή που εξηγεί καλύτερα τις μέσες αποδόσεις.

Επιπλέον, οι ερευνητές χώρισαν τη συνολική περίοδο σε δύο ίσες υποπεριόδους (Ιούλιος 1963-Δεκέμβριος 1976 και Ιανουάριος 1977-Δεκέμβριος 1990) και έτρεξαν τις μηνιαίες cross-sectional παλινδρομήσεις των αποδόσεων σε (α) μέγεθος και BE/ME και (β) μέγεθος, beta και BE/ME. Τα αποτελέσματα κατέδειξαν για ακόμη μια φορά την ισχύ του BE/ME αλλά και του μεγέθους, αν και η επίδραση του τελευταίου είναι ασθενέστερη κατά την περίοδο 1977-1990. Αξίζει επίσης να τονιστεί η ύπαρξη January seasonal στην επίδραση του BE/ME.

Οι **Fama E. F. & French K. R. (1993)** εξέτασαν την επίδραση τριών χρηματιστηριακών – θεμελιωδών μεταβλητών (χρηματιστηριακή αξία, ασφάλιστρο κινδύνου αγοράς, λόγος λογιστικής προς χρηματιστηριακή τιμή) και δύο μεταβλητών της αγοράς ομολόγων (λήξη, κίνδυνος χρεοκοπίας) στις αποδόσεις μετοχών και ομολόγων. Οι ερευνητές σχημάτισαν χαρτοφυλάκια που αντιπροσωπεύουν το premium χαρτοφυλακίων μικρών έναντι μεγάλων μετοχών και μετοχών με χαμηλό έναντι υψηλού

δείκτη λογιστικής προς χρηματιστηριακή τιμή. Εφάρμοσαν το μοντέλο παλινδρόμησης των Black, Jensen & Scholes (1972) για τον έλεγχο της σχέσης μεταξύ των μηνιαίων αποδόσεων μετοχών και ομολόγων, των τριών ανεξάρτητων μεταβλητών και των δύο mimicking χαρτοφυλακίων.

Το συμπέρασμα στο οποίο κατέληξαν είναι ότι το μοντέλο με τις πέντε ανεξάρτητες μεταβλητές περιγράφει ικανοποιητικά τις διαφορές στις διαστρωματικές αποδόσεις χαρτοφυλακίων που σχηματίζονται με διάφορα κριτήρια ταξινόμησης. Παράλληλα, οι ερευνητές εξέτασαν την ύπαρξη January seasonals στα κατάλοιπα του μοντέλου πέντε μεταβλητών και ανακάλυψαν την παρουσία αυτών στις υπερβάλλουσες αποδόσεις τόσο των μετοχών όσο και των ομολογίων.

Οι **Fama E. F. & French K. R. (1995)** μελέτησαν αν η συμπεριφορά των τιμών των μετοχών σε σχέση με το μέγεθος και το book-to-market, είναι σύμφωνη με τη συμπεριφορά των κερδών. Αρχικά θέλησαν να απαντήσουν στο ερώτημα αν οι τιμές των μετοχών αντικατοπτρίζουν διαφορές στην κερδοφορία όταν κατανέμονται με βάση το μέγεθος και το δείκτη BE/ME.

Το δείγμα που έλαβαν προερχόταν από το NYSE, AMEX και NASDAQ κατά τη χρονική περίοδο από το 1963 μέχρι το 1992. Κατέταξαν τις μετοχές του δείγματος με βάση το μέγεθός τους σε δύο κατηγορίες, B (big) όπου περιλαμβάνονταν μετοχές με μεγάλο μέγεθος και S (small) όπου περιλαμβάνονταν μετοχές με μικρό μέγεθος. Στη συνέχεια κατέταξαν τις μετοχές σε τρεις κατηγορίες με βάση το book-to-market. Στην κατηγορία L περιέχεται το 30% των μετοχών με το χαμηλότερο δείκτη BE/ME, στην κατηγορία M το 40% των μετοχών με μέσο δείκτη BE/ME και στην κατηγορία H το υπόλοιπο 30% των μετοχών με υψηλό δείκτη BE/ME. Δεν περιέλαβαν στο δείγμα τους μετοχές με αρνητική λογιστική αξία. Τα χαρτοφυλάκια που δημιουργήθηκαν ήταν έξι και συγκεκριμένα ήταν τα S/L, S/M, S/H, B/L, B/M, B/H.

Μέτρησαν την κερδοφορία με τη μεταβλητή EI_t / BE_{t-1} όπου EI_t (equity income) είναι τα κέρδη μετά φόρων, τόκων και μερισμάτων, ενώ BE_{t-1} είναι το book equity της

προηγούμενης περιόδου. Τα αποτελέσματα ήταν ότι οι μετοχές με χαμηλό δείκτη BE/ME είναι κατά μέσο όρο πιο επικερδείς από εκείνες με υψηλό BE/ME κατά τα τέσσερα έτη πριν τη δημιουργία των χαρτοφυλακίων και πέντε τουλάχιστον χρόνια μετά. Ακόμη, η κερδοφορία έχει θετική σχέση με το μέγεθος των εταιρειών. Μετοχές εταιρειών μικρού μεγέθους έχουν χαμηλότερο δείκτη EI/BE, δηλαδή μικρότερα κέρδη. Πάντως, το BE/ME είναι ισχυρότερος δείκτης κερδοφορίας από το μέγεθος. Αναλογικά, οι μετοχές μεγάλου μεγέθους και χαμηλού BE/ME είναι πιο επικερδείς από τις μετοχές μεγάλου μεγέθους και υψηλού BE/ME. Επίσης, οι μετοχές μικρού μεγέθους και χαμηλού BE/ME είναι πιο κερδοφόρες από τις μετοχές μικρού μεγέθους και υψηλού BE/ME. Σημείο αναφοράς αποτελεί το συμπέρασμα της μελέτης ότι κατά τη διάρκεια της ύφεσης του 1981-82 οι μετοχές που επλήγησαν περισσότερο από άποψη κερδών ήταν οι μετοχές μικρών εταιρειών.

Στη συνέχεια διερεύνησαν με παλινδρομήσεις τη σχέση των μεταβλητών BE/ME και μεγέθους με τις αποδόσεις των μετοχών και κατέληξαν στο συμπέρασμα ότι μετοχές με υψηλό BE/ME έχουν μεγαλύτερη μέση απόδοση από μετοχές με χαμηλό BE/ME. Κατέληξαν ακόμη στο συμπέρασμα ότι βραχυχρόνιες μεταβολές στην κερδοφορία έχουν μικρή επιρροή στην τιμή της μετοχής και το BE/ME. Η μεταβλητή BE/ME σχετίζεται με μακροχρόνιες μεταβολές στην κερδοφορία. Μετοχές με υψηλό δείκτη BE/ME έχουν χαμηλή τιμή EI/BE για τουλάχιστον 11 έτη γύρω από την ημερομηνία σχηματισμού των χαρτοφυλακίων. Αντίθετα, μετοχές με χαμηλό δείκτη BE/ME είναι συνδεδεμένες με σημαντική κερδοφορία. Επιπλέον, οι μικρές σε μέγεθος μετοχές τείνουν να είναι λιγότερο κερδοφόρες από τις μεγαλύτερες.

Οι **Hersh Shefrin & Meir Stattman (1995)** διερεύνησαν τον τρόπο με τον οποίο οι επενδυτές σχηματίζουν προβλέψεις για τις αποδόσεις των μετοχών. Η έρευνά τους βασίστηκε σε μια ετήσια έρευνα του περιοδικού Fortune για τη φήμη των εταιρειών, που πραγματοποιήθηκε το φθινόπωρο του 1992 και δημοσιεύτηκε το Φεβρουάριο του 1993. Η έρευνα περιλάμβανε 311 εταιρείες από 32 βιομηχανίες. Οκτώ χιλιάδες managers, διευθυντές, χρηματοοικονομικοί αναλυτές, ανώτατα στελέχη και υπάλληλοι κλήθηκαν να βαθμολογήσουν και να ιεραρχήσουν τις επιχειρήσεις με βάση 8 κριτήρια: α) ποιότητα

του management, β) ποιότητα των παραγόμενων αγαθών και υπηρεσιών, γ) innovativeness, δ) μακροχρόνιες επενδύσεις, ε) financial soundness, ζ) ικανότητα να προσελκύει και να απασχολεί εργατικό δυναμικό υψηλού επιστημονικού επιπέδου, η) υπευθυνότητα και σεβασμό στο περιβάλλον και θ) σοφή χρήση των εταιρικών περιουσιακών στοιχείων.

Ενώ το περιοδικό Fortune κατατάσσει τις εταιρείες με βάση τον equally weighted μέσο των 8 αυτών κριτηρίων, διαπιστώθηκε ότι το 82% των ερωτηθέντων θεωρεί την ποιότητα του management ως τον πιο σημαντικό παράγοντα από τους υπόλοιπους. Οι ερευνητές έκαναν παλινδρομήσεις με εξαρτημένη μεταβλητή την ποιότητα του management και με ανεξάρτητες μεταβλητές το μέγεθος της εταιρείας και το BE/ME, για να διαπιστώσουν αν αυτές οι δύο μεταβλητές έχουν σχέση με το πόσο «καλή» θεωρείται η εταιρεία. Τα αποτελέσματα έδειξαν ότι οι «καλές» εταιρείες, σύμφωνα με τους ερωτηθέντες της έρευνας του Fortune, είναι αυτές που έχουν μεγάλο μέγεθος και χαμηλό BE/ME. Το ίδιο αποτέλεσμα προκύπτει και για παρόμοιες παλινδρομήσεις που αφορούν τα δέκα προηγούμενα έτη που πραγματοποιήθηκε η ίδια έρευνα από το περιοδικό Fortune. Ακόμη και αν ως εξαρτημένη μεταβλητή θεωρηθεί η μακροχρόνια επένδυση των εταιρειών και ως ανεξάρτητες οι ίδιες μεταβλητές, τα αποτελέσματα δεν αλλάζουν. Τα αποτελέσματα αυτά έρχονται σε σαφή αντίθεση με τις εμπειρικές μελέτες που έχουν γίνει και διαπιστώνουν αρνητική σχέση μεταξύ μεγέθους και απόδοσης της μετοχής και θετική σχέση μεταξύ του δείκτη BE/ME και της απόδοσης της μετοχής της εταιρείας.

Στη συνέχεια έκαναν νέες παλινδρομήσεις με εξαρτημένη μεταβλητή την ποιότητα του management, αλλά αυτή τη φορά ως ανεξάρτητες μεταβλητές έθεσαν εκτός από το μέγεθος και το δείκτη BE/ME, και την τυπική απόκλιση της απόδοσης της μετοχής, η οποία είναι συνάρτηση του κινδύνου, δηλαδή του beta. Τα αποτελέσματα έδειξαν ότι η υψηλή τυπική απόκλιση των αποδόσεων είναι βασικό χαρακτηριστικό των «κακών» εταιρειών. Η συσχέτιση μεταξύ της ποιότητας του management και της τυπικής απόκλισης των αποδόσεων βρέθηκε αρνητική και στατιστικά σημαντική.

Το σημαντικό συμπέρασμα που εξάγεται από την έρευνα αυτή είναι ότι εσφαλμένα οι επενδυτές πιστεύουν ότι οι καλές μετοχές είναι οι μετοχές των «καλών» εταιρειών. Οι Shefrin & Statman πιστεύουν ότι κάτι τέτοιο συμβαίνει εξαιτίας του λάθους της αντιπροσωπευτικότητας όπως αυτό ορίστηκε από τους Kahneman & Tversky. Σύμφωνα με την άποψή τους, οι επενδυτές αγνοούν ότι το ποσοστό των μετοχών των «καλών» εταιρειών που πηγαίνουν καλά είναι μικρότερο από το ποσοστό των «κακών» εταιρειών που πηγαίνουν καλά. Θεωρούν ότι υπάρχουν δύο είδη traders: οι noise traders που πιστεύουν ότι οι καλές μετοχές προέρχονται από τις «καλές» εταιρείες και κάνουν συστηματικά λάθη, και οι information traders που πιστεύουν ότι οι καλές μετοχές είναι γενικότερα μετοχές «κακών» εταιρειών. Όταν οι noise traders επιλέγουν μετοχές «καλών» εταιρειών και η επιλογή τους αποδειχθεί λανθασμένη, η απώλεια θεωρείται “act of God”. Αν όμως επιλέξουν μετοχές «κακών» εταιρειών και έχουν απώλεια χρημάτων, αισθάνονται λύπη και υπευθυνότητα για την επιλογή αυτή. Αλλά και σε μια άλλη κατηγορία επενδυτών, αυτή των money managers, μια τέτοια συμπεριφορά ερμηνεύεται ως εξής: οι πελάτες τους, αν έχουν επενδύσει σε «καλές» μετοχές και υποστούν απώλειες, θα κατευθύνουν το θυμό τους κυρίως προς την αγορά, ενώ αν έχουν επενδύσει σε μετοχές «κακών» εταιρειών και υποστούν απώλεια χρημάτων, θα κατευθύνουν το θυμό τους εναντίον των money managers.

Η συμπεριφορά αυτή δηλαδή των noise traders, έχει επίδραση στις τιμές των μετοχών. Η επίδραση αυτή όμως μπορεί να μηδενιστεί μέσω arbitrage των information traders. Αν τελικά η επίδραση των noise traders μηδενιστεί, τότε η προσαρμοσμένη στον κίνδυνο αναμενόμενη απόδοση των μετοχών των «καλών» εταιρειών θα είναι ίση με αυτήν των μετοχών των «κακών» εταιρειών. Συνήθως όμως δεν έχουμε τέλει arbitrage, συνεπώς η επίδραση των noise traders στις αποδόσεις των μετοχών δε μηδενίζεται και η risk adjusted αναμενόμενη απόδοση των μετοχών των «κακών» εταιρειών είναι μεγαλύτερη από αυτήν των μετοχών των «καλών» εταιρειών.

Οι Διακογιάννης Γ. Π. & Σεργεδάκης Κ. Ν. (1996) ερεύνησαν αν ο συστηματικός κίνδυνος και το μέγεθος των εταιρειών επηρεάζουν την αναμενόμενη απόδοση των μετοχών στο Χρηματιστήριο Αξιών Αθηνών κατά τη χρονική περίοδο

1989-1994. Η μελέτη τους βασίστηκε στο Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων (CAPM) δηλαδή:

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

όπου $E(R_i)$ = αναμενόμενη απόδοση του χρεογράφου i

R_f = απόδοση χρεογράφου μηδενικού κινδύνου

$E(R_m)$ = αναμενόμενη απόδοση χαρτοφυλακίου της αγοράς

b_i = συστηματικός κίνδυνος του χρεογράφου i

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 Χ.Α.Α.. Οι ερευνητές θέλησαν να ελέγξουν αν υπάρχει θετική συσχέτιση μεταξύ αναμενόμενης απόδοσης και συστηματικού κινδύνου, και επιπλέον αν το μέγεθος των εταιρειών είναι σημαντικός παράγοντας στη 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: $R_{it} = a_i + b_i R_{mt} + e_{it}$. 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 b .

Κατά τη δεύτερη υποπερίοδο που ονομάζεται και περίοδος υπολογισμού των μεταβλητών, υπολογίστηκε το b και το μέσο μέγεθος για κάθε χαρτοφυλάκιο. Το μέγεθος ορίστηκε ως ο λογάριθμος της χρηματιστηριακής αξίας της μετοχής, γιατί η λογαριθμική μορφή περιγράφει καλύτερα τη 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 δύο διαφορετικοί τρόποι διαμόρφωσης στα χαρτοφυλάκια: ο πρώτος τρόπος αφορά τη διαμόρφωση με βάση το 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 Χ.Α.Α.. Συνεπώς, είτε το χαρτοφυλάκιο της αγοράς δεν αποτελεί το χαρτοφυλάκιο ελαχίστου κινδύνου, είτε το β δε μπορεί να ερμηνεύσει τη μεταβολή στις αποδόσεις των μετοχών, είτε τέλος το CAPM δεν είναι το καταλληλότερο υπόδειγμα. Ακόμη, το μέγεθος της εταιρείας δε σχετίζεται με τις αποδόσεις των μετοχών, αφού σε καμιά από τις εξεταζόμενες περιόδους δεν παρουσιάζεται στατιστικά σημαντικό.

Οι **Διακογιάννης Γ. Π. & Κυριαζής Α. (1996)** ερεύνησαν τις αποδόσεις 70 μετοχών που διαπραγματεύθηκαν συνεχώς στο Χρηματιστήριο Αξιών Αθηνών την περίοδο από το 1983 ως το 1992. Οι αποδόσεις των μετοχών αυτών εξετάστηκαν σε συνάρτηση με τέσσερα κριτήρια: το δείκτη P/E, τη μερισματική απόδοση, το μέγεθος της εταιρείας, δηλαδή την κεφαλαιοποίηση, και το δείκτη αγοραίας προς λογιστική αξία της μετοχής. Η έρευνα επιβεβαίωσε το γεγονός ότι επενδύσεις σε μετοχές με χαμηλό P/E αποφέρουν πολύ μεγαλύτερες αποδόσεις από ότι επενδύσεις σε μετοχές με μεγάλο P/E, χωρίς αύξηση του κινδύνου. Επομένως, καθίσταται σαφές ότι στο Χ.Α.Α., όπως εξάλλου και στα χρηματιστήρια του Λονδίνου και της Νέας Υόρκης, υπάρχει ανωμαλία στην αγορά σχετική με το P/E. Από τα ευρήματα δε της μελέτης προκύπτει ότι αν ένας επενδυτής είχε επενδύσει σε ένα χαρτοφυλάκιο με value stocks θα απολάμβανε διπλάσιες αποδόσεις από ότι αν είχε επενδύσει σε ένα χαρτοφυλάκιο με glamour stocks.

Οι συγγραφείς εξηγούν ότι το γεγονός αυτό είναι πιθανό να οφείλεται στη διαφορά μεταξύ των παλαιών επιδόσεων των μετοχών και των προσδοκιών των *naive* επενδυτών, οι οποίοι υπέθεσαν ότι αυτές οι επιδόσεις θα συνεχιστούν και στο μέλλον.

Ωστόσο, μετοχές που επέδειξαν χαμηλές επιδόσεις στο παρελθόν πουλώντας σε χαμηλά P/E, δε δείχνουν την ίδια με την αναμενόμενη επίδοση στο μέλλον, με αποτέλεσμα να εκπλήσσουν την αγορά. Το ίδιο συμβαίνει και με τα glamour stocks. Επομένως, επενδυτές που ακολουθούν το «ρεύμα» στηριζόμενοι στις ιστορικές αποδόσεις των μετοχών αρχίζουν να αγοράζουν τις «καλές» μετοχές και να πωλούν τις «κακές». Το αποτέλεσμα είναι οι πρώτες να καθίστανται υπερτιμημένες ενώ οι δεύτερες υποτιμημένες. Αυτό έχει ως συνέπεια οι μετοχές που πωλούν σε χαμηλές τιμές σε σχέση με τα κέρδη ξαφνικά να βελτιώνουν τις επιδόσεις τους και η αυξημένη ζήτηση για αυτές να οδηγεί σε αύξηση της τιμής τους. Κατ' αυτόν τον τρόπο, οι επενδυτές που αγόρασαν τέτοιες μετοχές ενάντια στο «ρεύμα» απολαμβάνουν πολύ υψηλότερες αποδόσεις.

Σε ότι αφορά στο μέγεθος της εταιρείας και στην αγοραία προς τη λογιστική αξία, οι συγγραφείς βρίσκουν ότι υπάρχουν αξιοσημείωτες διαφορές στις αποδόσεις μεταξύ χαρτοφυλακίων μετοχών με χαμηλούς τους παραπάνω δείκτες και χαρτοφυλακίων μετοχών με υψηλές τιμές στους ίδιους δείκτες. Ωστόσο, όπως αναφέρουν, η στατιστική ανάλυση δε δίνει ξεκάθαρα αποτελέσματα. Επίσης, σε ότι αφορά τα μερίσματα, παρά το γεγονός ότι σε τρία από τα δέκα έτη που εξετάστηκαν βρέθηκε ότι οι μετοχές με υψηλή μερισματική απόδοση είχαν πολύ καλύτερες επιδόσεις από τις μετοχές με χαμηλή μερισματική απόδοση, τα ευρήματα δεν είναι ικανά για να υποστηρίξουμε πως κάτι τέτοιο ισχύει για όλη την εξεταζόμενη περίοδο.

Μια πιθανή εξήγηση γι' αυτό το γεγονός είναι η φορολογική μεταχείριση των κεφαλαιακών αποδόσεων στην Ελλάδα κατά την περίοδο αυτή. Δεδομένου ότι τα μερίσματα φορολογούνται, οι επενδυτές προτίμησαν τις μετοχές που υπόσχονταν υψηλές και αφορολόγητες κεφαλαιακές αποδόσεις, παρά εκείνες που πιθανόν να απέδιδαν υψηλότερο μέρισμα. Επομένως, καταλήγουν οι συγγραφείς της έρευνας, παρότι δε θα μπορούσε να ισχυριστεί κανείς ότι οι επενδυτές στο X.A.A. ήταν αδιάφοροι για τα μερίσματα κατά την αναφερθείσα περίοδο, η έρευνα δείχνει ότι δεν τα προτιμούν και έτσι οι αποδόσεις αυτών των μετοχών διαφέρουν ουσιαστικά από τις αποδόσεις εκείνων με χαμηλά μερίσματα. Τέλος, τα αποτελέσματα της συγκεκριμένης έρευνας συμφωνούν

με αυτά των Fama & French (1992) και των Διακογιάννη & Σεργεδάκη (1996) ότι το beta της αγοράς από μόνο του δε μπορεί να ερμηνεύσει τις αποδόσεις των μετοχών.

Οι **W. C. Barbee, J. S. Mukhergi & G. A. Raines (1996)** αμφισβήτησαν την ικανότητα των μεταβλητών book-to-market και price-to-earnings στην εξήγηση των αποδόσεων. Αντίθετα, υποστήριξαν ότι άλλες μεταβλητές, και πιο συγκεκριμένα οι sales-to-price και debt-to-equity, έχουν μεγαλύτερη ερμηνευτική ικανότητα σε σχέση με τις δύο παραπάνω μεταβλητές. Βασίστηκαν στη μελέτη του Fisher σύμφωνα με την οποία ο δείκτης sales-to-price (S/P) μπορεί να αποδειχθεί πολύ χρήσιμος στην πρόβλεψη των αποδόσεων των μετοχών. Τόνισαν ότι η μεταβλητή S/P έχει μεγαλύτερη ερμηνευτική ικανότητα σε σχέση με τη μεταβλητή P/E, γιατί οι πωλήσεις μιας επιχείρησης αποτελούν πιο αξιόπιστο δείκτη της δυνητικής μελλοντικής κερδοφορίας της εταιρείας. Τα κέρδη μπορεί να οφείλονται σε προσωρινές συγκυρίες, όπως για παράδειγμα στη βραχυπρόθεσμη τιμολογιακή πολιτική της επιχείρησης, σε προσωρινές καταστάσεις που αφορούν τον κλάδο στον οποίο ανήκει η επιχείρηση, σε αλλαγή της μεθόδου απόσβεσης κ.α. Ένας ακόμη σημαντικός λόγος που καθιστά τη μεταβλητή S/P αξιόλογη είναι ότι δε λαμβάνει αρνητικές τιμές, αντίθετα με τις μεταβλητές P/E και BE/ME. Επιπλέον, οι πωλήσεις επηρεάζονται λιγότερο από παράγοντες που σχετίζονται με τη συγκεκριμένη εταιρεία σε σύγκριση με τη book value of equity.

Για όλους τους παραπάνω λόγους θέλησαν να ελέγξουν κατά πόσο η θεωρία του Fisher, ότι μετοχές με υψηλό δείκτη S/P αποτελούν ευκαιρίες για αγορά, ισχύει πρακτικά, συγκρίνοντας την ερμηνευτική ικανότητα της συγκεκριμένης μεταβλητής με τις λοιπές θεμελιώδεις μεταβλητές, καθώς επίσης και την ερμηνευτική ικανότητα της μεταβλητής debt-to-equity (D/E). Το δείγμα τους περιελάμβανε τις αποδόσεις των μετοχών του NYSE και AMEX από το CRSP και χρηματοοικονομικά στοιχεία από το αρχείο της COMPUSTAT. Για να αποφύγουν τις επιπτώσεις του survivor bias τα στοιχεία ελήφθησαν μετά το 1978, δηλαδή η έρευνά τους αφορούσε τη χρονική περίοδο από το 1979 ως το 1991.

Η μεθοδολογία που ακολούθησαν ήταν παρόμοια με αυτήν των Fama & French (1992) δηλαδή μηνιαίες παλινδρομήσεις των αποδόσεων των μετοχών σε σχέση με τις χρηματοοικονομικές μεταβλητές. Δεν έλαβαν υπόψη στο δείγμα τους χρηματοοικονομικές εταιρείες όπως και οι Fama & French, αλλά σε αντίθεση με αυτούς: α) παλινδρόμησαν τις μηνιαίες αποδόσεις από τον Απρίλιο κάθε έτους ως το Μάρτιο του επόμενου σε σχέση με τις χρηματοοικονομικές μεταβλητές της 31^{ης} Δεκεμβρίου του προηγούμενου έτους, ενώ οι Fama & French παλινδρόμησαν τις μηνιαίες αποδόσεις από τον Ιούλιο κάθε έτους ως τον Ιούνιο του επόμενου σε σχέση με τις χρηματοοικονομικές μεταβλητές της 31^{ης} Δεκεμβρίου του προηγούμενου έτους, β) θεώρησαν απαραίτητο οι εταιρείες του δείγματος να έχουν ως το τέλος του οικονομικού έτους την 31^η Δεκεμβρίου, αντίθετα με τους Fama & French που δεν έθεσαν τέτοια προϋπόθεση και γ) δε χρησιμοποίησαν ως ερμηνευτική μεταβλητή την P/E, αλλά μόνο τις market value of equity (MVE), book-to-market value (B/M), sales per share-to-stock price (S/P), book value of total assets minus book value of equity to market value of equity (D/E).

Σύμφωνα με τον correlation matrix της έρευνάς τους, και οι τέσσερις ερμηνευτικές μεταβλητές έχουν συσχέτιση με τις αποδόσεις. Η θετική συσχέτιση μεταξύ της μεταβλητής B/M και των αποδόσεων και η αρνητική συσχέτιση της μεταβλητής MVE (size) και των αποδόσεων συμφωνούν με τα αποτελέσματα των Fama & French. Όμως από τις τέσσερις αυτές μεταβλητές η S/P έχει τη μεγαλύτερη συσχέτιση με τις αποδόσεις. Τα αποτελέσματα των παλινδρομήσεων έδειξαν ότι όταν η μεταβλητή S/P χρησιμοποιείται σε συνδυασμό με οποιεσδήποτε δύο άλλες μεταβλητές, απορροφά την ερμηνευτική τους ικανότητα σε σχέση με τις αποδόσεις των μετοχών. Το σημαντικό λοιπόν συμπέρασμα της μελέτης τους είναι ότι ο δείκτης S/P, και λιγότερο ο δείκτης D/E, απορροφά τους ρόλους των δεικτών B/M και MVE στην ερμηνεία των αποδόσεων των μετοχών κατά την περίοδο 1979-1991.

Οι **S. P. Kothari & J. Shanken (1997)** έλεγξαν αν οι δείκτες book-to-market value και dividend yield έχουν ερμηνευτική ικανότητα στις αποδόσεις των μετοχών. Το δείγμα τους περιελάμβανε μετοχές εισηγμένες στον Dow Jones Industrial Average και αφορά το χρονικό διάστημα από το 1926 ως το 1991. Για να σιγουρευτούν ότι ο δείκτης

B/M είναι γνωστός στους επενδυτές κατά τη διάρκεια της μελέτης, πήραν τις αποδόσεις από τον Απρίλιο του χρόνου t ως το Μάρτιο του χρόνου $t+1$ και έκαναν παλινδρόμηση με το δείκτη B/M. Για τον υπολογισμό του δείκτη υπολόγισαν τη λογιστική αξία (book value) του χρόνου $t-1$ προς την αγοραία αξία (market value) του Μαρτίου του έτους t . Ανάλογα ο δείκτης μερισματικής απόδοσης υπολογίστηκε από το λόγο των μερισμάτων που πληρώθηκαν από τον Απρίλιο του έτους $t-1$ ως το Μάρτιο του έτους t , προς την τιμή του Μαρτίου του έτους t .

Έκαναν OLS regressions των ετήσιων αποδόσεων με τις μεταβλητές B/M και μερισματική απόδοση. Ως αποδόσεις χρησιμοποίησαν equally-weighted index returns και value-weighted index returns. Η μονομεταβλητή OLS regression για το δείκτη B/M $R_{t+1} = a + b(B/M)_t + u_{t+1}$ έδειξε θετική σχέση μεταξύ B/M και value-weighted index returns καθώς και μεταξύ B/M και equally-weighted index returns. Ο Dow Jones book-to-market ratio έχει μικρότερη ερμηνευτική ικανότητα όσον αφορά τις value-weighted Dow Jones αποδόσεις. Η μεταβλητή της μερισματικής απόδοσης αντίθετα ($R_{t+1} = a + b(DIV)_t + u_{t+1}$) εξηγεί καλύτερα τις μεταβολές των value-weighted index returns σε σχέση με τις μεταβολές των equally-weighted index returns. Η μεγαλύτερη αυτή ικανότητα του δείκτη μερισματικής απόδοσης να εξηγεί τις value-weighted Dow Jones αποδόσεις, αποδόθηκε στο γεγονός ότι ένα μεγάλο ποσοστό των εταιρειών του Dow Jones Industrial Average δεν πληρώνει μέρισμα, άρα η μερισματική απόδοση των συγκεκριμένων μετοχών δε μπορεί να εξηγήσει μεταβολή στις αναμενόμενες αποδόσεις τους. Εφόσον λοιπόν οι εταιρείες αυτές που δεν πληρώνουν μέρισμα είναι μικρότερης κεφαλαιοποίησης, έχουν μικρή σχετικά επίδραση στη μερισματική απόδοση του value-weighted Dow Jones. Στη συνέχεια έκαναν multivariate regressions και για τις δύο προαναφερόμενες μεταβλητές ταυτόχρονα, της μορφής $R_{t+1} = a + b_1(B/M)_t + b_2(DIV)_t + u_{t+1}$ και έβγαλαν ακριβώς τα ίδια αποτελέσματα με τις univariate regressions.

Για την υποπερίοδο 1941 ως 1991 έγιναν νέες παλινδρομήσεις, καθώς υπήρξε μεγάλη διακύμανση στις αποδόσεις των μετοχών κατά την Great Depression (1929-1939). Τα αποτελέσματα έδειξαν ότι η μεταβλητή της μερισματικής απόδοσης έχει μεγαλύτερη ερμηνευτική ικανότητα σε σύγκριση με τη B/M όσον αφορά και τις equally

και τις value-weighted Dow Jones αποδόσεις. Βασικό συμπέρασμα που προκύπτει κατά τη διάρκεια ολόκληρης της περιόδου του δείγματος αλλά και των υποπεριοδών αυτού, είναι ότι καμιά από τις δύο μεταβλητές δεν κυριαρχεί ολοκληρωτικά της άλλης σε ερμηνευτική ικανότητα. Το γενικό συμπέρασμα της όλης μελέτης είναι ότι η διακύμανση των αποδόσεων της χρονικής περιόδου 1926-1991 οφείλεται κυρίως στο ότι η αγορά δεν ήταν αποτελεσματική, ιδιαίτερα προς τα τέλη της δεκαετίας του 1920 και στις αρχές αυτής του 1930. Η εικασία της μη αποτελεσματικής αγοράς όμως, μετριάζεται από το γεγονός ότι η σημασία κάποιων ακραίων αποτελεσμάτων υπερεκτιμάται. Επιπλέον, η προβλεπτική ικανότητα των μεταβλητών B/M και dividend yield (DIV) μεταβάλλεται από περίοδο σε περίοδο. Εξαρτάται δηλαδή άλλες φορές από τη χρονική περίοδο που ερευνάται και άλλες από τα στοιχεία (data) που χρησιμοποιούνται.

Οι **Daniel K. & Titman S. (1997)** ερεύνησαν κατά πόσο οι αποδόσεις των χαρτοφυλακίων μετοχών που έχουν σχηματιστεί με βάση διάφορα χαρακτηριστικά (όπως το μέγεθος ή το book-to-market equity), σχετίζονται με κάποιο παραγοντικό μοντέλο. Πιο συγκεκριμένα, εξέτασαν την ύπαρξη: α) παραγόντων που σχετίζονται άμεσα με τα προαναφερθέντα εταιρικά χαρακτηριστικά και β) risk premia που σχετίζονται με αυτούς τους παράγοντες, ελέγχοντας ουσιαστικά εάν οι υψηλές αποδόσεις των μετοχών με υψηλό B/M και μικρό μέγεθος, μπορούν να αποδοθούν σε αυτούς τους παράγοντες.

Ακολουθώντας τη μεθοδολογία που χρησιμοποίησαν και οι Fama & French (1993) για την κατασκευή χαρτοφυλακίων με βάση ξεχωριστά το μέγεθος και το B/M, οι ερευνητές βρήκαν ότι δεν υπάρχει καμιά απόδειξη για την ύπαρξη ενός ξεχωριστού παράγοντα που να σχετίζεται με εταιρείες υψηλού ή χαμηλού book-to-market. Αυτό σημαίνει ότι η παράλληλη πορεία των μετοχών με υψηλό B/M δεν οφείλεται τόσο σε μετοχές εκτεθειμένες στο συγκεκριμένο κίνδυνο, αλλά στο ότι μετοχές ευαίσθητες σε παρόμοιους παράγοντες έχουν συνήθως παρόμοιες ιδιότητες.

Εν συνεχεία, έδειξαν ότι τα εταιρικά χαρακτηριστικά είναι αυτά που επηρεάζουν τις αναμενόμενες αποδόσεις και όχι οι παράγοντες του μοντέλου παλινδρόμησης. Η ανάλυσή τους τόνισε το γεγονός ότι οι παράγοντες αυτοί δεν εξηγούν τις υψηλές

αποδόσεις που σχετίζονται με μετοχές χαμηλού και υψηλού B/M. Επιπλέον, τα τεστ τους έδειξαν ότι το beta δεν έχει ερμηνευτική ικανότητα ως προς τις αποδόσεις, ακόμα και με δεδομένο το μέγεθος και το B/M. Γενικότερα, οι Daniel & Titman, όπως και οι Fama & French (1993), τονίζουν ότι τα παραδοσιακά μέτρα κινδύνου (όπως το market beta), δεν εξηγούν τη διαστρωματική διακύμανση των αναμενόμενων αποδόσεων.

Οι **G. R. Jensen, R. R. Johnson & J. M. Mercer (1997)** προσπάθησαν να εξηγήσουν τη σημαντικότητα των μεταβλητών size και price-to-book (P/B) σε σχέση με τις αποδόσεις των μετοχών σε διαφορετικά στάδια της νομισματικής πολιτικής της Federal Reserve Bank of America. Το δείγμα που χρησιμοποίησαν περιελάμβανε μετοχές του NYSE και AMEX από τα αρχεία της CRSP και της COMPUSTAT για τη χρονική περίοδο από το 1965 ως το 1994.

Με βάση τη μεθοδολογία που ακολούθησαν, οι μετοχές του δείγματος χωρίστηκαν σε 10 χαρτοφυλάκια με βάση τον κίνδυνο (beta). Για να επιτευχθεί διακύμανση στο μέγεθος (size) που δεν έχει σχέση με το beta, κάθε χαρτοφυλάκιο χωρίστηκε σε 10 επιμέρους χαρτοφυλάκια με βάση το μέγεθος. Έτσι σχηματίστηκαν 100 χαρτοφυλάκια με βάση τις μεταβλητές beta και size. Στη συνέχεια ακολούθησε η ίδια διαδικασία αλλά αυτή τη φορά τα 10 χαρτοφυλάκια με βάση το beta χωρίστηκαν σε υποχαρτοφυλάκια με βάση τη μεταβλητή price-to-book. Έπειτα υπολογίστηκαν equal-weighted αποδόσεις κάθε μήνα από τον Ιούλιο του έτους t μέχρι τον Ιούνιο του έτους $t+1$ για κάθε ένα από τα 100 χαρτοφυλάκια με βάση το μέγεθος και τα 100 χαρτοφυλάκια με βάση τη μεταβλητή P/B. Συνολικά για τα 29 χρόνια της έρευνας υπολογίστηκαν 348 μηνιαίες αποδόσεις για κάθε χαρτοφυλάκιο. Επιπλέον, οι μηνιαίες αποδόσεις που ακολούθησαν αύξηση των επιτοκίων από την Fed, τοποθετήθηκαν στην κατηγορία της περιοριστικής νομισματικής πολιτικής, ενώ εκείνες που ακολούθησαν μείωση των επιτοκίων, στην κατηγορία της επεκτατικής νομισματικής πολιτικής.

Η μεταβλητή P/B υπολογίστηκε ως η αγοραία αξία της $31^{η}$ Δεκεμβρίου του έτους $t-1$ προς τη λογιστική της αξία της $31^{η}$ Δεκεμβρίου του έτους $t-1$. Το χρονικό αυτό διάστημα των έξι μηνών μεταξύ του τέλους του έτους και της χρονικής στιγμής του

υπολογισμού των αποδόσεων, είναι σύμφωνο με την έρευνα των Fama & French που υποστήριξαν ότι η καθυστέρηση αυτή των έξι μηνών είναι απαραίτητη για να είναι διαθέσιμα τα χρηματοοικονομικά στοιχεία στους επενδυτές.

Αρχικά ελέγχθηκε η ερμηνευτική ικανότητα των μεταβλητών του μεγέθους και του P/B ανεξάρτητα από τη νομισματική πολιτική. Τα τεστ έδειξαν ότι σε όλα τα χαρτοφυλάκια οι μέσες μηνιαίες αποδόσεις των μικρών σε μέγεθος εταιρειών είναι μεγαλύτερες από εκείνες των μεγάλων σε μέγεθος. Επίσης, η επίδραση του μεγέθους στις αποδόσεις αφορά όλα τα χαρτοφυλάκια και όχι μόνο εκείνα με ακραίες τιμές. Αλλά και στα χαρτοφυλάκια που σχηματίστηκαν με βάση τη μεταβλητή P/B, επιβεβαιώθηκαν οι μελέτες προηγούμενων ερευνητών: καθώς κινούμαστε από χαρτοφυλάκια με υψηλό δείκτη P/B προς χαρτοφυλάκια με χαμηλότερο δείκτη, η μέση μηνιαία απόδοση των μετοχών ολοένα και αυξάνεται.

Στη συνέχεια ελέγχθηκε η επίδραση της νομισματικής πολιτικής στις δύο αυτές μεταβλητές, του μεγέθους και του δείκτη P/B. Η μεθοδολογία ήταν η ίδια και αφορούσε τα ίδια χαρτοφυλάκια, μόνο που τη φορά αυτή οι αποδόσεις χωρίστηκαν με βάση τη νομισματική πολιτική. Τα προηγούμενα αποτελέσματα ισχύουν μόνο σε περίπτωση επεκτατικής νομισματικής πολιτικής, δηλαδή οι αποδόσεις των χαρτοφυλακίων που περιλαμβάνουν μετοχές μικρού μεγέθους είναι μεγαλύτερες από τις αποδόσεις των χαρτοφυλακίων με μετοχές μεγαλύτερου μεγέθους. Σε περιβάλλον περιοριστικής νομισματικής πολιτικής, δε φαίνεται καμία διαφορά στις αποδόσεις των χαρτοφυλακίων. Το ίδιο συμβαίνει και με τη μεταβλητή P/B: διαφορά στις αποδόσεις υπέρ των χαρτοφυλακίων με χαμηλό δείκτη P/B παρατηρείται μόνο κάτω από περιβάλλον επεκτατικής νομισματικής πολιτικής. Κάτω από περιβάλλον περιοριστικής νομισματικής πολιτικής οι διαφορές στις αποδόσεις είναι πολύ μικρότερες και σε καμία περίπτωση στατιστικά σημαντικές.

Τα συμπεράσματα που προκύπτουν από τη έρευνα των Jensen, Johnson & Mercer είναι σύμφωνα με αυτά των Fama & French (1995), Chen (1991), Chan & Chen (1991). Επιβεβαίωσαν ότι οι μεταβλητές size και price-to-book είναι στατιστικά σημαντικές,

ανεξάρτητα από το επίπεδο του συστηματικού κινδύνου. Η σημασία όμως των παραγόντων αυτών σχετίζεται με τη νομισματική πολιτική. Σε περιόδους επεκτατικής νομισματικής πολιτικής η επίδραση των size και P/B είναι σημαντική. Αντίθετα, σε περιόδους περιοριστικής νομισματικής πολιτικής καμιά από τις δύο μεταβλητές δε σχετίζεται με τις αποδόσεις. Για το λόγο αυτό οι επενδυτές θα πρέπει να συμβουλευονται τη νομισματική πολιτική της Fed όταν χρησιμοποιούν οποιαδήποτε επενδυτική στρατηγική που βασίζεται στις μεταβλητές size και P/B.

Οι **Jeffrey Pontiff & Lawrence D. Schall (1998)** έλεγξαν την ερμηνευτική ικανότητα του δείκτη book-to-market equity (BE/ME) ως προς τις αποδόσεις των μετοχών. Χρησιμοποίησαν στοιχεία από τον Dow Jones Industrial Average (DJIA) από το 1920 ως το 1993. Ο DJIA περιλαμβάνει τις τιμές των μεγαλύτερων βιομηχανικών εταιρειών των Ηνωμένων Πολιτειών. Η τιμή του DJIA υπολογίζεται ως το άθροισμα των τιμών των 30 μετοχών που περιλαμβάνει, διαιρεμένο με ένα διαιρέτη. Κάθε φορά που μια μετοχή του δείκτη κάνει split ή αντικατασταθεί από μια άλλη, ο διαιρέτης αυτός προσαρμόζεται έτσι ώστε η αξία του δείκτη να παραμένει ανεπηρέαστη.

Αρχικά υπολόγισαν τη book value του DJIA, παίρνοντας το άθροισμα των fiscal year-ends book values όλων των εταιρειών που τον απαρτίζουν, και διαιρώντας το με τον ίδιο διαιρέτη που χρησιμοποιείται για τον υπολογισμό της τιμής του δείκτη. Στη συνέχεια, διαιρώντας τη book value του DJIA με την τρέχουσα τιμή του δείκτη, υπολόγισαν το book-to-market ratio του DJIA. Χρησιμοποίησαν ακόμη τη μεταβλητή DIV ως δείκτη μερισματικής απόδοσης, καθώς και τις μεταβλητές YLD3 (yield of a T-bill that matures in 3 months), DEF (average yield of bonds rated Baa by Moody's minus average yield of bonds rated Aaa by Moody's), TERM (average yield of Treasury bonds with more than 10 years maturity minus the yield of T-bills that mature in 3 months).

Στη συνέχεια έλαβαν υπόψη τους ως μεταβλητές τις εξής αποδόσεις: α) VWRET, δηλαδή την απόδοση του value-weighted index, β) EWRET, δηλαδή την απόδοση του equally-weighted index, γ) SMALL, δηλαδή τη διαφορά μεταξύ των δύο παραπάνω αποδόσεων, δ) SMB, δηλαδή τη διαφορά μεταξύ της απόδοσης των εταιρειών μικρής

κεφαλαιοποίησης και της απόδοσης των εταιρειών μεγάλης κεφαλαιοποίησης και ε) HML, που είναι η διαφορά μεταξύ της απόδοσης εταιρειών με υψηλό δείκτη BE/ME και εταιρειών με χαμηλό δείκτη BE/ME.

Οι ερευνητές παρατήρησαν ότι η μεταβλητή BE/ME παρουσιάζει ισχυρή συσχέτιση με τη μεταβλητή DIV. Οδηγήθηκαν ακόμη στο συμπέρασμα ότι εφόσον αυτές οι δύο μεταβλητές έχουν παρονομαστή την τρέχουσα τιμή του δείκτη, όταν ο αριθμητής τους παραμένει σταθερός, μια αύξηση του discount rate μειώνει την τρέχουσα τιμή, άρα προκαλεί την αύξηση των συγκεκριμένων δεικτών. Αυτό μπορεί να εξηγήσει τη θετική συσχέτιση μεταξύ μελλοντικών αποδόσεων και των ανεξάρτητων αυτών μεταβλητών.

Τα αποτελέσματα των παλινδρομήσεων για το BE/ME ως ανεξάρτητη μεταβλητή και ως εξαρτημένες τις αποδόσεις των value-weighted και equally-weighted indices είναι τα εξής: υπάρχει θετική συσχέτιση μεταξύ BE/ME και μελλοντικών αποδόσεων, η οποία είναι ισχυρότερη για τις equally-weighted αποδόσεις. Αν στις παλινδρομήσεις προσθέσουμε και τις υπόλοιπες ανεξάρτητες μεταβλητές, η προβλεπτική ικανότητα της μεταβλητής BE/ME δεν είναι στατιστικά σημαντική για value-weighted returns, αλλά η στατιστική σημαντικότητά της παραμένει για equally-weighted returns. Εκτός από τη μεταβλητή BE/ME, η μόνη μεταβλητή που έχει ερμηνευτική ικανότητα είναι η default spread variable (DEF), η οποία παρουσιάζει θετική συσχέτιση με τις μηνιαίες αποδόσεις. Επιπλέον, ο δείκτης BE/ME προβλέπει τις αποδόσεις μικρών κυρίως παρά μεγάλων εταιρειών και αποδεικνύεται γενικότερα ικανότερος στην πρόβλεψη των αποδόσεων από όλες τις άλλες μεταβλητές.

Για την εξαγωγή ασφαλέστερων συμπερασμάτων, οι ερευνητές χώρισαν την εξεταζόμενη περίοδο σε 2 υποπεριόδους εκ των οποίων η πρώτη αφορούσε το χρονικό διάστημα από τον Ιανουάριο του 1926 ως τον Ιούνιο του 1959 και η δεύτερη το διάστημα από τον Ιούλιο του 1959 ως τον Αύγουστο του 1994. Το αποτέλεσμα των νέων παλινδρομήσεων ήταν ότι ο BE/ME είναι πιο ισχυρός κατά την πρώτη υποπερίοδο όσον αφορά την ερμηνευτική του ικανότητα σε σχέση με τις αποδόσεις. Πιο συγκεκριμένα, κατά τη δεύτερη υποπερίοδο δεν παρουσιάζει θετική σχέση με καμία από τις

εξαρτημένες μεταβλητές των αποδόσεων (VWRET, EWRET, SMALL). Τέλος, ακολούθησαν την ίδια διαδικασία για το δείκτη Standard & Poor's. Ο S&P θεωρήθηκε πιο αντιπροσωπευτικός από τον DJIA, καθώς περιελάμβανε 350 μετοχές, σε σύγκριση με τις 30 του DJIA. Τα αποτελέσματα έδειξαν ότι ο S&P book-to-market equity ratio κάνει καλύτερη δουλειά από τον DJIA book-to-market equity ratio. Η σύγκριση των δύο δεικτών δε μπορεί να διεξαχθεί για όλη τη χρονική περίοδο της έρευνας, αφού τα στοιχεία του δείκτη S&P είναι διαθέσιμα μετά το 1940.

Γενικότερα, ο DJIA book-to-market ratio είναι ισχυρότερος predictor των αποδόσεων από όλες τις υπόλοιπες ανεξάρτητες μεταβλητές. Ακόμη, η ερμηνευτική ικανότητα του δείκτη BE/ME οφείλεται στην ικανότητα του book value να προβλέπει future cash flows. Ανάλογα, μετά το 1960 ο S&P BE/ME ratio είναι καλύτερος predictor των αποδόσεων από τον DJIA BE/ME ratio, άρα και οι book values του S&P είναι καλύτεροι predictors των μελλοντικών cash flows από τις book values του DJIA.

Οι **Διακογιάννης Γ. Π., Γκλεζάκος Μ. & Σεργεδάκης Κ. Ν. (1998)** εξέτασαν αν ο δείκτης P/E και η μερισματική απόδοση ασκούν συστηματική επίδραση στην απόδοση των εισηγμένων στο Χρηματιστήριο Αξιών Αθηνών μετοχών. Το δείγμα που χρησιμοποίησαν περιελάμβανε εβδομαδιαίες αποδόσεις για 135 εισηγμένες στο Χρηματιστήριο Αξιών μετοχές κατά τη χρονική περίοδο από το 1990 ως το 1995. Πραγματοποίησαν έλεγχο της υπόθεσης ότι οι Value Strategies οδηγούν σε μεγαλύτερες αποδόσεις, καθώς και της δυνατότητας των δύο μεταβλητών να ερμηνεύσουν τις διαστρωματικές διακυμάνσεις των αναμενόμενων αποδόσεων των εισηγμένων στο Χρηματιστήριο Αξιών μετοχών. Το συμπέρασμα στο οποίο κατέληξαν είναι ότι στην εξεταζόμενη περίοδο τα χαρτοφυλάκια μετοχών με χαμηλό P/E εμφανίζουν μεγαλύτερες αποδόσεις, σε αντίθεση με τη μερισματική απόδοση, η οποία δεν έχει ερμηνευτική ισχύ ως μηχανισμός διαμόρφωσης αναμενόμενων αποδόσεων.

Οι **Kee Hong Bae & Jeong-Bon Kim (1998)** θέλησαν να ερευνήσουν εμπειρικά τη σχέση μεταξύ των κερδών, των book values και των αποδόσεων των μετοχών στην Ιαπωνία. Η μέθοδος που χρησιμοποίησαν αρχικά βασίστηκε στην E/P στρατηγική όπου

δημιουργήθηκαν χαρτοφυλάκια με βάση το δείκτη E/P, και στη B/P στρατηγική κατά την οποία δημιουργήθηκαν χαρτοφυλάκια με βάση το δείκτη B/P. Η σχετική ερμηνευτική ικανότητα μεταξύ των δύο αυτών μεταβλητών εκτιμήθηκε συγκρίνοντας την κερδοφορία των δύο αυτών στρατηγικών. Στη συνέχεια εφάρμοσαν και μια Τρίτη στη σειρά στρατηγική, η οποία έλεγξε την ερμηνευτική ικανότητα και των δύο μεταβλητών μαζί και συγκρίθηκε με τις δύο προηγούμενες.

Στο δείγμα τους συμπεριλήφθηκαν όλες οι non-financial και non-utility εταιρείες που περιλαμβάνονταν στη 1994 PACAP database του Pacific-Basin Capital Market Research Center του University of Rhode Island. Περιελάμβανε ημερήσιες και μηνιαίες αποδόσεις για τη χρονική περίοδο από τον Ιούλιο του 1975 ως το Σεπτέμβριο του 1993. Εξαιρέθηκαν οι financial εταιρείες γιατί η οικονομική ερμηνεία των λογιστικών στοιχείων που χρησιμοποιήθηκαν στην έρευνά τους διαφέρει από financial σε non-financial εταιρείες. Ακόμη εξαιρέθηκαν οι utility εταιρείες για να αποφευχθούν οι επιδράσεις πιθανών κυβερνητικών ρυθμίσεων στα αποτελέσματα της έρευνας.

Η περίοδος κατά την οποία εφαρμόστηκαν οι στρατηγικές καλύπτει το χρονικό διάστημα από τον Ιούλιο του 1976 ως το Σεπτέμβριο του 1990. Εκτιμήθηκε η ικανότητα της κάθε στρατηγικής με την παρατήρηση μηνιαίων buy-and-hold αποδόσεων για holding periods μέχρι και 36 μηνών, κάνοντας το 1990 τον τελευταίο χρόνο δημιουργίας χαρτοφυλακίων. Ως μεταβλητές χρησιμοποιήθηκαν ο λογάριθμος του μεγέθους της εταιρείας, ο δείκτης E/P, ο δείκτης B/P, καθώς και δύο ιδιαίτερες μεταβλητές για την Ιαπωνική οικονομία, ο βαθμός της διαεταιρικής ιδιοκτησίας και ο βαθμός του real estate holding. Οι συσχετίσεις μεταξύ των μεταβλητών παρουσιάζουν ιδιαίτερη σημασία. Η συσχέτιση μεταξύ E/P και B/P είναι η μεγαλύτερη και επιπλέον και οι δύο μεταβλητές έχουν υψηλή αρνητική συσχέτιση με το μέγεθος της εταιρείας.

Για τη δημιουργία των χαρτοφυλακίων με βάση την πρώτη στρατηγική, κατάταξαν τις μετοχές με βάση το δείκτη E/P και τοποθέτησαν τις μετοχές με αρνητικό δείκτη στο χαρτοφυλάκιο 0, και από τις μετοχές με θετικό δείκτη, το 30% των μετοχών με το χαμηλότερο δείκτη στο χαρτοφυλάκιο 1, το 30% των μετοχών με το μεγαλύτερο

δείκτη στο χαρτοφυλάκιο 3 και τις υπόλοιπες στο χαρτοφυλάκιο 2. Η ίδια διαδικασία ακολουθήθηκε και κατά τη δεύτερη στρατηγική. Ακολούθως, πήραν short position για το χαρτοφυλάκιο 1 κάθε στρατηγικής και long position για το χαρτοφυλάκιο 3. Το χαρτοφυλάκιο 2 χρησιμεύει ως benchmark, έτσι ώστε να εκτιμηθεί η ικανότητα των χαρτοφυλακίων 1 & 3.

Τα αποτελέσματα των παλινδρομήσεων έδειξαν ότι οι market-adjusted returns του χαρτοφυλακίου 1 και των 2 στρατηγικών είναι χαμηλότερες από τις αντίστοιχες του benchmark χαρτοφυλακίου 2, ενώ το αντίθετο συμβαίνει με το χαρτοφυλάκιο 3. Ο έλεγχος για τη στατιστική σημαντικότητα των market-adjusted returns με παραμετρικό t-test και μη παραμετρικό Wilcoxon signed-rank z-test, έδειξε ότι τα returns είναι highly significant σε όλες τις περιπτώσεις. Οι σημαντικές αυτές διαφορές στις αποδόσεις μεταξύ των χαρτοφυλακίων 1 & 3 δε μπορούν να αποδοθούν στον πιθανό μεγαλύτερο κίνδυνο που ενδεχομένως παρουσιάζουν οι μετοχές του χαρτοφυλακίου 3, αφού και για τις δύο στρατηγικές το beta των μετοχών του χαρτοφυλακίου 3 είναι ελαφρώς μικρότερο από αυτό των μετοχών του χαρτοφυλακίου 1.

Σύμφωνα με την τρίτη στρατηγική, δημιουργήθηκαν 9 χαρτοφυλάκια ως εξής: αν οι τιμές των E/P και B/P είναι μέσα στο χαμηλότερο 30% και των δύο κατανομών, τοποθετούνται στο χαρτοφυλάκιο E/P1&B/P1. Αν είναι στο χαμηλότερο 30% του E/P και στο υψηλότερο 30% του B/P τότε τοποθετούνται στο E/P1&B/P3 κ.ο.κ. και ακολουθούμε την ίδια διαδικασία (short στο E/P1&B/P1 και long στο E/P3&B/P3). Τα αποτελέσματα έδειξαν ότι το χαρτοφυλάκιο E/P1&B/P1 επιτυγχάνει τη χαμηλότερη απόδοση μεταξύ των υπολοίπων ενώ το χαρτοφυλάκιο E/P3&B/P3 την υψηλότερη. Συγκρίνοντας όμως τη στρατηγική αυτή με τις δύο προηγούμενες, είναι φανερό ότι η συνδυασμένη στρατηγική επιτυγχάνει υψηλότερες αποδόσεις από τις μεμονωμένες στρατηγικές του κάθε δείκτη ξεχωριστά.

Αν ληφθούν υπόψη και οι δύο ιδιαίτερες μεταβλητές που είναι πολύ σημαντικές για την οικονομία της Ιαπωνίας και η μεταβλητή του κινδύνου beta, ο αριθμός των παρατηρήσεων μειώνεται από 21.901 που ήταν πριν, σε 15.417 λόγω των data

requirements για τον υπολογισμό των νέων μεταβλητών. Τα αποτελέσματα έδειξαν ότι οι μεταβλητές E/P, B/P, $\ln(\text{size})$ είναι στατιστικά σημαντικές ενώ το beta όχι. Η επίδραση του δείκτη B/P και σε μικρότερο βαθμό αυτή του E/P είναι ευαίσθητη στο αν οι μετοχές της εταιρείας είναι cross held. Με άλλα λόγια, η ικανότητα των δύο αυτών μεταβλητών να προβλέπουν τις μελλοντικές αποδόσεις είναι μικρότερη για εταιρείες με υψηλό βαθμό cross holding από εκείνες με χαμηλό βαθμό. Αντίθετα, οι 2 αυτές μεταβλητές δεν είναι ευαίσθητες στο βαθμό του real estate holding των εταιρειών.

Τα γενικότερα συμπεράσματα που προκύπτουν από την έρευνα αυτή στο Ιαπωνικό Χρηματιστήριο είναι ότι η επίδραση της μεταβλητής B/P επικρατεί εκείνης της E/P. Η B/P είναι στατιστικά σημαντική και όταν χρησιμοποιείται μόνη της αλλά και όταν χρησιμοποιείται μαζί με την E/P. Αντίθετα, η E/P είναι στατιστικά σημαντική μόνο όταν χρησιμοποιείται μόνη της. Πάντως η στρατηγική που βασίζεται στο συνδυασμό και των 2 αυτών μεταβλητών αποδίδει υψηλότερες αποδόσεις σε κάθε περίπτωση. Ακόμη, η προβλεπτική ικανότητα του δείκτη B/P επηρεάζεται αρνητικά από το βαθμό που οι μετοχές της εταιρείας είναι cross held, αλλά δεν επηρεάζεται από την τρέχουσα αξία των real estate assets της εταιρείας.

Ο **Ralph R. Trecatin (2000)** ερεύνησε αν οι μετοχές των value firms επιτυγχάνουν υψηλότερες αποδόσεις από αυτές των growth firms. Ως value firms ορίζει τις εταιρείες με υψηλό δείκτη 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 το Δεκέμβριο του 1963 ως το Δεκέμβριο του 1996. Έγιναν 414 παλινδρομήσεις με τις εξής μεταβλητές: book-to-market, size, sales growth

και cash flow. Προέκυψε ότι η μεταβλητή BE/ME σχετίζεται περισσότερο από κάθε άλλη με την απόδοση των μετοχών. Στη συνέχεια διαίρεσε την παραπάνω χρονική περίοδο σε τρεις υποπεριόδους των 10 ετών και έκανε 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. Όμως, όταν μίκρυνε ακόμη περισσότερο το χρονικό διάστημα και έκανε νέες παλινδρομήσεις για χρονικά διαστήματα των πέντε ετών, παρατήρησε ότι καμιά από τις εξεταζόμενες μεταβλητές δε σχετίζεται με τις αποδόσεις των μετοχών.

Τα συμπεράσματά του λοιπόν ήταν ότι: α) οι υπερκανονικές αποδόσεις που μπορούν να επιτευχθούν σε μακροχρόνια βάση δε 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.

Όσον αφορά τη ρευστότητα μιας μετοχής οι **Spiegel και Wang (2005)**, χρησιμοποιώντας καθημερινά δεδομένα βρήκαν πως οι αποδόσεις των μετοχών ανεβαίνουν παράλληλα με τον κίνδυνο ιδιοσυγκρασίας και μειώνονται όταν μειώνεται και η ρευστότητα μιας μετοχής. Μάλιστα τα εμπειρικά τους συμπεράσματα δείχνουν πως παρόλο που και ο κίνδυνος ιδιοσυγκρασίας και η ρευστότητα παίζουν σημαντικό ρόλο στη διαμόρφωση των αποδόσεων, ο αντίκτυπος του πρώτου είναι πολύ μεγαλύτερος και μάλιστα εξαλείφει τη δύναμη και την επιρροή της ρευστότητας.

Θεωρητική μελέτη από τον Merton (1987) αλλά και από τον O'Hara (2003) δείχνουν ότι η ρευστότητα θα έπρεπε να τιμολογείται από την ίδια την αγορά. Σε αντίθεση μελέτες από τον Κωνσταντινίδη (1996), Heaton και Lucas (1996) και Vayanos (1998), συμπεραίνουν πως αυτό δεν θα έπρεπε να ισχύει. Στην έρευνά τους οι Spiegel και Wang (2005), προκειμένου να εξετάσουν ουσιαστικότερα τα συμπεράσματά τους, διακρίνουν τα μέτρα της ρευστότητας σε αυτά που βασίζονται στο κόστος και σε αυτά που είναι αντανακλώμενα. Τα μέτρα της πρώτης κατηγορίας επιχειρούν τα

ποσοτικοποιήσουν τη ρευστότητα με το να παρατηρούν τις οικονομικές απώλειες ενός επενδυτή από μια συγκεκριμένη συναλλαγή. Ένα τέτοιο μέτρο είναι και η διασπορά ανάμεσα στην τιμή αγοράς και πώλησης μιας συγκεκριμένης μετοχής. Τα αντανακλώμενα μέτρα, όπως ο όγκος των συναλλαγών, στηρίζονται, αντίθετα, με στην ιδέα πως η ρευστότητα θα έπρεπε να σχετίζεται με πολύ συγκεκριμένα χαρακτηριστικά. Για παράδειγμα υψηλός όγκος συναλλαγών μπορεί να αποτελεί ένδειξη πως μια συγκεκριμένη μετοχή έχει μεγάλη ρευστότητα. Τα εμπειρικά συμπεράσματα τους καταλήγουν στην άποψη πως όταν μέτρα ρευστότητας που στηρίζονται στο κόστος και ο κίνδυνος της ιδιοσυγκρασίας χρησιμοποιούνται ταυτόχρονα για να ερμηνεύσουν τις αποδόσεις μετοχών, τα πρώτα φαίνεται πως έχουν μικρό ή και καθόλου ρόλο. Πολύ περισσότερο, βρίσκουν πως το μοναδικό μέτρο ρευστότητας ικανό να ερμηνεύσει τις διαστρωματικές αποδόσεις των μετοχών είναι, μακράν των άλλων μεταβλητών, ο συνολικός τζίρος μιας μετοχής.

Η μελέτη του **Hu (1997)** είχε ως σκοπό την ανάλυση του αντίκτυπου που έχει η ρευστότητα στην τιμολόγηση των μετοχών και προσπάθησε να βρει ένα ευρέως χρησιμοποιούμενο μέτρο για αυτήν. Τα συμπεράσματα ήταν ενθαρρυντικά. Χρησιμοποιώντας τα γιαπωνέζικα στοιχεία προέκυψε πως ο τζίρος μπορεί να προβλέψει τις αναμενόμενες αποδόσεις των μετοχών και η σχέση αυτή είναι σε συνέπεια με το ήδη υπάρχον μοντέλο για τα κόστη μεταβιβάσεως.

Εκτός όμως από τον τζίρο, ένας σημαντικός αριθμός από μελέτες, **Hasbrouk (2005)**, δείχνουν πως και η ρευστότητα συσχετίζεται και μάλιστα αρνητικά με τις αναμενόμενες αποδόσεις των μετοχών. Στην κλασική θεωρία τιμολόγησης των αξιόγραφων, οι αναμενόμενες αποδόσεις των μετοχών σχετίζονται διαστρωματικά με ευαισθησίες των αποδόσεων, που οδηγούν σε διαβρωτικές συνέπειες στη γενικότερη ευημερία του επενδυτή. Μια μετοχή ή μια ομολογία η οποία έχει ευμετάβλητες και χαμηλές αποδόσεις, οδηγεί συχνά τον επενδυτή να απαιτεί κάποιου είδους αποζημίωση προκειμένου να τη διατηρήσει στην κατοχή του. Η ρευστότητα αποτελεί έναν καλό τέτοιο υπονήφιο. Θεωρείται σε πολλές περιπτώσεις ένα σημαντικό χαρακτηριστικό του επενδυτικού περιβάλλοντος και της μακροοικονομίας.

Συμπεράσματα των ερευνών

Όπως αναφέραμε και στην αρχή της παρούσας ενότητας, οι μελέτες που έχουν εκπονηθεί σχετικά με την εγκυρότητα του Capital Asset Pricing Model (CAPM), είναι πολλές και αφορούν διαφορετικά Χρηματιστήρια Αξιών ανά τον κόσμο. Παράλληλα, χρησιμοποιήθηκαν διαφορετικά δεδομένα κάθε φορά, η μεθοδολογία που ακολουθήθηκε δεν ήταν κοινή σε όλες τις περιπτώσεις, ενώ οι έρευνες έλαβαν χώρα σε διαφορετικές χρονικές περιόδους. Συνεπώς, η σύγκριση των παραπάνω ερευνών δεν αποτελεί εύκολο εγχείρημα και καθιστά δύσκολη την εξαγωγή γενικότερων συμπερασμάτων από αυτές. Παρόλα αυτά, είναι εμφανείς κάποιες γενικότερες τάσεις και συμπεριφορές, τις οποίες και θα προσπαθήσουμε να εντοπίσουμε στην ενότητα αυτή.

Τα δεδομένα που χρησιμοποιήθηκαν από τους ερευνητές αντλήθηκαν από τις βάσεις δεδομένων διαφορετικών χρηματιστηρίων και σε διαφορετικές χρονικές περιόδους. Ανάμεσά τους κυριαρχούν οι μετοχές των New York Stock Exchange (NYSE), AMEX & NASDAQ, που χρησιμοποιήθηκαν από τις περισσότερες έρευνες και καλύπτουν μια ιδιαίτερα μακρά χρονική περίοδο (από το 1927 μέχρι και το 1994 περίπου). Ακόμη, σημαντικά δεδομένα πάρθηκαν από τα αρχεία των CRSP, COMPUSTAT & BANKDATA, τα οποία αφορούσαν αποδόσεις, τιμές αλλά και κέρδη των μετοχών. Επίσης, ο Dow Jones Industrial Average (DJIA) αποτέλεσε μια ακόμη πηγή άντλησης μετοχών – κυρίως μεγάλων βιομηχανικών εταιρειών των ΗΠΑ – για τη χρονική περίοδο από το 1920 ως το 1993.

Όπως γίνεται αντιληπτό, όλα τα παραπάνω αφορούν τις Ηνωμένες Πολιτείες της Αμερικής, γεγονός που κρίνεται αναμενόμενο, αν αναλογιστούμε ότι η πλειοψηφία των ερευνών διενεργήθηκε σ' αυτή τη χώρα. Ωστόσο, μεταξύ των μελετών που εξετάσαμε, υπάρχουν και κάποιες που εστιάζουν την προσοχή τους σε άλλα χρηματιστήρια. Οι Chan, Hamao & Lakonishok (1991) βασίστηκαν κατά την έρευνά τους στις μετοχές του Tokyo Stock Exchange από το 1971 ως το 1988, ενώ οι Διακογιάννης & Σεγρεδάκης (1996), Διακογιάννης & Κυριαζής (1996) και Διακογιάννης, Γκλεζάκος & Σεγρεδάκης (1998), χρησιμοποίησαν τις μετοχές του Χρηματιστηρίου Αξιών Αθηνών από το 1983 ως

το 1995. Τέλος, οι Bae & Kim (1998) άντλησαν τα δεδομένα τους από την 1994 PACAP Database του Pacific-Basin Capital Market Research Center του University of Rhode Island.

Κάθε ερευνητής προσπάθησε να επιλέξει την κατάλληλη μεθοδολογία που θα χρησιμοποιούσε για να φτάσει στο επιθυμητό αποτέλεσμα. Αυτό είχε ως συνέπεια τη χρήση διαφορετικών μεθοδολογιών, σε συνάρτηση φυσικά και με τη χρονική στιγμή κατά την οποία πραγματοποιήθηκε η κάθε μελέτη.

Η μεθοδολογία των Fama & Macbeth χρησιμοποιήθηκε από αρκετούς ερευνητές και οδήγησε σε χρήσιμα συμπεράσματα για τους παράγοντες που επιδρούν στις αποδόσεις των μετοχών. Μια ακόμη μεθοδολογία που έτυχε ευρύτερης αποδοχής είναι και οι OLS regressions, μια και δεν είναι λίγοι οι ερευνητές που προέκριναν τη χρήση παλινδρομήσεων με τη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων για την εξαγωγή συμπερασμάτων.

Επίσης, σε δύο από τις έρευνες που αναλύσαμε, Fama & French (1993) και Daniel & Titman (1997), χρησιμοποιήθηκε το μοντέλο παλινδρόμησης των Black, Jensen & Scholes (1972) για την ερμηνεία των αποδόσεων των μετοχών, ενώ οι Jafee, Keim & Westerfield (1989) και οι Chan, Hamao & Lakonishok (1991) προτίμησαν τη χρήση των Seemingly Unrelated Regression (SUR) models.

Εκτός από τις παραπάνω, ακολουθήθηκαν και άλλες μεθοδολογίες όπως τα t-tests (Reinganum), οι out-of-sample forecasts (Fama & French), οι correlation matrices (Jensen, Johnson & Mercer), τα Dickey-Fuller tests (Pontiff & Schall) και η χρήση των δεικτών DIV και LEV από τους Chan & Chen (1991).

Η μεταβλητή που χρησιμοποιήθηκε περισσότερο από οποιαδήποτε άλλη στις έρευνες, είναι αυτή του λόγου της λογιστικής προς την αγοραία αξία ή πιο συγκεκριμένα η book-to-market value (B/M) ή book equity-to-market equity (BE/ME). Όλες οι μελέτες κατέληξαν στο συμπέρασμα ότι η μεταβλητή αυτή είναι πολύ σημαντική στην πρόβλεψη

των μελλοντικών αποδόσεων των μετοχών, ενώ πολλές από αυτές τόνισαν ότι είναι η πιο σημαντική μεταβλητή. Πιο συγκεκριμένα, κατέληξαν στο συμπέρασμα ότι μετοχές με υψηλή τιμή του δείκτη book-to-market, επιτυγχάνουν υψηλότερες αποδόσεις από μετοχές με χαμηλότερη τιμή. Ορισμένοι μελετητές μάλιστα, τόνισαν ότι η θετική αυτή σχέση του δείκτη book-to-market είναι εντονότερη όταν εξετάζουμε μακροχρόνιες περιόδους.

Μια άλλη μεταβλητή που εξετάστηκε από αρκετούς ερευνητές είναι και ο λόγος της τιμής της μετοχής προς τα κέρδη ανά μετοχή (P/E). Το P/E συμπεριλήφθηκε από τους περισσότερους μελετητές ως ερμηνευτική μεταβλητή και οδήγησε στο γενικότερα αποδεκτό συμπέρασμα ότι μετοχές με χαμηλό δείκτη τιμής προς κέρδη ανά μετοχή επιτυγχάνουν υψηλότερες αποδόσεις από μετοχές με υψηλότερο δείκτη P/E. Η αρνητική αυτή σχέση μεταξύ του δείκτη αυτού και των αποδόσεων των μετοχών επιβεβαιώνεται από τη μελέτη του λόγου των κερδών προς την τιμή (E/P) που είναι ακριβώς το αντίστροφο της μεταβλητής P/E. Οι ερευνητές που μελέτησαν την ερμηνευτική ικανότητα του δείκτη E/P κατέληξαν στη θετική σχέση μεταξύ της μεταβλητής αυτής και των αποδόσεων των μετοχών.

Οι μελέτες αφορούσαν και άλλες θεμελιώδεις μεταβλητές όπως αυτή του μεγέθους (size) ή του δείκτη πωλήσεων προς τιμή (S/P). Στις περισσότερες από αυτές επιβεβαιώθηκε αρνητική σχέση μεταξύ μεγέθους και απόδοσης, αλλά η σχέση αυτή φάνηκε να εξαρτάται από τη χρονική περίοδο της έρευνας. Σημαντική ερμηνευτική ικανότητα αποδείχτηκε ότι έχει ο δείκτης cash flow per price (C/P). Πιο συγκεκριμένα, παρατηρήθηκε ότι μετοχές με υψηλή τιμή του δείκτη αυτού, επιτυγχάνουν υψηλότερες αποδόσεις από εκείνες με χαμηλότερη τιμή του δείκτη. Σε πολλές έρευνες μάλιστα, η μεταβλητή αυτή είχε τη μεγαλύτερη ερμηνευτική ικανότητα μετά από αυτήν του λόγου book-to-market.

Πολλές μελέτες που έχουν γίνει για τη ρευστότητα δείχνουν πως σχετίζεται αρνητικά με τις αναμενόμενες αποδόσεις των μετοχών. Άλλοι ερευνητές βρήκαν ότι οι

αποδόσεις των μετοχών ανεβαίνουν παράλληλα με τον κίνδυνο ιδιοσυγκρασίας και μειώνονται όταν μειώνεται και η ρευστότητα μιας μετοχής.

Ακόμη, εξετάστηκε η ικανότητα της μερισματικής απόδοσης στην πρόβλεψη των αποδόσεων των μετοχών και τα συμπεράσματα δεν ήταν ξεκάθαρα, αφού άλλες έρευνες υποστήριξαν ότι η προβλεπτική ικανότητα του δείκτη D/P αυξάνεται με την αύξηση του επενδυτικού ορίζοντα, ενώ άλλες τόνισαν ότι μεταβάλλεται από περίοδο σε περίοδο ή ότι η μερισματική απόδοση δεν έχει ερμηνευτική ισχύ.

Τέλος, η προβλεπτική ικανότητα όλων των θεμελιωδών κριτηρίων μεταβάλλεται από περίοδο σε περίοδο, έτσι ώστε σε γενικές γραμμές, καμιά από αυτές να μην επικρατεί πλήρως και για κάθε χρονική περίοδο των άλλων.

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 4: ΔΕΔΟΜΕΝΑ ΚΑΙ ΜΕΘΟΔΟΛΟΓΙΑ

Το δείγμα μας αποτελείται από 113 μετοχές που διαπραγματεύονται στο Χρηματιστήριο Αξιών Αθηνών κατά την περίοδο από τον Ιανουάριο του 2000 ως το Δεκέμβριο του 2007. Οι μετοχές πρέπει να διαπραγματεύονται ενεργά στο χρηματιστήριο καθ' όλη τη διάρκεια της εξεταζόμενης περιόδου (Ιανουάριος 2000 - Δεκέμβριος 2007).

Για τον υπολογισμό των μεταβλητών (beta, market equity κ. λ.π) που θέλουμε να εκτιμήσουμε χρησιμοποιούμε τη βάση δεδομένων της Datastream. Οι αποδόσεις των μετοχών του δείγματος καθώς και του δείκτη της αγοράς υπολογίζονται ως υπερβάλλουσες αποδόσεις πάνω από το επιτόκιο μηδενικού κινδύνου και χρησιμοποιούνται στις παλινδρομήσεις όπως θα αναλύσουμε παρακάτω. Οι εκτιμήσεις των betas υπολογίζονται με τη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων (OLS).

Η μεθοδολογία που ακολουθούμε περιλαμβάνει τέσσερα βασικά βήματα για τον έλεγχο του μοντέλου:

A) Δημιουργία των χαρτοφυλακίων.

Αρχικά, οι 113 μετοχές του δείγματος χωρίζονται σε 16 χαρτοφυλάκια 7-8 μετοχών το καθένα με βάση πρώτα το μέγεθος και ύστερα το beta. Για το σκοπό αυτό, υπολογίζουμε το λογάριθμο του μεγέθους κάθε μετοχής το Δεκέμβριο του 2001. Με βάση την τιμή αυτή, οι μετοχές κατατάσσονται από τη μικρότερη στη μεγαλύτερη και εν συνεχεία χωρίζονται σε τέσσερα γκρουπ μεγέθους από το μικρότερο (ME1) στο μεγαλύτερο (ME4).

Έπειτα, υπολογίζουμε τα "pre-ranking" betas για κάθε μεμονωμένη μετοχή χρησιμοποιώντας time-series data για 24 μήνες (Ιανουάριος 2000 - Δεκέμβριος 2002). Οι μετοχές σε κάθε γκρουπ μεγέθους κατατάσσονται έπειτα με βάση τα "pre-ranking" betas τους από το μικρότερο στο μεγαλύτερο και χωρίζονται σε τέσσερα sub-groups από αυτό με το μικρότερο κίνδυνο (β_1) ως αυτό με το μεγαλύτερο (β_4).

Εκτίμηση των betas των μετοχών του X.A.A.

Για τον υπολογισμό των betas θα χρησιμοποιήσουμε το μοντέλο του Sharpe:

$$r_{it} = a_i + b_i r_{mt} + e_{it} \quad (1),$$

όπου r_{it} = η υπερβάλλουσα απόδοση της μετοχής i την περίοδο t

r_{mt} = η απόδοση του χαρτοφυλακίου m της αγοράς την περίοδο t

a_i = ο συντελεστής άλφα της μετοχής i

b_i = ο συντελεστής βήτα της μετοχής i

e_{it} = ο κατάλοιπος όρος

Η εκτίμηση των betas με τη χρήση της παραπάνω εξίσωσης είναι ευαίσθητη όσον αφορά την επιλογή του καταλληλότερου δείκτη για τον υπολογισμό της απόδοσης του χαρτοφυλακίου m της αγοράς. Στην έρευνά μας θα χρησιμοποιήσουμε τις μηνιαίες τιμές του Γενικού Δείκτη του X.A.A.

Έτσι έχουμε σχηματίσει 16 χαρτοφυλάκια με βάση το μέγεθος και τα "pre-ranking" betas.

B) Εκτίμηση των "post-ranking" betas.

Το επόμενο βήμα αφορά την εκτίμηση των λεγόμενων "post-ranking" betas για κάθε ένα από τα 16 χαρτοφυλάκια, που δημιουργήθηκαν με βάση το μέγεθος και τα "pre-ranking" betas, κάνοντας χρήση time-series data, για όλη την εξεταζόμενη περίοδο (Ιανουάριος 2002 – Δεκέμβριος 2007). Εδώ θα πρέπει να τονίσουμε ότι ο υπολογισμός των λεγόμενων "post-ranking" betas για κάθε χαρτοφυλάκιο και το γεγονός ότι αυτά αποτελούν ύστερα τα betas για κάθε μεμονωμένη μετοχή του χαρτοφυλακίου, κάνει εφικτή τη χρήση δεδομένων στις παλινδρομήσεις για κάθε μετοχή ξεχωριστά παρά για ολόκληρο το χαρτοφυλάκιο, βελτιώνοντας έτσι τη στατιστική ακρίβεια των τεστ.

Γ) Χρήση της παλινδρόμησης των Fama & Macbeth (1973).

Επόμενο βήμα αποτελεί η χρήση της παλινδρόμησης των Fama & Macbeth για τους 60 μήνες της εξεταζόμενης περιόδου (07/2002 – 06/2007). Οι υπερ-αποδόσεις

(εξαρτημένη μεταβλητή) κάθε μιας από τις μετοχές παλινδρομούνται διαστρωματικά ως προς τις ερμηνευτικές μεταβλητές με βάση την τιμή του έτους t-1

Το μοντέλο που θα χρησιμοποιηθεί στα εμπειρικά τεστ είναι μια ελαφρώς διαφοροποιημένη μορφή του διαστρωματικού μοντέλου παλινδρόμησης των Fama & Macbeth:

$$R_{i,t} = \gamma_1 \beta_p + \gamma_2 \ln(\text{ME})_{i,t-1} + \gamma_3 \ln(\text{BE/ME})_{i,t-1} + \gamma_4 \ln(\text{DY})_{i,t-1} + \gamma_5 \ln(\text{PE})_{i,t-1} + \gamma_6 \ln(\text{VO})_{i,t-1} + u_i \quad (2),$$

όπου: $R_{i,t}$ = υπερ-απόδοση της μετοχής i την περίοδο t

β_p = post-ranking beta του χαρτοφυλακίου p

$(\text{ME})_{i,t-1}$ = μέγεθος της μετοχής i την περίοδο $(t-1)$

$(\text{BE/ME})_{i,t-1}$ = book-to-market equity την περίοδο $(t-1)$

$(\text{DY})_{i,t-1}$ = μερισματική απόδοση της μετοχής i την περίοδο $(t-1)$

$(\text{PE})_{i,t-1}$ = τιμή προς κέρδη ανα μετοχή την περίοδο $(t-1)$

$(\text{VO})_{i,t-1}$ = αξία συναλλαγών της μετοχής i την περίοδο $(t-1)$

Κάθε μια από τις ερμηνευτικές μεταβλητές στην εξίσωση (2) υπολογίζεται με το φυσικό της λογάριθμο για να αντιμετωπιστεί το πρόβλημα της ετεροσκεδαστικότητας. Οι διαστρωματικές παλινδρομήσεις των υπερβαλλουσών αποδόσεων μετοχών του δείγματος, τρέχονται ως προς τις ερμηνευτικές μεταβλητές (beta, ME, BE/ME, DY, PE, VO) για κάθε μήνα της εξεταζόμενης περιόδου. Ο κατάλοιπος όρος αφορά την εκτίμηση του μη συστηματικού κινδύνου των αποδόσεων των μετοχών.

Δ) Έλεγχος της μηδενικής υπόθεσης.

Τέλος, υπολογίζονται οι μέσες τιμές των συντελεστών γάμμα της παλινδρόμησης για όλη την εξεταζόμενη περίοδο, καθώς και τα t-statistics για τον έλεγχο της μηδενικής υπόθεσης ότι αυτές οι μέσες τιμές ισούνται με μηδέν. Έτσι εξετάζουμε κατά πόσο οι ερμηνευτικές μεταβλητές παίζουν κάποιο ρόλο στις μέσες αποδόσεις και πόσο σημαντικός είναι ο ρόλος αυτός.

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 5: ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ

Για τον υπολογισμό των betas θα χρησιμοποιήσουμε, όπως προαναφέραμε, το μοντέλο του Sharpe: $r_{it} = a_i + b_i r_{mt} + e_{it}$ (1),

όπου r_{it} = η υπερβάλλουσα απόδοση της μετοχής i την περίοδο t

r_{mt} = η απόδοση του χαρτοφυλακίου m της αγοράς την περίοδο t

a_i = ο συντελεστής άλφα της μετοχής i

b_i = ο συντελεστής βήτα της μετοχής i

e_{it} = ο κατάλοιπος όρος

Έτσι έχουμε σχηματίσει 16 χαρτοφυλάκια ($ME1/\beta1$, $ME1/\beta2$,....., $ME4/\beta4$), καθένα από τα οποία περιλαμβάνει 7-8 μετοχές και παρουσιάζονται στον πίνακα 1. Τα χαρτοφυλάκια δημιουργούνται με βάση το μέγεθος γιατί το μέγεθος παράγει ένα σημαντικό εύρος αποδόσεων και betas. Ωστόσο, το μέγεθος και τα betas των χαρτοφυλακίων αυτών συσχετίζονται σημαντικά, σε βαθμό τέτοιο που η επίδρασή τους στις μέσες αποδόσεις να μη μπορεί να διαχωριστεί εύκολα. Για το λόγο αυτό, η δημιουργία χαρτοφυλακίων με βάση αρχικά το μέγεθος και μετά τα “pre-ranking” betas συμβάλλει στην αντιμετώπιση του παραπάνω προβλήματος.

Πίνακας 1. Χαρτοφυλάκια μετοχών με βάση το μέγεθος και τα “pre-ranking” betas

Χαρτοφυλάκια	Μετοχές
<i>ME1/β1</i>	IDEAL GROUP PR XYLEMPORIA PR MULTIRAMA YALCO-CONSTANTINOU UNIBIOS HOLDINGS (BIOP) PLIAS CONSUMER GOODS CB

<p><i>ME1/β2</i></p>	<p>N LEVENTERIS PR ELTRAK CR C ROKAS PR PARNASSOS ENTERPRISES XYLEMPORIA CR TRIA ALPHA PR N LEVENTERIS CR</p>
<p><i>ME1/β3</i></p>	<p>EMPORIKOS DESMOS PR J BOUTARIS & SON HLDG PR EMPORIKOS DESMOS CR ALLATINI KNIT.FAC.MAXIM CM PTDS UNIBIOS HOLDINGS (BIOK) VIS-CONTAINER PR</p>
<p><i>ME1/β4</i></p>	<p>FINTEXPORT - BETA PRAXITELIO HOSPITAL CR - BETA FG EUROPE - BETA VIS-CONTAINER CR - BETA VIVERE ENTERTAINMENT - BETA FLR MLS C SARANTOPOULOS - BETA PRAXITELIO HOSPITAL PR - BETA</p>
<p><i>ME2/β1</i></p>	<p>RILKEN - BETA KATSELIS SONS CR - BETA HIPPO TOUR - BETA LAMP SA HOTEL - BETA BIOKARPET - BETA CYCLON HELLAS - BETA ETEM - BETA</p>
<p><i>ME2/β2</i></p>	<p>NEXANS HELLAS - BETA LOULIS MILLS - BETA SELONDA AQUACULTURE - BETA ELASTRON - BETA MARFIN INV.GP.HDG. - BETA KERAMIA ALLATINI - BETA RIDENCO - BETA</p>

<p><i>ME2/β3</i></p>	<p>REDS - BETA MICHANIKI PR - BETA SATO OFFE.& HUW.SUPS. - BETA GENERAL COMMERCIAL & IND - BETA PG NIKAS - BETA BENRUBI - BETA AXON HOLDINGS - BETA</p>
<p><i>ME2/β4</i></p>	<p>J BOUTARIS & SON HLDG - BETA DIEKAT - BETA MOCHLOS - BETA IDEAL GROUP CR - BETA KLONATEX GROUP OF COS PR - BETA KREKA - BETA EUROHOLDINGS CAP & INV C - BETA</p>
<p><i>ME3/β1</i></p>	<p>HELLENIC CABLES - BETA PETZETAKIS - BETA KARELIA TOBACCO - BETA A-B VASSILOPOULOS - BETA CROWN HELLAS CAN - BETA IONIAN HOTEL - BETA TELETYPOS - BETA</p>
<p><i>ME3/β2</i></p>	<p>C ROKAS CR - BETA EDRASIS PSALLIDAS - BETA HELLENIC FABRICS - BETA SELECTED TEXTILE - BETA GR SARANTIS - BETA BLUE STAR MARITIME - BETA LAVIPHARM CR - BETA</p>
<p><i>ME3/β3</i></p>	<p>SHELMAN - BETA KEKROPS - BETA GEK GROUP OF COMPANIES - BETA ATHENA - BETA ELMEC SPORT - BETA FOURLIS HOLDING - BETA MICHANIKI CR - BETA</p>

<p><i>ME3/β4</i></p>	<p>SANYO HELLAS - BETA EL D MOUZAKIS - BETA TERNA - BETA ATTI-KAT - BETA ELBISCO HOLDING - BETA KLONATEX GROUP OF COS CR - BETA BALKAN REAL ESTATE - BETA</p>
<p><i>ME4/β1</i></p>	<p>TITAN CEMENT CR - BETA HERACLES GEN.CEMENT - BETA J & P AVAX - BETA VIVARTIA - BETA SIDENOR METAL PROC. - BETA ELLAKTOR - BETA M J MAILLIS - BETA</p>
<p><i>ME4/β2</i></p>	<p>VIOHALCO CB - BETA MARFIN EGNATIA BANK - BETA BANK OF GREECE - BETA BANK OF ATTICA - BETA EFG EUROBANK ERGASIAS BANK OF PIRAEUS - BETA METKA - BETA</p>
<p><i>ME4/β3</i></p>	<p>ATTICA HOLDINGS - BETA S&B INDUSTRIAL MRLS. - BETA EMPORIKI BK.OF GREECE - BETA NATIONAL BK.OF GREECE - BETA INFORM P LYKOS - BETA ALPHA BANK - BETA TECHNICAL OLYMPIC - BETA</p>
<p><i>ME4/β4</i></p>	<p>MYTILINEOS HOLDINGS INTRACOM HOLDINGS AEGEK CR GENERAL HELLENIC BANK ALTEC SA INFO.& COMM.SY. HELLENIC SUGAR IND. ATHENS MEDICAL UNITED TEXTILES</p>

Το επόμενο βήμα αφορά την εκτίμηση των λεγόμενων “post-ranking” betas για κάθε ένα από τα 16 χαρτοφυλάκια, που δημιουργήθηκαν με βάση το μέγεθος και τα “pre-ranking” betas, κάνοντας χρήση time-series data, για όλη την εξεταζόμενη περίοδο

(Ιανουάριος 2002 – Δεκέμβριος 2007). Για το σκοπό αυτό υπολογίζονται οι σταθμισμένες - με βάση την αγοραία αξία των μετοχών στο τέλος του Δεκεμβρίου του 2001 - αποδόσεις των 16 χαρτοφυλακίων για κάθε μήνα της εξεταζόμενης περιόδου. Στη συνέχεια, τρέχουμε την παλινδρόμηση (1) των μηνιαίων υπερ-αποδόσεων των χαρτοφυλακίων ως προς τις αποδόσεις του δείκτη της αγοράς για να εκτιμήσουμε τα “post-ranking” betas κάθε χαρτοφυλακίου. Τα τελευταία αποτελούν πλέον τα beta για κάθε μετοχή στο συγκεκριμένο χαρτοφυλάκιο και παρουσιάζονται στον πίνακα 2.

Πίνακας 2. Εκτιμήσεις των “post-ranking” betas για την περίοδο 01/2002 – 12/2007

	Beta 1	Beta 2	Beta 3	Beta 4
ME 1	1.5876	1.2108	1.4868	1.2025
ME 2	1.1637	1.3563	1.2099	1.8908
ME 3	0.9085	1.4308	1.4919	1.6969
ME 4	0.8618	1.2421	1.4069	1.7822

Με τη χρήση της παλινδρόμησης των Fama & Macbeth για τους 60 μήνες της εξεταζόμενης περιόδου (06/2002 – 07/2007) υπολογίζονται οι συντελεστές γάμμα της παλινδρόμησης, καθώς και τα t-statistics τους για κάθε μετοχή και παρουσιάζονται στον πίνακα 2 του παραρτήματος. Το μοντέλο που χρησιμοποιούμε στα εμπειρικά τεστ είναι μια ελαφρώς διαφοροποιημένη μορφή του διαστρωματικού μοντέλου παλινδρόμησης των Fama & Macbeth:

Το μοντέλο που θα χρησιμοποιηθεί στα εμπειρικά τεστ όπως προαναφέραμε είναι μια ελαφρώς διαφοροποιημένη μορφή του διαστρωματικού μοντέλου παλινδρόμησης των Fama & Macbeth:

$$R_{i,t} = \gamma_1 \beta_p + \gamma_2 \ln(\text{ME})_{i,t-1} + \gamma_3 \ln(\text{BE/ME})_{i,t-1} + \gamma_4 \ln(\text{DY})_{i,t-1} + \gamma_5 \ln(\text{PE})_{i,t-1} + \gamma_6 \ln(\text{VO})_{i,t-1} + u_i \quad (2),$$

όπου: $R_{i,t}$ = υπερ-απόδοση της μετοχής i την περίοδο t

β_p = post-ranking beta του χαρτοφυλακίου p

$(\text{ME})_{i,t-1}$ = μέγεθος της μετοχής i την περίοδο $(t-1)$

$(\text{BE/ME})_{i,t-1}$ = book-to-market equity την περίοδο $(t-1)$

$(\text{DY})_{i,t-1}$ = μερισματική απόδοση της μετοχής i την περίοδο $(t-1)$

$(\text{PE})_{i,t-1}$ = τιμή προς κέρδη ανα μετοχή την περίοδο $(t-1)$

$(\text{VO})_{i,t-1}$ = αξία συναλλαγών της μετοχής i την περίοδο $(t-1)$

Ο πίνακας 3 παρουσιάζει τις μέσες τιμές των συντελεστών γάμμα που υπολογίστηκαν από τις διαστρωματικές παλινδρομήσεις για όλη την εξεταζόμενη περίοδο. Τα στατιστικά στοιχεία του πίνακα 3 παρέχουν σχετική πληροφόρηση για το ρόλο που παίζουν οι ερμηνευτικές μεταβλητές του μοντέλου στις αποδόσεις των μετοχών του Χρηματιστηρίου Αξιών Αθηνών.

Πίνακας 3. Μέσες τιμές των συντελεστών γάμμα από τις διαστρωματικές παλινδρομήσεις των υπερβαλλουσών αποδόσεων ως προς τις μεταβλητές beta, μέγεθος, BE/ME, DY και VO για όλη την εξεταζόμενη περίοδο 07/2002 – 6/2007

$R_{i,t} = \gamma_1 \beta_p + \gamma_2 \ln(\text{ME})_{i,t-1} + \gamma_3 \ln(\text{BE/ME})_{i,t-1} + \gamma_4 \ln(\text{DY})_{i,t-1} + \gamma_5 \ln(\text{PE})_{i,t-1} + \gamma_6 \ln(\text{VO})_{i,t-1} + u_i$						
Μέσες τιμές των συντελεστών γάμμα και τα t-statistics τους						
	γ_1	γ_2	γ_3	γ_4	γ_5	γ_6
Coefficients	-0,0214*	-0,0036*	-0,0093*	-0,0095*	0,0021	0,0093*
t-statistics	-2,2015	-1,7018	-3,0100	-3,9115	0,6530	5,3353

* Στατιστικά σημαντικός σε επίπεδο σημαντικότητας 5%

Αρχικά, παρατηρούμε ότι το risk premium του συστηματικού κινδύνου (beta) είναι αρνητικό, αν και στατιστικά σημαντικό σε επίπεδο σημαντικότητας 5%, γεγονός που συνιστά αρνητική σχέση μεταξύ beta και αποδόσεων (με μέση τιμή -0,0214). Το αποτέλεσμα αυτό επιβεβαιώνεται από αρκετές έρευνες που έχουν γίνει στο παρελθόν (π.χ. Fletcher, 1997, Ho, 2000, Mateev, 2004), αλλά έρχεται σε αντίθεση με τα αποτελέσματα άλλων ερευνών (π.χ. Chan & Lakonishok, 1993, Kothari, 1995, Kim, 1995, Jagannathan & Wang, 1996), οι οποίες μιλούν για θετική σχέση μεταξύ αποδόσεων και beta.

Εν συνεχεία, τα δεδομένα του πίνακα 3 κάνουν λόγο για στατιστικά σημαντική επίδραση του μεγέθους (size) στις αποδόσεις των μετοχών του ελληνικού χρηματιστηρίου, με αρνητικό risk premium (μέση τιμή των συντελεστών γάμμα -0,0036). Η αρνητική σχέση αποδόσεων – μεγέθους επιβεβαιώνεται από τις περισσότερες μελέτες που έχουν πραγματοποιηθεί μέχρι σήμερα. Δεδομένου ότι το μεγαλύτερο μέγεθος συμβάλλει στη διαφοροποίηση των δραστηριοτήτων, μεγαλύτερη ρευστότητα, ακρίβεια

και ποιότητα των εταιρικών πληροφοριών που είναι διαθέσιμες στους επενδυτές, οι μεγαλύτερου μεγέθους επιχειρήσεις αντιμετωπίζουν χαμηλότερο επίπεδο κινδύνου και συνεπώς έχουν χαμηλότερες αποδόσεις.

Όσον αφορά τώρα την ερμηνευτική μεταβλητή “book-to-market equity”, μπορούμε να πούμε ότι αυτή παίζει αρκετά σημαντικό ρόλο στην ερμηνεία των μέσων αποδόσεων των μετοχών. Το risk premium της παραπάνω μεταβλητής είναι αρνητικό και στατιστικά σημαντικό σε επίπεδο σημαντικότητας 5% (μέση τιμή των συντελεστών γάμμα ίση με -0,0093). Το αποτέλεσμα αυτό συμφωνεί με τους Hersh shefrin & Meir Stattman, 1995 ενώ έρχεται σε αντίθεση με τις αντίστοιχες μελέτες σε άλλες αναπτυγμένες αγορές (π.χ. Fama & French, 1992 στις Ηνωμένες Πολιτείες, Chan & Chui, 1996 στο Ηνωμένο Βασίλειο), αλλά και σε ορισμένες αναπτυσσόμενες αγορές (π.χ. Ho, 2000 στο Hong Kong). Μάλιστα, σύμφωνα με τους Chan & Chen (1991), οι επιχειρήσεις που η αγορά κρίνει ότι έχουν χαμηλές προοπτικές και χαρακτηρίζονται από υψηλούς δείκτες BE/ME, έχουν τελικά υψηλότερες αναμενόμενες αποδόσεις από ότι επιχειρήσεις με υψηλές προοπτικές.

Μία ακόμη ερμηνευτική μεταβλητή που καταφέρνει να εξηγήσει τις μέσες αποδόσεις των μετοχών του X.A.A. είναι και η μερισματική απόδοση. Από τα στοιχεία του πίνακα 3, βλέπουμε ότι η επίδραση της μεταβλητής της μερισματικής απόδοσης είναι στατιστικά σημαντική σε επίπεδο σημαντικότητας 5% και έχει αρνητικό risk premium (μέση τιμή των συντελεστών γάμμα ίση με -0,0095). Ερμηνεύοντας τα παραπάνω, θα λέγαμε ότι οι εταιρείες εκείνες που δε διανέμουν μερίσματα στους μετόχους τους, είναι αυτές που έχουν και τις υψηλότερες αποδόσεις. Άλλες έρευνες υποστήριξαν ότι η προβλεπτική ικανότητα του δείκτη αυξάνεται με την αύξηση του επενδυτικού ορίζοντα, ενώ άλλες τόνισαν ότι μεταβάλλεται από περίοδο σε περίοδο ή ακόμη ότι η μερισματική απόδοση δεν έχει ερμηνευτική ισχύ.

Μια άλλη μεταβλητή που εξετάστηκε από αρκετούς ερευνητές είναι και ο λόγος της τιμής της μετοχής προς τα κέρδη ανά μετοχή (P/E). Η επίδραση της μεταβλητής της μερισματικής απόδοσης είναι στατιστικά μη σημαντική σε επίπεδο σημαντικότητας 5% όπως φαίνεται στον πίνακα 3. Το P/E συμπεριλήφθηκε από τους περισσότερους μελετητές ως ερμηνευτική μεταβλητή και οδήγησε στο γενικότερα αποδεκτό συμπέρασμα ότι μετοχές με χαμηλό δείκτη τιμής προς κέρδη ανά μετοχή επιτυγχάνουν

υψηλότερες αποδόσεις από μετοχές με υψηλότερο δείκτη P/E. Η αρνητική αυτή σχέση μεταξύ του δείκτη αυτού και των αποδόσεων των μετοχών επιβεβαιώνεται από τη μελέτη του λόγου των κερδών προς την τιμή (E/P) που είναι ακριβώς το αντίστροφο της μεταβλητής P/E. Οι ερευνητές που μελέτησαν την ερμηνευτική ικανότητα του δείκτη E/P κατέληξαν στη θετική σχέση μεταξύ της μεταβλητής αυτής και των αποδόσεων των μετοχών.

Τέλος, η αξία συναλλαγών των μετοχών έχει θετική σχέση με την απόδοση των μετοχών και είναι στατιστικά σημαντική (με μέση τιμή των συντελεστών γάμμα 0,0093). Τα αποτελέσματα αυτά δεν συμφωνούν με άλλες μελέτες (Hasbrouk, 2005) οι οποίες έχουν βρει ότι η ρευστότητα σχετίζεται αρνητικά με τις αποδόσεις των μετοχών. Υπάρχουν και κάποιοι που έχουν βρει ότι όταν η ρευστότητα μιας μετοχής μειώνεται τότε μειώνονται και οι αποδόσεις των μετοχών.

Συνοψίζοντας, θα λέγαμε ότι η ανάλυση της διαστρωματικής παλινδρόμησης μας βοηθάει να ανακαλύψουμε σημαντικές ερμηνευτικές μεταβλητές – εκτός του συστηματικού κινδύνου (beta) – οι οποίες εξηγούν τις μέσες αποδόσεις των μετοχών στο Χρηματιστήριο Αξιών Αθηνών, όταν χρησιμοποιούμε betas χαρτοφυλακίων αντί για betas μεμονωμένων μετοχών. Τέτοιες μεταβλητές είναι το μέγεθος, το “book-to-market equity” η μερισματική απόδοση (DY) και η αξία συναλλαγών της μετοχής (VO).

Πίνακας 4. Σύγκριση αποτελεσμάτων αυτής της μελέτης με προηγούμενες έρευνες

Ερμηνευτικές μεταβλητές	Σχέση με μέσες αποδόσεις		
	Αναπτυγμένες αγορές (Η.Π.Α., Η.Β., Ιαπωνία)	Αναπτυσσόμενες αγορές (Χονγκ-Κονγκ, Κορέα, Μαλαισία, Ταϊβάν, Ταϊλάνδη)	Χρηματιστήριο Αξιών Αθηνών
Beta	Θετική ή 0	0	Αρνητική
ME	Αρνητική ή 0	Αρνητική ή 0	Αρνητική
BE/ME	Θετική	Θετική ή 0	Αρνητική
DY	Θετική ή 0	0	Αρνητική
PE	Αρνητική ή 0	Θετική	0
VO	-	-	Θετική

Τα στοιχεία του πίνακα 4 τονίζουν τη “flat” σχέση μεταξύ μέσων αποδόσεων και beta για όλες τις αγορές, σε αντίθεση με την Ελλάδα, όπου παρατηρείται αρνητική σχέση beta – αποδόσεων. Όσον αφορά τη σχέση μεγέθους – απόδοσης, αυτή είναι αρνητική για το σύνολο των αγορών. Παράλληλα, θετική επίδραση φαίνεται να ασκεί η μεταβλητή BE/ME στον υπόλοιπο κόσμο εκτός από την ελληνική αγορά. Ενώ τέλος, η σχέση μεταξύ αποδόσεων και μερισματικής απόδοσης είναι οριακά θετική (ή “flat”) στα περισσότερα χρηματιστήρια εκτός από το ελληνικό και τέλος η μερισματική απόδοση φαίνεται να παίρνει διάφορες τιμές στο σύνολο των αγορών, ενώ στην Ελλάδα φαίνεται να μην παίζει ιδιαίτερο ρόλο στην απόδοση.

ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΑ – ΕΠΙΛΟΓΟΣ

Η παραπάνω έρευνα εξετάζει εμπειρικά τη σχέση μεταξύ των μέσων αποδόσεων και του beta στο Χρηματιστήριο Αξιών των Αθηνών, χρησιμοποιώντας ένα δείγμα 113 μετοχών που διαπραγματεύονται σε αυτό. Παράλληλα, μελετά τη σχέση των αποδόσεων με ορισμένες σημαντικές μεταβλητές, όπως το μέγεθος (size), τη μερισματική απόδοση (DY), το book-to-market ratio (BE/ME), τιμή προς κέρδη ανά μετοχή (P/E) και αξία συναλλαγών της μετοχής (VO). Οι διαστρωματικές παλινδρομήσεις τύπου Fama & MacBeth χρησιμοποιούνται για να εξηγηθούν οι μεταβολές στις μέσες αποδόσεις των μετοχών του ελληνικού χρηματιστηρίου, όταν χρησιμοποιούμε στα tests betas για ολόκληρα χαρτοφυλάκια αντί για μεμονωμένες μετοχές.

Τα αποτελέσματα δείχνουν ότι ο συστηματικός κίνδυνος (beta), το book-to-market ratio, το μέγεθος (size) και η μερισματική απόδοση (DY) σχετίζονται αρνητικά με τις αποδόσεις, σε αντίθεση με την αξία των συναλλαγών (VO), του οποίου η επίδραση στις μέσες αποδόσεις είναι θετική. Τέλος, στατιστικά μη σημαντική βρέθηκε η σχέση μερισματικής απόδοσης και αποδόσεων των μετοχών. Οι μεταβλητές εκείνες που βρέθηκαν να έχουν στατιστικά σημαντική επιρροή στη διαμόρφωση των αποδόσεων των μετοχών του Χ.Α.Α. ενδέχεται να αντιπροσωπεύουν συγκεκριμένα εταιρικά χαρακτηριστικά, τα οποία το beta αδυνατεί να συλλάβει πλήρως ή ακόμη και συγκεκριμένους κινδύνους (εκτός του συστηματικού κινδύνου).

Περαιτέρω έρευνα είναι απαραίτητο να διεξαχθεί προκειμένου να επαληθευτούν τα παραπάνω αποτελέσματα, αλλά και να εντοπιστούν πιθανές άλλες μεταβλητές που να παίζουν κάποιο ρόλο στην ερμηνεία των αποδόσεων.

ΑΡΘΡΟΓΡΑΦΙΑ

Διεθνής

Bae, K. H. and Kim, J. B., 1998, “The usefulness of Earnings versus Book Value for predicting stock returns and cross corporate ownership in Japan”, Japan and the World Economy, 10, 467-485.

Banz, R., 1981, “The relationship between return and market value of common stocks”, Journal of Financial Economics, 9, 3-18.

Barbee, W. C., Mukhergi, 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, March/April 1996, 55-61.

Basu, S., 1977, “Investment performance of common stocks in relation to their price-earnings ratios: a test of the Efficient Market Hypothesis”, Journal of Finance, 22, 663-681.

Basu, S., 1983, “The relationship between earnings yield, market value and return for NYSE common stocks: further evidence”, Journal of Financial Economics, 12, 129-156.

Black, F., 1972, “Capital market equilibrium with restricted borrowing”, Journal of Business, 45, 444-455.

Chan, K. C. and Chen, N. F., 1988, “An unconditional asset pricing test and the role of firm size as an instrumental variable for risk”, Journal of Financial Economics, 43, 309-325.

Chan, K. C. and Chen, N. F., 1991, “Structural and return characteristics of small and large firms”, Journal of Finance, 46, 1467-1484.

Chan, A. and Chui, A. P. L., 1996, “An empirical re-examination of the cross-section of expected returns: UK evidence”, Journal of Business Finance and Accounting, 23, 1435-1452

Chan, K. C., Hamao, Y. and Lakonishok, J., 1991, “Fundamentals and stock returns in Japan”, Journal of Finance, 46, 1739-1764.

Chan, K. C. and Lakonishok, J., 1993, “Are the reports of beta’s death premature?”, Journal of Portfolio Management, 19, 51-62.

Chui, C. W. A. and Wei, K. C. J., 1998, “Book-to-market, firm size and the turn-of-the-year effect: Evidence from Pacific-Basin emerging markets”, *Pacific-Basin Finance Journal*, 6, 275-293.

Daniel, K. and Titman, S., 1997, “Evidence on the characteristics of cross-sectional variation in stock returns”, *Journal of Finance*, 52, 1-33.

Davis, J., 1994, “The cross-section of the realized stock returns: the pre-COMPUSTAT evidence”, *Journal of Finance*, 49, 1579-1593.

Dimson, E. and Marsh, P., 1983, “The stability of UK risk measures and the problem of thin trading”, *Journal of Finance*, 38, 753-783.

Fama, E. and French, K., 1988, “Dividend Yields and Expected Stock Returns”, *Journal of Financial Economics*, 22, 3-25.

Fama, E. and French, K., 1992, “The cross-section of expected stock returns”, *Journal of Finance*, 47, 427-465.

Fama, E. and French, K., 1993, “Common risk factors in the returns on stocks and bonds”, *Journal of Financial Economics*, 33, 3-56.

Fama, E. and French, K., 1995, “Size and book-to-market factors in earnings and returns”, *Journal of Finance*, 50, 131-155.

Fama, E. and French, K., 1996, “The CAPM is wanted, dead or alive”, *Journal of Finance*, 51, 1947-1958.

Fama, E. and Macbeth, J. D., 1973, “Risk, return and equilibrium: Empirical tests”, *Journal of Political Economy*, 81, 607-636.

Fletcher, J., 1997, “An examination of the cross-sectional relationship of beta and return: UK evidence”, *Journal of Economics and Business*, 49, 211-221.

Hawawini, G. A., 1983, “Why beta shifts as the return interval changes”, *Financial Analysts Journal*, May/June, 73-77.

He, J. and Ng, L. K., 1994, “Economic forces, fundamental variables and equity returns”, *Journal of Business*, 67, 599-609.

Ho, Yui-Wah, Strange, R. and Pieser, J., 2000, “CAPM anomalies and the pricing of equity: evidence from the Hong Kong market”, *Applied Economics*, 32, 1629-1636.

Jaffe, J., Keim, D. B. and Westerfield, R., 1989, “Earnings yields, market values and stock returns”, *Journal of Finance*, 44, 135-148.

Jagannathan, R. and Wang, Z., 1996, “The conditional CAPM and the cross-section of expected returns”, *Journal of Finance*, 51, 3-53.

Jensen, G. R., Johnson, R. R. and Mercer, J. M., 1997, “New Evidence on Size and Price-to-Book Effects in Stock Returns”, *Financial Analysts Journal*, November/December 1997, 34-42.

Kim, D., 1995, “The errors in the variables problems in the cross-section of expected stock returns”, *Journal of Finance*, 50, 1605-1634.

Kothari, S. P., Shanken, J. and Sloan, R. G., 1995, “Another look at the cross-section of expected stock returns”, *Journal of Finance*, 50, 185-224.

Kothari, S. P., Shanken, J., 1997, “Book-to-Market, Dividend Yield and Expected Market Returns: A Time-Series Analysis”, *Journal of Financial Economics*, 44, 169-203.

Lakonishok, J., Shleifer, A. and Vishny, R., 1994, “Contrarian’s investment, extrapolation and risk”, *Journal of Finance*, 49, 1541-1578.

Lintner, J., 1965, “The valuation of risk assets and the selection of risky investment in stock portfolios and capital budgeting”, *Review of Economics and Statistics*, 47, 13-37.

Martikainen, T., 1991, “The impact of infrequent trading on betas based on daily, weekly and monthly return intervals: empirical evidence with Finnish data”, *Finnish Economic Papers*, 4, 52-64.

Matteev, M., 2004, “CAPM Anomalies and the Efficiency of Stock Markets in Transition: Evidence from Bulgaria”, *South Eastern Europe Journal of Economics*, 1, 35-58.

Pettengill, G., Sundaram, S. and Mathur, I., 1995, “The conditional relation between beta and return”, *Journal of Finance and Quantitative Analysis*, 30, 101-116.

Pontiff, J. and Schall, L. D., 1998, “Book-to-Market Ratios as Predictors of Market Returns”, *Journal of Financial Economics*, 49, 141-161.

Reinganum, M. R., 1980, “Misspecification of Capital Asset Pricing: empirical anomalies based on earnings yields and market values”, *Journal of Financial Economics*, 9, 19-46.

Scholes, M. and Williams, J., 1977, “Estimating betas from nonsynchronous data”, *Journal of Financial Economics*, 5, 309-327.

Sharpe, W. F., 1964, “Capital asset prices: a theory of market equilibrium under conditions of risk”, *Journal of Finance*, 19, 425-442.

Shefrin, H. and Statman, M., 1995, “Making Sense of Beta, Size and Book-to-Market”, *Journal of Portfolio Management*, Winter 1995, 26-35.

Strong, N. and Xu, X., 1994, “Explaining the cross-section of UK expected stock returns”, Working Paper, University of Manchester.

Trecatin, R., 2000, “The reliability of the Book-to-Market Ratio as a Risky Proxy”, *Financial Services Review*, 9, 361-373.

Joel Hasbrouck, October 2005. “Trading Costs and Returns for US Equities: The evidence from Daily Data”, Department of Finance-Stern School of Business

Heaton John and Deborah Lucas, 1996 “Evaluating the Effects of Incomplete Markets on Risk Sharing and Asset Prices”, *Journal of Political Economy*.

Matthew Spiegel and Xiaotong Wang, 2005, “Cross-sectional Variation in Stock Returns: Liquidity and Idiosyncratic Risk”, Yale School of Management.

Merton R. C., 1987 “A Simple Model of Capital Market Equilibrium with Incomplete Information”, *Journal of Finance*.

O’ Hara Maureen, 2003 “Presidential Address: Liquidity and Price Discovery”, *Journal of Finance*.

Shing-yang Hu, 1997 “Trading Turnover and Expected Stock Returns: The Trading Frequency Hypothesis and Evidence from the Tokio Stock Exchange”, National Taiwan University.

Vayanos Dimitri, 1998 “Transactions Costs and Asset Prices: A dynamic Equilibrium Model”, *Review of Financial Studies*.

Εγγόρια

Διακογιάννης, Γ. Π., Σεργεδάκης, Κ. Ν., 1996, “Η επίδραση του συστηματικού κινδύνου και του μεγέθους των εταιρειών στην απόδοση των μετοχών του Χρηματιστηρίου Αξιών Αθηνών”, *Οικονομική Επιθεώρηση Εμπορικής Τράπεζας*, 5, 4-13.

Διακογιάννης, Γ. Π., Κυριαζής, Α., 1996, “Testing the Performance of Value Strategies in the Athens Stock Exchange”, Working Paper.

Διακογιάννης, Γ. Π., Γκλεζάκος, Μ. και Σεγρεδάκης, Κ. Ν., 1998, “Διερεύνηση της επίδρασης του πολλαπλασιαστή κερδών (P/E) και της μερισματικής απόδοσης (DY) στις αποδόσεις των μετοχών του Χ.Α.Α.”, Οικονομική Επιθεώρηση Εμπορικής Τράπεζας 1998, Τεύχος 14.

ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ

Dependent Variable: R1
 Method: Least Squares
 Date: 01/28/09 Time: 17:02
 Sample(adjusted): 5 113
 Included observations: 72
 Excluded observations: 37 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.027144	0.056590	0.479655	0.6331
BETA	-0.064372	0.024385	-2.639752	0.0104
LOG(MV1)	-0.000145	0.005764	-0.025080	0.9801
LOG(BTMV1)	-0.002954	0.010834	-0.272689	0.7860
LOG(DY1)	-0.004073	0.011171	-0.364564	0.7166
LOG(PE1)	-0.015179	0.009441	-1.607654	0.1128
LOG(VO1)	0.004542	0.004717	0.962942	0.3391
R-squared	0.160790	Mean dependent var	-0.082655	
Adjusted R-squared	0.083324	S.D. dependent var	0.055684	
S.E. of regression	0.053313	Akaike info criterion	-2.933089	
Sum squared resid	0.184751	Schwarz criterion	-2.711747	
Log likelihood	112.5912	F-statistic	2.075628	
Durbin-Watson stat	1.670245	Prob(F-statistic)	0.068122	

Dependent Variable: R2
 Method: Least Squares
 Date: 01/28/09 Time: 17:04
 Sample(adjusted): 5 113
 Included observations: 72
 Excluded observations: 37 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.006737	0.065718	-0.102514	0.9187
BETA	-0.040193	0.029082	-1.382074	0.1717
LOG(MV2)	0.001832	0.006935	0.264219	0.7924
LOG(BTMV2)	0.000715	0.013700	0.052163	0.9586
LOG(DY2)	0.015654	0.012729	1.229753	0.2232
LOG(PE2)	0.023133	0.010979	2.107077	0.0390
LOG(VO2)	-0.006548	0.005669	-1.155056	0.2523
R-squared	0.151710	Mean dependent var	-0.002654	
Adjusted R-squared	0.073407	S.D. dependent var	0.064694	
S.E. of regression	0.062275	Akaike info criterion	-2.622358	
Sum squared resid	0.252079	Schwarz criterion	-2.401016	
Log likelihood	101.4049	F-statistic	1.937462	
Durbin-Watson stat	1.765513	Prob(F-statistic)	0.087885	

Dependent Variable: R3
 Method: Least Squares
 Date: 01/28/09 Time: 17:04
 Sample(adjusted): 5 113
 Included observations: 72
 Excluded observations: 37 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.157447	0.087794	-1.793363	0.0776

Αποτίμηση μετοχών βάσει εταιρικών δεικτών

BETA	-0.064980	0.039562	-1.642470	0.1053
LOG(MV3)	0.019185	0.009437	2.032832	0.0462
LOG(BTMV3)	-0.021695	0.018337	-1.183121	0.2411
LOG(DY3)	-0.003503	0.017461	-0.200639	0.8416
LOG(PE3)	-0.010244	0.015162	-0.675616	0.5017
LOG(VO3)	-0.001014	0.007620	-0.133089	0.8945
R-squared	0.235574	Mean dependent var	-0.193470	
Adjusted R-squared	0.165012	S.D. dependent var	0.091245	
S.E. of regression	0.083377	Akaike info criterion	-2.038712	
Sum squared resid	0.451867	Schwarz criterion	-1.817369	
Log likelihood	80.39363	F-statistic	3.338528	
Durbin-Watson stat	1.652081	Prob(F-statistic)	0.006280	

Dependent Variable: R4

Method: Least Squares

Date: 01/28/09 Time: 17:06

Sample(adjusted): 5 113

Included observations: 71

Excluded observations: 38 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.042102	0.095129	0.442574	0.6596
BETA	-0.007962	0.043935	-0.181214	0.8568
LOG(MV4)	-0.008906	0.010257	-0.868289	0.3885
LOG(BTMV4)	-0.028782	0.020244	-1.421712	0.1600
LOG(DY4)	-0.030743	0.018851	-1.630801	0.1078
LOG(PE4)	-0.013361	0.016057	-0.832069	0.4085
LOG(VO4)	0.008140	0.008758	0.929450	0.3561
R-squared	0.090951	Mean dependent var	-0.027484	
Adjusted R-squared	0.005728	S.D. dependent var	0.090933	
S.E. of regression	0.090672	Akaike info criterion	-1.869747	
Sum squared resid	0.526172	Schwarz criterion	-1.646666	
Log likelihood	73.37604	F-statistic	1.067211	
Durbin-Watson stat	2.189476	Prob(F-statistic)	0.391491	

Dependent Variable: R5

Method: Least Squares

Date: 01/28/09 Time: 17:07

Sample(adjusted): 5 113

Included observations: 71

Excluded observations: 38 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.259431	0.099886	2.597263	0.0116
BETA	-0.042229	0.044424	-0.950590	0.3454
LOG(MV5)	-0.032948	0.010746	-3.066093	0.0032
LOG(BTMV5)	-0.006048	0.022269	-0.271572	0.7868
LOG(DY5)	0.013464	0.021037	0.640046	0.5244
LOG(PE5)	0.007217	0.016114	0.447851	0.6558
LOG(VO5)	0.005842	0.008917	0.655163	0.5147
R-squared	0.174653	Mean dependent var	0.125116	
Adjusted R-squared	0.097276	S.D. dependent var	0.104373	
S.E. of regression	0.099167	Akaike info criterion	-1.690640	
Sum squared resid	0.629380	Schwarz criterion	-1.467558	
Log likelihood	67.01771	F-statistic	2.257183	
Durbin-Watson stat	1.871124	Prob(F-statistic)	0.048787	

Dependent Variable: R6
 Method: Least Squares
 Date: 01/28/09 Time: 17:08
 Sample(adjusted): 5 113
 Included observations: 72
 Excluded observations: 37 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.226286	0.090943	-2.488209	0.0154
BETA	-0.082095	0.044430	-1.847762	0.0692
LOG(MV6)	0.030412	0.010001	3.040813	0.0034
LOG(BTMV6)	-0.007760	0.021222	-0.365675	0.7158
LOG(DY6)	-0.027047	0.020834	-1.298240	0.1988
LOG(PE6)	0.036692	0.015015	2.443657	0.0173
LOG(VO6)	-0.003916	0.008026	-0.487867	0.6273
R-squared	0.374292	Mean dependent var	-0.155496	
Adjusted R-squared	0.316535	S.D. dependent var	0.113652	
S.E. of regression	0.093959	Akaike info criterion	-1.799757	
Sum squared resid	0.573836	Schwarz criterion	-1.578415	
Log likelihood	71.79125	F-statistic	6.480399	
Durbin-Watson stat	1.676656	Prob(F-statistic)	0.000022	

Dependent Variable: R7
 Method: Least Squares
 Date: 01/28/09 Time: 17:10
 Sample(adjusted): 5 113
 Included observations: 71
 Excluded observations: 38 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.120108	0.101680	-1.181226	0.2419
BETA	-0.064734	0.048953	-1.322360	0.1908
LOG(MV7)	0.012303	0.011635	1.057438	0.2943
LOG(BTMV7)	0.005121	0.024012	0.213265	0.8318
LOG(DY7)	-0.006888	0.023205	-0.296855	0.7675
LOG(PE7)	0.026047	0.016917	1.539712	0.1286
LOG(VO7)	-0.001482	0.010015	-0.147991	0.8828
R-squared	0.123535	Mean dependent var	-0.101162	
Adjusted R-squared	0.041366	S.D. dependent var	0.104364	
S.E. of regression	0.102182	Akaike info criterion	-1.630728	
Sum squared resid	0.668240	Schwarz criterion	-1.407647	
Log likelihood	64.89083	F-statistic	1.503431	
Durbin-Watson stat	1.830362	Prob(F-statistic)	0.191344	

Dependent Variable: R8
 Method: Least Squares
 Date: 01/28/09 Time: 17:12
 Sample(adjusted): 5 113
 Included observations: 68
 Excluded observations: 41 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.004773	0.081669	-0.058438	0.9536
BETA	-0.054479	0.042619	-1.278265	0.2060
LOG(MV8)	-0.007781	0.009166	-0.848923	0.3992
LOG(BTMV8)	-0.050023	0.020572	-2.431682	0.0180
LOG(DY8)	-0.002913	0.019661	-0.148157	0.8827

Αποτίμηση μετοχών βάσει εταιρικών δεικτών

LOG(PE8)	0.008851	0.014420	0.613783	0.5416
LOG(VO8)	0.008262	0.007691	1.074337	0.2869
R-squared	0.199449	Mean dependent var		-0.047041
Adjusted R-squared	0.120707	S.D. dependent var		0.088960
S.E. of regression	0.083419	Akaike info criterion		-2.032639
Sum squared resid	0.424480	Schwarz criterion		-1.804160
Log likelihood	76.10972	F-statistic		2.532924
Durbin-Watson stat	2.320751	Prob(F-statistic)		0.029617

Dependent Variable: R9

Method: Least Squares

Date: 01/28/09 Time: 17:13

Sample(adjusted): 5 113

Included observations: 64

Excluded observations: 45 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.015572	0.082939	0.187752	0.8517
BETA	-0.025132	0.039175	-0.641527	0.5238
LOG(MV9)	-0.006835	0.008728	-0.783107	0.4368
LOG(BTMV9)	-0.046421	0.018413	-2.521138	0.0145
LOG(DY9)	-0.016392	0.018227	-0.899326	0.3723
LOG(PE9)	0.001469	0.015581	0.094300	0.9252
LOG(VO9)	-0.001093	0.007014	-0.155825	0.8767
R-squared	0.241447	Mean dependent var		-0.080742
Adjusted R-squared	0.161599	S.D. dependent var		0.082928
S.E. of regression	0.075933	Akaike info criterion		-2.215025
Sum squared resid	0.328648	Schwarz criterion		-1.978897
Log likelihood	77.88080	F-statistic		3.023837
Durbin-Watson stat	2.240351	Prob(F-statistic)		0.012302

Dependent Variable: R10

Method: Least Squares

Date: 01/28/09 Time: 17:14

Sample(adjusted): 5 113

Included observations: 63

Excluded observations: 46 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.203662	0.222960	-0.913449	0.3649
BETA	0.320601	0.099794	3.212615	0.0022
LOG(MV10)	-0.026175	0.022052	-1.186982	0.2402
LOG(BTMV10)	0.006331	0.048253	0.131204	0.8961
LOG(DY10)	-0.000859	0.048160	-0.017838	0.9858
LOG(PE10)	0.003684	0.043024	0.085625	0.9321
LOG(VO10)	0.021970	0.017698	1.241352	0.2197
R-squared	0.313819	Mean dependent var		0.250875
Adjusted R-squared	0.240299	S.D. dependent var		0.219776
S.E. of regression	0.191559	Akaike info criterion		-0.362805
Sum squared resid	2.054906	Schwarz criterion		-0.124679
Log likelihood	18.42837	F-statistic		4.268517
Durbin-Watson stat	2.569185	Prob(F-statistic)		0.001310

Dependent Variable: R11

Method: Least Squares

Date: 01/28/09 Time: 17:14

Sample(adjusted): 5 113

Included observations: 60

Excluded observations: 49 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.020910	0.138579	0.150886	0.8806
BETA	-0.049628	0.061454	-0.807576	0.4229
LOG(MV11)	0.003167	0.013464	0.235205	0.8150
LOG(BTMV11)	0.009248	0.029772	0.310624	0.7573
LOG(DY11)	-0.000556	0.029665	-0.018750	0.9851
LOG(PE11)	0.006550	0.027795	0.235652	0.8146
LOG(VO11)	0.005452	0.010950	0.497912	0.6206
R-squared	0.029379	Mean dependent var		0.022267
Adjusted R-squared	-0.080503	S.D. dependent var		0.106787
S.E. of regression	0.111002	Akaike info criterion		-1.449248
Sum squared resid	0.653042	Schwarz criterion		-1.204908
Log likelihood	50.47745	F-statistic		0.267370
Durbin-Watson stat	1.986006	Prob(F-statistic)		0.949719

Dependent Variable: R12

Method: Least Squares

Date: 01/28/09 Time: 17:15

Sample(adjusted): 5 113

Included observations: 59

Excluded observations: 50 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.489240	0.135703	-3.605230	0.0007
BETA	0.138085	0.059532	2.319522	0.0243
LOG(MV12)	0.005280	0.013910	0.379625	0.7058
LOG(BTMV12)	-0.018207	0.030600	-0.595008	0.5544
LOG(DY12)	-0.013345	0.029995	-0.444918	0.6582
LOG(PE12)	0.095501	0.027711	3.446340	0.0011
LOG(VO12)	0.018495	0.010930	1.692071	0.0966
R-squared	0.389048	Mean dependent var		0.110333
Adjusted R-squared	0.318553	S.D. dependent var		0.137516
S.E. of regression	0.113519	Akaike info criterion		-1.402691
Sum squared resid	0.670107	Schwarz criterion		-1.156203
Log likelihood	48.37937	F-statistic		5.518840
Durbin-Watson stat	2.420402	Prob(F-statistic)		0.000175

Dependent Variable: R13

Method: Least Squares

Date: 01/28/09 Time: 17:15

Sample(adjusted): 5 113

Included observations: 60

Excluded observations: 49 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.127616	0.153731	0.830127	0.4102
BETA	0.151701	0.071433	2.123697	0.0384
LOG(MV13)	-0.013771	0.015697	-0.877271	0.3843
LOG(BTMV13)	-0.000685	0.036510	-0.018762	0.9851
LOG(DY13)	-0.055198	0.028552	-1.933241	0.0586
LOG(PE13)	-0.034171	0.031171	-1.096246	0.2779
LOG(VO13)	0.015159	0.013351	1.135435	0.2613
R-squared	0.245240	Mean dependent var		0.224834
Adjusted R-squared	0.159795	S.D. dependent var		0.144481
S.E. of regression	0.132436	Akaike info criterion		-1.096160

Αποτίμηση μετοχών βάσει εταιρικών δεικτών

Sum squared resid	0.929577	Schwarz criterion	-0.851820
Log likelihood	39.88479	F-statistic	2.870162
Durbin-Watson stat	1.855704	Prob(F-statistic)	0.017001

Dependent Variable: R14

Method: Least Squares

Date: 01/28/09 Time: 17:16

Sample(adjusted): 5 113

Included observations: 60

Excluded observations: 49 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.133237	0.140905	-0.945582	0.3487
BETA	0.048594	0.065060	0.746912	0.4584
LOG(MV14)	0.006481	0.014856	0.436230	0.6644
LOG(BTMV14)	-0.032065	0.034172	-0.938325	0.3523
LOG(DY14)	-0.011400	0.028266	-0.403301	0.6883
LOG(PE14)	-0.004590	0.028165	-0.162969	0.8712
LOG(VO14)	0.010872	0.012070	0.900795	0.3718
R-squared	0.074146	Mean dependent var	0.032087	
Adjusted R-squared	-0.030667	S.D. dependent var	0.121341	
S.E. of regression	0.123188	Akaike info criterion	-1.240938	
Sum squared resid	0.804284	Schwarz criterion	-0.996597	
Log likelihood	44.22813	F-statistic	0.707410	
Durbin-Watson stat	2.348754	Prob(F-statistic)	0.645004	

Dependent Variable: R15

Method: Least Squares

Date: 01/28/09 Time: 17:16

Sample(adjusted): 5 113

Included observations: 59

Excluded observations: 50 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.058616	0.090410	-0.648329	0.5196
BETA	-0.093222	0.037910	-2.459045	0.0173
LOG(MV15)	0.010553	0.009071	1.163331	0.2500
LOG(BTMV15)	-0.047357	0.019693	-2.404735	0.0198
LOG(DY15)	-0.036366	0.017999	-2.020376	0.0485
LOG(PE15)	0.006045	0.017345	0.348486	0.7289
LOG(VO15)	-0.004857	0.006647	-0.730689	0.4682
R-squared	0.404921	Mean dependent var	-0.166584	
Adjusted R-squared	0.336258	S.D. dependent var	0.086705	
S.E. of regression	0.070639	Akaike info criterion	-2.351482	
Sum squared resid	0.259471	Schwarz criterion	-2.104994	
Log likelihood	76.36872	F-statistic	5.897221	
Durbin-Watson stat	1.812598	Prob(F-statistic)	0.000095	

Dependent Variable: R16

Method: Least Squares

Date: 01/28/09 Time: 17:17

Sample(adjusted): 5 113

Included observations: 59

Excluded observations: 50 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.114642	0.112530	-1.018773	0.3130
BETA	0.081272	0.046779	1.737340	0.0882

Αποτίμηση μετοχών βάσει εταιρικών δεικτών

LOG(MV16)	-0.002326	0.012273	-0.189555	0.8504
LOG(BTMV16)	-0.027388	0.024105	-1.136219	0.2611
LOG(DY16)	-0.005244	0.022545	-0.232610	0.8170
LOG(PE16)	-0.003942	0.023255	-0.169529	0.8660
LOG(VO16)	0.014359	0.008616	1.666626	0.1016
R-squared	0.191381	Mean dependent var	0.066035	
Adjusted R-squared	0.098079	S.D. dependent var	0.091946	
S.E. of regression	0.087321	Akaike info criterion	-1.927463	
Sum squared resid	0.396496	Schwarz criterion	-1.680975	
Log likelihood	63.86015	F-statistic	2.051196	
Durbin-Watson stat	2.238045	Prob(F-statistic)	0.075203	

Dependent Variable: R17

Method: Least Squares

Date: 01/28/09 Time: 17:17

Sample(adjusted): 5 113

Included observations: 58

Excluded observations: 51 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.011892	0.089482	-0.132898	0.8948
BETA	-0.032859	0.034018	-0.965937	0.3386
LOG(MV17)	0.002127	0.008661	0.245568	0.8070
LOG(BTMV17)	-0.037409	0.017448	-2.143947	0.0368
LOG(DY17)	-0.007591	0.017532	-0.432971	0.6669
LOG(PE17)	0.001829	0.018082	0.101148	0.9198
LOG(VO17)	0.004183	0.006047	0.691810	0.4922
R-squared	0.157627	Mean dependent var	-0.005111	
Adjusted R-squared	0.058525	S.D. dependent var	0.068227	
S.E. of regression	0.066201	Akaike info criterion	-2.479487	
Sum squared resid	0.223510	Schwarz criterion	-2.230813	
Log likelihood	78.90513	F-statistic	1.590545	
Durbin-Watson stat	2.359022	Prob(F-statistic)	0.169018	

Dependent Variable: R18

Method: Least Squares

Date: 01/28/09 Time: 17:18

Sample(adjusted): 5 113

Included observations: 58

Excluded observations: 51 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.065511	0.078915	-0.830139	0.4103
BETA	-0.047585	0.033129	-1.436362	0.1570
LOG(MV18)	0.016187	0.008076	2.004430	0.0503
LOG(BTMV18)	0.001041	0.017111	0.060827	0.9517
LOG(DY18)	0.008073	0.015130	0.533553	0.5960
LOG(PE18)	0.018339	0.015382	1.192225	0.2387
LOG(VO18)	0.002857	0.005708	0.500547	0.6188
R-squared	0.245035	Mean dependent var	0.029215	
Adjusted R-squared	0.156215	S.D. dependent var	0.069990	
S.E. of regression	0.064291	Akaike info criterion	-2.538027	
Sum squared resid	0.210801	Schwarz criterion	-2.289353	
Log likelihood	80.60279	F-statistic	2.758797	
Durbin-Watson stat	2.080103	Prob(F-statistic)	0.021234	

Dependent Variable: R19
 Method: Least Squares
 Date: 01/28/09 Time: 17:18
 Sample(adjusted): 5 113
 Included observations: 61

Excluded observations: 48 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.089702	0.123246	-0.727826	0.4699
BETA	-0.049863	0.054938	-0.907631	0.3681
LOG(MV19)	0.001673	0.014125	0.118418	0.9062
LOG(BTMV19)	-0.049135	0.027820	-1.766161	0.0830
LOG(DY19)	0.019611	0.025146	0.779873	0.4389
LOG(PE19)	0.023973	0.024345	0.984699	0.3292
LOG(VO19)	0.013149	0.010262	1.281369	0.2055
R-squared	0.165431	Mean dependent var		0.045422
Adjusted R-squared	0.072701	S.D. dependent var		0.111911
S.E. of regression	0.107766	Akaike info criterion		-1.510089
Sum squared resid	0.627131	Schwarz criterion		-1.267857
Log likelihood	53.05770	F-statistic		1.784005
Durbin-Watson stat	2.953203	Prob(F-statistic)		0.119800

Dependent Variable: R20
 Method: Least Squares
 Date: 01/28/09 Time: 17:19
 Sample(adjusted): 5 113
 Included observations: 63

Excluded observations: 46 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.099277	0.070739	1.403426	0.1660
BETA	-0.090777	0.033694	-2.694139	0.0093
LOG(MV20)	-0.005032	0.007661	-0.656814	0.5140
LOG(BTMV20)	-0.032010	0.016394	-1.952484	0.0559
LOG(DY20)	-0.014164	0.013911	-1.018177	0.3130
LOG(PE20)	-0.007586	0.013797	-0.549828	0.5846
LOG(VO20)	0.001632	0.005974	0.273245	0.7857
R-squared	0.229303	Mean dependent var		-0.060109
Adjusted R-squared	0.146728	S.D. dependent var		0.069756
S.E. of regression	0.064435	Akaike info criterion		-2.541878
Sum squared resid	0.232505	Schwarz criterion		-2.303752
Log likelihood	87.06916	F-statistic		2.776916
Durbin-Watson stat	2.770489	Prob(F-statistic)		0.019573

Dependent Variable: R21
 Method: Least Squares
 Date: 01/28/09 Time: 17:21
 Sample(adjusted): 5 113
 Included observations: 64

Excluded observations: 45 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.005782	0.077985	-0.074136	0.9412
BETA	-0.054847	0.036444	-1.504971	0.1379
LOG(MV21)	0.015539	0.008677	1.790724	0.0786
LOG(BTMV21)	-0.037964	0.018226	-2.082913	0.0418
LOG(DY21)	-0.008837	0.014886	-0.593673	0.5551
LOG(PE21)	-0.000724	0.014842	-0.048749	0.9613

LOG(VO21)	-0.011163	0.006387	-1.747873	0.0859
R-squared	0.319295	Mean dependent var	-0.078977	
Adjusted R-squared	0.247642	S.D. dependent var	0.083483	
S.E. of regression	0.072412	Akaike info criterion	-2.309972	
Sum squared resid	0.298879	Schwarz criterion	-2.073845	
Log likelihood	80.91912	F-statistic	4.456121	
Durbin-Watson stat	2.258661	Prob(F-statistic)	0.000919	

Dependent Variable: R22

Method: Least Squares

Date: 01/28/09 Time: 17:21

Sample(adjusted): 5 113

Included observations: 65

Excluded observations: 44 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.053548	0.073219	-0.731341	0.4675
BETA	-0.004284	0.036059	-0.118801	0.9058
LOG(MV22)	0.018906	0.008411	2.247898	0.0284
LOG(BTMV22)	0.004841	0.014575	0.332144	0.7410
LOG(DY22)	-0.028952	0.013852	-2.090062	0.0410
LOG(PE22)	0.011509	0.013171	0.873776	0.3858
LOG(VO22)	-0.005112	0.006588	-0.775842	0.4410
R-squared	0.213689	Mean dependent var	0.006516	
Adjusted R-squared	0.132347	S.D. dependent var	0.075108	
S.E. of regression	0.069962	Akaike info criterion	-2.380294	
Sum squared resid	0.283890	Schwarz criterion	-2.146130	
Log likelihood	84.35956	F-statistic	2.627028	
Durbin-Watson stat	1.865544	Prob(F-statistic)	0.025385	

Dependent Variable: R23

Method: Least Squares

Date: 01/28/09 Time: 17:24

Sample(adjusted): 5 113

Included observations: 65

Excluded observations: 44 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.026215	0.057500	0.455915	0.6502
BETA	-0.010376	0.029050	-0.357187	0.7222
LOG(MV23)	0.001001	0.006506	0.153858	0.8783
LOG(BTMV23)	-0.023666	0.011826	-2.001260	0.0501
LOG(DY23)	-0.024597	0.010824	-2.272499	0.0268
LOG(PE23)	-0.018759	0.011872	-1.580086	0.1195
LOG(VO23)	0.000481	0.004914	0.097951	0.9223
R-squared	0.209828	Mean dependent var	-0.049258	
Adjusted R-squared	0.128086	S.D. dependent var	0.060002	
S.E. of regression	0.056028	Akaike info criterion	-2.824488	
Sum squared resid	0.182070	Schwarz criterion	-2.590323	
Log likelihood	98.79586	F-statistic	2.566949	
Durbin-Watson stat	1.941056	Prob(F-statistic)	0.028369	

Dependent Variable: R24

Method: Least Squares

Date: 01/28/09 Time: 17:24

Sample(adjusted): 5 113

Included observations: 64

Excluded observations: 45 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.075213	0.085933	0.875245	0.3851
BETA	-0.137981	0.039361	-3.505513	0.0009
LOG(MV24)	0.001850	0.008334	0.222040	0.8251
LOG(BTMV24)	-0.026169	0.015829	-1.653285	0.1038
LOG(DY24)	-0.031336	0.017499	-1.790740	0.0786
LOG(PE24)	0.009130	0.016527	0.552402	0.5828
LOG(VO24)	0.005938	0.007165	0.828867	0.4106
R-squared	0.387637	Mean dependent var	-0.068503	
Adjusted R-squared	0.323177	S.D. dependent var	0.088790	
S.E. of regression	0.073047	Akaike info criterion	-2.292519	
Sum squared resid	0.304141	Schwarz criterion	-2.056391	
Log likelihood	80.36060	F-statistic	6.013667	
Durbin-Watson stat	2.262873	Prob(F-statistic)	0.000064	

Dependent Variable: R25

Method: Least Squares

Date: 01/28/09 Time: 17:25

Sample(adjusted): 5 113

Included observations: 62

Excluded observations: 47 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.039894	0.094218	0.423418	0.6736
BETA	0.018944	0.042807	0.442534	0.6598
LOG(MV25)	-0.012263	0.008344	-1.469558	0.1474
LOG(BTMV25)	0.025135	0.016614	1.512922	0.1360
LOG(DY25)	-0.006551	0.021798	-0.300525	0.7649
LOG(PE25)	-0.014761	0.017861	-0.826442	0.4121
LOG(VO25)	0.007656	0.006490	1.179582	0.2432
R-squared	0.170496	Mean dependent var	0.001198	
Adjusted R-squared	0.080005	S.D. dependent var	0.079130	
S.E. of regression	0.075898	Akaike info criterion	-2.212836	
Sum squared resid	0.316832	Schwarz criterion	-1.972676	
Log likelihood	75.59792	F-statistic	1.884114	
Durbin-Watson stat	1.707457	Prob(F-statistic)	0.099999	

Dependent Variable: R26

Method: Least Squares

Date: 01/28/09 Time: 17:25

Sample(adjusted): 5 113

Included observations: 62

Excluded observations: 47 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.009420	0.082405	0.114310	0.9094
BETA	-0.076335	0.038155	-2.000626	0.0504
LOG(MV26)	-0.002051	0.008035	-0.255310	0.7994
LOG(BTMV26)	-0.012832	0.014988	-0.856116	0.3956
LOG(DY26)	0.008867	0.018950	0.467908	0.6417
LOG(PE26)	0.010627	0.015855	0.670233	0.5055
LOG(VO26)	0.004737	0.006282	0.754030	0.4540
R-squared	0.117592	Mean dependent var	-0.035026	
Adjusted R-squared	0.021329	S.D. dependent var	0.069706	
S.E. of regression	0.068959	Akaike info criterion	-2.404606	
Sum squared resid	0.261543	Schwarz criterion	-2.164445	

Αποτίμηση μετοχών βάσει εταιρικών δεικτών

Log likelihood	81.54278	F-statistic	1.221574
Durbin-Watson stat	1.565919	Prob(F-statistic)	0.309423

Dependent Variable: R27

Method: Least Squares

Date: 01/28/09 Time: 17:26

Sample(adjusted): 5 113

Included observations: 62

Excluded observations: 47 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.104376	0.074380	-1.403281	0.1662
BETA	-0.025670	0.033541	-0.765321	0.4474
LOG(MV27)	0.015206	0.007572	2.008235	0.0495
LOG(BTMV27)	-0.021611	0.013258	-1.629959	0.1088
LOG(DY27)	0.001972	0.017162	0.114911	0.9089
LOG(PE27)	0.006211	0.014200	0.437403	0.6635
LOG(VO27)	0.001157	0.005521	0.209492	0.8348
R-squared	0.313185	Mean dependent var	-0.041280	
Adjusted R-squared	0.238260	S.D. dependent var	0.070569	
S.E. of regression	0.061591	Akaike info criterion	-2.630607	
Sum squared resid	0.208638	Schwarz criterion	-2.390446	
Log likelihood	88.54880	F-statistic	4.179968	
Durbin-Watson stat	1.518986	Prob(F-statistic)	0.001566	

Dependent Variable: R28

Method: Least Squares

Date: 01/28/09 Time: 18:04

Sample(adjusted): 5 113

Included observations: 61

Excluded observations: 48 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.210644	0.104278	-2.020018	0.0484
BETA	0.053203	0.047905	1.110584	0.2717
LOG(MV28)	0.024066	0.010392	2.315837	0.0244
LOG(BTMV28)	0.025403	0.018385	1.381731	0.1727
LOG(DY28)	0.016996	0.023650	0.718652	0.4755
LOG(PE28)	0.033078	0.019273	1.716274	0.0918
LOG(VO28)	-0.007060	0.007809	-0.904096	0.3700
R-squared	0.141951	Mean dependent var	0.031021	
Adjusted R-squared	0.046612	S.D. dependent var	0.085528	
S.E. of regression	0.083511	Akaike info criterion	-2.020057	
Sum squared resid	0.376601	Schwarz criterion	-1.777825	
Log likelihood	68.61173	F-statistic	1.488909	
Durbin-Watson stat	2.952949	Prob(F-statistic)	0.199516	

Dependent Variable: R29

Method: Least Squares

Date: 01/28/09 Time: 18:05

Sample(adjusted): 5 113

Included observations: 60

Excluded observations: 49 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.114548	0.141840	0.807587	0.4229
BETA	-0.037956	0.064595	-0.587595	0.5593
LOG(MV29)	0.023150	0.014689	1.576065	0.1210

Αποτίμηση μετοχών βάσει εταιρικών δεικτών

LOG(BTMV29)	0.069435	0.026256	2.644518	0.0107
LOG(DY29)	-0.054075	0.031553	-1.713784	0.0924
LOG(PE29)	0.010067	0.027402	0.367393	0.7148
LOG(VO29)	-0.008539	0.010777	-0.792294	0.4317
R-squared	0.162104	Mean dependent var		0.071840
Adjusted R-squared	0.067248	S.D. dependent var		0.117704
S.E. of regression	0.113677	Akaike info criterion		-1.401626
Sum squared resid	0.684894	Schwarz criterion		-1.157286
Log likelihood	49.04877	F-statistic		1.708945
Durbin-Watson stat	1.262525	Prob(F-statistic)		0.137047

Dependent Variable: R30

Method: Least Squares

Date: 01/28/09 Time: 18:06

Sample(adjusted): 5 113

Included observations: 60

Excluded observations: 49 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.189108	0.118800	-1.591810	0.1174
BETA	-0.028263	0.055725	-0.507189	0.6141
LOG(MV30)	-0.000590	0.011429	-0.051594	0.9590
LOG(BTMV30)	-0.035225	0.022670	-1.553830	0.1262
LOG(DY30)	0.032388	0.027183	1.191480	0.2388
LOG(PE30)	0.077559	0.022657	3.423203	0.0012
LOG(VO30)	9.77E-05	0.008946	0.010918	0.9913
R-squared	0.265727	Mean dependent var		0.021406
Adjusted R-squared	0.182602	S.D. dependent var		0.107451
S.E. of regression	0.097147	Akaike info criterion		-1.715903
Sum squared resid	0.500189	Schwarz criterion		-1.471563
Log likelihood	58.47708	F-statistic		3.196704
Durbin-Watson stat	1.633923	Prob(F-statistic)		0.009414

Dependent Variable: R31

Method: Least Squares

Date: 01/28/09 Time: 18:09

Sample(adjusted): 5 113

Included observations: 60

Excluded observations: 49 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.128215	0.122515	-1.046519	0.3001
BETA	0.013922	0.054827	0.253926	0.8005
LOG(MV31)	-0.010191	0.012668	-0.804470	0.4247
LOG(BTMV31)	0.016003	0.020450	0.782543	0.4374
LOG(DY31)	0.019211	0.028145	0.682580	0.4978
LOG(PE31)	-0.028933	0.023604	-1.225734	0.2257
LOG(VO31)	0.042210	0.009902	4.262942	0.0001
R-squared	0.472033	Mean dependent var		0.055668
Adjusted R-squared	0.412264	S.D. dependent var		0.128619
S.E. of regression	0.098604	Akaike info criterion		-1.686125
Sum squared resid	0.515308	Schwarz criterion		-1.441785
Log likelihood	57.58376	F-statistic		7.897526
Durbin-Watson stat	1.678495	Prob(F-statistic)		0.000004

Dependent Variable: R32

Method: Least Squares

Date: 01/28/09 Time: 18:10

Sample(adjusted): 5 113

Included observations: 60

Excluded observations: 49 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.103854	0.133666	-0.776967	0.4406
BETA	0.071745	0.055853	1.284546	0.2045
LOG(MV32)	0.016565	0.012813	1.292785	0.2017
LOG(BTMV32)	0.016054	0.020750	0.773673	0.4426
LOG(DY32)	-0.016159	0.029319	-0.551151	0.5838
LOG(PE32)	-0.008627	0.026759	-0.322396	0.7484
LOG(VO32)	-0.002016	0.009861	-0.204475	0.8388
R-squared	0.106464	Mean dependent var		0.012016
Adjusted R-squared	0.005309	S.D. dependent var		0.095102
S.E. of regression	0.094849	Akaike info criterion		-1.763772
Sum squared resid	0.476810	Schwarz criterion		-1.519432
Log likelihood	59.91317	F-statistic		1.052486
Durbin-Watson stat	1.667611	Prob(F-statistic)		0.402632

Dependent Variable: R33

Method: Least Squares

Date: 01/28/09 Time: 18:13

Sample(adjusted): 5 113

Included observations: 60

Excluded observations: 49 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.034224	0.081589	-0.419474	0.6766
BETA	-0.008756	0.035143	-0.249158	0.8042
LOG(MV33)	0.016558	0.007702	2.149843	0.0362
LOG(BTMV33)	-0.011279	0.013416	-0.840711	0.4043
LOG(DY33)	0.004530	0.018480	0.245125	0.8073
LOG(PE33)	-0.017831	0.016762	-1.063764	0.2923
LOG(VO33)	-0.017843	0.005563	-3.207459	0.0023
R-squared	0.281370	Mean dependent var		-0.124105
Adjusted R-squared	0.200016	S.D. dependent var		0.071072
S.E. of regression	0.063568	Akaike info criterion		-2.564119
Sum squared resid	0.214170	Schwarz criterion		-2.319779
Log likelihood	83.92357	F-statistic		3.458573
Durbin-Watson stat	1.581642	Prob(F-statistic)		0.005877

Dependent Variable: R34

Method: Least Squares

Date: 01/28/09 Time: 18:12

Sample(adjusted): 5 113

Included observations: 61

Excluded observations: 48 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.128000	0.097322	-1.315217	0.1940
BETA	-0.013716	0.041226	-0.332713	0.7406
LOG(MV34)	0.000195	0.009142	0.021340	0.9831
LOG(BTMV34)	0.002485	0.015610	0.159179	0.8741
LOG(DY34)	0.009729	0.021962	0.442999	0.6595
LOG(PE34)	0.033604	0.018922	1.775905	0.0814
LOG(VO34)	0.004398	0.006864	0.640725	0.5244
R-squared	0.092727	Mean dependent var		-0.020705

Αποτίμηση μετοχών βάσει εταιρικών δεικτών

Adjusted R-squared	-0.008081	S.D. dependent var	0.074515
S.E. of regression	0.074816	Akaike info criterion	-2.239962
Sum squared resid	0.302258	Schwarz criterion	-1.997731
Log likelihood	75.31884	F-statistic	0.919838
Durbin-Watson stat	2.002503	Prob(F-statistic)	0.488058

Dependent Variable: R35

Method: Least Squares

Date: 01/28/09 Time: 18:15

Sample(adjusted): 5 113

Included observations: 62

Excluded observations: 47 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.114404	0.082236	-1.391162	0.1698
BETA	0.013848	0.037733	0.367004	0.7150
LOG(MV35)	0.011596	0.008358	1.387382	0.1709
LOG(BTMV35)	-0.006938	0.013516	-0.513314	0.6098
LOG(DY35)	0.009998	0.020631	0.484608	0.6299
LOG(PE35)	0.004907	0.016888	0.290555	0.7725
LOG(VO35)	0.004664	0.006373	0.731784	0.4674
R-squared	0.180363	Mean dependent var	0.010354	
Adjusted R-squared	0.090948	S.D. dependent var	0.074048	
S.E. of regression	0.070600	Akaike info criterion	-2.357555	
Sum squared resid	0.274143	Schwarz criterion	-2.117395	
Log likelihood	80.08421	F-statistic	2.017146	
Durbin-Watson stat	2.085181	Prob(F-statistic)	0.078817	

Dependent Variable: R36

Method: Least Squares

Date: 01/28/09 Time: 18:16

Sample(adjusted): 5 113

Included observations: 63

Excluded observations: 46 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.105976	0.077846	1.361357	0.1789
BETA	-0.098418	0.036692	-2.682290	0.0096
LOG(MV36)	-0.004441	0.008110	-0.547603	0.5861
LOG(BTMV36)	-0.008287	0.013123	-0.631509	0.5303
LOG(DY36)	-0.030570	0.017378	-1.759120	0.0840
LOG(PE36)	-0.009456	0.012609	-0.749948	0.4564
LOG(VO36)	0.012332	0.006293	1.959498	0.0550
R-squared	0.245191	Mean dependent var	-0.023261	
Adjusted R-squared	0.164318	S.D. dependent var	0.077778	
S.E. of regression	0.071102	Akaike info criterion	-2.344974	
Sum squared resid	0.283105	Schwarz criterion	-2.106848	
Log likelihood	80.86670	F-statistic	3.031822	
Durbin-Watson stat	2.237676	Prob(F-statistic)	0.012254	

Dependent Variable: R37

Method: Least Squares

Date: 01/28/09 Time: 18:46

Sample(adjusted): 5 113

Included observations: 64

Excluded observations: 45 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
----------	-------------	------------	-------------	-------

Αποτίμηση μετοχών βάσει εταιρικών δεικτών

C	-0.096998	0.095706	-1.013498	0.3151
BETA	0.068470	0.044735	1.530585	0.1314
LOG(MV37)	-0.008804	0.010017	-0.878882	0.3832
LOG(BTMV37)	0.029866	0.016559	1.803577	0.0766
LOG(DY37)	-0.019488	0.020978	-0.929007	0.3568
LOG(PE37)	0.035611	0.015431	2.307813	0.0247
LOG(VO37)	0.010591	0.007997	1.324281	0.1907
R-squared	0.274283	Mean dependent var		0.090764
Adjusted R-squared	0.197892	S.D. dependent var		0.096845
S.E. of regression	0.086734	Akaike info criterion		-1.949012
Sum squared resid	0.428804	Schwarz criterion		-1.712884
Log likelihood	69.36838	F-statistic		3.590506
Durbin-Watson stat	1.872671	Prob(F-statistic)		0.004352

Dependent Variable: R38

Method: Least Squares

Date: 01/28/09 Time: 18:47

Sample(adjusted): 5 113

Included observations: 62

Excluded observations: 47 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.160713	0.077447	-2.075139	0.0427
BETA	0.056488	0.035200	1.604761	0.1143
LOG(MV38)	0.003564	0.007888	0.451820	0.6532
LOG(BTMV38)	0.000442	0.012645	0.034958	0.9722
LOG(DY38)	0.007526	0.015841	0.475122	0.6366
LOG(PE38)	0.013111	0.012330	1.063386	0.2923
LOG(VO38)	0.000407	0.006376	0.063871	0.9493
R-squared	0.073633	Mean dependent var		-0.024742
Adjusted R-squared	-0.027425	S.D. dependent var		0.064429
S.E. of regression	0.065306	Akaike info criterion		-2.513454
Sum squared resid	0.234570	Schwarz criterion		-2.273294
Log likelihood	84.91707	F-statistic		0.728618
Durbin-Watson stat	1.006293	Prob(F-statistic)		0.628503

Dependent Variable: R39

Method: Least Squares

Date: 01/28/09 Time: 18:48

Sample(adjusted): 5 113

Included observations: 63

Excluded observations: 46 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.027668	0.092943	0.297687	0.7670
BETA	-0.065579	0.040431	-1.621992	0.1104
LOG(MV39)	-0.025928	0.009616	-2.696221	0.0092
LOG(BTMV39)	-0.012029	0.014874	-0.808691	0.4221
LOG(DY39)	-0.019258	0.018979	-1.014736	0.3146
LOG(PE39)	0.003169	0.015413	0.205603	0.8378
LOG(VO39)	0.034239	0.008240	4.154968	0.0001
R-squared	0.258208	Mean dependent var		0.034093
Adjusted R-squared	0.178730	S.D. dependent var		0.088070
S.E. of regression	0.079813	Akaike info criterion		-2.113827
Sum squared resid	0.356724	Schwarz criterion		-1.875701
Log likelihood	73.58556	F-statistic		3.248811
Durbin-Watson stat	2.008304	Prob(F-statistic)		0.008235

Dependent Variable: R40

Method: Least Squares

Date: 01/28/09 Time: 18:49

Sample(adjusted): 5 113

Included observations: 63

Excluded observations: 46 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.061023	0.123014	0.496065	0.6218
BETA	-0.010212	0.050007	-0.204209	0.8389
LOG(MV40)	-0.014535	0.011109	-1.308383	0.1961
LOG(BTMV40)	0.027333	0.019543	1.398607	0.1674
LOG(DY40)	-0.026764	0.022791	-1.174304	0.2452
LOG(PE40)	-0.009370	0.020579	-0.455342	0.6506
LOG(VO40)	0.013581	0.008582	1.582445	0.1192
R-squared	0.107752	Mean dependent var		0.007897
Adjusted R-squared	0.012154	S.D. dependent var		0.099514
S.E. of regression	0.098908	Akaike info criterion		-1.684818
Sum squared resid	0.547834	Schwarz criterion		-1.446692
Log likelihood	60.07177	F-statistic		1.127139
Durbin-Watson stat	2.002555	Prob(F-statistic)		0.358636

Dependent Variable: R41

Method: Least Squares

Date: 01/28/09 Time: 18:49

Sample(adjusted): 5 113

Included observations: 63

Excluded observations: 46 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.128076	0.077278	1.657329	0.1030
BETA	-0.061338	0.032150	-1.907887	0.0615
LOG(MV41)	0.000621	0.006943	0.089489	0.9290
LOG(BTMV41)	-0.021766	0.012202	-1.783836	0.0799
LOG(DY41)	-0.026584	0.014876	-1.787111	0.0793
LOG(PE41)	-0.019703	0.012278	-1.604819	0.1142
LOG(VO41)	0.004118	0.005844	0.704633	0.4840
R-squared	0.232923	Mean dependent var		0.002609
Adjusted R-squared	0.150736	S.D. dependent var		0.071136
S.E. of regression	0.065556	Akaike info criterion		-2.507384
Sum squared resid	0.240665	Schwarz criterion		-2.269258
Log likelihood	85.98260	F-statistic		2.834066
Durbin-Watson stat	1.807286	Prob(F-statistic)		0.017621

Dependent Variable: R42

Method: Least Squares

Date: 01/28/09 Time: 18:50

Sample(adjusted): 5 113

Included observations: 63

Excluded observations: 46 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.029810	0.123185	-0.241996	0.8097
BETA	0.014757	0.052404	0.281607	0.7793
LOG(MV42)	-0.028253	0.011576	-2.440561	0.0179
LOG(BTMV42)	0.003389	0.019497	0.173804	0.8626

Αποτίμηση μετοχών βάσει εταιρικών δεικτών

LOG(DY42)	-0.006750	0.024025	-0.280944	0.7798
LOG(PE42)	0.028430	0.019351	1.469185	0.1474
LOG(VO42)	0.027110	0.009990	2.713711	0.0088
R-squared	0.202646	Mean dependent var		0.111544
Adjusted R-squared	0.117216	S.D. dependent var		0.111898
S.E. of regression	0.105136	Akaike info criterion		-1.562692
Sum squared resid	0.618996	Schwarz criterion		-1.324566
Log likelihood	56.22479	F-statistic		2.372053
Durbin-Watson stat	1.936328	Prob(F-statistic)		0.041158

Dependent Variable: R43

Method: Least Squares

Date: 01/28/09 Time: 18:51

Sample(adjusted): 5 113

Included observations: 61

Excluded observations: 48 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.365740	0.195802	1.867905	0.0672
BETA	-0.203138	0.080200	-2.532885	0.0143
LOG(MV43)	0.001166	0.020008	0.058270	0.9537
LOG(BTMV43)	0.042994	0.041726	1.030369	0.3074
LOG(DY43)	-0.043951	0.037847	-1.161273	0.2506
LOG(PE43)	-0.004878	0.031994	-0.152470	0.8794
LOG(VO43)	0.013706	0.016593	0.825988	0.4124
R-squared	0.151885	Mean dependent var		0.145008
Adjusted R-squared	0.057650	S.D. dependent var		0.166963
S.E. of regression	0.162079	Akaike info criterion		-0.693851
Sum squared resid	1.418554	Schwarz criterion		-0.451619
Log likelihood	28.16245	F-statistic		1.611766
Durbin-Watson stat	1.891266	Prob(F-statistic)		0.161741

Dependent Variable: R44

Method: Least Squares

Date: 01/28/09 Time: 18:51

Sample(adjusted): 5 113

Included observations: 64

Excluded observations: 45 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.042322	0.147356	-0.287209	0.7750
BETA	0.042739	0.064810	0.659451	0.5123
LOG(MV44)	0.015286	0.015582	0.981015	0.3307
LOG(BTMV44)	0.011933	0.030152	0.395740	0.6938
LOG(DY44)	-0.004389	0.030251	-0.145089	0.8852
LOG(PE44)	0.016883	0.022922	0.736529	0.4644
LOG(VO44)	-0.008219	0.014321	-0.573920	0.5683
R-squared	0.039472	Mean dependent var		0.071417
Adjusted R-squared	-0.061637	S.D. dependent var		0.127927
S.E. of regression	0.131810	Akaike info criterion		-1.111986
Sum squared resid	0.990317	Schwarz criterion		-0.875858
Log likelihood	42.58355	F-statistic		0.390391
Durbin-Watson stat	1.994115	Prob(F-statistic)		0.882202

Dependent Variable: R45

Method: Least Squares

Date: 01/28/09 Time: 18:52

Sample(adjusted): 6 113

Included observations: 61

Excluded observations: 47 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.051020	0.092118	0.553857	0.5820
BETA	-0.056184	0.046150	-1.217426	0.2287
LOG(MV45)	-0.016838	0.010663	-1.579014	0.1202
LOG(BTMV45)	-0.032417	0.020416	-1.587825	0.1182
LOG(DY45)	-0.022110	0.020471	-1.080076	0.2849
LOG(PE45)	-0.014109	0.015587	-0.905170	0.3694
LOG(VO45)	0.017013	0.009807	1.734793	0.0885
R-squared	0.112634	Mean dependent var	-0.029845	
Adjusted R-squared	0.014038	S.D. dependent var	0.090167	
S.E. of regression	0.089532	Akaike info criterion	-1.880821	
Sum squared resid	0.432864	Schwarz criterion	-1.638589	
Log likelihood	64.36503	F-statistic	1.142376	
Durbin-Watson stat	1.964446	Prob(F-statistic)	0.350800	

Dependent Variable: R46

Method: Least Squares

Date: 01/28/09 Time: 18:53

Sample(adjusted): 6 113

Included observations: 61

Excluded observations: 47 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.045313	0.086633	-0.523041	0.6031
BETA	-0.036012	0.043221	-0.833218	0.4084
LOG(MV46)	-0.032332	0.009559	-3.382141	0.0013
LOG(BTMV46)	-0.012142	0.019155	-0.633886	0.5288
LOG(DY46)	-0.007029	0.019123	-0.367577	0.7146
LOG(PE46)	-0.007946	0.014464	-0.549392	0.5850
LOG(VO46)	0.046126	0.008212	5.616712	0.0000
R-squared	0.382911	Mean dependent var	0.030398	
Adjusted R-squared	0.314346	S.D. dependent var	0.102684	
S.E. of regression	0.085027	Akaike info criterion	-1.984078	
Sum squared resid	0.390398	Schwarz criterion	-1.741847	
Log likelihood	67.51439	F-statistic	5.584609	
Durbin-Watson stat	2.297626	Prob(F-statistic)	0.000146	

Dependent Variable: R47

Method: Least Squares

Date: 01/28/09 Time: 18:53

Sample(adjusted): 6 113

Included observations: 61

Excluded observations: 47 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.086949	0.097676	0.890182	0.3773
BETA	-0.029158	0.050946	-0.572325	0.5695
LOG(MV47)	-0.038354	0.011059	-3.468216	0.0010
LOG(BTMV47)	-0.044860	0.022799	-1.967666	0.0543
LOG(DY47)	-0.034661	0.021962	-1.578228	0.1204
LOG(PE47)	-0.014169	0.017100	-0.828626	0.4110
LOG(VO47)	0.019581	0.009266	2.113141	0.0392
R-squared	0.207127	Mean dependent var	-0.056936	
Adjusted R-squared	0.119030	S.D. dependent var	0.105884	

Αποτίμηση μετοχών βάσει εταιρικών δεικτών

S.E. of regression	0.099382	Akaike info criterion	-1.672067
Sum squared resid	0.533350	Schwarz criterion	-1.429835
Log likelihood	57.99803	F-statistic	2.351120
Durbin-Watson stat	1.449294	Prob(F-statistic)	0.043312

Dependent Variable: R48

Method: Least Squares

Date: 01/28/09 Time: 18:54

Sample(adjusted): 6 113

Included observations: 60

Excluded observations: 48 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.058112	0.085471	0.679902	0.4995
BETA	-0.083543	0.044816	-1.864138	0.0678
LOG(MV48)	-0.012108	0.009860	-1.228044	0.2249
LOG(BTMV48)	-0.012174	0.022428	-0.542822	0.5895
LOG(DY48)	-0.008026	0.019806	-0.405216	0.6869
LOG(PE48)	0.014777	0.014977	0.986600	0.3283
LOG(VO48)	0.005461	0.007843	0.696265	0.4893
R-squared	0.114247	Mean dependent var	-0.033626	
Adjusted R-squared	0.013973	S.D. dependent var	0.087542	
S.E. of regression	0.086928	Akaike info criterion	-1.938198	
Sum squared resid	0.400491	Schwarz criterion	-1.693858	
Log likelihood	65.14595	F-statistic	1.139351	
Durbin-Watson stat	1.332176	Prob(F-statistic)	0.352737	

Dependent Variable: R49

Method: Least Squares

Date: 01/28/09 Time: 18:55

Sample(adjusted): 6 113

Included observations: 59

Excluded observations: 49 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.105260	0.088530	1.188971	0.2399
BETA	-0.065037	0.048064	-1.353136	0.1819
LOG(MV49)	-0.010046	0.009961	-1.008582	0.3178
LOG(BTMV49)	-0.012341	0.022787	-0.541575	0.5904
LOG(DY49)	-0.005235	0.019758	-0.264932	0.7921
LOG(PE49)	-0.014558	0.015541	-0.936742	0.3532
LOG(VO49)	0.012246	0.007496	1.633619	0.1084
R-squared	0.080353	Mean dependent var	0.004710	
Adjusted R-squared	-0.025760	S.D. dependent var	0.088633	
S.E. of regression	0.089767	Akaike info criterion	-1.872194	
Sum squared resid	0.419026	Schwarz criterion	-1.625706	
Log likelihood	62.22972	F-statistic	0.757241	
Durbin-Watson stat	1.378130	Prob(F-statistic)	0.606659	

Dependent Variable: R50

Method: Least Squares

Date: 01/28/09 Time: 18:55

Sample(adjusted): 6 113

Included observations: 57

Excluded observations: 51 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.079558	0.082470	0.964692	0.3393

Αποτίμηση μετοχών βάσει εταιρικών δεικτών

BETA	-0.060473	0.040785	-1.482710	0.1444
LOG(MV50)	-0.013401	0.007805	-1.716939	0.0922
LOG(BTMV50)	0.009038	0.019020	0.475203	0.6367
LOG(DY50)	-0.024852	0.015762	-1.576695	0.1212
LOG(PE50)	0.001135	0.015165	0.074854	0.9406
LOG(VO50)	0.017862	0.006002	2.975720	0.0045
R-squared	0.219553	Mean dependent var		0.033231
Adjusted R-squared	0.125899	S.D. dependent var		0.075816
S.E. of regression	0.070883	Akaike info criterion		-2.340976
Sum squared resid	0.251223	Schwarz criterion		-2.090075
Log likelihood	73.71782	F-statistic		2.344306
Durbin-Watson stat	1.705785	Prob(F-statistic)		0.045088

Dependent Variable: R51

Method: Least Squares

Date: 01/28/09 Time: 19:09

Sample(adjusted): 6 113

Included observations: 56

Excluded observations: 52 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.122179	0.090332	-1.352565	0.1824
BETA	-0.022652	0.046736	-0.484674	0.6301
LOG(MV51)	0.004885	0.009343	0.522866	0.6034
LOG(BTMV51)	-0.005179	0.021569	-0.240130	0.8112
LOG(DY51)	0.025117	0.017689	1.419920	0.1620
LOG(PE51)	0.029951	0.017124	1.749018	0.0865
LOG(VO51)	0.002483	0.007289	0.340617	0.7348
R-squared	0.093926	Mean dependent var		-0.002110
Adjusted R-squared	-0.017022	S.D. dependent var		0.076854
S.E. of regression	0.077505	Akaike info criterion		-2.160472
Sum squared resid	0.294346	Schwarz criterion		-1.907303
Log likelihood	67.49323	F-statistic		0.846576
Durbin-Watson stat	1.624991	Prob(F-statistic)		0.540465

Dependent Variable: R52

Method: Least Squares

Date: 01/28/09 Time: 19:10

Sample(adjusted): 6 113

Included observations: 56

Excluded observations: 52 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.101894	0.098700	1.032358	0.3070
BETA	-0.098077	0.054590	-1.796631	0.0786
LOG(MV52)	-0.027640	0.010716	-2.579411	0.0129
LOG(BTMV52)	-0.004448	0.024759	-0.179658	0.8582
LOG(DY52)	0.004490	0.019768	0.227116	0.8213
LOG(PE52)	-0.016335	0.018929	-0.862947	0.3924
LOG(VO52)	0.040832	0.008678	4.705381	0.0000
R-squared	0.345016	Mean dependent var		0.073615
Adjusted R-squared	0.264814	S.D. dependent var		0.100419
S.E. of regression	0.086103	Akaike info criterion		-1.950086
Sum squared resid	0.363269	Schwarz criterion		-1.696917
Log likelihood	61.60240	F-statistic		4.301828
Durbin-Watson stat	2.531075	Prob(F-statistic)		0.001467

Dependent Variable: R53

Method: Least Squares

Date: 01/28/09 Time: 19:17

Sample(adjusted): 6 113

Included observations: 57

Excluded observations: 51 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.047951	0.086919	-0.551667	0.5836
BETA	0.013203	0.044041	0.299798	0.7656
LOG(MV53)	-0.002289	0.008420	-0.271793	0.7869
LOG(BTMV53)	-0.007847	0.020028	-0.391809	0.6969
LOG(DY53)	-0.014120	0.016449	-0.858375	0.3948
LOG(PE53)	0.008182	0.016623	0.492194	0.6247
LOG(VO53)	0.004308	0.006965	0.618571	0.5390
R-squared	0.075957	Mean dependent var		0.006994
Adjusted R-squared	-0.034928	S.D. dependent var		0.070249
S.E. of regression	0.071465	Akaike info criterion		-2.324637
Sum squared resid	0.255361	Schwarz criterion		-2.073736
Log likelihood	73.25215	F-statistic		0.685006
Durbin-Watson stat	1.670992	Prob(F-statistic)		0.662502

Dependent Variable: R54

Method: Least Squares

Date: 01/28/09 Time: 19:18

Sample(adjusted): 6 113

Included observations: 57

Excluded observations: 51 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.142147	0.125058	1.136652	0.2611
BETA	-0.017106	0.061899	-0.276347	0.7834
LOG(MV54)	-0.015377	0.012316	-1.248521	0.2177
LOG(BTMV54)	-0.001929	0.028635	-0.067382	0.9465
LOG(DY54)	-0.009504	0.023451	-0.405260	0.6870
LOG(PE54)	-0.024335	0.024014	-1.013392	0.3158
LOG(VO54)	0.014409	0.009820	1.467351	0.1485
R-squared	0.075005	Mean dependent var		0.061272
Adjusted R-squared	-0.035995	S.D. dependent var		0.100643
S.E. of regression	0.102438	Akaike info criterion		-1.604536
Sum squared resid	0.524675	Schwarz criterion		-1.353635
Log likelihood	52.72929	F-statistic		0.675722
Durbin-Watson stat	2.266410	Prob(F-statistic)		0.669740

Dependent Variable: R55

Method: Least Squares

Date: 01/28/09 Time: 19:18

Sample(adjusted): 6 113

Included observations: 56

Excluded observations: 52 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.045003	0.100061	-0.449752	0.6549
BETA	-0.084915	0.050407	-1.684587	0.0984
LOG(MV55)	-0.002029	0.009234	-0.219723	0.8270
LOG(BTMV55)	0.009036	0.023919	0.377793	0.7072
LOG(DY55)	-0.023854	0.019430	-1.227711	0.2254
LOG(PE55)	0.012280	0.019560	0.627813	0.5330

Αποτίμηση μετοχών βάσει εταιρικών δεικτών

LOG(VO55)	0.025119	0.007767	3.234167	0.0022
R-squared	0.292226	Mean dependent var		0.036828
Adjusted R-squared	0.205560	S.D. dependent var		0.094000
S.E. of regression	0.083783	Akaike info criterion		-2.004701
Sum squared resid	0.343961	Schwarz criterion		-1.751532
Log likelihood	63.13162	F-statistic		3.371858
Durbin-Watson stat	2.086519	Prob(F-statistic)		0.007319

Dependent Variable: R56

Method: Least Squares

Date: 01/28/09 Time: 19:19

Sample(adjusted): 6 113

Included observations: 57

Excluded observations: 51 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.017946	0.084550	0.212255	0.8328
BETA	-0.040013	0.044972	-0.889728	0.3779
LOG(MV56)	-0.010297	0.007460	-1.380312	0.1736
LOG(BTMV56)	-0.034256	0.018569	-1.844760	0.0710
LOG(DY56)	0.007952	0.016429	0.483990	0.6305
LOG(PE56)	-0.014200	0.018129	-0.783285	0.4372
LOG(VO56)	0.011501	0.006660	1.726924	0.0904
R-squared	0.125357	Mean dependent var		-0.031478
Adjusted R-squared	0.020399	S.D. dependent var		0.073340
S.E. of regression	0.072588	Akaike info criterion		-2.293440
Sum squared resid	0.263453	Schwarz criterion		-2.042539
Log likelihood	72.36304	F-statistic		1.194359
Durbin-Watson stat	1.414574	Prob(F-statistic)		0.324711

Dependent Variable: R57

Method: Least Squares

Date: 01/28/09 Time: 19:20

Sample(adjusted): 6 113

Included observations: 54

Excluded observations: 54 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.052393	0.116644	0.449172	0.6554
BETA	-0.006641	0.060270	-0.110192	0.9127
LOG(MV57)	-0.007702	0.010297	-0.748026	0.4582
LOG(BTMV57)	-0.042356	0.027043	-1.566230	0.1240
LOG(DY57)	-0.000663	0.021678	-0.030597	0.9757
LOG(PE57)	-0.033923	0.026572	-1.276637	0.2080
LOG(VO57)	0.015651	0.011079	1.412739	0.1643
R-squared	0.130824	Mean dependent var		0.031256
Adjusted R-squared	0.019865	S.D. dependent var		0.100836
S.E. of regression	0.099830	Akaike info criterion		-1.650279
Sum squared resid	0.468401	Schwarz criterion		-1.392447
Log likelihood	51.55752	F-statistic		1.179029
Durbin-Watson stat	2.982026	Prob(F-statistic)		0.333688

Dependent Variable: R58

Method: Least Squares

Date: 01/28/09 Time: 19:20

Sample(adjusted): 6 113

Included observations: 54

Excluded observations: 54 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.237935	0.088525	2.687772	0.0099
BETA	-0.069882	0.042727	-1.635535	0.1086
LOG(MV58)	-0.017137	0.007373	-2.324207	0.0245
LOG(BTMV58)	0.002413	0.019986	0.120752	0.9044
LOG(DY58)	-0.026209	0.015155	-1.729374	0.0903
LOG(PE58)	-0.032142	0.020362	-1.578541	0.1211
LOG(VO58)	0.012791	0.007196	1.777414	0.0820
R-squared	0.178686	Mean dependent var		0.032944
Adjusted R-squared	0.073837	S.D. dependent var		0.076291
S.E. of regression	0.073421	Akaike info criterion		-2.264801
Sum squared resid	0.253358	Schwarz criterion		-2.006970
Log likelihood	68.14964	F-statistic		1.704228
Durbin-Watson stat	1.987333	Prob(F-statistic)		0.140944

Dependent Variable: R59

Method: Least Squares

Date: 01/28/09 Time: 19:21

Sample(adjusted): 6 113

Included observations: 54

Excluded observations: 54 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.325788	0.155354	2.097064	0.0414
BETA	-0.039527	0.073992	-0.534206	0.5957
LOG(MV59)	-0.039574	0.012968	-3.051756	0.0037
LOG(BTMV59)	-0.023211	0.033897	-0.684754	0.4969
LOG(DY59)	-0.023905	0.025894	-0.923184	0.3606
LOG(PE59)	-0.056355	0.034948	-1.612538	0.1135
LOG(VO59)	0.026485	0.012058	2.196421	0.0330
R-squared	0.189121	Mean dependent var		0.071975
Adjusted R-squared	0.085604	S.D. dependent var		0.132071
S.E. of regression	0.126292	Akaike info criterion		-1.180018
Sum squared resid	0.749634	Schwarz criterion		-0.922187
Log likelihood	38.86050	F-statistic		1.826963
Durbin-Watson stat	2.737783	Prob(F-statistic)		0.114155

Dependent Variable: R60

Method: Least Squares

Date: 01/28/09 Time: 19:21

Sample(adjusted): 4 113

Included observations: 58

Excluded observations: 52 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.141041	0.148320	0.950925	0.3461
BETA	-0.034765	0.071965	-0.483089	0.6311
LOG(MV60)	-0.042153	0.012722	-3.313395	0.0017
LOG(BTMV60)	-0.014858	0.038179	-0.389181	0.6988
LOG(DY60)	0.010604	0.026515	0.399921	0.6909
LOG(PE60)	-0.040859	0.033574	-1.216975	0.2292
LOG(VO60)	0.042763	0.011482	3.724401	0.0005
R-squared	0.259586	Mean dependent var		0.062798
Adjusted R-squared	0.172478	S.D. dependent var		0.140059
S.E. of regression	0.127410	Akaike info criterion		-1.170059
Sum squared resid	0.827892	Schwarz criterion		-0.921385

Log likelihood	40.93170	F-statistic	2.980060
Durbin-Watson stat	1.909558	Prob(F-statistic)	0.014266

Πίνακας 2. Τιμές των συντελεστών γάμμα και τα t-statistics τους

$R_{i,t} = \gamma_1 \beta_p + \gamma_2 \ln(\text{ME})_{i,t-1} + \gamma_3 \ln(\text{BE/ME})_{i,t-1} + \gamma_4 \ln(\text{DY})_{i,t-1} + \gamma_5 \ln(\text{PE})_{i,t-1} + \gamma_6 \ln(\text{VO})_{i,t-1} + u_i$						
1-60μήνες	γ_1	γ_2	γ_3	γ_4	γ_5	γ_6
Coefficients1	-0,0644	-0,0001	-0,0030	-0,0041	-0,0152	0,0045
Coefficients2	-0,0402	0,0018	0,0007	0,0157	0,0231	-0,0065
Coefficients3	-0,0650	0,0192	-0,0217	-0,0035	-0,0102	-0,0010
Coefficients4	-0,0080	-0,0089	-0,0288	-0,0307	-0,0134	0,0081
Coefficients5	-0,0422	-0,0329	-0,0060	0,0135	0,0072	0,0058
Coefficients6	-0,0821	0,0304	-0,0078	-0,0270	0,0367	-0,0039
Coefficients7	-0,0647	0,0123	0,0051	-0,0069	0,0260	-0,0015
Coefficients8	-0,0545	-0,0078	-0,0500	-0,0029	0,0089	0,0083
Coefficients9	-0,0251	-0,0068	-0,0464	-0,0164	0,0015	-0,0011
Coefficients10	0,3206	-0,0262	0,0063	-0,0009	0,0037	0,0220
Coefficients11	-0,0496	0,0032	0,0092	-0,0006	0,0066	0,0055
Coefficients12	0,1381	0,0053	-0,0182	-0,0133	0,0955	0,0185
Coefficients13	0,1517	-0,0138	-0,0007	-0,0552	-0,0342	0,0152
Coefficients14	0,0486	0,0065	-0,0321	-0,0114	-0,0046	0,0109
Coefficients15	-0,0932	0,0106	-0,0474	-0,0364	0,0060	-0,0049
Coefficients16	0,0813	-0,0023	-0,0274	-0,0052	-0,0039	0,0144
Coefficients17	-0,0329	0,0021	-0,0374	-0,0076	0,0018	0,0042
Coefficients18	-0,0476	0,0162	0,0010	0,0081	0,0183	0,0029
Coefficients19	-0,0499	0,0017	-0,0491	0,0196	0,0240	0,0131
Coefficients20	-0,0908	-0,0050	-0,0320	-0,0142	-0,0076	0,0016
Coefficients21	-0,0548	0,0155	-0,0380	-0,0088	-0,0007	-0,0112

Coefficients22	-0,0043	0,0189	0,0048	-0,0290	0,0115	-0,0051
Coefficients23	-0,0104	0,0010	-0,0237	-0,0246	-0,0188	0,0005
Coefficients24	-0,1380	0,0019	-0,0262	-0,0313	0,0091	0,0059
Coefficients25	0,0189	-0,0123	0,0251	-0,0066	-0,0148	0,0077
Coefficients26	-0,0763	-0,0021	-0,0128	0,0089	0,0106	0,0047
Coefficients27	-0,0257	0,0152	-0,0216	0,0020	0,0062	0,0012
Coefficients28	0,0532	0,0241	0,0254	0,0170	0,0331	-0,0071
Coefficients29	-0,0380	0,0232	0,0694	-0,0541	0,0101	-0,0085
Coefficients30	-0,0283	-0,0006	-0,0352	0,0324	0,0776	0,0001
Coefficients31	0,0139	-0,0102	0,0160	0,0192	-0,0289	0,0422
Coefficients32	0,0717	0,0166	0,0161	-0,0162	-0,0086	-0,0020
Coefficients33	-0,0088	0,0166	-0,0113	0,0045	-0,0178	-0,0178
Coefficients34	-0,0137	0,0002	0,0025	0,0097	0,0336	0,0044
Coefficients35	0,0138	0,0116	-0,0069	0,0100	0,0049	0,0047
Coefficients36	-0,0984	-0,0044	-0,0083	-0,0306	-0,0095	0,0123
Coefficients37	0,0685	-0,0088	0,0299	-0,0195	0,0356	0,0106
Coefficients38	0,0565	0,0036	0,0004	0,0075	0,0131	0,0004
Coefficients39	-0,0656	-0,0259	-0,0120	-0,0193	0,0032	0,0342
Coefficients40	-0,0102	-0,0145	0,0273	-0,0268	-0,0094	0,0136
Coefficients41	-0,0613	0,0006	-0,0218	-0,0266	-0,0197	0,0041
Coefficients42	0,0148	-0,0283	0,0034	-0,0068	0,0284	0,0271
Coefficients43	-0,2031	0,0012	0,0430	-0,0440	-0,0049	0,0137
Coefficients44	0,0427	0,0153	0,0119	-0,0044	0,0169	-0,0082
Coefficients45	-0,0562	-0,0168	-0,0324	-0,0221	-0,0141	0,0170
Coefficients46	-0,0360	-0,0323	-0,0121	-0,0070	-0,0079	0,0461
Coefficients47	-0,0292	-0,0384	-0,0449	-0,0347	-0,0142	0,0196
Coefficients48	-0,0835	-0,0121	-0,0122	-0,0080	0,0148	0,0055
Coefficients49	-0,0650	-0,0100	-0,0123	-0,0052	-0,0146	0,0122
Coefficients50	-0,0605	-0,0134	0,0090	-0,0249	0,0011	0,0179
Coefficients51	-0,0227	0,0049	-0,0052	0,0251	0,0300	0,0025

Αποτίμηση μετοχών βάσει εταιρικών δεικτών

Coefficients52	-0,0981	-0,0276	-0,0044	0,0045	-0,0163	0,0408
Coefficients53	0,0132	-0,0023	-0,0078	-0,0141	0,0082	0,0043
Coefficients54	-0,0171	-0,0154	-0,0019	-0,0095	-0,0243	0,0144
Coefficients55	-0,0849	-0,0020	0,0090	-0,0239	0,0123	0,0251
Coefficients56	-0,0400	-0,0103	-0,0343	0,0080	-0,0142	0,0115
Coefficients57	-0,0066	-0,0077	-0,0424	-0,0007	-0,0339	0,0157
Coefficients58	-0,0699	-0,0171	0,0024	-0,0262	-0,0321	0,0128
Coefficients59	-0,0395	-0,0396	-0,0232	-0,0239	-0,0564	0,0265
Coefficients60	-0,0348	-0,0422	-0,0149	0,0106	-0,0409	0,0428