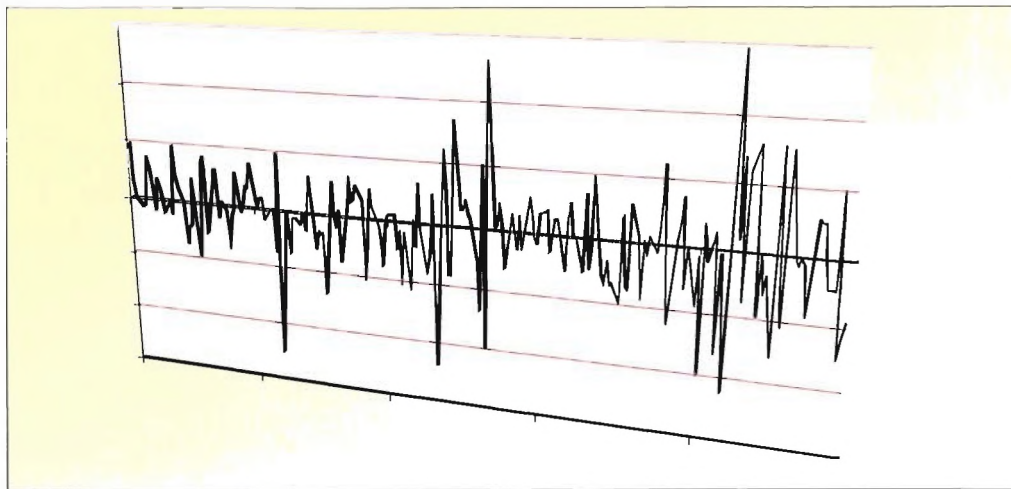




ΠΑΝΤΕΙΟ ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ
Τμήμα Δημόσιας Διοίκησης

Φίλος
Παπαιμάκων

Μεταπτυχιακό Πρόγραμμα Σπουδών:
«Οικονομικά της Παραγωγής & των Διακλαδικών Σχέσεων»



Διπλωματική Εργασία: "Ο ΕΛΕΓΧΟΣ ΙΣΧΥΟΣ ΤΟΥ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑΤΟΣ CARM
ΣΕ ΧΑΡΤΟΦΥΛΑΚΙΑ ΜΕΤΟΧΩΝ ΕΝΕΡΓΕΙΑΣ (ΠΕΤΡΕΛΑΙΟ)"

ΘΕΜΙΣΤΟΚΛΗΣ ΙΩΑΝΝΟΥ (Α.Μ. 7206Μ020)

ΕΠΙΒΛΕΠΩΝ ΚΑΘΗΓΗΤΗΣ: ΚΩΝΣΤΑΝΤΙΝΟΣ ΣΥΡΙΟΠΟΥΛΟΣ

ΑΘΗΝΑ 2008



Περιεχόμενα

Περίληψη	3
Abstract	4
Εισαγωγή	5
Κεφάλαιο 1 – Εισαγωγή & Έννοιες	
1.1 Σύγχρονη θεωρία χαρτοφυλακίου	6
1.2 Αποτελεσματική αγορά	7
1.3 Έννοια απόδοσης – κινδύνου.....	8
1.4 Συστηματικός και μη συστηματικός κίνδυνος	9
1.5 Περιγραφή δεικτών – Γενικός Δείκτης Τιμών & Δεικτών Κεφαλαιοποίησης.....	10
Κεφάλαιο 2 – Το Υπόδειγμα CAPM	
2.1 Υπόδειγμα CAPM – Ιστορική αναδρομή.....	11
2.2 Υποθέσεις μοντέλου	12
2.3 Προβλήματα.....	13
2.4 Προηγούμενες μελέτες	14
2.5 Η έννοια του ακίνδυνου χρεογράφου.....	15
2.6 Υποθέσεις Fama & Mc Beth.....	16
2.7 Μεθοδολογία	17
Κεφάλαιο 3 - Μέθοδος Σύγκρισης με Γενικό Δείκτη Τιμών	
3.1 Παρουσίαση Αποτελεσμάτων.....	18
3.2 Έλεγχος ισχύος μοντέλου – Συγκεντρωτικός πίνακας.....	38
Κεφάλαιο 4 - Μέθοδος Σύγκρισης με Δείκτες Κεφαλαιοποίησης	
4.1 Παρουσίαση Αποτελεσμάτων.....	39
4.2 Έλεγχος ισχύος μοντέλου – Συγκεντρωτικός πίνακας.....	61
Κεφάλαιο 5 – Προσέγγιση σχέσης τιμής πετρελαίου & αποδόσεων μετοχών ενέργειας	
5.1 Σχέση μεγεθών ανά έτος, για την περίοδο 2004 – 2008	62
5.2 Σχεδιαγράμματα – Σχόλια	63
Επίλογος	67
Βιβλιογραφία	68
Παράρτημα I – Πίνακες Αποτελεσμάτων Μεθόδου Σύγκρισης με Γενικό Δείκτη Τιμών. ...	69
Παράρτημα II – Πίνακες Αποτελεσμάτων Μεθόδου Σύγκρισης με δείκτες κεφαλαιοποίησης FTSE20, FTSE80.....	74

Περίληψη

Σκοπός της παρούσας εργασίας είναι ο έλεγχος ισχύος του μοντέλου αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων (Capital Asset Pricing Model - CAPM) για χαρτοφυλάκια μετοχών ενέργειας (πετρελαίου) του ελληνικού χρηματιστηρίου (Χ.Α.Α.), τη χρονική περίοδο 2004 - 2008. Χρησιμοποιώντας τις αποδόσεις των μετοχών των τριών εταιριών του κλάδου πετρελαίου - Ελληνικά Πετρέλαια (ΕΛΠΕ), Motor Oil Hellas (ΜΟΗ), ΕΛΙΝΟΙΛ (ΕΛΙΝ) -και με τη βοήθεια του οικονομετρικού λογισμικού *enviews*, διενεργείται ο έλεγχος ισχύος του υποδείγματος. Για τον πληρέστερο έλεγχο του μοντέλου, χρησιμοποιήθηκαν δύο μέθοδοι σχετικά με το δείκτη χαρτοφυλακίου της αγοράς που λήφθηκε υπόψη. Η πρώτη έγινε βάσει των αποδόσεων του Γενικού Δείκτη Τιμών και η δεύτερη βάσει των αποδόσεων των δεικτών μικρής και μεγάλης κεφαλαιοποίησης FTSE20 και FTSE80 (σύμφωνα με το δείκτη στον οποίο ανήκει η εκδότρια εταιρεία της μετοχής). Το στοχαστικό μοντέλο που χρησιμοποιήθηκε και στην παρούσα στηρίζεται στην εργασία των Fama & McBeth.

Τα αποτελέσματα δεν είναι ενθαρρυντικά για την αποδοχή και την εφαρμογή του μοντέλου. Μέσα από την παρακάτω μελέτη, προκύπτει ότι οι υποθέσεις που τίθενται για την ισχύ του δεν απεικονίζουν απόλυτα τη σημερινή πραγματικότητα, τουλάχιστον για το συγκεκριμένο κλάδο. Επιπλέον, η θεωρία του υποδείγματος δεν ισχύει για χαρτοφυλάκια που συντίθενται με τις ανωτέρω μετοχές της συγκεκριμένης περιόδου, σύμφωνα με τα αποτελέσματα που προέκυψαν και από τις δύο μεθόδους σύγκρισης.

ABSTRACT

The main purpose of the present paper is to control the CAMP (Capital Asset Pricing Model) force in portfolios of action (oil) energy of Athens Stock Exchange (ASE), during the time period from 2004 to 2008. The power control of the model is held with the use of the action output of the three following oil companies – Hellenic Petroleum (ELPE), Motor Oil Hellas (MOH), ELINOIL (ELIN)- as well as of the econometric software reviews. In order to achieve a more complete control of this model, there were used two comparison methods concerning the indicator of the market portfolio which was taken into account. The first one is based on the General Price Index output while the second method relies on the output of the indicators of small and big capitalisation FTSE20 and FTSE80 (according to the indicator in which the publishing company belongs). The meditative model used in the present paper is based on the study of Fama and McBeth.

The results concerning the acceptance as well as the application of the CAPM model are disappointing. Through the study that follows, it is concluded that the assumptions concerning the power of the model do not portray in an absolute way the current reality, at least as far as the discussed sector is concerned. Furthermore, according to the results extracted from both of the comparison methods, it is concluded that the CAPM theory cannot be applied in portfolios composed by the actions above of that particular period.

Εισαγωγή

Το CAPM αποτελεί ένα δημοφιλές υπόδειγμα αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων που εξετάζει τη σχέση απόδοσης – κινδύνου σε χαρτοφυλάκια μετοχών που εμπεριέχουν κίνδυνο. Στην περίπτωση ισχύς της θεωρίας του, το μοντέλο είναι ικανό να παρέχει στους επενδυτές μία αίσθηση της πορείας της επένδυσής τους (πρόβλεψη) σε συνάρτηση πάντα του κινδύνου που είναι διατεθειμένοι να αναλάβουν και του συνδυασμού των μετοχών που θα συμπεριλάβουν στο χαρτοφυλάκιό τους.

Αρχικά στο πρώτο κεφάλαιο, γίνεται μία εισαγωγή στη σύγχρονη θεωρία χαρτοφυλακίου και στην περιγραφή της αποτελεσματικής αγοράς στην οποία έχει εφαρμογή το CAPM. Στη συνέχεια, αναπτύσσονται οι έννοιες της απόδοσης και του κινδύνου, και γίνεται ο διαχωρισμός του τελευταίου σε συστηματικό και μη συστηματικό. Απαραίτητη σε αυτό το σημείο, κρίνεται και η περιγραφή των δεικτών (Γενικός Δείκτης και δείκτες κεφαλαιοποίησης) που αποτελούν το χαρτοφυλάκιο της αγοράς στην παρούσα μελέτη.

Στη συνέχεια, σε επόμενο κεφάλαιο, γίνεται μία θεωρητική προσέγγιση του μοντέλου, που περιλαμβάνει την περιγραφή του και την εξέλιξή του σε βάθος χρόνου. Επιπλέον, γίνεται αναφορά στις υποθέσεις που επιβάλλει για την ισχύ του, καθώς επίσης και στα προβλήματα που μπορεί να παρουσιάζει η εφαρμογή του. Παρουσιάζονται συνοπτικά προγενέστερες σημαντικές μελέτες που έχουν γίνει στο πρόσφατο και όχι μόνο παρελθόν που δέχονται ή απορρίπτουν τη θεωρία του CAPM. Αναπτύσσονται εν συνεχεία, οι υποθέσεις των Fama & McBeth που εξετάζονται και στον εμπειρικό έλεγχο του υποδείγματος και που αποτελούν προϋπόθεση για την ισχύ του, όπως επίσης περιγράφεται και η γενικότερη μεθοδολογία που ακολουθείται για τον εν λόγω έλεγχο.

Στα κεφάλαια 3 και 4 παρουσιάζονται τα αποτελέσματα του εμπειρικού ελέγχου ισχύος του CAPM και ο στατιστικός έλεγχος που διενεργείται στο υπόδειγμα ανά μέθοδο σύγκρισης (Γενικός δείκτης και δείκτες κεφαλαιοποίησης αντίστοιχα).

Το τελευταίο κεφάλαιο της παρούσας, απεικονίζει τη σχέση που υπάρχει μεταξύ της τιμής του πετρελαίου και των τιμών των μετοχών. Πιο συγκεκριμένα, απεικονίζεται η πορεία που ακολουθούν τα ποσοστά μεταβολής των δύο μεγεθών (price per barrel / τιμή μετοχής), για την ίδια χρονική περίοδο που ελέγχεται και το υπόδειγμα αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων στο συγκεκριμένο κλάδο (πετρελαίου), παραθέτοντας παράλληλα και κάποιους από τους παράγοντες που μπορεί να επηρεάζουν τις δύο προαναφερθείσες πορείες.

Κεφάλαιο 1

1.1 Σύγχρονη θεωρία Χαρτοφυλακίου

Η θεωρία χαρτοφυλακίου βασίζεται πάνω στο μοντέλο του Harry Markowitz (ο οποίος και βραβεύτηκε για τις μελέτες του με το βραβείο Νόμπελ Οικονομικών το 1990) και απευθύνεται στο πρόβλημα της άριστης επιλογής χρηματοοικονομικών τοποθετήσεων, όταν αυτές χαρακτηρίζονται από ποικιλία προσδοκώμενων αποδόσεων και βαθμών κινδύνου.

Πιο συγκεκριμένα, ο επενδυτής έχει τη δυνατότητα να επιλέξει – μεταξύ άλλων - το άριστο (βέλτιστο) χαρτοφυλάκιο που θα μεγιστοποιήσει την απόδοσή του. Καλείται λοιπόν, να κατασκευάσει χαρτοφυλάκια μετοχών, τέτοια ώστε να μην υπάρχουν άλλα αντίστοιχα με τον ίδιο κίνδυνο και μεγαλύτερη απόδοση, ούτε με την ίδια απόδοση αλλά με μικρότερο κίνδυνο. Αυτά τα χαρτοφυλάκια, που εξασφαλίζουν ένα τέτοιο επίπεδο κινδύνου και απόδοσης, λέγονται αποτελεσματικά. Ένας ορθολογικός επενδυτής ανάλογα με τις προτιμήσεις του επιλέγει ένα αποτελεσματικό χαρτοφυλάκιο το οποίο θεωρεί άριστο.

Με άλλα λόγια, βασικό αντικείμενο της θεωρίας χαρτοφυλακίου, είναι ο συνδυασμός πολλών αξιογράφων με κίνδυνο, προκειμένου να μειωθεί ο συνολικός κίνδυνος που αντιμετωπίζει ο επενδυτής, για δεδομένο επίπεδο απόδοσης, δηλαδή ο υπολογισμός του άριστου χαρτοφυλακίου.

Ένα υπόδειγμα ισορροπίας ανάμεσα στην αναμενόμενη απόδοση και το συστηματικό κίνδυνο ενός αξιογράφου για τους ορθολογικούς επενδυτές και σε περιβάλλον τέλειας αγοράς είναι το CAPM, του οποίου η θεωρία, οι υποθέσεις και ο έλεγχος ισχύος του αναλύονται στο επόμενο κεφάλαιο.

Στο σημείο αυτό, καθίσταται απαραίτητη η αναφορά στη σύνθεση του χαρτοφυλακίου αγοράς, και η σχέση του με το χαρτοφυλάκιο που επιλέγει ο επενδυτής. Πιο αναλυτικά, το χαρτοφυλάκιο της αγοράς, περιέχει όλα τα εμπορεύσιμα περιουσιακά στοιχεία ελαχιστοποιώντας τον κίνδυνο, σε σχέση με τον κίνδυνο που θα επιτύγχανε, με την ίδια απόδοση ένας μεμονωμένος επενδυτής. Το χαρτοφυλάκιο της αγοράς, θεωρείται ως άριστο χαρτοφυλάκιο και λαμβάνεται υπόψη απ' όλους τους επενδυτές σε περίπτωση ανάγκης για λήψη οποιασδήποτε απόφασης.

1.2 Αποτελεσματική Αγορά

Η θεωρία της Αποτελεσματικής Αγοράς, αναφέρει ότι σε μια δεδομένη χρονική στιγμή, οι τιμές των χρεογράφων αντικατοπτρίζουν πλήρως όλες τις πληροφορίες, οι οποίες είναι διαθέσιμες σε όλους. Με άλλα λόγια αν η αγορά είναι αποτελεσματική, τότε όλες οι διαθέσιμες πληροφορίες έχουν ενσωματωθεί στις τιμές των μετοχών και ένας επενδυτής δεν είναι σε θέση να πραγματοποιήσει μεγαλύτερες αποδόσεις από κάποιον άλλον. Σε περίπτωση που η αγορά είναι μη αποτελεσματική, θα επιτυγχάνονται μεγαλύτερες των κανονικών αποδόσεις. «Αποτελεσματική» είναι μια αγορά, όπου υπάρχουν μεγάλοι αριθμοί λογικών παραγόντων μεγιστοποίησης του κέρδους, οι οποίοι ανταγωνίζονται ενεργώς μεταξύ τους και προσπαθούν να προβλέψουν τις μελλοντικές αγοραίες αξίες μεμονωμένων χρεογράφων.

Σε μια αποτελεσματική αγορά, ο ανταγωνισμός δημιουργεί μια κατάσταση, όπου οι τιμές των χρεογράφων αντικατοπτρίζουν πληροφορίες, οι οποίες πηγάζουν τόσο από γεγονότα που ήδη έχουν λάβει χώρα, όσο και από γεγονότα που αναμένεται να λάβουν χώρα. Δεδομένης της πληροφόρησης που υπάρχει δε συντρέχει κάποιος λόγος να πιστεύουμε ότι οι τιμές είναι πολύ χαμηλές ή πολύ ψηλές.

Οι επιπτώσεις της θεωρίας της αποτελεσματικής αγοράς είναι πραγματικά βαθιές. Τα περισσότερα άτομα που αγοράζουν και πωλούν χρεόγραφα, το κάνουν θεωρώντας, ότι τα χρεόγραφα που αγοράζουν έχουν μεγαλύτερη αξία από αυτή που πληρώνουν, ενώ τα χρεόγραφα που πωλούν έχουν μικρότερη αξία από την αξία πώλησης. Όλοι οι επενδυτές έχουν άμεση πληροφόρηση και χωρίς κόστος. Αυτή η υπόθεση μάς δείχνει στην ουσία τον ορισμό της αποτελεσματικότητας της αγοράς στην οποία βασίζεται το CAPM.

Μία αγορά είναι αποτελεσματική σύμφωνα με τον Fama (1970, 1991), εάν το σύνολο της διαθέσιμης πληροφόρησης ενσωματώνεται πλήρως και άμεσα στις τιμές των χρεογράφων και δεν υφίστανται ανεκμετάλλετες ευκαιρίες για επίτευξη κερδών. Ακολουθώντας, μια αγορά είναι αποτελεσματική όταν στην εμφάνιση μιας νέας πληροφορίας οι τιμές των αξιόγραφων αντιδρούν με ταχύτητα και ακρίβεια και οι νέες τιμές ενσωματώνουν πλήρως όλη την πληροφόρηση. Μια τέτοια αγορά αντιδρά μόνο στη νέα πληροφόρηση, ωστόσο από τη στιγμή που αυτό δε μπορεί να προβλεφθεί εξορισμού, οι μεταβολές των τιμών ή οι αποδόσεις των χρεογράφων δεν είναι δυνατόν να προβλεφθούν.

1.3 Έννοια απόδοσης – κινδύνου

Πολλοί επενδυτές αντιλαμβάνονται τον κίνδυνο των επενδύσεών τους, ως την προοπτική να χάσουν ολόκληρο το κεφάλαιό τους. Η έννοια του κινδύνου μίας επένδυσης όμως συνίσταται στην πραγματικότητα στην απόκλιση των πραγματοποιηθεισών αποδόσεων ως προς τις αντίστοιχες αναμενόμενες. Οι επενδυτές αναλαμβάνουν κινδύνους διότι μόνον η ανάληψή τους δημιουργεί τις προϋποθέσεις για υψηλότερες αποδόσεις. Όταν ένας επενδυτής δε θέλει να αναλάβει κινδύνους, θα αποζημιωθεί με την ελάχιστη απόδοση, η οποία ισούται με το επιτόκιο χωρίς κίνδυνο (*riskfree rate*). Υψηλές αποδόσεις θα επιτευχθούν μόνο από τις επενδύσεις εκείνες, οι οποίες θα εμπεριέχουν κινδύνους. Αυτή συνοπτικά, είναι και η έννοια του επενδυτικού κινδύνου.

Η απόδοση, από την άλλη πλευρά, διαχωρίζεται στην πραγματοποιούμενη και στην αναμενόμενη. Η πραγματοποιούμενη, είναι η απόδοση που τελικά πραγματοποιείται από μία επένδυση, ενώ η αναμενόμενη, είναι αυτή την οποία προσδοκά ο επενδυτής στην αρχή της επένδυσής του. Ο κίνδυνος είναι το μέτρο εκείνο που εκφράζει την αβεβαιότητα ή το ρίσκο της επένδυσης, και άρα τη σχέση μεταξύ πραγματοποιούμενης και αναμενόμενης απόδοσης.

Το μέγεθος που χρησιμοποιείται σαν εργαλείο από τη χρηματοοικονομική θεωρία, για τον υπολογισμό του ρίσκου ή της αβεβαιότητας της επένδυσης (κίνδυνος), είναι η διακύμανση. Διακύμανση είναι η μέση απόκλιση του τετραγώνου των τιμών από την αναμενόμενη τιμή του κάθε στοιχείου. Είναι εκείνη που μας δείχνει το πόσο πιθανόν είναι να διαφέρουν οι αποδόσεις μας από τη μέση απόδοση. Αυτό πρακτικά σημαίνει ότι μπορεί να έχουμε τρεις μετοχές με την ίδια μέση απόδοση αλλά διαφορετικές μέσες διακυμάνσεις. Όσο πιο μεγάλη θα είναι η διακύμανση τόσο πιο πιθανό είναι η τιμή της μετοχής να κυμανθεί σε ψηλότερο ή χαμηλότερο επίπεδο από την αναμενόμενη απόδοση. Δηλαδή τόσο μεγαλύτερο θα είναι το ρίσκο.

Παρακάτω, γίνεται διαχωρισμός του κινδύνου σε συστηματικό και μη συστηματικό, καθώς επίσης αναλύονται οι δύο αυτές έννοιες.

1.4 Συστηματικός – Μη Συστηματικός Κίνδυνος

Ένας από τους κυριότερους παράγοντες που επηρεάζουν την επιλογή μιας μετοχής, όπως αναφέρθηκε και στην προηγούμενη ενότητα, είναι ο κίνδυνος (γνωστός και ως ρίσκο) που περικλείεται σε αυτήν. Αυτός ο κίνδυνος μπορεί να διακριθεί σε συστηματικό και σε μη συστηματικό κίνδυνο. Η διάκριση μεταξύ δύο τύπων κινδύνου είναι χρήσιμη, όπως θα δούμε και στη συνέχεια, για τον τρόπο με τον οποίο θα γίνει η διαφοροποίηση των μετοχών που απαρτίζουν ένα χαρτοφυλάκιο.

Ο συστηματικός κίνδυνος είναι ο κίνδυνος όλης της αγοράς και διαμορφώνεται από μεγέθη όπως, ο πληθωρισμός, το πετρέλαιο, κ.λ.π και δεν μπορεί να διαφοροποιηθεί. Με άλλα λόγια, ο συστηματικός κίνδυνος προέρχεται από τις διακυμάνσεις της συνολικής χρηματιστηριακής αγοράς και ο οποίος δε δύναται να εξουδετερωθεί από τη διαφοροποίηση του χαρτοφυλακίου. Σε αντίθεση με αυτόν τον τύπο κινδύνου, ο μη συστηματικός κίνδυνος είναι εκείνος που ο επενδυτής μπορεί να διαφοροποιήσει με την κατάλληλη επιλογή αριθμού και είδους μετοχών. Οι επενδυτές οφείλουν να τον εκμηδενίζουν διαφοροποιώντας το χαρτοφυλάκιό τους. Ο μη συστηματικός ή διαφοροποιήσιμος κίνδυνος προκύπτει για παράδειγμα από γεγονότα και δεδομένα που αφορούν στην ίδια την εκδότρια εταιρία, τη βιομηχανία, ή τον κλάδο στον οποίο ανήκει και τα οποία μπορούν να επηρεάσουν την τιμή της μετοχής της βραχυχρόνια ή μακροχρόνια.

Ο συντελεστής "beta" (beta coefficient) είναι ένα σύγχρονο χρηματοοικονομικό εργαλείο που βοηθά στη μέτρηση του *συστηματικού ή αλλιώς μη διαφοροποιήσιμου* κινδύνου μιας μετοχής. Ο συντελεστής "beta" μετράει το βαθμό στον οποίο οι αποδόσεις μιας μετοχής συνδιακυμαίνονται με τις αποδόσεις του χαρτοφυλακίου αγοράς, την απόδοση δηλαδή μιας μετοχής σε σύγκριση με την απόδοση της αγοράς, που ορίζεται από την πορεία του γενικού δείκτη του κάθε χρηματιστηρίου. Οι μετοχές με υψηλό συντελεστή "beta" θεωρούνται ως πιο ευαίσθητες στις απότομες μεταβολές της αγοράς, και τούτο διότι όσο εύκολα μπορούν να αποκομίσουν κέρδη, τόσο εύκολα μπορούν να τα απολέσουν. Αυτό έχει ως αποτέλεσμα οι εν λόγω μετοχές να χαρακτηρίζονται ως μετοχές υψηλού κινδύνου, και να απευθύνονται σε ριψοκίνδυνους επενδυτές, οι οποίοι προσδοκούν υψηλές αποδόσεις.

Με τον όρο διαφοροποίηση χαρτοφυλακίου, που ήδη αναφέραμε, ορίζεται ο συνδυασμός μετοχών διαφορετικού κινδύνου και προσδοκώμενης απόδοσης (δηλαδή συνήθως μετοχές διαφορετικών εταιριών και κλάδων), ώστε να επιτευχθεί ο περιορισμός του συνολικού κινδύνου του χαρτοφυλακίου. Όσο μεγαλύτερη είναι η συμμετοχή των μετοχών των οποίων ο συντελεστής κινδύνου είναι υψηλός, τόσο μεγαλύτερος θα είναι και ο συνολικός κίνδυνος του χαρτοφυλακίου, αλλά και τόσο μεγαλύτερη θα είναι η δυνητική του απόδοση, δηλαδή η αποζημίωση του επενδυτή με υψηλότερα κέρδη στο μέλλον. Επίσης οι επενδυτές έχουν διαφορετικές χρηματοοικονομικές γνώσεις και ξεχωριστές πληροφορίες, με αποτέλεσμα να διαφοροποιείται η ερμηνεία των οικονομικών στοιχείων και η αξιολόγηση της ποιότητας των οικονομικών επιδόσεων των εισηγμένων εταιριών. Το γεγονός αυτό τους οδηγεί σε επίσης διαφοροποιημένες προβλέψεις για την πορεία της αγοράς, με αποτέλεσμα να διαρθρώνουν τα χαρτοφυλάκιά τους με μετοχές διαφορετικών εταιριών και κλάδων, δηλαδή με διαφορετικό συντελεστή κινδύνου.

1.5 Περιγραφή Χρηματιστηριακών Δεικτών

Στην παρούσα εργασία, θα γίνει έλεγχος ισχύος του CAPM, για χαρτοφυλάκια μετοχών ενέργειας (πετρέλαιο) του ελληνικού χρηματιστηρίου, για τα έτη από το 2004 έως το 2008. Ο έλεγχος αυτός, γίνεται με δύο μεθόδους. Στην πρώτη, λαμβάνεται υπόψη ο Γενικός Δείκτης Τιμών (σαν την ανεξάρτητη μεταβλητή της σχέσης που παλινδρομείται), και στη δεύτερη λαμβάνεται υπόψη ο αντίστοιχος δείκτης κεφαλαιοποίησης στον οποίο ανήκει η κάθε μετοχή (επίσης ως ανεξάρτητη μεταβλητή της σχέσης). Απαραίτητο λοιπόν είναι, να γίνει αναφορά στους δείκτες που λαμβάνονται σαν μέτρο σύγκρισης για τον έλεγχο του υποδείγματος.

Γενικός Δείκτης Τιμών: Απεικονίζει την τάση των μετοχών των εισηγμένων εταιρειών που διαπραγματεύονται στην Κατηγορία Μεγάλης Κεφαλαιοποίησης του Χρηματιστηρίου Αθηνών. Περιέχει οκτώ κλαδικούς δείκτες – τράπεζες, βιομηχανίες, εταιρείες επενδύσεων, ασφάλειες, κατασκευαστικές εταιρείες, τηλεπικοινωνίες, κλάδο συμμετοχών, κλάδο χρηματοδοτικής μίσθωσης (leasing) και διάφορους κλάδους. Στο Γενικό Δείκτη μπορούν να συμμετέχουν μόνον οι μετοχές που ανήκουν στην κατηγορία μεγάλης κεφαλαιοποίησης και δεν εμφανίζονται στο Δείκτη Υψηλής Κυκλοφοριακής Ταχύτητας. Αξίζει να σημειωθεί, ότι είναι δυνατό η αγορά να κινείται με ένα μεγάλο μέρος των μετοχών σε άνοδο (κάθοδο) και ο Γενικός Δείκτης να παρουσιάζει μείωση (αύξηση).¹

Δείκτης Υψηλής Κεφαλαιοποίησης (FTSE/XA 20): Είναι υψηλής κεφαλαιοποίησης δείκτης που περιλαμβάνει τις 20 μεγαλύτερες εισηγμένες εταιρίες στο χρηματιστήριο Αθηνών (20 μετοχές μεγάλης κεφαλαιοποίησης). Περιλαμβάνει τους εξής κλαδικούς δείκτες: τράπεζες, τηλεπικοινωνίες, συμμετοχές και βιομηχανικές εταιρείες. Στα κριτήρια συμμετοχής στον δείκτη συμπεριλαμβάνονται η κεφαλαιοποίηση, η εμπορευσιμότητα και η διασπορά μετοχών.

Δείκτης Μεσαίας / Μικρής Κεφαλαιοποίησης (FTSE/XA SmallCap 80): Περιλαμβάνει 80 μετοχές εταιρειών μεσαίας και μικρής κεφαλαιοποίησης εισηγμένων στο χρηματιστήριο Αθηνών. Και για το συγκεκριμένο δείκτη, τα κριτήρια συμμετοχής είναι ίδια με αυτά του δείκτη υψηλής κεφαλαιοποίησης (δηλαδή κεφαλαιοποίηση, εμπορευσιμότητα, διασπορά μετοχών).

¹ Μαλινδρέτος Π. Μαλινδρέτου Β. (2000), «Χρηματιστήριο», Αθήνα, Εκδόσεις Παπαζήση, σελ. 181 Κύριοι ελληνικοί χρηματιστηριακοί δείκτες

Κεφάλαιο 2

CAPITAL ASSET PRICING MODEL - CAPM

2.1 Ιστορική Αναδρομή – Περιγραφή Μοντέλου

Το μοντέλο αναπτύχθηκε στις αρχές της δεκαετίας του '60 από τους William Sharpe [1964], John Lintner [1965]² και Mossin [1966], και χαρακτηρίζει τη γέννηση της θεωρίας αποτίμησης των περιουσιακών στοιχείων. Τέσσερις δεκαετίες αργότερα, το CAPM έχει ευρεία χρήση σε διάφορες εφαρμογές, όπως ο υπολογισμός του κόστους κεφαλαίου για τις εταιρίες και την αξιολόγηση της απόδοσης χαρτοφυλακίων.

Το CAPM, βάσει προγενέστερης εργασίας από τον Markowitz [1959] - αναπτύχθηκε περαιτέρω από τους Sharpe και Lintner - έγινε ευρέως χρησιμοποιούμενο ως πρότυπο συγκριτικής μέτρησης αποδόσεων για μελέτες που διεξήχθησαν στη δεκαετία του '70. Εντούτοις, τις τελευταίες δεκαετίες ανακαλύπτονται αποκλίσεις από το CAPM, αναδυόμενες από μάζα του τύπου, που αναφέρονται στις ανωμαλίες της αγοράς, στην αμφιβολία για την ισχύ των περιορισμών και υποθέσεων που επιβάλλει και στην υποστήριξη της άποψης ότι δεν ενσωματώνει όλα τα κατάλληλα μέτρα του κινδύνου. Παρόλη τη συζήτηση, το CAPM παραμένει ένα δημοφιλές χρησιμοποιούμενο εργαλείο στη χρηματοδότηση.

Το CAPM είναι ένα υπόδειγμα αποτίμησης κεφαλαιακών στοιχείων που εμπεριέχουν κίνδυνο, μιας και περιγράφει τη σχέση της αναμενόμενης απόδοσης και του συντελεστή βήτα (κίνδυνος), ενός κεφαλαιακού στοιχείου. Σε γενικές γραμμές, το υπόδειγμα υποστηρίζει ότι οι επικίνδυνες επενδύσεις αποφέρουν γενικά υψηλότερες αποδόσεις σε σχέση με τις επενδύσεις χωρίς κίνδυνο. Αυτές οι υψηλότερες αποδόσεις μπορούν να θεωρηθούν ως ανταμοιβή για να φέρουν τον πρόσθετο κίνδυνο. Ένα σημαντικό χαρακτηριστικό γνώρισμα του μοντέλου είναι ότι "ποσολογεί" μια σχέση μεταξύ του κινδύνου και της απόδοσης.

Η ακόλουθη γραμμική σχέση (που παρουσιάστηκε από τον W. Sharpe), είναι απαραίτητη για την εκτίμηση του συντελεστή βήτα.

$$R_i = a_i + b_i R_M + \varepsilon_i$$

Όπου:

- R_i : συνολική απόδοση της μετοχής i
- R_M : συνολική απόδοση της αγοράς
- a_i : το ανεξάρτητο από την αγορά τμήμα της συνολικής απόδοσης της μετοχής i
- b_i : το τμήμα της συνολικής απόδοσης του τίτλου i που καθορίζεται από τις μεταβολές του R_M
- ε_i : το ανερμήνευτο κατάλοιπο

Για την εκτίμηση της ανωτέρω σχέσης χρησιμοποιείται η μέθοδος της παλινδρόμησης και των ελαχίστων τετραγώνων.

Το επόμενο κεφάλαιο της παρούσας, εστιάζεται στον καθορισμό του μοντέλου που ακολουθείται από τις υποθέσεις και εφαρμόζεται η οικονομετρική εκτίμησή του με στοιχεία μετοχών

² Lintner John (1965): «The valuation of Risk Assets and the selection of Risky Investments in Stock Portfolios and Capital Budgets», Review of Economics and Statistics, vol.47, no.1, pp.13-37

του κλάδου ενέργειας (πετρέλαιο) σε σύγκριση με το Γενικό Δείκτη Τιμών και με τους Δείκτες Κεφαλαιοποίησης.

2.2 Υποθέσεις του Μοντέλου

Το CAPM είναι βασισμένο στην αρχή ότι οι επενδυτές θα κρατήσουν ένα αποτελεσματικό (ή και άριστο) χαρτοφυλάκιο με την υψηλότερη αναμενόμενη απόδοση. Παρακάτω, παρατίθενται οι υποθέσεις του υποδείγματος:

1. Καμία δαπάνη συναλλαγής: Δεν υπάρχει κανένα κόστος που περιλαμβάνεται στην αγορά ή την πώληση των μετοχών.
2. Τα περιουσιακά στοιχεία είναι άπειρα διαιρετά: Οι επενδυτές μπορούν να υποστηρίξουν οποιαδήποτε θέση σε μια επένδυση που οποιοδήποτε αγοράζουν ή πωλούν οποιοδήποτε μέρος ή αξία περιουσιακού στοιχείου.
3. Κανένας φόρος εισοδήματος: Ο επενδυτής είναι αδιάφορος στη μορφή της απόδοσης (μερίσματα ή κέρδη κεφαλαίου).
4. Αποφάσεις επενδυτικής περιόδου: Οι επενδυτές, προκειμένου να λάβουν αποφάσεις για την επένδυσή τους, αποτιμούν τα χαρτοφυλάκιά τους, σύμφωνα με τις αναμενόμενες αποδόσεις και τις τυπικές αποκλίσεις αυτών, σε μοναδιαία περίοδο επένδυσης που είναι κοινή για όλους.
5. Τέλειος ανταγωνισμός: Κανένας επενδυτής δεν μπορεί να επηρεάσει την αγορά από μεμονωμένη δράση, είτε αγοράζοντας είτε πουλώντας περιουσιακά στοιχεία. Οι τιμές καθορίζονται από το σύνολο των ενεργειών όλων των επενδυτών.
6. Ορθολογικοί επενδυτές: Οι επενδυτές βασίζονται στις αποφάσεις τους απλώς με τις σταθερές αποκλίσεις και με τις αναμενόμενες τιμές των αποδόσεων στα χαρτοφυλάκιά τους. Επιδιώκουν με άλλα λόγια, τη μεγιστοποίηση της συνάρτησης χρησιμότητάς τους. Αυτό είναι η θεμελιώδης ιδέα πίσω από το πλαίσιο επιλογής μετοχών του CAPM.
7. Απεριόριστες πωλήσεις: Δεν υπάρχει κανένα όριο του αριθμού μετοχών που οποιοσδήποτε επενδυτής μπορεί να πωλήσει, τα short sales επιτρέπονται χωρίς κανένα όριο.
8. Απεριόριστος δανεισμός στο ακίνδυνο επιτόκιο: Ο κάθε επενδυτής μπορεί να δανειστεί ή να δανείσει με το επιτόκιο χωρίς κίνδυνο που υπάρχει στην αγορά, το οποίο είναι κοινό για όλους.
9. Τυπική απόκλιση χαρτοφυλακίου: Κριτήριο επιλογής μεταξύ ομοίων χαρτοφυλακίων, αποτελεί για τους επενδυτές, η μεγαλύτερη αναμενόμενη απόδοση του χαρτοφυλακίου και η μικρότερη τυπική απόκλιση του (δηλαδή οι επενδυτές ακολουθούν τις αρχές της αγοράς).
10. Κοινές - Ομογενείς προσδοκίες επενδυτών: Αυτές οι προσδοκίες είναι βασισμένες μόνο στις αναμενόμενες αποδόσεις, διακυμάνσεις και συνδιακυμάνσεις των περιουσιακών στοιχείων. Οι επενδυτές έχουν την ίδια αντίληψη για τα ανωτέρω.
11. Πληροφόρηση: Όλοι οι επενδυτές, δέχονται ταυτόχρονα απεριόριστη και ελεύθερη πληροφόρηση χωρίς καμία επιβάρυνση (κόστος).

Είναι προφανές ότι αρκετές από τις παραπάνω υποθέσεις, δεν ισχύουν στον πραγματικό κόσμο, αλλά επιβάλλονται ώστε να εξασφαλισθεί η ορθότητα του μοντέλου. Στην πραγματικότητα, η πολυπλοκότητα των διαδικασιών καθιστά αδύνατη την εύρεση ενός μοντέλου που να την ερμηνεύει.

2.3 Προβλήματα του υποδείγματος CAPM

Όπως αναφέρθηκε και ανωτέρω, τις τελευταίες δεκαετίες, το μοντέλο του CAPM έχει δεχθεί πολλές κριτικές που βασίζονται στους περιορισμούς και στις υποθέσεις που επιβάλλει για την εφαρμογή και την ισχύ του. Κάποιες από τις προϋποθέσεις, είναι αδύνατο να ισχύουν μιας και θεωρείται ότι ανταποκρίνονται πλήρως στην πραγματικότητα. Σε αυτό το σημείο θα πρέπει να επισημάνουμε ότι σχεδόν ποτέ οι αγορές δεν είναι αποτελεσματικές (παραβίαση της υπόθεσης αποτελούν και τα σημάδια κερδοσκοπίας, που πλέον είναι σύννηθες φαινόμενο στις σημερινές αγορές).

Πιο συγκεκριμένα, στο μοντέλο γίνεται αναφορά, για ανυπαρξία κόστους συναλλαγής. Κάτι τέτοιο δεν ισχύει πάντα, μιας και οι περισσότερες συναλλαγές στις σύγχρονες αγορές επιβαρύνονται με κόστη. Για παράδειγμα, συχνά υπάρχουν πληρωμές φόρων και προμηθειών. Οι τελευταίες εισπράττονται από τους μεσίτες στις διάφορες συναλλαγές. Ακόμη, το κράτος επιβάλλει κάποια ορισμένη φορολογία σε τέτοιου είδους χρηματιστηριακές συναλλαγές.

Κατά τη διαδικασία ελέγχου ισχύος του υποδείγματος στην παρούσα παρατηρείται ότι, τα χαρτοφυλάκια της αγοράς, θεωρητικά μπορεί να περιέχουν μετοχές, ομόλογα, προϊόντα, κ.τ.λ., στην πράξη όμως, οι περισσότεροι δείκτες αγοράς περιλαμβάνουν μόνο ένα δείγμα μετοχών.

Επίσης, σύμφωνα με το CAPM οι επενδυτές έχουν ομοιογενείς προσδοκίες σχετικά με την αναμενόμενη απόδοση και τον αντίστοιχο κίνδυνο από την επένδυσή τους, γεγονός που στην καθημερινότητα δεν ισχύει στο βαθμό που παρουσιάζεται.

Σύμφωνα με τα παραπάνω, συμπεραίνεται ότι, το μοντέλο του CAPM και οι υποθέσεις στις οποίες βασίζεται, δεν περιγράφουν με ακρίβεια τη χρηματιστηριακή πραγματικότητα, συνεπώς, είναι αδύνατο να περιγραφεί με ακρίβεια και η συμπεριφορά των επενδυτών καθώς επίσης και η πορεία των αποδόσεων που αυτοί αναμένουν.

2.4 Προηγούμενες Μελέτες

Παρακάτω θα γίνει αναφορά στις σημαντικότερες εμπειρικές μελέτες ελέγχου ισχύος του υποδείγματος, σύμφωνα με τη διεθνή βιβλιογραφία. Αρκετά αποτελέσματα αυτών, επαληθεύουν την ισχύ του μοντέλου και υποστηρίζουν την εφαρμογή του.

Μια από τις πρώτες εμπειρικές μελέτες που βρήκαν τα ενθαρρυντικά στοιχεία για το CAPM είναι αυτή των Black, Jensen και Scholes [1972]³. Χρησιμοποιώντας τα μηνιαία στοιχεία απόδοσης για χαρτοφυλάκια (και όχι τις μεμονωμένες μετοχές), ο Black και λοιποί εξέτασαν εάν η σχέση των αναμενόμενων αποδόσεων είναι γραμμική σε βήτα. Με το συνδυασμό των μετοχών στα χαρτοφυλάκια κάποιο μπορεί να διαφοροποιήσει τις αποδόσεις του, με αυτόν τον τρόπο ενισχύοντας την ακρίβεια των βήτα εκτιμήσεων και το αναμενόμενο ποσοστό απόδοσης των μετοχών χαρτοφυλακίων. Αυτή η προσέγγιση μετριάζει τα στατιστικά προβλήματα που προκύπτουν από τα λάθη μετρήσεων σε βήτα εκτιμήσεις. Οι συντάκτες διαπίστωσαν ότι τα στοιχεία είναι σύμφωνα με τις προβλέψεις του CAPM, δηλαδή η σχέση μεταξύ της μέσης απόδοσης και βήτα είναι πολύ στενή γραμμικά και ότι τα χαρτοφυλάκια με τα υψηλά (χαμηλά) betas έχουν τις υψηλές (χαμηλές) μέσες αποδόσεις.

Στους σημαντικούς εμπειρικούς ελέγχους ισχύος του CAPM, συγκαταλέγεται και η μελέτη των Sharpe και Cooper [1972]⁴. Οι Sharpe και Cooper εξέτασαν (και τελικά απέδειξαν) αν υπάρχει θετική γραμμική σχέση ανάμεσα στις αναμενόμενες αποδόσεις και τον κίνδυνο (δηλαδή το συντελεστή βήτα) μιας μετοχής. Τα συμπεράσματα της μελέτης τους, έδειξαν ότι μετοχές με μεγάλο συντελεστή βήτα οδηγούν σε υψηλότερες αναμενόμενες αποδόσεις, καθώς επίσης ότι οι αποδόσεις αυξάνουν, όσο αυξάνει και ο κίνδυνος της επένδυσης.

Μια άλλη κλασική εμπειρική μελέτη που υποστηρίζει τη θεωρία του CAPM, είναι αυτή των Fama και McBeth [1973]⁵, οι οποίοι εξέτασαν εάν υπάρχει μια θετική γραμμική σχέση μεταξύ των μέσων αποδόσεων και των βήτα. Με άλλα λόγια, εξέτασαν τη σχέση μεταξύ των πραγματικών αποδόσεων ορισμένων επενδύσεων και συγκεκριμένων βήτα εκτιμητών. Επιπλέον, οι συντάκτες ερεύνησαν εάν τα εκτιμημένα βήτα και η αστάθεια των αποδόσεων μπορούν να εξηγήσουν την υπόλοιπη μεταβολή στις μέσες αποδόσεις στις μετοχές που δεν εξηγούνται μόνο από βήτα. Τα αποτελέσματα των ερευνών τους, επιβεβαίωσαν το CAPM, καθώς απεδείχθη ότι υπάρχει θετική γραμμική σχέση μεταξύ απόδοσης - κινδύνου.

Το 1977, η κριτική του Roll, ήρθε για να ανατρέψει τα δεδομένα σχετικά με την ισχύ του υποδείγματος, αμφισβητώντας τη μεθοδολογία των προηγούμενων εμπειρικών ελέγχων. Ο Roll υποστήριξε την αδυναμία εμπειρικού ελέγχου του υποδείγματος, λόγω ότι τα χαρτοφυλάκια της αγοράς συντίθενται ακόμη και από άλλα στοιχεία (π.χ. άυλα) που έχουν επενδυτική αξία.

Πιο πρόσφατες μελέτες, δείχνουν ενθαρρυντικά αποτελέσματα για την ισχύ του υποδείγματος. Πιο συγκεκριμένα, τα αποτελέσματα μελέτης που πραγματοποιήθηκε για το χρηματιστήριο της Γερμανίας, ρίχνει ιδιαίτερο βάρος στο συντελεστή βήτα της αγοράς χαρακτηρίζοντας τον ως καθοριστικό παράγοντα του αντιπροσωπευτικού τμήματος των αποδόσεων,

³ Black F. Jensen M. and Scholes M. (1972), «The Capital Asset Pricing Model: Some Empirical Tests»

⁴ Sharpe William F and Cooper Guy M. (1972): «Risk-Return Classes of New York Stock Exchange Common Stocks: 1931-1967», Financial Analysis Journal, pp.46-54

⁵ Fama E. and MacBeth J. (1973), «Risk, Return and Equilibrium: Empirical Tests», The Journal of Political Economy, vol.81, no.3, pp.607-636

αναφέρουν ότι γίνεται αποδεκτή η θεωρία του CAPM, σε αντίθεση με παλαιότερες μελέτες που έγιναν για το ίδιο χρηματιστήριο και την απέρριψαν. Σύμφωνα με τις προηγούμενες μελέτες, ο μέσος όρος του ασφαλιστρου κινδύνου της αγοράς του δείγματος, δεν απείχε πολύ από το μηδέν.

Επιπλέον, άλλη μελέτη που πραγματοποιήθηκε για τα χρηματιστήρια της ευρω-ζώνης, συγκρίνοντας με αντίστοιχα αποτελέσματα από την αμερικανική αγορά, προσεγγίζει το ασφαλιστρο κινδύνου στο χαρτοφυλάκιο της αγοράς σε έναν ευρύ δείκτη χρηματιστηρίου. Και αυτή η μελέτη, κάνει αποδεκτή τη θεωρία του CAPM.

Όπως αναφέρεται και στην παρούσα, σε επόμενα κεφάλαια, πραγματοποιείται ο έλεγχος ισχύος του CAPM για το ελληνικό χρηματιστήριο, για χαρτοφυλάκια μετοχών ενέργειας (πετρέλαιο), για την περίοδο 2004 – 2008.

2.5 Η εισαγωγή του ακίνδυνου χρεογράφου

Στο σημείο αυτό, θα παρουσιαστεί συνοπτικά η έννοια του περιουσιακού στοιχείου μηδενικού κινδύνου (risk – free asset)⁶. Σύμφωνα με τον Markowitz και βάσει της θεωρίας χαρτοφυλακίου όλα τα περιουσιακά στοιχεία περιέχουν κίνδυνο καθώς επίσης οι επενδυτές δε δανείζονται χρήματα για την αγορά χαρτοφυλακίου.

Όπως αναφέρθηκε και ανωτέρω, στις υποθέσεις τις οποίες βασίζεται η ισχύ του CAPM, υπάρχει στην αγορά το επιτόκιο χωρίς κίνδυνο στο οποίο μπορεί να δανείσει ή να δανειστεί ο κάθε επενδυτής, κάτι που του προσδίδει νέες δυνατότητες. Επεκτείνοντας λοιπόν τη θεωρία του Markowitz, υπάρχουν περιουσιακά στοιχεία μηδενικού κινδύνου, στα οποία μπορούν να επενδύσουν οι επενδυτές.

Η θεωρία χαρτοφυλακίου υποθέτει ότι ο επενδυτής γνωρίζει από την αρχή της περιόδου επένδυσης, την απόδοση που θα λάβει στο τέλος της περιόδου (μοναδιαία περίοδος επένδυσης). Αυτό σημαίνει ότι το περιουσιακό στοιχείο μηδενικού κινδύνου είναι βέβαιο, δηλαδή ο επενδυτής που θα επενδύσει σε αυτό γνωρίζει την απόδοσή του. Στην περίπτωση αυτή ο κίνδυνος της περιόδου είναι μηδέν, όπως επίσης, και η διακύμανση και η συνδιακύμανση της απόδοσης μεταξύ του περιουσιακού στοιχείου μηδενικού κινδύνου και των υπολοίπων περιουσιακών στοιχείων του χαρτοφυλακίου που περιέχουν κίνδυνο είναι μηδενική.

⁶ Για την προσέγγιση του ακίνδυνου χρεογράφου στην παρούσα, χρησιμοποιήθηκε το δωδεκάμηνο Επιτόκιο Εντόκων Γραμματίων του Ελληνικού Δημοσίου που δόθηκε από το Τμήμα Θεματοφύλαξης και Διαχείρισης Τίτλων του Δημοσίου

2.6 Οι υποθέσεις Fama & McBeth

Οι στατιστικές υποθέσεις, τις οποίες σχημάτισαν οι Fama και MacBeth⁷, για την εμπειρική επαλήθευση του μοντέλου CAPM στη μελέτη τους (και οι οποίες ελέγχονται κατωτέρω και στην παρούσα), είναι οι εξής:

© Έλεγχος Γραμμικότητας – Γραμμική επίδραση του συντελεστή βήτα στο σχηματισμό των αποδόσεων: Με αυτή την υπόθεση, ελέγχεται η γραμμικότητα της σχέσης μεταξύ της αναμενόμενης απόδοσης μιας μετοχής και του κινδύνου της σε οποιοδήποτε αποδοτικό χαρτοφυλάκιο. Αν η σχέση αποδειχθεί γραμμική (δηλαδή ισχύει η μηδενική υπόθεση), αυτό σημαίνει ότι όσο μεταβάλλεται ο κίνδυνος μιας μετοχής μεταβάλλεται ανάλογα και η απόδοση. Όταν ο συντελεστής γ_{2t} είναι κοντά στο μηδέν, σημαίνει ότι δεν είναι στατιστικά σημαντικός και δεν επηρεάζει τις αποδόσεις.

$$\begin{pmatrix} H_0 : \gamma_{2t} = 0 \\ H_1 : \gamma_{2t} \neq 0 \end{pmatrix}$$

© Έλεγχος ύπαρξης μη συστηματικού κινδύνου – επίδραση του μη συστηματικού στο σχηματισμό των αποδόσεων: Με αυτή την υπόθεση, ελέγχεται αν το β_i είναι το μοναδικό μέτρο κινδύνου της μετοχής i , ή αν υπάρχει και κάποιο άλλο. Αν ισχύει η μηδενική υπόθεση ($\gamma_{3t} = 0$), τότε ο δείκτης μη συστηματικού κινδύνου, δεν επιδρά στο σχηματισμό των αποδόσεων, πράγμα που σημαίνει ότι οι επενδυτές αποζημιώνονται με υψηλότερες αναμενόμενες αποδόσεις μόνο για το μέγεθος του συστηματικού κινδύνου. Όταν ο συντελεστής γ_{3t} είναι κοντά στο μηδέν, σημαίνει ότι δεν είναι στατιστικά σημαντικός και δεν επηρεάζει τις αποδόσεις.

$$\begin{pmatrix} H_0 : \gamma_{3t} = 0 \\ H_1 : \gamma_{3t} \neq 0 \end{pmatrix}$$

© Έλεγχος σχέσης απόδοσης - κινδύνου: Η τρίτη υπόθεση, σκοπό έχει να ελέγξει αν υπάρχει θετική σχέση ανάμεσα στον κίνδυνο (συντελεστής βήτα) και στις αποδόσεις της μετοχής. Αν γίνει δεκτή η μηδενική υπόθεση ($\gamma_{1t} > 0$), τότε η σχέση μεταξύ των δύο είναι θετική, με άλλα λόγια ο υψηλότερος (χαμηλότερος) κίνδυνος συνδέεται με υψηλότερη (χαμηλότερη) αναμενόμενη απόδοση.

$$\begin{pmatrix} H_0 : \gamma_{1t} > 0 \\ H_1 : \gamma_{1t} < 0 \end{pmatrix}$$

⁷ Fama E. and MacBeth J.(1973), «Risk, Return and Equilibrium: Empirical Tests», The Journal of Political Economy, vol.81, no.3, pp.607-636.

© Έλεγχος υπόθεσης των SHARPE - LINTNER: Η υπόθεση αυτή, χρησιμοποιείται προκειμένου να ελεγχθεί αν υπάρχει μετοχή στο υπό εξέταση χαρτοφυλάκιο, που να αποφέρει αποδόσεις χωρίς κίνδυνο, και γίνεται δεκτή μόνο αν ισχύει η μηδενική υπόθεση. Στους ελέγχους που ακολουθούν, η σύγκριση του γ_{0t} γίνεται με το ακίνδυνο επιτόκιο (επιτόκιο διάθεσης έντοκων γραμματίων του ελληνικού δημοσίου).

$$\left(\begin{array}{l} H_0 : \gamma_{0t} = R_{ft} \\ H_1 : \gamma_{0t} \neq R_{ft} \end{array} \right)$$

2.7 Μεθοδολογία

Στον έλεγχο ισχύος του υποδείγματος που περιγράφεται στα επόμενα κεφάλαια, ακολουθείται η εξής μεθοδολογία, η οποία στηρίζεται στη μελέτη των Fama & McBeth. Αρχικά, χωρίζεται η συνολική εξεταζόμενη περίοδος σε επιμέρους τριετίες (δηλαδή από 2004 έως 2006, 2005 έως 2007 και από 2006 έως 2008) κάθε μία από τις οποίες αποτελείται από τρεις υποπεριόδους.

Στην πρώτη υποπερίοδο (στην οποία διενεργείται η κατανομή των μετοχών⁸ σε επιμέρους χαρτοφυλάκια), βάσει της εξίσωσης που έχει κατασκευασθεί, λαμβάνεται υπόψη σαν ανεξάρτητη μεταβλητή η απόδοση του χρηματιστηριακού δείκτη, και σαν εξαρτημένη μεταβλητή η απόδοση της μετοχής. Παλινδρομώντας τα δεδομένα αυτά και σύμφωνα με τους εκτιμημένους συντελεστές που προκύπτουν διαμορφώνονται τα χαρτοφυλάκια. Αξίζει να σημειωθεί, ότι η ομαδοποίηση των μεμονωμένων μετοχών σε χαρτοφυλάκια, γίνεται προκειμένου να αποφευχθεί η απώλεια πληροφοριών από τον έλεγχο της σχέσης μεταξύ κινδύνου – απόδοσης, που πιθανόν να προέκυπτε αν γινόταν για την κάθε μετοχή χωριστά. Τα χαρτοφυλάκια είναι αυτά που αποτελούν και το αντικείμενο εξέτασης των επόμενων υπο-περιοδών.

Το δεύτερο έτος της υποπεριόδου, είναι αυτό που χρησιμοποιείται για τον υπολογισμό των μεταβλητών β , β^2 , S_p της εξίσωσης:

$R_{pt} = \gamma_{0t} + \gamma_{1t}\beta_{pt-1} + \gamma_{2t}\beta_{pt-1}^2 + \gamma_{3t}S_{pt-1} + \eta_{pt}$ της οποίας οι μεταβλητές γ_{0t} , γ_{1t} , γ_{2t} , γ_{3t} , εκτιμώνται στην τρίτη και τελευταία υποπερίοδο.

Στην τρίτη υποπερίοδο, και με όσα δεδομένα έχουν διεξαχθεί σύμφωνα με τα ανωτέρω, γίνεται ο έλεγχος των υποθέσεων των Fama & McBeth για την ισχύ του υποδείγματος όπως περιγράφονται στην προηγούμενη ενότητα. Συνέχεια του ελέγχου των υποθέσεων, αποτελεί ο στατιστικός έλεγχος του υποδείγματος που πραγματοποιείται στα δεδομένα των παλινδρομήσεων των χαρτοφυλακίων. Στο σημείο αυτό, ελέγχεται η στατιστική σημαντικότητα του κάθε συντελεστή και η επίδραση του συνόλου των συντελεστών πάνω στην απόδοση του χαρτοφυλακίου. Τέλος, ελέγχεται αν τα κατάλοιπα εμφανίζουν πολυσυγγραμμικότητα, αυτοσυσχέτιση, κανονική ή μη κατανομή και ετεροσκεδαστικότητα.

⁸ τα στοιχεία των τιμών κλεισίματος και των αποδόσεων των μετοχών, του Γενικού Δείκτη Τιμών και των δεικτών κεφαλαιοποίησης για την περίοδο ελέγχου του υποδείγματος (2004 – 2008), προέρχονται από την ηλεκτρονική διεύθυνση: www.capital.gr

⁹ Υπάρχει τυχαιότητα των μεταβλητών αυτών, δηλαδή είναι στοχαστικές

Κεφάλαιο 3

3.1 Παρουσίαση Αποτελεσμάτων

Μέθοδος 1: Σύγκριση μετοχών με ΓΕΝΙΚΟ ΔΕΙΚΤΗ ΤΙΜΩΝ (Γ.Δ.Τ.)

1^η ΥΠΟΠΕΡΙΟΔΟΣ – έτος 2004 : Διαμόρφωση Χαρτοφυλακίων

Τα αποτελέσματα που προκύπτουν, από τις παλινδρομήσεις των αποδόσεων της καθεμίας μετοχής με το Γενικό Δείκτη Τιμών, κατά το έτος 2004, φαίνονται στους πίνακες I.1.α, I.1.β και I.1.γ. του Παραρτήματος Ι. Βάσει αυτών των αποτελεσμάτων, γίνεται ένας πρώτος έλεγχος σημαντικών υποθέσεων του υποδείγματος, όπως επίσης και ο διαχωρισμός των μετοχών σε χαρτοφυλάκια.

Στην πρώτη υποπερίοδο, σχηματίζεται ένα και μόνο χαρτοφυλάκιο, το οποίο αποτελείται και από τις 3 μετοχές του κλάδου που χρησιμοποιούνται στον έλεγχο του υποδείγματος, δηλαδή τη ΜΟΗ, την ΕΛΙΝ και την ΕΛΠΕ όπου έχουν $\beta_i < 1$ ¹⁰. Το β του χαρτοφυλακίου, είναι : $\beta = 0,52$.

Συμπεραίνεται ότι, οι μετοχές που συγκροτούν το χαρτοφυλάκιο της συγκεκριμένης υποπεριόδου, χαρακτηρίζονται ως αμυντικές, αφού $\beta_i < 1$. Τα εκτιμημένα α των μετοχών¹¹, δείχνουν ότι οι μετοχές ΕΛΙΝ, ΜΟΗ είναι υποτιμημένες ($\alpha_i > 0$), ενώ η μετοχή ΕΛΠΕ είναι υπερτιμημένη ($\alpha_i < 0$).

Με άλλα λόγια, το εν λόγω χαρτοφυλάκιο, χαρακτηρίζεται συνολικά ως αμυντικό και εκφράζει τη μερίδα των επενδυτών που αποστρέφονται τον κίνδυνο.

Στο σημείο αυτό, είναι αναγκαίο να γίνει, ο έλεγχος των υποθέσεων του υποδείγματος ($\alpha=0$, $\beta=0$), για κάθε μία μετοχή ξεχωριστά.

- Έλεγχος υπόθεσης: $\alpha=0$

Ο συγκεκριμένος έλεγχος, διενεργείται με την t στατιστική του συντελεστή άλφα της κάθε μετοχής, έτσι όπως προέκυψε από τις παλινδρομήσεις με το Γ.Δ.Τ. για την πρώτη υποπερίοδο (έτος 2004). Παρατηρείται για όλες τις μετοχές, ότι $|t_\alpha|=0| < 2$, συνεπώς δεχόμαστε τη μηδενική υπόθεση ότι το α εκτιμημένο κατανέμεται κανονικά με μέση τιμή 0 και εκτιμημένη διακύμανση $se(\alpha)^2$. Επιπλέον, ο συντελεστής α όλων των μετοχών δεν είναι στατιστικά σημαντικός.

- Έλεγχος υπόθεσης: $\beta=0$

Ο συγκεκριμένος έλεγχος, διενεργείται με την t στατιστική του συντελεστή βήτα της κάθε μετοχής, έτσι όπως προέκυψε από τις προαναφερθείσες παλινδρομήσεις με το Γ.Δ.Τ. τη συγκεκριμένη υποπερίοδο. Παρατηρείται για όλες τις μετοχές, ότι $|t_\beta|=0| > 2$, συνεπώς απορρίπτουμε τη μηδενική υπόθεση ότι το β εκτιμημένο κατανέμεται κανονικά με μέση τιμή 0 και εκτιμημένη διακύμανση $se(\alpha)^2$. Συμπεραίνεται ότι ο συντελεστής β είναι στατιστικά σημαντικός και συνεπώς, οι αποδόσεις του χαρτοφυλακίου της αγοράς επιδρούν στις αποδόσεις των εν λόγω μετοχών.

¹⁰ Ο συντελεστής βήτα δείχνει πόσες φορές πιο επικίνδυνη είναι μια μετοχή από ότι το σύνολο της αγοράς

¹¹ Ο συντελεστής άλφα (alpha coefficient), είναι ένα μέτρο που δείχνει τη σχέση μεταξύ του συντελεστή βήτα μιας μετοχής και της επίδοσής της

2^η ΥΠΟΠΕΡΙΟΔΟΣ – έτος 2005 : Υπολογισμός των μεταβλητών β, β^2, S_p

Χωρίζοντας τις αποδόσεις των μετοχών σε χρονικά διαστήματα μίας εβδομάδας για ολόκληρο το έτος (52 εβδομάδες στο σύνολο), παλινδρομούμε τις αποδόσεις της κάθε μετοχής με το Γενικό Δείκτη Τιμών.

3^η ΥΠΟΠΕΡΙΟΔΟΣ – έτος 2006 : Εμπειρικός Έλεγχος των Υποθέσεων

Παλινδρομώντας το χαρτοφυλάκιο με την ακόλουθη εξίσωση :

$R_{pt} = \gamma_{0t} + \gamma_{1t}\beta_{pt-1} + \gamma_{2t}\beta_{pt-1}^2 + \gamma_{3t}S_{pt-1} + \eta_{pt}$ προκύπτουν οι εκτιμημένες μεταβλητές: γ_{0t} , γ_{1t} , γ_{2t} , γ_{3t} , όπως φαίνεται και στον Πίνακα 1.1.δ., με τις τιμές των οποίων ελέγχουμε τις υποθέσεις του υποδείγματος.

- Υπόθεση 1: Έλεγχος Γραμμικότητας

$\gamma_{2t} = - 0,02$ απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση, που σημαίνει ότι υπάρχει μη γραμμική σχέση ανάμεσα στην αναμενόμενη απόδοση και τον κίνδυνο των μετοχών του χαρτοφυλακίου.

- Υπόθεση 2: Έλεγχος Ύπαρξης μη συστηματικού κινδύνου

$\gamma_{3t} = - 0,13$ σημαίνει ότι ο συστηματικός κίνδυνος (βήτα) δεν είναι το μοναδικό μέτρο κινδύνου των μετοχών του χαρτοφυλακίου.

- Υπόθεση 3: Έλεγχος θετικής σχέσης απόδοσης κινδύνου

$\gamma_{1t} = - 0,05$ ($\gamma_{1t} < 0$) δεν υπάρχει θετική σχέση ανάμεσα στις αναμενόμενες αποδόσεις και τον κίνδυνο των μετοχών του χαρτοφυλακίου, δηλαδή ο υψηλότερος κίνδυνος δε συνδέεται με υψηλότερη αναμενόμενη απόδοση.

- Υπόθεση 4: Έλεγχος της υπόθεσης των SHARPE – LITNER

$\gamma_{0t} \neq R_{ft}$, με $R_{ft} = 3,1425$ άρα οι μετοχές του χαρτοφυλακίου δεν αποφέρουν αποδόσεις χωρίς κίνδυνο.

Επιπλέον, το R^2 του χαρτοφυλακίου είναι $R^2 = 0,02$ το οποίο είναι πολύ μικρό και απέχει πολύ από την μονάδα. Αυτό σημαίνει ότι ο διαφοροποιήσιμος κίνδυνος του χαρτοφυλακίου είναι μεγάλος.

Στατιστικός Έλεγχος του Υποδείγματος

1. Έλεγχος της υπόθεσης : $\gamma_1=0$

* Για το συντελεστή γ_1 έχουμε $|t\text{-stat}|^{12}=0,50 < 2$. Αυτό σημαίνει ότι ο συντελεστής γ_1 δεν είναι στατιστικά σημαντικός και κατ' επέκταση ότι ο συστηματικός κίνδυνος (βήτα) της μετοχής του χαρτοφυλακίου φαίνεται να μην επιδρά στις αποδόσεις των μετοχών του χαρτοφυλακίου.

* Για το συντελεστή γ_2 έχουμε $|t\text{-stat}| = 0,37 < 2$. Συνεπώς, δεχόμαστε τη μηδενική υπόθεση (H_0), ότι ο συντελεστής γ_2 δεν είναι στατιστικά σημαντικός και κατ' επέκταση ότι το τετράγωνο του συστηματικού κινδύνου (βήτα) των μετοχών του χαρτοφυλακίου φαίνεται να μην επιδρά στις αποδόσεις των μετοχών του χαρτοφυλακίου.

* Για το συντελεστή γ_3 έχουμε $|t\text{-stat}| = 0,76 < 2$. Γίνεται δεκτή η μηδενική υπόθεση (H_0) ότι ο συντελεστής γ_3 δεν είναι στατιστικά σημαντικός και ότι η τυπική απόκλιση των μετοχών του χαρτοφυλακίου φαίνεται να μην επιδρά στις αποδόσεις της μετοχής του χαρτοφυλακίου.

* Μπορούμε να ελέγξουμε και τη στατιστική σημαντικότητα του σταθερού όρου γ_0 , όπου $|t\text{-stat}| = 0,89 < 2$ οπότε δεχόμαστε τη μηδενική υπόθεση, άρα ο σταθερός όρος δεν είναι στατιστικά σημαντικός.

2. Έλεγχος της υπόθεσης : $\gamma_1 = \gamma_2 = \gamma_3 = 0$

Για να τις ελέγξουμε βρίσκουμε την $F\text{-stat}$ η οποία είναι ίση με $F=0,32$ σε επίπεδο σημαντικότητας 5%, όπως αυτή υπολογίστηκε από το Wald Test του E-views.

Συγκρίνουμε με $F_{k,T-(k+1),\alpha} = F_{3,48,0,05} = 2,8$.

Έχουμε $F=0,32 < 2,8$ άρα δεχόμαστε την H_0 ότι οι μεταβλητές δεν επιδρούν στην πραγματικότητα πάνω στην R_p .

3. Έλεγχος γραμμικών περιορισμών

Το t σε απόλυτη τιμή $|t| = 0,35$ όπως αυτή υπολογίστηκε από το Wald Test του E-views.

Συγκρίνουμε με $t_{T-(k+1),\alpha/2} = 1,96$ σε επίπεδο σημαντικότητας 2,5%. Έχουμε $|t| = 0,35 < 1,96$ άρα δεχόμαστε την H_0 που σημαίνει ότι $\gamma_1 - \gamma_2 - \gamma_3 = 0$. Με άλλα λόγια, οι τρεις συντελεστές ασκούν την ίδια επίδραση στην R_p .

Έλεγχος πολυσυγγραμικότητας

Αν : $X_1 = \beta_{pt-1}, X_2 = \beta_{pt-1}^2, X_3 = S_{pt-1}$, έχουμε:

$$r_{12}^2 = 0,01$$

$$r_{13}^2 = 0,03$$

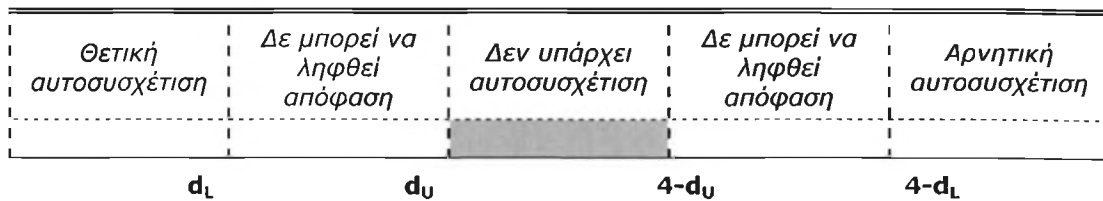
$$r_{23}^2 = 0,04$$

¹² Κανόνας «2-t», σε επίπεδο σημαντικότητας, $\alpha=0,05$ (ή 5%)

Παρατηρούμε ότι όλοι οι συντελεστές απλής συσχέτισης έχουν μικρές τιμές άρα δεχόμαστε ότι δεν υπάρχει πρόβλημα πολυσυγγραμικότητας, που σημαίνει ότι οι ερμηνευτικές μεταβλητές δε συνδέονται μεταξύ τους με γραμμική σχέση.

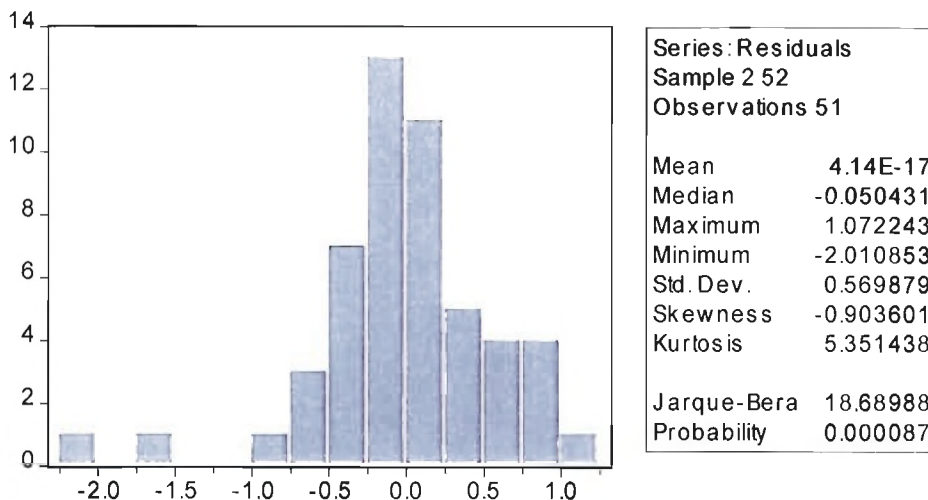
ο **Έλεγχος αυτοσυσχέτισης των καταλοίπων**

Γίνεται με το κριτήριο Durbin - Watson όπου και διαπιστώνουμε ότι $DW=1,93$. Με τη βοήθεια των πινάκων ($\alpha=0,05$, $K=3$, $T=52$), παρατηρούμε ότι $d_L=1,43$ και $d_U=1,67$ οπότε $d_U < d < 4-d_U$. Άρα δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση πρώτης τάξεως μεταξύ των E_t και E_{t-1} , πράγμα που σημαίνει ότι τα σφάλματα της μίας περιόδου δεν σχετίζονται από τα σφάλματα της προηγούμενης περιόδου.



ο **Έλεγχος κανονικότητας των καταλοίπων**

Γίνεται με την τιμή της στατιστικής JB, όπου $JB=18,7$ η οποία είναι μεγαλύτερη από την τιμή της χ^2 με 3 βαθμούς ελευθερίας ($\chi^2 = 7,815$, σε επίπεδο σημαντικότητας 0,05). Επειδή $JB > \chi^2$, απορρίπτουμε τη μηδενική υπόθεση ότι τα κατάλοιπα κατανέμονται κανονικά.



Διάγραμμα 1: Έλεγχος κανονικής κατανομής καταλοίπων χαρτοφυλακίου έτους 2006

ο **Έλεγχος ετεροσκεδαστικότητας**

Ο οποίος γίνεται με τον έλεγχο White. Ο έλεγχος της μηδενικής υπόθεσης ότι δεν υπάρχει ετεροσκεδαστικότητα γίνεται με τη στατιστική TR^2 που ακολουθεί τη χ^2 με p βαθμούς ελευθερίας. Επειδή για $p=9$, $\chi^2=16,91 > TR^2=3,62$ αποδεχόμαστε τη μηδενική υπόθεση σύμφωνα με την οποία δεν υπάρχει ετεροσκεδαστικότητα.

Σύμφωνα με τα παραπάνω αποτελέσματα της πρώτης τριετίας (2004 έως 2006) παρατηρούμε ότι στο χαρτοφυλάκιο που σχηματίστηκε από τις 3 μετοχές:

- δεν υπάρχει γραμμική σχέση ανάμεσα στην αναμενόμενη απόδοση και τον κίνδυνο των μετοχών του χαρτοφυλακίου
- ο συστηματικός κίνδυνος (βήτα) δεν είναι το μοναδικό μέτρο κινδύνου των μετοχών του χαρτοφυλακίου
- ο υψηλότερος κίνδυνος δε συνδέεται με υψηλότερη αναμενόμενη απόδοση
- οι μετοχές του χαρτοφυλακίου δεν αποφέρουν αποδόσεις χωρίς κίνδυνο

1^η ΥΠΟΠΕΡΙΟΔΟΣ – έτος 2005 : Διαμόρφωση Χαρτοφυλακίων

Τα αποτελέσματα που προκύπτουν, από τις παλινδρομήσεις των αποδόσεων της καθεμίας μετοχής με το Γενικό Δείκτη Τιμών, κατά το έτος 2005, φαίνονται στους πίνακες Ι.2.α, Ι.2.β και Ι.2.γ. του Παραρτήματος Ι.

Στην πρώτη υποπερίοδο, σχηματίζονται 2 χαρτοφυλάκια. Το πρώτο χαρτοφυλάκιο (XF1) αποτελείται από τις μετοχές, ΜΟΗ και ΕΛΙΝ και το δεύτερο χαρτοφυλάκιο (XF2) αποτελείται από τη μετοχή ΕΛΠΕ. Το κριτήριο διαχωρισμού των μετοχών σε δύο ξεχωριστά χαρτοφυλάκια είναι ο συντελεστής β. Στο πρώτο χαρτοφυλάκιο ισχύει για κάθε μετοχή $\beta_i < 1$ με βρ χαρτοφυλακίου $\beta_r = 0,41$ ενώ στο δεύτερο ισχύει $\beta_i > 1$ με βρ χαρτοφυλακίου, $\beta_r = 1,04$.

Συμπεραίνεται ότι, οι μετοχές που συγκροτούν το πρώτο χαρτοφυλάκιο της συγκεκριμένης υποπεριόδου, χαρακτηρίζονται ως αμυντικές, αφού $\beta_i < 1$. Τα εκτιμημένα α των μετοχών, δείχνουν ότι η μετοχή ΜΟΗ είναι υποτιμημένη ($\alpha_i > 0$), ενώ η ΕΛΙΝ είναι υπερτιμημένη ($\alpha_i < 0$). Το εν λόγω χαρτοφυλάκιο χαρακτηρίζεται ως αμυντικό και προτιμάται από τη μερίδα των επενδυτών που αποστρέφεται τον κίνδυνο.

Από την άλλη πλευρά, η μετοχή ΕΛΠΕ που αποτελεί το δεύτερο χαρτοφυλάκιο της υποπεριόδου, χαρακτηρίζεται ως επιθετική (με $\beta_i > 1$) και εκφράζει εκείνη τη μερίδα των επενδυτών που είναι διατεθειμένοι να αναλάβουν υψηλό κίνδυνο, προσδοκώντας ταυτόχρονα υψηλή απόδοση. Ο συντελεστής α που εκτιμήθηκε, δείχνει ότι η μετοχή είναι υποτιμημένη.

- Έλεγχος υπόθεσης: $\alpha = 0$

Διενεργείται έλεγχος με την t στατιστική του συντελεστή άλφα της κάθε μετοχής, έτσι όπως προέκυψε από τις παλινδρομήσεις με το Γ.Δ.Τ. τη συγκεκριμένη υποπερίοδο της τριετίας (έτος 2005). Παρατηρείται και για τις τρεις μετοχές των δύο χαρτοφυλακίων (ΕΛΙΝ, ΕΛΠΕ, ΜΟΗ) ότι $|t_{\alpha=0}| < 2$, συνεπώς δεχόμαστε τη μηδενική υπόθεση ότι το α εκτιμημένο κατανέμεται κανονικά με μέση τιμή 0 και εκτιμημένη διακύμανση $se(\alpha)^2$, όπως επίσης, ότι ο συντελεστής των μετοχών δεν είναι στατιστικά σημαντικός.

- Έλεγχος υπόθεσης: $\beta=0$

Σε αντίθεση με την κανονική κατανομή του a εκτιμημένου, τα αποτελέσματα των παραπάνω παλινδρομήσεων με το Γ.Δ.Τ., στα πλαίσια ελέγχου της t στατιστικής του συντελεστή βήτα της κάθε μετοχής, δείχνουν ότι και για τις τρεις μετοχές ισχύει $|t_{\beta=0}| > 2$. Συνεπώς απορρίπτουμε τη μηδενική υπόθεση ότι το β εκτιμημένο κατανέμεται κανονικά με μέση τιμή 0 και εκτιμημένη διακύμανση $se(a)^2$. Συμπεραίνεται ότι το β των μετοχών που συνθέτουν τα δύο χαρτοφυλάκια, είναι στατιστικά σημαντικός συντελεστής άρα και οι αποδόσεις του χαρτοφυλακίου της αγοράς επιδρούν στις αποδόσεις των εν λόγω μετοχών.

2^η ΥΠΟΠΕΡΙΟΔΟΣ – έτος 2006 : Υπολογισμός των μεταβλητών β_r, β^2, S_p

Χωρίζοντας τις αποδόσεις των μετοχών του κάθε χαρτοφυλακίου σε χρονικά διαστήματα μίας εβδομάδας για ολόκληρο το έτος (52 εβδομάδες στο σύνολο), παλινδρομούμε τις αποδόσεις των μετοχών - για κάθε ένα από τα δύο χαρτοφυλάκια χωριστά - με το Γενικό Δείκτη Τιμών.

3^η ΥΠΟΠΕΡΙΟΔΟΣ – έτος 2007 : Εμπειρικός Έλεγχος των Υποθέσεων

Παλινδρομώντας το κάθε χαρτοφυλάκιο με την ακόλουθη εξίσωση :

$$R_{pt} = \gamma_{0t} + \gamma_{1t}\beta_{pt-1} + \gamma_{2t}\beta_{pt-1}^2 + \gamma_{3t}S_{pt-1} + \eta_{pt}$$
 προκύπτουν οι εκτιμημένες μεταβλητές: γ_{0t} , γ_{1t} , γ_{2t} , γ_{3t} , όπως φαίνονται και στους πίνακες I.2.δ. και I.2.ε. του πρώτου παραρτήματος, με τις τιμές των οποίων ελέγχουμε τις υποθέσεις του υποδείγματος.

Χαρτοφυλάκιο 1
έτος 2007

Παρακάτω, περιγράφονται οι έλεγχοι που έγιναν στο 1^ο χαρτοφυλάκιο, για την περίοδο ολόκληρου του έτους 2007. Τα αποτελέσματα και τα στοιχεία που παρατίθενται, προέρχονται από τον πίνακα I.2.δ. του Παραρτήματος I.

- Υπόθεση 1: Έλεγχος Γραμμικότητας

$\gamma_{2t} = -0,25$ απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση, που σημαίνει ότι υπάρχει μη γραμμική σχέση ανάμεσα στην αναμενόμενη απόδοση και τον κίνδυνο των μετοχών του χαρτοφυλακίου.

- Υπόθεση 2: Έλεγχος Ύπαρξης μη συστηματικού κινδύνου

$\gamma_{3t} = 0,09$ σημαίνει ότι ο συστηματικός κίνδυνος (βήτα) δεν είναι το μοναδικό μέτρο κινδύνου των μετοχών του χαρτοφυλακίου.

- Υπόθεση 3: Έλεγχος θετικής σχέσης απόδοσης κινδύνου

$\gamma_{1t} = 0,57$ ($\gamma_{1t} > 0$) υπάρχει θετική σχέση ανάμεσα στις αναμενόμενες αποδόσεις και τον κίνδυνο των μετοχών του χαρτοφυλακίου, δηλαδή ο υψηλότερος κίνδυνος συνδέεται με υψηλότερη αναμενόμενη απόδοση.

- Υπόθεση 4: Έλεγχος της υπόθεσης των SHARPE – LITNER

$\gamma_{0t} \neq R_{ft}$, με $R_{ft} = 3,955$ άρα οι μετοχές του χαρτοφυλακίου δεν αποφέρουν αποδόσεις χωρίς κίνδυνο.

Επιπλέον, το R^2 του χαρτοφυλακίου είναι $R^2 = 0,14$ το οποίο είναι πολύ μικρό και απέχει πολύ από την μονάδα. Αυτό σημαίνει ότι ο διαφοροποιήσιμος κίνδυνος του χαρτοφυλακίου είναι μεγάλος.

Στατιστικός Έλεγχος του Υποδείγματος

1 Έλεγχος της υπόθεσης : $\gamma_i = 0$

* Για το συντελεστή γ_1 έχουμε $|t\text{-stat}| = 2,65 > 2$. Αυτό σημαίνει ότι ο συντελεστής γ_1 είναι στατιστικά σημαντικός και κατ' επέκταση ότι ο συστηματικός κίνδυνος (βήτα) της μετοχής του χαρτοφυλακίου φαίνεται να επιδρά στις αποδόσεις των μετοχών του χαρτοφυλακίου.

* Για το συντελεστή γ_2 , έχουμε $|t\text{-stat}| = 1,92 < 2$. Συνεπώς, δεχόμαστε τη μηδενική υπόθεση (H_0), δηλαδή ότι ο συντελεστής γ_2 δεν είναι στατιστικά σημαντικός και κατ' επέκταση ότι το τετράγωνο του συστηματικού κινδύνου (βήτα) των μετοχών του χαρτοφυλακίου φαίνεται να μην επιδρά στις αποδόσεις των μετοχών του χαρτοφυλακίου.

* Για το συντελεστή γ_3 , έχουμε, $|t\text{-stat}| = 0,50 < 2$. Γίνεται δεκτή η μηδενική υπόθεση (H_0) δηλαδή ο συντελεστής γ_3 δεν είναι στατιστικά σημαντικός και κατ' επέκταση ότι η τυπική απόκλιση των μετοχών του χαρτοφυλακίου φαίνεται να μην επιδρά στις αποδόσεις της μετοχής του χαρτοφυλακίου.

* Μπορούμε να ελέγξουμε και τη στατιστική σημαντικότητα του σταθερού όρου γ_0 , όπου $|t\text{-stat}| = 1,70 < 2$ οπότε δεχόμαστε τη μηδενική υπόθεση, άρα ο σταθερός όρος δεν είναι στατιστικά σημαντικός.

2 Έλεγχος της υπόθεσης : $\gamma_1 = \gamma_2 = \gamma_3 = 0$

Για να τις ελέγξουμε βρίσκουμε την F-stat η οποία είναι ίση με $F = 2,64$ σε επίπεδο σημαντικότητας 5%, όπως αυτή υπολογίστηκε από το Wald Test του E-views.

Συγκρίνουμε με $F_{K,T-(K+1),\alpha} = F_{3,48,0,05} = 2,8$.

Έχουμε $F = 2,64 < 2,8$, άρα δεχόμαστε την H_0 , που σημαίνει ότι οι μεταβλητές δεν επιδρούν στην πραγματικότητα πάνω στην R_p .

3 Έλεγχος γραμμικών περιορισμών

Το t σε απόλυτη τιμή $|t| = 5,31$ όπως αυτή υπολογίστηκε από το Wald Test του E-views.

Συγκρίνουμε με $t_{\tau-(k+1),\alpha/2} = 1,96$ σε επίπεδο σημαντικότητας 2,5%. Έχουμε $|t| = 5,31 > 1,96$ άρα απορρίπτουμε την H_0 που σημαίνει ότι $\gamma_1 - \gamma_2 - \gamma_3 = 0$. Πράγμα που σημαίνει ότι οι τρεις συντελεστές ασκούν διαφορετική επίδραση στην R_p .

Έλεγχος πολυσυγγραμικότητας

Έτσι αν : $X_1 = \beta_{pt-1}, X_2 = \beta_{pt-1}^2, X_3 = S_{pt-1}$, έχουμε:

$$r_{12}^2 = 0,77$$

$$r_{13}^2 = 0,03$$

$$r_{23}^2 = 0,12$$

Παρατηρούμε ότι όλοι οι συντελεστές απλής συσχέτισης έχουν μικρές τιμές άρα δεχόμαστε ότι δεν υπάρχει πρόβλημα πολυσυγγραμικότητας, που σημαίνει ότι οι ερμηνευτικές μεταβλητές δε συνδέονται μεταξύ τους με γραμμική σχέση.

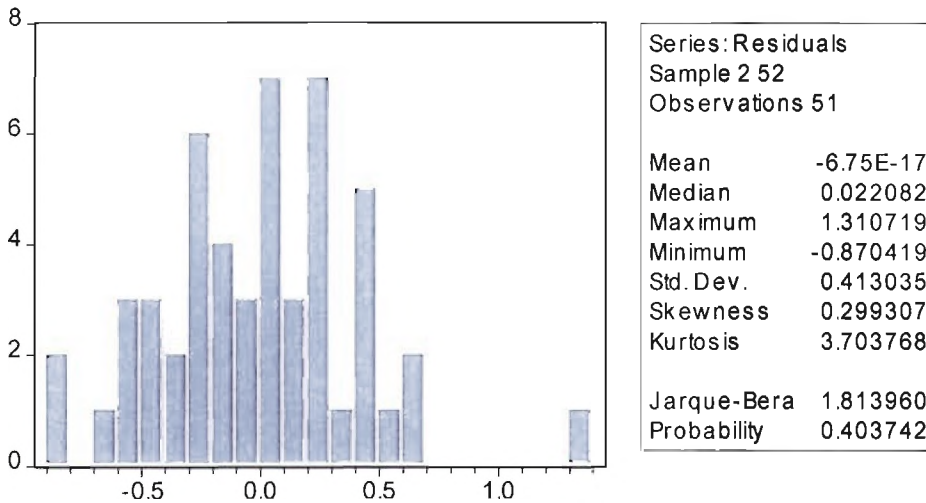
ο **Έλεγχος αυτοσυσχέτισης των καταλοίπων**

Γίνεται με το κριτήριο Durbin - Watson όπου και διαπιστώνουμε ότι $DW = 1,79$. Με τη βοήθεια των πινάκων ($\alpha = 0,05$, $K = 3$, $T = 52$), παρατηρούμε ότι $d_L = 1,43$ και $d_U = 1,67$ οπότε $d_U < d < 4 - d_U$. Άρα δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση πρώτης τάξεως μεταξύ των E_t και E_{t-1} , πράγμα που σημαίνει ότι τα σφάλματα της μίας περιόδου δεν σχετίζονται από τα σφάλματα της προηγούμενης περιόδου.

Θετική αυτοσυσχέτιση	Δε μπορεί να ληφθεί απόφαση	Δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση	Δε μπορεί να ληφθεί απόφαση	Αρνητική αυτοσυσχέτιση
d_L	d_U		$4 - d_U$	$4 - d_L$

ο **Έλεγχος κανονικότητας των καταλοίπων**

Γίνεται με την τιμή της στατιστικής JB, όπου $JB = 1,81$ η οποία είναι μικρότερη από την τιμή της χ^2 με 3 βαθμούς ελευθερίας ($\chi^2 = 7,815$, σε επίπεδο σημαντικότητας 0,05). Επειδή $JB < \chi^2$, δεχόμαστε τη μηδενική υπόθεση ότι τα κατάλοιπα κατανέμονται κανονικά.



Διάγραμμα 2: Έλεγχος κανονικής κατανομής καταλοίπων χαρτοφυλακίου 1 έτους 2007

ο **Έλεγχος ετεροσκεδαστικότητας**

Ο οποίος γίνεται με τον έλεγχο White. Ο έλεγχος της μηδενικής υπόθεσης ότι δεν υπάρχει ετεροσκεδαστικότητα γίνεται με τη στατιστική TR^2 που ακολουθεί τη χ^2 με p βαθμούς ελευθερίας. Επειδή για $p=9$, $\chi^2=16,91 > TR^2=9,85$ δεχόμαστε τη μηδενική υπόθεση σύμφωνα με την οποία δεν υπάρχει ετεροσκεδαστικότητα.

Σύμφωνα με τα παραπάνω αποτελέσματα της δεύτερης τριετίας (2005 έως 2007) παρατηρούμε ότι στο χαρτοφυλάκιο 1 το οποίο σχηματίστηκε από τις 2 μετοχές:

- δεν υπάρχει γραμμική σχέση ανάμεσα στην αναμενόμενη απόδοση και τον κίνδυνο των μετοχών του χαρτοφυλακίου
- ο συστηματικός κίνδυνος (βήτα) δεν είναι το μοναδικό μέτρο κινδύνου των μετοχών του χαρτοφυλακίου
- ο υψηλότερος κίνδυνος συνδέεται με υψηλότερη αναμενόμενη απόδοση
- οι μετοχές του χαρτοφυλακίου δεν αποφέρουν αποδόσεις χωρίς κίνδυνο

Χαρτοφυλάκιο 2
έτος 2007

Παρακάτω, περιγράφονται οι έλεγχοι που έγιναν στο χαρτοφυλάκιο 2, για την περίοδο ολόκληρου του έτους 2007. Τα αποτελέσματα και τα στοιχεία που παρατίθενται, προέρχονται από τον πίνακα Ι.2.ε. του Παραρτήματος Ι.

- Υπόθεση 1: Έλεγχος Γραμμικότητας

$\gamma_{2t} = 0,07$ απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση, που σημαίνει ότι υπάρχει μη γραμμική σχέση ανάμεσα στην αναμενόμενη απόδοση και τον κίνδυνο των μετοχών του χαρτοφυλακίου.

- Υπόθεση 2: Έλεγχος Ύπαρξης μη συστηματικού κινδύνου

$\gamma_{3t} = - 0,21$ σημαίνει ότι ο συστηματικός κίνδυνος (βήτα) δεν είναι το μοναδικό μέτρο κινδύνου των μετοχών του χαρτοφυλακίου.

- Υπόθεση 3: Έλεγχος θετικής σχέσης απόδοσης κινδύνου

$\gamma_{1t} = - 0,02$ ($\gamma_{1t} < 0$) υπάρχει αρνητική σχέση ανάμεσα στις αναμενόμενες αποδόσεις και τον κίνδυνο των μετοχών του χαρτοφυλακίου, δηλαδή ο υψηλότερος κίνδυνος δε συνδέεται με υψηλότερη αναμενόμενη απόδοση.

- Υπόθεση 4: Έλεγχος της υπόθεσης των SHARPE – LITNER

$\gamma_{0t} \neq R_{ft}$, με $R_{ft} = 3,955$ άρα οι μετοχές του χαρτοφυλακίου δεν αποφέρουν αποδόσεις χωρίς κίνδυνο.

Επιπλέον, το R^2 του χαρτοφυλακίου είναι $R^2 = 0,09$ το οποίο είναι πολύ μικρό και απέχει πολύ από την μονάδα. Αυτό σημαίνει ότι ο διαφοροποιήσιμος κίνδυνος του χαρτοφυλακίου είναι μεγάλος.

Στατιστικός Έλεγχος του Υποδείγματος

1 Έλεγχος της υπόθεσης : $\gamma_1=0$

* Για το συντελεστή γ_1 έχουμε $|t\text{-stat}| = 0,26 < 2$. Αυτό σημαίνει ότι ο συντελεστής γ_1 δεν είναι στατιστικά σημαντικός και κατ' επέκταση ότι ο συστηματικός κίνδυνος (βήτα) της μετοχής του χαρτοφυλακίου φαίνεται να μην επιδρά στις αποδόσεις των μετοχών του χαρτοφυλακίου.

* Για το συντελεστή γ_2 , έχουμε $|t\text{-stat}| = 1,42 < 2$. Συνεπώς, δεχόμαστε τη μηδενική υπόθεση (H_0), δηλαδή ότι ο συντελεστής γ_2 δεν είναι στατιστικά σημαντικός και κατ' επέκταση ότι το τετράγωνο του συστηματικού κινδύνου (βήτα) των μετοχών του χαρτοφυλακίου φαίνεται να μην επιδρά στις αποδόσεις των μετοχών του χαρτοφυλακίου.

* Για το συντελεστή γ_3 , έχουμε, $|t\text{-stat}| = 1,54 < 2$. Γίνεται δεκτή η μηδενική υπόθεση (H_0) δηλαδή ο συντελεστής γ_3 δεν είναι στατιστικά σημαντικός και κατ' επέκταση ότι η τυπική απόκλιση των

μετοχών του χαρτοφυλακίου φαίνεται να μην επιδρά στις αποδόσεις της μετοχής του χαρτοφυλακίου.

* Μπορούμε να ελέγξουμε και τη στατιστική σημαντικότητα του σταθερού όρου γ_0 , όπου $|t\text{-stat}| = 0,63 < 2$ οπότε δεχόμαστε τη μηδενική υπόθεση, άρα ο σταθερός όρος δεν είναι στατιστικά σημαντικός.

2 Έλεγχος της υπόθεσης : $\gamma_1 = \gamma_2 = \gamma_3 = 0$

Για να τις ελέγξουμε βρίσκουμε την F-stat η οποία είναι ίση με $F = 1,52$ σε επίπεδο σημαντικότητας 5%, όπως αυτή υπολογίστηκε από το Wald Test του E-views.

Συγκρίνουμε με $F_{K,T-(K+1),\alpha} = F_{3,48,0,05} = 2,8$.

Έχουμε $F = 1,52 < 2,8$, άρα δεχόμαστε την H_0 , που σημαίνει ότι οι μεταβλητές δεν επιδρούν στην πραγματικότητα πάνω στην R_p .

3 Έλεγχος γραμμικών περιορισμών

Το t σε απόλυτη τιμή $|t| = 0,34$ όπως αυτή υπολογίστηκε από το Wald Test του E-views.

Συγκρίνουμε με $t_{T-(K+1),\alpha/2} = 1,96$ σε επίπεδο σημαντικότητας 2,5%. Έχουμε $|t| = 0,34 < 1,96$ άρα δεχόμαστε την H_0 που σημαίνει ότι $\gamma_1 - \gamma_2 - \gamma_3 = 0$. Πράγμα που σημαίνει ότι οι τρεις συντελεστές ασκούν την ίδια επίδραση στην R_p .

Έλεγχος πολυσυγγραμικότητας

Έτσι αν : $X_1 = \beta_{pt-1}, X_2 = \beta_{pt-1}^2, X_3 = S_{pt-1}$, έχουμε:

$$r_{12}^2 = 0,30$$

$$r_{13}^2 = 0,24$$

$$r_{23}^2 = 0,06$$

Παρατηρούμε ότι όλοι οι συντελεστές απλής συσχέτισης έχουν μικρές τιμές άρα δεχόμαστε ότι δεν υπάρχει πρόβλημα πολυσυγγραμικότητας, που σημαίνει ότι οι ερμηνευτικές μεταβλητές δε συνδέονται μεταξύ τους με γραμμική σχέση.

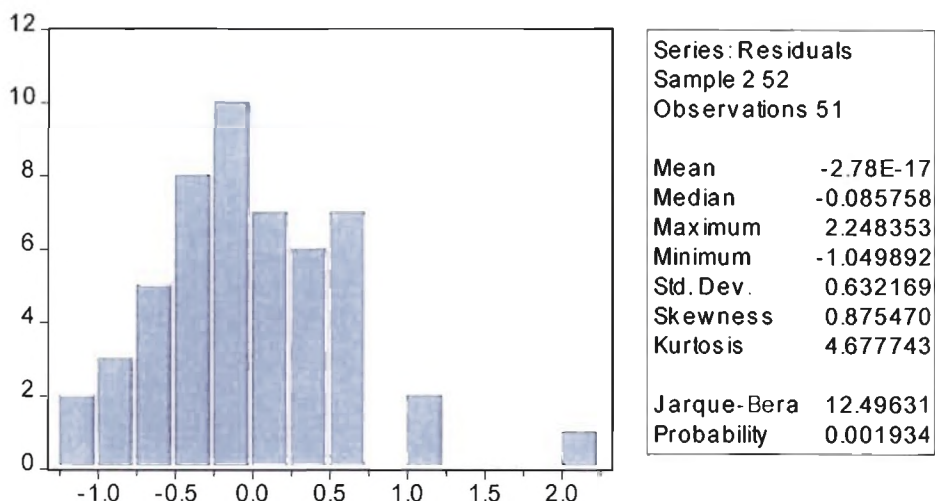
ο Έλεγχος αυτοσυσχέτισης των καταλοίπων

Γίνεται με το κριτήριο Durbin - Watson όπου και διαπιστώνουμε ότι $DW = 2,22$. Με τη βοήθεια των πινάκων ($\alpha = 0,05$, $K = 3$, $T = 52$), παρατηρούμε ότι $d_L = 1,43$ και $d_U = 1,67$ οπότε $d_U < d < 4 - d_U$. Άρα δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση πρώτης τάξεως μεταξύ των E_t και E_{t-1} , πράγμα που σημαίνει ότι τα σφάλματα της μίας περιόδου δεν σχετίζονται από τα σφάλματα της προηγούμενης περιόδου.

Θετική αυτοσυσχέτιση	Δε μπορεί να ληφθεί απόφαση	Δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση	Δε μπορεί να ληφθεί απόφαση	Αρνητική αυτοσυσχέτιση
d_L	d_U		$4 - d_U$	$4 - d_L$

ο **Έλεγχος κανονικότητας των καταλοίπων**

Γίνεται με την τιμή της στατιστικής JB, όπου $JB = 12,5$ η οποία είναι μεγαλύτερη από την τιμή της χ^2 με 3 βαθμούς ελευθερίας ($\chi^2 = 7,815$, σε επίπεδο σημαντικότητας 0,05). Επειδή $JB > \chi^2$, απορρίπτουμε τη μηδενική υπόθεση ότι τα κατάλοιπα κατανέμονται κανονικά.



Διάγραμμα 3: Έλεγχος κανονικής κατανομής καταλοίπων χαρτοφυλακίου 2 έτους 2007

ο **Έλεγχος ετεροσκεδαστικότητας**

Ο οποίος γίνεται με τον έλεγχο White. Ο έλεγχος της μηδενικής υπόθεσης ότι δεν υπάρχει ετεροσκεδαστικότητα γίνεται με τη στατιστική TR^2 που ακολουθεί τη χ^2 με p βαθμούς ελευθερίας. Επειδή για $p=9$, $\chi^2=16,91 > TR^2=2,17$ αποδεχόμαστε τη μηδενική υπόθεση σύμφωνα με την οποία δεν υπάρχει ετεροσκεδαστικότητα.

Σύμφωνα με τα παραπάνω αποτελέσματα της δεύτερης τριετίας (2005 έως 2007) παρατηρούμε ότι στο χαρτοφυλάκιο 2:

- δεν υπάρχει γραμμική σχέση ανάμεσα στην αναμενόμενη απόδοση και τον κίνδυνο των μετοχών του χαρτοφυλακίου
- ο συστηματικός κίνδυνος (βήτα) δεν είναι το μοναδικό μέτρο κινδύνου των μετοχών του χαρτοφυλακίου
- ο υψηλότερος κίνδυνος δε συνδέεται με υψηλότερη αναμενόμενη απόδοση
- οι μετοχές του χαρτοφυλακίου δεν αποφέρουν αποδόσεις χωρίς κίνδυνο

1^η ΥΠΟΠΕΡΙΟΔΟΣ – έτος 2006 : Διαμόρφωση Χαρτοφυλακίων

Τα αποτελέσματα που προκύπτουν, από τις παλινδρομήσεις των αποδόσεων της καθεμίας μετοχής με το Γενικό Δείκτη Τιμών, κατά το έτος 2006, φαίνονται στους πίνακες Ι.3.α, Ι.3.β και Ι.3.γ. του Παραρτήματος Ι.

Στην πρώτη υποπερίοδο, σχηματίζονται 2 χαρτοφυλάκια. Το πρώτο χαρτοφυλάκιο (XF1) αποτελείται από τη μετοχή της ΜΟΗ και το δεύτερο χαρτοφυλάκιο (XF2) αποτελείται από τη μετοχή της ΕΛΠΕ και της ΕΛΙΝ. Το κριτήριο διαχωρισμού των μετοχών σε δύο ξεχωριστά χαρτοφυλάκια είναι ο συντελεστής β . Στο πρώτο χαρτοφυλάκιο ισχύει $\beta_1 \approx 1$ με β χαρτοφυλακίου $\beta = 0,997$ ενώ στο δεύτερο ισχύει $\beta_1 < 1$ με β χαρτοφυλακίου, $\beta = 0,67$.

Συμπερασματικά, η μετοχή που αποτελεί το πρώτο χαρτοφυλάκιο της συγκεκριμένης υποπεριόδου, τείνει να χαρακτηριστεί ως επιθετική, αφού $\beta \approx 1$. Το εκτιμημένο α της μετοχής, δείχνει ότι η μετοχή ΜΟΗ είναι υπερτιμημένη ($\alpha_1 < 0$). Το εν λόγω χαρτοφυλάκιο μάλλον θα προτιμηθεί από επενδυτές που είναι διατεθειμένοι να αναλάβουν υψηλό κίνδυνο, αναμένοντας παράλληλα υψηλή απόδοση.

Από την άλλη πλευρά, το δεύτερο χαρτοφυλάκιο της υποπεριόδου συντίθεται από τις μετοχές ΕΛΠΕ και ΕΛΙΝ και χαρακτηρίζεται εν γένει ως αμυντικό (λόγω ότι $\beta < 1$) εκφράζοντας εκείνη τη μερίδα των επενδυτών που αποστρέφονται τον κίνδυνο. Ο συντελεστής α των μετοχών που εκτιμήθηκε δείχνει ότι η μετοχή της ΕΛΠΕ είναι υπερτιμημένη ($\alpha_1 < 0$), ενώ η μετοχή της ΕΛΙΝ είναι υποτιμημένη ($\alpha_1 > 0$).

- Έλεγχος υπόθεσης: $\alpha = 0$

Διενεργείται έλεγχος με την t στατιστική του συντελεστή α της κάθε μετοχής, έτσι όπως προέκυψε από τις παλινδρομήσεις με το Γ.Δ.Τ. για την πρώτη υποπερίοδο (έτος 2006). Παρατηρείται για όλες τις μετοχές, ότι $|t_{\alpha=0}| < 2$, συνεπώς δεχόμαστε τη μηδενική υπόθεση ότι το α εκτιμημένο κατανέμεται κανονικά με μέση τιμή 0 και εκτιμημένη διακύμανση $se(\alpha)^2$, όπως επίσης, ότι ο συντελεστής των μετοχών δεν είναι στατιστικά σημαντικός.

- Έλεγχος υπόθεσης: $\beta = 0$

Διενεργείται έλεγχος με την t στατιστική του συντελεστή β της κάθε μετοχής, έτσι όπως προέκυψε από τις προαναφερθείσες παλινδρομήσεις με το Γ.Δ.Τ. τη συγκεκριμένη υποπερίοδο. Παρατηρείται για όλες τις μετοχές, ότι $|t_{\beta=0}| > 2$, συνεπώς απορρίπτουμε τη μηδενική υπόθεση ότι το β εκτιμημένο κατανέμεται κανονικά με μέση τιμή 0 και εκτιμημένη διακύμανση $se(\alpha)^2$. Αυτό σημαίνει ότι ο συντελεστής β είναι στατιστικά σημαντικός άρα και οι αποδόσεις του χαρτοφυλακίου της αγοράς επιδρούν στις αποδόσεις των εν λόγω μετοχών.

2^η ΥΠΟΠΕΡΙΟΔΟΣ – έτος 2007 : Υπολογισμός των μεταβλητών β_r, β_r^2, S_p

Χωρίζοντας τις αποδόσεις των μετοχών του κάθε χαρτοφυλακίου σε χρονικά διαστήματα μίας εβδομάδας για ολόκληρο το έτος, παλινδρομούμε τις αποδόσεις των μετοχών - για καθένα από τα χαρτοφυλάκια - με το Γενικό Δείκτη Τιμών.

3^η ΥΠΟΠΕΡΙΟΔΟΣ – έτος 2008 : Εμπειρικός Έλεγχος των Υποθέσεων

Παλινδρομώντας το κάθε χαρτοφυλάκιο με την ακόλουθη εξίσωση :

$R_{pt} = \gamma_{0t} + \gamma_{1t}\beta_{pt-1} + \gamma_{2t}\beta_{pt-1}^2 + \gamma_{3t}S_{pt-1} + \eta_{pt}$ προκύπτουν οι εκτιμημένες μεταβλητές: γ_{0t} , γ_{1t} , γ_{2t} , γ_{3t} , όπως φαίνεται και στον Πίνακα Ι.3.δ. (για το χαρτοφυλάκιο 1) και στον πίνακα Ι.3.ε. (για το χαρτοφυλάκιο 2), με τις τιμές των οποίων ελέγχουμε τις υποθέσεις του υποδείγματος.

Χαρτοφυλάκιο 1
έτος 2008

Παρακάτω, περιγράφονται οι έλεγχοι που έγιναν στο χαρτοφυλάκιο 1, για την περίοδο 01/01/2008 έως 26/09/2008. Τα αποτελέσματα της παλινδρόμησης και τα στοιχεία που περιγράφονται και αναλύονται κατωτέρω, προέρχονται από τον πίνακα Ι.3.δ. του Παραρτήματος Ι.

- Υπόθεση 1: Έλεγχος Γραμμικότητας

$\gamma_{2t} = 0,015$ απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση, που σημαίνει ότι υπάρχει μη γραμμική σχέση ανάμεσα στην αναμενόμενη απόδοση και τον κίνδυνο των μετοχών του χαρτοφυλακίου.

- Υπόθεση 2: Έλεγχος Ύπαρξης μη συστηματικού κινδύνου

$\gamma_{3t} = - 0,40$ σημαίνει ότι ο συστηματικός κίνδυνος (βήτα) δεν είναι το μοναδικό μέτρο κινδύνου των μετοχών του χαρτοφυλακίου.

- Υπόθεση 3: Έλεγχος θετικής σχέσης απόδοσης κινδύνου

$\gamma_{1t} = - 0,06$ ($\gamma_{1t} < 0$) δεν υπάρχει θετική σχέση ανάμεσα στις αναμενόμενες αποδόσεις και τον κίνδυνο των μετοχών του χαρτοφυλακίου, δηλαδή ο υψηλότερος κίνδυνος δε συνδέεται με υψηλότερη αναμενόμενη απόδοση.

- Υπόθεση 4: Έλεγχος της υπόθεσης των SHARPE – LITNER

$\gamma_{0t} \neq R_{ft}$, με $R_{ft} = 4,795$ άρα οι μετοχές του χαρτοφυλακίου δεν αποφέρουν αποδόσεις χωρίς κίνδυνο.

Επιπλέον, το R^2 του χαρτοφυλακίου είναι $R^2 = 0,08$ το οποίο είναι πολύ μικρό και απέχει πολύ από την μονάδα. Αυτό σημαίνει ότι ο διαφοροποιήσιμος κίνδυνος του χαρτοφυλακίου είναι μεγάλος.

Στατιστικός Έλεγχος του Υποδείγματος

1. Έλεγχος της υπόθεσης : $\gamma_1=0$

* Για το συντελεστή γ_1 έχουμε $|t\text{-stat}| = 0,23 < 2$. Αυτό σημαίνει ότι ο συντελεστής γ_1 δεν είναι στατιστικά σημαντικός και κατ' επέκταση ότι ο συστηματικός κίνδυνος (βήτα) της μετοχής του χαρτοφυλακίου δε φαίνεται να επιδρά στις αποδόσεις των μετοχών του χαρτοφυλακίου.

* Για το συντελεστή γ_2 , έχουμε $|t\text{-stat}| = 0,10 < 2$. Συνεπώς, δεχόμαστε τη μηδενική υπόθεση (H_0), δηλαδή ότι ο συντελεστής γ_2 δεν είναι στατιστικά σημαντικός και κατ' επέκταση ότι το τετράγωνο του συστηματικού κινδύνου (βήτα) των μετοχών του χαρτοφυλακίου φαίνεται να μην επιδρά στις αποδόσεις των μετοχών του χαρτοφυλακίου.

* Για το συντελεστή γ_3 , έχουμε $|t\text{-stat}| = 1,50 < 2$. Γίνεται δεκτή η μηδενική υπόθεση (H_0) δηλαδή ο συντελεστής γ_3 δεν είναι στατιστικά σημαντικός και κατ' επέκταση ότι η τυπική απόκλιση των μετοχών του χαρτοφυλακίου φαίνεται να μην επιδρά στις αποδόσεις της μετοχής του χαρτοφυλακίου.

* Μπορούμε να ελέγξουμε και τη στατιστική σημαντικότητα του σταθερού όρου γ_0 , όπου $|t\text{-stat}| = 0,64 < 2$ οπότε δεχόμαστε τη μηδενική υπόθεση, άρα ο σταθερός όρος δεν είναι στατιστικά σημαντικός.

2. Έλεγχος της υπόθεσης : $\gamma_1 = \gamma_2 = \gamma_3 = 0$

Για να τις ελέγξουμε βρίσκουμε την $F\text{-stat}$ η οποία είναι ίση με $F = 1,05$ σε επίπεδο σημαντικότητας 5%, όπως αυτή υπολογίστηκε από το Wald Test του E-views.

Συγκρίνουμε με $F_{k,T-(k+1),\alpha} = F_{3,35,0,05} = 2,88$.

Έχουμε $F = 1,05 < 2,88$, άρα δεχόμαστε την H_0 , που σημαίνει ότι οι μεταβλητές δεν επιδρούν στην πραγματικότητα πάνω στην R_p .

3. Έλεγχος γραμμικών περιορισμών

Το t σε απόλυτη τιμή $|t| = 0,43$ όπως αυτή υπολογίστηκε από το Wald Test του E-views.

Συγκρίνουμε με $t_{T-(k+1),\alpha/2} = 1,96$ σε επίπεδο σημαντικότητας 2,5%. Έχουμε $|t| = 0,43 < 1,96$ άρα δεχόμαστε την H_0 που σημαίνει ότι $\gamma_1 - \gamma_2 - \gamma_3 = 0$. Δηλαδή οι τρεις συντελεστές ασκούν ίδια επίδραση στην R_p .

Έλεγχος πολυσυγγραμικότητας

Έτσι αν : $X_1 = \beta_{pt-1}, X_2 = \beta_{pt-1}^2, X_3 = S_{pt-1}$, έχουμε:

$$r_{12}^2 = 0,44$$

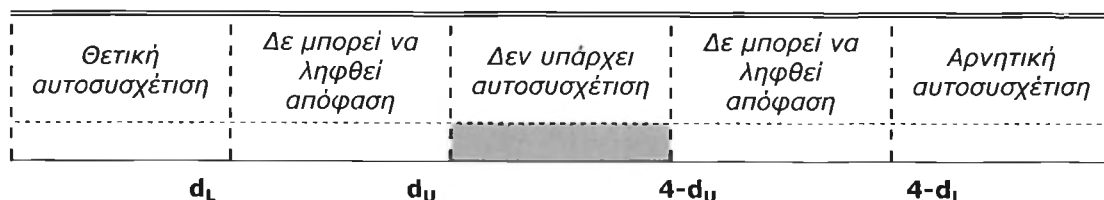
$$r_{13}^2 = 0,18$$

$$r_{23}^2 = 0,07$$

Παρατηρούμε ότι όλοι οι συντελεστές απλής συσχέτισης έχουν μικρές τιμές άρα δεχόμαστε ότι δεν υπάρχει πρόβλημα πολυσυγγραμικότητας, που σημαίνει ότι οι ερμηνευτικές μεταβλητές δε συνδέονται μεταξύ τους με γραμμική σχέση.

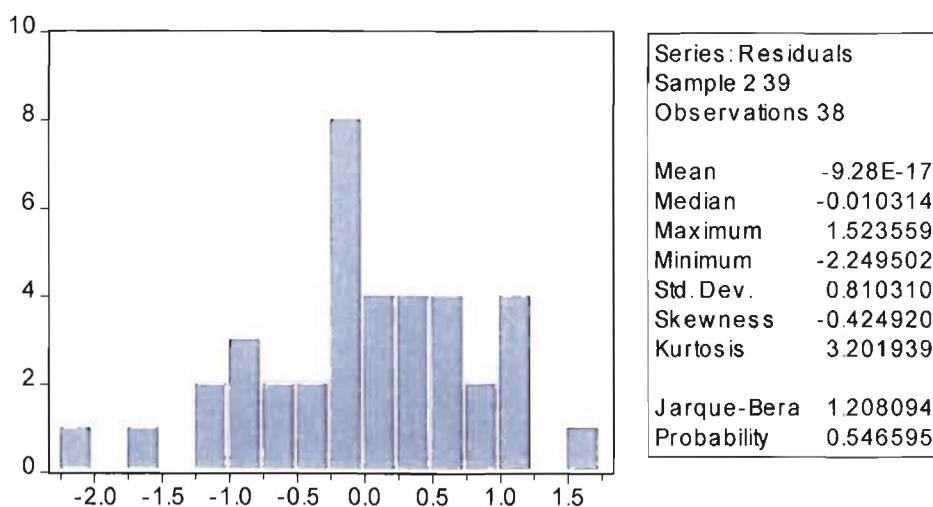
ο **Έλεγχος αυτοσυσχέτισης των καταλοίπων**

Γίνεται με το κριτήριο Durbin - Watson όπου και διαπιστώνουμε ότι $DW=1,85$. Με τη βοήθεια των πινάκων ($\alpha=0,05$, $K=3$, $T=39$) παρατηρούμε ότι $d_L=1,33$ και $d_U=1,66$ οπότε $d_U < d < 4-d_U$. Άρα δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση πρώτης τάξεως μεταξύ των E_t και E_{t-1} , πράγμα που σημαίνει ότι τα σφάλματα της μίας περιόδου δεν σχετίζονται από τα σφάλματα της προηγούμενης περιόδου.



ο **Έλεγχος κανονικότητας των καταλοίπων**

Γίνεται με την τιμή της στατιστικής JB, όπου $JB = 1,21$ η οποία είναι μικρότερη από την τιμή της χ^2 με 3 βαθμούς ελευθερίας ($\chi^2 = 7,815$, σε επίπεδο σημαντικότητας 0,05). Επειδή $JB < \chi^2$ δεχόμαστε τη μηδενική υπόθεση ότι τα κατάλοιπα κατανέμονται κανονικά.



Διάγραμμα 4: Έλεγχος κανονικής κατανομής καταλοίπων χαρτοφυλακίου 1 έτους 2008

ο **Έλεγχος ετεροσκεδαστικότητας**

Ο οποίος γίνεται με τον έλεγχο White. Ο έλεγχος της μηδενικής υπόθεσης ότι δεν υπάρχει ετεροσκεδαστικότητα γίνεται με τη στατιστική TR^2 που ακολουθεί τη χ^2 με p βαθμούς ελευθερίας. Επειδή για $p=3$, $\chi^2=16,91 > TR^2=6,64$ αποδεχόμαστε τη μηδενική υπόθεση σύμφωνα με την οποία δεν υπάρχει ετεροσκεδαστικότητα.

Σύμφωνα με τα παραπάνω αποτελέσματα της τρίτης τριετίας (2006 έως 2008) παρατηρούμε ότι στο χαρτοφυλάκιο 1:

- δεν υπάρχει γραμμική σχέση ανάμεσα στην αναμενόμενη απόδοση και τον κίνδυνο των μετοχών του χαρτοφυλακίου
- ο συστηματικός κίνδυνος (βήτα) δεν είναι το μοναδικό μέτρο κινδύνου των μετοχών του χαρτοφυλακίου
- ο υψηλότερος κίνδυνος δε συνδέεται με υψηλότερη αναμενόμενη απόδοση
- οι μετοχές του χαρτοφυλακίου δεν αποφέρουν αποδόσεις χωρίς κίνδυνο

Χαρτοφυλάκιο 2
έτος 2008

Παρακάτω, περιγράφονται οι έλεγχοι που έγιναν στο χαρτοφυλάκιο 2, για την περίοδο 01/01/2008 έως 26/09/2008. Τα αποτελέσματα των παλινδρομήσεων και τα στοιχεία που συμπεραίνονται και παρατίθενται κατωτέρω, προέρχονται από τον πίνακα Ι.3.ε. του Παραρτήματος Ι.

- Υπόθεση 1: Έλεγχος Γραμμικότητας

$\gamma_{2t} \approx 0$, η μηδενική υπόθεση γίνεται δεκτή, συνεπώς υπάρχει γραμμική σχέση ανάμεσα στην αναμενόμενη απόδοση και τον κίνδυνο των μετοχών του χαρτοφυλακίου.

- Υπόθεση 2: Έλεγχος Ύπαρξης μη συστηματικού κινδύνου

$\gamma_{3t} = -0,18$ σημαίνει ότι ο συστηματικός κίνδυνος (βήτα) δεν είναι το μοναδικό μέτρο κινδύνου των μετοχών του χαρτοφυλακίου.

- Υπόθεση 3: Έλεγχος θετικής σχέσης απόδοσης κινδύνου

$\gamma_{1t} = 0,17$ ($\gamma_{1t} > 0$) υπάρχει θετική σχέση ανάμεσα στις αναμενόμενες αποδόσεις και τον κίνδυνο των μετοχών του χαρτοφυλακίου, δηλαδή ο υψηλότερος κίνδυνος συνδέεται με υψηλότερη αναμενόμενη απόδοση.

- Υπόθεση 4: Έλεγχος της υπόθεσης των SHARPE – LITNER

$\gamma_{0t} \neq R_{ft}$, με $R_{ft} = 4,795$ άρα οι μετοχές του χαρτοφυλακίου δεν αποφέρουν αποδόσεις χωρίς κίνδυνο.

Επιπλέον, το R^2 του χαρτοφυλακίου είναι $R^2 = 0,13$ το οποίο είναι πολύ μικρό και απέχει πολύ από την μονάδα. Αυτό σημαίνει ότι ο διαφοροποιήσιμος κίνδυνος του χαρτοφυλακίου είναι μεγάλος.

Στατιστικός Έλεγχος του Υποδείγματος

1 Έλεγχος της υπόθεσης : $\gamma_j = 0$

* Για το συντελεστή γ_1 έχουμε $|t\text{-stat}| = 1,82 < 2$. Αυτό σημαίνει ότι ο συντελεστής γ_1 δεν είναι στατιστικά σημαντικός και κατ' επέκταση ότι ο συστηματικός κίνδυνος (βήτα) της μετοχής του χαρτοφυλακίου φαίνεται να μην επιδρά στις αποδόσεις των μετοχών του χαρτοφυλακίου.

* Για το συντελεστή γ_2 , έχουμε $|t\text{-stat}| = 0,04 < 2$. Συνεπώς, δεχόμαστε τη μηδενική υπόθεση (H_0), δηλαδή ότι ο συντελεστής γ_2 δεν είναι στατιστικά σημαντικός και κατ' επέκταση ότι το τετράγωνο του συστηματικού κινδύνου (βήτα) των μετοχών του χαρτοφυλακίου φαίνεται να μην επιδρά στις αποδόσεις των μετοχών του χαρτοφυλακίου.

* Για το συντελεστή γ_3 , έχουμε $|t\text{-stat}| = 1,17 < 2$. Γίνεται δεκτή η μηδενική υπόθεση (H_0) δηλαδή ο συντελεστής γ_3 δεν είναι στατιστικά σημαντικός και κατ' επέκταση ότι η τυπική απόκλιση των

μετοχών του χαρτοφυλακίου φαίνεται να μην επιδρά στις αποδόσεις της μετοχής του χαρτοφυλακίου.

* Μπορούμε να ελέγξουμε και τη στατιστική σημαντικότητα του σταθερού όρου γ_0 , όπου $|t\text{-stat}| = 0,80 < 2$ οπότε δεχόμαστε τη μηδενική υπόθεση, άρα ο σταθερός όρος δεν είναι στατιστικά σημαντικός.

2 Έλεγχος της υπόθεσης : $\gamma_1 = \gamma_2 = \gamma_3 = 0$

Για να τις ελέγξουμε βρίσκουμε την F-stat η οποία είναι ίση με $F = 1,64$ σε επίπεδο σημαντικότητας 5%, όπως αυτή υπολογίστηκε από το Wald Test του E-views.

Συγκρίνουμε με $F_{K,T-(K+1),\alpha} = F_{3,48,0,05} = 2,88$.

Έχουμε $F = 1,64 < 2,88$, άρα δεχόμαστε την H_0 , που σημαίνει ότι οι μεταβλητές δεν επιδρούν στην πραγματικότητα πάνω στην R_p .

3 Έλεγχος γραμμικών περιορισμών

Το t σε απόλυτη τιμή $|t| = 2,30$ όπως αυτή υπολογίστηκε από το Wald Test του E-views.

Συγκρίνουμε με $t_{T-(K+1),\alpha/2} = 1,96$ σε επίπεδο σημαντικότητας 2,5%. Έχουμε $|t| = 2,30 > 1,96$ άρα απορρίπτουμε την H_0 που σημαίνει ότι $\gamma_1 - \gamma_2 - \gamma_3 = 0$. Πράγμα που σημαίνει ότι οι τρεις συντελεστές ασκούν διαφορετική επίδραση στην R_p .

Έλεγχος πολυσυγγραμικότητας

Έτσι αν : $X_1 = \beta_{pt-1}, X_2 = \beta_{pt-1}^2, X_3 = S_{pt-1}$, έχουμε:

$r_{12}^2 = 0,11$

$r_{13}^2 = 0,002$

$r_{23}^2 = 0,004$

Παρατηρούμε ότι όλοι οι συντελεστές απλής συσχέτισης έχουν μικρές τιμές άρα δεχόμαστε ότι δεν υπάρχει πρόβλημα πολυσυγγραμικότητας, που σημαίνει ότι οι ερμηνευτικές μεταβλητές δε συνδέονται μεταξύ τους με γραμμική σχέση.

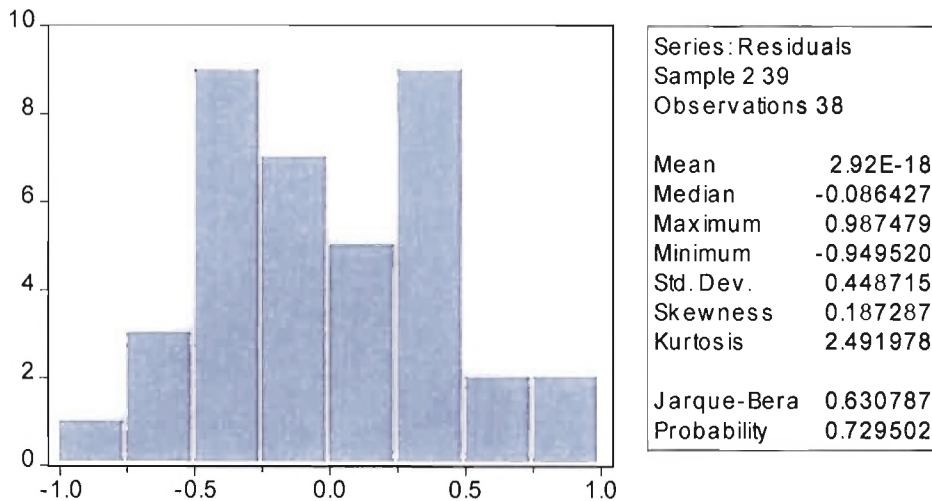
ο **Έλεγχος αυτοσυσχέτισης των καταλοίπων**

Γίνεται με το κριτήριο Durbin - Watson όπου και διαπιστώνουμε ότι $DW = 1,70$. Με τη βοήθεια των πινάκων ($\alpha = 0,05$, $K = 3$, $T = 39$), παρατηρούμε ότι $d_L = 1,33$ και $d_U = 1,66$ οπότε $d_U < d < 4 - d_U$. Άρα δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση πρώτης τάξεως μεταξύ των E_t και E_{t-1} , πράγμα που σημαίνει ότι τα σφάλματα της μίας περιόδου δεν σχετίζονται από τα σφάλματα της προηγούμενης περιόδου.

Θετική αυτοσυσχέτιση	Δε μπορεί να ληφθεί απόφαση	Δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση	Δε μπορεί να ληφθεί απόφαση	Αρνητική αυτοσυσχέτιση
d_L	d_U	$4 - d_U$	$4 - d_L$	

ο **Έλεγχος κανονικότητας των καταλοίπων**

Γίνεται με την τιμή της στατιστικής JB, όπου $JB=0,63$ η οποία είναι μικρότερη από την τιμή της χ^2 με 3 βαθμούς ελευθερίας ($\chi^2 = 7,815$, σε επίπεδο σημαντικότητας 0,05). Επειδή $JB < \chi^2$, δεχόμαστε τη μηδενική υπόθεση ότι τα κατάλοιπα κατανέμονται κανονικά.



Διάγραμμα 5: Έλεγχος κανονικής κατανομής καταλοίπων χαρτοφυλακίου 2 έτους 2008

ο **Έλεγχος ετεροσκεδαστικότητας**

Ο οποίος γίνεται με τον έλεγχο White. Ο έλεγχος της μηδενικής υπόθεσης ότι δεν υπάρχει ετεροσκεδαστικότητα γίνεται με τη στατιστική TR^2 που ακολουθεί τη χ^2 με p βαθμούς ελευθερίας. Επειδή για $p=3$, $\chi^2=16,91 > TR^2=9,30$ αποδεχόμαστε τη μηδενική υπόθεση σύμφωνα με την οποία δεν υπάρχει ετεροσκεδαστικότητα.

Σύμφωνα με τα παραπάνω αποτελέσματα της τρίτης τριετίας (2006 έως 2008) παρατηρούμε ότι στο χαρτοφυλάκιο 2 (αποτελούμενο από τις μετοχές ΕΛΠΕ και ΕΛΙΝ):

- υπάρχει γραμμική σχέση ανάμεσα στην αναμενόμενη απόδοση και τον κίνδυνο των μετοχών του χαρτοφυλακίου
- ο συστηματικός κίνδυνος (βήτα) δεν είναι το μοναδικό μέτρο κινδύνου των μετοχών του χαρτοφυλακίου
- ο υψηλότερος κίνδυνος συνδέεται με υψηλότερη αναμενόμενη απόδοση
- οι μετοχές του χαρτοφυλακίου δεν αποφέρουν αποδόσεις χωρίς κίνδυνο.

3.2 Έλεγχος ισχύς CAPM – Συγκεντρωτικός πίνακας

Συγκεντρωτικά, για την παραπάνω μέθοδο, παρατίθενται σε πίνακα τα αποτελέσματα που επαληθεύουν ή όχι, τις υποθέσεις ισχύος του υποδείγματος.

Συγκεντρωτικά Αποτελέσματα ισχύος CAPM βάσει Γενικού Δείκτη Τιμών				
Τριετία	Υποπερίοδος ελέγχου υποθέσεων	Χαρτοφ/κιο	Υπόθεση	Δεκτή / Απορρίπτεται
2004 - 2006	2006	XF	Έλεγχος Γραμμικότητας	<input type="checkbox"/>
			Υπαρξη μη συστηματικού κινδύνου	<input type="checkbox"/>
			Θετική σχέση απόδοσης - κινδύνου	<input type="checkbox"/>
			Υπόθεση SHARPE – LITNER	<input type="checkbox"/>
2005 - 2007	2007	XF 1	Έλεγχος Γραμμικότητας	<input type="checkbox"/>
			Υπαρξη μη συστηματικού κινδύνου	<input type="checkbox"/>
			Θετική σχέση απόδοσης - κινδύνου	<input checked="" type="checkbox"/>
			Υπόθεση SHARPE – LITNER	<input type="checkbox"/>
		XF 2	Έλεγχος Γραμμικότητας	<input type="checkbox"/>
			Υπαρξη μη συστηματικού κινδύνου	<input type="checkbox"/>
			Θετική σχέση απόδοσης - κινδύνου	<input type="checkbox"/>
			Υπόθεση SHARPE – LITNER	<input type="checkbox"/>
2006 - 2008	2008	XF 1	Έλεγχος Γραμμικότητας	<input type="checkbox"/>
			Υπαρξη μη συστηματικού κινδύνου	<input type="checkbox"/>
			Θετική σχέση απόδοσης - κινδύνου	<input type="checkbox"/>
			Υπόθεση SHARPE – LITNER	<input type="checkbox"/>
		XF 2	Έλεγχος Γραμμικότητας	<input checked="" type="checkbox"/>
			Υπαρξη μη συστηματικού κινδύνου	<input type="checkbox"/>
			Θετική σχέση απόδοσης - κινδύνου	<input checked="" type="checkbox"/>
			Υπόθεση SHARPE – LITNER	<input type="checkbox"/>

Από τα παραπάνω, γίνεται σαφές, ότι σε καμία υποπερίοδο ελέγχου, δεν υπάρχει ταυτόχρονη ικανοποίηση των κριτηρίων για την ισχύ των υποθέσεων.

Κεφάλαιο 4

4.1 Παρουσίαση Αποτελεσμάτων

Μέθοδος 2: Σύγκριση μετοχών με ΔΕΙΚΤΕΣ ΜΙΚΡΗΣ / ΜΕΣΑΙΑΣ & ΜΕΓΑΛΗΣ ΚΕΦΑΛΑΙΟΠΟΙΗΣΗΣ (FTSE20 – FTSE80)

1^η ΥΠΟΠΕΡΙΟΔΟΣ – έτος 2004 : Διαμόρφωση Χαρτοφυλακίων

Στις υποπεριόδους που θα χωριστεί η παρούσα μελέτη από εδώ και στο εξής (δηλαδή οι τριετίες: από 2004 έως 2006, από 2005 έως 2007 και από 2006 έως 2008) κυρίαρχο κριτήριο του διαχωρισμού των μετοχών και της διαμόρφωσής τους σε χαρτοφυλάκια, λαμβάνεται υπόψη ο δείκτης κεφαλαιοποίησης στον οποίο ανήκουν οι συγκεκριμένες μετοχές. Συγκεκριμένα, οι μετοχές ΕΛΠΕ και ΜΟΗ, ανήκουν στην κατηγορία μεγάλης κεφαλαιοποίησης και κατ' επέκταση στο δείκτη FTSE/X.A. 20. Αντιθέτως, η μετοχή ΕΛΙΝ ανήκει στην κατηγορία μικρής και μεσαίας κεφαλαιοποίησης, συνεπώς στο δείκτη FTSES/X.A. small cap 80.

Βάσει των παραπάνω, γίνεται σαφές ότι, τα χαρτοφυλάκια που σχηματίζονται εξ' αρχής (ανεξάρτητα από τις επιμέρους εκτιμήσεις των συντελεστών β), είναι δύο. Ένα χαρτοφυλάκιο, που περιλαμβάνει τις δύο μετοχές που ανήκουν στο δείκτη μεγάλης κεφαλαιοποίησης, και ένα χαρτοφυλάκιο που θα περιέχει αποκλειστικά και μόνο τη μετοχή που ανήκει στο δείκτη μικρής και μεσαίας κεφαλαιοποίησης.

Τα αποτελέσματα που προκύπτουν, από τις παλινδρομήσεις των αποδόσεων της καθεμίας μετοχής με τον αντίστοιχο δείκτη της κατηγορίας στην οποία ανήκει η μετοχή, κατά το έτος 2004, φαίνονται στους πίνακες II.1.α, II.1.β και II.1.γ. του Παραρτήματος II.

Συνεπώς, στην πρώτη υποπερίοδο, σχηματίζεται ένα χαρτοφυλάκιο, που αποτελείται από 2 μετοχές, την ΜΟΗ και την ΕΛΠΕ όπου έχουν $\beta_i < 1$ (με β_r χαρτοφυλακίου $\beta_r = 0,48$) και ένα χαρτοφυλάκιο που περιλαμβάνει αποκλειστικά τη μετοχή ΕΛΙΝ ($\beta_i < 1$) με β_r χαρτοφυλακίου $\beta_r = 0,30$.

Συμπεραίνεται ότι οι μετοχές που συγκροτούν και τα δύο χαρτοφυλάκια της συγκεκριμένης υποπεριόδου, χαρακτηρίζονται ως αμυντικές μετοχές, αφού σε όλες ισχύει ότι $\beta_i < 1$. Τα εκτιμημένα α των μετοχών, δείχνουν ότι οι μετοχές ΕΛΙΝ και ΜΟΗ είναι υποτιμημένες ($\alpha_i > 0$), ενώ η μετοχή ΕΛΠΕ είναι υπερτιμημένη ($\alpha_i < 0$).

Με άλλα λόγια τα δύο χαρτοφυλάκια αποτελούμενα από τις τρεις ανωτέρω μετοχές, χαρακτηρίζονται ως αμυντικά και επιλέγονται από τη μερίδα των επενδυτών που αποστρέφονται τον κίνδυνο.

- Έλεγχος υπόθεσης: $\alpha = 0$

Διενεργείται έλεγχος με την t στατιστική του συντελεστή α της κάθε μετοχής, έτσι όπως προέκυψε από τις παλινδρομήσεις με τους αντίστοιχους δείκτες FTSE20 και FTSES80 για την πρώτη υποπερίοδο (έτος 2004). Παρατηρείται για όλες τις μετοχές, ότι $|t_{\alpha} = 0| < 2$, συνεπώς δεχόμαστε τη μηδενική υπόθεση ότι το α εκτιμημένο κατανέμεται κανονικά με μέση τιμή 0 και εκτιμημένη διακύμανση $se(\alpha)^2$, όπως επίσης, ότι ο συντελεστής των μετοχών δεν είναι στατιστικά σημαντικός.

- Έλεγχος υπόθεσης: $\beta=0$

Διενεργείται έλεγχος με την t στατιστική του συντελεστή βήτα της κάθε μετοχής, έτσι όπως προέκυψε από τις προαναφερθείσες παλινδρομήσεις με τους δείκτες FTSE20 και FTSES80 για τη συγκεκριμένη υποπερίοδο. Παρατηρείται για όλες τις μετοχές, ότι $|t_{\beta=0}| > 2$, συνεπώς απορρίπτουμε τη μηδενική υπόθεση ότι το β εκτιμημένο κατανέμεται κανονικά με μέση τιμή 0 και εκτιμημένη διακύμανση $se(\alpha)^2$. Συμπεραίνεται ότι ο συντελεστής β είναι στατιστικά σημαντικός άρα και οι αποδόσεις του χαρτοφυλακίου της αγοράς επιδρούν στις αποδόσεις των εν λόγω μετοχών.

2^η ΥΠΟΠΕΡΙΟΔΟΣ – έτος 2005 : Υπολογισμός των μεταβλητών β_r, β_r^2, S_r

Χωρίζοντας τις αποδόσεις των μετοχών σε χρονικά διαστήματα μίας εβδομάδας για ολόκληρο το έτος (52 εβδομάδες στο σύνολο), παλινδρομούμε τις αποδόσεις της κάθε μετοχής με τον αντίστοιχο δείκτη κεφαλαιοποίησης στον οποίο ανήκουν. Για τις μετοχές ΜΟΗ και ΕΛΠΕ που ανήκουν στον ίδιο δείκτη (FTSE20), για τη διεξαγωγή των παλινδρομήσεων λήφθηκε υπόψη ο μέσος όρος των αποδόσεων των δύο μετοχών συγκριτικά με το δείκτη.

3^η ΥΠΟΠΕΡΙΟΔΟΣ – έτος 2006 : Εμπειρικός Έλεγχος των Υποθέσεων

Παλινδρομώντας το κάθε χαρτοφυλάκιο με την ακόλουθη εξίσωση :

$R_{pt} = \gamma_{0t} + \gamma_{1t}\beta_{pt-1} + \gamma_{2t}\beta_{pt-1}^2 + \gamma_{3t}S_{pt-1} + \eta_{pt}$ προκύπτουν οι εκτιμημένες μεταβλητές: γ_{0t} , γ_{1t} , γ_{2t} , γ_{3t} , όπως φαίνεται και στους Πίνακες II.1.δ. και II.1.ε., με τις τιμές των οποίων ελέγχουμε τις υποθέσεις του υποδείγματος.

Χαρτοφυλάκιο 1 (μετοχές που ανήκουν στον FTSE20)
έτος 2006

- Υπόθεση 1: Έλεγχος Γραμμικότητας

$\gamma_{2t} = -0,13$ απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση, που σημαίνει ότι υπάρχει μη γραμμική σχέση ανάμεσα στην αναμενόμενη απόδοση και τον κίνδυνο των μετοχών του χαρτοφυλακίου.

- Υπόθεση 2: Έλεγχος Ύπαρξης μη συστηματικού κινδύνου

$\gamma_{3t} = 0,12$ σημαίνει ότι ο συστηματικός κίνδυνος (βήτα) δεν είναι το μοναδικό μέτρο κινδύνου των μετοχών του χαρτοφυλακίου.

- Υπόθεση 3: Έλεγχος θετικής σχέσης απόδοσης κινδύνου

$\gamma_{1t} = 0,01 > 0$ υπάρχει θετική σχέση ανάμεσα στις αναμενόμενες αποδόσεις και τον κίνδυνο των μετοχών του χαρτοφυλακίου, δηλαδή ο υψηλότερος κίνδυνος συνδέεται με υψηλότερη αναμενόμενη απόδοση.

- Υπόθεση 4: Έλεγχος της υπόθεσης των SHARPE – LITNER

$\gamma_{0t} \neq R_{ft}$, με $R_{ft} = 3,1425$ άρα οι μετοχές του χαρτοφυλακίου δεν αποφέρουν αποδόσεις χωρίς κίνδυνο.

Επιπλέον, το R^2 του χαρτοφυλακίου είναι $R^2 = 0,08$ το οποίο είναι πολύ μικρό και απέχει πολύ από την μονάδα. Αυτό σημαίνει ότι ο διαφοροποιήσιμος κίνδυνος του χαρτοφυλακίου είναι μεγάλος.

Στατιστικός Έλεγχος του Υποδείγματος

1 Έλεγχος της υπόθεσης : $\gamma_1=0$

* Για το συντελεστή γ_1 έχουμε $|t\text{-stat}| = 0,11 < 2$. Αυτό σημαίνει ότι ο συντελεστής γ_1 δεν είναι στατιστικά σημαντικός και κατ' επέκταση ότι ο συστηματικός κίνδυνος (βήτα) της μετοχής του χαρτοφυλακίου φαίνεται να μην επιδρά στις αποδόσεις των μετοχών του χαρτοφυλακίου.

* Για το συντελεστή γ_2 , έχουμε $|t\text{-stat}| = 1,87 < 2$. Συνεπώς, δεχόμαστε τη μηδενική υπόθεση (H_0), ότι ο συντελεστής γ_2 δεν είναι στατιστικά σημαντικός και κατ' επέκταση ότι το τετράγωνο του συστηματικού κινδύνου (βήτα) των μετοχών του χαρτοφυλακίου φαίνεται να μην επιδρά στις αποδόσεις των μετοχών του χαρτοφυλακίου.

* Για το συντελεστή γ_3 , έχουμε $|t\text{-stat}| = 0,64 < 2$. Γίνεται δεκτή η μηδενική υπόθεση (H_0) δηλαδή ο συντελεστής γ_3 δεν είναι στατιστικά σημαντικός και κατ' επέκταση ότι η τυπική απόκλιση των μετοχών του χαρτοφυλακίου φαίνεται να μην επιδρά στις αποδόσεις της μετοχής του χαρτοφυλακίου.

* Μπορούμε να ελέγξουμε και τη στατιστική σημαντικότητα του σταθερού όρου γ_0 , όπου $|t\text{-stat}| = 0,44 < 2$ οπότε δεχόμαστε τη μηδενική υπόθεση, άρα ο σταθερός όρος δεν είναι στατιστικά σημαντικός.

2 Έλεγχος της υπόθεσης : $\gamma_1 = \gamma_2 = \gamma_3 = 0$

Για να τις ελέγξουμε βρίσκουμε την F-stat η οποία είναι ίση με $F = 1,34$ σε επίπεδο σημαντικότητας 5%, όπως αυτή υπολογίστηκε από το Wald Test του E-views.

Συγκρίνουμε με $F_{K,T-(K+1),\alpha} = F_{3,48,0,05} = 2,8$.

Έχουμε $F = 1,34 < 2,8$ άρα δεχόμαστε την H_0 , που σημαίνει ότι οι μεταβλητές δεν επιδρούν στην πραγματικότητα πάνω στην R_p .

3 Έλεγχος γραμμικών περιορισμών

Το t σε απόλυτη τιμή $|t| = 0,004$, όπως αυτή υπολογίστηκε από το Wald Test του E-views.

Συγκρίνουμε με $t_{r-(k+1),\alpha/2} = 1,96$ σε επίπεδο σημαντικότητας 2,5%. Έχουμε $|t| = 0,004 < 1,96$ άρα δεχόμαστε την H_0 που σημαίνει ότι $\gamma_1 - \gamma_2 - \gamma_3 = 0$. Πράγμα που σημαίνει ότι οι τρεις συντελεστές ασκούν την ίδια επίδραση στην R_p .

Έλεγχος πολυσυνγραμικότητας

Έτσι αν : $X_1 = \beta_{pt-1}, X_2 = \beta_{pt-1}^2, X_3 = S_{pt-1}$, έχουμε:

$r_{12}^2 = 0,06$

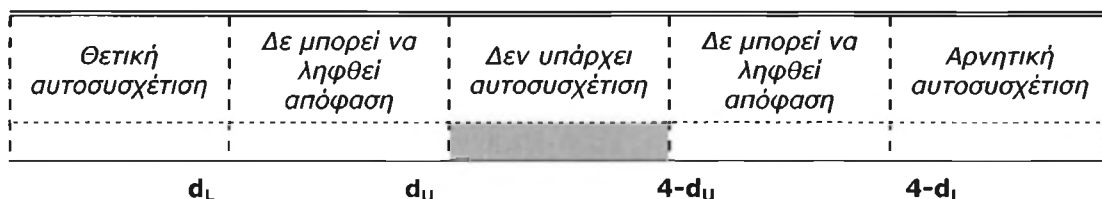
$r_{13}^2 = 0,03$

$r_{23}^2 = 0,22$

Παρατηρούμε ότι όλοι οι συντελεστές απλής συσχέτισης έχουν μικρές τιμές άρα δεχόμαστε ότι δεν υπάρχει πρόβλημα πολυσυνγραμικότητας, που σημαίνει ότι οι ερμηνευτικές μεταβλητές δε συνδέονται μεταξύ τους με γραμμική σχέση.

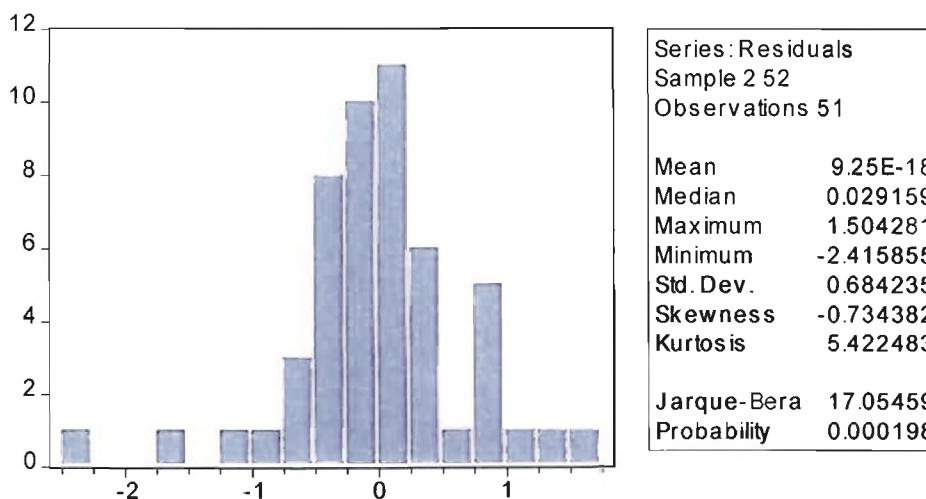
ο **Έλεγχος αυτοσυσχέτισης των καταλοίπων**

Γίνεται με το κριτήριο Durbin - Watson όπου και διαπιστώνουμε ότι $DW = 2,03$. Με τη βοήθεια των πινάκων ($\alpha = 0,05$, $K = 3$, $T = 52$), παρατηρούμε ότι $d_L = 1,43$ και $d_U = 1,67$ οπότε $d_U < d < 4 - d_U$. Άρα δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση πρώτης τάξεως μεταξύ των E_t και E_{t-1} , πράγμα που σημαίνει ότι τα σφάλματα της μίας περιόδου δεν σχετίζονται από τα σφάλματα της προηγούμενης περιόδου.



ο **Έλεγχος κανονικότητας των καταλοίπων**

Γίνεται με την τιμή της στατιστικής JB, όπου $JB = 17,05$ η οποία είναι μεγαλύτερη από την τιμή της χ^2 με 3 βαθμούς ελευθερίας ($\chi^2 = 7,815$, σε επίπεδο σημαντικότητας 0,05). Επειδή $JB > \chi^2$, απορρίπτουμε τη μηδενική υπόθεση ότι τα κατάλοιπα κατανέμονται κανονικά.



Διάγραμμα 6: Έλεγχος κανονικής κατανομής καταλοίπων χαρτοφυλακίου 1 έτους 2006

ο **Έλεγχος ετεροσκεδαστικότητας**

Ο οποίος γίνεται με τον έλεγχο White. Ο έλεγχος της μηδενικής υπόθεσης ότι δεν υπάρχει ετεροσκεδαστικότητα γίνεται με τη στατιστική TR^2 που ακολουθεί τη χ^2 με p βαθμούς ελευθερίας. Επειδή για $p=3$, $\chi^2=16,91 > TR^2=8,69$ αποδεχόμαστε τη μηδενική υπόθεση σύμφωνα με την οποία δεν υπάρχει ετεροσκεδαστικότητα.

Σύμφωνα με τα παραπάνω αποτελέσματα της πρώτης τριετίας (2004 έως 2006) παρατηρούμε ότι στο χαρτοφυλάκιο 1 των μετοχών που ανήκουν στο δείκτη FTSE20:

- δεν υπάρχει γραμμική σχέση ανάμεσα στην αναμενόμενη απόδοση και τον κίνδυνο των μετοχών του χαρτοφυλακίου
- ο συστηματικός κίνδυνος (βήτα) δεν είναι το μοναδικό μέτρο κινδύνου των μετοχών του χαρτοφυλακίου
- ο υψηλότερος κίνδυνος συνδέεται με υψηλότερη αναμενόμενη απόδοση
- οι μετοχές του χαρτοφυλακίου δεν αποφέρουν αποδόσεις χωρίς κίνδυνο

Χαρτοφυλάκιο 2 (μετοχή που ανήκει στον FTSES80)
έτος 2006

- Υπόθεση 1: Έλεγχος Γραμμικότητας

$\gamma_{2t} = 0,15$ απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση, που σημαίνει ότι υπάρχει μη γραμμική σχέση ανάμεσα στην αναμενόμενη απόδοση και τον κίνδυνο των μετοχών του χαρτοφυλακίου.

- Υπόθεση 2: Έλεγχος Ύπαρξης μη συστηματικού κινδύνου

$\gamma_{3t} = - 0,24$ σημαίνει ότι ο συστηματικός κίνδυνος (βήτα) δεν είναι το μοναδικό μέτρο κινδύνου των μετοχών του χαρτοφυλακίου.

- Υπόθεση 3: Έλεγχος θετικής σχέσης απόδοσης κινδύνου

$\gamma_{1t} = 0,02$ ($\gamma_{1t} > 0$) υπάρχει θετική σχέση ανάμεσα στις αναμενόμενες αποδόσεις και τον κίνδυνο των μετοχών του χαρτοφυλακίου, δηλαδή ο υψηλότερος κίνδυνος συνδέεται με υψηλότερη αναμενόμενη απόδοση.

- Υπόθεση 4: Έλεγχος της υπόθεσης των SHARPE – LITNER

$\gamma_{0t} \neq R_{ft}$, με $R_{ft} = 3,1425$ άρα οι μετοχές του χαρτοφυλακίου δεν αποφέρουν αποδόσεις χωρίς κίνδυνο.

Επιπλέον, το R^2 του χαρτοφυλακίου είναι $R^2 = 0,07$ το οποίο είναι πολύ μικρό και απέχει πολύ από την μονάδα. Αυτό σημαίνει ότι ο διαφοροποιήσιμος κίνδυνος του χαρτοφυλακίου είναι μεγάλος.

Στατιστικός Έλεγχος του Υποδείγματος

1 Έλεγχος της υπόθεσης : $\gamma_j=0$

* Για το συντελεστή γ_1 έχουμε $|t\text{-stat}| = 0,17 < 2$. Αυτό σημαίνει ότι ο συντελεστής γ_1 δεν είναι στατιστικά σημαντικός και κατ' επέκταση ότι ο συστηματικός κίνδυνος (βήτα) της μετοχής του χαρτοφυλακίου φαίνεται να μην επιδρά στις αποδόσεις των μετοχών του χαρτοφυλακίου.

* Για το συντελεστή γ_2 , έχουμε $|t\text{-stat}| = 1 < 2$. Συνεπώς, δεχόμαστε τη μηδενική υπόθεση (H_0), δηλαδή ότι ο συντελεστής γ_2 δεν είναι στατιστικά σημαντικός και κατ' επέκταση ότι το τετράγωνο του συστηματικού κινδύνου (βήτα) των μετοχών του χαρτοφυλακίου φαίνεται να μην επιδρά στις αποδόσεις των μετοχών του χαρτοφυλακίου.

* Για το συντελεστή γ_3 , έχουμε, $|t\text{-stat}| = 1,87 < 2$. Γίνεται δεκτή η μηδενική υπόθεση (H_0) ότι ο συντελεστής γ_3 δεν είναι στατιστικά σημαντικός και κατ' επέκταση ότι η τυπική απόκλιση των μετοχών του χαρτοφυλακίου φαίνεται δεν επιδρά στις αποδόσεις της μετοχής του χαρτοφυλακίου.

* Μπορούμε να ελέγξουμε και τη στατιστική σημαντικότητα του σταθερού όρου γ_0 , όπου $|t\text{-stat}| = 1,61 < 2$ οπότε δεχόμαστε τη μηδενική υπόθεση σύμφωνα με την οποία ο σταθερός όρος δεν είναι στατιστικά σημαντικός.

2 Έλεγχος της υπόθεσης : $\gamma_1 = \gamma_2 = \gamma_3 = 0$

Για να τις ελέγξουμε βρίσκουμε την $F\text{-stat}$ η οποία είναι ίση με $F = 1,22$ σε επίπεδο σημαντικότητας 5%, όπως αυτή υπολογίστηκε από το Wald Test του E-views.

Συγκρίνουμε με $F_{K,T-(K+1),\alpha} = F_{3,48,0,05} = 2,8$.

Έχουμε $F = 1,22 < 2,8$, άρα δεχόμαστε την H_0 , που σημαίνει ότι οι μεταβλητές δεν επιδρούν στην πραγματικότητα πάνω στην R_p .

3 Έλεγχος γραμμικών περιορισμών

Το t σε απόλυτη τιμή $|t| = 0,44$, όπως αυτή υπολογίστηκε από το Wald Test του E-views.

Συγκρίνουμε με $t_{T-(K+1),\alpha/2} = 1,96$ σε επίπεδο σημαντικότητας 2,5%. Έχουμε $|t| = 0,44 < 1,96$ άρα δεχόμαστε την H_0 που σημαίνει ότι $\gamma_1 - \gamma_2 - \gamma_3 = 0$. Πράγμα που σημαίνει ότι οι τρεις συντελεστές ασκούν την ίδια επίδραση στην R_p .

Έλεγχος πολυσυγγραμικότητας

Έτσι αν : $X_1 = \beta_{pt-1}, X_2 = \beta_{pt-1}^2, X_3 = S_{pt-1}$, έχουμε:

$$r_{12}^2 = 0,01$$

$$r_{13}^2 = 0,03$$

$$r_{23}^2 = 0,37$$

Παρατηρούμε ότι όλοι οι συντελεστές απλής συσχέτισης έχουν μικρές τιμές άρα δεχόμαστε ότι δεν υπάρχει πρόβλημα πολυσυγγραμικότητας, που σημαίνει ότι οι ερμηνευτικές μεταβλητές δε συνδέονται μεταξύ τους με γραμμική σχέση.

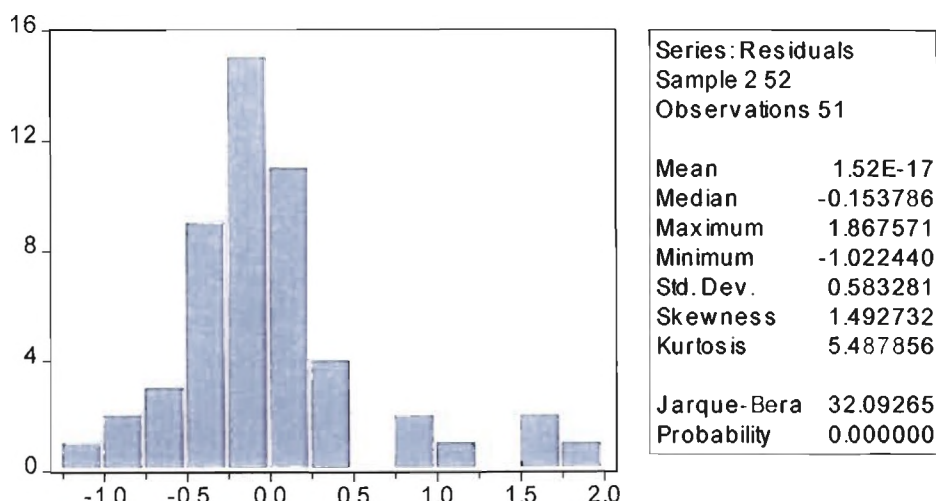
ο **Έλεγχος αυτοσυσχέτισης των καταλοίπων**

Γίνεται με το κριτήριο Durbin - Watson όπου και διαπιστώνουμε ότι $DW=1,74$. Με τη βοήθεια των πινάκων ($\alpha=0,05$, $K=3$, $T=52$), παρατηρούμε ότι $d_L=1,43$ και $d_U=1,67$ οπότε $d_U < d < 4-d_U$. Άρα δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση πρώτης τάξεως μεταξύ των E_t και E_{t-1} , πράγμα που σημαίνει ότι τα σφάλματα της μίας περιόδου δεν σχετίζονται από τα σφάλματα της προηγούμενης περιόδου.

Θετική αυτοσυσχέτιση	Δε μπορεί να ληφθεί απόφαση	Δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση	Δε μπορεί να ληφθεί απόφαση	Αρνητική αυτοσυσχέτιση
d_L	d_U	$4-d_U$	$4-d_L$	

ο **Έλεγχος κανονικότητας των καταλοίπων**

Γίνεται με την τιμή της στατιστικής JB, όπου $JB = 32,09$ η οποία είναι μεγαλύτερη από την τιμή της χ^2 με 3 βαθμούς ελευθερίας ($\chi^2 = 7,815$, σε επίπεδο σημαντικότητας 0,05). Επειδή $JB > \chi^2$ απορρίπτουμε τη μηδενική υπόθεση ότι τα κατάλοιπα κατανέμονται κανονικά.



Διάγραμμα 7: Έλεγχος κανονικής κατανομής καταλοίπων χαρτοφυλακίου 2 έτους 2006

ο **Έλεγχος ετεροσκεδαστικότητας**

Ο οποίος γίνεται με τον έλεγχο White. Ο έλεγχος της μηδενικής υπόθεσης ότι δεν υπάρχει ετεροσκεδαστικότητα γίνεται με τη στατιστική TR^2 που ακολουθεί τη χ^2 με p βαθμούς ελευθερίας. Επειδή για $p=3$, $\chi^2=16,91 > TR^2 = 6,95$ αποδεχόμαστε τη μηδενική υπόθεση σύμφωνα με την οποία δεν υπάρχει ετεροσκεδαστικότητα.

Σύμφωνα με τα παραπάνω αποτελέσματα της πρώτης τριετίας (2004 έως 2006) παρατηρούμε ότι στο χαρτοφυλάκιο 2 με τη μετοχή που ανήκει στο δείκτη FTSES80:

- δεν υπάρχει γραμμική σχέση ανάμεσα στην αναμενόμενη απόδοση και τον κίνδυνο των μετοχών του χαρτοφυλακίου
- ο συστηματικός κίνδυνος (βήτα) δεν είναι το μοναδικό μέτρο κινδύνου των μετοχών του χαρτοφυλακίου
- ο υψηλότερος κίνδυνος συνδέεται με υψηλότερη αναμενόμενη απόδοση
- οι μετοχές του χαρτοφυλακίου δεν αποφέρουν αποδόσεις χωρίς κίνδυνο

1^η ΥΠΟΠΕΡΙΟΔΟΣ – έτος 2005 : Διαμόρφωση Χαρτοφυλακίων

Τα αποτελέσματα που προκύπτουν, από τις παλινδρομήσεις των αποδόσεων της καθεμίας μετοχής με τους αντίστοιχους δείκτες κεφαλαιοποίησης, κατά το έτος 2005, φαίνονται στους πίνακες II.2.α, II.2.β και II.2.γ. του Παραρτήματος II.

Στην υποπερίοδο 2005, συνεχίζουμε να διαχωρίζουμε τις μετοχές σε δύο κατηγορίες, βάσει του δείκτη μετοχών στον οποίο αυτές ανήκουν (δηλ. FTSE20 και FTSES80), σχηματίζοντας έτσι τα εξής δύο χαρτοφυλάκια: Το 1^ο που αποτελείται από 2 μετοχές, την ΜΟΗ και την ΕΛΠΕ όπου έχουν $\beta_i < 1$ (με βρ χαρτοφυλακίου $\beta_r = 0,66$) και ένα χαρτοφυλάκιο που περιλαμβάνει αποκλειστικά τη μετοχή ΕΛΙΝ ($\beta_i < 1$) με βρ χαρτοφυλακίου $\beta_r = 0,26$.

Συνεπάγεται ότι, οι μετοχές που συγκροτούν και τα δύο χαρτοφυλάκια της συγκεκριμένης υποπεριόδου, χαρακτηρίζονται ως αμυντικές μετοχές, αφού για όλες ισχύει $\beta_i < 1$. Τα εκτιμημένα α των μετοχών, δείχνουν ότι οι μετοχές του πρώτου χαρτοφυλακίου είναι υποτιμημένες ($\alpha_i > 0$), ενώ η μετοχή του δεύτερου είναι υπερτιμημένη ($\alpha_i < 0$).

Με άλλα λόγια και τα δύο χαρτοφυλάκια αποτελούμενα από τις τρεις ανωτέρω μετοχές, χαρακτηρίζονται ως αμυντικά και εκφράζουν τη μερίδα των επενδυτών που αποστρέφονται τον κίνδυνο.

- Έλεγχος υπόθεσης: $\alpha = 0$

Στην πρώτη υποπερίοδο, κρίνεται σκόπιμη η διενέργεια ελέγχου της t στατιστικής του συντελεστή άλφα της κάθε μετοχής, έτσι όπως προέκυψε από τις παλινδρομήσεις με τους δείκτες κεφαλαιοποίησης. Παρατηρείται για τις μετοχές ΕΛΠΕ και ΕΛΙΝ, ότι $|t_{\alpha} = 0| < 2$, συνεπώς δεχόμαστε τη μηδενική υπόθεση ότι το α εκτιμημένο κατανέμεται κανονικά με μέση τιμή 0 και εκτιμημένη διακύμανση $se(\alpha)^2$, όπως επίσης, ότι ο συντελεστής των μετοχών αυτών δεν είναι στατιστικά σημαντικός. Αντίθετα, για τη μετοχή ΜΟΗ, ισχύει ότι $|t_{\alpha} = 0| > 2$, άρα απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση για το α εκτιμημένο, το οποίο είναι στατιστικά σημαντικό.

- Έλεγχος υπόθεσης: $\beta = 0$

Εν συνεχεία, διενεργείται έλεγχος με την t στατιστική του συντελεστή βήτα της κάθε μετοχής, έτσι όπως προέκυψε από τις προαναφερθείσες παλινδρομήσεις με τους δείκτες κεφαλαιοποίησης για την ίδια υποπερίοδο. Παρατηρείται για όλες τις μετοχές, ότι $|t_{\beta} = 0| > 2$,

συνεπώς απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση ότι το β εκτιμημένο κατανέμεται κανονικά με μέση τιμή 0 και εκτιμημένη διακύμανση $se(\alpha)^2$. Συμπεραίνεται ότι ο εν λόγω συντελεστής είναι στατιστικά σημαντικός άρα και οι αποδόσεις του χαρτοφυλακίου της αγοράς επιδρούν στις αποδόσεις των εν λόγω μετοχών.

2^η ΥΠΟΠΕΡΙΟΔΟΣ – έτος 2006 : Υπολογισμός των μεταβλητών β, β^2, S_p

Χωρίζοντας τις αποδόσεις των μετοχών σε χρονικά διαστήματα μίας εβδομάδας για ολόκληρο το έτος (52 εβδομάδες στο σύνολο), παλινδρομούμε τις αποδόσεις της κάθε μετοχής με τον αντίστοιχο δείκτη κεφαλαιοποίησης στον οποίο ανήκει. Σχετικά με το 1^ο χαρτοφυλάκιο που απαρτίζεται από τις μετοχές ΜΟΗ και ΕΛΠΕ που ανήκουν στον ίδιο δείκτη (FTSE20), για τη διεξαγωγή των παλινδρομήσεων λήφθηκε υπόψη ο μέσος όρος των αποδόσεων των δύο μετοχών συγκριτικά με το δείκτη.

3^η ΥΠΟΠΕΡΙΟΔΟΣ – έτος 2007 : Εμπειρικός Έλεγχος των Υποθέσεων

Παλινδρομώντας το κάθε χαρτοφυλάκιο με την ακόλουθη εξίσωση :

$$R_{pt} = \gamma_{0t} + \gamma_{1t}\beta_{pt-1} + \gamma_{2t}\beta_{pt-1}^2 + \gamma_{3t}S_{pt-1} + \eta_{pt}$$

προκύπτουν οι εκτιμημένες μεταβλητές: γ_{0t} ,

γ_{1t} , γ_{2t} , γ_{3t} , όπως φαίνεται και στους Πίνακες II.2.δ. και II.2.ε., με τις τιμές των οποίων ελέγχουμε τις υποθέσεις του υποδείγματος.

Χαρτοφυλάκιο 1 (μετοχές που ανήκουν στον FTSE20)
έτος 2007

- Υπόθεση 1: Έλεγχος Γραμμικότητας

$\gamma_{2t} = -0,10$ απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση, που σημαίνει ότι υπάρχει μη γραμμική σχέση ανάμεσα στην αναμενόμενη απόδοση και τον κίνδυνο των μετοχών του χαρτοφυλακίου.

- Υπόθεση 2: Έλεγχος Ύπαρξης μη συστηματικού κινδύνου

$\gamma_{3t} \approx 0$ ($\gamma_{3t} = 0,005$) σημαίνει ότι ο συστηματικός κίνδυνος (βήτα) είναι το μοναδικό μέτρο κινδύνου των μετοχών του χαρτοφυλακίου.

- Υπόθεση 3: Έλεγχος θετικής σχέσης απόδοσης κινδύνου

$\gamma_{1t} = 0,10$ άρα υπάρχει θετική σχέση ανάμεσα στις αναμενόμενες αποδόσεις και τον κίνδυνο των μετοχών του χαρτοφυλακίου, δηλαδή ο υψηλότερος κίνδυνος συνδέεται με υψηλότερη αναμενόμενη απόδοση.

- Υπόθεση 4: Έλεγχος της υπόθεσης των SHARPE – LITNER

$\gamma_{0t} \neq R_{ft}$, με $R_{ft} = 3,955$ άρα οι μετοχές του χαρτοφυλακίου δεν αποφέρουν αποδόσεις χωρίς κίνδυνο.

Επιπλέον, το R^2 του χαρτοφυλακίου είναι $R^2 = 0,01$ το οποίο είναι πολύ μικρό και απέχει πολύ από την μονάδα. Αυτό σημαίνει ότι ο διαφοροποιήσιμος κίνδυνος του χαρτοφυλακίου είναι μεγάλος.

Στατιστικός Έλεγχος του Υποδείγματος

1 Έλεγχος της υπόθεσης : $\gamma_1=0$

* Για το συντελεστή γ_1 έχουμε $|t\text{-stat}| = 0,45 < 2$. Αυτό σημαίνει ότι ο συντελεστής γ_1 δεν είναι στατιστικά σημαντικός και κατ' επέκταση ότι ο συστηματικός κίνδυνος (βήτα) της μετοχής του χαρτοφυλακίου φαίνεται να μην επιδρά στις αποδόσεις των μετοχών του χαρτοφυλακίου.

* Για το συντελεστή γ_2 έχουμε $|t\text{-stat}| = 0,56 < 2$. Συνεπώς, δεχόμαστε τη μηδενική υπόθεση (H_0), δηλαδή ότι ο συντελεστής γ_2 δεν είναι στατιστικά σημαντικός και κατ' επέκταση ότι το τετράγωνο του συστηματικού κινδύνου (βήτα) των μετοχών του χαρτοφυλακίου φαίνεται να μην επιδρά στις αποδόσεις των μετοχών του χαρτοφυλακίου.

* Για το συντελεστή γ_3 έχουμε $|t\text{-stat}| = 0,03 < 2$. Γίνεται αποδεκτή η μηδενική υπόθεση (H_0) ότι ο συντελεστής γ_3 δεν είναι στατιστικά σημαντικός και κατ' επέκταση ότι η τυπική απόκλιση των μετοχών του χαρτοφυλακίου φαίνεται να μην επιδρά στις αποδόσεις της μετοχής του χαρτοφυλακίου.

* Ελέγχοντας τέλος, και τη στατιστική σημαντικότητα του σταθερού όρου γ_0 , όπου $|t\text{-stat}| = 0,14 < 2$ δεχόμαστε τη μηδενική υπόθεση σύμφωνα με την οποία ο σταθερός όρος δεν είναι στατιστικά σημαντικός.

2 Έλεγχος της υπόθεσης : $\gamma_1 = \gamma_2 = \gamma_3 = 0$

Για να τις ελέγξουμε βρίσκουμε την $F\text{-stat}$ η οποία είναι ίση με $F = 0,11$ σε επίπεδο σημαντικότητας 5%, όπως αυτή υπολογίστηκε από το Wald Test του E-views.

Συγκρίνουμε με $F_{K,T-(K+1),\alpha} = F_{3,48,0,05} = 2,8$.

Έχουμε $F = 0,11 < 2,8$ συνεπώς δεχόμαστε την H_0 , που σημαίνει ότι οι μεταβλητές δεν επιδρούν στην πραγματικότητα πάνω στην R_p .

3 Έλεγχος γραμμικών περιορισμών

Το t σε απόλυτη τιμή $|t| = 0,15$ όπως αυτή υπολογίστηκε από το Wald Test του E-views.

Συγκρίνουμε με $t_{T-(K+1),\alpha/2} = 1,96$ σε επίπεδο σημαντικότητας 2,5%. Έχουμε $|t| = 0,15 < 1,96$ άρα δεχόμαστε την H_0 που σημαίνει ότι $\gamma_1 - \gamma_2 - \gamma_3 = 0$. Συμπεραίνεται ότι οι τρεις συντελεστές ασκούν την ίδια επίδραση στην R_p .

Έλεγχος πολυσυννραμικότητας

Έτσι αν : $X_1 = \beta_{pt-1}, X_2 = \beta_{pt-1}^2, X_3 = S_{pt-1}$, έχουμε:

$r_{12}^2 = 0,89$

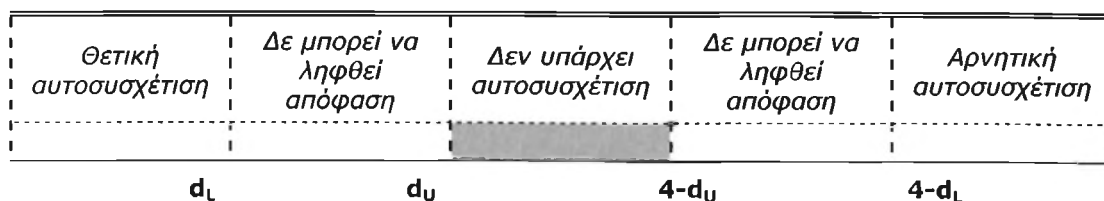
$r_{13}^2 = 0,71$

$r_{23}^2 = 0,58$

Παρατηρούμε ότι όλοι οι συντελεστές απλής συσχέτισης έχουν μικρές τιμές άρα δεχόμαστε ότι δεν υπάρχει πρόβλημα πολυσυγγραμικότητας, που σημαίνει ότι οι ερμηνευτικές μεταβλητές δε συνδέονται μεταξύ τους με γραμμική σχέση.

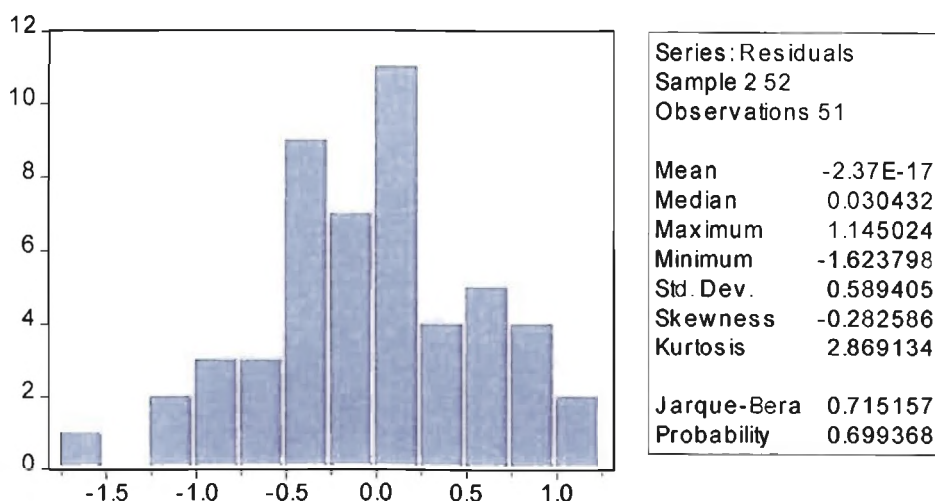
ο **Έλεγχος αυτοσυσχέτισης των καταλοίπων**

Γίνεται με το κριτήριο Durbin - Watson όπου και διαπιστώνουμε ότι $DW = 2,03$. Με τη βοήθεια των πινάκων ($\alpha = 0,05$, $K = 3$, $T = 52$), παρατηρούμε ότι $d_L = 1,43$ και $d_U = 1,67$ οπότε $d_U < d < 4 - d_U$. Άρα δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση πρώτης τάξεως μεταξύ των E_t και E_{t-1} , πράγμα που σημαίνει ότι τα σφάλματα της μίας περιόδου δεν σχετίζονται από τα σφάλματα της προηγούμενης περιόδου.



ο **Έλεγχος κανονικότητας των καταλοίπων**

Γίνεται με την τιμή της στατιστικής JB, όπου $JB = 0,72$ η οποία είναι μικρότερη από την τιμή της χ^2 με 3 βαθμούς ελευθερίας ($\chi^2 = 7,815$, σε επίπεδο σημαντικότητας 0,05). Επειδή $JB < \chi^2$, δεχόμαστε τη μηδενική υπόθεση ότι τα κατάλοιπα κατανέμονται κανονικά.



Διάγραμμα 8: Έλεγχος κανονικής κατανομής καταλοίπων χαρτοφυλακίου 1 έτους 2007



ο **Έλεγχος ετεροσκεδαστικότητας**

Ο έλεγχος ετεροσκεδαστικότητας διενεργείται με τον έλεγχο White. Ο έλεγχος της μηδενικής υπόθεσης ότι δεν υπάρχει ετεροσκεδαστικότητα γίνεται με τη στατιστική TR^2 που ακολουθεί τη χ^2 με p βαθμούς ελευθερίας. Επειδή για $p=3$, $\chi^2=16,91 < TR^2= 29,5$ απορρίπτουμε τη μηδενική υπόθεση σύμφωνα με την οποία δεν υπάρχει ετεροσκεδαστικότητα.

Σύμφωνα με τα παραπάνω αποτελέσματα της δεύτερης τριετίας (2005 έως 2007) παρατηρούμε ότι στο χαρτοφυλάκιο 1 των μετοχών που ανήκουν στο δείκτη FTSE20:

- δεν υπάρχει γραμμική σχέση ανάμεσα στην αναμενόμενη απόδοση και τον κίνδυνο των μετοχών του χαρτοφυλακίου
- ο συστηματικός κίνδυνος (βήτα) είναι το μοναδικό μέτρο κινδύνου των μετοχών του χαρτοφυλακίου
- ο υψηλότερος κίνδυνος συνδέεται με υψηλότερη αναμενόμενη απόδοση
- οι μετοχές του χαρτοφυλακίου δεν αποφέρουν αποδόσεις χωρίς κίνδυνο

Χαρτοφυλάκιο 2 (μετοχή που ανήκει στον FTSES80)
έτος 2007

- Υπόθεση 1: Έλεγχος Γραμμικότητας

$\gamma_{2t} = 0,16$ απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση, που σημαίνει ότι υπάρχει μη γραμμική σχέση ανάμεσα στην αναμενόμενη απόδοση και τον κίνδυνο των μετοχών του χαρτοφυλακίου.

- Υπόθεση 2: Έλεγχος Ύπαρξης μη συστηματικού κινδύνου

$\gamma_{3t} = - 0,08$ σημαίνει ότι ο συστηματικός κίνδυνος (βήτα) δεν είναι το μοναδικό μέτρο κινδύνου των μετοχών του χαρτοφυλακίου.

- Υπόθεση 3: Έλεγχος θετικής σχέσης απόδοσης κινδύνου

$\gamma_{1t} = 0,05$ ($\gamma_{1t} > 0$) υπάρχει θετική σχέση ανάμεσα στις αναμενόμενες αποδόσεις και τον κίνδυνο των μετοχών του χαρτοφυλακίου, δηλαδή ο υψηλότερος κίνδυνος συνδέεται με υψηλότερη αναμενόμενη απόδοση.

- Υπόθεση 4: Έλεγχος της υπόθεσης των SHARPE – LITNER

$\gamma_{0t} \neq R_{ft}$, με $R_{ft} = 3,955$ άρα οι μετοχές του χαρτοφυλακίου δεν αποφέρουν αποδόσεις χωρίς κίνδυνο.

Επιπλέον, το R^2 του χαρτοφυλακίου είναι $R^2 = 0,06$ το οποίο είναι πολύ μικρό και απέχει πολύ από την μονάδα. Αυτό σημαίνει ότι ο διαφοροποιήσιμος κίνδυνος του χαρτοφυλακίου είναι μεγάλος.

Στατιστικός Έλεγχος του Υποδείγματος

1 Έλεγχος της υπόθεσης : $\gamma_i=0$

* Για το συντελεστή γ_1 έχουμε $|t\text{-stat}| = 0,46 < 2$. Αυτό σημαίνει ότι ο συντελεστής γ_1 δεν είναι στατιστικά σημαντικός και κατ' επέκταση ότι ο συστηματικός κίνδυνος (βήτα) της μετοχής του χαρτοφυλακίου φαίνεται να μην επιδρά στις αποδόσεις των μετοχών του χαρτοφυλακίου.

* Για το συντελεστή γ_2 , έχουμε $|t\text{-stat}| = 1,31 < 2$. Συνεπώς, δεχόμαστε τη μηδενική υπόθεση (H_0), δηλαδή ότι ο συντελεστής γ_2 δεν είναι στατιστικά σημαντικός και κατ' επέκταση ότι το τετράγωνο του συστηματικού κινδύνου (βήτα) των μετοχών του χαρτοφυλακίου φαίνεται να μην επιδρά στις αποδόσεις των μετοχών του χαρτοφυλακίου.

* Για το συντελεστή γ_3 , έχουμε, $|t\text{-stat}| = 0,51 < 2$. Γίνεται δεκτή η μηδενική υπόθεση (H_0) δηλαδή ο συντελεστής γ_3 δεν είναι στατιστικά σημαντικός και κατ' επέκταση ότι η τυπική απόκλιση των μετοχών του χαρτοφυλακίου φαίνεται να μην επιδρά στις αποδόσεις της μετοχής του χαρτοφυλακίου.

* Τέλος, ελέγχοντας και τη στατιστική σημαντικότητα του σταθερού όρου γ_0 , όπου $|t\text{-stat}| = 0,05 < 2$ δεχόμαστε τη μηδενική υπόθεση, συνεπώς, ο σταθερός όρος δεν είναι στατιστικά σημαντικός.

2 Έλεγχος της υπόθεσης : $\gamma_1 = \gamma_2 = \gamma_3 = 0$

Για να τις ελέγξουμε βρίσκουμε την $F\text{-stat}$ η οποία είναι ίση με $F=0,96$ σε επίπεδο σημαντικότητας 5%, όπως αυτή υπολογίστηκε από το Wald Test του E-views.

Συγκρίνουμε με $F_{K,T-(K+1),\alpha} = F_{3,48,0,05} = 2,8$.

Έχουμε $F = 0,96 < 2,8$ άρα δεχόμαστε την H_0 , που σημαίνει ότι οι μεταβλητές δεν επιδρούν στην πραγματικότητα πάνω στην R_p .

3 Έλεγχος γραμμικών περιορισμών

Το t σε απόλυτη τιμή $|t| = 0,01$ όπως αυτή υπολογίστηκε από το Wald Test του E-views.

Συγκρίνουμε με $t_{T-(K+1),\alpha/2} = 1,96$ σε επίπεδο σημαντικότητας 2,5%. Έχουμε $|t| = 0,01 < 1,96$ άρα δεχόμαστε την H_0 που σημαίνει ότι $\gamma_1 - \gamma_2 - \gamma_3 = 0$, συνεπώς οι τρεις συντελεστές ασκούν την ίδια επίδραση στην R_p .

Έλεγχος πολυσυγγραμικότητας

Έτσι αν : $X_1 = \beta_{pt-1}, X_2 = \beta_{pt-1}^2, X_3 = S_{pt-1}$, έχουμε:

$$r_{12}^2 = 0,22$$

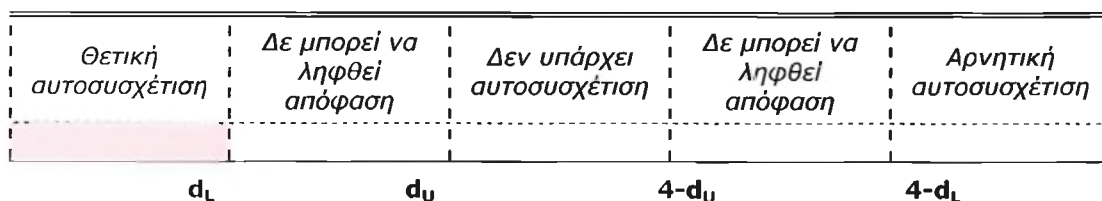
$$r_{13}^2 = 0,10$$

$$r_{23}^2 = 0,23$$

Παρατηρούμε ότι όλοι οι συντελεστές απλής συσχέτισης έχουν μικρές τιμές άρα δεχόμαστε ότι δεν υπάρχει πρόβλημα πολυσυγγραμικότητας, που σημαίνει ότι οι ερμηνευτικές μεταβλητές δε συνδέονται μεταξύ τους με γραμμική σχέση.

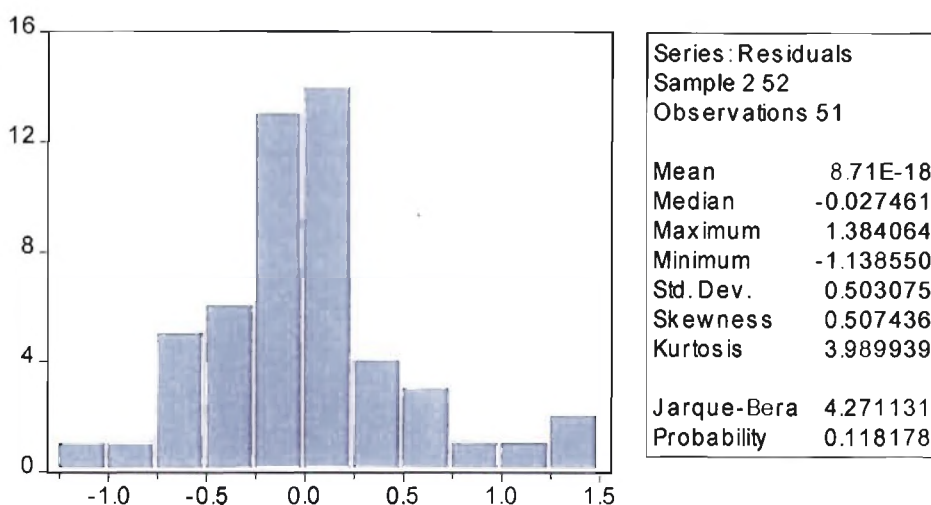
ο **Έλεγχος αυτοσυσχέτισης των καταλοίπων**

Γίνεται με το κριτήριο Durbin - Watson όπου και διαπιστώνουμε ότι $DW=1,41$. Με τη βοήθεια των πινάκων ($\alpha=0,05$, $K=3$, $T=52$), παρατηρούμε ότι $d_L=1,43$ και $d_U=1,67$ οπότε $d < d_L$. Άρα υπάρχει θετική αυτοσυσχέτιση μεταξύ των E_t και E_{t-1} , πράγμα που σημαίνει ότι τα σφάλματα της μίας περιόδου σχετίζονται από τα σφάλματα της προηγούμενης περιόδου.



ο **Έλεγχος κανονικότητας των καταλοίπων**

Γίνεται με την τιμή της στατιστικής JB, όπου $JB = 4,27$ η οποία είναι μικρότερη από την τιμή της χ^2 με 3 βαθμούς ελευθερίας ($\chi^2 = 7,815$, σε επίπεδο σημαντικότητας 0,05). Επειδή $JB < \chi^2$, δεχόμαστε τη μηδενική υπόθεση ότι τα κατάλοιπα κατανέμονται κανονικά.



Διάγραμμα 9: Έλεγχος κανονικής κατανομής καταλοίπων χαρτοφυλακίου 2 έτους 2007

ο **Έλεγχος ετεροσκεδαστικότητας**

Ο οποίος γίνεται με τον έλεγχο White. Ο έλεγχος της μηδενικής υπόθεσης ότι δεν υπάρχει ετεροσκεδαστικότητα γίνεται με τη στατιστική TR^2 που ακολουθεί τη χ^2 με p βαθμούς ελευθερίας. Επειδή για $p=3$, $\chi^2=16,91 > TR^2=4,35$ αποδεχόμαστε τη μηδενική υπόθεση σύμφωνα με την οποία δεν υπάρχει ετεροσκεδαστικότητα.

Σύμφωνα με τα παραπάνω αποτελέσματα της δεύτερης τριετίας (2005 έως 2007) παρατηρούμε ότι στο χαρτοφυλάκιο 2 με τη μετοχή που ανήκει στο δείκτη FTSES80:

- δεν υπάρχει γραμμική σχέση ανάμεσα στην αναμενόμενη απόδοση και τον κίνδυνο των μετοχών του χαρτοφυλακίου
- ο συστηματικός κίνδυνος (βήτα) δεν είναι το μοναδικό μέτρο κινδύνου των μετοχών του χαρτοφυλακίου
- ο υψηλότερος κίνδυνος συνδέεται με υψηλότερη αναμενόμενη απόδοση
- οι μετοχές του χαρτοφυλακίου δεν αποφέρουν αποδόσεις χωρίς κίνδυνο

1^η ΥΠΟΠΕΡΙΟΔΟΣ – έτος 2006 : Διαμόρφωση Χαρτοφυλακίων

Τα αποτελέσματα που προκύπτουν, από τις παλινδρομήσεις των αποδόσεων της καθεμίας μετοχής με τον αντίστοιχο δείκτη κεφαλαιοποίησης, κατά το έτος 2006, φαίνονται στους πίνακες II.3.α, II.3.β και II.3.γ. του Παραρτήματος II.

Στην υποπερίοδο 2006, επαναλήφθηκε ο διαχωρισμός των μετοχών στις δύο κατηγορίες (βάσει του δείκτη μετοχών στον οποίο αυτές ανήκουν - FTSE20 και FTSES80), σχηματίζοντας έτσι τα δύο χαρτοφυλάκια που σχηματίστηκαν και τις δύο προηγούμενες υποπεριόδους. Πιο συγκεκριμένα: Το 1^ο χαρτοφυλάκιο, αποτελούμενο από 2 μετοχές, την MOH και την ΕΛΠΕ όπου έχουν $\beta_i < 1$ (με β_r χαρτοφυλακίου $\beta_r = 0,75$) και ένα χαρτοφυλάκιο που περιλαμβάνει αποκλειστικά τη μετοχή ΕΛΙΝ ($\beta_i < 1$) με β_r χαρτοφυλακίου $\beta_r = 0,39$.

Συμπεραίνεται ότι, οι μετοχές που συγκροτούν και τα δύο χαρτοφυλάκια της συγκεκριμένης υποπεριόδου, χαρακτηρίζονται ως αμυντικές μετοχές, αφού $\beta_i < 1$. Τα εκτιμημένα α των μετοχών, δείχνουν ότι οι μετοχές του πρώτου χαρτοφυλακίου είναι υπερτιμημένες ($\alpha_i < 0$), ενώ η μετοχή του δεύτερου χαρτοφυλακίου είναι υποτιμημένη ($\alpha_i > 0$).

Με άλλα λόγια και τα δύο χαρτοφυλάκια θα αποτελέσουν επιλογή των επενδυτών εκείνων που αποστρέφονται τον κίνδυνο.

- Έλεγχος υπόθεσης: $\alpha = 0$

Όπως ανωτέρω έτσι και τώρα, σε κάθε υποπερίοδο διαμόρφωσης χαρτοφυλακίων, διενεργείται έλεγχος με την t στατιστική του συντελεστή άλφα της κάθε μετοχής, έτσι όπως προκύπτει από τις παλινδρομήσεις με τους δείκτες FTSE20 και FTSES80. Παρατηρείται για όλες τις μετοχές, ότι $|t_{\alpha=0}| < 2$, συνεπώς δεχόμαστε τη μηδενική υπόθεση ότι το α εκτιμημένο κατανέμεται κανονικά με μέση τιμή 0 και εκτιμημένη διακύμανση $se(\alpha)^2$. Επιπλέον, ο συντελεστής α όλων των μετοχών δεν είναι στατιστικά σημαντικός.

- Έλεγχος υπόθεσης: $\beta = 0$

Εν συνεχεία, διενεργείται έλεγχος με την t στατιστική του συντελεστή βήτα της κάθε μετοχής, έτσι όπως προκύπτει ομοίως από τις προαναφερθείσες παλινδρομήσεις με τους δείκτες FTSE20 και FTSES80 τη συγκεκριμένη υποπερίοδο. Παρατηρείται για όλες τις μετοχές, ότι $|t_{\beta=0}| > 2$, συνεπώς απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση σύμφωνα με την οποία το β εκτιμημένο

κατανέμεται κανονικά με μέση τιμή 0 και εκτιμημένη διακύμανση $se(a)^2$. Συμπεραίνεται ότι ο εν λόγω συντελεστής είναι στατιστικά σημαντικός άρα και οι αποδόσεις του χαρτοφυλακίου της αγοράς επιδρούν στις αποδόσεις των εν λόγω μετοχών.

2^η ΥΠΟΠΕΡΙΟΔΟΣ – έτος 2007 : Υπολογισμός των μεταβλητών β_r, β_r^2, S_r

Χωρίζοντας τις αποδόσεις των μετοχών του κάθε χαρτοφυλακίου σε χρονικά διαστήματα μίας εβδομάδας για ολόκληρο το έτος, παλινδρομούμε τις αποδόσεις της κάθε μετοχής με τον αντίστοιχο δείκτη κεφαλαιοποίησης στον οποίο ανήκει.

3^η ΥΠΟΠΕΡΙΟΔΟΣ – έτος 2008 : Εμπειρικός Έλεγχος των Υποθέσεων

Παλινδρομώντας το κάθε χαρτοφυλάκιο με την ακόλουθη εξίσωση :

$R_{pt} = \gamma_{0t} + \gamma_{1t}\beta_{pt-1} + \gamma_{2t}\beta_{pt-1}^2 + \gamma_{3t}S_{pt-1} + \eta_{pt}$ προκύπτουν οι εκτιμημένες μεταβλητές: γ_{0t} , γ_{1t} , γ_{2t} , γ_{3t} , όπως φαίνεται και στους Πίνακες ΙΙ.3.δ. (για το χαρτοφυλάκιο 1) και ΙΙ.3.ε. (για το χαρτοφυλάκιο 2), με τις τιμές των οποίων ελέγχουμε τις υποθέσεις του υποδείγματος.

Χαρτοφυλάκιο 1 (μετοχές που ανήκουν στον FTSE20)
έτος 2008

Παρακάτω, περιγράφονται οι έλεγχοι που έγιναν στο χαρτοφυλάκιο 1, για την περίοδο 01/01/2008 έως 26/09/2008. Τα αποτελέσματα της παλινδρόμησης και τα στοιχεία που περιγράφονται και αναλύονται κατωτέρω, προέρχονται από τον πίνακα ΙΙ.3.δ. του Παραρτήματος ΙΙ.

- Υπόθεση 1: Έλεγχος Γραμμικότητας

$\gamma_{2t} = - 0,21$ απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση, που σημαίνει ότι υπάρχει μη γραμμική σχέση ανάμεσα στην αναμενόμενη απόδοση και τον κίνδυνο των μετοχών του χαρτοφυλακίου.

- Υπόθεση 2: Έλεγχος Ύπαρξης μη συστηματικού κινδύνου

$\gamma_{3t} = - 0,11$ σημαίνει ότι ο συστηματικός κίνδυνος (βήτα) δεν είναι το μοναδικό μέτρο κινδύνου των μετοχών του χαρτοφυλακίου.

- Υπόθεση 3: Έλεγχος θετικής σχέσης απόδοσης κινδύνου

$\gamma_{1t} = 0,43$ ($\gamma_{1t} > 0$) υπάρχει θετική σχέση ανάμεσα στις αναμενόμενες αποδόσεις και τον κίνδυνο των μετοχών του χαρτοφυλακίου, δηλαδή ο υψηλότερος κίνδυνος συνδέεται με υψηλότερη αναμενόμενη απόδοση.

- Υπόθεση 4: Έλεγχος της υπόθεσης των SHARPE – LITNER

$\gamma_{0t} \neq R_{ft}$, με $R_{ft} = 4,795$ άρα οι μετοχές του χαρτοφυλακίου δεν αποφέρουν αποδόσεις χωρίς κίνδυνο.

Επιπλέον, το R^2 του χαρτοφυλακίου είναι $R^2 = 0,09$ το οποίο είναι πολύ μικρό και απέχει πολύ από την μονάδα. Αυτό σημαίνει ότι ο διαφοροποιήσιμος κίνδυνος του χαρτοφυλακίου είναι μεγάλος.

Στατιστικός Έλεγχος του Υποδείγματος

1 Έλεγχος της υπόθεσης : $\gamma_i=0$

* Για το συντελεστή γ_1 έχουμε $|t\text{-stat}| = 1,55 < 2$. Αυτό σημαίνει ότι ο συντελεστής γ_1 δεν είναι στατιστικά σημαντικός και κατ' επέκταση ότι ο συστηματικός κίνδυνος (βήτα) της μετοχής του χαρτοφυλακίου δε φαίνεται να επιδρά στις αποδόσεις των μετοχών του χαρτοφυλακίου.

* Για το συντελεστή γ_2 , έχουμε $|t\text{-stat}| = 1,38 < 2$. Συνεπώς, δεχόμαστε τη μηδενική υπόθεση (H_0), δηλαδή ότι ο συντελεστής γ_2 δεν είναι στατιστικά σημαντικός και κατ' επέκταση ότι το τετράγωνο του συστηματικού κινδύνου (βήτα) των μετοχών του χαρτοφυλακίου φαίνεται να μην επιδρά στις αποδόσεις των μετοχών του χαρτοφυλακίου.

* Για το συντελεστή γ_3 , έχουμε $|t\text{-stat}| = 0,42 < 2$. Γίνεται δεκτή η μηδενική υπόθεση (H_0) δηλαδή ο συντελεστής γ_3 δεν είναι στατιστικά σημαντικός και κατ' επέκταση ότι η τυπική απόκλιση των μετοχών του χαρτοφυλακίου φαίνεται να μην επιδρά στις αποδόσεις της μετοχής του χαρτοφυλακίου.

* Ελέγχοντας τέλος, και τη στατιστική σημαντικότητα του σταθερού όρου γ_0 , όπου $|t\text{-stat}| = 1,08 < 2$ οπότε δεχόμαστε τη μηδενική υπόθεση, άρα ο σταθερός όρος δεν είναι στατιστικά σημαντικός.

2 Έλεγχος της υπόθεσης : $\gamma_1 = \gamma_2 = \gamma_3 = 0$

Για να τις ελέγξουμε βρίσκουμε την $F\text{-stat}$ η οποία είναι ίση με $F = 1,13$ σε επίπεδο σημαντικότητας 5%, όπως αυτή υπολογίστηκε από το Wald Test του E-views.

Συγκρίνουμε με $F_{k,T-(k+1),\alpha} = F_{3,35,0,05} = 2,88$.

Έχουμε $F = 1,13 < 2,88$ άρα γίνεται δεκτή η H_0 , σύμφωνα με την οποία οι μεταβλητές δεν επιδρούν στην πραγματικότητα πάνω στην R_p .

3 Έλεγχος γραμμικών περιορισμών

Το t σε απόλυτη τιμή $|t| = 3,35$ όπως αυτή υπολογίστηκε από το Wald Test του E-views.

Συγκρίνουμε με $t_{T-(k+1),\alpha/2} = 1,96$ σε επίπεδο σημαντικότητας 2,5%. Έχουμε $|t| = 3,35 > 1,96$ άρα απορρίπτουμε την H_0 σύμφωνα με την οποία $\gamma_1 - \gamma_2 - \gamma_3 = 0$. Δηλαδή οι τρεις συντελεστές ασκούν διαφορετική επίδραση στην R_p .

Έλεγχος πολυσυγγραμικότητας

Έτσι αν : $X_1 = \beta_{pt-1}, X_2 = \beta_{pt-1}^2, X_3 = S_{pt-1}$, έχουμε:

$r_{12}^2 = 0,64$

$r_{13}^2 = 0$

$r_{23}^2 = 0,05$

Παρατηρούμε ότι όλοι οι συντελεστές απλής συσχέτισης έχουν μικρές τιμές άρα δεχόμαστε ότι δεν υπάρχει πρόβλημα πολυσυγγραμικότητας, που σημαίνει ότι οι ερμηνευτικές μεταβλητές δε συνδέονται μεταξύ τους με γραμμική σχέση.

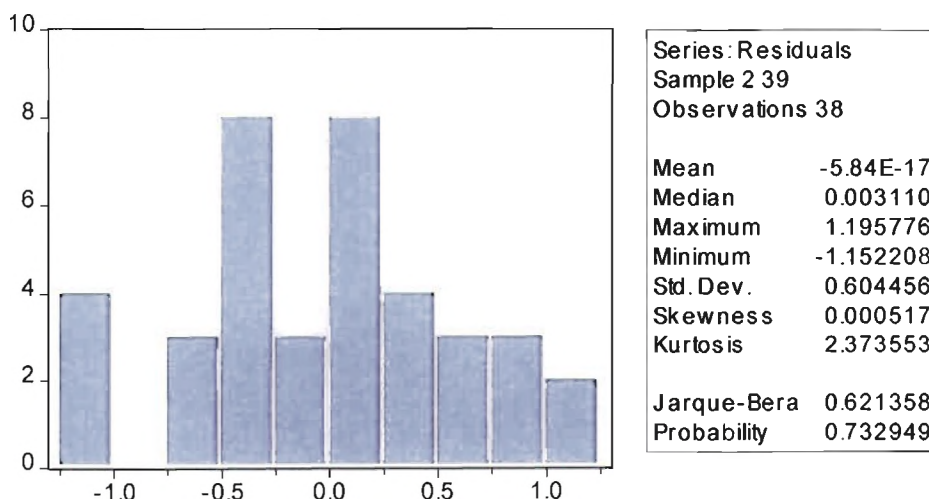
ο **Έλεγχος αυτοσυσχέτισης των καταλοίπων**

Γίνεται με το κριτήριο Durbin - Watson όπου και διαπιστώνουμε ότι $DW = 1,30$. Με τη βοήθεια των πινάκων ($\alpha = 0,05$, $K = 3$, $T = 39$), παρατηρούμε ότι $d_L = 1,33$ και $d_U = 1,66$ οπότε $d < d_L$. Άρα υπάρχει θετική αυτοσυσχέτιση μεταξύ των E_t και E_{t-1} , πράγμα που σημαίνει ότι τα σφάλματα της μίας περιόδου σχετίζονται από τα σφάλματα της προηγούμενης περιόδου.

<i>Θετική αυτοσυσχέτιση</i>	<i>Δε μπορεί να ληφθεί απόφαση</i>	<i>Δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση</i>	<i>Δε μπορεί να ληφθεί απόφαση</i>	<i>Αρνητική αυτοσυσχέτιση</i>
d_L	d_U	$4 - d_U$	$4 - d_L$	

ο **Έλεγχος κανονικότητας των καταλοίπων**

Γίνεται με την τιμή της στατιστικής JB, όπου $JB = 0,62$ η οποία είναι μικρότερη από την τιμή της χ^2 με 3 βαθμούς ελευθερίας ($\chi^2 = 7,815$, σε επίπεδο σημαντικότητας 0,05). Επειδή $JB < \chi^2$ δεχόμαστε τη μηδενική υπόθεση ότι τα κατάλοιπα κατανέμονται κανονικά.



Διάγραμμα 10: Έλεγχος κανονικής κατανομής καταλοίπων χαρτοφυλακίου 1 έτους 2008

ο **Έλεγχος ετεροσκεδαστικότητας**

Ο οποίος γίνεται με τον έλεγχο White. Ο έλεγχος της μηδενικής υπόθεσης ότι δεν υπάρχει ετεροσκεδαστικότητα γίνεται με τη στατιστική TR^2 που ακολουθεί τη χ^2 με p βαθμούς ελευθερίας. Επειδή για $p=3$, $\chi^2=16,91 > TR^2 = 10,03$ αποδεχόμαστε τη μηδενική υπόθεση σύμφωνα με την οποία δεν υπάρχει ετεροσκεδαστικότητα.

Σύμφωνα με τα παραπάνω αποτελέσματα της τρίτης τριετίας (2006 έως 2008) παρατηρούμε ότι στο χαρτοφυλάκιο 1:

- δεν υπάρχει γραμμική σχέση ανάμεσα στην αναμενόμενη απόδοση και τον κίνδυνο των μετοχών του χαρτοφυλακίου
- ο συστηματικός κίνδυνος (βήτα) δεν είναι το μοναδικό μέτρο κινδύνου των μετοχών του χαρτοφυλακίου
- ο υψηλότερος κίνδυνος συνδέεται με υψηλότερη αναμενόμενη απόδοση
- οι μετοχές του χαρτοφυλακίου δεν αποφέρουν αποδόσεις χωρίς κίνδυνο

Χαρτοφυλάκιο 2 (μετοχή που ανήκει στον FTSES80)
έτος 2008

Παρακάτω, περιγράφονται οι έλεγχοι που έγιναν στο χαρτοφυλάκιο 2, για την περίοδο 01/01/2008 έως 26/09/2008. Τα αποτελέσματα των παλινδρομήσεων και τα στοιχεία που συμπεραίνονται και παρατίθενται κατωτέρω, προέρχονται από τον πίνακα II.3.ε. του Παραρτήματος II.

- Υπόθεση 1: Έλεγχος Γραμμικότητας

$\gamma_{2t} = -0,08$ απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση, που σημαίνει ότι υπάρχει μη γραμμική σχέση ανάμεσα στην αναμενόμενη απόδοση και τον κίνδυνο των μετοχών του χαρτοφυλακίου.

- Υπόθεση 2: Έλεγχος Ύπαρξης μη συστηματικού κινδύνου

$\gamma_{3t} = 0,03$ σημαίνει ότι ο συστηματικός κίνδυνος (βήτα) δεν είναι το μοναδικό μέτρο κινδύνου των μετοχών του χαρτοφυλακίου.

- Υπόθεση 3: Έλεγχος θετικής σχέσης απόδοσης κινδύνου

$\gamma_{1t} = 0,07$ ($\gamma_{1t} > 0$) συνεπώς, υπάρχει θετική σχέση ανάμεσα στις αναμενόμενες αποδόσεις και τον κίνδυνο των μετοχών του χαρτοφυλακίου, δηλαδή ο υψηλότερος κίνδυνος συνδέεται με υψηλότερη αναμενόμενη απόδοση.

- Υπόθεση 4: Έλεγχος της υπόθεσης των SHARPE – LITNER

$\gamma_{0t} \neq R_{ft}$, με $R_{ft} = 4,795$ άρα οι μετοχές του χαρτοφυλακίου δεν αποφέρουν αποδόσεις χωρίς κίνδυνο.

Επιπλέον, το R^2 του χαρτοφυλακίου είναι $R^2 = 0,04$ το οποίο είναι πολύ μικρό και απέχει πολύ από την μονάδα. Αυτό σημαίνει ότι ο διαφοροποιήσιμος κίνδυνος του χαρτοφυλακίου είναι μεγάλος.

Στατιστικός Έλεγχος του Υποδείγματος

1 Έλεγχος της υπόθεσης : $\gamma_1=0$

* Για το συντελεστή γ_1 έχουμε $|t\text{-stat}| = 0,71 < 2$. Αυτό σημαίνει ότι ο συντελεστής γ_1 δεν είναι στατιστικά σημαντικός και κατ' επέκταση ότι ο συστηματικός κίνδυνος (βήτα) της μετοχής του χαρτοφυλακίου φαίνεται να μην επιδρά στις αποδόσεις των μετοχών του χαρτοφυλακίου.

* Για το συντελεστή γ_2 , έχουμε $|t\text{-stat}| = 0,94 < 2$. Συνεπώς, δεχόμαστε τη μηδενική υπόθεση (H_0), δηλαδή ότι ο συντελεστής γ_2 δεν είναι στατιστικά σημαντικός και κατ' επέκταση ότι το τετράγωνο του συστηματικού κινδύνου (βήτα) των μετοχών του χαρτοφυλακίου φαίνεται να μην επιδρά στις αποδόσεις των μετοχών του χαρτοφυλακίου.

* Για το συντελεστή γ_3 , έχουμε $|t\text{-stat}| = 0,47 < 2$. Γίνεται δεκτή η μηδενική υπόθεση (H_0) δηλαδή ο συντελεστής γ_3 δεν είναι στατιστικά σημαντικός και κατ' επέκταση ότι η τυπική απόκλιση των μετοχών του χαρτοφυλακίου φαίνεται να μην επιδρά στις αποδόσεις της μετοχής του χαρτοφυλακίου.

* Χρήσιμο είναι τέλος, να ελέγξουμε και τη στατιστική σημαντικότητα του σταθερού όρου γ_0 , όπου $|t\text{-stat}| = 0,73 < 2$ οπότε δεχόμαστε τη μηδενική υπόθεση, άρα ο σταθερός όρος δεν είναι στατιστικά σημαντικός.

2 Έλεγχος της υπόθεσης : $\gamma_1 = \gamma_2 = \gamma_3 = 0$

Για να τις ελέγξουμε βρίσκουμε την $F\text{-stat}$ η οποία είναι ίση με $F = 0,42$ σε επίπεδο σημαντικότητας 5%, όπως αυτή υπολογίστηκε από το Wald Test του E-views.

Συγκρίνουμε με $F_{k,T-(k+1),\alpha} = F_{3,48,0,05} = 2,88$.

Έχουμε $F = 0,42 < 2,88$ άρα δεχόμαστε την H_0 , που σημαίνει ότι οι μεταβλητές δεν επιδρούν στην πραγματικότητα πάνω στην R_p .

3 Έλεγχος γραμμικών περιορισμών

Το t σε απόλυτη τιμή $|t| = 0,60$ όπως αυτή υπολογίστηκε από το Wald Test του E-views.

Συγκρίνουμε με $t_{T-(k+1),\alpha/2} = 1,96$ σε επίπεδο σημαντικότητας 2,5%. Έχουμε $|t| = 0,60 < 1,96$ άρα δεχόμαστε την H_0 σύμφωνα με την οποία $\gamma_1 - \gamma_2 - \gamma_3 = 0$. Πράγμα που σημαίνει ότι οι τρεις συντελεστές ασκούν ίδια επίδραση στην R_p .

Έλεγχος πολυσυγγραμικότητας

Έτσι αν : $X_1 = \beta_{pt-1}, X_2 = \beta_{pt-1}^2, X_3 = S_{pt-1}$, έχουμε:

$r_{12}^2 = 0,09$

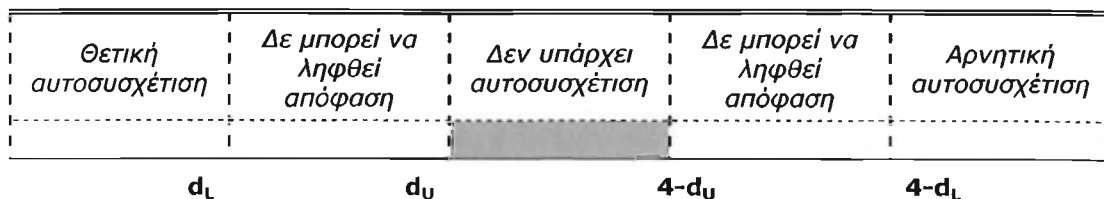
$r_{13}^2 = 0$

$r_{23}^2 = 0,001$

Παρατηρούμε ότι όλοι οι συντελεστές απλής συσχέτισης έχουν μικρές τιμές άρα δεχόμαστε ότι δεν υπάρχει πρόβλημα πολυσυγγραμικότητας, που σημαίνει ότι οι ερμηνευτικές μεταβλητές δε συνδέονται μεταξύ τους με γραμμική σχέση.

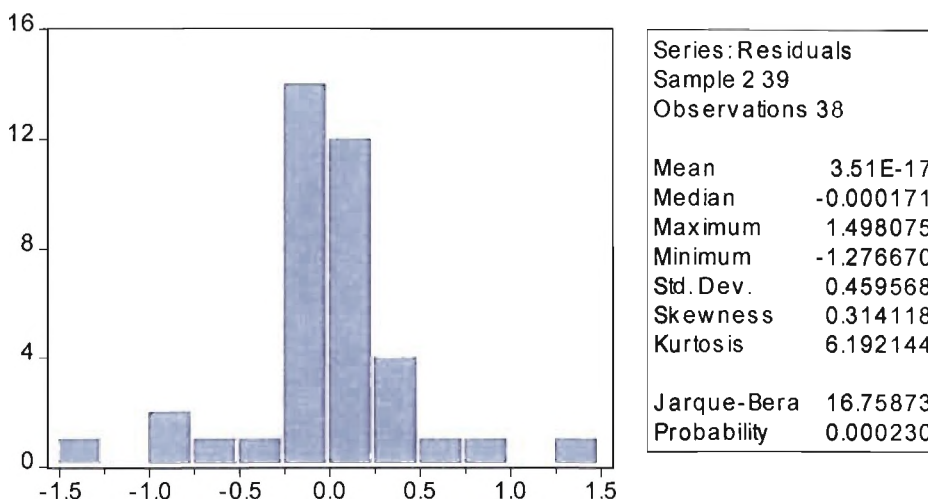
ο **Έλεγχος αυτοσυσχέτισης των καταλοίπων**

Γίνεται με το κριτήριο Durbin - Watson όπου και διαπιστώνουμε ότι $DW = 1,77$. Με τη βοήθεια των πινάκων ($\alpha = 0,05$, $K = 3$, $T = 39$), παρατηρούμε ότι $d_L = 1,33$ και $d_U = 1,66$ οπότε $d_U < d < 4 - d_U$. Άρα δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση πρώτης τάξεως μεταξύ των E_t και E_{t-1} , πράγμα που σημαίνει ότι τα σφάλματα της μίας περιόδου δεν σχετίζονται από τα σφάλματα της προηγούμενης περιόδου.



ο **Έλεγχος κανονικότητας των καταλοίπων**

Γίνεται με την τιμή της στατιστικής JB, όπου $JB = 16,76$ η οποία είναι μεγαλύτερη από την τιμή της χ^2 με 3 βαθμούς ελευθερίας ($\chi^2 = 7,815$, σε επίπεδο σημαντικότητας 0,05). Επειδή $JB > \chi^2$, απορρίπτουμε τη μηδενική υπόθεση ότι τα κατάλοιπα κατανέμονται κανονικά.



Διάγραμμα 11: Έλεγχος κανονικής κατανομής καταλοίπων χαρτοφυλακίου 2 έτους 2008

ο **Έλεγχος ετεροσκεδαστικότητας**

Ο οποίος γίνεται με τον έλεγχο White. Ο έλεγχος της μηδενικής υπόθεσης ότι δεν υπάρχει ετεροσκεδαστικότητα γίνεται με τη στατιστική TR^2 που ακολουθεί τη χ^2 με p βαθμούς ελευθερίας. Επειδή για $p=3$, $\chi^2=16,91 > TR^2=3,44$ δεχόμαστε τη μηδενική υπόθεση σύμφωνα με την οποία δεν υπάρχει ετεροσκεδαστικότητα.

Σύμφωνα με τα παραπάνω αποτελέσματα της τρίτης τριετίας (2006 έως 2008) παρατηρούμε ότι στο χαρτοφυλάκιο 2:

- δεν υπάρχει γραμμική σχέση ανάμεσα στην αναμενόμενη απόδοση και τον κίνδυνο των μετοχών του χαρτοφυλακίου
- ο συστηματικός κίνδυνος (βήτα) δεν είναι το μοναδικό μέτρο κινδύνου των μετοχών του χαρτοφυλακίου
- ο υψηλότερος κίνδυνος συνδέεται με υψηλότερη αναμενόμενη απόδοση
- οι μετοχές του χαρτοφυλακίου δεν αποφέρουν αποδόσεις χωρίς κίνδυνο

4.2 Έλεγχος ισχύος μοντέλου – Συγκεντρωτικός Πίνακας

Παρακάτω, παρατίθενται τα αποτελέσματα για όλες τις υποπεριόδους ελέγχου των υποθέσεων:

Συγκεντρωτικά Αποτελέσματα ισχύος CAPM βάσει Δεικτών Κεφαλαιοποίησης				
Τριετία	Υποπερίοδος ελέγχου υποθέσεων	Χαρτοφ/κιο	Υπόθεση	Δεκτή / Απορρίπτεται
2004 - 2006	2006	XF 1	Έλεγχος Γραμμικότητας	<input type="checkbox"/>
			Υπαρξη μη συστηματικού κινδύνου	<input type="checkbox"/>
			Θετική σχέση απόδοσης - κινδύνου	<input checked="" type="checkbox"/>
			Υπόθεση SHARPE – LITNER	<input type="checkbox"/>
		XF 2	Έλεγχος Γραμμικότητας	<input type="checkbox"/>
			Υπαρξη μη συστηματικού κινδύνου	<input type="checkbox"/>
			Θετική σχέση απόδοσης - κινδύνου	<input checked="" type="checkbox"/>
			Υπόθεση SHARPE – LITNER	<input type="checkbox"/>
2005 - 2007	2007	XF 1	Έλεγχος Γραμμικότητας	<input type="checkbox"/>
			Υπαρξη μη συστηματικού κινδύνου	<input checked="" type="checkbox"/>
			Θετική σχέση απόδοσης - κινδύνου	<input checked="" type="checkbox"/>
			Υπόθεση SHARPE – LITNER	<input type="checkbox"/>
		XF 2	Έλεγχος Γραμμικότητας	<input type="checkbox"/>
			Υπαρξη μη συστηματικού κινδύνου	<input type="checkbox"/>
			Θετική σχέση απόδοσης - κινδύνου	<input checked="" type="checkbox"/>
			Υπόθεση SHARPE – LITNER	<input type="checkbox"/>
2006 - 2008	2008	XF 1	Έλεγχος Γραμμικότητας	<input type="checkbox"/>
			Υπαρξη μη συστηματικού κινδύνου	<input type="checkbox"/>
			Θετική σχέση απόδοσης - κινδύνου	<input checked="" type="checkbox"/>
			Υπόθεση SHARPE – LITNER	<input type="checkbox"/>
		XF 2	Έλεγχος Γραμμικότητας	<input type="checkbox"/>
			Υπαρξη μη συστηματικού κινδύνου	<input type="checkbox"/>
			Θετική σχέση απόδοσης - κινδύνου	<input checked="" type="checkbox"/>
			Υπόθεση SHARPE – LITNER	<input type="checkbox"/>

Σύμφωνα με τα αποτελέσματα του πίνακα, συμπεραίνεται ότι δεν υπάρχει ταυτόχρονη ικανοποίηση των υποθέσεων για την ορθότητα του υποδείγματος σε καμία υποπερίοδο, συνεπώς και στην περίπτωση όπου το χαρτοφυλάκιο αγοράς αποτελείται από τους δείκτες κεφαλαιοποίησης, δεν υφίσταται η ισχύς του CAPM.

Κεφάλαιο 5

5.1 Σχέση τιμής πετρελαίου – απόδοσης μετοχών

Στο παρόν κεφάλαιο, θα γίνει μία προσπάθεια προσέγγισης της σχέσης που πιθανόν να υπάρχει στην τιμή του πετρελαίου και στις αποδόσεις των μετοχών ενέργειας (πετρελαίου). Παρακάτω, απεικονίζονται διαγραμματικά, σε εβδομαδιαία βάση και για το κάθε έτος χωριστά, ο μέσος όρος των ποσοστιαίων μεταβολών της τιμής του πετρελαίου¹³ (\$ per barrel) και ο μέσος όρος των αποδόσεων των τριών μετοχών ενέργειας (που χρησιμοποιήθηκαν για τον έλεγχο ισχύος του υποδείγματος).

Τα δεδομένα σύγκρισης, υπολογίστηκαν για κάθε ημέρα ξεχωριστά ως εξής:

ο αν P_t είναι η τιμή του βαρελιού τη χρονική στιγμή t , τότε η ποσοστιαία μεταβολή της τιμής του (R_p), θα είναι: $R_p = (P_t - P_{t-1})/P_{t-1} \%$

ο αν P_t είναι η τιμή κλεισίματος της κάθε μετοχής τη χρονική στιγμή t , τότε η απόδοση (επί τοις %) της μετοχής (R_b), υπολογίζεται ομοίως ως εξής: $R_b = (P_t - P_{t-1})/P_{t-1} \%$

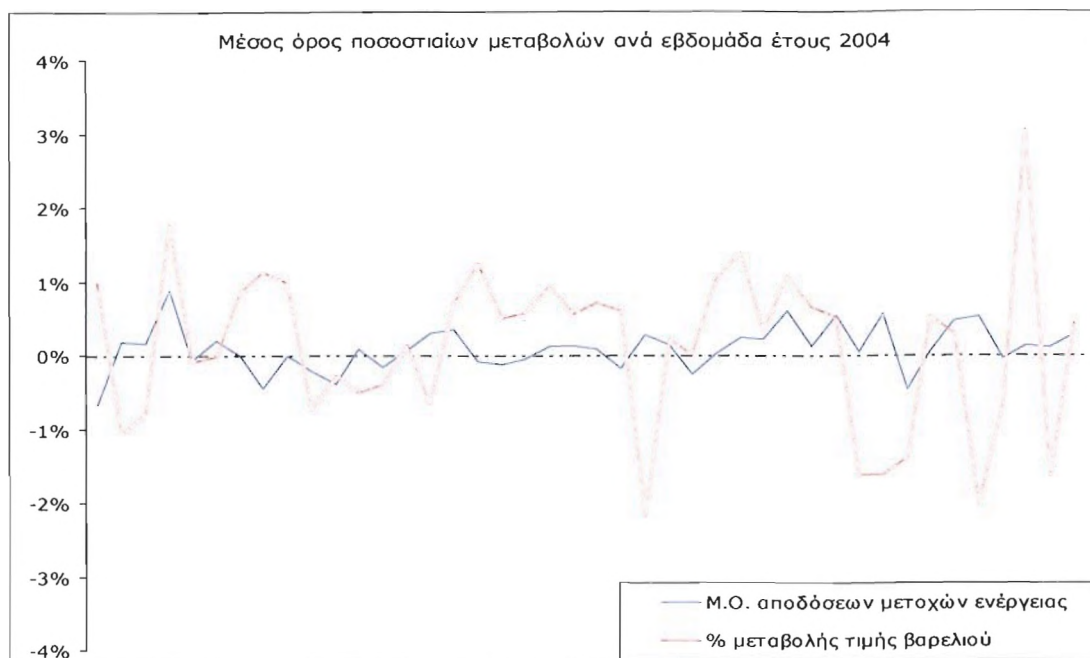
Σε αρκετά σημεία των γραφημάτων, παρατηρείται ότι η τάση (ή πορεία) της τιμής του πετρελαίου (ανοδική / πτωτική) με την πάροδο του χρόνου είναι όμοια με αυτή των τιμών των μετοχών. Με άλλα λόγια, μία αύξηση της τιμής του πετρελαίου φαίνεται ότι οδηγεί σε αύξηση της τιμής και κατ' επέκταση των αποδόσεων των μετοχών ενέργειας. Από την άλλη πλευρά, δε λείπουν τα σημεία εκείνα όπου οι δύο πορείες, όχι μόνο δε συμβαδίζουν αλλά είναι και εκ διαμέτρου αντίθετες.

Θα πρέπει να αναφερθεί, ότι ο μηχανισμός μέσω του οποίου διαμορφώνεται καθημερινά η τιμή του πετρελαίου στις αντίστοιχες αγορές, είναι αρκετά πολύπλοκος και δεν αποτελεί αντικείμενο εξέτασης της παρούσας εργασίας. Επίσης, πολύπλοκος είναι και ο τρόπος με τον οποίο διαμορφώνεται εντός της ημέρας και των ωρών συνεδριάσεων του χρηματιστηρίου η τιμή της κάθε μετοχής. Με άλλα λόγια, δεν είναι αποκλειστικά και μόνο οι δυνάμεις της προσφοράς και της ζήτησης που καθορίζουν τις τιμές των μετοχών και του πετρελαίου αντίστοιχα στις παραπάνω αγορές. Σκόπιμο είναι όμως, έστω και διαγραμματικά να απεικονισθεί η σχέση που μπορεί να υπάρχει μεταξύ των μεταβολών αυτών των δύο μεγεθών. Άλλωστε το πετρέλαιο, είναι από τους κατεξοχήν πιο κρίσιμους παράγοντες που ασκεί μεγάλη επιρροή, στις αγορές συναλλάγματος και στις αγορές επενδύσεων, διαμορφώνοντας πολλές φορές κατάλληλες στρατηγικές συμπεριφοράς επενδυτών. Εκτός αυτού, αποτελεί καταληκτικής σημασίας παράγοντας, στις βιομηχανίες παγκοσμίως μιας και αποτελεί αναπόσπαστο κομμάτι στις περισσότερες διαδικασίες παραγωγής. Για να γίνει κατανοητή η πολύ σημαντική επίδραση του πετρελαίου στις σημερινές οικονομίες, ας αναλογιστούμε ότι το κόστος του πετρελαίου, είναι αυτό που τελικά ενσωματώνεται στην τιμή πώλησης του κάθε αγαθού, συνεπώς οι μεταβολές της τιμής του δεν αφήνουν ανεπηρέαστη την πορεία μίας οικονομίας.

¹³ Οι τιμές που χρησιμοποιήθηκαν για τη διεξαγωγή του ποσοστού μεταβολής της τιμής του πετρελαίου (Europe Brent Spot Price – Dollars per Barrel), προέρχονται από την ηλεκτρονική διεύθυνση www.eia.doe.gov Energy Information Administration

5.2 Σχεδιαγράμματα - Σχολιασμοί

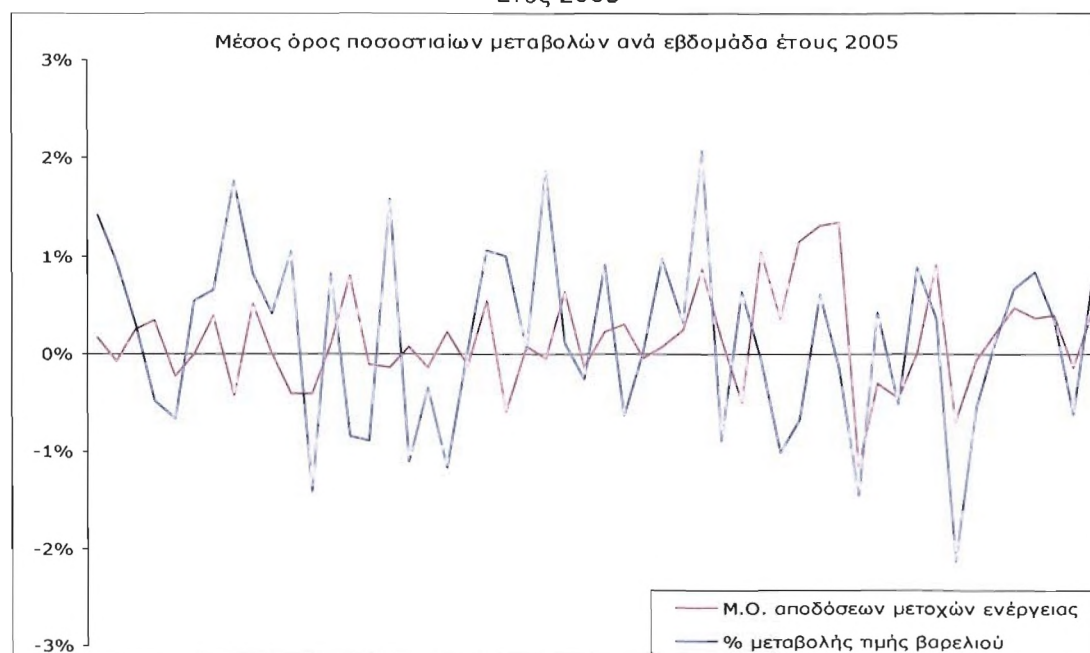
Έτος 2004



Διάγραμμα 12: Απεικόνιση σχέσης τιμής πετρελαίου & αποδόσεων μετοχών πετρελαίου για την περίοδο 15/03/2004 έως 31/12/2004.

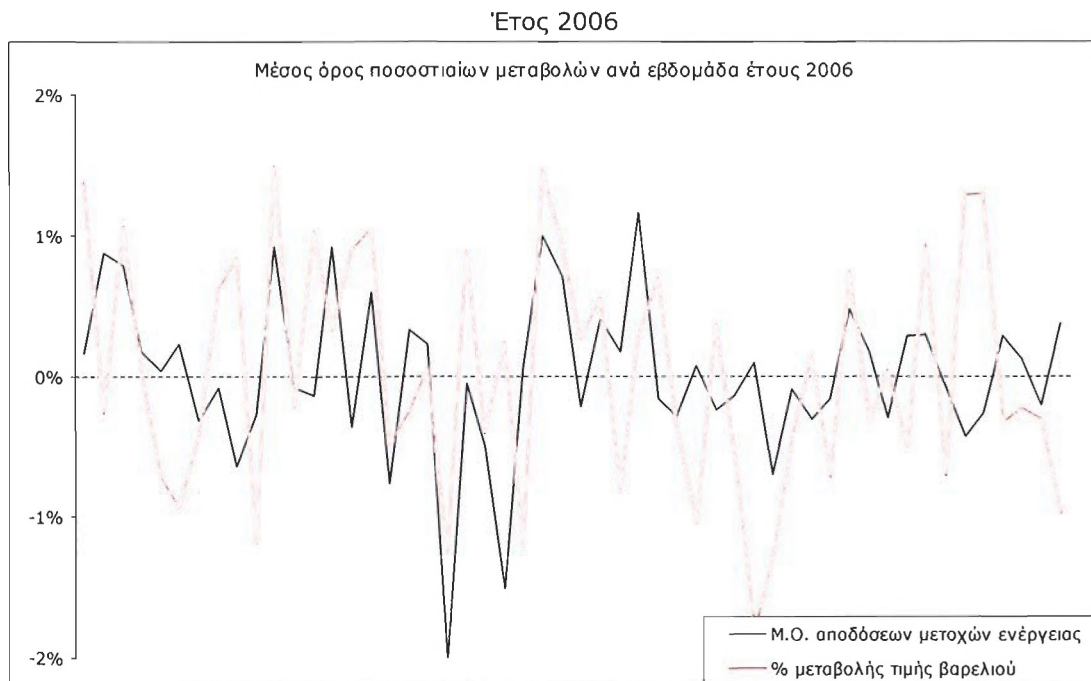
Στο διάστημα αυτό, η συνολική αύξηση της τιμής του πετρελαίου ήταν 17,42% ενώ ο μέσος όρος της μεταβολής των αποδόσεων και των τριών μετοχών ήταν 18,33 %

Έτος 2005



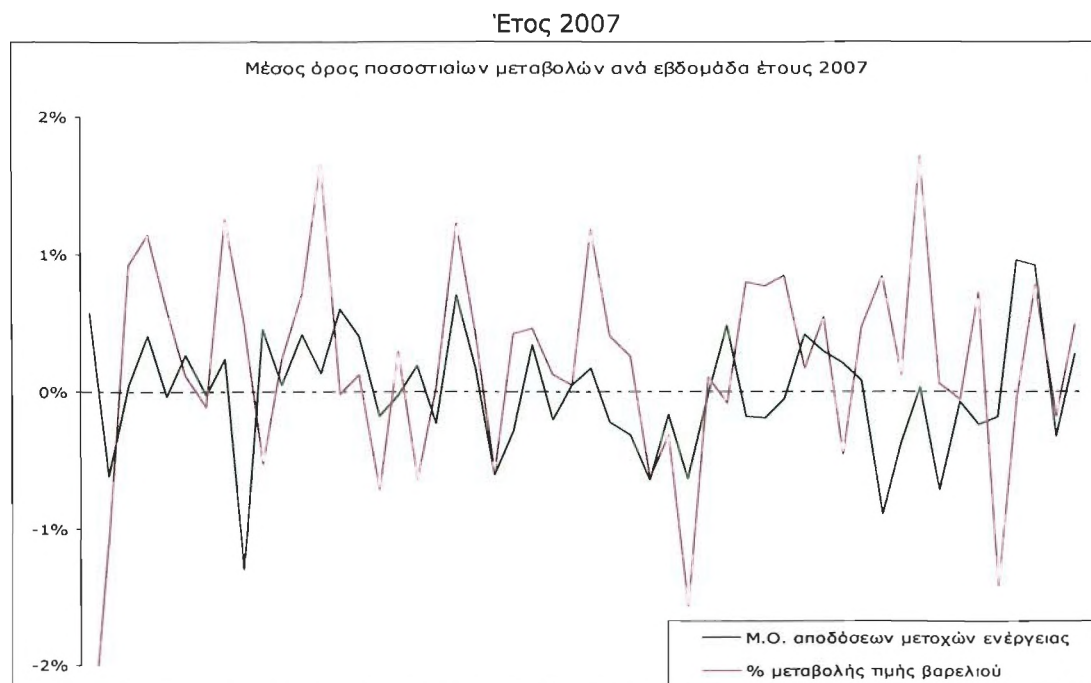
Διάγραμμα 13: Απεικόνιση σχέσης τιμής πετρελαίου & αποδόσεων μετοχών πετρελαίου για την περίοδο 03/01/2005 έως 30/12/2005.

Από την αρχή μέχρι το τέλος του έτους 2005, η συνολική μεταβολή της τιμής του πετρελαίου ήταν 43,82 % ενώ ο μέσος όρος των αποδόσεων των μετοχών για την ίδια περίοδο ήταν 48,50 %.



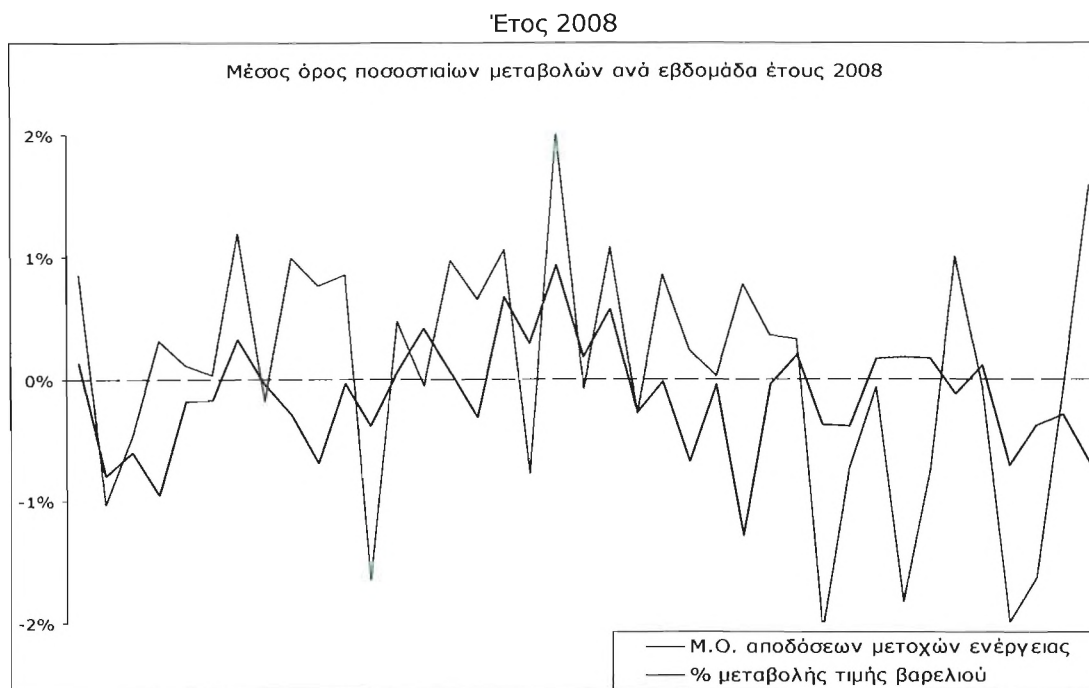
Διάγραμμα 14: Απεικόνιση σχέσης τιμής πετρελαίου & αποδόσεων μετοχών πετρελαίου για την περίοδο 02/01/2006 έως 29/12/2006.

Σε διάστημα ενός έτους (αρχή με τέλος του χρόνου) η τιμή του πετρελαίου παρά τις μεγάλες μεταβολές που σημείωσε, μεταβλήθηκε συνολικά κατά - 1,61 % ενώ ο μέσος όρος των αποδόσεων των μετοχών μεταβλήθηκε κατά 0,74 %.



Διάγραμμα 15: Απεικόνιση σχέσης τιμής πετρελαίου & αποδόσεων μετοχών πετρελαίου για την περίοδο 02/01/2007 έως 31/12/2007.

Στα τέλη του έτους 2007, και συγκριτικά με την αρχή του έτους, η συνολική μεταβολή της τιμής ανά βαρέλι πετρελαίου ήταν 60,16 % ενώ αντίθετα η μέση μεταβολή - για το ίδιο χρονικό διάστημα - των αποδόσεων των μετοχών του κλάδου πετρελαίου ήταν -2,98 %.



Διάγραμμα 16: Απεικόνιση σχέσης τιμής πετρελαίου & αποδόσεων μετοχών πετρελαίου για την περίοδο 02/01/2008 έως 26/09/2008.

Η συνολική μεταβολή της τιμής του πετρελαίου για το ανωτέρω χρονικό διάστημα εντός του έτους, ήταν 5,81 % ενώ αντίθετα, η συνολική μέση μεταβολή των αποδόσεων των τριών μετοχών για το ίδιο διάστημα ήταν μόλις - 25,87 %.

Με εξαίρεση τα δύο τελευταία χρόνια, που οι μεταβολές της τιμής του πετρελαίου έχουν αντίθετη πορεία από αυτή της μέσης μεταβολής των αποδόσεων των τριών μετοχών, παρατηρείται ότι για τα έτη 2004, 2005 και 2006 οι μεταβολές των δύο μεγεθών ποσοστιαία είναι πολύ κοντινές. Το ίδιο άλλωστε φαίνεται και από την πορεία που απεικονίζουν τα αντίστοιχα γραφήματα για τα έτη αυτά. Να σημειωθεί ότι εκτός της γενικής τάσης που υπάρχει για αύξηση ή μείωση της απόδοσης των μετοχών βάσει της εξέλιξης της τιμής του πετρελαίου διεθνώς, η τιμή της μετοχής επηρεάζεται και από γεγονότα που μπορεί να συμβαίνουν στην ίδια την εκδότρια εταιρεία (π.χ. συγχωνεύσεις, εξαγορές, ανάπτυξη, κ.τ.λ.) και να στρέφουν την τιμή της μετοχής σε τελείως διαφορετική κατεύθυνση από αυτή που ίσως είχε αν δε συνέβαιναν τα γεγονότα αυτά.

Τέλος, καταγράφονται παρακάτω κάποιοι γενικοί αλλά πολύ σημαντικοί παράγοντες που συχνά επηρεάζουν την πορεία των χρηματάγορών και συμβάλλουν στη διαμόρφωση της γενικότερης κατάστασης διεθνώς, σχετικά με την τιμή του πετρελαίου:

- ⊙ γεωπολιτικές εξελίξεις
- ⊙ διεθνείς οικονομικές κρίσεις
- ⊙ πόλεμοι, τοπικές - εθνικιστικές εξεγέρσεις, τρομοκρατικές ενέργειες & εθνική ανασφάλεια
- ⊙ μεγάλες φυσικές καταστροφές
- ⊙ αποφάσεις του ΟΠΕΚ για αύξηση ή περιορισμό της παραγωγής

Αξίζει να σημειωθεί ότι στους παράγοντες που επηρεάζουν έμμεσα τη σημερινή οικονομική πραγματικότητα (δηλαδή το χρηματιστήριο και την ευρύτερη αγορά πετρελαίου) συγκαταλέγονται η κερδοσκοπία και το λαθρεμπόριο πετρελαίου που υποβόσκουν αντίστοιχα στις αγορές. Η κερδοσκοπία, όπως αναφέρθηκε και σε προηγούμενη ενότητα, αποτελεί σημαντική παραβίαση του κανόνα για ύπαρξη αποτελεσματικής αγοράς.

Επίλογος

Τα αποτελέσματα της παραπάνω εργασίας, που έγινε με σκοπό τον έλεγχο ισχύος του CAPM, σε χαρτοφυλάκια μετοχών ενέργειας (πετρέλαιο) του Χρηματιστηρίου Αξιών Αθηνών, για την περίοδο 2004 – 2008, δείχνουν ότι το υπόδειγμα δεν έχει ισχύ για τη συγκεκριμένη περίοδο και για τα συγκεκριμένα χαρτοφυλάκια που κατασκευάστηκαν. Σύμφωνα με τους συγκεντρωτικούς πίνακες που παρουσιάζουν τα αποτελέσματα των υποθέσεων, συμπεραίνεται ότι σε καμία υποπερίοδο ελέγχου του υποδείγματος, δεν είναι δυνατό να υπάρξει ταυτόχρονη ικανοποίηση των συνθηκών που επιβάλλονται για την ισχύ του μοντέλου, και για την περίπτωση όπου το χαρτοφυλάκιο αγοράς θεωρήθηκε ο Γενικός Δείκτης Τιμών, αλλά και στην περίπτωση όπου χαρτοφυλάκιο αγοράς θεωρήθηκαν οι δείκτες κεφαλαιοποίησης. Η αδυναμία ισχύος του μοντέλου, είναι πιθανό να οφείλεται στο μικρό χρονικό διάστημα των ελέγχων, όπως επίσης και στο μικρό αριθμό των μετοχών που συνθέσαν τα χαρτοφυλάκια. Από την άλλη πλευρά, ο συγκεκριμένος κλάδος στην ελληνική χρηματιστηριακή πραγματικότητα αποτελείται μόνο από αυτές τις τρεις εταιρείες που έχουν ληφθεί υπόψη στον έλεγχο του υποδείγματος. Ίσως αν υπήρχαν περισσότερα διαθέσιμα στοιχεία, τα αποτελέσματα να επαλήθευαν την ισχύ του μοντέλου. Επίσης, κατά το στατιστικό έλεγχο του υποδείγματος που διενεργήθηκε μόνο στις τελευταίες υποπεριόδους εξέτασης, αναδείχθηκαν φαινόμενα που παραβιάζουν τις υποθέσεις για τις παραμέτρους της πολυμεταβλητής παλινδρόμησης, μιας και στη σύνθεση κάποιων χαρτοφυλακίων παρουσιάστηκαν στατιστικά προβλήματα όπως μη κανονική κατανομή καταλοίπων, θετική αυτοσυσχέτιση και ετεροσκεδαστικότητα.

Βιβλιογραφία

Ξένα

- Black F. Jensen M. and Scholes M. (1972), «The Capital Asset Pricing Model: Some Empirical Tests», Studies in the Theory of Capital Markets, Michael C. Jensen, Praeger Publishers Inc., 1972.
- Elton E. J. and Gruber M. J. (1995), «Modern Portfolio Theory and Investments Analysis», 21th edition, New York: John Wiley and Sons, Inc.
- Fama E. and MacBeth J. (1973), «Risk, Return and Equilibrium: Empirical Tests», The Journal of Political Economy, vol.81, no. 3, pp. 607-636.
- Sharpe William F. (1964): «Capital Asset Prices: A theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk», Journal of Finance, vol. 19, no.3, pp.425-442.
- Sharpe William F. and Cooper Guy M. (1972): «Risk-Return Classes of New York Stock Exchange Common Stocks: 1931-1967», Financial Analysis Journal, vol.28, no.2, pp.46-54.
- Sharpe W. Alexander J.G , Bailey J.W.(1998), «Investments», 5th edition, London: Prentice-Hall.
- Lintner John (1965): «Security Prices, Risk and Maximal Gains from Diversification», Journal of Finance, vol.20, no.4, pp.587-615.
- Lintner John (1965): «The valuation of Risk Assets and the selection of Risky Investments in Stock Portfolios and Capital Budgets», Review of Economics and Statistics, vol. 47, no.1, pp.13-37.

Ελληνική

- Συριόπουλος Κώστας (1999), «Διεθνείς Κεφαλαιαγορές», Τόμος Ι-Θεωρία και Ανάλυση, Θεσ/κη, Εκδόσεις Ανικούλα.
- Χρήστου Γ. (2005), «Εισαγωγή στην οικονομετρία», Τόμος Α, Αθήνα, Εκδόσεις Gutenberg.
- Μαλινδρέτος Π. Μαλινδρέτου Β. (2000), «Χρηματιστήριο», Αθήνα, Εκδόσεις Παπαζήση.
- Μαλινδρέτου Β. (2000), «Χρηματοοικονομική Ανάλυση: Επενδύσεις», Δεύτερη Έκδοση, Αθήνα, Εκδόσεις Παπαζήση.

Παράρτημα Ι

Πίνακας Ι.1.α. Αποτελέσματα Παλινδρόμησης ΜΟΗ με Γ.Δ.Τ. έτος 2004

Dependent Variable: RI
 Method: Least Squares
 Sample: 15/03/2004 - 31/12/2004
 RI=C(1)+C(2)*RM

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.089793	0.064969	1.382094	0.1684
C(2)	0.520938	0.074371	7.004580	0.0000
R-squared	0.190863	Mean dependent var		0.126684
Adjusted R-squared	0.186973	S.D. dependent var		1.040717
S.E. of regression	0.938393	Akaike info criterion		2.720183
Sum squared resid	183.1610	Schwarz criterion		2.752060
Log likelihood	-283.6192	F-statistic		49.06414
Durbin-Watson stat	1.766159	Prob(F-statistic)		0.000000

Πίνακας Ι.1.β. Αποτελέσματα Παλινδρόμησης ΕΛΙΝ με Γ.Δ.Τ. έτος 2004

Dependent Variable: RI
 Method: Least Squares
 Sample: 15/03/2004 - 31/12/2004
 RI=C(1)+C(2)*RM

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.054956	0.062223	0.883216	0.3781
C(2)	0.376136	0.071227	5.280791	0.0000
R-squared	0.118221	Mean dependent var		0.081592
Adjusted R-squared	0.113982	S.D. dependent var		0.954785
S.E. of regression	0.898725	Akaike info criterion		2.633800
Sum squared resid	168.0032	Schwarz criterion		2.665677
Log likelihood	-274.5490	F-statistic		27.88675
Durbin-Watson stat	2.103671	Prob(F-statistic)		0.000000

Πίνακας Ι.1.γ. Αποτελέσματα Παλινδρόμησης ΕΛΠΕ με Γ.Δ.Τ. έτος 2004

Dependent Variable: RI
 Method: Least Squares
 Sample: 15/03/2004 - 31/12/2004
 RI=C(1)+C(2)*RM

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.020272	0.093989	-0.215681	0.8294
C(2)	0.662526	0.107591	6.157824	0.0000
R-squared	0.154192	Mean dependent var		0.026646
Adjusted R-squared	0.150126	S.D. dependent var		1.472582
S.E. of regression	1.357553	Akaike info criterion		3.458723
Sum squared resid	383.3338	Schwarz criterion		3.490600
Log likelihood	-361.1659	F-statistic		37.91880
Durbin-Watson stat	2.153959	Prob(F-statistic)		0.000000

Πίνακας Ι.1.δ. Έλεγχος υποθέσεων του CAPM – ΧF:(ΜΟΗ, ΕΛΙΝ, ΕΛΠΕ) – έτος 2006

Dependent Variable: RP
 Method: Least Squares
 Sample(adjusted): 2 52
 RP=C(1)+C(2)*BP+C(3)*BPSQUARE+C(4)*SP

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.145810	0.163183	0.893539	0.3761
C(2)	-0.045754	0.091502	-0.500031	0.6194
C(3)	-0.019126	0.052320	-0.365553	0.7163
C(4)	-0.132702	0.174226	-0.761668	0.4501
R-squared	0.019890	Mean dependent var		0.008898
Adjusted R-squared	-0.042671	S.D. dependent var		0.575632
S.E. of regression	0.587785	Akaike info criterion		1.850273
Sum squared resid	16.23808	Schwarz criterion		2.001789
Log likelihood	-43.18197	F-statistic		0.317929
Durbin-Watson stat	1.933481	Prob(F-statistic)		0.812337

Πίνακας Ι.2.α. Αποτελέσματα Παλινδρόμησης ΜΟΗ με Γ.Δ.Τ. έτος 2005

Dependent Variable: RI
 Method: Least Squares
 Sample: 3/01/2005 - 30/12/2005
 RI=C(1)+C(2)*RM

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.206440	0.105479	1.957174	0.0514
C(2)	0.653704	0.128704	5.079139	0.0000
R-squared	0.090902	Mean dependent var		0.277493
Adjusted R-squared	0.087378	S.D. dependent var		1.764623
S.E. of regression	1.685766	Akaike info criterion		3.889980
Sum squared resid	733.1863	Schwarz criterion		3.917370
Log likelihood	-503.6974	F-statistic		25.79765
Durbin-Watson stat	1.700943	Prob(F-statistic)		0.000001

Πίνακας Ι.2.β. Αποτελέσματα Παλινδρόμησης ΕΛΙΝ με Γ.Δ.Τ. έτος 2005

Dependent Variable: RI
 Method: Least Squares
 Sample: 3/01/2005 - 30/12/2005
 RI=C(1)+C(2)*RM

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.009096	0.069986	-0.129968	0.8967
C(2)	0.173273	0.085396	2.029053	0.0435
R-squared	0.015707	Mean dependent var		0.009738
Adjusted R-squared	0.011892	S.D. dependent var		1.125234
S.E. of regression	1.118523	Akaike info criterion		3.069558
Sum squared resid	322.7822	Schwarz criterion		3.096948
Log likelihood	-397.0425	F-statistic		4.117057
Durbin-Watson stat	2.394551	Prob(F-statistic)		0.043480

Πίνακας Ι.2.γ. Αποτελέσματα Παλινδρόμησης ΕΛΠΕ με Γ.Δ.Τ. έτος 2005

Dependent Variable: RI
 Method: Least Squares
 Sample: 3/01/2005 - 30/12/2005
 RI=C(1)+C(2)*RM

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.054149	0.095281	0.568305	0.5703
C(2)	1.040619	0.116261	8.950726	0.0000
R-squared	0.236947	Mean dependent var		0.167257
Adjusted R-squared	0.233990	S.D. dependent var		1.739892
S.E. of regression	1.522789	Akaike info criterion		3.686626
Sum squared resid	598.2726	Schwarz criterion		3.714016
Log likelihood	-477.2614	F-statistic		80.11550
Durbin-Watson stat	1.793599	Prob(F-statistic)		0.000000

Πίνακας Ι.2.δ. Έλεγχος υποθέσεων του CAPM – XF1:(ΜΟΗ, ΕΛΙΝ) – έτος 2007

Dependent Variable: RP
 Method: Least Squares
 Sample(adjusted): 2 52
 RP=C(1)+C(2)*BP+C(3)*BPSQUARE+C(4)*SP

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.224407	0.131640	-1.704698	0.0949
C(2)	0.568765	0.214503	2.651546	0.0109
C(3)	-0.251797	0.131400	-1.916272	0.0614
C(4)	0.088746	0.178221	0.497955	0.6208
R-squared	0.144355	Mean dependent var		-
Adjusted R-squared	0.089740	S.D. dependent var		0.024469
S.E. of regression	0.426013	Akaike info criterion		0.446520
Sum squared resid	8.529909	Schwarz criterion		1.206493
Log likelihood	-26.76557	F-statistic		1.358009
Durbin-Watson stat	1.790112	Prob(F-statistic)		2.643118
				0.060089

Πίνακας Ι.2.ε. Έλεγχος υποθέσεων του CAPM – XF2:(ΕΛΠΕ) – έτος 2007

Dependent Variable: RP
 Method: Least Squares
 Sample(adjusted): 2 52
 RP=C(1)+C(2)*BP+C(3)*BPSQUARE+C(4)*SP

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.092324	0.147200	0.627197	0.5336
C(2)	-0.020440	0.078668	-0.259827	0.7961
C(3)	0.069878	0.049277	1.418053	0.1628
C(4)	-0.206192	0.133892	-1.539991	0.1303
R-squared	0.088684	Mean dependent var		0.015929
Adjusted R-squared	0.030515	S.D. dependent var		0.662215
S.E. of regression	0.652033	Akaike info criterion		2.057741
Sum squared resid	19.98191	Schwarz criterion		2.209257
Log likelihood	-48.47240	F-statistic		1.524593
Durbin-Watson stat	2.220469	Prob(F-statistic)		0.220427

Πίνακας Ι.3.α. Αποτελέσματα Παλινδρόμησης ΜΟΗ με Γ.Δ.Τ. έτος 2006

Dependent Variable: RI
 Method: Least Squares
 Sample: 2/01/2006 - 29/12/2006
 RI=C(1)+C(2)*RM

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.065674	0.090811	-0.723200	0.4702
C(2)	0.996733	0.079610	12.52024	0.0000
R-squared	0.377948	Mean dependent var		0.010501
Adjusted R-squared	0.375537	S.D. dependent var		1.848817
S.E. of regression	1.460990	Akaike info criterion		3.603768
Sum squared resid	550.6989	Schwarz criterion		3.631158
Log likelihood	-466.4899	F-statistic		156.7564
Durbin-Watson stat	1.690699	Prob(F-statistic)		0.000000

Πίνακας Ι.3.β. Αποτελέσματα Παλινδρόμησης ΕΛΠΕ με Γ.Δ.Τ. έτος 2006

Dependent Variable: RI
 Method: Least Squares
 Sample: 2/01/2006 - 29/12/2006
 RI=C(1)+C(2)*RM

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.127555	0.087877	-1.451524	0.1478
C(2)	0.856692	0.077038	11.12043	0.0000
R-squared	0.324013	Mean dependent var		-
Adjusted R-squared	0.321392	S.D. dependent var		0.062082
S.E. of regression	1.413787	Akaike info criterion		1.716226
Sum squared resid	515.6887	Schwarz criterion		3.538083
Log likelihood	-457.9508	F-statistic		3.565473
Durbin-Watson stat	2.119691	Prob(F-statistic)		123.6639
				0.000000

Πίνακας Ι.3.γ. Αποτελέσματα Παλινδρόμησης ΕΛΙΝ με Γ.Δ.Τ. έτος 2006

Dependent Variable: RI
 Method: Least Squares
 Sample: 2/01/2006 - 29/12/2006
 RI=C(1)+C(2)*RM

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.024352	0.080003	0.304394	0.7611
C(2)	0.474130	0.070135	6.760214	0.0000
R-squared	0.150479	Mean dependent var		0.060588
Adjusted R-squared	0.147186	S.D. dependent var		1.393768
S.E. of regression	1.287115	Akaike info criterion		3.350347
Sum squared resid	427.4198	Schwarz criterion		3.377737
Log likelihood	-433.5451	F-statistic		45.70049
Durbin-Watson stat	2.150546	Prob(F-statistic)		0.000000

Πίνακας Ι.3.δ. Έλεγχος υποθέσεων του CAPM – XF1:(ΜΟΗ) – έτος 2008

Dependent Variable: RP

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 2 39

RP=C(1)+C(2)*BP+C(3)*BPSQUARE+C(4)*SP

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.145833	0.226740	0.643174	0.5244
C(2)	-0.057142	0.248763	-0.229705	0.8197
C(3)	0.015408	0.149879	0.102801	0.9187
C(4)	-0.400842	0.266740	-1.502745	0.1421
R-squared	0.084756	Mean dependent var		-0.169351
Adjusted R-squared	0.003999	S.D. dependent var		0.846999
S.E. of regression	0.845304	Akaike info criterion		2.601059
Sum squared resid	24.29431	Schwarz criterion		2.773437
Log likelihood	-45.42013	F-statistic		1.049515
Durbin-Watson stat	1.845618	Prob(F-statistic)		0.383284

Πίνακας Ι.3.ε. Έλεγχος υποθέσεων του CAPM – XF2:(ΕΛΠΕ, ΕΛΙΝ) – έτος 2008

Dependent Variable: RP

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 2 39

RP=C(1)+C(2)*BP+C(3)*BPSQUARE+C(4)*SP

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.113573	0.142466	-0.797193	0.4309
C(2)	0.173575	0.095139	1.824440	0.0769
C(3)	-0.006141	0.153713	-0.039951	0.9684
C(4)	-0.181956	0.154892	-1.174730	0.2483
R-squared	0.126145	Mean dependent var		-0.136428
Adjusted R-squared	0.049040	S.D. dependent var		0.480011
S.E. of regression	0.468093	Akaike info criterion		1.419001
Sum squared resid	7.449774	Schwarz criterion		1.591378
Log likelihood	-22.96102	F-statistic		1.636019
Durbin-Watson stat	1.697477	Prob(F-statistic)		0.199258

Παράρτημα ΙΙ

Πίνακας ΙΙ.1.α. Αποτελέσματα Παλινδρόμησης ΜΟΗ με FTSE20 έτος 2004

Dependent Variable: RI
Method: Least Squares
Sample: 15/03/2004 - 31/12/2004
RI=C(1)+C(2)*RM

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.084116	0.066649	1.262070	0.2083
C(2)	0.418586	0.068489	6.111723	0.0000
R-squared	0.152242	Mean dependent var		0.126684
Adjusted R-squared	0.148167	S.D. dependent var		1.040744
S.E. of regression	0.960552	Akaike info criterion		2.766862
Sum squared resid	191.9135	Schwarz criterion		2.798739
Log likelihood	-288.5205	F-statistic		37.35315
Durbin-Watson stat	1.741152	Prob(F-statistic)		0.000000

Πίνακας ΙΙ.1.β. Αποτελέσματα Παλινδρόμησης ΕΛΠΕ με FTSE20 έτος 2004

Dependent Variable: RI
Method: Least Squares
Sample: 15/03/2004 - 31/12/2004
RI=C(1)+C(2)*RM

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.015018	0.094160	-0.159492	0.8734
C(2)	0.536120	0.096759	5.540799	0.0000
R-squared	0.128615	Mean dependent var		0.039503
Adjusted R-squared	0.124426	S.D. dependent var		1.450251
S.E. of regression	1.357030	Akaike info criterion		3.457953
Sum squared resid	383.0386	Schwarz criterion		3.489830
Log likelihood	-361.0851	F-statistic		30.70045
Durbin-Watson stat	2.130902	Prob(F-statistic)		0.000000

Πίνακας ΙΙ.1.γ. Αποτελέσματα Παλινδρόμησης ΕΛΙΝ με FTSES80 έτος 2004

Dependent Variable: RI
Method: Least Squares
Sample: 15/03/2004 - 31/12/2004
RI=C(1)+C(2)*RM

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.113968	0.062283	1.829851	0.0687
C(2)	0.301550	0.056854	5.303949	0.0000
R-squared	0.119136	Mean dependent var		0.081545
Adjusted R-squared	0.114901	S.D. dependent var		0.954728
S.E. of regression	0.898205	Akaike info criterion		2.632641
Sum squared resid	167.8086	Schwarz criterion		2.664518
Log likelihood	-274.4273	F-statistic		28.13187
Durbin-Watson stat	2.052180	Prob(F-statistic)		0.000000

Πίνακας ΙΙ.1.δ. Έλεγχος υποθέσεων του CAPM – ΧF:(ΜΟΗ, ΕΛΠΕ) – έτος 2006 FTSE20

Dependent Variable: RP

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 2 52

RP=C(1)+C(2)*BP+C(3)*BPSQUARE+C(4)*SP

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.081482	0.183393	0.444303	0.6589
C(2)	0.009720	0.087195	0.111476	0.9117
C(3)	-0.125028	0.066689	-1.874789	0.0670
C(4)	0.123204	0.192905	0.638678	0.5261
R-squared	0.078569	Mean dependent var		-0.020794
Adjusted R-squared	0.019754	S.D. dependent var		0.712810
S.E. of regression	0.705734	Akaike info criterion		2.216029
Sum squared resid	23.40887	Schwarz criterion		2.367545
Log likelihood	-52.50875	F-statistic		1.335867
Durbin-Watson stat	2.033358	Prob(F-statistic)		0.274023

Πίνακας ΙΙ.1.ε. Έλεγχος υποθέσεων του CAPM – ΧF:(ΕΛΙΝ) – έτος 2006 FTSES80

Dependent Variable: RP

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 2 52

RP=C(1)+C(2)*BP+C(3)*BPSQUARE+C(4)*SP

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.197738	0.122764	1.610716	0.1139
C(2)	0.021726	0.125660	0.172893	0.8635
C(3)	0.150135	0.150206	0.999532	0.3227
C(4)	-0.244320	0.130432	-1.873155	0.0673
R-squared	0.072177	Mean dependent var		0.068211
Adjusted R-squared	0.012954	S.D. dependent var		0.605543
S.E. of regression	0.601608	Akaike info criterion		1.896764
Sum squared resid	17.01082	Schwarz criterion		2.048280
Log likelihood	-44.36748	F-statistic		1.218740
Durbin-Watson stat	1.745121	Prob(F-statistic)		0.313333

Πίνακας ΙΙ.2.α. Αποτελέσματα Παλινδρόμησης ΜΟΗ με FTSE20 έτος 2005

Dependent Variable: RI

Method: Least Squares

Sample: 3/01/2005 - 30/12/2005

RI=C(1)+C(2)*RM

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.225095	0.106821	2.107211	0.0361
C(2)	0.492623	0.117232	4.202134	0.0000
R-squared	0.064057	Mean dependent var		0.277493
Adjusted R-squared	0.060430	S.D. dependent var		1.764823
S.E. of regression	1.710668	Akaike info criterion		3.919308
Sum squared resid	755.0075	Schwarz criterion		3.946698
Log likelihood	-507.5100	F-statistic		17.65793
Durbin-Watson stat	1.706386	Prob(F-statistic)		0.000036

Πίνακας ΙΙ.2.β. Αποτελέσματα Παλινδρόμησης ΕΛΠΕ με FTSE20 έτος 2005

Dependent Variable: RI
 Method: Least Squares
 Sample: 3/01/2005 - 30/12/2005
 RI=C(1)+C(2)*RM

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.080064	0.098392	0.813727	0.4166
C(2)	0.820474	0.107981	7.598346	0.0000
R-squared	0.182859	Mean dependent var		0.167334
Adjusted R-squared	0.179691	S.D. dependent var		1.739715
S.E. of regression	1.575676	Akaike info criterion		3.754908
Sum squared resid	640.5504	Schwarz criterion		3.782298
Log likelihood	-486.1380	F-statistic		57.73486
Durbin-Watson stat	1.789904	Prob(F-statistic)		0.000000

Πίνακας ΙΙ.2.γ. Αποτελέσματα Παλινδρόμησης ΕΛΙΝ με FTSES80 έτος 2005

Dependent Variable: RI
 Method: Least Squares
 Sample: 3/01/2005 - 30/12/2005
 RI=C(1)+C(2)*RM

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.019827	0.069060	-0.287091	0.7743
C(2)	0.258665	0.078202	3.307660	0.0011
R-squared	0.040680	Mean dependent var		0.009776
Adjusted R-squared	0.036962	S.D. dependent var		1.125164
S.E. of regression	1.104174	Akaike info criterion		3.043734
Sum squared resid	314.5535	Schwarz criterion		3.071124
Log likelihood	-393.6854	F-statistic		10.94061
Durbin-Watson stat	2.352967	Prob(F-statistic)		0.001075

Πίνακας ΙΙ.2.δ. Έλεγχος υποθέσεων του CAPM – ΧF:(ΜΟΗ, ΕΛΠΕ) – έτος 2007 FTSE20

Dependent Variable: RP
 Method: Least Squares
 Sample(adjusted): 2 52
 RP=C(1)+C(2)*BP+C(3)*BPSQUARE+C(4)*SP

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.016735	0.117509	-0.142415	0.8874
C(2)	0.102770	0.229477	0.447843	0.6563
C(3)	-0.101798	0.183405	-0.555043	0.5815
C(4)	0.005781	0.196308	0.029450	0.9766
R-squared	0.007006	Mean dependent var		-0.028008
Adjusted R-squared	-0.056377	S.D. dependent var		0.591481
S.E. of regression	0.607925	Akaike info criterion		1.917654
Sum squared resid	17.36992	Schwarz criterion		2.069170
Log likelihood	-44.90017	F-statistic		0.110532
Durbin-Watson stat	2.027379	Prob(F-statistic)		0.953529

Πίνακας ΙΙ.2.ε. Έλεγχος υποθέσεων του CAPM – ΧF:(ΕΛΙΝ) – έτος 2007 FTSES80

Dependent Variable: RP
 Method: Least Squares
 Sample(adjusted): 2 52
 $RP=C(1)+C(2)*BP+C(3)*BPSQUARE+C(4)*SP$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.005819	0.104899	-0.055472	0.9560
C(2)	0.050357	0.109189	0.461186	0.6468
C(3)	0.162469	0.124080	1.309390	0.1968
C(4)	-0.087896	0.171439	-0.512695	0.6106
R-squared	0.057839	Mean dependent var		0.023410
Adjusted R-squared	-0.002299	S.D. dependent var		0.518287
S.E. of regression	0.518882	Akaike info criterion		1.600905
Sum squared resid	12.65422	Schwarz criterion		1.752420
Log likelihood	-36.82307	F-statistic		0.961768
Durbin-Watson stat	1.414360	Prob(F-statistic)		0.418652

Πίνακας ΙΙ.3.α. Αποτελέσματα Παλινδρόμησης ΜΟΗ με FTSE20 έτος 2006

Dependent Variable: RI
 Method: Least Squares
 Sample: 2/01/2006 - 29/12/2006
 $RI=C(1)+C(2)*RM$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.051168	0.096704	-0.529122	0.5972
C(2)	0.794875	0.076688	10.36511	0.0000
R-squared	0.293993	Mean dependent var		0.010578
Adjusted R-squared	0.291257	S.D. dependent var		1.848681
S.E. of regression	1.556347	Akaike info criterion		3.730222
Sum squared resid	624.9316	Schwarz criterion		3.757612
Log likelihood	-482.9289	F-statistic		107.4355
Durbin-Watson stat	1.698201	Prob(F-statistic)		0.000000

Πίνακας ΙΙ.3.β. Αποτελέσματα Παλινδρόμησης ΕΛΠΕ με FTSE20 έτος 2006

Dependent Variable: RI
 Method: Least Squares
 Sample: 2/01/2006 - 29/12/2006
 $RI=C(1)+C(2)*RM$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.088556	0.092105	-0.961466	0.3372
C(2)	0.690854	0.073041	9.458489	0.0000
R-squared	0.257475	Mean dependent var		-0.034890
Adjusted R-squared	0.254597	S.D. dependent var		1.716923
S.E. of regression	1.482335	Akaike info criterion		3.632777
Sum squared resid	566.9077	Schwarz criterion		3.660166
Log likelihood	-470.2609	F-statistic		89.46301
Durbin-Watson stat	1.958068	Prob(F-statistic)		0.000000

Πίνακας ΙΙ.3.γ. Αποτελέσματα Παλινδρόμησης ΕΛΙΝ με FTSES80 έτος 2006

Dependent Variable: RI
 Method: Least Squares
 Sample: 2/01/2006 - 29/12/2006
 RI=C(1)+C(2)*RM

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.001646	0.076211	0.021596	0.9828
C(2)	0.386616	0.043845	8.817801	0.0000
R-squared	0.231579	Mean dependent var		0.060511
Adjusted R-squared	0.228601	S.D. dependent var		1.393779
S.E. of regression	1.224147	Akaike info criterion		3.250028
Sum squared resid	386.6223	Schwarz criterion		3.277418
Log likelihood	-420.5037	F-statistic		77.75361
Durbin-Watson stat	2.109175	Prob(F-statistic)		0.000000

Πίνακας ΙΙ.3.δ. Έλεγχος υποθέσεων του CAPM – XF:(ΜΟΗ, ΕΛΠΕ) – έτος 2008 FTSE20

Dependent Variable: RP
 Method: Least Squares
 Sample(adjusted): 2 39
 RP=C(1)+C(2)*BP+C(3)*BPSQUARE+C(4)*SP

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.216335	0.200203	-1.080576	0.2875
C(2)	0.434051	0.280585	1.546947	0.1311
C(3)	-0.213954	0.154556	-1.384309	0.1753
C(4)	-0.111299	0.263207	-0.422857	0.6751
R-squared	0.090360	Mean dependent var		-0.181524
Adjusted R-squared	0.010098	S.D. dependent var		0.633768
S.E. of regression	0.630560	Akaike info criterion		2.014884
Sum squared resid	13.51860	Schwarz criterion		2.187261
Log likelihood	-34.28279	F-statistic		1.125809
Durbin-Watson stat	1.293457	Prob(F-statistic)		0.352343

Πίνακας ΙΙ.3.ε. Έλεγχος υποθέσεων του CAPM – XF:(ΕΛΙΝ) – έτος 2008 FTSES80

Dependent Variable: RP
 Method: Least Squares
 Sample(adjusted): 2 39
 RP=C(1)+C(2)*BP+C(3)*BPSQUARE+C(4)*SP

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.080300	0.109555	-0.732963	0.4686
C(2)	0.074743	0.105226	0.710308	0.4824
C(3)	-0.083771	0.089329	-0.937778	0.3550
C(4)	0.029238	0.062483	0.467944	0.6428
R-squared	0.035652	Mean dependent var		-0.078455
Adjusted R-squared	-0.049437	S.D. dependent var		0.467986
S.E. of regression	0.479415	Akaike info criterion		1.466799
Sum squared resid	7.814506	Schwarz criterion		1.639176
Log likelihood	-23.86918	F-statistic		0.418997
Durbin-Watson stat	1.766758	Prob(F-statistic)		0.740516



ΠΑΝΤΕΙΟΝ ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ
ΚΟΙΝΩΝΙΚΩΝ ΚΑΙ ΠΟΛΙΤΙΚΩΝ ΕΠΙΣΤΗΜΩΝ

ΒΙΒΛΙΟΘΗΚΗ

Τηλ. 210 - 92 01 001

ΗΜΕΡΟΜΗΝΙΑ ΕΠΙΣΤΡΟΦΗΣ

--	--	--

