



ΓΕΩΠΟΝΙΚΟ ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΑΘΗΝΩΝ
ΤΜΗΜΑ ΑΓΡΟΤΙΚΗΣ ΟΙΚΟΝΟΜΙΑΣ ΚΑΙ ΑΝΑΠΤΥΞΗΣ
ΠΡΟΓΡΑΜΜΑ ΜΕΤΑΠΤΥΧΙΑΚΩΝ ΣΠΟΥΔΩΝ
ΟΡΓΑΝΩΣΗ ΚΑΙ ΔΙΟΙΚΗΣΗ ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΕΩΝ ΤΡΟΦΙΜΩΝ & ΓΕΩΡΓΙΑΣ
ΣΥΝΕΡΓΑΖΟΜΕΝΟ ΤΜΗΜΑ: ΕΠΙΣΤΗΜΗΣ & ΤΕΧΝΟΛΟΓΙΑΣ ΤΡΟΦΙΜΩΝ

ΜΕΤΑΠΤΥΧΙΑΚΗ ΕΡΕΥΝΗΤΙΚΗ ΕΡΓΑΣΙΑ

Ο ΡΟΛΟΣ ΤΟΥ ΔΕΙΚΤΗ ΤΙΜΗ /ΛΟΓΙΣΤΙΚΗ ΑΞΙΑ ΚΑΙ ΤΟΥ
ΜΕΓΕΘΟΥΣ ΚΕΦΑΛΑΙΟΠΟΙΗΣΗΣ ΣΤΙΣ ΑΠΟΛΟΣΕΙΣ ΜΕΤΟΧΩΝ
ΤΟΥ ΧΡΗΜΑΤΙΣΤΗΡΙΟΥ ΑΞΙΩΝ ΑΘΗΝΩΝ

Παπαθεοδώρα Ελένη



ΕΞΕΤΑΣΤΙΚΗ ΕΠΙΤΡΟΠΗ:

Κων/νος Κασιμάτης, Λέκτορας Ο.Π.Α (επιβλέπων)

Πέτρος Σολδάτος, Καθηγητής ΓΠΑ

Παύλος Σπαθής, Καθηγητής ΓΠΑ

Ιωάννης Κανδαράκης, Αναπληρωτής Καθηγητής ΓΠΑ

Γεώργιος Χρυσοχοΐδης, Επίκουρος Καθηγητής ΓΠΑ

Αθήνα, Ιανουάριος 2008

ΕΥΧΑΡΙΣΤΙΕΣ

Στο σημείο αυτό θα ήθελα να εκφράσω τις θερμές μου ευχαριστίες στον κ. Κωνσταντίνο Κασιμάτη, Λέκτορα του Οικονομικού Πανεπιστημίου Αθηνών, τόσο για την ανάθεση του θέματος της μεταπτυχιακής ερευνητικής εργασίας μου, όσο και για τις πολύτιμες συμβουλές, τις εύστοχες διορθώσεις, την συνεχή καθοδήγηση και τον πολύτιμο χρόνο που διέθεσε κατά την διάρκεια της συγγραφής της μελέτης μου.

Επίσης θα ήθελα να ευχαριστήσω ιδιαιτέρως τα μέλη της εξεταστικής επιτροπής, τον Καθηγητή κ. Πέτρο Σολδάτο, τον Καθηγητή κ. Παύλο Σπαθή, τον Αναπληρωτή Καθηγητή κ. Ιωάννη Κανδαράκη και τον Επίκουρο Καθηγητή κ. Γεώργιο Χρυσοχοϊδη για τον χρόνο που διέθεσαν για την μελέτη της μεταπτυχιακής εργασίας.

Τέλος ευχαριστώ θερμά την Γεωργία Παπαϊωάννου, γραμματέα του Μεταπτυχιακού Προγράμματος του ΓΠΑ, για την ανιδιοτελή προσφορά της και συνεργασία κατά την διάρκεια παρακολούθησης του προγράμματος.

Περιεχόμενα

1. Εισαγωγή	- 4 -
2. Επισκόπηση της βιβλιογραφίας	- 8 -
2.1 Υποστηρικτές της θεωρίας.....	- 8 -
2.2 Αμφισβητίες της θεωρίας	- 11 -
2.3 Το CAPM και το Value Premium.....	- 16 -
3. Δεδομένα και μεθοδολογία	- 21 -
3.1 Στατιστική ανάλυση- Υπολογισμός συντελεστή βήτα	- 28 -
4. Σχολιασμός αποτελεσμάτων- Συζήτηση	- 29 -
4.1 Το value premium σε μικρές και μεγάλες μετοχικές αποδόσεις ...	- 29 -
4.2 Εμπειρικά αποτελέσματα του CAPM	- 33 -
4.3 Ταξινόμηση κατά “volume”	- 37 -
4.4 Είναι τα χαρτοφυλάκια SMB και HML παράγοντες κινδύνου για τα χαρτοφυλάκια SV και BV;	- 38 -
5. Συμπεράσματα	- 41 -
6. Βιβλιογραφία	- 45 -
7. Παράρτημα	- 49 -

1. Εισαγωγή

Μια από τις σημαντικότερες εξελίξεις στην θεωρία αγοράς κεφαλαίου και χαρτοφυλακίου είναι το υπόδειγμα αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων (CAPM) όπως αναπτύχθηκε από τον Sharpe (1964), Lintner (1965) και Black (1972) (SLB Model). Η θεωρία αυτή έχει προσελκύσει το ενδιαφέρον, τόσο των ακαδημαϊκών όσο και των επαγγελματιών, που ασχολούνται με τις κεφαλαιαγορές από το 1964 και μετά. Το CAPM δείχνει ότι η υψηλότερη προσδοκώμενη απόδοση συνδέεται με την υψηλότερη ανάληψη κινδύνου. Αναλυτικότερα, το υπόδειγμα υποστηρίζει ότι η προσδοκώμενη απόδοση μιας μετοχής πάνω από την απόδοση του αξιόγραφου χωρίς κίνδυνο (risk free rate) είναι γραμμικά συνδεδεμένη με το μη-διαφοροποιήσιμο κίνδυνο, όπως αυτός μετριέται από τον συντελεστή βήτα της μετοχής. Αν και το CAPM ήταν το κυρίαρχο μοντέλο στην εμπειρική διερεύνηση των τελευταίων 30 ετών και θεωρείται η βάση της θεωρίας του χαρτοφυλακίου, η υπάρχουσα έρευνα και τα εμπειρικά της αποτελέσματα δεν υποστηρίζουν την ικανότητα του υποδείγματος να εξηγήσει τις αλλαγές των τιμών των μετοχών.

Σκοπός της συγκεκριμένης μελέτης είναι να εξετάσει εάν το CAPM ισχύει στην ελληνική κεφαλαιαγορά και εάν το φαινόμενο του μεγέθους κεφαλαιοποίησης επηρεάζει αρνητικά την αξιοπιστία του υποδείγματος αυτού, όπως έχει παρουσιαστεί από αρκετές ξένες μελέτες που έχουν μέχρι στιγμής διενεργηθεί. Επιπλέον, ελέγχεται η επιρροή του αριθμοδείκτη “book-to-market value” (BTMV) στην ισχύ του CAPM. Για τον λόγο αυτό, εξετάστηκε η συμπεριφορά του υποδείγματος στο Χ.Α.Α για μια περίοδο δέκα ετών (1997-2007), περίοδος η οποία χαρακτηρίζεται από έντονη αστάθεια στις τιμές των μετοχών καλύπτοντας ιστορικά τις υψηλότερες τιμές για το ελληνικό

χρηματιστήριο, καθώς επίσης και χρονικό διάστημα το οποίο χαρακτηρίζεται από απότομη και σημαντική μείωση των τιμών των μετοχών. Τα χαρακτηριστικά αυτά της εξεταζόμενης περιόδου καθιστούν δυνατή την εμπειρική έρευνα του CAPM όπου εξετάζεται σε διαφορετικές οικονομικές συνθήκες δίνοντας έτσι την δυνατότητα να βγουν συμπεράσματα κάτω από συνθήκες μεταβαλλόμενων αποδόσεων των μετοχών.

Στο πρώτο στάδιο της μελέτης μας διενεργείται έλεγχος της ισχύος του υποδείγματος για δύο χαρτοφυλάκια. Το πρώτο χαρτοφυλάκιο είναι η διαφορά αποδόσεων ενός χαρτοφυλακίου μικρής κεφαλαιοποίησης από ένα άλλο χαρτοφυλάκιο μεγάλης κεφαλαιοποίησης (SMB), ενώ το δεύτερο χαρτοφυλάκιο προκύπτει από την διαφορά ενός χαρτοφυλακίου με χαμηλό δείκτη BTMV από ένα χαρτοφυλάκιο με υψηλό δείκτη BTMV (HML). Ταξινομώντας το δείγμα των μετοχών μας ως προς το μέγεθος κεφαλαιαγοράς και τον δείκτη Λογιστική/Τρέχουσα αξία (BTMV), δημιουργούμε έξι χαρτοφυλάκια μεγέθους-BTMV, τα SL, SM, SH και BL, BM, BH. Από τα αποτελέσματα της παλινδρόμησης φαίνεται πως το CAPM αδυνατεί να εξηγήσει τις αποδόσεις των χαρτοφυλακίων SMB και HML, διαπίστωση που συμφωνεί και με τα ευρήματα της μελέτης των Fama και French (1996).

Μετά από την διεξαγωγή των προαναφερθέντων αποτελεσμάτων, συνεχίζουμε ένα βήμα παραπέρα την έρευνά μας, εξετάζοντας την πιθανότητα τα χαρτοφυλάκια αυτά να αποτελούν τους λεγόμενους παράγοντες κινδύνου (risk factors). Ο έλεγχος αυτός πραγματοποιείται με τη βοήθεια δύο νέων χαρτοφυλακίων (SV, BV) ταξινομημένων ως προς τον όγκο συναλλαγής (volume) αυτή τη φορά. Στο χαρτοφυλάκιο SV ανήκουν μετοχές

εταιριών με μικρό όγκο συναλλαγής, ενώ αντιθέτως στο χαρτοφυλάκιο BV ανήκουν μετοχές εταιριών με μεγάλο όγκο συναλλαγής. Η επιλογή των παραπάνω χαρτοφυλακίων είναι φυσικά εντελώς τυχαία. Κανονικά, για να ελέγξουμε αν τα χαρτοφυλάκια SMB και HML είναι παράγοντες κινδύνου, πρέπει να εξετάσουμε κάθε πιθανό χαρτοφυλάκιο που μπορεί να κατασκευαστεί, έτσι ώστε η έρευνά μας να είναι απολύτως τεκμηριωμένη. Κάτι τέτοιο όμως, όπως είναι εύκολα κατανοητό, είναι πρακτικά αδύνατο να συμβεί καθότι πρόκειται για μια άκρως χρονοβόρα διαδικασία, αφού οι πιθανοί συνδυασμοί για την κατασκευή των χαρτοφυλακίων είναι ανεξάντλητοι. Για αυτόν λοιπόν τον λόγο, στηριχτήκαμε στη βοήθεια των χαρτοφυλακίων SV και BV. Τα στατιστικά αποτελέσματα της εξίσωσης παλινδρόμησης για τα χαρτοφυλάκια SV και BV έδειξαν πως οι αποδόσεις των SV και BV επηρεάζονται σε σημαντικό βαθμό από τις αποδόσεις των SMB και HML, καθιστώντας τα τελευταία παράγοντες κινδύνου. Στην αντίθετη περίπτωση, εάν δηλαδή οι συντελεστές των χαρτοφυλακίων SMB και HML δεν έβγαιναν στατιστικά σημαντικοί, τότε τα SMB και HML δεν θα ήταν παράγοντες κινδύνου για τα χαρτοφυλάκια SV και BV.

Η διάρθρωση της μελέτης αυτής έχει οργανωθεί ως εξής: Στην δεύτερη ενότητα γίνεται μια σύντομη επισκόπηση της διεθνούς και της ελληνικής βιβλιογραφίας σχετικά με την αξιοπιστία του Υποδείγματος Αποτίμησης Περιουσιακών Στοιχείων. Στην τρίτη ενότητα παρουσιάζονται οι υποθέσεις προς έλεγχο, τα δεδομένα και η μεθοδολογία που ακολουθείται. Στην τέταρτη ενότητα παρουσιάζονται και σχολιάζονται τα αποτελέσματα και στην τελευταία ενότητα διατυπώνονται διάφορα συμπεράσματα και προτάσεις για περαιτέρω έρευνα.

Δυστυχώς, οι Ελληνικές μελέτες είναι ολιγάριθμες πάνω στο σχετικό θέμα κι αυτός είναι ένας ακόμη λόγος που καθιστά την παρούσα μελέτη ενδιαφέρουσα, διότι διευρύνει περισσότερο τις γνώσεις όσον αφορά το θέμα πάνω στην Ελληνική πραγματικότητα χρησιμοποιώντας την σύγχρονη οικονομική θεωρία και αποκομίζοντας χρήσιμα συμπεράσματα και ιδέες για τη μελλοντική ανάλυση αυτής της αγοράς.

2. Επισκόπηση της βιβλιογραφίας

Στην ενότητα αυτή γίνεται μια επισκόπηση των κυριότερων μελετών σχετικά με το Υπόδειγμα Αποτίμησης Περιουσιακών Στοιχείων (CAPM), καθώς και μια σύντομη αναφορά στο φαινόμενο του μεγέθους των εταιριών (επίσης γνωστό και ως «**size effect**») και το “book-to-market value” (BTMV). Η έρευνα βασίστηκε κυρίως σε θεωρία από ξένη βιβλιογραφία και λιγότερο από ελληνική, διότι όπως προαναφέρθηκε, η υπάρχουσα οικονομική βιβλιογραφία σχετικά με το ελληνικό Χρηματιστήριο Αξιών Αθηνών είναι μάλλον μικρή.

Αυτή η θεματική ενότητα της μελέτης εστιάζει στον έλεγχο του μοντέλου από τότε που πρωτοεμφανίστηκε, στα μέσα της δεκαετίας του '60, και περιγράφει τα αποτελέσματα διαφόρων μελετών που προσπαθούν να εξηγήσουν την χρησιμότητα του Υποδείγματος Αποτίμησης Περιουσιακών Στοιχείων.

2.1 Υποστηρικτές της θεωρίας

Το υπόδειγμα αναπτύχθηκε στα μέσα της δεκαετίας του '60 από τους Sharpe (1964), Lintner (1965), Mossin και Black (1966), γνωστό επίσης και ως SLB μοντέλο. Το CAPM προβλέπει ότι η αναμενόμενη απόδοση μιας μετοχής πάνω από το ποσοστό απόδοσης του αξιόγραφου μηδενικού κινδύνου είναι γραμμική και συνδεδεμένη με το μη-διαφοροποιήσιμο κίνδυνο, ο οποίος μετριέται από τον συντελεστή βήτα της μετοχής.

Το μοντέλο δηλώνει ότι το κατάλληλο μέτρο για την εκτίμηση του κινδύνου ενός χρηματοοικονομικού αγαθού είναι ο συντελεστής βήτα και ότι η ανταμοιβή του κινδύνου ανά μονάδα είναι η ίδια για όλα τα αγαθά. Έτσι γνωρίζοντας την απόδοση του αξιόγραφου χωρίς κίνδυνο (risk free rate) και τον συντελεστή βήτα ενός αγαθού, το συγκεκριμένο υπόδειγμα είναι δυνατόν να προβλέψει την προσδοκώμενη ανταμοιβή του κινδύνου (expected risk premium) ενός οικονομικού αγαθού.

Η θεωρία έχει επικριθεί για περισσότερο από 30 έτη και έχει δημιουργήσει μια μεγάλη ακαδημαϊκή συζήτηση για την χρησιμότητα και την ισχύ της. Γενικά, η εμπειρική εξέταση του υποδείγματος CAPM έχει δύο βασικούς σκοπούς (Bailey, [2002]):

1. Να εξετάσει εάν το υπόδειγμα πρέπει ή όχι να απορριφθεί και
2. Να παρέχει πληροφορίες που μπορούν να βοηθήσουν τις χρηματοδοτικές αποφάσεις.

Για να επιτευχθεί το (1) γίνονται έλεγχοι για την απόρριψη ή αποδοχή του μοντέλου. Μέθοδοι στατιστικής ανάλυσης εφαρμόζονται προκειμένου να εξαχθούν αξιόπιστα συμπεράσματα εάν το μοντέλο υποστηρίζεται από τα στοιχεία. Για να ολοκληρωθεί το (2) η εμπειρική εργασία χρησιμοποιεί την θεωρία ως όχημα για να οργανώσει και να εξηγήσει τα στοιχεία χωρίς να ψάχνει τρόπους να απορρίψει την θεωρία. Αυτό το είδος της προσέγγισης χρησιμοποιείται στον τομέα διαχείρισης και δημιουργίας χαρτοφυλακίων και ειδικότερα στον τομέα αγοράς ή πώλησης των επενδυτικών αγαθών. Για παράδειγμα, οι επενδυτές συμβουλεύονται να αγοράσουν ή να πουλήσουν εκείνα τα οικονομικά αγαθά που σύμφωνα με την θεωρία του CAPM χαρακτηρίζονται υπερτιμημένα ή υποτιμημένα. Σε αυτήν την περίπτωση η

εμπειρική ανάλυση απαιτείται για να αξιολογήσει τον κίνδυνο των μετοχών, να αναλύσει τις μετοχές και να τις τοποθετήσει στις αντίστοιχες κατηγορίες των. Μια δεύτερη χρησιμότητα της τελευταίας μεθοδολογίας εμφανίζεται στον τομέα χρηματοδότησης των επιχειρήσεων όπου οι εκτιμώμενοι συντελεστές βήτα χρησιμοποιούνται στην αξιολόγηση του επενδυτικού κινδύνου διαφορετικών προγραμμάτων επένδυσης. Είναι επίσης δυνατόν να υπολογιστεί το εσωτερικό ποσοστό απόδοσης (hurdle rate) που τα προγράμματα πρέπει να ικανοποιήσουν εάν πρόκειται να αναληφθούν.

Κατά το SLB (Sharpe, Lintner και Black) μοντέλο, οι αναμενόμενες υπερβάλλουσες αποδόσεις πρέπει να είναι γραμμικά συσχετισμένες με τους συντελεστές βήτα της αγοράς, σύμφωνα με την ακόλουθη εξίσωση:

$$R_i - R_f = \alpha_i + \beta_i * (R_M - R_f) \quad (2.1)$$

όπου,

R_i είναι η αναμενόμενη απόδοση μιας μετοχής i ,

R_f είναι η απόδοση του αξιόγραφου χωρίς κίνδυνο

R_M είναι η αναμενόμενη απόδοση του δείκτη της αγοράς (Γενικός Δείκτης Τιμών Χρηματιστηρίου Αξιών Αθηνών)

β_i είναι ο συντελεστής βήτα της μετοχής i με τον οποίο μετριέται ο συστηματικός της κίνδυνος.

Μια από τις πρώτες εμπειρικές μελέτες που βρήκαν ενθαρρυντικά στοιχεία για το CAPM είναι αυτή των Black, Jensen και Scholes (1972). Χρησιμοποιώντας μηνιαία στοιχεία αποδόσεων χαρτοφυλακίων αντί για ποσοστά αποδόσεων μεμονωμένων μετοχών, οι παραπάνω ερευνητές

εξέτασαν αν οι διαστρωματικές αποδόσεις των μετοχών είναι γραμμικά συνδεδεμένες με τον συντελεστή βήτα. Συνδυάζοντας τις μετοχές σε χαρτοφυλάκια μπορεί κανείς να απομακρύνει από τις αποδόσεις των μετοχών το μη συστηματικό κίνδυνο, ενισχύοντας έτσι την ακρίβεια των εκτιμημένων βήτα και το αναμενόμενο ποσοστό απόδοσης των χαρτοφυλακίων. Αυτή η μεθοδολογία μετριάζει τα στατιστικά προβλήματα που προκύπτουν από τα λάθη μέτρησης στην εκτίμηση του βήτα. Οι συγγραφείς της μελέτης διαπίστωσαν ότι τα στοιχεία είναι σύμφωνα με τις προβλέψεις του CAPM, δηλαδή ότι η σχέση μεταξύ της μέσης απόδοσης και του βήτα είναι σχεδόν γραμμική και ότι τα χαρτοφυλάκια με τους υψηλούς (χαμηλούς) συντελεστές βήτα σχετίζονται με υψηλές (χαμηλές) αποδόσεις.

Μια άλλη κλασική εμπειρική μελέτη που υποστηρίζει την θεωρία, είναι αυτή των Fama και McBeth (1973), οι οποίοι εξέτασαν εάν υπάρχει θετική γραμμική σχέση μεταξύ των μέσων αποδόσεων και των βήτα εκτιμητών. Επιπλέον, ερεύνησαν εάν το τετράγωνο του βήτα και η μεταβλητότητα των αποδόσεων των αξιόγραφων μπορούν να εξηγήσουν την υπολειμματική διακύμανση των μέσων αποδόσεων των μετοχών που δεν μπορεί να εξηγηθεί μόνο από τον συντελεστή βήτα.

2.2 Αμφισβητίες της θεωρίας

Στις αρχές της δεκαετίας του '80 διάφορες μελέτες παρατήρησαν ότι υπήρχαν αποκλίσεις από την γραμμική σχέση κινδύνου - απόδοσης που χαρακτηρίζει το CAPM, λόγω άλλων παραγόντων που επηρεάζουν την σχέση αυτή. Ο σκοπός των ανωτέρω μελετών ήταν να βρεθούν τα συστατικά εκείνα

στοιχεία που δεν λαμβάνονταν υπόψη στην παραπάνω σχέση και ο προσδιορισμός των μεταβλητών εκείνων που ευθύνονταν γι' αυτήν την απόκλιση από την γραμμική σχέση του Υποδείγματος Αποτίμησης Περιουσιακών Στοιχείων.

Μια από τις πιο διακεκριμένες και αξιοπρόσεχτες μελέτες είναι το φαινόμενο του μεγέθους των εταιριών (size effect) του Banz (1981).

Ο Banz (1981) αμφισβήτησε την θεωρία, δείχνοντας ότι το μέγεθος κεφαλαιοποίησης της εταιρίας, μπορεί να εξηγήσει την διαστρωματική διακύμανση των μέσων αποδόσεων για κάποιες μετοχές καλύτερα από το βήτα συντελεστή τους. Ο συγγραφέας κατέληξε ότι η μέση απόδοση των μετοχών (προσαρμοσμένη ως προς τον κίνδυνό τους) των μικρών εταιριών (εκείνων με μικρό ύψος κεφαλαιοποίησης) ήταν υψηλότερη από τη μέση απόδοση των μετοχών των μεγάλων εταιριών (εκείνων με μεγάλο ύψος κεφαλαιοποίησης). Αυτή η επίδραση έχει γίνει γνωστή ως «επίδραση μεγέθους» (size effect).

Ο Banz χρησιμοποίησε μηνιαία στοιχεία από όλες τις εισηγμένες στο NYSE εταιρίες για την περίοδο 1926-1975 για την εξέταση του φαινομένου αυτού. Επιπλέον, χρησιμοποίησε παρόμοια μεθοδολογία με αυτήν των Fama και MacBeth (1973) με βάση μια διαστρωματική παλινδρόμηση.

Τα αποτελέσματα έδειξαν μια σημαντική αρνητική σχέση μεταξύ των αναμενόμενων αποδόσεων και της αγοραίας αξίας των μετοχών, εφόσον έχει αντισταθμιστεί ο κίνδυνος.

Ο Banz τελικά συμπέρανε ότι το "size effect" υπάρχει, αν και δεν μπορεί να εξηγήσει γιατί υπάρχει και επιπλέον συμπέρανε ότι το ΥΑΠΣ (Υπόδειγμα Αποτίμησης Περιουσιακών Στοιχείων), το γνωστό CAPM είναι εσφαλμένο.

Η γενική αντίδραση στα συμπεράσματα της έρευνας του Banz (1981), ότι το υπόδειγμα μπορεί να μην αποτυπώνει κάποιες πτυχές της πραγματικότητας, ήταν στην αρχή να υποστηρίξουν ότι, αν και υπάρχουν αποκλίσεις από το υπόδειγμα, αυτές οι αποκλίσεις δεν μπορούν να χαρακτηρισθούν οικονομικά σημαντικές ώστε να απορριφθεί η θεωρία.

Η έρευνα επεκτάθηκε με την εξέταση διαφορετικών συνόλων μεταβλητών που μπορεί να επηρεάζουν την σχέση απόδοσης - κινδύνου. Ένα πλήθος δεικτών όπως π.χ. ο δείκτης κερδών ανά μετοχή προς την τρέχουσα τιμή (the earnings yield) (Basu [1977], [1983]), ο δείκτης μόχλευσης (leverage) (Bhandari, [1988]) και ο δείκτης της λογιστικής αξίας της μετοχής προς την αγοραία της αξία (e.g. Stattman [1980], Rosenberg, Reid and Lanstein [1985] and Chan, Hamao, Lakonishok [1991]) χρησιμοποιήθηκαν για να εξεταστεί ο βαθμός ισχύος του υποδείγματος του CAPM.

Παρ' όλα αυτά, μερικά χρόνια αργότερα, η ιδέα αμφισβητήθηκε και από τους Fama και French (1992). Οι παραπάνω ερευνητές έδειξαν ότι τα συμπεράσματα του Banz μπορεί να είναι οικονομικά τόσο σημαντικά που θέτουν σοβαρές ερωτήσεις για την αξιοπιστία του CAPM. Οι Fama και French (1992) χρησιμοποίησαν την ίδια διαδικασία με τους Fama και McBeth (1973), αλλά κατέληξαν σε διαφορετικά συμπεράσματα. Οι Fama και McBeth βρήκαν θετική σχέση μεταξύ της απόδοσης και του κινδύνου, ενώ οι Fama και French δεν βρήκαν να υπάρχει καμία σχέση μεταξύ τους κατά την διάρκεια της χρονικής περιόδου 1963-1990, ακόμη και όταν ο συντελεστής βήτα χρησιμοποιήθηκε μόνος του για να εξηγήσει τις αναμενόμενες αποδόσεις. Επιπλέον, έδειξαν ότι η συγκεκριμένη σχέση ήταν επίσης αδύναμη κατά την 50χρονη περίοδο 1941-1990. Εν συντομία, τα στατιστικά τεστ δεν

υποστήριξαν την πιο βασική πρόβλεψη του SLB μοντέλου, ότι δηλαδή οι μέσες αναμενόμενες αποδόσεις των μετοχών έχουν θετική σχέση με τους συντελεστές βήτα.

Συνοψίζοντας λοιπόν, τα τελικά συμπεράσματα των μελετών των Fama και French είναι τα εξής:

1. Ο συντελεστής βήτα δεν φαίνεται να βοηθά στην εξήγηση των αποδόσεων των μετοχών και
2. Ο συνδυασμός του μεγέθους των εταιριών και του δείκτη BTMV δείχνει να αφομοιώνει τους ρόλους της μόχλευσης και του αριθμοδείκτη E/P στις μέσες αποδόσεις, τουλάχιστον κατά την χρονική διάρκεια 1963-1990.

Στο σημείο αυτό αξίζει να αναφερθεί και μια άλλη αντιπαράθεση με το μοντέλο ΥΑΠΣ. Σύμφωνα με τον Bhandari (1988), υπάρχει μια θετική σχέση ανάμεσα στη μόχλευση και τη μέση απόδοση των μετοχών. Είναι βεβαίως εύλογο πως υπάρχει μια σύνδεση της μόχλευσης με τον κίνδυνο και την αναμενόμενη απόδοση, αλλά σύμφωνα με το SLB μοντέλο, η λήψη του κινδύνου αναλαμβάνεται από τον συντελεστή βήτα. Παρ' όλα αυτά, ο Bhandari έδειξε, πως η μόχλευση συμβάλλει στο να εξηγηθεί το αντιπροσωπευτικό δείγμα των μέσων αποδόσεων των μετοχών σε τεστ που περιλαμβάνουν το μέγεθος της κεφαλαιαγοράς (size) καθώς επίσης και τον συντελεστή βήτα (β).

Αυτά τα παράδοξα κι αντιφατικά αποτελέσματα ώθησαν αρκετούς ερευνητές να ελέγξουν αν το φαινόμενο των εταιριών μικρής κεφαλαιοποίησης συνδέεται με άλλες φαινομενικά εμπειρικές ανωμαλίες στις αποδόσεις των

μετοχών. Για παράδειγμα, ο Reinganum (1981) συνέδεσε το “size effect” με το “E/P effect”. Το τελευταίο το είχε μελετήσει ο Basu (1977) και βρήκε ότι οι μετοχές με υψηλό λόγο κερδών ανά μετοχή προς τιμή μετοχής (E/P) έχουν υψηλότερες μέσες αποδόσεις προσαρμοσμένες στον κίνδυνο από αυτές με χαμηλό αντίστοιχο λόγο, γεγονός στο οποίο συμφώνησε και ο Ball (1978) μελετώντας το «E/P effect».

Έπειτα από έρευνα, ο Reinganum κατέληξε ότι το “size effect” επικαλύπτει κατά κάποιον τρόπο το “E/P effect”. Ο Basu (1983) επανεξέτασε τα αποτελέσματα του Reinganum (1981) χρησιμοποιώντας διαφορετική προσέγγιση, με διαφορετική χρονική περίοδο δεδομένων (1963-1980) και μια διαφορετική διαδικασία για την δημιουργία των χαρτοφυλακίων μετοχών που κατηγοριοποιούνται με βάση το μέγεθος και τον λόγο κέρδη προς τιμή (E/P) συγχρόνως. Η έρευνά του κατέληξε στο ότι και οι δύο εμπειρικές ανωμαλίες, “E/P effect” και “size effect”, πιθανότατα αποτελούν ενδείξεις ότι το Υπόδειγμα Αποτίμησης Περιουσιακών Στοιχείων (ΥΑΠΣ) είναι προβληματικό και όχι ότι η αγορά είναι μη αποτελεσματική.

Οι Stattman (1980) και Rosenberg, Reid, και Lanstein (1985) έδειξαν πως οι μέσες αποδόσεις των μετοχών του Αμερικάνικου Χρηματιστηρίου έχουν θετική σχέση με τον δείκτη της λογιστικής αξίας της μετοχής, BV, προς την αγοραία της αξία, MV. Στα ίδια συμπεράσματα κατέληξαν και οι Chan, Hamao και Lakonishok (1991) κάνοντας αναφορά στον ισχυρό ρόλο που παίζει ο δείκτης BTMV στις μέσες αποδόσεις των ιαπωνικών μετοχών.

Η μελέτη των Fama και French (1992) αποτέλεσε αντικείμενο ιδιαίτερης κριτικής. Γενικά οι μελέτες που ανταποκρίνονται στην πρόκληση του άρθρου των Fama και French προσπαθούν να επικεντρώσουν το ενδιαφέρον τους

κυρίως στα στοιχεία που χρησιμοποιούν οι μελέτες. Οι Kothari, Shaken και Sloan (1995) υποστηρίζουν ότι τα συμπεράσματα των Fama και French (1992) εξαρτώνται ουσιαστικά από τον τρόπο με τον οποίο τα στατιστικά συμπεράσματα ερμηνεύονται.

Οι Amihud, Christensen και Mendelson (1992) και ο Black (1993) υποστηρίζουν ότι τα στοιχεία είναι πολύ θορυβώδη (noisy) για να ακυρώσουν το CAPM. Στην πραγματικότητα, δείχνουν ότι όταν χρησιμοποιείται μια αποτελεσματικότερη στατιστική μέθοδος, η σχέση μεταξύ των μέσων αποδόσεων και του βήτα είναι θετική και σημαντική.

Οι Jagannathan και Wang (1996) δηλώνουν ότι η έλλειψη υποστήριξης από τις εμπειρικές έρευνες για το υπόδειγμα CAPM μπορεί να οφείλεται στη μη καταλληλότητα ορισμένων υποθέσεων που γίνονται για την διευκόλυνση της εμπειρικής μελέτης. Για παράδειγμα, οι περισσότερες εμπειρικές μελέτες του CAPM υποθέτουν ότι η απόδοση του Γενικού δείκτη του χρηματιστηρίου αποτελεί μέτρο προσέγγισης για την απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς όλων των αγαθών της οικονομίας. Παρ' όλα αυτά, αυτού του τύπου οι δείκτες αγοράς δεν συλλαμβάνουν όλους τους παράγοντες της οικονομίας, όπως τον παράγοντα του ανθρωπίνου δυναμικού.

2.3 Το CAPM και το Value Premium

Τα ευρήματα της μελέτης του Loughran (1997) σχετικά με ένα αδύναμο value premium ανάμεσα στις μεγάλες εταιρίες αναφέρονται ειδικά στην χρονική περίοδο '63-'95, στις αμερικάνικες μετοχές και στην χρήση του δείκτη λογιστική προς αγοραία αξία μετοχής (BTMV) ως δείκτη αξίας-μεγέθους

(value growth indicator). Κατά την διάρκεια της προηγούμενης περιόδου, 1926-1963, το value premium ήταν περίπου πανομοιότυπο για μικρές και μεγάλες U.S. μετοχές. Χρησιμοποιώντας τον δείκτη E/P αντί του BTMV για τον διαχωρισμό των μετοχών αξίας (value stocks) από τις μετοχές ανάπτυξης (growth stocks), δημιουργούνται ισχυρά value premiums για όλες τις μετοχές, ανεξαρτήτου μεγέθους, και μικρή διαφορά στα value premiums μικρών και μεγάλων μετοχών για την περίοδο 1963-2004. Αυτή η αδύναμη σχέση ανάμεσα στον δείκτη BTMV και τις μέσες αποδόσεις, η οποία παρατηρήθηκε για τις μεγαλύτερες U.S μετοχές υψηλής κεφαλαιοποίησης, κατά το '63-'04, μπορεί να είναι μια τυχαία ανωμαλία, εξαιτίας ίσως της μικρής ποσότητας των "mega-cap" μετοχών αξίας.

Σύμφωνα με τους Fama και French (2006), το CAPM μπορεί να εξηγήσει τα ισχυρά value premiums του '26-'63, αλλά όχι και εκείνα του '63-'04. Κατά την τελευταία περίοδο, οι μετοχές ανάπτυξης έτειναν να έχουν μεγαλύτερους συντελεστές βήτα από αυτούς των μετοχών αξίας- το αντίστροφο από αυτό που απαιτούσε το CAPM για να εξηγήσει τα value premiums. Ως αποτέλεσμα, η εξήγηση του υποδείγματος για την χρονική περίοδο '63-'04 είχε απορριφθεί, ανεξάρτητα από το εάν είχε συμπεριληφθεί χρονική διακύμανση των συντελεστών βήτα. Παρ' όλα αυτά, κατά την προηγούμενη περίοδο του '26-'63, οι μετοχές αξίας είχαν μεγαλύτερους συντελεστές βήτα από τις μετοχές ανάπτυξης.

Πιο πρόσφατες έρευνες, όπως αυτή των Ang και Chen (2005), αναφέρουν πως το CAPM μπορεί να εξηγήσει τα value premiums της περιόδου 1926-1963. Οι συγγραφείς δηλώνουν πως όταν ο συντελεστής βήτα ποικίλλει μέσα στον χρόνο, ακόμη και η περίοδος μετά τον Ιούλη του '63 δεν

παρέχει αξιόπιστες πληροφορίες ότι το CAPM αδυνατεί να εξηγήσει τα value premiums. Το γενικότερο πρόβλημα του συγκεκριμένου υποδείγματος είναι ότι, η μεταβλητότητα του συντελεστή βήτα, η οποία δεν σχετίζεται με το μέγεθος και την αξία-ανάπτυξη, δεν ανταμείβεται κατά την χρονική περίοδο 1926-2004. Ως αποτέλεσμα, το γεγονός αυτό προκαλεί απορρίψεις του μοντέλου για χαρτοφυλάκια που συντάσσονται με βάση το μέγεθος, τον δείκτη BTMV και το βήτα τις περιόδους 1926-1963 και 1963-2004.

Πολλές προηγούμενες μελέτες κάνουν λόγο για ένα ισχυρό premium των μετοχών αξίας έναντι των μετοχών ανάπτυξης στις διεθνείς αγορές. Κάνοντας λοιπόν, μια επισκόπηση της βιβλιογραφίας, οι Kassimatis και Spyrou (2007) έδειξαν πως το premium αυτό καθοδηγείται από μερικά χρόνια όπου οι HML αποδόσεις είναι υψηλές και σημαντικές. Επιπροσθέτως, βρήκαν πως ιστορικοί συντελεστές βήτα χαρτοφυλακίων αξίας και ανάπτυξης ποικίλλουν σημαντικά με τον χρόνο, αλλάζουν μεταξύ καλών και κακών οικονομικών συνθηκών και πως τα βήτα χαρτοφυλακίων αξίας δεν είναι πάντα μικρότερα από εκείνα των χαρτοφυλακίων ανάπτυξης για την πλειοψηφία των αγορών. Όταν υπάρχει χρονική διακύμανση του συστηματικού κινδύνου, δηλώνουν πως δεν μπορεί να απορριφθεί η μηδενική υπόθεση (δηλ. ότι οι αποδόσεις του χαρτοφυλακίου είναι συνεπείς με το CAPM).

Οι Lakonishok, Shleifer and Vishny (1997) έδειξαν πως μετοχές με υψηλό δείκτη BTMV (value stocks) υπερτερούν σε σχέση με μετοχές χαμηλού δείκτη BTMV (growth stocks). Στην προσπάθειά τους να εξηγήσουν την ανωμαλία του συγκεκριμένου δείκτη, από θέμα συμπεριφοράς του, αναφέρουν ότι το premium αυτό συνδέεται με σχετικό «distress». Ως παράδειγμα αναφέρουν πως μετοχές με υψηλό (χαμηλό) δείκτη BTMV τείνουν

να παρουσιάζουν συνεχώς χαμηλά (υψηλά) κέρδη και η αγορά τείνει να υποτιμά (υπερτιμά) μετοχές «distressed» (ανάπτυξης). Όταν τα λάθη στην τιμολόγηση των μετοχών διορθώνονται, οι distressed μετοχές έχουν υψηλές αποδόσεις σχετικά με την ανάπτυξη των μετοχών (βλέπε επίσης La Porta et. al., 1997). Με άλλα λόγια, οι επενδυτές είναι αισιόδοξοι σχετικά με τις μετοχές ανάπτυξης και απαισιόδοξοι με τις μετοχές αξίας, με αποτέλεσμα να διαπράττουν λάθη συστηματικά στην πρόβλεψη μελλοντικών κερδών ανάπτυξης.¹

Οι Fama και French (1995) συμφώνησαν με τα ευρήματα των μελετών των Lakonishok, Shleifer and Vishny, αλλά ισχυρίστηκαν ότι η αντιστάθμιση του κινδύνου δεν συμπεριλήφθηκε στο μοντέλο. Συμπεριλαμβάνοντας έναν παράγοντα κινδύνου συνδεδεμένο με σχετικό «distress» σε πρότυπα υποδείγματα αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων, αιχμαλωτίζεται το value premium. Επιπλέον, το 1996 έδειξαν ότι οι ανωμαλίες των μετοχών αγοράς εξαλείφονται όταν εφαρμόζεται το τρι-παραγοντικό μοντέλο τους, με εξαίρεση τις βραχυπρόθεσμες “momentum” αποδόσεις.²

Οι Liew και Vassalou (2000), εξετάζοντας την αμερικάνικη και άλλες εννιά αγορές για την περίοδο 1978-1996, επιβεβαίωσαν τα αποτελέσματα της έρευνας των Fama and French όσον αφορά την διαβρωτικότητα του value premium. Εν συνεχεία, βρήκαν ότι το High Minus Low (HML) BTMV χαρτοφυλάκιο και το Small Minus Big (SMB) χαρτοφυλάκιο περιέχουν

¹ Οι Doukas, Kim και Pantzalis (2002), όμως, δίνουν στοιχεία ενάντια σε αυτή την συμπερασματική εξήγηση.

² Οι Gregory, Harris και Michou (2001) βρήκαν ότι όταν τα χαρτοφυλάκια συντάσσονται με βάση την αύξηση των πωλήσεων του παρελθόντος και του τρέχοντος B/M κεφαλαίου, υπάρχει ένα σημαντικό value premium που δεν μπορεί να εξηγηθεί από το τρι-παραγοντικό μοντέλο των Fama-French για τις μετοχές της M. Βρετανίας.

σημαντικές πληροφορίες σχετικά με τη μελλοντική μαζική εγχώρια ανάπτυξη προϊόντος (GDP), ένα αποτέλεσμα το οποίο επιβεβαιώθηκε και από τους Gregory, Harris, και Michou (2003), οι οποίοι διαπίστωσαν μια θετική συσχέτιση μεταξύ HML και μελλοντικής GDP ανάπτυξης για την αγορά του Ηνωμένου Βασιλείου. Παρ' όλα αυτά έδειξαν πως όταν επιρροές μεγέθους και αγοράς επιτρέπονται, δεν υπάρχει καμία απόδειξη της παραπάνω συσχέτισης.

Μέχρι στιγμής, οι περισσότερες εμπειρικές μελέτες καταγράφουν ένα ισχυρό value premium, το οποίο είναι εξίσου από οικονομικής και στατιστικής πλευράς σημαντικό για τις περισσότερες διεθνείς αγορές. Η έρευνα έχει επικεντρωθεί σε πιθανές εξηγήσεις της κερδοφορίας αυτής της στρατηγικής.

3. Δεδομένα και μεθοδολογία

Προτού ξεκινήσουμε την περιγραφή των σταδίων που ακολουθούμε, θα αναφερθούμε εν συντομία στον σκοπό της όλης διαδικασίας. Αρχικά, θέλουμε να ελέγξουμε κατά πόσο ισχύει το CAPM για τα χαρτοφυλάκια SMB και HML. Δηλαδή, για να ήμαστε πιο σαφείς, θέλουμε να δούμε εάν το CAPM μπορεί να εξηγήσει τις αποδόσεις των χαρτοφυλακίων αυτών. Ας θυμηθούμε ότι σύμφωνα με την θεωρία του CAPM, όσο αυξάνει ο συντελεστής βήτα, αυξάνονται και οι αποδόσεις των χαρτοφυλακίων και μάλιστα η σχέση αυτή είναι γραμμική.

Εν συνεχεία και εφόσον επιβεβαιωθεί πως το CAPM αδυνατεί να εξηγήσει τις αποδόσεις των χαρτοφυλακίων SMB και HML, εξετάζουμε εάν τα SMB, HML αποτελούν τους λεγόμενους κατά Fama και French (1993) παράγοντες κινδύνου (risk factors).

Η μελέτη καλύπτει την περίοδο από Ιούλιο του 1997 μέχρι τον Ιούνιο του 2007. Στην συγκεκριμένη περίοδο παρατηρήθηκαν ιστορικά υψηλές αποδόσεις των μετοχών, όπως και μια ξαφνική και έντονη μείωση τιμών των μετοχών στο Χρηματιστήριο Αξιών Αθηνών. Τα αναγκαία στοιχεία για την διεξαγωγή της συγκεκριμένης μελέτης αντλήθηκαν από την ελληνική βάση δεδομένων του Datastream και αποτελούνται από τις τιμές κλεισίματος των μετοχών στο τέλος κάθε μήνα. Οι τιμές αναφέρονται στο τοπικό νόμισμα (ευρώ) και οι μηνιαίες ολικές αποδόσεις έχουν υπολογιστεί μοιράζοντας τα μερίσματα ισομερώς μέσα στον χρόνο. Επιπροσθέτως, στη βάση δεδομένων περιέχονται οι μηνιαίες τιμές των δεικτών PTBV (price to book value) και MV (market value), ο όγκος ρευστότητας των μετοχών (volume), καθώς επίσης και οι μηνιαίες τιμές του ακίνδυνου επιτοκίου (R_f).

Στο σημείο αυτό πρέπει να σημειωθεί πως ο αριθμός των μετοχών αλλάζει από χρόνο σε χρόνο. Με άλλα λόγια, ο αριθμός των μετοχών του δείγματος αυξάνεται, όσο προσεγγίζουμε το έτος 2007, εξαιτίας του γεγονότος ότι έχουμε στην διάθεση μας περισσότερα στοιχεία-δεδομένα.

Όπως είναι φανερό και από την βιβλιογραφία, οι περισσότερες μελέτες που έχουν γίνει μέχρι σήμερα χρησιμοποιούν τις μηνιαίες αποδόσεις των μετοχών. Για τον λόγο αυτό, η συγκεκριμένη μελέτη χρησιμοποιεί τις μηνιαίες αποδόσεις των μετοχών, έτσι ώστε να είναι συμβατή με εκείνες που ήδη έχουν διεξαχθεί, όπως παραδείγματος χάρη αυτές των Fama και French. Επιπλέον, ως αποτέλεσμα μας δίνεται η δυνατότητα να συγκριθούν πιο εύκολα τα αποτελέσματα της μελέτης μας με τις ήδη υπάρχουσες.

Για κάθε μία λοιπόν από τις i μετοχές του δείγματος υπολογίστηκαν πρώτα οι μηνιαίες αποδόσεις ως εξής:

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

όπου,

$P_{i,t}$ η τιμή της μετοχής i στο τέλος της χρονικής περιόδου (μήνα) t και

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

Για το χαρτοφυλάκιο της αγοράς χρησιμοποιήθηκε ο Γενικός Δείκτης του Χ.Α.Α που τον θεωρούμε ως μέτρο προσέγγισης για το χαρτοφυλάκιο αγοράς. Αυτός ο δείκτης είναι ένας σταθμισμένος δείκτης και απεικονίζει τις γενικές τάσεις του ελληνικού χρηματιστηρίου.

Η απόδοση του χαρτοφυλακίου αυτού $R_{m,t}$ υπολογίστηκε ως εξής:

$$R_{m,t} = \frac{P_{m,t} - P_{m,t-1}}{P_{m,t-1}}, \quad (3.2)$$

όπου,

$P_{m,t}$ και $P_{m,t-1}$ η τιμή του γενικού δείκτη στο τέλος των περιόδων t και $t-1$ αντίστοιχα. Οι αποδόσεις αυτές είναι εκφρασμένες επί τοις εκατό (%).

Όλες οι αποδόσεις των μετοχών που χρησιμοποιούνται στη μελέτη έχουν ρυθμιστεί για τα μερίσματα, όπως απαιτείται από το υπόδειγμα του CAPM.

Τα χαρτοφυλάκια στην εμπειρική ανάλυση διαμορφώθηκαν σύμφωνα με την εμπειρική μεθοδολογία των Fama και French (1992). Πιο συγκεκριμένα, για κάθε χρόνο, μόνο οι μετοχές που έχουν δώδεκα μηνών τιμές αποδόσεων και μεγέθους κεφαλαιαγοράς από τον Ιούλιο μέχρι τέλη Ιουνίου, καθώς και θετικό δείκτη Τιμή/ Λογιστική αξία (PTBV) συμπεριλαμβάνονται στο δείγμα.

Κατά τον Loughran (1997), το «value premium» περιορίζεται σε μικρές μετοχές. Για να ελέγξουμε την άποψη αυτή, κατασκευάσαμε το HML χαρτοφυλάκιο για μικρές και μεγάλες εταιρίες, διαμορφώνοντας έξι χαρτοφυλάκια όσον αφορά το μέγεθος (market capitalization) και τον δείκτη BTMV.

Αρχικά, για κάθε χρόνο χωριστά, ταξινομούμε όλες τις μετοχές του δείγματος (αφού προηγουμένως έχουμε καθαρίσει τα δεδομένα μας) κατά τον δείκτη **BTMV** και έπειτα καταχωρούμε τις εταιρίες σε τρία γκρουπ (low, medium, high). Το 30% των πρώτων μετοχών, σύμφωνα με την ταξινόμηση, ανήκει στο «**low**» γκρουπ (δηλ. μετοχές με χαμηλό δείκτη BTMV), το επόμενο

40% ανήκει στο «**medium**» γκρουπ (μετοχές με μεσαίο δείκτη BTMV) και το υπόλοιπο 30% ανήκει στο «**high**» γκρουπ (μετοχές με υψηλό δείκτη BTMV).

Στην συνέχεια, κάνουμε ταξινόμηση ως προς το **μέγεθος** (size). Εταιρίες με θετικό δείκτη BTMV καταχωρούνται σε δύο “size groups”. Αυτές που έχουν τιμές κάτω του median του δείγματος τοποθετούνται στο μικρό γκρουπ (**S**), ενώ αντιθέτως εταιρίες με τιμές πάνω του median ανήκουν στο μεγάλο γκρουπ (**B**). Τα έξι χαρτοφυλάκια, χαμηλής κεφαλαιοποίησης-υψηλής ανάπτυξης και μεγάλης κεφαλαιοποίησης-υψηλής ανάπτυξης (**SL** και **BL**), χαμηλής κεφαλαιοποίησης-μεσαίας ανάπτυξης και υψηλής κεφαλαιοποίησης-μεσαίας ανάπτυξης BTMV (**SM** και **BM**) και μικρής κεφαλαιοποίησης-μεγάλης αξίας και υψηλής κεφαλαιοποίησης-μεγάλης αξίας (**SH** και **BH**) προκύπτουν από διασταύρωση των επιμέρους ταξινομήσεών τους.

Τα έξι «value weighted size-BTMV» χαρτοφυλάκια αποτελούν τις συνιστώσες των μηνιαίων αποδόσεων μεγέθους και αξίας-ανάπτυξης του τρι-παραγοντικού μοντέλου των Fama και French. Η μέση σταθμισμένη απόδοση των παραπάνω χαρτοφυλακίων υπολογίστηκε από τον τύπο:

$$R_{i,t} = \sum \left(\frac{R_{i,t} \times MV}{\sum MV} \right) \quad (3.3)$$

Ο παράγοντας του μεγέθους, SMB (small minus big) είναι ο μέσος όρος των μηνιαίων αποδόσεων των τριών μικρών μετοχικών χαρτοφυλακίων μείον το μέσο όρο των μηνιαίων αποδόσεων των μεγάλων μετοχικών χαρτοφυλακίων,

$$(1) \quad \mathbf{SMB} = (\mathbf{SL} + \mathbf{SM} + \mathbf{SH}) / 3 - (\mathbf{BL} + \mathbf{BM} + \mathbf{BH}) / 3$$

Ο παράγοντας αξίας-ανάπτυξης, HML (high minus low), είναι ο μέσος όρος των μηνιαίων αποδόσεων των δύο χαρτοφυλακίων αξίας μείον το μέσο όρο των μηνιαίων αποδόσεων των δύο χαρτοφυλακίων ανάπτυξης,

$$(2) \quad \mathbf{HML = (SH + BH) / 2 - (SL + BL) / 2}$$

Επιπλέον, για να εξετάσουμε αν το “value premium” σε μέσες αποδόσεις αναφέρεται ειδικά σε μικρές μετοχές, διαχωρίσαμε το HML στις συνιστώσες του,

$$(3) \quad \mathbf{HMLS = SH - SL} \quad \text{και} \quad \mathbf{HMLB = BH - BL}$$

Στο επόμενο μας βήμα προβήκαμε σε στατιστική ανάλυση, υπολογίζοντας τη μέση απόδοση, την τυπική απόκλιση καθώς και την σημαντικότητα (t-statistic) των αποδόσεων όλων των παραπάνω χαρτοφυλακίων για την χρονική περίοδο των δέκα χρόνων που εξετάζουμε στη μελέτη.

Προχωρώντας την έρευνα, τρέχουμε παλινδρόμηση για τα χαρτοφυλάκια **SL**, **SH**, **BL** και **BH**, σύμφωνα με την εξίσωση (3.4), ενώ για τα **SMB** και **HML** τρέχουμε την ίδια εξίσωση χωρίς όμως να αφαιρούμε το ακίνδυνο επιτόκιο r_f από τη μέση αναμενόμενη απόδοση:

$$r_i - r_f = \alpha_i + \beta_i * (R_m - r_f) + e_i \quad (3.4)$$

όπου,

r_i είναι η απόδοση του χαρτοφυλακίου i

r_f είναι η απόδοση του αξιόγραφου χωρίς κίνδυνο

R_m είναι η απόδοση του δείκτη της αγοράς (Γενικός Δείκτης Τιμών του Χρηματιστηρίου Αξιών Αθηνών)

β_i είναι ο συντελεστής βήτα του χαρτοφυλακίου i με τον οποίο μετριέται ο συστηματικός κίνδυνος

α_i είναι ο σταθερός όρος και

ϵ_i συμβολίζει το μη συστηματικό σφάλμα (ο τυχαίος όρος διαταραχής) στην εξίσωση παλινδρόμησης

Με τον τρόπο αυτό μπορούμε να ελέγξουμε αν ισχύει το CAPM για τα χαρτοφυλάκια SMB και HML. Σύμφωνα με την θεωρία του Υποδείγματος Αποτίμησης Περιουσιακών Στοιχείων, ο συντελεστής α πρέπει να είναι ίσος με 0 και το β στατιστικά σημαντικό, για να ισχύει το CAPM.

Στο επόμενο στάδιο και εφόσον βρήκαμε ότι το CAPM δεν μπορεί να εξηγήσει τις αποδόσεις των HML και SMB χαρτοφυλακίων, μας ενδιαφέρει να ελέγξουμε εάν οι αποδόσεις των χαρτοφυλακίων αυτών αποτελούν παράγοντες κινδύνου. Για να το διαπιστώσουμε αυτό, κατασκευάσαμε δύο χαρτοφυλάκια προχωρώντας σε μια νέα ταξινόμηση του δείγματος των μετοχών, αλλά αυτή τη φορά ως προς τον όγκο συναλλαγής κάθε μιας μετοχής (volume). Με άλλα λόγια, μας ενδιαφέρει να δούμε πόσες φορές μια μετοχή «αλλάζει χέρια» μέσα σε ένα μήνα. Επομένως, όταν αναφερόμαστε στον όρο “volume” εννοούμε τον αριθμό των μετοχών που αλλάζουν χέρια μέσα σε ένα μήνα. Μετά από την ταξινόμηση αυτή, προκύπτουν δύο groups. Με τη βοήθεια των παραπάνω groups, γίνεται έλεγχος του τρι-παραγοντικού μοντέλου των Fama και French (1993). Στο ένα γκρουπ (**BV**), τοποθετούμε το 20% των πρώτων μετοχών που χαρακτηρίζονται από μεγάλη ρευστότητα. Στο

δε γκρουπ μικρής ρευστότητας (**SV**) καταχωρείται το υπόλοιπο 20% των μετοχών, οι οποίες λαμβάνονται από το τέλος του συνόλου των μετοχών. Από την διαδικασία αυτή προέκυψαν δύο ισομερώς ζυγισμένα χαρτοφυλάκια. Στην πραγματικότητα από την ταξινόμηση αυτή τα γκρουπ που σχηματίζονται είναι τρία. Για να ήμαστε πιο σαφείς, το υπόλοιπο 60% των μετοχών ανήκει στο μεσαίο γκρουπ (MV), αλλά παρ' όλα αυτά δεν θα μας απασχολήσει παραπέρα στην έρευνά μας.

Στο σημείο αυτό αξίζει να αναφέρουμε ότι η ταξινόμηση έγινε για κάθε χρόνο χωριστά και επαναλήφθηκε δέκα φορές, όσο δηλαδή είναι και η χρονική περίοδος που εξετάζουμε στην έρευνά μας (1997-2007). Κατά την διαδικασία αυτή, προέκυπτε αλλαγή των συνθέσεων χαρτοφυλακίων.

Επαναλαμβάνουμε την ίδια διαδικασία με προηγουμένως, αλλά αυτή τη φορά για τις αποδόσεις των χαρτοφυλακίων SV και BV. Πιο αναλυτικά, υπολογίζουμε με τον ίδιο τρόπο τη μέση απόδοση, τυπική απόκλιση και σημαντικότητα των αποδόσεων των χαρτοφυλακίων αυτών για χρονικό διάστημα δέκα χρόνων και κατόπιν τρέχουμε παλινδρόμηση για τα χαρτοφυλάκια **SV** και **BV**. Αυτή τη φορά ως συνιστώσα χ επιλέγουμε τους όρους $R_M - R_f$, SMB και HML, όπως φαίνεται στην εξίσωση (3.5). Στην προηγούμενη παλινδρόμηση ως συνιστώσα χ είχε επιλεγεί μόνο ο όρος $R_M - R_f$ της εξίσωσης. Με αυτόν τον τρόπο, ήμαστε σε θέση να εξετάσουμε εάν τα χαρτοφυλάκια SMB και HML είναι παράγοντες κινδύνου για τα χαρτοφυλάκια που ελέγχουμε.

$$r_i - r_f = \alpha + b * (R_M - r_f) + c * r_{SMB} + d * r_{HML} + e_i \quad (3.5)$$

3.1 Στατιστική ανάλυση- Υπολογισμός συντελεστή βήτα

Το πρώτο βήμα για τον υπολογισμό του συντελεστή βήτα των μετοχών ήταν η χρησιμοποίηση μηνιαίων αποδόσεων μετοχών από τον Ιούλιο του 1997 μέχρι τον Ιούνιο του 2007. Ο συντελεστής βήτα υπολογίστηκε από την παλινδρόμηση των μηνιαίων αποδόσεων κάθε χαρτοφυλακίου σε σχέση με τον δείκτη της αγοράς.

Η ταξινόμηση των μετοχών σε χαρτοφυλάκια διαφοροποιεί το μεγαλύτερο μέρος του κινδύνου που προέρχεται από τις εταιρίες, ενισχύοντας με αυτόν τον τρόπο την ακρίβεια των εκτιμήσεων των βήτα και του αναμενόμενου ποσοστού απόδοσης στα χαρτοφυλάκια των μετοχών. Αυτό μετριάζει τα στατιστικά προβλήματα που προκύπτουν από το λάθος μέτρησης στους βήτα εκτιμητές.

4. Σχολιασμός αποτελεσμάτων- Συζήτηση

4.1 Το value premium σε μικρές και μεγάλες μετοχικές αποδόσεις

Ο Πίνακας 1 δείχνει περιληπτικά στατιστικά στοιχεία για τη μηνιαία απόδοση αγοράς, $R_M - R_f$ (η απόδοση του “value-weight” χαρτοφυλακίου μετοχών του δείγματος μείον την ενός μηνός απόδοση του κρατικού ομολόγου) και τις αποδόσεις των SMB, HML, HMLS και HMLB χαρτοφυλακίων. Στατιστικά στοιχεία για τις αποδόσεις των έξι χαρτοφυλακίων μεγέθους - BTMV που χρησιμοποιήθηκαν για να κατασκευαστούν τα SMB και HML χαρτοφυλάκια παρουσιάζονται επίσης. Η χρονική περίοδος του δείγματος είναι από 7/1997-6/2007. Στον Πίνακα φαίνονται η μέση απόδοση των επιμέρους χαρτοφυλακίων (mean), η τυπική απόκλιση αυτών (Std Deviation) καθώς και το επίπεδο σημαντικότητας (t-statistic) για τις μέσες αποδόσεις (ο λόγος της μέσης απόδοσης προς το συστηματικό σφάλμα, $t\text{-statistic} = (\text{mean} * \sqrt{N}) / \text{StdDev}$, N= αριθμός παρατηρήσεων).

	$R_M - R_F$	SMB	HML	HMLS	HMLB	HMLS-B	SL	SM	SH	BL	BM	BH
7/1997-6/2007												
Mean (%)	0,87	2,04	1,79	1,08	2,49	-1,41	4,70	4,65	5,78	1,87	2,78	4,36
Std Deviation	0,09	0,10	0,08	0,08	0,11	0,11	0,18	0,16	0,18	0,09	0,11	0,15
t-statistic	1,04	2,33	2,50	1,50	2,46	-1,38	2,87	3,11	3,51	2,16	2,72	3,28

Πίνακας 1- Στατιστικά στοιχεία για μηνιαίες αποδόσεις των παραγόντων μεγέθους και αξίας και των “size-BTMV” χαρτοφυλακίων που χρησιμοποιήθηκαν για να κατασκευαστούν τα χαρτοφυλάκια. Ο παράγοντας του μεγέθους, SMB (small minus big) είναι ο μέσος όρος των μηνιαίων αποδόσεων των τριών μικρών μετοχικών χαρτοφυλακίων μείον το μέσο όρο των μηνιαίων αποδόσεων των μεγάλων μετοχικών χαρτοφυλακίων. Ο παράγοντας αξίας-ανάπτυξης, HML (high minus low), είναι ο μέσος όρος των μηνιαίων αποδόσεων των δύο χαρτοφυλακίων αξίας μείον το μέσο όρο των μηνιαίων αποδόσεων των δύο χαρτοφυλακίων ανάπτυξης. Το χαρτοφυλάκιο HMLS είναι το SH μείον το SL, το χαρτοφυλάκιο HMLB είναι το BH μείον το BL και το HMLS-B είναι η διαφορά του HMLB από το HMLS.

Παρατηρώντας προσεκτικά τον **Πίνακα 1** συμπεραίνουμε πως όλες οι μέσες αποδόσεις των χαρτοφυλακίων έχουν θετική τιμή, εκτός από τη μέση απόδοση του χαρτοφυλακίου HMLS - B, το οποίο εμφανίζει αρνητική τιμή και επομένως αρνητικό επίπεδο σημαντικότητας. Το αρνητικό πρόσημο είναι αναμενόμενο αφού η μέση απόδοση του χαρτοφυλακίου HMLB (το οποίο είναι και στατιστικά σημαντικό) είναι σαφώς μεγαλύτερη από την αντίστοιχη του χαρτοφυλακίου HMLS. Με άλλα λόγια, το “value premium” σε μέσες αποδόσεις αναφέρεται σε χαρτοφυλάκια που περιλαμβάνουν μετοχές μεγάλης κεφαλαιοποίησης. Αντίθετα με τα ευρήματα της έρευνάς μας, ο Loughran (1997) ισχυρίστηκε πως το value premium περιορίζεται σε μικρές μετοχές. Η θεωρία του Loughran (1997) σχετικά με ένα αδύναμο value premium ανάμεσα

στις μεγάλες εταιρίες αναφερόταν ειδικά στην χρονική περίοδο '63-'95, στις αμερικάνικες μετοχές και στην χρήση του δείκτη λογιστική προς αγοραία αξία μετοχής (BTMV) ως δείκτη αξίας-μεγέθους (value growth indicator).

Οι αποδόσεις των χαρτοφυλακίων SMB, HML και HMLB είναι στατιστικά σημαντικές (t-statistic >1,96), ενώ δεν μπορεί να ειπωθεί το ίδιο και για τις αποδόσεις των χαρτοφυλακίων HMLS και HMLS-B (t-statistic 1,50 και -1,38 αντίστοιχα). Μάλιστα από αυτά, το χαρτοφυλάκιο HMLB σημειώνει και τη μεγαλύτερη μέση απόδοση με εξίσου ένα σημαντικό t-statistic (2,46). Από το γεγονός αυτό μπορεί να διεξαχθεί το συμπέρασμα πως υπάρχει ένα “value premium” στις μέσες αποδόσεις του χαρτοφυλακίου αυτού. Οι τυπικές αποκλίσεις των χαρτοφυλακίων SMB, HML, HMLS και HMLS-B κυμαίνονται από 0,08 έως 0,10. Τα χαρτοφυλάκια HMLB και HMLS-B διακρίνονται για τη μεγαλύτερη τυπική απόκλιση (0,11), αλλά αντιθέτως τα χαρτοφυλάκια HML και HMLS έχουν τη μικρότερη τυπική απόκλιση (0,08 εξίσου). Οι μέσες αποδόσεις των χαρτοφυλακίων SMB, HML, HMLS, HMLB και HMLS-B κυμαίνονται από 1,08% η μικρότερη έως 2,49% η μεγαλύτερη. Το χαρτοφυλάκιο SMB υπερτερεί ως προς τη μέση απόδοση σε σχέση με το HML, ενώ τα επίπεδα σημαντικότητάς τους είναι περίπου ίδια (2,33 και 2,50 αντίστοιχα).

Για τα μικρής κεφαλαιοποίησης χαρτοφυλάκια, οι τιμές των μέσων αποδόσεων κυμαίνονται από 4,65% έως 5,78% και η τυπική απόκλιση τους λαμβάνει τις τιμές 0,16 και 0,18. Το δε επίπεδο σημαντικότητας κυμαίνεται από 2,87 έως 3,51. Τη μεγαλύτερη μέση απόδοση (5,78) εμφανίζει το χαρτοφυλάκιο χαμηλής κεφαλαιοποίησης-ανάπτυξης (SH), ενώ το χαρτοφυλάκιο χαμηλής κεφαλαιοποίησης-μεσαίας ανάπτυξης (SM)

παρουσιάζει τη μικρότερη τιμή (4,65) όσον αφορά τη μέση απόδοση. Βέβαια, η διαφορά των μέσων αποδόσεων των SL και SM χαρτοφυλακίων είναι αρκετά μικρή (μόλις 0,05%). Τη μεγαλύτερη τυπική απόκλιση στη μέση απόδοση των μικρής κεφαλαιοποίησης χαρτοφυλακίων εμφανίζουν αντίστοιχα τα SL, SH χαρτοφυλάκια. Το SH χαρτοφυλάκιο χαρακτηρίζεται από το μεγαλύτερο επίπεδο σημαντικότητας (3,51) σε σχέση με τα υπόλοιπα δύο χαρτοφυλάκια μικρής κεφαλαιοποίησης.

Οι αποδόσεις τόσο των μικρών, όσο και των μεγάλων χαρτοφυλακίων είναι στατιστικά σημαντικές (t-statistic >1,96). Παρ' όλα αυτά, παρατηρούμε πως οι μέσες αποδόσεις των μικρών υπερτερούν σε σχέση με εκείνες των μεγάλων χαρτοφυλακίων. Το γεγονός αυτό πιθανόν οφείλεται στην επίδραση του φαινομένου του μεγέθους, γνωστό επίσης και ως "size effect". Σύμφωνα λοιπόν με τον Banz, ο οποίος μελέτησε το φαινόμενο αυτό, χαρτοφυλάκια μετοχών χαμηλής κεφαλαιοποίησης (\downarrow MV) έχουν υψηλότερες αποδόσεις από χαρτοφυλάκια μετοχών υψηλής κεφαλαιοποίησης (\uparrow MV).

Στα μεγάλης κεφαλαιοποίησης χαρτοφυλάκια, οι μέσες αποδόσεις κυμαίνονται από 1,87% έως και 4,36%, η τυπική απόκλιση κυμαίνεται από 0,09 μέχρι 0,15 και τέλος το επίπεδο σημαντικότητας από 2,16 έως 3,28. Στο χαρτοφυλάκιο BH παρατηρούμε τη μεγαλύτερη μέση απόδοση (4,36), ενώ το BL χαρτοφυλάκιο έχει τη μικρότερη μέση απόδοση (1,87). Εδώ, οι τυπικές αποκλίσεις των μέσων αποδόσεων των μεγάλης κεφαλαιοποίησης χαρτοφυλακίων είναι μικρότερες από τις τυπικές αποκλίσεις των μικρών χαρτοφυλακίων. Το χαρτοφυλάκιο BH εμφανίζει τη μεγαλύτερη μέση απόδοση, τυπική απόκλιση και σημαντικότητα σε σχέση με τα υπόλοιπα δύο

μεγάλα χαρτοφυλάκια. Στην συνέχεια, ακολουθεί το BM και τέλος το BL χαρτοφυλάκιο.

Αξίζει να σημειωθεί ότι οι μέσες αποδόσεις των χαρτοφυλακίων μικρής ανάπτυξης (high) είναι μεγαλύτερες από εκείνες των χαρτοφυλακίων μεγάλης ανάπτυξης (low).

4.2 Εμπειρικά αποτελέσματα του CAPM

Στη μελέτη των Fama και French (1993), δόθηκε αρνητική απάντηση στο ερώτημα εάν το CAPM μπορεί να εξηγήσει το “value premium” στις μέσες αποδόσεις για την χρονική περίοδο μετά το 1963. Από την άλλη πλευρά όμως, οι Ang και Chen (2005) βρήκαν ότι το CAPM μπορεί να το εξηγήσει την περίοδο '26-'63.

Ο Πίνακας 2 δείχνει τα αποτελέσματα των παλινδρομήσεων για τις αποδόσεις των χαρτοφυλακίων SMB, HML, SL, SH, BL, BH. Για το χαρτοφυλάκιο HML, το t-statistic για το α είναι σημαντικό ($2,65 > 1,96$) και για το β είναι μη σημαντικό ($-1,57 > -1,96$). Ο συντελεστής α λαμβάνει την τιμή 0,02, (η οποία όμως δεν αποτελεί ένδειξη ότι το CAPM δεν λειτουργεί σωστά). Παρ' όλα αυτά, ο συντελεστής β είναι αρνητικός (-0,12) επειδή τα β των χαρτοφυλακίων χαμηλής ανάπτυξης (H) είναι μικρότερα από τα αντίστοιχα των χαρτοφυλακίων μεγάλης ανάπτυξης (L). Επιπροσθέτως, ο συντελεστής συσχέτισης παίρνει την τιμή 0,02, η οποία βρίσκεται κοντά στο μηδέν. Η συγκεκριμένη τιμή μαρτυρά πως το μη συστηματικό σφάλμα στην εξίσωση παλινδρόμησης είναι αρκετά μεγάλο, με αποτέλεσμα το CAPM να μην μπορεί να εξηγήσει την απόδοση του χαρτοφυλακίου HML. Για να ίσχυε η

θεωρία του Υποδείγματος Αποτίμησης Περιουσιακών Στοιχείων θα έπρεπε στην εξίσωση:

$$r_i - r_f = \alpha_i + \beta_i * (R_M - r_f) \quad (3.6)$$

ο συντελεστής α να ισούται με μηδέν και το β να είναι σημαντικό. Στην έρευνα των Fama και French (1996) για την περίοδο '63-'04, είχε μεν βρεθεί πως το t-statistic για το α είναι σημαντικό (4,74), αλλά για το β ήταν επίσης σημαντικό (-10,31). Επιπλέον, το β ήταν αρνητικό (-0,28). Παρ' όλα αυτά, επιβεβαιώνεται η άποψή τους πως το CAPM δεν μπορεί να εξηγήσει την απόδοση του HML χαρτοφυλακίου.

Regression Statistics	SMB	HML	SL	SH	BL	BH
Observations	120	120	120	120	120	120
a	0,02	0,02	0,04	0,05	0,01	0,04
t(a)	2,22	2,65	2,48	3,14	1,49	2,97
b	0,11	-0,12	0,2	0,16	0,12	-0,08
t(b)	1,11	-1,57	1,13	0,87	1,25	-0,55
P-value (a)	0,03	0,01	0,01	0,01	0,14	0,004
P-value (b)	0,27	0,12	0,26	0,38	0,21	0,58
R Square	0,01	0,02	0,01	0,01	0,01	0,002

Πίνακας 2 - Τρέχουμε την παλινδρόμηση για τα i χαρτοφυλάκια σύμφωνα με την εξίσωση: $R_i - R_f = \alpha + \beta * (R_M - R_f) + e_i$ όπου, R_M είναι η απόδοση του δείκτη αγοράς (Γενικός Δείκτης Τιμών Χρηματιστηρίου Αξιών Αθηνών), R_f είναι η απόδοση του αξιόγραφου χωρίς κίνδυνο και R_i είναι η απόδοση ενός χαρτοφυλακίου i (τα χαρτοφυλάκια προκύπτουν από διασταύρωση των επιμέρους ταξινομήσεών τους σε

δύο “size groups”, S (μικρής κεφαλαιοποίησης, μετοχές εταιριών κάτω του “median”) και B (μεγάλης κεφαλαιοποίησης, μετοχές εταιριών πάνω του “median”) και σε τρία “BTMM groups”, H (μεγάλης αξίας, το 30% των πρώτων μετοχών), M (μεσαίας αξίας, το επόμενο 40%) και L (χαμηλής αξίας, το υπόλοιπο 30% των μετοχών)). Μόνο μετοχές με θετικό δείκτη BTMV χρησιμοποιούνται. Η χρονική περίοδος του δείγματος είναι 7/1997-6/2007. Στον Πίνακα δίνονται επίσης ο αριθμός των παρατηρήσεων, ο συντελεστής συσχέτισης, οι τιμές των α και β , καθώς και τα αντίστοιχα επίπεδα σημαντικότητάς τους και τέλος το P-value.

Παρομοίως τρέχοντας παλινδρόμηση για την απόδοση του SMB χαρτοφυλακίου, καταλήγουμε στα ίδια συμπεράσματα. Δηλαδή, το t-statistic για το α είναι σημαντικό (2,22), αλλά για το β είναι μη σημαντικό (1,11). Ο συντελεστής α (0,02) δεν δημιουργεί πρόβλημα στην ισχύ του υποδείγματος, αλλά ο συντελεστής β είναι ίσος με 0,11. Και εφόσον ο συντελεστής συσχέτισης είναι ίσος με 0,01, φαίνεται πως για άλλη μια φορά το CAPM αδυνατεί να εξηγήσει την απόδοση του χαρτοφυλακίου SMB.

Κατά τους Fama και French (1996), στην παλινδρόμηση της χρονικής περιόδου '63-'04, το F-test των Gibbons, Ross και Shanken (GRS 1989) ξεκάθαρα απορρίπτει την υπόθεση ότι το CAPM μπορεί να εξηγήσει τη μέση απόδοση των αντίστοιχων (έξι “size-BTMV”) χαρτοφυλακίων για την αμερικάνικη αγορά. Σύμφωνα με τους συγγραφείς, τα χαρτοφυλάκια που προκαλούν πρόβλημα στην σωστή λειτουργία του υποδείγματος είναι το χαρτοφυλάκιο μικρής κεφαλαιοποίησης-μεγάλης αξίας SH ($t(\alpha)=4,47$) και το μεγάλης κεφαλαιοποίησης-μεγάλης αξίας BH ($t(\alpha)=2,85$). Επομένως, η δύναμη απόρριψης του μοντέλου φαίνεται να είναι μεγαλύτερη εξαιτίας των μεγάλων αποδόσεων των χαρτοφυλακίων με υψηλό δείκτη BTMV παρά των χαμηλότερων αποδόσεων των χαρτοφυλακίων με μικρό δείκτη BTMV. Τα αποτελέσματα των ευρημάτων των Fama και French (1996) παρατίθενται στο

Παράρτημα (Πίνακας 6) για σύγκριση με τα αποτελέσματα της δικής μας έρευνας.

Για τα μεγάλης κεφαλαιοποίησης χαρτοφυλάκια BL, BH υπάρχουν στοιχεία που δείχνουν πως το CAPM δεν εξηγεί την απόδοση των συγκεκριμένων χαρτοφυλακίων. Στην παλινδρόμηση του BL χαρτοφυλακίου, το t-statistic για το α έλαβε την τιμή 1,49 (μη σημαντικό) και για το β την τιμή 1,25 (επίσης μη σημαντικό). Μάλιστα οι τιμές των α και β είναι αντίστοιχα 0,01 και 0,12. Στη μελέτη τους οι Fama και French (1996) είχαν βρει για το αντίστοιχο χαρτοφυλάκιο την χρονική περίοδο '63-'04, το $t(\alpha)$ επίσης μη σημαντικό (-1,03), ενώ το $t(\beta)$ σημαντικό (86,82) και τα α και β ήταν -0,05 και 1,04 αντίστοιχα. Στην προκειμένη περίπτωση, το χαρτοφυλάκιο αυτό δεν συνιστούσε παραβάσεις της ισχύος του υποδείγματος, κάτι που δεν συμφωνεί με τα ευρήματα της δικής μας έρευνας.

Όσον αφορά το BH χαρτοφυλάκιο, το t-statistic για το α είναι σημαντικό (2,96), ενώ για το β μη σημαντικό (-0,5) με τις τιμές των α και β να είναι 0,04 και -0,08 αντίστοιχα. Ο συντελεστής συσχέτισης έχει την τιμή 0,002. Λόγω λοιπόν της σημαντικότητας του $t(\alpha)$, το CAPM δεν ισχύει στην συγκεκριμένη περίπτωση.

Στα μικρής κεφαλαιοποίησης χαρτοφυλάκια (SH, SL) το CAPM για άλλη μια φορά αδυνατεί να εξηγήσει τη μέση απόδοσή τους. Πιο αναλυτικά, για το μεν SH χαρτοφυλάκιο, το $t(\alpha)$ είναι σημαντικό (3,13) και το $t(\beta)$ μη σημαντικό (0,87) και για το δε SL χαρτοφυλάκιο το $t(\alpha)$ είναι σημαντικό (2,47) και το $t(\beta)$ μη σημαντικό (1,13). Παρ' όλα αυτά, στη μελέτη των Fama και French μόνο το SH χαρτοφυλάκιο δημιούργησε πρόβλημα στην ορθή λειτουργία του μοντέλου.

4.3 Ταξινόμηση κατά “volume”

Ο Πίνακας 3 δείχνει τις μέσες αποδόσεις (%), τις τυπικές αποκλίσεις και το επίπεδο σημαντικότητας των χαρτοφυλακίων SV και BV. Η χρονική περίοδος του δείγματος είναι 7/1997-6/2007.

	<i>Size-Volume Portfolios</i>	
	SV	BV
7/1997-6/2007		
Mean (%)	2,94	2,54
Std Deviation	0,14	0,14
t-statistic	2,25	1,95

Πίνακας 3 - Τα χαρτοφυλάκια SV και BV προκύπτουν μετά από ταξινόμησή τους ως προς τον όγκο συναλλαγής (volume) και καταχωρούνται σε δύο γκρουπ, BV (μεγάλης ρευστότητας, το 20% των πρώτων μετοχών) και SV (μικρής ρευστότητας, το 20% των τελευταίων μετοχών). Η χρονική περίοδος του δείγματος (μηνιαίες αποδόσεις των μετοχών) είναι 7/1997-6/2007. Στον Πίνακα παρατίθενται η μέση αναμενόμενη απόδοση εκφρασμένη επί τοις %, η τυπική απόκλιση και το t-statistic για τα χαρτοφυλάκια SV και BV.

Η μέση απόδοση του χαρτοφυλακίου SV είναι 2,94% έναντι 2,54% του χαρτοφυλακίου BV (big volume). Παρατηρούμε πως η μέση απόδοση του χαρτοφυλακίου μικρής ρευστότητας είναι μεγαλύτερη από εκείνη του χαρτοφυλακίου μεγάλης ρευστότητας, ενώ παρουσιάζουν τις ίδιες τυπικές αποκλίσεις (0,14). Το επίπεδο σημαντικότητας για το μεν SV χαρτοφυλάκιο είναι της τάξεως του 2,25 (σημαντικό), ενώ του δε BV χαρτοφυλακίου λαμβάνει την τιμή 1,95 (μη σημαντικό στο 5%).

4.4 Είναι τα χαρτοφυλάκια SMB και HML παράγοντες κινδύνου για τα χαρτοφυλάκια SV και BV;

Πρώτο βήμα στην διεξαγωγή της μελέτης μας ήταν να ελέγξουμε την υπόθεση εάν το CAPM ισχύει για τα χαρτοφυλάκια SMB και HML. Μετά από μια σειρά στατιστικών αναλύσεων, η απάντηση στο ερώτημά μας ήταν αρνητική.

Στη φάση που ακολούθησε, έπρεπε να ελέγξουμε λοιπόν αν οι αποδόσεις των παραπάνω χαρτοφυλακίων ήταν παράγοντες κινδύνου. Τα συμπεράσματα από τον έλεγχο αυτό παρατίθενται στον **Πίνακα 4**. Για να ισχυριστούμε την υπόθεση ότι τα χαρτοφυλάκια SMB και HML είναι παράγοντες κινδύνου, σύμφωνα με το τρι-παραγοντικό μοντέλο των Fama και French (1996) πρέπει στην εξίσωση παλινδρόμησης (3.5) οι συντελεστές c και d να είναι στατιστικά σημαντικοί και ο σταθερός όρος της εξίσωσης a να είναι ίσος με 0.

<i>Regression Statistics</i>	<i>SV</i>	<i>BV</i>
Observations	120	120
a	-0,01	-0,01
t(a)	-1,22	-0,73
b	0,06	0,05
t(b)	0,79	0,46
c	0,54	0,49
t(c)	5,69	3,92
d	1,17	0,92
t(d)	15,19	9,07
P-value (a)	0,23	0,47
P-value (b)	0,43	0,65
P-value (c)	9,48E-08	0,0001
P-value (d)	2,41E-29	3,61E-15
R Square	0,69	0,45

Πίνακας 4 - Τρέχουμε την παλινδρόμηση για τα i χαρτοφυλάκια σύμφωνα με την εξίσωση: $R_i - R_f = \alpha + \beta * (R_M - R_f) + c * R_{SMB} + d * R_{HML}$ όπου, R_M είναι η απόδοση του δείκτη αγοράς (Γενικός Δείκτης Τιμών Χρηματιστηρίου Αξιών Αθηνών), R_f είναι η απόδοση του αξιόγραφου χωρίς κίνδυνο και R_i είναι η απόδοση ενός χαρτοφυλακίου i (τα χαρτοφυλάκια που προκύπτουν μετά από ταξινόμησή τους ως προς τον όγκο συναλλαγής (volume), καταχωρούνται σε δύο γκρουπ, BV (μεγάλης ρευστότητας, 20% των πρώτων μετοχών) και SV (μικρής ρευστότητας, το 20% των τελευταίων μετοχών). Η χρονική περίοδος του δείγματος των μετοχών είναι 7/1997-6/2007, ενώ ο αριθμός των παρατηρήσεων φτάνει τις 120.

Παρατηρώντας τον Πίνακα 4 βλέπουμε πως κατά την εκτέλεση της παλινδρόμησης του χαρτοφυλακίου SV το t-statistic για τα α και β είναι μη σημαντικό (t-statistic -1,22 και 0,79 αντίστοιχα), ενώ για τα c και d είναι στατιστικά σημαντικό (t-statistic 5,69 και 15,19 αντίστοιχα). Στα ίδια ακριβώς

αποτελέσματα καταλήγουμε μετά την παλινδρόμηση της απόδοσης του χαρτοφυλακίου BV (μεγάλου όγκου συναλλαγής). Συγκεκριμένα, το t-statistic για τα α και β είναι μη σημαντικό (-0,73 και 0,46 αντίστοιχα), ενώ για τα γ και δ είναι στατιστικά σημαντικό (3,92 και 9,07 αντίστοιχα). Όλοι οι συντελεστές β , γ και δ είναι θετικοί εκτός από τον όρο α της εξίσωσης παλινδρόμησης και για τα δύο χαρτοφυλάκια, όπου παίρνει την τιμή -0,01.

Φαίνεται λοιπόν πως τα χαρτοφυλάκια HML και SMB αποτελούν από μόνα τους **παράγοντες κινδύνου** για τα SV και BV, με αποτέλεσμα να δημιουργούν ανωμαλία στο Υπόδειγμα Αποτίμησης Περιουσιακών Στοιχείων και να επηρεάζουν τις μέσες αναμενόμενες αποδόσεις των χαρτοφυλακίων SV και BV.

5. Συμπεράσματα

Τα αποτελέσματα της έρευνάς μας φαίνεται να έρχονται σε πλήρη αντιπαράθεση με τα ευρήματα των Sharpe (1964), Lintner (1965) και Mossin (1966), Black, Jensen και Scholes (1972) και Fama και McBeth (1973). Οι παραπάνω ερευνητές είχαν αποδεχτεί την ισχύ του υποδείγματος διαπιστώνοντας ότι η σχέση μεταξύ της μέσης αναμενόμενης απόδοσης και του συντελεστή βήτα είναι σχεδόν γραμμική και ότι τα χαρτοφυλάκια με τους υψηλούς (χαμηλούς) συντελεστές βήτα σχετίζονται με υψηλές (χαμηλές) αποδόσεις. Κατά τον έλεγχο της γραμμικότητας της σχέσης μέσω των αποδόσεων-βήτα συντελεστών παρατηρήσαμε πως υπήρχαν σημαντικές αποκλίσεις από τη γραμμική σχέση κινδύνου-απόδοσης που χαρακτηρίζει το CAPM. Η διαπίστωση αυτή μας έκανε να αναρωτηθούμε αν τα SMB και HML ασκούν επιρροή σ' αυτή την σχέση. Η απάντηση στο ερώτημά μας δόθηκε αφού ελέγξαμε αν τα χαρτοφυλάκια SMB, HML είναι παράγοντες κινδύνου, έτσι ώστε να δικαιολογήσουμε το γεγονός ότι το Υπόδειγμα Αποτίμησης των Περιουσιακών Στοιχείων δεν μπορεί να εξηγήσει τις μέσες αναμενόμενες αποδόσεις των χαρτοφυλακίων.

Τα αποτελέσματα της μελέτης μας δείχνουν καθαρά πως το μέγεθος κεφαλαιοποίησης των εταιριών μπορεί να εξηγήσει την διαστρωματική διακύμανση των μέσων αποδόσεων των χαρτοφυλακίων καλύτερα από το βήτα συντελεστή τους, όπως άλλωστε είχε ισχυριστεί και ο Banz (1981), κάνοντας λόγο για την «επίδραση μεγέθους». Διαπιστώσαμε λοιπόν κι εμείς ότι οι μέσες αποδόσεις των μικρών εταιριών, δηλαδή εκείνων με μικρό ύψος κεφαλαιοποίησης, ήταν υψηλότερες από τις αντίστοιχες των μεγάλων εταιριών (με μεγάλο ύψος κεφαλαιοποίησης).

Όσον αφορά τα χαρτοφυλάκια υψηλής αξίας (High), αυτά υπερτερούν στις μέσες αποδόσεις από τα χαρτοφυλάκια μικρής αξίας (Low). Στο ίδιο ακριβώς συμπέρασμα είχαν καταλήξει και οι Lakonishok, Shleifer και Vishny (1997), οι οποίοι στην προσπάθειά τους να εξηγήσουν την ανωμαλία του συγκεκριμένου δείκτη, από θέμα συμπεριφοράς, ανέφεραν ότι το “premium” αυτό συνδέεται με σχετικό “distress”. Ως παράδειγμα ανέφεραν πως μετοχές με υψηλό (χαμηλό) δείκτη BTMV τείνουν να παρουσιάζουν συνεχώς χαμηλά (υψηλά) κέρδη και η αγορά τείνει να υποτιμά (υπερτιμά) μετοχές «distressed» (ανάπτυξης).

Στα επόμενα στάδια οι μέσες αποδόσεις των χαρτοφυλακίων SMB και HML βγήκαν στατιστικά σημαντικές. Εκτελώντας παλινδρόμηση των χαρτοφυλακίων αυτών, αποδείχτηκε πως αποτελούσαν παράγοντες κινδύνου, οι οποίοι επηρέαζαν την ορθή λειτουργία του μοντέλου (CAPM). Πιο αναλυτικά, για το HML χαρτοφυλάκιο, το t-statistic για το α ήταν σημαντικό, ενώ για το β όχι. Στην έρευνα των Fama και French (1996) για την περίοδο '63-'04, είχε μεν βρεθεί πως το t-statistic για το α είναι σημαντικό (4,74), αλλά για το β ήταν επίσης σημαντικό (-10,31). Παρ' όλα αυτά, επιβεβαιώνεται η άποψή τους πως το CAPM δεν μπορεί να εξηγήσει την απόδοση του HML χαρτοφυλακίου.

Για το χαρτοφυλάκιο SMB, με βάση τα αποτελέσματα της έρευνάς μας, το CAPM δεν μπορεί να εξηγήσει τη μέση απόδοση του συγκεκριμένου χαρτοφυλακίου. Για να ήμαστε πιο σαφείς, το t-statistic για το α ήταν σημαντικό, ενώ για το β όχι.

Για τα μεγάλης κεφαλαιοποίησης χαρτοφυλάκια BL, BH τα στοιχεία δείχνουν πως το CAPM δεν εξηγεί την απόδοση των συγκεκριμένων

χαρτοφυλακίων. Στην παλινδρόμηση του BL χαρτοφυλακίου, το t-statistic για το α και για το β ήταν μη σημαντικό. Στη μελέτη τους οι Fama και French (1996) είχαν βρει για το αντίστοιχο χαρτοφυλάκιο την χρονική περίοδο '63-'04, το $t(\alpha)$ επίσης μη σημαντικό, ενώ το $t(\beta)$ σημαντικό. Στην προκειμένη περίπτωση, το χαρτοφυλάκιο αυτό δεν συνιστούσε παραβάσεις της ισχύος του υποδείγματος, κάτι που δεν συμφωνεί με τα ευρήματα της δικής μας έρευνας.

Όσον αφορά το BH χαρτοφυλάκιο, το t-statistic για το α είναι σημαντικό, ενώ για το β μη σημαντικό. Λόγω λοιπόν της σημαντικότητας του $t(\alpha)$, το CAPM δεν ισχύει στην συγκεκριμένη περίπτωση. Το ίδιο συμπέρασμα προκύπτει από τα F-test των Gibbons, Ross και Shanken (GRS 1989).

Στα μικρής κεφαλαιοποίησης χαρτοφυλάκια (SH, SL) το CAPM για άλλη μια φορά αδυνατεί να εξηγήσει τη μέση απόδοσή τους. Παρ' όλα αυτά, στη μελέτη των Fama και French μόνο το SH χαρτοφυλάκιο δημιουργούσε πρόβλημα στην ορθή λειτουργία του μοντέλου.

Η στατιστική ανάλυση των χαρτοφυλακίων (ταξινομημένων κατά "volume") έδειξε πως τα χαρτοφυλάκια SMB και HML είναι παράγοντες κινδύνου. Η αιτιολόγηση του παραπάνω ισχυρισμού έγκειται στο γεγονός ότι στην παλινδρόμηση των χαρτοφυλακίων SV και BV το t-statistic για τους συντελεστές c και d της εξίσωσης (3.5) είναι στατιστικά σημαντικό.

Ανακεφαλαιώνοντας λοιπόν, στην παρούσα έρευνα διαπιστώνουμε πως το CAPM δεν ισχύει για τις μέσες αποδόσεις των SMB και HML χαρτοφυλακίων, επειδή τα χαρτοφυλάκια αυτά αποτελούν από μόνα τους παράγοντες κινδύνου (risk factors) που επηρεάζουν με την σειρά τους τις μέσες αναμενόμενες αποδόσεις των χαρτοφυλακίων. Το μέγεθος κεφαλαιοποίησης

και ο δείκτης BTMV παίζουν σημαντικό ρόλο στις προσδοκώμενες αποδόσεις, ανεξαρτήτως εάν σχετίζονται με το βήτα με κάποιο τρόπο που να υποστηρίζει το CAPM. Σύμφωνα πάλι με τους Kothari, Shaken Sloan (1995), τα συμπεράσματα των Fama και French εξαρτώνται ουσιαστικά από τον τρόπο με τον οποίο τα στατιστικά συμπεράσματα ερμηνεύονται.

Έχουν υπάρξει πολυάριθμες τροποποιήσεις στα πρότυπα του υποδείγματος αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων, ωστόσο αν τα υφιστάμενα μοντέλα ή κάποια καινούργια επικυρώνουν ή όχι το μοντέλο πρέπει ακόμη να καθοριστούν και να εξεταστούν. Επομένως, στο σημείο αυτό πιστεύουμε ότι περισσότερη διερεύνηση του θέματος είναι αναγκαία.

6. Βιβλιογραφία

Amihud Yakov, Christensen Bent Jeper and Mendelson Haim 1992. Further evidence on the risk relationship. Working paper S-93-11. Salomon Brother Center for the Study of the Financial Institutions, Graduate School of Business Administration, New York University.

Ang, Andrew, and Joseph Chen, 2005, The CAPM over the long run: 1926-2001, manuscript, Columbia University, January.

Bailey, R.A., and S.C. Meyers. 2002. *Principles of Corporate Finance*. New York: McGraw-Hill.

Ball, Ray, 1978, Anomalies in relationships between securities' yields and yield-surrogates, *Journal of Financial Economics* 6, 103-126.

Banz, Rolf W., 1981, The relationship between return and market value of common stocks, *Journal of Financial Economics* 9, 3-18.

Basu Sanjoy, 1977. Investment performance of common stocks in relation to their price-earnings ratios: A test of the efficient market hypothesis. *Journal of Finance* 32:663-82.

Basu, Sanjoy, 1983, The relationship between earnings yield, market value, and return for NYSE common stocks: Further evidence, *Journal of Financial Economics* 12, 129-156.

Bhandari, Laxmi Chand, 1988, Debt/Equity ratio and expected common stock returns: Empirical evidence, *Journal of Finance* 43, 507-528.

Black, F., Jensen, M. C. and Scholes, M. 1972. The Capital asset pricing model: Some empirical tests. *Studies in the Theory of Capital Markets*. pp.79-121. New York: Praeger.

Black, Fischer. 1993. Beta and return. *Journal of Portfolio Management* 20: 8-18.

Chan, Louis K., Yasushi Hamao, and Josef Lakonishok, 1991, Fundamentals and stock returns in Japan, *Journal of Finance* 46, 1739-1789.

Doukas J., Kim C., and Pantzalis C., 2002. A test of the errors-in-expectations explanation of the value/glamour stock returns performance: evidence from analysts forecasts, *Journal of Finance*, 57, 2143-2165.

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

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

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

Fama, E. and K. French. 1996. Multifactor explanations of asset pricing anomalies, *Journal of Financial Economics* 33: 3-56.

Fama, E. and K. French, 2006. The value premium and the CAPM, *Journal of Finance*, 61, 2163-2185.

Fama, E. F. and MacBeth, J. 1973. Risk, return and equilibrium: Empirical tests. *Journal of Political Economy* 81: 607-636.

Gregory A., Harris R.D.F, and Michou M., 2003. Contrarian investment and macroeconomic risk, *Journal of Business Finance and Accounting*, 30, 1, 213-255.

Gibbons, M. R., S. A. Ross, and J. Shanken. 1989. A test of the efficiency of a given portfolio. *Econometrica* 57: 1121-1152.

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

Kothari S.P., Shaken Jay and Sloan Richard G. 1995. Another look at the cross section of expected stock returns. *Journal of Finance* 50: 185-224.

Lakonishok J., Shleifer A., Vishny R.W., 1997. Good news for value stocks: further evidence on market efficiency, *Journal of Finance*, 50, 1715-1742.

Liew J., and Vassalou M., 2000. Can book-to-market, size and momentum be risk factors that predict economic growth? *Journal of Financial Economics*, 27, 221-245.

Lintner, J. 1965. The valuation of risk assets and the selection of risky investments in stock portfolios and capital budgets, *Review of Economics and Statistics* 47: 13-37.

Loughran, Tim, 1997. Book-to-market across firm size, exchange and seasonality, *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 32: 249-268.

Mossin, J. 1966. Equilibrium in a capital asset market. *Econometrica* 34: 768-783.

Reinganum, Marc R., 1981, A new empirical perspective on the CAPM, *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 16, 439-462.

Rosenberg B., Reid K., Lanstein R. 1985. Persuasive evidence of market inefficiency. *Journal of Portfolio Management* 11: 9-17

Sharpe, W. 1964. Capital asset prices: a theory of market equilibrium under conditions of risk. *Journal of Finance* 33:885-901.

Spyrou S. I. “Το φαινόμενο των μετοχών μικρής κεφαλαιοποίησης και το Χρηματιστήριο Αξιών Αθηνών”, *Οικονομικά Χρονικά* Μάιος-Δεκέμβριος '99: 51-54, Working Paper.

Statman Dennis. 1980. Book values and stock returns, *Chicago MBA: A Journal of Selected Papers* 4:25-45.

7. Παράρτημα

	<i>SMB</i>	<i>HML</i>	<i>HMLS</i>	<i>HMLB</i>	<i>SL</i>	<i>SM</i>	<i>SH</i>	<i>BL</i>	<i>BM</i>	<i>BH</i>
7/26-12/04										
<i>a</i>	0.10	0.31	0.46	0.16	-0.10	0.25	0.36	-0.01	0.04	0.15
<i>b</i>	0.20	0.13	0.04	0.23	1.28	1.19	1.32	0.98	1.02	1.21
<i>t(a)</i>	0.92	2.73	3.85	1.20	-0.84	2.50	2.66	-0.33	0.70	1.38
<i>t(b)</i>	10.52	6.29	1.71	9.52	59.77	65.05	53.74	140.94	96.86	62.70
<i>R</i> ²	0.10	0.04	0.00	0.09	0.79	0.82	0.75	0.95	0.91	0.81
	GRS=5.39, p. value=0.000									
7/26-6/63										
<i>a</i>	0.04	0.05	0.13	-0.02	-0.03	0.08	0.10	0.03	-0.04	0.01
<i>b</i>	0.19	0.35	0.26	0.45	1.24	1.26	1.49	0.94	1.09	1.39
<i>t(a)</i>	0.26	0.31	0.78	-0.10	-0.15	0.52	0.46	0.59	-0.51	0.06
<i>t(b)</i>	7.95	13.62	9.82	13.94	45.57	50.93	42.50	118.30	86.03	53.56
<i>R</i> ²	0.12	0.29	0.18	0.30	0.82	0.85	0.80	0.97	0.94	0.87
	GRS=0.55, p. value=0.772									
7/63-12/04										
<i>a</i>	0.14	0.57	0.78	0.34	-0.17	0.41	0.61	-0.05	0.12	0.23
<i>b</i>	0.21	-0.28	-0.37	-0.18	1.37	1.04	1.00	1.04	0.88	0.86
<i>t(a)</i>	1.02	4.74	5.80	2.53	-1.06	3.40	4.47	-1.03	1.65	2.85
<i>t(b)</i>	6.84	-10.31	-12.32	-5.87	38.67	38.94	33.09	86.82	53.14	37.85
<i>R</i> ²	0.08	0.17	0.23	0.06	0.75	0.75	0.69	0.94	0.85	0.74
	GRS=9.18, p. value=0.000									

Πίνακας 6 - Η παλινδρόμηση του CAPM δίνεται από την εξίσωση:

$Prem_t = a + b * (R_M - R_f) + e_t$ όπου, $Prem_t$ είναι το “size” ή “value” premium για το μήνα t ή η απόδοση ενός εκ των έξι “size-BTMV” χαρτοφυλακίων, R_M είναι η απόδοση του δείκτη αγοράς (Γενικός Δείκτης Τιμών Χρηματιστηρίου Αξιών Αθηνών) και R_f είναι η απόδοση του αξιόγραφου χωρίς κίνδυνο. Τα χαρτοφυλάκια που έχουν διαμορφωθεί με βάση το μέγεθος κεφαλαιοποίησης και τον δείκτη BTMV είναι τα SL (μικρής κεφαλαιοποίησης-μεγάλης ανάπτυξης), SM (μικρής κεφαλαιοποίησης-μεσαίας ανάπτυξης), SH (μικρής κεφαλαιοποίησης-μικρής ανάπτυξης), BL (μεγάλης κεφαλαιοποίησης-μεγάλης ανάπτυξης), BM (μεγάλης κεφαλαιοποίησης-μεσαίας ανάπτυξης), BH (μεγάλης κεφαλαιοποίησης- μικρής ανάπτυξης). Επίσης, το SMB είναι ο μέσος όρος των μηνιαίων αποδόσεων των τριών μικρών μετοχικών χαρτοφυλακίων μείον το μέσο όρο των μηνιαίων αποδόσεων των μεγάλων μετοχικών χαρτοφυλακίων, το HML είναι ο μέσος όρος των μηνιαίων αποδόσεων των δύο χαρτοφυλακίων αξίας μείον το μέσο όρο των μηνιαίων αποδόσεων των δύο χαρτοφυλακίων ανάπτυξης, το HMLS είναι το SH μείον το SL, το HMLB είναι το BH

μείον το BL και το HMLS-B είναι η διαφορά του HMLB από το HMLS. Δίδονται επίσης το επίπεδο σημαντικότητας για τα α και β , καθώς και ο συντελεστής συσχέτισης R^2 . Το GRS είναι το F-statistic που ελέγχει την υπόθεση ότι οι συντελεστές α στις εξισώσεις παλινδρόμησης για τα έξι “size-BTMV” χαρτοφυλάκια είναι ίσα με το μηδέν.