



Πανεπιστήμιο Πειραιώς
Τμήμα Χρηματοοικονομικής
& Τραπεζικής Διοικητικής

Μεταπτυχιακό Δίπλωμα Ειδίκευσης στη
“Χρηματοοικονομική Ανάλυση” για Στελέχη

Διπλωματική Εργασία :

*Η σχέση Αναμενόμενης Απόδοσης και άλλων
Παραγόντων. Η Μερισματική Απόδοση και ο
δείκτης Λογιστικής/Χρηματιστηριακής αξίας.*

Θεοδωρόπουλος Χ. Φώτιος

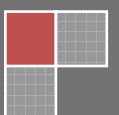
(ΜΧΑΝ-1111)

Επιβλέπων Καθηγητής: Διακογιάννης Γεώργιος

Τριμελής Επιτροπή:

Καθηγητής Διακογιάννης Γεώργιος
Λέκτορας Μπότσαρη Αντωνία
Λέκτορας Βολιώτης Δημήτριος

Πειραιάς
Φεβρουάριος 2013



*... στη σύζυγό μου Γεωργία και
τη νεογέννητη κορούλα μας...*

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΩΣ

Περίληψη

Η παρούσα εργασία ερευνά μερικούς παράγοντες, εκτός του βήτα, που επηρεάζουν τις αποδόσεις των μετοχών. Εξετάζεται η επίδραση της Μερισματικής Απόδοσης και του δείκτη Λογιστικής προς Χρηματιστηριακή αξία με τη μέθοδο της διαστρωματικής παλινδρόμησης των Fama και MacBeth (1973) για τα χρηματιστήρια της Αθήνας, της Φρανκφούρτης, της Μαδρίτης και του Παρισιού.

Κύριο Άρθρο:

Karanikas E. (2000), "CAPM regularities for the Athens Stock Exchange", *Sroudai*, pp. 41-52.

Λέξεις Κλειδιά: Cross-Section regression, Dividend Yield, Book to Market, Ελλάδα, Γερμανία, Ισπανία, Γαλλία.

Ευχαριστίες

Θα ήθελα να ευχαριστήσω τον Καθηγητή κ. Διακογιάννη Γεώργιο για την στοχευμένη κατεύθυνση και την αμέριστη συμπαράστασή του στην εκπόνηση αυτής της εργασίας. Επίσης, θα ήθελα να ευχαριστήσω το προσωπικό και τους διδακτορικούς φοιτητές του εργαστηρίου του τμήματος Χρηματοοικονομικής & Τραπεζικής Διοικητικής για τις χρήσιμες συμβουλές τους κατά την εκτέλεση του οικονομετρικού μέρους της παρούσας.

Τέλος θα ήθελα να ευχαριστήσω την εταιρεία Emporiki Rent SA για την πολύτιμη οικονομική στήριξή της καθώς και όλους όσους εκούσια ή ακούσια συνέβαλαν σε αυτή την προσπάθεια, την οικογένειά μου και ιδιαίτερα τη σύζυγό μου Γεωργία, που τον τελευταίο χρόνο μου συμπαραστάθηκε με κάθε τρόπο και επιπλέον μου χάρισε ότι πολυτιμότερο έχω στη ζωή μου, την Κόρη μου.

Πίνακας Περιεχομένων

Κεφάλαιο Πρώτο	1
1.1 Εισαγωγή	1
1.2 Περιορισμοί της εργασίας	2
1.3 Δομή της εργασίας.....	4
Κεφάλαιο Δεύτερο.....	5
Θεωρία.....	5
2.1 Υπόβαθρο	5
2.2 Η Μερισματική Απόδοση (Dividend Yield)	8
2.3 Ο δείκτης Λογιστικής προς Χρηματιστηριακή αξία (Book-to-Market ratio)	9
2.4 Στατιστική ανάλυση μεμονωμένων μετοχών.....	11
2.5 Τα οφέλη της διαφοροποίησης από τη δημιουργία Χαρτοφυλακίων.....	14
2.6 Στατιστική ανάλυση χαρτοφυλακίων	18
2.7 Το αποτελεσματικό μέτωπο ή σύνορο (Efficient Frontier)	20
2.8 Το μονοπαραγοντικό υπόδειγμα (Single Index Model)	22
2.9 Το υπόδειγμα της αγοράς (Market Model).....	25
2.10 Η Θεωρία της Κεφαλαιαγοράς (Capital Market Line)	26
2.11 Το Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων (CAPM)	30
2.12 Ομοιότητες και διαφορές των υποδειγμάτων	36
2.13 Το Πολυπαραγοντικό υπόδειγμα (Multi Index Model)	37
Κεφάλαιο Τρίτο.....	40
Επισκόπηση Προηγούμενων μελετών.....	40
Κεφάλαιο Τέταρτο	73
Δεδομένα & Μεθοδολογία.....	73
4.1 Δεδομένα	73
4.2 Μεθοδολογία.....	77
Κεφάλαιο Πέμπτο	86
Αποτελέσματα	86
5.1 Ελλάδα	86
5.2 Γερμανία	96
5.3 Ισπανία.....	105
5.4 Γαλλία	114

Κεφάλαιο Έκτο.....	123
6.1 Σύνοψη Ευρημάτων.....	123
6.2 Προτάσεις για περαιτέρω έρευνα.....	126
Παραρτήματα.....	127
Παράρτημα 1 (Ελλάδα).....	127
Μετοχές του δείγματος:.....	127
Αποτελέσματα παλινδρομήσεων:.....	128
Παράρτημα 2 (Γερμανία).....	137
Μετοχές του δείγματος:.....	137
Αποτελέσματα παλινδρομήσεων:.....	138
Παράρτημα 3 (Ισπανία).....	147
Μετοχές του δείγματος:.....	147
Αποτελέσματα παλινδρομήσεων:.....	148
Παράρτημα 4 (Γαλλία).....	157
Μετοχές του δείγματος:.....	157
Αποτελέσματα παλινδρομήσεων:.....	158
Βιβλιογραφία.....	167
Βιβλία:.....	167
Άρθρα – Προηγούμενες Μελέτες:.....	167
Λοιπές αναφορές:.....	169

Κεφάλαιο Πρώτο

1.1 Εισαγωγή

Σκοπός της παρούσας εργασίας είναι να διερευνήσει τη σχέση των αναμενόμενων αποδόσεων των μετοχών Ευρωπαϊκών Χρηματιστηρίων σε σχέση με ορισμένους παράγοντες που έχουν ερευνηθεί διεθνώς ότι μπορούν να εξηγήσουν μέρος των αποδόσεων αυτών. Οι παράγοντες αυτοί δεν είναι άλλοι από τον δείκτη Λογιστικής προς Χρηματιστηριακή αξία (Book to Market) καθώς και της Μερισματικής Απόδοσης (Dividend Yield) των κοινών μετοχών. Η έρευνα διεξάγεται σε δείγμα μετοχών του Χρηματιστηρίου της Αθήνας, της Φρανκφούρτης, της Μαδρίτης και του Παρισιού για μια περίοδο επτά ετών από τον Ιανουάριο του 2002 μέχρι και τον Δεκέμβριο του 2008. Η επιλογή των αγορών αυτών έγινε με βάση την σημερινή εξέλιξη στα οικονομικά τεκταινόμενα, όπου μετά τη βαθιά οικονομική κρίση που ξέσπασε από το 2007 και έπειτα θελήσαμε να διαλευκάνουμε τη συμπεριφορά των παραγόντων αυτών σε δύο ανεπτυγμένες αγορές, όπως της Γερμανίας και της Γαλλίας, και σε δύο αγορές που μαστίζονται από κρίση χρέους και αρνητικούς ρυθμούς ανάπτυξης, όπως της Ελλάδας και της Ισπανίας.

Η θεωρία της «Αποτελεσματικής Αγοράς» (Efficient Market Hypothesis) απαιτεί οι αποτελεσματικές αγορές να χαρακτηρίζονται από την έλλειψη οποιασδήποτε εκ των υστέρων «κανονικότητας». Οι κανονικότητες αποτελούν αποκλίσεις από τις αυστηρές υποθέσεις στις οποίες βασίζεται το Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιουχικών Αγαθών (ΥΑΚΣ-CAPM) και που συχνά αναφέρονται και ως ανωμαλίες. Η διαστρωματική σχέση μεταξύ των χαρακτηριστικών των επιχειρήσεων και των μέσων αποδόσεων των μετοχών έχει προσελκύσει ένα σημαντικό μέρος της διεθνούς βιβλιογραφίας επειδή ακριβώς η σχέση αυτή δεν μπορεί να εξηγηθεί από το CAPM και για το λόγο αυτό καλούνται και κανονικότητες.

Η ανωτέρω σχέση αναμενόμενων αποδόσεων BM και DY έχει εξεταστεί με διάφορες μεθόδους κατά καιρούς και τα συμπεράσματα που έχουν εξαχθεί είναι ανάμεικτα. Στο μεγαλύτερο ποσοστό τους, για τα ανά περίπτωση εξεταζόμενα δείγματα και περιόδους, έχουν δείξει θετική σχέση μεταξύ του

δείκτη BM και των αναμενόμενων αποδόσεων ενώ για τη DY τα αποτελέσματα συνήθως δεν είναι ξεκάθαρα, από άποψη στατιστικής σημαντικότητας. Η μεθοδολογία που ακολουθείται στην παρούσα μελέτη για την εξήγηση της ανωτέρω σχέσης είναι αυτή της διαστρωματικής παλινδρόμησης των Fama και MacBeth (1973)¹ σε δύο στάδια. Η μεθοδολογία εφαρμόστηκε απευθείας πάνω σε μετοχές και όχι σε χαρτοφυλάκια μετοχών λόγω του μικρού αριθμού των μετοχών για το σχηματισμό χαρτοφυλακίων καθώς και του γεγονότος ότι οι εν λόγω επεξηγηματικές μεταβλητές μπορούν να εκτιμηθούν επακριβώς για μεμονωμένες μετοχές. Βασικό άρθρο της μελέτης μας ήταν του Καρανίκα (2000)² το οποίο ακολουθεί τη συγκεκριμένη μεθοδολογία για το χρηματιστήριο της Αθήνας για το χρονικό διάστημα από τον Ιανουάριο του 1997 μέχρι τον Μάρτιο του 1993.

1.2 Περιορισμοί της εργασίας

Στην παρούσα εργασία δεν εξετάζεται ο παράγοντας β στην εξήγηση των αναμενόμενων αποδόσεων των μετοχών. Επειδή όμως ο παράγοντας αυτός αποτελεί απαραίτητο συστατικό τόσο της μεθοδολογίας που ακολουθούμε όσο και των θεωρητικών υποδειγμάτων, όπου χρειαστεί θα τον υπολογίζουμε και θα αναφερόμαστε σε αυτόν.

Επίσης τα εξεταζόμενα χαρακτηριστικά των εταιριών υποθέτουμε ότι επιδρούν στις μέσες αποδόσεις των μετοχών τους ως κανονικότητα και συνεπώς η εκτίμηση των συντελεστών των παραμέτρων αυτών στις παλινδρομήσεις δεν έχουν την ερμηνεία τιμών κινδύνου.

Τα θεωρητικά υποδείγματα υποθέτουν ένα άριστο χαρτοφυλάκιο, το χαρτοφυλάκιο της αγοράς, το οποίο περιλαμβάνει τα περιουσιακά στοιχεία εκείνα όπου όλοι οι επενδυτές θα ήθελαν να επενδύσουν σε αυτό. Δεν είναι ξεκάθαρο ποια περιουσιακά στοιχεία μπορούν εύλογα να εξαιρεθούν από το χαρτοφυλάκιο της αγοράς και επίσης η διαθεσιμότητα των δεδομένων περιορίζει σημαντικά τα περιουσιακά στοιχεία που περιλαμβάνονται σε αυτό.

¹ Fama, F.E. and MacBeth, D.J. 1973, "Risk, Return, and Equilibrium: Empirical Tests", Journal of Political Economy, vol. 81, pp. 607-636.

² Karanikas, E. 2000, "CAPM Regularities for the Athens Stock Exchange", Spoudai, vol. 50, pp. 40-57.

Το γεγονός αυτό έχει ως αποτέλεσμα για την εκτέλεση των δοκιμών μας να μην μπορούμε να χρησιμοποιήσουμε αυτό καθαυτό το χαρτοφυλάκιο της αγοράς αλλά κάποιο ροχυ που να το περιγράφει όσο γίνεται καλύτερα. Έτσι, στην έρευνά μας ως χαρτοφυλάκιο της αγοράς χρησιμοποιήσαμε αντιπροσωπευτικούς χρηματιστηριακούς δείκτες για κάθε επιλεγθείσα χώρα.

Το οικονομετρικό μοντέλο που θα πρέπει να ακολουθηθεί είναι συγκεκριμένο, εξετάζοντας την επίδραση συγκεκριμένων και μόνο μεταβλητών. Σε περίπτωση που εμφανιστούν στατιστικές αδυναμίες στις επεξηγηματικές μεταβλητές δεν θα έχουμε την ευελιξία να προσθέτουμε ή να αφαιρούμε μεταβλητές στο μοντέλο μας έτσι ώστε να το καταστήσουμε πιο επεξηγηματικό.

Για τον υπολογισμό της υπερβάλλουσας απόδοσης πέραν του risk-free επιτοκίου χρησιμοποιήσαμε ως επιτόκιο μηδενικού κινδύνου τα κρατικά τρίμηνα έντοκα γραμματεία κάθε χώρας. Υπό άλλες συνθήκες τα t-bills θα μπορούσαν κάλλιστα να θεωρηθούν ως risk-free επιτόκια, στις μέρες μας όμως λόγω της αβεβαιότητας που κυριαρχεί στις χρηματαγορές, ειδικά για την Ελλάδα και την Ισπανία, τα χρεόγραφα αυτά ενέχουν κάποιο ποσοστό κινδύνου.

Στα δεδομένα του υπό εξέταση δείγματος είναι πιθανόν να βρεθούν ακραίες παρατηρήσεις (outliers) που θα επηρεάζουν μεροληπτικά το οικονομετρικό μας μοντέλο. Για το λόγο αυτό παρατηρήσεις που θα αποκλίνουν ± 2 τυπικές αποκλίσεις από το μέσο όρο τους (ανά μετοχή και ανά μεταβλητή) θα εξαιρούνται του δείγματος.

1.3 Δομή της εργασίας

Στις σελίδες που ακολουθούν, θα ασχοληθούμε στο Δεύτερο Κεφάλαιο με το βασικό θεωρητικό υπόβαθρο των επενδύσεων σε μετοχές και χαρτοφυλάκια, παρουσιάζοντας τον ορισμό κάθε επεξηγηματικής μεταβλητής του μοντέλου μας καθώς και τον μηχανισμό προσδιορισμού των αποδόσεων περιουσιακών στοιχείων, όπως έχουν αναπτυχθεί από τα διάφορα θεωρητικά υποδείγματα.

Στο Τρίτο Κεφάλαιο, ξεκινώντας από το βασικό άρθρο του Καρανίκα (2000), γίνεται μια σύντομη ανασκόπηση των σχετικών ερευνών με την παρούσα μελέτη για διάφορες περιόδους και αγορές ανά την υφήλιο. Προσπαθήσαμε να αναφερθούμε τόσο σε κλασικά άρθρα που έχουν μείνει στην ιστορία της Χρηματοοικονομικής όσο και σε πιο σύγχρονα, παρουσιάζοντας τα ευρήματα για το BM και τη DY τόσο με τη χρήση της δικής μας μεθοδολογίας όσο και με τη χρήση άλλων τεχνικών. Συνοπτικός πίνακας με τα αποτελέσματα των μελετών αυτών παρατίθεται στο τέλος του κεφαλαίου.

Στο Τέταρτο Κεφάλαιο ακολουθεί η περιγραφή της προέλευσης των Δεδομένων της μελέτης καθώς και ο τρόπος υπολογισμού των μεταβλητών του μοντέλου μας, ενώ στο Πέμπτο Κεφάλαιο παρουσιάζεται η Μεθοδολογία της διαστρωματικής παλινδρόμησης των Fama και MacBeth (1973) και ο τρόπος εφαρμογής της στο οικονομετρικό πρόγραμμα Eviews.

Τέλος στο Πέμπτο Κεφάλαιο παρουσιάζονται ανά χώρα τα εμπειρικά ευρήματα της διαστρωματικής παλινδρόμησης ενώ στο Έκτο και τελευταίο Κεφάλαιο γίνεται μια σύνοψη των ευρημάτων καθώς και προτάσεις για περαιτέρω έρευνα.

Κεφάλαιο Δεύτερο

Θεωρία

2.1 Υπόβαθρο

Κάθε άνθρωπος λαμβάνει αποφάσεις εκούσια ή ακούσια σχετικά με τη διάθεση του εισοδήματος που κερδίζει. Αποφασίζει εάν θα το καταναλώσει ολόκληρο σήμερα ή εάν θα το αποταμιεύσει με σκοπό να το καταναλώσει στο μέλλον. Για το μέρος του εισοδήματος που αποταμιεύει, μπορεί να επιλέξει ανάμεσα σε διάφορες επενδυτικές επιλογές ανάλογα με τις προτιμήσεις του. Οι επενδυτές δεσμεύουν κεφάλαια από σήμερα και για κάποιο χρονικό διάστημα με απώτερο σκοπό να αντλήσουν μελλοντικές χρηματοροές τέτοιες, οι οποίες θα τους αποζημιώσουν για το χρονικό διάστημα που έχουν δεσμεύσει τα χρήματά τους, τον αναμενόμενο πληθωρισμό και την αβεβαιότητα των χρηματοροών αυτών. Αναμένουν λοιπόν μια απόδοση από την επένδυση που κάνουν³.

Η αναμενόμενη απόδοση και ο κίνδυνος μιας επένδυσης αποτελούν τις δύο όψεις του ίδιου νομίσματος. Όσο μεγαλύτερη η αναμενόμενη απόδοση που προσδοκά ο επενδυτής τόσο μεγαλύτερος και ο κίνδυνος που αναλαμβάνει. Ο Harry Markowitz θεωρείται ο πατέρας της σύγχρονης θεωρίας χαρτοφυλακίου. Στο αρχικό του βιβλίο και στα άρθρα του για το θέμα αυτό διατύπωσε το πρόβλημα του χαρτοφυλακίου ως μια επιλογή ανάμεσα στη μέση τιμή και τη διακύμανση ενός χαρτοφυλακίου περιουσιακών στοιχείων και απέδειξε το θεμελιώδες θεώρημα της μέσης διακύμανσης του χαρτοφυλακίου (mean variance portfolio theory)⁴.

Σύμφωνα με την κατά Markowitz⁵ «Σύγχρονη Θεωρία Χαρτοφυλακίου» (1952) ένας επενδυτής χαρακτηρίζεται από απέχθεια στον κίνδυνο (risk averse) όταν μεταξύ δυο χαρτοφυλακίων που προσφέρουν την ίδια αναμενόμενη απόδοση, επιλέγει το χαρτοφυλάκιο με τον χαμηλότερο κίνδυνο

³ Reilly, K. F. and C. K. Brown. Investment Analysis and Portfolio Management. 7th. ed. South Western, 2002, ch.1 p.5.

⁴ Elton E. and Gruber M. 1997, "Modern Portfolio Theory, 1950 to date", Journal of Banking and Finance, vol. 21, pp. 1743-1759.

⁵ Markowitz H. 1952, "Portfolio Selection", Journal of Finance, vol. 7, pp. 77-91.

ή όταν μεταξύ δυο χαρτοφυλακίων που έχουν το ίδιο επίπεδο κινδύνου, επιλέγει το χαρτοφυλάκιο με την μεγαλύτερη αναμενόμενη απόδοση. Ένας επενδυτής θα αναλάβει αυξημένο κίνδυνο μόνο εάν αυτός αντισταθμίζεται από υψηλότερες αναμενόμενες αποδόσεις. Με άλλα λόγια, ένας ορθολογικός επενδυτής δεν θα επενδύσει σε ένα χαρτοφυλάκιο, εάν υπάρχει ένα άλλο χαρτοφυλάκιο με μια πιο ευνοϊκή σχέση κινδύνου και αναμενόμενη απόδοσης.

Η θεωρία διαχείρισης χαρτοφυλακίου (portfolio management) είναι η επιστήμη που μας παρέχει διαφορετικές τεχνικές για την αξιολόγηση και ανάλυση χαρτοφυλακίων αξιογράφων ώστε οι επενδυτές να εκπληρώσουν έναν στόχο ή στόχους⁶. Κάθε επενδυτής που αποφασίζει να επενδύσει τα χρήματά του, με απώτερο σκοπό τη μεγιστοποίηση του πλούτου του, θα πρέπει να έχει θέσει ξεκάθαρους επενδυτικούς στόχους, διαμορφώνοντας το κατάλληλο επενδυτικό προφίλ και απαντώντας με σαφήνεια στα ακόλουθα ερωτήματα:

- Τι επίπεδα ρίσκου είναι διατεθειμένος να αναλάβει;
- Τι επίπεδο απόδοσης θέλει να επιτύχει;
- Τι είδους αξιόγραφα θα περιλαμβάνει το χαρτοφυλάκιο;
- Πόσα αξιόγραφα θα περιλαμβάνει το χαρτοφυλάκιο;
- Τι επενδυτικό ορίζοντα θα έχει η επένδυση;

Ένα χαρτοφυλάκιο αξιογράφων μπορεί να περιλαμβάνει οποιοδήποτε περιουσιακό στοιχείο. Για τους σκοπούς της παρούσας εργασίας, αναφερόμενοι σε αξιόγραφα, θα επικεντρώσουμε το ενδιαφέρον μας σε μετοχές εταιρειών που διαπραγματεύονται σε χρηματιστήρια και όχι σε άλλου είδους επενδυτικές επιλογές όπως κρατικά ομόλογα, συμβόλαια μελλοντικής εκπλήρωσης, συνάλλαγμα και αμοιβαία κεφάλαια.

Εφόσον έχει τεθεί με σαφήνεια το επενδυτικό προφίλ, ο επενδυτής στη συνέχεια θα πρέπει να κάνει λεπτομερή ανάλυση των μετοχών που θα επιλέξει, τον συνδυασμό των μετοχών σε χαρτοφυλάκια καθώς επίσης και την αποτελεσματικότητα των χαρτοφυλακίων αυτών.

⁶ Diacogiannis G., "Portfolio Management", M.Sc.in Financial Analysis for Executives lecture notes, University of Piraeus, 2012.

Για τη σωστή ανάλυση των μετοχών ο επενδυτής θα πρέπει να επιλέξει τόσο ποσοτικά όσο και ποιοτικά κριτήρια που θα τον οδηγήσουν στις επιλογές του. Αναφερόμενοι σε ποσοτικά κριτήρια εννοούμε χρηματοοικονομικούς και χρηματιστηριακούς δείκτες καθώς και στη στατιστική ανάλυση των αποδόσεων των προς επιλογή μετοχών, ενώ αναφερόμενοι σε ποιοτικά κριτήρια εννοούμε τη φήμη, τη διαχρονικότητα των προϊόντων ή υπηρεσιών, τις προτιμήσεις των θεσμικών επενδυτών, τον ανταγωνισμό στον κλάδο δραστηριοποίησης και την κοινωνική προσφορά του οργανισμού.

Από τις δημοσιευμένες οικονομικές καταστάσεις, ο επενδυτής μπορεί να υπολογίσει χρηματοοικονομικούς δείκτες και να αντλήσει χρήσιμες πληροφορίες σχετικά με:

- Την οικονομική διάρθρωση
- Τη δανειακή επιβάρυνση
- Την αυτοχρηματοδότηση από τα ίδια κεφάλαια και τα κέρδη
- Τη ρευστότητα
- Την αποδοτικότητα του ενεργητικού

Από τις ημερήσιες αγοραίες τιμές «κλεισίματος» των μετοχών στο χρηματιστήριο, ο επενδυτής μπορεί να υπολογίσει χρηματιστηριακούς δείκτες και να αντλήσει χρήσιμες πληροφορίες σχετικά με:

- Τη χρηματιστηριακή αξία
- Τα κέρδη ανά μετοχή
- Τη μερισματική απόδοση
- Την εμπορευσιμότητα

Για τους σκοπούς της παρούσας εργασίας, θα επικεντρώσουμε το ενδιαφέρον μας σε ποσοτικά κριτήρια και δη στη μερισματική απόδοση (Dividend Yield) των μετοχών και τον δείκτη Λογιστικής προς Χρηματιστηριακή αξία (Book-to-market ratio).

2.2 Η Μερισματική Απόδοση (Dividend Yield)

Η μερισματική απόδοση μιας μετοχής ισούται με τον λόγο του ετήσιου μερίσματός της προς την αγοραία τιμή της. Η μερισματική απόδοση μαζί με τα κέρδη ή τις ζημιές που πραγματοποιεί η επιχείρηση καθορίζουν την απόδοση που επιτυγχάνει ένας επενδυτής από την τοποθέτηση των χρημάτων του σε αυτή⁷.

$$\text{Μερισματική Απόδοση} = \frac{\text{Μέρισμα ανά μετοχή}}{\text{Αγοραία τιμή μετοχής}} \quad (2.1)$$

Σύμφωνα με το υπόδειγμα του Gordon⁸ ισχύει η παρακάτω σχέση:

$$P_0 = \frac{D_1}{K - g} \Rightarrow \frac{P_0}{D_1} = \frac{1}{K - g} \Rightarrow \frac{D_1}{P_0} = K - g \quad (2.2)$$

όπου, D_1 = το μέρισμα ανά μετοχή, εισπρακτέο σε μια χρονική περίοδο, K = το προεξοφλητικό επιτόκιο ή η αναμενόμενη απόδοση των μετοχών και g = ο βαθμός αύξησης του μερίσματος.

Το υπόδειγμα του Gordon υποθέτει ότι τα K και g παραμένουν διαχρονικά σταθερά. Μια σχετικά υψηλή μερισματική απόδοση μπορεί να υποδεικνύει ότι οι επενδυτές απαιτούν ένα σχετικά υψηλό ποσοστό απόδοσης ή ότι δεν αναμένουν ταχεία αύξηση των μερισμάτων με συνέπεια την αύξηση των κεφαλαιακών κερδών⁹.

Από τα ανωτέρω μπορούμε να συμπεράνουμε ότι η μερισματική απόδοση σχετίζεται θετικά με τις αποδόσεις των μετοχών. Στη διεθνή βιβλιογραφία υπάρχει πληθώρα εμπειρικών μελετών οι οποίες αποδεικνύουν τη θετική αυτή σχέση ανάμεσα στη μερισματική απόδοση και την απόδοση των μετοχών όπως των Ball (1978), Litzenberger και Ramaswamy (1979), Blume (1980),

⁷ McCrary, A. Stuart, ed. 2010. Mastering Financial Accounting Essentials: The Critical Nuts and Bolts. 1st ed.: Wiley and Sons, Inc., pp.96

⁸ Gordon, M.J. 1963, "Optimal Investment And Financing Policy", The Journal of Finance, vol. 18, pp. 264-272.

⁹ Brealey, A.R. & Myers, C.S. (eds) 2003, Principles of Corporate Finance, 7th edn, McGraw Hill, pp. 830

Miller και Scholes (1982), Keim (1985) και Levis (1989). Η επίδραση της μερισματικής απόδοσης έχει εξηγηθεί στη βιβλιογραφία με διάφορες εκφάνσεις όπως ότι η επίδρασή της αποτελεί στην ουσία επιρροή του μεγέθους της επιχείρησης (Keim 1985), ή ότι το αυξανόμενο μέρισμα προαναγγέλλει τη θετική αναμενόμενη απόδοση των μετοχών (Asquith και Mullins 1983, Dielma και Oppenheimer 1984) ή τέλος ότι η θετική σχέση μεταξύ της μερισματικής απόδοσης και της απόδοσης των μετοχών οφείλεται στο διαφορετικό τρόπο φορολογίας της μερισματικής απόδοσης και των κεφαλαιακών κερδών¹⁰.

2.3 Ο δείκτης Λογιστικής προς Χρηματιστηριακή αξία (Book-to-Market ratio)

Ο δείκτης λογιστικής προς χρηματιστηριακή αξία μιας μετοχής μας δίνει μια άλλη ένδειξη για το πώς οι επενδυτές αξιολογούν την επίδοση μιας εταιρείας και είναι ένα μέτρο σύγκρισης μεταξύ αυτής και των ανταγωνιστών της. Η αγοραία αξία μιας εταιρείας με υψηλό ποσοστό απόδοσης των ιδίων κεφαλαίων της είναι πολλαπλάσια μεγαλύτερη από μια άλλη που έχει χαμηλή απόδοση¹¹.

Η λογιστική αξία ανά μετοχή δίνεται από το κλάσμα:

$$\text{Λογιστική αξία ανά μετοχή} = \frac{\text{Ιδια κεφάλαια}}{\text{Αριθμός μετοχών σε κυκλοφορία}} \quad (2.3)$$

Αν διαιρέσουμε τη Λογιστική αξία ανά μετοχή όπως προκύπτει από τις οικονομικές καταστάσεις μια εταιρείας με την αντίστοιχη αγοραία αξία της όπως διαμορφώνεται στο χρηματιστήριο τότε προκύπτει ο εν λόγω δείκτης:

$$\frac{B}{M} = \frac{\text{Λογιστική αξία ανά μετοχή}}{\text{Χρηματιστηριακή αξία ανά μετοχή}} \quad (2.4)$$

¹⁰ Diacogiannis, G., Glezakos, M. and Segredakis, K. 1998, "Exploration of the Impact of P/E ratio and DY on Expected Returns of Common Stocks in Athens Stock Exchange", *Emporiki Bank Financial Review*, vol. 14, pp. 4-13

¹¹ Brigham, F. Eugene and Michael C. Ehrhardt, eds. 2010. *Financial Management Theory and Practice*. 13th ed.: South-Western, pp 101-102.

Η λογιστική αξία είναι μια καταγραφή των συσσωρευμένων επενδύσεων των μετόχων της εταιρείας είτε άμεσα από αυξήσεις μετοχικού κεφαλαίου και την έκδοση νέων μετοχών είτε έμμεσα μέσω των παρακρατηθέντων (μη διανεμηθέντων) κερδών της εταιρείας. Αντίθετα η χρηματιστηριακή αξία αντανακλά τις προσδοκίες των επενδυτών για μελλοντικές ταμειακές ροές από την χρήση των κεφαλαίων που έχουν επενδυθεί.

Οι επενδυτές γενικά αντιλαμβάνονται τους χρηματοοικονομικούς ή χρηματιστηριακούς δείκτες καλύτερα όταν μια αύξησή τους συνεπάγεται θετικά γεγονότα και το αντίθετο. Η συσχέτιση των μεγεθών θα πρέπει να γίνεται κατά τρόπο ώστε οι δείκτες – αριθμοί που προκύπτουν να είναι ευθέως ανάλογοι με την κατάσταση που απεικονίζουν, δηλαδή οι υψηλότεροι δείκτες να αντιστοιχούν σε ευνοϊκότερες καταστάσεις και οι χαμηλότεροι σε δυσμενέστερες¹². Για παράδειγμα, μια αύξηση της χρηματιστηριακής αξίας μιας μετοχής είναι ένα θετικό γεγονός κάτι τέτοιο όμως για το δείκτη B/M έχει το αντίθετο αποτέλεσμα διότι καθώς η χρηματιστηριακή αξία βρίσκεται στον παρονομαστή το μέγεθος του δείκτη θα μικραίνει. Για το λόγο αυτό στη διεθνή βιβλιογραφία συνήθως γίνεται αναφορά στον αντίστροφο δείκτη, δηλαδή Χρηματιστηριακής προς Λογιστική αξία, χωρίς αυτό να επηρεάζει κάτι στην έρευνα για την εξήγηση των αναμενόμενων αποδόσεων πέραν της αντίληψης για το τι σημαίνει ο δείκτης.

¹² Alifantis G., "Financial Statements Analysis", M.Sc.in Financial Analysis for Executives, lecture notes, lesson 2, University of Piraeus, 2012.

2.4 Στατιστική ανάλυση μεμονωμένων μετοχών.

Για τη μέτρηση και την ανάλυση της απόδοσης μιας μετοχής απαιτείται η χρήση στατιστικών και οικονομετρικών μεθόδων.

Η απόδοση μιας μετοχής τη χρονική στιγμή t ορίζεται ως:

$$\text{Απόδοση Μετοχής}_{(t)} = \text{Κεφαλαιακή Απόδοση}_{(t)} + \text{Μερισματική Απόδοση}_{(t)}$$

ή

$$R_{i(t)} = \frac{P_{i(t)} - P_{i(t-1)}}{P_{i(t-1)}} + \frac{D_{i(t)}}{P_{i(t-1)}} \quad (2.5)^{13}$$

όπου, $R_{i(t)}$ = η απόδοση της i μετοχής την χρονική στιγμή t , $P_{i(t)}$ = η τιμή της i μετοχής τη χρονική στιγμή t , $P_{i(t-1)}$ = η τιμή της i μετοχής τη χρονική στιγμή $t - 1$ και $D_{i(t)}$ = το μέρισμα της i μετοχής τη χρονική στιγμή t .

Η ολική απόδοση μιας μετοχής μπορεί να είναι θετική, αρνητική ή μηδέν, η κεφαλαιακή απόδοση μπορεί να είναι θετική, αρνητική ή μηδέν και η μερισματική απόδοση είναι πάντοτε θετική.

Για την ανάλυση των αποδόσεων των μετοχών ο επενδυτής έχει στη διάθεσή του ιστορικά στοιχεία. Όμως οι τιμές και τα μερίσματα των μετοχών στο μέλλον, για το οποίο ο επενδυτής καλείται να αποφασίσει, δεν είναι φυσικά γνωστές. Είναι τυχαίες μεταβλητές οι οποίες αποτελούν μια κατανομή. Σύμφωνα με τη θεωρία του Markowitz για μια περίοδο, υποθέτουμε ότι οι τιμές και μερισματικές αποδόσεις των μετοχών κατανέμονται Κανονικά, ακολουθούν δηλαδή την Κανονική Κατανομή. Εάν συμβαίνει κάτι τέτοιο τότε και οι αποδόσεις (2.5) των μετοχών ακολουθούν και αυτές την Κανονική Κατανομή.

Η Κανονική Κατανομή (Normal distribution) έχει μια Μέση τιμή ($E_{(R_{i,t})}$) και μια Διακύμανση ($\sigma_{(R_{i,t})}^2$). Χρησιμοποιώντας τη μέση τιμή της κατανομής μπορούμε να μετρήσουμε την αναμενόμενη απόδοση μιας μετοχής, δηλαδή την πιο πιθανή μελλοντική απόδοση της μετοχής. Χρησιμοποιώντας την τυπική απόκλιση ($\sigma_{(R_{i,t})}$), η οποία είναι η τετραγωνική ρίζα της διακύμανσης,

¹³ Diacogiannis G., "Portfolio Management", M.Sc.in Financial Analysis for Executives lecture notes, University of Piraeus, 2012.

μπορούμε να μετρήσουμε τη μεταβλητότητα της απόδοσης γύρω από την αναμενόμενη απόδοση, επομένως μας βοηθάει να μετρήσουμε τον Κίνδυνο που σχετίζεται με την συγκεκριμένη απόδοση.

Η αναμενόμενη απόδοση μιας μετοχής, είναι ο Σταθμικός μέσος των πιθανών μελλοντικών αποδόσεων, όπου τα σταθμά είναι οι πιθανότητες που αντιστοιχούν σε αυτές τις μελλοντικές αποδόσεις.

$$\bar{R}_i = \sum_{j=1}^M P_{ij} R_{ij} \quad (2.6)^{14}$$

όπου, \bar{R}_i = η αναμενόμενη απόδοση της μετοχής i , P_{ij} = η πιθανότητα πραγματοποίησης της απόδοσης της μετοχής i στο συμβάν j , R_{ij} = η πιθανή απόδοση της μετοχής i στο συμβάν j και M = Ο αριθμός των συμβάντων.

Η αναμενόμενη απόδοση μας δείχνει την πιο πιθανή μελλοντική απόδοση. Η απόδοση αυτή μπορεί να μην πραγματοποιηθεί ποτέ, αλλά έχει τη μεγαλύτερη πιθανότητα να πραγματοποιηθεί. Συγκρίνοντας τις αναμενόμενες αποδόσεις δυο μετοχών δεν μπορούμε να αποφανθούμε πια από τις δυο είναι καλύτερη μόνο από το γεγονός ότι μια εκ των δυο έχει μεγαλύτερη αναμενόμενη απόδοση από την άλλη. Για να μπορέσουμε να αποφανθούμε θα πρέπει να μετρήσουμε και τον κίνδυνο των αποδόσεων αυτών, μετρώντας τη διακύμανσή τους.

Η διακύμανση της απόδοσης μιας μετοχής ισούται με τον σταθμικό μέσο των τετραγωνικών αποκλίσεων των πιθανών αποδόσεων από την αναμενόμενη απόδοση, με σταθμά που αντιστοιχούν σε αυτές τις πιθανές μελλοντικές αποδόσεις.

$$\sigma_{R_i}^2 = \sum_{j=1}^M P_{ij} (R_{ij} - \bar{R}_i)^2 \quad (2.7)$$

όπου, $\sigma_{R_i}^2$ = η διακύμανση της απόδοσης της μετοχής i , P_{ij} = η πιθανότητα πραγματοποίησης της απόδοσης της μετοχής i στο συμβάν j , R_{ij} = η πιθανή απόδοση της μετοχής i στο συμβάν j , \bar{R}_i = η αναμενόμενη απόδοση της μετοχής i και M = ο αριθμός των συμβάντων.

¹⁴ Elton, J. E., J. M. Gruber, J. S. Brown, and N. W. Goetzmann. *Modern Portfolio Theory and Investment Analysis*. 6th. ed. Wiley and Sons, Inc., 2002, ch.4 p.46

Η διακύμανση εκφράζει τον κίνδυνο ως ποσοστό στο τετράγωνο, δηλαδή σε διαφορετική μονάδα μέτρησης σε σχέση με αυτή των αναμενόμενων αποδόσεων και δεν μας βοηθάει στη σύγκρισή τους. Για τον λόγο αυτό χρησιμοποιούμε την τετραγωνική ρίζα της διακύμανσης, που καλείται τυπική απόκλιση ($\sigma_{(R_i)}$).

Επειδή είναι σπάνιο να βρούμε μετοχές που να έχουν την ίδια τυπική απόκλιση, ώστε να επιλέξουμε αυτή που θα έχει μεγαλύτερη αναμενόμενη απόδοση, χρησιμοποιούμε τον συντελεστή μεταβλητότητας (Coefficient of Variation), ο οποίος είναι ο λόγος της τυπικής απόκλισης προς την αναμενόμενη απόδοση και εκφράζει τον κίνδυνο ανά μονάδα αναμενόμενης απόδοσης. Όσο μικρότερος είναι αυτός ο συντελεστής τόσο μικρότερος θα είναι και ο κίνδυνος που αναλαμβάνει ο επενδυτής ανά μονάδα αναμενόμενης απόδοσης της μετοχής.

$$\text{Συντελεστής Μεταβλητότητας} = \frac{\sigma_{(R_i)}}{R_i} \quad (2.8)$$

Το βασικότερο μειονέκτημα του ανωτέρω συντελεστή είναι η υπόθεση περί Κανονικότητας των αποδόσεων των μετοχών. Στην πράξη οι κατανομές των αποδόσεων των μετοχών δεν είναι συμμετρικές και μάλιστα διακρίνονται από θετική ασυμμετρία.

2.5 Τα οφέλη της διαφοροποίησης από τη δημιουργία Χαρτοφυλακίων

Η ανωτέρω στατιστική ανάλυση μας βοηθάει στη αξιολόγηση μεμονωμένων μετοχών. Στην πραγματικότητα ένας επενδυτής συνδυάζει μετοχές δημιουργώντας διαφοροποιημένα επενδυτικά χαρτοφυλάκια έτσι ώστε να μειώσει την έκθεσή του στον κίνδυνο σε σχέση με τον κίνδυνο που θα είχε από τη διακράτηση μιας μόνο μετοχής (Stand Alone Risk). Χαρτοφυλάκιο είναι ένα σύνολο μετοχών που ορίζεται από τα σταθμά επένδυσης στις μετοχές του, τα οποία αθροίζουν στην μονάδα.

Κάτω από ένα συγκεκριμένο σετ ορθολογικών υποθέσεων ένας επενδυτής που θέλει να μεγιστοποιήσει το κέρδος του διακρατεί ένα εντελώς διαφοροποιημένο χαρτοφυλάκιο περιουσιακών στοιχείων έτσι ώστε να φτάσει σε ένα επίπεδο κινδύνου που να είναι συνεπές με τις προτιμήσεις του¹⁵. Κάτω από αυτές τις συνθήκες το σχετικό μέτρο κινδύνου για κάθε περιουσιακό στοιχείο κινείται ταυτόχρονα (co-movement) με το χαρτοφυλάκιο της αγοράς (Market Portfolio). Η ταυτόχρονη αυτή κίνηση που μετράται από τη συνδιακύμανση του περιουσιακού στοιχείου με το χαρτοφυλάκιο της αγοράς αναφέρεται ως συστηματικός κίνδυνος (Systematic Risk). Με άλλα λόγια συστηματικός κίνδυνος είναι το τμήμα εκείνο της διακύμανσης ενός περιουσιακού στοιχείου που οφείλεται στη μεταβλητότητα του συνολικού χαρτοφυλακίου της αγοράς. Τέλος στα μεμονωμένα περιουσιακά στοιχεία υπάρχει και ένα μέρος της διακύμανσης που δεν έχει καμία σχέση με το χαρτοφυλάκιο της αγοράς λόγω των μοναδικών χαρακτηριστικών του περιουσιακού στοιχείου. Αυτό το μη αγοραίο μέρος της διακύμανσης ονομάζεται μη συστηματικός κίνδυνος (Unsystematic risk) ο οποίος γενικά θεωρείται ασήμαντος επειδή εξαλείφεται σε ένα καλά διαφοροποιημένο χαρτοφυλάκιο.

¹⁵ Reilly, K. F. and C. K. Brown. Investment Analysis and Portfolio Management. 7th. ed. South Western, 2002, ch.1 p.22.

Κάτω από αυτές τις υποθέσεις, το ασφάλιστρο κινδύνου (risk premium) για κάθε μεμονωμένο περιουσιακό στοιχείο είναι συνάρτηση του συστηματικού κινδύνου του με το συνολικό χαρτοφυλάκιο της αγοράς. Το μέτρο του συστηματικού κινδύνου ενός μεμονωμένου περιουσιακού στοιχείου αναφέρεται στη βιβλιογραφία ως “βήτα” (beta):

$$\text{Ασφάλιστρο κινδύνου} = f(\text{Αγοραίος Συστηματικός Κίνδυνος}) \quad (2.9)$$

Για να μπορέσει ο επενδυτής να δημιουργήσει ένα χαρτοφυλάκιο μετοχών θα πρέπει να γνωρίζει την κατεύθυνση προς την οποία κινούνται οι αποδόσεις των μετοχών που εμπεριέχονται στο χαρτοφυλάκιο του¹⁶. Το επιτυγχάνει αυτό μετρώντας τη συνδιακύμανση (Covariance) των μετοχών ανά δυο.

Η συνδιακύμανση δυο μετοχών συμβολίζεται με:

$$\text{Cov}(R_{1t}, R_{2t}) = \text{Cov}(R_1, R_2) = \sigma_{1,2} \quad (2.10)$$

και υπολογίζεται ως εξής:

$$\text{Cov}(R_1, R_2) = \sum_{j=1}^M P_j (R_{1j} - \bar{R}_1)(R_{2j} - \bar{R}_2) \quad (2.11)$$

όταν, $\text{Cov}(R_1, R_2) > 0$, οι αποδόσεις κινούνται με την ίδια κατεύθυνση

$\text{Cov}(R_1, R_2) < 0$, οι αποδόσεις κινούνται με διαφορετική κατεύθυνση

$\text{Cov}(R_1, R_2) = 0$, οι αποδόσεις είναι γραμμικώς ανεξάρτητες

Όταν ο επενδυτής διαπιστώσει ότι δυο μετοχές έχουν κατά μέσο όρο θετική συνδιακύμανση σημαίνει ότι υπάρχουν κοινοί μικροοικονομικοί ή μακροοικονομικοί παράγοντες που επηρεάζουν τις αποδόσεις των μετοχών αυτών. Όταν θα αυξάνεται η απόδοση της μιας μετοχής θα αυξάνεται και η απόδοση της άλλης και το αντίστροφο. Δυο τέτοιες μετοχές συνδυασμένες σε ένα χαρτοφυλάκιο μετοχών θα αύξαναν πολύ την απόδοσή του αλλά και τον κίνδυνό του.

¹⁶ Diacogiannis G., “Portfolio Management”, M.Sc.in Financial Analysis for Executives lecture notes, University of Piraeus, 2012.

Εάν ο επενδυτής διαπιστώσει ότι δυο μετοχές έχουν κατά μέσο όρο αρνητική συνδιακύμανση θα σημαίνει ότι οι μετοχές αυτές επηρεάζονται από διαφορετικούς παράγοντες. Όταν θα αυξάνεται η απόδοση της μιας μετοχής θα μειώνεται η απόδοση της άλλης και το αντίστροφο. Δυο τέτοιες μετοχές συνδυασμένες σε ένα χαρτοφυλάκιο μετοχών θα κρατούσαν την απόδοσή του στα επιθυμητά για τον επενδυτή επίπεδα και θα μείωναν την έκθεσή του στον κίνδυνο σε σχέση με το αν θα διακρατούσε τις δυο αυτές μετοχές χωριστά. Με άλλα λόγια ο επενδυτής συνδυάζοντας μετοχές με αρνητική συνδιακύμανση επιτυγχάνει τα οφέλη της διαφοροποίησης.

Διαιρώντας τη συνδιακύμανση δυο μετοχών (i & k) με το γινόμενο των δυο τυπικών αποκλίσεων των μετοχών αυτών προκύπτει μια μεταβλητή με εύρος τιμών από -1 έως $+1$ η οποία καλείται συντελεστής συσχέτισης (Correlation coefficient) και συμβολίζεται με ρ_{ik} . Ο συντελεστής συσχέτισης εκτός από την κατεύθυνση των αποδόσεων των δυο μετοχών μας δείχνει και την ισχύ της σχέσης αυτής, δηλαδή πόσο η μια απόδοση επηρεάζει την άλλη.

$$\rho_{ik} = \frac{\sigma_{ik}}{\sigma_i \sigma_k} \quad (2.12)^{17}$$

όπου, $-1 \leq \rho_{ik} \leq +1$

όταν, $\rho_{ik} = +1$, υπάρχει θετική τέλεια συσχέτιση

$0 < \rho_{ik} < +1$, υπάρχει θετική ατελής συσχέτιση

$\rho_{ik} = 0$, υπάρχει γραμμική ανεξαρτησία μεταξύ των αποδόσεων

$-1 < \rho_{ik} < 0$, υπάρχει αρνητική ατελής συσχέτιση

$\rho_{ik} = -1$, υπάρχει αρνητική τέλεια συσχέτιση

Στην πράξη επειδή είναι δύσκολο εντός του ίδιου χρηματιστηρίου να υπάρχουν μετοχές με αρνητική συσχέτιση, οι επενδυτές επιλέγουν μετοχές με μικρό συντελεστή συσχέτισης οι οποίες έχουν θετικές μέσες αποδόσεις.

¹⁷ Elton, J. E., J. M. Gruber, J. S. Brown, and N. W. Goetzmann. Modern Portfolio Theory and Investment Analysis. 6th. ed. Wiley and Sons, Inc., 2002, ch.4 p.54

Εάν υψώσουμε τον συντελεστή συσχέτισης ρ_{ik} στο τετράγωνο θα προκύψει το R_{ik}^2 της γραμμικής παλινδρόμησης των αποδόσεων της μετοχής i με αυτές της μετοχής k , δηλαδή της παλινδρόμησης:

$$R_{it} = \alpha_1 + \beta_1 R_{kt} + e_{it} \quad (2.13)$$

$$(\rho_{ik})^2 = R_{ik}^2 \quad (2.14)^{18}$$

Το R_{ik}^2 , εφόσον ελέγξουμε τη στατιστική σημαντικότητά του, μας δείχνει πόσο τοις εκατό της μεταβλητότητας της απόδοσης της μετοχής i εξηγείται από τη μεταβλητότητα της απόδοσης της μετοχής k .

όπου, $0 \leq R_{ik}^2 \leq +1$

όταν, $R_{ik}^2 = 0$, η απόδοση της i μετοχής δεν εξηγείται από την απόδοση της k και $R_{ik}^2 = 1$, η απόδοση της i μετοχής εξηγείται τέλεια από την απόδοση της k

¹⁸ Diacogiannis G., "Portfolio Management", M.Sc.in Financial Analysis for Executives lecture notes, University of Piraeus, 2012.

2.6 Στατιστική ανάλυση χαρτοφυλακίων

Είδαμε λοιπόν πως είναι προτιμότερο για έναν επενδυτή να μην διακρατεί μεμονωμένες μετοχές αλλά να τις συνδυάζει σε χαρτοφυλάκια. Η απόδοση ενός χαρτοφυλακίου μετοχών (R_p), όπως και για τις μεμονωμένες μετοχές στον τύπο (2.5), αποτελείται από την κεφαλαιακή απόδοση και τη μερισματική απόδοση. Ισούται με τον σταθμικό μέσο των αποδόσεων των μετοχών του με σταθμά τα ποσοστά (x_i) επένδυσης στις μετοχές του, δηλαδή:

$$R_p = x_1R_1 + x_2R_2 + \dots + x_nR_n = \sum_{i=1}^n x_iR_i \quad (2.15)$$

με $x_1 + x_2 + \dots + x_n = 1$

Υποθέτοντας και πάλι την κανονική κατανομή, η αναμενόμενη απόδοση \bar{R}_p ενός χαρτοφυλακίου ισούται με:

$$\bar{R}_p = x_1\bar{R}_1 + x_2\bar{R}_2 + \dots + x_n\bar{R}_n = \sum_{i=1}^n x_i\bar{R}_i \quad (2.16)$$

Η διακύμανση ενός χαρτοφυλακίου είναι σχετικά πιο δύσκολη στον υπολογισμό της σε σχέση με την απόδοση του. Η δυσκολία έγκειται στο γεγονός ότι οι μετοχές του χαρτοφυλακίου αλληλεπιδρούν στη διαμόρφωση της απόδοσής του και εμπλέκονται πλέον στους υπολογισμούς και οι συνδυασμοί των μετοχών του. Αν υποθέσουμε ένα χαρτοφυλάκιο αποτελούμενο από δυο μετοχές η διακύμανσή του θα ισούται με:

$$\sigma_p^2 = \chi_1^2\sigma_1^2 + \chi_2^2\sigma_2^2 + 2\chi_1\chi_2\sigma_{1,2} \quad (2.17)^{19}$$

¹⁹ Elton, J. E., J. M. Gruber, J. S. Brown, and N. W. Goetzmann. Modern Portfolio Theory and Investment Analysis. 6th. ed. Wiley and Sons, Inc., 2002, ch.4 pp.52-54

Γενικά για N αριθμό μετοχών η διακύμανση ενός χαρτοφυλακίου δίνεται από το τύπο:

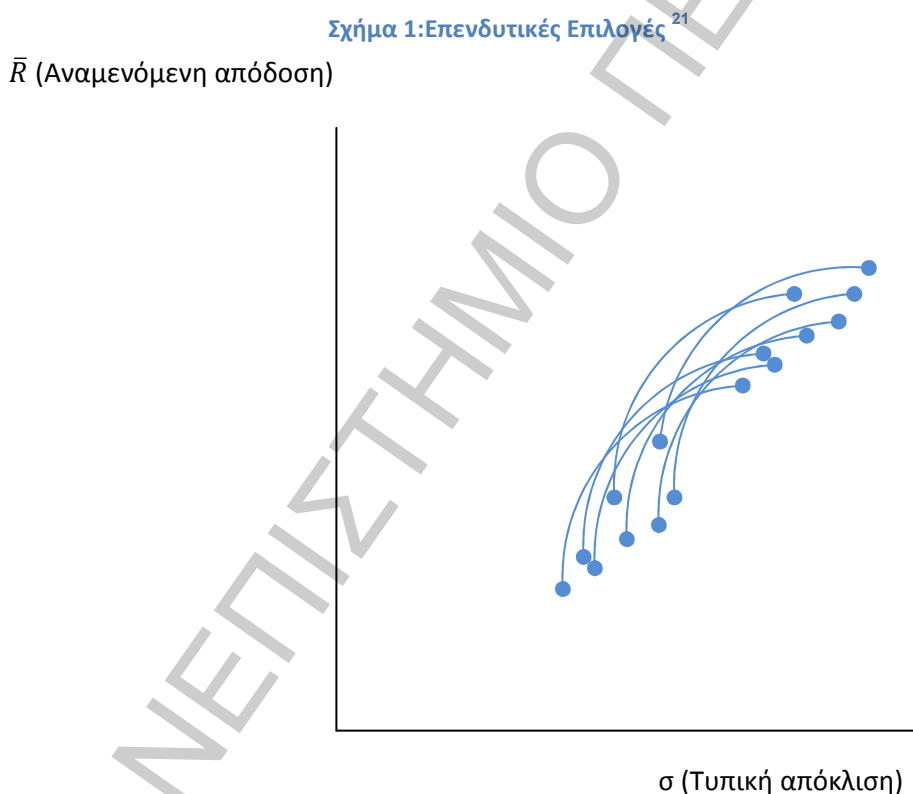
$$\sigma_p^2 = \sum_{j=1}^N (\chi_j^2 \sigma_j^2) + \sum_{j=1}^N \sum_{\substack{k=1 \\ k \neq j}}^N (\chi_j \chi_k \sigma_{jk}) \quad (2.18)^{20}$$

Όσο αυξάνεται ο αριθμός των μετοχών του χαρτοφυλακίου θα πρέπει να υπολογιστούν και οι συνδυακυμάνσεις των μετοχών του ανά δύο. Αυτό πρακτικά μπορεί να γίνει εύκολα από ένα στατιστικό πακέτο σε ηλεκτρονικό υπολογιστή όπου εκεί μπορούμε να υπολογίσουμε τον πίνακα διακυμάνσεων συνδυακυμάνσεων των μετοχών του χαρτοφυλακίου και έπειτα να υπολογίσουμε τα σχετικά αθροίσματα και γινόμενα στον ανωτέρω τύπο.

²⁰ Elton, J. E., J. M. Gruber, J. S. Brown, and N. W. Goetzmann. Modern Portfolio Theory and Investment Analysis. 6th. ed. Wiley and Sons, Inc., 2002, ch.4 p.58

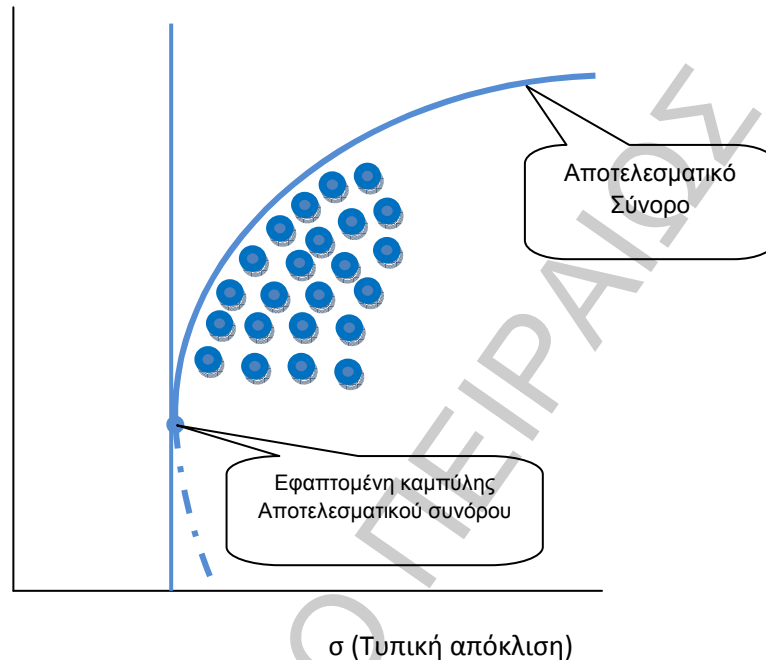
2.7 Το αποτελεσματικό μέτωπο ή σύνορο (Efficient Frontier)

Ένα χαρτοφυλάκιο είναι αποδοτικό όταν έχει ελάχιστο κίνδυνο και μέγιστη απόδοση. Το υπόδειγμα μιας περιόδου του Markowitz υποθέτει ότι ο επενδυτής στοιχηματίζει στην αρχή της περιόδου και αναμένει μια απόδοση στο τέλος αυτής. Στόχος του επενδυτή είναι η μεγιστοποίηση της αναμενόμενης απόδοσης του χαρτοφυλακίου του σε σχέση με το αποδεκτό επίπεδο κινδύνου που επιθυμεί. Αν εξετάσουμε δυο διαφορετικούς συνδυασμούς περιουσιακών στοιχείων σε ένα χαρτοφυλάκιο και σχεδιάσουμε τις καμπύλες τους για όλα τα πιθανά σταθμά που μπορούν να λάβουν τότε θα λάβουμε το παρακάτω σχήμα:



Αν μετακινηθούμε προς τα επάνω και αριστερά, η περιβάλλουσα καμπύλη που περιέχει τους καλύτερους όλων αυτών των πιθανών συνδυασμών αναφέρεται ως αποτελεσματικό σύνορο ή μέτωπο (Efficient frontier) και φαίνεται στο παρακάτω σχήμα:

²¹ Reilly, K. F. and C. K. Brown. Investment Analysis and Portfolio Management. 7th. ed. South Western, 2002, ch.7 p.229.

Σχήμα 2: Το αποτελεσματικό σύνορο²² \bar{R} (Αναμενόμενη απόδοση)

Η καμπύλη του αποτελεσματικού συνόρου δεν επεκτείνεται μέχρι το άπειρο διότι έχουμε υποθέσει ότι τα σταθμά του χαρτοφυλακίου είναι θετικά ή μηδέν. Ολόκληρη η καμπύλη περιλαμβάνει τα χαρτοφυλάκια ελαχίστου κινδύνου. Τα αποδοτικά χαρτοφυλάκια βρίσκονται στο τμήμα της καμπύλης που βρίσκεται πάνω από το σημείο της εφαπτομένης, που είναι κάθετη στον άξονα της τυπικής απόκλισης. Οποιοδήποτε χαρτοφυλάκιο βρίσκεται κάτω από αυτή την καμπύλη δεν θα είναι αποτελεσματικό διότι θα υπάρχει πάντα ένα άλλο χαρτοφυλάκιο πάνω στην καμπύλη που είτε θα έχει μεγαλύτερη απόδοση με το ίδιο επίπεδο κινδύνου είτε θα έχει μικρότερο κίνδυνο με το ίδιο επίπεδο απόδοσης.

Ένα από τα σημαντικότερα μειονεκτήματα της θεωρίας του Markowitz είναι ότι οι μέσες αποδόσεις των μετοχών και ο πίνακας διακυμάνσεων-συνδυακιμάσεων δεν είναι διαχρονικά σταθεροί. Επίσης, δεν μπορεί να υπολογιστεί το αποδοτικό σύνολο χαρτοφυλακίων χρησιμοποιώντας ιστορικά δεδομένα. Τέλος χρειάζονται $N+N+N(N-1)/2$ υπολογισμοί για την εύρεση της απόδοσης και του κινδύνου ενός χαρτοφυλακίου N μετοχών.

²² Reilly, K. F. and C. K. Brown. Investment Analysis and Portfolio Management. 7th. ed. South Western, 2002, ch.7 p.229.

2.8 Το μονοπαραγοντικό υπόδειγμα (Single Index Model)

Σκοπός του Μονοπαραγοντικού υποδείγματος είναι να μας δώσει ένα μοντέλο παραγωγής αποδόσεων μετοχών ή χαρτοφυλακίων το οποίο χρησιμοποιούμε για τον υπολογισμό του συστηματικού και του μη συστηματικού κινδύνου. Από την παρατήρηση των τιμών των μετοχών προέκυψε πως όταν η αγορά, όπως μετράται από έναν χρηματιστηριακό δείκτη, ανεβαίνει τότε και οι περισσότερες μετοχές τείνουν να ανέβουν και το αντίστροφο. Από το γεγονός αυτό οδηγούμαστε στο συμπέρασμα ότι οι αποδόσεις των μετοχών μπορεί να σχετίζονται λόγω της κοινής αντίδρασής τους στις αλλαγές της αγοράς. Έτσι λοιπόν ένα χρήσιμο μέτρο αυτής της συσχέτισης μπορεί να προκύψει από τη συσχέτιση της απόδοσης μιας μετοχής με την απόδοση της αγοράς.

Έστω ότι η απόδοση R_i μιας μετοχής μπορεί να παραχθεί γραμμικά από τον τύπο:

$$R_i = A_i + \beta_i R_M \quad (2.19)$$

όπου, A_i = η συνιστώσα της απόδοσης της i μετοχής που είναι ανεξάρτητη από τη επίδοση της αγοράς, R_M = η απόδοση του δείκτη της Αγοράς και β_i = μια σταθερά που μετράει τις αναμενόμενες αλλαγές στο R_i δεδομένων των αλλαγών του R_M .

Η ανωτέρω εξίσωση ουσιαστικά «διαίρει» την απόδοση της μετοχής σε δύο κομμάτια· το μέρος που εξαρτάται από την αγορά και το μέρος που είναι ανεξάρτητο από την αγορά. Αν διασπάσουμε το ανεξάρτητο μέρος A_i σε δυο συνιστώσες, στην α_i για την αναμενόμενη τιμή της και στην e_i για το αβέβαιο μέρος της τότε έχουμε:

$$A_i = \alpha_i + e_i$$

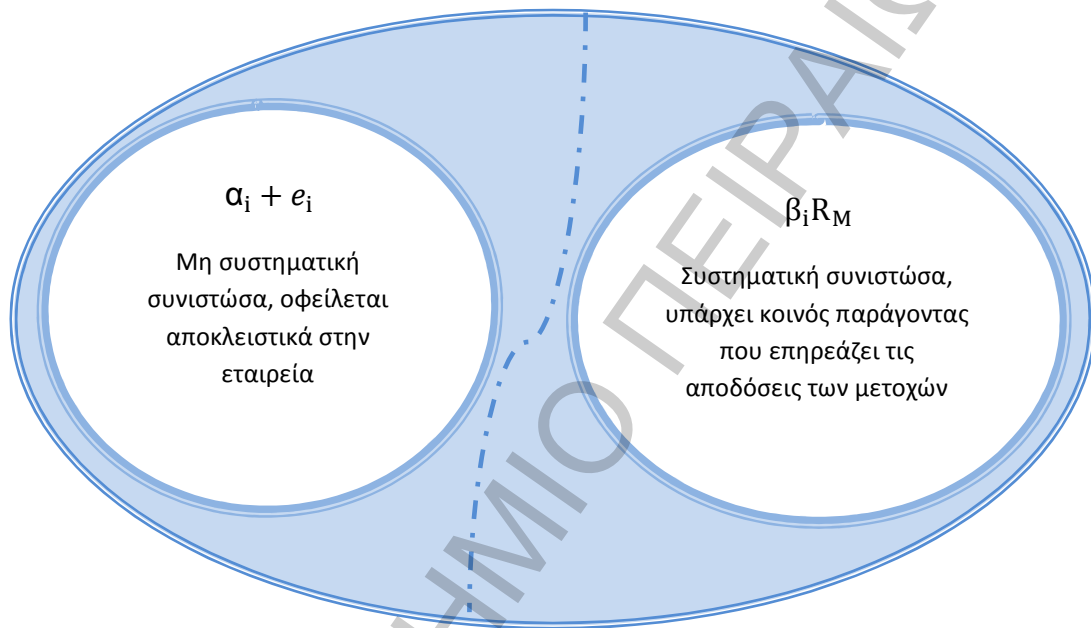
Με αναμενόμενη τιμή του e_i ίση με το μηδέν η εξίσωση (2.19) μπορεί να γραφτεί ως:

$$R_i = \alpha_i + \beta_i R_M + e_i \quad (2.20)^{23}$$

²³ Elton, J. E., J. M. Gruber, J. S. Brown, and N. W. Goetzmann. Modern Portfolio Theory and Investment Analysis. 6th. ed. Wiley and Sons, Inc., 2002, ch.7 p.132-133.

Τα e_i και R_M είναι τυχαίες μεταβλητές και κάθε ένα έχει μια κατανομή, έναν μέσο και μια τυπική απόκλιση. Αν κάνουμε μια πειστική υπόθεση ότι τα e_i και R_M δεν συσχετίζονται, δηλαδή έχουν συνδιακύμανση ίση με το μηδέν τότε η (2.19) δηλώνει ότι ο μόνος παράγοντας που επηρεάζει γραμμικά τις αποδόσεις των μετοχών είναι η απόδοση R_M του δείκτη.

Σχήμα 3: Οι συνιστώσες της απόδοσης²⁴



Η μη συστηματική απόδοση οφείλεται αποκλειστικά στην εταιρεία που ανήκει η μετοχή. Μια καλή ομάδα ή ένα καλό προϊόν θα έχει καλή απόδοση. Οι δυο αυτές αποδόσεις είναι ανεξάρτητες μεταξύ τους και όλη η αγορά είναι ανεξάρτητη από το ότι συμβαίνει στην εταιρεία.

Ο συντελεστής β_i ονομάζεται συντελεστής ευαισθησίας μεταξύ των αποδόσεων R_i , R_M και μας δείχνει πόσο ευαίσθητη είναι η διακύμανση των αποδόσεων της μετοχής στις κινήσεις των αποδόσεων του δείκτη.

²⁴ Diacogiannis G., "Portfolio Management", M.Sc.in Financial Analysis for Executives lecture notes, University of Piraeus, 2012.

Αν ορίσουμε το Βήτα ενός χαρτοφυλακίου β_p ως τον σταθμικό μέσο όρο κάθε β_i των μετοχών του χαρτοφυλακίου με σταθμά τα ποσοστά συμμετοχής κάθε μετοχής στο χαρτοφυλάκιο τότε:

$$\beta_p = \sum_{i=1}^N \chi_i \beta_i \quad (2.21)$$

ομοίως για το α_p :

$$\alpha_p = \sum_{i=1}^N \chi_i \alpha_i \quad (2.22)$$

Με τη βοήθεια της (2.15) της (2.20) καθώς και της εξ ορισμού υπόθεσης ότι η αναμενόμενη τιμή του e_i ισούται με μηδέν, η αναμενόμενη τιμή του χαρτοφυλακίου με βάση το μονοπαραγοντικό υπόδειγμα δίνεται από τη σχέση:

$$\bar{R}_p = \alpha_p + \beta_p \bar{R}_M \quad (2.23)$$

Ομοίως με τη βοήθεια της (2.18) της (2.11) καθώς και της εξ ορισμού υπόθεσης ότι η αναμενόμενη τιμή του e_i ισούται με μηδέν, η διακύμανση και η συνδιακύμανση του χαρτοφυλακίου με βάση το μονοπαραγοντικό υπόδειγμα δίνεται από τις σχέσεις:

$$\sigma_i^2 = \beta_i^2 \sigma_M^2 + \sigma_{e_i}^2 \quad (2.24)$$

$$\sigma_{ij} = \beta_i \beta_j \sigma_M^2 \quad (2.25)^{25}$$

Διαπιστώνουμε ότι για να υπολογίσουμε την αναμενόμενη απόδοση ενός χαρτοφυλακίου χρειαζόμαστε τα α_i , β_i και $\sigma_{e_i}^2$ κάθε μετοχής καθώς και τα \bar{R}_M , σ_M^2 της αγοράς. Άρα χρειάζεται να εκτελέσουμε $3N+2$ υπολογισμούς οι οποίοι είναι αρκετά λιγότεροι συγκριτικά με αυτούς που χρειάζονται στο αποτελεσματικό σύνορο.

²⁵ Elton, J. E., J. M. Gruber, J. S. Brown, and N. W. Goetzmann. Modern Portfolio Theory and Investment Analysis. 6th. ed. Wiley and Sons, Inc., 2002, ch.7 p.134-135.

2.9 Το υπόδειγμα της αγοράς (Market Model)

Ενώ το μονοπαραγοντικό υπόδειγμα αναπτύχθηκε για να βοηθήσει τη διαχείριση χαρτοφυλακίου στη συνέχεια ανακαλύφθηκε μια λιγότερο περιοριστική εκδοχή του, γνωστή ως το υπόδειγμα της Αγοράς, η οποία έχει γνωρίσει μεγάλη αποδοχή στη χρηματοοικονομική. Το μοντέλο της Αγοράς μοιάζει με το μονοπαραγοντικό εκτός από την υπόθεση ότι $Cov(e_i, e_j) = 0$.

Στην πραγματικότητα στο μονοπαραγοντικό υπόδειγμα σαν επίδραση που επηρεάζει τις αποδόσεις των μετοχών θεωρήσαμε έναν χρηματιστηριακό δείκτη, δηλαδή το χαρτοφυλάκιο της αγοράς. Στη θέση του δείκτη αυτού μπορεί να θεωρηθεί οποιαδήποτε άλλη επίδραση, άσχετα αν εμείς συνηθίζουμε η επίδραση αυτή να προέρχεται από έναν χρηματιστηριακό δείκτη. Στο μοντέλο της Αγοράς όμως πάντα η επίδραση αυτή στις αποδόσεις των μετοχών είναι το χαρτοφυλάκιο της αγοράς.

Το μοντέλο αναπαριστάται από μια απλή γραμμική σχέση απόδοσης και της αγοράς:

$$R_i = \alpha_i + \beta_i R_M + e_i \quad (2.26)$$

και παράγει μια αναμενόμενη απόδοση για κάθε μετοχή:

$$\bar{R}_i = \alpha_i + \beta_i \bar{R}_M \quad (2.27)^{26}$$

Το μοντέλο της αγοράς δεν υποθέτει μεν ότι όλες οι συνδυακυμάνσεις των μετοχών οφείλονται σε κοινή συνδιακύμανση με την αγορά, ωστόσο δεν οδηγεί σε απλές εκφράσεις για τον κίνδυνο του χαρτοφυλακίου, όπου αντίθετα προκύπτουν από το μονοπαραγοντικό.

²⁶ Elton, J. E., J. M. Gruber, J. S. Brown, and N. W. Goetzmann. Modern Portfolio Theory and Investment Analysis. 6th. ed. Wiley and Sons, Inc., 2002, ch.7 p.152.

2.10 Η Θεωρία της Κεφαλαιαγοράς (Capital Market Line)

Ο κύριος παράγοντας που επέτρεψε τη θεωρία χαρτοφυλακίου να εξελιχθεί σε θεωρία της κεφαλαιαγοράς είναι η έννοια του αξιογράφου χωρίς κίνδυνο (risk-free asset). Μετά την ανάπτυξη του μοντέλου του Markowitz πολλοί συγγραφείς θεώρησαν τις επιπτώσεις από την υπόθεση ύπαρξης ενός αξιογράφου χωρίς κίνδυνο, δηλαδή ενός περιουσιακού στοιχείου με μηδενική διακύμανση. Ένα τέτοιο περιουσιακό στοιχείο έχει μηδενική συσχέτιση με όλα τα άλλα περιουσιακά στοιχεία που ενέχουν επενδυτικό κίνδυνο. Η υπόθεση αυτή μας δίνει τη δυνατότητα να παράξουμε μια γενικευμένη θεωρία τιμολόγησης των περιουσιακών στοιχείων υπό συνθήκες αβεβαιότητας από τη θεωρία χαρτοφυλακίου του Markowitz. Το επίτευγμα αυτό γενικά αποδίδεται στον William Sharpe²⁷, για το οποίο τιμήθηκε με το βραβείο Νόμπελ το 1990.

Επειδή η αναμενόμενη απόδοση ενός αξιογράφου χωρίς κίνδυνο είναι απολύτως βέβαιη, η τυπική απόκλιση των αναμενόμενων αποδόσεων του είναι μηδέν. Το ποσοστό της απόδοσης ενός τέτοιου περιουσιακού στοιχείου χωρίς κίνδυνο είναι το επιτόκιο μηδενικού κινδύνου (risk-free rate) και θα πρέπει να ισούται με το μακροπρόθεσμο ρυθμό ανάπτυξης της οικονομίας, με κατάλληλες προσαρμογές για βραχυπρόθεσμη ρευστότητα. Συνδυάζοντας ένα τέτοιο περιουσιακό στοιχείο σε ένα χαρτοφυλάκιο μετοχών η τυπική απόκλιση του χαρτοφυλακίου θα ισούται με τη γραμμική αναλογία της τυπικής απόκλισης του χαρτοφυλακίου των μετοχών. Έτσι με τη βοήθεια της εξίσωσης (2.11) αν υποθέσουμε ότι στη θέση της πρώτης μετοχής περιλαμβάνεται ένα περιουσιακό στοιχείο μηδενικού κινδύνου τότε η τυπική απόκλιση του χαρτοφυλακίου θα ισούται με:

$$\sigma_p^2 = \chi_{rf}^2 \sigma_{rf}^2 + (1 - \chi_{rf})^2 \sigma_2^2 + 2\chi_{rf}(1 - \chi_{rf})\sigma_{rf,2}$$

$$\sigma_p^2 = (1 - \chi_{rf})^2 \sigma_2^2$$

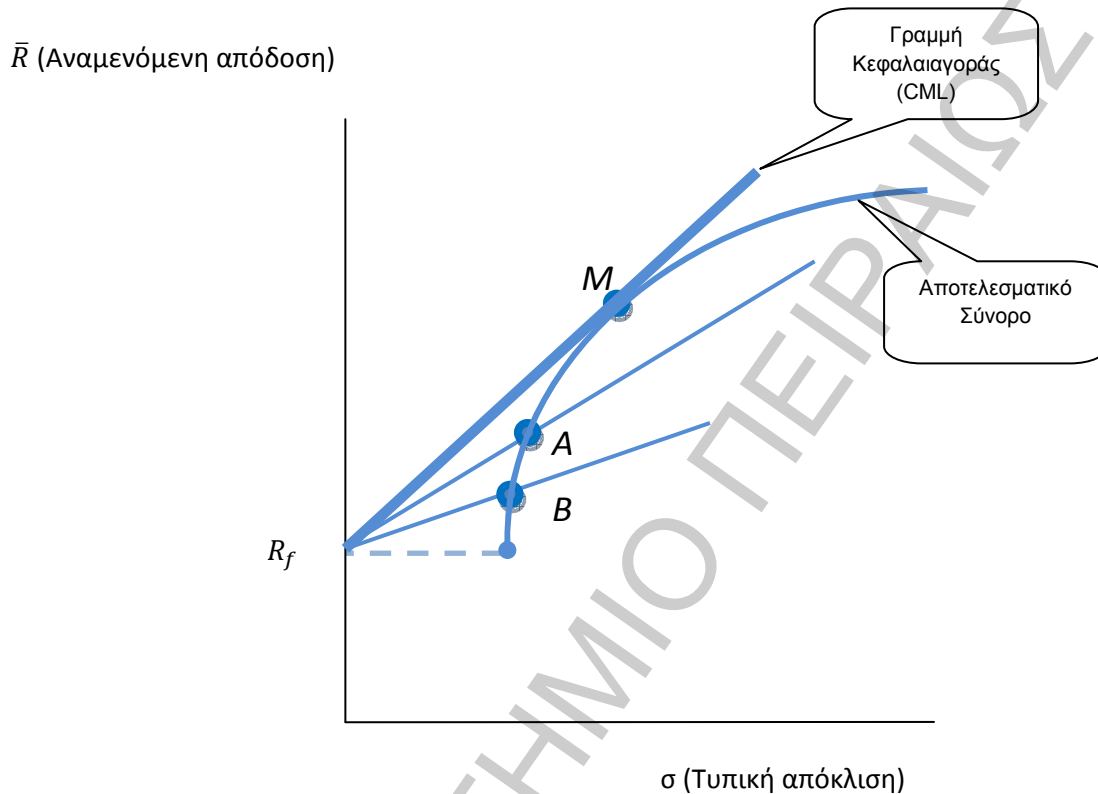
$$\sigma_p = (1 - \chi_{rf})\sigma_2 \quad (2.28)^{28}$$

²⁷ Sharpe W. 1964, "Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk", Journal of Finance, vol. 19, pp. 425-442.

²⁸ Reilly, K. F. and C. K. Brown. Investment Analysis and Portfolio Management. 7th. ed. South Western, 2002, ch.7 p.241.

Επειδή τόσο η αναμενόμενη απόδοση όσο και η τυπική απόκλιση για ένα τέτοιο χαρτοφυλάκιο είναι γραμμικοί συνδυασμοί, η γραφική παράσταση αυτών των συνδυασμών σε σχέση με το αποτελεσματικό σύνορο του Markowitz φαίνονται στο παρακάτω σχήμα:

Σχήμα 4: Η Γραμμή Κεφαλαιαγοράς



Στο παραπάνω σχήμα εάν ο επενδυτής επιλέξει ένα συνδυασμό από περιουσιακά στοιχεία που περιλαμβάνουν το R_f και το χαρτοφυλάκιο B του Markowitz τότε ο επενδυτής θα βρίσκεται πάνω στην ευθεία R_fB . Υποστηρίζεται ότι ο συνδυασμός R_fA είναι καλύτερος από τον R_fB και συνεχίζοντας προς τα επάνω, η εφαπτομένη στην καμπύλη του αποδοτικού συνόλου R_fM περιέχει χαρτοφυλάκια ελαχίστου κινδύνου και μέγιστης απόδοσης.

Όταν στο επενδυτικό χαρτοφυλάκιο εμπεριέχεται το R_f παρατηρούμε ότι το σύνολο του Markowitz μετασχηματίζεται σε μια ευθεία γραμμή που ονομάζεται γραμμή της Κεφαλαιαγοράς (Capital Market Line)²⁹. Η γραμμή της Κεφαλαιαγοράς συγκεκριμενοποιεί την απόδοση που ένας επενδυτής

²⁹ Reilly, K. F. and C. K. Brown. Investment Analysis and Portfolio Management. 7th. ed. South Western, 2002, ch.7 p.242.

αναμένει να λάβει από ένα χαρτοφυλάκιο. Η γραμμική αυτή σχέση του κινδύνου και της απόδοσης των efficient χαρτοφυλακίων μπορεί να αποδοθεί εμπειρικά ως:

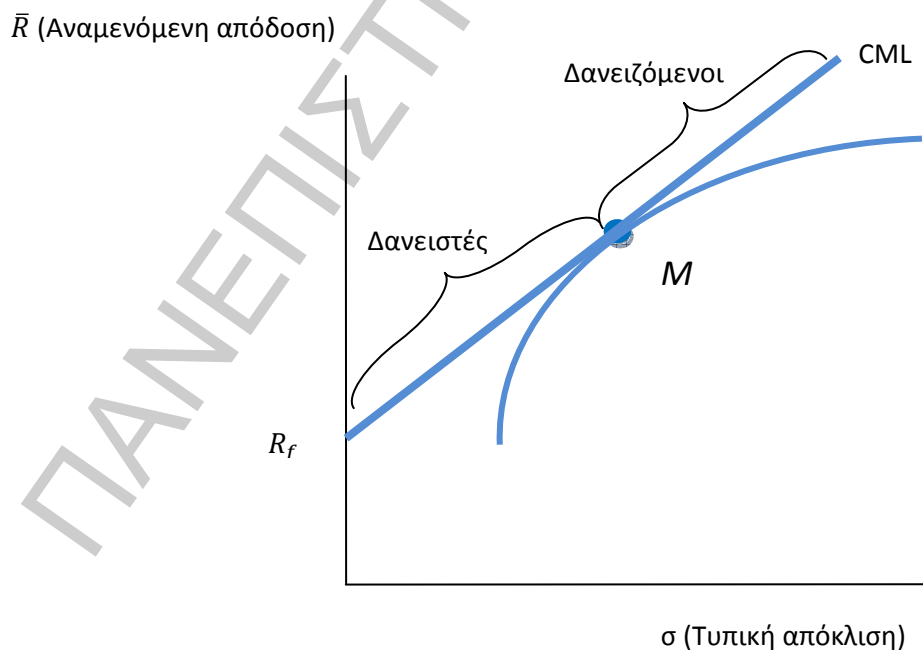
$$E(R_p) = R_f + \sigma_p \left[\frac{E(R_M) - R_f}{\sigma_M} \right] \quad (2.29)$$

όπου, $E(R_p)$ = η αναμενόμενη απόδοση του χαρτοφυλακίου p , R_f = η απόδοση του περιουσιακού στοιχείου χωρίς κίνδυνο, $E(R_M)$ = η αναμενόμενη απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς και σ_p, σ_M = οι τυπικές αποκλίσεις του χαρτοφυλακίου και της αγοράς αντίστοιχα.

Η Γραμμή της Κεφαλαιαγοράς ισχύει μόνο για αποτελεσματικά χαρτοφυλάκια και εκφράζει τη συμπεριφορά των επενδυτών απέναντι στο χαρτοφυλάκιο της αγοράς σε σύγκριση με το δικό τους χαρτοφυλάκιο.

Όσοι επενδύουν μεταξύ του R_f και του M έχουν θετικά σταθμά επένδυσης τόσο στο R_f όσο και στο M και θεωρούνται «Δανειστές» στην αγορά ενώ όσοι επενδύουν πέρα από το M έχουν θετικά σταθμά στο M και αρνητικά στο R_f και θεωρούνται «Δανειζόμενοι»³⁰.

Σχήμα 5: Δανειστές και Δανειζόμενοι



³⁰ Reilly, K. F. and C. K. Brown. Investment Analysis and Portfolio Management. 7th. ed. South Western, 2002, ch.7 p.242.

Επειδή το χαρτοφυλάκιο M βρίσκεται στο σημείο επαφής της CML με το αποδοτικό σύνορο, όλοι οι επενδυτές θα θέλουν να επενδύσουν στο χαρτοφυλάκιο M και να δανείζονται ή να δανείζουν για να είναι πάνω στη CML. Ως εκ τούτου, το χαρτοφυλάκιο M θα πρέπει να περιλαμβάνει όλα τα περιουσιακά στοιχεία της αγοράς που έχουν κίνδυνο. Αν ένα περιουσιακό στοιχείο με κίνδυνο δεν περιλαμβανόταν στο χαρτοφυλάκιο M δεν θα υπήρχε ζήτηση για αυτό με αποτέλεσμα το περιουσιακό αυτό στοιχείο να μην έχει καμία αξία. Επειδή η αγορά βρίσκεται σε ισορροπία είναι επίσης απαραίτητο όλα τα περιουσιακά στοιχεία να περιλαμβάνονται στο χαρτοφυλάκιο M κατ' αναλογία με την αξία τους στην αγορά. Αν ένα περιουσιακό στοιχείο αντιπροσωπεύει ένα υψηλότερο ποσοστό του χαρτοφυλακίου M από την πραγματική του αξία στην αγορά, τότε δημιουργείται υπερβάλλουσα ζήτηση για το περιουσιακό αυτό στοιχείο με αποτέλεσμα την αύξηση της τιμής του μέχρι η αξία του να γίνει σχετική με το ποσοστό συμμετοχής του στο χαρτοφυλάκιο της αγοράς³¹.

³¹ Reilly, K. F. and C. K. Brown. Investment Analysis and Portfolio Management. 7th. ed. South Western, 2002, ch.7 p.243.

2.11 Το Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων (CAPM)

Το Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιουχικών Στοιχείων (ΥΑΚΣ ή CAPM) αποτέλεσε σταθμό στην ιστορία της χρηματοοικονομικής καθότι σήμανε τη γέννηση της θεωρίας αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων. Όπως διαμορφώθηκε από τους Sharpe (1964)³², Lintner (1965)³³ και Mossin (1966)³⁴ προσέφερε, παρόλες τις επικρίσεις του, εδώ και τέσσερις δεκαετίες ισχυρές και διαισθητικές προβλέψεις σχετικά με τη μέτρηση του κινδύνου και της σχέσης του με τις αναμενόμενες αποδόσεις³⁵.

Το CAPM στηρίζεται στο μοντέλο επιλογής χαρτοφυλακίου του Markowitz (1959) όπου ένας επενδυτής επιλέγει ένα χαρτοφυλάκιο στη χρονική στιγμή $t - 1$. Το μοντέλο υποθέτει ότι οι επενδυτές έχουν απέχθεια στον κίνδυνο κατά την επιλογή χαρτοφυλακίων και ενδιαφέρονται μόνο για τη μέση τιμή και τη διακύμανση για την απόδοση μιας περιόδου. Ως αποτέλεσμα οι επενδυτές επιλέγουν mean-variance αποδοτικά χαρτοφυλάκια υπό την έννοια ότι με βάση την αναμενόμενη απόδοση ελαχιστοποιούν τη διακύμανση του χαρτοφυλακίου και αναμένουν μεγιστοποίηση της απόδοσης δεδομένης της διακύμανσής του. Το μοντέλο του Markowitz ουσιαστικά παρέχει μια αλγεβρική συνθήκη στα σταθμά ενός αποδοτικού χαρτοφυλακίου. Το CAPM μετατρέπει την αλγεβρική αυτή συνθήκη σε ελέγξιμη πρόβλεψη για τη σχέση κινδύνου και προσδοκώμενης απόδοσης από τον εντοπισμό ενός χαρτοφυλακίου που θα πρέπει να είναι αποτελεσματικό αν οι τιμές των περιουσιακών στοιχείων είναι ξεκάθαρες στη συνολική αγορά η οποία βρίσκεται σε ισορροπία.

Οι Sharpe (1964) και Lintner (1965) πρόσθεσαν στο μοντέλο του Markowitz δύο σημαντικές υποθέσεις για τον εντοπισμό του mean-variance αποδοτικού χαρτοφυλακίου. Η πρώτη υπόθεση είναι αυτή της «πλήρους

³² Sharpe, W. 1964, "Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk", *Journal of Finance*, vol. 19, pp. 425-442.

³³ 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*, vol. 47, pp. 13-37.

³⁴ Mossin, J. 1966, "Equilibrium in a Capital Asset Market", *Econometrica*, vol. 34, pp 768-783.

³⁵ Fama, F.E. and French, R.K. 2004, "The Capital Asset Pricing Model: Theory and Evidence", *Journal of Economic Perspectives*, vol. 18, pp. 25-46.

συμφωνίας», δηλαδή οι επενδυτές συμφωνούν για την κατανομή των τιμών από το $t - 1$ στο t , δεδομένων των τιμών ισορροπίας τη χρονική στιγμή $t - 1$. Η δεύτερη υπόθεση αναφέρεται στο γεγονός ότι όλοι οι επενδυτές στην αγορά μπορούν να δανείζονται ή να δανείζουν απεριόριστα σε ένα risk-free επιτόκιο το οποίο είναι ίδιο για όλους.

Το CAPM όπως διαμορφώθηκε από τους Οι Sharpe (1964) και Lintner (1965) αποτυπώνεται στην παρακάτω εμπειρική του μορφή :

$$E(R_i) = R_f + [E(R_M) - R_f]\beta_{iM} , \quad i = 1, \dots, N \quad (2.30)$$

όπου, $E(R_i)$ = η αναμενόμενη απόδοση του i περιουσιακού στοιχείου, R_f = η απόδοση του περιουσιακού στοιχείου χωρίς κίνδυνο, $E(R_M)$ = η αναμενόμενη απόδοση της αγοράς και β_{iM} = το βήτα της αγοράς εκφρασμένο ως:

$$\beta_{iM} = \frac{cov(R_i, R_M)}{\sigma^2(R_M)} \quad (2.31)$$

Εφόσον το β_{iM} είναι η «κλίση» στην εξίσωση της παλινδρόμησης της απόδοσης του i περιουσιακού στοιχείου με την απόδοση της αγοράς μπορεί να ερμηνευτεί και ως μέτρο της ευαισθησίας της απόδοσης του περιουσιακού στοιχείου στη διακύμανση της απόδοσης της αγοράς.

Το CAPM όλα αυτά τα χρόνια έχει δεχθεί πολλές επικρίσεις για την ορθότητα ή όχι στην τιμολόγηση των περιουσιακών στοιχείων. Δύο είναι οι κύριοι άξονες αντιπαράθεσης. Στον πρώτο άξονα (behavioral irrational pricing) οι Lakonishok, Shleifer και Vishny (1994)³⁶ καθώς και οι Fama και French (1995)³⁷ υποστηρίζουν ότι μετοχές με μεγάλο δείκτη B/M είναι συνήθως επιχειρήσεις που έχουν βρεθεί σε δύσκολους καιρούς ενώ αντίθετα μετοχές με χαμηλό B/M είναι συνήθως αναπτυσσόμενες επιχειρήσεις. Οι συμπεριφοριστές υποστηρίζουν ότι η ταξινόμηση των μετοχών με βάση το B/M αποκαλύπτει την υπερβολική τους αντίδραση ανάλογα με τις ανοδικές και

³⁶ Lakonishok, J., Shleifer, A. & Vishny, R. 1994, "Contrarian Investment, Extrapolation, and Risk", The Journal of Finance, vol. 49, pp. 1541-1578.

³⁷ Fama, F.E. & French, R.K. 1995, "Size and Book-to-Market Factors in Earnings and Returns", The Journal of Finance, vol. 50, pp. 131-155.

καθοδικές τάσεις στην αγορά. Οι επενδυτές στηριζόμενοι σε παρελθοντικές επιδόσεις των επιχειρήσεων επεκτείνουν την τάση αυτή με αποτέλεσμα να διαμορφώνονται τιμές των μετοχών στην αγορά αρκετά υψηλές για τις αναπτυσσόμενες επιχειρήσεις (χαμηλό B/M) και πάρα πολύ χαμηλές για τις προβληματικές επιχειρήσεις (υψηλό B/M). Όταν επέλθει διόρθωση της υπερβολικής αντίδρασης στην αγορά το αποτέλεσμα θα είναι να υπάρχουν υψηλές αποδόσεις για μετοχές αξίας και χαμηλές αποδόσεις για καταξιωμένες μετοχές υψηλής ποιότητας.

Στον δεύτερο άξονα αντιπαράθεσης (rational risk) αρκετοί είναι αυτοί που υποστηρίζουν ότι οι υποθέσεις του CAPM πάσχουν από εμπειρικές αντιφάσεις και τονίζουν ότι χρειάζονται πιο πολύπλοκα μοντέλα τιμολόγησης περιουσιακών στοιχείων, καθότι υπάρχουν και άλλοι παράγοντες εκτός του βήτα που επηρεάζουν τις αποδόσεις των μετοχών. Υποστηρίζουν ότι το CAPM βασίζεται σε μη ρεαλιστικές υποθέσεις όπως για παράδειγμα η ακραία υπόθεση ότι οι επενδυτές ενδιαφέρονται μόνο για τη μέση τιμή και τη διακύμανση ενός χαρτοφυλακίου για μία περίοδο. Αναφέρουν ότι οι επενδυτές εκτός των ανωτέρω ενδιαφέρονται επίσης για τη συνδιακύμανση των αποδόσεων του χαρτοφυλακίου τους και με άλλους παράγοντες όπως το εισόδημα της εργασίας και οι μελλοντικές ευκαιρίες για επενδύσεις. Υποστηρίζουν ότι με τον τρόπο αυτό τιμολόγησης δεν λαμβάνονται υπόψη σημαντικές διαστάσεις του κινδύνου. Θεωρούν ότι το βήτα της αγοράς δεν είναι μια πλήρης περιγραφή του κινδύνου ενός περιουσιακού στοιχείου και αυτό φαίνεται από τις εκ των υστέρων διαφορές στις μεταβολές των αποδόσεων και τις μεταβολές του βήτα.

Λόγω των ανωτέρω προβληματισμών διαχρονικά έχουν αναπτυχθεί διάφορες παραλλαγές του CAPM στην προσπάθειά τους να καλύψουν τις αδυναμίες του. Ενδεικτικά αναφέρουμε το ICAPM του Merton (1973)³⁸ όπου εκτός των άλλων οι επενδυτές ενδιαφέρονται για τις ευκαιρίες επένδυσης ή για την κατανάλωση του εισοδήματός τους και το μοντέλο τριών παραγόντων των Fama και French (1993)³⁹.

³⁸ Merton, R.C. 1973, "An Intertemporal Capital Asset Pricing Model", *Econometrica*, vol. 41, pp. 867-887.

³⁹ Fama, E.F. and French, K.R. 1993, "Common risk factors in the returns on stocks and bonds", *Journal of Financial Economics*, vol. 33, pp. 3-56.

Ένας από τους σημαντικότερους επικριτές στην ιστορία του CAPM υπήρξε ο Roll (1977) οποίος υποστηρίζει ότι το μοντέλο αυτό δεν έχει δοκιμαστεί και πιθανότητα να μη δοκιμαστεί ποτέ για την αξιοπιστία των αποτιμήσεων του καθότι βασίζεται στην έννοια του χαρτοφυλακίου της αγοράς, μια έννοια θεωρητικά και εμπειρικά αόριστη. Δεν είναι ξεκάθαρο το ποια περιουσιακά στοιχεία μπορούν εύλογα να εξαιρεθούν από το χαρτοφυλάκιο της αγοράς και επίσης η διαθεσιμότητα των δεδομένων περιορίζει σημαντικά τα περιουσιακά στοιχεία που περιλαμβάνονται σε αυτό. Το γεγονός αυτό έχει ως αποτέλεσμα οι δοκιμές του CAPM να μην μπορούν να χρησιμοποιήσουν αυτό καθαυτό το χαρτοφυλάκιο της αγοράς αλλά κάποιο proxy που να το περιγράφει όσο γίνεται καλύτερα. Αυτό έχει ως αποτέλεσμα, υποστηρίζει ο Roll, να μην μαθαίνουμε τίποτα για CAPM.

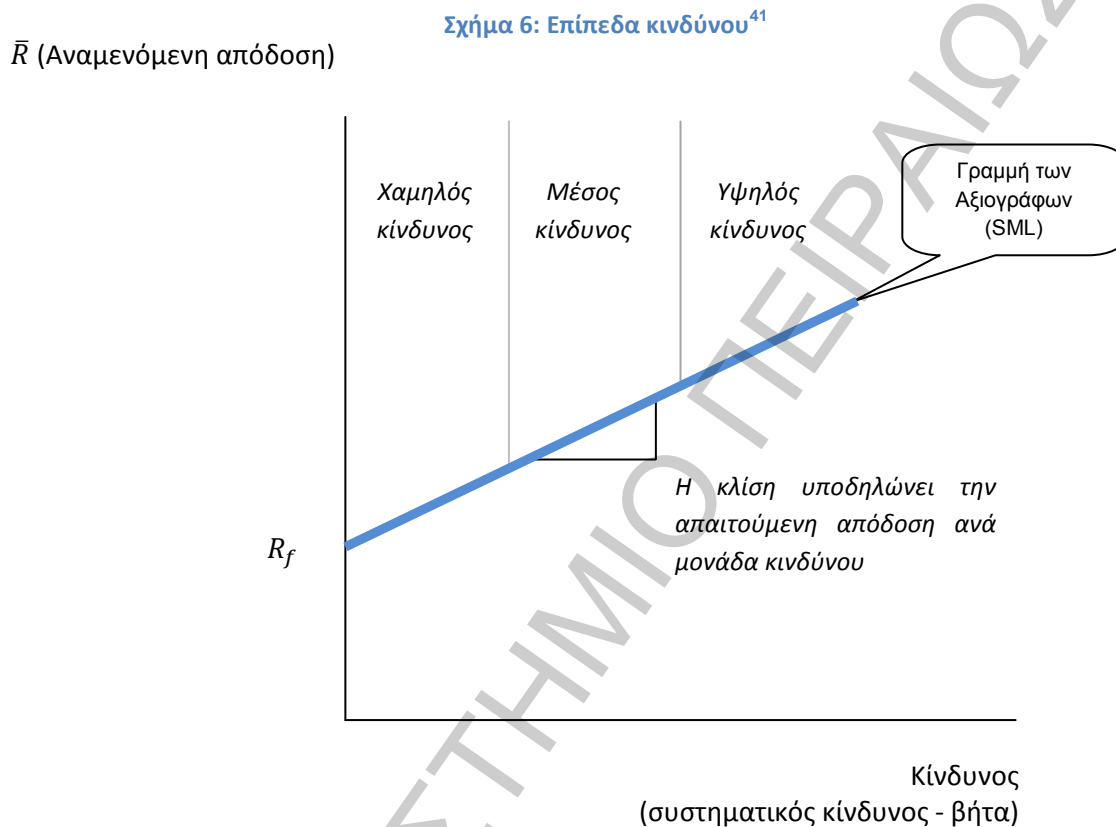
Η εκδοχή του CAPM από τους Sharpe (1964) και Lintner (1965) δεν υπήρξε ποτέ μια εμπειρική επιτυχία. Στα τέλη της δεκαετίας του 1970 η έρευνα στηριζόμενη στο CAPM άρχισε να αποκαλύπτει νέες μεταβλητές που βοηθούν στην επεξήγηση των αποδόσεων των μετοχών όπως το μέγεθος, διάφοροι χρηματοοικονομικοί δείκτες και η τάση (momentum). Παρόλες τις επικρίσεις του το CAPM χρησιμοποιείται μέχρι και σήμερα για την εκτίμηση του κόστους άντλησης κεφαλαίων των κοινών μετοχών, τη μέτρηση της απόδοσης των Αμοιβαίων κεφαλαίων και αποτελεί διδακτικό θεωρητικό εργαλείο στη χρηματοοικονομική θεωρία για την κατανόηση της διαμόρφωσης των τιμών στην αγορά⁴⁰.

Η Γραμμή των αξιογράφων (Security Market Line)

Η αναμενόμενη απόδοση ενός περιουσιακού στοιχείου που υπολογίζεται μέσω του CAPM βοηθά ένα επενδυτή στο να κάνει συγκρίσεις με την απόδοση που αυτός προσδοκά από την επένδυση αυτή με βάση τις δικές του εκτιμήσεις. Μπορεί έτσι να έχει ένα μέτρο σύγκρισης ώστε να διακρίνει αν το περιουσιακό στοιχείο είναι υπερτιμημένο, υποτιμημένο ή δίκαια τιμολογημένο. Τα ανωτέρω μπορούν να γίνουν πιο κατανοητά μέσω της Γραμμής των Αξιογράφων (Security Market Line) όπου σε αυτή

⁴⁰ Fama, F.E. and French, R.K. 2004, "The Capital Asset Pricing Model: Theory and Evidence", Journal of Economic Perspectives, vol. 18, pp. 25-46.

αντανακλώνται όλοι οι συνδυασμοί κινδύνου-απόδοσης για όλα τα περιουσιακά στοιχεία που εμπεριέχουν κίνδυνο. Οι επενδυτές θα επιλέξουν επενδύσεις που θα είναι συνεπείς με τις προτιμήσεις τους στο κίνδυνο. Κάποιοι θα ενδιαφέρονται για επενδύσεις με χαμηλό κίνδυνο, κάποιοι για μέσο κίνδυνο ενώ κάποιοι άλλοι για επενδύσεις με υψηλό κίνδυνο.

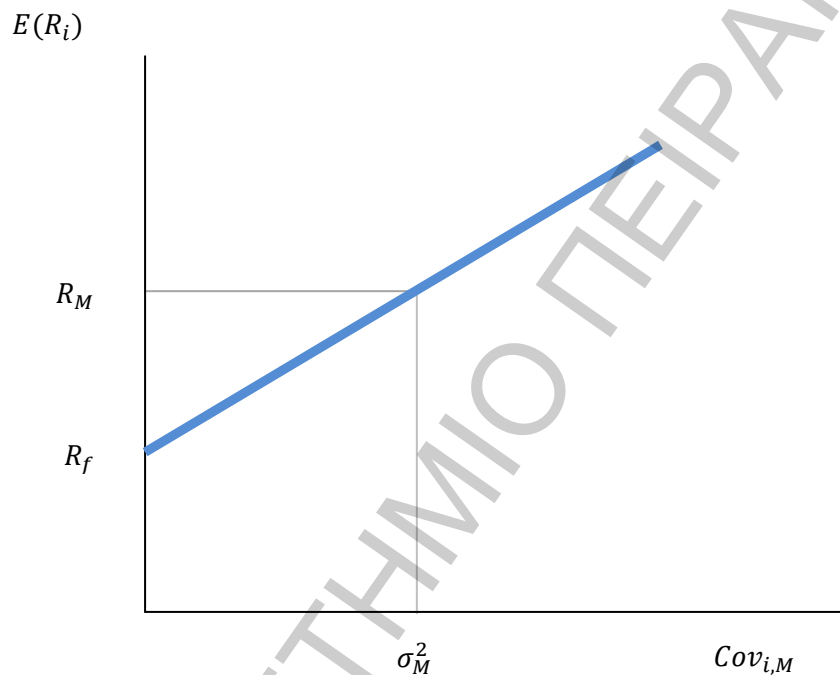


Η εξίσωση της Γραμμής των Αξιογράφων σε συνδυασμό με τις εκτιμήσεις για την απόδοση του περιουσιακού στοιχείου χωρίς κίνδυνο και του χαρτοφυλακίου της αγοράς, μπορεί να δημιουργήσει αναμενόμενες ή απαιτούμενες αποδόσεις για κάθε περιουσιακό στοιχείο με βάση τον συστηματικό του κίνδυνο. Ο επενδυτής μπορεί να συγκρίνει αυτό το απαιτούμενο ποσοστό απόδοσης με το εκτιμώμενο ποσοστό απόδοσης που θα κέρδιζε ώστε να καθορίσει εάν η επένδυση είναι υποτιμημένη ή υπερτιμημένη.

⁴¹ Reilly, K. F. and C. K. Brown. Investment Analysis and Portfolio Management. 7th. ed. South Western, 2002, ch.1 p.23.

Η απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς θα πρέπει να είναι συνεπής με το δικό της επίπεδο κινδύνου η οποία είναι η συνδιακύμανση της αγοράς με τον εαυτό της. Η συνδιακύμανση κάθε περιουσιακού στοιχείου με τον εαυτό του είναι η διακύμανσή του, δηλαδή $Cov_{i,i} = \sigma_i^2$. Με τη σειρά της η συνδιακύμανση της αγοράς με τον εαυτό της είναι η διακύμανση της απόδοσης της αγοράς, δηλαδή $Cov_{M,M} = \sigma_M^2$.

Σχήμα 7: Γραμμή των Αξιογράφων⁴²



Η αναμενόμενη απόδοση θα δίνεται από την εξίσωση:

$$\begin{aligned} E(R_i) &= R_f + \frac{R_M - R_f}{\sigma_M^2} (Cov_{i,M}) \\ &= R_f + \frac{Cov_{i,M}}{\sigma_M^2} (R_M - R_f) \quad (2.32) \end{aligned}$$

Αν ορίσουμε το $\frac{Cov_{i,M}}{\sigma_M^2}$ ως βήτα, β_i , τότε η εξίσωση γίνεται:

$$E(R_i) = R_f + \beta_i (R_M - R_f) \quad (2.33)$$

⁴² Reilly, K. F. and C. K. Brown. Investment Analysis and Portfolio Management. 7th. ed. South Western, 2002, ch. 8 p.245.

2.12 Ομοιότητες και διαφορές των υποδειγμάτων

Το CAPM διαφέρει από τη Γραμμή της Κεφαλαιαγοράς στα εξής⁴³:

- Το CAPM έχει εφαρμογή τόσο σε μεμονωμένες μετοχές όσο και σε χαρτοφυλάκια, αποδοτικά ή μη, ενώ η Γραμμή της Κεφαλαιαγοράς έχει εφαρμογή μόνο σε αποδοτικά χαρτοφυλάκια και όχι σε μετοχές ή μη αποδοτικά χαρτοφυλάκια.
- Ενώ η γραμμή της κεφαλαιαγοράς χρησιμοποιεί τον ολικό κίνδυνο, δηλαδή την τυπική απόκλιση, το CAPM χρησιμοποιεί τον συστηματικό κίνδυνο, δηλαδή το βήτα.
- Στην «κλίση» τους:

Γραμμή Κεφαλαιαγοράς: $\frac{E(R_M) - R_f}{\sigma_M}$, CAPM: $E(R_M) - R_f$

Το CAPM έχει ομοιότητες με τη Γραμμή της Κεφαλαιαγοράς στα εξής:

- Και τα δύο υποδείγματα στηρίζονται στην αποδοτικότητα του χαρτοφυλακίου M της αγοράς.
- Και τα δύο υποδείγματα είναι γραμμικές σχέσεις αναμενόμενης απόδοσης και κινδύνου.

Το CAPM διαφέρει από το Μονοπαραγοντικό υπόδειγμα στα εξής:

- Το Μονοπαραγοντικό αποτελεί ένα υπόδειγμα παραγωγής αποδόσεων και υπολογίζεται με τη βοήθεια παλινδρόμησης.
- Το Μονοπαραγοντικό δεν είναι μια σχέση ισορροπίας ενώ το CAPM είναι γιατί στηρίζεται στην υπόθεση της τέλει ανταγωνιστικής αγοράς, υπόθεση που δεν απαιτεί το Μονοπαραγοντικό.
- Το Μονοπαραγοντικό χρησιμοποιείται για τον υπολογισμό του βήτα ενώ το CAPM χρησιμοποιεί αυτό το υπολογιζόμενο βήτα.

⁴³ Diacogiannis G., "Portfolio Management", M.Sc.in Financial Analysis for Executives lecture notes, University of Piraeus, 2012.

2.13 Το Πολυπαραγοντικό υπόδειγμα (Multi Index Model)

Ο μεγάλος αριθμός των προβλέψεων που χρειάζονται να γίνουν και οι απαραίτητοι περιορισμοί για την οργανωτική δομή των περιουσιακών στοιχείων καθιστούν ανέφικτη της απευθείας εκτίμηση των συντελεστών συσχέτισης. Οι παράμετροι τέτοιων μοντέλων, όπως του Μονοπαραγοντικού που αναπτύχθηκε προηγουμένως, μπορούν να εκτιμηθούν είτε από ιστορικά δεδομένα είτε από υποκειμενικές υποθέσεις των επενδυτών. Τα πολυπαραγοντικά υποδείγματα αναπτύχθηκαν στην προσπάθεια των επενδυτών να συλλάβουν παράγοντες, εκτός της αγοράς, που επιδρούν στα περιουσιακά στοιχεία και προκαλούν συμμεταβολή (co movement) στις αποδόσεις των μετοχών. Γενικά, είναι εύκολο να βρει κάποιος ένα σετ «δεικτών» που να σχετίζονται με μη αγοραίες επιδράσεις σε μια χρονική περίοδο το πρόβλημα όμως είναι κατά πόσο οι συνδυακυμάνσεις των δεικτών αυτών θα δίνουν επιτυχείς προβλέψεις⁴⁴.

Τα πολυπαραγοντικά υποδείγματα χρησιμοποιούνται για την ανάλυση κινδύνων των μετοχών και των χαρτοφυλακίων, καθώς και για την κατασκευή κατάλληλων χαρτοφυλακίων αναφοράς (benchmarks) για τη σωστή μέτρηση της απόδοσης των χαρτοφυλακίων. Έχουν αναπτυχθεί διάφορες παραλλαγές τέτοιων υποδειγμάτων όπως τα General Multi Index Models, Industry Index models, Average Correlation Models, Mixed Models και Fundamental Multi Index Models.

Στα General Multi Index Models οποιαδήποτε επιπλέον πηγή συνδιακύμανσης μεταξύ των περιουσιακών στοιχείων μπορεί να εισαχθεί στην σχέση κινδύνου-απόδοσης πάρα πολύ απλά προσθέτοντας αυτές τις επιπλέον μεταβλητές στη γενική εξίσωση προσδιορισμού της αναμενόμενης απόδοσης.

⁴⁴ Elton, J. E., J. M. Gruber, J. S. Brown, and N. W. Goetzmann. *Modern Portfolio Theory and Investment Analysis*. 6th. ed. Wiley and Sons, Inc., 2002, ch.8 p.161.

Αν υποθέσουμε ότι η απόδοση κάθε μετοχής είναι συνάρτηση της απόδοσης της αγοράς, των αλλαγών στα επίπεδα των επιτοκίων και ενός σετ κλαδικών δεικτών, τότε η σχέση της αναμενόμενης απόδοσης της μετοχής και των παραγόντων αυτών μπορεί να περιγραφεί από την ακόλουθη εξίσωση:

$$R_i = a_i^* + b_{i1}^* I_1^* + b_{i2}^* I_2^* + \dots + b_{iL}^* I_L^* + c_i \quad (2.34)$$

όπου, I_j^* = είναι το επίπεδο του δείκτη j , b_{ij}^* = είναι ένα μέτρο της ανταπόκρισης της μετοχής i στις αλλαγές του δείκτη j , έχει δηλαδή τον ίδιο ρόλο όπως το β_i στο Μονοπαραγοντικό, και σημαίνει πως αν το b_{ij}^* είναι ίσο με 2, μια αύξηση (μείωση) του δείκτη κατά 1% η αναμενόμενη τιμή της μετοχής θα αυξηθεί (μειωθεί) κατά 2%. Όπως και στο Μονοπαραγοντικό η μη συστηματική συνιστώσα του κινδύνου που δεν σχετίζεται με τους δείκτες χωρίζεται σε δυο μέρη στο a_i^* για την αναμενόμενη τιμή της και στο c_i για το αβέβαιο μέρος της.

Ένα Πολυπαραγοντικό μοντέλο τέτοιου τύπου μπορεί να χρησιμοποιηθεί απευθείας, καθώς μερικές βολικές μαθηματικές ιδιότητες (ορθογωνιοποίηση) μπορούν να χρησιμοποιηθούν αν δεν υπάρχει συσχέτιση μεταξύ των δεικτών. Οι ιδιότητες αυτές μας βοηθούν να απλοποιήσουμε τόσο τον υπολογισμό του κινδύνου όσο και την επιλογή του άριστου χαρτοφυλακίου. Επίσης, δεν προκύπτουν θεωρητικά προβλήματα γιατί ακόμη και συσχέτιση μεταξύ των δεικτών να υπάρχει είναι πιθανό να μπορούν να μετατραπούν σε μη συσχετισμένους χρησιμοποιώντας τις μαθηματικές αυτές ιδιότητες. Η προηγούμενη εξίσωση πλέον μπορεί να γραφθεί χωρίς τους «αστερίσκους» υποδηλώνοντας έτσι ότι δεν υπάρχει συσχέτιση μεταξύ των δεικτών καθώς και των συντελεστών τους⁴⁵.

$$R_i = a_i + b_{i1} I_1 + b_{i2} I_2 + \dots + b_{iL} I_L + c_i \quad (2.35)$$

με $i = 1, \dots, N$ και $j = 1, \dots, L$

⁴⁵ Elton, J. E., J. M. Gruber, J. S. Brown, and N. W. Goetzmann. Modern Portfolio Theory and Investment Analysis. 6th. ed. Wiley and Sons, Inc., 2002, ch.8 p.162.

Στις υπόλοιπες κατηγορίες Πολυπαραγοντικών υποδειγμάτων η φιλοσοφία είναι περίπου η ίδια. Στα Industry Index models λόγω χάρη εμφανίζεται η επίδραση του κλάδου που δραστηριοποιείται η επιχείρηση, επίδραση η οποία δεν σχετίζεται με την επίδραση της αγοράς. Ο κλάδος εμφανίζεται με τη μορφή ενός δείκτη και ακολουθείται η διαδικασία που περιγράψαμε ανωτέρω. Στα Average Correlation Models υποθέτουμε ότι υπάρχει ένας κοινός μέσος συντελεστής συσχέτισης μεταξύ ομοειδών μετοχών. Με τον τρόπο αυτό δημιουργούνται ψευδο-κλάδοι όπου οι μέσοι συντελεστές συσχέτισης προκύπτουν από ζεύγη μετοχών του κλάδου για μια ιστορική περίοδο. Στα Mixed Models ξεκινώντας από το Μονοπαραγοντικό υπόδειγμα κατασκευάζεται ένα δεύτερο μοντέλο για να εξηγήσει τη μη συστηματική συνδιακύμανση. Ουσιαστικά η αγορά θεωρείται ως ο πρώτος δείκτης του μοντέλου και όλοι οι υπόλοιποι δείκτες περιγράφουν τη μη αγοραία επίδραση. Τέλος στα Fundamental Multi Index Models διάφοροι μακροοικονομικοί παράγοντες καταλαμβάνουν τις θέσεις των δεικτών του γενικού μοντέλου.

Οι επιδόσεις στην πρόβλεψη των συντελεστών συσχέτισης των Πολυπαραγοντικών υποδειγμάτων έναντι του Μονοπαραγοντικού δεν έχει τεκμηριωθεί. Τα Πολυπαραγοντικά μοντέλα περιγράφουν καλύτερα μεν την ιστορική συσχέτιση, ταυτόχρονα όμως προσθέτουν και «θόρυβο» (noise) στην προβλεπτική τους ικανότητα. Χρειάζεται να γίνει αρκετή δουλειά ώστε οι επιδόσεις των πολύπλοκων μοντέλων να ξεπεράσουν αυτές των απλούστερων⁴⁶.

⁴⁶ Elton, J. E., J. M. Gruber, J. S. Brown, and N. W. Goetzmann. Modern Portfolio Theory and Investment Analysis. 6th. ed. Wiley and Sons, Inc., 2002, ch.8 p.174.

Κεφάλαιο Τρίτο

Επισκόπηση Προηγούμενων μελετών

Ο Καρανίκας¹ (2000) στην προσπάθειά του να εξηγήσει τις κανονικότητες ή ανωμαλίες που δεν εξηγούνται από το Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων (CAPM), εξέτασε το ρόλο που διαδραματίζουν ορισμένα χαρακτηριστικά (μεταβλητές) των μετοχών όπως το Μέγεθος (*ME*), ο δείκτης Λογιστικής προς Χρηματιστηριακή Αξία (*BM*) και η Μερισματική Απόδοση (*DY*), σε σχέση με τη διακύμανση των μέσων αποδόσεων του Γενικού Δείκτη του Χρηματιστηρίου Αξιών Αθηνών (*ASE*). Για λόγους συντομίας εν συνεχεία οι ανωτέρω τρεις μεταβλητές θα αναφέρονται ως “επεξηγηματικές μεταβλητές”.

Χρησιμοποιήθηκαν μηνιαία δεδομένα από τη Datastream για τα κλεισίματα των 100 κοινών μετοχών που διαπραγματεύονται συνεχώς στο χρηματιστήριο Αθηνών για το χρονικό διάστημα από τον Ιανουάριο του 1991 μέχρι και τον Μάρτιο του 1997. Δημιουργήθηκαν χρονοσειρές τιμών που δεν περιλαμβάνουν τα μερίσματα των μετοχών αλλά έγιναν κατάλληλες προσαρμογές για τυχόν διασπάσεις (*split*) και αποκοπές μερισμάτων των μετοχών αυτών. Ως Αγοραία απόδοση χρησιμοποιήθηκε η απόδοση του Γενικού Δείκτη του ASE για το διάστημα αυτό, η οποία εκτιμήθηκε με τη λογαριθμική προσέγγιση. Σε αντίθεση με προγενέστερες μελέτες, η έρευνα δεν πραγματοποιήθηκε σε χαρτοφυλάκια μετοχών αλλά απευθείας στις ίδιες τις μετοχές. Αυτό συνέβη λόγω του γεγονότος ότι το δείγμα των 100 μετοχών που χρησιμοποιήθηκαν ήταν σχετικά μικρό αλλά και του γεγονότος ότι οι εν λόγω επεξηγηματικές μεταβλητές μπορούν να εκτιμηθούν επακριβώς για μεμονωμένες μετοχές.

Για να αποφευχθούν τυχόν επιδράσεις στο αποτέλεσμα της έρευνας από την αλληλεξάρτηση των επεξηγηματικών μεταβλητών, έγινε έλεγχος της συσχέτισης (*correlation*) των μεταβλητών αυτών αλλά και του Βήτα (β) της Αγοράς. Από τον έλεγχο αυτό αξίζει να αναφερθεί ότι προέκυψε σημαντικά θετική συσχέτιση μεταξύ του β και του *ME*, σημαντικά αρνητική συσχέτιση

¹ Karanikas, E. 2000, "CAPM Regularities for the Athens Stock Exchange", *Spoudai*, vol. 50, pp. 40-57.

μεταξύ του ME και του BM, και σημαντικά θετική συσχέτιση μεταξύ του DY και του BM. Για να ληφθούν υπόψη οι ανωτέρω συσχετίσεις ακολουθήθηκε η τεχνική της ορθογωνιοποίησης, χρησιμοποιώντας τα εκτιμημένα κατάλοιπα της βοηθητικής παλινδρόμησης.

Εν συνεχεία ακολουθήθηκε η μεθοδολογία της διαστρωματικής παλινδρόμησης των Fama και MacBeth (1973) σε δυο στάδια, διορθώνοντας τα σφάλματα των μεταβλητών (Errors In Variables) με κατάλληλες προσαρμογές στα πρότυπα του Shanken.

Στο πρώτο στάδιο προέκυψε ο εκτιμητής Ελαχίστων Τετραγώνων του β (B_{im}) από την εκτέλεση της ακόλουθης παλινδρόμησης του δείγματος, για δεδομένες T περιόδους:

$$R_{it} = a_{im} + \beta_{im}R_{mt} + \varepsilon_{it}, \quad i = 1, 2, \dots, n \quad (3.1)$$

όπου, a_{im} = μια σταθερά, R_{it} και R_{mt} = η υπερβάλλουσα απόδοση της i μετοχής και της αγοράς αντίστοιχα στο τέλος της περιόδου t , β_{im} = ο κίνδυνος της i μετοχής σε σχέση με τον συνολικό κίνδυνο του χαρτοφυλακίου της αγοράς, ε_{it} = μια τυχαία διαταραχή με αναμενόμενη τιμή ίση με μηδέν και ανεξάρτητη από την R_{mt} .

Στο δεύτερο στάδιο, ο ανωτέρω εκτιμητής του β χρησιμοποιήθηκε σε συνδυασμό με τα χαρακτηριστικά (μεταβλητές) των μετοχών του δείγματος και εκτελέστηκε η παρακάτω διαστρωματική παλινδρόμηση:

$$R_{it} = \gamma_0 + \gamma_m \beta_{im} + \gamma_{SIZE} \log(ME_t) + \gamma_{BM} \log(BM_t) + \gamma_{DY} \log(DY_t) + \eta_{it} \quad (3.2)$$

όπου, γ_i = ο συντελεστής κλίσης κάθε μεταβλητής και γ_m = η αγοραία τιμή του κινδύνου.

Οι εκτιμητές των γ_{SIZE} , γ_{BM} και γ_{DY} δεν ερμηνεύουν τα επίπεδα κινδύνου στην παρούσα έρευνα καθώς έχει υποτεθεί ότι τα χαρακτηριστικά (μεταβλητές) των επιχειρήσεων επιδρούν στις μέσες αποδόσεις της i μετοχής ως κανονικότητα. Επίσης εφόσον οι αποδόσεις των μετοχών ακολουθούν

κανονική κατανομή και διαχρονικά χαρακτηρίζονται από Ανεξαρτησία και Ταυτονομία (IID) τότε και οι συντελεστές γ_i κάθε μεταβλητής θα ακολουθούν και αυτοί κανονική κατανομή και διαχρονικά θα χαρακτηρίζονται από Ανεξαρτησία και Ταυτονομία (IID). Ως εκ τούτου για τη στατιστική σημαντικότητα της εκτίμησης των συντελεστών της παλινδρόμησης χρησιμοποιήθηκε ο κοινός στατιστικός έλεγχος t-Statistic.

Τα εμπειρικά αποτελέσματα χωρίστηκαν σε δυο μέρη. Στο πρώτο μέρος η επίδραση των ME, BM και DY εκτιμήθηκε χωριστά με παλινδρομήσεις δυο παραγόντων όπου σε κάθε παλινδρόμηση ο ένας παράγοντας ήταν το Βήτα της αγοράς και ο δεύτερος ένας εκ των επεξηγηματικών μεταβλητών κάθε φορά. Με τον τρόπο αυτό έγινε προσπάθεια να αποκαλυφθεί εάν οι καλά τεκμηριωμένες κανονικότητες του CAPM υφίστανται στο ASE. Στο δεύτερο στάδιο εξετάστηκε η από κοινού επίδραση των επεξηγηματικών μεταβλητών στις αναμενόμενες αποδόσεις των μετοχών με τη χρήση ενός πολυπαραγοντικού μοντέλου παλινδρόμησης όπως αυτού στην (3.2) και της σταδιακής διαδικασίας εκτίμησης (stepwise estimation) έτσι ώστε να αναδειχθεί ή ισχύς καθενός εκ των τριών παραγόντων στη εξήγηση των αναμενόμενων αποδόσεων των μετοχών.

Τα εμπειρικά αποτελέσματα του πρώτου μέρους έδειξαν ότι υπάρχουν ενδείξεις για την επίδραση του ME στις αναμενόμενες αποδόσεις των Ελληνικών μετοχών αλλά η επίδραση αυτή δεν είναι πολύ ισχυρή, σε αντίθεση με άλλες πιο ανεπτυγμένες χρηματαγορές όπου η επίδραση του ME είναι πιο ισχυρή. Το συμπέρασμα αυτό, για την ασθενή επίδραση του ME στις μετοχές του ASE ευθυγραμμίζεται με τα συμπεράσματα των Διακογιάννη και Σεγρεδάκη το 1996 για την εξεταζόμενη περίοδο 1990-1994. Αντίθετα η έρευνα έδειξε ότι υπάρχει ισχυρή σχέση ανάμεσα στον δείκτη BM και τις μέσες αποδόσεις των μετοχών του ASE και μάλιστα η επίδραση του δείκτη BM εμφανίζεται η πιο ισχυρή σε σχέση με αυτή του ME ή του DY. Τέλος τα αποτελέσματα έδειξαν ότι η DY μπορεί να εξηγήσει σε κάποιο βαθμό τις αναμενόμενες αποδόσεις των μετοχών. Λόγω του γεγονότος ότι κατά την περίοδο διεξαγωγής της έρευνας τα εισοδήματα από μερίσματα δεν φορολογούνταν στην Ελλάδα σε αντίθεση με τα Κεφαλαιακά κέρδη, σύγχυση υπάρχει για το εάν η θετική συσχέτιση DY και αναμενόμενης απόδοσης

οφείλεται στη διαφορετική φορολογική μεταχείριση των ανωτέρω πηγών εισοδήματος ή οφείλεται σε άλλους παράγοντες.

Τα εμπειρικά αποτελέσματα του δεύτερου μέρους έδειξαν ότι εκ των τριών επεξηγηματικών μεταβλητών η BM είναι αυτή που επεξηγεί περισσότερο τη διακύμανση των αποδόσεων των μετοχών του ASE. Η επίδρασή της είναι τόσο ισχυρή, όπου ακόμη και αν περιλαμβάνονται και άλλες μεταβλητές στην παλινδρόμηση, οι μέσες κλίσεις (συντελεστές γ_i) των μεταβλητών αυτών καθίστανται λιγότερο σημαντικές στους στατιστικούς ελέγχους. Η επίδραση της μερισματικής απόδοσης από μόνη της δεν φαίνεται να είναι σημαντική, για διάστημα εμπιστοσύνης 5%, σε όλες τις παλινδρομήσεις που έτρεξαν. Μάλιστα όταν υπεισέρχεται στην παλινδρόμηση και ο παράγοντας BM τότε η DY καθίσταται ασήμαντη στο διάστημα εμπιστοσύνης 5%. Το ίδιο συμβαίνει και για τον παράγοντα ME. Παρόλα αυτά μετά από επαναπροσδιορισμό του μοντέλου παλινδρόμησης το \bar{R}^2 καθίσταται σημαντικό σε διάστημα εμπιστοσύνης 10%.

Η μελέτη του Καρανίκα διαπίστωσε ότι οι ανωτέρω επεξηγηματικές μεταβλητές μπορούν να εξηγήσουν περίπου το 8% της διακύμανσης των αποδόσεων του ASE. Σε σχέση με τις τρεις εξεταζόμενες μεταβλητές ο δείκτης BM αναδείχτηκε ο πιο αξιόπιστος, ενώ οι ME και DY φάνηκαν πιο ευαίσθητες κατά τον προσδιορισμό του μοντέλου παλινδρόμησης. Το σετ των μεταβλητών που επιλέχθηκαν σε καμία περίπτωση δεν είναι εξαντλητικό, αλλά το συγκεκριμένο σετ συμπεριφέρθηκε ομαλά σε σχέση με άλλα υποψήφια (όπως για παράδειγμα ο δείκτης Τιμής μετοχής προς Κέρδη P/E). Τα ευρήματα της έρευνας μπορούν να τύχουν εφαρμογής στο σχηματισμό χαρτοφυλακίων και την αξιολόγηση των αποδόσεων τους, ειδικά στον μακροπρόθεσμο επενδυτικό ορίζοντα και για χρήση από Αμοιβαία Κεφάλαια και Ασφαλιστικούς οργανισμούς.

Οι Διακογιάννης, Γκλεζάκος και Σεγρεδάκης² (1998) διερεύνησαν τις συστηματικές επιδράσεις που ασκούν ο Λόγος Τιμής Προς Κέρδη ανά μετοχή (P/E) και η Μερισματική Απόδοση (DY) στην αποδοτικότητα των εισηγμένων μετοχών στο Χρηματιστήριο Αξιών Αθηνών (ASE). Στα πλαίσια της έρευνας αυτής εξετάστηκε τόσο η εγκυρότητα των αντιτιθέμενων στρατηγικών επένδυσης (contrarian investment strategies), βασισμένων στην επιλογή μετοχών που παρουσιάζουν χαμηλό P/E ή υψηλό DY, αλλά όσο και η επεξηγηματική δυνατότητα που έχουν οι μεταβλητές αυτές στη διαστρωματική διακύμανση της αναμενόμενης απόδοσης των μετοχών στο ASE.

Για την έρευνα χρησιμοποιήθηκαν εβδομαδιαία δεδομένα για τις τιμές κλεισίματος 135 μετοχών, οι οποίες συμμετείχαν σε κάθε συνεδρίαση του ASE για μια περίοδο πέντε ετών από το 1990 μέχρι το 1995. Στα δεδομένα έγιναν κατάλληλες προσαρμογές για διασπάσεις μετοχών, νέες εκδόσεις, μερίσματα και κεφαλαιοποίηση των αποθεμάτων. Από τα δεδομένα αυτά υπολογίστηκαν οι προσαρμοσμένες εβδομαδιαίες αποδόσεις για κάθε μια από τις 135 μετοχές. Στη συνέχεια οι μετοχές αυτές κατατάχθηκαν σε 15 χαρτοφυλάκια ανά 9 μετοχές (με ίσα σταθμά) με βάση το μέσο εβδομαδιαίο επίπεδο των μεταβλητών P/E και DY. Εν συνεχεία η ανάλυση ακολούθησε δυο κατευθύνσεις.

Στην πρώτη κατεύθυνση, τα πρώτα πέντε και τα τελευταία πέντε χαρτοφυλάκια χρησιμοποιήθηκαν για να σχηματισθούν οι χαμηλές και οι υψηλές τιμές για κάθε μια από τις εξεταζόμενες μεταβλητές. Ελέγχθηκε η υπόθεση περί στρατηγικής χαμηλού ή υψηλού P/E στη διαμόρφωση υψηλότερης απόδοσης με έλεγχο t-Student και υπολογίστηκε η διακύμανση κάθε χαρτοφυλακίου για να εξεταστεί κατά πόσο οι υψηλότερες αποδόσεις συνοδεύονται από υψηλότερο κίνδυνο. Τέλος σχηματίστηκαν χαρτοφυλάκια με βάση τον συνδυασμό των δυο επενδυτικών στρατηγικών από την τομή των μετοχών που περιλαμβάνονταν στα κατώτερα και ανώτερα χαρτοφυλάκια σύμφωνα με την προηγούμενη ιεράρχηση αλλά και ένα χαρτοφυλάκιο με τα αντίστροφα χαρακτηριστικά (υψηλό P/E και χαμηλό DY).

² Diacogiannis, G., Glezakos, M. & Segredakis, K. 1998, "Exploration of the Impact of P/E ratio and DY on Expected Returns of Common Stocks in Athens Stock Exchange", *Emporiki Bank Financial Review*, vol. 14, pp. 4-13.

Στη δεύτερη κατεύθυνση, για κάθε έτος της εξεταζόμενης περιόδου εφαρμόστηκε η διαστρωματική ανάλυση των Fama και MacBeth (1973) έτσι ώστε να εξεταστεί η ισχύς των υπό εξέταση μεταβλητών κατά τη γενεσιουργό διαδικασία των διαστρωματικών αποδόσεων. Σύμφωνα με τη μεθοδολογία αυτή κάθε εξεταζόμενη περίοδος διαιρείται σε δύο μη επικαλυπτόμενες υποπεριόδους 52 εβδομάδων όπου ακολουθείται η εξής διαδικασία:

Για την πρώτη υποπερίοδο (έστω 1990) υπολογίζεται για κάθε μετοχή του δείγματος η εβδομαδιαία μέση τιμή καθεμιάς από τις εξεταζόμενες μεταβλητές και οι μετοχές ταξινομούνται σε 15 χαρτοφυλάκια ανάλογα με τη βαρύτητα της μέσης τιμής της υπό εξέταση μεταβλητής. Για τη δεύτερη υποπερίοδο (1991) υπολογίζεται για κάθε διαμορφωμένο χαρτοφυλάκιο οι εβδομαδιαίες αποδόσεις του.

Για κάθε εβδομάδα της δεύτερης υποπεριόδου και για κάθε μεταβλητή εκτελούνται οι ακόλουθες διαστρωματικές παλινδρομήσεις:

$$\bar{R}_{Pt} = \hat{\alpha}_{0t} + \hat{\alpha}_{1t}\bar{PE}_{P_1t-1} + \hat{e}_{Pt} \quad (3.3)$$

$$\bar{R}_{Pt} = \hat{\alpha}_{0t} + \hat{\alpha}_{1t}\bar{PE}_{P_1t-1} + \hat{\alpha}_{2t}\beta_{P_1t-1} + \hat{e}_{Pt} \quad (3.4)$$

$$\bar{R}_{Pt} = \hat{\gamma}_{0t} + \hat{\gamma}_{1t}\bar{DY}_{P_1t-1} + \hat{e}_{Pt} \quad (3.5)$$

$$\bar{R}_{Pt} = \hat{\gamma}_{0t} + \hat{\gamma}_{1t}\bar{DY}_{P_1t-1} + \hat{\gamma}_{2t}\beta_{P_1t-1} + \hat{e}_{Pt} \quad (3.6)$$

όπου, $P=1,2,3,\dots,15$, R_{Pt} = η απόδοση του χαρτοφυλακίου P κατά το τέλος της εβδομάδας t κατά τη δεύτερη υποπερίοδο, PE_{P_1t-1} = ο μέσος λόγος P/E του χαρτοφυλακίου P κατά το έτος $t - 1$, DY_{P_1t-1} = η μέση DY του χαρτοφυλακίου P κατά το έτος $t - 1$, β = ο συστηματικός κίνδυνος κάθε χαρτοφυλακίου P και $\hat{\alpha}, \hat{\gamma}$ = οι εκτιμητές κάθε μεταβλητής.

Τα εμπειρικά ευρήματα της πρώτης κατεύθυνσης έδειξαν για το P/E ότι για τις τρεις από τις πέντε εξεταζόμενες περιόδους (1991,1992 και 1994) η συνολική απόδοση των χαρτοφυλακίων με χαμηλό λόγο P/E είναι γενικότερα υψηλότερη από αυτή των χαρτοφυλακίων με υψηλό P/E (t-test θετικό και στατιστικά σημαντικό για τις περιόδους αυτές). Με βάση τα ευρήματα αυτά υπερέχει η επενδυτική στρατηγική που βασίζεται στην επιλογή των μετοχών του ASE με χαμηλή μέση τιμή του λόγου P/E.

Για το DY τα εμπειρικά ευρήματα της πρώτης κατεύθυνσης έδειξαν ότι τα χαρτοφυλάκια με υψηλό δείκτη DY πέτυχαν, σε γενικές γραμμές, καλύτερες

αποδόσεις από τα χαρτοφυλάκια με χαμηλό δείκτη DY για όλες τις περιόδους. Όμως, σε δύο μόνο από τις πέντε περιόδους τα ευρήματα παρουσιάζονται στατιστικά σημαντικά σε επίπεδο σημαντικότητας 10% (1992 και 1994) και για το λόγο αυτό η εικόνα της επίδρασης της DY στο ASE χαρακτηρίστηκε ως ασαφής.

Τέλος τα εμπειρικά αποτελέσματα της πρώτης κατεύθυνσης για τον ταυτόχρονο συνδυασμό δυο επενδυτικών στρατηγικών, που έχει προέλθει από χαρτοφυλάκια της τομής των μετοχών που περιλαμβάνονταν στα κατώτερα και ανώτερα χαρτοφυλάκια όπως περιγράφηκε ανωτέρω αλλά και από ένα χαρτοφυλάκιο με τα αντίστροφα χαρακτηριστικά (υψηλό P/E και χαμηλό DY), εισηγούνται ότι η επενδυτική στρατηγική που βασίζεται στην επιλογή μετοχών με χαμηλό P/E και υψηλή DY οδηγεί σε δύο από τις πέντε εξεταζόμενες περιόδους (1992 και 1993) σε ανώτερα και στατιστικά σημαντικά αποτελέσματα απ' ότι η στρατηγική υψηλού P/E και χαμηλής D/Y.

Τα εμπειρικά ευρήματα της δεύτερης κατεύθυνσης έδειξαν ότι υπάρχει στατιστικά σημαντική αρνητική σχέση μεταξύ του λόγου P/E και των αναμενόμενων αποδόσεων των χαρτοφυλακίων για τις τέσσερις από τις πέντε περιόδους (περίοδοι 1990-1994) και το γεγονός αυτό εισηγείται ότι υπάρχει επίδραση του λόγου P/E στις αποδόσεις των μετοχών του ASE. Τα ανωτέρω ευρήματα για το ASE συμβαδίζουν με προγενέστερες μελέτες τόσο για το χρηματιστήριο της Νέας Υόρκης από τους Fama και French (1992), Davis (1994), Lakonishok et. al. (1994) όσο και για τα χρηματιστήρια του Τόκιο και του Λονδίνου από τους Chan et. al. (1991) και Levis (1989) αντίστοιχα.

Για το DY τα εμπειρικά ευρήματα της δεύτερης κατεύθυνσης έδειξαν ότι υπάρχει στατιστικά σημαντική θετική σχέση μεταξύ της DY και των μέσων αναμενόμενων αποδόσεων των χαρτοφυλακίων για τις δύο από τις πέντε περιόδους (1991-1992 και 1993-1994) με αποτέλεσμα να μην είναι δυνατή η συναγωγή ασφαλών συμπερασμάτων σχετικά με την επιρροή της DY στις αποδόσεις των μετοχών του ASE. Τα ανωτέρω ευρήματα για το ASE συμβαδίζουν με προγενέστερες μελέτες για το χρηματιστήριο της Νέας Υόρκης από τους Black και Scholes (1974).

Δεν υπήρξαν εμπειρικά αποτελέσματα στη δεύτερη κατεύθυνση για τον ταυτόχρονο συνδυασμό δυο επενδυτικών στρατηγικών λόγω του γεγονότος ότι δεν ήταν εφικτός ο σχηματισμός επαρκούς αριθμού χαρτοφυλακίων.

Από την ανωτέρω έρευνα αποδείχθηκε ότι δείκτης P/E αποτελεί σημαντικό παράγοντα στην εξήγηση του γενεσιουργού μηχανισμού των αποδόσεων των μετοχών του ASE σε αντίθεση με την DY της οποίας η επίδοση για τον ίδιο σκοπό χαρακτηρίστηκε ως μέτρια. Επίσης επιχειρήθηκε για πρώτη φορά η διερεύνηση του βαθμού χρησιμότητας των πληροφοριών αυτών τόσο από επενδυτές όσο και από διαχειριστές χαρτοφυλακίων του ASE, στα πλαίσια της προσπάθειας για επίτευξη βελτιωμένης απόδοσης των χαρτοφυλακίων τους, όμως η χαμηλή επίδοση των διμετάβλητων χαρτοφυλακίων καθιστά την πρακτική χρησιμότητά τους περιορισμένη.

Οι Chan, Hamao και Lakonishok³ (1991) μελέτησαν την επίδραση που έχουν στις αποδόσεις των Ιαπωνικών μετοχών τέσσερις μεταβλητές όπως η απόδοση των κερδών (earnings yield) EP, το μέγεθος (size) LS, ο δείκτης λογιστικής προς χρηματιστηριακή αξία (book to market) BM και η απόδοση των χρηματοροών (cash flow yield) CP. Η Ιαπωνική αγορά σε μέγεθος είναι αρκετά μεγάλη και μαζί με αυτή της Αμερικής αποτελούν το 67% της παγκόσμιας κεφαλαιοποίησης στις αγορές μετοχών.

Στο δείγμα τους δημιούργησαν χαρτοφυλάκια μετοχών από μηνιαία δεδομένα βιομηχανικών και μη επιχειρήσεων που διαπραγματεύονται και στους δυο κλάδους (δείκτες μικρής και μεγάλης κεφαλαιοποίησης) του χρηματιστηρίου του Τόκιο (TSE) κατά το χρονικό διάστημα από τον Ιανουάριο του 1971 μέχρι τον Δεκέμβριο του 1988. Ως επιτόκιο μηδενικού κινδύνου χρησιμοποίησαν μια συνδυασμένη χρονοσειρά αποτελούμενη από το call money rate για το διάστημα από τον Ιανουάριο 1971 μέχρι τον Νοέμβριο του 1977 και από το 30-day Gensaki (repo) για το διάστημα από τον Δεκέμβριο του 1977 μέχρι τον Δεκέμβριο του 1988. Υπήρξαν προβλήματα κατά τον σχηματισμό του δείγματος λόγω της μεταφοράς μετοχών από τον έναν κλάδο στον άλλο, συγχωνεύσεων και διαγραφών μετοχών από το ταμπλό του χρηματιστηρίου κατά το χρονικό διάστημα που αναφέρονταν τα δεδομένα. Τα προβλήματα αυτά ξεπεράστηκαν δημιουργώντας τους κατάλληλους σταθμικούς μέσους κατά τον σχηματισμό χαρτοφυλακίων.

³ Chan, L., Hamao, Y. & Lakonishok, J. 1991, "Fundamentals and Stock Returns in Japan", The Journal of Finance, vol. 46, pp. 1739-1764.

Τα χαρτοφυλάκια σχηματίστηκαν εφαρμόζοντας μια τριπλή διαδικασία ομαδοποίησης. Αρχικά οι μετοχές κατατάχθηκαν με βάση το EP και δημιουργήθηκαν 5 ομάδες (group) από το 0 μέχρι και το 7. Στην ομάδα 0 κατατάχθηκαν οι μετοχές με αρνητικά κέρδη (ζημίες) και στις ομάδες από 1 μέχρι 4 κατατάχθηκαν μετοχές με θετικά κέρδη, ταξινομημένες σε αύξουσα σειρά με βάση το EP. Μετέπειτα κάθε ομάδα διασπάστηκε σε τέσσερις υποομάδες και σε αύξουσα ταξινόμηση με βάση το LS. Τέλος οι ομάδες αυτές διασπάστηκαν σε πέντε νέες ομάδες με βάση το BM. Μετοχές με αρνητικό BM κατατάχθηκαν στην ομάδα 0 ενώ οι υπόλοιπες κατατάχθηκαν σε αύξουσα ταξινόμηση σε 4 ομάδες. Κάθε μετοχή είχε ίδιο βάρος (στάθμιση) μέσα στα χαρτοφυλάκια και όπως και σε προγενέστερες μελέτες δόθηκε σημασία στις μετοχές που παρουσιάζουν θετικά κέρδη. Με τον τρόπο αυτό δημιουργήθηκαν 64 (4 x 4 x 4) χαρτοφυλάκια.

Τα μοντέλα που ακολουθήθηκαν για τον έλεγχο της σημαντικότητας κάθε μεταβλητής είναι αυτό της Seemingly Unrelated Regression (SUR) καθώς και αυτό των Fama και MacBeth που εξετάζουμε στη δική μας μελέτη αντίστοιχα:

SUR model

$$R_{Pt} - R_{ft} = a_0 + \beta_{p1}(RW_t - R_{ft}) + \beta_{p2}(RE_t - R_{ft}) + a_1(E/P)_{Pt} + a_2(LS)_{Pt} + a_3(B/M)_{Pt} + a_4(C/P)_{Pt} + e_{Pt} \quad (3.7)$$

όπου, $P=1,2,3,\dots,64$, $t=1,\dots,210$, $R_{Pt} - R_{ft}$ = η απόδοση του χαρτοφυλακίου P κατά το τέλος του μήνα t μείον το επιτόκιο μηδενικού κινδύνου τον μήνα αυτό, RW_t και RE_t = οι αποδόσεις των value weighted και equally weighted δεικτών των δυο τομέων του TSE τον μήνα t , $(E/P)_{Pt}$ = το μέσο EP του χαρτοφυλακίου P, $(LS)_{Pt}$ = το μέσο LS του χαρτοφυλακίου P, $(B/M)_{Pt}$ = το μέσο BM του χαρτοφυλακίου P και $(C/P)_{Pt}$ = το μέσο CP του χαρτοφυλακίου P.

Fama και MacBeth

$$R_{Pt} - R_{ft} = a_{0t} + b_1\beta_{P1} + b_2\beta_{P2} + a_1(E/P)_{Pt} + a_2(LS)_{Pt} + a_3(B/M)_{Pt} + a_4(C/P)_{Pt} + e_{Pt} \quad (3.8)$$

όπου, $R_{Pt} - R_{ft}$ = η υπερβάλλουσα απόδοση του χαρτοφυλακίου P, β_{P1} και β_{P2} = τα β από το διπαραγοντικό μοντέλο με παράγοντες τις υπερβάλλουσες αποδόσεις των value weighted και equally weighted δεικτών των δυο τομέων του TSE, E/P και C/P = οι αποδόσεις των κερδών και των cash flow yield αντίστοιχα, LS = ο φυσικός λογάριθμος της κεφαλαιοποίησης και B/M = ο δείκτης λογιστικής προς χρηματιστηριακή αξία.

Οι μελετητές εξέτασαν τη συμπεριφορά των τεσσάρων αυτών μεταβλητών και με τα δυο μοντέλα καθώς επίσης διαφοροποίησαν την ανάλυση τους στις περιόδους έτσι ώστε να αναλύσουν ξεχωριστά το φαινόμενο του Ιανουαρίου (January effect) και ξεχωριστά το υπόλοιπο έτος.

Κατέληξαν στο συμπέρασμα ότι ο δείκτης λογιστικής προς χρηματιστηριακή αξία BM αποτελεί τη σημαντικότερη μεταβλητή, τόσο από στατιστικής όσο και οικονομικής σημασίας, στον προγνωστικό ρόλο των αποδόσεων των μετοχών του TSE. Ικανοποιητικά ήταν τα ευρήματα και για την cash flow yield όπου έδειξαν σε γενικές γραμμές σημαντική επίδραση στον σχηματισμό των αναμενόμενων αποδόσεων. Όσον αφορά το μέγεθος, επιβεβαιώθηκε και με αυτή τη μελέτη το φαινόμενο όπου μικρές επιχειρήσεις τείνουν να υπεραποδίδουν σε σχέση με άλλες μεγαλύτερες επιχειρήσεις, ακόμη και μετά από κατάλληλες προσαρμογές για τον κίνδυνο της αγοράς και άλλες θεμελιώδεις μεταβλητές. Ωστόσο η στατιστική σημαντικότητα της μεταβλητής αυτής χαρακτηρίζεται από ευαισθησία στις προδιαγραφές του μοντέλου παλινδρόμησης, και πράγματι σε μερικές περιπτώσεις η μεταβλητή αυτή δεν ήταν στατιστικά σημαντική. Τέλος όσον αφορά την επίδραση των earnings yield είναι δύσκολο να προσδιοριστούν επακριβώς τα αποτελέσματα τους στη διαμόρφωση των αποδόσεων των μετοχών. Καθώς προστίθενται και οι υπόλοιπες μεταβλητές στο μοντέλο και ιδιαίτερα αυτή του BM τότε τα ευρήματα δείχνουν μέχρι και αρνητική σχέση μεταξύ earnings yield και

αποδόσεων των μετοχών, όπου μάλιστα σε ορισμένες περιπτώσεις είναι αξιόπιστα αρνητική.

Ο Park⁴ (2010) μελέτησε την επίδραση της μερισματικής απόδοσης DY στις αποδόσεις των μετοχών που διαπραγματεύονται στο χρηματιστήριο της Κορέας (KRX). Προσπάθησε να δώσει απάντηση στο ερώτημα που έχει προβληματίσει τη διεθνή βιβλιογραφία αναφορικά με το εάν οι μετοχές με υψηλές μερισματικές αποδόσεις έχουν μεγαλύτερες αναμενόμενες αποδόσεις, εφόσον έχουν γίνει οι κατάλληλες προσαρμογές για τον κίνδυνο (risk-adjusted returns). Προηγούμενες μελέτες στο θέμα αυτό έχουν δείξει ότι η επίδραση της μερισματικής απόδοσης στη διαμόρφωση των αποδόσεων των μετοχών είναι περιορισμένη. Πολύς λόγος έχει γίνει για την επίδραση της φορολογίας των μερισμάτων από τον Brennan (1970) καθώς και για την επίδραση των βραχυπρόθεσμων και μακροπρόθεσμων μερισματικών αποδόσεων από τους Black και Scholes (1974) και Litzenberger και Ramaswamy (1979). Λόγω των διαφορών που έχει η αγορά της Κορέας συγκριτικά με άλλες αγορές, όπως αυτή της Αμερικής, όσον αφορά τον τρόπο πληρωμής του μερίσματος αλλά και τη φορολογία των μερισμάτων, έδωσαν στον Park το έναυσμα να επανεξετάσει τη σχέση μερισματικής απόδοσης και αναμενόμενης απόδοσης των μετοχών.

Χρησιμοποίησε ημερήσια δεδομένα για τις τιμές κλεισίματος των μετοχών που διαπραγματεύονται στο KRX, τα μερίσματα που πληρώνουν, την εμπορευσιμότητά τους καθώς και τις αποδόσεις των κυβερνητικών ομολόγων της Κορέας ως επιτόκιο μηδενικού κινδύνου για την περίοδο από τις 31 Μαρτίου 2001 μέχρι τις 31 Μαρτίου 2008. Από το δείγμα εξαιρέθηκαν μετοχές που ανήκουν στον βιομηχανικό κλάδο, μετοχές εταιριών που δεν κλείνουν διαχειριστική χρήση τον Δεκέμβριο, μετοχές που δεν διαπραγματεύονταν για χρονικό διάστημα μεγαλύτερο του ενός μήνα καθώς και μετοχές που πληρώνουν μέρισμα σε ενδιάμεσες περιόδους του έτους. Οι αναμενόμενες μερισματικές αποδόσεις κάθε μήνα υπολογίστηκαν ως δείκτης του μερίσματος που πλήρωσε η εταιρεία κατά το προηγούμενο έτος προς την τιμή κλεισίματος της μετοχής κατά την 31 Μαρτίου, που είναι συνήθως η

⁴ Park, J. 2010, "Dividend Yields and Stock Returns: Insight from the Empirical Evidence of Korea", *Asian-Pacific Journal of Financial Studies*, vol. 39, pp. 736-751.

ημερομηνία ανακοίνωσης για την πληρωμή του μερίσματος στις μετοχές του δείγματος.

Οι μετοχές κατατάχθηκαν σε πέντε χαρτοφυλάκια όπου στο πρώτο εντάχθηκαν μετοχές με μηδενικές μερισματικές αποδόσεις και στα υπόλοιπα τέσσερα εντάχθηκαν οι υπόλοιπες μετοχές ισάριθμα με βάση την αύξουσα μερισματική τους απόδοση. Εφόσον οι μετοχές του δείγματος πληρώνουν μέρισμα μια φορά ετησίως ή καθόλου το rebalancing των χαρτοφυλακίων πραγματοποιήθηκε σε ετήσια βάση. Υπολογίστηκαν οι μηνιαίες αποδόσεις των μετοχών μετά από φόρους με την υπόθεση ότι τα ληφθέντα μερίσματα επανεπενδύονται στην ίδια μετοχή. Ως σταθμά συμμετοχής της κάθε μετοχής στο χαρτοφυλάκιο χρησιμοποιήθηκε η αγοραία κεφαλαιοποίηση κάθε μετοχής κατά το τέλος Μαρτίου.

Η μεθοδολογία που ακολούθησε ο Park είναι αυτή του CAPM και του μοντέλου τριών παραγόντων των Fama και French (1993) όπου για τους σκοπούς της παρούσας μελέτης θα αρκεστούμε μόνο σε μια απλή αναφορά του μοντέλου.

$$\text{CAPM: } (R_{Pt} - R_{ft}) = \alpha_p + \beta_{1P}(MKT_t - R_{ft}) + e_{Pt} \quad (3.9)$$

Fama-French:

$$(R_{Pt} - R_{ft}) = \alpha_p + \beta_{1P}(MKT_t - R_{ft}) + \beta_{2P}SMB_t + \beta_{3P}HML_t + e_{Pt} \quad (3.10)$$

όπου, R_{Pt} = η value-weighted απόδοση του P-ιουστού χαρτοφυλακίου τον μήνα t , R_{ft} = η ετησιοποιημένη απόδοση των Κορεάτικων ομολόγων τον μήνα t , MKT_t = η υπερβάλλουσα απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς, SMB_t = η διαφορά των αποδόσεων των χαρτοφυλακίων με μετοχές χαμηλής και υψηλής κεφαλαιοποίησης και HML_t = η διαφορά των αποδόσεων των χαρτοφυλακίων με μετοχές υψηλού και χαμηλού δείκτη λογιστικής προς χρηματιστηριακή αξία.

Τα ευρήματα της έρευνας έδειξαν ότι υπάρχει θετική σχέση μεταξύ μερισματικής απόδοσης και αναμενόμενων αποδόσεων των μετοχών της Κορέας, σε αντίθεση με προηγούμενες μελέτες. Εφόσον χρησιμοποιήθηκαν μερισματικές αποδόσεις μετά από φόρους η υπόθεση του Brennan (1970) περί ύπαρξης φορολογικών κινήτρων στις μερισματικές αποδόσεις καθίσταται αμφίβολη. Εκτός από τον μήνα Ιανουάριο (January effect), για όλους τους

υπόλοιπους μήνες του έτους η σχέση αναμενόμενων αποδόσεων και μερισματικής απόδοσης ήταν θετική και στατιστικά σημαντική, σε αντίθεση με τα αποτελέσματα του Keim (1985). Επίσης το χαρτοφυλάκιο με μηδενικές μερισματικές αποδόσεις παρουσίαζε αρνητικές αποδόσεις και μάλιστα σε χαμηλότερα επίπεδα από τα αντίστοιχα χαρτοφυλάκια σε Αμερική και Ιαπωνία που εξετάστηκαν σε παρόμοιες μελέτες. Επιπλέον, η επίδραση της μερισματικής απόδοσης παρατηρήθηκε τόσο σε μικρές όσο και μεγάλες, από άποψη μεγέθους, επιχειρήσεις όπου μαζί με τα αποτελέσματα και από άλλες χώρες η επίδραση αυτή της μερισματικής απόδοσης δεν είναι τίποτε άλλο παρά μια άλλη μορφή εκδήλωσης της επίδρασης του μεγέθους (size effect) των επιχειρήσεων. Τέλος στην αγορά της Κορέας παρατηρήθηκαν υψηλές αποδόσεις γύρω από την ημερομηνία αποκοπής του μερίσματος, η οποία συνήθως συμπίπτει με το τέλος της εταιρικής χρήσης. Ωστόσο η επίδραση της μερισματικής απόδοσης, ακόμη και αν εξαιρεθεί από τις παρατηρήσεις του δείγματος ο μήνας Δεκέμβριος, εξακολουθεί να υφίσταται τόσο πριν όσο και μετά σε αντίθεση με τα αποτελέσματα των Litzenberger και Ramaswamy (1979) οι οποίοι είχαν παρατηρήσει ότι η επίδραση της μερισματικής απόδοσης υφίσταται μόνο κατά τη διάρκεια του μήνα αποκοπής του μερίσματος.

Οι Litzenberger και Ramaswamy⁵ (1982) εξέτασαν τη σχέση μερισματικής απόδοσης DY και αναμενόμενων αποδόσεων των μετοχών στο χρηματιστήριο της Νέας Υόρκης NYSE. Στη βιβλιογραφία έχει υπάρξει σκληρή διαμάχη για το εάν ισχύει ή όχι το γεγονός ότι υπάρχει μια θετική σχέση μεταξύ αποδόσεων των μετοχών και DY που να οφείλεται αποκλειστικά στο φαινόμενο της πληροφόρησης (information effect).

Χρησιμοποίησαν δεδομένα μετοχών του NYSE για μια περίοδο από το 1940 έως το 1980 και η μεθοδολογία που ακολούθησαν ήταν μια παραλλαγή του CAPM, το "Tax clientele CAPM". Οι ερευνητές υποθέτουν ότι οι επενδυτές ανήκουν σε 5 ομάδες όπου κάθε μια έχει διαφορετικό φορολογικό συντελεστή και κάθε ομάδα κατέχει το 1/5 της αγοραίας αξίας των μετοχών του NYSE. Τα χαρτοφυλάκια των μετοχών θεωρούνται ότι είναι τα βέλτιστα

⁵ Litzenberger, R. & Ramaswamy, K. 1982, "The Effects of Dividends on Common Stock Prices. Tax Effects or Information Effects?", *The Journal of Finance*, vol. 37, pp. 429-443.

της αγοράς και η αγορά βρίσκεται σε ισορροπία. Τα χαρτοφυλάκια κατατάχθηκαν με βάση την ετήσια μερισματική τους απόδοση και με τον τρόπο αυτό δημιουργήθηκαν 5 ομάδες χαρτοφυλακίων (Low to High yield) όπου κάθε χαρτοφυλάκιο είχε αξία ίση με το 1/5 της αγοραίας αξίας.

$$\tilde{R}_{it} - r_{ft} = \gamma_{0g} + \gamma_{1g}\beta_{it} + \gamma_{2g}(d_{it} - r_{ft}) + \varepsilon_{it}, \quad \forall i \in g, g = 1, 2, \dots, 5 \quad (3.11)$$

όπου, $\tilde{R}_{it} - r_{ft}$ = η υπερβάλλουσα απόδοση της i μετοχής τη χρονική στιγμή t , β_{it} και d_{it} = ο συστηματικός κίνδυνος και η μερισματική απόδοση αντίστοιχα.

Τα εμπειρικά αποτελέσματα έδειξαν ότι υπάρχει μια θετική αλλά μη-γραμμική σχέση μεταξύ αναμενόμενων αποδόσεων και DY. Οι προβλέψεις για την αναμενόμενη DY βασίζονται σε εκ των προτέρων (ex ante) πληροφορίες και ως εκ τούτου οι προβλέψεις αυτές είναι ελεύθερες από πιθανές πληροφορίες που περιέχονται σε μεταβλητές όπως η DY που προβλέπουν την εμφάνιση ή την έλλειψη του μερίσματος. Τέλος οι ερευνητές δεν κατέληξαν για το εάν η επίδραση της DY στις αναμενόμενες αποδόσεις οφείλεται στους φόρους ή σε κάποια άλλη παραλειπόμενη μεταβλητή.

Οι Naranjo, Nimalendran και Ryngaert⁶ (1998) εξέτασαν τη σχέση μερισματικής απόδοσης DY και αναμενόμενων αποδόσεων των μετοχών στο χρηματιστήριο της Νέας Υόρκης NYSE. Προσπάθησαν να δώσουν μια απάντηση στην επίδραση της φορολογίας των μερισμάτων (tax effect) και στην υπόθεση περί ουδετερότητας στη μερισματική πολιτική των εταιρειών (dividend neutrality) που έχουν απασχολήσει τη διεθνή βιβλιογραφία.

Σχετικά με την επίδραση της φορολογίας στα μερίσματα, όπως προτάθηκε από τον Brennan (1970), οι επενδυτές λαμβάνουν υψηλότερες, προ φόρων, αποδόσεις σε μετοχές με υψηλό αναμενόμενο μέρισμα. Αντίθετα, αναφορικά με την ουδετερότητα στην μερισματική πολιτική, όπως προτάθηκε από τους Black και Scholes (1974), αν οι επενδυτές απαιτούσαν υψηλές αποδόσεις για να διακρατήσουν μετοχές με υψηλή μερισματική απόδοση τότε οι επιχειρήσεις θα προσάρμοζαν τη μερισματική τους πολιτική με τέτοιο τρόπο

⁶ Naranjo, A., Nimalendran, M. & Ryngaert, M. 1998, "Stock Returns, Dividend Yields, and Taxes", The Journal of Finance, vol. 53, pp. 2029-2057.

ώστε να περιορίσουν τα μερίσματα που πληρώνουν, να χαμηλώσουν το κόστος άντλησης κεφαλαίων και να αυξήσουν την τιμή της μετοχής τους. Ομοίως, αν οι επενδυτές απαιτούσαν χαμηλότερες αποδόσεις για να διακρατήσουν μετοχές με υψηλή μερισματική απόδοση τότε για τη μεγιστοποίηση της αξίας τους οι επιχειρήσεις θα αύξαναν τις πληρωμές μερισμάτων έτσι ώστε να αυξηθεί η τιμή της μετοχής τους. Σε συνθήκες ισορροπίας η συνολική προσφορά μερισμάτων από τις επιχειρήσεις θα πρέπει να συναντά τη συνολική ζήτηση των επενδυτών για έσοδα από μερίσματα η οποία θα πρέπει να είναι τουλάχιστον ίση με τα κεφαλαιακά τους κέρδη. Κάτι τέτοιο θα είχε ως αποτέλεσμα να μην υπάρχει προβλεπτική σχέση μεταξύ μερισματικής απόδοσης και αναμενόμενων αποδόσεων των μετοχών, μετά και τις προσαρμογές για τον κίνδυνο.

Χρησιμοποίησαν μηνιαία δεδομένα μετοχών του NYSE για μια περίοδο από τον Ιούλιο του 1963 έως τον Δεκέμβριο του 1994 και κατέταξαν τις μετοχές σε 11 χαρτοφυλάκια με βάση τη μερισματική τους απόδοση. Εξέτασαν ξεχωριστά την επίδραση που έχουν στην υποεπίδοση των επιχειρήσεων οι αρχικές και δευτερεύουσες δημόσιες εγγραφές (IPO's και SEO's) για την άντληση νέων κεφαλαίων. Ως αντιπροσωπευτικό (proxy) φορολογικό συντελεστή χρησιμοποίησαν αυτόν που τεκμαίρεται (implied) από την αγορά ομολόγων στα πλαίσια του Poterba (1986, 1989). Η οικονομετρική μεθοδολογία που ακολούθησαν ήταν αυτή των τριών παραγόντων των Fama και French (1996).

Τα εμπειρικά ευρήματα της έρευνας έδειξαν ότι η παρατηρούμενη επίδραση της μερισματικής απόδοσης στις αποδόσεις των μετοχών είναι θετική για ολόκληρο το χρονικό διάστημα της έρευνας. Μάλιστα η επίδραση αυτή δεν φαίνεται να οφείλεται σε άλλες ανωμαλίες του μοντέλου τιμολόγησης που έχουν καταγραφεί σε προηγούμενες μελέτες όπως των Lakonishok, Shleifer και Vishny (1994) και των Loughran και Ritter (1995). Κατά την εξέταση της επίδρασης του φορολογικού συντελεστή ή των αλλαγών που επέρχονται σε αυτόν από τις αλλαγές στη φορολογική νομοθεσία διαπίστωσαν ότι η μερισματική απόδοση δεν σχετίζεται σε καμία περίπτωση με τις αλλαγές αυτές. Τέλος η αλλαγή της μερισματικής πολιτικής έχει κόστος για τις επιχειρήσεις με υψηλές αποδόσεις και σε φυσιολογικές συνθήκες θα περίμενε κανείς να δει ότι μια αλλαγή του φορολογικού συντελεστή θα

επέφερε μείωση της απόδοσης των μετοχών αυτών, κάτι τέτοιο όμως δεν παρατηρήθηκε σε κανένα σημείο της έρευνας.

Οι Kheradyar και Ibrahim⁷ (2011) μελέτησαν την επίδραση της μερισματικής απόδοσης DY, των earnings yield EY και του δείκτη λογιστικής προς χρηματιστηριακή αξία BM στη διαμόρφωση των αναμενόμενων αποδόσεων των μετοχών του χρηματιστηρίου της Μαλαισίας (Bursa Stock Exchange BSE). Στα πλαίσια της αντίστοιχης μελέτης που έγινε από τον Lewellen (2004) για τους ανωτέρω δείκτες σε αναπτυσσόμενες αγορές (developed markets), οι ερευνητές θέλησαν να δουν κατά πόσο τα αποτελέσματα θα τύχουν ίδιας εφαρμογής και σε αναδυόμενες αγορές (emerging markets) όπως αυτή της Μαλαισίας.

Στο άρθρο τους δίνουν τρεις επισημάνσεις αναφορικά με τη συμπεριφορά των αριθμοδεικτών. Αναφέρουν ότι εφόσον και οι τρεις αυτοί αριθμοδείκτες έχουν στον παρονομαστή τους την αγοραία τιμή P της μετοχής, όταν οι μετοχές είναι υπερεκτιμημένες και οι τιμές τους από την αγορά δεν αντανakλούν τη φυσιολογική τους αξία τότε οι αριθμοδείκτες παρουσιάζουν χαμηλότερες τιμές και η προβλεπτική τους ικανότητα παραπέμπει σε χαμηλότερες αποδόσεις. Επίσης επισημαίνουν ότι οι αριθμοδείκτες διαφέρουν χρονικά σε ποσοστά έκπτωσης (discount rates) και θα πρέπει να είναι θετικά συσχετισμένοι με τα ποσοστά αυτά. Τέλος αναφέρουν ότι οι στατιστικές ιδιότητες των αριθμοδεικτών έχουν μεγάλη επίδραση στις δοκιμές για την προβλεψιμότητα των αποδόσεων των μετοχών και αυτό οφείλεται σε ένα μεγάλο ποσοστό στις αλλαγές των τιμών P των μετοχών στον παρονομαστή των αριθμοδεικτών.

Χρησιμοποίησαν ημερήσια δεδομένα 100 μετοχών του χρηματιστηρίου της Μαλαισίας από τον Ιανουάριο του 2000 μέχρι και τον Δεκέμβριο του 2009. Οι μετοχές του δείγματος εμφανίζονταν στο ταμπλό του BSE πριν από τον Ιανουάριο του 2000, η διαπραγμάτευσή τους δεν είχε ανασταλεί για περισσότερους από 12 μήνες, δεν είχαν διαγραφεί από το ταμπλό κατά τη διάρκεια της εξεταζόμενης περιόδου, τα δεδομένα των μετοχών ήταν διαθέσιμα στη βάση της DataStream και τέλος η μερισματική απόδοση των

⁷ Kheradyar, S. & Ibrahim, I. 2011, "Financial Ratios as Empirical Predictors of Stock Return", International Proceedings of Economics Development and Research, vol. 10, pp. 318-322.

μετοχών δεν έπρεπε να είναι μηδέν για περισσότερο από 12 μήνες σε κάθε περίοδο. Τέλος το δείγμα των 100 μετοχών διασπάστηκε σε 2 ισάριθμα δείγματα μετοχών έτσι ώστε να μειωθούν τα τυχαία σφάλματα δειγματοληψίας (random sampling errors).

Ακολουθήθηκε η μεθοδολογία των panel data analysis και έγινε έλεγχος της στασιμότητας (stationary) των μεταβλητών με τέσσερις ελέγχους μοναδιαίας ρίζας για διαφορετικές χρονικές υστερήσεις. Χρησιμοποιήθηκε η μέθοδος των generalized least squares (GLS) για τη διόρθωση της συνδιακύμανσης και του t-statistic καθώς επίσης και για την αντιμετώπιση της ετεροσκεδαστικότητας και της μη κανονικότητας των καταλοίπων της κατανομής. Επίσης για τη διόρθωση των σφαλμάτων των συντελεστών χρησιμοποιήθηκε η μέθοδος white και για τον έλεγχο αυτοσυσχέτισης των δεδομένων μεταξύ προηγούμενης και επόμενης περιόδου χρησιμοποιήθηκε ο έλεγχος Durbin-Watson.

Στο μοντέλο της παλινδρόμησης έγινε έλεγχος 8 μηδενικών υποθέσεων. Η μηδενική υπόθεση είχε ως βάση « Δεν υπάρχει σχέση μεταξύ αναμενόμενης απόδοσης και εξεταζόμενης μεταβλητής». 6 υποθέσεις αφορούσαν μεμονωμένα τη μεταβλητή του κάθε δείγματος ξεχωριστά (3 μεταβλητές χ 2 δείγματα) και 2 υποθέσεων για όλες τις μεταβλητές κάθε δείγματος ταυτόχρονα.

Οι παλινδρομήσεις για κάθε μεταβλητή χωριστά:

$$R_{it} = \beta_0 + \beta_i DY_{i(t-1)} + \varepsilon_{it} \quad (3.12)$$

$$R_{it} = \beta_0 + \beta_i EY_{i(t-1)} + \varepsilon_{it} \quad (3.13)$$

$$R_{it} = \beta_0 + \beta_i B/M_{i(t-1)} + \varepsilon_{it} \quad (3.14)$$

Η παλινδρόμηση για όλες τις μεταβλητές ταυτόχρονα:

$$R_{it} = \beta_0 + \beta_{i1} DY_{i(t-1)} + \beta_{i2} EY_{i(t-1)} + \beta_{i3} B/M_{i(t-1)} + \varepsilon_{it} \quad (3.15)$$

όπου R, DY, EY, και B/M = η απόδοση της μετοχής, η μερισματική απόδοση, η earnings yield και ο λόγος λογιστικής προς χρηματιστηριακή αξία αντίστοιχα, β_0 = η εκτιμώμενη σταθερά, β_i = ο συντελεστής του i -οστού παράγοντα με $i = 1, 2, 3, \dots, k$, και $\beta_{i1}, \beta_{i2}, \beta_{i3}$ = οι συντελεστές των DY, EY και B/M αντίστοιχα με $i = 1, 2, 3, \dots, k$.

Τα εμπειρικά ευρήματα έδειξαν ότι από τις 6 μηδενικές υποθέσεις για κάθε μεταβλητή χωριστά οι 5 απορρίφθηκαν και η μόνη που επιβεβαιώθηκε ήταν αυτή που αφορούσε τη DY για το δεύτερο δείγμα. Από τις 2 υποθέσεις για την ταυτόχρονη επίδραση των μεταβλητών αυτών στις αναμενόμενες αποδόσεις και οι 2 απορρίφθηκαν. Το αποτέλεσμα αυτό επιβεβαίωσε για ακόμη μια φορά τη μεγάλη προβλεπτική ικανότητα των τριών αυτών μεταβλητών μαζί, καθότι οι συντελεστές τους βρέθηκαν θετικοί και στα δυο δείγματα και με υψηλά μάλιστα επίπεδα στο προσαρμοσμένο R^2 .

Από τα αποτελέσματα της ανωτέρω έρευνας οι μελετητές διαπίστωσαν ότι ισχύουν και στις αναδυόμενες αγορές, όπως αυτή της Μαλαισίας, οι απόψεις του Lewellen (2004) για την προβλεπτική ικανότητα των DY, EY και B/M. Επιπλέον, όπως και σε προηγούμενες μελέτες των Fama και French (1992, 1995) και με αυτήν τη μελέτη διαπιστώθηκε ότι η επίδραση του B/M είναι συγκριτικά μεγαλύτερη από τις άλλες δυο μεταβλητές. Τέλος, οι χρηματοοικονομικοί δείκτες φαίνεται να παίζουν μοναδικό και συμπληρωματικό ρόλο ως εμπειρική προάγγελος των αποδόσεων των μετοχών.

Ο Lewellen⁸ (2004) μελέτησε την επίδραση της μερισματικής απόδοσης DY, του δείκτη λογιστικής προς χρηματιστηριακή αξία BM και των earnings yield EY στη διαμόρφωση των συνολικών αποδόσεων του δείκτη του χρηματιστηρίου της Νέας Υόρκης NYSE. Η έρευνα εστιάστηκε περισσότερο στην προβλεπτική ικανότητα της DY για μικρά δείγματα στα βήματα των Stambaugh (1986, 1999) Mankiw και Shapiro (1986) και Nelson και Kim (1993).

Χρησιμοποιήθηκαν μηνιαία δεδομένα για το χρονικό διάστημα από το 1946 έως το 2000 για την DY και από το 1963 έως το 2000 για τους BM και EY. Ακολουθήθηκε η μεθοδολογία ενός αυτοπαλίνδρομου μοντέλου 1^{ης} τάξεως (AR1) με τη χρήση Ordinary Least Squares (OLS), όπου για τους σκοπούς της παρούσας μελέτης θα αρκεστούμε σε απλή αναφορά του μοντέλου:

⁸ Lewellen, J. 2004, "Predicting Returns with Financial Ratios", Journal of Financial Economics, vol. 74, pp. 209-235.

$$r_t = \alpha + \beta\chi_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.16)$$

όπου, r_t = η απόδοση τον μήνα t , χ_{t-1} = η μεταβλητή πρόβλεψης (DY, BM ή EY), α = μια σταθερά και ε_t = τα κατάλοιπα της παλινδρόμησης.

Η μεταβλητή πρόβλεψης θεωρείται ότι ακολουθεί μια στάσιμη διαδικασία AR1 με:

$$x_t = \rho + \rho\chi_{t-1} + \mu_t, \quad \rho < 1 \quad (3.17)$$

Ο Lewellen τονίζει ότι οι προηγούμενες μελέτες επικεντρώθηκαν στην οριακή κατανομή των συντελεστών πρόβλεψης. και είχαν ως αποτέλεσμα να αγνοούνται χρήσιμες πληροφορίες για τις αποδόσεις όταν η αυτοσυσχέτιση μιας μεταβλητής πρόβλεψης είναι κοντά στη μονάδα και να υποεκτιμάται η σημασία των DY, BM και EY. Κατέληξε στο συμπέρασμα ότι η DY μπορεί να προβλέψει με μεγάλη στατιστική σημαντικότητα τις αποδόσεις του NYSE (equal weighted και value weighted) ενώ τα ευρήματα για τους BM και EY ήταν ασθενέστερα και φαίνεται να έχουν περιορισμένη προβλεπτική ικανότητα.

Οι Goetzmann και Jorion⁹ (1993) επανεξέτασαν την προβλεπτική ικανότητα της μερισματικής απόδοσης DY στις μακροχρόνιες αποδόσεις των μετοχών. Αναφέρονται στο γεγονός ότι οι DY επηρεάζονται από τις τιμές P των μετοχών στην αγορά και ως εκ τούτου οι εκτιμήσεις των ανεξάρτητων μεταβλητών στο δεξί μέρος των μοντέλων παλινδρόμησης πάσχουν από μεροληψία λόγω του γεγονότος ότι συσχετίζονται με την εξαρτημένη μεταβλητή με κάποια χρονική υστέρηση.

Στην προσπάθειά τους να ξεπεράσουν την ανωτέρω μεροληψία χρησιμοποίησαν τη μεθοδολογία bootstrap υπό τη μηδενική υπόθεση ότι οι αποδόσεις των μετοχών χαρακτηρίζονται από Ανεξαρτησία και Ταυτονομία (IID) και ότι δεν συσχετίζονται με την ιστορική μερισματική τους απόδοση, στα πλαίσια του Efron (1979), με δεδομένα του δείκτη S & P για μια περίοδο από το 1927 έως το 1990 καθώς και δύο υποπεριόδους από το 1927 έως το 1958 και από το 1959 έως το 1990. Η μέθοδος αυτή τυγχάνει εφαρμογής

⁹ Goetzmann, W. & Jorion, P. 1993, "Testing the Predictive Power of Dividend Yields", The Journal of Finance, vol. 42, pp. 663-679.

μόνο για μεγάλα δείγματα δεδομένων και δεν αποτελεί αντικείμενο της παρούσας μελέτης.

Τα εμπειρικά ευρήματα της έρευνας ήταν αντίθετα με αυτά που προκύπτουν από την γραμμική παλινδρόμηση. Οι ερευνητές εφιστούν προσοχή στην ανάλυση και εξαγωγή ορθών συμπερασμάτων από τα μοντέλα αυτά. Θα πρέπει να χρησιμοποιούνται με πολύ μεγάλη προσοχή τα συνηθισμένα στατιστικά στοιχεία της παλινδρόμησης και θα πρέπει να εξετάζονται ενδελεχώς οι υποκείμενες κατανομές τους για τυχόν μεροληπτικά σφάλματα που οφείλονται σε χρονικές υστερήσεις. Εν συνόλω κατέληξαν ότι δεν υπάρχουν ισχυρά στατιστικά στοιχεία που να δείχνουν ότι οι μερισματικές αποδόσεις μπορούν χρησιμοποιηθούν για την πρόβλεψη των αποδόσεων των μετοχών.

Οι Θερίου, Μαδυτινός, Χατζόγλου και Αγγελίδης¹⁰ (2005) μελέτησαν την ικανότητα του CAPM και των ιδιαίτερων χαρακτηριστικών των εταιρειών στην εξήγηση των μέσων αποδόσεων των μετοχών και του κινδύνου στο χρηματιστήριο Αθηνών (ASE). Εξέτασαν την επίδραση του συστηματικού κινδύνου όπως μετράται από το β , του μεγέθους ME και του δείκτη λογιστικής προς χρηματιστηριακή αξία BM.

Χρησιμοποίησαν μηνιαία δεδομένα κοινών μετοχών από τη Data Bank του ASE καθώς και χρηματοοικονομικούς δείκτες των εταιρειών αυτών από την Profile για το χρονικό διάστημα από τον Ιούλιο του 1993 έως τον Ιούνιο του 2001. Επελέγη το μέσον του έτους καθότι το διάστημα αυτό οι εταιρείες δημοσιεύουν τις οικονομικές καταστάσεις της προηγούμενης διαχειριστικής περιόδου και κατά συνέπεια παράγονται χρηματοοικονομικά δεδομένα για τους αριθμοδείκτες. Από το δείγμα εξαιρέθηκαν μετοχές χρηματοπιστωτικών ιδρυμάτων και ασφαλιστικών εταιρειών λόγω της μεγάλης τους μόχλευσης καθώς και προνομιούχες μετοχές εταιρειών. Τέλος έγιναν κατάλληλες προσαρμογές για διασπάσεις μετοχών και έγινε έλεγχος για την ύπαρξη μετοχών με αρνητική λογιστική αξία, όπου δεν βρέθηκε καμία στο δείγμα.

¹⁰ Theriou, N., Maditinos, D., Chadzoglou, P. & Angelidis, V. 2005, "The Cross-Section of Expected Stock Returns: An Empirical Study in the Athens Stock Exchange", *Managerial Finance*, vol. 31, pp. 58-78.

Οι μετοχές κατατάχθηκαν σε χαρτοφυλάκια στα πρότυπα των Fama και MacBeth (1973) έτσι ώστε να δημιουργηθεί η χρονοσειρά των δεδομένων για την εξεταζόμενη περίοδο. Εν συνεχεία, εφαρμόστηκε το μοντέλο τριών παραγόντων των Fama και French (1992) όπως αναφέρθηκε προηγουμένως. Παράλληλα εφαρμόστηκαν μοντέλα παλινδρόμησης για κάθε ανεξάρτητη μεταβλητή χωριστά όσο και συνδυαστικά. Συνολικά εφαρμόστηκαν 7 μοντέλα παλινδρόμησης.

Τα ευρήματα της έρευνας όσον αφορά το β ήταν αντίθετα με αυτά του CAPM. Ακόμη και σε μοντέλα όπου το β ήταν η μόνη επεξηγηματική μεταβλητή τα αποτελέσματα έδειξαν ότι δεν μπορεί να εξηγήσει τη μεταβλητότητα των αποδόσεων των μετοχών του ASE. Αντίθετα επιβεβαιώθηκε η έρευνα των Fama και French (1992) όσον αφορά την αρνητική σχέση μεταξύ ME και αναμενόμενων αποδόσεων. Επίσης, επιβεβαιώθηκε η άποψη του Rosenberg (1985) για την ύπαρξη θετικής σχέσης του μεταξύ του BM και της μεταβλητότητας των αναμενόμενων αποδόσεων, μόνο όμως στα μοντέλα όπου η ανεξάρτητη μεταβλητή ήταν το BM. Οι επεξηγηματικές μεταβλητές ME και BM μπορούν να εξηγήσουν τις αναμενόμενες αποδόσεις των μετοχών, αλλά σε συνδυασμό και με το β η προβλεπτική τους ικανότητα αυξάνεται σημαντικά.

Οι Αλεξάκης, Πάτρα και Poshakwale¹¹ (2010) μελέτησαν την επίδραση των χρηματοοικονομικών δεικτών στη διαμόρφωση των αποδόσεων των μετοχών του χρηματιστηρίου Αθηνών ASE. Η έρευνα τους οδήγησε στο συμπέρασμα ότι το σετ των δεικτών που επέλεξαν εμπεριέχει σημαντικές πληροφορίες για την προβλεψιμότητα των μετοχών. Σε αρκετές περιπτώσεις μάλιστα, τα χαρτοφυλάκια μετοχών που επιλέχθηκαν με βάση τους χρηματοοικονομικούς δείκτες απέφεραν αποδόσεις υψηλότερες από τον μέσο όρο, γεγονός που υποδηλώνει ότι οι τιμές των μετοχών της Ελληνικής κεφαλαιαγοράς δεν ενσωματώνουν πλήρως όλες τις διαθέσιμες πληροφορίες που παρέχονται μέσω των οικονομικών καταστάσεων των εταιρειών, με

¹¹ Alexakis, C., Patra, T. & Poshakwale, S. 2010, "Predictability of stock returns using financial statement information: evidence on semi-strong efficiency of emerging Greek stock market", Applied Financial Economics, vol. 20, pp. 1321-1326.

αποτελεσμα η αγορά αυτή να χαρακτηρίζεται από μέτρια αποτελεσματικότητα (semi-strong efficiency).

Οι ερευνητές χρησιμοποίησαν ετήσια δεδομένα μετοχών και χρηματοοικονομικών δεικτών για ένα δείγμα 47 αντιπροσωπευτικών εταιρειών που διαπραγματεύονται συνεχώς στο ASE για το χρονικό διάστημα από 1993 έως το 2006. Χρησιμοποίησαν τη μεθοδολογία Panel Data Analysis για την ανάλυση 10 χρηματοοικονομικών δεικτών κερδοφορίας, χρέους, επενδύσεων και ρευστότητας. Για τους σκοπούς της δικής μας μελέτης θα αναφερθούμε μόνο στα ευρήματα για τον δείκτη λογιστικής προς χρηματιστηριακή αξία BM, όπου οι ερευνητές εξέτασαν, και συγκεκριμένα στον αντίστροφο δείκτη χρηματιστηριακής προς λογιστική αξία MB.

Το δείγμα περιόδων διασπάστηκε σε 3 υποπεριόδους από το 1993 έως το 2003, από το 1993-2004 και από το 1993-2005 εκφράζοντας έτσι τις ανοδικές και καθοδικές (bull and bear) διακυμάνσεις της Ελληνικής αγοράς. Στην πρώτη και τελευταία υποπερίοδο ο δείκτης MB εμφάνισε αρνητική σχέση με τις αναμενόμενες αποδόσεις σε ποσοστό σημαντικότητας 5% και στη δεύτερη υποπερίοδο σε ποσοστό σημαντικότητας 10%. Αντιστρέφοντας τον δείκτη MB σε BM τα αποτελέσματα θα παρέμεναν τα ίδια με τη διαφορά ότι η σχέση δείκτη-απόδοσης από αρνητική θα άλλαζε σε θετική.

Οι Belke και Polleit¹² (2006) στα πλαίσια ενός πολύπλοκου από μαθηματικής άποψης μοντέλου, εξέτασαν την επίδραση της μερισματικής απόδοσης DY στις αναμενόμενες αποδόσεις των μετοχών του χρηματιστηρίου της Φρανκφούρτης FSE. Η έρευνά τους πραγματοποιήθηκε υπό την υπόθεση ύπαρξης αποτελεσματικής αγοράς που χαρακτηρίζεται από επενδυτές με ορθολογικές προσδοκίες (Efficient Market Hypothesis under Rational Expectations).

Οι ερευνητές επισημαίνουν ότι από προηγούμενες μελέτες για το ίδιο θέμα έχουν ανακύψει διάφορα προβλήματα λόγω της κατασκευής των μοντέλων παλινδρόμησης. Συνήθως τα υπό εξέταση δείγματα υπό το πλαίσιο EMH-RE είναι μικρά σε μέγεθος και με περιορισμένο αριθμό βαθμών ελευθερίας, λόγω της χρήσης των κινητών μέσων για τον προσδιορισμό των

¹² Belke, A. & Polleit, T. 2006, "Dividend Yields for Forecasting Stock Market Returns. An ARDL Co integration Analysis for Germany", *Ekonomia*, vol. 9, pp. 86-116.

αποδόσεων των μετοχών. Κατά συνέπεια δεν υπάρχουν σαφείς πληροφορίες για τις ιδιότητες ολοκλήρωσης και συνολοκλήρωσης των δεδομένων του δείγματος.

Υπό αυτό το πρίσμα Χρησιμοποίησαν μηνιαία δεδομένα Γερμανικών μετοχών για το χρονικό διάστημα από το 1974 έως το 2003 και πρότειναν μια σύνθετη ανάλυση συνολοκλήρωσης βασισμένη σε ένα αυτοπαλίνδρομο μοντέλο με χρονικές υστερήσεις (AutoRegressive Distributed Lag) στα πλαίσια των Pesaran, Shin και Smith (1996). Το μοντέλο αυτό ξεπερνά τις ανωτέρω δυσκολίες για τα μικρά δείγματα και είναι σε θέση να αντιμετωπίσει το πρόβλημα έλλειψης εξωγένειας της μερισματικής απόδοσης.

Τα ευρήματα της έρευνας έδειξαν ότι η DY μπορεί να εξηγήσει τις αναμενόμενες αποδόσεις των μετοχών μόνο για μετοχές με «χαμηλές» τιμές και αναμενόμενες υψηλές μερισματικές αποδόσεις και σε σχέση πάντα με τον χρονικό ορίζοντα της επένδυσης. Σε γενικές γραμμές κατέληξαν ότι η μερισματική απόδοση δεν είναι ιδιαίτερα χρήσιμη μεταβλητή για την προβλεπτική ικανότητα των αποδόσεων των μετοχών.

Οι Μιχαηλίδης, Τσόπογλου και Παπαναστασίου¹³ (2007) εξέτασαν τη διακύμανση των αποδόσεων των μετοχών του χρηματιστηρίου Αθηνών ASE μελετώντας την αλληλεπίδραση του κινδύνου, όπως εκφράζεται από το β , του μεγέθους ME, της απόδοσης των κερδών E/P και του δείκτη λογιστικής προς χρηματιστηριακή αξίας BM. Διαμόρφωσαν χαρτοφυλάκια κατατάσσοντας ξεχωριστά κάθε φορά τις μετοχές με ένα ή δυο κριτήρια ταξινόμησης προερχόμενα από τα ανωτέρω μεγέθη.

Χρησιμοποίησαν εβδομαδιαία δεδομένα μετοχών του ASE για την περίοδο από τον Ιανουάριο του 1997 μέχρι τον Δεκέμβριο του 2003. Ο λόγος που χρησιμοποιήθηκαν εβδομαδιαία δεδομένα έγκειται στο να μη δημιουργηθούν προβλήματα μεροληψίας (biases) στην εκτίμηση του β . Η μεθοδολογία που ακολουθήθηκε ήταν αυτή του CAPM των Sharpe (1964), Lintner (1965) και Black (1972).

¹³ Michailidis, G., Tsopoglou, S. & Papanastasiou, D. 2007, "The Cross-Section of Expected Stock Returns for the Athens Stock Exchange", International Research of Finance and Economics, vol. 8, pp. 63-96.

Τα ευρήματα της από κοινού αλληλεπίδρασης των ανωτέρω μεγεθών δεν έδειξαν ενθαρρυντικά στοιχεία στη επεξηγηματικότητα των αποδόσεων των μετοχών. Τα σχετικά με την παρούσα μελέτη μας ευρήματα έδειξαν πως όταν τα χαρτοφυλάκια των μετοχών κατατάσσονταν με κριτήριο τον δείκτη BM δεν προκύπτει καμία σχέση αναμενόμενης απόδοσης και BM. Οι ερευνητές επεσήμαναν ότι οι ανωτέρω μεταβλητές αποτελούν διαβαθμισμένες εκδόσεις των τιμών των μετοχών και μπορούν να θεωρηθούν ως διαφορετικοί τρόποι άντλησης πληροφοριών των τιμών αυτών. Λόγω του ανωτέρω γεγονότος είναι εύλογο να αναμένεται ότι ορισμένες από αυτές τις μεταβλητές είναι περιττές για την εξήγηση των μέσων αποδόσεων των μετοχών.

Οι Kothari , Shanken και Sloan¹⁴ (1995) εξέτασαν την επίδραση του κινδύνου, όπως εκφράζεται από το β και του δείκτη λογιστικής προς χρηματιστηριακή αξίας BM στη διαμόρφωση των αποδόσεων των μετοχών. Στη μελέτη τους, επανεξέτασαν τα αποτελέσματα της έρευνας των Fama και French FF (1992) αναφορικά με την θετικά ασθενή σχέση του β και των αποδόσεων των μετοχών καθώς και της επεξηγηματικής δυνατότητας των αποδόσεων από παράγοντες όπως το μέγεθος ME και ο δείκτης λογιστικής προς χρηματιστηριακή αξία BM.

Οι ερευνητές χρησιμοποίησαν ένα διαφορετικό dataset σε σχέση με αυτό των FF για το χρονικό διάστημα από το 1927 έως το 1990. Υπό το έρεισμα ότι το dataset των FF από τις βάσεις δεδομένων της COMPUSTAT πάσχει από μεροληπτικά σφάλματα που επηρεάζουν τα “high” “low” BM χαρτοφυλάκια των FF, χρησιμοποίησαν δεδομένα από τη βάση δεδομένων Standard & Poors (S&P) για την αντίστοιχη περίοδο.

Τα ευρήματα της έρευνάς τους έδειξαν ότι οι αναμενόμενες αποδόσεις των μετοχών δεν αντανakλούν ουσιαστικές αποζημιώσεις για τον κίνδυνο όπως αυτός εκφράζεται από το β , με την προϋπόθεση ότι το β υπολογίζεται σε ετήσια βάση. Όσον αφορά την επίδραση του BM, βρήκαν πολύ ασθενή σχέση μεταξύ BM και αναμενόμενων αποδόσεων. Οι ερευνητές μέσα από αυτή τη μελέτη θέλησαν να αναδείξουν το ρόλο που διαδραματίζουν τα

¹⁴ Kothari, S., Shanken, J. & Sloan, R. 1995, "Another Look at the Cross-section of Expected Stock Returns", The Journal of Finance, vol. 50, pp. 185-224.

μεροληπτικά σφάλματα του δείγματος που χρησιμοποιεί κάθε ερευνητής τόσο στην επεξηγηματική δυνατότητα των ανεξάρτητων μεταβλητών της παλινδρόμησης όσο και στο υπολογισμό του β .

Οι Kothari και Shanken¹⁵ (1997) μελέτησαν την επίδραση του δείκτη λογιστικής προς χρηματιστηριακή αξία BM και της μερισματικής απόδοσης στη διαμόρφωση των αποδόσεων των μετοχών του Χρηματιστηρίου της Νέας Υόρκης NYSE. Η βιβλιογραφία έχει δώσει έμφαση σε δυο μορφές προβλεπτικής ικανότητας των χρηματοοικονομικών δεικτών, σε αυτή των *time series*, για αποτελεσματικές αγορές, και σε αυτή των *cross section*, για μη αποτελεσματικές αγορές. Η παρούσα έρευνα αξιολογεί την ικανότητα ενός συνολικού BM για την παρακολούθηση της *time series* διακύμανσης της απόδοσης ενός χρηματιστηριακού δείκτη και να συγκρίνει την ικανότητα του δείκτη αυτού με την DY.

Χρησιμοποίησαν δεδομένα του δείκτη Dow Jones Industry για μια περίοδο από το 1926 έως το 1991 και μια υποπερίοδο από το 1941 έως το 1991. Η αξιολόγηση της στατιστικής σημαντικότητας των στοιχείων της παλινδρόμησης έγινε με έλεγχο Vector-Autoregressive (VAR). Εξέτασαν τη μηδενική υπόθεση ότι δεν υπάρχει προβλεπτική ικανότητα των BM και DY στις αναμενόμενες αποδόσεις του χρηματιστηριακού δείκτη, καθώς και την οικονομική σημασία της σχέσης αυτής μέσω μιας Bayesian-Bootstrap simulation.

Οι ερευνητές κατέληξαν στο συμπέρασμα ότι τόσο η DY όσο και ο BM μπορούν να χρησιμοποιηθούν για την πρόβλεψη των αναμενόμενων αποδόσεων του δείκτη, για χρονικό ορίζοντα μέχρι και ένα έτος. Η σχέση BM και αναμενόμενης απόδοσης ήταν ισχυρή σε όλα τα έτη της συνολικής περιόδου 1926-1991 ενώ η σχέση DY και αναμενόμενης απόδοσης ήταν ισχυρότερη κατά την υποπερίοδο 1941-1991.

¹⁵ Kothari, S. & Shanken, J. 1997, "Book-to-market, dividend yield, and expected market returns: A time-series analysis", *Journal of Financial Economics*, vol. 44, pp. 169-203.

Ο Davis¹⁶ (1994) ερεύνησε την επίδραση του δείκτη λογιστικής προς χρηματιστηριακή αξία BM, την απόδοση των κερδών EP και την απόδοση των χρηματοροών CP στην στη διαμόρφωση των αποδόσεων των μετοχών του Χρηματιστηρίου της Νέας Υόρκης NYSE.

Ο ερευνητής αναφέρει ότι υπάρχουν μια σειρά από υποθέσεις για την παρατηρούμενη προβλεπτική ικανότητα των μεταβλητών αυτών. Μία υπόθεση έγκειται στο γεγονός ότι ορισμένες θεμελιώδεις μεταβλητές μέτρησης του κινδύνου των μετοχών αντανακλούν τη σχέση ζητούμενης απόδοσης και κινδύνου που φέρει η μετοχή (Fama και French 1993). Μια άλλη υπόθεση υποστηρίζει ότι οι μεταβλητές αυτές επιτρέπουν στους επενδυτές να εντοπίσουν μετοχές με λανθασμένη τιμή, δημιουργώντας έτσι ευκαιρίες για υπεραποδόσεις ώστε να αποζημιωθούν για τον αναληφθέντα κίνδυνο (Lakonishok, Shleifer και Vishny 1993). Τέλος μια τρίτη υπόθεση αναφέρει ότι η παρατηρούμενη προβλεπτική ικανότητα είναι ένα κατασκευάσμα (artifact) που εξαρτάται σε μεγάλο βαθμό τόσο από τον τρόπο σχεδιασμού του όσο και από τη βάση δεδομένων που χρησιμοποιείται για τη λήψη του δείγματος. Η προβλεπτική ικανότητα ορισμένων μεταβλητών μπορεί να μειωθεί ή και να εξαφανιστεί ανάλογα με τη μεθοδολογία και τα δεδομένα που χρησιμοποιήθηκαν (Kothari, Shanken και Sloan 1993).

Χρησιμοποιώντας ένα dataset που ελαχιστοποιεί τους ανωτέρω προβληματισμούς, ο Davis απέφυγε να χρησιμοποιήσει δεδομένα από την COMPUSTAT λόγω των survivor biases που έχουν αναφερθεί σε προγενέστερες μελέτες. Έτσι λοιπόν τα μηνιαία δεδομένα των τιμών των μετοχών για το διάστημα από το 1940 έως το 1962 προέρχονταν από το Center for Research in Security Prices (CRSP) και των χρηματοοικονομικών δεικτών από την Moody's Industrial Manuals.

Η μεθοδολογία που χρησιμοποιήθηκε εφαρμόστηκε σε δυο στάδια. Στο πρώτο στάδιο έγινε κατάταξη των μετοχών σε χαρτοφυλάκια με βάση τις εξεταζόμενες μεταβλητές, όπου έγινε και διαχωρισμός μετοχών που είτε είχαν διαγραφεί από το ταμπλό του NYSE είτε παρουσίαζαν ακραίες επιδόσεις στα πλαίσια των Lakonishok, Shleifer και Vishny (1993). Στο δεύτερο στάδιο για την εύρεση της επεξηγηματικής ικανότητας κάθε μεταβλητής εφαρμόστηκε η

¹⁶ Davis, J. 1994, "The Cross-Section of Realized Stock Returns: The Pre-COMPUSTAT Evidence", The Journal of Finance, vol. 49, pp. 1579-1593.

μεθοδολογία Fama και MacBeth (1973) όπως αναλύθηκε σε προηγούμενη μελέτη.

Τα εμπειρικά ευρήματα της έρευνας έδειξαν ότι οι δύο πρώτες υποθέσεις που αναφέρθηκαν (ή ένας συνδυασμός αυτών) είναι πιο πιθανό να ισχύουν στην εξήγηση της παρατηρούμενης προβλεπτικής ικανότητας ενώ η τρίτη υπόθεση εμφανίζεται ανίσχυρη. Τα αποτελέσματα παρουσιάστηκαν ξεχωριστά για τον μήνα Ιανουάριο (January effect) και ξεχωριστά για την περίοδο από τον Φεβρουάριο μέχρι τον Δεκέμβριο και έδειξαν ότι τα survivorship biases στα δεδομένα της COMPUSTAT για τα μέσα της δεκαετίας του 1960 δεν επιφέρουν και τόσο μεγάλα προβλήματα όπως ανέφεραν οι Banz και Breen (1986). Όσον αφορά τις μεταβλητές η έρευνα του Davis αναφέρει πως τόσο ο δείκτης BM όσο και ο EP έχουν μεγάλη επεξηγηματική ικανότητα σε αντίθεση με αυτή του δείκτη CP.

Οι Fama και French¹⁷ (2008), μετά από τόσα χρόνια προσφοράς στη διεθνή βιβλιογραφία, επανεξέτασαν την επίδραση του δείκτη λογιστικής προς χρηματιστηριακή αξία BM στις αναμενόμενες αποδόσεις των μετοχών του Χρηματιστηρίου της Νέας Υόρκης NYSE. Αυτή τη φορά οι FF αναφέρουν ότι ο δείκτης BM αποτελεί το «θόρυβο» (noise) στη μέτρηση της αναμενόμενης απόδοσης επειδή μεταβάλλεται ταυτόχρονα με τις αναμενόμενες ταμειακές ροές. Η υπόθεση των ερευνητών είναι ότι η εξέλιξη του δείκτη BM, σε όρους αλλαγών της λογιστικής αξίας και της τιμής της μετοχής στο παρελθόν, περιέχει ανεξάρτητες πληροφορίες για τις αναμενόμενες ταμειακές ροές οι οποίες μπορούν να χρησιμοποιηθούν για τη βελτίωση της εκτίμησης των αναμενόμενων αποδόσεων.

Προσπαθώντας να δώσουν καλύτερη εκτίμηση της προέλευσης της επίδρασης του δείκτη BM στις αναμενόμενες αποδόσεις, αποδόμησαν τον BM στις τρεις συνιστώσες του ως εξής:

$$BM_t = BM_{t-k} + dB_{t-k,t} - dM_{t-k,t} \quad (3.18)$$

όπου, BM_t = ο λογάριθμος του δείκτη λογιστικής προς χρηματιστηριακή αξία τη στιγμή t , BM_{t-k} = ο λογάριθμος του δείκτη λογιστικής προς χρηματιστηριακή αξία τη στιγμή $t - k$, $dB_{t-k,t}$ = ο λογάριθμος της μεταβολής

¹⁷ Fama, E. & French, K. 2008, "Average Returns, B/M, and Share Issues", The Journal of Finance, vol. 63, pp. 2971-2995.

της λογιστικής αξίας από τη χρονική στιγμή $t - k$ στην t και $dM_{t-k,t} =$ ο λογάριθμος της μεταβολής της τιμής από τη χρονική στιγμή $t - k$ στην t .

Ο τρόπος που εξελίσσεται ο δείκτης BM μέσω των αλλαγών της αγοραίας και λογιστικής αξίας μπορεί να εξεταστεί είτε συνολικά είτε ανά μετοχή. Όταν εξετάζεται συνολικά εμπεριέχονται στον δείκτη και οι Καθαρές Εκδώσεις Μετοχών NS, δηλαδή οι εκδόσεις μείον τις επαναγορές μετοχών. Επιχειρήσεις που εκδίδουν νέες μετοχές τείνουν να έχουν μεγάλες επενδύσεις σε σχέση με τα κέρδη τους ενώ το αντίθετο συμβαίνει για επιχειρήσεις που επαναγοράζουν μετοχές, μη έχοντας άλλες επενδυτικές επιλογές. Οι NS βοήθησαν τους FF στην απομόνωση των πληροφοριών για τις αναμενόμενες ταμειακές ροές και στην καλύτερη εκτίμηση των αναμενόμενων αποδόσεων των μετοχών.

Οι ερευνητές χρησιμοποίησαν μηνιαία δεδομένα μετοχών μικρής κεφαλαιοποίησης του NYSE, κάνοντας έναν διαχωρισμό σε υψηλότερες (All but micro ABM) και χαμηλότερες (Micro cap) από το 20% της αγοραίας κεφαλαιοποίησης. Το χρονικό διάστημα που εξέτασαν ήταν από το 1927 έως το 2006, κάνοντας μια διχοτόμηση σε δυο περιόδους στο έτος 1963. Χρησιμοποίησαν την παραδοσιακή μέθοδο των Fama και MacBeth (1973) εκτελώντας την παρακάτω βασική παλινδρόμηση:

$$R_{t+n} = \alpha_{0,t+n} + \alpha_{1,t+n}MC_t + \alpha_{2,t+n}BM_{t-k} + \alpha_{3,t+n}dM_{t-k,t} + \alpha_{4,t+n}dB_{t-k,t} + \alpha_{5,t+n}NS_{t-k,t} + e_{t+n} \quad (3.19)$$

όπου, R_{t+n} = η απόδοση της μετοχής τον μήνα $t + n$ πλέον του risk-free επιτοκίου T-Bill ενός μήνα, MC_t = η αγοραία κεφαλαιοποίηση της μετοχής τη στιγμή t , BM_{t-k} = ο δείκτης λογιστικής προς χρηματιστηριακή αξία τη στιγμή $t - k$ (με $k=12,36$ ή 60), $dM_{t-k,t}$ = η μεταβολή της τιμής ανά split-adjusted μετοχή, $dB_{t-k,t}$ = η μεταβολή της λογιστικής αξίας ανά split-adjusted μετοχή και $NS_{t-k,t}$ = η μεταβολή των split-adjusted μετοχών σε κυκλοφορία τα προηγούμενα 1,3 και 5 χρόνια.

Τα εμπειρικά αποτελέσματα της έρευνας έδειξαν πως επιβεβαιώθηκε η αρχική υπόθεση ότι οι τρεις συνιστώσες του BM μπορούν να βοηθήσουν στον διαχωρισμό των πληροφοριών που εμπεριέχονται στον δείκτη, για την εξήγηση των ταμειακών ροών και των αναμενόμενων αποδόσεων, ενισχύοντας έτσι τις εκτιμήσεις των αναμενόμενων αποδόσεων. Τα ευρήματα

ήταν ίδια σε τρία σημεία τόσο για τις ABM όσο και για τις Micro Cap μετοχές. Αρχικά, και στα δύο δείγματα μετοχών οι μέσοι συντελεστές της παλινδρόμησης για τις συνιστώσες του BM ήταν θετικοί και στατιστικά σημαντικοί για την περίοδο από το 1927 έως το 1963 και ήταν πολύ κοντά με τους αντίστοιχους για την περίοδο από το 1963 έως το 2006. Αντίθετα οι NS φάνηκαν ισχυρές στην εξήγηση των αναμενόμενων αποδόσεων των μετοχών για τη δεύτερη περίοδο αλλά όχι και για την πρώτη. Τέλος, όσο πιο πρόσφατες ημερολογιακά ήταν οι μεταβολές των αγοραίων τιμών, της λογιστικής αξίας και των μετοχών σε κυκλοφορία τόσο πιο σχετικές ήταν οι εκτιμήσεις των αναμενόμενων αποδόσεων των μετοχών.

Οι Bali, Cakici και Fabozzi¹⁸ (2013) χρησιμοποιώντας τα ευρήματα των Fama και French (2008) FF εκτέλεσαν την ίδια έρευνα για τις χώρες μέλη της G7, εκτός της Αμερικής. Διερεύνησαν την επίδραση των συστατικών του δείκτη λογιστικής προς χρηματιστηριακή αξία BM και των Καθαρών Εκδόσεων Μετοχών NS στις αγορές της Μεγάλης Βρετανίας, της Γερμανίας, της Γαλλίας, της Ιταλίας, του Καναδά και της Ιαπωνίας. Εκτός από τις ABM και Micro cap μετοχές, που εξέτασαν οι FF, οι ερευνητές εξέτασαν ολόκληρη την αγορά (entire Market) των χωρών αυτών, περιλαμβάνοντας τόσο τις μικρές (Small) όσο και τις μεγάλες (Big) σε κεφαλαιοποίηση μετοχές.

Χρησιμοποιήθηκαν μηνιαία δεδομένα από τη Datastream για το χρονικό διάστημα από τον Δεκέμβριο του 1979 έως τον Ιούνιο του 2007 ενώ οι αποδόσεις των μετοχών καθώς και η χρηματιστηριακή τους αξία εκφράστηκαν στα τοπικά νομίσματα. Οι ερευνητές σε προηγούμενο στάδιο της μελέτης τους είχαν εκφράσει τα ανωτέρω δυο μεγέθη και σε δολάρια και τα ποσοτικά αποτελέσματα παρέμειναν άθικτα.

Τα εμπειρικά αποτελέσματα ήταν ευθυγραμμισμένα με αυτά των FF (2008) και έδειξαν πως η ανάλυση του BM στις συνιστώσες του αποκαλύπτει περισσότερες πληροφορίες για τις αναμενόμενες ταμειακές ροές ενισχύοντας έτσι τις εκτιμήσεις των αναμενόμενων αποδόσεων των μετοχών. Και για τις έξι χώρες οι συντελεστές των πρόσφατων αλλαγών της λογιστικής αξίας είναι σημαντικά μεγαλύτεροι (οικονομικά και στατιστικά) από τους συντελεστές των πρόσφατων αλλαγών της τιμής των μετοχών όπως και των συντελεστών των

¹⁸ Bali, T., Cakici, N. & Fabozzi, F. 2013, "Book-to-Market and the Cross-Section of Expected Returns in International Stock Markets", The Journal of Portfolio Management, Posted on line.

πρόσφατων, σε χρονική υστέρηση, BM. Έτσι, 1% της μεταβολής των ιδίων κεφαλαίων είναι πολύ πιο κατατοπιστική στην εξήγηση των αναμενόμενων αποδόσεων, από μια αντίστοιχη ποσοστιαία μεταβολή της τιμής. Τέλος τα ευρήματα για την προβλεπτική ικανότητα των NS για τις συγκεκριμένες χώρες δεν είναι ξεκάθαρα. Βρέθηκε αρνητική σχέση μεταξύ NS και αναμενόμενων αποδόσεων για τις μετοχές της Μεγάλης Βρετανίας ενώ υπάρχουν ενδείξεις και για της Ιαπωνίας. Τα αντίθετα αποτελέσματα βρέθηκαν για τις μετοχές της Γερμανίας, της Γαλλίας, της Ιταλίας και του Καναδά.

Οι Wang και Di Iorio¹⁹ (2007) εξέτασαν τη σχέση μεταξύ αναμενόμενων αποδόσεων στην Κινεζική αγορά και ενός τοπικού βήτα, δύο παγκόσμιων βήτα και των χαρακτηριστικών των εταιρειών όπως του δείκτη λογιστικής προς χρηματιστηριακή αξία BM και του μεγέθους ME. Οι μετοχές των εταιρειών που εξετάστηκαν άνηκαν στην κατηγορία A-shares, όπου διαπραγματεύονται στο χρηματιστήριο της Shanghai και της Shenzhen (SSE) και έχουν πρόσβαση σε αυτές μόνο επενδυτές κάτοικοι της ενδοχώρας της Κίνας.

Χρησιμοποίησαν δεδομένα των SSE για το χρονικό διάστημα από τον Ιανουάριο του 1994 έως τον Δεκέμβριο του 2002 και εφάρμοσαν μια παραλλαγή του μοντέλου παλινδρόμησης των Fama και MacBeth (1973) απευθείας πάνω στις μετοχές και όχι σε χαρτοφυλάκια. Τέλος για την εκτίμηση του εξαρτώμενου από τον χρόνο βήτα χρησιμοποίησαν ένα μοντέλο GARCH (1,1).

Τα εμπειρικά αποτελέσματα έδειξαν πως ούτε το τοπικό αλλά ούτε και τα παγκόσμια βήτα έχουν σημαντική σχέση με τις αποδόσεις των A-shares μετοχών. Αντίθετα ο δείκτης BM διαδραματίζει σημαντικό ρόλο στην εξήγηση των αποδόσεων των μετοχών. Τέλος η επίδραση του ME στις εμφανίζεται πιο ευαίσθητη στις προδιαγραφές του μοντέλου.

Ο Lewellen²⁰ (2011) σε μια εν εξελίξει έρευνά του μελετάει την προβλεπτική ικανότητα 15 εταιρικών χαρακτηριστικών στην εξήγηση των αναμενόμενων αποδόσεων των μετοχών που διαπραγματεύονται στο

¹⁹ Wang, Y. & Di Iorio, A. 2007, "The cross-sectional relationship between stock returns and domestic and global factors in the Chinese A-share market", *Review of Quantitative Finance and Accounting*, vol. 29, pp. 181-203.

²⁰ Lewellen, J. version 2011, "The Cross Section of Expected Stock Returns", *Working paper*,

χρηματιστήριο της Νέας Υόρκης NYSE. Χρησιμοποιώντας τη μεθοδολογία των διαστρωματικών παλινδρομήσεων των Fama και MacBeth FM (1973) αποκαλύπτει ότι οι προβλέψεις που προκύπτουν από τις παλινδρομήσεις αυτές, μιμούνται τον τρόπο που θα λειτουργούσε ένας επενδυτής, συνδυάζοντας πολλά χαρακτηριστικά των εταιρειών έτσι ώστε να λάβει σε πραγματικό χρόνο μια σύνθετη εκτίμηση της αναμενόμενης απόδοσης μιας μετοχής.

Χρησιμοποίησε δεδομένα του NYSE από το 1964 έως το 2009 τόσο για μεγάλες όσο και για μικρές σε κεφαλαιοποίηση μετοχές και προσπάθησε να δώσει απαντήσεις σε δυο ερωτήματα που δεν έχουν δοθεί σαφείς απαντήσεις κατά το παρελθόν. Πρώτον, πόση διαστρωματική διακύμανση των αναμενόμενων αποδόσεων μπορεί να προβλεφτεί και δεύτερον πόσο αξιόπιστες είναι οι εκτιμήσεις των αναμενόμενων αποδόσεων από τις παλινδρομήσεις των FM.

Για την ολοκλήρωση της εμπειρικής του έρευνας δημιούργησε τρία μοντέλα παλινδρόμησης στα πλαίσια των FM. Το πρώτο μοντέλο περιλαμβάνει το μέγεθος, τον δείκτη λογιστικής προς χρηματιστηριακή αξία και τις αποδόσεις μετοχών των τελευταίων 12 μηνών. Στο δεύτερο μοντέλο πρόσθεσε εκδόσεις μετοχών κατά το παρελθόν, δεδουλευμένα, λογιστική κερδοφορία και ρυθμό ανάπτυξης ενεργητικού ενώ το τρίτο μοντέλο περιλαμβάνει μια σειρά από επιπλέον χαρακτηριστικά που ένας επενδυτής θα μπορούσε να σκεφτεί ότι θα τον βοηθήσουν στις προβλέψεις του, όπως η μερισματική απόδοση, το βήτα και η μόχλευση της αγοράς (συνολικά 15 μεταβλητές).

Τα σχετικά με τη δική μας μελέτη ευρήματα έδειξαν ότι ο δείκτης λογιστικής προς χρηματιστηριακή αξία BM έχει ποσοτικά και ποιοτικά θετική και στατιστικά σημαντική σχέση με τις αναμενόμενες αποδόσεις, στο μεγαλύτερο φάσμα των εταιριών που εξετάστηκαν, με τις μεγαλύτερες σε μέγεθος εταιρείες να έχουν μια πιο αδύναμη σχέση. Σχετικά με τη μερισματική απόδοση τα αποτελέσματα έδειξαν ότι δεν υπάρχει στατιστικά σημαντική σχέση με τις αναμενόμενες αποδόσεις για κανένα από τα γκρουπ των μετοχών που εξετάστηκαν.

Στον παρακάτω συνοπτικό πίνακα αναφέρονται τα αποτελέσματά των προαναφερθέντων μελετών που σχετίζονται με τον δείκτη λογιστικής προς χρηματιστηριακή αξία ΒΜ και τη μερισματική απόδοση ΔΥ.

Πίνακας 1: Σύνοψη Προγενέστερων Μελετών

Έτος	Συγγραφείς	Έρευνα	Δεδομένα	Μεθοδολογία	Αναμενόμενες αποδόσεις Vs	
					Book to Market	Dividend Yield
2000	Karanikas, E	<i>CAPM Regularities for the Athens Stock Exchange</i>	ASE 1991-1997	Cross Section Analysis Fama & MacBeth (1973)	Ισχυρή θετική Σχέση	Ασθενής θετική Σχέση
1982	Litzenberger, R. & Ramaswamy, K.	<i>The Effects of Dividends on Common Stock Prices. Tax Effects or Information Effects</i>	NYSE 1940-1980	Tax clientele CAPM	Δεν εξετάστηκε	Θετική μη γραμμική Σχέση
1991	Chan, L., Hamao, Y. & Lakonishok, J.	<i>Fundamentals and Stock Returns in Japan</i>	TSE 1971-1988	i) Seemingly Unrelated Regression & ii) Cross Section Analysis Fama & MacBeth (1973)	Ισχυρή θετική Σχέση, ιδιαίτερα κατά τον μήνα Ιανουάριο	Δεν εξετάστηκε
1993	Goetzmann, W. & Jorion, P.	<i>Testing the Predictive Power of Dividend Yields</i>	S&P 1927-1990	Bootstrap simulation	Δεν εξετάστηκε	Ασάφεια στατιστικών στοιχείων για την εξήγηση των αποδόσεων
1994	Davis, J.	<i>The Cross-Section of Realized Stock Returns: The Pre-COMPUSTAT Evidence</i>	NYSE 1940-1962	Cross Section Analysis Fama & MacBeth (1973)	Ισχυρή θετική Σχέση	Δεν εξετάστηκε
1995	Kothari, S., Shanken, J. & Sloan, R.	<i>Another Look at the Cross-section of Expected Stock Returns</i>	NYSE 1927-1990	Fama & French (1992) 3 factor model	Ασθενής θετική Σχέση	Δεν εξετάστηκε
1997	Kothari, S. & Shanken, J.	<i>Book-to-market, dividend yield, and expected market returns: A time-series analysis</i>	DJ Industry 1926-1991	Bayesian-Bootstrap simulation	Ισχυρή θετική Σχέση	Ισχυρή θετική Σχέση
1998	Diacogiannis, G., Glezakov, M. & Segredakis, K.	<i>Exploration of the Impact of P/E ratio and DY on Expected Returns of Common Stocks in Athens Stock Exchange</i>	ASE 1990-1995	Cross Section Analysis Fama & MacBeth (1973)	Δεν εξετάστηκε	Ασθενής θετική Σχέση σε 2 από τις 5 περιόδους με αποτέλεσμα τη μη ασφαλή εξαγωγή συμπερασμάτων

Έτος	Συγγραφείς	Έρευνα	Δεδομένα	Μεθοδολογία	Αναμενόμενες αποδόσεις Vs	
					Book to Market	Dividend Yield
2005	<i>Theriou, N., Maditinos, D., Chadzoglou, P. & Angelidis, V.</i>	<i>The Cross-Section of Expected Stock Returns: An Empirical Study in the Athens Stock Exchange</i>	ASE 1993-2001	Fama & French (1992) 3 factor model	Ισχυρή θετική Σχέση	Δεν εξετάστηκε
2006	<i>Belke, A. & Polleit, T.</i>	<i>Dividend Yields for Forecasting Stock Market Returns. An ARDL Co integration Analysis for Germany</i>	FSE 1974-2003	AutoRegressive Distributed Lag model	Δεν εξετάστηκε	Δεν είναι ιδιαίτερα χρήσιμη μεταβλητή για την προβλεπτική ικανότητα των αποδόσεων των μετοχών
2007	<i>Michailidis, G., Tsooglou, S. & Papanastasiou, D.</i>	<i>The Cross-Section of Expected Stock Returns for the Athens Stock Exchange</i>	ASE 1997-2003	CAPM	Ασάφεια στατιστικών στοιχείων για την εξήγηση των αποδόσεων	Δεν εξετάστηκε
2007	<i>Wang, Y. & Di Iorio, A.</i>	<i>The cross-sectional relationship between stock returns and domestic and global factors in the Chinese A-share market</i>	SSE 1994-2002	Alternative Cross Section Analysis Fama & MacBeth (1973)	Ισχυρή θετική Σχέση	Δεν εξετάστηκε
2008	<i>Fama, E. & French, K.</i>	<i>Average Returns, B/M, and Share Issues</i>	NYSE 1927-2006	Cross Section Analysis Fama & MacBeth (1973)	Ισχυρή θετική Σχέση	Δεν εξετάστηκε
2010	<i>Park, J.</i>	<i>Yields and Stock Returns: Insight from the Empirical Evidence of Korea</i>	KRX 2001-2008	i) CAPM & ii) Fama & French (1992) 3 factor model	Δεν εξετάστηκε	Θετική Σχέση
2010	<i>Alexakis, C., Patra, T. & Poshakwale, S.</i>	<i>Predictability of stock returns using financial statement information: evidence on semi-strong efficiency of emerging Greek stock market</i>	ASE 1993-2006	Panel Data Analysis	Ισχυρή θετική Σχέση	Δεν εξετάστηκε
2011	<i>Kheradyyar, S. & Ibrahim, I.</i>	<i>Financial Ratios as Empirical Predictors of Stock Return</i>	BSE 200-2009	Panel Data Analysis	Ισχυρή θετική Σχέση	Ασθενής θετική Σχέση

Κεφάλαιο Τέταρτο

Δεδομένα & Μεθοδολογία

4.1 Δεδομένα

Χρησιμοποιήθηκαν δεδομένα κοινών μετοχών της Ελλάδας, της Γερμανίας, της Ισπανίας και της Γαλλίας οι οποίες διαπραγματεύονται συνεχώς για μια περίοδο επτά ετών από τον Ιανουάριο του 2002 έως τον Δεκέμβριο του 2008. Τα δεδομένα είναι μηνιαία, στα πρότυπα του Καρανίκα (2000), και προέρχονται από τη DataStream¹ την 01/02/2013.

Οι παρατηρήσεις των Τιμών των μετοχών προέρχονται από την επιλογή της DataStream “Price (Adjusted – Default) (P)” και είναι ο προεπιλεγμένος τύπος δεδομένων για όλες τις μετοχές αναπαριστώντας τις επίσημες τιμές κλεισίματος των μετοχών στα πρωτογενή χρηματιστήρια που διαπραγματεύονται. Οι τιμές είναι εκφρασμένες στα τοπικά νομίσματα και έχουν προσαρμοστεί για τυχόν αλλαγές λόγω διασπάσεων μετοχών ή αποκοπές μερισμάτων και αποτελούν τις προεπιλεγμένες (default) τιμές που χρησιμοποιούν τα περισσότερα Ερευνητικά Προγράμματα. Όλες οι παρατηρήσεις του δείγματός μας και για τις τέσσερις χώρες είναι εκφρασμένες σε Ευρώ.

Για τον υπολογισμό του δείκτη Λογιστικής προς Χρηματιστηριακή αξία (BM) χρησιμοποιήσαμε την επιλογή της DataStream “Book Value Per Share (BVPS)”, όπου ορίζεται ως ο λόγος της λογιστικής αξίας των κοινών μετοχών (common equity) προς τον αριθμό των κοινών μετοχών σε κυκλοφορία, όπως προκύπτει από τις οικονομικές καταστάσεις κάθε εταιρείας στο τέλος της οικονομικής χρήσης. Στη συνέχεια ως χρηματιστηριακή αξία ανά μετοχή λάβαμε την τιμή κλεισίματος κάθε μετοχής στο τέλος κάθε μήνα και διαιρώντας τη λογιστική αξία ανά μετοχή προς τη χρηματιστηριακή αξία ανά μετοχή προέκυψε ο δείκτης BM.

¹ © 2013 Thomson Reuters DATASTREAM as provided from dpt. of “Banking and Finance” Research Laboratory, University of Piraeus.

Οι παρατηρήσεις της Μερισματικής Απόδοσης προέρχονται από την επιλογή της DataStream “ Dividend Yield (DY)” και εκφράζει το μέρισμα ανά μετοχή ως ποσοστό της τιμής της μετοχής. Ως μερίσματα νοούνται τα σε ετήσια βάση καταβληθέντα μερίσματα λαμβάνοντας υπόψη τυχόν αναμενόμενα μερίσματα ενώ δεν λαμβάνονται υπόψη τυχόν ειδικά ή εφάπαξ μερίσματα. Η μερισματική απόδοση υπολογίζεται επί των ακαθαρίστων μερισμάτων, συμπεριλαμβανομένων των φόρων.

Για τις μετοχές των εταιρειών του δείγματος βρέθηκε ο κλάδος δραστηριοποίησης όπως αυτός είναι καταχωρημένος στη DataStream και συγκεκριμένα με βάση το “Industrial classification level 6” όπου είναι το αναλυτικότερο επίπεδο κατάταξης ανά κλάδο δραστηριοποίησης και σε αυτόν κατατάσσονται οι εταιρίες με βάση την κύρια δραστηριότητά τους. Από τις μετοχές του δείγματος, στα πρότυπα των προηγούμενων μελετών, εξαιρέθηκαν μετοχές Τραπεζών (κατηγορία “Banks”) λόγω της έλλειψης συμβατότητας στην παρουσίαση των οικονομικών καταστάσεων και της μεγάλης μόχλευσης των εταιρειών αυτών.

Για τον υπολογισμό της υπερβάλλουσας απόδοσης των περιουσιακών στοιχείων χρησιμοποιήθηκε σαν risk-free επιτόκιο το τρίμηνο επιτόκιο των κρατικών εντόκων γραμματίων κάθε χώρας. Τα επιτόκια είναι ετησιοποιημένα και έγιναν οι κατάλληλες προσαρμογές για τα μηνιαία δεδομένα μας. Τα επιτόκια επίσης αντλήθηκαν από τη DataStream.

Οι αποδόσεις των μετοχών και της αγοράς υπολογίστηκαν με τη λογαριθμική προσέγγιση ως εξής:

$$R_{i,t} = \log\left(\frac{P_{i,t}}{P_{i,t-1}}\right) \quad (4.1)$$

όπου, $R_{i,t}$ = η υπερβάλλουσα, πλέον του risk-free επιτοκίου, απόδοση του περιουσιακού στοιχείου i , $P_{i,t}$ = η τιμή του περιουσιακού στοιχείου i τη χρονική στιγμή t και $P_{i,t-1}$ = η τιμή του περιουσιακού στοιχείου i τη χρονική στιγμή $t - 1$

Σε αντίθεση με προγενέστερες μελέτες, η έρευνα δεν πραγματοποιήθηκε σε χαρτοφυλάκια μετοχών αλλά απευθείας στις ίδιες τις μετοχές. Αυτό συνέβη λόγω του γεγονότος ότι το δείγμα των μετοχών που χρησιμοποιήθηκαν ήταν σχετικά μικρό αλλά και του γεγονότος ότι οι εν λόγω επεξηγηματικές μεταβλητές BM και DY μπορούν να εκτιμηθούν επακριβώς για μεμονωμένες μετοχές. Σύμφωνα με τους Lo και MacKinley (1990)² η κατάταξη περιουσιακών στοιχείων με βάση θεμελιώδεις μεταβλητές, όπως το BM, μπορεί να προκαλέσει μεροληψία (biases) στα στατιστικά test καθότι γίνεται υπερβολικά ψευδής η σχέση υπερβάλλουσας απόδοσης των χαρτοφυλακίων και των χαρακτηριστικών των εταιρειών.

Οι Ang, Liu και Schwarz (2010)³ σε μια εν εξελίξει έρευνά τους εξετάζουν την αποτελεσματικότητα χρησιμοποίησης χαρτοφυλακίων ή μεμονωμένων περιουσιακών στοιχείων στη δοκιμή των μοντέλων αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων που χρησιμοποιούν διαστρωματικά δεδομένα. Η βιβλιογραφία υποστηρίζει ότι η δημιουργία χαρτοφυλακίων μειώνει την ιδιοσυγκρασιακή μεταβλητότητα και επιτρέπει την εκτίμηση επεξηγηματικών παραγόντων, και κατά συνέπεια ασφαλίστρων κινδύνου (risk premia), με μεγαλύτερη ακρίβεια. Οι ερευνητές έδειξαν ότι τα μικρότερα τυπικά σφάλματα εκτίμησης του βήτα από τη δημιουργία χαρτοφυλακίων δεν οδηγούν σε μικρότερα τυπικά σφάλματα των διαστρωματικών εκτιμήσεων των συντελεστών (coefficients) των μοντέλων. Τα τυπικά σφάλματα των παραγόντων κινδύνου καθορίζονται από διαστρωματικές κατανομές των παραγόντων του μοντέλου καθώς και των καταλοίπων του κινδύνου. Μέχρι τώρα έχουν καταλήξει στο συμπέρασμα πως η δημιουργία χαρτοφυλακίων συρρικνώνει τη διασπορά των συντελεστών βήτα «καταστρέφοντας» την πληροφορία και οδηγώντας σε μεγαλύτερα τυπικά σφάλματα.

² Lo, A.W. and MacKinley, A.C. 1990, "Data-Snooping Biases in Tests of Financial Asset Pricing Models", *Review of Financial Studies*, vol. 3, pp. 431-476.

³ Ang, A., Liu, J. & Schwarz, K. 2010, "Using Stocks or Portfolios in Tests of Factor Models", Working paper

Για κάθε μεταβλητή έγινε έλεγχος για ακραίες τιμές (outliers). Αρχικά ελέγχθηκε ο αριθμός των «κενών» παρατηρήσεων στις μεταβλητές κάθε μετοχής. Ως «κενό» εννοούμε ότι τα δεδομένα της DataStream δεν περιείχαν τιμή για την υπό εξέταση μεταβλητή ή η εταιρεία δεν είχε ξεκινήσει τη διαπραγμάτευσή της στο χρηματιστήριο οπότε δεν υπήρχαν δεδομένα. Όσες μετοχές δεν περιείχαν δεδομένα εξαιρέθηκαν από το υπό εξέταση δείγμα.

Κατόπιν, με τη βοήθεια του Excel όσες παρατηρήσεις βρέθηκαν ± 2 τυπικές αποκλίσεις πάνω ή κάτω από τον μέσο όρο του δείγματος κάθε μεταβλητής, εξαιρέθηκαν οι συγκεκριμένες αυτές παρατηρήσεις από όλες τις μεταβλητές. Τέλος, μετοχές που περιείχαν ποσοστό outliers μεγαλύτερο του 5% σε κάποια από τις μεταβλητές εξαιρέθηκαν τελείως από το δείγμα.

4.2 Μεθοδολογία

Η μεθοδολογία που ακολουθείται για την εκτίμηση της επίδρασης των ΒΜ και ΔΥ είναι αυτή της διαστρωματικής παλινδρόμησης (cross-section regression) των Fama και MacBeth (1973) σε δύο στάδια. Με την έννοια διαστρωματική παλινδρόμηση εννοούμε ότι για κάθε χρονική στιγμή t θα παίρνουμε αποτελέσματα εκτίμησης από i αριθμό μετοχών κάθε χώρας.

Για παράδειγμα αν στο δείγμα μας έχουμε παρατηρήσεις μιας μεταβλητής i αριθμού μετοχών της κάτωθι μορφής:

Πίνακας 2: Time series

	Μετοχή 1	Μετοχή 2	Μετοχή 3	Μετοχή 4	Μετοχή 5	...	Μετοχή i
Ιαν-2002	***. **	***. **	***. **	***. **	***. **	***. **	***. **
Φεβ-2002	***. **	***. **	***. **	***. **	***. **	***. **	***. **
Μαρ-2002	***. **	***. **	***. **	***. **	***. **	***. **	***. **
Απρ-2002	***. **	***. **	***. **	***. **	***. **	***. **	***. **
Μαϊ-2002	***. **	***. **	***. **	***. **	***. **	***. **	***. **
...	***. **	***. **	***. **	***. **	***. **	***. **	***. **
Δεκ-2008	***. **	***. **	***. **	***. **	***. **	***. **	***. **

όπου στις γραμμές παρακολουθείται η εξέλιξη κάθε μεταβλητής της i -μετοχής στον χρόνο t των 180 μηνών (time-series), στην περίπτωση της διαστρωματικής παλινδρόμησης ο ανωτέρω πίνακας αντιμετωπίζεται έτσι ώστε οι γραμμές να γίνουν στήλες και το αντίθετο, δηλαδή:

Πίνακας 3: Cross Section

	Ιαν-2002	Φεβ-2002	Μαρ-2002	Απρ-2002	Μαϊ-2002	...	Δεκ-2008
Μετοχή 1	***. **	***. **	***. **	***. **	***. **	***. **	***. **
Μετοχή 2	***. **	***. **	***. **	***. **	***. **	***. **	***. **
Μετοχή 3	***. **	***. **	***. **	***. **	***. **	***. **	***. **
Μετοχή 4	***. **	***. **	***. **	***. **	***. **	***. **	***. **
Μετοχή 5	***. **	***. **	***. **	***. **	***. **	***. **	***. **
...	***. **	***. **	***. **	***. **	***. **	***. **	***. **
Μετοχή i	***. **	***. **	***. **	***. **	***. **	***. **	***. **

Στην ανωτέρω μορφή παρακολουθείται διαστρωματικά η εξέλιξη μιας μεταβλητής i αριθμού μετοχών για κάθε χρονική στιγμή t .

Στο πρώτο στάδιο, με τη μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων θα γίνει εκτίμηση του βήτα κάθε μετοχής. Το βήτα, δεν αποτελεί αντικείμενο της παρούσας μελέτης, αποτελεί όμως απαραίτητο συστατικό για την ορθή εκτίμηση των παραμέτρων των παλινδρομήσεων που θα ακολουθήσουν. Η εκτίμηση του βήτα έγινε εκτελώντας την παρακάτω παλινδρόμηση:

$$R_{it} = \gamma_0 + \beta_{im}R_{mt} + u_{it} \quad (4.2)$$

όπου, R_{it} = η υπερβάλλουσα, πλέον του risk-free επιτοκίου, απόδοση του περιουσιακού στοιχείου i , R_{mt} = η αγοραία απόδοση του δείκτη του χρηματιστηρίου που διαπραγματεύεται η μετοχή i , β_{im} = το κίνδυνος του περιουσιακού στοιχείου i σε σχέση με την αγορά, γ_0 η σταθερά και u_{it} τα κατάλοιπα της παλινδρόμησης όπου έχουν αναμενόμενη τιμή μηδέν και είναι ανεξάρτητα από το R_{mt} ⁴.

Στο δεύτερο στάδιο, αρχικά θα εξεταστεί μεμονωμένα η επίδραση κάθε επεξηγηματικής μεταβλητής χρησιμοποιώντας τις παρακάτω διαστρωματικές παλινδρομήσεις.

$$R_{it} = \gamma_0 + \gamma_m\beta_{im} + \gamma_{BM} \log(BM_i) + u_{it} \quad (4.3)$$

$$R_{it} = \gamma_0 + \gamma_m\beta_{im} + \gamma_{DY}DY_i + u_{it} \quad (4.4)$$

Στη συνέχεια θα εξεταστεί η από κοινού επίδραση των ανεξάρτητων μεταβλητών στις αναμενόμενες αποδόσεις των μετοχών χρησιμοποιώντας την παρακάτω διαστρωματική παλινδρόμηση:

$$R_{it} = \gamma_0 + \gamma_m\beta_{im} + \gamma_{BM} \log(BM_i) + \gamma_{DY}DY_i + u_{it} \quad (4.5)$$

⁴ Diacogiannis, G. and Segredakis, K. 1996, "The Impact of Systematic Risk and Firm Size on Expected Returns of Common Stocks of the Athens Stock Exchange ", *Emporiki Bank Financial Review*, vol. 5, pp. 4-11.

όπου, R_{it} = η υπερβάλλουσα, πλέον του risk-free επιτοκίου, απόδοση του περιουσιακού στοιχείου i , $\log(BM_i)$ = ο λογάριθμος του δείκτη Λογιστικής προς χρηματιστηριακή αξία του περιουσιακού στοιχείου i , DY_i = η Μερισματική Απόδοση του περιουσιακού στοιχείου i , γ_0 και γ_i η σταθερά και οι προς εκτίμηση συντελεστές των ανεξάρτητων μεταβλητών αντίστοιχα, και u_{it} τα κατάλοιπα της παλινδρόμησης.

Οι εκτιμητές των γ_{BM} και γ_{DY} δεν ερμηνεύουν τα επίπεδα κινδύνου στην παρούσα έρευνα καθότι έχει υποτεθεί ότι τα χαρακτηριστικά (μεταβλητές) των επιχειρήσεων επιδρούν στις μέσες αποδόσεις της i μετοχής ως κανονικότητα. Εφόσον οι λογαριθμικές αποδόσεις κατανέμονται κανονικά και είναι ανεξάρτητες και ταυτόνομες διαχρονικά (IID), οι συντελεστές γ_j επίσης θα κατανέμονται κανονικά και θα είναι IID. Ως εκ τούτου, οι μέσοι όροι των συντελεστών γ_j που θα προκύψουν από τις ανωτέρω διαστρωματικές παλινδρομήσεις μπορούν να ελεγχθούν για τη στατιστική σημαντικότητα τους χρησιμοποιώντας το t-test ως εξής⁵:

$$t(\bar{\gamma}_j) = \frac{\bar{\gamma}_j}{\hat{\sigma}_{\bar{\gamma}_j}/\sqrt{T}} \quad (4.6)$$

όπου $\bar{\gamma}_j$ = ο μέσος όρος των συντελεστών $\hat{\gamma}_j$, $\hat{\sigma}_{\bar{\gamma}_j}$ = η τυπική απόκλιση των συντελεστών $\hat{\gamma}_j$ και \sqrt{T} = η τετραγωνική ρίζα του αριθμού των παρατηρήσεων.

Για το BM κάθε χώρας χρησιμοποιήσαμε το λογάριθμο [$\log(BM)$] της μεταβλητής αυτής επειδή οδηγεί σε απλούστερη ερμηνεία της επίδρασής της στις μέσες αποδόσεις και έχει αποδειχθεί ότι έχει καλύτερη λειτουργική μορφή στις αντίστοιχες εμπειρικές μελέτες. Αντίθετα για τη DY κάθε χώρας δεν έγινε λογαριθμική μετατροπή καθώς στις περισσότερες των περιπτώσεων οι μετοχές δεν πληρώνουν μερίσματα.

Στη συνέχεια για τον έλεγχο τυχόν αλληλεξάρτησης μεταξύ των ανεξάρτητων μεταβλητών BM και DY, η οποία θα επιδρούσε ψευδώς στην εκτίμηση της σημαντικότητας των εκτιμηθέντων συντελεστών της παλινδρόμησης, θα υπολογίζεται η συσχέτιση μεταξύ των διαστρωματικών μέσων του BM και DY. Τα αποτελέσματα της συσχέτισης θα περιγράφονται σε πίνακες συσχέτισης της μορφής:

⁵ Karanikas, E. 2000, "CAPM Regularities for the Athens Stock Exchange", *Spoudai*, vol. 50, pp. 40-57.

Πίνακας 4: Συσχέτιση Ανεξάρτητων Μεταβλητών

<i>Variable</i>	β	$\text{Log}[BM_i]$	DY_i
β	1		
$\text{Log}[BM_i]$...	1	
DY_i	1

Σε περίπτωση που βρεθεί ισχυρή συσχέτιση μεταξύ των δύο αυτών επεξηγηματικών μεταβλητών τότε θα ακολουθείται η τεχνική της ορθογωνιοποίησης. Με την τεχνική αυτή μπορεί να γίνει η αντικατάσταση της μεταβλητής που θα ορθογωνιοποιηθεί από τα εκτιμημένα κατάλοιπα της βοηθητικής παλινδρόμησης της ορθογωνιοποίησης.

Πιο συγκεκριμένα θα εκτελούμε την παλινδρόμηση της DY_i με τον $\log(BM_i)$ και τα εκτιμημένα κατάλοιπα της παλινδρόμησης θα αντικαθιστούν τη μεταβλητή DY_i .

Αν για παράδειγμα η DY_i^* είναι η μεταβλητή της μερισματικής απόδοσης, όπως την έχουμε «κατεβάσει» από τη DataStream, η οποία συσχετίζεται με τον $\log(BM_i)$. Για να απαλλαγούμε από τη συσχέτιση της DY_i^* με τον $\log(BM_i)$ μπορούμε να ορίσουμε τις παραμέτρους της ακόλουθης εξίσωσης στην ανάλυση παλινδρόμησης:

$$DY_i^* = \gamma_0 + \gamma_{BM} \log(BM_i) + u_i \quad (4.7)$$

όπου γ_0 και γ_{BM} είναι οι συντελεστές της παλινδρόμησης και u_i το τυχαίο σφάλμα. Από τις ιδιότητες της εκτίμησης που χρησιμοποιούνται στην ανάλυση παλινδρόμησης τα u_i δεν συσχετίζονται με τον $\log(BM_i)$. Έτσι το,

$$u_i = DY_i^* - [\gamma_0 + \gamma_{BM} \log(BM_i)] = DY_i \quad (4.8)$$

όπου πλέον η DY_i είναι μια μεταβλητή που μετρά τη Μερισματική Απόδοση χωρίς την επίδραση του $\log(BM_i)$.⁶

⁶ Elton, J. E., J. M. Gruber, J. S. Brown, and N. W. Goetzmann. Modern Portfolio Theory and Investment Analysis. 6th. ed. Wiley and Sons, Inc., 2002, ch.8, Appendix A, p.174-175.

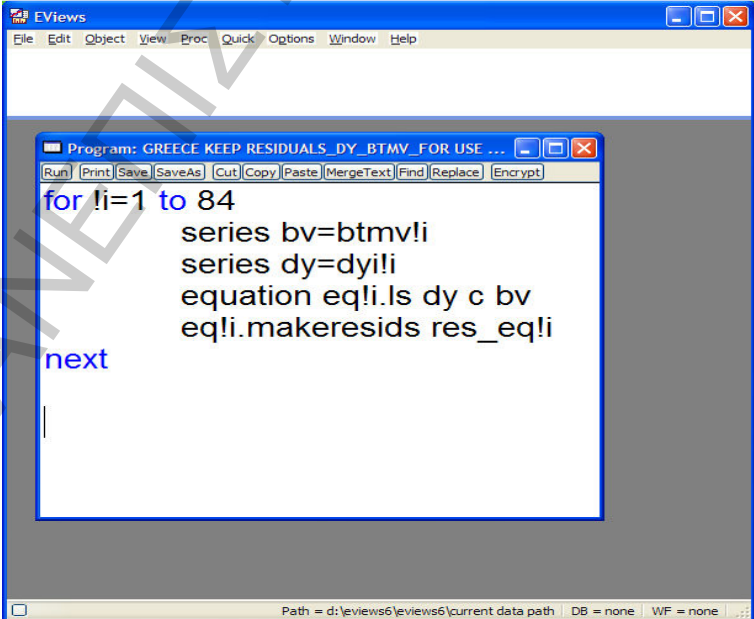
Για να μπορέσουμε να υλοποιήσουμε τεχνικά την ανωτέρω ορθογωνιοποίηση στο Eviews⁷ και να λάβουμε πλέον ως παρατηρήσεις της μεταβλητής DY_i τα κατάλοιπα που θα προκύπτουν από την παλινδρόμηση της (4.7) ακολουθούμε τα εξής βήματα:

Δημιουργούμε στο Eviews ένα νέο Workfile στο οποίο εισάγουμε τις διαστρωματικές παρατηρήσεις των μεταβλητών DY_i^* και $\log(BM_i)$, δηλαδή τα δεδομένα από τη DataStream. Στο Workfile δημιουργούνται για κάθε μεταβλητή τόσες «σειρές» όσες και το χρονικό διάστημα t των παρατηρήσεων του δείγματός μας. Αν για παράδειγμα έχουμε παρατηρήσεις N μετοχών για 84 μήνες τότε δημιουργούνται 84 σειρές για τη DY_i και 84 σειρές για τον $\log(BM_i)$ όπου κάθε σειρά θα περιέχει N γραμμές (μετοχές).

Στη συνέχεια θα πρέπει να εκτελεστούν 84 παλινδρομήσεις, μία για κάθε t , όπου τα κατάλοιπα της κάθε παλινδρόμησης θα δημιουργούν μια νέα «σειρά» η οποία θα περιέχει N γραμμές και ουσιαστικά θα αποτελούν τις νέες παρατηρήσεις της DY_i , οι οποίες δεν θα σχετίζονται με τον $\log(BM_i)$.

Για να μπορέσουμε να εκτελέσουμε με ασφάλεια και ταχύτητα τις ανωτέρω 84 παλινδρομήσεις εκτελούμε το κάτωθι πρόγραμμα στο Eviews.

Εικόνα 1: Πρόγραμμα για τη δημιουργία σειρών καταλοίπων



```

Program: GREECE KEEP RESIDUALS_DY_BTMV_FOR USE ...
Run | Print | Save | SaveAs | Cut | Copy | Paste | MergeText | Find | Replace | Encrypt
for !i=1 to 84
    series bv=btmv!i
    series dy=dy!i
    equation eq!i.ls dy c bv
    eq!i.makesresids res_eq!i
next

```

Path = d:\eviews6\eviews6\current data path | DB = none | WF = none

⁷ “Eviews 6” © 1994-2007 Quantitative Micro Software, as provided from dpt. of “Banking and Finance” Research Laboratory, University of Piraeus.

Το πρόγραμμα με λόγια, εκτελεί τα εξής:

Για εύρος i από 1 έως 84

Δημιούργησε μια σειρά με όνομα “bv” όπου σε αυτή θα τηρείται ο $\log(BM_i)$

*Δημιούργησε μια σειρά με όνομα “dy” όπου σε αυτή θα τηρείται η DY_i^**

εκτίμησε με τη μέθοδο Ελαχίστων τετραγώνων την παλινδρόμηση

$$DY_i^* = \gamma_0 + \gamma_{BM} \log(BM_i) + u_i \quad (4.7)$$

και για κάθε παλινδρόμηση του εύρους δημιούργησε μια σειρά καταλοίπων με το όνομα “res_eq”

Συνέχεια

Για να επαληθεύσουμε ότι από το ανωτέρω πρόγραμμα έχει παραχθεί το επιθυμητό αποτέλεσμα, επιλέγουμε στην τύχη μια από τις παλινδρομήσεις που έχει δημιουργήσει το πρόγραμμα και ξανατρέχουμε για το ίδιο i μεμονωμένα την παλινδρόμηση. Εάν το πρόγραμμα έχει εκτελεστεί σωστά θα πρέπει και από τις δυο εκτελέσεις της παλινδρόμησης να λάβουμε την ίδια εκτίμηση καθώς και τα ίδια κατάλοιπα.

Έστω ότι επιλέγουμε τυχαία την παλινδρόμηση για $i=17$.

Οι εκτιμήσεις από το πρόγραμμα καθώς και από τη μεμονωμένη εκτέλεση είναι οι εξής:

Πρόγραμμα:

Dependent Variable: DYI				
Method: Least Squares				
Date: 02/10/13 Time: 11:56				
Sample: 1 105				
Included observations: 96				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.024982	0.002275	10.97988	0.0000
BV	0.010660	0.006035	1.766525	0.0806
R-squared	0.032131	Mean dependent var		0.023359
Adjusted R-squared	0.021835	S.D. dependent var		0.020622
S.E. of regression	0.020396	Akaike info criterion		-4.926353
Sum squared resid	0.039103	Schwarz criterion		-4.872929
Log likelihood	238.4650	Hannan-Quinn criter.		-4.904759
F-statistic	3.120609	Durbin-Watson stat		1.689038
Prob(F-statistic)	0.080554			

Μεμονωμένη Εκτέλεση:

Dependent Variable: DY17					
Method: Least Squares					
Date: 02/10/13 Time: 12:02					
Sample: 1 105					
Included observations: 96					
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	
C	0.024982	0.002275	10.97988	0.0000	
BTMV17	0.010660	0.006035	1.766525	0.0806	
R-squared	0.032131	Mean dependent var		0.023359	
Adjusted R-squared	0.021835	S.D. dependent var		0.020622	
S.E. of regression	0.020396	Akaike info criterion		-4.926353	
Sum squared resid	0.039103	Schwarz criterion		-4.872929	
Log likelihood	238.4650	Hannan-Quinn criter.		-4.904759	
F-statistic	3.120609	Durbin-Watson stat		1.689038	
Prob(F-statistic)	0.080554				

Το Eviews για κάθε μεμονωμένη παλινδρόμηση που εκτελούμε καταχωρεί τα κατάλοιπα της παλινδρόμησης στην “default” σειρά με το όνομα “resid”. Ελέγχουμε λοιπόν το περιεχόμενο της σειράς “resid” με αυτό της σειράς “res_17” που δημιουργήθηκε από το πρόγραμμα.

Μεμονωμένη Εκτέλεση:

Πρόγραμμα:

Last updated: 02/10/13 - 12:02	
1	0.045339
2	-0.01942
3	NA
4	-0.02944
5	0.007082
6	-0.00702
7	-0.00803
8	0.02806
9	NA
10	-0.00228
...	
105	0.022374

Last updated: 02/10/13 - 11:56	
Modified: 1 105 // eq17.makeresid	
1	0.045339
2	-0.01942
3	NA
4	-0.02944
5	0.007082
6	-0.00702
7	-0.00803
8	0.02806
9	NA
10	-0.00228
...	
105	0.022374

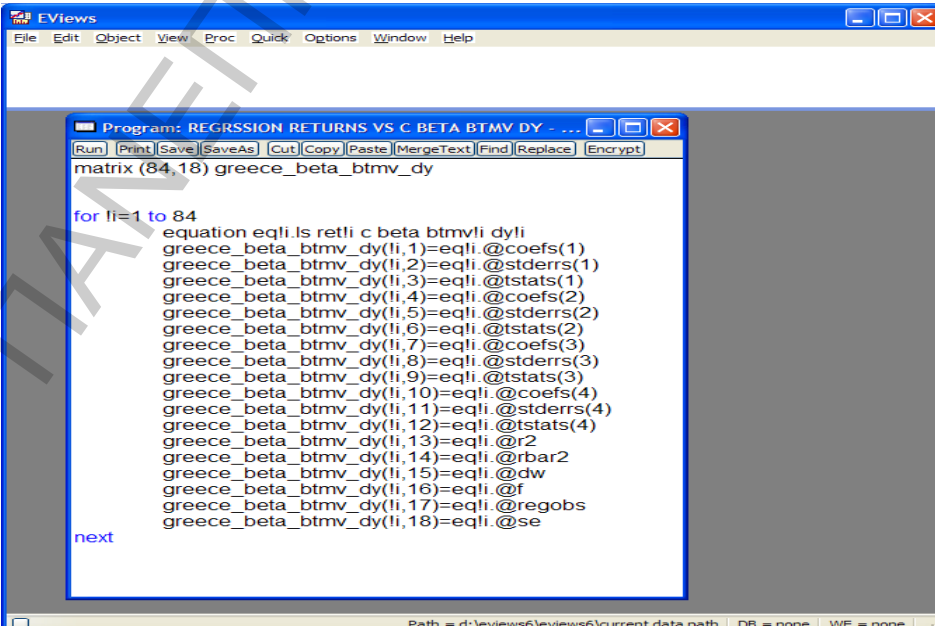
Τόσο η εκτίμηση όσο και τα κατάλοιπα είναι όμοια και στις δύο περιπτώσεις, οπότε είμαστε βέβαιοι ότι πρόγραμμα έχει εκτελεστεί σωστά.

Στη συνέχεια επιλέγουμε με κατάλληλο φίλτρο στο Eviews μόνο τις σειρές των καταλοίπων που περιέχουν στο όνομά τους *res_eq* και ανοίγουμε τις 84 αυτές σειρές σαν “group”. Με τον τρόπο αυτό δημιουργείται ένας πίνακας (matrix) όπου περιέχει 84 στήλες καταλοίπων και N γραμμές μετοχών. Ο νέος αυτός πίνακας αποτελεί τις παρατηρήσεις της μεταβλητής DY_i η οποία πλέον είναι απαλλαγμένη από τη συσχέτιση με τον $\log(BM_i)$. Για να το επιβεβαιώσουμε αυτό μπορούμε να ελέγξουμε ξανά τη συσχέτιση των δύο αυτών μεταβλητών, όπου το αποτέλεσμα της συσχέτισης θα πρέπει να είναι πολύ κοντά στο μηδέν.

Εφόσον έχουμε απαλλαγεί από τη συσχέτιση των ανεξάρτητων μεταβλητών στη συνέχεια θα ελέγξουμε κάθε διαστρωματική σειρά για την ύπαρξη στασιμότητας μέσω των test μοναδιαίας ρίζας (Unit root test) στο Eviews. Σε περίπτωση που βρεθεί μοναδιαία ρίζα θα πρέπει να πάρουμε τις πρώτες ή και τις δεύτερες διαφορές κάθε μεταβλητής μέχρι η διαστρωματική σειρά να γίνει στάσιμη.

Στη συνέχεια θα εκτιμήσουμε τις διαστρωματικές παλινδρομήσεις για τις εξισώσεις (4.3), (4.4) και (4.5) . Για να μπορέσουμε να εκτελέσουμε τις ανωτέρω διαστρωματικές παλινδρομήσεις δημιουργήσαμε το παρακάτω πρόγραμμα στο Eviews. Η περιγραφή της διαδικασίας του κατωτέρω προγράμματος είναι για την παλινδρόμηση (4.5) και αντίστοιχα προγράμματα δημιουργήθηκαν για την εκτίμηση των παραμέτρων των (4.3 και (4.4)

Εικόνα 2: Πρόγραμμα για την εκτέλεση Διαστρωματικής Παλινδρόμησης



```

Program: REGRESSION RETURNS VS C BETA BTMV DY - ...
[Run] [Print] [Save] [SaveAs] [Cut] [Copy] [Paste] [MergeText] [Find] [Replace] [Encrypt]
matrix (84,18) greece_beta_btmv_dy

for li=1 to 84
equation eqli.ls retli c beta btmvli dyli
greece_beta_btmv_dy(li,1)=eqli.@coefs(1)
greece_beta_btmv_dy(li,2)=eqli.@stderrs(1)
greece_beta_btmv_dy(li,3)=eqli.@tstats(1)
greece_beta_btmv_dy(li,4)=eqli.@coefs(2)
greece_beta_btmv_dy(li,5)=eqli.@stderrs(2)
greece_beta_btmv_dy(li,6)=eqli.@tstats(2)
greece_beta_btmv_dy(li,7)=eqli.@coefs(3)
greece_beta_btmv_dy(li,8)=eqli.@stderrs(3)
greece_beta_btmv_dy(li,9)=eqli.@tstats(3)
greece_beta_btmv_dy(li,10)=eqli.@coefs(4)
greece_beta_btmv_dy(li,11)=eqli.@stderrs(4)
greece_beta_btmv_dy(li,12)=eqli.@tstats(4)
greece_beta_btmv_dy(li,13)=eqli.@r2
greece_beta_btmv_dy(li,14)=eqli.@rbar2
greece_beta_btmv_dy(li,15)=eqli.@dw
greece_beta_btmv_dy(li,16)=eqli.@f
greece_beta_btmv_dy(li,17)=eqli.@regobs
greece_beta_btmv_dy(li,18)=eqli.@se
next

```

Το ανωτέρω πρόγραμμα εκτελεί για κάθε t τη διαστρωματική παλινδρόμηση:

$$R_{it} = \gamma_0 + \gamma_m \beta_{im} + \gamma_{BM} \log(BM_i) + \gamma_{DY} DY_i + u_{it} \quad (4.5)$$

Το πρόγραμμα με λόγια, εκτελεί τα εξής:

Δημιούργησε έναν πίνακα με όνομα "greece_beta_btmn_dy" που θα περιέχει 84 γραμμές (μήνες) και 18 στήλες

Για εύρος i από 1 έως 84

Δημιούργησε εξισώσεις για κάθε i όπου με τη μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων θα εκτιμάς την παλινδρόμηση:

`ret!i c beta btmn!i dy!i`

Θα ενημερώνεις για κάθε i τις στήλες του ανωτέρω πίνακα ως εξής:

- Στήλη 1: Ο συντελεστής της σταθεράς
- Στήλη 2: Το standard error της σταθεράς
- Στήλη 3: Το t-statistic της σταθεράς
- Στήλη 4: Ο συντελεστής του βήτα
- Στήλη 5: Το standard error του βήτα
- Στήλη 6: Το t-statistic του βήτα
- Στήλη 7: Ο συντελεστής του BM
- Στήλη 8: Το standard error του BM
- Στήλη 9: Το t-statistic του BM
- Στήλη 10: Ο συντελεστής της DY
- Στήλη 11: Το standard error της DY
- Στήλη 12: Το t-statistic της DY
- Στήλη 13: Το R^2 της παλινδρόμησης
- Στήλη 14: Το adjusted R^2 της παλινδρόμησης
- Στήλη 15: Το "Durbin-Watson stat"
- Στήλη 16: Το "F-statistic"
- Στήλη 17: Οι "Included observations"
- Στήλη 18: Το "S.E. of regression"

Συνέχεια

Από τον ανωτέρω πίνακα "greece_beta_btmn_dy" θα υπολογίζουμε τον μέσο συντελεστή $\bar{\gamma}_j$ καθώς και το t-statistic $t(\bar{\gamma}_j)$ για να εξαγάγουμε τα συμπεράσματά μας. Τέλος τα αποτελέσματα των παλινδρομήσεων θα συνοψίζονται σταδιακά σε συγκεντρωτικούς πίνακες ανά χώρα.

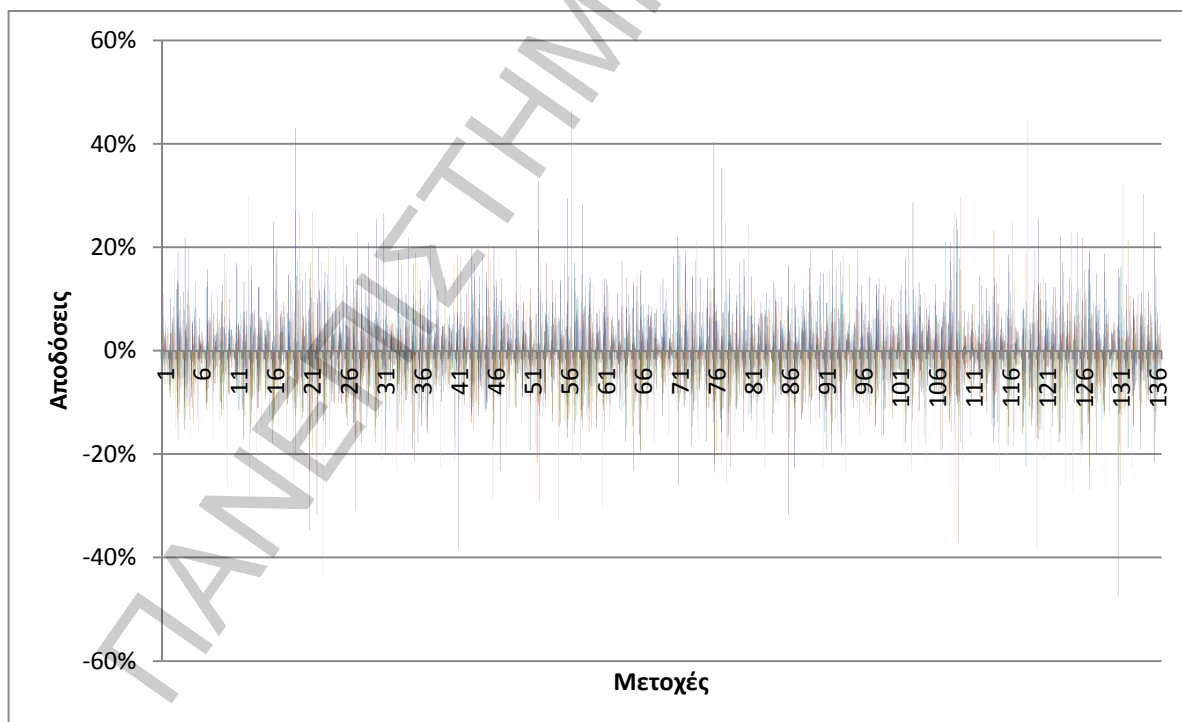
Κεφάλαιο Πέμπτο

Αποτελέσματα

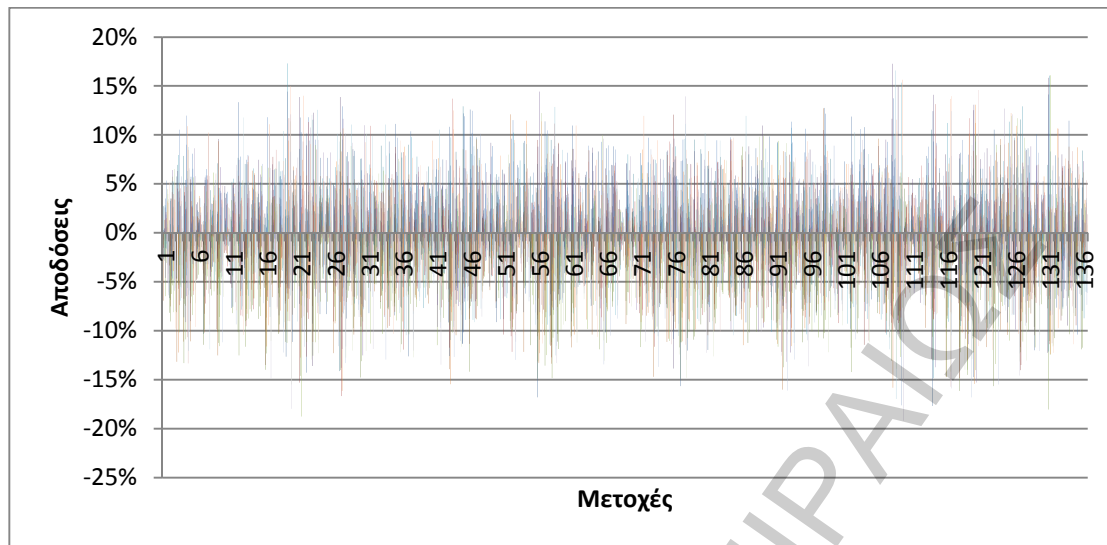
5.1 Ελλάδα

Το πρωτογενές δείγμα της Ελλάδας προέρχεται από την επιλογή της DataStream “LATHXASH” και περιλαμβάνει συνολικά 186 μετοχές. Εφόσον έγινε ο έλεγχος για μετοχές που πρέπει να εξαιρεθούν του δείγματος όπως αυτές των Τραπεζών και Προνομιούχες μετοχές, καθώς επίσης για μετοχές που δεν είχαν παρατηρήσεις για το εξεταζόμενο διάστημα της έρευνας, παρέμειναν στο δείγμα 136 μετοχές. Εξ αυτών έγινε έλεγχος για outliers. Παρακάτω παρουσιάζεται η εικόνα των αποδόσεων των μετοχών όπως ήταν συμπεριλαμβανομένων των outliers και η εικόνα τους μετά την αφαίρεση αυτών.

Γράφημα 1: Οι 136 μετοχές συμπεριλαμβανομένων των outliers

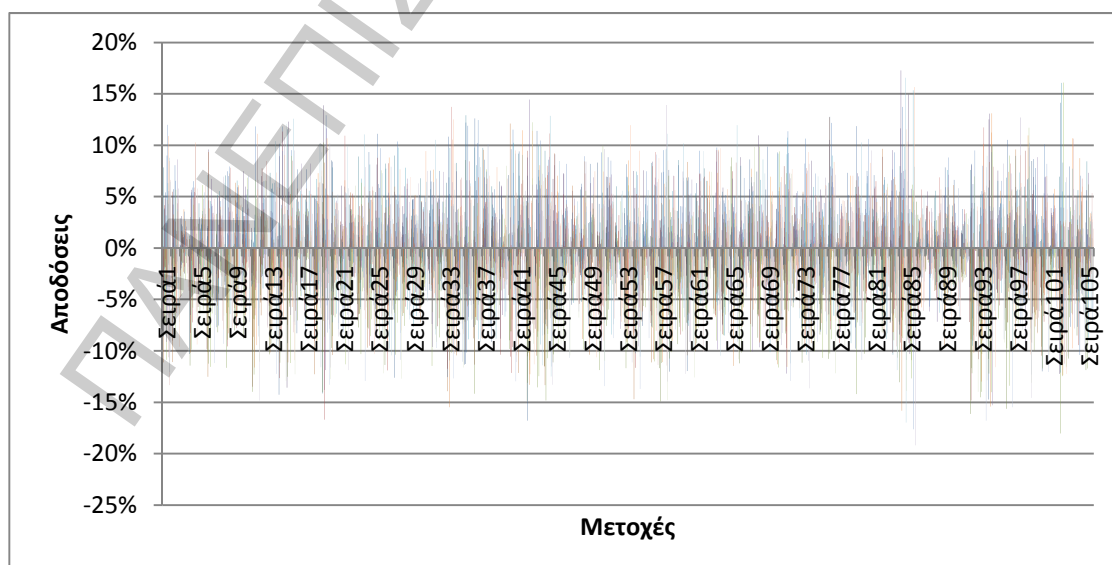


Γράφημα 2: Οι 136 μετοχές εξαιρουμένων των outliers



Όπως φαίνεται από τα ανωτέρω γραφήματα, αλλάζει η κλίμακα στον κάθετο άξονα από (-0,6 - 0,6) σε (-0,25 - 0,20). Στη συνέχεια, μετοχές με ποσοστό outliers μεγαλύτερο του 5% εξαιρέθηκαν του δείγματος και για όσες παρέμειναν στο δείγμα κάθε παρατήρηση με τον χαρακτηρισμό outlier έλαβε την τιμή «κενό». Στο δείγμα παρέμειναν τελικά 105 μετοχές¹ όπου το γράφημα των παρατηρήσεων των αποδόσεων των μετοχών είναι το παρακάτω:

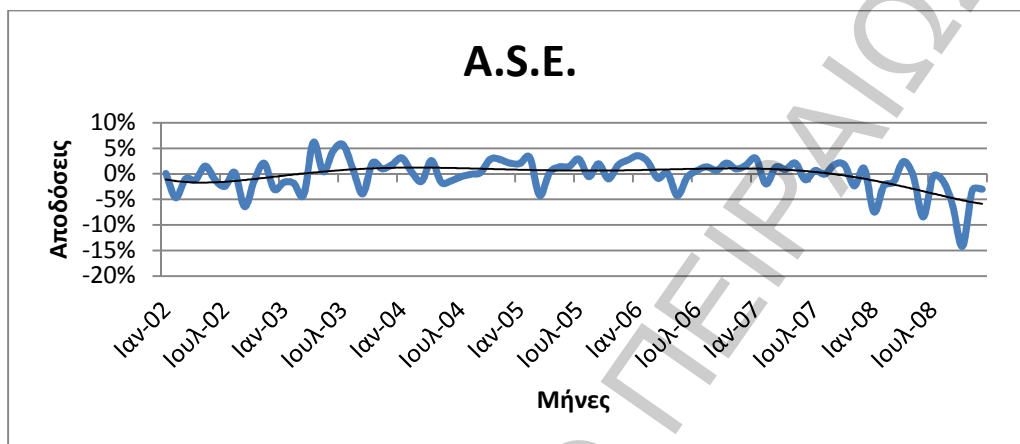
Γράφημα 3: Οι 105 μετοχές του δείγματος



¹ Οι επιλεγθείσες μετοχές του δείγματος παρατίθενται στο Παράρτημα 1 της παρούσας.

Ως Benchmark για τις αποδόσεις του χαρτοφυλακίου της αγοράς χρησιμοποιήθηκε ο γενικός δείκτης του χρηματιστηρίου της Αθήνας του οποίου οι αποδόσεις για το εξεταζόμενο διάστημα είχαν την παρακάτω εικόνα:

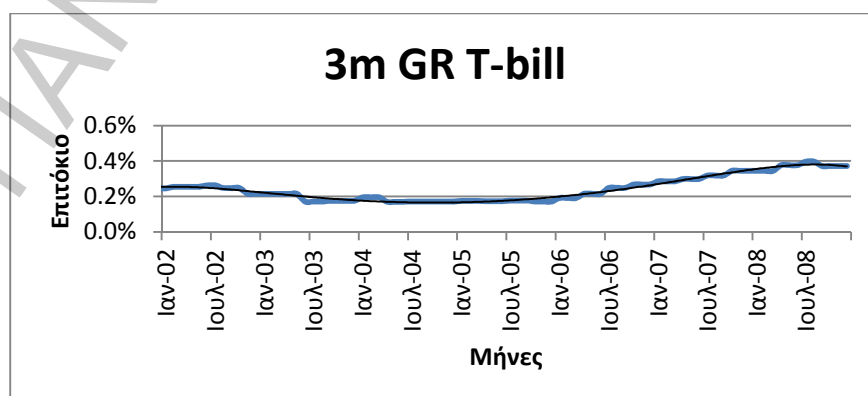
Γράφημα 4: Ο Γενικός δείκτης της Αθήνας



Όπως φαίνεται από το γράφημα από τα μέσα του 2002 υπήρξε μια σχετική άνοδος των μέσων αποδόσεων για ένα περίπου έτος όπου περί τα μέσα του 2003 σταθεροποιήθηκαν κοντά στο μηδέν μέχρι και το 2007, όπου από το ξέσπασμα της οικονομικής κρίσης και έπειτα οι μέσες αποδόσεις παρέμειναν κάτω από το μηδέν.

Για τον υπολογισμό της υπερβάλλουσας απόδοσης των μετοχών ως risk-free επιτόκιο χρησιμοποιήθηκαν τα τρίμηνα έντοκα γραμμάτια του Ελληνικού Δημοσίου των οποίων η εικόνα ήταν η κάτωθι:

Γράφημα 5: 3μηνα έντοκα Ελληνικού Δημοσίου



Στη συνέχεια έγινε έλεγχος της συσχέτισης μεταξύ των ανεξάρτητων μεταβλητών β_{im} , $\log(BM_i)$ και DY_i και προέκυψαν τα παρακάτω αποτελέσματα:

Πίνακας 5: Συσχέτιση πριν την Ορθογωνιοποίηση

Correlation	β_{im}	$\log(BM_i)$	DY_i
β_{im}	1		
$\log(BM_i)$	0.15	1	
DY_i	0.14	0.61	1

Όπως φαίνεται από τον ανωτέρω πίνακα συσχέτισης, υπάρχει σημαντική θετική συσχέτιση μεταξύ $\log(BM_i)$ και DY_i . Ακολουθώντας την τεχνική της ορθογωνιοποίησης, όπως αναλύθηκε στο κεφάλαιο της μεθοδολογίας, εκτελέσαμε την βοηθητική παλινδρόμηση μεταξύ DY_i και $\log(BM_i)$ και αντικαταστήσαμε τη μεταβλητή DY_i με τα κατάλοιπα της ανωτέρω παλινδρόμησης. Η νέα συσχέτιση που προέκυψε, αρκετά μικρότερη σε σχέση με την προηγούμενη, είναι η κάτωθι:

Πίνακας 6: Συσχέτιση μετά την Ορθογωνιοποίηση

Correlation	β_{im}	$\log(BM_i)$	DY_i
β_{im}	1		
$\log(BM_i)$	0.15	1	
DY_i	-0.11	0.06	1

Έγινε έλεγχος των διαστρωματικών σειρών του δείγματος για την ύπαρξη στασιμότητας, μέσω των test μοναδιαίας ρίζας (unit root test) του Eviews. Όπως φαίνεται και από τους παρακάτω περιληπτικούς πίνακες σε καμία από τις διαστρωματικές σειρές δεν βρέθηκε μοναδιαία ρίζα.

Πίνακας 7: Σειρά Returns (ret)

Method	Statistic	Prob.**	Cross-sections	Obs
Group unit root test: Summary				
Series: RET1, RET2, RET3, RET4, RET5, RET6, RET7, RET8, RET9, RET10, RET11, RET12, RET13, RET14, RET15, RET16, RET17, RET18, RET19, RET20, RET21, RET22, RET23, RET24, RET25, RET26, RET27, RET28, RET29, RET30, RET31, RET32, RET33, RET34, RET35, RET36, RET37, RET38, RET39, RET40, RET41, RET42, RET43, RET44, RET45, RET46, RET47, RET48, RET49, RET50, RET51, RET52, RET53, RET54, RET55, RET56, RET57, RET58, RET59, RET60, RET61, RET62, RET63, RET64, RET65, RET66, RET67, RET68, RET69, RET70, RET71, RET72, RET73, RET74, RET75, RET76, RET77, RET78, RET79, RET80, RET81, RET82, RET83, RET84				
Date: 02/10/13 Time: 20:15				
Sample: 1 105				
Exogenous variables: Individual effects				
Automatic selection of maximum lags				
Automatic selection of lags based on SIC: 0 to 2				
Newey-West bandwidth selection using Bartlett kernel				
Method	Statistic	Prob.**	Cross-sections	Obs
Null: Unit root (assumes common unit root process)				
Levin, Lin & Chu t*	-75.7822	0.0000	84	7103
Null: Unit root (assumes individual unit root process)				
Im, Pesaran and Shin W-stat	-76.6382	0.0000	84	7103
ADF - Fisher Chi-square	2642.51	0.0000	84	7103
PP - Fisher Chi-square	2633.80	0.0000	84	7231
** Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi-square distribution. All other tests assume asymptotic normality.				

Πίνακας 8: Σειρά Book to Market (btmv)

Group unit root test: Summary

Series: BTMV1, BTMV2, BTMV3, BTMV4, BTMV5, BTMV6, BTMV7, BTMV8,

BTMV9, BTMV10, BTMV11, BTMV12, BTMV13, BTMV14, BTMV15,
 BTMV16, BTMV17, BTMV18, BTMV19, BTMV20, BTMV21, BTMV22,
 BTMV23, BTMV24, BTMV25, BTMV26, BTMV27, BTMV28, BTMV29,
 BTMV30, BTMV31, BTMV32, BTMV33, BTMV34, BTMV35, BTMV36,
 BTMV37, BTMV38, BTMV39, BTMV40, BTMV41, BTMV42, BTMV43,
 BTMV44, BTMV45, BTMV46, BTMV47, BTMV48, BTMV49, BTMV50,
 BTMV51, BTMV52, BTMV53, BTMV54, BTMV55, BTMV56, BTMV57,
 BTMV58, BTMV59, BTMV60, BTMV61, BTMV62, BTMV63, BTMV64,
 BTMV65, BTMV66, BTMV67, BTMV68, BTMV69, BTMV70, BTMV71,
 BTMV72, BTMV73, BTMV74, BTMV75, BTMV76, BTMV77, BTMV78,
 BTMV79, BTMV80, BTMV81, BTMV82, BTMV83, BTMV84

Date: 02/10/13 Time: 20:22

Sample: 1 105

Exogenous variables: Individual effects

Automatic selection of maximum lags

Automatic selection of lags based on SIC: 0

Newey-West bandwidth selection using Bartlett kernel

Method	Statistic	Prob.**	Cross- sections	Obs
Null: Unit root (assumes common unit root process)				
Levin, Lin & Chu t*	-75.1256	0.0000	84	7231
Null: Unit root (assumes individual unit root process)				
Im, Pesaran and Shin W-stat	-75.2439	0.0000	84	7231
ADF - Fisher Chi-square	2864.17	0.0000	84	7231
PP - Fisher Chi-square	2854.13	0.0000	84	7231

** Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi
 -square distribution. All other tests assume asymptotic normality.

Πίνακας 9: Σειρά Dividend Yield (dy)

Group unit root test: Summary

Series: DY1, DY10, DY11, DY12, DY13, DY14, DY15, DY16, DY17, DY18,

DY19, DY2, DY20, DY21, DY22, DY23, DY24, DY25, DY26, DY27, DY28,

DY29, DY3, DY30, DY31, DY32, DY33, DY34, DY35, DY36, DY37, DY38,

DY39, DY4, DY40, DY41, DY42, DY43, DY44, DY45, DY46, DY47, DY48,

DY49, DY5, DY50, DY51, DY52, DY53, DY54, DY55, DY56, DY57, DY58,

DY59, DY6, DY60, DY61, DY62, DY63, DY64, DY65, DY66, DY67, DY68,

DY69, DY7, DY70, DY71, DY72, DY73, DY74, DY75, DY76, DY77, DY78,

DY79, DY8, DY80, DY81, DY82, DY83, DY84, DY9

Date: 02/10/13 Time: 20:25

Sample: 1 105

Exogenous variables: Individual effects

Automatic selection of maximum lags

Automatic selection of lags based on SIC: 0 to 3

Newey-West bandwidth selection using Bartlett kernel

Method	Statistic	Prob.**	Cross- sections	Obs
Null: Unit root (assumes common unit root process)				
Levin, Lin & Chu t*	-75.6602	0.0000	84	7156
Null: Unit root (assumes individual unit root process)				
Im, Pesaran and Shin W-stat	-78.3051	0.0000	84	7156
ADF - Fisher Chi-square	2707.52	0.0000	84	7156
PP - Fisher Chi-square	2711.31	0.0000	84	7231

** Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi-square distribution. All other tests assume asymptotic normality.

Εφόσον έγιναν οι απαραίτητοι οικονομετρικοί έλεγχοι στις μεταβλητές του μοντέλου εκτελέστηκαν οι παρακάτω διαστρωματικές παλινδρομήσεις και τα αποτελέσματα που προέκυψαν είναι τα κάτωθι:

$$R_{it} = \gamma_0 + \gamma_m \beta_{im} + \gamma_{BM} \log(BM_i) + u_{it} \quad (4.3)$$

$$R_{it} = \gamma_0 + \gamma_m \beta_{im} + \gamma_{DY} DY_i + u_{it} \quad (4.4)$$

$$R_{it} = \gamma_0 + \gamma_m \beta_{im} + \gamma_{BM} \log(BM_i) + \gamma_{DY} DY_i + u_{it} \quad (4.5)$$

Πίνακας 10: Αποτελέσματα Διαστρωματικής Παλινδρόμησης Ελλάδας

Coefficient	$\tilde{\gamma}_0$	$\tilde{\gamma}_m$	$\tilde{\gamma}_{BM}$	$\tilde{\gamma}_{DY}$	\bar{R}^2	$adj - \bar{R}^2$
Πίνακας Α						
$R_{it} = \gamma_0 + \gamma_m \beta_{im} + \gamma_{BM} \log(BM_i) + u_{it}$						
Εκτίμηση	-0.0056	-0.0025	-0.0082		0.0950	0.0744
t-statistic	-3.9759	-0.6497	-5.6814			
Πίνακας Β						
$R_{it} = \gamma_0 + \gamma_m \beta_{im} + \gamma_{DY} DY_i + u_{it}$						
Εκτίμηση	-0.0032	-0.0046		-0.0317	0.0846	0.0637
t-statistic	-2.3321	-1.1790		-1.3789		
Πίνακας Γ						
$R_{it} = \gamma_0 + \gamma_m \beta_{im} + \gamma_{BM} \log(BM_i) + \gamma_{DY} DY_i + u_{it}$						
Εκτίμηση	-0.0053	-0.0029	-0.0082	-0.0304	0.1071	0.0762
t-statistic	-3.5737	-0.7497	-5.6470	-1.3123		

Από τα ανωτέρω ευρήματα² του Πίνακα Α προκύπτει μια στατιστικά σημαντική αρνητική σχέση μεταξύ ΒΜ και αναμενόμενων αποδόσεων γεγονός που μας εξέπληξε σε σχέση με τα αποτελέσματα προηγούμενων μελετών. Επίσης από τα αποτελέσματα του Πίνακα Β προκύπτει μια εξαιρετικά ασθενής αρνητική σχέση μεταξύ ΔΥ και αναμενόμενων αποδόσεων γεγονός που επίσης δεν συμβαδίζει με τα αποτελέσματα προηγούμενων μελετών στο θέμα αυτό. Η αρνητική αυτή σχέση παραμένει και στην από κοινού παλινδρόμηση των δυο επεξηγηματικών μεταβλητών, Πίνακας Γ, με μικρές διαφοροποιήσεις στη στατιστική σημαντικότητα.

Εξετάζοντας ενδελεχώς τα ευρήματα των επιμέρους παλινδρομήσεων για κάθε μήνα, διαπιστώσαμε ότι για τον Πίνακα Α από το σύνολο των 84 μηνιαίων παρατηρήσεων βρέθηκαν για το ΒΜ μόνο 21 μήνες (25% των παρατηρήσεων) όπου οι εκτιμήσεις για τον συντελεστή $\hat{\gamma}_{BM}$ ήταν στα όρια της στατιστικής σημαντικότητας (t-statistic >1.96). Αντίστοιχα για τον συντελεστή $\hat{\gamma}_{DY}$ του Πίνακα Β από το σύνολο των 84 μηνιαίων παρατηρήσεων βρέθηκαν μόνο 7 μήνες (8% των παρατηρήσεων) όπου οι εκτιμήσεις για τον συντελεστή $\hat{\gamma}_{BM}$ ήταν στα όρια της στατιστικής σημαντικότητας. Το ίδιο συμβαίνει και για τις παρατηρήσεις των αντίστοιχων μεταβλητών του Πίνακα Γ.

Ουσιαστικά, οι μέσοι συντελεστές $\bar{\gamma}_j$ που εκτιμήθηκαν από τη διαστρωματική παλινδρόμηση των 84 μηνών προέρχονται από επί μέρους μηνιαίους συντελεστές που δεν είναι στατιστικά σημαντικοί στην πλειοψηφία τους. Λόγω των ανωτέρω, υπάρχει ασάφεια στατιστικών στοιχείων για την εξέταση της επίδρασης στις αναμενόμενες αποδόσεις του δείκτη Λογιστικής προς Χρηματιστηριακή αξία και της Μερισματικής Απόδοσης με τα συγκεκριμένα δεδομένα του δείγματος της Ελλάδας³.

Αντίστοιχο πρόβλημα με ασάφεια στα στατιστικά δεδομένα είχε παρουσιαστεί και σε μια αντίστοιχη έρευνα των Μιχαηλίδη, Τσόπογλου και Παπαναστασίου (2007)⁴ όπου είχαν χρησιμοποιήσει δεδομένα του

² Λόγω του μεγάλου αριθμού των παλινδρομήσεων δεν ήταν εφικτό να παραχθεί ένα ενιαίο output αποτελεσμάτων από το Eviews και για τον λόγο αυτό τα αποτελέσματα παρατίθενται σε δικό μας πίνακα.

³ Τα αναλυτικά αποτελέσματα των διαστρωματικών παλινδρομήσεων παρατίθενται στο Παράρτημα 1 της παρούσας.

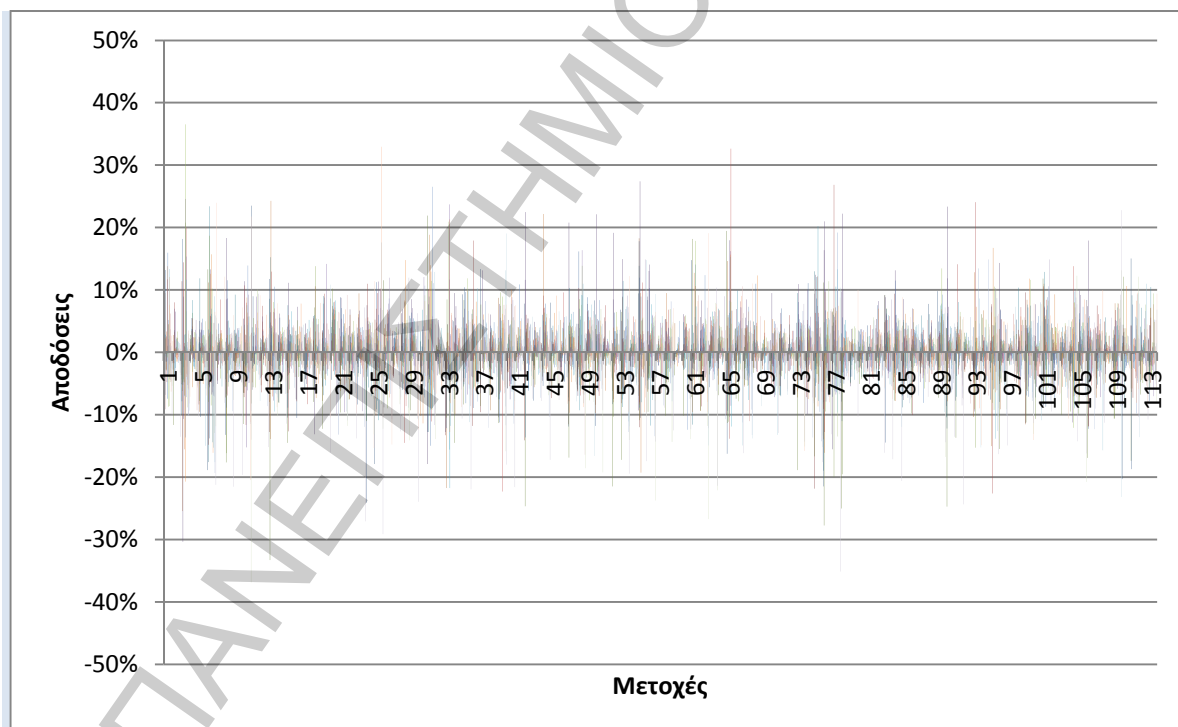
⁴ Michailidis, G., Tsopoglou, S. & Papanastasiou, D. 2007, "The Cross-Section of Expected Stock Returns for the Athens Stock Exchange", International Research of Finance and Economics, vol. 8, pp. 63-96.

χρηματιστηρίου της Αθήνας από το 1997 έως το 2003. Εκτός των άλλων μεταβλητών που χρησιμοποιήσαν, η μεταβλητή BM περιλαμβάνονταν στην έρευνά τους. Τα ευρήματα της από κοινού αλληλεπίδρασης των ανωτέρω μεγεθών δεν έδειξαν ενθαρρυντικά στοιχεία στη επεξηγηματικότητα των αποδόσεων των μετοχών. Η αντίστοιχη έρευνά τους είχε διεξαχθεί πάνω σε χαρτοφυλάκια και όχι απευθείας σε μετοχές, όπου τα σχετικά με την παρούσα μελέτη μας ευρήματα έδειξαν πως όταν τα χαρτοφυλάκια των μετοχών κατατάσσονταν με κριτήριο τον δείκτη BM δεν προκύπτει καμία σχέση αναμενόμενης απόδοσης και BM. Οι ερευνητές τότε επεσήμαναν ότι οι ανωτέρω μεταβλητή αποτελεί διαβαθμισμένη έκδοση των τιμών των μετοχών και μπορεί να θεωρηθεί ως διαφορετικός τρόπος άντλησης πληροφοριών των τιμών αυτών. Λόγω του ανωτέρω γεγονότος είναι εύλογο να αναμένεται ότι ορισμένες από αυτές τις μεταβλητές είναι περιττές για την εξήγηση των μέσων αποδόσεων των μετοχών.

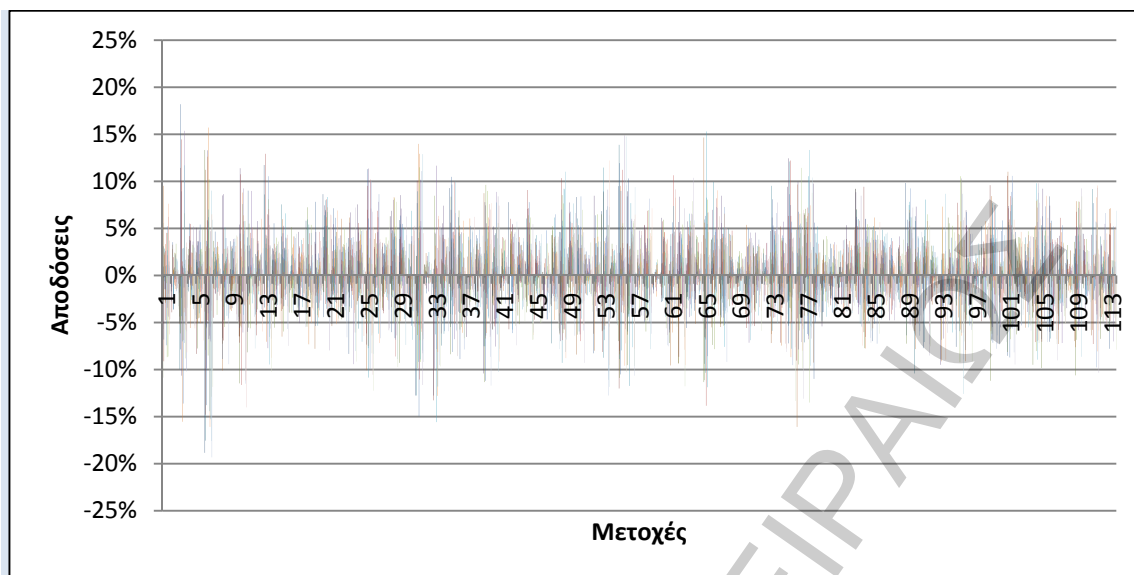
5.2 Γερμανία

Το πρωτογενές δείγμα της Γερμανίας προέρχεται από την επιλογή της DataStream “FGCONT” και περιλαμβάνει συνολικά 359 μετοχές. Εφόσον έγινε ο έλεγχος για μετοχές που πρέπει να εξαιρεθούν του δείγματος όπως αυτές των Τραπεζών και Προνομιούχες μετοχές, καθώς επίσης για μετοχές που δεν είχαν σεβαστό αριθμό παρατηρήσεων για το εξεταζόμενο διάστημα της έρευνας, παρέμειναν στο δείγμα 113 μετοχές. Αξίζει να σημειωθεί ότι σε 74 στήλες μετοχών υπήρχε η ένδειξη #ERROR# χωρίς να δίνεται κάποια περαιτέρω πληροφορία για τη μετοχή. Στις 113 μετοχές που παρέμειναν έγινε έλεγχος για outliers. Παρακάτω παρουσιάζεται η εικόνα των αποδόσεων των μετοχών συμπεριλαμβανομένων των outliers και η εικόνα τους μετά την αφαίρεση αυτών.

Γράφημα 6: Οι 113 μετοχές συμπεριλαμβανομένων των outliers

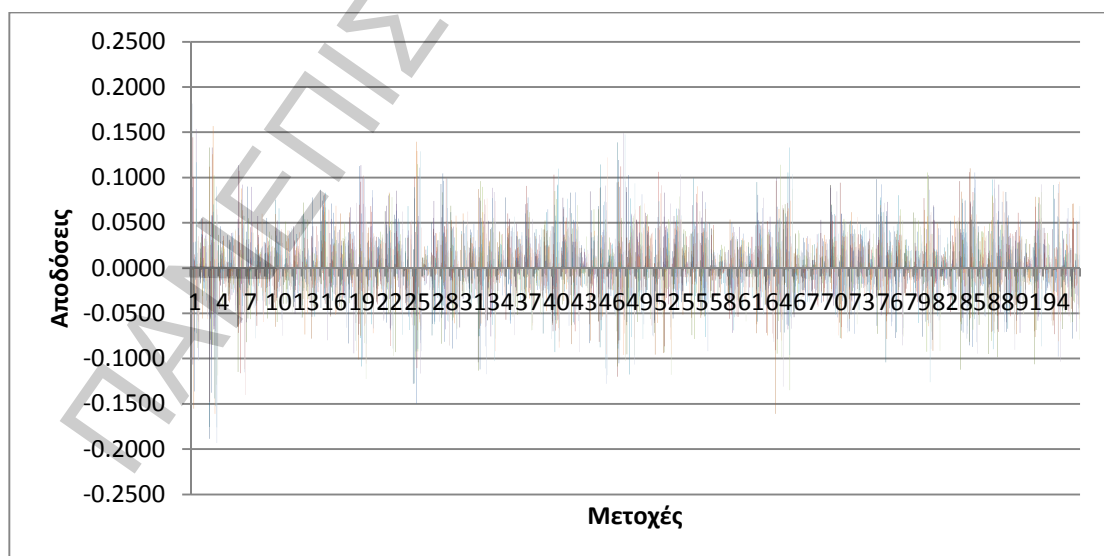


Γράφημα 7: Οι 113 μετοχές εξαιρουμένων των outliers



Όπως φαίνεται από τα ανωτέρω γραφήματα, αλλάζει η κλίμακα στον κάθετο άξονα από (-0,5 - 0,5) σε (-0,25 - 0,25). Στη συνέχεια, μετοχές με ποσοστό outliers μεγαλύτερο του 5% εξαιρέθηκαν του δείγματος και για όσες παρέμειναν στο δείγμα κάθε παρατήρηση με τον χαρακτηρισμό outlier έλαβε την τιμή «κενό». Στο δείγμα παρέμειναν τελικά 96 μετοχές⁵ όπου το γράφημα των παρατηρήσεων των αποδόσεων των μετοχών είναι το παρακάτω:

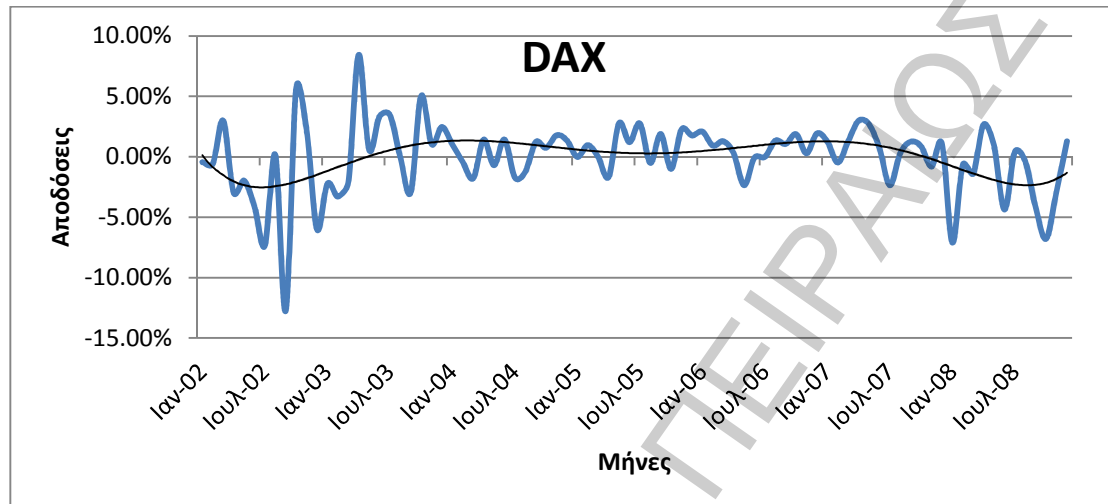
Γράφημα 8: Οι 96 μετοχές του δείγματος



⁵ Οι επιλεγθείσες μετοχές του δείγματος παρατίθενται στο Παράρτημα 2 της παρούσας.

Ως Benchmark για τις αποδόσεις του χαρτοφυλακίου της αγοράς χρησιμοποιήθηκε ο γενικός δείκτης του χρηματιστηρίου της Φρανκφούρτης του οποίου οι αποδόσεις για το εξεταζόμενο διάστημα είχαν την παρακάτω εικόνα:

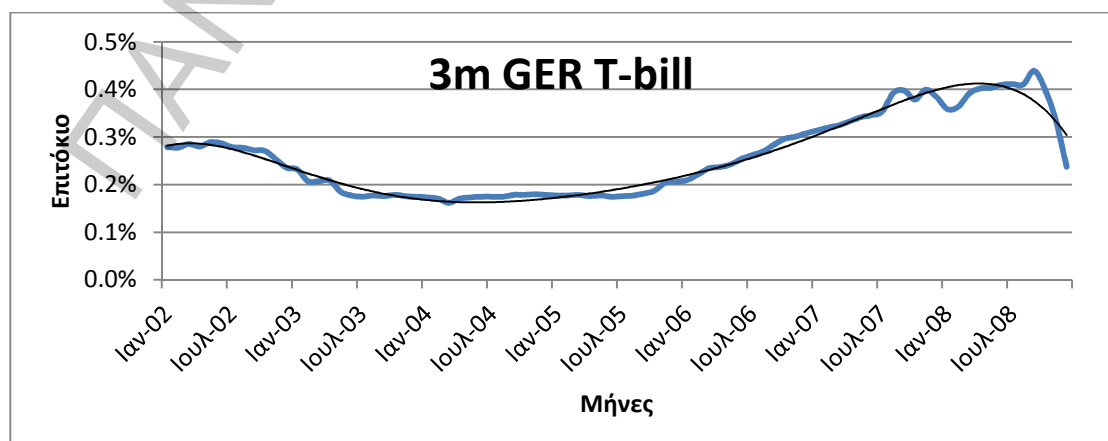
Γράφημα 9: Ο Γενικός δείκτης της Φρανκφούρτης



Όπως φαίνεται από το γράφημα από τα μέσα του 2002 υπήρξε μια σχετική άνοδος των μέσων αποδόσεων, με αρκετές διακυμάνσεις, για ένα περίπου έτος όπου περί τα μέσα του 2003 σταθεροποιήθηκαν κοντά στο μηδέν μέχρι και το 2007, όπου από το ξέσπασμα της οικονομικής κρίσης και έπειτα οι μέσες αποδόσεις παρέμειναν κάτω από το μηδέν.

Για τον υπολογισμό της υπερβάλλουσας απόδοσης των μετοχών ως risk-free επιτόκιο χρησιμοποιήθηκαν τα τρίμηνα έντοκα γραμμάτια του Γερμανικού Δημοσίου των οποίων η εικόνα ήταν η κάτωθι:

Γράφημα 10: 3μηνα έντοκα Γερμανικού Δημοσίου



Στη συνέχεια έγινε έλεγχος της συσχέτισης μεταξύ των ανεξάρτητων μεταβλητών β_{im} , $\log(BM_i)$ και DY_i και προέκυψαν τα παρακάτω αποτελέσματα:

Πίνακας 11: Συσχέτιση πριν την Ορθογωνιοποίηση

<i>Correlation</i>	β_{im}	$\log(BM_i)$	DY_i
β_{im}	1		
$\log(BM_i)$	0.03	1	
DY_i	-0.06	0.83	1

Όπως φαίνεται από τον ανωτέρω πίνακα συσχέτισης, υπάρχει σημαντική θετική συσχέτιση μεταξύ $\log(BM_i)$ και DY_i . Ακολουθώντας την τεχνική της ορθογωνιοποίησης, όπως αναλύθηκε στο κεφάλαιο της μεθοδολογίας, εκτελέσαμε την βοηθητική παλινδρόμηση μεταξύ DY_i και $\log(BM_i)$ και αντικαταστήσαμε τη μεταβλητή DY_i με τα κατάλοιπα της ανωτέρω παλινδρόμησης. Η νέα συσχέτιση που προέκυψε, αρκετά μικρότερη σε σχέση με την προηγούμενη, είναι η κάτωθι:

Πίνακας 12: Συσχέτιση μετά την Ορθογωνιοποίηση

<i>Correlation</i>	β_{im}	$\log(BM_i)$	DY_i
β_{im}	1		
$\log(BM_i)$	0.03	1	
DY_i	-0.16	-0.04	1

Έγινε έλεγχος των διαστρωματικών σειρών του δείγματος για την ύπαρξη στασιμότητας, μέσω των test μοναδιαίας ρίζας (unit root test) του Eviews. Όπως φαίνεται και από τους παρακάτω περιληπτικούς πίνακες σε καμία από τις διαστρωματικές σειρές δεν βρέθηκε μοναδιαία ρίζα.

Πίνακας 13: Σειρά Returns (ret)

Group unit root test: Summary				
Series: RET1, RET2, RET3, RET4, RET5, RET6, RET7, RET8, RET9, RET10, RET11, RET12, RET13, RET14, RET15, RET16, RET17, RET18, RET19, RET20, RET21, RET22, RET23, RET24, RET25, RET26, RET27, RET28, RET29, RET30, RET31, RET32, RET33, RET34, RET35, RET36, RET37, RET38, RET39, RET40, RET41, RET42, RET43, RET44, RET45, RET46, RET47, RET48, RET49, RET50, RET51, RET52, RET53, RET54, RET55, RET56, RET57, RET58, RET59, RET60, RET61, RET62, RET63, RET64, RET65, RET66, RET67, RET68, RET69, RET70, RET71, RET72, RET73, RET74, RET75, RET76, RET77, RET78, RET79, RET80, RET81, RET82, RET83, RET84				
Date: 02/11/13 Time: 15:08				
Sample: 1 96				
Exogenous variables: Individual effects				
Automatic selection of maximum lags				
Automatic selection of lags based on SIC: 0 to 4				
Newey-West bandwidth selection using Bartlett kernel				
Method	Statistic	Prob.**	Cross-sections	Obs
Null: Unit root (assumes common unit root process)				
Levin, Lin & Chu t*	-72.7222	0.0000	84	6536
Null: Unit root (assumes individual unit root process)				
Im, Pesaran and Shin W-stat	-76.6812	0.0000	84	6536
ADF - Fisher Chi-square	2410.44	0.0000	84	6536
PP - Fisher Chi-square	2407.64	0.0000	84	6582
** Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi-square distribution. All other tests assume asymptotic normality.				

Πίνακας 14: Σειρά Book to Market (btmv)

Group unit root test: Summary

Series: BTMV1, BTMV2, BTMV3, BTMV4, BTMV5, BTMV6, BTMV7, BTMV8,
 BTMV9, BTMV10, BTMV11, BTMV12, BTMV13, BTMV14, BTMV15,
 BTMV16, BTMV17, BTMV18, BTMV19, BTMV20, BTMV21, BTMV22,
 BTMV23, BTMV24, BTMV25, BTMV26, BTMV27, BTMV28, BTMV29,
 BTMV30, BTMV31, BTMV32, BTMV33, BTMV34, BTMV35, BTMV36,
 BTMV37, BTMV38, BTMV39, BTMV40, BTMV41, BTMV42, BTMV43,
 BTMV44, BTMV45, BTMV46, BTMV47, BTMV48, BTMV49, BTMV50,
 BTMV51, BTMV52, BTMV53, BTMV54, BTMV55, BTMV56, BTMV57,
 BTMV58, BTMV59, BTMV60, BTMV61, BTMV62, BTMV63, BTMV64,
 BTMV65, BTMV66, BTMV67, BTMV68, BTMV69, BTMV70, BTMV71,
 BTMV72, BTMV73, BTMV74, BTMV75, BTMV76, BTMV77, BTMV78,
 BTMV79, BTMV80, BTMV81, BTMV82, BTMV83, BTMV84

Date: 02/11/13 Time: 15:13
 Sample: 1 96
 Exogenous variables: Individual effects
 Automatic selection of maximum lags
 Automatic selection of lags based on SIC: 0 to 3
 Newey-West bandwidth selection using Bartlett kernel

Method	Statistic	Prob.**	Cross- sections	Obs
Null: Unit root (assumes common unit root process)				
Levin, Lin & Chu t*	-58.7310	0.0000	84	6542
Null: Unit root (assumes individual unit root process)				
Im, Pesaran and Shin W-stat	-69.7488	0.0000	84	6542
ADF - Fisher Chi-square	2593.57	0.0000	84	6542
PP - Fisher Chi-square	2680.24	0.0000	84	6582

** Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi-square distribution. All other tests assume asymptotic normality.

Πίνακας 15: Σειρά Dividend Yield (dy)

Group unit root test: Summary

Series: DY1, DY10, DY11, DY12, DY13, DY14, DY15, DY16, DY17, DY18,
 DY19, DY2, DY20, DY21, DY22, DY23, DY24, DY25, DY26, DY27, DY28,
 DY29, DY3, DY30, DY31, DY32, DY33, DY34, DY35, DY36, DY37, DY38,
 DY39, DY4, DY40, DY41, DY42, DY43, DY44, DY45, DY46, DY47, DY48,
 DY49, DY5, DY50, DY51, DY52, DY53, DY54, DY55, DY56, DY57, DY58,
 DY59, DY6, DY60, DY61, DY62, DY63, DY64, DY65, DY66, DY67, DY68,
 DY69, DY7, DY70, DY71, DY72, DY73, DY74, DY75, DY76, DY77, DY78,
 DY79, DY8, DY80, DY81, DY82, DY83, DY84, DY9

Date: 02/11/13 Time: 15:17

Sample: 1 96

Exogenous variables: Individual effects

Automatic selection of maximum lags

Automatic selection of lags based on SIC: 0 to 4

Newey-West bandwidth selection using Bartlett kernel

Method	Statistic	Prob.**	Cross- sections	Obs
Null: Unit root (assumes common unit root process)				
Levin, Lin & Chu t*	-79.4617	0.0000	84	6513
Null: Unit root (assumes individual unit root process)				
Im, Pesaran and Shin W-stat	-80.5090	0.0000	84	6513
ADF - Fisher Chi-square	2598.86	0.0000	84	6513
PP - Fisher Chi-square	2615.33	0.0000	84	6582

** Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi-square distribution. All other tests assume asymptotic normality.

Εφόσον έγιναν οι απαραίτητοι οικονομετρικοί έλεγχοι στις μεταβλητές του μοντέλου εκτελέστηκαν οι παρακάτω διαστρωματικές παλινδρομήσεις και τα αποτελέσματα που προέκυψαν είναι τα κάτωθι:

$$R_{it} = \gamma_0 + \gamma_m \beta_{im} + \gamma_{BM} \log(BM_i) + u_{it} \quad (4.3)$$

$$R_{it} = \gamma_0 + \gamma_m \beta_{im} + \gamma_{DY} DY_i + u_{it} \quad (4.4)$$

$$R_{it} = \gamma_0 + \gamma_m \beta_{im} + \gamma_{BM} \log(BM_i) + \gamma_{DY} DY_i + u_{it} \quad (4.5)$$

Πίνακας 16: Αποτελέσματα Διαστρωματικής Παλινδρόμησης Γερμανίας

Coefficient	$\hat{\gamma}_0$	$\hat{\gamma}_m$	$\hat{\gamma}_{BM}$	$\hat{\gamma}_{DY}$	\bar{R}^2	$adj - \bar{R}^2$
Πίνακας Α						
$R_{it} = \gamma_0 + \gamma_m \beta_{im} + \gamma_{BM} \log(BM_i) + u_{it}$						
Εκτίμηση	-0.0034	0.0020	-0.0067		0.0990	0.0770
t-statistic	-3.1910	0.5541	-4.3162			
Πίνακας Β						
$R_{it} = \gamma_0 + \gamma_m \beta_{im} + \gamma_{DY} DY_i + u_{it}$						
Εκτίμηση	-0.0019	0.0017		-0.0544	0.0970	0.0750
t-statistic	-2.1118	0.4737		-2.0162		
Πίνακας Γ						
$R_{it} = \gamma_0 + \gamma_m \beta_{im} + \gamma_{BM} \log(BM_i) + \gamma_{DY} DY_i + u_{it}$						
Εκτίμηση	-0.0033	0.0018	-0.0068	-0.0558	0.1135	0.0806
t-statistic	-3.1010	0.5030	-4.3332	-2.0700		

Από τα ανωτέρω ευρήματα του Πίνακα Α προκύπτει μια στατιστικά σημαντική αρνητική σχέση μεταξύ ΒΜ και αναμενόμενων αποδόσεων γεγονός που δεν ευθυγραμμίζεται με τα αποτελέσματα προηγούμενων μελετών. Επίσης από τα αποτελέσματα του Πίνακα Β προκύπτει μια στατιστικά σημαντική αρνητική σχέση μεταξύ DY και αναμενόμενων αποδόσεων γεγονός που επίσης δεν συμβαδίζει με τα αποτελέσματα προηγούμενων μελετών στο θέμα αυτό. Η αρνητική αυτή σχέση παραμένει και στην από κοινού παλινδρόμηση των δυο επεξηγηματικών μεταβλητών, Πίνακας Γ, με μικρές διαφοροποιήσεις στη στατιστική σημαντικότητα.

Εξετάζοντας ενδελεχώς τα ευρήματα των επιμέρους παλινδρομήσεων για κάθε μήνα, διαπιστώσαμε ότι για τον Πίνακα Α από το σύνολο των 84 μηνιαίων παρατηρήσεων βρέθηκαν για το ΒΜ μόνο 12 μήνες (14% των παρατηρήσεων) όπου οι εκτιμήσεις για τον συντελεστή $\hat{\gamma}_{BM}$ ήταν στα όρια της στατιστικής σημαντικότητας (t-statistic >1.96). Αντίστοιχα για τον συντελεστή $\hat{\gamma}_{DY}$ του Πίνακα Β από το σύνολο των 84 μηνιαίων παρατηρήσεων βρέθηκαν μόνο 10 μήνες (12% των παρατηρήσεων) όπου οι εκτιμήσεις για τον συντελεστή $\hat{\gamma}_{BM}$ ήταν στα όρια της στατιστικής σημαντικότητας. Το ίδιο συμβαίνει και για τις παρατηρήσεις των αντίστοιχων μεταβλητών του Πίνακα Γ.

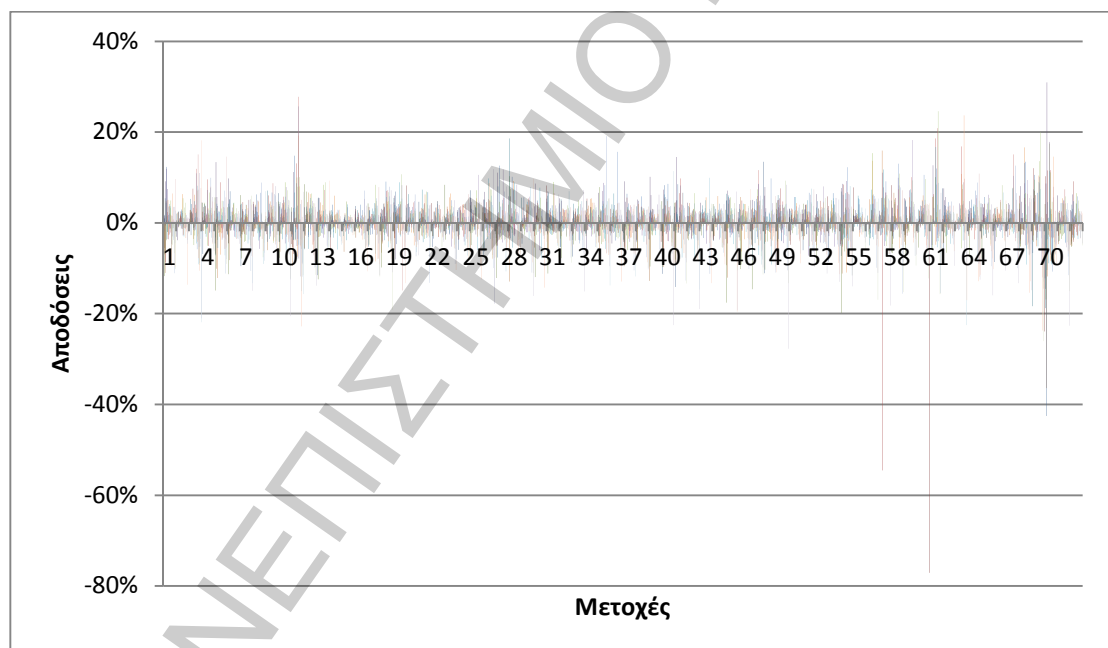
Ουσιαστικά, οι μέσοι συντελεστές $\bar{\gamma}_j$ που εκτιμήθηκαν από τη διαστρωματική παλινδρόμηση των 84 μηνών προέρχονται από επί μέρους μηνιαίους συντελεστές που δεν είναι στατιστικά σημαντικοί στην πλειοψηφία τους. Λόγω των ανωτέρω, όπως και στην περίπτωση της Ελλάδας, υπάρχει ασάφεια στατιστικών στοιχείων για την εξέταση της επίδρασης στις αναμενόμενες αποδόσεις του δείκτη Λογιστικής προς Χρηματιστηριακή αξία και της Μερισματικής Απόδοσης με τα συγκεκριμένα δεδομένα του δείγματος της Γερμανίας⁶.

⁶ Τα αναλυτικά αποτελέσματα των διαστρωματικών παλινδρομήσεων παρατίθενται στο Παράρτημα 2 της παρούσας.

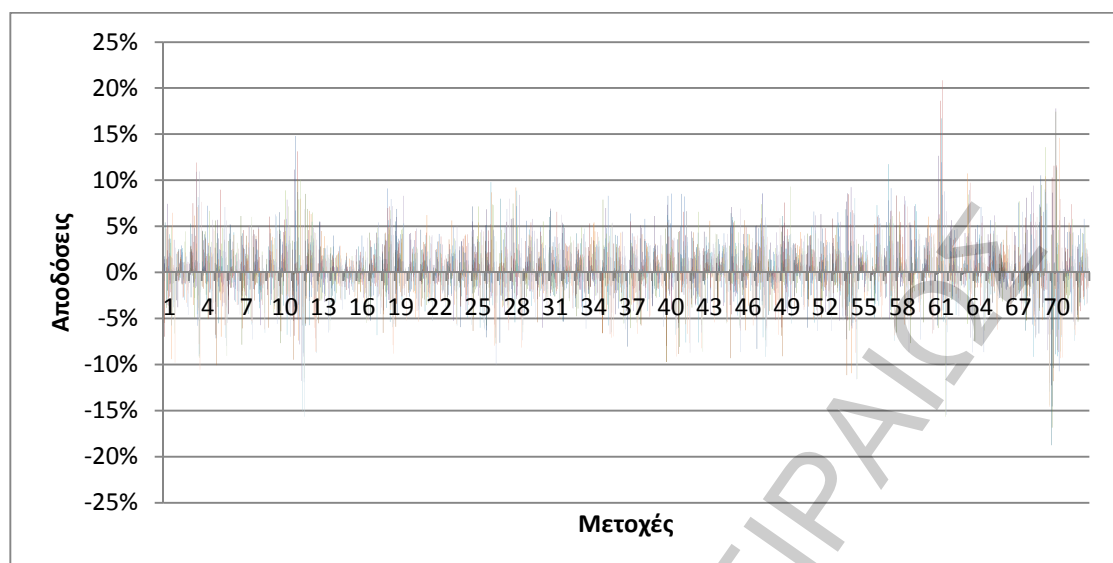
5.3 Ισπανία

Το πρωτογενές δείγμα της Ισπανίας προέρχεται από την επιλογή της DataStream “LMADRIDI” και περιλαμβάνει συνολικά 114 μετοχές. Εφόσον έγινε ο έλεγχος για μετοχές που πρέπει να εξαιρεθούν του δείγματος όπως αυτές των Τραπεζών και Προνομιούχες μετοχές, καθώς επίσης για μετοχές που δεν είχαν σεβαστό αριθμό παρατηρήσεων για το εξεταζόμενο διάστημα της έρευνας, παρέμειναν στο δείγμα 72 μετοχές. Στις 72 μετοχές που παρέμειναν έγινε έλεγχος για outliers. Παρακάτω παρουσιάζεται η εικόνα των αποδόσεων των μετοχών συμπεριλαμβανομένων των outliers και η εικόνα τους μετά την αφαίρεση αυτών.

Γράφημα 11: Οι 72 μετοχές συμπεριλαμβανομένων των outliers

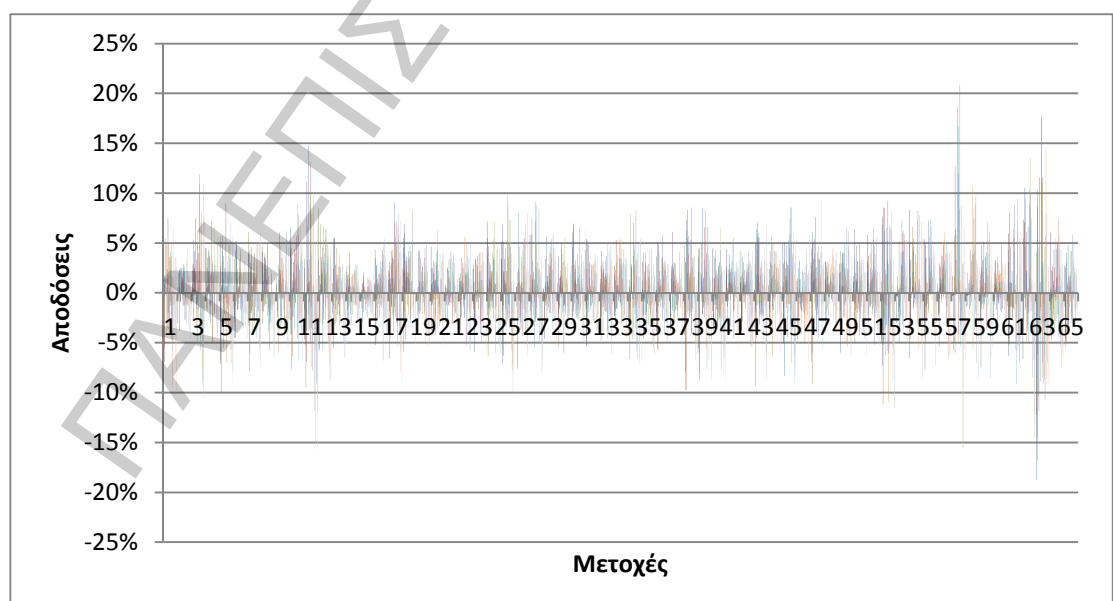


Γράφημα 12: Οι 72 μετοχές εξαιρουμένων των outliers



Όπως φαίνεται από τα ανωτέρω γραφήματα, αλλάζει η κλίμακα στον κάθετο άξονα από (-0,8 - 0,4) σε (-0,25 - 0,25). Στη συνέχεια, μετοχές με ποσοστό outliers μεγαλύτερο του 5% εξαιρέθηκαν του δείγματος και για όσες παρέμειναν στο δείγμα κάθε παρατήρηση με τον χαρακτηρισμό outlier έλαβε την τιμή «κενό». Στο δείγμα παρέμειναν τελικά 65 μετοχές⁷ όπου το γράφημα των παρατηρήσεων των αποδόσεων των μετοχών είναι το παρακάτω:

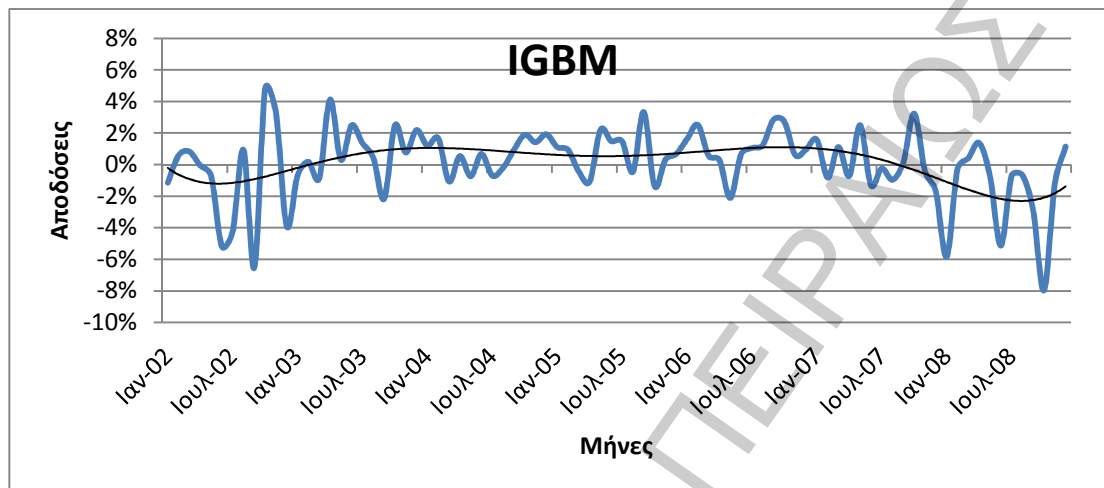
Γράφημα 13: Οι 65 μετοχές του δείγματος



⁷ Οι επιλεγθείσες μετοχές του δείγματος παρατίθενται στο Παράρτημα 3 της παρούσας.

Ως Benchmark για τις αποδόσεις του χαρτοφυλακίου της αγοράς χρησιμοποιήθηκε ο γενικός δείκτης του χρηματιστηρίου της Μαδρίτης του οποίου οι αποδόσεις για το εξεταζόμενο διάστημα είχαν την παρακάτω εικόνα:

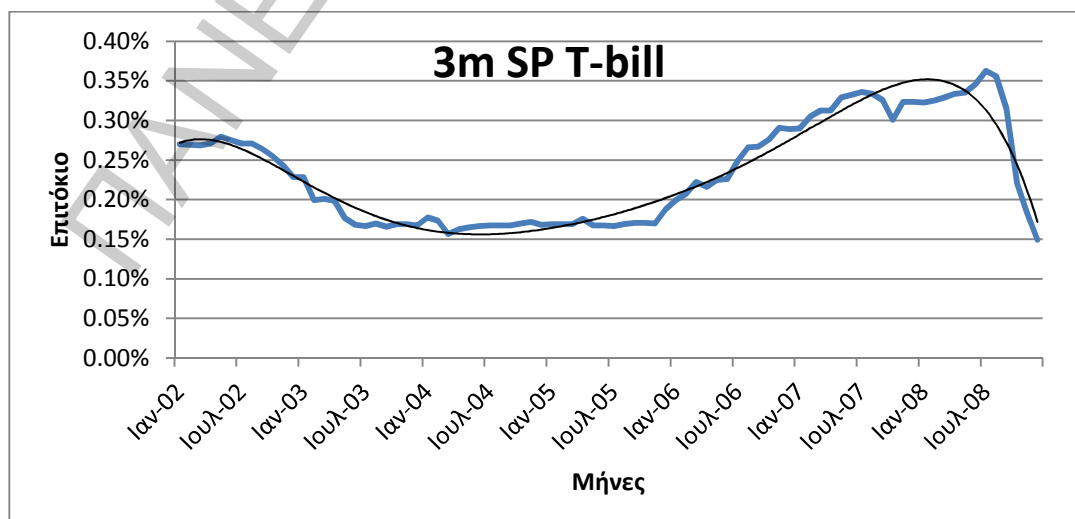
Γράφημα 14: Ο Γενικός δείκτης της Μαδρίτης



Όπως φαίνεται από το γράφημα από τα μέσα του 2002 υπήρξε μια σχετική άνοδος των μέσων αποδόσεων για ένα περίπου έτος όπου περί τα μέσα του 2003 σταθεροποιήθηκαν κοντά στο μηδέν μέχρι και το 2007, όπου από το ξέσπασμα της οικονομικής κρίσης και έπειτα οι μέσες αποδόσεις παρέμειναν κάτω από το μηδέν.

Για τον υπολογισμό της υπερβάλλουσας απόδοσης των μετοχών ως risk-free επιτόκιο χρησιμοποιήθηκαν τα τρίμηνα έντοκα γραμμάτια του Ισπανικού Δημοσίου των οποίων η εικόνα ήταν η κάτωθι:

Γράφημα 15: 3μηνα έντοκα Ισπανικού Δημοσίου



Στη συνέχεια έγινε έλεγχος της συσχέτισης μεταξύ των ανεξάρτητων μεταβλητών β_{im} , $\log(BM_i)$ και DY_i και προέκυψαν τα παρακάτω αποτελέσματα:

Πίνακας 17: Συσχέτιση πριν την Ορθογωνιοποίηση

<i>Correlation</i>	β_{im}	$\log(BM_i)$	DY_i
β_{im}	1		
$\log(BM_i)$	-0.15	1	
DY_i	-0.14	0.88	1

Όπως φαίνεται από τον ανωτέρω πίνακα συσχέτισης, υπάρχει σημαντική θετική συσχέτιση μεταξύ $\log(BM_i)$ και DY_i . Ακολουθώντας την τεχνική της ορθογωνιοποίησης, όπως αναλύθηκε στο κεφάλαιο της μεθοδολογίας, εκτελέσαμε την βοηθητική παλινδρόμηση μεταξύ DY_i και $\log(BM_i)$ και αντικαταστήσαμε τη μεταβλητή DY_i με τα κατάλοιπα της ανωτέρω παλινδρόμησης. Η νέα συσχέτιση που προέκυψε, αρκετά μικρότερη σε σχέση με την προηγούμενη, είναι η κάτωθι:

Πίνακας 18: Συσχέτιση μετά την Ορθογωνιοποίηση

<i>Correlation</i>	β_{im}	$\log(BM_i)$	DY_i
β_{im}	1		
$\log(BM_i)$	-0.15	1	
DY_i	-0.06	0.05	1

Έγινε έλεγχος των διαστρωματικών σειρών του δείγματος για την ύπαρξη στασιμότητας, μέσω των test μοναδιαίας ρίζας (unit root test) του Eviews. Όπως φαίνεται και από τους παρακάτω περιληπτικούς πίνακες σε καμία από τις διαστρωματικές σειρές δεν βρέθηκε μοναδιαία ρίζα.

Πίνακας 19: Σειρά Returns (ret)

Method	Statistic	Prob.**	Cross-sections	Obs
Group unit root test: Summary				
Series: RET1, RET2, RET3, RET4, RET5, RET6, RET7, RET8, RET9, RET10, RET11, RET12, RET13, RET14, RET15, RET16, RET17, RET18, RET19, RET20, RET21, RET22, RET23, RET24, RET25, RET26, RET27, RET28, RET29, RET30, RET31, RET32, RET33, RET34, RET35, RET36, RET37, RET38, RET39, RET40, RET41, RET42, RET43, RET44, RET45, RET46, RET47, RET48, RET49, RET50, RET51, RET52, RET53, RET54, RET55, RET56, RET57, RET58, RET59, RET60, RET61, RET62, RET63, RET64, RET65, RET66, RET67, RET68, RET69, RET70, RET71, RET72, RET73, RET74, RET75, RET76, RET77, RET78, RET79, RET80, RET81, RET82, RET83, RET84				
Date: 02/12/13 Time: 22:01				
Sample: 1 65				
Exogenous variables: Individual effects				
Automatic selection of maximum lags				
Automatic selection of lags based on SIC: 0 to 1				
Newey-West bandwidth selection using Bartlett kernel				
Null: Unit root (assumes common unit root process)				
Levin, Lin & Chu t*	-58.3094	0.0000	84	4416
Null: Unit root (assumes individual unit root process)				
Im, Pesaran and Shin W-stat	-58.8248	0.0000	84	4416
ADF - Fisher Chi-square	2724.88	0.0000	84	4416
PP - Fisher Chi-square	2913.01	0.0000	84	4469
** Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi-square distribution. All other tests assume asymptotic normality.				

Πίνακας 20: Σειρά Book to Market (btmv)

Group unit root test: Summary

Series: BTMV1, BTMV2, BTMV3, BTMV4, BTMV5, BTMV6, BTMV7, BTMV8, BTMV9, BTMV10, BTMV11, BTMV12, BTMV13, BTMV14, BTMV15, BTMV16, BTMV17, BTMV18, BTMV19, BTMV20, BTMV21, BTMV22, BTMV23, BTMV24, BTMV25, BTMV26, BTMV27, BTMV28, BTMV29, BTMV30, BTMV31, BTMV32, BTMV33, BTMV34, BTMV35, BTMV36, BTMV37, BTMV38, BTMV39, BTMV40, BTMV41, BTMV42, BTMV43, BTMV44, BTMV45, BTMV46, BTMV47, BTMV48, BTMV49, BTMV50, BTMV51, BTMV52, BTMV53, BTMV54, BTMV55, BTMV56, BTMV57, BTMV58, BTMV59, BTMV60, BTMV61, BTMV62, BTMV63, BTMV64, BTMV65, BTMV66, BTMV67, BTMV68, BTMV69, BTMV70, BTMV71, BTMV72, BTMV73, BTMV74, BTMV75, BTMV76, BTMV77, BTMV78, BTMV79, BTMV80, BTMV81, BTMV82, BTMV83, BTMV84

Date: 02/12/13 Time: 22:03

Sample: 1 65

Exogenous variables: Individual effects

Automatic selection of maximum lags

Automatic selection of lags based on SIC: 0 to 3

Newey-West bandwidth selection using Bartlett kernel

Method	Statistic	Prob.**	Cross-sections	Obs
Null: Unit root (assumes common unit root process)				
Levin, Lin & Chu t*	-60.1903	0.0000	84	4443
Null: Unit root (assumes individual unit root process)				
Im, Pesaran and Shin W-stat	-66.5830	0.0000	84	4443
ADF - Fisher Chi-square	3119.72	0.0000	84	4443
PP - Fisher Chi-square	3156.86	0.0000	84	4469

** Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi-square distribution. All other tests assume asymptotic normality.

Πίνακας 21: Σειρά Dividend Yield (dy)

Group unit root test: Summary

Series: DY1, DY10, DY11, DY12, DY13, DY14, DY15, DY16, DY17, DY18,
 DY19, DY2, DY20, DY21, DY22, DY23, DY24, DY25, DY26, DY27, DY28,
 DY29, DY3, DY30, DY31, DY32, DY33, DY34, DY35, DY36, DY37, DY38,
 DY39, DY4, DY40, DY41, DY42, DY43, DY44, DY45, DY46, DY47, DY48,
 DY49, DY5, DY50, DY51, DY52, DY53, DY54, DY55, DY56, DY57, DY58,
 DY59, DY6, DY60, DY61, DY62, DY63, DY64, DY65, DY66, DY67, DY68,
 DY69, DY7, DY70, DY71, DY72, DY73, DY74, DY75, DY76, DY77, DY78,
 DY79, DY8, DY80, DY81, DY82, DY83, DY84, DY9

Date: 02/12/13 Time: 22:07

Sample: 1 65

Exogenous variables: Individual effects

Automatic selection of maximum lags

Automatic selection of lags based on SIC: 0 to 7

Newey-West bandwidth selection using Bartlett kernel

Method	Statistic	Prob.**	Cross- sections	Obs
Null: Unit root (assumes common unit root process)				
Levin, Lin & Chu t*	-61.5333	0.0000	84	4395
Null: Unit root (assumes individual unit root process)				
Im, Pesaran and Shin W-stat	-57.6541	0.0000	84	4395
ADF - Fisher Chi-square	2685.42	0.0000	84	4395
PP - Fisher Chi-square	2790.54	0.0000	84	4469

** Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi
 -square distribution. All other tests assume asymptotic normality.

Εφόσον έγιναν οι απαραίτητοι οικονομετρικοί έλεγχοι στις μεταβλητές του μοντέλου εκτελέστηκαν οι παρακάτω διαστρωματικές παλινδρομήσεις και τα αποτελέσματα που προέκυψαν είναι τα κάτωθι:

$$R_{it} = \gamma_0 + \gamma_m \beta_{im} + \gamma_{BM} \log(BM_i) + u_{it} \quad (4.3)$$

$$R_{it} = \gamma_0 + \gamma_m \beta_{im} + \gamma_{DY} DY_i + u_{it} \quad (4.4)$$

$$R_{it} = \gamma_0 + \gamma_m \beta_{im} + \gamma_{BM} \log(BM_i) + \gamma_{DY} DY_i + u_{it} \quad (4.5)$$

Πίνακας 22: Αποτελέσματα Διαστρωματικής Παλινδρόμησης Ισπανίας

Coefficient	$\bar{\gamma}_0$	$\bar{\gamma}_m$	$\bar{\gamma}_{BM}$	$\bar{\gamma}_{DY}$	\bar{R}^2	$adj - \bar{R}^2$
Πίνακας Α						
$R_{it} = \gamma_0 + \gamma_m \beta_{im} + \gamma_{BM} \log(BM_i) + u_{it}$						
Εκτίμηση	0.0009	-0.0038	-0.0055		0.0789	0.0448
t-statistic	0.5999	-1.2464	-3.6297			
Πίνακας Β						
$R_{it} = \gamma_0 + \gamma_m \beta_{im} + \gamma_{DY} DY_i + u_{it}$						
Εκτίμηση	0.0023	-0.0035		-0.0039	0.0765	0.0423
t-statistic	1.9304	-1.2198		-0.1137		
Πίνακας Γ						
$R_{it} = \gamma_0 + \gamma_m \beta_{im} + \gamma_{BM} \log(BM_i) + \gamma_{DY} DY_i + u_{it}$						
Εκτίμηση	0.0008	-0.0037	-0.0055	-0.0042	0.0989	0.0479
t-statistic	0.5824	-1.2644	-3.6607	-0.1224		

Από τα ανωτέρω ευρήματα του Πίνακα Α προκύπτει μια στατιστικά σημαντική αρνητική σχέση μεταξύ ΒΜ και αναμενόμενων αποδόσεων γεγονός που δεν ευθυγραμμίζεται με τα αποτελέσματα προηγούμενων μελετών. Επίσης από τα αποτελέσματα του Πίνακα Β προκύπτει μια μη στατιστικά σημαντική αρνητική σχέση μεταξύ ΔΥ και αναμενόμενων αποδόσεων γεγονός που επίσης δεν συμβαδίζει με τα αποτελέσματα προηγούμενων μελετών στο θέμα αυτό. Η αρνητική αυτή σχέση παραμένει και στην από κοινού παλινδρόμηση των δυο επεξηγηματικών μεταβλητών, Πίνακας Γ, με μικρές διαφοροποιήσεις στη στατιστική σημαντικότητα.

Εξετάζοντας ενδελεχώς τα ευρήματα των επιμέρους παλινδρομήσεων για κάθε μήνα, διαπιστώσαμε ότι για τον Πίνακα Α από το σύνολο των 84 μηνιαίων παρατηρήσεων βρέθηκαν για το ΒΜ μόνο 9 μήνες (11% των παρατηρήσεων) όπου οι εκτιμήσεις για τον συντελεστή $\hat{\gamma}_{BM}$ ήταν στα όρια της στατιστικής σημαντικότητας (t-statistic >1.96). Αντίστοιχα για τον συντελεστή $\hat{\gamma}_{DY}$ του Πίνακα Β από το σύνολο των 84 μηνιαίων παρατηρήσεων βρέθηκαν μόνο 4 μήνες (5% των παρατηρήσεων) όπου οι εκτιμήσεις για τον συντελεστή $\hat{\gamma}_{BM}$ ήταν στα όρια της στατιστικής σημαντικότητας. Το ίδιο συμβαίνει και για τις παρατηρήσεις των αντίστοιχων μεταβλητών του Πίνακα Γ.

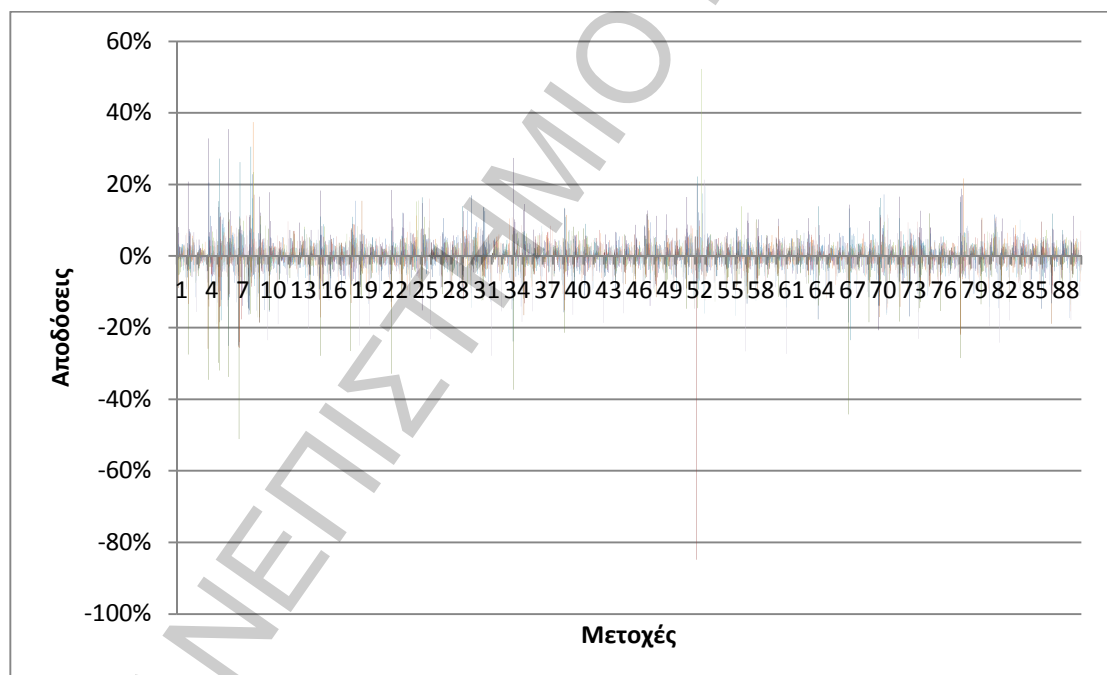
Ουσιαστικά, οι μέσοι συντελεστές $\bar{\gamma}_j$ που εκτιμήθηκαν από τη διαστρωματική παλινδρόμηση των 84 μηνών προέρχονται από επί μέρους μηνιαίους συντελεστές που δεν είναι στατιστικά σημαντικοί στην πλειοψηφία τους. Λόγω των ανωτέρω, όπως και στην περίπτωση της Ελλάδας και της Γερμανίας, υπάρχει ασάφεια στατιστικών στοιχείων για την εξέταση της επίδρασης στις αναμενόμενες αποδόσεις του δείκτη Λογιστικής προς Χρηματιστηριακή αξία και της Μερισματικής Απόδοσης με τα συγκεκριμένα δεδομένα του δείγματος της Ισπανίας⁸.

⁸ Τα αναλυτικά αποτελέσματα των διαστρωματικών παλινδρομήσεων παρατίθενται στο Παράρτημα 3 της παρούσας.

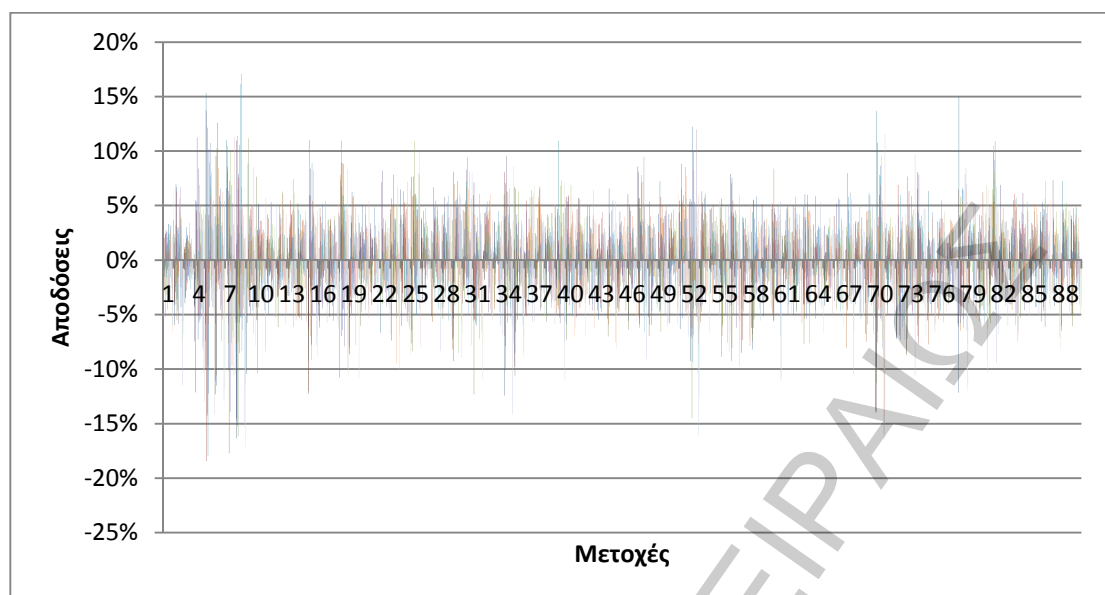
5.4 Γαλλία

Το πρωτογενές δείγμα της Γαλλίας προέρχεται από την επιλογή της DataStream “LFSBF” και περιλαμβάνει συνολικά 120 μετοχές. Εφόσον έγινε ο έλεγχος για μετοχές που πρέπει να εξαιρεθούν του δείγματος όπως αυτές των Τραπεζών και Προνομιούχες μετοχές, καθώς επίσης για μετοχές που δεν είχαν σεβαστό αριθμό παρατηρήσεων για το εξεταζόμενο διάστημα της έρευνας, παρέμειναν στο δείγμα 89 μετοχές. Στις 89 μετοχές που παρέμειναν έγινε έλεγχος για outliers. Παρακάτω παρουσιάζεται η εικόνα των αποδόσεων των μετοχών συμπεριλαμβανομένων των outliers και η εικόνα τους μετά την αφαίρεση αυτών.

Γράφημα 16: Οι 89 μετοχές συμπεριλαμβανομένων των outliers

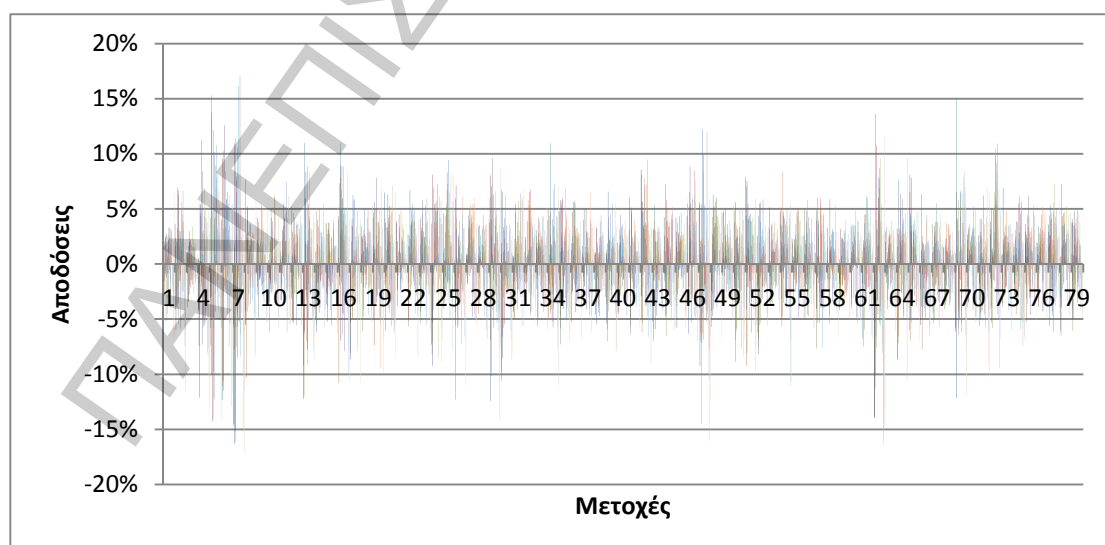


Γράφημα 17: Οι 89 μετοχές εξαιρουμένων των outliers



Όπως φαίνεται από τα ανωτέρω γραφήματα, αλλάζει η κλίμακα στον κάθετο άξονα από (-1,0 - 0,6) σε (-0,25 - 0,20). Στη συνέχεια, μετοχές με ποσοστό outliers μεγαλύτερο του 5% εξαιρέθηκαν του δείγματος και για όσες παρέμειναν στο δείγμα κάθε παρατήρηση με τον χαρακτηρισμό outlier έλαβε την τιμή «κενό». Στο δείγμα παρέμειναν τελικά 79 μετοχές⁹ όπου το γράφημα των παρατηρήσεων των αποδόσεων των μετοχών είναι το παρακάτω:

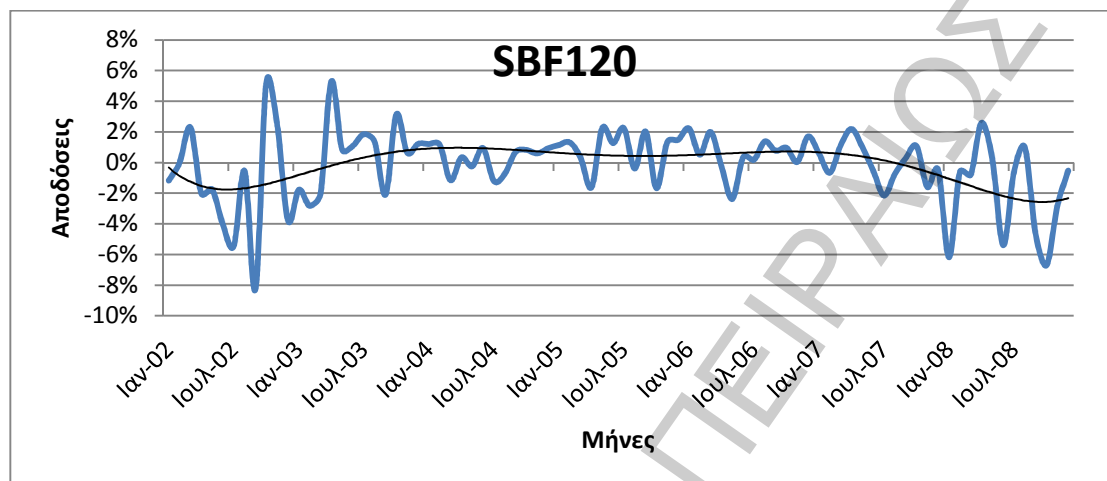
Γράφημα 18: Οι 79 μετοχές του δείγματος



⁹ Οι επιλεγθείσες μετοχές του δείγματος παρατίθενται στο Παράρτημα 4 της παρούσας.

Ως Benchmark για τις αποδόσεις του χαρτοφυλακίου της αγοράς χρησιμοποιήθηκε ο δείκτης SBF120 του χρηματιστηρίου του Παρισιού του οποίου οι αποδόσεις για το εξεταζόμενο διάστημα είχαν την παρακάτω εικόνα:

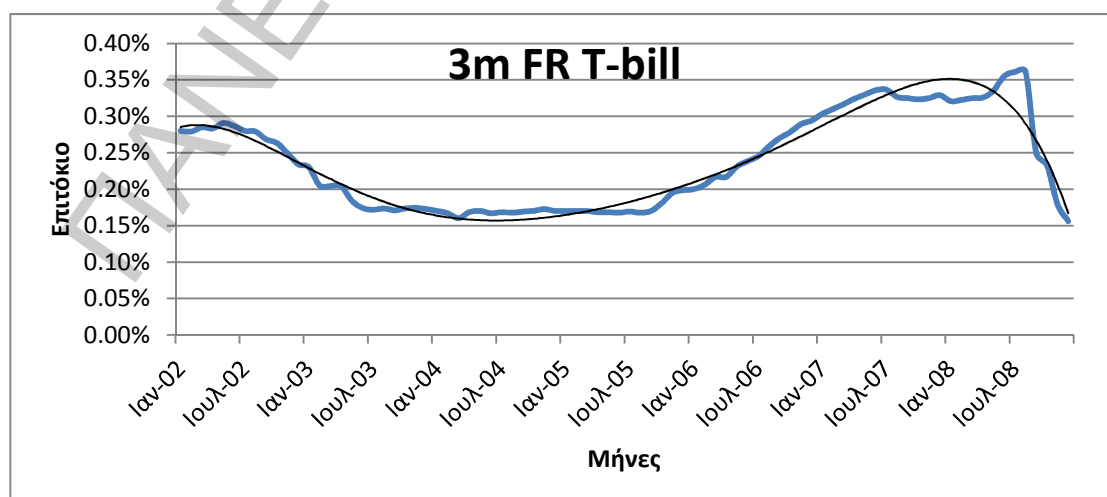
Γράφημα 19: Ο δείκτης SBF120 του Παρισιού



Όπως φαίνεται από το γράφημα από τα μέσα του 2002 υπήρξε μια σχετική άνοδος των μέσων αποδόσεων για ένα περίπου έτος όπου περί τα μέσα του 2003 σταθεροποιήθηκαν κοντά στο μηδέν μέχρι και το 2007, όπου από το ξέσπασμα της οικονομικής κρίσης και έπειτα οι μέσες αποδόσεις παρέμειναν κάτω από το μηδέν.

Για τον υπολογισμό της υπερβάλλουσας απόδοσης των μετοχών ως risk-free επιτόκιο χρησιμοποιήθηκαν τα τρίμηνα έντοκα γραμμάτια του Γαλλικού Δημοσίου των οποίων η εικόνα ήταν η κάτωθι:

Γράφημα 20: 3μηνα έντοκα Γαλλικού Δημοσίου



Στη συνέχεια έγινε έλεγχος της συσχέτισης μεταξύ των ανεξάρτητων μεταβλητών β_{im} , $\log(BM_i)$ και DY_i και προέκυψαν τα παρακάτω αποτελέσματα:

Πίνακας 23: Συσχέτιση πριν την Ορθογωνιοποίηση

Correlation	β_{im}	$\log(BM_i)$	DY_i
β_{im}	1		
$\log(BM_i)$	0.02	1	
DY_i	0.05	0.82	1

Όπως φαίνεται από τον ανωτέρω πίνακα συσχέτισης, υπάρχει σημαντική θετική συσχέτιση μεταξύ $\log(BM_i)$ και DY_i . Ακολουθώντας την τεχνική της ορθογωνιοποίησης, όπως αναλύθηκε στο κεφάλαιο της μεθοδολογίας, εκτελέσαμε την βοηθητική παλινδρόμηση μεταξύ DY_i και $\log(BM_i)$ και αντικαταστήσαμε τη μεταβλητή DY_i με τα κατάλοιπα της ανωτέρω παλινδρόμησης. Η νέα συσχέτιση που προέκυψε, αρκετά μικρότερη σε σχέση με την προηγούμενη, είναι η κάτωθι:

Πίνακας 24: Συσχέτιση μετά την Ορθογωνιοποίηση

Correlation	β_{im}	$\log(BM_i)$	DY_i
β_{im}	1		
$\log(BM_i)$	0.02	1	
DY_i	0.12	0.19	1

Έγινε έλεγχος των διαστρωματικών σειρών του δείγματος για την ύπαρξη στασιμότητας, μέσω των test μοναδιαίας ρίζας (unit root test) του Eviews. Όπως φαίνεται και από τους παρακάτω περιληπτικούς πίνακες σε καμία από τις διαστρωματικές σειρές δεν βρέθηκε μοναδιαία ρίζα.

Πίνακας 25: Σειρά Returns (ret)

Method	Statistic	Prob.**	Cross-sections	Obs
Group unit root test: Summary				
Series: RET1, RET2, RET3, RET4, RET5, RET6, RET7, RET8, RET9, RET10, RET11, RET12, RET13, RET14, RET15, RET16, RET17, RET18, RET19, RET20, RET21, RET22, RET23, RET24, RET25, RET26, RET27, RET28, RET29, RET30, RET31, RET32, RET33, RET34, RET35, RET36, RET37, RET38, RET39, RET40, RET41, RET42, RET43, RET44, RET45, RET46, RET47, RET48, RET49, RET50, RET51, RET52, RET53, RET54, RET55, RET56, RET57, RET58, RET59, RET60, RET61, RET62, RET63, RET64, RET65, RET66, RET67, RET68, RET69, RET70, RET71, RET72, RET73, RET74, RET75, RET76, RET77, RET78, RET79, RET80, RET81, RET82, RET83, RET84				
Date: 02/14/13 Time: 19:32				
Sample: 1 79				
Exogenous variables: Individual effects				
Automatic selection of maximum lags				
Automatic selection of lags based on SIC: 0 to 2				
Newey-West bandwidth selection using Bartlett kernel				
Null: Unit root (assumes common unit root process)				
Levin, Lin & Chu t*	-68.6426	0.0000	84	5471
Null: Unit root (assumes individual unit root process)				
Im, Pesaran and Shin W-stat	-66.7435	0.0000	84	5471
ADF - Fisher Chi-square	2400.02	0.0000	84	5471
PP - Fisher Chi-square	2439.35	0.0000	84	5511
** Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi-square distribution. All other tests assume asymptotic normality.				

Πίνακας 26: Σειρά Book to Market (btmv)

Group unit root test: Summary

Series: BTMV1, BTMV2, BTMV3, BTMV4, BTMV5, BTMV6, BTMV7, BTMV8, BTMV9, BTMV10, BTMV11, BTMV12, BTMV13, BTMV14, BTMV15, BTMV16, BTMV17, BTMV18, BTMV19, BTMV20, BTMV21, BTMV22, BTMV23, BTMV24, BTMV25, BTMV26, BTMV27, BTMV28, BTMV29, BTMV30, BTMV31, BTMV32, BTMV33, BTMV34, BTMV35, BTMV36, BTMV37, BTMV38, BTMV39, BTMV40, BTMV41, BTMV42, BTMV43, BTMV44, BTMV45, BTMV46, BTMV47, BTMV48, BTMV49, BTMV50, BTMV51, BTMV52, BTMV53, BTMV54, BTMV55, BTMV56, BTMV57, BTMV58, BTMV59, BTMV60, BTMV61, BTMV62, BTMV63, BTMV64, BTMV65, BTMV66, BTMV67, BTMV68, BTMV69, BTMV70, BTMV71, BTMV72, BTMV73, BTMV74, BTMV75, BTMV76, BTMV77, BTMV78, BTMV79, BTMV80, BTMV81, BTMV82, BTMV83, BTMV84

Date: 02/14/13 Time: 19:36

Sample: 1 79

Exogenous variables: Individual effects

Automatic selection of maximum lags

Automatic selection of lags based on SIC: 0 to 1

Newey-West bandwidth selection using Bartlett kernel

Method	Statistic	Prob.**	Cross-sections	Obs
Null: Unit root (assumes common unit root process)				
Levin, Lin & Chu t*	-70.5736	0.0000	84	5496
Null: Unit root (assumes individual unit root process)				
Im, Pesaran and Shin W-stat	-66.3583	0.0000	84	5496
ADF - Fisher Chi-square	2570.70	0.0000	84	5496
PP - Fisher Chi-square	2561.50	0.0000	84	5511

** Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi-square distribution. All other tests assume asymptotic normality.

Πίνακας 27: Σειρά Dividend Yield (dy)

Group unit root test: Summary

Series: DY1, DY10, DY11, DY12, DY13, DY14, DY15, DY16, DY17, DY18,
 DY19, DY2, DY20, DY21, DY22, DY23, DY24, DY25, DY26, DY27, DY28,
 DY29, DY3, DY30, DY31, DY32, DY33, DY34, DY35, DY36, DY37, DY38,
 DY39, DY4, DY40, DY41, DY42, DY43, DY44, DY45, DY46, DY47, DY48,
 DY49, DY5, DY50, DY51, DY52, DY53, DY54, DY55, DY56, DY57, DY58,
 DY59, DY6, DY60, DY61, DY62, DY63, DY64, DY65, DY66, DY67, DY68,
 DY69, DY7, DY70, DY71, DY72, DY73, DY74, DY75, DY76, DY77, DY78,
 DY79, DY8, DY80, DY81, DY82, DY83, DY84, DY9

Date: 02/14/13 Time: 19:44

Sample: 1 79

Exogenous variables: Individual effects

Automatic selection of maximum lags

Automatic selection of lags based on SIC: 0 to 1

Newey-West bandwidth selection using Bartlett kernel

Method	Statistic	Prob.**	Cross- sections	Obs
Null: Unit root (assumes common unit root process)				
Levin, Lin & Chu t*	-68.4834	0.0000	84	5493
Null: Unit root (assumes individual unit root process)				
Im, Pesaran and Shin W-stat	-62.6846	0.0000	84	5493
ADF - Fisher Chi-square	2456.77	0.0000	84	5493
PP - Fisher Chi-square	2484.60	0.0000	84	5511

** Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi
 -square distribution. All other tests assume asymptotic normality.

Εφόσον έγιναν οι απαραίτητοι οικονομετρικοί έλεγχοι στις μεταβλητές του μοντέλου εκτελέστηκαν οι παρακάτω διαστρωματικές παλινδρομήσεις και τα αποτελέσματα που προέκυψαν είναι τα κάτωθι:

$$R_{it} = \gamma_0 + \gamma_m \beta_{im} + \gamma_{BM} \log(BM_i) + u_{it} \quad (4.3)$$

$$R_{it} = \gamma_0 + \gamma_m \beta_{im} + \gamma_{DY} DY_i + u_{it} \quad (4.4)$$

$$R_{it} = \gamma_0 + \gamma_m \beta_{im} + \gamma_{BM} \log(BM_i) + \gamma_{DY} DY_i + u_{it} \quad (4.5)$$

Πίνακας 28: Αποτελέσματα Διαστρωματικής Παλινδρόμησης Γαλλίας

Coefficient	$\tilde{\gamma}_0$	$\tilde{\gamma}_m$	$\tilde{\gamma}_{BM}$	$\tilde{\gamma}_{DY}$	\bar{R}^2	$adj\bar{R}^2$
Πίνακας Α						
$R_{it} = \gamma_0 + \gamma_m \beta_{im} + \gamma_{BM} \log(BM_i) + u_{it}$						
Εκτίμηση	0.0028	-0.0068	-0.0054		0.1370	0.1110
t-statistic	1.5241	-2.2405	-2.3250			
Πίνακας Β						
$R_{it} = \gamma_0 + \gamma_m \beta_{im} + \gamma_{DY} DY_i + u_{it}$						
Εκτίμηση	0.0056	-0.0082		-0.1115	0.1258	0.0996
t-statistic	3.6926	-2.7840		-3.3872		
Πίνακας Γ						
$R_{it} = \gamma_0 + \gamma_m \beta_{im} + \gamma_{BM} \log(BM_i) + \gamma_{DY} DY_i + u_{it}$						
Εκτίμηση	0.0039	-0.0083	-0.0056	-0.1131	0.1547	0.1162
t-statistic	2.1424	-2.8213	-2.4306	-3.4606		

Από τα ανωτέρω ευρήματα του Πίνακα Α προκύπτει μια στατιστικά σημαντική αρνητική σχέση μεταξύ ΒΜ και αναμενόμενων αποδόσεων γεγονός που δεν ευθυγραμμίζεται με τα αποτελέσματα προηγούμενων μελετών. Επίσης από τα αποτελέσματα του Πίνακα Β προκύπτει μια μη στατιστικά σημαντική αρνητική σχέση μεταξύ DY και αναμενόμενων αποδόσεων γεγονός που επίσης δεν συμβαδίζει με τα αποτελέσματα προηγούμενων μελετών στο θέμα αυτό. Η αρνητική αυτή σχέση παραμένει και στην από κοινού παλινδρόμηση των δυο επεξηγηματικών μεταβλητών, Πίνακας Γ, με μικρές διαφοροποιήσεις στη στατιστική σημαντικότητα.

Εξετάζοντας ενδελεχώς τα ευρήματα των επιμέρους παλινδρομήσεων για κάθε μήνα, διαπιστώσαμε ότι για τον Πίνακα Α από το σύνολο των 84 μηνιαίων παρατηρήσεων βρέθηκαν για το ΒΜ μόνο 16 μήνες (19% των παρατηρήσεων) όπου οι εκτιμήσεις για τον συντελεστή $\hat{\gamma}_{BM}$ ήταν στα όρια της στατιστικής σημαντικότητας (t-statistic >1.96). Αντίστοιχα για τον συντελεστή $\hat{\gamma}_{DY}$ του Πίνακα Β από το σύνολο των 84 μηνιαίων παρατηρήσεων βρέθηκαν μόνο 9 μήνες (11% των παρατηρήσεων) όπου οι εκτιμήσεις για τον συντελεστή $\hat{\gamma}_{BM}$ ήταν στα όρια της στατιστικής σημαντικότητας. Το ίδιο συμβαίνει και για τις παρατηρήσεις των αντίστοιχων μεταβλητών του Πίνακα Γ.

Ουσιαστικά, οι μέσοι συντελεστές $\bar{\gamma}_j$ που εκτιμήθηκαν από τη διαστρωματική παλινδρόμηση των 84 μηνών προέρχονται από επί μέρους μηνιαίους συντελεστές που δεν είναι στατιστικά σημαντικοί στην πλειοψηφία τους. Λόγω των ανωτέρω, όπως και στην περίπτωση της Ελλάδας, της Γερμανίας και της Ισπανίας, υπάρχει ασάφεια στατιστικών στοιχείων για την εξέταση της επίδρασης στις αναμενόμενες αποδόσεις του δείκτη Λογιστικής προς Χρηματιστηριακή αξία και της Μερισματικής Απόδοσης με τα συγκεκριμένα δεδομένα του δείγματος της Γαλλίας¹⁰.

¹⁰ Τα αναλυτικά αποτελέσματα των διαστρωματικών παλινδρομήσεων παρατίθενται στο Παράρτημα 4 της παρούσας.

Κεφάλαιο Έκτο

6.1 Σύνοψη Ευρημάτων

Η παρούσα εργασία προσπάθησε να αναδείξει την επεξηγηματική ικανότητα του δείκτη Λογιστικής προς Χρηματιστηριακή αξία (BM) και της Μερισματικής Απόδοσης (DY) στις μέσες αποδόσεις των χρηματιστηρίων της Ελλάδας, της Γερμανίας, της Ισπανίας και της Γαλλίας. Πολλές εμπειρικές μελέτες έχουν διεξαχθεί για το σκοπό αυτό σε διάφορες αγορές προσπαθώντας να διερευνήσουν άλλους παράγοντες, πέραν αυτών που περιλαμβάνονται στο CAPM, για τη διαμόρφωση των αποδόσεων των μετοχών. Τα αποτελέσματα των ερευνών αυτών διεθνώς δεν έχουν αποκαλύψει ξεκάθαρα τη σχέση των ανωτέρω επεξηγηματικών μεταβλητών. Στο μεγαλύτερο ποσοστό τους, για τα ανά περίπτωση εξεταζόμενα δείγματα και περιόδους, έχουν δείξει θετική σχέση μεταξύ του δείκτη BM και των αναμενόμενων αποδόσεων ενώ για τη DY τα αποτελέσματα συνήθως δεν είναι ξεκάθαρα, από άποψη στατιστικής σημαντικότητας. Τα αποτελέσματα των μελετών αυτών δεν είναι εξαντλητικά καθότι κάθε αγορά δεν συμπεριφέρεται με τον ίδιο τρόπο και διακρίνεται από διαφορετικά επίπεδα αποτελεσματικότητας (efficiency).

Η μεθοδολογία που ακολουθήθηκε ήταν αυτή της διαστρωματικής παλινδρόμησης των Fama και MacBeth (1973) σε δύο στάδια, για μία περίοδο επτά ετών από τον Ιανουάριο του 2002 μέχρι και τον Δεκέμβριο του 2008. Η διαστρωματική παλινδρόμηση για την ανωτέρω περίοδο προσπαθεί μέσα από την εκτίμηση ενός μέσου συντελεστή (coefficient) κάθε μεταβλητής, όπου τα συστατικά του είναι οι επιμέρους συντελεστές κάθε παλινδρόμησης, να μας δώσει ευρήματα για την επεξηγηματική ικανότητα κάθε μεταβλητής. Η μεθοδολογία εφαρμόστηκε απευθείας πάνω σε μετοχές και όχι σε χαρτοφυλάκια μετοχών λόγω του μικρού αριθμού των μετοχών για το σχηματισμό χαρτοφυλακίων καθώς και του γεγονότος ότι οι εν λόγω επεξηγηματικές μεταβλητές μπορούν να εκτιμηθούν επακριβώς για μεμονωμένες μετοχές.

Από την εφαρμογή της μεθόδου δεν καταφέραμε να εξάγουμε επαρκή στατιστικά συμπεράσματα για τη συμπεριφορά των επεξηγηματικών μεταβλητών BM και DY. Εφαρμόζοντας τη μεθοδολογία αυτή στα πρότυπα του Καρανίκα (2000)¹ για κάθε μια από τις προαναφερθείσες χώρες και για το συγκεκριμένο δείγμα μετοχών, τα εμπειρικά μας ευρήματα δεν κατέστησαν δυνατά να μας δώσουν μια ξεκάθαρη εικόνα για την συμπεριφορά των μέσων αποδόσεων των μετοχών. Στις περισσότερες των περιπτώσεων, ενώ εκ πρώτης όψεως ο μέσος συντελεστής εμφανιζόταν στατιστικά σημαντικός για να μας δώσει κάποια εμπειρικά συμπεράσματα, όταν τον αποδομούσαμε στα επιμέρους μηνιαία συστατικά του, στο μεγαλύτερο ποσοστό τους οι μηνιαίες εκτιμήσεις των συντελεστών δεν ήταν στατιστικά σημαντικές. Αξίζει να σημειωθεί ότι τα ανωτέρω ευρήματα παρουσιάζονταν τόσο σε ολόκληρο το χρονικό διάστημα της έρευνας καθώς και σε ενδιάμεσες υποπεριόδους του δείγματος. Η στατιστική σημαντικότητα των συντελεστών που εμφανίστηκε σε μερικούς μόνο από τους μήνες της υπό εξέταση περιόδου ήταν διάσπαρτη με αποτέλεσμα να μην είμαστε σε θέση να εξάγουμε ασφαλή συμπεράσματα ούτε για κάποια υποπερίοδο του δείγματος.

Σχετικό πρόβλημα με ασάφεια στα στατιστικά δεδομένα για το BM είχε παρουσιαστεί και σε μια αντίστοιχη έρευνα των Μιχαηλίδη, Τσόπογλου και Παπαναστασίου (2007)² με δεδομένα του χρηματιστηρίου της Αθήνας από το 1997 έως το 2003, όπου πέραν του BM είχαν χρησιμοποιήσει μια άλλη σειρά μεταβλητών για το σχηματισμό χαρτοφυλακίων. Οι ερευνητές τότε επεσήμαναν ότι οι ανωτέρω μεταβλητή αποτελεί διαβαθμισμένη έκδοση των τιμών των μετοχών και μπορεί να θεωρηθεί ως διαφορετικός τρόπος άντλησης πληροφοριών των τιμών αυτών. Λόγω του ανωτέρω γεγονότος είναι εύλογο να αναμένεται ότι ορισμένες από αυτές τις μεταβλητές είναι περιττές για την εξήγηση των μέσων αποδόσεων των μετοχών.

Όσον αφορά την DY οι Goetzmann και Jorion (1993)³, για δεδομένα του S&P από το 1927 έως το 1990, επεσήμαναν ότι οι μερισματικές αποδόσεις

¹ Karanikas, E. 2000, "CAPM Regularities for the Athens Stock Exchange", Spoudai, vol. 50, pp. 40-57.

² Michailidis, G., Tsopoglou, S. & Papanastasiou, D. 2007, "The Cross-Section of Expected Stock Returns for the Athens Stock Exchange", International Research of Finance and Economics, vol. 8, pp. 63-96.

³ Goetzmann, W. & Jorion, P. 1993, "Testing the Predictive Power of Dividend Yields", The Journal of Finance, vol. 42, pp. 663-679.

επηρεάζονται από τις τιμές των μετοχών στην αγορά και ως εκ τούτου οι εκτιμήσεις των ανεξάρτητων μεταβλητών στο δεξί μέρος των μοντέλων παλινδρόμησης πάσχουν από μεροληψία λόγω του γεγονότος ότι συσχετίζονται με την εξαρτημένη μεταβλητή με κάποια χρονική υστέρηση. Οι Διακογιάννης, Γκλεζάκος και Σεγρεδάκης (1998)⁴, με δεδομένα του χρηματιστηρίου της Αθήνας για μια περίοδο από το 1990 μέχρι το 1995, εξετάζοντας τη DY σε δυο στάδια δεν κατάφεραν να βγάλουν ασφαλή συμπεράσματα για τη μεταβλητή αυτή καθότι η στατιστική σημαντικότητά της εμφανίστηκε μόνο στις δύο από τις συνολικά πέντε υποπεριόδους που εξέτασαν.

Η συγκεκριμένη έρευνα όπως και αρκετές προγενέστερες προσπάθησε να αποκαλύψει εάν υπάρχουν και άλλοι παράγοντες που καθορίζουν τις αποδόσεις των μετοχών πέραν των παραμέτρων του συνήθους CAPM. Τα πολυπαραγοντικά υποδείγματα, στην προσπάθειά τους να καταγράψουν το μεγαλύτερο μέρος της συμπεριφοράς των αποδόσεων των περιουσιακών στοιχείων, αυτό που κάνουν συνήθως είναι να προσθέτουν περισσότερο «θόρυβο» στην προβλεπτική τους ικανότητα με αποτέλεσμα το CAPM, παρά τις τόσες επικρίσεις του διαχρονικά, να «επιβιώνει» έναντι των υποδειγμάτων αυτών.

⁴ Diacogiannis, G., Glezakos, M. & Segredakis, K. 1998, "Exploration of the Impact of P/E ratio and DY on Expected Returns of Common Stocks in Athens Stock Exchange", *Emporiki Bank Financial Review*, vol. 14, pp. 4-13.

6.2 Προτάσεις για περαιτέρω έρευνα

Στη διεθνή βιβλιογραφία υπάρχει μεγάλος αριθμός μελετών που ασχολούνται με τα προαναφερθέντα στην παρούσα μελέτη θέματα χωρίς ωστόσο να καταλήγουν σε ένα και μοναδικό συμπέρασμα. Χρειάζεται περαιτέρω προσπάθεια για να μπορέσει να διαλευκανθεί η επίρροή των χαρακτηριστικών των επιχειρήσεων στον μηχανισμό δημιουργίας των αποδόσεων των μετοχών.

Η συρρίκνωση της Καθαρής Θέσης των επιχειρήσεων που έχει επέλθει λόγω της βαθιάς ύφεσης των ημερών μας και η επιτακτική ανάγκη αναχρηματοδότησης των επιχειρήσεων με νέα κεφάλαια καθιστά σε πολλές περιπτώσεις το δείκτη BM αρνητικό και τη DY μηδενική. Κάτι τέτοιο συνεπάγεται ότι η πληροφορία για τη διαμόρφωση των αναμενόμενων αποδόσεων εξανεμίζεται ή εμφανίζεται με κάποιο άλλο τρόπο που θα πρέπει να ερευνηθεί στο μέλλον.

Παραρτήματα

Παράρτημα 1 (Ελλάδα)

Μετοχές του δείγματος:

NEXANS HELLAS	EVROFARMA	N VARVERIS-MODA BAGNO
ALUMIL ALUMINIUM IND.	HELLENIC EXCHANGES HDG.	MOTOR OIL
ALPHA TST.ANDROMEDA IT.	DUTY FREE SHOPS	EL D MOUZAKIS
ANEK LINES CR	FG EUROPE	BITROS HOLDING CR
S&B INDUSTRIAL MRLS.	FIERATEX	J BOUTARIS & SON HLDG. ORDINARY
AS COMPANY	FRIGOGLOSS	MYTILINEOS HOLDINGS
ASTIR PCE.VOULIAGMENI	G E DIMITRIOU	NAFPAKTOS TEX.IINDS.
ATHENA	GEK TERNA HLDG.RLST.CON.	PG NIKAS
ATTICA HOLDINGS	HAIDEMENOS	NIREFS
J & P AVAX	CHATZIKRANIOTIS MILLS	THESSALONIKI PORT AUTH.
BALKAN REAL ESTATE	HERACLES GEN.CEMENT	OPAP
JUMBO	HELLENIC TELECOM.ORG.	AUTOHELLAS
BIOKARPET	IASO	E PAIRIS
KRETA FARM	ATHENS MEDICAL CENTRE	PARNASSOS ENTERPRISES
CYCLON HELLAS	IKTINOS HELLAS	PERSEUS SPECIALTY FOODS
DAIOS PLASTICS	INTRALOT INTGRTD.SYSV.	PETROS PETROPOULOS
DIAS AQUA CULTURE	KARELIA TOBACCO	PLAISIO COMPUTERS
DIONIC	KARATZIS	CRETE PLASTICS
DOMIKI KRITIS	KEKROPS	THRACE PLASTICS
DRUCKFARBEN HELLAS	KLEEMAN HELLAS	PUBLIC POWER
EURODRIP	KARMOLEGOS	GEKE
COCA-COLA HLC.BT.	KREKA	PC SYSTEMS
EKTER	KTIMA KOSTAS LAZARIDIS	QUALITY & RELIABILITY
ELVAL-HELLENIC ALUM.IIND.	KIRIACOULIS SHIPPING	QUEST HOLDINGS CR
ELVE	FHL H KRKD.MRBL.GRANITE	GR SARANTIS
ELGEKA CR	LAMDA DEVELOPMENT	SELONDA AQUACULTURE
HELLENIC CABLES	LAMPSA HOTEL	SFAKIANAKIS CB
ELLAKTOR	LANAKAM CB	CORINTH PIPE WORKS
HELLENIC PETROLEUM	INFORM P LYKOS	SPIDER
ELASTRON	MATHIOS	THE HSE.OF AGRIC.SPIROY
ELTON CR	MEDICON HELLAS	TITAN CEMENT CR
ELTRAK PROPERTY	METKA	VARVARESSOS EUR SPNMILS.
SELECTED TEXTILE	MEVACO METALLURGICAL	VIS-CONTAINER CR
ETEM	MINERVA KNITWEAR	INTERWOOD-XYLEMBORIA
EUROPEAN REL.GEN.INS.CR	MLS MULTIMEDIA	ZAMPA

Αποτελέσματα παλινδρομήσεων:

$$R_{it} = \gamma_0 + \gamma_m \beta_{im} + \gamma_{BM} \log(BM_i) + u_{it}$$

	$\bar{\gamma}_0$	t-stat	$\bar{\gamma}_m$	t-stat	$\bar{\gamma}_{BM}$	t-stat	\bar{R}^2	adj - \bar{R}^2
Ιαν-02	0.019	1.519	-0.009	-0.616	-0.003	-0.216	0.006	-0.022
Φεβ-02	-0.019	-1.971	-0.023	-2.181	-0.003	-0.340	0.058	0.035
Μαρ-02	-0.003	-0.307	-0.026	-2.278	-0.003	-0.317	0.057	0.036
Απρ-02	-0.003	-0.278	-0.012	-1.154	-0.001	-0.156	0.015	-0.006
Μαϊ-02	0.013	1.523	-0.012	-1.269	0.003	0.447	0.018	-0.003
Ιουν-02	-0.012	-1.255	-0.015	-1.399	0.001	0.095	0.019	0.000
Ιουλ-02	-0.005	-0.542	-0.038	-3.833	-0.012	-1.368	0.151	0.135
Αυγ-02	0.011	1.360	-0.018	-2.017	-0.009	-1.203	0.059	0.041
Σεπ-02	-0.025	-1.916	-0.057	-3.935	-0.040	-3.363	0.282	0.264
Οκτ-02	0.022	1.919	-0.036	-2.781	-0.017	-1.601	0.113	0.095
Νοε-02	0.002	0.185	0.046	4.532	0.014	1.655	0.228	0.211
Δεκ-02	0.006	0.534	-0.089	-6.374	-0.011	-1.079	0.372	0.356
Ιαν-03	-0.038	-2.815	-0.001	-0.075	-0.023	-1.923	0.043	0.022
Φεβ-03	-0.012	-0.918	-0.015	-0.995	-0.001	-0.101	0.012	-0.010
Μαρ-03	-0.002	-0.120	-0.041	-2.319	-0.018	-1.312	0.106	0.082
Απρ-03	0.008	0.931	0.060	6.182	0.006	0.760	0.382	0.363
Μαϊ-03	0.003	0.202	0.003	0.246	-0.021	-1.626	0.029	0.008
Ιουν-03	-0.007	-0.611	0.039	2.842	0.000	-0.036	0.084	0.065
Ιουλ-03	0.008	0.518	0.064	3.682	0.001	0.050	0.188	0.161
Αυγ-03	-0.016	-1.404	0.014	1.110	-0.005	-0.501	0.014	-0.007
Σεπ-03	-0.019	-1.551	-0.064	-4.602	-0.014	-1.342	0.232	0.214
Οκτ-03	-0.016	-1.476	0.045	3.600	-0.002	-0.252	0.121	0.103
Νοε-03	0.011	1.288	-0.025	-2.564	0.001	0.124	0.065	0.046
Δεκ-03	-0.011	-1.102	0.005	0.431	-0.014	-1.719	0.029	0.009
Ιαν-04	-0.009	-0.920	0.037	3.210	-0.004	-0.452	0.098	0.079
Φεβ-04	0.007	0.669	-0.045	-3.809	0.002	0.236	0.129	0.111
Μαρ-04	-0.008	-0.757	-0.037	-3.004	-0.030	-3.010	0.193	0.177
Απρ-04	-0.017	-1.692	0.014	1.250	-0.018	-1.959	0.043	0.024
Μαϊ-04	0.004	0.395	-0.032	-2.560	0.006	0.582	0.062	0.043
Ιουν-04	-0.009	-0.644	-0.040	-2.602	-0.027	-2.429	0.159	0.141
Ιουλ-04	-0.010	-0.927	0.016	1.280	0.006	0.580	0.025	0.005
Αυγ-04	-0.012	-1.134	-0.012	-0.975	-0.019	-2.007	0.060	0.041
Σεπ-04	-0.021	-1.946	-0.007	-0.576	-0.015	-1.534	0.034	0.014
Οκτ-04	-0.011	-1.052	0.019	1.510	-0.002	-0.223	0.023	0.003
Νοε-04	-0.008	-0.921	0.045	4.503	-0.008	-0.921	0.169	0.152
Δεκ-04	-0.017	-1.391	0.013	0.908	-0.038	-3.564	0.118	0.099

	$\bar{\gamma}_0$	t-stat	$\bar{\gamma}_m$	t-stat	$\bar{\gamma}_{B,M}$	t-stat	\bar{R}^2	adj - \bar{R}^2
Ιαν-05	-0.009	-0.760	0.039	<u>2.859</u>	-0.006	-0.606	0.078	0.059
Φεβ-05	-0.014	-1.428	0.020	1.796	-0.024	<u>-2.668</u>	0.087	0.068
Μαρ-05	-0.020	-1.899	-0.040	<u>-3.171</u>	-0.019	-1.923	0.149	0.131
Απρ-05	-0.009	-0.809	-0.011	-0.917	-0.022	<u>-2.232</u>	0.075	0.054
Μαϊ-05	-0.013	-1.314	0.021	1.888	-0.019	<u>-2.231</u>	0.071	0.051
Ιουν-05	-0.013	-1.245	0.011	0.841	-0.026	<u>-2.842</u>	0.085	0.064
Ιουλ-05	0.003	0.280	0.042	<u>3.256</u>	0.021	<u>2.185</u>	0.158	0.140
Αυγ-05	-0.005	-0.496	-0.008	-0.769	-0.019	<u>-2.374</u>	0.069	0.050
Σεπ-05	-0.014	-1.486	0.035	<u>3.130</u>	0.005	0.596	0.099	0.080
Οκτ-05	-0.018	-1.938	0.023	<u>2.055</u>	0.012	1.429	0.063	0.045
Νοε-05	0.000	-0.029	0.004	0.352	-0.014	-1.766	0.031	0.011
Δεκ-05	0.030	<u>3.262</u>	0.007	0.677	0.001	0.090	0.005	-0.016
Ιαν-06	-0.007	-0.587	0.051	<u>3.546</u>	-0.020	<u>-2.102</u>	0.162	0.142
Φεβ-06	0.006	0.500	0.010	0.768	0.007	0.695	0.011	-0.009
Μαρ-06	-0.020	<u>-2.093</u>	0.000	-0.031	-0.023	<u>-2.676</u>	0.066	0.048
Απρ-06	-0.010	-0.937	0.020	1.627	-0.004	-0.461	0.029	0.008
Μαϊ-06	0.013	1.037	-0.039	<u>-2.726</u>	0.022	1.960	0.105	0.085
Ιουν-06	-0.003	-0.322	-0.015	-1.299	-0.007	-0.761	0.024	0.004
Ιουλ-06	-0.007	-0.767	0.008	0.741	0.002	0.223	0.006	-0.014
Αυγ-06	0.002	0.322	0.028	<u>3.236</u>	0.009	1.392	0.118	0.100
Σεπ-06	-0.004	-0.405	0.000	-0.044	-0.017	-1.925	0.036	0.017
Οκτ-06	0.007	0.699	0.016	1.433	0.001	0.127	0.020	0.001
Νοε-06	-0.006	-0.711	0.013	1.289	-0.003	-0.368	0.017	-0.002
Δεκ-06	0.018	1.868	0.007	0.602	-0.007	-0.764	0.009	-0.011
Ιαν-07	-0.018	-1.722	0.033	<u>2.717</u>	-0.003	-0.306	0.073	0.053
Φεβ-07	-0.007	-0.729	-0.018	-1.576	-0.008	-0.780	0.031	0.011
Μαρ-07	-0.023	<u>-2.596</u>	0.029	<u>2.869</u>	-0.024	<u>-2.866</u>	0.138	0.121
Απρ-07	0.019	<u>2.024</u>	0.001	0.073	-0.003	-0.396	0.002	-0.018
Μαϊ-07	0.017	1.466	0.023	1.759	0.008	0.726	0.038	0.017
Ιουν-07	0.007	0.526	0.017	1.063	0.012	0.948	0.022	0.001
Ιουλ-07	-0.016	-1.740	0.009	0.843	-0.012	-1.297	0.024	0.004
Αυγ-07	-0.020	<u>-2.309</u>	-0.025	<u>-2.527</u>	-0.020	<u>-2.466</u>	0.114	0.096
Σεπ-07	-0.013	-1.844	0.017	<u>2.077</u>	-0.012	-1.840	0.073	0.055
Οκτ-07	-0.024	<u>-2.349</u>	0.016	1.382	-0.020	<u>-2.180</u>	0.065	0.046
Νοε-07	0.002	0.247	-0.066	<u>-5.932</u>	-0.024	<u>-2.748</u>	0.303	0.289
Δεκ-07	-0.010	-1.103	0.011	1.067	-0.010	-1.265	0.026	0.007

	$\bar{\gamma}_0$	t-stat	$\bar{\gamma}_m$	t-stat	$\bar{\gamma}_{BM}$	t-stat	\bar{R}^2	adj - \bar{R}^2
Ιαν-08	-0.007	-0.524	-0.077	<u>-5.096</u>	-0.039	<u>-3.051</u>	0.322	0.305
Φεβ-08	-0.005	-0.450	-0.003	-0.238	0.004	0.389	0.002	-0.019
Μαρ-08	0.005	0.477	-0.044	<u>-3.719</u>	-0.024	<u>-2.418</u>	0.191	0.175
Απρ-08	-0.010	-0.894	0.026	<u>1.975</u>	0.000	-0.029	0.038	0.019
Μαϊ-08	0.000	0.011	0.001	0.070	0.009	0.898	0.009	-0.011
Ιουν-08	-0.001	-0.114	-0.059	<u>-5.659</u>	-0.013	-1.661	0.297	0.282
Ιουλ-08	-0.030	<u>-3.054</u>	0.012	1.086	-0.006	-0.569	0.013	-0.007
Αυγ-08	-0.009	-1.092	-0.003	-0.278	-0.005	-0.722	0.007	-0.013
Σεπ-08	-0.010	-0.737	-0.078	<u>-4.704</u>	-0.009	-0.723	0.313	0.290
Οκτ-08	0.004	0.204	-0.111	<u>-3.561</u>	-0.005	-0.236	0.397	0.351
Νοε-08	-0.034	-1.290	0.053	1.556	-0.027	-1.008	0.073	0.017
Δεκ-08	0.002	0.119	0.019	0.774	0.013	0.600	0.041	-0.010
Average	-0.0056		-0.0025		-0.0082		0.0950	0.0744
St.dev	0.0128		0.0352		0.0132			
Observ.	84							
t-statistic	-3.9759		-0.6497		-5.6814			

$$R_{it} = \gamma_0 + \gamma_m \beta_{im} + \gamma_{DY} DY_i + u_{it}$$

	$\tilde{\gamma}_0$	t-stat	$\tilde{\gamma}_m$	t-stat	$\tilde{\gamma}_{DY}$	t-stat	\bar{R}^2	adj - \bar{R}^2
Ιαν-02	0.020	1.693	-0.009	-0.634	-0.015	-0.045	0.006	-0.023
Φεβ-02	-0.017	-1.932	-0.024	<u>-2.235</u>	-0.089	-0.370	0.058	0.035
Μαρ-02	-0.001	-0.094	-0.027	<u>-2.448</u>	0.262	1.163	0.070	0.049
Απρ-02	-0.001	-0.074	-0.014	-1.347	0.258	1.207	0.029	0.009
Μαϊ-02	0.011	1.324	-0.010	-1.091	-0.217	-1.134	0.029	0.008
Ιουν-02	-0.012	-1.398	-0.014	-1.341	-0.086	-0.437	0.021	0.001
Ιουλ-02	-0.001	-0.102	-0.039	<u>-3.991</u>	0.008	0.043	0.136	0.119
Αυγ-02	0.014	1.896	-0.020	<u>-2.228</u>	-0.149	-0.849	0.053	0.034
Σεπ-02	-0.013	-1.011	-0.064	<u>-4.159</u>	-0.098	-0.381	0.180	0.160
Οκτ-02	0.027	<u>2.499</u>	-0.040	<u>-3.080</u>	-0.196	-0.975	0.099	0.081
Νοε-02	-0.003	-0.391	0.049	<u>4.893</u>	0.181	1.034	0.214	0.197
Δεκ-02	0.009	0.824	-0.091	<u>-6.523</u>	-0.052	-0.266	0.364	0.347
Ιαν-03	-0.029	<u>-2.236</u>	-0.009	-0.600	0.058	0.264	0.004	-0.018
Φεβ-03	-0.011	-0.854	-0.017	-1.137	0.208	0.980	0.023	0.001
Μαρ-03	0.003	0.239	-0.046	<u>-2.633</u>	0.024	0.089	0.085	0.061
Απρ-03	0.006	0.740	0.061	<u>6.302</u>	-0.021	-0.137	0.376	0.357
Μαϊ-03	0.011	0.979	-0.003	-0.251	-0.311	-1.528	0.026	0.005
Ιουν-03	-0.008	-0.666	0.039	<u>2.960</u>	-0.207	-1.065	0.096	0.076
Ιουλ-03	0.008	0.560	0.064	<u>3.671</u>	-0.179	-0.644	0.194	0.166
Αυγ-03	-0.014	-1.303	0.013	1.035	0.007	0.032	0.011	-0.010
Σεπ-03	-0.013	-1.158	-0.067	<u>-4.888</u>	-0.087	-0.426	0.218	0.200
Οκτ-03	-0.014	-1.391	0.043	<u>3.540</u>	-0.240	-1.232	0.135	0.116
Νοε-03	0.010	1.310	-0.024	<u>-2.580</u>	0.074	0.508	0.068	0.049
Δεκ-03	-0.006	-0.624	0.002	0.165	0.180	1.079	0.012	-0.008
Ιαν-04	-0.009	-0.884	0.037	<u>3.230</u>	0.120	0.601	0.099	0.080
Φεβ-04	0.005	0.532	-0.043	<u>-3.764</u>	0.294	1.488	0.147	0.130
Μαρ-04	0.002	0.147	-0.044	<u>-3.589</u>	0.117	0.584	0.122	0.104
Απρ-04	-0.012	-1.195	0.010	0.890	0.139	0.757	0.012	-0.008
Μαϊ-04	0.004	0.361	-0.032	<u>-2.666</u>	-0.351	-1.906	0.091	0.073
Ιουν-04	0.000	-0.022	-0.048	<u>-3.175</u>	0.192	0.814	0.111	0.092
Ιουλ-04	-0.012	-1.153	0.018	1.510	0.123	0.652	0.026	0.006
Αυγ-04	-0.006	-0.590	-0.018	-1.561	-0.095	-0.526	0.025	0.006
Σεπ-04	-0.017	-1.572	-0.013	-1.047	-0.114	-0.584	0.014	-0.007
Οκτ-04	-0.010	-0.975	0.017	1.443	-0.106	-0.586	0.026	0.006
Νοε-04	-0.007	-0.807	0.044	<u>4.440</u>	0.093	0.612	0.165	0.148
Δεκ-04	-0.007	-0.545	0.002	0.119	0.057	0.235	0.001	-0.020

	\bar{y}_0	t-stat	\bar{y}_m	t-stat	\bar{y}_{DY}	t-stat	\bar{R}^2	adj - \bar{R}^2
Ιαν-05	-0.010	-0.809	0.039	<u>2.894</u>	0.159	0.747	0.080	0.061
Φεβ-05	-0.009	-0.941	0.015	1.269	-0.102	-0.529	0.022	0.002
Μαρ-05	-0.018	-1.661	-0.043	<u>-3.397</u>	0.048	0.213	0.116	0.097
Απρ-05	-0.004	-0.341	-0.019	-1.487	-0.051	-0.238	0.024	0.002
Μαϊ-05	-0.010	-1.015	0.017	1.500	0.136	0.794	0.028	0.007
Ιουν-05	-0.007	-0.650	0.002	0.128	-0.178	-0.964	0.011	-0.011
Ιουλ-05	0.005	0.463	0.040	<u>3.257</u>	-0.639	<u>-3.620</u>	0.221	0.205
Αυγ-05	0.000	0.038	-0.015	-1.389	-0.235	-1.609	0.040	0.020
Σεπ-05	-0.011	-1.223	0.032	<u>2.871</u>	-0.268	-1.770	0.124	0.106
Οκτ-05	-0.020	<u>-2.062</u>	0.025	<u>2.211</u>	0.079	0.525	0.047	0.028
Νοε-05	0.001	0.163	0.001	0.106	-0.053	-0.371	0.002	-0.018
Δεκ-05	0.035	<u>3.871</u>	0.002	0.172	-0.430	<u>-3.010</u>	0.092	0.072
Ιαν-06	-0.005	-0.403	0.051	<u>3.359</u>	0.081	0.389	0.119	0.098
Φεβ-06	0.007	0.554	0.009	0.643	-0.143	-0.658	0.011	-0.009
Μαρ-06	-0.019	-1.828	-0.001	-0.048	0.092	0.495	0.003	-0.017
Απρ-06	-0.008	-0.784	0.018	1.464	-0.063	-0.327	0.028	0.007
Μαϊ-06	0.016	1.273	-0.045	<u>-3.053</u>	-0.471	<u>-2.137</u>	0.112	0.092
Ιουν-06	-0.004	-0.359	-0.014	-1.196	0.115	0.709	0.023	0.004
Ιουλ-06	-0.008	-0.807	0.008	0.767	0.020	0.123	0.006	-0.014
Αυγ-06	0.004	0.607	0.024	<u>2.870</u>	-0.379	<u>-2.891</u>	0.172	0.155
Σεπ-06	-0.001	-0.059	-0.003	-0.241	-0.075	-0.411	0.002	-0.018
Οκτ-06	0.004	0.420	0.019	1.701	0.250	1.350	0.038	0.019
Νοε-06	-0.007	-0.776	0.015	1.384	0.113	0.638	0.020	0.000
Δεκ-06	0.019	1.940	0.007	0.609	0.036	0.180	0.004	-0.017
Ιαν-07	-0.015	-1.364	0.029	<u>2.333</u>	-0.246	-1.143	0.084	0.065
Φεβ-07	-0.006	-0.587	-0.019	-1.557	-0.013	-0.063	0.025	0.005
Μαρ-07	-0.022	<u>-2.390</u>	0.033	<u>2.995</u>	0.248	1.356	0.084	0.066
Απρ-07	0.022	<u>2.444</u>	-0.003	-0.281	-0.328	-1.747	0.029	0.010
Μαϊ-07	0.019	1.726	0.018	1.380	-0.527	<u>-2.189</u>	0.080	0.060
Ιουν-07	0.009	0.699	0.010	0.681	-0.744	<u>-2.600</u>	0.080	0.060
Ιουλ-07	-0.013	-1.411	0.009	0.777	-0.124	-0.580	0.011	-0.010
Αυγ-07	-0.017	-1.951	-0.023	<u>-2.313</u>	0.279	1.564	0.082	0.063
Σεπ-07	-0.011	-1.569	0.018	<u>2.149</u>	0.130	0.843	0.048	0.029
Οκτ-07	-0.020	-1.958	0.017	1.418	0.046	0.216	0.020	0.000
Νοε-07	0.007	0.743	-0.067	<u>-5.762</u>	-0.001	-0.003	0.251	0.236
Δεκ-07	-0.007	-0.839	0.010	0.988	-0.083	-0.474	0.013	-0.007

	$\bar{\gamma}_0$	t-stat	$\bar{\gamma}_m$	t-stat	$\bar{\gamma}_{DY}$	t-stat	\bar{R}^2	adj - \bar{R}^2
Ιαν-08	0.001	0.052	-0.081	-5.023	0.029	0.110	0.242	0.223
Φεβ-08	-0.006	-0.586	-0.002	-0.179	0.297	1.561	0.025	0.005
Μαρ-08	0.012	1.132	-0.049	-4.100	0.067	0.400	0.145	0.128
Απρ-08	-0.010	-0.901	0.026	1.977	-0.001	-0.007	0.038	0.019
Μαϊ-08	-0.002	-0.196	0.002	0.169	0.211	1.252	0.016	-0.004
Ιουν-08	0.002	0.227	-0.062	-5.953	-0.090	-0.695	0.279	0.264
Ιουλ-08	-0.029	-3.037	0.011	1.028	0.111	0.868	0.017	-0.002
Αυγ-08	-0.010	-1.264	-0.001	-0.106	0.214	2.149	0.045	0.026
Σεπ-08	-0.007	-0.531	-0.082	-5.141	0.083	0.490	0.310	0.286
Οκτ-08	0.007	0.320	-0.115	-4.147	0.108	0.336	0.398	0.352
Νοε-08	-0.029	-1.138	0.041	1.300	-0.256	-0.743	0.060	0.003
Δεκ-08	0.000	-0.023	0.025	1.121	0.100	0.380	0.035	-0.016
Average	-0.0032		-0.0046		-0.0317		0.0846	0.0637
St.dev	0.0124		0.0360		0.2109			
Observ.	84							
t-statistic	-2.3321		-1.1790		-1.3789			

$$R_{it} = \gamma_0 + \gamma_m \beta_{im} + \gamma_{BM} \log(BM_i) + \gamma_{DY} DY_i + u_{it}$$

	$\hat{\gamma}_0$	t-stat	$\hat{\gamma}_m$	t-stat	$\hat{\gamma}_{BM}$	t-stat	$\hat{\gamma}_{DY}$	t-stat	\bar{R}^2	$adj - \bar{R}^2$
Ιαν-02	0.019	1.505	-0.009	-0.608	-0.003	-0.215	-0.015	-0.046	0.006	-0.037
Φεβ-02	-0.018	-1.929	-0.023	-2.192	-0.003	-0.336	-0.088	-0.366	0.059	0.024
Μαρ-02	-0.002	-0.186	-0.027	-2.398	-0.003	-0.305	0.262	1.154	0.071	0.040
Απρ-02	-0.001	-0.115	-0.014	-1.320	-0.001	-0.140	0.257	1.199	0.029	-0.002
Μαϊ-02	0.012	1.388	-0.011	-1.121	0.003	0.435	-0.216	-1.125	0.031	0.000
Ιουν-02	-0.012	-1.287	-0.014	-1.337	0.001	0.090	-0.085	-0.434	0.021	-0.009
Ιουλ-02	-0.005	-0.542	-0.038	-3.802	-0.012	-1.362	0.011	0.054	0.151	0.126
Αυγ-02	0.011	1.376	-0.018	-2.034	-0.009	-1.198	-0.148	-0.846	0.066	0.038
Σεπ-02	-0.024	-1.900	-0.057	-3.920	-0.040	-3.344	-0.096	-0.397	0.283	0.256
Οκτ-02	0.021	1.854	-0.035	-2.709	-0.017	-1.614	-0.201	-1.005	0.122	0.095
Νοε-02	0.002	0.214	0.046	4.503	0.014	1.662	0.183	1.053	0.237	0.212
Δεκ-02	0.006	0.487	-0.088	-6.229	-0.011	-1.080	-0.058	-0.294	0.373	0.348
Ιαν-03	-0.038	-2.760	-0.002	-0.098	-0.023	-1.905	0.045	0.210	0.043	0.011
Φεβ-03	-0.011	-0.835	-0.017	-1.076	-0.001	-0.080	0.207	0.972	0.023	-0.010
Μαρ-03	-0.002	-0.112	-0.041	-2.289	-0.018	-1.301	0.013	0.050	0.106	0.070
Απρ-03	0.008	0.914	0.060	6.129	0.006	0.753	-0.020	-0.130	0.382	0.353
Μαϊ-03	0.002	0.125	0.005	0.332	-0.021	-1.667	-0.317	-1.573	0.054	0.023
Ιουν-03	-0.008	-0.640	0.039	2.874	0.000	-0.043	-0.207	-1.059	0.096	0.066
Ιουλ-03	0.008	0.546	0.064	3.624	0.001	0.052	-0.179	-0.638	0.194	0.152
Αυγ-03	-0.016	-1.391	0.014	1.100	-0.005	-0.499	0.010	0.043	0.014	-0.018
Σεπ-03	-0.018	-1.524	-0.064	-4.594	-0.014	-1.332	-0.085	-0.417	0.234	0.207
Οκτ-03	-0.015	-1.373	0.043	3.485	-0.002	-0.228	-0.239	-1.221	0.135	0.108
Νοε-03	0.011	1.251	-0.025	-2.517	0.001	0.116	0.074	0.503	0.068	0.039
Δεκ-03	-0.011	-1.188	0.006	0.524	-0.015	-1.741	0.185	1.120	0.041	0.012
Ιαν-04	-0.010	-0.978	0.038	3.249	-0.004	-0.463	0.122	0.608	0.101	0.073
Φεβ-04	0.006	0.570	-0.043	-3.712	0.002	0.215	0.293	1.477	0.148	0.122
Μαρ-04	-0.009	-0.816	-0.036	-2.911	-0.030	-3.017	0.131	0.680	0.197	0.172
Απρ-04	-0.018	-1.764	0.015	1.330	-0.018	-1.976	0.148	0.817	0.050	0.021
Μαϊ-04	0.006	0.534	-0.033	-2.730	0.006	0.625	-0.353	-1.911	0.095	0.067
Ιουν-04	-0.010	-0.733	-0.038	-2.486	-0.028	-2.452	0.209	0.906	0.167	0.139
Ιουλ-04	-0.010	-0.959	0.016	1.313	0.006	0.568	0.121	0.640	0.029	-0.001
Αυγ-04	-0.011	-1.086	-0.012	-1.010	-0.019	-1.988	-0.087	-0.489	0.062	0.034
Σεπ-04	-0.021	-1.894	-0.008	-0.615	-0.015	-1.517	-0.108	-0.557	0.037	0.007
Οκτ-04	-0.011	-0.992	0.018	1.443	-0.002	-0.208	-0.105	-0.578	0.026	-0.004
Νοε-04	-0.009	-0.985	0.046	4.534	-0.008	-0.935	0.097	0.637	0.172	0.147
Δεκ-04	-0.017	-1.416	0.013	0.940	-0.038	-3.556	0.080	0.351	0.119	0.091

	$\bar{\gamma}_0$	t-stat	$\bar{\gamma}_m$	t-stat	$\bar{\gamma}_{BM}$	t-stat	$\bar{\gamma}_{DY}$	t-stat	\bar{R}^2	adj - \bar{R}^2
Ιαν-05	-0.011	-0.889	0.041	<u>2.948</u>	-0.007	-0.628	0.163	0.764	0.084	0.055
Φεβ-05	-0.013	-1.324	0.019	1.677	-0.024	<u>-2.644</u>	-0.090	-0.478	0.089	0.061
Μαρ-05	-0.021	-1.909	-0.039	<u>-3.064</u>	-0.019	-1.920	0.060	0.272	0.150	0.122
Απρ-05	-0.008	-0.784	-0.012	-0.926	-0.022	<u>-2.214</u>	-0.040	-0.189	0.075	0.044
Μαϊ-05	-0.013	-1.401	0.022	<u>1.976</u>	-0.019	<u>-2.250</u>	0.145	0.868	0.078	0.048
Ιουν-05	-0.012	-1.123	0.009	0.714	-0.026	<u>-2.814</u>	-0.165	-0.926	0.094	0.062
Ιουλ-05	0.008	0.797	0.035	<u>2.900</u>	0.022	<u>2.415</u>	-0.648	<u>-3.764</u>	0.266	0.243
Αυγ-05	-0.002	-0.260	-0.011	-1.015	-0.019	<u>-2.351</u>	-0.226	-1.586	0.094	0.065
Σεπ-05	-0.011	-1.181	0.031	<u>2.791</u>	0.005	0.633	-0.269	-1.775	0.128	0.101
Οκτ-05	-0.019	<u>-1.988</u>	0.024	<u>2.105</u>	0.012	1.417	0.076	0.509	0.066	0.037
Νοε-05	0.000	0.027	0.003	0.287	-0.014	-1.752	-0.048	-0.344	0.032	0.002
Δεκ-05	0.035	<u>3.849</u>	0.002	0.162	0.001	0.131	-0.430	<u>-2.996</u>	0.092	0.063
Ιαν-06	-0.008	-0.650	0.053	<u>3.545</u>	-0.020	<u>-2.096</u>	0.085	0.420	0.163	0.133
Φεβ-06	0.007	0.628	0.008	0.597	0.007	0.702	-0.145	-0.666	0.016	-0.014
Μαρ-06	-0.021	<u>-2.155</u>	0.001	0.104	-0.023	<u>-2.674</u>	0.099	0.548	0.069	0.041
Απρ-06	-0.009	-0.817	0.018	1.467	-0.004	-0.457	-0.063	-0.323	0.030	-0.001
Μαϊ-06	0.019	1.516	-0.047	<u>-3.223</u>	0.022	<u>2.032</u>	-0.477	<u>-2.203</u>	0.151	0.122
Ιουν-06	-0.004	-0.451	-0.013	-1.124	-0.007	-0.771	0.117	0.720	0.029	0.000
Ιουλ-06	-0.007	-0.772	0.008	0.747	0.002	0.221	0.020	0.120	0.007	-0.025
Αυγ-06	0.006	0.806	0.023	<u>2.798</u>	0.010	1.474	-0.381	<u>-2.923</u>	0.190	0.165
Σεπ-06	-0.003	-0.333	-0.001	-0.112	-0.017	-1.911	-0.070	-0.393	0.038	0.008
Οκτ-06	0.004	0.430	0.019	1.685	0.001	0.114	0.249	1.342	0.038	0.009
Νοε-06	-0.008	-0.820	0.015	1.391	-0.003	-0.372	0.113	0.638	0.021	-0.008
Δεκ-06	0.018	1.778	0.007	0.625	-0.007	-0.761	0.037	0.184	0.010	-0.021
Ιαν-07	-0.015	-1.384	0.029	<u>2.315</u>	-0.003	-0.314	-0.246	-1.139	0.085	0.056
Φεβ-07	-0.007	-0.693	-0.019	-1.535	-0.008	-0.776	-0.012	-0.058	0.031	0.001
Μαρ-07	-0.026	<u>-2.880</u>	0.033	<u>3.158</u>	-0.024	<u>-2.888</u>	0.251	1.419	0.155	0.129
Απρ-07	0.022	<u>2.331</u>	-0.003	-0.276	-0.003	-0.397	-0.328	-1.739	0.031	0.002
Μαϊ-07	0.021	1.834	0.018	1.373	0.008	0.743	-0.528	<u>-2.185</u>	0.085	0.055
Ιουν-07	0.012	0.910	0.010	0.672	0.012	0.981	-0.744	<u>-2.601</u>	0.089	0.059
Ιουλ-07	-0.016	-1.668	0.008	0.771	-0.012	-1.293	-0.124	-0.583	0.028	-0.003
Αυγ-07	-0.021	<u>-2.467</u>	-0.023	<u>-2.371</u>	-0.020	<u>-2.486</u>	0.279	1.606	0.137	0.110
Σεπ-07	-0.014	-1.920	0.018	<u>2.158</u>	-0.012	-1.836	0.129	0.851	0.080	0.052
Οκτ-07	-0.024	<u>-2.347</u>	0.016	1.390	-0.020	<u>-2.168</u>	0.045	0.214	0.065	0.037
Νοε-07	0.002	0.245	-0.066	<u>-5.880</u>	-0.024	<u>-2.734</u>	0.000	0.003	0.303	0.282
Δεκ-07	-0.009	-1.056	0.011	1.017	-0.010	-1.259	-0.082	-0.473	0.028	-0.001

	$\bar{\gamma}_0$	t-stat	$\bar{\gamma}_m$	t-stat	$\bar{\gamma}_{BM}$	t-stat	$\bar{\gamma}_{DY}$	t-stat	\bar{R}^2	$adj - \bar{R}^2$
Ιαν-08	-0.007	-0.513	-0.077	-5.059	-0.039	-3.031	0.025	0.102	0.322	0.296
Φεβ-08	-0.005	-0.451	-0.003	-0.242	0.004	0.392	0.297	1.555	0.026	-0.004
Μαρ-08	0.005	0.479	-0.044	-3.708	-0.024	-2.407	0.066	0.405	0.192	0.168
Απρ-08	-0.010	-0.888	0.026	1.961	0.000	-0.029	-0.001	-0.007	0.038	0.009
Μαϊ-08	0.001	0.056	0.000	0.021	0.009	0.908	0.212	1.257	0.024	-0.006
Ιουν-08	-0.001	-0.092	-0.059	-5.663	-0.013	-1.652	-0.089	-0.693	0.300	0.277
Ιουλ-08	-0.030	-3.078	0.013	1.115	-0.006	-0.575	0.111	0.869	0.021	-0.009
Αυγ-08	-0.011	-1.364	0.000	-0.003	-0.006	-0.771	0.215	2.157	0.051	0.022
Σεπ-08	-0.009	-0.700	-0.079	-4.694	-0.009	-0.708	0.080	0.473	0.315	0.280
Οκτ-08	0.005	0.235	-0.112	-3.512	-0.005	-0.214	0.104	0.317	0.399	0.327
Νοε-08	-0.035	-1.333	0.055	1.600	-0.027	-1.024	-0.266	-0.773	0.090	0.005
Δεκ-08	0.002	0.110	0.019	0.774	0.013	0.590	0.098	0.371	0.044	-0.033
Average	-0.0053		-0.0029		-0.0082		-0.0304		0.1071	0.0762
St.dev	0.0135		0.0352		0.0133		0.2123			
Observations	84									
t-statistic	-3.5737		-0.7497		-5.6470		-1.3123			

Παράρτημα 2 (Γερμανία)

Μετοχές του δείγματος:

ADLER	DUERR	MONINGER HOLDING
ADM HAMBURG	DVB	NUERNBERGER BETS.
ALBIS LEASING	DYCKERHOFF	PAUL HARTMANN
ALLGEM.GD.UND SILBERSCH.	E ON	PIPER GENV.DTL.
ANDREAE-NORIS ZAHN	EINHELL GERMANY	PROGRESS-WERK OBERKIRCH
ARCANDOR	EISEN-UND HUTTENWERKE	PUMA
AUDI	FRESENIUS	RHEINMETALL
AXEL SPRINGER	FRIWO	RHOEN-KLINIKUM
BASF	FUCHS PETROLUB	RWE
BAYER	GEA GROUP	ST.-GOBAIN OBERLAND
BAYERISCHE GEWERBEBAU	GELSENWASSER	SALZGITTER
BEIERSDORF	GENERALI DTL.HLDG.	SAP
BHS TABLETOP	GILDEMEISTER	SARTORIUS
BIEN-ZENKER	HAMBORNER REIT	SCA HYGIENE PRODUCTS
BIJOU BRIGITTE MODISCHE	HERLITZ	SCHWAELEBCHEN MOLKEREI
BILFINGER BERGER	HOCHTIEF	SCHWEIZER ELECTRONIC
BMW	HORNBACH-BAUMARKT	SIEMENS
BOEWE SYSTEC	HYMER	SIMONA
BRILLIANT	IMW IMMOBILIEN	SINNER
CAMBODGE (CIE DU)	IVG IMMOBILIEN	SIXT
CELESIO	K + S	STRABAG
CEWE COLOR HOLDING	KAP-BETEILIGUNGS	SDWD.SALZWERKE
CONTINENTAL	KSB	SWARCO TRAFFIC HLDG.
CUSTODIA HOLDING	KUKA	THYSSENKRUPP
CYBITS HOLDING	KULMBACHER BRAUEREI	TUI
DAHLBUSCH	LECHWERKE	VILLEROY & BOCH
DEUTSCHE LUFTHANSA	LEIFHEIT	VK MUEHLEN
DEUTZ	LINDE	VOLKSWAGEN
DIERIG HOLDING	MAINOVA	WASGAU PDK.& HANDELS
DISKUS WERKE	MAN	WEBAC-HOLDING
DOUGLAS HOLDING	MARSEILLE-KLINIKEN	WMF WUTBGE.MTWFBK.
DUERKOPP ADLER	MLP	WUESTENROT & WUERTT.

Αποτελέσματα παλινδρομήσεων:

$$R_{it} = \gamma_0 + \gamma_m \beta_{im} + \gamma_{BM} \log(BM_i) + u_{it}$$

	$\hat{\gamma}_0$	t-stat	$\hat{\gamma}_m$	t-stat	$\hat{\gamma}_{BM}$	t-stat	\bar{R}^2	adj - \bar{R}^2
Ιαν-02	-0.005	-0.596	0.041	<u>2.620</u>	-0.001	-0.040	0.084	0.060
Φεβ-02	-0.003	-0.641	0.004	0.411	0.009	0.764	0.011	-0.016
Μαρ-02	-0.011	-1.563	0.026	<u>2.077</u>	-0.024	-1.604	0.078	0.053
Απρ-02	0.001	0.105	-0.012	-1.013	0.012	0.872	0.019	-0.006
Μαϊ-02	-0.001	-0.083	-0.018	-1.428	0.025	1.802	0.054	0.031
Ιουν-02	-0.014	<u>-2.427</u>	-0.035	<u>-3.274</u>	-0.016	-1.362	0.143	0.122
Ιουλ-02	-0.008	-1.903	-0.057	<u>-6.654</u>	-0.003	-0.318	0.384	0.368
Αυγ-02	-0.001	-0.152	0.001	0.041	0.012	0.912	0.010	-0.013
Σεπ-02	-0.002	-0.396	-0.113	<u>-9.330</u>	-0.023	<u>-2.218</u>	0.675	0.665
Οκτ-02	-0.019	<u>-3.100</u>	0.055	<u>4.316</u>	-0.034	<u>-2.794</u>	0.215	0.194
Νοε-02	-0.019	<u>-3.088</u>	0.047	<u>4.020</u>	-0.001	-0.099	0.171	0.150
Δεκ-02	0.012	1.809	-0.077	<u>-5.890</u>	0.003	0.269	0.318	0.300
Ιαν-03	0.008	1.058	-0.025	-1.645	-0.033	<u>-2.081</u>	0.108	0.083
Φεβ-03	0.008	1.222	-0.044	<u>-3.007</u>	0.016	1.169	0.118	0.092
Μαρ-03	0.000	-0.023	0.000	0.013	0.000	-0.010	0.000	-0.030
Απρ-03	-0.003	-0.635	0.084	<u>6.787</u>	-0.015	-1.288	0.414	0.397
Μαϊ-03	0.014	<u>2.539</u>	-0.033	<u>-3.277</u>	-0.022	-1.953	0.185	0.164
Ιουν-03	-0.001	-0.200	0.038	<u>3.519</u>	-0.014	-1.211	0.132	0.111
Ιουλ-03	-0.006	-0.729	0.049	<u>3.526</u>	0.001	0.073	0.131	0.110
Αυγ-03	0.002	0.283	0.021	1.740	-0.021	-1.618	0.053	0.031
Σεπ-03	0.003	0.490	-0.019	-1.750	0.001	0.060	0.035	0.013
Οκτ-03	-0.012	<u>-2.095</u>	0.063	<u>5.908</u>	-0.011	-0.984	0.288	0.272
Νοε-03	-0.004	-0.830	0.030	<u>3.301</u>	0.005	0.464	0.114	0.094
Δεκ-03	-0.001	-0.290	0.015	1.671	0.004	0.429	0.034	0.012
Ιαν-04	0.003	0.553	0.024	<u>2.490</u>	-0.003	-0.314	0.065	0.044
Φεβ-04	0.012	<u>2.190</u>	-0.013	-1.373	-0.004	-0.365	0.023	0.001
Μαρ-04	0.008	1.482	-0.025	<u>-2.632</u>	0.004	0.344	0.072	0.051
Απρ-04	0.008	1.413	-0.003	-0.315	-0.001	-0.060	0.001	-0.021
Μαϊ-04	-0.011	<u>-2.061</u>	-0.019	<u>-2.092</u>	-0.027	<u>-2.779</u>	0.132	0.113
Ιουν-04	0.002	0.259	0.006	0.504	-0.007	-0.553	0.006	-0.017
Ιουλ-04	-0.015	<u>-2.773</u>	-0.003	-0.360	-0.023	<u>-2.220</u>	0.055	0.034
Αυγ-04	-0.004	-0.853	-0.008	-0.984	0.001	0.117	0.011	-0.011
Σεπ-04	-0.005	-1.129	0.011	1.287	-0.016	-1.887	0.051	0.030
Οκτ-04	0.007	1.414	0.000	0.006	0.001	0.111	0.000	-0.023
Νοε-04	-0.002	-0.308	0.014	1.377	-0.010	-0.988	0.027	0.006
Δεκ-04	0.012	1.904	-0.013	-1.211	-0.008	-0.770	0.026	0.004

	$\bar{\gamma}_0$	t-stat	$\bar{\gamma}_m$	t-stat	$\bar{\gamma}_{B,M}$	t-stat	\bar{R}^2	adj - \bar{R}^2
Ιαν-05	0.007	1.109	0.016	1.501	0.005	0.409	0.028	0.006
Φεβ-05	0.009	1.468	0.010	0.908	0.002	0.155	0.010	-0.013
Μαρ-05	-0.002	-0.359	-0.005	-0.465	-0.008	-0.695	0.009	-0.014
Απρ-05	-0.016	-3.793	-0.010	-1.274	-0.020	-2.329	0.075	0.054
Μαϊ-05	0.006	1.384	0.021	2.515	-0.008	-0.842	0.070	0.050
Ιουν-05	-0.006	-1.194	0.023	2.665	-0.022	-2.333	0.127	0.107
Ιουλ-05	-0.001	-0.315	0.033	4.099	0.003	0.366	0.156	0.138
Αυγ-05	0.009	1.897	-0.013	-1.574	-0.003	-0.307	0.027	0.006
Σεπ-05	0.003	0.515	0.023	2.346	-0.013	-1.173	0.076	0.055
Οκτ-05	0.009	1.793	-0.041	-4.868	0.012	1.283	0.219	0.201
Νοε-05	-0.009	-1.427	0.023	2.033	-0.025	-1.938	0.082	0.062
Δεκ-05	-0.002	-0.371	0.025	3.133	-0.007	-0.834	0.108	0.088
Ιαν-06	-0.005	-0.816	0.042	3.779	-0.006	-0.463	0.144	0.124
Φεβ-06	0.000	0.061	0.019	2.012	-0.011	-0.996	0.056	0.035
Μαρ-06	0.008	1.597	0.018	1.987	0.006	0.600	0.044	0.023
Απρ-06	0.009	1.263	0.003	0.232	0.003	0.203	0.001	-0.021
Μαϊ-06	-0.006	-0.905	-0.029	-2.503	-0.001	-0.094	0.065	0.045
Ιουν-06	-0.008	-1.490	-0.005	-0.512	0.003	0.228	0.004	-0.018
Ιουλ-06	0.003	0.511	-0.011	-1.117	0.008	0.711	0.020	-0.002
Αυγ-06	0.009	1.773	0.003	0.359	0.015	1.482	0.025	0.003
Σεπ-06	-0.007	-1.223	0.035	3.584	-0.008	-0.712	0.134	0.114
Οκτ-06	0.002	0.354	0.004	0.445	-0.006	-0.491	0.005	-0.017
Νοε-06	-0.011	-1.605	0.019	1.630	-0.015	-1.130	0.046	0.025
Δεκ-06	-0.007	-1.133	0.024	2.143	-0.013	-0.996	0.069	0.048
Ιαν-07	0.012	1.892	0.025	2.435	0.020	1.557	0.081	0.061
Φεβ-07	-0.006	-1.306	0.009	1.036	-0.003	-0.332	0.013	-0.008
Μαρ-07	-0.001	-0.224	0.029	3.068	-0.001	-0.060	0.095	0.075
Απρ-07	-0.007	-1.122	0.038	3.291	-0.006	-0.406	0.116	0.097
Μαϊ-07	-0.005	-0.949	0.016	1.622	-0.006	-0.524	0.036	0.015
Ιουν-07	0.002	0.372	-0.004	-0.480	0.016	1.481	0.031	0.009
Ιουλ-07	-0.015	-2.444	0.001	0.088	-0.008	-0.650	0.005	-0.018
Αυγ-07	-0.023	-4.032	0.003	0.341	-0.016	-1.280	0.023	0.000
Σεπ-07	-0.014	-2.141	0.006	0.505	-0.012	-0.865	0.014	-0.008
Οκτ-07	-0.014	-2.105	0.025	2.007	-0.008	-0.557	0.059	0.037
Νοε-07	-0.018	-2.762	-0.044	-3.588	-0.028	-1.900	0.141	0.121
Δεκ-07	-0.006	-0.968	0.003	0.261	0.007	0.529	0.003	-0.019

	$\bar{\hat{\gamma}}_0$	t-stat	$\bar{\hat{\gamma}}_m$	t-stat	$\bar{\hat{\gamma}}_{EM}$	t-stat	\bar{R}^2	adj - \bar{R}^2
Ιαν-08	-0.012	-1.759	-0.065	-5.240	-0.012	-0.759	0.282	0.262
Φεβ-08	0.001	0.270	-0.002	-0.197	-0.017	-1.373	0.021	-0.001
Μαρ-08	-0.017	-2.961	0.001	0.121	-0.019	-1.372	0.021	0.000
Απρ-08	-0.023	-3.613	0.045	3.898	-0.038	-2.600	0.227	0.209
Μαϊ-08	-0.002	-0.265	0.020	1.957	0.008	0.571	0.043	0.020
Ιουν-08	-0.014	-2.759	-0.047	-5.060	-0.019	-1.548	0.251	0.232
Ιουλ-08	-0.030	-4.701	0.007	0.558	-0.042	-2.873	0.102	0.080
Αυγ-08	-0.003	-0.527	-0.010	-0.846	-0.001	-0.070	0.009	-0.016
Σεπ-08	-0.028	-3.459	-0.043	-2.415	-0.051	-3.060	0.196	0.168
Οκτ-08	-0.015	-2.238	-0.088	-6.377	-0.017	-1.184	0.597	0.568
Νοε-08	0.006	0.441	-0.020	-0.847	0.007	0.262	0.018	-0.031
Δεκ-08	0.004	0.495	0.030	1.764	0.012	0.695	0.085	0.044
Average	-0.0034		0.0020		-0.0067		0.0990	0.0770
St.dev	0.0098		0.0332		0.0143			
Observations	84							
t-statistic	-3.1910		0.5541		-4.3162			

$$R_{it} = \gamma_0 + \gamma_m \beta_{im} + \gamma_{DY} DY_i + u_{it}$$

	$\hat{\gamma}_0$	t-stat	$\hat{\gamma}_m$	t-stat	$\hat{\gamma}_{DY}$	t-stat	\bar{R}^2	adj - \bar{R}^2
Ιαν-02	-0.004	-0.530	0.039	<u>2.493</u>	0.490	1.625	0.115	0.091
Φεβ-02	-0.005	-1.113	0.005	0.508	-0.051	-0.276	0.004	-0.023
Μαρ-02	-0.006	-0.884	0.024	1.878	0.011	0.045	0.046	0.020
Απρ-02	-0.002	-0.378	-0.011	-0.895	0.220	1.347	0.032	0.008
Μαϊ-02	-0.006	-1.017	-0.015	-1.180	-0.221	-1.326	0.037	0.015
Ιουν-02	-0.011	<u>-2.051</u>	-0.037	<u>-3.404</u>	-0.097	-0.752	0.130	0.109
Ιουλ-02	-0.008	<u>-2.136</u>	-0.057	<u>-7.055</u>	-0.173	<u>-2.347</u>	0.424	0.409
Αυγ-02	-0.002	-0.331	-0.001	-0.075	0.356	<u>2.437</u>	0.065	0.043
Σεπ-02	0.004	0.802	-0.124	<u>-10.881</u>	-0.043	-0.447	0.652	0.641
Οκτ-02	-0.012	<u>-2.084</u>	0.044	<u>3.459</u>	-0.013	-0.116	0.135	0.113
Νοε-02	-0.019	<u>-3.202</u>	0.047	<u>4.026</u>	0.045	0.402	0.173	0.152
Δεκ-02	0.011	1.817	-0.077	<u>-5.858</u>	0.013	0.083	0.317	0.299
Ιαν-03	0.014	<u>1.977</u>	-0.035	<u>-2.329</u>	0.323	<u>2.481</u>	0.129	0.104
Φεβ-03	0.005	0.842	-0.039	<u>-2.713</u>	0.000	-0.004	0.100	0.074
Μαρ-03	0.000	-0.060	0.001	0.064	-0.052	-0.515	0.004	-0.026
Απρ-03	0.000	0.062	0.076	<u>6.366</u>	0.202	1.450	0.418	0.401
Μαϊ-03	0.017	<u>3.399</u>	-0.036	<u>-3.628</u>	-0.105	-0.665	0.151	0.130
Ιουν-03	0.001	0.221	0.036	<u>3.419</u>	-0.181	-1.064	0.128	0.107
Ιουλ-03	-0.006	-0.887	0.051	<u>3.687</u>	-0.277	-1.265	0.147	0.127
Αυγ-03	0.006	1.004	0.018	1.506	-0.131	-0.689	0.030	0.008
Σεπ-03	0.003	0.487	-0.018	-1.733	-0.090	-0.537	0.038	0.016
Οκτ-03	-0.010	-1.930	0.063	<u>5.961</u>	-0.259	-1.512	0.298	0.282
Νοε-03	-0.005	-1.151	0.030	<u>3.375</u>	-0.132	-0.875	0.120	0.100
Δεκ-03	-0.002	-0.525	0.015	1.722	-0.120	-0.817	0.039	0.018
Ιαν-04	0.004	0.764	0.024	<u>2.475</u>	0.077	0.439	0.066	0.045
Φεβ-04	0.013	<u>2.596</u>	-0.013	-1.362	-0.136	-0.703	0.027	0.005
Μαρ-04	0.008	1.590	-0.026	<u>-2.726</u>	-0.307	-1.702	0.099	0.079
Απρ-04	0.008	1.636	-0.003	-0.300	0.125	0.670	0.006	-0.016
Μαϊ-04	-0.004	-0.787	-0.022	<u>-2.396</u>	0.316	1.676	0.086	0.066
Ιουν-04	0.004	0.590	0.005	0.453	-0.007	-0.031	0.002	-0.020
Ιουλ-04	-0.010	<u>-1.970</u>	-0.005	-0.521	0.188	0.999	0.014	-0.008
Αυγ-04	-0.004	-1.015	-0.008	-0.974	-0.115	-0.764	0.017	-0.005
Σεπ-04	-0.001	-0.344	0.009	1.120	0.080	0.526	0.017	-0.005
Οκτ-04	0.007	1.522	0.001	0.065	0.108	0.626	0.004	-0.018
Νοε-04	0.001	0.193	0.013	1.255	0.005	0.025	0.017	-0.004
Δεκ-04	0.014	<u>2.659</u>	-0.015	-1.347	-0.059	-0.283	0.020	-0.002

	$\hat{\gamma}_0$	t-stat	$\hat{\gamma}_m$	t-stat	$\hat{\gamma}_{DY}$	t-stat	\bar{R}^2	adj - \bar{R}^2
Ιαν-05	0.005	0.950	0.018	1.724	0.489	<u>2.281</u>	0.079	0.059
Φεβ-05	0.009	1.551	0.010	0.916	-0.024	-0.103	0.010	-0.013
Μαρ-05	0.000	-0.049	-0.006	-0.537	0.040	0.181	0.004	-0.019
Απρ-05	-0.012	<u>-3.086</u>	-0.010	-1.321	-0.189	-1.144	0.033	0.012
Μαϊ-05	0.008	1.876	0.021	<u>2.512</u>	0.082	0.431	0.065	0.045
Ιουν-05	-0.001	-0.251	0.022	<u>2.545</u>	-0.079	-0.397	0.074	0.053
Ιουλ-05	-0.002	-0.470	0.032	<u>4.000</u>	-0.081	-0.433	0.157	0.138
Αυγ-05	0.009	<u>2.263</u>	-0.013	-1.592	-0.072	-0.368	0.028	0.006
Σεπ-05	0.006	1.193	0.023	<u>2.290</u>	-0.165	-0.681	0.067	0.046
Οκτ-05	0.006	1.368	-0.041	<u>-4.864</u>	-0.141	-0.702	0.209	0.191
Νοε-05	-0.003	-0.462	0.022	1.897	-0.572	<u>-2.142</u>	0.090	0.070
Δεκ-05	0.000	-0.008	0.026	<u>3.172</u>	0.028	0.146	0.101	0.081
Ιαν-06	-0.004	-0.786	0.044	<u>3.896</u>	0.237	0.874	0.149	0.130
Φεβ-06	0.004	0.777	0.018	1.840	-0.309	-1.256	0.062	0.041
Μαρ-06	0.007	1.597	0.016	1.779	-0.224	-0.982	0.051	0.029
Απρ-06	0.009	1.518	0.000	-0.018	-0.540	-1.769	0.034	0.012
Μαϊ-06	-0.005	-0.901	-0.030	<u>-2.616</u>	-0.338	-1.220	0.081	0.060
Ιουν-06	-0.008	-1.737	-0.006	-0.604	-0.183	-0.854	0.011	-0.011
Ιουλ-06	0.000	0.073	-0.010	-1.001	0.345	1.473	0.038	0.016
Αυγ-06	0.006	1.350	0.001	0.140	-0.532	<u>-2.680</u>	0.076	0.055
Σεπ-06	-0.004	-0.892	0.034	<u>3.506</u>	-0.259	-1.113	0.141	0.121
Οκτ-06	0.004	0.853	0.003	0.331	-0.268	-1.227	0.019	-0.003
Νοε-06	-0.005	-0.887	0.015	1.391	-0.839	<u>-3.495</u>	0.147	0.129
Δεκ-06	-0.004	-0.791	0.027	<u>2.358</u>	0.141	0.532	0.062	0.040
Ιαν-07	0.007	1.355	0.022	<u>2.149</u>	-0.292	-1.208	0.072	0.051
Φεβ-07	-0.006	-1.414	0.010	1.185	0.163	0.863	0.020	-0.001
Μαρ-07	-0.001	-0.181	0.029	<u>2.998</u>	-0.098	-0.435	0.097	0.077
Απρ-07	-0.005	-0.841	0.035	<u>3.153</u>	-0.596	<u>-2.202</u>	0.160	0.141
Μαϊ-07	-0.006	-1.202	0.022	<u>2.287</u>	0.558	<u>2.307</u>	0.087	0.067
Ιουν-07	-0.002	-0.341	-0.009	-0.974	-0.243	-1.083	0.020	-0.003
Ιουλ-07	-0.012	<u>-2.337</u>	0.000	0.006	-0.296	-1.144	0.016	-0.008
Αυγ-07	-0.020	<u>-4.055</u>	0.008	0.832	0.267	1.121	0.019	-0.004
Σεπ-07	-0.011	-1.941	0.008	0.685	-0.010	-0.036	0.006	-0.017
Οκτ-07	-0.013	<u>-2.094</u>	0.028	<u>2.280</u>	0.096	0.333	0.057	0.035
Νοε-07	-0.013	<u>-2.117</u>	-0.038	<u>-3.059</u>	0.113	0.387	0.107	0.086
Δεκ-07	-0.008	-1.475	0.004	0.324	0.240	0.942	0.010	-0.012

	$\bar{\gamma}_0$	t-stat	$\bar{\gamma}_m$	t-stat	$\bar{\gamma}_{DY}$	t-stat	\bar{R}^2	adj - \bar{R}^2
Ιαν-08	-0.010	-1.677	-0.063	-5.046	0.265	0.980	0.286	0.266
Φεβ-08	0.006	1.242	-0.002	-0.191	-0.364	-2.082	0.046	0.025
Μαρ-08	-0.013	-2.598	0.003	0.266	-0.199	-1.052	0.013	-0.009
Απρ-08	-0.015	-2.632	0.050	4.265	-0.165	-0.766	0.173	0.155
Μαϊ-08	-0.003	-0.661	0.019	1.889	-0.263	-1.401	0.060	0.039
Ιουν-08	-0.011	-2.319	-0.045	-4.684	0.036	0.583	0.231	0.212
Ιουλ-08	-0.023	-3.688	0.012	0.941	0.007	0.081	0.011	-0.014
Αυγ-08	-0.003	-0.546	-0.010	-0.835	-0.038	-0.202	0.009	-0.015
Σεπ-08	-0.019	-2.290	-0.040	-2.110	-0.189	-0.730	0.076	0.045
Οκτ-08	-0.011	-1.819	-0.088	-6.229	0.125	0.534	0.581	0.551
Νοε-08	0.003	0.277	-0.016	-0.695	-0.237	-0.596	0.025	-0.024
Δεκ-08	0.002	0.215	0.032	1.858	0.015	0.056	0.075	0.033
Average	-0.0019		0.0017		-0.0544		0.0970	0.0750
St.dev	0.0084		0.0331		0.2473			
Observations	84							
t-statistic	-2.1118		0.4737		-2.0162			

$$R_{it} = \gamma_0 + \gamma_m \beta_{im} + \gamma_{BM} \log(BM_i) + \gamma_{DY} DY_i + u_{it}$$

	$\hat{\gamma}_0$	t-stat	$\hat{\gamma}_m$	t-stat	$\hat{\gamma}_{BM}$	t-stat	$\hat{\gamma}_{DY}$	t-stat	\bar{R}^2	adj - \bar{R}^2
Ιαν-02	-0.004	-0.470	0.039	<u>2.456</u>	0.000	-0.017	0.490	1.614	0.115	0.079
Φεβ-02	-0.004	-0.654	0.004	0.431	0.009	0.757	-0.050	-0.268	0.012	-0.029
Μαρ-02	-0.011	-1.549	0.026	<u>2.056</u>	-0.024	-1.593	0.008	0.035	0.078	0.040
Απρ-02	0.001	0.109	-0.012	-1.024	0.012	0.878	0.220	1.346	0.042	0.005
Μαϊ-02	-0.001	-0.119	-0.018	-1.384	0.025	1.805	-0.220	-1.336	0.074	0.040
Ιουν-02	-0.014	<u>-2.441</u>	-0.035	<u>-3.234</u>	-0.016	-1.362	-0.098	-0.762	0.149	0.118
Ιουλ-02	-0.009	<u>-2.063</u>	-0.056	<u>-6.691</u>	-0.004	-0.362	-0.173	<u>-2.340</u>	0.425	0.402
Αυγ-02	0.000	-0.010	-0.002	-0.148	0.012	0.953	0.357	<u>2.441</u>	0.075	0.042
Σεπ-02	-0.003	-0.488	-0.112	<u>-9.007</u>	-0.023	<u>-2.254</u>	-0.060	-0.647	0.677	0.662
Οκτ-02	-0.019	<u>-3.087</u>	0.055	<u>4.287</u>	-0.034	<u>-2.782</u>	-0.023	-0.213	0.215	0.184
Νοε-02	-0.019	<u>-3.062</u>	0.047	<u>3.985</u>	-0.001	-0.098	0.045	0.399	0.173	0.141
Δεκ-02	0.012	1.792	-0.078	<u>-5.769</u>	0.003	0.270	0.014	0.092	0.318	0.290
Ιαν-03	0.010	1.294	-0.029	-1.953	-0.032	<u>-2.109</u>	0.318	<u>2.499</u>	0.181	0.146
Φεβ-03	0.008	1.209	-0.044	<u>-2.950</u>	0.016	1.163	0.007	0.062	0.118	0.078
Μαρ-03	0.000	-0.065	0.001	0.068	0.000	-0.025	-0.052	-0.511	0.004	-0.041
Απρ-03	-0.002	-0.431	0.081	<u>6.452</u>	-0.014	-1.215	0.192	1.383	0.431	0.405
Μαϊ-03	0.013	<u>2.451</u>	-0.032	<u>-3.153</u>	-0.022	<u>-1.967</u>	-0.113	-0.731	0.190	0.160
Ιουν-03	-0.002	-0.288	0.039	<u>3.619</u>	-0.014	-1.237	-0.186	-1.096	0.144	0.113
Ιουλ-03	-0.006	-0.796	0.051	<u>3.615</u>	0.001	0.060	-0.277	-1.256	0.147	0.116
Αυγ-03	0.002	0.276	0.021	1.742	-0.021	-1.615	-0.132	-0.698	0.058	0.026
Σεπ-03	0.003	0.457	-0.018	-1.700	0.001	0.052	-0.090	-0.533	0.038	0.004
Οκτ-03	-0.012	<u>-2.165</u>	0.064	<u>6.021</u>	-0.011	-0.997	-0.260	-1.516	0.306	0.282
Νοε-03	-0.004	-0.836	0.030	<u>3.306</u>	0.005	0.463	-0.132	-0.871	0.122	0.092
Δεκ-03	-0.001	-0.294	0.015	1.674	0.004	0.428	-0.120	-0.813	0.041	0.008
Ιαν-04	0.003	0.553	0.024	<u>2.475</u>	-0.003	-0.312	0.077	0.436	0.067	0.036
Φεβ-04	0.012	<u>2.159</u>	-0.013	-1.335	-0.004	-0.365	-0.136	-0.700	0.029	-0.005
Μαρ-04	0.008	1.554	-0.026	<u>-2.735</u>	0.004	0.356	-0.308	-1.696	0.101	0.070
Απρ-04	0.008	1.392	-0.003	-0.292	-0.001	-0.061	0.125	0.666	0.006	-0.028
Μαϊ-04	-0.011	<u>-2.078</u>	-0.019	<u>-2.124</u>	-0.027	<u>-2.809</u>	0.315	1.737	0.161	0.133
Ιουν-04	0.002	0.258	0.006	0.500	-0.007	-0.550	-0.007	-0.029	0.006	-0.028
Ιουλ-04	-0.015	<u>-2.776</u>	-0.003	-0.356	-0.023	<u>-2.220</u>	0.188	1.021	0.066	0.035
Αυγ-04	-0.004	-0.855	-0.008	-0.976	0.001	0.116	-0.115	-0.760	0.017	-0.016
Σεπ-04	-0.005	-1.126	0.011	1.284	-0.016	-1.880	0.080	0.535	0.054	0.022
Οκτ-04	0.007	1.375	0.000	0.049	0.001	0.105	0.108	0.621	0.005	-0.030
Νοε-04	-0.002	-0.307	0.014	1.368	-0.010	-0.983	0.007	0.034	0.027	-0.005
Δεκ-04	0.012	1.905	-0.013	-1.220	-0.008	-0.764	-0.057	-0.275	0.027	-0.006

	$\bar{\gamma}_0$	t-stat	$\bar{\gamma}_m$	t-stat	$\bar{\gamma}_{BM}$	t-stat	$\bar{\gamma}_{DY}$	t-stat	\bar{R}^2	$adj - \bar{R}^2$
Ιαν-05	0.006	1.029	0.018	1.672	0.005	0.406	0.489	2.268	0.081	0.050
Φεβ-05	0.009	1.463	0.010	0.897	0.002	0.155	-0.024	-0.103	0.010	-0.024
Μαρ-05	-0.002	-0.359	-0.005	-0.459	-0.008	-0.691	0.040	0.182	0.009	-0.025
Απρ-05	-0.016	-3.809	-0.010	-1.266	-0.020	-2.335	-0.189	-1.173	0.089	0.058
Μαϊ-05	0.006	1.359	0.022	2.524	-0.008	-0.838	0.082	0.431	0.072	0.042
Ιουν-05	-0.005	-1.151	0.022	2.589	-0.022	-2.322	-0.080	-0.409	0.129	0.098
Ιουλ-05	-0.001	-0.274	0.032	3.992	0.003	0.362	-0.080	-0.429	0.158	0.130
Αυγ-05	0.009	1.907	-0.013	-1.594	-0.003	-0.307	-0.072	-0.367	0.029	-0.004
Σεπ-05	0.003	0.578	0.022	2.214	-0.013	-1.176	-0.168	-0.694	0.081	0.050
Οκτ-05	0.009	1.822	-0.042	-4.894	0.012	1.280	-0.141	-0.706	0.223	0.197
Νοε-05	-0.008	-1.314	0.021	1.861	-0.025	-1.984	-0.574	-2.182	0.128	0.099
Δεκ-05	-0.002	-0.380	0.026	3.109	-0.007	-0.828	0.027	0.139	0.108	0.078
Ιαν-06	-0.006	-0.904	0.043	3.863	-0.006	-0.458	0.236	0.868	0.151	0.122
Φεβ-06	0.001	0.202	0.017	1.775	-0.011	-1.013	-0.312	-1.266	0.072	0.041
Μαρ-06	0.008	1.681	0.016	1.823	0.006	0.585	-0.222	-0.970	0.054	0.022
Απρ-06	0.010	1.420	0.000	0.003	0.003	0.179	-0.539	-1.757	0.034	0.002
Μαϊ-06	-0.006	-0.845	-0.031	-2.598	-0.001	-0.105	-0.338	-1.214	0.081	0.050
Ιουν-06	-0.008	-1.442	-0.005	-0.577	0.002	0.221	-0.183	-0.847	0.012	-0.021
Ιουλ-06	0.002	0.411	-0.009	-0.965	0.008	0.722	0.345	1.472	0.043	0.011
Αυγ-06	0.010	1.955	0.002	0.183	0.015	1.529	-0.532	-2.697	0.100	0.069
Σεπ-06	-0.006	-1.134	0.033	3.423	-0.008	-0.725	-0.260	-1.118	0.146	0.117
Οκτ-06	0.002	0.450	0.003	0.289	-0.006	-0.505	-0.269	-1.227	0.022	-0.011
Νοε-06	-0.009	-1.399	0.014	1.235	-0.016	-1.256	-0.844	-3.526	0.162	0.134
Δεκ-06	-0.008	-1.170	0.025	2.186	-0.013	-0.980	0.135	0.510	0.072	0.039
Ιαν-07	0.012	1.995	0.023	2.246	0.020	1.552	-0.290	-1.206	0.096	0.066
Φεβ-07	-0.007	-1.375	0.010	1.146	-0.003	-0.320	0.162	0.854	0.021	-0.011
Μαρ-07	-0.001	-0.186	0.029	2.963	-0.001	-0.066	-0.098	-0.433	0.097	0.067
Απρ-07	-0.006	-0.961	0.034	3.004	-0.006	-0.472	-0.600	-2.205	0.162	0.134
Μαϊ-07	-0.007	-1.240	0.021	2.134	-0.005	-0.425	0.553	2.273	0.089	0.059
Ιουν-07	0.003	0.489	-0.006	-0.688	0.016	1.438	-0.230	-1.031	0.042	0.009
Ιουλ-07	-0.014	-2.327	-0.001	-0.115	-0.009	-0.687	-0.301	-1.161	0.021	-0.014
Αυγ-07	-0.024	-4.131	0.006	0.551	-0.016	-1.234	0.254	1.070	0.036	0.002
Σεπ-07	-0.014	-2.110	0.005	0.478	-0.012	-0.863	-0.020	-0.073	0.014	-0.019
Οκτ-07	-0.014	-2.114	0.026	2.017	-0.008	-0.537	0.088	0.301	0.060	0.027
Νοε-07	-0.019	-2.765	-0.044	-3.447	-0.028	-1.875	0.090	0.313	0.142	0.112
Δεκ-07	-0.006	-1.070	0.005	0.439	0.008	0.568	0.246	0.961	0.014	-0.020

	\bar{Y}_0	t-stat	\bar{Y}_m	t-stat	\bar{Y}_{BM}	t-stat	\bar{Y}_{DY}	t-stat	\bar{R}^2	adj - \bar{R}^2
Ιαν-08	-0.012	-1.826	-0.064	-5.078	-0.012	-0.747	0.263	0.968	0.292	0.261
Φεβ-08	0.002	0.382	-0.004	-0.379	-0.017	-1.423	-0.367	-2.110	0.068	0.036
Μαρ-08	-0.017	-2.947	0.001	0.094	-0.019	-1.377	-0.199	-1.062	0.034	0.001
Απρ-08	-0.023	-3.615	0.045	3.904	-0.038	-2.592	-0.163	-0.781	0.232	0.206
Μαϊ-08	-0.002	-0.262	0.020	1.959	0.008	0.573	-0.263	-1.395	0.064	0.031
Ιουν-08	-0.014	-2.788	-0.047	-4.879	-0.018	-1.529	0.034	0.556	0.254	0.225
Ιουλ-08	-0.030	-4.657	0.007	0.554	-0.042	-2.855	0.002	0.031	0.102	0.069
Αυγ-08	-0.003	-0.532	-0.010	-0.828	-0.001	-0.067	-0.038	-0.200	0.009	-0.028
Σεπ-08	-0.028	-3.424	-0.043	-2.437	-0.051	-3.052	-0.191	-0.788	0.204	0.163
Οκτ-08	-0.015	-2.172	-0.089	-6.318	-0.017	-1.172	0.126	0.543	0.601	0.557
Νοε-08	0.005	0.354	-0.018	-0.721	0.006	0.237	-0.234	-0.580	0.026	-0.049
Δεκ-08	0.004	0.495	0.030	1.707	0.012	0.689	0.020	0.075	0.085	0.022
Average	-0.0033		0.0018		-0.0068		-0.0558		0.1135	0.0806
St.dev	0.0098		0.0330		0.0143		0.2469			
Observations	84									
t-statistic	-3.1010		0.5030		-4.3332		-2.0700			

Παράρτημα 3 (Ισπανία)

Μετοχές του δείγματος:

EADS (MAD)	NICOLAS CORREA
ABERTIS INFRAESTRUCTURAS	LINGOTES ESPECIALES
MONTEBALITO	CORPORACION FINCA.ALBA
CONST Y AUXILIAR DE FERR	TELEFONICA
ZELTIA	MELIA HOTELS INTL.
INDRA SISTEMAS	AMPER
NH HOTELES (EX-COFIR)	GRUPO TAVEX
MIQUEL Y COSTAS	ZARDOYA OTIS
PESCANOVA	FOMENTO CONSTR.Y CNTR.
TUBACEX	PROMOTORA DE INFIC.
URBAS GUADAHERMOSA	INDITEX
ADOLFO DOMINGUEZ	ABENGOA
ENDESA	BIOSEARCH
BARON DE LEY	GAMESA CORPN.TEGC.
BODEGAS RIOJANAS	ACS ACTIV.CONSTR.Y SERV.
DINAMIA CAPITAL PRIVADO	URALITA
OBRASCON HUARTE LAIN	ACERINOX 'R'
METROVACESA	FERROVIAL
ADVEO GROUP INTERNACIONA	SERVICE POINT SOLUTIONS
VIDRALA	TUBOS REUNIDOS
EBRO FOODS	CIE AUTOMOTIVE
CEMENTOS PORT.VALDERR.	DURO FELGUERA
CAMPOFRIO FOOD GROUP	GRUPO CATALANA OCCIDENTE
PAPELES Y CARTONES DE EUROPA	INYPESA INFORMES Y PROYECTOS
SACYR VALLEHERMOSO	CLEOP
TECNOCOM TC.Y ENERGIA	FAES FARMA
NATRA	IBERDROLA
ACCIONA	ERCROS
FUNESPANA	INMOBILIARIA COLONIAL
VISCOFAN	JAZZTEL
GAS NATURAL SDG	SEDA BARCELONA 'B'
REPSOL YPF	PROSEGUR
RED ELECTRICA CORPN.	

Αποτελέσματα παλινδρομήσεων:

$$R_{it} = \gamma_0 + \gamma_m \beta_{im} + \gamma_{BM} \log(BM_i) + u_{it}$$

	$\bar{\gamma}_0$	t-stat	$\bar{\gamma}_m$	t-stat	$\bar{\gamma}_{BM}$	t-stat	\bar{R}^2	adj - \bar{R}^2
Ιαν-02	0.004	0.478	0.009	0.738	0.010	0.949	0.024	-0.013
Φεβ-02	0.023	2.578	-0.026	-2.070	-0.002	-0.197	0.076	0.041
Μαρ-02	-0.006	-0.686	0.030	2.570	-0.007	-0.646	0.112	0.081
Απρ-02	0.037	3.192	-0.030	-1.909	0.022	1.586	0.103	0.071
Μαϊ-02	0.003	0.270	-0.024	-1.443	0.000	-0.001	0.035	0.001
Ιουν-02	-0.007	-0.885	-0.036	-3.438	-0.002	-0.249	0.169	0.141
Ιουλ-02	0.002	0.218	-0.042	-2.856	0.001	0.104	0.136	0.102
Αυγ-02	-0.007	-0.696	-0.001	-0.105	-0.006	-0.514	0.005	-0.029
Σεπ-02	0.032	3.028	-0.097	-6.395	0.014	1.052	0.482	0.459
Οκτ-02	-0.023	-2.067	0.062	3.938	-0.006	-0.408	0.227	0.198
Νοε-02	0.003	0.341	0.016	1.213	-0.020	-1.678	0.063	0.031
Δεκ-02	0.022	2.028	-0.071	-4.563	0.007	0.552	0.283	0.256
Ιαν-03	-0.007	-0.692	0.003	0.182	-0.021	-1.739	0.053	0.018
Φεβ-03	0.005	0.630	-0.011	-1.044	-0.013	-1.249	0.054	0.018
Μαρ-03	-0.002	-0.290	0.007	0.578	-0.006	-0.488	0.010	-0.029
Απρ-03	-0.002	-0.260	0.039	2.932	-0.008	-0.670	0.139	0.107
Μαϊ-03	0.010	1.181	-0.012	-1.084	-0.028	-2.697	0.138	0.109
Ιουν-03	0.011	1.165	0.001	0.057	-0.019	-1.652	0.044	0.012
Ιουλ-03	-0.005	-0.582	0.027	2.160	-0.009	-0.749	0.076	0.045
Αυγ-03	-0.002	-0.321	0.022	2.092	0.004	0.462	0.073	0.043
Σεπ-03	-0.003	-0.325	-0.005	-0.404	-0.003	-0.260	0.004	-0.029
Οκτ-03	-0.001	-0.187	0.019	1.888	0.000	0.001	0.056	0.025
Νοε-03	0.006	0.767	-0.004	-0.328	-0.010	-1.058	0.021	-0.012
Δεκ-03	0.013	1.724	-0.010	-0.941	-0.001	-0.069	0.015	-0.018
Ιαν-04	-0.001	-0.113	0.029	2.167	0.001	0.046	0.074	0.043
Φεβ-04	0.011	1.315	0.010	0.952	-0.003	-0.307	0.015	-0.016
Μαρ-04	0.008	1.009	-0.022	-2.173	-0.006	-0.623	0.081	0.051
Απρ-04	0.010	1.705	-0.004	-0.463	0.010	1.256	0.027	-0.005
Μαϊ-04	-0.009	-1.253	-0.013	-1.358	-0.023	-2.486	0.126	0.097
Ιουν-04	0.008	1.193	-0.005	-0.516	0.007	0.776	0.013	-0.019
Ιουλ-04	-0.003	-0.638	-0.014	-2.046	-0.010	-1.530	0.109	0.079
Αυγ-04	0.003	0.622	-0.009	-1.370	-0.007	-1.114	0.056	0.025
Σεπ-04	-0.007	-0.741	0.022	1.736	-0.009	-0.773	0.052	0.021
Οκτ-04	-0.005	-0.503	0.017	1.123	-0.005	-0.396	0.022	-0.011
Νοε-04	-0.003	-0.341	0.022	1.949	-0.006	-0.559	0.062	0.031
Δεκ-04	0.018	1.862	-0.007	-0.520	0.000	0.012	0.005	-0.030

	$\bar{\gamma}_0$	t-stat	$\bar{\gamma}_m$	t-stat	$\bar{\gamma}_{BM}$	t-stat	\bar{R}^2	adj - \bar{R}^2
Ιαν-05	0.021	<u>2.672</u>	0.019	1.781	0.017	1.799	0.099	0.069
Φεβ-05	-0.016	-1.370	0.057	<u>3.637</u>	-0.010	-0.745	0.187	0.160
Μαρ-05	-0.018	-1.863	0.023	1.683	-0.015	-1.211	0.067	0.037
Απρ-05	-0.009	-1.003	0.004	0.296	0.004	0.359	0.003	-0.029
Μαϊ-05	0.002	0.211	0.024	1.533	-0.014	-1.030	0.058	0.026
Ιουν-05	0.037	<u>2.766</u>	-0.026	-1.474	0.016	0.989	0.052	0.020
Ιουλ-05	-0.005	-0.497	0.025	1.958	-0.002	-0.167	0.061	0.030
Αυγ-05	0.006	0.831	0.004	0.417	0.022	<u>2.306</u>	0.084	0.053
Σεπ-05	0.005	0.561	0.033	<u>2.838</u>	0.008	0.700	0.132	0.100
Οκτ-05	-0.002	-0.193	-0.014	-1.309	0.017	1.548	0.068	0.036
Νοε-05	0.004	0.437	-0.006	-0.514	-0.009	-0.752	0.013	-0.019
Δεκ-05	-0.004	-0.408	0.007	0.602	0.001	0.111	0.006	-0.027
Ιαν-06	0.027	<u>2.155</u>	0.004	0.231	0.017	1.112	0.023	-0.013
Φεβ-06	0.013	0.900	0.017	0.894	-0.003	-0.183	0.015	-0.020
Μαρ-06	-0.002	-0.147	0.024	1.563	-0.002	-0.163	0.040	0.008
Απρ-06	0.015	1.275	-0.007	-0.437	0.020	1.369	0.034	0.002
Μαϊ-06	-0.023	<u>-2.242</u>	-0.027	<u>-2.052</u>	-0.026	<u>-2.126</u>	0.126	0.097
Ιουν-06	-0.006	-0.597	-0.004	-0.319	-0.014	-1.102	0.021	-0.011
Ιουλ-06	0.002	0.258	-0.006	-0.473	-0.005	-0.459	0.007	-0.026
Αυγ-06	0.006	0.714	0.009	0.827	0.002	0.156	0.011	-0.021
Σεπ-06	0.012	1.270	0.009	0.738	0.005	0.379	0.012	-0.024
Οκτ-06	0.026	<u>2.267</u>	0.006	0.406	0.014	0.986	0.018	-0.015
Νοε-06	0.000	0.013	0.015	1.187	0.006	0.511	0.028	-0.007
Δεκ-06	-0.015	-1.378	0.021	1.452	-0.007	-0.550	0.045	0.010
Ιαν-07	-0.003	-0.304	0.027	<u>2.159</u>	-0.016	-1.221	0.110	0.077
Φεβ-07	-0.025	<u>-2.516</u>	0.002	0.148	-0.038	<u>-3.032</u>	0.140	0.111
Μαρ-07	0.007	0.700	0.006	0.452	-0.001	-0.074	0.004	-0.030
Απρ-07	-0.003	-0.317	-0.016	-1.137	-0.001	-0.097	0.021	-0.011
Μαϊ-07	-0.015	-1.468	0.025	1.887	-0.014	-0.913	0.092	0.059
Ιουν-07	0.003	0.307	-0.021	-1.713	0.020	1.675	0.097	0.066
Ιουλ-07	-0.009	-0.755	-0.006	-0.389	-0.017	-1.025	0.019	-0.016
Αυγ-07	-0.001	-0.132	-0.043	<u>-3.991</u>	-0.025	<u>-2.446</u>	0.255	0.231
Σεπ-07	-0.016	-1.271	-0.018	-1.129	-0.013	-0.873	0.033	-0.001
Οκτ-07	0.000	-0.030	0.007	0.491	-0.019	-1.428	0.040	0.006
Νοε-07	-0.011	-0.883	-0.041	<u>-2.724</u>	-0.012	-0.871	0.126	0.095
Δεκ-07	-0.036	<u>-3.159</u>	-0.011	-0.760	-0.012	-0.900	0.026	-0.012

	$\bar{\gamma}_0$	t-stat	$\bar{\gamma}_m$	t-stat	$\bar{\gamma}_{BM}$	t-stat	\bar{R}^2	adj - \bar{R}^2
Ιαν-08	-0.001	-0.054	-0.065	-3.945	-0.007	-0.343	0.276	0.242
Φεβ-08	0.003	0.224	-0.007	-0.452	-0.016	-1.034	0.020	-0.014
Μαρ-08	-0.017	-1.534	0.005	0.330	-0.029	-2.054	0.071	0.040
Απρ-08	0.002	0.213	0.003	0.190	-0.014	-0.977	0.019	-0.016
Μαϊ-08	-0.013	-1.194	-0.015	-0.994	-0.024	-1.783	0.061	0.028
Ιουν-08	0.000	-0.022	-0.076	-4.360	-0.035	-1.993	0.316	0.284
Ιουλ-08	-0.015	-1.285	-0.039	-2.309	-0.017	-1.160	0.121	0.082
Αυγ-08	0.014	1.422	-0.016	-1.272	0.003	0.244	0.031	-0.006
Σεπ-08	-0.004	-0.294	-0.045	-2.302	-0.018	-1.047	0.183	0.126
Οκτ-08	0.015	0.873	-0.044	-1.478	0.017	0.714	0.132	0.049
Νοε-08	-0.001	-0.046	-0.026	-0.909	-0.021	-0.875	0.047	-0.023
Δεκ-08	-0.013	-0.957	-0.003	-0.135	-0.043	-1.929	0.136	0.064
Average	0.0009		-0.0038		-0.0055		0.0789	0.0448
St.dev	0.0134		0.0276		0.0139			
Observ.	84							
t-statistic	0.5999		-1.2464		-3.6297			

$$R_{it} = \gamma_0 + \gamma_m \beta_{im} + \gamma_{DY} DY_i + u_{it}$$

	$\tilde{\gamma}_0$	t-stat	$\tilde{\gamma}_m$	t-stat	$\tilde{\gamma}_{DY}$	t-stat	\bar{R}^2	adj - \bar{R}^2
Ιαν-02	0.002	0.257	0.008	0.703	0.076	0.420	0.011	-0.027
Φεβ-02	0.023	2.636	-0.024	-1.959	0.211	1.132	0.097	0.063
Μαρ-02	-0.003	-0.390	0.029	2.408	-0.169	-0.917	0.119	0.087
Απρ-02	0.030	2.567	-0.027	-1.658	0.330	1.276	0.090	0.057
Μαϊ-02	0.002	0.194	-0.023	-1.334	0.184	0.661	0.043	0.009
Ιουν-02	-0.005	-0.662	-0.038	-3.731	-0.260	-1.720	0.208	0.181
Ιουλ-02	0.002	0.175	-0.041	-2.777	0.025	0.106	0.136	0.102
Αυγ-02	-0.006	-0.653	-0.001	-0.064	0.142	0.766	0.010	-0.023
Σεπ-02	0.028	2.776	-0.093	-6.223	-0.140	-0.778	0.477	0.453
Οκτ-02	-0.021	-1.988	0.060	3.863	-0.114	-0.509	0.228	0.199
Νοε-02	0.005	0.515	0.019	1.449	0.474	2.345	0.103	0.072
Δεκ-02	0.017	1.737	-0.065	-4.390	0.492	2.301	0.345	0.320
Ιαν-03	-0.003	-0.286	0.000	0.024	0.181	0.808	0.012	-0.025
Φεβ-03	0.006	0.842	-0.011	-0.981	0.288	1.661	0.075	0.040
Μαρ-03	-0.001	-0.122	0.006	0.484	-0.092	-0.469	0.010	-0.029
Απρ-03	0.001	0.154	0.035	2.654	-0.365	-1.564	0.169	0.138
Μαϊ-03	0.017	2.012	-0.016	-1.363	0.113	0.598	0.038	0.005
Ιουν-03	0.015	1.697	-0.001	-0.087	0.318	1.638	0.043	0.011
Ιουλ-03	-0.002	-0.209	0.024	1.922	-0.237	-1.262	0.091	0.061
Αυγ-03	-0.002	-0.323	0.020	1.992	-0.291	-1.793	0.116	0.087
Σεπ-03	-0.002	-0.261	-0.005	-0.421	0.008	0.043	0.003	-0.030
Οκτ-03	0.000	0.020	0.017	1.694	-0.310	-1.936	0.110	0.081
Νοε-03	0.008	1.061	-0.004	-0.322	0.115	0.649	0.010	-0.024
Δεκ-03	0.013	1.845	-0.010	-0.945	-0.007	-0.042	0.015	-0.018
Ιαν-04	-0.002	-0.170	0.030	2.188	0.061	0.246	0.075	0.044
Φεβ-04	0.012	1.566	0.010	0.884	-0.074	-0.362	0.016	-0.016
Μαρ-04	0.009	1.242	-0.022	-2.139	0.148	0.800	0.085	0.055
Απρ-04	0.007	1.301	-0.003	-0.342	-0.012	-0.085	0.002	-0.030
Μαϊ-04	-0.002	-0.312	-0.016	-1.568	-0.067	-0.368	0.040	0.008
Ιουν-04	0.006	0.915	-0.003	-0.377	0.155	0.902	0.016	-0.016
Ιουλ-04	0.000	-0.052	-0.015	-2.189	0.029	0.243	0.075	0.045
Αυγ-04	0.005	1.119	-0.010	-1.477	0.069	0.577	0.042	0.010
Σεπ-04	-0.003	-0.389	0.020	1.558	-0.170	-0.726	0.051	0.020
Οκτ-04	-0.002	-0.246	0.014	0.943	-0.277	-1.040	0.037	0.005
Νοε-04	0.001	0.108	0.019	1.677	-0.396	-1.921	0.112	0.082
Δεκ-04	0.017	1.875	-0.005	-0.379	0.176	0.730	0.014	-0.021

	$\hat{\gamma}_0$	t-stat	$\hat{\gamma}_m$	t-stat	$\hat{\gamma}_{DY}$	t-stat	\bar{R}^2	adj - \bar{R}^2
Ιαν-05	0.017	2.349	0.017	1.591	-0.360	-1.670	0.093	0.062
Φεβ-05	-0.011	-1.001	0.054	3.426	-0.392	-1.190	0.199	0.172
Μαρ-05	-0.012	-1.324	0.020	1.476	-0.433	-1.518	0.079	0.049
Απρ-05	-0.008	-1.013	0.001	0.097	-0.254	-1.032	0.018	-0.014
Μαϊ-05	0.006	0.507	0.026	1.631	0.162	0.475	0.045	0.012
Ιουν-05	0.027	2.297	-0.019	-1.106	1.227	3.101	0.171	0.143
Ιουλ-05	-0.003	-0.307	0.022	1.797	-0.397	-1.289	0.086	0.056
Αυγ-05	-0.001	-0.157	0.004	0.359	-0.030	-0.112	0.003	-0.030
Σεπ-05	0.003	0.404	0.030	2.588	-0.163	-0.512	0.129	0.096
Οκτ-05	-0.006	-0.778	-0.018	-1.550	-0.318	-1.105	0.050	0.018
Νοε-05	0.006	0.739	-0.004	-0.347	0.196	0.614	0.010	-0.022
Δεκ-05	-0.002	-0.264	0.004	0.324	-0.403	-1.317	0.033	0.002
Ιαν-06	0.022	1.921	0.001	0.056	-0.239	-0.556	0.006	-0.031
Φεβ-06	0.016	1.239	0.014	0.714	-0.444	-0.836	0.027	-0.008
Μαρ-06	0.002	0.186	0.019	1.256	-0.495	-1.152	0.061	0.029
Απρ-06	0.007	0.597	-0.006	-0.403	0.133	0.299	0.006	-0.027
Μαϊ-06	-0.012	-1.277	-0.027	-1.918	-0.093	-0.255	0.060	0.028
Ιουν-06	0.002	0.203	-0.008	-0.595	-0.388	-1.094	0.020	-0.012
Ιουλ-06	0.000	0.028	0.001	0.081	0.599	1.862	0.057	0.026
Αυγ-06	0.007	0.861	0.007	0.612	-0.187	-0.601	0.017	-0.016
Σεπ-06	0.014	1.615	0.004	0.280	-0.538	-1.441	0.046	0.011
Οκτ-06	0.022	2.148	0.003	0.173	-0.251	-0.749	0.011	-0.023
Νοε-06	-0.002	-0.270	0.014	1.128	-0.018	-0.066	0.023	-0.012
Δεκ-06	-0.011	-1.138	0.020	1.360	-0.186	-0.613	0.046	0.011
Ιαν-07	0.005	0.532	0.026	2.015	-0.285	-0.961	0.101	0.067
Φεβ-07	-0.011	-1.092	0.006	0.434	-0.065	-0.201	0.005	-0.030
Μαρ-07	0.006	0.679	0.008	0.630	0.273	0.876	0.016	-0.017
Απρ-07	-0.005	-0.488	-0.013	-0.929	0.346	1.080	0.039	0.007
Μαϊ-07	-0.010	-1.154	0.028	2.135	0.006	0.019	0.079	0.045
Ιουν-07	-0.004	-0.476	-0.024	-1.932	-0.212	-0.702	0.062	0.030
Ιουλ-07	-0.003	-0.284	-0.003	-0.215	-0.145	-0.416	0.003	-0.031
Αυγ-07	0.009	1.206	-0.042	-3.703	-0.159	-0.614	0.186	0.159
Σεπ-07	-0.012	-1.104	-0.015	-0.975	0.516	1.460	0.055	0.022
Οκτ-07	0.005	0.474	0.013	0.821	0.539	1.621	0.050	0.016
Νοε-07	-0.008	-0.719	-0.038	-2.489	0.357	1.114	0.133	0.103
Δεκ-07	-0.031	-3.075	-0.010	-0.702	0.059	0.212	0.011	-0.028

	$\bar{\gamma}_0$	t-stat	$\bar{\gamma}_m$	t-stat	$\bar{\gamma}_{DY}$	t-stat	\bar{R}^2	adj - \bar{R}^2
Ιαν-08	0.001	0.085	-0.064	-4.009	-0.182	-0.635	0.281	0.247
Φεβ-08	0.007	0.606	-0.004	-0.255	0.194	0.747	0.011	-0.022
Μαρ-08	-0.009	-0.808	0.009	0.562	-0.017	-0.065	0.006	-0.028
Απρ-08	0.007	0.660	0.004	0.268	-0.123	-0.524	0.007	-0.029
Μαϊ-08	-0.007	-0.677	-0.011	-0.682	-0.035	-0.155	0.008	-0.027
Ιουν-08	0.004	0.337	-0.065	-3.770	0.160	0.626	0.259	0.223
Ιουλ-08	-0.013	-1.128	-0.034	-1.961	0.202	0.740	0.106	0.066
Αυγ-08	0.011	1.320	-0.014	-1.109	0.408	2.093	0.105	0.071
Σεπ-08	0.000	-0.009	-0.044	-2.240	0.371	1.247	0.195	0.139
Οκτ-08	0.018	1.054	-0.059	-2.031	-0.649	-1.498	0.197	0.120
Νοε-08	-0.003	-0.182	-0.014	-0.475	0.335	0.800	0.043	-0.028
Δεκ-08	-0.012	-0.832	0.007	0.290	0.443	1.139	0.053	-0.026
Average	0.0023		-0.0035		-0.0039		0.0765	0.0423
St.dev	0.0110		0.0264		0.3114			
Observ.	84							
t-statistic	1.9304		-1.2198		-0.1137			

$$R_{it} = \gamma_0 + \gamma_m \beta_{im} + \gamma_{BM} \log(BM_i) + \gamma_{DY} DY_i + u_{it}$$

	$\hat{\gamma}_0$	t-stat	$\hat{\gamma}_m$	t-stat	$\hat{\gamma}_{BM}$	t-stat	$\hat{\gamma}_{DY}$	t-stat	\bar{R}^2	adj - \bar{R}^2
Ιαν-02	0.003	0.382	0.010	0.810	0.010	0.953	0.080	0.444	0.028	-0.029
Φεβ-02	0.022	2.458	-0.024	-1.935	-0.002	-0.201	0.211	1.123	0.098	0.046
Μαρ-02	-0.005	-0.545	0.028	2.383	-0.007	-0.648	-0.170	-0.914	0.126	0.078
Απρ-02	0.034	2.909	-0.026	-1.604	0.022	1.609	0.334	1.310	0.130	0.083
Μαϊ-02	0.002	0.180	-0.023	-1.321	0.000	-0.005	0.184	0.655	0.043	-0.009
Ιουν-02	-0.005	-0.699	-0.038	-3.682	-0.002	-0.241	-0.260	-1.704	0.209	0.168
Ιουλ-02	0.002	0.194	-0.041	-2.751	0.001	0.102	0.024	0.104	0.136	0.085
Αυγ-02	-0.008	-0.762	0.000	-0.025	-0.006	-0.518	0.143	0.766	0.015	-0.036
Σεπ-02	0.032	2.966	-0.097	-6.306	0.014	1.037	-0.137	-0.765	0.489	0.454
Οκτ-02	-0.023	-2.003	0.061	3.848	-0.006	-0.398	-0.112	-0.500	0.231	0.186
Νοε-02	0.000	-0.010	0.021	1.645	-0.020	-1.786	0.479	2.418	0.151	0.106
Δεκ-02	0.019	1.797	-0.066	-4.375	0.006	0.511	0.489	2.270	0.348	0.310
Ιαν-03	-0.007	-0.762	0.004	0.262	-0.021	-1.746	0.186	0.846	0.066	0.013
Φεβ-03	0.003	0.432	-0.009	-0.827	-0.013	-1.298	0.292	1.693	0.105	0.052
Μαρ-03	-0.002	-0.242	0.006	0.521	-0.006	-0.480	-0.091	-0.461	0.014	-0.045
Απρ-03	0.000	-0.049	0.036	2.702	-0.008	-0.648	-0.362	-1.542	0.176	0.129
Μαϊ-03	0.010	1.133	-0.012	-1.033	-0.028	-2.690	0.118	0.654	0.145	0.100
Ιουν-03	0.010	1.060	0.002	0.188	-0.019	-1.698	0.323	1.684	0.087	0.041
Ιουλ-03	-0.004	-0.435	0.025	1.990	-0.008	-0.732	-0.235	-1.245	0.099	0.053
Αυγ-03	-0.001	-0.154	0.020	1.926	0.005	0.488	-0.292	-1.786	0.120	0.076
Σεπ-03	-0.003	-0.325	-0.005	-0.393	-0.003	-0.258	0.008	0.045	0.004	-0.046
Οκτ-03	0.000	0.026	0.017	1.672	0.000	0.022	-0.310	-1.920	0.110	0.066
Νοε-03	0.005	0.678	-0.003	-0.234	-0.010	-1.060	0.117	0.662	0.029	-0.021
Δεκ-03	0.013	1.699	-0.010	-0.928	-0.001	-0.068	-0.007	-0.041	0.015	-0.035
Ιαν-04	-0.001	-0.145	0.030	2.161	0.001	0.043	0.061	0.243	0.075	0.027
Φεβ-04	0.011	1.336	0.010	0.896	-0.003	-0.302	-0.074	-0.357	0.017	-0.031
Μαρ-04	0.007	0.925	-0.022	-2.068	-0.006	-0.628	0.149	0.801	0.091	0.045
Απρ-04	0.010	1.693	-0.004	-0.466	0.010	1.247	-0.014	-0.098	0.027	-0.021
Μαϊ-04	-0.009	-1.210	-0.013	-1.376	-0.023	-2.465	-0.063	-0.360	0.128	0.084
Ιουν-04	0.008	1.142	-0.004	-0.461	0.007	0.769	0.154	0.894	0.025	-0.023
Ιουλ-04	-0.003	-0.649	-0.013	-2.005	-0.010	-1.521	0.031	0.260	0.110	0.065
Αυγ-04	0.003	0.581	-0.009	-1.318	-0.007	-1.113	0.070	0.589	0.061	0.014
Σεπ-04	-0.006	-0.657	0.021	1.629	-0.009	-0.760	-0.168	-0.713	0.060	0.013
Οκτ-04	-0.004	-0.371	0.014	0.968	-0.005	-0.382	-0.276	-1.028	0.039	-0.010
Νοε-04	-0.001	-0.109	0.019	1.702	-0.006	-0.552	-0.395	-1.904	0.116	0.071
Δεκ-04	0.017	1.712	-0.005	-0.375	0.000	0.003	0.176	0.724	0.014	-0.039

	\bar{Y}_0	t-stat	\bar{Y}_m	t-stat	\bar{Y}_{BM}	t-stat	\bar{Y}_{DY}	t-stat	\bar{R}^2	adj - \bar{R}^2
Ιαν-05	0.022	2.876	0.017	1.593	0.017	1.831	-0.361	-1.706	0.142	0.098
Φεβ-05	-0.014	-1.192	0.054	3.405	-0.010	-0.749	-0.392	-1.187	0.206	0.166
Μαρ-05	-0.016	-1.658	0.020	1.438	-0.015	-1.233	-0.435	-1.531	0.101	0.057
Απρ-05	-0.007	-0.833	0.001	0.108	0.004	0.354	-0.254	-1.023	0.021	-0.028
Μαϊ-05	0.002	0.142	0.026	1.578	-0.014	-1.019	0.160	0.467	0.062	0.012
Ιουν-05	0.032	2.534	-0.018	-1.084	0.016	1.069	1.228	3.108	0.187	0.145
Ιουλ-05	-0.003	-0.349	0.022	1.770	-0.002	-0.177	-0.397	-1.280	0.086	0.040
Αυγ-05	0.007	0.830	0.004	0.370	0.022	2.287	-0.030	-0.116	0.084	0.037
Σεπ-05	0.006	0.638	0.031	2.631	0.008	0.683	-0.158	-0.493	0.136	0.087
Οκτ-05	0.000	-0.026	-0.017	-1.495	0.017	1.541	-0.314	-1.105	0.087	0.040
Νοε-05	0.003	0.328	-0.005	-0.375	-0.009	-0.743	0.194	0.605	0.019	-0.030
Δεκ-05	-0.002	-0.190	0.004	0.326	0.001	0.100	-0.402	-1.305	0.033	-0.015
Ιαν-06	0.028	2.200	0.002	0.123	0.017	1.098	-0.234	-0.544	0.028	-0.027
Φεβ-06	0.015	1.028	0.014	0.690	-0.004	-0.196	-0.446	-0.832	0.027	-0.026
Μαρ-06	0.001	0.084	0.019	1.228	-0.003	-0.186	-0.497	-1.146	0.061	0.013
Απρ-06	0.014	1.153	-0.005	-0.318	0.020	1.365	0.145	0.327	0.036	-0.012
Μαϊ-06	-0.022	-2.088	-0.028	-2.027	-0.026	-2.111	-0.098	-0.279	0.127	0.082
Ιουν-06	-0.003	-0.303	-0.009	-0.645	-0.014	-1.119	-0.393	-1.111	0.040	-0.008
Ιουλ-06	-0.002	-0.171	0.001	0.063	-0.005	-0.448	0.598	1.845	0.060	0.013
Αυγ-06	0.007	0.830	0.007	0.613	0.002	0.147	-0.186	-0.594	0.017	-0.032
Σεπ-06	0.016	1.575	0.004	0.292	0.005	0.366	-0.536	-1.425	0.049	-0.005
Οκτ-06	0.027	2.346	0.004	0.243	0.014	0.971	-0.246	-0.734	0.028	-0.024
Νοε-06	0.000	0.020	0.015	1.151	0.006	0.506	-0.017	-0.061	0.028	-0.025
Δεκ-06	-0.014	-1.260	0.019	1.291	-0.008	-0.559	-0.189	-0.620	0.052	-0.001
Ιαν-07	-0.002	-0.147	0.025	1.908	-0.016	-1.239	-0.292	-0.988	0.126	0.076
Φεβ-07	-0.025	-2.427	0.001	0.088	-0.038	-3.014	-0.087	-0.287	0.141	0.096
Μαρ-07	0.006	0.563	0.008	0.614	-0.001	-0.053	0.273	0.867	0.016	-0.034
Απρ-07	-0.005	-0.460	-0.013	-0.924	-0.001	-0.077	0.346	1.069	0.039	-0.009
Μαϊ-07	-0.015	-1.441	0.024	1.834	-0.014	-0.905	-0.007	-0.023	0.092	0.042
Ιουν-07	0.004	0.391	-0.022	-1.798	0.020	1.656	-0.205	-0.686	0.104	0.058
Ιουλ-07	-0.008	-0.703	-0.007	-0.444	-0.017	-1.032	-0.156	-0.448	0.022	-0.030
Αυγ-07	-0.001	-0.069	-0.044	-4.023	-0.025	-2.440	-0.165	-0.661	0.261	0.223
Σεπ-07	-0.017	-1.385	-0.016	-1.004	-0.013	-0.877	0.515	1.454	0.067	0.018
Οκτ-07	-0.003	-0.235	0.011	0.750	-0.019	-1.435	0.535	1.624	0.084	0.034
Νοε-07	-0.013	-1.030	-0.038	-2.501	-0.012	-0.869	0.356	1.108	0.145	0.099
Δεκ-07	-0.036	-3.135	-0.011	-0.722	-0.012	-0.891	0.058	0.209	0.027	-0.032

	$\tilde{\gamma}_0$	t-stat	$\tilde{\gamma}_m$	t-stat	$\tilde{\gamma}_{BM}$	t-stat	$\tilde{\gamma}_{DY}$	t-stat	\bar{R}^2	adj - \bar{R}^2
Ιαν-08	-0.001	-0.048	-0.065	-3.924	-0.007	-0.342	-0.182	-0.629	0.283	0.231
Φεβ-08	0.002	0.159	-0.006	-0.368	-0.015	-1.021	0.190	0.734	0.029	-0.022
Μαρ-08	-0.017	-1.506	0.005	0.314	-0.029	-2.038	-0.024	-0.096	0.071	0.024
Απρ-08	0.003	0.260	0.002	0.126	-0.014	-0.980	-0.127	-0.540	0.024	-0.029
Μαϊ-08	-0.013	-1.156	-0.016	-1.003	-0.024	-1.772	-0.044	-0.198	0.062	0.011
Ιουν-08	0.000	-0.027	-0.076	-4.322	-0.035	-1.977	0.158	0.641	0.323	0.274
Ιουλ-08	-0.017	-1.392	-0.036	-2.076	-0.017	-1.137	0.195	0.716	0.131	0.072
Αυγ-08	0.012	1.293	-0.014	-1.105	0.003	0.247	0.408	2.073	0.106	0.054
Σεπ-08	-0.005	-0.373	-0.044	-2.227	-0.018	-1.059	0.371	1.251	0.226	0.143
Οκτ-08	0.021	1.173	-0.055	-1.839	0.015	0.658	-0.635	-1.443	0.214	0.096
Νοε-08	-0.005	-0.248	-0.019	-0.623	-0.020	-0.821	0.314	0.744	0.067	-0.040
Δεκ-08	-0.020	-1.358	0.009	0.389	-0.043	-1.971	0.455	1.240	0.190	0.084
Average	0.0008		-0.0037		-0.0055		-0.0042		0.0989	0.0479
St.dev	0.0132		0.0269		0.0139		0.3112			
Observ.	84									
t-statistic	0.5824		-1.2644		-3.6607		-0.1224			

Παράρτημα 4 (Γαλλία)

Μετοχές του δείγματος:

ACCOR	GECINA	RUBIS
AIR FRANCE-KLM	GROUPE STERIA SCA	SEB
AIR LIQUIDE	HAVAS	SAFRAN
ALCATEL-LUCENT	HERMES INTL.	SAINT GOBAIN
ALSTOM	ICADE	SANOFI
ALTEN	IMERYS	SILIC
ARTPRICE.COM	INGENICO	SODEXO
AXA	IPSOS	SOITEC
BIC	JCDECAUX	SOLVAY
BOLLORE	KLEPIERRE	TECHNIP
BOURBON	L'OREAL	TELEPERFORMANCE
BOUYGUES	LAFARGE	TF1 (TV.FSE.1)
CAP GEMINI	LAGARDERE GROUPE	THALES
CARREFOUR	LVMH	TOTAL
CASINO GUICHARD-P	MAUREL ET PROM	UBISOFT ENTM.
CIE.GL.DE GPHYQ.-VERT.	M6-METROPOLE TV	UNIBAIL-RODAMCO
CLUB MEDITERRANEE	MICHELIN	VALEO
CNP ASSURANCES	NEOPOST	VALLOUREC
EADS	NEXANS	VEOLIA ENVIRONNEMENT
EIFFAGE	NICOX	VICAT
ESSILOR INTL.	ORPEA	VILMORIN & CIE
EULER HERMES	PERNOD-RICARD	VINCI
EURAZEO	PEUGEOT	VIRBAC
EUROFINS SCIENTIFIC	PLASTIC OMNIUM	WENDEL
FAIVELEY TRANSPORT	PUBLICIS GROUPE	ZODIAC AEROSPACE
FAURECIA	REMY COINTREAU	
FONCIERE DES REGIONS	RENAULT	

Αποτελέσματα παλινδρομήσεων:

$$R_{it} = \gamma_0 + \gamma_m \beta_{im} + \gamma_{BM} \log(BM_i) + u_{it}$$

	$\bar{\gamma}_0$	t-stat	$\bar{\gamma}_m$	t-stat	$\bar{\gamma}_{BM}$	t-stat	\bar{R}^2	adj - \bar{R}^2
Ιαν-02	0.019	<u>2.181</u>	-0.002	-0.184	0.034	<u>2.879</u>	0.115	0.088
Φεβ-02	0.016	<u>2.065</u>	-0.011	-1.380	0.025	<u>2.508</u>	0.108	0.083
Μαρ-02	0.011	1.399	0.009	1.144	-0.004	-0.375	0.023	-0.009
Απρ-02	0.047	<u>4.715</u>	-0.062	<u>-6.175</u>	0.028	1.901	0.372	0.354
Μαϊ-02	0.038	<u>4.031</u>	-0.057	<u>-6.075</u>	0.021	1.552	0.356	0.338
Ιουν-02	0.002	0.298	-0.051	<u>-7.332</u>	-0.001	-0.132	0.435	0.419
Ιουλ-02	0.021	<u>2.275</u>	-0.068	<u>-7.713</u>	0.032	<u>2.560</u>	0.513	0.496
Αυγ-02	0.008	0.718	-0.014	-1.288	-0.011	-0.664	0.035	0.009
Σεπ-02	0.001	0.154	-0.070	<u>-5.952</u>	-0.018	-1.557	0.475	0.453
Οκτ-02	-0.012	-0.962	0.036	<u>2.542</u>	-0.006	-0.316	0.113	0.079
Νοε-02	-0.015	-1.625	0.051	<u>5.488</u>	0.003	0.208	0.313	0.294
Δεκ-02	0.025	<u>2.935</u>	-0.061	<u>-6.567</u>	0.023	1.913	0.418	0.399
Ιαν-03	-0.006	-0.607	-0.003	-0.296	0.043	<u>2.792</u>	0.110	0.082
Φεβ-03	-0.010	-1.161	-0.021	<u>-2.256</u>	-0.008	-0.539	0.088	0.058
Μαρ-03	-0.012	-1.303	0.000	0.040	-0.012	-0.725	0.010	-0.029
Απρ-03	0.000	-0.030	0.056	<u>6.037</u>	-0.003	-0.195	0.448	0.426
Μαϊ-03	-0.011	-0.944	0.021	1.740	-0.022	-1.331	0.060	0.032
Ιουν-03	-0.002	-0.249	0.015	1.648	-0.007	-0.580	0.043	0.015
Ιουλ-03	0.011	1.368	0.010	1.257	0.025	<u>2.046</u>	0.075	0.049
Αυγ-03	0.017	<u>1.980</u>	0.003	0.331	0.015	1.219	0.020	-0.006
Σεπ-03	0.006	0.623	-0.026	<u>-2.434</u>	-0.007	-0.527	0.075	0.050
Οκτ-03	-0.009	-1.116	0.038	<u>4.371</u>	-0.012	-0.919	0.221	0.199
Νοε-03	0.022	<u>3.369</u>	-0.008	-1.099	0.012	1.310	0.044	0.019
Δεκ-03	0.022	<u>3.124</u>	-0.029	<u>-3.782</u>	0.009	0.893	0.179	0.158
Ιαν-04	-0.013	-1.625	0.031	<u>3.425</u>	-0.023	-1.920	0.218	0.196
Φεβ-04	0.016	<u>2.024</u>	-0.003	-0.377	-0.007	-0.529	0.005	-0.022
Μαρ-04	0.021	<u>2.946</u>	-0.033	<u>-4.403</u>	0.008	0.698	0.222	0.201
Απρ-04	0.020	<u>2.670</u>	-0.008	-1.099	0.023	1.886	0.071	0.046
Μαϊ-04	0.010	1.245	-0.025	<u>-3.140</u>	-0.003	-0.256	0.116	0.093
Ιουν-04	0.012	1.591	0.006	0.728	0.013	1.010	0.018	-0.008
Ιουλ-04	0.012	1.733	-0.029	<u>-4.016</u>	0.010	0.808	0.188	0.167
Αυγ-04	0.020	<u>3.464</u>	-0.025	<u>-4.331</u>	0.021	<u>2.164</u>	0.246	0.226
Σεπ-04	0.012	1.474	-0.012	-1.465	-0.015	-1.101	0.041	0.016
Οκτ-04	-0.001	-0.089	0.005	0.622	-0.010	-0.741	0.013	-0.013
Νοε-04	-0.008	-1.075	0.019	<u>2.426</u>	-0.004	-0.348	0.076	0.052
Δεκ-04	0.021	<u>3.188</u>	-0.015	<u>-2.403</u>	-0.014	-1.253	0.087	0.062

	$\bar{\gamma}_0$	t-stat	$\bar{\gamma}_m$	t-stat	$\bar{\gamma}_{BM}$	t-stat	\bar{R}^2	adj - \bar{R}^2
Ιαν-05	0.003	0.388	0.022	<u>2.631</u>	0.002	0.146	0.089	0.063
Φεβ-05	0.011	1.505	0.009	1.235	0.022	1.561	0.048	0.023
Μαρ-05	0.005	0.830	-0.013	<u>-2.141</u>	-0.014	-1.245	0.074	0.050
Απρ-05	-0.003	-0.339	-0.016	<u>-2.195</u>	-0.007	-0.519	0.068	0.043
Μαϊ-05	-0.002	-0.298	0.026	<u>4.056</u>	-0.008	-0.654	0.183	0.161
Ιουν-05	0.009	0.998	0.001	0.128	-0.027	-1.870	0.046	0.020
Ιουλ-05	0.010	1.196	0.015	1.903	0.005	0.316	0.046	0.021
Αυγ-05	0.010	1.275	-0.013	-1.873	-0.008	-0.607	0.049	0.024
Σεπ-05	-0.006	-0.684	0.024	<u>3.220</u>	-0.024	-1.735	0.152	0.129
Οκτ-05	-0.028	<u>-4.357</u>	-0.002	-0.294	-0.029	<u>-2.516</u>	0.078	0.053
Νοε-05	-0.009	-1.262	0.018	<u>2.786</u>	-0.010	-0.890	0.107	0.084
Δεκ-05	0.020	<u>3.167</u>	-0.013	<u>-2.237</u>	-0.008	-0.800	0.068	0.043
Ιαν-06	-0.007	-0.858	0.025	<u>3.129</u>	-0.026	-1.839	0.163	0.139
Φεβ-06	-0.008	-0.874	0.019	<u>2.080</u>	-0.013	-0.818	0.070	0.045
Μαρ-06	0.015	1.820	0.014	1.816	0.026	1.866	0.072	0.047
Απρ-06	-0.003	-0.416	-0.007	-0.928	-0.027	<u>-1.966</u>	0.054	0.029
Μαϊ-06	-0.032	<u>-4.986</u>	-0.004	-0.670	-0.017	-1.539	0.033	0.008
Ιουν-06	0.004	0.500	-0.014	-1.944	-0.007	-0.552	0.049	0.024
Ιουλ-06	0.026	<u>3.467</u>	-0.033	<u>-4.534</u>	0.019	1.460	0.236	0.216
Αυγ-06	0.011	1.929	0.010	1.865	0.012	1.172	0.056	0.032
Σεπ-06	0.005	0.687	-0.004	-0.708	-0.011	-0.976	0.018	-0.008
Οκτ-06	-0.002	-0.199	0.012	1.614	-0.007	-0.521	0.039	0.014
Νοε-06	0.004	0.491	0.007	0.991	0.004	0.296	0.013	-0.013
Δεκ-06	0.009	1.076	0.004	0.527	-0.013	-0.945	0.017	-0.010
Ιαν-07	0.019	<u>2.056</u>	-0.008	-0.951	0.024	1.474	0.044	0.018
Φεβ-07	0.000	0.025	-0.010	-1.558	-0.009	-0.701	0.035	0.009
Μαρ-07	0.011	1.516	-0.009	-1.463	-0.020	-1.669	0.060	0.035
Απρ-07	0.012	1.672	0.001	0.203	0.011	0.889	0.011	-0.016
Μαϊ-07	0.007	1.033	0.000	0.004	-0.004	-0.400	0.002	-0.025
Ιουν-07	-0.026	<u>-3.302</u>	0.012	1.791	-0.014	-1.113	0.064	0.037
Ιουλ-07	-0.014	-1.669	-0.013	-1.776	-0.017	-1.206	0.055	0.030
Αυγ-07	-0.023	<u>-3.505</u>	-0.002	-0.266	-0.029	<u>-2.659</u>	0.085	0.061
Σεπ-07	-0.012	-1.332	-0.006	-0.771	-0.025	-1.647	0.041	0.015
Οκτ-07	-0.007	-0.954	0.000	0.059	-0.032	<u>-2.629</u>	0.086	0.062
Νοε-07	-0.018	<u>-2.181</u>	-0.035	<u>-4.602</u>	-0.041	<u>-3.182</u>	0.299	0.279
Δεκ-07	-0.020	<u>-2.655</u>	-0.005	-0.688	-0.031	<u>-2.570</u>	0.088	0.063

	\bar{y}_0	t-stat	\bar{y}_m	t-stat	\bar{y}_{BM}	t-stat	\bar{R}^2	adj - \bar{R}^2
Ιαν-08	-0.008	-0.895	-0.064	<u>-7.395</u>	-0.016	-1.046	0.523	0.504
Φεβ-08	-0.003	-0.365	-0.007	-0.769	-0.040	<u>-2.523</u>	0.090	0.065
Μαρ-08	-0.008	-0.838	0.001	0.107	0.006	0.373	0.002	-0.026
Απρ-08	-0.024	<u>-2.150</u>	0.036	<u>3.421</u>	-0.040	<u>-2.086</u>	0.186	0.163
Μαϊ-08	-0.008	-0.767	0.001	0.071	-0.014	-0.769	0.009	-0.020
Ιουν-08	-0.045	<u>-5.604</u>	-0.029	<u>-3.982</u>	-0.058	<u>-4.460</u>	0.429	0.406
Ιουλ-08	-0.024	<u>-2.301</u>	0.011	1.110	-0.026	-1.541	0.055	0.025
Αυγ-08	0.011	1.165	0.015	1.688	0.020	1.291	0.061	0.033
Σεπ-08	0.004	0.333	-0.066	<u>-6.141</u>	-0.008	-0.435	0.434	0.411
Οκτ-08	0.031	1.832	-0.077	<u>-5.283</u>	0.019	0.572	0.614	0.572
Νοε-08	-0.007	-0.319	-0.009	-0.422	-0.077	<u>-2.008</u>	0.149	0.079
Δεκ-08	0.036	1.917	-0.063	<u>-3.143</u>	-0.020	-0.586	0.298	0.240
Average	0.0028		-0.0068		-0.0054		0.1370	0.1110
St.dev	0.0165		0.0278		0.0212			
Observ.	84							
t-statistic	1.5241		-2.2405		-2.3250			

$$R_{it} = \gamma_0 + \gamma_m \beta_{im} + \gamma_{DY} DY_i + u_{it}$$

	$\hat{\gamma}_0$	t-stat	$\hat{\gamma}_m$	t-stat	$\hat{\gamma}_{DY}$	t-stat	\bar{R}^2	adj - \bar{R}^2
Ιαν-02	0.015	1.703	-0.010	-0.948	-0.362	-1.611	0.041	0.012
Φεβ-02	0.006	0.757	-0.009	-1.000	0.280	1.481	0.058	0.031
Μαρ-02	0.013	1.724	0.008	0.973	-0.057	-0.270	0.022	-0.010
Απρ-02	0.041	4.241	-0.065	-5.852	-0.203	-0.789	0.346	0.327
Μαϊ-02	0.028	3.016	-0.052	-5.021	0.272	1.068	0.345	0.326
Ιουν-02	0.002	0.237	-0.049	-6.557	0.068	0.391	0.436	0.420
Ιουλ-02	0.008	0.843	-0.061	-6.110	0.090	0.421	0.459	0.440
Αυγ-02	0.013	1.312	-0.017	-1.535	-0.097	-0.392	0.031	0.005
Σεπ-02	0.009	0.978	-0.074	-5.945	-0.034	-0.181	0.449	0.425
Οκτ-02	-0.010	-0.787	0.034	2.180	-0.038	-0.132	0.112	0.078
Νοε-02	-0.016	-1.874	0.051	5.282	0.004	0.019	0.313	0.294
Δεκ-02	0.018	2.389	-0.058	-6.192	-0.170	-1.003	0.393	0.373
Ιαν-03	-0.026	-2.366	0.013	1.042	0.524	2.078	0.064	0.035
Φεβ-03	-0.013	-1.562	-0.015	-1.585	0.319	1.623	0.122	0.093
Μαρ-03	-0.003	-0.313	-0.009	-0.874	-0.433	-2.001	0.074	0.037
Απρ-03	-0.001	-0.108	0.058	5.675	0.045	0.203	0.448	0.426
Μαϊ-03	-0.001	-0.117	0.014	1.068	-0.232	-0.891	0.047	0.019
Ιουν-03	0.003	0.332	0.010	1.027	-0.214	-1.033	0.053	0.025
Ιουλ-03	0.009	1.039	0.006	0.659	-0.178	-0.884	0.031	0.004
Αυγ-03	0.016	1.740	0.000	-0.027	-0.091	-0.378	0.002	-0.025
Σεπ-03	0.009	0.878	-0.028	-2.347	-0.121	-0.459	0.074	0.049
Οκτ-03	-0.006	-0.663	0.037	3.771	-0.047	-0.210	0.212	0.190
Νοε-03	0.023	3.276	-0.013	-1.622	-0.166	-1.017	0.036	0.010
Δεκ-03	0.020	2.577	-0.029	-3.377	0.056	0.306	0.172	0.150
Ιαν-04	-0.008	-0.949	0.034	3.398	-0.135	-0.609	0.183	0.161
Φεβ-04	0.015	1.818	0.000	0.025	0.131	0.615	0.006	-0.021
Μαρ-04	0.023	3.214	-0.039	-4.655	-0.267	-1.363	0.236	0.215
Απρ-04	0.017	2.204	-0.013	-1.546	-0.145	-0.702	0.032	0.005
Μαϊ-04	0.012	1.469	-0.027	-2.973	-0.092	-0.438	0.118	0.094
Ιουν-04	0.017	2.237	-0.005	-0.615	-0.446	-2.248	0.068	0.043
Ιουλ-04	0.005	0.676	-0.024	-2.798	0.270	1.419	0.202	0.181
Αυγ-04	0.016	2.573	-0.027	-3.876	-0.061	-0.385	0.200	0.179
Σεπ-04	0.021	2.520	-0.018	-1.888	-0.276	-1.292	0.047	0.021
Οκτ-04	0.011	1.400	-0.006	-0.679	-0.511	-2.423	0.078	0.053
Νοε-04	-0.010	-1.190	0.022	2.417	0.128	0.603	0.079	0.055
Δεκ-04	0.024	3.642	-0.014	-1.928	0.013	0.072	0.067	0.042

	\bar{Y}_0	t-stat	\bar{Y}_m	t-stat	\bar{Y}_{DY}	t-stat	\bar{R}^2	adj - \bar{R}^2
Ιαν-05	0.006	0.717	0.017	1.805	-0.292	-0.815	0.097	0.072
Φεβ-05	0.007	0.941	0.006	0.727	-0.133	-0.396	0.019	-0.007
Μαρ-05	0.009	1.389	-0.012	-1.744	0.001	0.004	0.055	0.030
Απρ-05	0.000	-0.027	-0.016	-1.945	-0.017	-0.059	0.065	0.040
Μαϊ-05	0.002	0.284	0.024	<u>3.132</u>	-0.122	-0.456	0.181	0.158
Ιουν-05	0.024	<u>2.928</u>	-0.008	-0.893	-0.467	-1.515	0.031	0.004
Ιουλ-05	0.015	1.945	0.006	0.704	-0.562	-1.787	0.084	0.060
Αυγ-05	0.017	<u>2.407</u>	-0.019	<u>-2.363</u>	-0.414	-1.417	0.070	0.045
Σεπ-05	0.010	1.260	0.015	1.758	-0.602	-1.948	0.161	0.138
Οκτ-05	-0.021	<u>-3.168</u>	0.000	0.022	0.068	0.258	0.001	-0.026
Νοε-05	-0.003	-0.401	0.015	<u>2.027</u>	-0.278	-0.971	0.109	0.086
Δεκ-05	0.022	<u>3.745</u>	-0.013	-1.943	-0.025	-0.098	0.060	0.035
Ιαν-06	-0.003	-0.334	0.030	<u>3.251</u>	0.339	0.913	0.133	0.109
Φεβ-06	-0.005	-0.514	0.020	<u>1.978</u>	0.006	0.013	0.062	0.037
Μαρ-06	0.013	1.672	0.005	0.520	-0.647	-1.695	0.065	0.040
Απρ-06	0.008	0.984	-0.009	-0.999	-0.322	-0.884	0.016	-0.010
Μαϊ-06	-0.022	<u>-3.617</u>	-0.010	-1.381	-0.583	<u>-2.158</u>	0.061	0.036
Ιουν-06	0.007	0.962	-0.015	-1.887	-0.130	-0.410	0.047	0.022
Ιουλ-06	0.020	<u>2.788</u>	-0.032	<u>-4.031</u>	0.067	0.215	0.216	0.195
Αυγ-06	0.007	1.295	0.011	1.715	0.070	0.283	0.040	0.015
Σεπ-06	0.010	1.628	-0.006	-0.921	-0.223	-0.781	0.013	-0.013
Οκτ-06	0.001	0.096	0.012	1.471	-0.007	-0.021	0.036	0.010
Νοε-06	0.005	0.811	0.003	0.384	-0.356	-1.117	0.028	0.003
Δεκ-06	0.014	<u>1.988</u>	0.003	0.390	-0.136	-0.367	0.007	-0.020
Ιαν-07	0.014	1.682	-0.013	-1.360	-0.347	-0.841	0.025	-0.001
Φεβ-07	0.002	0.273	-0.008	-1.116	0.142	0.449	0.031	0.006
Μαρ-07	0.023	<u>3.635</u>	-0.014	<u>-2.018</u>	-0.497	-1.776	0.065	0.039
Απρ-07	0.008	1.285	0.001	0.119	0.002	0.008	0.000	-0.027
Μαϊ-07	0.011	<u>1.971</u>	-0.003	-0.485	-0.316	-1.202	0.020	-0.008
Ιουν-07	-0.018	<u>-2.729</u>	0.010	1.344	-0.277	-0.941	0.059	0.032
Ιουλ-07	-0.001	-0.148	-0.021	<u>-2.677</u>	-0.795	<u>-2.580</u>	0.115	0.091
Αυγ-07	-0.014	<u>-2.292</u>	0.000	0.066	0.099	0.385	0.002	-0.024
Σεπ-07	-0.001	-0.078	-0.009	-1.021	-0.291	-1.021	0.020	-0.007
Οκτ-07	0.010	1.467	-0.006	-0.776	-0.587	<u>-2.599</u>	0.085	0.060
Νοε-07	-0.002	-0.305	-0.036	<u>-4.160</u>	-0.139	-0.578	0.204	0.182
Δεκ-07	-0.010	-1.303	-0.006	-0.705	-0.074	-0.341	0.007	-0.020

	$\bar{\gamma}_0$	t-stat	$\bar{\gamma}_m$	t-stat	$\bar{\gamma}_{DY}$	t-stat	\bar{R}^2	adj - \bar{R}^2
Ιαν-08	-0.009	-0.998	-0.058	-6.028	0.284	1.230	0.527	0.508
Φεβ-08	0.012	1.296	-0.011	-1.131	-0.241	-0.919	0.021	-0.005
Μαρ-08	-0.009	-1.044	0.000	0.010	-0.086	-0.348	0.002	-0.027
Απρ-08	-0.009	-0.871	0.032	2.768	-0.216	-0.718	0.142	0.118
Μαϊ-08	-0.003	-0.324	0.000	-0.007	-0.056	-0.194	0.001	-0.028
Ιουν-08	-0.031	-3.472	-0.028	-3.046	0.131	0.602	0.203	0.170
Ιουλ-08	-0.018	-1.684	0.011	0.996	-0.034	-0.138	0.020	-0.011
Αυγ-08	0.007	0.762	0.013	1.329	-0.072	-0.318	0.039	0.010
Σεπ-08	-0.002	-0.246	-0.056	-4.938	0.509	2.169	0.481	0.460
Οκτ-08	0.039	2.659	-0.093	-5.905	-0.807	-1.916	0.674	0.638
Νοε-08	0.007	0.281	-0.008	-0.292	0.040	0.073	0.007	-0.076
Δεκ-08	0.021	1.344	-0.036	-1.936	1.201	3.249	0.506	0.465
Average	0.0056		-0.0082		-0.1115		0.1258	0.0996
St.dev	0.0138		0.0270		0.3017			
Observ.	84							
t-statistic	3.6926		-2.7840		-3.3872			

$$R_{it} = \gamma_0 + \gamma_m \beta_{im} + \gamma_{BM} \log(BM_i) + \gamma_{DY} DY_i + u_{it}$$

	$\tilde{\gamma}_0$	t-stat	$\tilde{\gamma}_m$	t-stat	$\tilde{\gamma}_{BM}$	t-stat	$\tilde{\gamma}_{DY}$	t-stat	\bar{R}^2	adj - \bar{R}^2
Ιαν-02	0.022	<u>2.529</u>	-0.006	-0.643	0.034	<u>2.854</u>	-0.340	-1.594	0.148	0.109
Φεβ-02	0.013	1.687	-0.008	-0.923	0.026	<u>2.553</u>	0.285	1.569	0.139	0.102
Μαρ-02	0.011	1.405	0.008	0.965	-0.004	-0.373	-0.057	-0.269	0.024	-0.024
Απρ-02	0.050	<u>4.712</u>	-0.065	<u>-5.978</u>	0.028	1.899	-0.205	-0.811	0.378	0.351
Μαϊ-02	0.034	<u>3.417</u>	-0.052	<u>-5.078</u>	0.021	1.551	0.272	1.075	0.366	0.339
Ιουν-02	0.001	0.136	-0.049	<u>-6.452</u>	-0.002	-0.150	0.069	0.395	0.436	0.412
Ιουλ-02	0.020	<u>2.018</u>	-0.067	<u>-6.814</u>	0.032	<u>2.505</u>	0.033	0.159	0.514	0.488
Αυγ-02	0.009	0.781	-0.015	-1.305	-0.010	-0.623	-0.080	-0.322	0.036	-0.003
Σεπ-02	0.002	0.172	-0.070	<u>-5.629</u>	-0.018	-1.532	-0.017	-0.093	0.475	0.441
Οκτ-02	-0.012	-0.815	0.035	<u>2.139</u>	-0.006	-0.295	-0.024	-0.081	0.113	0.061
Νοε-02	-0.015	-1.516	0.051	<u>5.031</u>	0.003	0.206	0.000	0.000	0.313	0.284
Δεκ-02	0.028	<u>3.158</u>	-0.065	<u>-6.663</u>	0.025	<u>2.024</u>	-0.202	-1.211	0.432	0.404
Ιαν-03	-0.016	-1.401	0.008	0.658	0.041	<u>2.704</u>	0.476	<u>1.976</u>	0.163	0.122
Φεβ-03	-0.016	-1.686	-0.014	-1.445	-0.010	-0.656	0.328	1.656	0.128	0.084
Μαρ-03	-0.005	-0.513	-0.009	-0.806	-0.010	-0.670	-0.427	<u>-1.962</u>	0.083	0.026
Απρ-03	-0.001	-0.101	0.057	<u>5.320</u>	-0.002	-0.166	0.039	0.175	0.449	0.414
Μαϊ-03	-0.007	-0.552	0.016	1.219	-0.021	-1.284	-0.215	-0.829	0.070	0.028
Ιουν-03	0.002	0.181	0.010	1.014	-0.007	-0.586	-0.214	-1.032	0.057	0.016
Ιουλ-03	0.014	1.619	0.006	0.672	0.025	<u>2.044</u>	-0.178	-0.904	0.086	0.047
Αυγ-03	0.018	1.920	0.002	0.156	0.014	1.188	-0.071	-0.294	0.021	-0.019
Σεπ-03	0.008	0.760	-0.029	<u>-2.386</u>	-0.008	-0.551	-0.129	-0.486	0.078	0.040
Οκτ-03	-0.008	-0.931	0.037	<u>3.747</u>	-0.012	-0.915	-0.049	-0.219	0.221	0.188
Νοε-03	0.025	<u>3.464</u>	-0.011	-1.395	0.011	1.235	-0.151	-0.924	0.055	0.017
Δεκ-03	0.021	<u>2.705</u>	-0.027	<u>-3.152</u>	0.009	0.917	0.070	0.382	0.181	0.148
Ιαν-04	-0.011	-1.198	0.028	<u>2.698</u>	-0.025	<u>-2.016</u>	-0.193	-0.881	0.226	0.194
Φεβ-04	0.014	1.629	-0.001	-0.061	-0.006	-0.476	0.122	0.569	0.009	-0.032
Μαρ-04	0.025	<u>3.240</u>	-0.038	<u>-4.517</u>	0.007	0.620	-0.259	-1.317	0.240	0.209
Απρ-04	0.021	<u>2.666</u>	-0.011	-1.228	0.022	1.824	-0.114	-0.560	0.075	0.036
Μαϊ-04	0.011	1.318	-0.027	<u>-2.964</u>	-0.004	-0.287	-0.096	-0.455	0.119	0.083
Ιουν-04	0.019	<u>2.384</u>	-0.004	-0.465	0.010	0.848	-0.432	<u>-2.164</u>	0.077	0.039
Ιουλ-04	0.007	0.930	-0.023	<u>-2.666</u>	0.011	0.905	0.281	1.471	0.211	0.179
Αυγ-04	0.021	<u>3.237</u>	-0.026	<u>-3.832</u>	0.021	<u>2.140</u>	-0.050	-0.326	0.247	0.217
Σεπ-04	0.017	1.915	-0.018	-1.951	-0.015	-1.144	-0.283	-1.327	0.063	0.025
Οκτ-04	0.008	0.975	-0.007	-0.730	-0.011	-0.847	-0.517	<u>-2.445</u>	0.087	0.050
Νοε-04	-0.011	-1.217	0.022	<u>2.358</u>	-0.004	-0.315	0.125	0.582	0.080	0.043
Δεκ-04	0.021	<u>2.882</u>	-0.015	<u>-2.047</u>	-0.014	-1.242	0.002	0.010	0.087	0.049

	$\tilde{\gamma}_0$	t-stat	$\tilde{\gamma}_m$	t-stat	$\tilde{\gamma}_{BM}$	t-stat	$\tilde{\gamma}_{DY}$	t-stat	\bar{R}^2	$adj - \bar{R}^2$
Ιαν-05	0.007	0.706	0.017	1.794	0.002	0.137	-0.291	-0.808	0.097	0.059
Φεβ-05	0.012	1.489	0.007	0.819	0.022	1.540	-0.116	-0.350	0.050	0.011
Μαρ-05	0.005	0.741	-0.013	-1.783	-0.014	-1.237	-0.004	-0.015	0.074	0.037
Απρ-05	-0.003	-0.290	-0.016	-1.829	-0.007	-0.512	-0.004	-0.014	0.068	0.030
Μαϊ-05	-0.001	-0.072	0.025	<u>3.163</u>	-0.008	-0.629	-0.114	-0.423	0.185	0.152
Ιουν-05	0.015	1.535	-0.006	-0.650	-0.026	-1.771	-0.426	-1.398	0.072	0.033
Ιουλ-05	0.017	1.847	0.006	0.708	0.004	0.293	-0.561	-1.771	0.085	0.048
Αυγ-05	0.015	1.762	-0.019	<u>-2.345</u>	-0.008	-0.602	-0.413	-1.407	0.074	0.037
Σεπ-05	0.001	0.149	0.016	1.837	-0.024	-1.735	-0.593	-1.946	0.194	0.161
Οκτ-05	-0.029	<u>-4.037</u>	-0.001	-0.165	-0.028	<u>-2.491</u>	0.044	0.172	0.078	0.041
Νοε-05	-0.006	-0.768	0.014	1.904	-0.011	-0.947	-0.294	-1.023	0.120	0.084
Δεκ-05	0.020	<u>2.956</u>	-0.013	<u>-1.998</u>	-0.008	-0.799	-0.034	-0.130	0.068	0.030
Ιαν-06	-0.010	-1.116	0.028	<u>3.160</u>	-0.025	-1.804	0.316	0.864	0.171	0.136
Φεβ-06	-0.008	-0.797	0.018	1.817	-0.013	-0.814	-0.020	-0.047	0.070	0.032
Μαρ-06	0.019	<u>2.265</u>	0.008	0.856	0.024	1.728	-0.585	-1.546	0.102	0.065
Απρ-06	0.000	-0.001	-0.012	-1.328	-0.028	<u>-2.043</u>	-0.378	-1.057	0.068	0.030
Μαϊ-06	-0.027	<u>-4.051</u>	-0.011	-1.636	-0.019	-1.727	-0.613	<u>-2.294</u>	0.098	0.061
Ιουν-06	0.005	0.613	-0.016	-1.933	-0.007	-0.571	-0.140	-0.436	0.051	0.013
Ιουλ-06	0.026	<u>3.164</u>	-0.032	<u>-3.958</u>	0.019	1.458	0.079	0.257	0.237	0.207
Αυγ-06	0.011	1.707	0.011	1.814	0.012	1.177	0.081	0.327	0.058	0.020
Σεπ-06	0.007	0.918	-0.007	-0.995	-0.011	-1.001	-0.233	-0.815	0.026	-0.013
Οκτ-06	-0.001	-0.169	0.011	1.399	-0.007	-0.520	-0.016	-0.047	0.039	0.000
Νοε-06	0.006	0.816	0.003	0.405	0.003	0.245	-0.352	-1.097	0.029	-0.010
Δεκ-06	0.010	1.146	0.002	0.284	-0.013	-0.959	-0.153	-0.413	0.020	-0.022
Ιαν-07	0.021	<u>2.189</u>	-0.011	-1.190	0.023	1.428	-0.317	-0.771	0.051	0.013
Φεβ-07	-0.001	-0.116	-0.009	-1.179	-0.009	-0.675	0.131	0.413	0.037	-0.002
Μαρ-07	0.016	<u>2.037</u>	-0.015	<u>-2.138</u>	-0.021	-1.740	-0.509	-1.842	0.103	0.065
Απρ-07	0.012	1.559	0.001	0.200	0.011	0.884	0.013	0.045	0.011	-0.030
Μαϊ-07	0.009	1.352	-0.003	-0.514	-0.005	-0.440	-0.319	-1.209	0.022	-0.019
Ιουν-07	-0.024	<u>-2.897</u>	0.009	1.255	-0.015	-1.142	-0.287	-0.978	0.076	0.036
Ιουλ-07	-0.007	-0.863	-0.022	<u>-2.778</u>	-0.018	-1.330	-0.808	<u>-2.632</u>	0.136	0.101
Αυγ-07	-0.024	<u>-3.425</u>	-0.001	-0.108	-0.029	<u>-2.634</u>	0.081	0.328	0.087	0.050
Σεπ-07	-0.009	-0.934	-0.011	-1.153	-0.025	-1.681	-0.306	-1.084	0.056	0.017
Οκτ-07	-0.001	-0.120	-0.008	-1.076	-0.033	<u>-2.854</u>	-0.610	<u>-2.827</u>	0.177	0.143
Νοε-07	-0.016	-1.896	-0.037	<u>-4.491</u>	-0.041	<u>-3.175</u>	-0.146	-0.643	0.303	0.273
Δεκ-07	-0.019	<u>-2.394</u>	-0.006	-0.774	-0.031	<u>-2.557</u>	-0.078	-0.370	0.090	0.052

	$\bar{\gamma}_0$	t-stat	$\bar{\gamma}_m$	t-stat	$\bar{\gamma}_{BM}$	t-stat	$\bar{\gamma}_{DY}$	t-stat	\bar{R}^2	$adj - \bar{R}^2$
Ιαν-08	-0.013	-1.277	-0.059	-6.095	-0.015	-0.999	0.274	1.186	0.536	0.508
Φεβ-08	-0.001	-0.103	-0.010	-1.029	-0.040	-2.503	-0.229	-0.903	0.100	0.062
Μαρ-08	-0.007	-0.710	0.000	-0.014	0.006	0.378	-0.088	-0.353	0.004	-0.039
Απρ-08	-0.021	-1.788	0.032	2.812	-0.040	-2.082	-0.218	-0.743	0.192	0.157
Μαϊ-08	-0.007	-0.646	0.000	-0.022	-0.014	-0.766	-0.058	-0.200	0.009	-0.035
Ιουν-08	-0.047	-5.553	-0.027	-3.444	-0.058	-4.449	0.139	0.756	0.436	0.400
Ιουλ-08	-0.024	-2.126	0.011	0.972	-0.026	-1.530	-0.037	-0.152	0.056	0.010
Αυγ-08	0.011	1.187	0.014	1.398	0.020	1.276	-0.066	-0.292	0.062	0.019
Σεπ-08	-0.005	-0.438	-0.055	-4.861	-0.009	-0.506	0.512	2.165	0.483	0.452
Οκτ-08	0.044	2.527	-0.093	-5.736	0.017	0.539	-0.798	-1.856	0.679	0.623
Νοε-08	-0.008	-0.314	-0.008	-0.300	-0.077	-1.966	0.042	0.083	0.150	0.039
Δεκ-08	0.016	0.956	-0.036	-1.917	-0.019	-0.685	1.201	3.211	0.516	0.452
Average	0.0039		-0.0083		-0.0056		-0.1131		0.1547	0.1162
St.dev	0.0168		0.0270		0.0211		0.2995			
Observ.	84									
t-statistic	2.1424		-2.8213		-2.4306		-3.4606			

Βιβλιογραφία

Βιβλία:

- Brealey, A. Richard and C. Stewart Myers, eds. 2003. *Principles of Corporate Finance*. 7th ed.: McGraw Hill.
- Brigham, F. Eugene and Michael C. Ehrhardt, eds. 2010. *Financial Management Theory and Practice*. 13th ed.: South-Western.
- Elton, J. Edwin, J. Martin Gruber, J. Stephen Brown, and N. William Goetzmann, eds. 2002. *Modern Portfolio Theory and Investment Analysis*. 6th. ed.: Wiley and Sons, Inc.
- McCrary, A. Stuart, ed. 2010. *Mastering Financial Accounting Essentials: The Critical Nuts and Bolts*. 1st ed.: Wiley and Sons, Inc.
- Reilly, K. F. and C. K. Brown, eds. 2002. *Investment Analysis and Portfolio Management*. 7th. ed.: South Western.

Άρθρα - Προηγούμενες Μελέτες:

- Alexakis, C., Patra, T. and Poshakwale, S. 2010, "Predictability of stock returns using financial statement information: evidence on semi-strong efficiency of emerging Greek stock market", *Applied Financial Economics*, vol. 20, pp. 1321-1326.
- Bali, T., Cakici, N. and Fabozzi, F. 2013, "Book-to-Market and the Cross-Section of Expected Returns in International Stock Markets", *The Journal of Portfolio Management*, vol. Posted on line.
- Belke, A. and Polleit, T. 2006, "Dividend Yields for Forecasting Stock Market Returns. An ARDL Co integration Analysis for Germany", *Ekonomia*, vol. 9, pp. 86-116.
- Chan, L., Hamao, Y. and Lakonishok, J. 1991, "Fundamentals and Stock Returns in Japan", *The Journal of Finance*, vol. 46, pp. 1739-1764.
- Davis, J. 1994, "The Cross-Section of Realized Stock Returns: The Pre-COMPUSTAT Evidence", *The Journal of Finance*, vol. 49, pp. 1579-1593.
- Diacogiannis, G., Glezakos, M. and Segredakis, K. 1998, "Exploration of the Impact of P/E ratio and DY on Expected Returns of Common Stocks in Athens Stock Exchange", *Emporiki Bank Financial Review*, vol. 14, pp. 4-13.
- Fama, E. and French, K. 2008, "Average Returns, B/M, and Share Issues", *The Journal of Finance*, vol. 63, pp. 2971-2995.

- Goetzmann, W. and Jorion, P. 1993, "Testing the Predictive Power of Dividend Yields", *The Journal of Finance*, vol. 42, pp. 663-679.
- Karanikas, E. 2000, "CAPM Regularities for the Athens Stock Exchange", *Spoudai*, vol. 50, pp. 40-57.
- Kheradyar, S. and Ibrahim, I. 2011, "Financial Ratios as Empirical Predictors of Stock Return", *International Proceedings of Economics Development and Research*, vol. 10, pp. 318-322.
- Kothari, S. and Shanken, J. 1997, "Book-to-market, dividend yield, and expected market returns: A time-series analysis", *Journal of Financial Economics*, vol. 44, pp. 169-203.
- Kothari, S., Shanken, J. and Sloan, R. 1995, "Another Look at the Cross-section of Expected Stock Returns", *The Journal of Finance*, vol. 50, pp. 185-224.
- Lewellen, J. version 2011, "The Cross Section of Expected Stock Returns", *Working paper*, .
- Lewellen, J. 2004, "Predicting Returns with Financial Ratios", *Journal of Financial Economics*, vol. 74, pp. 209-235.
- Litzenberger, R. and Ramaswamy, K. 1982, "The Effects of Dividends on Common Stock Prices. Tax Effects or Information Effects?", *The Journal of Finance*, vol. 37, pp. 429-443.
- Michailidis, G., Tsooglou, S. and Papanastasiou, D. 2007, "The Cross-Section of Expected Stock Returns for the Athens Stock Exchange", *International Research of Finance and Economics*, vol. 8, pp. 63-96.
- Naranjo, A., Nimalendran, M. and Ryngaert, M. 1998, "Stock Returns, Dividend Yields, and Taxes", *The Journal of Finance*, vol. 53, pp. 2029-2057.
- Park, J. 2010, "Dividend Yields and Stock Returns: Insight from the Empirical Evidence of Korea", *Asian-Pacific Journal of Financial Studies*, vol. 39, pp. 736-751.
- Theriou, N., Maditinos, D., Chadzoglou, P. and Angelidis, V. 2005, "The Cross-Section of Expected Stock Returns: An Empirical Study in the Athens Stock Exchange", *Managerial Finance*, vol. 31, pp. 58-78.
- Wang, Y. and Di Iorio, A. 2007, "The cross-sectional relationship between stock returns and domestic and global factors in the Chinese A-share market", *Review of Quantitative Finance and Accounting*, vol. 29, pp. 181-203.

Λοιπές αναφορές:

- Alifantis G. 2012, "Financial Statements Analysis", M.Sc.in Financial Analysis for Executives, lecture notes, lesson 2, University of Piraeus, 2012.
- Ang, A., Liu, J. and Schwarz, K. 2010, "Using Stocks or Portfolios in Tests of Factor Models", *Working paper*.
- Asgharian, H. and Hansson, B. 2010, "Book-to-market and size effects: compensations for risks or outcomes of market inefficiencies?", *The European Journal of Finance*, vol. 16, pp. 119-136.
- Chen, N., Roll, R. and Ross, S.A. 1986, "Economic Forces and the Stock Market", *The Journal of Business*, vol. 59, pp. 383-403.
- Cooper, I. and Priestley, R. 2012, "The World Business Cycle and Expected Returns", *Review of Finance*, vol. Advance Access publication, pp. 1-36.
- Diacogiannis, G. and Segredakis, K. 1996, "The Impact of Systematic Risk and Firm Size on Expected Returns of Common Stocks of the Athens Stock Exchange ", *Emporiki Bank Financial Review*, vol. 5, pp. 4-11.
- Diacogiannis G. 2012, "Portfolio Management", M.Sc.in Financial Analysis for Executives lecture notes, University of Piraeus.
- Elton, J.E. and Gruber, J.M. 1997, "Modern Portfolio Theory, 1950 to date", *Journal of Banking and Finance*, vol. 21, pp. 1743-1759.
- Fama, F.E. and French, R.K. 1996, "Multifactor Explanations of Asset Pricing Anomalies", *The Journal of Finance*, vol. 51, pp. 55-84.
- Fama, F.E. and French, R.K. 2004, "The Capital Asset Pricing Model: Theory and Evidence", *Journal of Economic Perspectives*, vol. 18, pp. 25-46.
- Fama, F.E. and French, R.K. 1995, "Size and Book-to-Market Factors in Earnings and Returns", *The Journal of Finance*, vol. 50, pp. 131-155.
- Fama, E.F. and French, K.R. 1993, "Common risk factors in the returns on stocks and bonds", *Journal of Financial Economics*, vol. 33, pp. 3-56.
- Fama, F.E. and MacBeth, D.J. 1973, "Risk, Return, and Equilibrium: Empirical Tests", *Journal of Political Economy*, vol. 81, pp. 607-636.
- Gordon, M.J. 1963, "Optimal Investment And Financing Policy", *The Journal of Finance*, vol. 18, pp. 264-272.
- Hou, K., Karolyi, G.A. and Kho, B. 2011, "What Factors Drive Global Stock Returns?", *Review of Financial Studies*, vol. Advance Access, pp. 1-48.

- Jiang, X. and Lee, B., Soo 2007, "Stock Returns, Dividend Yield, and Book-to-Market ratio", *Journal of Banking and Finance*, vol. 31, pp. 455-475.
- Karanikas, E., Leledakis, G. and Tzavalis, E. 2006, "Structural Changes in Expected Stock Returns Relationships: Evidence from ASE", *Journal of Business Finance and Accounting*, vol. 33, pp. 1610-1628.
- Katsimbris G. 2012, "Corporate Finance I", M.Sc.in Financial Analysis for Executives, lecture notes, University of Piraeus, 2012.
- Khrawish, H.A. 2011, "Dividend Yields and Expected Stock Returns: Evidence from Banking Sector in Amman Stock Exchange (ASE) ", *European Journal of Economics, Finance and Administrative Sciences*, vol. 34, pp. 134-146.
- Kyriazis, D. and Diacogiannis, G. 2007, "Testing the performance of value strategies in the Athens Stock Exchange", *Applied Financial Economics*, vol. 17, pp. 1511-1528.
- Lakonishok, J., Shleifer, A. and Vishny, R. 1994, "Contrarian Investment, Extrapolation, and Risk", *The Journal of Finance*, vol. 49, pp. 1541-1578.
- 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*, vol. 47, pp. 13-37.
- Litzenberger, R. and Ramaswamy, K. 1979, "The effect of personal taxes and dividends on capital asset prices: Theory and empirical evidence", *Journal of Financial Economics*, vol. 7, pp. 163-195.
- Lo, A.W. and MacKinley, A.C. 1990, "Data-Snooping Biases in Tests of Financial Asset Pricing Models", *Review of Financial Studies*, vol. 3, pp. 431-476.
- Markowitz, H. 1952, "Portfolio Selection", *The Journal of Finance*, vol. 7, pp. 77-91.
- Merton, R.C. 1973, "An Intertemporal Capital Asset Pricing Model", *Econometrica*, vol. 41, pp. 867-887.
- Miller, M. and Scholes, M. 1982, "Dividends and Taxes: Some Empirical Evidence", *Journal of Political Economy*, vol. 90, pp. 1118-1141.
- Mossin, J. 1966, "Equilibrium in a Capital Asset Market", *Econometrica*, vol. 34, pp. 768-783.
- Shanken, J. 1992, "On the Estimation of Beta-Pricing Models", *Review of Financial Studies*, vol. 5, pp. 1-34.
- Sharpe, W. 1964, "Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk", *Journal of Finance*, vol. 19, pp. 425-442.