

**ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΩΣ
ΤΜΗΜΑ ΧΡΗΜΑΤΟΟΙΚΟΝΟΜΙΚΗΣ ΚΑΙ ΤΡΑΠΕΖΙΚΗΣ ΔΙΟΙΚΗΤΙΚΗΣ
Π.Μ.Σ. ΣΤΗ ΧΡΗΜΑΤΟΟΙΚΟΝΟΜΙΚΗ ΑΝΑΛΥΣΗ ΓΙΑ ΣΤΕΛΕΧΗ**



ΕΡΕΥΝΗΤΙΚΗ ΕΡΓΑΣΙΑ

ΣΤΑΘΕΡΟΤΗΤΑ ΚΑΙ ΠΡΟΒΛΕΨΙΜΟΤΗΤΑ ΤΟΥ ΣΥΝΤΕΛΕΣΤΗ ΒΗΤΑ

**Μεταπτυχιακή Φοιτήτρια
ΑΡΤΕΜΗ ΔΙΟΝΥΣΙΑ**

**Επιβλέπων
Καθηγητής Γεώργιος Διακογιάννης**

Πειραιάς 2005

ΠΕΡΙΕΧΟΜΕΝΑ

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 1

- 1.1. Εισαγωγή
- 1.2. Σκοπός Εργασίας
- 1.3. Περιορισμοί Εργασίας
- 1.4. Επισκόπηση Περιεχομένων Εργασίας

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 2

2. Θεωρητική ανάλυση του συντελεστή βήτα σύμφωνα με το μονοπαραγοντικό υπόδειγμα της αγοράς

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 3

3. Προηγούμενες μελέτες σταθερότητας και προβλεψιμότητας του συντελεστή βήτα

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 4

4. Μεθοδολογία έρευνας και δεδομένων

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 5

- 5.1. Περιγραφή και ερμηνεία των εμπειρικών αποτελεσμάτων
- 5.2. Συμπεράσματα
- 5.3. ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ

ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ - ΑΡΘΡΟΓΡΑΦΙΑ

1.1. Εισαγωγή

Η επιλογή μιας μετοχής καθορίζεται κατά κύριο λόγο από τον κίνδυνο που εμπεριέχεται στην συγκεκριμένη μετοχή. Ο κίνδυνος διακρίνεται σε συστηματικό και σε μη συστηματικό κίνδυνο.

Ο συντελεστής βήτα χρησιμοποιείται στη Χρηματοοικονομική Επιστήμη για τη μέτρηση του συστηματικού κινδύνου μιας μετοχής που προέρχεται από τις διακυμάνσεις της συνολικής χρηματιστηριακής αγοράς και ο οποίος δεν εξαλείφεται από τη διαφοροποίηση του χαρτοφυλακίου.

Ο συντελεστής βήτα μετράει το βαθμό ευαισθησίας της απόδοσης μιας μετοχής (R_i) σε σχέση με την απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς (R_M), με άλλα λόγια μετρά την συνδιακύμανση μεταξύ της απόδοσης μιας μετοχής και της απόδοσης της αγοράς.

Η απόδοση της αγοράς μετράται από τον γενικό δείκτη του κάθε χρηματιστηρίου ο οποίος έχει συντελεστή βήτα ίσο με τη μονάδα. Για παράδειγμα όταν μια μετοχή έχει συντελεστή βήτα 0,5 θα μεταβάλλεται κατά 0,5% για κάθε μεταβολή του γενικού δείκτη ίση με 1,0%. Η σωστή εύρεση του συντελεστή βήτα προκύπτει μόνο με έναν αντιπροσωπευτικό μη μεροληπτικό γενικό δείκτη. Οι μετοχές οι οποίες έχουν συντελεστή βήτα μεγαλύτερο της μονάδας ονομάζονται επιθετικές, ενώ οι μετοχές με συντελεστή βήτα μικρότερο της μονάδας ονομάζονται αμυντικές.

Ο μη συστηματικός κίνδυνος οφείλεται σε ενδοεταιρικούς παράγοντες και μόνο οι οποίοι μπορεί να μεταβάλλουν την τιμή της μετοχής της εταιρείας.

Η έννοια του κινδύνου και η διάκριση του σε συστηματικό και μη συστηματικό δίνει τη δυνατότητα:

1. Ελαχιστοποίησης του μη συστηματικού κινδύνου με την δημιουργία ενός χαρτοφυλακίου το οποίο θα αποτελείται από μετοχές από διαφορετικούς κλάδους με διαφορετικούς κινδύνους και αναμενόμενες αποδόσεις.
2. Υψηλότερων ή συντηρητικών κερδών από τους επενδυτές με την κατάλληλη επιλογή μετοχών σε χαρτοφυλάκια. Όταν οι συντελεστές κινδύνου μετοχών είναι υψηλοί τότε μεγαλώνει και ο συνολικός κίνδυνος του χαρτοφυλακίου με αποτέλεσμα να αναμένεται μεγαλύτερη η απόδοση του επενδυτή σε κέρδη.

Επίσης ο διαχωρισμός των κινδύνων γίνεται επειδή υπάρχει διαφορετικό επίπεδο χρηματιστηριακών γνώσεων και πηγών πληροφόρησης στο επενδυτικό κοινό με αποτέλεσμα να υπάρχει μεγάλη υποκειμενικότητα στην κατανόηση και στην αξιολόγηση της μικροοικονομικής και μακροοικονομικής πραγματικότητας. Κατά συνέπεια οι επενδυτές κάνουν διαφορετικές προβλέψεις για την χρηματιστηριακή αγορά και δημιουργούν χαρτοφυλάκια με μετοχές διαφορετικών εταιριών και κλάδων που έχουν διαφορετικό συντελεστή κινδύνου.

1.2. Σκοπός εργασίας

Ο σκοπός της συγκεκριμένης εργασίας είναι να προβλέψει τους συστηματικούς κινδύνους με την μη προσαρμοσμένη μέθοδο και με τρεις τεχνικές μεθόδους προσαρμογής του συντελεστή βήτα (οι οποίες μέθοδοι αναφέρονται στο κεφάλαιο της μεθοδολογίας) και στη συνέχεια να ερευνήσει τη σταθερότητα του συντελεστή βήτα συγκρίνοντας τους προβλεπόμενους συστηματικούς κινδύνους με τους πραγματικούς συστηματικούς κινδύνους.

Οι εκτιμώμενοι συστηματικοί κίνδυνοι έχουν υπολογιστεί με το κλασικό υπόδειγμα της αγοράς για τη συνολική χρονική περίοδο από 1/1/1997 έως 29/12/2004 η οποία χωρίστηκε σε τρεις ίσες χρονικές υποπεριόδους από 1/1/1997 έως 24/8/1999, 1/9/1999 έως 24/4/2002, από 1/5/2005 έως 29/12/2004. Από διάφορες εμπειρικές μελέτες που έγιναν στο παρελθόν δεν αποδεικνύεται ότι ο συντελεστής βήτα είναι μια σταθερή παράμετρος αλλά μεταβάλλεται. Συνεπώς, πρώτον θα προσπαθήσουμε να επιβεβαιώσουμε ή να καταρρίψουμε τα αποτελέσματα των μελετών αυτών καθώς και να ανακαλύψουμε τους παράγοντες που επηρεάζουν την σταθερότητα ή μη του συντελεστή βήτα.

1.3. Περιορισμοί εργασίας

Η συγκεκριμένη εργασία πρέπει να ικανοποιείται από κάποια κριτήρια ώστε να χρησιμοποιηθούν οι μέθοδοι για τον υπολογισμό της πρόβλεψης και για την ικανότητα πρόβλεψης των συστηματικών κινδύνων. Οι συναλλασσόμενες μεμονωμένες μετοχές που έχουν επεξεργαστεί αφορούν το χρονικό διάστημα από 1/1/1997 έως 29/12/2004 και χρησιμοποιούνται οι εβδομαδιαίες τιμές των συναλλασσόμενων μεμονωμένων κοινών μετοχών του Χρηματιστηρίου Αθηνών που έχουν συνεχή δραστηριότητα στο Χρηματιστήριο για το συγκεκριμένο διάστημα καθώς και οι εβδομαδιαίες του Γενικού Δείκτη του Χρηματιστηρίου Αθηνών για το ίδιο διάστημα.

Σχετικά με το Γενικό Δείκτη παρατηρείται ότι δεν ικανοποιείται από την κριτική του Roll για τις προσεγγίσεις του Θεωρητικού χαρτοφυλακίου της αγοράς αφού συμπεριλαμβάνει μόνο 60 κοινές μετοχές του συνόλου των μετοχών και συνεπώς καθιστά τον δείκτη μεροληπτικό. Ο υπολογισμός των εβδομαδιαίων αποδόσεων των μεμονωμένων μετοχών έγινε με το λογαριθμικό τύπο υπολογισμού των αποδόσεων.

1.4. Σύντομη επισκόπηση κεφαλαίων εργασίας

Η συγκεκριμένη εργασία περιλαμβάνει 6 Κεφάλαια. Στο Κεφάλαιο 2 αναφέρεται η θεωρία του συντελεστή βήτα υπολογιζόμενου σύμφωνα με το υπόδειγμα της αγοράς καθώς και η ανάλυση του υποδείγματος της αγοράς με όλες τις παραμέτρους και τις χρησιμότητες του στις επιχειρησιακές δραστηριότητες που καθορίζουν την χρηματιστηριακή αγορά. Στο κεφάλαιο 3 παρουσιάζονται οι κυριότερες μελέτες που έχουν καταγραφεί στη διεθνή βιβλιογραφία σχετικά με την έρευνα διαφόρων Χρηματιστηριακών αγορών για την προβλεψιμότητα και σταθερότητα του συστηματικού κινδύνου. Στο κεφάλαιο 4 παρουσιάζονται τα δεδομένα που χρησιμοποιήθηκαν στην παρούσα εργασία καθώς και η μεθοδολογία που ακολουθείται για την πρόβλεψη και τον έλεγχο της σταθερότητας του συντελεστή βήτα. Στο κεφάλαιο 5 αναφέρονται τα εμπειρικά αποτελέσματα και τα συμπεράσματα της ερευνητικής εργασίας. Στη συνέχεια ακολουθεί το παράρτημα όπου αναφέρονται οι μετοχές του δείγματος και τέλος καταγράφεται η βιβλιογραφία-αρθρογραφία.



ΚΕΦΑΛΑΙΟ 2°

ΘΕΩΡΗΤΙΚΗ ΑΝΑΛΥΣΗ ΤΟΥ ΣΥΝΤΕΛΕΣΤΗ ΒΗΤΑ ΣΥΜΦΩΝΑ ΜΕ ΤΟ ΜΟΝΟΠΑΡΑΓΟΝΤΙΚΟ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑ ΤΗΣ ΑΓΟΡΑΣ

Εισαγωγή

Η χρηματιστηριακή αγορά είναι μία έντονα ανταγωνιστική αγορά στην οποία θεωρητικά συμμετέχει ένα πλήθος από έξυπνους, λογικούς και πληροφορημένους επενδυτές. Οι επενδυτές αυτοί ενσωματώνουν πλήρως και άμεσα στις χρηματιστηριακές τιμές τις σχετικές πληροφορίες που κατέχουν, με τις πράξεις αγοράς και πώλησης μετοχών που πραγματοποιούν. Οι τιμές των μετοχών σε μία *Αποτελεσματική Αγορά (Efficient Market)* όπως ονομάζεται, δεν θα πρέπει να αντιδρούν στις παλιές πληροφορίες, διότι αυτές έχουν ήδη ενσωματωθεί στις χρηματιστηριακές τιμές, αλλά να αντιδρούν μόνο στις νέες πληροφορίες που εξ' ορισμού είναι άγνωστες.

Στη γλώσσα της στατιστικής θα λέγαμε ότι σε μια αποτελεσματική αγορά οι μεταβολές των χρηματιστηριακών τιμών αποτελούν μία χρονολογική σειρά πιθανολογικά ανεξάρτητων διαταράξεων που κατανέμονται ομοιόμορφα και δεν μπορούν να προβλεφθούν. Ως «αποτελεσματική» ορίζεται η αγορά κεφαλαίου στην οποία οι τιμές των χρεογράφων προσαρμόζονται ταχύτατα σε κάθε νέα πληροφορία που αναδύεται στο επενδυτικό περιβάλλον και συνεπώς ανά πάσα χρονική στιγμή, οι τιμές των μετοχών αντανακλούν όλες

τις διαθέσιμες πληροφορίες που υπάρχουν (ή που ενδεχομένως θα δημοσιοποιηθούν) στην αγορά.

Η Θεωρία της Αποτελεσματικής Αγοράς αποτελεί ένα πεδίο ακαδημαϊκής έρευνας που εμφανίζει τα πιο αντικρουόμενα συμπεράσματα και τις πιο ιδιόρρυθμες απόψεις. Οι προϋποθέσεις ύπαρξης μιας αποτελεσματικής αγοράς έχουν ως ακολούθως:

1. Υπάρχουν πολλοί συμμετέχοντες οι οποίοι – ο καθένας ανεξάρτητα από τον άλλο – αναλύουν και αποτιμούν μετοχές.
2. Κάθε νέα πληροφορία για μία εταιρία ή μετοχή της, εμφανίζεται στην αγορά εντελώς τυχαία και ανεξάρτητα από άλλα γεγονότα.
3. Οι επενδυτές μέσω κινήσεων αγοραπωλησιών προσαρμόζουν τις αποτιμήσεις των μετοχών, ώστε οι τελευταίες να αντανακλούν σε κάθε χρονική στιγμή όλη τη διαθέσιμη πληροφορία.

Οι παραπάνω προϋποθέσεις κάλλιστα οδηγούν στο συμπέρασμα ότι οι τιμές των μετοχών πρέπει να κινούνται εντελώς τυχαία και ανεξάρτητα από την εμφάνιση οποιουδήποτε γεγονότος που αφορά τις εισηγμένες εταιρίες. Στην πραγματικότητα όμως κάτι τέτοιο δεν ισχύει ούτε σε απόλυτους ούτε σε συγκριτικούς όρους.

Επίσης μία αποτελεσματική αγορά προϋποθέτει ότι ένας πολύ μεγάλος αριθμός επενδυτών παρακολουθεί και αναλύει την κάθε μετοχή, με αποτέλεσμα όταν η τιμή της τελευταίας προσαρμόζεται “αυτόματα” σε κάθε νέα πληροφορία, αυτό να γίνεται από ένα διαρκώς μεγαλύτερο αριθμό συμμετεχόντων. Όσο μεγαλύτερος είναι ο αριθμός των επενδυτών που συμμετέχουν σε μία αγορά και “προσαρμόζουν” έμμεσα τις τιμές των μετοχών της, τόσο πιο αποτελεσματική θεωρείται η εν λόγω αγορά.

Ωστόσο επισημαίνεται το γεγονός ότι ανά πάσα χρονική στιγμή, οι τιμές των μετοχών πρέπει να αντανακλούν όχι μόνο όλη τη διαθέσιμη – προς το επενδυτικό κοινό – πληροφόρηση, αλλά και τον επενδυτικό κίνδυνο που εμπεριέχει η τοποθέτηση κεφαλαίων στο Χρηματιστήριο.

Η υπόθεση της αποτελεσματικότητας υποστηρίχθηκε από τα συμπεράσματα μελετών πολλών ερευνητών οι οποίοι διαπίστωσαν στατιστικά την **τυχαία συμπεριφορά** των χρηματιστηριακών τιμών. Έτσι, σύμφωνα με την οικονομική θεωρία, ένας επενδυτής που τοποθετεί τα κεφάλαιά του στη χρηματιστηριακή αγορά αυτό που μπορεί δικαιολογημένα να ελπίζει είναι μια απόδοση που να δικαιολογεί τον κίνδυνο που αναλαμβάνει επιλέγοντας να επενδύσει σε μετοχές εταιριών και όχι τη σίγουρη τοποθέτηση των κεφαλαίων του σε κρατικά ομόλογα. Το ζήτημα στο σημείο αυτό είναι το πως μπορούμε να ποσοτικοποιήσουμε το κίνδυνο για να εκφράσουμε την απόδοση σε συνάρτησή του.

Είναι αποδεκτό ότι σε μία αγορά που ελλοχεύει κατά καιρούς σοβαρές εκπλήξεις εταιρικών ειδήσεων, οι επενδυτές να «απαιτούν» μία υψηλότερη απόδοση, προκειμένου να τοποθετήσουν τα κεφάλαιά τους στις μετοχές αυτής της αγοράς. Όσο μεγαλύτερο είναι το επίπεδο των αποκλίσεων μεταξύ προβλέψεων και των πραγματοποιηθέντων αποτελεσμάτων των εισηγμένων εταιριών, τόσο υψηλότερος καθίσταται ο κίνδυνος της αγοράς και η επιθυμητή απόδοση από τους συμμετέχοντες επενδυτές.

Στη χρηματοοικονομική ανάλυση η διακύμανση των αποδόσεων μιας επένδυσης θεωρείται ότι είναι το μέτρο κινδύνου της επένδυσης αυτής. Όσο μεγαλύτερη η διακύμανση, τόσο μεγαλύτερος κίνδυνος

διότι όσο περισσότερα ενδεχόμενα υπάρχουν τόσο περισσότερα μπορούν να συμβούν. Έτσι, οι αποδόσεις μίας επένδυσης υψηλού κινδύνου μπορεί να πάρουν πολύ μεγάλες αρνητικές αλλά και θετικές τιμές σε αντίθεση με μια επένδυση χαμηλού κινδύνου της οποίας οι αποδόσεις μπορεί να πάρουν μικρές αρνητικές και θετικές τιμές.

Το δεύτερο σημείο που πρέπει να αναφέρουμε στη μέτρηση του κινδύνου είναι ότι αυτός μπορεί να διακριθεί σε δύο είδη. Πρώτον, ένα γενικότερο κίνδυνο (*general risk*) που αφορά οποιαδήποτε επένδυση σε μία οικονομία. Για παράδειγμα, τον κίνδυνο να ανέβει ο πληθωρισμός σε μία οικονομία και αυτό να επηρεάσει όλες τις εταιρίες που δραστηριοποιούνται σε αυτήν. Δεύτερον, ένα ειδικό κίνδυνο (*specific risk*) ο οποίος είναι συνυφασμένος με τη συγκεκριμένη επιχείρηση που αφορά. Για παράδειγμα, ο κίνδυνος της πτώχευσης της συγκεκριμένης εταιρίας όπως αυτός προκύπτει από τις οικονομικές της καταστάσεις.

Έτσι, επενδύοντας σε μετοχές της συγκεκριμένης εταιρίας ένας επενδυτής αναλαμβάνει και τις δύο μορφές κινδύνου. Το επόμενο ερώτημα που φυσικά τίθεται είναι για το εάν και πώς ένας επενδυτής μπορεί να μειώσει τους κινδύνους μια επένδυσης του.

Τον Ιούνιο του 1952 έκανε την εμφάνισή του το άρθρο του Harry Markowitz "Portfolio Selection" (Επιλογή Χαρτοφυλακίου) στην εφημερίδα *Journal of Finance*. Ο Markowitz πήρε το βραβείο Nobel στα οικονομικά το 1990. Το υπόδειγμα Markowitz βασίζεται σε παραδοχές, που αποτελούν απαντήσεις στα ακόλουθα ερωτήματα:

- Ποιες είναι οι επιδιώξεις των επενδυτών δηλ. ποιους σκοπούς επιδιώκουν οι επενδυτές να επιτύχουν με την αγορά και διαχείριση χρηματοπιστωτικών τίτλων.
- Ποιο είναι το κριτήριο επιλογής και πως αυτό εκφράζεται ποσοτικά ώστε να αποτελεί μέτρο της συμβολής κάθε σχεδιαζόμενης επένδυσης στην πραγμάτωση των επιδιωκόμενων σκοπών.
- Ποια είναι τα κύρια χαρακτηριστικά της συμπεριφοράς των επενδυτών που θεωρούνται εκ των προτέρων δεδομένα
- Ποια είναι τα χαρακτηριστικά των τίτλων οι οποίοι αποτελούν το αντικείμενο των επιλογών και το έρεισμα της επένδυσης.
- Ποια είναι τα χαρακτηριστικά του περιβάλλοντος που θεωρούνται εκ των προτέρων δεδομένα.

Κατά το υπόδειγμα Markowitz , η επένδυση συνίσταται στην απόκτηση στην αρχή της περιόδου ενός συνόλου χρηματοπιστωτικών τίτλων, που αποκαλείται χαρτοφυλάκιο, και στην πώληση αυτών στο τέλος της περιόδου. Η επένδυση αφορά επιλογή χαρτοφυλακίου με ένα ορισμένο συνδυασμό τίτλων ώστε να επιτευχθεί το βέλτιστο χαρτοφυλάκιο δηλαδή εκείνο που ικανοποιεί κατά το βέλτιστο τρόπο τις επιδιώξεις του επενδυτή για την μεγιστοποίηση της περιουσίας του ή του πλούτου του.

Η ιδέα του χαρτοφυλακίου, η οποία πολύ απλά λέει ότι «δεν βάζουμε όλα τα αυγά σε ένα καλάθι» , αποτέλεσε τη βάση της σύγχρονης διαχείρισης κεφαλαίων στην οποία στηρίχθηκε η βιομηχανία των επενδυτών με μορφή επιχειρήσεων (Institutional Investors). Ένα από τα βασικά ζητήματα που αντιμετωπίζει ένας επενδυτής είναι πώς να διατεθεί ο πλούτος μεταξύ των εναλλακτικών περιουσιακών

στοιχείων. Ο Markowitz το 1952 προτείνει ένα τρόπο ποσοτικής διαπραγμάτευσης του κινδύνου. Σύμφωνα με αυτόν τον τρόπο, οι επενδυτές υπολογίζουν την καμπύλη αποτελεσματικών συνδυασμών από όλους τους δυνατούς συνδυασμούς κινδύνου-απόδοσης. Ως γνωστόν η καμπύλη αυτή περιλαμβάνει όλα τα αποτελεσματικά χαρτοφυλάκια τα οποία ορίζονται ως εκείνα που παρέχουν την υψηλότερη απόδοση για συγκεκριμένο επίπεδο κινδύνου. Τέλος, η επιλογή του τελικού βέλτιστου χαρτοφυλακίου εξαρτάται από τις προτιμήσεις του κάθε επενδυτή όσον αφορά στην σχέση κινδύνου-απόδοσης.

Η ανάπτυξη της θεωρίας του χαρτοφυλακίου και οι εφαρμογές της βασίστηκαν σε μερικές απλές έννοιες της στατιστικής και κυρίως στην **ανάλυση συσχέτισης**. Ο σκοπός της ανάλυσης συσχέτισης είναι να μετρήσει τη σχέση μεταξύ δύο μεταβλητών π.χ. των αποδόσεων της μετοχής X με τις αποδόσεις της μετοχής Y ή τις αποδόσεις του δείκτη του χρηματιστηρίου. Η συνδιακύμανση (Covariance) και η συσχέτιση (Correlation) είναι τα στατιστικά μέτρα που μετρούν τη σχέση ανάμεσα σε δύο μεταβλητές. Ο συντελεστής συσχέτισης ειδικά είναι ένα στατιστικό μέτρο που διακυμαίνεται μεταξύ του συν και πλην ένα. Ένας συντελεστής συσχέτισης με τιμή συν ένα (+1) υποδεικνύει μία τέλεια θετική σχέση ενώ ένας συντελεστής ίσος με μείον ένα (-1) υποδεικνύει μία τέλεια αρνητική σχέση. Τέλος, δύο μεταβλητές με συντελεστή συσχέτισης ίσο με το μηδέν δεν έχουν σχέση. Χαμηλές τιμές του συντελεστή θετικές ή αρνητικές, υποδεικνύουν χαμηλή σχέση μεταξύ των εξεταζόμενων μεταβλητών.

Ξαναγυρνώντας στη θεωρία του χαρτοφυλακίου πρέπει να πούμε ότι όσο η συσχέτιση των αποδόσεων δύο περιουσιακών στοιχείων είναι

λιγότερο από τέλεια θετική, δηλαδή μικρότερη από ένα, ο κίνδυνος του χαρτοφυλακίου των δύο περιουσιακών στοιχείων είναι μικρότερος από τον μέσο όρο των επιμέρους κινδύνων. Η καλύτερη βέβαια των περιπτώσεων είναι όταν η συσχέτιση είναι αρνητική, κάτι που όμως συναντιέται πολύ δύσκολα στην πράξη. Το φαινόμενο αυτό της μείωσης του κινδύνου συνδυάζοντας μετοχές σε ένα χαρτοφυλάκιο ονομάζεται *διαφοροποίηση κινδύνου (Risk Diversification)*.

Με τη διαφοροποίηση μειώνεται ο ειδικός κίνδυνος. Έχει εκτιμηθεί ότι σε ένα χαρτοφυλάκιο ίσα καταμεμημένο σε δέκα μετοχές ο ειδικός κίνδυνος εξαλείφεται περίπου κατά 80%. Στην ακραία περίπτωση που μπορεί κανείς να έχει ένα σταθμισμένο υποπολλαπλάσιο όλων των μετοχών της αγοράς, έχει εξαλείψει εντελώς τον ειδικό κίνδυνο. Βεβαίως, άσχετα με τη διαφοροποίηση ο κίνδυνος της αγοράς (γενικός) παραμένει αμετάβλητος.

Λόγω του μεγάλου αριθμού υπολογισμών ιδιαίτερα των συνδιακυμάνσεων που απαιτούνται για να εφαρμοστεί το Υπόδειγμα του Markowitz καθώς και του χρόνου – κόστους, αναπτύχθηκαν άλλοι τρόποι προσέγγισης. Ο πιο δημοφιλής και ευρέως χρησιμοποιημένος τρόπος είναι το Μονοπαραγοντικό Υπόδειγμα (Single Index Model) από τον W. Sharpe το 1964. Ο Sharpe (1964) υιοθέτησε την υπόθεση ότι οι αποδόσεις των περιουσιακών στοιχείων συσχετίζονται μεταξύ τους μόνον μέσα από την εξάρτησή τους ως προς το χαρτοφυλάκιο της αγοράς. Η υπόθεση αυτή έχει ως αποτέλεσμα τη δραστική μείωση των απαιτούμενων υπολογισμών στο βαθμό που οι απαιτήσεις για τον υπολογισμό των

συντελεστικών συσχέτισης μεταξύ των διαφόρων περιουσιακών στοιχείων μειώνονται.

Το Μονοπαραγοντικό Υπόδειγμα (Single Index Model)

Το Μονοπαραγοντικό Υπόδειγμα (single index model) αναπτύχθηκε όπως προαναφέραμε από τον William Sharpe το 1963. Ο Sharpe όπως προαναφέρθηκε προς απλούστευση και αποφυγή μεγάλου πλήθους υπολογισμών πρότεινε υπόδειγμα που επιτρέπει μεγάλο περιορισμό του αριθμού των παραμέτρων που χρειάζεται να εκτιμηθούν. Για αυτό το λόγο έκανε δεκτή την ακόλουθη υπόθεση: Οι συνδιακυμάνσεις των αποδόσεων των χρηματοπιστωτικών τίτλων οφείλονται στην επίδραση ενός κοινού και μοναδικού συστηματικού προσδιοριστικού παράγοντα. Οι μεταβολές αυτού του προσδιοριστικού παράγοντα, εκφραζόμενες με τις μεταβολές ορισμένου δείκτη, συνοδεύονται από μεταβολές των αποδόσεων των τίτλων. Με άλλα λόγια οι αποδόσεις κάθε τίτλου συνδέονται, σύμφωνα προς ορισμένη σταθερή σχέση με τις μεταβολές του δείκτη που αντιπροσωπεύει τον κοινό προσδιοριστικό παράγοντα. Κατά συνέπεια παρουσιάζουν μόνο συνδιακύμανση καθότι επηρεάζονται από έναν κοινό παράγοντα.

Παρόλα αυτά ανεξάρτητα από την επίδραση που ασκεί συστηματικά ο κοινός προσδιοριστικός παράγοντας οι αποδόσεις των τίτλων επηρεάζονται και από πλήθος τυχαίων παραγόντων. Η επίδραση των τυχαίων παραγόντων ασκείται τυχαία και ανεξάρτητα από την επίδραση του συστηματικού παράγοντα. Έτσι ο μόνος λόγος συσχέτισης και συνδιακύμανσης των αποδόσεων δύο τίτλων είναι ότι

υπόκεινται στην επίδραση κοινού συστηματικού παράγοντα δηλαδή είναι η κοινή ανταπόκριση τους στις διακυμάνσεις του συστηματικού παράγοντα.

Η παρατήρηση των κινήσεων των τιμών του Χρηματιστηρίου δείχνουν ότι οι τιμές γενικώς ανέρχονται ή κατέρχονται όταν η κίνηση της αγοράς είναι αντίστοιχα ανοδική ή πτωτική. Πλην όμως, άλλοι τίτλοι αντιδρούν αμέσως και έντονα στις διακυμάνσεις της χρηματιστηριακής αγοράς ενώ άλλοι παρουσιάζουν σχετικώς μικρότερη ανταπόκριση και ορισμένοι αντιδρούν με μεγαλύτερη καθυστέρηση ή καθόλου. Οι κινήσεις των τιμών ενός τίτλου δεν οφείλονται μόνο στην συστηματική επίδραση του κοινού παράγοντα αλλά επηρεάζονται επίσης και από παράγοντες που αφορούν ειδικά την εταιρεία που τον έχει εκδώσει, από την αποτελεσματικότητα της διαχείρισης της και την επιτυχή ή ατυχή πορεία των δραστηριοτήτων της. Κατά συνέπεια είναι πιθανό να σημειωθεί πτώση ή ύψωση της τιμής και της απόδοσης ενός τίτλου ακόμα και αν η χρηματιστηριακή αγορά παραμένει σταθερή.

Εκτός λοιπόν από την επίδραση του συστηματικού παράγοντα που είναι η κίνηση της αγοράς την τιμή μιας μετοχής επηρεάζει επίσης ένα μεγάλο πλήθος παραγόντων που αφορούν ειδικά την εταιρεία και επιδρούν προς διάφορες κατευθύνσεις. Η επίδρασή τους ασκείται λόγω του μεγάλου πλήθους τους κατά τρόπο τυχαίο δηλαδή η επίδρασή τους σε δεδομένη χρονική στιγμή μπορεί να είναι κατά πιθανότητα θετική ή αρνητική ανεξάρτητα από την κατάσταση της χρηματιστηριακής αγοράς. Έτσι η διακύμανση των τιμών και αποδόσεων ενός τίτλου αναλύεται σε δύο συνιστώσες, στην διακύμανση που αντανακλά την επίδραση του συστηματικού

παράγοντα και στην διακύμανση που εκφράζει την επίδραση τυχαίων παραγόντων.

Ως δείκτης που αντιπροσωπεύει τον κοινό συστηματικό παράγοντα λαμβάνεται συνήθως ο δείκτης τιμών των μετοχών. Θεωρείται ότι οι μεταβλητές αυτού του δείκτη αντανακλούν την κίνηση της αγοράς. Οι μεταβολές του δείκτη τιμών δεδομένου ότι αποτελούν μεταβολές της αξίας ενός συνόλου μετοχών που διαπραγματεύονται στην αγορά, εκφράζουν αντίστοιχες αποδόσεις του χαρτοφυλακίου της αγοράς το οποίο περιλαμβάνει όλους τους διαπραγματεύσιμους στην χρηματιστηριακή αγορά τίτλους.

Το Μονοπαραγοντικό Υπόδειγμα στηρίζεται στην υπόθεση ότι οι αποδόσεις όλων των μετοχών σε μια χρηματιστηριακή αγορά εμφανίζουν την τάση να αντιδρούν συστηματικά με τον ίδιο τρόπο στις διακυμάνσεις των αποδόσεων του χρηματιστηριακού δείκτη που προσεγγίζει την αγορά σε μια δεδομένη χρονική στιγμή. Το Μονοπαραγοντικό Υπόδειγμα μπορεί να χρησιμοποιηθεί, όπως προαναφέρθηκε, για την απλούστευση της διαδικασίας ανάλυσης χαρτοφυλακίου κατά Markowitz, για την εκτίμηση του συντελεστή βήτα μεμονωμένων μετοχών ή και χαρτοφυλακίων και για να παραγάγει ένα εναλλακτικό σύνολο αποδοτικών χαρτοφυλακίων για συνδυασμούς n μετοχών. Η απόδοση κάθε τίτλου αποτελεί τυχαία μεταβλητή καθώς τυχαία μεταβλητή αποτελεί και η απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς.

Η απόδοση λοιπόν ενός τίτλου αναλύεται σε δύο συνιστώσες όπως προαναφέρθηκε και εκφράζεται μαθηματικά με το εν λόγω υπόδειγμα με την παρακάτω εξίσωση:

$$R_{it} = a_i + b_i \cdot R_{mt} + e_{it}$$

Όπου:

R_{it} = η τυχαία απόδοση του χρεογράφου i κατά την περίοδο t

R_{mt} = η τυχαία απόδοση του Γενικού Δείκτη m κατά την περίοδο t

a_i = το συστατικό της απόδοσης του χρεογράφου i που δεν συσχετίζεται με τις διακυμάνσεις της απόδοσης του Γενικού Δείκτη m . Όταν η απόδοση του Γενικού Δείκτη m είναι ίση με το μηδέν, η απόδοση του χρεογράφου i είναι ίση με a_i που οφείλεται στην ίδια την εταιρεία.

b_i = ο συντελεστής βήτα του χρεογράφου i ή αλλιώς ο συστηματικός κίνδυνος του χρεογράφου i , ο οποίος μετρά την ευαισθησία της απόδοσης του χρεογράφου i στις διακυμάνσεις της απόδοσης του Γενικού Δείκτη

e_{it} = το σφάλμα της απόδοσης του χρεογράφου i κατά την περίοδο t που δείχνει την μεταβλητικότητα ενός παράγοντα για το οποίο υποθέτουμε να έχει μηδενική αναμενόμενη απόδοση και σταθερή διακύμανση απόδοσης. Επίσης υποθέτουμε ότι το σφάλμα ενός χρεογράφου και η απόδοση του Γενικού Δείκτη είναι ανεξάρτητα. Το σφάλμα ονομάζεται και κατάλοιπο ή διαταρακτικός πόρος.

Υποθέσεις του Υποδείγματος

Στην πράξη για να χρησιμοποιήσω το Μονοπαράγοντικό υπόδειγμα πρέπει να χρησιμοποιηθούν ιστορικά στοιχεία της απόδοσης μιας μετοχής και του δείκτη της αγοράς την περίοδο t .

Το υπόδειγμα για να χρησιμοποιηθεί πρέπει να διέπεται από τις παρακάτω υποθέσεις:

- 1^η υπόθεση:** Ισχύει για κάθε περίοδο ιστορικών στοιχείων
- 2^η υπόθεση:** $E_{(e_{it})} = 0$, δηλαδή η αναμενόμενη απόδοση του στοχαστικού όρου δηλαδή του σφάλματος είναι μηδέν
- 3^η υπόθεση:** $Cov_{(e_i, e_j)}=0$, για κάθε $i \neq j$. Οι τυχαίες επιδράσεις, δηλαδή οι επιδράσεις μη συστηματικών παραγόντων, που αφορούν τους τίτλους i και j είναι ανεξάρτητες για κάθε $i \neq j$. Ο μόνος λόγος για τον οποίο οι αποδόσεις διαφορετικών τίτλων μεταβάλλονται συστηματικά, είναι η συνδιακύμανση τους με την αγορά.
- 4^η υπόθεση:** $Cov_{(e_{it}, e_{it+k})}=0$, για κάθε $k \neq 0$, όπου και είναι δύο διαφορετικές τιμές του στοχαστικού όρου. Αυτό σημαίνει ότι δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση (correlation) μεταξύ των τιμών του στοχαστικού όρου e_{it} . Η υπόθεση αυτή είναι αναγκαία για την εκτίμηση των παραμέτρων του υποδείγματος.
- 5^η υπόθεση:** $Cov_{(e_{it}, R_{mt})}=0$, η συνδιακύμανση μεταξύ της απόδοσης της αγοράς και του σφάλματος, τυχαία μεταβλητή, η οποία εκφράζει την επίδραση των τυχαίων, μη συστηματικών παραγόντων, είναι ανεξάρτητη από τις μεταβολές του συστηματικού παράγοντα R_m που σημαίνει ότι ο R_m είναι ο μόνος

κοινός παράγοντας που επηρεάζει τις αποδόσεις των μετοχών

6^η υπόθεση: $Var_{(eit)} = \sigma^2_{eit}$ υπόθεση της ομοσκεδαστικότητας, όπου σύμφωνα με αυτήν η διακύμανση των καταλοίπων είναι σταθερή για όλη την περίοδο του δείγματος.

Εκτιμήσεις των a_i , b_i και σ^2_{ei} επιτυγχάνονται κατά κανόνα με παλινδρόμηση δεδομένων χρονολογικών σειρών.

Οι παράμετροι του Υποδείγματος

Η αναμενόμενη απόδοση, η διακύμανση των αποδόσεων ενός τίτλου i και η συνδιακύμανση των αποδόσεων δύο τίτλων, i και j εκφράζονται ως ακολούθως:

$$E(R_{it}) = a_i + b_i E(R_{mt}) \quad (1)$$

$$\sigma^2(R_{it}) = b_i^2 \sigma^2(R_{Mt}) + \sigma^2(e_{it}) \quad (2)$$

$$Cov(R_i, R_j) = \sigma_{ij} = b_i b_j \sigma_m^2 \quad (3)$$

Η εξίσωση (1) αποδεικνύεται ως εξής:

$$E(R_{it}) = a_i + b_i E(R_{mt}) + E(e_{it}) = a_i + b_i E(R_{mt}) \text{ δεδομένου ότι } E(e_{it}) = 0$$

Όπου

• a_i είναι η αναμενόμενη μη συστηματική απόδοση που οφείλεται στην ίδια την εταιρεία και

• $b_i E(R_{mt})$ η αναμενόμενη συστηματική απόδοση του δείκτη M

Σχετικά με τη εξίσωση (2) ξέρουμε ότι η διακύμανση αθροίσματος σταθμισμένων τυχαίων ανεξάρτητων μεταβλητών ισούται με το άθροισμα των διακυμάνσεων των επιμέρους μεταβλητών σταθμισμένων με τα τετράγωνα των συντελεστών στάθμισης. Έτσι έχουμε

$$(2) \sigma^2(R_{it}) = V(R_{it}) = V(a_i + b_i R_{mt} + e_{it}) = b_i^2 V(R_{mt}) + 12V(e_{it}) = b_i^2 \sigma^2 R_{mt} + \sigma^2(e_{it})$$

Όπου $V(a_i) = 0$ γιατί $a_i = \text{σταθερά}$

Συνεπώς ο συνολικός κίνδυνος ενός τίτλου είναι

$$\sigma^2(R_{it}) = b_i^2 \sigma^2(R_{Mt}) + \sigma^2(e_{it}) \quad (2)$$

Όπου

• $\sigma^2(R_{Mt})$ είναι η διακύμανση της αγοράς και $b_i^2 \sigma^2(R_{Mt})$ είναι ο συστηματικός κίνδυνος που οφείλεται στις διακυμάνσεις της αγοράς ή $\sqrt{b_i^2 \sigma^2 r_{mt}} = b_i \sigma_m$

• $\sigma^2(e_{it})$ είναι η διακύμανση του σφάλματος και ορίζει τον μη συστηματικό κίνδυνο (ειδικό κίνδυνο) στις διακυμάνσεις της απόδοσης της εταιρείας που προέρχονται από διάφορα γεγονότα που συμβαίνουν στην αντίστοιχη εταιρεία ή $\sqrt{\sigma^2 e_{it}} = \sigma e_{it}$.

Συνεπώς ο συνολικός κίνδυνος του τίτλου i , s_i αποτελεί άθροισμα δύο συνιστωσών

• του συστηματικού κινδύνου, που εκφράζεται με την παράμετρο b_i δεδομένου ότι s_m είναι σταθερό και το ίδιο για όλους τους τίτλους και

• του ειδικού κινδύνου που εκφράζεται με την τυπική απόκλιση σ_{e_i}

(3) Η συνδιακύμανση s_{ij} εκφράζεται και υπολογίζεται ως ακολούθως

$$\begin{aligned} s_{ij} &= Cov(r_i, r_j) = E[(r_i - E(r_i))(r_j - E(r_j))] = \\ &= E[(a_i + b_i r_m + e_i - a_i - b_i E(r_m))(a_j + b_j r_m + e_j - a_j - b_j E(r_m))] = \\ &= E[b_i(r_m - E(r_m)) + e_i][b_j(r_m - E(r_m)) + e_j] = \\ &= E[b_i b_j (r_m - E(r_m))(r_m - E(r_m)) + e_j b_i (r_m - E(r_m)) + e_i b_j (r_m - E(r_m)) + e_i e_j] = \\ &= b_i b_j E(r_m - E(r_m))^2 + b_i E[e_j (r_m - E(r_m))] + b_j E[e_i (r_m - E(r_m))] + E(e_i, e_j) \end{aligned}$$

Οι τρεις τελευταίοι όροι είναι ίσοι με το μηδέν σύμφωνα με τις υποθέσεις του υποδείγματος που προαναφέρθηκαν

$$\text{Οπότε : } E[e_i (r_m - E(r_m))] = E(e - 0)(r_m - E(r_m)) = Cov(e, r_m) = 0$$

$$E(e_i, e_j) = E(e - 0)(e_j - 0) = Cov(e_i, e_j) = 0$$

Κατά συνέπεια:

$$s_{ij} = b_i b_j E(r_m - E(r_m))^2 = b_i b_j s_m^2$$

Αναμενόμενη απόδοση Χαρτοφυλακίου

Η αναμενόμενη απόδοση του της τυχαίας μεταβλητής των αποδόσεων του χαρτοφυλακίου r_p στο οποίο κάθε τίτλος i συμμετέχει κατά ποσοστό $x_i (i=1,2,3,\dots,n)$ είναι ίση με το σταθμικό άθροισμα των αναμενόμενων αποδόσεων των επιμέρους τίτλων ως ακολούθως:

$$E(r_p) = \sum_{i=1}^n x_i (a_i + b_i E(r_m)) = \sum_{i=1}^n x_i a_i + E(r_m) \sum_{i=1}^n x_i b_i = a_p + b_p E(r_m)$$

$$E(r_p) = a_p + b_p E(r_m)$$

$$a_p = \sum_{i=1}^n x_i a_i \quad a_p \text{ παράμετρος του χαρτοφυλακίου}$$

$$b_p = \sum_{i=1}^n x_i b_i \quad b_p \text{ παράμετρος του χαρτοφυλακίου}$$

Διακύμανση των αποδόσεων χαρτοφυλακίου

$$V(r_p) = V\left(\sum_{i=1}^n x_i r_i\right) = V\left[\sum_{i=1}^n x_i (a_i + b_i r_m + e_i)\right] = V\left[\sum_{i=1}^n (x_i a_i + x_i b_i r_m + x_i e_i)\right]$$

Δεδομένου ότι οι τυχαίες μεταβλητές r_m και e_i είναι ανεξάρτητες γιατί έχουμε

$$\begin{aligned} V\left(\sum_{i=1}^n x_i b_i r_m + x_i e_i\right) &= \left(\sum_{i=1}^n x_i b_i\right)^2 V(r_m) + \sum_{i=1}^n x_i^2 V(e_i) = \\ &= V(r_m) \left(\sum_{i=1}^n x_i b_i\right)^2 + \sum_{i=1}^n x_i^2 s_{e_i}^2 = b_p^2 s_m^2 + \sum_{i=1}^n x_i^2 s_{e_i}^2 \end{aligned}$$

όπου
$$b_p = \sum_{i=1}^n x_i b_i$$

$$\sigma_p^2 = b_p^2 \sigma_m^2 + \sum_{i=1}^n x_i^2 \sigma_{\epsilon_i}^2$$

σ_m^2 είναι η διακύμανση των αποδόσεων της Αγοράς

$\sigma_{\epsilon_i}^2$ είναι η διακύμανση των αποδόσεων του τίτλου i που οφείλεται στην επίδραση των λοιπών παραγόντων. Αντανακλά το μη συστηματικό κίνδυνο

a_p παράμετρος που εκφράζει την απόδοση του χαρτοφυλακίου p όταν ο δείκτης τιμών του χρηματιστηρίου παραμένει σταθερός

b_p παράμετρος που εκφράζει την ευαισθησία των αποδόσεων του χαρτοφυλακίου p στις μεταβολές που σημειώνονται στις αποδόσεις του χαρτοφυλακίου της αγοράς

Εάν το χαρτοφυλάκιο p είναι ακριβώς όμοιο με το χαρτοφυλάκιο της αγοράς δηλαδή όλοι οι τίτλοι συμμετέχουν στο χαρτοφυλάκιο p κατά το ποσοστό που συμμετέχουν στη συνολική αξία της αγοράς, η αναμενόμενη απόδοση $E(r_p)$ είναι ίση με την $E(r_m)$. Σύμφωνα με την ισότητα $E(r_p) = a_p + b_p E(r_m)$ βλέπουμε ότι για να ισχύει $E(r_p) = E(r_m)$ πρέπει $a_p = 0$ και το b του χαρτοφυλακίου της αγοράς να είναι $b_p = 1$.

Για να υπολογιστεί η διακύμανση ενός χαρτοφυλακίου που περιέχει n τίτλους πρέπει να υπολογιστούν οι παράμετροι a_i και b_i , οι n διακυμάνσεις $\sigma_{\epsilon_i}^2$ η αναμενόμενη απόδοση $E(r_m)$ και η διακύμανση σ_m^2 των αποδόσεων της αγοράς δηλαδή σύνολο εκτιμήσεων $3n+2$.

Διαφοροποίηση του χαρτοφυλακίου και κίνδυνος

Εάν υποθέσουμε ότι ο κάθε τίτλος συμμετέχει στο χαρτοφυλάκιο κατά το ίδιο ποσοστό $x_i = \frac{1}{n}$, $\forall i$, η διακύμανση του χαρτοφυλακίου είναι η

$$\text{ακόλουθη: } s_p^2 = b_p^2 s_m^2 + \sum_{i=1}^n \frac{1}{n^2} s_{ei}^2 = b_p^2 s_m^2 + \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{1}{n} s_{ei}^2$$

Ο δεύτερος όρος του αθροίσματος αντιπροσωπεύει το $1/n$ του μέσου όρου των διακυμάνσεων των αποδόσεων των τίτλων που οφείλονται στους λοιπούς παράγοντες δηλαδή το μέσο μη συστηματικό (ειδικό) κίνδυνο. Όσο μεγαλύτερος είναι ο αριθμός n των τίτλων, που συνθέτουν το χαρτοφυλάκιο τόσο μικρότερος γίνεται ο δεύτερος όρος του αθροίσματος που δείχνει το μη συστηματικό κίνδυνο του χαρτοφυλακίου. Ο μη συστηματικός κίνδυνος μειώνεται δραστικά όταν ο αριθμός των τίτλων αυξάνεται. Το μεγαλύτερο μέρος του μη συστηματικού κινδύνου εξαλείφεται ακόμα και όταν ο αριθμός των τίτλων του χαρτοφυλακίου δεν είναι υπερβολικά μεγάλος. Με αυτόν τον τρόπο η συμβολή του ειδικού κινδύνου σεί συγκεκριμένου τίτλου, στο συνολικό κίνδυνο του χαρτοφυλακίου μειώνεται μέχρι σχεδόν μηδενισμού της, όταν ο αριθμός των τίτλων που συνθέτουν το χαρτοφυλάκιο είναι αρκετά υψηλός

Ο κίνδυνος που δεν εξαλείφεται ούτε καν μειώνεται όταν ο αριθμός των τίτλων αυξάνεται είναι ο συστηματικός κίνδυνος. Εάν υποθεθεί ότι το μέγεθος του χαρτοφυλακίου είναι τέτοιο ώστε ο μη συστηματικός

κίνδυνος να πλησιάζει το μηδέν $\sum x_i^2 s_{ei}^2 \rightarrow 0$, ο συνολικός κίνδυνος

$$\text{του χαρτοφυλακίου είναι } s_p = \sqrt{b_p^2 s_m^2} = b_p s_m = s_m \sum_{i=1}^n x_i b_i$$

Έχοντας δεδομένο ότι η τυπική απόκλιση s_m είναι η ίδια οποιοδήποτε και να είναι το υπό μελέτη χαρτοφυλάκιο P το $x_i b_i$ αποτελεί το ποσοστό συμμετοχής του τίτλου i στον κίνδυνο ενός αρκετά μεγάλου χαρτοφυλακίου. Άρα ο συστηματικός κίνδυνος που καλείται και κίνδυνος της αγοράς και μετριέται με το συντελεστή βήτα δεν εξαλείφεται με τη διαφοροποίηση του χαρτοφυλακίου.

Αντίθετα ο μη συστηματικός κίνδυνος (ειδικός) κίνδυνος μπορεί να εξαλειφθεί με κατάλληλο συνδυασμό τίτλων και διαφοροποίηση χαρτοφυλακίου δηλαδή συνδυάζοντας μετοχές διαφορετικού κινδύνου και προσδοκώμενης απόδοσης όπως π.χ. μετοχές από διαφορετικούς και προσδιορίζεται από τον συντελεστή συσχέτισης μεταξύ των τίτλων του χαρτοφυλακίου. Ο συντελεστής συσχέτισμού των αποδόσεων των αξιόγραφων που απαρτίζουν το χαρτοφυλάκιο και μπορεί να λάβει τιμές από -1 έως 1. Όσο μικρότερος είναι δηλαδή ο συντελεστής συσχέτισης "ρ" μεταξύ τίτλων, τόσο μικρότερος είναι και ο συνολικός κίνδυνος δηλαδή όταν $\rho = -1$ υπάρχει τέλεια αρνητική συσχέτιση μεταξύ των μετοχών. Αυτό οφείλεται στο γεγονός ότι οι τυχαίες μεταβολές στην απόδοση του ενός αξιόγραφου αντισταθμίζονται από τις τυχαίες μεταβολές στην απόδοση του άλλου αξιόγραφου, έτσι ώστε να διασπείρεται ο κίνδυνος για το συνολικό χαρτοφυλάκιο.

Όταν $\rho = 0$ δεν υπάρχει συσχέτιση μεταξύ των τίτλων δηλαδή οι τίτλοι είναι στατιστικώς ανεξάρτητοι. Όταν δε ο συντελεστής αυτός έχει θετική συσχέτιση μονάδας (είναι δηλαδή ίσος με 1), τότε ο κίνδυνος

δεν εξουδετερώνεται, καθώς οι τυχαίες μεταβολές στις αποδόσεις των αξιόγραφων του χαρτοφυλακίου συγκλίνουν στην πορεία τους μέσα στο χρόνο.

Συστηματικός και μη συστηματικός κίνδυνος

Γιατί είναι όμως τόσο σημαντική η ερμηνεία του κινδύνου και η διάκρισή του σε συστηματικό και μη συστηματικό; Πρώτος λόγος είναι η σχέση που υπάρχει ανάμεσα στον κίνδυνο και την απόδοση 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.

Ένας δεύτερος λόγος για τη διάκριση των κινδύνων συνίσταται στο γεγονός ότι 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.

Τέλος, η διάκριση μεταξύ δύο τύπων κινδύνου είναι κρίσιμη, για τον τρόπο με τον οποίο θα γίνει η διαφοροποίηση των μετοχών που

απαρτίζουν ένα χαρτοφυλάκιο, ώστε να μειωθεί ο ειδικός (μη συστηματικός) κίνδυνος μέσω της διαφοροποίησης.

Το υπόδειγμα αγοράς που αντιπροσωπεύεται από την παρακάτω εξίσωση δείχνει ότι η απόδοση ενός χρωγράφου διαιρείται σε δύο μέρη: την απόδοση που συσχετίζεται με την απόδοση του Γενικού Δείκτη και την απόδοση που είναι ανεξάρτητη από την απόδοση του Γενικού Δείκτη δηλαδή χωρίζει την συνολική απόδοση του χρωγράφου σε δύο μέρη την συστηματική και την μη συστηματική απόδοση

$$R_{it} = a_i + e_i + b_i R_{mt}$$

Όπου

- $a_i + e_i$ είναι η μη συστηματική απόδοση και
- $b_i R_m$ είναι η συστηματική απόδοση που οφείλεται στην αγορά

Αναλυτικότερα:

Σύμφωνα με την σύγχρονη χρηματοοικονομική θεωρία, η τιμή και η απόδοση μιας μετοχής αντικατοπτρίζει τις προσδοκίες του επενδυτικού κοινού σχετικά με το μέλλον της εταιρίας. Οποιαδήποτε νέα πληροφόρηση που αφορά είτε τις προσδοκίες για μελλοντικά κέρδη ή μερίσματα είτε το επιτόκιο προεξόφλησης των μελλοντικών κερδών επιφέρει μεταβολές και άρα διακύμανση στις τιμές των μετοχών. Μια νέα πληροφορία μπορεί να αλλάζει την αποτίμηση όλων ή μιας ομάδας μετοχών με κοινά χαρακτηριστικά, όπως συμμετοχή στον ίδιο οικονομικό κλάδο, κεφαλαιοποίηση (μικρή ή μεγάλη), μετοχές αξίας (value) ή ανάπτυξης (growth) κλπ, είτε να αφορά μια μετοχή μόνον.

Παραδείγματα πληροφόρησης που προκαλούν διακύμανση στις τιμές όλων των μετοχών (**συστηματικός κίνδυνος**) είναι αλλαγές στην νομισματική πολιτική (αλλαγές από την κεντρική τράπεζα στα βραχυχρόνια επιτόκια), μεταβολές στη δημοσιονομική πολιτική (η προσδοκία μεγαλύτερων δημοσιονομικών ελλειμμάτων) ή οι μεταβολές της ισοτιμίας του νομίσματος. Τέτοια πληροφόρηση επιδρά συστηματικά, αν και σε διαφορετικό βαθμό, στις τιμές όλων των μετοχών. Κατά συνέπεια ο συστηματικός κίνδυνος δεν μπορεί να ελαχιστοποιηθεί με την κατανομή των επενδύσεων σε διαφορετικούς τίτλους ή κλάδους.

Αντίστοιχα, παραδείγματα πληροφόρησης που επιδρά μόνο στην τιμή μιας μετοχής (**μη συστηματικός κίνδυνος**) είναι η αναγγελία παραίτησης του προέδρου ή διευθύνοντος συμβούλου, η αναγγελία μιας νέας σημαντικής παραγγελίας ή η αναγγελία υλοποίησης ενός νέου επενδυτικού σχεδίου ο τεχνολογικός εξοπλισμός. Η δεύτερη μορφή πληροφόρησης είναι, στο βαθμό που επηρεάζει μόνο μια εταιρία, μη συστηματική. Ο κίνδυνος αυτός είναι σημαντικός όταν αναφερόμαστε σε χαρτοφυλάκιο μιας μετοχής, όταν όμως το χαρτοφυλάκιο ενός επενδυτή περιέχει πολλές μετοχές τότε ο συγκεκριμένος κίνδυνος ελαχιστοποιείται λόγω της διαφοροποίησης. Άρα κάθε επενδυτής έχει την δυνατότητα να ελαχιστοποιήσει τον μη-συστηματικό κίνδυνο μέσω της διαφοροποίησης.

Σχηματικά, ο συνολικός επενδυτικός κίνδυνος μιας μετοχής ή ενός χαρτοφυλακίου μετοχών μπορεί να απεικονισθεί ως εξής:

Συνολικός επενδυτικός κίνδυνος = συστηματικός κίνδυνος + μη συστηματικός κίνδυνος

Με τον όρο επενδυτικός κίνδυνος, οι περισσότεροι επενδυτές εννοούν το κίνδυνο απώλειας του κεφαλαίου τους ή την πιθανότητα να πετύχουν αποδόσεις μικρότερες από τους στόχους τους. Στην χρηματοοικονομική ο επενδυτικός κίνδυνος μετράται με την μεταβλητότητα ή αλλιώς με την τυπική απόκλιση των μελλοντικών αποδόσεων μιας επένδυσης. Η τυπική απόκλιση στη στατιστική μετρά τη διασπορά των αποδόσεων γύρω από την μέση τιμή. Υψηλή μεταβλητότητα δηλώνει μεγαλύτερη διασπορά, μεγαλύτερη αβεβαιότητα και άρα υψηλότερο επενδυτικό κίνδυνο.

Ανάλογα με τις ανάγκες και τον σκοπό του κάθε επενδυτή, ο επενδυτικός κίνδυνος μπορεί να κατηγοριοποιηθεί σε απόλυτο και σχετικό. Οι θεσμικοί επενδυτές στη φάση απόφασης της στρατηγικής κατανομής των κεφαλαίων τους (δηλαδή του ποσοστού των κεφαλαίων τους που θα κατανεμηθεί σε μετοχές, ομόλογα, μετρητά, ακίνητα ή εναλλακτικές μορφές επένδυσης) ενδιαφέρονται για το συνολικό, απόλυτο ύψος του επενδυτικού κινδύνου του χαρτοφυλακίου τους. Ο απόλυτος κίνδυνος δείχνει το εύρος της απόκλισης με βάση τη συνολική αξία του χαρτοφυλακίου.

Παρομοίως, πολλοί μικροεπενδυτές ενδιαφέρονται για την πιθανότητα απώλειας του συνολικού τους κεφαλαίου. Από την άλλη

πλευρά στη θεσμική διαχείριση, κατά την διαδικασία επιλογής συγκεκριμένων περιουσιακών στοιχείων (stock selection) το ενδιαφέρον εστιάζεται στην πιθανότητα υπέρ ή υπό απόδοσης σε σχέση με κάποιον δείκτη αναφοράς (στην Ελλάδα για παράδειγμα χρησιμοποιείται ο Γενικός Δείκτης Αξιών του Χρηματιστηρίου Αθηνών). Ο σχετικός κίνδυνος (relative risk or tracking error) δείχνει το εύρος των αποκλίσεων της αξίας του χαρτοφυλακίου σε σχέση με τον δείκτη αναφοράς.

Συνοψίζοντας βλέπουμε ότι σε μία τέλεια αγορά μας ενδιαφέρει ο συστηματικός κίνδυνος μιας μετοχής επειδή μόνον αυτός παραμένει όταν η μετοχή συμπεριλαμβάνεται σε καλά διαφοροποιημένα χαρτοφυλάκια. Ο μη συστηματικός κίνδυνος δεν μας αφορά διότι ελαχιστοποιείται όταν η μετοχή συμπεριληφθεί σε ένα καλά διαφοροποιημένο χαρτοφυλάκιο. Ο συστηματικός κίνδυνος είναι υψηλότερος όταν τα εισοδήματα της εταιρείας επηρεάζονται από μακροοικονομικούς παράγοντες.

Εκτίμηση των παραμέτρων του υποδείγματος

Η χρησιμοποίηση του υποδείγματος της αγοράς

$$R_{it} = b_i R_{mt} + a_i + e_{it}$$

Προϋποθέτει την εκτίμηση των παραμέτρων b_i , a_i και σ_{e_i} .

Η εκτίμηση των παραμέτρων δύναται να γίνει βάσει των δεδομένων του παρελθόντος που αφορούν τις πραγματοποιηθείσες αποδόσεις του τίτλου i και του χαρτοφυλακίου της αγοράς m

R_{it} είναι η πραγματοποιηθείσα απόδοση κατά την περίοδο t (για $t = 1, 2, 3, \dots, T$) απόδοση του τίτλου i που υπολογίζεται ως εξής:

$$R_{it} = \frac{P_{it} - P_{i,t-1} + D_{it}}{P_{i,t-1}}$$

R_{mt} είναι η πραγματοποιηθείσα κατά την περίοδο t (για $t = 1,2,3..T$) απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς που υπολογίζεται με το άθροισμα της ποσοστιαίας μεταβολής του δείκτη τιμών και του ποσοστού του συνόλου των διανεμηθέντων μερισμάτων D_t στη συνολική αξία της χρηματιστηριακής αγοράς P_{t-1} στην αρχή της περιόδου

$$R_{mt} = \frac{I_{it} - I_{it-1}}{I_{it-1}} + \frac{D_t}{P_{t-1}}$$

Η e_{it} εκφράζει την απόκλιση την οποία η απόδοση R_{it} του τίτλου i που πραγματοποίησε κατά την περίοδο t από το ύψος της απόδοσης που αντιπροσωπεύεται από αντίστοιχο σημείο της ευθείας $R_{it} = b_i R_{mt} + a_i$.

Υποτίθεται ότι οι παράμετροι a_i , b_i και σ^2_{ei} παραμένουν διαχρονικά σταθερές.

Συνεπώς η εξίσωση του υποδείγματος αγοράς ισχύει οποιαδήποτε χρονική στιγμή.

Αν η σ^2_{ei} ήταν ίση με το μηδέν θα αρκούσαν δύο παρατηρήσεις των

R_i και R_m για να εκτιμηθούν οι παράμετροι a_i και b_i . Η ύπαρξη όμως της τυχαιάς μεταβλητής e_i σημαίνει ότι η πραγματική απόδοση αποκλίνει από εκείνη που αντιπροσωπεύεται από σημείο της ευθείας γραμμής. Τυχάιοι παράγοντες δημιουργούν τη συγκεκριμένη απόκλιση. Κατά συνέπεια οι αποδόσεις συγκεκριμένου τίτλου απεικονίζονται σε συνάρτηση με τις αποδόσεις της αγοράς.

Οι παρατηρούμενες αποδόσεις συγκεκριμένου τίτλου i κατανέμονται γύρω από ευθεία γραμμή της οποίας το σημείο που τέμνεται με τον άξονα της απόδοσης του τίτλου εκφράζει την παράμετρο a_i και η κλίση εκφράζει την παράμετρο b_i . Η σ^2_{ei} εκφράζει την διακύμανση

των αποκλίσεων των αποδόσεων από την ευθεία γραμμή. Όπου ο συντελεστής βήτα (b) μετρά το γενικό κίνδυνο μιας μετοχής. Μετρά δηλαδή την ευαισθησία της τιμής της συγκεκριμένης μετοχής στις διακυμάνσεις της αγοράς και βρίσκεται από την ακόλουθη λύση της εξίσωσης της συνδιακύμανσης μεταξύ της απόδοσης της μετοχής και της αγοράς.

Αναλυτικά έχουμε: $Cov(R_i, R_m) = Cov(R_i = a_i + b_i R_m + e_i, R_m) = Cov(a_i, R_m = 0) + Cov(b_i R_m, R_m) + Cov(e_i = 0, R_m)$

Άρα $Cov(R_i, R_m) = b_i \sigma^2(R_m)$

Οπότε $b_i = \frac{Cov(R_{it}, R_{mt})}{\sigma^2 R_{mt}}$ όπου $Cov(R_{it}, R_{mt}) =$ συνδιακύμανση των

αποδόσεων R_i, R_m και $\sigma^2(R_{mt}) =$ διακύμανση της αγοράς

και $a_i = E(R_{it}) - b_i E(R_{mt})$

Η παράμετρος a_i δείχνει τον ποσοστιαίο ρυθμό υπερτίμησης ή υποτίμησης του υπό εξέταση τίτλου σε σχέση με το δείκτη της αγοράς. Εάν το α είναι θετικό και στατιστικά σημαντικό σημαίνει ότι ο τίτλος περιέχει ένα σημαντικό παράγοντα ανατίμησης. Δηλαδή σε μηδενική μεταβολή της αγοράς η τιμή του τίτλου αναμένεται να ανέβει.

Εάν το α είναι αρνητικό και στατιστικά σημαντικό σημαίνει ότι ο τίτλος περιέχει ένα σημαντικό παράγοντα υποτίμησης. Δηλαδή σε μηδενική μεταβολή της αγοράς η τιμή του τίτλου αναμένεται να πέσει. Τέλος, θετικό ή αρνητικό α αλλά στατιστικά μη σημαντικό

σημαίνει ότι ο τίτλος ή δεν περιέχει κάποιο ιδιαίτερο στοιχείο ανατίμησης ή υποτίμησης. Αντίθετα η παράμετρος b_i είναι γενικά ανώτερη του μηδενός εκτός από ελάχιστες περιπτώσεις.

Επειδή το υπόδειγμα της αγοράς μας εξηγεί τις αποδόσεις της αγοράς υπάρχει ο συντελεστής συσχέτισης $R^2 = \left[\frac{Cov(R_{it}, R_{mt})}{s(R_{it})s(R_{mt})} \right]^2$ που μας δείχνει το ποσοστό επί τοις % της μεταβλητότητας (συνολικής διακύμανσης) της απόδοσης του τίτλου που εξηγείται από την μεταβλητότητα (διακυμάνσεις) της απόδοσης του γενικού δείκτη της αγοράς δηλαδή το βαθμό εξάρτησης των αποδόσεων του τίτλου από τις αποδόσεις της αγοράς.

Όπου $0 < R^2 < 1$. Εάν $R^2 = 0$ υπάρχει τέλεια ανεξαρτησία των αποδόσεων του τίτλου από τις μεταβολές του δείκτη της αγοράς. Όσο πιο πολύ πλησιάζει το R^2 την μονάδα τόσο πιο καλά εξηγείται η απόδοση της μετοχής από την απόδοση του δείκτη και εάν $R^2 = 1$ η εξάρτηση είναι τέλεια.

Με την εκτίμηση των παραμέτρων a και b υπολογίζονται οι αποκλίσεις e_t όπου $e_t = r_t - a - b r_{mt}$ που επαληθεύουν $E(e_t) = 0$ και οι διακυμάνσεις $\sigma^2_{e_t}$ των e_t .

Οι εκτιμήσεις των παραμέτρων a_i και b_i υπολογίζονται με την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων (OLS) ή χρησιμοποίηση της οποίας προϋποθέτει την υιοθέτηση των υποθέσεων του υποδείγματος.

Όταν οι υποθέσεις πληρούνται τότε οι εκτιμητές ελαχίστων τετραγώνων είναι αμερόληπτοι και έχουν την μικρότερη διακύμανση μεταξύ όλων των γραμμικών και αμερόληπτων εκτιμητών.

Στη μέθοδο της απλής παλινδρόμησης, υποθέτουμε την ύπαρξη σχέσης ανάμεσα στη μεταβλητή πρόβλεψης (εξαρτημένη μεταβλητή) και σε μια άλλη μεταβλητή (ανεξάρτητη μεταβλητή). Επιπλέον, υποθέτουμε ότι η σχέση αυτή είναι γραμμική.

Ο σκοπός της απλής παλινδρόμησης είναι η έκφραση της σχέσης ανάμεσα στις μεταβλητές X και F με την εξίσωση μιας ευθείας γραμμής :

$F_i = a + bX_i$ a είναι το αρχικό σημείο της γραμμής, δηλ. η τιμή του F όταν $X=0$ και b η κλίση της γραμμής, δηλ. Ο ρυθμός μεταβολής του F ανά μοναδιαία αύξηση του X . Συμβολίζοντας με Y_i τις πραγματικές τιμές της εξαρτημένης μεταβλητής, υπολογίζουμε τους συντελεστές a και b έτσι ώστε να ελαχιστοποιείται το άθροισμα των τετραγώνων των διαφορών των πραγματικών τιμών Y_i από τις τιμές F_i που προκύπτουν από την εξίσωση παλινδρόμησης.

$$\sum e_i^2 = \sum (Y_i - F_i)^2$$

Η μέθοδος αυτή ονομάζεται μέθοδος των ελάχιστων τετραγώνων και η λογική της είναι ότι θα πρέπει να ελαχιστοποιηθεί η απόσταση των πραγματικών παρατηρήσεων Y από τη βέλτιστη γραμμή παλινδρόμησης.

Με τη χρήση της μεθόδου των ελάχιστων τετραγώνων οι τιμές των συντελεστών a και b υπολογίζονται από τις ακόλουθες σχέσεις:

$$b = [\Sigma(XY)/n - \chi_{\mu} * \gamma_{\mu}] / [\Sigma X^2 /n - \chi_{\mu}^2]$$

$$a = \gamma_{\mu} - b * \chi_{\mu}$$

όπου

$$\gamma_{\mu} = \Sigma Y / n$$

$$\chi_{\mu} = \Sigma X / n$$

n = ο αριθμός των παρατηρήσεων (δεδομένων) με βάση τις οποίες υπολογίζεται η ευθεία παλινδρόμησης

Με δεδομένες παρατηρήσεις r_{it} και r_{mt} ($t=1,2,3,\dots,T$) οι εκτιμητές του υποδείγματος της αγοράς a και b υπολογίζονται με τη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων με τις ακόλουθες σχέσεις:

$$b = \frac{\sum_{t=1}^T (r_t - r)(r_{mt} - r_m)}{\sum_{t=1}^T (r_{mt} - r_m)^2} \quad (1)$$

$$a = r - br_m \quad \text{όπου} \quad r_m = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T r_t \quad \text{και} \quad r_{mt} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T r_{mt}$$

Υπολογίζεται επίσης ο συντελεστής προσδιορισμού R^2

$$R^2 = \frac{\left[\sum_{t=1}^T (r_t - r)(r_{mt} - r_m) \right]^2}{\sum_{t=1}^T (r_t - r)^2 \sum_{t=1}^T (r_{mt} - r_m)^2} = \frac{[Cov(r, r_m)]^2}{s_r^2 s_{r_m}^2}$$

Υπολογίζεται επίσης και η τυπική απόκλιση των καταλοίπων e_{it} της παλινδρόμησης (OLS) που χρησιμοποιούμε για να εκτιμήσουμε τους συντελεστές βήτα και μετράει τον ειδικό κίνδυνο που μπορεί να εξαλειφθεί με τη διαφοροποίηση των επιλεγμένων τίτλων σε ένα χαρτοφυλάκιο. Μαθηματικά το κατάλοιπο από την πιο πάνω

παλινδρόμηση ορίζεται ως η απόδοση της υπό εξέταση τίτλου μείον την απόδοση του συνόλου της αγοράς όπως αυτή εκφράζεται από το γενικό δείκτη τιμών και υπολογίζεται ως εξής:

$$s_e^2 = \frac{1}{T-2} \sum_{t=1}^T e_t^2 = \frac{1}{T-2} \sum_{t=1}^T (r_t - a - br_{mt})^2$$

Τέλος έχουμε την έννοια της στατιστικής σημαντικότητας (t-stat) όπου τα υπολογισμένα άλφα και βήτα είναι εκτιμήσεις που βασίζονται σε συγκεκριμένο δείγμα τιμών. Οι πραγματικές τιμές τους είναι άγνωστες. Με τη χρήση της τυπικής απόκλισης προσδιορίζεται το διάστημα εμπιστοσύνης μέσα στο οποίο με πιθανότητα π.χ. 95% βρίσκεται η πραγματική τιμή των άλφα και βήτα. Για να έχουμε μια στατιστική άλφα ή βήτα στατιστικά σημαντική, δηλαδή να έχει οικονομική σημασία, πρέπει και το t-stat που λαμβάνουμε για τη στατιστική αυτή να είναι μεγαλύτερο από μία κριτική τιμή της κατανομής t. Πρακτικά στατιστικά σημαντικά θεωρούνται τα t-stat τα οποία είναι μεγαλύτερα από την τιμή δύο (2).

Η χρησιμότητα του υποδείγματος αγοράς

Το μονοπαραγοντικό υπόδειγμα έχει τις εξής χρήσεις:

- Υπολογισμός της αναμενόμενης αξίας και του συστηματικού κινδύνου των μετοχών
- Χρησιμοποιείται για την πρόβλεψη της απόδοσης μιας μετοχής
- Υπολογισμός του συστηματικού κινδύνου χαρτοφυλακίων

$$R_{pt} = a_p + b_p R_{mt} + e_{pt}$$

Όπου R_{pt} : η απόδοση του χαρτοφυλακίου p την περίοδο t .

B_p : ο συστηματικός κίνδυνος του p .

Ορισμοί :

ü Το b του χαρτοφυλακίου είναι σταθμικός μέσος του b των μετοχών του όπου τα σταθμά είναι τα ποσοστά επένδυσης

στις μετοχές του
$$b_p = \sum_{i=1}^N x_i b_i$$

ü Το a του χαρτοφυλακίου είναι σταθμικός μέσος του a των μετοχών του όπου τα σταθμά είναι τα ποσοστά επένδυσης

στις μετοχές του
$$a_p = \sum_{i=1}^N x_i a_i$$

ü Το e του χαρτοφυλακίου είναι σταθμικός μέσος των

σφαλμάτων των μετοχών του
$$e_{pt} = \sum_{i=1}^N x_i e_{it}$$

ü Υπολογισμός των δεδομένων του αποδοτικού συνόλου.

Όταν έχω χαρτοφυλάκια N μετοχών πρέπει να υπολογίσω N μέσες αποδόσεις, N διακυμάνσεις και $\frac{N(N-1)}{2}$ συνδιακυμάνσεις.

Όταν έχω N μετοχές πρέπει να υπολογίσω:

N	a_i
N	b_i
N	$\sigma^2_{(eit)}$
1	$E(R_{Mt})$
1	$\sigma^2_{(RMt)}$

ü Το Μονοπαραγοντικό υπόδειγμα χρησιμοποιείται στην εύρεση καλά διαφοροποιούμενων χαρτοφυλακίων ώστε να μειωθεί ο συνολικός κίνδυνος του χαρτοφυλακίου $\sigma^2_{(Rpt)} = b_i^2 \sigma^2_{(RMt)} + \sigma^2_{(ept)}$

όταν $1 = \frac{b_p^2 s^2(R_{mt})}{s^2(R_{pt})} + \frac{s^2(e_{pt})}{s^2(R_{pt})}$ το χαρτοφυλάκιο έχει την άριστη

διαφοροποίηση.

όπου $\frac{b_p^2 s^2(R_{mt})}{s^2(R_{pt})}$ η συνεισφορά του συστηματικού κινδύνου στον

ολικό κίνδυνο και

$\frac{s^2(e_{pt})}{s^2(R_{pt})}$ η συνεισφορά του μη συστηματικού κινδύνου στον ολικό

κίνδυνο.

Όσο πιο μικρή είναι η συνεισφορά του μη συστηματικού κινδύνου στον ολικό κίνδυνο τόσο πιο πολύ διαφοροποιείται το χαρτοφυλάκιο μου. Εάν τείνει στο 0 έχω ένα σχεδόν πλήρως διαφοροποιούμενο χαρτοφυλάκιο.

Συνοπτικά βλέπουμε ότι εάν ο συντελεστής ελαστικότητας β ενός δεδομένου τίτλου είναι ανώτερος της μονάδας π.χ. 1,5 αυτό σημαίνει ο συγκεκριμένος τίτλος αυξάνεται ή μειώνεται κατά μέσο όρο 1,5% κάθε φορά που ο γενικός δείκτης του χρηματιστηρίου αυξάνεται ή μειώνεται κατά 1%. Δηλαδή ο τίτλος αυτός σημειώνει μεταβολές μεγαλύτερες από εκείνες της χρηματιστηριακής αγοράς στο σύνολο της. Άρα οι τίτλοι με υψηλό συντελεστή β μεγαλύτερο της μονάδας επιτυγχάνουν όταν η πορεία του χρηματιστηρίου είναι ανοδική μεγαλύτερα κέρδη ενώ κατά την πτωτική πορεία του χρηματιστηρίου σημειώνουν σχετικά μεγαλύτερες ζημιές. Κατά συνέπεια όταν προβλέπεται ανοδική πορεία του χρηματιστηρίου είναι συμφέρον το χαρτοφυλάκιο να αποτελείται από τίτλους που εμφανίζουν υψηλό συντελεστή ελαστικότητας $\beta > 1$.

Αντίθετα όταν προβλέπεται πτωτική κίνηση του χρηματιστηρίου πρέπει το χαρτοφυλάκιο να περιέχει τίτλους με το χαμηλότερο δυνατό συντελεστή ελαστικότητας $\beta < 1$ γιατί η απόδοση ενός τίτλου με συντελεστή βήτα μικρότερο της μονάδας π.χ. 0,5 μειώνεται μόνο κατά 0,5% κάθε φορά που δείκτης του χρηματιστηρίου έχει πτώση κατά 1%.

Ο διαχωρισμός του συνολικού σε δύο συνιστώσες έχει και ένα άλλο σημαντικό ενδιαφέρον. Ο ειδικός – μη συστηματικός κίνδυνος – μειώνεται ή εξουδετερώνεται με τη διαφοροποίηση της σύνθεσης του χαρτοφυλακίου. Η δημιουργία χαρτοφυλακίου που περιλαμβάνει μεγάλη ποικιλία τίτλων μειώνει το μη συστηματικό κίνδυνο. Αυτό συμβαίνει γιατί οι παράγοντες που επηρεάζουν τις εταιρείες δεν δρουν προς την ίδια κατεύθυνση για κάθε εταιρεία όπως συμβαίνει με τους παράγοντες που προσδιορίζουν την κίνηση της χρηματιστηριακής αγοράς στο σύνολο της.

Η διαφοροποίηση δεν εξαλείφει το συστηματικό ή χρηματιστηριακό κίνδυνο ενός χαρτοφυλακίου. Ο χρηματιστηριακός κίνδυνος ενός χαρτοφυλακίου εκφράζεται με το άθροισμα των συντελεστών β_i των τίτλων που το συνθέτουν, σταθμισμένων με τα αντίστοιχα ποσοστά x_i συμμετοχής τους στη συνολική αξία του χαρτοφυλακίου ($b_p = \sum_i x_i \beta_i$). Συνεπώς είναι σκόπιμη η επιλογή της σύνθεσης του χαρτοφυλακίου να γίνεται με κριτήριο το ύψος του συντελεστή ελαστικότητας β , όταν υπάρχει δυνατότητα και ικανότητα καλών και έγκαιρων προβλέψεων των διακυμάνσεων της αγοράς. Στην αντίθετη περίπτωση πρέπει να αποδίδεται μεγαλύτερη βαρύτητα στη διαφοροποίηση με σκοπό την εξάλειψη του ειδικού κινδύνου.

Είναι προφανές ότι χρησιμότητα των παραπάνω αναλύσεων κατά τη διατύπωση των προβλέψεων εξαρτάται από το κατά πόσο οι συντελεστές ελαστικότητας β των τίτλων παραμένουν διαχρονικά σταθεροί. Είναι πολύ πιθανό η παράμετρος β ενός τίτλου να μην είναι ίδια δηλαδή να μην παραμένει διαχρονικά σταθερή. Μεταβάλλεται όταν τα βασικά χαρακτηριστικά της εταιρείας μεταβάλλονται. Έτσι το β ως μέτρο του κινδύνου, συνδέεται με τη σχέση των ξένων προς τα ίδια κεφάλαια και συνεπώς μεταβάλλεται όταν αυτή η σχέση μεταβάλλεται.

Ο συντελεστής βήτα αναλυτικότερα

Πρόκειται για ένα στατιστικό μέγεθος, με το οποίο υπολογίζεται ο **γενικός (συστηματικός) κίνδυνος** μιας μετοχής. Ο συντελεστής βήτα αποτελεί την καλύτερη εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου μετοχών ή χαρτοφυλακίων. Μετρά την ευαισθησία της απόδοσης μιας συγκεκριμένης μετοχής στις διακυμάνσεις της αγοράς. Ο συντελεστής βήτα δίνεται από την σχέση:

$$b_i = \frac{S_{Mi}}{S_M^2}$$

όπου

S_{Mi} = συνδιακύμανση των αποδόσεων της μετοχής i ή του χαρτοφυλακίου και του χαρτοφυλακίου M της αγοράς.

S_M^2 = διακύμανση του χαρτοφυλακίου M της αγοράς.

Τι εννοούμε όμως αναφερόμενοι σε γενικό κίνδυνο ;

Ένας από τους κυριότερους παράγοντες που επηρεάζουν την επιλογή μιας μετοχής είναι ο κίνδυνος (γνωστός και ως ρίσκο) που περικλείεται σε αυτήν.

Καταρχήν, η **έννοια του κινδύνου** στην χρηματοοικονομική επιστήμη εκφράζει τον βαθμό αβεβαιότητας για την μελλοντική εξέλιξη των τιμών (και επομένως και των αποδόσεων) των μετοχών, όπως και κάθε άλλου περιουσιακού στοιχείου. Ένα βασικό μέτρο εκτίμησης του μελλοντικού κινδύνου κάθε μετοχής, το οποίο εξάγεται από παρελθόντα στοιχεία τιμών, είναι η διακύμανση των αποδόσεων της μετοχής γύρω από την μέση απόδοση της. Όσο μεγαλύτερη η «ιστορική» διακύμανση τόσο μεγαλύτερη θεωρείται ότι θα είναι η αρνητική ή η θετική απόκλιση της μελλοντικής απόδοσης από τη μέση προσδοκώμενη απόδοση σε μια δεδομένη χρονική στιγμή και, επομένως, τόσο μεγαλύτερη η αβεβαιότητα για το αποτέλεσμα της επένδυσης στην μετοχή κατά την στιγμή της ολοκλήρωσης της.

Αυτός ο κίνδυνος μπορεί να διακριθεί σε συστηματικό και σε μη συστηματικό κίνδυνο. Ο συντελεστής “beta” (beta coefficient) είναι ένα σύγχρονο χρηματοοικονομικό εργαλείο που βοηθά στη μέτρηση του συστηματικού (μη διαφοροποιήσιμου) κινδύνου μιας μετοχής, δηλαδή του κινδύνου του αξιόγραφου που προέρχεται από τις διακυμάνσεις της συνολικής χρηματιστηριακής αγοράς που πηγάζουν από τις συνθήκες του οικονομικού περιβάλλοντος όπως αντανakλώνται στην συνολική πορεία της αγοράς, επιδρώντας, σε διαφορετικό βέβαια βαθμό, στο σύνολο των επενδύσεων και ο οποίος δεν εξουδετερώνεται από τη διαφοροποίηση του χαρτοφυλακίου, διότι αφορά το σύνολο της αγοράς.

Με τη λέξη διαφοροποίηση ορίζουμε το συνδυασμό μετοχών διαφορετικού κινδύνου και προσδοκώμενης απόδοσης (δηλαδή συνήθως διαφορετικών εταιριών και κλάδων), ώστε να επιτευχθεί ο περιορισμός του συνολικού κινδύνου του χαρτοφυλακίου μετοχών. Ο μη συστηματικός (διαφοροποιήσιμος) κίνδυνος προκύπτει από γεγονότα και δεδομένα που αφορούν στην ίδια την εταιρία και τα οποία μπορούν να επηρεάσουν την τιμή της βραχυχρόνια ή μακροχρόνια. Οπότε μπορεί να εξαλειφθεί με τον σχηματισμό διαφοροποιημένου χαρτοφυλακίου μετοχών, φαινόμενο γνωστό ως διαφοροποίηση κινδύνου (*risk diversification*).

Τι ακριβώς όμως μετρά ο συντελεστής “beta”; Μετράει τον βαθμό **ευαισθησία** στον οποίο οι αποδόσεις μιας μετοχής συνδυαζομαίνονται με τις αποδόσεις του χαρτοφυλακίου αγοράς M, την απόδοση δηλαδή μιας μετοχής σε σύγκριση με την απόδοση της αγοράς, που ορίζεται από την πορεία του γενικού δείκτη του κάθε χρηματιστηρίου. Ο γενικός δείκτης - ο οποίος μετρά την επίδοση της συγκεκριμένης αγοράς - έχει εξ’ ορισμού συντελεστή “beta” ίσο με τη μονάδα. Αυτό σημαίνει ότι μια μετοχή με συντελεστή “beta” 1,3, θα μεταβάλλεται κατά 1,3% για κάθε μεταβολή του δείκτη ίση με 1,0% (ή θα μεταβάλλεται κατά 13% για κάθε μεταβολή του δείκτη ίση με 10%). Απαραίτητη προϋπόθεση βέβαια για την ορθή εξαγωγή του “beta”, είναι ένας αντιπροσωπευτικός γενικός δείκτης.

ü Όταν ο **συντελεστής βήτα είναι μεγαλύτερος από την μονάδα (>1)**, τότε σε κάθε μεταβολή της αγοράς, η απόδοση της συγκεκριμένης μετοχής αναμένεται να μεταβληθεί αναλογικά

περισσότερο. Η μετοχή αυτή χαρακτηρίζεται ως **επιθετική** αφού μια πιθανή μεταβολή του δείκτη της αγοράς συνεπάγεται μεγαλύτερη μεταβολή στην τιμή της μετοχής. Αν δηλαδή ο συντελεστής βήτα μιας μετοχής έχει εκτιμηθεί σε 1,2 τότε σε περίπτωση μεταβολής του Γενικού Δείκτη του Χ.Α. κατά 10%, η μεταβολή στην απόδοση της συγκεκριμένης μετοχής αναμένεται ότι θα είναι : $1,2 \times 10\% = 12\%$. Μια μετοχή με συντελεστή βήτα μεγαλύτερο της μονάδας μπορεί να χαρακτηριστεί ως επιθετική, λειτουργώντας αποδοτικά σε περίοδο ανόδου της αγοράς, αλλά και επιτείνοντας τη ζημιά σε περίοδο μείωσης των τιμών.

ü Όταν ο συντελεστής βήτα είναι μικρότερος από την μονάδα (<1), τότε σε κάθε μεταβολή της αγοράς, η απόδοση της συγκεκριμένης μετοχής αναμένεται να μεταβληθεί αναλογικά λιγότερο και γι' αυτό το λόγο χαρακτηρίζεται ως **αμυντική**. Αν δηλαδή ο συντελεστής βήτα μιας μετοχής έχει εκτιμηθεί σε 0,8 τότε σε περίπτωση μεταβολής του Γενικού Δείκτη του Χ.Α. κατά 10%, η μεταβολή στην απόδοση της συγκεκριμένης μετοχής αναμένεται ότι θα είναι : $0,8 \times 10\% = 8\%$. Ωστόσο, υπάρχουν και μετοχές που παρουσιάζουν αρνητικό beta αυτό σημαίνει ότι σε μία ενδεχόμενη μεταβολή του δείκτη της αγοράς, οι μετοχές αυτές θα μεταβληθούν αντίθετα. Για το λόγο αυτό οι μετοχές που παρουσιάζουν αρνητικό beta χαρακτηρίζονται ακίνδυνες. Μια μετοχή με συντελεστή βήτα μικρότερο της μονάδας μπορεί να χαρακτηριστεί ως αμυντική, πραγματοποιώντας μικρότερες ζημιές από την αγορά σε περίοδο μείωσης των τιμών, αλλά και μικρότερα κέρδη σε περίοδο ανόδου των τιμών.

ü Όταν ο συντελεστής βήτα είναι ίσος με την μονάδα (=1), τότε σε κάθε μεταβολή της αγοράς, η απόδοση της συγκεκριμένης μετοχής αναμένεται να μεταβληθεί εξίσου. Αυτό σημαίνει ότι η συγκεκριμένη μετοχή ακολουθεί τους ρυθμούς ολόκληρης της αγοράς δηλαδή ο συντελεστής βήτα του συνόλου της αγοράς, ενός χαρτοφυλακίου που περιέχει όλες τις μετοχές της αγοράς, ισούται με τη μονάδα $b_m = \frac{Cov(R_m, R_m)}{S^2 R_m} = \frac{S^2 R_m}{S^2 R_m} = 1$. Αν

δηλαδή ο συντελεστής βήτα μιας μετοχής έχει εκτιμηθεί σε 1 τότε σε περίπτωση μεταβολής του Γενικού Δείκτη του Χ.Α. κατά 10%, η μεταβολή στην απόδοση της συγκεκριμένης μετοχής αναμένεται ότι θα είναι : $1 \times 10\% = 10\%$.

Δημιουργείται το ερώτημα γιατί ορισμένες εταιρείες έχουν υψηλό συστηματικό κίνδυνο $b > 1$ και άλλες έχουν χαμηλό $b < 1$. Δεδομένου ότι αντανακλά το βαθμό ευαισθησίας των αποδόσεων της εταιρείας έναντι των διακυμάνσεων της αγοράς, ο συστηματικός κίνδυνος είναι τόσο υψηλότερος όσο περισσότερο τα εισοδήματα της εταιρείας επηρεάζονται από μακροοικονομικούς παράγοντες και γενικά από τις διακυμάνσεις της κατάστασης της οικονομίας και της αγοράς. Επιχειρήσεις που παρουσιάζουν υψηλό βήτα είναι αυτές που παράγουν μηχανολογικό εξοπλισμό, έπιπλα κ.τ.λ. Δεδομένη ποσοστιαία αύξηση ή πτώση των εισοδημάτων, συνοδεύεται από μεγαλύτερη ποσοστιαία αύξηση ή μείωση των πωλήσεων τους. Αντίθετα, οι επιχειρήσεις τροφίμων των οποίων η ζήτηση δεν επηρεάζονται σημαντικά από τις μεταβολές των εισοδημάτων των καταναλωτών παρουσιάζουν σχετικό χαμηλό βήτα.

Ένας άλλος παράγοντας που επαυξάνει την ευαισθησία και συνεπώς το συστηματικό κίνδυνο είναι η αναλογία των σταθερών δαπανών(περιλαμβάνονται και τα χρηματοοικονομικά έξοδα) προς τις μεταβλητές δαπάνες. Όταν μια εταιρεία έχει σχετικώς υψηλά σταθερά έξοδα π.χ. εταιρείες με υψηλή συμμετοχή ξένων κεφαλαίων και πληρωμή υψηλών τόκων δεν προσαρμόζεται εύκολα στις διακυμάνσεις της οικονομίας. Για αυτόν το λόγο οι διακυμάνσεις της οικονομίας συνεπάγονται σχετικώς μεγάλες διακυμάνσεις των κερδών των εν λόγω εταιρειών.

Όπως έχει αναλυθεί παραπάνω το μέγεθος του συνολικού κινδύνου μιας εταιρείας που έχει ως μέτρο τη τυπική απόκλιση των αποδόσεων της αναλύεται σε άθροισμα δύο συνιστωσών: του συστηματικού κινδύνου και του μη συστηματικού ή ειδικού κινδύνου. Το μέγεθος του πρώτου προσδιορίζεται από τους προαναφερθέντες μακροοικονομικούς, κοινωνικούς, πολιτικούς διεθνείς και άλλους παράγοντες που επηρεάζουν την κατάσταση της οικονομίας. Οι παράγοντες αυτοί επηρεάζουν τις αποδόσεις όλων των τίτλων άλλων περισσότερο και άλλων λιγότερο.

Οι ειδικοί παράγοντες που προσδιορίζουν το μη συστηματικό κίνδυνο αφορούν ειδικώς την εταιρεία, τη διοίκηση της, τις εργατικές σχέσεις τη διαφήμιση και τη θέση της στην αγορά το ερευνητικό πρόγραμμα της κ.τ.λ. που επηρεάζουν τον κύκλο εργασιών της και τις προοπτικές της. Ο ειδικός κίνδυνος μιας μετοχής εξαλείφεται με την προσθήκη της σε ένα τέλειο διαφοροποιημένο χαρτοφυλάκιο.

Ο συντελεστής βήτα του συνόλου της αγοράς, ενός χαρτοφυλακίου δηλαδή που περιέχει όλες της μετοχές της αγοράς, ισούται με τη

μονάδα. Η εκτίμηση των συντελεστών βήτα βασίζεται στα παρελθόντα στοιχεία εξέλιξης των τιμών των μετοχών και του δείκτη αγοράς. Η επιλογή του χρονικού διαστήματος το οποίο θα χρησιμοποιηθεί για την εκτίμηση αναπόφευκτα επηρεάζει τα εξαγόμενα αποτελέσματα.

Ο συντελεστής βήτα του συνόλου της αγοράς, ενός χαρτοφυλακίου δηλαδή που περιέχει όλες της μετοχές της αγοράς, ισούται με τη μονάδα. Έτσι, ο συντελεστής βήτα μιας μετοχής, έστω της μετοχής i , μετρά τη συνεισφορά αυτής της μετοχής στο κίνδυνο του χαρτοφυλακίου της αγοράς. Μια επιθετική μετοχή, μια μετοχή δηλαδή με συντελεστή βήτα μεγαλύτερο της μονάδας, συνεισφέρει περισσότερο στο κίνδυνο του χαρτοφυλακίου της αγοράς σε σχέση με μια μετοχή με συντελεστή βήτα μικρότερο της μονάδας. Ο μέσος επενδυτής και λειτουργώντας ορθολογικά αγοράζοντας μια μετοχή με μεγαλύτερη συνεισφορά στο κίνδυνο του χαρτοφυλακίου του αναμένει και μία απόδοση που να είναι μεγαλύτερη από την απόδοση μιας μετοχής που συνεισφέρει λίγο στο συνολικό κίνδυνο του χαρτοφυλακίου του. Έτσι είναι εύκολα κατανοητό ότι πρέπει να υπάρχει μια θετική σχέση μεταξύ του συντελεστή βήτα για μια μετοχή και της αναμενόμενης απόδοσης της μετοχής αυτής. Για τους πιο πάνω λόγους η εκτίμηση του συντελεστή βήτα θεωρείται σημαντική στη διαχείριση των χρηματιστηριακών επενδύσεων.

Για την εκτίμηση του συντελεστή βήτα υπολογίζεται η απόδοση (μέρισμα και κεφαλαιακά κέρδη) σε τακτά χρονικά διαστήματα για κάθε μετοχή και οι αντίστοιχες αποδόσεις του δείκτη της αγοράς. Ο συντελεστής βήτα είναι η κλίση της ευθείας που αντιπροσωπεύει καλύτερα τις τιμές των πιο πάνω παρατηρήσεων και υπολογίζεται

στατιστικά χρησιμοποιώντας τη μέθοδο της παλινδρόμησης των Κανονικών Ελαχίστων Τετραγώνων (OLS) και διορθώνοντας πιθανά σοβαρά οικονομετρικά προβλήματα. Αναλυτικά εκτιμούμε τη πιο κάτω εξίσωση:

$$R_{i,t} = \alpha_i + \beta_i R_{m,t} + u_t \quad \text{όπου:}$$

R_i = η απόδοση της μετοχής i

α_i = μια σταθερά που ονομάζουμε άλφα για τη μετοχή i

β_i = ο συντελεστής βήτα της μετοχής i

R_m = η απόδοση του Χαρτοφυλακίου Αγοράς

u_t = ο τυχαίος παράγοντας στην εξίσωση που ονομάζεται και κατάλοιπο

Η επιλογή του χρονικού διαστήματος συλλογής των παρατηρήσεων, το παράθυρο των δεδομένων (data window), που ανοίγουμε να εξετάσουμε κάθε φορά ασκεί σημαντική επίδραση στο αποτέλεσμα. Όσο πιο πολλά δεδομένα έχουμε, τόσο καλύτερα αποδίδουν οι στατιστικές τεχνικές, αλλά από την άλλη πλευρά, όσο πιο πολλά δεδομένα έχουμε τόσο πιο παλιά στο παρελθόν πάμε και τόσο πιο πολύ χάνουμε την έννοια της πραγματικότητας. Αυτό, γιατί η δομή της οικονομίας και των επιμέρους επιχειρήσεων αλλάζει σημαντικά με την πάροδο του χρόνου. Έτσι, για τον υπολογισμό των συντελεστών χρησιμοποιούμε έναν αριθμό παρατηρήσεων ικανό να μας δίνει σημαντικά στατιστικά αποτελέσματα, αλλά και τέτοιο που να εκφράζει την πραγματικότητα της αγοράς που αναλύουμε ώστε να παρατηρούμε πιθανές αποκλίσεις οι οποίες θα μας δίνουν σημαντική πληροφόρηση για τη δυναμική συμπεριφορά των μεγεθών που εξετάζουμε.

Βασικές προϋποθέσεις για τον έγκυρο υπολογισμό των συντελεστών βήτα είναι η χρησιμοποίηση του μήκους διαστήματος, που οριοθετεί τις διαδοχικές παρατηρήσεις που πρέπει να εκτιμηθούν και ενός γενικού δείκτη, αντιπροσωπευτικού των συνολικών εξελίξεων στην αγορά.

Χρησιμότητα των συντελεστών βήτα

Η θετική συσχέτιση προσδοκώμενης απόδοσης και εκτιμώμενου κινδύνου αποτελεί θεμελιώδη σχέση της χρηματοοικονομικής επιστήμης. Με απλά λόγια, οι επενδυτές, προκειμένου να αναλάβουν επενδύσεις που φέρουν υψηλότερο κίνδυνο επιθυμούν ανάλογη υψηλότερη προσδοκώμενη απόδοση. Ο συντελεστής βήτα αποτελεί συστατικό στοιχείο του πλέον χρησιμοποιούμενου και αποδεκτού τόσο στον ακαδημαϊκό, όσο και στον επαγγελματικό χώρο, υποδείγματος ποσοτικοποίησης της σχέσης απόδοσης - κινδύνου,

Μέτρηση και εξαγωγή του συντελεστή βήτα

Η εξαγωγή του συντελεστή βήτα μπορεί να γίνει είτε διαγραμματικά ως μέτρο της κλίσης της γραμμικής σχέσης που συνδέει την απόδοση της μετοχής με την απόδοση της αγοράς, είτε με στατιστικές παρατηρήσεις πάνω στην απόδοση (π.χ. ημερήσια, μηνιαία) ενός αξιόγραφου σε σχέση με την απόδοση (στην αντίστοιχη χρονική βάση) της αγοράς (δηλαδή του Γενικού Δείκτη) για μια συγκεκριμένη περίοδο.

Ο Συντελεστής βήτα ενός Χαρτοφυλακίου

Ο συντελεστής βήτα ενός χαρτοφυλακίου μπορεί να υπολογιστεί παρομοίως είτε με στατιστικές παρατηρήσεις (μέθοδος παλινδρόμησης), είτε ως σταθμικός μέσος όρος των βήτα των επιμέρους μετοχών που απαρτίζουν το χαρτοφυλάκιο.

Ο συντελεστής βήτα χαρτοφυλακίου ερμηνεύεται κατά τον ίδιο τρόπο με τον οποίο ερμηνεύεται και ο συντελεστής βήτα μιας μετοχής. Μετρά δηλαδή την ευαισθησία της απόδοσης του χαρτοφυλακίου στις μεταβολές της αγοράς. Είναι βέβαια σαφές ότι σε περιόδους ανόδου του Γενικού Δείκτη, η κατοχή επιθετικών χαρτοφυλακίων είναι προτιμητέα από την κατοχή χαρτοφυλακίων με χαμηλό συντελεστή βήτα. Το αντίστροφο επίσης ισχύει για τις περιόδους όπου το επενδυτικό κλίμα διακρίνεται από απαισιοδοξία και προσδοκάται η κάμψη της αγοράς. Παράλληλα, οι μετοχές με υψηλό beta έχουν συνήθως μεγαλύτερη συγκριτικά εμπορευσιμότητα, με αποτέλεσμα η τιμή τους να αυξάνει ασύμμετρα σε σχέση με την άνοδο της αγοράς.

Προβλήματα στην Εξαγωγή του συντελεστή βήτα

Στη διαδικασία προσδιορισμού του συντελεστή βήτα, τόσο για τα μεμονωμένα αξιόγραφα όσο και για τα χαρτοφυλάκια μετοχών, προκύπτουν ορισμένα προβλήματα τα οποία αξίζει να αναφερθούν:

Το πρώτο πρόβλημα συνδέεται με τη διαχρονική σταθερότητα του συντελεστή βήτα. Το γεγονός ότι δεν έχουμε τη δυνατότητα απ' ευθείας παρατήρησης, καθιστά απαραίτητη τη στατιστική εκτίμηση, που προϋποθέτει ότι το μη παρατηρούμενο μέγεθος παραμένει

αμετάβλητο. Ο συντελεστής βήτα όμως μπορεί να μεταβληθεί διαχρονικά, σε περιπτώσεις, όπου για παράδειγμα η εταιρία η οποία εκδίδει τις μετοχές επεκτείνει τις δραστηριότητές της σε τομείς των οποίων οι αποδόσεις συν-διακυμαίνονται διαφορετικά με τις αποδόσεις του χαρτοφυλακίου της αγοράς. Για αυτόν το λόγο ο συντελεστής βήτα πρέπει να υπολογίζεται για σχετικά μικρά χρονικά διαστήματα (περίπου έως 5 χρόνια), έτσι ώστε να μην περικλείει μέσα στο εκάστοτε διάστημα τις τυχόν αλλαγές στις δραστηριότητες της εταιρίας.

Το δεύτερο πρόβλημα - το οποίο συνήθως παρουσιάζεται όταν υπολογίζουμε το συντελεστή βήτα μεμονωμένων αξιόγραφων, είναι το λεγόμενο πρόβλημα της εμπορευσιμότητας για μια συγκεκριμένη μετοχή. Αυτό γίνεται όταν δεν πραγματοποιούνται σημαντικές συναλλαγές σε ορισμένες μετοχές για κάποια χρονικά διαστήματα, με αποτέλεσμα να μην είναι δυνατό να καταγραφούν οι αποδόσεις αυτών των αξιόγραφων. Παράλληλα, αυτό είναι συνήθως πρόβλημα των εταιριών μικρής κεφαλαιοποίησης, των οποίων οι μετοχές δεν έχουν μεγάλη εμπορευσιμότητα με αποτέλεσμα να μην "κινούνται" στους ευρύτερους ρυθμούς της αγοράς, καθώς και υποανάπτυκτων αγορών όπου μακροχρόνια η ζήτηση για μετοχές είναι χαμηλή και υπάρχει μικρός αριθμός δραστηριοποιούμενων επενδυτών.

Προσδιοριστικοί παράγοντες του συντελεστή βήτα (στη θεωρία)

- Κυκλικές εταιρίες χαρακτηρίζονται από υψηλότερο συντελεστή βήτα (ή κίνδυνο) σε σύγκριση με τις μη κυκλικές εταιρίες. Εταιρίες με μεγαλύτερη γκάμα προϊόντων διακρίνονται επίσης

από υψηλότερο βήτα έναντι εταιριών με περιορισμένη γκάμα προϊόντων.

(Όσο μεγαλύτερη είναι η ευαισθησία της ζήτησης για τα προϊόντα μιας εταιρίας τόσο υψηλότερος είναι ο κίνδυνος και ο δείκτης βήτα. Ανάπτυξη Α.Ε.Π. έναντι Πωλήσεων.)

- ü Εταιρίες στις οποίες είναι σημαντική η συμμετοχή του σταθερού κόστους στο συνολικό κόστος, χαρακτηρίζονται από υψηλότερο βήτα.
- ü Το βήτα είναι επίσης υψηλότερο σε εταιρίες που διακρίνονται από σημαντικό τραπεζικό δανεισμό έναντι επιχειρήσεων που βασίζονται σε μικρότερο βαθμό στη χρηματοοικονομική μόχλευση.

(Τα λειτουργικά κόστη και ο τραπεζικός δανεισμός αυξάνουν την έκθεση της εταιρίας στον επιχειρηματικό κίνδυνο ή στον κίνδυνο της αγοράς).

Με όλες τις άλλες παραμέτρους σταθερές, υψηλότερο βήτα συνεπάγεται μεγαλύτερο "Cost of Equity", υψηλότερο WACC ("Weighted Average Cost of Capital") και μικρότερη «δίκαιη τιμή» για την εξεταζόμενη μετοχή.

Για την πρόβλεψη του συντελεστή βήτα χρησιμοποιούνται μοντέλα για την αναπαράσταση μιας διαδικασίας με τρόπο αφαιρετικό, στοχεύοντας όχι τόσο σε μια αναλυτική εξήγηση όσο σε μια απλοποιητική προσέγγιση του μηχανισμού της διαδικασίας πρόβλεψης. Ειδικότερα, ένα μοντέλο πρόβλεψης αναπαριστά τη διαδικασία που ακολουθείται προκειμένου να παραχθούν οι προβλέψεις για το υπό μελέτη μέγεθος. Υπάρχει μία μεγάλη ποικιλία μοντέλων πρόβλεψης, το καθένα από τα οποία αντιστοιχεί σε μια

συγκεκριμένη τεχνική πρόβλεψης. Τα μοντέλα πρόβλεψης κατηγοριοποιούνται σε δύο μεγάλες ομάδες:

- **Τα ποσοτικά μοντέλα** (quantitative models)
- **Τα ποιοτικά μοντέλα** (qualitative models)

Τα ποσοτικά μοντέλα

Τα ποσοτικά μοντέλα εφαρμόζονται, όταν πληρούνται τρεις βασικές προϋποθέσεις:

1. Υπάρχει διαθέσιμη πληροφορία από το παρελθόν
2. Η πληροφορία αυτή μπορεί να ποσοτικοποιηθεί σε αριθμητικά δεδομένα
3. Μπορεί να θεωρηθεί ότι οι βασικές συνθήκες του παρελθόντος προτύπου συνεχίζονται και στο μέλλον

Η τρίτη αυτή προϋπόθεση είναι γνωστή ως η "υπόθεση της συνέχειας" (assumption of continuity).

Τα ποσοτικά μοντέλα λοιπόν απαιτούν ικανοποιητικά ποσοτικά ιστορικά δεδομένα του υπό μελέτη μεγέθους. Ένα θέμα που έχει απασχολήσει αρκετά τους ερευνητές, είναι ποιος είναι ο ελάχιστος αριθμός ιστορικών δεδομένων που θα μπορούσε να χαρακτηριστεί ικανοποιητικός ώστε να μπορεί να γίνει ακριβής πρόβλεψη. Αν και η απάντηση εξαρτάται από αρκετές παραμέτρους, ο γενικός κανόνας που είναι αποδεκτός είναι ότι "ο ιστορικός ορίζοντας πρέπει να είναι τουλάχιστον τετραπλάσιος του ορίζοντα πρόβλεψης".

Η μελέτη των ιδιοτήτων και των χαρακτηριστικών των μοντέλων αυτών οδηγεί στην ευκολότερη κατανόηση των βασικών υποθέσεων πάνω στις οποίες στηρίζεται κάθε ποσοτική μέθοδος, ενώ

ταυτόχρονα εντοπίζονται τα πλεονεκτήματα και μειονεκτήματα της εφαρμογής τους σε συγκεκριμένες καταστάσεις.

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 3^ο

ΠΡΟΗΓΟΥΜΕΝΕΣ ΜΕΛΕΤΕΣ ΣΤΑΘΕΡΟΤΗΤΑΣ ΚΑΙ ΠΡΟΒΛΕΨΙΜΟΤΗΤΑΣ ΤΟΥ ΣΥΝΤΕΛΕΣΤΗ ΒΗΤΑ

Εισαγωγή

Από τις υποθέσεις του Υποδείγματος της Αγοράς θα μπορούσαμε να αναφέρουμε το γεγονός ότι οι συντελεστές βήτα είναι διαχρονικά σταθεροί. Είναι γνωστό ότι στην περίπτωση που παρατηρηθεί διαχρονική αστάθεια του συντελεστή βήτα τα αποτελέσματα της μεθόδου ελαχίστων τετραγώνων θα είναι αναξιόπιστα. Η διαχρονική αστάθεια του συντελεστή βήτα μεμονωμένων μετοχών μπορεί να οφείλεται σε ορισμένες μεταβολές της επικινδυνότητας των εταιρειών ή ακόμα και σε μεταβολή του γενικότερου χρηματοοικονομικού περιβάλλοντος στο οποίο δραστηριοποιείται μια εταιρεία. Σχετικά με τα προαναφερόμενα έχουν παρατηρηθεί αρκετές εμπειρικές έρευνες στο παρελθόν. Σε αυτό το κεφάλαιο θα αναφερθούμε στις κυριότερες μελέτες που ασχολήθηκαν όσον αφορά την σταθερότητα και προβλεψιμότητα του συντελεστή βήτα.

1^η Εμπειρική Μελέτη:

Levy, R.A. "On the short term stationarity of beta coefficients", 1971.

Ο Levy (1971) χρησιμοποίησε τα εβδομαδιαία ποσοστά αποδόσεων για 500 μετοχές στο Χρηματιστήριο μετοχών της Νέας Υόρκης (NYSE) για να εκτιμήσει το βήτα. Ο Levy κατέληξε στο συμπέρασμα ότι το μέτρο κινδύνου

δεν ήταν σταθερό βραχυπρόθεσμα (52 εβδομάδες). Αντίθετα, το βήτα των χαρτοφυλακίων των μετοχών έγινε σταθερότερο με την αύξηση του αριθμού των μετοχών τους. Περαιτέρω, ο Levy συμπέρανε ότι τα παρεχόμενα στοιχεία παλινδρόμησαν τα βήτα προς το μέσο του βήτα δηλαδή τη μονάδα. Ο Blume (1971) εξέτασε την περίοδο 1926-1968 και συνήγαγε τα παρόμοια συμπεράσματα.

2^η Εμπειρική Μελέτη:

Marshall E. Blume, "On the Assessment of Risk", 1971.

Ο Blume (1971), σε μια πρωτοποριακή προσπάθεια, διαπίστωσε ότι τα βήτα των χαρτοφυλακίων τείνουν να παλινδρομήσουν προς το μέσο όρο κατά τη διάρκεια του χρόνου

Ο Blume (1971) εξετάζοντας την διαχρονική σταθερότητα του συντελεστή βήτα ισχυρίστηκε ότι οι συντελεστές βήτα των μεμονωμένων μετοχών εμφανίζουν την τάση να συγκλίνουν προς το μέσο βήτα όλων των μετοχών και πρότεινε μια μέθοδο βελτίωσης αυτού του μέτρου κινδύνου. Το δείγμα που χρησιμοποίησε ήταν μηνιαίες αποδόσεις όλων των κοινών μετοχών του χρηματιστηρίου της Νέας Υόρκης για την περίοδο 1926-1968. Η απόδοση του δείκτη ορίστηκε σύμφωνα με τον τρόπο που είχε προτείνει ο Fisher το 1966. Στη συνέχεια ο Blume χώρισε την ανωτέρω χρονική περίοδο σε έξι (6) ίσες χρονικές υποπεριόδους ξεκινώντας από τον Ιούλιο του 1926 έως τον Ιούνιο του 1968.

Προκειμένου να εξετάσει την συμπεριφορά των βήτα για τα χαρτοφυλάκια χρησιμοποίησε τα στοιχεία της πρώτης περιόδου (7^{ος} 1926 - 6^{ος} 1933) και στη συνέχεια κατέταξε τις μετοχές κατά αύξουσα σειρά των συντελεστών βήτα. Το πρώτο χαρτοφυλάκιο περιελάμβανε η μετοχές με τις χαμηλότερες τιμές των συντελεστών βήτα. Το δεύτερο περιελάμβανε τις επόμενες η

μετοχές με τις χαμηλότερες τιμές των συντελεστών βήτα και ούτω καθ' εξής έως ότου ο αριθμός των λοιπών μετοχών να είναι μικρότερος από n . Όσον αφορά το n υπήρξε ένας περιορισμός και συγκεκριμένα αυτό μπορούσε να πάρει τις τιμές 1, 2, 4, 7, 10, 20, 35, 50, 75 και 100. Έτσι, δημιουργήθηκαν χαρτοφυλάκια και για τις υπόλοιπες 4 υποπεριόδους. Το βήτα κάθε χαρτοφυλακίου ήταν ο μέσος όρος των μετοχών που περιελάμβανε.

Το μέτρο του κινδύνου που υπολογίστηκε από τα δεδομένα του παρελθόντος μπορεί να θεωρηθεί ως το μέτρο του μελλοντικού κινδύνου και η εκτίμηση την συγκεκριμένη περίοδο ως το αληθινό μέτρο. Οι τιμές των συντελεστών συσχέτισης που προέκυψαν ήταν εντυπωσιακές. Στην δεύτερη περίοδο (7^{ος} 1933 – 6^{ος} 1940) με βάση τα δεδομένα της πρώτης περιόδου (7^{ος} 1926 - 6^{ος} 1933) η αποτίμηση του συντελεστή συσχέτισης κυμαίνονταν από 0,63 έως 0,98 για χαρτοφυλάκια 50 μετοχών. Αξιοσημείωτο είναι το γεγονός ότι τα χαρτοφυλάκια με μεγαλύτερο αριθμό μετοχών παρουσίασαν καλύτερα αποτελέσματα σε σχέση με τα χαρτοφυλάκια μικρότερου αριθμού μετοχών.

Ο Blume στην συνεχίζοντας την έρευνά του δημιούργησε 100 χαρτοφυλάκια τα οποία στην συνέχεια χώρισε σε πέντε υπο-χαρτοφυλάκια. Από αυτήν την έρευνα κατέληξε στο συμπέρασμα ότι υπήρξε κάποια τάση για τις εκτιμημένες τιμές της παραμέτρου κινδύνου, η οποία άλλαξε βαθμιαία στη διάρκεια του χρόνου. Η τάση αυτή ήταν περισσότερο έντονη στα χαρτοφυλάκια με μικρό κίνδυνο τα οποία είχαν υψηλότερο εκτιμημένο συντελεστή κινδύνου από εκείνον που παρατηρήθηκε στην πρώτη περίοδο. Αντίθετα, στα χαρτοφυλάκια με υψηλό κίνδυνο ο εκτιμημένος συντελεστής κινδύνου ήταν χαμηλότερος από εκείνον που παρατηρήθηκε στην πρώτη περίοδο. Έτσι, ο Blume διαπίστωσε ότι οι εκτιμημένες τιμές των συντελεστών

κινδύνου σε μια περίοδο είναι μεροληπτικές σε σχέση με τις μελλοντικές τιμές καθώς και ότι οι τιμές των συντελεστών κινδύνου τείνουν να παλινδρομούν προς το μέσο με εντονότερη τάση στα χαρτοφυλάκια μικρού κινδύνου απ' ότι στα χαρτοφυλάκια υψηλού κινδύνου.

Προκειμένου, να βελτιωθεί το μέτρο κινδύνου ο Blume πρότεινε να γίνεται παλινδρόμηση των εκτιμημένων τιμών του βήτα σε μια χρονική περίοδο πάνω στις εκτιμημένες τιμές του βήτα της προηγούμενης περιόδου και στην συνέχεια να γίνεται χρήση της εκτίμησης αυτής προκειμένου να τροποποιηθεί η μελλοντική. Ο Blume πραγματοποίησε αυτήν την μέθοδο για πέντε περιόδους κάνοντας χρήση του Μέσου Σφάλματος Τετραγώνου

$MSE = \frac{\sum(b_1 - b_2)^2}{n}$, όπου β_1 : η αποτιμημένη τιμή του μελλοντικού κινδύνου,

β_2 : η εκτιμημένη τιμή του κινδύνου και n : ο αριθμός των χαρτοφυλακίων, προκειμένου να εξετάσει την ακρίβεια των δύο εναλλακτικών μεθόδων αποτίμησης.

3η Εμπειρική Μελέτη:

O. Vasicek, "A note on using Cross -Sectional Information in Bayesian Estimation On Security Beta's", 1973.

Ο O. Vasicek στο άρθρο του "A note On using Cross -Sectional Information in Bayesian Estimation On Security Beta's " (1973) εφάρμοσε μια άλλη μέθοδο την μέθοδο Bayesian χρησιμοποιώντας μετοχές από το Χρηματιστήριο της Νέας Υόρκης για την περίοδο 1926-1968 και προβλέπει τον συστηματικό κίνδυνο χρησιμοποιώντας τον τύπο:

$$b_{i,p,t} = \frac{(\bar{b}_{e,t-1} / s_{e,t-1}^2) + (b_{ie,t-1} / s_{ie,t-1}^2)}{(1/s_{e,t-1}^2) + (1/s_{ie,t-1}^2)}$$

όπου:

$t=2,3$,

$b_{ie,t-1}$ = Ο συντελεστής συστηματικού κινδύνου χρεογράφου ή χαρτοφυλακίου i υπολογιζόμενος χρησιμοποιώντας το υπόδειγμα της αγοράς και την υποπερίοδο $t-1$ (OLS)

$s^2_{ie,t-1}$ = οι εκτιμώμενες διακυμάνσεις του συστηματικού κινδύνου χρεογράφου ή χαρτοφυλακίου i στην υποπερίοδο $t-1$

$\bar{b}_{e,t-1}$ = οι εκτιμώμενοι μέσοι όροι του διατμηματικού συστηματικού κινδύνου στην υποπερίοδο $t-1$.

$s^2_{e,t-1}$ = οι εκτιμώμενες διατμηματικές διακυμάνσεις του συστηματικού κινδύνου στην υποπερίοδο $t-1$

Ο Vasicek κατέληξε ότι η εκτίμηση (OLS) του μέσου σταθμικού του συντελεστή βήτα του χρεογράφου θα προσαρμοστεί προς τον μέσο των εκτιμήσεων (OLS) των βήτα όλων των μετοχών του δείγματος στη υποπερίοδο $t-1$.

4^η Εμπειρική Μελέτη:

R. Burr Porter και John R. Ezzel, "A note on the predictive ability of beta coefficients", 1975.

Οι ερευνητές R. Burr Porter και John R. Ezzel στο άρθρο τους «A note on the predictive ability of beta coefficients» (1975) χρησιμοποίησαν την μελέτη του Blume με την διαφορά ότι τα χαρτοφυλάκια δημιουργήθηκαν με τυχαία επιλογή μετοχών αντίθετα με το Blume που κατασκεύασε χαρτοφυλάκια ανάλογα με την κατάταξη των συντελεστών βήτα τους. Οι δύο μελετητές κατέληξαν σε διαφορετικά αποτελέσματα από τον Blume. Χρησιμοποίησαν δεδομένα από το Χρηματιστήριο της Νέας Υόρκης για την χρονική περίοδο 1926-1968 και για μια υποπερίοδο επτά (7) ετών υπολόγισαν τους συντελεστές βήτα των μετοχών. Ακολούθως οι

συντελεστές βήτα των χαρτοφυλακίων υπολογίστηκαν ως ο μέσος όρος των βήτα των μετοχών που περιείχε κάθε χαρτοφυλάκιο και έτσι υπολογίστηκαν και τα βήτα χαρτοφυλακίων για την υποπερίοδο των επτά (7) ετών.

Στη συνέχεια υπολόγισαν τους συντελεστές συσχέτισης συγκρίνοντας τους προβλεπόμενους συστηματικούς κινδύνους με τους υπολογιζόμενους συστηματικούς κινδύνους για κάθε χαρτοφυλάκιο μέσα στην εξεταζόμενη υποπερίοδο. Η μέθοδος ακολουθήθηκε για τις επόμενες εξεταζόμενες χρονικές υποπεριόδους. Τελικά κατέληξαν στο συμπέρασμα ότι η σταθερότητα των συντελεστών βήτα για τα χαρτοφυλάκια που δημιούργησαν με την τυχαία επιλογή μετοχών δεν εξαρτάται από τον αριθμό των μετοχών n που περιέχονται σε αυτά.

5^η Εμπειρική Μελέτη:

Robert Klemkosky & John Martin, "The Adjustments of Beta Forecasts", 1975.

Οι Robert Klemkosky και John Martin (1975) παρουσίασαν μια μελέτη δηλώνοντας ότι οι τεχνικές εξομαλύνσεως του συστηματικού κινδύνου είναι χρήσιμες για την απόδειξη των προβλέψεων του συστηματικού κινδύνου των αξιογράφων και του χαρτοφυλακίου. Τα δεδομένα που χρησιμοποίησαν ήταν μηνιαίες τιμές του CRSP Investment Return File για τη χρονική περίοδο 1947-1972 ενώ, ως δείκτη χρησιμοποίησαν αυτόν που κατασκευάστηκε από τον Fisher. Χώρισαν την προαναφερόμενη χρονική περίοδο σε χρονικές υποπεριόδους των 5 ετών κατατάσσοντας τις μετοχές κατά φθίνουσα σειρά ανάλογα με τις τιμές των βήτα και δημιούργησαν χαρτοφυλάκια των 3, 5, 7 και 10 μετοχών.

Οι Robert Klemkosky και John Martin (1975) στην έρευνά τους στηρίχθηκαν στις μεθόδους προσαρμογής των Blume, Vasicek και Merrill Lynch, Pierce, Fenner & Smith Inc. Συνέκριναν την προβλεπτική ικανότητα των συντελεστών βήτα, οι οποίοι παράγονται από τις 3 μεθόδους με τα βήτα τα οποία προκύπτουν από το Μονοπαραγοντικό Υπόδειγμα χωρίς αναπροσαρμογή. Τα αποτελέσματά τους έδειξαν ότι τα βήτα των 3 μεθόδων προσαρμογής δίνουν καλύτερες εκτιμήσεις από τα μη αναπροσαρμοσμένα βήτα. Η καλύτερη μέθοδος προσαρμογής αποδείχθηκε αυτή των Merrill Lynch, Pierce, Fenner & Smith Inc.

6^η Εμπειρική Μελέτη:

Bradford Cornell και J. Kimball Dietrich, “Mean Absolute Deviation Vs Least Squares Regression Estimation of Beta Coefficients”, 1978.

Οι Bradford Cornell και J. Kimball Dietrich (1978) προσπάθησαν να εκτιμήσουν τον συντελεστή βήτα μέσω της ελαχιστοποίησης του αθροίσματος των απολύτων αποκλίσεων (MAD) στον υπολογισμό της γραμμής παλινδρόμησης. Ως δείγμα χρησιμοποίησαν εβδομαδιαίες αποδόσεις 100 εταιρειών-μετοχών (η επιλογή τους έγινε τυχαία) από τον S&P 500 για την χρονική περίοδο 1962-1975, την οποία στην συνέχεια έσπασαν σε 13 χρονικές υπο-περιόδους του ενός έτους. Για κάθε μια από αυτές τις χρονικές υπό-περιόδους συνέκριναν τα βήτα, υπολογισμένα μέσω της ελαχιστοποίησης του αθροίσματος των απολύτων αποκλίσεων για να προβλέψουν μελλοντικά βήτα και τα βήτα, υπολογισμένα μέσω της μεθόδου ελαχίστων τετραγώνων. Τα αποτελέσματα ήταν δραματικά καθώς οι κατανομές των βήτα και στις δύο μεθόδους ήταν όμοιες .

7^η Εμπειρική Μελέτη:

Eubank, A.A., Jr., and J.K. Zumwalt "An analysis of the forecast error impact of alternative beta adjustment techniques and risk classes" 1979.

Ο Eubank και Zumwalt (1979) εξέτασαν τη σχέση μεταξύ της σταθερότητας των betas για μετοχές και χαρτοφυλάκια και επίσης τις τεχνικές προσαρμογής βήτα, τις κατηγορίες κινδύνου βήτα, και το μήκος των περιόδων δειγμάτων που χρησιμοποιήθηκαν για να υπολογίσουν τα βήτα. Τα δεδομένα αυτής της μελέτης λήφθηκαν από το CRSP αρχείο αποδόσεων και ο δείκτης Fisher χρησιμοποιήθηκε ως δείκτης της αγοράς. Η μέθοδος των ελαχίστων τετραγώνων OLS χρησιμοποιήθηκε για να υπολογίσει τα betas και τις μεθόδους προσαρμογής Blume και Vasicek οι οποίες συγκρίθηκαν κατά τη διάρκεια της εκτίμησης και πρόβλεψης περιόδων 12,36,.60 και 120 μηνών για χαρτοφυλάκια που περιέχουν περίπου 375 τίτλους. Βρήκαν, άλλη μια φορά, ότι οι μέθοδοι προσαρμογής βήτα ήταν χρήσιμες στη μείωση των λαθών πρόβλεψης για τα υψηλά ή χαμηλά betas, αλλά περιορισμένης αξίας για τα betas κοντά στο 1,0. Οι μέθοδοι προσαρμογής ήταν επίσης πιο χρήσιμες στη μείωση των λαθών πρόβλεψης για τους μεμονωμένους τίτλους και για τις μικρότερες χρονικές περιόδους εκτίμησης και πρόβλεψης από ό,τι για τα χαρτοφυλάκια και τις πιο μεγάλες περιόδους.

8^η Εμπειρική Μελέτη:

Gordon J. Alexander και Norman L. Chervany, "On the Estimation and Stability of Beta", 1980.

Οι Gordon J. Alexander και Norman L. Chervany (1980) προκειμένου να εξετάσουν την σταθερότητα του συντελεστή βήτα έκαναν χρήση και σύγκριση των αποτελεσμάτων της έρευνας των R. Burr Porter και John R. Ezzel(1975) και των αποτελεσμάτων της έρευνας του Blume (1971). Συγκεκριμένα, έκαναν χρήση του Μονοπαραγοντικού Υποδείγματος, μηνιαίων αποδόσεων και συντελεστών βήτα 500 κοινών μετοχών του χρηματιστηρίου της Νέας Υόρκης για δύο χρονικές περιόδους 1962 -1968 και 1969 -1975. Ως δείκτη αγοράς χρησιμοποίησαν τον S&P 500. Η επιλογή των χαρτοφυλακίων, τα οποία αποτελούνταν από 1, 2, 4, 7,10, 20, 35 και 50 μετοχές έγινε τυχαία καθώς και με τη διαδικασία της κατηγοριοποίησης βασισμένη πάνω στους συντελεστές βήτα των μετοχών της χρονικής περιόδου 1962 -1968. Οι Gordon J. Alexander και Norman L. Chervany (1980) κατέληξαν στο συμπέρασμα ότι η τυπική απόκλιση των συντελεστών βήτα των τυχαίων σχηματισμένων χαρτοφυλακίων γίνεται μικρότερη στα χαρτοφυλάκια με μεγαλύτερο αριθμό μετοχών. Αντίθετα στα χαρτοφυλάκια τα οποία σχηματίστηκαν με τη διαδικασία της κατηγοριοποίησης δεν παρατηρείται το ίδιο φαινόμενο.

ΣΥΝΟΠΤΙΚΟΣ ΠΙΝΑΚΑΣ ΤΩΝ ΑΡΧΙΚΩΝ ΕΜΠΕΙΡΙΚΩΝ ΜΕΛΕΤΩΝ ΕΩΣ ΤΟ 1980

ΕΡΕΥΝΗΤΗΣ ΕΤΟΣ	ΣΚΟΠΟΣ ΜΕΛΕΤΗΣ	ΠΕΡΙΟΔΟΣ ΕΡΕΥΝΑΣ	ΔΕΔΟΜΕΝΑ ΜΕΛΕΤΗΣ	ΜΕΘΟΔΟΛΟΓΙΑ ΜΕΛΕΤΗΣ	ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ ΜΕΛΕΤΗΣ
Levy, R.A. 1971	Εξέταση της διαχρονικής σταθερότητας του συντελεστή βήτα	52 εβδομάδες	Μετοχές του Χρηματιστηρίου της Νέας Υόρκης		Το βήτα παλινδρομεί προς το μέσο του δηλαδή τη μονάδα.
Marsall E. Blume 1971	Εξέταση της διαχρονικής σταθερότητας του συντελεστή βήτα	1926-1968	Μετοχές του Χρηματιστηρίου της Νέας Υόρκης	Συντελεστής συσχέτισης βήτα διαδοχικών επταετιών για χαρτοφυλάκια	Το βήτα παλινδρομεί προς το μέσο του δηλαδή τη μονάδα.
Vasicek 1973	Εξέταση της προβλεψιμότητας του συντελεστή βήτα	1926-1968	Μετοχές του Χρηματιστηρίου της Νέας Υόρκης	Μέθοδος Bayesian	Το βήτα παλινδρομεί προς το μέσο του δηλαδή τη μονάδα.

R. Burr Porter & John R. Ezzel 1975	Εξέταση της διαχρονικής σταθερότητας του συντελεστή βήτα	1926-1968	Μετοχές του Χρηματιστηρίου της Νέας Υόρκης	Εξέταση των αποτελεσμάτων της μεθόδου Blume (τυχαία επιλογή μετοχών)	Η σταθερότητα του βήτα ενός χαρτοφυλακίου δεν εξαρτάται από τον αριθμό των μετοχών n
Robert Klemkosky & John Martin (1975)	Εξέταση της προβλεψιμότητας του συντελεστή βήτα με τεχνικές εξομάλυνσης	1947-1972	Μηνιαίες τιμές του CRSP & Δείκτη τον δείκτη Fisher	Μέθοδος Bayesian, Blume, και Merrill Lynch, Pierce, Fenner, και Smith (MLPFS) και Υπόδειγμα της Αγοράς	Τα βήτα των μεθόδων προσαρμογής δίνουν καλύτερες εκτιμήσεις από τα μη αναπροσαρμοσμένα βήτα (του Μονοπαραγοντικού Υποδείγματος)

Bradford Cornell και J. Kimball Dietrich 1978	Εκτίμηση συντελεστή βήτα μέσω της ελαχιστοποίησης του αθροίσματος των απολύτων αποκλίσεων (MAD)	1962-1975	Εβδομαδιαίες αποδόσεις 100 εταιρειών του S&P 500	Μέθοδος ελαχιστοποίησης του αθροίσματος των απολύτων αποκλίσεων (MAD) και Μέθοδος Ελαχίστων τετραγώνων (OLS)	Όμοια αποτελέσματα (και στις δύο μεθόδους) στις κατανομές των βήτα
Gordon J. Alexander και Norman L. Chervany 1980	Σύγκριση των ερευνών του R. Burr Porter & John R. Ezzel & Marsall E. Blume	1962-1975	Μετοχές του Χρηματιστηρίου της Νέας Υόρκης και δείκτη τον S&P 500	Μέση τυπική απόκλιση	Ίδια αποτελέσματα και στις δύο μεθόδους

9^η Εμπειρική Μελέτη:

E. Dimson, P.R. Marsh "The stability of UK Risk Measures and the problem of thin Trading" *The Journal of Finance*, Vol.38, No. 3 (June 1983), 753-783

Αυτή η μελέτη ερεύνησε τη σταθερότητα του βήτα στις μετοχές χαμηλής εμπορευσιμότητας. Το δείγμα συστάθηκε από όλες τις Βρετανικές εταιρείες που τα δεδομένα τους ήταν διαθέσιμα στο London Share Price Database(LSPD). Τα δεδομένα των αποδόσεων των μετοχών λήφθηκαν από το αρχείο των μηνιαίων αποδόσεων του LSPD. Οι μηνιαίες αποδόσεις της αγοράς υπολογίστηκαν από τον σταθμισμένο δείκτη *Financial Times-Actuaries All-Share Index (FTA)*. Εξετάστηκαν πέντε περίοδοι εκτίμησης ίσου διαστήματος 60 μηνών η κάθε μία από τον Ιανουάριο του 1955 έως τον Δεκέμβριο του 1979.

Τα αποτελέσματα της μελέτης δείχνουν ότι η χαμηλή εμπορευσιμότητα μπορεί να οδηγήσει σε σοβαρή μεροληπτικότητα στις μετρήσεις κινδύνου. Επιπλέον, δεδομένου ότι η συχνότητα εμπορικών συναλλαγών είναι σταθερή κατά τη διάρκεια του χρόνου, αυτή η μεροληπτικότητα θα είναι επίμονη, και θα προσκρούσει σε μια πλαστική σταθερότητα στις εκτιμήσεις των βήτα και άλλων μέτρων κινδύνου. Αυτή η μελέτη έχει αναλύσει αυτές τις διαστρεβλώσεις στην κατ' εκτίμηση σταθερότητα. Χρησιμοποιώντας ένα εκτενές δείγμα πάνω από 25 έτη ιστορικών στοιχείων, φαίνεται ότι οι λίγες χρηματιστηριακές συναλλαγές είναι πράγματι ένα σοβαρό πρόβλημα. Ευτυχώς, είναι κάτι που μπορεί να υπερνικηθεί με τη χρησιμοποίηση μιας μεθόδου για την αποφυγή της κλίσης συναλλαγής στον υπολογισμό των μέτρων κινδύνου όπου είναι κατά ένα μεγάλο μέρος απαλλαγμένα από τη μεροληπτικότητα του χαμηλού μεγέθους χρηματιστηριακών συναλλαγών.

Στην εμπειρική μελέτη μας αυτά τα μέτρα κινδύνου αποδεικνύεται ότι είναι τόσο σταθερά στο UK όσο είναι και στις ΗΠΑ. Οι εκτιμήσεις βήτα βρίσκονται να είναι συγκρατημένα σταθερές για τις μεμονωμένες μετοχές και εξαιρετικά σταθερές για τα χαρτοφυλάκια. Η σταθερότητα του συστηματικού κινδύνου του χαρτοφυλακίου εξετάστηκε χρησιμοποιώντας τις μεταβατικές μεθόδους μητρών. Η ποιότητα αυτών των εκτιμήσεων μπορεί να βελτιωθεί με την επέκταση της περιόδου εκτίμησης και με τη διενέργεια των κατάλληλων προσαρμογών για την μεροληπτικότητα της παλινδρόμησης.

Επίσης χρησιμοποιώντας τις δύο τεχνικές προσαρμογής των Blume (1975) και Vasicek (1973) για τα βήτα των μεμονωμένων μετοχών τα αποτελέσματα τους έδειξαν βελτιώσεις στις προβλέψεις του συστηματικού κινδύνου. Ακόμα και μετά από τέτοιες προσαρμογές, εντούτοις, οι βρετανικές εκτιμήσεις βήτα εμφανίζονται ακόμα να παλινδρομούν σε ένα αργό ποσοστό στο μέσο όρο τους. Τέλος, οι εκτιμήσεις του συνολικού και υπόλοιπου κινδύνου μετοχών εμφανίζονται να είναι τουλάχιστον τόσο σταθερές όσο εκείνα τα βήτα.

10^η Εμπειρική Μελέτη:

Gabriel A. Hawawini, Pierre A. Michel, Albert Corhay, "New evidence on beta stationarity and forecast common stocks", 1985. *Journal of Banking and Finance* 9 (1985) 553-560, North-Holland

Αυτή η μελέτη χρησιμοποιεί ένα δείγμα 170 μετοχών που διαπραγματεύτηκαν στο Χρηματιστήριο των Βρυξελλών από το Δεκέμβριο του 1966 έως το Δεκέμβριο του 1983 και προσπαθεί να αξιολογήσει τη σταθερότητα των συντελεστών βήτα κατά τη διάρκεια του χρόνου.

Ο σκοπός αυτής της μελέτης είναι να βρει εάν η ακρίβεια της πρόβλεψης βήτα της επόμενης περιόδου για ένα περιεκτικό δείγμα από τις Βελγικές

κοινές μετοχές μπορεί να βελτιωθεί προσαρμόζοντας τις ιστορικές εκτιμήσεις των βήτα σύμφωνα με τρεις εναλλακτικές τεχνικές μεθόδους προσαρμογής: α) τη μέθοδο Bayesian που αναπτύχθηκε από τον Vasicek (1973) β) τη μέθοδο που αναπτύχθηκε από τον Blume (1975) και γ) την μέθοδο που χρησιμοποιείται από τη χρηματιστηριακή εταιρεία των Merrill, Lynch, Pierce, Fenner και Smith (MLPFS). Μετά εξετάζεται η ικανότητα πρόβλεψης του συστηματικού κινδύνου με τη χρησιμοποίηση του Μέσου Τετραγωνικού Σφάλματος (MSE) ανάμεσα στον εκτιμώμενο και τον προβλεπόμενο κίνδυνο [Mincer and Zarnowitz (1969)].

Τα αποτελέσματα αυτής της μελέτης δείχνουν ότι τα βήτα των κοινών μετοχών μπορούν μετά βίας να θεωρηθούν στάσιμα. Τα βήτα των χαρτοφυλακίων είναι περισσότερο στάσιμα. Είναι εντούτοις δύσκολο να γίνει διαφοροποίηση μεταξύ των ακριβέστερων βήτα εκτιμήσεων για τα χαρτοφυλάκια και της μεγαλύτερης στασιμότητας αυτών των βήτα. Τα λάθη στα μοντέλα μεταβλητών υποδεικνύουν ότι όταν ο αντίκτυπος λάθους αφαιρείται από το μέτρηση στασιμότητας η αύξηση της στασιμότητας στα υπολείμματα ουσιαστικά παραμένει. Δηλαδή τα αληθινά βήτα των χαρτοφυλακίων είναι πιο στάσιμα από τα αληθινά βήτα των μεμονωμένων μετοχών. Τα εμπειρικά στοιχεία προτείνουν ακόμη ότι είναι δύσκολο να απορριφθεί η υπόθεση ότι τα αληθινά betas των σχετικά μικρών χαρτοφυλακίων (4 τίτλοι) είναι τέλεια στάσιμα κατά τη διάρκεια του χρόνου. Το γεγονός ότι τα βήτα των μεμονωμένων μετοχών δεν είναι στάσιμα υπονοεί ότι η περαιτέρω έρευνα πρέπει να γίνει στους καθοριστικούς παράγοντες των βήτα (ή της αλλαγής των βήτα) προκειμένου να είναι σε θέση να γίνουν περισσότερες οριστικές δηλώσεις για τη λειτουργική χρησιμότητα της έννοιας βήτα

11^η Εμπειρική Μελέτη:

Robert W Kolb and Ricardo J Rodriguez (1989), "The regression tendencies of betas: A reappraisal" 1989. *The Financial Review*, 24(2), 319-334.

Αυτή η μελέτη επανεξετάζει τις τάσεις παλινδρόμησης του βήτα. Οι Kolb και Rodriguez δείχνουν ότι οι κοινοί ισχυρισμοί στη βιβλιογραφία για τις τάσεις παλινδρόμησης ξεπέρασαν τα στοιχεία που διαπιστώνονται από τον Marshall E. Blume. Αναλύουν τα betas κατά τη διάρκεια της περιόδου 1926-85 και εξετάζουν τις τάσεις των betas να αλλάξουν.

Οι συγκεκριμένοι μελετητές Οι Kolb και Rodriguez (1989) δείχνουν ότι τα betas πιο κοντά στη μονάδα έχουν μια υψηλότερη πιθανότητα της απομάκρυνσης τους από τη μονάδα που τείνει να αντισταθμιστεί με την επαναφορά των πολύ μικρών ή πολύ μεγάλων betas προς τη μονάδα. Το αποτέλεσμα είναι μια σταθερή κατανομή των betas με την παρέλευση του χρόνου. Ο πίνακας επιδεικνύει πώς τα betas μπορούν να αναμένονται να αλλάξουν με την παρέλευση του χρόνου.

Πίνακας: Μετακίνηση των Betas μεταξύ 3 διαδοχικών περιόδων

Υποδείγμα Betas	Αριθμός	Ποσοστό % των Betas πιο κοντά στο 1,0 στην επόμενη περίοδο
≤ 0,2	0,66	93,94
0,2-0,4	0,501	78,24
0,4-0,6	1,115	66,10
0,6-0,8	1,487	53,87
0,8-1,0	1,547	23,01
1,0-1,2	1,365	23,22
1,2-1,4	0,907	52,37

1,4-1,6	0,568	72,36
1,6-1,8	0,300	75,33
1,8-2,0	0,184	87,50
≥ 2.0	0,155	92,26

Η πρώτη στήλη παρουσιάζει τη σειρά των τιμών βήτα που λαμβάνονται στην πρώτη περίοδο εκτίμησης. Η δεξιά στήλη αποκαλύπτει το ποσοστό των εταιριών των οποίων τα betas κινήθηκαν προς τη μονάδα στη επόμενη περίοδο. Οι πιο ακραίες τιμές βήτα κινούνται ομοιόμορφα προς τη μονάδα στις επόμενες περιόδους. Πάνω από 75% των betas πάνω από 1,6 και λιγότερο από 0,4 κινήθηκαν προς τη μονάδα στις επόμενες περιόδους. Εντούτοις, τα betas στη σειρά 0,8 έως 1,2 κινούνται μόνο προς τη μονάδα λιγότερο από τις μισές από τις περιπτώσεις. Ως εκ τούτου, είναι εμφανές ότι οι τεχνικές προσαρμογής είναι απαραίτητες για να ελέγξουν την τάση των ακραίων τιμών βήτα να παλινδρομήσουν προς τη μονάδα.

12^η Εμπειρική Μελέτη:

Γ. Διακογιάννης “Stationarity of Beta and Forecast: Some Evidence for the London Stock Exchange”.

Αυτό το άρθρο ερευνά την ικανότητα πρόβλεψης των συντελεστών συστηματικού κινδύνου για ατομικά χρεόγραφα και χαρτοφυλάκια χρησιμοποιώντας χρονολογικές σειρές δεδομένων από το Χρηματιστήριο Αξιών του Λονδίνου καθώς και να αποφασίσει πότε οι προβλέψεις των συντελεστών συστηματικού κινδύνου μπορούν να αποδειχθούν εξετάζοντας τους ακόλουθους τρεις εναλλακτικούς τρόπους εξομαλύνσεως: α) τη μέθοδο του Blume (1975), β) τη μέθοδο του Bayesian (1973) και γ) τη μέθοδο των Merrill Lynch, Pierce, Fenner, και Smith (MLPFS).

Το εκτιμώμενο ατομικό χρεόγραφο συστηματικού κινδύνου μιας χρονικής περιόδου αποτελούν προβλέποντες του αντίστοιχου συστηματικού κινδύνου σε μεταγενέστερη περίοδο, όπου ο εκτιμώμενος κίνδυνος χαρτοφυλακίου αποδείχτηκε σχετικά προβλέψιμος. Ο υπολογισμένος συστηματικός κίνδυνος μπορεί ν' αποδειχθεί κάνοντας χρήση διαφορετικών τεχνικών εξομαλύνσεως και στην περίπτωση των χαρτοφυλακίων η απόδειξη είναι μεγαλύτερη όταν το μέγεθος του χαρτοφυλακίου έχει αυξηθεί. Οι μέθοδοι εξομαλύνσεως μπορούν ακόμη να χρησιμοποιηθούν σε περίπτωση μείωσης των προβλεπόμενων λαθών που συνδέονται με διαφορετικά επίπεδα κινδύνου.

Τα δεδομένα που χρησιμοποιήθηκαν σ' αυτήν την μελέτη έχουν ληφθεί από τη βάση Δεδομένων Μετοχικής Αξίας του Λονδίνου (LSPD). Το αρχείο εισπράξεων LSPD περιέχει μηνιαίες ημερολογιακές καταχωρήσεις εισπράξεων (των συνεχώς ανατοκίζόμενων εισπράξεων) μιας πλειοψηφίας κοινών μετοχών οι οποίες έχουν συναλλαχθεί στο Χρηματιστήριο Αξιών του Λονδίνου από τον Ιανουάριο του 1955. Το δείγμα που χρησιμοποιείται σε αυτή τη μελέτη περιλαμβάνει 200 εταιρείες για τη χρονική περίοδο 1969-1983. Η πλήρης δειγματική περίοδος χωρίστηκε σε τρεις διαδοχικές υποπεριόδους ίδιου μήκους εξήντα μηνών η κάθε μια (1/69 -12/73, 1/74-12/78 και 1/79-12/83).

Ο Διακογιάννης κατέληξε στο εξής συμπέρασμα: Οι εκτιμήσεις του συστηματικού κινδύνου του ατομικού χρεογράφου μιας περιόδου δεν είναι καλοί προφήτες του αντίστοιχου συστηματικού κινδύνου της επόμενης περιόδου, ενώ οι συστηματικοί κίνδυνοι του χαρτοφυλακίου που εκτιμούνται σε μια περίοδο είναι σχετικά προβλέψιμοι χρησιμοποιώντας τον αντίστοιχο συστηματικό κίνδυνο της προηγούμενης περιόδου. Οι προβλέψεις του συστηματικού κινδύνου μπορούν γενικά να βελτιωθούν όταν οι τεχνικές

εξομάλυνσης του συστηματικού κινδύνου χρησιμοποιούνται και στην περίπτωση των χαρτοφυλακίων όπου μπορεί να γίνει επιπρόσθετη ανάπτυξη με την αύξηση του μεγέθους του χαρτοφυλακίου.

13^η Εμπειρική Μελέτη:

Murray, L., "An examination of beta estimation using daily Irish data" 1995

Ο Murray (1995) συνδυάζει την Μπεϋζιανή μεθοδολογία Vasicek με τη μέθοδο Cohen, Hawawini, Maier, Schwartz και Whitcomb (1983) που αναφέρεται παρακάτω για τη διόρθωση των τιμών βήτα χρησιμοποιώντας ημερήσιες τιμές μετοχών της Χρηματιστηρίου Αξιών της Ιρλανδίας. Στη δοκιμή της ετήσιας σταθερότητας, ο Murray διαπιστώνει ότι τα betas Vasicek είναι πιο προβλέψιμα από τις εκτιμήσεις βήτα των Cohen, Hawawini, Maier, Schwartz και Whitcomb (1983) που βασίζονται στη διατμηματική σχέση διαστήματος/βαθμού εμπορευσιμότητας. Βρέθηκαν επίσης τα betas Vasicek να ξεπερνούν με περιθώριο τα betas του υποδείγματος αγοράς, τα οποία μπορεί να αναμένονται να εκθέσουν έναν υψηλό βαθμό πλαστής σταθερότητας. Οι περαιτέρω δοκιμές από τον Murray (1995) επιβεβαίωσαν ότι η μεγαλύτερη σταθερότητα των betas Vasicek οφείλεται στα σχετικά χαμηλότερα επίπεδα τυχαίου λάθους. Αυτό συμβαίνει επειδή η λάθος εκτίμηση που συνδέεται με μια προσέγγιση αθροισμένων συντελεστών μπορεί να αποφευχθεί.

14^η Εμπειρική Μελέτη:

ROBERT D. BROOKS, ROBERT W. FAFF and THOMAS JOSEV, "Beta stability and monthly seasonal effects: evidence from the Australian capital market" *Applied Economics Letters*, 1997, 4, 563-566

Αυτή η μελέτη αναλύει εάν εποχιακές περιοδικότητες όπως η επίδραση Ιανουαρίου και άλλα μηνιαίες εποχιακές επιδράσεις προσκρούουν στη σταθερότητα των βήτα μεμονωμένων μετοχών. Χαρακτηριστικά ο κίνδυνος βήτα της αγοράς υπολογίζεται μέσω του υποδείγματος αγοράς που δίνεται από τον τύπο $R_{it} = a_i + b_i R_{mt} + e_{it}$. Το βήτα ακολουθεί την προδιαγραφή του υποδείγματος τυχαίου συντελεστή Hildreth-Houck (1968): $b_{it} = \bar{b} + a_{it}$ όπου a_{it} κατανέμεται $IN(0, \lambda_0, \sigma^2)$. Όταν το βήτα υπολογίζεται από Hildreth-Houck οι κατανομές του υποδείγματος αγοράς γίνονται ετεροσκεδαστικές.

Σε αυτή τη μελέτη εξετάζεται η παρουσία της ετεροσκεδαστικότητας και της αστάθειας βήτα που χρησιμοποιεί τη βέλτιστη δοκιμή σημείου του Brooks' (1995) για παρουσία ενός ενιαίου τυχαίου συντελεστή του Hildreth-Houck. Από τη βάση δεδομένων του Center for Research in Finance του Australian Graduate School of Management ελήφθησαν μηνιαία δεδομένα των αποδόσεων μεμονωμένων μετοχών και μια σταθμισμένη αξία όσον αφορά την απόδοση της αγοράς κατά τη διάρκεια της περιόδου από τον Ιανουάριο του 1974 έως τον Δεκέμβριο 1992. Τα δεδομένα χωρίστηκαν σε τέσσερις υποπεριόδους.

Για κάθε ένα από τα δείγματα υπολογίστηκε το υπόδειγμα αγοράς και εφαρμόστηκε η δοκιμή POI του Brooks' (1995) για την μεταβολή του βήτα σύμφωνα με το υπόδειγμα Hildreth-Houck.

Η ανάλυσή στις αυστραλιανές μετοχές κατά τη διάρκεια της περιόδου 1974–92 επιβεβαιώνει την ύπαρξη των εποχιακών επιδράσεων. Κατά μέσον

όρο, μετοχές με σημαντικές εποχιακές επιδράσεις έχουν μια μικρότερη κεφαλαιοποίηση αγοράς από το δείγμα όλων των μετοχών. Εντούτοις, βρίσκουμε ότι οι εποχιακές επιδράσεις ασκούν λίγη επίδραση στη σταθερότητα των βήτα των μεμονωμένων μετοχών και προτείνουν ότι το μέτρο του κινδύνου βήτα είναι σταθερό στους δοκιμασμένους εποχιακούς παράγοντες. Αυτό προτείνει ότι η ιδιαίτερη προδιαγραφή του υποδείγματος αγοράς δεν παρέχει μια λογική για την αστάθεια στα βήτα των μεμονωμένων μετοχών. Αυτό υπονοεί ότι η αναζήτηση μιας εξήγησης της αστάθειας βήτα των μεμονωμένων μετοχών πρέπει να ακολουθήσει άλλες κατευθύνσεις.

15^η Εμπειρική Μελέτη:

Deepak Chawla "Testing Stability Of Beta in the Indian Stock Market" 2001

Σε αυτή τη μελέτη εξετάζεται η σταθερότητα του βήτα χρησιμοποιώντας μηνιαία δεδομένα αποδόσεων για 36 χρεώγραφα από το Bombay Stock Exchange -100 index, για τη περίοδο από τον Απρίλιο του 1996 έως τον Μάρτιο του 2000. Τα βήτα υπολογίστηκαν με τη μέθοδο παλινδρόμησης OLS για τις υποπεριόδους 1996-1997, 1997-1998, 1998-1999, 1998-1999 & 1999-2000. Η σταθερότητα του βήτα εξετάστηκε με δύο εναλλακτικές οικονομετρικές μεθόδους της παλινδρόμησης OLS ενσωματώνοντας συγκεκριμένα:

- α) τον χρόνο ως μεταβλητή και
- β) την χρήση ψευδών μεταβλητών για την μέτρηση της αλλαγής του συντελεστή κλίσης της παλινδρόμησης κατά τη διάρκεια του χρόνου.

Η δοκιμή απορρίπτει την υπόθεση της σταθερότητας βήτα στην πλειοψηφία των περιπτώσεων. Και οι δύο μέθοδοι έδωσαν σχεδόν συνεπή αποτελέσματα και έδειξαν ότι τα βήτα είναι ασταθή κατά τη διάρκεια του χρόνου σε 20 από τις 36 μετοχές.

16^η Εμπειρική Μελέτη:

Attila Odabasi "Some Estimation Issues on Betas: A Preliminary Investigation on the Istanbul Stock Exchange" December 2003

Αυτή η μελέτη εκθέτει τα συμπεράσματα μιας προκαταρκτικής έρευνας στη σταθερότητα βήτα στην ανταλλαγή μετοχών της Κωνσταντινούπολης για τον Ιανουάριο του 1992 - Δεκέμβριος 1999. Η μελέτη ερευνά τη σταθερότητα βήτα με την παρέλευση του χρόνου, την επίδραση του διαστήματος απόδοσης και την διαφοροποίηση στις εκτιμήσεις βήτα με τη χρήση ενός δείγματος 100 μετοχών.

Η σταθερότητα βήτα εξετάζεται εμπειρικά για τα μεμονωμένες μετοχές και τα χαρτοφυλάκια διαφορετικού μεγέθους. Η επαρκής περίοδος εκτίμησης βήτα φαίνεται να εξαρτάται από το διάστημα της απόδοσης. Η ανάλυση των χαρτοφυλακίων υπονοεί ότι η διαφοροποίηση και η σταθερότητα βήτα συσχετίζονται θετικά. Η αξιολόγηση της επόμενης περιόδου βήτα γίνεται αξιόπιστη για χαρτοφυλάκια με δέκα ή περισσότερες μετοχές. Τελικά, βασισμένοι στις πραγματικές εκτιμήσεις βήτα χαρτοφυλακίων, παρατηρούμε ότι οι εκτιμήσεις των βήτα τείνουν να παλινδρομήσουν προς το μέσο όρο. Η μετατροπή ήταν ισχυρότερη για τα χαρτοφυλάκια με τις ακραίες βήτα εκτιμήσεις.

Μια κοινή προσέγγιση στον υπολογισμό βήτα είναι να εφαρμοστεί το τυποποιημένο υπόδειγμα αγοράς που υπολογίζεται με τη συνηθισμένη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων (OLS). Προηγούμενη έρευνα στρέφεται στη σταθερότητα των εκτιμήσεων βήτα με την παρέλευση του χρόνου. Ο στόχος αυτής της μελέτης είναι να διεξαγάγει μια προκαταρκτική έρευνα

σχετικά με μερικά ζητήματα της εκτίμησης βήτα στην ανταλλαγή τίτλων της Κωνσταντινούπολης (ISE).

Αυτή τη στιγμή, το ISE απαριθμεί περίπου 300 μετοχές, αλλά ένας μεγάλος αριθμός από αυτές τις μετοχές έχουν καταγραφεί μόνο τα τελευταία χρόνια. Η μελέτη χρησιμοποιεί ένα δείγμα από εκείνες τις εταιρίες που είναι καταγεγραμμένες συνεχώς και για τις οποίες έχουμε τα πλήρη στοιχεία κατά τη διάρκεια της περιόδου μεταξύ του Ιανουαρίου του 1992 και του Δεκεμβρίου του 1999. Το ISE άρχισε να υφίσταται το 1986. Το χρονικό διάστημα που αποκλείεται ανήκει στο αρχικό στάδιο ανάπτυξης του ISE, κατά τη διάρκεια του οποίου η συναλλακτική δραστηριότητα ήταν πολύ μικρή. Καθημερινά τα στοιχεία λαμβάνονται από το ISE, και σταθμίζονται για την κεφαλαιοποίηση και τα μερίσματα και αθροίζονται στα εβδομαδιαία και μηνιαία στοιχεία. Οι εβδομαδιαίες αποδόσεις μετοχών είναι υπολογισμένες χρησιμοποιώντας την αξία κλεισίματος της Παρασκευής κάθε εβδομάδας. Μηνιαία οι αποδόσεις μετοχών υπολογίζονται χρησιμοποιώντας την αξία κλεισίματος την τελευταία εργάσιμη ημέρα κάθε μήνα. Η απόδοση αγοράς αξιολογείται με το δείκτη ISE100, ο οποίος είναι μια αξία σταθμισμένη με το δείκτη που υπολογίστηκε με τις τιμές κλεισίματος των κοινών μετοχών.

Σε όλη τη μελέτη, τα ποσοστά απόδοσης υπολογίστηκαν ως εξής:

$$R_{it} = (P_{it} - P_{t-1})/P_{t-1}$$

Εδώ η P_{it} απεικονίζει την τιμή του τίτλου i στο χρόνο t .

Οι συντελεστές βήτα β_i υπολογίστηκαν έπειτα χρησιμοποιώντας το υπόδειγμα αγοράς που ακολουθεί:

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_i R_{mt} + u_{it}$$

Εδώ η R_{mt} δείχνει το ποσοστό απόδοσης στο ISE100, και α_i και β_i είναι οι παράμετροι της παλινδρόμησης που υπολογίζονται.

Ο Damodaran (2002) υποστηρίζει ότι σε πολλές αναδυόμενες αγορές συμπεριλαμβανομένων των επιχειρήσεων που αναλύονται και η ίδια αγορά μεταβάλλεται σημαντικά πέρα των μικρών χρονικών περιόδων. Η χρησιμοποίηση των δεδομένων πέντε ετών, όπως συνήθως γίνεται, για μια παλινδρόμηση μπορεί να εξάγει ένα βήτα για μια αγορά που έχει μικρή ομοιότητα με την επιχείρηση όπως υπάρχει σήμερα. Επομένως, η μελέτη αφορά μια σειρά των περιόδων εκτίμησης από ένα τέταρτο του έτους σε 4 έτη για τις εβδομαδιαίες αποδόσεις, και από 1 έτος σε 4 έτη για τις μηνιαίες αποδόσεις. Υιοθετούνται τα διαστήματα απόδοσης σε δύο συχνότητες, συγκεκριμένα εβδομαδιαία και μηνιαία.

Συνεπώς, ο αριθμός betas που υπολογίζεται για κάθε διάστημα εκτίμησης και ο συνδυασμός διαστήματος απόδοσης ποικίλλει από 3200 έως 200 εκτιμήσεις. Η μελέτη καταγράφει τρία στάδια αποτελεσμάτων:

1° στάδιο: Κατ' αρχάς, η βήτα σταθερότητα βήτα φαίνεται να εξαρτάται από το διάστημα απόδοσης. Στην περίπτωση των εβδομαδιαίων αποδόσεων, τα σταθερότερα betas λαμβάνονται πέρα της από μιας εκτίμησης περιόδου δύο ετών ενώ για τις μηνιαίες αποδόσεις λαμβάνονται από μια εκτίμηση περιόδου τεσσάρων ετών.

2° στάδιο: Η ανάλυση στα χαρτοφυλάκια υπονοεί ότι η διαφοροποίηση και η σταθερότητα βήτα είναι θετικά συσχετισμένες. Διαφαίνεται ότι η αξιολόγηση της επόμενης περιόδου βήτα γίνεται αξιόπιστη για χαρτοφυλάκια με δέκα ή περισσότερα μετοχές.

3° στάδιο: η εξέταση του αριθμού των χαρτοφυλακίων για τα βήτα υπονοούν ότι οι εκτιμήσεις βήτα τείνουν να παλινδρομήσουν προς το μέσο όρο. Η μετατροπή είναι ισχυρότερη για τα χαρτοφυλάκια με τις ακραίες εκτιμήσεις βήτα.

17η Εμπειρική Μελέτη:

FRIDA LIE* AND ROBERT FAFF "Global industry betas" *Applied Economic Letters*, 2003, 10, 21-26

Η σταθερότητα των βήτα στην παγκόσμια αγορά αναλύεται κατά τη διάρκεια της περιόδου είκοσι ετών από το 1975 έως το 1994. Επιπλέον ερευνάται, ο αντίκτυπος της συντριπτικής πτώσης του χρηματιστηρίου διεθνώς τον Οκτώβριο του 1987 πάνω στα βήτα. Γενικά βρέθηκε, μια ιδιαίτερη μεταβολή στα βήτα. Η επίδραση της συντριπτικής πτώσης του χρηματιστηρίου το 1987 στο βήτα κίνδυνο, διαπιστώνεται από το ότι μετέβαλλε εμφανώς τις βιομηχανίες.

Τα στοιχεία για αυτήν την μελέτη προέρχονται από την βάση δεδομένων Morgan Stanley Capital International (MSCI), και λήφθηκαν από την βάση δεδομένων Datastream. Συγκεκριμένα λήφθηκαν, στοιχεία δεικτών χρηματιστηρίου για 34 κλάδους επιχειρήσεων παγκοσμίως και ένας παγκόσμιος δείκτης (παγκόσμιας) αγοράς που καλύπτουν για την περίοδο δειγμάτων από τον Ιανουάριο του 1975 μέχρι τον Δεκέμβριο του 1994. Όλα τα στοιχεία επιλέγονται μηνιαία και μετριοούνται σε δολάρια Η.Π.Α. Τα στοιχεία μετατράπηκαν σε αποδόσεις με την υπόθεση του συνεχούς ανατοκισμού.

Προηγούμενη έρευνα προτείνει ότι μια περίοδος πέντε ετών μπορεί να είναι κατάλληλη ως περίοδος δειγμάτων κατά τη διάρκεια της οποίας ο κίνδυνος βήτα είναι πιθανό να παραμείνει σχετικά σταθερός (Kim, 1995, Faff και Brooks, 1997). Εντούτοις, όπως μόνο 20 έτη δείγματος ήταν διαθέσιμα, αποφασίστηκε να χωριστεί το δείγμα σε πέντε μη-επικαλυπτόμενες τετραετείς υποπεριόδους. Συνεπώς, τα βήτα υπολογίστηκαν και για τις 34 κλαδικές επιχειρήσεις χρησιμοποιώντας την μέθοδο των ελαχίστων

τετραγώνων (OLS) για τις υποπεριόδους: (α) 1975–1978 (β) 1979–1982 (γ) 1983–1986 (δ) 1987–1990 και (ε) 1991–1994. Το υπόδειγμα αγοράς χρησιμοποιήθηκε για να υπολογίσει τα βήτα των κλάδων των επιχειρήσεων ως ακολούθως:

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_i R_{mt} + e_{it}$$

Όπου

R_{it} είναι η απόδοση του παγκόσμιου δείκτη i των κλάδων των επιχειρήσεων την περίοδο t ,

R_{mt} είναι η αντίστοιχη απόδοση στο MSCI παγκόσμιο δείκτη αγοράς και

e_{it} είναι ένας τυχαίος όρος διαταραχής.

Για να εξεταστεί ο αντίκτυπος της συντριπτικής πτώσης του Οκτωβρίου 1987 επάνω στο συνολικό κίνδυνο αγοράς, τα βήτα των παγκόσμιων κλάδων επιχειρήσεων υπολογίστηκαν για την υποπερίοδο 1987–1990 αποκλείοντας τον Οκτώβριο του 1987 όπως και τα βήτα για την ίδια υποπερίοδο, με ένα ομοίωμα συντριπτικής πτώσης συμπεριλαμβανομένης της απόδοσης της παγκόσμιας αγοράς. Υπό αυτήν τη μορφή, ο συντελεστής θα μετρήσει την αλλαγή στα βήτα του Οκτωβρίου 1987 σε σχέση με το υπόλοιπο αυτής της υποπεριόδου. Το υπόδειγμα που χρησιμοποιήθηκε είναι:

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_i R_{mt} + \beta_{i\Delta\text{Crash}} [D_{\text{crash}} R_{mt}] + e_{it}$$

όπου D_{crash} είναι η ψευδή μεταβλητή του Οκτωβρίου 1987.

Σχετικά με την σταθερότητα των βήτα των κλάδων επιχειρήσεων η ανάλυση των αποτελεσμάτων στις αλλαγές βήτα κατά τη διάρκεια των πέντε

υποπεριόδων είναι ταξινομημένες σε «σχετικά σταθερά», «συγκρατημένα ασταθή» και «ασταθή». Συγκεκριμένα, ταξινομήθηκαν 9 κλάδοι επιχειρήσεων σε σχετικά σταθερά βήτα δεδομένου ότι τα βήτα τους μεταβλήθηκαν λιγότερο από 50% στις πέντε υποπεριόδους. Περαιτέρω, ταξινομήθηκαν 14 κλάδοι επιχειρήσεων σε συγκρατημένα ασταθή βήτα δεδομένου ότι τα βήτα μεταβλήθηκαν μεταξύ 50% και 100%. Οι κλάδοι που ταξινομήθηκαν σε «ασταθή» βήτα είναι 11 δεδομένου ότι τα βήτα τους μεταβλήθηκαν κατά περισσότερο από 100%.

Γενικά βρέθηκε μια ιδιαίτερη μεταβλητότητα στα βήτα, με 11 κλάδους να παρουσιάζουν μια αλλαγή σε υψηλά και χαμηλά βήτα μεταξύ των υποπεριόδων, πάνω από 100%. Περαιτέρω, περίπου 30% τα ακραίων βήτα βρίσκονται στην υποπερίοδο 1979-1982, εκτιμώντας ότι μόνο 7% των ακραίων βήτα βρίσκονται στην υποπερίοδο 1987-1990. Η επίδραση της συντριπτικής πτώσης του χρηματιστηρίου το 1987 στο κίνδυνο βήτα, διαπιστώνεται από το μέγεθος της που μετέβαλλε εμφανώς τις βιομηχανίες. Πράγματι, 15 των 34 κλάδων επιχειρήσεων παρουσίασαν μεγάλη πτώση του βήτα τον Οκτώβριο του 1987 που ήταν στατιστικά διαφορετικό από το βήτα που υπολογίζεται από τους υπόλοιπους μήνες για την υποπερίοδο 1987-1990. Στην πλειοψηφία των περιπτώσεων η συντριπτική πτώση βήτα ήταν υψηλότερη, αν και πέντε κλάδοι παρουσίασαν μια χαμηλότερη συντριπτική πτώση βήτα.

Μέθοδος πρόβλεψης βήτα Cohen, K.J., G.A. Hawawini, S.F. Maier, R.A. Schwartz and D.K. Whitcomb, 1983, Estimating and adjusting for the intervalling-effect bias in beta, *Management Science* 29, 135-148.

Οι Cohen, Hawawini, Maier, Schwartz και Whitcomb (1983) πρότειναν μια

τεχνική για τις εκτιμήσεις βήτα με την OLS που περιλαμβάνει την εκτίμηση της διατμηματικής σχέσης διαστήματος/ βαθμού εμπορευσιμότητας. Αυτή η τεχνική είναι βασισμένη στην πρόταση ότι καθώς το μήκος του διαστήματος διαφέρει, τα betas OLS πλησιάζουν τα αληθινά betas.

Κατ' αρχάς, υπολογίζεται το υπόδειγμα αγοράς για κάθε εταιρία, j , σε δείγμα 50 εταιριών, για μια ποικιλία διαφορετικών μηκών διαστήματος. Οι Cohen, Hawawini, Maier, Schwartz και Whitcomb, χρησιμοποίησαν $L = 1, \dots, 6, 8, 10, 12, 14, 15, 16, 18$, και 20 ημέρες).¹³ Έπειτα, για κάθε μετοχή, υπολογίζουν την ακόλουθη εξίσωση:

$L-n$

$$\beta_{jL} = a_j + b_j + \varepsilon_{jL}, \quad n > 0, \text{ για κάθε } L \text{ and } j$$

όπου β_{jL} είναι το βήτα OLS της μετοχής (από το υπόδειγμα αγοράς) που υπολογίζεται για διαφορετικό jL

το μήκος διαστήματος, L (στις ημέρες), ε_{jL} είναι ένας όρος τυχαίου λάθους, a_j και b_j είναι οι παράμετροι που πρέπει να υπολογιστούν.

Η αξία του n επιλέγεται για να δώσει την καλύτερη γραμμική σχέση. Για το δείγμα 50 εταιριών, οι Cohen, Hawawini, Maier, Schwartz και Whitcomb (1983) έπειτα εκτίμησαν την διατμηματική σχέση διαστήματος/ βαθμού εμπορευσιμότητας ως εξής:

$$b_j = c + b \ln V_j + \varepsilon_{jL}, \quad j = 1, \dots, 50.$$

όπου $b =$ ο συντελεστής του L^{-n} , $V_j =$ η αγοραστική αξία των σημαντικών μετοχών σημαντικών από τις 31 Δεκεμβρίου ..1971, $\varepsilon_{jt} =$ ένας όρος τυχαίου λάθους, και a και b είναι οι παράμετροι που πρέπει να υπολογιστούν. Για ένα δείγμα 50 εταιριών NYSE, οι Cohen, Hawawini, Maier, Schwartz και Whitcomb (1983) έλαβαν τις ακόλουθες εκτιμήσεις για την ανωτέρω εξίσωση:

$$b_j = -2.637 + 0.181 \ln V_j$$

Μόλις ληφθεί αυτή η αποκτηθείσα εξίσωση, "προκύπτει " ένας ασυμπτωτικός βήτα (β) που μπορεί να υπολογιστεί για κάθε εταιρία με την αφαίρεση του β_j από το OLS βήτα για κάθε εταιρία.

This summary of the Cohen, Hawawini, Maier, Schwartz and Whitcomb (1983) method is from McInish and Wood (1986)

Μέθοδος πρόβλεψης συστηματικού κινδύνου της χρηματιστηριακής εταιρείας Merrill Lynch, Pierce, Fenner, και Smith (MLPFS).

Αυτή είναι μια μέθοδος που χρησιμοποιήθηκε από την μεσιτική εταιρεία των Merrill Lynch, Pierce, Fenner, και Smith (MLPFS) όπου υπολογίζει τα betas χρησιμοποιώντας την OLS. Χρησιμοποιούν τις μηνιαίες παρατηρήσεις κατά τη διάρκεια μιας περιόδου πέντε ετών περιόδου, που παρέχει 60 μηνιαίες παρατηρήσεις. Το επίπεδο της αγοράς αντιπροσωπεύεται από τα πρότυπα και το σύνθετο δείκτη των φτωχών. Χρησιμοποιούν επίσης έναν τύπο αποτίμησης βασισμένο στις Μπεϋζιανές στατιστικές που προβλέπει το συστηματικό κίνδυνο εφαρμόζοντας την ακόλουθη ισότητα:

$$b_{i,p,3} = 1 + k_{12}(b_{ie,2} - 1)$$

όπου:

k_{12} = η κλίση της παλινδρόμησης ανάμεσα στον εκτιμώμενο συστηματικό κίνδυνο πάνω στην πρώτη και στην δεύτερη υποπερίοδο.

Αυτή η αποτίμηση ωθεί τα χαμηλά betas προς το 1,0. Το κίνητρο για τη αποτίμηση (MLPFS) των εκτιμήσεων βήτα είναι η παρατήρηση ότι, κατά μέσον όρο, οι συντελεστές βήτα των μετοχών φαίνονται να κινούνται προς το 1,0 κατά τη διάρκεια του χρόνου. Η πρώτη εξήγηση για αυτό το φαινόμενο είναι διαισθητική. Δεδομένου ότι οι επιχειρήσεις καθιερώνονται και αυξάνονται, τείνουν να επεκτείνονται αρχικά σε παρόμοια προϊόντα και αργότερα σε περισσότερες διαφορετικές λειτουργίες, επομένως αρχίζουν να μοιάζουν με το υπόλοιπο της οικονομίας ακόμη και περισσότερο. Κατά συνέπεια ο βήτα της εταιρίας θα τείνει να αλλάξει στην κατεύθυνση 1.

Μια άλλη εξήγηση για αυτό το φαινόμενο είναι στατιστική. Όταν ο βήτα υπολογίζεται κατά τη διάρκεια μιας ιδιαίτερης περιόδου δειγμάτων, ένα άγνωστο λάθος δειγματοληψίας του κατ' εκτίμηση βήτα είναι συνεχές. Όσο μεγαλύτερη η διαφορά μεταξύ του κατ' εκτίμηση του βήτα και του 1, η μεγαλύτερη πιθανότητα είναι ότι ένα μεγάλο λάθος εκτίμησης έχει γίνει και ότι, όταν υπολογίζεται το ίδιο βήτα σε μια επόμενη περίοδο δειγμάτων, η νέα εκτίμηση θα είναι πιο κοντά στο 1. Η εκτίμηση δειγμάτων του συντελεστή βήτα είναι η καλύτερη εικασία για την περίοδο δειγμάτων. Εντούτοις, δεδομένου ότι το βήτα έχει μια τάση να εξελιχθεί προς 1, μια πρόβλεψη του μελλοντικού συντελεστή βήτα πρέπει να αποτιμήσει την εκτίμηση δειγμάτων σε εκείνη την κατεύθυνση.

Οι τεχνικές της ακανόνιστης πρόβλεψης και της Bayesian απαιτούν δύο συνεχείς υποπεριόδους, ενώ για τις μεθόδους Blume και MLPFS χρειάζονται 3 συνεχείς υποπεριόδοι. Η σταθερότητα του συστηματικού κινδύνου ενός χρεογράφου ή χαρτοφυλακίου εκτιμάται συγκρίνοντας τους προβλεπόμενους συστηματικούς κινδύνους κάθε μεθόδου με τους υπολογιζόμενους συστηματικούς κινδύνους που έχουν πραγματικά εμφανιστεί μέσα στην εξεταζόμενη υποπερίοδο. (Οι τελευταίοι συστηματικοί κίνδυνοι υπολογίζονται χρησιμοποιώντας το υπόδειγμα της αγοράς.)

Μέθοδος της Ακανόνιστης Πρόβλεψης του συστηματικού κινδύνου.

Σύμφωνα με αυτή τη μέθοδο οι συντελεστές του συστηματικού κινδύνου για κάθε χρεόγραφο ή χαρτοφυλάκιο υπολογίζονται εφαρμόζοντας τη γνωστή μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων πάνω στην πρώτη και τη δεύτερη υποπερίοδο του δείγματος. Κατόπιν οι εκτιμώμενοι συστηματικοί κίνδυνοι αυτών των υποπεριόδων χρησιμοποιούνται για να προβλεφθούν οι τιμές των συστηματικών κινδύνων για τις υποπεριόδους δύο και τρία, αντίστοιχα.

Γενικότερα:

Μπορούμε να αναφέρουμε διάφορες διαπιστώσεις μελετητών για τη σταθερότητα του συντελεστή βήτα:

Ο Baesel (1971) έδειξε ότι η σταθερότητα των μεμονωμένων βήτα αυξάνεται με την αύξηση στο μήκος της περιόδου εκτίμησης. Παρόμοια αποτελέσματα λήφθηκαν από τους Altman, Jacquillat & Levasseur (1974). Και στις δύο περιπτώσεις, οι αρχικές και επόμενες υποπεριόδοι εκτίμησης είναι του ίδιου μήκους.

Ο Blume (1971), σε μια πρωτοποριακή προσπάθεια, διαπίστωσε ότι τα betas χαρτοφυλακίων τείνουν να παλινδρομήσουν προς το μέσο όρο κατά τη διάρκεια του χρόνου. Ο Blume (1971) και Levy (1971) αναφέρονται στις χαμηλές αυτοσυσχετίσεις των OLS betas μέσω του χρόνου, και καταλήγουν στο συμπέρασμα ότι η εκτίμηση βήτα μια μεμονωμένης εταιρίας έχει χαμηλή προφητική δύναμη για τη λήψη απόφασης στη τρέχουσα περίοδο. Ο Blume (1975) μελέτησε εάν τα κατ' εκτίμηση betas εκθέτουν μια τάση παλινδρόμησης προς το μεγάλο μέσο όρο όλων των betas. Μερικοί έχουν υποστηρίξει ότι σε μεγαλύτερες περιόδους εκτίμησης, οι εκτιμήσεις γίνονται σταθερότερες (Baesel, 1974; Altman, et al., 1974; Blume, 1975; and Roenfeldt, 1978). Ο Vasicek (1973) υποστήριξε ότι θα ήταν πιο ενδιαφέρον να προβλέψει τον αληθινό βήτα με την προϋπόθεση να υπολογιστεί με την OLS.

Οι Roenfeldt, Cripentrag και Pflaum (1978) εντούτοις ερεύνησαν την επίδραση όταν μεταβάλλεται το μήκος της δεύτερης υποπεριόδου στη σταθερότητα στα betas των μεμονωμένων μετοχών. Πήραν ένα δείγμα 644 εταιριών με τα δεδομένα τιμών για την περίοδο 1963-74. Οι συντελεστές βήτα εκτιμήθηκαν για κάθε εταιρεία για την περίοδο 1963-66. Οι εταιρείες ταξινομήθηκαν από τους συντελεστές βήτα και ομαδοποιήθηκαν στα quintiles. Τα βήτα ξαναεκτιμήθηκαν για τις υποπεριόδους 1967, 1967-68, 1967-69 και 1967-70 για να εξεταστεί η επιρροή από τη χρονική διάρκεια της επόμενης υποπεριόδου εκτίμησης στη σταθερότητα βήτα. Αποδεικνύεται ότι τα προβλεπόμενα βήτα βασισμένα σε μια προηγούμενη περίοδο τεσσάρων ετών είναι πιο αξιόπιστα για τις επόμενες υποπεριόδους τεσσάρων, τριών και δύο ετών και ακόμα πιο αξιόπιστα για επόμενη υποπερίοδο ενός έτους.

Ο Lally (1994) εξέτασε τις μεθόδους Vasicek και Blume για τη διόρθωση OLS betas και πρότεινε ότι όταν χωρίζονται οι εταιρίες σε κλάδους η μέθοδος Vasicek δεν μπορεί να είναι κατώτερη και μπορεί να είναι ανώτερη από τη μέθοδο Blume. Επιπλέον, ο Lally επισήμανε ότι ο έλεγχος για το βαθμό οικονομικής δύναμης μπορεί να βελτιώσει την πρόβλεψη βήτα. Όπως αναφέρθηκε προηγουμένως, η εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου ή βήτα, είναι σημαντική με πολλές εφαρμογές στη Χρηματοοικονομική. Το ζήτημα αυτό συνεχίζει να προκαλεί ακόμα ανησυχία στις αναπτυσσόμενες αγορές. Ακόμα η εκτίμηση βήτα είναι ένα λεπτό ζήτημα στις αναδυόμενες αγορές λόγω της γρήγορα μεταβαλλόμενης φύσης των επιχειρήσεων και των αγορών.

Συνοπτικά η εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου ή βήτα, είναι σημαντική με πολλές εφαρμογές στη Χρηματοοικονομική. Το ζήτημα αυτό συνεχίζει να προκαλεί ακόμα ανησυχία στις αναπτυσσόμενες αγορές. Ακόμα η εκτίμηση βήτα είναι ένα λεπτό ζήτημα στις αναδυόμενες αγορές λόγω της γρήγορα μεταβαλλόμενης φύσης των επιχειρήσεων και των αγορών.

ΜΕΘΟΔΟΛΟΓΙΑ ΕΡΕΥΝΑΣ ΚΑΙ ΔΕΔΟΜΕΝΩΝ

Στην συγκεκριμένη εργασία χρησιμοποιήθηκαν οι εβδομαδιαίες τιμές κλεισίματος της κοινής μετοχής κάθε εταιρείας που είναι εισηγμένη στο Χρηματιστήριο Αθηνών και ικανοποιεί το ακόλουθο κριτήριο ώστε να συμπεριληφθεί στο δείγμα:

α) Να διαθέτει ένα ολοκληρωμένο ιστορικό εβδομαδιαίων συναλλαγών από το Ιανουάριο του 1997 έως και Δεκέμβριο του 2004. Αυτό το επιλεκτικό κριτήριο μπορεί να εισάγει μια κλίση επιβίωσης με την έννοια ότι περιέχει τις ήδη υπάρχουσες εταιρείες κατά τη διάρκεια της οκτάχρονης δειγματικής περιόδου. Για το λόγο αυτό το δείγμα έχει συμπεριλάβει εταιρείες μακράς διάρκειας και τα αποτελέσματα της παρούσας εργασίας πρέπει να ερμηνεύονται σύμφωνα με αυτό. Ανάμεσα σε εκείνες τις εταιρείες που είχαν συνεχώς καταχωρηθεί στο Χρηματιστήριο Αξιών Αθηνών κατά τη διάρκεια μια πλήρους δειγματικής περιόδου υπήρχαν εταιρείες με μη συνεχείς συναλλασσόμενες μετοχές. Συμπεριλαμβάνοντας αυτές τις εταιρείες το δείγμα θα επηρεάσει τις εκτιμήσεις των μεταβλητών και συμμεταβλητών που με τη σειρά τους θα παράγουν επηρεασμένες εκτιμήσεις του συστηματικού κινδύνου. Για το λόγο αυτό είναι απαραίτητο να λάβουμε υπόψη και το ακόλουθο κριτήριο:

β) Αξιόγραφα τα οποία έχουν τουλάχιστον ένα μήνα, χωρίς καταχωρημένη συναλλαγή πέρα της πλήρους δειγματικής περιόδου αποκλείονται.

Το δείγμα που χρησιμοποιείται σ'αυτή τη μελέτη περιέχει τις 150 εταιρείες που επιλέχτηκαν από το συνολικό αριθμό των εταιρειών που ικανοποιούν τα δύο κριτήρια. Η πλήρης δειγματική περίοδος χωρίστηκε σε τρεις διαδοχικές

υποπεριόδους ίδιου μήκους 32 μηνών η κάθε μια (1/97-08/99, 9/99-04/02, 5/02-12/04).

Οι κοινές μετοχές που συμπεριλήφθησαν στο δείγμα που εξετάζεται αφορούν τις παρακάτω 150 εταιρείες που παρουσιάζονται αλφαβητικά και διαπραγματεύθηκαν στο Χρηματιστήριο την συγκεκριμένη περίοδο. Οι εταιρείες αυτές αποτελούν ένα αντιπροσωπευτικό δείγμα καθώς ανήκουν σε διαφορετικούς κλάδους του Χρηματιστηρίου Αθηνών. Τα δεδομένα που χρησιμοποιήθηκαν σ' αυτή την εργασία έχουν ληφθεί από τη βάση δεδομένων της Thomson Financial (Datastream). Οι 150 κοινές μετοχές που απαρτίζουν το δείγμα παρουσιάζονται στο Παράρτημα.

Ως προσέγγιση του θεωρητικού χαρτοφυλακίου της αγοράς χρησιμοποιήθηκε ο Γενικός Δείκτης του Χρηματιστηρίου Αθηνών(Γ.Δ.Χ.Α.) που συμπεριλαμβάνει συνολικά 60 μετοχές που διαπραγματεύονται στο Χρηματιστήριο Αθηνών. Ο δείκτης αυτός είναι σταθμισμένος με βάση τη χρηματιστηριακή αξία ενώ οι μετοχές που περιέχονται σε αυτόν ελέγχονται και αντικαθίστανται δύο φορές το χρόνο και ο υπολογισμός του γίνεται σε real time. Ο Γ.Δ.Χ.Α δεν ικανοποιεί την κριτική του Roll για τα χαρτοφυλάκια που χρησιμοποιούνται ως θεωρητική προσέγγιση του θεωρητικού χαρτοφυλακίου της αγοράς. Οι εβδομαδιαίες τιμές κλεισίματος των μετοχών του δείγματος αλλά και του Γ.Δ.Χ.Α έχουν ληφθεί από τη βάση δεδομένων της Thomson Financial (Datastream). Ο υπολογισμός των εβδομαδιαίων αποδόσεων των τιμών κλεισίματος των μετοχών και του Γ.Δ.Χ.Α.

έγινε με τον ακόλουθο λογαριθμικό τύπο: $R_{it} = \ln\left(\frac{P_{it}}{P_{it-1}}\right)$

Όπου R_{it} = η απόδοση της μετοχής ή του χαρτοφυλακίου i την εβδομάδα t

P_{it} = η τιμή κλεισίματος της μετοχής ή του χαρτοφυλακίου i την εβδομάδα t

P_{it-1} = η τιμή κλεισίματος της μετοχής ή του χαρτοφυλακίου i την εβδομάδα $t - 1$

Ο συστηματικός κίνδυνος για κάθε αξιόγραφο ή χαρτοφυλάκιο στο δείγμα εκτιμάται χρησιμοποιώντας το υπόδειγμα της αγοράς:

$$R_{it} = a_i + b_i \cdot R_{mt} + e_{it}$$

Όπου:

R_{it} = η τυχαία απόδοση του χρεογράφου i κατά την περίοδο t

R_{mt} = η τυχαία απόδοση του Γενικού Δείκτη m κατά την περίοδο t

a_i = το συστατικό της απόδοσης του χρεογράφου i που δεν συσχετίζεται με τις διακυμάνσεις της απόδοσης του Γενικού Δείκτη m . Όταν η απόδοση του Γενικού Δείκτη m είναι ίση με το μηδέν, η απόδοση του χρεογράφου i είναι ίση με a_i που οφείλεται στην ίδια την εταιρεία.

b_i = ο συντελεστής βήτα του χρεογράφου i ή αλλιώς ο συστηματικός κίνδυνος του χρεογράφου i , ο οποίος μετρά την ευαισθησία της απόδοσης του χρεογράφου i στις διακυμάνσεις της απόδοσης του Γενικού Δείκτη

e_{it} = το σφάλμα της απόδοσης του χρεογράφου i κατά την περίοδο t που δείχνει την μεταβλητικότητα ενός παράγοντα για το οποίο υποθέτουμε να έχει μηδενική αναμενόμενη απόδοση και σταθερή διακύμανση απόδοσης. Επίσης υποθέτουμε ότι το σφάλμα ενός χρεογράφου και η απόδοση του Γενικού Δείκτη είναι ανεξάρτητα. Το σφάλμα ονομάζεται και κατάλοιπο ή διαταρακτικός πόρος.

Για να εξετάσουμε την ικανότητα πρόβλεψης του συστηματικού κινδύνου, θα χρησιμοποιηθεί το Μέσο Τετραγωνικό Σφάλμα (MSE) ανάμεσα στον εκτιμώμενο και τον προβλεπόμενο συστηματικό κίνδυνο (Granger και Newbold (1977), Ch.8). Το MSE δίνεται από τον παρακάτω τύπο:

$$MSE = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (b_{ie} - b_{ip})^2 \quad (1)$$

όπου:

N = ο αριθμός των χρεογράφων ή χαρτοφυλακίων στο δείγμα

b_{ie} = ο εκτιμώμενος συστηματικός κίνδυνος για το χρεώγραφο ή το χαρτοφυλάκιο i .

b_{ip} = ο προβλεπόμενος συστηματικός κίνδυνος για το χρεώγραφο ή το χαρτοφυλάκιο i .

Η ισότητα (1) είναι ισοδύναμη με (Granger και Newbold (1977), σελ.287)

$$MSE = (\bar{b}_e - \bar{b}_p)^2 + (1 - \tilde{a}_{ep})^2 * s^2_p + (1 - R^2_{ep}) * s^2_e \quad (2)$$

όπου:

\bar{b}_e, \bar{b}_p = οι μέσοι όροι των εκτιμώμενων και των προβλεπόμενων τιμών του συστηματικού κινδύνου.

s^2_e, s^2_p = οι διακυμάνσεις των εκτιμώμενων και των προβλεπόμενων τιμών του συστηματικού κινδύνου.

\tilde{a}_{ep} = ο συντελεστής παλινδρόμησης (slope), από παλινδρόμηση μεταξύ των εκτιμώμενων και των προβλεπόμενων τιμών του συστηματικού κινδύνου.

R^2_{ep} = ο συντελεστής R^2 ανάμεσα στις εκτιμώμενες και προβλεπόμενες αξίες του συστηματικού κινδύνου.

Η ισότητα (2) συντίθεται από τα παρακάτω τρία συνθετικά:

$$(\bar{b}_e - \bar{b}_p)^2 = \text{η συνιστώσα μεροληπτικότητας}$$

$$(1 - \tilde{a}_{ep})^2 * s^2_p = \text{η συνιστώσα ανεπάρκειας}$$

$$(1 - R^2_{ep}) * s^2_e = \text{η συνιστώσα τυχαίου σφάλματος}$$

Η μεροληπτικότητα σε μια πρόβλεψη μετρά την μετατόπιση του μέσου του εκτιμώμενου συστηματικού κινδύνου από τον μέσο του προβλεπόμενου συστηματικού κινδύνου. Η μεροληπτικότητα είναι ίση με μηδέν αν $\bar{b}_e = \bar{b}_p$. Η ανεπάρκεια σε μια πρόβλεψη σχετίζεται με τα σφάλματα πρόβλεψης ($b_{ie} - b_{ip}$), που οφείλονται στη μετακίνηση της κλίσης της παλινδρόμησης ανάμεσα στους εκτιμώμενους και προβλεπόμενους συστηματικούς κινδύνους από το 1. Είναι ίση με μηδέν αν η κλίση από την παλινδρόμηση εκτιμώμενη πάνω σε προβλεπόμενους συστηματικούς κινδύνους ισούται με 1. Το τυχαίο σφάλμα περιέχει εκείνα τα σφάλματα πρόβλεψης που προκαλούνται από

ποικιλομορφίες ανάμεσα στις εκτιμώμενες και προβλεπόμενες τιμές του συστηματικού κινδύνου. Το τυχαίο σφάλμα είναι ίσο με μηδέν εφόσον οι εκτιμώμενοι και προβλεπόμενοι συστηματικοί κίνδυνοι είναι απόλυτα θετικά συσχετιζόμενοι.

Το μέσο τετραγωνικό σφάλμα (MSE) παίρνει την τιμή μηδέν αν:

α) Η μεροληπτικότητα και η κλίση από την παλινδρόμηση μεταξύ των εκτιμώμενων και των προβλεπόμενων συστηματικών κινδύνων ισούνται με 0 και 1 αντίστοιχα και

β) Ο συντελεστής R^2 ανάμεσα σε εκτιμώμενους και προβλεπόμενους συστηματικούς κινδύνους είναι ίσος με 1.

Για να προβλεφθούν οι συστηματικοί κίνδυνοι χρησιμοποιούνται οι ακόλουθες τέσσερις μέθοδοι:

A) Η μέθοδος της Ακανόνιστης Πρόβλεψης.

Σύμφωνα με αυτή τη μέθοδο οι συντελεστές του συστηματικού κινδύνου για κάθε χρεόγραφο ή χαρτοφυλάκιο υπολογίζονται εφαρμόζοντας τη γνωστή μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων πάνω στην πρώτη και τη δεύτερη υποπερίοδο του δείγματος. Κατόπιν οι εκτιμώμενοι συστηματικοί κίνδυνοι αυτών των υποπεριόδων χρησιμοποιούνται για να προβλεφθούν οι τιμές των συστηματικών κινδύνων για τις υποπεριόδους δύο και τρία, αντίστοιχα.

B) Η μέθοδος Blume

Στη μέθοδο αυτή, αναπτυγμένη από τον Blume (1975), αρχικά υπολογιζόταν για κάθε χρεόγραφο ή χαρτοφυλάκιο στο δείγμα οι συστηματικοί κίνδυνοι των υποπεριόδων 1 και 2, $b_{ie,1}$ και $b_{ie,2}$, μετά εφαρμόζεται η ακόλουθη διατμηματική παλινδρόμηση :

$$\tilde{b}_{ie,2} = q_1 + q_2 \tilde{b}_{ie,1} + \tilde{u}_i$$

Οι εκτιμώμενες συντελεστές της παλινδρόμησης q_1 και q_2 χρησιμοποιούνται για να παράγουν τον προβλεπόμενο συστηματικό κίνδυνο για την τρίτη υποπερίοδο ως ακολούθως:

$$b_{ie,3} = \tilde{q}_1 + \tilde{q}_2 b_{ie,2}$$

Γ) Η μέθοδος Bayesian

Αυτή η μέθοδος προτάθηκε από τον Vasicek (1973) και προβλέπει τον συστηματικό κίνδυνο χρησιμοποιώντας τον τύπο:

$$b_{ip,t} = \frac{\left(\frac{\bar{b}_{e,t-1}}{s^2_{e,t-1}} \right) + \left(\frac{b_{ie,t-1}}{s^2_{ie,t-1}} \right)}{\left(\frac{1}{s^2_{e,t-1}} \right) + \left(\frac{1}{s^2_{ie,t-1}} \right)}$$

όπου:

$t=2,3$,

$b_{ie,t-1}$ = Ο συντελεστής συστηματικού κινδύνου χρεογράφου ή χαρτοφυλακίου i υπολογιζόμενο χρησιμοποιώντας το υπόδειγμα της αγοράς και την υποπερίοδο $t-1$ (OLS)

$s^2_{ie,t-1}$ = οι εκτιμώμενες διακυμάνσεις του συστηματικού κινδύνου χρεογράφου ή χαρτοφυλακίου i στην υποπερίοδο $t-1$

$\bar{b}_{e,t-1}$ = οι εκτιμώμενοι μέσοι όροι του διατμηματικού συστηματικού κινδύνου στην υποπερίοδο $t-1$.

$s^2_{e,t-1}$ = οι εκτιμώμενες διατμηματικές διακυμάνσεις του συστηματικού κινδύνου στην υποπερίοδο $t-1$

Δ) Η Μέθοδος Merrill Lynch, Pierce, Fenner, και Smith (MLPFS).

Αυτή είναι μια μέθοδος που χρησιμοποιήθηκε από την μεσιτική εταιρεία των Merrill Lynch, Pierce, Fenner, και Smith (MLPFS) που προβλέπει το συστηματικό κίνδυνο εφαρμόζοντας την ακόλουθη ισότητα:

$$b_{ip,3} = 1 + k_{12}(b_{ie,2} - 1)$$

όπου:

k_{12} = η κλίση της παλινδρόμησης ανάμεσα στον εκτιμώμενο συστηματικό κίνδυνο πάνω στην πρώτη και στην δεύτερη υποπερίοδο.

Οι τεχνικές της ακανόνιστης πρόβλεψης και της Bayesian απαιτούν δύο συνεχείς υποπεριόδους, ενώ για τις μεθόδους Blume και MLPFS χρειάζονται 3 συνεχείς υποπεριόδοι. Η σταθερότητα του συστηματικού κινδύνου ενός χρεογράφου ή χαρτοφυλακίου εκτιμάται συγκρίνοντας τους προβλεπόμενους συστηματικούς κινδύνους κάθε μεθόδου με τους υπολογιζόμενους συστηματικούς κινδύνους που έχουν πραγματικά εμφανιστεί μέσα στην εξεταζόμενη υποπερίοδο. (Οι τελευταίοι συστηματικοί κίνδυνοι υπολογίζονται χρησιμοποιώντας το υπόδειγμα της αγοράς.)

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 5°

5.1. ΠΕΡΙΓΡΑΦΗ ΚΑΙ ΕΡΜΗΝΕΙΑ ΤΩΝ ΕΜΠΕΙΡΙΚΩΝ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΩΝ

A. Μέσο τετραγωνικό σφάλμα προσαρμοσμένου μη προσαρμοσμένου συστηματικού κινδύνου

Η μέθοδος των ελαχίστων κανονικών τετραγώνων εφαρμόστηκε για να υπολογιστεί ο συντελεστής συστηματικού κινδύνου για τρεις μη –εξέχουσες υποπεριόδους από τον Ιανουάριο του 1997 έως τον Αύγουστο του 1999, από τον Σεπτέμβριο του 1979 έως τον Απρίλιο του 2002 και από τον Μάρτιο του 2002 έως τον Δεκέμβριο του 2004 με βάση τα ιστορικά στοιχεία αποδόσεων των μετοχών και του γενικού δείκτη. Ο πίνακας 1 παρουσιάζει τους εκτιμώμενους συστηματικούς κινδύνους των μετοχών για τις τρεις υποπεριόδους και ακολουθούν και τα αντίστοιχα διαγράμματα:

ΠΙΝΑΚΑΣ 1

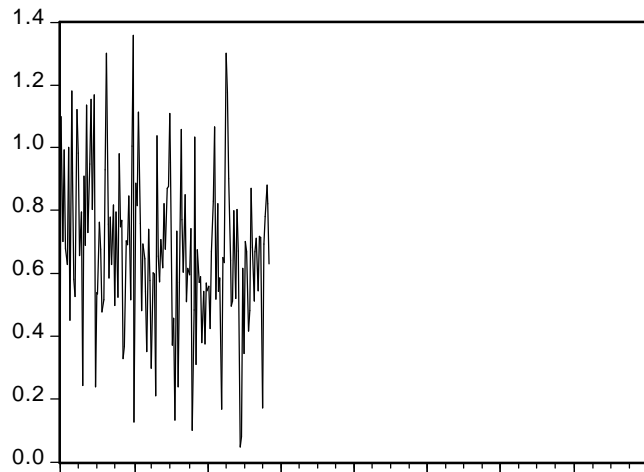
ΕΚΤΙΜΩΜΕΝΟΙ ΣΥΣΤΗΜΑΤΙΚΟΙ ΚΙΝΔΥΝΟΙ

ΧΡΟΝΙΚΕΣ ΥΠΟΠΕΡΙΟΔΟΙ		1/1/1997- 25/8/1999	1/9/1999-24/4/2002	1/5/2002- 29/12/2004
ΚΟΙΝΕΣ ΜΕΤΟΧΕΣ ΕΤΑΙΡΕΙΩΝ		be _{i1}	be _{i2}	be _{i3}
1	A-B VASSILOPOULOS	0.484430	0.928687	0.300027
2	AEGEK CR	1.100269	1.399820	2.000159
3	AEOLIAN INVESTMENT FUND	0.702111	1.664504	0.843312
4	AKTOR	0.994176	1.248661	0.684814
5	ALBIO HOLDINGS	0.680095	0.987817	1.383376
6	ALFA ALFA ENERGY	0.627311	1.311180	1.879987
7	ALFA ALFA HOLDINGS	0.999308	1.430731	2.304582
8	ALLATINI	0.449526	1.377087	0.641709
9	ALPHA BANK	1.180545	0.948449	1.370479
10	ALPHA LEASING	0.920622	0.941409	1.004124
12	ALSIDA CR	0.580089	1.781823	0.253508
13	ALTE	0.525313	1.558620	2.145178
14	ALTEC INFORM & COMMUN SY	1.120658	1.672496	2.407523
15	ALUMINIUM OF GREECE	0.983831	1.458806	2.131869
16	ARCADIA METAL ROKAS CR	0.656306	0.851523	1.107932
17	ASPIS PRONIA GEN INS	0.795174	1.199844	1.443973
18	ATHENA	0.242730	0.679994	1.210113
19	ATHENS MEDICAL	0.909660	1.506866	1.870041
20	ATTI-KAT	0.689440	1.240822	1.690980
21	ATTICA HOLDINGS	1.135661	1.653339	2.026456
22	AXON HOLDINGS	0.729870	1.351448	1.300502
23	BANK OF ATTICA	0.948035	1.616069	1.818885
24	BANK OF GREECE	1.154578	0.919083	1.893960
25	BANK OF PIRAEUS	0.802055	0.971937	0.712874
26	BENRUBI	1.169698	0.833851	1.157690
27	BISSOL CR	0.238753	1.559722	0.339768
28	BITROS CR	0.536771	1.456492	1.677825
29	BLUE STAR MARITIME	0.535750	1.397516	1.062625
30	CARDASSILARIS C & SONS - CARDICO	0.763084	1.211989	1.598486
31	CHATZIOANNOY HDG.CR	0.678402	0.943094	0.898537
32	CHIPITA INTERNATIONAL	0.479075	1.294606	1.502381
33	COCA-COLA HLC.BT.	0.516181	1.025334	0.967827
34	COMMERCIAL INVESTMENT CB	0.929401	0.793328	0.711063
35	CROWN HELLAS CAN	1.302387	1.436586	0.883805
36	CYCLON HELLAS	0.756638	0.825690	0.402834
37	DELTA HOLDINGS	0.585213	1.689340	1.443099
38	DIAS	0.779686	1.068870	0.913078
39	DIEKAT	0.628403	1.889977	1.306009
40	E PAIRIS	0.816514	1.699966	1.497276

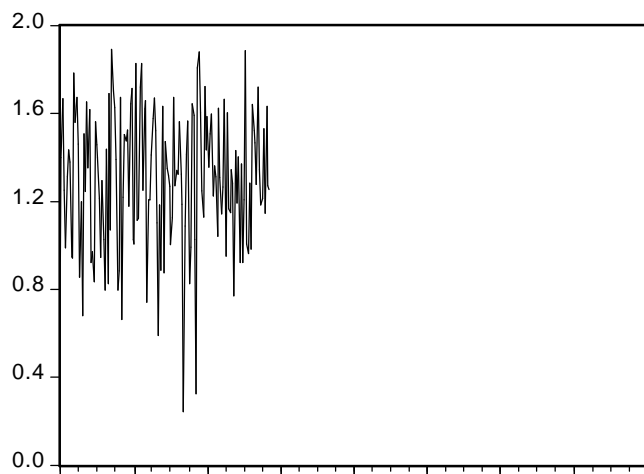
41	EDRISIS PSALLIDAS	0.496557	1.624660	1.062045
42	EFG EUROBANK ERGASIAS	0.796853	1.389759	1.196689
43	EGNATIA BANK CR	0.522281	0.794013	1.072795
44	EKTER	0.980933	0.882544	1.380275
45	ELAIS OLEAGINOUS	0.748739	1.674130	1.268230
46	ELBISCO HOLDING	0.767382	0.663433	0.405378
47	ELEPHANT	0.329465	1.217875	0.643319
48	ELMEC SPORT	0.367528	1.503997	1.032239
49	ELTRAK CR	0.703713	1.472874	1.089658
50	ELVAL	0.692019	1.524046	1.012129
51	ELVE	0.845438	1.177830	1.055483
52	EMPEDOS	0.515146	1.643501	1.068361
53	EMPORIKI BK.OF GREECE	1.005851	1.714681	1.757621
54	EMPORIKOS DESMOS CR	1.358897	1.024632	1.548770
55	ERGAS	0.127478	1.004415	1.270517
56	ETEM	0.886611	1.823784	1.911551
57	ETHNIKI GREEK GEN IN CO	0.815188	1.114767	1.128818
58	ETMA RAYON CR	1.113269	1.121394	1.622159
59	EUROHOLDINGS CAP & INV C	0.759045	1.716649	2.030608
60	EXELIXI CR	0.479944	1.825939	2.073809
61	FANCO	0.694371	1.248987	0.350111
62	FG EUROPE	0.647550	1.619517	2.243089
63	FLEXOPACK	0.542734	1.654743	0.617267
64	FLOUR MILLS OF LOULIS	0.350125	0.739234	1.075647
65	FOURLIS HOLDING	0.739435	1.206329	0.816918
66	G LEVENTAKIS TEX	0.577390	1.203810	1.553052
67	G POLYXRONOS	0.297236	1.407378	2.042795
68	GENER	0.601371	1.575122	0.764188
69	GENERAL COMMERCIAL & IND	0.595917	1.670046	2.044502
70	GENERAL HELLENIC BANK	0.209028	1.519016	1.406286
71	GOODYS	1.038707	1.100169	1.173515
72	GR SARANTIS	0.653598	0.588117	0.276771
73	HALCOR METAL PROC.	0.573891	1.181173	1.083786
74	HELLATEX SYNTHETIC YARNS	0.707126	0.885542	1.385437
75	HELLENIC CABLES	0.617201	1.631659	1.965428
76	HELLENIC FABRICS	0.821703	0.873492	1.388529
77	HELLENIC INVESTMENT CO.	0.677267	1.470502	1.172846
78	HELLENIC SUGAR IND.	0.870585	1.346840	0.807207
79	HELLENIC TECHNODOMIKI	0.876885	1.316405	2.013308
80	HERACLES	1.108394	1.267200	0.803677
82	IDEAL GROUP CR	0.952606	1.001249	0.866315
83	IMPERIO	0.371424	1.123386	0.640828
84	INFORM P LYKOS	0.455742	1.671993	2.411315
85	INTERINVEST CB	0.132447	1.270406	0.557010

86	INTERTECH	0.733589	1.340548	1.324848
87	INTRACOM	0.238759	1.324554	1.290220
88	IONIAN HOTEL	0.571688	1.560544	1.033052
89	ISIK AMBALAJ	1.057931	1.323894	1.541463
90	J & P AVAX	0.770299	1.183298	0.663323
		0.604471	0.242923	-0.588466
91	J BOUTARIS & SON HLDG			
92	KALPINIS SIMOS	0.851573	1.087406	0.799702
93	KARELIA TOBACCO	0.508769	1.413235	1.418926
94	KATSELIS SONS CR	0.615733	1.563011	0.847477
95	KEKROPS	0.594214	0.824755	0.101452
96	KERAMIA ALLATINI	0.740988	0.993081	0.511382
97	KERANIS HOLDINGS	0.101098	1.642993	2.138624
98	KEREVITAS GIDA	0.482679	1.590304	1.701328
		1.032350	1.023954	0.845076
99	KLONATEX GROUP OF COS CR			
		0.309176	0.324060	0.051699
100	KOUMBAS HOLDINGS CR			
101	KREKA	0.674457	1.803981	1.620641
		0.571302	1.880239	2.435267
102	LAMDA DEVELOPMENT			
103	LAMPSA HOTEL	0.590365	1.602345	1.929837
104	LANAKAM CB	0.379478	1.247163	0.882251
105	LAVIPHARM CR	0.542308	1.125983	1.049476
106	LEVEDERIS CR	0.375710	1.721021	1.285008
		0.567237	1.430550	1.640828
107	MARITIME CO.OF LESVOS			
108	MAXIM-PERTSINIDIS	0.545169	1.584284	1.744246
		0.559496	1.352601	1.526469
109	MESOHORITIS BROTHERS			
110	METKA	0.424002	1.508188	1.597496
111	MICHANIKI CR	0.667903	1.593621	1.661439
112	MINERVA KNITWEAR	0.829682	1.220926	1.587958
113	M J MAILIS	1.066240	1.360616	1.598090
114	MOCHLOS	0.519415	1.311650	0.577546
115	MOUZAKIS	0.822631	1.038063	1.178297
116	MULTIRAMA	0.542513	1.622856	1.766032
117	MYTILINEOS HLDGS	0.585205	1.307902	1.408295
		0.167652	1.139699	1.204013
118	NAOUSA SPINNING MLS.			
		0.651135	1.261636	1.898287
119	NATIONAL BK.OF GREECE			
		0.634933	1.663096	1.768389
120	NATIONAL INVESTMENT CO			
121	NEXANS HELLAS	1.301670	0.951991	1.554269
122	NIREFS	1.176211	1.600582	1.163460
		0.900836	1.165074	1.396160
123	NOTOS COM HOLDINGS			
124	O DARING SAIN	0.639427	1.148050	2.220027
125	OTE-HELLENIC TELC.	0.495192	1.343428	0.842872
		0.510357	1.284295	1.449449
126	PARNASSOS ENTERPRISES			

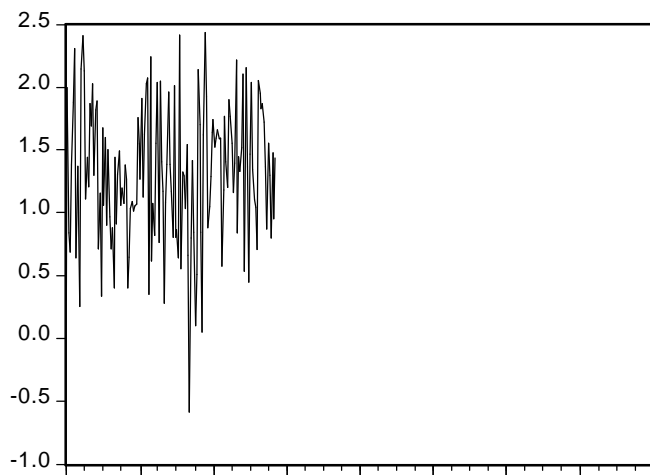
127	PETZETAKIS	0.797377	0.768561	1.326803
128	PG NIKAS	0.520687	1.428519	1.518931
129	PHOENIX METROLIFE	0.803897	1.190355	2.105529
130	PIPE WORKS CR	0.669290	1.400617	0.533118
131	PIRAEUS LEASING	0.047263	0.921427	2.151896
		0.080346	1.368740	1.363738
132	PLIAS CONSUMER GOODS CB			
133	PROODEFTIKI	0.614661	0.919117	0.447532
134	RADIO KORASIDIS	0.344875	1.204770	1.462881
135	RIDENCO	0.701584	1.884704	2.042417
136	RILKEN	0.667594	1.006259	1.343590
		0.417134	0.961880	1.102407
137	S&B INDUSTRIAL MRLS.			
138	SANYO HELLAS	0.480246	1.282324	1.044180
139	SATO	0.870587	0.981858	0.705373
140	SELECTED TEXTILE	0.681672	1.640289	2.053637
		0.511408	1.520218	1.950526
141	SELONDA AQUACULTURE			
142	SHEET STEEL	0.668458	1.466213	1.828764
143	SHELMAN	0.711180	1.277534	1.866676
144	SIDENOR METAL PROC.	0.543869	1.716900	1.720500
145	TASOGLOU-DELONGHI	0.718162	1.344269	1.362427
146	TECHNICAL OLYMPIC	0.713046	1.180034	0.871381
147	TELETYPOS	0.170931	1.210981	1.556069
148	TERNA	0.695154	1.531145	1.295975
149	THE GREEK PROGRESS FUND	0.781596	1.142620	0.798168
150	THEMELIODOMI	0.880976	1.630897	1.475315



— 1/1/1997-25/8/1999 bie1



— 1/9/1999-24/4/2002 bie2



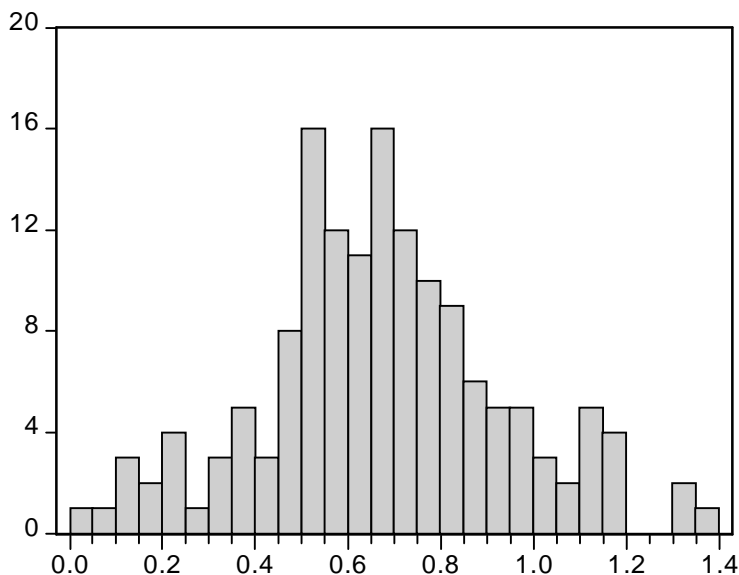
— 01/05/2002-29/12/2004 bie3

Ο πίνακας 2 δείχνει τις διατμηματικές κατανομές των συντελεστών του συστηματικού κινδύνου, από τους οποίους μπορεί να κατανοηθεί ότι οι διατμηματικοί μέσοι των συστηματικών κινδύνων τείνουν αυξανόμενοι από την πρώτη έως την τρίτη υποπερίοδο καθώς και οι τυπικές αποκλίσεις και τα μέγιστα των αποδόσεων ενώ το ελάχιστο του συστηματικού κινδύνου βαίνει αυξανόμενο από την πρώτη στην δεύτερη υποπερίοδο και είναι αρνητικό στη τρίτη υποπερίοδο. Όλα αυτά δείχνουν την πολύ έντονη επικινδυνότητα της αγοράς στις συγκεκριμένες υποπεριόδους.

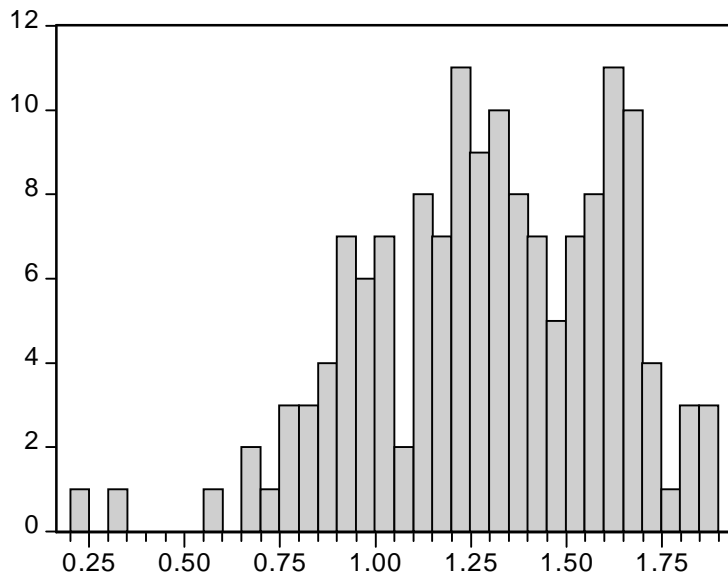
ΠΙΝΑΚΑΣ 2

Διατμηματική κατανομή για τους συντελεστές του συστηματικού κινδύνου

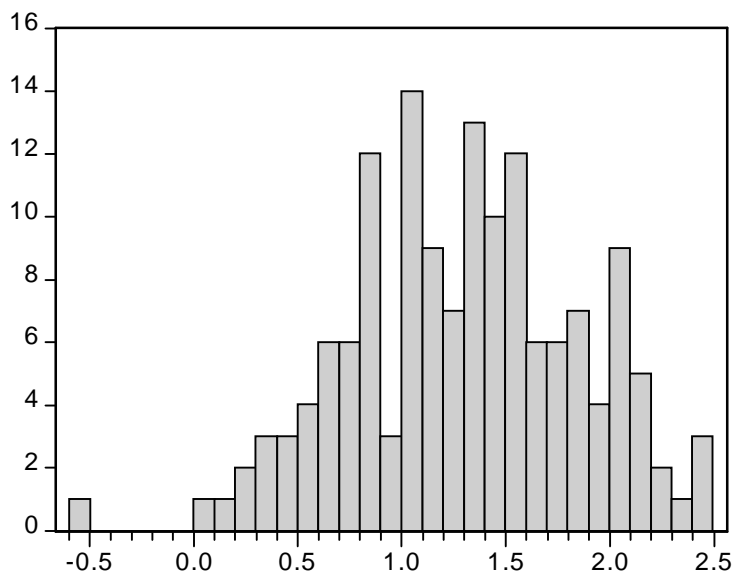
ΥΠΟΠΕΡΙΟΔΟΙ	1/97-8/99	9/99-4/02	5/02-12/04
Mean	0.673672	1.296835	1.299079
Std. Dev.	0.260777	0.317902	0.556636
Maximum	1.358897	1.889977	2.435267
Minimum	0.047263	0.242923	-0.588466



Series:bei1	
Sample 1/01/1997 25/8/1999	
Observations 150	
Mean	0.673672
Median	0.668180
Maximum	1.358897
Minimum	0.047263
Std. Dev.	0.260777
Skewness	0.096839
Kurtosis	3.097752
Jarque-Bera	0.294169
Probability	0.863221



Series: bei2	
Sample 1/09/1999 24/4/2002	
Observations 150	
Mean	1.296835
Median	1.311415
Maximum	1.889977
Minimum	0.242923
Std. Dev.	0.317902
Skewness	-0.470999
Kurtosis	3.089102
Jarque-Bera	5.595618
Probability	0.060943



Series: bei3	
Sample 1/5/2002 29/12/2004	
Observations 150	
Mean	1.299079
Median	1.325826
Maximum	2.435267
Minimum	-0.588466
Std. Dev.	0.556636
Skewness	-0.253453
Kurtosis	2.930659
Jarque-Bera	1.636013
Probability	0.441311

Οι προβλεπόμενοι συστηματικοί κίνδυνοι των μετοχών της 3ης υποπεριόδου που υπολογίστηκαν σύμφωνα με τις μεθόδους προσαρμογής Blume ,MLPFS, Bayesian και τη μη προσαρμοσμένη (ακανόνιστη) μέθοδο είναι οι ακόλουθοι:

ΠΙΝΑΚΑΣ 3
ΠΡΟΒΛΕΠΟΜΕΝΟΙ ΣΥΣΤΗΜΑΤΙΚΟΙ ΚΙΝΔΥΝΟΙ

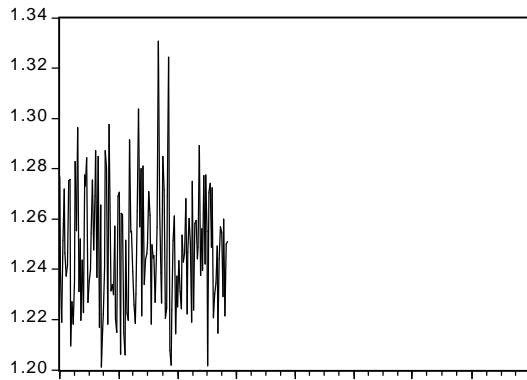
ΥΠΟΠΕΡΙΟΔΟΣ ΠΡΟΒΛΕΨΗΣ 1/5/2002-29/12/2004		ΠΡΟΒΛΕΠΟΜΕΝΟΙ ΣΥΣΤΗΜΑΤΙΚΟΙ ΚΙΝΔΥΝΟΙ			
ΚΟΙΝΕΣ ΜΕΤΟΧΕΣ ΕΤΑΙΡΕΙΩΝ		BLUME bp _{i3}	MLPFS bp _{i3}	Μη προσ/νοι bp _{i3}	Bayesian bp _{i3}
1	A-B VASSILOPOULOS	1.276774	0.903740	1.132370	1.147188
2	ΑΕΓΕΚ CR	1.239712	1.539689	1.216183	1.382755
3	ΑΕΟΛΙΑΝ INVESTMENT FUND	1.218891	1.896967	1.263270	1.515096
4	ΑΚΤΟΡ	1.251603	1.335649	1.189292	1.307175
5	ΑΛΒΙΟ HOLDINGS	1.272123	0.983555	1.142889	1.176753
6	ΑΛΦΑ ΑΛΦΑ ENERGY	1.246685	1.420040	1.200414	1.338434
7	ΑΛΦΑ ΑΛΦΑ HOLDINGS	1.237281	1.581413	1.221682	1.398210
8	ΑΛΛΑΤΙΝΙ	1.241501	1.509003	1.212139	1.371388
9	ΑΛΦΑ ΒΑΝΚ	1.275220	0.930414	1.135886	1.157069
10	ΑΛΦΑ ΛΙΣΙΝΓ	1.275773	0.920912	1.134633	1.153549
12	ΑΛΣΙΔΑ CR	1.209662	2.055327	1.284141	1.573756
13	ΑΛΤΕ	1.227220	1.754042	1.244433	1.462154
14	ΑΛΤΕΚ ΙΝΦΟΡΜ & ΚΟΜΜΥΝ ΣΥ	1.218262	1.907755	1.264692	1.519093
15	ΑΛΥΜΙΝΙΟΥΜ ΟΥ ΤΗΣ ΕΛΛΑΔΟΣ	1.235072	1.619310	1.226677	1.412248
16	ΑΡΚΑΔΙΑ ΜΕΤΑΛ ΡΟΚΑΣ CR	1.282844	0.799581	1.118643	1.108606
17	ΑΣΠΙΣ ΠΡΟΝΙΑ ΓΕΝ ΙΝΣ	1.255444	1.269755	1.180608	1.282766
18	ΑΘΗΝΑ	1.296338	0.568047	1.088128	1.022842
19	ΑΘΗΝΑΣ ΜΕΔΙΚΑΛ	1.231292	1.684183	1.235227	1.436278
20	ΑΤΤΙ-ΚΑΤ	1.252220	1.325068	1.187898	1.303255
21	ΑΤΤΙΚΑ HOLDINGS	1.219769	1.881896	1.261284	1.509514
22	ΑΧΟΝ HOLDINGS	1.243518	1.474395	1.207578	1.358569
23	ΒΑΝΚ ΟΥ ΑΤΤΙΚΑ	1.222701	1.831588	1.254653	1.490879
24	ΒΑΝΚ ΟΥ ΕΛΛΑΔΟΣ	1.277530	0.890775	1.130661	1.142386
25	ΒΑΝΚ ΟΥ ΠΙΡΑΙΟΥΣ	1.273372	0.962119	1.140064	1.168813
26	ΒΕΝΡΟΥΒΙ	1.284234	0.775727	1.115499	1.099770
27	ΒΙΟΣΣΟΛ CR	1.227134	1.755529	1.244629	1.462705
28	ΒΙΤΡΟΣ CR	1.235254	1.616186	1.226265	1.411090
29	ΒΛΥΕ ΣΤΑΡ ΜΑΡΙΤΙΜΕ	1.239894	1.536578	1.215773	1.381602
30	ΚΑΡΔΑΣΣΙΛΑΡΙΣ Κ & ΣΟΝΣ - ΚΑΡΔΙΚΟ	1.254488	1.286149	1.182769	1.288839

31	CHATZIOANNOY HDG.CR	1.275641	0.923187	1.134933	1.154392
32	CHIPITA INTERNATIONAL	1.247989	1.397668	1.197466	1.330148
33	COCA-COLA HLC.BT.	1.269171	1.034197	1.149563	1.195512
34	COMMERCIAL INVESTMENT CB	1.287422	0.721029	1.108290	1.079509
35	CROWN HELLAS CAN	1.236820	1.589316	1.222724	1.401137
36	CYCLON HELLAS	1.284876	0.764711	1.114047	1.095689
37	DELTA HOLDINGS	1.216937	1.930491	1.267688	1.527514
38	DIAS	1.265747	1.092963	1.157308	1.217280
39	DIEKAT	1.201154	2.201318	1.303381	1.627833
40	E PAIRIS	1.216101	1.944835	1.269579	1.532828
41	EDRASIS PSALLIDAS	1.222025	1.843185	1.256182	1.495175
42	EFG EUROBANK ERGASIAS	1.240504	1.526108	1.214393	1.377724
43	EGNATIA BANK CR	1.287368	0.721953	1.108412	1.079851
44	EKTER	1.280404	0.841455	1.124161	1.124117
45	ELAIS OLEAGINOUS	1.218134	1.909961	1.264982	1.519910
46	ELBISCO HOLDING	1.297640	0.545691	1.085182	1.014561
47	ELEPHANT	1.254025	1.294095	1.183816	1.291782
48	ELMEC SPORT	1.231517	1.680310	1.234716	1.434843
49	ELTRAK CR	1.233966	1.638299	1.229179	1.419281
50	ELVAL	1.229940	1.707372	1.238283	1.444867
51	ELVE	1.257175	1.240040	1.176692	1.271759
52	EMPEDOS	1.220543	1.868617	1.259534	1.504595
53	EMPORIKI BK.OF GREECE	1.214944	1.964697	1.272196	1.540185
54	EMPORIKOS DESMOS CR	1.269227	1.033249	1.149438	1.195161
55	ERGAS	1.270817	1.005959	1.145842	1.185052
56	ETEM	1.206361	2.111967	1.291605	1.594736
57	ETHNIKI GREEK GEN IN CO	1.262136	1.154915	1.165473	1.240228
58	ETMA RAYON CR	1.261615	1.163861	1.166652	1.243542
59	EUROHOLDINGS CAP & INV C	1.214789	1.967353	1.272546	1.541169
60	EXELIXI CR	1.206192	2.114876	1.291989	1.595814
61	FANCO	1.251578	1.336089	1.189350	1.307338
62	FG EUROPE	1.222430	1.836242	1.255267	1.492603
63	FLEXOPACK	1.219659	1.883791	1.261533	1.510216
64	FLOUR MILLS OF LOULIS	1.291677	0.648011	1.098667	1.052462
65	FOURLIS HOLDING	1.254933	1.278509	1.181762	1.286009
66	G LEVENTAKIS TEX	1.255132	1.275109	1.181314	1.284750
67	G POLYXRONOS	1.239118	1.549891	1.217528	1.386534
68	GENER	1.225922	1.776317	1.247369	1.470406
69	GENERAL COMMERCIAL & IND	1.218455	1.904447	1.264256	1.517867
70	GENERAL HELLENIC BANK	1.230336	1.700583	1.237388	1.442353
71	GOODYS	1.263284	1.135211	1.162876	1.232929
72	GR SARANTIS	1.303565	0.444028	1.071784	0.976903
73	HALCOR METAL PROC.	1.256912	1.244553	1.177287	1.273431
74	HELLATEX SYNTHETIC YARNS	1.280168	0.845502	1.124695	1.125616

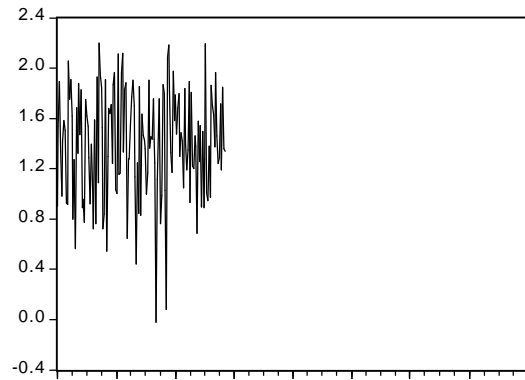
75	HELLENIC CABLES	1.221475	1.852632	1.257427	1.498674
76	HELLENIC FABRICS	1.281116	0.829236	1.122551	1.119591
77	HELLENIC INVESTMENT CO.	1.234152	1.635097	1.228757	1.418096
78	HELLENIC SUGAR IND.	1.243880	1.468174	1.206758	1.356264
79	HELLENIC TECHNODOMIKI	1.246274	1.427092	1.201344	1.341047
80	HERACLES	1.250145	1.360674	1.192591	1.316444
82	IDEAL GROUP CR	1.271066	1.001686	1.145279	1.183469
83	IMPERIO	1.261458	1.166551	1.167007	1.244538
84	INFORM P LYKOS	1.218302	1.907076	1.264602	1.518841
85	INTERINVEST CB	1.249893	1.365002	1.193161	1.318048
86	INTERTECH	1.244375	1.459682	1.205639	1.353118
87	INTRACOM	1.245633	1.438092	1.202794	1.345121
88	IONIAN HOTEL	1.227069	1.756639	1.244776	1.463117
89	ISIK AMBALAJ	1.245685	1.437201	1.202676	1.344791
90	J & P AVAX	1.256745	1.247421	1.177665	1.274494
91	J BOUTARIS & SON HLDG	1.330720	-0.021925	1.010374	0.804306
92	KALPINIS SIMOS	1.264288	1.117984	1.160606	1.226548
93	KARELIA TOBACCO	1.238657	1.557796	1.218570	1.389462
94	KATSELIS SONS CR	1.226875	1.759969	1.245215	1.464350
95	KEKROPS	1.284950	0.763449	1.113881	1.095222
96	KERAMIA ALLATINI	1.271709	0.990660	1.143826	1.179385
97	KERANIS HOLDINGS	1.220583	1.867931	1.259443	1.504341
98	KEREVITAS GIDA	1.224728	1.796810	1.250070	1.477997
99	KLONATEX GROUP OF COS CR	1.269280	1.032333	1.149318	1.194821
100	KOUMBAS HOLDINGS CR	1.324337	0.087597	1.024809	0.844875
101	KREKA	1.207919	2.085237	1.288083	1.584835
102	LAMDA DEVELOPMENT	1.201920	2.188172	1.301649	1.622964
103	LAMPSA HOTEL	1.223781	1.813063	1.252212	1.484017
104	LANAKAM CB	1.251721	1.333627	1.189026	1.306426
105	LAVIPHARM CR	1.261254	1.170055	1.167468	1.245836
106	LEVEDERIS CR	1.214445	1.973256	1.273324	1.543355
107	MARITIME CO.OF LESVOS	1.237295	1.581169	1.221650	1.398119
108	MAXIM-PERTSINIDIS	1.225202	1.788683	1.248999	1.474986
109	MESOHORITIS BROTHERS	1.243427	1.475951	1.207783	1.359145
110	METKA	1.231188	1.685967	1.235462	1.436938
111	MICHANIKI CR	1.224467	1.801287	1.250660	1.479655
112	MINERVA KNITWEAR	1.253785	1.298213	1.184359	1.293308
113	M J MAILIS	1.242796	1.486770	1.209209	1.363153
114	MOCHLOS	1.246648	1.420674	1.200498	1.338670
115	MOUZAKIS	1.268170	1.051379	1.151828	1.201876
116	MULTIRAMA	1.222167	1.840750	1.255861	1.494273
117	MYTILINEOS HLDGS	1.246943	1.415615	1.199831	1.336795
118	NAOUSA SPINNING MLS.	1.260175	1.188570	1.169909	1.252694

119	NATIONAL BK.OF GREECE	1.250583	1.353164	1.191601	1.313662
120	NATIONAL INVESTMENT CO	1.219002	1.895066	1.263019	1.514392
121	NEXANS HELLAS	1.274941	0.935196	1.136516	1.158840
122	NIREFS	1.223919	1.810683	1.251898	1.483136
123	NOTOS COM HOLDINGS	1.258179	1.222821	1.174423	1.265381
124	O DARING SAIN	1.259518	1.199842	1.171394	1.256869
125	OTE-HELLENIC TELC.	1.244148	1.463569	1.206151	1.354558
126	PARNASSOS ENTERPRISES	1.248800	1.383750	1.195632	1.324992
127	PETZETAKIS	1.289370	0.687596	1.103884	1.067125
128	PG NIKAS	1.237455	1.578428	1.221289	1.397104
129	PHOENIX METROLIFE	1.256190	1.256946	1.178920	1.278022
130	PIPE WORKS CR	1.239650	1.540765	1.216325	1.383153
131	PIRAEUS LEASING	1.277345	0.893940	1.131078	1.143558
132	PLIAS CONSUMER GOODS CB	1.242157	1.497736	1.210654	1.367215
133	PROODEFTIKI	1.277527	0.890822	1.130668	1.142403
134	RADIO KORASIDIS	1.255056	1.276405	1.181485	1.285230
135	RIDENCO	1.201569	2.194199	1.302443	1.625196
136	RILKEN	1.270672	1.008449	1.146170	1.185974
137	S&B INDUSTRIAL MRLS.	1.274163	0.948545	1.138275	1.163785
138	SANYO HELLAS	1.248955	1.381089	1.195281	1.324006
139	SATO	1.272591	0.975512	1.141829	1.173774
140	SELECTED TEXTILE	1.220796	1.864281	1.258962	1.502989
141	SELONDA AQUACULTURE	1.230241	1.702206	1.237602	1.442954
142	SHEET STEEL	1.234490	1.629307	1.227994	1.415951
143	SHELMAN	1.249332	1.374623	1.194429	1.321611
144	SIDENOR METAL PROC.	1.214769	1.967693	1.272591	1.541295
145	TASOGLOU-DELONGHI	1.244082	1.464705	1.206301	1.354979
146	TECHNICAL OLYMPIC	1.257002	1.243015	1.177084	1.272861
147	TELETYPOS	1.254567	1.284789	1.182589	1.288335
148	TERNA	1.229382	1.716955	1.239546	1.448417
149	THE GREEK PROGRESS FUND	1.259945	1.192512	1.170428	1.254154
150	THEMELIODOMI	1.221535	1.851603	1.257291	1.498293

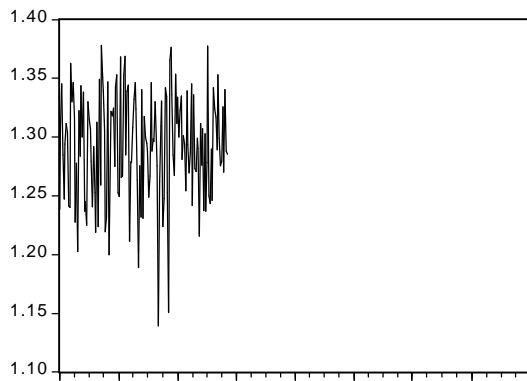
Οι παραπάνω προβλεπόμενοι συστηματικοί κίνδυνοι υπολογίστηκαν για να συγκριθούν με τους αντίστοιχους πραγματικούς συστηματικούς κινδύνους της ίδιας υποπεριόδου ώστε να διαπιστωθεί το μέγεθος της ικανότητας της πρόβλεψης και κατά συνέπεια η σταθερότητα του συστηματικού κινδύνου.



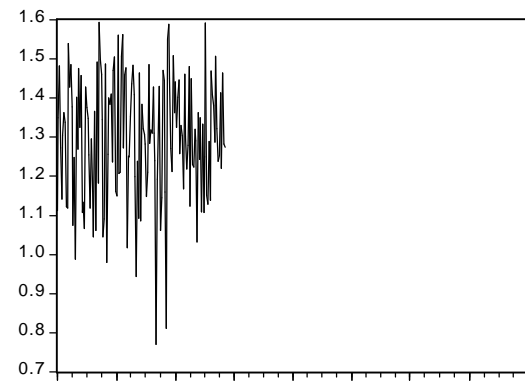
— BLUME bpi3



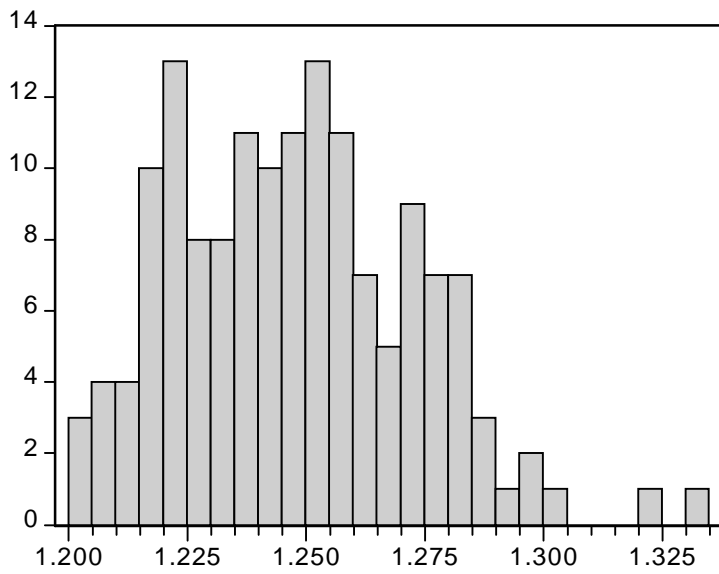
— MLPFS bpi3



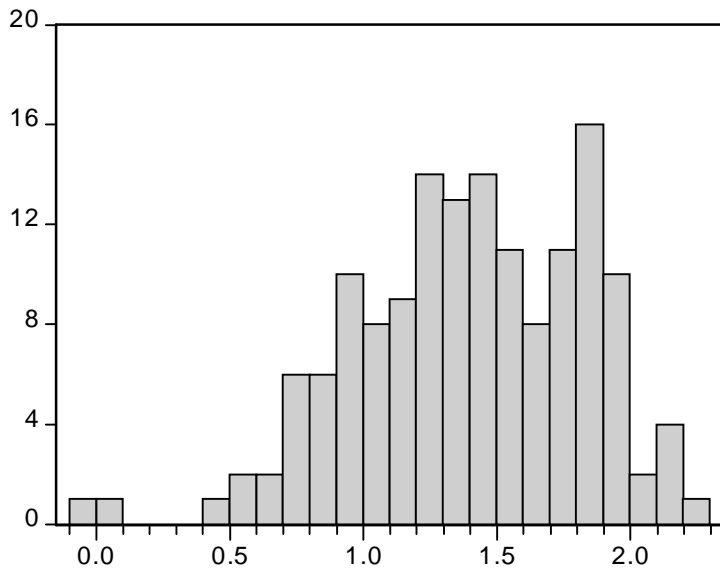
— AKANONISTH bpi3



— BAYESIAN bpi3

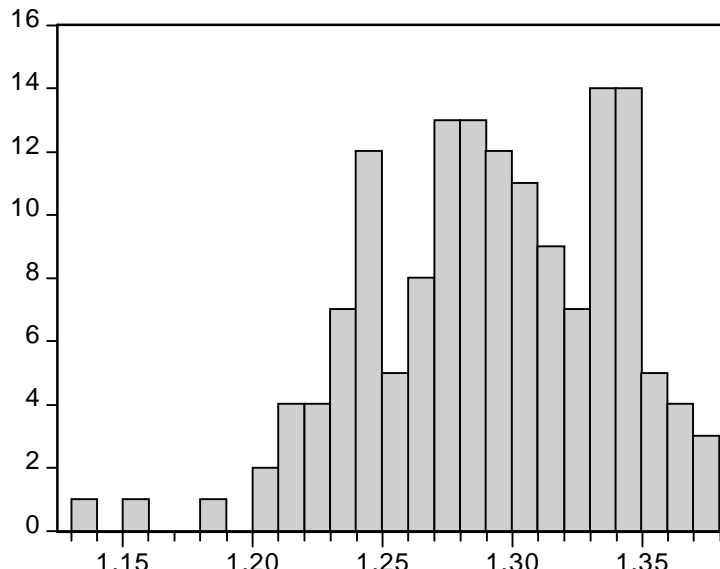


Series:BLUME bpi3	
Sample 1/05/2002 29/12/2004	
Observations 150	
Mean	1.247814
Median	1.246667
Maximum	1.330720
Minimum	1.201154
Std. Dev.	0.025008
Skewness	0.470999
Kurtosis	3.089102
Jarque-Bera	5.595618
Probability	0.060943



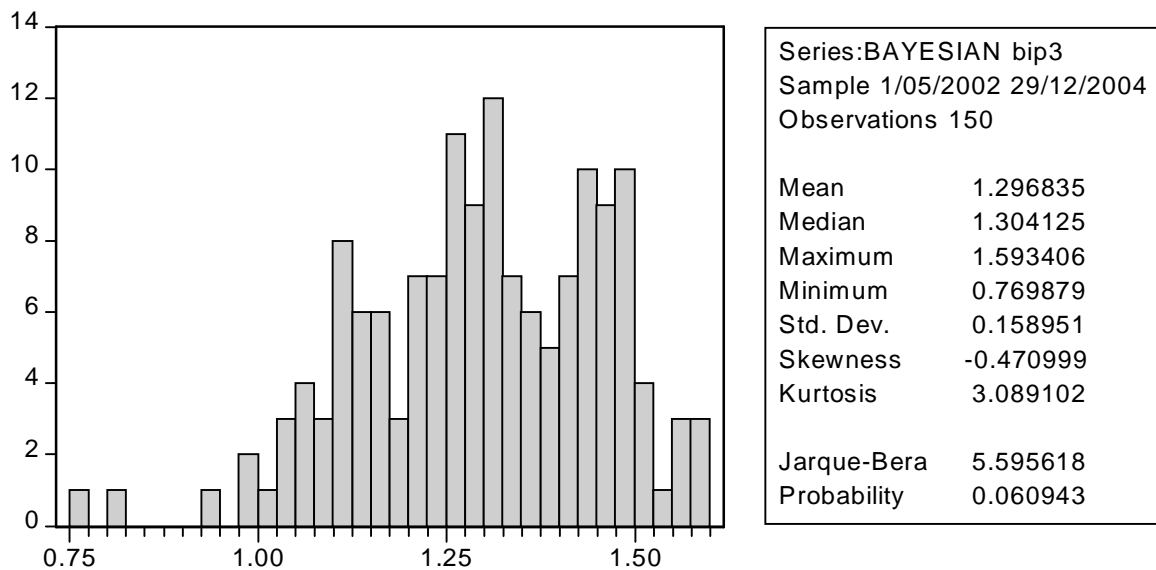
Series: MLPFS bip3
 Sample 1/05/2002 29/12/2004
 Observations 150

Mean	1.400676
Median	1.420357
Maximum	2.201318
Minimum	-0.021925
Std. Dev.	0.429114
Skewness	-0.470999
Kurtosis	3.089102
Jarque-Bera	5.595618
Probability	0.060943



Series: AKANONISTH bip3
 Sample 1/5/2002 29/12/2004
 Observations 150

Mean	1.292087
Median	1.294203
Maximum	1.378172
Minimum	1.139130
Std. Dev.	0.046138
Skewness	-0.470999
Kurtosis	3.089102
Jarque-Bera	5.595618
Probability	0.060943



Ο πίνακας 3 που ακολουθεί δείχνει το ολικό μέσο τετραγωνικό σφάλμα και τις επιμέρους συνιστώσες του για τους συστηματικούς κινδύνους χρεωγράφων που έχουν αποκτηθεί χρησιμοποιώντας τρεις συνεχείς υποπεριόδους ίσης διάρκειας για την μέθοδο Blume και MLPFS και δύο συνεχείς υποπεριόδους ίσης διάρκειας για την ακανόνιστη μέθοδο και τη μέθοδο Bayesian. (128 εβδομαδιαίες παρατηρήσεις για την κάθε μια).

Τα αποτελέσματα όπου ακολουθούν αφορούν τα μέσα τετραγωνικά σφάλματα των προσαρμοσμένων και μη προσαρμοσμένων συντελεστών συστηματικού κινδύνου για χρεώγραφα (Συνήθης μέθοδος ελαχίστων τετραγώνων).

ΠΙΝΑΚΑΣ 3

Μέσα τετραγωνικά σφάλματα των προσαρμοσμένων και μη προσαρμοσμένων συντελεστών συστηματικού κινδύνου για χρεώγραφα

3	(128 ΠΑΡΑΤΗΡΗΣΕΙΣ Η ΚΑΘΕ ΜΙΑ)		Blume	MLPFS
ΥΠΟΠΕΡΙΟΔΟΙ				
Εκτιμητέα	Υποπερίοδος πρόβλεψης	MSE συνιστώσες		
υποπερίοδος		Μεροληπτικότητα	0.0026281	0.0103220
1/97-8/99		Ανεπάρκεια	0.00004803	0.0019322
9/99-4/02		Τυχαίο σφάλμα	0.2316445	0.2316445
		Συνολικό MSE	0.2343207	0.2438988

2	(128 ΠΑΡΑΤΗΡΗΣΕΙΣ Η ΚΑΘΕ ΜΙΑ)		Μη	Bayesian
ΥΠΟΠΕΡΙΟΔΟΙ			προσ/νοι	
Εκτιμητέα	Υποπερίοδος πρόβλεψης	MSE συνιστώσες		
υποπερίοδος		Μεροληπτικότητα	0.0102448	0.0010357
9/99-4/02	5/02-12/04	Ανεπάρκεια	0.00005535	0.0005305
		Τυχαίο σφάλμα	0.2316445	0.2316445
		Συνολικό MSE	0.2419447	0.2332107

Τα παρακάτω ενδιαφέροντα χαρακτηριστικά μπορούν να σημειωθούν από αυτά τα αποτελέσματα:

α) Οι συστηματικοί κίνδυνοι των μεμονομένων μετοχών δεν παραμένουν στάσιμοι κατά τη διάρκεια του χρόνου. Οι προηγούμενες εκτιμήσεις του συστηματικού κινδύνου χρεωγράφων δεν είναι καλοί προβλεπτές για τους αντίστοιχους μελλοντικούς συστηματικούς κινδύνους. Το ολικό μέσο τετραγωνικό σφάλμα (MSE) υπολογίζεται από τις συνιστώσες της μεροληπτικότητας της ουσιαστικής ανεπάρκειας και του τυχαίου σφάλματος. Η μεγαλύτερη συνιστώσα της μη προσαρμοσμένης μεθόδου είναι το τυχαίο

σφάλμα. Η εμπειρική μεθοδολογία που στηρίζεται πάνω στην ισότητα (1) προϋποθέτει τη χρήση προβλέψεων και πραγματικών τιμών του συστηματικού κινδύνου. Παρόλα αυτά η παρούσα εργασία χρησιμοποιεί περισσότερο εκτιμώμενες από πραγματικές τιμές του συστηματικού κινδύνου. Αυτό εξηγεί, τουλάχιστον εν μέρει, γιατί η συνιστώσα του τυχαίου σφάλματος του MSE είναι μεγάλη.

β) Ο μη προσαρμοσμένος MSE μπορεί να ελαττωθεί όταν μια τεχνική προσαρμογής εφαρμοστεί. Αυτή η μείωση της τιμής έρχεται αρχικά από τη συνιστώσα μεροληπτικότητας του MSE (ένα συμπέρασμα το οποίο μπορεί να προβλεφθεί από τις μεθόδους Bayesian και Blume και όχι από την MLPFS που η μεροληπτικότητα της ξεπερνά την μη προσαρμοσμένη μέθοδο, υποδεικνύοντας ότι οι διατμηματικοί μέσοι των των εκτιμώμενων και των προβλεπόμενων συστηματικών κινδύνων διαφέρουν. Η μεγαλύτερη συνιστώσα του MSE αποτελείται από το τυχαίο σφάλμα το οποίο παραμένει ίδιο όταν χρησιμοποιούνται και οι τέσσερις μέθοδοι.

Συγκρίνοντας τα αποτελέσματα πετυχαίνεται χρησιμοποιώντας μια τεχνική εξομάλυνσης, η Bayesian διαδικασία να δώσει την μεγαλύτερη μείωση τιμής ενός μη εξομαλυμένου MSE, ενώ η MLPFS μέθοδος δίνει λίγο μεγαλύτερο αποτέλεσμα από την μη προσαρμοσμένη μέθοδο. Παίρνοντας μαζί τα παραπάνω (α) και (β) μπορούμε να εξαγάγουμε το συμπέρασμα ότι οι τεχνικές εξομάλυνσης Bayesian και Blume του συστηματικού κινδύνου παρέχουν καλύτερη πρόβλεψη του συστηματικού κινδύνου των ατομικών χρεωγράφων απ' ότι η μη προσαρμοσμένη μέθοδος πρόβλεψης. Αυτό το συμπέρασμα συμπίπτει με τα αποτελέσματα των Klemkosky και Martin (1975), Eubank και Zumwalt (1979) και Dimson και Marsh (1983).

Στη συνέχεια παρουσιάζονται τα συνολικά MSE και οι συνιστώσες τους για διαφορετικά μεγέθη χαρτοφυλακίων. Τα χαρτοφυλάκια δημιουργήθηκαν με την αρχειοθέτηση 150 χρεωγράφων σε αλφαβητική σειρά και εκχωρώντας τα πρώτα N- χρεώγραφα στο πρώτο χαρτοφυλάκιο μεγέθους N κ.τ.λ. Όπως στην περίπτωση των ατομικών χρεωγράφων τα συνολικά 8-χρόνια της δειγματικής

περιόδου διαιρέθηκαν σε 3 διαδοχικές υποπεριόδους ίδιου μεγέθους (128 εβδομαδιαίες παρατηρήσεις η κάθε μια)

Οι μετοχές διαιρέθηκαν σε χαρτοφυλάκια με μέγεθος χαρτοφυλακίου ανάλογα με τον αριθμό των μετοχών που το απαρτίζουν ως εξής:

Χαρτοφυλάκια	Μέγεθος χαρτοφυλακίου σε μετοχές
30	5
15	10
10	15
6	25

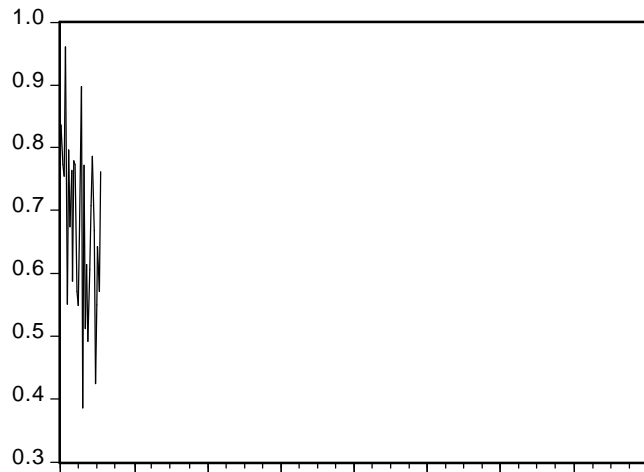
Οι εκτιμώμενοι συστηματικοί κίνδυνοι που υπολογίστηκαν σύμφωνα με το υπόδειγμα της αγοράς για κάθε χαρτοφυλάκιο ανάλογα με το μέγεθος του ως εξής:

ΠΙΝΑΚΑΣ 4

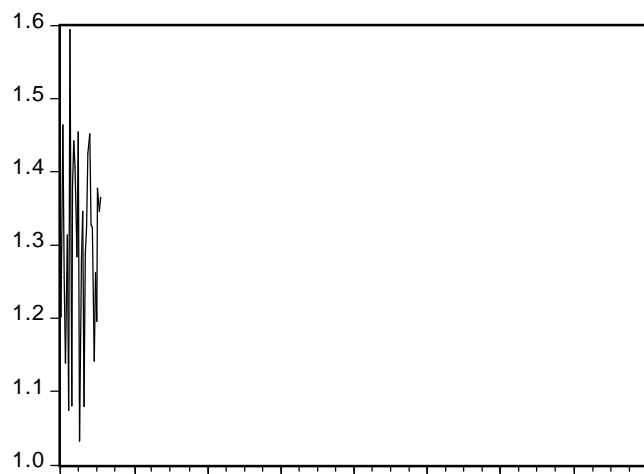
ΕΚΤΙΜΩΜΕΝΟΙ ΣΥΣΤΗΜΑΤΙΚΟΙ ΚΙΝΔΥΝΟΙ 30 ΧΑΡΤΟΦΥΛΑΚΙΩΝ

ΧΡΟΝΙΚΕΣ ΥΠΟΠΕΡΙΟΔΟΙ	1/1/1997-25/8/1999	1/9/1999-24/4/2002	1/5/2002-29/12/2004
30 Χαρτοφυλάκια με μέγεθος κάθε χαρτοφυλακίου 5 μετοχές	be_{i1}	be_{i2}	be_{i3}
1	0.792216	1.245898	1.042338
2	0.835462	1.201771	1.440176
3	0.773239	1.464654	1.609202
4	0.754533	1.256173	1.648313
5	0.960847	1.138478	1.376782
6	0.550552	1.313762	1.115448
7	0.796736	1.075109	0.893582
8	0.674343	1.594563	1.244302
9	0.763238	1.080776	1.064673
10	0.587633	1.379324	0.966566
12	0.778797	1.442203	1.511364
13	0.772363	1.405547	1.441101
14	0.571447	1.284727	1.261194
15	0.548452	1.454346	1.486257
16	0.674704	1.031997	1.219990
17	0.897147	1.280439	1.132671

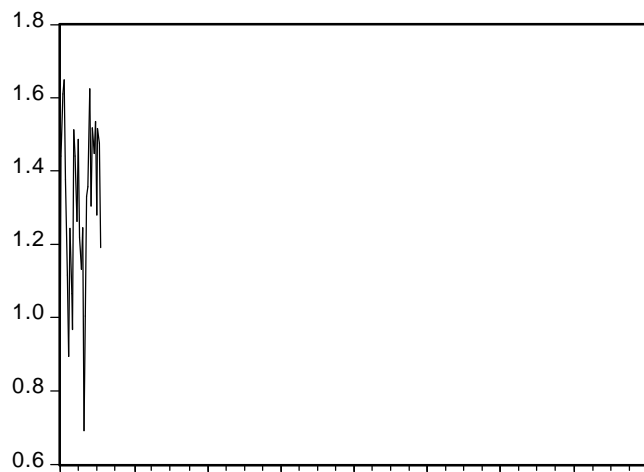
18		0.386392	1.346177	1.244844
19		0.771193	1.079613	0.689815
20		0.512160	1.287415	1.003572
21		0.613993	1.324508	1.330802
22		0.491019	1.425412	1.357480
23		0.605250	1.451924	1.623521
24		0.707201	1.328217	1.305652
25		0.786320	1.323401	1.517684
26		0.668638	1.141881	1.447062
27		0.424297	1.261932	1.534642
28		0.549169	1.195346	1.279766
29		0.642474	1.378180	1.516496
30		0.571437	1.345944	1.475410



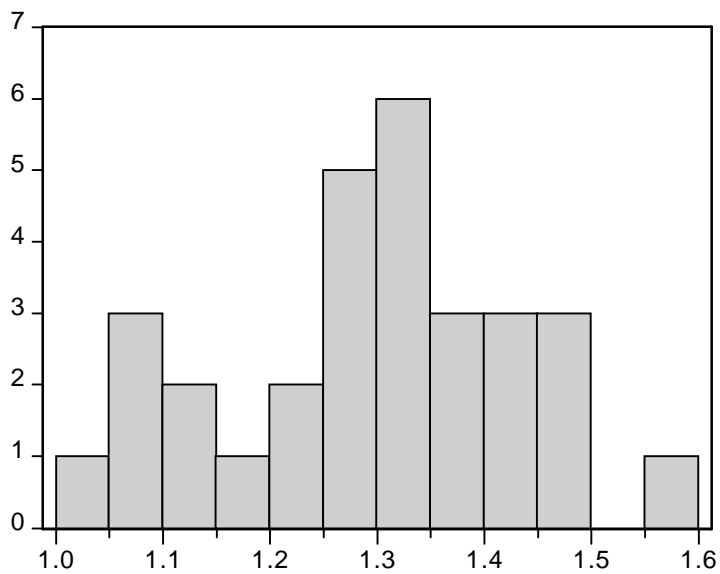
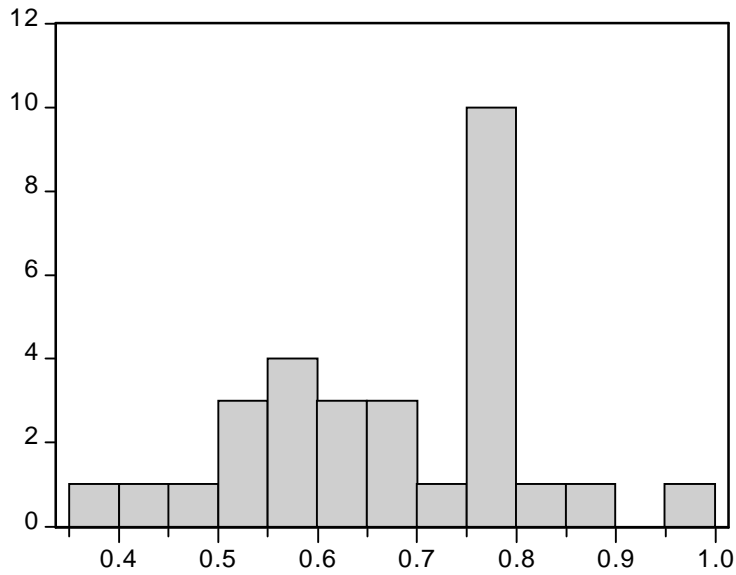
— 1/1/97-25/8/1999 bie1 30 PORTFOLIOS

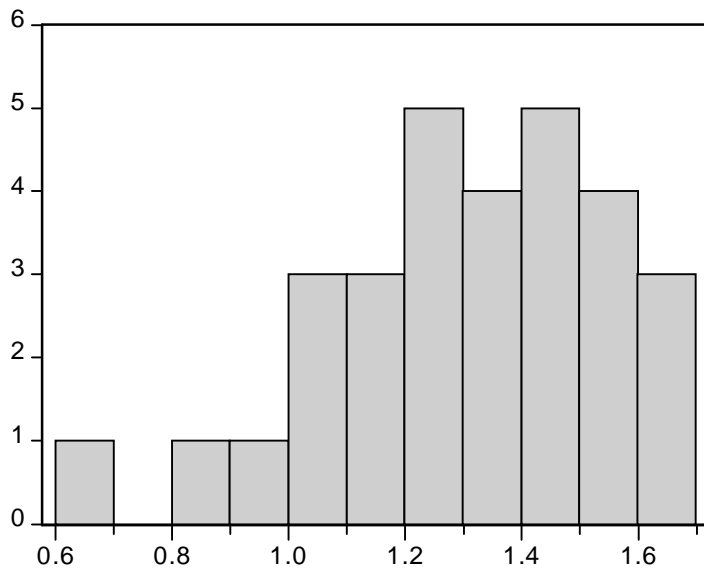


— 1/9/1999-24/4/2002 bie2 30 PORTFOLIOS



— 1/5/2002-29/12/2004 bie3 30 PORTFOLIOS





Series:bei3 30 PORTFOLIOS
 Sample 1/05/2002 29/12/2004
 Observations 30

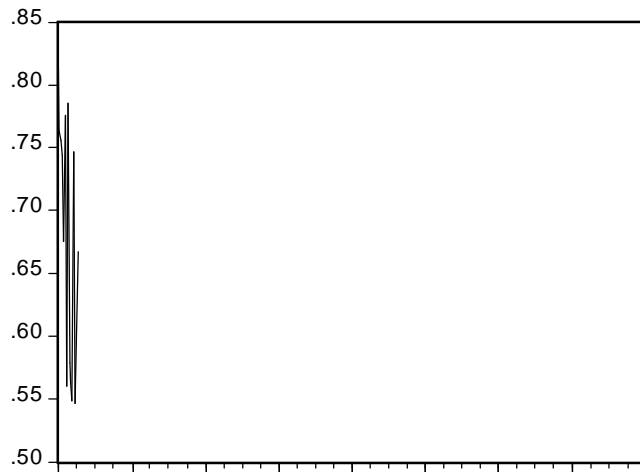
Mean 1.299079
 Median 1.318227
 Maximum 1.648313
 Minimum 0.689815
 Std. Dev. 0.234812
 Skewness -0.613687
 Kurtosis 2.845480

Jarque-Bera 1.912903
 Probability 0.384254

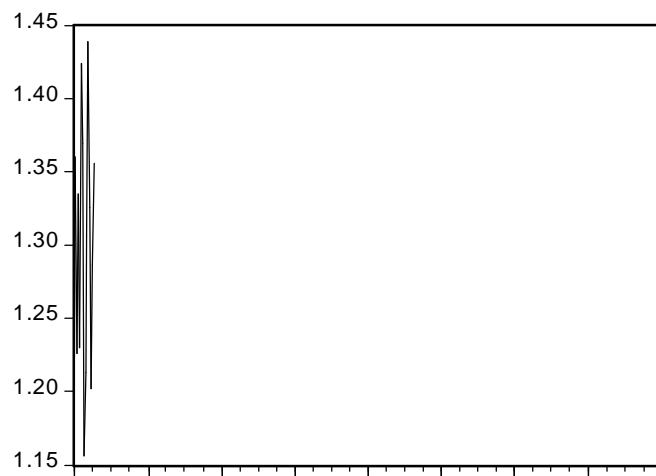
ΠΙΝΑΚΑΣ 5

ΕΚΤΙΜΩΜΕΝΟΙ ΣΥΣΤΗΜΑΤΙΚΟΙ ΚΙΝΔΥΝΟΙ 15 ΧΑΡΤΟΦΥΛΑΚΙΩΝ

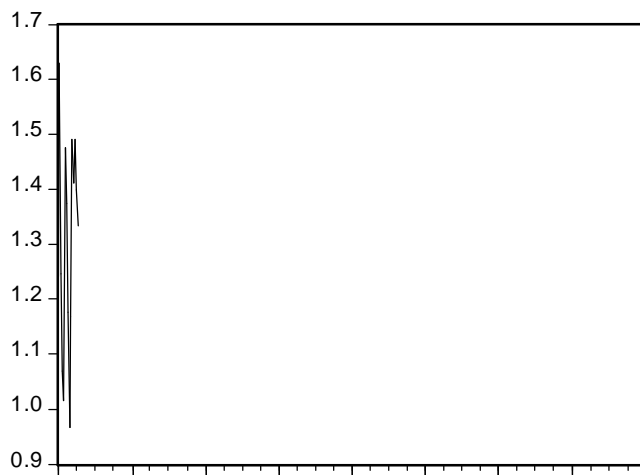
ΧΡΟΝΙΚΕΣ ΥΠΟΠΕΡΙΟΔΟΙ	1/1/1997-25/8/1999	1/9/1999-24/4/2002	1/5/2002-29/12/2004
15 Χαρτοφυλάκια με μέγεθος κάθε χαρτοφυλακίου 10 μετοχές	be_{i1}	be_{i2}	be_{i3}
1	0.813839	1.223834	1.241257
2	0.763886	1.360413	1.628757
3	0.755700	1.226120	1.246115
4	0.744342	1.334836	1.068942
5	0.675435	1.230050	1.015619
6	0.775580	1.423875	1.476233
7	0.559949	1.369536	1.373726
8	0.785926	1.156218	1.176330
9	0.578792	1.212895	0.967330
10	0.563077	1.305961	1.167187
12	0.548135	1.438668	1.490501
13	0.746761	1.325809	1.411668
14	0.546467	1.201906	1.490852
15	0.595822	1.286763	1.398131



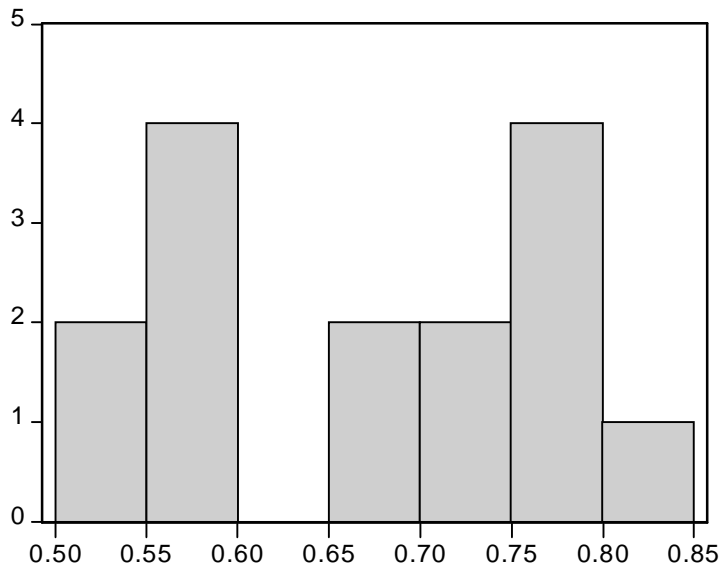
— 1/1/1997-25/8/1999 bei1 15 PORTFOLIOS



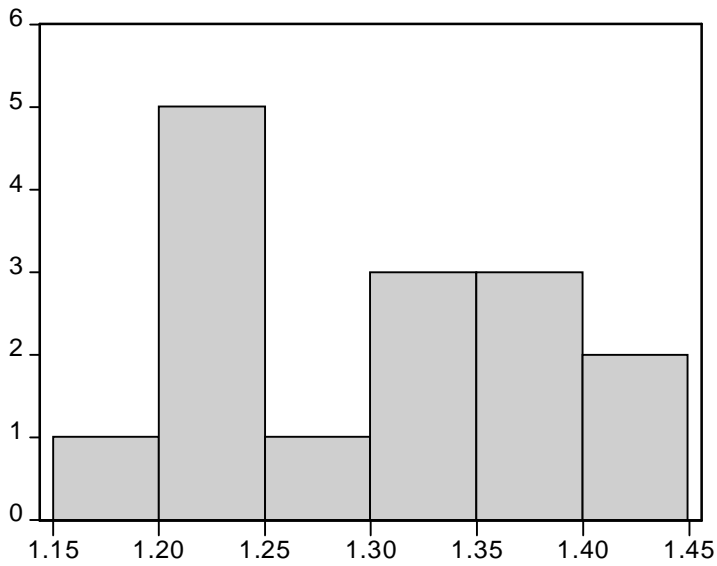
— 1/9/1999-24/4/2002 bei1 15 PORTFOLIOS



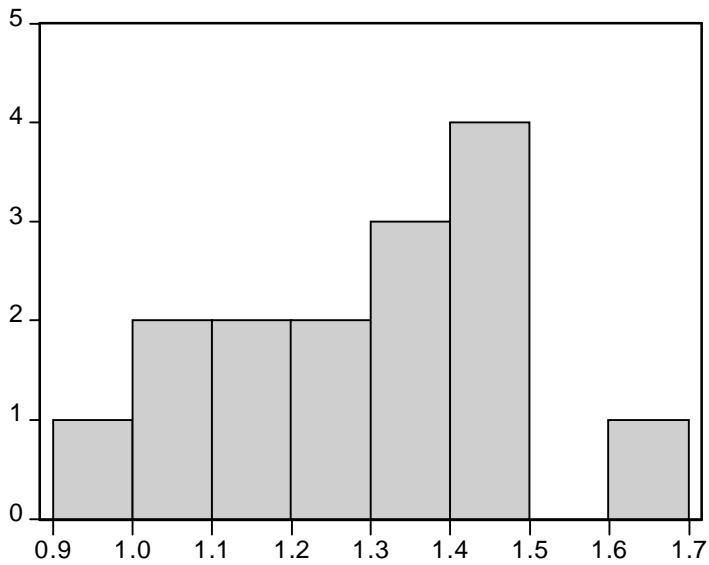
— 1/5/2002-29/12/2004 bei3 15 PORTFOLIOS



Series: bei1 15 PORTFOLIOS	
Sample 1/01/1997 25/08/1999	
Observations 15	
Mean	0.674695
Median	0.675435
Maximum	0.813839
Minimum	0.546467
Std. Dev.	0.100014
Skewness	-0.100505
Kurtosis	1.351630
Jarque-Bera	1.723455
Probability	0.422432



Series bei2 15 PORTFOLIOS	
Sample 1/09/1999 24/04/2002	
Observations 15	
Mean	1.296835
Median	1.305961
Maximum	1.438668
Minimum	1.156218
Std. Dev.	0.085411
Skewness	0.066360
Kurtosis	1.897297
Jarque-Bera	0.770981
Probability	0.680117

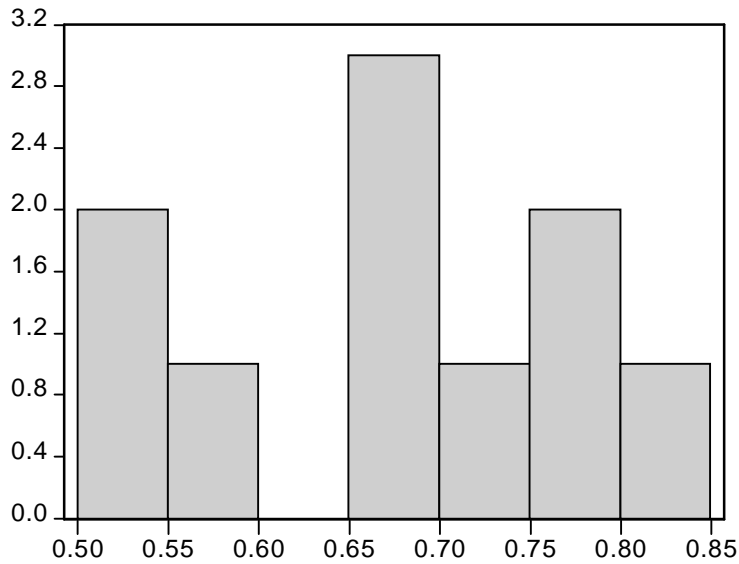


Series:bei3 15 PORTFOLIOS	
Sample 1/05/2002 29/12/2004	
Observations 15	
Mean	1.299079
Median	1.333539
Maximum	1.628757
Minimum	0.967330
Std. Dev.	0.193597
Skewness	-0.179820
Kurtosis	2.054174
Jarque-Bera	0.639955
Probability	0.726165

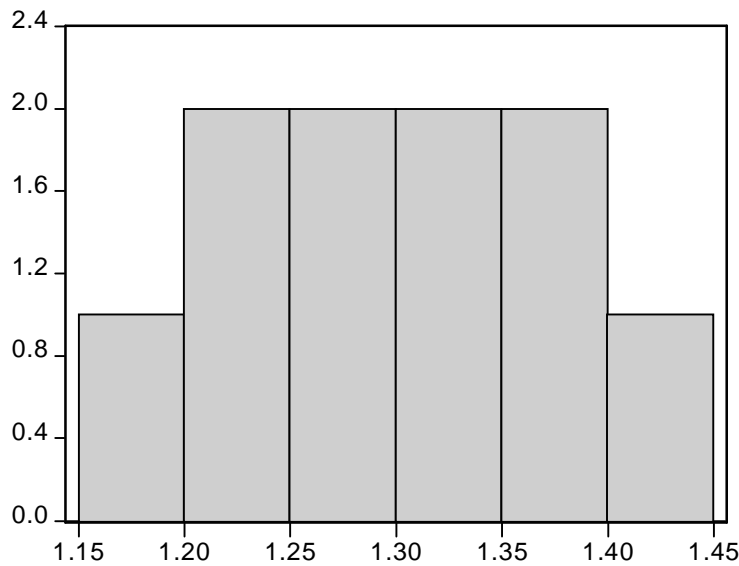
ΠΙΝΑΚΑΣ 6

ΕΚΤΙΜΩΜΕΝΟΙ ΣΥΣΤΗΜΑΤΙΚΟΙ ΚΙΝΔΥΝΟΙ 10 ΧΑΡΤΟΦΥΛΑΚΙΩΝ

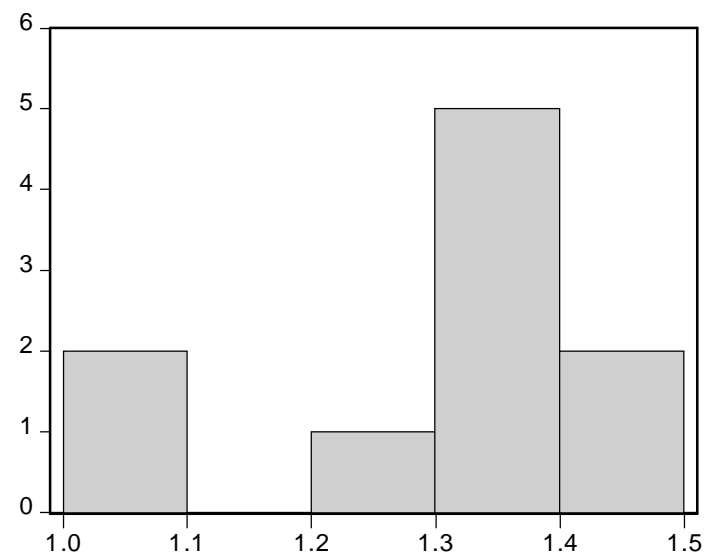
ΧΡΟΝΙΚΕΣ ΥΠΟΠΕΡΙΟΔΟΙ		1/1/1997-25/8/1999	1/9/1999-24/4/2002	1/5/2002-29/12/2004
10 Χαρτοφυλάκια με μέγεθος κάθε χαρτοφυλακίου 15 μετοχές		be _{i1}	be _{i2}	be _{i3}
1		0.800306	1.304107	1.363905
2		0.755311	1.236138	1.380181
3		0.757999	1.250149	1.067519
4		0.712931	1.409025	1.306344
5		0.598201	1.257023	1.322481
6		0.684911	1.235410	1.022443
7		0.539058	1.345778	1.230618
8		0.699590	1.367847	1.482286
9		0.547368	1.199720	1.420490
10		0.658631	1.363151	1.394525



Series:bei1 10 portfolios	
Sample 1/01/1997 25/08/1999	
Observations 10	
Mean	0.675431
Median	0.692251
Maximum	0.800306
Minimum	0.539058
Std. Dev.	0.089515
Skewness	-0.328891
Kurtosis	1.890438
Jarque-Bera	0.693253
Probability	0.707069



Series: bei2 10 PORTFOLIOS	
Sample 1/09/1999 24/4/2002	
Observations 10	
Mean	1.296835
Median	1.280565
Maximum	1.409025
Minimum	1.199720
Std. Dev.	0.070812
Skewness	0.212196
Kurtosis	1.634864
Jarque-Bera	0.851544
Probability	0.653265

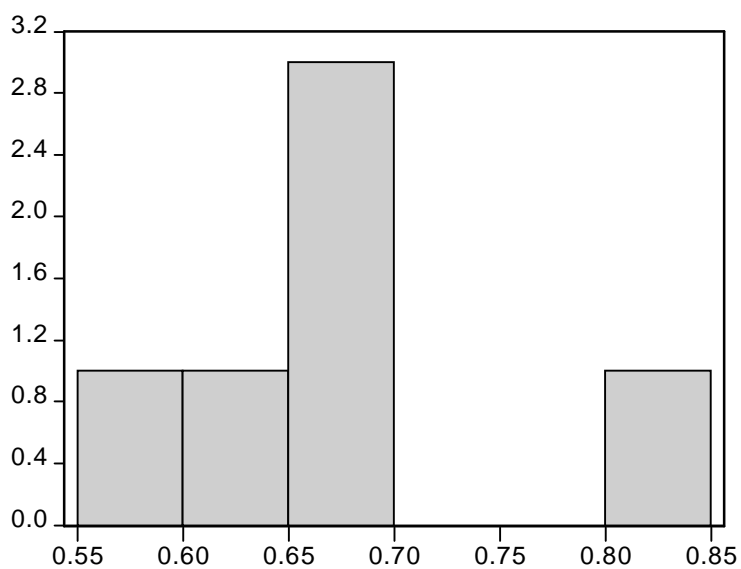


Series: bei3 10 PORTFOLIOS	
Sample 1/05/2002 29/12/2004	
Observations 10	
Mean	1.299079
Median	1.343193
Maximum	1.482286
Minimum	1.022443
Std. Dev.	0.150418
Skewness	-0.835572
Kurtosis	2.469934
Jarque-Bera	1.280705
Probability	0.527107

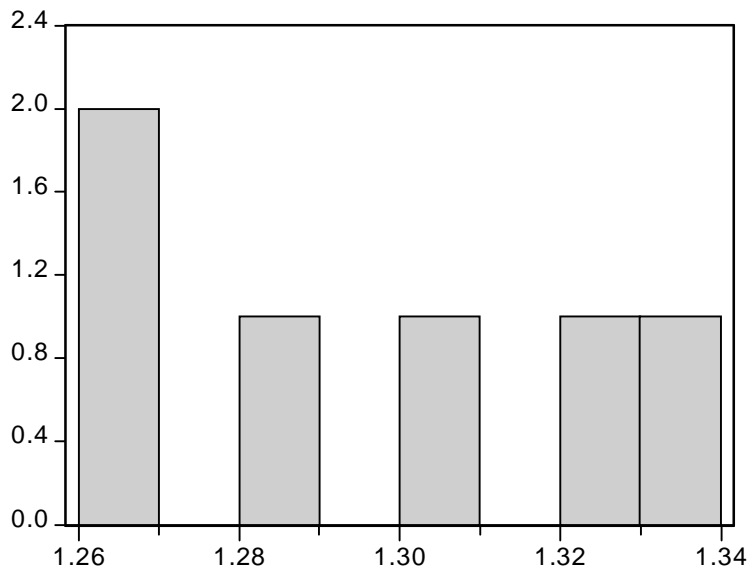
ΠΙΝΑΚΑΣ 7

ΕΚΤΙΜΩΜΕΝΟΙ ΣΥΣΤΗΜΑΤΙΚΟΙ ΚΙΝΔΥΝΟΙ 6 ΧΑΡΤΟΦΥΛΑΚΙΩΝ

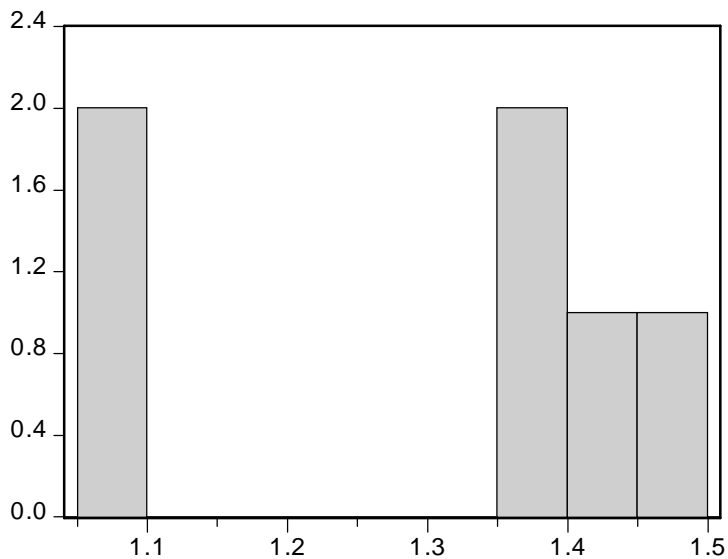
ΧΡΟΝΙΚΕΣ ΥΠΟΠΕΡΙΟΔΟΙ	1/1/1997-25/8/1999	1/9/1999-24/4/2002	1/5/2002-29/12/2004
6 Χαρτοφυλάκια με μέγεθος κάθε χαρτοφυλακίου 25 μετοχές	be_{i1}	be_{i2}	be_{i3}
1	0.823260	1.261395	1.423362
2	0.687415	1.288707	1.056914
3	0.669152	1.323764	1.383981
4	0.636177	1.263630	1.080341
5	0.651686	1.334167	1.450280
6	0.589872	1.309346	1.399596



Series: bei1 6 PORTFOLIOS	
Sample 1/01/1997 25/08/1999	
Observations 6	
Mean	0.676260
Median	0.660419
Maximum	0.823260
Minimum	0.589872
Std. Dev.	0.079319
Skewness	1.077180
Kurtosis	3.186866
Jarque-Bera	1.169047
Probability	0.557372



Series:bei2 6 PORTFOLIOS	
Sample 1/09/1999 24/4/2002	
Observations 6	
Mean	1.296835
Median	1.299027
Maximum	1.334167
Minimum	1.261395
Std. Dev.	0.030659
Skewness	-0.061902
Kurtosis	1.436917
Jarque-Bera	0.614639
Probability	0.735416



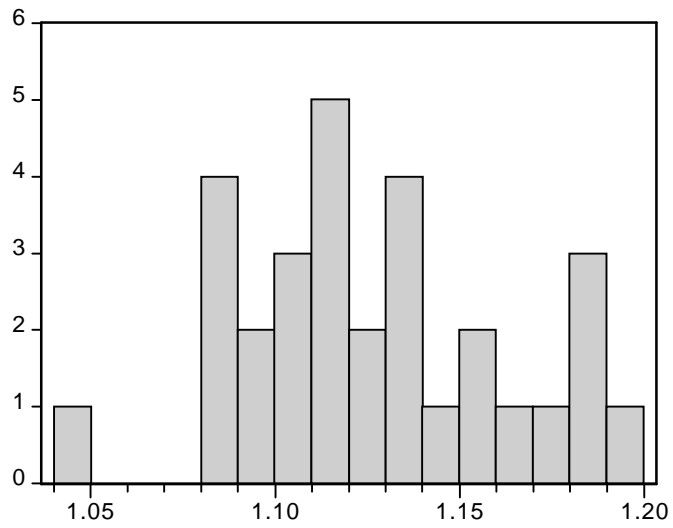
Series: bei3	
Sample 1/05/2002 29/12/2004	
Observations 6	
Mean	1.299079
Median	1.391789
Maximum	1.450280
Minimum	1.056914
Std. Dev.	0.180061
Skewness	-0.662876
Kurtosis	1.516834
Jarque-Bera	0.989349
Probability	0.609769

Οι προβλεπόμενοι συστηματικοί κίνδυνοι των χαρτοφυλακίων ανάλογα με το αριθμό των μετοχών που περιέχονται σε αυτά και υπολογισμένοι με τις 4 μεθόδους που χρησιμοποιούμε είναι οι ακόλουθοι:

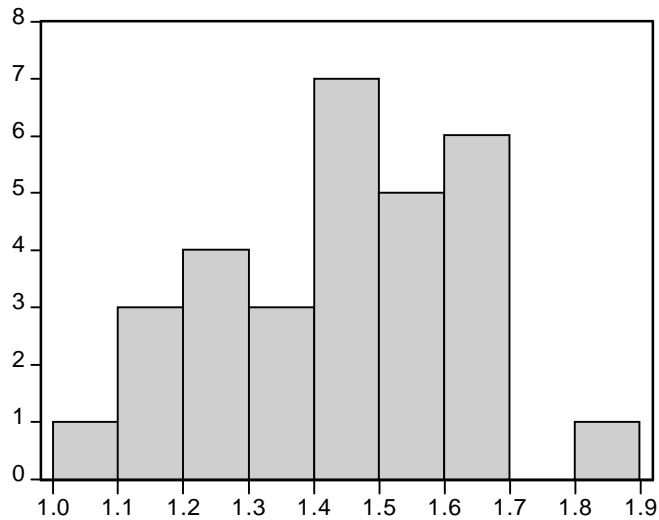
ΠΙΝΑΚΑΣ 8

ΠΡΟΒΛΕΠΟΜΕΝΟΙ ΣΥΣΤΗΜΑΤΙΚΟΙ ΚΙΝΔΥΝΟΙ 30 ΧΑΡΤΟΦΥΛΑΚΙΩΝ

ΥΠΟΠΕΡΙΟΔΟΣ ΠΡΟΒΛΕΨΗΣ 1/5/2002-29/12/2004		ΠΡΟΒΛΕΠΟΜΕΝΟΙ ΣΥΣΤΗΜΑΤΙΚΟΙ ΚΙΝΔΥΝΟΙ			
30 Χαρτοφυλάκια με μέγεθος κάθε χαρτοφυλακίου 5 μετοχές		BLUME bp_{i3}	MLPFS bp_{i3}	Μη προσ/νοι bp_{i3}	Bayesian bp_{i3}
1		1.141067	1.364046	1.188801	1.271366
2		1.153088	1.298717	1.180951	1.249303
3		1.081474	1.687909	1.227717	1.380744
4		1.138268	1.379258	1.190629	1.276504
5		1.170331	1.205013	1.169691	1.217656
6		1.122580	1.464518	1.200874	1.305299
7		1.187594	1.111197	1.158418	1.185972
8		1.046084	1.880236	1.250828	1.445699
9		1.186050	1.119587	1.159426	1.188805
10		1.104719	1.561581	1.212537	1.338080
12		1.087590	1.654670	1.223723	1.369519
13		1.097576	1.600402	1.217202	1.351191
14		1.130490	1.421531	1.195709	1.290781
15		1.084282	1.672649	1.225883	1.375591
16		1.199338	1.047371	1.150749	1.164416
17		1.131658	1.415183	1.194946	1.288637
18		1.113749	1.512507	1.206640	1.321506
19		1.186367	1.117865	1.159219	1.188224
20		1.129757	1.425511	1.196187	1.292125
21		1.119652	1.480426	1.202785	1.310671
22		1.092164	1.629813	1.220736	1.361124
23		1.084942	1.669062	1.225452	1.374379
24		1.118642	1.485918	1.203445	1.312526
25		1.119954	1.478787	1.202589	1.310118
26		1.169404	1.210052	1.170297	1.219358
27		1.136699	1.387783	1.191653	1.279383
28		1.154839	1.289205	1.179808	1.246091
29		1.105031	1.559887	1.212334	1.337508
30		1.113813	1.512161	1.206599	1.321389



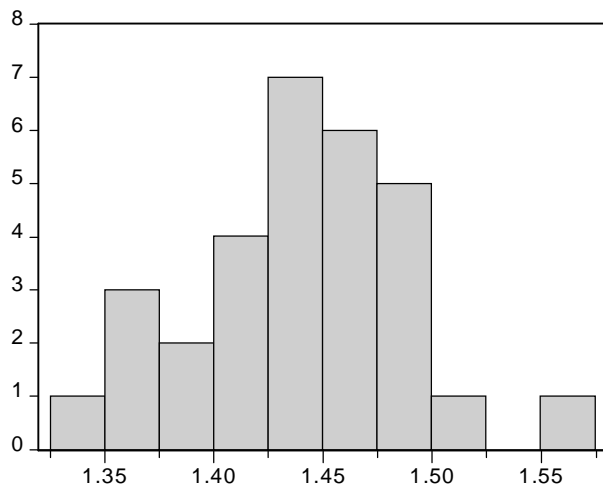
Series:BLUME bpi3 30 PORTFOLIOS	
Sample 1/05/2002 29/12/2004	
Observations 30	
Mean	1.127191
Median	1.121267
Maximum	1.199338
Minimum	1.046084
Std. Dev.	0.036773
Skewness	0.180859
Kurtosis	2.576043
Jarque-Bera	0.388225
Probability	0.823565



Series: MLPFS bpi3 30 PORTFOLIOS
 Sample 1/05/2002 29/12/2004
 Observations 30

Mean 1.439457
 Median 1.471652
 Maximum 1.880236
 Minimum 1.047371
 Std. Dev. 0.199844
 Skewness -0.180859
 Kurtosis 2.576043

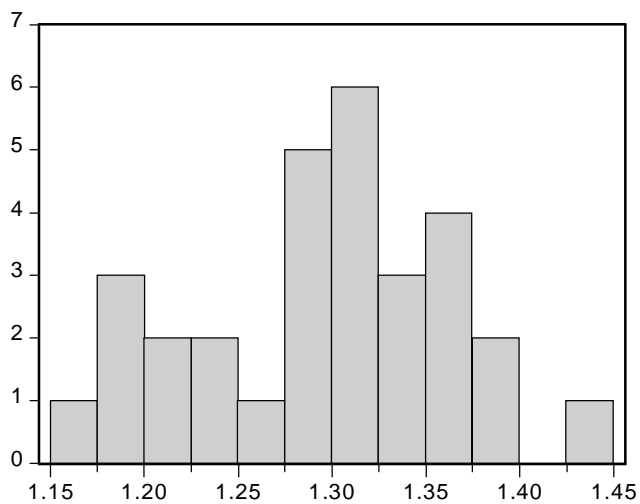
Jarque-Bera 0.388225
 Probability 0.823565



Series: AKANONISTH bpi3 30 PORTFOLIOS
 Sample 1/05/2002 29/12/2004
 Observations 30

Mean 1.438614
 Median 1.446784
 Maximum 1.550477
 Minimum 1.339108
 Std. Dev. 0.050718
 Skewness -0.180859
 Kurtosis 2.576043

Jarque-Bera 0.388225
 Probability 0.823565



Series: BAYESIAN bpi3 30 PORTFOLIOS
 Sample 1/05/2002 29/12/2004
 Observations 30

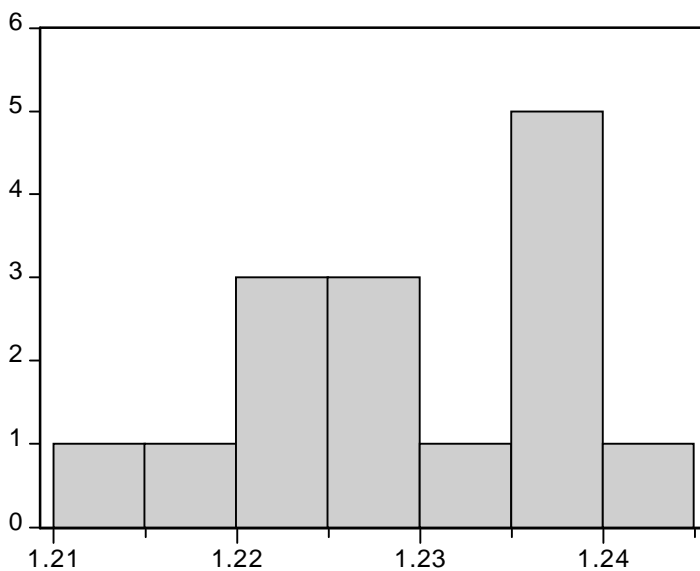
Mean 1.296835
 Median 1.307708
 Maximum 1.445699
 Minimum 1.164416
 Std. Dev. 0.067493
 Skewness -0.180859
 Kurtosis 2.576043

Jarque-Bera 0.388225
 Probability 0.823565

ΠΙΝΑΚΑΣ 9

ΠΡΟΒΛΕΠΟΜΕΝΟΙ ΣΥΣΤΗΜΑΤΙΚΟΙ ΚΙΝΔΥΝΟΙ 15 ΧΑΡΤΟΦΥΛΑΚΙΩΝ

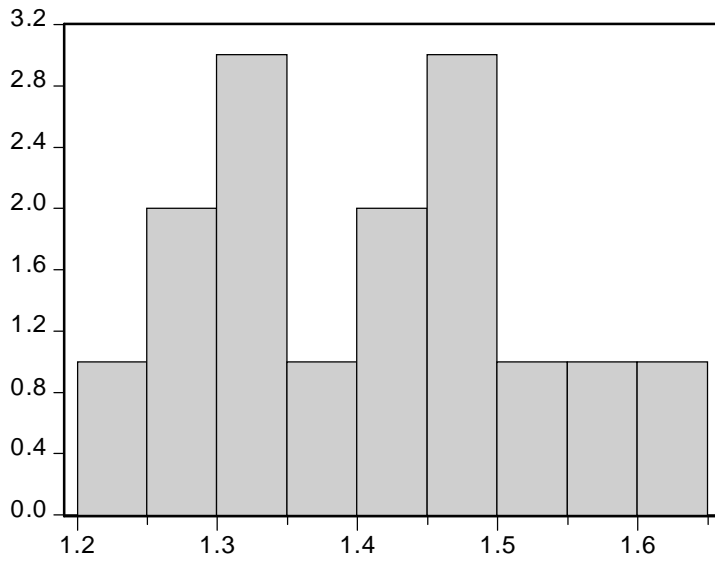
ΥΠΟΠΕΡΙΟΔΟΣ ΠΡΟΒΛΕΨΗΣ 1/5/2002-29/12/2004		ΠΡΟΒΛΕΠΟΜΕΝΟΙ ΣΥΣΤΗΜΑΤΙΚΟΙ ΚΙΝΔΥΝΟΙ			
15 Χαρτοφυλάκια με μέγεθος κάθε χαρτοφυλακίου 10 μετοχές		BLUME bp _{i3}	MLPFS bp _{i3}	Μη προσ/voi bp _{i3}	Bayesian bp _{i3}
1		1.237551	1.306580	1.184876	1.260335
2		1.222806	1.493648	1.209173	1.328624
3		1.237304	1.309711	1.185283	1.261477
4		1.225567	1.458616	1.204623	1.315835
5		1.236880	1.315093	1.185982	1.263442
6		1.215955	1.580570	1.220463	1.360355
7		1.221821	1.506144	1.210796	1.333186
8		1.244851	1.213968	1.172847	1.226526
9		1.238732	1.291597	1.182930	1.254865
10		1.228685	1.419067	1.199486	1.301398
12		1.214358	1.600832	1.223094	1.367751
13		1.226542	1.446252	1.203017	1.311322
14		1.239918	1.276546	1.180975	1.249371
15		1.230757	1.392772	1.196071	1.291799



Series: BLUME bp_{i3}
Sample 1/05/2002 29/12/2004
Observations 15

Mean 1.229670
Median 1.228685
Maximum 1.244851
Minimum 1.214358
Std. Dev. 0.009221
Skewness -0.066360
Kurtosis 1.897297

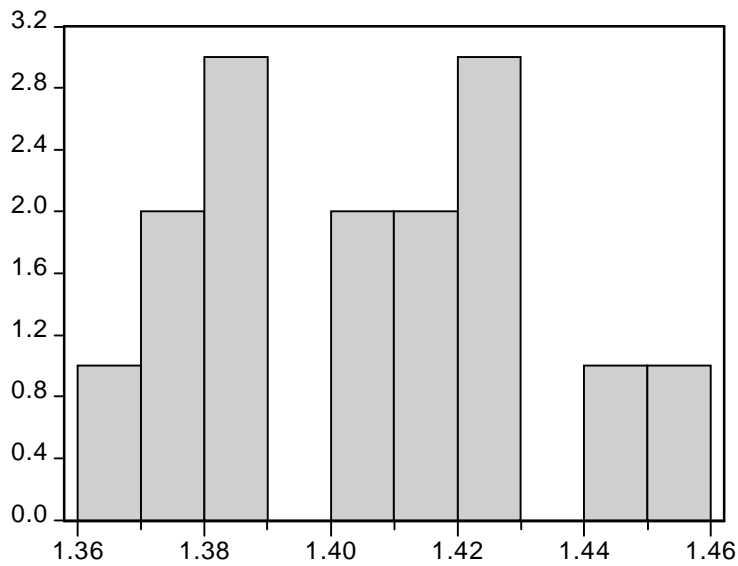
Jarque-Bera 0.770981
Probability 0.680117



Series: MLPFS bpi3
 Sample 1/05/2002 29/12/2004
 Observations 15

Mean 1.406567
 Median 1.419067
 Maximum 1.600832
 Minimum 1.213968
 Std. Dev. 0.116985
 Skewness 0.066360
 Kurtosis 1.897297

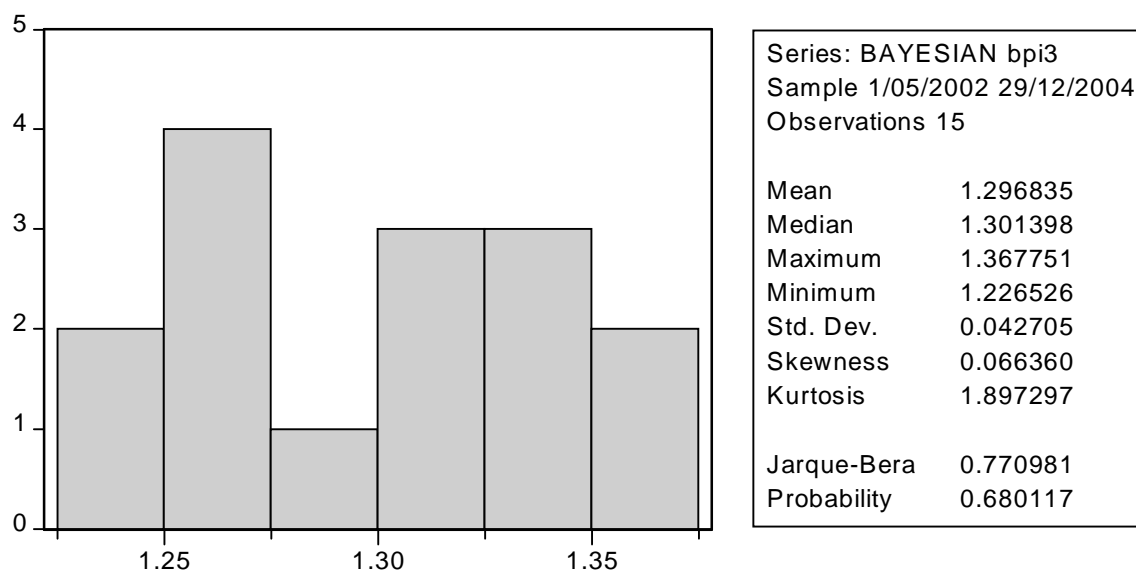
Jarque-Bera 0.770981
 Probability 0.680117



Series: AKANONISTH bpi3
 Sample 1/05/2002 29/12/2004
 Observations 15

Mean 1.405839
 Median 1.408798
 Maximum 1.451816
 Minimum 1.360257
 Std. Dev. 0.027687
 Skewness 0.066360
 Kurtosis 1.897297

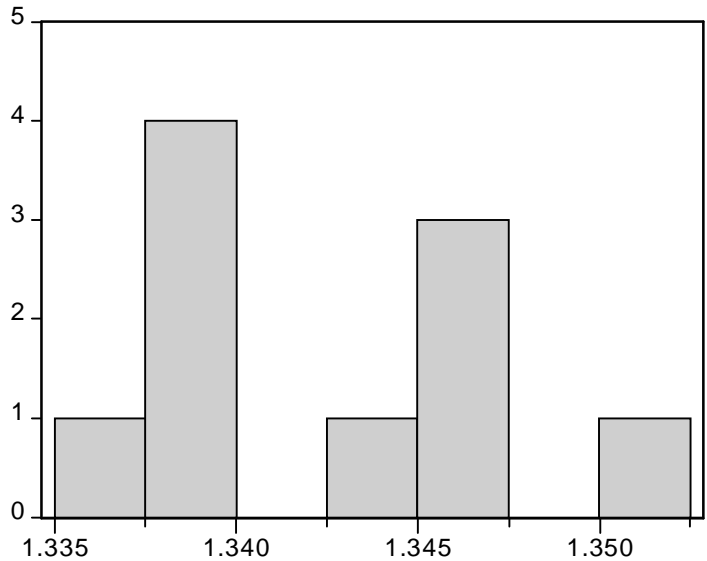
Jarque-Bera 0.770981
 Probability 0.680117



ΠΙΝΑΚΑΣ 10

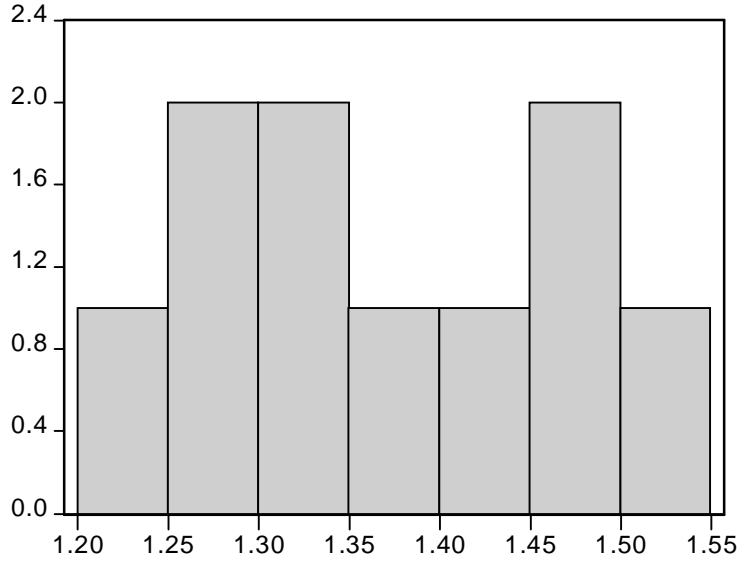
ΠΡΟΒΛΕΠΟΜΕΝΟΙ ΣΥΣΤΗΜΑΤΙΚΟΙ ΚΙΝΔΥΝΟΙ 10 ΧΑΡΤΟΦΥΛΑΚΙΩΝ

ΥΠΟΠΕΡΙΟΔΟΣ ΠΡΟΒΛΕΨΗΣ 1/5/2002-29/12/2004		ΠΡΟΒΛΕΠΟΜΕΝΟΙ ΣΥΣΤΗΜΑΤΙΚΟΙ ΚΙΝΔΥΝΟΙ			
		BLUME bp _{i3}	MLPFS bp _{i3}	Μη προσ/νοι bp _{i3}	Bayesian bp _{i3}
10 Χαρτοφυλάκια με μέγεθος κάθε χαρτοφυλακίου 15 μετοχές	1	1.342761	1.379372	1.199156	1.300471
	2	1.337795	1.294580	1.187065	1.266486
	3	1.338819	1.312060	1.189557	1.273492
	4	1.350425	1.510256	1.217821	1.352930
	5	1.339321	1.320635	1.190780	1.276929
	6	1.337742	1.293672	1.186935	1.266122
	7	1.345805	1.431356	1.206569	1.321307
	8	1.347417	1.458887	1.210495	1.332341
	9	1.335135	1.249149	1.180586	1.248277
	10	1.347074	1.453029	1.209660	1.329993



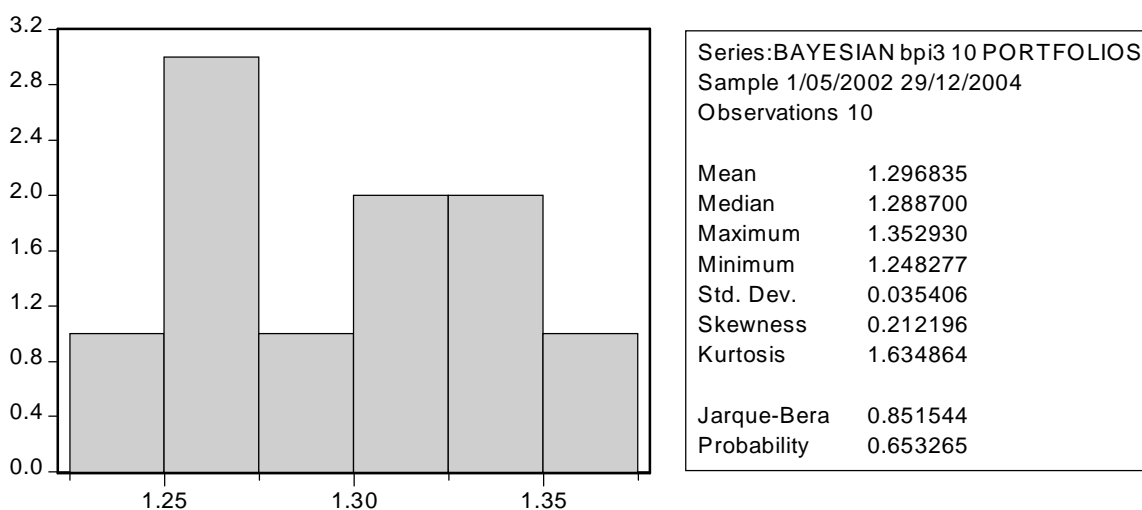
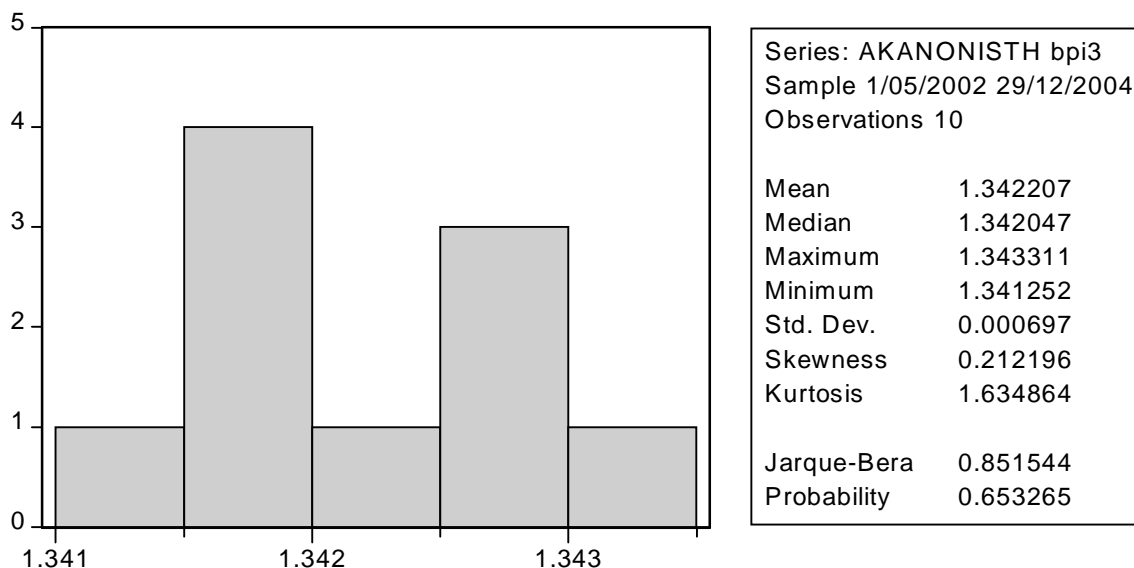
Series: BLUME bpi3
 Sample 1/05/2002 29/12/2004
 Observations 10

Mean	1.342229
Median	1.341041
Maximum	1.350425
Minimum	1.335135
Std. Dev.	0.005173
Skewness	0.212196
Kurtosis	1.634864
Jarque-Bera	0.851544
Probability	0.653265



Series: MLPFS bpi3
 Sample 1/05/2002 29/12/2004
 Observations 10

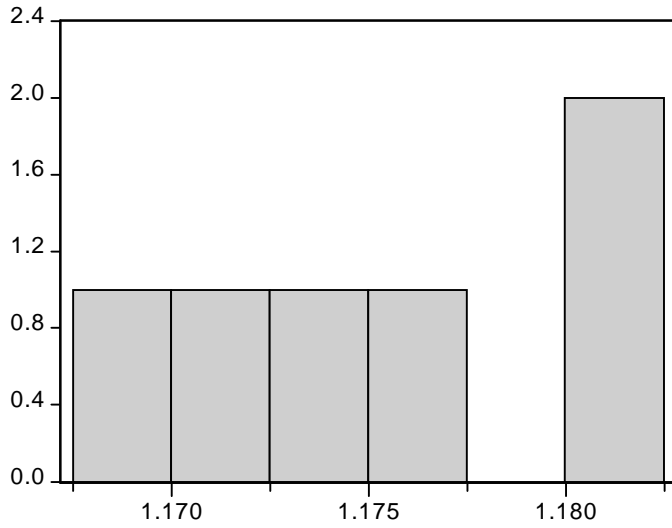
Mean	1.370300
Median	1.350004
Maximum	1.510256
Minimum	1.249149
Std. Dev.	0.088337
Skewness	0.212196
Kurtosis	1.634864
Jarque-Bera	0.851544
Probability	0.653265



ΠΙΝΑΚΑΣ 11

ΠΡΟΒΛΕΠΟΜΕΝΟΙ ΣΥΣΤΗΜΑΤΙΚΟΙ ΚΙΝΔΥΝΟΙ 6 ΧΑΡΤΟΦΥΛΑΚΙΩΝ

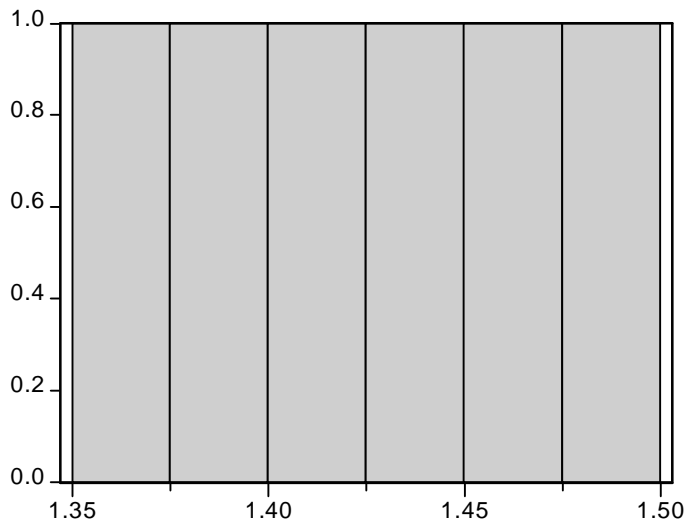
ΥΠΟΠΕΡΙΟΔΟΣ ΠΡΟΒΛΕΨΗΣ 1/5/2002-29/12/2004		ΠΡΟΒΛΕΠΟΜΕΝΟΙ ΣΥΣΤΗΜΑΤΙΚΟΙ ΚΙΝΔΥΝΟΙ			
6 Χαρτοφυλάκια με μέγεθος κάθε χαρτοφυλακίου 25 μετοχές		BLUME bp _{i3}	MLPFS bp _{i3}	Μη προσ/νοι bp _{i3}	Bayesian bp _{i3}
1		1.182270	1.373596	1.191558	1.279115
2		1.176923	1.412632	1.196417	1.292771
3		1.170059	1.462737	1.202653	1.310299
4		1.181832	1.376792	1.191956	1.280233
5		1.168022	1.477606	1.204504	1.315501
6		1.172881	1.442131	1.200088	1.303091



Series: BLUME bpi3 6 PORTFOLIOS
 Sample 1/05/2002 29/12/2004
 Observations 6

Mean	1.175331
Median	1.174902
Maximum	1.182270
Minimum	1.168022
Std. Dev.	0.006003
Skewness	0.061902
Kurtosis	1.436917

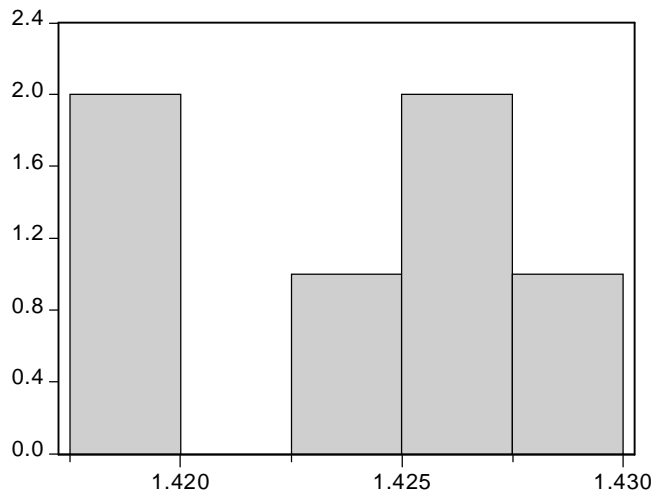
Jarque-Bera	0.614639
Probability	0.735416



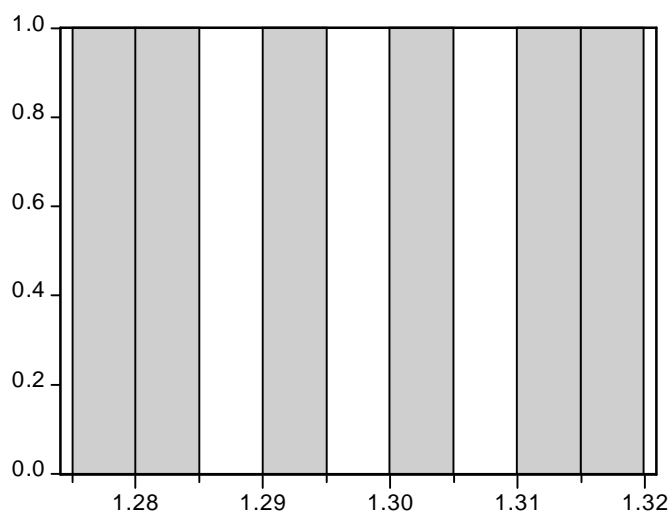
Series: MLPFS bpi3 6 PORTFOLIOS
 Sample 1/05/2002 29/12/2004
 Observations 6

Mean	1.424249
Median	1.427381
Maximum	1.477606
Minimum	1.373596
Std. Dev.	0.043820
Skewness	-0.061902
Kurtosis	1.436917

Jarque-Bera	0.614639
Probability	0.735416



Series: AKANONISTH bpi3 6 PORTFOLIOS	
Sample 1/05/2002 29/12/2004	
Observations 6	
Mean	1.423971
Median	1.424242
Maximum	1.428584
Minimum	1.419592
Std. Dev.	0.003788
Skewness	-0.061902
Kurtosis	1.436917
Jarque-Bera	0.614639
Probability	0.735416



Series: BAYESIAN bpi3 6 PORTFOLIOS	
Sample 1/05/2002 29/12/2004	
Observations 6	
Mean	1.296835
Median	1.297931
Maximum	1.315501
Minimum	1.279115
Std. Dev.	0.015330
Skewness	-0.061902
Kurtosis	1.436917
Jarque-Bera	0.614639
Probability	0.735416

Τα μέσα τετραγωνικά σφάλματα για μη προσαρμοσμένους και προσαρμοσμένους συντελεστές συστηματικού κινδύνου για χαρτοφυλάκια (Συνήθης μέθοδος των ελαχίστων τετραγώνων) είναι τα ακόλουθα:

ΠΙΝΑΚΑΣ 12

Μέσα τετραγωνικά σφάλματα για μη προσαρμοσμένους και προσαρμοσμένους συντελεστές συστηματικού κινδύνου για χαρτοφυλάκια

<i>Blume</i>					
<i>MSE συνιστώσες</i>	Μέγεθος	5	10	15	25
	χαρτ/κίου				
Μεροληπτικότητα		0.0295455	0.0048176	0.0018619	0.0153136
Ανεπάρκεια		0.00006368	0,000005875	0.000002904	0.000001403
Τυχαίο σφάλμα		0.0443907	0.0266941	0.0207726	0.0240633
Συνολικό MSE		0.0739999	0.0315176	0.0226375	0.0393783

<i>MLPFS</i>					
<i>MSE συνιστώσες</i>	Μέγεθος	5	10	15	25
	χαρτ/κίου				
Μεροληπτικότητα		0.0197059	0.0115536	0.0050724	0.0156674
Ανεπάρκεια		0.00009448	0.000002894	0.0001802	0.0001336
Τυχαίο σφάλμα		0.0443907	0.0266941	0.0207726	0.0240633
Συνολικό MSE		0.0641911	0.0382506	0.0260252	0.0398643

<i>Μη προσαρμοσμένοι</i>					
<i>MSE συνιστώσες</i>	Μέγεθος	5	10	15	25
	χαρτ/κίου				
Μεροληπτικότητα		0.0102448	0.0102448	0.0102448	0.0102448
Ανεπάρκεια		0.00001118	0.000004732	0,000004411	0.0000009413
Τυχαίο σφάλμα		0.0443907	0.0266941	0.0207726	0.0240633
Συνολικό MSE		0.0546467	0.0369436	0.0310218	0.0343091

<i>Bayesian</i>					
<i>MSE συνιστώσες</i>	Μέγεθος χαρτ/κίου	5	10	15	25
Μεροληπτικότητα		0.000005037	0.000005037	0.000005037	0.000005037
Ανεπάρκεια		0.00007936	0.00003735	0.00005493	0.00001361
Τυχαίο σφάλμα		0.0443907	0.0266941	0.0207726	0.0240633
Συνολικό MSE		0.0444751	0.0267365	0.0208326	0.0240820

Από τα παραπάνω αποτελέσματα μπορούν να γίνουν οι ακόλουθες παρατηρήσεις:

α) Η ομαδοποίηση των χρεωγράφων σε χαρτοφυλάκια μειώνει ουσιαστικά το MSE των μη προσαρμοσμένων συστηματικών κινδύνων και η μείωση της τιμής συνήθως αυξάνεται όσο περισσότερα χρεώγραφα συμπεριλαμβάνονται στο χαρτοφυλάκιο. Αυτά τα συμπεράσματα προτείνουν ότι η ικανότητα πρόβλεψης των χαρτοφυλακίων συστηματικών κινδύνων μπορεί να αναπτυχθεί όσο το μέγεθος του χαρτοφυλακίου αυξάνεται (αυτό σχεδόν συμπίπτει μ'αυτό που αναμένεται θεωρητικά!) Γενικά όσο το μέγεθος του χαρτοφυλακίου αυξάνεται ο συστηματικός κίνδυνος πλησιάζει το 1 και απ'αυτό η πρόβλεψη είναι πιο εύκολη). Τα τυχαία σφάλματα αποτελούν τα μεγαλύτερα μέρη του συνόλου του MSE αλλά μειώνονται στην πορεία από το μικρότερο στο μεγαλύτερο χαρτοφυλάκιο.

β) Το MSE μειώνεται ουσιαστικά όταν χρησιμοποιούνται οι τεχνικές εξομάλυνσης του συστηματικού κινδύνου, η μείωση της τιμής αυξάνεται με το μέγεθος του χαρτοφυλακίου και προέρχεται αρχικά από τη συνιστώσα τυχαίου σφάλματος του συνόλου του MSE. Μια τέτοια συνιστώσα μειώνεται καθώς πηγαίνει από το μικρότερο στο μεγαλύτερο χαρτοφυλάκιο, υποδεικνύοντας μια θετική και αυξανόμενη σχέση μεταξύ της συσχέτισης των συντελεστών της εκτιμώμενης και της προβλεπόμενης περιόδου και του μεγέθους του χαρτοφυλακίου. Οι όροι της ανεπάρκειας και της μεροληπτικότητας του MSE επίσης συνήθως μειώνονται όσο το μέγεθος του χαρτοφυλακίου αυξάνεται. Επιπλέον, μια

επιπρόσθετη σύγκριση της Bayesian και της Blume μεθόδου αποκαλύπτει ότι η πρώτη γενικά αποδίδει καλύτερα από την τελευταία.

Στην περίπτωση των 6 χαρτοφυλακίων με 25 μετοχές τα αποτελέσματα και στις τέσσερις μεθόδους αυξάνονται λίγο σε σχέση με τα 10 χαρτοφυλάκια με 15 μετοχές γιατί ίσως συμπεριλαμβάνουν περισσότερες μετοχές με μεγάλη μεταβλητότητα. Γενικότερα τα παραπάνω αποτελέσματα δίνουν μεγάλες μειώσεις τιμών των μέσων τετραγωνικών σφαλμάτων για χαρτοφυλάκια σε σύγκριση με τις μεμονωμένες μετοχές.

Αυτά τα αποτελέσματα δείχνουν ότι οι προβλέψεις για τον συστηματικό κίνδυνο χαρτοφυλακίου μπορούν να αναπυχθούν όταν τα χρεώγραφα ομαδοποιούνται σε χαρτοφυλάκια και η ανάπτυξη είναι μεγαλύτερη όταν το μέγεθος των χαρτοφυλακίων αυξάνεται. Αυτό το αποτέλεσμα συμπίπτει με αυτό του Klemkosky και Martin (1975), και Eubank και Zumwalt (1979).

Τα αποτελέσματα που παρουσιάζονται μπορούν να επηρεασθούν αν οι υποθέσεις των μοντέλων αγοράς για την αυτοσυσχέτιση παραβιασθούν σοβαρά. Γι'αυτό το λόγο είχε αποφασιστεί να εκτιμούνται υποθέσεις και να αναπαράγονται τα αποτελέσματα διορθώνοντας τα για πιθανές παραβιάσεις. Η σπουδαιότητα της αυτοσυσχέτισης και η έκταση του στο υπόδειγμα της αγοράς ήταν μικρές και τα αποτελέσματα, τα οποία δεν παρουσιάζονται εδώ, επεσήμαναν ότι τέτοιες παραβιάσεις έχουν μικρή σύγκρουση με τον εκτιμώμενο MSE.

B. ΜΕΣΟ ΤΕΤΡΑΓΩΝΙΚΟ ΣΦΑΛΜΑ ΓΙΑ ΕΝΑΛΛΑΚΤΙΚΕΣ ΚΛΑΣΕΙΣ ΕΠΙΧΕΙΡΗΜΑΤΙΚΟΥ ΚΙΝΔΥΝΟΥ

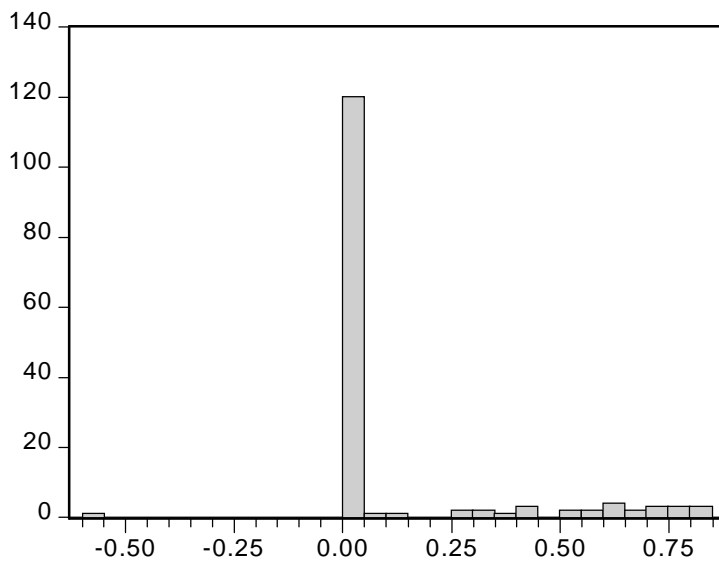
Σ'αυτό το μέρος εξετάζονται οι σχέσεις μεταξύ των διαφορετικών κλάσεων επιχειρηματικού κινδύνου στα χρεώγραφα και του MSE. Για να προϋπολογίσουμε τον MSE για τις εναλλακτικές κλάσεις επιχειρηματικού κινδύνου, οι 150 εκτιμώμενοι προβλεπόμενοι συστηματικοί κίνδυνοι δημιουργήθηκαν σύμφωνα με το μέγεθος του συστηματικού κινδύνου της δεύτερης περιόδου και

διαιρέθηκαν σε ποσοστημόρια και το MSE εκτιμήθηκε για τα χαμηλότερα μεσαία και υψηλότερα ποσοστημόρια ως εξής:

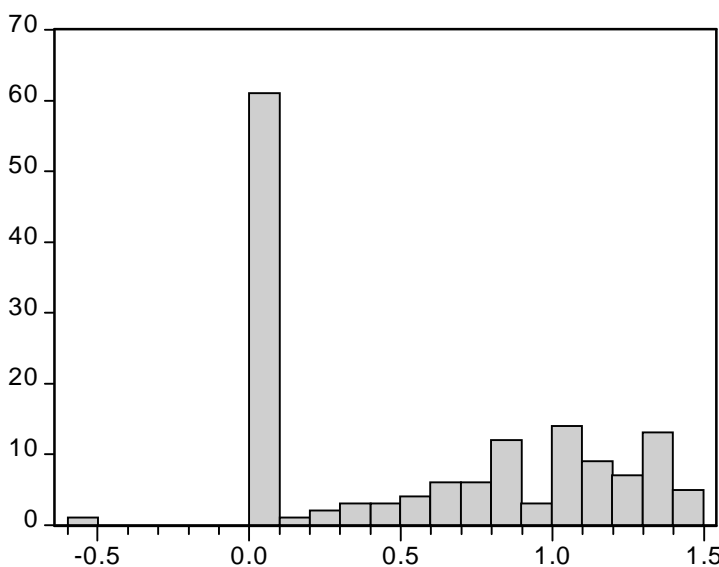
1^ο ποσοστημόριο < 20%

40% < 2^ο ποσοστημόριο < 60%

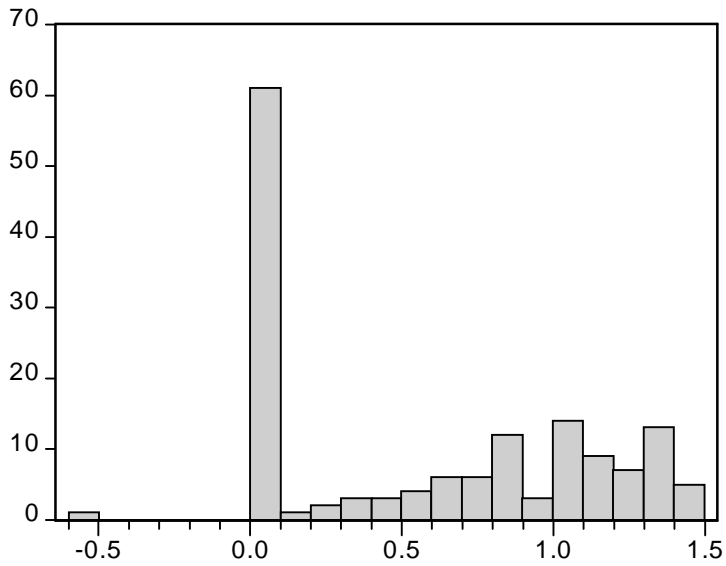
3^ο ποσοστημόριο > 80%



Series: bei3 1o quantile	
Sample 1/05/2002 29/12/2004	
Observations 150	
Mean	0.102201
Median	0.000000
Maximum	0.816918
Minimum	-0.588466
Std. Dev.	0.243588
Skewness	1.731618
Kurtosis	5.372460
Jarque-Bera	110.1410
Probability	0.000000



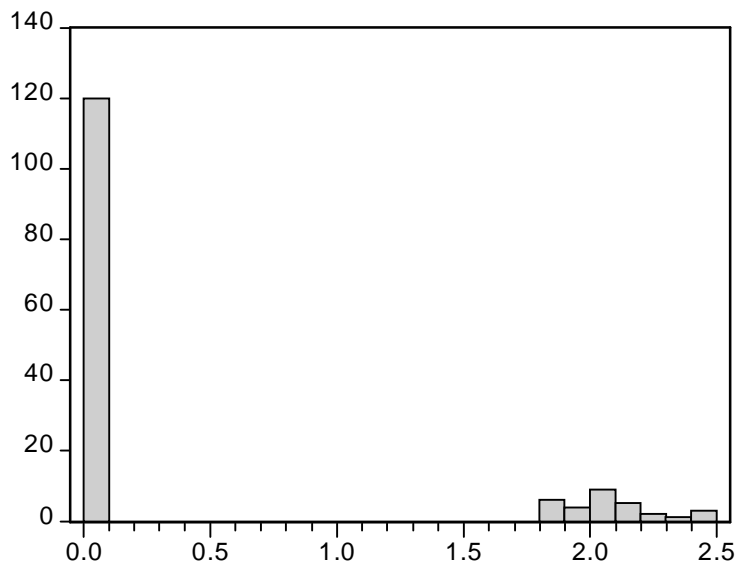
Series: bei3 2o quantile	
Sample 1/05/2002 29/12/2004	
Observations 150	
Mean	0.564273
Median	0.597406
Maximum	1.443099
Minimum	-0.588466
Std. Dev.	0.548067
Skewness	0.138777
Kurtosis	1.468596
Jarque-Bera	15.13896
Probability	0.000516



Series: bei3 2o quantile
 Sample 1/05/2002 29/12/2004
 Observations 150

Mean 0.564273
 Median 0.597406
 Maximum 1.443099
 Minimum -0.588466
 Std. Dev. 0.548067
 Skewness 0.138777
 Kurtosis 1.468596

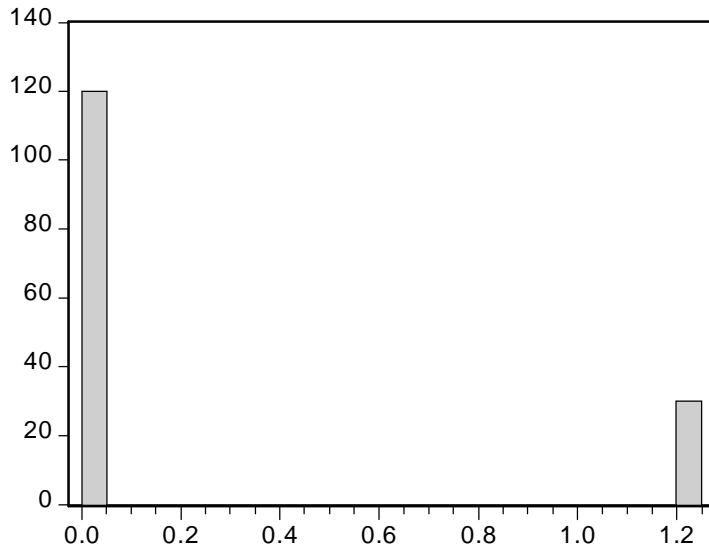
Jarque-Bera 15.13896
 Probability 0.000516



Series: bei3 3o quantile
 Sample 1/05/2002 29/12/2004
 Observations 150

Mean 0.413451
 Median 0.000000
 Maximum 2.435267
 Minimum 0.000000
 Std. Dev. 0.832955
 Skewness 1.530499
 Kurtosis 3.396402

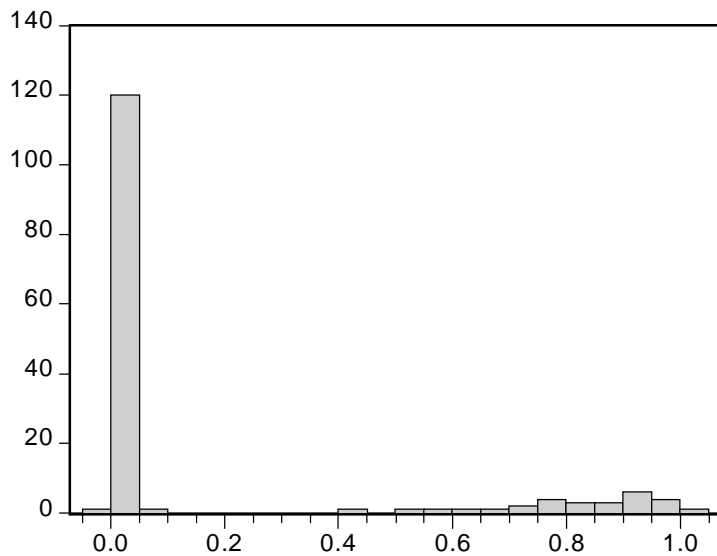
Jarque-Bera 59.54280
 Probability 0.000000



Series:BLUME bpi3 1o quantile
 Sample 1/05/2002 29/12/2004
 Observations 150

Mean 0.243143
 Median 0.000000
 Maximum 1.222701
 Minimum 0.000000
 Std. Dev. 0.487924
 Skewness 1.500135
 Kurtosis 3.250627

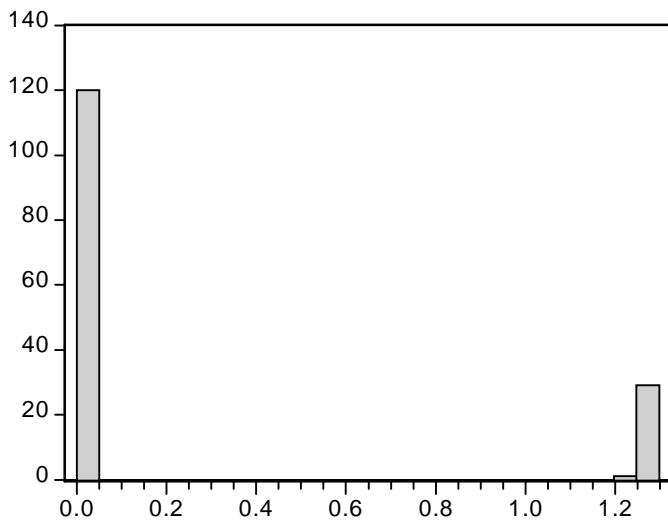
Jarque-Bera 56.65268
 Probability 0.000000



Series: MLPFS bpi3 1o quantile
 Sample 1/05/2002 29/12/2004
 Observations 150

Mean 0.154485
 Median 0.000000
 Maximum 1.001686
 Minimum -0.021925
 Std. Dev. 0.328427
 Skewness 1.725970
 Kurtosis 4.132569

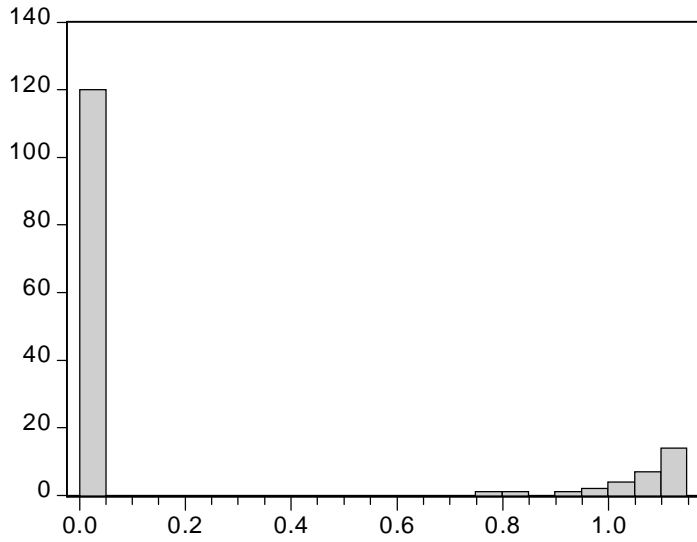
Jarque-Bera 82.49124
 Probability 0.000000



Series: AKANONISTH bpi3 1o quantile
 Sample 1/05/2002 29/12/2004
 Observations 150

Mean 0.251192
 Median 0.000000
 Maximum 1.257860
 Minimum 0.000000
 Std. Dev. 0.504069
 Skewness 1.500012
 Kurtosis 3.250055

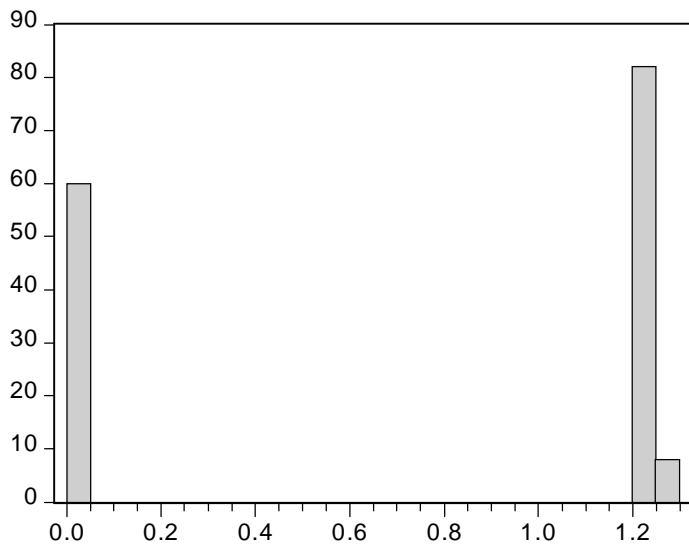
Jarque-Bera 56.64169
 Probability 0.000000



Series: BAYESIAN bpi3 1o quantile
 Sample 1/05/2002 29/12/2004
 Observations 150

Mean 0.212824
 Median 0.000000
 Maximum 1.149042
 Minimum 0.000000
 Std. Dev. 0.428959
 Skewness 1.529208
 Kurtosis 3.376510

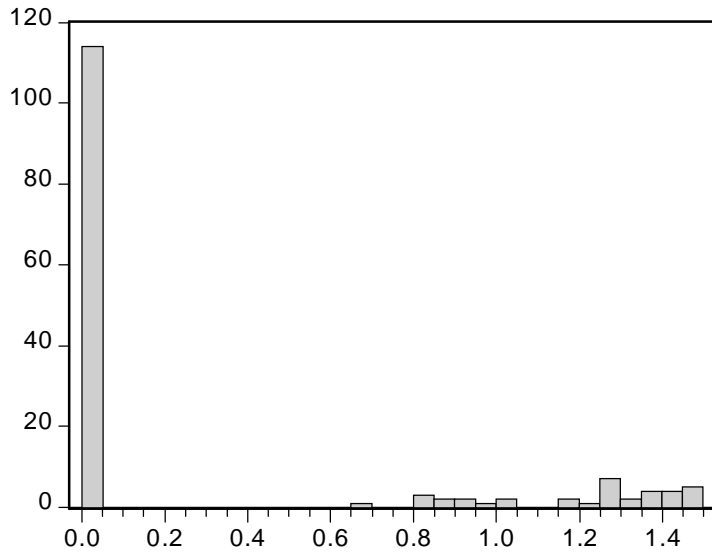
Jarque-Bera 59.34794
 Probability 0.000000



Series: BEBLUME bpi3 2o quantile
 Sample 1/05/2002 29/12/2004
 Observations 150

Mean 0.738819
 Median 1.218282
 Maximum 1.252220
 Minimum 0.000000
 Std. Dev. 0.605358
 Skewness -0.407302
 Kurtosis 1.167177

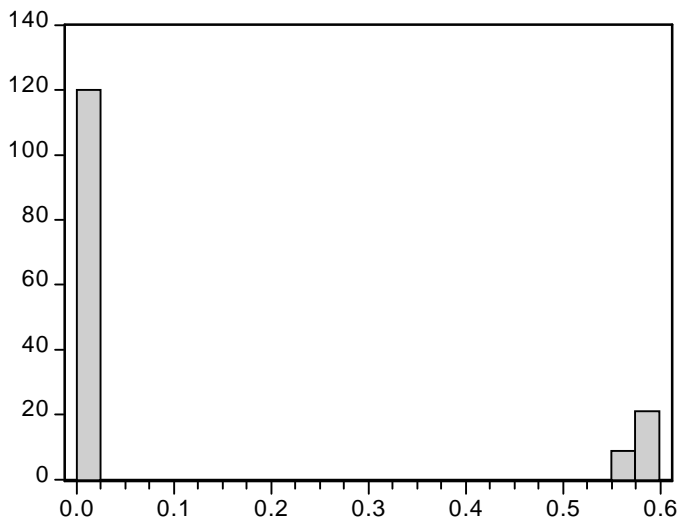
Jarque-Bera 25.14263
 Probability 0.000003



Series: MLPFS bpi3 2o quantile
 Sample 1/05/2002 29/12/2004
 Observations 150

Mean 0.291163
 Median 0.000000
 Maximum 1.497736
 Minimum 0.000000
 Std. Dev. 0.531906
 Skewness 1.357537
 Kurtosis 3.006690

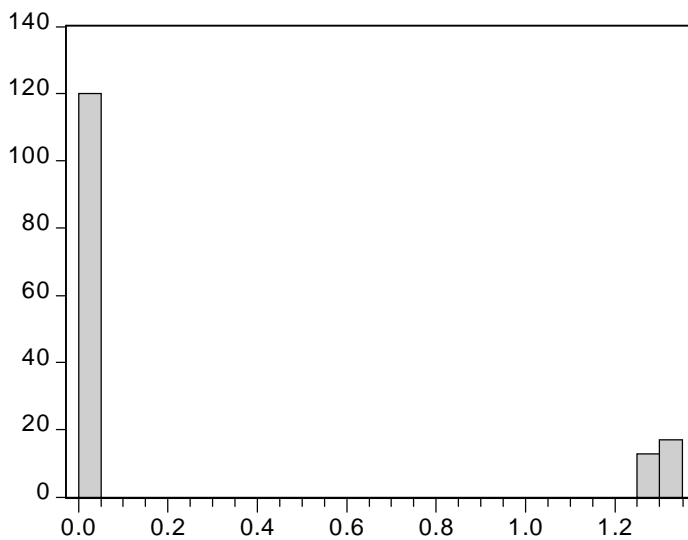
Jarque-Bera 46.07292
 Probability 0.000000



Series: AKANONISTH bpi3 2o quantile
 Sample 1/05/2002 29/12/2004
 Observations 150

Mean 0.116404
 Median 0.000000
 Maximum 0.596657
 Minimum 0.000000
 Std. Dev. 0.233629
 Skewness 1.501274
 Kurtosis 3.255938

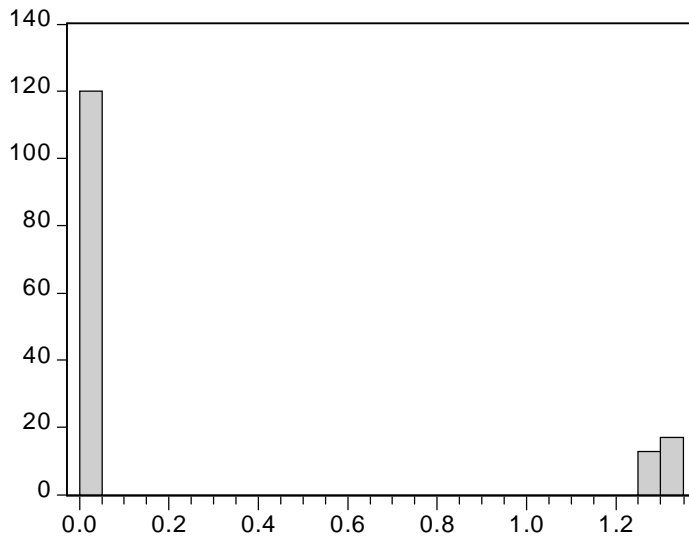
Jarque-Bera 56.75499
 Probability 0.000000



Series: BAYESIAN bpi3 2o quantile
 Sample 1/05/2002 29/12/2004
 Observations 150

Mean 0.260730
 Median 0.000000
 Maximum 1.347175
 Minimum 0.000000
 Std. Dev. 0.523308
 Skewness 1.501442
 Kurtosis 3.256739

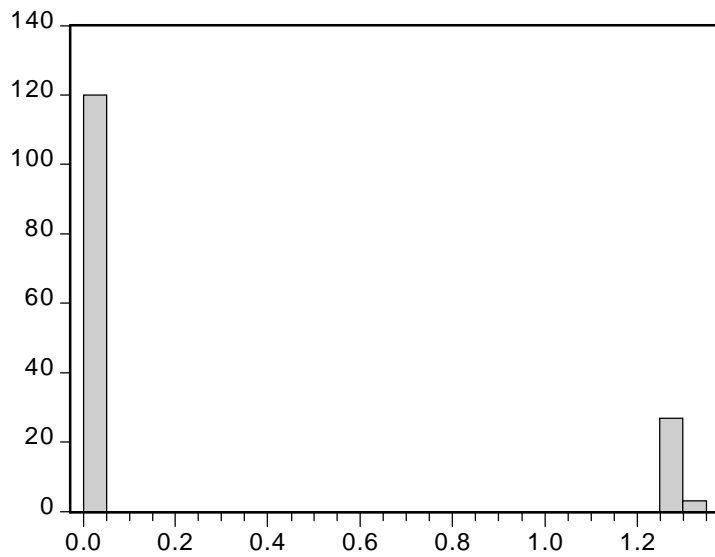
Jarque-Bera 56.77020
 Probability 0.000000



Series: BAYESIAN bpi3 2o quantile
 Sample 1/05/2002 29/12/2004
 Observations 150

Mean 0.260730
 Median 0.000000
 Maximum 1.347175
 Minimum 0.000000
 Std. Dev. 0.523308
 Skewness 1.501442
 Kurtosis 3.256739

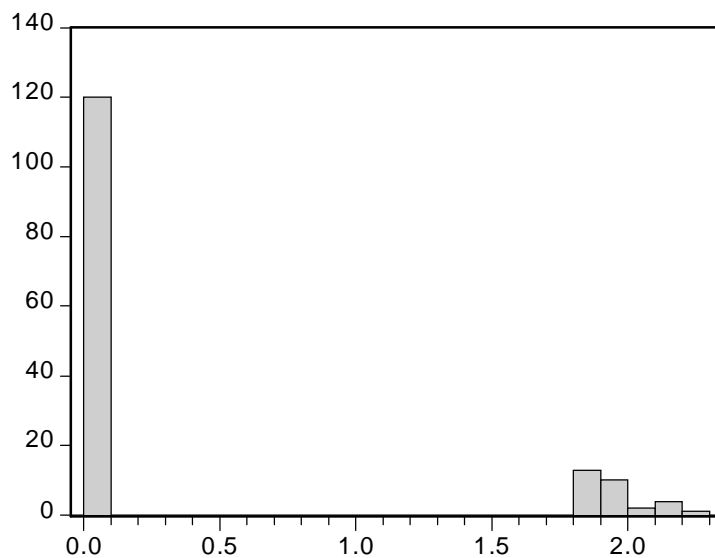
Jarque-Bera 56.77020
 Probability 0.000000



Series: BLUME bpi3 3o quantile
 Sample 1/05/2002 29/12/2004
 Observations 150

Mean 0.256885
 Median 0.000000
 Maximum 1.330720
 Minimum 0.000000
 Std. Dev. 0.515531
 Skewness 1.500571
 Kurtosis 3.252693

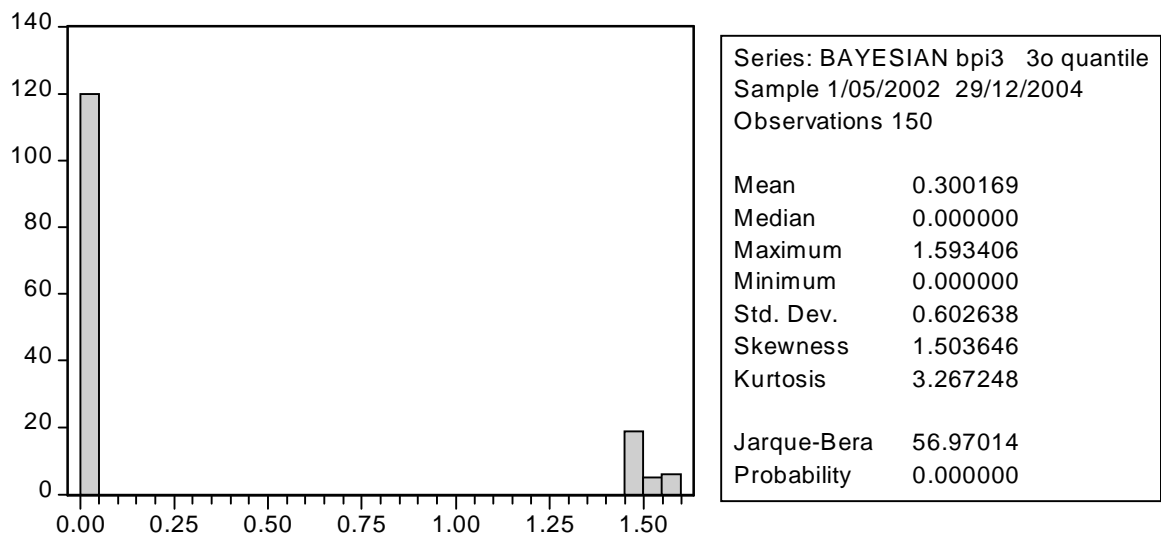
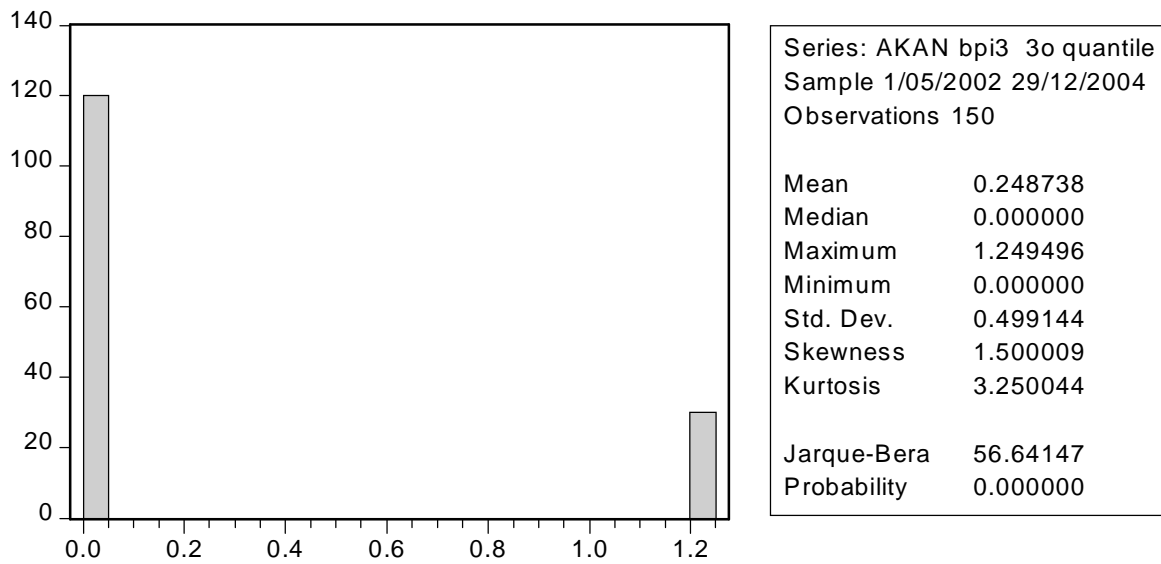
Jarque-Bera 56.69195
 Probability 0.000000



Series: MLPFS bpi3 3o quantile
 Sample 1/05/2002 29/12/2004
 Observations 150

Mean 0.390288
 Median 0.000000
 Maximum 2.201318
 Minimum 0.000000
 Std. Dev. 0.784802
 Skewness 1.515954
 Kurtosis 3.326579

Jarque-Bera 58.11954
 Probability 0.000000



Τα μέσα τετραγωνικά σφάλματα για μη προσαρμοσμένους και προσαρμοσμένους συντελεστές συστηματικού κινδύνου για εναλλακτικές κλάσεις κινδύνου (Ατομικά χρεώγραφα) είναι τα ακόλουθα:

ΠΙΝΑΚΑΣ 13

Μέσα τετραγωνικά σφάλματα για μη προσαρμοσμένους και προσαρμοσμένους συντελεστές συστηματικού κινδύνου για εναλλακτικές κλάσεις κινδύνου (Ατομικά χρεώγραφα)

Blume				
MSE συνιστώσες	Ποσοστημόρι ο	1	3	5
Μεροληπτικότητα		0.0198648	0.0304662	0.0245128
Ανεπάρκεια		0.1254866	0.0074530	0.0168630
Τυχαίο σφάλμα		0.0579883	0.2895066	0.6189396
Συνολικό MSE		0.2033398	0.3274258	0.6603154

MLPFS				
MSE συνιστώσες	Ποσοστημόριο	1	3	5
Μεροληπτικότητα		0.0027337	0.0007925	0.0005365
Ανεπάρκεια		0.0801817	0.1644523	0.3297656
Τυχαίο σφάλμα		0.0584668	0.2685267	0.6257583
Συνολικό MSE		0.1413822	0.4337716	0.9560604

Μη προσαρμοσμένοι				
MSE συνιστώσες	Ποσοστημόριο	1	3	5
Μεροληπτικότητα		0.0227605	0.00001218	0.0220871
Ανεπάρκεια		0.1495817	0.1580612	0.1883935
Τυχαίο σφάλμα		0.0590558	0.2778260	0.6275027
Συνολικό MSE		0.2313980	0.4358994	0.8379833

<i>Bayesian</i>				
MSE συνιστώσες	Ποσοστημόριο	1	3	5
Μεροληπτικότητα		0.0122375	0.000005202	0.0128327
Ανεπάρκεια		0.1183801	0.1594182	0.2283116
Τυχαίο σφάλμα		0.0589275	0.2776969	0.6266780
Συνολικό MSE		0.1895451	0.4371203	0.8678223

Τα αποτελέσματα δικαιολογούν τις παρακάτω παρατηρήσεις.

α) Το MSE από τις πιο επικίνδυνες ομάδες είναι πάντα μεγαλύτεροι από αυτούς που σχετίζονται με τις λιγότερο επικίνδυνες ομάδες. Αυτό δείχνει ότι ο συστηματικός κίνδυνος αυτών τα οποία ονομάζονται επιθετικά χρεώγραφα αυξομειώνονται στο χρόνο περισσότερο από αυτά που ονομάζονται αμυντικά χρεώγραφα. Η μεγαλύτερη διαφορά μεταξύ του MSE των χαμηλότερων και υψηλότερων ποσοστημορίων υπάρχει με την μέθοδο MLPFS.

β) Η χρησιμοποίηση των 3 διαφορετικών τεχνικών εξομάλυνσης αθροιστικά δεν υπερτερεί στην μείωση του MSE από τους μη προσαρμοσμένους συστηματικούς κινδύνους. Η μέθοδος Blume διαφαίνεται να παρέχει την μεγαλύτερη μείωση τιμής για το 2^ο και 3^ο ποσοστημόριο από όλες τις άλλες μεθόδους. Σε κάθε περίπτωση ο όρος της τυχαίας διατάραξης αντιπροσωπεύει τη μεγαλύτερη μερίδα των MSE και αυξάνεται καθώς πηγαίνει από τη χαμηλότερη στην υψηλότερη κλάση κινδύνου. Μια σύγκριση μεταξύ της τυχαίας διατάραξης των μη προσαρμοσμένων συστηματικών κινδύνων με αυτή των προσαρμοσμένων συστηματικών κινδύνων αποκαλύπτει ότι οι τεχνικές εκτίμησης δεν επηρέασαν σημαντικά αυτή τη συνιστώσα του MSE. Όπως ειπώθηκε νωρίτερα η παρούσα μελέτη χρησιμοποιεί περισσότερο εκτιμώμενες παρά πραγματικές αξίες συστηματικού κινδύνου, ενώ η μεθοδολογία που χρησιμοποιείται αποδέχεται τις πραγματικές αξίες του συστηματικού κινδύνου. Αυτό υπονοεί ότι τα υπερβολικά ποσοστημόρια πιθανόν να έχουν τις χειρότερες εκτιμήσεις των πραγματικών συστηματικών κινδύνων το οποίο με τη σειρά του εξηγεί εν μέρει τις μεγάλες εκτιμήσεις της συνιστώσα της τυχαίας διατάραξης.

Η συνιστώσα αποτελεσματικότητας των προσαρμοσμένων και μη προσαρμοσμένων συστηματικών κινδύνων συνιστά επίσης, μια μεγάλη μερίδα των MSE με μεγαλύτερη μείωση τιμής να δίνεται από την μέθοδο Blume. Οι μέθοδοι εξομάλυνσης είναι επίσης, χρήσιμες για να μειώνουν τον όρο της μεροληπτικότητας του μη προσαρμοσμένου συστηματικού κινδύνου. Τέλος, πρέπει να τονισθεί ότι η Blume μέθοδο πλησιάζει στο να δίνει ένα χαμηλότερο MSE από την μέθοδο Bayesian και μέθοδο MLPFS.

5.2. ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΑ

Σε αυτή την εργασία η σταθερότητα και η ικανότητα πρόβλεψης του συστηματικού κινδύνου της μεμονωμένης κοινής μετοχής και του χαρτοφυλακίου εξετάζεται χρησιμοποιώντας δεδομένα χρονολογικών σειρών από το Χρηματιστήριο Αθηνών. Οι συστηματικοί κίνδυνοι των μεμονωμένων μετοχών δεν παραμένουν σταθεροί κατά τη διάρκεια του χρόνου. Οι εκτιμήσεις του συστηματικού κινδύνου της μεμονωμένης μετοχής μιας περιόδου δεν είναι καλοί προβλεπτές του αντίστοιχου συστηματικού κινδύνου της επόμενης περιόδου ενώ οι συστηματικοί κίνδυνοι του χαρτοφυλακίου που εκτιμώνται σε μια περίοδο είναι σχετικά προβλέψιμοι χρησιμοποιώντας τον αντίστοιχο συστηματικό κίνδυνο της προηγούμενης περιόδου. Οι προβλέψεις του συστηματικού κινδύνου μπορούν γενικά να βελτιωθούν όταν οι τεχνικές εξομάλυνσης του συστηματικού κινδύνου χρησιμοποιούνται στην περίπτωση των χαρτοφυλακίων όπου μπορεί να γίνει αύξηση του μεγέθους του χαρτοφυλακίου.

Οι τιμές του MSE των συστηματικών κινδύνων των μετοχών τείνουν να αυξάνονται από τα χαμηλότερα προς τα υψηλότερα ποσοστημόρια σε όλες τις μεθόδους πρόβλεψης (προσαρμοσμένες και μη) με μεγαλύτερη μείωσης τιμής του MSE να προκύπτει αθροιστικά από τη μέθοδο Blume.

Τέλος συγκρίνοντας τις 3 διαφορετικές τεχνικές μεθόδους προσαρμογής του συστηματικού κινδύνου επισημάνθηκε ότι η μέθοδος Bayesian υπερτερεί συνολικά από τις μεθόδους Blume και MLPFS.

5.3.

ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ

150 ΚΟΙΝΕΣ ΜΕΤΟΧΕΣ

A-B VASSILOPOULOS
AEGEK CR
AEOLIAN INVESTMENT FUND
AKTOR
ALBIO HOLDINGS
ALFA ALFA ENERGY
ALFA ALFA HOLDINGS
ALLATINI
ALPHA BANK
ALPHA LEASING
ALP.TST.ORION INTL.INV. FUND
ALSIDA CR
ALTE
ALTEC INFORM & COMMUN SY
ALUMINIUM OF GREECE
ARCADIA METAL ROKAS CR
ASPIS PRONIA GEN INS
ATHENA
ATHENS MEDICAL
ATTI-KAT
ATTICA HOLDINGS
AXON HOLDINGS
BANK OF ATTICA
BANK OF GREECE
BANK OF PIRAEUS

BENRUBI
BIOSSOL CR
BITROS CR
BLUE STAR MARITIME
CARDASSILARIS C & SONS - CARDICO
CHATZIOANNOY HDG.CR
CHIPITA INTERNATIONAL
COCA-COLA HLC.BT.
COMMERCIAL INVESTMENT CB
CROWN HELLAS CAN
CYCLON HELLAS
DELTA HOLDINGS
DIAS
DIEKAT
E PAIRIS
EDRASIS PSALLIDAS
EFG EUROBANK ERGASIAS
EGNATIA BANK CR
EKTER
ELAIS OLEAGINOUS
ELBISCO HOLDING
ELEPHANT

ELMEC SPORT

ELTRAK CR

ELVAL

ELVE

EMPEDOS

EMPORIKI BK.OF GREECE

EMPORIKOS DESMOS CR

ERGAS

ETEM

ETHNIKI GREEK GEN IN CO

ETMA RAYON CR

EUROHOLDINGS CAP & INV C

EXELIXI CR

FANCO

FG EUROPE

FLEXOPACK

FLOUR MILLS OF LOULIS

FOURLIS HOLDING

G LEVENTAKIS TEX

G POLYXRONOS

GENER

GENERAL COMMERCIAL & IND

GENERAL HELLENIC BANK

GOODYS

GR SARANTIS

HALCOR METAL PROC.

HELLATEX SYNTHETIC YARNS

HELLENIC CABLES

HELLENIC FABRICS

HELLENIC INVESTMENT CO.

HELLENIC SUGAR IND.

HELLENIC TECHNODOMIKI

HERACLES

HIPPOTOUR

IDEAL GROUP CR

IMPERIO

INFORM P LYKOS

INTERINVEST CB

INTERTECH

INTRACOM

IONIAN HOTEL

ISIK AMBALAJ

J & P AVAX

J BOUTARIS & SON HLDG

KALPINIS SIMOS

KARELIA TOBACCO

KATSELIS SONS CR

KEKROPS

KERAMIA ALLATINI

KERANIS HOLDINGS

KEREVITAS GIDA

KLONATEX GROUP OF COS CR

KOUMBAS HOLDINGS CR

KREKA

LAMDA DEVELOPMENT

LAMPSA HOTEL

LANAKAM CB

LAVIPHARM CR

LEVEDERIS CR

MARITIME CO.OF LESVOS

MAXIM-PERTSINIDIS

MESOHORITIS BROTHERS

METKA

MICHANIKI CR

MINERVA KNITWEAR

M J MAILIS
MOCHLOS
MOUZAKIS
MULTIRAMA
MYTILINEOS HLDGS
NAOUSA SPINNING MLS.
NATIONAL BK.OF GREECE
NATIONAL INVESTMENT CO
NEXANS HELLAS
NIREFS
NOTOS COM HOLDINGS
O DARING SAIN
OTE-HELLENIC TELC.
PARNASSOS ENTERPRISES
PETZETAKIS
PG NIKAS
PHOENIX METROLIFE
PIPE WORKS CR
PIRAEUS LEASING
PLIAS CONSUMER GOODS CB
PROODEFTIKI

RADIO KORASIDIS

RIDENCO

RILKEN

S&B INDUSTRIAL MRLS.

SANYO HELLAS

SATO

SELECTED TEXTILE

SELONDA AQUACULTURE

SHEET STEEL

SHELMAN

SIDENOR METAL PROC.

TASOGLU-DELONGHI

TECHNICAL OLYMPIC

TELETYPOS

TERNA

THE GREEK PROGRESS FUND

THEMELIODOMI

ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ - ΑΡΘΡΟΓΡΑΦΙΑ

- Baesel, J., 1974, On the assessment of risk: Some further considerations, *Journal of Finance*, 29(5), 1491-1494.
- Blume, M.E., 1971, On the assessment of risk, *Journal of Finance* 26, 1-10.
- Blume, M.E., 1975, Betas and their regression tendencies, *Journal of Finance* 30, 785-799.
- Cohen, K.J., G.A. Hawawini, S.F. Maier, R.A. Schwartz and D.K. Whitcomb, 1983, Estimating and adjusting for the intervalling-effect bias in beta, *Management Science* 29, 135-148.
- Elton, E. J. and M. J. Gruber, 1995, *Modern Portfolio Theory and Investment Analysis*, Fifth Edition, John Wiley & Sons, pp130-139.
- Eubank, A.A., Jr., and J.K. Zumwalt, 1979, An analysis of the forecast error impact of alternative beta adjustment techniques and risk classes, *Journal of Finance* 34, 761-776.
- Klemkosky, R. C. and J. D. Martin, 1975, The adjustment of beta forecasts, *Journal of Finance*, 30, 1123-1128.
- Kolb, R. W. and R. Rodriguez, 1989, The regression tendencies of betas: A reappraisal, *The Financial Review*, 24, 319-334.
- Lally, M., 1994, A comparison of Blume and Vasicek betas, *Working Paper*, Victoria University of Wellington, New Zealand.
- Levy, R.A., 1971, On the short term stationarity of beta coefficients, *Financial Analysts Journal* 27, 55-72.
- Marsh, P, 1979, Equity rights issues and the efficiency of the UK stock market, *Journal of Finance* 34, 839-862.
- McInish, T.H., and R.A. Wood, 1986, Adjusting for beta bias: An assessment of alternative techniques: A note, *Journal of Finance* 41, 277-286.
- Murray, L., 1995, An examination of beta estimation using daily Irish data, *Journal of Business Finance and Accounting* 22(6), 893-906.

- Porter, R. B. and J. R. Ezzell, 1975, A note on the predictive ability of beta coefficients, *Journal of Business Research*, 3, 365-372.
- Roefeldt, R., G. L. Griepentrog and C. C. Pflamm, 1978, Further evidence on the stationarity of beta co-efficients, *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 13, 117-121.
- Vasicek, O., 1973, A note on using cross-sectional information in Bayesian estimation of security betas, *Journal of Finance* 28, 1233-1239.
- Bradford Cornell και J. Kimball Dietrich, "Mean Absolute Deviation Vs Least Squares Regression Estimation of Beta Coefficients", 1978.
- Gordon J. Alexander και Norman L. Chervany, "On the Estimation and Stability of Beta", 1980.
- E. Dimson, P.R. Marsh "The stability of UK Risk Measures and the problem of thin Trading" *The Journal of Finance*, Vol.38, No. 3 (June 1983), 753-783
- Gabriel A. Hawawini, Pierre A. Michel, Albert Corhay, "New evidence on beta stationarity and forecast common stocks" ,1985 *Journal of Banking and Finance* 9 (1985) 553-560, North-Holland
- Robert W Kolb and Ricardo J Rodriguez (1989), "The regression tendencies of betas: A reappraisal" 1989. *The Financial Review*, 24(2), 319-334.
- Γ. Διακογιάννης "Stationarity of Beta and Forecast: Some Evidence for the London Stock Exchange."
- Murray, L., "An examination of beta estimation using daily Irish data" 1995
- ROBERT D. BROOKS, ROBERT W. FAFF and THOMAS JOSEV, "Beta stability and monthly seasonal effects: evidence from the Australian capital market" *Applied Economics Letters*, 1997, 4, 563-566
- Deepak Chawla "Testing Stability Of Beta in the Indian Stock Market" *Decision*, Vol.28, No.2, July-December, 2001
- Attila Odabasi December 2003 "Some Estimation Issues on Betas: A Preliminary Investigation on the Istanbul Stock Exchange"
- FRIDA LIE* AND ROBERT FAFF "Global industry betas" *Applied Economic Letters*, 2003, 10, 21-26

Κ. Δελής «Αγορές Χρήματος και Κεφαλαίου Μέθοδοι Αναλύσεως» Εκδόσεις

ΑΝΤ.Ν. ΣΑΚΚΟΥΛΑ Αθήνα-Κομοτηνή 1996

ΕΤΒΑ ΒΕΤΑ ΒΟΟΚ ΤΗΣ 31/3/2003 “Συντελεστές κινδύνου για τις εισηγμένες στο Χ.Α.Α. μετοχές”. Τεύχος 41 Απρίλιος 2003

Νικόλαος Ηρ. Γεωργιάδης «Ο Συντελεστής “Beta” μιας Μετοχής»
Φεβρουάριος 2005. Investment Research & Analysis Journal - www.iraj.gr