



ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΩΣ

ΤΜΗΜΑ ΟΡΓΑΝΩΣΗΣ ΚΑΙ ΔΙΟΙΚΗΣΗΣ ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΕΩΝ

ΠΡΟΓΡΑΜΜΑ ΜΕΤΑΠΤΥΧΙΑΚΩΝ ΣΠΟΥΔΩΝ
ΣΤΗ ΔΙΟΙΚΗΣΗ ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΕΩΝ (ΜΒΑ)

Διπλωματική Εργασία

*Η ΕΠΙΔΡΑΣΗ
ΤΗΣ ΑΠΟΔΟΣΗΣ ΤΩΝ ΙΔΙΩΝ ΚΕΦΑΛΑΙΩΝ
ΚΑΙ
ΤΟΥ ΔΕΙΚΤΗ ΛΟΓΙΣΤΙΚΗΣ ΠΡΟΣ ΤΡΕΧΟΥΣΑΣ
ΑΞΙΑΣ
ΣΤΗΝ ΑΠΟΔΟΣΗ ΤΩΝ ΜΕΤΟΧΩΝ*

ΓΕΡΑΣΙΜΟΣ ΒΑΣΙΛΕΙΟΥ ΡΑΥΤΟΠΟΥΛΟΣ

ΠΕΙΡΑΙΑΣ
2012

Αφιερώνεται στο δημόσιο πανεπιστήμιο

Πανεπιστήμιο Πειραιώς

Η ΕΠΙΔΡΑΣΗ ΤΗΣ ΑΠΟΔΟΣΗΣ ΤΩΝ ΙΔΙΩΝ ΚΕΦΑΛΑΙΩΝ ΚΑΙ ΤΟΥ ΔΕΙΚΤΗ ΛΟΓΙΣΤΙΚΗΣ ΠΡΟΣ ΤΡΕΧΟΥΣΑΣ ΑΞΙΑΣ ΣΤΗΝ ΑΠΟΔΟΣΗ ΤΩΝ ΜΕΤΟΧΩΝ

Γεράσιμος Β. Ραυτόπουλος

Σημαντικοί όροι: αποδόσεις των μετοχών, δείκτης λογιστική προς τρέχουσα αξία ιδίων κεφαλαίων, δείκτης απόδοσης ιδίων κεφαλαίων, θεμελιώδης αποτίμηση

ΠΕΡΙΛΗΨΗ

Το υπόδειγμα αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων αμφισβητείται ολοένα και περισσότερο με αποτέλεσμα η προσπάθεια των ερευνητών να εστιάζεται στην εύρεση μεταβλητών που επιδρούν στις αποδόσεις των μετοχών πέραν του β . Μεταβλητές που είτε αντιπροσωπεύουν παράγοντες κινδύνου είτε αντιπροσωπεύουν θεμελιώδη χαρακτηριστικά της επιχείρησης. Η παρούσα διπλωματική προσανατολίζεται προς τη δεύτερη προσέγγιση, τη προσέγγιση θεμελιώδους αποτίμησης. Πιο συγκεκριμένα, αφού παρουσιαστεί η επισκόπηση της αρθρογραφίας, εξετάζεται εμπειρικά η εγκυρότητα ενός μοντέλου που έχει σαν εξαρτημένη μεταβλητή τις αποδόσεις των μετοχών (R) και σαν ανεξάρτητες μεταβλητές το δείκτη λογιστική προς τρέχουσα αξία του προηγούμενου έτους (BM) συγκριτικά με το έτος που προβλέπονται οι αποδόσεις, τον προσδοκώμενο δείκτη λογιστική προς τρέχουσα αξία (FBM) για το έτος που προβλέπονται οι αποδόσεις και τον προσδοκώμενο δείκτη απόδοσης ιδίων κεφαλαίων ($FROE$) για το έτος που προβλέπονται οι αποδόσεις. Οι προσδοκώμενοι δείκτες υπολογίζονται με αυτοπαλίνδρομο μοντέλο χρονοσειράς πρώτου βαθμού.

Για την εξέταση του προαναφερόμενου μοντέλου χρησιμοποιείται παλινδρόμηση σε πάνελ δεδομένων, δηλαδή σε συνδυασμό διαστρωματικών στοιχείων και χρονοσειρών. Τα δεδομένα της εμπειρικής έρευνας αφορούν την αγορά της Γαλλίας για την περίοδο 2001-2010 και έχουν αντληθεί από το Bloomberg.

Τα αποτελέσματα της εμπειρικής έρευνας έδειξαν θετικό πρόσημο και στατιστική σημαντικότητα για την ανεξάρτητη μεταβλητή BM , γεγονός που ταυτίζεται με τα αποτελέσματα πολλών ερευνών για το δείκτη BM αλλά και με την εμπειρική έρευνα των Clubb and Naffi (2007). Όσον αφορά τις ανεξάρτητες μεταβλητές FBM και $FROE$, τα πρόσημα τους φαίνεται να είναι αντίθετα με τα ευρήματα των Clubb and Naffi (2007). Δηλαδή το πρόσημο της FBM είναι θετικό και το πρόσημο της $FROE$ είναι αρνητικό. Η στατιστική σημαντικότητα αυτών των ανεξάρτητων μεταβλητών είναι αρκετά μεγάλη και παραμένει ακόμα και με τον υπολογισμό εναλλακτικών επιλογών για διορθωμένα τυπικά σφάλματα.

Ευχαριστίες

Η κατάθεση της παρούσας διπλωματικής αποτελεί και την τελευταία πράξη για να αποκτήσω το μεταπτυχιακό μου τίτλο. Γράφοντας τις ευχαριστίες, στο μυαλό μου έρχονται αναμνήσεις από αυτά τα τρία εξάμηνα που πέρασαν. Τρία εξάμηνα γεμάτα πίεση, γεμάτα γνώση, γεμάτα σκέψη.

Θα ήθελα να ευχαριστήσω

το πανεπιστήμιο Πειραιά γιατί με βοήθησε να μάθω και να αναπτυχθώ σαν άνθρωπος...

τον καθηγητή μου, κύριο Παναγιώτη Αρτίκη του οποίου η καθοδήγηση και οι υποδείξεις ήταν καταλυτικές για την εκπόνηση της διπλωματικής μου...

το ίδρυμα Μποδοσάκη για την υποτροφία που μου έδωσε προκειμένου να κάνω μεταπτυχιακές σπουδές...

την οικογένειά μου για την υπομονή και τη συμπαράστασή της...

ΚΑΤΑΣΤΑΣΗ ΠΙΝΑΚΩΝ

Πίνακας 4.1: Ετήσιοι μέσοι όροι των μεταβλητών της παλινδρόμησης.....	77
Πίνακας 4.2: Περιγραφικά στατιστικά.....	77
Πίνακας 4.3: Εκτίμηση της παλινδρόμησης με σταθερές επιδράσεις στρώματος και χρόνου.....	79
Πίνακας 4.4: Εκτίμηση της παλινδρόμησης με τυχαίες επιδράσεις χρόνου.....	80
Πίνακας 4.5: Εκτίμησης παλινδρόμησης (με ανεξάρτητες μεταβλητές BM και ROE) με σταθερές επιδράσεις στρώματος και χρόνου.....	81
Πίνακας 4.6: Εκτίμηση παλινδρόμησης (με ανεξάρτητες μεταβλητές BM και ROE) με τυχαίες επιδράσεις χρόνου.....	82

Πανεπιστήμιο Πελοποννήσου

ΠΕΡΙΕΧΟΜΕΝΑ

Ευχαριστίες..... i

Κατάσταση πινάκων ii

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 1: ΕΙΣΑΓΩΓΗ

1.1 Εισαγωγή 1

1.2 Αντικειμενικός σκοπός 2

1.3 Μεθοδολογία 3

1.4 Σπουδαιότητα 3

1.5 Δομή..... 4

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 2: ΑΝΑΣΚΟΠΗΣΗ ΤΗΣ ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑΣ / ΑΡΘΡΟΓΡΑΦΙΑΣ

2.1 Η σημασία του χρηματοοικονομικού συστήματος και της αγοράς κεφαλαίου 5

2.2 Η αποτελεσματικότητα της αγοράς 6

2.3 Η θεωρία χαρτοφυλακίου..... 9

2.4 Το υπόδειγμα αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων (CAPM) 12

2.5 Η επεξηγηματική δύναμη της τρέχουσας αξίας ιδίων κεφαλαίων (Market Value of equity) για τις αποδόσεις των μετοχών 18

2.6 Η επεξηγηματική δύναμη του δείκτη λογιστικής προς τρέχουσας αξίας Ιδίων κεφαλαίων (Book Value to Market Value of Equity) για τις αποδόσεις των μετοχών..... 29

2.7 Η επεξηγηματική δύναμη της μερισματικής απόδοσης (Dividend Yield) για τις αποδόσεις των μετοχών	41
2.8 Η επεξηγηματική δύναμη του δείκτη κέρδη ανά μετοχή προς τρέχουσα τιμή ανά μετοχή (Earnings per share to Price per share – E/P) για τις αποδόσεις των μετοχών.....	41
2.9 Η επεξηγηματική δύναμη των δεικτών ταμιακή ροή ανά μετοχή προς τρέχουσα τιμή ανά μετοχή & μόχλευσης.....	42
2.10 Η επεξηγηματική δύναμη της τάσης των τιμών των μετοχών & του όγκου συναλλαγών των μετοχών (Trading volume) για τις αποδόσεις των μετοχών	43
2.11 Σύνοψη της ανασκόπησης της αρθρογραφίας.....	44
Βιβλιογραφία κεφαλαίου.....	47

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 3: ΜΕΘΟΔΟΛΟΓΙΑ

3.1 Θεωρητικό υπόβαθρο της μεθοδολογίας	51
3.2 Δεδομένα της εμπειρικής έρευνας	52
3.3 Επάρκεια δεδομένων.....	53
3.4 Επεξήγηση κάθε στοιχείου της παλινδρόμησης.....	55
3.5 Θεωρητικό υπόβαθρο για το στατιστικό εργαλείο της στατιστικής έρευνας	57
Βιβλιογραφία κεφαλαίου	76

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 4: ΕΜΠΕΙΡΙΚΑ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ

4.1 Αποτελέσματα έρευνας.....	77
-------------------------------	----

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 5: ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΑ

5.1 Συμπεράσματα	85
5.2 Θέματα για περαιτέρω έρευνα	87
Βιβλιογραφία	89
Παράρτημα	93
I	93
II	109
III	109

Πανεπιστήμιο Πειραιώς

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 1

ΕΙΣΑΓΩΓΗ

1.1 Εισαγωγή

Το υπόδειγμα αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων (CAPM) αμφισβητείται ολοένα και περισσότερο από τους ερευνητές. Σε πολλές εμπειρικές έρευνες φαίνεται ότι το beta μιας μετοχής δεν αρκεί για να προβλέψει / ερμηνεύσει τις αποδόσεις των μετοχών και μάλιστα μερικές φορές η ερμηνευτική ικανότητα του beta δεν έχει καμία στατιστική σημαντικότητα. Την αμφισβήτηση του CAPM ακολούθησαν έρευνες που πρότειναν άλλες μεταβλητές που μπορούν να ερμηνεύσουν τις αποδόσεις των μετοχών. Μεταβλητές που παραμένουν στη λογική του beta, δηλαδή μεταβλητές που μπορούν να «πιάσουν» τον κίνδυνο της μετοχής και έτσι να ερμηνεύσουν τις αποδόσεις των μετοχών (προσέγγιση κινδύνου). Άλλες έρευνες υποστηρίζουν την ερμηνευτική ικανότητα μεταβλητών για τις αποδόσεις των μετοχών σε μια λογική θεμελιώδους προσέγγισης. Δηλαδή, μεταβλητές που μπορούν να «πιάσουν» θεμελιώδη χαρακτηριστικά της εταιρείας και έτσι να ερμηνεύσουν τις αποδόσεις (θεμελιώδης προσέγγιση).

Οι έρευνες των Fama and French για την ερμηνευτική ικανότητα της χρηματιστηριακής κεφαλαιοποίησης (Market Value of equity) και του δείκτη λογιστική προς τρέχουσα αξία ιδίων κεφαλαίων (Book Value of equity / Market Value of equity) στις αποδόσεις των μετοχών ήταν η αρχή για μια σειρά από μετέπειτα έρευνες προσανατολισμένες σε μια κατεύθυνση που στόχο έχει την προσέγγιση κινδύνου για την αποτίμηση των μετοχών (μεταβλητές που είναι πληρεξούσιες κινδύνου) ή την προσέγγιση λανθασμένης τιμολόγησης (μια προσέγγιση που αντικρούει την αποτελεσματικότητα της αγοράς ή το CAPM).

Από την άλλη πλευρά υπήρχαν έρευνες που και αυτές αμφισβητούσαν το CAPM αλλά η προσοχή τους εστιαζόταν σε μεταβλητές που μπορούν να εξηγήσουν τις αποδόσεις των μετοχών εξ' αιτίας της ικανότητας τους να είναι πληρεξούσιες θεμελιωδών χαρακτηριστικών της επιχείρησης. Για παράδειγμα να μπορούν να αντιπροσωπεύσουν κέρδη ή ταμιακές ροές. Οι έρευνες του Berk (1995), των Pontiff and Schall (1998) και

των Biddle and Hunt (1999) ήταν από τις πρώτες που επικεντρώθηκαν σε αυτή τη θεμελιώδη προσέγγιση. Ο Berk (1995) υποστήριξε ότι η χρηματιστηριακή κεφαλαιοποίηση από μόνη της έχει περιορισμένη προβλεπτική ικανότητα για τις αποδόσεις των μετοχών και πρότεινε ότι ο δείκτης BV/MV είναι πιο κατάλληλος να ερμηνεύσει τις αποδόσεις αν η λογιστική αξία ιδίων κεφαλαίων λειτουργεί σαν πληρεξούσια για μελλοντικές ταμιακές ροές ή μελλοντικά κέρδη. Απόδειξη γι' αυτήν την ικανότητα της λογιστικής αξίας ιδίων κεφαλαίων αποτελούν οι θέσεις των Pontiff and Schall (1998) και Biddle and Hunt (1999).

1.2 Αντικειμενικός σκοπός

Η παρούσα διπλωματική εργασία παίρνοντας αφορμή από την θεμελιώδη προσέγγιση αλλά και από το άρθρο των Clubb and Naffi (2007) προσπαθεί να τεκμηριώσει θεωρητικά και εμπειρικά αν οι αποδόσεις των μετοχών ερμηνεύονται από το δείκτη λογιστική προς τρέχουσα αξία και το δείκτη απόδοσης ιδίων κεφαλαίων (ROE). Πιο συγκεκριμένα θα εξεταστεί η ισχύς ενός μοντέλου που σαν εξαρτημένη μεταβλητή θα έχει τις αποδόσεις των μετοχών (R_t) και σαν ανεξάρτητες μεταβλητές θα έχει το δείκτη λογιστική προς τρέχουσα αξία του προηγούμενου έτους (BM) σε σχέση με αυτό που προβλέπονται οι αποδόσεις, το προσδοκώμενο δείκτη λογιστική προς τρέχουσα αξία (FBM) για το έτος που προβλέπονται οι αποδόσεις και το προσδοκώμενο δείκτη απόδοσης ιδίων κεφαλαίων (FROE) για το έτος που προβλέπονται οι αποδόσεις των μετοχών.

Η ερμηνευτική ικανότητα του BM έχει αποδειχτεί εμπειρικά από πολλές έρευνες και η χρησιμοποίηση του σαν μεταβλητή θεμελιώδους προσέγγισης έχει τεκμηριωθεί θεωρητικά με την εξής λογική: Η τρέχουσα αξία μιας εταιρείας μπορεί να έχει προβλεπτική ικανότητα για τις αποδόσεις των μετοχών αφού η τρέχουσα αξία μιας εταιρείας είναι η παρούσα αξία των μελλοντικών ταμιακών ροών προεξοφλημένες με την απαιτούμενη απόδοση. Συνεπώς η τρέχουσα αξία (MV_{t-1}) και η απαιτούμενη απόδοση (R_t) σχετίζονται αρνητικά. Όμως η απόδοση εξαρτάται και από το μέγεθος των μελλοντικών ταμιακών ροών. Έτσι αν η λογιστική αξία ιδίων κεφαλαίων (BV_{t-1}) αντιπροσωπεύει τις μελλοντικές ταμιακές ροές τότε ο δείκτης BM έχει προβλεπτική ικανότητα (καλύτερη από την MV_{t-1}) για τις αποδόσεις των μετοχών.

Η συμπερίληψη της FBM στο μοντέλο γίνεται γιατί αυτή η μεταβλητή μπορεί να ελέγξει για την αλλαγή του BM εστιάζοντας στη μακροπρόθεσμη οικονομική επίδοση της εταιρείας.

Η FROE ελέγχει για την αλλαγή του BM εστιάζοντας στην βραχυπρόθεσμη οικονομική επίδοση της εταιρείας.

Συνεπώς, αντικειμενικός σκοπός της εργασίας είναι να εξετάσει εμπειρικά αν οι προαναφερόμενες μεταβλητές μπορούν να εξηγήσουν στατιστικώς σημαντικά τις αποδόσεις των μετοχών στα πλαίσια της θεμελιώδους αποτίμησης για την αγορά της Γαλλίας.

1.3 Μεθοδολογία

Η οικονομετρία και η ανάλυση παλινδρόμησης είναι τα εργαλεία για την εξαγωγή των συμπερασμάτων της εμπειρικής έρευνας. Θα χρησιμοποιηθούν στοιχεία σε μορφή πάνελ δεδομένων. Πιο συγκεκριμένα, το δείγμα αποτελείται από 196 μετοχές του χρηματιστηρίου της Γαλλίας και υπάρχουν στοιχεία για τις τέσσερις μεταβλητές (R_t , BM, FBM, FROE) για την περίοδο 2001 – 2010. Η εκτίμηση για τις FBM, και FROE έγινε με αυτοπαλίνδρομο μοντέλο χρονοσειράς πρώτου βαθμού παίρνοντας στοιχεία για τουλάχιστον οκτώ χρόνια πριν το χρόνο που εκτιμώνται οι δύο μεταβλητές.

1.4 Σπουδαιότητα

Η σπουδαιότητα της διπλωματικής εργασίας σχετίζεται με την εύρεση ενός μοντέλου που θα μπορεί να ερμηνεύσει τις αποδόσεις των μετοχών και κατ' επέκταση θα μπορεί να χρησιμοποιηθεί σαν υπόδειγμα αποτίμησης των μετοχών. Αυτό είναι πολύ σημαντικό αφού οι επιχειρήσεις θα μπορούν για παράδειγμα να υπολογίζουν με ένα πιο αξιόπιστο τρόπο το κόστος κεφαλαίου σε σχέση με το συνηθισμένο CAPM.

1.5 Δομή

Το κύριο μέρος της εργασίας αποτελείται από τρία τμήματα.

Στο πρώτο τμήμα (κεφάλαιο 2) παρουσιάζεται η ανασκόπηση της αρθρογραφίας που είναι σχετική με το θέμα της εργασίας. Παρουσιάζονται έρευνες που πρότειναν διάφορες μεταβλητές για την εξήγηση των αποδόσεων των μετοχών δίνοντας μεγαλύτερη έμφαση στις μεταβλητές του υπό εξέταση μοντέλου.

Το δεύτερο τμήμα (κεφάλαιο 3) αναφέρεται στη μεθοδολογία. Παρουσιάζεται η θεωρητική τεκμηρίωση του μοντέλου που χρησιμοποιείται για την εμπειρική έρευνα, θέματα σχετικά με τα δεδομένα της εμπειρικής έρευνας και ορισμένα σημαντικά σημεία για το οικονομετρικό εργαλείο της παλινδρόμησης σε πάνελ δεδομένων.

Το τρίτο τμήμα (κεφάλαιο 4, 5) ασχολείται με τα αποτελέσματα της έρευνας και τα συμπεράσματα.

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 2

ΑΝΑΣΚΟΠΗΣΗ ΤΗΣ ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑΣ

2.1 Η σημασία του χρηματοοικονομικού συστήματος και της αγοράς κεφαλαίου

Το κεφάλαιο βρίσκεται στο επίκεντρο της δομής μιας ελεύθερης οικονομίας. Στόχος είναι η μεταφορά του στους πιο αποδοτικούς χρήστες έτσι ώστε να υπάρξει οικονομική ανάπτυξη.

Για την επίτευξη αυτού του στόχου, κυρίαρχο ρόλο παίζει το χρηματοοικονομικό σύστημα μέσω του οποίου θα γίνει η ροή κεφαλαίου από τις μονάδες της οικονομίας που έχουν πλεόνασμα κεφαλαίου (π.χ. νοικοκυριά) προς τις μονάδες της οικονομίας που έχουν έλλειμμα κεφαλαίου (π.χ. επιχειρήσεις). Για παράδειγμα, οι επιχειρήσεις που θέλουν να αντλήσουν κεφάλαια για τους αναπτυξιακούς τους σκοπούς, έχουν δύο τρόπους να το κάνουν μέσω του χρηματοοικονομικού συστήματος: ή να δανειστούν έμμεσα από τα νοικοκυριά (μέσω των τραπεζών) ή να δανειστούν άμεσα απ' αυτά μέσω της πρωτογενούς αγοράς κεφαλαίου (αγοράζοντας απ' ευθείας μετοχές από τις επιχειρήσεις). Ο δεύτερος τρόπος προϋποθέτει ότι αυτή η πρωτογενής αγορά κεφαλαίου θα πρέπει να λειτουργεί ορθολογικά και αποτελεσματικά και αυτό γιατί έτσι θα διασφαλιστεί η αύξηση της επενδυτικής ευελιξίας με όλα τα επακόλουθα για την αύξηση του βιοτικού επιπέδου μιας κοινωνίας. Όμως για να τηρείται αυτή η προϋπόθεση, θα πρέπει να λειτουργεί αποτελεσματικά και η δευτερογενής αγορά κεφαλαίου (χρηματιστήριο). Δηλαδή τα αξιόγραφα να αποτιμώνται σωστά και ορθολογικά αντικατοπτρίζοντας πλήρως κάθε σχετική και διαθέσιμη πληροφορία κατά τρόπο γρήγορο και ακριβή έτσι ώστε η τρέχουσα - χρηματιστηριακή αξία να είναι ίση με την πραγματική - θεμελιώδη αξία (Fama, 1970). Εάν αυτό δεν συμβαίνει, τότε οι μέτοχοι-επενδυτές θα παίρνουν λάθος αποφάσεις και σημαντικοί πόροι για την οικονομική ανάπτυξη μιας κοινωνίας θα κατασπαταλούνται.

Η τήρηση αυτής της προϋπόθεσης (αποτελεσματική αγορά κεφαλαίου) έχει πολύ μεγάλη επίπτωση τόσο για τις επιχειρήσεις και τους επενδυτές όσο και για το σύνολο μιας εθνικής οικονομίας. Οι επιχειρήσεις διευκολύνονται στην προσπάθεια τους να

αντλήσουν νέα κεφάλαια από την πρωτογενή αγορά κεφαλαίου, προσδιορίζουν με σχετική ακρίβεια το κόστος κεφαλαίου, αποτιμούν την συνολική αξία τους κ.α. Οι επενδυτές διακατέχονται από ένα κλίμα εμπιστοσύνης αφού η απόδοση των μετοχών τους είναι συνάρτηση του κινδύνου τους. Η εθνική οικονομία προσανατολίζει τους πόρους της στις σωστές κατευθύνσεις προκειμένου να επιτυγχάνεται οικονομική ανάπτυξη. Σε τελική ανάλυση είναι και θέμα ηθικής οι χρηματιστηριακές τιμές των μετοχών να απεικονίζουν ακριβοδίκαια την θεμελιώδη - πραγματική αξία μιας επιχείρησης.

2.2 Η αποτελεσματικότητα της αγοράς

Η αποτελεσματικότητα ή όχι της αγοράς έχει αποτελέσει αντικείμενο έρευνας από πολλούς επιστήμονες.

Οι μεν επικριτές αυτής της υπόθεσης υποστηρίζουν πως στην πράξη η αγορά δεν είναι αποτελεσματική, άρα οι τρέχουσες τιμές των μετοχών δεν αντικατοπτρίζουν την πραγματική αξία και οι επενδυτές μπορούν να βρουν ευκαιρίες για υπερκέρδη με τρανό παράδειγμα τον Warren Buffett. Ο Paul Krugman υποστηρίζει ότι λόγω της μαζικής τάσης των επενδυτών να παρακολουθούν τις τάσεις της αγοράς και να προσπαθούν να δημιουργήσουν κέρδος σε πολύ μικρά χρονικά διαστήματα, οι επενδυτές αγοράζουν και πουλάνε τις μετοχές με τις καλύτερες αποδόσεις το τελευταίο χρονικό διάστημα. Αυτό οδηγεί σε παραμόρφωση των τιμών των μετοχών και σε μη αποτελεσματικότητα της αγοράς. Έτσι οι τρέχουσες τιμές δεν απεικονίζουν πλέον όλη την διαθέσιμη πληροφόρηση. Αντίθετα, οι τιμές χειραγωγούνται από κερδοσκόπους.

Οι δε υποστηρικτές επιχειρηματολογούν με το σκεπτικό ότι κάποιες μικρές αναποτελεσματικότητες της αγοράς είναι αναγκαίες προκειμένου να υπάρξει αποτελεσματικότητα της αγοράς. Ο Fama υποστηρίζει ότι η αποτελεσματική αγορά διορθώνει τον εαυτό της. Αν οι αγορές ήταν αυτόματα αποτελεσματικές, οι επενδυτές δεν θα έψαχναν για στοιχεία αναποτελεσματικότητας και έτσι οι αγορές θα γίνοντουσαν σταδιακά αναποτελεσματικές. Έτσι μπορεί να εμφανίζονται κατά τακτά χρονικά διαστήματα μετοχές υπερτιμημένες ή υποτιμημένες που γίνονται αμέσως αντικείμενο συναλλαγών και η αναποτελεσματικότητα εξαφανίζεται. Αυτό βέβαια οριοθετείται στα όρια ενός πλαισίου που τα λάθη τιμολόγησης θα είναι αμερόληπτα (οι διακυμάνσεις

των τιμών να είναι τυχαίες). Επιπροσθέτως, η υπόθεση της αποτελεσματικής αγοράς δηλώνει ότι ένας επενδυτής με καλύτερες αποδόσεις από την αγορά δεν είναι ικανός αλλά τυχερός. Οι υποστηρικτές της άποψης αυτής βασίζονται στους νόμους των πιθανοτήτων: σε κάθε χρονική στιγμή θα υπάρχουν επενδυτές που πετυχαίνουν καλύτερη απόδοση από την αγορά, επενδυτές που πετυχαίνουν χειρότερη απόδοση από την αγορά και επενδυτές που κινούνται στον μέσο όρο.

Σημαντικοί παράμετροι που οδηγούν σε μια αποτελεσματική αγορά είναι:

- α. ο μεγάλος αριθμός καλά πληροφορημένων επενδυτών που έχουν ως στόχο τη μεγιστοποίηση της αξίας του χαρτοφυλακίου τους
- β. ο σημαντικός αριθμός αναλυτών με γνώσεις και ειδική πληροφόρηση για τις προοπτικές των εταιριών
- γ. αποφάσεις για συναλλαγές που να στηρίζονται στις συμβουλές των αναλυτών
- δ. δεν υπάρχουν κόστη συναλλαγών στην αγοραπωλησία αξιόγραφων
- ε. όλη η διαθέσιμη πληροφόρηση είναι χωρίς κόστος διαθέσιμη στους συμμετέχοντες στην αγορά
- στ. όλοι συμφωνούν στις επιπτώσεις της τρέχουσας πληροφόρησης στην τρέχουσα τιμή και στις κατανομές των μελλουσών τιμών των αξιόγραφων.
- η. η επενδυτική στρατηγική που θα βρῖσκει τις ανωμαλίες της αγοράς θα μπορεί να αντιγραφεί γρήγορα για να διορθώσει τις κατά καιρούς αναποτελεσματικότητες

Υπάρχουν τρία είδη αποτελεσματικότητας της αγοράς. Η αποτελεσματικότητα αδύναμης μορφής που υποδηλώνει ότι όλες οι παλαιές τιμές της μετοχής και οι λοιπές πληροφορίες του παρελθόντος περιλαμβάνονται στην τρέχουσα τιμή. Η αποτελεσματικότητα ημι-ισχυρής μορφής που σημαίνει ότι όλη η διαθέσιμη στο κοινό πληροφόρηση περιλαμβάνεται στις τιμές των μετοχών. Η αποτελεσματικότητα ισχυρής μορφής που υποδηλώνει ότι όλη η υπάρχουσα πληροφόρηση απεικονίζεται στις τιμές των μετοχών.

Υπάρχει μεγάλος αριθμός τρόπων με τους οποίους μπορεί να ελεγχθεί η αποτελεσματικότητα μιας αγοράς. Το ποια μέθοδος θα χρησιμοποιηθεί εξαρτάται από το είδος της επενδυτικής στρατηγικής (τη στρατηγική που θα ακολουθήσει ένας επενδυτής προκειμένου να καταφέρει να «κερδίσει» την αγορά) που θα ελεγχθεί. Οι πιο συχνά χρησιμοποιούμενες μέθοδοι είναι η μελέτη γεγονότος, η μελέτη χαρτοφυλακίου και η διεξαγωγή παλινδρόμησης.

Μια στρατηγική που οδηγεί σε συναλλαγές μετά από ανακοινώσεις νέων πληροφοριών (split μετοχών, ανακοινώσεις συγχωνεύσεων, δημοσιεύσεις κερδών κλπ.) είναι πιθανότερο να ελεγχθεί με μελέτη γεγονότος (event study), όπου οι αποδόσεις γύρω από την ημερομηνία του γεγονότος διερευνούνται για επιπλέον αποδόσεις. Μια στρατηγική που βασίζεται σε μετρήσιμα χαρακτηριστικά μιας εταιρίας (δείκτες P/E, P/BV, μερισματική απόδοση κλπ..) είναι πιο λογικό να ελεγχθεί με μελέτη χαρτοφυλακίου (portfolio study), όπου χαρτοφυλάκια με μετοχές που έχουν αυτά τα χαρακτηριστικά δημιουργούνται και παρακολουθούνται σε μήκος χρόνου για να ανακαλυφθεί αν πράγματι έχουν επιπλέον αποδόσεις. Ένας εναλλακτικός τρόπος για να ελεγχθεί αν υπάρχει σχέση μεταξύ ενός μετρήσιμου χαρακτηριστικού και των αποδόσεων είναι ο υπολογισμός της παλινδρόμησης των αποδόσεων επί του χαρακτηριστικού αυτού. Αυτή η προσέγγιση προσφέρει μεγαλύτερη ευελιξία αν κανείς ψάχνει για αλληλεπίδραση μεταξύ των μεταβλητών.

Οι έλεγχοι που αφορούν την ασθενή μορφή, ασχολούνται με το κατά πόσο η χρήση των παρελθουσών τιμών μπορούν να προβλέψουν τις μελλοντικές τιμές. Αναζητούνται ουσιαστικά μη τυχαία patterns τα οποία μπορούν να βοηθήσουν στην αποκόμιση υπερκερδών. Οι έλεγχοι για ασθενή μορφή έχουν τη βάση τους στη θεωρία του τυχαίου περιπάτου (random walk theory). Η ονομασία αυτή προέρχεται από μια σειρά ερευνών στην αγορά, που έδειξαν ότι η αλληλουχία των μεταβολών των τιμών είναι αποτελούμενη από αθροιστικά τυχαία νούμερα. Έλεγχοι από τους Kendal, Alexander και Roberts έδειξαν ότι τα patterns των τιμών των μετοχών ακολουθούν ένα τυχαίο περίπατο, και οι μεταβολές τους είναι ανεξάρτητες από προηγούμενες μετακινήσεις. Οι τιμές επομένως ανταποκρίνονται μόνο σε νέα πληροφόρηση, η οποία μπορεί να είναι είτε καλή είτε άσχημη, άρα η κίνησή τους είναι απρόβλεπτη. Έλεγχοι, για το κατά πόσο η χρήση κάποιων κανόνων στην επενδυτική συμπεριφορά με τους οποίους μπορεί να εξαχθούν πιθανά συστηματικά patterns στις μεταβολές των τιμών, από τους Alexander, Fama και Blume έδειξαν ότι οι επενδυτές μπορούν να κερδίσουν υπερκέρδη χρησιμοποιώντας ορισμένες τεχνικές (filter rules). Επίσης κάποιες έρευνες έχουν δείξει πως ορισμένες μετοχές αποδίδουν καλύτερα τον Ιανουάριο (January effect) και κάποιες άλλες συμπεραίνουν πως υπάρχει το weekend effect και το holiday effect.

Οι έλεγχοι για την ημι - ισχυρή μορφή αποτελεσματικότητας ελέγχουν κατά πόσο οι τιμές των χροεογράφων αντικατοπτρίζουν πλήρως όλη τη δημοσιευμένη πληροφόρηση που έχει να κάνει με τις αντίστοιχες εταιρίες. Αυτή η μορφή αποτελεσματικότητας

ασχολείται με δύο πλευρές της αντίδρασης της αγοράς σε νέα πληροφόρηση, την ταχύτητα και την ακρίβεια της προσαρμογής: η αντίδραση δεν πρέπει να είναι γρήγορη μόνο, πρέπει να είναι και προς τη σωστή κατεύθυνση.

Οι έλεγχοι για την ισχυρή μορφή αποτελεσματικότητας αναζητούν κατά πόσο όλη η διαθέσιμη πληροφόρηση αντανακλάται πλήρως στις τιμές των μετοχών, με την έννοια ότι κανένα άτομο δεν έχει υψηλότερες αναμενόμενες αποδόσεις λόγω ιδιαίτερης πρόσβασης στη νέα πληροφόρηση.

Ενδεικτική αρθρογραφία για την αποτελεσματικότητα της αγοράς αποτελούν τα παρακάτω άρθρα: Fama (1970, 1991), Jensen (1978), Loyd Davies Qand Canes (1978), Patel and Wolfson (1984), Senning and Starks (1985), Stickel (1985), Barclay and Litzenbeger (1988) Callahan (1989), Ball and Kothari (1989), Ready (1991), Me Goun (1992), Blume and Seigel (1992), Lee and Frankfurter (1995), Womack (1996), Womack (1996), Dimson and Mussavian (1998), Frankfurter and McGoun (1999), Elis (2000), Bessembder (2001), Barber (2001), Battalio (2001), Busse A. Jeffrey and Green T. Glifton (2002)

Ενδεικτική αρθρογραφία για τις διάφορες μεθοδολογίες ελέγχου της αποτελεσματικότητας της αγοράς αποτελούν τα παρακάτω άρθρα: Keim and Stumbaugh (1986), Campell and Shiller (1987, 1988, 1989), Fama and French (1988a, b), Bulkey and Tonks (1989), MacDonald and Power (1991), Miles (1993), Clare (1994), Keith Guthbertson, Simon Hages, Dirk Nitzche (1997), Kwong C. Cheung and Adrew Courts (2001)

2.3 Η Θεωρία χαρτοφυλακίου

Αν η αγορά είναι αποτελεσματική, οι τιμές των μετοχών πρέπει να κατευθύνονται γρήγορα και έγκαιρα από κάθε διαθέσιμη πληροφορία σε συνδυασμό με τις δυνάμεις προσφοράς και ζήτησης των μετοχών. Επιπλέον, η αναμενόμενη απόδοση των μετοχών θα είναι μια θετική συνάρτηση του κινδύνου που αυτές εμπεριέχουν. Αυτή η συνέπεια της υπόθεσης της αποτελεσματικότητας της αγοράς είναι το θεμέλιο στο οποίο βασίστηκε το υπόδειγμα αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων (CAPM).

Το CAPM αποτέλεσε το υπόδειγμα που χρησιμοποιήθηκε για να προβλεφθούν οι αποδόσεις που θα είχε η αγορά δεδομένου ότι αυτή θα ήταν αποτελεσματική. Ο υπολογισμός της αναμενόμενης απόδοσης είναι σημαντικός για πολλές χρηματοοικονομικές - επενδυτικές αποφάσεις όπως για παράδειγμα ο υπολογισμός του κόστους κεφαλαίου που σχετίζεται άμεσα με την κεφαλαιακή διάρθρωση μιας επιχείρησης. Πρόσφατες έρευνες των Bruner Fades, Hams και Higgins (1998) και Graham, Harvey (2001) συμπεραίνουν ότι το CAPM είναι το πιο προσιτό υπόδειγμα για τον υπολογισμό των αναμενόμενων αποδόσεων. Ωστόσο, πολλές είναι οι έρευνες που προσπάθησαν και προσπαθούν να ελέγξουν την ισχύ του CAPM, την ισχύ της αποτελεσματικότητας της αγοράς ή ακόμα και την ισχύ και των δύο αφού ουσιαστικά το ένα βασίζεται στο άλλο. (Εδώ τίθεται βέβαια και ο προβληματισμός, αν οι έρευνες φαίνεται να καταλήγουν σε ένα άλλο μοντέλο εκτός του CAPM, το οποίο μάλιστα μοντέλο προέκυψε σαν αφετηρία μιας επενδυτικής στρατηγικής που «κέρδισε» την αγορά κατά το παρελθόν, τότε αυτό σημαίνει πως αυτό το μοντέλο αποδεικνύει την αναποτελεσματικότητα της αγοράς ή πως είναι ένα μοντέλο που πρέπει να αντικαταστήσει το CAPM γιατί ενδεχομένως να «εγκλωβίζει» καλύτερα τον κίνδυνο μιας μετοχής;)

Πριν γίνει αναφορά στο CAPM, κρίνεται απαραίτητο να γίνουν κάποια εισαγωγικά σχόλια σχετικά με την αναμενόμενη απόδοση και τον κίνδυνο των μετοχών καθώς και της θεωρίας χαρτοφυλακίου του Markovitz (1959) αφού αυτά αποτελούν τη βάση για την ανάπτυξη του CAPM.

Η αναμενόμενη απόδοση αποτελείται από το μέσο όρο όλων των πιθανών αποδόσεων που μπορούν να πραγματοποιηθούν. Οι πιθανές αυτές αποδόσεις εξαρτώνται από τις πληροφορίες που υπάρχουν για την γενικότερη πορεία της οικονομίας, την πορεία του κλάδου στον οποίο ανήκει η εταιρεία και τις οικονομικές προοπτικές της εταιρείας. Αφού υπάρχουν περισσότερες από μία δυνατές αποδόσεις θα πρέπει να προσδιοριστεί η απόκλιση όλων των δυνατών αποδόσεων από την αναμενόμενη απόδοση. Αυτή η απόκλιση που εκφράζεται με τη διακύμανση ή την τυπική απόκλιση είναι ο κίνδυνος. Ο κίνδυνος είναι συνέπεια του γεγονότος ότι δεν μπορεί να εκτιμηθεί με ακρίβεια η μελλοντική κατάσταση της οικονομίας, του κλάδου και της εταιρείας. Η αναμενόμενη απόδοση και ο κίνδυνος είναι τα δύο μέτρα που μπορούν να χρησιμοποιηθούν για την αξιολόγηση των μετοχών. Στην περίπτωση που κάποιος επενδυτής δημιουργήσει ένα χαρτοφυλάκιο με περισσότερες από μία μετοχές τότε η

αναμενόμενη απόδοση του χαρτοφυλακίου θα είναι ο σταθμικός μέσος όρος των αναμενόμενων αποδόσεων από τις επιμέρους μετοχές και ο κίνδυνος του χαρτοφυλακίου θα εξαρτηθεί από τους επιμέρους κινδύνους των μετοχών αλλά και από την αλληλεπίδραση του κινδύνου του χαρτοφυλακίου (αυτή η αλληλεπίδραση εκφράζεται από τη συνδιακύμανση ή συντελεστή αυτοσυσχέτισης των αποδόσεων των μετοχών). Αυτό το γεγονός είναι και ο πυρήνας της θεωρίας του χαρτοφυλακίου. Δηλαδή, εφ' όσον ο κίνδυνος ενός χαρτοφυλακίου δεν ισούται απλά με τον σταθμικό μέσο όρο των επιμέρους κινδύνων αλλά και από την συνδιακύμανση των αποδόσεων των μετοχών, τότε η αναμενόμενη απόδοση ανά μονάδα κινδύνου για το χαρτοφυλάκιο θα είναι μεγαλύτερη από την αναμενόμενη απόδοση ανά μονάδα κινδύνου για κάθε μετοχή ξεχωριστά. Στην χειρότερη περίπτωση μπορεί να είναι ίδια (αν η συνδιακύμανση των αποδόσεων των μετοχών είναι ίση με τη μονάδα και όχι μικρότερη). Με άλλα λόγια, το πλεονέκτημα της δημιουργίας ενός χαρτοφυλακίου προκύπτει από την διαφοροποίηση του κινδύνου εξ' αιτίας της ύπαρξης πολλών μετοχών και μάλιστα όσο πιο μικρός είναι ο συντελεστής συσχέτισης ή η συνδιακύμανση, τόσο μεγαλύτερο θα είναι το όφελος από την διαφοροποίηση. Παρ' όλα αυτά, δεν θα μπορεί να εξαλειφθεί όλος ο κίνδυνος του χαρτοφυλακίου αλλά ένα μέρος του. Το μέρος του κινδύνου που δεν θα εξαλείφει είναι ο συστηματικός κίνδυνος (ή κίνδυνος της αγοράς όταν το χαρτοφυλάκιο είναι το χαρτοφυλάκιο της αγοράς) και για αυτόν τον κίνδυνο θα αποζημιώνεται ο επενδυτής.

Έστω, ότι ένας επενδυτής θέλει να δημιουργήσει ένα χαρτοφυλάκιο με όλες τις μετοχές της αγοράς προκειμένου να πετύχει τη μεγαλύτερη αναμενόμενη απόδοση σε σχέση με το μικρότερο κίνδυνο, δηλαδή να δημιουργήσει το πιο αποδοτικό χαρτοφυλάκιο. Αυτό το χαρτοφυλάκιο ονομάζεται χαρτοφυλάκιο της αγοράς και είναι το ίδιο για όλους τους επενδυτές. Η διαφορά ανάμεσα στους επενδυτές είναι το πόσο περισσότερο ή λιγότερο κίνδυνο είναι διατεθειμένοι να αναλάβουν με τις αντίστοιχες συνέπειες για αναμενόμενη απόδοση. (Η αναμενόμενη απόδοση είναι θετική συνάρτηση του κινδύνου.) Αν θέλουν να αναλάβουν λιγότερο κίνδυνο θα επενδύσουν ένα ποσοστό των χρημάτων τους στο χαρτοφυλάκιο της αγοράς και ένα άλλο σε αξιόγραφα μηδενικού κινδύνου, όπως για παράδειγμα σε κρατικά ομόλογα ή έντοκα γραμμάτια δημοσίου. Αν θέλουν να αναλάβουν τον κίνδυνο που αντιστοιχεί στο χαρτοφυλάκιο της αγοράς θα επενδύσουν όλα τα χρήματα στο χαρτοφυλάκιο της αγοράς. Αν θέλουν να αναλάβουν περισσότερο κίνδυνο, θα δανειστούν και θα τοποθετήσουν και τα δανεικά χρήματα στο χαρτοφυλάκιο της αγοράς.

Πιο πριν αναφέρθηκε ότι ο επενδυτής που θα κατέχει το χαρτοφυλάκιο της αγοράς θα αποζημιωθεί για τον συστηματικό κίνδυνο, δηλαδή το μέρος του κινδύνου που δεν μπορεί να εξαλειφθεί εξ' αιτίας της διαφοροποίησης του χαρτοφυλακίου σε όλες τις μετοχές της αγοράς. Ο συστηματικός κίνδυνος οφείλεται σε παράγοντες που επηρεάζουν σε κάποιο βαθμό όλες τις μετοχές, όπως για παράδειγμα η πολιτική κατάσταση μιας χώρας, ο πληθωρισμός, η νομισματική πολιτική, η φορολογική πολιτική κ.α. Το θέμα όμως είναι πως θα υπολογισθεί ο συστηματικός κίνδυνος.

2.4 Το υπόδειγμα αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων (CAPM)

Οι Sharpe (1964), Litner (1965) και Mossin (1966), στηριζόμενοι στη θεωρία χαρτοφυλακίου του Markovitz, ανέπτυξαν το υπόδειγμα αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων (CAPM). Το CAPM υποθέτει ότι οι επενδυτές χρησιμοποιούν τη λογική της θεωρίας χαρτοφυλακίου και ότι υπάρχει και ένα αξιόγραφο μηδενικού κινδύνου (risk free). Οι επενδυτές επιλέγουν χαρτοφυλάκια που συνδυάζουν το αξιόγραφο μηδενικού κινδύνου και του χαρτοφυλακίου που έχει κίνδυνο. Πιο γενικευμένα, οι επενδυτές επιλέγουν το χαρτοφυλάκιο της αγοράς και τον τίτλο μηδενικού κινδύνου και άρα, όπως αναφέρθηκε και πριν, οι επενδυτές αποζημιώνονται μόνο για τον κίνδυνο του χαρτοφυλακίου της αγοράς, τον συστηματικό κίνδυνο. Αντικειμενικός σκοπός του CAPM είναι να προσδιορίσει τη σχέση μεταξύ κινδύνου και απαιτούμενων αποδόσεων από επενδύσεις, όταν οι επενδύσεις αυτές συμμετέχουν σε ικανοποιητικά διαφοροποιημένα χαρτοφυλάκια.

Το CAPM βασίζεται συνολικά σε δώδεκα υποθέσεις. Οι πρώτες τέσσερις είναι οι υποθέσεις της θεωρίας χαρτοφυλακίου, πάνω στην οποία στηρίζεται και το υπόδειγμα αυτό και οι επόμενες οχτώ είναι επιπρόσθετες υποθέσεις του CAPM. Έτσι, οι τέσσερις υποθέσεις της θεωρίας χαρτοφυλακίου είναι οι εξής:

1. Η προσδοκώμενη απόδοση μιας επένδυσης είναι ο αριθμητικός μέσος της κατανομής πιθανότητας των προβλεπόμενων μελλοντικών αποδόσεων στη διάρκεια ορισμένης χρονικής περιόδου.
2. Ο κίνδυνος μιας επένδυσης οφείλεται στη διασπορά των προβλεπόμενων αποδόσεών της.

3. Οι επιλογές των επενδυτών στηρίζονται στην αναμενόμενη απόδοση και τον κίνδυνο των εξεταζόμενων επενδύσεων.
4. Σε δεδομένο επίπεδο κινδύνου, οι επενδυτές προτιμούν τις επενδύσεις με τις υψηλότερες προσδοκώμενες αποδόσεις ή σε δεδομένο επίπεδο προσδοκώμενης απόδοσης, οι επενδυτές προτιμούν επενδύσεις με το χαμηλότερο κίνδυνο (Αρτίκης, 2002).

Οι υπόλοιπες οχτώ υποθέσεις του CAPM είναι οι εξής:

1. Οι επενδυτές επιχειρούν να μεγιστοποιήσουν τη χρησιμότητα τους (ορθολογικοί) και θα επιλέξουν μεταξύ χαρτοφυλακίων, με κριτήρια τον κίνδυνο και την αναμενόμενη απόδοση.
2. Όλοι οι επενδυτές μπορούν να δανείζουν και να δανείζονται, χωρίς περιορισμούς, κεφάλαια στο επιτόκιο χωρίς κίνδυνο της αγοράς (r_f).
3. Όλοι οι επενδυτές έχουν τις ίδιες εκτιμήσεις για τις αναμενόμενες αποδόσεις, διακυμάνσεις και συνδιακυμάνσεις μεταξύ των αποδόσεων των μετοχών. Άρα υπάρχει ομοιογένεια στις προσδοκίες τους.
4. Δεν υπάρχει κόστος συναλλαγών, τα χρεόγραφα είναι πλήρως και άμεσα ρευστοποιήσιμα και τα περιουσιακά στοιχεία είναι πλήρως διαιρετά.
5. Δεν υπάρχει φορολογία.
6. Οι τιμές δίνονται εξωγενώς σε όλους και κανείς ατομικά ή σε ομάδες δεν μπορεί να τις επηρεάσει.
7. Οι ποσότητες των περιουσιακών στοιχείων είναι προσδιορισμένες.
8. Ο πληθωρισμός θεωρείται μηδενικός, τα επιτόκια και οι κεφαλαιαγορές βρίσκονται σε ισορροπία.

Επειδή οι υποθέσεις του υποδείγματος δεν ανταποκρίνονται και τόσο πολύ στην πραγματικότητα των σύγχρονων αγορών κεφαλαίου, το CAPM έχει κατακριθεί έντονα κατά καιρούς.

Ο κίνδυνος ενός χαρτοφυλακίου εξαρτάται από τον κίνδυνο που προστίθεται κάθε φορά όταν μία επιπλέον μετοχή μπαίνει στο χαρτοφυλάκιο. Η κάθε επιπλέον μετοχή μπορεί από τη μία να συντελεί στη διαφοροποίηση του χαρτοφυλακίου (με αποτέλεσμα τη μείωση ή ακόμα και την εξάλειψη του μη συστηματικού κινδύνου, του κινδύνου δηλαδή που οφείλεται σε παράγοντες που δεν επηρεάζουν με τον ίδιο βαθμό κάθε μετοχή) αλλά από την άλλη μπορεί να προσθέτει συστηματικό κίνδυνο ανάλογα με το

αν η απόδοση της μετοχής κινείται προς την ίδια κατεύθυνση με τις αποδόσεις των υπόλοιπων μετοχών στο χαρτοφυλάκιο. Αν κινείται προς την ίδια κατεύθυνση τότε αυξάνεται ο συστηματικός κίνδυνος αφού αυτή η μετοχή έχει πολύ συστηματικό κίνδυνο, αν κινείται ανεξάρτητα των αποδόσεων των υπόλοιπων μετοχών του χαρτοφυλακίου τότε μειώνεται ο κίνδυνος αφού αυτή η μετοχή έχει περισσότερο μη συστηματικό κίνδυνο που μπορεί να διαφοροποιηθεί.

Στατιστικά, αυτός ο προστιθέμενος κίνδυνος υπολογίζεται με την συνδιακύμανση της μετοχής με το χαρτοφυλάκιο αγοράς. Η συνδιακύμανση είναι ποσοστιαία αξία και έτσι δεν δίνει καλή εικόνα του σχετικού κινδύνου μιας μετοχής. Για αυτό το λόγο το CAPM χρησιμοποιεί ένα άλλο μέτρο του κινδύνου με βάση τη συνδιακύμανση.

Πρόκειται για το Βήτα της επένδυσης:

Βήτα επένδυσης = Συνδιακύμανση επένδυσης με το Χαρτοφυλάκιο Αγοράς /
Διακύμανση του Χαρτοφυλακίου Αγοράς

Δεδομένου, λοιπόν, ότι οι επενδυτές που κρατούν καλά διαφοροποιημένα χαρτοφυλάκια είναι εκτεθειμένοι μόνο στο συστηματικό κίνδυνο, βάσει του υποδείγματος αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων, ο κίνδυνος β , για τον οποίο ανταμείβονται με μεγαλύτερες αναμενόμενες αποδόσεις, είναι ο συστηματικός κίνδυνος. Το β ενός χαρτοφυλακίου είναι, συνεπώς, ο σταθμικός μέσος όρος των β όλων των μετοχών που το αποτελούν. Σε ένα καλά διαφοροποιημένο χαρτοφυλάκιο ο μη συστηματικός κίνδυνος εξαλείφεται και το β αποτελεί τη μόνη αναφορά για τον κίνδυνο του χαρτοφυλακίου.

Ο κίνδυνος, συνεπώς, μιας μετοχής είναι συνάρτηση του συντελεστή β . Το β του χαρτοφυλακίου της αγοράς είναι, προφανώς, ίσο με τη μονάδα, εφόσον η διακύμανση της απόδοσης του με τον εαυτό του είναι ίση με τη διακύμανση της απόδοσης του.

Προφανώς, επίσης, το β του στοιχείου χωρίς κίνδυνο είναι ίσο με μηδέν.

Με βάση τα παραπάνω, σύμφωνα με το CAPM ο υπολογισμός της αναμενόμενης απόδοσης μιας επένδυσης δίνεται από τον τύπο:

$$R_j = R_f + \beta_j * (R_m - R_f)$$

όπου: R_j = Αναμενόμενη απόδοση επένδυσης/μετοχής ή χαρτοφυλακίου

R_f = Απόδοση της άνευ κινδύνου επένδυσης

β_j = Βήτα της επένδυσης ή του χαρτοφυλακίου

R_m = Αναμενόμενη απόδοση του χαρτοφυλακίου αγοράς (Harrington, 1987).

Η ισότητα του CAPM υποδηλώνει ότι η αναμενόμενη απόδοση οποιουδήποτε τίτλου με κίνδυνο είναι γραμμική συνάρτηση της τάσης του να συνδιακυμαίνεται με το χαρτοφυλάκιο της αγοράς. Έτσι αν το CAPM είναι μια ακριβής περιγραφή του τρόπου με τον οποίο τιμολογούνται τα περιουσιακά στοιχεία, αυτή η θετική γραμμική σχέση θα πρέπει να παρατηρηθεί όταν οι μέσες αποδόσεις χαρτοφυλακίου και οι μέσες αποδόσεις της μετοχής συγκρίνονται με τα beta των χαρτοφυλακίων. Σύμφωνα με το CAPM, καμία άλλη μεταβλητή εκτός της beta δεν θα μπορεί να εξηγήσει τις διαφορές στις μέσες αποδόσεις.

Σύμφωνα με την εκδοχή που έδωσε ο Black (1972), η διαστρωματική σχέση ανάμεσα στην αναμενόμενη απόδοση και τον κίνδυνο δίνεται από τη σχέση:

$$E(R_i) = \gamma_0 + \gamma_1 \beta_i$$

Μόνιμες αποκλίσεις από αυτή τη θετική γραμμικότητα θα δηλώνουν παραβίαση του CAPM.

Παρ' όλες τις μη ρεαλιστικές υποθέσεις του υποδείγματος, οι περισσότεροι αναλυτές χρησιμοποιούν το CAPM λόγω της απλότητας και της εύκολης χρήσης του. Όμως, όλο και περισσότερες εμπειρικές έρευνες το αμφισβητούν και μάλιστα προτείνουν νέα μοντέλα αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων.

- Η περίοδος υποστήριξης του CAPM είχε κύριους υποστηρικτές τους Black, Jensen, Scholes (1972) και Fama and MacBeth (1973).

Οι Black, Jensen, Scholes (1972) χρησιμοποίησαν δεδομένα από το Χρηματιστήριο της Νέας Υόρκης με τις μηνιαίες αποδόσεις μετοχών για την περίοδο Ιανουάριος 1926-Ιούνιος 1968 προκειμένου να αποδείξουν την ισχύ του CAPM.

Οι Fama and MacBeth (1973) χρησιμοποίησαν κάποιους ελέγχους που δεν περιορίζονταν από εμπόδια που είχαν αντιμετωπίσει προηγούμενες έρευνες (για παράδειγμα ομαδοποίησαν δεδομένα με σκοπό να αποφύγουν λάθη εξ' αιτίας μεροληψιών στη μέτρηση διάφορων στοιχείων του δείγματος (measurement error

bias)). Η εμπειρική έρευνα τους διεξήχθη με στοιχεία του Χρηματιστηρίου Αξιών της Νέας Υόρκης της περιόδου Ιανουάριος 1926- Μάρτιος 1966

- Στη συνέχεια ακολούθησε η περίοδος αμφισβήτησης του CAPM με κύριους εκπροσώπους τους Roll (1977), Levy (1978) και Lakonishok and Shapiro (1986).

Ο Roll (1977) υποστήριξε πως αν ισχύει το CAPM τότε θα πρέπει να ισχύει και ότι το χαρτοφυλάκιο της αγοράς θα είναι αποτελεσματικό όσον αφορά τη σχέση απόδοσης - κινδύνου (mean-variance efficiency of the market portfolio). Αυτό προκύπτει από τη χρήση των μαθηματικών και καμία προϋπόθεση δεν είναι αναγκαία. Συνεπώς, εκεί που πρέπει να επικεντρωθεί η έρευνα είναι στο εάν το χαρτοφυλάκιο της αγοράς είναι αποτελεσματικό όσον αφορά τη σχέση απόδοσης – κινδύνου (mean-variance efficient). Το χαρτοφυλάκιο της αγοράς θα πρέπει να περιλαμβάνει όλες τις πιθανές επενδυτικές ευκαιρίες αλλά είναι αδύνατον να παρατηρηθούν οι αποδόσεις όλων αυτών των πιθανών επενδυτικών ευκαιριών και επομένως δεν μπορεί να ελεγχθεί αν το χαρτοφυλάκιο της αγοράς είναι αποτελεσματικό όσον αφορά την σχέση απόδοσης - διακύμανσης. Συμπερασματικά, δεν μπορεί να ελεγχθεί το CAPM.

Ο Levy (1978) υποστήριξε ότι δύο βασικές ιδιότητες που σχετίζονται με το CAPM δεν ισχύουν στην πραγματικότητα. Πρόκειται για το 1) ότι όλοι οι επενδυτές δημιουργούν ένα χαρτοφυλάκιο που περιέχει όλα τα επικίνδυνα αξιόγραφα που υπάρχουν στην αγορά και 2) ότι όλοι οι επενδυτές έχουν στο χαρτοφυλάκιο τους τα επικίνδυνα αξιόγραφα στις ίδιες αναλογίες. Για να αποδείξει ότι δεν ισχύουν αυτές οι ιδιότητες επικαλείται έρευνες των Blume, Crockett και Friend (1971) και ισχυρίζεται πως οι επενδυτές κατέχουν χαρτοφυλάκια με μικρό αριθμό μετοχών. Επίσης πέραν αυτού του ισχυρισμού για την αμφισβήτηση του CAPM, διεξάγει εμπειρική έρευνα και καταλήγει στο συμπέρασμα πως το CAPM δεν ισχύει, χρησιμοποιώντας στοιχεία από το χρηματιστήριο της Νέας Υόρκης για την περίοδο 1948-1968. Μάλιστα προτείνει ένα πιο γενικευμένο μοντέλο παραπλήσιο του CAPM, το GCAPM για να καταφέρει να γεφυρώσει τις όποιες διαφορές του θεωρητικού πλαισίου του CAPM με τα εμπειρικά αποτελέσματα. Το GCAPM προκύπτει από τη λογική ότι οι επενδυτές κρατούν αρκετά λιγότερα επικίνδυνα αξιόγραφα από αυτά που υπάρχουν στην αγορά.

Οι Lakonishok και Shapiro (1985), χρησιμοποιώντας δεδομένα από το Χρηματιστήριο Αξιών της Νέας Υόρκης, διεξήγαγαν έρευνα για τη περίοδο 1962-1981. Τα αποτελέσματα της έρευνας τους κατέληξαν στο συμπέρασμα πως οι αποδόσεις των

μετοχών δεν μπορούν να εξηγηθούν από τα betas των μετοχών αλλά και από κανένα άλλο μέτρο κινδύνου (όπως για παράδειγμα η διακύμανση). Μάλιστα, επηρεαζόμενοι από τις τότε πρόσφατες έρευνες των Banz (1981) και Reinganum (1981) για το εάν το μέγεθος μιας εταιρείας μπορεί να έχει επεξηγηματικό ρόλο στις αποδόσεις των μετοχών, κατέληξαν στο συμπέρασμα πως το μέγεθος της εταιρείας φαίνεται να επηρεάζει τις αποδόσεις των μετοχών. Βέβαια, εάν δεν συμπεριληφθεί το φαινόμενο του Ιανουαρίου (January effect), το μέγεθος της εταιρείας φαίνεται να χάνει τη στατιστική σημαντικότητά του.

- Επίσης, αρκετές είναι οι εμπειρικές έρευνες που προτείνουν νέα μοντέλα αποτίμησης. Αφού το CAPM άρχισε να χάνει την αξιοπιστία του μπροστά στα συμπεράσματα όλο και περισσότερων εμπειρικών ερευνών, νέα μοντέλα προσπαθούσαν να το αντικαταστήσουν. Αυτά τα νέα μοντέλα χρησιμοποιούσαν επεξηγηματικές μεταβλητές που θα μπορούσαν να ερμηνεύσουν τη διασπρωματικότητα των αποδόσεων των μετοχών. Οι μεθοδολογίες που χρησιμοποιήθηκαν από τις εμπειρικές έρευνες, με σκοπό να καταλήξουν σε νέα μοντέλα που θα μπορούσαν να ερμηνεύσουν τις αποδόσεις των μετοχών, βασίζονταν κυρίως στις διασπρωματικές παλινδρομήσεις των Fama and MacBeth (cross-sectional regressions) αλλά και σε παλινδρομήσεις που βασίζονταν στη γενικευμένη μέθοδο ροπών (generalized method of moments) ή στις φαινομενικά ασυσχέτιστες παλινδρομήσεις (seemingly unrelated regressions).

Παρακάτω γίνεται ανασκόπηση της αρθρογραφίας με τρόπο που βασίζεται στις πιο σημαντικές μεταβλητές, για τις οποίες οι εμπειρικές έρευνες συμπέραναν ότι έχουν σημαντική προβλεπτική ικανότητα για τις αποδόσεις των μετοχών. Επειδή, το θέμα της διπλωματικής εργασίας «Η επίδραση της απόδοσης των ιδίων κεφαλαίων και του δείκτη λογιστικής προς τρέχουσας αξίας στις αποδόσεις των μετοχών» εστιάζεται στον δείκτη λογιστικής προς τρέχουσας αξίας και στο δείκτη απόδοσης ιδίων κεφαλαίων κρίνεται σκόπιμο να γίνει εκτενέστερη ανάλυση γι' αυτούς τους δείκτες. Δεδομένου ότι συστατικό του δείκτη BV/MV είναι η τρέχουσα αξία ιδίων κεφαλαίων (MV), θα δοθεί ιδιαίτερη σημασία και για αυτή τη μεταβλητή. Ουσιαστικά η έρευνα για την προβλεπτική ικανότητα ορισμένων μεταβλητών για τις αποδόσεις των μετοχών, άρχισε από την τρέχουσα αξία ιδίων κεφαλαίων και στη συνέχεια αναγνωρίστηκε ότι αν συμπεριληφθεί και η λογιστική αξία ιδίων κεφαλαίων, τότε ο δείκτης BV/MV θα έχει εξ' ίσου ή και μεγαλύτερο επεξηγηματικό ρόλο για τις αποδόσεις των μετοχών. Η μέχρι τώρα έρευνα σχετικά με την απόδοση ιδίων κεφαλαίων (ROE) και την επίδραση της στις αποδόσεις

των μετοχών δεν είναι πολύ μεγάλη. Αλλά το θεωρητικό υπόβαθρο πάνω στο οποίο βασίζεται η εισαγωγή αυτής της μεταβλητής σ' ένα μοντέλο για να προβλέψει τις αποδόσεις των μετοχών είναι το ίδιο με αυτό που βασίστηκε και η εισαγωγή του δείκτη BV/MV. Δηλαδή, η θεμελιώδης ανάλυση προσέγγιση για την εξήγηση των αποδόσεων των μετοχών. (Θα γίνει περισσότερο κατανοητό παρακάτω.)

2.5 Η επεξηγηματική δύναμη της τρέχουσας αξίας ιδίων κεφαλαίων (Market Value of equity - MV) για τις αποδόσεις των μετοχών

Πάρα πολλές εμπειρικές έρευνες έχουν εξετάσει το εάν η τρέχουσα αξία ιδίων κεφαλαίων μπορεί να εξηγήσει τις αποδόσεις των μετοχών. Η επεξηγηματική δύναμη της τρέχουσας αξίας ιδίων κεφαλαίων (size effect) αμφισβητεί το ρόλο του beta σαν τη μοναδική μεταβλητή που ερμηνεύει τις αποδόσεις των μετοχών και συνεπώς πολλοί είναι οι ερευνητές που προτείνουν την τρέχουσα αξία σαν ερμηνευτική μεταβλητή για τις αποδόσεις των μετοχών. Παρακάτω παρατίθενται περιληπτικά μερικές από τις πιο σημαντικές έρευνες που έχουν εστιάσει στο αποτέλεσμα του μεγέθους (size effect).

- Ο Banz (1981) χρησιμοποιώντας δείγμα για την περίοδο 1936-1975 από το χρηματιστήριο της Νέας Υόρκης, παρατήρησε ότι οι μικρότερες μεγέθους εταιρείες (το μέγεθος εκφράζεται με την χρηματιστηριακή αξία των ιδίων κεφαλαίων) είχαν υψηλότερες αποδόσεις σε σχέση με τις μεγαλύτερες μεγέθους εταιρείες. Γι' αυτό το λόγο συμπέρανε πως το CAPM δεν μπορεί να ερμηνεύσει τις αποδόσεις των μετοχών.

Το size effect, όπως αναφέρεται στη διεθνή αρθρογραφία, δεν έχει γραμμική συσχέτιση με τις αποδόσεις των μετοχών. Το size effect επηρεάζει κατά κύριο λόγο τις μικρές εταιρείες, ενώ μικρή είναι η διαφορά στις αποδόσεις των μετοχών μεταξύ των εταιρειών μεσαίου μεγέθους και των εταιρειών μεγάλου μεγέθους. Οι μεθοδολογίες που χρησιμοποιήθηκαν, για την έρευνα του Banz, βασίστηκαν στις παλινδρομήσεις των Fama and MacBeth (1973) αλλά και στις GLS παλινδρομήσεις (Black and Scholes(1974)) και εξήγαν τα ίδια συμπεράσματα. Η διαφορά των αποδόσεων μεταξύ μικρού μεγέθους εταιρειών και μεγάλου μεγέθους εταιρειών βρέθηκε να είναι 19,8%, σε ετήσια βάση.

Ο Banz καταλήγει στο ότι δεν μπορεί να αποδοθεί αυτό το γεγονός στο αν το μέγεθος αυτό καθ' αυτό ευθύνεται για τις αποδόσεις των μετοχών ή εάν το μέγεθος είναι το μέσο για να «πιάσει» άγνωστους παράγοντες που σχετίζονται με τις αποδόσεις των μετοχών (proxy for unknown factors).

- Ο Reinganum (1981) χρησιμοποίησε δεδομένα από το Compustat (βάση δεδομένων) και συνέλεξε τριμηνιαία κέρδη επιχειρήσεων και ημερομηνίες ανακοινώσεων από τη Wall street journal για οκτώ τρίμηνα, αρχίζοντας από το τέταρτο τρίμηνο του 1975. Η μεθοδολογία του βασίστηκε στα μοντέλα των Latane, Jones and Rieke (1974) και των Latane and Jones (1977).

Το μέγεθος των εταιρειών αλλά και ο δείκτης κέρδη ανά μετοχή προς τιμή ανά μετοχή (E/P) φαίνεται να σχετίζονται με τις αποδόσεις των μετοχών και μάλιστα το μέγεθος περισσότερο από το E/P. Αυτό το γεγονός δεν θα πρέπει να παραπέμπει σε αναποτελεσματικότητα της αγοράς (κόστη συναλλαγών και όχι καλή πληροφόρηση) γιατί οι μη κανονικές αποδόσεις επιμένουν να υπάρχουν τουλάχιστον για δυο χρόνια. Συνεπώς, η συγκεκριμένη έρευνα προτείνει ότι το CAPM δεν είναι ικανό να ερμηνεύσει τις αποδόσεις των μετοχών, αφού μάλλον αυτό το μοντέλο παραλείπει παράγοντες κινδύνου.

- Ο Roll (1980) πρότεινε ότι το size effect των μικρού μεγέθους εταιρειών μπορεί να οφείλεται στη λάθος εκτίμηση των betas των αξιογράφων. Συγκεκριμένα, ο υπολογισμός των betas με βάση ημερήσια δεδομένα υποεκτιμά τον κίνδυνο ενός χαρτοφυλακίου με μετοχές μικρού μεγέθους εταιρειών. Με αφορμή αυτή την έρευνα του Roll, ο Reinganum (1982) ερευνά τις ημερήσιες αποδόσεις δέκα χαρτοφυλακίων που έχουν σχηματιστεί με βάση το μέγεθος. Η έρευνα του συμπεραίνει ότι ο Roll μπορεί να έχει δίκιο και ο υπολογισμός των betas να μεροληπτεί υπέρ του size effect αλλά σε καμία περίπτωση δεν μπορεί να εξαλείφει το size effect.

- Οι Stoll and Whaley (1983) πρότειναν ότι οι υπερβάλλουσες αποδόσεις που προκύπτουν για τις μικρού μεγέθους εταιρείες θα ήταν ίδιες με αυτές που θα προέκυπταν από το CAPM εάν συμπεριλάβουμε σε αυτές τις υπερβάλλουσες αποδόσεις, και τα συναλλακτικά κόστη που θα πρέπει να υπάρξουν για να εισπράξει ο επενδυτής αυτές τις αποδόσεις. Επίσης υποστηρίζουν ότι για επενδυτικό χρονικό ορίζοντα ενός μηνός δεν προκύπτει καμία μη κανονική απόδοση για τις μικρές εταιρείες. Οι μη κανονικές αποδόσεις υπάρχουν για επενδυτικό χρονικό ορίζοντα

μεταξύ τριών μηνών και ενός έτους. Το δείγμα τους περιελάμβανε μετοχές από το NYSE για την περίοδο Ιανουαρίου του 1955 μέχρι Δεκεμβρίου του 1979.

- Οι Fama and French (1992) στο συγκεκριμένο άρθρο προσπάθησαν να βρουν αν τα beta, P/E, BV/MV, μόχλευση και μέγεθος έχουν επεξηγηματικό ρόλο στις αποδόσεις των μετοχών και αν κάποιες από αυτές τις μεταβλητές μπορούν να «απορροφήσουν» τον επεξηγηματικό ρόλο των άλλων μεταβλητών. Η έρευνα τους έγινε με στοιχεία των NYSE, AMEX και NASDAQ για την περίοδο 1962-1989 και περιελάμβανε όλες τις μη χρηματοοικονομικές εταιρείες, αφού οι χρηματοοικονομικές εταιρείες είχαν υψηλή μόχλευση, κάτι που σήμαινε ότι είχαν και περισσότερο κίνδυνο και θα προκαλούσαν προβλήματα στην έρευνα επειδή δεν θα είχε το ίδιο νόημα να μπουν σ' ένα δείγμα δύο ειδών εταιρείες με διαφορετικό κίνδυνο.

Τα αποτελέσματα της έρευνας τους ταυτίζονται με αυτά των Reinganum (1981) και Lakonishok and Shapiro (1986) αφού συμπεραίνουν ότι η σχέση που προτείνει το CAPM μεταξύ των betas και των αποδόσεων των μετοχών δεν υπάρχει για την υπό εξέταση περίοδο.

Η μονοπαραγοντική σχέση μεταξύ αποδόσεων των μετοχών και E/P, BV/MV, μόχλευσης και μεγέθους είναι πολύ δυνατή αλλά όταν αυτές οι μεταβλητές χρησιμοποιούνται σε πολυπαραγοντικό μοντέλο τότε το μέγεθος και ο δείκτης BV/MV έχουν τον πιο δυνατό επεξηγηματικό ρόλο και «απορροφούν» την ικανότητα των άλλων μεταβλητών για την επεξήγηση των αποδόσεων των μετοχών. Πιθανή εξήγηση για αυτό το φαινόμενο μάλλον είναι το γεγονός ότι το μέγεθος και ο δείκτης BV/MV μπορούν να «πιάσουν» τον κίνδυνο των μετοχών. Οι μετοχές που δεν έχουν καλές προοπτικές, έχουν χαμηλές τρέχουσες τιμές και υψηλό δείκτη BV/MV αλλά και μεγαλύτερες αποδόσεις μετοχών από τις μετοχές που έχουν καλές προοπτικές. (Οι Lakonishok, Shleifer and Vishny (1994), μετά από τη δημοσίευση του άρθρου των Fama and French (1992), εξήγησαν αυτό το γεγονός με το εξής σκεπτικό. Οι επενδυτές που δεν περιμένουν καλές προοπτικές από τις εταιρείες με υψηλό δείκτη BV/MV, όταν διαφεύδονται, σπεύδουν να διορθώσουν τις αποφάσεις τους γιατί τα κέρδη των εταιρειών που μέχρι πρότινος δεν είχαν καλές προοπτικές τελικά αρχίζουν να έχουν, και το αντίθετο. Αυτή η αντίδραση οδηγεί τις μετοχές με υψηλό BV/MV σε μεγαλύτερες αποδόσεις.)

Η μεθοδολογία των δύο ερευνητών (Fama and French, ο.π.) βασίστηκε σε παλινδρομήσεις των Fama and MacBeth (1973). Για να καταλήξουν στα συμπεράσματά τους, δημιούργησαν δέκα χαρτοφυλάκια με βάση το μέγεθος των εταιρειών. Στη συνέχεια, το κάθε ένα χαρτοφυλάκιο από αυτά τα δέκα χωρίστηκε σε άλλα δέκα χαρτοφυλάκια με βάση τα betas των μετοχών όπως αυτά προέκυψαν από τις παρελθούσες αποδόσεις των μετοχών (pre-ranking betas). Αυτό έγινε προκειμένου να διασφαλιστεί ότι δεν θα οδηγηθεί η έρευνα σε λάθος συμπεράσματα επειδή υπάρχει μεγάλη αυτοσυσχέτιση μεταξύ μεγέθους και beta. Μετά, αφού πλέον έχουν σχηματιστεί εκατό χαρτοφυλάκια, υπολογίζονται τα betas για κάθε χαρτοφυλάκιο αλλά τώρα με βάση τις αποδόσεις των μετοχών που υπήρξαν στο μελλοντικό διάστημα (post-ranking betas). (Πριν τα betas υπολογίστηκαν με βάση τις παρελθούσες αποδόσεις.)

Αν δεν γινόταν ο διαχωρισμός των δέκα χαρτοφυλακίων που σχηματίστηκαν με βάση το μέγεθος τότε το CAPM θα είχε ισχύ αλλά μόλις έγινε ο διαχωρισμός με βάση τα pre-ranking betas τότε το CAPM διαψεύδεται και το μέγεθος έχει επεξηγηματικό ρόλο στις αποδόσεις των μετοχών.

Σχετικά με την ικανότητα του BV/MV να ερμηνεύει τις αποδόσεις των μετοχών, κατ' αρχάς απ' την έρευνα (με τον ίδιο τρόπο που έγινε για το μέγεθος και τα betas) προκύπτει ότι ο δείκτης BV/MV απορροφά την επεξηγηματική δύναμη του P/E. Οι αποδόσεις των μετοχών από 0,30% με χαμηλό δείκτη BV/MV ανεβαίνουν στο 1,83% για τις μετοχές που έχουν τον υψηλότερο BV/MV. Επίσης, οι ερευνητές παρατήρησαν ότι μετοχές εταιρειών που είχαν αρνητικό BV (εξ' αιτίας συνεχώς αρνητικών κερδών) είχαν εξ' ίσου υψηλές αποδόσεις όπως οι μετοχές με υψηλό BV/MV. Αυτές οι μετοχές με αυτά τα χαρακτηριστικά, είναι μετοχές που υποδηλώνουν ότι οι προοπτικές των κερδών τους δεν είναι ευοίωνες. Συνεπώς, ο δείκτης BV/MV σχετίζεται με τον σχετικό κίνδυνο (relative distress). Τέλος, ο δείκτης BV/MV φαίνεται να μην απορροφά την επεξηγηματική δύναμη του μεγέθους (εκτός από την περίπτωση που θα γίνει αναφορά πιο κάτω).

Όπως είχε συμπεράνει και ο Bhandari (1988), οι Fama and French (1992) υποστηρίζουν ότι υψηλή χρηματιστηριακή μόχλευση (market leverage, δηλαδή η μόχλευση που προκύπτει από το πηλίκο των book assets/market equity) σχετίζεται με υψηλές αποδόσεις ενώ υψηλή λογιστική μόχλευση (book leverage = book assets/book equity) σχετίζεται με χαμηλές αποδόσεις. Όμως η διαφορά της χρηματιστηριακής μόχλευσης μείον τη λογιστική μόχλευση που εξηγεί τις αποδόσεις προκύπτει ότι είναι ο

δείκτης BV/MV ($\ln(BE/ME)=\ln(A/ME)-\ln(A/BE)$) και συνεπώς ο δείκτης BV/MV μπορεί να αντικαταστήσει την επεξηγηματική δύναμη της μόχλευσης.

Σε αντίθεση με αυτό που είχε πει ο Ball (1978) ότι το E/P μπορεί να «πιάσει» όλους τους άλλους παράγοντες κινδύνου, οι ερευνητές του άρθρου (Fama and French, ο.π.) απέδειξαν ότι το μέγεθος και ο BV/MV μπορούν να αντικαταστήσουν το E/P effect. Πιο συγκεκριμένα, υποστήριξαν ότι οι αποδόσεις των μετοχών σε σχέση με τον δείκτη E/P σχηματίζουν ένα σχήμα U. Χρησιμοποιώντας μία ψευδομεταβλητή για τις εταιρείες που είχαν αρνητικά P/E (εξ' αιτίας αρνητικών κερδών), βρήκαν ότι το μέγεθος μπορεί να εξηγήσει καλύτερα τις αποδόσεις των μετοχών, ενώ το μέγεθος και ο BV/MV μαζί, εξαφανίζουν το E/P effect (άσχετα με το αν οι εταιρείες είχαν αρνητικά ή θετικά E/P).

Ενδιαφέρον είχε η επικέντρωση της έρευνας στη αλληλεπίδραση του size effect και του BV/MV effect. Η συσχέτιση των δύο μεταβλητών δεν βρέθηκε μεγάλη και συνεπώς και οι δύο μεταβλητές πρέπει να χρησιμοποιούνται για να εξηγηθούν οι αποδόσεις των μετοχών. Όμως όταν το δείγμα χωρίστηκε σε υποπεριόδους, μία για την περίοδο Ιούλιος 1963-Δεκέμβριος 1976 και η άλλη για την περίοδο Ιανουάριος 1977-Δεκέμβριος 1990, τα αποτελέσματα έδειξαν ότι ο δείκτης BV/MV μπορεί να ερμηνεύσει καλύτερα τις αποδόσεις των μετοχών.

Οι Fama and French επιβεβαίωσαν τα ευρήματα των Roll (1983) και Keim (1983) σχετικά με το ότι το size effect προκύπτει κατά το περισσότερο από το μήνα Ιανουάριο αλλά αν και συμβαίνει το ίδιο με το BV/MV effect, η θετική σχέση μεταξύ υψηλού BV/MV και αποδόσεων είναι πολύ δυνατή κατά τη διάρκεια όλου του χρόνου.

- Σε συνέχεια του άρθρου Fama and French (1992), το άρθρο των Fama and French (1993) πρότεινε ένα μοντέλο τριών παραγόντων που μπορεί να ερμηνεύσει τις αποδόσεις των μετοχών. Πρόκειται για το

$$r = R_f + b(K_m - R_f) + b_s \text{SMB} + b_u \text{HML} + \alpha$$

όπου r : η απόδοση του χαρτοφυλακίου

b : το beta

K_m : η απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς

R_f : η απόδοση μηδενικού κινδύνου

SMB: η διαφορά μεταξύ των ιστορικών αποδόσεων των μετοχών μικρής κεφαλαιοποίησης και μεγάλης κεφαλαιοποίησης

HML: η διαφορά μεταξύ των ιστορικών αποδόσεων των μετοχών υψηλού book-to-market και χαμηλού book-to-market

b_s, b_u : συντελεστές που προκύπτουν από γραμμικές παλινδρομήσεις και μπορεί να έχουν είτε αρνητικό είτε θετικό πρόσημο

Στην ουσία το υπόδειγμα πρόεκυψε από το μεγάλο επεξηγηματικό ρόλο του μεγέθους και του BV/MV, κατηγοριοποιώντας τις μετοχές σε δύο είδη: σε αυτές με μικρή ή μεγάλη κεφαλαιοποίηση (size effect) και σε αυτές με μικρό (μετοχές ανάπτυξης – growth stocks) ή μεγάλο BV/MV (μετοχές αξίας - value stocks) (book-to-market effect).

Οι συντελεστές των παλινδρομήσεων που προέκυψαν από το δείγμα επιβεβαιώνουν την μέχρι τότε αρθρογραφία και προτείνουν ότι μετοχές μικρής κεφαλαιοποίησης και μετοχές αξίας έχουν υψηλότερες αποδόσεις και υψηλότερο κίνδυνο.

Βέβαια, ο Griffin (2002) υποστηρίζει ότι σε άλλες αγορές άλλων χωρών (όπως για παράδειγμα, Αγγλία, Γερμανία, Αυστρία) μάλλον θα πρέπει να αναζητηθούν άλλες μεταβλητές που να «πιάνουν» τον κίνδυνο.

- Οι Fama and French (1995) προσπάθησαν να βρουν την οικονομική εξήγηση του φαινομένου ότι το μέγεθος και ο δείκτης BV/MV εξηγούν τις αποδόσεις των μετοχών. Η έρευνα τους βασίστηκε στο σκεπτικό ότι πρέπει να υπάρχουν παράγοντες κινδύνου που αντιπροσωπεύονται από το μέγεθος και το BV/MV και στο ότι η σχέση μεταξύ αποδόσεων και μεγέθους - BV/MV θα πρέπει να εξηγείται από τη συμπεριφορά των κερδών.

Το δείγμα τους επικεντρώθηκε στα χρηματιστήρια NYSE, AMEX και NASDAQ για την περίοδο 1963-1992. Η μεθοδολογία τους βασίστηκε σε δημιουργία χαρτοφυλακίων ανάλογα με το μέγεθος και το BV/MV των μετοχών. Δηλαδή, χώρισαν τις μετοχές σε δύο κατηγορίες, μικρής και μεγάλης κεφαλαιοποίησης, και στη συνέχεια κάθε μια από αυτές τις δύο κατηγορίες την χώρισαν σε άλλες τρεις με βάση μεγάλο, μεσαίο και μικρό book-to-market. Άρα, δημιουργήθηκαν έξι χαρτοφυλάκια.

Υποστήριξαν (Fama and French, ο.π.) ότι η βραχυχρόνια μεταβλητότητα των κερδών έχει μικρή επίδραση στην τιμή της μετοχής (και κατ' επέκταση στο μέγεθος) και στο

book-to-market, και πως ο book-to-market συνδέεται με μακροχρόνιες διαφορές της κερδοφορίας. Επίσης διαπίστωσαν ότι εταιρείες με χαμηλό BV/MV συνδέονται με σταθερή «δυνατή» κερδοφορία. (Στην έρευνα τους η κερδοφορία μετρήθηκε με κέρδη δια λογιστική αξία ιδίων κεφαλαίων της προηγούμενης χρήσης.)

Κατά τη διάρκεια της δεκαετίας του 1980, οι ερευνητές βρήκαν ότι σε ομαδοποιημένες μετοχές συγκεκριμένου BV/MV, μετοχές μικρού μεγέθους ήταν λιγότερο κερδοφόρες από μετοχές μεγάλου μεγέθους.

- Οι Fama and French (1996) στο άρθρο που παρουσίασαν το 1996, συνέχισαν να τάσσονται υπέρ του επεξηγηματικού ρόλου του μεγέθους και του δείκτη book-to-market διαφεύδοντας έρευνες των Lakonishok, Shleifer and Vishny (1994) και υποστήριξαν ότι το μοντέλο τριών παραγόντων που πρότειναν (οι Fama and French (1993)) μπορεί να εξηγήσει τις αποδόσεις των μετοχών όταν αυτές έχουν σχηματιστεί σε χαρτοφυλάκια με βάση τους δείκτες E/P, cash flow/price και sales growth. Αυτό το μοντέλο, επίσης, συλλαμβάνει την αντιστροφή των μακροπρόθεσμων αποδόσεων που είχαν βρει οι DeBondt and Thaler (1985).

Ακόμα οι δύο ερευνητές υποστήριξαν ότι το μοντέλο τριών παραγόντων δεν μπορεί να εξηγήσει την συνέχεια των βραχυπρόθεσμων αποδόσεων που είχαν ερευνήσει οι Jegadeesh and Titman (1993) και Asness (1994).

Τέλος υποστήριξαν ότι πιθανές ανωμαλίες (λάθος τιμολόγηση, που δεν ταυτίζεται με τις επεξηγήσεις του CAPM) του μοντέλου τριών παραγόντων μπορεί να οφείλονται σε προβλήματα που σχετίζονται με τα δεδομένα.

- Ο Schwert (1983) είχε υποστηρίξει ότι σχεδόν όλοι οι ερευνητές είχαν συμφωνήσει ότι το size effect είναι απόδειξη της αδυναμίας του CAPM και όχι μία απόδειξη της αναποτελεσματικότητας των αγορών. Παρ' όλα αυτά κανείς δεν προσπάθησε να τροποποιήσει το CAPM έτσι ώστε να συμπεριληφθούν σ' αυτό η φορολογία, τα συναλλακτικά κόστη κ. α. (δηλαδή βασικές προϋποθέσεις πάνω στις οποίες βασίζεται το CAPM) για να «πιαστεί» αυτός ο παράγοντας κινδύνου που φαινόταν σε πολλές εμπειρικές έρευνες να συνδέεται με μεταβλητές όπως το μέγεθος. Μάλιστα, ο Lo and MacKinlay (1990) και Black (1992) είχαν δοκιμάσει εμπειρικές διαδικασίες που χρησιμοποιούσαν το μέγεθος σαν πληρεξούσια μεταβλητή κινδύνου (proxy for risk) αλλά δεν μπόρεσαν να βρουν μια θεωρητική βάση για αυτή τη σχέση.

Μια συνέχεια στο σκεπτικό του Schwert σχετικά με τη θεωρητική τεκμηρίωση της αδυναμίας ή όχι του CAPM, θα μπορούσε να ειπωθεί ότι έδωσε ο Berk (1995) που υποστήριξε ότι η σχέση που υπάρχει μεταξύ του μεγέθους μιας εταιρείας και των αποδόσεων των μετοχών δεν θα πρέπει να θεωρείται ως ανωμαλία (δηλαδή σαν ένα φαινόμενο που έρχεται σε αντίθεση με το CAPM ή σαν ένα φαινόμενο που δεν μπορεί να υποστηριχτεί από την υπάρχουσα θεωρία) αλλά σαν ένα φαινόμενο που ούτως ή άλλως θα έπρεπε να παρατηρείται. Πιο συγκεκριμένα, ακόμα και όταν το μέγεθος μιας επιχείρησης (όπως αυτό εκφράζεται από τις αναμενόμενες ταμιακές ροές) δεν σχετίζεται με τον κίνδυνο (όπως αυτός εκφράζεται από τις αναμενόμενες αποδόσεις), τότε η τρέχουσα αξία της επιχείρησης θα σχετίζεται αρνητικά με τις πραγματοποιηθείσες αποδόσεις. Αυτό το θεωρητικό υπόβαθρο για το size effect μπορεί να αποδειχτεί ως εξής:

(1) $L(C,R)=G(C)H(R)$: εκφράζει μαθηματικά ότι η κατανομή των αναμενόμενων ταμιακών ροών ($G(C)$) είναι ανεξάρτητη από την κατανομή των αναμενόμενων αποδόσεων ($H(R)$)

(2) $R_i = \alpha + \theta \cdot \log p_i + \epsilon_i$: Με αυτή τη παλινδρόμηση θα δείχτεί αν ο λογάριθμος της τρέχουσας αξίας ($\log p_i$) μπορεί να προβλέψει τις αποδόσεις των μετοχών (R_i)

(3) $\log p_i = C_i - R_i$: Εξ' ορισμού ισχύει αυτή η σχέση αφού $R_i = \log(c_i/p_i)$

Ο συντελεστής θ της παλινδρόμησης (2) ισούται με $\theta = \text{Cov}(\log p, R) / \text{Var}(\log p)$. Έπειτα από τους μαθηματικούς υπολογισμούς προκύπτει ότι το πρόσημο του θ είναι αρνητικό (ο αριθμητής έχει αρνητικό πρόσημο και ο παρανομαστής θετικό πρόσημο). Δηλαδή, προκύπτει ότι αφού το $\theta < 0$, οποιαδήποτε διαστρωματική παλινδρόμηση με εξαρτημένη μεταβλητή τις αναμενόμενες αποδόσεις και με ανεξάρτητη το μέγεθος της εταιρείας (όπως αυτό εκφράζεται από τον λογάριθμο της χρηματιστηριακής αξίας) θα δίνει έναν αρνητικό συντελεστή για το μέγεθος. Έτσι αποδεικνύεται, θεωρητικά, ότι το size effect δεν είναι ανωμαλία αλλά κάτι το αναμενόμενο αφού η τρέχουσα αξία σχετίζεται αρνητικά με τις αποδόσεις, ακόμα και αν υποθεθεί ότι το μέγεθος (όπως αυτό μετριέται από τις αναμενόμενες ταμιακές ροές) είναι ασυσχέτιστο με τον κίνδυνο (όπως αυτός μετριέται από την αναμενόμενη απόδοση).

Συνοψίζοντας τα παραπάνω, σε μία οικονομία που το λειτουργικό μέγεθος μιας επιχείρησης (όπως αυτό εκφράζεται από τις αναμενόμενες ταμιακές ροές) είναι ασυσχέτιστο με τον κίνδυνο της, η χρηματιστηριακή της αξία θα είναι αρνητικά συσχετιζόμενη με όλους τους παράγοντες κινδύνου. Συνεπώς η χρηματιστηριακή αξία θα έχει πάντα επιπρόσθετη επεξηγηματική δύναμη από οποιοδήποτε CAPM που παραλείπει παράγοντες κινδύνου που δεν σχετίζονται με το λειτουργικό μέγεθος. Έτσι, έστω ότι \hat{R} είναι οι αναμενόμενες αποδόσεις που προκύπτουν από το CAPM και οι οποίες δεν σχετίζονται με το λειτουργικό μέγεθος της εταιρείας (1). (Αν οι αναμενόμενες αποδόσεις και οι αναμενόμενες ταμιακές ροές συσχετιζόντουσαν, τότε αυτομάτως το CAPM δεν θα ήταν ικανό να ερμηνεύσει τις αποδόσεις των μετοχών.)

Τότε, $R_i = \omega + \beta^* \hat{R}_i + \varepsilon_i$ θα είναι μία παλινδρόμηση, τα κατάλοιπα της οποίας εκφράζονται από το ε_i και δείχνουν το μέρος των αναμενόμενων αποδόσεων που δεν μπορούν να ερμηνευτούν από το CAPM. Αν το ε είναι διαφορετικό του μηδενός (γιατί αν ήταν ίσο με το μηδέν θα σήμαινε ότι το CAPM μπορεί να ερμηνεύσει στο 100% τις αποδόσεις των μετοχών), τότε η χρηματιστηριακή αξία θα ήταν αρνητικά συσχετιζόμενη με αυτά τα κατάλοιπα (το μέρος των αποδόσεων που δεν μπορεί να ερμηνεύσει το CAPM) και θα είχε έναν επί πλέον επεξηγηματικό ρόλο για τις αποδόσεις. Με τον ίδιο ακριβώς τρόπο όπως πριν, μπορεί να εξηγηθεί και μαθηματικά η αμέσως προηγούμενη πρόταση, ότι ο συντελεστής του λογαρίθμου της χρηματιστηριακής αξίας, μιας παλινδρόμησης $\varepsilon_i = \eta + \gamma \cdot \log p_i + \zeta_i$, θα είναι αρνητικός (εφ' όσον βέβαια υπάρχει λόγος να υπάρξει αυτή η παλινδρόμηση, εφ' όσον δηλαδή υπάρχουν κατάλοιπα).

Άρα τελικά, οι λόγοι που οι πραγματικές αποδόσεις είναι διαφορετικές από τις αναμενόμενες του CAPM μπορεί να είναι είτε γιατί το CAPM δεν μπορεί να «πιάσει» όλο τον κίνδυνο είτε γιατί οι εμπειρικές έρευνες δεν έχουν χρησιμοποιήσει τα πιο αντιπροσωπευτικά δείγματα. Για παράδειγμα, μπορεί να μην έχουν χρησιμοποιήσει χαρτοφυλάκια που είναι αποδοτικά όσον αφορά τη σχέση απόδοσης - κινδύνου, ή μπορεί να μην έχουν χρησιμοποιηθεί κατάλληλες εκτιμήσεις για τα betas.

Επίσης, ένα άλλο συμπέρασμα του Berk που προκύπτει και από τα παραπάνω είναι ότι το πόσο μεγάλο μέρος των αποδόσεων των μετοχών μπορεί να ερμηνεύσει η χρηματιστηριακή αξία, εξαρτάται από το πόσο σχετίζονται οι αναμενόμενες ταμιακές ροές (λειτουργικό μέγεθος της επιχείρησης) με τις αναμενόμενες αποδόσεις.

Ένας από τους πιο σημαντικούς ισχυρισμούς από το άρθρο του Berk, είναι πως όπως οι αναμενόμενες ταμιακές ροές, η λογιστική αξία των ιδίων κεφαλαίων είναι ένα μέτρο μεγέθους της εταιρείας που θεωρητικά δεν περιέχει κίνδυνο. Έτσι κάποιος θα περίμενε αυτά τα δύο μέτρα (αναμενόμενες ταμιακές ροές και λογιστική αξία ιδίων κεφαλαίων) να συσχετίζονται. Αν υπάρχει μια τέτοια συσχέτιση τότε η λογιστική αξία ιδίων κεφαλαίων μπορεί να χρησιμοποιηθεί σαν μια μεταβλητή που θα ελέγχει (ή θα αντιπροσωπεύει) για τη μεταβλητότητα των αναμενόμενων ταμιακών ροών. Γι' αυτό ο λογάριθμος του δείκτη λογιστική προς τρέχουσα αξία ιδίων κεφαλαίων είναι μια καλύτερη μεταβλητή για να επεξηγήσει τις αποδόσεις των μετοχών σε σχέση με το λογάριθμο της τρέχουσας αξίας ιδίων κεφαλαίων. Γι' αυτό το λόγο δεν πρέπει να προκαλεί έκπληξη η εμπειρική έρευνα των Fama and French (1992) που βρήκαν ότι ο λογάριθμος λογιστικής προς τρέχουσα αξία ιδίων κεφαλαίων μπορούσε να ερμηνεύσει καλύτερα τις αποδόσεις από τον λογάριθμο της χρηματιστηριακής αξίας.

Το εμπειρικά παρατηρούμενο size effect δεν θα πρέπει να είναι από μόνο του απόδειξη μιας σχέσης μεγέθους εταιρείας - κινδύνου. Βέβαια δεν μπορεί σίγουρα και να διαψευστεί. Πάντως, ο Berk (1994) δεν βρήκε κάποια τέτοια σχέση χρησιμοποιώντας τέσσερα μέτρα μεγέθους (λογιστική αξία περιουσιακών στοιχείων, λογιστική αξία ακινήτων εγκαταστάσεων και εξοπλισμού, αριθμός εργαζομένων, ετήσιες πωλήσεις).

Μετά από τις δημοσιεύσεις των άρθρων, κατά κύριο λόγο, των Banz (1981) και Reinganum (1981), πολλές έρευνες έγιναν με σκοπό να εξηγήσουν τα ευρήματα των δύο με διάφορες άλλες στατιστικές τεχνικές και δείγματα, να προσδιορίσουν πιο λεπτομερώς την ύπαρξη του size effect και να προτείνουν μία οικονομική εξήγηση για το size effect (αυτό έγινε κυρίως από τον Berk (1995) αλλά προσπάθεια έγινε και από τους Fama and French (1995) – αναφέρθηκαν και τα δύο άρθρα παραπάνω). Η χρήση άλλων στατιστικών τεχνικών και η λεπτομερής εξέταση του size effect οδήγησε πολλούς ερευνητές στο να αμφισβητήσουν κατά ένα μέρος την επεξηγηματική δύναμη της τρέχουσας αξίας ιδίων κεφαλαίων.

- Ο Roll (1981) υποστήριξε ότι οι μετοχές μικρού μεγέθους εταιρειών εμπορεύονται λιγότερο συχνά σε σχέση με τις μεγάλες εταιρείες και γι' αυτό το λόγο οι

εκτιμήσεις του συστηματικού κινδύνου για τις ημερήσιες αποδόσεις των μικρού μεγέθους μετοχών θα μεροληπτούν προς τα κάτω. Όμως, οι Roll and Reinganum (1982) συμπέραναν ότι η δύναμη αυτής της χαμηλής εμπορευσιμότητας των μικρού μεγέθους εταιρειών δεν μπορεί να εξαλείψει το size effect. (Scwhert (1983), σελ. 5)

- Οι Roll (1982) και Blume and Stambaugh (1983) υποστηρίζουν ότι τα ευρήματα του Reinganum (1981) είναι διπλάσιου μεγέθους όσον αφορά το size effect και αυτό γιατί χρησιμοποιήθηκαν ημερήσια δεδομένα για τις αποδόσεις των μετοχών. Έτσι ισχυρίζονται πως εάν χρησιμοποιηθούν ετήσια δεδομένα, το size effect θα είναι το μισό και μάλιστα αν αφαιρεθεί και το φαινόμενο του Ιανουαρίου τότε θα μειωθεί ακόμα περισσότερο το size effect. Επίσης, ενισχύουν το επιχειρήμα τους αφού το δείγμα της έρευνας τους είναι το ίδιο με του Reinganum, δηλαδή για την περίοδο 1963-1980 του χρηματιστηρίου της Νέας Υόρκης.

- Οι Knez and Ready (1997) απέδειξαν ότι οι υπερβολικές αποδόσεις κάθε μήνα που σχετίζονται με το size effect είναι αποτέλεσμα των πιο ακραίων παρατηρήσεων. Γι' αυτό χρησιμοποίησαν στατιστικές μεθόδους που αφαιρούν το 1% των ακραίων αποδόσεων και κατέληξαν ότι η αρνητική σχέση του μεγέθους των εταιρειών και των αποδόσεων των μετοχών τους γίνεται θετική.

- Ο Jiang Wang (2000) υποστηρίζει ότι το size effect είναι κατά κύριο λόγο αποτέλεσμα του survival bias, δηλαδή του γεγονότος ότι κατά τη διάρκεια μιας μελέτης δεν περιλαμβάνονται επιχειρήσεις που δεν επέζησαν μέχρι το τέλος της εξεταζόμενης περιόδου. (Σε αντίθεση με το survival bias που αφορά τις βάσεις δεδομένων – Compustat που πριν το 1970 μεροληπούσε υπέρ των μεγάλων εταιρειών και όχι υπέρ των νεότερων.) Το CRSP (άλλη βάση δεδομένων) είναι καλύτερο αφού περιλαμβάνει στοιχεία από το 1926 για όλες τις επιχειρήσεις του NYSE και AMEX.

- Ο Keim (1983) απέδειξε, με δείγμα για την περίοδο 1963-1979 που αφορά το χρηματιστήριο της Νέας Υόρκης (NYSE) και το Χρηματιστήριο της Αμερικής (AMEX) ότι οι αποδόσεις για ένα χαρτοφυλάκιο που αποτελείται από μικρού μεγέθους μετοχές είναι πολύ μεγαλύτερες για το μήνα Ιανουάριο και πολύ μικρότερες για το υπόλοιπο έτος. Το μισό του size effect συμβαίνει το μήνα Ιανουάριο και περίπου το 25% του size effect συμβαίνει κατά τις πέντε πρώτες ημέρες του Ιανουαρίου που εμπορεύονται οι μετοχές. Τα ευρήματα του όσον αφορά αυτή την εποχικότητα των αποδόσεων ταυτίζονται με αυτά των Officer (1975) και Rozeff and Kinney (1976) .

- Οι Brown, Kleidon and Marsh (1983) ερεύνησαν σε δείγμα για την περίοδο 1967-1979 και διαπίστωσαν ότι οι αποδόσεις των μετοχών δεν είναι γραμμικώς συσχετιζόμενες με την επεξηγηματική μεταβλητή του μεγέθους όπως αυτή εκφράζεται από τον λογάριθμο της χρηματιστηριακής αξίας των εταιρειών και ότι το size effect δεν είναι σταθερό για την εξεταζόμενη περίοδο. Μάλιστα για την περίοδο 1969-1973, οι μικρού μεγέθους εταιρείες είχαν αρνητική απόδοση.
- Οι French (1980) και Gibbons and Hess (1981) διαπίστωσαν ότι το size effect σχετίζεται με το weekend effect. Δηλαδή το ότι υπάρχουν αρνητικές αποδόσεις από το κλείσιμο της Παρασκευής μέχρι το κλείσιμο της Δευτέρας.
- Οι Kerpler and Traub (1993) συμπέραναν ότι το size effect πιθανώς να έχει σχέση και με το small country effect, δηλαδή οι αποδόσεις λιγότερο ανεπτυγμένων χωρών είναι μεγαλύτερες των αποδόσεων περισσότερων ανεπτυγμένων χωρών.

Ενδεικτική αρθρογραφία για το αποτέλεσμα του μεγέθους των εταιρειών, πέρα από αυτά που αναφέρθηκαν παραπάνω, αποτελούν τα παρακάτω άρθρα:

Barry and Brown (1984), Brauer (1986), Banz and Breen (1986), Wahlroos and Berglund (1986), Hawawini and Viallet (1987), Rubio (1988), Corniolay and Pasquier (1991), Snyder and Lawson (1993), Seigel (1994), Jagannathan and McGruttan (1995), Hawawini and Keim (1995), Kirk (1996), Shumway (1997), Patel (1998), Johnson (1999), Bhardwaj and Brooks (1999), Cavaliere and Costa (1999), Durham (2000), Liew and Vassalou (2000), Bossaerts and Fohlin (2000), Lam and Spyrou (2003), Wang Changyum (2003)

2.6 Η επεξηγηματική δύναμη του δείκτη λογιστικής προς τρέχουσας αξίας ιδίων κεφαλαίων (Book value / Market Value of equity – BV/MV ή BM) για τις αποδόσεις των μετοχών

Το έναυσμα για τη χρήση του δείκτη λογιστικής προς τρέχουσας αξίας σαν μία μεταβλητή που έχει ικανοποιητική προβλεπτική ικανότητα για τις αποδόσεις των μετοχών (book-to-market effect), το έδωσαν πρώτοι με “δυναμικό” τρόπο οι Fama and French (1992) και προσπάθεια για τη θεωρητική βάση του φαινομένου έκανε και ο Berk

(1995). (Αυτά τα δύο άρθρα αναλύθηκαν παραπάνω αφού αντικείμενο έρευνας είχαν και το αν η τρέχουσα αξία των ιδίων κεφαλαίων μπορεί να προβλέψει τις τιμές των μετοχών.) Παρακάτω παρουσιάζονται μερικές από τις πιο σημαντικές έρευνες της διεθνής αρθρογραφίας για την επεξηγηματική δύναμη του δείκτη BV/MV.

- Ο δείκτης BV/MV, εκτός από τους Fama and French (1992), χρησιμοποιήθηκε και από τους Kothari and Shanken (1997) οι οποίοι υποστήριξαν την προβλεπτική ικανότητα του δείκτη BV/MV για δείγμα της περιόδου 1926-1991 του βιομηχανικού δείκτη Dow Jones και με δεδομένα που πήραν από την βάση δεδομένων CRSP. Η μεθοδολογία τους βασίστηκε σε OLS (μέθοδος ελαχίστων τετραγώνων) παλινδρομήσεις των ετήσιων αποδόσεων με ανεξάρτητες μεταβλητές τις BV/MV και μερισματική απόδοση. Για τις αποδόσεις χρησιμοποίησαν δείκτες με ίση στάθμιση των συμμετεχόντων εταιρειών και δείκτες με στάθμιση των συμμετεχόντων εταιρειών με βάση την αξία.

Υψηλό BV/MV συνδεόταν με υψηλές αποδόσεις μετοχών και το αντίθετο. Όμως εκτός από την εστίαση της έρευνας στο BV/MV, οι επιστήμονες προσπάθησαν να βρουν και αν η μερισματική απόδοση έχει κάποια επίδραση στην απόδοση των μετοχών. Πράγματι βρήκαν ότι έχει, και μάλιστα για την περίοδο 1941-1991, η μερισματική απόδοση είχε μεγαλύτερη επεξηγηματική δύναμη απ' ότι ο δείκτης BV/MV. Επίσης, μερικές φορές ο δείκτης BV/MV προέβλεπε αρνητικές αποδόσεις αλλά αυτό συνέβαινε για την προαναφερόμενη υποπερίοδο του δείγματος.

- Το άρθρο των Pontiff and Schall (1998) επιδοκιμάζει την χρησιμότητα του δείκτη λογιστική προς τρέχουσα αξία για την εξήγηση των αποδόσεων των μετοχών και υποστηρίζει πως η προβλεπτική ικανότητα αυτού του δείκτη προκύπτει από τη σχέση που έχει η λογιστική αξία με τα μελλοντικά κέρδη.

Όπως οι Kothari and Shanken (1997), έτσι και οι Pontiff and Schall (1998) συμπέραναν ότι ο δείκτης BV/MV μπορεί να προβλέψει τις αποδόσεις των μετοχών για την περίοδο 1926-1994 στο βιομηχανικό δείκτη Dow Jones (δείκτης που περιλαμβάνει τις 30 μεγαλύτερες εταιρείες που εκπροσωπούν τη βιομηχανία των Ηνωμένων Πολιτειών Αμερικής). Αυτό το συμπέρασμα ήταν πιο «δυνατό» για τις για τις αποδόσεις με ίση στάθμιση των συμμετεχόντων εταιρειών (equal-weighted returns) του CRSP (βάση δεδομένων) σε σχέση με τις αποδόσεις με στάθμιση των συμμετεχόντων εταιρειών με βάση την αξία (value-weighted returns) του CRSP. Διέκριναν όμως μια διαφορά

ανάμεσα στο πριν του 1960 δείγμα και στο μετά του 1960 δείγμα. Η προβλεπτική ικανότητα του BV/MV «αδυνατίζει» στο δείγμα της δεύτερης περιόδου. Μια πιθανή εξήγηση γι' αυτό μπορεί να είναι ότι ο δείκτης Dow Jones είναι λιγότερο αντιπροσωπευτικός για τις τρέχουσες αξίες των ιδίων κεφαλαίων για την περίοδο μετά το 1960. Επίσης, η προβλεπτική ικανότητα του δείκτη είναι καλύτερη για το βιομηχανικό δείκτη της Standard and Poor σε σχέση με του βιομηχανικού δείκτη του Dow Jones. Αυτό μάλλον ισχύει γιατί η λογιστική αξία του δείκτη S&P είναι καλύτερη πληρεξούσια μεταβλητή για τις μελλοντικές ταμιακές ροές σε σχέση με τη λογιστική αξία του δείκτη Dow Jones (σχετικά αναφορά έχει γίνει στο άρθρο του Berk (1995)).

Όπως οι Ball (1978), Berk (1995) και Sharathchandra and Thompson (1994), έτσι και οι Pontiff and Schall (1998) υποστηρίζουν ότι ο δείκτης BV/MV μπορεί να ερμηνεύσει τις αποδόσεις των μετοχών γιατί η λογιστική αξία ιδίων κεφαλαίων είναι πληρεξούσια των αναμενόμενων ταμιακών ροών. Έτσι εναλλακτικά ο δείκτης λογιστική προς τρέχουσα αξία ισοδυναμεί με ένα δείκτη που αριθμητή έχει την αναμενόμενη ταμιακή ροή και παρανομαστή την τιμή της μετοχής. Αν το προεξοφλητικό επιτόκιο (άρα και η τρέχουσα αξία) των ταμιακών ροών αλλάξει, θα αλλάξει και ο δείκτης BV/MV. Με σταθερές τις ταμιακές ροές, μια αύξηση του προεξοφλητικού επιτοκίου θα οδηγήσει σε μείωση της χρηματιστηριακής αξίας της εταιρείας (μικρότερη τιμή για τη μετοχή), και ως εκ τούτου αύξηση του δείκτη BV/MV. Αυτό υποδηλώνει και την θετική σχέση ανάμεσα στον δείκτη λογιστικής προς τρέχουσας αξίας και στις αποδόσεις των μετοχών.

Επίσης, στην έρευνα τους οι Pontiff and Schall, περιέλαβαν και άλλες μεταβλητές που θα μπορούσαν να προβλέψουν τις αποδόσεις των μετοχών όπως default spreads, interest rates, term structure slopes και dividend yields. Αφορμή γι' αυτό υπήρξαν έρευνες των Fama and Schwert (1977) που βρήκαν αρνητική σχέση ανάμεσα στα short-term rates και στις αποδόσεις των μετοχών, έρευνες των Keim and Stambaugh (1986) που βρήκαν θετική σχέση ανάμεσα στην κλίση της καμπύλης της χρονικής διάρθρωσης των επιτοκίων (term structure slope) και στις αποδόσεις των μετοχών, και έρευνες του Fama (1990) που βρήκε θετική σχέση μεταξύ διαφοράς απόδοσης των επικίνδυνων για πτώχευση ομολόγων και λιγότερο επικίνδυνων και των αποδόσεων των μετοχών (default spreads). Έτσι οι δύο επιστήμονες, βρήκαν ότι εκτός του δείκτη BV/MV, η μεταβλητή του default spread (όπως αυτήν την όρισαν ως η διαφορά αποδόσεων ομολόγων διαβάθμισης Baa και αποδόσεων ομολόγων διαβάθμισης Aaa σύμφωνα με τις εκτιμήσεις της του επενδυτικού οίκου Moody's) έχει ικανοποιητική στατιστική σημαντικότητα για την πρόβλεψη των μηνιαίων αποδόσεων των μετοχών

(θετική σχέση). Ακόμα, εκτός του δείκτη BV/MV να προβλέπει τις υπερβάλλουσες αποδόσεις των μικρού μεγέθους εταιρειών (ως προς τη χρηματιστηριακή τους αξία) σε σχέση με τις μεγαλύτερου μεγέθους εταιρείες, τα default spreads φαίνεται να έχουν την ίδια ικανότητα. Επίσης και η μερισματική απόδοση έχει αυτήν την ικανότητα όταν όμως στην παλινδρόμηση δεν περιλαμβάνεται η μεταβλητή του δείκτη BV/MV (γιατί ο BV/MV απορροφά το dividend yield effect) .

Όπως αναφέρθηκε και παραπάνω, η προβλεπτική ικανότητα του δείκτη λογιστικής προς τρέχουσα αξία προκύπτει από το ότι η λογιστική αξία είναι μια μεταβλητή που αντιπροσωπεύει τις μελλοντικές ταμιακές ροές. Αυτό μπορεί να φανεί με τα παρακάτω:

Έστω ότι η λογιστική αξία ιδίων κεφαλαίων (B) είναι πληρεξούσια μεταβλητή των αναμενόμενων ταμιακών ροών (ECF).

$$(1) B = ECF + \eta$$

(Το η είναι μία μηδενικού-μέσου μεταβλητή που υπάρχει εάν η λογιστική αξία δεν μπορεί επ' ακριβώς να είναι πληρεξούσια για τις αναμενόμενες ταμιακές ροές.)

Έστω ότι η παρούσα τρέχουσα τιμή της μετοχής (M) είναι ίση με τις αναμενόμενες ταμιακές ροές (ECF) προεξοφλημένες με ένα προεξοφλητικό επιτόκιο (κ) στο παρών.

$$(2) M = ECF/\kappa$$

Έστω ότι οι πραγματικές ταμιακές ροές (CF) είναι ίσες με τις αναμενόμενες (ECF).

$$(3) CF = ECF + \varepsilon$$

(Το ε είναι μία μηδενικού-μέσου μεταβλητή που υπάρχει εάν οι πραγματικές ταμιακές ροές είναι διαφορετικές από τις αναμενόμενες. Αυτό δηλαδή συμβαίνει όταν οι επενδυτές δεν μπορούν να προβλέψουν σωστά τις πραγματικές ταμιακές ροές.)

Ο δείκτης λογιστική προς τρέχουσα αξία είναι ίσος με (1)/(2).

$$(4) BV/MV = \kappa + \eta\kappa/ECF$$

Η απόδοση της μετοχής (return) ισούται με τις πραγματικές ταμιακές ροές δια την τρέχουσα τιμή της μετοχής πλην ένα. Δηλαδή, ((2)/(3)) – 1.

$$(5) \text{ Return} = \kappa + \varepsilon/\text{ECF} - 1$$

Όλες οι παραπάνω μεταβλητές (ECF, ε , η , κ) είναι ανεξάρτητες εκτός από την ECF και κ (δηλαδή, $\text{Var}(\kappa/\text{ECF}) \stackrel{\leq}{\geq} \text{Var}(\kappa) \cdot \text{Var}(1/\text{ECF})$) που μπορεί να μην είναι λόγω οικονομικών παραγόντων όπως για παράδειγμα όταν οι αναμενόμενες ταμιακές ροές είναι μεγάλες, οι επενδυτές προτιμούν να αποταμιεύουν λιγότερο, προκαλώντας μια αύξηση στα προεξοφλητικά επιτόκια (Friedman, 1957). Χρησιμοποιώντας την (4) και (5), η συνδιακύμανση μεταξύ του δείκτη BV/MV και απόδοσης (return) είναι η διακύμανση του κ . Δηλαδή,

$$(6) \text{ Corr}(\text{B/M}, \text{return}) =$$

$$\text{Var}(\kappa) / \sqrt{(\text{Var}(\kappa) + \text{Var}(\eta) \cdot \text{Var}(\kappa/\text{ECF})) \cdot (\text{Var}(\kappa) + \text{Var}(\varepsilon) \cdot \text{Var}(\kappa/\text{ECF}))}$$

Με αντίστοιχο τρόπο βρίσκετε και ότι η συνδιακύμανση μεταξύ λογιστικής αξίας και ταμιακής ροής είναι ίση με

$$(7) \text{ Corr}(\text{B}, \text{CF}) = \text{Var}(\text{ECF}) / \sqrt{(\text{Var}(\text{ECF}) + \text{Var}(\eta)) \cdot (\text{Var}(\text{ECF}) + \text{Var}(\varepsilon))}$$

Η διακύμανση του η μετρά τη χρησιμότητα της λογιστικής αξίας σαν πληρεξούσια για τις αναμενόμενες ταμιακές ροές και η διακύμανση του ε μετρά τις μη προβλέψιμες ταμιακές ροές. Χρησιμοποιώντας την (1) και (3), το λάθος στην πρόβλεψη μεταξύ CF και B είναι $\text{CF} - \text{B} = \varepsilon - \eta$ και συνεπώς $\text{Var}(\text{CF} - \text{B}) = \text{Var}(\varepsilon) + \text{Var}(\eta)$. Δηλαδή, αν ή η διακύμανση του ε ή η διακύμανση η αυξάνεται, η προβλεπτική ικανότητα της λογιστικής αξίας μειώνεται γιατί η λογιστική αξία δεν είναι πολύ καλή πληρεξούσια μεταβλητή για τις αναμενόμενες ταμιακές ροές. Αυτό φαίνεται και από τη σχέση (6).

Συμπερασματικά, η προβλεπτική ικανότητα του δείκτη λογιστική προς τρέχουσα αξία για τις αποδόσεις των μετοχών είναι θετικά συσχετιζόμενη με την ικανότητα του δείκτη να προβλέψει τις ταμιακές ροές μιας επιχείρησης.

Οι εξηγήσεις που μέχρι τώρα έχουν δοθεί για την προβλεπτική ικανότητα του μεγέθους μιας εταιρείας (λογάριθμος της χρηματιστηριακής αξίας) και του λογαρίθμου λογιστικής προς τρέχουσα αξία έχουν επικεντρωθεί σε τρεις προσεγγίσεις. Στην προσέγγιση λανθασμένης τιμολόγησης της αγοράς (market mis-pricing argument, με κύριους εκφραστές τους Lakonishok (1994), La Porta (1996) κ. α.), στην προσέγγιση κινδύνου (risk proxy argument, με κύριους εκφραστές τους Fama and French (1993), Al-Horani (2003) κ.α.) και στην θεμελιώδη αξιολόγηση προσέγγιση (fundamental valuation perspective, με κύριους εκφραστές τους Berk (1995,1997), Pontiff and Schall (1998) και Biddle and Hunt (1999)). Οι περισσότερες έρευνες έχουν εστιάσει στην προσέγγιση κινδύνου και στη θεμελιώδη προσέγγιση. Η διαφορά των δύο προσεγγίσεων προκύπτει από το ότι η θεμελιώδη προσέγγιση δεν βασίζεται στην ιδέα ότι μία μεταβλητή χρειάζεται να «πιάνει» έναν παράγοντα κινδύνου για να μπορεί να ερμηνεύσει τις αποδόσεις των μετοχών. Η θεμελιώδη προσέγγιση βασίζεται στο ότι μια μεταβλητή, που μπορεί να προβλέψει τις αποδόσεις των μετοχών, σχετίζεται με θεμελιώδη χαρακτηριστικά της επιχείρησης.

- Οι Clubb and Naffi (2007), επηρεασμένοι από τη θεμελιώδη προσέγγιση, προσπαθούν να βρουν αν ο δείκτης λογιστικής προς τρέχουσας αξίας ιδίων κεφαλαίων της προηγούμενης περιόδου (BM), ο εκτιμώμενος για το μέλλον δείκτης λογιστικής προς τρέχουσας αξία (FBM) αλλά και η εκτιμώμενη για το μέλλον απόδοση ιδίων κεφαλαίων (FROE) μπορούν να προβλέψουν τις αποδόσεις των μετοχών. Η εισαγωγή της FROE στο υπόδειγμα, βασίζεται στο σκεπτικό ότι, η μελλοντική ROE ελέγχει τη μεταβλητότητα του BM αφού σχετίζεται με τη βραχυπρόθεσμη θεμελιώδη οικονομική επίδοση μιας επιχείρησης. Αντίστοιχα, η χρησιμοποίηση της εκτίμησης του μελλοντικού BV/MV γίνεται γιατί έτσι «ελέγχεται» η μακροπρόθεσμη θεμελιώδη οικονομική επίδοση μιας επιχείρησης.

Το δείγμα της έρευνας περιείχε δεδομένα από τις μη χρηματοοικονομικές επιχειρήσεις του Ηνωμένου Βασιλείου από τη βάση δεδομένων Datastream για την περίοδο 1991-2000 και αποδείχτηκε ότι η χρησιμοποίηση των δύο προαναφερόμενων μεταβλητών, πέρα από το δείκτη BV/MV που τόσο ευρέως είχε χρησιμοποιηθεί σε προηγούμενες έρευνες, μπορεί να εξηγήσει καλύτερα τις αποδόσεις των μετοχών.

Η παλινδρόμηση στην οποία κατέληξαν οι δύο συγγραφείς και η απόφαση τους να συμπεριλάβουν και την μελλοντική ROE αλλά και το μελλοντικό BV/MV, πέρα από τον

υπάρχων δείκτη BV/MV προκύπτει από την σχέση του καθαρού υπολειμματικού εισοδήματος. Πιο συγκεκριμένα,

$$(1) B_t = B_{t-1} + X_t - D_t,$$

όπου B_t : λογιστική αξία ιδίων κεφαλαίων το χρόνο t , X_t : λογιστικά κέρδη για την περίοδο t , D_t : μερίσματα που πληρώνονται την περίοδο t .

$$(2) (B_t + D_t) / (M_t + D_t) = ((1 + ROE_t) * B_{t-1}) / ((1 + R_t) * M_{t-1})$$
 είναι ο δείκτης λογιστική προς τρέχουσα αξία συμπεριλαμβανομένων των μερισμάτων.

Όπου M_t : τρέχουσα αξία ιδίων κεφαλαίων χωρίς μερίσματα, $M_t + D_t = (1 + R_t) * M_{t-1}$: η τρέχουσα αξία με τα μερίσματα, $ROE_t = X_t / B_{t-1}$, R_t : οι αποδόσεις των μετοχών

Εφαρμόζοντας ένα λογαριθμικό μετασχηματισμό στη σχέση (2) προκύπτει:

$$(3) \ln(1 + R_t) = \ln(B_{t-1} / M_{t-1}) - \ln((B_t + D_t) / (M_t + D_t)) + \ln(1 + ROE_t)$$

Παίρνοντας προσδοκίες βασιζόμενες στο $t-1$ έχουμε:

$$(4) E_{t-1} \{ \ln(1 + R_t) \} = \ln(B_{t-1} / M_{t-1}) - E_{t-1}(\ln((B_t + D_t) / (M_t + D_t))) + E_{t-1}(\ln(1 + ROE_t))$$

Και τελικά προκύπτει η ακόλουθη σχέση που βασίστηκε η παλινδρόμηση:

$$(5) \ln(1 + R_t) = \ln(B_{t-1} / M_{t-1}) - E_{t-1}(\ln((B_t + D_t) / (M_t + D_t))) + E_{t-1}(\ln(1 + ROE_t)) + v_t$$

Οι τρεις μεταβλητές που βρίσκονται στο δεξιό μέρος της (5) μπορούν να εξηγήσουν τις αποδόσεις των μετοχών επειδή η λογιστική αξία της μεταβλητής $\ln(B_{t-1}/M_{t-1})$ και οι άλλες δύο επεξηγηματικές μεταβλητές είναι πληρεξούσιες για τις αναμενόμενες μελλοντικές πληρωμές στην αρχή της περιόδου t . Η πρώτη επεξηγηματική μεταβλητή $\ln(B_{t-1}/M_{t-1})$ σχετίζεται θετικά με την αναμενόμενη απόδοση για την περίοδο t γιατί για δεδομένες αναμενόμενες μελλοντικές ταμιακές ροές που «πιάνονται» από την B_{t-1} , μία υψηλότερη τιμή για την $\ln(B_{t-1}/M_{t-1})$ θα σημαίνει μία χαμηλότερη M_{t-1} και ως εκ τούτου μια υψηλότερη αναμενόμενη απόδοση για την περίοδο t (η τρέχουσα τιμή είναι η παρούσα αξία των μελλοντικών ταμιακών ροών με προεξοφλητικό επιτόκιο την αναμενόμενη απόδοση). Η δεύτερη μεταβλητή $E_{t-1}(\ln((B_t + D_t) / (M_t + D_t)))$ είναι αρνητικά σχετιζόμενη με την αναμενόμενη απόδοση του χρόνου t γιατί «αιχμαλωτίζει» την παρούσα αξία των αναμενόμενων μελλοντικών ταμιακών ροών πέρα της περιόδου t . Πιο συγκεκριμένα, υψηλότερη τιμή γι' αυτήν τη μεταβλητή θα σημαίνει χαμηλότερη παρούσα αξία των αναμενόμενων ταμιακών ροών πέραν της περιόδου t (χαμηλότερες αναμενόμενες ταμιακές ροές ή / και υψηλότερες αναμενόμενες αποδόσεις πέραν της

περιόδου t) και ως εκ τούτου χαμηλότερη η αναμενόμενη απόδοση για την περίοδο t , δεδομένης της M_{t-1} . Η τρίτη μεταβλητή $E_{t-1}(\ln(1 + ROE_t))$ είναι θετικά σχετιζόμενη με την αναμενόμενη απόδοση για την περίοδο t απλά επειδή «αιχμαλωτίζει» τις μελλοντικές ταμιακές ροές για την περίοδο t και άρα μια υψηλότερη τιμή γι' αυτήν τη μεταβλητή αντιπροσωπεύει μια υψηλότερη αναμενόμενη ταμιακή ροή και ως εκ τούτου μια υψηλότερη απόδοση για την περίοδο t , δεδομένης της M_{t-1} .

Η μεθοδολογία της έρευνας βασίστηκε σε μονομεταβλητά και πολυμεταβλητά μοντέλα που περιείχαν μεταβλητές θεμελιώδους προσέγγισης, μεταβλητές προσέγγισης κινδύνου και μοντέλα που περιείχαν και των δύο προσεγγίσεων μεταβλητές. Σχετικά με τα μοντέλα θεμελιώδους προσέγγισης, χρησιμοποίησαν:

$$RET_t = \alpha_0 + \alpha_1 BM_{t-1} + \alpha_2 FBM_t + \alpha_3 FROE_t + \varepsilon_t$$

$$RET_t = \alpha_0 + \alpha_1 FRM_t + \varepsilon_t$$

Στο δεύτερο μοντέλο χρησιμοποίησαν μια μεταβλητή $FRM \equiv BM_{t-1} - FBM_t + FROE_t$

Σχετικά με τα μοντέλα προσέγγισης κινδύνου, χρησιμοποίησαν τέσσερα μοντέλα με μεταβλητές τις β , BV/MV , MV , RD (δαπάνες έρευνας και ανάπτυξης), momentum και E/P .

Σχετικά με τα μοντέλα που περιείχαν μίγματα μεταβλητών θεμελιώδους και μεταβλητών προσέγγισης κινδύνου, χρησιμοποίησαν οχτώ μοντέλα.

Οι προβλέψεις για το μελλοντικό BV/MV και τη μελλοντική ROE βασίστηκαν σε προηγούμενα δεδομένα τουλάχιστον δώδεκα χρόνων και χρησιμοποιήθηκε το $AR(1)$ (autoregressive model) μοντέλο πρόβλεψης στο οποίο είχαν βασιστεί και προηγούμενες έρευνες (Ou and Penman, 1995 και Penman and Nissim, 2001).

Οι παλινδρομήσεις των μοντέλων «έτρεξαν» τόσο σε ετήσια δεδομένα όσο και σε μηνιαία.

Αναφορικά με τις ετήσιες παλινδρομήσεις, τα μοντέλα που βασίστηκαν στις θεμελιώδους προσέγγισης μεταβλητές είχαν την πιο μεγάλη προβλεπτική ικανότητα. Μάλιστα το πολυμεταβλητό μοντέλο είχε καλύτερη ερμηνευτική ικανότητα από το μονομεταβλητό. Ενδιαφέρον είχε και όταν η μεταβλητή FRM (του μονομεταβλητού μοντέλου) συνδυαζόταν με $risk proxy$ μεταβλητές. Η FRM αποκτούσε στατιστική

σημαντικότητα και μπορούσε να ερμηνεύσει τις αποδόσεις των μετοχών. Οι μεταβλητές του πολυμεταβλητού μοντέλου θεμελιώδης αξίας διατηρούσαν τη στατιστική σημαντικότητα τους όταν αναμιγνύονταν με risk proxy μεταβλητές. Πάντως η χρησιμοποίηση των μεταβλητών θεμελιώδους προσέγγισης μαζί με τις μεταβλητές της κινδύνου προσέγγισης, έδινε μεγαλύτερη επεξηγηματική δύναμη για τις αποδόσεις.

Αναφορικά με τις μηνιαίες παλινδρομήσεις, το πολυμεταβλητό μοντέλο θεμελιώδους προσέγγισης φαίνεται να έχει μεγαλύτερη επεξηγηματική δύναμη για τις ετήσιες παλινδρομήσεις.

Συμπερασματικά, ο δείκτης BV/MV, η εκτίμηση του μελλοντικού δείκτη BV/MV και η εκτίμηση της μελλοντικής ROE φαίνεται να ερμηνεύουν με τον καλύτερο δυνατό τρόπο τις αποδόσεις των μετοχών.

- Οι Kothari, Shanken and Sloan (1995) υποστήριξαν ότι η σχέση μεταξύ BV/MV και αποδόσεων είναι λιγότερη δυνατή και σταθερή απ' ό,τι είχαν συμπεράνει οι Fama and French (1992). Επίσης επισημαίνουν ότι τα παρελθόντα δεδομένα για τους δείκτες BV/MV, που προέρχονται από τη βάση δεδομένων Compustat, είναι επηρεασμένα και μεροληπτούν (έχει γίνει και πιο πάνω αναφορά για το survivor-selection bias, εδώ εννοείται ότι τα δεδομένα μεροληπτούν σε μικρές εταιρείες με υψηλό book-to-market που κατάφεραν να επιζήσουν και να έχουν αυξημένες αποδόσεις) υπέρ του book-to-market effect.

Το δείγμα τους περιελάμβανε στοιχεία για την περίοδο 1947-1987 και βασιζόταν σε δεδομένα της Standar & Poor's. Επίσης για να αποδείξουν το survivor bias της Compustat, διεξήγαγαν εμπειρική έρευνα που βασιζόταν σε στοιχεία που είχαν συλλέξει από το 1963 και μετά, για τις 500 μεγαλύτερες επιχειρήσεις της Compustat και τα σύγκριναν με τα αποτελέσματα εμπειρικής έρευνας για όλες τις επιχειρήσεις της Compustat για την ίδια περίοδο. Το book-to-market effect ήταν 40% λιγότερο για την δεύτερη έρευνα.

- Ο Davis διέψευσε τους ισχυρισμούς των Kothari, Shanken and Sloan (1995) αφού χρησιμοποίησε δεδομένα της Compustat προσαρμοσμένα με κατάλληλο τρόπο ώστε να μην έχουν το survivor bias και κατέληξε στο συμπέρασμα ότι το book-to-market effect υπάρχει (Στο ίδιο συμπέρασμα κατέληξαν και οι Chan, Jegadeesh and Lakonishok (1995)).

Επίσης, προς απόδειξη του book-to-market effect, έκανε και έρευνα για την περίοδο 1940-1963 που αφορούσε τον NYSE και AMEX με δεδομένα και πληροφορίες που προήλθαν από την Moody's και τη βάση δεδομένων CRSP.

Βέβαια, ο Davis υποστηρίζει ότι το φαινόμενο του Ιανουαρίου σχετίζεται με το book-to-market effect.

- Ο Loughran (1997) συμπέρανε ότι το book-to-market effect δεν είναι τόσο μεγάλης σημασίας όσο είχε η μέχρι τότε έρευνα πιστέψει. Επικεντρώθηκε στο φαινόμενο του Ιανουαρίου και υποστήριξε ότι αυτό είναι το φαινόμενο που «δυναμώνει» τη σχέση BV/MV-αποδόσεων. Επίσης, απέδειξε πως για τις μεγάλου μεγέθους επιχειρήσεις ο δείκτης BV/MV δεν έχει καμία επίδραση στις αποδόσεις των μετοχών τους. (Στο ίδιο συμπέρασμα κατέληξε και η μετέπειτα έρευνα των Loughran and Ritter (2000)). Τα δεδομένα της έρευνας κάλυπταν την περίοδο 1963-1995.

- Οι Chan, Hamao and Lakonishok (1991), για την κεφαλαιαγορά της Ιαπωνίας, διεξήγαγαν έρευνα για το αν οι δείκτες-μεταβλητές earnings yield, cash flow yield, μέγεθος, book-to-market ratio μπορούν να εξηγήσουν τις αποδόσεις των μετοχών. Η έρευνα τους κάλυψε την περίοδο 1971-1988 και αφορούσε δεδομένα και μηνιαίες αποδόσεις μετοχών βιομηχανικών και μη βιομηχανικών επιχειρήσεων του χρηματιστηρίου του Τόκιο. (Η Ιαπωνέζικη μαζί με την Αμερικάνικη κεφαλαιαγορά είναι οι μεγαλύτερες στον κόσμο.)

Το χρηματιστήριο του Τόκιο χωρίζεται σε δύο τμήματα. Το ένα είναι για τις μικρότερες επιχειρήσεις (κάτι σαν το AMEX της Αμερικής) που μόλις ικανοποιήσουν κάποια κριτήρια θα μπορέσουν να περάσουν στο πρώτο τμήμα (κάτι σαν το NYSE της Αμερικής).

Η βάση δεδομένων που χρησιμοποιήθηκε για την άντληση των δεδομένων ήταν η Daiwa Securities Co., Ltd., Tokyo. Η μεθοδολογία τους σχετίστηκε με τη δημιουργία χαρτοφυλακίων βάση τις οποίες ήταν οι τέσσερις προαναφερόμενες μεταβλητές. Τα αποτελέσματα αποκάλυψαν ότι υπάρχει σχέση ανάμεσα σε αυτές τις τέσσερις μεταβλητές και στις αποδόσεις των μετοχών αλλά τη μεγαλύτερη θετική σχέση με τις αποδόσεις, την είχαν ο δείκτης BV/MV και ο δείκτης cash flow yield. Η σύγκριση ανάμεσα σ' αυτούς τους δύο δείκτες ήταν υπέρ του δείκτη BV/MV. Ακόμα, οι

επιστήμονες συμπέραναν ότι το book-to-market effect δεν ήταν αποτέλεσμα του φαινομένου του Ιανουαρίου.

- Η έρευνα εξέτασε των Chan and Chui (1996) εάν τα ευρήματα του Fama and French (1992) μπορούν να επεκταθούν και για την κεφαλαιαγορά της Αγγλίας. Επίσης εξετάζει αν τα συμπεράσματα είναι τα ίδια σε περίπτωση που χρησιμοποιηθούν ετήσια δεδομένα, και όχι μόνο μηνιαία.

Τα δεδομένα της έρευνας προήλθαν από τη βάση δεδομένων του London Business School Share Price Database (LSPD) και από τη βάση δεδομένων Exstat Company Accounts Database και κάλυπταν την περίοδο 1971-1996. Το δείγμα για την περίοδο πριν το 1975 περιείχε επιχειρήσεις κατά 33% τυχαία από την LSPD, ενώ για μετά το 1975 περιελάμβανε όλες τις επιχειρήσεις του χρηματιστηρίου της Αγγλίας.

Πρέπει να αναφερθεί ότι οι χρηματοοικονομικές επιχειρήσεις δεν συμπεριλήφθηκαν στο δείγμα και αυτό συνάβει για δύο λόγους. Πρώτον, γιατί η πλειοψηφία των περιουσιακών στοιχείων (που φαίνονται στις οικονομικές καταστάσεις) αυτών των εταιρειών όπως για παράδειγμα δάνεια τραπεζών και μετοχές θεσμικών επενδυτών καταγράφονται στη χρηματιστηριακή τους αξία. Δηλαδή η αξία που καταγράφεται στις οικονομικές καταστάσεις αναθεωρείται συνεχώς. Άρα, είναι πολύ πιθανόν, οι λογιστικοί δείκτες να μην έχουν την ίδια ερμηνεία με αυτή που έχουν άλλου τύπου εταιρείες. Δεύτερον, εταιρείες με μεγαλύτερη μόχλευση ίσως έχουν μεγαλύτερο κίνδυνο. Με άλλα λόγια, πιθανόν να μην είχε το ίδιο νόημα εάν σ' ένα δείγμα συμπεριλαμβάνονταν εταιρείες που από φύση τους έχουν μεγαλύτερη μόχλευση και εταιρείες που δεν έχουν μεγάλη μόχλευση. (Οι Chan and Chui ακολούθησαν την ίδια λογική των Fama and French (1992) που έχει αναφερθεί πιο πάνω.) Η μεθοδολογία των δύο ερευνητών βασίστηκε στις διαστρωματικές παλινδρομήσεις των Fama and MacBeth (1973).

Οι διαστρωματικές παλινδρομήσεις «έτρεξαν» τόσο για μηνιαία όσο και για ετήσια δεδομένα. Σχετικά με τις μηνιαίες παλινδρομήσεις, προέκυψε ότι, σε αντίθεση με τους Fama and French (1992), όταν το book-to-market χωριστεί σε book leverage και market leverage (έχει αναφερθεί αυτή η ισότητα στην επισκόπηση του άρθρου των Fama and French (1992), πιο πάνω), τότε το market leverage έχει μεγάλη στατιστική σημαντικότητα και καταφέρνει να απορροφήσει όλον τον επεξηγηματικό ρόλο του book-to-market. Μία πιθανή εξήγηση του γιατί το market leverage υποκαθιστά το book leverage είναι ότι στην Αγγλία, συγκεκριμένα περιουσιακά στοιχεία των εταιρειών

επαναξιολογούνται συνεχώς αντικατοπτρίζοντας την τρέχουσα αξία τους στις οικονομικές καταστάσεις και όχι την αξία που βασίζεται στο ιστορικό κόστος.

Σχετικά με τις ετήσιες παλινδρομήσεις, φαίνεται ότι προκύπτει το ίδιο συμπέρασμα όσον αφορά το BV/MV και market leverage, παρ' όλο το γεγονός ότι οι παρατηρήσεις είναι λιγότερες σε σχέση με τις μηνιαίες παλινδρομήσεις.

Συνοπτικά, πρέπει να αναφερθεί ότι τα συμπεράσματα των Chan and Chui ταυτίζονται με αυτά των Fama and French (1992) αναφορικά με τον ελάχιστο επεξηγηματικό ρόλο στις αποδόσεις των μετοχών των betas. Ο δείκτης BV/MV είχε μεγάλη στατιστική σημαντικότητα και σταθερό επεξηγηματικό ρόλο στις αποδόσεις των μετοχών. Σε αντίθεση με τους Fama and French (1992), το μέγεθος (λογάριθμος τρέχουσας αξίας ιδίων κεφαλαίων) δεν μπορεί να προβλέψει τις αποδόσεις των μετοχών.

Σε εμπειρικές έρευνες που έγιναν στην αγορά του Ηνωμένου Βασιλείου, με μεθοδολογίες αντίστοιχες των Fama and French (1992), βρέθηκε ότι η επεξηγηματική δύναμη του δείκτη BV/MV είναι μεγάλη αλλά στην καλύτερη περίπτωση η επεξηγηματική δύναμη του μεγέθους (τρέχουσα αξία) είναι πολύ μικρή. (Miles and Timmerman (1996), Chan and Chui (1996) και Strong and Xu (1997)

Ενδεικτική αρθρογραφία για το book-to-market effect, πέραν των άρθρων που αποτέλεσαν πηγή για τα παραπάνω, είναι τα παρακάτω άρθρα:

Jegadeesh (1992), Penman (1992), Jagannathan and Wang (1992), Capaul, Rowley and Sharpe (1993), Capaul, Rowley and Sharpe (1993), Bernard (1994), Lakonishok, Shleifer and Vishy (1994), Ou and Penman (1995), Penman and Sougiannis (1996), La Porta (1996), Penman (1996), Hawawini and Keim (1997), Barber and Lyon (1997), Daniel, Titman and Wei (2001), Karceski and Lakonishok (1998), Biddle and Hunt (1999), Vuolteenaho (2000), Beaver and Ryan (2000), Duhram (2000), Davis (2000), Fama and French (2000), Lew and Vassalou (2000), Lynch (2001), Griffin and Lemmon (2002), Moskowitz (2003), Lam and Spyrou (2003)

2.7 Η Επεξηγηματική δύναμη της μερισματικής απόδοσης (Dividend Yield - DY) για τις αποδόσεις των μετοχών

Αρκετές είναι οι έρευνες που αποδεικνύουν ότι υπάρχει μια σχέση μεταξύ του DY (μέρισμα ανά μετοχή προς τρέχουσα τιμή) και των αποδόσεων των μετοχών. Επίσης όμως υπάρχουν και κάποιες έρευνες που το αμφισβητούν και ακόμα συμπεραίνουν ότι το dividend yield effect «απορροφάται» από άλλες μεταβλητές (για παράδειγμα τις μεταβλητές MV).

- Οι Litzenberger and Ramaswamy (1979) αποδεικνύουν μια θετική σχέση ανάμεσα στο DY και τις αποδόσεις των μετοχών για την περίοδο 1936-1977.

Ακόμα ο Keim (1982) ανέλυσε τη σχέση μεταξύ DY και firm size και βρήκε μια ισχυρή σχέση ανάμεσα τους.

Οι Fama and French (1998) και Nelson and Kim (1993) βρήκαν ότι οι μερισματικές αποδόσεις μπορούν να προβλέψουν τις τιμές των μετοχών.

Ενδεικτική αρθρογραφία για το dividend yield effect αποτελούν τα παρακάτω άρθρα: Elton and Gruber (1970), Brennan (1970), Black and Scholes (1974), Watts (1976), Petit (1976), Charest (1978), Litzenberger and Ramaswamy ((1980), Blume (1980), Aharony and Swarg (1980), Miller and Scholes (1982), Gordon and Rentzler (1983), Levis (1989), Cristie (1990), Chen, Grunby and Stambaugh (1990), Collins and Kemsley (1999), Lang and Shackelford (2000), Mike (2001), Leledakis, Davidson and Karathanasis (2001)

2.8 Η Επεξηγηματική δύναμη του δείκτη κέρδη ανά μετοχή προς τρέχουσα τιμή ανά μετοχή (Earnings per share to Price per share – E/P) για τις αποδόσεις των μετοχών

- Ο Basu (1977) συμπέρανε ότι μετοχές με υψηλό E/P έχουν υψηλότερες αποδόσεις σε σχέση με μετοχές που είχαν χαμηλό E/P και άρα ισχυρίστηκε πως υπάρχει αναποτελεσματικότητα στην αγορά, όμως ο Ball είπε ότι μπορεί να είναι αποτέλεσμα του μη ικανού CAPM (misspecification of the pricing model).

Επίσης, ο Basu (1983) διαψεύδει τον Reinganum (1981) για το ότι το size effect απορροφά το E/P effect και αποδεικνύει σε δείγμα της περιόδου 1963-1980 (που αφορά μετοχές της Αμερικής) ότι μικρού μεγέθους μετοχές με τον υψηλότερο E/P δείκτη έχουν μεγαλύτερες αποδόσεις και σε αυτό το σημείο επιχειρηματολογεί για την σύνδεση του size effect με το E/P effect. Ακόμα, σ' ένα μοντέλο που περιλαμβάνει το P/E, beta και το μέγεθος (MV), το P/E φαίνεται να έχει επεξηγηματικό ρόλο στις αποδόσεις των μετοχών. (Scwhert (1983), σελ. 6)

Ο Ball (1978) υποστήριξε ότι ο δείκτης E/P είναι μία μεταβλητή που μπορεί να «πιάσει» όλους εκείνους τους παράγοντες που σχετίζονται με τις αποδόσεις των μετοχών (catch-all proxy for unnamed factors in expected returns) και ότι οι μετοχές με υψηλό E/P, έχουν υψηλό κίνδυνο και συνεπώς και υψηλές αποδόσεις.

Ενδεικτική αρθρογραφία για το E/P effect αποτελούν τα παρακάτω άρθρα:

Reinganum (1981 c), Peavy and Goodman (1983), Aggrawal, Hiraki and Rao (1988), Wong and Lye (1990), Ma and Shaw (1990), Chan, Hamao Lakonishok (1991), Kubota and Takehara (1996), Strong and Xu (1997), Keith S. K. Lam (2002)

2.9 Η Επεξηγηματική δύναμη των δεικτών ταμιακή ροή ανά μετοχή προς τρέχουσα τιμή ανά μετοχή & μόχλευσης

Αρκετοί ερευνητές εντόπισαν μια θετική σχέση ανάμεσα στο δείκτη CF/P (ταμιακή ροή προς τρέχουσα τιμή) και στις αποδόσεις των μετοχών. Αυτός ο δείκτης είναι πιο κοντά σε μια θεμελιώδη ανάλυση προσέγγιση για την επεξήγηση των αποδόσεων των μετοχών.

Ενδεικτική αρθρογραφία γι' αυτό το φαινόμενο αποτελούν τα παρακάτω άρθρα:

Wilson (1986), Bernard and Stober (1989), Chan, Hamao and Lakonishok (1991), Shleifer and Vishny (1994), Davis (1994)

Αντικείμενο ερευνών έχει γίνει και η μόχλευση και κατά πόσο μπορεί να εξηγήσει τις αποδόσεις των μετοχών.

Ο Bhandari (1988) συμπέρανε ότι είναι πιθανό η μόχλευση να συνδέεται με τον κίνδυνο και άρα με τις αποδόσεις των μετοχών. Στο CAPM θα έπρεπε ο κίνδυνος που υπάρχει λόγω μόχλευσης να συμπεριλαμβάνεται στο beta. Όμως ο Badhari, βρήκε ότι η μόχλευση (θετική σχέση μεταξύ μόχλευσης και αποδόσεων) έχει επεξηγηματικό ρόλο στις αποδόσεις των μετοχών, σε ένα μοντέλο που περιλαμβάνει παράλληλα τόσο το beta όσο και το μέγεθος μιας εταιρείας (Γι' αυτό το άρθρο υπάρχει και αναφορά πιο πάνω, στην ανασκόπηση του άρθρου των Fama and French (1992)).

Ενδεικτική αρθρογραφία για το leverage effect αποτελούν τα παρακάτω άρθρα:
Fama and French (1992, 1996), Norman Strong and Xinzhong G. Xu (1997)

2.10 Η Επεξηγηματική δύναμη της τάσης των τιμών των μετοχών & του όγκου συναλλαγών των μετοχών

Πολλές έρευνες έχουν καταλήξει στο ότι τα εμπειρικά ευρήματα που συνδέονται με την τάση της τιμής της μετοχών και τις αποδόσεις των μετοχών είναι πιο κοντά σε μια προσέγγιση λανθασμένης αποτίμησης παρά σε μία προσέγγιση κινδύνου (Jegadeesh and Titman, 1993, 2001).

Ενδεικτική αρθρογραφία γι' αυτό το φαινόμενο αποτελούν τα παρακάτω άρθρα:
Christopher G. Lamoureux and William D. Lastrapes (1994), Narasimhan Jegadeesh, Sheridan and Titman (1999), Charles M.C. Lee, Bhaskaran Swaminathan (2000), Liu (1999) Hon and Tonks (2003) για την Αγγλία

Άλλες έρευνες έχουν εστιάσει στο κατά πόσο ο όγκος των συναλλαγών μπορεί να ερμηνεύσει τις αποδόσεις των μετοχών.

Ενδεικτική αρθρογραφία αποτελούν τα παρακάτω άρθρα:
MJ Barclay, RH Litzenberger and JB Warner (1990), John Y. Campbell, Sanford J. Grossman and Jiang Wang (1993), Tarun Chordia, Bhaskaran Swaminathan (2000),

Gong-meng Chen, Michael Firth, Oliver M. Rui (2001), Bong-Soo Lee, Oliver M. Rui (2002)

Εκτός από τις παραπάνω μεταβλητές, έρευνες έχουν προτείνει και τη χρησιμοποίηση άλλων μεταβλητών που πιθανώς να ερμηνεύουν τις αποδόσεις των μετοχών, όπως οι δαπάνες έρευνας και ανάπτυξης (Chambers, 2002).

2.11 Σύνοψη της ανασκόπησης της αρθρογραφίας

Σε αυτό το σημείο θα πρέπει να διευκρινιστεί και ταυτόχρονα να παρουσιαστεί με συνοπτικό τρόπο το συμπέρασμα από όλη την παραπάνω ανασκόπηση των άρθρων. Με βάση όλα τα παραπάνω, είναι κατανοητό ότι **αν οι επενδυτές** (ή οι κερδοσκόποι) χρησιμοποιούσαν επενδυτικές στρατηγικές που να βασίζονται στις μεταβλητές των προηγούμενων σελίδων τότε θα πετύχαιναν υψηλές αποδόσεις μετοχών και υπερβολικά κέρδη. Βέβαια αυτό θα συνέβαινε εάν μερικοί επενδυτές ακολουθούσαν αυτές τις στρατηγικές γιατί αν τις ακολουθούσαν όλοι τότε κανείς δεν θα μπορούσε να «κερδίσει» τον άλλον. Ίσως αυτό είναι και μια απόδειξη του γιατί το CAPM είχε μεγάλη ισχύ τα πρώτα χρόνια της ανάπτυξης του (γιατί όλοι το εμπιστεύονταν).

Για να γίνει η περίληψη όλου του κειμένου θα αναλυθεί ο παραπάνω συλλογισμός με τρεις διαφορετικές προσεγγίσεις / ερωτήσεις.

1) Αφού με τη χρησιμοποίηση αυτών των μεταβλητών οι επενδυτές «θα κέρδιζαν» την αγορά (τουλάχιστον με βάση τα ιστορικά στοιχεία του παρελθόντος), τότε γιατί η αγορά είναι αποτελεσματική;

Αυτή η ερώτηση εννοεί ότι αφού η αγορά είναι αποτελεσματική (δηλαδή οι πληροφορίες για τις εταιρείες θα αποτυπώνονται με γρήγορο και ακριβή τρόπο στις τιμές των μετοχών) τότε οι επενδυτές δεν θα μπορούν να προβλέψουν τις αποδόσεις των μετοχών αφού δεν θα μπορούσαν να προβλέψουν πληροφορίες. Το μόνο που θα μπορούσαν να κάνουν αν ήθελαν κάποια πρόβλεψη (που είναι απαραίτητη για σημαντικές χρηματοοικονομικές αποφάσεις) είναι, με την υπάρχουσα πληροφόρηση, να βγάλουν κάποια συμπεράσματα για το μέλλον με τη βοήθεια του CAPM. Δηλαδή να προβλέψουν τον κίνδυνο, με βάση την υπάρχουσα πληροφόρηση (αυτό γίνεται με

παλινδρομήσεις των προηγούμενων αποδόσεων σε σχέση με τις αποδόσεις του γενικού δείκτη του χρηματιστηρίου, έτσι ώστε να εκτιμηθεί ο κίνδυνος – beta της μετοχής).

Συνεπώς, η απάντηση σε αυτό το ερώτημα είναι ότι ή η αγορά δεν είναι αποτελεσματική ή οι παραπάνω μεταβλητές «πιάνουν» πιο αποτελεσματικά την απαιτούμενη πληροφόρηση για το μέλλον της εταιρείας σε σχέση με το beta και η αποκόμιση υπερβολικών κερδών δεν οφείλεται στην αναποτελεσματικότητα της αγοράς αλλά στην μη χρήση της πληροφοριακής δύναμης των παραπάνω μεταβλητών από όλους τους επενδυτές ή η εμπειρική έρευνα παραπλανήθηκε από λάθος στατιστικές μεθόδους / λάθος-μεροληπτικά δεδομένα και άρα αυτές οι μεταβλητές δεν συνδέονται με τις αποδόσεις των μετοχών.

2) Αφού το CAPM είναι το μοντέλο αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων, τότε γιατί οι αποδόσεις των μετοχών δεν είναι ίδιες με αυτές που προκύπτουν από το CAPM;

Αυτή η ερώτηση εννοεί ότι αν η απόδοση εξαρτάται από τον κίνδυνο και αν το CAPM είναι το καταλληλότερο μοντέλο για να μετρήσει τον κίνδυνο, τότε οι επενδυτές δεν θα μπορούν να βρискουν συστηματικά σχέσεις μεταβλητών – αποδόσεων και να μπορούν να «κερδίζουν» την αγορά.

Συνεπώς, η απάντηση σε αυτήν την ερώτηση είναι ότι ή οι αποδόσεις δεν σχετίζονται με το κίνδυνο ή οι παραπάνω μεταβλητές μετρούν καλύτερα τον κίνδυνο από το CAPM (άρα πρέπει να αναπτυχθούν νέα μοντέλα αποτίμησης που να περιλαμβάνουν αυτές τις μεταβλητές όπως των Fama and French (1993)) ή η εμπειρική έρευνα παραπλανήθηκε από λάθος στατιστικές μεθόδους / λάθος - μεροληπτικά δεδομένα και άρα αυτές οι μεταβλητές δεν συνδέονται με τις αποδόσεις των μετοχών.

3) Και αν οι αποδόσεις δεν σχετίζονται (μόνο) με τον κίνδυνο, τότε με τι σχετίζονται;

Η απάντηση σε αυτό το ερώτημα είναι ότι μπορεί να σχετίζονται (και) με θεμελιώδη χαρακτηριστικά της εταιρείας. Δηλαδή, αυτές οι μεταβλητές, που συνδέονται με τις αποδόσεις των μετοχών, να καταφέρνουν να είναι πληρεξούσιες θεμελιωδών χαρακτηριστικών των εταιρειών όπως για παράδειγμα ταμιακές ροές, πωλήσεις, κ.α.

Αφορμή, λοιπόν, γι' αυτή τη διπλωματική εργασία είναι και, η τρίτη ερώτηση. Θα γίνει μια προσπάθεια να βρεθεί εάν ένα μοντέλο που θα βασίζεται σε μεταβλητές που σχετίζονται με θεμελιώδη χαρακτηριστικά των εταιρειών μπορεί να εξηγήσει τις αποδόσεις των μετοχών.

Τώρα, αναφέρθηκε ότι αυτές οι μεταβλητές θα συνδέονται με θεμελιώδη χαρακτηριστικά των εταιρειών. Αυτές οι μεταβλητές θα είναι η απόδοση ιδίων κεφαλαίων (όμως μια απόδοση ιδίων κεφαλαίων που θα εκτιμηθεί ότι θα είναι για το μέλλον, όχι η παρούσα) και ο δείκτης λογιστικής αξίας προς τρέχουσας αξίας (και ο παρών δείκτης αλλά και ένας δείκτης που θα εκτιμηθεί για το μέλλον). Το γιατί αυτές οι μεταβλητές συνδέονται με θεμελιώδη χαρακτηριστικά της εταιρείας απαντήθηκε σε ορισμένα άρθρα των παραπάνω σελίδων. Πιο συγκεκριμένα, στο άρθρο του Berk (1995), στο άρθρο των Pontiff and Schall (1998) και στο άρθρο των Clubb and Naffi (2007).

ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ ΚΕΦΑΛΑΙΟΥ

Ελληνική (βιβλία)

Αρτίκης Γ., 2002, Χρηματοοικονομική διοίκηση – Αποφάσεις χρηματοδοτήσεων, Interbooks

_____ 2002, Χρηματοοικονομική διοίκηση – Αποφάσεις επενδύσεων, Interbooks

_____ 2003, Χρηματοοικονομική διοίκηση – Ανάλυση και προγραμματισμός, Interbooks

Καραθανάσης, 2002, Χρηματοοικονομική διοίκηση και χρηματιστηριακές αγορές, εκδόσεις Μπένου

Σπύρου, 2003, Αγορές χρήματος & κεφαλαίου, εκδόσεις Μπένου

Ξενόγλωσση (άρθρα)

Banz Rolf W., March 1981, The relationship between return and market value of common stocks, Journal of Financial Economics, Volume 9, Issue 1, Pages 3–18

Basu S., (Jun., 1977), Investment Performance of Common Stocks in Relation to Their Price-Earnings Ratios: A Test of the Efficient Market Hypothesis, The Journal of Finance, Vol. 32, No. 3, pp. 663-682

Bhandari Laxmi Chand, (Jun., 1988), Debt/Equity Ratio and Expected Common Stock Returns: Empirical Evidence, The Journal of Finance, Vol. 43, No. 2, pp. 507-528

Black F, Jensen M., Scholes M., 1972, The Capital Asset Pricing Model: Some Empirical Tests, Studies in the Theory of Capital Markets, Praeger Publishers Inc.

Berk J.B., 1995, A critique of size-related anomalies, Review of Financial Studies, Volume 8, Issue 2, Pp. 275-286

Blume Marshall E. , Stambaugh Robert F., November 1983, Biases in computed returns: An application to the size effect, Journal of Financial Economics, Volume 12, Issue 3, Pages 387–404

Brown Philip, June 1983, Kleidon Allan W., Marsh Terry A., New evidence on the nature of size-related anomalies in stock prices, Journal of Financial Economics, Volume 12, Issue 1, Pages 33–56

Chan Andrew, Chui Alice P.L., December 1996, An Empirical Re-Examination of the Cross-Section of Expected Returns: UK Evidence, Journal of Business Finance & Accounting, Volume 23, Issue 9-10, pages 1435–1452

Chan Louis K. C., Hamao Yasushi and Lakonishok Josef, (Dec., 1991), Fundamentals and Stock Returns in Japan, The Journal of Finance, Vol. 46, No. 5, pp. 1739-1764

Colin Clubb, January/March 2007, Mounir Naffi, The Usefulness of Book-to-Market and ROE Expectations for Explaining UK Stock Returns, Journal of Business Finance & Accounting, Volume 34, Issue 1-2, pages 1–32

Davis James L., (Dec., 1994), The Cross-Section of Realized Stock Returns: The Pre-COMPUSTAT Evidence, The Journal of Finance, Vol. 49, No. 5, pp. 1579-1593

Fama Eugene F. and French Kenneth R., (Jun., 1992), The Cross-Section of Expected Stock Returns, The Journal of Finance, Vol. 47, No. 2, pp. 427-465

_____, _____ February 1993, Common risk factors in the returns on stocks and bonds, Journal of Financial Economics, Volume 33, Issue 1, Pages 3–56

_____, _____ (Mar., 1995), Size and Book-to-Market Factors in Earnings and Returns, The Journal of Finance, Vol. 50, No. 1, pp. 131-155

_____, _____ (Mar., 1996), Multifactor Explanations of Asset Pricing Anomalies, The Journal of Finance, Vol. 51, No. 1, pp. 55-84

_____ and MacBeth James D., (May - Jun., 1973), Risk, Return, and Equilibrium: Empirical Tests, Journal of Political Economy, Vol. 81, No. 3, pp. 607-636

French Kenneth R., March 1980, Stock returns and the weekend effect, Journal of Financial Economics, Volume 8, Issue 1, Pages 55–69

Gibbons Michael R. and Hess Patrick, (Oct., 1981), Day of the Week Effects and Asset Returns, The Journal of Business, Vol. 54, No. 4, pp. 579-596

Keppler Michael and Traub Heydon D., 1993, The Small-Country Effect: Small Markets Beat Large Markets, The Journal of Investing Fall, Vol. 2, No. 3: pp. 17-24

Keim Donald B., June 1983, Size-related anomalies and stock return seasonality: Further empirical evidence, Journal of Financial Economics, Volume 12, Issue 1, Pages 13–32

Knez Peter J. and Ready Mark J., (Sep., 1997), On the Robustness of Size and Book-to-Market in Cross-Sectional Regressions, The Journal of Finance, Vol. 52, No. 4, pp. 1355-1382

Kothari S. P., Shanken Jay, May 1997, Book-to-market, dividend yield, and expected market returns: A time-series analysis, Journal of Financial Economics, Volume 44, Issue 2, Pages 169–203

_____, _____, and Sloan Richard G., (Mar., 1995), Another Look at the Cross-Section of Expected Stock Returns, The Journal of Finance, Vol. 50, No. 1, pp. 185-224

Lakonishok Josef, Shapiro Alan C., March 1986, Systematic risk, total risk and size as determinants of stock market returns, Journal of Banking & Finance, Volume 10, Issue 1, Pages 115–132

Lamoureux Christopher G. and Lastrapes William D., (Apr., 1994), Endogenous Trading Volume and Momentum in Stock-Return Volatility, Journal of Business & Economic Statistics, Vol. 12, No. 2, pp. 253-260

Levy Haim, (Sep., 1978), Equilibrium in an Imperfect Market: A Constraint on the Number of Securities in the Portfolio, The American Economic Review, Vol. 68, No. 4, pp. 643-658

Litzenberger Robert H., Ramaswamy Krishna, June 1979, The effect of personal taxes and dividends on capital asset prices: Theory and empirical evidence, Journal of Financial Economics, Volume 7, Issue 2, Pages 163–195

Lo A. W. and J. Wang., 2000, "Trading Volume: Definitions, Data Analysis, And Implications Of Portfolio Theory," Review of Financial Studies, v13(2,Summer), 257-300

Loughran Tim, September 1997, Book-to-Market across Firm Size, Exchange, and Seasonality: Is There an Effect?, Journal of Financial and Quantitative Analysis / Volume 32 / Issue 03, pp 249-268

Pontiff Jeffrey, Schall Lawrence D., 1 August 1998, Book-to-market ratios as predictors of market returns, Journal of Financial Economics, Volume 49, Issue 2, Pages 141–160

Reinganum Marc R., March 1981, Misspecification of capital asset pricing: Empirical anomalies based on earnings' yields and market values, Journal of Financial Economics, Volume 9, Issue 1, Pages 19–46

_____, (Mar., 1982), A Direct Test of Roll's Conjecture on the Firm Size Effect, The Journal of Finance, Vol. 37, No. 1, pp. 27-35

Roll Richard, (Sep., 1981), A Possible Explanation of the Small Firm Effect, The Journal of Finance, Vol. 36, No. 4, pp. 879-888

Rozeff Michael S., Kinney William R. Jr., October 1976, Capital market seasonality: The case of stock returns, Journal of Financial Economics, Volume 3, Issue 4, Pages 379–402

Schwert G. William, 1983, Size and stock returns, and other empirical regularities, Journal of financial economics, Vol. 12, pp. 3-12

Stoll Hans R., Whaley Robert E., June 1983, Transaction costs and the small firm effect, Journal of Financial Economics, Volume 12, Issue 1, Pages 57–79

Πανεπιστήμιο Πειραιώς

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 3 ΜΕΘΟΔΟΛΟΓΙΑ

3.1 Θεωρητικό υπόβαθρο της μεθοδολογίας

Η σχέση (1) είναι η βάση για τη μεθοδολογία που θα ακολουθηθεί προκειμένου να εξεταστεί εμπειρικά εάν οι αποδόσεις των μετοχών μπορούν να εξηγηθούν από τους δείκτες λογιστική προς τρέχουσα αξία ιδίων κεφαλαίων και απόδοση ιδίων κεφαλαίων.

$$B_t = B_{t-1} + X_t - D_t \quad (1)$$

Η σχέση (1) δείχνει ότι η λογιστική αξία ιδίων κεφαλαίων το χρόνο t (B_t) ισούται με τη λογιστική αξία ιδίων κεφαλαίων το χρόνο $t-1$ (B_{t-1}) συν τα λογιστικά κέρδη του χρόνου t (X_t) μείον τα μερίσματα που πληρώθηκαν το χρόνο t (D_t).

Από τη σχέση (1) προκύπτει η σχέση (2).

$$(B_t + D_t) / (M_t + D_t) = (1 + ROE_t) B_{t-1} / (1 + R_t) M_{t-1} \quad (2)$$

Δηλαδή ο λόγος λογιστικής προς τρέχουσας αξίας ιδίων κεφαλαίων του χρόνου t , συμπεριλαμβανομένων των μερισμάτων του χρόνου t ($B_t + D_t$) / ($M_t + D_t$), είναι ίσος με το λόγο της λογιστικής αξίας ιδίων κεφαλαίων του χρόνου $t-1$ προσαυξημένη κατά την απόδοση των ιδίων κεφαλαίων του χρόνου t ($(1 + ROE_t) B_{t-1}$), δια την χρηματιστηριακή αξία ιδίων κεφαλαίων το χρόνο $t-1$ προσαυξημένη κατά την χρηματιστηριακή απόδοση το χρόνο t ($(1 + R_t) M_{t-1}$).

Λύνοντας τη σχέση (2) ως προς $(1 + R_t)$, δηλαδή ως προς τις αποδόσεις των μετοχών, και εφαρμόζοντας λογαριθμική μορφή προκύπτει η σχέση

$$\ln(1 + R_t) = \ln(B_{t-1} / M_{t-1}) - \ln((B_t + D_t) / (M_t + D_t)) + \ln(1 + ROE_t) \quad (3)$$

Αν συμπεριληφθούν και οι προσδοκίες για δείκτες και μεταβλητές του χρόνου t με βάση δείκτες και μεταβλητές του χρόνου $t-1$, τότε ισχύει

$$E_{t-1} \{ \ln(1 + R_t) \} = \ln(B_{t-1} / M_{t-1}) - E_{t-1}(\ln((B_t + D_t) / (M_t + D_t))) + E_{t-1}(\ln(1 + ROE_t)) \quad (4),$$

και άρα προκύπτει η σχέση

$$\ln(1 + R_t) = \ln(B_{t-1} / M_{t-1}) - E_{t-1}(\ln((B_t + D_t) / (M_t + D_t))) + E_{t-1}(\ln(1 + ROE_t)) + v_t \quad (5)$$

Η σχέση (5) δηλώνει ότι, σε λογαριθμική μορφή, οι αποδόσεις των μετοχών μπορούν να εκτιμηθούν από το δείκτη λογιστικής προς τρέχουσας αξίας των ιδίων κεφαλαίων της προηγούμενης χρήσης, από τις προσδοκίες για το δείκτη λογιστική προς τρέχουσα αξία της χρήσης για την οποία προσπαθείται να προβλεφθούν οι αποδόσεις των μετοχών και από τις προσδοκίες για το δείκτη απόδοσης ιδίων κεφαλαίων για τη χρήση που προσπαθείται να προβλεφθούν οι αποδόσεις των μετοχών. Η εκτίμηση των αποδόσεων των μετοχών εξαρτάται και από τον διαταρακτικό όρο/τυχαίο σφάλμα v_t . Έτσι, με βάση το υπόδειγμα (5) θα τρέξει μια παλινδρόμηση για να βρεθεί αν και εμπειρικά οι αποδόσεις των μετοχών εξηγούνται από τις προαναφερόμενες ανεξάρτητες μεταβλητές.

Στην προηγούμενη παράγραφο αναφέρθηκε ότι οι αποδόσεις των μετοχών σύμφωνα με τη σχέση (5) εξαρτώνται και από τον διαταρακτικό όρο. Αυτό συμβαίνει γιατί το υπόδειγμα (5) είναι ένα οικονομετρικό-στοχαστικό μοντέλο. Είναι ένα υπόδειγμα που θα χρησιμοποιηθεί για να εξεταστεί εμπειρικά εάν ισχύει η θεωρία και εάν ισχύει το οικονομικό-αιτιοκρατικό υπόδειγμα των σχέσεων (3) και (4). Δηλαδή, πάντα θα υπάρχει ένας τυχαίος παράγοντας (v) που θα διαχωρίζει το οικονομετρικό-στοχαστικό υπόδειγμα από το οικονομικό-αιτιοκρατικό υπόδειγμα.

3.2 Δεδομένα της εμπειρικής έρευνας

Τα στοιχεία που συλλέχθηκαν για να γίνει η εμπειρική έρευνα αφορούν τη αγορά της Γαλλίας για την περίοδο 2001-2010 (όπως θα γίνει κατανοητό παρακάτω, στοιχεία για

τους δείκτες BM και ROE χρειάστηκαν και για την περίοδο 1990-2000). Πηγή άντλησης των στοιχείων είναι το Bloomberg. Το μοντέλο πάνω στο οποίο θα βασιστεί η έρευνα είναι η σχέση (5). Δηλαδή, θα διερευνηθεί αν οι αποδόσεις της περιόδου t θα μπορούσαν να εξηγηθούν από το δεξιό μέρος της σχέσης (5) που αποτελείται από το δείκτη BM της προηγούμενης χρήσης $t-1$ και τις προσδοκίες του BM και ROE της χρήσης t .

Όμως, οι προσδοκίες για το BV/MV και ROE μιας συγκεκριμένης χρήσης, της οποίας οι αποδόσεις των μετοχών θα αποτελέσουν την εξαρτημένη μεταβλητή, θα προκύψουν από στοιχεία παρελθόντων ετών. Οι προσδοκίες του BV/MV για το χρόνο t (FBMt) οπότε γίνεται προσπάθεια να προβλεφθούν οι αποδόσεις των μετοχών θα προκύψουν από σχέσεις της μορφής:

$$FBMt = \gamma_{0,t-1} + \gamma_{1,t-1} \ln BM_{t-1} \quad (6) \text{ (αυτοπαλίνδρομο μοντέλο χρονοσειράς πρώτου βαθμού)}$$

Δηλαδή, για να εκτιμηθεί ο προσδοκώμενος δείκτης BV/MV της χρήσης t χρειάζεται ο δείκτης BV/MV της προηγούμενης χρήσης $t-1$. Όμως δεν αρκεί μόνο ο BV/MV της προηγούμενης χρήσης. Χρειάζεται να υπολογιστούν και οι συντελεστές $\gamma_{0,t-1}$ και $\gamma_{1,t-1}$. Αυτοί οι συντελεστές προκύπτουν από παλινδρομήσεις που τρέχουν χρησιμοποιώντας στοιχεία 10 παρελθόντων ετών.

Για παράδειγμα, όταν γίνεται προσπάθεια να δειχθεί αν η απόδοση μιας μετοχής το 2001 ($\ln(1 + R_t)$) μπορεί να εξηγηθεί/προβλεφθεί από τη σχέση (5), τότε χρειάζεται να υπάρχουν δεδομένα για το δείκτη BV/MV για το 2000 ($\ln(B_{t-1} / M_{t-1})$), για το προσδοκώμενο δείκτη BV/MV για το 2001 (FBMt) και για το προσδοκώμενο δείκτη ROE για το 2001 (FROEt). (Αφού προσπαθείται να προβλεφθεί η απόδοση για το 2001, είναι σαν να μην είναι γνωστοί ούτε η πραγματική απόδοση για το 2001, ούτε και οι πραγματικοί δείκτες BM και ROE.) Τώρα, για να υπολογιστεί το FBMt για το 2001 είναι αναγκαίο το BM για το 1999, που είναι γνωστό. Επίσης είναι αναγκαίοι οι δύο συντελεστές της σχέσης (6). Αυτοί οι συντελεστές βρίσκονται εάν τρέξουν παλινδρομήσεις με ανεξάρτητη μεταβλητή τους δείκτες BM των οποίων οι παρατηρήσεις είναι για τις χρήσεις 1990-1999 (δηλαδή 10 παρατηρήσεις) και με εξαρτημένη μεταβλητή τους δείκτες BM των οποίων οι παρατηρήσεις είναι για τις χρήσεις 1991-2000 (δηλαδή 10 παρατηρήσεις).

Αντίστοιχα οι προσδοκίες για το ROE για το χρόνο t ($FROE_t$), οπότε γίνεται προσπάθεια να προβλεφθούν οι αποδόσεις των μετοχών, θα προκύψουν από σχέσεις της μορφής:

$$FROE = \lambda_{0,t-1} + \lambda_{1,t-1} \ln(1+ROE_{t-1}) \quad (7)$$

(αυτοπαλίνδρομο μοντέλο χρονοσειράς πρώτου βαθμού)

Δηλαδή, για να εκτιμηθεί το προσδοκώμενο ROE της χρήσης t χρειάζεται το ROE της προηγούμενης χρήσης $t-1$, που είναι γνωστό, και οι δύο συντελεστές της σχέσης (7) οι οποίοι προκύπτουν από παλινδρομήσεις που τρέχουν χρησιμοποιώντας στοιχεία 10 παρελθόντων ετών. Στο προηγούμενο παράδειγμα, το FROE για το 2001, υπολογίζεται από παλινδρομήσεις με ανεξάρτητη μεταβλητή τους δείκτες ROE των οποίων οι παρατηρήσεις είναι για τις χρήσεις 1990-1999 (δηλαδή 10 παρατηρήσεις) και με εξαρτημένη μεταβλητή τους δείκτες ROE των οποίων οι παρατηρήσεις είναι για τις χρήσεις 1991-2000 (δηλαδή 10 παρατηρήσεις).

3.3 Επάρκεια δεδομένων

Τα στοιχεία που συλλέχθηκαν από το Bloomberg για την περίοδο 1990-2010 περιείχαν διάφορες εταιρείες για κάθε χρονιά. Αυτό που ενδιέφερε την έρευνα ήταν, για την περίοδο 1990-2000, οι δείκτες λογιστικής προς τρέχουσας αξίας ιδίων κεφαλαίων και οι δείκτες απόδοσης ιδίων κεφαλαίων ενώ για την περίοδο 2001-2010 την ενδιέφεραν εκτός από αυτούς τους δύο δείκτες και οι αποδόσεις των μετοχών. Η παλινδρόμηση που θα τρέξει βασιζόμενη στο υπόδειγμα (5) περιλαμβάνει τις αποδόσεις των μετοχών που υπάρχουν για τα χρόνια 2001-2010, τους δείκτες BV/MV που υπάρχουν για τα χρόνια 2000-2009 (αφού το BM_{t-1} είναι αυτό της προηγούμενης χρονιάς) και τις εκτιμήσεις των FBM και FROE για τα χρόνια 2001-2010, οι οποίες εκτιμήσεις θα προκύψουν από παλινδρομήσεις με παρατηρήσεις των δέκα προηγούμενων ετών.

Για παράδειγμα, όταν τρέχει μία παλινδρόμηση για μια μετοχή εταιρείας για το 2001, τότε χρειάζονται στοιχεία για την απόδοση της μετοχής το 2001, για το BM του 2000 και για το προσδοκώμενο FBM και FROE για το 2001. Τα FBM και FROE για το 2001 προκύπτουν από δεδομένα για τους δείκτες BM και ROE της συγκεκριμένης μετοχής για την περίοδο 1990-2000. Άρα για να επιλεγθεί μια μετοχή να μπει στο δείγμα της

χρονιάς 2001, θα πρέπει να υπάρχει επάρκεια δεδομένων για όλα τα χρόνια 1990-2000, εκτός από τις αποδόσεις του 2001. Για να διευκολυνθεί η έρευνα εισήχθησαν στο δείγμα και μετοχές που είχαν στοιχεία για τουλάχιστον οκτώ από τα δέκα παρελθόντα έτη. (Αυτή η επάρκεια των δεδομένων εστιάστηκε για τους δείκτες BM και ROE προκειμένου να εκτιμηθούν τα FBM και FROE, αφού για τα δεδομένα που αφορούσαν τους BM_{t-1} και τις αποδόσεις ήταν εύκολο να διαπιστωθεί. Η επάρκεια των στοιχείων για τα έτη 2001-2010 ήταν πολύ μεγαλύτερη και πιο εύκολα αντιληπτή σε σχέση με την επάρκεια των στοιχείων για τα έτη 1990-2000).

Επίσης πρέπει να αναφερθεί ότι οι χρηματοοικονομικές εταιρείες δεν συμπεριελήφθησαν στο δείγμα γιατί όπως έχει αναφερθεί και στην ανασκόπηση της αρθρογραφίας οι χρηματοοικονομικές εταιρείες έχουν υψηλότερη μόχλευση και μεγαλύτερο κίνδυνο και άρα δεν θα είχε το ίδιο νόημα να ενταχθούν σε ένα δείγμα δύο διαφορετικού τύπου εταιρείες. Συνολικά στο δείγμα εισήχθησαν 196 εταιρείες αλλά σε κάθε χρόνο της περιόδου 2001-2010 υπήρχαν αυξομειώσεις των εταιρειών λόγω επάρκειας δεδομένων.

3.4 Επεξήγηση κάθε στοιχείου της παλινδρόμησης

Σε αυτό το σημείο κρίνεται σκόπιμο να αναλυθεί κάθε στοιχείο της παλινδρόμησης που βασίζεται στη σχέση (5) και να εξηγηθεί η μορφή και η χρονική στιγμή ή χρονικό διάστημα που αφορά το κάθε δεδομένο:

RET_t: Είναι η ετήσια απόδοση μιας μετοχής σε λογαριθμική μορφή συν ένα. Η ετήσια απόδοση υπολογίζεται με βάση τις μηνιαίες αποδόσεις από τον μήνα Ιούλιο ενός έτους μέχρι το μήνα Ιούνιο του επόμενου έτους. Δηλαδή, η απόδοση μιας μετοχής για το έτος 2001, θα υπολογιστεί με βάση τις μηνιαίες αποδόσεις από τον Ιούλιο του 2001 μέχρι τον Ιούνιο του 2002. Ο λόγος που η ετήσια απόδοση υπολογίζεται από τον μήνα Ιούλιο και όχι για παράδειγμα από το μήνα Ιανουάριο είναι, για να γίνει σίγουρο ότι όλες οι πληροφορίες που προέκυψαν με το τέλος της προηγούμενης χρήσης και τη δημοσίευση των οικονομικών καταστάσεων έγιναν γνωστές στους επενδυτές και απεικονίστηκαν στις τιμές των μετοχών.

BM_{t-1}: Ο λόγος της λογιστικής αξίας ιδίων κεφαλαίων του προηγούμενου οικονομικού έτους σε σχέση με το έτος που γίνεται προσπάθεια να εξηγηθούν οι αποδόσεις των μετοχών. Ο δείκτης αυτός προκύπτει από τον ισολογισμό του έτους t-1 και από την τρέχουσα αξία της εταιρείας τον Δεκέμβριο του t-1. Οι δείκτες BM_{t-1} έχουν υπολογιστεί στη λογαριθμική τους μορφή.

FBM_t: Η πρόβλεψη/εκτίμηση/προσδοκία που υπάρχει για το δείκτη λογιστικής προς τρέχουσας αξίας το έτος που προβλέπεται η απόδοση για μια μετοχή. Βασίζεται στη σχέση $FBM_t = \gamma_{0,t-1} + \gamma_{1,t-1} BM_{t-1}$ και αναφέρθηκε αναλυτικά παραπάνω πως υπολογίζονται οι συντελεστές και εν τέλει η εκτίμηση για την FBM. Έρευνες του Cohen (2002), που εξέτασαν δεδομένα τόσο της Αμερικής όσο και της διεθνούς αγοράς, κατέληξαν στο συμπέρασμα ότι ένα μεγάλο ποσοστό της μεταβλητότητας του τωρινού BM μπορεί να εξηγηθεί από την συνδιακύμανσή του με το μελλοντικό BM της αμέσως επόμενης περιόδου. Συνεπώς, αυτές οι έρευνες πρότειναν τη χρησιμοποίηση του τωρινού BM για την πρόβλεψη του BM της αμέσως επόμενης περιόδου. Επίσης σύμφωνα με τις θεωρητικές αναλύσεις του Ohlson (1995) και Feltham and Ohlson (1995, 1996) είχε προταθεί ότι οι ανταγωνιστικές πιέσεις μπορεί να οδηγήσουν σε επαναφορά του μέσου του book-to-market προς το 1 στην περίπτωση αμερόληπτης λογιστικής (unbiased accounting) ενώ στην πιο ρεαλιστική περίπτωση της συντηρητικής λογιστικής (conservative accounting) προς έναν αριθμό λιγότερο του 1. Αυτό το γεγονός κάνει αξιόπιστη τη χρησιμοποίηση αυτοπαλίνδρομου μοντέλου χρονοσειράς πρώτου βαθμού με αρνητικό σταθερό όρο (ένας αρνητικός σταθερός όρος «υπονοεί» έναν αρνητικό μέσο για το λογάριθμο του book-to-market και ως εκ τούτου ένα μέσο μικρότερο του 1 για το book-to-market, συνεπή με τη συντηρητική λογιστική) προκειμένου να εκτιμηθεί το FBM.

FROE_t: Η πρόβλεψη/εκτίμηση/προσδοκία που υπάρχει για το δείκτη απόδοσης ιδίων κεφαλαίων για το έτος που προβλέπεται η απόδοση για μια μετοχή. Βασίζεται στη σχέση $FROE_t = \lambda_{0,t-1} + \lambda_{1,t-1} \ln(1+ROE_{t-1})$. Η απόδοση ιδίων κεφαλαίων υπολογίζεται με βάση τα λειτουργικά κέρδη πριν από έκτακτα κέρδη ή ζημιές. Αυτά τα λειτουργικά κέρδη που προέκυψαν στο τέλος της χρήσης διαιρούνται με τη λογιστική αξία των ιδίων κεφαλαίων που υπήρχε στην αρχή της προηγούμενης χρήσης πριν από το έτος που θα προβλεφθούν οι αποδόσεις των μετοχών. Αυτό το μοντέλο πρόβλεψης που εκφράζει η παραπάνω σχέση βασίζεται σε προηγούμενες έρευνες των Ou and Penman (1995) και Penman and Nissim (2001) οι οποίοι αποδεικνύουν ότι ο δείκτης ROE ακολουθεί μια διαδικασία επιστροφής στις μέσες τιμές.

Εναλλακτικά, θα μπορούσε να χρησιμοποιηθεί η σχέση

$FROE_t = \lambda_{0,t-1} + \lambda_{1,t-1}BM_{t-1} + \lambda_{2,t-1}\ln(1+ROE_{t-1})$ για τη πρόβλεψη του FROE. Αυτή η σχέση χρησιμοποιήθηκε από τους Beaver and Ryan (2000). Όμως, η χρήση αυτής της μεθοδολογίας δεν θα έδινε καλύτερες εκτιμήσεις αν συνυπολογιστεί και η μικρή ποσότητα δεδομένων που υπάρχει για τα παρελθόντα έτη, και επομένως ακολουθήθηκε η μεθοδολογία της σχέσης (7).

3.5 Θεωρητικό υπόβαθρο για το στατιστικό εργαλείο της έρευνας

Όταν διεξάγεται μια εμπειρική έρευνα σχετική με τα χρηματοοικονομικά, το εργαλείο για την εξαγωγή συμπερασμάτων είναι πάντα η στατιστική/οικονομετρία. Έτσι και στην περίπτωση της συγκεκριμένης έρευνας, η στατιστική/οικονομετρία και το στατιστικό εργαλείο της παλινδρόμησης είναι αυτό που χρησιμοποιήθηκε για να αποδειχτεί αν οι αποδόσεις των μετοχών μπορούν να εξηγηθούν/προβλεφθούν.

Όπως αναφέρθηκε και παραπάνω η σχέση

$$\ln(1 + R_t) = \ln(B_{t-1} / M_{t-1}) - E_{t-1}(\ln((B_t + D_t) / (M_t + D_t))) + E_{t-1}(\ln(1 + ROE_t)) + v_t \quad (5)$$

χρησιμοποιείται για να εξεταστεί εμπειρικά αν οι αποδόσεις των μετοχών μπορεί να εξηγηθούν από αυτές τις μεταβλητές. Αυτή η σχέση μπορεί να γραφεί στη μορφή παλινδρόμησης ως εξής:

$$R_t = \alpha_0 + \alpha_1 BM_t + \alpha_2 FBM_t + \alpha_3 FROE_t + \varepsilon_t \quad (8),$$

όπου $R_t = \ln(1 + R_t)$, $BM_t = \ln(B_{t-1} / M_{t-1})$, $FBM_t = E_{t-1}(\ln((B_t + D_t) / (M_t + D_t)))$, $FROE_t = E_{t-1}(\ln(1 + ROE_t))$.

Πρόκειται για μια παλινδρόμηση, δηλαδή μια μεθοδολογία ποσοτικής εκτίμησης που προσδιορίζει την ποσοτική σχέση μεταξύ της εξαρτημένης μεταβλητής (στη συγκεκριμένη περίπτωση, η RET_t) και μιας ή περισσότερων ανεξάρτητων μεταβλητών (στη συγκεκριμένη περίπτωση, οι BM_{t-1} , FBM_t και $FROE_t$) με απώτερο σκοπό την πρόβλεψη των τιμών της εξαρτημένης μεταβλητής με βάση τις ανεξάρτητες μεταβλητές.

Η έρευνα θα βασιστεί σε χρονικά (ή δυναμικά) διαστρωματικά στοιχεία (panel data), δηλαδή σε συνδυασμό διαστρωματικών δεδομένων (αντλούνται από έναν πληθυσμό σε δεδομένο χρονικό σημείο) και δεδομένα χρονολογικών σειρών (μεταβολή μιας μεταβλητής κατά τη διάρκεια του χρόνου).

Η σχέση (8) είναι ένα στοχαστικό υπόδειγμα, δηλαδή εκφράζει τη θεωρητική πληθυσμιακή γραμμική σχέση μεταξύ εξαρτημένης και ανεξάρτητων μεταβλητών, γιατί περιλαμβάνει και την τυχαία μεταβλητή / διαταρακτικό όρο ε_t . Οι τιμές για το ε_t δεν παρατηρούνται. Αυτό γιατί μπορεί να προέρχονται από άλλες ποσοτικά μετρήσιμες μεταβλητές που δεν συμπεριλαμβάνονται στο υπόδειγμα ή από άλλες ποσοτικά μη μετρήσιμες μεταβλητές που επηρεάζουν την εξαρτημένη μεταβλητή ή από την γραμμικότητα του υποδείγματος (αν δεν είναι γραμμικό τότε το ε_t θα είναι πολύ μεγάλο) ή από όλους τους άλλους τυχαίους και απρόσμενους παράγοντες που επηρεάζουν την εξαρτημένη μεταβλητή. Ο λόγος που τρέχει αυτή η παλινδρόμηση είναι για να εκτιμηθούν οι άγνωστες πληθυσμιακές παράμετροι $\alpha_0, \alpha_1, \alpha_2, \alpha_3$. Αυτές οι άγνωστες πληθυσμιακές παράμετροι θα εκτιμηθούν με τη βοήθεια των εκτιμητών $\hat{\alpha}_0, \hat{\alpha}_1, \hat{\alpha}_2, \hat{\alpha}_3$ που θα προκύψουν από την παλινδρόμηση. Η προσοχή θα πρέπει να εστιαστεί στα πρόσημα των συντελεστών αλλά και στη στατιστική σημαντικότητα τους. Δηλαδή, θα δειχτεί αν η παρούσα έρευνα ταυτίζεται με τα αποτελέσματα προηγούμενων ερευνών ως προς τη θετική σχέση του δείκτη λογιστικής προς τρέχουσας αξίας ιδίων κεφαλαίων σε σχέση με τις αποδόσεις. Επίσης θα δειχτεί εάν τα πρόσημα των συντελεστών για το FBM και FROE ταυτίζονται με την έρευνα των Clubb and Naffi (2007).

Όμως πριν τρέξει μια παλινδρόμηση είναι σκόπιμο να ελεγχθεί (εκτός όλων των άλλων που θα αναφερθούν παρακάτω) αν υπάρχει γραμμική σχέση μεταξύ εξαρτημένης και ανεξάρτητων μεταβλητών. Αυτό γίνεται με τη βοήθεια διαγραμμάτων αλλά και με τους συντελεστές συσχέτισης για να βρεθεί και ο ποσοτικός τρόπος έκφρασης της σχέσης της εξαρτημένης με τις ανεξάρτητες μεταβλητές. Σε ένα πολλαπλό γραμμικό υπόδειγμα όπως υπάρχει σε αυτή την περίπτωση, ο βαθμός γραμμικής σχέσης που υπάρχει μεταξύ της εξαρτημένης και μιας εκ των ανεξάρτητων μεταβλητών του υποδείγματος (θεωρώντας ότι όλες οι άλλες ανεξάρτητες παραμένουν σταθερές) εκτιμάται από το συντελεστή μερικής συσχέτισης. Η γραμμικότητα της συναρτησιακής σχέσης δεν είναι αναγκαία αλλά μία μη γραμμική σχέση απαιτεί πολυπλοκότερες διαδικασίες εκτίμησης.

Το υπόδειγμα πολλαπλής παλινδρόμησης (8) μπορεί να εκτιμηθεί αν υποθέσουμε τα εξής:

- 1) Το ε_t ακολουθεί κανονική κατανομή με μέσο 0 και διακύμανση σ^2 .
- 2) Η διακύμανση του ε_t είναι σταθερή. Ονομάζεται και υπόθεση της ομοσκεδαστικότητας και η παραβίαση της δημιουργεί το πρόβλημα της ετεροσκεδαστικότητας.
- 3) Οι τιμές του διαταρακτικού όρου δεν συσχετίζονται μεταξύ τους. Η παραβίαση αυτής της υπόθεσης δημιουργεί το πρόβλημα της αυτοσυσχέτισης.
- 4) Οι τιμές του ε_t δεν συσχετίζονται με τις ανεξάρτητες μεταβλητές.
- 5) Οι τιμές των ανεξάρτητων μεταβλητών δεν συσχετίζονται μεταξύ τους.

Βασιζόμενοι στις παραπάνω υποθέσεις οι συντελεστές του υποδείγματος πολλαπλής παλινδρόμησης εκτιμώνται με τη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων. Συνεπώς, α) το άθροισμα των καταλοίπων των ελαχίστων τετραγώνων ισούται με μηδέν β) η εκτιμημένη γραμμή πολλαπλής παλινδρόμησης διέρχεται από τους δειγματικούς μέσους της εξαρτημένης και των ανεξάρτητων μεταβλητών γ) η συσχέτιση ανάμεσα στα κατάλοιπα ελαχίστων τετραγώνων και κάθε ερμηνευτικής μεταβλητής είναι μηδέν και δ) κάτω από τις παραπάνω προϋποθέσεις οι εκτιμητές των ελαχίστων τετραγώνων είναι οι καλύτεροι γραμμικοί αμερόληπτοι εκτιμητές σύμφωνα με το θεώρημα Gauss-Markov. Επιπλέον αν τηρείται η προϋπόθεση ότι ο διαταρακτικός όρος κατανέμεται κανονικά τότε και οι εκτιμητές των ελαχίστων τετραγώνων κατανέμονται κανονικά.

Με βάση αυτές τις παραπάνω υποθέσεις ισχύει ότι:

$$E(\text{RET}_t / \text{BM}_{t-1}, \text{FBM}_t, \text{FROE}_t) = \alpha_0 + \alpha_1 \text{BM}_{t-1} + \alpha_2 \text{FBM}_t + \alpha_3 \text{FROE}_t,$$

όπου $E(\text{RET}_t / \text{BM}_{t-1}, \text{FBM}_t, \text{FROE}_t)$ εκφράζει τη μέση τιμή της εξαρτημένης μεταβλητής με βάση τις ανεξάρτητες μεταβλητές. Οποιαδήποτε απόκλιση από το μέσο όρο θα οφείλεται αποκλειστικά στη διακύμανση του διαταρακτικού όρου.

Οι συντελεστές α_1 , α_2 , α_3 αν και γενικώς εκφράζουν το μέγεθος της μεταβολής της εξαρτημένης μεταβλητής εάν η ανεξάρτητη μεταβληθεί κατά μία μονάδα, στην παρούσα έρευνα κάτι τέτοιο δεν ισχύει. Αυτό γιατί οι τιμές των υπό εξέταση μεταβλητών είναι υπολογισμένες στη λογαριθμική τους μορφή. Έτσι οι συντελεστές του υποδείγματος πλέον δεν θα εκφράζουν μερικές μεταβολές των τιμών της εξαρτημένης αλλά θα εκφράζουν ελαστικότητες. Για παράδειγμα, ο συντελεστής της ανεξάρτητης μεταβλητής

BM_{t-1} , θεωρώντας ότι οι τιμές των άλλων ανεξάρτητων μεταβλητών παραμένουν σταθερές, θα εκφράζει την ελαστικότητα των τιμών της εξαρτημένης μεταβλητής R σε σχέση με τις τιμές της ανεξάρτητης μεταβλητής BM_{t-1} . Με άλλα λόγια αυτός ο συντελεστής θα εκφράζει την ποσοστιαία μεταβολή των τιμών της R σε σχέση με την ποσοστιαία μεταβολή των τιμών της ανεξάρτητης BM_{t-1} . Τα πρόσημα των συντελεστών δείχνουν αν υπάρχει θετική ή αρνητική σχέση μεταξύ της εξαρτημένης και της ανεξάρτητης μεταβλητής. Το α_0 είναι ο σταθερός όρος της παλινδρόμησης και θεωρητικά αν οι ανεξάρτητες μεταβλητές είναι ίσες με το μηδέν, τότε η εξαρτημένη θα είναι ίση με α_0 .

Ο προσδιορισμός των παραπάνω συντελεστών γίνεται με βάση τις διαθέσιμες παρατηρήσεις της εξαρτημένης και των ανεξάρτητων μεταβλητών από ένα δείγμα και συνεπώς αυτό το υπόδειγμα του δείγματος (εκτιμηθέν υπόδειγμα) χρησιμοποιείται για να εξαχθούν συμπεράσματα σχετικά με το στοχαστικό υπόδειγμα του πληθυσμού που αναφέρθηκε παραπάνω. Ο προσδιορισμός των συντελεστών του εκτιμηθέντος υποδείγματος γίνεται με τη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων, που χρησιμοποιεί το άθροισμα των τετραγώνων των καταλοίπων (τιμές του διαταρακτικού όρου). Όμως πιο πάνω, έγινε λόγος για το ότι οι τιμές του διαταρακτικού όρου δεν παρατηρούνται. Όταν αναφέρεται το άθροισμα των τετραγώνων των καταλοίπων στη μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων, εννοούνται τα κατάλοιπα που προκύπτουν αν γίνει η αφαίρεση της τιμής της εξαρτημένης μεταβλητής που προέκυψε από το εκτιμηθέν υπόδειγμα μείον την τιμή της εξαρτημένης μεταβλητής που ισχύει με βάση το δείγμα. (αυτά τα κατάλοιπα παρατηρούνται). Οι λόγοι που χρησιμοποιείται η μέθοδος των ελαχίστων τετραγώνων είναι ότι έτσι προσδιορίζεται κατά μοναδικό τρόπο η γραμμή που γίνεται προσπάθεια να βρεθεί (θα βρεθεί μια γραμμή κατά μοναδικό τρόπο τέτοια ώστε το άθροισμα των τετραγώνων των καταλοίπων να ελαχιστοποιείται), η μέθοδος λειτουργεί σαν «τιμωρός» για τιμές που απέχουν πολύ από το μέσο όρο και το ότι δίνεται διαφορετική βαρύτητα σε κάθε παρατήρηση ανάλογα με το πόσο μακριά ή κοντά βρίσκεται από το μέσο όρο. Η χρησιμοποίηση των ελαχίστων τετραγώνων προσδίδει μοναδικότητα (με την έννοια ότι η γραμμή που θα προκύψει είναι μία) και αντικειμενικότητα στην εκτίμηση (με την έννοια ότι τα ίδια δεδομένα δίνουν ίδιες εκτιμήσεις και διακυμάνσεις). (Το θεώρημα των Gauss-Markov τεκμηριώνει την ισχύ της συγκεκριμένης μεθόδου και αποδεικνύει ότι οι εκτιμητές που θα προκύψουν από τη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων θα είναι άριστοι και με τη μικρότερη διακύμανση από οποιοδήποτε άλλον γραμμικό και αμερόληπτο εκτιμητή.)

Μόλις προσδιοριστούν οι τιμές των συντελεστών και το υπόδειγμα είναι έτοιμο να δεχθεί τις τιμές των ανεξάρτητων μεταβλητών προκειμένου να βρεθεί η τιμή της εξαρτημένης μεταβλητής, θα πρέπει να εκτιμηθεί και η ερμηνευτική ικανότητα του υποδείγματος. Με άλλα λόγια θα πρέπει να προσδιοριστεί κατά πόσο η δειγματική γραμμή της παλινδρόμησης εφαρμόζεται ικανοποιητικά στις παρατηρήσεις του δείγματος. (Να προσδιοριστεί πόσο σημαντικό ρόλο παίζει η διασπορά των τιμών των καταλοίπων.) Η ερμηνευτική ικανότητα του υποδείγματος, έπειτα από διάφορους υπολογισμούς προκύπτει ότι είναι ίση με το R^2 . Το R^2 δηλώνει το βαθμό εφαρμογής της εκτιμηθείσας γραμμής της παλινδρόμησης στα δεδομένα του δείγματος ή αλλιώς δηλώνει το ποσοστό της μεταβλητότητας των τιμών της εξαρτημένης μεταβλητής το οποίο ερμηνεύεται από την παλινδρόμηση. Το R^2 είναι ο λόγος δύο διακυμάνσεων. Της διακύμανσης που προκύπτει από τις εκτιμηθείσες τιμές της εξαρτημένης και του δειγματικού μέσου της διακύμανσης που προκύπτει από τις παρατηρήσεις του δείγματος και τον δειγματικό μέσο. Όσο πιο μεγάλη η τιμή του R^2 , τόσο πιο μεγάλη η ερμηνευτική ικανότητα του υποδείγματος σε όρους μεταβλητότητας διακύμανσης. Το R^2 δεν έχει μονάδες μέτρησης και παίρνει τιμές από το μηδέν μέχρι το ένα. Όταν το $R^2 = 1$, τότε υπάρχει τέλεια γραμμική συσχέτιση και όλα τα ζεύγη των παρατηρήσεων βρίσκονται πάνω στην εκτιμηθείσα γραμμή. Όταν το $R^2 = 0$, τότε δεν υπάρχει γραμμική σχέση και δεν υπάρχει καθόλου ερμηνευτική ικανότητα. Η τιμή του $1 - R^2$ είναι το κατά πόσο η μεταβλητότητα των τιμών της εξαρτημένης μεταβλητής ερμηνεύονται από άλλους παράγοντες εκτός υποδείγματος. Όμως σε ένα πολλαπλό γραμμικό υπόδειγμα (με περισσότερες από μία ανεξάρτητες μεταβλητές), το R^2 δεν είναι το καταλληλότερο κριτήριο αξιολόγησης της ερμηνευτικής ικανότητας ενός πολλαπλού υποδείγματος γιατί αποδεικνύεται ότι όσο περισσότερες οι ανεξάρτητες μεταβλητές τόσο πιο ψηλή θα είναι η τιμή του R^2 χωρίς αυτό να σημαίνει ότι οπωσδήποτε θα είναι και μεγάλη η ερμηνευτική ικανότητα του υποδείγματος. Γι' αυτό, αντί του R^2 , χρησιμοποιείται ο προσαρμοσμένος συντελεστής προσδιορισμού \bar{R}^2 ο οποίος λαμβάνει υπ' όψιν και το πλήθος των ανεξάρτητων μεταβλητών πέρα από τις διακυμάνσεις που χρησιμοποιούσε ο R^2 . Επίσης για την ερμηνευτική ικανότητα ενός πολλαπλού γραμμικού υποδείγματος και όταν υπάρχει ενδιαφέρον να δειχθεί ποια ερμηνευτική μεταβλητή ερμηνεύει καλύτερα την εξαρτημένη μεταβλητή χρησιμοποιείται και ο συντελεστής μερικού προσδιορισμού (προκύπτει από το μερικό συντελεστή συσχέτισης μεταξύ της εξαρτημένης και μιας εκ των ανεξάρτητων μεταβλητών) . Τέλος άλλο ένα μέτρο

ερμηνευτικής ικανότητας ενός πολλαπλού γραμμικού υποδείγματος είναι και το τυπικό σφάλμα της εκτίμησης (το πόσο οι πραγματικές τιμές της εξαρτημένης αποκλίνουν σε σχέση με τις εκτιμημένες τιμές της εξαρτημένης από την παλινδρόμηση).

Στη προηγούμενη παράγραφο έγινε λόγος για τον προσαρμοσμένο συντελεστή προσδιορισμού \bar{R}^2 και την ικανότητα να δείχνει την ερμηνευτική ικανότητα ενός πολλαπλού γραμμικού υποδείγματος σαν και αυτό που χρησιμοποιείται για την εμπειρική έρευνα της παρούσας διπλωματικής. Όμως, πέρα από την ερμηνευτική ικανότητα, συνολικά, ενός υποδείγματος, θα πρέπει να εκτιμηθεί και η στατιστική σημαντικότητα ξεχωριστά για κάθε συντελεστή του πολλαπλού γραμμικού υποδείγματος. Αυτό επιτυγχάνεται με τη βοήθεια της στατιστικής t . Δηλαδή, συγκρίνεται η στατιστική t που προκύπτει από την θεωρία (ανάλογα με το επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας που επιλέγεται υπάρχουν στατιστικοί πίνακες που δίνουν την αντίστοιχη τιμή) με την στατιστική t που προκύπτει από το δείγμα (χρησιμοποιεί την εκτίμηση του συντελεστή και το τυπικό σφάλμα της εκτίμησης του συντελεστή που ελέγχεται στατιστικά).

Αν κάθε συντελεστής ενός πολλαπλού γραμμικού υποδείγματος δεν είναι στατιστικά σημαντικός, αυτό δεν δηλώνει αναγκαστικά πως όλες οι ανεξάρτητες μεταβλητές δεν επηρεάζουν στατιστικά σημαντικά την εξαρτημένη μεταβλητή. Μπορεί με τους μεμονομένους ελέγχους της στατιστικής t να προκύπτει ότι όλοι οι συντελεστές είναι μη στατιστικά σημαντικοί ενώ κατά τον ταυτόχρονο έλεγχο να βρεθεί τουλάχιστον ένας συντελεστής στατιστικά σημαντικός. Αυτός ο ταυτόχρονος έλεγχος γίνεται με τη βοήθεια της στατιστικής F . Με τη στατιστική F ελέγχεται κατά πόσο οι ανεξάρτητες που χρησιμοποιούνται σ' ένα πολλαπλό γραμμικό υπόδειγμα επηρεάζουν στατιστικά σημαντικά τον τρόπο δημιουργίας των τιμών της εξαρτημένης μεταβλητής. Στην ουσία εξετάζουμε αν όλοι οι συντελεστές είναι ίσοι με το μηδέν (H_0) ή ένας τουλάχιστον συντελεστής είναι διάφορος του μηδενός (H_1). (Κάποιος θα μπορούσε να σκεφτεί ότι με άλλα λόγια εξετάζουμε αν το $R^2 = 0$ ή αν το R^2 διάφορο του μηδέν. Αυτό εννοιολογικά είναι σωστό αλλά στατιστικά το R^2 δεν είναι παράμετρος.)

Αφού εξηγήθηκαν με συνοπτικό τρόπο το τι πρέπει να προσεχθεί στα αποτελέσματα της παλινδρόμησης (8), θα πρέπει να εξεταστεί αν τα δεδομένα του δείγματος της παρούσας εμπειρικής έρευνας και τα κατάλοιπα της παλινδρόμησης ικανοποιούν τις παραπάνω προϋποθέσεις σχετικά με το διαταρακτικό όρο. Θα πρέπει πρώτα να

ελεγχθεί εάν τα κατάλοιπα της παλινδρόμησης τηρούν αυτές τις προϋποθέσεις πριν εξαχθούν συμπεράσματα γιατί εάν δεν τηρούνται αυτές οι προϋποθέσεις τότε θα πρέπει να γίνουν όλες οι απαιτούμενες ενέργειες προκειμένου να τηρηθούν και στη συνέχεια να εξαχθούν με όσο το δυνατόν ασφαλέστερο τρόπο τα αποτελέσματα της έρευνας.

Πριν ελεγχθούν οι πέντε προϋποθέσεις που είναι απαραίτητες για να τρέξει μια παλινδρόμηση με αξιόπιστα αποτελέσματα, πρέπει να ελεγχθεί εάν οι υπό εξέταση μεταβλητές τηρούν το κριτήριο της στασιμότητας. Τα αποτελέσματα μιας παλινδρόμησης αξιολογούνται με βάση τα κριτήρια προβλεπτικότητας R^2 , προσαρμοσμένου R^2 , συνολικής στατιστικής σημαντικότητας F , ατομικής στατιστικής σημαντικότητας t , κλπ. Όμως αν οι μεταβλητές δεν είναι στάσιμες, οι εκτιμητές της μεθόδου των ελαχίστων τετραγώνων είναι ασυνεπείς και αυτό έχει σαν αποτέλεσμα οι διάφοροι στατιστικοί έλεγχοι να μην είναι έγκυροι (εξαίρεση αποτελεί αν οι μεταβλητές δεν είναι στάσιμες αλλά συνολοκληρώνονται). Βασική υπόθεση στις οικονομετρικές μεθόδους είναι ότι τα δεδομένα λαμβάνονται τυχαία και διαδοχικές παρατηρήσεις είναι στατιστικά ανεξάρτητες. Όμως το κύριο χαρακτηριστικό μιας χρονοσειράς είναι η εξάρτηση των παρατηρήσεων της με τον χρόνο, δηλαδή η ύπαρξη συσχέτισης μεταξύ των παρατηρήσεων. Μπορεί να υπάρχει τάση (μακροχρόνια αύξηση ή μείωση στα δεδομένα) και αυτό το γεγονός να κάνει μια χρονοσειρά μη στάσιμη καθώς ο μέσος και η διακύμανση των παρατηρήσεων μεταβάλλονται με το χρόνο. (Σε περίπτωση που οι μεταβλητές δεν είναι στάσιμες, πρέπει πρώτα να ελέγχεται αν συνολοκληρώνονται και αν συνολοκληρώνονται τότε μπορεί να τρέξει η παλινδρόμηση. Εάν δεν υπάρχει ούτε στασιμότητα ούτε συνολοκλήρωση, τότε το υπόδειγμα θα πρέπει να εκτιμάται στις πρώτες διαφορές των μεταβλητών.)

Όμως για να είναι σίγουρο ότι τα αποτελέσματα της παλινδρόμησης είναι αξιόπιστα θα πρέπει να ελεγχθεί αν τηρούνται οι υποθέσεις που αναφέρθηκαν πιο πάνω.

Αρχικά θα ελεγχτεί η υπόθεση της κανονικότητας των τιμών των καταλοίπων. Η υπόθεση αυτή, παρ' όλο που δεν παίζει κανένα ρόλο ως προς την εκτίμηση του υποδείγματος με τη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων, ωστόσο παίζει καθοριστικό ρόλο στην υλοποίηση της στατιστικής αναφοράς των παραμέτρων του υποδείγματος. Χωρίς την ισχύ αυτής της υπόθεσης κανένα διάστημα εμπιστοσύνης ή κανένας στατιστικός έλεγχος για τις παραμέτρους του υποδείγματος δεν μπορεί να πραγματοποιηθεί. Η παραβίαση αυτής της υπόθεσης, σε αντίθεση με την παραβίαση

των άλλων υποθέσεων δεν μπορεί κατά κανόνα να αντιμετωπιστεί. Ο μόνος τρόπος που ενδέχεται να βοηθήσει είναι η εκτίμηση του ίδιου του υποδείγματος χρησιμοποιώντας λογαρίθμους των τιμών των μεταβλητών αντί των αρχικών τιμών. Ο έλεγχος της κανονικότητας έχει αναπτυχθεί από τους Bera and Jarque. Ο έλεγχος για τη κανονικότητα των τιμών των καταλοίπων θα γίνει με τη βοήθεια του ελέγχου Jarque-Bera. Ο έλεγχος αυτός υπολογίζει την ασυμμετρία και κύρτωση με βάση τις τιμές των καταλοίπων που προέκυψαν από την παλινδρόμηση. Η μηδενική υπόθεση για αυτόν τον έλεγχο είναι η κανονικότητα των τιμών των καταλοίπων, επομένως αν η P είναι μικρότερη του επιπέδου στατιστικής σημαντικότητας (1%, 5%, 10%) θα απορριφθεί η μηδενική υπόθεση και τα κατάλοιπα δεν θα κατανέμονται κανονικά. (Το επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας α είναι η πιθανότητα να γίνει το σφάλμα τύπου I, δηλαδή να απορριφθεί η μηδενική υπόθεση ενώ αυτή είναι σωστή.)

Μετά τον έλεγχο της κανονικότητας των τιμών των καταλοίπων θα πρέπει να εξεταστεί εάν υπάρχει αυτοσυσχέτιση των τιμών των καταλοίπων, δηλαδή αν παραβιάζεται η υπόθεση 3 όπως αναφέρθηκε πιο πάνω. Αυτό μπορεί να προκύψει αν τα δεδομένα αντλούνται από χρονοσειρές, αν η εκτίμηση του υποδείγματος έχει γίνει με εσφαλμένη μορφή, αν χρησιμοποιούνται χρονικές υστερήσεις των τιμών της εξαρτημένης και ανεξάρτητων μεταβλητών και αν έχουν παραληφθεί σημαντικές ανεξάρτητες μεταβλητές. Η αυτοσυσχέτιση ενώ δεν επιδρά στην αμεροληψία των εκτιμητών, επιδρά σημαντικά στα τυπικά σφάλματα και αμφισβητεί την αξιοπιστία των ελέγχων, κυρίως της στατιστικής σημαντικότητας. Οι εκτιμητές που προκύπτουν από τη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων δεν είναι αποδοτικοί, δηλαδή δεν έχουν τη μικρότερη διακύμανση. Αν υπάρχει αυτοσυσχέτιση και δεν ληφθεί υπ' όψιν, τότε η διακύμανση του εκτιμητή που προκύπτει από τη μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων υποεκτιμάται. Υποεκτίμηση της διακύμανσης του εκτιμητή σημαίνει ότι οι τιμές της στατιστικής t θα είναι μεγαλύτερες και έτσι θα απορρίπτεται πολύ πιο εύκολα η μηδενική υπόθεση. Για τον ίδιο λόγο όταν υπολογίζεται ένα διάστημα εμπιστοσύνης, το εύρος του θα είναι μικρότερο από εκείνο που θα ήταν αν δεν υπήρχε υποεκτίμηση της διακύμανσης. Επιπρόσθετα η ύπαρξη της αυτοσυσχέτισης στην ανάλυση παλινδρόμησης επηρεάζει και την εκτίμηση της διακύμανσης του τυχαίου σφάλματος του υποδείγματος. Έτσι, η διακύμανση των τιμών των καταλοίπων που προκύπτουν από την εκτίμηση του υποδείγματος με τη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων δεν αποτελεί πλέον αμερόληπτη εκτίμηση της πληθυσμιακής διακύμανσης του τυχαίου σφάλματος. Το πλέον πιθανόν είναι να υπάρχει υποεκτίμηση της πληθυσμιακής διακύμανσης του

τυχαίου σφάλματος γεγονός που επηρεάζει ακόμα περισσότερο οποιαδήποτε στατιστική αναφορά για τους συντελεστές του υποδείγματος.

Η διαπίστωση της αυτοσυσχέτισης γίνεται κατ' αρχάς από τη γραφική παράσταση των καταλοίπων σε σχέση με το χρόνο (ή των καταλοίπων σε σχέση με τις υστερήσεις τους). Έπειτα γίνεται η χρήση ειδικών ελέγχων για τη διαπίστωση του φαινομένου. Με τον έλεγχο Durbin-Watson διερευνάται αν υπάρχει αυτοσυσχέτιση που προκύπτει από αυτοπαλίνδρομο υπόδειγμα πρώτου βαθμού (τα κατάλοιπα αυτοσυσχετίζονται με μία χρονική υστέρηση). Πρακτικά όσο η τιμή αυτού του ελέγχου είναι κοντά στο 2, τότε δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση πρώτου βαθμού ενώ όσο πλησιάζει το 0 ή το 4, τότε υπάρχει.

Μία άλλη προϋπόθεση που πρέπει να τηρείται για να είναι αξιόπιστα τα αποτελέσματα μιας παλινδρόμησης είναι η ομοσκεδαστικότητα. Ομοσκεδαστικότητα σημαίνει ότι η διακύμανση του τυχαίου σφάλματος/διαταρακτικού όρου είναι σταθερή. Όταν ισχύει η ομοσκεδαστικότητα οι τιμές των ανεξάρτητων μεταβλητών δεν επηρεάζουν τη διακύμανση του τυχαίου σφάλματος και έτσι η αναμενόμενη συμπεριφορά της εξαρτημένης μεταβλητής καθορίζεται από το συστηματικό μέρος (όλο το δεξί μέρος της σχέσης (8) χωρίς το τυχαίο σφάλμα/διαταρακτικό όρο) με οποιαδήποτε απόκλιση να οφείλεται στη σταθερή διακύμανση του τυχαίου σφάλματος. Όταν η διακύμανση του τυχαίου σφάλματος δεν είναι σταθερή τότε δεν επιτυγχάνεται η απομόνωση του συστηματικού μέρους από το τυχαίο μέρος και υπάρχει το πρόβλημα της ετεροσκεδαστικότητας. Συνήθως παρατηρείται όταν χρησιμοποιούνται μεταβλητές, οι παρατηρήσεις των οποίων προέρχονται από διαστρωματικά δεδομένα. Επίσης το πρόβλημα της ετεροσκεδαστικότητας δημιουργείται όταν οι συντελεστές ενός υποδείγματος δεν παραμένουν σταθεροί (οφείλεται σε τιμές των ανεξάρτητων μεταβλητών που εμπεριέχουν μεγάλη μεταβλητότητα) ή όταν υπάρχει λανθασμένη εξειδίκευση του υποδείγματος. Συνέπειες της ετεροσκεδαστικότητας είναι το ότι οι εκτιμητές που προκύπτουν με τη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων εξακολουθούν να είναι γραμμικοί και αμερόληπτοι, όχι όμως και αποδοτικοί. Επίσης, οι εκτιμήσεις των διακυμάνσεων των εκτιμητών των συντελεστών του υποδείγματος είναι μεροληπτικές, με αποτέλεσμα να επηρεάζονται τα τυπικά σφάλματα των εκτιμητών και να αμφισβητείται η αξιοπιστία των στατιστικών ελέγχων που αφορούν τη στατιστική σημαντικότητα των συντελεστών. Αν αγνοηθεί το πρόβλημα της ετεροσκεδαστικότητας και εκτιμηθεί το αρχικό υπόδειγμα με τη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων, τότε δεν θα προσδιοριστεί με αποτελεσματικό τρόπο η διακύμανση των εκτιμητών του υποδείγματος. Η πραγματική διακύμανση των συντελεστών υποεκτιμάται γιατί δεν έχει

ληφθεί υπ' όψιν το πρόβλημα της ετεροσκεδαστικότητας με αποτέλεσμα η στατιστική t να είναι μεγαλύτερη απ' ό τι θα έπρεπε και η μηδενική υπόθεση θα απορρίπτεται πιο εύκολα.

Η διαπίστωση της ετεροσκεδαστικότητας γίνεται κατ' αρχάς με γραφική παράσταση των καταλοίπων σε σχέση με την εξαρτημένη μεταβλητή του υποδείγματος ή σε σχέση με μια εκ των ανεξάρτητων μεταβλητών αν υπάρχει η υποψία ότι μια ανεξάρτητη μεταβλητή προκαλεί το πρόβλημα της ετεροσκεδαστικότητας. Αν δεν υπάρχει συστηματικός τρόπος (αλλά τυχαίος) της γραφικής παράστασης τότε δεν υπάρχει ετεροσκεδαστικότητα. Εκτός από τη γραφική παράσταση υπάρχουν και διάφοροι έλεγχοι που μπορεί να διεξαχθούν προκειμένου να εντοπιστεί η ύπαρξη ή μη της ετεροσκεδαστικότητας.

Το ότι έχουν χρησιμοποιηθεί οι λογάριθμοι των τιμών των μεταβλητών βοηθάει στο ότι δεν υπάρχει ετεροσκεδαστικότητα (μειώνεται σημαντικά η επιρροή των μεγάλων σε μέγεθος τιμών).

Υπάρχουν περιπτώσεις στις οποίες η ετεροσκεδαστικότητα μπορεί να εμφανιστεί υπό μορφή αυτοσυσχέτισης, όταν οι τιμές των παρατηρήσεων των μεταβλητών του υποδείγματος προέρχονται κυρίως από χρονοσειρές. Στην ουσία η διακύμανση των τιμών του τυχαίου σφάλματος επηρεάζεται από έναν αριθμό χρονικών υστερήσεων των τιμών του τυχαίου σφάλματος. Αν ισχύει αυτό τότε το υπόδειγμα έχει υπό συνθήκη ετεροσκεδαστικότητα (υποδείγματα ARCH).

Μια άλλη προϋπόθεση που πρέπει να τηρείται για να υπάρξουν αξιόπιστα αποτελέσματα από μια παλινδρόμηση είναι το να μην υπάρχει πολυσυγγραμμικότητα. Όταν παραβιάζεται η υπόθεση ότι οι ανεξάρτητες μεταβλητές δεν πρέπει να είναι μεταξύ τους γραμμικά εξαρτημένες, τότε αυτές οι ανεξάρτητες μεταβλητές δεν συνεισφέρουν στην ουσιαστική βελτίωση της ερμηνευτικής ικανότητας του υποδείγματος και προκαλούν πρόβλημα στην αξιοπιστία των αποτελεσμάτων της παλινδρόμησης (δεν διαφοροποιείται η «ποσοτική» πληροφόρηση που υπεισέρχεται στο υπόδειγμα). Όταν υπάρχει τέλεια γραμμική συσχέτιση είναι δυνατόν να υπάρχει και πλήρης πολυσυγγραμμικότητα ενώ όταν υπάρχει σε κάποιο βαθμό γραμμική συσχέτιση είναι δυνατόν να υπάρξει μερική πολυσυγγραμμικότητα. Οι εκτιμητές ενός πολλαπλού γραμμικού υποδείγματος, στην περίπτωση όπου υπάρχει μερική πολυσυγγραμμικότητα μεταξύ των ανεξάρτητων μεταβλητών, μπορούν να εκτιμηθούν κανονικά με τη μέθοδο

των ελαχίστων τετραγώνων. (Εν αντιθέσει με την πλήρη πολυγγραμμικότητα που εκτιμητές δεν μπορούν να εκτιμηθούν από τη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων.) Επομένως, το πρόβλημα που δημιουργεί η μερική πολυσυγγραμμικότητα στην ανάλυση της παλινδρόμησης δεν αφορά τον προσδιορισμό αυτό καθαυτό της ποσοτικής σχέσης μεταξύ των μεταβλητών, αλλά την ακρίβεια της εκτίμησης αυτής της σχέσης. Ειδικότερα, η πολυσυγγραμμικότητα επηρεάζει τις τιμές των τυπικών σφαλμάτων των εκτιμητών των συντελεστών του υποδείγματος. Έτσι, όσο μεγαλύτερος είναι ο βαθμός της γραμμικής σχέσης μεταξύ των ανεξάρτητων μεταβλητών του υποδείγματος, τόσο μεγαλύτερη είναι και η τιμή της διακύμανσης των εκτιμητών των συντελεστών του υποδείγματος και άρα τόσο περισσότερο ανακριβή είναι τα αποτελέσματα της εκτίμησης. Η πολυσυγγραμμικότητα επηρεάζει τις τιμές των τυπικών σφαλμάτων και των εκτιμητών και τις καθιστά πολύ μεγαλύτερες με αποτέλεσμα να γίνεται αποδεκτή η υπόθεση H_0 του ελέγχου στατιστικής σημαντικότητας και έτσι να συμπεραίνεται ότι οι συντελεστές είναι μη στατιστικά σημαντικοί. Κατά συνέπεια δημιουργούνται προβλήματα στην ερμηνεία των αποτελεσμάτων της παλινδρόμησης. Ενώ θεωρητικά οι ανεξάρτητες μεταβλητές έχουν τεκμηριωμένη συμβολή στον καθορισμό των τιμών της εξαρτημένης μεταβλητής, εν τούτοις λόγω πολυσυγγραμμικότητας οι συντελεστές αυτών των ανεξάρτητων μεταβλητών εμφανίζονται να μην είναι στατιστικά σημαντικοί. Επίσης επηρεάζεται το εύρος των διαστημάτων εμπιστοσύνης. (Όσο πιο έντονη η γραμμική σχέση μεταξύ των ανεξάρτητων μεταβλητών, τόσο πιο μεγάλα τυπικά σφάλματα και τόσο πιο μεγάλο το εύρος του διαστήματος εμπιστοσύνης.)

Πιθανά συμπτώματα της πολυσυγγραμμικότητας είναι, το γεγονός ότι μικρές αλλαγές στον αριθμό των παρατηρήσεων του δείγματος είναι δυνατόν να επιφέρουν σημαντικές μεταβολές στις εκτιμήσεις των συντελεστών του υποδείγματος, ο συνδυασμός υψηλού συντελεστή προσδιορισμού και χαμηλών τιμών των στατιστικών t για τους συντελεστές του υποδείγματος (γενικά με την ύπαρξη πολυσυγγραμμικότητας δεν είναι απόλυτα δυνατή η αναγνώριση των ατομικών επιδράσεων των ανεξάρτητων μεταβλητών στην εξαρτημένη) και το γεγονός ότι οι εκτιμήσεις των συντελεστών του υποδείγματος είναι δυνατόν να εμφανιστούν με αντίθετο από το αναμενόμενο πρόσημο.

Μέχρις αυτού του σημείου έγινε μια προσπάθεια να περιγραφούν περιληπτικά τα βασικότερα σημεία που πρέπει να προσεχθούν στην ανάλυση μιας πολλαπλής παλινδρόμησης. Όμως όταν χρησιμοποιούνται στοιχεία σε μορφή πάνελ δεδομένων, οι διαδικασίες για τον εντοπισμό προβλημάτων κατά την εκτίμηση της παλινδρόμησης

γίνονται πιο πολύπλοκες και τα τεστ που χρησιμοποιούνται για να διαπιστωθεί η αξιοπιστία των αποτελεσμάτων της εκτίμησης δεν είναι πάντα τα ίδια με αυτά που χρησιμοποιούνται στην ανάλυση μιας απλής πολλαπλής παλινδρόμησης. Η επιλογή της κατάλληλης μεθόδου εκτίμησης μιας παλινδρόμησης όταν τα στοιχεία είναι σε μορφή πάνελ εξαρτάται από το ποια προβλήματα μπορεί να υπάρξουν. Για παράδειγμα αν υπάρχει αυτοσυσχέτιση ή ετεροσκεδαστικότητα στα σφάλματα ιδιοσυγκρασίας ή αν οι ερμηνευτικές μεταβλητές σχετίζονται με τις απαραίτητες επιδράσεις (εξηγούνται παρακάτω). Σε κάθε περίπτωση, καθοριστικό ρόλο στην αξιοπιστία των αποτελεσμάτων παίζει και η εμπειρία του ερευνητή. Η επιστημονική έρευνα έχει ακόμα πολλά να προσφέρει στο πεδίο των οικονομετρικών μεθόδων για πάνελ δεδομένων και πολλά οικονομετρικά υπολογιστικά πακέτα δεν προσφέρουν πληθώρα επιλογών για ορισμένες περιπτώσεις.

Για να εξαχθούν τα συμπεράσματα σχετικά με το μοντέλο που εξετάζεται χρησιμοποιήθηκε η ανάλυση παλινδρόμησης σε μορφή πάνελ δεδομένων (συνδυασμός διαστρωματικών στοιχείων και χρονοσειρών). Τα στοιχεία που συλλέχθηκαν έχουν τη μορφή πάνελ δεδομένων, δηλαδή χρησιμοποιήθηκε η περίοδος 2001-2010 για κάθε μια από τις 196 μετοχές που αποτελούν το δείγμα.

Η χρησιμοποίηση πάνελ δεδομένων έχει το βασικό πλεονέκτημα ότι μπορεί να εκτιμήσει ένα μοντέλο παλινδρόμησης ακόμα και όταν υπάρχει κάποια ετερογένεια στο πάνελ η οποία δεν αντιπροσωπεύεται από κάποια ερμηνευτική μεταβλητή στο υπόδειγμα. Για παράδειγμα η ετερογένεια μπορεί να προκύπτει από παράγοντες που σχετίζονται με τα διαστρωματικά στοιχεία του πάνελ. Η συμπεριφορά των μετοχών μπορεί να διαφέρει επειδή κάθε εταιρεία έχει διαφορετική διοίκηση αλλά η διοίκηση της κάθε εταιρείας παραμένει η ίδια για μια περίοδο (μη παρατηρούμενος παράγοντας που παραμένει σταθερός διαχρονικά για κάθε διαστρωματικό στοιχείο αλλά δεν αντιπροσωπεύεται από κάποια μεταβλητή στο υπόδειγμα). Γενικώς, τα πάνελ δεδομένων είναι χρήσιμα γιατί μπορεί να ελεγχθούν παράγοντες που μεταβάλλονται μεταξύ των στρωμάτων αλλά δε μεταβάλλονται διαχρονικά ή γιατί μπορεί να ελεγχθεί η όποια μεροληψία προκύπτει από παραλειπόμενες μεταβλητές στο μοντέλο ή γιατί μπορεί να ελεγχθεί για παράγοντες που είναι μη παρατηρήσιμοι ή μη μετρήσιμοι και έτσι δεν μπορούν να συμπεριληφθούν στην παλινδρόμηση χρησιμοποιώντας την πολλαπλή παλινδρόμηση. Η βασική ιδέα είναι ότι αν μια παραλειπόμενη μεταβλητή δε μεταβάλλεται διαχρονικά, τότε οποιοσδήποτε μεταβολές της εξαρτημένης μεταβλητής διαχρονικά, δε μπορεί να οφείλονται στην παραλειπόμενη μεταβλητή.

Το πάνελ δεδομένων (δυναμικά διαστρωματικά δεδομένα) που χρησιμοποιήθηκε για τη συγκεκριμένη εμπειρική έρευνα είναι ένα μη ισορροπημένο πάνελ (λείπουν στοιχεία για κάποια έτη της περιόδου 2001-2010 για ορισμένα στρώματα-μετοχές) με συνέπεια να γίνει λίγο πιο περίπλοκη η ανάλυση σε υπολογιστή συγκριτικά με ένα ισορροπημένο πάνελ.

Αφού δεν χρησιμοποιείται η απλή πολλαπλή παλινδρόμηση, η μορφή της παλινδρόμησης σε πάνελ δεδομένων θα έχει την εξής μορφή:

$$R_{it} = \alpha + \beta_1 BM_{it} + \beta_2 FBM_{it} + \beta_3 FROE_{it} + u_{it} \quad (1)$$

Αν υπήρχε ετερογένεια εξ' αιτίας διαφορετικής συμπεριφοράς των μετοχών, όπως αναφέρθηκε παραπάνω, τότε το μοντέλο θα ήταν

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_1 BM_{it} + \beta_2 FBM_{it} + \beta_3 FROE_{it} + u_{it} \quad (2)$$

Θα υπήρχε διαφορετικός σταθερός όρος για κάθε μετοχή (α_i) που θα έδειχνε τις διαφορετικές επιδράσεις στρώματος. Το α_i αποτυπώνει όλους τους μη παρατηρούμενους παράγοντες που είναι διαχρονικά σταθεροί και επηρεάζουν την εξαρτημένη μεταβλητή (ονομάζεται και απαρατήρητη ετερογένεια). Αντίστοιχα θα μπορούσε να υπάρχει και ένας διαφορετικός σταθερός όρος μ_t για κάθε έτος κάτι που θα εξηγηθεί περισσότερο παρακάτω. Το u_{it} είναι το σφάλμα ιδιοσυγκρασίας που περιλαμβάνει τους μη παρατηρούμενους παράγοντες που μεταβάλλονται διαχρονικά και επηρεάζουν την εξαρτημένη μεταβλητή.

Υπάρχουν διαφορετικοί μέθοδοι για να εκτιμηθεί μια παλινδρόμηση με στοιχεία σε μορφή πάνελ. Ένα κριτήριο για το ποια μέθοδο θα επιλεγεί σχετίζεται με το αν ο σταθερός όρος θα είναι σταθερός για όλα τα στρώματα (ομοιογένεια) ή θα είναι διαφορετικός για κάθε στρώμα (αλλά σταθερός για κάθε στρώμα που θα μπορεί να εκτιμηθεί σαν παράμετρος) ή θα συμπεριφέρεται σαν μια τυχαία μεταβλητή. Για τις δύο τελευταίες περιπτώσεις θα υπάρχει ετερογένεια στο πάνελ και όχι ομοιογένεια.

1) Αν τα δεδομένα είναι ομοιογενή και δεν υπάρχουν διαφορές στη συμπεριφορά των μετοχών, τότε ο σταθερός όρος είναι ένας – ίδιος για όλα τα στρώματα. Σε αυτή την περίπτωση γίνεται η υπόθεση ότι η απαρατήρητη επίδραση α_i δεν συσχετίζεται με τις

ανεξάρτητες μεταβλητές. Η εκτίμηση γίνεται με την ομαδοποιημένη μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων (pooled OLS method).

2) Στις περισσότερες εφαρμογές ο κύριος λόγος για τη συγκέντρωση δεδομένων σε μορφή πάνελ είναι για να επιτραπεί στην απαραίτητη επίδραση να σχετίζεται με τις ανεξάρτητες μεταβλητές. Αν συμβαίνει αυτό τότε η μέθοδος των ομαδοποιημένων ελαχίστων τετραγώνων θα οδηγήσει σε μεροληπτικές και ασυνεπείς εκτιμήσεις επειδή θα παραβιάζεται μια βασική υπόθεση της μεθόδου των ελαχίστων τετραγώνων που είναι ότι οι ανεξάρτητες μεταβλητές δεν πρέπει να συσχετίζονται με το σφάλμα της παλινδρόμησης. Σε αυτή την περίπτωση αυτό συμβαίνει αφού είναι σαν το α_i (απαρατήρητη ετερογένεια) να βρίσκεται μέσα στο σφάλμα της παλινδρόμησης και άρα αφού το α_i θα συσχετίζεται με τις ανεξάρτητες μεταβλητές έπεται ότι και το σφάλμα της παλινδρόμησης θα συσχετίζεται με τις ανεξάρτητες μεταβλητές. Έτσι αντί για τη μέθοδο των ομαδοποιημένων ελαχίστων τετραγώνων, η εκτίμηση θα γίνει με άλλον τρόπο.

α) Μία μέθοδος, για να γίνει η εκτίμηση, είναι ο μετασχηματισμός του μοντέλου σε πρώτες διαφορές για όλες τις μεταβλητές. Με αυτόν τον τρόπο θα εξαλειφθεί η απαραίτητη επίδραση α_i . Κεντρική υπόθεση για αυτή τη μέθοδο είναι το γεγονός ότι τα σφάλματα ιδιοσυγκρασίας (χωρίς τα α_i) δεν πρέπει να συσχετίζονται με τις ανεξάρτητες μεταβλητές ή αλλιώς οι ανεξάρτητες μεταβλητές πρέπει να είναι αυστηρώς εξωγενείς. Οι υπόλοιπες υποθέσεις που πρέπει να τηρούνται είναι αυτές του κλασικού γραμμικού υποδείγματος που έχουν ήδη αναφερθεί παραπάνω. Αν ισχύουν αυτές οι προϋποθέσεις τότε το μοντέλο των πρώτων διαφορών μπορεί πλέον να εκτιμηθεί με την ομαδοποιημένη μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων. Θα πρέπει να δοθεί ιδιαίτερη προσοχή στην υπόθεση του κλασικού υποδείγματος που λέει ότι δεν πρέπει να συσχετίζονται οι πρώτες διαφορές των σφαλμάτων ιδιοσυγκρασίας όταν η περίοδος για την οποία εξετάζονται τα στρώματα είναι πάνω από 2. Αν υπάρχει αυτοσυσχέτιση στα σφάλματα ιδιοσυγκρασίας (που είναι στην ουσία οι πρώτες διαφορές τους αφού έτσι ορίζει η συγκεκριμένη μέθοδος) τότε η εκτίμηση θα πρέπει να γίνει με τη μέθοδο των εφικτών γενικευμένων ελαχίστων τετραγώνων ή μετά την εκτίμηση με τα ομαδοποιημένα ελάχιστα τετράγωνα θα πρέπει να υπολογιστούν τα διορθωμένα τυπικά σφάλματα που επιτρέπουν αυθαίρετες μορφές αυτοσυσχέτισης και ετεροσκεδαστικότητας (εύρωστα τυπικά σφάλματα) μέσω των υπολογιστικών πακέτων παλινδρόμησης.

β) Εκτός από την εκτίμηση του μοντέλου με τη χρησιμοποίηση των πρώτων διαφορών για να εξαλειφθεί η απαραίτητη επίδραση α_i , το μοντέλο μπορεί να εκτιμηθεί και με τη μέθοδο των σταθερών επιδράσεων, όταν υπάρχει ο ισχυρισμός ότι η α_i σχετίζεται με τις ανεξάρτητες μεταβλητές. (Αν δεν σχετίζονται τότε απλώς θα υπάρχει αυτοσυσχέτιση στον όρο του σφάλματος ιδιοσυγκρασίας αφού αυτό το σφάλμα θα περιλαμβάνει την α_i και πλέον αντί για σφάλμα ιδιοσυγκρασίας θα ονομάζεται σύνθετο σφάλμα. Δεν θα υπάρχει συσχέτιση μεταξύ σύνθετου σφάλματος και ανεξάρτητων μεταβλητών. Η εκτίμηση αυτού του μοντέλου, του μοντέλου των τυχαίων επιδράσεων, γίνεται με τη μέθοδο των γενικευμένων ελαχίστων τετραγώνων και θα γίνει εκτενέστερη αναφορά πιο κάτω.) Πιο συγκεκριμένα με τη μέθοδο των σταθερών επιδράσεων το μοντέλο (2) μετασχηματίζεται χρησιμοποιώντας το μέσο όρο των μεταβλητών του μοντέλου διαχρονικά (entity-demeaned). Ο μέσος όρος των μεταβλητών αφαιρείται από τις αντίστοιχες μεταβλητές και προκύπτει το μετασχηματισμένο μοντέλο σταθερών επιδράσεων, με χρονικά προσαρμοσμένα δεδομένα των μεταβλητών, έχοντας εξαλειφθεί η α_i . Αυτός ο μετασχηματισμός ονομάζεται και μετασχηματισμός εντός. Η εκτίμηση του μετασχηματισμένου μοντέλου γίνεται με τη μέθοδο των ομαδοποιημένων ελαχίστων τετραγώνων. Για να εκτιμηθεί το μοντέλο των σταθερών επιδράσεων θα πρέπει να ικανοποιούνται οι παρακάτω προϋποθέσεις:

- 1) Το μοντέλο θα έχει τη μορφή του μοντέλου (2)
- 2) Το δείγμα για τη διαστρωματική διάσταση θα πρέπει να είναι τυχαίο
- 3) Οι μεταβλητές θα πρέπει να είναι αυστηρά εξωγενείς. Οι α_i και οι ανεξάρτητες μεταβλητές να μην συσχετίζονται με τα σφάλματα ιδιοσυγκρασίας.
- 4) Κάθε ερμηνευτική μεταβλητή μεταβάλλεται διαχρονικά (για μερικά τουλάχιστον στρώματα i) και δεν υπάρχουν απόλυτα γραμμικές σχέσεις ανάμεσα στις ανεξάρτητες μεταβλητές.
- 5) Τα σφάλματα ιδιοσυγκρασίας να παρουσιάζουν ομοσκεδαστικότητα.
- 6) Τα σφάλματα ιδιοσυγκρασίας να μην συσχετίζονται.

(Wooldridge, Introduction to econometrics – A modern approach, σελ. 85)

γ) Μια παραδοσιακή άποψη για το μοντέλο των σταθερών επιδράσεων είναι να υποθέσουμε ότι η α_i είναι μια παράμετρος που πρέπει να εκτιμηθεί για κάθε μετοχή-στρώμα i . Ο τρόπος με τον οποίο θα μπορούσε να εκτιμηθεί η κάθε i είναι με το να εισέλθει μια ψευδομεταβλητή για κάθε διαστρωματική παρατήρηση i μαζί με τις ερμηνευτικές μεταβλητές. Αυτό το υπόδειγμα είναι γνωστό στη βιβλιογραφία ως

παλινδρόμηση ψευδομεταβλητής σε πάνελ δεδομένων ή υπόδειγμα με τη μορφή $n-1$ ερμηνευτικών μεταβλητών. Αυτή η μέθοδος δεν είναι και πολύ πρακτική όταν τα στρώματα του πάνελ είναι πάρα πολλά γιατί θα υπάρχουν εκτιμήσεις και για πάρα πολλά α_i . Βέβαια και η εκτίμηση της α_i μπορεί να γίνει και μετά την εκτίμηση του μοντέλου σταθερών επιδράσεων χωρίς την παλινδρόμηση της ψευδομεταβλητής. Θα πρέπει να αναφερθεί πως μερικά οικονομετρικά πακέτα που υπολογίζουν την εκτίμηση των σταθερών επιδράσεων αναφέρουν μία τεταγμένη αρχής α (αν και έχει αναφερθεί ότι οι α_i εξαλείφονται με το μοντέλο των σταθερών επιδράσεων). Αυτή η α προκύπτει από το ότι ο ερευνητής μπορεί να θέλει να δει τις α_i σαν παραμέτρους που πρέπει να εκτιμηθούν και έτσι το α των οικονομετρικών πακέτων αντιπροσωπεύει τον μέσο όρο των εκτιμήσεων όλων των παραμέτρων α_i . Συνήθως όμως οι περισσότερες μελέτες ενδιαφέρονται για τις παραμέτρους β .

Σε αυτό το σημείο πρέπει να διευκρινιστεί ότι όταν υπάρχει ετερογένεια στο πάνελ, το μοντέλο που χρησιμοποιείται συνήθως στη βιβλιογραφία, προκειμένου να περιγραφούν οι μέθοδοι εκτίμησης του, είναι της μορφής του μοντέλου (2). Δηλαδή για χάριν ευκολίας της ανάλυσης υποτίθεται ότι υπάρχει μόνο απαραίτητη επίδραση στρώματος (α_i) και όχι απαραίτητη επίδραση χρόνου (μ_t , η απαραίτητη επίδραση είναι σταθερή για όλα τα στρώματα για ένα συγκεκριμένο t). Η λογική είναι ακριβώς η ίδια και για τις απαραίτητες επιδράσεις χρόνου. Έτσι, είναι δυνατόν να εκτιμηθεί μοντέλο με απαραίτητες επιδράσεις στρώματος, με απαραίτητες επιδράσεις χρόνου ή μοντέλο και με απαραίτητες επιδράσεις στρώματος και χρόνου. Στην περίπτωση των απαραίτητων επιδράσεων χρόνου, χρησιμοποιώντας τη μέθοδο των σταθερών επιδράσεων η εκτίμηση θα γίνει με ομαδοποιημένα ελάχιστα τετράγωνα αφού πρώτα το μοντέλο μετασχηματιστεί σε αποκλίσεις κάθε χρόνου από το διαστρωματικό του μέσο (year-demeaned) και χρησιμοποιώντας την παλινδρόμηση ψευδομεταβλητής θα υπάρχουν αντίστοιχες ψευδομεταβλητές για τα $t-1$ χρόνια της χρονοσειράς.

Αυτές οι τρεις μέθοδοι που αναφέρθηκαν, δηλαδή η μέθοδος των πρώτων διαφορών, η μέθοδος των σταθερών επιδράσεων και η μέθοδος της παλινδρόμησης ψευδομεταβλητής χρησιμοποιούνται για να εκτιμηθεί μια παλινδρόμηση όταν τα στοιχεία είναι σε μορφή πάνελ δεδομένων και η απαραίτητη επίδραση α_i σχετίζεται με τις ανεξάρτητες μεταβλητές. Συνήθως το δίλλημα είναι αν θα προτιμηθούν οι πρώτες διαφορές ή το μοντέλο σταθερών επιδράσεων αφού η μέθοδος των ψευδομεταβλητών για την απαραίτητη επίδραση δεν είναι πρακτική για πολλά στρώματα. Συχνά είναι

καλό να δοκιμάζονται και οι δύο μέθοδοι και αν τα αποτελέσματα είναι κοντά τότε τόσο το καλύτερο.

Όταν το μοντέλο σταθερών επιδράσεων εφαρμόζεται σ' ένα μη ισορροπημένο πάνελ, που λείπουν μερικά δεδομένα για τη χρονοσειρά κάποιων στρωμάτων, δεν θα υπάρχει πρόβλημα αν ο λόγος για τον οποίο λείπουν δεδομένα δεν σχετίζεται με τα σφάλματα ιδιοσυγκρασίας. Αν ο λόγος για τον οποίο μια μετοχή αποχωρεί από το δείγμα σχετίζεται με τα σφάλματα ιδιοσυγκρασίας, τότε το πρόβλημα που προκύπτει με το τμήμα του δείγματος μπορεί να προκαλέσει μεροληπτικούς εκτιμητές. Παρ' όλα αυτά ένα χρήσιμο πλεονέκτημα για μια ανάλυση σταθερών επιδράσεων είναι ότι επιτρέπει η φθορά (το γεγονός ότι λείπουν μερικά στοιχεία για κάποια στρώματα) να σχετίζεται με την απαραίτητη επίδραση και έτσι η α_i απορροφά αυτήν τη φθορά (Wooldridge, introduction to econometrics, σελ. 64-65).

Πριν εκτιμηθεί η εγκυρότητα της μεθόδου των σταθερών επιδράσεων, θα πρέπει να ελεγχθεί αν οι απαραίτητες επιδράσεις α_i είναι πράγματι διαφορετικές για κάθε στρώμα ή είναι ίδιες και άρα θα πρέπει να χρησιμοποιηθεί ένας κοινός σταθερός όρος της περίπτωσης 1. Θα ελεγχθεί, δηλαδή, η μηδενική υπόθεση αν όλα τα α_i είναι σταθερά ή με άλλα λόγια αν υπάρχει ομοιογένεια.

3) Σε αυτή την τρίτη περίπτωση, υπάρχει η υπόθεση της ετερογένειας του πάνελ, όπως και στην περίπτωση 2, αλλά τώρα γίνεται και η υπόθεση ότι η απαραίτητη επίδραση α_i δεν σχετίζεται με κάθε ερμηνευτική μεταβλητή σε όλες τις χρονικές περιόδους. Τότε η χρήση ενός μετασχηματισμού για να εξαλειφθεί η α_i οδηγεί σε μη αποτελεσματικούς εκτιμητές. Το μοντέλο (2) αναδεικνύεται σε μοντέλο τυχαίων επιδράσεων και για να εκτιμηθεί θα πρέπει να τηρούνται οι εξής υποθέσεις:

- 1) Το μοντέλο θα έχει τη μορφή του μοντέλου (2) αλλά με τη διαφορά ότι το $\alpha_i = \alpha + \varepsilon_i$. Δηλαδή, $R_{it} = \alpha + \beta_1 BM_{it} + \beta_2 FBM_{it} + \beta_3 FROE_{it} + v_{it}$, όπου $v_{it} = \varepsilon_i + u_{it}$
 - 2) Το δείγμα για τη διαστρωματική διάσταση θα πρέπει να είναι τυχαίο
 - 3) Οι α_i και οι ανεξάρτητες μεταβλητές να μην συσχετίζονται με τα σφάλματα ιδιοσυγκρασίας.
 - 4) Δεν υπάρχουν απόλυτα γραμμικές σχέσεις ανάμεσα στις ανεξάρτητες μεταβλητές.
 - 5) Η απαραίτητη επίδραση α_i θα πρέπει να παρουσιάζει ομοσκεδαστικότητα.
 - 6) Οι ανεξάρτητες μεταβλητές να μην συσχετίζονται με την απαραίτητη επίδραση α_i .
- (Wooldridge, Introduction to econometrics – A modern approach, σελ. 87)

Στην ουσία όλες οι μετοχές - στρώματα έχουν ένα κοινό σταθερό όρο (α) που είναι ο μέσος όρος των σταθερών όρων κάθε στρώματος. Επιπρόσθετα όμως, ο σταθερός όρος κάθε στρώματος αποκλίνει από το α κατά ε_i (Gujarati, Basic econometrics, σελ 647). Αφού το σύνθετο σφάλμα περιλαμβάνει και το ε_i , τότε το σύνθετο σφάλμα θα παρουσιάζει αυτοσυσχέτιση και γι' αυτό θα πρέπει να χρησιμοποιηθεί η μέθοδος των γενικευμένων ελαχίστων τετραγώνων. Για να έχει η διαδικασία καλές ιδιότητες πρέπει να υπάρχουν πολλά στρώματα και σχετικά μικρή χρονοσειρά. Για το μετασχηματισμό των γενικευμένων ελαχίστων τετραγώνων που εξαλείφει την αυτοσυσχέτιση των σφαλμάτων απαιτείται ανωτέρου βαθμού άλγεβρα μητρών. Σε γενικές γραμμές θα πρέπει να υπολογιστεί το $\lambda=1-(\sigma_u^2/(\sigma_u^2+T\sigma_\varepsilon^2))^{1/2}$. Το μετασχηματισθέν μοντέλο θα αφαιρεί από κάθε μεταβλητή τους χρονικούς μέσους της αντίστοιχης μεταβλητής πολλαπλασιαζόμενος με το λ . Δηλαδή το μοντέλο τυχαίων επιδράσεων αφαιρεί ένα μέρος των χρονικών μέσων, όπου το μέρος αυτό θα εξαρτάται από το λ και κατά συνέπεια από τις σ_u^2 και σ_ε^2 και το πλήθος των χρονικών περιόδων της χρονοσειράς (T). Ο εκτιμητής των γενικευμένων ελαχίστων τετραγώνων είναι απλώς ο εκτιμητής του μετασχηματισμένου μοντέλου με το λ με τη μέθοδο των ομαδοποιημένων ελαχίστων τετραγώνων. Ο μετασχηματισμός του μοντέλου τυχαίων επιδράσεων λαμβάνει υπόψη το ενδεχόμενο για ερμηνευτικές μεταβλητές που είναι διαχρονικά σταθερές και αυτό είναι ένα πλεονέκτημα των τυχαίων επιδράσεων έναντι των σταθερών επιδράσεων ή των πρώτων διαφορών (αφού οι δύο τελευταίες μέθοδοι εξαλείφουν τελείως τις διαχρονικά σταθερές επιδράσεις).

Συνεπώς σε αυτή τη φάση το δίλλημα είναι αν θα πρέπει να επιλεγεί η εκτίμηση με βάση το μοντέλο των σταθερών ή το μοντέλο των τυχαίων επιδράσεων. Η απόφαση θα εξαρτηθεί με βάση κατά πόσο οι α_i θεωρούνται παράμετροι που πρέπει να εκτιμηθούν ή αποτελέσματα μιας τυχαίας μεταβλητής. Όταν δεν μπορούμε να θεωρήσουμε τις παρατηρήσεις τυχαίες λήψεις από ένα μεγάλο πληθυσμό, έχει νόημα να σκεφτούμε τις α_i ως παραμέτρους για να εκτιμήσουμε και άρα προτιμάται το μοντέλο των σταθερών επιδράσεων. Ακόμα και αν αποφασίσουμε να αντιμετωπίσουμε τις α_i ως τυχαίες μεταβλητές, πρέπει να αποφασίσουμε αν οι α_i είναι ασυσχέτιστες προς τις ερμηνευτικές μεταβλητές. Εν πάση περιπτώσει η σύγκριση των εκτιμήσεων των τυχαίων επιδράσεων και των εκτιμήσεων των σταθερών επιδράσεων μπορεί να αποτελέσει έναν έλεγχο για να διαπιστωθεί αν υπάρχει συσχέτιση ανάμεσα στην απαραίτητη επίδραση και τις ανεξάρτητες μεταβλητές, υποθέτοντας ότι τα σφάλματα ιδιοσυγκρασίας και οι ερμηνευτικές μεταβλητές είναι ασυσχέτιστες σε όλες τις χρονικές

περιόδους. Αυτός ο έλεγχος είναι γνωστός ως έλεγχος Hausman και πήρε το όνομα του εμπνευστή του (1978). Το τεστ Hausman ελέγχει τη μηδενική υπόθεση για μη αυτοσυσχέτιση ανεξάρτητων μεταβλητών και απαραίτητης επίδρασης (άρα απόφαση για μοντέλο τυχαίων επιδράσεων) έναντι της εναλλακτικής υπόθεσης για αυτοσυσχέτιση (άρα απόφαση για μοντέλο σταθερών επιδράσεων).

Πριν γίνει η εκτίμηση μιας παλινδρόμησης όπου τα δεδομένα έχουν τη μορφή χρονοσειράς ή ίσως και διαστρωμάτωσης, είναι απαραίτητο να ελεγχθεί αν υπάρχει στασιμότητα στα δεδομένα των υπό εξέταση μεταβλητών ή συνολοκλήρωση. Όταν τα δεδομένα έχουν τη μορφή πάνελ δεδομένων, τότε η διαδικασία για να ελεγχθεί η στασιμότητα ή η συνολοκλήρωση είναι πολύ πιο πολύπλοκη και δυσνόητη. Αυτό γιατί για μερικά στρώματα μπορεί να υπάρχει στασιμότητα - συνολοκλήρωση ενώ για άλλα όχι. Μερικά τεστ είναι κατάλληλα για ισορροπημένα πάνελ ενώ άλλα είναι κατάλληλα για μη ισορροπημένα πάνελ (π.χ. Maddala and Wu test). Πρέπει να αναφερθεί ότι οι έλεγχοι για στασιμότητα σε πάνελ δεδομένων είναι ένα νέο θέμα για την οικονομετρία και είναι απαραίτητες νέες έρευνες ανωτέρου επιπέδου για να υπάρξουν αξιόπιστα συμπεράσματα. (Asteriou and Hall, Applied Econometrics, σελ. 371)

ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ ΚΕΦΑΛΑΙΟΥ

Ελληνική (βιβλία)

Αγιακλόγλου – Μπένος, 2002, Εισαγωγή στην οικονομετρική ανάλυση, εκδόσεις Μπένου

Χάλκος, 2006, Οικονομετρία: Θεωρία και πράξη, Β. Γκιουρδας

Wooldridge, 2006, Εισαγωγή στην οικονομετρία: Μία νέα προσέγγιση, εκδόσεις Παπαζήση

Ξενόγλωσση (βιβλία)

Asteriou and Hall, 2007, Applied Econometrics – A modern approach using Eviews and Microfit, Palgrave Macmillan

Badi Baltagi, 2008, Econometric analysis of panel data, John Wiley & Sons

Gujarati, 2003, Basic Econometrics – fourth edition, MacGraw-Hill

Hsiao and Cheng, 2003, Analysis of panel data, Cambridge university press

Wooldridge, 2002, Econometric analysis of cross section and panel data, MIT press

_____ 2006, Introduction to econometrics – A modern approach, Thomson/South-Western

Ξενόγλωσση (άρθρο)

Colin Clubb, January/March 2007, Mounir Naffi, The Usefulness of Book-to-Market and ROE Expectations for Explaining UK Stock Returns, Journal of Business Finance & Accounting, Volume 34, Issue 1-2, pages 1–32

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 4: ΕΜΠΕΙΡΙΚΑ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ

4.1 Αποτελέσματα της έρευνας

Αφού αναλύθηκαν στο προηγούμενο κεφάλαιο τα βασικά σημεία σε μια ανάλυση παλινδρόμησης με στοιχεία σε μορφή πάνελ, σε αυτό το κεφάλαιο παρουσιάζονται οι εκτιμήσεις της παλινδρόμησης που έχει σαν εξαρτημένη μεταβλητή την απόδοση της μετοχής (R) και σαν ανεξάρτητες μεταβλητές το δείκτη λογιστική προς τρέχουσα αξία του προηγούμενου έτους (BM), τον προσδοκώμενο δείκτη λογιστική προς τρέχουσα αξία του έτους που προβλέπονται οι αποδόσεις των μετοχών (FBM), και το προσδοκώμενο δείκτη απόδοσης ιδίων κεφαλαίων του έτους που προβλέπονται οι αποδόσεις των μετοχών (FROE).

Πριν όμως δειχθούν οι εκτιμήσεις της παλινδρόμησης, θεωρείται σκόπιμο να παρουσιαστούν οι μέσες τιμές των μεταβλητών για κάθε χρόνο (πίνακας 4.1) αλλά και περιγραφικά στατιστικά (πίνακας 4.2).

Πίνακας 4.1: Ετήσιοι μέσοι όροι των μεταβλητών της παλινδρόμησης

Πηγή: Συγγραφέας

2001 2002 2003 2004 2005

R	-0.19	-0.27	0.10	0.11	0.20
BM	-0.40	-0.24	0.04	-0.24	-0.31
FBM	-0.38	-0.23	-0.01	-0.25	-0.30
FROE	0.11	0.11	0.10	0.08	0.08
	<u>2006</u>	<u>2007</u>	<u>2008</u>	<u>2009</u>	<u>2010</u>
R	0.32	-0.44	-0.41	0.30	-0.05
BM	-0.41	-0.68	-0.72	-0.42	-0.63
FBM	-0.36	-0.49	-0.64	-0.41	-0.52
FROE	0.09	0.10	0.20	0.14	0.10

Πίνακας 4.2: Περιγραφικά στατιστικά

Πηγή: Συγγραφέας

	R	BM	FBM	FROE
Mean	0.007213	-0.406896	-0.442461	0.053374
Median	0.035332	-0.411580	-0.466745	0.097867
Maximum	3.158132	2.473373	3.320964	1.535862
Minimum	-2.179329	-3.316830	-3.444946	-17.40041
Std. Dev.	0.430341	0.715018	0.699762	0.566729
Skewness	0.036352	0.019251	0.296532	-23.51644
Kurtosis	7.531523	3.685937	4.575797	664.7145
Jarque-Bera Probability	1237.534 0.000000	28.14255 0.000001	170.8003 0.000000	26514709 0.000000
Sum	10.42931	-582.2684	-639.7979	77.17863
Sum Sq. Dev.	267.6041	731.0882	707.5688	464.1069
Observations	1446	1431	1446	1446

Αναφέρθηκε ότι θα παρουσιαστούν οι εκτιμήσεις και όχι η εκτίμηση της παλινδρόμησης αφού όπως ειπώθηκε και στο προηγούμενο κεφάλαιο, η επιλογή μιας μεθόδου εκτίμησης εξαρτάται από τις προϋποθέσεις που τηρούνται για να τρέξει μια παλινδρόμηση. Έτσι, εδώ θα παρουσιαστούν οι βασικές εκτιμήσεις με τις οποίες μπορούν να εξαχθούν αξιόπιστα συμπεράσματα για το πρόσημο των συντελεστών των ανεξάρτητων μεταβλητών και τη στατιστική σημαντικότητά τους. Στο παράρτημα υπάρχει μια σειρά από εκτιμήσεις που διαφοροποιούνται ως προς την εκάστοτε επιλογή για χρήση εύρωστων ως προς την ετεροσκεδαστικότητα και την αυτοσυσχέτιση τυπικών σφαλμάτων.

Ύστερα από τη διεξαγωγή στατιστικού ελέγχου (βλέπετε παράρτημα 1.2, 1.4, 1.6) προκειμένου να εξεταστεί αν η μέθοδος των σταθερών επιδράσεων είναι κατάλληλη τόσο για σταθερές επιδράσεις στρώματος όσο και για σταθερές επιδράσεις χρόνου, προέκυψε ότι πράγματι οι σταθερές επιδράσεις δεν είναι περιττές και συνεπώς υπάρχει ετερογένεια στα δεδομένα με αποτέλεσμα η χρήση στοιχείων σε μορφή πάνελ να

αποτελεί πλεονέκτημα. Με άλλα λόγια, ο έλεγχος έδειξε ότι η χρησιμοποίηση μιας απλής πολλαπλής παλινδρόμησης με την ομαδοποιημένη μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων δεν θα έδειχνε αξιόπιστα συμπεράσματα αφού δεν υπάρχει ομοιογένεια στο πάνελ.

Όπως φαίνεται στον πίνακα 4.3, ο οποίος δείχνει τα αποτελέσματα της παλινδρόμησης που έτρεξε με σταθερές επιδράσεις στρώματος και χρόνου, ο συντελεστής του δείκτη B/M του προηγούμενου έτους (BM) έχει θετικό πρόσημο και είναι στατιστικά σημαντικός. Το αποτέλεσμα αυτό συμφωνεί με τα ευρήματα των Clubb and Naffi. Ο συντελεστής του FBM αν και είναι στατιστικά σημαντικός για επίπεδα στατιστικής σημαντικότητας 5% και 10% έρχεται σε αντίθεση ως προς το πρόσημο με τους Clubb and Naffi. Το ίδιο συμβαίνει και με το πρόσημο του συντελεστή του FROE, ο οποίος είναι στατιστικά σημαντικός για επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 10%.

Πίνακας 4.3: Εκτίμηση της παλινδρόμησης με σταθερές επιδράσεις στρώματος και χρόνου

Πηγή: Συγγραφέας

Dependent Variable: R
Method: Panel Least Squares
Date: 09/02/12 Time: 12:43
Sample: 2001 2010
Periods included: 10
Cross-sections included: 196
Total panel (unbalanced) observations: 1431

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BM	0.133033	0.037993	3.501499	0.0005
FBM	0.103802	0.040410	2.568746	0.0103
FROE	-0.031259	0.017167	-1.820898	0.0689
C	0.109035	0.014399	7.572360	0.0000

Effects Specification

Cross-section fixed (dummy variables)
Period fixed (dummy variables)

R-squared	0.489492	Mean dependent var	0.007157
Adjusted R-squared	0.403086	S.D. dependent var	0.431456
S.E. of regression	0.333344	Akaike info criterion	0.774356
Sum squared resid	135.8976	Schwarz criterion	1.539803
Log likelihood	-346.0518	Hannan-Quinn criter.	1.060185
F-statistic	5.664992	Durbin-Watson stat	2.167313
Prob(F-statistic)	0.000000		

Σε γενικές γραμμές τα συμπεράσματα παραμένουν ίδια αν χρησιμοποιηθούν διάφορες άλλες επιλογές ως προς τη χρήση εύρωστων τυπικών σφαλμάτων. Τα πρόσημα των συντελεστών μένουν ίδια (άλλωστε όταν χρησιμοποιούνται διορθωμένα τυπικά σφάλματα η εκτίμηση δεν αλλάζει) και τα επίπεδα στατιστικής σημαντικότητας διαφοροποιούνται ελαφρώς για την αποδοχή στατιστικά σημαντικών συντελεστών για τις FBM και FROE (βλέπετε παράρτημα I.18-I.24). Ο ΒΜ παραμένει στατιστικά σημαντικός σε όλες τις επιλογές.

Η προηγούμενη εκτίμηση αφορούσε το μοντέλο σταθερών επιδράσεων στρώματος και χρόνου. Όμως είναι πιθανόν η εκτίμηση του μοντέλου τυχαίων επιδράσεων να είναι πιο κατάλληλη. Γι' αυτό βέβαια, χρησιμοποιήθηκε ο έλεγχος Hausman (βλέπετε παράρτημα I.8, I.10) ο οποίος έδειξε πως οι επιδράσεις στρώματος πρέπει να εκτιμηθούν με το μοντέλο σταθερών επιδράσεων ενώ οι επιδράσεις χρόνου είναι καλύτερο να εκτιμηθούν με το μοντέλο τυχαίων επιδράσεων. Το οικονομετρικό υπολογιστικό πρόγραμμα Eviews δεν μπορεί να υπολογίσει το μοντέλο τυχαίων επιδράσεων για ταυτόχρονα τυχαίες επιδράσεις στρώματος και χρόνου σε ένα μη ισορροπημένο πάνελ και συνεπώς δεν μπορεί να διεξάγει έλεγχο Hausman ταυτόχρονα για στρώμα-χρόνο. Θα πρέπει πρώτα να εκτιμηθεί η παλινδρόμηση με τυχαίες επιδράσεις στρώματος (μόνο) και μετά να γίνει ο έλεγχος Hausman για να διαπιστωθεί η καταλληλότητα των τυχαίων επιδράσεων στο στρώμα και μετά θα πρέπει να εκτιμηθεί η παλινδρόμηση με τυχαίες επιδράσεις χρόνου (μόνο) ώστε να γίνει ο έλεγχος Hausman για την καταλληλότητα των τυχαίων επιδράσεων χρόνου. Αφού ο έλεγχος Hausman έδειξε την καταλληλότητα του μοντέλου τυχαίων επιδράσεων χρόνου, στον πίνακα 4.4 φαίνονται τα αποτελέσματα.

Πίνακας 4.4: Εκτίμηση της παλινδρόμησης με τυχαίες επιδράσεις χρόνου

Πηγή: Συγγραφέας

Dependent Variable: R
 Method: Panel EGLS (Period random effects)
 Date: 09/02/12 Time: 12:50
 Sample: 2001 2010
 Periods included: 10
 Cross-sections included: 196
 Total panel (unbalanced) observations: 1431
 Swamy and Arora estimator of component variances

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BM	0.013974	0.034256	0.407923	0.6834
FBM	0.031167	0.033971	0.917447	0.3591
FROE	0.004787	0.016512	0.289891	0.7719

C	0.041982	0.079123	0.530591	0.5958
Effects Specification				
			S.D.	Rho
Period random			0.247579	0.3296
Idiosyncratic random			0.353085	0.6704
Weighted Statistics				
R-squared	0.007159	Mean dependent var	0.001746	
Adjusted R-squared	0.005071	S.D. dependent var	0.353965	
S.E. of regression	0.353060	Sum squared resid	177.8776	
F-statistic	3.429684	Durbin-Watson stat	1.744193	
Prob(F-statistic)	0.016513			
Unweighted Statistics				
R-squared	0.015582	Mean dependent var	0.007157	
Sum squared resid	262.0529	Durbin-Watson stat	1.765808	

Στον πίνακα 4.4, όπου φαίνονται τα αποτελέσματα της παλινδρόμησης με τη χρησιμοποίηση τυχαίων επιδράσεων χρόνου, όλοι οι συντελεστές είναι στατιστικά ασήμαντοι. Το ίδιο συμβαίνει ακόμα και αν χρησιμοποιηθεί η οποιαδήποτε επιλογή για διορθωμένα τυπικά σφάλματα.

Αν και η αφορμή της παρούσας διπλωματικής ήταν το μοντέλο που χρησιμοποίησαν οι Clubb and Naffi (2007) (δηλαδή το μοντέλο με εξαρτημένη την R και ανεξάρτητες τις BM, FBM και FROE), έγινε μια προσπάθεια να εκτιμηθεί και ένα διαφορετικό μοντέλο. Ένα μοντέλο που σαν εξαρτημένη μεταβλητή έχει τις αποδόσεις των μετοχών (R) και σαν ανεξάρτητες μεταβλητές έχει το δείκτη λογιστική προς τρέχουσα αξία (BM) του προηγούμενου έτους σε σχέση με το έτος που προβλέπονται οι αποδόσεις και το δείκτη απόδοσης ιδίων κεφαλαίων (ROE) του προηγούμενου έτους σε σχέση με το έτος που προβλέπονται οι αποδόσεις των μετοχών. Αφού υπολογίστηκαν τα ROE για τις μετοχές του δείγματος και αφού έγιναν οι απαραίτητοι στατιστικοί έλεγχοι για την επιλογή της καταλληλότερης εκτίμησης της παλινδρόμησης, οι πίνακες 4.5 και 4.6 παρουσιάζουν τα αποτελέσματα.

Πίνακας 4.5: Εκτίμησης παλινδρόμησης (με ανεξάρτητες μεταβλητές BM και ROE) με σταθερές επιδράσεις στρώματος και χρόνου

Πηγή: Συγγραφέας

Dependent Variable: R
Method: Panel Least Squares
Date: 09/04/12 Time: 13:57
Sample: 2001 2010

Periods included: 10
 Cross-sections included: 195
 Total panel (unbalanced) observations: 1428

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BM	0.210055	0.024158	8.695082	0.0000
ROE	-0.186756	0.047955	-3.894386	0.0001
C	0.106188	0.013540	7.842646	0.0000

Effects Specification

Cross-section fixed (dummy variables)
 Period fixed (dummy variables)

R-squared	0.492541	Mean dependent var	0.006474
Adjusted R-squared	0.407410	S.D. dependent var	0.431096
S.E. of regression	0.331857	Akaike info criterion	0.764506
Sum squared resid	134.5779	Schwarz criterion	1.523883
Log likelihood	-339.8571	Hannan-Quinn criter.	1.048098
F-statistic	5.785727	Durbin-Watson stat	2.147906
Prob(F-statistic)	0.000000		

Στον πίνακα 4.5 φαίνονται τα αποτελέσματα της παλινδρόμησης με τη χρήση του μοντέλου σταθερών επιδράσεων τόσο για το στρώμα όσο και για το χρόνο. Το πρόσημο του συντελεστή του BM είναι θετικό και ο συντελεστής είναι στατιστικά σημαντικός. Σχετικά με το ROE, το πρόσημο του συντελεστή είναι αρνητικό και ο συντελεστής είναι στατιστικά σημαντικός. Στα ίδια συμπεράσματα καταλήγει η οποιαδήποτε επιλογή για χρήση εύρωστων τυπικών σφαλμάτων.

Όπως και στο μοντέλο των Clubb and Naffi όπου η εκτίμηση της παλινδρόμησης με το μοντέλο των τυχαίων επιδράσεων ταυτόχρονα για το στρώμα και το χρόνο ήταν αδύνατη λόγω του μη ισορροπημένου πάνελ, έτσι και για αυτό το μοντέλο θα παρουσιαστούν τα αποτελέσματα μόνο για τυχαίες επιδράσεις στο χρόνο. Τα μεμονωμένα Hausman test (βλέπετε παράρτημα III.6 και III.8) έδειξαν ότι για τις επιδράσεις χρόνου είναι καταλληλότερη η εκτίμηση με τυχαίες επιδράσεις ενώ για τις επιδράσεις στρώματος είναι καταλληλότερες οι σταθερές επιδράσεις.

Πίνακας 4.6: Εκτίμηση παλινδρόμησης (με ανεξάρτητες μεταβλητές BM και ROE) με τυχαίες επιδράσεις χρόνου

Πηγή: Συγγραφέας

Dependent Variable: R
 Method: Panel EGLS (Period random effects)
 Date: 09/04/12 Time: 14:02
 Sample: 2001 2010
 Periods included: 10
 Cross-sections included: 195

Total panel (unbalanced) observations: 1428
Swamy and Arora estimator of component variances

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BM	0.045164	0.014088	3.205832	0.0014
ROE	0.058760	0.042635	1.378223	0.1684
C	0.036718	0.072471	0.506660	0.6125

Effects Specification		S.D.	Rho
Period random		0.226327	0.2919
Idiosyncratic random		0.352517	0.7081

Weighted Statistics			
R-squared	0.007597	Mean dependent var	0.001854
Adjusted R-squared	0.006204	S.D. dependent var	0.353810
S.E. of regression	0.352703	Sum squared resid	177.2691
F-statistic	5.454419	Durbin-Watson stat	1.739946
Prob(F-statistic)	0.004367		

Unweighted Statistics			
R-squared	0.015961	Mean dependent var	0.006474
Sum squared resid	260.9664	Durbin-Watson stat	1.754330

Στον πίνακα 4.6 φαίνονται τα αποτελέσματα της παλινδρόμησης με τυχαίες επιδράσεις χρόνου. Ο συντελεστής του BM είναι θετικός και στατιστικά σημαντικός αλλά ο συντελεστής του ROE είναι στατιστικά ασήμαντος και αυτό παραμένει ακόμα και με τη χρησιμοποίηση διορθωμένων τυπικών σφαλμάτων.

Πανεπιστήμιο Πειραιώς

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 5 ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΑ

5.1 Συμπεράσματα

Το εμπειρικό μέρος της παρούσας διπλωματικής ερεύνησε εάν το μοντέλο (με εξαρτημένη μεταβλητή την R και ανεξάρτητες τις BM , FBM και $FROE$) των Clubb and Naffi (2006) μπορεί να εξηγήσει τις αποδόσεις των μετοχών στην αγορά της Γαλλίας. Το συγκεκριμένο μοντέλο χρησιμοποιήθηκε στα πλαίσια της θεμελιώδους προσέγγισης για την αποτίμηση των μετοχών. Τα αποτελέσματα της έρευνας των Clubb and Naffi έδειξαν ότι το μοντέλο μπορεί να εξηγήσει τις αποδόσεις των μετοχών για την αγορά της Αγγλίας και πως οι συντελεστές των BM και $FROE$ είναι θετικοί ενώ ο συντελεστής της FBM είναι αρνητικός. Τα πρόσημα των συντελεστών των τριών ανεξάρτητων μεταβλητών ήταν αναμενόμενα αφού ταυτίζονταν με τα πρόσημα του μοντέλου (5).

Πιο συγκεκριμένα, ο συντελεστής του δείκτη λογιστική προς τρέχουσα αξία ιδίων κεφαλαίων του προηγούμενου έτους (που ονομάζεται BM στην παλινδρόμηση) σε σχέση με το έτος που προβλέπονται οι αποδόσεις πρέπει να είναι θετικός, αφού για δεδομένες μελλοντικές ταμιακές ροές που αντιπροσωπεύονται από την BV_{t-1} (υπάρχει

αναφορά στο άρθρο Pontiff and Schall (1998) στην ανασκόπηση της αρθρογραφίας), μια υψηλότερη τιμή για το δείκτη BV_{t-1}/MV_{t-1} θα υπονοούσε μια χαμηλότερη τιμή για την MV_{t-1} και συνεπώς μια υψηλότερη απαιτούμενη απόδοση για την περίοδο t . Η αρνητική σχέση απαιτούμενης απόδοσης και MV πέρα από την εκτεταμένη εμπειρική τεκμηρίωση της (βλέπετε κεφάλαιο 1.2.1), ερμηνεύεται από τον Berk (1995) από το γεγονός ότι για δεδομένες μελλοντικές ταμιακές ροές, η αγοραία αξία θα ισούται με την παρούσα αξία των μελλοντικών ταμιακών ρών προεξοφλημένες με την απαιτούμενη απόδοση. Συνεπώς όσο μεγαλύτερη η απαιτούμενη απόδοση τόσο μικρότερη η αγοραία αξία και το αντίθετο. Πρέπει να δοθεί προσοχή όμως στο ότι όσο μικρότερη η MV_{t-1} τόσο μεγαλύτερη η R_t και το αντίθετο.

Ο συντελεστής του προσδοκώμενου δείκτη λογιστική προς τρέχουσα αξία (FBM) για την περίοδο t οπότε προβλέπονται οι αποδόσεις των μετοχών πρέπει να είναι αρνητικός σύμφωνα με το μοντέλο (5). Αυτός ο δείκτης υπάρχει στις ανεξάρτητες μεταβλητές για να ελέγχει την μακροπρόθεσμη επίδοση της εταιρείας (βλέπετε 1.2.2 – Clubb and Naffi (2007)) και όπως εξηγούν οι Clubb and Naffi το πρόσημο αυτού του συντελεστή πρέπει να είναι αρνητικό αφού η δεύτερη μεταβλητή είναι αρνητικά σχετιζόμενη με την αναμενόμενη απόδοση του χρόνου t γιατί «αιχμαλωτίζει» την παρούσα αξία των αναμενόμενων μελλοντικών ταμιακών ρών πέρα της περιόδου t . Πιο συγκεκριμένα, υψηλότερη τιμή γι' αυτήν τη μεταβλητή θα σημαίνει χαμηλότερη παρούσα αξία των αναμενόμενων ταμιακών ρών πέραν της περιόδου t (χαμηλότερες αναμενόμενες ταμιακές ροές ή / και υψηλότερες αναμενόμενες αποδόσεις πέραν της περιόδου t) και ως εκ τούτου χαμηλότερη η αναμενόμενη απόδοση για την περίοδο t , δεδομένης της M_{t-1} .

Ο συντελεστής του προσδοκώμενου δείκτη απόδοσης ιδίων κεφαλαίων για την περίοδο t οπότε προβλέπονται οι αποδόσεις των μετοχών πρέπει να είναι θετικός σύμφωνα με το μοντέλο (5). Αυτός ο δείκτης υπάρχει στις ανεξάρτητες μεταβλητές για να ελέγχει για την βραχυπρόθεσμη οικονομική επίδοση της εταιρείας. Αυτή η μεταβλητή αντιπροσωπεύει τις ταμιακές ροές της περιόδου t και συνεπώς μια μεγαλύτερη τιμή για αυτή τη μεταβλητή σημαίνει μια υψηλότερη απαιτούμενη απόδοση R_t .

Τα αποτελέσματα της παρούσας εμπειρικής έρευνας όσον αφορά το πρόσημο και τη στατιστική σημαντικότητα του συντελεστή της μεταβλητής BM συμπίπτουν με τα αποτελέσματα των Clubb and Naffi καθώς και με τα αποτελέσματα άλλων ερευνητών

όπως αυτά παρουσιάστηκαν στην ανασκόπηση της αρθρογραφίας. Υπάρχει θετική συσχέτιση μεταξύ του δείκτη λογιστική προς τρέχουσα αξία του προηγούμενου έτους και της απόδοσης της μετοχής.

Όμως τα αποτελέσματα για τους συντελεστές των FBM και FROE έρχονται σε αντίθεση με αυτά των Clubb and Naffi αφού έχουν αντίθετα πρόσημα. Ο συντελεστής της FBM έχει θετικό πρόσημο και στατιστική σημαντικότητα ενώ ο συντελεστής της FROE έχει αρνητικό πρόσημο με λιγότερη στατιστική σημαντικότητα σε σχέση με την FBM.

Τα αποτελέσματα της παρούσας έρευνας ενισχύουν την θετική συνεισφορά του δείκτη λογιστική προς τρέχουσα αξία στην εξήγηση των αποδόσεων των μετοχών. Ακόμα μπορεί να υποστηριχθεί ότι τα αποτελέσματα της έρευνας τεκμηριώνουν την ισχύ της θεμελιώδους προσέγγισης για την εξήγηση των αποδόσεων των μετοχών αν ληφθεί υπ' όψιν το θεωρητικό πλαίσιο που ανέπτυξαν ο Berk (1995) και οι Pontiff and Schall (1998) για την ικανότητα του δείκτη λογιστική προς τρέχουσα αξία να «πιάσει» θεμελιώδη χαρακτηριστικά της επιχείρησης. Αν τα αποτελέσματα για το πρόσημο της FROE ταυτίζονταν με αυτά των Clubb and Naffi τότε χωρίς αμφιβολία η θεμελιώδης προσέγγιση θα εξηγούσε τις αποδόσεις των μετοχών και στην αγορά της Γαλλίας (όσον αφορά το συγκεκριμένο δείγμα) αφού η απόδοση ιδίων κεφαλαίων σχετίζεται περισσότερο με θεμελιώδη χαρακτηριστικά της επιχείρησης παρά με τον κίνδυνο. Σε κάθε περίπτωση αυτό που αναμφισβήτητα υποστηρίζει η παρούσα έρευνα είναι η ικανότητα του δείκτη λογιστική προς τρέχουσα αξία ιδίων κεφαλαίων να εξηγεί τις αποδόσεις των μετοχών.

5.2 Θέματα για περαιτέρω έρευνα

Πρόταση για περαιτέρω έρευνα αποτελεί η τεκμηρίωση της ισχύς του μοντέλου των Clubb and Naffi. Έρευνες με διαφορετικά δείγματα, μεθοδολογίες και χώρες θα μπορούσαν να επιτύχουν αυτό το σκοπό.

Επίσης, η εύρεση άλλων μεταβλητών που θα μπορούσαν να ερμηνεύσουν τις αποδόσεις των μετοχών ή θα συνέβαλλαν στην αποτίμηση τους είναι ένα άλλο θέμα προς έρευνα. Μάλιστα η εστίαση σε μεταβλητές που θα ήταν προσανατολισμένες στη θεμελιώδη αποτίμηση θα είχε ιδιαίτερο ενδιαφέρον για να συνεχιστεί η έρευνα πάνω

στα ευρήματα του Berk, των Pontiff and Schall, των Biddle and Hunt και των Clubb and Naffi. Η θεωρητική και πρακτική τεκμηρίωση της ισχύς αυτών των μεταβλητών θα συνέβαλε στην προσπάθεια για την εξήγηση των αποδόσεων των μετοχών.

Πανεπιστήμιο Πειραιώς

ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ

Ελληνική (βιβλία)

Αγιακλόγλου – Μπένος, 2002, Εισαγωγή στην οικονομετρική ανάλυση, εκδόσεις Μπένου

Αρτίκης Γ., 2002, Χρηματοοικονομική διοίκηση – Αποφάσεις χρηματοδοτήσεων, Interbooks

_____ 2002, Χρηματοοικονομική διοίκηση – Αποφάσεις επενδύσεων, Interbooks

_____ 2003, Χρηματοοικονομική διοίκηση – Ανάλυση και προγραμματισμός, Interbooks

Καραθανάσης, 2002, Χρηματοοικονομική διοίκηση και χρηματιστηριακές αγορές, εκδόσεις Μπένου

Σπύρου, 2003, Αγορές χρήματος & κεφαλαίου, εκδόσεις Μπένου

Χάλκος, 2006, Οικονομετρία: Θεωρία και πράξη, Β. Γκιουρδας

Wooldridge, 2006, Εισαγωγή στην οικονομετρία: Μία νέα προσέγγιση, εκδόσεις Παπαζήση

Ξενόγλωσση (βιβλία)

Asteriou and Hall, 2007, Applied Econometrics – A modern approach using Eviews and Microfit, Palgrave Macmillan

Badi Baltagi, 2008, Econometric analysis of panel data, John Wiley & Sons

Gujarati, 2003, Basic Econometrics – fourth edition, MacGraw-Hill

Hsiao and Cheng, 2003, Analysis of panel data, Cambridge university press

Wooldridge, 2002, Econometric analysis of cross section and panel data, MIT press

_____ 2006, Introduction to econometrics – A modern approach, Thomson/South-Western

Ξενόγλωσση (άρθρα)

Banz Rolf W., March 1981, The relationship between return and market value of common stocks, Journal of Financial Economics, Volume 9, Issue 1, Pages 3–18

Basu S., (Jun., 1977), Investment Performance of Common Stocks in Relation to Their Price-Earnings Ratios: A Test of the Efficient Market Hypothesis, The Journal of Finance, Vol. 32, No. 3, pp. 663-682

Bhandari Laxmi Chand, (Jun., 1988), Debt/Equity Ratio and Expected Common Stock Returns: Empirical Evidence, The Journal of Finance, Vol. 43, No. 2, pp. 507-528

Black F, Jensen M., Scholes M., 1972, The Capital Asset Pricing Model: Some Empirical Tests, Studies in the Theory of Capital Markets, Praeger Publishers Inc.

Berk J.B., 1995, A critique of size-related anomalies, Review of Financial Studies, Volume 8, Issue 2, Pp. 275-286

Blume Marshall E. , Stambaugh Robert F., November 1983, Biases in computed returns: An application to the size effect, Journal of Financial Economics, Volume 12, Issue 3, Pages 387–404

Brown Philip, June 1983, Kleidon Allan W., Marsh Terry A., New evidence on the nature of size-related anomalies in stock prices, Journal of Financial Economics, Volume 12, Issue 1, Pages 33–56

Chan Andrew, Chui Alice P.L., December 1996, An Empirical Re-Examination of the Cross-Section of Expected Returns: UK Evidence, Journal of Business Finance & Accounting, Volume 23, Issue 9-10, pages 1435–1452

Chan Louis K. C., Hamao Yasushi and Lakonishok Josef, (Dec., 1991), Fundamentals and Stock Returns in Japan, The Journal of Finance, Vol. 46, No. 5, pp. 1739-1764

Colin Clubb, January/March 2007, Mounir Naffi, The Usefulness of Book-to-Market and ROE Expectations for Explaining UK Stock Returns, Journal of Business Finance & Accounting, Volume 34, Issue 1-2, pages 1–32

Davis James L., (Dec., 1994), The Cross-Section of Realized Stock Returns: The Pre-COMPUSTAT Evidence, The Journal of Finance, Vol. 49, No. 5, pp. 1579-1593

Fama Eugene F. and French Kenneth R., (Jun., 1992), The Cross-Section of Expected Stock Returns, The Journal of Finance, Vol. 47, No. 2, pp. 427-465

_____, _____ February 1993, Common risk factors in the returns on stocks and bonds, Journal of Financial Economics, Volume 33, Issue 1, Pages 3–56

_____, _____ (Mar., 1995), Size and Book-to-Market Factors in Earnings and Returns, The Journal of Finance, Vol. 50, No. 1, pp. 131-155

_____, _____ (Mar., 1996), Multifactor Explanations of Asset Pricing Anomalies, The Journal of Finance, Vol. 51, No. 1, pp. 55-84

_____ and MacBeth James D., (May - Jun., 1973), Risk, Return, and Equilibrium: Empirical Tests, Journal of Political Economy, Vol. 81, No. 3, pp. 607-636

French Kenneth R., March 1980, Stock returns and the weekend effect, Journal of Financial Economics, Volume 8, Issue 1, Pages 55–69

Gibbons Michael R. and Hess Patrick, (Oct., 1981), Day of the Week Effects and Asset Returns, The Journal of Business, Vol. 54, No. 4, pp. 579-596

Keppler Michael and Traub Heydon D., 1993, The Small-Country Effect: Small Markets Beat Large Markets, The Journal of Investing Fall, Vol. 2, No. 3: pp. 17-24

Keim Donald B., June 1983, Size-related anomalies and stock return seasonality: Further empirical evidence, Journal of Financial Economics, Volume 12, Issue 1, Pages 13–32

Knez Peter J. and Ready Mark J., (Sep., 1997), On the Robustness of Size and Book-to-Market in Cross-Sectional Regressions, The Journal of Finance, Vol. 52, No. 4, pp. 1355-1382

Kothari S. P., Shanken Jay, May 1997, Book-to-market, dividend yield, and expected market returns: A time-series analysis, Journal of Financial Economics, Volume 44, Issue 2, Pages 169–203

_____, _____, and Sloan Richard G., (Mar., 1995), Another Look at the Cross-Section of Expected Stock Returns, The Journal of Finance, Vol. 50, No. 1, pp. 185-224

Lakonishok Josef, Shapiro Alan C., March 1986, Systematic risk, total risk and size as determinants of stock market returns, Journal of Banking & Finance, Volume 10, Issue 1, Pages 115–132

Lamoureux Christopher G. and Lastrapes William D., (Apr., 1994), Endogenous Trading Volume and Momentum in Stock-Return Volatility, Journal of Business & Economic Statistics, Vol. 12, No. 2, pp. 253-260

Levy Haim, (Sep., 1978), Equilibrium in an Imperfect Market: A Constraint on the Number of Securities in the Portfolio, The American Economic Review, Vol. 68, No. 4, pp. 643-658

Litzenberger Robert H., Ramaswamy Krishna, June 1979, The effect of personal taxes and dividends on capital asset prices: Theory and empirical evidence, Journal of Financial Economics, Volume 7, Issue 2, Pages 163–195

Lo A. W. and J. Wang., 2000, "Trading Volume: Definitions, Data Analysis, And Implications Of Portfolio Theory," Review of Financial Studies, v13(2,Summer), 257-300

Loughran Tim, September 1997, Book-to-Market across Firm Size, Exchange, and Seasonality: Is There an Effect?, Journal of Financial and Quantitative Analysis / Volume 32 / Issue 03, pp 249-268

Pontiff Jeffrey, Schall Lawrence D., 1 August 1998, Book-to-market ratios as predictors of market returns, Journal of Financial Economics, Volume 49, Issue 2, Pages 141–160

Reinganum Marc R., March 1981, Misspecification of capital asset pricing: Empirical anomalies based on earnings' yields and market values, Journal of Financial Economics, Volume 9, Issue 1, Pages 19–46

_____, (Mar., 1982), A Direct Test of Roll's Conjecture on the Firm Size Effect, The Journal of Finance, Vol. 37, No. 1, pp. 27-35

Roll Richard, (Sep., 1981), A Possible Explanation of the Small Firm Effect, The Journal of Finance, Vol. 36, No. 4, pp. 879-888

Rozeff Michael S., Kinney William R. Jr., October 1976, Capital market seasonality: The case of stock returns, Journal of Financial Economics, Volume 3, Issue 4, Pages 379–402

Schwert G. William, 1983, Size and stock returns, and other empirical regularities, Journal of financial economics, Vol. 12, pp. 3-12

Stoll Hans R., Whaley Robert E., June 1983, Transaction costs and the small firm effect, Journal of Financial Economics, Volume 12, Issue 1, Pages 57–79

ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ

I. Παρακάτω φαίνονται τα αποτελέσματα των παλινδρομήσεων (που έχουν εξαρτημένη μεταβλητή την R και ανεξάρτητες μεταβλητές τις BM, FBM και FROE) με εναλλακτικές μεθόδους κάθε φορά καθώς και οι στατιστικοί έλεγχοι. Ο τίτλος κάθε πίνακα εξηγεί την μέθοδο ή τον στατιστικό έλεγχο που έχει χρησιμοποιηθεί. Έχει χρησιμοποιηθεί το οικονομετρικό πρόγραμμα Eviews.

Πίνακας I.1: Εκτίμηση παλινδρόμησης με σταθερές επιδράσεις στρώματος

Dependent Variable: R
 Method: Panel Least Squares
 Date: 09/02/12 Time: 12:38
 Sample: 2001 2010
 Periods included: 10
 Cross-sections included: 196
 Total panel (unbalanced) observations: 1431

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BM	0.224783	0.042251	5.320218	0.0000
FBM	0.129844	0.048366	2.684634	0.0074
FROE	-0.046170	0.020660	-2.234804	0.0256
C	0.158727	0.016278	9.751307	0.0000

Effects Specification

Cross-section fixed (dummy variables)

R-squared	0.248699	Mean dependent var	0.007157
Adjusted R-squared	0.127954	S.D. dependent var	0.431456
S.E. of regression	0.402909	Akaike info criterion	1.148178
Sum squared resid	199.9971	Schwarz criterion	1.880505
Log likelihood	-622.5216	Hannan-Quinn criter.	1.421640
F-statistic	2.059703	Durbin-Watson stat	2.014569
Prob(F-statistic)	0.000000		

Πίνακας Ι.2: Στατιστικός έλεγχος για την καταλληλότητα εκτίμησης της παλινδρόμησης με σταθερές επιδράσεις στρώματος

Redundant Fixed Effects Tests
Equation: Untitled
Test cross-section fixed effects

Effects Test	Statistic	d.f.	Prob.
Cross-section F	1.847188	(195,1232)	0.0000
Cross-section Chi-square	367.021351	195	0.0000

Cross-section fixed effects test equation:

Dependent Variable: R

Method: Panel Least Squares

Date: 09/02/12 Time: 12:39

Sample: 2001 2010

Periods included: 10

Cross-sections included: 196

Total panel (unbalanced) observations: 1431

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BM	0.136011	0.039112	3.477472	0.0005
FBM	-0.038858	0.039978	-0.971980	0.3312
FROE	-0.005843	0.019826	-0.294738	0.7682
C	0.045568	0.013338	3.416306	0.0007

R-squared	0.029039	Mean dependent var	0.007157
Adjusted R-squared	0.026998	S.D. dependent var	0.431456
S.E. of regression	0.425592	Akaike info criterion	1.132121
Sum squared resid	258.4705	Schwarz criterion	1.146841
Log likelihood	-806.0322	Hannan-Quinn criter.	1.137617
F-statistic	14.22620	Durbin-Watson stat	1.712639
Prob(F-statistic)	0.000000		

Πίνακας Ι.3: Εκτίμηση παλινδρόμησης με σταθερές επιδράσεις χρόνου

Dependent Variable: R

Method: Panel Least Squares

Date: 09/02/12 Time: 12:41

Sample: 2001 2010

Periods included: 10

Cross-sections included: 196

Total panel (unbalanced) observations: 1431

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

BM	0.012070	0.034281	0.352098	0.7248
FBM	0.032340	0.033983	0.951650	0.3414
FROE	0.004909	0.016513	0.297277	0.7663
C	0.026156	0.011159	2.344070	0.0192

Effects Specification

Period fixed (dummy variables)

R-squared	0.335911	Mean dependent var	0.007157
Adjusted R-squared	0.330291	S.D. dependent var	0.431456
S.E. of regression	0.353085	Akaike info criterion	0.764829
Sum squared resid	176.7810	Schwarz criterion	0.812669
Log likelihood	-534.2352	Hannan-Quinn criter.	0.782693
F-statistic	59.77140	Durbin-Watson stat	1.742978
Prob(F-statistic)	0.000000		

Πίνακας Ι.4: Στατιστικός έλεγχος για την καταλληλότητα εκτίμησης της παλινδρόμησης με σταθερές επιδράσεις χρόνου

Redundant Fixed Effects Tests

Equation: Untitled

Test period fixed effects

Effects Test	Statistic	d.f.	Prob.
Period F	72.805583	(9,1418)	0.0000
Period Chi-square	543.594134	9	0.0000

Period fixed effects test equation:

Dependent Variable: R

Method: Panel Least Squares

Date: 09/02/12 Time: 12:42

Sample: 2001 2010

Periods included: 10

Cross-sections included: 196

Total panel (unbalanced) observations: 1431

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BM	0.136011	0.039112	3.477472	0.0005
FBM	-0.038858	0.039978	-0.971980	0.3312
FROE	-0.005843	0.019826	-0.294738	0.7682
C	0.045568	0.013338	3.416306	0.0007

R-squared	0.029039	Mean dependent var	0.007157
Adjusted R-squared	0.026998	S.D. dependent var	0.431456
S.E. of regression	0.425592	Akaike info criterion	1.132121
Sum squared resid	258.4705	Schwarz criterion	1.146841
Log likelihood	-806.0322	Hannan-Quinn criter.	1.137617
F-statistic	14.22620	Durbin-Watson stat	1.712639
Prob(F-statistic)	0.000000		

Πίνακας Ι.5: Εκτίμηση παλινδρόμησης με σταθερές επιδράσεις στρώματος και χρόνου

Dependent Variable: R

Method: Panel Least Squares

Date: 09/02/12 Time: 12:43

Sample: 2001 2010
 Periods included: 10
 Cross-sections included: 196
 Total panel (unbalanced) observations: 1431

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BM	0.133033	0.037993	3.501499	0.0005
FBM	0.103802	0.040410	2.568746	0.0103
FROE	-0.031259	0.017167	-1.820898	0.0689
C	0.109035	0.014399	7.572360	0.0000

Effects Specification

Cross-section fixed (dummy variables)

Period fixed (dummy variables)

R-squared	0.489492	Mean dependent var	0.007157
Adjusted R-squared	0.403086	S.D. dependent var	0.431456
S.E. of regression	0.333344	Akaike info criterion	0.774356
Sum squared resid	135.8976	Schwarz criterion	1.539803
Log likelihood	-346.0518	Hannan-Quinn criter.	1.060185
F-statistic	5.664992	Durbin-Watson stat	2.167313
Prob(F-statistic)	0.000000		

Πίνακας Ι.6: Στατιστικός έλεγχος για την καταλληλότητα εκτίμησης της παλινδρόμησης με σταθερές επιδράσεις στρώματος και χρόνου

Redundant Fixed Effects Tests
 Equation: Untitled
 Test cross-section and period fixed effects

Effects Test	Statistic	d.f.	Prob.
Cross-section F	1.886802	(195,1223)	0.0000
Cross-section Chi-square	376.366779	195	0.0000
Period F	64.095313	(9,1223)	0.0000
Period Chi-square	552.939562	9	0.0000
Cross-Section/Period F	5.407279	(204,1223)	0.0000
Cross-Section/Period Chi-square	919.960913	204	0.0000

Cross-section fixed effects test equation:
 Dependent Variable: R
 Method: Panel Least Squares
 Date: 09/02/12 Time: 12:44
 Sample: 2001 2010
 Periods included: 10
 Cross-sections included: 196
 Total panel (unbalanced) observations: 1431

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BM	0.012070	0.034281	0.352098	0.7248
FBM	0.032340	0.033983	0.951650	0.3414
FROE	0.004909	0.016513	0.297277	0.7663
C	0.026156	0.011159	2.344070	0.0192

Effects Specification

Period fixed (dummy variables)

R-squared	0.335911	Mean dependent var	0.007157
Adjusted R-squared	0.330291	S.D. dependent var	0.431456
S.E. of regression	0.353085	Akaike info criterion	0.764829
Sum squared resid	176.7810	Schwarz criterion	0.812669
Log likelihood	-534.2352	Hannan-Quinn criter.	0.782693
F-statistic	59.77140	Durbin-Watson stat	1.742978
Prob(F-statistic)	0.000000		

Period fixed effects test equation:

Dependent Variable: R

Method: Panel Least Squares

Date: 09/02/12 Time: 12:44

Sample: 2001 2010

Periods included: 10

Cross-sections included: 196

Total panel (unbalanced) observations: 1431

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BM	0.224783	0.042251	5.320218	0.0000
FBM	0.129844	0.048366	2.684634	0.0074
FROE	-0.046170	0.020660	-2.234804	0.0256
C	0.158727	0.016278	9.751307	0.0000

Effects Specification

Cross-section fixed (dummy variables)

R-squared	0.248699	Mean dependent var	0.007157
Adjusted R-squared	0.127954	S.D. dependent var	0.431456
S.E. of regression	0.402909	Akaike info criterion	1.148178
Sum squared resid	199.9971	Schwarz criterion	1.880505
Log likelihood	-622.5216	Hannan-Quinn criter.	1.421640
F-statistic	2.059703	Durbin-Watson stat	2.014569
Prob(F-statistic)	0.000000		

Cross-section and period fixed effects test equation:

Dependent Variable: R

Method: Panel Least Squares

Date: 09/02/12 Time: 12:44

Sample: 2001 2010

Periods included: 10

Cross-sections included: 196

Total panel (unbalanced) observations: 1431

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BM	0.136011	0.039112	3.477472	0.0005
FBM	-0.038858	0.039978	-0.971980	0.3312
FROE	-0.005843	0.019826	-0.294738	0.7682
C	0.045568	0.013338	3.416306	0.0007

R-squared	0.029039	Mean dependent var	0.007157
Adjusted R-squared	0.026998	S.D. dependent var	0.431456
S.E. of regression	0.425592	Akaike info criterion	1.132121
Sum squared resid	258.4705	Schwarz criterion	1.146841
Log likelihood	-806.0322	Hannan-Quinn criter.	1.137617
F-statistic	14.22620	Durbin-Watson stat	1.712639
Prob(F-statistic)	0.000000		

Πίνακας Ι.7: Εκτίμηση παλινδρόμησης με τυχαίες επιδράσεις στρώματος

Dependent Variable: R
 Method: Panel EGLS (Cross-section random effects)
 Date: 09/02/12 Time: 12:48
 Sample: 2001 2010
 Periods included: 10
 Cross-sections included: 196
 Total panel (unbalanced) observations: 1431
 Swamy and Arora estimator of component variances

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BM	0.139538	0.037185	3.752580	0.0002
FBM	-0.038867	0.038071	-1.020909	0.3075
FROE	-0.007428	0.018847	-0.394142	0.6935
C	0.046521	0.012876	3.613135	0.0003
Effects Specification				
			S.D.	Rho
Cross-section random			0.030338	0.0056
Idiosyncratic random			0.402909	0.9944
Weighted Statistics				
R-squared	0.030578	Mean dependent var		0.006768
Adjusted R-squared	0.028540	S.D. dependent var		0.430263
S.E. of regression	0.424083	Sum squared resid		256.6402
F-statistic	15.00376	Durbin-Watson stat		1.721180
Prob(F-statistic)	0.000000			
Unweighted Statistics				
R-squared	0.028997	Mean dependent var		0.007157
Sum squared resid	258.4817	Durbin-Watson stat		1.708918

Πίνακας Ι.8: Hausman test για στρώμα

Correlated Random Effects - Hausman Test
 Equation: Untitled
 Test cross-section random effects

Test Summary	Chi-Sq. Statistic	Chi-Sq. d.f.	Prob.
Cross-section random	156.942027	3	0.0000

Cross-section random effects test comparisons:

Variable	Fixed	Random	Var(Diff.)	Prob.
BM	0.224783	0.139538	0.000402	0.0000
FBM	0.129844	-0.038867	0.000890	0.0000
FROE	-0.046170	-0.007428	0.000072	0.0000

Cross-section random effects test equation:

Dependent Variable: R
 Method: Panel Least Squares
 Date: 09/02/12 Time: 12:49
 Sample: 2001 2010
 Periods included: 10
 Cross-sections included: 196
 Total panel (unbalanced) observations: 1431

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.158727	0.016278	9.751307	0.0000
BM	0.224783	0.042251	5.320218	0.0000
FBM	0.129844	0.048366	2.684634	0.0074
FROE	-0.046170	0.020660	-2.234804	0.0256

Effects Specification

Cross-section fixed (dummy variables)

R-squared	0.248699	Mean dependent var	0.007157
Adjusted R-squared	0.127954	S.D. dependent var	0.431456
S.E. of regression	0.402909	Akaike info criterion	1.148178
Sum squared resid	199.9971	Schwarz criterion	1.880505
Log likelihood	-622.5216	Hannan-Quinn criter.	1.421640
F-statistic	2.059703	Durbin-Watson stat	2.014569
Prob(F-statistic)	0.000000		

Πίνακας Ι.9: Εκτίμηση παλινδρόμησης με τυχαίες επιδράσεις χρόνου

Dependent Variable: R
 Method: Panel EGLS (Period random effects)
 Date: 09/02/12 Time: 12:50
 Sample: 2001 2010
 Periods included: 10
 Cross-sections included: 196
 Total panel (unbalanced) observations: 1431
 Swamy and Arora estimator of component variances

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BM	0.013974	0.034256	0.407923	0.6834
FBM	0.031167	0.033971	0.917447	0.3591
FROE	0.004787	0.016512	0.289891	0.7719
C	0.041982	0.079123	0.530591	0.5958

Effects Specification

	S.D.	Rho
Period random	0.247579	0.3296
Idiosyncratic random	0.353085	0.6704

Weighted Statistics

R-squared	0.007159	Mean dependent var	0.001746
Adjusted R-squared	0.005071	S.D. dependent var	0.353965
S.E. of regression	0.353060	Sum squared resid	177.8776
F-statistic	3.429684	Durbin-Watson stat	1.744193
Prob(F-statistic)	0.016513		

Unweighted Statistics

R-squared	0.015582	Mean dependent var	0.007157
-----------	----------	--------------------	----------

Sum squared resid 262.0529 Durbin-Watson stat 1.765808

Πίνακας I.10: Hausman test για χρόνο

Correlated Random Effects - Hausman Test
Equation: Untitled
Test period random effects

Test Summary	Chi-Sq. Statistic	Chi-Sq. d.f.	Prob.
Period random	2.841744	3	0.4167

Period random effects test comparisons:

Variable	Fixed	Random	Var(Diff.)	Prob.
BM	0.012070	0.013974	0.000002	0.1479
FBM	0.032340	0.031167	0.000001	0.1860
FROE	0.004909	0.004787	0.000000	0.5106

Period random effects test equation:

Dependent Variable: R

Method: Panel Least Squares

Date: 09/02/12 Time: 12:58

Sample: 2001 2010

Periods included: 10

Cross-sections included: 196

Total panel (unbalanced) observations: 1431

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.026156	0.011159	2.344070	0.0192
BM	0.012070	0.034281	0.352098	0.7248
FBM	0.032340	0.033983	0.951650	0.3414
FROE	0.004909	0.016513	0.297277	0.7663

Effects Specification

Period fixed (dummy variables)

R-squared	0.335911	Mean dependent var	0.007157
Adjusted R-squared	0.330291	S.D. dependent var	0.431456
S.E. of regression	0.353085	Akaike info criterion	0.764829
Sum squared resid	176.7810	Schwarz criterion	0.812669
Log likelihood	-534.2352	Hannan-Quinn criter.	0.782693
F-statistic	59.77140	Durbin-Watson stat	1.742978
Prob(F-statistic)	0.000000		

Πίνακας I.11: Διορθωμένα τυπικά σφάλματα για σταθερές επιδράσεις στρώματος με χρήση Coef. Covar. White cross

Dependent Variable: R

Method: Panel Least Squares

Date: 09/02/12 Time: 20:02
 Sample: 2001 2010
 Periods included: 10
 Cross-sections included: 196
 Total panel (unbalanced) observations: 1431
 White cross-section standard errors & covariance (d.f. corrected)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BM	0.224783	0.080378	2.796584	0.0052
FBM	0.129844	0.060784	2.136164	0.0329
FROE	-0.046170	0.013445	-3.434070	0.0006
C	0.158727	0.055601	2.854744	0.0044

Effects Specification

Cross-section fixed (dummy variables)

R-squared	0.248699	Mean dependent var	0.007157
Adjusted R-squared	0.127954	S.D. dependent var	0.431456
S.E. of regression	0.402909	Akaike info criterion	1.148178
Sum squared resid	199.9971	Schwarz criterion	1.880505
Log likelihood	-622.5216	Hannan-Quinn criter.	1.421640
F-statistic	2.059703	Durbin-Watson stat	2.014569
Prob(F-statistic)	0.000000		

Πίνακας Ι.12: Διορθωμένα τυπικά σφάλματα για σταθερές επιδράσεις στρώματος με χρήση Coef. Covar. White period

Dependent Variable: R
 Method: Panel Least Squares
 Date: 09/02/12 Time: 20:05
 Sample: 2001 2010
 Periods included: 10
 Cross-sections included: 196
 Total panel (unbalanced) observations: 1431
 White period standard errors & covariance (d.f. corrected)
 WARNING: estimated coefficient covariance matrix is of reduced rank

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BM	0.224783	0.054158	4.150493	0.0000
FBM	0.129844	0.059396	2.186070	0.0290
FROE	-0.046170	0.012045	-3.833136	0.0001
C	0.158727	0.012852	12.35049	0.0000

Effects Specification

Cross-section fixed (dummy variables)

R-squared	0.248699	Mean dependent var	0.007157
Adjusted R-squared	0.127954	S.D. dependent var	0.431456
S.E. of regression	0.402909	Akaike info criterion	1.148178
Sum squared resid	199.9971	Schwarz criterion	1.880505
Log likelihood	-622.5216	Hannan-Quinn criter.	1.421640
F-statistic	2.059703	Durbin-Watson stat	2.014569
Prob(F-statistic)	0.000000		

Πίνακας Ι.13: Διορθωμένα τυπικά σφάλματα για σταθερές επιδράσεις στρώματος με χρήση Coef. Covar. White diagonal

Dependent Variable: R
 Method: Panel Least Squares
 Date: 09/02/12 Time: 20:08
 Sample: 2001 2010
 Periods included: 10
 Cross-sections included: 196
 Total panel (unbalanced) observations: 1431
 White diagonal standard errors & covariance (d.f. corrected)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BM	0.224783	0.048578	4.627270	0.0000
FBM	0.129844	0.054158	2.397520	0.0167
FROE	-0.046170	0.014560	-3.170990	0.0016
C	0.158727	0.016627	9.546142	0.0000

Effects Specification

Cross-section fixed (dummy variables)

R-squared	0.248699	Mean dependent var	0.007157
Adjusted R-squared	0.127954	S.D. dependent var	0.431456
S.E. of regression	0.402909	Akaike info criterion	1.148178
Sum squared resid	199.9971	Schwarz criterion	1.880505
Log likelihood	-622.5216	Hannan-Quinn criter.	1.421640
F-statistic	2.059703	Durbin-Watson stat	2.014569
Prob(F-statistic)	0.000000		

Πίνακας Ι.14: Διορθωμένα τυπικά σφάλματα για σταθερές επιδράσεις στρώματος με χρήση Coef. Covar. Cross SUR

Dependent Variable: R
 Method: Panel Least Squares
 Date: 09/02/12 Time: 20:09
 Sample: 2001 2010
 Periods included: 10
 Cross-sections included: 196
 Total panel (unbalanced) observations: 1431
 Cross-section SUR (PCSE) standard errors & covariance (d.f. corrected)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BM	0.224783	0.119738	1.877293	0.0607
FBM	0.129844	0.071398	1.818605	0.0692
FROE	-0.046170	0.028924	-1.596277	0.1107
C	0.158727	0.076276	2.080965	0.0376

Effects Specification

Cross-section fixed (dummy variables)

R-squared	0.248699	Mean dependent var	0.007157
Adjusted R-squared	0.127954	S.D. dependent var	0.431456
S.E. of regression	0.402909	Akaike info criterion	1.148178
Sum squared resid	199.9971	Schwarz criterion	1.880505

Log likelihood	-622.5216	Hannan-Quinn criter.	1.421640
F-statistic	2.059703	Durbin-Watson stat	2.014569
Prob(F-statistic)	0.000000		

Πίνακας I.15: Διορθωμένα τυπικά σφάλματα για σταθερές επιδράσεις στρώματος με χρήση Coef. Covar. Cross weights

Dependent Variable: R
Method: Panel Least Squares
Date: 09/02/12 Time: 20:12
Sample: 2001 2010
Periods included: 10

Cross-sections included: 196

Total panel (unbalanced) observations: 1431

Cross-section weights (PCSE) standard errors & covariance (d.f. corrected)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BM	0.224783	0.051541	4.361287	0.0000
FBM	0.129844	0.062332	2.083100	0.0374
FROE	-0.046170	0.028086	-1.643912	0.1004
C	0.158727	0.018745	8.467641	0.0000

Effects Specification

Cross-section fixed (dummy variables)

R-squared	0.248699	Mean dependent var	0.007157
Adjusted R-squared	0.127954	S.D. dependent var	0.431456
S.E. of regression	0.402909	Akaike info criterion	1.148178
Sum squared resid	199.9971	Schwarz criterion	1.880505
Log likelihood	-622.5216	Hannan-Quinn criter.	1.421640
F-statistic	2.059703	Durbin-Watson stat	2.014569
Prob(F-statistic)	0.000000		

Πίνακας I.16: Διορθωμένα τυπικά σφάλματα για σταθερές επιδράσεις στρώματος με χρήση Coef. Covar. Period SUR

Dependent Variable: R
Method: Panel Least Squares
Date: 09/02/12 Time: 20:13
Sample: 2001 2010
Periods included: 10

Cross-sections included: 196

Total panel (unbalanced) observations: 1431

Period SUR (PCSE) standard errors & covariance (d.f. corrected)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BM	0.224783	0.040877	5.498959	0.0000
FBM	0.129844	0.046328	2.802697	0.0051
FROE	-0.046170	0.019545	-2.362258	0.0183
C	0.158727	0.014170	11.20144	0.0000

Effects Specification

Cross-section fixed (dummy variables)

R-squared	0.248699	Mean dependent var	0.007157
Adjusted R-squared	0.127954	S.D. dependent var	0.431456
S.E. of regression	0.402909	Akaike info criterion	1.148178
Sum squared resid	199.9971	Schwarz criterion	1.880505
Log likelihood	-622.5216	Hannan-Quinn criter.	1.421640
F-statistic	2.059703	Durbin-Watson stat	2.014569
Prob(F-statistic)	0.000000		

Πίνακας I.17: Διορθωμένα τυπικά σφάλματα για σταθερές επιδράσεις στρώματος με χρήση Coef. Covar. Period weights

Dependent Variable: R
Method: Panel Least Squares
Date: 09/02/12 Time: 20:14
Sample: 2001 2010
Periods included: 10
Cross-sections included: 196
Total panel (unbalanced) observations: 1431
Period weights (PCSE) standard errors & covariance (d.f. corrected)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BM	0.224783	0.039288	5.721424	0.0000
FBM	0.129844	0.044938	2.889397	0.0039
FROE	-0.046170	0.018944	-2.437252	0.0149
C	0.158727	0.016237	9.775629	0.0000

Effects Specification

Cross-section fixed (dummy variables)

R-squared	0.248699	Mean dependent var	0.007157
Adjusted R-squared	0.127954	S.D. dependent var	0.431456
S.E. of regression	0.402909	Akaike info criterion	1.148178
Sum squared resid	199.9971	Schwarz criterion	1.880505
Log likelihood	-622.5216	Hannan-Quinn criter.	1.421640
F-statistic	2.059703	Durbin-Watson stat	2.014569
Prob(F-statistic)	0.000000		

Πίνακας I.18: Διορθωμένα τυπικά σφάλματα για σταθερές επιδράσεις στρώματος και χρόνου με χρήση Coef. Covar. White cross

Dependent Variable: R
Method: Panel Least Squares
Date: 09/02/12 Time: 20:23
Sample: 2001 2010
Periods included: 10
Cross-sections included: 196
Total panel (unbalanced) observations: 1431
White cross-section standard errors & covariance (d.f. corrected)
WARNING: estimated coefficient covariance matrix is of reduced rank

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BM	0.133033	0.030307	4.389495	0.0000
FBM	0.103802	0.042608	2.436192	0.0150
FROE	-0.031259	0.012500	-2.500783	0.0125

C	0.109035	0.016056	6.791119	0.0000
Effects Specification				
Cross-section fixed (dummy variables)				
Period fixed (dummy variables)				
R-squared	0.489492	Mean dependent var	0.007157	
Adjusted R-squared	0.403086	S.D. dependent var	0.431456	
S.E. of regression	0.333344	Akaike info criterion	0.774356	
Sum squared resid	135.8976	Schwarz criterion	1.539803	
Log likelihood	-346.0518	Hannan-Quinn criter.	1.060185	
F-statistic	5.664992	Durbin-Watson stat	2.167313	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Πίνακας Ι.19: Διορθωμένα τυπικά σφάλματα για σταθερές επιδράσεις στρώματος και χρόνου με χρήση Coef. Covar. White period

Dependent Variable: R
Method: Panel Least Squares
Date: 09/02/12 Time: 20:23
Sample: 2001 2010
Periods included: 10
Cross-sections included: 196
Total panel (unbalanced) observations: 1431
White period standard errors & covariance (d.f. corrected)
WARNING: estimated coefficient covariance matrix is of reduced rank

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BM	0.133033	0.050029	2.659146	0.0079
FBM	0.103802	0.051121	2.030523	0.0425
FROE	-0.031259	0.009149	-3.416743	0.0007
C	0.109035	0.013241	8.234636	0.0000

Effects Specification				
Cross-section fixed (dummy variables)				
Period fixed (dummy variables)				
R-squared	0.489492	Mean dependent var	0.007157	
Adjusted R-squared	0.403086	S.D. dependent var	0.431456	
S.E. of regression	0.333344	Akaike info criterion	0.774356	
Sum squared resid	135.8976	Schwarz criterion	1.539803	
Log likelihood	-346.0518	Hannan-Quinn criter.	1.060185	
F-statistic	5.664992	Durbin-Watson stat	2.167313	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Πίνακας Ι.20: Διορθωμένα τυπικά σφάλματα για σταθερές επιδράσεις στρώματος και χρόνου με χρήση Coef. Covar. White cross diagonal

Dependent Variable: R
Method: Panel Least Squares
Date: 09/02/12 Time: 20:24
Sample: 2001 2010
Periods included: 10
Cross-sections included: 196
Total panel (unbalanced) observations: 1431

White diagonal standard errors & covariance (d.f. corrected)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BM	0.133033	0.045911	2.897636	0.0038
FBM	0.103802	0.045853	2.263813	0.0238
FROE	-0.031259	0.012237	-2.554538	0.0108
C	0.109035	0.014632	7.451654	0.0000

Effects Specification				
Cross-section fixed (dummy variables)				
Period fixed (dummy variables)				
R-squared	0.489492	Mean dependent var	0.007157	
Adjusted R-squared	0.403086	S.D. dependent var	0.431456	
S.E. of regression	0.333344	Akaike info criterion	0.774356	
Sum squared resid	135.8976	Schwarz criterion	1.539803	
Log likelihood	-346.0518	Hannan-Quinn criter.	1.060185	
F-statistic	5.664992	Durbin-Watson stat	2.167313	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Πίνακας Ι.21: Διορθωμένα τυπικά σφάλματα για σταθερές επιδράσεις στρώματος και χρόνου με χρήση Coef. Covar. cross SUR

Dependent Variable: R
Method: Panel Least Squares
Date: 09/02/12 Time: 20:24
Sample: 2001 2010
Periods included: 10
Cross-sections included: 196
Total panel (unbalanced) observations: 1431
Cross-section SUR (PCSE) standard errors & covariance (d.f. corrected)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BM	0.133033	0.056068	2.372705	0.0178
FBM	0.103802	0.054668	1.898787	0.0578
FROE	-0.031259	0.028305	-1.104372	0.2696
C	0.109035	0.021749	5.013309	0.0000

Effects Specification				
Cross-section fixed (dummy variables)				
Period fixed (dummy variables)				
R-squared	0.489492	Mean dependent var	0.007157	
Adjusted R-squared	0.403086	S.D. dependent var	0.431456	
S.E. of regression	0.333344	Akaike info criterion	0.774356	
Sum squared resid	135.8976	Schwarz criterion	1.539803	
Log likelihood	-346.0518	Hannan-Quinn criter.	1.060185	
F-statistic	5.664992	Durbin-Watson stat	2.167313	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Πίνακας Ι.22: Διορθωμένα τυπικά σφάλματα για σταθερές επιδράσεις στρώματος και χρόνου με χρήση Coef. Covar. cross weights

Dependent Variable: R
 Method: Panel Least Squares
 Date: 09/02/12 Time: 20:25
 Sample: 2001 2010
 Periods included: 10
 Cross-sections included: 196
 Total panel (unbalanced) observations: 1431
 Cross-section weights (PCSE) standard errors & covariance (d.f. corrected)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BM	0.133033	0.047205	2.818196	0.0049
FBM	0.103802	0.052120	1.991595	0.0466
FROE	-0.031259	0.026905	-1.161846	0.2455
C	0.109035	0.016629	6.557074	0.0000

Effects Specification

Cross-section fixed (dummy variables)
 Period fixed (dummy variables)

R-squared	0.489492	Mean dependent var	0.007157
Adjusted R-squared	0.403086	S.D. dependent var	0.431456
S.E. of regression	0.333344	Akaike info criterion	0.774356
Sum squared resid	135.8976	Schwarz criterion	1.539803
Log likelihood	-346.0518	Hannan-Quinn criter.	1.060185
F-statistic	5.664992	Durbin-Watson stat	2.167313
Prob(F-statistic)	0.000000		

Πίνακας Ι.23: Διορθωμένα τυπικά σφάλματα για σταθερές επιδράσεις στρώματος και χρόνου με χρήση Coef. Covar. period SUR

Dependent Variable: R
 Method: Panel Least Squares
 Date: 09/02/12 Time: 20:25
 Sample: 2001 2010
 Periods included: 10
 Cross-sections included: 196
 Total panel (unbalanced) observations: 1431
 Period SUR (PCSE) standard errors & covariance (d.f. corrected)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BM	0.133033	0.037983	3.502439	0.0005
FBM	0.103802	0.039293	2.641759	0.0084
FROE	-0.031259	0.016681	-1.873921	0.0612
C	0.109035	0.012355	8.824893	0.0000

Effects Specification

Cross-section fixed (dummy variables)
 Period fixed (dummy variables)

R-squared	0.489492	Mean dependent var	0.007157
Adjusted R-squared	0.403086	S.D. dependent var	0.431456
S.E. of regression	0.333344	Akaike info criterion	0.774356
Sum squared resid	135.8976	Schwarz criterion	1.539803

Log likelihood	-346.0518	Hannan-Quinn criter.	1.060185
F-statistic	5.664992	Durbin-Watson stat	2.167313
Prob(F-statistic)	0.000000		

Πίνακας Ι.24: Διορθωμένα τυπικά σφάλματα για σταθερές επιδράσεις στρώματος και χρόνου με χρήση Coef. Covar. period weights

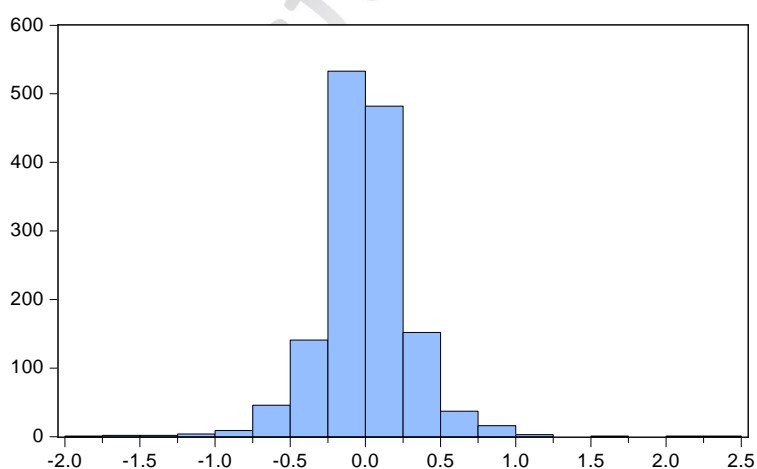
Dependent Variable: R
Method: Panel Least Squares
Date: 09/02/12 Time: 20:26
Sample: 2001 2010
Periods included: 10
Cross-sections included: 196
Total panel (unbalanced) observations: 1431
Period weights (PCSE) standard errors & covariance (d.f. corrected)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BM	0.133033	0.036837	3.611410	0.0003
FBM	0.103802	0.038332	2.707940	0.0069
FROE	-0.031259	0.016077	-1.944288	0.0521
C	0.109035	0.014309	7.620147	0.0000

Effects Specification

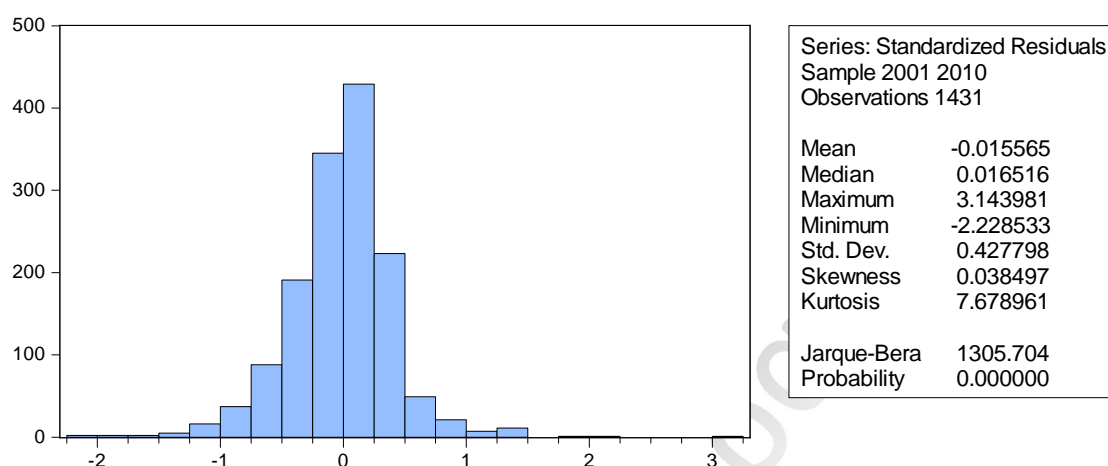
Cross-section fixed (dummy variables)
Period fixed (dummy variables)

R-squared	0.489492	Mean dependent var	0.007157
Adjusted R-squared	0.403086	S.D. dependent var	0.431456
S.E. of regression	0.333344	Akaike info criterion	0.774356
Sum squared resid	135.8976	Schwarz criterion	1.539803
Log likelihood	-346.0518	Hannan-Quinn criter.	1.060185
F-statistic	5.664992	Durbin-Watson stat	2.167313
Prob(F-statistic)	0.000000		



Series: Standardized Residuals	
Sample 2001 2010	
Observations 1431	
Mean	-1.20e-18
Median	-0.011260
Maximum	2.461400
Minimum	-1.868966
Std. Dev.	0.308275
Skewness	0.247548
Kurtosis	10.86864
Jarque-Bera	3706.328
Probability	0.000000

Διάγραμμα Ι.25: Έλεγχος κανονικότητας για σταθερές επιδράσεις στρώματος και χρόνου



Διάγραμμα I.26: Έλεγχος κανονικότητας για τυχαίες επιδράσεις χρόνου

II. Οι πίνακες, όπου φαίνονται αναλυτικά τα στοιχεία για κάθε εταιρεία, κάθε χρόνο και κάθε μεταβλητή καθώς και οι σταδιακοί υπολογισμοί μέχρι την τελική μορφοποίηση των δεδομένων έτσι ώστε να χρησιμοποιηθούν στο οικονομετρικό πρόγραμμα *enviews*, υπάρχουν στο CD που συνοδεύει την παρούσα διπλωματική εργασία. Κρίθηκε σκόπιμο να μην παρουσιαστούν εδώ λόγω της τεχνικής δυσκολίας εξ' αιτίας του πολύ μεγάλου όγκου δεδομένων.

III. Παρακάτω φαίνονται τα αποτελέσματα των παλινδρομήσεων (που έχουν εξαρτημένη μεταβλητή την *R* και ανεξάρτητες μεταβλητές τις *BM* και *ROE*) με εναλλακτικές μεθόδους κάθε φορά καθώς και οι στατιστικοί έλεγχοι. Ο τίτλος κάθε πίνακα εξηγεί την μέθοδο ή τον στατιστικό έλεγχο που έχει χρησιμοποιηθεί. Έχει χρησιμοποιηθεί το οικονομετρικό πρόγραμμα *Enviews*.

Πίνακας III.1: Εκτίμηση παλινδρόμησης με σταθερές επιδράσεις στρώματος

Dependent Variable: R
 Method: Panel Least Squares
 Date: 09/04/12 Time: 13:57
 Sample: 2001 2010
 Periods included: 10
 Cross-sections included: 195
 Total panel (unbalanced) observations: 1428

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

BM	0.310532	0.024376	12.73904	0.0000
ROE	-0.270701	0.057183	-4.733963	0.0000
C	0.153471	0.014815	10.35901	0.0000

Effects Specification

Cross-section fixed (dummy variables)

R-squared	0.256293	Mean dependent var	0.006474
Adjusted R-squared	0.137880	S.D. dependent var	0.431096
S.E. of regression	0.400275	Akaike info criterion	1.134130
Sum squared resid	197.2305	Schwarz criterion	1.860331
Log likelihood	-612.7692	Hannan-Quinn criter.	1.405332
F-statistic	2.164401	Durbin-Watson stat	1.996047
Prob(F-statistic)	0.000000		

Πίνακας III.2: Εκτίμηση παλινδρόμησης με σταθερές επιδράσεις χρόνου

Dependent Variable: R
Method: Panel Least Squares
Date: 09/04/12 Time: 13:57
Sample: 2001 2010
Periods included: 10
Cross-sections included: 195
Total panel (unbalanced) observations: 1428

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BM	0.044238	0.014100	3.137400	0.0017
ROE	0.059809	0.042639	1.402669	0.1609
C	0.019848	0.011122	1.784582	0.0745

Effects Specification

Period fixed (dummy variables)

R-squared	0.336483	Mean dependent var	0.006474
Adjusted R-squared	0.331329	S.D. dependent var	0.431096
S.E. of regression	0.352517	Akaike info criterion	0.760935
Sum squared resid	175.9643	Schwarz criterion	0.805170
Log likelihood	-531.3074	Hannan-Quinn criter.	0.777455
F-statistic	65.28021	Durbin-Watson stat	1.739358
Prob(F-statistic)	0.000000		

Πίνακας III.3: Εκτίμηση παλινδρόμησης με σταθερές επιδράσεις στρώματος και χρόνου

Dependent Variable: R
Method: Panel Least Squares
Date: 09/04/12 Time: 13:57
Sample: 2001 2010
Periods included: 10
Cross-sections included: 195
Total panel (unbalanced) observations: 1428

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BM	0.210055	0.024158	8.695082	0.0000
ROE	-0.186756	0.047955	-3.894386	0.0001
C	0.106188	0.013540	7.842646	0.0000

Effects Specification

Cross-section fixed (dummy variables)
Period fixed (dummy variables)

R-squared	0.492541	Mean dependent var	0.006474
Adjusted R-squared	0.407410	S.D. dependent var	0.431096
S.E. of regression	0.331857	Akaike info criterion	0.764506
Sum squared resid	134.5779	Schwarz criterion	1.523883
Log likelihood	-339.8571	Hannan-Quinn criter.	1.048098
F-statistic	5.785727	Durbin-Watson stat	2.147906
Prob(F-statistic)	0.000000		

Πίνακας III.4: Στατιστικός έλεγχος για την καταλληλότητα εκτίμησης της παλινδρόμησης με σταθερές επιδράσεις στρώματος και χρόνου

Redundant Fixed Effects Tests
Equation: Untitled
Test cross-section and period fixed effects

Effects Test	Statistic	d.f.	Prob.
Cross-section F	1.937104	(194,1222)	0.0000
Cross-section Chi-square	382.900602	194	0.0000
Period F	63.211179	(9,1222)	0.0000
Period Chi-square	545.824110	9	0.0000
Cross-Section/Period F	5.511081	(203,1222)	0.0000
Cross-Section/Period Chi-square	928.174694	203	0.0000

Cross-section fixed effects test equation:
Dependent Variable: R
Method: Panel Least Squares
Date: 09/04/12 Time: 14:00
Sample: 2001 2010
Periods included: 10
Cross-sections included: 195
Total panel (unbalanced) observations: 1428

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BM	0.044238	0.014100	3.137400	0.0017
ROE	0.059809	0.042639	1.402669	0.1609
C	0.019848	0.011122	1.784582	0.0745

Effects Specification

Period fixed (dummy variables)

R-squared	0.336483	Mean dependent var	0.006474
-----------	----------	--------------------	----------

Adjusted R-squared	0.331329	S.D. dependent var	0.431096
S.E. of regression	0.352517	Akaike info criterion	0.760935
Sum squared resid	175.9643	Schwarz criterion	0.805170
Log likelihood	-531.3074	Hannan-Quinn criter.	0.777455
F-statistic	65.28021	Durbin-Watson stat	1.739358
Prob(F-statistic)	0.000000		

Period fixed effects test equation:

Dependent Variable: R

Method: Panel Least Squares

Date: 09/04/12 Time: 14:00

Sample: 2001 2010

Periods included: 10

Cross-sections included: 195

Total panel (unbalanced) observations: 1428

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BM	0.310532	0.024376	12.73904	0.0000
ROE	-0.270701	0.057183	-4.733963	0.0000
C	0.153471	0.014815	10.35901	0.0000

Effects Specification

Cross-section fixed (dummy variables)

R-squared	0.256293	Mean dependent var	0.006474
Adjusted R-squared	0.137880	S.D. dependent var	0.431096
S.E. of regression	0.400275	Akaike info criterion	1.134130
Sum squared resid	197.2305	Schwarz criterion	1.860331
Log likelihood	-612.7692	Hannan-Quinn criter.	1.405332
F-statistic	2.164401	Durbin-Watson stat	1.996047
Prob(F-statistic)	0.000000		

Cross-section and period fixed effects test equation:

Dependent Variable: R

Method: Panel Least Squares

Date: 09/04/12 Time: 14:00

Sample: 2001 2010

Periods included: 10

Cross-sections included: 195

Total panel (unbalanced) observations: 1428

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BM	0.100966	0.016087	6.276118	0.0000
ROE	0.002252	0.051151	0.044018	0.9649
C	0.047325	0.013206	3.583651	0.0004

R-squared	0.027958	Mean dependent var	0.006474
Adjusted R-squared	0.026594	S.D. dependent var	0.431096
S.E. of regression	0.425325	Akaike info criterion	1.130174
Sum squared resid	257.7849	Schwarz criterion	1.141233
Log likelihood	-803.9444	Hannan-Quinn criter.	1.134304
F-statistic	20.49291	Durbin-Watson stat	1.703620
Prob(F-statistic)	0.000000		

Πίνακας III.5: Εκτίμηση παλινδρόμησης με τυχαίες επιδράσεις στρώματος

Dependent Variable: R
 Method: Panel EGLS (Cross-section random effects)
 Date: 09/04/12 Time: 14:00
 Sample: 2001 2010
 Periods included: 10
 Cross-sections included: 195
 Total panel (unbalanced) observations: 1428
 Swamy and Arora estimator of component variances

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BM	0.100966	0.015140	6.668904	0.0000
ROE	0.002252	0.048138	0.046773	0.9627
C	0.047325	0.012428	3.807931	0.0001

Effects Specification		S.D.	Rho
Cross-section random		0.000000	0.0000
Idiosyncratic random		0.400275	1.0000

Weighted Statistics			
R-squared	0.027958	Mean dependent var	0.006474
Adjusted R-squared	0.026594	S.D. dependent var	0.431096
S.E. of regression	0.425325	Sum squared resid	257.7849
F-statistic	20.49291	Durbin-Watson stat	1.703620
Prob(F-statistic)	0.000000		

Unweighted Statistics			
R-squared	0.027958	Mean dependent var	0.006474
Sum squared resid	257.7849	Durbin-Watson stat	1.703620

Πίνακας III.6: Hausman test για στρώμα

Correlated Random Effects - Hausman Test
 Equation: Untitled
 Test cross-section random effects

Test Summary	Chi-Sq. Statistic	Chi-Sq. d.f.	Prob.
Cross-section random	203.166910	2	0.0000

** WARNING: estimated cross-section random effects variance is zero.

Cross-section random effects test comparisons:

Variable	Fixed	Random	Var(Diff.)	Prob.
BM	0.310532	0.100966	0.000365	0.0000
ROE	-0.270701	0.002252	0.000953	0.0000

Cross-section random effects test equation:

Dependent Variable: R
 Method: Panel Least Squares
 Date: 09/04/12 Time: 14:01
 Sample: 2001 2010
 Periods included: 10

Cross-sections included: 195
Total panel (unbalanced) observations: 1428

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.153471	0.014815	10.35901	0.0000
BM	0.310532	0.024376	12.73904	0.0000
ROE	-0.270701	0.057183	-4.733963	0.0000

Effects Specification				
Cross-section fixed (dummy variables)				
R-squared	0.256293	Mean dependent var		0.006474
Adjusted R-squared	0.137880	S.D. dependent var		0.431096
S.E. of regression	0.400275	Akaike info criterion		1.134130
Sum squared resid	197.2305	Schwarz criterion		1.860331
Log likelihood	-612.7692	Hannan-Quinn criter.		1.405332
F-statistic	2.164401	Durbin-Watson stat		1.996047
Prob(F-statistic)	0.000000			

Πίνακας III.7: Εκτίμηση παλινδρόμησης με τυχαίες επιδράσεις χρόνου

Dependent Variable: R
Method: Panel EGLS (Period random effects)
Date: 09/04/12 Time: 14:02
Sample: 2001 2010
Periods included: 10
Cross-sections included: 195
Total panel (unbalanced) observations: 1428
Swamy and Arora estimator of component variances

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BM	0.045164	0.014088	3.205832	0.0014
ROE	0.058760	0.042635	1.378223	0.1684
C	0.036718	0.072471	0.506660	0.6125

Effects Specification				
		S.D.	Rho	
Period random		0.226327	0.2919	
Idiosyncratic random		0.352517	0.7081	

Weighted Statistics				
R-squared	0.007597	Mean dependent var		0.001854
Adjusted R-squared	0.006204	S.D. dependent var		0.353810
S.E. of regression	0.352703	Sum squared resid		177.2691
F-statistic	5.454419	Durbin-Watson stat		1.739946
Prob(F-statistic)	0.004367			

Unweighted Statistics				
R-squared	0.015961	Mean dependent var		0.006474
Sum squared resid	260.9664	Durbin-Watson stat		1.754330

Πίνακας III.8: Hausman test για χρόνο

Correlated Random Effects - Hausman Test
Equation: Untitled
Test period random effects

Test Summary	Chi-Sq. Statistic	Chi-Sq. d.f.	Prob.
Period random	4.382549	2	0.1118

Period random effects test comparisons:

Variable	Fixed	Random	Var(Diff.)	Prob.
BM	0.044238	0.045164	0.000000	0.1110
ROE	0.059809	0.058760	0.000000	0.0869

Period random effects test equation:

Dependent Variable: R
Method: Panel Least Squares
Date: 09/04/12 Time: 14:02
Sample: 2001 2010
Periods included: 10
Cross-sections included: 195
Total panel (unbalanced) observations: 1428

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.019848	0.011122	1.784582	0.0745
BM	0.044238	0.014100	3.137400	0.0017
ROE	0.059809	0.042639	1.402669	0.1609

Effects Specification

Period fixed (dummy variables)

R-squared	0.336483	Mean dependent var	0.006474
Adjusted R-squared	0.331329	S.D. dependent var	0.431096
S.E. of regression	0.352517	Akaike info criterion	0.760935
Sum squared resid	175.9643	Schwarz criterion	0.805170
Log likelihood	-531.3074	Hannan-Quinn criter.	0.777455
F-statistic	65.28021	Durbin-Watson stat	1.739358
Prob(F-statistic)	0.000000		

Πανεπιστήμιο Πειραιώς