

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΩΣ



ΤΜΗΜΑ ΣΤΑΤΙΣΤΙΚΗΣ ΚΑΙ ΑΣΦΑΛΙΣΤΙΚΗΣ ΕΠΙΣΤΗΜΗΣ

Π.Μ.Σ. «ΑΝΑΛΟΓΙΣΤΙΚΗ ΕΠΙΣΤΗΜΗ ΚΑΙ ΔΙΟΙΚΗΤΙΚΗ ΚΙΝΔΥΝΟΥ»

ΜΕΤΡΑ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΙΚΟΤΗΤΑΣ ΚΑΝΟΝΤΑΣ ΧΡΗΣΗ ΤΟΥ ΣΥΝΤΕΛΕΣΤΗ

ΒΗΤΑ ΜΕ ΗΜΙΔΙΑΚΥΜΑΝΣΗ

ΜΕΤΑΠΤΥΧΙΑΚΟΣ ΦΟΙΤΗΤΗΣ

ΛΟΥΚΑΣ ΑΘΑΝΑΣΙΟΣ

ΕΠΙΒΛΕΠΩΝ ΚΑΘΗΓΗΤΗΣ

ΔΙΑΚΟΓΙΑΝΝΗΣ ΓΕΩΡΓΙΟΣ

ΠΕΙΡΑΙΑΣ 2018

UNIVERSITY OF PIRAEUS



DEPARTMENT OF STATISTICS AND INSURANCE SCIENCE

POSTGRADUATE PROGRAM IN

ACTUARIAL SCIENCE AND RISK MANAGEMENT

PORTFOLIO PERFORMANCE USING THE BETA COEFFICIENT

WITH SEMIVARIANCE

POSTGRADUATE STUDENT

LOUKAS ATHANASIOS

ADVISOR PROFESSOR

DIACOGIANNIS GEORGIOS

PIRAEUS 2018

ΠΕΡΙΛΗΨΗ

Στην παρούσα μελέτη παρουσιάζεται το υπόδειγμα αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων (CAPM) με τα μέτρα αποτελεσματικότητάς του, αλλά και οι παραλλαγές αυτών, που εστιάζουν στη μελέτη του καθοδικού κινδύνου. Οι επενδυτές συσχετίζουν τον κίνδυνο με την πραγματοποίηση απόδοσης που είναι μικρότερη από την απόδοση – στόχο που έχουν θέσει, ενώ αντίθετα δεν θεωρούν κίνδυνο μια απόδοση υψηλότερη από την επιθυμητή.

Σκοπός της μελέτης είναι η εξέταση της ανωτερότητας των εναλλακτικών υποδειγμάτων αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων και των καθοδικών μέτρων αποτελεσματικότητας, λόγω της καλύτερης αποτίμησης που παρέχουν. Η μελέτη επικεντρώνεται στην ευρωπαϊκή αγορά και συγκεκριμένα την εξέταση 21 αγορών χρησιμοποιώντας ημερήσιες τιμές των χρηματιστηριακών δεικτών κάθε αγοράς.

Αρχικά πραγματοποιείται σύγκριση ανάμεσα στο παραδοσιακό πλαίσιο CAPM με τα εναλλακτικά MLPM και D-CAPM, ενώ στη συνέχεια συγκρίνονται τα παραδοσιακά μέτρα αποτελεσματικότητας με τα εναλλακτικά, που στηρίζονται στη χρήση της ημιδιακύμανσης και του καθοδικού συντελεστή βήτα.

Λέξεις-κλειδιά: Ασύμμετρες αποδόσεις, ημιδιακύμανση, καθοδικός συντελεστής βήτα, καθοδικός κίνδυνος, D-CAPM, μοντέλο MLPM, μέτρα αποτελεσματικότητας

ABSTRACT

This study presents the capital asset pricing models and the performance measures in the downside risk framework as an alternative to traditional CAPM and traditional performance measures respectively. The investors often associate the risk to the obtaining of returns lower than the target return, whereas returns superior to the target are not considered as risk.

Our purpose is to show that the capital asset pricing models in the downside risk framework describe better the valuation of assets. Similarly, to examine the results of the downside performance measures compare to the traditional measures. The study focuses on the European market, namely the examination of 21 European markets using daily stock market indices.

First, we compare the traditional CAPM to the MLPM and the D-CAPM models. Second, we compare the traditional performance measures to the alternative measures, which are based on the downside risk framework and the use of semivariance and the downside beta.

Keywords: Asymmetric returns; Semivariance; Downside beta; Downside risk; D-CAPM; MLPM model; Performance measures

ΕΥΧΑΡΙΣΤΙΕΣ

Θα ήθελα να ευχαριστήσω θερμά τον επιβλέπων καθηγητή μου κ. Διακογιάννη Γεώργιο, Καθηγητή του τμήματος Χρηματοοικονομικής και Τραπεζικής Διοικητικής του Πανεπιστημίου Πειραιώς, για την καθοδήγηση που μου παρείχε για την εκπόνηση της παρούσας εργασίας.

Επιπλέον, θα ήθελα να ευχαριστήσω τους γονείς μου για τη διαρκή τους στήριξη και εμπιστοσύνη κατά τη διάρκεια των σπουδών μου.

Πίνακας περιεχομένων

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 1	
Εισαγωγή	13
Στόχος μελέτης	15
Περιορισμοί της μελέτης	16
Επισκόπηση επόμενων κεφαλαίων	16
ΚΕΦΑΛΑΙΟ 2	
Θεωρία Χαρτοφυλακίου	17
Θεωρία Χαρτοφυλακίου κατά Markowitz	19
Χαρακτηριστικά μετοχών και άλλων χρεογράφων	21
Ανάλυση Χαρτοφυλακίου	26
Επιλογή Χαρτοφυλακίου	29
Υπόδειγμα Αποτίμησης Περιουσιακών Στοιχείων – CAPM	32
Το Υπόδειγμα του ενός Δείκτη	37
Συντελεστής Βήτα.....	41
Αξιολόγηση απόδοσης Χαρτοφυλακίου	44
Το πλαίσιο καθοδικού κινδύνου	51
ΚΕΦΑΛΑΙΟ 3.....	
Επισκόπηση προηγούμενων μελετών	58
Σύγκριση προηγούμενων μελετών	100

Συνοπτική παρουσίαση προηγούμενων μελετών	103
ΚΕΦΑΛΑΙΟ 4	
Δεδομένα και Μεθοδολογία.....	108
Δείγμα	108
Μοντέλο	109
Αποδόσεις	110
Αναμενόμενες αποδόσεις	111
Παραδοσιακά και εναλλακτικά μέτρα αποτελεσματικότητας	112
ΚΕΦΑΛΑΙΟ 5	
Παρουσίαση αποτελεσμάτων	116
ΚΕΦΑΛΑΙΟ 6	
Γενικά συμπεράσματα	142
Προτάσεις για περαιτέρω έρευνα	144
ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ	145
ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ	167

Κεφάλαιο 1

Εισαγωγή

Η επιλογή των επενδυτών για τα περιουσιακά στοιχεία που βρίσκονται στην κατοχή τους και απαρτίζουν το χαρτοφυλάκιο τους στηρίζεται στις προτιμήσεις τους και στην αποστροφή τους προς τον κίνδυνο. Αναζητούν τη μέγιστη δυνατή απόδοση για το μικρότερο δυνατό αναλαμβανόμενο κίνδυνο, επομένως κάθε πραγματοποιηθείσα απόδοση που είναι μικρότερη από την ελάχιστη απαιτούμενη απόδοση, λογίζεται ως κίνδυνος για το χαρτοφυλάκιο τους. Αντίθετα, κάθε απόδοση ανώτερη από την ελάχιστη απαιτούμενη δεν λογίζεται ως κίνδυνος.

Κατά συνέπεια, καθίσταται αναγκαία η μελέτη του πλαισίου καθοδικού κινδύνου, ώστε να δοθεί η απαιτούμενη έμφαση στον κίνδυνο ο επενδυτής να λάβει μια απόδοση μικρότερη από την επιθυμητή και να υποστεί απώλειες στο χαρτοφυλάκιο που έχει στην κατοχή του, καθώς θα υποτιμηθούν τα περιουσιακά του στοιχεία.

Η θεμελίωση του CAPM από τον William Sharpe το 1964 αποτελεί μια προέκταση του υποδείγματος μέσου – διακύμανσης του Harry Markowitz. Ωστόσο, η απόκλιση της κατανομής των αποδόσεων από την κανονική κατανομή, ώθησε αρκετούς ερευνητές να εξετάσουν εναλλακτικά μέτρα κινδύνου, όπως η ημιδιακύμανση, δίνοντας έμφαση στο καθοδικό πλαίσιο κινδύνου. Ως αποτέλεσμα αυτού, ορίστηκαν παραλλαγές του παραδοσιακού υποδείγματος αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων με κυριότερα τα μοντέλα MLPM και D-CAPM, τα οποία αποτελούν σημαντικό μέρος της παρούσας μελέτης.

Ο συντελεστής βήτα και η διακύμανση, τα οποία αποτελούν παραδοσιακά μέτρα κινδύνου, κρίνονται ανεπαρκή μέτρα όταν οι αποδόσεις των μετοχών δεν είναι κανονικά κατανομημένες, καθώς δεν κάνουν διάκριση ανάμεσα στις αποδόσεις που είναι μικρότερες από τη μέση απόδοση και σε αυτές που είναι μεγαλύτερες από αυτή, αλλά τις θεωρούν εξίσου ανεπιθύμητες.

Στην παρούσα μελέτη θα πραγματοποιηθεί σύγκριση μεταξύ των μοντέλων CAPM, MLPM και D-CAPM, αλλά και σύγκριση των παραδοσιακών μέτρων αποτελεσματικότητας με τα εναλλακτικά μέτρα, που εστιάζουν στην ανάλυση του καθοδικού κινδύνου καλύπτοντας τα όρια στα οποία υπόκεινται τα παραδοσιακά μέτρα αποτελεσματικότητας.

Για την εκπόνηση των ανωτέρω συγκρίσεων χρησιμοποιήθηκαν ημερήσια δεδομένα χρηματιστηριακών δεικτών από 21 ευρωπαϊκές αγορές, το 3μηνιαίο γερμανικό κρατικό ομόλογο που λογίστηκε ως ακίνδυνο περιουσιακό στοιχείο και οι τιμές του δείκτη MSCI World, ο οποίος θεωρείται ως το χαρτοφυλάκιο της παγκόσμιας αγοράς.

Η μελέτη ξεκινάει με την εξέταση της φύσης των κατανομών των αποδόσεων των ευρωπαϊκών αγορών. Στη συνέχεια, εξετάζεται το αντίκτυπο των μέτρων αποτελεσματικότητας καθοδικού κινδύνου στην αξιολόγηση των χαρτοφυλακίων κάνοντας σύγκριση των μοντέλων CAPM, MLPM και D-CAPM. Τέλος, πραγματοποιείται σύγκριση μεταξύ των παραδοσιακών μέτρων και των εναλλακτικών μέτρων αποτελεσματικότητας.

Στόχος Μελέτης

Στόχος της παρούσας μελέτης είναι η απόδειξη της ανωτερότητας των μέτρων καθοδικού κινδύνου που στηρίζονται στη χρήση του συντελεστή βήτα με ημιδιακύμανση, έναντι των παραδοσιακών μέτρων. Επίσης, βασικό στόχο αποτελεί η απόδειξη της ανωτερότητας των εναλλακτικών μορφών του υποδείγματος αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων, που θεμελιώθηκαν με σκοπό την κάλυψη των αδυναμιών που εμφάνιζε το παραδοσιακό πλαίσιο που στηρίζεται στη χρήση της διακύμανσης.

Η αναγκαιότητα της χρήσης της ημιδιακύμανσης και των εναλλακτικών μέτρων αποτελεσματικότητας ενός χαρτοφυλακίου έγκειται στην αποστροφή των επενδυτών για τον κίνδυνο. Οι επενδυτές βρίσκονται αντιμέτωποι με τον κίνδυνο η πραγματοποιηθείσα απόδοση να είναι μικρότερη της αναμενόμενης και κατά συνέπεια, καλούνται να προσεγγίσουν πιο συντηρητικά την ανάλυση του χαρτοφυλακίου τους και να αποτιμήσουν τα περιουσιακά τους στοιχεία.

Η μελέτη θα πραγματοποιηθεί κάνοντας σύγκριση ανάμεσα στο παραδοσιακό υπόδειγμα αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων και τα παραδοσιακά μέτρα αποτελεσματικότητας, με τις αντίστοιχες εναλλακτικές μορφές τους που θεμελιώθηκαν κάνοντας χρήση της ημιδιακύμανσης.

Περιορισμοί της Μελέτης

Για την παρούσα μελέτη χρησιμοποιήθηκαν ημερήσια δεδομένα από χρηματιστηριακούς δείκτες 21 ευρωπαϊκών αγορών, τόσο ανεπτυγμένων, όσο και αναδυόμενων αγορών. Ως χαρτοφυλάκιο αγοράς θεωρούμε τον Παγκόσμιο Δείκτη MSCI, ενώ ως ακίνδυνο περιουσιακό στοιχείο το γερμανικό 3μηνιαίο κρατικό ομόλογο στην αρχή του έτους 2007. Η εξέταση των αγορών πραγματοποιείται για τη χρονική περίοδο 2007 – 2017, δηλαδή για χρονική περίοδο 11 ετών. Κάθε μία από τις 21 αγορές εξετάζεται σαν ένα ενιαίο χαρτοφυλάκιο, προκειμένου να προκύψει μια κατάταξη μεταξύ των αγορών, συγκριτικά με την πορεία της παγκόσμιας αγοράς.

Επισκόπηση των επόμενων κεφαλαίων

Στο επόμενο κεφάλαιο γίνεται αναφορά στη θεωρία του χαρτοφυλακίου και τα χαρακτηριστικά των μετοχών, το μονοπαραγοντικό υπόδειγμα και το υπόδειγμα αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων, από την παραδοσιακή του μορφή (CAPM) μέχρι και τις νεότερες παραλλαγές αυτού (MLPM, D-CAPM), που εστιάζουν στο καθοδικό πλαίσιο κινδύνου. Στο 3ο κεφάλαιο παρουσιάζονται μελέτες διαφόρων ερευνητών, οι οποίοι επικεντρώθηκαν στη μελέτη του καθοδικού κινδύνου, ενώ στο τέλος του συγκεκριμένου κεφαλαίου παρουσιάζεται η σύγκριση των μελετών αυτών. Στο 4ο κεφάλαιο παρουσιάζονται τα δεδομένα και η μεθοδολογία που χρησιμοποιήθηκαν στην παρούσα εργασία, ενώ στο 5ο κεφάλαιο γίνεται παρουσίαση και ερμηνεία των αποτελεσμάτων. Στη συνέχεια, στο 6ο κεφάλαιο, παρουσιάζονται τα συμπεράσματα της μελέτης, ενώ γίνονται και προτάσεις για περαιτέρω έρευνα. Τέλος, καταγράφεται η βιβλιογραφία που χρησιμοποιήθηκε για την εκπόνηση της παρούσας μελέτης.

Κεφάλαιο 2

Θεωρία Χαρτοφυλακίου

Η θεωρία χαρτοφυλακίου είναι μία από τις σημαντικότερες προόδους που παρατηρήθηκαν στον κλάδο των χρηματοοικονομικών τις τελευταίες δεκαετίες – ίσως η σημαντικότερη – και οφείλεται στον Harry Markowitz (1952), ο οποίος συνδύασε τη στατιστική επιστήμη με την οικονομική θεωρία και στον οποίο απονεμήθηκε το βραβείο Nobel στα οικονομικά το 1990, από κοινού με τον Merton Miller και τον William Sharpe.

Ως χαρτοφυλάκιο ορίζουμε ένα συνδυασμό διάφορων περιουσιακών στοιχείων που κατέχει ένας επενδυτής και μπορεί να περιλαμβάνει είτε όλα τα περιουσιακά στοιχεία του επενδυτή, είτε ορισμένα από αυτά. Τα περιουσιακά αυτά στοιχεία είναι συνήθως μετοχές, ομόλογα, έντοκα γραμμάτια Δημοσίου, καθώς και άλλα μέσα της χρηματαγοράς.

Η θεωρία χαρτοφυλακίου αναφέρεται στη διαδικασία δημιουργίας του χαρτοφυλακίου ενός επενδυτή, δηλαδή στα περιουσιακά στοιχεία που έχει επενδύσει και κατέχει. Αποσκοπεί στην εύρεση του βέλτιστου χαρτοφυλακίου, το οποίο αποτελείται από άριστους συνδυασμούς αναμενόμενης απόδοσης και κινδύνου, ώστε να μεγιστοποιείται η χρησιμότητα του επενδυτή. Η θεωρία χαρτοφυλακίου βασίζεται σε ορισμένα βασικά χαρακτηριστικά των περιουσιακών στοιχείων. Τα χαρακτηριστικά αυτά είναι η αναμενόμενη απόδοση του κάθε αξιόγραφου, ο αναμενόμενος κίνδυνος του κάθε αξιόγραφου και η συνδιακύμανση των αποδόσεων των αξιόγραφων.¹

Ως κίνδυνο ορίζουμε την απόκλιση του πραγματοποιηθέντος αποτελέσματος από μια μέση αναμενόμενη αξία, εκφράζει δηλαδή την αβεβαιότητα που υπάρχει ότι η πραγματική απόδοση δεν θα είναι ίση με την αναμενόμενη απόδοση. Οι επενδυτές δεν επιθυμούν την ανάληψη κινδύνου, παρά μόνο όταν αναμένουν να λάβουν υψηλότερες αποδόσεις. Οι επενδυτές αυτοί, που πρωταρχικό σκοπό σε κάθε τους

¹ Βασιλείου, Δ. και Ηρειώτης, Ν. (2009). *Ανάλυση Επενδύσεων και Διαχείριση Χαρτοφυλακίου*. Εκδ. Rosili, σελ.171-172

επένδυση αποτελεί η επιθυμία τους για μεγιστοποίηση της χρησιμότητάς τους, ονομάζονται ορθολογικοί.

Η ύπαρξη κινδύνου δεν ερμηνεύεται από τους επενδυτές απλώς ως η μεταβλητότητα των αποδόσεων, αλλά και ως πιθανότητα για απώλεια κεφαλαίων. Η μέτρηση του κινδύνου αποτελεί τον ακρογωνιαίο λίθο της επενδυτικής δραστηριότητας και προσεγγίζεται μέσω του υπολογισμού της διακύμανσης, ή της τετραγωνικής της ρίζας, την τυπική απόκλιση.

Ο Harry Markowitz, κατά τη μελέτη του για την κατασκευή χαρτοφυλακίων το 1952, χρησιμοποίησε τη διακύμανση ως το βασικό μέτρο υπολογισμού του κινδύνου. Ωστόσο, η ανησυχία των επενδυτών για πιθανή απώλεια κεφαλαίων αναδεικνυόταν όλο και περισσότερο, με αποτέλεσμα τόσο ο Markowitz (1959), όσο και άλλοι ερευνητές, να στραφούν σε εναλλακτικά μέτρα υπολογισμού του κινδύνου, καθώς ο κίνδυνος είναι μια περίπλοκη και διφορούμενη έννοια και συχνά απαιτούνται περισσότερα από ένα μέτρα για την προσέγγισή του.

Ένα τέτοιο μέτρο είναι η ημιδιακύμανση (semivariance). Η ημιδιακύμανση μιας μετοχής λαμβάνει υπόψη μόνο τις αποδόσεις της μετοχής που είναι κάτω από τη μέση τιμή ή αποδόσεις της μετοχής που είναι μικρότερες από τις αποδόσεις κάποιων συγκεκριμένων ενεργητικών στοιχείων, όπως τα T-bills. Η χρήση της τα τελευταία χρόνια ως μέτρο κινδύνου έχει αυξηθεί, καθώς μελετά αποτελεσματικά τον καθοδικό κίνδυνο (downside risk) και παρέχει στους επενδυτές μια καλύτερη ερμηνεία των αποδόσεων στα χαμηλά επίπεδα.

Θεωρία Χαρτοφυλακίου κατά Markowitz (Modern Portfolio Theory)

Η σύγχρονη θεωρία χαρτοφυλακίου είναι μια θεωρία που πραγματεύεται τον τρόπο με τον οποίο οι επενδυτές, που αποστρέφονται τον κίνδυνο (risk-averse), μπορούν να κατασκευάσουν χαρτοφυλάκια για να βελτιστοποιήσουν ή να μεγιστοποιήσουν την αναμενόμενη απόδοσή τους βάσει ενός δεδομένου κινδύνου αγοράς. Σύμφωνα με τη θεωρία αυτή, είναι εφικτό να δημιουργηθεί ένα αποτελεσματικό σύνολο βέλτιστων χαρτοφυλακίων που να προσφέρουν τη μέγιστη δυνατή αναμενόμενη απόδοση για ένα δεδομένο επίπεδο κινδύνου.

Ένα καλό χαρτοφυλάκιο δεν αρκεί να αποτελείται από αρκετές καλές μετοχές και ομόλογα, αλλά θα πρέπει να είναι ένα ισορροπημένο σύνολο που παρέχει στον επενδυτή προστασία και ευκαιρίες σε σχέση με τις προτιμήσεις του και τον κίνδυνο που είναι διατεθειμένος να αναλάβει.

Η ανάλυση χαρτοφυλακίου ξεκινά με πληροφορίες σχετικά με μεμονωμένους τίτλους και τελειώνει με την εξαγωγή συμπερασμάτων σχετικά με τους διαθέσιμους τίτλους που θα απαρτίσουν το χαρτοφυλάκιο ως σύνολο. Ο σκοπός της ανάλυσης είναι η εύρεση χαρτοφυλακίων, τα οποία θα ανταποκρίνονται καλύτερα στους στόχους του επενδυτή.²

Αρχικά, εκτιμώνται τα χαρακτηριστικά των περιουσιακών στοιχείων που ενδιαφέρουν τον επενδυτή, αντλώντας δεδομένα από παρελθοντικές επιδόσεις των τίτλων και εξετάζοντας το βαθμό που συσχετίζονται μεταξύ τους. Στη συνέχεια, προσδιορίζονται οι εφικτοί συνδυασμοί των περιουσιακών στοιχείων, ώστε να μπορέσει ο επενδυτής να τους αξιολογήσει και να οδηγηθεί στην επιλογή του χαρτοφυλακίου που ταιριάζει περισσότερο στις ανάγκες και τις προτιμήσεις του. Ο επενδυτής θα επιλέξει, επομένως, το χαρτοφυλάκιο που βελτιστοποιεί την αναμενόμενη ωφελιμότητά του.

Ο Markowitz εξέτασε διάφορους τρόπους για την ποσοτικοποίηση του επενδυτικού κινδύνου, μεταξύ των οποίων η μέση απόδοση, η διακύμανση και η συνδιακύμανση των περιουσιακών στοιχείων. Η διακύμανση προτιμήθηκε ως μέτρο κινδύνου,

² Markowitz, H. M. (1991). *Portfolio Selection: Efficient Diversification of Investments*. Blackwell Publishing, p.3

κυρίως λόγω της ανταπόκρισής της για όλες τις κινήσεις της αγοράς, παρόλο που ο ίδιος ο Markowitz θεωρούσε την ημιδιακύμανση ως το πιο εύλογο μέτρο του κινδύνου. Ωστόσο, σήμερα η χρήση της ημιδιακύμανσης έχει εδραιωθεί στην παγκόσμια αγορά κεφαλαίου, λόγω της διαφορετικής αντιμετώπισης των επενδυτών στις αποδόσεις που είναι χαμηλότερες από το μέσο, καθώς οι υψηλότερες από το μέσο αποδόσεις δε λογίζονται ως κίνδυνος.

Μια σημαντική διορατικότητα που παρέχει η σύγχρονη θεωρία χαρτοφυλακίου είναι ότι τα χαρακτηριστικά κινδύνου και απόδοσης μιας επένδυσης δεν πρέπει να εξετάζονται μόνα, αλλά πρέπει να αξιολογούνται με βάση τον τρόπο με τον οποίο η επένδυση επηρεάζει τον κίνδυνο και την απόδοση του χαρτοφυλακίου συνολικά.

Αναλυτικότερα, ο Markowitz έκανε τις ακόλουθες βασικές υποθέσεις σχετικά με τη συμπεριφορά των επενδυτών:

- Η κάθε επένδυση εξετάζεται από τους επενδυτές θεωρώντας ότι αντιπροσωπεύεται από μια κατανομή πιθανοτήτων, η οποία ακολουθεί την κανονική κατανομή
- Οι επενδυτές επιθυμούν πάντα περισσότερο πλούτο από λιγότερο, ενώ παράλληλα αποστρέφονται τον κίνδυνο
- Η μεταβλητότητα των αναμενόμενων αποδόσεων είναι η βάση υπολογισμού του κινδύνου ενός χαρτοφυλακίου
- Οι επενδυτές λαμβάνουν αποφάσεις βασιζόμενοι στην αναμενόμενη απόδοση και τον κίνδυνο του χαρτοφυλακίου
- Οι επενδυτές προτιμούν περισσότερη αναμενόμενη απόδοση από λιγότερη, για μια δεδομένη ποσότητα κινδύνου. Επίσης, για μια δεδομένη ποσότητα αναμενόμενης απόδοσης οι επενδυτές προτιμούν λιγότερο κίνδυνο από περισσότερο³

³ Βασιλείου, Δ. και Ηρειώτης, Ν. (2009). *Ανάλυση Επενδύσεων και Διαχείριση Χαρτοφυλακίου*. Εκδ. Rosili, σελ.172-173

Χαρακτηριστικά μετοχών και άλλων χρεογράφων

Κάθε περιουσιακό στοιχείο, το οποίο βρίσκεται υπό εξέταση από τους επενδυτές για πιθανή αγορά, χαρακτηρίζεται από τις έννοιες της απόδοσης και του κινδύνου. Οι επενδυτές ελέγχουν αν αυτό έχει αποτιμηθεί σωστά και αν ανταποκρίνεται στις ανάγκες τους και το είδος επένδυσης που θέλουν να κάνουν, πριν προβούν στην αγορά του.

Ως απόδοση (return) μιας επένδυσης ορίζουμε το κέρδος ή τη ζημιά που αποκομίζει ένας επενδυτής από την επένδυσή του μέσα σε μια συγκεκριμένη χρονική περίοδο, π.χ. εβδομάδα, μήνας, έτος, κλπ.. Με τον όρο απόδοση αναφερόμαστε στην ολική απόδοση, η οποία προκύπτει ως άθροισμα της κεφαλαιακής απόδοσης και της μερισματικής απόδοσης. Για να γίνει ευκολότερα κατανοητός ο όρος της απόδοσης θα παραθέσουμε ένα αριθμητικό παράδειγμα:

Ας υποθέσουμε πως αγοράσαμε σήμερα (χρόνος t_0) μία μετοχή στην τιμή των 10€ και αποφασίζουμε μετά από ένα έτος (χρόνος t_1) να πουλήσουμε την μετοχή, η αξία της οποίας πλέον είναι 12€. Επίσης, το μέρισμα που λάβαμε στο τέλος του έτους ανέρχεται σε 1€. Η ολική απόδοση (return) θα δίνεται από τον ακόλουθο μαθηματικό τύπο:

$$R_{t_1} = \frac{P_{t_1} - P_{t_0}}{P_{t_0}} + \frac{D_1}{P_{t_0}} = \frac{12 - 10}{10} + \frac{1}{10} = 30\% \quad (2.1)$$

Όπου:

R_{t_1} = η απόδοση της επένδυσής μας

P_{t_1} = η αξία της μετοχής τη χρονική στιγμή της πώλησής της

P_{t_0} = η αξία της μετοχής τη χρονική στιγμή της αγοράς της

D_1 = το καταβαλλόμενο μέρισμα τη χρονική στιγμή $t=1$

Το πρώτο μέρος της παραπάνω σχέσης ορίζεται ως κεφαλαιακή απόδοση, ενώ το δεύτερο μέρος ορίζεται ως μερισματική απόδοση. Η κεφαλαιακή απόδοση εξαρτάται από τη μεταβολή στην τιμή της μετοχής κατά τη χρονική περίοδο που

ορίσαμε και μπορεί να είναι θετική σε περίπτωση κέρδους, αρνητική σε περίπτωση ζημίας και μηδέν σε περίπτωση που η αξία της μετοχής παραμένει αμετάβλητη. Η μερισματική απόδοση εξαρτάται από την πολιτική πληρωμών της εταιρείας, στην οποία η μετοχή έχουμε επενδύσει, επομένως διαφοροποιείται από μετοχή σε μετοχή.

Ως αναμενόμενη απόδοση (expected return) ορίζουμε την απόδοση μιας επένδυσης που αναμένουν να λάβουν μελλοντικά οι επενδυτές, η οποία ωστόσο ενδέχεται να διαφέρει – ίσως και αρκετά, υπό συνθήκες αβεβαιότητας – από την πραγματοποιηθείσα απόδοση. Για το λόγο αυτό, οι επενδυτές καλούνται να υπολογίσουν ένα σύνολο πιθανών αποδόσεων, κάθε μια από τις οποίες έχει μία πιθανότητα να συμβεί. Άρα, η αναμενόμενη απόδοση υπολογίζεται ως εξής:

$$E(r) = \sum_{i=1}^n P_i r_i \quad (2.2)$$

όπου,

$E(r)$ = η αναμενόμενη απόδοση (expected return) μιας επένδυσης

P_i = η πιθανότητα να συμβεί η i -απόδοση, με: $\sum_{i=1}^n P_i = 1$ (2.3)

r_i = η i -πιθανή απόδοση

n = το πλήθος των πιθανών αποδόσεων

Για παράδειγμα, έστω ότι ένας επενδυτής αναμένει να λάβει στο επόμενο έτος απόδοση 10% μιας μετοχής που κατέχει με πιθανότητα 0,6, ενώ αναμένει απόδοση 12% με αντίστοιχη πιθανότητα 0,4. Σε αυτήν την περίπτωση, η αναμενόμενη απόδοση της επένδυσής του, είναι:

$$E(r) = (10\% \times 60\%) + (12\% \times 40\%) = 10,8\% \quad (2.4)$$

Ως μέτρο υπολογισμού του κινδύνου ενός περιουσιακού στοιχείου είθισται να χρησιμοποιείται η διακύμανση (και αργότερα η ημιδιακύμανση), αλλά και η τετραγωνική της ρίζα, η τυπική απόκλιση. Η διακύμανση μετρά την κατά μέσο όρο μεταβλητότητα των πιθανών αποδόσεων γύρω από την αναμενόμενη απόδοσή τους και υπολογίζεται ως εξής:

$$\sigma^2 = \sum_{i=1}^n P_i [r_i - E(r)]^2 \quad (2.5)$$

όπου,

P_i = η πιθανότητα να συμβεί η i -απόδοση, με: $\sum_{i=1}^n P_i = 1$

r_i = η i -πιθανή απόδοση

$E(r)$ = η αναμενόμενη απόδοση (expected return) της επένδυσης

n = το πλήθος των πιθανών αποδόσεων

Καθώς η διακύμανση μετρά τον κίνδυνο που ενέχει ένα περιουσιακό στοιχείο ή μια επένδυση, είναι λογικό οι επενδυτές να επιδιώκουν στοιχεία με όσο το δυνατόν μικρότερη διακύμανση. Αυτό ερμηνεύεται από τον ορισμό της διακύμανσης, αφού όσο μεγαλύτερη είναι η διακύμανση των αποδόσεων, τόσο πιο πιθανό είναι η πραγματική απόδοση να είναι διαφορετική από την αναμενόμενη απόδοση. Επομένως, μικρή διακύμανση αποδόσεων συνεπάγεται και μικρό κίνδυνο για την επένδυση συνολικά.

Αντίστοιχα συμπεράσματα προκύπτουν για τον κίνδυνο ενός περιουσιακού στοιχείου και με την χρήση της τυπικής απόκλισης (σ), η οποία είναι η τετραγωνική ρίζα της διακύμανσης, δηλαδή:

$$\sigma = \sqrt{Var} = \sqrt{\sigma^2} \quad (2.6)$$

Με τη διακύμανση και την τυπική απόκλιση να αποτελούν απόλυτα μέτρα κινδύνου, οι επενδυτές ενδέχεται να αντιμετωπίσουν πρόβλημα στη σύγκριση του κινδύνου επενδύσεων που έχουν μεγάλη διαφορά στις αναμενόμενες αποδόσεις τους. Γι' αυτό το λόγο, ενδείκνυται και η χρησιμοποίηση ενός σχετικού μέτρου κινδύνου, του συντελεστή μεταβλητότητας (CV – Coefficient of Variation), προκειμένου να υπολογιστεί ο κίνδυνος που αντιστοιχεί σε κάθε μονάδα απόδοσης μιας επένδυσης.

Αναλυτικότερα, ο συντελεστής μεταβλητότητας μετρά τον κίνδυνο ανά μονάδα αναμενόμενης απόδοσης και καθορίζεται από το πηλίκο της διαίρεσης της τυπικής απόκλισης δια της αναμενόμενης τιμής, δηλαδή⁴:

$$CV = \frac{\sigma}{E(r)} \quad (2.7)$$

Συγκρίνοντας τον κίνδυνο επενδύσεων, μεγαλύτερες τιμές του συντελεστή μεταβλητότητας ερμηνεύουν υψηλότερο σχετικό κίνδυνο. Επομένως, οι επενδυτές θα στραφούν στην επένδυση με το χαμηλότερο συντελεστή μεταβλητότητας.

Μία επιπλέον εξέταση των επενδυτών αποτελεί η συσχέτιση δύο περιουσιακών στοιχείων, κάτι το οποίο επιτυγχάνεται με τον υπολογισμό της συνδιακύμανσης (Covariance). Η συνδιακύμανση ερμηνεύει την κίνηση μιας μετοχής, για παράδειγμα, σε σχέση με την αναμενόμενη τιμή της συγκριτικά με την κίνηση μιας άλλης μετοχής. Ο τύπος υπολογισμού της είναι:

$$Cov_{ij} = \sigma_{ij} = E \{ [R_i - E(R_i)] [R_j - E(R_j)] \} \quad (2.8)$$

όπου,

R_i = η πραγματική απόδοση της μετοχής i

R_j = η πραγματική απόδοση της μετοχής j

$E(R_i)$ = η αναμενόμενη απόδοση της μετοχής i

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

Με τον υπολογισμό της συνδιακύμανσης οι επενδυτές εξάγουν τα συμπεράσματά τους ως προς τη συμπεριφορά της μίας μετοχής έναντι της άλλης. Όταν η τιμή της συνδιακύμανσης είναι θετική, η πορεία των δύο μετοχών είναι κοινή, καθώς αύξηση της μίας μετοχής οδηγεί σε αύξηση και της δεύτερης μετοχής. Επιπλέον, αρνητική συνδιακύμανση ερμηνεύει την τάση της μίας μετοχής να αυξάνεται όταν η άλλη μειώνεται.

⁴ Βασιλείου, Δ. και Ηρειώτης, Ν. (2009). *Ανάλυση Επενδύσεων και Διαχείριση Χαρτοφυλακίου*. Εκδ. Rosili, σελ.48

Ενώ η συνδιακύμανση πληροφορεί τους επενδυτές για τη κινητική συμπεριφορά των μετοχών μεταξύ τους, δεν εμβαθύνει στο βαθμό με τον οποίο αυτές συσχετίζονται. Για την κατανόηση του βαθμού αυτού, είναι απαραίτητος ο υπολογισμός του συντελεστή συσχέτισης (correlation coefficient) των αποδόσεων των δύο μετοχών, ο οποίος υπολογίζεται από τη σχέση:

$$\rho_{ij} = \frac{\sigma_{ij}}{\sigma_i \sigma_j} \quad (2.9)$$

όπου,

σ_{ij} = η συνδιακύμανση των μετοχών i και j

σ_i, σ_j = η τυπική απόκλιση των μετοχών i και j αντίστοιχα

Υπάρχει περιορισμός αναφορικά με τις τιμές του συντελεστή συσχέτισης, καθώς, όπως είναι και μαθηματικά λογικό από την ανωτέρω σχέση, περιορίζονται στο διάστημα [-1,+1]. Όταν ο συντελεστής συσχέτισης τείνει στο +1, υπάρχει έντονη θετική συσχέτιση των δύο μετοχών, οι οποίες πραγματοποιούν ίδιες κινήσεις, είτε αυξάνονται, είτε μειώνονται. Αντίθετα, όταν ο συντελεστής συσχέτισης τείνει στο -1, υπάρχει έντονη αρνητική συσχέτιση των δύο μετοχών, οι οποίες πραγματοποιούν αντίθετες κινήσεις, δηλαδή αύξηση της μίας μετοχής οδηγεί σε μείωση της άλλης. Αν ο συντελεστής συσχέτισης είναι ίσος με το μηδέν, τα δύο περιουσιακά στοιχεία χαρακτηρίζονται ασυσχέτιστα, χωρίς ωστόσο να είναι απαραίτητα ανεξάρτητα.⁵

Τέλος, η συνδιακύμανση μπορεί να εκφραστεί και με όρους του συντελεστή συσχέτισης, και συγκεκριμένα:

$$\sigma_{ij} = \rho_{ij} \sigma_i \sigma_j \quad (2.10)$$

όπου,

ρ_{ij} = ο συντελεστής συσχέτισης των μετοχών i και j

σ_i, σ_j = η τυπική απόκλιση των μετοχών i και j αντίστοιχα

⁵ Markowitz, H. M. (1991), Portfolio Selection: Efficient Diversification of Investments, Blackwell Publishing, p.85

Ανάλυση Χαρτοφυλακίου

Η διαδικασία επιλογής χαρτοφυλακίου περιλαμβάνει τόσο την εξέταση των διαθέσιμων τίτλων που ενδιαφέρουν τον επενδυτή, αλλά και την ανάλυση του χαρτοφυλακίου, ως ένα σύνολο που απαρτίζεται από τους μεμονωμένους αυτούς τίτλους. Έχοντας εξετάσει τους διαθέσιμους τίτλους που τον ενδιαφέρουν, ο επενδυτής θα διαμορφώσει το χαρτοφυλάκιό του κατάλληλα, ώστε να ανταποκρίνεται στις ανάγκες του.

Η απόφαση ενός επενδυτή εξαρτάται από την αναμενόμενη απόδοση του χαρτοφυλακίου, αλλά και από τον κίνδυνο που εμπεριέχεται σε αυτό, καθώς το μέλλον δεν είναι γνωστό εκ των προτέρων και ενδέχεται τα περιουσιακά στοιχεία, στα οποία έχει επενδύσει μέρος του κεφαλαίου του, να υποστούν αλλαγές στην απόδοσή τους.

Η αναμενόμενη απόδοση του χαρτοφυλακίου ($E(R_p)$) υπολογίζεται ως το σταθμισμένο άθροισμα των περιουσιακών στοιχείων που το απαρτίζουν και δίνεται από τον ακόλουθο τύπο:

$$E(R_p) = \sum_{i=1}^n W_i E(R_i) \quad (2.11)$$

όπου,

$E(R_p)$ = η αναμενόμενη απόδοση του χαρτοφυλακίου

W_i = το ποσοστό (βάρος) του επενδυμένου κεφαλαίου στο περιουσιακό στοιχείο i

$E(R_i)$ = η αναμενόμενη απόδοση του περιουσιακού στοιχείου i

n = το σύνολο των περιουσιακών στοιχείων που απαρτίζουν το χαρτοφυλάκιο

Επίσης, το άθροισμα όλων των βαρών θα ισούται με τη μονάδα, δηλαδή:

$$\sum_{i=1}^n W_i = 1 \quad (2.12)$$

Για παράδειγμα, αν ένα χαρτοφυλάκιο περιλαμβάνει τέσσερα περιουσιακά στοιχεία, εξίσου σταθμισμένα, με αναμενόμενες αποδόσεις 4, 5, 8 και 12%, η αναμενόμενη απόδοση του χαρτοφυλακίου θα είναι:

$$E(R_p) = (4\% \times 25\%) + (5\% \times 25\%) + (8\% \times 25\%) + (12\% \times 25\%) = 7,25\%$$

Επίσης, βασική υπόθεση της θεωρίας χαρτοφυλακίου είναι ότι οι επενδυτές αποστρέφονται τον κίνδυνο, το οποίο ερμηνεύει την τάση τους να προτιμούν ένα χαρτοφυλάκιο με μικρότερο κίνδυνο από κάποιο άλλο με υψηλότερο κίνδυνο, για ένα δεδομένο επίπεδο απόδοσης. Αυτό συνεπάγεται ότι ένας επενδυτής θα αναλάβει μεγαλύτερο κίνδυνο μόνο αν αναμένει μεγαλύτερες αποδόσεις.

Η μέτρηση του κινδύνου γίνεται με τα στατιστικά μέτρα της διακύμανσης (σ^2) και της τυπικής απόκλισης (σ), των οποίων οι τύποι υπολογισμού είναι οι ακόλουθοι:

$$\text{Διακύμανση Χαρτοφυλακίου} = \text{Var}_p = \sigma_p^2 = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_i W_j \text{Cov}_{ij} \quad (2.13)$$

$$\text{Τυπική Απόκλιση Χαρτοφυλακίου} = \sqrt{\text{Var}_p} = \sigma_p \quad (2.14)$$

όπου,

n = το σύνολο των περιουσιακών στοιχείων που απαρτίζουν το χαρτοφυλάκιο

W_i = το ποσοστό κεφαλαίου που επενδύεται στο περιουσιακό στοιχείο i

W_j = το ποσοστό κεφαλαίου που επενδύεται στο περιουσιακό στοιχείο j

Cov_{ij} = η συνδιακύμανση (covariance) των περιουσιακών στοιχείων i και j

Η συνδιακύμανση μετρά το βαθμό κατά τον οποίο συσχετίζονται τα δύο περιουσιακά στοιχεία και υπολογίζεται ως:

$$\text{Cov}_{ij} = \sigma_{ij} = E \{ [R_i - E(R_i)][R_j - E(R_j)] \} \quad (2.15)$$

όπου,

R_i = η πραγματική απόδοση του περιουσιακού στοιχείου i

$E(R_i)$ = η αναμενόμενη απόδοση του περιουσιακού στοιχείου i

R_j = η πραγματική απόδοση του περιουσιακού στοιχείου j

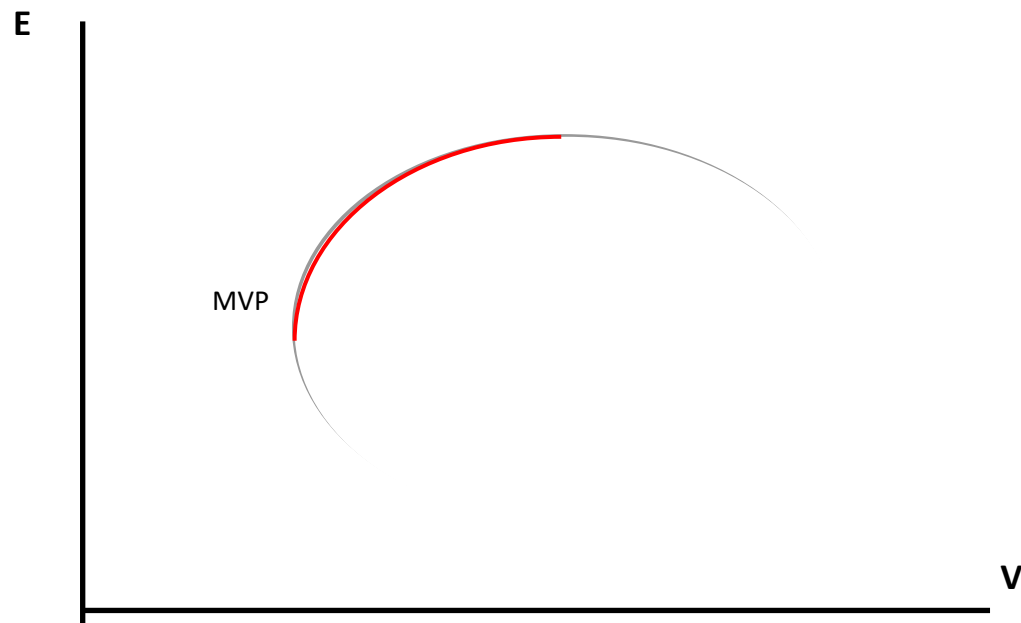
$E(R_j)$ = η αναμενόμενη απόδοση του περιουσιακού στοιχείου j

Επομένως, αν υποθέσουμε πως υπάρχουν δύο διαθέσιμα χαρτοφυλάκια, όπου το χαρτοφυλάκιο Α έχει αναμενόμενη απόδοση 7,25% και τυπική απόκλιση 7,5% και το χαρτοφυλάκιο Β έχει αναμενόμενη απόδοση 7,25% και τυπική απόκλιση 8%, ο επενδυτής θα επιλέξει το χαρτοφυλάκιο Α, το οποίο θεωρείται πιο αποτελεσματικό. Αυτό εξηγείται από το γεγονός ότι και τα δύο χαρτοφυλάκια έχουν ίδια αναμενόμενη απόδοση, αλλά το χαρτοφυλάκιο Α έχει μικρότερη τυπική απόκλιση, άρα και μικρότερο κίνδυνο για τον επενδυτή.

Επιλογή Χαρτοφυλακίου

Η επιλογή του χαρτοφυλακίου έπεται της ανάλυσης των μεμονωμένων τίτλων και του χαρτοφυλακίου ως ένα ενιαίο περιουσιακό στοιχείο. Η επιλογή γίνεται προσαρμοσμένη στις ανάγκες του επενδυτή, προκειμένου να μεγιστοποιηθεί η χρησιμότητά του.

Συνεπώς, ο επενδυτής θα αποφασίσει βασισμένος στη σχέση απόδοσης – κινδύνου που ο ίδιος είναι διατεθειμένος να αναλάβει. Η επιλογή αυτή γίνεται μέσα από ένα σύνολο εφικτών συνδυασμών, οι οποίοι υπάγονται στον κανόνα Μέσου – Διακύμανσης ($E - V$) και παρατηρούνται στο ακόλουθο σχήμα:



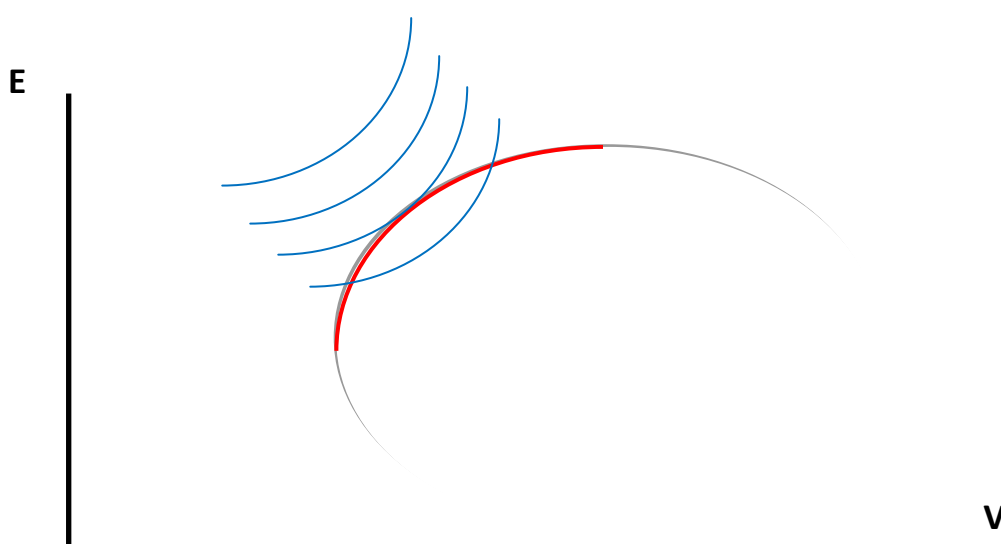
Σχήμα 1: Εφικτοί συνδυασμοί E-V και αποτελεσματικό σύνορο

Ο επενδυτής καλείται να επιλέξει ανάμεσα στους συνδυασμούς αυτούς και συγκεκριμένα αναζητά είτε την ελάχιστη δυνατή διακύμανση για ένα δεδομένο επίπεδο αναμενόμενης απόδοσης ή περισσότερο, είτε τη μέγιστη δυνατή αναμενόμενη απόδοση για ένα δεδομένο επίπεδο διακύμανσης ή λιγότερο.

Οι αποτελεσματικοί αυτοί συνδυασμοί αποτελούν το «αποτελεσματικό σύνο» του χαρτοφυλακίου και βρίσκονται στην σκιαγραφημένη, με κόκκινο χρώμα, περιοχή. Οι συνδυασμοί αυτοί χαρακτηρίζονται από τη μέγιστη δυνατή αναμενόμενη απόδοση και τη μικρότερη δυνατή διακύμανση.

Το σημείο MVP (Minimum Variance Portfolio) αποτελεί το χαρτοφυλάκιο ελάχιστης διακύμανσης, όντας το χαρτοφυλάκιο του αποτελεσματικού συνόρου με το μικρότερο κίνδυνο στη σύνθεσή του. Ορισμένοι επενδυτές, ωστόσο, είναι διατεθειμένοι να αναλάβουν υψηλότερο κίνδυνο, αναμένοντας φυσικά μεγαλύτερες αποδόσεις, επενδύοντας σε χαρτοφυλάκια με υψηλότερη διακύμανση.

Το αποτελεσματικό σύνο, δηλαδή το σύνολο των αποτελεσματικών χαρτοφυλακίων, καθορίζεται από το υπόδειγμα του Harry Markowitz. Το καλύτερο από όλα τα αποτελεσματικά χαρτοφυλάκια ονομάζεται «άριστο» ή «βέλτιστο χαρτοφυλάκιο» (Optimal Portfolio) και εξαρτάται από τις προτιμήσεις του κάθε επενδυτή ως προς τη σχέση μεταξύ απόδοσης και κινδύνου. Το άριστο χαρτοφυλάκιο για κάθε επενδυτή, είναι αυτό που έχει τη μεγαλύτερη γι' αυτόν χρησιμότητα και καθορίζεται από το σημείο του αποτελεσματικού συνόρου, στο οποίο εφάπτεται η υψηλότερη καμπύλη αδιαφορίας του.⁶



Σχήμα 2: Επιλογή άριστου χαρτοφυλακίου

⁶ Βασιλείου, Δ. και Ηρειώτης, Ν. (2009). *Ανάλυση Επενδύσεων και Διαχείριση Χαρτοφυλακίου*. Εκδ. Rosili, σελ.186

Όσο πιο συντηρητικός είναι ένας επενδυτής, δηλαδή όσο περισσότερο αποστρέφεται τον κίνδυνο, τόσο πιο κοντά στο αριστερό άκρο του αποτελεσματικού συνόρου θα βρίσκεται το χαρτοφυλάκιο που θα επιλέξει. Επιλέγει, επομένως, χαρτοφυλάκια που ενέχουν μικρότερο κίνδυνο, αλλά και μικρότερη απόδοση. Αντίθετα, επενδυτές που είναι πιο ριψοκίνδυνοι, θα επιλέξουν χαρτοφυλάκια που βρίσκονται πιο κοντά στο δεξιό άκρο του αποτελεσματικού συνόρου, επιδιώκοντας έτσι μεγαλύτερη απόδοση, με μεγαλύτερο όμως κίνδυνο.

Βασική τεχνική για τη σωστή διαχείριση κινδύνου αποτελεί η διαφοροποίηση. Πρόκειται για τη διαδικασία κατά την οποία, οι επενδυτές αγοράζουν τίτλους με διαφορετική απόδοση και κίνδυνο μεταξύ τους, με σκοπό να μειώσουν το αναλαμβανόμενο ρίσκο του χαρτοφυλακίου τους. Παράδειγμα διαφοροποίησης αποτελεί η αγορά μετοχών δύο διαφορετικών επενδυτικών εταιρειών. Η διαφοροποίηση πρέπει να είναι ορθή, δηλαδή να αποφεύγεται η επένδυση σε περιουσιακά στοιχεία που έχουν υψηλή συνδιακύμανση μεταξύ τους.

Το θεώρημα του Μέσου – Διακύμανσης προϋποθέτει διαφοροποίηση για ένα ευρύ πλήθος περιουσιακών στοιχείων, χωρίς ωστόσο να απορρίπτει την υπεροχή ενός μη-διαφοροποιημένου χαρτοφυλακίου. Είναι πιθανό, ένα περιουσιακό στοιχείο να έχει υψηλότερη αναμενόμενη απόδοση και χαμηλότερη διακύμανση από κάποιο άλλο αξιόγραφο του εφικτού συνόλου. Προφανώς όμως, για μεγάλη ποσότητα περιουσιακών στοιχείων, ο κανόνας Μέσου – Διακύμανσης οδηγεί σε αποδοτικά χαρτοφυλάκια, από τα οποία σχεδόν όλα είναι διαφοροποιημένα.

Υπόδειγμα Αποτίμησης Περιουσιακών Στοιχείων (Capital Asset Pricing Model – CAPM)

Το Υπόδειγμα Αποτίμησης Περιουσιακών Στοιχείων αναπτύχθηκε από τον William F. Sharpe (1964) και αποτελεί μια προέκταση του υποδείγματος Μέσου – Διακύμανσης (Mean – Variance) του Harry Markowitz, όντας το σημαντικότερο υπόδειγμα της Θεωρίας Κεφαλαιαγοράς. Στην ολοκλήρωση του υποδείγματος συνεισέφεραν και οι John Lintner (1965) και Jan Mossin (1966).

Η θεωρία χαρτοφυλακίου πραγματεύεται τον τρόπο με τον οποίο οι επενδυτές μπορούν να επιτύχουν τη δημιουργία ενός αποτελεσματικού χαρτοφυλακίου. Εφόσον οι επενδυτές συμπεριφέρονται βάσει των υποδείξεων της θεωρίας χαρτοφυλακίου, εξετάζεται ο τρόπος με τον οποίο τα περιουσιακά στοιχεία θα πρέπει να αποτιμώνται στην αγορά κεφαλαίου.⁷

Βασική συνέπεια του Υποδείγματος Αποτίμησης Περιουσιακών Στοιχείων είναι ότι συνδέει την αναμενόμενη απόδοση ενός περιουσιακού στοιχείου με το συντελεστή βήτα (beta) του, ο οποίος μας δείχνει πόσο «ευαίσθητη» είναι η απόδοση του περιουσιακού στοιχείου στις κινήσεις της απόδοσης της αγοράς. Αναφέρει, δηλαδή, ότι υπάρχει μια σχέση μεταξύ της αναμενόμενης απόδοσης ενός περιουσιακού στοιχείου και του συστηματικού κινδύνου που εμπεριέχεται σε αυτό.

Σύμφωνα με το υπόδειγμα CAPM, ο κίνδυνος ενός περιουσιακού στοιχείου αποτελείται από τους επιμέρους κινδύνους:

- Συστηματικός κίνδυνος (systematic risk)
- Μη συστηματικός κίνδυνος (non-systematic risk)

Ο συστηματικός κίνδυνος οφείλεται στη μεταβλητότητα των αποδόσεων της αγοράς, δηλαδή σε οικονομικούς κυρίως παράγοντες, ενώ ο μη-συστηματικός κίνδυνος οφείλεται στην ίδια την εταιρεία και τα χαρακτηριστικά της, όπως για παράδειγμα η καινοτομία της σε ένα προϊόν, η ικανότητα της διοίκησης, κλπ.. Η

⁷ Βασιλείου, Δ. και Ηρειώτης, Ν. (2009). *Ανάλυση Επενδύσεων και Διαχείριση Χαρτοφυλακίου*. Εκδ. Rosili, σελ.209

ουσιαστική διαφορά των δύο αυτών ειδών κινδύνου, είναι ότι οι παράγοντες που οδηγούν σε ύπαρξη συστηματικού κινδύνου δεν μπορούν να ελεγχθούν από την εταιρεία, καθώς προέρχονται από την αγορά, ενώ παράγοντες που αποτελούν πηγή μη-συστηματικού κινδύνου μπορούν να αντιμετωπιστούν από την εταιρεία, καθώς προέρχονται από το εσωτερικό της.

Το Υπόδειγμα Αποτίμησης Περιουσιακών Στοιχείων αποτελείται από τις ακόλουθες βασικές υποθέσεις:

1. Οι επενδυτές είναι άτομα που αποστρέφονται τον κίνδυνο και μεγιστοποιούν την αναμενόμενη χρησιμότητα του πλούτου τους στο τέλος της περιόδου. Είναι δηλαδή ορθολογικοί.
2. Οι επενδυτές είναι αποδέκτες τιμών (price takers) και έχουν ομοιογενείς προσδοκίες για τις αποδόσεις των περιουσιακών στοιχείων που κατανέμονται κανονικά.
3. Υπάρχει ένα ακίνδυνο περιουσιακό στοιχείο (risk-free asset), τέτοιο ώστε οι επενδυτές να μπορούν να δανείζονται ή να δανείζουν απεριόριστα ποσά με ένα ακίνδυνο επιτόκιο.
4. Όλα τα περιουσιακά στοιχεία είναι πλήρως εμπορεύσιμα και διαιρετέα.
5. Η πληροφόρηση είναι άνευ κόστους και ταυτόχρονα είναι διαθέσιμη σε όλους τους επενδυτές.
6. Δεν υπάρχουν ατέλειες της αγοράς, όπως φορολογία ή κόστη συναλλαγών.⁸

Παρόλο που οι ανωτέρω παραδοχές δεν είναι πλήρως συμβατές με την πραγματικότητα, αποτελούν απλοποιήσεις που επιτρέπουν την ανάπτυξη του υποδείγματος, το οποίο είναι απαραίτητο για τη λήψη ορθών οικονομικών αποφάσεων, καθώς ποσοτικοποιεί και τιμολογεί τον κίνδυνο.

Η βασική σχέση του CAPM, του οποίου η βασική ιδέα συνίσταται να συσχετίζει την απόδοση ενός περιουσιακού στοιχείου με το συστηματικό του κίνδυνο, είναι η ακόλουθη:

⁸ Copeland, T. E. and Weston, J.F. (1988). *Financial Theory and Corporate Policy*. 3rd edition. Addison-Wesley Publishing Company, pp.193-194

$$E(R_i) = R_f + \beta_i [E(R_M) - R_f] \quad (2.16)$$

όπου,

$E(R_i)$ = η αναμενόμενη απόδοση του περιουσιακού στοιχείου i

R_f = η απόδοση του ακίνδυνου περιουσιακού στοιχείου

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

β_i = ο συντελεστής Βήτα του περιουσιακού στοιχείου i , που εκφράζει το συστηματικό κίνδυνό του και υπολογίζεται από τον τύπο:

$$\beta_i = \frac{\sigma_{im}}{\sigma_m^2} \quad (2.17)$$

όπου,

σ_{im} = η συνδιακύμανση του περιουσιακού στοιχείου i με την αγορά

σ_m^2 = η διακύμανση του χαρτοφυλακίου της αγοράς

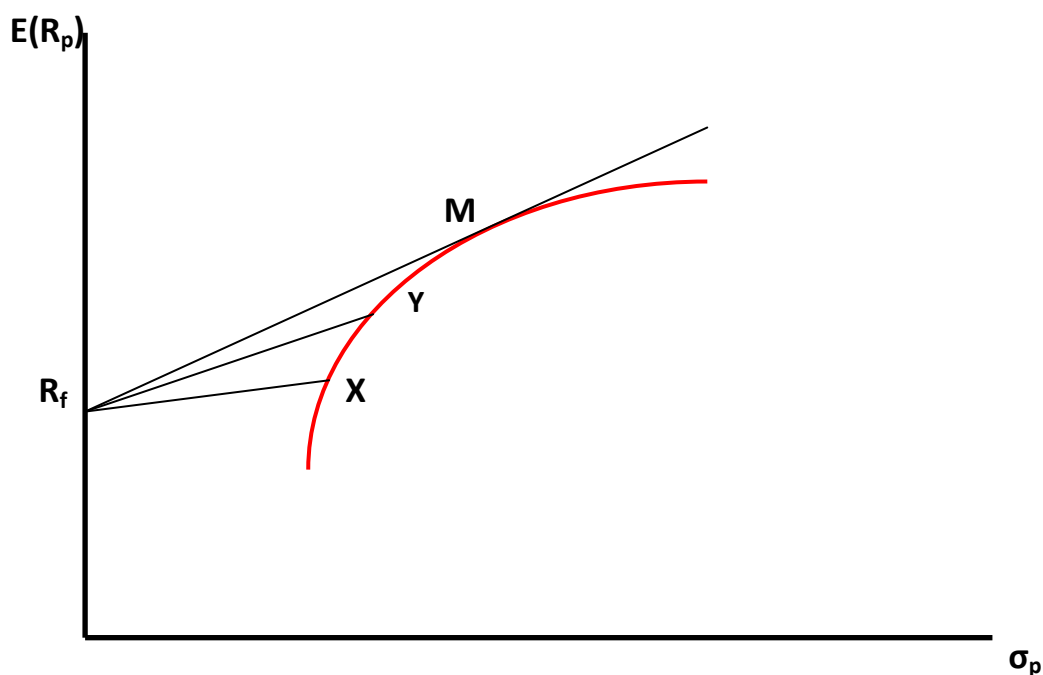
Για την εκτίμηση της αναμενόμενης απόδοσης της αγοράς ($E(R_M)$), μπορούν να χρησιμοποιηθούν ιστορικά στοιχεία κάποιου χρηματιστηριακού δείκτη, όπως για παράδειγμα ο γενικός δείκτης τιμών μετοχών του Χρηματιστηρίου Αθηνών, ο δείκτης S&P 500, ο δείκτης Dow Jones, κλπ. Πορευόμαστε, δηλαδή, με την υπόθεση, ότι η αναμενόμενη απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς μελλοντικά θα προσεγγίζεται από τη μέση απόδοση του χρηματιστηριακού δείκτη στο παρελθόν.

Για την εκτίμηση του περιουσιακού στοιχείου χωρίς κίνδυνο (R_f), συνίσταται η χρησιμοποίηση κρατικών ομολόγων, καθώς η πιθανότητα να πτωχεύσει μια χώρα είναι αρκετά μικρή.

Η εκτίμηση του συντελεστή βήτα (β_i) ενός περιουσιακού στοιχείου γίνεται με τη μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων (OLS) της παλινδρόμησης, υποθέτοντας ότι ο συντελεστής βήτα που προκύπτει από ιστορικά στοιχεία του περιουσιακού

στοιχείου θα προσεγγίζει το μελλοντικό συντελεστή βήτα.⁹ Εκτενέστερη αναφορά για το συντελεστή βήτα θα γίνει σε επόμενη ενότητα του κεφαλαίου.

Η ύπαρξη ενός ακίνδυνου περιουσιακού στοιχείου, επιτρέπει στον επενδυτή να συνδυάσει το χαρτοφυλάκιο του αποτελεσματικού συνόρου που κατέχει – υποθέτοντας ότι ακολουθεί τη θεωρία χαρτοφυλακίου του Harry Markowitz – με το ακίνδυνο αυτό περιουσιακό στοιχείο. Ο συνδυασμός αυτός θα εξαρτηθεί από τη σχέση απόδοσης – κινδύνου που είναι διατεθειμένος να αναλάβει ο επενδυτής. Όλοι οι επενδυτές μπορούν να δημιουργήσουν ένα βέλτιστο χαρτοφυλάκιο συνδυάζοντας το ακίνδυνο περιουσιακό στοιχείο με ένα χαρτοφυλάκιο που απαρτίζεται από περιουσιακά στοιχεία που ενέχουν κίνδυνο, όπως φαίνεται στο διάγραμμα που ακολουθεί:¹⁰



Σχήμα 3: Γραμμή Κεφαλαιαγοράς και αποτελεσματικό σύνορο

⁹ Βασιλείου, Δ. και Ηρειώτης, Ν. (2009). *Ανάλυση Επενδύσεων και Διαχείριση Χαρτοφυλακίου*. Εκδ. Rosili, σελ.228

¹⁰ Elton, E.J., Gruber, M.J., Brown, S.J. and Goetzmann, W.N. (2003). *Modern Portfolio Theory and Investment Analysis*. 6th Edition. John Wiley & Sons, pp.304-305

Εάν ο επενδυτής κατέχει το χαρτοφυλάκιο X του αποτελεσματικού συνόρου, τότε οι συνδυασμοί που μπορεί να πραγματοποιήσει βρίσκονται πάνω στην ευθεία R_fX , επενδύοντας ένα ποσοστό του χαρτοφυλακίου του στο ακίνδυνο περιουσιακό στοιχείο και το υπόλοιπο ποσοστό στο χαρτοφυλάκιο X .

Όλοι οι συνδυασμοί που βρίσκονται στην ευθεία αυτή είναι αποτελεσματικότεροι από όλους τους συνδυασμούς του ακίνδυνου περιουσιακού στοιχείου με χαρτοφυλάκια που βρίσκονται μεν επάνω στο αποτελεσματικό σύνορο, είναι ωστόσο σε χαμηλότερο σημείο από το χαρτοφυλάκιο X .¹¹ Αυτό εξηγείται από το γεγονός ότι, για κάθε χαρτοφυλάκιο του αποτελεσματικού συνόρου που βρίσκεται κάτω από το σημείο X , υπάρχει κάποιο χαρτοφυλάκιο της ευθείας R_fX που έχει την ίδια τυπική απόκλιση αποδόσεων – δηλαδή τον ίδιο κίνδυνο – αλλά μεγαλύτερη αναμενόμενη απόδοση.

Αντίστοιχα, ο επενδυτής μπορεί να επιδιώξει συνδυασμούς και με άλλα χαρτοφυλάκια του αποτελεσματικού συνόρου. Η ευθεία R_fY αναπαριστά τους πιθανούς συνδυασμούς του ακίνδυνου περιουσιακού στοιχείου με το αποτελεσματικό χαρτοφυλάκιο Y . Κάθε σημείο της ευθείας αυτής είναι πιο αποτελεσματικό από τα αντίστοιχα σημεία της ευθείας R_fX .

Η διαδικασία αυτή συνεχίζεται μέχρι η ευθεία γραμμή που ξεκινάει από το R_f να γίνει εφαπτομένη του αποτελεσματικού συνόρου, έστω στο σημείο M , με αποτέλεσμα το σχηματισμό της ευθείας R_fM , η οποία υπερισχύει των υπολοίπων ευθειών που βρίσκονται κάτω από αυτή. Η γραμμή R_fM ονομάζεται γραμμή κεφαλαιαγοράς (Capital Market Line) και απεικονίζει όλα τα αποτελεσματικά χαρτοφυλάκια που μπορούν να προκύψουν ως συνδυασμός ενός αποτελεσματικού χαρτοφυλακίου που ενέχει κίνδυνο με το ακίνδυνο περιουσιακό στοιχείο. Η γραμμή αυτή είναι εφαπτομένη στο αποτελεσματικό σύνορο στο σημείο M .

¹¹ Βασιλείου, Δ. και Ηρειώτης, Ν. (2009). *Ανάλυση Επενδύσεων και Διαχείριση Χαρτοφυλακίου*. Εκδ. Rosili, σελ.212

Το Υπόδειγμα του ενός Δείκτη (Single-Index Model)

Το υπόδειγμα του ενός δείκτη, ή αλλιώς μονοπαραγοντικό υπόδειγμα, αποτελεί ένα υπόδειγμα παραγωγής αποδόσεων μετοχών και χαρτοφυλακίων, στηριζόμενο στην εξέταση ενός μόνο παράγοντα, την απόδοση της αγοράς.

Το υπόδειγμα του ενός δείκτη αναπτύχθηκε κυρίως από τον William F. Sharpe το 1963 και συμβάλλει σημαντικά στην αντιμετώπιση της πολυπλοκότητας του υποδείγματος του Markowitz ως προς το πλήθος των εκτιμήσεων που απαιτούνται για τον υπολογισμό του αποτελεσματικού συνόρου. Σύμφωνα με το υπόδειγμα αυτό, η απόδοση μιας μετοχής i και η απόδοση ενός δείκτη της αγοράς, που αντικατοπτρίζει τις μεταβολές της συνολικής αγοράς, συνδέονται γραμμικά.¹²

Το μονοπαραγοντικό υπόδειγμα έχει την ακόλουθη μορφή:

$$R_i = \alpha_i + \beta_i R_m + e_i \quad (2.18)$$

Όπου,

R_i = η απόδοση της μετοχής i

R_m = η απόδοση του δείκτη M της αγοράς

α_i = ο συντελεστής Άλφα που μετρά το μη-συστηματικό κίνδυνο

β_i = ο συντελεστής Βήτα που μετρά το συστηματικό κίνδυνο

e_i = το σφάλμα της απόδοσης της μετοχής i

Ο συντελεστής άλφα, που αποτελεί μέτρο του μη-συστηματικού κινδύνου, είναι ένα τμήμα της απόδοσης του περιουσιακού στοιχείου, το οποίο είναι ανεξάρτητο από την απόδοση του δείκτη. Ο συντελεστής βήτα, αντίστοιχα, που αποτελεί μέτρο του συστηματικού κινδύνου, δηλώνει το βαθμό ευαισθησίας της απόδοσης του περιουσιακού στοιχείου ως προς τις μεταβολές της απόδοσης του δείκτη της αγοράς. Τέλος, το σφάλμα της απόδοσης του περιουσιακού στοιχείου δηλώνει τη

¹² Βασιλείου, Δ. και Ηρειώτης, Ν. (2009). *Ανάλυση Επενδύσεων και Διαχείριση Χαρτοφυλακίου*. Εκδ. Rosili, σελ.191

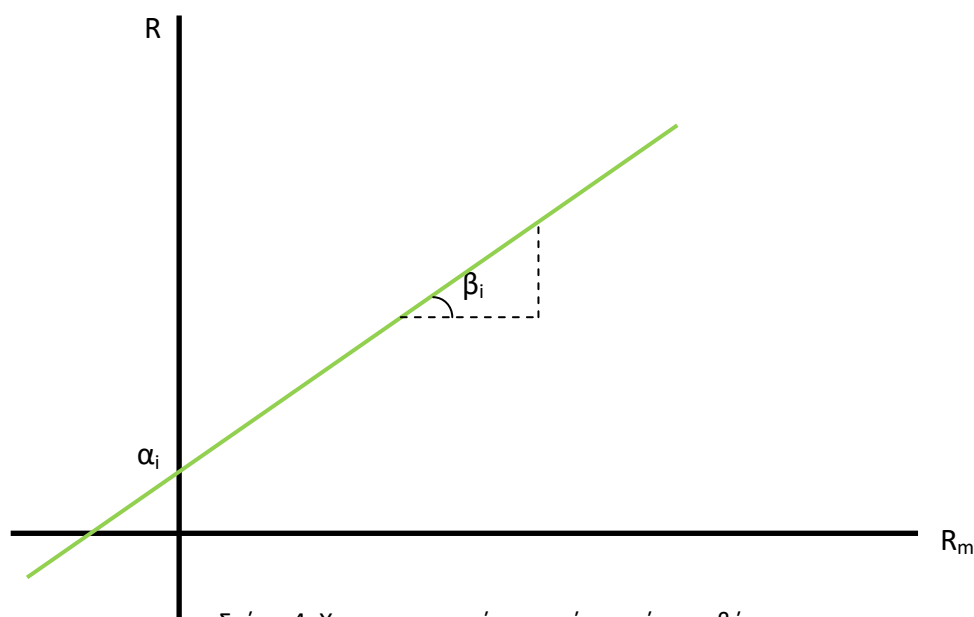
διαφορά της πραγματικής απόδοσης του περιουσιακού στοιχείου από την αναμενόμενη απόδοση.

Το υπόδειγμα του ενός δείκτη βασίζεται στις ακόλουθες υποθέσεις:

1. Η αναμενόμενη αξία του i -σφάλματος είναι μηδέν, δηλαδή: $E(e_i) = 0$ (2.19)
2. Η συνδιακύμανση των σφαλμάτων και της απόδοσης του δείκτη M είναι ίση με μηδέν, δηλαδή: $Cov(R_M, e_i) = 0$ (2.20)
3. Το σφάλμα i είναι ανεξάρτητο από το σφάλμα j για όλες τις αξίες των i και j περιουσιακών στοιχείων, δηλαδή: $E(e_i e_j) = 0$ (2.21)

Η τελευταία υπόθεση αποτελεί και τη σημαντικότερη του υποδείγματος του ενός δείκτη. Η υπόθεση αυτή μας δηλώνει πως οποιαδήποτε από κοινού μεταβολή των δύο περιουσιακών στοιχείων οφείλεται στην κοινή αντίδραση που έχουν με τη μεταβλητότητα της αγοράς.¹³

Η εκτίμηση του υποδείγματος του ενός δείκτη μπορεί να γίνει με μια απλή γραμμική παλινδρόμηση (simple linear regression) της απόδοσης του i περιουσιακού στοιχείου στην απόδοση του δείκτη M .



¹³ Elton, E.J., Gruber, M.J., Brown, S.J. and Goetzmann, W.N. (2003). *Modern Portfolio Theory and Investment Analysis*. 6th Edition. John Wiley & Sons, pp.132-133

Η ευθεία γραμμή παλινδρομήσεως του ανωτέρω υποδείγματος ονομάζεται χαρακτηριστική γραμμή, η κλίση της οποίας δηλώνει το συντελεστή βήτα. Η εκτίμηση του συντελεστή βήτα, αλλά και του σταθερού όρου άλφα, μπορεί να πραγματοποιηθεί με τη μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων (OLS) και συγκεκριμένα:

$$\beta_i = \frac{\sigma_{im}}{\sigma_m^2} \quad (2.17)$$

$$\alpha_i = E(R_i) - \beta_i E(R_m) \quad (2.22)$$

Το παραπάνω υπόδειγμα, έχοντας ως στόχο την απλοποίηση των εκτιμήσεων που απαιτούνται στο υπόδειγμα του Markowitz, μας οδηγεί στις ακόλουθες σχέσεις υπολογισμού:

$$\text{Αναμενόμενη απόδοση: } E(R_i) = \alpha_i + \beta_i E(R_M) \quad (2.23)$$

$$\text{Τυπική απόκλιση: } \sigma_i^2 = \beta_i^2 \sigma_m^2 + \sigma_{e_i}^2 \quad (2.24)$$

$$\text{Συνδιακύμανση: } \sigma_{ij} = \beta_i \beta_j \sigma_m^2 \quad (2.25)$$

Για τη χρήση των παραπάνω εξισώσεων απαιτούνται εκτιμήσεις των α_i , β_i και $\sigma_{e_i}^2$ για κάθε περιουσιακό στοιχείο, καθώς και εκτιμήσεις των $E(R_m)$ και σ_m^2 . Επιτυγχάνεται, επομένως, η απλοποίηση των υπολογισμών που απαιτούνται.

Η αναμενόμενη απόδοση ενός χαρτοφυλακίου, σύμφωνα με το υπόδειγμα του ενός δείκτη, προκύπτει ως εξής:

$$E(R_p) = \alpha_p + \beta_p E(R_m) \quad (2.26)$$

Όπου,

$$\alpha_p = \sum_{i=1}^n W_i \alpha_i \quad (2.27)$$

και

$$\beta_p = \sum_{i=1}^n W_i \beta_i \quad (2.28)$$

Τα α_p και β_p του χαρτοφυλακίου είναι σταθμισμένοι μέσοι όροι των α και β αντίστοιχα του κάθε περιουσιακού στοιχείου που περιλαμβάνεται στο

χαρτοφυλάκιο, όπου οι σταθμίσεις είναι το ποσοστό της αξίας του χαρτοφυλακίου που έχει επενδυθεί σε κάθε περιουσιακό στοιχείο.¹⁴

Ο κίνδυνος του χαρτοφυλακίου εκτιμάται ως εξής:

$$\sigma_p^2 = \beta_p^2 \sigma_m^2 + \sum_{i=1}^n W_i^2 \sigma_{e_i}^2 \quad (2.29)$$

Αν υποθέσουμε ότι ο επενδυτής σχηματίζει το χαρτοφυλάκιο του τοποθετώντας ίσα ποσά χρημάτων σε κάθε περιουσιακό στοιχείο, δηλαδή $W_i = \frac{1}{n}$ για κάθε i , τότε ο κίνδυνος του χαρτοφυλακίου τροποποιείται ως εξής:

$$\sigma_p^2 = \beta_p^2 \sigma_m^2 + \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{1}{n} \sigma_{e_i}^2 \quad (2.30)$$

Ο τελευταίος όρος μπορεί να εκφραστεί ως ο $\frac{1}{n}$ -φορές του μέσου υπολειπόμενου κινδύνου του χαρτοφυλακίου. Καθώς αυξάνεται ο αριθμός των περιουσιακών στοιχείων που απαρτίζουν το χαρτοφυλάκιο, μειώνεται δραστικά ο μέσος υπολειπόμενος κίνδυνος.¹⁵

Ένα καλά διαφοροποιημένο χαρτοφυλάκιο θα έχει μόνο συστηματικό κίνδυνο, καθώς ο μη-συστηματικός κίνδυνος, ο οποίος εκφράζεται από τα σφάλματα e_i , μπορεί να εξαλειφθεί εφόσον ο επενδυτής κατέχει ένα χαρτοφυλάκιο με αρκετές μετοχές.

¹⁴ Βασιλείου, Δ. και Ηρειώτης, Ν. (2009). *Ανάλυση Επενδύσεων και Διαχείριση Χαρτοφυλακίου*. Εκδ. Rosili, σελ.194

¹⁵ Elton, E.J., Gruber, M.J., Brown, S.J. and Goetzmann, W.N. (2003). *Modern Portfolio Theory and Investment Analysis*. 6th Edition. John Wiley & Sons, p.138

Συντελεστής Βήτα

Ιδιαίτερη αναφορά αξίζει να γίνει στο συντελεστή βήτα ενός περιουσιακού στοιχείου, ο οποίος είναι ένας συντελεστής ευαισθησίας. Μας δείχνει, δηλαδή, πόσο ευαίσθητη είναι η απόδοση μιας μετοχής ή ενός χαρτοφυλακίου στις κινήσεις της απόδοσης ενός δείκτη της αγοράς.

Αποτελεί μέτρο του συστηματικού κινδύνου που αντιμετωπίζουν οι επενδυτές, δηλαδή του κινδύνου εκείνου που προέρχεται από οικονομικούς παράγοντες και συμβάλλει στη μεταβολή των αποδόσεων των περιουσιακών στοιχείων που εμπεριέχουν κίνδυνο.

Ο τύπος υπολογισμού του συντελεστή βήτα, όπως αναφέρθηκε και σε προηγούμενη ενότητα, είναι ο εξής:

$$\beta_i = \frac{\sigma_{im}}{\sigma_m^2} \quad (2.17)$$

Όπου,

σ_{im} = η συνδιακύμανση του περιουσιακού στοιχείου (μετοχής) i με την αγορά

σ_m^2 = η διακύμανση του χαρτοφυλακίου της αγοράς

Η παραπάνω εξίσωση μπορεί να γραφεί και ως:

$$\beta_i = \frac{\sum_{i=1}^n \{ [R_i - E(R_i)] [R_m - E(R_m)] \}}{\sum_{i=1}^n [R_m - E(R_m)]^2} \quad (2.31)$$

Στον αριθμητή της σχέσης υπολογισμού του συντελεστή βήτα υπάρχει μέτρο υπολογισμού του κινδύνου της μετοχής i μέσα στο δείκτη M της αγοράς, ενώ στον παρανομαστή βρίσκεται η διακύμανση του χαρτοφυλακίου της αγοράς, που αποτελεί απόλυτο μέτρο κινδύνου. Επομένως, ο συντελεστής βήτα αποτελεί ένα σχετικό μέτρο κινδύνου.

Ο υπολογισμός του συντελεστή βήτα μπορεί να πραγματοποιηθεί μέσω της ανάλυσης παλινδρόμησης ανάμεσα στην απόδοση μιας επένδυσης και ενός δείκτη

της αγοράς. Η κλίση της γραμμής παλινδρόμησης μας δίνει το συντελεστή βήτα.¹⁶ Ο υπολογισμός του συνίσταται για κάθε περιουσιακό στοιχείο που ενδιαφέρεται ο επενδυτής να συμπεριλάβει στο χαρτοφυλάκιό του. Οι εκτιμήσεις για τον υπολογισμό του βασίζονται σε ιστορικά στοιχεία, δηλαδή παρελθοντικές αποδόσεις του συντελεστή βήτα, ενώ στη συνέχεια οι επενδυτές επικεντρώνονται στην εξέταση των επιδράσεων που αναμένεται να επηρεάσουν το μελλοντικό συντελεστή βήτα.¹⁷

Όσον αφορά τις πιθανές τιμές του συντελεστή βήτα δεν υπάρχει κάποιος περιορισμός, καθώς μπορεί να λάβει τόσο θετικές, όσο και αρνητικές τιμές. Όντας μέτρο του συστηματικού κινδύνου, όσο μεγαλύτερη είναι η τιμή του, τόσο μεγαλύτερο κίνδυνο αναλαμβάνει ο επενδυτής. Αντίστοιχα, μικρές τιμές του συντελεστή βήτα υποδηλώνουν μικρό κίνδυνο.

Οι παρακάτω αναφορές σε ειδικές περιπτώσεις τιμών του συντελεστή βήτα, βοηθούν στην καλύτερη κατανόηση της ερμηνείας του:

➤ **$\beta_i > 1$:**

Οι μεταβολές στην απόδοση του περιουσιακού στοιχείου είναι μεγαλύτερες από τις μεταβολές της απόδοσης του δείκτη της αγοράς. Δηλαδή, ο κίνδυνος της μετοχής που εξετάζουμε είναι μεγαλύτερος από τον ολικό κίνδυνο της αγοράς. Μετοχές με συντελεστή βήτα μεγαλύτερο της μονάδος χαρακτηρίζονται επιθετικές.

➤ **$\beta_i < 1$:**

Οι αποδόσεις του περιουσιακού στοιχείου έχουν μικρότερη ευαισθησία στις μεταβολές του δείκτη της αγοράς. Δηλαδή, ο κίνδυνος της μετοχής που εξετάζουμε είναι μικρότερος από τον ολικό κίνδυνο της αγοράς. Μετοχές με συντελεστή βήτα μικρότερο της μονάδος χαρακτηρίζονται αμυντικές.

➤ **$\beta_i = 1$:**

Οι αποδόσεις του περιουσιακού στοιχείου μεταβάλλονται σύμφωνα με τις μεταβολές της αγοράς.

¹⁶ βλ. Υπόδειγμα του ενός δείκτη, σχήμα 4

¹⁷ Elton, E.J., Gruber, M.J., Brown, S.J. and Goetzmann, W.N. (2003). *Modern Portfolio Theory and Investment Analysis*. 6th Edition. John Wiley & Sons, p.139

➤ $\beta_i=0$:

Η συσχέτιση των αποδόσεων του περιουσιακού στοιχείου με τις αποδόσεις του δείκτη της αγοράς είναι μηδενική.

➤ $\beta_i<0$:

Η συσχέτιση των αποδόσεων του περιουσιακού στοιχείου με τις αποδόσεις του δείκτη της αγοράς είναι αρνητική, δηλαδή κινούνται αντίθετα.

Έχει παρατηρηθεί, ότι στις περισσότερες των περιπτώσεων ο συντελεστής βήτα λαμβάνει θετικές τιμές και συγκεκριμένα κοντά στη μονάδα. Έστω ότι η τιμή του συντελεστή βήτα είναι ίση με 1,3. Συμπεραίνουμε ότι, αν η απόδοση της αγοράς ανέβει κατά 1%, τότε η απόδοση της μετοχής θα ανέβει κατά 1,3%.

Όταν ο συντελεστής βήτα είναι θετικός και οι επενδυτές αναμένουν την αγορά να είναι ανοδική, τότε θα επενδύσουν σε μετοχές με συντελεστή βήτα μεγαλύτερο της μονάδας, δηλαδή σε επιθετικές μετοχές, για την επίτευξη του μεγαλύτερου δυνατού κέρδους.

Αντίστοιχα, όταν ο συντελεστής βήτα είναι θετικός, αλλά οι επενδυτές αναμένουν την αγορά να είναι καθοδική, τότε θα επενδύσουν σε μετοχές με συντελεστή βήτα μικρότερο της μονάδας, δηλαδή σε αμυντικές μετοχές, για την επίτευξη της μικρότερης δυνατής ζημιάς.

Επιπροσθέτως, πρέπει να αναφέρουμε ότι ο συντελεστής βήτα μετράται σε κλίμακα αναλογίας (ratio scale), δηλαδή ένας συντελεστής βήτα ίσος με 2 δηλώνει ότι είναι διπλάσιος ενός συντελεστή βήτα ίσου με τη μονάδα και αντίστοιχα, ένας συντελεστής βήτα ίσος με 0,5 δηλώνει ότι είναι ο μισός ενός συντελεστή βήτα ίσου με τη μονάδα.¹⁸

Τέλος, από τον υπολογισμό του συντελεστή βήτα μπορούμε να υπολογίσουμε και το συντελεστή άλφα, μέσω της σχέσης:

$$\alpha_i = E(R_i) - \beta_i E(R_m) \quad (2.32)$$

¹⁸ Βασιλείου, Δ. και Ηρειώτης, Ν. (2009). *Ανάλυση Επενδύσεων και Διαχείριση Χαρτοφυλακίου*. Εκδ. Rosili, σελ.193

Αξιολόγηση Απόδοσης Χαρτοφυλακίου

Οι επενδυτές αξιολογούν όλα τα χαρακτηριστικά των περιουσιακών στοιχείων που τους ενδιαφέρουν, τόσο ως προς την αναμενόμενη απόδοσή τους, όσο και ως προς τον κίνδυνο που αυτά εμπεριέχουν. Αποτέλεσμα της διαδικασίας αυτής είναι η συγκρότηση του χαρτοφυλακίου τους, το οποίο ανταποκρίνεται πλήρως στις προτιμήσεις τους, αλλά και στη σχέση απόδοσης – κινδύνου που είναι διατεθειμένοι να αναλάβουν.

Η διαδικασία συγκρότησης και διαχείρισης ενός χαρτοφυλακίου προϋποθέτει και ορισμένα κόστη από την πλευρά του επενδυτή, είτε πρόκειται για το κεφάλαιο που έχει επενδυθεί, είτε για τη διάθεση χρόνου που απαιτήθηκε κατά την παραπάνω διαδικασία. Ως αποτέλεσμα αυτού, κρίνεται απαραίτητη μια διαδικασία αξιολόγησης της απόδοσης ενός χαρτοφυλακίου, προκειμένου να αξιολογηθεί εάν το κόστος της επένδυσης δικαιολογείται από τα κέρδη που αποκόμισε ο επενδυτής κατά τη δραστηριότητά του.

Ένας βασικός σκοπός των επενδυτών είναι η επίτευξη της μεγαλύτερης δυνατής απόδοσης για ένα δεδομένο επίπεδο κινδύνου. Σημαντικό παράγοντα αποτελεί η κατάλληλη επιλογή περιουσιακών στοιχείων σε συνδυασμό με την παρακολούθηση της αγοράς, προκειμένου να καθίσταται δυνατή η μεταβολή της σύνθεσης του χαρτοφυλακίου του επενδυτή στις διάφορες μεταβολές της αγοράς, είτε ανοδικές, είτε πτωτικές.

Ένας άλλος βασικός σκοπός των επενδυτών είναι η επίτευξη πλήρους διαφοροποίησης του χαρτοφυλακίου τους, ούτως ώστε να εξαλειφθεί ο μη συστηματικός κίνδυνος. Η διαφοροποίηση μπορεί να επέλθει μέσω της επιλογής αρκετών και διαφορετικών περιουσιακών στοιχείων, τα οποία θα συμπεριληφθούν στη σύνθεση του χαρτοφυλακίου. Το επίπεδο διαφοροποίησης ενός χαρτοφυλακίου εκφράζεται από τη συσχέτιση των αποδόσεών του με τις αποδόσεις ενός δείκτη της αγοράς. Επομένως, ένα πλήρως διαφοροποιημένο χαρτοφυλάκιο απαιτείται να έχει συντελεστή συσχέτισης ίσο με τη μονάδα.

Τα ανωτέρω καθιστούν απαραίτητη τη διαδικασία αξιολόγησης της απόδοσης ενός χαρτοφυλακίου. Μέχρι τις αρχές της δεκαετίας του 1960, η αξιολόγηση των επενδύσεων γινόταν αποκλειστικά μέσω της σύγκρισης των αποδόσεών τους με βάση κάποιο μέτρο κινδύνου, όπως για παράδειγμα την τυπική απόκλιση των αποδόσεων των χαρτοφυλακίων.¹⁹ Η ανάπτυξη όμως του υποδείγματος αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων οδήγησε στη χρησιμοποίηση μερικών σύνθετων μέτρων της απόδοσης του χαρτοφυλακίου, τα οποία λαμβάνουν υπόψη στην αποτίμηση του χαρτοφυλακίου τόσο την απόδοση, όσο και τον κίνδυνο που ενέχει. Ορισμένα σημαντικά τέτοια μέτρα είναι ο δείκτης Treynor (Treynor ratio, 1965), ο δείκτης Sharpe (Sharpe ratio, 1966) και ο δείκτης Jensen (Jensen alpha, 1968).

Δείκτης Treynor:

Ο Jack L. Treynor πρότεινε το 1965 ως μέτρο απόδοσης ενός χαρτοφυλακίου τη μέτρηση της υπερβάλλουσας απόδοσης του εξεταζόμενου χαρτοφυλακίου διαιρούμενη με το συστηματικό ρίσκο του. Υπολογίζει δηλαδή, την ανταμοιβή του κινδύνου του υπό εξέταση χαρτοφυλακίου (risk premium), ανά μονάδα του συστηματικού του κινδύνου. Ο δείκτης Treynor ενός χαρτοφυλακίου συμβολίζεται με T_P και υπολογίζεται από τον ακόλουθο τύπο:

$$T_P = \frac{R_P - R_F}{\beta_P} \quad (2.33)$$

Όπου,

R_P = η απόδοση του χαρτοφυλακίου

R_F = η απόδοση του ακίνδυνου περιουσιακού στοιχείου

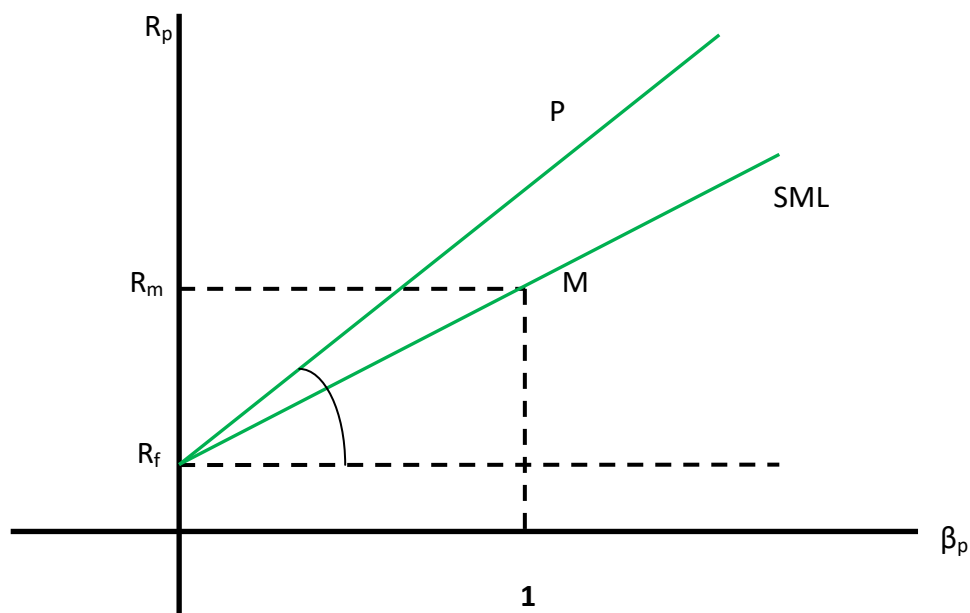
β_P = ο συντελεστής βήτα του χαρτοφυλακίου (μέτρο του συστηματικού κινδύνου)

Η διαφορά της απόδοσης του χαρτοφυλακίου με την απόδοση του ακίνδυνου περιουσιακού στοιχείου μας δίνει την ανταμοιβή του κινδύνου του χαρτοφυλακίου (risk premium), δηλαδή:

¹⁹ Βασιλείου, Δ. και Ηρειώτης, Ν. (2009). *Ανάλυση Επενδύσεων και Διαχείριση Χαρτοφυλακίου*. Εκδ. Rosili, σελ.582

$$Risk\ Premium = R_P - R_F \quad (2.34)$$

Ο δείκτης Treynor ονομάζεται και δείκτης ανταμοιβής προς δυνατότητα για αλλαγή (reward-to-volatility ratio). Βάσει του ορισμού του συμπεραίνουμε ότι, όσο μεγαλύτερη είναι η τιμή του δείκτη Treynor, τόσο καλύτερη απόδοση είχε το υπό εξέταση χαρτοφυλάκιο. Ο δείκτης Treynor που αντιστοιχεί στο χαρτοφυλάκιο της αγοράς μας δίνει την κλίση της γραμμής αγοράς αξιογράφων (security market line), η οποία προσδιορίζει τη σχέση μεταξύ αναμενόμενης απόδοσης και συστηματικού κινδύνου ενός περιουσιακού στοιχείου. Επομένως, αν τον συγκρίνουμε με το δείκτη Treynor ενός χαρτοφυλακίου, μπορούμε να τους παρουσιάσουμε σε ένα κοινό διάγραμμα, όπως το ακόλουθο:



Σχήμα 5: Δείκτης Treynor και γραμμή αγοράς αξιογράφων

Εάν ο δείκτης Treynor του υπό εξέταση χαρτοφυλακίου είναι μεγαλύτερος από το δείκτη Treynor του χαρτοφυλακίου της αγοράς, τότε το εξεταζόμενο χαρτοφυλάκιο θα βρίσκεται πάνω από τη γραμμή αγοράς αξιογράφων. Αυτό δηλώνει, ότι το χαρτοφυλάκιο μας έχει μεγαλύτερη απόδοση αναλόγως του συστηματικού κινδύνου από την απόδοση της αγοράς. Αντίστοιχα, εάν ο δείκτης Treynor του υπό εξέταση χαρτοφυλακίου είναι μικρότερος από το δείκτη Treynor του χαρτοφυλακίου της αγοράς, τότε το εξεταζόμενο χαρτοφυλάκιο θα βρίσκεται κάτω από τη γραμμή αγοράς αξιογράφων. Αυτό σημαίνει, ότι το χαρτοφυλάκιο μας έχει

μικρότερη απόδοση αναλόγως του συστηματικού κινδύνου από την απόδοση της αγοράς.

Δείκτης Sharpe:

Ο William F. Sharpe πρότεινε το 1966 ως μέτρο απόδοσης ενός χαρτοφυλακίου τη μέτρηση της υπερβάλλουσας απόδοσης του εξεταζόμενου χαρτοφυλακίου διαιρούμενη με την τυπική απόκλιση των αποδόσεων του χαρτοφυλακίου. Υπολογίζει δηλαδή, την ανταμοιβή του κινδύνου του χαρτοφυλακίου που εξετάζουμε, ανά μονάδα του συνολικού του κινδύνου. Το μέτρο αυτό, που ονομάζεται δείκτης Sharpe ενός χαρτοφυλακίου, συμβολίζεται με S_p και υπολογίζεται από τον ακόλουθο τύπο:

$$S_p = \frac{R_p - R_F}{\sigma_p} \quad (2.35)$$

Όπου,

R_p = η απόδοση του χαρτοφυλακίου

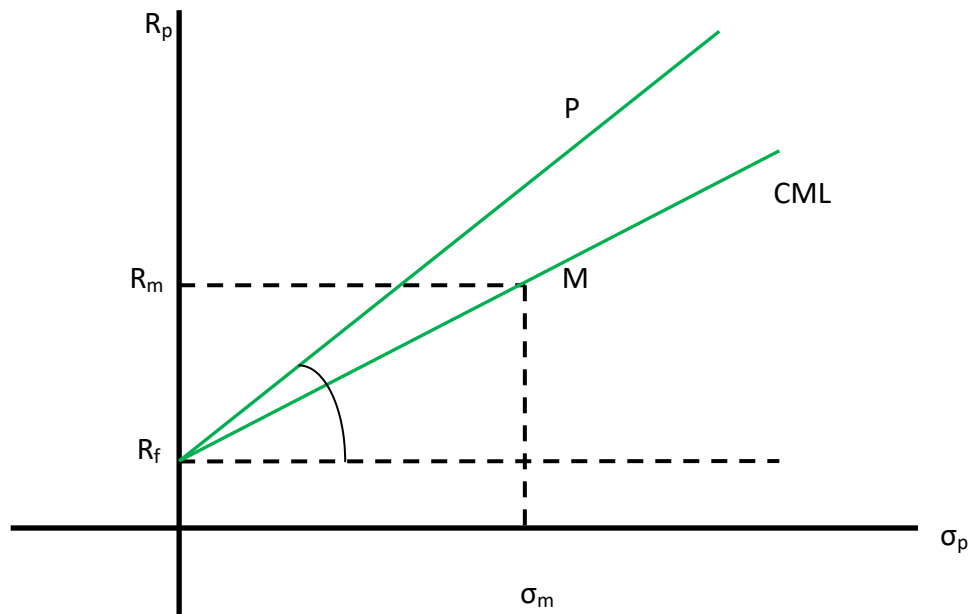
R_F = η απόδοση του ακίνδυνου περιουσιακού στοιχείου

σ_p = η τυπική απόκλιση των αποδόσεων του χαρτοφυλακίου

Ομοίως με το δείκτη Treynor, η διαφορά της απόδοσης του χαρτοφυλακίου με την απόδοση του ακίνδυνου περιουσιακού στοιχείου αντιπροσωπεύει την ανταμοιβή του κινδύνου του χαρτοφυλακίου (risk premium).

Ο δείκτης Sharpe ονομάζεται και δείκτης ανταμοιβής προς μεταβλητότητα (reward-to-variability). Όπως και με το δείκτη Treynor, επιθυμία των επενδυτών είναι ο δείκτης Sharpe να είναι όσο το δυνατόν μεγαλύτερος, έτσι ώστε να είναι μεγαλύτερη και απόδοση του εξεταζόμενου χαρτοφυλακίου.

Ο δείκτης Sharpe που αντιστοιχεί στο χαρτοφυλάκιο της αγοράς μας δίνει την κλίση της γραμμής κεφαλαιαγοράς (capital market line). Επομένως, αν τον συγκρίνουμε με το δείκτη Sharpe ενός χαρτοφυλακίου, μπορούμε να τους παρουσιάσουμε σε ένα κοινό διάγραμμα, όπως το ακόλουθο:



Σχήμα 6: Δείκτης Sharpe και γραμμή κεφαλαιαγοράς

Εάν ο δείκτης Sharpe του υπό εξέταση χαρτοφυλακίου είναι μεγαλύτερος από το δείκτη Sharpe του χαρτοφυλακίου της αγοράς, τότε το εξεταζόμενο χαρτοφυλάκιο θα βρίσκεται πάνω από τη γραμμή κεφαλαιαγοράς. Αυτό δηλώνει, ότι το χαρτοφυλάκιο μας έχει μεγαλύτερη απόδοση αναλόγως του συνολικού κινδύνου από την απόδοση της αγοράς.

Αντίστοιχα, εάν ο δείκτης Sharpe του υπό εξέταση χαρτοφυλακίου είναι μικρότερος από το δείκτη Sharpe του χαρτοφυλακίου της αγοράς, τότε το εξεταζόμενο χαρτοφυλάκιο θα βρίσκεται κάτω από τη γραμμή κεφαλαιαγοράς. Αυτό σημαίνει, ότι το χαρτοφυλάκιο μας έχει μικρότερη απόδοση αναλόγως του συνολικού κινδύνου από την απόδοση της αγοράς.

Σύγκριση των δεικτών Treynor και Sharpe:

Έχοντας ορίσει τους δείκτες Treynor και Sharpe, εύκολα παρατηρείται η ομοιότητά τους. Υπάρχει ωστόσο μία σημαντική διαφορά μεταξύ τους, η οποία έγκειται στον τρόπο με τον οποίο προσεγγίζουν τον κίνδυνο του χαρτοφυλακίου. Ο δείκτης Treynor λαμβάνει υπόψη του το συστηματικό κίνδυνος ενός χαρτοφυλακίου, σε αντίθεση με το δείκτη Sharpe, ο οποίος λαμβάνει υπόψη του το συνολικό κίνδυνο ενός χαρτοφυλακίου. Επομένως, ο δείκτης Sharpe εξετάζει ένα πρόσθετο παράγοντα, δηλαδή αξιολογεί ένα χαρτοφυλάκιο ανάλογα με την απόδοση και τη διαφοροποίησή του.²⁰

Όσον αφορά την καταλληλότητά τους για την αξιολόγηση της απόδοσης ενός χαρτοφυλακίου, αυτή εξαρτάται από το βαθμό διαφοροποίησης που έχει υποστεί το υπό εξέταση χαρτοφυλάκιο. Εάν ένα χαρτοφυλάκιο είναι πλήρως διαφοροποιημένο, τότε και οι δύο δείκτες θα το κατατάξουν το ίδιο ως προς την ιεραρχία. Αντιθέτως, αν ένα χαρτοφυλάκιο δεν είναι καλά διαφοροποιημένο, τότε ο δείκτης Treynor ενδεχομένως να το κατατάξει υψηλότερα από το δείκτη Sharpe. Αυτό οφείλεται στο γεγονός ότι ένα χαρτοφυλάκιο που δεν έχει διαφοροποιηθεί σωστά θα έχει σχετικά μεγαλύτερη τυπική απόκλιση απ' ότι συντελεστή βήτα. Ως αποτέλεσμα αυτού, το χαρτοφυλάκιο αυτό θα έχει μικρότερο δείκτη Sharpe, απ' ότι δείκτη Treynor.

Επομένως, η επιλογή του δείκτη αξιολόγησης εξαρτάται από το είδος του χαρτοφυλακίου που εξετάζουμε. Ο δείκτης Sharpe αποτελεί την ιδανική επιλογή, εάν το εξεταζόμενο χαρτοφυλάκιο αντιπροσωπεύει τη συνολική επένδυση ενός επενδυτή, ενώ ο δείκτης Treynor είναι κατάλληλο μέτρο αξιολόγησης όταν το εξεταζόμενο χαρτοφυλάκιο αντιπροσωπεύει ένα υποσύνολο του χαρτοφυλακίου που κατέχει ένας επενδυτής.

Η διαφορετική, αλλά ταυτόχρονα συμπληρωματική, πληροφόρηση που παρέχουν οι δύο αυτοί δείκτες, καθιστούν αναγκαία τη χρησιμοποίηση και των δύο στην αξιολόγηση των αποδόσεων ενός χαρτοφυλακίου.

²⁰ Βασιλείου, Δ. και Ηρειώτης, Ν. (2009). *Ανάλυση Επενδύσεων και Διαχείριση Χαρτοφυλακίου*. Εκδ. Rosili, σελ.586

Δείκτης Jensen:

Ο Michael C. Jensen πρότεινε ένα σύνθετο μέτρο αξιολόγησης επενδύσεων, το οποίο είναι παρόμοιο με τους δείκτες Treynor και Sharpe. Το μέτρο του Jensen είναι η αξία άλφα ενός χαρτοφυλακίου, η οποία υπολογίζει την απόδοση του χαρτοφυλακίου πέραν του απαιτούμενου ποσοστού απόδοσης που υπολογίζεται σύμφωνα με το υπόδειγμα αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων. Το μέτρο αυτό ονομάζεται Jensen alpha, συμβολίζεται με α_P και υπολογίζεται από την ακόλουθη σχέση:

$$\alpha_P = R_P - [R_F + \beta_P (E(R_M) - R_F)] \quad (2.36)$$

Όπου,

R_P = η πραγματοποιηθείσα απόδοση του χαρτοφυλακίου

R_F = η πραγματοποιηθείσα απόδοση του ακίνδυνου περιουσιακού στοιχείου

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

β_P = ο συντελεστής βήτα του χαρτοφυλακίου (μέτρο του συστηματικού κινδύνου)

Σύμφωνα με το υπόδειγμα αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων, η αξία του δείκτη Jensen θα πρέπει να είναι ίση με το μηδέν όταν όλα τα χαρτοφυλάκια είναι σε ισορροπία. Συνεπώς, ο δείκτης αυτός μετρά το κατά πόσο η επίδοση του χαρτοφυλακίου πήγε καλύτερα ή χειρότερα από τη θεωρητική τιμή του, όπως αυτή έχει καθοριστεί μέσω του υποδείγματος αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων.²¹

Ο δείκτης Jensen προσφέρει τη δυνατότητα να προσδιορίσουμε εάν ένα χαρτοφυλάκιο λαμβάνει την κατάλληλη απόδοση για το επίπεδο συστηματικού κινδύνου του. Μια θετική τιμή του ανωτέρω δείκτη συνεπάγεται καλύτερη πραγματοποιηθείσα απόδοση από την πρόβλεψη του υποδείγματος αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων, δηλαδή καλύτερη απόδοση από εκείνη που αντιστοιχεί στο συστηματικό κίνδυνο που είχε αναλάβει ο επενδυτής.²²

²¹ Luenberger, D.G. (1998). *Investment Science*. Oxford University Press, p.186

²² Βασιλείου, Δ. και Ηρειώτης, Ν. (2009). *Ανάλυση Επενδύσεων και Διαχείριση Χαρτοφυλακίου*. Εκδ. Rosili, σελ.589

Το πλαίσιο καθοδικού κινδύνου – Downside Risk Framework

Βασιζόμενοι στο υπόδειγμα Μέσου – Διακύμανσης του Harry Markowitz, οι William Sharpe, John Lintner και Jan Mossin ανέπτυξαν το υπόδειγμα αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων. Ακολούθως, οι Treynor, Sharpe και Jensen διεύρυναν το υπόδειγμα αυτό με τη θεμελίωση δεικτών αξιολόγησης των αποδόσεων μιας επένδυσης.

Ωστόσο, η παραδοσιακή μορφή του ανωτέρω υποδείγματος, καθώς και οι ανωτέρω δείκτες που αποτελούν παραδοσιακά μέτρα αξιολόγησης αποδόσεων, υπόκεινται σε ορισμένα όρια, ιδίως εκείνων που αφορούν την ασυμμετρία των αποδόσεων και την αντίληψη του κινδύνου. Το υπόδειγμα αυτό, όπως και οι σχετικοί δείκτες, κρίνονται ανεπαρκή όταν οι αποδόσεις δεν είναι κανονικά κατανοημένες. Επιπλέον, ο συντελεστής βήτα και η διακύμανση, που αποτελούν μέτρα υπολογισμού του κινδύνου, δεν κάνουν διάκριση μεταξύ των αποδόσεων που είναι μεγαλύτερες και αυτών που είναι μικρότερες από τη μέση απόδοση, αλλά τις θεωρούν εξίσου ανεπιθύμητες. Παράλληλα, οι επενδυτές συχνά συσχετίζουν την έννοια του κινδύνου με τη λήψη αποδόσεων που είναι μικρότερες από την απαιτούμενη απόδοση που αναμένουν στην επένδυσή τους.²³

Προκειμένου να εξαλειφθούν τα παραπάνω προβλήματα, συνίσταται η χρήση των μέτρων καθοδικού κινδύνου, έτσι ώστε να λαμβάνεται υπόψη η ασυμμετρία των αποδόσεων και η αντίληψη των επενδυτών ως προς τον κίνδυνο. Ο καθοδικός κίνδυνος εκτιμάει την πιθανότητα ένα περιουσιακό στοιχείο να υποστεί μείωση της αξίας του εάν αλλάξουν οι συνθήκες της αγοράς, δηλαδή η πραγματοποιηθείσα απόδοση να είναι μικρότερη από την αναμενόμενη.

Ένα μέτρο του καθοδικού κινδύνου είναι η ημιδιακύμανση (semivariance). Η ημιδιακύμανση μιας μετοχής λαμβάνει υπόψη μόνο τις αποδόσεις της μετοχής που είναι κάτω από τη μέση τιμή ή αποδόσεις της μετοχής που είναι μικρότερες από τις αποδόσεις κάποιων συγκεκριμένων ενεργητικών στοιχείων, όπως τα T-bills. Η χρήση

²³ Mamoghli, C. and Daboussi, S. (2010). Capital asset pricing models and performance measures in the downside risk framework. *Journal of Emerging Market Finance*, Vol.9, Issue 2, pp. 95-130

της τα τελευταία χρόνια ως μέτρο κινδύνου έχει αυξηθεί, καθώς μελετά αποτελεσματικά τον καθοδικό κίνδυνο (downside risk) και παρέχει στους επενδυτές μια καλύτερη ερμηνεία των αποδόσεων στα χαμηλά επίπεδα.

ES-CAPM:

Οι William Hogan και James Warren²⁴ εισήγαγαν την έννοια του καθοδικού κινδύνου στο μοντέλο αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων το 1974, αναπτύσσοντας την έννοια της ημισυνδιακύμανσης (cosemivariance), η οποία αντιπροσωπεύει το αντίστοιχο μέτρο της συνδιακύμανσης του παραδοσιακού μοντέλου αποτίμησης. Με τη χρήση του μέτρου αυτού αντικατέστησαν το συντελεστή βήτα του παραδοσιακού μοντέλου με το συντελεστή βήτα καθοδικού κινδύνου (downside beta). Έτσι, καθόρισαν ένα νέο υπόδειγμα αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων που εμβαθύνει στον καθοδικό κίνδυνο και ονομάστηκε ES-CAPM, έχοντας την παρακάτω μορφή:

$$E(R_i) = R_f + \beta_i^{HW} [E(R_M) - R_f] \quad (2.37)$$

Όπου,

$E(R_i)$ = η αναμενόμενη απόδοση του περιουσιακού στοιχείου i

R_M = η απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς

R_f = η απόδοση του ακίνδυνου περιουσιακού στοιχείου

β_i^{HW} = ο συντελεστής βήτα καθοδικού κινδύνου των Hogan και Warren

Η ημιδιακύμανση των αποδόσεων της αγοράς υπολογίζεται ως εξής:

$$SV(R_m) = E \left\{ \text{Min}[(R_m - R_f), 0]^2 \right\} \quad (2.38)$$

Όπου,

R_m = η απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς

²⁴ Hogan, W. and Warren, J. (1974). Toward the Development of an Equilibrium Capital-Market Model Based on Semivariance. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 9, Issue 1, pp. 1-11

R_f = η απόδοση του ακίνδυνου περιουσιακού στοιχείου

Η χρήση της απόδοσης του ακίνδυνου περιουσιακού στοιχείου οφείλεται στο γεγονός ότι οι Hogan και Warren θεώρησαν στην ανάλυσή τους την απόδοση αυτή ως το επιδιωκόμενο ποσοστό απόδοσης.

Η ημισυνδιακύμανση ενός περιουσιακού στοιχείου i με το χαρτοφυλάκιο της αγοράς, όπως ορίστηκε από τους Hogan και Warren, υπολογίζεται ως εξής:

$$CSV_{RF}(R_m, R_i) = E\{(R_i - R_f) \text{Min} [(R_m - R_f), 0]\} \quad (2.39)$$

Όπου,

R_i = η απόδοση του περιουσιακού στοιχείου i

R_m = η απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς

R_f = η απόδοση του ακίνδυνου περιουσιακού στοιχείου

Έχοντας καθορίσει και την έννοια της ημισυνδιακύμανσης, οι Hogan και Warren όρισαν το συντελεστή βήτα του καθοδικού κινδύνου, ο οποίος αντικατέστησε το συντελεστή βήτα του παραδοσιακού μοντέλου αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων. Ο συντελεστής βήτα του καθοδικού κινδύνου ερμηνεύει την ευαισθησία των αποδόσεων που είναι μικρότερες από την αναμενόμενη απόδοση ενός περιουσιακού στοιχείου, ως προς τις κινήσεις των αντίστοιχων αποδόσεων της αγοράς. Ο συντελεστής αυτός, όπως ορίστηκε από τους Hogan και Warren, προκύπτει ως ακολούθως:

$$\beta_i^{HW} = \frac{E\{(R_i - R_f) \text{Min} [(R_m - R_f), 0]\}}{E\{\text{Min} [(R_m - R_f), 0]^2\}} \quad (2.40)$$

Όπου,

R_i = η απόδοση του περιουσιακού στοιχείου i

R_m = η απόδοση της αγοράς

R_f = η απόδοση του ακίνδυνου περιουσιακού στοιχείου

Ο παραπάνω τύπος μπορεί να γραφτεί και ως εξής:

$$\beta_i^{HW} = \frac{CSV_{RF}(R_m, R_i)}{SV(R_m)} \quad (2.41)$$

Ορμώμενοι από το μοντέλο των Hogan και Warren, αρκετοί ερευνητές εστίασαν τις μελέτες τους στο μοντέλο αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων στο πλαίσιο καθοδικού κινδύνου, αναπτύσσοντας τελικά δικά τους μοντέλα με παραλλαγές συγκριτικά με το μοντέλο των Hogan και Warren.

Το 1997, οι Vijay S. Bawa και Eric B. Lindenberg²⁵, βασιζόμενοι στο μοντέλο LPM (Lower Partial Moments) του Vijay Bawa, ανέπτυξαν το μοντέλο MLPM (Mean-Lower Partial Moments), θεωρώντας ως επιδιωκόμενο ποσοστό απόδοσης την απόδοση του ακίνδυνου περιουσιακού στοιχείου, όπως και οι Hogan και Warren. Το 1989, οι Harlow και Rao, ανέπτυξαν μια γενίκευση του προηγούμενου μοντέλου των Bawa και Lindenberg.

Ωστόσο, τα τρία παραπάνω μοντέλα εμπεριέχουν ένα πρόβλημα ανισότητας. Συγκεκριμένα, η ημισυνδιακύμανση, όπως ορίστηκε από τους Hogan και Warren, ενός περιουσιακού στοιχείου i με το χαρτοφυλάκιο της αγοράς, είναι διαφορετική από αυτή του χαρτοφυλακίου της αγοράς με ένα περιουσιακό στοιχείο i .

D-CAPM:

Το παραπάνω πρόβλημα ανισότητας ανίχνευσε το 2007 ο Javier Estrada²⁶. Καθορίζοντας εκ νέου τη ημισυνδιακύμανση και το συντελεστή βήτα καθοδικού κινδύνου, ανέπτυξε το D-CAPM με σκοπό την εξάλειψη του ανωτέρω προβλήματος ανισότητας. Το μοντέλο αυτό καθορίζεται από την ακόλουθη σχέση:

$$E(R_i) = R_f + \beta_i^d [E(R_M) - R_f] \quad (2.42)$$

²⁵ Bawa, V. and Lindenberg, E. (1977). Capital market equilibrium in a mean-lower partial moment framework. *Journal of Financial Economics*, Vol. 5, Issue 2, pp. 189-200

²⁶ Estrada, J. (2007). Mean-Semivariance Behavior: downside risk and capital asset pricing. *International Review of Economics and Finance*, Vol. 16, pp. 169-185

Η ημισυνδιακύμανση υπολογίζεται στο μοντέλο αυτό ως εξής:

$$\Sigma_{iM} = E\{Min[(R_i - \mu_i), 0] Min [(R_M - \mu_M), 0]\} \quad (2.43)$$

Ο νέος συντελεστής βήτα καθοδικού κινδύνου ορίστηκε από τον Estrada ως εξής:

$$\beta_i^D = \frac{E\{Min[(R_i - \mu_i), 0] Min [(R_M - \mu_M), 0]\}}{E\{Min[(R_M - \mu_M), 0]^2\}} \quad (2.44)$$

Η εξέταση του καθοδικού κινδύνου απαιτεί και τη χρήση εναλλακτικών μέτρων αξιολόγησης των αποδόσεων, τα οποία δίνουν έμφαση στις αποδόσεις που είναι μικρότερες από την αναμενόμενη απόδοση. Τέτοια μέτρα αποτελούν ο δείκτης Sortino, ο δείκτης Ωμέγα και ο δείκτης των Mishra και Rahman.

Δείκτης Sortino:

Ο δείκτης Sortino καθορίστηκε από τον Frank Sortino²⁷ το 1994 και αποτελεί ένα παρόμοιο δείκτη με το μέτρο Sharpe. Πρόκειται, ουσιαστικά, για μια παραλλαγή του δείκτη Sharpe που διαφοροποιεί την αρνητική μεταβλητότητα των αποδόσεων από τη συνολική τους μεταβλητότητα.

Ο δείκτης Sortino χρησιμοποιεί στον αριθμητή την υπερβάλλουσα απόδοση του χαρτοφυλακίου έναντι της ελάχιστης αποδεκτής απόδοσης, σε αντίθεση με το δείκτη Sharpe, ο οποίος χρησιμοποιεί στον αριθμητή την υπερβάλλουσα απόδοση του χαρτοφυλακίου έναντι της απόδοσης του ακίνδυνου περιουσιακού στοιχείου. Επιπλέον, οι παραπάνω δείκτες διαφέρουν και στον παρανομαστή τους, όπου ο δείκτης Sharpe χρησιμοποιεί σαν μέτρο κινδύνου την τυπική απόκλιση των αποδόσεων του χαρτοφυλακίου, ενώ ο δείκτης Sortino αντικαθιστά την τυπική απόκλιση με την ημιτυπική απόκλιση, που αποτελεί την τετραγωνική ρίζα της ημιδιακύμανσης.

²⁷ Sortino, F. and Price, L. (1994). Performance measurement in a downside risk framework. *Journal of Investing*, Vol. 3, pp. 59-65

Ο δείκτης Sortino συμβολίζεται με SoR και προκύπτει από την ακόλουθη σχέση:

$$SoR = \frac{R_p - MAR}{\sigma_d} \quad (2.45)$$

Όπου,

R_p = η απόδοση του χαρτοφυλακίου

MAR = η ελάχιστη αποδεκτή απόδοση (Minimum Acceptable Return)

σ_d = η ημιτυπική απόκλιση των αποδόσεων του χαρτοφυλακίου (τυπική απόκλιση καθοδικού κινδύνου)

Η ημιτυπική απόκλιση αποτελεί την τετραγωνική ρίζα της ημιδιακύμανσης:

$$\sigma_d = \sqrt{SV(R_m)} \quad (2.46)$$

Ο δείκτης Sortino αποτελεί ένα εναλλακτικό μέτρο αξιολόγησης αποδόσεων, σύμφωνα με το οποίο θα προτιμήσουμε ένα χαρτοφυλάκιο με υψηλότερο δείκτη Sortino από κάποιο άλλο με μικρότερο αντίστοιχο δείκτη.

Δείκτης Mishra & Rahman:

Οι Mishra και Rahman²⁸ εξετάζοντας το συστηματικό κίνδυνο στο καθοδικό πλαίσιο κινδύνου, ανέπτυξαν το 2002 ένα νέο δείκτη αξιολόγησης των αποδόσεων, παρόμοιο με το δείκτη Treynor. Αντικατέστησαν το συντελεστή βήτα του παραδοσιακού μοντέλου με το συντελεστή βήτα καθοδικού κινδύνου των Harlow και Rao. Ο δείκτης των Mishra και Rahman συμβολίζεται με MR_p και υπολογίζεται ως εξής:

$$MR_p = \frac{R_p - R_F}{\beta_p^{HR}} \quad (2.47)$$

Όπου,

²⁸ Mishra, B. and Rahman, M. (2001). Measuring Mutual Fund Performance Using Lower Partial Moment. *Global Business Trends, Contemporary Readings*, pp. 385-393

β_P^{HR} = ο συντελεστής βήτα καθοδικού κινδύνου του μοντέλου των Harlow και Rao, ο οποίος συμβολίζεται και ως β_i^{MLPM} και υπολογίζεται από τη σχέση:

$$\beta_i^{MLPM} = \frac{E\{(R_i - R_f) \text{Min} [(R_m - \tau), 0]\}}{E\{\text{Min} [(R_m - \tau), 0]^2\}} \quad (2.48)$$

Όπου,

τ = η επιδιωκόμενη απόδοση

Συντελεστής άλφα Mishra & Rahman:

Ο συντελεστής άλφα των Mishra και Rahman, που είναι ένα παρόμοιο μέτρο με το συντελεστή άλφα του Jensen, θεωρεί το συντελεστή βήτα καθοδικού κινδύνου των Harlow και Rao ως κατάλληλο μέτρο συστηματικού κινδύνου, αντί του παραδοσιακού συντελεστή βήτα. Το μέτρο αυτό υπολογίζεται ως ακολούθως:

$$\alpha_P^{MR} = R_P - [R_F + \beta_P^{HR} (E(R_M) - R_F)] \quad (2.49)$$

Ο συντελεστής άλφα των Mishra και Rahman καθορίζει τις αποδόσεις του χαρτοφυλακίου που υπερβαίνουν το απαιτούμενο ποσοστό απόδοσης, σύμφωνα με το μοντέλο των Harlow και Rao.

Κεφάλαιο 3

Επισκόπηση προηγούμενων μελετών

Η θεωρία χαρτοφυλακίου, όπως αναπτύχθηκε από τον Harry Markowitz το 1952, αποτέλεσε ένα πολύτιμο εργαλείο στα χέρια των ερευνητών, οι οποίοι στηρίχθηκαν στη θεωρία αυτή για την εκπόνηση των μελετών τους. Θεωρώντας ως βασικό μέτρο του κινδύνου τη διακύμανση, θεμελιώθηκε το υπόδειγμα μέσου – διακύμανσης, το οποίο ήταν η βάση για τη μετέπειτα θεμελίωση του υποδείγματος αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων από τους Sharpe, Lintner και Mossin, γνωστό ως CAPM.

Η επιλογή της διακύμανσης ως βασικό μέτρο κινδύνου και η χρήση της στο CAPM, αλλά και στις αγορές γενικότερα, οφείλεται στην ευκολία των πράξεων που παρείχε. Ωστόσο, οι πραγματικές ανησυχίες των επενδυτών, οι οποίες εντεινόταν στην αποφυγή αποδόσεων μικρότερων από την αναμενόμενη, ώθησε πολλούς ερευνητές στην αμφισβήτησή της ως μέτρο κινδύνου. Η αντίληψη αυτή του κινδύνου από τους επενδυτές, σε συνδυασμό με την ασύμμετρη φύση των αποδόσεων, αποτέλεσε την αιτία για περαιτέρω έρευνα και αναζήτηση εναλλακτικών υποδειγμάτων και μέτρων αξιολόγησης του κινδύνου, οδηγώντας στη χρήση της ημιδιακύμανσης στο πλαίσιο καθοδικού κινδύνου.

Στο κεφάλαιο αυτό θα γίνει αναφορά σε προηγούμενες μελέτες σχετικά με τη χρήση της ημιδιακύμανσης στα μέτρα αποτελεσματικότητας, όπου θα παρουσιαστούν είκοσι επιστημονικά άρθρα διαφόρων ερευνητών σχετικά με το θέμα. Κύριο άρθρο της παρούσας εργασίας, από το οποίο εμπνεύστηκε η συγγραφή της, αποτελεί το άρθρο των Chokri Mamoghli και Sami Daboussi με τίτλο “Capital asset pricing models and performance measures in the downside risk framework”. Στο τέλος του κεφαλαίου θα παρουσιαστούν συνοπτικά τα επιστημονικά άρθρα μέσω ενός πίνακα, αφού θα έχει προηγηθεί η ανάλυση του καθενός.

Mao, J. (1970). Models of capital budgeting, E-V vs E-S. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 4, Issue 5, pp. 657-675

Το μοντέλο μέσου – διακύμανσης, όπως ορίστηκε από τον Harry Markowitz, παρέχει στους επενδυτές την εύρεση του βέλτιστου συνδυασμού απόδοσης και κινδύνου. Η χρήση της διακύμανσης προτιμήθηκε για λόγους εξοικείωσης και ευκολίας υπολογισμών. Ωστόσο, ο ίδιος ο Markowitz είχε επιφυλάξεις με την επιλογή της διακύμανσης ως μέτρο κινδύνου, καθώς θεωρεί εξίσου ανεπιθύμητες τις ακραίες τιμές, είτε αυτές είναι θετικές, είτε αρνητικές.

Η ημιδιακύμανση, αντιθέτως, εστιάζει στη μείωση των ζημιών, γεγονός που ώθησε το James Mao στην εκπόνηση της έρευνάς του το 1970, με σκοπό την απόδειξη της ανωτερότητας της ημιδιακύμανσης ως μέτρο κινδύνου έναντι της διακύμανσης. Κατά την έρευνά του, όρισε το μοντέλο μέσου – ημιδιακύμανσης αναπτύσσοντας τις συναρτήσεις χρησιμότητας των επενδυτών, προκειμένου να ελαχιστοποιηθούν οι απώλειές τους. Η ημιδιακύμανση, θέτοντας ως T την απόδοση – στόχο των επενδυτών, ορίζεται από τον Mao ως εξής:

$$S_T^2 = E[\min(R - T, 0)]^2 \quad (3.1)$$

Στο πλαίσιο μέσου – ημιδιακύμανσης, η συνάρτηση χρησιμότητας που προκύπτει έχει μορφή κυρτής παραβολής μέχρι την απόδοση – στόχο, ενώ από το σημείο εκείνο και έπειτα είναι γραμμική. Συμπεραίνουμε, επομένως, ότι οι επενδυτές αποστρέφονται τον κίνδυνο στις χαμηλές αποδόσεις, δηλαδή μέχρι την απόδοση – στόχο, ενώ για υψηλότερες τιμές των αποδόσεων αλλάζουν στάση και γίνονται περισσότερο επιθετικοί. Η συνάρτηση χρησιμότητας έχει την ακόλουθη μορφή:

$$U(R) = c + a R + b [\min(R - T, 0)]^2 \quad (3.2)$$

Το συμπέρασμα αυτό έρχεται σε σύγκρουση με το υπόδειγμα μέσου – διακύμανσης, κατά το οποίο η συνάρτηση χρησιμότητας είναι κυρτή και αύξουσα, ερμηνεύοντας τη διαρκή αποστροφή των επενδυτών για τον κίνδυνο, ακόμα και στις υψηλότερες αποδόσεις.

Hogan, W. and Warren, J. (1974). Toward the Development of an Equilibrium Capital-Market Model Based on Semivariance. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 9, Issue 1, pp. 1-11

Οι William Hogan και James Warren στη μελέτη τους (1972 – 1974), εισήγαγαν την έννοια του καθοδικού κινδύνου, βασισμένοι στο παραδοσιακό πλαίσιο μέσου – διακύμανσης του μοντέλου αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων, το οποίο αναθεώρησαν και προέκτειναν. Συγκεκριμένα, αντικατέστησαν την τυπική απόκλιση με την ημιτυπική απόκλιση (semideviation) ως κατάλληλο μέτρο κινδύνου ορίζοντας το πλαίσιο μέσου – ημιδιακύμανσης, δεδομένου ότι η ημιδιακύμανση εμβαθύνει στη μείωση των απωλειών, στην οποία δίνουν περισσότερο έμφαση οι επενδυτές.

Στο πλαίσιο αυτό, απέδειξαν πως η θεωρητική δομή του παραδοσιακού μοντέλου διατηρείται, καθώς η αναμενόμενη απόδοση ισορροπίας ενός αποτελεσματικού χαρτοφυλακίου εξακολουθεί να είναι γραμμική συνάρτηση του κινδύνου του χαρτοφυλακίου, ενώ η αναμενόμενη απόδοση ισορροπίας ενός μεμονωμένου περιουσιακού στοιχείου παραμένει γραμμική συνάρτηση του κινδύνου του.

Αντικαθιστώντας τη διακύμανση με την ημιδιακύμανση, αλλά και αντίστοιχα την τυπική απόκλιση με την ημιτυπική απόκλιση, οι Hogan και Warren όρισαν το μοντέλο ES – CAPM με την ακόλουθη σχέση:

$$E(R_i) = R_f + \beta_i^{HW} [E(R_M) - R_f] \quad (3.3)$$

Όπου,

$E(R_i)$ = η αναμενόμενη απόδοση του περιουσιακού στοιχείου i

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

R_f = η απόδοση του ακίνδυνου περιουσιακού στοιχείου

β_i^{HW} = ο συντελεστής βήτα καθοδικού κινδύνου των Hogan και Warren

Η ημιδιακύμανση των αποδόσεων της αγοράς υπολογίζεται ως εξής:

$$SV(R_m) = E \{ \text{Min}[(R_m - R_f), 0]^2 \} \quad (3.4)$$

Ως απόδοση – στόχος ορίστηκε η απόδοση του ακίνδυνου περιουσιακού στοιχείου R_f . Επίσης, ο παραδοσιακός συντελεστής βήτα αντικαταστάθηκε με το συντελεστή βήτα καθοδικού κινδύνου (downside beta):

$$\beta_i^{HW} = \frac{CSV_{RF}(R_m, R_i)}{SV(R_m)} = \frac{E\{(R_i - R_f) \text{Min} [(R_m - R_f), 0]\}}{E\{\text{Min} [(R_m - R_f), 0]^2\}} \quad (3.5)$$

Η συν-ημιδιακύμανση ενός περιουσιακού στοιχείου i με το χαρτοφυλάκιο της αγοράς, όπως ορίστηκε από τους Hogan και Warren, υπολογίζεται ως εξής:

$$CSV_{RF}(R_m, R_i) = E\{(R_i - R_f) \text{Min} [(R_m - R_f), 0]\} \quad (3.6)$$

Στα συμπεράσματα της μελέτης, αναφέρεται πως όταν ένας επενδυτής κατέχει ένα χαρτοφυλάκιο στο αποτελεσματικό σύνορο μέσου – ημιδιακύμανσης όπως ορίστηκε, τότε η προσθήκη ενός ακίνδυνου περιουσιακού στοιχείου δημιουργεί ένα νέο αποτελεσματικό σύνορο, το οποίο είναι γραμμικό, εφάπτεται του αρχικού και τέμνει τον άξονα των αποδόσεων στο σημείο R_f της ακίνδυνης απόδοσης. Το παραπάνω βασίζεται στη δυνατότητα απεριόριστου δανεισμού μιας ακίνδυνης απόδοσης που λαμβάνεται ως υπόθεση του υποδείγματος.

Ang, J. (1975). A note on the E, SL Portfolio Selection Model. *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 10, Issue 5, pp. 849-857

Ο James Ang κατά τη μελέτη του το 1975, επιχείρησε να προσδιορίσει ένα μοντέλο μέσου – ημιδιακύμανσης για την επιλογή χαρτοφυλακίων, κάνοντας χρήση γραμμικού προγραμματισμού με σκοπό την παρουσίαση όλων των πηγών κινδύνου. Ως κίνδυνος λογίζεται η αρνητική απόκλιση της πραγματοποιηθείσας απόδοσης από την απόδοση – στόχο των επενδυτών. Ο συγγραφέας υποθέτει την ύπαρξη m καταστάσεων και n περιουσιακών στοιχείων. Η ημιδιακύμανση καθορίζεται ως εξής:

$$S_T = E[\min(\sum_{i=1}^n R_{i,j} X_i - R_C, 0)]^2 \quad (3.7)$$

όπου,

$R_{i,j}$ = η απόδοση του περιουσιακού στοιχείου i στην κατάσταση j

X_i = το ποσοστό του χαρτοφυλακίου που έχει επενδυθεί στο περιουσιακό στοιχείο i

R_C = η απόδοση – στόχος των επενδυτών

Η ημιτυπική απόκλιση, η οποία αντιπροσωπεύει το συνολικό κίνδυνο του χαρτοφυλακίου, δίνεται από τη σχέση:

$$SL_T = E[\min(\sum_{i=1}^n R_{i,j} X_i - R_C, 0)] \quad (3.8)$$

Η ημιδιακύμανση λαμβάνει μόνο θετικές τιμές ή μηδέν, ενώ αντίθετα η SL_T λαμβάνει μόνο αρνητικές τιμές ή μηδέν. Θέτοντας $Y = -SL_T$, το μοντέλο E – SL ορίζεται ως ακολούθως:

$$\text{Min } \sum_{j=1}^m P_j Y_j - \lambda \sum_{i=1}^n X_i E(R_i) \quad (3.9)$$

λαμβάνοντας του εξής περιορισμούς:

$$\sum_{i=1}^n X_i = 1 \quad (3.10)$$

$$[\sum_{i=1}^n X_i R_{i,j} - R_C] - Y_j = 0, \text{ για } j = 1, 2, 3, \dots, m \quad (3.11)$$

$$X_i \geq 0 \text{ για κάθε } i \quad (3.12)$$

$$Y_j \geq 0 \text{ για κάθε } j \quad (3.13)$$

Έχοντας ορίσει ως $Y_T = -SL_T = \sum_{j=1}^m P_j Y_j$ (3.14) το συνολικό κίνδυνο του χαρτοφυλακίου, είναι εφικτός ο υπολογισμός δύο μέτρων κινδύνου. Συγκεκριμένα, δύναται να υπολογιστεί τόσο ο συνολικός κίνδυνος του χαρτοφυλακίου, όσο και ο κίνδυνος κάθε j – κατάστασης.

Επίσης, πραγματοποιείται μια σύγκριση από το συγγραφέα του υποδείγματος E – SL με το υπόδειγμα E – S των Hogan και Warren. Συμπερασματικά, το υπόδειγμα E – SL προσεγγίζει ικανοποιητικά το υπόδειγμα των Hogan και Warren, παρέχοντας ιδιαίτερη ευκολία όσον αφορά τους υπολογισμούς που απαιτούνται, αντισταθμίζοντας έτσι την απώλεια των θεωρητικών ιδιοτήτων του υποδείγματος E – S.

Jahankhani, A. (1976). EV and ES Capital Asset Pricing Models: Some Empirical Tests. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 11, Issue 4, pp. 513-528

Ο Ali Jahankhani στη μελέτη του το 1976 επιχείρησε να δοκιμάσει εμπειρικά τις σχέσεις κινδύνου και απόδοσης, τόσο για το πλαίσιο μέσου – διακύμανσης, όσο και για το πλαίσιο μέσου – ημιδιακύμανσης του μοντέλου αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων.

Το δείγμα της μελέτης αποτελείτο από το σύνολο των αξιογράφων του CRSP για τη χρονική περίοδο από το 1947 έως το 1969, ενώ ως προσέγγιση της αγοράς λήφθηκε ο δείκτης Fisher's Arithmetic Performance Index.

Για την εκπόνηση της μελέτης του, ο Jahankhani έκανε τις ακόλουθες υποθέσεις:

- I. Σε ένα αποτελεσματικό χαρτοφυλάκιο υπάρχει γραμμική σχέση μεταξύ αναμενόμενης απόδοσης και κινδύνου
- II. Ο συντελεστής βήτα αποτελεί το μοναδικό παράγοντα κινδύνου ενός περιουσιακού στοιχείου σε ένα αποτελεσματικό χαρτοφυλάκιο, καθώς δεν υπάρχει άλλος παράγοντας που να επηρεάζει συστηματικά την αναμενόμενη απόδοση του περιουσιακού στοιχείου
- III. Το σημείο τομής των συναρτήσεων των υπό εξέταση υποδειγμάτων με τον άξονα αποδόσεων είναι η απόδοση του ακίνδυνου περιουσιακού στοιχείου
- IV. Η κλίση των συναρτήσεων ισούται με $E(R_M) - R_F$

Η μελέτη του συγγραφέα βασίστηκε στη μεθοδολογία των Fama και MacBeth. Για το υπόδειγμα E – V πραγματοποιήθηκε ανάλυση παλινδρόμησης για την εκτίμηση του συντελεστή βήτα και της τυπικής απόκλισης, ενώ για το υπόδειγμα E – S, οι αντίστοιχες μεταβλητές εκτιμήθηκαν από τους ακόλουθους τύπους:

$$\beta_{Si} = \frac{\sum[\text{Min}(0, R_{Mt} - \bar{R}_F)][R_{it} - \bar{R}_F]}{\sum[\text{Min}(0, R_{Mt} - \bar{R}_F)^2]} \quad (3.15)$$

$$s'(\hat{\epsilon}_i) = \sqrt{\frac{\sum(R_{it} - \hat{R}_{it})^2}{n-2}} \quad (3.16)$$

Από τα αποτελέσματα της μελέτης επιβεβαιώνεται η ισχύς των δύο πρώτων υποθέσεων και για τα δύο υποδείγματα, δηλαδή της γραμμικής σχέσης μεταξύ αναμενόμενης απόδοσης και κινδύνου και ότι ο συντελεστής βήτα αποτελεί το μοναδικό παράγοντα συστηματικού κινδύνου. Οι υποθέσεις (iii.) και (iv.) δεν επαληθεύονται.

Το υπόδειγμα μέσου – ημιδιακύμανσης είναι ελαφρώς καλύτερο από το παραδοσιακό υπόδειγμα μέσου – διακύμανσης. Τα προβλήματα που, ενδεχομένως, παρουσιάζονται οφείλονται κυρίως στα σφάλματα κατά τη μέτρηση του ακίνδυνου περιουσιακού στοιχείου, το οποίο επηρεάζει σε μεγάλο βαθμό τα αποτελέσματα του υποδείγματος μέσου – ημιδιακύμανσης, λόγω της χρήσης του στον υπολογισμό του συντελεστή βήτα.

Bawa, V. and Lindenberg, E. (1977). Capital market equilibrium in a mean-lower partial moment framework. *Journal of Financial Economics*, Vol. 5, Issue 2, pp. 189-200

Οι Bawa και Lindenberg ανέπτυξαν ένα γενικευμένο μοντέλο αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων χρησιμοποιώντας ένα πλαίσιο μέσου-χαμηλότερων μερικών στιγμών (mean-lower partial moment framework), βασισμένοι στο LPM – Lower Partial Moment, όπως καθορίστηκε από τον Bawa το 1975. Χρησιμοποιούνται τύποι για τις τιμές ισορροπίας των επικίνδυνων περιουσιακών στοιχείων για αυθαίρετες κατανομές πιθανότητας.

Υπό την παραδοχή ότι όλοι οι επενδυτές αξιολογούν τα χαρτοφυλάκια σε ένα πλαίσιο Mean-Lower Partial Moment, το υπόδειγμα αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων των Bawa και Lindenberg, για $n=1,2$, ορίζεται ως:

$$E(R_j) = R_F + \beta_j^{MLPM_n} [E(R_M) - R_F] \quad (3.17)$$

Το ανωτέρω διαφέρει συγκριτικά με το παραδοσιακό υπόδειγμα αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων ως προς το συντελεστή βήτα, ο οποίος υπολογίζεται από την ακόλουθη σχέση:

$$\beta_j^{MLPM_n} = \frac{CLPM_n(R_F; M, j)}{LPM_n(R_F; M)} \quad (3.18)$$

Με το καθορισμό του νέου συντελεστή βήτα, οι συγγραφείς καθορίζουν το ακίνδυνο περιουσιακό στοιχείο (Risk-free asset) ως επιθυμητό στόχο απόδοσης. Όπου $CLPM_n(R_F; M, j)$ η δευτερεύουσα στιγμή (Co-LPM) μεταξύ της απόδοσης του περιουσιακού στοιχείου και της απόδοσης της αγοράς, ενώ όπου $LPM_n(R_F; M)$ το Lower-Partial Moment του χαρτοφυλακίου της αγοράς. Ορίζονται ως:

$$CLPM_n(R_F; M, j) = \int_{R_M=-\infty}^{R_F} \int_{R_j=-\infty}^{\infty} (R_F - R_M)^{n-1} (R_F - R_j) dF(R_M, R_j) \quad (3.19)$$

Και

$$LPM_n (R_F; M) = \int_{-\infty}^{R_F} (R_F - R_M)^{n-1} dF(R_M) \quad (3.20)$$

Οι συγγραφείς ανέπτυξαν ένα μοντέλο ισορροπίας στις κεφαλαιαγορές, όπου όλοι οι επενδυτές επιλέγουν χαρτοφυλάκια με βάση τη μέση απόδοση και μια χαμηλότερη μερική στιγμή (Mean-Lower Partial Moment) του κάθε χαρτοφυλακίου, για οποιαδήποτε κατανομή αποδόσεων. Μέσω της παραδοχής αυτής προβαίνουν στον υπολογισμό ενός υποσυνόλου των αποδεκτών συνδυασμών χαρτοφυλακίων με ανάλυση στοχαστικών ιδιοτήτων, χωρίς να προβούν σε χρήση των υποθέσεων των παραδοσιακών μοντέλων αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων. Η Lower Partial Moment των αποδόσεων αποτελεί το μέτρο του συστηματικού κινδύνου.

Μέσω της μελέτης του, οι Bawa και Lindenberg, οδηγήθηκαν στο συμπέρασμα ότι τα παραδοσιακά μοντέλα αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων αποτελούν ειδική περίπτωση του μοντέλου που διαμόρφωσαν οι ίδιοι. Το υπόδειγμά τους δημιουργεί μια υπό δοκιμή υπόθεση που χειρίζεται τις τυχόν κατανομές των αποδόσεων από τα δεδομένα της αγοράς τουλάχιστον το ίδιο καλά με τις ειδικές περιπτώσεις μοντέλων που αυτό περιέχει.

Fishburn, P. (1977). Mean-Risk Analysis with Risk Associated with Below-Target Returns. *The American Economic Review*, Vol. 67, No. 2, 116-126

Ο Peter Fishburn ανέπτυξε ένα μοντέλο κυριαρχίας που βασίζεται στην αναμενόμενη απόδοση και τον κίνδυνο, ο οποίος αποτελεί μια μέτρηση με συνάρτηση σταθμισμένων πιθανοτήτων για αποδόσεις κάτω από μία απόδοση – στόχο. Το μοντέλο αυτό ονομάστηκε $\alpha - t$ model και μια ειδική περίπτωση του αποτελεί το πλαίσιο μέσου – ημιδιακύμανσης.

Σύμφωνα με το υπόδειγμα αυτό, αν F και G είναι οι κατανομές των αποδόσεων δύο χαρτοφυλακίων, τότε η κατανομή F κυριαρχεί της κατανομής του χαρτοφυλακίου G αν και μόνον αν ισχύουν τα κάτωθι:

$$\mu(F) \geq \mu(G) \quad (3.21)$$

$$\rho(F) \leq \rho(G) \quad (3.22)$$

όπου,

$\mu(F)$ και $\mu(G)$ οι αναμενόμενες αποδόσεις των αντίστοιχων χαρτοφυλακίων

$\rho(F)$ και $\rho(G)$ η μέτρηση κινδύνου, η οποία προκύπτει ως:

$$\rho(F) = \int_{-\infty}^t \varphi(t-x) dF(x) \quad (3.23)$$

Η συνάρτηση $\varphi(y)$, με $y \geq 0$, είναι μη αρνητική και μη φθίνουσα με $\varphi(0)=0$, που εκφράζει το ύψος του κινδύνου η προκύπτουσα απόδοση να είναι μικρότερη από την απόδοση – στόχο.

Το υπόδειγμα του Fishburn αποτελεί μια ειδική περίπτωση του γενικού υποδείγματος κυριαρχίας, όπου ο κίνδυνος υπολογίζεται ως ακολούθως:

$$F_\alpha(t) = \int_{-\infty}^t (t-x)^\alpha dF(x), \alpha > 0 \quad (3.24)$$

Ο υπολογισμός του κινδύνου εξαρτάται από την τιμή που λαμβάνει το α . Για $\alpha = 2$, το μοντέλο του Fishburn οδηγεί στο υπόδειγμα μέσου – ημιδιακύμανσης. Επιπλέον, για $\alpha = 0$, ο κίνδυνος είναι ίσος με την πιθανότητα μη επίτευξης του στόχου, ενώ όταν το α τείνει στο άπειρο υπάρχει μεγαλύτερη ευαισθησία για χειρότερα αποτελέσματα.

Το μοντέλο που αναπτύχθηκε από τον Fishburn οφείλεται στην παρατήρηση ότι οι επενδυτές, που καλούνται να λάβουν αποφάσεις, συχνά συσχετίζουν τον κίνδυνο με την αποτυχία επίτευξης μιας απόδοσης – στόχου. Περιγράφει την επιλογή των επενδυτών βάσει της μέγιστης αναμενόμενης τιμής, όταν οι αποδόσεις είναι υψηλότερες από τον επιδιωκόμενο στόχο, ενώ παράλληλα παρουσιάζει την τάση τους να αποφεύγουν κατανομές με αποδόσεις κάτω από το στόχο αυτό. Η επιλογή τους βασίζεται στην τιμή που θα λάβει ο τελεστής α . Όσο μεγαλύτερες τιμές λαμβάνει το α , τόσο μεγαλύτερη είναι και η απόκλιση από την απόδοση – στόχο.

Nantell, T. and Price, B. (1979). An Analytical Comparison of Variance and Semivariance Capital Market Theories. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 14, Issue 2, pp. 221-242

Οι Timothy Nantell και Barbara Price πραγματοποιούν, κατά τη μελέτη τους, μια σύγκριση των πλαισίων μέσου – διακύμανσης και μέσου – ημιδιακύμανσης του μοντέλου αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων. Η διακύμανση αποτελεί το πιο ευρέως χρησιμοποιούμενο μέτρο κινδύνου, ωστόσο η ημιδιακύμανση έλαβε επίσης υποστήριξη, τόσο από τον Harry Markowitz, όσο και από άλλους ερευνητές.

Οι ερευνητές ορίζουν την ημιδιακύμανση ως ακολούθως:

$$SV_h(R_p) = \int_{-\infty}^h (R - h)^2 f_p(R) dR \quad (3.25)$$

όπου,

h = η απόδοση – στόχος

$f_p(R)$ = η συνάρτηση πιθανότητας των αποδόσεων του χαρτοφυλακίου p

Κατά την έρευνά τους, ως απόδοση – στόχο έθεσαν την απόδοση του ακίνδυνου περιουσιακού στοιχείου. Η επιλογή τους αυτή οφείλεται στο γεγονός ότι, αν ως απόδοση – στόχος οριστεί η αναμενόμενη απόδοση, τότε η ανωτερότητα της ημιδιακύμανσης μειώνεται δραστικά, καθώς το υπόδειγμά της φέρει τα ίδια αποτελέσματα με το υπόδειγμα μέσου – διακύμανσης.

Το υπόδειγμα αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων με χρήση της ημιδιακύμανσης, ES – CAPM, προκύπτει ως εξής:

$$E(R_i) = R_F + \frac{E(R_M) - R_F}{SV_{R_F}(R_M)} \cdot CSV_{R_F}(R_M, R_i) \quad (3.26)$$

όπου,

$E(R_i)$ = η αναμενόμενη απόδοση του περιουσιακού στοιχείου i

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

R_F = η απόδοση του ακίνδυνου περιουσιακού στοιχείου (risk – free asset)

$SV_{R_F}(R_M)$ = η ημιδιακύμανση των αποδόσεων του χαρτοφυλακίου της αγοράς που είναι μικρότερες από την απόδοση του ακίνδυνου περιουσιακού στοιχείου R_F

$CSV_{R_F}(R_M, R_i)$ = η ημιτυπική απόκλιση των αποδόσεων του χαρτοφυλακίου της αγοράς – κάτω του R_F – με τις αποδόσεις του περιουσιακού στοιχείου i

Το ανωτέρω υπόδειγμα βασίζεται στην υπόθεση ότι οι επενδυτές αποστρέφονται τον κίνδυνο για αποδόσεις μικρότερες του ακίνδυνου περιουσιακού στοιχείου, ενώ είναι ουδέτεροι ως προς τον κίνδυνο για αποδόσεις μεγαλύτερες από αυτό.

Αποδεικνύεται ότι η ημιτυπική απόκλιση των αποδόσεων του χαρτοφυλακίου της αγοράς – κάτω του R_F – με τις αποδόσεις του περιουσιακού στοιχείου i , δηλαδή ο όρος $CSV_{R_F}(R_M, R_i)$, αποτελεί μέτρο της συμβολής του περιουσιακού στοιχείου i στον κίνδυνο ενός καλά διαφοροποιημένου χαρτοφυλακίου με την ακόλουθη σχέση:

$$SV_{R_F}(R_M) = \sum_{i=1}^N X_i \cdot CSV_{R_F}(R_M, R_i) \quad (3.27)$$

Συμπερασματικά, έχοντας πραγματοποιήσει τη σύγκριση των δύο υποδειγμάτων, οι συγγραφείς οδηγούνται στις ακόλουθες σχέσεις:

$$SV(R_M) < V(R_M) \quad (3.28)$$

$$CSV(R_M, R_i) < COV(R_M, R_i) \quad (3.29)$$

Επομένως, προκύπτει ότι στο υπόδειγμα μέσου – ημιδιακύμανσης η τιμή του κινδύνου είναι υψηλότερη και η ποσότητά του μικρότερη συγκριτικά με το υπόδειγμα μέσου – διακύμανσης.

Harlow, W. V. and Rao, R. K. S. (1989). Asset Pricing in a Generalized Mean-Lower Partial Moment Framework: Theory and Evidence. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 24, Issue 3, pp. 285-311

Οι Harlow και Rao ανέπτυξαν το 1989 ένα γενικευμένο μοντέλο μέσου – κατώτερων μερικών στιγμών (GMLPM – Generalized MLPM), το οποίο για $n = 1, 2$ ορίζεται ως ακολούθως:

$$E(R_j) = R_F + \beta_j^{MLPM_n} [E(R_M) - R_F] \quad (3.30)$$

όπου ο παραδοσιακός συντελεστής βήτα αντικαθίσταται από ένα νέο συντελεστή βήτα, ο οποίος υπολογίζεται από την ακόλουθη σχέση:

$$\beta_j^{MLPM_n} = \frac{GCLPM_n(\tau; M, j)}{GLPM_n(\tau; M)} \quad (3.31)$$

όπου

$$GCLPM_n(\tau; M, j) = \int_{R_M=-\infty}^{\tau} \int_{R_j=-\infty}^{\infty} (\tau - R_M)^{n-1} (\tau - R_j) dF(R_M, R_j) \quad (3.32)$$

και

$$GLPM_n(\tau; M) = \int_{-\infty}^{\infty} (\tau - R_M)^n dF(R_M) \quad (3.33)$$

Ως τ ορίζεται η απόδοση – στόχος των επενδυτών, δηλαδή η ελάχιστη επιθυμητή απόδοση που θα αποκομίσουν από την επένδυσή τους, $F(R_M)$ είναι η συνάρτηση κατανομής των αποδόσεων της αγοράς και $F(R_M, R_j)$ είναι η από κοινού συνάρτηση κατανομής των αποδόσεων του περιουσιακού στοιχείου j με τις αποδόσεις της αγοράς.

Από τον ανωτέρω ορισμό του συντελεστή βήτα των Harlow και Rao παρατηρείται ότι, όταν η απόδοση ενός περιουσιακού στοιχείου j και η απόδοση της αγοράς είναι μικρότερες από την απόδοση – στόχο, το περιουσιακό στοιχείο j θα συνεισφέρει θετικά στον κίνδυνο της αγοράς. Επιπλέον, όταν η απόδοση του περιουσιακού στοιχείου j είναι μεγαλύτερη από την απόδοση – στόχο και παράλληλα η απόδοση της αγοράς είναι χαμηλότερη από αυτήν, τότε το περιουσιακό στοιχείο συνεισφέρει

αρνητικά στον κίνδυνο της αγοράς, ενώ στην αντίθετη περίπτωση, το περιουσιακό στοιχείο δεν επηρεάζει τον κίνδυνο της αγοράς.

Το γενικευμένο υπόδειγμα που αναπτύχθηκε από τους Harlow και Rao αξιολογήθηκε για χρονική περίοδο από το 1931 έως το 1980, η οποία διασπάστηκε σε 10 υποπεριόδους, χρησιμοποιώντας αποδόσεις μετοχών από τη βάση δεδομένων CRSP.

Τα υποδείγματα που είχαν αναπτυχθεί ως τώρα αποτελούν ειδική περίπτωση του μοντέλου GMLPM. Για παράδειγμα, για $n=2$ και θέτοντας ως απόδοση – στόχο την απόδοση του ακίνδυνου περιουσιακού στοιχείου, προκύπτει το υπόδειγμα CAPM, αρκεί οι αποδόσεις να είναι κανονικά κατανεμημένες. Επιπλέον, για $n=2$, χωρίς υποθέσεις για την κατανομή των αποδόσεων, το ανωτέρω υπόδειγμα οδηγεί στο ES – CAPM, ενώ για $n=1$ και χωρίς υποθέσεις για την κατανομή των αποδόσεων, το υπόδειγμα οδηγεί στο Expected Loss Model.

Τα αποτελέσματα της έρευνας οδήγησαν στο συμπέρασμα ότι το υπόδειγμα GMLPM υπερισχύει του CAPM, λόγω της αντίληψης των επενδυτών για τον κίνδυνο, τον οποίο ορίζουν ως το σύνολο των αρνητικών αποκλίσεων της πραγματοποιηθείσας απόδοσης από την απόδοση – στόχο που έθεσαν.

Tse, K. S. M., Uppal, J. and White, M. (1993). Downside Risk and Investment Choice. *The Financial Review*, Vol. 28, Issue 4, pp. 585-605

Οι συγγραφείς αναπτύσσουν μια βέλτιστη επενδυτική στρατηγική για άτομα τα οποία αποστρέφονται την πραγματοποίηση αποδόσεων κάτω από ένα προκαθορισμένο επίπεδο στόχου για μια συγκεκριμένη χρονική περίοδο. Υποθέτοντας μια κίνηση Brown, αναπτύσσουν ένα μοντέλο που οδηγεί στον ακριβή υπολογισμό της πιθανότητας αποτυχίας, το οποίο αποτελεί τη βασική ανησυχία των επενδυτών. Ο αλγόριθμος και η σχετική συγκριτική στατιστική που χρησιμοποιούνται σε σχέση με τη μέση τιμή, την τυπική απόκλιση των αποδόσεων, την απόδοση – στόχο και τον χρονικό ορίζοντα της επένδυσης ενδέχεται να φανούν χρήσιμα σε αρκετές εφαρμογές.

Ο καθοδικός κίνδυνος σχετίζεται με την πιθανότητα η πραγματοποιηθείσα απόδοση να είναι μικρότερη από την απόδοση – στόχο που έχουν θέσει οι επενδυτές για μια δεδομένη χρονική περίοδο. Το μοντέλο των συγγραφέων παρέχει έναν αλγόριθμο για τον υπολογισμό του καθοδικού κινδύνου μιας επένδυσης και επιτρέπει στους επενδυτές να θέσουν μια συγκεκριμένη απόδοση ως επιθυμητό στόχο.

Πέρα από τον υπολογισμό της πιθανότητας αποτυχίας, το μοντέλο που αναπτύσσεται αποτελεί σημαντικό κριτήριο επιλογής χαρτοφυλακίου, δεδομένου των αναλύσεων ευαισθησίας που εμπεριέχονται. Τέλος, τα αποτελέσματα μπορούν να εφαρμοστούν σε πολλούς χρηματοοικονομικούς κλάδους, όπως και στην τραπεζική, αποτελώντας παράλληλα εργαλείο για την εκτίμηση του επιχειρηματικού κινδύνου πτώχευσης αλλά και τον υπολογισμό της κεφαλαιακής επάρκειας τραπεζών και άλλων επιχειρήσεων.

Stevenson, S. (2001). Emerging markets, downside risk and the asset allocation decision. *Emerging Markets Review*, Vol. 2, Issue 1, pp. 50-66

Στο άρθρο του ο Simon Stevenson εξέτασε τη χρήση μέτρων καθοδικού κινδύνου για την κατασκευή ενός βέλτιστου διεθνούς χαρτοφυλακίου, με ιδιαίτερη αναφορά στις προβλεπόμενες αποδόσεις των αναδυόμενων αγορών, αλλά και στις επιδόσεις βέλτιστων χαρτοφυλακίων εκτός του δείγματος. Η χρήση των μέτρων αυτών συνίσταται, λόγω των προβλημάτων που παρουσιάζονται κατά τη χρήση του κανόνα μέσου – διακύμανσης, καθώς δεν παρατηρείται ύπαρξη κανονικότητας στις αναδυόμενες αγορές.

Το σύνολο των δεδομένων που χρησιμοποιήθηκε στην έρευνα του συγγραφέα αποτελείται από τους δείκτες Morgan Stanley – MSCI για τις ανεπτυγμένες αγορές και International Finance Corporation – IFC για τις αναδυόμενες αγορές. Η έρευνα πραγματοποιείται σε μηνιαία βάση για 23 ανεπτυγμένες αγορές και 15 αναδυόμενες αγορές, κατά τη χρονική περίοδο 1988 – 1997. Βασική παραδοχή αποτελεί η προϋπόθεση ότι οι αποδόσεις είναι μετατρέψιμες σε δολάρια, χωρίς να εξετάζονται επιπλέον περιορισμοί αντιστάθμισης νομισμάτων.

Αρχικά εξετάζεται η προσέγγιση των διαφορετικών βέλτιστων χαρτοφυλακίων με τη μέθοδο μέσου – διακύμανσης και με το πλαίσιο Lower Partial Moment – LPM. Τα βέλτιστα χαρτοφυλάκια, αρχικά, δημιουργήθηκαν μόνο με ανεπτυγμένες αγορές, ενώ στη συνέχεια ενσωματώθηκαν και οι αναδυόμενες, εξετάζοντας αν η συμπερίληψή τους είναι στατιστικά σημαντική. Η LPM για μια διακριτή κατανομή αποδόσεων ορίζεται ως ακολούθως:

$$LPM_n = \sum_{R_p=-\infty}^{\tau} P_p (\tau - R_p)^n \quad (3.34)$$

όπου R_p = η κατανομή των αποδόσεων των χαρτοφυλακίων, P_p = η πιθανότητα να πραγματοποιηθεί η απόδοση R και τ = η απόδοση – στόχος.

Στην περίπτωση όπου $n=2$, η LPM_2 εκφράζει τη διακύμανση και η κατανομή των αποδόσεων είναι η κανονική. Επίσης, αν η απόδοση – στόχος είναι ο μέσος της

κατανομής, τότε η LPM_2 αποτελεί την μέση ημιδιακύμανση, η οποία είναι ακριβώς η μισή τιμή της διακύμανσης.

Το κατάλληλο μέτρο κινδύνου προσδιορίζεται ως ακολούθως:

$$LPM_i = \sum_{R_i - R_\tau} \frac{1}{(N-1)} (P_\tau - R_i)^n \quad (3.35)$$

$$CLPM_{ij} = \frac{1}{(N-1)} \sum_{R_i - R_\tau} (R_\tau - R_i) (R_\tau - R_j) \quad (3.36)$$

όπου LPM είναι το μέτρο κινδύνου για μια μετοχή και CLPM είναι η Co-Lower Partial Moment.

Επιπροσθέτως, χρησιμοποιείται η προσέγγιση των Bayes – Stein για τη μείωση του σφάλματος της εκτίμησης, όπως προτάθηκε από τον Jorion (1985, 1986). Η γενικευμένη μορφή των εκτιμητών είναι η ακόλουθη:

$$\hat{W} = \frac{\hat{\lambda}}{(T-\hat{\lambda})} \quad (3.37)$$

όπου,

$$\hat{\lambda} = \frac{(N+2)(T-1)}{(r-r_0)' S^{-1} (\bar{r}-r_g)' (T-N-2)} \quad (3.38)$$

και όπου,

T = το μέγεθος του δείγματος

N = ο αριθμός των περιουσιακών στοιχείων

S = ο πίνακας συνδιακυμάνσεων

r_g = ο μέσος

1 = ο μοναδιαίος πίνακας

\bar{r} = ο πίνακας των μέσων αποδόσεων

Η χρήση των μέτρων καθοδικού κινδύνου είναι ιδιαίτερα αποτελεσματική λόγω των στοιχείων που τεκμηριώνουν τη μη-κανονικότητα των αναδυόμενων αγορών. Τα εμπειρικά αποτελέσματα αναδεικνύουν ότι η χρήση τους μπορεί να οδηγήσει σε βελτίωση της απόδοσης των χαρτοφυλακίων εκτός του δείγματος.

Plantinga A., van der Meer R. and Sortino F. (2001). The impact of downside risk on risk-adjusted performance of mutual funds in the Euronext markets. *Geneva Papers on Risk and Insurance*

Οι Auke Plantinga, Robert van der Meer και Frank Sortino στο άρθρο τους μελετούν την απόδοση των αμοιβαίων κεφαλαίων από την πλευρά ενός επενδυτή που καλείται να επιλέξει από ένα μεγάλο εύρος αμοιβαίων κεφαλαίων. Το μεγαλύτερο μέρος της έρευνάς τους αναπτύσσεται με βάση το μοντέλο αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων και επικεντρώνεται στα μέτρα απόδοσης προσαρμοσμένα σε κίνδυνο, όπως ο δείκτης Sharpe και ο Jensen alpha.

Οι συγγραφείς εστιάζουν στους δείκτες Sharpe και UPR (Upside Potential Ratio – δείκτης ανοδικών δυνατοτήτων) και τις ιδιότητές τους. Ο δείκτης Sharpe χρησιμοποιεί την τυπική απόκλιση ως μέτρο κινδύνου, ενώ ο δείκτης UPR την ημιτυπική απόκλιση, η οποία περιλαμβάνει ως μέρος των προτιμήσεων του επενδυτή ένα ελάχιστο αποδεκτό ποσοστό απόδοσης (MAR – Minimum Acceptable Return). Υποστηρίζουν, επίσης, ότι ο καθοδικός κίνδυνος δύναται να ξεπεράσει τα προβλήματα των μη κανονικών κατανομών.

Ο δείκτης UPR αναπτύχθηκε το 1999 από τους συγγραφείς του άρθρου για να αξιολογήσουν την προοπτική των ανοδικών τάσεων έναντι στον καθοδικό κίνδυνο. Ο δείκτης αυτός χρησιμοποιεί, όπως ο δείκτης Sortino, την ημιτυπική απόκλιση (downside deviation) ως μέτρο κινδύνου αντί της τυπικής απόκλισης. Ωστόσο, διαφέρει με το δείκτη Sortino στον αριθμητή, καθώς χρησιμοποιεί το μέσο όρο των αποδόσεων που είναι μεγαλύτερες από την ελάχιστη αποδεκτή απόδοση, ενώ ο δείκτης Sortino λαμβάνει τις υπερβάλλουσες αποδόσεις σε σχέση με την ελάχιστη αποδεκτή απόδοση. Ο δείκτης αυτός ορίζεται ως εξής:

$$UPR_{mar} = \frac{UP_{mar}}{DD} = \frac{\sum_{t=1}^T t^+ p_t (r_t - r_{mar})}{\sqrt{\sum_{t=1}^T t^- p_t (r_t - r_{mar})^2}} \quad (3.39)$$

όπου,

$$t^- = 1 \text{ εάν } r_{p,t} \leq r_{mar}$$

$$t^- = 0 \text{ εάν } r_{p,t} > r_{mar}$$

$$t^+ = 1 \text{ εάν } r_t > r_{mar}$$

$$t^+ = 0 \text{ εάν } r_t \leq r_{mar}$$

DD = Downside Deviation – ημιτυπική απόκλιση

Ο δείκτης UPR χρησιμοποιείται ως εναλλακτική του δείκτη Sharpe, καθώς λαμβάνει υπόψη την ασυμμετρία των αποδόσεων. Τα πλεονεκτήματα του δείκτη αναδεικνύονται στο άρθρο υποθέτοντας με στρατηγική χρήσης δικαιωμάτων πώλησης (put-option), όπου μέσω της προσομοίωσης Monte Carlo κατασκευάζεται μια κατανομή αποδόσεων από τη στρατηγική αυτή. Οι επενδυτές που καθορίζουν ως στόχο μια ελάχιστη αποδεκτή απόδοση και αγοράζουν προστασία, δεν είναι ορθό να χρησιμοποιούν το δείκτη Sharpe ως μέτρο. Αναφέρεται χαρακτηριστικά πως «όσο πλεονεκτικότερη η θέση του επενδυτή προς την επίτευξη στόχου, τόσο μικρότερος είναι ο δείκτης Sharpe». Σε περίπτωση που ο επενδυτής χρησιμοποιεί options, ο δείκτης ανοδικών δυνατοτήτων (UPR) είναι αποτελεσματικότερο μέτρο, καθώς αυξάνεται κάνοντας χρήση των options.

Για την ανωτέρω σύγκριση των δεικτών, οι συγγραφείς χρησιμοποίησαν δεδομένα από τη βάση δεδομένων Standard & Poor's Micropal σε ευρωπαϊκά αμοιβαία κεφάλαια. Συγκεκριμένα, ελήφθησαν 72 μηνιαίες παρατηρήσεις για αποδόσεις κεφαλαίων που αφορούσαν τη Γαλλία, το Βέλγιο και την Ολλανδία για τη χρονική περίοδο από τον Ιανουάριο του 1994 έως το Δεκέμβριο του 1999. Αξίζει να αναφερθεί, πως τα χρηματιστήρια αυτά ανακοίνωσαν μια συγχώνευση το 2000 με αποτέλεσμα τη δημιουργία του EURONEXT.

Αποδείχθηκε ότι η χρήση των options μπορεί να είναι μια καλή στρατηγική για επενδυτές που θέτουν ως στόχο την επίτευξη μιας ελάχιστης αποδεκτής απόδοσης. Ο δείκτης UPR είναι καταλληλότερο μέτρο για ασύμμετρες κατανομές και άρα

αποτελεί καλύτερο κριτήριο αξιολόγησης από το δείκτη Sharpe για επενδυτές που επιδιώκουν προστασία από τον καθοδικό κίνδυνο.

Ως ελάχιστη αποδεκτή απόδοση χρησιμοποιήθηκε η απόδοση του ακίνδυνου περιουσιακού στοιχείου, ώστε να είναι δίκαιη η σύγκριση μεταξύ των δεικτών Sharpe και UPR. Οι δύο δείκτες παρουσιάζουν υψηλή συσχέτιση, γεγονός που οφείλεται στην ύπαρξη κανονικής κατανομής για τις αποδόσεις του συγκεκριμένου δείγματος που χρησιμοποιήθηκε.

Παρόλο που η κατάταξη των δύο δεικτών παρουσιάζεται παρόμοια, οι συγγραφείς ανέλυσαν τις διαφορές του και παρατήρησαν ότι αυτές μπορεί να είναι σημαντικές στην περίπτωση μεμονωμένων διαχειριστών κεφαλαίου. Καθοριστικό παράγοντα σε αυτό αποτελεί η ασυμμετρία. Ως αποτέλεσμα αυτού, ο δείκτης UPR – Upside Potential Ratio χρίζεται καταλληλότερος από το δείκτη Sharpe, καθώς δίνει μια πιο κατάλληλη αξιολόγηση της χρήσης των options και των δεξιοτήτων πρόβλεψης.

Mishra, B. and Rahman, M. (2001). Measuring Mutual Fund Performance Using Lower Partial Moment. *Global Business Trends, Contemporary Readings*, pp. 385-393

Στο άρθρο τους οι Mishra και Rahman αναπτύσσουν μέτρα αξιολόγησης της απόδοσης του χαρτοφυλακίου βάσει του Lower Partial Moment – LPM. Τα παραδοσιακά μέτρα αξιολόγησης, όπως θεμελιώθηκαν από τους Treynor, Sharpe και Jensen, υπόκεινται στον κανόνα Μέσης – Διακύμανσης (Mean – Variance), ο οποίος ισχύει μόνο όταν η κατανομή των αποδόσεων των περιουσιακών στοιχείων είναι συμμετρική, όπως για παράδειγμα η κανονική κατανομή.

Ορμώμενοι από το πλαίσιο Mean – Lower Partial Moment, όπως καθορίστηκε από τον Bawa το 1975, πραγματοποίησαν τη μελέτη τους θέτοντας ως απόδοση – στόχο την απόδοση του ακίνδυνου περιουσιακού στοιχείου (risk-free asset), υπολογίζοντας το συντελεστή βήτα από τον ακόλουθο τύπο:

$$\beta_j^{MLPM_n} = \frac{CLPM_n(R_F; M, j)}{LPM_n(R_F; M)} \quad (3.40)$$

Όπου

$$CLPM_n(R_F; M, j) = \int_{R_M=-\infty}^{R_F} \int_{R_j=-\infty}^{\infty} (R_F - R_M)^{n-1} (R_F - R_j) dF(R_M, R_j) \quad (3.41)$$

Και

$$LPM_n(R_F; M) = \int_{-\infty}^{R_F} (R_F - R_M)^{n-1} dF(R_M) \quad (3.42)$$

Σύμφωνα με το ανωτέρω πλαίσιο, ο κίνδυνος υπολογίζεται λαμβάνοντας υπόψη μόνο τις μετοχές εκείνες, οι οποίες έχουν απόδοση χαμηλότερη από ένα προκαθορισμένο όριο, το οποίο στην περίπτωση αυτή είναι η απόδοση του ακίνδυνου περιουσιακού στοιχείου.

Η μελέτη των συγγραφέων του άρθρου πραγματοποιείται για δύο περιόδους διάρκειας έξι ετών, 1994-1999 και 1996-2001, κάνοντας χρήση τριμηνιαίων δεδομένων για την απόδοση του ακίνδυνου περιουσιακού στοιχείου, την απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς αλλά και των υπό εξέταση χαρτοφυλακίων. Τα στοιχεία για τον υπολογισμό του ακίνδυνου επιτοκίου και των αποδόσεων της αγοράς προέρχονται από τη βάση δεδομένων του Bloomberg, για τα υπό εξέταση χαρτοφυλάκια από τη βάση δεδομένων Morningstar, ενώ ως μη-αμερικάνικα κεφάλαια χρησιμοποιήθηκαν κεφάλαια από ασιατικές χώρες (Ιαπωνία, Κίνα, Κορέα, κ.ά.).

Πραγματοποιήθηκαν υπολογισμοί τόσο για τα παραδοσιακά μέτρα αξιολόγησης, όσο και για τα μέτρα αξιολόγησης εντός του πλαισίου LPM. Οι Mishra και Rahman διαπίστωσαν ότι σχεδόν το ήμισυ των κεφαλαίων είχε συντελεστή βήτα – LPM χαμηλότερο από το συντελεστή βήτα που προέκυψε από το παραδοσιακό μοντέλο αποτίμησης. Συμπεραίνουμε, επομένως, ότι υπερεκτιμάται ο κίνδυνος των αμοιβαίων κεφαλαίων κάνοντας χρήση του συντελεστή βήτα του CAPM έναντι του συντελεστή βήτα εντός του πλαισίου Lower Partial Moment, ο οποίος αποτελεί ορθό μέτρο κινδύνου όταν η κατανομή των αποδόσεων δεν είναι συμμετρική.

Επιπλέον, παρατηρείται σε ορισμένες περιπτώσεις, ότι οι συντελεστές LPM-βήτα είναι αρνητικοί, που σημαίνει ότι ο κίνδυνος του περιουσιακού στοιχείου είναι αρνητικός. Τέλος, αξίζει να αναφερθεί, ότι ο συνολικός κίνδυνος των αμοιβαίων κεφαλαίων, όπως έχει υπολογισθεί για το πλαίσιο LPM, είναι υψηλότερος από τον κίνδυνο της αγοράς. Επαληθεύεται, επομένως, η ευρέως γνωστή πεποίθηση ότι το καλύτερα διαφοροποιημένο χαρτοφυλάκιο είναι αυτό της αγοράς.

Keating, C. and Shadwick, W. (2002). A universal performance measure. *Journal of Performance Measurement*, Vol. 6, pp. 59-84

Οι Con Keating και William Shadwick ανέπτυξαν ένα μέτρο απόδοσης στο πλαίσιο καθοδικού κινδύνου και της σχέσης κερδών – απωλειών, καθώς πέρα από το μέσο και τη διακύμανση απαιτούνται και οι υψηλότερες τιμές των αποδόσεων για πληρέστερη περιγραφή. Επίσης, μια απόδοση αρκετά υψηλότερη από τη μέση απόδοση έχει διαφορετικό αντίκτυπο στους επενδυτές από μια απόδοση αρκετά μικρότερη από τη μέση.

Το μέτρο αυτό καλείται δείκτης Ωμέγα (Ω – Omega measure). Ο δείκτης αυτός λαμβάνει υπόψη όλες τις υψηλότερες στιγμές μιας κατανομής αποδόσεων, παρέχοντας έτσι μια πλήρη περιγραφή των χαρακτηριστικών της ανταμοιβής κινδύνου που υπολογίζεται εύκολα. Αντικαθιστά την εκτίμηση των μεμονωμένων στιγμών με το συνολικό τους αντίκτυπο, εστιάζοντας στο πραγματικό ενδιαφέρον των επενδυτών. Επομένως, παρέχεται μια αξιολόγηση της ανταμοιβής κινδύνου για μια κατανομή αποδόσεων, η οποία ενσωματώνει τη θετική επίδραση των κερδών και τις επιζήμιες επιπτώσεις των απωλειών σε σχέση με το όριο απώλειας του κάθε επενδυτή.

Ο δείκτης Ωμέγα υπολογίζεται ως εξής:

$$\Omega(r) = \frac{\int_r^b [1-F(x)] dx}{\int_a^r F(x) dx} \quad (3.43)$$

όπου,

r = το επιδιωκόμενο ποσοστό απόδοσης

$[a, b]$ = το διάστημα των αποδόσεων

$F(x)$ = η αθροιστική κατανομή των αποδόσεων

Λαμβάνοντας υπόψη όλες τις στιγμές της κατανομής, ο δείκτης Ωμέγα διαχωρίζει τις αποδόσεις που βρίσκονται άνω του επιδιωκόμενου ποσοστού με αυτές που βρίσκονται κάτω από αυτό. Η εφαρμογή του έγκειται στη σύγκριση μεταξύ των

πιθανών κερδών και των πιθανών ζημιών. Επιτρέπεται, επομένως, η σύγκριση των αποδόσεων διαφορετικών περιουσιακών στοιχείων, τα οποία στη συνέχεια ταξινομούνται με βάση την τιμή που λαμβάνει ο δείκτης Ωμέγα. Η κατάταξη θα εξαρτάται από το διάστημα των υπό εξέταση αποδόσεων και θα συμπεριλαμβάνει όλες τις υψηλότερες στιγμές.

Τα δεδομένα της μελέτης για την εφαρμογή του ανωτέρω δείκτη αποτελούνται από μηνιαία στοιχεία για τη χρονική περίοδο από τον Ιανουάριο του 1993 μέχρι τον Απρίλιο του 2001 και προέρχονται από τις βάσεις δεδομένων MSCI και SWGBI.

Τα αποτελέσματα της έρευνας βασίζονται στον κανόνα των αποφάσεων, δηλαδή ότι «προτιμούμε περισσότερα από λιγότερα». Η σειρά προτιμήσεων διαφοροποιείται κάνοντας χρήση του δείκτη Ωμέγα, πέρα από το παραδοσιακό μέτρο του δείκτη Sharpe. Η διαφορά αυτή προκύπτει λόγω των πρόσθετων πληροφοριών για τις υψηλές τιμές της κατανομής που προσδίδει η χρήση του δείκτη Ωμέγα.

Επιπλέον, η κανονική φύση του Ωμέγα επιτρέπει τη χρήση εναλλακτικών συναρτήσεων χρησιμότητας που κωδικοποιούν προτιμήσεις ή ανοχές κινδύνου. Αυτό οφείλεται στα πρόσθετα μέτρα επιδόσεων που μπορούν να εφαρμοστούν από τις γενικότερες μεταβολές της κατανομής των αποδόσεων.

Τέλος, προτείνεται από τους συγγραφείς η περαιτέρω διερεύνηση όσον αφορά τη δραστηριότητα κεφαλαίων, στα οποία οι υψηλότερες στιγμές είναι σημαντικές και σχετίζονται άμεσα με την πώληση ρευστότητας, οδηγώντας, ενδεχομένως, σε ταύτιση των παραγόντων που οφείλονται για την απόδοση.

Estrada, J. (2003). *Mean-Semivariance Behavior (II): The D-CAPM*. IESE Business School

Ο Estrada στο άρθρο του αμφισβητεί τη χρήση της διακύμανσης ως μέτρο κινδύνου. Η άποψή του στηρίζεται στο γεγονός ότι η διακύμανση αποτελεί κατάλληλο μέτρο του κινδύνου όταν η κατανομή των αποδόσεων είναι συμμετρική, καθώς και όταν οι αποδόσεις είναι κανονικά κατανομημένες. Ωστόσο, η συμμετρία και η κανονικότητα των αποδόσεων έχει αμφισβητηθεί έντονα μέσα από διάφορες εμπειρικές μελέτες.

Αντίθετα, η ημιδιακύμανση θεωρείται ως ένα πιο εύλογο μέτρο κινδύνου. Βασικό παράγοντα αποτελεί η αποστροφή των επενδυτών για τις αρνητικές μεταβολές των αποδόσεων, ενώ η ανοδικές μεταβολές δεν θεωρούνται μειονέκτημα. Επίσης, η ημιδιακύμανση θεωρείται αποτελεσματική όχι μόνο σε συμμετρικές και κανονικά κατανομημένες αποδόσεις, αλλά και σε ασύμμετρες και μη κανονικά κατανομημένες.

Στο άρθρο του, ο Estrada, προτείνει εναλλακτικά μέτρα κινδύνου για τους διαφοροποιημένους επενδυτές, αλλά και μια παραλλαγή του παραδοσιακού υποδείγματος αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων. Συγκεκριμένα, προτείνει τη χρήση του συντελεστή βήτα καθοδικού κινδύνου (downside beta) ως μέτρο υπολογισμού του κινδύνου, μέσω του οποίου διαμορφώνει ένα νέο υπόδειγμα, το Downside CAPM ή αλλιώς D-CAPM.

Σύμφωνα με το D-CAPM, ο κίνδυνος ενός περιουσιακού στοιχείου υπολογίζεται μέσω της ημι-τυπικής απόκλισης (semideviation), η οποία αποτελεί την τετραγωνική ρίζα της ημιδιακύμανσης. Δηλαδή:

$$\text{ημιτυπική απόκλιση} = \sqrt{E \{ \text{Min}[(R_i - \mu_i), 0]^2 \}} \quad (3.44)$$

Στο καθοδικό πλαίσιο κινδύνου η καθοδική συνδιακύμανση προκύπτει ως ακολούθως:

$$\Sigma_{iM} = E \{ \text{Min}[(R_i - \mu_i), 0] \text{Min} [(R_M - \mu_M), 0] \} \quad (3.45)$$

Ο συντελεστής βήτα καθοδικού κινδύνου ορίζεται από τον Estrada ως εξής:

$$\beta_i^D = \frac{E\{\text{Min}[(R_i - \mu_i), 0] \text{Min}[(R_M - \mu_M), 0]\}}{E\{\text{Min}[(R_M - \mu_M), 0]^2\}} \quad (3.46)$$

Με τη χρήση του συντελεστή αυτού, αντί του παραδοσιακού συντελεστή βήτα, διαμορφώνεται το D-CAPM, εστιάζοντας στο πλαίσιο καθοδικού κινδύνου.

Τα δεδομένα που χρησιμοποιήθηκαν από το συγγραφέα του άρθρου προέρχονται από τη βάση δεδομένων της Morgan Stanley Capital Indices (MSCI) και αποτελούνται από ανεπτυγμένες, αλλά και αναδυόμενες αγορές, για το τέλος του έτους 2001. Συγκεκριμένα, χρησιμοποιήθηκαν μηνιαία δεδομένα από 23 ανεπτυγμένες και 27 αναδυόμενες αγορές.

Ο Estrada, μέσα από τη μελέτη του, εντόπισε το πρόβλημα ανισότητας που υπήρχε στην καθοδική συνδιακύμανση, όπως αυτή είχε οριστεί από τους Hogan και Warren, καθώς η καθοδική συνδιακύμανση ενός περιουσιακού στοιχείου i με το χαρτοφυλάκιο της αγοράς, είναι διαφορετική από αυτή του χαρτοφυλακίου της αγοράς με ένα περιουσιακό στοιχείο i .

Επίσης, χρησιμοποιώντας τον downside-beta και ορίζοντας το D-CAPM εμβαθύνει στην αποστροφή των επενδυτών ως προς την αρνητική μεταβλητότητα των αποδόσεων, καθώς η θετική μεταβλητότητά τους είναι, προφανώς, ευπρόσδεκτη. Οι επενδυτές δεν φοβούνται αποδόσεις μεγαλύτερες από την ελάχιστη αποδεκτή απόδοση, αντιθέτως ανησυχούν για αποδόσεις μικρότερες της ελάχιστης αποδεκτής απόδοσης.

Στα συμπεράσματα της μελέτης του Estrada συμπεριλαμβάνεται επίσης η διαφορά μεταξύ του παραδοσιακού συντελεστή βήτα και του καθοδικού βήτα. Παρατηρείται ότι οι μέσες αποδόσεις του δείγματος είναι περισσότερο ευαίσθητες στις μεταβολές του καθοδικού συντελεστή βήτα, σε αντίθεση με ισότιμες μεταβολές κάνοντας χρήση του παραδοσιακού συντελεστή βήτα.

**Post T. and Van Vliet P. (2005). *Empirical tests of the mean-semivariance CAPM*.
Erasmus University Rotterdam**

Οι Thierry Post και Pim Van Vliet πραγματοποίησαν μέσω της μελέτης τους μια εμπειρική σύγκριση ανάμεσα στο παραδοσιακό και το καθοδικό υπόδειγμα αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων.

Αφορμή της έρευνάς τους αποτέλεσε η αμφισβήτηση της διακύμανσης ως μέτρο του επενδυτικού κινδύνου, καθώς, όπως παρατηρήθηκε και από προηγούμενες μελέτες, οι επενδυτές δίνουν μεγαλύτερη σημασία στις πτωτικές μεταβολές των αποδόσεων απ' ό,τι στις ανοδικές. Συνεπώς, αμφισβητείται η χρήση της διακύμανσης και του παραδοσιακού συντελεστή βήτα και παράλληλα εξετάζεται η χρήση της ημιδιακύμανσης και του καθοδικού συντελεστή βήτα ως μέτρο του συστηματικού κινδύνου.

Τα δεδομένα που χρησιμοποιήθηκαν προέρχονται από τους χρηματιστηριακούς δείκτες NYSE, AMEX και NASDAQ, με βασική προϋπόθεση η κάθε μετοχή να έχει διαθέσιμα δεδομένα για τουλάχιστον 60 μήνες. Για την ορθότερη εξαγωγή συμπερασμάτων, οι συγγραφείς πραγματοποίησαν τη μελέτη τους για μία μεγάλη χρονική περίοδο, από το 1931 έως το 2002, χωρίζοντας το εν λόγω διάστημα σε δύο υποπεριόδους ίσης διάρκειας, 1931-1966 και 1967-2002. Συμπεριλαμβάνονται, επομένως, τόσο περιόδοι με ανοδική πορεία της αγοράς, όσο και με πτωτική.

Από τα συμπεράσματα της μελέτης προκύπτει ότι το καθοδικό υπόδειγμα αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων, το οποίο χρησιμοποιεί την ημιδιακύμανση, ερμηνεύει αποτελεσματικότερα τις αποδόσεις των μετοχών συγκριτικά με το παραδοσιακό υπόδειγμα, το οποίο χρησιμοποιεί τη διακύμανση. Τα αποτελέσματα της μελέτης των συγγραφέων αντικατοπτρίζουν τις ασύμμετρες κατανομές των αποδόσεων των υπό εξέταση μετοχών, ειδικά σε περιόδους ύφεσης.

Επίσης, η σχέση απόδοσης – κινδύνου ερμηνεύεται καλύτερα από τον καθοδικό συντελεστή βήτα, συγκριτικά με τον παραδοσιακό συντελεστή βήτα. Συγκεκριμένα, σε περιόδους ύφεσης της οικονομίας, παρατηρείται μια σχεδόν τέλεια σχέση μεταξύ κινδύνου και απόδοσης.

Σχετικά με το παραδοσιακό υπόδειγμα παρατηρείται ότι, μετοχές με χαμηλό συντελεστή βήτα είναι υποτιμημένες, ενώ αντίθετα, μετοχές με υψηλό συντελεστή βήτα είναι υπερτιμημένες. Κάνοντας χρήση της ημιδιακύμανσης και συνεπώς του καθοδικού υποδείγματος, ο καθοδικός συντελεστής βήτα παρουσιάζει υψηλότερες τιμές από τον παραδοσιακό συντελεστή βήτα για χαρτοφυλάκια με χαμηλό συντελεστή συστηματικού κινδύνου, ενώ παρουσιάζει χαμηλότερες τιμές από τον παραδοσιακό βήτα για χαρτοφυλάκια με υψηλό συντελεστή συστηματικού κινδύνου.

Συνεπώς, το τελικό συμπέρασμα των συγγραφέων είναι ότι ο καθοδικός συντελεστής βήτα καθορίζει σε μεγαλύτερο βαθμό τις αποδόσεις των μετοχών, συγκριτικά με το συντελεστή βήτα του παραδοσιακού υποδείγματος αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων.

Galagedera Don U. A. (2007). An alternative perspective on the relationship between downside beta and CAPM beta. *Emerging Markets Review*, Vol. 8, Issue 1, pp. 4–19

Στο άρθρο του ο Don U.A. Galagedera εξέτασε τη σχέση μεταξύ του συντελεστή βήτα του CAPM με τρία μέτρα καθοδικού κινδύνου, λαμβάνοντας υπόψη τα πλαίσια μέσου – διακύμανσης και μέσου – ημιδιακύμανσης. Η σχέση μεταξύ του παραδοσιακού συντελεστή βήτα και του καθοδικού συντελεστή βήτα εξαρτάται από την τυπική απόκλιση, τη λοξότητα και την κυρτότητα της κατανομής των αποδόσεων του χαρτοφυλακίου της αγοράς. Ως αποτέλεσμα αυτού, η επιλογή του αποτελεσματικότερου μέτρου κινδύνου εξαρτάται από την αγορά.

Τα δεδομένα που χρησιμοποιήθηκαν από τον συγγραφέα προέρχονται από τη βάση δεδομένων της Morgan Stanley Capital Indices (MSCI) των αναδυόμενων αγορών. Η μελέτη πραγματοποιείται για 27 αναδυόμενες αγορές για 10-ετή χρονική περίοδο, και συγκεκριμένα για την χρονική περίοδο Ιανουάριος 1995 – Δεκέμβριος 2004. Χρησιμοποιούνται μηνιαίες αποδόσεις για τη μεταβολή των τιμών κλεισίματος, ενώ ως δείκτης αγοράς λογίζεται ο παγκόσμιος δείκτης της βάσης δεδομένων της MSCI και ως ακίνδυνο περιουσιακό στοιχείο το 10-ετές Treasury bond των Ηνωμένων Πολιτειών.

Η μελέτη του Galagedera διερευνά τις αναδυόμενες αγορές, λόγω της αδυναμίας του παραδοσιακού CAPM να εξηγήσει τη μεταβολή των τιμών, της αστάθειας των αποδόσεων και της ασύμμετρης κατανομής τους. Επικεντρώνεται στην εξέταση του συστηματικού κινδύνου που συνδέεται με τον παραδοσιακό και τον καθοδικό συντελεστή βήτα. Τα εναλλακτικά μέτρα κινδύνου που εξετάζονται είναι τρεις διαφορετικές εκδοχές του καθοδικού συντελεστή βήτα.

Ο καθοδικός συντελεστής βήτα, όπως ορίστηκε από τους Bawa και Lindenberg το 1977:

$$\beta_{im}^{(BL)} = \frac{E [(R_i - R_f) \text{Min}(R_m - R_f, 0)]}{E [\text{Min}(R_m - R_f, 0)]^2} \quad (3.47)$$

Ο καθοδικός συντελεστής βήτα, όπως ορίστηκε από τους Harlow και Rao το 1989:

$$\beta_{im}^{(HR)} = \frac{E [(R_i - \mu_i) \text{Min}(R_m - \mu_m, 0)]}{E [\text{Min}(R_m - \mu_m, 0)]^2} \quad (3.48)$$

Ο καθοδικός συντελεστής βήτα, όπως ορίστηκε από τον Estrada το 2002:

$$\beta_{im}^{(E)} = \frac{E [\text{Min}(R_i - \mu_i, 0) \text{Min}(R_m - \mu_m, 0)]}{E [\text{Min}(R_m - \mu_m, 0)]^2} \quad (3.49)$$

Στο άρθρο, μέσω μιας διαδικασίας δημιουργίας δεδομένων (Data Generating Process), πραγματοποιείται σύγκριση ανάμεσα στο συντελεστή βήτα του παραδοσιακού CAPM και το καθοδικό CAPM. Στο πλαίσιο μέσου – διακύμανσης ο παραδοσιακός συντελεστής βήτα εκτιμά σωστά το HR-beta, υποτιμά ή υπερεκτιμά το BL-beta, ενώ το E-beta πάντα υποτιμάται. Από την άλλη, στο πλαίσιο μέσου – ημιδιακύμανσης, υπερεκτιμάται το HR-beta.

Ο συντελεστής βήτα του CAPM και ο καθοδικός συντελεστής βήτα επηρεάζονται από την τυπική απόκλιση, τη λοξότητα και την κυρτότητα των αποδόσεων του χαρτοφυλακίου της αγοράς. Η επίδραση αυτή είναι εντονότερη στο πλαίσιο καθοδικού κινδύνου. Επομένως, όσον αφορά τις αναδυόμενες αγορές, η μεταβολή των αποδόσεων εξηγείται καλύτερα από τον καθοδικό συντελεστή βήτα, απ' ότι με τον παραδοσιακό συντελεστή βήτα του CAPM.

Από την έρευνα συμπεραίνουμε, ότι ο BL-beta είναι καλύτερο μέτρο όταν οι τίτλοι έχουν μη φυσιολογικές αποδόσεις, ενώ το HR-beta είναι καταλληλότερο μέτρο όταν η κατανομή των αποδόσεων έχει υψηλή κύρτωση. Η σχέση μεταξύ του E-beta και των άλλων μέτρων περιλαμβάνει μια συγκεκριμένη συνιστώσα περιουσιακών στοιχείων, η οποία αποτελεί συνάρτηση των αποδόσεων του χαρτοφυλακίου της αγοράς και των αποδόσεων του περιουσιακού στοιχείου.

Επομένως, στις αναδυόμενες αγορές, η επιλογή του κατάλληλου μοντέλου αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων και του κατάλληλου μέτρου κινδύνου εξαρτάται από τα χαρακτηριστικά της αγοράς.

Lohre, H., Neumann, T. and Winterfeldt, T. (2009). *Portfolio Construction with Downside Risk*. Union Investment Institutional GmbH

Η κατασκευή χαρτοφυλακίου επιδιώκει τη βέλτιστη αντιστάθμιση μεταξύ αναμενόμενης απόδοσης και σχετικού κινδύνου. Η περιγραφή του κινδύνου στηρίζεται στη μεταβλητότητα των αποδόσεων, ωστόσο οι ανησυχίες των επενδυτών υφίστανται ως επί το πλείστον στον καθοδικό κίνδυνο, δηλαδή στην απώλεια που ενδεχομένως να παρουσιάσει η αξία των περιουσιακών στοιχείων που διακατέχουν.

Η μελέτη των Lohre, Neumann και Winterfeldt έχει σκοπό να εξετάσει εμπειρικά αν τα μέτρα ασύμμετρου κινδύνου είναι αποτελεσματικότερα για τον προσδιορισμό του κινδύνου στη διαδικασία κατασκευής χαρτοφυλακίου. Για το λόγο αυτό, χρησιμοποιούνται εναλλακτικά μέτρα κινδύνου, αντικαθιστώντας τη μεταβλητότητα (volatility).

Τα δεδομένα της έρευνας προέρχονται από ένα ευρωπαϊκό χαρτοφυλάκιο μετοχών. Συγκεκριμένα χρησιμοποιούνται εβδομαδιαία δεδομένα αποδόσεων του δείκτη Dow Jones EURO STOXX 50, για χρονική περίοδο από τον Ιανουάριο του 1992 έως το Νοέμβριο του 2009. Παρατηρείται λοξότητα στο 60% του δείγματος των αποδόσεων και επομένως, η ασυμμετρία αυτή απαιτεί κατάλληλο έλεγχο των κινδύνων κάνοντας χρήση εναλλακτικών μέτρων. Στη μελέτη του άρθρου εξετάζονται τα VaR, CVaR (Conditional VaR), Loss Penalty, η ημιδιακύμανση και η ημιτυπική απόκλιση στο πλαίσιο του μοντέλου LPM, καθώς και η ασυμμετρία του δείγματος.

Το Value at Risk (αξία σε κίνδυνο) αντιπροσωπεύει μια τιμή απώλειας που δεν παραβιάζεται με μια συγκεκριμένη – υψηλή – πιθανότητα για μια συγκεκριμένη χρονική περίοδο.

$$VaR_p(R) = -F_R^{-1}(1 - p) = -F_R^{-1}(0.01) \quad (3.50)$$

όπου,

R = η τυχαία απόδοση ενός χαρτοφυλακίου για μια συγκεκριμένη περίοδο κατοχής

F_R = η αθροιστική συνάρτηση κατανομής του R

p = το επίπεδο εμπιστοσύνης

Η αδυναμία του VaR να λαμβάνει υπόψη τις ακραίες τιμές κάτω από ένα καθορισμένο ποσοστό βελτιώνεται με τη χρήση του CVaR, το οποίο ορίζεται ως:

$$CVaR_p(R) = -E[R | R < F_R^{-1}(0.01)] \quad (3.51)$$

Η λοξότητα μιας κατανομής εκφράζει το βαθμό ασυμμετρίας και ορίζεται ως εξής:

$$\gamma(R) = \frac{E[(R-E(R))^3]}{\sigma(R)^3} \quad (3.52)$$

Κατά τη μελέτη των συγγραφέων τα έτη εξετάζονται σε ζεύγη, όπου η μεταβλητότητα παρουσιάζει υψηλή συσχέτιση, υποδηλώνοντας σημαντική προβλεψιμότητα. Επίσης, παρόμοια είναι τα αποτελέσματα και για την ημιδιακύμανση (semivariance) και την ημιτυπική απόκλιση (semideviation). Αντίθετα, τα αποτελέσματα για το Value at Risk είναι ασταθή, ενώ για το Loss Penalty είναι ισχυρότερα. Οι συγγραφείς καταλήγουν στο συμπέρασμα ότι ορισμένα από τα εναλλακτικά μέτρα κινδύνου είναι αρκετά αποτελεσματικά στη βελτιστοποίηση του υπό εξέταση χαρτοφυλακίου. Προτείνουν, επίσης, για μελλοντικές έρευνες την εξέταση χαρτοφυλακίων των οποίων οι αποδόσεις αντιμετωπίζουν ισχυρότερη ασυμμετρία, προκειμένου να ενισχυθεί η αποτελεσματικότητα των εναλλακτικών μέτρων κινδύνου έναντι των παραδοσιακών.

Mamoghli, C. and Daboussi, S. (2010). Capital asset pricing models and performance measures in the downside risk framework. *Journal of Emerging Market Finance*, Vol. 9, Issue 2, pp. 95-130

Ο σκοπός της έρευνας των Chokri Mamoghli και Sami Daboussi είναι η απόδειξη της καλύτερης ερμηνείας που παρέχει το καθοδικό πλαίσιο κινδύνου (downside risk framework), και συγκεκριμένα το D – CAPM, στην αποτίμηση των περιουσιακών στοιχείων, συγκριτικά με το παραδοσιακό μοντέλο μέσου – διακύμανσης. Αρχικά, αναφέρονται το παραδοσιακό μοντέλο αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων και τα παραδοσιακά μέτρα απόδοσης. Ωστόσο, τα όρια στα οποία υπόκεινται, ιδίως όσον αφορά την ασυμμετρία των αποδόσεων και την αντίληψη του κινδύνου, καθιστούν αναγκαία την περαιτέρω διεύρυνση και τη χρήση των εναλλακτικών μέτρων αξιολόγησης των επενδύσεων.

Η διακύμανση και ο συντελεστής βήτα, που είχαν καθιερωθεί ως παραδοσιακά μέτρα του κινδύνου, δεν κάνουν διάκριση στις αποδόσεις που είναι μεγαλύτερες από τη μέση αναμενόμενη απόδοση και σε αυτές που είναι μικρότερες από αυτή, θεωρώντας τις εξίσου ανεπιθύμητες. Στην πραγματικότητα, όμως, οι επενδυτές ταυτίζουν την έννοια του κινδύνου με την πραγματοποίηση απόδοσης μικρότερη από την απόδοση – στόχο, την οποία έχουν θέσει.

Έχοντας κριθεί ως ανεπαρκή τα παραδοσιακά μέτρα αξιολόγησης, πολλοί ερευνητές ασχολήθηκαν με τη θεμελίωση των μέτρων καθοδικού κινδύνου και το σχετικό πλαίσιο αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων. Στα πλαίσια της έρευνας τους, οι συγγραφείς του άρθρου, αναπτύσσουν δύο νέα μέτρα απόδοσης στο πλαίσιο του καθοδικού κινδύνου, χρησιμοποιώντας το καθοδικό συντελεστή βήτα (downside beta), όπως αυτός αναπτύχθηκε από τον Estrada (2007).

Το πρώτο μέτρο που ονομάζεται δείκτης Mamoghli και Daboussi και συμβολίζεται με MD_P , είναι παρόμοιο με το δείκτη Treynor και το δείκτη των Mishra και Rahman. Υπολογίζεται ως εξής:

$$MD_P = \frac{R_P - MAR}{\beta_P^D} \quad (3.53)$$

όπου,

R_P = η απόδοση του χαρτοφυλακίου

MAR = η ελάχιστη αποδεκτή απόδοση (minimum acceptable return)

β_P^D = ο συντελεστής βήτα καθοδικού κινδύνου του χαρτοφυλακίου

Ο συντελεστής βήτα καθοδικού κινδύνου, όπως αναπτύχθηκε από τον Estrada, προκύπτει ως ακολούθως:

$$\beta_P^D = \frac{E\{\text{Min}[(R_P - \mu_P), 0] \text{Min}[(R_M - \mu_M), 0]\}}{E\{\text{Min}[(R_M - \mu_M), 0]^2\}} \quad (3.54)$$

Με τον ανωτέρω δείκτη που αναπτύσσουν οι συγγραφείς, υπολογίζουν την υπερβάλλουσα απόδοση του χαρτοφυλακίου πάνω από την ελάχιστη αποδεκτή απόδοση διαιρούμενη με τον καθοδικό συντελεστή βήτα του D – CAPM. Η επιλογή του γίνεται με σκοπό να ξεπεραστεί το πρόβλημα ανισότητας των ημισυνδιακυμάνσεων που παρατηρήθηκε στο δείκτη των Mishra και Rahman με τη χρήση του καθοδικού συντελεστή βήτα των Harlow και Rao.

Το δεύτερο μέτρο των συγγραφέων είναι ο συντελεστής Alpha των Mamoghli και Daboussi, ο οποίος αποτελεί παραλλαγή του παραδοσιακού Jensen Alpha, έχοντας αντικαταστήσει το παραδοσιακό συντελεστή βήτα με αυτόν του καθοδικού κινδύνου. Συμβολίζεται με α_P^{MD} και υπολογίζεται ως εξής:

$$\alpha_P^{MD} = R_P - [R_F + \beta_P^D (E(R_M) - R_F)] \quad (3.55)$$

Ο ανωτέρω δείκτης υπολογίζει την απόδοση του χαρτοφυλακίου πέραν του απαιτούμενου ποσοστού απόδοσης, σύμφωνα με το D – CAPM.

Στο επόμενο μέρος του άρθρου τους, οι ερευνητές πραγματοποιούν σύγκριση του παραδοσιακού CAPM και του καθοδικού CAPM, αλλά και σύγκριση των παραδοσιακών μέτρων απόδοσης με τα αντίστοιχα του καθοδικού κινδύνου. Τα δεδομένα που χρησιμοποιήθηκαν είναι μηνιαία και προέρχονται από τη βάση δεδομένων MSCI (Morgan Stanley Capital Indices) για τη χρονική περίοδο από τον Ιανουάριο του 1995 μέχρι το Δεκέμβριο του 2004. Πρόκειται για δεδομένα 27

αναδυόμενων αγορών. Ως χαρτοφυλάκιο της αγοράς λογίζεται ο παγκόσμιος δείκτης της βάσης δεδομένων, ενώ ως ακίνδυνο περιουσιακό στοιχείο το 10ετές U.S. Treasury Note στην αρχή του 2005.

Αρχικά, εξετάζεται η φύση των κατανομών των αποδόσεων των αναδυόμενων αγορών. Στη συνέχεια εξετάζεται το αντίκτυπο των μέτρων καθοδικού κινδύνου στην αξιολόγηση των χαρτοφυλακίων, όπου πραγματοποιείται σύγκριση ανάμεσα στο παραδοσιακό CAPM, το μοντέλο MLPM και το D – CAPM. Τέλος, συγκρίνονται τα παραδοσιακά μέτρα απόδοσης έναντι των εναλλακτικών μέτρων.

Η υπόθεση της κανονικότητας, που αποτελεί βασική υπόθεση του παραδοσιακού μοντέλου αποτίμησης, απορρίπτεται για τις 22 εκ των 27 αναδυόμενων αγορών του δείγματος. Η απόκλιση των αποδόσεων από την κανονικότητα ενισχύει το σκοπό του άρθρου, αφού η ασύμμετρη φύση τους χρίζει αναγκαία τη συμπερίληψη των μέτρων καθοδικού κινδύνου. Πραγματοποιείται ανάλυση παλινδρόμησης για την μέση απόδοση υπό διάφορα μέτρα συστηματικού κινδύνου. Από τα αποτελέσματα προκύπτει ότι ο καθοδικός συντελεστής βήτα του Estrada είναι η καλύτερη σε ερμηνεία μεταβλητή.

Από τη σύγκριση ανάμεσα στο παραδοσιακό CAPM, το μοντέλο MLPM και το D – CAPM, συμπεραίνουμε ότι το D – CAPM περιγράφει καλύτερα την αποτίμηση των περιουσιακών στοιχείων. Συγκριτικά με το παραδοσιακό υπόδειγμα, υπάρχουν σημαντικές διαφορές, οι οποίες οφείλονται στην ασυμμετρία των αποδόσεων και τις προτιμήσεις των επενδυτών, ενώ συγκριτικά με το μοντέλο MLPM, οι διαφορές που παρατηρούνται οφείλονται στην ανισότητα των ημισυνδιακυμάνσεων που προκύπτουν σε αυτό.

Τέλος, όσον αφορά τη σύγκριση των μέτρων αξιολόγησης, προκύπτει ότι ο δείκτης Matoghli και Daboussi αποτελεί ένα ακριβές μέτρο, καθώς λαμβάνει υπόψη την ασυμμετρία των αποδόσεων και την αντίληψη των επενδυτών για τον κίνδυνο, τα οποία παραλείπονται στο δείκτη Treynor, ενώ επίσης ξεπερνά και το πρόβλημα της ανισότητας των ημισυνδιακυμάνσεων που παρατηρείται στο δείκτη Mishra και Rahman. Επιπλέον, η σύγκριση των συντελεστών άλφα επιφέρει διαφορετική

κατάταξη στα χαρτοφυλάκια, όπου ο Jensen alpha και ο Mishra and Rahman alpha υπερεκτιμούν τον κίνδυνο. Συγκεκριμένα, η υπερεκτίμηση του Jensen alpha συγκριτικά με το Mamoghli και Daboussi alpha οφείλεται στην ασύμμετρη φύση των αποδόσεων και στην αντίληψη των επενδυτών για τον κίνδυνο, η οποία δεν λαμβάνεται υπόψη από το Jensen alpha. Ωστόσο, η υπερεκτίμηση του Mishra and Rahman alpha συγκριτικά με το Mamoghli και Daboussi alpha ερμηνεύεται από την ανισότητα των ημισυνδιακυμάνσεων που παρατηρείται στο Mishra and Rahman alpha. Επομένως, οι ερευνητές συμπεραίνουν, ότι ο Mamoghli και Daboussi alpha είναι κατάλληλο μέτρο κινδύνου που επιτρέπει να ξεπεραστούν οι αδυναμίες των Jensen alpha και ο Mishra and Rahman alpha.

Artavanis, N., Diacogiannis, G. and Mylonakis, J. (2010). The D-CAPM: The Case of Great Britain and France. *International Journal of Economics and Finance*, Vol. 2, Issue 3, pp. 25-38

Οι Diacogiannis, Artavanis και Mylonakis στη μελέτη τους διερευνούν εμπειρικά τη σχέση μεταξύ κινδύνου και απόδοσης στο καθοδικό και στο τακτικό πλαίσιο κινδύνου, χρησιμοποιώντας τη μεθοδολογία των Fama and MacBeth και τέσσερα μέτρα κινδύνου. Τα μέτρα αυτά σχετίζονται τόσο με το παραδοσιακό μοντέλο μέσου – διακύμανσης, όσο και με το εναλλακτικό μοντέλο μέσου – ημιδιακύμανσης, το οποίο προτείνεται ολοένα και εντονότερα τα τελευταία χρόνια. Συγκεκριμένα, τα μέτρα που εξετάζονται από το παραδοσιακό μοντέλο είναι η τυπική απόκλιση και ο συντελεστής βήτα, ενώ από το καθοδικό πλαίσιο η ημιτυπική απόκλιση και ο καθοδικός συντελεστής βήτα.

Εξετάζεται ένα δείγμα μετοχών του Ηνωμένου Βασιλείου και της Γαλλίας, όπου χρησιμοποιούνται εβδομαδιαία δεδομένα που προέρχονται από το Χρηματιστήριο του Λονδίνου (LSE) και το Χρηματιστήριο του Παρισιού (PSE). Η εξέταση πραγματοποιήθηκε για δύο περιόδους, από τον Ιανουάριο του 1997 έως το Δεκέμβριο του 2002 και από τον Ιανουάριο του 1999 έως το Δεκέμβριο του 2004. Η κάθε περίοδος χωρίζεται σε δύο υποπεριόδους, όπου η πρώτη διαρκεί δύο έτη και χρησιμοποιείται για το σχηματισμό χαρτοφυλακίων, ενώ η δεύτερη διαρκεί τέσσερα έτη και χρησιμοποιείται για την εξέταση των υποθέσεων της μελέτης.

Από το Χρηματιστήριο του Λονδίνου επιλέχθηκαν 260 μετοχές για κάθε περίοδο, ενώ από το Χρηματιστήριο του Παρισιού επιλέχθηκαν 161 μετοχές για την πρώτη περίοδο και 207 για τη δεύτερη. Για τον υπολογισμό των συντελεστών βήτα του Ηνωμένου Βασιλείου και της Γαλλίας χρησιμοποιήθηκαν οι δείκτες FTSE – 100 και CAC – 40, αντίστοιχα. Η εργασία εκπονήθηκε τόσο για τη μελέτη χαρτοφυλακίων, όσο και μεμονωμένων μετοχών.

Όσο αφορά τα συμπεράσματα της έρευνας, τα μέτρα καθοδικού κινδύνου για το Ηνωμένο Βασίλειο παρουσιάζουν ισχυρότερη ερμηνευτική ισχύ από τα παραδοσιακά μέτρα των αποδόσεων για τις μεμονωμένες μετοχές, ωστόσο αυτό

δεν παρατηρείται και τα υπό εξέταση χαρτοφυλάκια. Για τη Γαλλία, παρατηρείται η ισχύς της ημιτυπικής απόκλισης για την ερμηνεία των αποδόσεων μεμονωμένων μετοχών, όταν χρησιμοποιείται μαζί με την τυπική απόκλιση, ενώ για τα χαρτοφυλάκια τα ανωτέρω μέτρα παρουσιάζουν ασήμαντους συντελεστές. Ο καθοδικός συντελεστής βήτα είναι ισοδύναμος ή ανώτερος, ως προς την ερμηνεία των χαρτοφυλακίων, με το παραδοσιακό συντελεστή βήτα.

Επιπλέον, αν η κατανομή των αποδόσεων είναι κανονική και ο δείκτης της αγοράς βρίσκεται εντός του αποτελεσματικού συνόρου μέσου – ημιδιακύμανσης, τότε η αναμενόμενη απόδοση κάθε μετοχής μπορεί να εκφραστεί ως μια γραμμική συνάρτηση δύο μεταβλητών, όπου η μία μεταβλητή είναι ο κίνδυνος στο συγκεκριμένο χαρτοφυλάκιο και η άλλη είναι ένας επιπρόσθετος κίνδυνος που σχετίζεται με τη μετακίνηση εντός του αποτελεσματικού συνόρου. Η ανώτερη σχέση που προκύπτει αποτελεί μια πιθανή εξήγηση των αποτελεσμάτων της μελέτης, καθώς θα πρέπει να λαμβάνονται υπόψη και οι δύο μεταβλητές που επηρεάζουν τις αναμενόμενες αποδόσεις.

Τέλος, συμπεραίνεται ότι τα δύο μοντέλα, το παραδοσιακό MV – CAPM και το καθοδικό SV – CAPM, είναι πανομοιότυπα όταν οι αποδόσεις είναι κανονικά κατανομημένες. Ωστόσο, όταν οι αποδόσεις είναι λοξές, οι συγγραφείς προτείνουν την εξέταση της λοξότητας σε ένα μοντέλο αποτίμησης τριών παραμέτρων (three parameter asset pricing model), έναντι της χρήσης του SV – CAPM.

Boasson, V., Boasson, E. and Zhou, Z. (2011). Portfolio optimization in a mean-semivariance framework. *Investment Management and Financial Innovations*, Vol. 8, Issue 3, pp. 58-68

Οι Vigdis Boasson, Emil Boasson και Zhao Zhou εξετάζουν στη μελέτη τους μια προσέγγιση μέσου – ημιδιακύμανσης για τη μέτρηση του καθοδικού κινδύνου σε επιλογές βέλτιστων χαρτοφυλακίων. Με βάση την προσέγγισή τους, εστιάζουν στις κατανομές των αποδόσεων που είναι χαμηλότερες από την αναμενόμενη απόδοση της επένδυσης.

Η μελέτη τους οφείλεται στο πλαίσιο μέσου – διακύμανσης, που αναπτύχθηκε από τον Harry Markowitz, στο οποίο χρησιμοποιείται η διακύμανση ως μέτρο κινδύνου, θεωρώντας, ωστόσο, εξίσου ανεπιθύμητες τις μεταβολές των αποδόσεων τόσο πάνω από την αναμενόμενη απόδοση, όσο και κάτω από αυτήν. Αντίθετα, η χρήση της ημιδιακύμανσης συμβαδίζει περισσότερο με την διαισθητική αντίληψη του κινδύνου των επενδυτών, οι οποίοι θέλουν να αποφύγουν αποδόσεις χαμηλότερες από την αναμενόμενη απόδοση.

Στο άρθρο χρησιμοποιείται ένα δείγμα από επτά χρηματιστηριακούς δείκτες που μιμούνται διάφορες κατηγορίες περιουσιακών στοιχείων, όπως κρατικά ομόλογα, ομόλογα υψηλής απόδοσης, ενυπόθηκα χρεόγραφα, αλλά και κοινές μετοχές, κάνοντας χρήση μηνιαίων τιμών για την χρονική περίοδο 2002 – 2007. Η επιλογή της περιόδου αυτής πραγματοποιήθηκε με το κριτήριο της μη ύπαρξης μεγάλων μεταβολών της αγοράς, είτε θετικών, είτε αρνητικών, όπως για παράδειγμα την περίοδο 2008 – 2010 και τη μεγάλη πτώση της αγοράς.

Στη συνέχεια συγκρίνονται τα δύο πλαίσια ως προς την κατασκευή βέλτιστων χαρτοφυλακίων. Προκύπτει, ότι η προσέγγιση μέσου – συνδιακύμανσης παρέχει ορισμένα επιθυμητά οφέλη, τα οποία δεν παρέχει το παραδοσιακό πλαίσιο μέσου – διακύμανσης. Συγκεκριμένα, παρατηρείται ότι ο επενδυτής μπορεί να αποκομίσει σχεδόν τις ίδιες αποδόσεις χαρτοφυλακίων με τον επενδυτή του πλαισίου μέσου – διακύμανσης, μειώνοντας παράλληλα τον καθοδικό κίνδυνο κάτω από το επίπεδο του επενδυτή που χρησιμοποιεί τη διακύμανση ως μέτρο κινδύνου.

Συμπεραίνουμε, επομένως, ότι η βελτιστοποίηση βάσει του πλαισίου μέσου – ημιδιακύμανσης παράγει διαφορετικές στρατηγικές χαρτοφυλακίων, που σε κάθε περίπτωση διατηρούν την αναμενόμενη απόδοση του χαρτοφυλακίου, ενώ ενδέχεται να οδηγήσουν και σε υψηλότερες τιμές της αναμενόμενης απόδοσης, μειώνοντας παράλληλα την έκθεση στον καθοδικό κίνδυνο.

Γενικά, το μοντέλο μέσου – διακύμανσης είναι μία από τις πιο συνήθεις μεθόδους που χρησιμοποιούνται στην διαχείριση χαρτοφυλακίων, ωστόσο έχει λάβει σημαντικές επικρίσεις, λόγω της υπόθεσης της κανονικής κατανομής των αποδόσεων. Όταν το χαρτοφυλάκιο αποτελείται από περιουσιακά στοιχεία με λοξή κατεύθυνση, το μοντέλο αυτό είναι αναποτελεσματικό. Την αδυναμία αυτή καλύπτει η χρήση της ημιδιακύμανσης, εστιάζοντας περισσότερο στις ενδεχόμενες αρνητικές μεταβολές των αποδόσεων.

Σύγκριση προηγούμενων μελετών

Μία από τις πρώτες μελέτες που πραγματοποιήθηκαν ήταν αυτή του James Mao το 1970, όπου εστίασε την έρευνά του στην απόδειξη της ανωτερότητας της ημιδιακύμανσης έναντι της διακύμανσης. Παρατηρώντας τις συναρτήσεις χρησιμότητας οδηγήθηκε στο συμπέρασμα ότι οι επενδυτές αποστρέφονται τον κίνδυνο σε χαμηλές αποδόσεις, ενώ γίνονται επιθετικοί σε αποδόσεις άνω μιας απόδοσης – στόχου. Αντίθετα, με χρήση της διακύμανσης, οι επενδυτές αποστρέφονται διαρκώς τον κίνδυνο, γεγονός που δεν ταυτίζεται με τις πραγματικές τους επιθυμίες.

Σημαντικό έργο αποτέλεσε, επίσης, η έρευνα των William Hogan και James Warren, οι οποίοι χρησιμοποίησαν την ημιτυπική απόκλιση αντί της τυπικής απόκλισης, εισάγοντας την έννοια του καθοδικού κινδύνου και ορίζοντας το υπόδειγμα ES – CAPM. Λίγα χρόνια αργότερα, ο Ali Jahankhani (1976) πραγματοποίησε σύγκριση του ανωτέρω νεοσυσταθέντος υποδείγματος με το παραδοσιακό υπόδειγμα μέσου – διακύμανσης, όπου παρατηρήθηκε η ανωτερότητα του υποδείγματος ημιδιακύμανσης. Σε άλλη έρευνα, ο James Ang, παραλείποντας ένα κομμάτι θεωρητικών ιδιοτήτων του υποδείγματος των William Hogan και James Warren, εξέτασε τη χρήση της ημιδιακύμανσης μέσω γραμμικού προγραμματισμού το 1975, με σκοπό να υπολογίσει τόσο το συνολικό κίνδυνο ενός χαρτοφυλακίου, όσο και τον κίνδυνο κάθε δυνητικής κατάστασης των περιουσιακών στοιχείων.

Στο πλαίσιο του καθοδικού κινδύνου αρκετοί ερευνητές εστίασαν τις μελέτες τους στην ανάπτυξη γενικευμένων μοντέλων αποτίμησης, όπως οι Bawa και Lindenberg (1977) και οι Harlow και Rao (1989), καταλήγοντας σε μοντέλα Mean – Lower Partial Moment. Τα παραδοσιακά μοντέλα αποτίμησης αποτελούν ειδικές περιπτώσεις του μοντέλου MLPM, το οποίο υπερτερεί των παραδοσιακών καθώς αντιλαμβάνεται την αντίληψη των επενδυτών για τον κίνδυνο, που σχετίζεται με την πραγματοποίηση μικρότερων αποδόσεων από την απόδοση – στόχο, η οποία αντιστοιχεί στην απόδοση του ακίνδυνου περιουσιακού στοιχείου.

Ένα ακόμη γενικευμένο υπόδειγμα, το $\alpha - t$ model, αναπτύχθηκε από τον Peter Fishburn το 1977. Χρησιμοποιώντας συναρτήσεις χρησιμότητας των επενδυτών και την έννοια της ημιδιακύμανσης, συσχέτισε τις αποφάσεις των επενδυτών με την επίτευξη μιας απόδοσης – στόχου, καταλήγοντας στο γενικευμένο μοντέλο του, του οποίου ειδική περίπτωση αποτελεί το υπόδειγμα μέσου – ημιδιακύμανσης.

Ακολούθησαν πολλές συγκρίσεις ανάμεσα στο παραδοσιακό πλαίσιο και στο πλαίσιο μέσου – ημιδιακύμανσης, ώστε να εξεταστεί η ισχύς της ημιδιακύμανσης και η ανωτερότητα του καθοδικού πλαισίου έναντι του παραδοσιακού. Μία από τις πρώτες συγκρίσεις που πραγματοποιήθηκαν αποτελεί η έρευνα των Timothy Nantell και Barbara Price, οι οποίοι έθεσαν ως επιθυμητή απόδοση την απόδοση του ακίνδυνου περιουσιακού στοιχείου, αντί της αναμενόμενης απόδοσης, προκειμένου να μη μειωθεί η ανωτερότητα της ημιδιακύμανσης. Απεδείχθη ότι η τιμή του κινδύνου είναι υψηλότερη στο υπόδειγμα μέσου – ημιδιακύμανσης, ενώ τα δύο υποδείγματα οδηγούν στα ίδια αποτελέσματα όταν οι αποδόσεις είναι κανονικά κατανεμημένες.

Το πιο πρόσφατο εναλλακτικό υπόδειγμα που αναπτύχθηκε, στα πλαίσια του καθοδικού κινδύνου, είναι το D-CAPM του Javier Estrada, ο οποίος σε μελέτη του το 2003, καλύπτει τα προβλήματα των προηγούμενων εναλλακτικών υποδειγμάτων και καθιερώνει τη χρήση της ημιδιακύμανσης και του καθοδικού συντελεστή βήτα, ο οποίος παρέχει καλύτερη ερμηνεία στις μεταβολές των αποδόσεων. Η ανάπτυξη του D-CAPM και του καθοδικού συντελεστή βήτα, ώθησε τον Don U.A. Galagedera το 2007 σε σύγκριση των εναλλακτικών μέτρων κινδύνου. Μέσω μιας διαδικασίας δημιουργίας δεδομένων (Data Generating Process), πραγματοποιείται σύγκριση των συντελεστών βήτα στις αναδυόμενες αγορές, όπως αυτοί αναπτύχθηκαν από τους Bawa και Lindenberg, Harlow και Rao, και Estrada. Η επιλογή του κατάλληλου υποδείγματος εξαρτάται από τα χαρακτηριστικά της αγοράς.

Μερικές πρόσφατες μελέτες για την εξαγωγή συμπερασμάτων αναφορικά με την ανωτερότητα του πλαισίου μέσου – ημιδιακύμανσης πραγματοποιήθηκαν από τους Thierry Post και Pim Van Vliet (2005) και Vigdis Boasson, Emil Boasson και Zhao Zhou (2011), μεταξύ άλλων. Τα αποτελέσματα του πλαισίου μέσου – ημιδιακύμανσης

είναι τουλάχιστον ισάξια με αυτά του παραδοσιακού πλαισίου, ενώ στην πλειοψηφία των περιπτώσεων ανώτερα.

Οι συγκρίσεις που έχουν πραγματοποιηθεί ανάμεσα στα παραδοσιακά και τα καθοδικά μοντέλα οδηγούν στην ανωτερότητα των καθοδικών μοντέλων, αλλά και στην απαραίτητη χρήση των μέτρων καθοδικού κινδύνου. Λόγω της ανωτέρω ισχύος του καθοδικού πλαισίου κρίθηκε απαραίτητη η χρήση καθοδικών μέτρων κινδύνου για την αξιολόγηση του υποδείγματος. Η αναγκαιότητα αυτή οδήγησε στην ανάπτυξη νέων εναλλακτικών μέτρων κινδύνου, όπως ο δείκτης ανοδικών δυνατοτήτων (UPR) που αναπτύχθηκε από τους Auke Plantinga, Robert van der Meer και Frank Sortino, ο δείκτης Ωμέγα από τους Con Keating και William Shadwick, αλλά και ο συντελεστής Άλφα των Mishra και Rahman. Ορμώμενοι από την έρευνα των τελευταίων, οι Chokri Mamoghli και Sami Daboussi, κάνοντας χρήση του καθοδικού συντελεστή βήτα του Estrada, ανέπτυξαν τον Mamoghli and Daboussi Alpha, που υπολογίζει την απόδοση του χαρτοφυλακίου πέραν του απαιτούμενου ποσοστού απόδοσης.

Εμπειρικές μελέτες, όπως και αυτή των Lohre, Neumann και Winterfeldt (2009) και των Diacogiannis, Artavanis και Mylonakis (2010), αποδεικνύουν την αποτελεσματικότητα των μέτρων αυτών, συγκριτικά με τα παραδοσιακά μέτρα που προσδιορίζουν τον κίνδυνο στην κατασκευή χαρτοφυλακίων. Ο λόγος είναι η καλύτερη ερμηνεία των μεταβολών των αποδόσεων που παρέχουν, στηριζόμενα στην ύπαρξη ασυμμετρίας στην πλειοψηφία των κατανομών των αποδόσεων και στην αποστροφή των επενδυτών αναφορικά με την επίτευξη χαμηλών αποδόσεων, θέτοντας ως ελάχιστο επιθυμητό στόχο την απόδοση του ακίνδυνου περιουσιακού στοιχείου. Προτείνεται επίσης περαιτέρω έρευνα, αναφορικά με χαρτοφυλάκια των οποίων οι αποδόσεις χαρακτηρίζονται από υψηλότερη ασυμμετρία, καθώς όταν οι αποδόσεις είναι κανονικά κατανομημένες τα υποδείγματα MV – CAPM και SV – CAPM είναι πανομοιότυπα.

Συνοπτική παρουσίαση προηγούμενων μελετών

Συγγραφείς	Δεδομένα & Μεθοδολογία	Συμπεράσματα
Mao (1970)	Παραδείγματα υποθετικών χαρτοφυλακίων	E – S μοντέλο: αποστροφή των επενδυτών για τον κίνδυνο μέχρι την απόδοση – στόχο και ουδετερότητα άνω αυτής
Hogan & Warren (1974)	Εφαρμογή των υποθέσεων του CAPM και αντικατάσταση της τυπικής απόκλισης από την ημιτυπική απόκλιση	E – S μοντέλο: το νέο αποτελεσματικό σύνορο είναι γραμμικό, εφάπτεται του αρχικού και τέμνει τον άξονα των αποδόσεων στην απόδοση του ακίνδυνου περιουσιακού στοιχείου
Ang (1975)	Γραμμικός προγραμματισμός για προσδιορισμό του E – S μοντέλου και γραμμικοί περιορισμοί των κινδύνων	Ίκανοποιητική προσέγγιση του μοντέλου των Hogan & Warren και υπολογισμός συνολικού κινδύνου και κινδύνου κάθε πιθανής κατάστασης.
Jahankhani (1976)	Σύγκριση υποδειγμάτων E–V και E–S με απλή παλινδρόμηση. Μελέτη 380 μετοχών των ΗΠΑ για την περίοδο 1947–1969. Έλεγχος των χαρτοφυλακίων με τη μεθοδολογία των Fama – MacBeth.	Επιβεβαίωση της γραμμικής σχέσης μεταξύ αναμενόμενης απόδοσης και κινδύνου και στα δύο υποδείγματα. Ο συντελεστής βήτα είναι ο μοναδικός παράγοντας που επηρεάζει συστηματικά την αναμενόμενη απόδοση. Επίσης, συμπεραίνεται ότι το E – S μοντέλο είναι καλύτερο από το E – V.
Bawa & Lindenberg (1977)	Εφαρμογή του υποδείγματος των Hogan & Warren	Ανάπτυξη γενικευμένου υποδείγματος αποτίμησης MLPM. Εφαρμογή σε όλες τις κατανομές των αποδόσεων. Το CAPM αποτελεί ειδική περίπτωση του MLPM.
Fishburn (1977)	Δημιουργία ενός mean-risk	Το υπόδειγμα του Fishburn

	dominance model, όπου ο κίνδυνος υπολογίζεται με συνάρτηση σταθμισμένων πιθανοτήτων για αποδόσεις μικρότερες από μια απόδοση – στόχο	αποτελεί μια ειδική περίπτωση του υποδείγματος κυριαρχίας. Αποστροφή των επενδυτών για τον κίνδυνο μέχρι την απόδοση – στόχο και ουδετερότητα ως προς τον κίνδυνο πάνω από αυτή.
Nantell & Price (1979)	Σύγκριση των υποδειγμάτων CAPM με χρήση διακύμανσης και ημιδιακύμανσης	Πρόταση για χρήση της ακίνδυνης απόδοσης ως απόδοση – στόχο έναντι της μέσης απόδοσης. Όταν η κατανομή των αποδόσεων είναι κανονική, τα δύο υποδείγματα ταυτίζονται.
Harlow & Rao (1989)	Ανάπτυξη ενός γενικευμένου υποδείγματος αποτίμησης GMLPM, θέτοντας ως κίνδυνο κάθε απόκλιση κάτω από την απόδοση αναφοράς. Μελέτη για το σύνολο των αξιογράφων της βάσης δεδομένων CRSP για τη χρονική περίοδο 1931-1980.	Το GMLPM υπερισχύει του CAPM. Τα παραδοσιακά υποδείγματα αποτίμησης αποτελούν ειδική περίπτωση του GMLPM.
Tse, Uppal & White (1993)	Υπόθεση κίνησης Brown για την ανάπτυξη μιας βέλτιστης επενδυτικής στρατηγικής	Ακριβής υπολογισμός της πιθανότητας αποτυχίας, η οποία σχετίζεται με την επίτευξη απόδοσης μικρότερης της απόδοσης – στόχου
Stevenson (2001)	Μηνιαία δεδομένα των MSCI και IFC. Εξέταση 15 αναδυόμενων και 23 ανεπτυγμένων αγορών για τη χρονική περίοδο 1988-1997.	Ελκυστική η χρήση των μέτρων καθοδικού κινδύνου, λόγω των ασύμμετρων κατανομών των αποδόσεων.
Plantinga, van der Meer & Sortino (2001)	Ορισμός του δείκτη UPR και σύγκριση με δείκτη Sharpe. Χρήση 72 μηνιαίων αποδόσεων κεφαλαίων για Γαλλία, Βέλγιο και Ολλανδία από τη βάση	Ο δείκτης UPR, παρά τις ομοιοτητές του με το δείκτη Sharpe, κρίνεται καταλληλότερος λόγω της καλύτερης αξιολόγησης που

	δεδομένων S&P, για το χρονικό διάστημα 1994-1999	παρέχει σε ύπαρξη ασυμμετρίας
Mishra & Rahman (2001)	Ανάπτυξη μέτρων αξιολόγησης χαρτοφυλακίου βάσει του LPM. Εξέταση δύο περιόδων, 1994-1999 και 1996-2001, με τριμηνιαία δεδομένα. Άντληση στοιχείων από τις βάσεις δεδομένων Bloomberg και Morningstar και χρήση στοιχείων από Ασιατικές χώρες.	Ο παραδοσιακός συντελεστής βήτα υπερεκτιμά τον κίνδυνο συγκριτικά με το LPM-βήτα, ο οποίος αποτελεί ορθό μέτρο κινδύνου σε μη συμμετρικές κατανομές αποδόσεων. Επαλήθευση ότι το καλύτερα διαφοροποιημένο χαρτοφυλάκιο είναι αυτό της αγοράς.
Keating & Shadwick (2002)	Ανάπτυξη ενός μέτρου απόδοσης στο πλαίσιο καθοδικού κινδύνου, το δείκτη Ω . Εφαρμογή του δείκτη σε μηνιαία στοιχεία από τις βάσεις δεδομένων MSCI και SWGBI, για την περίοδο 1993-2001.	Ο δείκτης Ω παρέχει πρόσθετες πληροφορίες για τις υψηλές τιμές της κατανομής, συγκριτικά με το δείκτη Sharpe. Επιτρέπει επίσης τη χρήση εναλλακτικών συναρτήσεων χρησιμότητας.
Estrada (2003)	Έλεγχος της ερμηνευτικής ικανότητας των CAPM και D-CAPM με ανάλυση παλινδρόμησης για 4 μέτρα κινδύνου. Χρήση μηνιαίων δεδομένων από 23 ανεπτυγμένες και 27 αναδυόμενες αγορές, από τη βάση δεδομένων MSCI για τη χρονική περίοδο 1988-2001.	Ο καθοδικός συντελεστής βήτα ερμηνεύει καλύτερα τις μεταβολές των αποδόσεων. Το D-CAPM καλύπτει τις αδυναμίες των προηγούμενων υποδειγμάτων και εμβαθύνει στην αποστροφή των επενδυτών ως προς την αρνητική μεταβλητότητα των αποδόσεων.
Post & Van Vliet (2005)	Σύγκριση των MV-CAPM και MS-CAPM από μετοχές των δεικτών NYSE, AMEX και NASDAQ. Χρήση μηνιαίων στοιχείων για τη χρονική περίοδο 1931-2002.	Καλύτερα ερμηνεία των αποδόσεων από το MS-CAPM και καλύτερα ερμηνεία της σχέσης απόδοσης – κινδύνου από τον καθοδικό συντελεστή βήτα σε όλες τις αγορές.
Galagedera (2007)	Εξέταση του συστηματικού κινδύνου μέσω Data Generating	BL-beta καταλληλότερο σε μη κανονικές κατανομές

	<p>Process: σύγκριση συντελεστών βήτα των Bawa & Lindenberg, Harlow & Rao και Estrada.</p> <p>Μηνιαία δεδομένα από τη βάση MSCI για 27 αναδυόμενες αγορές για την περίοδο 1995-2004.</p>	<p>αποδόσεων, HR-beta καταλληλότερο σε υψηλή κύρτωση. η σχέση των άλλων μέτρων με τον E-beta είναι συνάρτηση των αποδόσεων της αγοράς με τις αποδόσεις των περιουσιακών στοιχείων. Η επιλογή του κατάλληλου μέτρου εξαρτάται από τα χαρακτηριστικά της κάθε αγοράς.</p>
Lohre, Neumann & Winterfeldt (2009)	<p>Ελαχιστοποίηση του κινδύνου με τη χρήση εναλλακτικών μέτρων. Χρήση εβδομαδιαίων δεδομένων του δείκτη Dow Jones EURO STOXX 50, για χρονική περίοδο 1992-2009.</p>	<p>Παρόμοια αποτελέσματα για διακύμανση και ημιδιακύμανση ως προς την προβλεψιμότητα. Τα εναλλακτικά μέτρα κινδύνου είναι αποτελεσματικά.</p>
Mamoghli & Daboussi (2010)	<p>Σύγκριση CAPM, MLPM και D-CAPM με ανάλυση παλινδρόμησης υπό διάφορα μέτρα κινδύνου.</p> <p>Εξέταση των μηνιαίων αποδόσεων 27 αναδυόμενων αγορών από τη βάση δεδομένων MSCI, για τη χρονική περίοδο 1995-2004.</p>	<p>Ασυμμετρία στην πλειοψηφία των κατανομών. Ισχυρότερη η ερμηνεία του καθοδικού βήτα του Estrada και του D-CAPM. Ο δείκτης Mamoghli & Daboussi και ο Mamoghli & Daboussi alpha αποτελούν ακριβή μέτρα κινδύνου, καλύπτοντας τις αδυναμίες των προηγούμενων.</p>
Artavanis, Diacogiannis & Mylonakis (2010)	<p>Μεθοδολογία των Fama-MacBeth και 4 μέτρα κινδύνου για δείγμα μετοχών του Ηνωμένου Βασιλείου και της Γαλλίας για δύο περιόδους, 1997-2002 και 1999-2004</p>	<p>Τα μέτρα καθοδικού κινδύνου υπερτερούν στις μεμονωμένες μετοχές του Ηνωμένου Βασιλείου, όχι όμως και στα χαρτοφυλάκια. Στη Γαλλία η ημιτυπική απόκλιση επηρεάζει τις αποδόσεις όταν συνδυάζεται με την τυπική απόκλιση.</p>
Boasson, Boasson & Zhou (2011)	<p>Σύγκριση του πλαισίου μέσου – διακύμανσης με το πλαίσιο</p>	<p>Η βελτιστοποίηση στο πλαίσιο μέσου – ημιδιακύμανσης</p>

	μέσου – ημιδιακύμανσης. Χρήση μηνιαίων τιμών από επτά χρηματιστηριακούς δείκτες, για τη χρονική περίοδο 2002-2007.	διατηρεί την αναμενόμενη απόδοση του χαρτοφυλακίου, ενδεχομένως και να την αυξήσει, μειώνοντας παράλληλα την έκθεση στον κίνδυνο
--	--	---

Πίνακας 3.1 Συνοπτική παρουσίαση προηγούμενων μελετών

Κεφάλαιο 4

Δεδομένα και Μεθοδολογία

Στο κεφάλαιο αυτό θα παρουσιάσουμε τα δεδομένα και τη μεθοδολογία της μελέτης μας, της οποίας σκοπός είναι η αποτίμηση της ακρίβειας των μέτρων αποτελεσματικότητας κάνοντας χρήση του συντελεστή βήτα με ημιδιακύμανση.

Δείγμα

Η μελέτη μας θα επικεντρωθεί στην εξέταση της ευρωπαϊκής αγοράς, καθώς χρησιμοποιούνται δεδομένα κεφαλαιακών δεικτών 21 ευρωπαϊκών χωρών. Τα δεδομένα μας ανακτήθηκαν από τη βάση δεδομένων Datastream του Πανεπιστημίου Πειραιώς και αφορούν ημερήσιες τιμές για τη χρονική περίοδο από τον Ιανουάριο του 2007 έως και το Δεκέμβριο του 2017. Επιπλέον, ως χαρτοφυλάκιο της αγοράς θεωρούμε τον παγκόσμιο δείκτη MSCI World, ενώ ως ακίνδυνο περιουσιακό στοιχείο ορίζεται το γερμανικό 3μηνιαίο κρατικό ομόλογο στην αρχή του έτους 2007.

Οι ευρωπαϊκές αγορές που θα εξεταστούν είναι οι ακόλουθες: Ηνωμένο Βασίλειο, Γερμανία, Γαλλία, Ιταλία, Ισπανία, Ελβετία, Ολλανδία, Σουηδία, Αυστρία, Βέλγιο, Φινλανδία, Δανία, Ουγγαρία, Ρουμανία, Πορτογαλία, Ελλάδα, Ιρλανδία, Κροατία, Βουλγαρία, Σλοβακία και Λουξεμβούργο. Για τις ανωτέρω αγορές, αλλά και για τον Παγκόσμιο Δείκτη, θα εξεταστεί η υπόθεση της κανονικής κατανομής των αποδόσεών τους και η διεξαγωγή των περιγραφικών στατιστικών στοιχείων τους.

Μοντέλο

Το μοντέλο που χρησιμοποιείται στην παρούσα εργασία βασίζεται σε ένα διαστρωματικό μοντέλο παλινδρόμησης, όπου ως εξαρτημένη μεταβλητή ορίζεται η απόδοση της αγοράς MR , ενώ ως ανεξάρτητη μεταβλητή ορίζεται ο συντελεστής β . Η μελέτη μας, η οποία σχετίζει τη μέση απόδοση με διαφορετικά μέτρα συστηματικού κινδύνου, πραγματοποιείται για τα ακόλουθα μοντέλα:

$$MR_i = \gamma_0 + \gamma_1 \beta_i + u_i \quad (4.1)$$

$$MR_i = \gamma_0 + \gamma_1 \beta_M^{HR} + u_i \quad (4.2)$$

$$MR_i = \gamma_0 + \gamma_1 \beta_{RF}^{HR} + u_i \quad (4.3)$$

$$MR_i = \gamma_0 + \gamma_1 \beta_0^{HR} + u_i \quad (4.4)$$

$$MR_i = \gamma_0 + \gamma_1 \beta_M^D + u_i \quad (4.5)$$

$$MR_i = \gamma_0 + \gamma_1 \beta_{RF}^D + u_i \quad (4.6)$$

$$MR_i = \gamma_0 + \gamma_1 \beta_0^D + u_i \quad (4.7)$$

Όπου,

MR_i η μέση απόδοση της αγοράς i

γ_0 και γ_1 οι συντελεστές που θα εκτιμηθούν

u_i ο όρος σφάλματος (διαταρακτικός όρος) του μοντέλου

Ο υπολογισμός των συντελεστών βήτα πραγματοποιείται για κάθε υπό εξέταση υπόδειγμα (CAPM, MLPM και D-CAPM) από τους ακόλουθους τύπους:

Ο παραδοσιακός συντελεστής βήτα:

$$\beta = \frac{\sum_{t=1}^T (R_{it} - \bar{R}_i)(R_{Mt} - \bar{R}_M)}{\sum_{t=1}^T (R_{Mt} - \bar{R}_M)^2} \quad (4.8)$$

Ο καθοδικός συντελεστής βήτα των Harlow και Rao με απόδοση – στόχο $\tau = \mu$:

$$\beta_M^{HR} = \frac{\sum_{t=1}^T \{(R_{it} - \bar{R}_i) \cdot \text{Min}[(R_{Mt} - \bar{R}_M), 0]\}}{\sum_{t=1}^T \{\text{Min}[(R_{Mt} - \bar{R}_M), 0]^2\}} \quad (4.9)$$

Ο καθοδικός συντελεστής βήτα των Harlow και Rao με απόδοση – στόχο $\tau = R_F$:

$$\beta_{RF}^{HR} = \frac{\sum_{t=1}^T \{(R_{it} - \bar{R}_i) \cdot \text{Min}[(R_{Mt} - R_F), 0]\}}{\sum_{t=1}^T \{\text{Min}[(R_{Mt} - R_F), 0]^2\}} \quad (4.10)$$

Ο καθοδικός συντελεστής βήτα των Harlow και Rao με απόδοση – στόχο $\tau = 0$:

$$\beta_0^{HR} = \frac{\sum_{t=1}^T \{(R_{it} - \bar{R}_i) \cdot \text{Min}[(R_{Mt} - 0), 0]\}}{\sum_{t=1}^T \{\text{Min}[(R_{Mt} - 0), 0]^2\}} \quad (4.11)$$

Ο καθοδικός συντελεστής βήτα του Estrada με απόδοση – στόχο $\tau = \mu$:

$$\beta_M^D = \frac{\sum_{t=1}^T \{\text{Min}[(R_{it} - \bar{R}_i), 0] \cdot \text{Min}[(R_{Mt} - \bar{R}_M), 0]\}}{\sum_{t=1}^T \{\text{Min}[(R_{Mt} - \bar{R}_M), 0]^2\}} \quad (4.12)$$

Ο καθοδικός συντελεστής βήτα του Estrada με απόδοση – στόχο $\tau = R_F$:

$$\beta_{RF}^D = \frac{\sum_{t=1}^T \{\text{Min}[(R_{it} - R_F), 0] \cdot \text{Min}[(R_{Mt} - R_F), 0]\}}{\sum_{t=1}^T \{\text{Min}[(R_{Mt} - R_F), 0]^2\}} \quad (4.13)$$

Ο καθοδικός συντελεστής βήτα του Estrada με απόδοση – στόχο $\tau = 0$:

$$\beta_0^D = \frac{\sum_{t=1}^T \{\text{Min}[(R_{it} - 0), 0] \cdot \text{Min}[(R_{Mt} - 0), 0]\}}{\sum_{t=1}^T \{\text{Min}[(R_{Mt} - 0), 0]^2\}} \quad (4.14)$$

Αποδόσεις

Για τον υπολογισμό των αποδόσεων R_{t_i} των δεικτών κάθε αγοράς χρησιμοποιήθηκε η ποσοστιαία μεταβολή των ημερήσιων τιμών, όπως φαίνεται στον ακόλουθο τύπο:

$$R_{t_1} = \frac{P_{t_1} - P_{t_0}}{P_{t_0}} \quad (4.15)$$

Όπου,

P_{t_1} = η αξία της μετοχής τη χρονική στιγμή $t = 1$

P_{t_0} = η αξία της μετοχής τη χρονική στιγμή $t = 0$

Αναμενόμενες αποδόσεις

Για την πρώτη εξαγωγή συμπερασμάτων αναφορικά με την αποτελεσματικότητα των μοντέλων θα πραγματοποιηθεί μια σύγκριση των αναμενόμενων αποδόσεων και των συντελεστών βήτα για τα μοντέλα CAPM, MLPM και D-CAPM για κάθε μία από τις υπό εξέταση αγορές:

$$\text{CAPM: } E(R_i) = R_F + \beta_i (E(R_M) - R_F) \quad (4.16)$$

$$\text{MLPM: } E(R_i) = R_F + \beta_i^{MLPM} (E(R_M) - R_F) \quad (4.17)$$

$$\text{D-CAPM: } E(R_i) = R_F + \beta_i^D (E(R_M) - R_F) \quad (4.18)$$

Όπου,

$E(R_i)$ = η αναμενόμενη απόδοση της αγοράς i

R_F = η απόδοση του ακίνδυνου περιουσιακού στοιχείου

$E(R_M)$ = η αναμενόμενη απόδοση της αγοράς M (Παγκόσμιος Δείκτης)

β_i = ο συντελεστής βήτα του υποδείγματος CAPM

β_i^{MLPM} = ο συντελεστής βήτα του υποδείγματος MLPM

β_i^D = ο συντελεστής βήτα του υποδείγματος D-CAPM

Για την εξέταση των υποδειγμάτων MLPM και D-CAPM, αναφορικά με τις αναμενόμενες αποδόσεις και τους συντελεστές βήτα τους, ορίζουμε 3 διαφορετικές αποδόσεις – στόχους: τη μέση απόδοση, την απόδοση του ακίνδυνου περιουσιακού στοιχείου και τη μηδενική απόδοση. Οι σχέσεις υπολογισμού των συντελεστών βήτα για τις διαφορετικές επιθυμητές αποδόσεις αναλύθηκαν στην προηγούμενη ενότητα.

Παραδοσιακά και εναλλακτικά μέτρα αποτελεσματικότητας χαρτοφυλακίου

Για την αξιολόγηση των χαρτοφυλακίων των αγορών θα υπολογίσουμε διάφορα μέτρα αποτελεσματικότητας, τόσο παραδοσιακά, όσο και εναλλακτικά, τα οποία εστιάζουν στη μελέτη του καθοδικού κινδύνου και ύστερα θα προβούμε σε συγκρίσεις των αποτελεσμάτων, αλλά και στην κατάταξη των αγορών η οποία θα σχηματιστεί από τις τιμές των μέτρων αυτών.

Δείκτης Sharpe

Ο δείκτης Sharpe αποτελεί ένα παραδοσιακό μέτρο αξιολόγησης του CAPM που υπολογίζει την «ανταμοιβή» του κινδύνου του υπό εξέταση χαρτοφυλακίου ανά μονάδα του συνολικού κινδύνου που αυτό ενέχει.

$$S_P = \frac{R_P - R_F}{\sigma_P} \quad (4.19)$$

Όπου,

R_P = η απόδοση του χαρτοφυλακίου

R_F = η απόδοση του ακίνδυνου περιουσιακού στοιχείου

σ_P = η τυπική απόκλιση των αποδόσεων του χαρτοφυλακίου

Δείκτης Sortino

Ένα παρόμοιο μέτρο με το δείκτη Sharpe αποτελεί ο δείκτης Sortino, ο οποίος υπολογίζει την υπερβάλλουσα απόδοση έναντι μιας καθορισμένης ελάχιστης αποδεκτής απόδοσης ανά μονάδα του καθοδικού κινδύνου του υπό εξέταση χαρτοφυλακίου.

$$SoR = \frac{R_P - MAR}{\sigma_d} \quad (4.20)$$

Όπου,

R_P = η απόδοση του χαρτοφυλακίου

MAR = η ελάχιστη αποδεκτή απόδοση (Minimum Acceptable Return)

σ_d = η ημιτυπική απόκλιση των αποδόσεων του χαρτοφυλακίου, η οποία προκύπτει ως εξής:

$$\sigma_d = \sqrt{SV(R_m)} \quad (4.21)$$

Δείκτης UPR

Ο δείκτης ανοδικών τάσεων (Upside Potential Ratio) αποτελεί ένα εναλλακτικό μέτρο αποτελεσματικότητας, το οποίο αξιολογεί την προοπτική ανοδικών τάσεων έναντι του καθοδικού κινδύνου του υπό εξέταση χαρτοφυλακίου, διαιρώντας τις αποδόσεις που είναι ανώτερες από την ελάχιστη αποδεκτή απόδοση με την ημιτυπική απόκλιση. Υπολογίζεται από την επόμενη σχέση:

$$UPR = \frac{HPM_1(MAR)}{\sigma_d} \quad (4.22)$$

Όπου,

HPM_1 = το άθροισμα των ανώτερων από την ελάχιστη αποδεκτή αποδόσεων

MAR = η ελάχιστη αποδεκτή απόδοση (Minimum Acceptable Return)

σ_d = η ημιτυπική απόκλιση των αποδόσεων του χαρτοφυλακίου

Δείκτης Omega

Ο δείκτης αυτός αποτελεί επίσης ένα εναλλακτικό μέτρο αποτελεσματικότητας, το οποίο διαχωρίζει τις ανώτερες από την απόδοση – στόχο αποδόσεις με αυτές που είναι χαμηλότερες από αυτή.

$$\Omega = \frac{\int_r^b [1-F(x)]dx}{\int_a^r F(x)dx} \quad (4.23)$$

Όπου,

r = η επιδιωκόμενη απόδοση

$[a, b]$ = το πεδίο ορισμού των αποδόσεων του χαρτοφυλακίου

$F(x)$ = η αθροιστική κατανομή των αποδόσεων

Η σύγκριση των ανωτέρω δεικτών θα πραγματοποιηθεί ως προς τις τιμές τους και την κατάταξη των αγορών που προκύπτει από αυτές, συγκριτικά με τον Παγκόσμιο Δείκτη, λαμβάνοντας υπόψη το συνολικό κίνδυνου των χαρτοφυλακίων.

Επόμενο στάδιο της παρούσας μελέτης, αποτελεί η σύγκριση των δεικτών Treynor και Mishra & Rahman, επικεντρώνοντας στο συστηματικό ρίσκο των χαρτοφυλακίων.

Δείκτης Treynor

Ο δείκτης Treynor αποτελεί ένα παραδοσιακό μέτρο αποτελεσματικότητας, που υπολογίζει την «ανταμοιβή» του κινδύνου του εκάστοτε χαρτοφυλακίου ανά μονάδα του συστηματικού του κινδύνου και προκύπτει ως ακολούθως:

$$T_P = \frac{R_P - R_F}{\beta_P} \quad (4.24)$$

Όπου,

R_P = η απόδοση του χαρτοφυλακίου

R_F = η απόδοση του ακίνδυνου περιουσιακού στοιχείου

β_P = ο συντελεστής βήτα του χαρτοφυλακίου, μέτρο του συστηματικού κινδύνου

Δείκτης Mishra & Rahman

Ο δείκτης Mishra & Rahman αποτελεί ένα εναλλακτικό μέτρο αποτελεσματικότητας, παρόμοιο με το δείκτη Treynor, που επικεντρώνεται στη μελέτη του συστηματικού κινδύνου στο καθοδικό πλαίσιο κινδύνου. Ο συντελεστής βήτα των Harlow και Rao αντικαθιστά το παραδοσιακό συντελεστή βήτα και ορίζεται ως:

$$MR_P = \frac{R_P - R_F}{\beta_P^{HR}} \quad (4.25)$$

Όπου,

R_P = η απόδοση του χαρτοφυλακίου

R_F = η απόδοση του ακίνδυνου περιουσιακού στοιχείου

β_P^{HR} = ο συντελεστής βήτα καθοδικού κινδύνου του μοντέλου των Harlow και Rao

Τέλος, εστιάζοντας και πάλι στην αποτελεσματικότητα των χαρτοφυλακίων αναφορικά με το συστηματικό τους κίνδυνο, πραγματοποιείται σύγκριση των συντελεστών Jensen alpha και Mishra & Rahman alpha.

Δείκτης Jensen alpha

Αποτελεί ένα παραδοσιακό μέτρο αποτελεσματικότητας που υπολογίζει το κατά πόσο η επίδοση του εκάστοτε χαρτοφυλακίου ήταν καλύτερη ή χειρότερη από την τιμή που είχε καθοριστεί μέσω του CAPM. Θετική τιμή του δείκτη Jensen αποτελεί μεγαλύτερη πραγματοποιηθείσα απόδοση από την πρόβλεψη που είχε γίνει μέσω του υποδείγματος CAPM.

$$\alpha_P = R_P - [R_F + \beta_P (E(R_M) - R_F)] \quad (4.26)$$

Δείκτης Mishra & Rahman alpha

Ο δείκτης Mishra & Rahman alpha αποτελεί το τελευταίο εναλλακτικό μέτρο αποτελεσματικότητας που θα εξεταστεί. Πρόκειται για παρόμοιο μέτρο με το δείκτη Jensen alpha, το οποίο αντικαθιστά τον παραδοσιακό συντελεστή βήτα με τον καθοδικό συντελεστή βήτα, όπως έχει οριστεί από τους Harlow και Rao. Ορίζεται ως εξής:

$$\alpha_P^{MR} = R_P - [R_F + \beta_P^{HR} (E(R_M) - R_F)] \quad (4.27)$$

Όπως και στα υπόλοιπα εναλλακτικά μέτρα αποτελεσματικότητας, θα χρησιμοποιηθούν τρεις αποδόσεις – στόχοι κάνοντας χρήση του αντίστοιχου συντελεστή βήτα στο καθοδικό πλαίσιο κινδύνου.

Κεφάλαιο 5

Παρουσίαση Αποτελεσμάτων

Στο κεφάλαιο αυτό θα γίνει παρουσίαση και ερμηνεία των αποτελεσμάτων της μελέτης που πραγματοποιήθηκε για τις ημερήσιες αποδόσεις των υπό εξέταση αγορών και του Παγκόσμιου Δείκτη.

Ο έλεγχος της Κανονικής Κατανομής

Πρώτο βήμα της παρούσας ενότητας αποτελεί η περιγραφική στατιστική και η εξέταση της φύσης των κατανομών των δεδομένων που χρησιμοποιήθηκαν για τη μελέτη. Παρατηρείται ότι 10 εκ των 21 χωρών εμφανίζουν θετική ασυμμετρία, ενώ οι υπόλοιπες 11 μαζί με τον Παγκόσμιο Δείκτη εμφανίζουν αρνητική ασυμμετρία. Επίσης, παρατηρείται ότι όλες οι χώρες έχουν λεπτόκυρτη κατανομή.

Για τον έλεγχο της κανονικής κατανομής χρησιμοποιήθηκε ο έλεγχος Jarque-Bera μέσω του οικονομετρικού πακέτου Eviews 10 (Student Version). Σύμφωνα με τα αποτελέσματα του ελέγχου, η υπόθεση της κανονικότητας δε μπορεί να γίνει αποδεκτή για καμία από τις χώρες και τον Παγκόσμιο Δείκτη. Επομένως, συμπεραίνουμε ότι οι ημερήσιες αποδόσεις των 21 υπό εξέταση χωρών, αλλά και του Παγκόσμιου Δείκτη, δεν ακολουθούν την κανονική κατανομή.

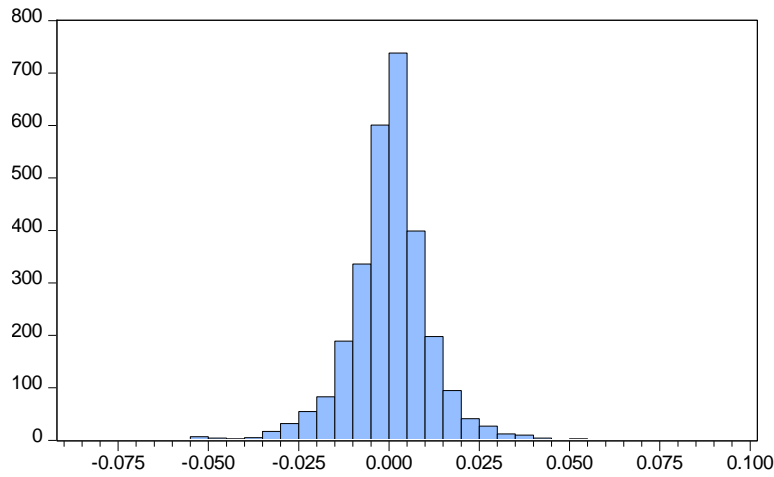
Ο σκοπός της παρούσας μελέτης ενισχύεται από την απόκλιση των ημερήσιων αποδόσεων από την κανονική κατανομή, η οποία αποτελεί βασική υπόθεση του υποδείγματος αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων. Επομένως, καθίσταται αναγκαία η εξέταση των μέτρων καθοδικού κινδύνου και των υπολοίπων μορφών του CAPM στον καθοδικό κίνδυνο.

Στον πίνακα που ακολουθεί παρουσιάζονται τα περιγραφικά στατιστικά στοιχεία των ημερήσιων αποδόσεων των υπό εξέταση αγορών και του Παγκόσμιου Δείκτη.

	Μέση Απόδοση	Τυπική Απόκλιση	Λοξότητα	Κύρτωση	Jarque-Bera	Πιθανότητα
Ην. Βασίλειο	0,000146	0,012027	0,04968	11,19580	8033,720	0,00000
Γερμανία	0,000332	0,014012	0,168103	9,770558	5495,272	0,00000
Γαλλία	0,0000913	0,014567	0,175272	9,687177	5362,262	0,00000
Ιταλία	-0,0000837	0,016676	-0,032508	7,903734	2876,078	0,00000
Ισπανία	0,0000028	0,015632	0,119596	10,32524	6423,580	0,00000
Ελβετία	0,0000883	0,011436	-0,032153	12,11958	9945,861	0,00000
Ολλανδία	0,000126	0,013632	0,031027	11,56773	8778,585	0,00000
Σουηδία	0,000211	0,014126	0,143488	8,392134	3486,746	0,00000
Αυστρία	0,0000375	0,016133	-0,036479	9,226030	4636,099	0,00000
Βέλγιο	0,0000484	0,012853	-0,012406	9,294747	4738,425	0,00000
Φινλανδία	0,0000918	0,013960	0,036148	7,460302	2379,651	0,00000
Δανία	0,000382	0,013345	-0,08465	9,245087	4667,376	0,00000
Ουγγαρία	0,000278	0,015334	0,161100	11,89694	9478,089	0,00000
Ρουμανία	0,000100	0,015020	-0,407869	13,35192	12894,40	0,00000
Πορτογαλία	-0,000167	0,013251	-0,065696	8,914545	4185,309	0,00000
Ελλάδα	-0,000372	0,020937	-0,097888	8,323897	3394,039	0,00000
Ιρλανδία	0,000018	0,015399	-0,400578	10,12083	6140,381	0,00000
Κροατία	-0,000125	0,011705	0,390803	26,12193	64005,14	0,00000
Βουλγαρία	-0,000135	0,011885	-0,803526	14,16681	15220,61	0,00000
Σλοβακία	-0,0000216	0,011223	-0,794095	26,29619	65200,97	0,00000
Λουξεμβούργο	-0,000024	0,019755	1,906997	70,07427	539739,9	0,00000
Παγκόσμιος Δείκτης	0,000179	0,010690	-0,317420	12,41414	10646,38	0,00000

Πίνακας 5.1 Περιγραφικά στατιστικά στοιχεία των ημερήσιων αποδόσεων

Στα διαγράμματα που ακολουθούν παρουσιάζεται η κατανομή κάθε χώρας. Τα διαγράμματα προέρχονται από τα περιγραφικά στατιστικά στοιχεία που αντλήθηκαν μέσω του οικονομετρικού πακέτου Eviews 10 (Student Version).

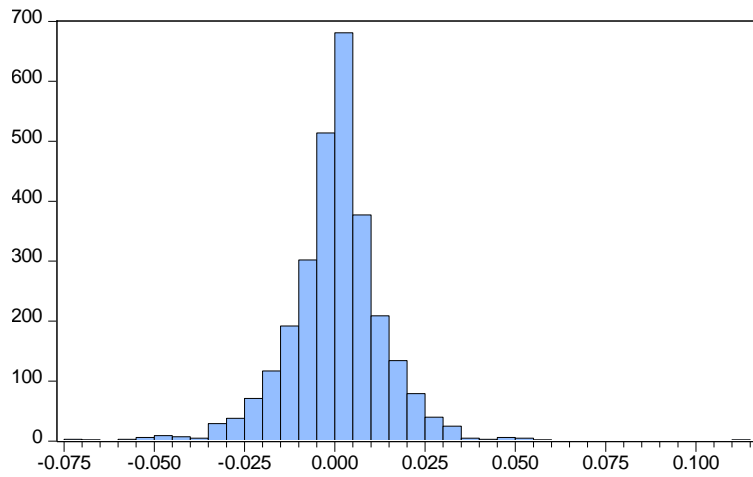


Series: UK
 Sample 1/01/2007 12/29/2017
 Observations 2870

Mean 0.000146
 Median 4.48e-05
 Maximum 0.098388
 Minimum -0.088493
 Std. Dev. 0.012027
 Skewness 0.049684
 Kurtosis 11.19580

Jarque-Bera 8033.720
 Probability 0.000000

Διάγραμμα 5.1 Ηνωμένο Βασίλειο

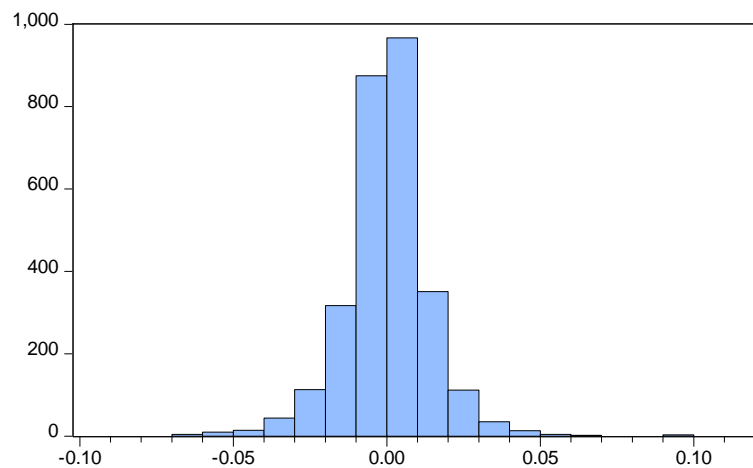


Series: GERMANY
 Sample 1/01/2007 12/29/2017
 Observations 2870

Mean 0.000332
 Median 0.000530
 Maximum 0.114020
 Minimum -0.071639
 Std. Dev. 0.014012
 Skewness 0.168103
 Kurtosis 9.770558

Jarque-Bera 5495.272
 Probability 0.000000

Διάγραμμα 5.2 Γερμανία

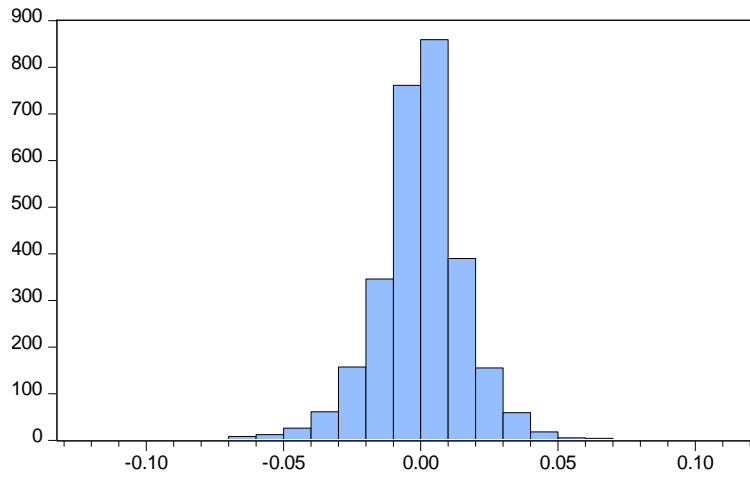


Series: FRANCE
 Sample 1/01/2007 12/29/2017
 Observations 2870

Mean 9.13e-05
 Median 1.31e-05
 Maximum 0.111762
 Minimum -0.090368
 Std. Dev. 0.014567
 Skewness 0.175272
 Kurtosis 9.687177

Jarque-Bera 5362.262
 Probability 0.000000

Διάγραμμα 5.3 Γαλλία

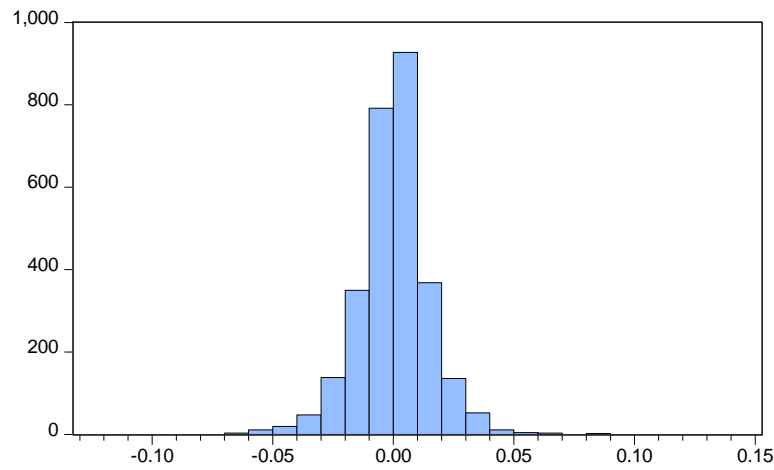


Series: ITALY
 Sample 1/01/2007 12/29/2017
 Observations 2870

Mean -8.37e-05
 Median 0.000000
 Maximum 0.114905
 Minimum -0.124810
 Std. Dev. 0.016676
 Skewness -0.032508
 Kurtosis 7.903734

Jarque-Bera 2876.078
 Probability 0.000000

Διάγραμμα 5.4 Ιταλία

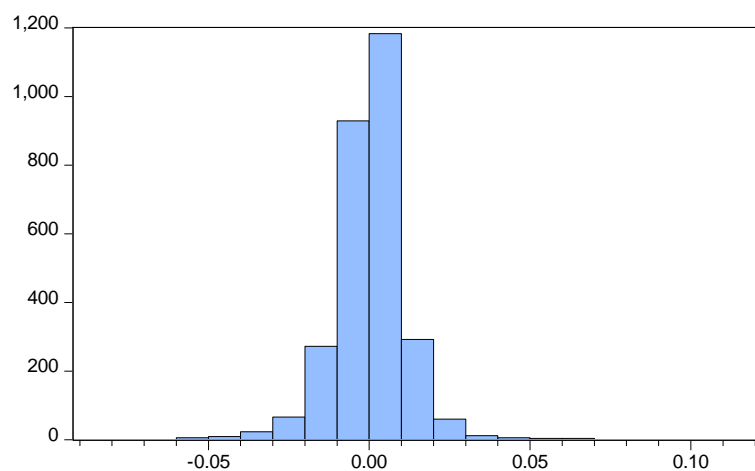


Series: SPAIN
 Sample 1/01/2007 12/29/2017
 Observations 2870

Mean 2.80e-06
 Median 6.94e-05
 Maximum 0.144349
 Minimum -0.123530
 Std. Dev. 0.015632
 Skewness 0.119596
 Kurtosis 10.32524

Jarque-Bera 6423.580
 Probability 0.000000

Διάγραμμα 5.5 Ισπανία

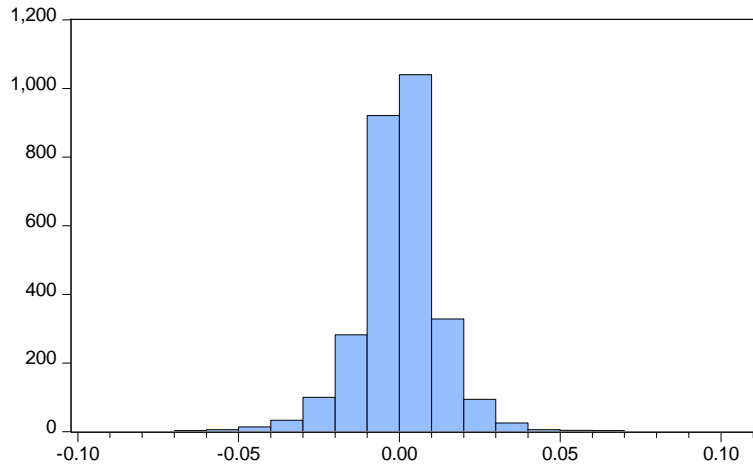


Series: SWITZERLAND
 Sample 1/01/2007 12/29/2017
 Observations 2870

Mean 8.83e-05
 Median 0.000117
 Maximum 0.113910
 Minimum -0.086712
 Std. Dev. 0.011436
 Skewness -0.032153
 Kurtosis 12.11958

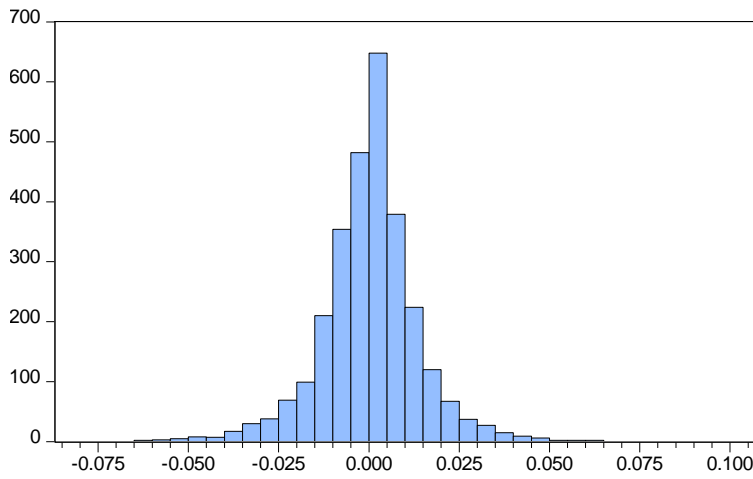
Jarque-Bera 9945.861
 Probability 0.000000

Διάγραμμα 5.6 Ελβετία



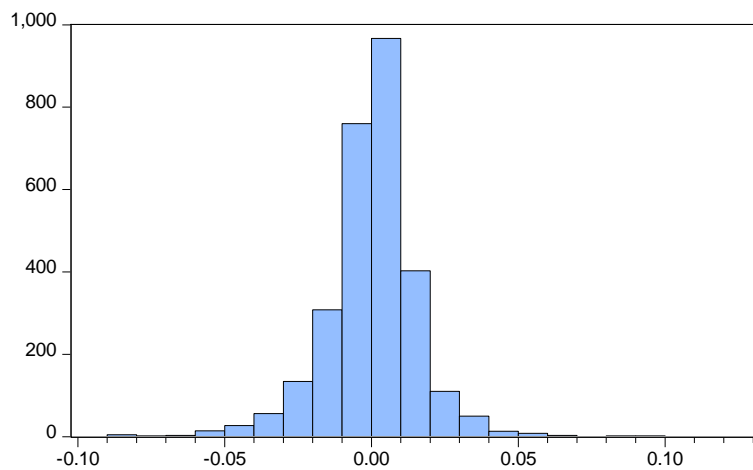
Series: NETHERLANDS	
Sample 1/01/2007 12/29/2017	
Observations 2870	
Mean	0.000126
Median	0.000127
Maximum	0.105483
Minimum	-0.091448
Std. Dev.	0.013632
Skewness	0.031027
Kurtosis	11.56773
Jarque-Bera	8778.585
Probability	0.000000

Διάγραμμα 5.7 Ολλανδία



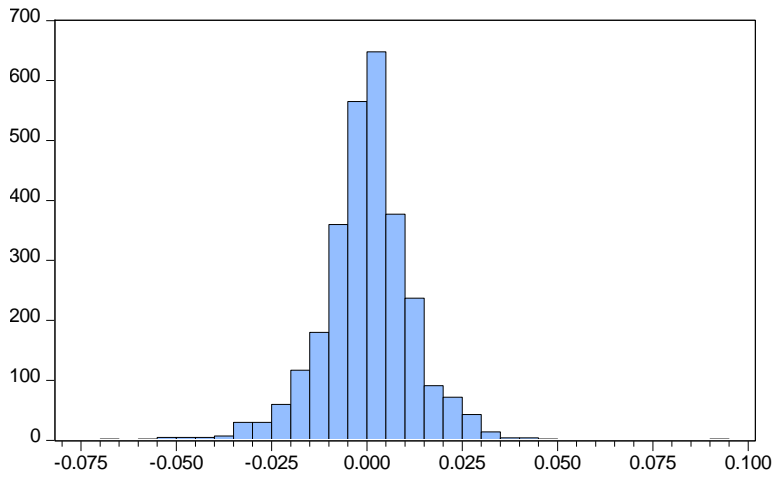
Series: SWEDEN	
Sample 1/01/2007 12/29/2017	
Observations 2870	
Mean	0.000211
Median	4.29e-06
Maximum	0.103680
Minimum	-0.084242
Std. Dev.	0.014126
Skewness	0.143488
Kurtosis	8.392134
Jarque-Bera	3486.746
Probability	0.000000

Διάγραμμα 5.8 Σουηδία



Series: AUSTRIA	
Sample 1/01/2007 12/29/2017	
Observations 2870	
Mean	3.75e-05
Median	0.000000
Maximum	0.127734
Minimum	-0.097446
Std. Dev.	0.016133
Skewness	-0.036479
Kurtosis	9.226030
Jarque-Bera	4636.099
Probability	0.000000

Διάγραμμα 5.9 Αυστρία

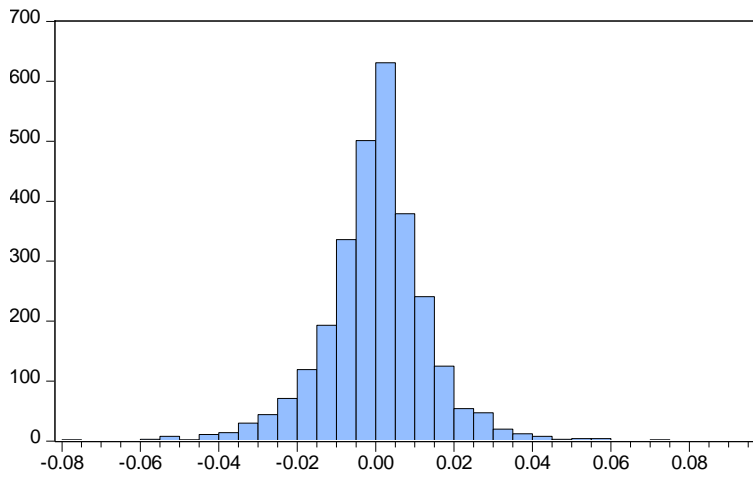


Series: BELGIUM
 Sample 1/01/2007 12/29/2017
 Observations 2870

Mean 4.84e-05
 Median 4.54e-05
 Maximum 0.096598
 Minimum -0.079826
 Std. Dev. 0.012853
 Skewness -0.012406
 Kurtosis 9.294747

Jarque-Bera 4738.425
 Probability 0.000000

Διάγραμμα 5.10 Βέλγιο

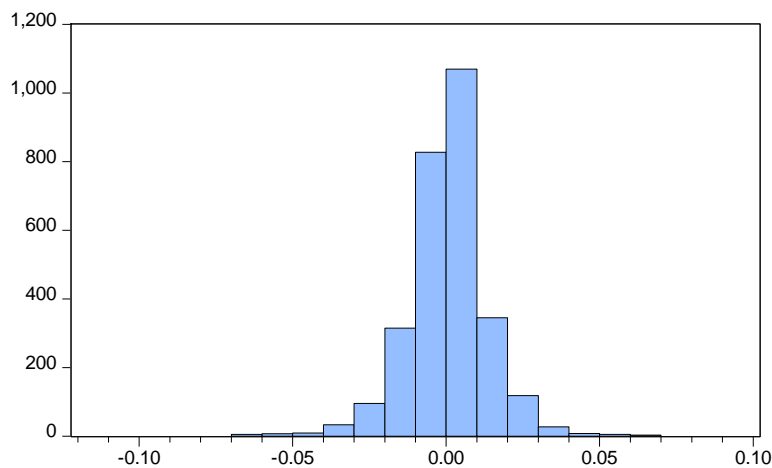


Series: FINLAND
 Sample 1/01/2007 12/29/2017
 Observations 2870

Mean 9.18e-05
 Median 0.000000
 Maximum 0.092534
 Minimum -0.078360
 Std. Dev. 0.013960
 Skewness 0.036148
 Kurtosis 7.460302

Jarque-Bera 2379.651
 Probability 0.000000

Διάγραμμα 5.11 Φινλανδία

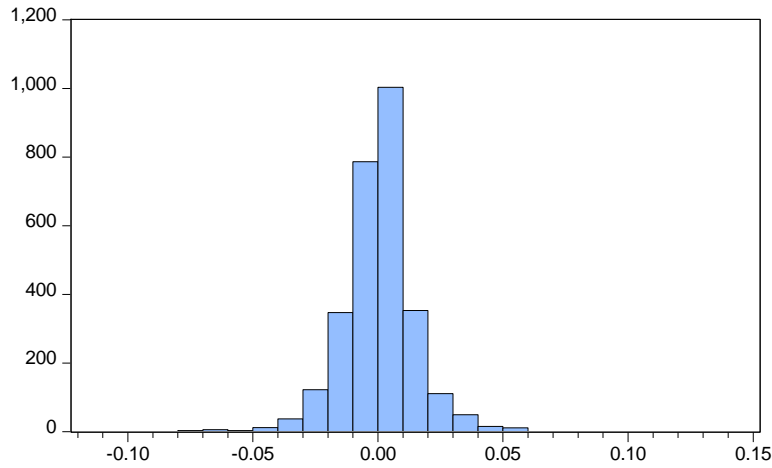


Series: DENMARK
 Sample 1/01/2007 12/29/2017
 Observations 2870

Mean 0.000382
 Median 0.000157
 Maximum 0.099619
 Minimum -0.110621
 Std. Dev. 0.013345
 Skewness -0.085465
 Kurtosis 9.245087

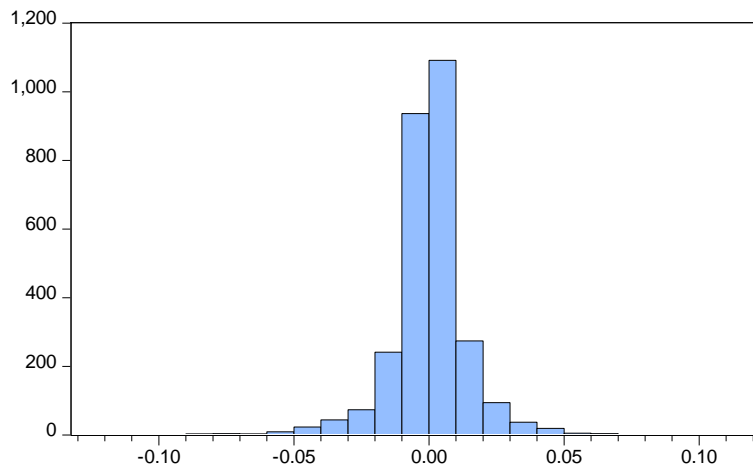
Jarque-Bera 4667.376
 Probability 0.000000

Διάγραμμα 5.12 Δανία



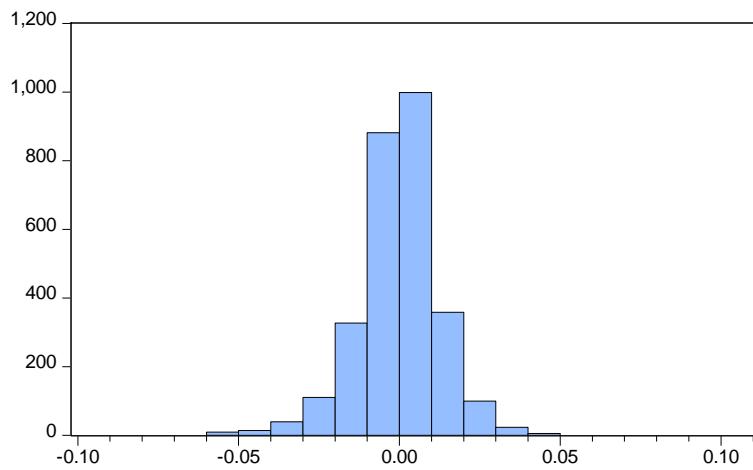
Series: HUNGARY	
Sample 1/01/2007 12/29/2017	
Observations 2870	
Mean	0.000278
Median	0.000000
Maximum	0.140854
Minimum	-0.118817
Std. Dev.	0.015334
Skewness	0.161100
Kurtosis	11.89694
Jarque-Bera	9478.089
Probability	0.000000

Διάγραμμα 5.13 Ουγγαρία



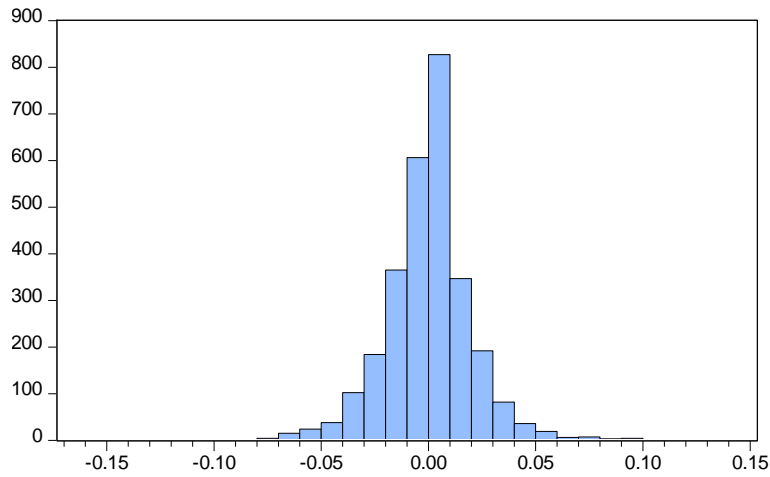
Series: ROMANIA	
Sample 1/01/2007 12/29/2017	
Observations 2870	
Mean	0.000100
Median	0.000000
Maximum	0.111427
Minimum	-0.122929
Std. Dev.	0.015020
Skewness	-0.407869
Kurtosis	13.35192
Jarque-Bera	12894.40
Probability	0.000000

Διάγραμμα 5.14 Ρουμανία



Series: PORTUGAL	
Sample 1/01/2007 12/29/2017	
Observations 2870	
Mean	-0.000167
Median	0.000000
Maximum	0.107338
Minimum	-0.098587
Std. Dev.	0.013251
Skewness	-0.065696
Kurtosis	8.914545
Jarque-Bera	4185.309
Probability	0.000000

Διάγραμμα 5.15 Πορτογαλία

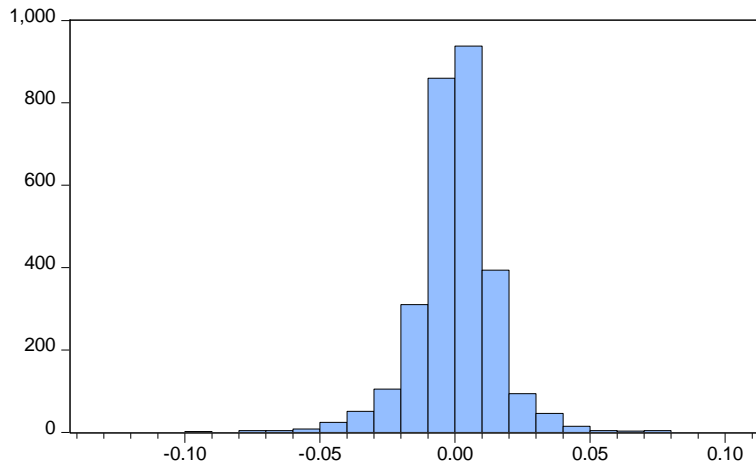


Series: GREECE
 Sample 1/01/2007 12/29/2017
 Observations 2870

Mean -0.000372
 Median 0.000000
 Maximum 0.143748
 Minimum -0.162328
 Std. Dev. 0.020937
 Skewness -0.097888
 Kurtosis 8.323897

Jarque-Bera 3394.039
 Probability 0.000000

Διάγραμμα 5.16 Ελλάδα

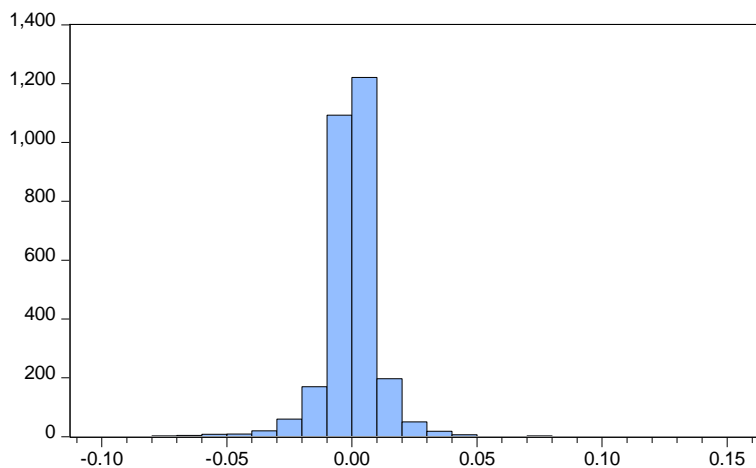


Series: IRELAND
 Sample 1/01/2007 12/29/2017
 Observations 2870

Mean 1.80e-05
 Median 0.000000
 Maximum 0.102225
 Minimum -0.130325
 Std. Dev. 0.015399
 Skewness -0.400578
 Kurtosis 10.12083

Jarque-Bera 6140.381
 Probability 0.000000

Διάγραμμα 5.17 Ιρλανδία

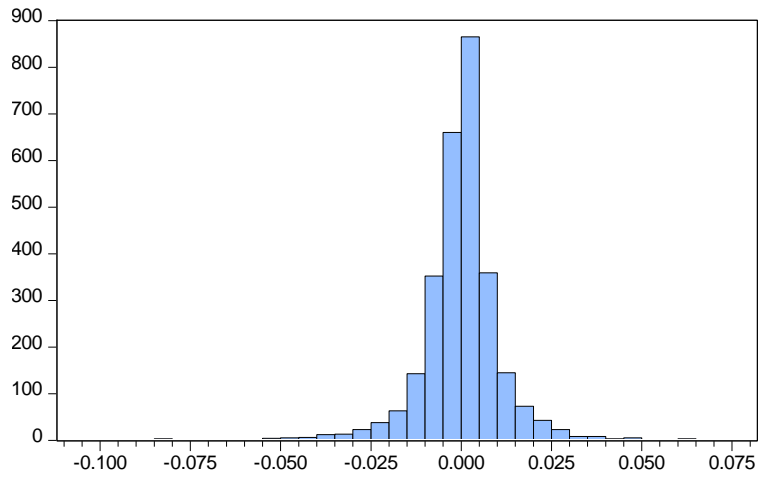


Series: CROATIA
 Sample 1/01/2007 12/29/2017
 Observations 2870

Mean -0.000125
 Median 0.000000
 Maximum 0.159269
 Minimum -0.102046
 Std. Dev. 0.011705
 Skewness 0.390803
 Kurtosis 26.12193

Jarque-Bera 64005.14
 Probability 0.000000

Διάγραμμα 5.18 Κροατία

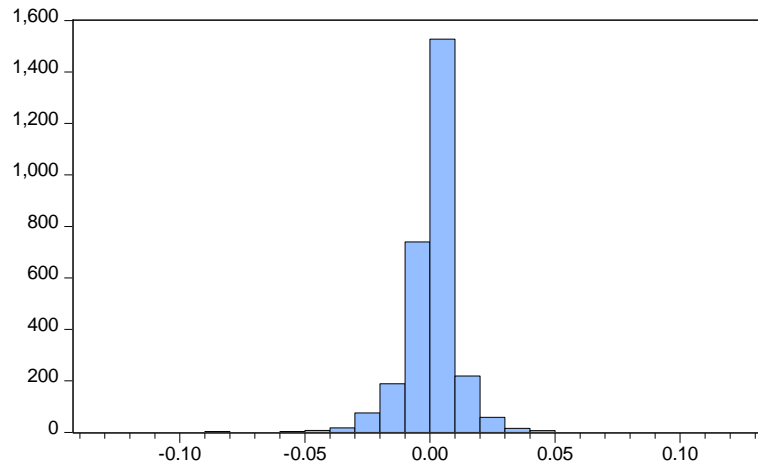


Series: BULGARIA
 Sample 1/01/2007 12/29/2017
 Observations 2870

Mean -0.000135
 Median 0.000000
 Maximum 0.075649
 Minimum -0.107385
 Std. Dev. 0.011885
 Skewness -0.803526
 Kurtosis 14.16681

Jarque-Bera 15220.61
 Probability 0.000000

Διάγραμμα 5.19 Βουλγαρία

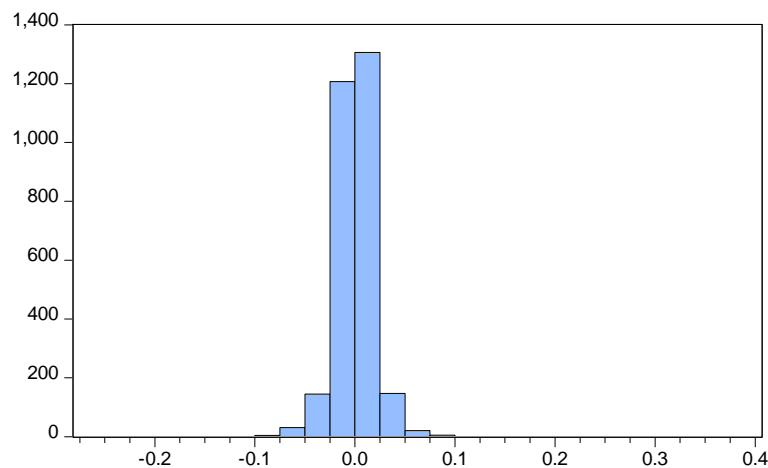


Series: SLOVAKIA
 Sample 1/01/2007 12/29/2017
 Observations 2870

Mean -2.16e-05
 Median 0.000000
 Maximum 0.126148
 Minimum -0.137656
 Std. Dev. 0.011223
 Skewness -0.794095
 Kurtosis 26.29619

Jarque-Bera 65200.97
 Probability 0.000000

Διάγραμμα 5.20 Σλοβακία

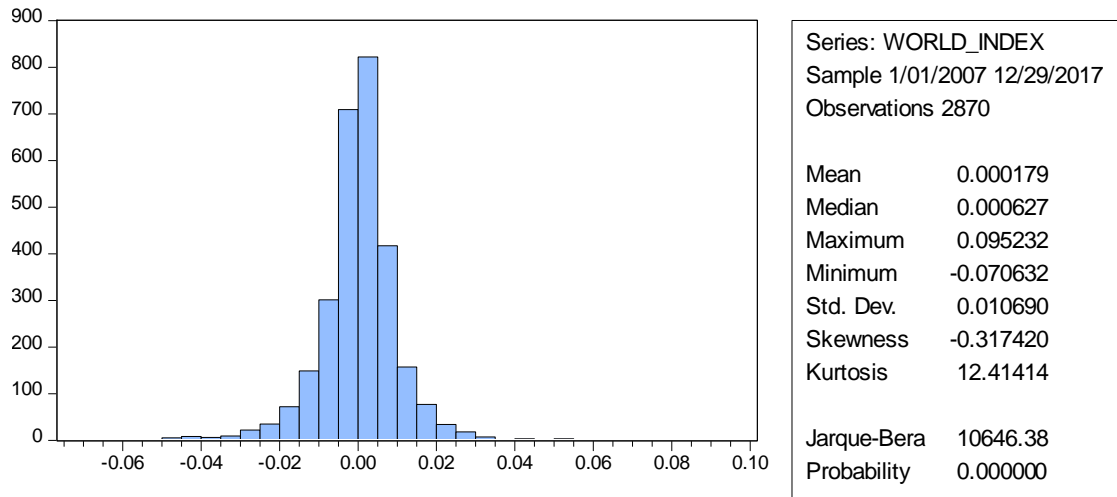


Series: LUXEMBURG
 Sample 1/01/2007 12/29/2017
 Observations 2870

Mean -2.35e-05
 Median 0.000000
 Maximum 0.394004
 Minimum -0.259578
 Std. Dev. 0.019755
 Skewness 1.906997
 Kurtosis 70.07427

Jarque-Bera 539739.9
 Probability 0.000000

Διάγραμμα 5.21 Λουξεμβούργο



Διάγραμμα 5.22 Παγκόσμιος Δείκτης

Διαστρωματική Παλινδρόμηση

Για την εξαγωγή των αποτελεσμάτων της διαστρωματικής παλινδρόμησης ως εξαρτημένη μεταβλητή ορίζεται η μέση απόδοση της αγοράς MR, ενώ ως ανεξάρτητη μεταβλητή ορίζεται ο συντελεστής β , στην παραδοσιακή του μορφή, αλλά και στις επεκτάσεις του στο πλαίσιο καθοδικού κινδύνου. Οι σχέσεις που θα εξεταστούν είναι οι ακόλουθες:

$$MR_i = \gamma_0 + \gamma_1 \beta_i + u_i \quad (5.1)$$

$$MR_i = \gamma_0 + \gamma_1 \beta_M^{HR} + u_i \quad (5.2)$$

$$MR_i = \gamma_0 + \gamma_1 \beta_{RF}^{HR} + u_i \quad (5.3)$$

$$MR_i = \gamma_0 + \gamma_1 \beta_0^{HR} + u_i \quad (5.4)$$

$$MR_i = \gamma_0 + \gamma_1 \beta_M^D + u_i \quad (5.5)$$

$$MR_i = \gamma_0 + \gamma_1 \beta_{RF}^D + u_i \quad (5.6)$$

$$MR_i = \gamma_0 + \gamma_1 \beta_0^D + u_i \quad (5.7)$$

Τα αποτελέσματα της διαστρωματικής παλινδρόμησης αποδεικνύουν ότι κανένας συντελεστής των ανωτέρω μοντέλων δεν είναι στατιστικά σημαντικός, σε επίπεδο σημαντικότητας 5%.

2007 – 2017	γ_0	t-stat	γ_1	t-stat	R^2
OLS					
β	-0,0000376	-0,374272	0,000107	0,930688	0,043601
β_M^{HR}	-0,0000312	-0,293207	0,0000988	0,807643	0,033191
β_{RF}^{HR}	-0,0000324	-0,319946	0,000319	0,867321	0,038084
β_0^{HR}	-0,0000313	-0,294035	0,000098	0,807938	0,033215
β_M^D	-0,0000032	-0,026287	0,0000595	0,452929	0,010682
β_{RF}^D	0,0000714	0,425074	-0,0000242	-0,138146	0,001003
β_0^D	0,0000086	0,070783	0,0000458	0,349069	0,006372

Πίνακας 5.2 Διαστρωματική ανάλυση παλινδρόμησης 2007 – 2017

Σε μια προσπάθεια βελτίωσης των αποτελεσμάτων, το δείγμα χωρίστηκε σε 2 υποπεριόδους, των 5 και 6 ετών αντίστοιχα, για τις περιόδους 2007 – 2011 και 2012 – 2017. Παρατηρείται κυρίως αύξηση των συντελεστών προσδιορισμού των β , β_0^{HR}

και β_{RF}^D για την περίοδο 2007 – 2011 με τιμές 6,3%, 3,8% και 1,2% αντίστοιχα, τα οποία είναι ελαφρώς υψηλότερα από την εξέταση του δείγματος σε ορίζοντα 11ετίας. Ωστόσο, οι συντελεστές εξακολουθούν να είναι στατιστικά ασήμαντοι.

2007-2011	γ_0	t-stat	γ_1	t-stat	R^2
OLS					
β	-0,000537	-2,837880	0,000253	1,132328	0,063216
β_M^{HR}	-0,000503	-2,460302	0,000209	0,861500	0,037594
β_{RF}^{HR}	-0,000503	-2,460552	0,000209	0,861855	0,037624
β_0^{HR}	-0,000504	-2,461615	0,000208	0,863346	0,037749
β_M^D	-0,000461	-2,009916	0,000146	0,563155	0,016418
β_{RF}^D	-0,000443	-1,921835	0,000125	0,480713	0,012016
β_0^D	-0,000444	-1,929144	0,000125	0,484637	0,012211

Πίνακας 5.3 Διαστρωματική ανάλυση παλινδρόμησης 2007 – 2011

2012-2017	γ_0	t-stat	γ_1	t-stat	R^2
OLS					
β	0,000370	4,219254	0,000002	0,020791	0,000023
β_M^{HR}	0,000375	4,307537	-0,000004	-0,048978	0,000126
β_{RF}^{HR}	0,000375	4,306195	-0,000004	-0,048480	0,000124
β_0^{HR}	0,000375	4,300764	-0,000004	-0,046307	0,000113
β_M^D	0,000377	3,754893	-0,000005	-0,058328	0,000179
β_{RF}^D	0,000383	3,817560	-0,000012	-0,130536	0,000896
β_0^D	0,000383	3,836388	-0,000012	-0,126630	0,000843

Πίνακας 5.4 Διαστρωματική ανάλυση παλινδρόμησης 2012 – 2017

Η ύπαρξη του φαινομένου της ετεροσκεδαστικότητας οφείλεται στην παραβίαση της υπόθεσης ότι οι διαταρακτικοί όροι έχουν την ίδια διακύμανση. Πραγματοποιώντας τον έλεγχο White²⁹, τα συμπεράσματα παραμένουν ίδια, καθώς οι συντελεστές εξακολουθούν να είναι στατιστικά ασήμαντοι.

Συμπεραίνουμε, επομένως, ότι η ερμηνευτική ισχύς των μεταβλητών είναι ιδιαίτερα χαμηλή, γεγονός που ενδεχομένως οφείλεται στην επιλογή του παγκόσμιου δείκτη ως χαρτοφυλάκιο της αγοράς για τον υπολογισμό των διαφορετικών συντελεστών βήτα, με σκοπό την ερμηνεία των μεταβολών των αποδόσεων των ευρωπαϊκών αγορών. Επίσης, 14 εκ των 21 αγορών είναι αναπτυγμένες, ενώ οι υπόλοιπες 7 αναδυόμενες. Πρόταση μας για μελλοντικές μελέτες και εξαγωγή συμπερασμάτων με υψηλότερη ερμηνευτική ισχύ των διαφορετικών συντελεστών βήτα, αποτελεί η

²⁹ Βλ. Παράρτημα

εξέταση διαφορετικών δεικτών ως χαρτοφυλάκιο αγοράς, και συγκεκριμένα ευρωπαϊκού δείκτη αντί για τον παγκόσμιο.

Σύγκριση CAPM, MLPM και D-CAPM

Στη συνέχεια πραγματοποιείται σύγκριση των μοντέλων CAPM, MLPM και D-CAPM αναφορικά με τις απαιτούμενες αποδόσεις τους. Αρχικά, πραγματοποιείται σύγκριση των αποδόσεων του CAPM με αυτών του MLPM και στη συνέχεια σύγκριση των αποδόσεων του CAPM με αυτών του D-CAPM. Για τη σύγκριση των ανωτέρω μοντέλων χρησιμοποιήθηκαν τρεις αποδόσεις – στόχοι: η μέση απόδοση, η απόδοση του ακίνδυνου περιουσιακού στοιχείου και η μηδενική απόδοση.

Από τη σύγκριση του CAPM με το μοντέλο MLPM, θέτοντας ως απόδοση – στόχο τη μέση απόδοση, λαμβάνουμε μέση τιμή του συντελεστή β_M^{HR} ίση με 0.81, η οποία είναι ελαφρώς υψηλότερη από τη μέση τιμή του συντελεστή β (0.807). Αυτό οφείλεται στο γεγονός ότι 11 εκ των 21 αγορών έχουν υψηλότερο β_M^{HR} , σε αντίθεση με τις υπόλοιπες 10 που έχουν β_M^{HR} χαμηλότερο από τον παραδοσιακό συντελεστή βήτα. Επιπροσθέτως, οι απαιτούμενες αποδόσεις του MLPM είναι κατά μέσο όρο υψηλότερες από τις αντίστοιχες του CAPM κατά 0.00041461.

Ορίζοντας ως απόδοση – στόχο την απόδοση του ακίνδυνου περιουσιακού στοιχείου, ο συντελεστής βήτα είναι χαμηλότερος από τον αντίστοιχο β_{RF}^{HR} (0.907), καθώς και οι 21 αγορές, αλλά και ο Παγκόσμιος Δείκτης, εμφανίζουν συντελεστή βήτα χαμηλότερο από β_{RF}^{HR} . Όπως και στην προηγούμενη περίπτωση οι απαιτούμενες αποδόσεις του MLPM είναι υψηλότερες από αυτές του CAPM κατά 0.00066883. Παρατηρούμε επίσης ότι το μέσο β_{RF}^{HR} είναι υψηλότερο από το αντίστοιχο β_M^{HR} , καθώς και ότι και τα δύο έχουν υψηλότερες τιμές από το μέσο συντελεστή βήτα του CAPM. Αντίστοιχα αποτελέσματα προκύπτουν και για τις απαιτούμενες αποδόσεις, οι οποίες είναι υψηλότερες με απόδοση – στόχο το ακίνδυνο περιουσιακό στοιχείο, ενώ έπεται η μέση απόδοση, ενώ και τα δύο είναι υψηλότερα από τις απαιτούμενες αποδόσεις του CAPM.

Τέλος, ορίζοντας ως απόδοση – στόχο τη μηδενική απόδοση προκύπτει ότι το β_0^{HR} (0.818) είναι οριακά υψηλότερο από το συντελεστή βήτα (0.807) του CAPM, όπου

13 αγορές εμφανίζουν υψηλότερο β_0^{HR} από το μέσο β . Επίσης, παρατηρείται μια μικρή διαφορά της μέσης απαιτούμενης απόδοσης για το MLPM κατά 0.00172479.

	β	CAPM	$(\tau = \mu)$			$(\tau = R_F)$			$(\tau = 0)$		
			β_M^{HR}	MLPM	Διαφορά	β_{RF}^{HR}	MLPM	Διαφορά	β_0^{HR}	MLPM	Διαφορά
Ην. Βασίλειο	0,90548946	0,65546690	0,89014722	0,65294680	-0,00252010	0,99698498	0,65321905	-0,00224785	0,89869365	0,65435015	-0,00111675
Γερμανία	1,05703535	0,68056698	1,02455900	0,67515619	-0,00541079	1,14254815	0,67546760	-0,00509939	1,03419793	0,67676029	-0,00380670
Γαλλία	1,11365384	0,69004184	1,08224969	0,68477992	-0,00526192	1,20576969	0,68510778	-0,00493406	1,09233855	0,68646857	-0,00357327
Ιταλία	1,16144880	0,69808167	1,13986081	0,69444552	-0,00363615	1,26478021	0,69478381	-0,00329787	1,15020284	0,69618650	-0,00189517
Ισπανία	1,09014003	0,68610044	1,06480203	0,68186355	-0,00423689	1,18511337	0,68218435	-0,00391609	1,07467755	0,68351362	-0,00258682
Ελβετία	0,77972866	0,63492230	0,78349788	0,63553433	0,00061203	0,88057063	0,63578251	0,00086021	0,79137614	0,63681430	0,00189200
Ολλανδία	1,03227255	0,67643975	1,03190526	0,67637861	-0,00006114	1,16077954	0,67671168	0,00027193	1,04222646	0,67809755	0,00165781
Σουηδία	1,00982519	0,67270718	0,96619038	0,66547530	-0,00723188	1,07785077	0,66576482	-0,00694236	0,97521382	0,66696825	-0,00573893
Αυστρία	1,08771999	0,68569531	1,09145896	0,68632128	0,00062596	1,22507149	0,68667004	0,00097472	1,10219427	0,68811983	0,00242452
Βέλγιο	0,92865880	0,65927996	0,92748488	0,65908655	-0,00019341	1,03586539	0,65936700	0,00008704	0,93624760	0,66053078	0,00125082
Φινλανδία	0,96801692	0,66577740	0,94322250	0,66168125	-0,00409615	1,04766597	0,66195957	-0,00381782	0,95190479	0,66311446	-0,00266294
Δανία	0,82353849	0,64205009	0,83631531	0,64413471	0,00208461	0,94058305	0,64440508	0,00235499	0,84488212	0,64553391	0,00348382
Ουγγαρία	0,79324245	0,63711767	0,79845331	0,63796498	0,00084731	0,90369322	0,63823469	0,00111703	0,80701213	0,63935764	0,00223997
Ρουμανία	0,00006190	0,51312139	0,00006412	0,51312172	0,00000033	0,00007347	0,51312174	0,00000035	0,00006485	0,51312183	0,00000044
Πορτογαλία	0,79572682	0,63752158	0,78672806	0,63605901	-0,00146257	0,87000944	0,63628269	-0,00123889	0,79381759	0,63721117	-0,00031042
Ελλάδα	0,81505543	0,64066749	0,82775575	0,64273787	0,00207038	0,92180768	0,64298624	0,00231875	0,83557913	0,64401452	0,00334703
Ιρλανδία	0,92041710	0,65792259	0,96553643	0,66536716	0,00744457	1,08619752	0,66567668	0,00775409	0,97521245	0,66696802	0,00904543
Κροατία	0,52242909	0,59367992	0,55320739	0,59855807	0,00487815	0,64984934	0,59878851	0,00510858	0,56069852	0,59974762	0,00606770
Βουλγαρία	0,21584856	0,54589403	0,31855469	0,56174085	0,01584682	0,37388973	0,56187635	0,01598231	0,32306309	0,56244017	0,01654614
Σλοβακία	0,00958591	0,51455309	0,03993229	0,51912396	0,00457087	0,05312265	0,51914771	0,00459462	0,04070675	0,51924079	0,00468770
Λουξεμβούργο	0,91253053	0,65662475	0,93582757	0,66046153	0,00383678	1,03887159	0,66073989	0,00411514	0,94450589	0,66189303	0,00526828
Μέσος όρος	0,80678219	0,64020154	0,80989302	0,64061615	0,00041461	0,90767133	0,64087037	0,00066883	0,81784839	0,64192633	0,00172479

Πίνακας 5.5 Σύγκριση απαιτούμενων αποδόσεων μεταξύ CAPM και MLPM

Μεγάλο ενδιαφέρον φανερώνουν τα αποτελέσματα της σύγκρισης του CAPM με το D-CAPM, όπου η διαφορά των απαιτούμενων αποδόσεων σε αυτά τα μοντέλα είναι αρκετά μεγαλύτερη συγκριτικά με το μοντέλο MLPM. Θέτοντας ως απόδοση – στόχο τη μέση απόδοση, ο μέσος συντελεστής β_M^D ισούται με 0.0874, δηλαδή είναι υψηλότερος από το μέσο συντελεστή βήτα (0.807) περίπου κατά 6.7%. Συγκεκριμένα, όλες οι χώρες εμφανίζουν υψηλότερο β_M^D εκτός από τη Γερμανία, τη Γαλλία και τη Σουηδία. Επίσης, η μέση απαιτούμενη απόδοση του D-CAPM με απόδοση – στόχο τη μέση απόδοση είναι υψηλότερη από την αντίστοιχη απαιτούμενη απόδοση του CAPM κατά 0.0108. Η μεγαλύτερη διαφορά παρατηρείται για τρεις εκ των αναδυόμενων αγορών και συγκριμένα τη Βουλγαρία, την Ελλάδα και τη Σλοβακία, με διαφορές από 3% έως 4%.

Με την απόδοση του ακίνδυνου περιουσιακού στοιχείου να αποτελεί την επιθυμητή απόδοση των επενδυτών, ο συντελεστής β_{RF}^D (0.9316) είναι υψηλότερος κατά 13% από το μέσο βήτα (0.807), το οποίο αποτελεί την υψηλότερη απόκλιση που παρατηρείται μεταξύ του συντελεστή βήτα και των υπόλοιπων καθοδικών συντελεστών βήτα. Αντίστοιχα, η μέση απαιτούμενη απόδοση του D-CAPM με στόχο την ακίνδυνη απόδοση παρουσιάζει τη μεγαλύτερη διαφορά από το CAPM, συγκριτικά με τα υπόλοιπα μοντέλα. Η διαφορά μεταξύ των απαιτούμενων αποδόσεων είναι 0.01173 υπέρ του D-CAPM.

Τέλος, θέτοντας ως απόδοση – στόχο τη μηδενική απόδοση προκύπτει συντελεστής β_0^D (0.878) που ξεπερνά το παραδοσιακό μέσο βήτα κατά 7%. Η διαφορά των απαιτούμενων αποδόσεων ανάμεσα στο CAPM και το D-CAPM με $\tau = 0$ είναι ελαφρώς μικρότερη από την προηγούμενη περίπτωση. Για την ακρίβεια είναι ίση με 0.0116 υπέρ του D-CAPM έναντι του παραδοσιακού CAPM.

Από τα αποτελέσματα της σύγκρισης των μοντέλων μπορούμε να επιβεβαιώσουμε την ανωτερότητα του D-CAPM συγκριτικά με το CAPM. Αντίθετα, οι διαφορές των απαιτούμενων αποδόσεων ανάμεσα σε CAPM και MLPM είναι σε πολύ χαμηλά επίπεδα. Επιπλέον, η καλύτερη περιγραφή του D-CAPM συγκριτικά και με το MLPM μοντέλο οφείλεται στην ανισότητα των συνδιακυμάνσεων του συντελεστή βήτα των Harlow και Rao που εντοπίστηκε από τον Estrada.

	β	CAPM	$(\tau = \mu)$			$(\tau = R_F)$			$(\tau = 0)$		
			β_M^D	D-CAPM	Διαφορά	β_{RF}^D	D-CAPM	Διαφορά	β_0^D	D-CAPM	Διαφορά
Ην. Βασίλειο	0,90548946	0,65546690	0,91426762	0,65691052	0,00144362	0,97519715	0,65714794	0,00168104	0,91479953	0,65699804	0,00153114
Γερμανία	1,05703535	0,68056698	1,05428947	0,68010882	-0,00045816	1,01527700	0,67881250	-0,00175449	1,04636414	0,67878716	-0,00177982
Γαλλία	1,11365384	0,69004184	1,10756031	0,68901956	-0,00102228	1,04559767	0,68977618	-0,00026566	1,11211035	0,68978284	-0,00025900
Ιταλία	1,16144880	0,69808167	1,18022893	0,70125122	0,00316955	1,08447807	0,70347881	0,00539714	1,19337630	0,70347365	0,00539198
Ισπανία	1,09014003	0,68610044	1,10431077	0,68847465	0,00237421	1,05160740	0,68992092	0,00382048	1,11279271	0,68989734	0,00379689
Ελβετία	0,77972866	0,63492230	0,81757251	0,64107761	0,00615531	0,94116319	0,64174208	0,00681978	0,82021455	0,64150820	0,00658591
Ολλανδία	1,03227255	0,67643975	1,05799723	0,68072751	0,00428776	1,01763752	0,68119087	0,00475113	1,06098509	0,68122623	0,00478648
Σουηδία	1,00982519	0,67270718	1,00301101	0,67157576	-0,00113142	1,00893985	0,67129216	-0,00141503	1,00069819	0,67119191	-0,00151527
Αυστρία	1,08771999	0,68569531	1,14867875	0,69592982	0,01023451	1,05351716	0,69713101	0,01143569	1,15640396	0,69723125	0,01153594
Βέλγιο	0,92865880	0,65927996	0,95654208	0,66388045	0,00460049	0,99307193	0,66493282	0,00565286	0,96203686	0,66478854	0,00550858
Φινλανδία	0,96801692	0,66577740	0,97548707	0,66701348	0,00123608	1,00390621	0,66769535	0,00191796	0,97857733	0,66752509	0,00174769
Δανία	0,82353849	0,64205009	0,89091726	0,65307319	0,01102310	0,94962784	0,65146295	0,00941285	0,88014899	0,65130656	0,00925647
Ουγγαρία	0,79324245	0,63711767	0,89110071	0,65310330	0,01598564	0,95335479	0,65234862	0,01523095	0,88564478	0,65220796	0,01509029
Ρουμανία	0,00006190	0,51312139	0,00007669	0,51312361	0,00000222	0,00497292	0,51312869	0,00000730	0,00000000	0,51311209	-0,00000930
Πορτογαλία	0,79572682	0,63752158	0,84043591	0,64480757	0,00728599	0,96471752	0,64738746	0,00986588	0,85409406	0,64703982	0,00951823
Ελλάδα	0,81505543	0,64066749	0,99424466	0,67012132	0,02945383	1,04613164	0,67377288	0,03310539	1,01435723	0,67346010	0,03279261
Ιρλανδία	0,92041710	0,65792259	1,03756296	0,67732065	0,01939806	1,01511471	0,67859744	0,02067485	1,04515102	0,67858494	0,02066235
Κροατία	0,52242909	0,59367992	0,64120849	0,61258814	0,01890822	0,86594202	0,61451459	0,02083467	0,65222965	0,61435391	0,02067398
Βουλγαρία	0,21584856	0,54589403	0,48314935	0,58747596	0,04158193	0,80518773	0,58912418	0,04323015	0,49132382	0,58876507	0,04287104
Σλοβακία	0,00958591	0,51455309	0,22230665	0,54688572	0,03233263	0,73424764	0,54773184	0,03317875	0,22300050	0,54699230	0,03243921
Λουξεμβούργο	0,91253053	0,65662475	1,04176203	0,67802017	0,02139542	1,03501210	0,67954802	0,02292328	1,05003667	0,67939948	0,02277473
Μέσος όρος	0,80678219	0,64020154	0,87441478	0,65107091	0,01086937	0,93165248	0,65193987	0,01173833	0,87877837	0,65179202	0,01159048

Πίνακας 5.6 Σύγκριση απαιτούμενων αποδόσεων μεταξύ CAPM και D-CAPM

Παραδοσιακά και εναλλακτικά μέτρα αποτελεσματικότητας

Επόμενο βήμα της παρούσας μελέτης είναι η σύγκριση των παραδοσιακών και των εναλλακτικών μέτρων αποτελεσματικότητας ενός χαρτοφυλακίου. Αρχικά, πραγματοποιείται σύγκριση ανάμεσα στο δείκτη Sharpe με τους δείκτες Sortino, UPR και Omega. Στη συνέχεια συγκρίνονται ο δείκτης Treynor με το δείκτη των Mishra & Rahman, ενώ τέλος, ο Jensen alpha με το Mishra & Rahman alpha.

Τα αποτελέσματα των δεικτών παρουσιάζονται στον ακόλουθο πίνακα, ενώ υπολογίζεται και η κατάταξη των αγορών αναφορικά με τον εκάστοτε δείκτη.

	Sharpe ratio		Sortino ratio ($\tau = R_F$)		Sortino ratio ($\tau = 0$)		UPR ($\tau = \mu$)		UPR ($\tau = R_F$)		UPR ($\tau = 0$)		Omega ($\tau = \mu$)		Omega ($\tau = R_F$)		Omega ($\tau = 0$)	
	S_p	Rank	SoR	Rank	SoR	Rank	UPR	Rank	UPR	Rank	UPR	Rank	Ω	Rank	Ω	Rank	Ω	Rank
Ην. Βασίλειο	0,0001	5	0,0002	5	0,0161	5	0,4685	13	0,4687	10	0,4808	10	1	-	1,0004	5	1,0370	5
Γερμανία	0,0134	2	0,0180	2	0,0319	2	0,4782	11	0,4923	2	0,5033	2	1	-	1,0401	2	1,0721	2
Γαλλία	-0,0036	8	-0,0050	8	0,0086	9	0,4826	7	0,4789	7	0,4891	7	1	-	0,9894	8	1,0185	10
Ιταλία	-0,0137	16	-0,0187	17	-0,0069	17	0,4906	1	0,4765	8	0,4852	8	1	-	0,9618	16	0,9858	17
Ισπανία	-0,0091	15	-0,0125	15	0,0002	14	0,4897	2	0,4803	6	0,4899	6	1	-	0,9743	14	1,0005	14
Ελβετία	-0,0049	10	-0,0064	10	0,0100	7	0,4638	15	0,4589	14	0,4715	14	1	-	0,9855	10	1,0233	7
Ολλανδία	-0,0013	6	-0,0018	6	0,0121	6	0,4639	14	0,4625	13	0,4732	13	1	-	0,9960	6	1,0282	6
Σουηδία	0,0047	4	0,0065	4	0,0205	4	0,4851	5	0,4899	3	0,5006	3	1	-	1,0138	4	1,0445	4
Αυστρία	-0,0066	11	-0,0087	11	0,0031	12	0,4718	12	0,4653	12	0,4741	12	1	-	0,9808	11	1,0068	12
Βέλγιο	-0,0075	12	-0,0100	12	0,0051	11	0,4807	9	0,4732	9	0,4846	9	1	-	0,9786	12	1,0110	11
Φινλανδία	-0,0038	9	-0,0051	9	0,0090	8	0,4862	4	0,4824	5	0,4930	5	1	-	0,9892	9	1,0192	9
Δανία	0,0178	1	0,0241	1	0,0386	1	0,4810	8	0,4993	1	0,5107	1	1	-	1,0532	1	1,0869	1
Ουγγαρία	0,0087	3	0,0120	3	0,0249	3	0,4795	10	0,4884	4	0,4983	4	1	-	1,0263	3	1,0554	3
Ρουμανία	-0,0029	7	-0,0036	7	0,0081	10	0,4263	18	0,4236	18	0,4325	18	1	-	0,9906	7	1,0217	8
Πορτογαλία	-0,0235	19	-0,0317	20	-0,0170	20	0,4896	3	0,4656	11	0,4764	11	1	-	0,9358	18	0,9651	18
Ελλάδα	-0,0247	21	-0,0334	21	-0,0240	21	0,4832	6	0,4576	15	0,4643	15	1	-	0,9309	19	0,9497	21
Ιρλανδία	-0,0082	13	-0,0105	13	0,0015	13	0,4630	16	0,4551	16	0,4641	16	1	-	0,9761	13	1,0035	13
Κροατία	-0,0230	18	-0,0274	19	-0,0127	18	0,4078	20	0,3866	20	0,3975	20	1	-	0,9241	21	0,9640	19
Βουλγαρία	-0,0235	20	-0,0270	18	-0,0130	19	0,4148	19	0,3935	19	0,4040	19	1	-	0,9266	20	0,9638	20
Σλοβακία	-0,0148	17	-0,0152	16	-0,0020	16	0,3697	21	0,3583	21	0,3677	21	1	-	0,9477	17	0,9930	16
Λουξεμβούργο	-0,0085	14	-0,0115	14	-0,0016	15	0,4600	17	0,4514	17	0,4588	17	1	-	0,9734	15	0,9962	15
Παγκ. Δείκτης	0,0032	-	0,0039	-	0,0204	-	0,4413	-	0,4445	-	0,4580	-	1	-	1,0100	-	1,0528	-

Πίνακας 5.7 Σύγκριση δεικτών Sharpe, Sortino, UPR και Omega

Ο δείκτης Sharpe αποτελεί μέτρηση της υπερβάλλουσας απόδοσης του χαρτοφυλακίου διαιρούμενη με την τυπική απόκλιση, υπολογίζοντας την ανταμοιβή του κινδύνου ανά μονάδα του συνολικού κινδύνου. Όπως παρουσιάζεται στον προηγούμενο πίνακα, ο δείκτης Sharpe του Παγκόσμιου Δείκτη ισούται με 0.0032, ενώ μόλις 4 αγορές έχουν υψηλότερο δείκτη από αυτόν και συγκεκριμένα η Δανία, η Γερμανία, η Ουγγαρία και η Σουηδία. Επομένως, τα χαρτοφυλάκια των αγορών αυτών έχουν μεγαλύτερη απόδοση αναλόγως του συνολικού κινδύνου από την απόδοση της αγοράς, σε αντίθεση με τις υπόλοιπες 17 αγορές που έχουν μικρότερο δείκτη Sharpe.

Ο δείκτης Sortino αποτελεί ένα παρόμοιο μέτρο με το δείκτη Sharpe, ωστόσο διαφοροποιεί την αρνητική μεταβλητότητα των αποδόσεων από τη συνολική τους μεταβλητότητα. Χρησιμοποιεί την υπερβάλλουσα απόδοση του χαρτοφυλακίου έναντι της ελάχιστης αποδεκτής απόδοσης διαιρώντας με την ημιτυπική απόκλιση. Όπως συνέβη και με το δείκτη Sharpe, μόλις 4 αγορές έχουν υψηλότερο δείκτη Sortino με απόδοση – στόχο την απόδοση του ακίνδυνου περιουσιακού στοιχείου από το Παγκόσμιο Δείκτη (0.0039), όπου πρόκειται για τις ίδιες αγορές (Δανία, Γερμανία, Ουγγαρία και Σουηδία). Παρατηρούνται ελάχιστες διαφορές ως προς την κατάταξη των αγορών, κυρίως στις τελευταίες θέσεις, όπως για παράδειγμα η Ιταλία που από τη 16η θέση βρίσκεται πλέον στη 17η και η Βουλγαρία που από την 20η θέση βελτίωσε ελαφρώς την κατάταξή της στην 18η θέση. Οι αγορές με υψηλότερο δείκτη Sortino ($\tau = R_F$) από τον Παγκόσμιο Δείκτη διατηρούν την κατάταξή τους.

Παρόμοια συμπεράσματα εξάγονται και στην περίπτωση που ως απόδοση – στόχος ορίζεται η μηδενική απόδοση. Στην περίπτωση αυτή παρατηρούνται ελάχιστες ανακατατάξεις παρόλο που οι τιμές του δείκτη για κάθε αγορά είναι ιδιαίτερα αυξημένες λόγω της μηδενικής απόδοσης – στόχου. Ωστόσο οι ίδιες 4 αγορές εξακολουθούν να διατηρούν την υψηλή τους θέση και παράλληλα να θεωρούνται αποτελεσματικότερες από το χαρτοφυλάκιο της αγοράς, που αντικατοπτρίζεται στον Παγκόσμιο Δείκτη με τιμή του Δείκτη Sortino ($\tau = 0$) ίση με 0.0204.

Επόμενο μέρος της σύγκρισης αποτελεί η αναφορά στο δείκτη ανοδικών τάσεων – UPR (Upside Potential Ratio), ο οποίος αξιολογεί την προοπτική των ανοδικών τάσεων έναντι του καθοδικού κινδύνου. Παρατηρούνται περισσότερες και σημαντικές ανακατατάξεις, σε σχέση με τη σύγκριση των δεικτών Sharpe και Sortino. Θέτοντας ως απόδοση – στόχο τη μέση απόδοση υπάρχουν 17 εκ των 21 αγορών με δείκτη UPR ($\tau = \mu$) υψηλότερο από του Παγκόσμιου Δείκτη (0.4413). Το σημαντικότερο σημείο αναφοράς είναι το γεγονός ότι όλα τα χαρτοφυλάκια αλλάζουν κατάταξη, με τα περισσότερα εξ αυτών να βρίσκονται πλέον στις αρχικές θέσεις. Χαρακτηριστικό παράδειγμα αποτελεί η Ιταλία, όπου από 16η βρίσκεται πλέον στην 1η θέση και η Ισπανία από την 15η θέση στη 2η θέση. Επίσης, οι χώρες που παρουσίαζαν υψηλότερη απόδοση βάσει του δείκτη Sharpe υποτιμώνται αρκετά, όπως για παράδειγμα η Γερμανία που από τη 2η θέση βρίσκεται πλέον στην 11η.

Θέτοντας ως επιθυμητή απόδοση αυτή του ακίνδυνου περιουσιακού στοιχείου ($\tau = R_F$), οι τιμές του δείκτη παραμένουν κοντά με τις προηγούμενες τιμές για $\tau = \mu$ για κάθε αγορά αλλά και τον Παγκόσμιο Δείκτη (0.4445). Και σε αυτήν την περίπτωση 17 εκ των 21 αγορών έχουν υψηλότερο δείκτη UPR από τον Παγκόσμιο Δείκτη, ενώ παρατηρούνται ανακατατάξεις που επαναφέρουν παρόμοια κατάταξη με την αρχική των χωρών με το δείκτη Sharpe. Συγκεκριμένα, η Δανία και η Γερμανία ανέκτησαν τις δύο πρώτες θέσεις αντίστοιχα, ενώ 9 εκ των 21 αγορών ανέβηκαν σε κατάταξη, με τις υπόλοιπες 10 αντίστοιχα να βρίσκονται πλέον σε χαμηλότερη θέση από την αρχική τους, συγκριτικά με το δείκτη Sharpe.

Τέλος, όσον αφορά το δείκτη ανοδικών τάσεων, ορίζοντας ως επιθυμητή απόδοση τη μηδενική, παρατηρούνται μικρές αυξήσεις των τιμών των δεικτών για όλες τις αγορές, χωρίς ωστόσο να μεταβάλλεται η κατάταξη που δημιουργήθηκε με επιθυμητή απόδοση αυτή του ακίνδυνου περιουσιακού στοιχείου. Επίσης, 17 εκ των 21 αγορών έχουν υψηλότερη τιμή του δείκτη UPR από τον Παγκόσμιο Δείκτη.

Ο συντελεστής Omega για απόδοση – στόχο τη μέση απόδοση λαμβάνει την τιμή 1 για όλες τις αγορές, αποτέλεσμα λογικό αφού οι μισές αποδόσεις είναι υψηλότερες από τη μέση απόδοση και οι υπόλοιπες χαμηλότερες. Θέτοντας ως απόδοση –

στόχο την ακίνδυνη απόδοση παρατηρούμε ότι 4 αγορές είναι πιο αποτελεσματικές από τον Παγκόσμιο Δείκτη, όπως και στην αρχική κατάταξη με βάση το δείκτη Sharpe. Πρόκειται για τη Δανία, τη Γερμανία, την Ουγγαρία και τη Σουηδία, οι οποίες αναδεικνύουν την ανωτερότητά τους και στην τελευταία περίπτωση του δείκτη Omega, όπου ως επιθυμητή απόδοση ορίζεται η μηδενική απόδοση. Οι τιμές του δείκτη εμφανίζονται ελαφρώς αυξημένες με ελάχιστες ανακατατάξεις μεταξύ των χωρών, κυρίως στις μεσαίες θέσεις.

Συνοψίζοντας τα αποτελέσματα των ανωτέρω συγκρίσεων είναι σημαντικό να γίνει ιδιαίτερη αναφορά σε κάποια εκ των συμπερασμάτων. Η κατάταξη των αγορών λαμβάνει αρκετές μεταβολές αναλόγως τη χρήση του μέτρου αποτελεσματικότητας, πλην ελαχίστων εξαιρέσεων, κυρίως στις πρώτες θέσεις. Οι σημαντικότερες ανακατατάξεις παρατηρούνται στη σύγκριση του δείκτη Sharpe με το δείκτη UPR. Επίσης, σημαντική παρατήρηση αποτελεί το γεγονός ότι η αποτελεσματικότητα των χαρτοφυλακίων μειώνεται σε κάθε δείκτη όταν η απόδοση – στόχος αυξάνεται, μια παρατήρηση η οποία συμφωνεί με τα αποτελέσματα των ερευνητών του κυρίου άρθρου³⁰, από το οποίο εμπνεύστηκε η εκπόνηση της παρούσας μελέτης.

³⁰ Mamoghli, C. and Daboussi, S. (2010). Capital asset pricing models and performance measures in the downside risk framework. *Journal of Emerging Market Finance*, Vol. 9, Issue 2, pp. 95-130

Για τη μελέτη του συστηματικού κινδύνου συγκρίνουμε το δείκτη Treynor με το δείκτη Mishra & Rahman, θέτοντας ως αποδόσεις – στόχο τη μέση απόδοση, την απόδοση του ακίνδυνου περιουσιακού στοιχείου και τη μηδενική απόδοση. Από τα αποτελέσματα του επόμενου πίνακα παρατηρούμε ότι 4 αγορές έχουν υψηλότερο δείκτη Treynor από τον Παγκόσμιο Δείκτη (0,0005493) και συγκεκριμένα η Δανία, η Γερμανία, η Ουγγαρία και η Σουηδία με σειρά κατάταξης. Υπολογίζοντας το δείκτη Mishra & Rahman παρατηρούμε ότι δεν υπάρχει μεταβολή στην κατάταξη των αγορών και για τις τρεις αποδόσεις – στόχους που θέσαμε.

Ως προς την αποτελεσματικότητα των αγορών συγκριτικά με τον Παγκόσμιο Δείκτη, δεν παρατηρείται μεταβολή, καθώς οι 4 αγορές που είναι αποτελεσματικότερες από αυτόν σύμφωνα με το δείκτη Treynor, διατηρούν την αποτελεσματικότητά τους και σύμφωνα με το δείκτη Mishra & Rahman. Αναφορικά με την κατάταξη των αγορών, αυτή παραμένει σταθερή σε κάθε περίπτωση, εκτός από την Ιρλανδία που από 13^η ανεβαίνει στη 12^η θέση και την Ισπανία που αντίστοιχα από τη 12^η θέση πέφτει στη 13^η, όταν αλλάζει το κριτήριο από το δείκτη Treynor στο δείκτη Mishra & Rahman.

Τα αποτελέσματα και η κατάταξη των αγορών παρουσιάζονται αναλυτικά στον πίνακα που ακολουθεί.

	Treynor index		Mishra and Rahman index ($\tau = \mu$)		Mishra and Rahman index ($\tau = R_F$)		Mishra and Rahman index ($\tau = 0$)	
	T_p	Rank	MR_p	Rank	MR_p	Rank	MR_p	Rank
Ην. Βασίλειο	0,0000311	5	0,0000317	5	0,0000316	5	0,0000314	5
Γερμανία	0,0028216	2	0,0029111	2	0,0029058	2	0,0028840	2
Γαλλία	-0,0007563	7	-0,0007783	7	-0,0007769	7	-0,0007711	7
Ιταλία	-0,0031164	15	-0,0031754	15	-0,0031698	15	-0,0031469	15
Ισπανία	-0,0020608	12	-0,0021099	13	-0,0021061	13	-0,0020905	13
Ελβετία	-0,0011405	9	-0,0011350	9	-0,0011328	9	-0,0011237	9
Ολλανδία	-0,0002824	6	-0,0002825	6	-0,0002820	6	-0,0002797	6
Σουηδία	0,0010405	4	0,0010875	4	0,0010855	4	0,0010774	4
Αυστρία	-0,0015586	10	-0,0015532	10	-0,0015503	10	-0,0015381	10
Βέλγιο	-0,0016397	11	-0,0016417	11	-0,0016387	11	-0,0016264	11
Φινλανδία	-0,0008609	8	-0,0008835	8	-0,0008820	8	-0,0008755	8
Δανία	0,0045890	1	0,0045188	1	0,0045099	1	0,0044730	1
Ουγγαρία	0,0026741	3	0,0026567	3	0,0026511	3	0,0026285	3
Ρουμανία	-11,28871	21	-10,89909	21	-10,87492	21	-10,77516	21
Πορτογαλία	-0,0062095	16	-0,0062805	16	-0,0062695	16	-0,0062244	16
Ελλάδα	-0,0100648	18	-0,0099104	18	-0,0098922	18	-0,0098176	18
Ιρλανδία	-0,0021781	13	-0,0020763	12	-0,0020723	12	-0,0020557	12
Κροατία	-0,0081802	17	-0,0077251	17	-0,0077049	17	-0,0076219	17
Βουλγαρία	-0,0205421	19	-0,0139191	19	-0,0138810	19	-0,0137248	19
Σλοβακία	-0,2747481	20	-0,0659544	20	-0,0656954	20	-0,0646996	20
Λουξεμβούργο	-0,0029193	14	-0,0028466	14	-0,0028415	14	-0,0028205	14
Παγκ. Δείκτης	0,0005493	-	0,0005493	-	0,0005493	-	0,0005493	-

Πίνακας 5.8 Σύγκριση δεικτών Treynor και Mishra & Rahman

Τελευταίο μέρος της σύγκρισης των μέτρων αποτελεσματικότητας αποτελεί η σύγκριση των συντελεστών alpha του Jensen με εκείνον των Mishra & Rahman, τα αποτελέσματα της οποίας παρουσιάζονται στον πίνακα που ακολουθεί. Ο δείκτης Jensen αποτελεί ένα παρόμοιο μέτρο αξιολόγησης με τους δείκτες Treynor και Sharpe. Σύμφωνα με το δείκτη αυτό, συμπεραίνουμε εάν η επίδοση του χαρτοφυλακίου ήταν υψηλότερη συγκριτικά με το επίπεδο του συστηματικού κινδύνου που ανέλαβε ο επενδυτής. Στη μελέτη μας παρατηρούμε ότι 4 εκ των 21 αγορών λαμβάνουν θετική τιμή του δείκτη Jensen, όντας περισσότερο αποτελεσματικές.

Συγκρίνοντας στη συνέχεια το δείκτη alpha των Mishra & Rahman με το δείκτη Jensen, παρατηρούμε ότι οι 4 αυτές αγορές διατηρούν τη θετική τους κατάταξη, όπως αντίστοιχα και οι υπόλοιπες εξακολουθούν να λαμβάνουν αρνητική τιμή και για τις τρεις αποδόσεις – στόχους που θέτουμε. Η κατάταξη των αγορών παραμένει ίδια, με τη μοναδική μεταβολή να παρατηρείται σε Βουλγαρία και Κροατία, οι οποίες με βάση το δείκτη Jensen ήταν στη 18^η και 19^η θέση αντίστοιχα, ενώ υπολογίζοντας τις τιμές του δείκτη alpha των Mishra & Rahman και για τις τρεις επιθυμητές αποδόσεις, η κατάταξη των δύο αυτών αγορών αντιστρέφεται.

	Jensen alpha		Mishra and Rahman alpha ($\tau = \mu$)		Mishra and Rahman alpha ($\tau = R_F$)		Mishra and Rahman alpha ($\tau = 0$)	
	α_p	Rank	α_p^{MR}	Rank	α_p^{MR}	Rank	α_p^{MR}	Rank
Ην. Βασίλειο	-0,0004692	5	-0,0004608	5	-0,0004617	5	-0,0004655	5
Γερμανία	0,0024019	2	0,0024198	2	0,0024187	2	0,0024145	2
Γαλλία	-0,0014540	10	-0,0014368	10	-0,0014379	10	-0,0014423	10
Ιταλία	-0,0042575	17	-0,0042457	17	-0,0042468	17	-0,0042514	17
Ισπανία	-0,0028454	15	-0,0028315	15	-0,0028326	15	-0,0028369	15
Ελβετία	-0,0013176	8	-0,0013197	8	-0,0013205	8	-0,0013240	8
Ολλανδία	-0,0008586	7	-0,0008584	7	-0,0008595	7	-0,0008640	7
Σουηδία	0,0004960	4	0,0005199	4	0,0005190	4	0,0005150	4
Αυστρία	-0,0022928	12	-0,0022949	12	-0,0022960	12	-0,0023008	12
Βέλγιο	-0,0020328	11	-0,0020322	11	-0,0020331	11	-0,0020370	11
Φινλανδία	-0,0013651	9	-0,0013515	9	-0,0013524	9	-0,0013563	9
Δανία	0,0033268	1	0,0033198	1	0,0033189	1	0,0033151	1
Ουγγαρία	0,0016855	3	0,0016826	3	0,0016817	3	0,0016779	3
Ρουμανία	-0,0006989	6	-0,0006989	6	-0,0006989	6	-0,0006989	6
Πορτογαλία	-0,0053782	20	-0,0053732	20	-0,0053740	20	-0,0053771	20
Ελλάδα	-0,0086511	21	-0,0086581	21	-0,0086589	21	-0,0086624	21
Ιρλανδία	-0,0025104	13	-0,0025352	13	-0,0025362	13	-0,0025405	13
Κροατία	-0,0045606	19	-0,0045775	18	-0,0045783	18	-0,0045816	18
Βουλγαρία	-0,0045526	18	-0,0046090	19	-0,0046095	19	-0,0046114	19
Σλοβακία	-0,0026390	14	-0,0026556	14	-0,0026557	14	-0,0026561	14
Λουξεμβούργο	-0,0031652	16	-0,0031780	16	-0,0031790	16	-0,0031828	16

Πίνακας 5.9 Σύγκριση Jensen alpha και Mishra & Rahman alpha

Κεφάλαιο 6

Συμπεράσματα

Γενικά συμπεράσματα

Η παρούσα μελέτη βασίστηκε στην ανεπάρκεια της παραδοσιακής μορφής του υποδείγματος αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων και των παραδοσιακών μέτρων αποτελεσματικότητας των χαρτοφυλακίων, όταν οι αποδόσεις των περιουσιακών στοιχείων παρουσιάζουν ασύμμετρη κατανομή. Τα μειονεκτήματα των ανωτέρω οφείλονται στη χρήση της διακύμανσης και του παραδοσιακού συντελεστή βήτα ως μέτρα κινδύνου, καθώς δεν κάνουν διάκριση μεταξύ των αποδόσεων που είναι μεγαλύτερες από τη μέση απόδοση και αυτές που είναι μικρότερες, θεωρώντας τις εξίσου ανεπιθύμητες.

Η απόκλιση των κατανομών των αποδόσεων από την κανονική κατανομή, όπως παρατηρήθηκε στην παρούσα μελέτη, ενισχύει το σκοπό της και τη χρήση των επεκτάσεων του CAPM και των μέτρων αποτελεσματικότητας στο πλαίσιο καθοδικού κινδύνου. Εξετάστηκαν 21 ευρωπαϊκές αγορές, οι οποίες είναι οι εξής: Ηνωμένο Βασίλειο, Γερμανία, Γαλλία, Ιταλία, Ισπανία, Ελβετία, Ολλανδία, Σουηδία, Αυστρία, Βέλγιο, Φινλανδία, Δανία, Ουγγαρία, Ρουμανία, Πορτογαλία, Ελλάδα, Ιρλανδία, Κροατία, Βουλγαρία, Σλοβακία και Λουξεμβούργο.

Κάνοντας τη σύγκριση μεταξύ του CAPM με τα μοντέλα MLPM και D-CAPM προκύπτουν διαφορές αναφορικά με τις απαιτούμενες αποδόσεις. Οι διαφορές αυτές χρήζουν προσοχής από τους επενδυτές, καθώς μια αποδεκτή επένδυση σύμφωνα με το CAPM και το μοντέλο MLPM ενδέχεται να μην είναι κερδοφόρα με βάση το μοντέλο D-CAPM. Η πιθανή διαφορά μεταξύ των αποδόσεων στα υποδείγματα CAPM και D-CAPM οφείλεται στην ασυμμετρία των κατανομών των αποδόσεων και τις προτιμήσεις των επενδυτών που δεν αποτυπώνονται στο CAPM. Επίσης, Η πιθανή διαφορά μεταξύ των αποδόσεων στα υποδείγματα D-CAPM και MLPM οφείλεται στην ανισότητα των συνδιακυμάνσεων που παρατηρείται στο πλαίσιο MLPM. Κατά συνέπεια, το υπόδειγμα D-CAPM αποδεικνύεται το

καταλληλότερο για την ύπαρξη ασύμμετρων κατανομών των αποδόσεων, και επομένως, για το υπό εξέταση δείγμα της παρούσας μελέτης.

Όσον αφορά τη σύγκριση των μέτρων αποτελεσματικότητας, παραδοσιακών και εναλλακτικών, πραγματοποιείται σε τρία μέρη. Αρχικά, συγκρίνεται ο δείκτης Sharpe με το δείκτη Sortino, το δείκτη UPR και το δείκτη Omega. Παρατηρούνται αρκετές μεταβολές στην κατάταξη των χαρτοφυλακίων των ευρωπαϊκών αγορών για κάθε δείκτη που υπολογίζεται, ενώ ελάχιστες ανακατατάξεις παρατηρούνται όταν σε κάθε υπό εξέταση δείκτη αλλάζει η απόδοση – στόχος, αλλά και κατά τη σύγκριση των δεικτών Sharpe και Sortino.

Το επόμενο κομμάτι της σύγκρισης των μέτρων αποτελεσματικότητας αφορά τη σύγκριση των δεικτών Treynor και Mishra & Rahman. Οι μεταβολές στην κατάταξη των αγορών είναι ελάχιστες σε αυτή την περίπτωση, όπου οι δύο δείκτες για τις διαφορετικές αποδόσεις – στόχους παρουσιάζουν παρόμοιες τιμές, συμπεραίνοντας την τουλάχιστον ισάξια ερμηνεία από τα καθοδικά μέτρα.

Τέλος, αναφορικά με σύγκριση των συντελεστών alpha των Jensen και Mishra & Rahman παρατηρούμε ότι ο Jensen alpha υπερεκτιμά την αποτελεσματικότητα των χαρτοφυλακίων, γεγονός που οφείλεται στην ασυμμετρία των αποδόσεων που δε λαμβάνει υπόψη ο συντελεστής βήτα που χρησιμοποιείται στον υπολογισμό του Jensen alpha. Έτσι, η επίδοση του χαρτοφυλακίου παρουσιάζεται υψηλότερη συγκριτικά με το επίπεδο του συστηματικού κινδύνου που ανέλαβε ο επενδυτής, ενώ ο δείκτης Mishra & Rahman alpha παρουσιάζει μια πιο συντηρητική επίδοση των χαρτοφυλακίων, εστιάζοντας στο κίνδυνο της εμφάνισης μικρότερων αποδόσεων από την επιθυμητή.

Προτάσεις για περαιτέρω έρευνα

Οι περιορισμοί της παρούσας μελέτης μπορούν να αποτελέσουν προτάσεις για μελλοντικές έρευνες επί του θέματος της ανωτερότητας των καθοδικών μέτρων αποτελεσματικότητας με τη χρήση της ημιδιακύμανσης.

Η εξέταση της ευρωπαϊκής αγοράς σε συνδυασμό ανεπτυγμένων και αναδυόμενων αγορών μπορεί να πραγματοποιηθεί διαχωρίζοντας τις ανωτέρω αγορές σε κατηγορίες, χρησιμοποιώντας παράλληλα και ως χαρτοφυλάκιο αγοράς το χρηματιστηριακό δείκτη μιας ανεπτυγμένης ευρωπαϊκής χώρας με στόχο την υψηλότερη ερμηνευτική ισχύ των μεταβολών των αποδόσεων που θα οφείλεται στις μεταβολές του δείκτη της αγοράς.

Επίσης, η εξέταση μηνιαίων και εβδομαδιαίων δεδομένων προτείνεται, ώστε να διαπιστωθεί αν τα συμπεράσματα θα είναι ίδια με τη χρήση των ημερήσιων δεδομένων της παρούσας εργασίας.

Ενώ στην παρούσα μελέτη εξετάζεται κάθε αγορά ως ένα ενιαίο χαρτοφυλάκιο, θα είχε ιδιαίτερο ενδιαφέρον η εξέταση χαρτοφυλακίων, τα οποία θα αποτελούνται από 2 ή και περισσότερες ευρωπαϊκές χώρες με παρόμοια χαρακτηριστικά συνδυαστικά.

Παράρτημα

Λόγω της ύπαρξης του φαινομένου της ετεροσκεδαστικότητας στις παλινδρομήσεις που εξετάστηκαν κατά τη διάρκεια της μελέτης, κρίνεται αναγκαία η χρήση του ελέγχου White Heteroskedasticity μέσω του προγράμματος E-Views 10 (Student Version), τα αποτελέσματα του οποίου παρουσιάζονται στη συνέχεια.

Παρατηρούμε ότι, τα αποτελέσματα δεν επηρεάζονται σημαντικά από την επίδραση της ετεροσκεδαστικότητας και τα συμπεράσματα παραμένουν όπως παρουσιάστηκαν στις προηγούμενες ενότητες.

Ο έλεγχος πραγματοποιείται αρχικά για όλο το δείγμα, δηλαδή για το διάστημα 2007 – 2017, ενώ στη συνέχεια το δείγμα χωρίζεται σε δύο υποπεριόδους 5 και 6 ετών αντίστοιχα και συγκεκριμένα στα διαστήματα 2007 – 2011 και 2012 – 2017.

$$MR_i = \gamma_0 + \gamma_1\beta_i + u_i$$

2007 - 2017

Dependent Variable: MRI
 Method: Least Squares
 Date: 07/28/18 Time: 13:45
 Sample: 1 21
 Included observations: 21

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-3.76E-05	0.000100	-0.374272	0.7123
BETA	0.000107	0.000115	0.930688	0.3637
R-squared	0.043601	Mean dependent var		4.88E-05
Adjusted R-squared	-0.006736	S.D. dependent var		0.000175
S.E. of regression	0.000176	Akaike info criterion		-14.36663
Sum squared resid	5.86E-07	Schwarz criterion		-14.26715
Log likelihood	152.8496	Hannan-Quinn criter.		-14.34504
F-statistic	0.866179	Durbin-Watson stat		1.110462
Prob(F-statistic)	0.363691			

Heteroskedasticity Test: White
 Null hypothesis: Homoskedasticity

F-statistic	1.217961	Prob. F(2,18)	0.3191
Obs*R-squared	2.503159	Prob. Chi-Square(2)	0.2861
Scaled explained SS	2.458575	Prob. Chi-Square(2)	0.2925

Test Equation:
 Dependent Variable: RESID^2
 Method: Least Squares
 Date: 07/28/18 Time: 13:40
 Sample: 1 21
 Included observations: 21

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	2.49E-09	2.90E-08	0.085618	0.9327
BETA^2	-1.43E-07	9.19E-08	-1.556721	0.1369
BETA	1.66E-07	1.09E-07	1.531038	0.1431
R-squared	0.119198	Mean dependent var		2.79E-08
Adjusted R-squared	0.021331	S.D. dependent var		4.43E-08
S.E. of regression	4.38E-08	Akaike info criterion		-30.91795
Sum squared resid	3.45E-14	Schwarz criterion		-30.76873
Log likelihood	327.6385	Hannan-Quinn criter.		-30.88557
F-statistic	1.217961	Durbin-Watson stat		2.144576
Prob(F-statistic)	0.319084			

$$MR_i = \gamma_0 + \gamma_1 \beta_M^{HR} + u_i$$

2007 - 2017

Dependent Variable: MRI
 Method: Least Squares
 Date: 07/28/18 Time: 13:43
 Sample: 1 21
 Included observations: 21

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-3.12E-05	0.000106	-0.293207	0.7725
HRBETAM	9.88E-05	0.000122	0.807643	0.4293
R-squared	0.033191	Mean dependent var		4.88E-05
Adjusted R-squared	-0.017693	S.D. dependent var		0.000175
S.E. of regression	0.000177	Akaike info criterion		-14.35580
Sum squared resid	5.92E-07	Schwarz criterion		-14.25632
Log likelihood	152.7359	Hannan-Quinn criter.		-14.33421
F-statistic	0.652288	Durbin-Watson stat		1.088432
Prob(F-statistic)	0.429292			

Heteroskedasticity Test: White
 Null hypothesis: Homoskedasticity

F-statistic	1.210402	Prob. F(2,18)	0.3212
Obs*R-squared	2.489465	Prob. Chi-Square(2)	0.2880
Scaled explained SS	2.406283	Prob. Chi-Square(2)	0.3002

Test Equation:
 Dependent Variable: RESID^2
 Method: Least Squares
 Date: 07/28/18 Time: 13:44
 Sample: 1 21
 Included observations: 21

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-7.57E-10	3.14E-08	-0.024155	0.9810
HRBETAM^2	-1.53E-07	9.86E-08	-1.551642	0.1382
HRBETAM	1.78E-07	1.17E-07	1.527967	0.1439
R-squared	0.118546	Mean dependent var		2.82E-08
Adjusted R-squared	0.020607	S.D. dependent var		4.44E-08
S.E. of regression	4.39E-08	Akaike info criterion		-30.91157
Sum squared resid	3.47E-14	Schwarz criterion		-30.76236
Log likelihood	327.5715	Hannan-Quinn criter.		-30.87919
F-statistic	1.210402	Durbin-Watson stat		2.126269
Prob(F-statistic)	0.321216			

$$MR_i = \gamma_0 + \gamma_1 \beta_{RF}^{HR} + u_i$$

2007 - 2017

Dependent Variable: MRI
 Method: Least Squares
 Date: 07/28/18 Time: 13:47
 Sample: 1 21
 Included observations: 21

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-3.24E-05	0.000101	-0.319946	0.7525
HRBETARF	0.000319	0.000368	0.867321	0.3966
R-squared	0.038084	Mean dependent var		4.88E-05
Adjusted R-squared	-0.012543	S.D. dependent var		0.000175
S.E. of regression	0.000176	Akaike info criterion		-14.36088
Sum squared resid	5.89E-07	Schwarz criterion		-14.26140
Log likelihood	152.7892	Hannan-Quinn criter.		-14.33929
F-statistic	0.752246	Durbin-Watson stat		1.096090
Prob(F-statistic)	0.396588			

Heteroskedasticity Test: White
 Null hypothesis: Homoskedasticity

F-statistic	1.276091	Prob. F(2,18)	0.3032
Obs*R-squared	2.607792	Prob. Chi-Square(2)	0.2715
Scaled explained SS	2.560054	Prob. Chi-Square(2)	0.2780

Test Equation:
 Dependent Variable: RESID^2
 Method: Least Squares
 Date: 07/28/18 Time: 13:47
 Sample: 1 21
 Included observations: 21

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	2.92E-10	2.97E-08	0.009823	0.9923
HRBETARF^2	-1.50E-06	9.44E-07	-1.592726	0.1286
HRBETARF	5.56E-07	3.54E-07	1.570462	0.1337
R-squared	0.124181	Mean dependent var		2.81E-08
Adjusted R-squared	0.026867	S.D. dependent var		4.45E-08
S.E. of regression	4.39E-08	Akaike info criterion		-30.91262
Sum squared resid	3.47E-14	Schwarz criterion		-30.76341
Log likelihood	327.5825	Hannan-Quinn criter.		-30.88024
F-statistic	1.276091	Durbin-Watson stat		2.137443
Prob(F-statistic)	0.303201			

$$MR_i = \gamma_0 + \gamma_1 \beta_0^{HR} + u_i$$

2007 - 2017

Dependent Variable: MRI
 Method: Least Squares
 Date: 07/28/18 Time: 13:49
 Sample: 1 21
 Included observations: 21

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-3.13E-05	0.000106	-0.294035	0.7719
HRBETA0	9.80E-05	0.000121	0.807938	0.4291
R-squared	0.033215	Mean dependent var		4.88E-05
Adjusted R-squared	-0.017669	S.D. dependent var		0.000175
S.E. of regression	0.000177	Akaike info criterion		-14.35583
Sum squared resid	5.92E-07	Schwarz criterion		-14.25635
Log likelihood	152.7362	Hannan-Quinn criter.		-14.33424
F-statistic	0.652764	Durbin-Watson stat		1.088493
Prob(F-statistic)	0.429126			

Heteroskedasticity Test: White
 Null hypothesis: Homoskedasticity

F-statistic	1.209008	Prob. F(2,18)	0.3216
Obs*R-squared	2.486939	Prob. Chi-Square(2)	0.2884
Scaled explained SS	2.403053	Prob. Chi-Square(2)	0.3007

Test Equation:
 Dependent Variable: RESID^2
 Method: Least Squares
 Date: 07/28/18 Time: 13:49
 Sample: 1 21
 Included observations: 21

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-7.43E-10	3.14E-08	-0.023675	0.9814
HRBETA0^2	-1.50E-07	9.68E-08	-1.550798	0.1384
HRBETA0	1.77E-07	1.16E-07	1.526939	0.1442
R-squared	0.118426	Mean dependent var		2.82E-08
Adjusted R-squared	0.020473	S.D. dependent var		4.44E-08
S.E. of regression	4.39E-08	Akaike info criterion		-30.91181
Sum squared resid	3.47E-14	Schwarz criterion		-30.76259
Log likelihood	327.5740	Hannan-Quinn criter.		-30.87943
F-statistic	1.209008	Durbin-Watson stat		2.126083
Prob(F-statistic)	0.321611			

$$MR_i = \gamma_0 + \gamma_1 \beta_M^D + u_i$$

2007 - 2017

Dependent Variable: MRI
 Method: Least Squares
 Date: 07/28/18 Time: 13:51
 Sample: 1 21
 Included observations: 21

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-3.19E-06	0.000121	-0.026287	0.9793
ESTRBETAM	5.95E-05	0.000131	0.452929	0.6557
R-squared	0.010682	Mean dependent var		4.88E-05
Adjusted R-squared	-0.041388	S.D. dependent var		0.000175
S.E. of regression	0.000179	Akaike info criterion		-14.33279
Sum squared resid	6.06E-07	Schwarz criterion		-14.23331
Log likelihood	152.4943	Hannan-Quinn criter.		-14.31120
F-statistic	0.205145	Durbin-Watson stat		1.040020
Prob(F-statistic)	0.655729			

Heteroskedasticity Test: White
 Null hypothesis: Homoskedasticity

F-statistic	0.489733	Prob. F(2,18)	0.6207
Obs*R-squared	1.083738	Prob. Chi-Square(2)	0.5817
Scaled explained SS	1.051630	Prob. Chi-Square(2)	0.5911

Test Equation:
 Dependent Variable: RESID^2
 Method: Least Squares
 Date: 07/28/18 Time: 13:51
 Sample: 1 21
 Included observations: 21

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-5.89E-09	4.07E-08	-0.144653	0.8866
ESTRBETAM^2	-9.60E-08	1.05E-07	-0.912998	0.3733
ESTRBETAM	1.33E-07	1.36E-07	0.979880	0.3401
R-squared	0.051607	Mean dependent var		2.89E-08
Adjusted R-squared	-0.053770	S.D. dependent var		4.55E-08
S.E. of regression	4.67E-08	Akaike info criterion		-30.78844
Sum squared resid	3.93E-14	Schwarz criterion		-30.63922
Log likelihood	326.2786	Hannan-Quinn criter.		-30.75605
F-statistic	0.489733	Durbin-Watson stat		2.049660
Prob(F-statistic)	0.620721			

$$MR_i = \gamma_0 + \gamma_1 \beta_{RF}^D + u_i$$

2007 - 2017

Dependent Variable: MRI
 Method: Least Squares
 Date: 07/28/18 Time: 13:52
 Sample: 1 21
 Included observations: 21

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	7.14E-05	0.000168	0.425074	0.6756
ESTRBETARF	-2.42E-05	0.000175	-0.138146	0.8916
R-squared	0.001003	Mean dependent var		4.88E-05
Adjusted R-squared	-0.051575	S.D. dependent var		0.000175
S.E. of regression	0.000179	Akaike info criterion		-14.32305
Sum squared resid	6.12E-07	Schwarz criterion		-14.22357
Log likelihood	152.3920	Hannan-Quinn criter.		-14.30146
F-statistic	0.019084	Durbin-Watson stat		0.979355
Prob(F-statistic)	0.891579			

Heteroskedasticity Test: White
 Null hypothesis: Homoskedasticity

F-statistic	0.212613	Prob. F(2,18)	0.8105
Obs*R-squared	0.484648	Prob. Chi-Square(2)	0.7848
Scaled explained SS	0.447482	Prob. Chi-Square(2)	0.7995

Test Equation:
 Dependent Variable: RESID^2
 Method: Least Squares
 Date: 07/28/18 Time: 13:53
 Sample: 1 21
 Included observations: 21

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-7.07E-10	4.72E-08	-0.014987	0.9882
ESTRBETARF^2	-2.79E-08	1.55E-07	-0.179987	0.8592
ESTRBETARF	5.96E-08	1.78E-07	0.334707	0.7417
R-squared	0.023078	Mean dependent var		2.91E-08
Adjusted R-squared	-0.085468	S.D. dependent var		4.48E-08
S.E. of regression	4.67E-08	Akaike info criterion		-30.78904
Sum squared resid	3.93E-14	Schwarz criterion		-30.63982
Log likelihood	326.2849	Hannan-Quinn criter.		-30.75666
F-statistic	0.212613	Durbin-Watson stat		1.983187
Prob(F-statistic)	0.810470			

$$MR_i = \gamma_0 + \gamma_1 \beta_0^D + u_i$$

2007 - 2017

Dependent Variable: MRI
 Method: Least Squares
 Date: 07/28/18 Time: 13:53
 Sample: 1 21
 Included observations: 21

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	8.61E-06	0.000122	0.070783	0.9443
ESTRBETA0	4.58E-05	0.000131	0.349069	0.7309
R-squared	0.006372	Mean dependent var		4.88E-05
Adjusted R-squared	-0.045924	S.D. dependent var		0.000175
S.E. of regression	0.000179	Akaike info criterion		-14.32844
Sum squared resid	6.08E-07	Schwarz criterion		-14.22896
Log likelihood	152.4486	Hannan-Quinn criter.		-14.30685
F-statistic	0.121849	Durbin-Watson stat		1.027270
Prob(F-statistic)	0.730876			

Heteroskedasticity Test: White
 Null hypothesis: Homoskedasticity

F-statistic	0.523238	Prob. F(2,18)	0.6013
Obs*R-squared	1.153809	Prob. Chi-Square(2)	0.5616
Scaled explained SS	1.112713	Prob. Chi-Square(2)	0.5733

Test Equation:
 Dependent Variable: RESID^2
 Method: Least Squares
 Date: 07/28/18 Time: 13:54
 Sample: 1 21
 Included observations: 21

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-6.81E-09	4.06E-08	-0.167741	0.8687
ESTRBETA0^2	-9.70E-08	1.03E-07	-0.943567	0.3579
ESTRBETA0	1.36E-07	1.34E-07	1.013208	0.3244
R-squared	0.054943	Mean dependent var		2.90E-08
Adjusted R-squared	-0.050063	S.D. dependent var		4.56E-08
S.E. of regression	4.67E-08	Akaike info criterion		-30.78946
Sum squared resid	3.93E-14	Schwarz criterion		-30.64024
Log likelihood	326.2893	Hannan-Quinn criter.		-30.75708
F-statistic	0.523238	Durbin-Watson stat		2.054968
Prob(F-statistic)	0.601341			

$$MR_i = \gamma_0 + \gamma_1\beta_i + u_i$$

2007 – 2011

Dependent Variable: MRI
 Method: Least Squares
 Date: 07/28/18 Time: 14:07
 Sample: 1 21
 Included observations: 21

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.000537	0.000189	-2.837880	0.0105
BETA	0.000253	0.000223	1.132328	0.2716
R-squared	0.063216	Mean dependent var		-0.000338
Adjusted R-squared	0.013912	S.D. dependent var		0.000321
S.E. of regression	0.000319	Akaike info criterion		-13.17165
Sum squared resid	1.93E-06	Schwarz criterion		-13.07217
Log likelihood	140.3023	Hannan-Quinn criter.		-13.15006
F-statistic	1.282167	Durbin-Watson stat		1.325536
Prob(F-statistic)	0.271585			

Heteroskedasticity Test: White
 Null hypothesis: Homoskedasticity

F-statistic	0.759556	Prob. F(2,18)	0.4823
Obs*R-squared	1.634365	Prob. Chi-Square(2)	0.4417
Scaled explained SS	2.041266	Prob. Chi-Square(2)	0.3604

Test Equation:
 Dependent Variable: RESID^2
 Method: Least Squares
 Date: 07/28/18 Time: 14:08
 Sample: 1 21
 Included observations: 21

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	4.55E-08	1.14E-07	0.398724	0.6948
BETA^2	-4.91E-07	4.06E-07	-1.209941	0.2420
BETA	5.07E-07	4.57E-07	1.109534	0.2818
R-squared	0.077827	Mean dependent var		9.21E-08
Adjusted R-squared	-0.024637	S.D. dependent var		1.65E-07
S.E. of regression	1.67E-07	Akaike info criterion		-28.24181
Sum squared resid	5.02E-13	Schwarz criterion		-28.09259
Log likelihood	299.5390	Hannan-Quinn criter.		-28.20943
F-statistic	0.759556	Durbin-Watson stat		2.255843
Prob(F-statistic)	0.482294			

$$MR_i = \gamma_0 + \gamma_1 \beta_M^{HR} + u_i$$

2007 – 2011

Dependent Variable: MRI
 Method: Least Squares
 Date: 07/28/18 Time: 14:09
 Sample: 1 21
 Included observations: 21

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.000503	0.000205	-2.460302	0.0236
HRBETAM	0.000209	0.000243	0.861500	0.3997
R-squared	0.037594	Mean dependent var		-0.000338
Adjusted R-squared	-0.013059	S.D. dependent var		0.000321
S.E. of regression	0.000323	Akaike info criterion		-13.14467
Sum squared resid	1.99E-06	Schwarz criterion		-13.04519
Log likelihood	140.0190	Hannan-Quinn criter.		-13.12308
F-statistic	0.742183	Durbin-Watson stat		1.303024
Prob(F-statistic)	0.399705			

Heteroskedasticity Test: White
 Null hypothesis: Homoskedasticity

F-statistic	0.836214	Prob. F(2,18)	0.4495
Obs*R-squared	1.785289	Prob. Chi-Square(2)	0.4096
Scaled explained SS	2.193380	Prob. Chi-Square(2)	0.3340

Test Equation:
 Dependent Variable: RESID^2
 Method: Least Squares
 Date: 07/28/18 Time: 14:09
 Sample: 1 21
 Included observations: 21

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	2.19E-08	1.27E-07	0.173328	0.8643
HRBETAM^2	-5.63E-07	4.38E-07	-1.285962	0.2148
HRBETAM	5.98E-07	4.95E-07	1.207737	0.2428
R-squared	0.085014	Mean dependent var		9.47E-08
Adjusted R-squared	-0.016651	S.D. dependent var		1.68E-07
S.E. of regression	1.69E-07	Akaike info criterion		-28.21212
Sum squared resid	5.17E-13	Schwarz criterion		-28.06290
Log likelihood	299.2272	Hannan-Quinn criter.		-28.17973
F-statistic	0.836214	Durbin-Watson stat		2.241277
Prob(F-statistic)	0.449501			

$$MR_i = \gamma_0 + \gamma_1 \beta_{RF}^{HR} + u_i$$

2007 – 2011

Dependent Variable: MRI
 Method: Least Squares
 Date: 07/28/18 Time: 14:10
 Sample: 1 21
 Included observations: 21

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.000503	0.000205	-2.460552	0.0236
HRBETARF	0.000209	0.000242	0.861855	0.3995
R-squared	0.037624	Mean dependent var		-0.000338
Adjusted R-squared	-0.013028	S.D. dependent var		0.000321
S.E. of regression	0.000323	Akaike info criterion		-13.14470
Sum squared resid	1.99E-06	Schwarz criterion		-13.04522
Log likelihood	140.0193	Hannan-Quinn criter.		-13.12311
F-statistic	0.742793	Durbin-Watson stat		1.303048
Prob(F-statistic)	0.399515			

Heteroskedasticity Test: White
 Null hypothesis: Homoskedasticity

F-statistic	0.837124	Prob. F(2,18)	0.4491
Obs*R-squared	1.787067	Prob. Chi-Square(2)	0.4092
Scaled explained SS	2.195407	Prob. Chi-Square(2)	0.3336

Test Equation:
 Dependent Variable: RESID^2
 Method: Least Squares
 Date: 07/28/18 Time: 14:10
 Sample: 1 21
 Included observations: 21

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	2.20E-08	1.27E-07	0.173516	0.8642
HRBETARF^2	-5.62E-07	4.36E-07	-1.286611	0.2145
HRBETARF	5.97E-07	4.94E-07	1.208221	0.2426
R-squared	0.085098	Mean dependent var		9.47E-08
Adjusted R-squared	-0.016557	S.D. dependent var		1.68E-07
S.E. of regression	1.69E-07	Akaike info criterion		-28.21234
Sum squared resid	5.17E-13	Schwarz criterion		-28.06313
Log likelihood	299.2296	Hannan-Quinn criter.		-28.17996
F-statistic	0.837124	Durbin-Watson stat		2.241417
Prob(F-statistic)	0.449127			

$$MR_i = \gamma_0 + \gamma_1 \beta_0^{HR} + u_i$$

2007 – 2011

Dependent Variable: MRI
 Method: Least Squares
 Date: 07/28/18 Time: 14:12
 Sample: 1 21
 Included observations: 21

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.000504	0.000205	-2.461615	0.0236
HRBETA0	0.000208	0.000241	0.863346	0.3987
R-squared	0.037749	Mean dependent var		-0.000338
Adjusted R-squared	-0.012896	S.D. dependent var		0.000321
S.E. of regression	0.000323	Akaike info criterion		-13.14483
Sum squared resid	1.99E-06	Schwarz criterion		-13.04535
Log likelihood	140.0207	Hannan-Quinn criter.		-13.12324
F-statistic	0.745367	Durbin-Watson stat		1.303148
Prob(F-statistic)	0.398715			

Heteroskedasticity Test: White
 Null hypothesis: Homoskedasticity

F-statistic	0.840883	Prob. F(2,18)	0.4476
Obs*R-squared	1.794407	Prob. Chi-Square(2)	0.4077
Scaled explained SS	2.203754	Prob. Chi-Square(2)	0.3322

Test Equation:
 Dependent Variable: RESID^2
 Method: Least Squares
 Date: 07/28/18 Time: 14:12
 Sample: 1 21
 Included observations: 21

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	2.20E-08	1.26E-07	0.174317	0.8636
HRBETA0^2	-5.56E-07	4.31E-07	-1.289287	0.2136
HRBETA0	5.94E-07	4.91E-07	1.210203	0.2419
R-squared	0.085448	Mean dependent var		9.46E-08
Adjusted R-squared	-0.016169	S.D. dependent var		1.68E-07
S.E. of regression	1.69E-07	Akaike info criterion		-28.21329
Sum squared resid	5.16E-13	Schwarz criterion		-28.06407
Log likelihood	299.2396	Hannan-Quinn criter.		-28.18091
F-statistic	0.840883	Durbin-Watson stat		2.241968
Prob(F-statistic)	0.447585			

$$MR_i = \gamma_0 + \gamma_1 \beta_M^D + u_i$$

2007 – 2011

Dependent Variable: MRI
 Method: Least Squares
 Date: 07/28/18 Time: 14:13
 Sample: 1 21
 Included observations: 21

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.000461	0.000229	-2.009916	0.0589
ESTRBETAM	0.000146	0.000258	0.563155	0.5799
R-squared	0.016418	Mean dependent var		-0.000338
Adjusted R-squared	-0.035350	S.D. dependent var		0.000321
S.E. of regression	0.000327	Akaike info criterion		-13.12290
Sum squared resid	2.03E-06	Schwarz criterion		-13.02342
Log likelihood	139.7905	Hannan-Quinn criter.		-13.10131
F-statistic	0.317144	Durbin-Watson stat		1.267657
Prob(F-statistic)	0.579915			

Heteroskedasticity Test: White
 Null hypothesis: Homoskedasticity

F-statistic	0.542103	Prob. F(2,18)	0.5907
Obs*R-squared	1.193045	Prob. Chi-Square(2)	0.5507
Scaled explained SS	1.491652	Prob. Chi-Square(2)	0.4743

Test Equation:
 Dependent Variable: RESID^2
 Method: Least Squares
 Date: 07/28/18 Time: 14:13
 Sample: 1 21
 Included observations: 21

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-8.35E-09	1.54E-07	-0.054093	0.9575
ESTRBETAM^2	-4.69E-07	4.52E-07	-1.037841	0.3131
ESTRBETAM	5.62E-07	5.49E-07	1.024897	0.3190
R-squared	0.056812	Mean dependent var		9.67E-08
Adjusted R-squared	-0.047987	S.D. dependent var		1.73E-07
S.E. of regression	1.77E-07	Akaike info criterion		-28.12072
Sum squared resid	5.66E-13	Schwarz criterion		-27.97150
Log likelihood	298.2676	Hannan-Quinn criter.		-28.08834
F-statistic	0.542103	Durbin-Watson stat		2.233954
Prob(F-statistic)	0.590726			

$$MR_i = \gamma_0 + \gamma_1 \beta_{RF}^D + u_i$$

2007 – 2011

Dependent Variable: MRI
 Method: Least Squares
 Date: 07/28/18 Time: 14:14
 Sample: 1 21
 Included observations: 21

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.000443	0.000231	-1.921835	0.0698
ESTRBETARF	0.000125	0.000259	0.480713	0.6362
R-squared	0.012016	Mean dependent var		-0.000338
Adjusted R-squared	-0.039983	S.D. dependent var		0.000321
S.E. of regression	0.000328	Akaike info criterion		-13.11844
Sum squared resid	2.04E-06	Schwarz criterion		-13.01896
Log likelihood	139.7436	Hannan-Quinn criter.		-13.09685
F-statistic	0.231085	Durbin-Watson stat		1.257118
Prob(F-statistic)	0.636209			

Heteroskedasticity Test: White
 Null hypothesis: Homoskedasticity

F-statistic	0.510471	Prob. F(2,18)	0.6086
Obs*R-squared	1.127167	Prob. Chi-Square(2)	0.5692
Scaled explained SS	1.411984	Prob. Chi-Square(2)	0.4936

Test Equation:
 Dependent Variable: RESID^2
 Method: Least Squares
 Date: 07/28/18 Time: 14:14
 Sample: 1 21
 Included observations: 21

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-1.15E-08	1.56E-07	-0.073465	0.9422
ESTRBETARF^2	-4.51E-07	4.50E-07	-1.001179	0.3300
ESTRBETARF	5.51E-07	5.49E-07	1.002580	0.3294
R-squared	0.053675	Mean dependent var		9.72E-08
Adjusted R-squared	-0.051473	S.D. dependent var		1.74E-07
S.E. of regression	1.79E-07	Akaike info criterion		-28.10656
Sum squared resid	5.74E-13	Schwarz criterion		-27.95734
Log likelihood	298.1188	Hannan-Quinn criter.		-28.07417
F-statistic	0.510471	Durbin-Watson stat		2.231050
Prob(F-statistic)	0.608646			

$$MR_i = \gamma_0 + \gamma_1 \beta_0^D + u_i$$

2007 – 2011

Dependent Variable: MRI
 Method: Least Squares
 Date: 07/28/18 Time: 14:15
 Sample: 1 21
 Included observations: 21

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.000444	0.000230	-1.929144	0.0688
ESTRBETA0	0.000125	0.000259	0.484637	0.6335
R-squared	0.012211	Mean dependent var		-0.000338
Adjusted R-squared	-0.039778	S.D. dependent var		0.000321
S.E. of regression	0.000328	Akaike info criterion		-13.11863
Sum squared resid	2.04E-06	Schwarz criterion		-13.01916
Log likelihood	139.7457	Hannan-Quinn criter.		-13.09705
F-statistic	0.234873	Durbin-Watson stat		1.257644
Prob(F-statistic)	0.633474			

Heteroskedasticity Test: White
 Null hypothesis: Homoskedasticity

F-statistic	0.516545	Prob. F(2,18)	0.6052
Obs*R-squared	1.139850	Prob. Chi-Square(2)	0.5656
Scaled explained SS	1.427667	Prob. Chi-Square(2)	0.4898

Test Equation:
 Dependent Variable: RESID^2
 Method: Least Squares
 Date: 07/28/18 Time: 14:15
 Sample: 1 21
 Included observations: 21

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-1.11E-08	1.55E-07	-0.071772	0.9436
ESTRBETA0^2	-4.53E-07	4.49E-07	-1.007641	0.3270
ESTRBETA0	5.52E-07	5.48E-07	1.008004	0.3268
R-squared	0.054279	Mean dependent var		9.72E-08
Adjusted R-squared	-0.050802	S.D. dependent var		1.74E-07
S.E. of regression	1.79E-07	Akaike info criterion		-28.10773
Sum squared resid	5.74E-13	Schwarz criterion		-27.95852
Log likelihood	298.1312	Hannan-Quinn criter.		-28.07535
F-statistic	0.516545	Durbin-Watson stat		2.231450
Prob(F-statistic)	0.605158			

$$MR_i = \gamma_0 + \gamma_1\beta_i + u_i$$

2012 – 2017

Dependent Variable: MRI
 Method: Least Squares
 Date: 07/28/18 Time: 14:42
 Sample: 1 21
 Included observations: 21

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000370	8.76E-05	4.219254	0.0005
BETA	1.87E-06	8.97E-05	0.020791	0.9836
R-squared	0.000023	Mean dependent var		0.000371
Adjusted R-squared	-0.052608	S.D. dependent var		0.000175
S.E. of regression	0.000179	Akaike info criterion		-14.32512
Sum squared resid	6.11E-07	Schwarz criterion		-14.22564
Log likelihood	152.4138	Hannan-Quinn criter.		-14.30353
F-statistic	0.000432	Durbin-Watson stat		1.954935
Prob(F-statistic)	0.983629			

Heteroskedasticity Test: White
 Null hypothesis: Homoskedasticity

F-statistic	1.287611	Prob. F(2,18)	0.3002
Obs*R-squared	2.628388	Prob. Chi-Square(2)	0.2687
Scaled explained SS	1.587315	Prob. Chi-Square(2)	0.4522

Test Equation:
 Dependent Variable: RESID^2
 Method: Least Squares
 Date: 07/28/18 Time: 14:43
 Sample: 1 21
 Included observations: 21

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	2.26E-08	1.98E-08	1.140607	0.2690
BETA^2	-6.53E-08	4.29E-08	-1.523230	0.1451
BETA	7.87E-08	6.03E-08	1.305387	0.2082
R-squared	0.125161	Mean dependent var		2.91E-08
Adjusted R-squared	0.027957	S.D. dependent var		3.62E-08
S.E. of regression	3.57E-08	Akaike info criterion		-31.32808
Sum squared resid	2.29E-14	Schwarz criterion		-31.17887
Log likelihood	331.9449	Hannan-Quinn criter.		-31.29570
F-statistic	1.287611	Durbin-Watson stat		2.159906
Prob(F-statistic)	0.300159			

$$MR_i = \gamma_0 + \gamma_1 \beta_M^{HR} + u_i$$

2012 – 2017

Dependent Variable: MRI
 Method: Least Squares
 Date: 07/28/18 Time: 14:44
 Sample: 1 21
 Included observations: 21

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000375	8.71E-05	4.307537	0.0004
HRBETAM	-4.34E-06	8.86E-05	-0.048978	0.9614
R-squared	0.000126	Mean dependent var		0.000371
Adjusted R-squared	-0.052499	S.D. dependent var		0.000175
S.E. of regression	0.000179	Akaike info criterion		-14.32522
Sum squared resid	6.10E-07	Schwarz criterion		-14.22575
Log likelihood	152.4149	Hannan-Quinn criter.		-14.30363
F-statistic	0.002399	Durbin-Watson stat		1.953008
Prob(F-statistic)	0.961448			

Heteroskedasticity Test: White
 Null hypothesis: Homoskedasticity

F-statistic	0.969258	Prob. F(2,18)	0.3983
Obs*R-squared	2.041719	Prob. Chi-Square(2)	0.3603
Scaled explained SS	1.243228	Prob. Chi-Square(2)	0.5371

Test Equation:
 Dependent Variable: RESID^2
 Method: Least Squares
 Date: 07/28/18 Time: 14:44
 Sample: 1 21
 Included observations: 21

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	2.35E-08	1.98E-08	1.190233	0.2494
HRBETAM^2	-5.76E-08	4.32E-08	-1.334129	0.1988
HRBETAM	6.96E-08	6.03E-08	1.154635	0.2633
R-squared	0.097225	Mean dependent var		2.91E-08
Adjusted R-squared	-0.003084	S.D. dependent var		3.63E-08
S.E. of regression	3.64E-08	Akaike info criterion		-31.28861
Sum squared resid	2.38E-14	Schwarz criterion		-31.13939
Log likelihood	331.5304	Hannan-Quinn criter.		-31.25623
F-statistic	0.969258	Durbin-Watson stat		2.135842
Prob(F-statistic)	0.398306			

$$MR_i = \gamma_0 + \gamma_1 \beta_{RF}^{HR} + u_i$$

2012 – 2017

Dependent Variable: MRI
 Method: Least Squares
 Date: 07/28/18 Time: 14:45
 Sample: 1 21
 Included observations: 21

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000375	8.71E-05	4.306195	0.0004
HRBETARF	-4.28E-06	8.83E-05	-0.048480	0.9618
R-squared	0.000124	Mean dependent var		0.000371
Adjusted R-squared	-0.052501	S.D. dependent var		0.000175
S.E. of regression	0.000179	Akaike info criterion		-14.32522
Sum squared resid	6.10E-07	Schwarz criterion		-14.22574
Log likelihood	152.4148	Hannan-Quinn criter.		-14.30363
F-statistic	0.002350	Durbin-Watson stat		1.953026
Prob(F-statistic)	0.961839			

Heteroskedasticity Test: White
 Null hypothesis: Homoskedasticity

F-statistic	0.969205	Prob. F(2,18)	0.3983
Obs*R-squared	2.041619	Prob. Chi-Square(2)	0.3603
Scaled explained SS	1.243093	Prob. Chi-Square(2)	0.5371

Test Equation:
 Dependent Variable: RESID^2
 Method: Least Squares
 Date: 07/28/18 Time: 14:45
 Sample: 1 21
 Included observations: 21

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	2.35E-08	1.98E-08	1.188689	0.2500
HRBETARF^2	-5.72E-08	4.29E-08	-1.334209	0.1988
HRBETARF	6.94E-08	6.01E-08	1.154872	0.2632
R-squared	0.097220	Mean dependent var		2.91E-08
Adjusted R-squared	-0.003089	S.D. dependent var		3.63E-08
S.E. of regression	3.64E-08	Akaike info criterion		-31.28866
Sum squared resid	2.38E-14	Schwarz criterion		-31.13944
Log likelihood	331.5309	Hannan-Quinn criter.		-31.25628
F-statistic	0.969205	Durbin-Watson stat		2.135457
Prob(F-statistic)	0.398325			

$$MR_i = \gamma_0 + \gamma_1 \beta_0^{HR} + u_i$$

2012 – 2017

Dependent Variable: MRI
 Method: Least Squares
 Date: 07/28/18 Time: 14:47
 Sample: 1 21
 Included observations: 21

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000375	8.72E-05	4.300764	0.0004
HRBETA0	-4.04E-06	8.71E-05	-0.046307	0.9635
R-squared	0.000113	Mean dependent var		0.000371
Adjusted R-squared	-0.052513	S.D. dependent var		0.000175
S.E. of regression	0.000179	Akaike info criterion		-14.32521
Sum squared resid	6.10E-07	Schwarz criterion		-14.22573
Log likelihood	152.4147	Hannan-Quinn criter.		-14.30362
F-statistic	0.002144	Durbin-Watson stat		1.953102
Prob(F-statistic)	0.963549			

Heteroskedasticity Test: White
 Null hypothesis: Homoskedasticity

F-statistic	0.968681	Prob. F(2,18)	0.3985
Obs*R-squared	2.040622	Prob. Chi-Square(2)	0.3605
Scaled explained SS	1.242160	Prob. Chi-Square(2)	0.5374

Test Equation:
 Dependent Variable: RESID^2
 Method: Least Squares
 Date: 07/28/18 Time: 14:47
 Sample: 1 21
 Included observations: 21

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	2.34E-08	1.98E-08	1.182654	0.2523
HRBETA0^2	-5.57E-08	4.17E-08	-1.334388	0.1987
HRBETA0	6.86E-08	5.94E-08	1.155756	0.2629
R-squared	0.097172	Mean dependent var		2.91E-08
Adjusted R-squared	-0.003142	S.D. dependent var		3.63E-08
S.E. of regression	3.64E-08	Akaike info criterion		-31.28885
Sum squared resid	2.38E-14	Schwarz criterion		-31.13963
Log likelihood	331.5329	Hannan-Quinn criter.		-31.25646
F-statistic	0.968681	Durbin-Watson stat		2.133827
Prob(F-statistic)	0.398514			

$$MR_i = \gamma_0 + \gamma_1 \beta_M^D + u_i$$

2012 – 2017

Dependent Variable: MRI
 Method: Least Squares
 Date: 07/28/18 Time: 14:48
 Sample: 1 21
 Included observations: 21

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000377	0.000100	3.754893	0.0013
ESTRBETAM	-5.42E-06	9.29E-05	-0.058328	0.9541
R-squared	0.000179	Mean dependent var		0.000371
Adjusted R-squared	-0.052443	S.D. dependent var		0.000175
S.E. of regression	0.000179	Akaike info criterion		-14.32528
Sum squared resid	6.10E-07	Schwarz criterion		-14.22580
Log likelihood	152.4154	Hannan-Quinn criter.		-14.30369
F-statistic	0.003402	Durbin-Watson stat		1.953872
Prob(F-statistic)	0.954097			

Heteroskedasticity Test: White
 Null hypothesis: Homoskedasticity

F-statistic	0.936584	Prob. F(2,18)	0.4103
Obs*R-squared	1.979379	Prob. Chi-Square(2)	0.3717
Scaled explained SS	1.207919	Prob. Chi-Square(2)	0.5466

Test Equation:
 Dependent Variable: RESID^2
 Method: Least Squares
 Date: 07/28/18 Time: 14:48
 Sample: 1 21
 Included observations: 21

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.33E-08	2.73E-08	0.488112	0.6314
ESTRBETAM^2	-5.47E-08	4.20E-08	-1.303138	0.2090
ESTRBETAM	8.00E-08	7.00E-08	1.141776	0.2685
R-squared	0.094256	Mean dependent var		2.91E-08
Adjusted R-squared	-0.006382	S.D. dependent var		3.64E-08
S.E. of regression	3.65E-08	Akaike info criterion		-31.28324
Sum squared resid	2.40E-14	Schwarz criterion		-31.13402
Log likelihood	331.4740	Hannan-Quinn criter.		-31.25085
F-statistic	0.936584	Durbin-Watson stat		1.904474
Prob(F-statistic)	0.410250			

$$MR_i = \gamma_0 + \gamma_1 \beta_{RF}^D + u_i$$

2012 – 2017

Dependent Variable: MRI
 Method: Least Squares
 Date: 07/28/18 Time: 14:49
 Sample: 1 21
 Included observations: 21

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000383	0.000100	3.817560	0.0012
ESTRBETARF	-1.20E-05	9.22E-05	-0.130536	0.8975
R-squared	0.000896	Mean dependent var		0.000371
Adjusted R-squared	-0.051688	S.D. dependent var		0.000175
S.E. of regression	0.000179	Akaike info criterion		-14.32599
Sum squared resid	6.10E-07	Schwarz criterion		-14.22652
Log likelihood	152.4229	Hannan-Quinn criter.		-14.30440
F-statistic	0.017040	Durbin-Watson stat		1.953601
Prob(F-statistic)	0.897515			

Heteroskedasticity Test: White
 Null hypothesis: Homoskedasticity

F-statistic	0.933603	Prob. F(2,18)	0.4114
Obs*R-squared	1.973671	Prob. Chi-Square(2)	0.3728
Scaled explained SS	1.215556	Prob. Chi-Square(2)	0.5446

Test Equation:
 Dependent Variable: RESID^2
 Method: Least Squares
 Date: 07/28/18 Time: 14:49
 Sample: 1 21
 Included observations: 21

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.33E-08	2.77E-08	0.481729	0.6358
ESTRBETARF^2	-5.26E-08	4.06E-08	-1.294129	0.2120
ESTRBETARF	7.79E-08	6.92E-08	1.125607	0.2751
R-squared	0.093984	Mean dependent var		2.90E-08
Adjusted R-squared	-0.006684	S.D. dependent var		3.65E-08
S.E. of regression	3.66E-08	Akaike info criterion		-31.27518
Sum squared resid	2.42E-14	Schwarz criterion		-31.12596
Log likelihood	331.3894	Hannan-Quinn criter.		-31.24280
F-statistic	0.933603	Durbin-Watson stat		1.891671
Prob(F-statistic)	0.411359			

$$MR_i = \gamma_0 + \gamma_1 \beta_0^D + u_i$$

2012 – 2017

Dependent Variable: MRI
 Method: Least Squares
 Date: 07/28/18 Time: 14:50
 Sample: 1 21
 Included observations: 21

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000383	9.98E-05	3.836388	0.0011
ESTRBETA0	-1.16E-05	9.15E-05	-0.126630	0.9006
R-squared	0.000843	Mean dependent var		0.000371
Adjusted R-squared	-0.051744	S.D. dependent var		0.000175
S.E. of regression	0.000179	Akaike info criterion		-14.32594
Sum squared resid	6.10E-07	Schwarz criterion		-14.22646
Log likelihood	152.4224	Hannan-Quinn criter.		-14.30435
F-statistic	0.016035	Durbin-Watson stat		1.953710
Prob(F-statistic)	0.900563			

Heteroskedasticity Test: White
 Null hypothesis: Homoskedasticity

F-statistic	0.923551	Prob. F(2,18)	0.4151
Obs*R-squared	1.954399	Prob. Chi-Square(2)	0.3764
Scaled explained SS	1.203103	Prob. Chi-Square(2)	0.5480

Test Equation:
 Dependent Variable: RESID^2
 Method: Least Squares
 Date: 07/28/18 Time: 14:50
 Sample: 1 21
 Included observations: 21

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.38E-08	2.74E-08	0.504624	0.6199
ESTRBETA0^2	-5.16E-08	4.02E-08	-1.284862	0.2151
ESTRBETA0	7.64E-08	6.85E-08	1.114956	0.2795
R-squared	0.093067	Mean dependent var		2.90E-08
Adjusted R-squared	-0.007704	S.D. dependent var		3.65E-08
S.E. of regression	3.66E-08	Akaike info criterion		-31.27455
Sum squared resid	2.42E-14	Schwarz criterion		-31.12533
Log likelihood	331.3828	Hannan-Quinn criter.		-31.24216
F-statistic	0.923551	Durbin-Watson stat		1.894059
Prob(F-statistic)	0.415125			

Βιβλιογραφία

Ελληνική

Βασιλείου, Δ. και Ηρειώτης, Ν. (2009). *Ανάλυση Επενδύσεων και Διαχείριση Χαρτοφυλακίου*. Αθήνα: Εκδοτικός οίκος Rosili

Διεθνής

Ang, J. (1975). A note on the E, SL Portfolio Selection Model. *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 10, Issue 5, pp. 849-857

Artavanis, N., Diacogiannis, G. and Mylonakis, J. (2010). The D-CAPM: The Case of Great Britain and France. *International Journal of Economics and Finance*, Vol. 2, Issue 3, pp. 25-38

Bawa, V. and Lindenberg, E. (1977). Capital market equilibrium in a mean-lower partial moment framework. *Journal of Financial Economics*, Vol. 5, Issue 2, pp. 189-200

Boasson, V., Boasson, E. and Zhou, Z. (2011). Portfolio optimization in a mean-semivariance framework. *Investment Management and Financial Innovations*, Vol. 8, Issue 3, pp. 58-68

Copeland, T. E. and Weston, J. F. (1988). *Financial Theory and Corporate Policy*. 3rd ed. Los Angeles, California: Addison-Wesley Publishing Company

Elton, E. J., Gruber, M. J., Brown, S. J. and Goetzmann, W. N. (2003). *Modern Portfolio Theory and Investment Analysis*. 6th ed. New Jersey: John Wiley & Sons

Estrada, J. (2003). Mean-Semivariance Behavior (II): The D-CAPM. *IESE Business School*

Estrada, J. (2007). Mean-Semivariance Behavior: downside risk and capital asset pricing. *International Review of Economics and Finance*, Vol. 16, pp. 169-185

Fishburn, P. (1977). Mean-Risk Analysis with Risk Associated with Below-Target Returns. *The American Economic Review*, Vol. 67, No. 2, 116-126

- Galagedera Don U. A. (2007). An alternative perspective on the relationship between downside beta and CAPM beta. *Emerging Markets Review*, Vol. 8, Issue 1, pp. 4–19
- Harlow, W. V. and Rao, R. K. S. (1989). Asset Pricing in a Generalized Mean-Lower Partial Moment Framework: Theory and Evidence. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 24, Issue 3, pp. 285-311
- Hogan, W. and Warren, J. (1974). Toward the Development of an Equilibrium Capital-Market Model Based on Semivariance. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 9, Issue 1, pp. 1-11
- Jahankhani, A. (1976). EV and ES Capital Asset Pricing Models: Some Empirical Tests. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 11, Issue 4, pp. 513-528
- Jensen, M. (1967). The performance of mutual funds in the period 1945-1964. *Journal of Finance*, Vol. 23, No. 2, pp. 389-416
- Keating, C. and Shadwick, W. (2002). A universal performance measure. *Journal of Performance Measurement*, Vol. 6, pp. 59-84
- Lohre, H., Neumann, T. and Winterfeldt, T. (2009). *Portfolio Construction with Downside Risk*. Union Investment Institutional GmbH
- Luenberger, D. G. (1998). *Investment Science*. New York: Oxford University Press
- Mamoghli, C. and Daboussi, S. (2010). Capital asset pricing models and performance measures in the downside risk framework. *Journal of Emerging Market Finance*, Vol. 9, Issue 2, pp. 95-130
- Mao, J. (1970). Models of capital budgeting, E-V vs E-S. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 4, Issue 5, pp. 657-675
- Markowitz, H. M. (1952). Portfolio Selection. *The Journal of Finance*, Vol. 7, No. 1, pp. 77-91
- Markowitz, H. M. (1991). *Portfolio Selection: Efficient Diversification of Investments*. New York: Blackwell Publishing

- Mishra, B. and Rahman, M. (2001). Measuring Mutual Fund Performance Using Lower Partial Moment. *Global Business Trends, Contemporary Readings*, pp. 385-393
- Nantell, T. and Price, B. (1979). An Analytical Comparison of Variance and Semivariance Capital Market Theories. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 14, Issue 2, pp. 221-242
- Plantinga A., van der Meer R. and Sortino F. (2001). The impact of downside risk on risk-adjusted performance of mutual funds in the Euronext markets. *Geneva Papers on Risk and Insurance*
- Post T. and Van Vliet P. (2005). *Empirical tests of the mean-semivariance CAPM*. Erasmus University Rotterdam
- Sharpe, W. F. (1964). Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk. *The Journal of Finance*, Vol. 19, No. 3, pp. 425-442
- Sharpe, W. F. (1966). Mutual fund performance. *Journal of Business*, Vol. 39, pp. 119-138
- Sortino, F. and Price, L. (1994). Performance measurement in a downside risk framework. *Journal of Investing*, Vol. 3, pp. 59-65
- Sortino, F., van der Meer, R. and Plantinga, A. (1999). The Dutch triangle. *Journal of Portfolio Management*, Vol. 26, pp. 50-58
- Stevenson, S. (2001). Emerging markets, downside risk and the asset allocation decision. *Emerging Markets Review*, Vol. 2, Issue 1, pp. 50-66
- Treynor, J. (1965). How to rate management of investment funds. *Harvard Business Review*, Vol. 43, pp. 63-75
- Tse, K. S. M., Uppal, J. and White, M. (1993). Downside Risk and Investment Choice. *The Financial Review*, Vol. 28, Issue 4, pp. 585-605