



**ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΩΣ
ΠΜΣ ΣΤΗ ΧΡΗΜΑΤΟΟΙΚΟΝΟΜΙΚΗ ΚΑΙ ΤΡΑΠΕΖΙΚΗ
ΔΙΟΙΚΗΤΙΚΗ**

ΔΙΠΛΩΜΑΤΙΚΗ ΕΡΓΑΣΙΑ:

**“ Εξέταση Ανωτερότητας Downside
Εναλλακτικών Μέτρων Κινδύνου”**

**“ Εμπειρική Μελέτη στη Χρηματιστηριακή Αγορά της Γαλλίας &
της Μεγ. Βρετανίας”**

Του

ΝΙΚΟΛΑΟΥ ΑΡΤΑΒΑΝΗ (ΜΧΡΗ/0304)

Επιβλέπων καθηγητής :

ΔΙΑΚΟΓΙΑΝΝΗΣ ΓΕΩΡΓΙΟΣ

Τριμελής Επιτροπή :

**Καθηγητής κ. ΑΝΤΖΟΥΛΑΤΟΣ ΑΓΓΕΛΟΣ
Καθηγητής κ. ΔΙΑΚΟΓΙΑΝΝΗΣ ΓΕΩΡΓΙΟΣ
Αν.Καθηγητής κ. ΤΣΙΡΙΤΑΚΗΣ ΕΜΜΑΝΟΥΗΛ**

**ΠΕΙΡΑΙΑΣ
Ιούλιος 2005**

*Στον πατέρα μου, Θεόδωρο, ως ελάχιστο
δείγμα αναγνώρισης, προς έναν άνθρωπο
που θυσίασε τα πάντα για μένα.*

*Στην Αλεξία, για το κουράγιο, τη δύναμη και
την αγάπη που μου έδωσε όλα αυτά τα
χρόνια.*

Ευχαριστίες

Ο συγγράφας επιθυμεί να ευχαριστήσει το σύνολο του Διδακτικού και Ερευνητικού Προσωπικού του Τμήματος Χρηματοοικονομικής & Τραπεζικής Διοικητικής του Πανεπιστημίου Πειραιώς για την προσφορά τους στην περαίωση της παρούσης εργασίας και την εν γένει συμβολή τους στην επιστημονική του κατάρτιση και ιδιαίτερα τους Καθηγητές κυρίους Διακογιάννη Γεώργιο, Αντζουλάτο Άγγελο, Γκίκα Χαρδούβελη, Πιπτή Νικήτα και τον Επίκουρο Καθηγητή κ. Μπένο Αλέξανδρο.

Επίσης, ένα μεγάλο ευχαριστώ σε όλους τους συμφοιτητές μου για την άψογη συνεργασία μας τα τελευταία δύο χρόνια και ιδιαίτερα στους Βαγγέλη Γεωργόπουλο και Δημήτρη Κατσορίδα, που με τα σχόλια και τις παρατηρήσεις τους συνέβαλαν αποφασιστικά στην εκπόνηση της παρούσης διατριβής.

Τέλος, ευχαριστώ πολύ τον κ. Ιωάννη Μαρκόπουλο, Διευθυντή Εσωτερικού Ελέγχου-Επιθεώρησης της Ε.Τ.Ε., το επιτελείο της Διεύθυνσης Risk Management της Εθνικής Χρηματοπιστηριακής και το Διδακτορικό φοιτητή του Τμήματος κ. Δημήτρη Λεϊμονή για τη συμβολή τους στη συλλογή των στοιχείων για την πραγματοποίηση της παρούσης μελέτης.

Κάθε σχόλιο ή παρατήρηση αναφορικά με την παρούσα διατριβή είναι ευπρόσδεκτη στην ηλεκτρονική διεύθυνση: artavanis@gmail.com .

Π Ε Ρ Ι Ε Χ Ο Μ Ε Ν Α

ΕΙΣΑΓΩΓΗ.....	8
----------------------	----------

ΜΕΡΟΣ 1^ο :

«ΘΕΩΡΗΤΙΚΟ ΥΠΟΒΑΘΡΟ»

ΣΚΟΠΟΣ ΕΡΓΑΣΙΑΣ.....	12
-----------------------------	-----------

ΘΕΩΡΙΑ ΧΑΡΤΟΦΥΛΑΚΙΟΥ

I. <u>E-V ΥΠΟΔΕΙΓΜΑΤΑ ΑΠΟΤΙΜΗΣΗΣ.....</u>	13
A. ΥΠΟΔΕΙΓΜΑ MARKOWITZ.....	14
i. Ανάλυση Χαρακτηριστικών Αξιογράφων.....	16
ii. Ανάλυση Χαρτοφυλακίων.....	20
iii. Επιλογή Χαρτοφυλακίου.....	23
B. ΥΠΟΔΕΙΓΜΑ ΤΗΣ ΑΓΟΡΑΣ (SINGLE INDEX MODEL).....	24
i. Εμβαθύνοντας στο Μονοπαραγοντικό Υπόδειγμα.....	28
C. ΥΠΟΔΕΙΓΜΑ ΑΠΟΤΙΜΗΣΗΣ ΚΕΦΑΛΑΙΑΚΩΝ ΣΤΟΙΧΕΙΩΝ (CAPM).....	31
i. Βασικές Υποθέσεις.....	31
ii. Διαμόρφωση Υποθέσεων.....	33
II. <u>E-S ΥΠΟΔΕΙΓΜΑΤΑ ΑΠΟΤΙΜΗΣΗΣ.....</u>	38
i. Downside Capital Asset Pricing Model (D-CAPM).....	39
ii. Εκτίμηση Downside Beta.....	41
iii. Η Cosemivariance του Υποδείγματος Estrada.....	42

ΕΠΙΣΚΟΠΗΣΗ ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑΣ.....43

i.	Harry Markowitz.....	43
ii.	James Mao.....	45
iii.	Hogan & Warren.....	47
iv.	James Ang.....	52
v.	Ali Jahankhani.....	54
vi.	Bawa & Lindenberg.....	57
vii.	Peter Fishburn.....	59
viii.	Nanatell, Price & Price.....	61
ix.	Harlow & Rao.....	73
x.	Javier Estrada.....	75

ΣΥΝΟΠΤΙΚΗ ΠΑΡΟΥΣΙΑΣΗ ΕΡΕΥΝΗΤΙΚΩΝ ΑΡΘΡΩΝ.....88

ΜΕΘΟΔΟΛΟΓΙΑ.....93

i.	Το Δείγμα.....	94
ii.	Προβλήματα Εκτίμησης Κινδύνου.....	95
iii.	Ανάλυση Παλινδρόμησης.....	97
iv.	Ανάλυση Παλινδρόμησης με Χαρτοφυλάκια.....	98

ΜΕΡΟΣ 2^ο :

«ΕΜΠΕΙΡΙΚΗ ΜΕΛΕΤΗ»

A. ΓΑΛΛΙΑ.....101

I. ΤΑΥΤΟΤΗΤΑ ΤΗΣ ΕΡΕΥΝΑΣ.....101

II. 1^η ΠΕΡΙΟΔΟΣ ΕΞΕΤΑΣΗΣ: 1999-2004.....102

i.	Ανάλυση Μεμονωμένων Αξιογράφων.....	104
ii.	Ανάλυση Χαρτοφυλακίων (I).....	107

iii.	Ανάλυση Χαρτοφυλακίων (II).....	111
iv.	Συμπεράσματα Περιόδου.....	115
III. 2^η ΠΕΡΙΟΔΟΣ ΕΞΕΤΑΣΗΣ: 1997-2002.....		116
i.	Ανάλυση Μεμονωμένων Αξιογράφων.....	118
ii.	Ανάλυση Χαρτοφυλακίων (I).....	121
iii.	Ανάλυση Χαρτοφυλακίων (II).....	125
iv.	Συμπεράσματα Περιόδου.....	129
IV. ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΑ ΑΓΟΡΑΣ.....		130
B. <u>ΜΕΓ. ΒΡΕΤΑΝΙΑ</u>.....		131
I. ΤΑΥΤΟΤΗΤΑ ΤΗΣ ΕΡΕΥΝΑΣ.....		131
II. 1^η ΠΕΡΙΟΔΟΣ ΕΞΕΤΑΣΗΣ: 1999-2004.....		132
i.	Ανάλυση Μεμονωμένων Αξιογράφων.....	134
ii.	Ανάλυση Χαρτοφυλακίων (I).....	137
iii.	Ανάλυση Χαρτοφυλακίων (II).....	141
iv.	Συμπεράσματα Περιόδου.....	145
III. 2^η ΠΕΡΙΟΔΟΣ ΕΞΕΤΑΣΗΣ: 1997-2002.....		146
i.	Ανάλυση Μεμονωμένων Αξιογράφων.....	148
ii.	Ανάλυση Χαρτοφυλακίων (I).....	151
iii.	Ανάλυση Χαρτοφυλακίων (II).....	155
iv.	Συμπεράσματα Περιόδου.....	159
IV. ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΑ ΑΓΟΡΑΣ.....		160

ΜΕΡΟΣ 3^ο :

«ΠΟΡΙΣΜΑΤΑ ΕΡΕΥΝΑΣ-ΣΧΟΛΙΑΣΜΟΣ»

<i>I. ΓΕΝΙΚΑ ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΑ.....</i>	<i>162</i>
<i>II. SEMIDEVIATION Vs STANDARD DEVIATION.....</i>	<i>164</i>
<i>III. DOWNSIDE BETA Vs BETA.....</i>	<i>166</i>

ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ

<i>I. Πίνακες White Heteroskedasticity-Consistent St.Errors & Covariance.....</i>	<i>169</i>
ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ.....	178

ΕΙΣΑΓΩΓΗ

Από την εποχή που ο Harry Markowitz (1952), με την πρωτοποριακή του έρευνα, έθεσε τις βάσεις για την ανάπτυξη της επιστήμης της Διαχείρισης Χαρτοφυλακίου ως τις μέρες μας, τόσο σε ακαδημαϊκό επίπεδο όσο και στην αγορά επικράτησαν υποδείγματα ισορροπίας, που όριζαν το αποτελεσματικό χαρτοφυλάκιο σε όρους αναμενόμενης απόδοσης και κινδύνου, όπως αυτό μετράται από το στατιστικό μέτρο της διακύμανσης των αποδόσεων (Expected return-Variance (EV) Models).

Τα υποδείγματα αυτά ήταν εύληπτα, απλά στον υπολογισμό και βασίζονταν σε ένα σχεδόν σωστό κριτήριο επιλογής αξιογράφων, υπό την έννοια ότι παρουσίαζαν υψηλή συσχέτιση με την αναμενόμενη χρησιμότητα των επενδυτών, και έτυχαν αμέσως καθολικής αποδοχής.

Ταυτόχρονα όμως με την ανάπτυξη των E-V υποδειγμάτων ξεκίνησε και μία παράλληλη πορεία εξέτασης εναλλακτικών μέτρων κινδύνου για τη δημιουργία εναλλακτικών υποδειγμάτων αποτίμησης. Με αφετηρία, παραδόξως, τον ίδιο το Markowitz, τον εισηγητή του E-V Model, πολλοί αξιολογοί επιστήμονες, όπως οι Mao, Hogan & Warren, Bawa & Lindenberg, Harlow & Rao, Estrada¹ ασχολήθηκαν με την εξέταση της ημιδιακύμανσης ως εναλλακτικού και ανώτερου μέτρου κινδύνου από τη διακύμανση.

Αφορμή της παράλληλης αυτής έρευνας υπήρξαν ορισμένες αδυναμίες της διακύμανσης και ορισμένα ιδιαίτερα χαρακτηριστικά της ημιδιακύμανσης που την καθιστούν ελκυστικότερη, ως μέτρο κινδύνου. Ειδικότερα, η ανάπτυξη των υποδειγμάτων E-V βασίστηκε σε *πολύ περιοριστικές υποθέσεις*, αναφορικά με τη μορφή των συναρτήσεων χρησιμότητας των επενδυτών και την κατανομή των αποδόσεων των αξιογράφων, οι οποίες δεν αντικατοπτρίζουν κατά ανάγκη την πραγματικότητα.

Κατά αρχήν, η χρήση της διακύμανσης, ως μέτρο κινδύνου, βασίζεται στην υπόθεση ότι η κατανομή των αποδόσεων είναι *συμμετρική* και *κανονική*. Ωστόσο,

¹ Για περισσότερες πληροφορίες βλ. Κεφάλαιο “Επισκόπηση Βιβλιογραφίας”

εμπειρικές μελέτες έχουν δείξει ότι οι αποδόσεις των αξιογράφων χαρακτηρίζονται από στατιστικά σημαντική θετική ασυμμετρία². Αντίθετα, η ημιδιακύμανση, υπολογίζοντας τον κίνδυνο ως αποκλίσεις κάτω από μία συγκεκριμένη απόδοση αναφοράς (απόδοση στόχο), *δεν απαιτεί την ύπαρξη κανονικότητας και συμμετρίας*. Στην περίπτωση μάλιστα που οι αποδόσεις ακολουθούν κανονική (και συμμετρική) κατανομή και ως απόδοση αναφοράς τίθεται ο μέσος των αποδόσεων, η διακύμανση είναι ίση με το διπλάσιο της ημιδιακύμανσης και τα δύο μέτρα οδηγούν στην λήψη των ίδιων επενδυτικών αποφάσεων. Με άλλα λόγια, ανεξάρτητα από την κατανομή των αποδόσεων των αξιογράφων η ημιδιακύμανση λειτουργεί, ως μέτρο κινδύνου, *τουλάχιστον* το ίδιο καλά με τη διακύμανση.

Επίσης, η διακύμανση, υπό την έννοια ότι δίνει το *ίδιο βάρος* (κίνδυνο) σε αποδόσεις πάνω και κάτω από το μέσο, δε αντικατοπτρίζει απαραίτητα με τις πραγματικές προτιμήσεις των επενδυτών. Οι επενδυτές δεν επιθυμούν αποδόσεις κάτω από το μέσο (απώλειες), ενώ επιδιώκουν τις αποδόσεις πάνω από το μέσο (κέρδη). Αντίθετα, η ημιδιακύμανση, ορίζοντας τον κίνδυνο ως τις αποκλίσεις κάτω από ένα ορισμένο, επιθυμητό επίπεδο, δίνει μία περισσότερο *ρεαλιστική απεικόνιση* του κινδύνου.

Σε επίπεδο συναρτήσεων χρησιμότητας, τα E-V υποδείγματα βασίζονται σε συναρτήσεις που απεικονίζουν αποστροφή του κινδύνου του επενδυτή σε όλο το φάσμα των αποδόσεων. Η υιοθέτηση της ημιδιακύμανσης, ως μέτρο κινδύνου, είναι συνεπής με μία *δίκλαδη συνάρτηση χρησιμότητας*, σύμφωνα με την οποία ο επενδυτής *αποστρέφεται τον κίνδυνο* μέχρι την απόδοση αναφοράς (χαμηλές αποδόσεις) και είναι *ουδέτερος ως προς τον κίνδυνο* σε μεγαλύτερες αποδόσεις.

Τέλος, ένα ιδιαίτερα ελκυστικό χαρακτηριστικό της ημιδιακύμανσης είναι ότι επιτρέπει την *υιοθέτηση διαφορετικών αποδόσεων αναφοράς*, κάτω από τις οποίες ορίζεται ο κίνδυνος. Η ευελιξία αυτή είναι πολύ σημαντική διότι, αν και εγείρει το πρόβλημα της εξεύρεσης της κατάλληλης απόδοσης αναφοράς, επιτρέπει την αποτύπωση της άποψης των επενδυτών για το ύψος της απόδοσης (πχ. μέσος αποδόσεων, μηδενική απόδοση, απόδοση άνευ κινδύνου) που θέτει τα όρια της έννοιας του κινδύνου. Η ευελιξία αυτή απουσιάζει από τη διακύμανση, καθώς ο κίνδυνος ορίζεται αυστηρά γύρω από το μέσο των αποδόσεων.

²Aparicio F. & Estrada J. (2001), “Empirical Distributions of Stock Returns: European Securities Markets, 1990-95”, European Journal of Finance, Vol.7, pp. 1-21.

Η παρούσα διατριβή, όπου θα εξεταστεί θεωρητικά και εμπειρικά η ανωτερότητα της ημιδιακύμανσης, ως μέτρο κινδύνου, είναι οργανωμένη ως εξής:

- Στο 1^ο τμήμα παρουσιάζεται αναλυτικά ο σκοπός της εργασίας, το θεωρητικό υπόβαθρο, η επισκόπηση της σχετικής βιβλιογραφίας και η μεθοδολογία που θα ακολουθηθεί.
- Στο 2^ο τμήμα εφαρμόζεται η περιγραφείσα μεθοδολογία ξεχωριστά για κάθε υπό εξέταση αγορά και παρουσιάζονται αναλυτικά τα αποτελέσματα με τον αντίστοιχο σχολιασμό.
- Στο 3^ο τμήμα ακολουθεί ο συγκεντρωτικός σχολιασμός και τα πορίσματα της έρευνας.

Στα παραρτήματα της εργασίας ο αναγνώστης μπορεί να βρει χρήσιμες πληροφορίες για τα εμπειρικά δεδομένα που χρησιμοποιήθηκαν και τέλος παρέχεται και ένας πλήρης κατάλογος της σχετικής βιβλιογραφίας.

ΜΕΡΟΣ 1^ο:

«ΘΕΩΡΗΤΙΚΟ ΥΠΟΒΑΘΡΟ»

ΣΚΟΠΟΣ ΕΡΓΑΣΙΑΣ

Σκοπός της παρούσας διατριβής είναι να εξετάσει θεωρητικά και εμπειρικά την ανωτερότητα των εναλλακτικών downside μέτρων κινδύνου έναντι των αντιστοίχων κλασσικών.

Ειδικότερα, αφού αναλυθούν τα θεωρητικά υποδείγματα που βασίζονται σε εναλλακτικά μέτρα κινδύνου και ολοκληρωθεί η επισκόπηση της αντίστοιχης βιβλιογραφίας, θα ακολουθήσει εμπειρική έρευνα με θέμα τη σχετική ανωτερότητα των εναλλακτικών μέτρων κινδύνου στις χρηματιστηριακές αγορές της Γαλλίας και της Μεγάλης Βρετανίας για την περίοδο 1999-2004.

Θα εξεταστούν δύο μέτρα συνολικού κινδύνου, η standard deviation και η semideviation των αποδόσεων, και δύο μέτρα συστηματικού κινδύνου, το beta και το downside beta, με τη μέθοδο της ανάλυσης παλινδρόμησης.

Η μέθοδος ανάλυσης παλινδρόμησης περιλαμβάνει την εξέταση των τεσσάρων εναλλακτικών μέτρων κινδύνου μεμονωμένα, οπότε και η σχετική ανωτερότητα θα προκύψει σε όρους στατιστικής σημαντικότητας και επεξηγηματικής ικανότητας των αποδόσεων, καθώς και την εξέταση των εναλλακτικών μέτρων ανά ζεύγη.

ΘΕΩΡΙΑ ΧΑΡΤΟΦΥΛΑΚΙΟΥ

I. E-V ΥΠΟΔΕΙΓΜΑΤΑ ΑΠΟΤΙΜΗΣΗΣ

Στην πρώτη ενότητα του παρόντος κεφαλαίου, παρουσιάζονται περιληπτικά τα υποδείγματα αποτίμησης που βασίστηκαν στην διακύμανση, ως μέτρο κινδύνου (Expected return-Variance Models). Τα υποδείγματα αυτά έχουν κυριαρχήσει απόλυτα τις τελευταίες δεκαετίες τόσο σε ακαδημαϊκό επίπεδο, όσο και στην αγορά, λόγω κυρίως της ευληπτότητας των σχετικών εννοιών και της απλότητας των υπολογισμών που απαιτούν.

Ο σκοπός της παρουσίασης των E-V μοντέλων είναι διπτός. Αφ' ενός η περιγραφή τους είναι απαραίτητη, καθώς οι αντίστοιχες έννοιες θα χρησιμοποιηθούν στο εμπειρικό σκέλος της διατριβής και αφ' ετέρου η ανάλυση των υποδειγμάτων αυτών είναι χρήσιμη, ώστε να αντιληφθεί ο αναγνώστης τις διαφορές που παρουσιάζουν με τα υποδείγματα που βασίζονται στην ημιδιακύμανση, ως μέτρο κινδύνου.

Ειδικότερα, ανάμεσα στα E-V models που έχουν αναπτυχθεί τις τελευταίες δεκαετίες και τις πολλές παραλλαγές τους, θα εξεταστούν, για τους ανωτέρω λόγους, τα εξής υποδείγματα:

- *Το Υπόδειγμα του Markowitz*
- *Το Μονοπαραγοντικό Υπόδειγμα (Single Index Model)*
- *Το Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων (Capital Asset Pricing Model)*

A. ΥΠΟΔΕΙΓΜΑ MARKOWITZ

Η επαναστατική έρευνα του Harry Markowitz έθεσε τις βάσεις της σύγχρονης Χρηματοοικονομικής στον τομέα της Διαχείρισης Χαρτοφυλακίου. Ο Markowitz εισήγαγε την αξιολόγηση αξιογράφων σε όρους αναμενόμενης απόδοσης και κινδύνου και τόνισε τη σημασία της διαφοροποίησης του κινδύνου στη διαδικασία της διαμόρφωσης επενδυτικών χαρτοφυλακίων.

Το μοντέλο που ανέπτυξε ο Markowitz για την αξιολόγηση των μετοχών και την αποδοτική διαμόρφωση χαρτοφυλακίων βασίστηκε στις ακόλουθες υποθέσεις:

- Οι επενδυτές έχουν ένα *συγκεκριμένο και μεμονωμένο επενδυτικό ορίζοντα*.
- Για τους επενδυτές κάθε μεμονωμένο αξιόγραφο αντιπροσωπεύεται από μία *κατανομή πιθανοτήτων* των αναμενόμενων αποδόσεων. Η *αναμενόμενη τιμή* της κατανομής αυτής είναι ένα μέτρο της αναμενόμενης απόδοσης και η *διακύμανση των αποδόσεων* είναι ένα μέτρο κινδύνου του αξιογράφου.
- Ένα χαρτοφυλάκιο αξιογράφων μπορεί να *περιγραφεί απόλυτα* από την αναμενόμενη απόδοση και τη διακύμανση των αποδόσεων του χαρτοφυλακίου.
- Οι επενδυτές ακολουθούν την αρχή της *ορθολογικής επενδυτικής συμπεριφοράς*. Ειδικότερα,
 - Οι επενδυτές επιλέγουν το χαρτοφυλάκιο με τη *μεγαλύτερη αναμενόμενη απόδοση για κάθε δεδομένο επίπεδο κινδύνου*.
 - Οι επενδυτές επιλέγουν το χαρτοφυλάκιο με τη *μικρότερη διακύμανση των αποδόσεων για κάθε δεδομένο επίπεδο απόδοσης*.

Με βάση τις ανωτέρω υποθέσεις το μοντέλο του Markowitz επιχειρεί να προσδιορίσει το *βέλτιστο χαρτοφυλάκιο κάτω από συνθήκες αβεβαιότητας*. Δηλαδή, ασχολείται με τις δυνατότητες συνδυασμού μεμονωμένων αξιογράφων με ποσοτικά χαρακτηριστικά κινδύνου και απόδοσης και με την επιλογή χαρτοφυλακίων, που μεγιστοποιούν την αναμενόμενη ωφελιμότητα του επενδυτή σε ορίζοντα μίας μόνο περιόδου.

Η αναλυτική παρουσίαση του υποδείγματος του Markowitz περιλαμβάνει τρία στάδια:

- i. Την ανάλυση των χαρακτηριστικών των αξιογράφων
- ii. Την ανάλυση των χαρακτηριστικών των χαρτοφυλακίων
- iii. Την επιλογή χαρτοφυλακίου

i. Ανάλυση Χαρακτηριστικών Αξιογράφων

Το στάδιο της ανάλυσης των χαρακτηριστικών των αξιογράφων ασχολείται με τις έννοιες της απόδοσης και του κινδύνου, σε επίπεδο μεμονωμένων αξιογράφων και με τις μεθόδους ποσοτικοποίησής τους. Στο πλαίσιο αυτό εκτιμώνται η απόδοση του αξιογράφου για μία περίοδο, η διακύμανση της απόδοσης, η συνδιακύμανση και ο συντελεστής συσχέτισης.

Για μία συγκεκριμένη χρονική περίοδο, η *απόδοση* ενός αξιογράφου αποτελείται από την *κεφαλαιακή απόδοση* και τη *μερισματική απόδοση*. Η κεφαλαιακή απόδοση προκύπτει από τη μεταβολή της τιμής του αξιογράφου στην αγορά κατά την υπό εξέταση χρονική περίοδο. Η μερισματική απόδοση προκύπτει από τα μερίσματα (τακτικά και έκτακτα) που έλαβαν οι κάτοχοι των αξιογράφων για τη συγκεκριμένη χρονική περίοδο. Το άθροισμα της κεφαλαιακής και της μερισματικής απόδοσης δίνει τη συνολική απόδοση του αξιογράφου.

$$R_{i,t} = \frac{P_{i,t} - P_{i,t-1}}{P_{i,t-1}} + \frac{D_{i,t}}{P_{i,t-1}} \quad (1.1)$$

Όπου

$P_{i,t}$ = Η τιμή του αξιογράφου i στο τέλος της περιόδου t .

$P_{i,t-1}$ = Η τιμή του αξιογράφου i στο τέλος της περιόδου $t-1$.

$D_{i,t}$ = Το μέρισμα ανά μετοχή του αξιογράφου i από το τέλος της περιόδου $t-1$ έως το τέλος της περιόδου t .

Σε συνθήκες αβεβαιότητας, στην αρχή κάθε περιόδου, τόσο η τιμή του αξιογράφου στο τέλος της περιόδου όσο και η μερισματική απόδοση δεν είναι γνωστές. Στην περίπτωση αυτή, πιο ρεαλιστική είναι η εκτίμηση της αναμενόμενης απόδοσης με τη βοήθεια μίας κατανομής πιθανοτήτων. Η αναμενόμενη απόδοση προκύπτει από τη στάθμιση των πιθανών μελλοντικών αποδόσεων, με σταθμά τις αντίστοιχες πιθανότητες πραγματοποίησής τους και μπορεί να θεωρηθεί ότι συνοψίζει ένα μέρος της πληροφόρησης για τις κατανομές των αποδόσεων.

$$E(R_i) = \sum_{\kappa=1}^N p_{\kappa} \cdot R_{i\kappa} \quad (1.2)$$

Όπου

$R_{i\kappa}$ = Το πιθανό αποτέλεσμα κ για την απόδοση του αξιογράφου i .

p_{κ} = Η πιθανότητα να επιτευχθεί η απόδοση $R_{i\kappa}$.

N = Το σύνολο των πιθανών αποδόσεων.

Ο κίνδυνος ενός μεμονωμένου αξιογράφου μετράται από τη *διακύμανση* των αποδόσεων των αξιογράφων, δηλαδή από το σταθμικό μέσο των τετραγώνων των αποκλίσεων των πιθανών αποδόσεων της μετοχής από την αναμενόμενη απόδοσή τους, με σταθμά τις πιθανότητες πραγματοποίησης των αποδόσεων.

$$Var(R_i) = \sigma^2(R_i) = \sum_{\kappa=1}^N p_{\kappa} \cdot [R_{i\kappa} - E(R_i)]^2 \quad (1.3)$$

Όπου

$R_{i\kappa}$ = Το πιθανό αποτέλεσμα κ για την απόδοση του αξιογράφου i .

p_{κ} = Η πιθανότητα να επιτευχθεί η απόδοση $R_{i\kappa}$.

N = Το σύνολο των πιθανών αποδόσεων.

Με άλλα λόγια, η διακύμανση των αποδόσεων ενός αξιογράφου μετράει την κατά μέσο όρο μεταβλητότητα των πιθανών αποδόσεων γύρω από την αναμενόμενη απόδοση. Όσο μεγαλύτερη είναι η διακύμανση των αποδόσεων, τόσο μεγαλύτερη είναι η πιθανότητα η πραγματική απόδοση να είναι σημαντικά διαφορετική από την αναμενόμενη και κατά συνέπεια τόσο μεγαλύτερος και ο κίνδυνος του αξιογράφου, με όλους τους υπόλοιπους παράγοντες σταθερούς.

Η *τυπική απόκλιση* των αποδόσεων, που ορίζεται ως η τετραγωνική ρίζα της διακύμανσης, ορίζεται στις ίδιες μονάδες μέτρησης που μετρούνται και οι αποδόσεις των αξιογράφων, γεγονός που την αναδεικνύει ως πιο ελκυστικό και χρήσιμο μέτρο κινδύνου.

$$\sigma(R_i) = \sqrt{Var(R_i)} \quad (1.4)$$

Όπου

$Var(R_i)$ = Η διακύμανση της απόδοσης του αξιογράφου i .

Στην περίπτωση που δύο ή περισσότερα αξιόγραφα έχουν διαφορετικές αναμενόμενες αποδόσεις και τυπικές αποκλίσεις, η επιλογή του ανώτερου αξιογράφου δεν είναι ξεκάθαρη. Στην προσπάθεια για την υιοθέτηση ενός αντικειμενικού μέτρου σύγκρισης των αξιογράφων συμβάλει ο *συντελεστής μεταβλητότητας* (coefficient of variation), που ορίζεται ως ο λόγος της τυπικής απόκλισης προς την αναμενόμενη απόδοση.

$$CV = \frac{\sigma(R_i)}{E(R_i)} \quad (1.5)$$

Όπου

$\sigma(R_i)$ = Η τυπική απόκλιση της απόδοσης του αξιογράφου i .

$E(R_i)$ = Η αναμενόμενη απόδοση του αξιογράφου i .

Ο συντελεστής μεταβλητότητας μετρά τον κίνδυνο που επωμίζεται ο κάτοχος του αξιογράφου ανά μονάδα αναμενόμενης απόδοσης και κατά συνέπεια ανώτερο χαρακτηρίζεται το αξιόγραφο που εμφανίζει το μικρότερο συντελεστή μεταβλητότητας.

Η αλληλεξάρτηση μεταξύ των αποδόσεων δύο αξιογράφων δίδεται από το στατιστικό μέτρο της συνδιακύμανσης. Ως *συνδιακύμανση* ορίζεται ο σταθμικός μέσος των της απόκλισης του ενός αξιογράφου από την αναμενόμενη απόδοσή του και της απόκλισης του δεύτερου αξιογράφου από τη δική του αναμενόμενη απόδοση, με σταθμά την πιθανότητα εμφάνισης των διαφόρων αποδόσεων των αξιογράφων.

$$Cov(R_i, R_j) = \sigma_{ij} = \sum_{k=1}^N p_k [(R_{ik} - E(R_i)) \cdot (R_{jk} - E(R_j))] \quad (1.6)$$

Όπου

p_k = Η από κοινού πιθανότητα εμφάνισης των αποδόσεων R_{ik} και R_{jk} .

R_{ik} = Το πιθανό αποτέλεσμα k για την απόδοση του αξιογράφου i .

R_{jk} = Το πιθανό αποτέλεσμα k για την απόδοση του αξιογράφου j .

$E(R_i)$ = Η αναμενόμενη απόδοση του αξιογράφου i .

$E(R_j)$ = Η αναμενόμενη απόδοση του αξιογράφου j .

Η συνδιακύμανση είναι ένα μέτρο που καταγράφει το βαθμό συσχέτισης ανάμεσα στις αποδόσεις των αξιογράφων και αντανακλά τη διασπορά των αποδόσεων γύρω από τις αντίστοιχες αναμενόμενες τιμές τους. Η ύπαρξη θετικής συνδιακύμανσης ανάμεσα στις αποδόσεις δύο αξιογράφων σημαίνει ότι όταν το ένα αξιόγραφο παρουσιάζει απόδοση μεγαλύτερη (μικρότερη) από την αναμενόμενη απόδοσή του, τότε και το δεύτερο αξιόγραφο τείνει να παρουσιάσει απόδοση μεγαλύτερη (μικρότερη) από την αναμενόμενη απόδοσή του. Αντίθετα, η ύπαρξη αρνητικής συνδιακύμανσης σημαίνει ότι οι αποδόσεις των δύο αξιογράφων έχουν την τάση να κινούνται αντίθετα σε σχέση με την αναμενόμενη απόδοσή τους.

Επειδή η συνδιακύμανση, ως μέτρο αλληλεξάρτησης, είναι μη φραγμένη και εξαρτάται από τις μονάδες μέτρησης πολλές φορές είναι πιο χρήσιμη η αξιοποίηση του συντελεστή συσχέτισης, ένα μέτρο που δεν παρουσιάζει τα προβλήματα αυτά.

Ο συντελεστής συσχέτισης υπολογίζεται ως ο λόγος της συνδιακύμανσης των αποδόσεων δύο αξιογράφων προς το γινόμενο των τυπικών τους αποκλίσεων και παίρνει τιμές εντός του διαστήματος $[-1,+1]$.

$$\rho_{ij} = \frac{Cov(R_i, R_j)}{\sigma(R_i) \cdot \sigma(R_j)} \quad (1.7)$$

Όπου

$Cov(R_i, R_j)$ = Η συνδιακύμανση των αποδόσεων R_{ik} και R_{jk} .

$\sigma(R_i)$ = Η τυπική απόκλιση των αποδόσεων του αξιογράφου i.

$\sigma(R_j)$ = Η τυπική απόκλιση των αποδόσεων του αξιογράφου j.

Όσο πιο κοντά είναι η τιμή του συντελεστή συσχέτισης προς το +1, τόσο εντονότερη είναι η θετική συσχέτιση των αξιογράφων, ενώ όσο πιο κοντά είναι η τιμή του συντελεστή συσχέτισης προς το -1, τόσο ισχυρότερη είναι η αρνητική συσχέτιση μεταξύ των αποδόσεων των αξιογράφων.

ii. Ανάλυση Χαρτοφυλακίων

Μία από τις σημαντικότερες συνεισφορές του Markowitz στη Διαχείριση Χαρτοφυλακίου είναι η έμφαση που έδωσε στη *διαφοροποίηση του κινδύνου* στα πλαίσια της ανάλυσης χαρτοφυλακίου. Η επένδυση σε μεμονωμένες μετοχές αποτελεί μία πολύ επικίνδυνη επενδυτική στρατηγική. Ο Markowitz κατάφερε να δείξει ότι με την τοποθέτηση κεφαλαίων σε διαφορετικά αξιόγραφα είναι δυνατή η μείωση του κινδύνου για τους επενδυτές.

Η *απόδοση ενός χαρτοφυλακίου* είναι ο σταθμικός όρος των μεμονωμένων αποδόσεων των αξιογράφων που το αποτελούν, με σταθμά τα ποσοστά επένδυσης σε κάθε αξιόγραφο.

$$E(R_p) = \sum_{i=1}^N X_i \cdot E(R_i) \quad (1.8),$$

$$\text{με } \sum_{i=1}^N X_i = 1$$

Όπου

X_i = Το ποσοστό επένδυσης στο αξιόγραφο i .

$E(R_i)$ = Η αναμενόμενη απόδοση του αξιογράφου i .

Η *διακύμανση* των αποδόσεων ενός χαρτοφυλακίου δύο αξιογράφων δίδεται από τον τύπο:

$$\sigma_p^2 = X^2 \cdot \sigma_i^2 + (1 - X)^2 \cdot \sigma_j^2 + 2 \cdot X \cdot (1 - X) \cdot \sigma_{ij} \quad (1.9)$$

Όπου

X = Το ποσοστό επένδυσης στο αξιόγραφο i .

σ_i = Η τυπική απόκλιση των αποδόσεων του αξιογράφου i .

σ_j = Η τυπική απόκλιση των αποδόσεων του αξιογράφου j .

σ_{ij} = Η συνδιακύμανση των αποδόσεων των αξιογράφων i και j .

Δεδομένου ότι ο συντελεστής συσχέτισης ρ_{ij} των αποδόσεων δύο αξιογράφων μπορεί να εκφραστεί ως εξής,

$$\rho_{ij} = \frac{\sigma_{ij}}{\sigma_i \cdot \sigma_j} \Rightarrow \sigma_{ij} = \rho_{ij} \cdot \sigma_i \cdot \sigma_j \quad (1.10)$$

Η διακύμανση των αποδόσεων ενός χαρτοφυλακίου που αποτελείται από N αξιόγραφα, δίδεται από την ακόλουθη σχέση:

$$\sigma_\rho^2 = \sum_{i=1}^N X_i^2 \cdot \sigma_i^2 + \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=1}^N X_i \cdot X_j \cdot \rho_{ij} \cdot \sigma_i \cdot \sigma_j \quad (1.11)$$

Όπου

X_i = Το ποσοστό επένδυσης στο αξιόγραφο i .

X_j = Το ποσοστό επένδυσης στο αξιόγραφο j .

σ_i = Η τυπική απόκλιση των αποδόσεων του αξιογράφου i .

σ_j = Η τυπική απόκλιση των αποδόσεων του αξιογράφου j .

σ_{ij} = Η συνδιακύμανση των αποδόσεων των αξιογράφων i και j .

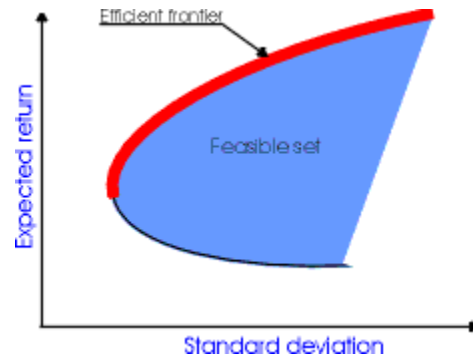
Η ανωτέρω σχέση είναι πολύ σημαντική, καθώς αποτυπώνει με μαθηματικό τρόπο τη δυνατότητα του επενδυτή να μειώσει τον κίνδυνο της επένδυσης με την προσθήκη αξιογράφων στο χαρτοφυλάκιο του. Η διαδικασία αυτή ονομάζεται *διαφοροποίηση του κινδύνου*. Πράγματι, για αξιόγραφα που οι μεταξύ τους αποδόσεις δεν είναι τέλεια θετικά συσχετισμένες ($\rho_{ij} \neq 1$), η διακύμανση του χαρτοφυλακίου προκύπτει μικρότερη από τη μεμονωμένη επένδυση στα αντίστοιχα αξιόγραφα.

Εν συνεχεία, ο Markowitz εισάγει την έννοια του *αποδοτικού χαρτοφυλακίου* (*efficient portfolio*). Ένα χαρτοφυλάκιο χαρακτηρίζεται αποδοτικό, όταν ισχύουν οι εξής προϋποθέσεις:

- Να μην υπάρχει άλλο χαρτοφυλάκιο με την ίδια ή μεγαλύτερη αναμενόμενη απόδοση και μικρότερη τυπική απόκλιση.
- Να μην υπάρχει άλλο χαρτοφυλάκιο με την ίδια ή μικρότερη τυπική απόκλιση και μεγαλύτερη αναμενόμενη απόδοση.

Ο γεωμετρικός τόπος όλων των αποδοτικών χαρτοφυλακίων ονομάζεται *μέτωπο των αποδοτικών συνδυασμών* ή *αποδοτικό σύνορο* (*efficient frontier*).

Στο Διάγραμμα 1 παρουσιάζεται το αποδοτικό σύνορο των χαρτοφυλακίων, όπου οι αποδοτικοί συνδυασμοί υπερέρχουν όλων των υπολοίπων συνδυασμών κινδύνου-απόδοσης που βρίσκονται κάτω ή δεξιά από το αποδοτικό μέτωπο.



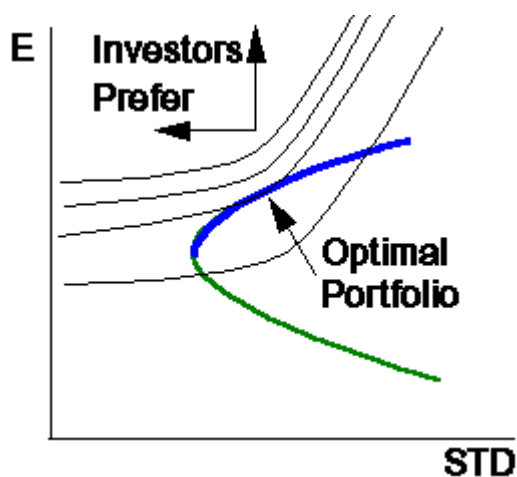
Διάγραμμα 1-Το Αποδοτικό Σύνορο (Efficient Frontier)

iii. Επιλογή Χαρτοφυλακίου

Στο στάδιο αυτό προσδιορίζεται ποιο από τα αποδοτικά χαρτοφυλάκια, τα οποία υπερέχουν έναντι των υπολοίπων, θα επιλέξει ο επενδυτής. Η επιλογή αυτή θα εξαρτηθεί από τις προτιμήσεις του επενδυτή απέναντι στο συνδυασμό απόδοσης-κινδύνου. Ειδικότερα, ο επενδυτής θα επιλέξει το αποδοτικό εκείνο χαρτοφυλάκιο, που θα του εξασφαλίσει τη *μέγιστη αναμενόμενη ωφελιμότητα*. Η έννοια της ωφελιμότητας στη διαχείριση χαρτοφυλακίου προσεγγίζεται από τις *καμπύλες αδιαφορίας (indifference curves)*.

Οι καμπύλες αδιαφορίας περιλαμβάνουν τους συνδυασμούς κινδύνου-αποδόσεις των επενδύσεων που παρέχουν στον επενδυτή το ίδιο επίπεδο ωφελιμότητας. Γενικά, ο ορθολογικός επενδυτής θα επιλέξει χαρτοφυλάκιο επί της καμπύλης αδιαφορίας που βρίσκεται κατά το δυνατόν άνω και αριστερά.

Ανακαλώντας την έννοια του αποδοτικού συνόρου, ο επενδυτής θα επιλέξει το χαρτοφυλάκιο εκείνο που αντιστοιχεί στο σημείο επαφής του αποδοτικού μετώπου και της όσο το δυνατόν αριστερότερα ευρισκόμενης καμπύλης αδιαφορίας, όπως φαίνεται και στο Διάγραμμα III.



Διάγραμμα 2-Το Άριστο Χαρτοφυλάκιο (optimal portfolio)

Το χαρτοφυλάκιο, που βρίσκεται στο σημείο επαφής, αντιπροσωπεύει όχι μόνο ένα αποδοτικό χαρτοφυλάκιο σε όρους απόδοσης-κινδύνου, αλλά και το αποδοτικό εκείνο χαρτοφυλάκιο που μεγιστοποιεί την ωφελιμότητα του επενδυτή.

B. ΥΠΟΔΕΙΓΜΑ ΤΗΣ ΑΓΟΡΑΣ (SINGLE INDEX MODEL)

Το υπόδειγμα του Markowitz έθεσε τις βάσεις για την ανάπτυξη της Θεωρίας Χαρτοφυλακίου, στην πράξη όμως η εφαρμογή του ενείχε πολλές δυσκολίες.

Ειδικότερα, για τον προσδιορισμό του αποτελεσματικού ορίου ήταν απαραίτητος ο υπολογισμός της αναμενόμενης απόδοσης και της τυπικής απόκλισης του χαρτοφυλακίου.

Δεδομένου ότι η απόδοση του χαρτοφυλακίου δίδεται από τον ακόλουθο τύπο:

$$\bar{R}_p = \sum_{i=1}^N X_i \cdot \bar{R}_i \quad (2.1)$$

Όπου

X_i = Το ποσοστό επένδυσης στο αξιόγραφο i .

\bar{R}_i = Η αναμενόμενη απόδοση του αξιογράφου i .

Και η τυπική απόκλιση του χαρτοφυλακίου από την ακόλουθη εξίσωση:

$$\sigma_p = \sqrt{\sum_{i=1}^N X_i^2 \cdot \sigma_i^2 + \sum_{i=1}^N \sum_{\substack{j=1 \\ j \neq i}}^N X_i \cdot X_j \cdot \sigma_i \cdot \sigma_j \cdot \rho_{ij}} \quad (2.2)$$

Όπου

X_i = Το ποσοστό επένδυσης στο αξιόγραφο i .

X_j = Το ποσοστό επένδυσης στο αξιόγραφο j .

σ_i = Η τυπική απόκλιση των αποδόσεων του αξιογράφου i .

σ_j = Η τυπική απόκλιση των αποδόσεων του αξιογράφου j .

$\sigma_{i,j}$ = Η συνδιακύμανση των αποδόσεων των αξιογράφων i και j .

Για την εξαγωγή του αποτελεσματικού ορίου, σύμφωνα με τους ανωτέρω τύπους, ο επενδυτής πρέπει να υπολογίσει (για N αξιόγραφα) τις N αναμενόμενες αποδόσεις των αξιογράφων, τις N διακυμάνσεις των αποδόσεων των αξιογράφων και τις $N(N-1)/2$ συνδιακυμάνσεις των αποδόσεων των αξιογράφων. Ο όγκος της εργασίας αυτής, σε μία περίοδο που η χρήση ηλεκτρονικών υπολογιστών δεν ήταν διαδεδομένη, έκανε την εφαρμογή της μεθόδου σε μεγάλο αριθμό αξιογράφων πολύ

δύσκολη και παράλληλα έδωσε κίνητρο στους ερευνητές για να δημιουργήσουν μοντέλα που, βασιζόμενα στα ευρήματα του Markowitz, μπορούσαν να δώσουν παρόμοια αποτελέσματα με μικρότερο υπολογιστικό κόπο.

Το 1964, ο Sharpe³ εισάγει το *Υπόδειγμα της Αγοράς (Single Index Model)*, με το οποίο επιχειρεί να συσχετίσει την απόδοση όλων των αξιογράφων με έναν κοινό δείκτη (απόδοση) της αγοράς και περιγράφεται ως εξής:

$$R_i = \alpha_i + \beta_i \cdot R_M \quad (2.3)$$

Όπου α_i = Το τμήμα της απόδοσης του αξιογράφου i που είναι ανεξάρτητο από την απόδοση της αγοράς
 R_M = Η απόδοση ενός δείκτη της αγοράς
 β_i = Μία σταθερά που μετρά την αναμενόμενη μεταβολή της απόδοσης του αξιογράφου i (R_i) για δεδομένη μεταβολή της απόδοσης της αγοράς (R_M)

Σύμφωνα με την ανωτέρω εξίσωση, η απόδοση του αξιογράφου διαμερίζεται σε δύο τμήματα. Το β_i μετρά την *ευαισθησία* της απόδοσης του αξιογράφου ως προς την απόδοση της αγοράς, ενώ το α_i αντιπροσωπεύει το τμήμα της απόδοσης του αξιογράφου που είναι *ανεξάρτητο* από την απόδοση της αγοράς.

Αν τεθεί το $\dot{\alpha}_i$ ως η αναμενόμενη τιμή του α_i και το ε_i ο στοχαστικός του όρος (κατάλοιπο), με αναμενόμενη τιμή μηδέν, τότε :

$$\alpha_i = \dot{\alpha}_i + \varepsilon_i \quad (2.4)$$

και η σχέση (2.3) γράφεται ισοδύναμα ως εξής:

$$R_i = \alpha_i + \beta_i \cdot R_M + \varepsilon_i \quad (2.5)$$

Στην εξίσωση (2.5) οι όροι ε_i και R_M είναι τυχαίες μεταβλητές και κατά συνέπεια έχουν δική τους κατανομή, μέσο και διακύμανση.

- Από ορισμό, η διακύμανση των καταλοίπων είναι: $E(\varepsilon_i)^2 = \sigma_{\varepsilon_i}^2$

³ Sharpe W.F. (1964), "Capital Asset Prices: A Theory of Equilibrium under conditions of Risk", Journal of Finance, Vol. 19, pp. 425-442.

- Από ορισμό, η διακύμανση της απόδοσης της αγοράς είναι: $E(R_M - R_M)^2 = \sigma_M^2$

Οι υποθέσεις στις οποίες προχώρησε ο Sharpe, προκειμένου να δημιουργήσει το μονοπαγοντικό μοντέλο είναι οι εξής:

- *Η αναμενόμενη τιμή των καταλοίπων είναι μηδέν.*

$$[H1] E(e_i) = 0$$

- *Η συνδιακύμανση των καταλοίπων με την απόδοση της αγοράς είναι μηδέν.*

$$[H2] E[e_i(R_M - \bar{R}_M)] = 0$$

- *Τα κατάλοιπα είναι ανεξάρτητα μεταξύ τους.*

$$[H3] E(e_i \cdot e_j) = 0$$

Η [H1] ισχύει εκ κατασκευής του υποδείγματος, καθώς έχει υποτεθεί ότι το ε_i είναι ο στοχαστικός του όρος του α_i με αναμενόμενη τιμή μηδέν.

Η [H2] σημαίνει ότι η συνδιακύμανση των καταλοίπων με την απόδοση της αγοράς είναι μηδέν και κατά συνέπεια υποδηλώνει την ικανότητα της σχέσης (2.5) να περιγράφει την απόδοση ενός αξιογράφου ανεξάρτητα από την απόδοση της αγοράς.

Τέλος, η [H3], σημαίνει ότι τα κατάλοιπα δύο αξιογράφων i και j είναι ανεξάρτητα μεταξύ τους. Η υπόθεση αυτή υποδηλώνει ότι ο μόνος λόγος που οι τιμές των αξιογράφων διακυμαίνονται μαζί είναι μία κοινή αντίδραση στις κινήσεις της αγοράς. Δηλαδή, *δεν υπάρχουν επιδράσεις πέρα από την αγορά* (πχ. κλαδική επίδραση), στις οποίες να οφείλεται η κοινή κίνηση των αξιογράφων με την αγορά.

Σύμφωνα με τις ανωτέρω υποθέσεις, το μονοπαγοντικό υπόδειγμα δίνει τα ακόλουθα αποτελέσματα:

i. *Αναμενόμενη Απόδοση Αξιογράφου:* $\bar{R}_i = \alpha_i + \beta_i \cdot \bar{R}_M$

ii. *Διακύμανση Απόδοσης Αξιογράφου:* $\sigma_i^2 = \beta_i^2 \cdot \sigma_M^2 + \sigma_{\varepsilon_i}^2$

iii. *Συνδιακύμανση Αποδόσεων αξιογράφων i και j :* $\sigma_{ij} = \beta_i \cdot \beta_j \cdot \sigma_M^2$

Το αποτέλεσμα [i] περιγράφει την αναμενόμενη απόδοση κάθε αξιόγραφου ως το άθροισμα του όρου α_i που είναι μοναδικός για κάθε αξιόγραφο και του όρου $\beta_i \cdot \bar{R}_M$ που σχετίζεται με την αγορά.

Αντίστοιχα, το αποτέλεσμα [ii] διασπά τη διακύμανση της απόδοσης ενός αξιόγραφου σε ένα μη συστηματικό (σ_{ei}^2) και ένα συστηματικό ($\beta_i^2 \cdot \sigma_M^2$) τμήμα.

Τέλος, το αποτέλεσμα [iii] δείχνει ότι η συνδιακύμανση των αποδόσεων των αξιογράφων εξαρτάται μόνο από τον κίνδυνο της αγοράς, ως απόρροια της [H3].

Εφαρμόζοντας τα ανωτέρω αποτελέσματα, στις γνωστές εξισώσεις απόδοσης (2.1) και διακύμανσης (2.2) χαρτοφυλακίου, προκύπτει ότι:

$$\bar{R}_P = \sum_{i=1}^N X_i \cdot \bar{R}_i \Rightarrow^{[i]} \bar{R}_P = \sum_{i=1}^N X_i \cdot \alpha_i + \sum_{i=1}^N X_i \cdot \beta_i \cdot \bar{R}_M \quad (2.6)$$

και

$$\begin{aligned} \sigma_P^2 &= \sum_{i=1}^N X_i^2 \cdot \sigma_i^2 + \sum_{i=1}^N \sum_{\substack{j=1 \\ i \neq j}}^N X_i \cdot X_j \cdot \sigma_{ij} \Rightarrow^{[ii],[iii]} \\ \Rightarrow \sigma_P^2 &= \sum_{i=1}^N X_i^2 \cdot \beta_i^2 \cdot \sigma_M^2 + \sum_{i=1}^N \sum_{\substack{j=1 \\ i \neq j}}^N X_i \cdot X_j \cdot \beta_i \cdot \beta_j \cdot \sigma_M^2 + \sum_{i=1}^N X_i^2 \cdot \sigma_{ei}^2 \quad (2.7) \end{aligned}$$

Από τα ανωτέρω διαφαίνεται ότι για τον υπολογισμό της αναμενόμενης απόδοσης και του κινδύνου ενός χαρτοφυλακίου αρκεί ο υπολογισμός των όρων α_i , β_i και σ_{ei}^2 κάθε αξιόγραφου, καθώς και η εκτίμηση της αναμενόμενης απόδοσης (\bar{R}_M) και της διακύμανσης (σ_M^2) της αγοράς, δηλαδή συνολικά $3N+2$ παραγόντων.

Το μονοπαραγοντικό υπόδειγμα, λόγω των υποθέσεων στις οποίες βασίζεται, δεν απαιτεί την άμεση εκτίμηση των συνδιακυμάνσεων των αποδόσεων των αξιογράφων, παρά μόνο τον τρόπο με τον οποίο κάθε αξιόγραφο αντιδρά στις κινήσεις της αγοράς. Το ρόλο αυτό έχει αναλάβει, στα πλαίσια του υποδείγματος, το beta, το οποίο είναι ένα μέτρο ευαισθησίας του αξιόγραφου στις κινήσεις της αγοράς.

Εμβαθύνοντας στο Μονοπαραγοντικό Υπόδειγμα

Ορίζοντας το β και το α του χαρτοφυλακίου ως το σταθμικό άθροισμα των αντιστοιχών όρων των αξιογράφων που το συνθέτουν, με σταθμικά βάρη τα ποσοστά συμμετοχής τους στη διαμόρφωση του χαρτοφυλακίου, δηλαδή

$$\beta_p = \sum_{i=1}^N X_i \cdot \beta_i \quad (2.8) \quad \text{και} \quad \alpha_p = \sum_{i=1}^N X_i \cdot \alpha_i \quad (2.9)$$

Η εξίσωση της αναμενόμενης απόδοσης χαρτοφυλακίου (2.6) παίρνει την ακόλουθη μορφή:

$$\bar{R}_p = \alpha_p + \beta_p \cdot \bar{R}_M \quad (2.10)$$

Θεωρώντας ως χαρτοφυλάκιο p το χαρτοφυλάκιο της αγοράς, τότε η αναμενόμενη απόδοση του χαρτοφυλακίου p θα πρέπει να είναι ίση με \bar{R}_M . Από την εξίσωση (2.10) προκύπτει ότι προκειμένου $\bar{R}_p = \bar{R}_M$, θα πρέπει $\alpha_p = 0$ και $\beta_p = 1$. Κατά συνέπεια, το β της αγοράς είναι ίσο με τη μονάδα και το κατά πόσο ο κίνδυνος των αξιογράφων είναι μικρότερος ή μεγαλύτερος από αυτόν της αγοράς εξαρτάται από το αν το β τους είναι μικρότερο ή μεγαλύτερο της μονάδας.

Παρατηρώντας την εξίσωση (2.7), όπου περιγράφεται η διακύμανση της απόδοσης χαρτοφυλακίου,

$$\sigma_p^2 = \sum_{i=1}^N X_i^2 \cdot \beta_i^2 \cdot \sigma_M^2 + \sum_{i=1}^N \sum_{\substack{j=1 \\ i \neq j}}^N X_i \cdot X_j \cdot \beta_i \cdot \beta_j \cdot \sigma_M^2 + \sum_{i=1}^N X_i^2 \cdot \sigma_{ei}^2$$

προκύπτει ότι ο όρος του διπλού αθροίσματος στην περίπτωση που $i=j$ γίνεται $\sum_{i=1}^N X_i^2 \cdot \beta_i^2 \cdot \sigma_M^2$. Οπότε η εξίσωση (2.7) μπορεί να γραφεί ως εξής:

$$\sigma_p^2 = \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N X_i \cdot X_j \cdot \beta_i \cdot \beta_j \cdot \sigma_M^2 + \sum_{i=1}^N X_i^2 \cdot \sigma_{ei}^2 \quad (2.11)$$

Διευθετώντας κατάλληλα τους όρους, η εξίσωση (2.11) γίνεται:

$$\sigma_P^2 = \left(\sum_{i=1}^N X_i \cdot \beta_i \right) \cdot \left(\sum_{j=1}^N X_j \cdot \beta_j \right) \cdot \sigma_M^2 + \sum_{i=1}^N X_i^2 \cdot \sigma_{ei}^2$$

Και σύμφωνα με τη σχέση (2.8) ο κίνδυνος του χαρτοφυλακίου μπορεί να γραφεί

$$\sigma_P^2 = \beta_P^2 \cdot \sigma_M^2 + \sum_{i=1}^N X_i^2 \cdot \sigma_{ei}^2 \quad (2.12)$$

Υποθέτοντας ότι ένας επενδυτής τοποθετεί το ίδιο ποσό σε κάθε ένα από τα N αξιόγραφα, η εξίσωση κινδύνου του χαρτοφυλακίου μετατρέπεται ως εξής:

$$\sigma_P^2 = \beta_P^2 \cdot \sigma_M^2 + \frac{1}{N} \left(\sum_{i=1}^N \frac{1}{N} \cdot \sigma_{ei}^2 \right) \quad (2.13)$$

Η εξίσωση (2.13) δείχνει ότι όσο ο αριθμός των αξιογράφων που περιλαμβάνονται στο χαρτοφυλάκιο αυξάνεται τόσο μειώνεται η σημασία του μέσου μη συστηματικού κινδύνου $\left(\sum_{i=1}^N \sigma_{ei}^2 / N \right)$. Το αποτέλεσμα αυτό είναι συνέπεια της διαφοροποίησης κινδύνου, που επιτυγχάνεται με την επένδυση σε μεγάλο αριθμό αξιογράφων και ίσχυε και στο υπόδειγμα του Markowitz.

Καθώς ο αριθμός των αξιογράφων που περιλαμβάνονται στο χαρτοφυλάκιο αυξάνεται, ο κίνδυνος του χαρτοφυλακίου τείνει στο

$$\sigma_P = \sqrt{\beta_P^2 \cdot \sigma_M^2} = \beta_P \cdot \sigma_M = \sigma_M \cdot \left[\sum_{i=1}^N X_i \cdot \beta_i \right] \quad (2.14)$$

και καθώς το σ_M είναι κοινό για όλα τα αξιόγραφα, το μέτρο συμμετοχής του κάθε αξιογράφου στον κίνδυνο ενός καλά διαφοροποιημένου χαρτοφυλακίου είναι το β_i .

Συνοψίζοντας τα ανωτέρω, ο κίνδυνος ενός μεμονωμένου αξιογράφου, στα πλαίσια του μονοπαγοντικού υποδείγματος είναι

$$\sigma_i^2 = \beta_i^2 \cdot \sigma_M^2 + \sigma_{ei}^2$$

Καθώς όμως η επίδραση του σ_{ei}^2 φθίνει με την αύξηση του αριθμού των αξιογράφων σε ένα χαρτοφυλάκιο, το σ_{ei}^2 ονομάζεται *διαφοροποιήσιμος* (μη συστηματικός) *κίνδυνος*, το $\beta_i^2 \cdot \sigma_M^2$ παραμένει ανεξάρτητο από τον αριθμό των αξιογράφων. Εφόσον το σ_M^2 είναι κοινό για όλα τα αξιόγραφα, το β_i^2 *συνιστά μέτρο του μη διαφοροποιήσιμου (συστηματικού) κινδύνου* και αποτελεί μέτρο του κινδύνου ενός αξιογράφου στα πλαίσια ενός καλά διαφοροποιημένου χαρτοφυλακίου.

C. ΥΠΟΔΕΙΓΜΑ ΑΠΟΤΙΜΗΣΗΣ ΚΕΦΑΛΑΙΑΚΩΝ ΣΤΟΙΧΕΙΩΝ (CAPM)

i. Βασικές Υποθέσεις

Το *Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων* αναπτύχθηκε από τους Sharpe⁴, Lintner⁵ και Mossin και αποτελεί ένα υπόδειγμα ισορροπίας (equilibrium model), δηλαδή αποτυπώνει τη σχέση μεταξύ κινδύνου και αναμενόμενης απόδοσης όταν οι αγορές βρίσκονται σε ισορροπία. Αναφέρεται δε στη βιβλιογραφία ως Sharpe-Lintner-Mossin *Capital Asset Pricing Model* (CAPM), ενώ αργότερα αναπτύχθηκαν πολλές παραλλαγές του, με τροποποίηση των βασικών του υποθέσεων.

Οι εμπνευστές του Capital Asset Pricing Model, προκειμένου να το κατασκευάσουν και να το δικαιολογήσουν, αναγκάστηκαν να θέσουν ορισμένες βασικές υποθέσεις, με στόχο να περιορίσουν την πολυπλοκότητα που επικρατεί στον πραγματικό κόσμο. Οι υποθέσεις αυτές όσο και περιοριστικές αν είναι, δεν αλλοιώνουν το βασικό στόχο του υποδείγματος, που είναι ο προσδιορισμός της σχέσης ανάμεσα στον κίνδυνο και την αναμενόμενη απόδοση σε συνθήκες ισορροπίας.

Υπέθεσαν λοιπόν ότι:

- *Δεν υπάρχουν έξοδα συναλλαγών* (αγοράς ή πώλησης αξιογράφων).
Η ύπαρξη εξόδων συναλλαγών εισάγει πολυπλοκότητα στη λήψη των επενδυτικών αποφάσεων, δυσανάλογη ως προς τη σημασία τους.
- *Τα αξιόγραφα είναι απείρως διαιρετά*.
Δηλαδή ένας επενδυτής μπορεί να πάρει μία θέση οποιασδήποτε αξίας σε οποιοδήποτε αξιόγραφο, ανεξάρτητα από το μέγεθος του πλούτου του, την τιμή της μετοχής ή το μέγεθος των τυποποιημένων συμβολαίων.

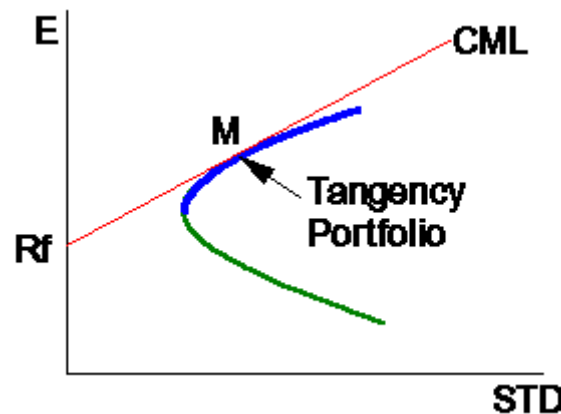
⁴ Sharpe W.F. (1964), “Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium Under Conditions of Risk”, *Journal of Finance*, Vol.19, pp. 425-442.

⁵ Lintner J. (1965), “Security Prices, Prices & Maximal Gains from Diversification”, *Journal of Finance*, Vol. 20, pp.349-360.

- *Δεν υπάρχει προσωπικός φόρος εισοδήματος.*
Η απουσία προσωπικού φόρου εισοδήματος συνεπάγεται αδιαφορία του επενδυτή για τη μορφή λήψης (μέρισμα ή κεφαλαιακό κέρδος) της απόδοσης της επένδυσης.
- Οι επενδυτές αναμένεται να διαμορφώσουν τις αποφάσεις τους αποκλειστικά σε *όρους αναμενόμενων αποδόσεων και τυπικών αποκλίσεων* των αξιογράφων που θα περιλάβουν στα χαρτοφυλάκιά τους.
- *Επιτρέπονται απεριόριστες ανοιχτές πωλήσεις (short sales).*
Ο επενδυτής δηλαδή έχει τη δυνατότητα να πωλήσει απεριόριστα αξιόγραφα που δεν έχει στην κατοχή του, με την υποχρέωση να ικανοποιεί κάθε ροή που προέρχεται από αυτά στη διάρκεια της ανοιχτής πώλησης και να παραδώσει τα αξιόγραφα στο τέλος αυτής.
- *Υπάρχει απεριόριστη δυνατότητα δανεισμού και επένδυσης στο επιτόκιο άνευ κινδύνου.*
- Οι επενδυτές επικεντρώνονται στο *μέσο και τη διακύμανση των αποδόσεων* των αξιογράφων για μία συγκεκριμένη περίοδο και όλοι οι επενδυτές αντιλαμβάνονται την περίοδο αυτή *με τον ίδιο ακριβώς τρόπο.*
- Όλοι οι επενδυτές έχουν *ταυτόσημες προσδοκίες* αναφορικά με την αναμενόμενη απόδοση, τη διακύμανση των αποδόσεων και τη μήτρα συνδιακυμάνσεων των αποδόσεων των αξιογράφων.
- *Όλα τα αξιόγραφα είναι διαπραγματεύσιμα.*
Με τον όρο αξιόγραφα εννοούμε κάθε στοιχείο ενεργητικού όπως μετοχές, ομολογίες, γη, κτίρια, ανθρώπινο κεφάλαιο και υποθέτουμε ότι μπορούν να πωληθούν και να αγοραστούν στην αγορά.

ii. Διαμόρφωση του Υποδείγματος

Σύμφωνα με το υπόδειγμα του Markowitz, με ελεύθερες τις ανοιχτές πωλήσεις και απεριόριστη δυνατότητα δανεισμού και επένδυσης στο επιτόκιο άνευ κινδύνου, κάθε επενδυτής αντιμετωπίζει ένα αποτελεσματικό όριο (efficient frontier), παρόμοιο με αυτό του Διαγράμματος IV.



Διάγραμμα 3-Το Άριστο Χαρτοφυλάκιο στα πλαίσια του CAPM

Ο Markowitz απέδειξε ότι το άριστο χαρτοφυλάκιο με κίνδυνο, υπό αυτές τις συνθήκες, βρίσκεται στο σημείο που το αρχικό αποτελεσματικό όριο *εφάπτεται* με την ευθεία που τέμνει τον άξονα των αποδόσεων στο επιτόκιο χωρίς κίνδυνο, ανεξάρτητα από τις προτιμήσεις του επενδυτή.

Αν όλοι οι επενδυτές έχουν ομοιογενείς προσδοκίες και έχουν τη δυνατότητα δανεισμού και επένδυσης στο ίδιο επιτόκιο χωρίς κίνδυνο, όπως έχει υποτεθεί, τότε όλοι θα αντιμετωπίζουν το ίδιο Διάγραμμα IV. Κατά συνέπεια, όλοι οι επενδυτές θα διατηρούν το ίδιο χαρτοφυλάκιο με κίνδυνο (p_i), το οποίο σε συνθήκες ισορροπίας θα είναι το χαρτοφυλάκιο της αγοράς. Το *χαρτοφυλάκιο της αγοράς* είναι ένα χαρτοφυλάκιο που διαμορφώνεται με τη συμμετοχή όλων των αξιογράφων που ενέχουν κίνδυνο με σταθμά αναλογικά με την αγοραία αξία τους ως προς την αγοραία αξία όλων των αξιογράφων της αγοράς.

Επομένως, όλοι οι επενδυτές θα διατηρούν συνδυασμούς δύο μόνο χαρτοφυλακίων: του *χαρτοφυλακίου της αγοράς* και του *αξιογράφου χωρίς κίνδυνο*. Αυτό το συμπέρασμα, που προκύπτει από τις υποθέσεις που έγιναν ανωτέρω, αναφέρεται συχνά ως *two mutual fund theorem*.

Η ευθεία γραμμή που διέρχεται από το επιτόκιο άνευ κινδύνου στον άξονα των αποδόσεων και εφάπτεται της καμπύλης του αποτελεσματικού ορίου στο σημείο που προσδιορίζει το χαρτοφυλάκιο της αγοράς, ονομάζεται *γραμμή κεφαλαιαγοράς (capital market line)*. Όλοι οι επενδυτές θα πρέπει να διακρατούν χαρτοφυλάκια που θα βρίσκονται επί της γραμμής κεφαλαιαγοράς και όλα τα αποτελεσματικά χαρτοφυλάκια θα βρίσκονται πάνω σε αυτήν.

Η εξίσωση που δείχνει τη σχέση ενός αξιογράφου χωρίς κίνδυνο και ενός χαρτοφυλακίου με κίνδυνο είναι εξής:

$$\bar{R}_p = R_F + \frac{\bar{R}_M - R_F}{\sigma_M} \cdot \sigma_p \quad (3.1)$$

Όπου

\bar{R}_p = η αναμενόμενη απόδοση του χαρτοφυλακίου p

R_F = η απόδοση χωρίς κίνδυνο

σ_M = η τυπική απόκλιση των αποδόσεων του χαρτοφυλακίου της αγοράς

σ_p = η τυπική απόκλιση των αποδόσεων του χαρτοφυλακίου p

Εξετάζοντας την εξίσωση (3.1), συνάγεται το συμπέρασμα ότι ο όρος $[(\bar{R}_M - R_F)/\sigma_M]$ αντιπροσωπεύει την αγοραία τιμή του κινδύνου για όλα τα αποτελεσματικά χαρτοφυλάκια. Ο όρος σ_p μετρά την ποσότητα του κινδύνου που περιέχεται στο χαρτοφυλάκιο και το R_F αποτελεί την τιμή του χρόνου ή εναλλακτικά την αμοιβή που εισπράττει ο επενδυτής για την καθυστέρηση της δυνητικής κατανάλωσης.

Κατά συνέπεια, η αναμενόμενη απόδοση ενός αποτελεσματικού χαρτοφυλακίου, με βάση την εξίσωση (3.1), μπορεί να περιγραφεί και ως εξής:

$$\text{Αναμενόμενη απόδοση} = \text{Τιμή Χρόνου} + (\text{Τιμή Κινδύνου} \times \text{Ποσότητα Κινδύνου})$$

Αν και η εξίσωση (3.1) καθορίζει την αναμενόμενη απόδοση για ένα αποτελεσματικό χαρτοφυλάκιο, δεν μπορεί να περιγράψει τις αποδόσεις σε ισορροπία μη αποδοτικών χαρτοφυλακίων ή μεμονωμένων αξιογράφων.

Όπως απέδειξε ο Markowitz, ο μη συστηματικός κίνδυνος ενός καλά διαφοροποιημένου χαρτοφυλακίου τείνει στο μηδέν και το μόνο είδος κινδύνου που αντιμετωπίζει είναι ο συστηματικός κίνδυνος, ο οποίος μετράται από το beta. Με δεδομένες τις υποθέσεις των ομοιογενών προσδοκιών των επενδυτών και τον απεριόριστο δανεισμό και επένδυση στο επιτόκιο άνευ κινδύνου, όλοι οι επενδυτές θα διακρατούν το χαρτοφυλάκιο της αγοράς, δηλαδή ένα καλά διαφοροποιημένο χαρτοφυλάκιο. Εφόσον έχει υποτεθεί ότι ο επενδυτής ενδιαφέρεται μόνο για την αναμενόμενη απόδοση και τον κίνδυνο, οι μόνες διαστάσεις στην περίπτωση αυτή που πρέπει να ληφθούν υπ' όψιν είναι η *αναμενόμενη απόδοση* και το *beta*.

Όλα τα επενδυτικά χαρτοφυλάκια, σε κατάσταση ισορροπίας, πρέπει να βρίσκονται επί μίας ευθείας γραμμής στο χώρο αναμενόμενης απόδοσης-beta.

Το συμπέρασμα αυτό προκύπτει από το γεγονός ότι η αναμενόμενη απόδοση ενός χαρτοφυλακίου που αποτελείται από δύο ή περισσότερα αξιόγραφα είναι το σταθμικό άθροισμα των αποδόσεων των αξιογράφων, με σταθμά το ποσοστό συμμετοχής τους στη διαμόρφωση του χαρτοφυλακίου. Επίσης, το beta του χαρτοφυλακίου είναι το σταθμικό άθροισμα των beta των αξιογράφων, με σταθμά τα ποσοστά συμμετοχής τους.

$$\bar{R}_p = X \cdot \bar{R}_A + (1 - X) \cdot \bar{R}_B$$

Απόδοση χαρτοφυλακίου p

$$\beta_p = X \cdot \beta_A + (1 - X) \cdot \beta_B$$

Beta χαρτοφυλακίου P

Επιπλέον, κάθε αξιόγραφο ή χαρτοφυλάκιο το οποίο δε βρίσκεται επί της ευθείας στο χώρο αναμενόμενης απόδοσης-beta, δημιουργεί δυνατότητες arbitrage, που θα οδηγήσουν τελικά σε σύγκλιση με την ευθεία. Ειδικότερα, αν ένα αξιόγραφο βρίσκεται πάνω από την ευθεία θεωρείται υποτιμημένο και η ισορροπία επέρχεται μέσω της αγοράς και της αύξησης της τιμής του από τους ορθολογικούς επενδυτές, ενώ αν βρίσκεται κάτω από την ευθεία, τότε θεωρείται υπερτιμημένο και οι επενδυτές έχουν κίνητρο να το πωλήσουν ανοιχτά (short selling), με αποτέλεσμα η τιμή του να μειωθεί.

Η ευθεία στην οποία συγκλίνουν όλα τα χαρτοφυλάκια στο χώρο αναμενόμενης απόδοσης-beta, μπορεί να περιγραφεί με τον προσδιορισμό δύο σημείων της. Θέτοντας τα σημεία αυτά ως το M , που αντιπροσωπεύει το χαρτοφυλάκιο της αγοράς, έχει αναμενόμενη απόδοση \bar{R}_M και beta ίσο με τη μονάδα και την επένδυση μηδενικού κινδύνου ($\beta = 0$), που έχει απόδοση ίση με το R_F , προκύπτουν τα εξής:

$$\text{Εξίσωση ευθείας γραμμής: } R_i = \alpha + b \cdot \beta_i$$

$$\bar{R}_F = \alpha + b \cdot 0 \Rightarrow R_F = \alpha$$

$$\bar{R}_M = \alpha + b \cdot 1 \Rightarrow b = (\bar{R}_M - \alpha)$$

↓

$$\bar{R}_i = R_F + \beta_i \cdot (\bar{R}_M - R_F) \quad (3.2)$$

Όπου

\bar{R}_i = Η αναμενόμενη απόδοση του αξιογράφου i .

R_F = Η απόδοση χωρίς κίνδυνο.

β_i = Το beta

\bar{R}_M = Η αναμενόμενη απόδοση της αγοράς

Η εξίσωση (3.2) ονομάζεται *γραμμή αξιογράφων (security market line)* και αποτελεί μία από τις σημαντικότερες ανακαλύψεις στον τομέα της Θεωρίας Χαρτοφυλακίου. Η αναμενόμενη απόδοση κάθε αξιογράφου ή χαρτοφυλακίου, *αποτελεσματικού ή μη*, μπορεί να περιγραφεί από την ανωτέρω σχέση.

Παρατηρώντας την εξίσωση (3.2) προκύπτει ότι εφόσον τα \bar{R}_M και R_F αποτελούν εξωγενείς μεταβλητές ως προς τα αξιόγραφα, η σχέση ανάμεσα στην αναμενόμενη απόδοση δύο αξιογράφων εξαρτάται από τη σχέση των beta τους. Ειδικότερα, όσο υψηλότερο είναι το beta ενός αξιογράφου, τόσο μεγαλύτερη πρέπει να είναι η απόδοσή του σε κατάσταση ισορροπίας. Επιπλέον, η σχέση ανάμεσα στην αναμενόμενη απόδοση και το beta, όπως φαίνεται από την εξίσωση (3.2) είναι *γραμμική*.

Ένα επίσης σημαντικό συμπέρασμα που προκύπτει από την εξίσωση της γραμμής αξιογράφων είναι ότι ο *συστηματικός κίνδυνος* είναι το μόνο σημαντικό είδος κινδύνου που καθορίζει τις αναμενόμενες αποδόσεις, ενώ ο μη συστηματικός κίνδυνος

δεν παίζει κανένα ρόλο. Με άλλα λόγια, ο επενδυτής αμείβεται για τον επωμισμό μόνο του συστηματικού κινδύνου, καθώς οι αναμενόμενες αποδόσεις δεν επηρεάζονται από το σύνολο της διακύμανσης των αποδόσεων, παρά μόνο από το τμήμα εκείνο που δεν μπορεί να εξαιρεθεί με τη διαφοροποίηση του χαρτοφυλακίου.

Το Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων (CAPM) είναι λοιπόν ένα υπόδειγμα ισορροπίας, το οποίο περιγράφεται από την ακόλουθη σχέση:

$$\bar{R}_i = R_F + \beta_i \cdot (R_M - R_F)$$

Δεδομένου ότι το beta ενός αξιογράφου ή ενός χαρτοφυλακίου δίδεται από τη σχέση:

$$\beta_i = \frac{\sigma_{iM}}{\sigma_M^2} \quad (3.3)$$

Το Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων μπορεί να περιγραφεί εναλλακτικά ως εξής:

$$\bar{R}_i = R_F + \left(\frac{\bar{R}_M - R_F}{\sigma_M} \right) \cdot \frac{\sigma_{iM}}{\sigma_M} \quad (3.4)$$

Όπου ο όρος $(\bar{R}_M - R_F) / \sigma_M$ αντιπροσωπεύει την αγοραία τιμή του κινδύνου και ο όρος σ_{iM} / σ_M την ποσότητα του κινδύνου. Με άλλα λόγια, η εξίσωση (3.4) θέτει την αναμενόμενη απόδοση κάθε αξιογράφου ως την απόδοση χωρίς κίνδυνο συν την αγοραία τιμή του κινδύνου επί τον κίνδυνο του αξιογράφου ή του χαρτοφυλακίου.

II. E-S ΥΠΟΔΕΙΓΜΑΤΑ ΑΠΟΤΙΜΗΣΗΣ

Η δεύτερη κατηγορία υποδειγμάτων που θα αποτελέσει και το κύριο αντικείμενο εξέτασης της παρούσας διατριβής είναι τα υποδείγματα αποτίμησης που χρησιμοποιούν την *ημιδιακύμανση*, ως το κατάλληλο μέτρο κινδύνου. Τα υποδείγματα αυτά αναμενόμενης απόδοσης-ημιδιακύμανσης (Expected return-Semivariance Models), αναπτύχθηκαν σχεδόν παράλληλα με τα μοντέλα E-V, δεν γνώρισαν όμως αντίστοιχη ευρεία αναγνώριση και εφαρμογή.

Πολλά E-S models, έχουν κατά καιρούς προταθεί από αξιόλογους επιστήμονες για την περιγραφή των αναμενόμενων αποδόσεων των αξιογράφων⁶. Στην παρούσα ενότητα θα παρουσιαστεί το υπόδειγμα που πρόσφατα πρότεινε σε σειρά επιστημονικών του άρθρων ο Javier Estrada, το *Downside-CAPM* (D-CAPM), το οποίο προκύπτει άμεσα από το κλασικό CAPM, με την αντικατάσταση της διακύμανσης από την ημιδιακύμανση, ως το κατάλληλο μέτρο κινδύνου.

Η απλότητα του υποδείγματος D-CAPM σε συνδυασμό με την κοινή δομή που έχει με το CAPM, επιτρέπει άμεσες συγκρίσεις σε θέματα καταλληλότητας των εναλλακτικών μέτρων κινδύνου, που θα διερευνηθούν στο εμπειρικό σκέλος της διατριβής.

⁶ Για αναλυτικότερη περιγραφή των σχετικών υποδειγμάτων, ο αναγνώστης παραπέμπεται στην Ενότητα «Επισκόπηση Βιβλιογραφίας».

i. Downside Capital Asset Pricing Model (D-CAPM)

Το εναλλακτικό υπόδειγμα αποτίμησης που προτείνει ο Estrada, το D-CAPM, βασίζεται στο κλασσικό CAPM, του οποίου τη δομή διατηρεί, με τη διαφορά ότι ως κατάλληλο μέτρο κινδύνου τίθεται η ημιδιακύμανση.

Κατά συνέπεια, στο νέο πλαίσιο ο κίνδυνος ενός μεμονωμένου αξιογράφου i , ορίζεται ως η *downside standard deviation* ή *semideviation* ($\Sigma_{i,B}$), που δίδεται από την ακόλουθη σχέση:

$$\Sigma_{i,B} = \sqrt{E\{\min[(R_i - B), 0]^2\}} \quad (4.1)$$

Όπου B η απόδοση αναφοράς ή απόδοσης στόχος

Στο υπόδειγμά του, ο Estrada, θέτει ως απόδοση αναφοράς τον *αριθμητικό μέσο* της κατανομής των αποδόσεων, επομένως ο κίνδυνος ενός μεμονωμένου αξιογράφου γίνεται:

$$\Sigma_{i,\mu} = \sqrt{E\{\min[(R_i - \mu_i), 0]^2\}} \quad (4.2)$$

Όπου μ_i ο μέσος της κατανομής των αποδόσεων του αξιογράφου i .

Αντίστοιχα, η συνεισφορά του κινδύνου ενός αξιογράφου σε ένα καλά διαφοροποιημένο χαρτοφυλάκιο δίδεται από την *downside covariance* ή *cosemivariance* (Σ_{iM}):

$$\Sigma_{iM} = E\{\min[(R_i - \mu_i), 0] \cdot \min[(R_M - \mu_M), 0]\} \quad (4.3)$$

Όπου μ_M ο μέσος της κατανομής των αποδόσεων της αγοράς.

Επειδή η *cosemivariance*, ως μέτρο κινδύνου, δεν είναι φραγμένη και εξαρτάται από τις μονάδες μέτρησης, συχνά χρησιμοποιείται η *downside correlation* των αποδόσεων του αξιογράφου i με τις αποδόσεις του χαρτοφυλακίου της αγοράς, που ορίζεται ως:

$$\Theta_{iM} = \frac{\Sigma_{iM}}{\Sigma_i \cdot \Sigma_M} = \frac{E\{\min[(R_i - \mu_i), 0] \cdot \min[(R_M - \mu_M), 0]\}}{\sqrt{E\{\min[(R_i - \mu_i), 0]^2\} \cdot E\{\min[(R_M - \mu_M), 0]^2\}}} \quad (4.4)$$

Στα πλαίσια του Downside CAPM (D-CAPM), το μέτρο συστηματικού κινδύνου, *downside beta*, δίδεται από τη σχέση:

$$\beta_i^D = \frac{\Sigma_{iM}}{\Sigma_M^2} = \frac{E\{\min[(R_i - \mu_i), 0] \cdot \min[(R_M - \mu_M), 0]\}}{E\{\min[(R_M - \mu_M), 0]^2\}} \quad (4.5)$$

Κατά συνέπεια, το εναλλακτικό υπόδειγμα D-CAPM, παρουσιάζει την αναμενόμενη απόδοση ενός αξιογράφου ως εξής:

$$E(R_i) = R_F + MRP \cdot \beta_i^D \quad (4.6)$$

Όπου $MRP = E(R_M) - R_F$

Παρατηρώντας την ανωτέρω σχέση διαπιστώνεται ότι το Downside CAPM είναι πανομοιότυπο με το κλασικό CAPM, εκτός από το γεγονός ότι το *downside beta* αντικαθιστά το *beta*, ως το κατάλληλο μέτρο συστηματικού κινδύνου.

ii. Εκτίμηση Downside Beta

Υπάρχουν τρεις τουλάχιστον τρόποι για την εκτίμηση του downside beta ενός αξιογράφου i .

- i. Διαιρώντας την cosemivariance των αποδόσεων του αξιογράφου i και της αγοράς με την ημιδιακύμανση των αποδόσεων της αγοράς.

$$\beta_i^D = \frac{\Sigma_{iM}}{\Sigma_M^2}$$

- ii. Πολλαπλασιάζοντας το λόγο των semideviation των αποδόσεων του αξιογράφου i και της αγοράς με την downside correlation των αποδόσεων ανάμεσα στο αξιόγραφο i και στην αγορά.

$$\beta_i^D = \frac{\Sigma_i}{\Sigma_M} \cdot \Theta_{iM} \quad (4.7)$$

- iii. Χρησιμοποιώντας ανάλυση παλινδρόμησης. Ειδικότερα, προκειμένου να εκτιμηθεί το downside beta πρέπει να διενεργηθεί μία απλή γραμμική παλινδρόμηση *χωρίς σταθερά* ανάμεσα στην εξαρτημένη μεταβλητή $y_t = \text{Min}[(R_{it} - \mu_i), 0]$ και την ανεξάρτητη μεταβλητή $x_t = \text{Min}[(R_{Mt} - \mu_M), 0]$, προκειμένου να προκύψει το downside beta, ως η κλίση της παλινδρόμησης.

iii. Η Cosemivariance του Υποδείγματος Estrada

Επιπλέον, συγκρίνοντας την cosemivariance του υποδείγματος του Estrada και του υποδείγματος των Hogan & Warren⁷, προκύπτουν ορισμένες πολύ σημαντικές διαφορές.

Cosemivariance Estrada	Cosemivariance Hogan-Warren
$\Sigma_{iM} = E\{\min[(R_i - \mu_i), 0] \cdot \min[(R_M - \mu_M), 0]\}$	$\Sigma_{iM}^{HW} = E\{(R_i - R_F) \cdot \min[(R_M - R_F), 0]\}$

Πρώτον, σύμφωνα με τον ορισμό του Estrada, ένα αξιόγραφο συμβάλει στον κίνδυνο ενός καλά διαφοροποιημένου χαρτοφυλακίου (χαρτοφυλάκιο της αγοράς), μόνο στην περίπτωση που $R_i < \mu_i$ και $R_M < \mu_M$, ενώ σύμφωνα με τον ορισμό των Hogan & Warren, το αξιόγραφο προσθέτει κίνδυνο όταν $R_i < \mu_i$ και $R_M < \mu_M$ και μειώνει τον κίνδυνο του χαρτοφυλακίου όταν $R_i > \mu_i$ και $R_M < \mu_M$.

Δεύτερον, η απόδοση αναφοράς (benchmark return) στη cosemivariance του Estrada είναι ο μέσος των αποδόσεων της αγοράς, ενώ οι Hogan & Warren χρησιμοποιούν την απόδοση άνευ κινδύνου (R_F).

Τέλος, η cosemivariance δύο οποιονδήποτε αξιογράφων i και j είναι διαφορετική με τη cosemivariance των αξιογράφων j και i , σύμφωνα με τον ορισμό των Hogan & Warren, ενώ στον ορισμό του Estrada προφανώς η αδυναμία αυτή εξαλείφεται.

⁷ Hogan W. & Warren J. (1974), "Towards the Development of an Equilibrium Capital-Market Model Based on Semivariance", Journal of Financial & Quantitative Analysis, Vol.9, No1, pp. 1-11.

ΕΠΙΣΚΟΠΗΣΗ ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑΣ

Harry Markowitz

Ενώ το μοντέλο που πρότεινε ο Markowitz και βασίζονταν στη χρήση της διακύμανσης ως μέτρο κινδύνου, εξελίχθηκε στο μονοπαραγοντικό υπόδειγμα και κατόπιν στο Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων (CAPM), το οποίο κυριάρχησε πλήρως στις επιστημονικές έρευνες και στην αγορά, ορισμένοι αξιόλογοι επιστήμονες άρχιζαν, παράλληλα, να αναπτύσσουν εναλλακτικά υποδείγματα, που έθεταν ως κατάλληλο μέτρο κινδύνου την ημιδιακύμανση.

Παραδόξως, ο πρώτος που εισήγαγε τη χρήση της ημιδιακύμανσης στη Διαχείριση Χαρτοφυλακίου είναι ο άνθρωπος που θεμελίωσε το Mean Variance Behavior (MVB), το οποίο βασίστηκε στη διακύμανση ως μέτρο κινδύνου, ο Harry Markowitz.

Ειδικότερα, οι Markowitz και Levy υπερασπίστηκαν το MVB ως ένα *σχεδόν σωστό κριτήριο*, υπό την έννοια ότι βασίζεται σε ένα επίπεδο χρησιμότητας με υψηλή συσχέτιση με την αναμενόμενη χρησιμότητα του επενδυτή.

Αργότερα, το 1991, όταν ο Markowitz⁸ κέρδιζε το βραβείο Nobel, θα δήλωνε ότι *"..it can further help evaluate the adequacy of mean and variance, or alternate practical measures, as criteria"* και *"perhaps.. some other measures of portfolio risk will serve in a two parameter analysis.. Semivariance seems more plausible than variance as a measure of risk, since it is concerned only with adverse deviation"*.

Στα χρόνια που ακολούθησαν το υπόδειγμα των Markowitz και Levy επικράτησε πλήρως τόσο στους ακαδημαϊκούς κύκλους, όσο και στην αγορά, ιδιαίτερα λόγω της απλότητας και της ευληπτότητάς του. Για το λόγο αυτό ίσως και η βιβλιογραφία που αναφέρεται σε εναλλακτικά μέτρα κινδύνου δεν είναι ιδιαίτερα εκτεταμένη. Ωστόσο, αρκετοί κορυφαίοι επιστήμονες ασχολήθηκαν με το θέμα της

⁸ Markowitz H. (1991), "Foundations of Portfolio Theory", Journal of Finance, Vol.46, pp. 469-477.

αμφισβήτησης της διακύμανσης ως το ιδανικό μέτρο κινδύνου και την πρόταση εναλλακτικών μοντέλων αποτίμησης.

Ο Markowitz⁹ αναπτύσσοντας τη θεωρία του για την επιλογή του βέλτιστου χαρτοφυλακίου σε όρους αναμενόμενης απόδοσης και κινδύνου, εξέτασε συνολικά έξι εναλλακτικά μέτρα κινδύνου:

- Την αναμενόμενη αξία ζημίας (expected value of loss)
- Την πιθανότητα ζημίας (probability of loss)
- Την αναμενόμενη απόλυτη απόκλιση (expected absolute deviation)
- Τη μέγιστη αναμενόμενη απόκλιση (maximum expected loss)
- Την ημιδιακύμανση (semivariance)
- Τη διακύμανση (variance)

Απέρριψε τα τρία πρώτα μέτρα κινδύνου, διότι οδηγούσαν σε «αφελώς κερδοσκοπικά» χαρτοφυλάκια και το τέταρτο, επειδή δεν ήταν συνεπές με τα αξιώματα της θεωρίας χρησιμότητας. Ανάμεσα στα δύο εναπομείναντα μέτρα κινδύνου επέλεξε τη διακύμανση, αν και δεν ήταν ικανοποιημένος απόλυτα, λόγω της απλότητας των υπολογισμών που απαιτούσε και της ευκολότερης κατανόησης του.

⁹ Markowitz H. (1959), "Portfolio Selection", New York: John Wiley & Sons Inc., pp.188-194 & 287-297.

James Mao

Ο James Mao¹⁰ σε ένα θεωρητικό του άρθρο αναγνώρισε τις χρήσιμες ιδιότητες της ημιδιακύμανσης και τη σχετική της ανωτερότητα έναντι της διακύμανσης, στα πλαίσια της θεωρίας του Markowitz. Ασχολήθηκε με τη θεωρητική θεμελίωσή της σε σχέση με τις συναρτήσεις χρησιμότητας, έδειξε, με παραδείγματα απλών χαρτοφυλακίων, τη χρησιμότητα της ημιδιακύμανσης ως κριτήριο απόφασης που ελαχιστοποιεί τις απώλειες κάτω από ένα επίπεδο αναφοράς και επέκτεινε την εφαρμογή της στη διαδικασία αξιολόγησης των επενδυτικών και χρηματοδοτικών αποφάσεων των εταιρειών.

Ειδικότερα, εξέτασε τη θεωρητική θεμελίωση χρησιμότητας των κριτηρίων αναμενόμενης απόδοσης-διακύμανσης (E-V criterion) και αναμενόμενης απόδοσης-ημιδιακύμανσης (E-S criterion). Έδειξε ότι η συνάρτηση χρησιμότητας στην οποία βασίζεται το κριτήριο E-V είναι κυρτή και αύξουσα, υποδηλώνοντας συνεχή φθίνουσα οριακή χρησιμότητα (Διάγραμμα 4).

Ορίζοντας την ημιδιακύμανση ως εξής:

$$s_T^2 = E[\min(R-T), 0]^2 = \begin{cases} E(R-T)^2 & \text{για } R-T < 0 \\ 0 & \text{για } R-T \geq 0 \end{cases}$$

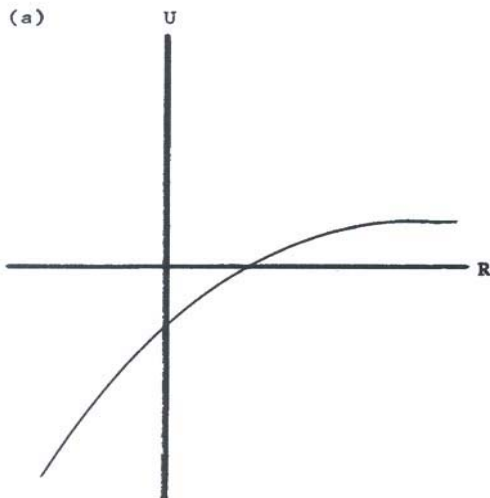
όπου $T =$ η απόδοση αναφοράς (benchmark)

Η συνάρτηση χρησιμότητας που προκύπτει από το κριτήριο E-S είναι δίκλαδη: έχει μορφή κυρτής παραβολής μέχρι την απόδοση αναφοράς (benchmark) και είναι γραμμική για αποδόσεις μεγαλύτερες από αυτήν (Διάγραμμα 5).

$$U(R) = c + a \cdot R + b \cdot [\min(0, R-T)]^2$$

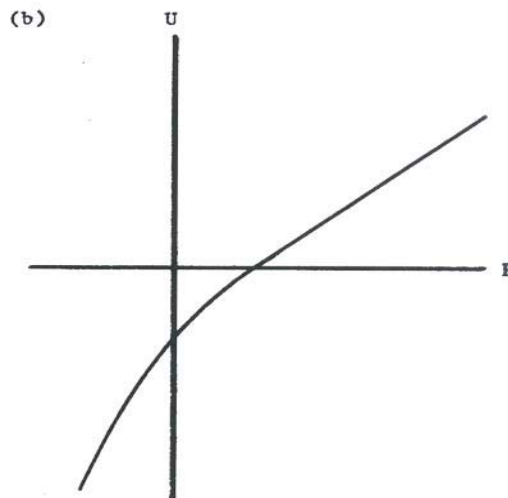
¹⁰ Mao J. (1970), "Models of Capital Budgeting, E-V Vs E-S", Journal of Financial & Quantitative Analysis, Vol.4, No5, pp.657-675.

E-V criterion



Διάγραμμα 4-Συνάρτηση Χρησιμότητας EV

E-S criterion



Διάγραμμα 5-Συνάρτηση Χρησιμότητας ES

Η παραβολική συνάρτηση χρησιμότητας στο Διάγραμμα VII (E-V), όντας κυρτή και αύξουσα παντού, υποδηλώνει συνεχή αποστροφή του κινδύνου του επενδυτή. Αντίθετα, η *δίκλαδη* συνάρτηση χρησιμότητας του Διαγράμματος 5 (E-S), φανερώνει ένα είδος συμπεριφοράς όπου ο επενδυτής αποστρέφεται τον κίνδυνο στο επίπεδο των χαμηλών αποδόσεων (απώλειες), αλλά είναι ουδέτερος ως προς τον κίνδυνο στο επίπεδο των υψηλών αποδόσεων.

Εν συνεχεία, με βάση το λογικό συλλογισμό ότι ένας επενδυτής είναι συντηρητικός στις χαμηλές και επιθετικός στις υψηλές αποδόσεις, ο Μαρ χρησιμοποιεί απλά παραδείγματα αξιολόγησης επενδυτικών σχεδίων με διακριτές τιμές και συγκεκριμένες πιθανότητες πραγματοποίησης, προκειμένου να καταδείξει την ανωτερότητα της ημιδιακύμανσης, θέτοντας ως απόδοση αναφοράς τη μηδενική απόδοση ή το μέσο της κατανομής των αποδόσεων, για τη λήψη επενδυτικών και χρηματοδοτικών αποφάσεων.

Σημειώνει ότι σε περιπτώσεις που η κατανομή πιθανοτήτων είναι συμμετρική, τα δύο κριτήρια θα επιλέξουν την ίδια άριστη λύση. Η ανωτερότητα όμως της ημιδιακύμανσης φαίνεται σε περιπτώσεις *μη συμμετρικών κατανομών*, όπου η ημιδιακύμανση επικεντρώνεται στο αριστερό σκέλος της κατανομής. Κλείνοντας, θεωρεί ότι τα συμπεράσματά του μπορούν να αξιοποιηθούν σε περιπτώσεις αξιολόγησης επενδύσεων με συνεχείς κατανομές, αν και περαιτέρω έρευνα είναι απαραίτητη για να καταστεί το E-S υπόδειγμα λειτουργικό.

Hogan & Warren

Αναγνωρίζοντας την ανωτερότητα της ημιδιακύμανσης, ως μέτρο κινδύνου, οι Hogan & Warren¹¹ επιχείρησαν να υπολογίσουν το αποτελεσματικό όριο του E-S model, με σκοπό να δώσουν στο υπόδειγμα πρακτική χρησιμότητα.

Όρισαν x το διάνυσμα των ποσοστών επένδυσης στα n διαθέσιμα αξιόγραφα και r το διάνυσμα των αποδόσεων των αξιογράφων.

Δηλαδή,

$$x = [x_1 \quad x_2 \quad \dots \quad x_n] \text{ και } r = \begin{bmatrix} r_1 \\ r_2 \\ \dots \\ r_n \end{bmatrix}$$

Στην περίπτωση αυτή η απόδοση του χαρτοφυλακίου δίδεται ως το γινόμενο $r \cdot x$. Δεδομένου ότι η μήτρα R ορίζεται σε ένα χώρο πιθανότητας Ω με μέτρο πιθανότητας u και ότι η ημιδιακύμανση μετράται σε σχέση με μία απόδοση αναφοράς B , όρισαν την ημιδιακύμανση ως εξής:

$$s_T(x) = E([\min(0, r \cdot x - T)]^2) = \int_{\Omega} [\min(0, r \cdot x - T)]^2 du$$

Έδειξαν ότι η ημιδιακύμανση $s_T(x)$ είναι κυρτή και συνεχώς διαφοροποιήσιμη και ότι

$$\nabla s_T(x) = 2 \cdot E([\min(0, r \cdot x - T)]r)$$

Όρισαν ως αποτελεσματική επένδυση το στοιχείο του x (που ανήκει στο σύνολο X), το οποίο επιτυγχάνει ένα δεδομένο επίπεδο απόδοσης και *ελαχιστοποιεί την ημιδιακύμανση* $s_T(x)$ ανάμεσα σε όλα τα $x \in X$ που επιτυγχάνουν τη συγκεκριμένη απόδοση. Κατά συνέπεια, αν η αναμενόμενη απόδοση είναι δεδομένη και ίση με R , τότε το $\hat{x} \in X$ είναι *αποτελεσματικό* αν

$$E(r \cdot \hat{x}) = R \quad \text{και} \quad s_T(\hat{x}) = V(x) \equiv \text{Min}\{s_T(x) / x \in X, E(r \cdot x) = R\}$$

¹¹ Hogan W. & Warren J. (1972), "Computation of the Efficient Boundary in the E-S Portfolio Selection Model", Journal of Financial & Quantitative Analysis, Vol.7, No4, pp. 1881-1896.

Αντίστοιχα, όρισαν το *αποτελεσματικό όριο* (efficient boundary) ως το σύνολο των χαρτοφυλακίων, που έχουν τα εξής χαρακτηριστικά:

- Για δεδομένο επίπεδο αναμενόμενης απόδοσης έχουν την ελάχιστη ημιδιακύμανση ή
- Για δεδομένη ημιδιακύμανση έχουν τη μέγιστη αναμενόμενη απόδοση.

Εν συνεχεία, επιχείρησαν να υπολογίσουν το αποδοτικό χαρτοφυλάκιο στην ειδική περίπτωση που η μήτρα των αναμενόμενων αποδόσεων παίρνει πεπερασμένο αριθμό τιμών κατασκευάζοντας το ακόλουθο πρόβλημα γραμμικού προγραμματισμού:

$$\text{Min}_{x \in X} s_T(x) - \lambda E(r \cdot x)$$

Περιορισμοί: $0 \leq x_j \leq UB_j \quad j=1,2..n$

$$\sum_{j=1}^n a_j x_j \leq assets$$

όπου UB_j = Ανώτερο επίπεδο επένδυσης στο στοιχείο x_j

$a_j = 1.0$ (αν επιτρέπεται ο δανεισμός μπορεί να πάρει και αρνητικές τιμές)

Το αποτελεσματικό όριο, στα πλαίσια του υποδείγματος E-S, μπορεί να βρεθεί θέτοντας διαφορετικές τιμές για το λ και λαμβάνοντας τις αντίστοιχες λύσεις. Οι Hogan & Warren χρησιμοποιούν τη μέθοδο των Frank & Wolfe¹² για την επίλυση του προβλήματος και κλείνουν το άρθρο τους με ένα πρακτικό παράδειγμα επιλογής χαρτοφυλακίου, που δίνει αποτελέσματα συνεπή με τις υποθέσεις που είχαν θέσει.

¹² Frank M. & Wolfe P. (1956), "An Algorithm for Quadric Programming", Naval Research Logistics Quaterly, Vol.3, pp. 95-110.

Σε ένα δεύτερο σημαντικό τους άρθρο οι Hogan & Warren¹³ πέτυχαν να δείξουν ότι η *θεωρητική δομή* του Υποδείγματος Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων (CAPM), που είχαν αναπτύξει οι Sharpe¹⁴ & Lintner¹⁵ *διατηρείται* στην περίπτωση που η τυπική απόκλιση αντικατασταθεί από τη *semideviation*, ως το κατάλληλο μέτρο κινδύνου.

Ειδικότερα, έδειξαν ότι αντικαθιστώντας την τυπική απόκλιση με τη *semideviation*:

- Η αναμενόμενη απόδοση ισορροπίας ενός αποτελεσματικού χαρτοφυλακίου συνεχίζει να είναι μία γραμμική συνάρτηση του κινδύνου του χαρτοφυλακίου (*ευθεία capital-market line*).
- Η αναμενόμενη απόδοση ισορροπίας ενός μεμονωμένου αξιογράφου παραμένει γραμμική συνάρτηση του κινδύνου του (*ευθεία security-market line*).

Για την εξαγωγή του πρώτου συμπεράσματος, οι Hogan & Warren χρησιμοποίησαν τις ίδιες υποθέσεις στις οποίες βασίστηκε το CAPM, δηλαδή την ύπαρξη ενός αξιογράφου χωρίς κίνδυνο και τη δυνατότητα απεριόριστου δανεισμού ή επένδυσης στο επιτόκιο άνευ κινδύνου.

Όρισαν το αξιόγραφο κίνδυνο y ως το αξιόγραφο με μηδενική *semideviation* και την απόδοση του, απόδοση άνευ κινδύνου R_F .

Δηλαδή,

$$y \text{ (riskless asset)} : s_{R_F}(R_y) = 0 \ \& \ P(R_y = R_F) = 1$$

Εν συνεχεία, έδειξαν ότι ο συνδυασμός οποιουδήποτε χαρτοφυλακίου x με κίνδυνο με το αξιόγραφο άνευ κινδύνου y δημιουργεί ένα νέο χαρτοφυλάκιο z , του οποίου η *standard semideviation* είναι ανάλογη του κινδύνου του χαρτοφυλακίου x .

¹³ Hogan W. & Warren J. (1974), "Towards the Development of an Equilibrium Capital-Market Model Based on Semivariance", *Journal of Financial & Quantitative Analysis*, Vol.9, No1, pp. 1-11.

¹⁴ Sharpe W.F. (1964), "Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium Under Conditions of Risk", *Journal of Finance*, Vol.19, pp. 425-442.

¹⁵ Lintner J. (1965), "Security Prices, Prices & Maximal Gains from Diversification", *Journal of Finance*, Vol. 20, pp.349-360.

Έστω $z = a \cdot x + (1 - a) \cdot y$ και $a \geq 0$

$$s_T(R_z) = \sqrt{E[\min(0, R_z - T)]} = \sqrt{E[\min(0, a \cdot (R_x - T) + (1 - a) \cdot (R_y - T))]} = a \cdot s_T(R_x)$$

Κατά συνέπεια, η θεωρητική δομή της γραμμής κεφαλαιαγοράς (capital market line) του E-V model (CAPM), μπορεί να εφαρμοστεί κατά τον ίδιο τρόπο και στο E-S model. Δηλαδή, αν ένας επενδυτής διακρατεί ένα χαρτοφυλάκιο στο E-S αποτελεσματικό όριο, τότε η προσθήκη ενός αξιογράφου χωρίς κίνδυνο και η δυνατότητα απεριόριστου δανεισμού ή επένδυσης στο επιτόκιο άνευ κινδύνου, δημιουργούν ένα νέο αποτελεσματικό όριο, το οποίο είναι γραμμικό, εφάπτεται του αρχικού και τέμνει τον άξονα των αποδόσεων στο R_F .

Επίσης, οι Hogan & Warren αποδεικνύουν ότι η σχέση αναμενόμενης απόδοσης και κινδύνου κάθε αξιογράφου είναι γραμμική συνάρτηση της ημισυνδιακύμανσης (cosemivariance) του με το χαρτοφυλάκιο της αγοράς, στο E-S πλαίσιο, εξάγοντας με τον τρόπο αυτό την αντίστοιχη γραμμή αξιογράφων (security-market line).

$$\textbf{E-V Security Market Line: } E(R_x) = T + \left(\frac{E(R_M) - T}{\sigma^2(R_M)} \right) \cdot Cov(R_M, R_x)$$

$$\textbf{E-S Security Market Line: } E(R_x) = T + \left(\frac{E(R_W) - T}{s_T(R_W)} \right) \cdot E[\min(0, R_W - T) \cdot (R_x - T)]$$

όπου R_M = η απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς (κατά E-V model)

R_W = η απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς (κατά E-S model)

T = η απόδοση αναφοράς (απόδοση χωρίς κίνδυνο)

$\sigma^2(R_M)$ = η διακύμανση της απόδοσης της αγοράς

$s_T(R_W)$ = standard semideviation της απόδοσης της αγοράς.

Από τις ανωτέρω σχέσεις προκύπτει, στο μοντέλο E-S, ως μέτρο κινδύνου ενός αξιογράφου η *ημισυνδιακύμανση* (CS_T) ανάμεσα στην απόδοση του αξιογράφου και του χαρτοφυλακίου της αγοράς, του χαρτοφυλακίου δηλαδή που βρίσκεται επί της γραμμής κεφαλαιαγοράς και εφάπτεται του αποτελεσματικού ορίου.

$$CS_T(R_W, R_x) = E[\min(0, R_W - T) \cdot (R_x - T)]$$

Αξίζει να σημειωθεί ότι παρατηρώντας την εξίσωση της ημισυνδιακύμανσης προκύπτει ότι είναι ένα μέτρο εκ κατασκευής *ασύμμετρο*.

Δηλαδή,

$$CS_T(R_W, R_x) \neq CS_T(R_x, R_W)$$

James Ang

Επιχειρώντας να καταστήσει το υπόδειγμα επιλογής χαρτοφυλακίου επενδύσεων E-S λειτουργικό, ο James Ang¹⁶ αντικαθιστά το γνωστό μέτρο κινδύνου της ημιδιακύμανσης

$$s_T = E[\min \sum_{i=1}^n R_{i,j} \cdot X_i - R_c, 0]^2$$

όπου X_i = το ποσοστό του χαρτοφυλακίου που επενδύεται στο αξιόγραφο ή έργο i

$R_{i,j}$ = Η απόδοση του έργου ή αξιογράφου i στην κατάσταση j

R_c = η απαιτούμενη απόδοση (απόδοση αναφοράς)

με τη γραμμική της προσέγγιση, την *ημι-γραμμική απόκλιση* (semi-linear deviation).

$$s_{LT} = E[\min \sum_{i=1}^n R_{i,j} \cdot X_i - R_c, 0]$$

Η προσέγγιση αυτή επιτρέπει τη χρησιμοποίηση του γραμμικού προγραμματισμού για τη λήψη επενδυτικών αποφάσεων. Αξίζει δε να σημειωθεί ότι ενώ η ημιδιακύμανση παίρνει μόνο θετικές τιμές, η s_{LT} λαμβάνει μόνο αρνητικές τιμές. Για το λόγο αυτό ορίζεται $Y_j = -s_{Lj}$.

Έχοντας ολοκληρώσει τις απαιτούμενες τροποποιήσεις, ο Ang παρουσιάζει το E-SL υπόδειγμα, που περιγράφεται στη συνέχεια.

¹⁶ Ang J. (1975), "A Note on the E,SL Portfolio Selection Model", Journal of Financial & Quantitative Analysis, Vol.10, No5, pp. 849-857.

Υπόδειγμα E-SL

$$\text{Min } \sum_{j=1}^m P_j \cdot Y_j - \lambda \cdot \sum_{i=1}^n E(R_i) \cdot X_i$$

Περιορισμοί:

- i. $[\sum_{i=1}^n R_{i,j} \cdot X_i - R_c] + Y_j = 0$ όπου $j=1,2,..m$ καταστάσεις (κινδύνου)
- ii. $\sum_{i=1}^n X_i = 1$ (προϋπολογισμού)
- iii. $X_i \geq 0$ για $\forall i$ & $Y_j \geq 0$ για $\forall j$ (μη αρνητικότητας)

όπου $E(R_i) = H$ αναμενόμενη απόδοση του αξιογράφου i

$\lambda =$ To trade-off μεταξύ απόδοσης και κινδύνου

$$\sum_{j=1}^m P_j \cdot Y_j = Y_T = -S_{LT} = 0 \text{ συνολικός κίνδυνος χαρτοφυλακίου}$$

$P_j = H$ πιθανότητα πραγματοποίησης της κατάστασης j

Σύμφωνα με τον Ang, το υπόδειγμα E-SL έχει ένα μοναδικό χαρακτηριστικό. Παρέχει στον επενδυτή *δύο μέτρα κινδύνου*: ένα για το συνολικό κίνδυνο του χαρτοφυλακίου (Y_T) και ένα για τον κίνδυνο σε κάθε μία από τις j δυνατές καταστάσεις (Y_j). Επιπλέον, ο επενδυτής έχει τη δυνατότητα να διαμορφώσει το υπόδειγμα με τέτοιο τρόπο, ώστε να ταιριάζει στις *προσωπικές του προτιμήσεις* έναντι του κινδύνου (πχ. θέτοντας μεγαλύτερες ποινές για τις απώλειες).

Εν συνεχεία, για να δειχθεί η εγκυρότητα του υποδείγματος E-SL, ο Ang το συγκρίνει, χρησιμοποιώντας πρακτικά παραδείγματα, με το υπόδειγμα που ανέπτυξαν οι Hogan & Warren¹⁷. Τα εμπειρικά αποτελέσματα δείχνουν ότι το υπόδειγμα E-SL αποτελεί *ικανοποιητική προσέγγιση* του υποδείγματος E-S και κατά συνέπεια η απώλεια ενός μέρους των θεωρητικών του ιδιοτήτων είναι μικρή σε σχέση με τα πλεονεκτήματα και την ευκολία των υπολογισμών που προσφέρει.

Ali Jahankhani

¹⁷ Hogan W. & Warren J. (1972), "Computations of the Efficient Boundary in the E-S Portfolio Selection Model", Journal of Financial & Quantitative Analysis, Vol.7, pp. 1881-1896.

Η έρευνα του Ali Jahankhani¹⁸ (1976), αποσκοπούσε να ελέγξει εμπειρικά τη σχέση κινδύνου και απόδοσης σύμφωνα με τα δύο Υποδείγματα Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων (mean-variance και mean-semivariance), τα μοντέλα E-V και E-S αντίστοιχα.

<u>E-V Model</u>	<u>E-S Model</u>
$E(\bar{R}_i) = R_F + [E(\bar{R}_M) - R_F] \cdot \beta_i$	$E(\bar{R}_i) = R_F + [E(\bar{R}_M) - R_F] \cdot \beta_{si}$
όπου	όπου
$E(\bar{R}_i)$ = η αναμενόμενη απόδοση του αξιογράφου i	$E(\bar{R}_i)$ = η αναμενόμενη απόδοση του αξιογράφου i
R_F = η απόδοση άνευ κινδύνου	R_F = η απόδοση του χαρτοφυλακίου που μηδενίζει την ημιδιακύμανση
$E(\bar{R}_M)$ = η αναμενόμενη απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς	$E(\bar{R}_M)$ = η αναμενόμενη απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς
$\beta_i = \frac{Cov(\bar{R}_i, \bar{R}_M)}{\sigma^2(\bar{R}_M)}$	$\beta_{si} = \frac{E[Min(0, \bar{R}_M - R_F)][\bar{R}_i - R_F]}{s_F(\bar{R}_M)}$

Τα δύο υποδείγματα εξετάστηκαν ως προς τις εξής υποθέσεις:

- i. Η σχέση μεταξύ της αναμενόμενης απόδοσης ενός αξιογράφου και του κινδύνου του σε ένα αποτελεσματικό χαρτοφυλάκιο είναι *γραμμική*.
- ii. Το beta (β_i ή β_{si}) είναι ο *μοναδικός παράγοντας κινδύνου* του αξιογράφου σε ένα αποτελεσματικό χαρτοφυλάκιο (κανένας άλλος παράγοντας κινδύνου δεν επηρεάζει συστηματικά την αναμενόμενη απόδοση του αξιογράφου).
- iii. Το σημείο τομής των δύο συναρτήσεων με τον άξονα των αποδόσεων είναι η απόδοση χωρίς κίνδυνο (R_F).
- iv. Η κλίση των συναρτήσεων είναι ίση με $E(\bar{R}_M) - R_F$ και υψηλότερος κίνδυνος πρέπει να σχετίζεται με υψηλότερη απόδοση.

¹⁸ Jahankhani Ali (1976), “E-V and E-S Capital Asset Pricing Models: Some Empirical Tests”, Journal of Financial & Quantitative Analysis, Vol.11, No4, pp. 513-528.

Το δείγμα του ελέγχου αποτέλεσαν 380 αξιογράφων για μία περίοδο από το 1947 ως το 1969 και ως προσέγγιση της αγοράς χρησιμοποιήθηκε ο Fishers' Arithmetic Performance Index.

Ακολουθώντας τη μεθοδολογία των Fama και MacBeth¹⁹, το υπόδειγμα E-V εξετάστηκε με τη εφαρμογή δύο παλινδρομήσεων. Αρχικά, εκτιμήθηκε το β_i και η τυπική απόκλιση του σφάλματος ($s(\hat{\epsilon}_i)$), από την εξής παλινδρόμηση:

$$R_{it} = \hat{a}_i + \hat{\beta}_i \cdot R_{Mt} + \hat{\epsilon}_{it}$$

Εν συνεχεία, η απόδοση του αξιογράφου της επόμενης περιόδου χρησιμοποιήθηκε ως εξαρτημένη μεταβλητή και παλινδρομήθηκε έναντι τριών επεξηγηματικών μεταβλητών (οι τιμές των οποίων προέκυψαν από την προηγούμενη παλινδρόμηση).

$$R_{it} = \hat{\gamma}_0 + \hat{\gamma}_1 \cdot \hat{\beta}_{i,t-1} + \hat{\gamma}_2 \cdot \hat{\beta}_{i,t-1}^2 + \hat{\gamma}_3 \cdot s(\hat{\epsilon}_{i,t-1}) + \hat{\eta}_{it}$$

Όπου $\hat{\gamma}_0, \hat{\gamma}_1, \hat{\gamma}_2, \hat{\gamma}_3$ οι εκτιμητές ελαχίστων τετραγώνων.

Η μεταβλητή $\hat{\beta}_{i,t-1}^2$ ελέγχει τη γραμμικότητα της σχέσης απόδοσης κινδύνου (υπόθεση [i]) και η μεταβλητή $s(\hat{\epsilon}_{i,t-1})$ ελέγχει την υπόθεση [ii].

Η ίδια διαδικασία ακολουθείται και για τον έλεγχο του υποδείγματος E-S, με τη μόνη διαφορά ότι επειδή δεν είναι δυνατή η εκτίμηση των β_{si} και $s'(\hat{\epsilon}_i)$ μέσω παλινδρόμησης, οι μεταβλητές αυτές εκτιμώνται με τους ακόλουθους τύπους:

$$\beta_{si} = \frac{\sum [\text{Min}(0, R_{Mt} - \bar{R}_F)] [R_{it} - \bar{R}_F]}{\sum [\text{Min}(0, R_{Mt} - \bar{R}_F)^2]} \quad \text{και} \quad s'(\hat{\epsilon}_i) = \sqrt{\frac{\sum (R_{it} - \hat{R}_{it})^2}{n-2}}$$

¹⁹ Fama E.F. & MacBeth J.D. (1973), "Risk, Return and Equilibrium: Empirical Tests", Journal of Political Economy, pp. 607-636.

Επιπλέον για την αποφυγή των σφαλμάτων μέτρησης (measurement error bias) στην εκτίμηση των beta, που παρουσιάζουν οι διαστρωματικοί έλεγχοι του E-V CAPM, σύμφωνα με τους Miller & Scholes²⁰, ο έλεγχος και των δύο υποδειγμάτων γίνεται με τη χρήση χαρτοφυλακίων. Στην πρώτη περίοδο εκτιμάται το beta των αξιολογούμενων και με βάση αυτό κατατάσσονται τα αξιόγραφα σε φθίνοντα σειρά και για τη διαμόρφωση των χαρτοφυλακίων, που θα χρησιμοποιηθούν κατά την επόμενη περίοδο για την ορθή εκτίμηση του beta.

Τα εμπειρικά δεδομένα έδειξαν ότι και τα δύο μοντέλα E-V και E-S, δεν ισχύουν και είναι σχεδόν πανομοιότυπα ως προς τις τέσσερις υποθέσεις που εξετάστηκαν.

Ειδικότερα, τα αποτελέσματά ήταν:

Υποθέσεις	E-V Model	E-S Model
1. Γραμμική Σχέση $E(R_i)$ & β_i / β_{si}	NAI	NAI
2. Μοναδικό μέτρο κινδύνου το β_i / β_{si}	NAI	NAI
3. $\gamma_{0t} = R_{Ft}$	OXI	OXI
4. $\gamma_{1t} = E(R_{Mt}) - R_{Ft}$	OXI	OXI

Ο Jahankhani θεώρησε ότι η πηγή του προβλήματος πιθανόν να ήταν είτε η υπόθεση των απεριόριστων ευκαιριών δανεισμού χωρίς κίνδυνο, είτε σφάλματα στη μέτρηση του R_F (για την προσέγγιση του οποίου χρησιμοποίησε το 30-day US Treasury Bill) και τόνισε τη μεγαλύτερη ευαισθησία του E-S model στην τιμή του R_F , καθώς το β_{si} επηρεάζεται περισσότερο από αυτό (βρίσκεται και στον αριθμητή και στον παρονομαστή του αντίστοιχου τύπου).

²⁰Miller M.H. & Scholes M.S. (1972), "Rates of Returns in Relation to Risk: A Re-examination of Recent Findings", In Studies in the Theory of Capital Markets, edited by Michael Jensen, New York: Praeger.

Bawa & Lindenberg

Οι Bawa & Lindenberg²¹ ανέπτυξαν με ένα θεωρητικό τους άρθρο ένα Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων χρησιμοποιώντας ένα πλαίσιο αναμενόμενης απόδοσης-κατώτερων μερικών ροπών (mean-lower partial moment framework). Έδειξαν ότι το υπόδειγμά τους (MLPM) ισχύει για *οποιαδήποτε κατανομή* αποδόσεων των αξιογράφων και περιλαμβάνει το παραδοσιακό CAPM ως *ειδική περίπτωση*. Κατά συνέπεια, εφόσον το CAPM αποτελεί υποπερίπτωση του MLPM, το τελευταίο θα πρέπει να εξηγεί τα στοιχεία της αγοράς *τουλάχιστον το ίδιο καλά* με το παραδοσιακό CAPM.

Ειδικότερα, ορίζοντας τη n -οστή lower partial moment της κατανομής F των αποδόσεων (με βάση το επιτόκιο άνευ κινδύνου (R_F)), ως εξής:

$$LPM_n(R_F; X) \equiv \int_a^{R_F} (R_F - y)^n dF_X(y)$$

Όπου $R_F =$ Το επιτόκιο άνευ κινδύνου

$F_X =$ Η κατανομή των αποδόσεων του χαρτοφυλακίου X

Η επιλογή του αποτελεσματικού χαρτοφυλακίου, με βάση το κριτήριο MPLM, δίδεται από το ακόλουθο πρόβλημα μεγιστοποίησης για $n=1,2$.

$$\min_X LPM_n(R_F; X)$$

$$\text{Περιορισμός: } \sum X_i \cdot R_i = \mu$$

Σε προηγούμενη μελέτη του ο Bawa²² είχε δείξει ότι το αποτελεσματικό όριο που προκύπτει παίρνοντας ορισμένες τιμές για την απόδοση του χαρτοφυλακίου και ελαχιστοποιώντας τον κίνδυνο (LPM_n) είναι μία συνάρτηση αύξουσα και κοίλη²³, όπως ακριβώς και στο υπόδειγμα του Markowitz.

²¹ Bawa V. & Lindrenberg E. (1977), "Capital Market Equilibrium In a Mean-Lower Partial Moment Framework", Journal of Financial Economics, Vol.5, pp. 189-200.

²² Bawa V. (1978), "Safety First, Stochastic Dominance, and Optimal Portfolio Choice", Journal of Financial & Quantitative Analysis, Vol.13, No 2, pp. 255-271.

²³ Σημειώστε ότι μέχρι τα τέλη της δεκαετίας του '70, πολλά ερευνητικά άρθρα παρουσίαζαν το αποτελεσματικό όριο στο χώρο $\text{exp.return-st.deviation}$ και όχι $\text{st.deviation- exp.return}$, όπως σήμερα.

Υποθέτοντας ότι ένα αξιόγραφο άνευ κινδύνου είναι διαθέσιμο και X_0 είναι το ποσοστό που ο επενδυτής τοποθετεί σε αυτό, τότε η επιλογή του αποτελεσματικού χαρτοφυλακίου δίδεται από τη λύση του ακόλουθου προβλήματος μεγιστοποίησης:

$$\min_X LPM_n(R_F; \bar{X})$$

$$\text{Περιορισμός: } \sum (1 - X_0) \cdot X_i \cdot R_i + X_0 \cdot R_F = \mu$$

Όπου $\bar{X} = (X_0, X')$

Με $X' = (X_1, \dots, X_m)$, το χαρτοφυλάκιο αξιογράφων με κίνδυνο

Και

$$LPM_n^{1/n}(R_F; \bar{X}) = \left[\int_a^{R_F} (R_F - X_0 \cdot R_F - (1 - X_0) \cdot y)^n dF_X(y) \right]^{1/n} = (1 - X_0) LPM_n^{1/n}(R_F; X)$$

Η τελευταία σχέση δείχνει ότι στον χώρο αναμενόμενης απόδοσης & $LPM_n^{1/n}$, γραμμικοί συνδυασμοί ενός χαρτοφυλακίου X αξιογράφων με κίνδυνο και του αξιογράφου άνευ κινδύνου βρίσκονται επί μίας ευθείας γραμμής.

Με άλλα λόγια το *separation theorem* ανάμεσα στο χαρτοφυλάκιο της αγοράς και το αξιόγραφο άνευ κινδύνου, ισχύει και στα πλαίσια του MPLM για τις περιπτώσεις που $n=1,2$.

Εν συνεχεία, με δεδομένο ότι όλοι οι επενδυτές έχουν ομοιογενείς προσδοκίες αναφορικά με τις μελλοντικές αποδόσεις και χρησιμοποιώντας τη μεθοδολογία του Sharpe²⁴ εξάγουν τη σχέση αποτίμησης των αξιογράφων σε ισορροπία (*security market line*) για το MPLM.

$$E(R_j) - R_F = \beta_j^{MPLM_n} \cdot (E(R_M) - R_F) \quad j=1,2,\dots,M$$

$$\text{Όπου } \beta_j^{MPLM_n} = \frac{CLPM_n(R_F; M, j)}{LPM_n(R_F; M)}$$

²⁴ Sharpe W.F. (1964), "Capital Asset Prices: A Theory of Equilibrium under conditions of Risk", Journal of Finance, Vol. 19, pp. 425-442.

Peter Fishburn

Ο Peter Fishburn²⁵ εισήγαγε το *a-t model*, ένα υπόδειγμα κυριαρχίας (dominance model), που βασίζεται στην αναμενόμενη απόδοση και τον κίνδυνο και περιλαμβάνει το E-S model ως ειδική περίπτωση.

Η μαθηματική μορφή του γενικού υποδείγματος κυριαρχίας αναμενόμενης απόδοσης-κινδύνου είναι η ακόλουθη:

$$H F \text{ κυριαρχεί της } G \text{ αν και μόνο αν } \mu(F) \geq \mu(G) \text{ και } \rho(F) \leq \rho(G) \\ \text{με μία τουλάχιστον αυστηρή ανισότητα}$$

Όπου

F, G = οι κατανομές των αποδόσεων δύο χαρτοφυλακίων.

μ = η αναμενόμενη τιμή των αποδόσεων των χαρτοφυλακίων.

$$\rho(F) = \int_{-\infty}^t \phi(t-x) dF(x) \text{ όπου η } \phi(y) \text{ για } y \geq 0 \text{ είναι μία μη-αρνητική, μη φθίνουσα συνάρτηση} \\ \text{του } y \text{ με } \phi(0) = 0, \text{ που εκφράζει τον κίνδυνο επίτευξης μίας απόδοσης } y \text{ μονάδες κάτω από} \\ \text{την απόδοση-στόχο (αναφοράς).}$$

Το *a-t model* του Fishburn αποτελεί υποπερίπτωση του γενικού υποδείγματος κυριαρχίας, με τη διαφορά ότι ο κίνδυνος ορίζεται ως εξής:

$$\rho(F) = \int_{-\infty}^t (t-x)^a dF(x)$$

Το υπόδειγμα εξαρτάται από δύο παραμέτρους, την απόδοση αναφοράς (στόχο) x και την παράμετρο a , διαφορετικές τιμές της οποίας μπορούν να προσεγγίσουν μία μεγάλη ποικιλία συμπεριφορών έναντι του κινδύνου πτώσης υπό την απόδοση αναφοράς. Έχοντας μόνο δύο παραμέτρους, το *a-t model* δεν αυξάνει την περιπλοκότητα των μοντέλων κυριαρχίας, ενώ διατηρεί τη γενικότητα τους.

Στην περίπτωση που $a = 2$, το *a-t model* ταυτίζεται με το γνωστό υπόδειγμα E-S. Επιπλέον, στις ακραίες περιπτώσεις, για $a = 0$ ο κίνδυνος ισούται με την πιθανότητα μη επίτευξης της απόδοσης-στόχου και για $a = \infty$ η επιλογή καθορίζεται

²⁵ Fishburn P. (1977), “Mean-Risk Analysis with Risk Associated with Below-Target Returns”, The American Economic Review, Vol.67, No2, pp. 116-126.

από τη μεγάλη ευαισθησία στα χειρότερα αποτελέσματα. Τέλος, για $a = 1$ ο κίνδυνος ισούται με τη δεσμευμένη αναμενόμενη γραμμική απόκλιση κάτω από την απόδοση αναφοράς επί την πιθανότητα μη επίτευξης της απόδοσης αυτής.

Σύμφωνα με τον Fishburn, το a-t model προσφέρει *μεγάλες δυνατότητες επιλογής* ανάλογα με τις ιδιαίτερα χαρακτηριστικά της επένδυσης και τις προτιμήσεις του επενδυτή. Ως απόδοση στόχος μπορεί να τεθεί η μηδενική απόδοση, η απόδοση άνευ κινδύνου ή το κόστος κεφαλαίου, ανάλογα με την περίπτωση. Με δεδομένη την απόδοση αναφοράς, ο επενδυτής μπορεί να επιλέξει την τιμή του a που προσεγγίζει τις προτιμήσεις του και τις συνέπειες που θα έχει μία αρνητική εξέλιξη των επενδύσεών του. Σε περίπτωση που η κύρια μέριμνά του είναι η απόδοση να μη πέσει κάτω από την απόδοση-στόχο ενδείκνυται η επιλογή μίας μικρής τιμής του a , ενώ αν μικρές αποκλίσεις από την απόδοση αναφοράς είναι σχετικά ανώδυνες και ο επενδυτής επιθυμεί να προστατευθεί κυρίως από μεγάλες απώλειες του χαρτοφυλακίου, τότε η επιλογή μίας μεγαλύτερης τιμής του a είναι κατάλληλη.

Nantell, Price & Price

Οι Nantell & Price²⁶ σε ένα θεωρητικό τους άρθρο επιχειρούν μία σύγκριση των θεωριών αποτίμησης που βασίζονται στη διακύμανση και την ημιδιακύμανση, την οποία ορίζουν ως εξής:

$$SV_h(R_p) = \int_{-\infty}^h (R-h)^2 f_p(R) dR$$

όπου $h =$ Η απόδοση αναφοράς
 $f_p(R) =$ Η συνάρτηση πιθανότητας των αποδόσεων του χαρτοφυλακίου p .

Αρχικά σημειώνουν ότι η ανωτερότητα της ημιδιακύμανσης, ως μέτρο κινδύνου, μειώνεται δραστικά αν ως απόδοση αναφοράς τεθεί η αναμενόμενη απόδοση, καθώς κάτω από την υπόθεση της συμμετρικότητας, τα αποτελέσματα θα είναι ταυτόσημα με αυτά της διακύμανσης. Για το λόγο αυτό, σε όλη την ανάλυσή τους θέτουν ως απόδοση αναφοράς την *απόδοση άνευ κινδύνου* (risk free rate), που διατηρεί τις ελκυστικές ιδιότητες του εναλλακτικού μέτρου κινδύνου.

Το ES-CAPM προκύπτει από την υπόθεση ότι οι επενδυτές αποστρέφονται τον κίνδυνο για επίπεδο απόδοσης μικρότερο από την απόδοση αναφοράς (R_F) και είναι ουδέτεροι ως προς τον κίνδυνο για μεγαλύτερες αποδόσεις²⁷.

Το υπόδειγμα ES-CAPM που προκύπτει είναι το ακόλουθο:

$$E(R_i) = R_F + \frac{E(R_M) - R_F}{SV_{R_F}(R_M)} \cdot CSV_{R_F}(R_M, R_i)$$

Όπου

$E(R_i) =$ Η αναμενόμενη απόδοση του αξιογράφου i

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

$SV_{R_F}(R_M) =$ Η ημιδιακύμανση των αποδόσεων (κάτω του R_F) του χαρτοφυλακίου της αγοράς.

$CSV_{R_F}(R_M, R_i) =$ Η ημισυνδιακύμανση (κάτω του R_F) των αποδόσεων του χαρτοφυλακίου της αγοράς με τις αποδόσεις του αξιογράφου i .

²⁶ Nantell T.. & Price B. (1979), “An Analytical Comparison of Variance and Semivariance Capital Market Theories”, Journal of Financial & Quantitative Analysis, Vol.14, No2, pp. 221-242.

²⁷ Mao J. (1970), “Models of Capital Budgeting, E-V Vs E-S”, Journal of Financial & Quantitative Analysis, Vol.4, No5, pp.657-675.

$$(\int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{R_F} (R_M - R_F)(R_i - R_F) jf(R_i, R_M) dR_M dR_i)$$

Όπου $jf(R_i, R_M)$ η από κοινού συνάρτηση πιθανότητας των αποδόσεων του αξιογράφου i και των αποδόσεων του χαρτοφυλακίου της αγοράς.

Αν υποθεθεί ότι οι επενδυτές αποστρέφονται τον κίνδυνο για οποιοδήποτε επίπεδο απόδοσης, τότε προκύπτει το κλασσικό υπόδειγμα EV-CAPM:

$$E(R_i) = R_F + \frac{E(R_M) - R_F}{V(R_M)} \cdot COV(R_M, R_i)$$

Όπου

$V(R_M) =$ Η διακύμανση των αποδόσεων του χαρτοφυλακίου της αγοράς.

$COV(R_M, R_i) =$ Η συνδιακύμανση των αποδόσεων του χαρτοφυλακίου της αγοράς με τις αποδόσεις του αξιογράφου i .

Ερμηνεύοντας τα δύο υποδείγματα με τη μορφή που έχουν ανωτέρω, η υπερβάλλουσα απόδοση φαίνεται να διαμερίζεται στην τιμή και την ποσότητα του κινδύνου.

	Τιμή Κινδύνου	Ποσότητα Κινδύνου
E-V Model	$\frac{E(R_M) - R_F}{SV_{R_F}(R_M)}$	$CSV_{R_F}(R_M, R_i)$
E-S Model	$\frac{E(R_M) - R_F}{V(R_M)}$	$COV(R_M, R_i)$

Οι Nantell & Price δείχνουν ότι ο όρος $CSV_{R_F}(R_M, R_i)$ μπορεί να ερμηνευθεί ως ένα μέτρο της συμβολής του αξιογράφου i στον κίνδυνο ενός καλά διαφοροποιημένου χαρτοφυλακίου και ότι ισχύει η σχέση:

$$SV_{R_F}(R_M) = \sum_{i=1}^N X_i \cdot CSV_{R_F}(R_M, R_i)$$

Επιπλέον, αναλύοντας τον όρο $CSV_{R_F}(R_M, R_i)$ στο δυσδιάστατο επίπεδο R_M, R_i δείχνουν ότι ισούται με το μηδέν σε περίπτωση που η απόδοση της αγοράς είναι μεγαλύτερη από την απόδοση αναφοράς (R_F), ενώ σε περίπτωση που η απόδοση της αγοράς είναι μικρότερη από την απόδοση αναφοράς, η ημισυνδιακύμανση είναι θετική αν η απόδοση του αξιογράφου είναι μικρότερη του R_F και αρνητική αν η απόδοση του αξιογράφου είναι μεγαλύτερη του R_F .

Συνοπτικά,

	$R_M < R_F$	$R_M \geq R_F$
$R_i < R_F$	$CSV_{R_F}(R_M, R_i) > 0$	$CSV_{R_F}(R_M, R_i) = 0$
$R_i \geq R_F$	$CSV_{R_F}(R_M, R_i) < 0$	$CSV_{R_F}(R_M, R_i) = 0$

Συγκρίνοντας τα δύο υποδείγματα, προκύπτει εξ ορισμού ότι:

$$SV(R_M) < V(R_M) \Rightarrow \frac{E(R_M) - R_F}{SV(R_M)} > \frac{E(R_M) - R_F}{V(R_M)}$$

Δηλαδή, η τιμή του κινδύνου είναι υψηλότερη στο υπόδειγμα ES-CAPM σε σχέση με το υπόδειγμα EV-CAPM.

Αντίστοιχα, από τον ορισμό της συνδιακύμανσης και της ημισυνδιακύμανσης, προκύπτει ότι:

$$CSV(R_M, R_i) < COV(R_M, R_i)$$

Κατά συνέπεια, στο υπόδειγμα ES-CAPM η τιμή του κινδύνου είναι υψηλότερη και η ποσότητα του κινδύνου μικρότερη συγκριτικά με το υπόδειγμα EV-CAPM.

Επίσης, εξετάζοντας τη σχέση μεταξύ των δύο υποδειγμάτων, οι Nantell & Price, αποδεικνύουν ότι αν η από κοινού συνάρτηση κατανομής των αποδόσεων της αγοράς και του αξιογράφου i είναι κανονική, τότε τα δύο μοντέλα είναι ισοδύναμα. Το αποτέλεσμα αυτό είναι αναμενόμενο αν η απόδοση αναφοράς για τον υπολογισμό της ημιδιακύμανσης είναι η αναμενόμενη απόδοση του αξιογράφου i ($E(R_i)$),

αποδεικνύεται όμως ότι το ίδιο αποτέλεσμα ισχύει και για *απόδοση αναφοράς ίση με την απόδοση άνευ κινδύνου* (R_F).

Διατυπώνοντας τα δύο υποδείγματα κατά τον ακόλουθο τρόπο:

E-V CAPM

$$E(R_i) = R_F + [E(R_M) - R_F] \frac{COV(R_M, R_i)}{V(R_M)}$$

E-S CAPM

$$E(R_i) = R_F + [E(R_M) - R_F] \frac{CSV_{R_F}(R_M, R_i)}{SV_{R_F}(R_M)}$$

Το ασφάλιστρο κινδύνου (risk premium) ενός αξιογράφου εκφράζεται ως το γινόμενο του ασφαλίστρου κινδύνου για την ανάληψη του μέσου κινδύνου (κίνδυνος αγοράς) επί τον κίνδυνο του αξιογράφου εκφρασμένου ως ποσοστό του μέσου κινδύνου (κινδύνου της αγοράς). Σε κατάσταση ισορροπίας ο πρώτος παράγοντας είναι ο ίδιος ($E(R_M) - R_F$) ανεξαρτήτως υποδείγματος. Αυτό που έδειξαν οι Nantell & Price είναι ότι η συστηματική μεταβλητότητα, των αποδόσεων των αξιογράφων κάτω από το R_F εκφρασμένη ως ποσοστό της συνολικής μεταβλητότητα των αποδόσεων της αγοράς ισούται, υπό την υπόθεση της από κοινού κανονικής κατανομής των αποδόσεων, με τη συστηματική μεταβλητότητα των αποδόσεων των αξιογράφων γύρω από το μέσο, ως ποσοστό της συνολικής μεταβλητότητα της αγοράς γύρω από το μέσο.

Οι Nantell, Price & Price επιστρέφουν λίγα χρόνια αργότερα με δύο νέα ερευνητικά άρθρα. Στο πρώτο²⁸ χρησιμοποιούν το Lower Partial Moment Capital Asset Pricing Model (EL-CAPM) που διαμορφώθηκε ανεξάρτητα από τους Hogan & Warren²⁹ και τους Bawa & Lindenberg³⁰, και επιχειρούν να εξετάσουν εμπειρικά τις διαφορές των υποδειγμάτων EL-CAPM και EV-CAPM, υπό την υπόθεση ότι οι αποδόσεις ακολουθούν λογαριθμική κανονική κατανομή (lognormal).

Αρχικά, αναγνωρίζουν την ανωτερότητά του EL-CAPM, καθώς βασίζεται σε λιγότερο περιοριστικές υποθέσεις αναφορικά με τις συναρτήσεις χρησιμότητας και τις κατανομές των αποδόσεων σε σχέση με το EV-CAPM, που απαιτεί κανονικές κατανομές και συναρτήσεις χρησιμότητας δευτέρου βαθμού.

Το υπόδειγμα EL-CAPM δημιουργεί μία σχέση ισορροπίας που περιγράφεται ακολούθως:

$$E(R_i) = R_F + [E(R_M) - R_F] \cdot \frac{CLPM_{R_F}(R_M, R_i)}{LPM_{R_F}(R_M)}$$

Όπου

- $E(R_i)$ = Η αναμενόμενη απόδοση ισορροπίας του αξιογράφου i .
 $E(R_M)$ = Η αναμενόμενη απόδοση ισορροπίας του χαρτοφυλακίου της αγοράς.
 $LPM_{R_F}(R_M)$ = Lower partial moment των αποδόσεων κάτω από R_F του χαρτοφυλακίου της αγοράς.
 $CLPM_{R_F}(R_M, R_i)$ = Co-lower partial moment κάτω από το R_F των αποδόσεων του χαρτοφυλακίου της αγοράς με τις αποδόσεις του αξιογράφου i .

Και

$$LPM_{R_F}(R_M) = \int_{-\infty}^{R_F} (R_M - R_F)^2 \cdot f_M(R)$$

$$CLPM_{R_F}(R_M, R_i) = \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} (R_M - R_F) \cdot (R_i - R_F) \cdot f(R_i, R_M) dR_M dR_i$$

²⁸Price K., Price B. & Nantell T. (1982), “Variance and Lower Partial Moment Measures of Systematic Risk: Some Analytical & Empirical Results”, Journal of Finance, Vol.37, No3, pp. 843-855.

²⁹Hogan W. & Warren J. (1974), “Towards the Development of an Equilibrium Capital-Market Model Based on Semivariance”, Journal of Financial & Quantitative Analysis, Vol.9, No1, pp. 1-11.

³⁰ Bawa V.S. & Lindenberg (1977), “Capital Market Equilibrium in a Mean-Lower Partial Moment Framework”, Journal of Financial Economics, Vol.5, pp.189-200.

όπου

$$\begin{aligned} f_M(R) &= \text{Η συνάρτηση πυκνότητας πιθανότητας των αποδόσεων του χαρτοφυλακίου της αγοράς.} \\ f(R_i, R_M) &= \text{Η από κοινού συνάρτηση κατανομής των αποδόσεων του αξιογράφου } i \text{ και των} \\ &\text{αποδόσεων του χαρτοφυλακίου της αγοράς.} \end{aligned}$$

Στο υπόδειγμα EL-CAPM ο όρος $CLPM / LPM$ αντικαθιστά τον όρο COV / V , του υποδείγματος EV-CAPM ως το μέτρο του συστηματικού κινδύνου. Επίσης, όπως έχει δειχθεί σε προηγούμενο άρθρο τους³¹, υπό την υπόθεση ότι οι αποδόσεις ακολουθούν κανονική κατανομή, ισχύει:

$$CLPM / LPM = COV / V$$

Ωστόσο, υπάρχουν ισχυρές ενδείξεις ότι οι *ex ante* κατανομές των αποδόσεων δεν είναι συμμετρικές. Επειδή οι αποδόσεις των αξιογράφων και των χαρτοφυλακίων είναι φραγμένες από αριστερά (ζημίες) και μη φραγμένες εκ δεξιών (κέρδη), είναι λογικός ο συλλογισμός ότι οι αποδόσεις περιγράφονται καλύτερα από κατανομές με θετική ασυμμετρία παρά από συμμετρικές κατανομές. Επίσης, ο Lintner³² έδειξε ότι, ακόμα και για χαρτοφυλάκια, οι κατανομές των αποδόσεων τείνουν να είναι λογαριθμικά κανονικές (lognormal), παρά κανονικές. Επίσης, σύμφωνα με τα ευρήματα των Kraus & Lintzenberger³³, ο δείκτης της αγοράς εμφανίζει θετική ασυμμετρία και η τιμή της ασυμμετρίας των αξιογράφων στην αγορά είναι αρνητική και στατιστικά σημαντική.

Υπό το πρίσμα αυτών των διαπιστώσεων, οι Nantell, Price & Price εξετάζουν τις διαφορές των δύο υποδειγμάτων (EL-CAPM & EV-CAPM), υπό την υπόθεση ότι οι κατανομές των αποδόσεων είναι λογαριθμικά κανονικές.

Αποδεικνύουν ότι εφόσον η από κοινού κατανομή των αποδόσεων ενός αξιογράφου *i* και των αποδόσεων της αγοράς είναι λογαριθμικά κανονική, τότε ισχύει:

³¹ Nantell T. & Price B. (1979), "An Analytical Comparison of Variance and Semivariance Capital Market Theories", *Journal of Financial & Quantitative Analysis*, Vol.14, No2, pp. 221-242.

³² Lintner J. (1972), "Equilibrium in a Random Walk and Lognormal Securities Market", Discussion Paper No 235, Harvard University Institute of Economic Research.

³³ Kraus A. & Lintzenberger R. (1976), "Skewness Preference and the Valuation of Risky Assets", *Journal of Finance*, Vol.31, pp. 1085-1100.

Αξιόγραφα Χαμηλού Συστηματικού Κινδύνου	$CLPM / LPM > COV / V$
Αξιόγραφα Μέσου Συστηματικού Κινδύνου	$CLPM / LPM = COV / V$
Αξιόγραφα Υψηλού Συστηματικού Κινδύνου	$CLPM / LPM < COV / V$

Κατά συνέπεια, εφόσον οι κατανομές των αποδόσεων είναι λογαριθμικά κανονικές ο όρος COV / V αποτελεί έναν εσφαλμένο (biased) αντικαταστάτη του γενικότερου μέτρου συστηματικού κινδύνου $CLPM / LPM$.

Εν συνεχεία, εξετάζεται εμπειρικά κατά πόσο η κυρτότητα των κατανομών είναι σημαντική, ώστε να υπάρχει σημαντική διαφορά μεταξύ των όρων $CLPM / LPM$ και COV / V .

Το δείγμα αποτελείται από μηνιαίες αποδόσεις μετοχών (CRSP tape) για την περίοδο 1927-1968, που χωρίζεται σε επτά υποπεριόδους διάρκειας επτά ετών έκαστη. Το πρώτο βήμα για τον εμπειρικό έλεγχο είναι η διάκριση των αξιογράφων σε αξιόγραφα χαμηλού, μέσου και υψηλού κινδύνου.

Για τα αξιόγραφα υψηλού και χαμηλού κινδύνου κάθε περιόδου υπολογίζονται οι όροι COV / V και $CLPM / LPM$ για την επόμενη περίοδο και δημιουργούνται οι διαφορές της μορφής:

$$x_i = \left(\frac{COV}{V}\right)_i - \left(\frac{CLPM}{LPM}\right)_i$$

Ο μέσος (\bar{x}) και η τυπική απόκλιση των διαφορών (s_x) υπολογίζονται μέσα σε κάθε δείγμα και εξετάζεται η μηδενική υπόθεση $H_0: \bar{x} = 0$, έναντι της εναλλακτικής $H_1: \bar{x} \neq 0$, χρησιμοποιώντας το ακόλουθο t-statistic:

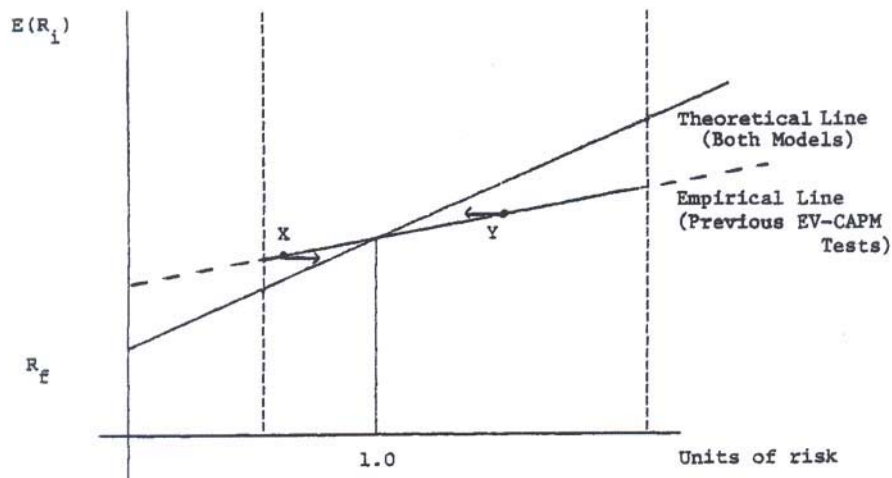
$$t = \frac{\bar{x} - 0.0}{s_x / \sqrt{n}}, \text{ όπου } n \text{ το μέγεθος του δείγματος.}$$

Στις δέκα από τις δώδεκα περιπτώσεις, η μηδενική υπόθεση, δηλαδή ότι $CLPM / LPM = COV / V$, απορρίπτεται σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 5%. Για τα αξιόγραφα χαμηλού κινδύνου, η μηδενική υπόθεση απορρίπτεται και στις έξι υπό εξέταση περιόδους. Σύμφωνα με τα ευρήματα λοιπόν της εμπειρικής έρευνας, το μέτρο συστηματικού κινδύνου του υποδείγματος EV-CAPM δεν αποτελεί χρήσιμη προσέγγιση του γενικότερου υποδείγματος EL-CAPM.

Συνεχίζοντας την προηγούμενη έρευνά τους, οι Nantell, Price & Price³⁴ προχωρούν στην εμπειρική εξέταση της ανωτερότητας του υποδείγματος EL-CAPM έναντι του EV-CAPM.

Έχοντας δείξει σε προηγούμενη μελέτη τους ότι οι κατανομές των αποδόσεων εμφανίζουν ασυμμετρία, που δημιουργεί συστηματικές διαφορές ανάμεσα στα δύο υποδείγματα ($CLPM / LPM \neq COV / V$), εξετάζουν τους προηγούμενους εμπειρικούς ελέγχους που έχουν διενεργηθεί για το υπόδειγμα EV-CAPM.

Παρατηρούν ότι γενικά τα εμπειρικά αποτελέσματα των ελέγχων αυτών δίνουν μία σχέση μεταξύ αναμενόμενης απόδοσης και συστηματικού κινδύνου (COV / V), η οποία εμφανίζει ένα υψηλότερο σημείο τομής στον άξονα των αποδόσεων και μικρότερη κλίση από τα αναμενόμενα σύμφωνα με τη θεωρία του EV-CAPM. Το πρόβλημα αυτό αναφέρεται ως «*high intercept-low slope problem*». Η διάσταση αυτή ανάμεσα στη θεωρία και τα εμπειρικά αποτελέσματα φαίνεται καθαρά στο Διάγραμμα που ακολουθεί.



Διάγραμμα 6-High Intercept.low slope problem

Το πρόβλημα αυτό αποτελεί την αφορμή για να εξεταστεί κατά πόσο η αντικατάσταση του COV / V από το $CLPM / LPM$, ως μέτρο του συστηματικού κινδύνου είναι σε θέση να αυξήσει την κλίση και να χαμηλώσει το σημείο τομής της ευθείας που περιγράφει τη σχέση αναμενόμενης απόδοσης-κινδύνου. Με άλλα λόγια

³⁴ Price K., Price B. & Nantell T. (1982), “Mean-Lower Partial Moment Asset Pricing Model: Some Empirical Evidence”, *Journal of Financial & Quantitative Analysis*, Vol.17, No5, pp. 763-782.

κατά πόσο, η υιοθέτηση του υποδείγματος ES-CAPM έναντι του EV-CAPM, μπορεί να δώσει εμπειρικά αποτελέσματα συνεπή (συνεπέστερα) με τα θεωρητικά αναμενόμενα.

Ο συλλογισμός αυτός ενισχύεται από τα ευρήματα προηγούμενης μελέτης³⁵, σύμφωνα με τα οποία η ύπαρξη lognormal κατανομής (που βασίζεται στην εμφάνιση θετικής ασυμμετρίας στις αποδόσεις των αξιογράφων), έχει ως αποτέλεσμα για τα αξιόγραφα χαμηλού και υψηλού συστηματικού κινδύνου να ισχύουν $CLPM / LPM > COV / V$ και $CLPM / LPM < COV / V$ αντίστοιχα.

Στο Διάγραμμα 6 παρουσιάζεται, επίσης, το θεωρητικό επιχείρημα των ερευνητών για την ανωτερότητα του υποδείγματος ES-CAPM. Το αξιόγραφο X (χαμηλού κινδύνου), σύμφωνα με τα ανωτέρω θα εμφανίζει υψηλότερο συστηματικό κίνδυνο, στα πλαίσια του ES-CAPM, και το αξιόγραφο Y (υψηλού κινδύνου) χαμηλότερο συστηματικό κίνδυνο προσεγγίζοντας με τον τρόπο αυτό τη θεωρητική γραμμή που ορίζουν τα υποδείγματα. Κατά συνέπεια, η κλίση της καμπύλης θα αυξηθεί με άμεσο αποτέλεσμα το σημείο τομής με τον άξονα των αποδόσεων να είναι χαμηλότερο.

Ολοκληρώνοντας τη θεωρητική τους επιχειρηματολογία, οι Nantell, Price & Price προχωρούν στον έλεγχο της βασικής τους υπόθεσης:

«Το υπόδειγμα ES-CAPM είναι διαφορετικό από το υπόδειγμα EV-CAPM, υπό την έννοια ότι περιγράφοντας τις τιμές των αξιογράφων, εμφανίζει χαμηλότερο σημείο τομής με τον άξονα των αποδόσεων και μεγαλύτερη κλίση σε σχέση με το EV-CAPM»

Εφόσον η ανωτέρω υπόθεση δεν μπορεί να απορριφθεί από τους εμπειρικούς ελέγχους που θα διενεργηθούν, τότε το ES-CAPM πρέπει επίσης να ελεγχθεί έναντι και των ακολούθων υποθέσεων, ώστε να αποτελέσει ουσιώδες εναλλακτικό υπόδειγμα αποτίμησης.

[H1] Η σχέση ανάμεσα στην αναμενόμενη απόδοση και το συστηματικό κίνδυνο, όπως αυτός δίδεται από το lower partial moment, είναι γραμμική.

[H2] Δεν υπάρχει σχέση ανάμεσα στην αναμενόμενη απόδοση και το μη συστηματικό κίνδυνο.

³⁵ Price K., Price B. & Nantell T. (1982), “Variance and Lower Partial Moment Measures of Systematic Risk: Some Analytical & Empirical Results”, Journal of Finance, Vol.37, No3, pp. 843-855.

[H3] Η σχέση ανάμεσα στην αναμενόμενη απόδοση και το συστηματικό κίνδυνο, όπως αυτός δίδεται από το lower partial moment, είναι *θετική*.

[H4] Δεν υπάρχουν *περιορισμοί* στο δανεισμό ή την επένδυση στην απόδοση άνευ κινδύνου (το σημείο τομής με τον άξονα των αποδόσεων είναι το R_F).

Για τη διενέργεια των εμπειρικών ελέγχων χρησιμοποιήθηκαν οι ακόλουθες παλινδρομήσεις:

$$\textbf{\underline{Έλεγχος ES-CAPM}} : R_{it} = \ell_{0t} + \ell_{1t}B_{\ell i} + \ell_{2t}B_{\ell i}^2 + \ell_{3t}s_{\ell i} + \ell_{it}$$

Όπου

R_{it} = Η μηνιαία απόδοση του αξιογράφου i .

$B_{\ell i}$ = Το μέτρο συστηματικού κινδύνου του αξιογράφου i , στα πλαίσια του ES-CAPM

$$= \frac{\sum_{t=1}^n (R_{it} - R_{Ft})[\min(0, R_{Mt} - R_{Ft})]}{\sum_{t=1}^n [\min(0, R_{Mt} - R_{Ft})^2]}$$

$s_{\ell i}$ = Το μέτρο μη συστηματικού κινδύνου του αξιογράφου i , στα πλαίσια του ES-CAPM =

$$\sum_{t=1}^n [\min(0, R_{Mt} - R_{Ft})^2] - B_{\ell i}$$

ℓ_{it} = Ο στοχαστικός όρος της παλινδρόμησης (όρος σφάλματος)

$$\textbf{\underline{Έλεγχος EV-CAPM}} : R_{it} = \nu_{0t} + \nu_{1t}B_{\nu i} + \nu_{2t}B_{\nu i}^2 + \nu_{3t}s_{\nu i} + \nu_{it}$$

Όπου

R_{it} = Η μηνιαία απόδοση του αξιογράφου i .

$B_{\nu i}$ = Το μέτρο συστηματικού κινδύνου του αξιογράφου i , στα πλαίσια του EV-CAPM

$s_{\nu i}$ = Το μέτρο μη συστηματικού κινδύνου του αξιογράφου i , στα πλαίσια του EV-CAPM

ν_{it} = Ο στοχαστικός όρος της παλινδρόμησης (όρος σφάλματος)

Το δείγμα αποτέλεσαν μηνιαίες αποδόσεις μετοχών (CRSP tape) για μία περίοδο από το 1935 ως το 1968. Η μεθοδολογία που ακολουθήθηκε ήταν παρόμοια με αυτήν των Fama & Macbeth³⁶ και για την αποφυγή σφαλμάτων μέτρησης των μεταβλητών, διαμορφώθηκαν είκοσι χαρτοφυλάκια, έπειτα από κατάταξη των αξιογράφων, αρχικά με βάση το μέτρο συστηματικού κινδύνου και εν συνεχεία βάσει του μέτρου μη συστηματικού κινδύνου.

Τα εμπειρικά αποτελέσματα που προέκυψαν ήταν 504 εκτιμήσεις για κάθε παράμετρο, για τις οποίες υπολογίστηκε και η μέση τιμή τους για την κάθε περίοδο εξέτασης (διάρκειας πέντε ετών).

Η στατιστική σημαντικότητα των παραμέτρων ελέγχθηκε με τη χρησιμοποίηση t-statistics της μορφής $t(x) = \sqrt{n} \frac{\bar{x}}{s(x)}$. Επιπλέον, για τον έλεγχο της βασικής υπόθεσης ($((v_{0t} - \ell_{0t}) > 0)$) χρησιμοποιήθηκε ο έλεγχος Hotelling T^2 , που διαθέτει ευρύτερη εφαρμογή από την ανάλυση διακύμανσης και εξετάζει παράλληλα και την ανεξαρτησία μεταξύ των υποδειγμάτων.

Τέλος, υπολογίστηκε ο εκτιμητής της κυρτότητας των αποδόσεων της αγοράς με τον ακόλουθο τύπο:

$$g_m = \frac{m_3}{(m_2)^{3/2}} \quad \text{όπου} \quad m_d = \sum_{t=1}^n (R_{Mt} - \bar{R}_M)^d$$

Τα εμπειρικά αποτελέσματα δείχνουν, σύμφωνα με τον έλεγχο Hotelling T^2 , ότι η βασική υπόθεση δεν μπορεί να απορριφθεί (σε δέκα από τις έντεκα υπό εξέταση περιόδους). Κατά συνέπεια, τα δύο υποδείγματα είναι διακριτά και γενικά ισχύει $CLPM / LPM \neq COV / V$ για κάθε αξιόγραφο. Ωστόσο, σε δύο από τις δέκα περιόδους το σημείο τομής της γραμμής του ES-CAPM είναι μεν διαφορετικό από το σημείο τομής του EV-CAPM, αλλά και υψηλότερο (δηλαδή το αποτέλεσμα είναι αντίθετο από το αναμενόμενο). Η ανωμαλία αυτή αποδίδεται στην ύπαρξη στατιστικά σημαντικής αρνητικής ασυμμετρίας στις αποδόσεις των αξιογράφων για τις συγκεκριμένες περιόδους.

³⁶ Fama E.F. & MacBeth J.D. (1973), "Risk, Return and Equilibrium: Empirical Tests", Journal of Political Economy, pp. 607-636.

Τα εμπειρικά δεδομένα επαληθεύουν επίσης τις υποθέσεις [H1] και [H2] στη συντριπτική πλειοψηφία των περιόδων. Επίσης, η υπόθεση [H3] δεν μπορεί να απορριφθεί, καθώς η παράμετρος ℓ_{1t} είναι θετική σε δέκα από τις έντεκα περιόδους, αν και σε μερικές περιπτώσεις εμφανίζεται στατιστικά μη σημαντική. Τέλος, αναφορικά με την υπόθεση [H4], σύμφωνα με την οποία το σημείο τομής του ES-CAPM με τον άξονα των αποδόσεων δεν πρέπει να διαφέρει σημαντικά από την απόδοση άνευ κινδύνου, τα ευρήματα δείχνουν ότι εφόσον δεν υπάρχει αρνητική ασυμμετρία στις αποδόσεις των αξιογράφων, αυτή δεν μπορεί να απορριφθεί. Κατά συνέπεια, μπορεί να υποστηριχθεί ότι το χαρτοφυλάκιο της αγοράς είναι αποτελεσματικό στα πλαίσια του υποδείγματος ES-CAPM και ότι ο δανεισμός και η επένδυση στην απόδοση άνευ κινδύνου υπάρχει.

Harlow & Rao

Οι Harlow & Rao³⁷, το 1989, προτείνουν το υπόδειγμα *Generalized Mean Lower Partial Moment*, το οποίο περιλαμβάνει όλα τα προγενέστερα υποδείγματα, ως ειδικές περιπτώσεις και μπορεί να λειτουργήσει με βάση οποιαδήποτε απόδοση αναφοράς (benchmark return).

Το νέο υπόδειγμα περιγράφεται από την ακόλουθη γραμμή αξιογράφων (security market line):

$$E(R_j) = R_F + \beta_j^{mipm_n(\tau)} \cdot [E(R_M) - R_F]$$

Όπου

$$\beta_j^{mipm_n(\tau)} = \frac{GCLPM_n(\tau, R_F; M, j)}{GLPM_n(\tau, R_F; M)} = \frac{\int_{-\infty}^{\tau} \int_{-\infty}^{+\infty} n(\tau - R_M)^{n-1} (R_F - R_j) dF(R_j, R_M)}{\int_{-\infty}^{+\infty} (\tau - R_M)^{n-1} (R_F - R_M) dF(R_M)}$$

Και

- τ = Η απόδοση αναφοράς
- $F(R_j, R_M)$ = Η από κοινού συνάρτηση κατανομής των αποδόσεων του αξιογράφου j με τις αποδόσεις της αγοράς
- $F(R_M)$ = Η συνάρτηση κατανομής των αποδόσεων της αγοράς

Επίσης, είναι συνεπές με μία μεγάλη τάξη συναρτήσεων χρησιμότητας και επιπλέον δε θέτει κανένα περιορισμό στην απόδοση αναφοράς τ .

Από την περιγραφή του ανωτέρω υποδείγματος φαίνεται ότι η αγορά έχει κίνδυνο όταν η απόδοση της αγοράς έχει θετική πιθανότητα να είναι κάτω από την απόδοση αναφοράς τ . Επίσης, από τον ορισμό του $\beta_j^{mipm_n(\tau)}$ διαφαίνεται ότι ένα αξιόγραφο συνεισφέρει στον κίνδυνο της αγοράς *μόνο* σε περίπτωση που η απόδοσή του *και* η απόδοση της αγοράς είναι κάτω από την απόδοση αναφοράς τ . Αν η απόδοση του αξιογράφου είναι μεγαλύτερη από την απόδοση τ , ενώ η απόδοση της αγοράς μικρότερη, τότε το αξιόγραφο συμβάλει αρνητικά στον κίνδυνο της αγοράς,

³⁷ Harlow W.V. & Rao K.S. (1989), "Asset Pricing in a Generalized Mean-Lower Partial Moment Framework: Theory & Evidence", *Journal of Financial & Quantitative Analysis*, Vol.24, No.3, pp. 285-311.

ενώ σε περίπτωση που η απόδοση της αγοράς υπερβαίνει το τ , το αξιόγραφο δε συνεισφέρει καθόλου στον κίνδυνο της αγοράς.

Θέτοντας τις αντίστοιχες υποθέσεις, το Generalized Mean Lower Partial Moment Model μπορεί να μετατραπεί σε όλα σχεδόν τα προγενέστερα υποδείγματα. Ο παρακάτω πίνακας δίνει μερικά παραδείγματα.

Τιμή του n	Τιμή του τ	Υπόθεση Κατανομής	Υπόδειγμα
-	$\tau = R_F$	-	Bawa-Lindenberg model
$n=2$	$\tau = R_F$	Κανονική Κατανομή	Sharpe-Lintner-Mossin CAPM
$n=2$	-	-	ES-CAPM
$n=1$	-	-	Expected Loss models
$n=0$	$\tau = 0$	-	Probability of Loss framework
$n=0$	$\tau = \text{critical value}$	-	Probability of Ruin framework

Το γενικευμένο Mean Lower Partial Moment Model (GMLPM) ελέγχθηκε εμπειρικά χρησιμοποιώντας αποδόσεις αξιογράφων από το CRSP³⁸, για μία περίοδο από το 1931 ως το 1980, διαιρεμένη σε 10 υποπεριόδους, έναντι μιας απροσδιόριστης εναλλακτικής υπόθεσης. Τα αποτελέσματα έδειξαν ότι το υπόδειγμα GMLPM δεν μπορεί να απορριφθεί για ένα ευρύ πεδίο αποδόσεων αναφοράς, τη στιγμή που το CAPM, ως ειδική περίπτωση του υποδείγματος, απορρίπτεται ως μία καλά ορισμένη εναλλακτική. Επιπλέον, δεδομένου ότι το υπόδειγμα GMLPM ισχύει, οι επενδυτές φαίνεται να αντιλαμβάνονται τον κίνδυνο ως αρνητική απόκλιση από την απόδοση αναφοράς, που σχετίζεται περισσότερο με τον μέσο των αποδόσεων της αγοράς, παρά με την απόδοση άνευ κινδύνου.

³⁸ Center for Research in Security Prices

Javier Estrada

Τα τελευταία χρόνια, η έρευνα του Javier Estrada, επανέφερε στο προσκήνιο το θέμα της αμφισβήτησης της διακύμανσης, ως ιδανικό μέτρο κινδύνου και με τα επιστημονικά του άρθρα ενίσχυσε την ελκυστικότητα και την αξία της ημιδιακύμανσης, ως εναλλακτικού μέτρου κινδύνου.

Στο κύριο άρθρο του³⁹, διαμορφώνει ένα νέο υπόδειγμα αποτίμησης, το *Downside CAPM* (D-CAPM) και επιχειρεί να δείξει την ανωτερότητά του σε σχέση με το κλασσικό CAPM.

Αναφέροντας τους περιορισμούς της διακύμανσης, ως μέτρο κινδύνου, λόγω της συμμετρικής κατανομής των αποδόσεων και της κανονικότητας που απαιτεί, αντιπαραθέτει ως εναλλακτικό και ελκυστικότερο μέτρο κινδύνου την ημιδιακύμανση των αποδόσεων, καθώς η τελευταία *σταθμίζει μόνο την αρνητική μεταβλητότητα*, δίνει αξιόπιστα αποτελέσματα και σε περιπτώσεις που η κατανομή των αποδόσεων *δεν είναι συμμετρική* και συνδυάζει σε ένα στατιστικό μέτρο την πληροφόρηση που παρέχουν τόσο η διακύμανση όσο και η ασυμμετρία.

Στο νέο πλαίσιο ο κίνδυνος ενός μεμονωμένου αξιογράφου i , ορίζεται ως η *downside standard deviation* ή *semideviation* ($\Sigma_{i,B}$), που δίδεται από την ακόλουθη σχέση:

$$\Sigma_{i,B} = \sqrt{E\{\min[(R_i - B), 0]^2\}}$$

³⁹Όπου B η απόδοση αναφοράς ή απόδοσης στόχος

Στην έρευνά του, ο Estrada, θέτει ως απόδοση αναφοράς τον *αριθμητικό μέσο* της κατανομής των αποδόσεων, λόγω των αποτελεσμάτων προγενέστερων εμπειρικών εργασιών του ίδιου και άλλων ερευνητών⁴⁰.

³⁹ Estrada J. (2003), “Mean-Semivariance Behavior (II): The D-CAPM”, Working Paper, IESE Business School, University of Navarra.

⁴⁰ Harlow W.V. & Rao K.S. (1989), “Asset Pricing in a Generalized Mean-Lower Partial Moment Framework: Theory & Evidence”, *Journal of Financial & Quantitative Analysis*, Vol.24, No.3, pp. 285-311.

Επομένως ο κίνδυνος ενός μεμονωμένου αξιογράφου είναι:

$$\Sigma_{i,\mu} = \sqrt{E\{\min[(R_i - \mu_i), 0]^2\}}$$

Όπου μ_i ο μέσος της κατανομής των αποδόσεων του αξιογράφου i .

Αντίστοιχα, η συνεισφορά του κινδύνου ενός αξιογράφου σε ένα καλά διαφοροποιημένο χαρτοφυλάκιο δίδεται από την *downside covariance* ή *cosemivariance* (Σ_{iM}):

$$\Sigma_{iM} = E\{\min[(R_i - \mu_i), 0] \cdot \min[(R_M - \mu_M), 0]\}$$

Όπου μ_M ο μέσος της κατανομής των αποδόσεων της αγοράς.

Επειδή η *cosemivariance*, ως μέτρο κινδύνου, δεν είναι φραγμένη και εξαρτάται από τις μονάδες μέτρησης, συχνά χρησιμοποιείται η *downside correlation* των αποδόσεων του αξιογράφου i με τις αποδόσεις του χαρτοφυλακίου της αγοράς, που ορίζεται ως:

$$\Theta_{iM} = \frac{\Sigma_{iM}}{\Sigma_i \cdot \Sigma_M} = \frac{E\{\min[(R_i - \mu_i), 0] \cdot \min[(R_M - \mu_M), 0]\}}{\sqrt{E\{\min[(R_i - \mu_i), 0]^2\}} \cdot \sqrt{E\{\min[(R_M - \mu_M), 0]^2\}}}$$

Στα πλαίσια του Downside CAPM (D-CAPM), το μέτρο συστηματικού κινδύνου, *downside beta*, δίδεται από τη σχέση:

$$\beta_i^D = \frac{\Sigma_{iM}}{\Sigma_M^2} = \frac{E\{\min[(R_i - \mu_i), 0] \cdot \min[(R_M - \mu_M), 0]\}}{E\{\min[(R_M - \mu_M), 0]^2\}}$$

Κατά συνέπεια, το *εναλλακτικό υπόδειγμα D-CAPM*, παρουσιάζει την αναμενόμενη απόδοση ενός αξιογράφου ως εξής:

$$E(R_i) = R_F + MRP \cdot \beta_i^D$$

Όπου $MRP = E(R_M) - R_F$

Παρατηρώντας την ανωτέρω σχέση διαπιστώνεται ότι το Downside CAPM είναι πανομοιότυπο με το κλασσικό CAPM, εκτός από το γεγονός ότι το *downside beta αντικαθιστά το beta*, ως το κατάλληλο μέτρο συστηματικού κινδύνου.

Ο Estrada, εν συνεχεία, επιχειρεί να δείξει εμπειρικά κατά πόσο η ημιδιακύμανση και το downside beta (downside μέτρα κινδύνου) είναι ανώτερα από τη διακύμανση και το beta. Το δείγμα του αποτελούν 23 ανεπτυγμένες αγορές και 27 αναδυόμενες, χρησιμοποιώντας ολόκληρη τη βάση δεδομένων της MSCI⁴¹ ως τα τέλη του 2001.

Υπολογίζονται η μέση μηνιαία απόδοση των αγορών και τέσσερα μέτρα κινδύνου, σε σχέση με τον MSCI All Country World Index, για όλη την περίοδο του δείγματος, τα εξής:

- Τυπική απόκλιση (σ)
- Beta (β)
- Semideviation (Σ)
- Downside Beta (β^D)

Σε μία πρώτη συγκριτική προσέγγιση, δημιουργείται η μήτρα συσχετίσεων των μέσων αποδόσεων με τις τέσσερις μεταβλητές του κινδύνου, που δείχνει την ανωτερότητα των downside μέτρων κινδύνου.

Μία πιο λεπτομερής εικόνα, αναφορικά με την ικανότητα των εναλλακτικών μέτρων κινδύνου να περιγράφουν την αναμενόμενη απόδοση, δίδεται από την *ανάλυση παλινδρόμησης* (regression analysis).

Αρχικά υπολογίζεται η ακόλουθη παλινδρόμηση:

$$MR_i = \gamma_0 + \gamma_1 \cdot RV_i + u_i$$

Όπου MR = Η αναμενόμενη (μέση) απόδοση
 RV = Κάθε ένα από τα τέσσερα μέτρα κινδύνου

Τα αποτελέσματα δείχνουν ότι και τα τέσσερα μέτρα κινδύνου είναι στατιστικά σημαντικά, ωστόσο τα downside μέτρα κινδύνου υπερέχουν σε όρους επεξηγηματικότητας των αποδόσεων (όπως αυτή φαίνεται από τις τιμές του $Adj - R^2$), με ανώτερο το downside που επεξηγεί το 47% των αποδόσεων των αγορών κατά μέσο όρο.

⁴¹ Morgan Stanley Capital Indexes

Εν συνεχεία, γίνεται μία άμεση σύγκριση των εναλλακτικών μέτρων κινδύνου, με τη βοήθεια της ακόλουθης παλινδρόμησης:

$$MR_i = \gamma_0 + \gamma_1 \cdot RV_{1i} + \gamma_2 \cdot RV_{2i} + u_i$$

Όπου $RV_1 =$ Το κλασσικό μέτρο κινδύνου, ήτοι τυπική απόκλιση (beta)

$RV_2 =$ Το εναλλακτικό μέτρο κινδύνου, ήτοι semideviation (downside beta)

Τα αποτελέσματα και των δύο παλινδρομήσεων δείχνουν ότι τα κλασσικά μέτρα κινδύνου όταν βρίσκονται στην ίδια παλινδρόμηση με τα downside εναλλακτικά, τείνουν να γίνονται στατιστικά μη σημαντικά.

Τέλος, η ακόλουθη παλινδρόμηση υπολογίζεται προκειμένου να εξεταστούν όλα τα μέτρα κινδύνου μαζί:

$$MR_i = \gamma_0 + \gamma_1 \cdot RV_{1i} + \gamma_2 \cdot RV_{2i} + \gamma_3 \cdot RV_{3i} + \gamma_4 \cdot RV_{4i} + u_i$$

Όταν όλα τα μέτρα κινδύνου υπολογίζονται στην ίδια παλινδρόμηση προκύπτει, από τα εμπειρικά δεδομένα, ότι μόνο το downside beta είναι στατιστικά σημαντικό.

Η ίδια μεθοδολογία επαναλαμβάνεται διαιρώντας το δείγμα σε ανεπτυγμένες και αναδυόμενες αγορές. Τα αποτελέσματα δείχνουν ότι και στις δύο περιπτώσεις το downside beta αποτελεί το συγκριτικά ανώτερο μέτρο κινδύνου, αν και στις ανεπτυγμένες αγορές δεν εμφανίζεται στατιστικά σημαντικό και επεξηγεί μόλις το 8% της μεταβλητότητας των αποδόσεων. Αντίθετα, στις αναδυόμενες αγορές, όπου όλα τα μέτρα κινδύνου είναι στατιστικά σημαντικά, το downside beta επεξηγεί το 55% της μεταβλητότητας των αποδόσεων. Η ιδιαίτερα καλή απόδοση του downside beta, ως μέτρο κινδύνου στις αναδυόμενες αγορές, οφείλεται κατά πάσα πιθανότητα στην ύπαρξη σημαντικής ασυμμετρίας στις αποδόσεις των αγορών αυτών.

Με δεδομένη την ανωτερότητα του downside beta, ως μέτρο κινδύνου, ο Estrada επιχειρεί να εξετάσει την επίδραση του beta και του downside beta στις απαιτούμενες αποδόσεις. Για το λόγο αυτό το δείγμα διαχωρίζεται σε τρία χαρτοφυλάκια βάσει κατάταξης του beta των αγορών (σε σχέση με τον MSCI All Country World Index) και υπολογίζεται το spread των αποδόσεων του χαρτοφυλακίου υψηλού κινδύνου και του χαρτοφυλακίου χαμηλού κινδύνου. Η ίδια διαδικασία επαναλαμβάνεται με την κατάταξη των αγορών βάσει του downside beta. Τέλος, η

όλη μεθοδολογία εφαρμόζεται και στα ξεχωριστά δείγματα αναδυόμενων και ανεπτυγμένων αγορών.

Τα αποτελέσματα δείχνουν ότι οι απαιτούμενες αποδόσεις είναι πιο ευαίσθητες στις μεταβολές του downside beta σε σύγκριση με αντίστοιχες μεταβολές του beta. Αν και η ανωτερότητα του downside beta φαίνεται τόσο στο σύνολο του δείγματος, όσο και στις δύο διαμερίσεις του, υπό την μορφή μεγαλύτερων spreads, ιδιαίτερα στις αναδυόμενες αγορές οι διαφορές αυτές είναι πολύ μεγάλες. Συγκεκριμένα, οι διαφορές των αποδόσεων που προκύπτουν από την εφαρμογή του downside beta σε σχέση με το beta είναι περίπου 700 bps ανά έτος.

Οι απαιτούμενες αποδόσεις με τη χρήση του downside beta τείνουν να είναι μεγαλύτερες από τις αντίστοιχες αποδόσεις που προκύπτουν από την εφαρμογή του beta. Ειδικότερα, το υπόδειγμα D-CAPM, συγκριτικά με το CAPM, δίνει μεγαλύτερες απαιτούμενες αποδόσεις για επένδυση στις αναδυόμενες αγορές σε σχέση με τις ανεπτυγμένες αγορές, επιδεικνύοντας συνέπεια με το συλλογισμό ότι οι πρώτες ενέχουν μεγαλύτερο επενδυτικό κίνδυνο.

Η ενασχόληση του Javier Estrada με τα downside μέτρα κινδύνου, ολοκληρώνεται με μία σειρά εμπειρικών άρθρων, που εξετάζουν την ανωτερότητα των εναλλακτικών μέτρων και τις επιπτώσεις της εφαρμογής τους σε συγκεκριμένες αγορές και κλάδους.

Ειδικότερα, σε ένα εμπειρικό του άρθρο⁴², ο Estrada έδειξε τη χρησιμότητα της ημιδιακύμανσης στον υπολογισμό της απαιτούμενης απόδοσης (cost of equity) στις αναδυόμενες αγορές.

Τα ιδιαίτερα χαρακτηριστικά των αναδυόμενων αγορών (partial integration) καθιστούν την εφαρμογή του CAPM σε παγκόσμιο επίπεδο, για τον υπολογισμό της απαιτούμενης απόδοσης, αναποτελεσματική, καθώς άμεσοι περιορισμοί (restrictions on foreign ownership, capital controls), έμμεσοι περιορισμοί (poor information, accounting standards) και ειδικοί κίνδυνοι (macroeconomic instability, political risk), επηρεάζουν την επενδυτική δραστηριότητα⁴³.

Με αφορμή τη φτωχή απόδοση του beta, ως μέτρο κινδύνου, στην προσπάθεια να προβλεφθεί η απαιτούμενη απόδοση των μετόχων και μετά από μία σύντομη επισκόπηση των παρελθουσών προσεγγίσεων του προβλήματος και των αδυναμιών τους, ο Estrada αναλύει την απαιτούμενη απόδοση σε δύο συστατικά στοιχεία: μία απόδοση άνευ κινδύνου (risk-free rate) και ένα ασφάλιστρο κινδύνου (risk premium):

$$RR_i = R_F + RP_W \cdot RM_i$$

Όπου RR_i = Η απαιτούμενη απόδοση για την αγορά i .

R_F = Η απόδοση άνευ κινδύνου.

RP_W = Το ασφάλιστρο κινδύνου της παγκόσμιας αγοράς (world market risk premium).

RM_i = Το μέτρο κινδύνου της αγοράς i .

Εν συνεχεία, ορίζει εννέα μέτρα κινδύνου, προκειμένου να εξετάσει το πόσο καλά περιγράφουν τις αποδόσεις της κάθε αγοράς.

⁴² Estrada J. (2000), “The Cost of Equity in Emerging Markets: A Downside Risk Approach”, Emerging Markets Quarterly, pp. 19-31.

⁴³ Bakaert G. (1995), “Market Integration and Investment Barriers in Emerging Equity Markets”, World Bank Economic Review, Vol.9, pp. 75-107.

Τα μέτρα αυτά είναι:

- Συστηματικός Κίνδυνος (beta)
- Συνολικός Κίνδυνος ($\sigma(R_i)$)
- Μη Συστηματικός Κίνδυνος⁴⁴
- Μέγεθος
- VAR (Value at Risk)
- Semideviation με απόδοση αναφοράς το μέσο⁴⁵ (Σ_μ)
- Semideviation με απόδοση αναφοράς το R_F (Σ_F)
- Semideviation με απόδοση αναφοράς το 0 (Σ_0)
- Downside Beta⁴⁶ (β^D)

Το δείγμα της έρευνας αποτελείται από την πλήρη βάση δεδομένων του Morgan Stanley Capital Indexes (MSCI) για τις αναδυόμενες αγορές, που περιλαμβάνει 28 αγορές, για μία περίοδο που εκτείνεται από το 1988 ως το 1998 (με μερικές διαφορές ανάλογα με τη διαθεσιμότητα των στοιχείων).

Η διαστρωματική ανάλυση περιλαμβάνει τον υπολογισμό, για κάθε μία από τις 28 αγορές, της μέσης μηνιαίας απόδοσης και των αντίστοιχων μέτρων κινδύνων που αναφέρθηκαν προηγουμένως για ολόκληρη την περίοδο. Εν συνεχεία, υπολογίζεται η μήτρα των συσχετίσεων της αναμενόμενης απόδοσης και των εννέα μέτρων κινδύνων και προκύπτει ότι ο συνολικός κίνδυνος, ο μη συστηματικός κίνδυνος και δύο από τα downside μέτρα κινδύνου (Σ_μ , β^D) εμφανίζουν τη μεγαλύτερη συσχέτιση με τις αναμενόμενες αποδόσεις.

Μία πιο λεπτομερής ανάλυση, της σχέσης ανάμεσα στην απόδοση και τον κίνδυνο στις αναδυόμενες αγορές, περιλαμβάνει τη διενέργεια της ακόλουθης γραμμικής παλινδρόμησης:

$$MR_i = \gamma_0 + \gamma_1 \cdot RV_i + u_i$$

⁴⁴ Μη Συστηματικός Κίνδυνος = σ_u ,

όπου $\sigma_i^2 = \beta_i^2 \cdot \sigma_W^2 + \sigma_u^2$ που προκύπτει από την παλινδρόμηση: $R_{it} = \alpha_i + \beta_i \cdot R_{Wt} + u_{it}$.

⁴⁵ Η semideviation ορίζεται ως εξής, ανάλογα με την απόδοση αναφοράς B (πχ. $E(R_i)$, R_F , 0):

$$\Sigma_B = \sqrt{\frac{1}{T} \cdot \sum_{i=1}^T (R_i - B)^2}, \text{ για } \forall R_i < B.$$

⁴⁶ Το downside beta ορίζεται ως η ευαισθησία των αποδόσεων της αγοράς i σε σχέση με τις αποδόσεις της παγκόσμιας αγοράς, όταν οι αποδόσεις και των δύο είναι υπό την απόδοση αναφοράς (benchmark return).

Όπου $MR_i =$ Η μέση απόδοση της αγοράς i .

$RV_i =$ Το μέτρο κινδύνου.

Τα αποτελέσματα δείχνουν ότι ο συστηματικός κίνδυνος, όπως μετράται από το beta, δεν είναι στατιστικά σημαντικό σε σχέση με τις αποδόσεις των αξιογράφων, εν αντιθέσει με το συνολικό κίνδυνο, το μη συστηματικό κίνδυνο και το downside risk (ειδικότερα τα μέτρα κινδύνου Σ_μ , β^D), που εκτός από στατιστική σημαντικότητα επιδεικνύουν και σαφώς μεγαλύτερη επεξηγηματική ικανότητα.

Τα ευρήματα αυτά συνηγορούν στην άποψη ότι οι αναδυόμενες αγορές δεν είναι πλήρως απελευθερωμένες. Μία άλλη πιθανή εξήγηση μπορεί να είναι ότι το χαρτοφυλάκιο της παγκόσμιας αγοράς μπορεί να μην είναι αποτελεσματικό σε όρους αναμενόμενης απόδοσης-διακύμανσης ή το μοντέλο να μην είναι ορισμένο καλά, λόγω της παράλειψης ορισμένων σημαντικών επεξηγηματικών μεταβλητών. Ωστόσο, τα εμπειρικά αποτελέσματα, που εμφανίζουν το συνολικό κίνδυνο στατιστικά σημαντικό και ικανό να εξηγήσει το 30% των αποδόσεων των μετοχών, σε συνδυασμό με την έλλειψη στατιστικής σημαντικότητας του συστηματικού κινδύνου, υπονοούν ότι στις αναδυόμενες αγορές ο διαφοροποιήσιμος κίνδυνος αμείβεται.

Έχοντας δείξει ότι ο συνολικός, ο μη συστηματικός και ο downside κίνδυνος είναι στατιστικά σημαντικοί στις αναδυόμενες αγορές, ο Estrada, επιχειρεί να υπολογίσει με βάση τρία διαφορετικά μέτρα κινδύνου την απαιτούμενη απόδοση και να αξιολογήσει τα εμπειρικά αποτελέσματα.

Το πρώτο μέτρο βασίζεται στο συνολικό κίνδυνο (RM_{TR}), όπως μετράται από την τυπική απόκλιση των αποδόσεων. Το δεύτερο μέτρο βασίζεται στο downside risk (RM_{DR}), όπως μετράται από τη semideviation και το τρίτο μέτρο βασίζεται στο συστηματικό κίνδυνο (RM_{SR}), όπως αυτός εκφράζεται από το beta.

Ειδικότερα,

$$RM_{TR} = \frac{\sigma_i}{\sigma_w} \Rightarrow CE_{TR,i} = RR_{TR,i} = R_F + RP_w \cdot \frac{\sigma_i}{\sigma_w}$$

$$RM_{DR} = \frac{\sum \mu_i}{\sum \mu_w} \Rightarrow CE_{DR,i} = RR_{DR,i} = R_F + RP_W \cdot \frac{\sum \mu_i}{\sum \mu_w}$$

$$RM_{SR} = \frac{\beta_i}{\beta_w} = \beta_i \Rightarrow CE_{TR,i} = RR_{TR,i} = R_F + RP_W \cdot \frac{\sigma_i}{\sigma_w}$$

Τα ευρήματα της ανάλυσης δείχνουν ότι η απαιτούμενη απόδοση με τη χρήση του downside risk είναι κατά μέσο όρο 9% ετησίως υψηλότερη της απόδοσης που προκύπτει με βάση το συστηματικό κίνδυνο και 2% χαμηλότερη από την απαιτούμενη απόδοση σύμφωνα με το συνολικό κίνδυνο.

Στις 27 από τις 28 αγορές, η υπολογισθείσα απαιτούμενη απόδοση, όπως αυτή δίδεται από το downside κίνδυνο, βρίσκεται ανάμεσα στην απαιτούμενη απόδοση που προκύπτει από την εφαρμογή των μέτρων συνολικού και συστηματικού κινδύνου.

Δηλαδή,

$$RM_{SR} < RM_{DR} < RM_{TR} \Rightarrow CE_{SR} < CE_{DR} < CE_{TR}$$

Ο ερευνητής επιχειρηματολογεί πως η εφαρμογή του συνολικού κινδύνου για τον υπολογισμό της απαιτούμενης απόδοσης υπερεκτιμά τον πραγματικό κίνδυνο, καθώς δίνει το ίδιο βάρος, τόσο στις ανοδικές, όσο και στις καθοδικές κινήσεις. Αντίθετα, ο συστηματικός κίνδυνος δίνει πολύ χαμηλές απαιτούμενες αποδόσεις. Με δεδομένο ότι σε πλήρως απελευθερωμένες αγορές η απαιτούμενη απόδοση πρέπει να μετράται από το beta, και σε segmented (απομονωμένες) αγορές από το συνολικό κίνδυνο, οι αναδυόμενες αγορές, οι οποίες χαρακτηρίζονται από μερική απελευθέρωση πρέπει να εμφανίζουν απαιτούμενη απόδοση ανάμεσα σε CE_{SR} και CE_{TR} . Ο συλλογισμός αυτός σε συνδυασμό με τα εμπειρικά αποτελέσματα αναδεικνύουν το downside κίνδυνο ως το *ιδανικό μέτρο κινδύνου* για τον υπολογισμό των απαιτούμενων αποδόσεων στις αναδυόμενες αγορές.

Σε ένα ξεχωριστό άρθρο⁴⁷ του, ο Estrada επιχειρεί να εξετάσει, με την ίδια μεθοδολογία, την καταλληλότητα των downside μέτρων κινδύνου στις αναδυόμενες αγορές, αλλά αυτή τη φορά σε κλαδικό επίπεδο.

Αξιοποιώντας και πάλι τη βάση δεδομένων MSCI κατατάσσει τα αξιόγραφα όχι με βάση τη χώρα, αλλά βάσει του κλάδου στον οποίο ανήκουν, διαμορφώνοντας 37 κλάδους και 8 οικονομικούς τομείς, για την περίοδο 12/94-12/99.

Η μεθοδολογία παραμένει η ίδια και αφού υπολογιστούν οι μέσες μηνιαίες αποδόσεις και τα έξι μέτρα κινδύνου για κάθε κλάδο (β , $\sigma(R_i)$, β^D , Σ_μ , Σ_F , Σ_0), διαμορφώνεται η μήτρα συσχετίσεων και διενεργείται η γνωστή ανάλυση με τη χρήση παλινδρομήσεων.

Τα αποτελέσματα όμως στην περίπτωση αυτή είναι διαφορετικά. Η μήτρα συσχετίσεων δείχνει ότι ο *συστηματικός κίνδυνος* (β) είναι η μεταβλητή που συσχετίζεται περισσότερο με τις μέσες αποδόσεις των κλάδων.

Η ανάλυση παλινδρόμησης δείχνει ότι από τα μέτρα κινδύνου εξεταζόμενα μεμονωμένα, μόνο το beta και η semideviation με απόδοση αναφοράς το μέσο (Σ_μ) είναι στατιστικά σημαντικά. Κατά συνέπεια, εν αντιθέσει με τα ευρήματα της προηγούμενης έρευνας σε επίπεδο χώρας, σε κλαδικό επίπεδο το beta μπορεί να εξηγήσει διαστρωματικά τις αποδόσεις των αξιογράφων, ο συνολικός κίνδυνος δεν είναι στατιστικά σημαντικός και ο μη συστηματικός κίνδυνος δεν αμείβεται.

Η έρευνα ολοκληρώνεται με τον υπολογισμό της απαιτούμενης απόδοσης με βάση το συστηματικό κίνδυνο, το συνολικό κίνδυνο και το downside κίνδυνο (όπως αυτός μετράται από το λόγο $\frac{\Sigma_{\mu,i}}{\Sigma_{\mu,W}}$). Τα αποτελέσματα συμφωνούν με την προγενέστερη μελέτη, καθώς κατά κανόνα ισχύει η σχέση:

$$CE_{SR} < CE_{DR} < CE_{TR}$$

⁴⁷ Estrada J. (2001), “The Cost of Equity in Emerging Markets: A Downside Risk Approach (II)”, *Emerging Markets Quarterly*, pp. 63-72.

Τέλος, αξίζει να σημειωθεί ότι σε δύο εξαιρέσεις του γενικού αποτελέσματος, όπου η απαιτούμενη απόδοση που προκύπτει από τον downside κίνδυνο είναι μεγαλύτερη της αντίστοιχης του συνολικού, οι κλάδοι εμφανίζουν τη μεγαλύτερη και στατιστικά σημαντική αρνητική ασυμμετρία. Αντίστοιχα, στους δύο κλάδους, όπου παρατηρείται σημαντικά μικρότερη απαιτούμενη απόδοση από την εφαρμογή του downside κινδύνου σε σχέση με το συνολικό κίνδυνο, οι αποδόσεις εμφανίζουν θετική και στατιστικά σημαντική ασυμμετρία.

Ο Javier Estrada, εφαρμόζει επίσης τη γνωστή μεθοδολογία σε μία άλλη μελέτη του⁴⁸, που σκοπό έχει να εξετάσει κατά πόσο η semideviation με απόδοση αναφοράς το μέσο των αποδόσεων είναι κατάλληλο μέτρο κινδύνου για την εκτίμηση της απαιτούμενης απόδοσης των εταιριών που δραστηριοποιούνται στο Internet.

Το δείγμα της έρευνας του περιλαμβάνει 215 μετοχές εταιρειών του Διαδικτύου και το χαρτοφυλάκιο της αγοράς προσεγγίζεται από το χρηματιστηριακό δείκτη S&P 500. Λόγω της μεγάλης πτώσης των τιμών των αξιογράφων του συγκεκριμένου κλάδου κατά το τελευταίο εννιάμηνο του 2000, εξετάζονται δύο περίοδοι: από τον Ιανουάριο του 1995 ως το Δεκέμβριο του 2000 (μεγάλη περίοδος) και από τον Ιανουάριο του 1995 ως το Φεβρουάριο του 2000 (μικρή περίοδος). Επίσης, η έρευνα πραγματοποιείται τόσο σε επίπεδο μεμονωμένων αξιογράφων, όσο και σε επίπεδο χαρτοφυλακίων, προκειμένου να απαλειφθούν τυχόν λάθη στην εκτίμηση των συντελεστών κινδύνου (error-in-variables problem)⁴⁹. Ο κίνδυνος, σε κάθε περίπτωση, προσεγγίζεται από το συστηματικό κίνδυνο (β), τον συνολικό κίνδυνο ($\sigma(R_i)$) και το downside κίνδυνο (Σ_μ).

Στο επίπεδο των μεμονωμένων αξιογράφων, και στις δύο περιόδους εξέτασης του δείγματος και τα τρία μέτρα κινδύνου εμφανίζονται στατιστικά σημαντικά, ωστόσο στη μεγαλύτερη περίοδο η επεξηγηματικότητά τους είναι σχετικά χαμηλή. Στην μικρότερη περίοδο εξέτασης τα τρία μέτρα κινδύνου επεξηγούν σημαντικά μεγαλύτερο ποσοστό της μεταβλητότητας των αποδόσεων και η semideviation (Σ_μ) υπερτερεί έναντι των άλλων δύο. Αξίζει όμως να σημειωθεί ότι όταν το beta και η semideviation λαμβάνονται υπ' όψιν μαζί στην ίδια παλινδρόμηση, προκύπτει ότι είναι και τα δύο στατιστικά σημαντικά. Αυτό σημαίνει ότι το κάθε μέτρο επεξηγεί τμήμα της μεταβλητότητας των αποδόσεων που δεν εξηγείται από το άλλο.

Στην περίπτωση των χαρτοφυλακίων, η semideviation αναδεικνύεται σε ανώτερο μέτρο κινδύνου και στις δύο περιόδους, σε όρους επεξηγηματικής ικανότητας. Η ανάλυση παλινδρόμησης δείχνει ότι στη μεγάλη περίοδο εξέτασης η semideviation είναι στατιστικά σημαντικά συσχετισμένη με τις μηνιαίες αποδόσεις, ενώ το beta όχι. Στη μικρότερη περίοδο και τα δύο μέτρα κινδύνου είναι στατιστικά

⁴⁸ Estrada J. (2002), "The Cost of Equity Internet Stocks: A Downside Risk Approach", Working Paper, IESE Business School.

⁴⁹ Blume M. (1971), "On the Assessment of Risk", Journal of Finance, Vol. 26, pp. 1-10.

σημαντικά, αλλά η *semideviation* και πάλι υπερτερεί σε όρους επεξηγηματικής ικανότητας, ενώ αν εξεταστούν μαζί στην ίδια παλινδρόμηση είναι η μόνη που προκύπτει στατιστικά σημαντική.

Οι υπολογισμοί της απαιτούμενης απόδοσης με βάση τα τρία προαναφερθέντα μέτρα κινδύνου δίνουν ορισμένα ενδιαφέροντα αποτελέσματα. Κατ' αρχήν οι απαιτούμενες αποδόσεις δε διαφέρουν πολύ για τις δύο περιόδους εξέτασης. Υπάρχουν όμως σημαντικές διαφορές ανάμεσα στην απαιτούμενη απόδοση που υπολογίζεται με διαφορετικά μέτρα κινδύνου. Ειδικότερα, για τη μεγάλη περίοδο εξέτασης, η απαιτούμενη απόδοση που προκύπτει από το συστηματικό κίνδυνο είναι περίπου η μισή (για μεμονωμένα αξιόγραφα) και τα δύο τρίτα (για χαρτοφυλάκια) από την αντίστοιχη του *downside* κινδύνου. Επιπλέον, σε κάθε περίπτωση, η αναμενόμενη απόδοση που υπολογίζεται από το συνολικό κίνδυνο είναι κατά πολύ μεγαλύτερη από τις προαναφερθείσες.

ΣΥΝΟΠΤΙΚΗ ΠΑΡΟΥΣΙΑΣΗ ΕΡΕΥΝΗΤΙΚΩΝ ΑΡΘΡΩΝ ΑΝΑΦΟΡΙΚΑ ΜΕ ΤΗ ΧΡΗΣΗ ΤΗΣ ΗΜΙΔΙΑΚΥΜΑΝΣΗΣ ΣΤΗ ΔΙΑΧΕΙΡΙΣΗ ΧΑΡΤΟΦΥΛΑΚΙΟΥ

Ερευνητής: James Mao (1970)

Τίτλος Άρθρου: *Models of Capital Budgeting, E-V vs E-S*

Σκοπός: Εξέταση του θεωρητικού υποβάθρου του E-S (model και της χρησιμότητάς του για τη λήψη αποφάσεων επένδυσης και χρηματοδότησης. Σύγκριση με το E-V model.

Μεθοδολογία: Πρακτικά παραδείγματα υποθετικών χαρτοφυλακίων.

Αποτελέσματα:

- Το E-S model βασίζεται σε μία διαφορετική δίκλαδη συνάρτηση χρησιμότητας, που επιδεικνύει αποστροφή κινδύνου μέχρι την απόδοση αναφοράς και ουδετερότητα έναντι του κινδύνου πάνω από αυτή.
- Το E-S κριτήριο δίνει ανώτερες επενδυτικές επιλογές σε παραδείγματα υποθετικών χαρτοφυλακίων με διακριτές αποδόσεις και δεδομένες πιθανότητες πραγματοποίησης, λόγω της βαρύτητας που δίνει μόνο στο αριστερό μέρος της κατανομής των αποδόσεων.

Ερευνητής: William Hogan & James Warren (1972)

Τίτλος Άρθρου: *Computation of the Efficient Boundary in the E-S Portfolio Selection Model*

Σκοπός: Υπολογισμός του αποτελεσματικού συνόρου του υποδείγματος E-S

Μεθοδολογία: Αξιοποίηση των μαθηματικών ιδιοτήτων της ημιδιακύμανσης, ορισμός του ανώτερου χαρτοφυλακίου και υπολογισμός του αλγορίθμου που προσδιορίζει το σύνολο των ανώτερων χαρτοφυλακίων σε όρους απόδοσης-κινδύνου.

Ερευνητής: William Hogan & James Warren (1974)

Τίτλος Άρθρου: *Towards the Development of an Equilibrium Capital-Market Model Based on Semivariance*

Σκοπός: Απόδειξη η θεωρητική δομή του CAPM, που αναπτύχθηκε από τους Sharpe-Lintner-Mossin, διατηρείται στην περίπτωση που η semideviation αντικαταστήσει την τυπική απόκλιση, ως μέτρο κινδύνου.

Μεθοδολογία: Εργασία κάτω από αντίστοιχες υποθέσεις με αυτές στις οποίες βασίστηκε το CAPM.

Αποτελέσματα:

- Η υπόθεση απεριόριστης δυνατότητας δανεισμού και επένδυσης στο επιτόκιο άνευ κινδύνου, στα πλαίσια του E-S model, δημιουργεί ένα νέο αποτελεσματικό όριο που είναι γραμμικό, εφάπτεται του αρχικού και τέμνει τον άξονα των αποδόσεων στην απόδοση χωρίς κίνδυνο (capital market line).
- Η σχέση ανάμεσα στην αναμενόμενη απόδοση ενός αξιογράφου και τον κίνδυνο του είναι γραμμική συνάρτηση της cosemivariance του αξιογράφου με το χαρτοφυλάκιο της αγοράς (security market line).

Ερευνητής: Ali Jahankhani (1976)

Τίτλος Άρθρου: *E-V and E-S Capital Asset Pricing Models: Some Empirical Tests*

Σκοπός: Εμπειρικός έλεγχος της ισχύος των υποδειγμάτων E-V & E-S

Μεθοδολογία: Regression Analysis. Εξέταση των υποθέσεων της γραμμικής σχέσης κινδύνου-απόδοσης, της μοναδικότητας του συστηματικού κινδύνου ως παράγοντα που επηρεάζει τις αποδόσεις, της ισότητας του σημείου τομής των άξονα των αποδόσεων με το επιτόκιο άνευ κινδύνου και της θετικής σχέσης απόδοσης-κινδύνου με κλίση $E(R_M)-R_F$. Μεθοδολογία Fama-Macbeth.

Δείγμα: Το σύνολο των αξιογράφων του CRSP για την περίοδο 07/47-06/69, διαιρεμένη σε 11 υποπεριόδους των 2 ετών. Market Proxy: Fishers' Arithmetic Performance Index.

Αποτελέσματα:

- Τα δύο υποδείγματα είναι σχεδόν πανομοιότυπα αναφορικά με τις 4 υποθέσεις που ελέγχθηκαν.
- Τα εμπειρικά στοιχεία δείχνουν ότι η γραμμική σχέση απόδοσης-κινδύνου και η μοναδικότητα του συστηματικού κινδύνου, ως μοναδικού παράγοντα που επηρεάζει τις αποδόσεις ισχύουν και στα δύο υποδείγματα.
- Οι υποθέσεις της ισότητας του σημείου τομής του άξονα των αποδόσεων με το επιτόκιο άνευ κινδύνου και της κλίσης της security market line ίσης με $E(R_M)-R_F$ απορρίπτονται από τα εμπειρικά δεδομένα.

Ερευνητής: Vijay Bawa & E.B. Lindenberg (1977)

Τίτλος Άρθρου: *Capital Market Equilibrium in a Mean-Lower Partial Moment Framework*

Σκοπός: Ανάπτυξη Εναλλακτικού Υποδείγματος Αποτίμησης Mean-Lower Partial Moment

Αποτελέσματα:

- Δημιουργία Υποδείγματος Αποτίμησης, όπου οι επενδυτές επιλέγουν χαρτοφυλάκια με βάση την αναμενόμενη απόδοση και τον κίνδυνο, όπως αυτός εκφράζεται από το Lower Partial Moment.
- Το ανωτέρω Υπόδειγμα Αποτίμησης δεν απαιτεί συγκεκριμένη υπόθεση κατανομής των αποδόσεων.
- Στο πλαίσιο mean-lower partial moment to separation theorem ισχύει.
- Στο πλαίσιο mean-lower partial moment υπάρχει γραμμή κεφαλαιαγοράς (security market line), που συνδέει ανώτερη απόδοση με ανώτερο κίνδυνο.
- Στο ανωτέρω πλαίσιο, το μέτρο συστηματικού κινδύνου των αξιογράφων είναι η colower partial moment των αποδόσεων του αξιογράφου με τις αποδόσεις της αγοράς.
- Το πλαίσιο Mean-Lower Partial Moment περιλαμβάνει το κλασσικό CAPM με συγκεκριμένες υποθέσεις για την κατανομή των αποδόσεων, ως ειδική περίπτωση.

Ερευνητής: Peter Fishburn (1977)

Τίτλος Άρθρου: *Mean-Risk Analysis with Risk Associated with Below-Target Returns*

Σκοπός: Δημιουργία ενός mean-risk dominance model (a-t model), ενός υποδείγματος δύο παραγόντων, όπου ο κίνδυνος μετράται από μία σταθμισμένη συνάρτηση των αποκλίσεων κάτω από ένα συγκεκριμένο επίπεδο απόδοσης t , με σταθμά τις πιθανότητες πραγματοποίησης.

Αποτελέσματα:

- Το a-t model διατηρεί την απλότητα των υποδειγμάτων δύο παραγόντων και παράλληλα προσφέρει την ευελιξία επιλογής των παραμέτρων a και t που ταιριάζουν στις προτιμήσεις του επενδυτή.
- Το a-t model είναι συνεπές με δικλαδες συναρτήσεις χρησιμότητας, που επιδεικνύουν αποστροφή κινδύνου μέχρι την απόδοση αναφοράς t και ουδετερότητα έναντι του κινδύνου πάνω από αυτή.

Ερευνητής: Timothy Nantell & Barbara Price (1979)

Τίτλος Άρθρου: *An Analytical Comparison of Variance and Semivariance Capital Market Theories*

Σκοπός: Συγκριτική ανάλυση της θεωρητικής δομής των Υποδειγμάτων Αποτίμησης με τη χρήση της διακύμανσης και της ημιδιακύμανσης, ως μέτρο κινδύνου.

Αποτελέσματα:

- Ο ορισμός της απόδοσης αναφοράς ως του μέσου των αποδόσεων, έχει ως αποτέλεσμα την αφαίρεση ελκυστικών χαρακτηριστικών από τη συνδιακύμανση, ως μέτρο κινδύνου. Για το λόγο αυτό, ενδείκνυται η χρησιμοποίηση της απόδοσης άνευ κινδύνου ως απόδοσης αναφοράς.
- Αν η συνάρτηση κατανομής των αποδόσεων της αγοράς και του αξιογράφου i είναι bivariate κανονική, τότε τα υποδείγματα αποτίμησης E-V & E-S ταυτίζονται, έστω και αν ως απόδοση αναφοράς έχει οριστεί η απόδοση άνευ κινδύνου.

Ερευνητής: Kelly Price, Barbara Price & Timothy Nantell (1982)

Τίτλος Άρθρου: *Variance and Lower Partial Moment Measures of Systematic Risk: Some Analytical and Empirical Evidence*

Σκοπός: Απόδειξη της ύπαρξης συστηματικών διαφορών ανάμεσα στα υποδείγματα E-V & E-S, όταν οι αποδόσεις των αξιογράφων ακολουθούν λογαριθμική κανονική κατανομή (lognormal). Εμπειρική εξέταση της ύπαρξης συστηματικών διαφορών (ικανής ασυμμετρίας).

Μεθοδολογία: Διαχωρισμός σε υποπεριόδους των 6 ετών και διάκριση των αξιογράφων σε υψηλού, μέσου και χαμηλού κινδύνου. Υπολογισμός των μέτρων συστηματικού κινδύνου των δύο υποδειγμάτων (COV/V & $CLPM/LPM$) για τα αξιόγραφα υψηλού και χαμηλού κινδύνου. Εξέταση για την ύπαρξη συστηματικών διαφορών ανάμεσα στα δύο εναλλακτικά μέτρα συστηματικού κινδύνου.

Δείγμα: Το σύνολο των αξιογράφων του CRSP για την περίοδο 1927-1968.

Αποτελέσματα:

- Εφόσον οι αποδόσεις τις αγοράς και του αξιογράφου i ακολουθούν bivariate λογαριθμική κανονική κατανομή, τότε για τα αξιόγραφα χαμηλού κινδύνου ισχύει $COV/V < CLPM/LPM$, για τα αξιόγραφα μέσου κινδύνου ισχύει $COV/V = CLPM/LPM$ και για τα αξιόγραφα υψηλού κινδύνου ισχύει $COV/V > CLPM/LPM$.
- Το μέτρο συστηματικού κινδύνου του E-V CAPM (COV/V) δεν αποτελεί αξιόπιστη προσέγγιση του μέτρου συστηματικού κινδύνου του E-S CAPM ($CLPM/LPM$)-Ύπαρξη συστηματικών διαφορών.
- Η ύπαρξη στατιστικά σημαντικής αρνητικής ασυμμετρίας, έχει ως αποτέλεσμα την αντιστροφή των ανισοτήτων των αναμενόμενων σχέσεων.

Ερευνητής: Timothy Nantell, Kelly Price & Barbara Price (1982)

Τίτλος Άρθρου: *Mean-Lower Partial Moment Asset Pricing Model: Some Empirical Evidence*

Σκοπός: Εμπειρικός έλεγχος για την ισχύ του E-L CAPM, σε αντιπαράθεση με τις αδυναμίες που προέκυψαν από προγενέστερους εμπειρικούς ελέγχους για το E-V CAPM.

Μεθοδολογία: Regression Analysis. Μεθοδολογία Fama-MacBeth. Διαμόρφωση χαρτοφυλακίων. Εξέταση της βασικής υπόθεσης ότι το EL-CAPM είναι διαφορετικό από το EV-CAPM, υπό την έννοια ότι έχει χαμηλότερο σημείο τομής με τον άξονα των αποδόσεων και μεγαλύτερη κλίση. Εμπειρικός έλεγχος ισχύος του EL-CAPM, μέσω της εξέτασης των απαιτούμενων υποθέσεων (Linearity Hypothesis, Residual Risk Hypothesis, Positive Tradeoff Hypothesis, Riskless Security Hypothesis).

Δείγμα: Το σύνολο των αξιογράφων του CRSP για την περίοδο 01/26-12/76.

Αποτελέσματα:

- Η βασική υπόθεση δεν μπορεί να απορριφθεί. Τα εμπειρικά δεδομένα δίνουν

αντίθετα από τα αναμενόμενα αποτέλεσμα, μόνο στην περίπτωση που οι αποδόσεις εμφανίζουν στατιστικά σημαντική αρνητική ασυμμετρία.

- Η υπόθεση της γραμμικότητας δεν μπορεί να απορριφθεί για το EL-CAPM.
- Ο μη συστηματικός κίνδυνος δεν είναι στατιστικά σημαντικός στα πλαίσια του υποδείγματος EL-CAPM.
- Υπάρχει θετική σχέση ανάμεσα στην απόδοση και τον κίνδυνο, αν και σε μερικές υποπεριόδους η σχέση αυτή δεν είναι στατιστικά σημαντική.
- Το EL-CAPM είναι συνεπές με την Riskless Security Hypothesis, όταν οι αποδόσεις των αξιογράφων δεν χαρακτηρίζονται από στατιστικά σημαντική αρνητική ασυμμετρία.

Ερευνητής: W.V. Harlow & Ramesh Rao (1989)

Τίτλος Άρθρου: *Asset Pricing in a Generalized Mean-Lower Partial Moment Framework: Theory and Evidence*

Σκοπός: Εισαγωγή ενός γενικευμένου υποδείγματος αποτίμησης, που θέτει τον κίνδυνο ως την απόκλιση κάτω από οποιαδήποτε απόδοση αναφοράς και περιλαμβάνει το σύνολο των προγενέστερων υποδειγμάτων ως ειδικές περιπτώσεις, του Generalized Mean-Lower Partial Moment model.
Εμπειρικός έλεγχος της ισχύος του GMLPM σε αντιπαράθεση με το κλασσικό CAPM.

Μεθοδολογία: Διενέργεια εμπειρικών ελέγχων με τη χρήση asymmetric response methodology στα πλαίσια μίας προσέγγισης πολυμεταβλητού ελέγχου.

Δείγμα: Το σύνολο των αξιογράφων του CRSP για την περίοδο 1931-1980.
Market Proxy: CRSP equally weighted index

Αποτελέσματα:

- Το GMLPM model δεν μπορεί να απορριφθεί έναντι μιας απροσδιόριστης εναλλακτικής για ένα μεγάλο σύνολο αποδόσεων αναφοράς.
- Το κλασσικό CAPM απορρίπτεται ως μία καλά ορισμένη εναλλακτική.
- Τα εμπειρικά δεδομένα υποδεικνύουν ότι η κατάλληλη απόδοση αναφοράς για το υπόδειγμα GMLPM είναι ο μέσος των αποδόσεων παρά η απόδοση άνευ κινδύνου.

Ερευνητής: Javier Estrada (2000)

Τίτλος Άρθρου: *The Cost of Equity in Emerging Markets: A Downside Risk Approach*

Σκοπός: Εξέταση της semideviation, ως κατάλληλου μέτρου κινδύνου, για τον υπολογισμό της απαιτούμενης απόδοσης των αξιογράφων των αναδυόμενων αγορών σε επίπεδο χώρας.

Μεθοδολογία: Regression Analysis. Συσχέτιση των μηνιαίων αποδόσεων με 7 εναλλακτικά μέτρα κινδύνου.

Δείγμα: 28 αναδυόμενες αγορές για την περίοδο 01/88 (01/93)-12/98.
Market Proxy: MSCI All-Country World Index.

Αποτελέσματα:

- Ο συστηματικός κίνδυνος (beta) δεν συνδέεται στατιστικά σημαντικά με τις μηνιαίες αποδόσεις των αξιογράφων.
- Ο συνολικός, ο μη συστηματικός και ο downside κίνδυνος συνδέονται στατιστικά σημαντικά με τις μηνιαίες αποδόσεις των αξιογράφων.
- Η απαιτούμενη απόδοση που προκύπτει από τη semideviation είναι μικρότερη από την αντίστοιχη του συνολικού κινδύνου και μεγαλύτερη από αυτή του συστηματικού κινδύνου (συνεπές με την υπόθεση των partially integrated emerging markets).

Ερευνητής: Javier Estrada (2001)

Τίτλος Άρθρου: *The Cost of Equity in Emerging Markets: A Downside Risk Approach (II)*

Σκοπός: Εξέταση της semideviation, ως κατάλληλου μέτρου κινδύνου, για τον υπολογισμό της απαιτούμενης απόδοσης των αξιογράφων των αναδυόμενων αγορών σε κλαδικό επίπεδο.

Μεθοδολογία: Regression Analysis. Συσχέτιση των μηνιαίων αποδόσεων με 6 εναλλακτικά μέτρα κινδύνου.

Δείγμα: 38 κλάδοι για την περίοδο 12/94-12/99. Market Proxy: MSCI World Index

Αποτελέσματα:

- Ο συστηματικός κίνδυνος επεξηγεί διαστρωματικά τις αποδόσεις των μετοχών σε επίπεδο κλάδου, όπως και η semideviation με απόδοση αναφοράς το μέσο.
- Οι διαστρωματικές αποδόσεις δεν εξηγούνται από το downside beta και το συνολικό κίνδυνο.
- Η απαιτούμενη απόδοση που προκύπτει από τη semideviation είναι μικρότερη από την αντίστοιχη του συνολικού κινδύνου και μεγαλύτερη από αυτή του συστηματικού κινδύνου.

Ερευνητής: Javier Estrada (2002)

Τίτλος Άρθρου: *The Cost of Equity Internet Stocks: A Downside Risk Approach*

Σκοπός: Εξέταση της semideviation, ως κατάλληλου μέτρου κινδύνου, για τον υπολογισμό της απαιτούμενης απόδοσης των αξιογράφων εταιριών του Internet.

Μεθοδολογία: Regression Analysis. Συσχέτιση των μηνιαίων αποδόσεων με εναλλακτικά μέτρα κινδύνου (beta, τυπική απόκλιση αποδόσεων & semideviation). Εξέταση μεμονωμένων αξιογράφων και χαρτοφυλακίων.

Δείγμα: 215 εταιρίες του Internet για δύο περιόδους (12/95-12/00 & 12/95-02/00). Διαμόρφωση 43 χαρτοφυλακίων. Market Proxy: S&P 500.

Αποτελέσματα:

- Η semideviation αποτελεί καλύτερο μέτρο κινδύνου για την εξήγηση των διαστρωματικών αποδόσεων των αξιογράφων από το beta και το συνολικό κίνδυνο.
- Η απαιτούμενη απόδοση που προκύπτει από τη semideviation είναι κατά πολύ μεγαλύτερη από την απαιτούμενη απόδοση του beta.

ΜΕΘΟΔΟΛΟΓΙΑ

Στην παρούσα διατριβή θα αξιοποιηθεί το εναλλακτικό υπόδειγμα Downside-CAPM, που ανέπτυξε ο Javier Estrada, καθώς και η αντίστοιχη μεθοδολογία για την εξέταση της ανωτερότητας των downside εναλλακτικών μέτρων κινδύνου στην περιγραφή των αναμενόμενων αποδόσεων των αξιογράφων⁵⁰.

Υπάρχουν όμως κάποιες σημαντικές διαφορές, που θα πρέπει να επισημανθούν από την αρχή, προκειμένου ο αναγνώστης να αντιληφθεί τη μεθοδολογία και το σκοπό της έρευνας που θα ακολουθήσει.

- Η μεθοδολογία του Javier Estrada συνίσταται στη συσχέτιση αποδόσεων και μέτρων κινδύνου ενός εθνικού δείκτη με ένα παγκόσμιο δείκτη (πχ. MSCI All Country World Index). Προκειμένου τα αποτελέσματα που θα προκύψουν να έχουν πρακτικότερη αξία, η ίδια μεθοδολογία θα εφαρμοστεί σε *εθνικό επίπεδο* με τη χρήση αποδόσεων εγχώριων αξιογράφων και εγχώριου εθνικού δείκτη (Local D-CAPM).
- Άμεση συνέπεια της εφαρμογής της μεθοδολογίας σε εθνικό επίπεδο είναι η ανάγκη για τη *διαμόρφωση χαρτοφυλακίων* παράλληλα με την εξέταση των αποδόσεων μεμονωμένων αξιογράφων.
- Χρησιμοποιούνται *εβδομαδιαίες* και όχι μηνιαίες αποδόσεις αξιογράφων και δεικτών, προκειμένου τα αποτελέσματα να είναι όσο το δυνατόν πιο ακριβή και να βασίζονται σε μεγάλο αριθμό παρατηρήσεων.

⁵⁰Βλ. Θεωρία Χαρτοφυλακίου: «D-CAPM»

i. Το Δείγμα

Το δείγμα της έρευνας αποτελείται από το σύνολο των αξιογράφων για τα οποία υπάρχουν στοιχεία χωρίς διακοπή⁵¹ για μία τουλάχιστον εξαετία, στη βάση δεδομένων Bloomberg και διαπραγματεύονται στις εξής χρηματιστηριακές αγορές:

- Γαλλίας (Δείκτης Αγοράς: CAC-40)
- Μεγ. Βρετανίας (Δείκτης Αγοράς: FTSE-100)

Για τα αξιόγραφα που πληρούν τις ανωτέρω προϋποθέσεις συγκεντρώνονται οι εβδομαδιαίες τιμές, οι οποίες είναι προσαρμοσμένες, ώστε να απεικονίζουν αλλαγές, όπως splits και reverse splits. Οι τιμές των αξιογράφων δεν είναι προσαρμοσμένες ώστε να απεικονίζουν τη μερισματική απόδοση.

Επίσης συγκεντρώνονται οι εβδομαδιαίες τιμές του εγχώριου Γενικού Δείκτη, που θα αποτελέσει την προσέγγιση της υπό εξέταση αγοράς.

Από τις ανωτέρω τιμές υπολογίζονται οι εβδομαδιαίες αποδόσεις όλων των αξιογράφων και του Γενικού Δείκτη.

⁵¹ Ως αξιόγραφα με στοιχεία χωρίς διακοπή εννοούμε τα αξιόγραφα αυτά για τα οποία δεν υπάρχει έλλειψη δεδομένων για περίοδο μεγαλύτερη των 2 εβδομάδων. Στην περίπτωση που τα αξιόγραφα παρουσιάζουν αποσπασματική έλλειψη δεδομένων για διάστημα μικρότερο των 2 εβδομάδων, η συμπλήρωσή τους γίνεται με γραμμική προβολή των αποδόσεων (και σημειώνονται με *italics* στα αντίστοιχα αρχεία Excel).

ii. Προβλήματα Εκτίμησης Κινδύνου

Το γεγονός ότι στους εμπειρικούς ελέγχους χρησιμοποιούνται εκτιμήσεις των πραγματικών τιμών του συστηματικού και μη συστηματικού κινδύνου, έχει ως αποτέλεσμα τη δημιουργία σφαλμάτων στη μέτρηση των μεταβλητών. Ο Blume⁵² έδειξε ότι με την προϋπόθεση ότι τα σφάλματα στη μέτρηση των μεταβλητών είναι λιγότερο από τέλεια θετικά συσχετισμένα διαστρωματικά, η εκτίμηση των μεταβλητών αυτών στα πλαίσια χαρτοφυλακίων παρά μεμονωμένων αξιογράφων, έχει ως αποτέλεσμα πιο ακριβείς εκτιμήσεις των πραγματικών τιμών των μεταβλητών.

Προκειμένου να περιοριστεί η απώλεια πληροφόρησης στους ελέγχους απόδοσης-κινδύνου, που προκαλείται από τη χρήση χαρτοφυλακίων έναντι μεμονωμένων αξιογράφων, διαμορφώνονται χαρτοφυλάκια κατατάσσοντας τα αξιόγραφα με βάση το μέτρο συστηματικού κινδύνου ($\hat{\beta}_i$), ώστε να υπάρχει ένα ευρύ πεδίο τιμών beta χαρτοφυλακίων. Ωστόσο, αυτή η διαδικασία μπορεί να οδηγήσει σε σοβαρό πρόβλημα, που ονομάζεται regression phenomenon. Ειδικότερα, οι υψηλές τιμές του $\hat{\beta}_i$ τείνουν να υπερεκτιμούν το πραγματικό β_i , ενώ οι χαμηλές τιμές $\hat{\beta}_i$ τείνουν να υποεκτιμούν το β_i . Διαμορφώνοντας χαρτοφυλάκια με κατάταξη των αξιογράφων βάσει του $\hat{\beta}_i$ προκαλείται ομαδοποίηση θετικών και αρνητικών δειγμάτων σφαλμάτων μέσα στα χαρτοφυλάκια. Κατά συνέπεια, τα χαρτοφυλάκια με υψηλό $\hat{\beta}_p$ θα τείνουν να υπερεκτιμούν το πραγματικό β_p και τα χαρτοφυλάκια με χαμηλό $\hat{\beta}_p$ θα τείνουν να υποεκτιμούν το πραγματικό β_p .

Το regression phenomenon μπορεί να αποφευχθεί σε μεγάλο βαθμό διαμορφώνοντας χαρτοφυλάκια με κατάταξη των αξιογράφων με βάση το $\hat{\beta}_i$ που υπολογίζεται σε μία περίοδο και κατόπιν χρησιμοποιώντας μία επόμενη περίοδο για την εκτίμηση του $\hat{\beta}_p$ των διαμορφωθέντων χαρτοφυλακίων. Χρησιμοποιώντας νέα

⁵² Blume M.E. (1970), "Portfolio Theory: A Step towards Its Practical Application", Journal of Business, Vol.43, pp.34-105.

στοιχεία, στα πλαίσια του κάθε χαρτοφυλακίου, τα σφάλματα στη μέτρηση των $\hat{\beta}_i$ είναι σε μεγάλο βαθμό τυχαία ανάμεσα στα αξιόγραφα, οπότε το regression phenomenon ελαχιστοποιείται. Η μέθοδος αυτή για την αντιμετώπιση του προβλήματος του regression phenomenon προτάθηκε αρχικά από τους Fama & MacBeth⁵³ και θα αξιοποιηθεί στα πλαίσια της παρούσης διατριβής.

⁵³ Fama E. & MacBeth J. (1973), "Risk, Return and Equilibrium: Empirical Tests", Journal of Political Economy, Vol.81, No3, pp.607-636.

iii. Ανάλυση Παλινδρόμησης

Η Ανάλυση Παλινδρόμησης αποσκοπεί στην εξέταση της σχετικής ανωτερότητας των εναλλακτικών μέτρων κινδύνου σε όρους στατιστικής σημαντικότητας ($t-stat$) και επεξηγηματικής ικανότητας ($Adj-R^2$) με τη χρήση παλινδρομήσεων.

Αρχικά, εξετάζεται η ακόλουθη παλινδρόμηση για όλα τα αξιόγραφα της κάθε υπό εξέταση αγοράς:

$$MR_i = \gamma_0 + \gamma_1 \cdot RV_i + u_i$$

Όπου MR = Η αναμενόμενη (μέση) απόδοση
 RV = Κάθε ένα από τα τέσσερα μέτρα κινδύνου

Κάθε ένα από τα τέσσερα μέτρα κινδύνου εξετάζεται ξεχωριστά και σχολιάζεται η στατιστική του σημαντικότητα ($t-stat$) και η επεξηγηματική του ικανότητα σε όρους $Adj-R^2$.

Εν συνεχεία, εξετάζεται η ακόλουθη παλινδρόμηση για όλα τα αξιόγραφα της κάθε υπό εξέταση αγοράς:

$$MR_i = \gamma_0 + \gamma_1 \cdot RV_{1i} + \gamma_2 \cdot RV_{2i} + u_i$$

Όπου RV_1 = Το κλασσικό μέτρο κινδύνου, ήτοι τυπική απόκλιση (beta)
 RV_2 = Το εναλλακτικό μέτρο κινδύνου, ήτοι semideviation (downside beta)

Η δεύτερη παλινδρόμηση επιτρέπει την άμεση σύγκριση των εναλλακτικών μέτρων κινδύνου ανά ζεύγη, ήτοι διακύμανση-ημιδιακύμανση (σ, Σ) και beta-downside beta (β, β^D).

iv. Ανάλυση Παλινδρόμησης με Χαρτοφυλάκια

Η μεθοδολογία Ανάλυσης Παλινδρόμησης για χαρτοφυλάκια είναι παρόμοια με την αντίστοιχη των μεμονωμένων αξιογράφων, με τη διαφορά ότι η περίοδος εξέτασης διαιρείται σε δύο υποπεριόδους.

1^η Περίοδος: Διαμόρφωση Χαρτοφυλακίων

Η πρώτη υποπερίοδος αποτελείται από τα δύο πρώτα έτη της περιόδου εξέτασης και με βάση το χρονικό αυτό διάστημα (104 παρατηρήσεις), υπολογίζεται το beta των αξιογράφων⁵⁴. Εν συνεχεία, τα αξιόγραφα κατατάσσονται με φθίνοντα ρυθμό, με βάση το beta τους, και το δείγμα διαιρείται σε ισομερή τμήματα.

Σε κάθε ένα από τα ισομερή αυτά τμήματα, τα αξιόγραφα κατάσσονται επίσης με φθίνοντα ρυθμό με βάση το μη συστηματικό τους κίνδυνο ($s(u_i)$) και διαιρούνται επίσης, να διαμορφώσουν τον επιθυμητό αριθμό ισοσταθμισμένων χαρτοφυλακίων.

2^η Περίοδος: Εκτίμηση Εναλλακτικών Μέτρων Κινδύνου

Για τη δεύτερη υποπερίοδο, που περιλαμβάνει την υπόλοιπη περίοδο εξέτασης (4 έτη - 208 παρατηρήσεις) υπολογίζονται οι εβδομαδιαίες αποδόσεις των 20 χαρτοφυλακίων.

Εν συνεχεία, υπολογίζονται η μέση απόδοση και τα τέσσερα εναλλακτικά μέτρα κινδύνου για κάθε χαρτοφυλάκιο, με τη χρήση του λογισμικού E-Views, ως εξής:

$$\text{Standard Deviation} \quad \sigma(R_i) = \sqrt{E(R_i - \mu_i)^2}$$

$$\text{Semideviation} \quad \Sigma_{i,\mu} = \sqrt{E\{\min[(R_i - \mu_i), 0]^2\}}$$

⁵⁴ Το beta της Περιόδου Διαμόρφωσης Χαρτοφυλακίου προκύπτει από την ακόλουθη παλινδρόμηση, που περιλαμβάνει σταθερά (Single Index Model):

$$R_i = a + bR_M + u_i$$

Beta Μέσω της ακόλουθης παλινδρόμησης των αποδόσεων των χαρτοφυλακίων με της αποδόσεις του δείκτη, που δεν περιλαμβάνει σταθερά⁵⁵.

$$R_i = bR_M + u_i$$

Downside Beta Μέσω μίας απλής γραμμικής παλινδρόμησης χωρίς σταθερά ανάμεσα στην εξαρτημένη μεταβλητή $y_t = \text{Min}[(R_{it} - \mu_i), 0]$ και την ανεξάρτητη μεταβλητή $x_t = \text{Min}[(R_{Mt} - \mu_M), 0]$

⁵⁵ Καθώς στην συντριπτική τους πλειοψηφία τα χαρτοφυλάκια εμφανίζουν τη σταθερά a στατιστικά μη σημαντική, η παλινδρόμηση για τον υπολογισμό τόσο του beta, όσο και του downside beta δεν περιλαμβάνει σταθερά.

ΜΕΡΟΣ 2^ο :

«ΕΜΠΕΙΡΙΚΗ ΜΕΛΕΤΗ»

Α. Γ Α Λ Λ Ι Α

Ι. ΤΑΥΤΟΤΗΤΑ ΤΗΣ ΕΡΕΥΝΑΣ

ΔΕΙΚΤΗΣ ΑΝΑΦΟΡΑΣ: **CAC-40**

ΔΕΙΓΜΑ: Το σύνολο των αξιογράφων, για τα οποία υπάρχουν στοιχεία (τιμές) στη βάση δεδομένων Bloomberg, για μία συνεχόμενη, εξαετή περίοδο εξέτασης, και ανήκουν στους εξής δείκτες:

- CAC-40
- ITCAC
- ITCAC-50
- NOUVEAU MARCHÉ
- SBF-120
- SBF 250
- SBF MID
- SBF-80
- DEUXIÈME MARCHÉ

ΠΕΡΙΟΔΟΙ ΕΞΕΤΑΣΗΣ:

- 01/1999-12/2004
- 01/1997-12/2002

ΔΕΙΓΜΑ ΑΞΙΟΓΡΑΦΩΝ

	1999-2004	1997-2002
ΑΞΙΟΓΡΑΦΑ	207	161

II. 1^η ΠΕΡΙΟΔΟΣ ΕΞΕΤΑΣΗΣ: 1999-2004

Η 1^η περίοδος εξέτασης, που εκτείνεται χρονικά από τον Ιανουάριο του 1999 μέχρι το Δεκέμβριο του 2004 (έξι έτη), χωρίζεται σε δύο υποπεριόδους:

- Υποπερίοδος Διαμόρφωσης Χαρτοφυλακίων. Η διετία 01/1999-12/2000, αποτελεί την περίοδο εκτίμησης των beta & της τυπικής απόκλισης των καταλοίπων, προκειμένου να διαμορφωθούν τα χαρτοφυλάκια.
- Υποπερίοδος Εξέτασης των εναλλακτικών μέτρων κινδύνου. Η τετραετία 01/2001-12/2004 αποτελεί την καθαυτή περίοδο εμπειρικού ελέγχου της ανωτερότητας των εναλλακτικών μέτρων κινδύνου. Η ανάλυση με τη μέθοδο παλινδρόμησης γίνεται τόσο σε επίπεδο χαρτοφυλακίων, όσο και σε επίπεδο μεμονωμένων αξιογράφων.

Το Διάγραμμα που ακολουθεί δείχνει την πορεία του Δείκτη CAC-40, που θα αποτελέσει και την προσέγγιση της Γαλλικής αγοράς, κατά την 1^η περίοδο εξέτασης.



Διάγραμμα Πορείας Δείκτη CAC-40 (01/1999-12/2004)

Όπως φαίνεται και στο Διάγραμμα, η γαλλική χρηματιστηριακή αγορά από τις αρχές του 1999 βρίσκεται σε μία ανοδική πορεία, με αφετηρία τις 4.000 μονάδες, που θα κορυφωθεί προς τα τέλη του 2001. Ακολουθεί μία πτωτική περίοδος μέχρι τα μέσα του 2003, με αποτέλεσμα ο Δείκτης CAC-40 να πέσει κάτω από τις 2.500 μονάδες. Τέλος, από το Μάιο του 2003 ως το Δεκέμβριο του 2004, η γαλλική αγορά βρίσκεται σε ήπια ανοδική τροχιά με αποτέλεσμα να ανακτηθούν, σχεδόν, τα επίπεδα των 4.000 μονάδων.

i. Ανάλυση Μεμονωμένων Αξιογράφων

Τα αξιόγραφα για τα οποία η βάση δεδομένων της Bloomberg δίνει στοιχεία χωρίς διακοπή για την περίοδο εξέτασης 1999-2004 για τη χρηματιστηριακή αγορά της Γαλλίας είναι **207** και συγκεκριμένα τα εξής⁵⁶:

AC	FP	ADI	FP	AGF	FP	AI	FP	ALB	FP
ALM	FP	ALP	FP	ALT	FP	ARK	FP	ATO	FP
AVQ	FP	AVT	FP	BB	FP	BEN	FP	BH	FP
BN	FP	BNP	FP	BOI	FP	BON	FP	BOZ	FP
BPQ	FP	BUL	FP	BVD	FP	CA	FP	CAP	FP
CDA	FP	CEI	FP	CER	FP	CFF	FP	CFTM	FP
CGD	FP	CGE	FP	CGM	FP	CLR	FP	CMA	FP
CNP	FP	CO	FP	COI	FP	COM	FP	CRI	FP
CRL	FP	CS	FP	CTRG	FP	CU	FP	DAL	FP
DAN	FP	DCH	FP	DEV	FP	DG	FP	DIM	FP
DPAP	FP	DPT	FP	DS	FP	DSY	FP	EDL	FP
EF	FP	EN	FP	EO	FP	EQU	FP	ERA	FP
ERF	FP	ES	FP	ESK	FP	EX	FP	EXE	FP
FGR	FP	FIF	FP	FII	FP	FIM	FP	FLM	FP
FLO	FP	FP	FP	FR	FP	FTE	FP	GA	FP
GAM	FP	GBB	FP	GBT	FP	GENP	FP	GFC	FP
GFI	FP	GG	FP	GIL	FP	GIRO	FP	GLE	FP
GLO	FP	GND	FP	GNS	FP	GRS	FP	GYO	FP
HAV	FP	HCO	FP	HF	FP	HO	FP	HOL	FP
HYP	FP	IFG	FP	IGE	FP	ILO	FP	ING	FP
ITP	FP	KN	FP	LAF	FP	LAT	FP	LD	FP
LEY	FP	LG	FP	LI	FP	LSS	FP	LTC	FP
LVR	FP	LYSP	FP	MAN	FP	MAR	FP	MAU	FP
MC	FP	MDD	FP	MF	FP	ML	FP	MMB	FP
MMT	FP	MON	FP	MTU	FP	NK	FP	NRX	FP
NTL	FP	OAE	FP	OLV	FP	OPN	FP	OR	FP
ORG	FP	PARP	FP	PCA	FP	PDJ	FP	PERF	FP
PIG	FP	POM	FP	PP	FP	PRD	FP	PSAT	FP
PSB	FP	PUB	FP	PVL	FP	QUA	FP	RAL	FP
RBT	FP	RCF	FP	RCO	FP	REF	FP	RF	FP
RGR	FP	RHA	FP	RI	FP	RIN	FP	RLL	FP
RMS	FP	RNO	FP	ROD	FP	RUI	FP	SAA	FP
SAF	FP	SAN	FP	SAR	FP	SBT	FP	SCDV	FP
SCHP	FP	SCO	FP	SDG	FP	SFB	FP	SGO	FP
SII	FP	SIL	FP	SIX	FP	SK	FP	SL	FP
SMO	FP	SOP	FP	SPI	FP	SR	FP	STF	FP
STM	FP	SU	FP	SW	FP	SX	FP	SZE	FP
TAM	FP	TEC	FP	TFI	FP	THEP	FP	TLO	FP
TNG	FP	TNU	FP	TOU	FP	TOUP	FP	TRI	FP
TRNO	FP	UBI	FP	UFF	FP	UG	FP	UL	FP
UNG	FP	VIL	FP	VIRP	FP	VK	FP	VMMA	FP
VRAP	FP	ZC	FP						

⁵⁶ Βλ. Αρχείο “*France 1999-2004.xls*”, Worksheet “TIMEΣ” στο συνοδευτικό CD-ROM.

Τα αξιόγραφα αυτά αναλύονται με τη γνωστή μεθοδολογία, μεμονωμένα, για την υποπερίοδο 2001-2004.

Κατά συνέπεια, διενεργούμε μία σειρά παλινδρομήσεων με σκοπό να εξετάσουμε συγκριτικά την ικανότητα των μέτρων που έχουν υπολογιστεί να επεξηγούν τις αποδόσεις της συγκεκριμένης περιόδου.

Αρχικά εξετάζεται κάθε ένα από τα τέσσερα μέτρα κινδύνου, ξεχωριστά.

Τα αποτελέσματα⁵⁷ παρουσιάζονται στον Πίνακα που ακολουθεί:

$$MR_i = \gamma_0 + \gamma_1 \cdot RV_i + u_i$$

<i>RV</i>	γ_0	<i>t-stat</i>	<i>prob</i>	γ_1	<i>t-stat</i>	<i>prob</i>	R^2	$Adj - R^2$
σ	0.006991	11.475	0.0000	-0.134864	-14.292	0.0000	0.499	0.496
Σ	0.007105	11.871	0.0000	-0.193711	-14.759	0.0000	0.515	0.512
β	0.003236	6.605	0.0000	-0.006839	-10.479	0.0000	0.348	0.345
β^D	0.005831	9.939	0.0000	-0.007588	-12.918	0.0000	0.448	0.446

Πίνακας 1-Εξέταση Risk Variables Μεμονωμένων Αξιογράφων Ξεχωριστά (Γαλλία, 1^η Περίοδος)

Είναι φανερό ότι, όταν εξετάζονται μεμονωμένα, και τα τέσσερα εναλλακτικά μέτρα κινδύνου είναι στατιστικά σημαντικά.

Αξίζει όμως να σημειωθεί ότι τα downside μέτρα κινδύνου υπερέχουν έναντι των αντιστοίχων εναλλακτικών τους, τόσο ως προς τη στατιστική σημαντικότητα (μεγαλύτερο *t-stat*), όσο και ως προς την επεξηγηματική τους ικανότητα ($Adj - R^2$).

Μάλιστα, η semideviation επεξηγεί το 51% της μεταβλητότητας των αποδόσεων (έναντι 49% της standard deviation) και το downside beta το 44% (έναντι μόλις του 34% του beta).

Εν συνεχεία, διενεργείται η δεύτερη παλινδρόμηση, που εξετάζει μαζί το κλασσικό μέτρο κινδύνου με το αντίστοιχο εναλλακτικό downside.

⁵⁷ Βλ. Αρχείο “*fr01-04stock.wfi*” στο Φάκελο “E-Views Files” στο συνοδευτικό CD-ROM.

Τα αποτελέσματα⁵⁸ παρουσιάζονται στον Πίνακα που ακολουθεί:

$$MR_i = \gamma_0 + \gamma_1 \cdot RV_{1i} + \gamma_2 \cdot RV_{2i} + u_i$$

<i>RV</i>	γ_0	<i>t-stat</i>	<i>prob</i>	γ_1	<i>t-stat</i>	<i>prob</i>	γ_2	<i>t-stat</i>	<i>prob</i>	R^2	<i>Adj-R²</i>
σ / Σ	0.007108	11.797	0.0000	-0.002607	-0.050	0.9598	-0.190085	-2.60	0.0100	0.515	0.510
β / β^D	0.006131	9.442	0.0000	0.001603	1.076	0.2832	-0.009024	-6.192	0.0000	0.451	0.446

**Πίνακας 2-Εξέταση Risk Variables Μεμονωμένων Αξιογράφων ανά ζεύγη
(Γαλλία, 1^η Περίοδος)**

Παρατηρούμε ότι όταν τα downside μέτρα κινδύνου (semideviation-downside beta) εισάγονται στην ίδια παλινδρόμηση, τότε υπερισχύουν πλήρως των αντίστοιχων εναλλακτικών κλασσικών (standard deviation-beta), καθώς είναι τα μόνα στατιστικά σημαντικά.

Ειδικότερα, η standard deviation αποφαινεται στατιστικά μη σημαντική (με p-value 0.95) και το beta επίσης (με p-value 0.28). Χαρακτηριστικό είναι ότι η εισαγωγή των κλασσικών μέτρων κινδύνων στις παλινδρομήσεις δεν μετέβαλλε την επεξηγηματική ικανότητα των παλινδρομήσεων των downside μέτρων (βλ. Πίνακα 1), γεγονός που υποδηλώνει ότι τα κλασσικά μέτρα κινδύνου δεν περιέχουν πληροφόρηση που δεν περιλαμβάνεται στα αντίστοιχα downside μέτρα.

⁵⁸ Βλ. Αρχείο “*fr01-04stock.wfi*” στο Φάκελο “E-Views Files” στο συνοδευτικό CD-ROM.

ii. Ανάλυση Χαρτοφυλακίων (I)

Εν συνεχεία, με βάση τις αποδόσεις των αξιογράφων και του δείκτη της αγοράς (CAC-40) για τα δύο πρώτα έτη της περιόδου εξέτασης (1999-2000) υπολογίζεται το beta των αξιογράφων και η τυπική απόκλιση των καταλοίπων ($s(u_i)$) της ακόλουθης παλινδρόμησης⁵⁹:

$$R_{it} = a_i + b_i R_{Mt} + u_{it}$$

Τα αξιόγραφα κατάσσονται με βάση το beta τους κατά φθίνουσα σειρά και το δείγμα διαιρείται σε τέσσερα τμήματα.

Ακολουθώς, σε κάθε τμήμα δείγματος, τα αξιόγραφα κατατάσσονται επίσης σε φθίνουσα σειρά με βάση την τυπική απόκλιση των καταλοίπων ($s(u_i)$) αυτή τη φορά και το κάθε τμήμα διαιρείται σε πέντε υπο-τμήματα, διαμορφώνοντας με τον τρόπο αυτό 20 ισοσταθμισμένα χαρτοφυλάκια.

Τα 20 χαρτοφυλάκια που προκύπτουν από τη διαδικασία που προαναφέρθηκε στη συγκεκριμένη περίοδο, περιλαμβάνουν τα εξής αξιόγραφα:

<u>Χαρτοφυλάκιο 1</u>	<u>Χαρτοφυλάκιο 2</u>	<u>Χαρτοφυλάκιο 3</u>	<u>Χαρτοφυλάκιο 4</u>	<u>Χαρτοφυλάκιο 5</u>
ILO FP	SII FP	REF FP	TLO FP	PUB FP
PERF FP	QUA FP	GNS FP	IFG FP	EN FP
CER FP	DAN FP	BUL FP	TFI FP	CGD FP
IGE FP	SX FP	UBI FP	UNG FP	HAV FP
GRS FP	OPN FP	SAF FP	ALT FP	ATO FP
SAR FP	AVQ FP	EQU FP	RCF FP	CGE FP
NTL FP	VIL FP	PRD FP	MMT FP	STM FP
ESK FP	LYSP FP	SOP FP	DSY FP	MF FP
AVT FP	ING FP	SPI FP	MMB FP	FTE FP
ALM FP	PIG FP	OLV FP	CAP FP	EX FP
		GFI FP		

⁵⁹Για τον υπολογισμό των beta στην περίοδο Διαμόρφωσης Χαρτοφυλακίων, χρησιμοποιούμε παλινδρόμηση με σταθερά, όπως αναφέρεται στο Υπόδειγμα της Αγοράς. Επειδή όμως στην πλειονότητα των περιπτώσεων η σταθερά είναι στατιστικά μη σημαντική δε θα συμπεριληφθεί κατά την Περίοδο Εμπειρικού Ελέγχου για τον υπολογισμό του beta & του downside beta.

<u>Χαρτοφυλάκιο 6</u>		<u>Χαρτοφυλάκιο 7</u>		<u>Χαρτοφυλάκιο 8</u>		<u>Χαρτοφυλάκιο 9</u>		<u>Χαρτοφυλάκιο 10</u>	
ERF	FP	RCO	FP	ROD	FP	RMS	FP	ZC	FP
TNG	FP	PVL	FP	GIL	FP	EDL	FP	POM	FP
BVD	FP	LTC	FP	CRL	FP	SCO	FP	FIF	FP
ALP	FP	RNO	FP	MAU	FP	EF	FP	CLR	FP
HCO	FP	MDD	FP	HO	FP	PARP	FP	BNP	FP
MAN	FP	DAL	FP	GIRO	FP	MC	FP	PP	FP
HOL	FP	RLL	FP	BEN	FP	LAF	FP	CS	FP
SFB	FP	MON	FP	GAM	FP	SAN	FP	FIM	FP
SDG	FP	EXE	FP	OAE	FP	CU	FP	SZE	FP
LSS	FP	SK	FP	CA	FP	RAL	FP	RF	FP
				GLE	FP	OR	FP		

<u>Χαρτοφυλάκιο 11</u>		<u>Χαρτοφυλάκιο 12</u>		<u>Χαρτοφυλάκιο 13</u>		<u>Χαρτοφυλάκιο 14</u>		<u>Χαρτοφυλάκιο 15</u>	
SCDV	FP	TNU	FP	BON	FP	CEI	FP	COI	FP
AGF	FP	UFF	FP	CDA	FP	SGO	FP	LEY	FP
UL	FP	SBT	FP	NK	FP	FLO	FP	SAA	FP
AI	FP	MAR	FP	FGR	FP	GLO	FP	SCHP	FP
SR	FP	CO	FP	ML	FP	FR	FP	DPT	FP
UG	FP	RGR	FP	BB	FP	FLM	FP	GENP	FP
GG	FP	GND	FP	LG	FP	VK	FP	HF	FP
AC	FP	FP	FP	CFF	FP	PSAT	FP	NRX	FP
SL	FP	SW	FP	LAT	FP	CTRG	FP	CGM	FP
CMA	FP	SU	FP	PDJ	FP	TRI	FP	DS	FP
		RI	FP	RHA	FP				

<u>Χαρτοφυλάκιο 16</u>		<u>Χαρτοφυλάκιο 17</u>		<u>Χαρτοφυλάκιο 18</u>		<u>Χαρτοφυλάκιο 19</u>		<u>Χαρτοφυλάκιο 20</u>	
GFC	FP	BOI	FP	RIN	FP	CRI	FP	PCA	FP
GBB	FP	PSB	FP	TOUP	FP	EO	FP	DPAP	FP
LD	FP	KN	FP	BOZ	FP	GBT	FP	ITP	FP
TRNO	FP	ES	FP	ERA	FP	VRAP	FP	MTU	FP
CFTM	FP	BH	FP	CNP	FP	GYO	FP	TOU	FP
SIL	FP	BPQ	FP	BN	FP	DCH	FP	GA	FP
LI	FP	ALB	FP	ORG	FP	VMMA	FP	FII	FP
RUI	FP	STF	FP	DEV	FP	ARK	FP	DIM	FP
SIX	FP	LVR	FP	DG	FP	ADI	FP	HYP	FP
THEP	FP	VIRP	FP	RBT	FP	SMO	FP	TAM	FP
		COM	FP	TEC	FP				

Τα χαρτοφυλάκια αυτά αναλύονται με τη γνωστή μεθοδολογία, για την υποπερίοδο 2001-2004⁶⁰.

⁶⁰ Για αποτελέσματα βλ. Αρχείο “*France 1999-2004.xls*”, Worksheet “Εκτίμηση RV(I)” στο συνοδευτικό CD-ROM.

Κατά συνέπεια, διενεργούμε μία σειρά παλινδρομήσεων με σκοπό να εξετάσουμε συγκριτικά την ικανότητα των μέτρων που έχουν υπολογιστεί να επεξηγούν τις αποδόσεις της συγκεκριμένης περιόδου.

Αρχικά εξετάζεται κάθε ένα από τα τέσσερα μέτρα κινδύνου, ξεχωριστά.

Τα αποτελέσματα⁶¹ παρουσιάζονται στον Πίνακα που ακολουθεί:

$$MR_i = \gamma_0 + \gamma_1 \cdot RV_i + u_i$$

<i>RV</i>	γ_0	<i>t – stat</i>	<i>prob</i>	γ_1	<i>t – stat</i>	<i>prob</i>	R^2	<i>Adj – R²</i>
σ	0.0053	6.4217	0.0000	-0.189025	-8.249312	0.0000	0.7908	0.7792
Σ	0.0058	6.4347	0.0000	-0.268991	-8.082848	0.0000	0.7839	0.7719
β	0.0038	4.1449	0.0006	-0.007851	-5.821446	0.0000	0.6531	0.6338
β^D	0.0053	5.1819	0.0001	-0.008289	-6.614795	0.0000	0.7085	0.6923

Πίνακας 3-Εξέταση Risk Variables Χαρτοφυλακίων (I) ξεχωριστά (Γαλλία, 1^η Περίοδος)

Είναι φανερό ότι, όταν εξετάζονται μεμονωμένα, και τα τέσσερα εναλλακτικά μέτρα κινδύνου είναι στατιστικά σημαντικά.

Αν και η standard deviation με τη semideviation εμφανίζονται ισοδύναμες σε όρους στατιστικής σημαντικότητας και επεξηγηματικής ικανότητας ($t - stat \approx -8$, $Adj - R^2 \approx 77\%$), υπάρχει μία διαφαινόμενη ανωτερότητα του downside beta έναντι του beta στους αντίστοιχους τομείς.

Ειδικότερα, το downside beta επεξηγεί το 69%⁶² της μεταβλητότητας των αποδόσεων (έναντι 63% του beta) και εμφανίζει υψηλότερο $t - stat$.

Εν συνεχεία, διενεργείται η δεύτερη παλινδρόμηση, που εξετάζει μαζί το κλασσικό μέτρο κινδύνου με το αντίστοιχο εναλλακτικό downside.

⁶¹ Βλ. Αρχείο “*fr01-04port20.wfi*” στο Φάκελο “E-Views Files” στο συνοδευτικό CD-ROM.

⁶² Θεωρούμε τις τιμές του $Adj - R^2$ πολύ υψηλές και αποδίδουμε το φαινόμενο στο μικρό αριθμό των χαρτοφυλακίων (λίγοι βαθμοί ελευθερίας). Για το λόγο αυτό και στην επόμενη ενότητα προχωρούμε στον υπολογισμό των ίδιων παλινδρομήσεων με 41 χαρτοφυλάκια.

Τα αποτελέσματα⁶³ παρουσιάζονται στον Πίνακα που ακολουθεί:

$$MR_i = \gamma_0 + \gamma_1 \cdot RV_{1i} + \gamma_2 \cdot RV_{2i} + u_i$$

<i>RV</i>	γ_0	<i>t-stat</i>	<i>prob</i>	γ_1	<i>t-stat</i>	<i>prob</i>	γ_2	<i>t-stat</i>	<i>prob</i>	R^2	<i>Adj-R</i> ²
σ / Σ	0.005302	4.5957	0.0003	-0.217722	-0.751548	0.4626	0.041150	0.0993	0.9220	0.7909	0.7663
β / β^D	0.005746	4.3297	0.0005	0.002919	0.496979	0.6256	-0.011178	-1.8778	0.0777	0.7127	0.6789

**Πίνακας 4-Εξέταση Risk Variables Χαρτοφυλακίων (I) ανά ζεύγη
(Γαλλία, 1^η Περίοδος)**

Παρατηρούμε ότι όταν στην παλινδρόμηση, όπου εξετάζονται μαζί η standard deviation και η semideviation, και τα δύο μέτρα κινδύνου αποφαίνονται στατιστικά μη σημαντικά, ενώ διατηρείται το υψηλό *Adj-R*². Αποδίδουμε την εξέλιξη αυτή στο γεγονός ότι τα συγκεκριμένα μέτρα εμφανίζουν πολύ υψηλή συσχέτιση ($\rho=0,996$).

Αντίθετα, στην περίπτωση της δεύτερης παλινδρόμησης, η ανωτερότητα του downside beta έναντι του beta είναι φανερή σε όρους στατιστικής σημαντικότητας. Το γεγονός ότι και το downside beta θεωρείται οριακά στατιστικά μη σημαντικό για επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 5%, αποτελεί λεπτομέρεια σε σχέση με τη μεγάλη διαφορά που χωρίζει τα δύο μέτρα και μπορεί επίσης να αποδοθεί στην υψηλή συσχέτιση των δύο μεταβλητών κινδύνου ($\rho=0,976$).

⁶³ Βλ. Αρχείο “*fr01-04port20.wfi*” στο Φάκελο “E-Views Files” στο συνοδευτικό CD-ROM.

iii. Ανάλυση Χαρτοφυλακίων (II)

Το γεγονός ότι η προηγούμενη ανάλυση με τη χρήση χαρτοφυλακίων βασίστηκε σε λίγες παρατηρήσεις (20 χαρτοφυλάκια), δημιουργώντας αρκετά προβλήματα (πολύ υψηλό $Adj - R^2$, υψηλή συσχέτιση μεταξύ των μεταβλητών κ.α.), μας ώθησε να εξετάσουμε το ίδιο δείγμα χωρίζοντας το αυτή τη φορά σε 41 χαρτοφυλάκια των 5 αξιογράφων⁶⁴.

Η διαμόρφωση των χαρτοφυλακίων ακολουθεί την ίδια διαδικασία, όπως και προηγουμένως, με κατάταξη των αξιογράφων με βάση το beta και εν συνεχεία την τυπική απόκλιση των καταλοίπων ($s(u_t)$).

Τα 41 χαρτοφυλάκια που προκύπτουν από αυτή τη διαδικασία είναι τα εξής:

<u>Χαρτοφυλάκιο 1</u>	<u>Χαρτοφυλάκιο 2</u>	<u>Χαρτοφυλάκιο 3</u>	<u>Χαρτοφυλάκιο 4</u>	<u>Χαρτοφυλάκιο 5</u>
PERF FP	AVT FP	UBI FP	TFI FP	MMB FP
CER FP	ALM FP	SAF FP	UNG FP	CAP FP
IGE FP	DAN FP	EQU FP	ALT FP	PUB FP
GRS FP	LYSP FP	PRD FP	MMT FP	EN FP
SAR FP	ING FP	SOP FP	DSY FP	HAV FP
NTL FP				

<u>Χαρτοφυλάκιο 6</u>	<u>Χαρτοφυλάκιο 7</u>	<u>Χαρτοφυλάκιο 8</u>	<u>Χαρτοφυλάκιο 9</u>	<u>Χαρτοφυλάκιο 10</u>
ATO FP	ILO FP	ALP FP	VIL FP	SPI FP
CGE FP	ESK FP	SX FP	PIG FP	OLV FP
STM FP	ERF FP	OPN FP	REF FP	GFI FP
FTE FP	SII FP	HCO FP	GNS FP	TLO FP
EX FP	QUA FP	AVQ FP	BUL FP	IFG FP

<u>Χαρτοφυλάκιο 11</u>	<u>Χαρτοφυλάκιο 12</u>	<u>Χαρτοφυλάκιο 13</u>	<u>Χαρτοφυλάκιο 14</u>	<u>Χαρτοφυλάκιο 15</u>
RCF FP	TNG FP	PVL FP	ROD FP	EDL FP
CGD FP	BVD FP	LTC FP	GIRO FP	PARP FP
HO FP	HOL FP	MDD FP	OAE FP	MC FP
MF FP	SFB FP	RLL FP	CA FP	SAN FP
CS FP	LSS FP	SK FP	GLE FP	CU FP

⁶⁴ Η δημιουργία χαρτοφυλακίων με μικρό αριθμό αξιογράφων προκαλεί προβλήματα αναφορικά με το επίπεδο διαφοροποίησης. Υπάρχει δηλαδή ένα trade-off ανάμεσα στους βαθμούς ελευθερίας της διαστρωματικής ανάλυσης και της αποτελεσματικότητας των χαρτοφυλακίων. Για το λόγο αυτό επιλέξαμε να εξετάσουμε και τις δύο περιπτώσεις.

<u>Χαρτοφυλάκιο 16</u>	<u>Χαρτοφυλάκιο 17</u>	<u>Χαρτοφυλάκιο 18</u>	<u>Χαρτοφυλάκιο 19</u>	<u>Χαρτοφυλάκιο 20</u>	<u>Χαρτοφυλάκιο 21</u>	<u>Χαρτοφυλάκιο 22</u>	<u>Χαρτοφυλάκιο 23</u>
RAL FP	MAN FP	DAL FP	MAU FP	EF FP	SW FP	NRX FP	CTRG FP
POM FP	SDG FP	MON FP	BEN FP	LAF FP	CLR FP	HF FP	VK FP
FIF FP	RCO FP	EXE FP	GAM FP	OR FP	FIM FP	DPT FP	FR FP
BNP FP	SAA FP	GIL FP	RMS FP	ZC FP	SZE FP	LEY FP	FLO FP
PP FP	RNO FP	CRL FP	SCO FP	BON FP	RF FP	COI FP	CEI FP

<u>Χαρτοφυλάκιο 24</u>	<u>Χαρτοφυλάκιο 25</u>	<u>Χαρτοφυλάκιο 26</u>	<u>Χαρτοφυλάκιο 27</u>	<u>Χαρτοφυλάκιο 28</u>	<u>Χαρτοφυλάκιο 29</u>	<u>Χαρτοφυλάκιο 30</u>	<u>Χαρτοφυλάκιο 31</u>
PDJ FP	CDA FP	UFF FP	DS FP	PSAT FP	LAT FP	CO FP	GG FP
CFF FP	SU FP	TNU FP	CGM FP	FLM FP	ML FP	SBT FP	LI FP
LG FP	FP FP	UG FP	GENP FP	GLO FP	NK FP	CMA FP	UL FP
BB FP	RGR FP	SR FP	SCHP FP	SGO FP	RI FP	SL FP	AGF FP
FGR FP	MAR FP	AI FP	TRI FP	RHA FP	GND FP	AC FP	SCDV FP

<u>Χαρτοφυλάκιο 32</u>	<u>Χαρτοφυλάκιο 33</u>	<u>Χαρτοφυλάκιο 34</u>	<u>Χαρτοφυλάκιο 35</u>	<u>Χαρτοφυλάκιο 36</u>	<u>Χαρτοφυλάκιο 37</u>	<u>Χαρτοφυλάκιο 38</u>	<u>Χαρτοφυλάκιο 39</u>
TAM FP	MTU FP	DG FP	BOZ FP	KN FP	DIM FP	ARK FP	TEC FP
HYP FP	ADI FP	DEV FP	COM FP	PSB FP	ITP FP	VMMA FP	RBT FP
FII FP	GYO FP	BN FP	STF FP	BOI FP	DPAP FP	DCH FP	ORG FP
GA FP	EO FP	CNP FP	ALB FP	SIX FP	PCA FP	VRAP FP	TOUP FP
TOU FP	CRI FP	ERA FP	BH FP	TRNO FP	SMO FP	GBT FP	RIN FP

<u>Χαρτοφυλάκιο 40</u>	<u>Χαρτοφυλάκιο 41</u>
VIRP FP	RUI FP
LVR FP	SIL FP
BPQ FP	CFTM FP
ES FP	LD FP
THEP FP	GBB FP
	GFC FP

Τα χαρτοφυλάκια αυτά αναλύονται με τη γνωστή μεθοδολογία, για την υποπερίοδο 2001-2004⁶⁵.

Κατά συνέπεια, διενεργούμε μία σειρά παλινδρομήσεων με σκοπό να εξετάσουμε συγκριτικά την ικανότητα των μέτρων που έχουν υπολογιστεί να επεξηγούν τις αποδόσεις της συγκεκριμένης περιόδου.

Αρχικά εξετάζεται κάθε ένα από τα τέσσερα μέτρα κινδύνου, ξεχωριστά.

Τα αποτελέσματα⁶⁶ παρουσιάζονται στον Πίνακα που ακολουθεί:

$$MR_i = \gamma_0 + \gamma_1 \cdot RV_i + u_i$$

<i>RV</i>	γ_0	<i>t-stat</i>	<i>prob</i>	γ_1	<i>t-stat</i>	<i>prob</i>	R^2	$Adj - R^2$
σ	0.005561	7.579	0.0000	-0.171929	-9.590	0.0000	0.702	0.694
Σ	0.005820	7.459	0.0000	-0.242668	-9.317	0.0000	0.690	0.682
β	0.003494	4.816	0.0000	-0.007174	-6.940	0.0000	0.552	0.541
β^D	0.005102	6.474	0.0000	-0.007701	-8.333	0.0000	0.640	0.631

Πίνακας 5-Εξέταση Risk Variables Χαρτοφυλακίων (II) Ξεχωριστά (Γαλλία, 1^η Περίοδος)

Είναι φανερό ότι, όταν εξετάζονται μεμονωμένα, και τα τέσσερα εναλλακτικά μέτρα κινδύνου είναι στατιστικά σημαντικά.

Αν και η standard deviation με τη semideviation εμφανίζονται ισοδύναμες σε όρους στατιστικής σημαντικότητας και επεξηγηματικής ικανότητας ($t - stat \approx -9$, $Adj - R^2 \approx 69\%$), υπάρχει μία διαφαινόμενη ανωτερότητα του downside beta έναντι του beta στους αντίστοιχους τομείς.

Ειδικότερα, το downside beta επεξηγεί το 63% της μεταβλητότητας των αποδόσεων (έναντι 54% του beta) και εμφανίζει υψηλότερο $t - stat$ (-8.3 έναντι -6.9).

⁶⁵ Για αποτελέσματα βλ. Αρχείο “*France 1999-2004.xls*”, Worksheet “Εκτίμηση RV(II)” στο συνοδευτικό CD-ROM.

⁶⁶ Βλ. Αρχείο “*fr01-04port41.wfi*” στο Φάκελο “E-Views Files” στο συνοδευτικό CD-ROM.

Εν συνεχεία, διενεργείται η δεύτερη παλινδρόμηση, που εξετάζει μαζί το κλασσικό μέτρο κινδύνου με το αντίστοιχο εναλλακτικό downside.

Τα αποτελέσματα⁶⁷ παρουσιάζονται στον Πίνακα που ακολουθεί:

$$MR_i = \gamma_0 + \gamma_1 \cdot RV_{1i} + \gamma_2 \cdot RV_{2i} + u_i$$

<i>RV</i>	γ_0	<i>t-stat</i>	<i>prob</i>	γ_1	<i>t-stat</i>	<i>prob</i>	γ_2	<i>t-stat</i>	<i>prob</i>	R^2	<i>Adj-R</i> ²
σ / Σ	0.005369	6.376	0.0000	-0.267340	-1.34	0.1875	0.136420	0.481	0.6332	0.704	0.688
β / β^D	0.005660	6.146	0.0000	0.004081	1.157	0.2542	-0.011628	-3.308	0.0021	0.652	0.634

**Πίνακας 6-Εξέταση Risk Variables Χαρτοφυλακίων (II) ανά ζεύγη
(Γαλλία, 1^η Περίοδος)**

Παρατηρούμε ότι όταν στην παλινδρόμηση, όπου εξετάζονται μαζί η standard deviation και η semideviation, και τα δύο μέτρα κινδύνου αποφαίνονται στατιστικά μη σημαντικά, γεγονός που οφείλεται στο ότι τα συγκεκριμένα μέτρα εμφανίζουν πολύ υψηλή συσχέτιση ($\rho=0,9958$).

Αντίθετα, στην περίπτωση της δεύτερης παλινδρόμησης, η ανωτερότητα του downside beta έναντι του beta είναι φανερή σε όρους στατιστικής σημαντικότητας. Το downside beta αναδεικνύεται στατιστικά σημαντικό και υπερισχύει πλήρως έναντι του beta, υποδηλώνοντας ότι το τελευταίο δεν περιέχει πληροφόρηση που δεν περιλαμβάνεται στο downside beta.

⁶⁷ Βλ. Αρχείο “*fr01-04port41.wfi*” στο Φάκελο “E-Views Files” στο συνοδευτικό CD-ROM.

iv. Συμπεράσματα Περιόδου

Από την προηγούμενη ανάλυση της γαλλικής χρηματιστηριακής αγοράς για την περίοδο 2001-2004, προκύπτουν τα εξής συμπεράσματα:

- Και τα τέσσερα εναλλακτικά μέτρα κινδύνου είναι στατιστικά σημαντικά όταν εξετάζονται μεμονωμένα, τόσο σε επίπεδο αξιογράφων, όσο και σε επίπεδο χαρτοφυλακίων (και στις δύο περιπτώσεις).
- Η standard deviation και η semideviation εμφανίζονται, όταν εξετάζονται μεμονωμένα, να έχουν σχεδόν την ίδια επίδοση σε όρους στατιστικής σημαντικότητας ($t-stat$) και επεξηγηματικής ικανότητας των αποδόσεων ($Adj-R^2$), τόσο σε επίπεδο αξιογράφων, όσο και σε επίπεδο χαρτοφυλακίων (και στις δύο περιπτώσεις).
- Το downside beta φαίνεται να υπερτερεί του beta, όταν τα δύο μέτρα κινδύνου εξετάζονται μεμονωμένα, τόσο σε όρους στατιστικής σημαντικότητας (υψηλότερο $t-stat$), όσο και σε όρους επεξηγηματικής ικανότητας των αποδόσεων (υψηλότερο $Adj-R^2$), τόσο σε επίπεδο αξιογράφων, όσο και σε επίπεδο χαρτοφυλακίων (και στις δύο περιπτώσεις).
- Όταν η standard deviation και η semideviation εξετάζονται ανά ζεύγη, το εναλλακτικό downside μέτρο κινδύνου προκύπτει το μοναδικό στατιστικά σημαντικό σε επίπεδο μεμονωμένων αξιογράφων. Σε επίπεδο χαρτοφυλακίων και τα δύο μέτρα προκύπτουν στατιστικά μη σημαντικά, γεγονός που αποδίδεται στην πολύ υψηλή συσχέτιση που εμφανίζουν (άνω του 0.99).
- Όταν το downside beta και το beta εξετάζονται ανά ζεύγη, το εναλλακτικό downside μέτρο κινδύνου υπερσχύει πλήρως σε όρους στατιστικής σημαντικότητας, καθώς καθίσταται το μοναδικό στατιστικά σημαντικό μέτρο σε όλες τις περιπτώσεις.
- Τα αποτελέσματα δείχνουν ότι τα κλασσικά μέτρα κινδύνου δεν περιέχουν πληροφόρηση, που δεν περιλαμβάνεται στα αντίστοιχα εναλλακτικά downside μέτρα.
- Τα downside μέτρα κινδύνου υπερσχύουν πλήρως έναντι των κλασσικών.

III. 2^η ΠΕΡΙΟΔΟΣ ΕΞΕΤΑΣΗΣ: 1997-2002

Η 2^η περίοδος εξέτασης, που εκτείνεται χρονικά από τον Ιανουάριο του 1997 μέχρι το Δεκέμβριο του 2002 (έξι έτη), χωρίζεται σε δύο υποπεριόδους:

- Υποπερίοδος Διαμόρφωσης Χαρτοφυλακίων. Η διετία 01/1997-12/1998, αποτελεί την περίοδο εκτίμησης των beta & της τυπικής απόκλισης των καταλοίπων, προκειμένου να διαμορφωθούν τα χαρτοφυλάκια.
- Υποπερίοδος Εξέτασης των εναλλακτικών μέτρων κινδύνου. Η τετραετία 01/1999-12/2002 αποτελεί την καθαυτή περίοδο εμπειρικού ελέγχου της ανωτερότητας των εναλλακτικών μέτρων κινδύνου. Η ανάλυση με τη μέθοδο παλινδρόμησης γίνεται τόσο σε επίπεδο χαρτοφυλακίων, όσο και σε επίπεδο μεμονωμένων αξιογράφων.

Το Διάγραμμα που ακολουθεί δείχνει την πορεία του Δείκτη CAC-40, που θα αποτελέσει και την προσέγγιση της Γαλλικής αγοράς, κατά τη 2^η περίοδο εξέτασης.



Διάγραμμα Πορείας Δείκτη CAC-40 (01/1997-12/2002)

Όπως φαίνεται και στο Διάγραμμα, η γαλλική χρηματιστηριακή αγορά από τις αρχές του 1997 ξεκίνησε μία έντονη ανοδική πορεία, με αφετηρία τις 2.000 μονάδες, η οποία κορυφώθηκε προς τα τέλη του 2001, όταν ο Δείκτης CAC-40 άγγιξε τις 7.000 μονάδες. Ακολουθεί μία πτωτική περίοδος, μέχρι το Δεκέμβριο του 2002, η οποία θα φέρει το Δείκτη CAC-40 στα επίπεδα των 3.000 μονάδων.

i. Ανάλυση Μεμονωμένων Αξιογράφων

Τα αξιόγραφα για τα οποία η βάση δεδομένων της Bloomberg δίνει στοιχεία χωρίς διακοπή για την περίοδο εξέτασης 1997-2002 για τη χρηματιστηριακή αγορά της Γαλλίας είναι **161** και συγκεκριμένα τα εξής⁶⁸:

AC FP	ADA FP	AGF FP	AGL FP	AI FP
ALB FP	ALT FP	ARK FP	ATO FP	AVQ FP
BB FP	BEN FP	BH FP	BI FP	BN FP
BNP FP	BOI FP	BOZ FP	BPQ FP	BRICO FP
CA FP	CAP FP	CDA FP	CEI FP	CFF FP
CFTM FP	CGD FP	CGE FP	CGM FP	CLR FP
CMA FP	CO FP	COI FP	COM FP	CRI FP
CRL FP	CS FP	CU FP	DAL FP	DEV FP
DG FP	DIM FP	DPT FP	DS FP	DSY FP
EDL FP	EF FP	EN FP	EO FP	ERA FP
ES FP	EX FP	FGR FP	FIF FP	FII FP
FIM FP	FP FP	FR FP	GA FP	GAM FP
GBT FP	GFC FP	GG FP	GIL FP	GIRO FP
GLE FP	GND FP	GPDF FP	GYO FP	HAV FP
HO FP	HYP FP	IFG FP	IMS FP	ING FP
IPOA FP	ITP FP	KN FP	LAT FP	LD FP
LEY FP	LG FP	LI FP	LSS FP	LVL FP
LVR FP	MAN FP	MC FP	MF FP	MGIC FP
ML FP	MMB FP	MMT FP	MON FP	MTU FP
NK FP	NRX FP	OAE FP	ONE FP	OR FP
ORG FP	PARP FP	PCA FP	PDJ FP	PHY FP
POM FP	PP FP	PPS FP	PSB FP	PUB FP
PVL FP	RAL FP	RBT FP	RCF FP	RCO FP
RF FP	RGR FP	RI FP	RIN FP	RLL FP
RMS FP	RNO FP	RUI FP	SAA FP	SAF FP
SAN FP	SBT FP	SCDV FP	SCO FP	SDG FP
SGO FP	SIL FP	SIX FP	SK FP	SL FP
SMO FP	SODC FP	SOP FP	SPI FP	SR FP
STM FP	SU FP	SW FP	SX FP	SZE FP
TEC FP	TFI FP	THEP FP	TNU FP	TOUP FP
TRNO FP	UBI FP	UFF FP	UG FP	UL FP
UNG FP	VIL FP	VIRP FP	VK FP	VMMA FP
ZC FP				

⁶⁸ Βλ. Αρχείο “*France 1997-2002.xls*”, Worksheet “TIMEΣ” στο συνοδευτικό CD-ROM.

Τα αξιόγραφα αυτά αναλύονται με τη γνωστή μεθοδολογία, μεμονωμένα, για την υποπερίοδο 1999-2002.

Κατά συνέπεια, διενεργούμε μία σειρά παλινδρομήσεων με σκοπό να εξετάσουμε συγκριτικά την ικανότητα των μέτρων, που έχουν υπολογιστεί, να επεξηγούν τις αποδόσεις της συγκεκριμένης περιόδου.

Αρχικά εξετάζεται κάθε ένα από τα τέσσερα μέτρα κινδύνου, ξεχωριστά.

Τα αποτελέσματα⁶⁹ παρουσιάζονται στον Πίνακα που ακολουθεί:

$$MR_i = \gamma_0 + \gamma_1 \cdot RV_i + u_i$$

<i>RV</i>	γ_0	<i>t-stat</i>	<i>prob</i>	γ_1	<i>t-stat</i>	<i>prob</i>	R^2	<i>Adj-R²</i>
σ	0.003082	4.806	0.0000	-0.069413	-6.585	0.0000	0.214	0.209
Σ	0.003061	5.055	0.0000	-0.097701	-6.980	0.0000	0.234	0.229
β	0.000458	1.230	0.2203	-0.002507	-4.634	0.0000	0.119	0.113
β^D	0.001668	3.509	0.0006	-0.003158	-6.085	0.0000	0.188	0.183

Πίνακας 7-Εξέταση Risk Variables Μεμονωμένων Αξιογράφων Ξεχωριστά (Γαλλία, 2^η Περίοδος)

Είναι φανερό ότι, όταν εξετάζονται μεμονωμένα, και τα τέσσερα εναλλακτικά μέτρα κινδύνου είναι στατιστικά σημαντικά.

Αξίζει όμως να σημειωθεί ότι τα downside μέτρα κινδύνου υπερέχουν έναντι των αντιστοίχων εναλλακτικών τους, τόσο ως προς τη στατιστική σημαντικότητα (μεγαλύτερο *t-stat*), όσο και ως προς την επεξηγηματική τους ικανότητα (*Adj-R²*).

Μάλιστα, η *semideviation* επεξηγεί το 23% της μεταβλητότητας των αποδόσεων (έναντι 21% της *standard deviation*) και το downside beta το 18% (έναντι μόλις του 11% του beta).

Εν συνεχεία, διενεργείται η δεύτερη παλινδρόμηση, που εξετάζει μαζί το κλασσικό μέτρο κινδύνου με το αντίστοιχο εναλλακτικό downside.

⁶⁹ Βλ. Αρχείο “*fr99-02stock.wfi*” στο Φάκελο “E-Views Files” στο συνοδευτικό CD-ROM.

Τα αποτελέσματα⁷⁰ παρουσιάζονται στον Πίνακα που ακολουθεί:

$$MR_i = \gamma_0 + \gamma_1 \cdot RV_{1i} + \gamma_2 \cdot RV_{2i} + u_i$$

<i>RV</i>	γ_0	<i>t-stat</i>	<i>prob</i>	γ_1	<i>t-stat</i>	<i>prob</i>	γ_2	<i>t-stat</i>	<i>prob</i>	R^2	<i>Adj-R²</i>
σ / Σ	0.002705	4.177	0.0000	0.103477	1.510	0.1329	-0.235323	-2.553	0.0116	0.245	0.235
β / β^D	0.002729	4.642	0.0000	0.004616	2.942	0.0037	-0.007525	-4.798	0.0000	0.231	0.221

**Πίνακας 8-Εξέταση Risk Variables Μεμονωμένων Αξιογράφων ανά ζεύγη
(Γαλλία, 2^η Περίοδος)**

Παρατηρούμε ότι όταν τα downside μέτρα κινδύνου (semideviation-downside beta) εισάγονται στην ίδια παλινδρόμηση, τότε υπερσχύουν των αντίστοιχων εναλλακτικών κλασσικών (standard deviation-beta).

Ειδικότερα, η standard deviation αποφαινεται στατιστικά μη σημαντική (με p-value 0.13) έναντι της semideviation που αναδεικνύεται στατιστικά σημαντική με (με p-value 0.01). Το γεγονός ότι η τυπική απόκλιση δεν περιλαμβάνει πρόσθετη πληροφόρηση στην παλινδρόμηση των δύο μέτρων, διαφαίνεται από το ότι το *Adj-R²* παραμένει στα ίδια επίπεδα με την παλινδρόμηση που περιλαμβάνει μόνο τη semideviation.

Στην παλινδρόμηση που εξετάζει μαζί το beta και το downside beta, και τα δύο μέτρα αναδεικνύονται στατιστικά σημαντικά, με το downside beta όμως να υπερτερεί σε όρους στατιστικής σημαντικότητας (υψηλότερο *t-stat*). Το γεγονός ότι και τα δύο μέτρα είναι στατιστικά σημαντικά επαληθεύεται από την αύξηση της επεξηγηματικής ικανότητας του μοντέλου, έναντι των αντιστοιχών, που εξέταζαν τα μέτρα αυτά μεμονωμένα.

⁷⁰ Βλ. Αρχείο “*fr99-02stock.wfi*” στο Φάκελο “E-Views Files” στο συνοδευτικό CD-ROM.

ii. Ανάλυση Χαρτοφυλακίων (I)

Εν συνεχεία, με βάση τις αποδόσεις των αξιογράφων και του δείκτη της αγοράς (CAC-40) για τα δύο πρώτα έτη της περιόδου εξέτασης (199-1998) υπολογίζεται το beta των αξιογράφων και η τυπική απόκλιση των καταλοίπων ($s(u_t)$) της ακόλουθης παλινδρόμησης:

$$R_{it} = a_i + b_i R_{Mt} + u_{it}$$

Τα αξιόγραφα κατάσσονται με βάση το beta τους κατά φθίνουσα σειρά και το δείγμα διαιρείται σε τέσσερα τμήματα.

Ακολουθώς, σε κάθε τμήμα δείγματος, τα αξιόγραφα κατατάσσονται επίσης σε φθίνουσα σειρά με βάση την τυπική απόκλιση των καταλοίπων ($s(u_t)$) αυτή τη φορά και το κάθε τμήμα διαιρείται σε πέντε υπο-τμήματα, διαμορφώνοντας με τον τρόπο αυτό 20 ισοσταθμισμένα χαρτοφυλάκια.

Τα 20 χαρτοφυλάκια που προκύπτουν από τη διαδικασία που προαναφέρθηκε στη συγκεκριμένη περίοδο, περιλαμβάνουν τα εξής αξιόγραφα:

<u>Χαρτοφυλάκιο 1</u>	<u>Χαρτοφυλάκιο 2</u>	<u>Χαρτοφυλάκιο 3</u>	<u>Χαρτοφυλάκιο 4</u>	<u>Χαρτοφυλάκιο 5</u>
FII FP	RNO FP	HO FP	UG FP	KN FP
DPT FP	POM FP	VK FP	SGO FP	SU FP
SX FP	ATO FP	FR FP	BNP FP	LG FP
LVL FP	CGE FP	EN FP	SAN FP	CA FP
STM FP	ALT FP	GLE FP	MF FP	EX FP
CAP FP	SAF FP	MMB FP	PP FP	CS FP
UNG FP	RCO FP	CLR FP	MC FP	BN FP
DSY FP	IFG FP	ML FP	AC FP	OR FP

<u>Χαρτοφυλάκιο 6</u>	<u>Χαρτοφυλάκιο 7</u>	<u>Χαρτοφυλάκιο 8</u>	<u>Χαρτοφυλάκιο 9</u>	<u>Χαρτοφυλάκιο 10</u>
DS FP	CRL FP	PPS FP	PUB FP	DG FP
AVQ FP	BEN FP	RAL FP	HAV FP	FP FP
COI FP	SK FP	RMS FP	CU FP	BB FP
NRX FP	DAL FP	OAE FP	CGD FP	EF FP
GA FP	TFI FP	FGR FP	ERA FP	CO FP
SDG FP	PARP FP	GND FP	NK FP	SZE FP
SOP FP	TEC FP	ZC FP	SCO FP	AGF FP
MON FP	SPI FP	MMT FP	SW FP	RF FP
				AI FP

Χαρτοφυλάκιο 11 Χαρτοφυλάκιο 12 Χαρτοφυλάκιο 13 Χαρτοφυλάκιο 14 Χαρτοφυλάκιο 15

CGM	FP	LSS	FP	RCF	FP	SR	FP	RI	FP
ING	FP	RLL	FP	CMA	FP	EO	FP	CDA	FP
SAA	FP	BRICO	FP	DEV	FP	SCDV	FP	FIM	FP
MAN	FP	CFF	FP	ORG	FP	COM	FP	GG	FP
GIL	FP	PCA	FP	UBI	FP	PVL	FP	RUI	FP
ITP	FP	BOZ	FP	EDL	FP	GAM	FP	FIF	FP
PDJ	FP	VMMA	FP	VIL	FP	ADA	FP	LI	FP
LEY	FP	LAT	FP	RGR	FP	UFF	FP	BI	FP

Χαρτοφυλάκιο 16 Χαρτοφυλάκιο 17 Χαρτοφυλάκιο 18 Χαρτοφυλάκιο 19 Χαρτοφυλάκιο 20

PHY	FP	GBT	FP	SBT	FP	HYP	FP	IPOA	FP
DIM	FP	MGIC	FP	SMO	FP	BPQ	FP	ONE	FP
TOUP	FP	ALB	FP	GIRO	FP	SL	FP	TRNO	FP
TNU	FP	GYO	FP	ES	FP	BOI	FP	UL	FP
IMS	FP	LVR	FP	RIN	FP	BH	FP	SIX	FP
GPDF	FP	AGL	FP	ARK	FP	PSB	FP	CFTM	FP
CRI	FP	CEI	FP	VIRP	FP	THEP	FP	LD	FP
MTU	FP	RBT	FP	SODC	FP	SIL	FP	GFC	FP

Τα χαρτοφυλάκια αυτά αναλύονται με τη γνωστή μεθοδολογία, για την υποπερίοδο 2001-2004⁷¹.

Κατά συνέπεια, διενεργούμε μία σειρά παλινδρομήσεων με σκοπό να εξετάσουμε συγκριτικά την ικανότητα των μέτρων που έχουν υπολογιστεί να επεξηγούν τις αποδόσεις της συγκεκριμένης περιόδου.

⁷¹ Για αποτελέσματα βλ. Αρχείο “*France 1997-2002.xls*”, Worksheet “Εκτίμηση RV(I)” στο συνοδευτικό CD-ROM.

Αρχικά εξετάζεται κάθε ένα από τα τέσσερα μέτρα κινδύνου, ξεχωριστά.

Τα αποτελέσματα⁷² παρουσιάζονται στον Πίνακα που ακολουθεί:

$$MR_i = \gamma_0 + \gamma_1 \cdot RV_i + u_i$$

<i>RV</i>	γ_0	<i>t-stat</i>	<i>prob</i>	γ_1	<i>t-stat</i>	<i>prob</i>	R^2	<i>Adj-R²</i>
σ	0.002185	2.983	0.0080	-0.097647	-4.467	0.0003	0.525	0.499
Σ	0.002160	2.953	0.0085	-0.129002	-4.440	0.0003	0.522	0.496
β	0.000759	1.292	0.2126	-0.003073	-3.231	0.0046	0.367	0.331
β^D	0.001421	2.153	0.0451	-0.003438	-3.838	0.0012	0.450	0.419

Πίνακας 9-Εξέταση Risk Variables Χαρτοφυλακίων (I) ξεχωριστά (Γαλλία, 2^η Περίοδος)

Είναι φανερό ότι, όταν εξετάζονται μεμονωμένα, και τα τέσσερα εναλλακτικά μέτρα κινδύνου είναι στατιστικά σημαντικά.

Αν και η standard deviation με τη semideviation εμφανίζονται ισοδύναμες σε όρους στατιστικής σημαντικότητας και επεξηγηματικής ικανότητας ($t-stat \approx -4.4$, $Adj-R^2 \approx 49\%$), υπάρχει μία διαφαινόμενη ανωτερότητα του downside beta έναντι του beta στους αντίστοιχους τομείς.

Ειδικότερα, το downside beta επεξηγεί το 41%⁷³ της μεταβλητότητας των αποδόσεων (έναντι μόλις 33% του beta) και εμφανίζει υψηλότερο $t-stat$.

Εν συνεχεία, διενεργείται η δεύτερη παλινδρόμηση, που εξετάζει μαζί το κλασσικό μέτρο κινδύνου με το αντίστοιχο εναλλακτικό downside.

⁷² Βλ. Αρχείο “fr99-02port20.wfi” στο Φάκελο “E-Views Files” στο συνοδευτικό CD-ROM.

⁷³ Θεωρούμε τις τιμές του $Adj-R^2$ πολύ υψηλές και αποδίδουμε το φαινόμενο στο μικρό αριθμό των χαρτοφυλακίων (λίγοι βαθμοί ελευθερίας). Για το λόγο αυτό και στην επόμενη ενότητα προχωρούμε στον υπολογισμό των ίδιων παλινδρομήσεων με 32 χαρτοφυλάκια.

Τα αποτελέσματα⁷⁴ παρουσιάζονται στον Πίνακα που ακολουθεί:

$$MR_i = \gamma_0 + \gamma_1 \cdot RV_{1i} + \gamma_2 \cdot RV_{2i} + u_i$$

<i>RV</i>	γ_0	<i>t-stat</i>	<i>prob</i>	γ_1	<i>t-stat</i>	<i>prob</i>	γ_2	<i>t-stat</i>	<i>prob</i>	R^2	<i>Adj-R</i> ²
σ / Σ	0.002185	2.898	0.0100	-0.086569	-0.330	0.7454	-0.014730	-0.042	0.9667	0.525	0.470
β / β^D	0.002075	2.530	0.0216	0.005171	1.299	0.2110	-0.008537	-2.123	0.0487	0.499	0.440

**Πίνακας 10-Εξέταση Risk Variables Χαρτοφυλακίων (I) ανά ζεύγη
(Γαλλία, 2^η Περίοδος)**

Παρατηρούμε ότι όταν στην παλινδρόμηση, όπου εξετάζονται μαζί η standard deviation και η semideviation, και τα δύο μέτρα κινδύνου αποφαίνονται στατιστικά μη σημαντικά, ενώ διατηρείται το υψηλό *Adj-R*². Αποδίδουμε την εξέλιξη αυτή στο γεγονός ότι τα συγκεκριμένα μέτρα εμφανίζουν πολύ υψηλή συσχέτιση ($\rho=0,996$).

Αντίθετα, στην περίπτωση της δεύτερης παλινδρόμησης, η ανωτερότητα του downside beta έναντι του beta είναι φανερή σε όρους στατιστικής σημαντικότητας. Το downside beta αναδεικνύεται στατιστικά σημαντικό εν αντιθέσει με το beta, γεγονός που σημαίνει ότι η εισαγωγή του τελευταίου μέτρου στην παλινδρόμηση δεν προσφέρει πρόσθετη πληροφόρηση για τις αποδόσεις, όπως φαίνεται και από την τιμή του *Adj-R*².

⁷⁴ Βλ. Αρχείο “*fr99-02port20.wfi*” στο Φάκελο “E-Views Files” στο συνοδευτικό CD-ROM.

iii. Ανάλυση Χαρτοφυλακίων (II)

Το γεγονός ότι η προηγούμενη ανάλυση με τη χρήση χαρτοφυλακίων βασίστηκε σε λίγες παρατηρήσεις (20 χαρτοφυλάκια), δημιουργώντας αρκετά προβλήματα (πολύ υψηλό $Adj - R^2$, υψηλή συσχέτιση μεταξύ των μεταβλητών κ.α.), μας ώθησε να εξετάσουμε το ίδιο δείγμα χωρίζοντας το αυτή τη φορά σε 32 χαρτοφυλάκια των 5 αξιογράφων⁷⁵.

Η διαμόρφωση των χαρτοφυλακίων ακολουθεί την ίδια διαδικασία, όπως και προηγουμένως, με κατάταξη των αξιογράφων με βάση το beta και εν συνεχεία την τυπική απόκλιση των καταλοίπων ($s(u_t)$).

Τα 32 χαρτοφυλάκια που προκύπτουν από αυτή τη διαδικασία είναι τα εξής:

<u>Χαρτοφυλάκιο 1</u>	<u>Χαρτοφυλάκιο 2</u>	<u>Χαρτοφυλάκιο 3</u>	<u>Χαρτοφυλάκιο 4</u>	<u>Χαρτοφυλάκιο 5</u>
SX FP	ATO FP	UG FP	MC FP	FII FP
LVL FP	CGE FP	SGO FP	SU FP	DPT FP
STM FP	ALT FP	BNP FP	EX FP	UNG FP
CAP FP	GLE FP	MF FP	CS FP	POM FP
DSY FP	MMB FP	PP FP	OR FP	SAF FP
RNO FP				

<u>Χαρτοφυλάκιο 6</u>	<u>Χαρτοφυλάκιο 7</u>	<u>Χαρτοφυλάκιο 8</u>	<u>Χαρτοφυλάκιο 9</u>	<u>Χαρτοφυλάκιο 10</u>
RCO FP	FR FP	AC FP	AVQ FP	CRL FP
IFG FP	EN FP	KN FP	COI FP	SK FP
HO FP	CLR FP	LG FP	GA FP	TEC FP
RAL FP	ML FP	CA FP	SOP FP	RMS FP
VK FP	SAN FP	BN FP	MON FP	OAE FP

<u>Χαρτοφυλάκιο 11</u>	<u>Χαρτοφυλάκιο 12</u>	<u>Χαρτοφυλάκιο 13</u>	<u>Χαρτοφυλάκιο 14</u>	<u>Χαρτοφυλάκιο 15</u>
ZC FP	SW FP	DS FP	TFI FP	GND FP
MMT FP	FP FP	NRX FP	PARP FP	PUB FP
HAV FP	BB FP	SDG FP	SPI FP	CU FP
CGD FP	SZE FP	BEN FP	PPS FP	ERA FP
SCO FP	AI FP	DAL FP	FGR FP	NK FP

⁷⁵ Η δημιουργία χαρτοφυλακίων με μικρό αριθμό αξιογράφων προκαλεί προβλήματα αναφορικά με το επίπεδο διαφοροποίησης. Υπάρχει δηλαδή ένα trade-off ανάμεσα στους βαθμούς ελευθερίας της διαστρωματικής ανάλυσης και της αποτελεσματικότητας των χαρτοφυλακίων. Για το λόγο αυτό επιλέξαμε να εξετάσουμε και τις δύο περιπτώσεις.

Χαρτοφυλάκιο 16 Χαρτοφυλάκιο 17 Χαρτοφυλάκιο 18 Χαρτοφυλάκιο 19 Χαρτοφυλάκιο 20

DG	FP	CGM	FP	BRICO	FP	CMA	FP	EO	FP
EF	FP	ING	FP	CFF	FP	ORG	FP	SCDV	FP
CO	FP	SAA	FP	PCA	FP	UBI	FP	RI	FP
AGF	FP	ITP	FP	VMMA	FP	EDL	FP	RUI	FP
RF	FP	LEY	FP	LAT	FP	VIL	FP	BI	FP

Χαρτοφυλάκιο 21 Χαρτοφυλάκιο 22 Χαρτοφυλάκιο 23 Χαρτοφυλάκιο 24 Χαρτοφυλάκιο 25

MAN	FP	BOZ	FP	COM	FP	CDA	FP	PHY	FP
GIL	FP	RCF	FP	PVL	FP	FIM	FP	TNU	FP
PDJ	FP	DEV	FP	GAM	FP	GG	FP	IMS	FP
LSS	FP	RGR	FP	ADA	FP	FIF	FP	CRI	FP
RLL	FP	SR	FP	UFF	FP	LI	FP	MTU	FP

Χαρτοφυλάκιο 26 Χαρτοφυλάκιο 27 Χαρτοφυλάκιο 28 Χαρτοφυλάκιο 29 Χαρτοφυλάκιο 30

GBT	FP	RBT	FP	HYP	FP	DIM	FP	SMO	FP
ALB	FP	SBT	FP	SL	FP	TOUP	FP	ES	FP
GYO	FP	GIRO	FP	BOI	FP	GPDF	FP	VIRP	FP
LVR	FP	RIN	FP	BH	FP	MGIC	FP	SODC	FP
AGL	FP	ARK	FP	ONE	FP	CEI	FP	BPQ	FP

Χαρτοφυλάκιο 31 Χαρτοφυλάκιο 32

PSB	FP	UL	FP
THEP	FP	SIX	FP
SIL	FP	CFTM	FP
IPOA	FP	LD	FP
TRNO	FP	GFC	FP

Τα χαρτοφυλάκια αυτά αναλύονται με τη γνωστή μεθοδολογία, για την υποπερίοδο 2001-2004⁷⁶.

⁷⁶ Για αποτελέσματα βλ. Αρχείο “*France 1997-2002.xls*”, Worksheet “*Εκτίμηση RV(II)*” στο συνοδευτικό CD-ROM.

Κατά συνέπεια, διενεργούμε μία σειρά παλινδρομήσεων με σκοπό να εξετάσουμε συγκριτικά την ικανότητα των μέτρων που έχουν υπολογιστεί να επεξηγούν τις αποδόσεις της συγκεκριμένης περιόδου.

Αρχικά εξετάζεται κάθε ένα από τα τέσσερα μέτρα κινδύνου, ξεχωριστά.

Τα αποτελέσματα⁷⁷ παρουσιάζονται στον Πίνακα που ακολουθεί:

$$MR_i = \gamma_0 + \gamma_1 \cdot RV_i + u_i$$

<i>RV</i>	γ_0	<i>t – stat</i>	<i>prob</i>	γ_1	<i>t – stat</i>	<i>prob</i>	R^2	<i>Adj – R²</i>
σ	0.002379	3.791	0.0007	-0.093986	-5.494	0.0000	0.501	0.484
Σ	0.002274	3.679	0.0009	-0.122982	-5.414	0.0000	0.494	0.477
β	0.000819	1.908	0.0659	-0.003207	-4.64	0.0001	0.418	0.398
β^D	0.001452	2.844	0.0079	-0.003411	-5.035	0.0000	0.458	0.439

Πίνακας 11-Εξέταση Risk Variables Χαρτοφυλακίων (II) ξεχωριστά (Γαλλία, 2^η Περίοδος)

Είναι φανερό ότι, όταν εξετάζονται μεμονωμένα, και τα τέσσερα εναλλακτικά μέτρα κινδύνου είναι στατιστικά σημαντικά.

Αν και η standard deviation με τη semideviation εμφανίζονται ισοδύναμες σε όρους στατιστικής σημαντικότητας και επεξηγηματικής ικανότητας, υπάρχει μία διαφαινόμενη ανωτερότητα του downside beta έναντι του beta στους αντίστοιχους τομείς.

Ειδικότερα, το downside beta επεξηγεί το 44% της μεταβλητότητας των αποδόσεων (έναντι 40% του beta) και εμφανίζει υψηλότερο *t – stat*.

Εν συνεχεία, διενεργείται η δεύτερη παλινδρόμηση, που εξετάζει μαζί το κλασσικό μέτρο κινδύνου με το αντίστοιχο εναλλακτικό downside.

⁷⁷ Βλ. Αρχείο “*fr99-02port32.wfi*” στο Φάκελο “E-Views Files” στο συνοδευτικό CD-ROM.

Τα αποτελέσματα⁷⁸ παρουσιάζονται στον Πίνακα που ακολουθεί:

$$MR_i = \gamma_0 + \gamma_1 \cdot RV_{1i} + \gamma_2 \cdot RV_{2i} + u_i$$

<i>RV</i>	γ_0	<i>t – stat</i>	<i>prob</i>	γ_1	<i>t – stat</i>	<i>prob</i>	γ_2	<i>t – stat</i>	<i>prob</i>	R^2	<i>Adj – R²</i>
σ / Σ	0.002403	3.683	0.0009	-0.126422	-0.673	0.5057	0.042939	0.173	0.8633	0.502	0.467
β / β^D	0.001617	2.399	0.0231	0.001120	0.381	0.7055	-0.004519	-1.514	0.1407	0.460	0.423

**Πίνακας 12-Εξέταση Risk Variables Χαρτοφυλακίων (II) ανά ζεύγη
(Γαλλία, 2^η Περίοδος)**

Παρατηρούμε ότι όταν στην παλινδρόμηση, όπου εξετάζονται μαζί η standard deviation και η semideviation, και τα δύο μέτρα κινδύνου αποφαίνονται στατιστικά μη σημαντικά, γεγονός που οφείλεται στο ότι τα συγκεκριμένα μέτρα εμφανίζουν πολύ υψηλή συσχέτιση ($\rho=0,995$).

Αντίθετα, στην περίπτωση της δεύτερης παλινδρόμησης, αν και επίσης τα δύο εξεταζόμενα μέτρα προκύπτουν στατιστικά μη σημαντικά, η ανωτερότητα του downside beta έναντι του beta είναι φανερή σε όρους στατιστικής σημαντικότητας (υψηλότερο *t – stat*).

⁷⁸ Βλ. Αρχείο “*fr99-02port32.wfi*” στο Φάκελο “E-Views Files” στο συνοδευτικό CD-ROM.

iv. Συμπεράσματα Περιόδου

Από την προηγούμενη ανάλυση της γαλλικής χρηματιστηριακής αγοράς για την περίοδο 1999-2001, προκύπτουν τα εξής συμπεράσματα:

- Και τα τέσσερα εναλλακτικά μέτρα κινδύνου είναι στατιστικά σημαντικά όταν εξετάζονται μεμονωμένα, τόσο σε επίπεδο αξιογράφων, όσο και σε επίπεδο χαρτοφυλακίων (και στις δύο περιπτώσεις).
- Η standard deviation και η semideviation εμφανίζονται, όταν εξετάζονται μεμονωμένα, να έχουν σχεδόν την ίδια επίδοση σε όρους στατιστικής σημαντικότητας ($t-stat$) και επεξηγηματικής ικανότητας των αποδόσεων ($Adj-R^2$), τόσο σε επίπεδο αξιογράφων, όσο και σε επίπεδο χαρτοφυλακίων (και στις δύο περιπτώσεις).
- Το downside beta φαίνεται να υπερτερεί του beta, όταν τα δύο μέτρα κινδύνου εξετάζονται μεμονωμένα, τόσο σε όρους στατιστικής σημαντικότητας (υψηλότερο $t-stat$), όσο και σε όρους επεξηγηματικής ικανότητας των αποδόσεων (υψηλότερο $Adj-R^2$), τόσο σε επίπεδο αξιογράφων, όσο και σε επίπεδο χαρτοφυλακίων (και στις δύο περιπτώσεις).
- Όταν η standard deviation και η semideviation εξετάζονται ανά ζεύγη, το εναλλακτικό downside μέτρο κινδύνου προκύπτει το μοναδικό στατιστικά σημαντικό σε επίπεδο μεμονωμένων αξιογράφων. Σε επίπεδο χαρτοφυλακίων και τα δύο μέτρα προκύπτουν στατιστικά μη σημαντικά, γεγονός που αποδίδεται στην πολύ υψηλή συσχέτιση που εμφανίζουν (άνω του 0.99).
- Όταν το downside beta και το beta εξετάζονται ανά ζεύγη, το εναλλακτικό downside μέτρο κινδύνου υπερσχύει πλήρως σε όρους στατιστικής σημαντικότητας.
- Τα downside μέτρα κινδύνου υπερσχύουν έναντι των κλασσικών.

IV. ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΑ ΑΓΟΡΑΣ

Συνάγοντας τα ευρήματα της προηγούμενης έρευνας στη γαλλική χρηματιστηριακή αγορά, μπορούμε να συμπεράνουμε τα εξής:

- Και τα τέσσερα εναλλακτικά μέτρα κινδύνου, όταν εξετάζονται μεμονωμένα, προκύπτουν στατιστικά σημαντικά σε όλες τις περιόδους και σε όλες τις περιπτώσεις (μεμονωμένων αξιογράφων και χαρτοφυλακίων).
- Όταν εξετάζονται τα μέτρα κινδύνου εξετάζονται μεμονωμένα, τα εναλλακτικά downside μέτρα κινδύνου είναι ισοδύναμα ή ανώτερα των αντίστοιχων κλασσικών σε όρους στατιστικής σημαντικότητας και επεξηγηματικής ικανότητας.
- Στην από κοινού εξέταση κλασσικών και downside μέτρων κινδύνου, ανά ζεύγη, τα downside μέτρα κινδύνου υπερισχύουν σε όρους στατιστικής σημαντικότητας και επεξηγηματικής ικανότητας.
- Στην πλειονότητα των περιπτώσεων, και ειδικά για τη συγκριτική εξέταση του beta και του downside beta, τα εναλλακτικά downside μέτρα, προκύπτουν τα μόνα στατιστικά σημαντικά, γεγονός που υποδεικνύει ότι τα κλασσικά μέτρα δεν περιέχουν πληροφόρηση που δεν περιλαμβάνεται στα αντίστοιχα downside. Στις περιπτώσεις που και τα δύο εξεταζόμενα μέτρα προκύπτουν στατιστικά μη σημαντικά (ιδιαίτερα ανάμεσα σε standard deviation και semideviation), και πάλι τα downside υπερτερούν σε όρους στατιστικής σημαντικότητας και επεξηγηματικής ικανότητας, ενώ παρατηρείται πολύ μεγάλη συσχέτιση ανάμεσα τους (άνω του 99%).

Το τελικό συμπέρασμα από την εξέταση της γαλλικής χρηματιστηριακής αγοράς για την περίοδο 1997-2004, είναι:

«Τα downside μέτρα κινδύνου υπερισχύουν πλήρως έναντι των αντίστοιχων κλασσικών σε όρους στατιστικής σημαντικότητας και επεξηγηματικής ικανότητας των αποδόσεων.»

B. ΜΕΓΑΛΗ ΒΡΕΤΑΝΙΑ

I. ΤΑΥΤΟΤΗΤΑ ΤΗΣ ΕΡΕΥΝΑΣ

ΔΕΙΚΤΗΣ ΑΝΑΦΟΡΑΣ: **FTSE-100**

ΔΕΙΓΜΑ:

- Το σύνολο των αξιογράφων, για τα οποία υπάρχουν στοιχεία (τιμές) στη βάση δεδομένων Bloomberg, για μία συνεχόμενη, εξαετή περίοδο εξέτασης, και ανήκουν στο δείκτη FTSE-350.

ΠΕΡΙΟΔΟΙ ΕΞΕΤΑΣΗΣ:

- 01/1999-12/2004
- 01/1997-12/2002

ΔΕΙΓΜΑ ΑΞΙΟΓΡΑΦΩΝ

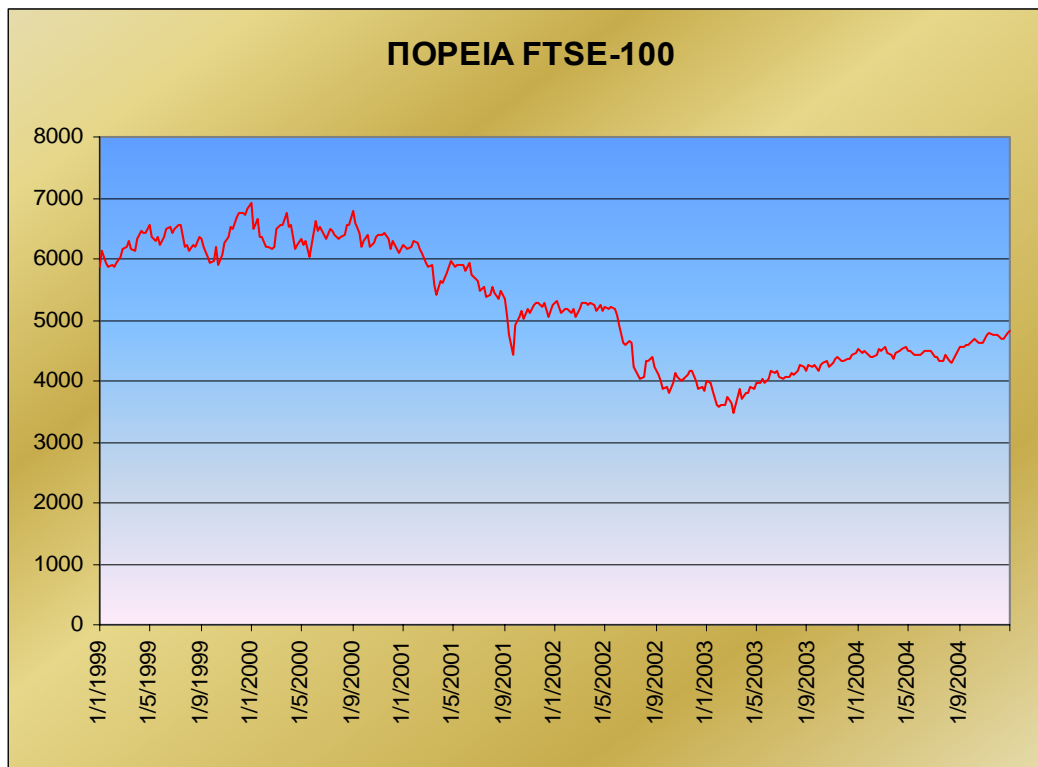
	1999-2004	1997-2002
ΑΞΙΟΓΡΑΦΑ	260	260

II. 1^η ΠΕΡΙΟΔΟΣ ΕΞΕΤΑΣΗΣ: 1999-2004

Η 1^η περίοδος εξέτασης, που εκτείνεται χρονικά από τον Ιανουάριο του 1999 μέχρι το Δεκέμβριο του 2004 (έξι έτη), χωρίζεται σε δύο υποπεριόδους:

- Υποπερίοδος Διαμόρφωσης Χαρτοφυλακίων. Η διετία 01/1999-12/2000, αποτελεί την περίοδο εκτίμησης των beta & της τυπικής απόκλισης των καταλοίπων, προκειμένου να διαμορφωθούν τα χαρτοφυλάκια.
- Υποπερίοδος Εξέτασης των εναλλακτικών μέτρων κινδύνου. Η τετραετία 01/2001-12/2004 αποτελεί την καθαυτή περίοδο εμπειρικού ελέγχου της ανωτερότητας των εναλλακτικών μέτρων κινδύνου. Η ανάλυση με τη μέθοδο παλινδρόμησης γίνεται τόσο σε επίπεδο χαρτοφυλακίων, όσο και σε επίπεδο μεμονωμένων αξιογράφων.

Το Διάγραμμα που ακολουθεί δείχνει την πορεία του Δείκτη FTSE-100, που θα αποτελέσει και την προσέγγιση της Βρετανικής αγοράς, κατά την 1^η περίοδο εξέτασης.



Διάγραμμα Πορείας Δείκτη FTSE-40 (01/1999-12/2004)

Όπως φαίνεται και στο Διάγραμμα, η βρετανική χρηματιστηριακή αγορά διανύει την περίοδο 1999-2000 μία φάση σχετικής σταθερότητας, με το Δείκτη FTSE-100 να κυμαίνεται ανάμεσα στις 6.000 και 7.000 μονάδες. Από τις αρχές του 2001 ξεκινά μία καθοδική τάση, που κορυφώνεται στα μέσα του 2003, όταν ο Δείκτης FTSE-100 πέφτει κάτω από το επίπεδο των 4.000 μονάδων. Ακολουθεί μία ήπια ανοδική περίοδος μέχρι τα τέλη του 2004, με αποτέλεσμα ο Δείκτης FTSE-100 να ανακτήσει το επίπεδο των 2.500 μονάδων.

i. Ανάλυση Μεμονωμένων Αξιογράφων

Τα αξιόγραφα για τα οποία η βάση δεδομένων της Bloomberg δίνει στοιχεία χωρίς διακοπή για την περίοδο εξέτασης 1999-2004 για τη χρηματιστηριακή αγορά της Μεγάλης Βρετανίας είναι **260** και συγκεκριμένα τα εξής⁷⁹:

ABF LN	ABG LN	ABP LN	AGA LN	AGS LN	ALLD LN
AMEC LN	ANTO LN	ARI LN	ASL LN	ATK LN	ATST LN
AUN LN	AV LN	AVZ LN	AWG LN	AZN LN	BA LN
BAA LN	BARC LN	BAY LN	BBA LN	BBY LN	BDEV LN
BG LN	BKG LN	BLND LN	BNKR LN	BNZL LN	BOC LN
BOOT LN	BOS LN	BOY LN	BP LN	BPB LN	BPG LN
BRE LN	BRT LN	BSET LN	BSY LN	BT/A LN	BTEM LN
BTSM LN	BWNG LN	BWY LN	BXTN LN	CAL LN	CBG LN
CBRY LN	CDI LN	CHTR LN	CKSN LN	CLDN LN	CLI LN
CNE LN	COB LN	CPI LN	CPR LN	CRDA LN	CRST LN
CS LN	CTM LN	CTT LN	CTY LN	CW LN	DGE LN
DLAR LN	DMGT LN	DNX LN	DVR LN	DVSG LN	DWV LN
DXNS LN	ECM LN	EDIN LN	ELTA LN	EMA LN	EMG LN
EMI LN	ENO LN	ERM LN	ESH LN	ETI LN	EUS LN
EXL LN	FCD LN	FCU LN	FDL LN	FEV LN	FGP LN
FKI LN	FPT LN	FRCL LN	FUT LN	GCAP LN	GKN LN
GNK LN	GOG LN	GPOR LN	GRG LN	GRI LN	HG LN
HLMA LN	HMSO LN	HNS LN	HSBA LN	HSV LN	HSX LN
ICI LN	ICP LN	III LN	IMI LN	IMT LN	INCH LN
IRV LN	ISYS LN	JDW LN	JFJ LN	JFM LN	JJB LN
JLT LN	JMAT LN	JMO LN	JPR LN	KEL LN	KGF LN
LAND LN	LARD LN	LGEN LN	LII LN	LLOY LN	LMI LN
LMR LN	LMSO LN	LNGO LN	LOG LN	MCA LN	MCTY LN
MDK LN	MFI LN	MGCR LN	MGGT LN	MKS LN	MLC LN
MLW LN	MNKS LN	MNR LN	MRCH LN	MRW LN	MSLH LN
MSY LN	MUT LN	MYI LN	NEX LN	NFDS LN	NGT LN
NIS LN	NTG LN	NXT LN	PAG LN	PDG LN	PFG LN
PFL LN	PHTM LN	PILK LN	PLI LN	PLL LN	PLR LN
PMO LN	PNN LN	PO LN	PRU LN	PSN LN	PSON LN
PZC LN	QED LN	RAT LN	RB LN	RBS LN	RCP LN
RDW LN	REL LN	REX LN	RIO LN	RNK LN	ROR LN
RR LN	RSA LN	RSW LN	RTO LN	RTR LN	SAT LN
SBRY LN	SCIN LN	SCTN LN	SDR LN	SDRC LN	SFL LN
SGC LN	SGE LN	SHB LN	SHEL LN	SHI LN	SHP LN
SIG LN	SIV LN	SKP LN	SKS LN	SLOU LN	SLY LN
SMDS LN	SMIN LN	SMP LN	SMT LN	SMWH LN	SN LN
SOF LN	SPT LN	SPW LN	SPX LN	SRH LN	SRP LN
SSE LN	SSL LN	STAN LN	STJ LN	SVI LN	SVS LN
SVT LN	SXS LN	TATE LN	TEM LN	TMPL LN	TNI LN
TNN LN	TOMK LN	TPK LN	TRY LN	TSCO LN	TWOD LN
UBM LN	ULE LN	ULVR LN	UU LN	VCT LN	VOD LN
VRD LN	VTG LN	WBY LN	WEIR LN	WHM LN	WKP LN
WLB LN	WMPY LN	WPP LN	WTAN LN	WTB LN	WUN LN
		XAN LN	YULC LN		

⁷⁹ Βλ. Αρχείο “GB1999-2004”, Worksheet “TIMES” στο συνοδευτικό CD-ROM.

Τα αξιόγραφα αυτά αναλύονται με τη γνωστή μεθοδολογία, μεμονωμένα, για την υποπερίοδο 2001-2004.

Κατά συνέπεια, διενεργούμε μία σειρά παλινδρομήσεων με σκοπό να εξετάσουμε συγκριτικά την ικανότητα των μέτρων που έχουν υπολογιστεί να επεξηγούν τις αποδόσεις της συγκεκριμένης περιόδου.

Αρχικά εξετάζεται κάθε ένα από τα τέσσερα μέτρα κινδύνου, ξεχωριστά.

Τα αποτελέσματα⁸⁰ παρουσιάζονται στον Πίνακα που ακολουθεί:

$$MR_i = \gamma_0 + \gamma_1 \cdot RV_i + u_i$$

<i>RV</i>	γ_0	<i>t-stat</i>	<i>prob</i>	γ_1	<i>t-stat</i>	<i>prob</i>	R^2	<i>Adj-R²</i>
σ	0.004452	10.684	0.0000	-0.091396	-10.829	0.0000	0.312	0.309
Σ	0.004230	10.968	0.0000	-0.119165	-11.226	0.0000	0.328	0.325
β	0.004161	14.045	0.0000	-0.004931	-14.965	0.0000	0.464	0.462
β^D	0.005251	14.331	0.0000	-0.004607	-14.730	0.0000	0.456	0.454

Πίνακας 13-Εξέταση Risk Variables Μεμονωμένων Αξιογράφων Ξεχωριστά (Μεγ. Βρετανία, 1^η Περίοδος)

Είναι φανερό ότι, όταν εξετάζονται μεμονωμένα, και τα τέσσερα εναλλακτικά μέτρα κινδύνου είναι στατιστικά σημαντικά.

Αξίζει όμως να σημειωθεί ότι η semideviation υπερέρχει έναντι της standard deviation, τόσο ως προς τη στατιστική σημαντικότητα (μεγαλύτερο t-stat), όσο και ως προς την επεξηγηματική τους ικανότητα (*Adj-R²*).

Αντίστοιχα, διακρίνεται μία ελαφρά υπεροχή του beta έναντι του downside beta, σε όρους στατιστικής σημαντικότητας και επεξηγηματικής ικανότητας.

Εν συνεχεία, διενεργείται η δεύτερη παλινδρόμηση, που εξετάζει μαζί το κλασσικό μέτρο κινδύνου με το αντίστοιχο εναλλακτικό downside.

⁸⁰ Βλ. Αρχείο “uk01-04stock.wfi” στο Φάκελο “E-Views Files” στο συνοδευτικό CD-ROM.

Τα αποτελέσματα⁸¹ παρουσιάζονται στον Πίνακα που ακολουθεί:

$$MR_i = \gamma_0 + \gamma_1 \cdot RV_{1i} + \gamma_2 \cdot RV_{2i} + u_i$$

<i>RV</i>	γ_0	<i>t-stat</i>	<i>prob</i>	γ_1	<i>t-stat</i>	<i>prob</i>	γ_2	<i>t-stat</i>	<i>prob</i>	R^2	<i>Adj-R²</i>
σ / Σ	0.003919	8.636	0.0000	0.081177	1.295	0.1964	-0.221529	-2.778	0.0059	0.332	0.327
β / β^D	0.004859	12.962	0.0000	-0.002805	-3.565	0.0004	-0.002199	-2.967	0.0033	0.482	0.478

**Πίνακας 14-Εξέταση Risk Variables Μεμονωμένων Αξιογράφων ανά ζεύγη
(Μεγ. Βρετανία, 1^η Περίοδος)**

Παρατηρούμε ότι όταν η semideviation εισάγεται στην ίδια παλινδρόμηση με τη standard deviation, τότε υπερिशύει πλήρως, καθώς προκύπτει η μόνη στατιστικά σημαντική μεταβλητή. Το γεγονός αυτό σημαίνει ότι η τυπική απόκλιση, ως μέτρο κινδύνου στη συγκεκριμένη περίοδο, δεν περιλαμβάνει πληροφόρηση που δεν περιέχεται στο εναλλακτικό downside μέτρο.

Στην περίπτωση της από κοινού εξέτασης των beta και downside beta, και οι δύο μεταβλητές προκύπτουν στατιστικά σημαντικές, γεγονός που υποδηλώνει ότι κάθε μία από τις μεταβλητές αυτές περιέχουν πληροφόρηση που δεν περιλαμβάνεται στην άλλη.

⁸¹ Βλ. Αρχείο “*uk01-04stock.wfi*” στο Φάκελο “E-Views Files” στο συνοδευτικό CD-ROM.

ii. Ανάλυση Χαρτοφυλακίων (I)

Εν συνεχεία, με βάση τις αποδόσεις των αξιογράφων και του δείκτη της αγοράς (FTSE-100) για τα δύο πρώτα έτη της περιόδου εξέτασης (1999-2000) υπολογίζεται το beta των αξιογράφων και η τυπική απόκλιση των καταλοίπων ($s(u_i)$) της ακόλουθης παλινδρόμησης⁸²:

$$R_{it} = a_i + b_i R_{Mt} + u_{it}$$

Τα αξιόγραφα κατάσσονται με βάση το beta τους κατά φθίνουσα σειρά και το δείγμα διαιρείται σε δεκατρία τμήματα.

Ακολουθώς, σε κάθε τμήμα δείγματος, τα αξιόγραφα κατατάσσονται επίσης σε φθίνουσα σειρά με βάση την τυπική απόκλιση των καταλοίπων ($s(u_i)$) αυτή τη φορά και το κάθε τμήμα διαιρείται σε δύο υπο-τμήματα, διαμορφώνοντας με τον τρόπο αυτό 26 ισοσταθμισμένα χαρτοφυλάκια.

Τα 26 χαρτοφυλάκια που προκύπτουν από τη διαδικασία που προαναφέρθηκε στη συγκεκριμένη περίοδο, περιλαμβάνουν τα εξής αξιόγραφα:

<u>Χαρτοφυλάκιο 1</u>	<u>Χαρτοφυλάκιο 2</u>	<u>Χαρτοφυλάκιο 3</u>	<u>Χαρτοφυλάκιο 4</u>	<u>Χαρτοφυλάκιο 5</u>
SKP LN	AGS LN	PHTM LN	BAY LN	CKSN LN
WHM LN	CW/ LN	SOF LN	TNN LN	GCAP LN
NIS LN	WPP LN	CPI LN	SIG LN	RBS LN
LOG LN	AVZ LN	DXNS LN	DMGT LN	EXL LN
CTM LN	EMI LN	SPT LN	RSA LN	SDR LN
XAN LN	VOD LN	REL LN	UBM LN	AV/ LN
RTR LN	PSON LN	HG/ LN	SDRC LN	PRU LN
MSY LN	STAN LN	EMA LN	BARC LN	JFJ LN
BSY LN	BT/A LN	MKS LN	LLOY LN	NGT LN
SGE LN	III LN	KGF LN	HSBA LN	TEM LN

⁸²Για τον υπολογισμό των beta στην περίοδο Διαμόρφωσης Χαρτοφυλακίων, χρησιμοποιούμε παλινδρόμηση με σταθερά, όπως αναφέρεται στο Υπόδειγμα της Αγοράς. Επειδή όμως στην πλειονότητα των περιπτώσεων η σταθερά είναι στατιστικά μη σημαντική δε θα συμπεριληφθεί κατά την Περίοδο Εμπειρικού Ελέγχου για τον υπολογισμό του beta & του downside beta.

Χαρτοφυλάκιο 6 Χαρτοφυλάκιο 7 Χαρτοφυλάκιο 8 Χαρτοφυλάκιο 9 Χαρτοφυλάκιο 10

FCU LN	BPG LN	SHI LN	FKI LN	BG/ LN
FUT LN	SHP LN	GKN LN	BA/ LN	BOS LN
EUS LN	MGCR LN	CBG LN	ARI LN	AZN LN
SMT LN	CS/ LN	LGEN LN	BWNG LN	MCTY LN
MRCH LN	LMSO LN	HMSO LN	DLAR LN	SLOU LN
MNKS LN	PILK LN	FEV LN	HNS LN	PLI LN
CTY LN	RIO LN	BSET LN	RNK LN	JFM LN
EDIN LN	AGA LN	FRCL LN	ROR LN	JMO LN
WTAN LN	SSL LN	ATST LN	SMWH LN	MYI LN
BNKR LN	CRDA LN	SCIN LN	BKG LN	SAT LN

Χαρτοφυλάκιο 11 Χαρτοφυλάκιο 12 Χαρτοφυλάκιο 13 Χαρτοφυλάκιο 14 Χαρτοφυλάκιο 15

CNE LN	WTB LN	ISYS LN	SHEL LN	SGC LN
ERM LN	BNZL LN	BDEV LN	JPR LN	JJB LN
NXT LN	DVSG LN	AMEC LN	PSN LN	PMO LN
BBA LN	BP/ LN	ECM LN	HLMA LN	ABG LN
MGGT LN	CRST LN	UU/ LN	MLW LN	WEIR LN
PO/ LN	BOC LN	SMIN LN	BXTN LN	STJ LN
SVS LN	LAND LN	SN/ LN	MSLH LN	ULVR LN
BWY LN	TMPL LN	TWOD LN	CAL LN	WMPY LN
CPR LN	RCP LN	LNGO LN	LII LN	RDW LN
DVR LN	MUT LN	WLB LN	BTEM LN	SXS LN

Χαρτοφυλάκιο 16 Χαρτοφυλάκιο 17 Χαρτοφυλάκιο 18 Χαρτοφυλάκιο 19 Χαρτοφυλάκιο 20

ENO LN	LARD LN	RSW LN	CHTR LN	SPW LN
SFL LN	SMDS LN	ABF LN	BOY LN	COB LN
JDW LN	BPB LN	SKS LN	BBY LN	PDG LN
TNI LN	PFL LN	GPOR LN	FGP LN	TPK LN
BLND LN	PAG LN	ATK LN	ICI LN	SPX LN
NTG LN	NEX LN	BRT LN	CTT LN	CLI LN
ULE LN	SRH LN	EMG LN	REX LN	MNR LN
ELTA LN	JMAT LN	PZC LN	PLR LN	VTG LN
ASL LN	ABP LN	WBY LN	PFG LN	MDK LN
TRY LN	MCA LN	SHB LN	RR/ LN	CDI LN

Χαρτοφυλάκιο 21 Χαρτοφυλάκιο 22 Χαρτοφυλάκιο 23 Χαρτοφυλάκιο 24 Χαρτοφυλάκιο 25 Χαρτοφυλάκιο 26

DNX LN	JLT LN	SRP LN	DGE LN	MFI LN	SVT LN
IMI LN	SMP LN	FDL LN	TSCO LN	RB/ LN	BAA LN
TOMK LN	IRV LN	TATE LN	SSE LN	RTO LN	LMI LN
WUN LN	ESH LN	AWG LN	SLY LN	KEL LN	CBRY LN
INCH LN	FPT LN	SBRY LN	GRI LN	FCD LN	MRW LN
BOOT LN	QED LN	ANTO LN	AUN LN	PNN LN	ETI LN
SIV LN	CLDN LN	SCTN LN	BRE LN	BTSM LN	VCT LN
LMR LN	PLL LN	ALLD LN	SVI LN	YULC LN	ICP LN
MLC LN	WKP LN	NFDS LN	RAT LN	HSX LN	VRD LN
GNK LN	DWV LN	GOG LN	GRG LN	IMT LN	HSV LN

Τα χαρτοφυλάκια αυτά αναλύονται με τη γνωστή μεθοδολογία, για την υποπερίοδο 2001-2004⁸³.

Κατά συνέπεια, διενεργούμε μία σειρά παλινδρομήσεων με σκοπό να εξετάσουμε συγκριτικά την ικανότητα των μέτρων που έχουν υπολογιστεί να επεξηγούν τις αποδόσεις της συγκεκριμένης περιόδου.

Αρχικά εξετάζεται κάθε ένα από τα τέσσερα μέτρα κινδύνου, ξεχωριστά.

Τα αποτελέσματα⁸⁴ παρουσιάζονται στον Πίνακα που ακολουθεί:

$$MR_i = \gamma_0 + \gamma_1 \cdot RV_i + u_i$$

<i>RV</i>	γ_0	<i>t-stat</i>	<i>prob</i>	γ_1	<i>t-stat</i>	<i>prob</i>	R^2	<i>Adj-R²</i>
σ	0.005486	9.025	0.0000	-0.196720	-8.935	0.0000	0.768	0.759
Σ	0.005856	8.135	0.0000	-0.278473	-8.017	0.0000	0.728	0.716
β	0.004685	10.765	0.0000	-0.005625	-10.798	0.0000	0.829	0.822
β^D	0.005280	10.051	0.0000	-0.005458	-9.992	0.0000	0.806	0.798

**Πίνακας 15-Εξέταση Risk Variables Χαρτοφυλακίων (I) Ξεχωριστά
(Μεγ. Βρετανία, 1^η Περίοδος)**

Είναι φανερό ότι, όταν εξετάζονται μεμονωμένα, και τα τέσσερα εναλλακτικά μέτρα κινδύνου είναι στατιστικά σημαντικά.

Στον Πίνακα 15 διαφαίνεται μία ελαφρά υπεροχή των κλασσικών μέτρων κινδύνου έναντι των αντιστοίχων downside σε όρους στατιστικής σημαντικότητας (*t-stat*) και επεξηγηματικής ικανότητας (*Adj-R²*).

Ειδικότερα, η standard deviation επεξηγεί το 76%⁸⁵ της μεταβλητότητας των αποδόσεων (έναντι 72% της semideviation) και το beta το 82% (έναντι 80% του downside beta).

Εν συνεχεία, διενεργείται η δεύτερη παλινδρόμηση, που εξετάζει μαζί το κλασσικό μέτρο κινδύνου με το αντίστοιχο εναλλακτικό downside.

⁸³ Για αποτελέσματα βλ. Αρχείο “GB1999-2004”, Worksheet “Εκτίμηση RV(I)” στο συνοδευτικό CD-ROM.

⁸⁴ Βλ. Αρχείο “uk01-04port26.wfi” στο Φάκελο “E-Views Files” στο συνοδευτικό CD-ROM.

⁸⁵ Θεωρούμε τις τιμές του *Adj-R²* πολύ υψηλές και αποδίδουμε το φαινόμενο στο μικρό αριθμό των χαρτοφυλακίων (λίγοι βαθμοί ελευθερίας). Για το λόγο αυτό και στην επόμενη ενότητα προχωρούμε στον υπολογισμό των ίδιων παλινδρομήσεων με 52 χαρτοφυλάκια.

Τα αποτελέσματα⁸⁶ παρουσιάζονται στον Πίνακα που ακολουθεί:

$$MR_i = \gamma_0 + \gamma_1 \cdot RV_{1i} + \gamma_2 \cdot RV_{2i} + u_i$$

<i>RV</i>	γ_0	<i>t – stat</i>	<i>prob</i>	γ_1	<i>t – stat</i>	<i>prob</i>	γ_2	<i>t – stat</i>	<i>prob</i>	R^2	<i>Adj – R²</i>
σ / Σ	0.003912	4.739	0.0001	-0.764026	-3.421	0.0023	0.828504	2.550	0.0179	0.819	0.804
β / β^D	0.004710	7.874	0.0000	-0.005436	-1.765	0.0908	-0.000188	-0.062	0.9510	0.829	0.814

**Πίνακας 16-Εξέταση Risk Variables Χαρτοφυλακίων (I) ανά ζεύγη
(Μεγ.Βρετανία, 1^η Περίοδος)**

Παρατηρούμε ότι όταν στην παλινδρόμηση, όπου εξετάζονται μαζί η standard deviation και η semideviation, και τα δύο μέτρα κινδύνου προκύπτουν στατιστικά σημαντικά, γεγονός που υποδηλώνει ότι κάθε ένα από τα δύο μέτρα περιλαμβάνει πληροφόρηση που δεν περιέχεται στο άλλο.

Αντίθετα, στην περίπτωση της δεύτερης παλινδρόμησης, τόσο το beta, όσο και το downside beta προκύπτουν στατιστικά μη σημαντικά. Ωστόσο, υπάρχει σαφής ανωτερότητα του beta σε όρους στατιστικής σημαντικότητας (υψηλότερο *t – stat*).

⁸⁶ Βλ. Αρχείο “*uk01-04port26.wfi*” στο Φάκελο “E-Views Files” στο συνοδευτικό CD-ROM.

iii. Ανάλυση Χαρτοφυλακίων (II)

Το γεγονός ότι η προηγούμενη ανάλυση με τη χρήση χαρτοφυλακίων βασίστηκε σε λίγες παρατηρήσεις (20 χαρτοφυλάκια), δημιουργώντας αρκετά προβλήματα (πολύ υψηλό $Adj - R^2$, υψηλή συσχέτιση μεταξύ των μεταβλητών κ.α.), μας ώθησε να εξετάσουμε το ίδιο δείγμα χωρίζοντας το αυτή τη φορά σε 41 χαρτοφυλάκια των 5 αξιογράφων⁸⁷.

Η διαμόρφωση των χαρτοφυλακίων ακολουθεί την ίδια διαδικασία, όπως και προηγουμένως, με κατάταξη των αξιογράφων με βάση το beta και εν συνεχεία την τυπική απόκλιση των καταλοίπων ($s(u_t)$).

Τα 52 χαρτοφυλάκια που προκύπτουν από αυτή τη διαδικασία είναι τα εξής:

<u>Χαρτοφυλάκιο 1</u>	<u>Χαρτοφυλάκιο 2</u>	<u>Χαρτοφυλάκιο 3</u>	<u>Χαρτοφυλάκιο 4</u>	<u>Χαρτοφυλάκιο 5</u>
SKP LN	XAN LN	AGS LN	VOD LN	PHTM LN
WHM LN	RTR LN	CW/ LN	PSON LN	SOF LN
NIS LN	MSY LN	WPP LN	STAN LN	CPI LN
LOG LN	BSY LN	AVZ LN	BT/A LN	DXNS LN
CTM LN	SGE LN	EMI LN	III LN	SPT LN
<u>Χαρτοφυλάκιο 6</u>	<u>Χαρτοφυλάκιο 7</u>	<u>Χαρτοφυλάκιο 8</u>	<u>Χαρτοφυλάκιο 9</u>	<u>Χαρτοφυλάκιο 10</u>
REL LN	BAY LN	UBM LN	CKSN LN	AV/ LN
HG/ LN	TNN LN	SDRC LN	GCAP LN	PRU LN
EMA LN	SIG LN	BARC LN	RBS LN	JFJ LN
MKS LN	DMGT LN	LLOY LN	EXL LN	NGT LN
KGF LN	RSA LN	HSBA LN	SDR LN	TEM LN
<u>Χαρτοφυλάκιο 11</u>	<u>Χαρτοφυλάκιο 12</u>	<u>Χαρτοφυλάκιο 13</u>	<u>Χαρτοφυλάκιο 14</u>	<u>Χαρτοφυλάκιο 15</u>
FCU LN	MNKS LN	BPG LN	PILK LN	SHI LN
FUT LN	CTY LN	SHP LN	RIO LN	GKN LN
EUS LN	EDIN LN	MGCR LN	AGA LN	CBG LN
SMT LN	WTAN LN	CS/ LN	SSL LN	LGEN LN
MRCH LN	BNKR LN	LMSO LN	CRDA LN	HMSO LN

⁸⁷ Η δημιουργία χαρτοφυλακίων με μικρό αριθμό αξιογράφων προκαλεί προβλήματα αναφορικά με το επίπεδο διαφοροποίησης. Υπάρχει δηλαδή ένα trade-off ανάμεσα στους βαθμούς ελευθερίας της διαστρωματικής ανάλυσης και της αποτελεσματικότητας των χαρτοφυλακίων. Για το λόγο αυτό επιλέξαμε να εξετάσουμε και τις δύο περιπτώσεις.

<u>Χαρτοφυλάκιο 16</u>	<u>Χαρτοφυλάκιο 17</u>	<u>Χαρτοφυλάκιο 18</u>	<u>Χαρτοφυλάκιο 19</u>	<u>Χαρτοφυλάκιο 20</u>	<u>Χαρτοφυλάκιο 21</u>	<u>Χαρτοφυλάκιο 22</u>	<u>Χαρτοφυλάκιο 23</u>
FEV LN BSET LN FRCL LN ATST LN SCIN LN	FKI LN BA/ LN ARI LN BWNG LN DLAR LN	HNS LN RNK LN ROR LN SMWH LN BKG LN	BG/ LN BOS LN AZN LN MCTY LN SLOU LN	PLI LN JFM LN JMO LN MYI LN SAT LN	CNE LN ERM LN NXT LN BBA LN MGGT LN	PO/ LN SVS LN BWY LN CPR LN DVR LN	WTB LN BNZL LN DVSG LN BP/ LN CRST LN
<u>Χαρτοφυλάκιο 24</u>	<u>Χαρτοφυλάκιο 25</u>	<u>Χαρτοφυλάκιο 26</u>	<u>Χαρτοφυλάκιο 27</u>	<u>Χαρτοφυλάκιο 28</u>	<u>Χαρτοφυλάκιο 29</u>	<u>Χαρτοφυλάκιο 30</u>	<u>Χαρτοφυλάκιο 31</u>
BOC LN LAND LN TMPL LN RCP LN MUT LN	ISYS LN BDEV LN AMEC LN ECM LN UU/ LN	SMIN LN SN/ LN TWOD LN LNGO LN WLB LN	SHEL LN JPR LN PSN LN HLMA LN MLW LN	BXTN LN MSLH LN CAL LN LII LN BTEM LN	SGC LN JJB LN PMO LN ABG LN WEIR LN	STJ LN ULVR LN WMPY LN RDW LN SXS LN	ENO LN SFL LN JDW LN TNI LN BLND LN
<u>Χαρτοφυλάκιο 32</u>	<u>Χαρτοφυλάκιο 33</u>	<u>Χαρτοφυλάκιο 34</u>	<u>Χαρτοφυλάκιο 35</u>	<u>Χαρτοφυλάκιο 36</u>	<u>Χαρτοφυλάκιο 37</u>	<u>Χαρτοφυλάκιο 38</u>	<u>Χαρτοφυλάκιο 39</u>
NTG LN ULE LN ELTA LN ASL LN TRY LN	LARD LN SMDS LN BPB LN PFL LN PAG LN	NEX LN SRH LN JMAT LN ABP LN MCA LN	RSW LN ABF LN SKS LN GPOR LN ATK LN	BRT LN EMG LN PZC LN WBY LN SHB LN	CHTR LN BOY LN BBY LN FGP LN ICI LN	CTT LN REX LN PLR LN PFG LN RR/ LN	SPW LN COB LN PDG LN TPK LN SPX LN
<u>Χαρτοφυλάκιο 40</u>	<u>Χαρτοφυλάκιο 41</u>	<u>Χαρτοφυλάκιο 42</u>	<u>Χαρτοφυλάκιο 43</u>	<u>Χαρτοφυλάκιο 44</u>	<u>Χαρτοφυλάκιο 45</u>	<u>Χαρτοφυλάκιο 46</u>	<u>Χαρτοφυλάκιο 47</u>
CLI LN MNR LN VTG LN MDK LN CDI LN	DNX LN IMI LN TOMK LN WUN LN INCH LN	BOOT LN SIV LN LMR LN MLC LN GNK LN	JLT LN SMP LN IRV LN ESH LN FPT LN	QED LN CLDN LN PLL LN WKP LN DWV LN	SRP LN FDL LN TATE LN AWG LN SBRY LN	ANTO LN SCTN LN ALLD LN NFDS LN GOG LN	DGE LN TSCO LN SSE LN SLY LN GRI LN

<u>Χαρτοφυλάκιο 48</u>	<u>Χαρτοφυλάκιο 49</u>	<u>Χαρτοφυλάκιο 50</u>	<u>Χαρτοφυλάκιο 51</u>	<u>Χαρτοφυλάκιο 52</u>
AUN LN	MFI LN	PNN LN	SVT LN	ETI LN
BRE LN	RB/ LN	BTSM LN	BAA LN	VCT LN
SVI LN	RTO LN	YULC LN	LMI LN	ICP LN
RAT LN	KEL LN	HSX LN	CBRY LN	VRD LN
GRG LN	FCD LN	IMT LN	MRW LN	HSV LN

Τα χαρτοφυλάκια αυτά αναλύονται με τη γνωστή μεθοδολογία, για την υποπερίοδο 2001-2004⁸⁸. Κατά συνέπεια, διενεργούμε μία σειρά παλινδρομήσεων με σκοπό να εξετάσουμε συγκριτικά την ικανότητα των μέτρων που έχουν υπολογιστεί να επεξηγούν τις αποδόσεις της συγκεκριμένης περιόδου.

Αρχικά εξετάζεται κάθε ένα από τα τέσσερα μέτρα κινδύνου, ξεχωριστά.

Τα αποτελέσματα παρουσιάζονται στον Πίνακα που ακολουθεί:

$$MR_i = \gamma_0 + \gamma_1 \cdot RV_i + u_i$$

<i>RV</i>	γ_0	<i>t – stat</i>	<i>prob</i>	γ_1	<i>t – stat</i>	<i>prob</i>	R^2	<i>Adj – R²</i>
σ	0.005117	8.593	0.0000	-0.164067	-8.498	0.0000	0.590	0.582
Σ	0.005142	7.909	0.0000	-0.220224	-7.791	0.0000	0.548	0.539
β	0.004403	10.266	0.0000	-0.005257	-10.340	0.0000	0.681	0.675
β^D	0.005100	10.139	0.0000	-0.005123	-10.098	0.0000	0.671	0.664

Πίνακας 17-Εξέταση Risk Variables Χαρτοφυλακίων (II) ξεχωριστά (Μεγ. Βρετανία, 1^η Περίοδος)

Είναι φανερό ότι, όταν εξετάζονται μεμονωμένα, και τα τέσσερα εναλλακτικά μέτρα κινδύνου είναι στατιστικά σημαντικά.

Η standard deviation εμφανίζει μία μικρή υπεροχή έναντι της semideviation σε όρους στατιστικής σημαντικότητας και επεξηγηματικής ικανότητας, ενώ αντίθετα υπάρχει το beta και το downside beta εμφανίζονται ισοδύναμα στους αντίστοιχους τομείς.

Εν συνεχεία, διενεργείται η δεύτερη παλινδρόμηση, που εξετάζει μαζί το κλασσικό μέτρο κινδύνου με το αντίστοιχο εναλλακτικό downside.

⁸⁸ Για αποτελέσματα βλ. Αρχείο “ GB1999-2004”, Worksheet “Εκτίμηση RV(II)” στο συνοδευτικό CD-ROM.

Τα αποτελέσματα παρουσιάζονται στον Πίνακα που ακολουθεί:

$$MR_i = \gamma_0 + \gamma_1 \cdot RV_{1i} + \gamma_2 \cdot RV_{2i} + u_i$$

<i>RV</i>	γ_0	<i>t-stat</i>	<i>prob</i>	γ_1	<i>t-stat</i>	<i>prob</i>	γ_2	<i>t-stat</i>	<i>prob</i>	R^2	$Adj - R^2$
σ / Σ	0.004475	7.276	0.0000	-0.609595	-3.552	0.0009	0.624329	2.611	0.0119	0.640	0.626
β / β^D	0.004707	8.422	0.0000	-0.003410	-1.531	0.1322	-0.001863	-0.851	0.3985	0.686	0.673

**Πίνακας 18-Εξέταση Risk Variables Χαρτοφυλακίων (II) ανά ζεύγη
(Μεγ. Βρετανία, 1^η Περίοδος)**

Στην πρώτη παλινδρόμηση, τα μέτρα της standard deviation και semideviation εμφανίζονται στατιστικά σημαντικά, υποδηλώνοντας ότι και τα κάθε μία μεταβλητή επεξηγεί μέρος των αποδόσεων που δεν εξηγείται από την άλλη.

Αντίθετα, στην περίπτωση της δεύτερης παλινδρόμησης, και τα δύο μέτρα προκύπτουν στατιστικά μη σημαντικά, με το beta να εμφανίζει υπεροχή σε όρους στατιστικής σημαντικότητας.

iv. Συμπεράσματα Περιόδου

Από την προηγούμενη ανάλυση της βρετανικής χρηματιστηριακής αγοράς για την περίοδο 2001-2004, προκύπτουν τα εξής συμπεράσματα:

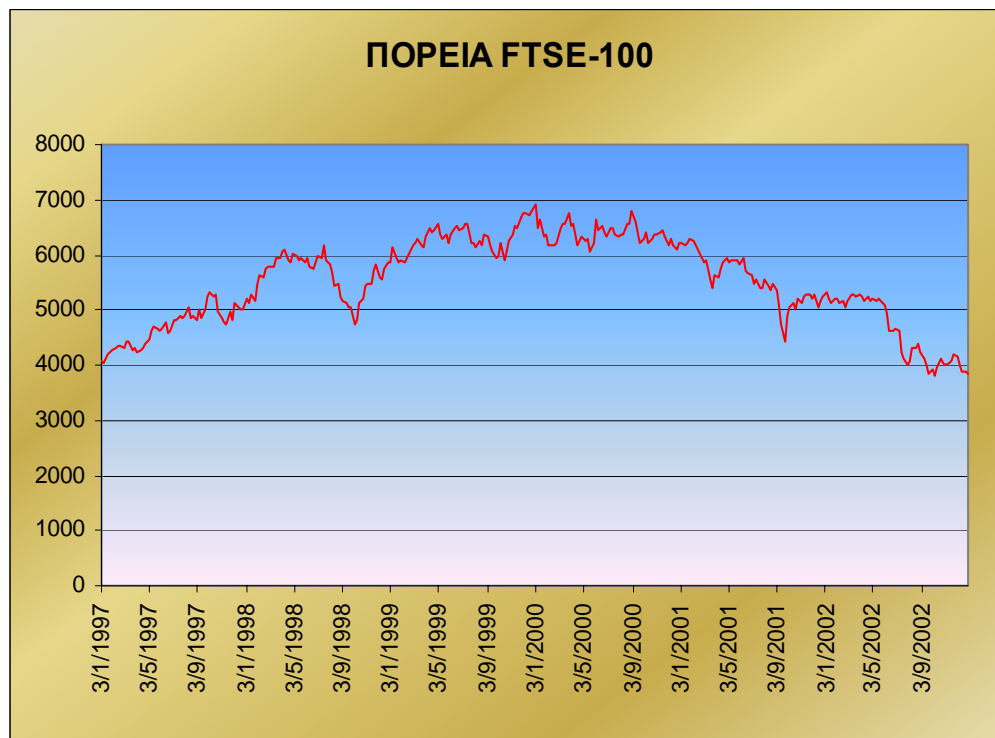
- Και τα τέσσερα εναλλακτικά μέτρα κινδύνου είναι στατιστικά σημαντικά όταν εξετάζονται μεμονωμένα, τόσο σε επίπεδο αξιογράφων, όσο και σε επίπεδο χαρτοφυλακίων (και στις δύο περιπτώσεις).
- Η *semideviation* υπερέρχει της *standard deviation*, όταν τα δύο μέτρα εξετάζονται μεμονωμένα, σε όρους στατιστικής σημαντικότητας (*t-stat*) και επεξηγηματικής ικανότητας των αποδόσεων (*Adj-R²*) στην περίπτωση των μεμονωμένων αξιογράφων, ενώ τα αποτελέσματα είναι αντίθετα σε επίπεδο χαρτοφυλακίων (και στις δύο περιπτώσεις).
- Το *beta* φαίνεται να υπερτερεί οριακά του *downside beta*, όταν τα δύο μέτρα κινδύνου εξετάζονται μεμονωμένα, τόσο σε όρους στατιστικής σημαντικότητας (υψηλότερο *t-stat*), όσο και σε όρους επεξηγηματικής ικανότητας των αποδόσεων (υψηλότερο *Adj-R²*), τόσο σε επίπεδο αξιογράφων, όσο και σε επίπεδο χαρτοφυλακίων (και στις δύο περιπτώσεις).
- Όταν η *standard deviation* και η *semideviation* εξετάζονται ανά ζεύγη, το εναλλακτικό *downside* μέτρο κινδύνου προκύπτει το μοναδικό στατιστικά σημαντικό σε επίπεδο μεμονωμένων αξιογράφων. Σε επίπεδο χαρτοφυλακίων και τα δύο μέτρα προκύπτουν στατιστικά μη σημαντικά, γεγονός που αποδίδεται στην πολύ υψηλή συσχέτιση που εμφανίζουν (άνω του 0.99).
- Όταν το *downside beta* και το *beta* εξετάζονται ανά ζεύγη, και τα δύο μέτρα κινδύνου καθίστανται στατιστικά σημαντικά σε επίπεδο αξιογράφων και στατιστικά μη σημαντικά σε επίπεδο χαρτοφυλακίων.
- Τα αποτελέσματα δείχνουν ότι τα κλασσικά μέτρα κινδύνου δεν περιέχουν συστηματική πληροφόρηση, που δεν περιλαμβάνεται στα αντίστοιχα εναλλακτικά *downside* μέτρα.
- Τα *downside* μέτρα κινδύνου εμφανίζονται ισοδύναμα έναντι των κλασσικών.

III. 2^η ΠΕΡΙΟΔΟΣ ΕΞΕΤΑΣΗΣ: 1997-2002

Η 2^η περίοδος εξέτασης, που εκτείνεται χρονικά από τον Ιανουάριο του 1997 μέχρι το Δεκέμβριο του 2002 (έξι έτη), χωρίζεται σε δύο υποπεριόδους:

- Υποπερίοδος Διαμόρφωσης Χαρτοφυλακίων. Η διετία 01/1997-12/1998, αποτελεί την περίοδο εκτίμησης των beta & της τυπικής απόκλισης των καταλοίπων, προκειμένου να διαμορφωθούν τα χαρτοφυλάκια.
- Υποπερίοδος Εξέτασης των εναλλακτικών μέτρων κινδύνου. Η τετραετία 01/1999-12/2002 αποτελεί την καθαυτή περίοδο εμπειρικού ελέγχου της ανωτερότητας των εναλλακτικών μέτρων κινδύνου. Η ανάλυση με τη μέθοδο παλινδρόμησης γίνεται τόσο σε επίπεδο χαρτοφυλακίων, όσο και σε επίπεδο μεμονωμένων αξιογράφων.

Το Διάγραμμα που ακολουθεί δείχνει την πορεία του Δείκτη FTSE-100, που θα αποτελέσει και την προσέγγιση της Βρετανικής αγοράς, κατά τη 2^η περίοδο εξέτασης.



Διάγραμμα Πορείας Δείκτη FTSE-100 (01/1997-12/2002)

Όπως φαίνεται και στο Διάγραμμα, η αγγλική χρηματιστηριακή αγορά διένυσε μία ανοδική περίοδο με έντονες διακυμάνσεις, από τις αρχές του 1997 ως τον Ιανουάριο του 2000, με αποτέλεσμα ο Δείκτης FTSE-100 να βρεθεί από τις 4.000 μονάδες στα επίπεδα των 7.000 μονάδων. Ακολούθησε μία σύντομη περίοδος σταθερότητας (Ιανουάριος-Σεπτέμβριος 2000) και έπειτα η χρηματιστηριακή αγορά της Μεγ. Βρετανίας σημείωσε μία έντονη πτωτική πορεία, που διατηρήθηκε μέχρι τα τέλη του 2002, με συνέπεια ο Δείκτης FTSE-100 να επιστρέψει στα επίπεδα των 4.000 μονάδων.

i. Ανάλυση Μεμονωμένων Αξιογράφων

Τα αξιόγραφα για τα οποία η βάση δεδομένων της Bloomberg δίνει στοιχεία χωρίς διακοπή για την περίοδο εξέτασης 1997-2002 για τη χρηματιστηριακή αγορά της Μεγ. Βρετανίας είναι **260** και συγκεκριμένα τα εξής⁸⁹:

ABF LN	ABG LN	ABP LN	AGA LN	AGS LN	ALLD LN
AMEC LN	ANTO LN	ARI LN	ASL LN	ATK LN	ATST LN
AUN LN	AV LN	AVZ LN	AWG LN	AZN LN	BA LN
BAA LN	BARC LN	BAY LN	BBA LN	BBY LN	BDEV LN
BG LN	BKG LN	BLND LN	BNKR LN	BNZL LN	BOC LN
BOOT LN	BOS LN	BOY LN	BP LN	BPB LN	BPG LN
BRE LN	BRT LN	BSET LN	BSY LN	BT/A LN	BTEM LN
BTSM LN	BWNG LN	BWY LN	BXTN LN	CAL LN	CBG LN
CBRY LN	CDI LN	CHTR LN	CKSN LN	CLDN LN	CLI LN
CNE LN	COB LN	CPI LN	CPR LN	CRDA LN	CRST LN
CS LN	CTM LN	CTT LN	CTY LN	CW LN	DGE LN
DLAR LN	DMGT LN	DNX LN	DVR LN	DVSG LN	DWV LN
DXNS LN	ECM LN	EDIN LN	ELTA LN	EMA LN	EMG LN
EMI LN	ENO LN	ERM LN	ESH LN	ETI LN	EUS LN
EXL LN	FCD LN	FCU LN	FDL LN	FEV LN	FGP LN
FKI LN	FPT LN	FRCL LN	FUT LN	GCAP LN	GKN LN
GNK LN	GOG LN	GPOR LN	GRG LN	GRI LN	HG LN
HLMA LN	HMSO LN	HNS LN	HSBA LN	HSV LN	HSX LN
ICI LN	ICP LN	III LN	IMI LN	IMT LN	INCH LN
IRV LN	ISYS LN	JDW LN	JFJ LN	JFM LN	JJB LN
JLT LN	JMAT LN	JMO LN	JPR LN	KEL LN	KGF LN
LAND LN	LARD LN	LGEN LN	LII LN	LLOY LN	LMI LN
LMR LN	LMSO LN	LNGO LN	LOG LN	MCA LN	MCTY LN
MDK LN	MFI LN	MGCR LN	MGGT LN	MKS LN	MLC LN
MLW LN	MNKS LN	MNR LN	MRCH LN	MRW LN	MSLH LN
MSY LN	MUT LN	MYI LN	NEX LN	NFDS LN	NGT LN
NIS LN	NTG LN	NXT LN	PAG LN	PDG LN	PFG LN
PFL LN	PHTM LN	PILK LN	PLI LN	PLL LN	PLR LN
PMO LN	PNN LN	PO LN	PRU LN	PSN LN	PSON LN
PZC LN	QED LN	RAT LN	RB LN	RBS LN	RCP LN
RDW LN	REL LN	REX LN	RIO LN	RNK LN	ROR LN
RR LN	RSA LN	RSW LN	RTO LN	RTR LN	SAT LN
SBRY LN	SCIN LN	SCTN LN	SDR LN	SDRC LN	SFL LN
SGC LN	SGE LN	SHB LN	SHEL LN	SHI LN	SHP LN
SIG LN	SIV LN	SKP LN	SKS LN	SLOU LN	SLY LN
SMDS LN	SMIN LN	SMP LN	SMT LN	SMWH LN	SN LN
SOF LN	SPT LN	SPW LN	SPX LN	SRH LN	SRP LN
SSE LN	SSL LN	STAN LN	STJ LN	SVI LN	SVS LN
SVT LN	SXS LN	TATE LN	TEM LN	TMPL LN	TNI LN
TNN LN	TOMK LN	TPK LN	TRY LN	TSCO LN	TWOD LN
UBM LN	ULE LN	ULVR LN	UU LN	VCT LN	VOD LN
VRD LN	VTG LN	WBY LN	WEIR LN	WHM LN	WKP LN
WLB LN	WMPY LN	WPP LN	WTAN LN	WTB LN	WUN LN
		XAN LN	YULC LN		

⁸⁹ Βλ. Αρχείο “GB 1997-2002”, Worksheet “TIMES” στο συνοδευτικό CD-ROM.

Τα αξιόγραφα αυτά αναλύονται με τη γνωστή μεθοδολογία, μεμονωμένα, για την υποπερίοδο 1999-2002.

Κατά συνέπεια, διενεργούμε μία σειρά παλινδρομήσεων με σκοπό να εξετάσουμε συγκριτικά την ικανότητα των μέτρων που έχουν υπολογιστεί να επεξηγούν τις αποδόσεις της συγκεκριμένης περιόδου.

Αρχικά εξετάζεται κάθε ένα από τα τέσσερα μέτρα κινδύνου, ξεχωριστά.

Τα αποτελέσματα⁹⁰ παρουσιάζονται στον Πίνακα που ακολουθεί:

$$MR_i = \gamma_0 + \gamma_1 \cdot RV_i + u_i$$

<i>RV</i>	γ_0	<i>t-stat</i>	<i>prob</i>	γ_1	<i>t-stat</i>	<i>prob</i>	R^2	<i>Adj-R²</i>
σ	0.004207	9.068	0.0000	-0.090386	-10.861	0.0000	0.313	0.311
Σ	0.004416	10.675	0.0000	-0.133201	-12.835	0.0000	0.389	0.387
β	0.001834	5.791	0.0000	-0.003603	-8.850	0.0000	0.232	0.229
β^D	0.003374	7.966	0.0000	-0.003866	-9.984	0.0000	0.278	0.275

Πίνακας 19 -Εξέταση Risk Variables Μεμονωμένων Αξιογράφων Ξεχωριστά (Μεγ. Βρετανία, 2^η Περίοδος)

Είναι φανερό ότι, όταν εξετάζονται μεμονωμένα, και τα τέσσερα εναλλακτικά μέτρα κινδύνου είναι στατιστικά σημαντικά.

Αξίζει όμως να σημειωθεί ότι τα downside μέτρα κινδύνου υπερέχουν σημαντικά έναντι των αντιστοιχών εναλλακτικών τους, τόσο ως προς τη στατιστική σημαντικότητα (μεγαλύτερο t-stat), όσο και ως προς την επεξηγηματική τους ικανότητα (*Adj-R²*).

Ειδικότερα, η semideviation επεξηγεί το 39% της μεταβλητότητας των αποδόσεων (έναντι μόλις 31% της standard deviation) και το downside beta το 28% (έναντι μόλις 23% του beta).

Εν συνεχεία, διενεργείται η δεύτερη παλινδρόμηση, που εξετάζει μαζί το κλασσικό μέτρο κινδύνου με το αντίστοιχο εναλλακτικό downside.

⁹⁰ Βλ. Αρχείο “*uk99-02stock.wfi*” στο Φάκελο “E-Views Files” στο συνοδευτικό CD-ROM.

Τα αποτελέσματα⁹¹ παρουσιάζονται στον Πίνακα που ακολουθεί:

$$MR_i = \gamma_0 + \gamma_1 \cdot RV_{1i} + \gamma_2 \cdot RV_{2i} + u_i$$

<i>RV</i>	γ_0	<i>t-stat</i>	<i>prob</i>	γ_1	<i>t-stat</i>	<i>prob</i>	γ_2	<i>t-stat</i>	<i>prob</i>	R^2	$Adj - R^2$
σ / Σ	0.003224	7.791	0.0000	0.297517	7.137	0.0000	-0.520742	-9.447	0.0000	0.490	0.486
β / β^D	0.003397	6.874	0.0000	9.22E-05	0.092	0.9263	-0.003949	-4.042	0.0001	0.278	0.273

**Πίνακας 20 -Εξέταση Risk Variables Μεμονωμένων Αξιογράφων ανά Ζεύγη
(Μεγ. Βρετανία, 2^η Περίοδος)**

Παρατηρούμε ότι όταν τα downside μέτρα κινδύνου (semideviation-downside beta) εισάγονται στην ίδια παλινδρόμηση, τότε υπερσχύουν των αντίστοιχων εναλλακτικών κλασσικών (standard deviation-beta).

Ειδικότερα, στην πρώτη παλινδρόμηση τόσο η standard deviation όσο και η semideviation προκύπτουν στατιστικά σημαντικές, αν και η semideviation υπερέχει σε όρους *t-stat*. Το γεγονός ότι και οι δύο μεταβλητές είναι στατιστικά σημαντικές, αντικατοπτρίζεται από το ότι το $Adj - R^2$ αυξάνεται σημαντικά από το αντίστοιχο στις παλινδρομήσεις όπου τα δύο μέτρα εξετάζονται μεμονωμένα (48% από 31% και 38% αντίστοιχα).

Τα αποτελέσματα της υπεροχής των εναλλακτικών downside μέτρων κινδύνου είναι πιο εμφανή στη δεύτερη παλινδρόμηση, όπου το beta, όταν εισάγεται στην ίδια παλινδρόμηση με το downside beta, προκύπτει μη στατιστικά σημαντικό και αδυνατεί να αυξήσει το μέτρο επεξηγηματικής ικανότητας των αποδόσεων ($Adj - R^2$).

⁹¹ Βλ. Αρχείο “*uk99-02stock.wfi*” στο Φάκελο “E-Views Files” στο συνοδευτικό CD-ROM.

ii. Ανάλυση Χαρτοφυλακίων (I)

Εν συνεχεία, με βάση τις αποδόσεις των αξιογράφων και του δείκτη της αγοράς (CAC-40) για τα δύο πρώτα έτη της περιόδου εξέτασης (199-1998) υπολογίζεται το beta των αξιογράφων και η τυπική απόκλιση των καταλοίπων ($s(u_i)$) της ακόλουθης παλινδρόμησης:

$$R_{it} = a_i + b_i R_{Mt} + u_{it}$$

Τα αξιόγραφα κατάσσονται με βάση το beta τους κατά φθίνουσα σειρά και το δείγμα διαιρείται σε δεκατρία τμήματα.

Ακολουθώς, σε κάθε τμήμα δείγματος, τα αξιόγραφα κατατάσσονται επίσης σε φθίνουσα σειρά με βάση την τυπική απόκλιση των καταλοίπων ($s(u_i)$) αυτή τη φορά και το κάθε τμήμα διαιρείται σε δύο υπο-τμήματα, διαμορφώνοντας με τον τρόπο αυτό 26 ισοσταθμισμένα χαρτοφυλάκια.

Τα 26 χαρτοφυλάκια που προκύπτουν από τη διαδικασία που προαναφέρθηκε στη συγκεκριμένη περίοδο, περιλαμβάνουν τα εξής αξιόγραφα:

<u>Χαρτοφυλάκιο 1</u>	<u>Χαρτοφυλάκιο 2</u>	<u>Χαρτοφυλάκιο 3</u>	<u>Χαρτοφυλάκιο 4</u>	<u>Χαρτοφυλάκιο 5</u>
SKP LN	AGS LN	PHTM LN	BAY LN	CKSN LN
WHM LN	CW/ LN	SOF LN	TNN LN	GCAP LN
NIS LN	WPP LN	CPI LN	SIG LN	RBS LN
LOG LN	AVZ LN	DXNS LN	DMGT LN	EXL LN
CTM LN	EMI LN	SPT LN	RSA LN	SDR LN
XAN LN	VOD LN	REL LN	UBM LN	AV/ LN
RTR LN	PSON LN	HG/ LN	SDRC LN	PRU LN
MSY LN	STAN LN	EMA LN	BARC LN	JFJ LN
BSY LN	BT/A LN	MKS LN	LLOY LN	NGT LN
SGE LN	III LN	KGF LN	HSBA LN	TEM LN

Χαρτοφυλάκιο 6 Χαρτοφυλάκιο 7 Χαρτοφυλάκιο 8 Χαρτοφυλάκιο 9 Χαρτοφυλάκιο 10

FCU LN	BPG LN	SHI LN	FKI LN	BG/ LN
FUT LN	SHP LN	GKN LN	BA/ LN	BOS LN
EUS LN	MGCR LN	CBG LN	ARI LN	AZN LN
SMT LN	CS/ LN	LGEN LN	BWNG LN	MCTY LN
MRCH LN	LMSO LN	HMSO LN	DLAR LN	SLOU LN
MNKS LN	PILK LN	FEV LN	HNS LN	PLI LN
CTY LN	RIO LN	BSET LN	RNK LN	JFM LN
EDIN LN	AGA LN	FRCL LN	ROR LN	JMO LN
WTAN LN	SSL LN	ATST LN	SMWH LN	MYI LN
BNKR LN	CRDA LN	SCIN LN	BKG LN	SAT LN

Χαρτοφυλάκιο 11 Χαρτοφυλάκιο 12 Χαρτοφυλάκιο 13 Χαρτοφυλάκιο 14 Χαρτοφυλάκιο 15

CNE LN	WTB LN	ISYS LN	SHEL LN	SGC LN
ERM LN	BNZL LN	BDEV LN	JPR LN	JJB LN
NXT LN	DVSG LN	AMEC LN	PSN LN	PMO LN
BBA LN	BP/ LN	ECM LN	HLMA LN	ABG LN
MGGT LN	CRST LN	UU/ LN	MLW LN	WEIR LN
PO/ LN	BOC LN	SMIN LN	BXTN LN	STJ LN
SVS LN	LAND LN	SN/ LN	MSLH LN	ULVR LN
BWY LN	TMPL LN	TWOD LN	CAL LN	WMPY LN
CPR LN	RCP LN	LNGO LN	LII LN	RDW LN
DVR LN	MUT LN	WLB LN	BTEM LN	SXS LN

Χαρτοφυλάκιο 16 Χαρτοφυλάκιο 17 Χαρτοφυλάκιο 18 Χαρτοφυλάκιο 19 Χαρτοφυλάκιο 20

ENO LN	LARD LN	RSW LN	CHTR LN	SPW LN
SFL LN	SMDS LN	ABF LN	BOY LN	COB LN
JDW LN	BPB LN	SKS LN	BBY LN	PDG LN
TNI LN	PFL LN	GPOR LN	FGP LN	TPK LN
BLND LN	PAG LN	ATK LN	ICI LN	SPX LN
NTG LN	NEX LN	BRT LN	CTT LN	CLI LN
ULE LN	SRH LN	EMG LN	REX LN	MNR LN
ELTA LN	JMAT LN	PZC LN	PLR LN	VTG LN
ASL LN	ABP LN	WBY LN	PFG LN	MDK LN
TRY LN	MCA LN	SHB LN	RR/ LN	CDI LN

Χαρτοφυλάκιο 21 Χαρτοφυλάκιο 22 Χαρτοφυλάκιο 23 Χαρτοφυλάκιο 24 Χαρτοφυλάκιο 25 Χαρτοφυλάκιο 26

DNX LN	JLT LN	SRP LN	DGE LN	MFI LN	SVT LN
IMI LN	SMP LN	FDL LN	TSCO LN	RB/ LN	BAA LN
TOMK LN	IRV LN	TATE LN	SSE LN	RTO LN	LMI LN
WUN LN	ESH LN	AWG LN	SLY LN	KEL LN	CBRY LN
INCH LN	FPT LN	SBRY LN	GRI LN	FCD LN	MRW LN
BOOT LN	QED LN	ANTO LN	AUN LN	PNN LN	ETI LN
SIV LN	CLDN LN	SCTN LN	BRE LN	BTSM LN	VCT LN
LMR LN	PLL LN	ALLD LN	SVI LN	YULC LN	ICP LN
MLC LN	WKP LN	NFDS LN	RAT LN	HSX LN	VRD LN
GNK LN	DWV LN	GOG LN	GRG LN	IMT LN	HSV LN

Τα χαρτοφυλάκια αυτά αναλύονται με τη γνωστή μεθοδολογία, για την υποπερίοδο 2001-2004⁹².

Κατά συνέπεια, διενεργούμε μία σειρά παλινδρομήσεων με σκοπό να εξετάσουμε συγκριτικά την ικανότητα των μέτρων που έχουν υπολογιστεί να επεξηγούν τις αποδόσεις της συγκεκριμένης περιόδου.

Αρχικά εξετάζεται κάθε ένα από τα τέσσερα μέτρα κινδύνου, ξεχωριστά.

Τα αποτελέσματα⁹³ παρουσιάζονται στον Πίνακα που ακολουθεί:

$$MR_i = \gamma_0 + \gamma_1 \cdot RV_i + u_i$$

<i>RV</i>	γ_0	<i>t-stat</i>	<i>prob</i>	γ_1	<i>t-stat</i>	<i>prob</i>	R^2	$Adj - R^2$
σ	0.003695	4.219	0.0003	-0.153590	-4.996	0.0000	0.509	0.489
Σ	0.003866	4.476	0.0002	-0.212493	-5.266	0.0000	0.536	0.516
β	0.002381	4.046	0.0005	-0.004416	-5.360	0.0000	0.544	0.525
β^D	0.003040	4.060	0.0005	-0.004383	-5.012	0.0000	0.511	0.491

Πίνακας 21-Εξέταση Risk Variables Χαρτοφυλακίων (I) Ξεχωριστά (Μεγ.Βρετανία, 2^η Περίοδος)

Είναι φανερό ότι, όταν εξετάζονται μεμονωμένα, και τα τέσσερα εναλλακτικά μέτρα κινδύνου είναι στατιστικά σημαντικά.

Στον Πίνακα 21, η semideviation και το beta φαίνεται να υπερτερούν έναντι της standard deviation και του downside beta αντίστοιχα σε όρους στατιστικής σημαντικότητας και επεξηγηματικής ικανότητας.

Ειδικότερα, η semideviation επεξηγεί το 52%⁹⁴ της μεταβλητότητας των αποδόσεων (έναντι μόλις 49% της standard deviation) και το beta το 52% (έναντι του 49% downside beta).

Εν συνεχεία, διενεργείται η δεύτερη παλινδρόμηση, που εξετάζει μαζί το κλασσικό μέτρο κινδύνου με το αντίστοιχο εναλλακτικό downside.

⁹² Για αποτελέσματα βλ. Αρχείο “GB1997-2002”, Worksheet “Εκτίμηση RV(I)” στο συνοδευτικό CD-ROM.

⁹³ Βλ. Αρχείο “uk99-02port26.wfi” στο Φάκελο “E-Views Files” στο συνοδευτικό CD-ROM.

⁹⁴ Θεωρούμε τις τιμές του $Adj-R^2$ πολύ υψηλές και αποδίδουμε το φαινόμενο στο μικρό αριθμό των χαρτοφυλακίων (λίγοι βαθμοί ελευθερίας). Για το λόγο αυτό και στην επόμενη ενότητα προχωρούμε στον υπολογισμό των ίδιων παλινδρομήσεων με 52 χαρτοφυλάκια.

Τα αποτελέσματα⁹⁵ παρουσιάζονται στον Πίνακα που ακολουθεί:

$$MR_i = \gamma_0 + \gamma_1 \cdot RV_{1i} + \gamma_2 \cdot RV_{2i} + u_i$$

<i>RV</i>	γ_0	<i>t-stat</i>	<i>prob</i>	γ_1	<i>t-stat</i>	<i>prob</i>	γ_2	<i>t-stat</i>	<i>prob</i>	R^2	<i>Adj-R</i> ²
σ / Σ	0.003924	4.511	0.0002	0.243654	0.893	0.3810	-0.539221	-1.465	0.1564	0.551	0.512
β / β^D	0.002333	2.545	0.0181	-0.004657	-1.302	0.2058	0.000254	0.069	0.9454	0.544	0.505

**Πίνακας 22-Εξέταση Risk Variables Χαρτοφυλακίων (I) ανά ζεύγη
(Μεγ.Βρετανία, 2^η Περίοδος)**

Παρατηρούμε ότι και στις δύο παλινδρομήσεις και τα τέσσερα μέτρα κινδύνου προκύπτουν στατιστικά μη σημαντικά, γεγονός που υποδηλώνει ότι δεν υπάρχει συστηματική πληροφόρηση σε κανένα μέτρο που δεν περιλαμβάνεται στο εναλλακτικό του.

Αξίζει όμως να σημειωθεί η σαφής ανωτερότητα της semideviation και του beta σε όρους στατιστικής σημαντικότητας (υψηλότερο *t-stat*).

⁹⁵ Βλ. Αρχείο “*uk99-02port26.wfi*” στο Φάκελο “E-Views Files” στο συνοδευτικό CD-ROM.

iii. Ανάλυση Χαρτοφυλακίων (II)

Το γεγονός ότι η προηγούμενη ανάλυση με τη χρήση χαρτοφυλακίων βασίστηκε σε λίγες παρατηρήσεις (20 χαρτοφυλάκια), δημιουργώντας αρκετά προβλήματα (πολύ υψηλό $Adj - R^2$, υψηλή συσχέτιση μεταξύ των μεταβλητών κ.α.), μας ώθησε να εξετάσουμε το ίδιο δείγμα χωρίζοντας το αυτή τη φορά σε 52 χαρτοφυλάκια των 5 αξιογράφων⁹⁶.

Η διαμόρφωση των χαρτοφυλακίων ακολουθεί την ίδια διαδικασία, όπως και προηγουμένως, με κατάταξη των αξιογράφων με βάση το beta και εν συνεχεία την τυπική απόκλιση των καταλοίπων ($s(u_t)$).

Τα 52 χαρτοφυλάκια που προκύπτουν από αυτή τη διαδικασία είναι τα εξής:

<u>Χαρτοφυλάκιο 1</u>	<u>Χαρτοφυλάκιο 2</u>	<u>Χαρτοφυλάκιο 3</u>	<u>Χαρτοφυλάκιο 4</u>	<u>Χαρτοφυλάκιο 5</u>
CTM LN	SDR LN	VOD LN	LGEM LN	XAN LN
NIS LN	CW/ LN	HSBA LN	RSA LN	STJ LN
MSY LN	SDRC LN	RBS LN	SHEL LN	NXT LN
AVZ LN	BAY LN	TEM LN	LLOY LN	CKSN LN
STAN LN	AV/ LN	BARC LN	PRU LN	ISYS LN
<u>Χαρτοφυλάκιο 6</u>	<u>Χαρτοφυλάκιο 7</u>	<u>Χαρτοφυλάκιο 8</u>	<u>Χαρτοφυλάκιο 9</u>	<u>Χαρτοφυλάκιο 10</u>
EMI LN	SMIN LN	AZN LN	BBY LN	FCD LN
RR/ LN	JFJ LN	BP/ LN	DLAR LN	SGE LN
BA/ LN	PO/ LN	FEV LN	LARD LN	CBG LN
GKN LN	RIO LN	FUT LN	INCH LN	REX LN
RTO LN	ULVR LN	FCU LN	RTR LN	PAG LN
<u>Χαρτοφυλάκιο 11</u>	<u>Χαρτοφυλάκιο 12</u>	<u>Χαρτοφυλάκιο 13</u>	<u>Χαρτοφυλάκιο 14</u>	<u>Χαρτοφυλάκιο 15</u>
FKI LN	BNKR LN	BPG LN	BSY LN	PFG LN
REL LN	BSET LN	SMDS LN	AUN LN	EXL LN
DGE LN	SCIN LN	AGA LN	HG/ LN	BOC LN
PSON LN	WTAN LN	IMI LN	ABF LN	CBRY LN
SMT LN	EDIN LN	WPP LN	BT/A LN	EUS LN
<u>Χαρτοφυλάκιο 16</u>	<u>Χαρτοφυλάκιο 17</u>	<u>Χαρτοφυλάκιο 18</u>	<u>Χαρτοφυλάκιο 19</u>	<u>Χαρτοφυλάκιο 20</u>
PLI LN	LOG LN	BDEV LN	SPW LN	III LN
MRCH LN	CPI LN	RNK LN	SRP LN	MYI LN
JMO LN	PHTM LN	BOY LN	MKS LN	TMPL LN
FRCL LN	FGP LN	NTG LN	RB/ LN	SAT LN
ATST LN	WEIR LN	SPT LN	BAA LN	CTY LN

⁹⁶ Η δημιουργία χαρτοφυλακίων με μικρό αριθμό αξιογράφων προκαλεί προβλήματα αναφορικά με το επίπεδο διαφοροποίησης. Υπάρχει δηλαδή ένα trade-off ανάμεσα στους βαθμούς ελευθερίας της διαστρωματικής ανάλυσης και της αποτελεσματικότητας των χαρτοφυλακίων. Για το λόγο αυτό επιλέξαμε να εξετάσουμε και τις δύο περιπτώσεις.

Χαρτοφυλάκιο 21 Χαρτοφυλάκιο 22 Χαρτοφυλάκιο 23 Χαρτοφυλάκιο 24 Χαρτοφυλάκιο 25

ICI LN
BOS LN
BBA LN
CS/ LN
PSN LN

ANTO LN
BWNG LN
SFL LN
UBM LN
BG/ LN

ETI LN
ALLD LN
BRT LN
TSCO LN
NGT LN

BOOT LN
WTB LN
MUT LN
RCP LN
MNKS LN

SKP LN
CNE LN
SHI LN
MFI LN
VCT LN

Χαρτοφυλάκιο 26 Χαρτοφυλάκιο 27 Χαρτοφυλάκιο 28 Χαρτοφυλάκιο 29 Χαρτοφυλάκιο 30

PILK LN
BPB LN
ERM LN
WMPY LN
ECM LN

SXS LN
BNZL LN
CTT LN
DVSG LN
TOMK LN

MLW LN
DMGT LN
SCTN LN
TPK LN
JFM LN

DNX LN
PFL LN
JMAT LN
LMI LN
CHTR LN

CPR LN
LMR LN
SVS LN
SPX LN
MGCR LN

Χαρτοφυλάκιο 31 Χαρτοφυλάκιο 32 Χαρτοφυλάκιο 33 Χαρτοφυλάκιο 34 Χαρτοφυλάκιο 35

BXTN LN
RAT LN
JPR LN
GPOR LN
BLND LN

WBY LN
CLDN LN
SIV LN
TRY LN
BTEM LN

ARI LN
SHP LN
HLMA LN
YULC LN
MLC LN

ABG LN
SOF LN
GCAP LN
KGF LN
GOG LN

TATE LN
CRST LN
BWY LN
BKG LN
MRW LN

Χαρτοφυλάκιο 36 Χαρτοφυλάκιο 37 Χαρτοφυλάκιο 38 Χαρτοφυλάκιο 39 Χαρτοφυλάκιο 40

UU/ LN
MDK LN
LAND LN
LII LN
ASL LN

ATK LN
COB LN
TNN LN
DXNS LN
CRDA LN

SGC LN
JDW LN
IRV LN
HNS LN
DVR LN

SBRY LN
EMA LN
ABP LN
MSLH LN
SMWH LN

MNR LN
SLOU LN
VRD LN
SN/ LN
QED LN

Χαρτοφυλάκιο 41 Χαρτοφυλάκιο 42 Χαρτοφυλάκιο 43 Χαρτοφυλάκιο 44 Χαρτοφυλάκιο 45

PLR LN
PMO LN
SIG LN
MGGT LN
HSX LN

FDL LN
AGS LN
EMG LN
JLT LN
ENO LN

SVT LN
SLY LN
SSE LN
ICP LN
VTG LN

PNN LN
WLB LN
GNK LN
CLI LN
ELTA LN

RDW LN
AMEC LN
NEX LN
TWOD LN
WHM LN

Χαρτοφυλάκιο 46 Χαρτοφυλάκιο 47 Χαρτοφυλάκιο 48 Χαρτοφυλάκιο 49 Χαρτοφυλάκιο 50

WUN LN
SVI LN
HMSO LN
DWV LN
GRI LN

MCTY LN
SSL LN
CDI LN
PLL LN
PDG LN

PZC LN
KEL LN
SHB LN
TNI LN
ESH LN

JJB LN
MCA LN
NFDS LN
RSW LN
SKS LN

ROR LN
IMT LN
ULE LN
LNGO LN
SMP LN

Χαρτοφυλάκιο 51 Χαρτοφυλάκιο 52

CAL LN
SRH LN
AWG LN
BRE LN
FPT LN

GRG LN
BTSM LN
LMSO LN
HSV LN
WKP LN

Τα χαρτοφυλάκια αυτά αναλύονται με τη γνωστή μεθοδολογία, για την υποπερίοδο 2001-2004⁹⁷.

Κατά συνέπεια, διενεργούμε μία σειρά παλινδρομήσεων με σκοπό να εξετάσουμε συγκριτικά την ικανότητα των μέτρων που έχουν υπολογιστεί να επεξηγούν τις αποδόσεις της συγκεκριμένης περιόδου.

Αρχικά εξετάζεται κάθε ένα από τα τέσσερα μέτρα κινδύνου, ξεχωριστά.

Τα αποτελέσματα⁹⁸ παρουσιάζονται στον Πίνακα που ακολουθεί:

$$MR_i = \gamma_0 + \gamma_1 \cdot RV_i + u_i$$

<i>RV</i>	γ_0	<i>t-stat</i>	<i>prob</i>	γ_1	<i>t-stat</i>	<i>prob</i>	R^2	<i>Adj-R²</i>
σ	0.003050	4.276	0.0001	-0.113040	-5.186	0.0000	0.349	0.336
Σ	0.003262	4.715	0.0000	-0.161947	-5.667	0.0000	0.391	0.378
β	0.002098	4.713	0.0000	-0.004011	-6.438	0.0000	0.453	0.442
β^D	0.002827	4.860	0.0000	-0.003987	-6.056	0.0000	0.423	0.411

Πίνακας 23-Εξέταση Risk Variables Χαρτοφυλακίων (II) Ξεχωριστά (Μεγ.Βρετανία, 2^η Περίοδος)

Είναι φανερό ότι, όταν εξετάζονται μεμονωμένα, και τα τέσσερα εναλλακτικά μέτρα κινδύνου είναι στατιστικά σημαντικά.

Στον Πίνακα 23, η semideviation και το beta φαίνεται να υπερτερούν έναντι της standard deviation και του downside beta αντίστοιχα σε όρους στατιστικής σημαντικότητας και επεξηγηματικής ικανότητας.

Ειδικότερα, η semideviation επεξηγεί το 38%⁹⁹ της μεταβλητότητας των αποδόσεων (έναντι μόλις 34% της standard deviation) και το beta το 44% (έναντι 41% του downside beta).

Εν συνεχεία, διενεργείται η δεύτερη παλινδρόμηση, που εξετάζει μαζί το κλασσικό μέτρο κινδύνου με το αντίστοιχο εναλλακτικό downside.

⁹⁷ Για αποτελέσματα βλ. Αρχείο “GB1999-2004”, Worksheet “Εκτίμηση RV(II)” στο συνοδευτικό CD-ROM.

⁹⁸ Βλ. Αρχείο “uk99-02port52.wfi” στο Φάκελο “E-Views Files” στο συνοδευτικό CD-ROM.

⁹⁹ Θεωρούμε τις τιμές του *Adj-R²* πολύ υψηλές και αποδίδουμε το φαινόμενο στο μικρό αριθμό των χαρτοφυλακίων (λίγοι βαθμοί ελευθερίας). Για το λόγο αυτό και στην επόμενη ενότητα προχωρούμε στον υπολογισμό των ίδιων παλινδρομήσεων με 52 χαρτοφυλάκια.

Τα αποτελέσματα¹⁰⁰ παρουσιάζονται στον Πίνακα που ακολουθεί:

$$MR_i = \gamma_0 + \gamma_1 \cdot RV_{1i} + \gamma_2 \cdot RV_{2i} + u_i$$

<i>RV</i>	γ_0	<i>t-stat</i>	<i>prob</i>	γ_1	<i>t-stat</i>	<i>prob</i>	γ_2	<i>t-stat</i>	<i>prob</i>	R^2	<i>Adj-R</i> ²
σ / Σ	0.003201	4.787	0.0000	0.348049	2.155	0.0361	-0.629758	-2.877	0.0059	0.443	0.421
β / β^D	0.002140	3.019	0.0040	-0.003842	-1.644	0.1065	-0.000181	-0.075	0.9403	0.453	0.431

**Πίνακας 24-Εξέταση Risk Variables Χαρτοφυλακίων (II) ανά ζεύγη
(Μεγ. Βρετανία, 2^η Περίοδος)**

Παρατηρούμε ότι όταν στην παλινδρόμηση, όπου εξετάζονται μαζί η standard deviation και η semideviation, και τα δύο μέτρα κινδύνου αποφαίνονται στατιστικά σημαντικά, γεγονός που σημαίνει ότι και τα δύο μέτρα περιλαμβάνουν πληροφόρηση που δεν περιέχεται στο εναλλακτικό τους. Αξίζει να σημειωθεί ότι η semideviation υπερτερεί σαφώς σε όρους στατιστικής σημαντικότητας.

Αντίθετα, στην περίπτωση της δεύτερης παλινδρόμησης, και τα δύο εξεταζόμενα μέτρα προκύπτουν στατιστικά μη σημαντικά, αν η ανωτερότητα του beta έναντι του downside beta είναι φανερή σε όρους στατιστικής σημαντικότητας (υψηλότερο *t-stat*).

¹⁰⁰ Βλ. Αρχείο “uk99-02port52.wfi” στο Φάκελο “E-Views Files” στο συνοδευτικό CD-ROM.

iv. Συμπεράσματα Περιόδου

Από την προηγούμενη ανάλυση της βρετανικής χρηματιστηριακής αγοράς για την περίοδο 1999-2001, προκύπτουν τα εξής συμπεράσματα:

- Και τα τέσσερα εναλλακτικά μέτρα κινδύνου είναι στατιστικά σημαντικά όταν εξετάζονται μεμονωμένα, τόσο σε επίπεδο αξιογράφων, όσο και σε επίπεδο χαρτοφυλακίων (και στις δύο περιπτώσεις).
- Η semideviation υπερέχει έναντι της standard deviation, όταν εξετάζονται μεμονωμένα, σε όρους στατιστικής σημαντικότητας ($t-stat$) και επεξηγηματικής ικανότητας των αποδόσεων ($Adj-R^2$), τόσο σε επίπεδο αξιογράφων, όσο και σε επίπεδο χαρτοφυλακίων (και στις δύο περιπτώσεις).
- Το beta υπερέχει έναντι του downside beta, όταν εξετάζονται μεμονωμένα, σε όρους στατιστικής σημαντικότητας ($t-stat$) και επεξηγηματικής ικανότητας των αποδόσεων ($Adj-R^2$), τόσο σε επίπεδο αξιογράφων, όσο και σε επίπεδο χαρτοφυλακίων (και στις δύο περιπτώσεις).
- Όταν η standard deviation και η semideviation εξετάζονται ανά ζεύγη και τα δύο μέτρα προκύπτουν στατιστικά σημαντικά σε όλες τις περιπτώσεις, γεγονός που υποδεικνύει ότι περιλαμβάνουν πληροφόρηση για τις αποδόσεις που δεν περιέχεται στο εναλλακτικό τους μέτρο. Σε όλες τις περιπτώσεις η ανωτερότητα του downside beta είναι σαφής σε όρους στατιστικής σημαντικότητας.
- Όταν το downside beta και το beta εξετάζονται ανά ζεύγη, το εναλλακτικό downside μέτρο κινδύνου υπερισχύει πλήρως σε όρους στατιστικής σημαντικότητας στο επίπεδο των μεμονωμένων αξιογράφων, ενώ σε επίπεδο χαρτοφυλακίων και τα δύο μέτρα προκύπτουν στατιστικά μη σημαντικά.
- Τα downside μέτρα κινδύνου υπερισχύουν ή είναι ισοδύναμα έναντι των κλασικών.

IV. ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΑ ΑΓΟΡΑΣ

Συνάγοντας τα ευρήματα της προηγούμενης έρευνας στη γαλλική χρηματιστηριακή αγορά, μπορούμε να συμπεράνουμε τα εξής:

- Και τα τέσσερα εναλλακτικά μέτρα κινδύνου, όταν εξετάζονται μεμονωμένα, προκύπτουν στατιστικά σημαντικά σε όλες τις περιόδους και σε όλες τις περιπτώσεις (μεμονωμένων αξιογράφων και χαρτοφυλακίων).
- Όταν εξετάζονται τα μέτρα κινδύνου εξετάζονται μεμονωμένα, τα εναλλακτικά downside μέτρα κινδύνου είναι ισοδύναμα ή ανώτερα των αντιστοιχών κλασικών σε όρους στατιστικής σημαντικότητας και επεξηγηματικής ικανότητας.
- Στην από κοινού εξέταση κλασικών και downside μέτρων κινδύνου, ανά ζεύγη, τα κλασσικά μέτρα κινδύνου δεν μπορούν σε καμία περίπτωση να καταστήσουν τα εναλλακτικά downside μέτρα στατιστικά μη σημαντικά. Αντίθετα, υπάρχουν περιπτώσεις όπου τα downside μέτρα υπερισχύουν πλήρως έναντι των κλασικών.

Το τελικό συμπέρασμα από την εξέταση της βρετανικής χρηματιστηριακής αγοράς για την περίοδο 1997-2004, είναι:

«Τα downside μέτρα κινδύνου είναι ισοδύναμα ή ανώτερα έναντι των αντίστοιχων κλασικών στατιστικής σημαντικότητας και επεξηγηματικής ικανότητας των αποδόσεων.»

ΜΕΡΟΣ 3^ο :

**«ΠΟΡΙΣΜΑΤΑ ΕΡΕΥΝΑΣ –
ΣΧΟΛΙΑΣΜΟΣ»**

I. Γενικά Συμπεράσματα

Σκοπός της προηγούμενης εμπειρικής έρευνας υπήρξε η εξέταση της ανωτερότητας των εναλλακτικών μέτρων κινδύνου, με τη μέθοδο απλών διαστρωματικών παλινδρομήσεων. Με άλλα λόγια, επιχειρήσαμε να εξετάσουμε κατά πόσο η υιοθέτηση των downside μέτρων κινδύνου (semivariance-downside beta) δύναται να επεξηγήσει με τρόπο πληρέστερο της αποδόσεις αξιογράφων και χαρτοφυλακίων.

Σύμφωνα με τη θεωρία των downside μέτρων κινδύνου, αναμέναμε ότι τα μέτρα αυτά θα επεξηγούν τουλάχιστον το ίδιο καλά τις αποδόσεις με τα αντίστοιχα κλασσικά. Ειδικότερα, ανακαλώντας τα θεωρητικά άρθρα του Mao¹⁰¹, αλλά και μεταγενέστερων ερευνητών, θα περιμέναμε τα downside μέτρα να επιδεικνύουν ισοδύναμη συμπεριφορά με τα κλασσικά σε περιπτώσεις που οι αποδόσεις δε χαρακτηρίζονται από στατιστικά σημαντική ασυμμετρία και ανώτερη συμπεριφορά όταν οι ασυμμετρία είναι στατιστικά σημαντική.

Για το λόγο αυτό και το υπόδειγμα του Estrada (D-CAPM) λειτουργεί πολύ καλύτερα σε αναδυόμενες αγορές, που χαρακτηρίζονται από ισχυρή και στατιστικά σημαντική ασυμμετρία.

Η πρόκληση ήταν μεγάλη να εφαρμόσουμε το D-CAPM σε εθνικό επίπεδο (Local D-CAPM) και μάλιστα σε δύο αγορές από τις πιο ανεπτυγμένες και ώριμες στην Ευρώπη, τη γαλλική και τη βρετανική. Η επιλογή αυτή αν και συνειδητή, έγινε στην πορεία της έρευνας επιβεβλημένη, καθώς αντιμετωπίσαμε πολλές δυσκολίες ιδιαίτερα στο στάδιο της συλλογής των απαιτούμενων στοιχείων¹⁰².

¹⁰¹ Mao J. (1970), "Models of Capital Budgeting, E-V Vs E-S", Journal of Financial & Quantitative Analysis, Vol.4, No5, pp.657-675.

¹⁰² Σημειώνουμε ότι εκτός από τις αγορές που παρουσιάζονται στην παρούσα διατριβή, επιχειρήθηκε και η ανάλυση της γερμανικής, της ιταλικής και της ελληνικής αγοράς και η ανάλυση όλων των προαναφερθουσών αγορών για τις περιόδους 1995-2000, 1993-1998. Ο μικρός αριθμός των αξιογράφων για τα οποία υπήρχαν δεδομένα δεν επέτρεψε την εξαγωγή ασφαλών συμπερασμάτων, αν και οι ενδείξεις ήταν ιδιαίτερα ενθαρρυντικές.

Το τελικό συμπέρασμα της έρευνας είναι ότι :

«Τα εναλλακτικά *downside* μέτρα κινδύνου είναι τουλάχιστον ισοδύναμα ή ανώτερα έναντι των κλασσικών μέτρων κινδύνου»

Το συμπέρασμα αυτό αναλύεται διεξοδικά στη συνέχεια με τη βοήθεια συγκεντρωτικών πινάκων αποτελεσμάτων, που εξετάζουν την σχετική ανωτερότητα της *semideviation* έναντι της *standard deviation* και του *downside beta* έναντι του *beta*.

Τα αποτελέσματα αυτά αποκτούν ιδιαίτερη σημασία, αν αναλογιστούμε ότι έχουν εξαχθεί από ανεπτυγμένες και ώριμες αγορές. Κατά συνέπεια, αναμένουμε ότι η εφαρμογή της μεθοδολογίας σε αναδυόμενες αγορές θα δώσει ακόμη πιο σαφείς ενδείξεις για την ανωτερότητα των *downside* μέτρων κινδύνου.

II. Semideviation Vs Standard Deviation

Η συγκριτική εξέταση των εναλλακτικών μέτρων συνολικού κινδύνου, αναδεικνύει φανερά τη semideviation, ως το ανώτερο μέτρο κινδύνου.

Σύμφωνα με τα αποτελέσματα της έρευνας, που παρουσιάζονται συνοπτικά στο *Συγκεντρωτικό Πίνακα Αποτελεσμάτων 1*, όταν τα δύο μέτρα εξετάζονται μεμονωμένα, η semideviation υπερισχύει σε όρους στατιστικής σημαντικότητας και επεξηγηματικής ικανότητας σε έξι περιπτώσεις, η standard deviation σε δύο, ενώ σε τέσσερις περιπτώσεις τα δύο μέτρα αναδεικνύονται ισοδύναμα.

Επίσης, στην από κοινού αξιολόγηση των δύο μέτρων στην ίδια παλινδρόμηση, σε καμία περίπτωση η standard deviation δεν κατορθώνει να καταστήσει το εναλλακτικό downside μέτρο στατιστικά μη σημαντικό. Αυτό σημαίνει ότι κατά κανόνα, δεν περιέχεται στο κλασσικό μέτρο πληροφόρηση αναφορικά με την επεξήγηση των αποδόσεων, που να μην περιλαμβάνεται στη semideviation.

Αντίθετα, η semideviation υπερισχύει πλήρως σε τρεις περιπτώσεις (Γαλλική Αγορά-1^η Περίοδος-Αξιόγραφα, Γαλλική Αγορά-2^η Περίοδος-Αξιόγραφα, Βρετανική Αγορά-1^η Περίοδος-Αξιόγραφα). Στις περιπτώσεις αυτές η semideviation αναδεικνύεται το μοναδικό στατιστικά σημαντικό μέτρο κινδύνου, γεγονός που σημαίνει ότι περιλαμβάνει όλη τη συστηματική πληροφόρηση του εναλλακτικού κλασσικού.

Τέλος, υπάρχουν και τέσσερις περιπτώσεις στη βρετανική αγορά, όπου και τα δύο μέτρα προκύπτουν στατιστικά σημαντικά, γεγονός που υποδεικνύει ότι κάθε μέτρο επεξηγεί μέρος της μεταβλητότητας των αποδόσεων που δεν εξηγείται από το άλλο. Και στις περιπτώσεις αυτές όμως η semideviation εμφανίζεται ανώτερη σε όρους στατιστικής σημαντικότητας.

	<u>ΔΙΑΚΡΙΤΗ ΑΞΙΟΛΟΓΗΣΗ</u>		<u>ΑΞΙΟΛΟΓΗΣΗ ΑΝΑ ΖΕΥΓΗ</u>	
	<u>ΑΝΩΤΕΡΟΤΗΤΑ</u> <u>ΣΤΑΤ.ΣΗΜΑΝΤΙΚΟΤΗΤΑΣ</u>	<u>ΑΝΩΤΕΡΟΤΗΤΑ</u> <u>ΕΠΕΞ.ΙΚΑΝΟΤΗΤΑΣ</u> ¹⁰³	<u>ΣΤΑΤΙΣΤΙΚΗ</u> <u>ΣΗΜΑΝΤΙΚΟΤΗΤΑ</u> ¹⁰⁴	<u>OUTPERFORMING</u> <u>VARIABLE</u> ¹⁰⁵
ΓΑΛΛΙΚΗ ΑΓΟΡΑ				
<u>1^η Περίοδος</u>				
A. Αξιόγραφα	<i>Semideviation</i>	<i>Semideviation</i>	<i>Semideviation</i>	<i>Semideviation</i>
B. Χαρτοφυλάκια (I)	<i>ΙΣΟΔΥΝΑΜΑ</i>	<i>ΙΣΟΔΥΝΑΜΑ</i>	-	-
Γ. Χαρτοφυλάκια (II)	<i>ΙΣΟΔΥΝΑΜΑ</i>	<i>ΙΣΟΔΥΝΑΜΑ</i>	-	-
<u>2^η Περίοδος</u>				
A. Αξιόγραφα	<i>Semideviation</i>	<i>Semideviation</i>	<i>Semideviation</i>	<i>Semideviation</i>
B. Χαρτοφυλάκια (I)	<i>ΙΣΟΔΥΝΑΜΑ</i>	<i>ΙΣΟΔΥΝΑΜΑ</i>	-	-
Γ. Χαρτοφυλάκια (II)	<i>ΙΣΟΔΥΝΑΜΑ</i>	<i>ΙΣΟΔΥΝΑΜΑ</i>	-	-
ΒΡΕΤΑΝΙΚΗ ΑΓΟΡΑ				
<u>1^η Περίοδος</u>				
A. Αξιόγραφα	<i>Semideviation</i>	<i>Semideviation</i>	<i>Semideviation</i>	<i>Semideviation</i>
B. Χαρτοφυλάκια (I)	<i>St. Deviation</i>	<i>St. Deviation</i>	<i>St. Deviation-Semideviation</i>	-
Γ. Χαρτοφυλάκια (II)	<i>St. Deviation</i>	<i>St. Deviation</i>	<i>St. Deviation-Semideviation</i>	-
<u>2^η Περίοδος</u>				
A. Αξιόγραφα	<i>Semideviation</i>	<i>Semideviation</i>	<i>St. Deviation-Semideviation</i>	-
B. Χαρτοφυλάκια (I)	<i>Semideviation</i>	<i>Semideviation</i>	-	-
Γ. Χαρτοφυλάκια (II)	<i>Semideviation</i>	<i>Semideviation</i>	<i>St. Deviation-Semideviation</i>	-

Συγκεντρωτικός Πίνακας Αποτελεσμάτων 1

¹⁰³ Ανωτερότητα Επεξηγηματικής Ικανότητας ορίζεται όταν τα δύο μέτρα έχουν διαφορά στο $Adj-R^2$ μεγαλύτερη από 1-2%.

¹⁰⁴ Χρησιμοποιείται επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας $\alpha=5\%$, σε ολόκληρη τη διατριβή.

¹⁰⁵ Outperforming Variable ορίζεται το μέτρο κινδύνου, το οποίο στην από κοινού εξέταση με το εναλλακτικό του, προκύπτει το μοναδικό στατιστικά σημαντικό.

II. Downside Beta Vs Beta

Η συγκριτική εξέταση των εναλλακτικών μέτρων συστηματικού κινδύνου, αναδεικνύει το downside beta, ως το ανώτερο μέτρο κινδύνου. Τα αποτελέσματα της έρευνας ανάμεσα στα δύο μέτρα είναι ισχυρότερα από τα προηγούμενα που αναφέρονταν στη semideviation και τη standard deviation.

Σύμφωνα με τα αποτελέσματα της έρευνας, που παρουσιάζονται συνοπτικά στο *Συγκεντρωτικό Πίνακα Αποτελεσμάτων 2*, όταν τα δύο μέτρα εξετάζονται μεμονωμένα, το downside beta υπερισχύει σε όρους στατιστικής σημαντικότητας και επεξηγηματικής ικανότητας στο σύνολο των περιπτώσεων της γαλλικής αγοράς (6 περιπτώσεις), καθώς και σε μία περίπτωση της βρετανικής αγοράς. Το beta υπερισχύει σε τρεις περιπτώσεις, ενώ σε δύο περιπτώσεις τα μέτρα αναδεικνύονται ισοδύναμα.

Επίσης, στην από κοινού αξιολόγηση των δύο μέτρων στην ίδια παλινδρόμηση, σε καμία περίπτωση το beta δεν κατορθώνει να καταστήσει το εναλλακτικό downside μέτρο στατιστικά μη σημαντικό. Αυτό σημαίνει ότι κατά κανόνα, δεν περιέχεται στο κλασσικό μέτρο πληροφόρηση αναφορικά με την επεξήγηση των αποδόσεων, που να μην περιλαμβάνεται στο downside beta.

Αντίθετα, το downside beta υπερισχύει πλήρως σε τέσσερις περιπτώσεις (Γαλλική Αγορά-1^η Περίοδος-Αξιόγραφα, Γαλλική Αγορά-1^η Περίοδος-Χαρτοφυλάκια (II), Γαλλική Αγορά-2^η Περίοδος-Χαρτοφυλάκια (I), Βρετανική Αγορά-2^η Περίοδος-Αξιόγραφα). Στις περιπτώσεις αυτές το downside beta αναδεικνύεται το μοναδικό στατιστικά σημαντικό μέτρο κινδύνου, γεγονός που σημαίνει ότι περιλαμβάνει όλη τη συστηματική πληροφόρηση του εναλλακτικού κλασσικού.

Τέλος, υπάρχουν και δύο περιπτώσεις, όπου και τα δύο μέτρα προκύπτουν στατιστικά σημαντικά, γεγονός που υποδεικνύει ότι κάθε μέτρο επεξηγεί μέρος της μεταβλητότητας των αποδόσεων που δεν εξηγείται από το άλλο.

	<u>ΔΙΑΚΡΙΤΗ ΑΞΙΟΛΟΓΗΣΗ</u>		<u>ΑΞΙΟΛΟΓΗΣΗ ΑΝΑ ΖΕΥΓΗ</u>	
	<u>ΑΝΩΤΕΡΟΤΗΤΑ ΣΤΑΤ.ΣΗΜΑΝΤΙΚΟΤΗΤΑΣ</u>	<u>ΑΝΩΤΕΡΟΤΗΤΑ ΕΠΕΞ.ΙΚΑΝΟΤΗΤΑΣ¹⁰⁶</u>	<u>ΣΤΑΤΙΣΤΙΚΗ ΣΗΜΑΝΤΙΚΟΤΗΤΑ¹⁰⁷</u>	<u>OUTPERFORMING VARIABLE¹⁰⁸</u>
ΓΑΛΛΙΚΗ ΑΓΟΡΑ				
<u>1^η Περίοδος</u>				
A. Αξιόγραφα	<i>Downside Beta</i>	<i>Downside Beta</i>	<i>Downside Beta</i>	<i>Downside Beta</i>
B. Χαρτοφυλάκια (I)	<i>Downside Beta</i>	<i>Downside Beta</i>	-	-
Γ. Χαρτοφυλάκια (II)	<i>Downside Beta</i>	<i>Downside Beta</i>	<i>Downside Beta</i>	<i>Downside Beta</i>
<u>2^η Περίοδος</u>				
A. Αξιόγραφα	<i>Downside Beta</i>	<i>Downside Beta</i>	<i>Downside Beta-Beta</i>	-
B. Χαρτοφυλάκια (I)	<i>Downside Beta</i>	<i>Downside Beta</i>	<i>Downside Beta</i>	<i>Downside Beta</i>
Γ. Χαρτοφυλάκια (II)	<i>Downside Beta</i>	<i>Downside Beta</i>	-	-
ΒΡΕΤΑΝΙΚΗ ΑΓΟΡΑ				
<u>1^η Περίοδος</u>				
A. Αξιόγραφα	<i>ΙΣΟΔΥΝΑΜΑ</i>	<i>ΙΣΟΔΥΝΑΜΑ</i>	<i>Downside Beta-Beta</i>	-
B. Χαρτοφυλάκια (I)	<i>Beta</i>	<i>Beta</i>	-	-
Γ. Χαρτοφυλάκια (II)	<i>ΙΣΟΔΥΝΑΜΑ</i>	<i>ΙΣΟΔΥΝΑΜΑ</i>	-	-
<u>2^η Περίοδος</u>				
A. Αξιόγραφα	<i>Downside Beta</i>	<i>Downside Beta</i>	<i>Downside Beta</i>	<i>Downside Beta</i>
B. Χαρτοφυλάκια (I)	<i>Beta</i>	<i>Beta</i>	-	-
Γ. Χαρτοφυλάκια (II)	<i>Beta</i>	<i>Beta</i>	-	-

Συγκεντρωτικός Πίνακας Αποτελεσμάτων 2

¹⁰⁶ Ανωτερότητα Επεξηγηματικής Ικανότητας ορίζεται όταν τα δύο μέτρα έχουν διαφορά στο *Adj-R²* μεγαλύτερη από 1-2%.

¹⁰⁷ Χρησιμοποιείται επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας $\alpha=5\%$, σε ολόκληρη τη διατριβή.

¹⁰⁸ Outperforming Variable ορίζεται το μέτρο κινδύνου, το οποίο στην από κοινού εξέταση με το εναλλακτικό του, προκύπτει το μοναδικό στατιστικά σημαντικό.

ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ

I. Πίνακες White Heteroskedasticity-Consistent St.Errors & Covariance

Επειδή οι παλινδρομήσεις που εξετάστηκαν εμφανίζουν φαινόμενα ετεροσκεδαστικότητας, εξετάστηκαν παράλληλα και οι πίνακες White Heteroskedasticity-Consistent St.Errors & Covariance από το E-Views, οι οποίοι και παρατίθενται στη συνέχεια.

Παρατηρούμε ότι, συνυπολογίζοντας την επίδραση της εμφανιζόμενης ετεροσκεδαστικότητας, τα αποτελέσματα της έρευνας δεν επηρεάζονται σημαντικά και τα βασικά συμπεράσματα δεν αλλοιώνονται.

i. Γαλλία – 1^η Περίοδος – Μειμονωμένα Αξιόγραφα

Dependent Variable: EXPR
Method: Least Squares
Sample: 1 207
Included observations: 207
White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.006991	0.000637	10.97040	0.0000
STDEV	-0.134864	0.011763	-11.46465	0.0000

Dependent Variable: EXPR
Method: Least Squares
Sample: 1 207
Included observations: 207
White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.007105	0.000645	11.01055	0.0000
SEMIDEV	-0.193711	0.016702	-11.59790	0.0000

Dependent Variable: EXPR
Method: Least Squares
Sample: 1 207
Included observations: 207
White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.003236	0.000424	7.632076	0.0000
BETA	-0.006839	0.000613	-11.15308	0.0000

Dependent Variable: EXPR
Method: Least Squares
Sample: 1 207
Included observations: 207
White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.005831	0.000544	10.71838	0.0000
DBETA	-0.007588	0.000648	-11.70911	0.0000

Dependent Variable: EXPR
Method: Least Squares
Sample: 1 207
Included observations: 207
White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.007108	0.000603	11.79772	0.0000
STDEV	-0.002607	0.051684	-0.050447	0.9598
SEMIDEV	-0.190085	0.073068	-2.601479	0.0100

Dependent Variable: EXPR
Method: Least Squares
Sample: 1 207
Included observations: 207
White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.006131	0.000710	8.629161	0.0000
BETA	0.001603	0.002119	0.756474	0.4502
DBETA	-0.009024	0.002210	-4.082567	0.0001

ii. Γαλλία – 1^η Περίοδος – Χαρτοφυλάκια (I)

Dependent Variable: EXPR
Method: Least Squares
Sample: 1 20
Included observations: 20
White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.005378	0.000781	6.889885	0.0000
STDEV	-0.189025	0.022924	-8.245640	0.0000

Dependent Variable: EXPR
Method: Least Squares
Sample: 1 20
Included observations: 20
White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.003872	0.000711	5.443237	0.0000
BETA	-0.007851	0.001365	-5.752102	0.0000

Dependent Variable: EXPR
Method: Least Squares
Sample: 1 20
Included observations: 20
White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.005302	0.001047	5.065095	0.0001
STDEV	-0.217722	0.287721	-0.756711	0.4596
SEMIDEV	0.041150	0.407734	0.100925	0.9208

Dependent Variable: EXPR
Method: Least Squares
Sample: 1 20
Included observations: 20
White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.005828	0.000840	6.939500	0.0000
SEMIDEV	-0.268991	0.032102	-8.379355	0.0000

Dependent Variable: EXPR
Method: Least Squares
Sample: 1 20
Included observations: 20
White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.005345	0.000826	6.473506	0.0000
DBETA	-0.008289	0.001188	-6.978482	0.0000

Dependent Variable: EXPR
Method: Least Squares
Sample: 1 20
Included observations: 20
White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.005746	0.001352	4.250991	0.0005
BETA	0.002919	0.006596	0.442486	0.6637
DBETA	-0.011178	0.007039	-1.588079	0.1307

iii. Γαλλία – 1^η Περίοδος – Χαρτοφυλάκια (II)

Dependent Variable: EXPR
Method: Least Squares
Sample: 1 41
Included observations: 41
White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.005561	0.000730	7.621971	0.0000
STDEV	-0.171929	0.020745	-8.287640	0.0000

Dependent Variable: EXPR
Method: Least Squares
Sample: 1 41
Included observations: 41
White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.003494	0.000528	6.617953	0.0000
BETA	-0.007174	0.000950	-7.549056	0.0000

Dependent Variable: EXPR
Method: Least Squares
Sample: 1 41
Included observations: 41
White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.005820	0.000769	7.567756	0.0000
SEMIDEV	-0.242668	0.029532	-8.217141	0.0000

Dependent Variable: EXPR
Method: Least Squares
Sample: 1 41
Included observations: 41
White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.005102	0.000656	7.778366	0.0000
DBETA	-0.007701	0.000917	-8.399689	0.0000

Dependent Variable: EXPR
 Method: Least Squares
 Sample: 1 41
 Included observations: 41
 White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.005369	0.000883	6.079754	0.0000
STDEV	-0.267340	0.241701	-1.106077	0.2756
SEMIDDEV	0.136420	0.344285	0.396242	0.6941

Dependent Variable: EXPR
 Method: Least Squares
 Sample: 1 41
 Included observations: 41
 White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.005660	0.000983	5.759320	0.0000
BETA	0.004081	0.003910	1.043619	0.3033
DBETA	-0.011628	0.004347	-2.674913	0.0110

iv. Γαλλία – 2^η Περίοδος – Μειμονωμένα Αξιόγραφα

Dependent Variable: EXPR
 Method: Least Squares
 Sample: 1 161
 Included observations: 161
 White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.003082	0.000513	6.007708	0.0000
STDEV	-0.069413	0.010380	-6.687199	0.0000

Dependent Variable: EXPR
 Method: Least Squares
 Sample: 1 161
 Included observations: 161
 White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.003061	0.000482	6.351905	0.0000
SEMIDDEV	-0.097701	0.013567	-7.201497	0.0000

Dependent Variable: EXPR
 Method: Least Squares
 Sample: 1 161
 Included observations: 161
 White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000458	0.000347	1.318377	0.1893
BETA	-0.002507	0.000611	-4.100102	0.0001

Dependent Variable: EXPR
 Method: Least Squares
 Sample: 1 161
 Included observations: 161
 White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.001668	0.000412	4.052415	0.0001
DBETA	-0.003158	0.000544	-5.804062	0.0000

Dependent Variable: EXPR
 Method: Least Squares
 Sample: 1 161
 Included observations: 161
 White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.002705	0.000530	5.104419	0.0000
STDEV	0.103477	0.076103	1.359703	0.1759
SEMIDDEV	-0.235323	0.101227	-2.324717	0.0214

Dependent Variable: EXPR
 Method: Least Squares
 Date: 07/12/05 Time: 06:28
 Sample: 1 161
 Included observations: 161
 White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.002729	0.000467	5.845031	0.0000
BETA	0.004616	0.001974	2.337914	0.0206
DBETA	-0.007525	0.001787	-4.210948	0.0000

v. Γαλλία – 2^η Περίοδος – Χαρτοφυλάκια (I)

Dependent Variable: EXPR
Method: Least Squares
Sample: 1 20
Included observations: 20
White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.002185	0.000466	4.693791	0.0002
STDEV	-0.097647	0.016370	-5.964913	0.0000

Dependent Variable: EXPR
Method: Least Squares
Sample: 1 20
Included observations: 20
White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000759	0.000400	1.893999	0.0744
BETA	-0.003073	0.000767	-4.006145	0.0008

Dependent Variable: EXPR
Method: Least Squares
Sample: 1 20
Included observations: 20
White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.002185	0.000477	4.578405	0.0003
STDEV	-0.086569	0.196159	-0.441323	0.6645
SEMIDEV	-0.014730	0.267410	-0.055086	0.9567

Dependent Variable: EXPR
Method: Least Squares
Sample: 1 20
Included observations: 20
White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.002160	0.000498	4.337076	0.0004
SEMIDEV	-0.129002	0.022589	-5.710963	0.0000

Dependent Variable: EXPR
Method: Least Squares
Sample: 1 20
Included observations: 20
White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.001421	0.000422	3.363412	0.0035
DBETA	-0.003438	0.000690	-4.983755	0.0001

Dependent Variable: EXPR
Method: Least Squares
Sample: 1 20
Included observations: 20
White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.002075	0.000642	3.234676	0.0049
BETA	0.005171	0.004458	1.160057	0.2621
DBETA	-0.008537	0.004529	-1.884772	0.0767

vi. Γαλλία – 2^η Περίοδος – Χαρτοφυλάκια (II)

Dependent Variable: EXPR
Method: Least Squares
Sample: 1 32
Included observations: 32
White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.002379	0.000581	4.094058	0.0003
STDEV	-0.093986	0.020521	-4.579991	0.0001

Dependent Variable: EXPR
Method: Least Squares
Sample: 1 32
Included observations: 32
White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000819	0.000248	3.302010	0.0025
BETA	-0.003207	0.000551	-5.815314	0.0000

Dependent Variable: EXPR
Method: Least Squares
Sample: 1 32
Included observations: 32
White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.002274	0.000595	3.819431	0.0006
SEMIDEV	-0.122982	0.028239	-4.355110	0.0001

Dependent Variable: EXPR
Method: Least Squares
Sample: 1 32
Included observations: 32
White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.001452	0.000354	4.103441	0.0003
DBETA	-0.003411	0.000679	-5.022827	0.0000

Dependent Variable: EXPR
 Method: Least Squares
 Sample: 1 32
 Included observations: 32
 White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.002403	0.000509	4.721665	0.0001
STDEV	-0.126422	0.191722	-0.659405	0.5148
SEMIDEV	0.042939	0.271091	0.158394	0.8752

Dependent Variable: EXPR
 Method: Least Squares
 Sample: 1 32
 Included observations: 32
 White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.001617	0.000897	1.803242	0.0818
BETA	0.001120	0.004473	0.250467	0.8040
DBETA	-0.004519	0.004973	-0.908664	0.3710

vii. Μεγ.Βρετανία – 1^η Περίοδος – Μεμονωμένα Αξιόγραφα

Dependent Variable: EXPR
 Method: Least Squares
 Sample: 1 260
 Included observations: 260
 White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.004452	0.000529	8.410150	0.0000
STDEV	-0.091396	0.012631	-7.236026	0.0000

Dependent Variable: EXPR
 Method: Least Squares
 Sample: 1 260
 Included observations: 260
 White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.004230	0.000501	8.441617	0.0000
SEMIDEV	-0.119165	0.016468	-7.236134	0.0000

Dependent Variable: EXPR
 Method: Least Squares
 Sample: 1 260
 Included observations: 260
 White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.004161	0.000337	12.35403	0.0000
BETA	-0.004931	0.000423	-11.66346	0.0000

Dependent Variable: EXPR
 Method: Least Squares
 Sample: 1 260
 Included observations: 260
 White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.005251	0.000424	12.37335	0.0000
DBETA	-0.004607	0.000413	-11.16524	0.0000

Dependent Variable: EXPR
 Method: Least Squares
 Sample: 1 260
 Included observations: 260
 White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.003919	0.000573	6.837290	0.0000
STDEV	0.081177	0.093304	0.870030	0.3851
SEMIDEV	-0.221529	0.120838	-1.833277	0.0679

Dependent Variable: EXPR
 Method: Least Squares
 Sample: 1 260
 Included observations: 260
 White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.004859	0.000514	9.445791	0.0000
BETA	-0.002805	0.001155	-2.429427	0.0158
DBETA	-0.002199	0.001241	-1.772573	0.0775

viii. Μεγ. Βρετανία – 1^η Περίοδος – Χαρτοφυλάκια (I)

Dependent Variable: EXPR
 Method: Least Squares
 Sample: 1 26
 Included observations: 26
 White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.005486	0.000484	11.34375	0.0000
STDEV	-0.196720	0.018161	-10.83200	0.0000

Dependent Variable: EXPR
 Method: Least Squares
 Sample: 1 26
 Included observations: 26
 White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.004685	0.000495	9.465764	0.0000
BETA	-0.005625	0.000686	-8.195787	0.0000

Dependent Variable: EXPR
 Method: Least Squares
 Sample: 1 26
 Included observations: 26
 White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.003912	0.000807	4.846418	0.0001
STDEV	-0.764026	0.257283	-2.969595	0.0069
SEMIDEV	0.828504	0.373389	2.218874	0.0366

Dependent Variable: EXPR
 Method: Least Squares
 Sample: 1 26
 Included observations: 26
 White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.005856	0.000581	10.07310	0.0000
SEMIDEV	-0.278473	0.029182	-9.542670	0.0000

Dependent Variable: EXPR
 Method: Least Squares
 Sample: 1 26
 Included observations: 26
 White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.005280	0.000500	10.56786	0.0000
DBETA	-0.005458	0.000557	-9.801728	0.0000

Dependent Variable: EXPR
 Method: Least Squares
 Sample: 1 26
 Included observations: 26
 White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.004710	0.000706	6.669419	0.0000
BETA	-0.005436	0.003532	-1.538981	0.1375
DBETA	-0.000188	0.003552	-0.052963	0.9582

ix. Μεγ.Βρετανία – 1^η Περίοδος – Χαρτοφυλάκια (II)

Dependent Variable: EXPR
 Method: Least Squares
 Sample: 1 52
 Included observations: 52
 White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.005117	0.000489	10.46189	0.0000
STDEV	-0.164067	0.016855	-9.734105	0.0000

Dependent Variable: EXPR
 Method: Least Squares
 Sample: 1 52
 Included observations: 52
 White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.004403	0.000401	10.96828	0.0000
BETA	-0.005257	0.000529	-9.938726	0.0000

Dependent Variable: EXPR
 Method: Least Squares
 Sample: 1 52
 Included observations: 52
 White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.005142	0.000551	9.329392	0.0000
SEMIDEV	-0.220224	0.026100	-8.437658	0.0000

Dependent Variable: EXPR
 Method: Least Squares
 Sample: 1 52
 Included observations: 52
 White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.005100	0.000430	11.85487	0.0000
DBETA	-0.005123	0.000471	-10.87399	0.0000

Dependent Variable: EXPR
 Method: Least Squares
 Sample: 1 52
 Included observations: 52
 White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.004475	0.000531	8.429386	0.0000
STDEV	-0.609595	0.194217	-3.138725	0.0029
SEMIDEV	0.624329	0.270751	2.305912	0.0254

Dependent Variable: EXPR
 Method: Least Squares
 Sample: 1 52
 Included observations: 52
 White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.004707	0.000651	7.230907	0.0000
BETA	-0.003410	0.002949	-1.156278	0.2532
DBETA	-0.001863	0.003055	-0.609803	0.5448

x. Μεγ.Βρετανία – 2^η Περίοδος – Μειονωμένα Αξιόγραφα

Dependent Variable: EXPR
 Method: Least Squares
 Sample: 1 260
 Included observations: 260
 White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.004207	0.000499	8.430301	0.0000
STDEV	-0.090386	0.010013	-9.026777	0.0000

Dependent Variable: EXPR
 Method: Least Squares
 Sample: 1 260
 Included observations: 260
 White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.004416	0.000433	10.19167	0.0000
SEMIDEV	-0.133201	0.011901	-11.19267	0.0000

Dependent Variable: EXPR
 Method: Least Squares
 Sample: 1 260
 Included observations: 260
 White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.001834	0.000350	5.237500	0.0000
BETA	-0.003603	0.000532	-6.776805	0.0000

Dependent Variable: EXPR
 Method: Least Squares
 Sample: 1 260
 Included observations: 260
 White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.003374	0.000464	7.267003	0.0000
DBETA	-0.003866	0.000493	-7.840800	0.0000

Dependent Variable: EXPR
 Method: Least Squares
 Sample: 1 260
 Included observations: 260
 White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.003224	0.000475	6.791342	0.0000
STDEV	0.297517	0.052167	5.703126	0.0000
SEMIDEV	-0.520742	0.068148	-7.641337	0.0000

Dependent Variable: EXPR
 Method: Least Squares
 Sample: 1 260
 Included observations: 260
 White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.003397	0.000522	6.506968	0.0000
BETA	9.22E-05	0.001225	0.075294	0.9400
DBETA	-0.003949	0.001203	-3.282756	0.0012

xi. Μεγ.Βρετανία – 2^η Περίοδος – Χαρτοφυλάκια (I)

Dependent Variable: EXPR
 Method: Least Squares
 Sample: 1 26
 Included observations: 26
 White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.003695	0.000707	5.226260	0.0000
STDEV	-0.153590	0.027868	-5.511410	0.0000

Dependent Variable: EXPR
 Method: Least Squares
 Sample: 1 26
 Included observations: 26
 White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.002381	0.000469	5.080333	0.0000
BETA	-0.004416	0.000697	-6.335866	0.0000

Dependent Variable: EXPR
 Method: Least Squares
 Sample: 1 26
 Included observations: 26
 White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.003924	0.000669	5.868120	0.0000
STDEV	0.243654	0.230693	1.056183	0.3019
SEMIDEV	-0.539221	0.315266	-1.710370	0.1007

Dependent Variable: EXPR
 Method: Least Squares
 Sample: 1 26
 Included observations: 26
 White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.003866	0.000692	5.589470	0.0000
SEMIDEV	-0.212493	0.035658	-5.959128	0.0000

Dependent Variable: EXPR
 Method: Least Squares
 Sample: 1 26
 Included observations: 26
 White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.003040	0.000553	5.495931	0.0000
DBETA	-0.004383	0.000713	-6.148631	0.0000

Dependent Variable: EXPR
 Method: Least Squares
 Sample: 1 26
 Included observations: 26
 White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.002333	0.000828	2.817502	0.0098
BETA	-0.004657	0.003346	-1.391719	0.1773
DBETA	0.000254	0.003635	0.069786	0.9450

xii. Μεγ.Βρετανία – 2^η Περίοδος – Χαρτοφυλάκια (II)

Dependent Variable: EXPR
 Method: Least Squares
 Sample: 1 52
 Included observations: 52
 White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.003050	0.000543	5.612689	0.0000
STDEV	-0.113040	0.019483	-5.801964	0.0000

Dependent Variable: EXPR
 Method: Least Squares
 Sample: 1 52
 Included observations: 52
 White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.002098	0.000377	5.562263	0.0000
BETA	-0.004011	0.000580	-6.913643	0.0000

Dependent Variable: EXPR
 Method: Least Squares
 Sample: 1 52
 Included observations: 52
 White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.003262	0.000509	6.409206	0.0000
SEMIDEV	-0.161947	0.024297	-6.665383	0.0000

Dependent Variable: EXPR
 Method: Least Squares
 Sample: 1 52
 Included observations: 52
 White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.002827	0.000445	6.351155	0.0000
DBETA	-0.003987	0.000562	-7.092386	0.0000

Dependent Variable: EXPR
 Method: Least Squares
 Sample: 1 52
 Included observations: 52
 White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors &
 Covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.003201	0.000519	6.166884	0.0000
STDEV	0.348049	0.149857	2.322535	0.0244
SEMIDEV	-0.629758	0.202174	-3.114932	0.0031

Dependent Variable: EXPR
 Method: Least Squares
 Sample: 1 52
 Included observations: 52
 White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors &
 Covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.002140	0.000613	3.492453	0.0010
BETA	-0.003842	0.002650	-1.449707	0.1535
DBETA	-0.000181	0.002690	-0.067258	0.9467

BIBΛΙΟΓΡΑΦΙΑ

- Ang J. (1975), "A Note on the E,SL Portfolio Selection Model", *Journal of Financial & Quantitative Analysis*, Vol.10, No5, pp. 849-857.
- Aparicio F. & Estrada J. (2001), "Empirical Distributions of Stock Returns: European Securities Markets, 1990-95", *European Journal of Finance*, Vol.7, pp. 1-21.
- Bakaert G. (1995), "Market Integration and Investment Barriers in Emerging Equity Markets", *World Bank Economic Review*, Vol.9, pp. 75-107.
- Bawa V. (1978), "Safety First, Stochastic Dominance, and Optimal Portfolio Choice", *Journal of Financial & Quantitative Analysis*, Vol.13, No 2, pp. 255-271.
- Bawa V. & Lindrenberg E. (1977), "Capital Market Equilibrium In a Mean-Lower Partial Moment Framework", *Journal of Financial Economics*, Vol.5, pp. 189-200.
- Blume M. (1971), "On the Assessment of Risk", *Journal of Finance*, Vol. 26, pp. 1-10.
- Blume M.E. (1970), "Portfolio Theory: A Step towards Its Practical Application", *Journal of Business*, Vol.43, pp.34-105.
- Estrada J. (2000), "The Cost of Equity in Emerging Markets: A Downside Risk Approach", *Emerging Markets Quarterly*, pp. 19-31.
- Estrada J. (2001), "The Cost of Equity in Emerging Markets: A Downside Risk Approach (II)", *Emerging Markets Quarterly*, pp. 63-72.
- Estrada J. (2002), "The Cost of Equity Internet Stocks: A Downside Risk Approach", Working Paper, IESE Business School.
- Estrada J. (2003), "Mean-Semivariance Behavior (II): The D-CAPM", Working Paper, IESE Business School, University of Navarra.
- Fama E.F. & MacBeth J.D. (1973), "Risk, Return and Equilibrium: Empirical Tests", *Journal of Political Economy*, pp. 607-636.
- Fishburn P. (1977), "Mean-Risk Analysis with Risk Associated with Below-Target Returns", *The American Economic Review*, Vol.67, No2, pp. 116-126.
- Frank M. & Wolfe P. (1956), "An Algorithm for Quadric Programming", *Naval Research Logistics Quarterly*, Vol.3, pp. 95-110.
- Harlow W.V. & Rao K.S. (1989), "Asset Pricing in a Generalized Mean-Lower Partial Moment Framework: Theory & Evidence", *Journal of Financial & Quantitative Analysis*, Vol.24, No.3, pp. 285-311.

- Hogan W. & Warren J. (1972), "Computation of the Efficient Boundary in the E-S Portfolio Selection Model", *Journal of Financial & Quantitative Analysis*, Vol.7, No4, pp. 1881-1896.
- Hogan W. & Warren J. (1974), "Towards the Development of an Equilibrium Capital-Market Model Based on Semivariance", *Journal of Financial & Quantitative Analysis*, Vol.9, No1, pp. 1-11.
- Jahankhani Ali (1976), "E-V and E-S Capital Asset Pricing Models: Some Empirical Tests", *Journal of Financial & Quantitative Analysis*, Vol.11, No4, pp. 513-528.
- Kraus A. & Lintenberger R. (1976), "Skewness Preference and the Valuation of Risky Assets", *Journal of Finance*, Vol.31, pp. 1085-1100.
- Lintner J. (1972), "Equilibrium in a Random Walk and Lognormal Securities Market", Discussion Paper No 235, Harvard University Institute of Economic Research.
- Lintner J. (1965), "Security Prices, Prices & Maximal Gains from Diversification", *Journal of Finance*, Vol. 20, pp.349-360.
- Mao J. (1970), "Models of Capital Budgeting, E-V Vs E-S", *Journal of Financial & Quantitative Analysis*, Vol.4, No5, pp.657-675.
- Markowitz H. (1959), "Portfolio Selection", New York: John Willey & Sons Inc., pp.188-194 & 287-297.
- Markowitz H. (1991), "Foundations of Portfolio Theory", *Journal of Finance*, Vol.46, pp. 469-477.
- Miller M.H. & Scholes M.S. (1972), "Rates of Returns in Relation to Risk: A Re-examination of Recent Findings", In *Studies in the Theory of Capital Markets*, edited by Michael Jensen, New York: Praeger.
- Nantell T.. & Price B. (1979), "An Analytical Comparison of Variance and Semivariance Capital Market Theories", *Journal of Financial & Quantitative Analysis*, Vol.14, No2, pp. 221-242.
- Price K., Price B. & Nantell T. (1982), "Mean-Lower Partial Moment Asset Pricing Model: Some Empirical Evidence", *Journal of Financial & Quantitative Analysis*, Vol.17, No5, pp. 763-782.
- Price K., Price B. & Nantell T. (1982), "Variance and Lower Partial Moment Measures of Systematic Risk: Some Analytical & Empirical Results", *Journal of Finance*, Vol.37, No3, pp. 843-855.
- Price K., Price B. & Nantell T. (1982), "Variance and Lower Partial Moment Measures of Systematic Risk: Some Analytical & Empirical Results", *Journal of Finance*, Vol.37, No3, pp. 843-855.
- Sharpe W.F. (1964), "Capital Asset Prices: A Theory of Equilibrium under conditions of Risk", *Journal of Finance*, Vol. 19, pp. 425-442.