

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΑ
ΤΜΗΜΑ ΧΡΗΜΑΤΟΟΙΚΟΝΟΜΙΚΗΣ ΚΑΙ ΤΡΑΠΕΖΙΚΗΣ ΔΙΟΙΚΗΤΙΚΗΣ



ΜΕΤΑΠΤΥΧΙΑΚΟ ΠΡΟΓΡΑΜΜΑ ΣΠΟΥΔΩΝ:
ΧΡΗΜΑΤΟΟΙΚΟΝΟΜΙΚΗ ΚΑΙ ΤΡΑΠΕΖΙΚΗ ΔΙΟΙΚΗΤΙΚΗ ΜΕ ΚΑΤΕΥΘΥΝΣΗ
ΣΤΗ ΧΡΗΜΑΤΟΟΙΚΟΝΟΜΙΚΗ ΑΝΑΛΥΣΗ ΓΙΑ ΣΤΕΛΕΧΗ

ΔΙΠΛΩΜΑΤΙΚΗ ΕΡΓΑΣΙΑ

ΤΟ ΓΡΑΜΜΙΚΟ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑ ΠΕΡΙΟΥΣΙΑΚΩΝ ΣΤΟΙΧΕΙΩΝ ΒΑΣΙΣΜΕΝΟ ΣΕ
ΕΝΑ ΜΗ ΑΠΟΔΟΤΙΚΟ ΧΑΡΤΟΦΥΛΑΚΙΟ : ΕΝΑΣ ΝΕΟΣ ΕΛΕΓΧΟΣ

ΧΑΤΖΗΝΙΚΟΛΑΟΥ ΑΝΘΟΥΛΑ – ΓΕΩΡΓΙΑ

A.M: ΜΧΑΝ1627

Επιβλέπων Καθηγητής: Διακογιάννης Γεώργιος

Μέλη Επιτροπής: Διακογιάννης Γεώργιος

Τσιριτάκης Εμμανουήλ

Εγγλέζος Νικόλαος

Αθήνα, Φεβρουάριος 2018

ΕΥΧΑΡΙΣΤΩ ΘΕΡΜΑ

Τον επιβλέπων καθηγητή μου για τη συνεργασία, τη γνώση
και τη πολύτιμη καθοδήγησή του.

Την οικογένειά μου για τη στήριξή της.

Περίληψη

Στις μέρες μας, οι χρηματοοικονομικές υπηρεσίες υπόκεινται συνεχώς σε δραματικές αλλαγές τόσο στο όριο εθνικών οικονομιών όσο και σε διεθνές επίπεδο. Οι οικονομικές αλλαγές και ο ανταγωνισμός μας έχουν ωθήσει στην εξερεύνηση νέων μοντέλων ανάλυσης της σχέσης απόδοσης – κινδύνου των χρηματοοικονομικών προϊόντων και κυρίως των μετοχών.

Κατά τη διάρκεια των περασμένων ετών πολλοί έκαναν προσπάθειες ανάλυσης της σχέσης απόδοσης κινδύνου και πολλά ήταν τα μοντέλα που προέκυψαν μετά την εκάστοτε διερεύνηση. Αρκετά από αυτά υιοθετήθηκαν από τη παγκόσμια αγορά, όμως κανένα από αυτά δεν φαίνεται να καθισχύασε τους ερευνητές ώστε να τους αποτρέψει από τη συνέχεια επιπρόσθετης διερεύνησης με στόχο το καλύτερο δυνατό αποτέλεσμα. Στη διεθνή βιβλιογραφία, λοιπόν, τα τελευταία χρόνια, εμφανίστηκαν δύο τέτοια μοντέλα τα οποία βρίσκονται σε πρώιμο στάδιο. Το μοντέλο των Fama και French τον Ιούνιο 1992 και το πολυπαραγοντικό μοντέλο του Καθηγητή του Πανεπιστημίου Πειραιώς Κ. Διακογιάννη Γ. το 1999 καθώς και ένας νέος έλεγχος ισχύος του τρισδιάστατου μοντέλου του κ. Διακογιάννη.

Η παρούσα μεταπτυχιακή εργασία, σκοπό έχει να ερευνήσει την ύπαρξη της σχέσης απόδοσης - κινδύνου σε δύο χαρτοφυλάκιο μετοχών της Αγγλίας, των ΗΠΑ και των δεικτών τους αντιστοίχως σύμφωνα με το Υπόδειγμα Κεφαλαιουχικών Στοιχείων. Το συγκεκριμένο υπόδειγμα λειτουργεί ως μοντέλο για τη τιμολόγηση του κινδύνου σε όλους τους τομείς προσφέροντας σημαντική βοήθεια στους επενδυτές να αξιολογούν και να μετρούν τον κίνδυνο του χαρτοφυλακίου καθώς και τις προβλεπόμενες αποδόσεις για τη λήψη τέτοιου κινδύνου. Ουσιαστικά, με απλά λόγια, το Υπόδειγμα Αποτίμησης Περιουσιακών Στοιχείων επιχειρεί να περιγράψει πως η αγορά εκτιμά τις επενδύσεις με τις αναμενόμενες αποδόσεις.

Περιεχόμενα

Περίληψη.....	2
Κεφάλαιο 1 ^ο : Εισαγωγή.....	4
Κεφάλαιο 2 ^ο : Θεωρία Χαρτοφυλακίου.....	6
2.1 Το Μοντέλο του Markowitz.....	6
2.2 Το μονοπαραγοντικό υπόδειγμα.....	17
2.3 Το μοντέλο αποτίμησης κεφαλαιακών στοιχείων.....	20
2.4 Η θεωρία της Κεφαλαιαγοράς.....	30
2.5 Το Υπόδειγμα Αποτίμησης Εξισοροποιητικής Αγοροπωλησίας.....	30
2.6 Το μοντέλο Fama –French.....	36
Κεφάλαιο 3 ^ο : Μια τρισδιάστατη σχέση απόδοσης – κινδύνου βασισμένη στην αποδοτικότητα ενός χαρτοφυλακίου.....	39
3.1 Μια τρισδιάστατη σχέση απόδοσης – κινδύνου βασισμένη στην αποδοτικότητα ενός χαρτοφυλακίου.....	39
3.2 Ανασκόπηση προηγούμενων μελετών.....	46
Κεφάλαιο 4 ^ο : Περιγραφή Δεδομένων και Μεθοδολογία.....	84
4.1 Δεδομένα.....	84
4.2 Μεθοδολογία.....	84
4.3 Μεθοδολογία του Μοντέλου Fama - French.....	86
4.4 Μεθοδολογία του Τρισδιάστατου Μοντέλου (Diacogiannis (1999), Diacogiannis and Feldaman (2013)).....	89
4.5 Μια Νέα Μεθοδολογία εξέτασης της ισχύος του Τρισδιάστατου Μοντέλου κ. Διακογιάννη (Diacogiannis (1999), Diacogiannis and Feldaman (2013)).....	92
Κεφάλαιο 5 ^ο : Αποτελέσματα.....	95
5.1 Αποτελέσματα Μοντέλου Fama – French.....	95
5.2 Αποτελέσματα της νέας εξέτασης της ισχύος του Τρισδιάστατου Μοντέλου κ. Διακογιάννη (Diacogiannis (1999), Diacogiannis and Feldaman (2013)).....	102
Επίλογος.....	106
Βιβλιογραφία.....	107
Παράρτημα.....	109

Κεφάλαιο 1^ο: Εισαγωγή

Πως να επενδύσω τα χρήματά μου αποτελεσματικά; Αυτό αποτελεί ένα διαχρονικό ερώτημα μεγάλων επενδυτών οι οποίοι διαχειρίζονται σημαντικά κεφάλαια, μικρών αποταμιευτών οι οποίοι με τη σειρά τους προσπαθούν να εξασφαλίσουν έναντι των μελλοντικών αναγκών τους. Επιπλέον, πολλές εταιρείες προσπαθούν να βελτιώσουν τις κερδοφορίες τους μέσω τις αποτελεσματικής διαχείρισης ρευστών διαθεσίμων τους.

Στις μέρες μας, η απελευθέρωση του χρηματοοικονομικού συστήματος και η παγκοσμιοποίηση των αγορών έχει εξαλείψει τις ευκαιρίες ικανοποιητικών αποδόσεων ενώ ταυτόχρονα έχει αυξήσει τις ευκαιρίες για υψηλές αποδόσεις για όσους είναι διατεθειμένοι να αναλάβουν τον ανάλογο κίνδυνο. Στόχος δεν είναι μόνο η επίτευξη θετικής απόδοσης αλλά η επίτευξη της μέγιστης δυνατής απόδοσης για δεδομένο επίπεδο κινδύνου.

Όμως, λόγω της πολυπλοκότητας των οικονομικών δραστηριοτήτων των ανθρώπων, η παρακολούθηση και η κατανόηση των χρηματοοικονομικών εξελίξεων είναι μια σύνθετη και δύσκολη διαδικασία που συνδυάζει πολλούς παράγοντες της επιστήμης και της «τέχνης». Η επιστήμη βοηθά στον προσδιορισμό των προς παρακολούθηση μεταβλητών και η τέχνη στην καλύτερη ερμηνεία τους. Και οι δύο μαζί βοηθούν στην καλύτερη εκτίμηση των χρηματοοικονομικών συνθηκών, στη παραγωγή λογικών προβλέψεων και εν τέλει στη λήψη καλύτερων επενδυτικών αποφάσεων.

Έτσι, λοιπόν, οι οικονομικές αλλαγές μας έχουν ωθήσει στην εξερεύνηση νέων μοντέλων ανάλυσης της σχέσης απόδοσης – κινδύνου των χρηματοοικονομικών προϊόντων και κυρίως των μετοχών. Προέκυψε, λοιπόν, το μοντέλο αποτίμησης κεφαλαιουχικών στοιχείων, το μοντέλο Fama – French αλλά και το τρισδιάστατο μοντέλο του κ. Διακογιάννη Γ. και τόσα άλλα ακόμη που σκοπό έχουν να αποδώσουν όσο γίνεται καλύτερα τη σχέση απόδοσης κινδύνου χρηματοοικονομικών προϊόντων και μετοχικών τίτλων.

Η παρούσα μεταπτυχιακή εργασία έχει ως σκοπό τη μελέτη και την ανάλυση του μοντέλου Fama – French (1992) και το μοντέλο που μελετά την ίδια σχέση απόδοσης – κινδύνου μέσα από μια μαθηματική γωνία, το 3- D μοντέλο του κ. Διακογιάννη Γ. καθώς και τον ένα νέο έλεγχο ισχύος του τρισδιάστατου μοντέλου του κ. Διακογιάννη Γ.

Αναλυτικότερα, στο πρώτο κεφάλαιο αναφέρεται περιληπτικά η ο σκοπός της συγκεκριμένης εργασίας στο δεύτερο κεφάλαιο γίνεται αναφορά στην θεωρία χαρτοφυλακίου, δηλαδή στη θεωρία που αποδεδειγμένα και χωρίς κανένα πρόβλημα χρησιμοποιούν οι επενδυτές ως κανόνα για να επενδύσουν τα χρήματά τους.

Μετάπειτα, στο τρίτο κεφάλαιο γίνεται μια αναδρομή στο μοντέλο του κ. Διακογιάννη Γ. και μια επιπρόσθετη αναδρομή στις παλαιότερες μελέτες – άρθρα που αφορούν τα δύο εξεταζόμενα μοντέλα.

Στο τέταρτο κεφάλαιο, αναφέρεται ο τρόπος συλλογής των δεδομένων και αναπτύσσεται αναλυτικά η μεθοδολογία υλοποίησης της ανάλυσης των δύο μοντέλων έως την εξαγωγή της τελικής μορφής των δύο αυτών μοντέλων.

Στο πέμπτο κεφάλαιο αναφέρονται τα τελικά αποτελέσματα που προκύπτουν από τη δημιουργία και τη μελέτη των δύο μοντέλων.

Τέλος, αναφέρεται ότι το οικονομετρικό πρόγραμμα που χρησιμοποιήθηκε για το σύνολο των παλινδρομήσεων των χαρτοφυλακίων που δημιουργήθηκαν είναι το Gretl και στο υπολογιστικό πακέτο excel.

Κεφάλαιο 2^ο: Θεωρία Χαρτοφυλακίου

2.1. Το μοντέλο του Markowitz

Το τελευταίο μισό του προηγούμενου αιώνα, αναπτύχθηκε ο κλάδος της χρηματοοικονομικής θεωρίας, παίρνοντας τη μορφή που έχει σήμερα. Βασικά τμήματα του κλάδου, είναι η σύγχρονη θεωρία χαρτοφυλακίου (Modern Portfolio Theory) και η θεωρία αποτίμησης κεφαλαιουχικών αγαθών (Asset Pricing Theory).

Με άρθρο του στο Journal of Finance το 1952, ο Harry Markowitz, έθεσε τις βάσεις της Θεωρίας Διαχείρισης Χαρτοφυλακίων, που αποτέλεσε τη θεμέλιο λίθο της σύγχρονης Χρηματοοικονομικής Επιστήμης. Σύμφωνα με τη θεωρία αυτή, ο πρωταρχικός στόχος κάθε ορθολογικού επενδυτή, είναι να επιτύχει να διαμορφώσει ένα χαρτοφυλάκιο περιουσιακών στοιχείων που θα του προσφέρει τις υψηλότερες αναμενόμενες αποδόσεις και το μικρότερο δυνατό επενδυτικό κίνδυνο.

Απαραίτητη προϋπόθεση είναι η αξιολόγηση των περιουσιακών στοιχείων, μέσω σύγχρονων μεθόδων και οικονομετρικών υποδειγμάτων που βοηθούν τον επενδυτή στη σύνθεση του χαρτοφυλακίου. Ποιοτικά και ποσοτικά δεδομένα για κάθε περιουσιακό στοιχείο χωριστά, αλλά και τις μεταξύ τους σχέσεις, πρέπει να ληφθούν υπόψη από τον επενδυτή.

Η ανάλυση της μετοχής μιας επιχείρησης, με όποια μέθοδο και αν γίνει (θεμελιώδης ή τεχνική ανάλυση), ενέχει μεγάλη σημασία για κάθε επενδυτή κατά τη διαμόρφωση ενός χαρτοφυλακίου. Μέσω αυτής της ανάλυσης, μπορούν να απαντηθούν ερωτήματα για τις αποδόσεις και τον κίνδυνο των μετοχών που θα επιλεγούν. Η απόδοση, ο κίνδυνος και ο χρονικός ορίζοντας της επένδυσης αποτελούν τις βασικές εξεταζόμενες παραμέτρους.

Για τον υπολογισμό της απόδοσης (return) μιας μετοχής, χρησιμοποιείται η σχέση:

$$R_{i,t} = (P_{i,t} - P_{i,t-1} + D_{i,t}) / P_{i,t-1} \quad (1)$$

Όπου:

$R_{i,t}$: Η απόδοση της μετοχής i

$P_{i,t}$: Η τιμή της μετοχής i τη χρονική στιγμή t

$P_{i,t-1}$: Η τιμή της μετοχής i τη χρονική στιγμή $t-1$

$D_{i,t}$: Η μερισματική απόδοση τη περίοδο t

Οι συνεχώς ανατοκιζόμενες αποδόσεις δίνονται από τον τύπο:

$R_{i,t} = \ln(P_{i,t} / P_{i,t-1})$ για τις περιπτώσεις όπου η μετοχή δεν πληρώνει μέρισμα

$R_{i,t} = \ln(P_{i,t} - D_{i,t}) / P_{i,t-1}$ για τις περιπτώσεις που η μετοχή πληρώνει μέρισμα

Χρησιμοποιώντας μια κατανομή πιθανοτήτων μπορεί να εκτιμηθεί η αναμενόμενη απόδοση για μία μετοχή ή ένα χαρτοφυλάκιο. Οι προσδοκίες κάθε επενδυτή και η εμπειρική ανάλυση των αγορών που εξετάζονται, θέτουν τις βάσεις για την επιλογή της κατάλληλης κατανομής πιθανοτήτων, με την οποία εν συνεχεία ορίζονται τα μέτρα και οι ροπές των αποδόσεων των μετοχών και των χαρτοφυλακίων.

Η αναμενόμενη απόδοση μίας μετοχής ή ενός χαρτοφυλακίου αντικατοπτρίζει την προσδοκώμενη απόδοση τους, βάσει της χρήσης ιστορικών στοιχείων. Η αναμενόμενη απόδοση ενός χαρτοφυλακίου P , ορίζεται ως:

$$E(R_p) = \sum w_i E(R_i) \quad (2)$$

όπου

$E(R_i)$ εκφράζει τη προσδοκώμενη απόδοση για κάθε μετοχή ή χαρτοφυλάκιο i , w_i το ποσοστό που αντιπροσωπεύει η αξία του στοιχείου στο χαρτοφυλάκιο και n ο συνολικός αριθμός των μετοχών στο χαρτοφυλάκιο.

Αντίστοιχα, η διασπορά των αποδόσεων της μετοχής ή του χαρτοφυλακίου, εκφράζει το μέτρο κινδύνου του μοντέλου του Markowitz, ή αλλιώς, το μέτρο της αβεβαιότητας σχετικά με τις αποδόσεις.

Η διακύμανση των αποδόσεων αποτελεί έκφραση αυτού του μέτρου και αφορά το σταθμικό μέσο όρο των τετραγώνων των αποκλίσεων των πιθανών αποδόσεων της μετοχής, από την αναμενόμενη απόδοση καθενός. Στο εκάστοτε χαρτοφυλάκιο, αυτό προσδιορίζεται από τις σταθμίσεις κάθε μετοχής.

$$\sigma_p^2 = \sum w_i [R_i - E(R_i)]^2 \quad (3)$$

Η τυπική απόκλιση υπολογίζεται βρίσκοντας την τετραγωνική ρίζα της διακύμανσης. Ακόμα ένα πρόσθετο μέτρο μεταβλητότητας κατά τον Markowitz, είναι ο συντελεστής μεταβλητότητας (CV), ο οποίος εκφράζει τον κίνδυνο ανά μονάδα απόδοσης.

Ο συντελεστής CV, ορίζεται ως το πηλίκο της τυπικής απόκλισης των αποδόσεων σε σχέση με την αναμενόμενη απόδοση.

$$CV = \sigma_p / E(R_p) \quad (4)$$

Ο εν λόγω συντελεστής εκφράζει τον κίνδυνο ανά μονάδα απόδοσης.

Κατά τον Markowitz, η σύνδεση και αλληλοεξάρτηση των αποδόσεων των μετοχών όταν προστίθενται σε ένα χαρτοφυλάκιο, διατυπώνεται από το μέτρο της συνδιακύμανσης (Covariance). Ως συνδιακύμανση επομένως, ορίζεται ο σταθμικός μέσος των δύο αντίστοιχων αποκλίσεων, δηλαδή της απόκλισης των αποδόσεων μεταξύ δύο μετοχών για όλους τους πιθανούς συνδυασμούς.

Αξίζει να σημειωθεί ότι, πριν την διατύπωση του Markowitz, στο επίκεντρο ήταν η αξιολόγηση των κινδύνων και τα οφέλη των μεμονωμένων τίτλων για την κατασκευή των χαρτοφυλακίων τους. Μέχρι τότε, το πρότυπο επενδυτικής συμβουλής περιοριζόταν στον εντοπισμό των τίτλων που προσφέρουν τις καλύτερες ευκαιρίες για κέρδος με το λιγότερο κίνδυνο, με σκοπό την κατασκευή ενός χαρτοφυλακίου από αυτά.

Κατά το μοντέλο Markowitz, πρωταρχικό ρόλο ενέχει η κατασκευή ενός «άριστου»

χαρτοφυλακίου, που θα περιλαμβάνει μετοχές ή χαρτοφυλάκια (μετοχές ή άλλες εναλλακτικές μορφές επένδυσης που εμπεριέχουν κίνδυνο). Μέσω αυτού του χαρτοφυλακίου, οι επενδυτές θα βρίσκονται αντιμέτωποι με τη βέλτιστη εφικτή σχέση κινδύνου-απόδοσης, βασιζόμενοι βέβαια στην παραδοχή ότι οι επενδυτές επιδιώκουν να μεγιστοποιήσουν την αναμενόμενη απόδοση των επενδύσεών τους, ελαχιστοποιώντας ταυτόχρονα τον αναλαμβανόμενο κίνδυνο.

Χρησιμοποιώντας τη μαθηματική ανάλυση της διαφοροποίησης, ο Markowitz πρότεινε ότι, οι επενδυτές επικεντρώνονται στην επιλογή των χαρτοφυλακίων με βάση τα χαρακτηριστικά κινδύνου-απόδοσης και όχι με βάση τους τίτλους των χαρτοφυλακίων που έχουν το καθένα χωριστά ελκυστικά χαρακτηριστικά κινδύνου-απόδοσης. Επομένως, πρότεινε τη δημιουργία χαρτοφυλακίων και όχι την επιλογή μεμονωμένων τίτλων.

Βασιζόμενοι στα παραπάνω, μπορούμε να υπολογίσουμε την αναμενόμενη απόδοση και τη διακύμανση του κάθε χαρτοφυλακίου, κατασκευάζοντας τις κινητές αξίες. Από ένα σύνολο πιθανών συνδυασμών κατά τη σύνθεση χαρτοφυλακίων, ορισμένα από αυτά θα μπορούν να επιτύχουν το βέλτιστο κινδύνου και αναμενόμενης απόδοσης. Αυτά κατά τον Markowitz είναι τα "αποτελεσματικά σύνορα των χαρτοφυλακίων". Για το βέλτιστο αποτέλεσμα λοιπόν, ο επενδυτής θα πρέπει να επιλέξει ένα χαρτοφυλάκιο εντός των αποτελεσματικών συνόρων.

Τη θεωρία του Markowitz, ήρθε να επεκτείνει ο Tobin το 1958, προσθέτοντας μία μετοχή ή ένα χαρτοφυλάκιο χωρίς κίνδυνο για την ανάλυση του, κάτι που έδωσε τη δυνατότητα να χρησιμοποιήσουν μόχλευση ή να την περιορίσουν στα χαρτοφυλάκια, για την κατασκευή του αποτελεσματικού συνόρου. Έτσι δημιουργήθηκαν οι έννοιες του "υπερ-αποδοτικού χαρτοφυλακίου" και της "γραμμής κεφαλαιαγοράς". Μέσω της χρήσης μόχλευσης, τα χαρτοφυλάκια στη γραμμή κεφαλαιαγοράς είναι σε θέση να ξεπεράσουν το χαρτοφυλάκιο του αποτελεσματικού συνόρου.

Το υπόδειγμα αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων (CAPM), επισημοποιείται με τη μελέτη του Sharpe (1964), οδηγώντας σε νέα ενδιαφέροντα συμπεράσματα που αποτέλεσαν την απαρχή για τη δημιουργία πληθώρας υποδειγμάτων αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων. Η έννοια του συστηματικού κινδύνου του χαρτοφυλακίου, που προσεγγίζεται με

τον συντελεστή beta εισάγεται τώρα από το CAPM.

Η θεωρία χαρτοφυλακίου παρέχει ένα πλαίσιο για την κατανόηση των αλληλεπιδράσεων του συστηματικού κινδύνου και απόδοσης. Τα μαθηματικά της θεωρίας χαρτοφυλακίου, που χρησιμοποίησε ο Markowitz χρησιμοποιούνται στη διαχείριση των χρηματοοικονομικών κινδύνων και αποτέλεσαν θεωρητική πρόδρομο για τα μέτρα του σήμερα.

Για τον υπολογισμό του αποτελεσματικού συνόρου, χρησιμοποιούμε την απόδοση του χαρτοφυλακίου N μετοχών.

$$R = w_1 * R_1 + w_2 * R_2 + \dots w_n * R_n \quad (5)$$

και την τυπική απόκλιση του χαρτοφυλακίου

$$\sigma_p = \sqrt{\sum_{i=1}^N w_i^2 \sigma_i^2 + \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N w_i w_j \sigma_{ij}} = \sqrt{\sum_{i=1}^N w_i^2 \sigma_i^2 + \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N w_i w_j \sigma_i \sigma_j \rho_{ij}} \quad (6)$$

όπου

R_p : Απόδοση Χαρτοφυλακίου

w_i : ποσοστό συμμετοχής χρεογράφου i

R_i : Απόδοση χρεογράφου i

w_j : ποσοστό συμμετοχής χρεογράφου j

R_j : Απόδοση χρεογράφου j

σ_p : Τυπική Απόκλιση χρεογράφου i

σ_j : Τυπική Απόκλιση χρεογράφου j

σ_{ij} : η συνδιακύμανση χρεογράφων i και j

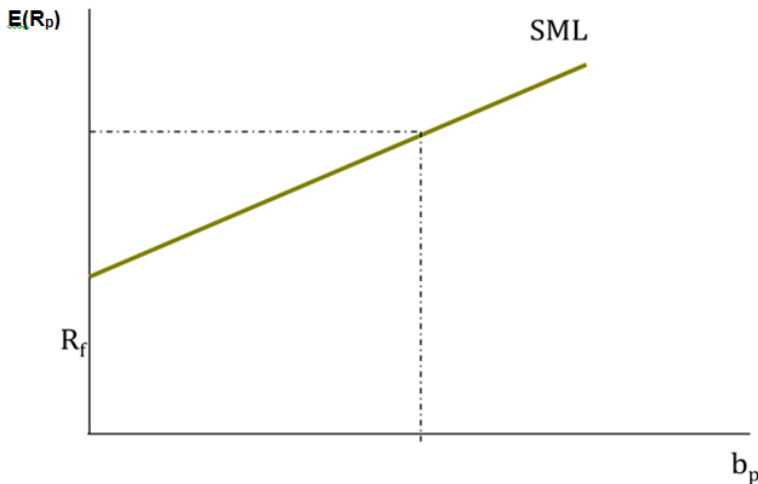
ρ_{ij} : ο συντελεστής συσχέτισης χρεογράφων i και j

Περίπτωση 1^η : $\rho_{1,2} = 1$

Με αντικατάσταση στη σχέση της διακύμανσης στην τυπική απόκλιση, προκύπτει ότι η τυπική απόκλιση του χαρτοφυλακίου είναι ο σταθμικός μέσος όρος των τυπικών αποκλίσεων των δύο χρεογράφων :

$$\sigma_p = w_1 \sigma_1 + w_2 \sigma_2 \quad (7)$$

Όλοι οι δυνατοί συνδυασμοί κινδύνου και απόδοσης φαίνονται στο παρακάτω σχήμα. Η σχηματιζόμενη ευθεία θα είναι το αποτελεσματικό σύνορο.



Ο κίνδυνος του χαρτοφυλακίου σε καμιά περίπτωση δεν είναι μεγαλύτερος της τυπικής απόκλισης του χρεογράφου με την μεγαλύτερη τυπική απόκλιση. Άρα, το εύρος του κινδύνου του χαρτοφυλακίου, εφόσον δεν υπάρχει δυνατότητα για short selling, είναι μεταξύ του κινδύνου των δύο χρεογράφων.

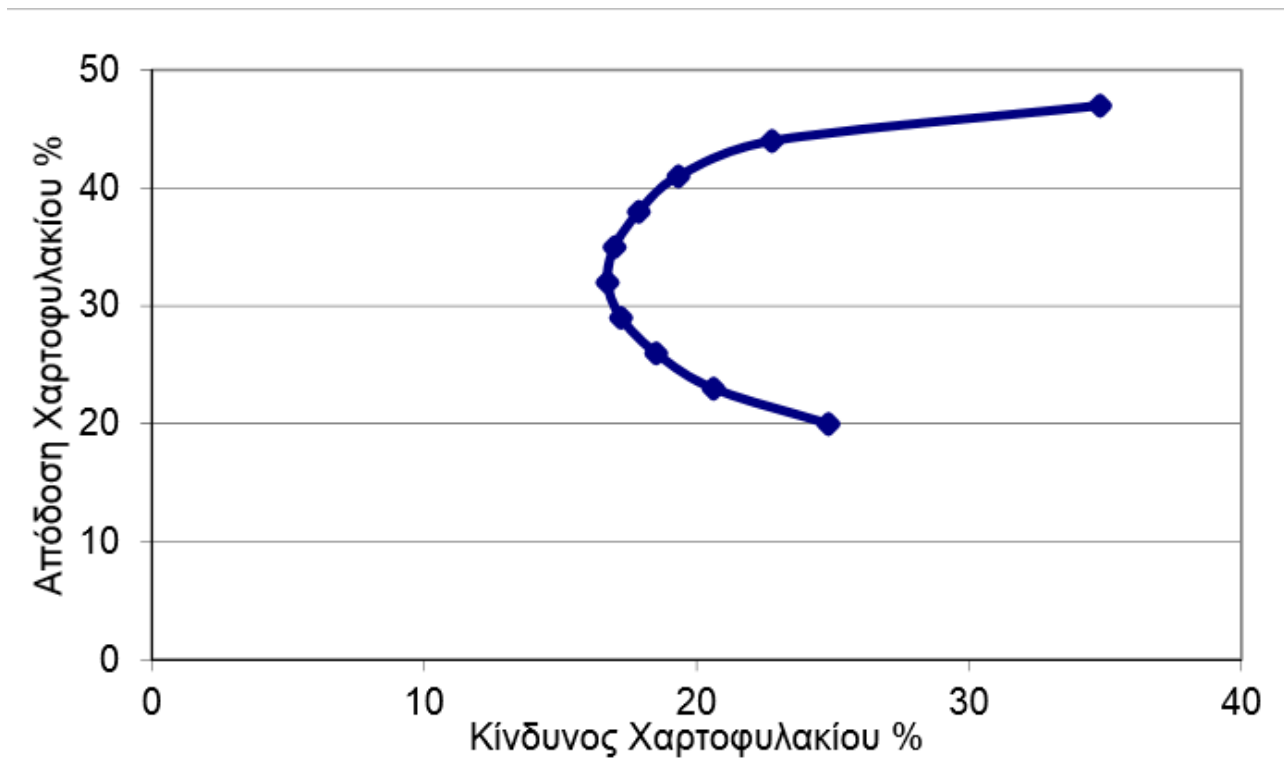
Όταν $\rho_{1,2} = 1$, δεν είναι δυνατή η διαφοροποίηση. Δηλαδή, δεν είναι δυνατόν να μειωθεί ο κίνδυνος χωρίς την μείωση συγχρόνως και της απόδοσης.

Περίπτωση 2^η : $\rho_{1,2} \neq +1, -1$

Σε αυτήν την περίπτωση υπάρχει ένας συνδυασμός χρεογράφων (χαρτοφυλάκιο) για τον οποίο έχουμε ελαχιστοποίηση του κινδύνου. Αυτό το χαρτοφυλάκιο με την ελάχιστη διακύμανση είναι γνωστό ως χαρτοφυλάκιο ελάχιστης διακύμανσης και δίνεται από την εξής σχέση:

$$W1 = (\sigma_1^2 - \rho_{1,2} \sigma_1 \sigma_2) / (\sigma_1^2 + \sigma_2^2 - 2\rho_{1,2} \sigma_1 \sigma_2) \quad (8)$$

Διάγραμμα 1. Όλοι οι δυνατοί συνδυασμοί κινδύνου και απόδοσης φαίνονται στο παρακάτω σχήμα



Περίπτωση 3^η : $\rho_{1,2} = -1$

Στην περίπτωση αυτή μπορούμε να σχηματίσουμε ένα χαρτοφυλάκιο με μηδενικό κίνδυνο.

Το χαρτοφυλάκιο αυτό βρίσκεται αν αντικαταστήσουμε $\rho_{1,2} = -1$:

$$W_1 = \sigma_2 / \sigma_1 + \sigma_2 \quad (9)$$

Ομοίως με πριν, το αποτελεσματικό σύνορο είναι το τμήμα της γραφικής παράστασης που έχει θετική κλίση. Τα χαρτοφυλάκια 1 και 2 θεωρούνται μη αποτελεσματικά.

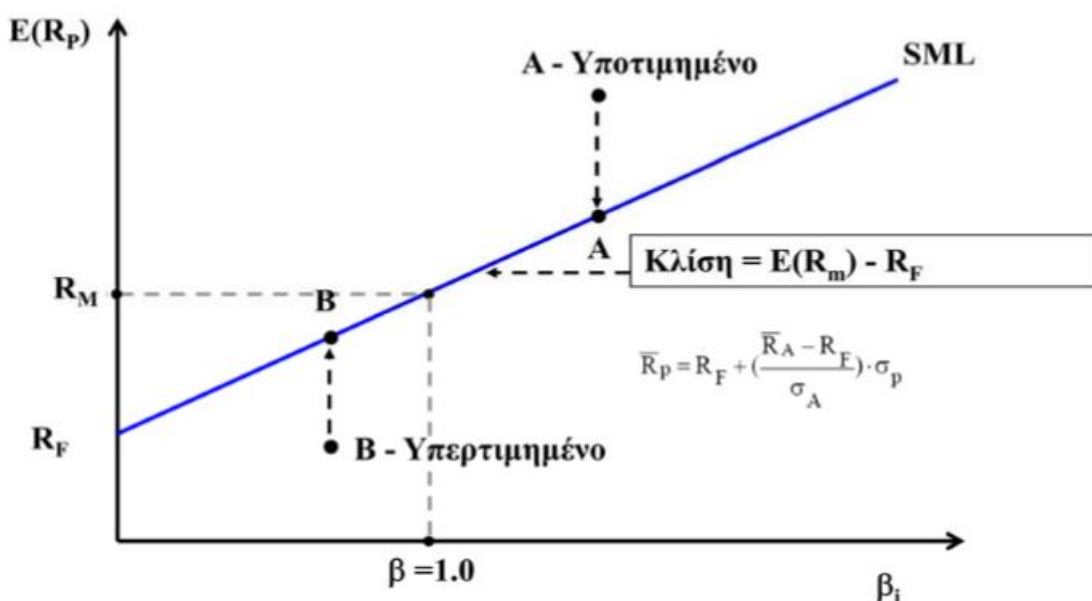
B. Αποτελεσματικό Σύνορο με Short Sales

Στην περίπτωση του short selling, γίνεται πώληση του χρεογράφου με τη χαμηλότερη απόδοση και συγχρόνως επένδυση σε άλλο χρεόγραφο. Αυτό αποδίδεται στο γεγονός ότι η μέγιστη απόδοση του χαρτοφυλακίου, χωρίς sort selling, θα είναι η απόδοση του χρεογράφου με τη μεγαλύτερη απόδοση. Με short sale το αποτελεσματικό σύνορο είναι απείρως θετικό, δηλαδή οι θετικές αποδόσεις είναι απεριόριστες, με μεγαλύτερο βεβαίως κίνδυνο.

Γ. Αποτελεσματικό σύνορο όταν υπάρχει και ένα χρεόγραφο μηδενικού κινδύνου (π.χ. έντοκο γραμμάτιο του δημοσίου).

Με την ύπαρξη ενός χρεογράφου με μηδενικό κίνδυνο, αυξάνεται η απόδοση για κάθε δεδομένο επίπεδο κινδύνου. Το νέο αποτελεσματικό σύνορο θα είναι η ευθεία που εφάπτεται στο αποτελεσματικό σύνορο του σχήματος 1. Η ευθεία αυτή ονομάζεται "γραμμή κατανομής κεφαλαίων (capital allocation line)", όπως παρουσιάζεται στο παρακάτω διάγραμμα:

Διάγραμμα 2: Απεικόνιση της καμπύλης SML



Στη γραμμή κατανομής κεφαλαίων παρουσιάζονται όλοι οι δυνατοί συνδυασμοί μεταξύ του ακίνδυνου χρεογράφου και του χαρτοφυλακίου p . Επιπλέον δείχνει όλους τους δυνατούς συνδυασμούς μεταξύ κινδύνου και απόδοσης για έναν επενδυτή.

ΤΕΧΝΙΚΕΣ ΕΥΡΕΣΗΣ ΤΟΥ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΙΚΟΥ ΣΥΝΟΡΟΥ

A. Εύρεση αποτελεσματικού συνόρου όταν δεν επιτρέπεται short sale και δεν υπάρχει ακίνδυνο επιτόκιο

Μέθοδος Lagrange

Έστω η αντικειμενική συνάρτηση είναι: $Z = f(x,y)$ (10)

και ο περιορισμός : $c = g(x,y)$ τότε

$$\min. Z = f(x,y) + \lambda[c-g(x,y)]$$

$$\min \sigma_p^2 = \sum_{i=1}^N w_i^2 \sigma_i^2 + \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N w_i w_j \sigma_{ij} \quad (11)$$

Δεδομένου ότι:

1. $\sum w_i = 1$
2. $E(R_p) = \sum w_i E(R_i)$
3. $w_i \geq 0$

$$\min \sigma_p^2 = \sum_{i=1}^N w_i^2 \sigma_i^2 + \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N w_i w_j \sigma_{ij} + \lambda \left[E(R_p) - \sum_{i=1}^N w_i E(R_i) \right] \quad (12)$$

Μεταβάλλοντας το $E(R_p)$ μεταξύ της απόδοσης του ΧΕΔ και της απόδοσης του χαρτοφυλακίου με τη μεγαλύτερη απόδοση παίρνουμε το αποτελεσματικό σύνορο.

B. Αποτελεσματικό Σύνορο με short sales και RF

Σε αυτή την περίπτωση το αποτελεσματικό σύνορο είναι μια ευθεία γραμμή της οποίας η κλίση είναι ίση με:

$$\frac{E(R_p) - R_f}{\sigma_p} \quad (13)$$

Άρα ο σκοπός είναι να βρούμε την γραμμή με την μεγαλύτερη κλίση. Η συνάρτηση μεγιστοποίησης συνεπώς είναι:

$$\max \Theta = \frac{E(R_p) - R_f}{\sigma_p} \quad (14)$$

Δεδομένου ότι:

$$\sum_{i=1}^N w_i = 1$$

$$E(R_p) = \sum_{i=1}^N w_i E(R_F)$$

$$E(R_F) = (1)R_F$$

$$w_i \geq 0$$

2.2. Το μονοπαραγοντικό υπόδειγμα

Ο μηχανισμός διαμόρφωσης των αποδόσεων μιας μετοχής, ως γραμμική συνάρτηση των αποδόσεων της Αγοράς ως σύνολο, περιγράφεται από το μονοπαραγοντικό υπόδειγμα. Το Υπόδειγμα της Αγοράς απεικονίζεται με την βοήθεια της παρακάτω σχέσης :

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_i R_{Mt} + u_{it} \quad (15)$$

όπου

R_{it} = η απόδοση της i μετοχής χρονική στιγμή t ,

R_{Mt} = η απόδοση του χρηματιστηριακού δείκτη που χρησιμοποιείται ως προσέγγιση του χαρτοφυλακίου της αγοράς,

α_i = ο συντελεστής άλφα που εκφράζει το ποσοστό της απόδοσης της μετοχής που δεν οφείλεται στην διακύμανση των αποδόσεων ενός χρηματιστηριακού δείκτη.

β_i = ο συντελεστής ευαισθησίας ή ο συντελεστής συστηματικού κινδύνου ή συντελεστής βήτα και

u_{it} = ένας στοχαστικός όρος σφάλματος

Η χρηματοοικονομική θεωρία υποστηρίζει έναν συντελεστή βήτα (beta), ο οποίος αντανάκλα την αβεβαιότητα των επενδυτών σε σχέση με τις μελλοντικές χρηματοοικονομικές ροές από μετοχές. Αποτελεί επομένως, μέτρο του σχετικού κινδύνου ενός χρεογράφου ως προς το χαρτοφυλάκιο της αγοράς, συνδέοντας τη συνδιακύμανση του χρεογράφου με το χαρτοφυλάκιο και τη διακύμανση του χαρτοφυλακίου της αγοράς.

Αν οι αποδόσεις του χρεογράφου διακυμαίνονται περισσότερο από τις αποδόσεις του χαρτοφυλακίου της αγοράς, παρουσιάζουν υψηλότερη μεταβλητότητα (volatility) από την αγορά.

Το χαρτοφυλάκιο της αγοράς έχει συντελεστή βήτα ίσο με τη μονάδα, όταν μετοχές ή χαρτοφυλάκια με διαφορετικούς συντελεστές βήτα έχουν διαφορετική ευαισθησία στις αποδόσεις της αγοράς. Όταν οι μετοχές ή τα χαρτοφυλάκια έχουν συντελεστές βήτα μεγαλύτερους της μονάδας, τότε έχουν υψηλότερη επικινδυνότητα, ενώ όταν έχουν συντελεστή βήτα μικρότερο της μονάδας, κρίνονται λιγότερο επικίνδυνα. Επομένως, ο συντελεστής βήτα αποτελεί μέτρο σχετικού κινδύνου και μπορεί να χρησιμοποιηθεί και σε συγκριτική ανάλυση διαφορετικών μετοχών. Επειδή η διακύμανση της αγοράς είναι σταθερή και κοινή για όλους, η ταξινόμηση μετοχών βάσει του συντελεστή βήτα είναι ίδια με την ταξινόμησή τους βάσει του απόλυτου συστηματικού τους κινδύνου. υποδείγματος της αγοράς. Το υπόδειγμα της αγοράς, αποτελεί τη συνηθέστερη εκτίμηση του συντελεστή βήτα.

Σημαντικό ζήτημα σχετικά με το ανωτέρω υπόδειγμα, αποτελεί η επιλογή του χαρτοφυλακίου της αγοράς, R_m . Φαίνεται πως πρέπει να χρησιμοποιείται η απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς, αν και σαν χαρτοφυλάκιο δε μπορεί εύκολα να παρατηρηθεί, καθώς αποτελείται από όλα τα επικίνδυνα χαρτοφυλάκια.

Οι υποθέσεις που διέπουν το μονοπαραγοντικό υπόδειγμα, αφορούν κυρίως τη συμπεριφορά του στοχαστικού όρου και διατυπώνονται ως εξής:

$$E(u_{it}) = 0 \quad \forall t$$

$$\text{Cov}(u_{it}, u_{it+k}) \neq 0$$

$$\text{Cov}(u_{it}, R_{mt}) \neq 0$$

$$\text{Var}(u_{it}) = \sigma^2 \quad \forall t$$

Όλα τα οικονομετρικά υποδείγματα αποτελούνται από, τις μεταβλητές (ενδογενείς ή εξαρτημένες, εξωγενείς ή ανεξάρτητες), τον στοχαστικό-διαταρακτικό όρο καθώς και τις παραμέτρους.

Ως ενδογενείς, ορίζονται οι μεταβλητές των οποίων οι τιμές προσδιορίζονται από

το υπόδειγμα και τις οποίες το υπόδειγμα επιχειρεί να ερμηνεύσει. Στην περίπτωση μας, ενδογενής μεταβλητή είναι οι αποδόσεις της μετοχής R_{it} . Από την άλλη πλευρά, ως εξωγενής μεταβλητή, ορίζονται οι αποδόσεις της Αγοράς (R_{mt}) όπως εκφράζονται από τις αποδόσεις ενός χρηματιστηριακού δείκτη και αποτελούν τιμές που προσδιορίζονται εκτός του υποδείγματος και επηρεάζουν το υπόδειγμα.

Μια βασική υπόθεση των οικονομετρικών υποδειγμάτων και του Υποδείγματος της Αγοράς, είναι ότι οι εξωγενείς μεταβλητές είναι ανεξάρτητες από τον στοχαστικό όρο του υποδείγματος, υπόθεση που δεν ισχύει με τις ενδογενείς μεταβλητές του υποδείγματος.

Ο στοχαστικός διαταρακτικός όρος u_{it} , είναι μια τυχαία μεταβλητή η οποία προσδίδει την έννοια της τυχαιότητας του υποδείγματος. Υπάρχουν τέσσερις διαφορετικοί λόγοι που δικαιολογούν την προσθήκη του στοχαστικού όρου στην παραπάνω εξίσωση.

Ο πρώτος λόγος αφορά την αβεβαιότητα του ερευνητή, σχετικά με όλους εκείνους τους παράγοντες που επηρεάζουν τις αποδόσεις μιας μετοχής και δεν έχουν συμπεριληφθεί στο υπόδειγμα, εκτός από την διακύμανση των αποδόσεων της αγοράς

Δεύτερον, οι εξισώσεις μπορεί να μην είναι σωστά εξειδικευμένες, που σημαίνει πως η σχέση μεταξύ των μεταβλητών μπορεί να μην είναι γραμμική ως προς τις μεταβλητές και ως προς τις παραμέτρους, όπως υποθέτουμε.

Τρίτον, μπορεί να υπάρχουν σφάλματα μέτρησης στις τιμές των μεταβλητών.

Τέταρτον, μπορεί να υπάρχει ένα στοιχείο τυχαιότητας στη διαμόρφωση των αποδόσεων της μετοχής, το οποίο όπως είπαμε και νωρίτερα πρέπει να ληφθεί υπόψη στην προσπάθεια απεικόνισης της πραγματικότητας.

Οι σταθεροί συντελεστές που πολλαπλασιάζουν τις μεταβλητές του υποδείγματος, αποτελούν τις φανερές παραμέτρους του υποδείγματος. Στην προκειμένη περίπτωση, το υπόδειγμα περιέχει δυο σαφείς παραμέτρους, το άλφα (α) και το συντελεστή βήτα και κάποιες παραμέτρους που υπονοούνται και οποίες είναι αυτές που ορίζουν την κατανομή πιθανότητας του στοχαστικού

όρου uit .

Ο συντελεστής άλφα της μετοχής στο Υπόδειγμα της Αγοράς, εκφράζει τη μη φυσιολογική απόδοση (abnormal return) μιας μετοχής ή χαρτοφυλακίου. Δηλαδή αποτελεί την απόδοση όταν η αγορά παραμένει αμετάβλητη. Όσο μεγαλύτερος (μικρότερος) είναι ο συντελεστής άλφα τόσο καλύτερα (χειρότερα) τα πήγε η μετοχή σε σχέση με την αγορά.

Ο βαθμός σχετικής επικινδυνότητας της μετοχής ως προς το σύνολο της αγοράς, εκφράζεται από το συντελεστή βήτα του συγκεκριμένου υποδείγματος. Όσο μεγαλύτερη είναι η τιμή του συντελεστή βήτα μιας μετοχής, τόσο πιο επικίνδυνη είναι η μετοχή. Μια μετοχή θεωρείται επιθετική, όταν ο συντελεστής βήτα είναι σημαντικά μεγαλύτερος από τη μονάδα, ενώ εάν είναι σημαντικά μικρότερος από τη μονάδα, θεωρείται αμυντική.

Η τυχαία στοχαστική μεταβλητή uit (στατιστικό σφάλμα) εξηγεί το κομμάτι της απόδοσης R_{it} , το οποίο οφείλεται σε άλλους παράγοντες, πλην της επίδρασης της αγοράς. Εφόσον οι R_{mt} και uit είναι τυχαίες μεταβλητές, κάθε μια εξ' αυτών έχει μια κατανομή πιθανότητας και ισχύει.

Επίσης υποθέτουμε ότι οι διαταρακτικοί όροι u_{ij} και u_{ik} , στις χρονικές περιόδους $t_j = t_k$ αντίστοιχα, δεν συσχετίζονται, δηλαδή η συνδιακύμανση τους είναι ίση με 0. Πρακτικά αυτό σημαίνει ότι η επίδραση των τυχαίων παραγόντων u_{ij} στην διαμόρφωση της απόδοσης R_{ij} , εξαντλείται στην περίοδο $t=j$ και δεν διαχέεται στην μελλοντική περίοδο $t=k$. Συνεπώς, η μόνη αιτία συνδιακύμανσης των μετοχών είναι η πορεία της αγοράς.

2.3. Το μοντέλο αποτίμησης κεφαλαιακών στοιχείων

Ο πρώτος που συνέδεσε τον κίνδυνο με τη διακύμανση της αξίας ενός χαρτοφυλακίου, ήταν ο Markowitz (1952), με τη διατύπωση της σύγχρονης θεωρίας χαρτοφυλακίου, ανοίγοντας νέους ορίζοντες στην εμπειρική έρευνα. Εν συνεχεία, ο Sharpe (1964) ανέπτυξε το υπόδειγμα αποτίμησης κεφαλαιακών στοιχείων (CAPM), το οποίο βασίζεται στη σχέση μεταξύ του αναλαμβανόμενου κινδύνου (διακύμανσης) και της αναμενόμενης απόδοσης.

Η εκτίμηση του συνολικού κινδύνου, μέσω της εκτίμησης της διακύμανσης ή της τυπικής απόκλισης είναι προαπαιτούμενο. Η πλέον διαδεδομένη μέθοδος εκτίμησης της διακύμανσης, λόγω της ευκολίας της είναι η εκτίμηση της ιστορικής μεταβλητότητας. Σύμφωνα με αυτή, μέσω του υπολογισμού της παρελθούσης μεταβλητότητας (διακύμανσης) για κάποιο συγκεκριμένο χρονικό διάστημα, μπορεί να βρεθεί ο βέλτιστος εκτιμητής της μελλοντικής μεταβλητότητας.

Η μέθοδος πολύ απλή και παρουσιάζει ευκολία στους υπολογισμούς, εντούτοις εμφανίζει και αρκετές αδυναμίες, καθώς εμπειρικά έχει διαπιστωθεί ότι η μεταβλητότητα δεν παραμένει σταθερή αλλά παρουσιάζει διακυμάνσεις διαχρονικά, ενώ και οι εκτιμήσεις της διαφοροποιούνται αναλόγως με τα διαστήματα υπολογισμού και τη συχνότητα των παρατηρήσεων, σύμφωνα με τον Mandelbrot (1963).

Σε πιο πρόσφατες εμπειρικές μελέτες οι Diebold et al (1998), απέδειξαν επιπλέον ότι, οι προβλέψεις της μεταβλητότητας εξαρτώνται από τα παρελθόντα επίπεδα μεταβλητότητας (long memory), τη δομή της μεταβλητότητας (π.χ. την επαναληπτικότητα που παρουσιάζει διαχρονικά, την επιστροφή στο μέσο) και το χρονικό ορίζοντα των προβλέψεων. Ο βαθμός αβεβαιότητας των διεθνών επενδυτών και των συμμετεχόντων στις αγορές χρήματος και κεφαλαίου, σε σχέση με τις μεταβολές που παρουσιάζουν οι μελλοντικές τιμές των διαφόρων περιουσιακών στοιχείων, εκφράζεται από τη μεταβλητότητα.

Το υπόδειγμα CAPM των Sharpe (1964), Lintner (1965) και Mossin (1966), αποτελεί αναμφίβολα ένα εξαιρετικά χρήσιμο και ευρέως διαδεδομένο εργαλείο για τη μελέτη των αποδόσεων των μετοχών ή των μετοχικών χαρτοφυλακίων και την πρόβλεψή τους. Ωστόσο, έχει αποδειχθεί ότι το συγκεκριμένο υπόδειγμα παρουσιάζει πολύ περιορισμένη ικανότητα ερμηνείας των αποδόσεων των περιουσιακών στοιχείων και επομένως χαμηλή ικανότητα πρόβλεψης.

Το απλό Υπόδειγμα Αποτίμησης Περιουσιακών Στοιχείων (CAPM) αποτελεί το παλαιότερο υπόδειγμα αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων, στηρίζεται στη

βασική θεωρία χαρτοφυλακίου και έχει ως αντικειμενικό σκοπό να προσδιορίσει τη σχέση μεταξύ κινδύνου και απαιτούμενων αποδόσεων από επενδύσεις, όταν οι επενδύσεις αυτές συμμετέχουν σε διαφοροποιημένα χαρτοφυλάκια. Βέβαια, όλο αυτό λαμβάνει χώρα κάτω από την κεντρική υπόθεση ότι, οι επενδυτές χρησιμοποιούν τη σύγχρονη θεωρία χαρτοφυλακίου του Markowitz, προκειμένου να υπολογίσουν χαρτοφυλάκια στο αποτελεσματικό σύνορο.

Ως σημείο εκκίνησης για το υπόδειγμα αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων, χρησιμοποιούνται οι βάσει της θεωρίας χαρτοφυλακίου. Οι επιπρόσθετες υποθέσεις του υποδείγματος περιουσιακών στοιχείων εμφανίζονται λιγότερο ρεαλιστικές από τις υποθέσεις της θεωρίας χαρτοφυλακίου και χωρίζονται σε δύο βασικές κατηγορίες:

(A) Χαρακτηριστικά Αγορών Κεφαλαίων και

(B) Χαρακτηριστικά επενδυτών.

1. Το υπόδειγμα αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων υποθέτει ότι οι αγορές κεφαλαίου βρίσκονται σε κατάσταση ισορροπίας ή τουλάχιστον κινούνται προς την κατάσταση επίτευξης ισορροπίας (market equilibrium).
2. Δεν προβλέπονται μεταβολές στο δείκτη πληθωρισμού και στο επίπεδο των επιτοκίων. Με άλλα λόγια ο πληθωρισμός και τα επιτόκια παραμένουν αμετάβλητα σε όλη τη διάρκεια του επενδυτικού ορίζοντα.
3. Η πρόσβαση στη διαθέσιμη πληροφόρηση είναι ελεύθερη και ομοιόμορφη. Η υπόθεση της αποτελεσματικής αγοράς ορίζει ότι οι αποτελεσματικές κεφαλαιαγορές χαρακτηρίζονται από μια έλλειψη οποιονδήποτε επιδράσεων ή στοιχείων που μπορούν να προβλέψουν υπερκανονικά κέρδη.
4. Δεν υπάρχουν φόροι (taxes), κόστος συλλογής πληροφοριών και κόστος συναλλαγών (no transaction costs). Με άλλα λόγια, δεν υπάρχουν περιορισμοί (frictions) και οι αγορές είναι ανταγωνιστικές, δηλαδή οι επενδυτές έχουν ίδιες

ευκαιρίες επενδύσεων (υπόθεση τέλειας αγοράς - perfect market).

5. Δεν υπάρχουν περιορισμοί σχετικά με το ύψος των κεφαλαίων τα οποία οι επενδυτές μπορούν να δανειστούν ή να δανείσουν.
6. Όλα τα χαρτοφυλάκια και όλες οι επενδύσεις είναι απεριόριστα διαιρετές (infinitely divisible) και εμπορεύσιμες (marketable).
7. Οι επενδυτές μπορούν να επιλέξουν τα χαρτοφυλάκιά τους, εκτιμώντας τις αναμενόμενες αποδόσεις και τυπικές αποκλίσεις των χαρτοφυλακίων αυτών, σε μοναδιαία περίοδο επένδυσης.
8. Όλοι οι επενδυτές έχουν ταυτόσημες αντιλήψεις και προσδοκίες αναφορικά με τις αποδόσεις και τους κινδύνους (διακυμάνσεις, συνδιακυμάνσεις) των επενδύσεων και χαρτοφυλακίων, δηλαδή έχουν ομοιογενείς προσδοκίες (homogenous expectations).
9. Όλοι οι επενδυτές διατηρούν ικανοποιητικά διαφοροποιημένα χαρτοφυλάκια επενδύσεων. Κατά συνέπεια, οι αποδόσεις που απαιτούν οι επενδυτές επηρεάζονται κυρίως από το συστηματικό κίνδυνο μάλλον παρά από τον συνολικό κίνδυνο.
10. Οι επενδυτές είναι ορθολογικοί. Και προσπαθούν να μεγιστοποιήσουν την απόδοση ενός χαρτοφυλακίου σε δεδομένο επίπεδο κινδύνου ή να ελαχιστοποιήσουν τον κίνδυνο ενός χαρτοφυλακίου σε δεδομένο επίπεδο απόδοσης.
11. Κανένας επενδυτής δεν μπορεί να επηρεάσει την αγορά προς την κατεύθυνση που θα ήθελε, αγοράζοντας ή πουλώντας μετοχές ή χαρτοφυλάκια.

Οι επενδυτές ορίζουν το ίδιο αποτελεσματικό σύνολο χαρτοφυλακίων, με αποτέλεσμα όλοι οι επενδυτές να έχουν τα ίδια αποτελεσματικά χαρτοφυλάκια και ο μόνος λόγος που θα διαφοροποιεί την τελική τους επιλογή, θα είναι οι διαφορετικές καμπύλες αδιαφορίας

Η αναμενόμενη απόδοση ενός χαρτοφυλακίου εξαρτάται από την τυπική απόκλιση αυτού και τη θέση του στη γραμμή κεφαλαιαγοράς. Αντίθετα, η

απόδοση ενός μεμονωμένου επενδυτικού στοιχείου, που ανήκει σε ένα καλά διαφοροποιημένο χαρτοφυλάκιο, δίνεται από το υπόδειγμα αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων (Capital Asset Pricing Model).

Στην έννοια του κινδύνου ενός χαρτοφυλακίου, σημαντικό ρόλο παίζει η συνδιακύμανση μεταξύ των στοιχείων που το απαρτίζουν. Λαμβάνοντας αυτό υπόψη, το γεγονός ότι η βασική ιδέα της διαφοροποίησης κατά Markowitz, αφορά στην εύρεση στοιχείων με τη χαμηλότερη δυνατή συνδιακύμανση και δεδομένου ότι όλοι οι άλλοι παράγοντες παραμένουν σταθεροί, θα υπάρχει υψηλή ζήτηση για επενδύσεις με χαμηλή συνδιακύμανση με το χαρτοφυλάκιο της αγοράς.

Η ζήτηση θα είναι μικρή για επενδυτικά στοιχεία που έχουν υψηλή συνδιακύμανση με το χαρτοφυλάκιο της αγοράς, καθώς θα παρουσιάσουν υψηλό συστηματικό κίνδυνο και οι τιμές τους θα πέσουν, σε αντίθεση με τις τιμές των στοιχείων με χαμηλό συστηματικό κίνδυνο, οι οποίες θα ανέβουν. Επειδή οι εξισορροπητικές αποδόσεις κινούνται αντίθετα από τις τιμές των επενδυτικών στοιχείων, τα στοιχεία που έχουν υψηλή συνδιακύμανση με την αγορά θα έχουν σχετικά χαμηλές τιμές (σε σχέση με την απόδοσή τους και όχι σε χρηματική αξία) και υψηλές αναμενόμενες αποδόσεις.

Αντίθετα, επενδυτικά στοιχεία με χαμηλές ή αρνητικές συνδιακυμάνσεις θα έχουν σχετικά υψηλές τιμές και συνεπώς, χαμηλές αναμενόμενες αποδόσεις σε κατάσταση ισορροπίας. Η μαθηματική σχέση του υποδείγματος έχει αποδειχθεί ότι είναι η ακόλουθη:

$$E(R_j) = R_f + (E(R_M) - R_f) / \sigma_j \quad (16)$$

Όπου:

$E(R_j)$ = η αναμενόμενη απόδοση της μετοχής j

R_f = το επιτόκιο του χωρίς κίνδυνο στοιχείου

$E(R_M)$ = η αναμενόμενη απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς

ρ_{jM} = ο συντελεστής συσχέτισης μεταξύ της μετοχής j & του χαρτοφυλακίου της αγοράς

Ο συντελεστής συσχέτισης δίνεται από τον τύπο:

$$\rho_{jM} = \frac{Cov_{jM}}{\sigma_j \sigma_M} \quad (17)$$

όπου Cov = η συνδιακύμανση του j στοιχείου με το M.

Συνδυάζοντας τις δύο παραπάνω σχέσεις, παίρνουμε ότι:

$$E(R_j) = R_f + \left(\frac{E(R_M) - R_f}{\sigma_M^2} \right) Cov_{jM} \quad (18)$$

Το πηλίκο συνδιακύμανσης προς διακύμανση για κάθε στοιχείο j, αντιστοιχεί με το γωνιακό συντελεστή β, στη γραμμική παλινδρόμηση της αναμενόμενης, απόδοσης του στοιχείου j με την αναμενόμενη απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς M.

Έτσι, για την απαιτούμενη απόδοση από ένα επενδυτικό στοιχείο j, η αρχική σχέση γίνεται:

$$E(R_j) = R_f + (E(R_M) - R_f) \beta \quad (19)$$

Η εξίσωση του υποδείγματος αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων, δείχνει ότι σε κατάσταση ισορροπίας κάθε επενδυτικό στοιχείο θα πρέπει να αποτιμάται έτσι ώστε η αναμενόμενη αξία του να είναι γραμμική εξίσωση του συστηματικού του κινδύνου και συγκεκριμένα, αύξουσα συνάρτηση αυτού. Από τη στιγμή που ο συστηματικός κίνδυνος αποτελεί μέρος του συνολικού κινδύνου, που δεν μπορεί να μειωθεί με διαφοροποίηση, το υπόδειγμα αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων βρίσκει ευρεία εφαρμογή. Όσο μεγαλύτερο είναι το μέρος του κινδύνου που δεν μπορεί να εξαλειφθεί με διαφοροποίηση, τόσο μεγαλύτερη επιπλέον απόδοση θα απαιτήσουν οι επενδυτές για την επένδυση αυτή.

Η αναμενόμενη απόδοση, σύμφωνα με το υπόδειγμα, αποτελείται από δύο συστατικά:

(1) Το στοιχείο χωρίς κίνδυνο R_f , το οποίο αντιπροσωπεύει την τιμή του χρόνου. Το μέρος αυτό της απόδοσης ανταμείβει τον επενδυτή για την καθυστέρηση της κατανάλωσης, προκειμένου να επενδύσει.

(2) Το γινόμενο β επί $RM - R_f$. Το μέρος αυτό της απόδοσης ανταμείβει τον επενδυτή για την ανάληψη μη συστηματικού κινδύνου. Ο όρος $RM - R_f$ αποτελεί το πριμ για τον κίνδυνο. Σύμφωνα με τη σχέση αυτή, το πριμ για τον κίνδυνο ενός μεμονωμένου στοιχείου είναι ανάλογο με το πριμ για τον κίνδυνο της αγοράς. Συνεπώς, το β μπορεί να μεταφραστεί σαν ένα μέτρο του κινδύνου για μεμονωμένα επενδυτικά στοιχεία. Δεδομένου ότι το β αποτελεί μονάδα μέτρησης του κινδύνου ενός επενδυτικού στοιχείου, σύμφωνα με το υπόδειγμα αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων, κρίνεται σκόπιμος ο προσδιορισμός της σχέσης του με το συνολικό κίνδυνο αυτού. Αποδεικνύεται, ότι η σχέση που συνδέει το β ενός επενδυτικού στοιχείου i , με το συνολικό κίνδυνο σ αυτού, είναι:

$$\sigma_i^2 = \beta_{iM}^2 + \sigma_{ui}^2 \quad (20)$$

Ο συνολικός κίνδυνος ενός στοιχείου i μετρίεται με τη διακύμανση αυτού, η οποία αποτελείται από δύο μέρη. Το πρώτο είναι το μέρος εκείνο που σχετίζεται με το χαρτοφυλάκιο της αγοράς, το οποίο αναφέρεται ως κίνδυνος της αγοράς του στοιχείου. Το δεύτερο μέρος δε σχετίζεται με τις κινήσεις του χαρτοφυλακίου της αγοράς και είναι μοναδικός για το επενδυτικό στοιχείο. Είναι ο ειδικός κίνδυνος του στοιχείου. Για την ποσοτικοποίηση της σχέσης του υποδείγματος τιμολόγησης περιουσιακών στοιχείων απαιτούνται (α) η εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου της μετοχής β , (β) ο προσδιορισμός του χωρίς κίνδυνο επιτοκίου R_f , ο προσδιορισμός του πριμ για τον κίνδυνο $RM - R_f$. Η εκτίμηση του β γίνεται με την παλινδρόμηση των αποδόσεων της μετοχής στις αποδόσεις κάποιου δείκτη αγοράς, ο οποίος αντιπροσωπεύει το χαρτοφυλάκιο της αγοράς, για την ίδια περίοδο. Η προσέγγιση αυτή του β γίνεται με χρησιμοποίηση ιστορικών τιμών της μετοχής. Προκειμένου να αποφευχθούν σφάλματα, που προέρχονται από αυτή την προσέγγιση, προτείνεται η προσαρμογή του β , βάσει των πληροφοριών για τις τρέχουσες και μελλοντικές μεταβολές των βασικών χαρακτηριστικών της εταιρείας.

Για την προσέγγιση της τιμής του χωρίς κίνδυνο επιτοκίου χρησιμοποιείται η αναμενόμενη απόδοση των χρεογράφων που εκδίδει το δημόσιο, όπως των

30 εντόκων γραμματίων. Η προσέγγιση αυτή κρίνεται ικανοποιητική, λόγω της φερεγγυότητας του κράτους ως δανειολήπτη στις ανεπτυγμένες οικονομίες. Για χώρες, όμως, όπου οι χρηματαγορές δεν έχουν λειτουργήσει αποτελεσματικά, κρίνεται σκόπιμο να υπολογιστεί η πραγματική μέση απόδοση που πραγματοποιήθηκε σε μακρά χρονικά διαστήματα. Ο προσδιορισμός της επιπλέον απαιτούμενης απόδοσης για καθεμία μονάδα κινδύνου, γίνεται συνήθως με τη χρησιμοποίηση ιστορικών στοιχείων. Σε μερικές χώρες έχει υπολογιστεί η μέση επιπλέον απόδοση, που επιτεύχθηκε κατά τη διάρκεια μακρών χρονικών περιόδων.

Το θεωρητικό υπόδειγμα τιμολόγησης περιουσιακών στοιχείων προήλθε κάτω από περιοριστικές υποθέσεις, μερικές από τις οποίες αντικρούουν τις συνθήκες της αγοράς. Οι υποθέσεις, όμως, αυτές είναι αναγκαίες για την απόκτηση μίας απλής και κατανοητής σχέσης απόδοσης και κινδύνου σε κατάσταση ισορροπίας. Αν το υπόδειγμα επεξηγεί καλά τη συμπεριφορά της τιμής των επενδυτικών στοιχείων, τότε αυτό γίνεται αποδεκτό παρά τις μη ρεαλιστικές υποθέσεις του.

Πολλές εμπειρικές μελέτες έχουν διεξαχθεί στον τομέα του ελέγχου του υποδείγματος, με τις περισσότερες από αυτές να ερευνούν το βαθμό στον οποίο ο αποδόσεις των μετοχών και τα β αντιστοιχούν στον τρόπο, που προσδιορίζεται από τη γραμμή αξιόγραφων. Πολλές μελέτες συγκλίνουν στο ότι ο συντελεστής β σχετίζεται με παρελθοντικές αποδόσεις. Λόγω, όμως, της στενής σχέσης μεταξύ συνολικού και συστηματικού κινδύνου, είναι δύσκολος ο εμπειρικός διαχωρισμός των αποτελεσμάτων. Η συμπερίληψη ενός παράγοντα που είναι αντιπροσωπευτικός του μη συστηματικού κινδύνου προσθέτει μικρή επεξηγηματική δύναμη στη σχέση απόδοσης - κινδύνου. Η σχέση μεταξύ παρελθοντικών αποδόσεων και β είναι γραμμική, επιβεβαιώνει, δηλαδή, την πρόβλεψη του υποδείγματος. Η σχέση είναι επίσης θετικά κλινόμενη, που σημαίνει ότι υπάρχει ένα θετικό αντιστάθμισμα μεταξύ αυτών.

Η κλίση της εμπειρικής γραμμής αξιόγραφων είναι λιγότερο απότομη από ότι της θεωρητικής. Αν και έχει αποδειχθεί ότι πράγματι, μακροπρόθεσμα, μετοχές με υψηλό / χαμηλό β έχουν υψηλές / χαμηλές αναμενόμενες αποδόσεις, στη συνέχεια αποδείχθηκε ότι οι μετοχές με χαμηλό β έχουν απόδοση λίγο μεγαλύτερη από την προβλεπόμενη από το υπόδειγμα και το αντίθετο συμβαίνει με τις μετοχές με υψηλό β . Επιπλέον, ο εκτιμητής της απόδοσης του

χωρίς κίνδυνο στοιχείου είναι σημαντικά υψηλότερος από το πραγματικό χωρίς κίνδυνο επιτόκιο.

Συνοψίζοντας, το κύριο εύρημα των εμπειρικών ελέγχων είναι ότι η εμπειρική γραμμή αξιόγραφων έχει υψηλότερο σταθερό όρο και μικρότερη κλίση από τη θεωρητική γραμμή αξιόγραφων. Σύμφωνα με τον Black, η απόκλιση αυτή οφείλεται στην εμπειρική αναπαράσταση του σταθερού όρου. Στην πραγματικότητα, η απόδοση των χρεογράφων του δημοσίου δεν είναι εντελώς ακίνδυνη, λόγω των πληθωριστικών διακυμάνσεων, ούτε ο δανεισμός είναι απεριόριστος, κυρίως με το χωρίς κίνδυνο επιτόκιο. Για τους λόγους αυτούς η εμπειρική τιμή του σταθερού όρου αποκλίνει από τη μέση απόδοση των χρεογράφων του δημοσίου.

Ο Roll στη μελέτη του υποστήριξε ότι η δυνατότητα ελέγχου του υποδείγματος είναι αδύνατη και ότι όλοι οι εμπειρικοί έλεγχοι παραπλανούν. Ο λόγος είναι ότι εφόσον δεν είναι δυνατό να παρατηρηθούν οι προσδοκίες, δεν είναι δυνατό να γίνει γνωστή η προσδοκώμενη σύνθεση του χαρτοφυλακίου της αγοράς. Το πρόβλημα αυτό δεν μπορεί να λυθεί με στατιστικές τεχνικές, γεγονός που καθιστά το υπόδειγμα μη ελέγξιμο. Θεωρητικά, αν το χαρτοφυλάκιο της αγοράς είναι αποτελεσματικό όσον αφορά στη σχέση απόδοσης -διακύμανσης, τότε η σχέση μεταξύ αναμενόμενης απόδοσης και β είναι ακριβώς γραμμική. Όμως, έχει αποδειχθεί ότι οι γενικοί δείκτες που χρησιμοποιούνται στην πράξη δεν αποτελούν αποτελεσματικά χαρτοφυλάκια, και παραμένει άγνωστο αν ένας καλύτερος δείκτης θα είχε καλύτερη απόδοση. Όσον αφορά τα προβλήματα εφαρμογής του υποδείγματος, κατά την πρακτική εφαρμογή του υποδείγματος, υπάρχουν πολλές πηγές λάθους, όπως έχει ήδη γίνει κατανοητό. Συνοψίζοντας, έχουμε ότι:

- Το απλό υπόδειγμα ίσως αποτελεί μη επαρκή περιγραφή της αγοράς. Η αγορά, στην πραγματικότητα, είναι ατελής: υπάρχουν κόστη συναλλαγής, διαφορικοί φορολογικοί συντελεστές των κεφαλαιακών κερδών, ετερογενείς προσδοκίες και ατελής πληροφόρηση. Στην προσπάθεια για τη βελτίωση της ρεαλιστικότητας του CAPM, άλλοι ερευνητές ανάπτυξαν ένα μεγάλο αριθμό προεκτάσεων του αρχικού υποδείγματος.
- Οι συντελεστές β είναι ασταθείς διαχρονικά. Το γεγονός αυτό δημιουργεί προβλήματα στην περίπτωση που το β εκτιμάται από ιστορικά δεδομένα και χρησιμοποιείται για τον προσδιορισμό του κόστους κεφαλαίου και την

αξιολόγηση μελλοντικών χρηματοροών. Επιπλέον, τα β , που προέρχονται από παρελθοντικά στοιχεία, περιέχουν στατιστικό σφάλμα. Οι αναλυτές, όμως, έχουν αναπτύξει διάφορες τεχνικές, για την αντιμετώπιση τέτοιου είδους προβλημάτων.

- Οι εκτιμήσεις του μελλοντικού επιτοκίου χωρίς κίνδυνο και της αναμενόμενης απόδοσης της αγοράς περιέχουν σφάλμα κατά τη διαδικασία πρόβλεψης.

Βασικό συστατικό για τον υπολογισμό του συστηματικού κινδύνου είναι οι ιστορικές τιμές και αποδόσεις της υπό εξέταση μετοχής και του χαρτοφυλακίου της αγοράς. Ως χαρτοφυλάκιο της αγοράς λαμβάνεται ο γενικός δείκτης του Χρηματιστηρίου. Προκειμένου να εκτιμήσουμε τον συστηματικό κίνδυνο μιας μετοχής, υπάρχουν δύο τρόποι: Ο πρώτος τρόπος είναι ο υπολογισμός της συνδιακύμανσης των αποδόσεων της μετοχής και των αποδόσεων της αγοράς. Πιο συγκεκριμένα, υπολογίζουμε τον τύπο:

$$\beta_{ip} = \sigma_{ip} / \sigma_p^2 \quad (21)$$

Ο δεύτερος τρόπος είναι η εκτίμηση της παλινδρόμησης της ακόλουθης εξίσωσης (της Γραμμής Αξιόγραφων):

$$R_i - R_f = \alpha + \beta[R_M - R_f] + u_t \quad (22)$$

Χρησιμοποιώντας τις ιστορικές αποδόσεις της μετοχής και του χαρτοφυλακίου της αγοράς, εκτιμούμε το συντελεστή βήτα, και επομένως το συστηματικό κίνδυνο.

Σε περιόδους, όπου αυξάνεται η μεταβλητότητα στις χρηματιστηριακές αγορές, εγείρονται πολλά σημαντικά ζητήματα αναφορικά με τη σταθερότητα των χρηματοοικονομικών αγορών, αλλά και των οικονομιών, καθώς η υψηλή μεταβλητότητα των αγορών μπορεί να κλονίσει τη σταθερότητα και της πραγματικής οικονομίας. Για μεγάλη χρονική περίοδο μέχρι και τη δεκαετία του '60 στη χρηματοοικονομική θεωρία υποστηριζόταν ότι, οι διαδικασίες που κινούν τις τιμές και τις αποδόσεις των χρηματοοικονομικών μέσων ακολουθούν τυχαίο περίπατο, ο οποίος ισοδυναμεί με διαχρονικά σταθερή μεταβλητότητα. Στη σύγχρονη χρηματοοικονομική θεωρία, είναι ευρέως αποδεκτό ότι η

μεταβλητότητα των αποδόσεων όλων των περιουσιακών στοιχείων μεταβάλλεται διαχρονικά.

2.4. Τη θεωρία κεφαλαιαγοράς

Η θεωρία της κεφαλαιαγοράς (Capital Market Theory) περιγράφει ακριβώς τις σχέσεις της αγοράς που οδηγούν σε ισορροπία, εάν οι επενδυτές συμπεριφέρονται σύμφωνα με τις προδιαγραφές της θεωρίας χαρτοφυλακίου. Αυτές οι σχέσεις καταλήγουν στον προσδιορισμό μεγεθών μέτρησης του κινδύνου χαρτοφυλακίων και μεμονωμένων κεφαλαιακών στοιχείων. Η Θεωρία Χαρτοφυλακίου του Markowitz υπήρξε ο πρόδρομος της Θεωρίας Κεφαλαιαγοράς αν και η πρώτη δεν συμπεριλαμβάνει αξιόγραφα τα οποία έχουν μηδενικό κίνδυνο (όπως τα κρατικά ομόλογα) και τα οποία μπορεί να αποτελούν ένα σημαντικό μέρος ενός χαρτοφυλακίου. Η Θεωρία Κεφαλαιαγοράς επομένως, αποτελεί κατά κάποιον τρόπο τη φυσική προέκταση της Θεωρίας Χαρτοφυλακίου. Ο ακριβής τρόπος της σχέσης αναμενόμενης απόδοσης και συντελεστή βήτα, περιγράφεται από το Υπόδειγμα Αποτίμησης Περιουσιακών Στοιχείων (Capital Asset Pricing Model, CAPM), το οποίο αναπτύχθηκε από τους W. Sharpe (1964), J. Lintner (1965, 1966), και Jon Mossin (1966).

2.5. Το Υπόδειγμα Αποτίμησης Εξισορροποιητικής Αγοροπωλησίας

Τόσο το υπόδειγμα Αποτίμησης Εξισορροποιητικής Αγοροπωλησίας (APT), όπως και το υπόδειγμα CAPM, αποτελούν ένα υπόδειγμα αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων, για καταστάσεις γενικής ισορροπίας της αγοράς. Το υπόδειγμα Αποτίμησης Εξισορροποιητικής Αγοροπωλησίας, διατυπώθηκε για πρώτη φορά το 1976 από τον Stephen Ross.

Υπήρξε μια περίοδος αμφισβήτησης του Υποδείγματος Αποτίμησης Περιουσιακών Στοιχείων (CAPM), την οποία ακολούθησε μια περίοδος επανεξέτασης και εντέλει απόρριψής του. Θέλοντας οι ερευνητές να βελτιώσουν τη μέχρι τότε υπάρχουσα θεωρία για την ερμηνεία των αποδόσεων των αξιόγραφων, στράφηκαν προς το μονοπαραγοντικό Υπόδειγμα Αποτίμησης

Περιουσιακών.

Κατά την πρώτη προσέγγιση, δημιουργήθηκαν εμπειρικά ωθούμενα υποδείγματα τα οποία προτείνουν κάποιες ειδικές μεταβλητές των επιχειρήσεων, ως επεξηγήσεις των διαστρωματικών διαφορών των αναμενόμενων αποδόσεων.

Κατά τη δεύτερη προσέγγιση, έγινε αναθεώρηση της θεωρητικής βάσης του μοντέλου, δίνοντας ώθηση σε άλλα θεωρητικά υποδείγματα αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων. Αυτή η θεωρητική προσέγγιση, ονομάστηκε Θεωρία Τιμολόγησης Εξισορροπητικής Αγοραπωλησίας (Arbitrage Pricing Theory, APT) από τον Ross (1976).

Ο ίδιος λοιπόν, το 1976 πρότεινε μία εναλλακτική θεωρία για την εξήγηση της συμπεριφοράς των αποδόσεων και τον καθορισμό των τιμών των μετοχών. Η θεωρία αυτή αποτελεί το υπόδειγμα τιμολόγησης με Arbitrage (Arbitrage Pricing Theory – APT), φαίνεται πως είναι πιο γενική και συμπεριλαμβάνει το CAPM ως μία ειδική περίπτωση.

Το υπόδειγμα που αποτέλεσε μια γενική θεωρία για την αποτύπωση συγκεκριμένων υποδειγμάτων αποτίμησης, με βάση την έννοια της κερδοσκοπίας (speculation), βασίζεται στον Νόμο της Μοναδικής Τιμής (Law of one price) για κάθε μία μετοχή ή χαρτοφυλάκιο, σύμφωνα με τον οποίο:

α) Δυο αγαθά ή μετοχές ή χαρτοφυλάκια, όπως οι μετοχές τα οποία είναι ταυτόσημα δεν είναι δυνατό να αγοράζονται ή να πωλούνται σε διαφορετικές τιμές και

β) Ένα αγαθό δεν είναι δυνατό να πωλείται σε διαφορετικές τιμές σε δυο διαφορετικές αγορές σε ένα περιβάλλον τέλει πληροφόρησης.

Σύμφωνα με τον Ross, ένα υπόδειγμα παρόμοιο με το CAPM, καθορίζει τις αναμενόμενες αποδόσεις των μετοχών, με τη διαφορά ότι εδώ συμπεριλαμβάνονται πολλοί παράγοντες και όχι ένας. Οι αρχικές υποθέσεις πάνω στις οποίες στήριξε τη θεωρία είναι πολύ πιο ελαστικές από αυτές του CAPM. Το APT είναι ένα πολυπαραγοντικό υπόδειγμα, διότι παραδέχεται ότι η απόδοση των μετοχών εξαρτάται από ορισμένους παράγοντες, εκτός από την πορεία του χαρτοφυλακίου που αντιπροσωπεύει την αγορά.

Οι παράγοντες πρέπει να είναι γενικοί (π.χ. πληθωρισμός, επιτόκια, βιομηχανική παραγωγή, κ.λπ.) και να μετρούν μη αναμενόμενες μεταβολές. Σύμφωνα με τη θεωρία, στην εξίσωση του υποδείγματος πρέπει να συμπεριλαμβάνονται μόνο μη αναμενόμενες μεταβολές στους παράγοντες .

Σύμφωνα με την APT η απόδοση ενός αξιόγραφου μπορεί να εκφραστεί ως μία γραμμική συνάρτηση ενός συνόλου k παραγόντων. Επομένως, οι αναμενόμενες αποδόσεις ενός χαρτοφυλακίου δίνονται από την ακόλουθη σχέση:

$$E(R_i) = \lambda_0 + \lambda_1\beta_{i1} + \lambda_2\beta_{i2} + \dots + \lambda_k\beta_{ik} \quad (23)$$

Όπου,

$E(R_i)$: η αναμενόμενη απόδοση ενός αξιόγραφου.

β_{ij} : η ευαισθησία της απόδοσης του περιουσιακού στοιχείου i στην επιρροή του παράγοντα j, όπου $j = 1, 2, 3, \dots, k$.

λ_0 : η απόδοση του περιουσιακού στοιχείου χωρίς κίνδυνο.

$\lambda_1, \dots, \lambda_k$: η επιπλέον απόδοση (το ασφάλιστρο κινδύνου) που απαιτείται λόγω της ευαισθησίας του περιουσιακού στοιχείου i στον παράγοντα $j = 1, 2, \dots, k$. Δηλαδή, είναι: $\lambda_j = E(\text{factor}_j) - r_f$, (που είναι το risk premium).

$$E(R_i) = R_f + (\lambda_1 - R_f)\beta_{i1} + (\lambda_2 - R_f)\beta_{i2} + \dots + (\lambda_n - R_f)\beta_{in} \quad (24)$$

Για κάθε επενδυτή είναι διαφορετική η ελάχιστη απαιτούμενη απόδοση, με αποτέλεσμα να υπάρχει αβεβαιότητα και γι' αυτό υπάρχει μια σειρά από παράγοντες που την επηρεάζουν. Οι παράγοντες αυτοί μπορεί να αφορούν την οικονομία, τα μεγέθη μιας επιχείρησης ή ακόμα και τη συμπεριφορά των επενδυτών. Αυτό οδηγεί τους επενδυτές να απαιτούν απόδοση μεγαλύτερη από την ονομαστική απόδοση της επένδυσης χωρίς κίνδυνο. Η επιπλέον αυτή απαιτούμενη απόδοση ονομάζεται ασφάλιστρο κινδύνου (risk premium).

Ως ασφάλιστρο κινδύνου (risk premium) επομένως, ορίζεται η απαιτούμενη απόδοση του κάθε επενδυτή πλέον της αντίστοιχης ασφαλούς απόδοσης, δηλαδή της απόδοσης του περιουσιακού στοιχείου χωρίς κίνδυνο και ισούται με τη διαφορά της αναμενόμενης απόδοσης του χαρτοφυλακίου και της απόδοσης του περιουσιακού στοιχείου χωρίς κίνδυνο. Όπου factor είναι η απόδοση του

επικίνδυνου περιουσιακού στοιχείου i , επί του παράγοντα j . Στην περίπτωση αυτή ο συντελεστής βήτα για τον παράγοντα j ισούται με τη μονάδα και όλοι οι άλλοι συντελεστές βήτα που αντιστοιχούν στους υπόλοιπους παράγοντες είναι μηδενικοί.

Άρα οι συντελεστές βήτα είναι συστηματικοί κίνδυνοι, όπως και στο CAPM, λόγω των οποίων οι επενδυτές απαιτούν μία επιπλέον απόδοση ή αλλιώς ένα ασφάλιστρο κινδύνου.

Εάν έχουμε μόνο έναν παράγοντα και ο παράγοντας αυτός είναι η αγορά, τότε η APT ισούται με το CAPM. Το APT σε σχέση με το υπόδειγμα CAPM διαφέρει ως προς τις υποθέσεις του σημαντικά, προσδίδοντας μεγαλύτερους βαθμούς ελευθερίας. Το APT δεν προϋποθέτει την κανονικότητα των αποδόσεων των αξιόγραφων, ούτε την ύπαρξη συγκεκριμένης μορφής συνάρτησης χρησιμότητας για τους επενδυτές. Ωστόσο, και τα δυο υποδείγματα θεωρούν ότι υπάρχει θετική σχέση μεταξύ αναμενόμενης απόδοσης των περιουσιακών στοιχείων και της επικινδυνότητάς τους.

Οι κυριότερες αδυναμίες της θεωρίας APT είναι ότι:

- i) η προσέγγιση είναι πολύ γενική και
- ii) η θεωρία δεν παρέχει ούτε μια ένδειξη για το ποιοι μπορεί να είναι οι παράγοντες

Αρκετές εμπειρικές έρευνες έχουν διεξαχθεί προκειμένου να διαπιστωθεί αν η είναι καλύτερο μοντέλο από το CAPM. Μία από τις πιο σημαντικές είναι και αυτή των Roll και Ross (1980) οι οποίοι εφάρμοσαν ανάλυση παραγόντων (factor analysis) για δεδομένα μεμονωμένων μετοχών στην περίοδο 1962-1972.

Εντόπισαν ότι τουλάχιστον τρεις ή πιθανώς τέσσερις παράγοντες, συνδέονται με τη διαδικασία της τιμολόγησης και είναι σε θέση να επεξηγήσουν τις αποδόσεις, καταλήγοντας ουσιαστικά στο συμπέρασμα ότι η APT αποτελεί σε θεωρητική και εμπειρική βάση, μία ελκυστική εναλλακτική του υποδείγματος CAPM. Το όφελος του APT είναι ότι επιτρέπει σε περισσότερους οικονομικούς παράγοντες, να χρησιμοποιηθούν για την πρόβλεψη των μελλοντικών αποδόσεων των μετοχών, ενώ από την άλλη πλευρά το CAPM θεωρεί ότι μόνο ένας παράγοντας, αποτελεί διαφοροποίηση των αποδόσεων των μετοχών σε σχέση με το χαρτοφυλάκιο της αγοράς.

Από την άλλη, υπάρχουν και κάποια μειονεκτήματα που παρουσιάζει το υπόδειγμα APT, καθώς δεν δίνει σαφή κατεύθυνση αναφορικά με τον αριθμό και το είδος των παραγόντων που επηρεάζουν τις αποδόσεις των μετοχών. Για τη διερεύνηση της σχέσης μεταξύ των τιμών των μετοχών ή της μεταβολής των αποδόσεων, έχουν διεξαχθεί πολλές μελέτες με βάσει το μοντέλο APT, χρησιμοποιώντας διάφορους μακροοικονομικούς παράγοντες, όπως των J.Kraft και A.Kraft (1976-1977), Chen, Roll και Ross (1986), Pearce και Roley (1985), Prem C. Jain (1988), Jorion (1991), Bae και Duvall (1996), Poitras (Jan 2004) και Kadir (2008).

Πιο συγκεκριμένα, οι J.Kraft και A.Kraft (1976-1977) πραγματοποίησαν μια μελέτη σχετικά με τους καθοριστικούς παράγοντες των τιμών των μετοχών. Σε αυτή τη μελέτη, ελέγχονται οι αιτιώδεις σχέσεις μεταξύ ορισμένων καθοριστικών παραγόντων που επηρεάζουν την πορεία των τιμών των μετοχών, χρησιμοποιώντας ως προσδιοριστικούς παράγοντες των τιμών των μετοχών, την προσφορά χρήματος, τον ρυθμό μεταβολής της προσφοράς χρήματος, το ποσοστό του εταιρικού συμφέροντος και μέτρου του κινδύνου. Διαπίστωσε λοιπόν, ότι υπάρχουν εμπειρικές σχέσεις μεταξύ των τιμών των μετοχών και των μεταβλητών αυτών.

Εξίσου δημοφιλής είναι και η μελέτη που διεξήχθη από τους Nai-Fu Chen, Richard Roll και Stephen A. Ross (1986), προκειμένου να προσδιοριστεί η επίδραση των οικονομικών μεταβλητών που επιδρούν στις τιμές των μετοχών. Εξετάστηκαν παράγοντες όπως, η επίδραση του πληθωρισμού, οι τιμές των τρίμηνων εντόκων γραμματίων του δημοσίου, η βιομηχανική παραγωγή, η μακροπρόθεσμη απόδοση των κρατικών ομολόγων, η απόδοση των BAA ομολόγων, ο ρυθμός αύξησης της κατανάλωσης και οι τιμές του πετρελαίου. Διαπιστώθηκε λοιπόν, ότι αρκετές από αυτές τις μεταβλητές είχαν σημαντική επίδραση στις αναμενόμενες αποδόσεις των μετοχών, ειδικότερα όταν κάποιες από αυτές ήταν ιδιαίτερα ευμετάβλητες. έτοιου είδους μεταβλητές ήταν, η βιομηχανική παραγωγή, οι μεταβολές στο ασφάλιστρο κινδύνου, η μεταβολή στην καμπύλη επιτοκίων και ο πληθωρισμός.

Οι Pearce και Roley (1985), εξέτασαν την επίδραση της ανακοίνωσης μακροοικονομικών μεταβλητών, όπως της προσφοράς χρήματος, του πληθωρισμού, της πραγματικής οικονομικής δραστηριότητας και το προεξοφλητικό επιτόκιο, στην ανταπόκριση των ημερήσιων τιμών των μετοχών.

Η υπόθεσή τους βασίστηκε στο γεγονός ότι μόνο οι εκπλήξεις και οι απρόσμενες ανακοινώσεις, κινούν τις τιμές των μετοχών.

Για την απόδειξη αυτής της υπόθεσης, χρησιμοποίησαν την ανάλυση παλινδρόμησης. Ανέλυσαν λοιπόν τα δεδομένα και προσπάθησαν να βρουν τη σημαντική σχέση μεταξύ των εκπλήξεων που σχετίζονται με τη νομισματική πολιτική και τις τιμές των μετοχών. Στο ίδιο πλαίσιο, ο Prem C.Jain (1988) αργότερα, διερεύνησε την ωριαία αντίδραση των τιμών των μετοχών και την ωριαία αντίδραση του όγκου συναλλαγών έναντι των διαφόρων μακροοικονομικών παραγόντων, όπως η προσφορά χρήματος, ο δείκτης τιμών καταναλωτή (ΔΤΚ), ο δείκτης τιμών παραγωγού, η βιομηχανική παραγωγή και το ποσοστό ανεργίας. Τα ευρήματα της μελέτης, έδειξαν ότι η επίδραση της ανακοίνωσης των μεταβλητών αυτών διήρκεσε για περίοδο μιας ώρας και διαπιστώθηκε ότι ο όγκος συναλλαγών δεν έχει καμία σχέση με τις μεταβλητές που χρησιμοποιούνται στη μελέτη.

Οι Sung C. Bae και Gregory J. Duvall (1996), προσπάθησαν να αναπτύξουν το μοντέλο πολλαπλών δεικτών με έξι μεταβλητές, συμπεριλαμβανομένων της αγοράς και της βιομηχανίας, τον δείκτη S&P-500, τον πληθωρισμό, το επιτόκιο χωρίς κίνδυνο, το δείκτη βιομηχανικής παραγωγής και δύο μεταβλητές που σχετίζονται με την αεροναυπηγική βιομηχανία. Για την ανάλυση των δεδομένων, χρησιμοποίησαν πολυμεταβλητή παλινδρόμηση.

Διαπιστώθηκε ότι οι δύο μεταβλητές, ο δείκτης S&P-500 δείκτη και το τμήμα των αμυντικών δαπανών δεν σχετίζονται με τις αποδόσεις των μετοχών. Οι άλλες ωστόσο μεταβλητές, δηλαδή ο κίνδυνος του πληθωρισμού ελεύθερης απόδοσης, η βιομηχανική παραγωγή και το φυσικό αρχείο καταγραφής των αποστολών των αεροσκαφών, βρέθηκαν να έχουν σημαντική επίδραση στις αποδόσεις των μετοχών. Για να επιβεβαιωθούν τα ευρήματα χρειάστηκε να πραγματοποιηθεί ανάλυση παλινδρόμησης.

Οι Jones και Kaul (1996), εξέτασαν την ανταπόκριση των πετρελαϊκών κρίσεων της χρηματιστηριακής αγοράς. Σκοπός της μελέτης, ήταν να διαπιστωθεί αν οι σημερινές και οι μελλοντικές αλλαγές σε πραγματικές ταμειακές ροές ή / και αλλαγές στην αναμενόμενη απόδοση, παίζουν κανένα ρόλο στην εξήγηση της αντίδρασης της διεθνούς χρηματιστηριακής αγοράς σε εκπλήξεις πετρελαίου. Από τη μελέτη διαπιστώθηκε ότι η αντίδραση των τιμών των μετοχών σε

εκπλήξεις πετρελαίου στην εποχή πριν από τον πόλεμο, μπορεί να εξηγηθεί πλήρως από πραγματικές ταμειακές ροές.

Αντίστοιχα, οι Gallagher και Taylor (2002), προσπάθησαν να εντοπίσουν την προσωρινή και μόνιμη συνιστώσα των τιμών των μετοχών. Σκοπός της εν λόγω μελέτης, ήταν να διερευνηθεί η συσχέτιση μεταξύ των μακροοικονομικών εκπλήξεων και ανταπόκριση των μεταβολών των τιμών των μετοχών. Τα ευρήματα αυτής της μελέτης αποδεικνύουν ότι δεν επιφέρουν μακροχρόνιες επιπτώσεις στις τιμές των μετοχών οι εκπλήξεις της συνολικής ζήτησης. Αποδείχθηκε επιπλέον ότι οι τιμές των μετοχών, δεν αποτελούν τυχαίες μεταβλητές και ότι η προσωρινή επίδραση στις τιμές των μετοχών, αναμένεται να ισούται με το άθροισμα των εκπλήξεων της ζήτησης.

2.6. Το μοντέλο Fama-French

Το υπόδειγμα των Fama και French (1993 και 1996), αποτελεί ένα από τα πλέον διαδεδομένα σύγχρονα υποδείγματα για την αξιολόγηση της επίδοσης των επενδυτικών χαρτοφυλακίων και ένα ευρέως χρησιμοποιούμενο υπόδειγμα για τη διάρθρωση επενδυτικών στρατηγικών από θεσμικούς επενδυτές.

Η ονομασία του υποδείγματος προήλθε από τις δύο πρωτότυπες εμπειρικές μελέτες των Fama και French, το 1993 και το 1996 αντίστοιχα. Το συγκεκριμένο υπόδειγμα αξιολόγησης, χρησιμοποιείται πλέον εκτενώς στην διεθνή επιστημονική και εμπειρική βιβλιογραφία, καθώς φαίνεται πως παρέχει πιο ολοκληρωμένη πληροφορία αναφορικά με τις πηγές κινδύνων από τις οποίες μπορούν να προκύψουν υπερβάλλουσες αποδόσεις. Επιπλέον, σε πολλές περιπτώσεις φαίνεται να έχει αυξημένη ερμηνευτική ικανότητα, σε σχέση με το CAPM.

Το υπόδειγμα των Fama & French είναι ένα επαυξημένο υπόδειγμα. Αυτό πρακτικά σημαίνει πως χρησιμοποιώντας το κλασικό μονοπαραγοντικό υπόδειγμα, ενσωματώνει έναν παράγοντα κινδύνου, ο οποίος αφορά το μέγεθος των εταιρειών (size) όπως είχε περιγράψει και ο Roll και άλλο έναν παράγοντα κινδύνου επιλογής στο χαρτοφυλάκιο μετοχών αξίας (value) ή ανάπτυξης (growth). Το υπόδειγμα αξιολόγησης της επίδοσης A/K των Fama & French δίνεται από την σχέση που ακολουθεί :

$$R_{pt} - R_{ft} = \alpha_p + \beta_{0p}(R_{mt} - R_{ft}) + \beta_{1p}SMB_t + \beta_{2p}HML_t + u_{pt} \quad (26)$$

Όπου:

$R_{pt} - R_{ft}$ είναι η υπερβάλλουσα απόδοση του A/K p

$R_{mt} - R_{ft}$ είναι η υπερβάλλουσα απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς,

SMB_t είναι η διαφορά της απόδοσης ενός χαρτοφυλακίου μετοχών μικρής κεφαλαιοποίησης και ενός χαρτοφυλακίου μετοχών μεγάλης κεφαλαιοποίησης

HML_t είναι η διαφορά της απόδοσης ενός χαρτοφυλακίου μετοχών αξίας και ενός χαρτοφυλακίου μετοχών ανάπτυξης

α_p είναι η μη φυσιολογική απόδοση του A/K p που προκύπτει μετά τη προσαρμογή της απόδοσης του A/K για τα διάφορα είδη κινδύνου

$\beta_{0p}, \beta_{1p}, \beta_{2p}$ είναι οι συντελεστές ευαισθησίας των παραγόντων κινδύνου και u_{pt} είναι ένας στοχαστικός όρος με μηδενικό μέσο και σταθερή διακύμανση.

Ο παράγοντας SMB προσεγγίζει μια μηδενικού κόστους επενδυτική στρατηγική ταυτόχρονης αγοράς (θέση long) μετοχών μικρής κεφαλαιοποίησης και πώλησης (θέση short) μετοχών μεγάλης κεφαλαιοποίησης. Η στρατηγική αυτή έχει αποδειχθεί ότι αποφέρει μια θετική μη φυσιολογική απόδοση (size effect). Οι μετοχές μικρής κεφαλαιοποίησης, θεωρούνται γενικά περισσότερο επικίνδυνες σε σχέση με τις μεγαλύτερες μετοχές, επειδή διαθέτουν λιγότερους οικονομικούς πόρους και εμφανίζουν μεγαλύτερη διακύμανση στα κέρδη τους. Επιπλέον, οι εταιρείες μικρού μεγέθους εμφανίζουν χαμηλότερη πιθανότητα να επιβιώσουν σε περιόδους παρατεταμένης οικονομικής κρίσης. Επομένως, επειδή η επένδυση σε μετοχές μικρής κεφαλαιοποίησης ενέχει μεγαλύτερο κίνδυνο οι επενδυτές απαιτούν υψηλότερη απόδοση προκειμένου να τις συμπεριλάβουν στο χαρτοφυλάκιό τους. Οι διαχειριστές γνωρίζοντας την ύπαρξη της συγκεκριμένης στρατηγικής, είναι αναμενόμενο να επιλέγουν μια θετική έκθεση στον παράγοντα, η οποία εκφράζεται τελικά με έναν θετικό συντελεστή ευαισθησίας ως προς τον παράγοντα SMB.

Από την άλλη πλευρά, ο παράγοντας HML προσομοιάζει σε μια στρατηγική ταυτόχρονης αγοράς (θέση long) μετοχών αξίας (με υψηλό λόγο λογιστική προς αγοραία αξία) και πώλησης (θέση short) μετοχών ανάπτυξης (με χαμηλό λόγο λογιστική προς αγοραία αξία). Η στρατηγική αυτή έχει αποδειχθεί ιστορικά ότι

προσφέρει μια θετική μη φυσιολογική απόδοση (value effect). Επομένως, αναμένουμε ένα θετικό συντελεστή ευαισθησίας ως προς τον παράγοντα HML, δεδομένου ότι οι διαχειριστές γνωρίζουν την ύπαρξη της συγκεκριμένης επενδυτικής πολιτικής.

Αρχικά κατατάσσουμε όλες τις μετοχές με βάση την χρηματιστηριακή αξία (market value) στο τέλος του προηγούμενου έτους. Ως χαρτοφυλάκιο μετοχών μεγάλης κεφαλαιοποίησης, περιγράφονται οι μετοχές που συνθέτουν το ανώτερο 30% της συνολικής χρηματιστηριακής αξίας, ενώ αντίθετα οι μετοχές που συνθέτουν το κατώτατο 30%, αποτελούν το χαρτοφυλάκιο μικρής κεφαλαιοποίησης.

Η απόδοση του κάθε χαρτοφυλακίου ορίζεται ως ο απλός μέσος όρος των αποδόσεων των μετοχών που απαρτίζουν το χαρτοφυλάκιο, ενώ ο παράγοντας SMB προκύπτει μετά την αφαίρεση της απόδοσης του χαρτοφυλακίου των μετοχών μεγάλης κεφαλαιοποίησης από την απόδοση του χαρτοφυλακίου των μετοχών μικρής κεφαλαιοποίησης, για κάθε μήνα. Ο λόγος Λογιστική Αξία προς Αγοραία Αξία (Book to market value) των εισηγμένων μετοχών, μας δίνει αρκετά στοιχεία για τον παράγοντα HML.

Οι μετοχές που αποτελούν το ανώτατο 30% της συνολικής χρηματιστηριακής αξίας απαρτίζουν το χαρτοφυλάκιο των μετοχών αξίας (value), ενώ το κατώτατο 30% της συνολικής χρηματιστηριακής αξίας απαρτίζουν το χαρτοφυλάκιο των μετοχών ανάπτυξης (growth). Η απόδοση του κάθε χαρτοφυλακίου υπολογίζεται ως ο απλός μέσος όρος των αποδόσεων των μετοχών που απαρτίζουν το χαρτοφυλάκιο, ενώ ο παράγοντας HML προκύπτει μετά την αφαίρεση της απόδοσης του χαρτοφυλακίου των μετοχών ανάπτυξης, από την απόδοση του χαρτοφυλακίου των μετοχών αξίας για κάθε εβδομάδα

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 3^ο

3.1 ΜΙΑ ΤΡΙΣΔΙΑΣΤΑΤΗ ΣΧΕΣΗ ΑΠΟΔΟΣΗΣ – ΚΙΝΔΥΝΟΥ ΒΑΣΙΣΜΕΝΗ ΣΤΗΝ ΑΝΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΙΚΟΤΗΤΑ ΕΝΟΣ ΧΑΡΤΟΦΥΝΑΚΙΟΥ

Το αντικείμενο του άρθρου αποτελείται από δύο τμήματα. Το πρώτο τμήμα περιγράφει μια σχέση τριών διαστάσεων κινδύνου και απόδοσης ενός χαρτοφυλακίου το οποίο δεν βρίσκεται πάνω στο όριο ελάχιστης διακύμανσης. Αποδεικνύεται, λοιπόν από τον Γ. Διακογιάννη (1999) στην εργασία *European Journal of Finance* (225-235), ότι ένα χαρτοφυλάκιο βρίσκεται τοποθετημένο εντός του αποδοτικού συνόρου αν και μόνο αν η αναμενόμενη απόδοση οποιοδήποτε υπό εξέταση χρεογράφου μπορεί να εκφραστεί ως γραμμική σχέση του συστηματικού κινδύνου του χρεογράφου στο χαρτοφυλάκιο, συνυπολογίζοντας έναν επιπλέον κίνδυνο ο οποίος έχει σχέση με την κίνηση μέσα στο όριο του αποτελεσματικού χαρτοφυλακίου. Το δεύτερο τμήμα περιλαμβάνει προηγούμενες εκτιμήσεις που σχετίζονται με τη χρήση της σχέσης αναμενόμενης απόδοσης και του συντελεστή βήτα εύκολα χρησιμοποιούμενες όταν το επιλεγμένο proxy βρίσκεται εντός του αποτελεσματικού χαρτοφυλακίου.

Στη σύγχρονη οικονομική θεωρία, αναφέρονται γραμμικές σχέσεις αναμενόμενων αποδόσεων και συντελεστών βήτα, οι οποίες προκύπτουν από την αποτελεσματικότητα της σχέσης αναμενόμενης απόδοσης και διακύμανσης ενός χαρτοφυλακίου. Το μοντέλο CAPM, το οποίο αναπτύχθηκε από τους Sharpe (1964), Linter (1965) και Mossin (1966), είναι μια συνέπεια της αποτελεσματικότητας της σχέσης αναμενόμενης απόδοσης και διακύμανσης του χαρτοφυλακίου της αγοράς. Σε μια μεγάλη μελέτη ο Black (1972), έδειξε ότι η αποτελεσματικότητα μεταξύ της αναμενόμενης απόδοσης και της διακύμανσης ενός χαρτοφυλακίου, είναι μια απαραίτητη συνθήκη για την επιβεβαίωση της γραμμικής σχέσης ισορροπίας, ανάμεσα στην αναμενόμενη απόδοση ενός χρεογράφου και τον σχετικό του κίνδυνο μέσα στο χαρτοφυλάκιο της αγοράς.

Όπως έχει προαναφερθεί στην ανάλυση των αποτελεσμάτων του Roll (1977), οι

αποκλίσεις από τη γραμμική σχέση απόδοσης – beta, δηλώνουν ότι ο δείκτης που χρησιμοποιήθηκε ως αγοραίο χαρτοφυλάκιο, είναι μη αποδοτικός. Στην περίπτωση αυτή και αφού δεν ισχύει κάποιος καινούριος παράγοντας, υπάρχει συσχέτιση με τις αποδόσεις.

Ένα πολύ χρήσιμο εργαλείο της ακαδημαϊκής και της επιχειρηματικής κοινότητας, είναι η γραμμική σχέση αναμενόμενης απόδοσης και συντελεστών βήτα. Αυτό συμβαίνει για δύο σημαντικούς λόγους:

- πρώτον επειδή λαμβάνεται υπόψη στις αποφάσεις σχετικά με τον προϋπολογισμό κεφαλαίων, στη κεφαλαιακή διάρθρωση και στον υπολογισμό της αξίας των αξιογράφων
- δεύτερον γιατί συσχετίζει τη μέτρηση της αποτελεσματικότητας των αγορών και την αξιολόγηση της απόδοσης μιας επένδυσης

Οι Fama και Macbeth (1973), Friend and Blume (1970) και ο Black (1972), κατέληξαν στο συμπέρασμα ότι υπάρχουν σημαντικές αποκλίσεις από τις προβλέψεις της θεωρίας, αν και υπάρχει μια θετική σχέση ανάμεσα στις αποδόσεις και στους συντελεστές βήτα. Αργότερα, αρκετές εμπειρικές μελέτες παρουσιάζουν αρκετά μεγάλο ενδιαφέρον καθώς απορρίπτουν τους περισσότερους αγοραίους δείκτες ως αποδοτικά χαρτοφυλάκια. Οι Jobson και Korkie (1982), Shanken (1985), Kandel και Stambaugh (1987), Zhou (1991) και MacKinlay και Richardson (1991), με τις μελέτες τους υποστήριξαν την αναποτελεσματικότητα για πολλά market proxies.

Συνεπώς, αν κάποιο market proxy κινείται μέσα στο όριο αποτελεσματικού χαρτοφυλακίου, η σχέση αναμενόμενης απόδοσης και συντελεστή βήτα δεν ταιριάζει, κάτι που μας οδηγεί στο συμπέρασμα ότι ενδεχομένως μια άλλη μεταβλητή ή μεταβλητές, μπορεί να συνδέονται με τις αναμενόμενες αποδόσεις. Δεν έχει δοθεί, ωστόσο, προσοχή στο πως η γραμμική σχέση αναμενόμενων αποδόσεων και συντελεστών βήτα πραγματικά αλλάζει, όταν το proxy βρίσκεται εντός ορίου του αποτελεσματικού χαρτοφυλακίου.

Συμβολισμοί και Παραδοχές

Υποθέτουμε την ύπαρξη n περιουσιακών στοιχείων $n \geq 3$. Οι αποδόσεις αυτών των περιουσιακών στοιχείων σε μια ενιαία αλλά ακαθόριστη περίοδο,

συμβολίζονται συνολικά από το διάνυσμα (R), οι αναμενόμενες αποδόσεις με το διάνυσμα (μ) και ο πίνακας διακυμάνσεων - συνδιακυμάνσεων με τον πίνακα (V). Ένα χαρτοφυλάκιο (p), έχει ως σταθμά το διάνυσμα (X_p). Τα στοιχεία $X_{i,p}$ αντιπροσωπεύουν τη ποσότητα πλούτου που έχει επενδυθεί στο περιουσιακό στοιχείο i . Αν χρησιμοποιήσουμε το 1 ως μοναδιαίο διάνυσμα, τα σταθμά θα ικανοποιούν τη παρακάτω σχέση:

$$\sum_i x_{ip} = \mathbf{1}^T X_p = 1 \quad (27)$$

Η αναμενόμενη απόδοση και η διακύμανση του χαρτοφυλακίου p , (R_p) και $V[R_p]$, θα είναι αντίστοιχα:

$$E[R_p] = X_p^T \mu \quad (28)$$

και

$$V[R_p] = X_p^T V X_p \quad (29)$$

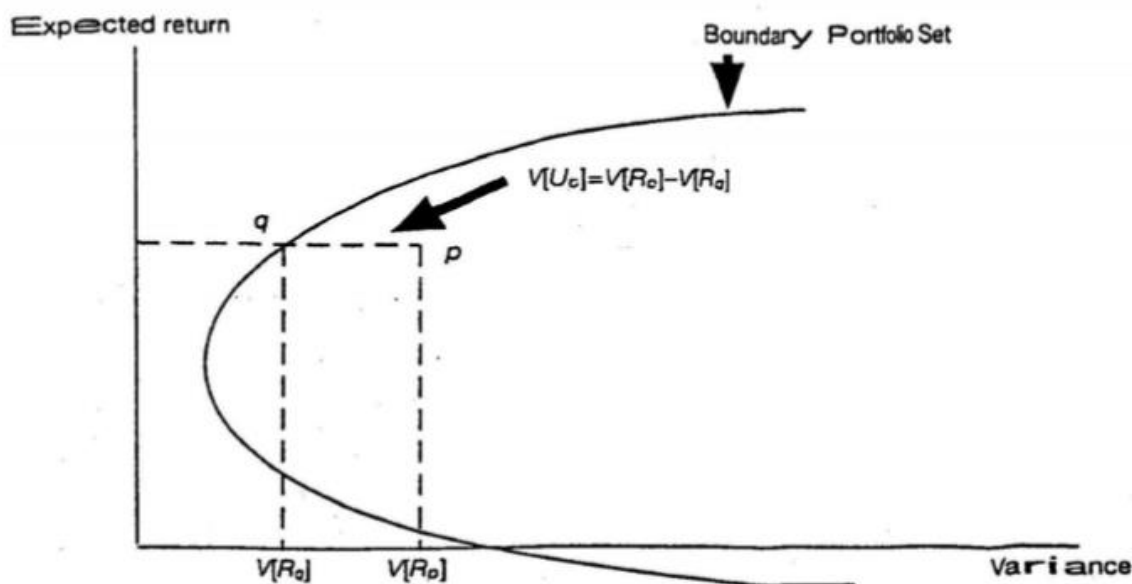
Η ανάλυση που βασίζεται στη συγκεκριμένη μελέτη, χρησιμοποιεί τα αποτελέσματα του Roll (1977) και επομένως στηρίζεται στις επόμενες υποθέσεις:

1. Ο πίνακας διακυμάνσεων – συνδιακυμάνσεων (V) είναι μη μοναδικός, θετικός και πεπερασμένος
2. Η τάξη – rank (αριθμός ανεξάρτητων στηλών ή γραμμών) του $n \times 2$ πίνακα (μ) είναι 2
3. Η ανοιχτή πώληση επικίνδυνων περιουσιακών στοιχείων επιτρέπεται.

Ιδιότητες του χαρτοφυλακίου που βρίσκεται στο εσωτερικό του αποδοτικού συνόρου

Έστω p , ένα χαρτοφυλάκιο που βρίσκεται εντός του αποδοτικού συνόρου και q , ένα αποτελεσματικό χαρτοφυλάκιο. Τα p , q έχουν την ίδια αναμενόμενη απόδοση.

Διάγραμμα 1: Τα χαρτοφυλάκια p και q έχουν $E(R_p)=E(R_q)$ και $V(R_p) \neq V(R_q)$



Η απόδοση του χαρτοφυλακίου p (R_p) ισούται με την απόδοση του χαρτοφυλακίου q (R_q) συν ένα υπολειμματικό όρο (U_p).

$$R_p = R_q + U_p \quad (30)$$

Ο υπολειμματικός όρος (U_p) έχει μηδενική αναμενόμενη απόδοση και σχετίζεται με την απόδοση του αποδοτικού χαρτοφυλακίου q (R_q). Η διακύμανση της απόδοσης του αποδοτικού χαρτοφυλακίου q είναι ίση με τη συνδιακύμανση των αποδόσεων των χαρτοφυλακίων p και q.

$$V[R_q] = \text{cov}[R_q, R_p] \quad (31)$$

Η παραπάνω σχέση αποδεικνύει ότι τα χαρτοφυλάκια p και q έχουν θετική συσχέτιση. Αν λάβουμε υπόψη ότι $V(R_q) < V(R_p)$ και $\text{cov}[R_q, R_p] > 0$, ο συντελεστής συσχέτισης μεταξύ R_p και R_q είναι θετικός. Επιπλέον, η διακύμανση του χαρτοφυλακίου p είναι:

$$V[R_p] = V[R_q + U_p] \quad (32)$$

Αφού $\text{cov}[R_q, U_p]=0$ θα έχουμε ότι:

$$V[R_p] = V[R_q] + V[U_p] \quad (33)$$

Η διακύμανση του χαρτοφυλακίου που βρίσκεται στο εσωτερικό του αποδοτικού συνόρου χωρίζεται σε δύο διαφορετικά τμήματα:

- Τη διακύμανση του αποδοτικού χαρτοφυλακίου με την ίδια αναμενόμενη απόδοση
- Της διακύμανσης του μη συσχετιζόμενου υπολειμματικού όρου (U_p).

Παρατηρούμε ότι όσο μικρότερη είναι η διακύμανση $V[U_p]$, τόσο πιο κοντά είναι η θέση του αποδοτικού συνόρου στο χαρτοφυλάκιο p . Ο συντελεστής συσχέτισης μεταξύ του R_p και U_p είναι $\sqrt{\frac{V[U_p]}{V[R_p]}}$.

Αυτό ισχύει γιατί $\text{cov}[R_p, U_p] = \text{cov}[R_p, U_p] + V[U_p]$. Όσο μεγαλύτερη γίνεται η διακύμανση του U_p τόσο μεγαλύτερη είναι η συσχέτιση μεταξύ R_p, U_p .

Η συνδυακύμανση μεταξύ των αποδόσεων ενός αξιογράφου i και των αποδόσεων του χαρτοφυλακίου p θα είναι:

$$\text{cov}[R_i, U_p] = \text{cov}[R_i, R_q + U_p] \Rightarrow \text{cov}[R_i, R_p] = \text{cov}[R_i, R_q] + \text{cov}[R_i, U_p] \quad (34)$$

Η παραπάνω σχέση μας δείχνει ότι η συνδιακύμανση μεταξύ των αποδόσεων ενός αξιογράφου i και U_p μα δείχνει τον επιπλέον κίνδυνο του αξιογράφου i καθώς κινείται στο εσωτερικό σημείο του συνόρου του αποτελεσματικού χαρτοφυλακίου. Επιπλέον υπάρχει ένα διάνυσμα $u_p \neq 0$ και

$$X_p = V^{-1}(\mu_1)A^{-1}(\mu_p 1)^T + V^{-1}u_p \quad (35)$$

Όπου:

X_p είναι το διάνυσμα με τα σταθμά του χαρτοφυλακίου p

$\mu_p = \mu_q$ το q είναι ένα αποτελεσματικό χαρτοφυλάκιο

A είναι 2×2 πίνακας πληροφοριών του αποτελεσματικού συνόρου. Ο A είναι συμμετρικός πίνακας με $a = \mu^T V^{-1} \mu$, $b = \mu^T V^{-1} 1$, $c = 1^T V^{-1} 1$

U_p είναι το διάνυσμα με τις συνδιακυμάνσεις των αποδόσεων των αξιογράφων του χαρτοφυλακίου και των καταλοίπων U_p .

Η εξίσωση του X_p γράφεται ισοδύναμα $X_p = X_q + X_{up}$ όπου $X_{up} = V^{-1} u_p$. Από τις δύο συνεπάγεται ότι $1^T X_{up} = 0$, $X_{up}^T \mu = 0$ και $X_{up}^T V X_{up} = X_{up}^T V X_p \neq 0$.

Πολλαπλασιάζοντας και τα δύο μέλη της εξίσωσης με X_p^T θα έχουμε:

$$V[R_p] = V[R_q] + X_p^T u_p \quad (36)$$

Πρέπει να σημειωθεί ότι όσο πιο κοντά βρίσκεται το χαρτοφυλάκιο p στα όρια του αποτελεσματικού χαρτοφυλακίου τόσο μικρότερη γίνεται η απόσταση $X_p^T u_p$.

Οι παρακάτω προτάσεις είναι ισοδύναμες:

1. Το χαρτοφυλάκιο p κινείται μέσα στο όριο του αποτελεσματικού χαρτοφυλακίου.
2. $\beta_p = \frac{V[Rq]}{V[Rp]} \beta_q + \frac{V[U_p]}{V[Rp]} \beta_u$ (37)

Όπου q είναι το αποτελεσματικό χαρτοφυλάκιο, $\mu_p = \mu_q$.

Οι τύποι των διανυσμάτων β_p , β_q και β_u θα είναι:

$$\beta_p = \frac{cov[R_i, R_p]}{V[R_p]} \quad (38)$$

$$\beta_q = \frac{cov[R_i, R_q]}{V[R_q]} \quad (39)$$

$$\beta_u = \frac{cov[R_i, U_p]}{V[U_p]} \quad (40)$$

Η εργασία του Γ. Διακογιάννη (1999) στηρίζεται σε μια τρισδιάστατη σχέση απόδοσης – κινδύνου. Το υπόδειγμα χρησιμοποιεί την μη αποδοτικότητα ενός χαρτοφυλακίου ως αναγκαία και ικανή συνθήκη για να εκφραστεί η αναμενόμενη απόδοση ενός αξιογράφου ως γραμμική σχέση του κινδύνου του χαρτοφυλακίου και ενός επιπλέον κινδύνου αν το χαρτοφυλάκιο κινείται στο εσωτερικό σημείο του αποδοτικού συνόρου.

Βάσει των αποτελεσμάτων της θεωρητικής μελέτης συμπεραίνουμε ότι το κόστος κεφαλαίου υποτιμάται ή υπερτιμάται με τη χρήση της γραμμικής σχέσης απόδοσης – Beta και το χαρτοφυλάκιο είναι μη αποδοτικό. Επιπροσθέτως, τα αποτελέσματα των εμπειρικών μελετών του Υποδείγματος Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων μας δείχνουν ότι η σταθερά υπερτιμάται και η κλίση υποτιμάται λόγω παρερμηνείας του κατάλληλου μοντέλου.

3.2 ΑΝΑΣΚΟΠΗΣΗ ΠΡΟΗΓΟΥΜΕΝΩΝ ΜΕΛΕΤΩΝ

Risk, Return and Equilibrium: Empirical Tests Eugene F. Fama and James D. MacBeth (1973)

Σε αυτό το άρθρο εξετάζεται η σχέση μεταξύ της μέσης απόδοσης και του κινδύνου, για τις κοινές μετοχές του χρηματιστηρίου της Νέας Υόρκης. Οι δοκιμές βασίζονται στο μοντέλο χαρτοφυλακίων δύο παραμέτρων και τα μοντέλα ισορροπίας της αγοράς που προέρχονται από το πρότυπο χαρτοφυλάκιο δύο παραμέτρων.

Η βασική υπόθεση των μοντέλων αυτών, στηρίζεται στο γεγονός ότι η τιμολόγηση των μετοχών αντικατοπτρίζει τους στόχους των επενδυτών που αποστρέφονται τον κίνδυνο να κρατήσουν τα χαρτοφυλάκια που είναι αποδοτικά. Επιπροσθέτως, οι ιδιότητες των συντελεστών και τα σφάλματα των παλινδρομήσεων του κινδύνου στις αποδόσεις, συμφωνούν με μια αποτελεσματική αγορά της οποίας η τιμές των τίτλων της είναι αποτέλεσμα των διαθέσιμων πληροφοριών της.

Σε αυτή τη μελέτη αξιοποιούνται στοιχεία που προέρχονται από τις μηνιαίες ποσοστιαίες αποδόσεις για όλες τις κοινές μετοχές που διαπραγματεύονται στο χρηματιστήριο της Νέας Υόρκης κατά τη διάρκεια της περιόδου 1926 έως 1968, συμπεριλαμβανομένων των μερισμάτων, των κερδών, των διασπάσεων και των μερισμάτων αποθεμάτων.

Το πρώτο πρόβλημα εντοπίστηκε στην πρώτη δοκιμή. Η εξίσωση της απόδοσης – κινδύνου είναι από την άποψη των αληθινών τίτλων του σχετικού κινδύνου το μέτρο β_i ενώ στις υπόλοιπες μελέτες πρέπει να γίνει χρήση της. Σε αυτό το άρθρο

$$\beta_i = \frac{cov[R_i, R_m]}{\sigma^2(R_m)} \quad (41)$$

όπου $cov[R_i, R_m]$ και $\sigma^2(R_m)$ είναι εκτιμήσεις που προέρχονται από τις μηνιαίες αποδόσεις και που η προσέγγιση που επιλέγεται για το R_m , είναι ο “αριθμητικός

δείκτης του Fisher” ένας εξίσου σταθμισμένος μέσος όρος των αποδόσεων όλων των κοινών μετοχών που διαπραγματεύονται στη Νέα Υόρκη το μήνα t .

Για να μειωθεί η απώλεια των πληροφοριών στις δοκιμές κινδύνου απόδοσης που προκαλούνται όταν χρησιμοποιούμε ένα χαρτοφυλάκιο και όχι μεμονωμένων τίτλων, ένα ευρύ φάσμα των τιμών του χαρτοφυλακίου β_p , λαμβάνεται με τη διαμόρφωση των χαρτοφυλακίων βάσει της ταξινόμησης των τιμών των β_i για κάθε μια μεμονωμένη μετοχή. Με αυτό τον τρόπο, διαμορφώνοντας χαρτοφυλάκια στη βάση της ταξινόμησης των τιμών των β_i , προκαλείται συσσώρευση των θετικών και αρνητικών σφαλμάτων δειγματοληψίας μέσα στα χαρτοφυλάκια. Ως αποτέλεσμα, ένα χαρτοφυλάκιο β_p , θα έτεινε να τονίσει το αληθινό β_p , ενώ ένα χαμηλό β_p , θα έτεινε να υπερεκτιμά το πραγματικό.

Το φαινόμενο της παλινδρόμησης μπορεί να αποφευχθεί σε μεγάλο βαθμό με τη διαμόρφωση των χαρτοφυλακίων από ταξινομημένα β_i , που θα έχουν υπολογιστεί από τα στοιχεία για ένα χρονικό διάστημα αλλά έπειτα από τη χρησιμοποίηση μια επόμενης περιόδου για να λάβει τα β_p για χρησιμοποιημένα χαρτοφυλάκια ώστε να εξεταστεί το μοντέλο δύο παραμέτρων. Τα σφάλματα ενός χαρτοφυλακίου είναι τυχαία στους τίτλους με τέτοιο τρόπο, ώστε σε ένα χαρτοφυλάκιο β_p τα αποτελέσματα του φαινομένου παλινδρόμησης να ελαχιστοποιούνται.

Παρακάτω αναφέρονται οι λεπτομέρειες της συγκεκριμένης προσέγγισης. Έστω N ο συνολικός αριθμός τίτλων που είναι διαθέσιμα στα χαρτοφυλάκια και $\text{int}(N/20)$ ο μεγαλύτερος ακέραιος αριθμός, ίσος ή μικρότερος του $N/20$. Χρησιμοποιώντας τα 4 πρώτα έτη (1926-29) μηνιαίων αποδόσεων μετοχών, δημιούργησε 20 χαρτοφυλάκια βάσει του ταξινομημένου β_i για τους μειωμένους τίτλους. Τα ενδιάμεσα 18 χαρτοφυλάκια έχουν $\text{int}(N/20) + \frac{1}{2}[N-20\text{int}(N/20)]$ τίτλους το καθένα. Το τελευταίο με το υψηλότερο β χαρτοφυλάκιο, παίρνει μια επιπλέον μετοχή αν το N είναι ζυγός αριθμός.

Για τον επαναπροσδιορισμό του β_i , χρησιμοποιούνται τα στοιχεία των πέντε επόμενων ετών (1930-34) και υπολογίζονται κατά μέσο όρο στους τίτλους μέσα στα χαρτοφυλάκια, για να λάβουν 20 χαρτοφυλάκια β_p για τις δοκιμές κινδύνου – απόδοσης. Η περίοδος t δείχνει ότι για κάθε μήνα t για τα επόμενα τέσσερα

έτη (1932-38), αυτά τα β_i επαναπροσδιορίζονται ως απλοί μέσοι όροι της μεμονωμένης μετοχής β_i . Ο όρος β_i για τους τίτλους ενημερώνεται ετήσια για το 1930 μέχρι το 1935, 1936 ή το 1937.

Σαν ένα μέτρο κινδύνου που δεν οφείλεται στο β της αγοράς για την μετοχή i , χρησιμοποιούμε τον όρο $s(r_i)$. Ο όρος αυτός αποτελεί την τυπική απόκλιση των σφαλμάτων που προκύπτουν με την μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων, από το αποκαλούμενο μοντέλο αγοράς.

Η τυπική απόκλιση των σφαλμάτων είναι το μέτρο κινδύνου που δεν οφείλεται στο β . Δηλαδή μια άποψη κινδύνου, αντίθετη σε αυτή της θεωρίας χαρτοφυλακίων, λέει ότι ο κίνδυνος μιας μετοχής μετριέται από τη συνολική διασπορά της απόδοσής της. Συμπεριλαμβάνοντας μια αγορά που εξουσιάζεται από επενδυτές που αποστρέφονται τον κίνδυνο, αυτό το μοντέλο θα προέβλεπε ότι η αναμενόμενη απόδοση μια μετοχής συσχετίζεται με τη συνολική διασπορά της απόδοσης παρά με την ακριβή απόδοση της συμβολής στη διασπορά του χαρτοφυλακίου.

$$\sigma^2(R_i) = \beta_i^2 \sigma^2(R_m) + \sigma^2(\varepsilon_i) + 2\beta_i \text{cov}(R_m, \varepsilon_i) \quad (42)$$

Για τη περίοδο 1935 – 1938, υπολογίζονται οι αποδόσεις του κάθε μήνα των 20 χαρτοφυλακίων με την ίση στάθμιση των μεμονωμένων τίτλων κάθε μήνα. Για κάθε μήνα t αυτής της περιόδου ακολούθως προκύπτει το μοντέλο παλινδρόμησης

$$\sigma^2(R_i) = \beta_i^2 \sigma^2(R_m) + \sigma^2(\varepsilon_i) + 2\beta_i \text{cov}(R_m, \varepsilon_i) \quad (43)$$

Οι αποδόσεις του κάθε μήνα των 20 χαρτοφυλακίων με την ίση στάθμιση των μεμονωμένων τίτλων κάθε μήνας υπολογίζονται επίσης για τη περίοδο 1935 – 1938. Για κάθε μήνα t αυτής της περιόδου ακολούθως προκύπτει το μοντέλο παλινδρόμησης :

$$R_{pt} = \gamma_0 + \gamma_1 \beta_{Dp, t-1} + \gamma_2 (\beta_{Dp, t-1})^2 + \gamma_3 \sigma(\varepsilon_{Dp, t-1}) + u_{pt} \quad (44)$$

Δηλαδή παλινδρομήθηκαν οι αποδόσεις των χαρτοφυλακίων με το μέτρο του

downside beta και της τυπικής απόκλισης των καταλοίπων. Το u_{it} είναι ο στοχαστικός όρος του υποδείγματος. Επιπλέον, για τον περιορισμό των σφαλμάτων μέτρησης των εκτιμήσεων (measurement errors) στην εκτίμηση των συντελεστών beta, εφαρμόστηκαν οι διαστρωματικοί έλεγχοι των Miller και Scholes. Αρχικά στην πρώτη περίοδο εκτίμησης υπολογίστηκε το beta των μετοχών και με βάση αυτό κατανεμήθηκαν οι μετοχές σε χαρτοφυλάκια με φθίνουσα σειρά, για τον σχεδιασμό των χαρτοφυλακίων για την εκτίμηση της δεύτερης περιόδου.

Τα δύο υποδείγματα εξετάστηκαν ως προς τις εξής υποθέσεις:

- Η σχέση μεταξύ της αναμενόμενης απόδοσης ενός αξιόγραφου και του κινδύνου του σε ένα αποτελεσματικό χαρτοφυλάκιο είναι γραμμική
- Το beta και στα δύο υποδείγματα είναι ο μοναδικός παράγοντας κινδύνου των μετοχών και των χαρτοφυλακίων, σε ένα αποτελεσματικό χαρτοφυλάκιο
- Το σημείο τομής των δύο συναρτήσεων με τον άξονα των αποδόσεων, είναι η απόδοση χωρίς κίνδυνο
- Η κλίση των συναρτήσεων είναι ίση με $E(R_{mt} - R_f)$, ενώ τα εμπειρικά ευρήματα των δύο υποδειγμάτων υποστήριξαν μόνο τις πρώτες δύο υποθέσεις, ανωτέρω.

Shanken, J. (1985). Multivariate tests of the zero- beta CAPM. Journal of financial economics, 14(3), 327-348

Ο Shanken (1985), χρησιμοποιώντας τη σύνθετη υπόθεση ότι η συσχέτιση της προσέγγισης με το χαρτοφυλάκιο της αγοράς υπερβαίνει κάποιο όριο, έλεγξε την ισχύ του υποδείγματος CAPM.

Πιο συγκεκριμένα, στην προσέγγισή του, ο Shanken έλεγξε τη σύνθετη υπόθεση ότι η συσχέτιση ανάμεσα στο CRSP ισοσταθμισμένο χαρτοφυλάκιο κοινών μετοχών και στο χαρτοφυλάκιο της αγοράς, υπερβαίνει το 0,7 και το υπόδειγμα CAPM τελικά ισχύει, συγκριτικά με το μη παρατηρήσιμο χαρτοφυλάκιο της αγοράς. Ωστόσο, σε επίπεδο εμπιστοσύνης 10%, η υπόθεση αυτή απορρίπτεται. Αυτό συνεπάγεται ότι είτε το μη-παρατηρήσιμο χαρτοφυλάκιο της αγοράς είναι αναποτελεσματικό, είτε ότι η συσχέτιση του με το CRSP είναι μικρότερη από 0,7.

Σημαντική καινοτομία του Shanken (1985), είναι η ευελιξία του υποδείγματος που επιτρέπει σε διάφορες μεταβλητές να ελεγχθούν ως προσεγγίσεις του χαρτοφυλακίου της αγοράς. Για παράδειγμα, επανέλαβε τους ελέγχους του χρησιμοποιώντας ως προσέγγιση της αγοράς ένα συνδυασμό του δείκτη CRSP και της απόδοσης των μακροπρόθεσμων κρατικών ομολόγων. Ακόμα και όταν χρησιμοποιεί την πιο σύνθετη προσέγγιση της αγοράς, τα αποτελέσματά του είναι σχεδόν τα ίδια, με αποτέλεσμα να απορρίπτει το υπόδειγμα CAPM.

Το δείγμα που χρησιμοποίησε ο Shanken (1985), αποτελείται από μηνιαίες αποδόσεις όλων των μετοχών CRSP για τρεις υποπεριόδους Φεβρουάριος 1995-Μάρτιος 1959, Απρίλιος 1959 - Μάιος 1965 και Ιούνιος 1965 - Ιούλιος 1971.

Προχώρησε στη δημιουργία 20 χαρτοφυλακίων, κατατάσσοντας τις μετοχές ανάλογα με την κεφαλαιοποίηση των εταιρειών και μετά χρησιμοποίησε ένα τεστ διαστρωματικού ελέγχου. Τα αποτελέσματα συγκλίνουν ότι ο δείκτης της αγοράς, είναι αναποτελεσματικός, ενώ το μέγεθος δε δείχνει να συμβάλλει σε αυτό.

Estrada, J. (2002). Systematic risk in emerging markets: the D-CAPM. Emerging Markets Review, 3(4), 365-379

Ένα από τα χαρακτηριστικά του υποδείγματος CAPM είναι ότι μετρά τον συστηματικό κίνδυνο, λόγω της ισορροπίας που οι επενδυτές εμφανίζουν στη συμπεριφορά του μέσου όρου- διακύμανσης. Ωστόσο, ένα σημαντικό μέρος της βιβλιογραφίας αμφισβητεί τη χρήση της διακύμανσης για την αξιολόγηση των αποδόσεων των μετοχών.

Η semi variance των αποδόσεων, αποτελεί το πιο πειστικό μέτρο κινδύνου και μπορεί να χρησιμοποιηθεί για να δημιουργήσει μια εναλλακτική υπόθεση συμπεριφοράς (μέση-semi variance συμπεριφορά). Σε αυτό το πλαίσιο, μπορεί να οριστεί και ένα εναλλακτικό μέτρο του κινδύνου για τη διαφοροποίηση, (το downside beta), καθώς και ένα εναλλακτικό υπόδειγμα αποτίμησης των περιουσιακών στοιχείων, το downside CAPM, ή D-CAPM.

Στη συγκεκριμένη μελέτη, ο Estrada χρησιμοποίησε δεδομένα των δεικτών Morgan Stanley Capital για αναδυόμενες αγορές, έως το τέλος του έτους 2001. Τα συμπεράσματά του υποστηρίζουν ότι το downside beta και το υπόδειγμα D-CAPM, παρουσιάζουν συγκριτική ανωτερότητα σε σχέση με τον συντελεστή beta και το υπόδειγμα CAPM.

Η ημι-διακύμανση των αποδόσεων, είναι ένα πιο ρεαλιστικό μέτρο κινδύνου. Αφενός διότι οι επενδυτές δεν επιθυμούν αρνητικές αποδόσεις και μεγάλη μεταβλητότητα σε πτωτικές αγορές και αφετέρου, η ημι-διακύμανση είναι χρησιμότερο μέτρο από τη διακύμανση όταν η κατανομή των αποδόσεων είναι ασύμμετρη. Επιπλέον, μπορεί να εφαρμοστεί και στη συμμετρική κατανομή. Τέλος, προκειμένου να γίνει εκτίμηση των αποδόσεων, το μέτρο της ημι-διακύμανσης μπορεί να συνδυάσει την πληροφόρηση της διασποράς και της ασυμμετρίας.

Στη μελέτη του ο Estrada, αξιολόγησε την ερμηνευτική ικανότητα τεσσάρων μέτρων κινδύνου, δύο στο πλαίσιο MVB (τυπική απόκλιση και beta) και δύο στο πλαίσιο MSB (την semideviation και το downside beta).

$$MR_i = \gamma_0 + \gamma_i RV_i + u_i \quad (44)$$

όπου MR_i και RV_i είναι η μέση απόδοση και η μεταβλητή κινδύνου, αντίστοιχα, και γ_0 και γ_1 είναι οι συντελεστές προς εκτίμηση.

Αντίστοιχα, εφάρμοσε και τα παρακάτω υποδείγματα για τη συνδυαστική ανάλυση των μέτρων κινδύνου.

$$MR_i = \gamma_0 + \gamma_i RV_i + \gamma_2 RV_{2i} + u_i \quad (45)$$

και

$$MR_i = \gamma_0 + \gamma_i RV_i + \gamma_2 RV_{2i} + \gamma_3 RV_{3i} + u_i \quad (46)$$

όπου:

MR_{Ni} : η μέση απόδοση του αξιόγραφου για το N μέτρο κινδύνου και

RV_{Ni} : η μεταβλητή κινδύνου.

Ο συντελεστής beta και το CAPM δέχονται κριτική, τόσο από θεωρητικής απόψεως, όσο και από εμπειρικής. Ο Estrada (2002) ωστόσο, έδειξε τον κατάλληλο τρόπο για την εκτίμηση του downside beta και το υπόδειγμα D-CAPM. Για δείγμα αναδυόμενων αγορών, τα μέτρα downside risk είναι καλύτερα από τα παραδοσιακά και ιδιαίτερα το downside beta, το οποίο εξηγεί σχεδόν το 55% της μεταβλητότητας των διαστρωματικών αποδόσεων στις αναδυόμενες αγορές.

Επιπλέον, το D-CAPM φαίνεται κατά μέσο όρο να δημιουργεί υπερβάλλουσες αποδόσεις πάνω από 2,5% ετησίως από το CAPM, μια σημαντική διαφορά για τους επενδυτές. Τέλος, το D-CAPM έχει ένα πλεονέκτημα σε σχέση με τα υποδείγματα τριών παραγόντων, καθώς είναι ευκολότερο να εφαρμοστεί.

The Cross – Section of Expected Returns

Eugene F.FAMA & Kenneth R. French (Ιούνιος 1992)

Χρησιμοποιούμε δυο εύκολα μετρήσιμες μεταβλητές, το μέγεθος και τη λογιστική τιμή, προς την τιμή της αγοράς, συνδυάζοντας τη διαστρωματική διακύμανση των μέσων αποδόσεων των μετοχών που συνδέονται με την αγορά β , το μέγεθος, τη μόχλευση, τη λογιστική τιμή προς την τιμή αγοράς και τις αναλογίες κέρδη / τιμές μετοχών. Επιπλέον, όταν το επιτρέπουν οι έλεγχοι για την διακύμανση του β , ο συντελεστής β της αγοράς είναι ανεξάρτητος του μεγέθους, ενώ η σχέση του β με τις μέσες αποδόσεις των μετοχών, είναι επίπεδη ακόμη και όταν η β είναι η μόνη επεξηγηματική μεταβλητή.

Σύμφωνα με τον Markowitz (1959) η αποδοτικότητα του χαρτοφυλάκιου αγοράς υπονοεί ότι:

- Οι αναμενόμενες αποδόσεις των μετοχών είναι μια θετική γραμμική σχέση του συντελεστή β της αγοράς, η κλίση δηλαδή της παλινδρόμησης των αποδόσεων των μετοχικών τίτλων, στην απόδοση του γενικού δείκτη της αγοράς
- Ο συντελεστής β της αγοράς αρκεί να περιγράψει τη διαστρωματική διακύμανση των αναμενόμενων αποδόσεων.

Αν και το μοντέλο των Sharpe (1964), Lintner (1965) και Black (1972), έχει

διαμορφώσει από καιρό τον τρόπο με τον οποίο οι ακαδημαϊκοί και οι επαγγελματίες σκέφτονται για τις μέσες αποδόσεις και τον κίνδυνο των μετοχικών τίτλων, ωστόσο υπάρχουν διάφορες εμπειρικές εναντιώσεις σε αυτό το μοντέλο.

Η πιο σημαντική εναντίωση, έρχεται από τη διατύπωση του Banz (1981), σύμφωνα με την οποία, η χρηματιστηριακή αξία της μετοχής της αγοράς μπορεί να εξηγήσει τη διαστρωματική διακύμανση των μέσων αποδόσεων καλύτερα από τον συντελεστή β . Ακόμη οι μέσες αποδόσεις των μετοχών των ικρών εταιριών ήταν συγκριτικά υψηλότερες από την μέση απόδοση των μετοχών των μεγάλων εταιριών.

Μια άλλη σημαντική εναντίωση στο πρότυπο αυτό, έρχεται από την πλευρά του Bhandari (1988), ο οποίος απέδειξε ότι μεταξύ της μόχλευσης και της μέσης απόδοσης, υπάρχει θετική γραμική σχέση. Είναι εύλογο ότι η μόχλευση συνδέεται με τον κίνδυνο και την αναμενόμενη απόδοση, αλλά στο SLB μοντέλο, ο κίνδυνος της χρηματοοικονομικής μόχλευσης πρέπει να συμπεριλαμβάνεται στην επίδραση του συντελεστή β της αγοράς. Ο Bhandari βρίσκει ότι η μόχλευση βοηθά στην επεξήγηση των διαστρωματικών μέσων αποδόσεων που περιέχουν τόσο την κεφαλαιοποίηση όσο και τη μεταβλητή β .

Οι Stattman (1980) και Rosenberg, Reid και Lanstein (1985), βρίσκουν ότι οι μέσες αποδόσεις στις μετοχές των Η.Π.Α, συσχετίζονται θετικά με την αναλογία της λογιστικής τιμής προς τη τιμή της αγοράς (BE/ME) μιας εταιρείας.

Ο στόχος τους είναι να αξιολογήσουν τους κοινούς ρόλους του συντελεστή β της αγοράς, του μεγέθους, του E/P, της μόχλευσης και της αναλογίας BE/ME στη διαστρωματική διακύμανση των μέσων αποδόσεων των μετοχών NYSE, AMEX, NASDAQ.

Οι Jensen & Scholes, Fama & MacBeth (1973), συμπεραίνουν ότι υπάρχει θετική σχέση μεταξύ μέσης απόδοσης των μετοχών και του συντελεστή β της αγοράς κατά τη διάρκεια της περιόδου έως το 1969, όπως ακριβώς ισχύει και στο SLB μοντέλο. Οι Reinganun (1981) και Lakonishok & Shapiro (1986), διαπιστώνουν ότι η σχέση μεταξύ β και μέσης απόδοσης, εξαφανίζεται κατά τη διάρκεια της πιο πρόσφατης του 1963 - 1990, ακόμη και όταν χρησιμοποιείται μόνο ο συντελεστής β για να εξηγήσει τις μέσες αποδόσεις. Εν ολίγοις, οι

δοκιμές δεν υποστηρίζουν την πρόβλεψη του μοντέλου SLB, ότι δηλαδή οι μέσες αποδόσεις των μετοχών σχετίζονται θετικά με τον συντελεστή β της αγοράς.

Αντιθέτως, από την απλή σχέση μεταξύ β και μέσης απόδοσης, οι πολυμεταβλητές σχέσεις μεταξύ της μέσης απόδοσης, του μεγέθους, της μόχλευσης, του λόγου E/P και του λόγου BE/ME, είναι ισχυρές. Στους πολυσυγγραμμικούς ελέγχους, υπολογίζοντας τις υπόλοιπες μεταβλητές, φαίνεται ισχυρή η αρνητική σχέση μεταξύ της μέσης απόδοσης και του μεγέθους της μετοχής. Η θετική σχέση μεταξύ της τιμής BE/ME και της μέσης απόδοσης της μετοχής, συνεχίζεται και με τη επίδραση των άλλων μεταβλητών. Επιπλέον, η τιμή BE/ME έχει ισχυρότερο ρόλο στις μέσες αποδόσεις, αν και η επίδραση μεγέθους έχει προσελκύσει περισσότερη προσοχή.

Για τις αναλύσεις, χρησιμοποιήθηκαν όλες οι μη οικονομικές εταιρείες του NYSE, AMEX και NASDAQ.. Απέκλεισαν τις υπόλοιπες, επειδή η υψηλή τους μόχλευση που αν και είναι κανονική για αυτές τις εταιρείες, πιθανώς δεν έχει την ίδια έννοια όπως για τις μη οικονομικές, όπου η υψηλή μόχλευση πιθανώς αυξάνει τον κίνδυνο. Ακόμη τα δεδομένα τους αφορούσαν την περίοδο 1962-1989.

Για την εκτίμηση του συντελεστή β της αγοράς, οι έλεγχοι χρησιμοποιούν την διαστρωματική παλινδρόμηση των Fama και MacBeth (1973). Κάθε μήνα η διαστρωματική διακύμανση των αποδόσεων των μετοχών παλινδρομείται στις μεταβλητές που επεξηγούν τις αναμενόμενες αποδόσεις.

Οι μέσοι των χρονοσειρών των μηνιαίων κλίσεων των παλινδρομήσεων παρέχουν τυποποιημένες δοκιμές για το αν οι διαφορετικές επεξηγηματικές μεταβλητές διατιμώνται κατά μέσο όρο. Αφού το μέγεθος, ο λόγος E/P, η μόχλευση και το BE/ME μετριοούνται για κάθε μετοχή, δεν υπάρχει κανένας λόγος να διαστρεβλωθούν οι πληροφορίες των μεταβλητών αυτών χρησιμοποιώντας χαρτοφυλάκια στις παλινδρομήσεις Fama και MacBeth .

Οι προηγούμενες δοκιμές χρησιμοποιούσαν χαρτοφυλάκια επειδή οι εκτιμήσεις του β της αγοράς είναι ακριβέστερες για τα χαρτοφυλάκια. Η προσέγγισή μας υπολογίζει β_s για τα χαρτοφυλάκια και έπειτα ορίζει το β ενός χαρτοφυλακίου για κάθε μετοχή μέσα στο χαρτοφυλάκιο. Με αυτό τον τρόπο γίνεται επιτρεπτή η χρησιμοποίηση μεμονωμένων μετοχών στο μοντέλο Fama & MacBeth.

Συγκεκριμένα, σύμφωνα με τους Chan και Chen (1988), διαμορφώνουμε τα χαρτοφυλάκια βάσει του μεγέθους, το οποίο όμως αποδεικνύεται πως δημιουργεί πρόβλημα συσχέτισης μεταξύ του β και του μεγέθους κάθε μετοχής των χαρτοφυλακίων. Με αυτό τον τρόπο, οι δοκιμές του μοντέλου στερούνται τη δύναμη να χωριστεί το μέγεθος από το β της αγοράς για την ανάλυση των μέσων αποδόσεων.

Για να επιτρέψουμε τη διακύμανση στο β που είναι ανεξάρτητη του μεγέθους της εταιρείας, υποδιαιρούμε σε 10 χαρτοφυλάκια βάσει της προ-ταξινόμησης του β_s για τις μεμονωμένες μετοχές. Η προ-ταξινόμηση (β_s υπολογίζεται σε 24 έως 60 μηνιαίες αποδόσεις στα 5 έτη πριν τον Ιούλιο του έτους t). Υπολογίζουμε τον συντελεστή β_s ως το άθροισμα των κλίσεων στην παλινδρόμηση της απόδοσης ενός χαρτοφυλακίου πάνω στην απόδοση της αγοράς του τρέχοντος και προγενέστερου μήνα.

Οι Chan και Chen (1988), αποδεικνύουν ότι οι εκτιμήσεις του β_s για τα χαρτοφυλάκια πλήρους περιόδου, μπορούν να ανταποκριθούν καλά στις δοκιμές του μοντέλου SLB, ακόμα και αν το πραγματικό β_s των χαρτοφυλακίων ποικίλλει στο χρόνο αν η διακύμανση των β_s είναι ανάλογη,

$$\beta_{jt} - \beta_j = \kappa_t(\beta_j - \beta) \quad (47)$$

όπου

β_{jt} είναι το πραγματικό β για το χαρτοφυλάκιο j στο χρόνο t ,

β_j είναι ο μέσος όρος των κατά τη διάρκεια του χρόνου

β είναι ο μέσος όρος των β_j

Όπως προκύπτει από την ανάλυση, η μέση κλίση από τις μηνιαίες παλινδρομήσεις των μέσων αποδόσεων των μετοχών στο μέγεθος, παίρνει την τιμή -0,15% με μια t -στατιστική -2,58. Αυτή η στατιστικά σημαντική σε επίπεδο σημαντικότητας 5% αρνητική σχέση, υπάρχει ανεξάρτητα από το ποιες άλλες επεξηγηματικές μεταβλητές θα μπουν στην παλινδρόμηση. Οι μέσες κλίσεις στο $\ln(ME)$ είναι πάντα κοντά στις 2 τυπικές αποκλίσεις από το 0. Η επίδραση του μεγέθους (οι μικρότερες εταιρίες έχουν τις υψηλότερες μέσες αποδόσεις) είναι ισχυρό για τη περίοδο 1963-1990, για τις αποδόσεις των NYSE, AMEX και

NASDAQ.

Αντίθετα με τη συνεπή επεξηγηματική δύναμη του μεγέθους, οι παλινδρομήσεις FM, δείχνουν ότι η αγορά δεν επεξηγεί τις μέσες μέσες αποδόσεις των μετοχών για τη περίοδο 1963-1993. Στις παλινδρομήσεις των αποδόσεων πάνω στο μέγεθος και το β s, το μέγεθος έχει μια επεξηγηματική δύναμη, δηλαδή μια μέση κλίση -3,41 τυπικές αποκλίσεις από το 0, αλλά η μέση κλίση για τον συντελεστή β , είναι αρνητική με μόνο 1,21 τυπικές αποκλίσεις από το 0. Συνεπώς ο συντελεστής β δεν παρουσιάζει καμία δύναμη να εξηγεί τις μέσες ποδόσεις τις FM παλινδρομήσεις που χρησιμοποιούν τους διάφορους συνδυασμούς του β με το μέγεθος, τη μόχλευση και τον λόγο E/P και BE/ME.

Οι άλλες επεξηγηματικές μεταβλητές μπορεί να συσχετίζονται με τα πραγματικά β s και αυτό είναι που μπορεί να εξηγεί τα φτωχά αποτελέσματα για το β . Ωστόσο, αυτό δεν μπορεί να εξηγήσει γιατί οι συντελεστές β δεν έχουν καμία δύναμη όταν χρησιμοποιούνται μόνοι τους για να εξηγήσουν το μέσο όρο των αποδόσεων.

Μια άλλη υπόθεση είναι ότι υπάρχει θετική σχέση μεταξύ του β και των μέσων αποδόσεων, όπως προβλέπεται από το μοντέλο SLB, αλλά η σχέση αυτή δεν είναι ευδιάκριτη εξαιτίας του θορύβου που προκαλούν οι εκτιμήσεις των β s. Όπως οι Reinganum (1981), Lakonishok και Shapiro (1986), διαπιστώνουμε πως αυτή η απλή σχέση μεταξύ β και μέσης απόδοσης, εξαφανίζεται κατά τη διάρκεια της πρόσφατης περιόδου 1963-1990.

Μια ισχυρή αρνητική σχέση μεταξύ μέσης απόδοσης και εταιρικού μεγέθους θεμελιώνεται το 1981 από τον Banz. Το 1988 ο Bhandari διαπιστώνει ότι η μέση απόδοση συσχετίζεται θετικά με τη μόχλευση και ο Basu (1983) βρίσκει μια θετική σχέση μεταξύ της μέσης απόδοσης και E/P. Οι Stattman(1980) και Rosenberg, Reid, Lanstein (1985), βρίσκουν μια θετική σχέση μεταξύ των μέσων αποδόσεων στα ιαπωνικά χρεόγραφα. Μεταβλητές όπως, το μέγεθος, E/P, η μόχλευση και η τιμή BE/ME αποτελούν την τιμή της μετοχής. Μπορούν να θεωρηθούν ως διαφορετικοί τρόποι εξαγωγής πληροφοριών για τις τιμές των μετοχών.

Όλες οι παραπάνω μεταβλητές μπορούν να θεωρηθούν ως διαφορετικοί τρόποι

εξαγωγής πληροφοριών για τις τιμές των μετοχών, οπότε είναι λογικό να αναμένουμε ότι μερικές από αυτές είναι περιττές για την εξήγηση των μέσων αποδόσεων. Το κύριο αποτέλεσμα μας για το 1963-1990, είναι ότι το μέγεθος και η τιμή BE/ME επεξηγούν την cross-section διακύμανση των μέσων αποδόσεων των μετοχών που σχετίζονται με το μέγεθος, το E/P, την τιμή BE/ME και τη μόχλευση.

Pettengill, G., Sundaram, S., & Mathur, I. (2002). Payment For Risk: Constant Beta Vs. Dual-Beta Models. Financial Review, 37(2), 123-135

Μια εναλλακτική προσέγγιση για την αξιολόγηση της αξιοπιστίας του συντελεστή beta στη μέτρηση του κινδύνου, πρότειναν οι Pettengill et al. (2002). Οι επενδυτές συνειδητοποιούν ότι υπάρχει μια μη-μηδενική πιθανότητα και ότι η απόδοση της αγοράς θα είναι μικρότερη από την απόδοση μηδενικού κινδύνου. Κανένας επενδυτής δεν είναι διατεθειμένος να διακρατήσει το αξιόγραφο χωρίς κίνδυνο, αν αντιληφτεί με βεβαιότητα ότι η απόδοση της αγοράς θα είναι μεγαλύτερη από το επιτόκιο μηδενικού κινδύνου. Επομένως, όταν οι πραγματοποιηθείσες αποδόσεις της αγοράς, υπερβαίνουν το επιτόκιο μηδενικού κινδύνου, θα πρέπει να υπάρχει μια θετική σχέση μεταξύ του συντελεστή beta και της απόδοσης. Ομοίως, όταν οι υπερβάλλουσες αποδόσεις είναι αρνητικές, τότε θα πρέπει να υπάρχει μια αρνητική μεταξύ των beta και της απόδοσης.

Χρησιμοποιώντας τα δεδομένα χρηματιστηριακής αγοράς των ΗΠΑ κατά την περίοδο 1936-1990, διαπιστώθηκε μια σημαντικά θετική (αρνητική), σχέση μεταξύ του βήτα και απόδοσης, όπου η υπερβάλλουσα απόδοση της αγοράς είναι θετική (αρνητική). Επίσης εντόπισαν και μια υποστήριξη για μια θετική αντίστροφη σχέση κινδύνου-απόδοσης, σύμφωνα με την προσέγγιση της Pettengill, Sundaram και Mathur (1995), εμπειρικές μελέτες που έχουν διεξαχθεί και για άλλα χρηματιστήρια.

Ο Fletcher (1997), βρήκε μια σημαντικά ισχυρή σχέση μεταξύ του beta και των αποδόσεων στην αγορά του Ην. Βασιλείου για την περίοδο 1975 έως 1994 εξετάζοντας τη σχέση τους, αν και σε ανοδικές και πτωτικές αγορές δεν είναι συμμετρική, καθώς η σχέση γίνεται ισχυρότερη σε πτωτικές αγορές. Την εν λόγω σχέση εξέτασε επίσης και ο Isakov (1999), για το ελβετικό χρηματιστήριο όμως, για την περίοδο 1983-1991, διαπιστώνοντας ότι το beta σχετίζεται

σημαντικά με τις πραγματοποιηθείσες αποδόσεις και έχει το αναμενόμενο πρόσημο. Τα μέτρα που χρησιμοποιούνται κυρίως για την εκτίμηση της σχέσης είναι ο συντελεστής προσδιορισμού R^2 και το τυπικό σφάλμα της παλινδρόμησης.

Tang, G. Y., & Shum, W. C. (2003). The relationships between unsystematic risk, skewness and stock returns during up and down markets. *International Business Review*, 12(5), 523-541.

Μια ενδιαφέρουσα οπτική προσέφεραν οι Tang και Chum (2003), με δεδομένα από τη βάση DataStream, με αποδόσεις των δεικτών 13 χωρών (Γαλλία, Γερμανία, Ολλανδία, Ηνωμένο Βασίλειο, την Ιαπωνία, τον Καναδά, τις ΗΠΑ, το Βέλγιο, η Δανία, η Ελβετία, το Χονγκ Κονγκ, τη Σιγκαπούρη και την Ταϊβάν), και τον παγκόσμιο δείκτη Morgan Stanley Capital International (MSCI). Η περίοδος του δείγματος καλύπτει από το 1991 έως το 2000 και αποτελείται από 120 μηνιαίες αποδόσεις και 522 εβδομαδιαίες αποδόσεις. Συγκεκριμένα εφάρμοσαν εδώ τη μεθοδολογία των Fama και MacBeth (1973), για χρονικό διάστημα 10 ετών, το οποίο χώρισαν σε δύο διαδοχικές μη-επικαλυπτόμενες υποπεριόδους: την 1η περίοδο εκτίμησης (1991-1995) και τη 2η περίοδο (1996-2000). Η όλη διαδικασία, έγινε με την παρατήρηση του πρώτου μήνα κατά τη διάρκεια της περιόδου εκτίμησης (Ιανουάριος 1991), προσθέτοντας την παρατήρηση του δεύτερου μήνα κατά την περίοδο δοκιμής (Φεβρουάριος 1996) για τις μηνιαίες αποδόσεις.

Η διαδικασία αυτή επαναλαμβάνεται και για τους επόμενους μήνες μέχρι και τον τελευταίο μήνα της δοκιμαστικής περιόδου (Δεκέμβριος του 2000). Οι μηνιαίες αποδόσεις των 13 χωρών σε όλη την περίοδο δοκιμών, υποχώρησαν στη συνέχεια, στις αντίστοιχες εκτιμώμενες παραμέτρους τους, εκτελώντας μια σειρά παλινδρομήσεων.

Η ίδια διαδικασία ακολουθήθηκε και στην ανάλυση με τις εβδομαδιαίες αποδόσεις, με rolling window μιας βδομάδας κάθε φορά. Οι Tang και Shum (2003), υποστήριξαν ότι η αναμενόμενη απόδοση μιας διεθνούς χρηματιστηριακής αγοράς, δεν είναι μόνο συνάρτηση της συνδιακύμανσης της με το χαρτοφυλάκιο της παγκόσμιας αγοράς (το beta της χώρας), αλλά υπόκειται και στην ύπαρξη των κινδύνων των συναλλαγματικών ισοτιμιών. Αυτές

με τη σειρά τους, αποτελούν συνάρτηση των συσχετίσεων των διεθνών αποδόσεων (τα beta των νομισμάτων) και ως εκ τούτου, θα πρέπει να χρησιμοποιείται το υπόδειγμα International-CAPM για την εκτίμηση των beta.

Μετά από τις παραπάνω προσεγγίσεις, το beta της χώρας υπολογίζεται χρησιμοποιώντας τα δεδομένα 5 ετών, σε κάθε υπό-δείγμα από την παλινδρόμηση απόδοσης του δείκτη της χώρας, έναντι των αποδόσεων της παγκόσμιας αγοράς, συν 12 επιπλέον ασφάλιστρα κινδύνου νόμισμα, χρησιμοποιώντας την ακόλουθη εξίσωση:

$$R_{it} = b_{iw} RP_{wt} + \gamma_{i1} RP_{1t} + \gamma_{i2} RP_{2t} + \dots + \gamma_{ik} RP_{kt} + e_{it} \quad (48)$$

όπου

R_{it} είναι η υπερβάλλουσα απόδοση ενός δείκτη χώρας i κατά την περίοδο t ,
 b_{iw} είναι η ευαισθησία του δείκτη χώρα i με την παγκόσμια αγορά,
 RP_{wt} είναι το ασφάλιστρο κινδύνου της παγκόσμιας αγοράς, το οποίο ισούται με το την απόδοση της παγκόσμιας αγοράς μείον το ποσοστό εγχώριας απόδοση χωρίς κίνδυνο ($RW;R_f$) κατά την περίοδο t ,
 γ_{i1} έως γ_{ik} είναι η ευαισθησία του περιουσιακού στοιχείου i στα νομίσματα 1 έως k
 RP_{1t} έως RP_{kt} είναι τα ασφάλιστρα κινδύνου για τα νομίσματα 1 έως k στο ίδιο διάστημα.

Η σχέση ισορροπίας του International-CAPM εκφράζεται σε όρους αναμενόμενων αποδόσεων. Για τον έλεγχο του υποδείγματος με τα ιστορικά στοιχεία, χρησιμοποίησαν τη στοχαστική διαδικασία που προτείνονται από τους Fama και MacBeth (1973):

$$R_{jt} = \gamma_{0t} + \gamma_{1t}\beta_j + \gamma_{2t}\beta_j^2 + \gamma_{3t}S_j + \gamma_{4t}SKW_j + \gamma_{5t}\sigma_j^2 + \gamma_{6t}KUR_j + \mu_{jt} \quad (49)$$

όπου

R_{jt} είναι υπερβάλλουσα απόδοση της χώρας j κατά τη χρονική στιγμή t ,
 β_j είναι ο συστηματικός κίνδυνος χώρας j ,
 S_j είναι μη συστηματικό κίνδυνο χώρας j ,
 SKW_j είναι σχετικός συντελεστής ασυμμετρίας της χώρας j ,
 σ_j^2 είναι ο συνολικός κίνδυνος της χώρας j ,
 KUR_j είναι σχετικός συντελεστής κύρτωσης της χώρας j και

μ_{jt} είναι ένας όρος διαταραχής υποτίθεται ότι έχουν μηδενική μέση τιμή και να συσχετίζονται με όλες τις άλλες μεταβλητές

Για τη σύγκριση της προσαρμογής (ή την προβλεπτική ικανότητα) σε διάφορα μοντέλα των μέτρων στατιστικού κινδύνου, χρησιμοποιείται ο προσαρμοσμένος συντελεστής προσδιορισμού (R^2 -adj). Εκτός από ένα δείκτη σταθμισμένο βάσει της αξίας (VWI), χρησιμοποιήθηκε και ένας ισοσταθμισμένος δείκτη (EWI) για την όλη διαδικασία, για να διαπιστωθεί εάν τα αποτελέσματα από τη χρήση αυτών των δύο συμπίπτουν. Οι Pettengill et al. (1995), διατύπωσαν ότι αν υπάρχει μια συστηματική σχέση μεταξύ του beta και των αποδόσεων απαιτούνται δύο προϋποθέσεις για μια θετική απόδοση (α). Πρώτον, να είναι θετική η μέση υπερβάλλουσα απόδοση της αγοράς και δεύτερον να είναι συμμετρική μεταξύ θετικών και αρνητικών μεταβολών της αγοράς, η σχέση κινδύνου-απόδοσης.

Όταν η δεσμευμένη (υπό συνθήκες) σχέση μεταξύ βήτα και απόδοσης θεωρείται, παρατηρείται μια σημαντικά θετική (αρνητική) σχέση στις ανοδικές (πτωτικές) αγορές. Η σχέση αυτή είναι σημαντικά μη-γραμμική στις ανοδικές αγορές. Οι επενδυτές δεν αντισταθμίζουν μόνο τον συστηματικό κίνδυνο, αλλά επίσης και τον μη-συστηματικό κίνδυνο. Τόσο η ασυμμετρία, όσο και ο συνολικός κίνδυνος, διαδραματίζουν σημαντικό ρόλο στην τιμολόγηση των περιουσιακών στοιχείων υψηλού κινδύνου. Τα αποτελέσματα υποστηρίζουν ότι οι επενδυτές προτιμούν θετική ασυμμετρία, αλλά θα ζητήσουν ασφάλιστρο για τη μη συστηματική, ώστε να αποδεχτούν υψηλότερο κίνδυνο, ενώ παρέχουν ενδείξεις ότι οι διεθνείς επενδυτές δεν κατέχουν καλά διαφοροποιημένα χαρτοφυλάκια. Η μέση υπερβάλλουσα απόδοση της αγοράς είναι σημαντικά θετική, αλλά η συμμετρία του κινδύνου-απόδοσης σε σχέση με τις ανοδικές και πτωτικές αγορές είναι αδύναμη. Το beta είναι ένα καλό μέτρο εκτίμησης του κινδύνου.

Galagedera, D. U. (2007). An alternative perspective on the relationship between downside beta and CAPM beta. *Emerging Markets Review*, 8(1), 4-19.

Ο Galagedera (2007), εξέτασε την αποτελεσματικότητα τεσσάρων μέτρων κινδύνου, αφενός του παραδοσιακού συντελεστή βήτα του CAPM και αφετέρου

τριών εναλλακτικών μέτρων κινδύνου (downside risk measures). Το εξεταζόμενο δείγμα αφορούσε σε αποδόσεις των χρηματιστηριακών δεικτών αναδυόμενων αγορών, δείχνοντας ότι η σχέση μεταξύ του CAPM beta και του downside beta, εξαρτάται από την τυπική απόκλιση, την ασυμμετρία και την κύρτωση της κατανομής των αποδόσεων του χαρτοφυλακίου της αγοράς. Ως εκ τούτου, η επιλογή του μέτρου εκτίμησης του συστηματικού κινδύνου εξαρτάται από την αγορά.

Τα μέτρα που χρησιμοποιήθηκαν είναι:

Η μέθοδος των Bawa και Lindenberg (1977), με τη χρήση του downside beta, το οποίο συμβολίζεται ως β_{im} και υπολογίζεται από τον τύπο:

$$\beta_{im} = E[(R_i - R_f) \min(R_m - R_f, 0)] / E[\min(R_m - R_f, 0)]^2 \quad (50)$$

όπου

R_i είναι η απόδοση του περιουσιακού στοιχείου i ,

R_m είναι η απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς και

R_f είναι η απόδοση του περιουσιακού στοιχείου χωρίς κίνδυνο.

Η μέθοδος των Harlow and Rao (1989) με τη χρήση του downside beta (HRbeta) μπορεί να εκφραστεί ως εξής:

$$\beta_{im} = E[(R_i - \mu_i) \min(R_m - \mu_m, 0)] / E[\min(R_m - \mu_m, 0)]^2 \quad (51)$$

όπου μ_i και μ_m είναι η μέση απόδοση για το μετοχή ή χαρτοφυλάκιο i και για την αγορά αντίστοιχα.

Η μέθοδος του Estrada (2002) με τη χρήση του downside beta-risk (E-beta) που δίνεται από τη σχέση:

$$\beta_{im}^E = E[\min(R_i - \mu_i, 0) \min(R_m - \mu_m, 0)] / E[\min(R_m - \mu_m, 0)]^2 \quad (52)$$

Woodward, G., & Anderson, H. M. (2009). Does beta react to market conditions? Estimates of 'bull' and 'bear' betas using a nonlinear market model with an endogenous threshold parameter. Quantitative Finance, 9(8), 913-924

Οι Woodward και Anderson (2009), βασίστηκαν στις τάσεις των αγορών σε ανοδικές και πτωτικές πορείες για την ανάλυση τους και εντόπισαν την κυκλική κίνηση της χρηματιστηριακής αγοράς, χρησιμοποιώντας έναν κινητό μέσο όρο 12-μηνών των λογαριθμικών αποδόσεων που σχετίζονται με τον δείκτη All Ordinaries Accumulation Index.

Όπως ακριβώς οι Pagan και Sossounov (2003) και Lunde και Timmermann (2004), εντόπισαν παρατεταμένες περιόδους ανόδου ή πτώσης, που συνήθως συνδέονται με τις έννοιες του «ταύροι» και «αρκούδες». Επίσης, χρησιμοποιώντας χωρίς συνθήκες απλή παλινδρόμηση του συντελεστή βήτα για κάθε μετοχή ή χαρτοφυλάκιο μπορεί να εκτιμηθεί με βάση το υπόδειγμα CRM (constant risk market model) που δίνεται από τη σχέση:

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_i R_{mt} + \epsilon_{it} \quad (53)$$

Και ένα υπόδειγμα διπλού βήτα μπορεί να οριστεί ως:

$$R_{it} = \alpha_i + \alpha_i^U D_t + \beta_i R_{mt} + \beta_{it}^U D_t R_{mt} + \epsilon_{it} \quad (54)$$

όπου

D_t είναι μια ψευδομεταβλητή που ορίζει τις ανοδικές και πτωτικές αγορές λαμβάνοντας την τιμή 1, αν ένας δείκτης για την κατάσταση της αγοράς συμβολίζεται με M_t υπερβαίνει κάποια κρίσιμη τιμή c , και 0 διαφορετικά. Η απόδοση της αγοράς R_{mt} , και η παράμετρος c συχνά τίθεται ίση με μηδέν.

Είναι επίσης κοινό να παραλείψετε το U_i ; Dt όρο με τον τρόπο αυτό και αν υποτεθεί ότι το σημείο τομής δεν μεταβάλλεται με την κατάσταση της αγοράς.

Σε αυτή την εργασία που $M_t = R_t^*$, δεδομένου ότι δεν υπάρχει καμία θεωρία με την οποία να προσδιορίζετε η c και δεν υπάρχει λόγος να πιστεύουμε ότι η c θα είναι η ίδια για όλους τους επενδυτές, ορίζεται ως τυχαία μεταβλητή. Από τη στιγμή που ισχύει το υπόδειγμα DBM, η αγορά μετοχών του κλάδου i θα θεωρείται πτωτική όταν $R_t^* < c_i$ και ανοδική όταν $R_t^* > c_i$.

Το υπόδειγμα logistic smooth transition regression model (LSTM):

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_i R_{mt} + (\alpha_i^U + \beta_{ii}^U R_{mt}) F(M_t) + \varepsilon_{it} \quad (55)$$

$$F(M_t) = (1 + \exp[-\gamma_i(M_t - c_i)])^{-1} \quad \text{με το } \gamma_i > 0 \quad (56)$$

Τα αποτελέσματα διαφέρουν από προηγούμενες εργασίες σε πολλά σημαντικά σημεία. Το πιο σημαντικό, είναι οι ενδείξεις ότι το βήτα ποικίλλει μεταξύ των ανοδικών και πτωτικών αγορών. Το αποτέλεσμα αυτό φαίνεται να οφείλεται εν μέρει στη χρήση ενός δείκτη της αγοράς με βάση τις τάσεις. Οι εκτιμήσεις του LSTM δείχνουν ότι η μετάβαση του κύκλου είναι απότομη για τις περισσότερες βιομηχανίες και αυτό ίσως οφείλεται στη συμμετρία της πληροφόρησης των επενδυτών. Τα beta είναι σημαντικά διαφορετικά σε 21 από τους 24 κλάδους. Μία πιθανή εξήγηση για την έλλειψη μιας σαφούς σχέσης μεταξύ του κινδύνου και του βήτα, προσφέρεται από τους Ang et al. (2006), οι οποίοι χρησιμοποιούν μια «συνάρτηση χρησιμότητας για την απογοήτευση» για να δείξουν ότι η αποζημίωση για την κάλυψη του downside risk δεν είναι απλώς μια αποζημίωση για το βήτα της αγοράς.

Woodward, G., & Brooks, R. (2009). Do realized betas exhibit up/down market tendencies?. International Review of Economics & Finance, 18(3), 511-519.

Στη μελέτη τους οι Woodward & Brooks (2009), διερεύνησαν πιθανές μη γραμμικές σχέσεις, κυκλική συμπεριφορά και διαχρονική εξάρτηση μεταξύ των μηνιαίων συντελεστών beta για 39 κλαδικά χαρτοφυλάκια στις ΗΠΑ, χρησιμοποιώντας το υπόδειγμα STAR (smooth transition autoregressive).

Χρησιμοποιήθηκαν ημερήσια δεδομένα των τιμών για 39 κλαδικούς δείκτες των ΗΠΑ, για τον δείκτη S&P500 και τον σύνθετο δείκτη S&P500 από την Datastream. Τα δεδομένα αφορούσαν την περίοδο 2 Ιανουαρίου 1990 έως 12 Νοεμβρίου 2004.

Η χρήση των υποδειγμάτων STAR, προϋποθέτει την ύπαρξη μιας δομής μη γραμμικής μετάβασης των συντελεστών beta. Οι Chen και Huang (2007), επέκτειναν τη χρήση της μη γραμμικής μετάβασης των συντελεστών beta στο υπόδειγμα ICAPM για ασιατικές χρηματιστηριακές αγορές και βρήκαν προσαρμογή των συντελεστών beta του ICAPM σε διαφορετικές συνθήκες των αγορών.

Οι Woodward & Brooks (2009), επέκτειναν το μοντέλο STAR που αναπτύχθηκε από τους Teräsvirta και Anderson (1992) και Granger και Teräsvirta (1993). Το βασικό πλεονέκτημα του μοντέλου STAR είναι ότι επιτρέπει την ομαλή ως διακριτή από μια απότομη μετάβαση, μεταξύ διαφορετικών καταστάσεων, όπως μια ανοδική και πτωτική αγορά.

Το υπόδειγμα STAR τάξης k, ορίζεται ως εξής:

$$\beta_t = \alpha_0 + 1A'B_t + (\theta_0 + 1\Theta'B_t) \times F(R_{mt} - d) + \varepsilon_t \quad (57)$$

όπου

$$B_t = (\beta_{t-1}, \beta_{t-2}, \dots, \beta_{t-k})'$$

$$A'_1 = (\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_k)'$$

$$\Theta'_1 = (\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_k)'$$

$\varepsilon_t \sim \text{nid}(0, \sigma^2)$, F είναι μια συνάρτηση μετάβασης,

$R_{mt} - d$ είναι η μεταβλητή μετάβασης και

d είναι η παράμετρος υστέρησης.

Επομένως στη γενικευμένη μορφή του ανωτέρω υποδείγματος, ο συντελεστής beta εξαρτάται από τη διαχρονική εξέλιξη του, ενώ η μετάβασή του σε διαφορετικά καθεστώτα, εξαρτάται από τη μορφή της συνάρτησης F, καθώς και της αλληλεπίδρασής του με τις παρελθούσες αποδόσεις της αγοράς, $R_{mt} - d$.

$$F(R_{mt-d})=[1+\exp\{-\gamma(R_{mt-d}-c)\}]^{-1}, \gamma>0 \quad (57)$$

ή εναλλακτικά

$$F(R_{mt-d})=1-\exp\{-\gamma(R_{mt-d}-c)^2\} \quad (58)$$

όπου γ εκτιμά την ταχύτητα μετάδοσης, από μια κατάσταση σε μια άλλη και το c είναι ο μέσος μεταξύ των δύο καταστάσεων.

Η διαδικασία μοντελοποίησης ακολουθεί τα τρία στάδια που όρισαν οι Granger and Teräsvirta (1993).

(a) Επιλογή της τάξης του αυτοπαλίνδρομου υποδείγματος, με τη χρήση υποδειγμάτων AR για διαφορετικές τάξεις και η μέγιστη τιμή του k επιλέγεται με το κριτήριο AIC και τη στατιστική Ljung–Box για αυτοσυσχέτιση.

(b) Ο έλεγχος γραμμικότητας έναντι του STAR, για ένα εύρος τιμών της παραμέτρου υστέρησης d , γίνεται με τη χρήση ενός γραμμικού υποδείγματος.

$$\beta_t = \phi_0 + \phi_1 B_t + \phi_2 B_t R_{mt-d} + \phi_3 B_t R_{mt-d}^2 + \phi_4 B_t R_{mt-d}^3 + W_t \quad (59)$$

Ο έλεγχος γραμμικότητας είναι $H_0: \phi'_2 = \phi'_3 = \phi'_4 = 0$. Για τον προσδιορισμό της τιμής της παραμέτρου d , γίνεται εκτίμηση της συνάρτησης, για $1 \leq d \leq D$. Όταν απορριφθεί η γραμμικότητα, για περισσότερες από μια τιμές του d , τότε η παράμετρος επιλέγεται ως $d = \arg \min p(d)$ για $1 \leq d \leq D$, όπου $p(d)$ είναι το p -value του ελέγχου γραμμικότητας.

(c) Τέλος ακολουθούν οι έλεγχοι:

$$H_{04}: \phi_4=0 \quad H_{04}: \phi_4=0$$

$$H_{03}: \phi_3=0 | \phi_4=0$$

$$H_{02}: \phi_2=0 | \phi_3=\phi_4=0.$$

Το υπόδειγμα LSTAR επιλέγεται εάν απορριφθεί η H_{04} .

Οι έλεγχοι απορρίπτουν την ύπαρξη γραμμικότητας για όλα τα κλαδικά χαρτοφυλάκια, πέραν από οκτώ κλάδους. Τα εκτιμώμενα μη γραμμικά υποδείγματα, έδειξαν ότι οι μέσοι συντελεστές βήτα των κλάδων που χαρακτηρίζονται από ασύμμετρη κυκλικότητα, με την ταχύτητα της μετάβασης από την ανοδική αγορά στην πτωτική, είναι σχετικά αργοί για επτά κλάδους. Επίσης, σημείωσαν ότι η διαχρονική εξάρτηση των συντελεστών βήτα στους κλάδους από την άνοδο στην πτώση, δεν εξαρτάται από τη διάρκεια της ανοδικής ή πτωτικής αγοράς

Artavanis, N., Diacogiannis, G., & Mylonakis, J. (2010). The D-CAPM: The Case of Great Britain and France. International Journal of Economics and Finance, 2(3), p25.

Το υπόδειγμα αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων (CAPM) και η αποτελεσματικότητά του στην πρόβλεψη των μελλοντικών αποδόσεων των μετοχών, έχει εξεταστεί εκτενώς στη διεθνή επιστημονική βιβλιογραφία. Τα στοιχεία δείχνουν ότι δεν υπάρχει σημαντική σχέση μεταξύ των μέσων αποδόσεων και των βήτα της αγοράς. Ο συντελεστής beta του υποδείγματος CAPM δεν αρκεί για να εξηγήσει τη σχέση διακύμανσης και αναμενόμενης απόδοσης, όπως παρουσιάζεται στις μελέτες των Fama και French (1992) και (1993).

Η διαπίστωση αυτή επιβεβαιώνεται από τους Grinold (1993), Davis (1994), O και Ng (1994), Fama και French (1995), (1996), (1998) και (2004) και Javid και Ahmad (2008), καθώς και σε πληθώρα άλλων μελετών.

Επιπροσθέτως, αρκετές μελέτες δοκιμής για το τυχαίο του beta έγιναν από τον Levy (1974). Επιπλέον, οι Fabozzi και Francis (1977), εκτίμησαν και δοκίμασαν τη σταθερότητα των βήτα συντελεστών για τις bull και bear αγορές, αλλά δεν βρίσκουν στοιχεία που να υποστηρίζουν την αστάθεια του beta. Ο Chen (1982), στην έρευνά του επιτρέπει το beta να είναι μη στάσιμο στις πάνω και κάτω αγορές και καταλήγει στο συμπέρασμα ότι, υπό την προϋπόθεση είτε σταθερό ή μεταβαλλόμενο βήτα, οι επενδυτές παίρνουν ασφάλιστρο για τον κίνδυνο επιδείνωσης της κατάστασης.

Οι Braun, et al. (1995) και Chou και Engle (1999), διερευνούν την επίδραση των καλών και των κακών ειδήσεων που ονομάζονται αποτελέσματα μόχλευσης,

όπως μετράται από τη θετική και την αρνητική απόδοση των beta. Οι Bali et al. (2009), επίσης επέκριναν το πλαίσιο της μέσης απόδοσης και της διακύμανσης για την εκτίμηση των απαιτούμενων αποδόσεων από τους επενδυτές. Με δεδομένο αυτό, ανέλυσαν τη σχέση κινδύνου-απόδοσης με έμφαση στην αξία σε κίνδυνο (Value at Risk-VaR) και άλλα downside μέτρα κινδύνου. Επιπλέον, πιο πρόσφατες έρευνες θεωρούν επίσης τη σχέση μεταξύ του downside κινδύνου και των αποδόσεων των μετοχών, σημαντικότερη από το παραδοσιακό CAPM. Ο Barro (2006), αξιολόγησε το υπόδειγμα των Mehra και Prescott (1985), για τις ακραίες αποδόσεις και διαπίστωσε ότι ενδεχόμενες καταστροφές και ακραίες καταστάσεις στις αγορές, μπορούν να εξηγήσουν μια σειρά από ανωμαλίες στα υποδείγματα αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων.

Με δεδομένη την παραπάνω συζήτηση, πολλοί ερευνητές τροποποιούν το πρότυπο CAPM, ώστε να επικεντρωθεί σε downside μέτρα κινδύνου. Αυτές οι προσεγγίσεις περιλαμβάνουν μεταβλητές του συντελεστή βήτα, όπως το LPMCAPM. Οι Freeman και Guermat (2006), με τη σειρά τους αναλύουν εναλλακτικές μορφές του συντελεστή beta, όπου η σχέση μεταξύ βήτα και αποδόσεων, ελέγχεται σε διαφορετικές περιόδους και πορείες της αγοράς. Διαισθητικά, οι μετοχές με υψηλότερους συντελεστές beta θα πρέπει να παρουσιάζουν υψηλότερες αποδόσεις σε σχέση με αυτές της αγοράς. Οι Pedersen και Hwang (2007), εξέτασαν μετοχές του Ηνωμένου Βασιλείου και βρήκαν ότι το παραδοσιακό CAPM εξηγεί αποδόσεις για την πλειοψηφία των μετοχών στο δείγμα τους, αλλά οι αποδόσεις των μετοχών μικρής κεφαλαιοποίησης εξηγούνται από το LPM-CAPM καλύτερα.

Επιπλέον, ένα σημαντικό κομμάτι της πρόσφατης έρευνας επικεντρώνεται σε μέτρα κινδύνου, που εξετάζουν συγκεκριμένες παρατηρήσεις. Για παράδειγμα, οι Chow et al. (1999), αναπτύσσουν ένα μέτρο εκτίμησης οικονομικών αναταραχών ως μέθοδο για τον εντοπισμό ακραίων τιμών που επηρεάζονται από πολλούς παράγοντες και χρησιμοποιούν τους πίνακες συνδιακυμάνσεων για να σχηματίσουν βέλτιστα χαρτοφυλάκια. Σε περιόδους αυξημένης αβεβαιότητας, οι ρευστοποιήσεις αντιπροσωπεύουν βασικό παράγοντα της διαμόρφωσης των τιμών των περιουσιακών στοιχείων και φαίνεται να σχετίζονται με γεγονότα και συναισθήματα όπως το άγχος. Κατά συνέπεια, οι παράμετροι κινδύνου που σχετίζονται με ακραία γεγονότα, μπορεί να είναι πιο αποτελεσματικοί για την αποτίμηση περιουσιακών στοιχείων.

Berger, D. (2013). Financial turbulence and beta estimation. Applied Financial Economics, 23(3), 251-263.

Μέσω της συγκεκριμένης μελέτης προσδιορίζονται οι περίοδοι “αναταραχής” στις χρηματοπιστωτικές αγορές. Οι διάφορες εκδοχές του συντελεστή beta του υποδείγματος Capital Asset Pricing Model (CAPM) εκτιμώνται κατά τη διάρκεια των περιόδων που χαρακτηρίζονται «ήρεμες» (calm) και η σχέση μεταξύ του εκτιμώμενου κινδύνου και της μέσης απόδοσης είναι ασθενής. Επιπλέον του παραπάνω, φαίνεται ότι η πλειονότητα των χαρτοφυλακίων παρουσιάζουν σημαντικά υπερβάλλουσες αποδόσεις, για τις «ήρεμες» περιόδους και το πλήρες δείγμα που εξετάστηκε. Αντιθέτως, οι συντελεστές beta που υπολογίζονται σε περιόδους αναταράξεων (turbulence), για τις υπο-περιόδους αυτές φαίνεται να εμφανίζουν μια ισχυρή σχέση μεταξύ κινδύνου και απόδοσης. Συγκεκριμένα, ο συντελεστής βήτα έχει ανοδική πορεία σε «ταραγμένες» περιόδους των χαρτοφυλακίων για τις μικρές σε όρους αξίας μετοχές, υποδεικνύοντας ότι ο κίνδυνος των χαρτοφυλακίων αυτών είναι μεγαλύτερος από εκείνον που υποδεικνύεται από το παραδοσιακό beta. Από μελέτες υποστηρίζεται επιπλέον ότι κατά τη διάρκεια ήρεμων περιόδων αποτελούν παρατηρήσεις με μερικά σημαντικά γεγονότα και κατά συνέπεια παραμέτρων κινδύνου από αυτές τις παρατηρήσεις που κυριαρχείται από το θόρυβο. Οι Kritzman και Li (2010), χρησιμοποιούν επίσης τη μελέτη των Chow et al. (1999), σχετικά με το μέτρο της πολυμεταβλητής ακραίων τιμών. Στη μελέτη τους, αποδεικνύουν ότι τα μέτρα κινδύνου για ένα μεγάλο δείγμα, φαίνεται να υποτιμούν την επικινδυνότητα ενός χαρτοφυλακίου σε περιόδους υψηλής αβεβαιότητας και υποστηρίζουν ότι τα μέτρα κινδύνου που εκτιμώνται για υπο-περιόδους και πιο συγκεκριμένα για τις περιόδους αυξημένης μεταβλητότητας παρέχουν μια πιο ακριβή περιγραφή του κινδύνου του χαρτοφυλακίου.

Ο Berger (2013), έλεγξε το υπόδειγμα CAPM, αξιοποιώντας τα αποτελέσματα των Kritzman και Li (2010). Πιο συγκεκριμένα έλεγξε εάν οι παράμετροι του κινδύνου που εξαρτάται από τις ακραίες παρατηρήσεις, μπορούν να παρέχουν ένα καλύτερο μέτρο για την πραγματική επικινδυνότητα των περιουσιακών στοιχείων. Στην περίπτωση αυτή θα πρέπει να αναμένεται ότι αυτές οι διαταραχές με βάση τα μέτρα, θα πρέπει να ενσωματωθούν στο υπόδειγμα CAPM.

Μέσω αυτής της μελέτης συγκρίθηκαν οι εκτιμήσεις των συντελεστών βήτα σε διάφορες περιόδους με αναταραχές και χωρίς. Για τον προσδιορισμό των περιόδων της αναταραχής, ακολούθησε την προσέγγιση των Chow et al. (1999) και Kritzman και Li (2010), οι οποίοι εφαρμόζουν το υπόδειγμα του Mahalanobis (1927). Το υπόδειγμα αυτό αποτελεί μια στατιστική απόσταση για την ταξινόμηση των διαφόρων καταστάσεων, με υλοποιήσεις στις οποίες η στατιστική υπερβαίνει το όριο που ταξινομούνται ως ταραγμένη, ενώ οι υπόλοιπες παρατηρήσεις ταξινομούνται ως φυσιολογικές. Για τον προσδιορισμό του μέτρου της απόστασης, ακολουθήθηκε η προσέγγιση των Kritzman και Li (2010), στην οποία η στατιστική απόσταση κατά τη διάρκεια της περιόδου t , ορίζεται ως:

$$d_t = (y_t - \mu)\Sigma^{-1}(y_t - \mu) \quad (60)$$

όπου

y_t είναι ένας τελεστής της χρηματοοικονομικής μεταβλητής κατά τη διάρκεια της περιόδου t ,

μ είναι ο μέσος όρος του τελεστή για τις επιμέρους τιμές του y_t και το Σ αντιπροσωπεύει τον πίνακα συνδιακυμάνσεων των επιμέρους στοιχείων.

Με δεδομένες τις πραγματοποιήσεις της τυχαίας μεταβλητής d_t , κάθε περίοδος μπορεί να ταξινομηθεί ως ταραχώδης ('turbulent') εάν η στατιστική απόσταση υπερβαίνει ένα κρίσιμο όριο που τίθεται και ως ήρεμη ή ήπια ('calm') εάν δεν ξεπερνά αυτό το όριο.

Οι Kritzman and Li (2010) εφήρμοσαν τη μέθοδο αυτή για δεδομένα των διεθνών δεικτών της Morgan Stanley Capital International (MSCI), λαμβάνοντας υπόψη τα δεδομένα για μετοχές μικρής κεφαλαιοποίησης και αξίας. Ενώ ο Berger (2013) τα εφάρμοσε για τις αποδόσεις των παραγόντων του υποδείγματος των Fama και French για την αγορά των Η.Π.Α., δεδομένου ότι αποτελεί ένα αντιπροσωπευτικό υπόδειγμα για την αποτίμηση των αμερικανικών μετοχών.

Η εμπειρική ανάλυση του Berger (2013) περιλαμβάνει τη μελέτη μηνιαίων αποδόσεων για την περίοδο από τον Ιούλιο 1926 έως και τον Δεκέμβριο του

2009. Σύμφωνα με τη μεθοδολογία του άρθρου, συνέκρινε τα αποτελέσματα του CAPM για τις εκτιμήσεις του συντελεστή beta και διερεύνησε τη δυναμική του συντελεστή beta για παραγμένες και μη περιόδους, λαμβάνοντας υπόψη τις υπερβάλλουσες αποδόσεις, λόγω του μεγέθους των μετοχών και της αξίας τους. Έτσι κατασκεύασε 100 χαρτοφυλάκια βάσει της κεφαλαιοποίησης και του δείκτη book-to-market.

Ακολουθώντας την εμπειρική προσέγγιση των Kritzman και Li (2010), οι οποίοι χρησιμοποίησαν γενικά μέτρα κινδύνου, εφάρμοσε ομοίως την προσέγγισή τους στο υπόδειγμα CAPM, υπό την υπόθεση ότι οι συντελεστές beta του CAPM εκτιμώνται για «παραγμένες» και μη περιόδους, θα μπορέσουν να αποτελέσουν ένα πιο ακριβές μέτρο εκτίμησης του κινδύνου. Ομοίως η εκτίμηση αυτή θα μπορέσει να προσδιορίσει πως μία συγκεκριμένη μετοχή ή χαρτοφυλάκιο θα αντιδράσει σε ένα ακραίο γεγονός που θα επηρεάσει την αγορά στο σύνολό της. Για την εκτίμηση των turbulent betas, χρησιμοποιήθηκε το υπόδειγμα:

$$R_{j,t} = a_j + \beta_{j, calm} R_{mkt,t} C_t + \beta_{j, turb} R_{mkt,t} T_t + e_{j,t} \quad (61)$$

Όπου R_{jt} και $R_{mkt,t}$ είναι οι υπερβάλλουσες αποδόσεις του χαρτοφυλακίου j και του χαρτοφυλακίου της αγοράς, αντίστοιχα κατά τον μήνα t . Οι ψευδομεταβλητές C_t και T_t αντιπροσωπεύουν τις ήρεμες (calm) και «ταραχώδεις» (turbulent) περιόδους του δείγματος.

Από την ανάλυση των ψευδομεταβλητών C_t και T_t , η κάθε ψευδομεταβλητή λαμβάνει την τιμή 1, για όλες τις μηνιαίες παρατηρήσεις όπου η τιμή της στατιστικής απόστασης υπερβαίνει το όριο ή είναι μικρότερη από το όριο αντίστοιχα και την τιμή 0 σε κάθε άλλη περίπτωση.

Στο ανωτέρω υπόδειγμα, οι παράμετροι $\beta_{j, calm}$ και $\beta_{j, turb}$ αντιπροσωπεύουν τους συντελεστές ευαισθησίας του υποδείγματος CAPM για τις υποπεριόδους. Μετά την εκτίμηση των calm και turbulent betas, εφάρμοσε το υπόδειγμα των Fama και MacBeth's (1973) για την ανάλυση της σχέσης μεταξύ των αποδόσεων και του συντελεστή beta. Στην αρχική ανάλυση, ο Berger (2013) υπέθεσε ότι η ερμηνευτική ικανότητα των calm και turbulent betas χωριστά προσδιορίζεται από την παρακάτω σχέση:

$$R_{j,t} = a_t + \delta_{i,t} \beta_{j,i} + e_{j,t} \quad (62)$$

Όπου το i προσδιορίζει είτε τις “ήρεμες” είτε τις “ταραχώδεις” περιόδους. Οι στατιστικοί έλεγχοι των χρονοσειρών έδειξαν ότι οι εκτιμήσεις της παραμέτρου $\delta_{i,t}$ δείχνουν συσχέτιση μεταξύ της παραμέτρου του β και των διαστρωματικών αποδόσεων. Εν συνεχεία επέκτειναν την ανάλυση για την από κοινού σχέση μεταξύ των συντελεστών β για τις “ήρεμες” και τις “ταραχώδεις” περιόδους, μέσω του υποδείγματος:

$$R_{j,t} = a_t + \delta_{\text{calm},t} \beta_{j,\text{calm}} + \delta_{\text{turb},t} \beta_{j,\text{turb}} e_{j,t} \quad (63)$$

Για $t=1,2,3,\dots,T$

Η Κριτική Του ROLL (1977)

Δριμύτατη κριτική στο Υ.Α.Κ.ΣΟ, άσκησε ο οικονομολόγος Richard Roll, ο οποίος υποστήριξε ότι πρακτικά είναι πολύ δύσκολο, αν όχι αδύνατο να προσδιορίσει κανείς χαρτοφυλάκιο αγοράς. Το χαρτοφυλάκιο αγοράς αποτελείται από όλα τα περιουσιακά στοιχεία τα οποία είναι γνωστά στο σύνολο των επενδυτών. Εκτός από τις μετοχές, στα περιουσιακά στοιχεία περιλαμβάνονται ομόλογα, futures, forwards, options, έργα τέχνης και πολλά άλλα. Γενικά οτιδήποτε έχει αξία προσδιορίζεται σαν περιουσιακό στοιχείο, οπότε είναι σχεδόν αδύνατον για κάποιον αναλυτή να τα συμπεριλάβει όλα αυτά μέσα στο χαρτοφυλάκιο M.

Ακόμη και αν κάποιος καταφέρει να υπολογίσει το χαρτοφυλάκιο της αγοράς, δεν είναι καθόλου σίγουρο ότι θα είναι αποτελεσματικό διότι το Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων απαιτεί την αποτελεσματικότητά του. Μέσα από την εργασία του ο Roll, διευκρινίζει ότι δεν έχει γίνει και ούτε πρόκειται να γίνει καμία σωστή μελέτη χωρίς να αφήνει αμφιβολίες η οποία να ελέγχει την ισχύ του υποδείγματος στην πράξη. Επιπλέον αναφέρει ότι αυτό δεν έχει γίνει και ούτε πρόκειται να γίνει στο μέλλον, εκτός και αν συμφωνήσουν όλοι οι επενδυτές σε ένα κοινό χαρτοφυλάκιο αγοράς.

Βασικό επιχείρημα του Roll αφορά το δείγμα που θα χρησιμοποιηθεί σαν χαρτοφυλάκιο αγοράς. Μια περίπτωση θα ήταν το χαρτοφυλάκιο αυτό να είναι

αποτελεσματικό, αν και δε μας διαβεβαιώνει ότι και το πραγματικό χαρτοφυλάκιο θα είναι όντως αποτελεσματικό. Η δεύτερη περίπτωση είναι το δείγμα μας να είναι μη αποδοτικό. Ακόμη και αυτό όμως δεν σημαίνει ότι και το πραγματικό δείγμα είναι μη αποδοτικό, επειδή μπορεί πολύ απλά το δείγμα που αντλήθηκε να είναι μη αντιπροσωπευτικό δείγμα. Γενικότερα στην επιλογή του δείγματος μπορεί να υπάρχουν συσχετίσεις μεταξύ των περιουσιακών στοιχείων οι οποίες αλληλοεξουδετερώνονται εφόσον είχαμε όλα τα περιουσιακά στοιχεία μαζί.

Το Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων έχει μια βασική υπολογιστική δυσκολία. Θα χρειαστεί να υπολογίσουμε ολόκληρους πίνακες διακυμάνσεων – συνδιακυμάνσεων προκειμένου να επαληθεύσουμε την αποδοτικότητα. Απαραίτητο βέβαια είναι να υπολογίσουμε τους αντιστρόφους τους, οι οποίοι καθίστανται πολύ δύσκολοι στον υπολογισμό, λόγω του τεράστιου αριθμού των μετοχών που θα υπάρχουν. Βέβαια, υπάρχει ένα στατιστικό πρόβλημα καθώς δεν γνωρίζουμε με ακρίβεια την κατανομή που ενδέχεται να ακολουθούν οι τιμές των μετοχών στην πραγματικότητα.

Αντίθετα, στο υπόδειγμα υποθέτουμε την ισχύ της κανονικής κατανομής η οποία δεν είναι καθόλου σίγουρη. Επίσης μπορεί να τύχει οι διάφοροι στατιστικοί έλεγχοι να υποδεικνύουν ότι το μοντέλο είναι σωστό, τη στιγμή που στην πραγματικότητα δεν ισχύει. Αυτό μπορεί να συμβεί επειδή οι αποκλίσεις από το γραμμικό μοντέλο μπορεί να τύχει να αλληλοεξουδετερώνονται.

Ούτε όμως η χρήση του συντελεστή βήτα έμεινε στο απειρόβλητο από τον Roll. Πρώτον, διότι εφόσον το χαρτοφυλάκιο που επιλέγουμε ανήκει στο επάνω μέρος της καμπύλης (στο αποδοτικό σύνορο) ο συντελεστής βήτα θα έχει πάντοτε θετική τιμή. Δεύτερον, το beta εξαρτάται από τον επενδυτή, επειδή είναι μέτρο σχετικού κινδύνου. Έτσι το ίδιο αξιόγραφο μπορεί να έχει διαφορετικό beta μεταξύ ορισμένων επενδυτών, ενώ είναι πολύ πιθανό αν και οι δύο επενδυτές μεταβάλλουν το ποσοστό ενός συγκεκριμένου αξιογράφου στο χαρτοφυλάκιο τους, ο ένας να καταλήξει με μικρότερο beta απ' ότι είχε προηγουμένως, ενώ ο άλλος με μεγαλύτερο.

Μια άλλη δυσκολία είναι αυτή της ύπαρξης της διπλής υπόθεσης. Στον έλεγχο υποθέσεων πάντα πρέπει να ελέγχουμε δύο αρχικές υποθέσεις. Η πρώτη αφορά την περίπτωση που ισχύει το εκάστοτε μοντέλο, που αυτόματα σημαίνει

ότι ισχύει η γραμμική σχέση μεταξύ απόδοσης ενός χαρτοφυλακίου και του αντίστοιχου της αγοράς. Η δεύτερη υπόθεση αφορά το αν και πόσο αποδοτικό είναι το χαρτοφυλάκιο το οποίο χρησιμοποιήθηκε για αντιπροσωπευτικό της αγοράς.

Επομένως, είναι δύσκολο να γνωρίζουμε που οφείλεται η απόρριψη κάθε φορά που ο έλεγχος υποθέσεων μας υποδεικνύει ότι υπάρχει. Μπορεί, είτε να μην ισχύει το μοντέλο μας είτε το χαρτοφυλάκιο που χρησιμοποιήσαμε στην αγορά να μην είναι αποδοτικό. Ο μόνος έλεγχος που μπορεί να πραγματοποιηθεί και δεν είναι διπλός, αφορά το κατά πόσο το χαρτοφυλάκιο της αγοράς είναι αποδοτικό.

Berger, D. (2013). Financial turbulence and beta estimation. Applied Financial Economics, 23(3), 251-263.

Η συγκεκριμένη μελέτη αρχικά προσδιορίζει τις περιόδους “αναταραχής” στις χρηματοπιστωτικές αγορές. Οι διάφορες εκδοχές του συντελεστή beta του υποδείγματος Capital Asset Pricing Model (CAPM) εκτιμώνται κατά τη διάρκεια των περιόδων που χαρακτηρίζονται «ήρεμες» (calm) και για τις περιόδους αυτές παρουσιάζεται ασθενής σχέση μεταξύ του εκτιμώμενου κινδύνου και της μέσης απόδοσης, και επιπλέον, η πλειονότητα των χαρτοφυλακίων φαίνεται να παρουσιάζουν σημαντικές υπερβάλλουσες αποδόσεις, για τις «ήρεμες» περιόδους και το πλήρες δείγμα που εξετάστηκε. Αντιθέτως, οι συντελεστές beta που υπολογίζεται σε περιόδους αναταράξεων (turbulence) για τις υποπεριόδους αυτές φαίνεται να εμφανίζουν μια ισχυρή σχέση μεταξύ κινδύνου και απόδοσης.

Ο συντελεστής βήτα των χαρτοφυλακίων για τις μικρές σε όρους αξίας μετοχές αυξάνει σε «ταραγμένες» περιόδους, υποδεικνύοντας ότι ο κίνδυνος των χαρτοφυλακίων αυτών είναι μεγαλύτερος από εκείνον που υποδεικνύεται το παραδοσιακό beta.

Οι συγγραφείς υποστηρίζουν επίσης ότι κατά τη διάρκεια ήρεμων περιόδων αποτελούν παρατηρήσεις με μερικά σημαντικά γεγονότα και, κατά συνέπεια παραμέτρων κινδύνου από αυτές τις παρατηρήσεις που κυριαρχείται από το θόρυβο. Οι Kritzman και Li (2010) χρησιμοποιούν επίσης το Chow et al. (1999) το μέτρο της πολυμεταβλητής ακραίων τιμών.

Στη μελέτη τους, δείχνουν ότι τα μέτρα κινδύνου για ένα μεγάλο δείγμα φαίνεται να υποτιμούν την επικινδυνότητα ενός χαρτοφυλακίου σε περιόδους υψηλής

αβεβαιότητας και υποστηρίζουν ότι τα μέτρα κινδύνου που εκτιμώνται για υποπεριόδους και πιο συγκεκριμένα για τις περιόδους αυξημένης μεταβλητότητας παρέχουν μια πιο ακριβή περιγραφή του κινδύνου του χαρτοφυλακίου.

Ο Berger (2013) αξιοποίησε τα αποτελέσματα των Kritzman και Li (2010), έλεγξε το υπόδειγμα CAPM. Πιο συγκεκριμένα έλεγξε εάν οι παράμετροι του κινδύνου, που εξαρτάται από τις ακραίες παρατηρήσεις, μπορούν να παρέχουν ένα καλύτερο μέτρο για την πραγματική επικινδυνότητα των περιουσιακών στοιχείων. Στην περίπτωση αυτή θα πρέπει να αναμένεται ότι αυτές οι διαταραχές με βάση τα μέτρα θα πρέπει να ενσωματωθούν στο υπόδειγμα CAPM. Ο σκοπός αυτής της μελέτης ήταν να συγκρίνει το υπόδειγμα CAPM με διαφορετικές εκτιμήσεις του συντελεστή βήτα. Πιο συγκεκριμένα, συνέκρινε τις εκτιμήσεις των συντελεστών βήτα σε διάφορες περιόδους με αναταραχές και χωρίς. Για τον προσδιορισμό των περιόδων της αναταραχής, ακολούθησε την προσέγγιση των Chow et al. (1999) και Kritzman και Li (2010), οι οποίοι εφαρμόζουν το υπόδειγμα του Mahalanobis (1927) μια στατιστική απόστασης για την ταξινόμηση των διαφόρων καταστάσεων, με υλοποιήσεις στις οποίες η στατιστική υπερβαίνει το όριο που ταξινομούνται ως ταραγμένη, ενώ οι υπόλοιπες παρατηρήσεις που ταξινομούνται ως φυσιολογικές. Για τον προσδιορισμό του μέτρου της απόστασης, ακολουθήθηκε η προσέγγιση των Kritzman και Li (2010), στην οποία η στατιστική απόσταση κατά τη διάρκεια της περιόδου t , ορίζεται ως:

$$d_1 = (y_t - \mu) \Sigma^{-1} (y_t - \mu)$$

όπου

y_t είναι ένας τελεστής της χρηματοοικονομικής μεταβλητής κατά τη διάρκεια της περιόδου t , μ είναι ο μέσος όρος του τελεστή για τις επιμέρους τιμές του y_t και το Σ ανιπρωσωπεύει τον πίνακα συνδιακυμάνσεων των επιμέρους στοιχείων. Με δεδομένες τις πραγματοποιήσεις της τυχαίας μεταβλητής d_t , κάθε περίοδος μπορεί να ταξινομηθεί ως ταραχώδης ('turbulent') εάν η στατιστική απόσταση υπερβαίνει ένα κρίσιμο όριο που τίθεται και ως ήρεμη ή ήπια ('calm') εάν δεν ξεπερνά αυτό το όριο.

Οι Kritzman and Li (2010) εφήρμοσαν τη μέθοδο αυτή για δεδομένα των διεθνών δεικτών της Morgan Stanley Capital International (MSCI), λαμβάνοντας υπόψη τα δεδομένα για μετοχές μικρής κεφαλαιοποίησης και αξίας. Ενώ ο Berger (2013) τα εφάρμοσε για τις αποδόσεις των παραγόντων του υποδείγματος των Fama και French για την αγορά των Η.Π.Α., δεδομένου ότι

αποτελεί ένα αντιπροσωπευτικό υπόδειγμα για την αποτίμηση των αμερικανικών μετοχών.

Η εμπειρική ανάλυση του Berger (2013) περιλαμβάνει τη μελέτη μηνιαίων αποδόσεων για την περίοδο από τον Ιούλιο 1926 έως και τον Δεκέμβριο του 2009. Σύμφωνα με τη μεθοδολογία του άρθρου, συνέκρινε τα αποτελέσματα του CAPM για τις εκτιμήσεις του συντελεστή beta και διερεύνησε τη δυναμική του συντελεστή beta για ταραγμένες και μη περιόδους, λαμβάνοντας υπόψη τις υπερβάλλουσες αποδόσεις, λόγω του μεγέθους των μετοχών και της αξίας τους. Έτσι κατασκεύασε 100 χαρτοφυλάκια βάσει της κεφαλαιοποίησης και του δείκτη book-to-market. Ακολουθώντας την εμπειρική προσέγγιση των Kritzman και Li (2010), οι οποίοι χρησιμοποίησαν γενικά μέτρα κινδύνου, εφάρμοσε ομοίως την προσέγγισή τους στο υπόδειγμα CAPM, υπό την υπόθεση ότι οι συντελεστές beta του CAPM εκτιμώνται για «ταραγμένες» και μη περιόδους, θα μπορέσουν να αποτελέσουν ένα πιο ακριβές μέτρο εκτίμησης του κινδύνου. Ομοίως η εκτίμηση αυτή θα μπορέσει να προσδιορίσει πως μία συγκεκριμένη μετοχή ή χαρτοφυλάκιο θα αντιδράσει σε ένα ακραίο γεγονός που θα επηρεάσει την αγορά στο σύνολό της. Για την εκτίμηση των turbulent betas, χρησιμοποιήθηκε το υπόδειγμα:

$$R_{j,t} = \alpha_j + \beta_{j,calm} R_{mkt,t} C_t + \beta_{j,turb} R_{mkt,t} T_t + e_{j,t}$$

Όπου R_{jt} και $R_{mkt,t}$ είναι οι υπερβάλλουσες αποδόσεις του χαρτοφυλακίου j και του χαρτοφυλακίου της αγοράς, αντίστοιχα κατά τον μήνα t . Οι ψευδομεταβλητές C_t και T_t αντιπροσωπεύουν τις ήρεμες (calm) και «ταραχώδεις» (turbulent) περιόδους του δείγματος. Από την ανάλυση των ψευδομεταβλητών C_t και T_t η κάθε ψευδομεταβλητή λαμβάνει την τιμή 1, για όλες τις μηνιαίες παρατηρήσεις όπου η τιμή της στατιστικής απόστασης υπερβαίνει το όριο ή είναι μικρότερη από το όριο αντίστοιχα, και την τιμή 0 σε κάθε άλλη περίπτωση.

Στο ανωτέρω υπόδειγμα, οι παράμετροι $\beta_{j,calm}$ και $\beta_{j,turb}$ αντιπροσωπεύουν τους συντελεστές ευαισθησίας του υποδείγματος CAPM για τις υποπεριόδους. Μετά την εκτίμηση των calm και turbulent betas, εφάρμοσε το υπόδειγμα των Fama και MacBeth's (1973) για την ανάλυση της σχέσης μεταξύ των αποδόσεων και του συντελεστή beta. Στην αρχική ανάλυση, εφάρμοσε το υπόδειγμα των Fama και MacBeth's (1973) για την ανάλυση της σχέσης μεταξύ των αποδόσεων και του συντελεστή beta. Στην αρχική ανάλυση, ο Berger (2013) υπέθεσε ότι η ερμηνευτική ικανότητα των calm και turbulent betas

χωριστά προσδιορίζεται από την παρακάτω σχέση: ο Berger (2013) υπέθεσε ότι η ερμηνευτική ικανότητα των calm και turbulent, betas χωριστά προσδιορίζεται από την παρακάτω σχέση:

$$R_{j,t} = \alpha_t + \delta_{i,t}\beta_{j,i} + e_{j,t}$$

Όπου το i προσδιορίζει είτε τις “ήρεμες” είτε τις “ταραχώδεις” περιόδους. Οι στατιστικοί έλεγχοι των χρονοσειρών έδειξαν ότι οι εκτιμήσεις της παραμέτρου $\delta_{i,t}$ δείχνουν συσχέτιση μεταξύ της παραμέτρου του beta και των διαστρωματικών αποδόσεων. Εν συνεχεία επέκτειναν την ανάλυση για την από κοινού σχέση μεταξύ των συντελεστών beta για τις “ήρεμες” και τις “ταραχώδεις” περιόδους, μέσω του υποδείγματος:

$$R_{j,t} = \alpha_j + \delta_{\text{calm},t}\beta_{j,\text{calm}} + \delta_{\text{turb},t}\beta_{j,\text{turb}} + e_{j,t}$$

Για $t=1,2,3,\dots,T$

Charteris, A. (2014). Another look at the CAPM in South Africa: the influence of bull and bear markets. Journal of Economic and Financial Sciences, 7(2), 341-360.

Ο Charteris (2014), εξέτασε την επίπτωση των ανοδικών και πτωτικών αγορών, για την περίοδο 1995-2009, με τη χρήση υποβαλλουσών αποδόσεων της αγοράς. Διαπίστωσε ότι η επίδραση των συνθηκών της αγοράς επηρεάζει τη σχέση κινδύνου-απόδοσης, επιτρέποντας τα ασφάλιστρα κινδύνου να μεταβάλλονται κατά τη διάρκεια των ανοδικών και πτωτικών αγορών. Παράλληλα, η χρήση του D-CAPM, επιτρέπει την μεταβολή της ευαισθησίας ενός περιουσιακού στοιχείου με τις συνθήκες στην αγορά.

Σε αυτή τη μελέτη, για δείγμα μετοχών της Νοτίου Αφρικής, φάνηκε ότι η ικανότητα αυτών των δύο υποδειγμάτων, μπορεί να εξηγήσει τις αποδόσεις καλύτερα σε σύγκριση με το CAPM. Το μοντέλο του διπλού βήτα φαίνεται να είναι καλύτερο για την ερμηνεία της σχέσης απόδοσης-κινδύνου, δεδομένου ότι οι συντελεστές beta σε ανοδικές και πτωτικές αγορές δεν είναι ίδιοι. Επίσης, στη μελέτη αυτή επιβεβαιώνεται ότι τα υποδείγματα αποτίμησης του χρονικά μεταβαλλόμενου κινδύνου είναι ανώτερα από τα παραδοσιακά.

Το dual-beta model ενσωματώνει τις διαχρονικές διαφοροποιήσεις του κινδύνου μεταξύ ανοδικών και πτωτικών αγορών, οι οποίες φαίνεται να συνδέονται στενά με τις φάσεις του επιχειρηματικού κύκλου (Bhardwaj & Brooks, 1993). Κατά συνέπεια το υπόδειγμα αυτό, επιτρέπει για μια μετοχή οι φάσεις ανάπτυξης και ύφεσης, να ανταποκρίνονται διαφορετικά στην αγορά. Το dual-beta model το οποίο αρχικά αναπτύχθηκε από τους Fabozzi και Francis (1977) και αργότερα επανεξετάστηκε από τους Bhardwaj και Brooks (1993) και Howton & Peterson (1998), απαιτεί δύο συντελεστές beta.

Η χρήση των δύο beta στην παλινδρόμηση, προκαλεί δύο εκτιμήσεις του ασφαλίστρου κινδύνου της αγοράς, η οποία αντανakλά τη σχέση κινδύνου-απόδοσης σε ανοδική και πτωτική αγορά αντίστοιχα.

$$R_{pt} = \alpha_{up}\delta + \alpha_{down}(1-\delta) + \beta_{up}\delta R_{mt} + \beta_{down}(1-\delta)R_{mt} + \varepsilon_t$$

$$R_{pt} = \gamma_0 + \gamma_1\beta_{up} + \gamma_2\beta_{down} + \eta_p$$

όπου:

δ είναι μια ψευδομεταβλητή που λαμβάνει την τιμή 1 όταν το risk premium είναι θετικό και μηδέν όταν το risk premium είναι αρνητικό.

Σύμφωνα με τη θεωρία το 1 πρέπει να είναι θετικό και στατιστικά σημαντικό, καθώς ερμηνεύει το risk premium της αγοράς, για ανοδικές περιόδους και το 2 πρέπει να είναι αρνητικό, δεδομένου ότι χρησιμοποιείται για να περιγράψει την αρνητική σχέση μεταξύ κινδύνου και απόδοσης, όταν το risk premium της αγοράς είναι αρνητικό.

Η συγκεκριμένη μελέτη εξετάζει περιπτώσεις του Χρηματιστηρίου του Γιοχάνεσμπουργκ (JSE), εκτιμώντας κατά πόσο τα μέτρα κινδύνου μπορεί να διαφοροποιούνται σε ανοδικές και πτωτικές αγορές. Οι μετοχές που εξετάζονται ανήκουν στην περίοδο 1995-2000. Η πιο κοινή προσέγγιση όσον αφορά τους ελέγχους για την αποτίμηση των περιουσιακών στοιχείων, είναι το υπόδειγμα των Fama και Macbeth (1973), με τη χρήση παλινδρόμησης σε δύο στάδια.

Μέσω αυτής της προσέγγισης, εκτιμάται σε κάθε υπόδειγμα και συγκρίνεται η χρήση του προσαρμοσμένου R². Σύμφωνα με τα συμπεράσματα, εντοπίζεται

μια θετική σχέση μεταξύ κινδύνου και απόδοσης, κατά τη διάρκεια των ανοδικών αγορών και αρνητική κατά τη διάρκεια των πτωτικών. Τα ασφάλιστρα κινδύνου είναι περίπου ίσα.

Οι διαφορές στους συντελεστές ήταν σημαντικές μόνο στο επίπεδο του 10% και το προσαρμοσμένο R² της παλινδρόμησης, παρέμεινε σε χαμηλά επίπεδα, έχοντας χαμηλή ερμηνευτική ικανότητα. Το dual beta model που επιτρέπει όχι μόνο τη διαφοροποίηση στα ασφάλιστρα κινδύνου για διαφορετικές συνθήκες της αγοράς, αλλά και διαφορετικούς συντελεστές beta, έδειξε ότι οι μέσοι συντελεστές beta-up της αγοράς, ήταν χαμηλότεροι κατά μέσο όρο από τους συντελεστές beta-down, για τις βιομηχανίες και τις χρηματοοικονομικές υπηρεσίες. Το αντίθετο ίσχυε για τους άλλους κλάδους. Οι δοκιμές του υποδείγματος για το σύνολο του δείγματος, δεν έδειξαν επαρκή υποστήριξη του υποδείγματος dual-beta, ωστόσο για τις βιομηχανίες και τις χρηματοοικονομικές υπηρεσίες, οι εκτιμώμενοι συντελεστές ήταν στατιστικά σημαντικοί και το προσαρμοσμένο R² υψηλό.

ΣΥΓΓΡΑΦΕΙΣ	ΜΕΘΟΔΟΛΟΓΙΑ	ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑ
Shanken (1985)	Έλεγχος εάν η συσχέτιση ανάμεσα στο CRSP ισοσταθμισμένο χαρτοφυλάκιο κοινών μετοχών και στο χαρτοφυλάκιο της αγοράς υπερβαίνει το 0,7 και το υπόδειγμα CAPM. Σημαντική καινοτομία του Shanken (1985) είναι η ευελιξία του υποδείγματος που επιτρέπει σε διάφορες μεταβλητές να ελεγχθούν ως προσεγγίσεις του χαρτοφυλακίου της αγοράς. Μηνιαίες αποδόσεις όλων των μετοχών CRSP για τρεις υποπεριόδους Φεβρουάριος 1995-Μάρτιος 1959, Απρίλιος 1959 - Μάιος 1965 και Ιούνιος 1965 - Ιούλιος 1971. Ο κατάταξε τις μετοχές ανάλογα με την κεφαλαιοποίηση των εταιρειών και δημιούργησε 20 χαρτοφυλάκια.	Η υπόθεση αυτή απορρίπτεται σε επίπεδο εμπιστοσύνης 10%, Οπότε απορρίπτει το υπόδειγμα CAPM.
Woodward και Anderson (2009)	Ένα υπόδειγμα διπλού βήτα (DBM) μπορεί να οριστεί ως: $R_{it} = \alpha_i + \alpha_i^U D_t + \beta_i R_{mt} + \beta_{it}^U D_t R_{mt} + \varepsilon_{it}$ Το υπόδειγμα logistic smooth transition regression model (LSTM model) που δίνεται από τη σχέση: $R_{it} = \alpha_i + \beta_i R_{mt} + (\alpha_i^U + \beta_{ii}^U R_{mt}) F(M_t) + \varepsilon_{it}$ $F(M_t) = (1 + \exp[-\gamma_i (M_t - c_i)])^{-1}$ με το $\gamma_i > 0$	Οι ισχυρές και συγκλίνουσες ενδείξεις ότι η βήτα ποικίλλει μεταξύ των ανοδικών και πτωτικών αγορών. Οι εκτιμήσεις του LSTM δείχνουν ότι η μετάβαση του κύκλου είναι απότομη για τις περισσότερες βιομηχανίες, και αυτό ίσως οφείλεται στη συμμετρία της πληροφόρησης των επενδυτών. Έλλειψη μιας σαφούς σχέσης μεταξύ του κινδύνου και βήτα προσφέρεται από Ang et al. (2006).
Woodward & Brooks (2009)	Υπόδειγμα STAR (smooth transition autoregressive) για να διερευνήσουν πιθανές μη-γραμμικές σχέσεις, κυκλική συμπεριφορά και διαχρονική εξάρτηση μεταξύ των μηνιαίων συντελεστών beta Το υπόδειγμα STAR τάξης k, ορίζ $\beta_t = \alpha_0 + 1A'B_t + (\theta_0 + 1\Theta B_t) \times F(R_{mt} - d) + \varepsilon_t$ (57) όπου $B_t = (\beta_{t-1}, \beta_{t-2}, \dots, \beta_{t-k})'$ $A' = (\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_k)'$ $\Theta' = (\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_k)'$ $\varepsilon_t \sim \text{nid}(0, \sigma^2)$, F είναι μια συνάρτηση μετάβασης, $R_{mt} - d$ είναι η μεταβλητή μετάβασης και	Οι έλεγχοι απορρίπτουν την ύπαρξη γραμμικότητας για όλα τα κλαδικά χαρτοφυλάκια, πέραν από οκτώ κλάδους. Τα εκτιμώμενα μη γραμμικά υποδείγματα έδειξαν ότι οι μέσοι συντελεστές βήτα των κλάδων που χαρακτηρίζονται από ασύμμετρη κυκλικότητα, με την ταχύτητα της μετάβασης από την

	<p>d είναι η παράμετρος υστέρησης. Η συνάρτηση $F(\cdot)$ ορίστηκε ως εξής: $F(R_{mt-d}) = [1 + \exp\{-\gamma(R_{mt-d} - c)\}]^{-1}$, $\gamma > 0$ Δείγμα 39 κλαδικών χαρτοφυλακίων στις ΗΠΑ. Τα δεδομένα αφορούσαν την περίοδο 2 Ιανουαρίου 1990 έως 12 Νοεμβρίου 2004.</p>	<p>ανοδική αγορά στην πτωτική είναι σχετικά αργή για επτά κλάδους. Επίσης, σημείωσαν ότι η διαχρονική εξάρτηση των συντελεστών βήτα στους κλάδους από την άνοδο στην πτώση, δεν εξαρτάται από τη διάρκεια της ανοδικής αγοράς ή της πτωτικής.</p>
<p>Diacogiannis, Milonakis & Artavanis (2010)</p>	<p>Χρησιμοποίησαν τη μεθοδολογία των Fama-Macbeth και 4 μέτρα κινδύνου, σε δείγμα μετοχών του Ην. Βασιλείου και της Γαλλίας για δύο χρονικές περιόδους</p>	<p>Στο Ην. Βασίλειο, τα μέτρα downside risk υπερτερούν στις μεμονωμένες μετοχές, όχι όμως και τα χαρτοφυλάκια. Στην αγορά της Γαλλίας, η ημι-τυπική απόκλιση επηρεάζει τις αποδόσεις όταν συνδυάζεται με την τυπική απόκλιση. Στα χαρτοφυλάκια ισχύει το ίδιο με το downside beta και το beta.</p>
<p>Estrada (2003)</p>	<p>Σύγκρινε τα υποδείγματα CAPM και DCAPM, σε 50 οικονομίες, τις οποίες διέκρινε σε αναπτυγμένες και αναπτυσσόμενες για την περίοδο 1988-2001. Χρησιμοποίησε 4 εναλλακτικά μέτρα κινδύνου.</p>	<p>Εισηγάγε το υπόδειγμα D-CAPM Και έδειξε ότι το downside beta, ως μέτρο κινδύνου υπερισχύει όλων των άλλων στην πρόβλεψη των αποδόσεων, σε όλες τις αγορές.</p>
<p>Tang και Shum (2003)</p>	<p>Εξέτασαν το International CAPM και τη μεθοδολογία των Fama και MacBeth για 13 χώρες και τον παγκόσμιο δείκτη Morgan Stanley Capital International (MSCI). Η περίοδος του δείγματος καλύπτει 1991- 2000.</p>	<p>Τα αποτελέσματα υποστηρίζουν ότι οι επενδυτές προτιμούν θετική ασυμμετρία, αλλά θα ζητήσουν ασφάλιστρο για τη μη-συστηματική, ώστε να αποδεχτούν υψηλότερο κίνδυνο, ενώ παρέχουν ενδείξεις ότι οι διεθνείς επενδυτές δεν κατέχουν καλά διαφοροποιημένα χαρτοφυλάκια. Η συμμετρία του κινδύνου-απόδοσης σε σχέση με τις ανοδικές και πτωτικές αγορές είναι αδύναμη. Το beta είναι ένα καλό μέτρο εκτίμησης του κινδύνου.</p>
<p>Eugene F.FAMA & Kenneth R.</p>	<p>Ο στόχος τους είναι να αξιολογήσουν τους κοινούς ρόλους του συντελεστή β της αγοράς,</p>	<p>Το κύριο αποτέλεσμα μας για το 1963-1990 είναι ότι το μέγεθος</p>

French (1992)	του μεγέθους, του E/P, της μόχλευσης και της αναλογίας BE/ME στη διαστρωματική διακύμανση των μέσων αποδόσεων των μετοχών NYSE, AMEX, NASDAQ.	και η τιμή BE/ME επεξηγούν την cross-section διακύμανση των μέσων αποδόσεων των μετοχών που σχετίζονται με το μέγεθος, το E/P, την τιμή BE/ME, και την μόχλευση.
Eugene F. Fama and James D. MacBeth (1973)	Σε αυτό το άρθρο εξετάζεται η σχέση μεταξύ της μέσης απόδοσης και του κινδύνου για τις κοινές μετοχές του χρηματιστηρίου της Νέας Υόρκης. Οι δοκιμές βασίζονται στο μοντέλο χαρτοφυλακίων δύο παραμέτρων και τα μοντέλα ισορροπίας της αγοράς που προέρχονται από το πρότυπο χαρτοφυλάκιο δύο παραμέτρων. Βασική υπόθεση των μοντέλων αυτών είναι ότι η τιμολόγηση των μετοχών αντικατοπτρίζει τους στόχους των επενδυτών που αποστρέφονται τον κίνδυνο να κρατήσουν τα χαρτοφυλάκια που είναι αποδοτικά.	Δεδομένου ότι το χαρτοφυλάκιο της αγοράς είναι σχεδόν αποδοτικό δεν απορρίπτεται η υπόθεση ότι οι μέσες αποδόσεις στις κοινές μετοχές που διαπραγματεύονται στο χρηματιστήριο της Ν. Υόρκης απεικονίζουν τις προσπάθειες των επενδυτών να αποστρέφονται τον κίνδυνο να κρατήσουν αποδοτικά χαρτοφυλάκια.
Pettengill, G., Sundaram, S., & Mathur, I. (2002).	Έκαναν μια εναλλακτική προσέγγιση για να αξιολογήσει την αξιοπιστία του συντελεστή beta στη μέτρηση του κινδύνου. Υποστήριξαν ότι όταν οι πραγματοποιηθείσες αποδόσεις της αγοράς υπερβαίνουν το επιτόκιο μηδενικού κινδύνου, θα πρέπει να υπάρχει μια θετική σχέση μεταξύ του συντελεστή beta και της απόδοσης.	όταν οι υπερβάλλουσες αποδόσεις είναι αρνητικές, τότε θα πρέπει να υπάρχει μια αρνητική μεταξύ των beta και της απόδοσης. Χρησιμοποιώντας τα δεδομένα χρηματιστηριακής αγοράς των ΗΠΑ κατά την περίοδο 1936-1990, βρήκαν μια σημαντικά θετική (αρνητική), σχέση μεταξύ του βήτα και απόδοσης, όπου η υπερβάλλουσα απόδοση της αγοράς είναι θετική (αρνητική). Επίσης εντόπισαν και μια υποστήριξη για μια θετική αντίστροφη σχέση κινδύνου-απόδοσης.
Galagedera, D. U. (2007).	Εξέτασε την αποτελεσματικότητα τεσσάρων μέτρων κινδύνου, αφενός του παραδοσιακού συντελεστή βήτα του CAPM και τριών εναλλακτικών μέτρων κινδύνου (downside risk measures). Το εξεταζόμενο δείγμα αφορούσε σε αποδόσεις των	Συμπαίρανε ότι η επιλογή του μέτρου εκτίμησης του συστηματικού κινδύνου εξαρτάται από την αγορά, κάθε φορά.

	<p>χρηματιστηριακών δεικτών αναδυόμενων αγορών, δείχνοντας ότι η σχέση μεταξύ του CAPM beta και του downside beta εξαρτάται από την τυπική απόκλιση, την ασυμμετρία και την κύρτωση της κατανομής των αποδόσεων του χαρτοφυλακίου της αγοράς.</p>	
Berger (2013)	<p>Εφάρμοσε την εμπειρική προσέγγιση των Kritzman και Li για «ταραγμένες» και μη περιόδους. Για την εκτίμηση των turbulent betas, χρησιμοποιήθηκε το υπόδειγμα:</p> $R_{j,t} = \alpha_j + \beta_{j,calm} R_{mkt,t} C_t + \beta_{j,turb} R_{mkt,t} T_t + e_{j,t}$ <p>όπου R_{jt} και $R_{mkt,t}$ είναι οι υπερβάλλουσες αποδόσεις του χαρτοφυλακίου j και του χαρτοφυλακίου της αγοράς, αντίστοιχα κατά τον μήνα t. Οι ψευδομεταβλητές C_t και T_t αντιπροσωπεύουν τις ήρεμες (calm) και «ταραχώδεις» (turbulent) περιόδους του δείγματος. Από την ανάλυση των ψευδομεταβλητών C_t και T_t η κάθε ψευδομεταβλητή λαμβάνει την τιμή 1, για όλες τις μηνιαίες παρατηρήσεις όπου η τιμή της στατιστικής απόστασης υπερβαίνει το όριο ή είναι μικρότερη από το όριο αντίστοιχα, και την τιμή 0 σε κάθε άλλη περίπτωση.</p> <p>Ο</p>	<p>Ο Berger (2013) αξιοποίησε τα αποτελέσματα των Kritzman και Li (2010), έλεγξε το υπόδειγμα CAPM. Ο συντελεστής βήτα των χαρτοφυλακίων για τις μικρές σε όρους αξίας μετοχές αυξάνει σε «ταραγμένες» περιόδους, υποδεικνύοντας ότι ο κίνδυνος των χαρτοφυλακίων αυτών είναι μεγαλύτερος από εκείνον που υποδεικνύεται το παραδοσιακό beta.</p>
Η Κριτική Του ROLL (1977)	<p>Προκειμένου να επαληθεύσουμε την αποδοτικότητα θα χρειαστεί να υπολογίσουμε ολόκληρους πίνακες διακυμάνσεων – συνδιακυμάνσεων των οποίων είναι απαραίτητο να υπολογίσουμε τους αντιστρόφους τους οι οποίοι λόγω του τεράστιου αριθμού των μετοχών. Στον έλεγχο υποθέσεων πάντα να πρέπει να ελέγχουμε δύο αρχικές υποθέσεις. Η πρώτη είναι αν ισχύει το εκάστοτε μοντέλο εννοώντας αν ισχύει η γραμμική σχέση μεταξύ απόδοσης ενός χαρτοφυλακίου και του αντίστοιχου της αγοράς. Η δεύτερη υπόθεση είναι εάν το χαρτοφυλάκιο το οποίο χρησιμοποιήθηκε για αντιπροσωπευτικό της αγοράς είναι αποδοτικό.</p>	<p>Μέσα από την εργασία του διευκρινίζει ότι δεν έχει γίνει και ούτε πρόκειται να γίνει καμία σωστή μελέτη χωρίς να αφήνει αμφιβολίες η οποία να ελέγχει την ισχύ του υποδείγματος στην πράξη. Επιπλέον αναφέρει ότι αυτό δεν έχει γίνει και ούτε πρόκειται να γίνει στο μέλλον εκτός και αν στο μέλλον συμφωνήσουν όλοι οι επενδυτές σε ένα κοινό χαρτοφυλάκιο αγοράς.</p>

<p>Charteris (2014)</p>	<p>Ανοδικές και Πτωτικές αγορές, για την περίοδο 1995-2009, για δείγμα μετοχών της Νοτίου Αφρικής. Υπόδειγμα D-CAPM.</p> $R_{pt} = \alpha_{up}\delta + \alpha_{down}(1-\delta) + \beta_{up}\delta R_{mt} + \beta_{down}(1-\delta)R_{mt} + \varepsilon_t$ $R_{pt} = \gamma_0 + \gamma_1\beta_{up} + \gamma_2\beta_{down} + \eta_p$	<p>Θετική σχέση μεταξύ κινδύνου και απόδοσης, κατά τη διάρκεια των ανοδικών αγορών και αρνητική κατά τη διάρκεια των πτωτικών. Τα ασφάλιστρα κινδύνου ήταν περίπου ίσα. Οι διαφορές στους συντελεστές ήταν σημαντικές μόνο στο επίπεδο του 10%, και το προσαρμοσμένο R^2 ήταν χαμηλό. Το dual beta model έδειξε ότι οι μέσοι συντελεστές beta-up της αγοράς ήταν χαμηλότεροι κατά μέσο όρο από τους συντελεστές beta-down, για τις βιομηχανίες και τις χρηματοοικονομικές υπηρεσίες, ενώ το αντίθετο ίσχυε για τους άλλους κλάδους.</p>
--------------------------------	---	--

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 4^ο : Περιγραφή Δεδομένων και Μεθοδολογία

4.1 Δεδομένα

Σε αυτό το κεφάλαιο θα παρουσιαστούν και θα αναλυθούν τα δεδομένα που θα χρησιμοποιήσουμε καθώς και η μέθοδος που θα ακολουθήσουμε. Σκοπός της παρούσας μεταπτυχιακής εργασίας είναι να μελετήσουμε τη σχέση απόδοσης – κινδύνου στη χρηματιστηριακή αγορά των Η.Π.Α και Αγγλίας. Στο πλαίσιο αυτό επιλέξαμε χρηματιστηριακούς κοινούς τίτλους μετοχών για τη χρονική περίοδο 1996-2016, με τη χρήση μηνιαίων δεδομένων η άντληση των οποίων έγινε από τη βάση δεδομένων datastream του Πανεπιστημίου Πειραιά.

Σύμφωνα με τη βιβλιογραφία και τη μεθοδολογία που θα ακολουθηθεί, η περίοδος των 20 ετών δημιουργεί ένα μεγάλο πρόβλημα στην εξεύρεση των δεδομένων μας αφού είναι αδύνατον να υπάρχουν δεδομένα για όλες τις μετοχές των δεικτών για αυτή την εικοσαετία. Η ανάλυση στηρίζεται επίσης σε μετοχές των δεικτών S&P 500 και NYSE και FTSE 100. Η μελέτη αυτή παρουσιάζει ιδιαίτερο ενδιαφέρον λόγω αφενός της κρίσης και της αυξημένης μεταβλητότητας που παρουσιάζουν. Επιπροσθέτως, βασικός μας στόχος είναι να αποφευχθεί το φαινόμενο thin trading και για αυτό το λόγο χρειαζόμαστε μεγάλο όγκο δεδομένων με ελάχιστες ή καθόλου μηδενικές παρατηρήσεις. Με στόχο το φιλτράρισμα του δείγμάτος μας, έχουν εξαιρεθεί οι μετοχές των τραπεζών και οι μετοχές των χρηματοπιστωτικών ιδρυμάτων, οι μετοχές με μηδενικές παρατηρήσεις καθώς και οι μετοχές με ακραίες τιμές παρατηρήσεων.

4.2 Μεθοδολογία

Πρώτο μέλημα στην παρούσα εργασία είναι η δημιουργία του δείγματος δεδομένων, πάνω στο οποίο θα βασιστεί όλη η έρευνα και η ανάλυση. Έχοντας συγκεντρώσει το σύνολο των μηνιαίων τιμών κλεισίματος, τη χρηματιστηριακή αξία και την τιμή book value για τις μετοχές του δείγματος για τα έτη 1996-2016 θα υπολογίσουμε τους δείκτες που χρειαζόμαστε για τη περαιτέρω ανάλυση.

Αυτοί οι δείκτες είναι ο ΒΕ/ΜΕ και οι περιοδικές λογαριθμικές αποδόσεις κάθε μετοχής με τη χρήση του τύπου:

$$r_{jt} = \ln \left[\frac{P_{jt}}{P_{j,t-1}} \right]$$

όπου

- r_{jt} η ημερήσια λογαριθμική απόδοση του αξιογράφου j
- P_{jt} η τιμή του αξιογράφου j κατά τον χρόνο t
- $P_{j,t-1}$ η τιμή του αξιογράφου j κατά τον χρόνο $t-1$

Στη συνέχεια με σκοπό την καλύτερη και πιο ουσιαστική ανάλυση των μετοχών δημιουργήσαμε έναν δείκτη βασισμένο πάνω στη χρηματιστηριακή αξία των μετοχών με έτος βάσης 2016. Η μηνιαία τιμή του δείκτη για κάθε έτος προκύπτει ως ποσοστιαία συνολική χρηματιστηριακή αξία των μετοχών κάθε ημέρα διαιρεμένη με την μηνιαία συνολική χρηματιστηριακή αξία των μετοχών κατά το έτος βάσης 2016.

4.3 Μεθοδολογία του Μοντέλου των Fama - French

Το μοντέλο Fama – French προσθέτει στο μοντέλο της αγοράς και επιπλέον δύο παράγοντες. Τον όρο SMB και τον παράγοντα HML. Πως όμως θα δημιουργηθούν αυτοί οι δύο παράγοντες για να γίνει η ανάλυση που απαιτείται; Αρχικά, θα αρχίσουμε την επεξήγηση τη δημιουργία των ανεξάρτητων ή διαφορετικά επεξηγηματικών μεταβλητών στο μοντέλο cross sectional ανάλυσης.

Οι Fama – French για να άνουν τη μελέτη των οικονομικών μεταβλητών, χρησιμοποιούν 6 χαρτοφυλάκια τα οποία έχουν κατασκευάσει ταξινομώντας τις μετοχές με βάση τη χρηματιστηριακή αξία δηλαδή το «μέγεθος» της εκάστοτε εταιρίας και τον λόγο BE/ME. Αναλυτικότερα, για τον Ιούνιο κάθε έτους t από το 1996 έως το 2006, οι μετοχές του δείκτη NYSE και S&P 500 είναι διατεταγμένες βάσει του μεγέθους της εκάστοτε εταιρείας. Χρησιμοποιώντας τη διάμεσο των τιμών της χρηματιστηριακής τιμής των μετοχών, χωρίζουμε τις μετοχές σε δύο ομάδες, μικρές και μεγάλες εταιρείες (S και B). Αμέσως μετά, κάνοντας χρήση του λόγου BE/ME χωρίζουμε τις μετοχές των δύο παραπάνω ομάδων(S και B) σε άλλες 3 κατηγορίες εκάστοτε ως εξής:

- Πρώτη ομάδα με το 30% των μετοχών που έχουν μικρότερους λόγους BE/ME.
- Δεύτερη ομάδα με το 40% των μετοχών των μέσων λόγων BE/ME.
- Τρίτη ομάδα αποτελούμενη από το 30% των ταξινομημένων κορυφαίων τιμών BE/ME.

Επισημαίνουμε ότι BE/ME είναι η τιμή του λόγου BE/ME για το οικονομικό έτος που τελειώνει στο ημερολογιακό έτος $t-1$ διαιρεμένος με τη τιμή του λόγου BE/ME στο τέλος του Δεκεμβρίου του έτους $t-1$. Επιπλέον, αν οι λόγοι αποτελούνται από αρνητικές τιμές δεν τις χρησιμοποιούμε (σπάνια περιπτώσιολογία).

Συνδυάζοντας τα παραπάνω χαρτοφυλάκια δημιουργούνται 6 καινούρια χαρτοφυλάκια με τις κάτωθι μορφές:

- S/L, S/M, S/H
- B/L, B/M, B/H

Όπου, παραδείγματος χάρη, το χαρτοφυλάκιο S/L περιέχει τις μετοχές που ανήκουν στην ομάδα των μετοχών με μικρή χρηματιστηριακή αξία και επιπλέον μικρό δείκτη BE/ME. Το χαρτοφυλάκιο B/H συμπεριλαμβάνει τις μετοχές που ανήκουν στην ομάδα των μετοχών με μεγάλη χρηματιστηριακή αξία και επιπλέον μεγάλο δείκτη BE/ME.

Αφού κατασκευάσαμε τα 6 χαρτοφυλάκιά μας με τον τρόπο που αναφέρουμε παραπάνω, δημιουργείται το πρώτο είδος χαρτοφυλακίου SMB (μικρό μείον μεγάλο). Το συγκεκριμένο είδος χρησιμοποιείται για την ανάλυση, αντικατοπτρίζοντας τη διαφορά ,κάθε μήνα, μεταξύ των μέσων αποδόσεων στα τρία χαρτοφυλάκια μετοχών εταιρειών μικρής χρηματιστηριακής αξίας (S/L, S/M, S/H) και των μέσων αποδόσεων στα τρία χαρτοφυλάκια μετοχών εταιρειών μεγάλης χρηματιστηριακής αξίας (B/L, B/M, B/H). Συνεπώς, SMB είναι η διαφορά μεταξύ των αποδόσεων μεταξύ των «μεγάλων» και «μικρών» Χαρτοφυλακίων με σχεδόν την ίδια στάθμιση BE/ME. Αυτή η διαφορά είναι κατά μεγάλο μέρος απαλλαγμένη από την επιρροή του BE/ME και εστιάζει στις διαφορετικές συμπεριφορές των αποδόσεων μικρών και μεγάλων μετοχών. Ο όρος SMB προκύπτει από τη διαφορά:

$$\text{SMB} = [(B/L + B/M + B/H) - (S/L + S/M + S/H)] / 3$$

Αφού έγινε ο προσδιορισμός του πρώτου είδους χαρτοφυλακίου, θα προχωρήσουμε στη δημιουργία του δεύτερου είδους που είναι απαραίτητο για την ανάλυση. Έτσι ο δημιουργούμε τον όρο HML ώστε να εκφράζει τη διαφορά , κάθε μήνα, μεταξύ των μέσων αποδόσεων στα δύο χαρτοφυλάκια χαμηλής τιμής BE/ME δηλαδή στις κατηγορίες χαρτοφυλακίων S/L και B/L. Προκύπτει, λοιπόν η διαφορά :

$$\text{HML} = (S/H + B/H)/2 - (S/L + B/L)/2.$$

Με αυτό το τρόπο ο όρος HML είναι απαλλαγμένος από την επίδραση του μεγέθους της εταιρείας, εστιάζοντας κυρίως στις διαφορετικές συμπεριφορές των αποδόσεων των μετοχών ανάμεσα σε χαρτοφυλάκια μετοχών με υψηλή τιμή και χαμηλή τιμή του λόγου BE/ME.

Οι παλινδρομήσεις των χρονοσειρών συμπεριλαμβάνουν επιπλέον το σύνολο των εξαρτημένων μεταβλητών. Αυτές οι εξαρτημένες μεταβλητές συμπεριλαμβάνουν τις επιπλέον αποδόσεις σε 25 χαρτοφυλάκια εταιρικά. Για τις μετοχές των εταιρειών χρησιμοποιούμε τις επιπλέον αποδόσεις σε 25 χαρτοφυλάκια που τα διαμορφώνουμε βάσει του μεγέθους της εταιρείας και τον λόγο ΒΕ/ΜΕ σαν εξαρτώμενες μεταβλητές στις time – series παλινδρομήσεις. Τα 25 αυτά χαρτοφυλάκια κατασκευάζονται όπως ακριβώς τα 6 χαρτοφυλάκια που δημιουργήσαμε παραπάνω.

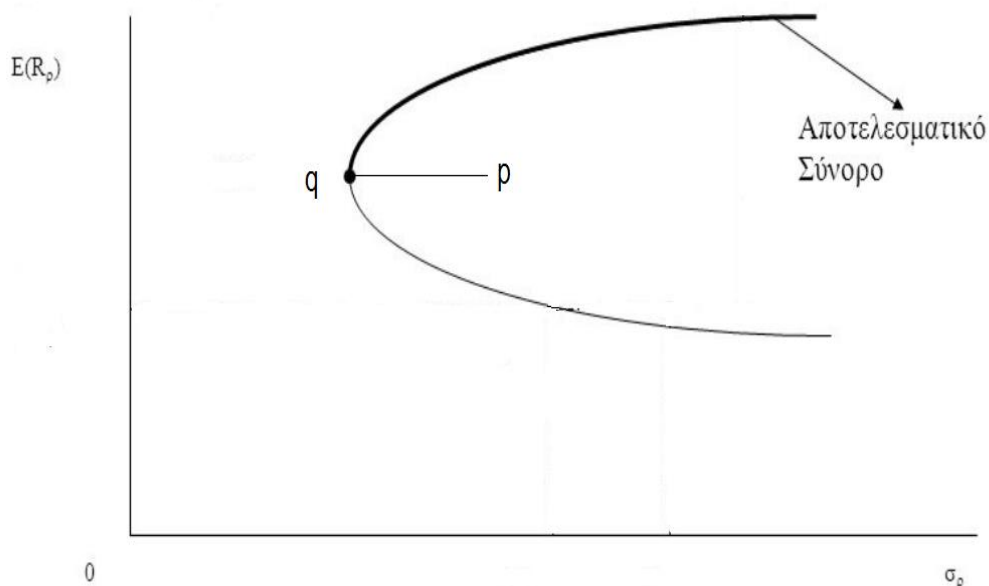
Αναλυτικότερα, για τη χρονική περίοδο από 1996-2016, τον Ιούνιο του 1996 χωρίζουμε τις μετοχές σε 5 χαρτοφυλάκια βάσει της χρηματιστηριακής τους αξίας (ΜΕ) και στη συνέχεια κάθε ένα από τα δημιουργημένα χαρτοφυλάκια τα διαχωρίζουμε σε επιπλέον 5 βάσει της τιμής του λόγου ΒΕ/ΜΕ του Δεκεμβρίου του προηγούμενου πάντα έτους. Έτσι δημιουργούνται χαρτοφυλάκια με το κάθε ένα να περιέχει τους αντίστοιχους μετοχικούς τίτλους. Αντιστοίχως, υπολογίζουμε τις σταθμισμένες αποδόσεις με βάση τη χρηματιστηριακή αξία από τον Ιούνιο 1996 έως τον Ιούνιο του 2016. Στη συνέχεια τον Ιούνιο του 1997 κάνουμε αναπροσαρμογή των χαρτοφυλακίων με τον ίδιο ακριβώς τρόπο και επαναλαμβάνουμε την ίδια διαδικασία έως τη τελευταία χρονιά, δηλαδή το 2016. Ακολουθώντας τη διαδικασία που περιγράψαμε παραπάνω για κάθε έτος και για 20 έτη από το 1996 έως το 2016 θα καταλήξουμε σε 500 μοντέλα παλινδρομήσεων από τα οποία θα επιλέξουμε τους στατιστικά σημαντικούς παράγοντες και υπολογίζοντας τον αριθμητικό τους μέσο θα καταλήξουμε στο μοντέλο με τη παρακάτω μορφή:

$$RM-RF=\alpha+\beta(Rm - RF) + \beta_1SMB + \beta_2HML$$

Όπου

- RM είναι οι αποδόσεις των 25 χαρτοφυλακίων
- RF το χωρίς κίνδυνο επιτόκιο
- SMB και HML οι δύο επιπλέον παράγοντες που πρόσθεσαν οι ερευνητές
- Rm οι μηνιαίες ποσοστιαίες αποδόσεις του δείκτη που έχουμε υπολογίσει.

4.4 Μεθοδολογία του Τρισδιάστατου Μοντέλου (Diacogiannis (1999), Diacogiannis and Feldaman (2013))



Το μοντέλο του Γ. Διακογιάννη χωρίζεται σε δύο μέρη. Στο πρώτο στάδιο καλούμαστε να υπολογίσουμε τα σταθμά του Roll και θα αποδείξουμε αν το χαρτοφυλάκιο ρ είναι αποδοτικό ή όχι. Στο δεύτερο στάδιο θα γίνει η κατασκευή του μοντέλου με την παρακάτω μεθοδολογία.

Ας υποθέσουμε ότι το χαρτοφυλάκιο ρ είναι ο δείκτης. Ο δείκτης αυτός έχει μηνιαίες τιμές και συνεπώς μπορούμε να βρούμε τις μηνιαίες ποσοστιαίες αποδόσεις για τη δεδομένη χρονική περίοδο των 20 ετών που μελετάμε. Στη συνέχεια από τις ποσοστιαίες αποδόσεις θα υπολογίσουμε τη μέση απόδοση για τη δεδομένη χρονική περίοδο, δηλαδή θα την υπολογίσουμε σαν σταθμικό μέσο των μηνιαίων αποδόσεων. Αυτή τη μέση απόδοση θα τη συμβολίσουμε με r_p .

Τα σταθμά του Roll θα τα υπολογίσουμε από τον τύπο :

$$x_q = V^{-1}(R_i)A^{-1}(r_p)$$

όπου

- V είναι ο $n \times n$ πίνακας διακυμάνσεων για τη δεδομένη χρονική περίοδο
- R_i είναι ο $n \times 2$ πίνακας που αποτελείται από δύο στήλες

- R είναι η στήλη των μέσων αποδόσεων των μετοχών για τη δεδομένη χρονική περίοδο
- i είναι η στήλη που περιέχει τα εξής: το πρώτο στοιχείο του R είναι η μέση απόδοση της πρώτης μετοχής για τη δεδομένη χρονική περίοδο, το δεύτερο στοιχείο του R είναι η μέση απόδοση της δεύτερης μετοχής για τη δεδομένη χρονική περίοδο κλπ.
- A είναι ο 2x2 πίνακας συμμετρικός όπου $A = (R_i)^T V^{-1} (R_i)$
- $r_q = r_p$ όπου r_p είναι η μέση απόδοση του δείκτη που έχουμε ήδη υπολογίσει. Με άλλα λόγια υπολογίζουμε τα σταθμά του αποδοτικού χαρτοφυλακίου q όπου $r_q = r_p$.

Έχοντας, λοιπόν, τα σταθμά του X_q υπολογίζουμε τις μηνιαίες ποσοστιαίες αποδόσεις του. Επισημαίνουμε ότι πρέπει να λάβουμε υπόψη μας ότι παίρνουμε τις ποσοστιαίες μηνιαίες αποδόσεις και όχι τις μέσες αποδόσεις. Στη συνέχεια πολλαπλασιάζουμε τα σταθμά του q που υπολογίσαμε με τις ποσοστιαίες μηνιαίες αποδόσεις των μετοχών. Ο τελικός πίνακας θα είναι 1x120 και θα περιέχει τις ποσοστιαίες αποδόσεις του αποδοτικού χαρτοφυλακίου q όπου $r_q = r_p$.

Κατά συνέπεια, έχοντας τις μηνιαίες ποσοστιαίες αποδόσεις του δείκτη p για τη δεδομένη χρονική περίοδο του δείγματός μας ονομάζουμε για ευκολία τον πίνακα R_p . Έχοντας και τις μηνιαίες ποσοστιαίες αποδόσεις του q ονομάζουμε τον αντίστοιχο πίνακα R_q . Συνεπώς, προκύπτει το σφάλμα $R_p - R_q$ και θα ισούται με $U_p - R_q$. Αν ο πίνακας U_p που προκύπτει είναι διαφορετικός του μηδενικού πίνακα, τότε το p είναι ΜΗ ΑΠΟΔΟΤΙΚΟ ΧΑΡΤΟΦΥΛΑΚΙΟ.

Στο δεύτερο στάδιο υλοποίησης του μοντέλου μας κύριος στόχος μας είναι να φτάσουμε στον υπολογισμό του παρακάτω μοντέλου:

$$E = E(R_{zp})1 + [E(R_p) - E(R_{zp})]V/\sigma_q^2 - [E(R_p) - E(R_{zp})]V/\sigma_q^2 \quad (1)$$

Όπου

- V είναι πίνακας διακυμάνσεων nxn
- e είναι nx1 διάνυσμα με στοιχεία $Cov(R_j, U_p)$
- R_j είναι οι αποδόσεις της μετοχής j
- r_z είναι η μέση απόδοση του χαρτοφυλακίου π με

$$r_{zp} = \frac{a-b}{b-cr_p}$$

Στη συνέχεια θα υπολογίσουμε την σ_q^2 που είναι η διακύμανση του αποδοτικού χαρτοφυλακίου q όπου $r_q = r_p$.

Έχοντας υπολογίσει τα σταθμά X_q υπολογίζουμε μετέπειτα τη διακύμανση ως $\sigma_q^2 = X_q^T V X_q$ όπου $X_q^T = T$ να συμβολίζει τον ανάστροφο πίνακα και σ_p^2 είναι η διακύμανση του αποδοτικού χαρτοφυλακίου p όπου $r_q = r_p$.

Έχοντας υπολογίσει τις μηνιαίες περιοδικές αποδόσεις του δείκτη που κατασκευάσαμε για το χρονικό διάστημα των 20 ετών προκύπτει ότι σ_p^2 θα είναι η διακύμανση αυτών των αποδόσεων.

Συνεπώς, η εξίσωση (1) μπορεί να εκφραστεί ως εξής:

$$E = E(R_{zp})1 + [E(R_p) - E(R_{zp})]V/\sigma_p^2 - [E(R_p) - E(R_{zp})]V/\sigma_p^2 + [E(R_p) - E(R_{zp})]V/\sigma_q^2 - [E(R_p) - E(R_{zp})]V/\sigma_q^2 \quad (2)$$

η οποία είναι ισοδύναμη με

$$E = E(R_{zp})1 + [E(R_p) - E(R_{zp})]V/\sigma_p^2 - [E(R_p) - E(R_{zp})][V/\sigma_p^2 - V/\sigma_q^2 - V/\sigma_q^2] \quad (3)$$

$$FF: r - R_f1 = \beta \times (R_m - R_f) + b_1 \times SMB + b_2 \times HML + \alpha \quad (3a)$$

όπου

- r είναι οι μέσες αποδόσεις των 25 χαρτοφυλακίων που έχουμε δημιουργήσει.
- Ο παράγοντας $[E(R_p) - E(R_{zp})]V/\sigma_p^2$ είναι ίδιο με τον παράγοντα $\beta \times (R_m - R_f)$

Με αυτό τον τρόπο μας δίνεται η δυνατότητα να συγκρίνουμε τους παράγοντες των δύο μοντέλων. Συγκεκριμένα μας ενδιαφέρει αν

$$[E(R_p) - E(R_{zp})][V/\sigma_p^2 - V/\sigma_q^2 - V/\sigma_q^2] = + b_1 \times SMB + b_2 \times HML \quad (4)$$

Από την εξίσωση (4) θα υπολογίσουμε τις τιμές των συντελεστών b_1 και b_2 .

Τα σταθμά που ορίζουν το p υπολογίζονται από τον παρακάτω τύπο:

$$X_p = V^{-1}(R_i)A^{-1}(r_q1)' + V^{-1}e$$

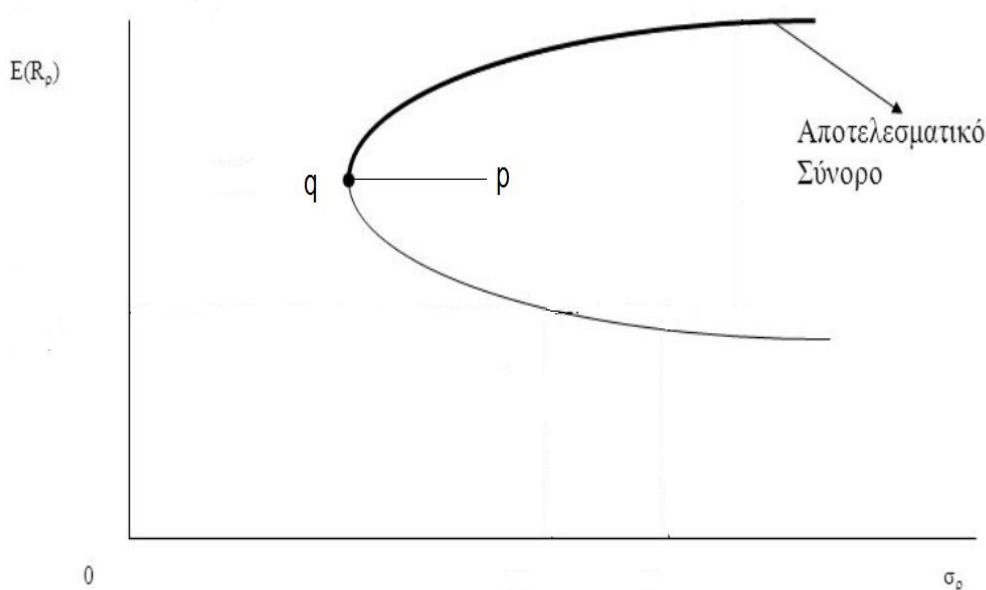
Όπου e είναι ο $n \times 1$ στήλη με στοιχεία τις διακυμάνσεις μεταξύ του ποσοστού της απόδοσης και U_p . Άρα

$$Vx_p = (R_i)A^{-1}(r_q1)' + e$$

Πολλαπλασιάζοντας τον πίνακα V με τον πίνακα e προκύπτει το Ve . Στη συνέχεια θα παλινδρομήσουμε τον όρο $[E(R_p) - E(R_{zp})][V/\sigma_p^2 - V/\sigma_q^2 - V/\sigma_q^2]$ με τους δύο παράγοντες των FF, S όπου S το $n \times 1$ διάνυσμα με στοιχεία τις τιμές του δείκτη book value to market value.

Έχοντας όλους τους παράγοντες παλινδρομούμε το μοντέλο μας και βγάζουμε τα αντίστοιχα αποτελέσματα τα οποία θα αναλυθούν στο επόμενο κεφάλαιο.

4.5 Μεθοδολογία ενός Νέου Έλεγχου του κ. Διακογιάννη Γ.



Το μοντέλο του Γ. Διακογιάννη χωρίζεται σε δύο μέρη. Στο πρώτο στάδιο καλούμαστε να υπολογίσουμε τα σταθμά του Roll και θα αποδείξουμε αν το χαρτοφυλάκιο ρ είναι αποδοτικό ή όχι. Στο δεύτερο στάδιο θα γίνει η κατασκευή του μοντέλου με την παρακάτω μεθοδολογία.

Ας υποθέσουμε ότι το χαρτοφυλάκιο ρ είναι ο δείκτης. Ο δείκτης αυτός έχει μηνιαίες τιμές και συνεπώς μπορούμε να βρούμε τις μηνιαίες ποσοστιαίες αποδόσεις για τη δεδομένη χρονική περίοδο των 20 ετών που μελετάμε. Στη συνέχεια από τις ποσοστιαίες αποδόσεις θα υπολογίσουμε τη μέση απόδοση για τη δεδομένη χρονική περίοδο, δηλαδή θα την υπολογίσουμε σαν σταθμικό μέσο των μηνιαίων αποδόσεων. Αυτή τη μέση απόδοση θα τη συμβολίσουμε με r_p .

Τα σταθμά του Roll θα τα υπολογίσουμε από τον τύπο :

$$x_q = V^{-1}(R_i)A^{-1}(r_p) \quad (1)$$

όπου

- V είναι ο 6×6 πίνακας διακυμάνσεων για τη δεδομένη χρονική περίοδο
- R είναι η στήλη των μέσων αποδόσεων των μετοχών για τη δεδομένη χρονική περίοδο
- i είναι η στήλη που περιέχει τα εξής: το πρώτο στοιχείο του R είναι η μέση απόδοση της πρώτης μετοχής για τη δεδομένη χρονική περίοδο, το δεύτερο στοιχείο του R είναι η μέση απόδοση της δεύτερης μετοχής για τη δεδομένη χρονική περίοδο κλπ.
- A είναι ο πίνακας συμμετρικός όπου $A = (R_i)^T V^{-1} (R_i)$
- $r_q = r_p$ όπου r_p είναι η μέση απόδοση του δείκτη που έχουμε ήδη υπολογίσει. Με άλλα λόγια υπολογίζουμε τα σταθμά του αποδοτικού χαρτοφυλακίου q όπου $r_q = r_p$.

Γνωρίζουμε ότι:

$$Vx_p = Vx_q + u_p \quad (2)$$

$$R_p = R_q + u_p \quad (3)$$

Όπου

- u_p είναι ο 6×1 vector με τις διακυμάνσεις $\text{Cov}(R_i, u_p)$ με $i = 1, \dots, 6$
- V είναι ο πίνακας διακυμάνσεων – συνδιακυμάνσεων
- x_p είναι 6×1 vector που ορίζει το χαρτοφυλάκιο p .
- x_q είναι 6×1 vector που ορίζει το αποδοτικό χαρτοφυλάκιο q .

Ως επόμενο βήμα, έχοντας τα σταθμά του X_q , υπολογίζουμε τις μηνιαίες ποσοστιαίες αποδόσεις του. Επισημαίνουμε ότι πρέπει να λάβουμε υπόψη μας ότι παίρνουνε τις ποσοστιαίες μηνιαίες αποδόσεις και όχι τις μέσες αποδόσεις.

Στη συνέχεια πολλαπλασιάζουμε τα σταθμά του q που υπολογίσαμε με τις ποσοστιαίες μηνιαίες αποδόσεις των μετοχών. Ο τελικός πίνακας θα είναι 1×120 και θα περιέχει τις ποσοστιαίες αποδόσεις του αποδοτικού χαρτοφυλακίου q όπου $r_q = r_p$. Κατά συνέπεια, έχοντας τις μηνιαίες ποσοστιαίες αποδόσεις του δείκτη p για τη δεδομένη χρονική περίοδο του δείγματός μας ονομάζουμε για ευκολία τον πίνακα R_p . Έχοντας και τις μηνιαίες ποσοστιαίες αποδόσεις του q ονομάζουμε τον αντίστοιχο πίνακα R_q .

Σημειώνουμε ότι μια σημαντική υπόθεση που κάνουμε είναι ότι τα σταθμά παραμένουν σταθερά διαχρονικά.

Αμέσως μετά, τρέχουμε 6 απλές και γραμμικές παλινδρομήσεις με ανεξάρτητες μεταβλητές τα 6 χαρτοφυλάκια των Fama –French. Δηλαδή τρέχουμε 6 παλινδρομήσεις μεταξύ των 6 αυτών χαρτοφυλακίων και των αποδόσεων του αποδοτικού χαρτοφυλακίου q ως εξής:

$$R_{FF} = \alpha_i + \beta_i R_q + \varepsilon_r \quad (4)$$

Στη συνέχεια, υπολογίζουμε για κάθε παλινδρόμηση τα κατάλοιπα ε και δημιουργείται με αυτό το τρόπο ένας πίνακας 6×120 καταλοίπων.

Εν συνεχεία, χρησιμοποιώντας τον πίνακα σφαλμάτων, και μέσω του υπολογιστικού πακέτου excel, υπολογίζουμε τον 6×6 πίνακα διακυμάνσεων – συνδιακυμάνσεων των σφαλμάτων και τον ονομάζουμε V_ε .

Συνοπώς, αποδεικνύεται ότι

$$V_\varepsilon x_p = u_p \quad (5)$$

και επομένως μέσω της εξίσωσης (2) καταλήγουμε στο παρακάτω συμπέρασμα

$$V x_p = V x_q + V_\varepsilon x_p \quad \text{ή} \quad (V - V_\varepsilon) x_p = V x_q \quad (6)$$

Συνεπώς, αν αποδείξουμε ότι ο πίνακας 6×6 ($V - V_\epsilon$) είναι διαφορετικός από τον πίνακα 6×6 V τότε $V_\epsilon \neq 0$. Άρα $u_p \neq 0$ και επομένως τότε το ρ είναι ΜΗ ΑΠΟΔΟΤΙΚΟ ΧΑΡΤΟΦΥΛΑΚΙΟ.

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 5^ο : «Αποτελέσματα»

5.1 Αποτελέσματα Μοντέλου Fama – French

Ύστερα από την κατασκευή των 25 χαρτοφυλακίων των οποίων οι αποδόσεις αποτελούν εξαρτημένες μεταβλητές, τη κατασκευή των χαρτοφυλακίων SMB και HML αλλά και των δεικτών με τις αντίστοιχες μετοχές τους παλινδρομούμε τις επιπλέον από το επιτόκιο χωρίς κίνδυνο αποδόσεις των 25 χαρτοφυλακίων, με τις αποδόσεις των χαρτοφυλακίων SMB και HML αλλά και την επιπλέον απόδοση των δεικτών που κατασκευάσαμε. Συνεπώς, προκύπτουν οι πίνακες που απεικονίζουν τους συντελεστές των 500 μοντέλων που δημιουργήθηκαν και τον συντελεστή προσδιορισμού του δείγματος των Η.Π.Α και της Αγγλίας αντιστοίχως. (Παράρτημα).

Πίνακας Συντελεστών Παλινδρομήσεων Fama –French (Μέσοι όροι)

	Rm-Rf	SMB	HML
Μ.Ο. ΗΠΑ	1.15722	-0.972	0.137349
Μ.Ο. ΑΓΓΛΙΑΣ	1.37623	-0.812	0.098841

Ο συντελεστής R^2 , λεγόμενος συντελεστής προσδιορισμού, μας δείχνει το ποσοστό της διακύμανσης της εξαρτημένης μεταβλητής που επεξηγείται από τις ανεξάρτητες μεταβλητές. Συγκεκριμένα, στη μελέτη μας δείχνει το ποσοστό της διακύμανσης των επιπλέον αποδόσεων των 25 χαρτοφυλακίων που επεξηγείται από τις αποδόσεις του γενικού δείκτη της αγοράς και τα χαρτοφυλάκια SMB και HML.

Παρατηρώντας εκτενέστερα τους παραπάνω πίνακες, καταλαβαίνουμε ότι κατά τη διάρκεια των 20 ετών, ο συντελεστής προσδιορισμού είναι πάντα μεγαλύτερος του 35% σε όλο το σύνολο των παλινδρομήσεων και των Η.Π.Α. και της Αγγλίας αντίστοιχα. Επιπροσθέτως, παρατηρούμε ότι στην πλειοψηφία

των περιπτώσεων το R-square είναι πάνω από το ποσοστό του 70% για τον πίνακα των Η.Π.Α και πάνω από 65% για τον πίνακα της Αγγλίας. Οι παραπάνω παρατηρήσεις μας δίνουν τη δυνατότητα να ισχυριστούμε ότι το μοντέλο Fama – French αποτελεί μια καλή προσέγγιση της σχέσης απόδοσης κινδύνου τόσο για το δείγμα των Η.Π.Α. όσο και για το δείγμα της Αγγλίας. Με άλλα λόγια, ο κίνδυνος της απόδοσης των μετοχών εξαρτάται από το μέγεθος του χαρτοφυλακίου αλλά και από το λόγο BE/ME του κάθε χαρτοφυλακίου και όχι μόνο από τον κίνδυνο της αγοράς.

Επιπλέον, ένας δεύτερος ισχυρισμός αφορά τις τιμές του R- square ανάμεσα στα διαφορετικά χαρτοφυλάκια. Η τιμή του συντελεστή προσδιορισμού παρατηρούμε ότι κυμαίνεται κοντά στο ποσοστό του 90% για τα χαρτοφυλάκια των μετοχών με υψηλή χρηματιστηριακή αξία και χαμηλό λόγο BE/ME για το δείγμα των Η.Π.Α και αρκετά κοντά στο ποσοστό του 80% για τα αντίστοιχα Βρετανικά χαρτοφυλάκια των μετοχών. Αυτή η παρατήρηση αποτελεί διαπίστωση στο άρθρο των Fama –French. Τα υπόλοιπα χαρτοφυλάκια παρουσιάζουν τιμές κάτω του 80% και αυτά είναι τα χαρτοφυλάκια των οποίων οι συντελεστές SMB και HML παρουσιάζουν τις μεγαλύτερες τιμές.

Ύστερα από τους παραπάνω ισχυρισμούς και παρατηρήσεις το τελικό μοντέλο που προκύπτει από τις χρονολογικές παλινδρομήσεις είναι το ακόλουθο:

Η.Π.Α.:

$$\mathbf{RM-RF = 0,021618 + 1,37623(R_m - RF) - 0,972SMB + 0.137349HML}$$

ΑΓΓΛΙΑ:

$$\mathbf{RM-RF = 0,099133 + 1,15722(R_m - RF) - 0,812SMB + 0.098841HML}$$

Σύμφωνα με τα παραπάνω μοντέλα, διαπιστώνουμε ότι ο κίνδυνος της απόδοσης των χαρτοφυλακίων επηρεάζεται άμεσα και σε μεγάλο ποσοστό από τον συντελεστή της αγοράς. Επίσης, είναι οφθαλμοφανές ότι η απόδοση των χαρτοφυλακίων επηρεάζεται θετικά από τη τιμή του λόγου BE/ME ενώ αρνητική είναι η επιρροή της από το είδος χαρτοφυλακίου SMB. Οδηγούμαστε, λοιπόν, στο συμπέρασμα ότι οι εταιρείες με μικρή χρηματιστηριακή αξία θα αναμένουν μεγαλύτερη απόδοση από ό,τι οι μετοχές με μικρή χρηματιστηριακή αξία.

Αντίθετα, οι εταιρείες με υψηλό δείκτη BE/ME αναμένουν μεγαλύτερες αποδόσεις από τις αντίστοιχες με μικρό δείκτη BE/ME.

Αναλυτικότερα από τους παραπάνω πίνακες των δύο χωρών, βλέπουμε ότι οι συντελεστές του χαρτοφυλακίου SMB ,κάθε έτος, κινούνται σύμφωνα με το «μέγεθος» της εταιρείας, δηλαδή βάση της τιμής της χρηματιστηριακής αξίας της εταιρείας. Οι τιμές των συντελεστών μειώνονται όσο κινούμαστε από τα χαρτοφυλάκια με μικρή χρηματιστηριακή αξία (S) σε αυτά με μεγάλη (B). Με ανάλογο τρόπο γίνεται και η κίνηση του λόγου BE/ME επηρεάζοντας τη τάση των τιμών του συντελεστή HML. Οι τιμές του συγκεκριμένου συντελεστή αυξάνονται όσο κινούμαστε σε χαρτοφυλάκια μετοχών με υψηλό λόγο BE/ME (H).

Προβλήματα στην Ανάλυση Παλινδρόμησης

Ετεροσκεδαστικότητα

Ένα σοβαρό πρόβλημα που μπορεί να συναντήσουμε στην ανάλυση μιας παλινδρόμησης είναι η ετεροσκεδαστικότητα. Αυτό το πρόβλημα ανακύπτει όταν παραβιάζεται η υπόθεση ότι η διακύμανση του όρου του σφάλματος είναι σταθερή για όλες τις τιμές των ανεξάρτητων μεταβλητών. Αυτό συχνά συμβαίνει σε διασπρωματικά δεδομένα (δηλαδή δεδομένα για ένα δείγμα οικογενειών, επιχειρήσεων ή άλλων οικονομικών μονάδων για ένα συγκεκριμένο έτος ή άλλη χρονική περίοδο), όπου το μέγεθος του σφάλματος μπορεί να αυξηθεί, ή να μειωθεί ανάλογα με το μέγεθος μιας ανεξάρτητης μεταβλητής.

Η ύπαρξη της ετεροσκεδαστικότητας οδηγεί σε μεροληπτικά τυπικά σφάλματα και, συνεπώς, σε λανθασμένα στατιστικά τεστ και διαστήματα εμπιστοσύνης για τις εκτιμήσεις των παραμέτρων. Όταν το μοντέλο των σφαλμάτων υποδηλώνει διατάρραξη ετεροσκεδαστικότητας, ο ερευνητής μπορεί να ξεπεράσει το πρόβλημα πραγματοποιώντας μια παλινδρόμηση σταθμικών ελαχίστων τετραγώνων.

Για την παλινδρόμηση σταθμικών ελαχίστων τετραγώνων αρχικά διαιρούμε την εξαρτημένη και όλες τις ανεξάρτητες μεταβλητές με τη μεταβλητή που ευθύνεται για την ετεροσκεδαστικότητα και στη συνέχεια πραγματοποιούμε την νέα παλινδρόμηση από τις μετασχηματισμένες μεταβλητές.

Λόγω του μεγάλου αριθμού των παραπάνω χαρτοφυλακίων, επιλέξαμε δειγματοληπτικά κάποιες παλινδρομήσεις για να ελέγξουμε το πρόβλημα της ετεροσκεδαστικότητας. Η ετεροσκεδαστικότητα παρατηρείται όταν στον πίνακα του ελέγχου ARCH test τα p -values λαμβάνουν την τιμή 0, ή μικρότερη του 5%, που σημαίνει ότι απορρίπτεται η υπόθεση της ομοσκεδαστικότητας. Η διόρθωση της ετεροσκεδαστικότητας πραγματοποιείται είτε με τη μέθοδο του White, είτε με τη μέθοδο των Newey-West. Στην εκτίμησή μας χρησιμοποιούμε τη διόρθωση του White.

Αυτοσυσχέτιση

Στη περίπτωση που συσχετίζονται συνεχόμενα, τότε έχουμε αυτοσυσχέτιση. Αναλυτικότερα, όταν τα διαδοχικά σφάλματα έχουν το ίδιο πρόσημο, έχουμε θετική αυτοσυσχέτιση. Η αυτοσυσχέτιση συναντάται συχνά σε δεδομένα χρονολογικών σειρών. Αν αναλογιστούμε ότι οι συντελεστές που υπόκεινται στην εκτίμηση δεν είναι μεροληπτικοί όταν υπάρχει αυτοσυσχέτιση, το τυπικό σφάλμα τους υποεκτιμάται με τρόπο τέτοιο ώστε η τιμή της στατιστικής t να είναι διογκωμένη προς τα πάνω. Ως εκ τούτου, προκύπτει το γενικευμένο συμπέρασμα ότι ένας συντελεστής είναι στατιστικά σημαντικός όταν στην πραγματικότητα δεν είναι. Η τιμή του R^2 και της στατιστικής F θα είναι επίσης αναξιόπιστες όταν υπάρχει αυτοσυσχέτιση.

Ένας τρόπος ανίχνευσης της αυτοσυσχέτισης είναι η χρήση της στατιστικής των Durbin-Watson. Το τεστ D-W μπορεί να πραγματοποιηθεί είτε σε επίπεδο σημαντικότητας 5% είτε σε επίπεδο σημαντικότητας 1%. Γενικά, μια τιμή γύρω στο 2 δείχνει ότι δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση. Αν το τεστ D-W δείξει ότι υπάρχει αυτοσυσχέτιση, δηλαδή τιμή μακριά από το 2, θα πρέπει να γίνει αναπροσαρμογή και διόρθωση του μοντέλου μας. Με στόχο τη προσαρμογή μπορούμε να χρησιμοποιήσουμε μια επιπλέον ερμηνευτική μεταβλητή που θα λαμβάνει υπόψη της την τάση που μπορεί να υπάρχει στα δεδομένα. Επιπλέον, είναι σημαντικό να τονίσουμε ότι μερικές φορές η επανεκτίμηση της παλινδρόμησης με σκοπό τη μεταβολή, χρησιμοποιώντας πρώτες διαφορές, στην εξαρτημένη και τις ανεξάρτητες μεταβλητές και η παράλειψη του σταθερού όρου μπορεί να παρακάμψει την εν λόγω αυτοσυσχέτιση.

Έλεγχος Μοναδιαίας Ρίζας

Αναγκαίος και απαραίτητος επίσης είναι ο έλεγχος ύπαρξης μοναδιαίων ριζών (unit roots) ή διαφορετικά έλεγχος Στασιμότητας των μεταβλητών. Η Μη στασιμότητα των αποδόσεων παραβιάζει την υπόθεση της σταθερής διακύμανσης των σφαλμάτων. Ο έλεγχος της στασιμότητας πραγματοποιείται με το Dickey Fuller test. Ουσιαστικά, πραγματοποιείται έλεγχος της συνθήκης κατά την οποία μια διαδικασία έχει μοναδιαία ρίζα. Η μηδενική υπόθεση για τον έλεγχο αυτό θεωρεί ότι η διαδικασία είναι Μη Στάσιμη. Για τον έλεγχο της ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας, θα πρέπει να πραγματοποιηθεί έλεγχος της t-Statistic, με τις κριτικές τιμές, για το επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας που μας ενδιαφέρει. Σαφώς εάν το t-Statistic είναι μεγαλύτερο από την κριτική τιμή, τότε δεν μπορούμε να απορρίψουμε τη μηδενική υπόθεση, ότι η εξεταζόμενη χρονοσειρά έχει μοναδιαία ρίζα. Εναλλακτικά εάν το t-Statistic είναι μικρότερο από την κριτική τιμή, τότε απορρίπτουμε τη μηδενική υπόθεση, δηλαδή απορρίπτουμε το γεγονός της Μη Στασιμότητας.

Έλεγχος Πολυσυγγραμμικότητας

Με τον όρο πολυσυγγραμμικότητα εννοούμε την ύπαρξη μίας ερμηνευτικής μεταβλητής X_i , που είναι γραμμικά συσχετισμένη με μία άλλη επεξηγηματική μεταβλητή ή με γραμμικό συνδυασμό επεξηγηματικών μεταβλητών. Αποτελεί σύνηθες φαινόμενο, και εμφανίζεται συχνότερα αφ'ενός σε δεδομένα που λαμβάνονται από οικονομικές ή κοινωνικές μελέτες, λόγω της αλληλεξάρτησης που χαρακτηρίζει τις κοινωνικοοικονομικές σχέσεις, αφ'ετέρου δε όταν χρησιμοποιούνται χρονολογικές σειρές, γιατί οι οικονομικές μεταβλητές τείνουν να μεταβάλλονται διαχρονικά. Δεδομένου του ότι η πολυσυγγραμμικότητα αποτελεί χαρακτηριστικό του κάθε δείγματος, δεν υπάρχει έλεγχός της με τη στατιστική έννοια, αλλά ο "έλεγχός" της έγκειται στη διαδικασία διαπίστωσης και

μέτρησής της. Στην περίπτωση που στο γραμμικό υπόδειγμα υπάρχουν δύο επεξηγηματικές μεταβλητές, ένα επαρκές μέτρο του βαθμού της πολυσυγγραμμικότητας είναι ο απλός συντελεστής γραμμικής συσχέτισης μεταξύ των δύο επεξηγηματικών μεταβλητών. Όταν, όμως, οι ερμηνευτικές μεταβλητές υπερβαίνουν τις δύο σε αριθμό, ο συντελεστής γραμμικής συσχέτισης δεν αποτελεί ικανοποιητικό μέτρο του βαθμού της πολυσυγγραμμικότητας, καθώς υπάρχει περίπτωση να έχουμε χαμηλή τιμή των συντελεστών συσχέτισεως r_{ij} , για $i \neq j$, όμως, παρόλα αυτά το δείγμα να χαρακτηρίζεται από μεγάλο βαθμό πολυσυγγραμμικότητας.

Όταν διαγνωστεί πρόβλημα πολυσυγγραμμικότητας, η έρευνά μας αντιμετωπίζει σοβαρά προβλήματα με τις ακόλουθες συνέπειες :

- Οι διακυμάνσεις των συντελεστών μπορούν να αυξηθούν τείνοντας στο άπειρο, με συνέπεια την αστάθεια της εξίσωσης παλινδρόμησης (ανακρίβεια των συντελεστών παλινδρόμησης)
- Καθίσταται ασαφής και δυσδιάκριτη η συμβολή, η επίδραση και η αποτελεσματικότητα της κάθε ερμηνευτικής μεταβλητής στο μοντέλο, καθώς η ορίζουσα του μητρώου $X'X$ είναι μηδέν, άρα δεν υπάρχει αντίστροφο μητρώο, επομένως οι συντελεστές παλινδρόμησης είναι απροσδιόριστοι

Ο σημαντικότερος έλεγχος στο πολλαπλό γραμμικό μοντέλο παλινδρόμησης είναι ο έλεγχος για ύπαρξη ή μη πολυσυγγραμμικότητας. Είναι φανερό ότι η πολυσυγγραμμικότητα μας παρέχει μία θολή και πολλές φορές πλαστή εικόνα του μοντέλου. Είναι, λοιπόν, αναγκαίο, πριν από τον όποιο έλεγχο των υποθέσεων του παλινδρομικού μοντέλου, να ελέγχουμε την ύπαρξη συγγραμμικότητας στα δεδομένα μας, και σε περίπτωση που υφίσταται να βρούμε τρόπους να την εξαλείψουμε.

Ο ευκολότερος τρόπος μέτρησης το μέγεθος της πολυσυγγραμμικότητας είναι απλώς να δούμε τον πίνακα των συσχετίσεων μεταξύ των ανεξάρτητων μεταβλητών.

Στην περίπτωση των περισσότερων από δύο ερμηνευτικών μεταβλητών, θα πρέπει να «τρέξουμε» βοηθητικές παλινδρομήσεις. Εάν υπάρχει σχεδόν γραμμική εξάρτηση, η βοηθητική παλινδρόμηση θα αναπαριστά μια μικρή

εξίσωση τυπικού σφάλματος, ένα μεγάλο R^2 και ένα στατιστικά σημαντικό F-value.

Συνοψίζοντας, όταν υπάρχει ατελής πολυσυγγραμμικότητα, έχουμε:

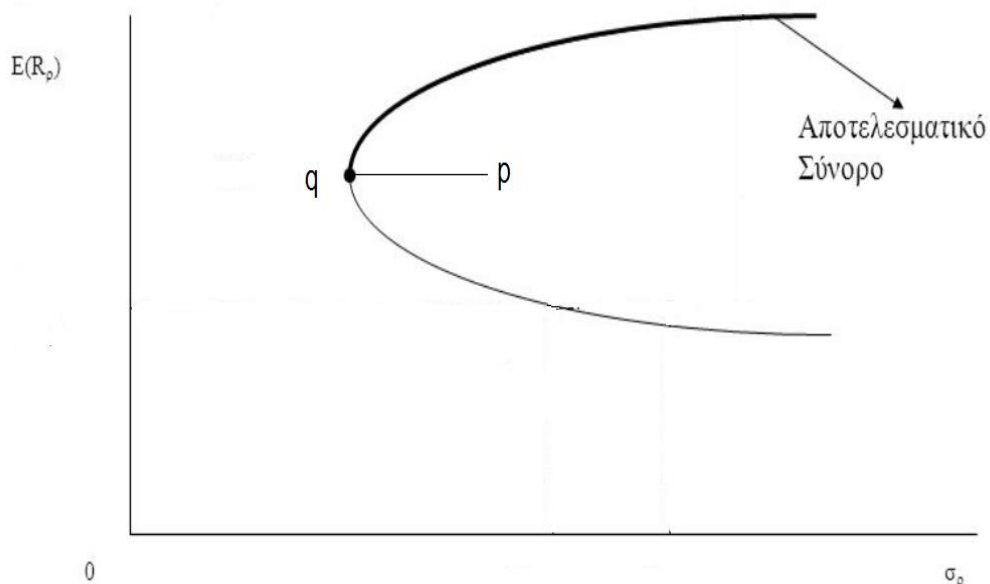
- Οι εκτιμήσεις της OLS μπορεί να είναι ανακριβής εξαιτίας των μεγάλων τυπικών σφαλμάτων.
- Οι επηρεασμένη συντελεστές μπορεί να αποτύχουν στην επίτευξη στατιστικής σημαντικότητας λόγω των χαμηλών t-στατιστικών.

Μερικοί οικονομέτρους αμφισβητούν ότι εάν το μοντέλο είναι όπως πρέπει, απλά την αγνοούμε. Σημειώστε ότι πάντα θα έχετε ένα βαθμό πολυσυγγραμμικότητας, ειδικά σε δεδομένα χρονολογικών σειρών

Ο ευκολότερος τρόπος «θεραπείας» αυτών των προβλημάτων είναι:

- η παράλειψη μίας από τις συγγραμικές μεταβλητές
- η μετατροπή των υψηλά συσχετιζόμενων μεταβλητών σε ένα λόγο
- η συλλογή περισσότερων δεδομένων
- η συλλογή μακροπρόθεσμων
- η μεγαλύτερη συχνότητα στα δεδομένα

5.2 Αποτελέσματα της νέας εξέτασης της ισχύος του Τρισδιάστατου Μοντέλου κ. Διακογιάννη (Diacogiannis (1999), Diacogiannis and Feldaman (2013))



Ύστερα από τον υπολογισμό των σταθμών του Roll σύμφωνα με τη μεθοδολογία που περιγράφεται παραπάνω θα ελέγξουμε αν το χαρτοφυλάκιο ρ είναι αποδοτικό ή όχι με το κάτωθι τρόπο.

Έχοντας τη μέση απόδοση του δείκτη για την ίδια περίοδο για το χαρτοφυλάκιο ρ , τρέχουμε τις παλινδρομήσεις με ανεξάρτητες μεταβλητές τα χαρτολάκια των Fama – French και για κάθε μία από τις παλινδρομήσεις υπολογίζουμε τα κατάλοιπα. Τα υπολογισμένα σφάλματα τα τοποθετούμε σε πίνακα 6×6 .

Αμέσως μετά, υπολογίζουμε τον πίνακα 6×6 διακυμάνσεων – συνδιακυμάνσεων των σφαλμάτων και τον ονομάζουμε V_ε .

Έχοντας ήδη υπολογίσει τον πίνακα V με τις διακυμάνσεις των αποδόσεων αν αποδείξουμε ότι $(V - V_\varepsilon) x_\rho = V x_q$ δηλαδή ότι ο πίνακας 6×6 $(V - V_\varepsilon)$ είναι διαφορετικός του πίνακα V τότε $V_\varepsilon \neq 0$ και επομένως το χαρτοφυλάκιο ρ είναι ΜΗ αποδοτικό χαρτοφυλάκιο.

Καλούμαστε, λοιπόν, να κάνουμε στατιστική σύγκριση των δύο παραπάνω πινάκων έτσι ώστε να ελέγξουμε την εγκυρότητα της παραπάνω πρότασης.

Κάτωθι παρατίθενται οι πίνακες V , V_{ε} , $(V-V_{\varepsilon})$ διακυμάνσεων – συνδιακυμάνσεων όπως υπολογίστηκαν με τη βοήθεια του υπολογιστικού πακέτου excel:

Πίνακας V διακυμάνσεων – συνδιακυμάνσεων (6x6)

0,0514	0,0653	0,0121	0,0531	0,0956	0,0403
0,1755	0,0201	0,0299	0,0203	0,0569	0,0908
0,0336	0,1063	0,1004	0,0982	0,0402	0,0416
0,0108	0,2009	0,0651	0,0697	0,036	0,1032
0,0206	0,003	0,0873	0,0103	0,0951	0,2005
0,1033	0,0091	0,1005	0,0209	0,1009	0,2012

Πίνακας V_{ε} διακυμάνσεων – συνδιακυμάνσεων καταλοίπων (6x6)

0,0102	0,0501	0,063	0,0301	0,0203	0,062
0,03	0,065	0,0503	0,066	0,0302	0,0932
0,0006	0,3201	0,0121	0,033	0,0216	0,016
0,0023	0,0605	0,0302	0,0983	0,0303	0,107
0,0049	0,0221	0,063	0,0683	0,019	0,0333
0,0395	0,0329	0,0691	0,1903	0,0393	0,0233

Πίνακας $(V-V_{\varepsilon})$ διακυμάνσεων – συνδιακυμάνσεων (6x6)

0,0412	0,0152	-0,0509	0,023	0,0753	-0,0217
0,1455	-0,0449	-0,0204	-0,0457	0,0267	-0,0024
0,033	-0,2138	0,0883	0,0652	0,0186	0,0256
0,0085	0,1404	0,0349	-0,0286	0,0057	-0,0038
0,0157	-0,0191	0,0243	-0,058	0,0761	0,1672
0,0638	-0,0238	0,0314	-0,1694	0,0616	0,1779

Κάνουμε τον έλεγχο της ισότητας των δύο παραπάνω πινάκων για να προσδιορίσουμε αν οι δύο παραπάνω πίνακες διακυμάνσεων – συνδιακυμάνσεων είναι ίσοι. Επισημαίνουμε ότι ο έλεγχος είναι ευαίσθητος στην στις αποκλίσεις κανονικότητας. Αν το δείγμα μας προέρχεται από μη

κανονικές κατανομές τότε ο έλεγχος μπορεί πολύ απλά να δοκιμάζεται για μη κανονικότητα.

Υποθέτουμε ότι έχουμε ανεξάρτητους πληθυσμούς και θέλουμε να κάνουμε έλεγχο της μηδενικής υπόθεσης ότι οι δύο παραπάνω πίνακες είναι ίσοι.

Συνεπώς, η μηδενική μας υπόθεση είναι

$$H_0 : (V-V_\varepsilon) = V$$

Ενώ

$$H_1 : (V-V_\varepsilon) \neq V$$

Εάν απορρίψουμε τη μηδενική μας υπόθεση οδηγούμαστε στο συμπέρασμα ότι ο δείκτης ΔΕΝ είναι αποδοτικό χαρτοφυλάκιο .

Συνεχίζουμε με τον έλεγχο ισότητας των δύο πινάκων.

Ο στατιστικός έλεγχος περιγράφεται από τη παρακάτω εξίσωση:

$$C = \left[T_2 - 1 - \frac{2p^2 + 3p - 1}{4(p+1)} \right] \ln \frac{|(Sg - Sg^*)|^2}{|Sg| |Sg^*|}$$

Όπου

C είναι μεταβλητή με $p(p+1)$ βαθμούς ελευθερίας

P είναι ο αριθμός των securities της ομάδας

T_2 είναι το μέγεθος του δείγματος για τη συγκεκριμένη χρονική περίοδο

S_g είναι αμερόληπτη εκτιμήτρια του πίνακα V

Συνεπώς, η μηδενική υπόθεση γίνεται αποδεκτή ή πιο σωστά δεν μπορεί να απορριφθεί αν και μόνο αν:

$$C < \chi^2_{\alpha, 1/2p(p+1)} \quad \text{ή} \quad p\text{-value} > \alpha$$

Όπου

α είναι το επίπεδο σημαντικότητας

$1/2p(p+1)$ είναι οι βαθμοί ελευθερίας.

Κάνοντας τον υπολογισμό της παραπάνω εξίσωσης οδηγούμαστε στο συμπέρασμα ότι για επίπεδο σημαντικότητας 0,001 το p-value έχει τη τιμή 0,083609754 που σημαίνει ότι αφού $0,083609754 > 0,001$ δεν μπορώ να απορρίψω τη μηδενική μου υπόθεση (H_0). Επιπροσθέτως, η τιμή της μεταβλητής C είναι 0.053162 ενώ η τιμή χ^2 με επίπεδο σημαντικότητας 0,001

είναι 0,0757303. Συνεπώς, $0.053162 < 0,0757303$ και συμπεραίνουμε ότι δεν μπορούμε να απορρίψουμε τη μηδενική μας υπόθεση.

Με άλλα λόγια, με τη παραπάνω μεθοδολογία διαπιστώσαμε ότι δεν μπορούμε να απορρίψουμε την αρχική μας υπόθεση ότι ο δείκτης είναι ΜΗ ΑΠΟΔΟΤΙΚΟ ΧΑΡΤΟΦΥΛΑΚΙΟ.

Επίλογος

Σκοπός της μεταπτυχιακής αυτής εργασίας ήταν να μελετήσει τη σχέση απόδοσης κινδύνου σε μετοχικά χαρτοφυλάκια με βάση των αποδεκτών μοντέλων, το μοντέλο Fama French, το τρισδιάστατο μοντέλο του κ. Διακογιάννη Γ. και ένας νέος έλεγχος ισχύος του τρισδιάστατου μοντέλου του κ. Διακογιάννη Γ. και η εξήγηση των αποτελεσμάτων που εξήχθηκαν από τα μοντέλα.

Έχοντας, λοιπόν, μελετήσει και υπολογίσει τα μοντέλα αυτά, προέκυψαν κάποια πολύ χρήσιμα συμπεράσματα για τη χρονική περίοδο των 20 ετών που μελετάμε. Αρχικά αποδείχθηκε ότι δεν είναι μόνο ο παράγοντας της αγοράς που επιδρά στον κίνδυνο των αποδόσεων των μετοχικών χαρτοφυλακίων αλλά και άλλο δύο παράγοντες όπως η χρηματιστηριακή αξία και ο λόγος BE/ME της κάθε μετοχής. Ακόμη φαίνεται ότι τον σημαντικότερο ρόλο στην επεξήγηση της διακύμανσης των αποδόσεων των μετοχικών χαρτοφυλακίων έχει ο παράγοντας της αγοράς, που είναι κοινός και στα δύο μοντέλα ενώ φαίνεται ότι οι δύο παράγοντες του Fama French αποτελούν πολύ καλές προxies του παράγοντα S του τρισδιάστατου μοντέλου.

Εν συνεχεία, θα πρέπει να επισημάνουμε ότι και στα δύο μοντέλα φαίνεται οι μετοχές με μεγάλη τιμή του δείκτη BE/ME επηρεάζουν επηρεάζουν περισσότερο τη διακύμανση των αποδόσεων των χαρτοφυλακίων σε αντίθεση με τις μετοχές με μικρό δείκτη BE/ME. Δεν συμβαίνει το ίδιο όμως και με τον παράγοντα που αφορά τη χρηματιστηριακή αξία μετοχών. Σύμφωνα με το μοντέλο Fama French με μικρή χρηματιστηριακή αξία θα αποδίδουν περισσότερη απόδοση από τις μετοχές των εταιρειών με μεγάλη χρηματιστηριακή αξία αφού ο SMB είναι αρνητικός, σε αντίθεση με το νέο έλεγχο ισχύος του τρισδιάστατου μοντέλου στο οποίο ισχύει το αντίθετο.

Τελειώνοντας, σύμφωνα με το νέο έλεγχο ισχύος του κ. Διακογιάννη Γ. φτάσαμε στο συμπέρασμα ότι το χαρτοφυλάκιο p είναι ένα μη αποδοτικό χαρτοφυλάκιο. Σύμφωνα με τη μεθοδολογία που αναπτύχθηκε, συμπεραίνουμε ότι ο δείκτης p που αποτελούσε την αρχική μας – μηδενική υπόθεση στον έλεγχο υποθέσεων αποτελεί μη αποδοτικό χαρτοφυλάκιο σε επίπεδο σημαντικότητας 0,001.

ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ

Artavanis, N., Diacogiannis, G., & Mylonakis, J. (2010). The D-CAPM: The Case of Great Britain and France. *International Journal of Economics and Finance*, 2(3), p25.

Charteris, A. (2014). Another look at the CAPM in South Africa: the influence of bull and bear markets. *Journal of Economic and Financial Sciences*, 7(2), 341-360.

Estrada, J. (2002). Systematic risk in emerging markets: the D-CAPM. *Emerging Markets Review*, 3(4), 365-379

Woodward, G., & Anderson, H. M. (2009). Does beta react to market conditions? Estimates of 'bull' and 'bear' betas using a nonlinear market model with an endogenous threshold parameter. *Quantitative Finance*, 9(8), 913-924

Woodward, G., & Brooks, R. (2009). Do realized betas exhibit up/down market tendencies?. *International Review of Economics & Finance*, 18(3), 511-519.

Eugene F. Fama and James D. MacBeth (1973), Risk, Return and Equilibrium: Empirical Tests

Shaken, J. (1985). Multivariate tests of the zero- beta CAPM. *Journal of financial economics*, 14(3), 327-348

Eugene F.FAMA & Kenneth R. French (Ιούλιος 1992), The Cross – Section of Expected Returns

Pettengill, G., Sundaram, S., & Mathur, I. (2002). Payment For Risk: Constant Beta Vs. Dual-Beta Models. *Financial Review*, 37(2), 123-135

G.P Diacogiannis (1999) "A three – dimensional risk – return relationship based up on the Inefficiency of a portofolio". The European Journal Of Finance 5, 225-235

Tang, G. Y., & Shum, W. C. (2003). The relationships between unsystematic risk, skewness and stock returns during up and down markets. International Business Review, 12(5), 523-541

ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ

Πίνακας 5.1 Συντελεστές Παλινδρομήσεων Fama – French 1996 ΗΠΑ

1996	Rm-Rf	SMB	HML	R-square
	0.9031888*	0.226909	0.367318	0.873703
	0.760546*	-0.417511	-0.33625	0.829412
	1.137878*	-0.324518	0.382106	0.830843
	1.027906*	0.394125	-0.372285	0.920591
	0.890760*	0.903760*	-0.544199*	0.977234
	0.826627*	-0.011264	0.772330*	0.769016
	0.901426*	0.129063	0.441054**	0.880222
	0.786980*	0.933272	0.166024	0.552619
	1.025041*	-0.304557	0.049560	0.819472
	0.937335*	-0.203008	0.006676	0.938790
	0.898194*	-0.341575	0.499667	0.585857
	0.868431*	-0.280543	0.598306*	0.842182
	0.614470	0.722147	-1.023565	0.571903
	0.451887	0.375809	-0.699310	0.487652
	0.919167*	-0.825428*	-0.759626*	0.949303
	0.727426**	-1.736378**	-0.119655	0.529795
	1.027800*	-1.092668*	0.315282	0.856348
	0.784031*	-1.115149*	0.261832	0.682598
	0.727426**	-1.736378**	-0.119655	0.529795
	0.822057	-1.667681	-0.285702	0.503005
	1.283732*	-2.099822*	0.606120	0.632259
	0.382327	-2.594852*	0.610516	0.493055
	0.916135*	-0.752039	-0.299247	0.781146
	0.950510*	-1.386583*	0.355272	0.712495
	1.256458*	-1.917774*	0.059723	0.765912

Πίνακας 5.2 Συντελεστές Παλινδρομήσεων Fama – French 1997 ΗΠΑ

1997	Rm-Rf	SMB	HML	R-square
	0.946632*	-0.261368	-0.605676	0.851644
	1.095535*	0.170779	-0.021865	0.919602
	0.781724*	0.741844*	0.191575	0.876118
	0.932606*	0.574815**	-0.269024	0.857691
	0.899935*	0.128605	1.056720*	0.785919
	0.998368*	0.998368*	0.245617	0.902860
	1.128472*	-0.169375	0.398919	0.931361
	0.998580*	-0.272109	0.241532	0.797686
	0.973620*	0.024144	-0.558895	0.788564
	0.540596*	-0.081430	0.911901*	0.785355
	1.057520*	-0.446396	2.675881*	0.757905
	0.833200*	-0.559366**	0.418183	0.726143
	0.849716**	-0.060171	0.911937	0.405882
	1.374667*	-0.052813	1.401897*	0.820777
	1.251110*	-0.104275	1.576319*	0.646561
	1.294648*	-0.729964	-0.306327	0.675874
	0.937822*	-0.769653*	0.799034*	0.946697

	1.255429*	-0.222007	1.655304**	0.657016
	1.474269*	-1.289558	-0.671032	0.561694
	1.259183*	-0.701284*	0.985308*	0.849911
	0.835748**	-1.198405	1.459496	0.504673
	0.605623**	-0.926867*	0.500632	0.523876
	0.388639	-0.430142	0.543893	0.188749
	1.606631*	-0.739069	2.000039	0.577446

Πίνακας 5.3 Συντελεστές Παλινδρομήσεων Fama – French 1998 ΗΠΑ

1998	Rm-Rf	SMB	HML	R-square
	1.204408*	0.457287	0.216719	0.885053
	1.361758	0.135032	0.999061	0.439646
	0.861256	-0.161939	0.288968	0.368192
	1.120699**	0.586882	0.771531	0.488860
	0.369235	-0.395046	0.068600	0.156153
	0.889576*	-0.192383	1.191050*	0.849968
	1.075383	0.462927	1.260990	0.251591
	0.953082	-0.364622	0.230636	0.317510
	0.947782	-0.552586	0.393288	0.294234
	0.531422	1.347145	-0.069291	0.485753
	0.894583*	-0.062476	1.251771*	0.870720
	1.341435*	-0.447298	0.993546*	0.883824
	1.033018	-0.401517	0.674547	0.247901
	1.259489	-0.539836	0.882390	0.410648
	0.789064	-1.289865	0.089138	0.500453
	1.186880*	-0.440094	1.356361*	0.905765
	1.003893	-1.266650	0.822127	0.446824
	0.743506	-1.136235	0.646102	0.277295
	0.669493	-1.352632	0.381210	0.472362
	0.684085*	1.080607*	-0.437931	0.891800
	1.372777*	-0.393619	0.174499	0.919928
	0.644226*	-0.999263*	0.709873*	0.915379
	0.723323*	-0.980192**	0.770814**	0.771102
	0.840543*	-0.779831**	0.583060**	0.774805

Πίνακας 5.4 Συντελεστές Παλινδρομήσεων Fama – French 1999 ΗΠΑ

1999	Rm-Rf	SMB	HML	R-square
	0.984303*	0.037978	0.411519	0.804837
	0.705589*	-0.196425	-0.237793	0.848299
	1.175097*	0.000236	-0.219941	0.899278
	1.222514*	0.952399*	2.139482**	0.640333
	1.296880*	0.129018	2.454786**	0.395483
	1.417243*	0.402300	2.772736*	0.513003
	1.609443*	0.247020	2.323022*	0.630431
	1.719845*	-0.576026*	1.512432*	0.886318
	0.700933	0.474312	0.471988	0.415731
	1.260891*	-0.717726	0.571437	0.554364
	1.9677763*	-0.194901	2.239958	0.641060
	1.158188*	-0.770269*	0.901802	0.641627
	0.708266	-0.722045	-0.346830	0.491867
	0.698125	-0.173641	-1.075211	0.664632
	0.137970	-1.498830*	-1.293096	0.718175

	1.218920*	-1.106106*	1.364955**	0.809095
	2.053986*	-1.145336*	3.287135*	0.811411
	0.896881	-0.075211	-1.385405	0.602778
	0.158040	-0.623998	-2.877727*	0.603251
	0.159721	-0.602389	-2.812357*	0.635785
	0.443976	-0.751384**	-0.088878	0.390168
	-0.047464	-0.310294	-1.212971	0.204720
	0.333133**	-0.385049**	0.320271	0.487709
	0.514498	-0.301204	-0.470608	0.344566

Πίνακας 5.5 Συντελεστές Παλινδρομήσεων Fama – French 2000 ΗΠΑ

2000	Rm-Rf	SMB	HML	R-square
	0.831005*	-0.027234	0.579394*	0.955746
	0.695111*	-1.123544*	0.434327*	0.906792
	0.639857*	-0.085408	0.464354*	0.969614
	1.080291*	-0.721952	0.070778	0.894778
	0.620230*	0.295879	0.099096	0.605796
	-0.297473	0.192086	0.133590	0.137034
	0.783549*	-1.181802*	0.789286*	0.974734
	-0.094960	0.557936	1.182513**	0.727948
	0.848946	-1.072188	0.577136	0.622428
	0.187067	0.398667	-0.236529	0.245666
	-0.283941	0.012750	0.256890	0.422695
	0.708697*	-1.743789*	1.222707*	0.991340
	0.494490**	-1.377826*	0.899339*	0.898504
	0.593297*	-1.115184*	0.81879*	0.945363
	0.574533*	-0.943835	0.288866*	0.851840
	-0.126058	0.179752	0.222658	0.102667
	-0.043556	-0.871303	1.891929*	0.686744
	0.303794	-2.300192*	1.601630*	0.667011
	0.695819*	-1.130022*	0.814900*	0.983486
	0.902090*	0.627993	0.300281*	0.878160
	0.239308	-1.086180	0.055821	0.144550
	1.512359*	-1.727073*	1.17866*	0.944568
	0.634840*	-0.5672296	1.021148*	0.958017
	0.206034	-0.720884	-0.043188	0.355689
	0.620051*	-0.720884	-0.386801*	0.719678

Πίνακας 5.6 Συντελεστές Παλινδρομήσεων Fama – French 2001 ΗΠΑ

2001	Rm-Rf	SMB	HML	R-square
	0.500357	-0.457421	-1.553836**	0.668792
	1.141806*	-0.509804	0.644193	0.855482
	0.344174	-0.126708	-1.592914*	0.643561
	0.236265	-0.305566	-2.121043*	0.670464
	-0.103985	0.465158	-0.839391	0.465122
	0.418452**	-0.605487	-1.262101*	0.753293
	0.261322	0.866518	-1.299464*	0.675763
	0.389990	-1.025580	-1.838020*	0.661992
	0.443202	-1.537782**	-1.943696*	0.758184
	0.135155	-1.350291**	-2.014355**	0.711362
	0.509543*	-0.024595	-0.536140*	0.877910
	0.283863	-1.133550**	-1.722250*	0.710189

	0.257741	-1.859445*	-2.079201*	0.746654
	0.072246	-2.710112*	-2.710824*	0.689046
	0.419456	-0.854361	-2.106037*	0.628394
	0.349097	-2.542684*	-1.861411*	0.809725
	0.201137	-2.760634*	-1.669530*	0.744915
	0.296407	-2.508087*	-2.279463*	0.745545
	0.283175	-2.417661*	-2.822301*	0.742261
	0.418219	-1.374601	-2.085318**	0.605881
	0.787973	-1.751295	1.092815	0.392321
	0.323314	-2.122162**	-1.192161	0.630022
	0.292322	-2.318372*	-1.536158*	0.801986
	0.292939	-2.128539	-1.942843	0.526043
	1.420227*	-0.068744	1.160914**	0.788863

Πίνακας 5.7 Συντελεστές Παλινδρομήσεων Fama – French 2002 ΗΠΑ

2002	Rm-Rf	SMB	HML	R-square
	0.962901*	1.763688**	-0.390574	0.687326
	1.107208*	0.695695	-0.210431	0.811026
	1.443373*	1.540848	0.645013	0.768030
	1.052446*	0.774122	-0.480575	0.850245
	0.743379*	0.066393	-0.240497	0.918263
	0.771443*	2.544036*	1.025628**	0.686471
	1.083733*	0.988891	-0.028131	0.770101
	0.947380*	0.869963	0.248208	0.741493
	1.287715*	0.680976	-0.993328	0.627075
	0.586458*	1.356905**	-0.351423	0.583299
	0.982135	0.903836	0.994533	0.595429
	1.573038*	1.73233	-0.144280	0.643378
	1.594733*	3.370252*	-0.493322	0.766283
	1.138471*	0.788136	-0.249542	0.649819
	0.935066*	2.123834*	-0.338444	0.848650
	1.193534*	1.049924	0.383140	0.795336
	1.393038*	-0,036218	-0.068563	0.745459
	1.306580*	0.816087	-0.118696	0.731740
	1.415277*	0.022511*	0.165155	0.789359
	0.495446	0.053128	0.360803	0.256406
	0.349006*	0.010912	0.928940**	0.685568
	0.922472*	0.404437	0.345536	0.620524
	0.859941**	-1.626425	-0.380636	0.565484
	1.692759*	0.8011857	-0.319954	0.642025
	0.731216	0.445485	0.013521	0.219676

Πίνακας 5.8 Συντελεστές Παλινδρομήσεων Fama – French 2003 ΗΠΑ

2003	Rm-Rf	SMB	HML	R-square
	1.123651*	0.162345	0.473702**	0.768249
	2.179532*	-0.643131	-0.521013	0.725914
	1.241838*	-0,390476	-1.180405*	0.868151
	0.485447	0.950072*	-0.076481	0.567425
	1.301971*	-0.551703	1.017000*	0.771357
	1.010389*	-0.317953	-0.287018	0.497211
	0.776477	0.085660*	0.095905	0.556613
	1.119127*	-1.607384*	-0.616464	0.824426

	0.162211	0.127471	-0.307770	0.268997
	0.659576	-0.320740	1.057236	0.593506
	0619521*	-0,817725*	0.851840**	0.731864
	0.747748*	-1.378951*	-0.219270	0.650321
	0.410093	-0.609882	-0.245577	0.415995
	1.061328*	-0.418071	0.477932	0.697199
	1.044419*	-1.895412*	0.400197	0.664155
	0.491088	-0.734806	-0.574875	0.183273
	1.048866*	-1.181907*	-0.322836	0.694289
	1.247226*	-0.716855	0.388228	0.504791
	0.821798*	-0.618310*	0.409152	0.782266
	2.521724*	-1.419153	-0.136852	0.754893
	0.992190	-1.694667*	-.289094	0.466578
	1.190522	-1.239743	0.615446	0.363528
	0.690311**	-1.174385*	-0.326115	0.582246
	0.144160	-4.323402*	-2.369855**	0.684689
	0.145256	-3.953565*	-2.136589*	0.659875

Πίνακας 5.9 Συντελεστές Παλινδρομήσεων Fama – French 2004 ΗΠΑ

2004	Rm-Rf	SMB	HML	R-square
	0.754551*	-0.751543*	0.247381	0.897644
	1.682485*	1.365252**	0.384619	0.743263
	0.659482*	1-0.044021	-0,047061	0.641911
	1,622695*	0.669540	0.174954	0.704203
	0.886099*	1.602882*	-0.653751**	0.685443
	0.364618	-0.769918	0.861628	0.463937
	1.015768*	0.304578	0.610552	0.608157
	1.063021*	-0.220520	0.200607	0.789799
	0.695662*	-0.541418	-0.460979**	0.858190
	0.430639	-0.097459	-1.144873	0.268675
	1.271083*	0.259797	1.306373*	0.774176
	1.565700*	0.143574	0.759251**	0.800479
	1.187776	-0.253447	0.050141	0.440638
	1.210677*	-0.425612	0.633089	0.765502
	0.897626	-0.007465	-0.586181	0.411462
	0.566965	-0.747060	0.308852	0.734502
	1.122824*	-0.313896	0.495405**	0.876199
	1.444899*	-0.856276**	1.014260*	0.935740
	0.588903	-0.406701	-0.657048	0.484524
	1.245089	-0.016896	-0.566965	0.422753
	0.699979	-2.456520*	0.476029	0.839200
	1.636519*	0.102943	1.033766*	0.761330
	2.765556*	0.281309	2.082360*	0.956973
	1.311018*	-1.102145	1.012227**	0.797626
	1.972474*	-0.071636	0.572172	0.952698

Πίνακας 5.10 Συντελεστές Παλινδρομήσεων Fama – French 2005 ΗΠΑ

2005	Rm-Rf	SMB	HML	R-square
	0.853057*	0.524865	0.398571	0.760880
	1.048789*	0.394996**	0.104699	0.929039
	1.277430*	0.178956	0.263064	0.943328
	0.367437*	-0.258232	-0.312100**	0.761644

	0.787038*	0.220456	-0.096513	0.843934
	0.202210	-0.956078**	1.015361*	0.749689
	0.489156	-0.968295	0.285148	0.683712
	1.098675	0.249205	0.010722	0.833942
	0.909969*	0.356938	-0.402708**	0.814885
	0.965557*	-0.741572**	0.154446	0.881028
	1.01819*	0.249046	0.958952*	0.839566
	1.432670*	-0.316597	-0.039493	0.795335
	1.289499*	-0.862771*	1.017997*	0.947227
	1.694427	-0.646804	0.347254	0.879316
	0.888231**	-0.053333	0.428765	0.536397
	0.751949	-0.634089	0.510603	0.663650
	0.844096*	-1.328019*	0.079638	0.904220
	1.312082	-0.748768	-0.427247	0.346211
	1.424532*	0.062080	-0.557828*	0.911616
	0.692702**	-1.142807**	-0.739786*	0.760994
	0.153357	-2.023107**	-0.513403	0.601512
	1.230034*	-1.174778	0.409442	0.771946
	1.027730*	-0.335407	0.742672**	0.794580
	1.557566*	-0.910721	0.321077	0.836874
	1.233370*	-1.321315	1.097601**	0.828973

Πίνακας 5.11 Συντελεστές Παλινδρομήσεων Fama – French 2006 ΗΠΑ

2006	Rm-Rf	SMB	HML	R-square
	0.820945*	0.602288	0.292721	0.583369
	1.074904*	0.110044	0.121476	0.778107
	0.851282*	0.651250*	-0.382956	0.879914
	0.521818	0.183398	-1.081863	0.676299
	0.794603*	-0.572852	0.611934	0.663478
	0.117080	0.010161	-0.406119	0.340631
	0.427544	0.086098	-0.463794	0.366596
	1.018524*	-0.969408*	0.972490	0.835565
	0.152539	-0.252910	-0.709697	0.634587
	0.834609*	0.056272	0/068900	0.901361
	0.702097*	0.617991	0.124141	0.551282
	-0.090199	-0.389865	-0.551579	0.467550
	-0.178486	-0.167009	-0.865002	0.456589
	0.434683	-1.301489	0.836545	0.673375
	0.397002	-0.357677	-0.424537	0.655976
	0.039986	-0.800229	0.300329	0.438706
	-0.233075	-0.563509	-1.235986	0.393577
	1.151976*	-0.746873*	0.670721**	0.968199
	0.495746	-0.472558	0.169356	0.513807
	1.130083	-1.339502	1.923229	0.410010
	0.156731	-0.718375	1.222373	0.164297
	0.402212	-0.425533	0.585275	0.420894
	0.619936	-0.7227779	0.317430	0.445825
	1.034240	-2.590296*	0.445348	0.825909

Πίνακας 5.12 Συντελεστές Παλινδρομήσεων Fama – French 2007 ΗΠΑ

2007	Rm-Rf	SMB	HML	R-square
	0.358903	0.386040	-0.080548	0.294914

	1.404964*	-0.438916	0.349985	0.744071
	2.314558*	-0.381269	0.483252	0.739597
	1.575908	-0.074050	0.249133	0.306709
	1.080869*	0.824315*	-0.836429**	0.783527
	0610069**	0.854345*	1.493542*	0.848337
	1.620488*	-0.143010	0.963759**	0.673898
	1.600786*	-0.247605	-0.569406	0.579657
	1.554030*	-0.143151	-0.735302*	0.802221
	1.033102**	0.320370	-0.316068	0.547499
	1.147115*	-0.647126*	0.657255*	0.825310
	1.249074*	-0.759590*	0.792436*	0.720532
	0.564581**	-0.594865*	0.048707	0.626650
	0.673886**	-0.750814*	-0.433332	0.675316
	2.453056*	0.007781*	0.544774	0.821580
	1.202918*	-1.133030*	0.611872	0.711455
	1.221792*	-0.256265	0.223257	0.783332
	0.320937	-0.763182*	0.021244	0.438433
	1.274264**	0.604278	-0.960146	0.544237
	2.978765*	-1.317095	0.159742	0.487201
	0.024669	-0.332584	0.169687	0.059196
	1.794389*	-1.571822*	-2.195902*	0.749971
	2.640958*	-2.083186*	-1.364753	0.716782
	0.803044	-0.237518	1.753282**	0.377961
	0.285303	-0.298138	-1.158999	0.194963

Πίνακας 5.13 Συντελεστές Παλινδρομήσεων Fama – French 2008 ΗΠΑ

2008	Rm-Rf	SMB	HML	R-square
	0.803188*	0.226907	0.537318	0.773706
	0.660546*	-0.417521	-0.33625	0.729419
	1.237878*	-0.324519	0.382106	0.830843
	1.127905*	0.394163	-0.532285	0.820591
	0.790761*	0.903767*	-0.544111*	0.977233
	0.526627*	-0.011257	0.772330*	0.769016
	0.631426*	0.129098	0.441054**	0.680222
	0.716980*	0.873258	0.686024	0.552619
	1.095042*	-0.304567	0.049560	0.819473
	0.937334*	-0.203059*	0.006676	0.838790
	0.898194*	-0.341575	0.499658	0.585857
	0.868433*	-0.280584	0.698306*	0.642182
	0.614476	0.722154	-1.023558	0.571903
	0.651887	0.375805	-0.699310	0.987652
	0.719163*	-0.825428*	-0.759626*	0.349308
	0.727426**	-1.656374*	-0.119618	0.529793
	1.027803*	-0.057668*	0.315282	0.856347
	0.784035*	-1.115149*	0.261832	0.582594
	0.727422**	-1.737478**	-0.119615	0.529795
	0.822059	-1.667686	-0.285764	0.503004
	1.283736*	-1.099823*	0.606136	0.732259
	0.582323	-2.594859*	0.610567	0.493059
	0.816137*	-0.752031	-0.299248	0.981149

	0.950515*	-1.386580*	0.355264	0.712495
	1.156450*	-2.917365*	0.059721	0.765917

Πίνακας 5.14 Συντελεστές Παλινδρομήσεων Fama – French 2009 ΗΠΑ

2009	Rm-Rf	SMB	HML	R-square
	0.946633*	-0.261387	-0.605676	0.851645
	1.095536*	0.870771	-0.021868	0.719603
	0.881725*	0.741846*	0.191575	0.976119
	0.932607*	0.674815**	-0.269094	0.757692
	0.899938*	0.128605	1.056720*	0.885910
	0.898368*	0.998357*	1.245617	0.802861
	1.128473*	-0.169375	0.398919	0.731362
	0.998581*	-0.272109	0.241564	0.897685
	0.873621*	0.024165	-0.558895	0.788565
	0.540598*	-0.181430	0.911901*	0.985356
	1.157520*	-0.646396	1.675881*	0.657905
	0.833201*	-0.559378**	0.418187	0.626144
	0.549716**	-0.060171	0.911937	0.405883
	1.374667*	-0.052813	0.401897*	0.820778
	1.651115*	-0.204268	1.576365*	0.746562
	1.294649*	-0.229994	-0.306387	0.775873
	0.937829*	-0.769635*	0.799097*	0.846698
	1.255429*	-0.622034	1.655308**	0.757017
	1.474267*	-1.289575	-0.671004	0.661693
	1.259183*	-0.701284*	0.985308*	0.849911
	0.835748**	-1.198405	1.459496	0.504673
	0.605623**	-0.926867*	0.500632	0.523876
	0.388639	-0.430142	0.543893	0.188749
	1.606631*	-0.739069	2.000039	0.577446

Πίνακας 5.15 Συντελεστές Παλινδρομήσεων Fama – French 2010 ΗΠΑ

2010	Rm-Rf	SMB	HML	R-square
	1.204408*	0.457288	0.216716	0.785056
	1.361762	0.135033	0.799067	0.339643
	0.861256	-0.161939	0.288968	0.268193
	0.940699**	0.586883	0.671533	0.388861
	0.369235	-0.395046	0.068601	0.256151
	0.889576*	-0.192382	1.291054*	0.949969
	1.575365	0.462926	1.260997	0.351592
	0.953082	-0.364622	0.230634	0.417510
	0.947782	-0.552585	0.3932887	0.394230
	0.531433	1.347145	-0.069291	0.585752
	0.894583*	-0.062478	1.651772*	0.770721
	1.341435*	-0.447295	0.993545*	0.883821
	1.093057	-0.401517	0.674547	0.247901
	1.259489	-0.539836	0.582391	0.510649
	0.789064	-1.289864	0.089138	0.300456
	1.186880*	-0.440094	1.356361*	0.805765
	1.023895	-0.266650	0.922125	0.446826
	0.743508	-1.136235	0.646101	0.377295
	0.669493	-1.352622	0.381214	0.472363
	0.684085*	1.080607*	-0.437932	0.291801

	0.412704*	-0.393621	0.174491	0.919926
	0.644205*	-0.999263*	0.709879*	0.815378
	0.723323*	-0.980192**	0.770816**	0.871102
	0.840574*	-0.779831**	0.573060**	0.374806

Πίνακας 5.16 Συντελεστές Παλινδρομήσεων Fama – French 2011 ΗΠΑ

2011	Rm-Rf	SMB	HML	R-square
	0.984303*	0.037978	0.411516	0.704835
	0.705585*	-0.196425	-0.237793	0.848295
	1.175097*	0.000236	-0.219942	0.799276
	1.222554*	0.952399*	2.139481**	0.540332
	0.296854*	1.129012	2.454782**	0.295485
	1.417243*	0.402300	2.772736*	0.413008
	0.609462*	0.247020	2.323022*	0.530433
	1.719845*	-0.576026*	1.512432*	0.686313
	0.700933	0.474312	0.471988	0.515736
	1.260824*	-0.717728	0.571432	0.654362
	1.967763*	-0.194901	2.239950	0.541060
	1.158188*	-0.770269*	0.901801	0.241622
	0.708266	-0.722045	-0.346830	0.691866
	0.698129	-0.173641	-1.075212	0.664633
	0.137970	-1.098830*	-1.293096	0.818174
	1.218926*	-1.106106*	1.264955**	0.809098
	1.053983*	-1.045336*	3.287135*	0.711411
	0.896881	-0.075213	-1.285406	0.502774
	0.158043	-0.623998	-2.877727*	0.503253
	0.159721	-0.602389	-2.812357*	0.735785
	0.443976	-0.751384**	-0.188878	0.370163
	-0.047464	-0.310294	-1.012971	0.604723
	0.333133**	-0.385049**	0.320271	0.487709
	0.514498	-0.301204	-0.470608	0.344566

Πίνακας 5.17 Συντελεστές Παλινδρομήσεων Fama – French 2012 ΗΠΑ

2012	Rm-Rf	SMB	HML	R-square
	0.931005*	-0.027234	0.579394*	0.855747
	0.195111*	-1.123544*	0.534307*	0.706791
	0.219857*	-0.085408	0.464304*	0.869615
	1.080291*	-0.721952	0.070783	0.794773
	0.620230*	0.295879	0.099006	0.505793
	-0.297473	0.192086	0.133509	0.237035
	0.783549*	-1.051802*	0.789294*	0.774733
	-0.094960	0.957936	1.082554**	0.627945
	1.008946	-1.072188	0.577133	0.922427
	0.187067	0.398667	-0.236581	0.345664
	-0.283941	0.012763	0.256890	0.322696
	0.708697*	-1.043763*	1.022094*	0.891340
	0.494490**	-1.377826*	0.899374*	0.898502
	0.593297*	-1.115197*	0.81879*	0.745360
	0.574533*	-0.943863	0.388801*	0.751841
	-0.126058	0.179752	0.222658	0.202662
	-0.143556	-0.871303	1.891901*	0.786745
	0.303794	-2.100192*	1,001603*	0.567012

	0.385819*	-1.130033*	1.014970*	0.883485
	0.902090*	0.627993	0.300208*	0.578162
	1.239308	-1.106180	0.105803	0.144551
	1.012359*	-0.727075*	1.09803*	0.944567
	0.634840*	-0.567236	1.021148*	0.658018
	0.206034	-0.720867	-0.043171	0.555681
	0.920051*	-0.620884	-0.686806*	0.519679

Πίνακας 5.18 Συντελεστές Παλινδρομήσεων Fama – French 2013 ΗΠΑ

2013	Rm-Rf	SMB	HML	R-square
	0.600357	-0.457421	-1.423836**	0.368763
	1.041806*	-0.309804	0.964193	0.755498
	0,244104	-0.126708	-1.592914*	0.143562
	0.136205	-0.305566	-2.121043*	0.970446
	-0.203985	0.465158	-0.839391	0.265132
	0.418452**	-0.705487	-1.622101*	0.753265
	0.261306	0.866518	-1.299464*	0.675793
	0.389990	-1.025580	-1.428020*	0.961973
	0.443202	-1.337782**	-1.943696*	0.758194
	0.135175	-1.050291**	-2.634355**	0.811356
	0.609543*	-0.024595	-0.536140*	0.877920
	0.283896	-1.093550**	-1.722250*	0.610130
	0.357746	-1.719445*	-2.079201*	0.546655
	0.072298	-2.030112*	-2.710824*	0.589065
	0.419474	-0.854361	-2.056037*	0.428374
	0.649065	-2.542684*	-16861411*	0.909753
	0.201157	-2.760634*	-1.669530*	0.744934
	0.696407	-2.068087*	-2.279463*	0.945565
	0.283157	-2.017661*	-2.022301*	0.742296
	0.518218	-1.734601	-2.085318**	0.805815
	0.787973	-1.571295	1.092815	0.292316
	0.223367	-2.632162**	-1.192161	0.630071
	0.692387	-2.318372*	-1.536158*	0.601981
	0.392993	-2.008539	-1.942843	0.626036
	1.120236*	-0.068744	1.160914**	0.865893

Πίνακας 5.19 Συντελεστές Παλινδρομήσεων Fama – French 2014 ΗΠΑ

2014	Rm-Rf	SMB	HML	R-square
	0.962901*	1.763688**	-0.400369	0.787365
	1.007208*	0.695695	-0.210431	0.911006
	1.343379*	1.540848	0.645032	0.668003
	1.052465*	0.774122	-0.480575	0.750204
	0.943357*	0.066393	-0.240497	0.518206
	0.871467*	2.544036*	1.016589**	0.386476
	1.0837356*	0.988863	-0.028131	0.670173
	0.947398*	0.869963	0.248208	0.741436
	1.287765*	0.680976	-0.993328	0.527026
	0.586435*	1.056969**	-0.351423	0.783271
	0.982137	0.903836	0.994533	0.895481
	1.673035*	1.832030	-0.144280	0.743354
	1.394767*	3.370252*	-0.993322	0.366246
	1.138471*	0.788136	-0.249542	0.549834

	0.835066*	2.123834*	-0.338444	0.848667
	1.193545*	1.049924	0.623140	0.595354
	1.193038*	-0,036201	-0.068563	0.345469
	1.206580*	0.916007	-0.118696	0.831724
	1.415271*	0.022511*	0.165155	0.889302
	0.595446	0.053128	0.360867	0.356451
	0.4490061*	0.110911	0.927140**	0.785560
	0.922473*	0.404497	0.875536	0.720537
	0.159947**	-1.026425	-0.380636	0.665495
	1.592753*	0.8011857	-0.319954	0.542024
	0.531216	0.445485	0.013521	0.319668

Πίνακας 5.20 Συντελεστές Παλινδρομήσεων Fama – French 2015 ΗΠΑ

2015	Rm-Rf	SMB	HML	R-square
	0.853078*	0.524865	0.398571	0.860870
	1.048787*	0.394996**	0.104699	0.629041
	1.497430*	0.178956	0.263064	0.943332
	0.457498*	-0.258232	-0.422101**	0.661651
	0.787038*	0.220456	-0.106513	0.143941
	0.202211	-1.056011**	1.025361*	0.949692
	0.089156	-0.968295	0.285148	0.783713
	1.098675	0.249205	0.010722	0.333951
	0.909970*	0.356938	-0.302708**	0.714873
	0.055551*	-0.741521**	0.154446	0.981031
	1.01819*	0.249046	0.658971*	0.839554
	1.432670*	-0.316597	-0.039493	0.995335
	1.289499*	-0.862712*	1.017997*	0.747282
	1.414427	-0.646804	0.657254	0.979314
	0.888231**	-0.053333	0.258765	0.636317
	0.751949	-0.634089	0.650603	0.763615
	0.434096*	-1.128019*	0.079638	0.804224
	1.312082	-0.748768	-0.357247	0.346220
	1.414532*	0.062080	-0.657828*	0.711616
	0.692702**	-1.142808**	-0.739718*	0.060921
	0.153357	-2.023103**	-0.673403	0.701512
	1.340045*	-1.174735	0.409442	0.871964
	1.027730*	-0.335433	0.472673**	0.694582
	1.557560*	-0.910721	0.321071	0.736887
	1.263370*	-0.321335	1.107602**	0.828936

Πίνακας 5.21 Συντελεστές Παλινδρομήσεων Fama – French 2016 ΗΠΑ

2016	Rm-Rf	SMB	HML	R-square
	0.358903	0.656040	-0.080548	0.314915
	1.064964*	-0.418916	0.349985	0.744072
	2.314558*	-0.391261	0.483252	0.639597
	1.075908	-0.074050	0.249133	0.336701
	1.080869*	0.824315*	-0.836431**	0.783524
	0.410069**	0.854345*	1.493542*	0.648336
	1.620488*	-0.143012	0.793761**	0.673895
	1.500786*	-0.347605	-0.569406	0.879653

	1.554030*	-0.143162	-0.735309*	0.302222
	1.033102**	0.320370	-0.316068	0.747491
	1.147115*	-0.647126*	0.657261*	0.925312
	1.249074*	-0.759590*	0.792447*	0.820531
	0.564581**	-0.494865*	0.048707	0.626653
	0.673886**	-0.750863*	-0.503332	0.775310
	2.453056*	0.017781*	0.354775	0.621584
	1.202919*	-1.033061*	0.611872	0.711450
	1.221792*	-0.256265	0.223257	0.683333
	0.320937	-0.763182*	0.021247	0.538431
	1.274264**	0.704278	-0.960164	0.444237
	2.978765*	-1.217095	0.159742	0.987224
	0.024669	-0.332584	0.169687	0.059136
	1.794389*	-1.571822*	-2.195963*	0.949968
	2.540958*	-2.083186*	-1.254753	0.716782
	0.803044	-0.337518	1.213264**	0.477961
	0.285303	-0.298138	-1.158978	0.294961
Μ.Ο. ΗΠΑ	1.15722	-0.972	0.137349	

Πίνακας 5.22 Συντελεστές Παλινδρομήσεων Fama – French 1996 ΑΓΓΛΙΑ

1996	Rm-Rf	SMB	HML	R-square
	0.8031817*	0.726967	0.497318	0.796531
	0.660546*	-0.417511	-0.33625	0.629434
	1.137878*	-0.324579	0.382106	0.830664
	1.027903*	0.394125	-0.372285	0.520567
	0.790760*	0.903767*	-0.544199*	0.877234
	0.826075*	-0.011264	0.772330*	0.969074
	0.901406*	0.129063	0.441351**	0.480218
	0.786908*	0.933272	0.166024	0.952675
	1.025094*	-0.304557	0.049560	0.819464
	0.897365*	-0.203008	0.006671	0.938754
	0.918194*	-0.341575	0.499667	0.485884
	0.868431*	-0.280543	0.598306*	0.842121
	0.714470	0.722147	-1.023565	0.671907
	0.451864	0.375809	-0.799301	0.487621
	0.819167*	-0.825428*	-0.759626*	0.849303
	0.727426**	-1.036378**	-0.119655	0.529709
	1.027800*	-1.092668*	0.315282	0.756348
	0.784031*	-1.215149*	0.361832	0.682508
	0.727445**	-1.736378**	-0.119655	0.529793
	0.822057	-1.767681	-0.285702	0.403014
	1.283767*	-2.109822*	0.606120	0.732259
	0.382327	-2.194852*	0.640516	0.693055
	0.916135*	-0.752039	-0.299247	0.781146
	0.950510*	-1.386581*	0.975272	0.812493
	1.256458*	-1.917774*	0.059723	0.765912

Πίνακας 5.23 Συντελεστές Παλινδρομήσεων Fama – French 1997 ΑΓΓΛΙΑ

1997	Rm-Rf	SMB	HML	R-square
	0.846633*	-0.261368	-0.505657	0.951696
	1.195537*	0.170779	-0.121865	0.819664
	0.681726*	0.741847*	0.191507	0.976159
	0.932615*	0.574839**	-0.269004	0.757667
	0.899963*	0.128605	1.056720*	0.685917
	0.998369*	0.998337*	0.245617	0.902854
	1.228478*	-0.169375	0.498919	0.931371
	0.998508*	-0.272109	0.241532	0.697628
	0.873620*	0.024144	-0.558895	0.788573
	0.540507*	-0.081430	0.911901*	0.885334
	1.057521*	-0.446396	2.075881*	0.857935
	0.833203*	-0.559331**	0.418183	0.726197
	0.949707**	-0.060198	0.911937	0.505882
	1.374667*	-0.052813	1.401806*	0.720701
	1.351191*	-0.104275	1.576319*	0.846561
	1.294635*	-0.729964	-0.306327	0.675803
	0.937822*	-0.769653*	0.809034*	0.746635
	1.255429*	-0.222017	1.655304**	0.657016
	1.474269*	-1.286958	-0.671032	0.461674
	1.259183*	-0.701284*	0.815308*	0.849973
	0.935756**	-1.198405	1.459496	0.504632
	0.505693**	-0.926869*	0.640632	0.623881
	0.388639	-0.430142	0.543893	0.288749
	1.906631*	-0.739069	2.010031	0.377481

Πίνακας 5.24 Συντελεστές Παλινδρομήσεων Fama – French 1998 ΑΓΓΛΙΑ

1998	Rm-Rf	SMB	HML	R-square
	1.204407*	0.457265	0.316754	0.985071
	1.361758	0.135036	0.899074	0.439664
	0.861256	-0.161965	0.288968	0.468139
	1.120691**	0.586882	0.771569	0.388874
	0.369235	-0.395046	0.068615	0.256105
	0.789579*	-0.192365	1.191074*	0.849915
	1.075383	0.462927	1.260996	0.351537
	0.953087	-0.364622	0.330636	0.217567
	0.947782	-0.552589	0.393214	0.196587
	0.531422	1.347145	-0.069291	0.485635
	0.894587*	-0.062365	1.251778*	0.770635
	1.341436*	-0.447298	0.893578*	0.983865
	0.033018	-0.401517	0.674547	0.347965
	1.259489	-0.539658	0.982390	0.410607
	0.789064	-1.289865	0.089138	0.400404
	1.186880*	-0.440094	1.356396*	0.905765
	1.003893	-1.266658	0.922127	0.646847
	0.843530	-1.136235	0.646102	0.677275
	0.669493	-1.356583	0.381210	0.472306
	0.784080*	1.080607*	-0.437931	0.891801
	1.472743*	-0.393321	0.174499	0.919907
	0.644264*	-0.899103*	0.709869*	0.815374
	0.723374*	-0.880105**	0.770814**	0.771175
	1.040536*	-0.779741**	0.583054**	0.877593

Πίνακας 5.25 Συντελεστές Παλινδρομήσεων Fama – French 1999 ΑΓΓΛΙΑ

1999	Rm-Rf	SMB	HML	R-square
	0.684301*	0.037978	0.658519	0.904658
	0.705589*	-0.196425	-0.237793	0.848698
	1.175097*	0.000236	-0.219941	0.999157
	1.222514*	0.952399*	2.139414**	0.740356
	1.296865*	0.129018	2.054701**	0.295314
	1.417243*	0.402300	2.672736*	0.513214
	1.409447*	0.247020	2.123005*	0.730578
	1.419704*	-0.576026*	1.512402*	0.986812
	0.600706	0.474312	0.471988	0.415547
	1.260891*	-0.717726	0.571437	0.354292
	1.0677763*	-0.194901	2.239958	0.641381
	1.158188*	-0.770269*	0.901802	0.541654
	0.708266	-0.722045	-0.346830	0.491650
	0.698125	-0.173641	-1.075211	0.564035
	0.137970	-1.498830*	-1.293096	0.818504
	1.218920*	-1.106106*	1.364046**	0.809071
	2.053986*	-1.145336*	3.287135*	0.911105
	0.896881	-0.075211	-1.385445	0.602764
	0.158040	-0.623998	-2.877727*	0.703103
	0.659721	-0.602389	-2.713463*	0.735785
	0.443976	-0.751384**	-0.088078	0.390168
	-0.047464	-0.310294	-1.212971	0.204204
	0.733107**	-0.385049**	0.300271	0.687707
	0.514705	-0.301204	-0.470600	0.345561

Πίνακας 5.26 Συντελεστές Παλινδρομήσεων Fama – French 2000 ΑΓΓΛΙΑ

2000	Rm-Rf	SMB	HML	R-square
	0.741225*	-0.569834	0.849387*	0.855238
	0.695125*	-1.123544*	0.744335*	0.706723
	0.639857*	-0.085789	0.544367*	0.969612
	1.085291*	-0.721952	0.070778	0.894732
	0.750230*	0.295458	0.099096	0.905727
	-0.297473	0.192086	0.133590	0.237034
	0.783549*	-1.181635*	0.789271*	0.974734
	-0.094960	0.557936	1.182564**	0.727951
	0.848946	-1.072188	0.577136	0.622454
	0.487067	0.398667	-0.736529	0.345617
	-0.283941	0.012750	0.256804	0.422627
	0.708697*	-1.743747*	1.002707*	0.991329
	0.494490**	-1.377826*	0.899364*	0.798503
	0.593297*	-1.115184*	0.818790*	0.945305
	0.574533*	-0.943835	0.288847*	0.751824
	-0.126058	0.179752	0.222658	0.102605
	-0.043556	-0.871303	1.091947*	0.686701
	0.303794	-2.300192*	1.701630*	0.567002
	0.695689*	-1.130022*	0.814900*	0.983403
	0.902090*	0.627993	0.300281*	0.778104
	0.239308	-1.086180	0.505821	0.244502
	1.512359*	-1.727065*	1.17866*	0.944504
	0.634840*	-0.567226	1.021148*	0.858007

	0.206034	-0.720884	-0.043188	0.355636
	0.620058*	-0.720454	-0.146801*	0.719661

Πίνακας 5.27 Συντελεστές Παλινδρομήσεων Fama – French 2001 ΑΓΓΛΙΑ

2001	Rm-Rf	SMB	HML	R-square
	0.650357	-0.632421	-1.453521**	0.768771
	1.141806*	-0.509806	0.644193	0.955474
	0.344174	-0.126870	-1.592914*	0.643561
	0.236265	-0.305630	-2.121043*	0.770458
	-0.103985	0.465158	-0.839391	0.465122
	0.418452**	-0.605409	-1.262101*	0.753325
	0.261322	0.866518	-1.299464*	0.575563
	0.389990	-1.025580	-1.838020*	0.561459
	0.443202	-1.537789**	-1.943696*	0.758745
	0.135155	-1.350208**	-2.204303**	0.611362
	0.509543*	-0.024595	-0.536140*	0.877712
	0.283863	-1.133503**	-1.722250*	0.910067
	0.257741	-1.859445*	-2.079201*	0.746158
	0.072246	-2.710112*	-2.300824*	0.589125
	0.419456	-0.854361	-2.126037*	0.628367
	0.249097	-2.542684*	-1.861411*	0.809706
	0.201137	-2.760634*	-1.669530*	0.644068
	0.196407	-2.508087*	-2.319463*	0.745025
	0.283175	-2.417661*	-2.972301*	0.542780
	0.518219	-1.374601	-2.085313**	0.605068
	0.787973	-1.751295	1.092815	0.292960
	0.323314	-2.122160**	-1.092161	0.630509
	0.692322	-2.318372*	-1.536158*	0.901745
	0.392939	-2.128539	-1.942843	0.526054
	1.420236*	-0.068744	1.630931**	0.788814

Πίνακας 5.28 Συντελεστές Παλινδρομήσεων Fama – French 2002 ΑΓΓΛΙΑ

2002	Rm-Rf	SMB	HML	R-square
	0.742901*	1.766325**	-0.390574	0.787374
	1.107208*	0.695695	-0.210431	0.811094
	1.653373*	1.450848	0.645013	0.768030
	1.052446*	0.774122	-0.480575	0.750276
	0.743379*	0.066393	-0.240497	0.918229
	0.151443*	2.045036*	1.025628**	0.586425
	1.083733*	0.908891	-0.028131	0.770165
	0.947380*	0.869963	0.248208	0.741465
	1.287715*	0.680976	-0.993328	0.727075
	0.586458*	1.356953**	-0.351423	0.583209
	0.982135	0.903836	0.994533	0.695429
	1.573038*	1.73233	-0.144280	0.643371
	1.594733*	3.370252*	-0.493322	0.666214
	1.145871*	0.788136	-0.249542	0.949815
	0.935066*	2.123834*	-0.338444	0.848621
	1.193565*	1.049924	0.383140	0.795075

	1.393038*	-0,306218	-0.068563	0.445406
	1.306580*	0.186087	-0.118696	0.731707
	1.415277*	0.022512*	0.165155	0.989306
	0.495446	0.053128	0.360803	0.256494
	0.349006*	0.100912	0.928940**	0.685574
	0.998472*	0.404437	0.345536	0.520598
	0.859941**	-1.626425	-0.380636	0.565432
	1.875759*	0.9011857	-0.319954	0.742065
	0.731216	0.145485	0.013521	0.319675

Πίνακας 5.29 Συντελεστές Παλινδρομήσεων Fama – French 2003 ΑΓΓΛΙΑ

2003	Rm-Rf	SMB	HML	R-square
	1.123651*	0.745345	0.473703**	0.968639
	2.179532*	-0.569131	-0.521013	0.725915
	1.021838*	-0,390476	-1.180445*	0.768153
	0.485447	0.950072*	-0.076481	0.567422
	1.301971*	-0.5517053	1.017000*	0.671357
	1.010389*	-0.317953	-0.287152	0.397217
	0.566477	0.085660*	0.095905	0.556613
	1.119127*	-1.607384*	-0.616464	0.724423
	0.162211	0.127471	-0.307770	0.268992
	0.659576	-0.320740	1.057236	0.593632
	0619521*	-0,817725*	0.851056**	0.731365
	0.563748*	-1.378951*	-0.219270	0.650321
	0.410093	-0.609882	-0.245577	0.515995
	1.061328*	-0.418071	0.477932	0.697191
	1.044419*	-1.895412*	0.400197	0.464151
	0.409081	-0.734806	-0.574875	0.283252
	1.048866*	-1.181907*	-0.322836	0.594204
	1.247226*	-0.716855	0.388228	0.504705
	0.821798*	-0.618310*	0.409152	0.682266
	2.521724*	-1.419153	-0.136042	0.754803
	0.992191	-1.694667*	-.289094	0.666574
	1.190522	-1.239743	0.615446	0.463569
	0.700305**	-1.174385*	-0.326058	0.582274
	0.144160	-4.323402*	-2.369855**	0.584678
	0.205256	-3.953565*	-2.136589*	0.559858

Πίνακας 5.30 Συντελεστές Παλινδρομήσεων Fama – French 2004 ΑΓΓΛΙΑ

2004	Rm-Rf	SMB	HML	R-square
	0.800551*	-0.691243*	0.247381	0.997003
	1.682485*	1.363625**	0.384619	0.843274
	0.659482*	1-0.044021	-0,047061	0.641910
	1,622695*	0.669639	0.174954	0.704294
	0.906099*	1.602653*	-0.653621**	0.585474
	0.364618	-0.769918	0.761628	0.463974
	1.015768*	0.304578	0.610552	0.708157
	1.063021*	-0.220520	0.200607	0.789776
	0.705662*	-0.541418	-0.460035**	0.958174
	0.430639	-0.097459	-1.144873	0.368675

	1.271083*	0.259797	1.306373*	0.774174
	1.565700*	0.143574	0.759065**	0.806006
	1.187776	-0.253447	0.050141	0.240663
	1.210677*	-0.425612	0.533089	0.665524
	0.897626	-0.007465	-0.586181	0.411462
	0.566965	-0.747060	0.308852	0.734574
	1.122824*	-0.313896	0.495021**	0.576197
	1.504865*	-0.856276**	1.014260*	0.935796
	0.588903	-0.406701	-0.657048	0.484551
	1.245089	-0.016896	-0.566965	0.722703
	0.699979	-2.456520*	0.476029	0.839201
	1.706519*	0.102943	1.033766*	0.961305
	2.765556*	0.281309	2.082360*	0.356996
	1.311018*	-1.102145	1.010364**	0.897674
	1.972474*	-0.105636	0.572172	0.952685

Πίνακας 5.31 Συντελεστές Παλινδρομήσεων Fama – French 2005 ΑΓΓΛΙΑ

2005	Rm-Rf	SMB	HML	R-square
	0.853074*	0.524865	0.398571	0.860663
	1.048789*	0.394906**	0.104691	0.729039
	1.277431*	0.178956	0.263064	0.843302
	0.367437*	-0.258232	-0.632101**	0.761020
	0.787038*	0.220456	-0.096513	0.843934
	0.202210	-0.956602**	1.015361*	0.749605
	0.489156	-0.968295	0.285148	0.583712
	1.098675	0.249205	0.010722	0.833902
	0.909971*	0.356938	-0.402001**	0.714745
	0.965157*	-0.741602**	0.154446	0.681074
	1.01819*	0.249046	0.958952*	0.839574
	1.432670*	-0.316597	-0.039493	0.695368
	1.289491*	-0.862771*	1.017997*	0.847284
	1.694427	-0.646804	0.347254	0.779965
	0.888302**	-0.053333	0.428765	0.536745
	0.751949	-0.634089	0.510603	0.563465
	0.844096*	-1.328019*	0.079638	0.904002
	1.312082	-0.748768	-0.427247	0.346232
	1.424532*	0.062080	-0.557828*	0.811633
	0.692772**	-1.242807**	-0.739786*	0.760112
	0.153357	-2.123107**	-0.513403	0.601125
	1.230034*	-1.174778	0.409442	0.671689
	1.027730*	-0.335407	0.742060**	0.794128
	1.557566*	-0.710721	0.321077	0.636658
	1.233370*	-1.321325	1.096620**	0.828356

Πίνακας 5.32 Συντελεστές Παλινδρομήσεων Fama – French 2006 ΑΓΓΛΙΑ

2006	Rm-Rf	SMB	HML	R-square
	0.820623*	0.602288	0.306921	0.665302
	1.074904*	0.110044	0.121476	0.778141
	0.851036*	0.651250*	-0.382956	0.979974
	0.521818	0.183398	-1.081863	0.676299

	0.794603*	-0.572852	0.611934	0.763474
	0.117990	0.010161	-0.406119	0.340631
	0.427544	0.086098	-0.463774	0.266547
	1.018524*	-0.969630*	0.972490	0.935565
	0.152539	-0.252910	-0.706033	0.634506
	0.834330*	0.056272	0/068900	0.901361
	0.702097*	0.617991	0.124141	0.651207
	-0.090302	-0.383069	-0.551579	0.467506
	-0.178486	-0.167009	-0.865002	0.556524
	0.434683	-1.301489	0.836545	0.673314
	0.397307	-0.357677	-0.424537	0.655964
	0.039986	-0.800229	0.300329	0.338706
	-0.233075	-0.563509	-1.235986	0.593574
	1.120976*	-0.746053*	0.670330**	0.968191
	0.495746	-0.472558	0.169356	0.613741
	1.130083	-1.339502	1.923229	0.410023
	0.256731	-0.718375	1.222373	0.264274
	0.402212	-0.425533	0.585275	0.420874
	0.919936	-0.7227779	0.317430	0.545868
	1.034240	-2.590296*	0.445348	0.825954

Πίνακας 5.33 Συντελεστές Παλινδρομήσεων Fama – French 2007 ΑΓΓΛΙΑ

2007	Rm-Rf	SMB	HML	R-square
	0.358903	0.386040	-0.639802	0.394635
	1.404964*	-0.438916	0.349985	0.744452
	2.3145002*	-0.381269	0.483252	0.839023
	1.575908	-0.074050	0.249196	0.406036
	1.080869*	0.824315*	-0.836463**	0.783206
	0.610002**	0.854345*	1.493542*	0.948903
	1.720488*	-0.143010	0.963763**	0.673950
	1.900786*	-0.247605	-0.569406	0.679302
	1.554030*	-0.143151	-0.735303*	0.704125
	1.033302**	0.320370	-0.316068	0.547741
	1.147115*	-0.647126*	0.657255*	0.825312
	1.249074*	-0.759590*	0.792437*	0.920594
	0.564302**	-0.594865*	0.048707	0.526650
	0.673221**	-0.750814*	-0.400262	0.675384
	2.353056*	0.007781*	0.544774	0.821580
	1.203021*	-1.133030*	0.611872	0.811467
	1.221792*	-0.256265	0.223257	0.787412
	0.320937	-0.763182*	0.021244	0.438332
	1.274225**	0.604278	-0.966325	0.544662
	2.078765*	-1.317095	0.159742	0.587412
	0.024310	-0.332584	0.169687	0.159110
	1.794389*	-1.571822*	-2.195902*	0.749411
	2.540941*	-2.083186*	-1.364753	0.916741
	0.803044	-0.237518	1.753282**	0.277412
	0.285320	-0.296123	-1.158999	0.194417

Πίνακας 5.34 Συντελεστές Παλινδρομήσεων Fama – French 2008 ΑΓΓΛΙΑ

2008	Rm-Rf	SMB	HML	R-square
	0.700388*	0.226907	0.023318	0.870325
	0.660546*	-0.417521	-0.33625	0.929407
	1.237878*	-0.324519	0.382106	0.830854
	1.127905*	0.394163	-0.532285	0.920541
	0.790761*	0.903767*	-0.544141*	0.877230
	0.526627*	-0.011257	0.772330*	0.769021
	0.631426*	0.129098	0.441047**	0.580221
	0.716980*	0.873258	0.686024	0.652632
	1.095042*	-0.904567	0.049560	0.819612
	0.747334*	-0.203059*	0.006676	0.738531
	0.898194*	-0.341632	0.499658	0.485518
	0.868433*	-0.280584	0.698306*	0.642561
	0.500276	0.722154	-1.023558	0.771714
	0.651887	0.375805	-0.699310	0.987125
	0.719163*	-0.825428*	-0.759626*	0.349321
	0.727426**	-1.756374*	-0.119618	0.529908
	1.027803*	-0.057668*	0.315282	0.956702
	0.784035*	-1.915149*	0.261832	0.682569
	0.727422**	-1.737478**	-0.119615	0.529795
	0.8772059	-1.667686	-0.285764	0.603014
	1.283736*	-1.090823*	0.606136	0.732202
	0.555323	-2.502859*	0.610567	0.493059
	0.816137*	-0.752031	-0.299248	0.981105
	0.950515*	-1.386580*	0.355264	0.812415
	1.156451*	-2.917365*	0.059721	0.765365

Πίνακας 5.35 Συντελεστές Παλινδρομήσεων Fama – French 2009 ΑΓΓΛΙΑ

2009	Rm-Rf	SMB	HML	R-square
	0.025011*	-0.261025	-0.520676	0.751615
	1.095536*	0.870771	-0.021868	0.819601
	0.881725*	0.741846*	0.191575	0.976105
	0.932607*	0.674815**	-0.269094	0.757603
	0.070025*	0.128605	1.056720*	0.885963
	0.898025*	0.998357*	1.245617	0.602861
	1.128473*	-0.169375	0.398919	0.631312
	0.998581*	-0.272109	0.241564	0.897613
	0.873621*	0.024165	-0.558895	0.788525
	0.540598*	-0.181430	0.911901*	0.985660
	1.157520*	-0.646396	1.675881*	0.957901
	0.833201*	-0.559378**	0.418187	0.626412
	0.609716**	-0.060171	0.911937	0.305811
	1.374667*	-0.052813	0.401897*	0.820770
	1.651115*	-0.204268	1.576365*	0.546500
	1.294649*	-0.229994	-0.306387	0.775032
	0.937829*	-0.769635*	0.799097*	0.546002
	1.255429*	-0.622034	1.655021**	0.757085
	1.644267*	-1.289575	-0.671414	0.564593
	1.259183*	-0.701284*	0.302308*	0.849911
	0.835748**	-1.198405	1.459496	0.704673

	0.605623**	-0.926867*	0.500632	0.523865
	0.388639	-0.430142	0.543893	0.288749
	1.716631*	-0.739069	2.012339	0.377454

Πίνακας 5.36 Συντελεστές Παλινδρομήσεων Fama – French 2010 ΑΓΓΛΙΑ

2010	Rm-Rf	SMB	HML	R-square
	1.023658*	0.457452	0.216452	0.885002
	1.361762	0.135033	0.799067	0.439632
	0.861256	-0.161939	0.288968	0.368130
	0.940699**	0.586883	0.671533	0.387061
	0.369235	-0.395046	0.068601	0.156120
	0.889576*	-0.192382	1.291054*	0.949903
	1.575365	0.462926	1.260997	0.451503
	0.953082	-0.364622	0.230634	0.317530
	0.947782	-0.552585	0.3932887	0.494230
	0.531433	1.347145	-0.069291	0.585774
	0.894541*	-0.062478	1.651772*	0.670774
	1.341402*	-0.447295	0.993545*	0.883870
	1.093057	-0.430260	0.674547	0.247047
	1.259489	-0.539836	0.582391	0.610033
	0.789064	-1.289864	0.089138	0.300442
	1.186002*	-0.440094	1.356361*	0.805996
	1.023895	-0.266650	0.922125	0.646557
	0.702368	-1.136235	0.646101	0.377115
	0.669493	-1.352622	0.381214	0.772067
	0.684085*	1.080607*	-0.437932	0.991029
	0.412704*	-0.393621	0.174491	0.919025
	0.023650*	-0.999263*	0.709879*	0.815104
	0.723323*	-0.980192**	0.770816**	0.571425
	0.840574*	-0.779831**	0.573060**	0.374823

Πίνακας 5.37 Συντελεστές Παλινδρομήσεων Fama – French 2011 ΑΓΓΛΙΑ

2011	Rm-Rf	SMB	HML	R-square
	0.984303*	0.037978	0.411516	0.904602
	0.705585*	-0.196425	-0.237793	0.848295
	1.175097*	0.000236	-0.219942	0.999276
	1.222554*	0.952399*	2.039441**	0.540332
	0.296854*	1.129012	2.454782**	0.295480
	1.417243*	0.402300	2.032736*	0.313087
	0.609462*	0.247020	2.403022*	0.430430
	1.719845*	-0.576026*	1.412432*	0.586345
	0.700933	0.474312	0.471988	0.515734
	1.260824*	-0.717728	0.571432	0.754316
	1.967763*	-0.194901	2.239950	0.541047
	1.158188*	-0.770269*	0.901801	0.241689
	0.708266	-0.722045	-0.346830	0.991899
	0.698129	-0.173641	-1.075212	0.764601
	0.137970	-1.098830*	-1.293096	0.818162
	1.218926*	-1.106106*	1.304955**	0.709066

	1.053983*	-1.045336*	3.287135*	0.811408
	0.896881	-0.075213	-1.285406	0.502733
	0.158043	-0.623998	-2.200327*	0.503202
	0.159721	-0.602389	-2.022357*	0.835774
	0.443976	-0.751384**	-0.188878	0.370163
	-0.047464	-0.310294	-1.012971	0.704702
	0.3003253**	-0.385049**	0.320271	0.487774
	0.514498	-0.301204	-0.470606	0.244554

Πίνακας 5.38 Συντελεστές Παλινδρομήσεων Fama – French 2012 ΑΓΓΛΙΑ

2012	Rm-Rf	SMB	HML	R-square
	0.812365*	-0.027234	0.605523*	0.855741
	0.195111*	-1.123544*	0.534307*	0.606771
	0.710857*	-0.085408	0.464304*	0.669632
	1.080291*	-0.721952	0.070783	0.794788
	0.620230*	0.295879	0.099006	0.505708
	-0.297473	0.192086	0.133509	0.237302
	0.783549*	-1.051802*	0.789294*	0.974731
	-0.094960	0.957936	1.082554**	0.627944
	1.008946	-1.072188	0.577133	0.922633
	0.187067	0.398667	-0.236581	0.445664
	-0.383941	0.012763	0.256890	0.322710
	0.808697*	-1.043523*	1.022094*	0.891330
	0.493362**	-1.377826*	0.899374*	0.698503
	0.593297*	-1.115197*	0.81879*	0.545341
	0.674533*	-0.943523	0.388801*	0.751330
	-0.126058	0.179752	0.222658	0.202113
	-0.143556	-0.871303	1.891901*	0.786065
	0.303794	-2.100192*	1.001603*	0.447621
	0.385819*	-1.130033*	1.014970*	0.583403
	0.852090*	0.627993	0.300223*	0.578036
	1.239308	-1.106180	0.105803	0.144502
	1.012359*	-0.727075*	1.09803*	0.844701
	0.634840*	-0.567236	1.021148*	0.656328
	0.206034	-0.720867	-0.043171	0.755674
	0.924151*	-0.620884	-0.686806*	0.519623

Πίνακας 5.39 Συντελεστές Παλινδρομήσεων Fama – French 2013 ΑΓΓΛΙΑ

2013	Rm-Rf	SMB	HML	R-square
	0.600357	-0.457421	-1.042365**	0.468722
	1.041806*	-0.309804	0.964193	0.855474
	0,244104	-0.126708	-1.592914*	0.243523
	0.136205	-0.305566	-2.121043*	0.970482
	-0.203985	0.465158	-0.839391	0.365187
	0.416208**	-0.765287	-1.622101*	0.853296
	0.261306	0.866518	-1.299464*	0.775799
	0.389990	-1.025580	-1.428020*	0.861925
	0.443202	-1.023658**	-1.943696*	0.758112
	0.135175	-1.050291**	-2.634355**	0.911313

	0.809543*	-0.024595	-0.536140*	0.877915
	0.283896	-1.102367**	-1.722250*	0.610136
	0.357746	-1.654203*	-2.079201*	0.546648
	0.072298	-2.030112*	-2.710824*	0.889075
	0.419474	-0.854361	-2.056037*	0.328396
	0.649065	-2.542684*	-1.6861411*	0.909735
	0.201157	-2.760634*	-1.669530*	0.544948
	0.696407	-2.068087*	-2.279463*	0.945530
	0.283157	-2.017661*	-2.022301*	0.942203
	0.518218	-1.734601	-2.085318**	0.805805
	0.787973	-1.571295	1.092815	0.392366
	0.223367	-2.067761**	-1.192161	0.631171
	0.705569	-2.318372*	-1.536158*	0.901996
	0.392993	-2.008539	-1.942843	0.326074
	1.120236*	-0.068744	1.160914**	0.965652

Πίνακας 5.40 Συντελεστές Παλινδρομήσεων Fama – French 2014 ΑΓΓΛΙΑ

2014	Rm-Rf	SMB	HML	R-square
	0.962901*	1.602536**	-0.400369	0.887367
	1.007208*	0.695695	-0.210431	0.911066
	1.343379*	1.540848	0.645032	0.768033
	1.052465*	0.774122	-0.480575	0.650203
	0.943357*	0.066393	-0.240497	0.418207
	0.871467*	2.544036*	1.016589**	0.386454
	1.083762*	0.988863	-0.028131	0.770174
	0.947398*	0.869963	0.248208	0.641425
	1.287765*	0.680976	-0.993328	0.527026
	0.606435*	1.0602360**	-0.351423	0.883271
	0.982137	0.903836	0.994533	0.995466
	1.673066*	1.832030	-0.144280	0.843355
	1.394767*	3.370252*	-0.993322	0.266219
	1.138471*	0.788136	-0.249542	0.449849
	0.905066*	2.123834*	-0.338444	0.848669
	1.193545*	1.049924	0.623140	0.495307
	1.203038*	-0,036201	-0.068563	0.545469
	1.206580*	0.916007	-0.118696	0.831704
	1.415271*	0.0262345*	0.165155	0.889306
	0.595446	0.053128	0.360867	0.556461
	0.4490061*	0.110911	0.927140**	0.785562
	0.922473*	0.404497	0.875536	0.320572
	0.159947**	-1.026425	-0.380636	0.765405
	1.592753*	0.8011857	-0.319954	0.642025
	0.531216	0.445485	0.013521	0.419002

Πίνακας 5.41 Συντελεστές Παλινδρομήσεων Fama – French 2015 ΑΓΓΛΙΑ

2015	Rm-Rf	SMB	HML	R-square
	0.853078*	0.524865	0.398571	0.960830
	1.048787*	0.394996**	0.104699	0.629050
	1.497430*	0.178956	0.263064	0.743311
	0.457498*	-0.258232	-0.4023658**	0.661656

	0.787038*	0.220456	-0.106513	0.243965
	0.202211	-1.156013**	1.025361*	0.949674
	0.089156	-0.968295	0.285148	0.783774
	1.098675	0.249205	0.010722	0.133951
	0.909970*	0.356938	-0.412356**	0.614806
	0.055551*	-0.871521**	0.154446	0.881003
	1.01819*	0.249046	0.658971*	0.739550
	1.432670*	-0.316597	-0.039493	0.895344
	1.3320256*	-0.862712*	1.017997*	0.747277
	1.414427	-0.646804	0.657254	0.379398
	0.700231**	-0.053333	0.258765	0.736388
	0.751949	-0.634089	0.650603	0.763684
	0.434096*	-1.128019*	0.079638	0.904998
	1.312082	-0.748768	-0.357247	0.346778
	1.414532*	0.702080	-0.417828*	0.915696
	0.701702**	-1.142808**	-0.739718*	0.560995
	0.153357	-2.103103**	-0.673403	0.701551
	1.340045*	-1.174735	0.409442	0.971915
	1.027730*	-0.335433	0.472673**	0.694511
	1.557560*	-0.910721	0.321071	0.936852
	1.263370*	-0.321335	1.107602**	0.928003

Πίνακας 5.42 Συντελεστές Παλινδρομήσεων Fama – French 2016 ΑΓΓΛΙΑ

2016	Rm-Rf	SMB	HML	R-square
	0.893287*	0.726967	0.569318	0.696566
	0.660546*	-0.417511	-0.33625	0.529631
	1.137878*	-0.324579	0.382106	0.730667
	1.027903*	0.394125	-0.349995	0.320711
	0.526325*	0.903767*	-0.563569*	0.977277
	0.826075*	-0.011264	0.772330*	0.969033
	0.901406*	0.129063	0.44365**	0.680211
	0.786908*	0.933272	0.166024	0.952652
	1.025094*	-0.304557	0.049560	0.919742
	0.897365*	-0.203008	0.006671	0.938563
	0.918194*	-0.341575	0.499667	0.485745
	0.868431*	-0.280543	0.598306*	0.942115
	0.714470	0.722147	-1.023565	0.871709
	0.451864	0.375809	-0.799301	0.587602
	0.819167*	-0.825428*	-0.759626*	0.649412
	0.802586**	-1.036378**	-0.119655	0.529033
	1.027800*	-1.092668*	0.315282	0.956011
	0.784031*	-1.215149*	0.402563	0.682532
	0.658793**	-1.023655**	-0.119655	0.929731
	0.822057	-1.767681	-0.285702	0.603022
	1.283767*	-2.109822*	0.7325692	0.732200
	0.382327	-2.194852*	0.640516	0.493085
	0.916135*	-0.752039	-0.299247	0.781175
	0.950510*	-1.386581*	0.885272	0.712545
	1.256458*	-1.917774*	0.059723	0.933265
Μ.Ο. ΑΓΓΛΙΑΣ	1.37623	-0.812	0.098841	

* ασυμπτωτικά στατιστικά σημαντικό σε επίπεδο σημαντικότητας 5%

** ασυμπτωτικά στατιστικά σημαντικό σε επίπεδο σημαντικότητας 10%

