

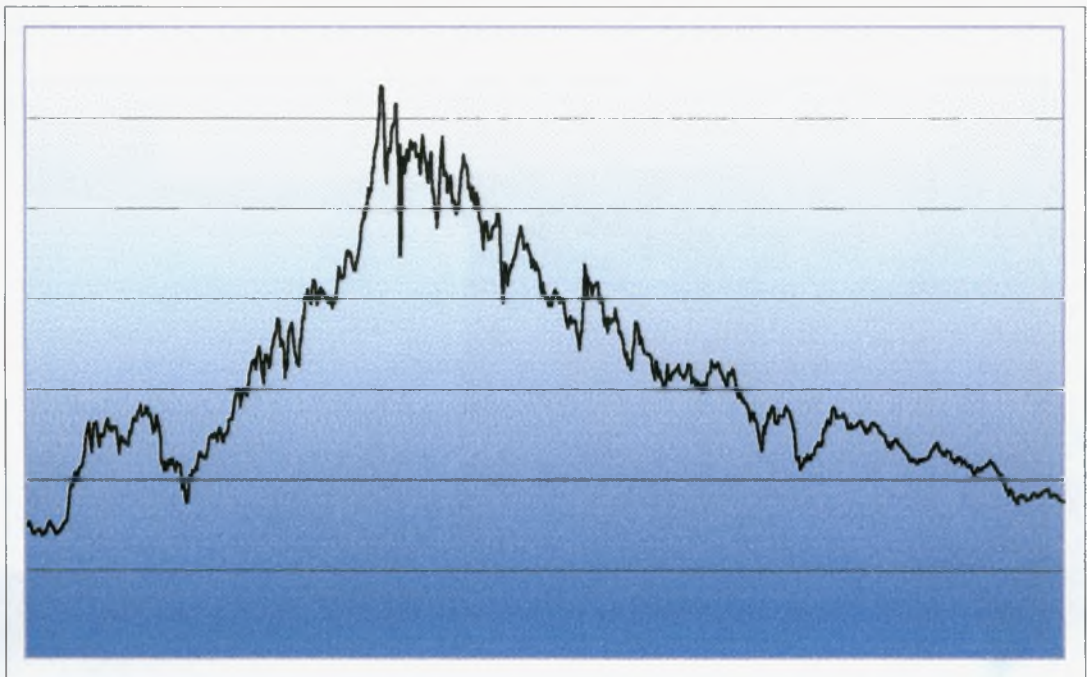
# ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΘΕΣΣΑΛΙΑΣ

## ΤΜΗΜΑ : ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΩΝ ΕΠΙΣΤΗΜΩΝ

### ΠΤΥΧΙΑΚΗ ΕΡΓΑΣΙΑ

#### ΘΕΜΑ:

*Υπόδειγμα Τιμολόγησης Κεφαλαιουχικών Περιουσιακών Στοιχείων (Capital Asset Pricing Model, CAPM): Μία εφαρμογή ενός διμεταβλητού υποδείγματος για την εκτίμηση της επικινδυνότητας οκτώ μετοχών του Χρηματιστηρίου Αξιών Αθηνών.*



**Επιβλέπων: Επίκουρος Καθηγητής Χάλκος Γ.**

**Επιμέλεια: Δάσκαλος Αριστείδης**

**ΒΟΛΟΣ 2003**



**ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΘΕΣΣΑΛΙΑΣ**  
**ΥΠΗΡΕΣΙΑ ΒΙΒΛΙΟΘΗΚΗΣ & ΠΛΗΡΟΦΟΡΗΣΗΣ**  
**ΕΙΔΙΚΗ ΣΥΛΛΟΓΗ «ΓΚΡΙΖΑ ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ»**

Αριθ. Εισ.: 2465/1

Ημερ. Εισ.: 15-01-2004

Δωρεά:

Ταξιθετικός Κωδικός: ΠΤ ΟΕ

2003

ΔΑΣ

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ  
ΘΕΣΣΑΛΙΑΣ



004000070718

## ΠΕΡΙΕΧΟΜΕΝΑ

	Σελ.
• Περίληψη.....	2
• Abstract.....	4
1. Αντί εισαγωγής .....	6
1.1 Συστηματικός – Μη Συστηματικός Κίνδυνος.....	7
1.2 Συντελεστής beta.....	9
1.3 Απόδοση Και Επιπρόσθετη Απόδοση (Risk – Premium).....	14
1.4 Διαφοροποίηση Του Χαρτοδουλακίου.....	16
1.5 Προσδιορισμός Γραμμικής Σχέσης Μεταξύ Απόδοσης – Κινδύνου Στα Πλαίσια Του Υποδείγματος Τιμολόγησης Κεφαλαιουχικών Περιουσιακών Στοιχείων (CAPM).....	22
1.6 Ερμηνεία Του Υποδείγματος Τιμολόγησης Κεφαλαιουχικών Περιουσιακών Στοιχείων (CAPM).....	29
1.7 Προσδιορισμός Εκτιμήσιμης Συνάρτησης Για Την Εφαρμογή Του Υποδείγματος Τιμολόγησης Κεφαλαιουχικών Περιουσιακών Στοιχείων (CAPM).....	31
1.8 Υποθέσεις Του Υποδείγματος Τιμολόγησης Κεφαλαιουχικών Περιουσιακών Στοιχείων (CAPM).....	33
1.9 Ανασκόπηση Βιβλιογραφίας Βασισμένης Στο Υπόδειγμα Τιμολόγησης Κεφαλαιουχικών Περιουσιακών Στοιχείων...	35
2. Εμπειρική Εφαρμογή Του Υποδείγματος Τιμολόγησης Κεφαλαιουχικών Περιουσιακών Στοιχείων (CAPM) Σε Οκτώ Μετοχές Του Χρηματιστηρίου Αξιών Αθηνών.....	38
2.1 Έλεγχοι Για Στασιμότητα Και Συνολοκλήρωση Στις Χρονολογικές Σειρές $R - R_F$ Και $R_M - R_F$ Για Την Πενταετία 1998-2002.....	40

2.2 Έλεγχοι Για Στασιμότητα Και Συνολοκλήρωση Στις Χρονολογικές Σειρές $R - R_F$ Και $R_M - R_F$ Για Τα Ετήσια Δεδομένα.....	44
2.3 Επιπρόσθετη Ανάλυση – Υπόδειγμα Διόρθωσης Λαθών (ECM).....	46
2.4 Εκτίμηση Των Συντελεστών beta Για Την Πενταετία 1998-2002.....	49
2.5 Εκτίμηση Των Συντελεστών beta Με Σκοπό Την Εξαγωγή Ετήσιων Αποτελεσμάτων.....	57
3. Συμπερασματα.....	64
3.1 Εφαρμογές Του Υποδείγματος Τιμολόγησης Κεφαλαιουχικών Περιουσιακών Στοιχείων Στο Χώρο Της Χρηματοοικονομικής Ανάλυσης Και Διοίκησης .....	66
3.2 Μελλοντική Επέκταση – Arbitrage Pricing Model (APM)	67
• ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ Α΄ - Έλεγχοι Στασιμότητας και Συνολοκλήρωσης.....	69
• ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ Β΄ - Εκτίμηση Συντελεστών beta.....	96
• Αναφορές.....	140
• Ξένη βιβλιογραφία.....	144
• Ελληνική βιβλιογραφία.....	145
• Πηγές – Προγράμματα Η/Υ.....	147

*“October. This one the peculiarly  
dangerous months to speculate in stocks in.  
The others are July, January, September, April,  
November, May, March, June, December, August, and February.*  
Mark Twain, “Pudd’head Wilson’s Calendar, (1899), p. 108

*“In investing money, the amount of interest you want  
should depend on whether you want to eat well or sleep well”*  
J. Kenfield Morley, “Some things I believe”, The Rotarian, February 19

## ΠΕΡΙΛΗΨΗ

Η παρούσα εργασία ασχολείται με το **Υπόδειγμα Τιμολόγησης Κεφαλαιουχικών Περιουσιακών Στοιχείων (Capital Asset Pricing Model, CAPM)**. Η εφαρμογή του μοντέλου έγινε πάνω σε οκτώ μετοχές του Χρηματιστηρίου Αξιών Αθηνών με σκοπό να γίνει η εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου, ή με άλλα λόγια του **συντελεστή beta** που εκφράζει τον συγκεκριμένο κίνδυνο, για κάθε μετοχή. Τα στοιχεία που αφορούν την έρευνα είναι χρονολογικές σειρές ιστορικών αποδόσεων για τα έτη 1998 έως 2002. Πρόκειται για **ημερίσιες αποδόσεις** της κάθε μετοχής, του Γενικού Χρηματιστηριακού Δείκτη καθώς και του Έντοκου Ομολόγου Ελληνικού Δημοσίου. Η εκτίμηση των συντελεστών beta έγινε μία φορά για ολόκληρη την πενταετία 1998 – 2002 αλλά και για κάθε έτος ξεχωριστά.

Το **πρώτο μέρος** της εργασίας περιλαμβάνει το **θεωρητικό υπόβαθρο** της χρηματοοικονομικής θεωρίας (με μεγάλη έμφαση στη θεωρία χαρτοφυλακίου), που σχετίζεται με το CAPM. Με άλλα λόγια δίνουμε ερμηνείες για τον συστηματικό και μη συστηματικό κίνδυνο και παρουσιάζουμε τον συντελεστή beta και τη χρησιμότητά του στη συμπεριφορά ενός επενδυτή. Ακόμη αναλύουμε βασικές έννοιες όπως η επιπρόσθετη απόδοση ή risk-premium των μετοχών και του χρηματιστηριακού δείκτη, αλλά και η διαφοροποίηση ενός χαρτοφυλακίου. Στη συνέχεια προσδιορίζουμε τη γραμμική σχέση μεταξύ απόδοσης και κινδύνου σε μία επενδυτική επιλογή μέσα πάντα στα πλαίσια του CAPM καθώς επίσης προσπαθούμε να δώσουμε και μία ερμηνεία του υποδείγματος αυτού. Ακολουθεί η διαδικασία με την οποία προσδιορίσαμε τη συνάρτηση, σύμφωνα με το CAPM, την οποία χρησιμοποιήσαμε για την εκτίμηση των συντελεστών beta και υποθέσεις

του υποδείγματος. Τέλος παραθέτουμε ένα μέρος της διεθνούς βιβλιογραφίας που σχετίζεται με το CAPM.

Στο **δεύτερο μέρος** παρουσιάσαμε τα **αποτελέσματα της εφαρμογής του CAPM** στις μετοχές που επιλέξαμε. Δείχνουμε από την αρχή όλη τη διαδικασία που ακολουθήσαμε προκειμένου να καταλήξουμε στην εκτίμηση των συντελεστών beta. Αυτή περιλαμβάνει ελέγχους για στασιμότητα και συνολοκλήρωση, την εφαρμογή του Υποδείγματος Διόρθωσης Λαθών (Error Correction Model), επίσης ελέγχους για αυτοσυσχέτιση, ετεροσκεδαστικότητα και ισοδυναμία των συντελεστών του υποδείγματος. Βέβαια όπου παρουσιάστηκε κάποιο πρόβλημα επιλύθηκε και η λύση του επίσης παρατίθεται στην εργασία αυτή. Τελευταίο σημείο αυτού του μέρους είναι η εκτίμηση των συντελεστών beta και ο σχολιασμός τους.

Το **τρίτο και τελευταίο μέρος** της εργασίας περιλαμβάνει την **αναφορά κάποιων καταστάσεων στις οποίες επίσης μπορεί να χρησιμοποιηθεί το CAPM** αλλά και μία **μελλοντική επέκταση** αυτής της έρευνας. Σχετικά με αυτό παρουσιάσαμε σύντομα αλλά περιεκτικά την ουσία και την περιγραφή του **Arbitrage Pricing Model (APM)** υπόδειγμα το οποίο καθιέρωσε ο πολύ σημαντικός οικονομολόγος Stephen A. Ross το 1976.

## ABSTRACT

This present project deals with the **Capital Asset Pricing Model (CAPM)**. The adjustment of the model was based upon 8 stocks of the Athens Stock Market, with the intention of the evaluation of the systematic risk or better “**beta**” **value**, which is a coefficient that expresses this particular risk for every stock. The elements that concern this research are time-series of the historical returns for the years 1998 up to 2002. It refers to the **daily returns** of every stock of the General Stock Market Index as well as the risk free asset.

The **first part** of this project includes the **theoretical basis** of the economic theory (based on the portfolio theory), which correlates with the CAPM. In other words, we offer interpretations for the systematic and non-systematic risk and we present the “beta” value and its use upon the investor’s behavior. We also analyze the basic meanings as well as the risk premium of the stock market index and the portfolio diversification. After that we define the grammical relation between risk and return within the CAPM, in addition to the interpretation of this model. A procedure follows with which we define the equation according to the CAPM, which we will use for the estimation of the “beta” values, and we state the model’s hypotheses. In the end we present a part of the international bibliography that correlates with the CAPM.

In the **second part**, we present the **results of the adaptation of the CAPM** upon the stocks we chose. We show from the beginning the whole procedure that we followed in order to conclude to the evaluation of the “beta” values. This includes stability tests, cointegration tests, the adjustment of the Error Correction Model (ECM), autocorrelation tests, heteroscedasticity tests and tests for the balance of the model’s coefficients. Where there was a problem it was solved and its solution is presented in this project. The last point of this part is the estimation of the



“beta” values and their commendations.

The **third and last part** of this project includes some **situations in which the CAPM can be used** as well as a **future extension** of this research. This is the brief but also meaningful presentation of the **Arbitrage Pricing Model (APM)**. This model was established by the prominent economist Stephen A. Ross in 1976.

## 1. ANTI ΕΙΣΑΓΩΓΗΣ

### *Χρηματιστήριο Αξιών Αθηνών:*

Η αγορά κεφαλαίου αποτελεί έναν από τους σημαντικότερους θεσμούς ανάπτυξης της οικονομίας μίας χώρας, καθώς μέσω αυτής οι αποταμιεύσεις διοχετεύονται προς τις επιχειρήσεις για επενδύσεις. Κύριος φορέας της αγοράς αυτής είναι το χρηματιστήριο αξιών. Αποστολή κάθε χρηματιστηρίου είναι να δρα ως μοχλός ανάπτυξης της εθνικής οικονομίας. Το Χρηματιστήριο Αξιών Αθηνών (ΧΑΑ), έχει συμβάλει καθοριστικά στην οικονομική ανάπτυξη που έχει συντελεστεί στην Ελλάδα κατά τα τελευταία χρόνια. Εισήλθε βαθμιαία στο επίκεντρο του ενδιαφέροντος, σε συνδυασμό με τις επιδόσεις της ελληνικής οικονομίας, των ελληνικών επιχειρήσεων και τη βελτίωση του θεσμικού πλαισίου που πραγματοποιήθηκε στην ελληνική κεφαλαιαγορά. Μέσω της λειτουργίας του το Χρηματιστήριο Αξιών Αθηνών προσφέρει μία οργανωμένη δευτερογενή αγορά για τη διαπραγμάτευση όλων των εισηγμένων σε αυτό αξιόγραφων<sup>1</sup>.

## 1.1 ΣΥΣΤΗΜΑΤΙΚΟΣ – ΜΗ ΣΥΣΤΗΜΑΤΙΚΟΣ ΚΙΝΔΥΝΟΣ

Ένας από τους βασικότερους παράγοντες επηρεασμού της διαδικασίας ανάληψης επενδύσεων είναι η μέτρηση του κινδύνου, με μεγαλύτερη βαρύτητα να κατέχει ο κίνδυνος που εμπεριέχει μία μετοχή. Όταν μία μετοχή συμπεριληφθεί στο χαρτοφυλάκιο της αγοράς, ένα μέρος του συνολικού της κινδύνου θα πάψει να υπάρχει αν ο συντελεστής συσχέτισης της μετοχής με το χαρτοφυλάκιο της αγοράς είναι μικρότερος της μονάδας. Αυτή η αύξηση του κινδύνου της αγοράς όταν προστεθεί μία μετοχή οφείλεται σε παράγοντες που επηρεάζουν όλες τις μετοχές. Αυτός ο κίνδυνος είναι αναπόφευκτος και αναλαμβάνεται εξ' ολοκλήρου από όλους τους επενδυτές, και ονομάζεται **συστηματικός κίνδυνος**. Η φύση του κινδύνου αυτού είναι τέτοια ώστε οι παράγοντες που τον επηρεάζουν να επηρεάζουν σε κάποιο βαθμό όλες τις μετοχές που είναι εισηγμένες στο χρηματιστήριο. Τέτοιοι παράγοντες μπορεί να είναι η πολιτική κατάσταση της χώρας, ο πληθωρισμός, η φορολογική πολιτική, το ύψος των επιτοκίων κ.ά.

Ο συστηματικός κίνδυνος αποτελεί το ένα μέρος του κινδύνου μίας μετοχής. Το άλλο είναι ο **μη συστηματικός ή ειδικός κίνδυνος**. Αυτός ο κίνδυνος διαφέρει από το συστηματικό γιατί μπορεί να εξαλειφθεί. Ο τρόπος με τον οποίο μπορεί να γίνει αυτό είναι η κατάλληλη διαφοροποίηση του χαρτοφυλακίου. Ο μη συστηματικός κίνδυνος μπορεί να οφείλεται στον τρόπο διοίκησης της επιχείρησης που εκδίδει τη μετοχή, στο μάρκετινγκ που ακολουθεί η επιχείρηση, εργασιακές σχέσεις που υπάρχουν σε αυτή κ.ά. Με άλλα λόγια ο συστηματικός κίνδυνος προέρχεται από τις γενικές διακυμάνσεις της αγοράς και ο δε ειδικός κίνδυνος συνδέεται με τις προοπτικές των παραγωγικών δραστηριοτήτων των εταιριών. Οι διακυμάνσεις της χρηματιστηριακής αγοράς είναι δεδομένο ότι δεν μπορούν να προβλεφθούν με βεβαιότητα, με

αποτέλεσμα να μην μπορεί ο κίνδυνος αυτός να εξαλειφθεί. Αντίθετα, ο μη συστηματικός κίνδυνος, θεωρητικά μπορεί ακόμη και να μηδενιστεί αν η διαφοροποίηση που θα πραγματοποιηθεί είναι η πλέον κατάλληλη<sup>2</sup>.

## 1.2 ΣΥΝΤΕΛΕΣΤΗΣ beta

Οι κίνδυνοι μίας μετοχής που αναφέρθησαν παραπάνω αναλυτικά, προσδιορίζονται από τη διακύμανση της τιμής της. Η διακύμανση από την άλλη πλευρά προσδιορίζει το διάστημα μέσα στο οποίο κινείται η τιμή της μετοχής. Όπως είδαμε ο κίνδυνος αυτός διακρίνεται σε συστηματικό και μη συστηματικό. Ο συστηματικός κίνδυνος μίας μετοχής μετράται με τον **συντελεστή beta (β)**. Ακριβέστερα ο συντελεστής beta αντικατοπτρίζει την ευαισθησία της τιμής μίας μετοχής στις μεταβολές της αγοράς. Εξ' ορισμού ο συντελεστής beta για την αγορά ισούται με τη μονάδα. Κατά συνέπεια, ο **Γενικός Δείκτης**, ο οποίος δείχνει την πορεία της χρηματιστηριακής αγοράς, θα έχει **beta ίσο με τη μονάδα**. Τεράστιας λοιπόν σημασίας για τη σύνθεση ενός χαρτοφυλακίου με σκοπό τη διαφοροποίησή του (δηλαδή τον επιμερισμό του κινδύνου του), αποτελούν η διάκριση μεταξύ συστηματικού και μη συστηματικού κινδύνου καθώς και ο υπολογισμός του συντελεστή beta. Ενημερωτικά, σύμφωνα με εκτιμήσεις, σε ένα χαρτοφυλάκιο ίσα κατανεμημένο σε δέκα μετοχές, ο μη συστηματικός κίνδυνος έχει διαφοροποιηθεί σχεδόν κατά 80%. Βέβαια ο συστηματικός κίνδυνος παραμένει και είναι ο σταθμικός μέσος των συντελεστών beta των επιμέρους μετοχών του χαρτοφυλακίου<sup>3</sup>.

Θεμελιωτής της σύγχρονης θεωρίας χαρτοφυλακίου υπήρξε ο H. Markowitz, ο οποίος το 1952<sup>4</sup> υποστήριξε την άποψη ότι οι επενδυτές ζητούν υψηλές αποδόσεις από χαρτοφυλάκια που ενέχουν μεγάλο κίνδυνο. Τέτοια χαρτοφυλάκια είναι όσα παρουσιάζουν υψηλή διακύμανση στις αποδόσεις τους. Σύμφωνα πάντα με τον Markowitz η σωστή διαφοροποίηση ενός χαρτοφυλακίου προϋποθέτει την ύπαρξη χαμηλής συσχέτισης μεταξύ των μετοχών που συμπεριλαμβάνονται σε αυτό<sup>5</sup>.

Οι Markowitz (1952, 1959) και Sharpe<sup>6</sup> (1963, 1964), θεμελίωσαν την ιδέα ότι η ορθολογική αξιολόγηση μίας επένδυσης γίνεται βάση της απόδοσης και του κινδύνου. Βασισμένοι στα δύο αυτά στοιχεία, οι επενδυτές ενεργούν με σκοπό την επιλογή μεταξύ διαφόρων μετοχών.

Όπως αναφέρθηκε παραπάνω μετά τη διαφοροποίηση του χαρτοφυλακίου ένα μέρος του κινδύνου παραμένει. Αφού οι επενδυτές έχουν τη δυνατότητα να επενδύσουν σε διάφορες μετοχές και να επιτύχουν αυτή τη διαφοροποίηση, αυτό που θα πρέπει να τους ενδιαφέρει, δεν είναι ο συνολικός κίνδυνος μίας μετοχής αλλά αυτός που δεν μπορεί να διαφοροποιηθεί, δηλαδή ο συστηματικός κίνδυνος ή κίνδυνος της αγοράς.

Ο σκοπός αυτής της εργασίας είναι η εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου οκτώ μετοχών εισηγμένων στο Χρηματιστήριο Αξιών Αθηνών. Υπάρχουν τρεις βασικοί λόγοι για τους οποίους η εκτίμηση του κινδύνου αυτού είναι αναγκαία :

1. Για την κατανόηση της σχέσης κινδύνου – απόδοσης
2. Για τη χρήση του, εκ μέρους των επιχειρήσεων, στη λήψη επενδυτικών αποφάσεων
3. Για την επιλογή μετοχών και χαρτοφυλακίων

Η σύγχρονη θεωρία χαρτοφυλακίου υποστηρίζει ότι οι επενδυτές επενδύουν μόνο σε αποτελεσματικά χαρτοφυλάκια. Το χαρτοφυλάκιο της αγοράς, το οποίο στην ουσία είναι αυτό που περιλαμβάνει όλες τις μετοχές που είναι εισηγμένες στη χρηματιστηριακή αγορά, θεωρείται πως είναι και το πιο αποτελεσματικό.

Ας επικεντρώσουμε τώρα στην ερμηνεία του συντελεστή beta. Όλες οι μετοχές επηρεάζονται από τις μεταβολές που λαμβάνουν χώρα στην αγορά. Όπως είπαμε ο συντελεστής beta αποτελεί το εργαλείο με το

οποίο μπορούμε να μετρήσουμε αυτή την ευαισθησία των τιμών των μετοχών (μία μορφή δηλαδή ελαστικότητας). Ακολουθούν δύο αριθμητικά παραδείγματα ώστε να γίνει κατανοητή η συνεισφορά του συντελεστή beta στη σύγχρονη χρηματοοικονομική ανάλυση.

Αν η μετοχή  $\Omega$  έχει συντελεστή beta ίσο με 1,5, τότε αν ο γενικός δείκτης του χρηματιστηρίου μεταβληθεί (αυξηθεί ή μειωθεί) κατά 1% η μετοχή θα μεταβληθεί (αυξηθεί ή μειωθεί) κατά 1,5%. Η ίδια λογική μας οδηγεί στο συμπέρασμα ότι ένα χαρτοφυλάκιο σωστά διαφοροποιημένο που εμπεριέχει μετοχές σαν την  $\Omega$  θα είναι 1,5 φορές μεταβλητό ως προς το χαρτοφυλάκιο της αγοράς. Από το παράδειγμα παρατηρούμε ότι η μετοχή  $\Omega$  της οποίας ο συντελεστής beta είναι 1,5 μεταβλήθηκε περισσότερο από ότι ο γενικός δείκτης του χρηματιστηρίου. Όπως έγινε γνωστό παραπάνω ο συντελεστής beta της αγοράς είναι εξ' ορισμού ίσος με τη μονάδα, οπότε η μετοχή του παραδείγματος παρουσιάζει beta μεγαλύτερο από αυτό της αγοράς. Οι μετοχές που έχουν αυτό το χαρακτηριστικό ονομάζονται επιθετικές ενώ επιθετικά ονομάζονται και τα χαρτοφυλάκια με τέτοιο beta. Σε περιπτώσεις μεγάλης ανόδου του γενικού χρηματιστηριακού δείκτη, οι μετοχές αυτές αναμένεται να δώσουν πολύ υψηλές αποδόσεις ενώ σε περιπτώσεις μεγάλης πτώσης του δείκτη αναμένεται να αποβούν αρκετά ζημιωγόνες.

Έστω τώρα ότι έχουμε μία μετοχή  $Z$  η οποία παρουσιάζει συντελεστή beta ίσο με 0,5. στην περίπτωση αυτή η μεταβολή του γενικού δείκτη του χρηματιστηρίου (αύξηση ή μείωση) κατά 1% θα έχει ως αποτέλεσμα την μεταβολή (αύξηση ή μείωση) της μετοχής  $Z$  κατά 0,5%. Εδώ ένα χαρτοφυλάκιο που απαρτίζεται από μετοχές σαν τη  $Z$  θα είναι 0,5 φορές μεταβλητό ως προς αυτό της αγοράς. Στο δεύτερο αυτό παράδειγμα βλέπουμε ότι η μετοχή  $Z$  έχει συντελεστή beta μικρότερο της μονάδας, δηλαδή μικρότερο από τον αντίστοιχο beta της αγοράς. Αυτές οι μετοχές ονομάζονται αμυντικές, και επίσης έτσι ονομάζονται και τα

χαρτοφυλάκια που παρουσιάζουν τέτοια τιμή του συντελεστή beta. Οι αμυντικές μετοχές σε περίπτωση μεγάλης ανόδου του χρηματιστηριακού δείκτη αποφέρουν χαμηλότερες αποδόσεις από ότι αυτή του δείκτη, όμως σε περιόδους συνεχούς πτώσης του δεν αποφέρουν τόσο μεγάλες ζημιές όσο αν ήταν επιθετικές ή αν είχαν συντελεστή beta ίσο με τη μονάδα. Γενικά ισχύει ότι όσο ο πιο μικρός ο beta από τη μονάδα τόσο πιο αμυντική μία μετοχή ή ένα χαρτοφυλάκιο ενώ αντίστοιχα όσο μεγαλύτερος ο beta μίας μετοχής από τη μονάδα τόσο πιο επιθετική είναι μία μετοχή ή ένα χαρτοφυλάκιο<sup>7</sup>.

Ο συντελεστής beta υπολογίζεται οικονομετρικά με τη μέθοδο της παλινδρόμησης των **Κανονικών Ελαχίστων Τετραγώνων (Ordinary Least Squares, OLS)**. Αυτή τη μέθοδο χρησιμοποιήσαμε και εμείς σε αυτή την εργασία με σκοπό να παρουσιάσουμε την διαδικασία εκτίμησης του beta με τη χρήση του **Υποδείγματος Τιμολόγησης Κεφαλαιουχικών Περιουσιακών Στοιχείων (Capital Asset Pricing Model, CAPM)**. Ουσιαστικά το beta είναι η κλίση της ευθείας που αντιπροσωπεύει καλύτερα την απόδοση μίας μετοχής με την απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς, όπως αυτή απεικονίζεται από την πορεία του γενικού δείκτη του χρηματιστηρίου.

Σε αυτό το σημείο θα αναφέρουμε δύο βασικά προβλήματα που παρουσιάζονται κατά την προσπάθεια εκτίμησης του συντελεστή beta σε εμπειρικό επίπεδο, όπου η εκτίμηση γίνεται με τη χρήση ιστορικών στοιχείων αποδόσεων.

Τα προβλήματα αυτά είναι<sup>8</sup>:

1. Ίσως η εφαρμοζόμενη μέθοδος δεν είναι η πλέον κατάλληλη για την άντληση της καλύτερης δυνατής πληροφόρησης από τα διαθέσιμα ιστορικά στοιχεία. Ειδικότερα προβλήματα στο χώρο αυτό είναι οι επιπτώσεις στην ακρίβεια των εκτιμήσεων του beta από τη χρήση διαφορετικών περιόδων



εκτιμήσεων (ημερήσιες, εβδομαδιαίες, μηνιαίες κ.ά.) η χρήση διαφορετικών δεικτών αγοράς, η χρήση διαφορετικών περιόδων διακράτησης των χρεογράφων από τους επενδυτές και το πρόβλημα των μη συχνών συναλλαγών το οποίο στη διεθνή βιβλιογραφία έχει ονομαστεί ως “ **thin nonsynchronous trading problem** “. Το τελευταίο παρουσιάζεται όταν οι μετοχές δεν εμπορεύονται στο τέλος κάθε εξεταζόμενης περιόδου, και συνήθως εμφανίζεται σε περιφερειακές κεφαλαιαγορές όπου οι συναλλαγές ορισμένων μετοχών είναι ακανόνιστες και συχνά αδρανείς. Αυτό το πρόβλημα μάλιστα εμφανίζεται και στο Χρηματιστήριο Αξιών Αθηνών.

2. Η διαχρονική αστάθεια των συντελεστών beta (beta instabillity). Βασική υπόθεση για την εκτίμηση με τη μέθοδο των Κανονικών Ελαχίστων Τετραγώνων (Ordinary Least Squares, OLS) είναι ότι οι συντελεστές beta παραμένουν σταθεροί κατά τη διάρκεια της εκτίμησης. Μελέτη, όπως θα δούμε και παρακάτω, πάνω στο θέμα αυτό έχει γίνει από τους Nicolas Groenewold και Patricia Fraser<sup>9</sup> (1999). Η διαχρονική αυτή αστάθεια του beta προκύπτει από λόγους οικονομετρικής φύσεως όπως η αυτοσυσχέτιση και η ετεροσκεδαστικότητα του διαταρακτικού όρου του υποδείγματος. Ακόμη ίσως να οφείλεται σε πραγματικές μεταβολές στο επίπεδο κινδύνου των χρεογράφων από εσωτερικούς (π.χ. μεταβολή δανειακής επιβάρυνσης) ή από εξωτερικούς παράγοντες (π.χ. διαρθρωτικές μεταβολές στο οικονομικό περιβάλλον).

### 1.3 ΑΠΟΔΟΣΗ ΚΑΙ ΕΠΙΠΡΟΣΘΕΤΗ ΑΠΟΔΟΣΗ (RISK PREMIUM)

Ας υποθέσουμε πως όταν οι επενδυτές επενδύουν στην αγορά χρεογράφων, η συμπεριφορά τους είναι ορθολογική με την έννοια ότι το ενδιαφέρον τους επικεντρώνεται στην αποτίμηση των αποδόσεων των δικών τους επενδύσεων. Θα ορίσουμε την απόδοση μίας επένδυσης ως:

$$r = \log (P_t / P_{t-1})$$

όπου:  $P_t$  είναι η τιμή του χρεογράφου σήμερα

$P_{t-1}$  είναι η τιμή του χρεογράφου χθες<sup>10</sup>

Ενώ η απόδοση  $r$  είναι πολύ εύκολο να υπολογιστεί αφού γίνει η επένδυση (ex post), είναι οπωσδήποτε αμφίβολο πριν γίνει η επένδυση (ex ante). Εφεξής θα ερμηνεύουμε το  $r$  ως την αναμενόμενη (ex ante) απόδοση.

Τυπικά, οι επενδυτές (εκτός αυτών που αγαπούν τον κίνδυνο – risk lovers), δεν ενδιαφέρονται μόνο για την αναμενόμενη απόδοση σε μία επένδυση, αλλά επίσης και την πιθανή κατανομή του  $r$ , καθώς το  $r$  λαμβάνεται υπ' όψη ως μία τυχαία μεταβλητή. Ο κίνδυνος που ακολουθεί μία επένδυση προσδιορίζεται από την κατανομή των αναμενόμενων αποδόσεων. Οι αποδόσεις υποτίθεται ότι κατανέμονται κανονικά, και η κατανομή αυτή μπορεί να εξηγηθεί απόλυτα από δύο μεγέθη, την αναμενόμενη αξία και την διακύμανση  $\sigma^2$ , (ή από την τυπική απόκλιση που είναι η τετραγωνική ρίζα της διακύμανσης δηλαδή  $\sigma$ ).

Είναι δεδομένο ότι οι επενδυτές αποζητούν υψηλές αποδόσεις σχετικά με τις χαμηλές ceteris paribus. Όμως οι περισσότεροι επενδυτές

αποστρέφονται τον κίνδυνο (*risk averse investors*), που σημαίνει ότι προτιμούν μία χαμηλότερη τυπική απόκλιση από ότι μία υψηλή με την ίδια αναμενόμενη απόδοση. Το παραπάνω, μας οδηγεί στο συμπέρασμα ότι αν ο κίνδυνος μιας επένδυσης ή ενός χαρτοφυλακίου επενδύσεων είναι αρκετά υψηλός, ο επενδυτής θα τον αποδεχτεί μόνο αν η επένδυση αυτή προσφέρει πολύ υψηλή αναμενόμενη απόδοση. Αντίστοιχα μία επένδυση που παρουσιάζει χαμηλή αναμενόμενη απόδοση θα γίνει αποδεκτή αν ο κίνδυνος που εμπεριέχει είναι επίσης χαμηλός. Με άλλα λόγια ο επενδυτής αποζητά μία επιπρόσθετη απόδοση (*risk premium*) ώστε να αναλάβει μία “επικίνδυνη” επένδυση.

Το ερώτημα που προκύπτει στο σημείο αυτό είναι το πόσο θα είναι κάθε φορά το *risk premium* που ζητά ο εκάστοτε επενδυτής. Ακόμα και η αγορά ενός κεφαλαιουχικού στοιχείου που δεν εμπεριέχει κίνδυνο (*zero risk asset*), θα προσφέρει μία απόδοση. Αυτό είναι λογικό να συμβαίνει από τη στιγμή που όταν ο επενδυτής προβεί στη συγκεκριμένη αγορά του περιουσιακού στοιχείου θα πάψει να έχει στη διάθεσή του το χρηματικό ποσό που κατέθεσε. Αυτό θα οδηγήσει τον επενδυτή να μειώσει την παρούσα κατανάλωσή του, με αποτέλεσμα να ζητά μία απόδοση για το λόγο αυτό. Αυτή η απόδοση παρουσιάζεται στη διεθνή βιβλιογραφία ως “*risk-free rate of return*” ( $r_f$ ). Ο υπολογισμός τώρα της επιπρόσθετης απόδοσης (*risk premium*) για ένα αξιόγραφο  $j$  που εμπεριέχει κίνδυνο γίνεται με βάση τον παρακάτω τύπο:

$$\text{Risk premium} = r_j - r_f$$

Όπου:  $r_j$  η απόδοση του αξιόγραφου  $j$

$r_f$  η απόδοση του αξιόγραφου με μηδενικό κίνδυνο.

### 1.4 ΔΙΑΦΟΡΟΠΟΙΗΣΗ ΤΟΥ ΧΑΡΤΟΦΥΛΑΚΙΟΥ

Προκειμένου να γίνει κατανοητός ο τρόπος που οι ορθολογικοί επενδυτές διαχειρίζονται τον κίνδυνο, θα πρέπει να γίνει αναφορά στην μέθοδο της **διαφοροποίησης**. Και σε αυτόν τον τομέα ανάλυσης πρωτοπόρος υπήρξε ο **H. Markowitz**.

Αν ένας επενδυτής κατέχει ένα χαρτοφυλάκιο με δύο χρεόγραφα, η αναμενόμενη απόδοση αυτού θα είναι ο σταθμισμένος μέσος των αναμενόμενων αποδόσεων του κάθε χρεογράφου ξεχωριστά. Με τη χρήση μαθηματικού τύπου η αναμενόμενη απόδοση του χαρτοφυλακίου με δύο χρεόγραφα 1 και 2 θα είναι:

$$r_p = w_1 r_1 + w_2 r_2 \quad (3)$$

όπου :  $r_p$  είναι η αναμενόμενη απόδοση του χαρτοφυλακίου  $p$

$w_1$  είναι το ποσοστό του συνολικού προς επένδυση κεφαλαίου που προορίζεται για το χρεόγραφο 1

$w_2$  είναι το ποσοστό του συνολικού προς επένδυση κεφαλαίου που προορίζεται για το χρεόγραφο 2

$r_1$  είναι η αναμενόμενη απόδοση του χρεογράφου 1

$r_2$  είναι η αναμενόμενη απόδοση του χρεογράφου 2,

επίσης ισχύει ότι  $w_1 + w_2 = 1$

Η διαφοροποίηση του χαρτοφυλακίου θα είναι:

$$\begin{aligned} \sigma_p^2 &= w_1^2 \sigma_1^2 + w_2^2 \sigma_2^2 + 2w_1 w_2 \sigma_{12} \\ \sigma_p^2 &= w_1^2 \sigma_1^2 + w_2^2 \sigma_2^2 + 2w_1 w_2 \rho_{12} \sigma_1 \sigma_2 \end{aligned} \quad (4)$$

ισχύει ότι:  $\sigma_{12} = \rho_{12} \sigma_1 \sigma_2$

όπου:  $\sigma_1^2, \sigma_2^2$  είναι οι διακυμάνσεις των αποδόσεων των χρεογράφων 1, 2

$\sigma_1, \sigma_2$  είναι οι τυπικές αποκλίσεις των αποδόσεων των χρεογράφων

1, 2

$\sigma_{12}$  είναι η συνδιακύμανση των αποδόσεων των χρεογράφων 1, 2

$\rho_{12}$  είναι ο συντελεστής συσχέτισης ανάμεσα στις αποδόσεις των χρεογράφων 1, 2

Ο συντελεστής συσχέτισης του χαρτοφυλακίου μετρά την ομοιότητα ή την ανομοιότητα στη συμπεριφορά των επενδύσεων. Αλγεβρικά ο τύπος για τον υπολογισμό του είναι γενικά για δύο χρεόγραφα  $i$  και  $j$ :

$$P_{ij} = \sigma_{ij} / \sigma_i \sigma_j \quad (5)$$

Το  $\rho_{ij}$  δείχνει την έντονη γραμμική σχέση που υπάρχει μεταξύ των δύο χρεογράφων  $i, j$  και παίρνει τιμές από  $-1$  έως  $1$ . Με άλλα λόγια δείχνει αν υπάρχει σχέση στην μεταβολή των τιμών τους.

Η διαφοροποίηση του χαρτοφυλακίου επιτυγχάνεται μέσω της συμμετοχής πολλών και διαφορετικών επενδυτικών επιλογών στο χαρτοφυλάκιο. Ο σκοπός της είναι η μείωση του κινδύνου της κάθε επενδυτικής επιλογής και η ταυτόχρονη διατήρηση της μέσης απόδοσης σε επιθυμητά επίπεδα. Ο συντελεστής συσχέτισης που αναφέραμε παραπάνω παίζει σημαντικό ρόλο σε αυτή τη διαδικασία.

Προκειμένου να δείξουμε τη σημασία της διαφοροποίησης, ότι δηλαδή συντελεί στη μείωση του κινδύνου, θα παρουσιάσουμε μία σύντομη ανάλυση τριών περιπτώσεων.

Στην πρώτη περίπτωση υποθέτουμε ότι τα δύο χρεόγραφα 1, 2, με τα οποία ασχοληθήκαμε παραπάνω, παρουσιάζουν τέλεια θετική συσχέτιση, (δηλαδή ισχύει  $\rho_{12} = 1$ ). Η σχέση (4) θα γίνει τότε:

$$\sigma_p^2 = (w_1\sigma_1 + w_2\sigma_2)^2 \quad \text{ή} \quad \sigma_p = w_1\sigma_1 + w_2\sigma_2 \quad (6)$$

Με άλλα λόγια παρατηρούμε ότι στην περίπτωση αυτή ο κίνδυνος του χαρτοφυλακίου είναι ίσος με το σταθμικό μέσο των κινδύνων των δύο χρεογράφων.

Ομοίως λοιπόν αν  $\rho_{12} = 0$  η σχέση (4) γίνεται:

$$\sigma_p^2 = w_1^2 \sigma_1^2 + w_2^2 \sigma_2^2 \quad \text{ή} \quad \sigma_p = \sqrt{w_1^2 \sigma_1^2 + w_2^2 \sigma_2^2} \quad (7)$$

Εδώ παρατηρούμε ότι αν τα δύο χρεόγραφα δεν συσχετίζονται ο κίνδυνος έχει μειωθεί σε σχέση με πριν.

Τέλος αν υπάρχει τέλεια αρνητική συσχέτιση μεταξύ των δύο χρεογράφων, δηλαδή ισχύει  $\rho_{12} = -1$  η σχέση (4) γίνεται:

$$\sigma_p^2 = (w_1 \sigma_1 - w_2 \sigma_2)^2 \quad \text{ή} \quad \sigma_p = w_1 \sigma_1 - w_2 \sigma_2 \quad (8)$$

Αυτό που βλέπουμε είναι ότι ο κίνδυνος μειώθηκε ακόμη περισσότερο. Συμπεραίνουμε λοιπόν ότι αν κρατάμε δύο χρεόγραφα των οποίων η συμπεριφορά δεν είναι ίδια σε γενικές γραμμές, η πτωτική απόδοση που μπορεί να παρουσιάζει το ένα από αυτά θα αντισταθμίζεται από την ανοδική του άλλου χρεογράφου, με αποτέλεσμα να πραγματοποιείται μία απόδοση στο χαρτοφυλάκιο όταν ταυτόχρονα ο κίνδυνός του έχει μειωθεί.

Σε γενικές γραμμές αν ένας επενδυτής κατέχει ένα χαρτοφυλάκιο με  $n$  χρεόγραφα τότε η σχέση (3) γίνεται:

$$r_p = \sum_{j=1}^n w_j r_j \quad , \quad \text{όπου } j=1,2,3,\dots,n \quad (9)$$

Ενώ η διακύμανση του χαρτοφυλακίου θα είναι σε σχέση με την εξίσωση (4):

$$\sigma_p^2 = \sum_{i=1}^n w_i^2 \sigma_i^2 + 2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_i w_j \sigma_{ij} \quad , \text{ όπου } i, j=1,2,3,\dots,n \quad (10)$$

### *Επιλογή Χαρτοφυλακίου*

Στη διαδικασία επιλογής χαρτοφυλακίου, μεγάλη σημασία έχουν οι έννοιες των οριακών αποδόσεων και των οριακών διακυμάνσεων. Για να το καταλάβουμε ας υποθέσουμε ότι ένας επενδυτής συμπεριλαμβάνει στο χαρτοφυλάκιο του ένα χρεόγραφο  $\mu$  το οποίο αρχικά δεν είχε επιλέξει (οπότε πριν το συμπεριλάβει ίσχυε  $w_\mu = 0$ ). Έστω μάλιστα ότι το ποσοστό που καταλαμβάνει στο χαρτοφυλάκιο είναι πάρα πολύ μικρό. Η οριακή απόδοση του χαρτοφυλακίου θα είναι η διαφορά στην απόδοση του χαρτοφυλακίου  $r_p$ , δεδομένης μίας μικρής αλλαγής στο  $w_\mu$ , με δεδομένη τη σχέση (9) η οριακή απόδοση θα είναι:

$$r_\mu = \theta r_p / \theta w_\mu \quad (11)$$

όπου  $r_\mu$  είναι η οριακή απόδοση από το χρεόγραφο  $\mu$

Η μικρή αυτή μεταβολή σαφώς θα επηρεάσει και τη διακύμανση του χαρτοφυλακίου. Οπότε μιλάμε και για οριακή διακύμανση που θα είναι η πολύ μικρή αλλαγή στη διακύμανση του χαρτοφυλακίου δεδομένης της αλλαγής στο  $w_\mu$ . Με γνωστή την εξίσωση (10) αλλά επίσης και με το γεγονός ότι το σταθμισμένο άθροισμα των συνδιακυμάνσεων με το χρεόγραφο  $\mu$  ισούται με τη συνδιακύμανση του χρεογράφου  $\mu$  με το χαρτοφυλάκιο, η οριακή διακύμανση θα είναι:

$$\text{Οριακή Διακύμανση}_\mu = \theta \sigma_p^2 / \theta w_\mu = 2 \sum_{i=1}^n w_i \sigma_{i\mu} = 2 \sigma_{\mu p} \quad (12)$$

όπου  $\sigma_{\mu p}$  είναι η συνδιακύμανση του χρεογράφου  $\mu$  με το χαρτοφυλάκιο  $p$

Οπότε συμπεραίνουμε ότι η οριακή διακύμανση, δηλαδή η μεταβολή στη διακύμανση του χαρτοφυλακίου από μία μεταβολή στη

διακράτηση ενός χρεογράφου (εδώ ενώ αρχικά ίσχυε  $w_\mu = 0$ , τώρα το  $w_\mu$  άλλαξε κατά πολύ λίγο), εξαρτάται από τη συνδιακύμανση μεταξύ των αποδόσεων του χρεογράφου και του χαρτοφυλακίου.

### ***Βέλτιστο Χαρτοφυλάκιο***

Ένα χαρτοφυλάκιο ονομάζεται βέλτιστο όταν δεν υπάρχει κανένα άλλο το οποίο α) με δεδομένη αποδοτικότητα να έχει μικρότερο κίνδυνο και β) με δεδομένο κίνδυνο να έχει μεγαλύτερη αποδοτικότητα. Δηλαδή ένα χαρτοφυλάκιο δεν μπορεί να θεωρηθεί βέλτιστο αν δύο χρεόγραφα που περιλαμβάνει έχουν τις ίδιες οριακές διακυμάνσεις αλλά διαφορετικές προσδοκώμενες αποδόσεις. Ο λόγος που ένα τέτοιο χαρτοφυλάκιο δεν είναι βέλτιστο είναι ότι όποιος το κατέχει μπορεί να επιτύχει μεγαλύτερη απόδοση χωρίς να αυξηθεί ο κίνδυνος αν επιλέξει να κρατήσει ένα μεγαλύτερο μέρος από την επενδυτική επιλογή που έχει τη μεγαλύτερη απόδοση. Για το λόγο αυτό για να θεωρείται ένα χαρτοφυλάκιο βέλτιστο θα πρέπει όλα τα χρεόγραφα που θα περιλαμβάνει και θα έχουν την ίδια οριακή διακύμανση να έχουν και την ίδια προσδοκώμενη απόδοση.

Κάποιοι οικονομολόγοι βασισμένοι στην ιδέα της ελαστικότητας κατασκεύασαν και υιοθέτησαν ένα μέτρο παρόμοιο με την οριακή διακύμανση το οποίο όμως δεν εξαρτάται από μονάδες μέτρησης. Αυτό είναι ο συντελεστής beta, στοιχείο για τον οποίο παρουσιάστηκαν εκτενώς σε προηγούμενη ενότητα. Με την παραπάνω ανάλυση όμως προσπαθήσαμε να δείξουμε το οικονομικό υπόβαθρο που βρίσκεται πίσω από τον συντελεστή beta. Για ένα χρεόγραφο  $\mu$  ενός χαρτοφυλακίου  $p$  ο συντελεστής beta ορίζεται ως:

$$\text{beta}_\mu = \sigma_{\mu p} / \sigma_p^2 \quad (13)$$



Αν στη εξίσωση (12) τοποθετήσουμε την εξίσωση (13) θα έχουμε:

$$\text{Οριακή Διακύμανση}_\mu = 2\sigma_{\mu p} = 2\sigma_p^2 \text{beta}_\mu \quad (14)$$

Γνωρίζοντας τώρα τη σχέση (14), η προηγούμενη ανάλυση μπορεί να γίνει ισοδύναμα με τη χρήση του συντελεστή beta αντί της οριακής διακύμανσης. Με άλλα λόγια τα χρεόγραφα ενός χαρτοφυλακίου, που έχουν τους ίδιους συντελεστές beta, για να θεωρείται αυτό βέλτιστο, θα πρέπει να έχουν και τις ίδιες αναμενόμενες αποδόσεις.

**1.5 ΠΡΟΣΔΙΟΡΙΣΜΟΣ ΓΡΑΜΜΙΚΗΣ ΣΧΕΣΗΣ ΜΕΤΑΞΥ  
ΑΠΟΔΟΣΗΣ – ΚΙΝΔΥΝΟΥ ΣΤΑ ΠΛΑΙΣΙΑ ΤΟΥ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑΤΟΣ  
ΤΙΜΟΛΟΓΗΣΗΣ ΚΕΦΑΛΑΙΟΥΧΙΚΩΝ ΠΕΡΙΟΥΣΙΑΚΩΝ  
ΣΤΟΙΧΕΙΩΝ (CAPM)**

Μετά την παραπάνω ανάλυση θα περάσουμε τώρα σε μία διαφορετική περίπτωση. Για την ακρίβεια θα προσθέσουμε στην ανάλυση αυτής της ενότητας και την έννοια του **χωρίς κίνδυνο χρεογράφου (risk free asset)**. Όπως είπαμε παραπάνω τη θέση αυτή στην παρούσα εργασία την έχει το Έντοκο Ομόλογο Ελληνικού Δημοσίου και για ευνόητους λόγους από εδώ και στο εξής ως χωρίς κίνδυνο χρεόγραφο θα αναφέρεται το ομόλογο, ενώ τα “επικίνδυνα” χρεόγραφα με τα όποια θα ασχοληθούμε θα είναι οι μετοχές.

Ορίσαμε την απόδοση του ομολόγου ως  $r_f$ , την προσδοκώμενη απόδοση του χαρτοφυλακίου ως  $r_p$  και την διακύμανσή του ως  $\sigma_p^2$ . Ας υποθέσουμε λοιπόν ότι ένας επενδυτής μπορεί να δανείζεται ή να δανείζει μέσω της πώλησης ή αγοράς ομολόγων στο επιτόκιο  $r_f$ . Ταυτόχρονα υποθέτουμε ότι ο επενδυτής κατέχει και ένα χαρτοφυλάκιο που το ονομάζουμε  $\kappa$ . Ο επενδυτής έχει τη δυνατότητα να συνδυάσει το χαρτοφυλάκιο  $\kappa$  με το ομόλογο και να δημιουργήσει έτσι ένα νέο χαρτοφυλάκιο  $p$ . Η αναμενόμενη απόδοση του νέου χαρτοφυλακίου  $p$  θα είναι όπως είδαμε:

$$r_p = (1 - w_\kappa)r_f + w_\kappa r_\kappa \quad (15)$$

όπου:  $r_p$  είναι η αναμενόμενη απόδοση του νέου χαρτοφυλακίου  $p$

$w_\kappa$  είναι το μέρος του συνολικού προς επένδυση κεφαλαίου που τοποθετείται στο χαρτοφυλάκιο  $\kappa$

$1 - w_\kappa$  είναι το υπόλοιπο του συνολικού προς επένδυση κεφαλαίου που έχει να κάνει με το ομόλογο

$r_k$  είναι η αναμενόμενη απόδοση του χαρτοφυλακίου  $\kappa$   
 $r_f$  είναι η απόδοση του ομολόγου

Η διακύμανση του χαρτοφυλακίου  $p$  θα είναι:

$$\sigma_p^2 = w_\kappa^2 \sigma_\kappa^2 + (1 - w_\kappa)^2 \sigma_f^2 + 2w_\kappa(1 - w_\kappa)\sigma_{\kappa f} \quad (16)$$

όπου:  $\sigma_p^2$  είναι η διακύμανση των αποδόσεων του χαρτοφυλακίου  $p$   
 $\sigma_\kappa^2$  είναι η διακύμανση των αποδόσεων του χαρτοφυλακίου  $\kappa$   
 $\sigma_f^2$  είναι η διακύμανση των αποδόσεων του ομολόγου  
 $\sigma_{\kappa f}$  είναι η συνδιακύμανση των αποδόσεων μεταξύ του  
χαρτοφυλακίου  $\kappa$  και του ομολόγου

Όμως εξ' ορισμού το ομόλογο (αφού είναι ένα χωρίς κίνδυνο χρεόγραφο), έχει μηδενική διακύμανση των αποδόσεων του. Μάλιστα η χωρίς κίνδυνο απόδοση που παρουσιάζει είναι τελείως ασυσχέτιστη με την απόδοση των άλλων χρεογράφων. Κατά συνέπεια θα ισχύει ότι  $\sigma_f^2 = \sigma_{\kappa f} = 0$ . Οπότε η εξίσωση (16) γίνεται:

$$\sigma_p^2 = w_\kappa^2 \sigma_\kappa^2 \quad \text{ή} \quad \sigma_p = w_\kappa \sigma_\kappa \quad (17)$$

Η σχέση (17) μπορεί να γραφεί και ως:

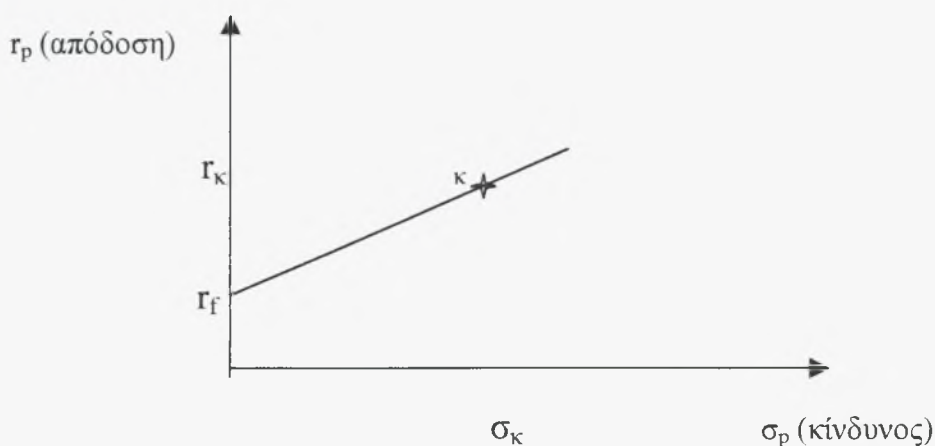
$$w_\kappa = \sigma_p / \sigma_\kappa \quad \text{ή} \quad (1 - w_\kappa) = 1 - \sigma_p / \sigma_\kappa \quad (18)$$

Η αντικατάσταση της εξίσωσης (18) στην εξίσωση (15) μας δίνει την παρακάτω σχέση:

$$r_p = r_f + (r_\kappa - r_f / \sigma_\kappa)\sigma_p \quad (19)$$

Η σχέση αυτή μας δείχνει ότι η αναμενόμενη απόδοση του χαρτοφυλακίου  $r$  παρουσιάζει μία γραμμική σχέση με τον κίνδυνο του χαρτοφυλακίου που είναι το  $\sigma_r$  και στην ουσία μας δίνει τη γραμμική σχέση απόδοσης – κινδύνου που πηγάζει από το Υπόδειγμα Τιμολόγησης Κεφαλαιουχικών Περιουσιακών Στοιχείων (CAPM). Η σχέση αυτή φαίνεται διαγραμματικά και στο Διάγραμμα 1, όπου η κλίση της ευθείας είναι  $r_k - r_f / \sigma_k$ .

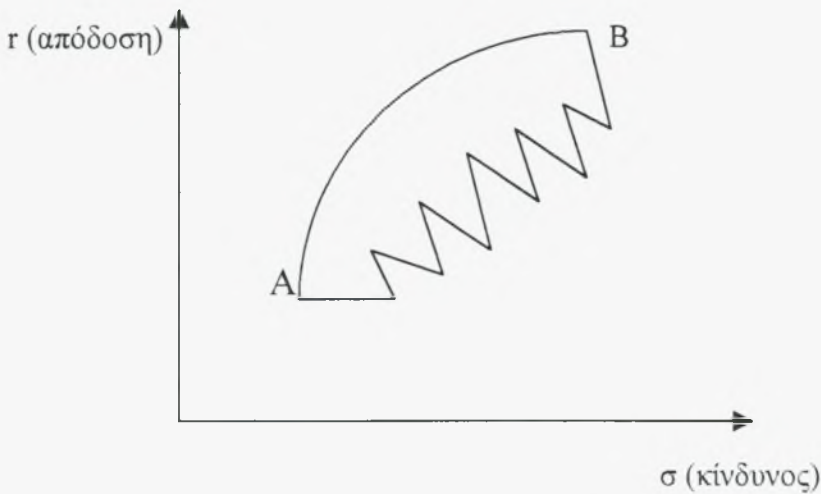
### ΔΙΑΓΡΑΜΜΑ 1



Από τη γραμμική αυτή σχέση μπορούμε να συμπεράνουμε ότι αν ο επενδυτής αποφασίσει να επενδύσει μόνο πάνω στο ομόλογο τότε ο κίνδυνος θα είναι μηδέν, (αφού θα ισχύει  $w_k = 0$ ). Αντίστοιχα αν αποφασίσει να επενδύσει μόνο σε μετοχές τότε ο κίνδυνος θα είναι ίσος με  $\sigma_k$  (όσο είναι δηλαδή ο κίνδυνος του χαρτοφυλακίου που εμπεριέχει μόνο μετοχές). Ο λόγος  $r_k - r_f / \sigma_k$  στην ουσία είναι το risk premium του επενδυτή, ο οποίος αμείβεται με μία επιπρόσθετη απόδοση όταν επιλέγει να επενδύσει πάνω σε μετοχές. Μάλιστα βλέπουμε ότι το risk premium θα είναι μεγαλύτερο στην περίπτωση που ο επενδυτής θα επενδύσει μόνο σε μετοχές.

Βέβαια το χαρτοφυλάκιο  $\kappa$  αποτελεί έναν από τους πολλούς συνδυασμούς των μετοχών που το αποτελούν. Το ερώτημα που δημιουργείται σχετίζεται με το ποια θα είναι η μίξη των μετοχών που αποτελούν το χαρτοφυλάκιο με το ομόλογο που θα δώσει τη μέγιστη απόδοση με δεδομένο τον κίνδυνο του χαρτοφυλακίου<sup>11</sup>.

ΔΙΑΓΡΑΜΜΑ 2

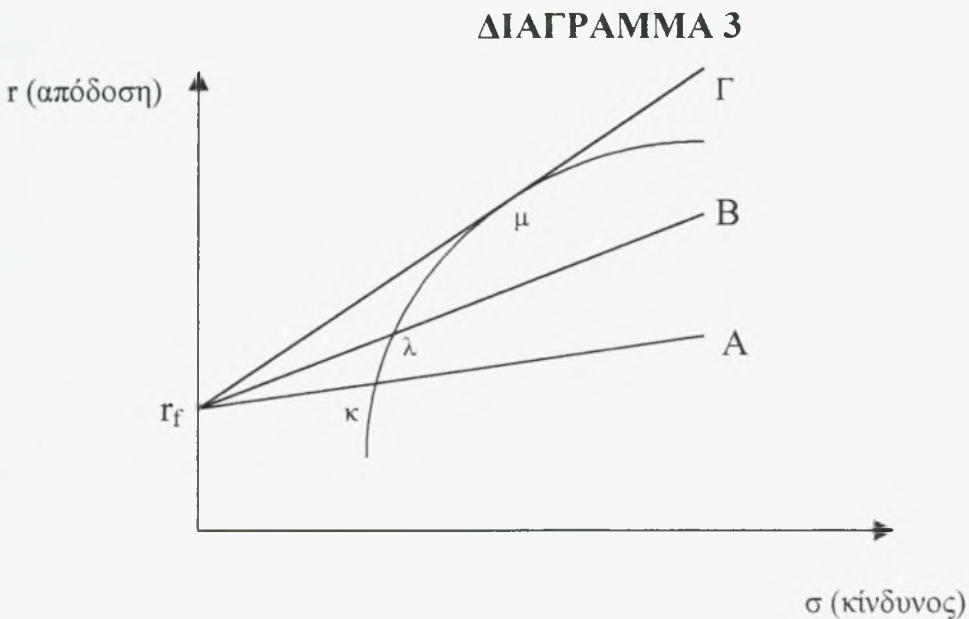


Στο σημείο αυτό θα προχωρήσουμε ένα βήμα παρακάτω. Το Διάγραμμα 2 δείχνει όλους τους αποδοτικούς συνδυασμούς αναμενόμενης απόδοσης και κινδύνου για  $n$  χρεογράφα. Η καμπύλη  $AB$  έχει ονομαστεί ως **Σύνορο των Αποδοτικών Χαρτοφυλακίων (Efficient Frontier)**. Βέβαια αναφέρεται, όπως είναι ευνόητο, σε συνδυασμούς μόνο επικίνδυνων χρεογράφων (μετοχών). Αν οι επενδυτές επιθυμούσαν να απαρτίσουν τα χαρτοφυλάκιά τους μόνο με μετοχές, τότε κλίση αυτής της καμπύλης θα έδειχνε σε κάθε σημείο πόσο κίνδυνο θα έπρεπε να αναλάβουν οι επενδυτές σε κάθε οριακή αύξηση της αναμενόμενης απόδοσης τους. Όμως, όπως είπαμε υπάρχουν και τα ομόλογα. Οι επενδυτές λοιπόν μπορούν είτε να δανείσουν στο Κράτος (να αγοράσουν ομόλογα), είτε να δανειστούν. Υποθέτουμε ότι το επιτόκιο του επενδυτή

για να δανειστεί ή να δανείσει είναι το ίδιο και είναι  $r_f$ . Συμπεραίνουμε λοιπόν ότι οι επενδυτές μπορούν να διαθέσουν ένα μέρος των κεφαλαίων τους που προορίζεται για επένδυση σε ομόλογα και το υπόλοιπο σε ένα αποδοτικό χαρτοφυλάκιο. Ακόμη μπορούν να δανειστούν κεφάλαια με επιτόκιο  $r_f$  και να τα επενδύσουν εξ' ολοκλήρου σε ένα αποδοτικό αποδοτικό χαρτοφυλάκιο, μαζί με τα ήδη υπάρχοντα<sup>12</sup>.

Έστω λοιπόν ότι ένας επενδυτής θέλει να δημιουργήσει ένα χαρτοφυλάκιο με δύο χρεόγραφα 1, 2 (με δεδομένη πάντα την ύπαρξη του ομλόγου). Η καμπύλη των αποδοτικών χαρτοφυλακίων στο Διάγραμμα 3 περιλαμβάνει όλους τους δυνατούς αποδοτικούς συνδυασμούς μόνο των δύο χρεογράφων (είναι ευθεία και όχι επιφάνεια γιατί πρόκειται μόνο για δύο χρεόγραφα). Αφού ο επενδυτής μπορεί να συνδυάσει αποδοτικά χαρτοφυλάκια με επένδυση σε ομόλογα μπορούν να δημιουργηθούν νέες δυνατότητες επιλογών. Για παράδειγμα στο Διάγραμμα 3 ο επενδυτής μπορεί να επιλέξει το χαρτοφυλάκιο  $\kappa$  και με τη χρήση των ομολόγων να κινηθεί πάνω στην ευθεία  $r_f A$ . Επίσης το ίδιο μπορεί να συμβεί αν επιλέξει το χαρτοφυλάκιο  $\lambda$ , οπότε με τη χρήση των ομολόγων να κινηθεί πάνω στην ευθεία  $r_f B$  ή αν επιλέξει το χαρτοφυλάκιο  $\mu$  να κινηθεί πάνω στην ευθεία  $r_f \Gamma$ . Οι εφικτοί συνδυασμοί του χαρτοφυλακίου  $\kappa$  με το ομόλογο όμως δεν είναι βέλτιστοι. Αυτό γιατί για κάθε συνδυασμό/χαρτοφυλάκιο επί της ευθείας  $r_f A$  υπάρχει ένας άλλος συνδυασμός/χαρτοφυλάκιο επί της ευθείας  $r_f B$  ο οποίος υπερέχει επειδή προσφέρει υψηλότερη απόδοση στον ίδιο κίνδυνο. Η ίδια λογική μας οδηγεί στο συμπέρασμα όμως ότι ούτε ένα χαρτοφυλάκιο στην ευθεία  $r_f B$  είναι βέλτιστο για τον επενδυτή. Το βέλτιστο χαρτοφυλάκιο που αποτελείται μόνο από χρεόγραφα είναι το  $\mu$ , γιατί αν παρακολουθήσουμε το Διάγραμμα 3 το χαρτοφυλάκιο αυτό βρίσκεται εκεί που η ευθεία  $r_f \Gamma$  εφάπτεται με το σύνορο των αποδοτικών χαρτοφυλακίων, οπότε δεν υπάρχει άλλο που να δίνει καλύτερη απόδοση

με δεδομένο τον κίνδυνο<sup>13</sup>. Οπότε οι συνδυασμοί που βρίσκονται πάνω στην ευθεία  $r_f\Gamma$  είναι οι βέλτιστοι για τον επενδυτή ανάλογα με τις προτιμήσεις του για τον κίνδυνο.



Σύμφωνα λοιπόν με το Υπόδειγμα Τιμολόγησης Κεφαλαιουχικών Περιουσιακών Στοιχείων η στρατηγική του επενδυτή για την επιλογή του άριστου χαρτοφυλακίου είναι ουσιαστικά χωρισμένη σε δύο στάδια. Στο πρώτο στάδιο ο επενδυτής επιλέγει τις άριστες ποσότητες των δύο χρεογράφων, δηλαδή το βέλτιστο χαρτοφυλάκιο χρεογράφων που στο Διάγραμμα 3 είναι το  $\mu$ . Στο δεύτερο στάδιο ο επενδυτής κάνει την τελική (άριστη) επιλογή, μετατρέπει δηλαδή το χαρτοφυλάκιο του με βάση τον κίνδυνο που επιθυμεί να αναλάβει. Αν επιθυμεί για παράδειγμα κίνδυνο μικρότερο από αυτόν του χαρτοφυλακίου  $\mu$  τότε θα επενδύσει ένα μέρος των κεφαλαίων του στο ομόλογο ένω το υπόλοιπο θα το

τοποθετήσει στο χαρτοφυλάκιο  $\mu$ . Σε περίπτωση που προτιμά τον κίνδυνο του που προσφέρει το χαρτοφυλάκιο  $\mu$  θα επενδύσει όλο το κεφάλαιό του σε αυτό και δεν θα ασχοληθεί με το ομόλογο. Τέλος, αν ο επενδυτής επιθυμεί ο κίνδυνος που θα αναλάβει να είναι μεγαλύτερος από αυτόν του χαρτοφυλακίου  $\mu$ , θα δανειστεί με επιτόκιο  $r_f$  και θα επενδύσει στο χαρτοφυλάκιο  $\mu$  το κεφάλαιο που διέθετε και αυτό που δανείστηκε. Η πρώτη περίπτωση στο Διάγραμμα 3 θα βρίσκεται πάνω στην ευθεία  $r_f\mu$ , η δεύτερη θα είναι το σημείο  $\mu$  και η τρίτη θα βρίσκεται πάνω στην ευθεία  $r_f\Gamma$ .

Το πρώτο στάδιο που παρουσιάσαμε είναι κοινό για όλους τους επενδυτές, σύμφωνα με την χρηματοοικονομική θεωρία. Το δεύτερο όμως είναι υποκειμενικό και εξαρτάται αποκλειστικά από το ποιος είναι για τον κάθε επενδυτή ο επιθυμητός κίνδυνος και άρα πώς ο κάθε επενδυτής προσδιορίζει το βέλτιστο για αυτόν χαρτοφυλάκιο. Στην περίπτωση που το πλήθος των χρεογράφων είναι όλα τα χρεόγραφα του χρηματιστηρίου, το χαρτοφυλάκιο  $\mu$  είναι στην ουσία το χαρτοφυλάκιο της αγοράς. Οπότε σύμφωνα με το Υπόδειγμα Τιμολόγησης Κεφαλαιουχικών Περιουσιακών Στοιχείων, στην περίπτωση αυτή η καλύτερη στρατηγική για τον επενδυτή θα είναι να επιλέξει πρώτα το άριστο χαρτοφυλάκιο (δηλαδή της αγοράς), και μετά ανάλογα με τις προτιμήσεις του να προσαρμόσει τον κίνδυνο με το να δανειστεί ή να δανείσει στο επιτόκιο  $r_f$ .



**1.6 ΕΡΜΗΝΕΙΑ ΤΟΥ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑΤΟΣ ΤΙΜΟΛΟΓΗΣΗΣ**  
**ΚΕΦΑΛΑΙΟΥΧΙΚΩΝ ΠΕΡΙΟΥΣΙΑΚΩΝ ΣΤΟΙΧΕΙΩΝ (CAPM)**

Η αλγεβρική μορφή του συντελεστή beta που παρουσιάσαμε στη σχέση (13) μπορεί να χρησιμοποιηθεί και στην περίπτωση που θεωρούμε ότι το χαρτοφυλάκιο του παραδείγματος είναι το χαρτοφυλάκιο της αγοράς. Έτσι λοιπόν μπορούμε να ορίσουμε τον συντελεστή beta για μία μετοχή  $j$  σχετικά με το χαρτοφυλάκιο της αγοράς ως:

$$\mathbf{beta}_j = \sigma_{jm} / \sigma_m^2 \quad (20)$$

όπου:  $\sigma_{jm}$  είναι η συνδιακύμανση των αποδόσεων της μετοχής  $j$  και του χαρτοφυλακίου της αγοράς  $m$

$\sigma_m^2$  είναι η διακύμανση των αποδόσεων του χαρτοφυλακίου της αγοράς  $m$

Εδώ θα πρέπει να πούμε ότι στη σχέση (20) οι διακύμανση και η συνδιακύμανση αναφέρονται στις συνολικές αποδόσεις των στοιχείων. Όμως η ανάλυση του Υποδείγματος Τιμολόγησης Κεφαλαιουχικών Περιουσιακών Στοιχείων σχετίζεται με τη χρήση των παραπάνω σε όρους επιπρόσθετων αποδόσεων (risk premiums) πάνω από την απόδοση των χωρίς κίνδυνο χρεογράφων (εδώ ομολόγων), όπως είναι το  $r_m - r_f$  (όπου  $r_m$  είναι η απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς). Η σχέση (20) λοιπόν μπορεί να εκφραστεί σε όρους επιπρόσθετων αποδόσεων αφού το  $\mathbf{beta}_j$  δεν επηρεάζεται από αυτή την αλλαγή. Δηλαδή ο συντελεστής beta για μία μετοχή ισούται με το λόγο της συνδιακύμανσης του risk premium για τη μετοχή και του risk premium για το χαρτοφυλάκιο της αγοράς προς τη διακύμανση του risk premium του χαρτοφυλακίου της αγοράς.

Μία ακόμη εφαρμογή του συντελεστή beta είναι πάνω σε χαρτοφυλάκια αντί για μετοχές. Για παράδειγμα έστω ότι έχουμε ένα χαρτοφυλάκιο  $p$  με  $n$  χρεόγραφα. Η σχέση (20) τότε θα γίνει:

$$\mathbf{Beta}_{pm} = \sigma_{pm} / \sigma_m^2 \quad (21)$$

Με δεδομένους τους τύπους για τη συνδιακύμανση η σχέση (21) μπορεί να γραφεί:

$$\mathbf{beta}_{pm} = \sum_{j=1}^n w_{ip} \mathbf{beta}_{im} \quad (22)$$

όπου:  $w_{ip}$  είναι το μέρος του χαρτοφυλακίου  $p$  που επενδύθηκε σε ένα χρεόγραφο  $i$

$\mathbf{beta}_{im}$  είναι ο συντελεστής beta για το χρεόγραφο  $i$  σχετικά με το χαρτοφυλάκιο της αγοράς

Κατά συνέπεια παρατηρούμε ότι ο συντελεστής beta για ένα χαρτοφυλάκιο είναι στην ουσία ο σταθμικός μέσος των συντελεστών beta των χρεογράφων που περιλαμβάνει. Για το λόγο αυτό, όπως αναφέραμε και σε προηγούμενη ενότητα, ο beta για το χαρτοφυλάκιο της αγοράς είναι μονάδα, (για την αγορά η συνδιακύμανση με τον εαυτό της είναι ίση με τη διακύμανσή της).

**1.7 ΠΡΟΣΔΙΟΡΙΣΜΟΣ ΕΚΤΙΜΗΣΙΜΗΣ ΣΥΝΑΡΤΗΣΗΣ ΓΙΑ ΤΗΝ**  
**ΕΦΑΡΜΟΓΗ ΤΟΥ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑΤΟΣ ΤΙΜΟΛΟΓΗΣΗΣ**  
**ΚΕΦΑΛΑΙΟΥΧΙΚΩΝ ΠΕΡΙΟΥΣΙΑΚΩΝ ΣΤΟΙΧΕΙΩΝ (CAPM)**

Προκειμένου να περάσουμε τώρα στην οικονομετρική ανάλυση που αφορά το Υπόδειγμα Τιμολόγησης Κεφαλαιουχικών Περιουσιακών Στοιχείων (CAPM), θα πρέπει αρχικά να δημιουργήσουμε μία εξίσωση προς εκτίμηση. Αν θεωρήσουμε ένα χρεόγραφο  $j$  και το χαρτοφυλάκιο της αγοράς  $m$ , τότε μετατρέποντας τη γραμμική σχέση του CAPM, [σχέση (19)] θα έχουμε:

$$r_j - r_f = (\sigma_j / \sigma_m) (r_m - r_f) \quad (23)$$

όπου:  $r_j$ ,  $r_f$ ,  $r_m$  είναι οι αποδόσεις του χρεογράφου  $j$ , του ομολόγου και του χαρτοφυλακίου της αγοράς  $m$  αντίστοιχα  
 $\sigma_j / \sigma_m$  είναι ο λόγος των τυπικών αποκλίσεων των αποδόσεων του χρεογράφου  $j$  προς το χαρτοφυλάκιο της αγοράς  $m$   
 $r_j - r_f$  είναι το risk premium για το χρεόγραφο  $j$   
 $r_m - r_f$  είναι το risk premium για το χαρτοφυλάκιο της αγοράς  $m$

Η τελευταία εξίσωση εκφράζει μία σχέση αναλογικότητας μεταξύ της επιπρόσθετης απόδοσης για το χρεόγραφο  $j$  ( $r_j - r_f$ ) και της αντίστοιχης απόδοσης για το χαρτοφυλάκιο της αγοράς  $m$  ( $r_m - r_f$ ) την οποία προσδιορίζει ο λόγος  $\sigma_j / \sigma_m$ . Δηλαδή στην ουσία σύμφωνα με το Υπόδειγμα Τιμολόγησης Κεφαλαιουχικών Περιουσιακών Στοιχείων (CAPM) υπάρχει μία μορφή εξάρτησης του  $r_j - r_f$  από το  $r_m - r_f$ .

Αν στη σχέση (23) τοποθετήσουμε ένα σταθερό όρο  $\alpha_j$ , μία στοχαστική μεταβλητή  $\varepsilon_j$  που θα αντιπροσωπεύει το διαταρακτικό όρο και τέλος ονομάσουμε  $\beta_j$  το λόγο  $\sigma_j / \sigma_m$  θα έχουμε μία προς εκτίμηση εξίσωση η οποία θα έχει τη μορφή:

$$(r_j - r_f) = \alpha_j + \beta_j(r_m - r_f) + \varepsilon_j \quad (24)$$

Η εξίσωση αυτή αντιπροσωπεύει με τον καλύτερο τρόπο τη θεωρία που βρίσκεται πίσω από το Υπόδειγμα Τιμολόγησης Κεφαλαιουχικών Περιουσιακών Στοιχείων. Ο συντελεστής  $\alpha_j$  (γνωστός στη διεθνή βιβλιογραφία ως alpha), δείχνει τον ποσοστιαίο ρυθμό υπερτίμησης ή υποτίμησης μίας μετοχής σε σχέση με το ομόλογο (χωρίς κίνδυνο χρεόγραφο). Ο συντελεστής αυτός δείχνει τι έγινε στο παρελθόν, ενώ για το μέλλον η καλύτερη εκτίμηση είναι ότι η μετοχή θα έχει ομαλή απόδοση.

Με τη μέθοδο των Κανονικών Ελαχίστων Τετραγώνων (OLS) η εκτίμηση του  $\beta_j$  είναι:

$$\beta_j = \sigma_{r_j - r_f, r_m - r_f} / \sigma_{r_m - r_f} \quad (25)$$

Η σχέση (25) όμως στην ουσία είναι ίδια με τη σχέση (20). Κατά συνέπεια το  $\beta_j$  είναι ο συντελεστής beta για το χρεόγραφο  $j$ , ο οποίος όπως βλέπουμε μπορεί να εκτιμηθεί με την απλή Μέθοδο των Ελαχίστων Τετραγώνων. Το τελευταίο αποτελεί και ένα από τα συγκριτικά πλεονεκτήματα του Υποδείγματος Τιμολόγησης Κεφαλαιουχικών Περιουσιακών Στοιχείων<sup>14</sup>.

**1.8 ΥΠΟΘΕΣΕΙΣ ΤΟΥ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑΤΟΣ ΤΙΜΟΛΟΓΗΣΗΣ**  
**ΚΕΦΑΛΑΙΟΥΧΙΚΩΝ ΠΕΡΙΟΥΣΙΑΚΩΝ ΣΤΟΙΧΕΙΩΝ (CAPM)**

Οι υποθέσεις πάνω στις οποίες στηριχθήκαμε για να αναπτύξουμε το Υπόδειγμα Τιμολόγησης Κεφαλαιουχικών Περιουσιακών Στοιχείων είναι οι ακόλουθες:

- Οι επενδυτές εκφράζουν αποστροφή στον κίνδυνο
- Οι επενδυτές έχουν ομοιογενείς προσδοκίες
- Το Ετήσιο Έντοκο Ομόλογο Ελληνικού Δημοσίου είναι το χωρίς κίνδυνο χρεόγραφο στην ανάλυση μας
- Οι επενδυτές αγοράζουν το ομόλογο στην αρχή κάθε έτους και το κρατούν μέχρι την ημερομηνία λήξης του δηλαδή μετά από ένα έτος
- Κάθε φορά που λήγει το ομόλογο που έχει αγοραστεί (δηλαδή στην αρχή κάθε έτους), οι επενδυτές αγοράζουν ξανά ομόλογο
- Δεν υπάρχουν ατέλειες στην αγορά (π.χ. φόροι, πληθωρισμός κ.ά.)
- Οι πληροφορίες κυκλοφορούν ελεύθερα χωρίς κόστος

Από οικονομετρικής πλευράς οι υποθέσεις έχουν ως εξής:

- Η αναμενόμενη τιμή του διαταρακτικού όρου είναι ίση με το μηδέν. Ισχύει δηλαδή:  $E(\varepsilon_t) = 0$
- Τα διαδοχικά κατάλοιπα δεν συσχετίζονται μεταξύ τους (δηλαδή δεν υπάρχει πρόβλημα αυτοσυσχέτισης). Δηλαδή δεν ισχύει:  $\varepsilon_t = \rho\varepsilon_{t-1} + u_t$ , όπου  $0 < \rho < 1$  και  $t$  ο χρόνος
- Υπάρχει ανεξαρτησία μεταξύ του  $r_m - r_f$  με το διαταρακτικό όρο  $\varepsilon$ . Δηλαδή ισχύει:  $\sigma_{r_m - r_f, \varepsilon} = 0$

- Η διακύμανση των καταλοίπων  $\varepsilon_i$  είναι σταθερή σε όλη τη διάρκεια του δείγματος (δηλαδή δεν υπάρχει ετεροσκεδαστικότητα).
- Τέλος, η τιμή του συντελεστή beta είναι σταθερή για όλη την περίοδο εκτίμησης<sup>15</sup>

**1.9 ΑΝΑΣΚΟΠΗΣΗ ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑΣ ΒΑΣΙΣΜΕΝΗΣ ΣΤΟ**  
**ΥΠΟΔΕΙΓΜΑ ΤΙΜΟΛΟΓΗΣΗΣ ΚΕΦΑΛΑΙΟΥΧΙΚΩΝ**  
**ΠΕΡΙΟΥΣΙΑΚΩΝ ΣΤΟΙΧΕΙΩΝ**

Το Υπόδειγμα Τιμολόγησης Κεφαλαιουχικών Περιουσιακών Στοιχείων, που αναπτύχθηκε από τον **Sharpe** (1964)<sup>16</sup>, τον **Lintner** (1965)<sup>17</sup>, και τον **Mossin** (1966)<sup>18</sup>, αποτελεί το κυρίαρχο μοντέλο ισορροπίας στην αγορά κεφαλαίου διεθνώς. Οι **Nicolaas Groenewold** και **Patricia Fraser** (1999) ασχολήθηκαν με τη χρονική αστάθεια του beta. Χρησιμοποίησαν τρεις μεθόδους για την έρευνά τους, τη μέθοδο recursive estimation, τη χρήση των rolling regressions και το φίλτρο του Kalman, και κατέληξαν στο ότι τα beta προκειμένου να εκτιμηθούν πρέπει να χρησιμοποιείται μικρό δείγμα (μέχρι 5 έτη) διότι είναι φανερά ασταθής στο χρόνο<sup>19</sup>. Οι **Black, Fraser και Power** (1992)<sup>20</sup>, **Bos, Newbold** (1984)<sup>21</sup> και **Wells** (1994)<sup>22</sup> προκειμένου να αποφύγουν τα προβλήματα στις εκτιμήσεις κατέφυγαν σε ρητές υποθέσεις για τη χρονική αστάθεια των παραμέτρων.

Ακόμη βρέθηκε από τους **Daniel** και **Titman** (1997) ότι το μέγεθος μιας επιχείρησης φαίνεται να αποτελεί καθοριστικό παράγοντα στην απόδοση της μετοχής της<sup>23</sup>. Οι **Fama και French** (1992), τόνισαν ότι δεν υπάρχει διαστρωματική σχέση μεταξύ του beta και της απόδοσης, αν το μέγεθος της επιχείρησης αποτελεί ερμηνευτική μεταβλητή<sup>24</sup>, κάτι το οποίο αποδείχθηκε και από τους **Schlag και Wohlschrieb** (1997) σε μια εφαρμογή στο Γερμανικό Χρηματιστήριο<sup>25</sup>.

Σε έρευνά τους οι **Pettengill et al** (1995) συμπέραναν ότι υπάρχει η δυνατότητα για ανεξάρτητο έλεγχο της υπόθεσης για τη σχέση μεταξύ του beta και των αποδόσεων του CAMP<sup>26</sup>. Βασισμένοι στην έρευνα των παραπάνω, οι **Elsas, El - Shaer και Theissen** (2003) πρότειναν έναν υπό προϋποθέσεις έλεγχο, ο οποίος βασισμένος στο γεγονός ότι μια ex post (αφού γίνει η επένδυση) διατύπωση του CAMP μπορεί να προσδιορίσει

μια υποθετική σχέση μεταξύ του beta και των αποδόσεων, τέτοια ώστε να ισχύει ότι οι μετοχές με υψηλό beta να έχουν υψηλές / χαμηλές αποδόσεις, όταν το risk premium της αγοράς είναι θετικό / αρνητικό<sup>27</sup>.

Επίσης οι **Bossaerts και Plott** (2002) ασχολήθηκαν με την εφαρμογή του CAMP σε "ρηχές", πειραματικές αγορές και απέδειξαν ότι τα αποτελέσματα ήταν αξιόπιστα<sup>28</sup>. Το παραπάνω έρχεται σε σύγκρουση με τα συμπεράσματα των **Fama και French** (1992), οι οποίοι ήταν αντίθετοι με τη χρήση του CAMP σε τέτοιες αγορές, γιατί η πολυπλοκότητα του οικονομικού περιβάλλοντος είναι πέρα από τις δυνατότητες του ερευνητή<sup>29</sup>. Ακόμη οι **Fama και Mac Beth** (1973) διεξήγαγαν εμπειρικούς ελέγχους στο CAMP και πρόσφεραν στη χρηματοοικονομική θεωρία δύο βασικά συμπεράσματα. Το πρώτο είναι ότι η αναμενόμενη απόδοση του περιουσιακού στοιχείου έχει μια θετική γραμμική σχέση με το συστηματικό κίνδυνο και το δεύτερο ότι το beta ως μονάδα μέτρησής του εξηγεί πολύ καλά τη διαστρωματική συμπεριφορά των αποδόσεων<sup>30</sup>.

Ενδιαφέρον παρουσιάζει η έρευνα του **Gonzalez** (2001), ο οποίος χρησιμοποίησε όλες τις μετοχές που ήταν εισηγμένες στο Χρηματιστήριο του Καρακάς και κατέληξε στο συμπέρασμα ότι το CAMP δεν θα πρέπει να εφαρμόζεται για την πρόβλεψη των αποδόσεων σε αυτή τη χρηματιστηριακή αγορά, γιατί βρήκε επιπλέον παράγοντες, εκτός του beta, που είναι σημαντικοί για τον προσδιορισμό των αποδόσεων<sup>31</sup>.

Στο σημείο αυτό θα πρέπει να πούμε ότι αν και η διεθνής εμπειρία πάνω στο υπόδειγμα Τιμολόγησης Κεφαλαιουχικών Περιουσιακών Στοιχείων (CAMP) είναι πλούσια, στην Ελλάδα οι προσπάθειες δεν είναι αρκετές. Αξιόλογες προσπάθειες έχουν γίνει από τους **Καραθανάση και Φίλιππα** (1991)<sup>32</sup>, **Φίλιππα** (1990)<sup>33</sup>, **Σπύρου** (1993)<sup>34</sup>, οι οποίοι ασχολήθηκαν διεξοδικά με τη χρήση του CAMP στην ελληνική αγορά. Οι δύο πρώτοι στις αντίστοιχες εργασίες τους ασχολήθηκαν με την



εκτίμηση του beta που δίνει το CAMP, ενώ επίσης παρουσίασαν αναλυτικά τα προβλήματα που προκύπτουν κατά τον προσδιορισμό του συστηματικού κινδύνου των μετοχών.

**2. ΕΜΠΕΙΡΙΚΗ ΕΦΑΡΜΟΓΗ ΤΟΥ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑΤΟΣ**  
**ΤΙΜΟΛΟΓΗΣΗΣ ΚΕΦΑΛΑΙΟΥΧΙΚΩΝ ΠΕΡΙΟΥΣΙΑΚΩΝ**  
**ΣΤΟΙΧΕΙΩΝ (CAMP) ΣΕ ΟΚΤΩ ΜΕΤΟΧΕΣ ΤΟΥ**  
**ΧΡΗΜΑΤΙΣΤΗΡΙΟΥ ΑΞΙΩΝ ΑΘΗΝΩΝ**

Οι μετοχές που χρησιμοποιήθηκαν στην παρούσα ανάλυση είναι οι ακόλουθες:

1. CYCLON A.E.
2. ΙΝΤΡΑΚΟΜ Α.Ε.
3. ΕΜΠΟΡΙΚΗ ΤΡΑΠΕΖΑ
4. RILKEN A.E.
5. GOODYS A.E.
6. ΤΗΛΕΤΥΠΟΣ Α.Ε.
7. ΚΛΩΝΑΤΕΞ Α.Ε.
8. ΤΡΑΠΕΖΑ ΠΕΙΡΑΙΩΣ

Κατασκευάσαμε τις ημερήσιες αποδόσεις των μετοχών διαιρώντας την τιμή κλεισίματος με αυτή της αμέσως προηγούμενης ημέρας και πήραμε μετά το λογάριθμο αυτού του αποτελέσματος<sup>35</sup>. Έτσι δημιουργήσαμε μια τράπεζα παρατηρήσεων με ιστορικές ημερήσιες αποδόσεις, από το έτος 1998 μέχρι το έτος 2002. Το ομόλογο που χρησιμοποιήσαμε είναι το Ετήσιο Έντοκο Ομόλογο Ελληνικού Δημοσίου. Βασισμένοι στη ρητή υπόθεση που έχουμε κάνει, ότι ο επενδυτής αγοράζει το ομόλογο στην αρχή του χρόνου και το κρατά μέχρι την ημερομηνία λήξης του, υπολογίσαμε την ημερήσια απόδοση του ομολόγου διαιρώντας την ετήσια απόδοση που έχει με τον αριθμό 360 και στη συνέχεια πήραμε το λογάριθμο του αποτελέσματος. Ακόμη, η διαδικασία που έγινε με τις μετοχές εφαρμόστηκε για να βρεθούν και οι ημερήσιες αποδόσεις του Γενικού Δείκτη του Χρηματιστηρίου Αξιών Αθηνών. Έτσι η διαφορά των αποδόσεων των μετοχών και των ομολόγων καθώς και των αποδόσεων του χρηματιστηριακού δείκτη και

των ομολόγων έδωσε τα risk premium ( $r - r_f$  και  $r_m - r_f$ ). Σκοπός μας είναι να εκτιμήσουμε τους συντελεστές beta για τις παραπάνω μετοχές με τη χρήση του CAMP. Η εκτίμηση των beta έγινε για κάθε μετοχή, α) για όλη την πενταετία και β) για κάθε έτος ξεχωριστά.

Προκειμένου να φτάσουμε στο τελικό αποτέλεσμα (εξαγωγή των beta) χρειάστηκε να πραγματοποιήσουμε διάφορους ελέγχους καθώς και διορθώσεις. Αρχικά κάναμε έλεγχο **Augmented Dickey-Fuller** για στασιμότητα καθώς και το τεστ **Engle-Granger** για το αν οι χρονολογικές σειρές συνολοκληρώνονται. Στη συνέχεια, παλινδρομήσαμε τα δεδομένα και κάναμε τον έλεγχο **Jarque-Bera** για το αν τα κατάλοιπα ακολουθούν την κανονική κατανομή. Ακολούθησε έλεγχος για αυτοσυσχέτιση του διαταρακτικού όρου, με το κριτήριο **Durbin-Watson**, και διόρθωση του προβλήματος, όπου υπήρχε, με τη μέθοδο **Durbin Two Step**. Επίσης έγινε έλεγχος ετεροσκεδαστικότητας (αν τα κατάλοιπα κατανέμονται τυχαία ή όχι) με τη χρήση του διαγράμματος των καταλοίπων με τις εκτιμημένες τιμές της εξαρτημένης μεταβλητής του υποδείγματος αλλά και με το τεστ **Goldfeld-Quant**. Χρησιμοποιήθηκε επίσης το **Chow break-point test** προκειμένου να ελέγξουμε κατά πόσο επηρεάστηκαν ή όχι οι αποδόσεις από την αλλαγή του ανώτερου και κατώτερου ορίου των μετοχών την 01/06/2001 (από  $\pm 8\%$  σε  $\pm 12\%$ ). Μετά από τη διεξαγωγή των παραπάνω, έγινε ο σχολιασμός των συντελεστών beta που προέκυψαν. Να σημειωθεί ότι οι παραπάνω διαδικασίες έγιναν για κάθε χρονική περίοδο (πενταετία και έτος) για κάθε μετοχή.

**2.1 ΕΛΕΓΧΟΙ ΓΙΑ ΣΤΑΣΙΜΟΤΗΤΑ ΚΑΙ ΣΥΝΟΛΟΚΛΗΡΩΣΗ ΣΤΙΣ**  
**ΧΡΟΝΟΛΟΓΙΚΕΣ ΣΕΙΡΕΣ  $R - R_F$  ΚΑΙ  $R_M - R_F$  ΓΙΑ ΤΗΝ**  
**ΠΕΝΤΑΕΤΙΑ 1998 - 2002**

Προκειμένου να προχωρήσουμε στη διαδικασία εκτίμησης των συντελεστών  $\beta$ , το πρώτο θέμα με το οποίο έπρεπε να ασχοληθούμε ήταν να ελέγξουμε αν οι χρονολογικές σειρές των αποδόσεων είναι στάσιμες. Αν και οι δύο χρονολογικές σειρές ( $r - r_f$  και  $r_m - r_f$ ) είναι στάσιμες, αυτόματα οδηγούμαστε στο συμπέρασμα ότι συνολοκληρώνονται, χωρίς να χρειάζεται να προβούμε σε κάποιο τεστ για έλεγχο συνολοκλήρωσης. Αν μια από τις δύο ή και οι δύο χρονολογικές σειρές είναι μη στάσιμες, πρέπει να ελέγξουμε αν συνολοκληρώνονται (κάτι το οποίο πραγματοποιήσαμε όπου ήταν αναγκαίο)<sup>36</sup>.

Πριν ξεκινήσουμε την ανάλυση, θεωρήσαμε απαραίτητο να διευκρινίσουμε τι σημαίνει ότι μια χρονολογική σειρά είναι στάσιμη ή όχι και τι σημαίνει η συνολοκλήρωση. Συγκεκριμένα μια χρονολογική σειρά είναι στάσιμη, αν η τιμή της κυμαίνεται γύρω από τη μέση της τιμή προσεγγιστικά με σταθερό διάστημα και τείνει στη μέση της τιμή. Μια μη στάσιμη χρονολογική σειρά, παρουσιάζει διαχρονική μεταβολή των στατιστικών ιδιοτήτων της. Με άλλα λόγια, ο μέσος και η διακύμανσή της είναι συνάρτηση του χρόνου. Τέλος, αν δύο μεταβλητές συνολοκληρώνονται, αυτό σημαίνει ότι η οικονομική σχέση που τις συνδέει παρουσιάζει μια μακροχρόνια ισορροπία. Μάλιστα, ακόμη και αν δύο χρονολογικές σειρές δεν είναι στάσιμες, μπορεί να συνολοκληρώνονται, όπως αναφέραμε παραπάνω. Αυτό μπορεί να συμβαίνει, παρόλο που οι χρονολογικές σειρές προφανώς εμπεριέχουν στοχαστικά στοιχεία, γιατί μακροχρόνια συμβαδίζουν και η διαφορά μεταξύ τους είναι σταθερή. Με άλλα λόγια, το σφάλμα

ανισοροπίας που εκτιμάται με το διαταρακτικό όρο παραμένει σταθερό<sup>37</sup>.

Τον έλεγχο για τη στασιμότητα ή όχι των χρονολογικών σειρών για την πενταετία 1998-2002, τον πραγματοποιήσαμε με το **Augmented Dickey-Fuller test**, ενώ τον έλεγχο για συνολοκλήρωση με το **Engle-Granger test**. Παρακάτω θα παρουσιάσουμε συνοπτικά τις δύο αυτές διαδικασίες / ελέγχους. Η μορφή του Augmented Dickey-Fuller (ADF) test που χρησιμοποιήσαμε είναι αυτή που περιλαμβάνει τη χρήση πρώτων διαφορών, σταθερού όρου και τάσης. Συγκεκριμένα, σύμφωνα με το τεστ γίνεται παλινδρόμηση έστω για μια χρονολογική σειρά  $Y_t$  στην εξής σχέση:

$$\Delta Y_t = \beta_0 + \beta_1 T + \beta_2 Y_{t-1} + \beta_3 \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

όπου:  $\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}$  (πρώτη διαφορά) και  $T$  η τάση.

Από την παραπάνω παλινδρόμηση παίρνουμε την τιμή της στατιστικής  $t$  την οποία και συγκρίνουμε με την κριτική τιμή  $t_c$  των πινάκων, προκειμένου να ελέγξουμε τις εξής υποθέσεις:

$H_0$  = Η χρονολογική σειρά είναι μη στάσιμη

$H_1$  = Η χρονολογική σειρά είναι στάσιμη.

Αν ισχύει  $|t| > |t_c|$  τότε η  $H_0$  υπόθεση απορρίπτεται και άρα η χρονολογική σειρά είναι στάσιμη. Αν  $|t| < |t_c|$  συμβαίνει το αντίθετο και άρα η χρονολογική σειρά είναι μη στάσιμη.

Η διαδικασία ενός **Engle-Granger test** για συνολοκλήρωση είναι παρόμοια με την παραπάνω. Αρχικά πραγματοποιούμε παλινδρόμηση της σχέσης:

$$\Delta U_t = \rho U_{t-1} + V_t$$

όπου:  $U_t$  είναι τα κατάλοιπα της παλινδρόμησης της οικονομικής σχέσης των χρονολογικών σειρών, για τις οποίες ελέγχουμε για συνολοκλήρωση.

Η παλινδρόμηση που κάναμε θα μας δώσει την τιμή της στατιστικής  $t$  την οποία και θα συγκρίνουμε με την κριτική τιμή  $\tau_c$  των πινάκων για να ελέγξουμε τις ακόλουθες υποθέσεις:

$H_0$  = Τα κατάλοιπα δεν είναι στάσιμη σειρά και άρα οι μεταβλητές δεν συνολοκληρώνονται.

$H_1$  = Τα κατάλοιπα είναι στάσιμη σειρά και άρα οι μεταβλητές συνολοκληρώνονται.

Αν ισχύει  $|t| > |\tau_c|$  η υπόθεση  $H_0$  απορρίπτεται, οπότε οι χρονολογικές σειρές συνολοκληρώνονται. Αν ισχύει  $|t| < |\tau_c|$  τότε σημαίνει ότι οι χρονολογικές σειρές δεν συνολοκληρώνονται. Όπως παρατηρούμε το **Engle-Granger test** πραγματοποιεί έλεγχο στασιμότητας στα κατάλοιπα προκειμένου να καταλήξει στην συνολοκλήρωση ή όχι των μεταβλητών<sup>38</sup>.

Ας περάσουμε τώρα στο σχολιασμό των αποτελεσμάτων των παραπάνω τεστ στην παρούσα εργασία. Η εφαρμογή του ADF test για την πενταετία 1998-2002 έδειξε ότι όλες οι χρονολογικές σειρές είναι στάσιμες για όλες τις μετοχές. Δηλαδή με άλλα λόγια, σε όλες τις περιπτώσεις η στατιστική  $t$  από το τεστ ήταν μεγαλύτερη σε απόλυτη τιμή από την κριτική τιμή  $\tau_c$  των πινάκων (τα αποτελέσματα είναι εμφανή στο Παράρτημα Α' σελ. 69 ). Ενδεικτικά θα παρουσιάσουμε και θα σχολιάσουμε τα αποτελέσματα του ADF test για τη μετοχή CYCLON A.E. αφού με τον ίδιο ακριβώς τρόπο μπορεί να γίνει και για τις υπόλοιπες μετοχές. Παρατηρούμε (βλ. Παράρτημα Α' σελ. 70 ) ότι το ADF test για τη χρονολογική σειρά  $R - R_F$  έδωσε στατιστική  $|t| = |-7,46769|$  ενώ επίσης η κριτική τιμή  $|\tau_c| = |-3,4159|$ . Οπότε ισχύει  $|t| > |\tau_c|$ , άρα η υπόθεση  $H_0$  απορρίπτεται, άρα η χρονολογική σειρά είναι στάσιμη. Επίσης το ADF test για τη χρονολογική σειρά  $R_M - R_F$  (βλ. Παράρτημα Α' σελ. 70 ) επίσης έδωσε υψηλή στατιστική  $|t| = |-4,669523|$  η οποία είναι μεγαλύτερη της κριτικής τιμής  $|\tau_c| = |-3,4159|$

για  $\alpha=0,05$ . Οπότε και εδώ η υπόθεση  $H_0$  απορρίπτεται, άρα η χρονολογική σειρά  $R_M - R_F$  είναι στάσιμη. Στο σημείο αυτό θα πρέπει να επισημάνουμε, ότι αφού όλες οι χρονολογικές σειρές είναι στάσιμες για όλες τις μετοχές, δεν κρίθηκε αναγκαίο να εφαρμοστεί το **Engle-Granger test**, αφού είναι δεδομένο όπως είπαμε, ότι συνολοκληρώνονται.

**2.2 ΕΛΕΓΧΟΙ ΓΙΑ ΣΤΑΣΙΜΟΤΗΤΑ ΚΑΙ ΣΥΝΟΛΟΚΛΗΡΩΣΗ**  
**ΣΤΙΣ ΧΡΟΝΟΛΟΓΙΚΕΣ ΣΕΙΡΕΣ  $R - R_F$  ΚΑΙ  $R_M - R_F$  ΓΙΑ ΤΑ**  
**ΕΤΗΣΙΑ ΔΕΔΟΜΕΝΑ**

Στην περίπτωση της ανάλυσης του κάθε έτους της πενταετίας ξεχωριστά, προέκυψαν και μη στάσιμες σειρές, με αποτέλεσμα να χρειαστεί να εφαρμόσουμε το **Engle-Granger test** για έλεγχο συνολοκλήρωσης. Θα παραθέσουμε σε αυτό το σημείο, όπως και πριν, ένα μέρος της ανάλυσης, ενώ το υπόλοιπο υπάρχει στο Παράρτημα Α' (σελ. 69).

Ας πάρουμε τη μετοχή GOODY'S A.E. Το 1998 το ADF test έδειξε ότι η χρονολογική σειρά  $R - R_F$  είναι μη στάσιμη. Αυτό, γιατί όπως φαίνεται στο Παράρτημα Α' (σελ. 80) η τιμή της στατιστικής  $\tau$  που έδωσε το τεστ είναι  $|\tau| = |-3,381178|$  που είναι μικρότερη της κριτικής τιμής των πινάκων για  $\alpha = 0,05$  ( $|\tau_c| = |-3,4292|$ ). Κατά συνέπεια η υπόθεση  $H_0$  γίνεται δεκτή, οπότε η χρονολογική σειρά  $R - R_F$  δεν είναι στάσιμη. Το ίδιο συμβαίνει και με την  $R_M - R_F$ . Και εδώ η τιμή της στατιστικής  $\tau$  είναι μικρότερη της κριτικής τιμής των πινάκων για  $\alpha = 0,05$  ( $|\tau| = |-2,691236| < |\tau_c| = |-3,4292|$ ). Άρα και για τη χρονολογική σειρά  $R_M - R_F$  συμπεραίνουμε ότι είναι μη στάσιμη στο έτος 1998. Αφού οι δύο χρονολογικές σειρές είναι μη στάσιμες, προσπαθήσαμε να ελέγξουμε για συνολοκλήρωσή τους με το **Engle-Granger test** (βλ. Παράρτημα Α' σελ. 80). Παρατηρούμε ότι η τιμή της στατιστικής  $|\tau|$  είναι αρκετά υψηλή και ίση με  $|-13,80357|$  ενώ η κριτική τιμή  $|\tau_c|$  των πινάκων είναι πολύ μικρότερη και ίση με  $|-1,9409|$  για  $\alpha = 0,05$ . Άρα η υπόθεση  $H_0$  απορρίπτεται, οπότε τα κατάλοιπα της παλινδρόμησης είναι στάσιμη σειρά και έτσι οι δύο μεταβλητές  $R - R_F$  και  $R_M - R_F$  συνολοκληρώνονται. Για το έτος 1999 τα ADF test και για τις δύο χρονολογικές σειρές έδειξαν ότι είναι στάσιμες. Για την ακρίβεια για την  $R - R_F$  ισχύει:  $|\tau| = |-6,524772|$  ενώ  $|\tau_c| = |-3,4294|$  και



για την  $R_M - R_F$  ισχύει  $|t| = |-5,954813|$  ενώ  $|t_c| = |-3,4294|$ . Με την ίδια λογική και σειρά προχωρήσαμε και στα υπόλοιπα έτη για τη μετοχή GOODYS A.E. καθώς και για όλα τα έτη και των υπόλοιπων μετοχών. Ένα κοινό χαρακτηριστικό των αποτελεσμάτων, το οποίο προκάλεσε εντύπωση, είναι ότι αν παρακολουθήσει κανείς τα αποτελέσματα στο Παράρτημα Α' (σελ. 69 ) θα συμπεράνει ότι το μόνο έτος στο οποίο και οι δύο χρονολογικές σειρές είναι στάσιμες και άρα σίγουρα συνολοκληρώνονται είναι το 1999. Στα υπόλοιπα έτη, για όλες τις μετοχές είναι ή η μία ή και οι δύο χρονολογικές σειρές μη στάσιμες, οπότε σε όλες αυτές τις περιπτώσεις καταφύγαμε στο **Engle-Granger test**. Αυτό όμως που είναι σίγουρο αλλά και εμφανές (Παράρτημα Α'), είναι ότι οι σειρές για όλες τις μετοχές στα έτη 1998, 2000, 2001, 2002 που η μια ή και οι δύο ήταν μη στάσιμες, το **Engle-Granger test** μας οδήγησε στο συμπέρασμα ότι συνολοκληρώνονται (όπως είπαμε για το 1999 όλες οι σειρές είναι στάσιμες). Έτσι λοιπόν με δεδομένη την ανάλυση που παρουσιάσαμε παραπάνω ανοίγει τώρα ο δρόμος για να περάσουμε στο επόμενο μέρος της εργασίας αυτής, που αφορά και τον κύριο λόγο ύπαρξής της, την εκτίμηση των συντελεστών beta.

## 2.3 ΕΠΙΠΡΟΣΘΕΤΗ ΑΝΑΛΥΣΗ – ΥΠΟΔΕΙΓΜΑ ΔΙΟΡΘΩΣΗΣ ΛΑΘΩΝ (ECM)

Στο σημείο αυτό της ανάλυσης θα ασχοληθούμε με το **Υπόδειγμα Διόρθωσης Λαθών (Error Correction Model, ECM)**. Το ότι δύο χρονολογικές σειρές συνολοκληρώνονται σημαίνει, όπως είπαμε, ότι μακροχρόνια βρίσκονται σε κατάσταση ισορροπίας. Το ECM είναι αυτό που μας βοηθά να μάθουμε τι συμβαίνει βραχυχρόνια. Με άλλα λόγια μας δείχνει αν υπάρχει ισορροπία βραχυχρόνια ή αν δεν υπάρχει με πιο ρυθμό γίνεται η προσαρμογή από την ανισορροπία προς την ισορροπία μακροχρόνια. Τα **βήματα** του Υποδείγματος Διόρθωσης Λαθών είναι τα εξής:

1. Κάνουμε την παλινδρόμηση των αρχικών μεταβλητών, έστω ότι αυτές είναι οι  $Y_t$  και  $X_t$  και παίρνουμε τα κατάλοιπα, έστω ότι αυτά είναι  $e_t$ .
2. Παίρνουμε τις πρώτες διαφορές των  $Y_t$  και  $X_t$ , έστω ότι αυτές είναι  $dY_t$  και  $dX_t$ , καθώς και τα κατάλοιπα της προηγούμενης παλινδρόμησης με μία υστέρηση, έστω ότι είναι  $e_{t-1}$ .
3. Κάνουμε την παλινδρόμηση των παραπάνω ως εξής:

$$dY_t = \alpha + \beta dX_t + \gamma e_{t-1} + v_t$$

Αν τα κατάλοιπα με υστέρηση ( $e_{t-1}$ ) είναι διάφορα του μηδενός τότε ο συντελεστής  $\gamma$  θα δείχνει την προσαρμογή που θα γίνεται από περίοδο σε περίοδο προς την ισορροπία<sup>39</sup>.

Εφαρμόσαμε το εν λόγω υπόδειγμα σε έξι από τις οκτώ μετοχές για το πιο πρόσφατο έτος (2002), με σκοπό να δείξουμε τη σημασία του στην ανάλυση χρονολογικών σειρών. Με τον ίδιο ακριβώς τρόπο μπορεί να γίνει η εφαρμογή του και για τις υπόλοιπες μετοχές για όλα τα έτη.

Αναφορικά με τη μετοχή CYCLON A.E. για το έτος 2002 (βλ. Παράρτημα Α' σελ. 93), παρατηρούμε ότι τα κατάλοιπα με υστέρηση είναι διάφορα του μηδενός. Τα t-ratio δείχνουν στατιστική σημαντικότητα για το συντελεστή της μεταβλητής  $dr - r_f2002$  ( $|16,69| > 2$ ) καθώς και για το συντελεστή  $\gamma$  ( $|-16,36| > 2$ ). Ο συντελεστής προσδιορισμού είναι αρκετα καλός,  $R^2 = 68,5\%$ , ενώ η συνολική στατιστική σημαντικότητα του υποδείγματος είναι πολύ υψηλή (αφού  $F = 264,77$  είναι κατά πολύ μεγαλύτερη από την στατιστική  $F$  των πινάκων για βαθμούς ελευθερίας 2 και 244). Ο συντελεστής  $\gamma$  εδώ είναι  $-1,03$  και δείχνει πόσο αντιδρά η  $r - r_f2002$  στα σφάλματα ανισορροπίας. Με άλλα λόγια μας δείχνει πόσο γρήγορα γίνεται η προσαρμογή σε θέση ισορροπίας. Καθώς είναι αρνητικό τα θετικά σφάλματα τείνουν να κάνουν το  $dr - r_f2002$  αρνητικό και το  $r - r_f2002$  να μειώνεται. Η σημασία του συντελεστή  $\gamma$  είναι ότι ένα σφάλμα ανισορροπίας ενός λεπτού (υποδιαίρεση του ευρώ), κάνει το  $r - r_f2002$  να μειώνεται κατά 1,03 λεπτά την επόμενη περίοδο. Το ύψος του  $\gamma$  δείχνει μία γρήγορη προσαρμογή. Ακόμη παρατηρούμε ότι ο συντελεστής  $\beta$  του  $dr_m - r_f2002$  είναι 1,08. αυτό σημαίνει ότι αν το  $dr_m - r_f$  είναι μηδέν και ξαφνικά αλλάξει κατά ένα λεπτό τότε η  $r - r_f2002$  θα αλλάξει κατά 1,08 λεπτά. Συμπεραίνουμε λοιπόν ότι ναι μεν υπάρχει ανισορροπία βραχυχρόνια για τη μετοχή CYCLON A.E. για το έτος 2002, όμως η βελτίωση προς την ισορροπία γίνεται σχετικά γρήγορα.

Κάτι αντίστοιχο συμβαίνει και με τις υπόλοιπες πέντε μετοχές. Πρώτα πρώτα σε όλες τις παλινδρομήσεις τα σφάλματα ( $e_{t-1}$ ) είναι διαφορετικά του μηδενός, κάτι που υποδηλώνει ότι όλα τα μοντέλα βρίσκονται σε ανισορροπία. Όλα τα t-ratio δείχνουν στατιστική σημαντικότητα, οι συντελεστές προσδιορισμού είναι αρκετα υψηλοί και όλα τα υποδείγματα είναι στατιστικώς σημαντικά (όπως φαίνεται

από τις F στατιστικές τους). Η πιο γρήγορη προσαρμογή στην ισορροπία γίνεται για τη μετοχή ΤΗΛΕΤΥΠΙΟΣ Α.Ε. (βλ. Παράρτημα Α',σελ. 95), όπου ο συντελεστής  $\gamma$  είναι  $-1,07$ . αντίθετα η πιο αργή προσαρμογή σε θέση ισορροπίας γίνεται για τη μετοχή ΙΝΤΡΑΚΟΜ Α.Ε. (βλ. Παράρτημα Α', σελ.94), όπου ο συντελεστής  $\gamma$  είναι  $-0.876$ .

## 2.4 ΕΚΤΙΜΗΣΗ ΤΩΝ ΣΥΝΤΕΛΕΣΤΩΝ *beta* ΓΙΑ ΤΗΝ ΠΕΝΤΑΕΤΙΑ

1998 - 2002

Τα αποτελέσματα των παλινδρομήσεων για τη συγκεκριμένη περίοδο φαίνονται στο Παράρτημα Β' για κάθε μετοχή. Επίσης φαίνονται τα στατιστικά για τα κατάλοιπα, το διάγραμμα των καταλοίπων με τις εκτιμημένες τιμές, το **τεστ Goldfeld-Quant**, το **Chow test**, και το **Cusum Square test**. Θα πρέπει να πούμε ότι τα στατιστικά των καταλοίπων που μας δίνουν οι παλινδρομήσεις είναι εμφανή μόνο για τις δύο πρώτες μετοχές, καθώς το ίδιο συμβαίνει και για τον έλεγχο **Cusum Square**. Ο λόγος είναι ότι για καμία μετοχή το **κριτήριο Jarque-Bera** δεν δείχνει ότι τα κατάλοιπα συμπεριφέρονται κανονικά. Δηλαδή, για όλες τις μετοχές ισχύει  $JB > X^2_{2,u}$ . Αυτό σημαίνει ότι η υπόθεση " $H_0$  : Τα κατάλοιπα ακολουθούν την κανονική κατανομή" απορρίπτεται, σύμφωνα πάντα με το τεστ **Jarque-Bera**. Όπως θα δούμε και παρακάτω, το ίδιο συμβαίνει και για το κάθε έτος ξεχωριστά, εκτός από κάποιες εξαιρέσεις στο 1998. Το **τεστ Cusum Square** για την ευστάθεια των συντελεστών του υποδείγματος επίσης δίνει αρνητικά αποτελέσματα. Φαίνεται και στα δύο διαγράμματα που συμπεριλάβαμε στο Παράρτημα Β' (σελ. 99 και 110) ότι υπάρχει αστάθεια συντελεστών (ξεφεύγει η ευθεία από το διάστημα εμπιστοσύνης). Τα ίδια αποτελέσματα ισχύουν και για τις οκτώ μετοχές.

Γενικά, σύμφωνα με τον Κιντή (1982), οι εμπειρικοί ερευνητές των οικονομικών δεδομένων δεν φαίνεται να ασχολούνται σοβαρά με την παραβίαση της υπόθεσης της κανονικότητας των καταλοίπων. Αυτό συμβαίνει για τρεις κυρίως λόγους. Ο πρώτος είναι ότι δεν είναι εύκολος ο έλεγχος της υπόθεσης της κανονικότητας. Η εξέταση της μορφής των καταλοίπων δεν είναι πάντα αξιόπιστη, γιατί τα κατάλοιπα επηρεάζονται από πολλούς παράγοντες, έτσι ώστε να μην

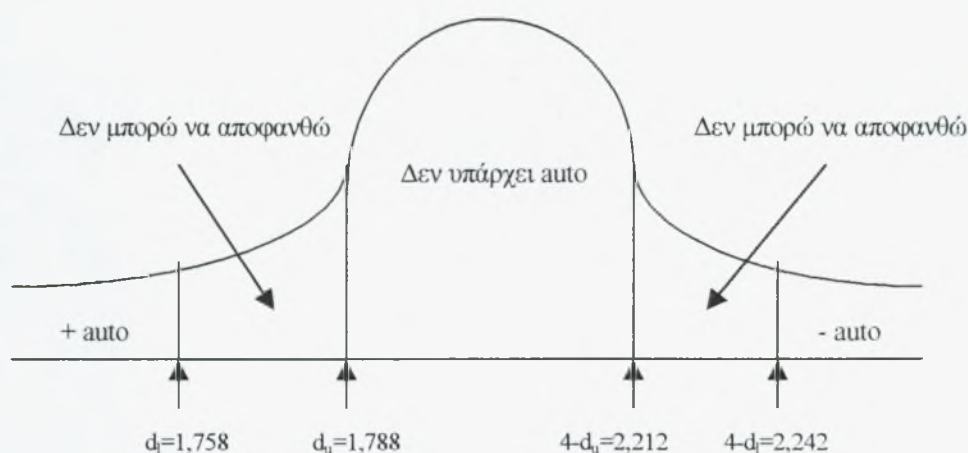
αντανακλούν πάντα την πραγματική κατανομή των τιμών της τυχαίας μεταβλητής. Επίσης, λόγω κάποιων ειδικών συνθηκών που μπορεί να αντιμετωπίζονται στην οικονομετρική έρευνα, η παραπάνω υπόθεση δεν αποτελεί κάτι σημαντικό. Ο δεύτερος λόγος είναι, ότι πολλές φορές μπορεί να έχουν συμπεριληφθεί σχεδόν όλες οι μεταβλητές (ερμηνευτικές) στο υπόδειγμα και αυτές που δεν χρησιμοποιήθηκαν να ασκούν ελάχιστη επίδραση αλλά και να είναι και σχεδόν ασήμαντες. Αυτό όμως θα έχει κάποια αντανάκλαση στα κατάλοιπα. Ο τρίτος λόγος είναι ότι μικρές αποκλίσεις από την κανονική κατανομή δεν επηρεάζουν την αξιοπιστία των αποτελεσμάτων. Μάλιστα, όπως χαρακτηριστικά αναφέρεται, σε δείγμα με περισσότερες από 20 παρατηρήσεις, η κατανομή των καταλοίπων φαίνεται να πλησιάζει την κανονική<sup>40</sup>.

Από το αποτέλεσμα της παλινδρόμησης της εξαρτημένης μεταβλητής  $r - r_f$  και της ανεξάρτητης  $r_m - r_f$  (Παράρτημα Β', σελ. 96) παρατηρούμε ότι ο συντελεστής προσδιορισμού  $R^2$  είναι 0,991 ή 99,1%. Αυτό σημαίνει ότι η  $r_m - r_f$  προσδιορίζει κατά 99,1% τη συμπεριφορά της εξαρτημένης μεταβλητής. Ακόμη βλέπουμε, ότι το t-ratio για το συντελεστή της  $r_m - r_f$  είναι 375,6 που υποδηλώνει υψηλή στατιστική σημαντικότητα της μεταβλητής (εμπειρικά πρέπει να είναι μεγαλύτερο του 2). Επίσης η F στατιστική μας δηλώνει την υψηλή στατιστική σημαντικότητα του υποδείγματος ( $F=141081$ ), αφού είναι μακράν μεγαλύτερη από κάθε τιμή της F στους στατιστικούς πίνακες για επίπεδο  $\alpha=0,05$ .

Στη συνέχεια περνάμε στον έλεγχο για αυτοσυσχέτιση. Αυτό το πρόβλημα έγκειται στο ότι, αν η εξαρτημένη μεταβλητή (εδώ η  $r - r_f$ ) συμπεριληφθεί στο υπόδειγμά μας με μια χρονική υστέρηση, τότε οι εκτιμητές ελαχίστων τετραγώνων (OLS) είναι συνεπείς αλλά μεροληπτικοί (**biased**). Κατά συνέπεια, διαδοχικά κατάλοιπα

συσχετίζονται μεταξύ τους, κάτι το οποίο οδηγεί σε υποεκτιμημένα τυπικά σφάλματα. Αυτός γίνεται με βάση το **κριτήριο Durbin-Watson**, το οποίο εξάγεται μαζί με τα αποτελέσματα της παλινδρόμησης. Αναφορικά με τη μετοχή CYCLON A.E. βλέπουμε στο Παράρτημα Β' (σελ. 97 ) ότι το κριτήριο είναι  $d=2,04$ . Το αν υπάρχει ή όχι αυτοσυσχέτιση μπορούμε να το δούμε στο παρακάτω σχήμα, σύμφωνα με τη μεθοδολογία:

ΔΙΑΓΡΑΜΜΑ 4



Στο Διάγραμμα 4 παρατηρούμε ότι το  $d=2,04$  βρίσκεται στην περιοχή που υποδηλώνει ότι δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση, οπότε συμπεραίνουμε ότι το CAMP για τη μετοχή CYCLON δεν πάσχει από αυτοσυσχέτιση για την περίοδο 1988-2002. Με τον ίδιο ακριβώς τρόπο εξετάσαμε και τις υπόλοιπες επτά μετοχές και σε καμία από αυτές το CAMP δεν παρουσίασε πρόβλημα αυτοσυσχέτισης του διαταρακτικού όρου.

Μετά τον έλεγχο του υποδείγματος για αυτοσυσχέτιση για όλες τις μετοχές ακολούθησε έλεγχος για ετεροσκεδαστικότητα. Αυτό το πρόβλημα, συνήθως παρουσιάζεται όταν τα δεδομένα είναι διαστρωματικά στοιχεία, όμως δεν αποκλείεται και η παρουσία του σε χρονολογικές σειρές. Ετεροσκεδαστικότητα υπάρχει, όταν η

διακύμανση του διαταρακτικού όρου δεν παραμένει σταθερή Στην περίπτωση αυτή, οι συντελεστές είναι γραμμικοί αλλά δεν είναι **BLUE (Best Linear Unbiased Estimators)**<sup>41</sup>. Αρχικά κατασκευάσαμε το διάγραμμα των καταλοίπων με τις εκτιμημένες τιμές και στη συνέχεια, προκειμένου να υποστηρίξουμε το αποτέλεσμα, κάναμε και το **τεστ Goldfeld-Quant**. Όπως και πριν θα σχολιάσουμε τα αποτελέσματα για τη μετοχή CYCLON A.E.. Μετά τα αποτελέσματα της παλινδρόμησης βλέπουμε στο Παράρτημα Β' (σελ. 98 ) το διάγραμμα καταλοίπων και εκτιμημένων τιμών (Residuals versus Fitted Values). Με την πρώτη ματιά το συμπέρασμα είναι ότι τα κατάλοιπα είναι ομοσκεδαστικά. Ακολουθεί (σελ. 98 και 99) το **τεστ Goldfeld-Quant**, για ενισχύσει στην παραπάνω συμπερασματολογία.

Το τεστ αυτό έχει πέντε βήματα:

1. Κατατάσσουμε τις παρατηρήσεις των μεταβλητών με βάση τη μεταβλητή που δημιουργεί το πρόβλημα. Εδώ έχουμε ένα διμεταβλητό υπόδειγμα, οπότε κατατάσσουμε τα δεδομένα με βάση την ανεξάρτητη μεταβλητή  $r_m - r_f$ .
2. Χωρίζουμε το δείγμα σε τρία μέρη. Εδώ το χωρίσαμε σε τρία υποδείγματα των 415 παρατηρήσεων.
3. Παλινδρομούμε το πρώτο και τρίτο δείγμα και από τις δύο παλινδρομήσεις παίρνουμε τα SSR (Sum of Square Residuals).
4. Φτιάχνουμε την F στατιστική του τεστ η οποία θα είναι:

$$F_{test} = \frac{SSR_2}{SSR_1}$$

Επίσης βρίσκουμε από τους πίνακες της F κατανομής, για  $\alpha=0,05$  και βαθμούς ελευθερίας κοινούς και ίσους με  $\frac{n-d-2k}{2}$ , την κριτική τιμή της F. Το n είναι το μέγεθος του δείγματος, το d είναι οι παρατηρήσεις



(μεσαίες) που αφήσαμε έξω και το  $k$  είναι ο αριθμός των ανεξάρτητων μεταβλητών. Εδώ οι βαθμοί ελευθερίας είναι 414 και 414.

5. Κάνουμε τον έλεγχο υποθέσεων.

Έστω  $H_0$ : Ο διαταρακτικός όρος είναι ομοσκεδαστικός

$H_1$ : Ο διαταρακτικός όρος είναι ετεροσκεδαστικός

Η υπόθεση  $H_0$  γίνεται δεκτή αν  $F_{\text{test}} < F_C$  ενώ απορρίπτεται αν  $F_{\text{test}} > F_C$ <sup>42</sup>.

Αυτό το τεστ δίνεται για τη μετοχή CYCLON A.E. στο Παράρτημα Β' (σ.98 και 99) αναλυτικά. Το ίδιο γίνεται(σ.109) και για τη μετοχή ΕΜΠΟΡΙΚΗ ΤΡΑΠΕΖΑ ενώ για τις υπόλοιπες δίνονται μόνο τα αποτελέσματα του 3), 4) και 5) βήματος του τεστ αφού όλες οι μετοχές έδωσαν τα ίδια αποτελέσματα. Παρατηρούμε λοιπόν, ότι για τη μετοχή CYCLON A.E τα SSR για τις δύο παλινδρομήσεις είναι  $SSR_1=0,1418$  και  $SSR_2=0,0718$ . Αυτό έχει ως αποτέλεσμα το  $F$  του τεστ να είναι  $F_{\text{test}}=0,506$ . Η κριτική τιμή των πινάκων για βαθμούς ελευθερίας 414 και 414 και  $\alpha=0,05$  είναι  $F_c=1,00$ . Όπως βλέπουμε, ισχύει  $F_{\text{test}} < F_c$ , οπότε η υπόθεση  $H_0$  είναι δεκτή και άρα ο διαταρακτικός όρος είναι ομοσκεδαστικός. Η εφαρμογή του τεστ σε όλες τις μετοχές έδειξε ότι κανένα υπόδειγμα δεν πάσχει από ετεροσκεδαστικότητα, κάτι το οποίο φαίνεται στο Παράρτημα Β' στα αποτελέσματα για κάθε μετοχή, όπου όλα τα  $F_{\text{test}}$  είναι μικρότερα από τις κριτικές τιμές των πινάκων.

Το επόμενο βήμα της έρευνας ήταν να ελέγξουμε κατά πόσο η αλλαγή του ανώτατου και κατώτατου ορίου των μετοχών, από  $\pm 8\%$  σε  $\pm 12\%$ , που έγινε την 01/06/2001 επηρέασε ή όχι τις επιδόσεις τους. Για το σκοπό αυτό χρησιμοποιήσαμε το **Chow test**, το οποίο δείχνει αν υπάρχει ισοδυναμία των συντελεστών. Ουσιαστικά με το **Chow breakpoint test** προσδιορίζουμε το αν θα πρέπει να χωρίσουμε την ανάλυσή μας σε δύο μέρη ή όχι. Αν και το τεστ αυτό γίνεται αυτόματα από το οικονομετρικό πρόγραμμα Eviews (το οποίο χρησιμοποιήσαμε

και εμείς για το τεστ αυτό) θεωρήσαμε απαραίτητο να παρουσιάσουμε εν συντομία τα βήματά του:

1. Τρέχουμε δύο όμοιες σε εξειδίκευση παλινδρομήσεις των δύο συνόλων δεδομένων, πριν και μετά το κρίσιμο σημείο (εδώ την 01/06/2001) και παίρνουμε τα **SSR** των δύο παλινδρομήσεων ( $SSR_1$ ,  $SSR_2$ ).
2. Τρέχουμε ένα συνολικό δείγμα (και με τα δύο σύνολα) και παίρνουμε το  $SSR_T$ .
3. Υπολογίζουμε τη στατιστική  $F_{test}$  διαιρώντας το  $\frac{SSR_T - SSR_1 - SSR_2}{\kappa + 1}$  (αριθμητής) με το  $\frac{SSR_1 + SSR_2}{N_1 + N_2 - 2\kappa - 2}$ . Το  $\kappa$  είναι ο αριθμός των ανεξάρτητων μεταβλητών, το  $N_1$  και το  $N_2$  είναι τα δύο σύνολα.
4. Μετά βρίσκουμε από τους πίνακες την κριτική τιμή  $F$  για  $\alpha=0,05$  και βαθμούς ελευθερίας  $\kappa+1$  και  $N_1+N_2-2\kappa-2$ .
5. Κάνουμε τον έλεγχο υποθέσεων:

Έστω  $H_0$ : Οι συντελεστές του υποδείγματος είναι ισοδύναμοι.

$H_1$ : Οι συντελεστές του υποδείγματος δεν είναι ισοδύναμοι.

Αν ισχύει  $F_{test} < F_c$  τότε η  $H_0$  υπόθεση είναι δεκτή, αν συμβαίνει το αντίθετο η  $H_0$  απορρίπτεται<sup>43</sup>.

Στην παρούσα εργασία το  $F_c$  έχει βαθμούς ελευθερίας 2 και 1241, οπότε η τιμή του είναι  $F_c=3,00$ . Ας πάρουμε πάλι τη μετοχή CYCLON A.E. Το **Chow test** έδωσε  $F_{test} = 0,734$  (Παράρτημα Β', σελ. 99 ). Άρα ισχύει  $F_{test} < F_c$  οπότε η υπόθεση  $H_0$  είναι δεκτή. Αυτό σημαίνει ότι οι συντελεστές του υποδείγματος είναι ισοδύναμοι, πράγμα το οποίο μας οδηγεί στο συμπέρασμα ότι δεν κρίνεται αναγκαίο να χωρίσουμε το δείγμα και να πραγματοποιήσουμε την έρευνα σε δύο υπό - δείγματα. Όπως αναφέρθηκε και πριν, αυτό σημαίνει ότι μετά την αλλαγή των ανώτατων και κατώτατων ορίων των μετοχών, οι αποδόσεις της

CYCLON A.E. δεν φάνηκε να επηρεάζονται. Αυτός είναι και ο λόγος που τελικά παρουσιάσαμε την ανάλυση για ολόκληρη την περίοδο 1998-2002. Παρόμοια αποτελέσματα με τη μετοχή CYCLON A.E. έδωσαν και τα Chow test που πραγματοποιήσαμε και για τις υπόλοιπες επτά μετοχές (βλ. Παράρτημα Β'). Έτσι δεν χρειάστηκε για καμία μετοχή να χωρίσουμε το δείγμα σε δύο μέρη, γιατί οι συντελεστές δεν ήταν ισοδύναμοι.

Όπως αναφέρθηκε και παραπάνω, πραγματοποιήσαμε και έλεγχο για την ευστάθεια των συντελεστών του υποδείγματος με το τεστ **Cusum Square**. Το τεστ για την CYCLON A.E. (βλ. Παράρτημα Β' , σελ. 99 ) έδειξε ότι δεν υπάρχει ιδιαίτερη ευστάθεια. Παρόμοια αποτελέσματα έδωσε το τεστ και για τις υπόλοιπες μετοχές (Παράρτημα Β', σελ. 110) φαίνεται το τεστ και για την ΕΜΠΟΡΙΚΗ ΤΡΑΠΕΖΑ, για τις υπόλοιπες μετοχές δεν θεωρήσαμε σκόπιμο να συμπεριλάβουμε τα αποτελέσματα αφού ήταν σχεδόν ίδια).

Μετά τη διεξαγωγή όλων των παραπάνω, καταλήξαμε στην **εκτίμηση των συντελεστών beta** για τις οκτώ μετοχές της έρευνας για την περίοδο 05/01/1998 - 31/12/2002 (στο Παράρτημα Β' παρουσιάζονται με μπλε γραμματοσειρά προκειμένου να είναι εμφανής στα αποτελέσματα των παλινδρομήσεων). Ο Πίνακας 1 δείχνει τα αποτελέσματα αυτά για την κάθε μετοχή:

### ΠΙΝΑΚΑΣ 1

Περίοδος 05/01/1998 - 31/12/2002

ΜΕΤΟΧΗ	ΣΥΝΤΕΛΕΣΤΗΣ beta
CYCLON A.E.	0,997
ΕΜΠΟΡΙΚΗ ΤΡΑΠΕΖΑ	0,998
GOODYS A.E.	1,000
ΙΝΤΡΑΚΟΜ Α.Ε.	0,999

ΚΛΩΝΑΤΕΞ Α.Ε.	0,997
ΤΡΑΠΕΖΑ ΠΕΙΡΑΙΩΣ	0,999
RILKEN Α.Ε.	0,997
ΤΗΛΕΤΥΠΟΣ Α.Ε.	0,999

Τα αποτελέσματα που φαίνονται στον Πίνακα 1 είναι σχεδόν ίδια για όλες τις μετοχές και προκαλούν ένα ιδιαίτερο ενδιαφέρον. Το παραπάνω μπορεί να συμβαίνει γιατί απλά έτυχε οι μετοχές να έχουν το ίδιο beta (η επιλογή τους έγινε τυχαία), είτε γιατί η τράπεζα δεδομένων από την οποία δανειστήκαμε τα στοιχεία να μην ήταν τόσο αξιόπιστη (δεν ήταν εφικτό να διασταυρωθούν τα στοιχεία με άλλη τράπεζα δεδομένων) είτε γιατί μπορεί να οφείλεται αποκλειστικά στο γεγονός της αστάθειας των συντελεστών (βλ. έλεγχος Cusum Square), είτε τέλος γιατί το Χρηματιστήριο αυτή την πενταετία γνώρισε μια περίοδο ξεκάθαρης ανόδου και στη συνέχεια μία περίοδο καθόδου και τα beta προσδιορίστηκαν κοντά στη μονάδα. Το γεγονός ότι και οι οκτώ μετοχές της έρευνας παρουσιάζουν για την πενταετία 1998-2002 beta ίσα ή σχεδόν ίσα με τη μονάδα, σημαίνει ότι οι αποδόσεις τους ακολουθούν σχεδόν πιστά την πορεία του Γενικού Δείκτη του Χρηματιστηρίου Αξιών Αθηνών. Για παράδειγμα, αν ο δείκτης μεταβληθεί κατά 10% για τη μετοχή CYCLON Α.Ε. θα παρατηρηθεί μεταβολή της απόδοσής της κατά 9,97%, οι αποδόσεις της ΕΜΠΟΡΙΚΗΣ ΤΡΑΠΕΖΑΣ θα μεταβληθούν κατά 9,98%, οι αποδόσεις της GOODYS Α.Ε. κατά 10%, της ΙΝΤΡΑΚΟΜ Α.Ε. κατά 9,99%, κ.ο.κ. Προκειμένου να διερευνήσουμε περαιτέρω τους συντελεστές beta των μετοχών της έρευνας, προχωρήσαμε σε παρόμοια ανάλυση για την εκτίμησή τους αλλά για κάθε έτος ξεχωριστά.

## 2.5 ΕΚΤΙΜΗΣΗ ΤΩΝ ΣΥΝΤΕΛΕΣΤΩΝ *beta* ΜΕ ΣΚΟΠΟ ΤΗΝ ΕΞΑΓΩΓΗ ΕΤΗΣΙΩΝ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΩΝ

Σε αυτό το μέρος της ανάλυσης χωρίσαμε το δείγμα για κάθε μετοχή σε πέντε υπο-δείγματα, που το καθένα αντιστοιχούσε σε ένα έτος. Εδώ δεν χρειάστηκε να εφαρμόσουμε κάποιο τεστ ελέγχου για ετεροσκεδαστικότητα, αφού το είχαμε ήδη κάνει για το σύνολο του δείγματος και δεν φάνηκε να υπάρχει πρόβλημα. Κατά συνέπεια και τα υπο-σύνολα δεν θα πάσχουν από ετεροσκεδαστικότητα. Επίσης δεν χρειάστηκε να ασχοληθούμε με την εφαρμογή του Chow test, αφού δεν πήραμε κάποιο ανησυχητικό αποτέλεσμα από την εφαρμογή του στην ανάλυση ολόκληρης της πενταετίας. Τα στατιστικά των καταλοίπων που μας δίνουν και το **κριτήριο Jarque-Bera** τα παρουσιάσαμε (στο Παράρτημα Β') μόνο για τις δύο πρώτες μετοχές (CYCLON A.E. και ΕΜΠΟΡΙΚΗ ΤΡΑΠΕΖΑ, σελ.100-117), γιατί για όλες τις μετοχές το αποτέλεσμα ήταν το ίδιο με αυτό της πενταετούς ανάλυσης (και όπως εξηγήσαμε παραπάνω δεν παίζει σημαντικό ρόλο).

Για κάθε έτος λοιπόν, αρχικά τρέξαμε την παλινδρόμηση για τις μεταβλητές  $r - r_f$  (εξαρτημένη) και  $r_m - r_f$  (ανεξάρτητη). Ο έλεγχος που χρειάστηκε μόνο να κάνουμε ήταν αυτός για αυτοσυσχέτιση. Ο λόγος ήταν, ότι παρόλο που τα αποτελέσματα για την πενταετία δεν παρουσιάζουν αυτοσυσχέτιση, αυτά για τα έτη ξεχωριστά μπορεί να παρουσιάζουν. Η μέθοδος που προτιμήσαμε να χρησιμοποιήσουμε για την απαλοιφή της αυτοσυσχέτισης (όπου χρειάστηκε) ήταν η **μέθοδος των Δύο Βημάτων του Durbin (Durbin's Two-Step Method)**. Τα βήματα της μεθόδου αυτής παραθέτονται παρακάτω:

1. Κάνουμε την παλινδρόμηση των δεδομένων. Έστω γενικά ότι έχουμε υπόδειγμα  $Y_i = \alpha + \beta x_i + u_i$ .

2. Παίρνουμε τις πρώτες υστερήσεις των μεταβλητών και κάνουμε την παλινδρόμηση του υποδείγματος:  $Y_t = \beta_0 + \beta_1 x_t + \beta_2 Y_{t-1} + \beta_3 x_{t-1} + \varepsilon_t$ . Ο συντελεστής  $\beta_2$  θα είναι στην ουσία ο συντελεστής συσχέτισης  $\rho$ .

3. Με τη χρήση του  $\rho$  μετασχηματίζουμε τις μεταβλητές ως εξής:

$$Y_t^* = Y_t - \rho Y_{t-1} \text{ και } X_t^* = X_t - \rho X_{t-1}$$

Επειδή η χρήση των μεταβλητών με υστέρηση θα μας στερήσει από τις νέες μεταβλητές ( $Y^*$  και  $X^*$ ) την πρώτη παρατήρηση χρησιμοποιούμε τους παρακάτω τύπους για να τις εξάγουμε:

$$Y_{t1}^* = Y_{t1} \sqrt{1 - \rho^2} \text{ και } X_{t1}^* = X_{t1} \sqrt{1 - \rho^2}$$

4. Κάνουμε την παλινδρόμηση των δύο νέων μεταβλητών, δηλαδή του υποδείγματος  $Y_t^* = \gamma + \delta X_t^* + V_t$

5. Για να καταλήξουμε στο τελικό υπόδειγμα όμως, θα πρέπει να αλλάξουμε τον σταθερό όρο  $\gamma$ . Η μετατροπή έχει ως εξής:

$$c = \frac{\gamma}{1 - \rho}$$

Έτσι, το τελικό (απαλλαγμένο από αυτοσυσχέτιση) υπόδειγμα θα έχει τη μορφή:

$$Y_t^* = c + \delta X_t^* \quad 44$$

Θα παρουσιάσουμε τη διαδικασία για τα έτη 1998 και 1999 για τη μετοχή CYCLON A.E. Η διαδικασία είναι ακριβώς η ίδια για όλες τις μετοχές (τα αποτελέσματα για όλες τις μετοχές δίνονται στο Παράρτημα Β') και για όλα τα έτη.

### Έτος 1998

Αρχικά τρέξαμε την παλινδρόμηση για το έτος 1998 για τη CYCLON A.E. Παρατηρούμε ότι ο συντελεστής προσδιορισμού είναι  $R^2 = 76,5\%$  (κάτι που όπως είπαμε δείχνει πως η ανεξάρτητη ερμηνεύει αρκετά καλά την εξαρτημένη μεταβλητή του υποδείγματος). Το **t-ratio** για το σταθερό όρο είναι μεγαλύτερο του 2, κάτι που δηλώνει ότι ο σταθερός όρος είναι

στατιστικά σημαντικός. Το ίδιο συμβαίνει και για τον συντελεστή beta ( $t=28,40$ ). Υπάρχει υψηλή στατιστική σημαντικότητα του υποδείγματος αφού η **στατιστική F** είναι ίση με 806,92 (τιμή που, όπως είπαμε και πριν έτσι και εδώ, είναι μακράν μεγαλύτερη κάθε τιμής στον πίνακα της F κατανομής για οποιουδήποτε βαθμούς ελευθερίας, άρα και για τους 2 και 1244 και  $\alpha=0,05$ ).

Ύστερα ελέγξαμε το **κριτήριο Durbin-Watson**. Αυτό στη συγκεκριμένη περίπτωση είναι  $d=1,97$ . Αν το τοποθετήσουμε στο Διάγραμμα 4 θα δούμε ότι βρίσκεται στο διάστημα για το οποίο ισχύει ότι δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση. Κατά συνέπεια ο συντελεστής beta είναι αυτός που εξάγαμε από την παλινδρόμηση, δηλαδή είναι 0,928 (Τα αποτελέσματα της παλινδρόμησης για το 1998 της CYCLON A.E. βρίσκονται στο Παράρτημα Β', σελ. 100 ).

### Έτος 1999

Επίσης και για το 1999 ξεκινήσαμε την ανάλυση τρέχοντας την παλινδρόμηση με την  $r - r_f$  και  $r_m - r_f$ . Ο συντελεστής προσδιορισμού είναι  $R^2=51,6\%$ . Είναι γεγονός ότι κατά βάση οι αναλυτές των χρηματιστηριακών δεδομένων δεν συναντούν συχνά υψηλές τιμές του συντελεστή αυτού, οπότε αυτό το αποτέλεσμα είναι πολύ συνηθισμένο, δεν λαμβάνεται υπ' όψη σε μεγάλο βαθμό από τους ερευνητές και άρα δεν πτοεί την έρευνά μας. Και ο σταθερός όρος ( $t=3,16$ ) και ο beta ( $t=16,16$ ) είναι στατιστικά σημαντικοί.

Όμως το **κριτήριο Durbin-Watson**, το οποίο είναι  $d=1,73$ , αν παρατηρήσουμε το Διάγραμμα 4 μας δείχνει ότι το υπόδειγμα πάσχει από θετική αυτοσυσχέτιση. Το επόμενο βήμα είναι να εφαρμόσουμε την **Durbin Two-Step Method**. Πραγματοποιήσαμε τα βήματα της μεθόδου, όπως τα παρουσιάσαμε παραπάνω. Ο συντελεστής συσχέτισης είναι  $\rho=0,195$ . Χρησιμοποιήσαμε τον συντελεστή συσχέτισης και

κατασκευάσαμε τις μεταβλητές  $R-R_{FSTAR}$  και  $R_M-R_{FSTAR}$ . Η παλινδρόμηση των δύο αυτών μεταβλητών έδωσε το υπόδειγμα που με την προσθήκη του νέου σταθερού, που είναι ο  $c=0,2857$ , έδωσε το τελικό υπόδειγμα. Το κριτήριο **Durbin-Watson** είναι  $d=2,07$  που στο Διάγραμμα 4 μας δείχνει ότι πλέον δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση στο υπόδειγμα. Οπότε ο συντελεστής beta για τη μετοχή CYCLON A.E. για το έτος 1999 είναι 0,824 (τα αποτελέσματα των παραπάνω διεργασιών για το έτος 1999 βρίσκονται στο Παράρτημα Β', σελ.101). Να σημειωθεί ότι στο αποτέλεσμα της παλινδρόμησης για τις μεταβλητές  $R-R_{FSTAR}$  και  $R_M-R_{FSTAR}$ , έχουμε αλλάξει τον σταθερό όρο, ώστε αυτό που φαίνεται είναι το τελικό υπόδειγμα σε όλες τις μετοχές που υπήρχε αυτοσυσχέτιση. Εσκεμμένα, έχουμε αφήσει τα στοιχεία της παλινδρόμησης από κάτω, ας μην αναφέρονται σ' αυτό το υπόδειγμα αλλά στο προηγούμενο για να είναι εμφανές το κριτήριο Durbin-Watson, που μας δείχνει αν απαλείφθηκε η αυτοσυσχέτιση).

Δεν παρουσίασαν αυτοσυσχέτιση όλα τα έτη και για όλες τις μετοχές. Για το λόγο αυτό παραθέτουμε στον παρακάτω πίνακα ποιες μετοχές και σε ποια έτη εντοπίστηκε αυτοσυσχέτιση, η οποία τελικά απαλείφθηκε με την **Durbin Two - Step Method**:

### ΠΙΝΑΚΑΣ 2

CYCLON A.E.	1999, 2000, 2001
ΕΜΠΟΡΙΚΗ ΤΡΑΠΕΖΑ	1998, 2002
GOODYS A.E.	1998, 2000
ΙΝΤΡΑΚΟΜ Α.Ε.	2000, 2001
ΚΛΩΝΑΤΕΞ Α.Ε.	1998
ΤΡΑΠΕΖΑ ΠΕΙΡΑΙΩΣ	2000, 2001, 2002
RILKEN A.E.	1998, 1999, 2001
ΤΗΛΕΤΥΠΟΣ Α.Ε.	1998, 2001



Οι διαδικασίες που παρουσιάσαμε παραπάνω και που εφαρμόστηκαν σε όλες τις μετοχές και για όλα τα έτη, μας έδωσαν τους συντελεστές beta. Παραθέτουμε στο σημείο αυτό ένα συλλογικό πίνακα, ο οποίος δείχνει για όλες τις μετοχές τις τιμές των συντελεστών beta για κάθε έτος ξεχωριστά αλλά και για την πενταετία 1998-2002 συνολικά.

**ΠΙΝΑΚΑΣ 3**

ΜΕΤΟΧΕΣ \ ΕΤΗ	1998	1999	2000	2001	2002	1998-2002
CYCLON A.E.	0,928	0,824	0,983	0,983	0,997	0,997
ΕΜΠΟΡΙΚΗ ΤΡΑΠΕΖΑ	1,01	0,774	1,00	1,00	0,998	0,998
GOODYS A.E.	0,938	0,771	0,999	0,993	0,993	1,00
ΙΝΤΡΑΚΟΜ Α.Ε.	0,993	0,767	0,998	1,01	0,992	0,999
ΚΛΩΝΑΤΕΞ Α.Ε.	0,980	0,636	0,999	0,988	0,947	0,997
ΤΡΑΠΕΖΑ ΠΕΙΡΑΙΩΣ	0,954	0,783	1,00	0,995	1,00	0,999
RILKEN A.E.	0,993	0,785	1,00	1,07	1,00	0,997
ΤΗΛΕΤΥΠΟΣ Α.Ε.	0,998	0,698	0,980	0,991	1,00	0,999

Όπως βλέπουμε στον Πίνακα 2, οι συντελεστές beta, για όλες τις μετοχές της έρευνας, παρουσιάζουν την ίδια συμπεριφορά. Δηλαδή, στο έτος 1998 κυμαίνονται από λίγο πιο κάτω της μονάδας μέχρι τη μονάδα (0,928 - 1,01), στο έτος 1999 πέφτουν αρκετά κάτω από τη μονάδα (0,636 - 0,824) ενώ για τα έτη 2000, 2001 και 2002 κυμαίνονται λίγο πιο κάτω και λίγο πιο πάνω από τη μονάδα (περίπου στα ίδια επίπεδα για κάθε έτος). Ισχυρή διαφοροποίηση σε σχέση με τα αποτελέσματα της πενταετίας ως σύνολο παρουσιάζονται στο έτος 1999 ενώ στα υπόλοιπα πάλι υπάρχουν διαφορές αλλά όχι τόσο μεγάλες.

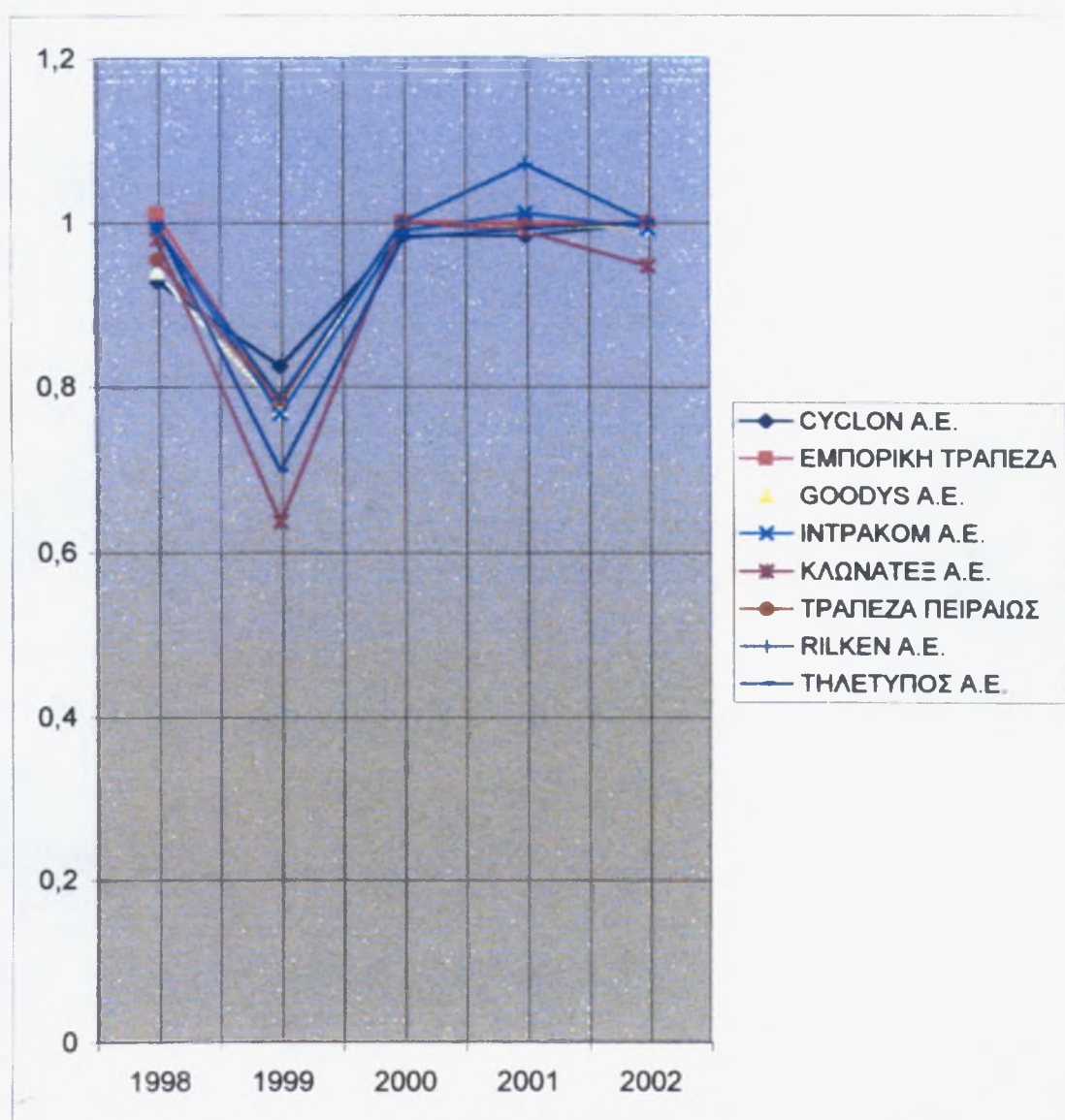
Στο σημείο αυτό θα σχολιάσουμε τα αποτελέσματα για μια μετοχή, π.χ. ΚΛΩΝΑΤΕΞ Α.Ε. αφού με ακριβώς τον ίδιο τρόπο γίνεται ο σχολιασμός για όλες τις μετοχές. Η μετοχή της ΚΛΩΝΑΤΕΞ Α.Ε. το

1998 παρουσιάζει beta ίσο με 0,980 με άλλα λόγια η μετοχή παρουσιάζεται ελαφρώς αμυντική. Αυτό σημαίνει, ότι μια μεταβολή του γενικού δείκτη κατά 10% θα έχει ως αποτέλεσμα τη μεταβολή της απόδοσης της μετοχής κατά 9,8%. Το 1999 η μετοχή της ΚΛΩΝΑΤΕΞ Α.Ε. μετατρέπεται σε πολύ αμυντική. Ο συντελεστής beta γίνεται 0,636 πράγμα που σημαίνει ότι μια μεταβολή του δείκτη κατά 10% θα οδηγήσει μόνο σε 6,36% μεταβολή της απόδοσης της μετοχής. Το έτος 2000 το beta της μετοχής γυρνά πάλι σε μια τιμή σχεδόν στη μονάδα και γίνεται 0,999. Εδώ όπως καταλαβαίνουμε, η μετοχή σχεδόν ακολουθεί την πορεία του δείκτη του χρηματιστηρίου. Δηλαδή, μια κατά 10% μεταβολή του δείκτη οδηγεί σε 9,9% μεταβολή των αποδόσεων της μετοχής. Το 2001 το beta παρουσιάζει μικρή μείωση και γίνεται 0,988 ενώ το 2002 μειώνεται ακόμη περισσότερο και φθάνει την τιμή 0,947, πράγμα που σημαίνει ότι σ' αυτήν την περίπτωση ο επενδυτής σε μια αύξηση του δείκτη κατά 10% δεν θα έχει την ίδια αύξηση στην απόδοση της μετοχής της ΚΛΩΝΑΤΕΞ Α.Ε. αλλά η απόδοσή της θα είναι κατά 0,53% μικρότερη (αφού θα είναι 9,47%). Βλέπουμε ότι η μετοχή της ΚΛΩΝΑΤΕΞ Α.Ε. δεν γίνεται επιθετική σε κανένα έτος από το 1998 - 2002. Για την ακρίβεια παρατηρώντας τον Πίνακα 2, εκτός από την ΕΜΠΟΡΙΚΗ ΤΡΑΠΕΖΑ, το 1998 (beta=1,01), την ΙΝΤΡΑΚΟΜ Α.Ε. το 2001 (beta=1,01) και τη RILKEN Α.Ε. το 2001 (beta=1,07) καμία άλλη δεν παρουσιάζει συντελεστή beta μεγαλύτερο της μονάδας.

Τα αποτελέσματα για τους συντελεστές beta όλων των μετοχών φαίνονται διαγραμματικά στο Διάγραμμα 5 που ακολουθεί παρακάτω. Εκεί φαίνονται καθαρά οι πορείες των beta διαχρονικά καθώς και ποιες μετοχές παρουσίασαν τις μεγαλύτερες αυξομειώσεις στην πενταετία 1998 - 2002. Συγκεκριμένα, μπορούμε να δούμε με καλύτερο τρόπο, αυτό που αναφέρθηκε πιο πάνω, ότι δηλαδή σε γενικές γραμμές οι συντελεστές beta και για τις οκτώ μετοχές της ανάλυσης ακολουθούν την ίδια πορεία.

Επίσης βλέπουμε ότι η μετοχή ΚΛΩΝΑΤΕΞ Α.Ε. παρουσίασε το χαμηλότερο beta και αυτό στο έτος 1999. Ακόμη το υψηλότερο beta σημειώθηκε από τη μετοχή RILKEN Α.Ε. όπως φαίνεται στο Διάγραμμα 4. Τέλος, άλλο ένα ευδιάκριτο αποτέλεσμα, είναι ότι ενώ οι επτά μετοχές το 2002 καταλήγουν σε beta σχεδόν στη μονάδα, η μετοχή ΚΛΩΝΑΤΕΞ Α.Ε. έχει beta χαμηλότερο από τις υπόλοιπες.

ΔΙΑΓΡΑΜΜΑ 5



### 3. ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΑ

Η γνώση του συστηματικού κινδύνου που εμπεριέχεται σε μία μετοχή είναι όπως καταλαβαίνουμε μείζονος σημασίας για έναν επενδυτή. Ανάλογα με το συντελεστή beta που έχει μία μετοχή, ο επενδυτής μπορεί να αποφασίσει αν τον ενδιαφέρει ή όχι να τη συμπεριλάβει στο χαρτοφυλάκιό του. Αν ένας επενδυτής αποστρέφεται τον κίνδυνο (risk averse investor), προφανώς θα προσπαθεί να επενδύσει κατά βάση σε αμυντικές μετοχές ( $\beta < 1$ ). Αν από την άλλη πλευρά σε έναν επενδυτή αρέσει ο κίνδυνος (risk lover investor), θα προσανατολίσει περισσότερο τις επενδυτικές του επιλογές προς επιθετικές μετοχές ( $\beta > 1$ ). Πάντως το σύνηθες είδος επενδυτών είναι αυτοί που αποστρέφονται τον κίνδυνο με τίμημα πάντα βέβαια την απόλαυση μικρότερων αποδόσεων, αλλά και με μικρότερη πιθανότητα όμως η επένδυσή του να αποβεί μοιραία.

Στην παρούσα εργασία εκτιμήσαμε τους συντελεστές beta για οκτώ μετοχές του χρηματιστηρίου αξιών Αθηνών. Η ανάλυσή μας χωρίστηκε σε δύο μέρη. Το ένα αφορούσε την εξαγωγή των beta για ολόκληρο το δείγμα (1998-2002), και το άλλο την εξαγωγή των beta για κάθε έτος ξεχωριστά. Και οι δύο αναλύσεις έδειξαν ότι οι μετοχές ήταν αμυντικές (εκτός από λίγα έτη που έδωσαν beta ελάχιστα μεγαλύτερα της μονάδας). Αξιοσημείωτο ήταν το γεγονός ότι οι εκτιμήσεις κάθε έτους διαφοροποιούνταν μεταξύ τους αλλά και με τις πενταετίες. Δηλαδή σε γενικές γραμμές οι συντελεστές beta από έτος σε έτος αλλάζαν, ενώ για την πενταετία οι εκτιμήσεις φάνηκαν να κυμαίνονται κάπου στο μέσο των ετήσιων αποτελεσμάτων. Το παραπάνω ενισχύει την ευρέως αποδεχόμενη άποψη που θέλει τους συντελεστές beta σχετικά ασταθείς απέναντι στο χρόνο.

Θα πρέπει βέβαια να πούμε ότι προφανώς σημαντικό ρόλο στη μορφή των παραπάνω παρατηρήσεων έπαιξε το γεγονός ότι το δείγμα

(1998-2002) χρονικά τοποθετείται στην περίοδο που το Ελληνικό Χρηματιστήριο σημείωσε αξιόλογη άνοδο (το έτος 1999). Η άνοδος πραγματοποιήθηκε σχετικά γρήγορα (μέσα στο 1999) και επίσης γρήγορα άρχισε και η πτώση (μέσα στο 2000). Κατά συνέπεια συμπεραίνουμε ότι η περίοδος της ανάλυσης χωρίζεται σε μία περίοδο μεγάλης ανόδου του χρηματιστηριακού δείκτη και σε μία μεγάλης καθόδου του. Όπως λοιπόν προαναφέραμε ένα μερίδιο της ευθύνης (ίσως και σημαντικό) για τα αποτελέσματα αυτής της έρευνας να έχει ευτο το γεγονός.

**3.1 ΕΦΑΡΜΟΓΕΣ ΤΟΥ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑΤΟΣ**  
**ΤΙΜΟΛΟΓΗΣΗΣ ΚΕΦΑΛΑΙΟΥΧΙΚΩΝ ΠΕΡΙΟΥΣΙΑΚΩΝ**  
**ΣΤΟΙΧΕΙΩΝ ΣΤΟ ΧΩΡΟ ΤΗΣ ΧΡΗΜΑΤΟΟΙΚΟΝΟΜΙΚΗΣ**  
**ΑΝΑΛΥΣΗΣ ΚΑΙ ΔΙΟΙΚΗΣΗΣ**

1. Ο προσδιορισμός του κόστους ιδίων κεφαλαίων και του κινδύνου των επενδυτικών σχεδίων μίας επιχείρησης.
2. Αξιολόγηση εναλλακτικών επενδυτικών προτάσεων και λήψη αποφάσεων για εκμίσθωση ή αγορά κεφαλαιουχικού εξοπλισμού.
3. Η αποτίμηση μίας επιχείρησης ιδιαίτερα σε περιπτώσεις συγχωνεύσεων και εξαγορών.
4. Ο έλεγχος διαφόρων χρηματοοικονομικών θεωριών όπως π.χ. η επίδραση της μερισματικής πολιτικής στην επιχείρηση.
5. Ο έλεγχος αποτελεσματικότητας της αγοράς.
6. Η εκτίμηση των απαιτούμενων αποδόσεων των υποδιαιρέσεων μίας υποτίμησης κατά γεωγραφική ζώνη ή προϊόν, των στρατηγικών των επιχειρηματικών μονάδων και του βαθμού απόδοσης αυτών των τμημάτων.
7. Η συχνή εφαρμογή του από επενδυτές, χρηματοοικονομικούς αναλυτές και άλλους συμμετέχοντες στην αγορά φορείς για επιλογή χρεογράφων ή χαρτοφυλακίων (υποτιμημένων ή υπερτιμημένων), για κατασκευή χαρτοφυλακίων, αξιολόγηση και σύγκριση αποδόσεων χρεογράφων ή χαρτοφυλακίων κ.α<sup>45</sup>.

### 3.2 ΜΕΛΛΟΝΤΙΚΗ ΕΠΕΚΤΑΣΗ ARBITRAGE PRICING MODEL (APM)

Το CAPM βασίζεται στην ανάλυση του πως οι επενδυτές επιλέγουν ένα αποδοτικό χαρτοφυλάκιο. Το APM προσπερνά αυτό το βήμα και ξεκινά από την υπόθεση ότι η απόδοση κάθε μετοχής εξαρτάται από διάφορους ανεξάρτητους παράγοντες (factors). Δηλαδή για την απόδοση κάθε μετοχής θα ισχύει:

$$\text{Αναμενόμενη απόδοση μετοχής} = a + b_1(\text{factor}_1) + b_2(\text{factor}_2) + \dots$$

Από θεωρητικής πλευράς δεν υπάρχει κάποιος κανόνας για το ποιοι μπορεί να είναι οι παράγοντες (factors) για κάθε μετοχή. Μπορεί να είναι η τιμή για παράδειγμα του πετρελαίου, το ύψος κάποιου επιτοκίου ή οτιδήποτε άλλο. Ακόμη και η απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς μπορεί επίσης να αποτελεί ένα παράγοντα επηρεασμού της απόδοσης. Επίσης είναι λογικό κάποιες μετοχές να είναι πιο ευαίσθητες σε ορισμένους παράγοντες ενώ κάποιες άλλες όχι.

Σύμφωνα με το APM, αν υπάρχουν αρκετές μετοχές, είναι πιθανό να κατασκευαστεί ένα διαφοροποιημένο χαρτοφυλάκιο το οποίο θα έχει μηδενική ευαισθησία σε κάθε παράγοντα επηρεασμού. Ένα τέτοιο χαρτοφυλάκιο θα προσφέρει μηδενικό κίνδυνο αλλά επίσης και μηδενικό risk-premium. Η θεωρία του υποδείγματος υποδειλώνει ότι το risk-premium κάθε μετοχής θα εξαρτάται από δύο στοιχεία:

- Τα risk-premium που αφορούν τον κάθε παράγοντα επηρεασμού
- Την ευαισθησία της μετοχής στον κάθε παράγοντα ( $b_1, b_2, \dots$ )

Οπότε θα έχουμε ουσιαστικά την παρακάτω σχέση:

$$\text{Risk-premium μετοχής} = r - r_f = b_1(r_{\text{factor1}} - r_f) + b_2(r_{\text{factor2}} - r_f) + \dots$$

Σύμφωνα με τον Ross, αν το αναμενόμενο risk-premium για κάποια μετοχή είναι μικρότερο από το παραπάνω (του τύπου), τότε ο επενδυτής θα πουλήσει τη μετοχή και αγοράσει ένα πακέτο άλλων μετοχών πιο δίκαια τιμολογημένων με την ίδια μέση ευαισθησία σε κάθε παράγοντα επηρεασμού. Αντίθετα, αν το αναμενόμενο risk-premium είναι μεγαλύτερο από το παραπάνω τότε ο “έξυπνος” επενδυτής θα προσπαθήσει να πουλήσει κάποιες άλλες μετοχές και να αγοράσει από αυτή. Καθώς η ζήτηση για τη μετοχή θα αυξάνεται, η τιμή της θα αρχίσει να αυξάνεται επίσης πιέζοντας την απόδοση και το risk-premium να μειωθούν ως το σημείο που η παραπάνω εξίσωση θα ισχύει ξανά.

Το APM ενδεχομένως να προσφέρει καλύτερη ποιότητα ανάλυσης για τις αναμενόμενες αποδόσεις των μετοχών. Όμως υπάρχουν κάποιες δυσκολίες στην εφαρμογή του. Αυτές έχουν περισσότερο να κάνουν με τον προσδιορισμό των παραγόντων επηρεασμού για κάθε μετοχή, με τη μέτρηση της αναμενόμενης απόδοσης του κάθε παράγοντα καθώς και με τη μέτρηση της ευαισθησίας κάθε μετοχής σε αυτούς τους παράγοντες. Ακόμα η έρευνες σχετικά με το APM είναι σε αρχικά στάδια. Μέχρι τη στιγμή που θα εξαλειφθούν τα πρακτικά προβλήματα που αντιμετωπίζει μία τέτοια ανάλυση, το CAPM θα αποτελεί το κυρίαρχο εργαλείο για τον προσδιορισμό αποδόσεων και κινδύνου<sup>46</sup>.



**ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ Α΄**  
**ΕΛΕΓΧΟΙ ΣΤΑΣΙΜΟΤΗΤΑΣ**  
**ΚΑΙ**  
**ΣΥΝΟΛΟΚΛΗΡΩΣΗΣ**

**METOXH: CYCLON****ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ ΕΛΕΓΧΟΥ ADF****5-ETIA****R-R<sub>F</sub>**

ADF Test Statistic	-7.467469	1% Critical Value*	-3.9706
		5% Critical Value	-3.4159
		10% Critical Value	-3.1299

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(R-R<sub>F</sub>)

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 05/01/1998 31/12/2002

Included observations: 1243 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
R-R <sub>F</sub> (-1)	-0.123191	0.016497	-7.467469	0.0000
D(R-R <sub>F</sub> (-1))	-0.390538	0.026115	-14.95476	0.0000
C	0.175249	0.023455	7.471560	0.0000
@TREND(1)	7.09E-05	9.66E-06	7.342262	0.0000
R-squared	0.238501	Mean dependent var	0.000508	
Adjusted R-squared	0.236657	S.D. dependent var	0.029985	
S.E. of regression	0.026198	Akaike info criterion	-4.443050	
Sum squared resid	0.850374	Schwarz criterion	-4.426556	
Log likelihood	2765.355	F-statistic	129.3515	
Durbin-Watson stat	2.182050	Prob(F-statistic)	0.000000	

**R<sub>M</sub> - R<sub>F</sub>**

ADF Test Statistic	-4.669523	1% Critical Value*	-3.9706
		5% Critical Value	-3.4159
		10% Critical Value	-3.1299

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(R<sub>M</sub> - R<sub>F</sub>)

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 05/01/1998 31/12/2002

Included observations: 1243 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
R <sub>M</sub> - R <sub>F</sub> (-1)	-0.045642	0.009774	-4.669523	0.0000
D(R <sub>M</sub> - R <sub>F</sub> (-1))	-0.370640	0.026323	-14.08060	0.0000
C	0.065152	0.013893	4.689486	0.0000
@TREND(1)	2.66E-05	5.72E-06	4.653329	0.0000
R-squared	0.169028	Mean dependent var	0.000504	
Adjusted R-squared	0.167016	S.D. dependent var	0.016336	
S.E. of regression	0.014909	Akaike info criterion	-5.570453	
Sum squared resid	0.275413	Schwarz criterion	-5.553959	
Log likelihood	3466.036	F-statistic	84.00815	
Durbin-Watson stat	2.227680	Prob(F-statistic)	0.000000	



## ETOΣ: 1998

 $R - R_F$ 

ADF Test Statistic	-3.512155	1% Critical Value*	-3.9984
		5% Critical Value	-3.4292
		10% Critical Value	-3.1378

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

## Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable:  $D(R - R_F)$

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 05/01/1998 31/12/1998

Included observations: 247 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
$R - R_F(-1)$	-0.148082	0.042163	-3.512155	0.0005
$D(R - R_F(-1))$	-0.326663	0.061213	-5.336504	0.0000
C	0.219537	0.062826	3.494355	0.0006
@TREND(1)	2.48E-05	1.86E-05	1.333014	0.1838
R-squared	0.203825	Mean dependent var		0.000317
Adjusted R-squared	0.193995	S.D. dependent var		0.022686
S.E. of regression	0.020367	Akaike info criterion		-4.933772
Sum squared resid	0.100797	Schwarz criterion		-4.876940
Log likelihood	613.3209	F-statistic		20.73640
Durbin-Watson stat	2.081835	Prob(F-statistic)		0.000000

 $R_M - R_F$ 

ADF Test Statistic	-2.691236	1% Critical Value*	-3.9984
		5% Critical Value	-3.4292
		10% Critical Value	-3.1378

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

## Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable:  $D(R_M - R_F)$

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 05/01/1998 31/12/1998

Included observations: 247 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
$R_M - R_F(-1)$	-0.078217	0.029064	-2.691236	0.0076
$D(R_M - R_F(-1))$	-0.251190	0.062184	-4.039476	0.0001
C	0.115703	0.043301	2.672081	0.0080
@TREND(1)	1.54E-05	1.26E-05	1.222438	0.2227
R-squared	0.112124	Mean dependent var		0.000195
Adjusted R-squared	0.101162	S.D. dependent var		0.014510
S.E. of regression	0.013756	Akaike info criterion		-5.718615
Sum squared resid	0.045983	Schwarz criterion		-5.661783
Log likelihood	710.2490	F-statistic		10.22893
Durbin-Watson stat	2.039769	Prob(F-statistic)		0.000002

## ENGLE – GRANGER TEST: RESIDUALS

ADF Test Statistic	-15.69964	1% Critical Value*	-2.5739
		5% Critical Value	-1.9409
		10% Critical Value	-1.6163

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation  
 Dependent Variable: D(RESID)  
 Method: Least Squares

Sample(adjusted): 05/01/1998 31/12/1998  
 Included observations: 248 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RESID(-1)	-1.001569	0.063796	-15.69964	0.0000
R-squared	0.499415	Mean dependent var		0.000245
Adjusted R-squared	0.499415	S.D. dependent var		0.023134
S.E. of regression	0.016368	Akaike info criterion		-5.382999
Sum squared resid	0.066171	Schwarz criterion		-5.368832
Log likelihood	668.4918	Durbin-Watson stat		1.983456

## ΕΤΟΣ: 1999

### R-R<sub>F</sub>

ADF Test Statistic	-7.058097	1% Critical Value*	-3.9988
		5% Critical Value	-3.4295
		10% Critical Value	-3.1379

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation  
 Dependent Variable: D(R-R<sub>F</sub>)  
 Method: Least Squares

Sample(adjusted): 04/01/1999 30/12/1999  
 Included observations: 244 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
R-R <sub>F</sub> (-1)	-0.447786	0.063443	-7.058097	0.0000
D(R-R <sub>F</sub> (-1))	-0.093954	0.064025	-1.467451	0.1436
C	0.712497	0.100866	7.063762	0.0000
@TREND(1)	7.74E-05	2.50E-05	3.091437	0.0022
R-squared	0.257153	Mean dependent var		0.000441
Adjusted R-squared	0.247868	S.D. dependent var		0.028302
S.E. of regression	0.024545	Akaike info criterion		-4.560371
Sum squared resid	0.144588	Schwarz criterion		-4.503040
Log likelihood	560.3652	F-statistic		27.69384
Durbin-Watson stat	2.049100	Prob(F-statistic)		0.000000

$R_M - R_F$ 

ADF Test Statistic	-5.968746	1% Critical Value*	-3.9988
		5% Critical Value	-3.4295
		10% Critical Value	-3.1379

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable:  $D(R_M - R_F)$

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 04/01/1999 30/12/1999

Included observations: 244 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
$R_M - R_F(-1)$	-0.391586	0.065606	-5.968746	0.0000
$D(R_M - R_F(-1))$	-0.327605	0.060801	-5.388103	0.0000
C	0.623065	0.104300	5.973774	0.0000
@TREND(1)	6.56E-05	2.18E-05	3.009255	0.0029
R-squared	0.370013	Mean dependent var	0.000445	
Adjusted R-squared	0.362139	S.D. dependent var	0.025807	
S.E. of regression	0.020611	Akaike info criterion	-4.909722	
Sum squared resid	0.101956	Schwarz criterion	-4.852391	
Log likelihood	602.9860	F-statistic	46.98681	
Durbin-Watson stat	2.328451	Prob(F-statistic)	0.000000	

ETOΣ:2000

 $R - R_F$ 

ADF Test Statistic	-6.073731	1% Critical Value*	-3.9981
		5% Critical Value	-3.4291
		10% Critical Value	-3.1377

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable:  $D(R - R_F)$

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 03/01/2000 29/12/2000

Included observations: 249 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
$R - R_F(-1)$	-0.419049	0.068994	-6.073731	0.0000
$D(R - R_F(-1))$	-0.381041	0.059008	-6.457491	0.0000
C	0.698073	0.114783	6.081699	0.0000
@TREND(1)	0.000306	5.83E-05	5.245792	0.0000
R-squared	0.436585	Mean dependent var	0.001112	
Adjusted R-squared	0.429686	S.D. dependent var	0.044871	
S.E. of regression	0.033886	Akaike info criterion	-3.915700	
Sum squared resid	0.281323	Schwarz criterion	-3.859194	
Log likelihood	491.5046	F-statistic	63.28279	
Durbin-Watson stat	2.119131	Prob(F-statistic)	0.000000	

$R_M - R_F$ 

ADF Test Statistic	-3.398088	1% Critical Value*	-3.9981
		5% Critical Value	-3.4291
		10% Critical Value	-3.1377

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable:  $D(R_M - R_F)$

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 03/01/2000 29/12/2000

Included observations: 249 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
$R_M - R_F(-1)$	-0.114597	0.033724	-3.398088	0.0008
$D(R_M - R_F(-1))$	-0.148837	0.062774	-2.371007	0.0185
C	0.191430	0.056076	3.413765	0.0007
@TREND(1)	8.79E-05	2.78E-05	3.159924	0.0018
R-squared	0.087938	Mean dependent var	0.001080	
Adjusted R-squared	0.076770	S.D. dependent var	0.014022	
S.E. of regression	0.013473	Akaike info criterion	-5.760378	
Sum squared resid	0.044470	Schwarz criterion	-5.703873	
Log likelihood	721.1671	F-statistic	7.874028	
Durbin-Watson stat	2.091821	Prob(F-statistic)	0.000049	

## ENGLE – GRANGER TEST RESIDUALS

ADF Test Statistic	-18.94458	1% Critical Value*	-2.5738
		5% Critical Value	-1.9409
		10% Critical Value	-1.6163

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(RESID)

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 03/01/2000 29/12/2000

Included observations: 250 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RESID(-1)	-1.180804	0.062329	-18.94458	0.0000
R-squared	0.590391	Mean dependent var	-3.23E-05	
Adjusted R-squared	0.590391	S.D. dependent var	0.042244	
S.E. of regression	0.027037	Akaike info criterion	-4.379263	
Sum squared resid	0.182013	Schwarz criterion	-4.365177	
Log likelihood	548.4079	Durbin-Watson stat	1.966038	

ETOΣ: 2001R-R<sub>F</sub>

ADF Test Statistic	-8.056926	1% Critical Value*	-3.9984
		5% Critical Value	-3.4292
		10% Critical Value	-3.1378

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(R-R<sub>F</sub>)

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 03/01/2001 28/12/2001

Included observations: 247 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
R-R <sub>F</sub> (-1)	-0.572271	0.071028	-8.056926	0.0000
D(R-R <sub>F</sub> (-1))	-0.001234	0.065249	-0.018919	0.9849
C	1.084336	0.134605	8.055721	0.0000
@TREND(1)	0.000288	4.11E-05	6.999742	0.0000
R-squared	0.278219	Mean dependent var	0.000841	
Adjusted R-squared	0.269308	S.D. dependent var	0.028768	
S.E. of regression	0.024591	Akaike info criterion	-4.556811	
Sum squared resid	0.146946	Schwarz criterion	-4.499979	
Log likelihood	566.7661	F-statistic	31.22238	
Durbin-Watson stat	1.980884	Prob(F-statistic)	0.000000	

R<sub>M</sub> - R<sub>F</sub>

ADF Test Statistic	-3.390143	1% Critical Value*	-3.9984
		5% Critical Value	-3.4292
		10% Critical Value	-3.1378

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(R<sub>M</sub> - R<sub>F</sub>)

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 03/01/2001 28/12/2001

Included observations: 247 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
R <sub>M</sub> - R <sub>F</sub> (-1)	-0.152581	0.045007	-3.390143	0.0008
D(R <sub>M</sub> - R <sub>F</sub> (-1))	-0.252562	0.064131	-3.938196	0.0001
C	0.289005	0.085277	3.389003	0.0008
@TREND(1)	8.35E-05	2.46E-05	3.399563	0.0008
R-squared	0.154951	Mean dependent var	0.000760	
Adjusted R-squared	0.144519	S.D. dependent var	0.012953	
S.E. of regression	0.011981	Akaike info criterion	-5.994975	
Sum squared resid	0.034880	Schwarz criterion	-5.938143	
Log likelihood	744.3794	F-statistic	14.85246	
Durbin-Watson stat	2.083763	Prob(F-statistic)	0.000000	

## ENGLE – GRANGER TEST RESIDUALS

ADF Test Statistic	-12.41085	1% Critical Value*	-2.5739
		5% Critical Value	-1.9409
		10% Critical Value	-1.6163

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(RESID)

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 03/01/2001 28/12/2001

Included observations: 248 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RESID(-1)	-0.759905	0.061229	-12.41085	0.0000
R-squared	0.384034	Mean dependent var		0.000195
Adjusted R-squared	0.384034	S.D. dependent var		0.021522
S.E. of regression	0.016891	Akaike info criterion		-5.320012
Sum squared resid	0.070473	Schwarz criterion		-5.305845
Log likelihood	660.6814	Durbin-Watson stat		1.861753

## ETOΣ: 2002

R-R<sub>F</sub>

ADF Test Statistic	-2.434764	1% Critical Value*	-3.9988
		5% Critical Value	-3.4295
		10% Critical Value	-3.1379

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(R-R<sub>F</sub>)

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 02/01/2002 31/12/2002

Included observations: 244 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
R-R <sub>F</sub> (-1)	-0.068150	0.027990	-2.434764	0.0156
D(R-R <sub>F</sub> (-1))	-0.327381	0.060655	-5.397400	0.0000
C	0.137272	0.057155	2.401735	0.0171
@TREND(1)	2.29E-05	1.54E-05	1.484315	0.1390
R-squared	0.154444	Mean dependent var		0.000183
Adjusted R-squared	0.143875	S.D. dependent var		0.017990
S.E. of regression	0.016646	Akaike info criterion		-5.337078
Sum squared resid	0.066499	Schwarz criterion		-5.279747
Log likelihood	655.1235	F-statistic		14.61230
Durbin-Watson stat	2.189094	Prob(F-statistic)		0.000000



$R_M - R_F$ 

ADF Test Statistic	-1.497530	1% Critical Value*	-3.9988
		5% Critical Value	-3.4295
		10% Critical Value	-3.1379

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable:  $D(R_M - R_F)$

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 02/01/2002 31/12/2002

Included observations: 244 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
$R_M - R_F(-1)$	-0.025300	0.016894	-1.497530	0.1356
$D(R_M - R_F(-1))$	-0.180655	0.063708	-2.835653	0.0050
C	0.050297	0.034520	1.457063	0.1464
@TREND(1)	1.52E-05	9.15E-06	1.662645	0.0977
R-squared	0.051970	Mean dependent var		0.000186
Adjusted R-squared	0.040120	S.D. dependent var		0.010080
S.E. of regression	0.009876	Akaike info criterion		-6.381136
Sum squared resid	0.023409	Schwarz criterion		-6.323805
Log likelihood	782.4985	F-statistic		4.385550
Durbin-Watson stat	2.036785	Prob(F-statistic)		0.005007

## ENGLE – GRANGER TEST RESIDUALS

ADF Test Statistic	-16.32230	1% Critical Value*	-2.5740
		5% Critical Value	-1.9409
		10% Critical Value	-1.6163

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable:  $D(\text{RESID})$

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 02/01/2002 31/12/2002

Included observations: 245 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RESID(-1)	-1.025962	0.062856	-16.32230	0.0000
R-squared	0.521926	Mean dependent var		-0.000124
Adjusted R-squared	0.521926	S.D. dependent var		0.014711
S.E. of regression	0.010172	Akaike info criterion		-6.334323
Sum squared resid	0.025246	Schwarz criterion		-6.320032
Log likelihood	776.9546	Durbin-Watson stat		2.003296

## ΜΕΤΟΧΗ: ΕΜΠΟΡΙΚΗ ΤΡΑΠΕΖΑ

### ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ ΕΛΕΓΧΟΥ ADF

#### 5-ΕΤΙΑ

##### $R - R_F$

ADF Test Statistic	-6.067519	1% Critical Value*	-3.9706
		5% Critical Value	-3.4159
		10% Critical Value	-3.1299

---

##### $R_M - R_F$

ADF Test Statistic	-4.669523	1% Critical Value*	-3.9706
		5% Critical Value	-3.4159
		10% Critical Value	-3.1299

---

#### ΕΤΟΣ:1998

##### $R - R_F$

ADF Test Statistic	-3.282408	1% Critical Value*	-3.9984
		5% Critical Value	-3.4292
		10% Critical Value	-3.1378

---

##### $R_M - R_F$

ADF Test Statistic	-2.691236	1% Critical Value*	-3.9984
		5% Critical Value	-3.4292
		10% Critical Value	-3.1378

---

### ENGLE – GRANGER TEST: RESIDUALS

ADF Test Statistic	-13.43322	1% Critical Value*	-2.5739
		5% Critical Value	-1.9409
		10% Critical Value	-1.6163

---

#### ΕΤΟΣ:1999

##### $R - R_F$

ADF Test Statistic	-7.900743	1% Critical Value*	-3.9988
		5% Critical Value	-3.4295
		10% Critical Value	-3.1379

---

##### $R_M - R_F$

ADF Test Statistic	-5.968746	1% Critical Value*	-3.9988
		5% Critical Value	-3.4295
		10% Critical Value	-3.1379

---

ETOΣ : 2000 $R - R_F$ 

ADF Test Statistic	-3.729103	1% Critical Value*	-3.9980
		5% Critical Value	-3.4290
		10% Critical Value	-3.1377

---

 $R_M - R_F$ 

ADF Test Statistic	-3.361859	1% Critical Value*	-3.9980
		5% Critical Value	-3.4290
		10% Critical Value	-3.1377

---

## ENGLE – GRANGER TEST: RESIDUALS

ADF Test Statistic	-15.50203	1% Critical Value*	-2.5738
		5% Critical Value	-1.9409
		10% Critical Value	-1.6163

---

ETOΣ: 2002 $R - R_F$ 

ADF Test Statistic	-1.751544	1% Critical Value*	-3.9990
		5% Critical Value	-3.4295
		10% Critical Value	-3.1380

---

 $R_M - R_F$ 

ADF Test Statistic	-1.449342	1% Critical Value*	-3.9990
		5% Critical Value	-3.4295
		10% Critical Value	-3.1380

---

## ENGLE – GRANGER TEST: RESIDUALS

ADF Test Statistic	-12.47386	1% Critical Value*	-2.5740
		5% Critical Value	-1.9409
		10% Critical Value	-1.6163

---

**METOXH: GOODYS A.E.****ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ ΕΛΕΧΓΟΥ ADF****5-ΕΤΙΑ****R-R<sub>F</sub>**

ADF Test Statistic	-5.386831	1% Critical Value*	-3.9706
		5% Critical Value	-3.4159
		10% Critical Value	-3.1299

---

**R<sub>M</sub> - R<sub>F</sub>**

ADF Test Statistic	-4.669523	1% Critical Value*	-3.9706
		5% Critical Value	-3.4159
		10% Critical Value	-3.1299

---

**ΕΤΟΣ: 1998****R-R<sub>F</sub>**

ADF Test Statistic	-3.381178	1% Critical Value*	-3.9984
		5% Critical Value	-3.4292
		10% Critical Value	-3.1378

---

**R<sub>M</sub> - R<sub>F</sub>**

ADF Test Statistic	-2.691236	1% Critical Value*	-3.9984
		5% Critical Value	-3.4292
		10% Critical Value	-3.1378

---

**ENGLE – GRANGER TEST: RESIDUALS**

ADF Test Statistic	-13.80357	1% Critical Value*	-2.5739
		5% Critical Value	-1.9409
		10% Critical Value	-1.6163

---

**ΕΤΟΣ: 1999****R-R<sub>F</sub>**

ADF Test Statistic	-6.524772	1% Critical Value*	-3.9987
		5% Critical Value	-3.4294
		10% Critical Value	-3.1379

---

**R<sub>M</sub> - R<sub>F</sub>**

ADF Test Statistic	-5.954813	1% Critical Value*	-3.9987
		5% Critical Value	-3.4294
		10% Critical Value	-3.1379

---

ETOΣ: 2000 $R - R_F$ 

ADF Test Statistic	-3.184155	1% Critical Value*	-3.9980
		5% Critical Value	-3.4290
		10% Critical Value	-3.1377

---

 $R_M - R_F$ 

ADF Test Statistic	-3.361859	1% Critical Value*	-3.9980
		5% Critical Value	-3.4290
		10% Critical Value	-3.1377

---

## ENGLE – GRANGER TEST: RESIDUALS

ADF Test Statistic	-13.32724	1% Critical Value*	-2.5738
		5% Critical Value	-1.9409
		10% Critical Value	-1.6163

---

ETOΣ: 2001 $R - R_F$ 

ADF Test Statistic	-4.255007	1% Critical Value*	-3.9983
		5% Critical Value	-3.4292
		10% Critical Value	-3.1378

---

 $R_M - R_F$ 

ADF Test Statistic	-3.320108	1% Critical Value*	-3.9983
		5% Critical Value	-3.4292
		10% Critical Value	-3.1378

---

## ENGLE – GRANGER TEST: RESIDUALS

ADF Test Statistic	-14.83694	1% Critical Value*	-2.5738
		5% Critical Value	-1.9409
		10% Critical Value	-1.6163

---

ETOΣ: 2002 $R - R_F$ 

ADF Test Statistic	-1.320977	1% Critical Value*	-3.9990
		5% Critical Value	-3.4295
		10% Critical Value	-3.1380

---

 $R_M - R_F$ 

ADF Test Statistic	-1.449342	1% Critical Value*	-3.9990
		5% Critical Value	-3.4295
		10% Critical Value	-3.1380

---

**ENGLE – GRANGER TEST: RESIDUALS**

ADF Test Statistic	-16.08190	1% Critical Value*	-2.5740
		5% Critical Value	-1.9409
		10% Critical Value	-1.6163

---

**METOXH: INTPAKOM A.E.****ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ ΕΛΕΓΧΟΥ ADF****5-ΕΤΙΑ****R-R<sub>F</sub>**

ADF Test Statistic	-6.562138	1% Critical Value*	-3.9706
		5% Critical Value	-3.4159
		10% Critical Value	-3.1299

---

**R<sub>M</sub> - R<sub>F</sub>**

ADF Test Statistic	-4.669523	1% Critical Value*	-3.9706
		5% Critical Value	-3.4159
		10% Critical Value	-3.1299

---

**ΕΤΟΣ: 1998****R-R<sub>F</sub>**

ADF Test Statistic	-5.040383	1% Critical Value*	-3.9984
		5% Critical Value	-3.4292
		10% Critical Value	-3.1378

---

**R<sub>M</sub> - R<sub>F</sub>**

ADF Test Statistic	-2.691236	1% Critical Value*	-3.9984
		5% Critical Value	-3.4292
		10% Critical Value	-3.1378

---

**ENGLE – GRANGER TEST: RESIDUALS**

ADF Test Statistic	-15.14465	1% Critical Value*	-2.5739
		5% Critical Value	-1.9409
		10% Critical Value	-1.6163

---

**ΕΤΟΣ: 1999****R-R<sub>F</sub>**

ADF Test Statistic	-6.511010	1% Critical Value*	-3.9987
		5% Critical Value	-3.4294
		10% Critical Value	-3.1379

---

$R_M - R_F$				
ADF Test Statistic	-5.954813	1% Critical Value*		-3.9987
		5% Critical Value		-3.4294
		10% Critical Value		-3.1379

---

ΕΤΟΣ: 2000

$R - R_F$				
ADF Test Statistic	-4.244936	1% Critical Value*		-3.9980
		5% Critical Value		-3.4290
		10% Critical Value		-3.1377

---

$R_M - R_F$				
ADF Test Statistic	-3.361859	1% Critical Value*		-3.9980
		5% Critical Value		-3.4290
		10% Critical Value		-3.1377

---

## ENGLE – GRANGER TEST: RESIDUALS

ADF Test Statistic	-17.80754	1% Critical Value*		-2.5738
		5% Critical Value		-1.9409
		10% Critical Value		-1.6163

---

ΕΤΟΣ: 2001

$R - R_F$				
ADF Test Statistic	-4.291621	1% Critical Value*		-3.9983
		5% Critical Value		-3.4292
		10% Critical Value		-3.1378

---

$R_M - R_F$				
ADF Test Statistic	-3.320108	1% Critical Value*		-3.9983
		5% Critical Value		-3.4292
		10% Critical Value		-3.1378

---

## ENGLE – GRANGER TEST: RESIDUALS

ADF Test Statistic	-13.14122	1% Critical Value*		-2.5738
		5% Critical Value		-1.9409
		10% Critical Value		-1.6163

---

ΕΤΟΣ: 2002 $R - R_F$ 

ADF Test Statistic	-2.299834	1% Critical Value*	-3.9990
		5% Critical Value	-3.4295
		10% Critical Value	-3.1380

---

 $R_M - R_F$ 

ADF Test Statistic	-1.449342	1% Critical Value*	-3.9990
		5% Critical Value	-3.4295
		10% Critical Value	-3.1380

---

## ENGLE – GRANGER TEST: RESIDUALS

ADF Test Statistic	-14.43699	1% Critical Value*	-2.5740
		5% Critical Value	-1.9409
		10% Critical Value	-1.6163

---

ΜΕΤΟΧΗ: ΚΛΩΝΑΤΕΞ Α.Ε.

## ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ ΕΛΕΓΧΟΥ ADF

5-ΕΤΙΑ $R - R_F$ 

ADF Test Statistic	-9.215655	1% Critical Value*	-3.9706
		5% Critical Value	-3.4159
		10% Critical Value	-3.1299

---

 $R_M - R_F$ 

ADF Test Statistic	-4.669523	1% Critical Value*	-3.9706
		5% Critical Value	-3.4159
		10% Critical Value	-3.1299

---

ΕΤΟΣ: 1998 $R - R_F$ 

ADF Test Statistic	-3.558821	1% Critical Value*	-3.9984
		5% Critical Value	-3.4292
		10% Critical Value	-3.1378

---

 $R_M - R_F$ 

ADF Test Statistic	-2.691236	1% Critical Value*	-3.9984
		5% Critical Value	-3.4292
		10% Critical Value	-3.1378

---



### ENGLE – GRANGER TEST: RESIDUALS

ADF Test Statistic	-11.70659	1% Critical Value*	-2.5739
		5% Critical Value	-1.9409
		10% Critical Value	-1.6163

---

### ΕΤΟΣ: 1999

#### R-R<sub>F</sub>

ADF Test Statistic	-9.088568	1% Critical Value*	-3.9987
		5% Critical Value	-3.4294
		10% Critical Value	-3.1379

---

#### R<sub>M</sub> - R<sub>F</sub>

ADF Test Statistic	-5.954813	1% Critical Value*	-3.9987
		5% Critical Value	-3.4294
		10% Critical Value	-3.1379

---

### ΕΤΟΣ: 2000

#### R-R<sub>F</sub>

ADF Test Statistic	-6.060078	1% Critical Value*	-3.9980
		5% Critical Value	-3.4290
		10% Critical Value	-3.1377

---

#### R<sub>M</sub> - R<sub>F</sub>

ADF Test Statistic	-3.361859	1% Critical Value*	-3.9980
		5% Critical Value	-3.4290
		10% Critical Value	-3.1377

---

### ENGLE – GRANGER TEST: RESIDUALS

ADF Test Statistic	-15.97078	1% Critical Value*	-2.5738
		5% Critical Value	-1.9409
		10% Critical Value	-1.6163

---

### ΕΤΟΣ:2001

#### R-R<sub>F</sub>

ADF Test Statistic	-7.847720	1% Critical Value*	-3.9983
		5% Critical Value	-3.4292
		10% Critical Value	-3.1378

---

#### R<sub>M</sub> - R<sub>F</sub>

ADF Test Statistic	-3.320108	1% Critical Value*	-3.9983
		5% Critical Value	-3.4292
		10% Critical Value	-3.1378

---

**ENGLE – GRANGER TEST: RESIDUALS**

ADF Test Statistic	-14.89349	1% Critical Value*	-2.5738
		5% Critical Value	-1.9409
		10% Critical Value	-1.6163

---

**ΕΤΟΣ: 2002****R-R<sub>F</sub>**

ADF Test Statistic	-3.204118	1% Critical Value*	-3.9990
		5% Critical Value	-3.4295
		10% Critical Value	-3.1380

---

**R<sub>M</sub> - R<sub>F</sub>**

ADF Test Statistic	-1.449342	1% Critical Value*	-3.9990
		5% Critical Value	-3.4295
		10% Critical Value	-3.1380

---

**ENGLE – GRANGER TEST: RESIDUALS**

ADF Test Statistic	-16.41649	1% Critical Value*	-2.5740
		5% Critical Value	-1.9409
		10% Critical Value	-1.6163

---

**ΜΕΤΟΧΗ: ΤΡΑΠΕΖΑ ΠΕΙΡΑΙΩΣ****ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ ΕΛΕΓΧΟΥ ADF****5-ΕΤΙΑ****R-R<sub>F</sub>**

ADF Test Statistic	-5.879932	1% Critical Value*	-3.9706
		5% Critical Value	-3.4159
		10% Critical Value	-3.1299

---

**R<sub>M</sub> - R<sub>F</sub>**

ADF Test Statistic	-4.669523	1% Critical Value*	-3.9706
		5% Critical Value	-3.4159
		10% Critical Value	-3.1299

---

**ΕΤΟΣ: 1998****R-R<sub>F</sub>**

ADF Test Statistic	-5.638925	1% Critical Value*	-3.9984
		5% Critical Value	-3.4292
		10% Critical Value	-3.1378

---

$R_M - R_F$				
ADF Test Statistic	-2.691236	1% Critical Value*		-3.9984
		5% Critical Value		-3.4292
		10% Critical Value		-3.1378

---

#### ENGLE – GRANGER TEST: RESIDUALS

ADF Test Statistic	-15.51212	1% Critical Value*		-2.5739
		5% Critical Value		-1.9409
		10% Critical Value		-1.6163

---

#### ETOΣ: 1999

$R - R_F$				
ADF Test Statistic	-5.518740	1% Critical Value*		-3.9987
		5% Critical Value		-3.4294
		10% Critical Value		-3.1379

---

$R_M - R_F$				
ADF Test Statistic	-5.954813	1% Critical Value*		-3.9987
		5% Critical Value		-3.4294
		10% Critical Value		-3.1379

---

#### ETOΣ: 2000

$R - R_F$				
ADF Test Statistic	-5.263973	1% Critical Value*		-3.9980
		5% Critical Value		-3.4290
		10% Critical Value		-3.1377

---

$R_M - R_F$				
ADF Test Statistic	-3.361859	1% Critical Value*		-3.9980
		5% Critical Value		-3.4290
		10% Critical Value		-3.1377

---

#### ENGLE – GRANGER TEST: RESIDUALS

ADF Test Statistic	-17.61542	1% Critical Value*		-2.5738
		5% Critical Value		-1.9409
		10% Critical Value		-1.6163

---

#### ETOΣ: 2001

$R - R_F$				
ADF Test Statistic	-3.242626	1% Critical Value*		-3.9983
		5% Critical Value		-3.4292
		10% Critical Value		-3.1378

---

$R_M - R_F$				
ADF Test Statistic	-3.320108	1% Critical Value*		-3.9983
		5% Critical Value		-3.4292
		10% Critical Value		-3.1378

---

### ENGLE – GRANGER TEST: RESIDUALS

ADF Test Statistic	-13.76697	1% Critical Value*		-2.5738
		5% Critical Value		-1.9409
		10% Critical Value		-1.6163

---

### ΕΤΟΣ: 2002

$R - R_F$				
ADF Test Statistic	-1.622364	1% Critical Value*		-3.9990
		5% Critical Value		-3.4295
		10% Critical Value		-3.1380

---

$R_M - R_F$				
ADF Test Statistic	-1.449342	1% Critical Value*		-3.9990
		5% Critical Value		-3.4295
		10% Critical Value		-3.1380

---

### ENGLE – GRANGER TEST: RESIDUALS

ADF Test Statistic	-13.64406	1% Critical Value*		-2.5740
		5% Critical Value		-1.9409
		10% Critical Value		-1.6163

---

## METOXH: RILKEN A.E.

### ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ ΕΛΕΓΧΟΥ ADF

#### 5-ΕΤΙΑ

$R - R_F$				
ADF Test Statistic	-6.692035	1% Critical Value*		-3.9706
		5% Critical Value		-3.4159
		10% Critical Value		-3.1299

---

$R_M - R_F$				
ADF Test Statistic	-4.669523	1% Critical Value*		-3.9706
		5% Critical Value		-3.4159
		10% Critical Value		-3.1299

---

ETOΣ: 1998 $R - R_F$ 

ADF Test Statistic	-3.689493	1% Critical Value*	-3.9984
		5% Critical Value	-3.4292
		10% Critical Value	-3.1378

---

 $R_M - R_F$ 

ADF Test Statistic	-2.691236	1% Critical Value*	-3.9984
		5% Critical Value	-3.4292
		10% Critical Value	-3.1378

---

## ENGLE – GRANGER TEST: RESIDUALS

ADF Test Statistic	-11.68739	1% Critical Value*	-2.5739
		5% Critical Value	-1.9409
		10% Critical Value	-1.6163

---

ETOΣ: 1999 $R - R_F$ 

ADF Test Statistic	-5.876300	1% Critical Value*	-3.9987
		5% Critical Value	-3.4294
		10% Critical Value	-3.1379

---

 $R_M - R_F$ 

ADF Test Statistic	-5.954813	1% Critical Value*	-3.9987
		5% Critical Value	-3.4294
		10% Critical Value	-3.1379

---

ETOΣ: 2000 $R - R_F$ 

ADF Test Statistic	-5.263973	1% Critical Value*	-3.9980
		5% Critical Value	-3.4290
		10% Critical Value	-3.1377

---

 $R_M - R_F$ 

ADF Test Statistic	-3.361859	1% Critical Value*	-3.9980
		5% Critical Value	-3.4290
		10% Critical Value	-3.1377

---

## ENGLE – GRANGER TEST: RESIDUALS

ADF Test Statistic	-17.61542	1% Critical Value*	-2.5738
		5% Critical Value	-1.9409
		10% Critical Value	-1.6163

---

ΕΤΟΣ: 2001R-R<sub>F</sub>

ADF Test Statistic	-6.472805	1% Critical Value*	-3.9983
		5% Critical Value	-3.4292
		10% Critical Value	-3.1378

---

R<sub>M</sub> - R<sub>F</sub>

ADF Test Statistic	-3.320108	1% Critical Value*	-3.9983
		5% Critical Value	-3.4292
		10% Critical Value	-3.1378

---

ENGLE – GRANGER TEST: RESIDUALS

ADF Test Statistic	-12.48560	1% Critical Value*	-2.5738
		5% Critical Value	-1.9409
		10% Critical Value	-1.6163

---

ΕΤΟΣ: 2002R-R<sub>F</sub>

ADF Test Statistic	-2.615687	1% Critical Value*	-3.9990
		5% Critical Value	-3.4295
		10% Critical Value	-3.1380

---

R<sub>M</sub> - R<sub>F</sub>

ADF Test Statistic	-1.449342	1% Critical Value*	-3.9990
		5% Critical Value	-3.4295
		10% Critical Value	-3.1380

---

ENGLE – GRANGER TEST: RESIDUALS

ADF Test Statistic	-15.32476	1% Critical Value*	-2.5740
		5% Critical Value	-1.9409
		10% Critical Value	-1.6163

---

**ΜΕΤΟΧΗ: ΤΗΛΕΤΥΠΟΣ Α.Ε.****ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ ΕΛΕΓΧΟΥ ADF**5-ΕΤΙΑR-R<sub>F</sub>

ADF Test Statistic	-5.869609	1% Critical Value*	-3.9706
		5% Critical Value	-3.4159
		10% Critical Value	-3.1299

---

$R_M - R_F$				
ADF Test Statistic	-4.669523	1% Critical Value*		-3.9706
		5% Critical Value		-3.4159
		10% Critical Value		-3.1299

---

### ETOΣ: 1998

$R - R_F$				
ADF Test Statistic	-3.816961	1% Critical Value*		-3.9984
		5% Critical Value		-3.4292
		10% Critical Value		-3.1378

---

$R_M - R_F$				
ADF Test Statistic	-2.691236	1% Critical Value*		-3.9984
		5% Critical Value		-3.4292
		10% Critical Value		-3.1378

---

### ENGLE – GRANGER TEST: RESIDUALS

ADF Test Statistic	-13.34065	1% Critical Value*		-2.5739
		5% Critical Value		-1.9409
		10% Critical Value		-1.6163

---

### ETOΣ: 1999

$R - R_F$				
ADF Test Statistic	-5.479273	1% Critical Value*		-3.9987
		5% Critical Value		-3.4294
		10% Critical Value		-3.1379

---

$R_M - R_F$				
ADF Test Statistic	-5.954813	1% Critical Value*		-3.9987
		5% Critical Value		-3.4294
		10% Critical Value		-3.1379

---

### ETOΣ: 2000

$R - R_F$				
ADF Test Statistic	-4.548845	1% Critical Value*		-3.9980
		5% Critical Value		-3.4290
		10% Critical Value		-3.1377

---

$R_M - R_F$				
ADF Test Statistic	-3.361859	1% Critical Value*		-3.9980
		5% Critical Value		-3.4290
		10% Critical Value		-3.1377

---

### ENGLE – GRANGER TEST: RESIDUALS

ADF Test Statistic	-17.16830	1% Critical Value*	-2.5738
		5% Critical Value	-1.9409
		10% Critical Value	-1.6163

---

### ETOΣ: 2001

#### R-R<sub>F</sub>

ADF Test Statistic	-6.061172	1% Critical Value*	-3.9983
		5% Critical Value	-3.4292
		10% Critical Value	-3.1378

---

#### R<sub>M</sub> - R<sub>F</sub>

ADF Test Statistic	-3.320108	1% Critical Value*	-3.9983
		5% Critical Value	-3.4292
		10% Critical Value	-3.1378

---

### ENGLE – GRANGER TEST: RESIDUALS

ADF Test Statistic	-13.02912	1% Critical Value*	-2.5738
		5% Critical Value	-1.9409
		10% Critical Value	-1.6163

---

### ETOΣ: 2002

#### R-R<sub>F</sub>

ADF Test Statistic	-1.909109	1% Critical Value*	-3.9990
		5% Critical Value	-3.4295
		10% Critical Value	-3.1380

---

#### R<sub>M</sub> - R<sub>F</sub>

ADF Test Statistic	-1.449342	1% Critical Value*	-3.9990
		5% Critical Value	-3.4295
		10% Critical Value	-3.1380

---

### ENGLE – GRANGER TEST: RESIDUALS

ADF Test Statistic	-16.85903	1% Critical Value*	-2.5740
		5% Critical Value	-1.9409
		10% Critical Value	-1.6163

---



## ERROR CORRECTION MODEL

### CYCLON 2002

#### Regression Analysis: dr-rf2002 versus drm-rf2002; resi1lag

The regression equation is

$$\text{dr-rf2002} = -0,000138 + 1,08 \text{ drm-rf2002} - 1,03 \text{ resi1lag}$$

Predictor	Coef	SE Coef	T	P
Constant	-0,0001376	0,0006484	-0,21	0,832
drm-rf20	1,07995	0,06470	16,69	0,000
resi1lag	-1,02819	0,06287	-16,36	0,000

S = 0,01017      R-Sq = 68,5%      R-Sq(adj) = 68,3%

Analysis of Variance

Source	DF	SS	MS	F	P
Regression	2	0,054751	0,027376	264,77	0,000
Residual Error	243	0,025125	0,000103		
Total	245	0,079876			

Source	DF	Seq SS
drm-rf20	1	0,027093
resi1lag	1	0,027658

Durbin-Watson statistic = 2,02

### GOODYS 2002

#### Regression Analysis: dr-rf2002 versus drm-rf2002; resi1lag

The regression equation is

$$\text{dr-rf2002} = 0,000070 + 0,842 \text{ drm-rf2002} - 0,978 \text{ resi1lag}$$

Predictor	Coef	SE Coef	T	P
Constant	0,0000702	0,0004441	0,16	0,875
drm-rf20	0,84152	0,04553	18,48	0,000
resi1lag	-0,97818	0,06417	-15,24	0,000

S = 0,006965      R-Sq = 65,9%      R-Sq(adj) = 65,6%

Analysis of Variance

Source	DF	SS	MS	F	P
Regression	2	0,022735	0,011367	234,34	0,000
Residual Error	243	0,011788	0,000049		
Total	245	0,034522			

Source	DF	Seq SS
drm-rf20	1	0,011463
resi1lag	1	0,011271

Durbin-Watson statistic = 2,05

## INTPAKOM 2002

### Regression Analysis: dr-rf2002 versus drm-rf2002; resi1lag

The regression equation is

$$\text{dr-rf2002} = -0,000036 + 1,24 \text{ drm-rf2002} - 0,876 \text{ resi1lag}$$

Predictor	Coef	SE Coef	T	P
Constant	-0,0000362	0,0005364	-0,07	0,946
drm-rf20	1,24318	0,05423	22,92	0,000
resi1lag	-0,87581	0,06217	-14,09	0,000

S = 0,008412      R-Sq = 77,8%      R-Sq(adj) = 77,6%

#### Analysis of Variance

Source	DF	SS	MS	F	P
Regression	2	0,060370	0,030185	426,57	0,000
Residual Error	243	0,017195	0,000071		
Total	245	0,077565			

Source	DF	Seq SS
drm-rf20	1	0,046325
resi1lag	1	0,014045

Durbin-Watson statistic = 2,04

## KΛΩNATEΞ 2002

### Regression Analysis: dr-rf2002 versus drm-rf2002; resi1lag

The regression equation is

$$\text{dr-rf2002} = -0,000307 + 1,14 \text{ drm-rf2002} - 1,01 \text{ resi1lag}$$

Predictor	Coef	SE Coef	T	P
Constant	-0,0003071	0,0008597	-0,36	0,721
drm-rf20	1,14380	0,08576	13,34	0,000
resi1lag	-1,00855	0,06055	-16,66	0,000

S = 0,01348      R-Sq = 64,8%      R-Sq(adj) = 64,5%

#### Analysis of Variance

Source	DF	SS	MS	F	P
Regression	2	0,081229	0,040615	223,44	0,000
Residual Error	243	0,044171	0,000182		
Total	245	0,125400			

Source	DF	Seq SS
drm-rf20	1	0,030791
resi1lag	1	0,050439

Durbin-Watson statistic = 2,04

## RILKEN 2002

### Regression Analysis: dr-rf2002 versus drm-rf2002; resi1lag

The regression equation is

$$\text{dr-rf2002} = -0,000213 + 1,26 \text{ drm-rf2002} - 0,937 \text{ resi1lag}$$

Predictor	Coef	SE Coef	T	P
Constant	-0,0002126	0,0006239	-0,34	0,734
drm-rf20	1,25565	0,06229	20,16	0,000
resi1lag	-0,93659	0,06007	-15,59	0,000

S = 0,009783      R-Sq = 73,7%      R-Sq(adj) = 73,5%

#### Analysis of Variance

Source	DF	SS	MS	F	P
Regression	2	0,065198	0,032599	340,59	0,000
Residual Error	243	0,023259	0,000096		
Total	245	0,088457			

Source	DF	Seq SS
drm-rf20	1	0,041934
resi1lag	1	0,023265

Durbin-Watson statistic = 2,00

## ΤΗΛΕΤΥΠΟΣ 2002

### Regression Analysis: dr-rf2002 versus drm-rf2002; resi1lag

The regression equation is

$$\text{dr-rf2002} = -0,000027 + 0,959 \text{ drm-rf2002} - 1,07 \text{ resi1lag}$$

Predictor	Coef	SE Coef	T	P
Constant	-0,0000267	0,0004093	-0,07	0,948
drm-rf20	0,95942	0,04101	23,39	0,000
resi1lag	-1,06618	0,06390	-16,68	0,000

S = 0,006419      R-Sq = 75,7%      R-Sq(adj) = 75,5%

#### Analysis of Variance

Source	DF	SS	MS	F	P
Regression	2	0,031244	0,015622	379,11	0,000
Residual Error	243	0,010014	0,000041		
Total	245	0,041258			

Source	DF	Seq SS
drm-rf20	1	0,019774
resi1lag	1	0,011471

Durbin-Watson statistic = 2,00

**ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ Β΄**  
**ΕΚΤΙΜΗΣΗ ΣΥΝΤΕΛΕΣΤΩΝ ΒΕΤΑ**

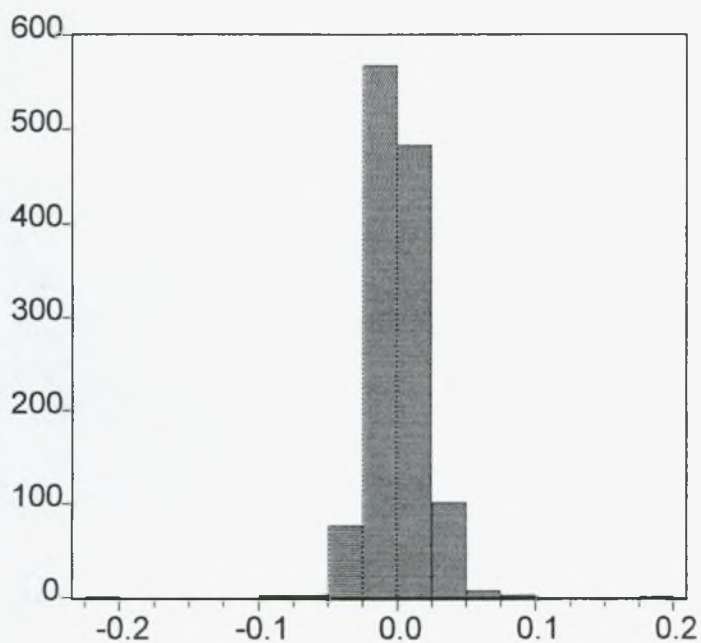
**METOXH: CYCLON A.E.****ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ 5-ΕΤΙΑΣ**Dependent Variable: R-R<sub>F</sub>

Method: Least Squares

Sample: 05/01/1998 31/12/2002

Included observations: 1245

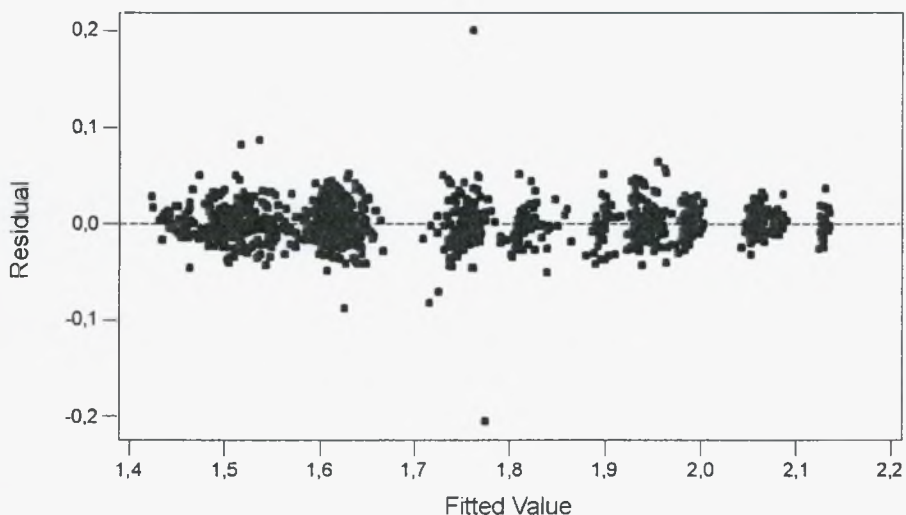
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.004025	0.004749	0.847404	0.3969
R <sub>M</sub> - R <sub>F</sub>	0.997469	0.002656	375.6076	0.0000
R-squared	0.991266	Mean dependent var	1.775540	
Adjusted R-squared	0.991259	S.D. dependent var	0.210989	
S.E. of regression	0.019726	Akaike info criterion	-5.012188	
Sum squared resid	0.483653	Schwarz criterion	-5.003952	
Log likelihood	3122.087	F-statistic	141081.0	
Durbin-Watson stat	2.040928	Prob(F-statistic)	0.000000	



Series: RESID	
Sample 1 1245	
Observations 1245	
Mean	-6.38E-16
Median	-0.000813
Maximum	0.199808
Minimum	-0.205319
Std. Dev.	0.019718
Skewness	0.074473
Kurtosis	21.34122
Jarque-Bera	17451.93
Probability	0.000000

## Residuals Versus the Fitted Values

(response is r-f)

**GOLDFELD – QUANT TEST ΓΙΑ ΕΤΕΡΟΣΚΕΔΑΣΤΙΚΟΤΗΤΑ:****Regression Analysis: d-group1 versus i-group1**

The regression equation is  
 $d\text{-group1} = -0,0003 + 1,00 i\text{-group1}$

Predictor	Coef	SE Coef	T	P
Constant	-0,00028	0,02500	-0,01	0,991
i-group1	1,00063	0,01622	61,71	0,000

$S = 0,01853$        $R\text{-Sq} = 90,2\%$        $R\text{-Sq}(\text{adj}) = 90,2\%$

## Analysis of Variance

Source	DF	SS	MS	F	P
Regression	1	1,3078	1,3078	3807,83	0,000
Residual Error	413	0,1418	0,0003		
Total	414	1,4496			

**Regression Analysis: d-group2 versus i-group2**

The regression equation is  
 $d\text{-group2} = 0,0143 + 0,993 i\text{-group2}$

Predictor	Coef	SE Coef	T	P
Constant	0,01428	0,02433	0,59	0,558
i-group2	0,99269	0,01203	82,55	0,000

$S = 0,01318$        $R\text{-Sq} = 94,3\%$        $R\text{-Sq}(\text{adj}) = 94,3\%$

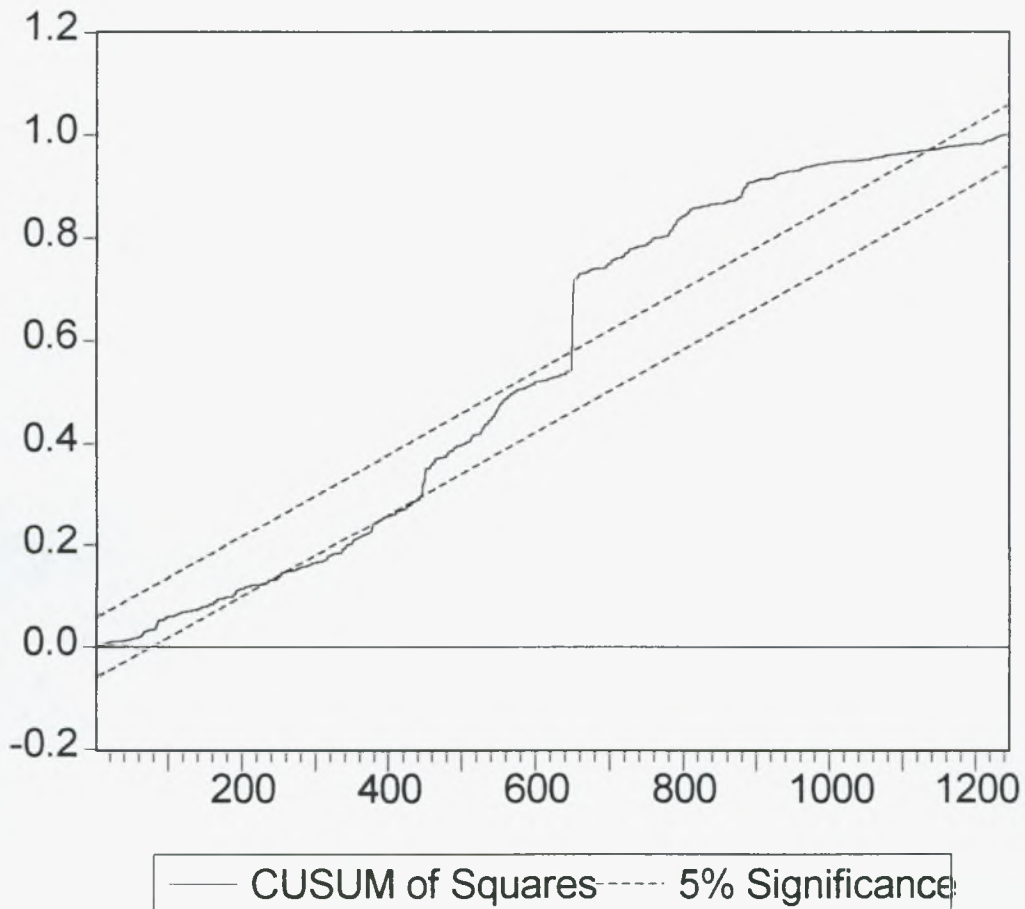
## Analysis of Variance

Source	DF	SS	MS	F	P
Regression	1	1,1843	1,1843	6813,75	0,000
Residual Error	413	0,0718	0,0002		
Total	414	1,2561			

**CHOW – TEST ΓΙΑ ΙΣΟΔΥΝΑΜΙΑ ΤΩΝ ΣΥΝΤΕΛΕΣΤΩΝ:**

Chow Breakpoint Test: 01/06/2001

F-statistic	0.734939	Probability	0.479743
Log likelihood ratio	1.473827	Probability	0.478589

**CUSUM – SQUARE TEST ΓΙΑ ΕΥΣΤΑΘΕΙΑ ΤΩΝ ΣΥΝΤΕΛΕΣΤΩΝ:**

## ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ ΕΤΩΝ

ΕΤΟΣ: 1998

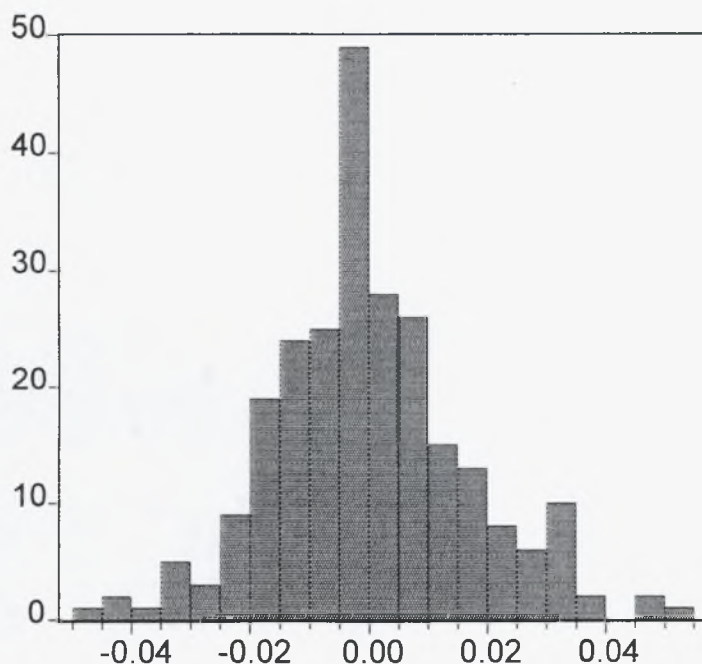
Dependent Variable: R-R<sub>F</sub>

Method: Least Squares

Sample: 05/01/1998 31/12/1998

Included observations: 249

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.106616	0.049092	2.171777	0.0308
R <sub>M</sub> - R <sub>F</sub>	0.928755	0.032695	28.40645	0.0000
R-squared	0.765638	Mean dependent var		1.500825
Adjusted R-squared	0.764689	S.D. dependent var		0.033934
S.E. of regression	0.016461	Akaike info criterion		-5.367637
Sum squared resid	0.066929	Schwarz criterion		-5.339384
Log likelihood	670.2708	F-statistic		806.9262
Durbin-Watson stat	1.975271	Prob(F-statistic)		0.000000



Series: RESID	
Sample 1 249	
Observations 249	
Mean	5.66E-16
Median	-0.001071
Maximum	0.051004
Minimum	-0.048687
Std. Dev.	0.016428
Skewness	0.248112
Kurtosis	3.542604
Jarque-Bera	5.609314
Probability	0.060528



ΕΤΟΣ: 1999

Dependent Variable: R-R<sub>F</sub>  
Method: Least Squares

Sample: 04/01/1999 30/12/1999  
Included observations: 247

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.263944	0.083380	3.165564	0.0017
R <sub>M</sub> - R <sub>F</sub>	0.836794	0.051761	16.16652	0.0000
R-squared	0.516151	Mean dependent var		1.611716
Adjusted R-squared	0.514176	S.D. dependent var		0.031549
S.E. of regression	0.021990	Akaike info criterion		-4.788388
Sum squared resid	0.118473	Schwarz criterion		-4.759972
Log likelihood	593.3660	F-statistic		261.3564
Durbin-Watson stat	1.733873	Prob(F-statistic)		0.000000

DURBIN TWO – STEP METHOD:

**Regression Analysis: R-RF2 versus RM-RF2; R-RF2LAG; RM-RF2LAG**

The regression equation is

$$R-RF2 = 0,0092 + 0,612 RM-RF2 + 0,195 R-RF2LAG + 0,188 RM-RF2LAG$$

246 cases used 1 cases contain missing values

Predictor	Coef	SE Coef	T	P
Constant	0,00923	0,08883	0,10	0,917
RM-RF2	0,61192	0,05965	10,26	0,000
R-RF2LAG	0,19454	0,06167	3,15	0,002
RM-RF2LA	0,18842	0,07187	2,62	0,009

S = 0,02045      R-Sq = 58,5%      R-Sq(adj) = 58,0%

Analysis of Variance

Source	DF	SS	MS	F	P
Regression	3	0,142808	0,047603	113,81	0,000
Residual Error	242	0,101219	0,000418		
Total	245	0,244027			

Source	DF	Seq SS
RM-RF2	1	0,125556
R-RF2LAG	1	0,014377
RM-RF2LA	1	0,002875

**Regression Analysis: R-RF2STAR versus RM-RF2STAR**

The regression equation is

$$R-RF2STAR = 0,2857 + 0,824 RM-RF2STAR$$

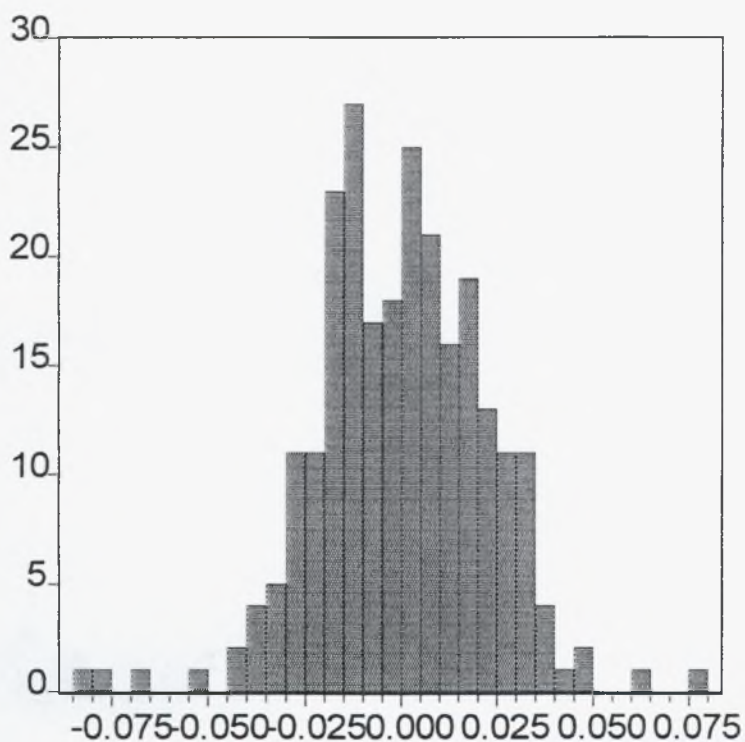
Predictor	Coef	SE Coef	T	P
Constant	0,22986	0,06229	3,69	0,000
RM-RF2ST	0,82356	0,04798	17,16	0,000

S = 0,02203      R-Sq = 54,6%      R-Sq(adj) = 54,4%

#### Analysis of Variance

Source	DF	SS	MS	F	P
Regression	1	0,14295	0,14295	294,58	0,000
Residual Error	245	0,11889	0,00049		
Total	246	0,26185			

Durbin-Watson statistic = 2,07



Series: RESID  
Sample 1 247  
Observations 247

Mean      -2.66E-16  
Median     0.000417  
Maximum   0.075093  
Minimum   -0.084745  
Std. Dev.   0.021984  
Skewness   -0.195005  
Kurtosis    4.246377

Jarque-Bera 17.55309  
Probability 0.000154

ETOΣ: 2000

Dependent Variable: R-R<sub>F</sub>  
 Method: Least Squares

Sample: 03/01/2000 29/12/2000  
 Included observations: 252

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.027379	0.049699	0.550898	0.5822
R <sub>M</sub> - R <sub>F</sub>	0.983320	0.028266	34.78760	0.0000
R-squared	0.828788	Mean dependent var	1.755257	
Adjusted R-squared	0.828103	S.D. dependent var	0.066198	
S.E. of regression	0.027446	Akaike info criterion	-4.345289	
Sum squared resid	0.188320	Schwarz criterion	-4.317278	
Log likelihood	549.5065	F-statistic	1210.177	
Durbin-Watson stat	2.360969	Prob(F-statistic)	0.000000	

## DURBIN TWO – STEP METHOD

### Regression Analysis: R-RF3 versus RM-RF3; R-RF3LAG; RM-RF3LAG

The regression equation is

$$R-RF3 = 0,0392 + 1,10 RM-RF3 - 0,182 R-RF3LAG + 0,054 RM-RF3LAG$$

251 cases used 1 cases contain missing values

Predictor	Coef	SE Coef	T	P
Constant	0,03920	0,04985	0,79	0,432
RM-RF3	1,1039	0,1215	9,08	0,000
R-RF3LAG	-0,18166	0,06247	-2,91	0,004
RM-RF3LA	0,0541	0,1364	0,40	0,692

S = 0,02710      R-Sq = 83,4%      R-Sq(adj) = 83,2%

Analysis of Variance

Source	DF	SS	MS	F	P
Regression	3	0,91099	0,30366	413,52	0,000
Residual Error	247	0,18138	0,00073		
Total	250	1,09236			

Source	DF	Seq SS
RM-RF3	1	0,90406
R-RF3LAG	1	0,00681
RM-RF3LA	1	0,00012

## Regression Analysis: R-RF3STAR versus RM-RF3STAR

The regression equation is

$$R\text{-RF3STAR} = 0,0271 + 0,983 \text{ RM-RF3STAR}$$

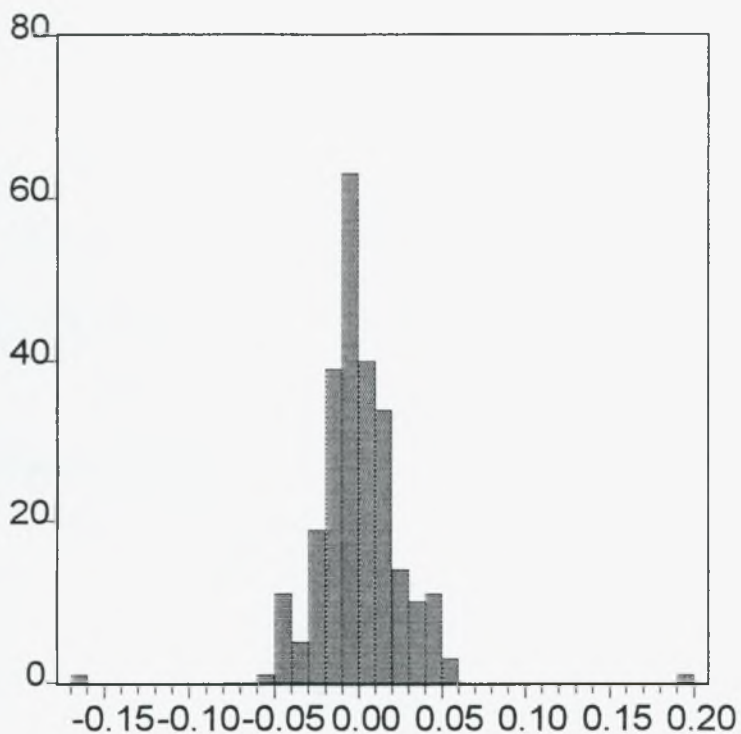
Predictor	Coef	SE Coef	T	P
Constant	0,03205	0,04561	0,70	0,483
RM-RF3ST	0,98345	0,02196	44,79	0,000

S = 0,02699      R-Sq = 88,9%      R-Sq(adj) = 88,9%

### Analysis of Variance

Source	DF	SS	MS	F	P
Regression	1	1,4613	1,4613	2005,71	0,000
Residual Error	250	0,1821	0,0007		
Total	251	1,6435			

Durbin-Watson statistic = 1,96



Series: RESID	
Sample	1 252
Observations	252
Mean	5.60E-16
Median	-0.002855
Maximum	0.193343
Minimum	-0.166860
Std. Dev.	0.026938
Skewness	0.643954
Kurtosis	17.81745
Jarque-Bera	2322.764
Probability	0.000000

## ETOΣ: 2001

Dependent Variable: R-R<sub>F</sub>

Method: Least Squares

Sample: 03/01/2001 28/12/2001

Included observations: 250

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.030927	0.052591	-0.588068	0.5570
R <sub>M</sub> - R <sub>F</sub>	1.015674	0.026867	37.80430	0.0000
R-squared	0.852131	Mean dependent var		1.956778
Adjusted R-squared	0.851535	S.D. dependent var		0.045557
S.E. of regression	0.017554	Akaike info criterion		-5.239129
Sum squared resid	0.076417	Schwarz criterion		-5.210958
Log likelihood	656.8912	F-statistic		1429.165
Durbin-Watson stat	1.508119	Prob(F-statistic)		0.000000

## DURBIN TWO- STEP METHOD

## Regression Analysis: R-RF4 versus RM-RF4; R-RF4LAG; RM-RF4LAG

The regression equation is

$$R-RF4 = 0,0318 + 1,41 RM-RF4 + 0,283 R-RF4LAG - 0,714 RM-RF4LAG$$

249 cases used 1 cases contain missing values

Predictor	Coef	SE Coef	T	P
Constant	0,03178	0,04958	0,64	0,522
RM-RF4	1,41475	0,08088	17,49	0,000
R-RF4LAG	0,28318	0,05916	4,79	0,000
RM-RF4LA	-0,7144	0,1088	-6,56	0,000

S = 0,01613      R-Sq = 87,4%      R-Sq(adj) = 87,3%

Analysis of Variance

Source	DF	SS	MS	F	P
Regression	3	0,44335	0,14778	568,11	0,000
Residual Error	245	0,06373	0,00026		
Total	248	0,50708			

Source	DF	Seq SS
RM-RF4	1	0,43206
R-RF4LAG	1	0,00008
RM-RF4LA	1	0,01120

## Regression Analysis: R-RF4STAR versus RM-RF4STAR

The regression equation is

$$R\text{-RF4STAR} = 0,0336 + 0,983 \text{ RM-RF4STAR}$$

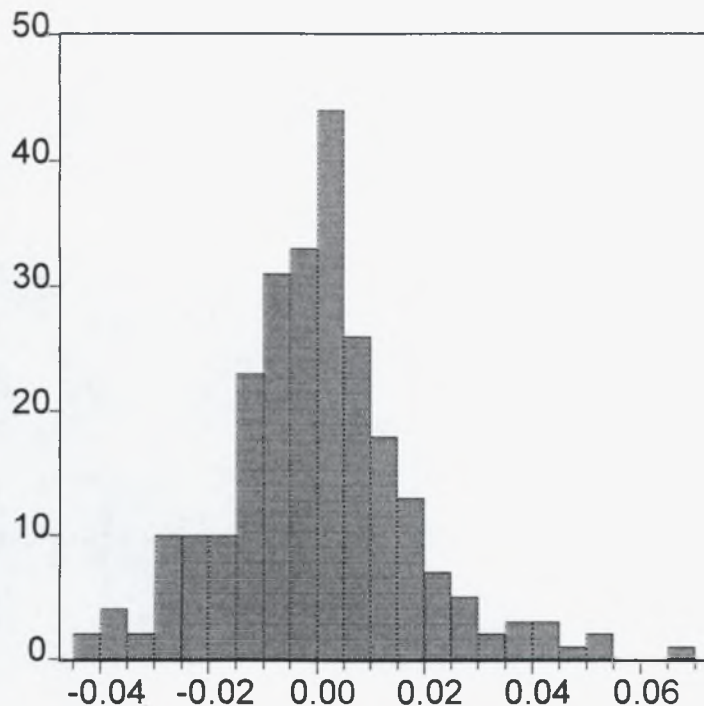
Predictor	Coef	SE Coef	T	P
Constant	0,02415	0,03778	0,64	0,523
RM-RF4ST	0,98268	0,02688	36,56	0,000

S = 0,01708      R-Sq = 84,4%      R-Sq(adj) = 84,3%

### Analysis of Variance

Source	DF	SS	MS	F	P
Regression	1	0,39007	0,39007	1336,75	0,000
Residual Error	248	0,07237	0,00029		
Total	249	0,46244			

Durbin-Watson statistic = 1,94



Series: RESID  
Sample 1 250  
Observations 250

Mean            1.77E-16  
Median         -0.000133  
Maximum       0.066466  
Minimum       -0.042178  
Std. Dev.      0.017048  
Skewness      0.461619  
Kurtosis       4.234900

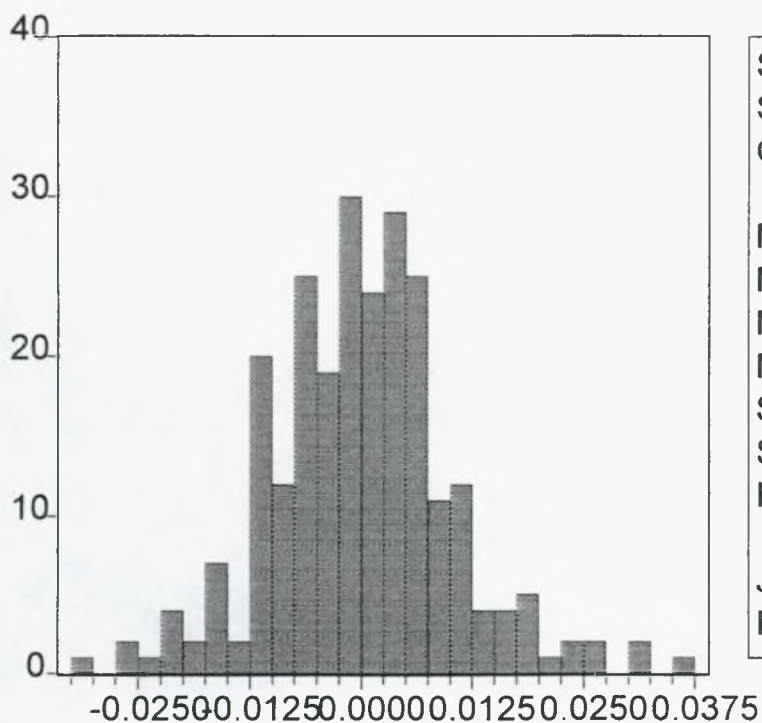
Jarque-Bera 24.76401  
Probability 0.000004

## ETOΣ: 2002

Dependent Variable:  $R - R_F$   
 Method: Least Squares

Sample: 02/01/2002 31/12/2002  
 Included observations: 247

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.008697	0.034736	-0.250371	0.8025
$R_M - R_F$	1.003801	0.016905	59.37998	0.0000
R-squared	0.935030	Mean dependent var		2.053559
Adjusted R-squared	0.934765	S.D. dependent var		0.040496
S.E. of regression	0.010343	Akaike info criterion		-6.296911
Sum squared resid	0.026211	Schwarz criterion		-6.268495
Log likelihood	779.6686	F-statistic		3525.982
Durbin-Watson stat	2.015640	Prob(F-statistic)		0.000000



Series: RESID  
 Sample 999 1245  
 Observations 247

Mean 4.35E-17  
 Median -5.27E-05  
 Maximum 0.035559  
 Minimum -0.031623  
 Std. Dev. 0.010322  
 Skewness 0.243632  
 Kurtosis 4.045284

Jarque-Bera 13.68838  
 Probability 0.001066

## ΜΕΤΟΧΗ: ΕΜΠΟΡΙΚΗ ΤΡΑΠΕΖΑ

### ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ 5-ΕΤΙΑΣ

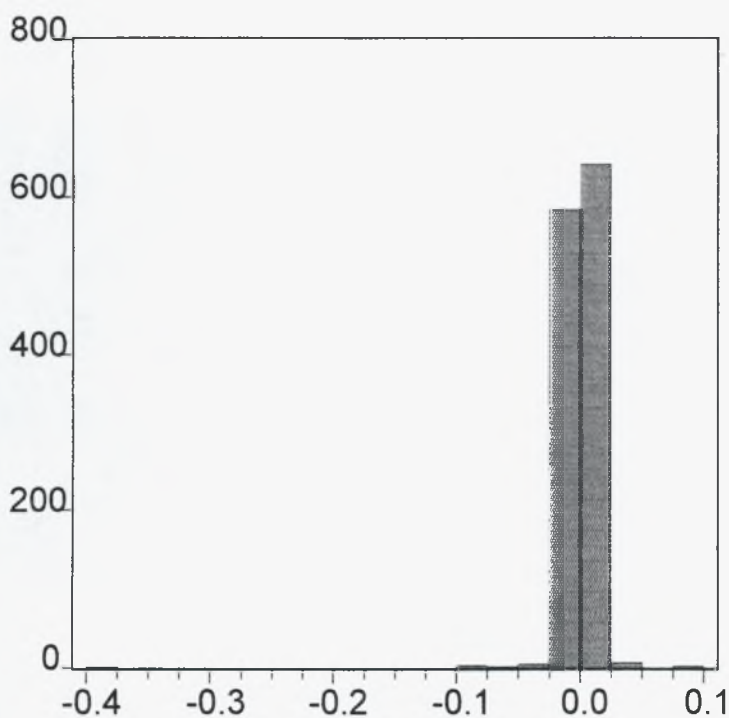
Dependent Variable:  $R - R_F$

Method: Least Squares

Sample: 05/01/1998 31/12/2002

Included observations: 1245

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.002235	0.003489	0.640510	0.5220
$R_M - R_F$	0.998553	0.001951	511.8483	0.0000
R-squared	0.995278	Mean dependent var		1.775675
Adjusted R-squared	0.995274	S.D. dependent var		0.210792
S.E. of regression	0.014491	Akaike info criterion		-5.628983
Sum squared resid	0.261014	Schwarz criterion		-5.620747
Log likelihood	3506.042	F-statistic		261988.7
Durbin-Watson stat	2.041339	Prob(F-statistic)		0.000000

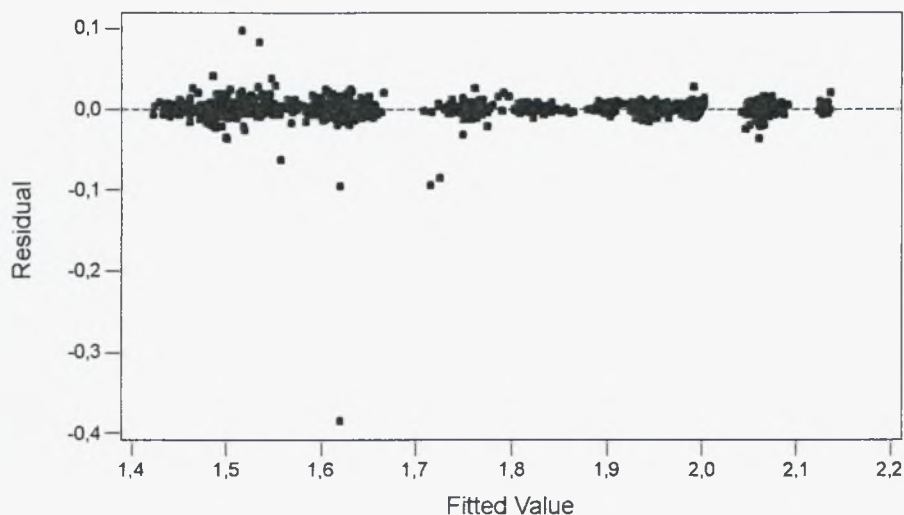


Series:	RESID
Sample:	1 1245
Observations:	1245
Mean	-8.27E-16
Median	0.000263
Maximum	0.096342
Minimum	-0.385417
Std. Dev.	0.014485
Skewness	-15.40232
Kurtosis	410.3693
Jarque-Bera	8657868.
Probability	0.000000



## Residuals Versus the Fitted Values

(response is r-rf)



## GOLDFELD – QUANT TEST ΓΙΑ ΕΤΕΡΟΣΚΕΛΑΣΤΙΚΟΤΗΤΑ

## Regression Analysis: d-group1 versus i-group1

The regression equation is  
 $d\text{-group1} = 0,0111 + 0,993 i\text{-group1}$

Predictor	Coef	SE Coef	T	P
Constant	0,01112	0,01681	0,66	0,509
i-group1	0,99324	0,01090	91,08	0,000

S = 0,01246      R-Sq = 95,3%      R-Sq(adj) = 95,2%

## Analysis of Variance

Source	DF	SS	MS	F	P
Regression	1	1,2885	1,2885	8296,43	0,000
Residual Error	413	0,0641	0,0002		
Total	414	1,3527			

## Regression Analysis: d-group2 versus i-group2

The regression equation is  
 $d\text{-group2} = 0,0005 + 0,999 i\text{-group2}$

Predictor	Coef	SE Coef	T	P
Constant	0,00049	0,01098	0,04	0,964
i-group2	0,999438	0,005425	184,23	0,000

S = 0,005947    R-Sq = 98,8%    R-Sq(adj) = 98,8%

#### Analysis of Variance

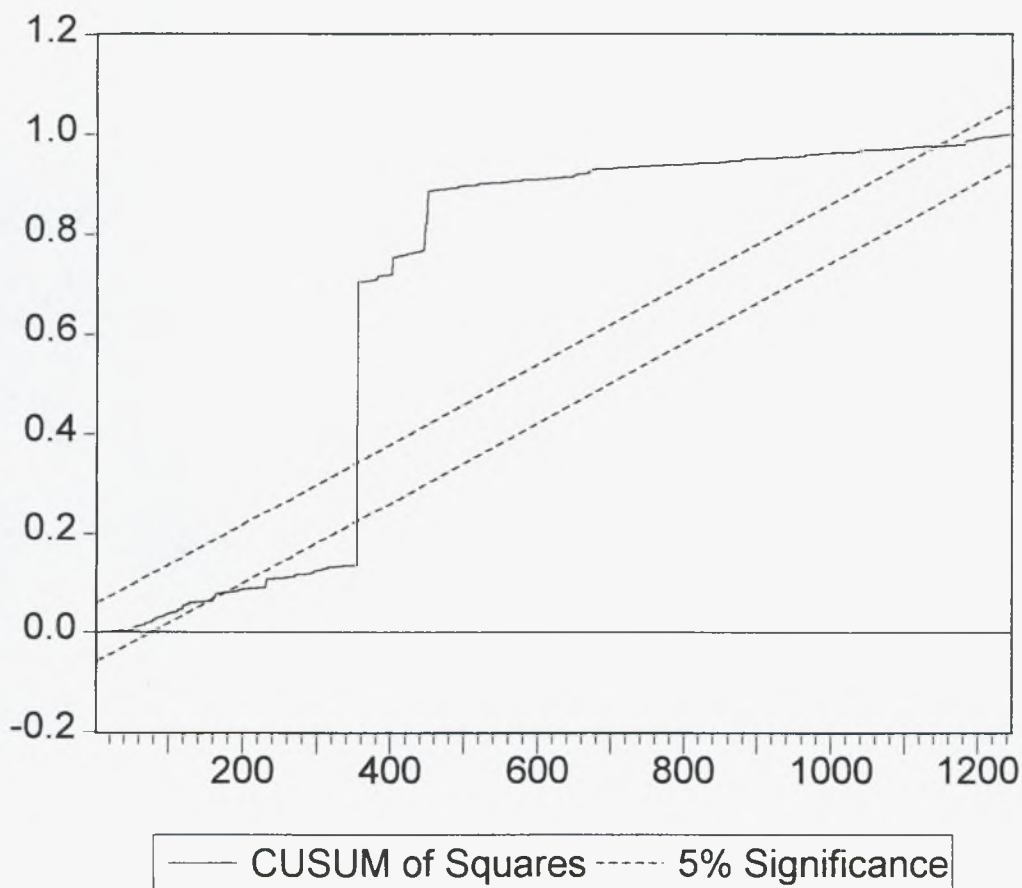
Source	DF	SS	MS	F	P
Regression	1	1,2004	1,2004	33941,16	0,000
Residual Error	413	0,0146	0,0000		
Total	414	1,2151			

### CHOW – TEST ΓΙΑ ΙΣΟΔΥΝΑΜΙΑ ΤΩΝ ΣΥΝΤΕΛΕΣΤΩΝ

Chow Breakpoint Test: 01/06/2001

F-statistic	0.114546	Probability	0.891781
Log likelihood ratio	0.229891	Probability	0.891415

### CUSUM – SQUARE TEST ΓΙΑ ΕΥΣΤΑΘΕΙΑ ΤΩΝ ΣΥΝΤΕΛΕΣΤΩΝ



## ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ ΕΤΩΝ

ΕΤΟΣ: 1998

Dependent Variable: R-R<sub>F</sub>

Method: Least Squares

Sample: 05/01/1998 31/12/1998

Included observations: 249

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.020801	0.032058	-0.648842	0.5170
R <sub>M</sub> - R <sub>F</sub>	1.014212	0.021351	47.50272	0.0000
R-squared	0.901338	Mean dependent var		1.501693
Adjusted R-squared	0.900939	S.D. dependent var		0.034153
S.E. of regression	0.010749	Akaike info criterion		-6.219934
Sum squared resid	0.028541	Schwarz criterion		-6.191681
Log likelihood	776.3817	F-statistic		2256.508
Durbin-Watson stat	1.688892	Prob(F-statistic)		0.000000

## DURBIN TWO – STEP METHOD

### Regression Analysis: R-RF1 versus RM-RF1; R-RF1LAG; RM-RF1LAG

The regression equation is

$$R-RF1 = -0,0124 + 1,06 RM-RF1 + 0,159 R-RF1LAG - 0,208 RM-RF1LAG$$

248 cases used 1 cases contain missing values

Predictor	Coef	SE Coef	T	P
Constant	-0,01235	0,03277	-0,38	0,707
RM-RF1	1,05696	0,04805	22,00	0,000
R-RF1LAG	0,15941	0,06332	2,52	0,012
RM-RF1LA	-0,20785	0,08288	-2,51	0,013

S = 0,01066      R-Sq = 90,4%      R-Sq(adj) = 90,3%

Analysis of Variance

Source	DF	SS	MS	F	P
Regression	3	0,261205	0,087068	765,61	0,000
Residual Error	244	0,027749	0,000114		
Total	247	0,288954			

Source	DF	Seq SS
RM-RF1	1	0,260414

R-RF1LAG 1 0,000076  
 RM-RF1LA 1 0,000715

### Regression Analysis: R-RF1STAR versus RM-RF1STAR

The regression equation is  
 R-RF1STAR = - 0,0213 + 1,01 RM-RF1STAR

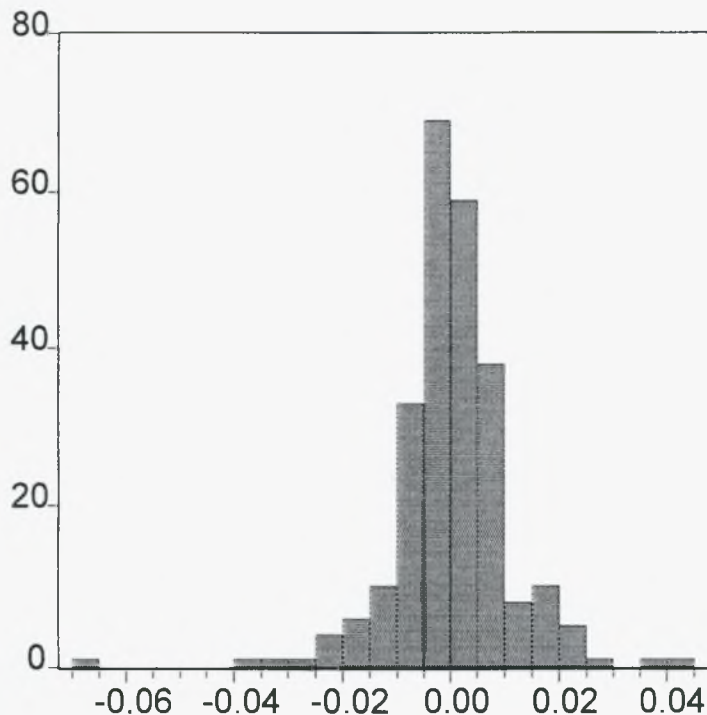
Predictor	Coef	SE Coef	T	P
Constant	-0,01793	0,02720	-0,66	0,510
RM-RF1ST	1,01454	0,02152	47,14	0,000

S = 0,01062      R-Sq = 90,0%      R-Sq(adj) = 90,0%

#### Analysis of Variance

Source	DF	SS	MS	F	P
Regression	1	0,25060	0,25060	2221,73	0,000
Residual Error	247	0,02786	0,00011		
Total	248	0,27846			

Durbin-Watson statistic = 2,01



Series: RESID  
 Sample 1 249  
 Observations 249

Mean 2.47E-17  
 Median -0.000261  
 Maximum 0.042412  
 Minimum -0.065744  
 Std. Dev. 0.010600  
 Skewness -0.758163  
 Kurtosis 10.27169

Jarque-Bera 572.4582  
 Probability 0.000000

## ETOΣ: 1999

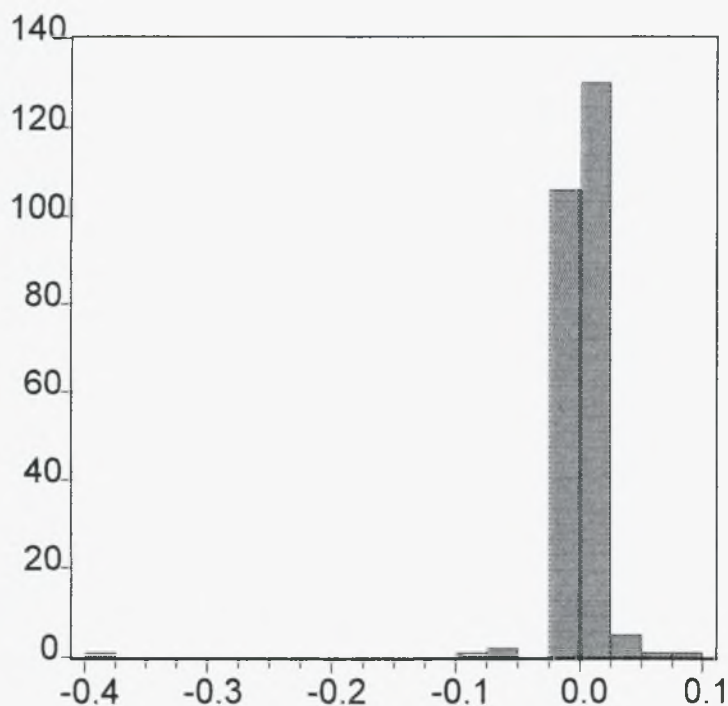
Dependent Variable:  $R - R_F$ 

Method: Least Squares

Sample: 04/01/1999 30/12/1999

Included observations: 247

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.361367	0.107811	3.351851	0.0009
$R_M - R_F$	0.774777	0.066928	11.57634	0.0000
R-squared	0.353582	Mean dependent var		1.609252
Adjusted R-squared	0.350943	S.D. dependent var		0.035293
S.E. of regression	0.028433	Akaike info criterion		-4.274436
Sum squared resid	0.198073	Schwarz criterion		-4.246020
Log likelihood	529.8928	F-statistic		134.0116
Durbin-Watson stat	2.039622	Prob(F-statistic)		0.000000



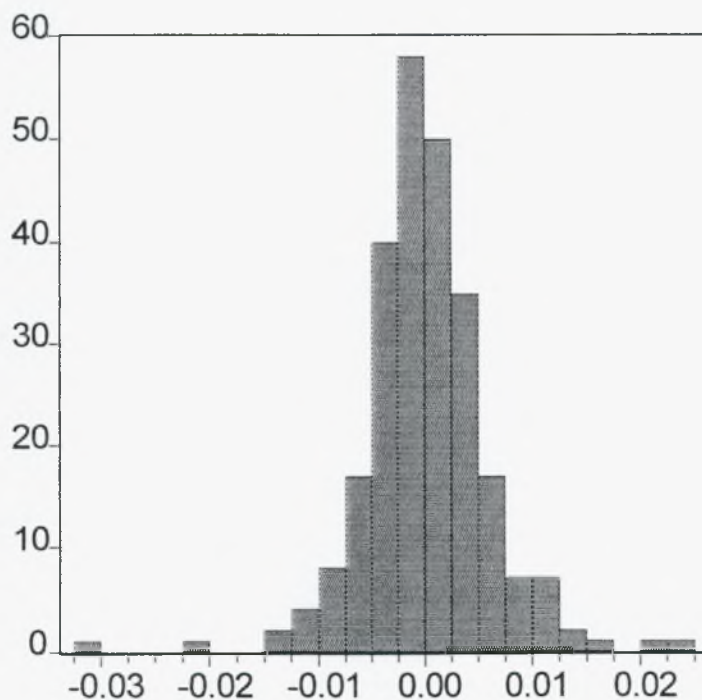
Series: RESID	
Sample 1 247	
Observations 247	
Mean	1.46E-15
Median	0.000993
Maximum	0.076809
Minimum	-0.381579
Std. Dev.	0.028376
Skewness	-9.958347
Kurtosis	134.5456
Jarque-Bera	182171.8
Probability	0.000000

ΕΤΟΣ: 2000

Dependent Variable:  $R - R_F$   
Method: Least Squares

Sample: 03/01/2000 29/12/2000  
Included observations: 252

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.008188	0.010494	-0.780202	0.4360
$R_M - R_F$	1.004772	0.005969	168.3443	0.0000
R-squared	0.991256	Mean dependent var	1.757386	
Adjusted R-squared	0.991221	S.D. dependent var	0.061851	
S.E. of regression	0.005795	Akaike info criterion	-7.455627	
Sum squared resid	0.008396	Schwarz criterion	-7.427616	
Log likelihood	941.4090	F-statistic	28339.81	
Durbin-Watson stat	1.956737	Prob(F-statistic)	0.000000	



Series: RESID  
Sample 1 252  
Observations 252

Mean 2.37E-15  
Median -0.000298  
Maximum 0.024373  
Minimum -0.031706  
Std. Dev. 0.005784  
Skewness -0.259599  
Kurtosis 8.084949

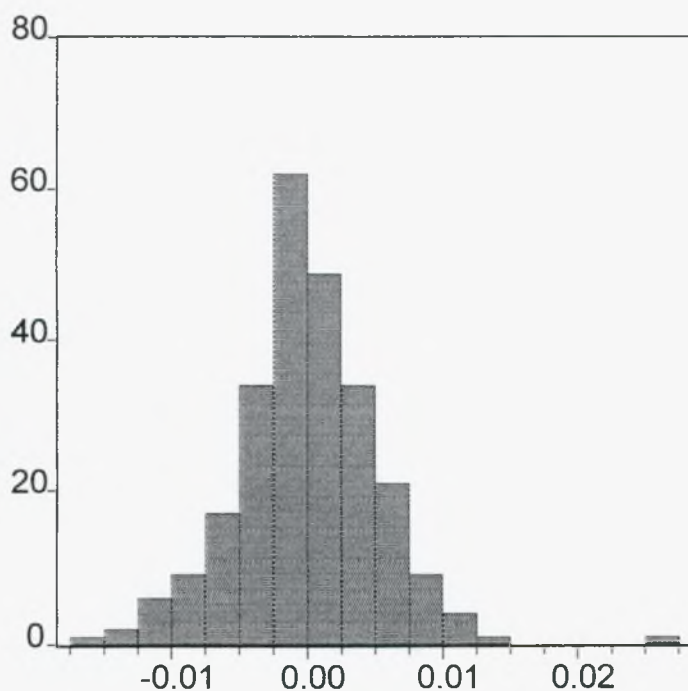
Jarque-Bera 274.3259  
Probability 0.000000

## ETOΣ: 2001

Dependent Variable:  $R - R_F$   
 Method: Least Squares

Sample: 03/01/2001 28/12/2001  
 Included observations: 250

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.000246	0.015542	-0.015835	0.9874
$R_M - R_F$	1.000081	0.007940	125.9572	0.0000
R-squared	0.984609	Mean dependent var	1.956942	
Adjusted R-squared	0.984547	S.D. dependent var	0.041731	
S.E. of regression	0.005188	Akaike info criterion	-7.677112	
Sum squared resid	0.006674	Schwarz criterion	-7.648940	
Log likelihood	961.6390	F-statistic	15865.22	
Durbin-Watson stat	1.793951	Prob(F-statistic)	0.000000	



Series: RESID  
 Sample 1 250  
 Observations 250

Mean 4.07E-16  
 Median -0.000240  
 Maximum 0.027125  
 Minimum -0.016111  
 Std. Dev. 0.005177  
 Skewness 0.321930  
 Kurtosis 5.749971

Jarque-Bera 83.09265  
 Probability 0.000000

ΕΤΟΣ: 2002

Dependent Variable: R-R<sub>F</sub>

Method: Least Squares

Sample: 02/01/2002 31/12/2002

Included observations: 247

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.020210	0.020957	-0.964360	0.3358
R <sub>M</sub> - R <sub>F</sub>	1.009370	0.010199	98.96847	0.0000
R-squared	0.975597	Mean dependent var	2.053488	
Adjusted R-squared	0.975497	S.D. dependent var	0.039865	
S.E. of regression	0.006240	Akaike info criterion	-7.307534	
Sum squared resid	0.009540	Schwarz criterion	-7.279118	
Log likelihood	904.4804	F-statistic	9794.757	
Durbin-Watson stat	1.552689	Prob(F-statistic)	0.000000	

## DURBIN TWO – STEP METHOD

### Regression Analysis: R-RF5 versus RM-RF5; R-RF5LAG; RM-RF5LAG

The regression equation is

$$R-RF5 = -0,0173 + 1,00 RM-RF5 + 0,221 R-RF5LAG - 0,214 RM-RF5LAG$$

246 cases used 1 cases contain missing values

Predictor	Coef	SE Coef	T	P
Constant	-0,01732	0,02083	-0,83	0,406
RM-RF5	1,00065	0,03909	25,60	0,000
R-RF5LAG	0,22126	0,06266	3,53	0,000
RM-RF5LA	-0,21383	0,07291	-2,93	0,004

S = 0,006107      R-Sq = 97,7%      R-Sq(adj) = 97,7%

Analysis of Variance

Source	DF	SS	MS	F	P
Regression	3	0,38119	0,12706	3406,51	0,000
Residual Error	242	0,00903	0,00004		
Total	245	0,39021			

Source	DF	Seq SS
RM-RF5	1	0,38072
R-RF5LAG	1	0,00014
RM-RF5LA	1	0,00032



### Regression Analysis: R-RF5STAR versus RM-RF5STAR

The regression equation is

$$R\text{-RF5STAR} = 0,0021 + 0,998 \text{ RM-RF5STAR}$$

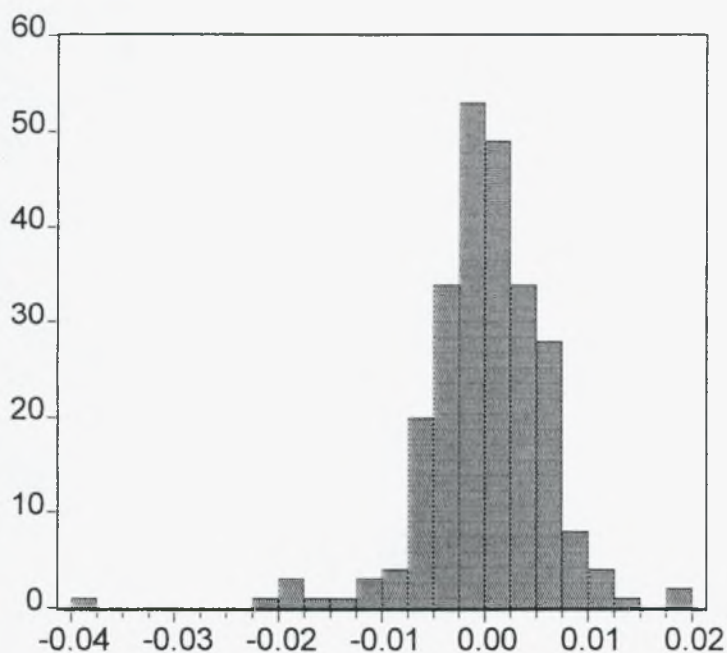
Predictor	Coef	SE Coef	T	P
Constant	0,00174	0,01502	0,12	0,908
RM-RF5ST	0,998453	0,009375	106,50	0,000

S = 0,006092      R-Sq = 97,9%      R-Sq(adj) = 97,9%

#### Analysis of Variance

Source	DF	SS	MS	F	P
Regression	1	0,42104	0,42104	11343,06	0,000
Residual Error	245	0,00909	0,00004		
Total	246	0,43013			

Durbin-Watson statistic = 2,01



Series: RESID	
Sample 1 247	
Observations 247	
Mean	-9.48E-16
Median	0.000214
Maximum	0.019481
Minimum	-0.037798
Std. Dev.	0.006080
Skewness	-1.273633
Kurtosis	10.00331
Jarque-Bera	571.5470
Probability	0.000000

## ΜΕΤΟΧΗ: GOODYS A.E.

### ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ 5-ΕΤΙΑΣ

Dependent Variable:  $R - R_F$

Method: Least Squares

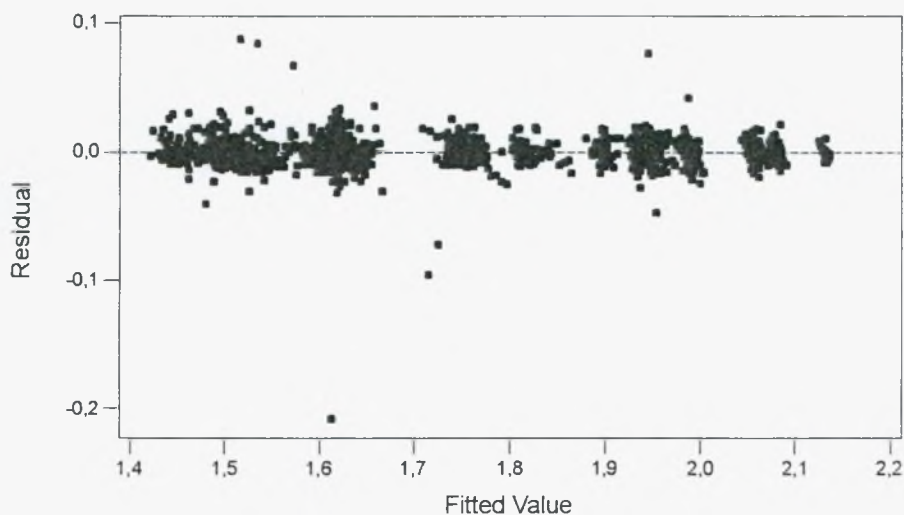
Sample: 05/01/1998 31/12/2002

Included observations: 1245

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.001565	0.002962	-0.528262	0.5974
$R_M - R_F$	1.000849	0.001656	604.3760	0.0000
R-squared	0.996609	Mean dependent var	1.775955	
Adjusted R-squared	0.996606	S.D. dependent var	0.211136	
S.E. of regression	0.012301	Akaike info criterion	-5.956725	
Sum squared resid	0.188073	Schwarz criterion	-5.948489	
Log likelihood	3710.061	F-statistic	365270.4	
Durbin-Watson stat	2.101316	Prob(F-statistic)	0.000000	

Residuals Versus the Fitted Values

(response is  $r - r_f$ )



## GOLDFELD – QUANT TEST:

$$SSR_1 = 0,0424 \quad , \quad SSR_2 = 0,0329 \quad , \quad F_{TEST} = 0,7759 < 1$$

## CHOW – TEST:

Chow Breakpoint Test: 01/06/2001

F-statistic	1.757556	Probability	0.172895
Log likelihood ratio	3.521540	Probability	0.171912

**ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ ΕΤΩΝ**

ΕΤΟΣ: 1998

Dependent Variable: R-R<sub>F</sub>

Method: Least Squares

Sample: 05/01/1998 31/12/1998

Included observations: 249

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.093679	0.029907	3.132343	0.0019
R <sub>M</sub> - R <sub>F</sub>	0.937357	0.019918	47.06031	0.0000
R-squared	0.899662	Mean dependent var	1.500801	
Adjusted R-squared	0.899256	S.D. dependent var	0.031595	
S.E. of regression	0.010028	Akaike info criterion	-6.358826	
Sum squared resid	0.024840	Schwarz criterion	-6.330573	
Log likelihood	793.6738	F-statistic	2214.673	
Durbin-Watson stat	1.738457	Prob(F-statistic)	0.000000	

## DURBIN TWO – STEP METHOD:

The regression equation is

$$R-RF1STAR = 0,0934 + 0,934 RM-RF1STAR$$

Durbin-Watson statistic = 1,98

## ETOΣ: 1999

Dependent Variable: SER01  
 Method: Least Squares  
 Date: 06/07/03 Time: 23:13  
 Sample: 250 496  
 Included observations: 247

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.367371	0.076593	4.796380	0.0000
SER02	0.771291	0.047548	16.22131	0.0000
R-squared	0.517841	Mean dependent var		1.609641
Adjusted R-squared	0.515873	S.D. dependent var		0.029032
S.E. of regression	0.020200	Akaike info criterion		-4.958180
Sum squared resid	0.099972	Schwarz criterion		-4.929764
Log likelihood	614.3352	F-statistic		263.1310
Durbin-Watson stat	2.040621	Prob(F-statistic)		0.000000

## ETOΣ: 2000

Dependent Variable: R-R<sub>F</sub>  
 Method: Least Squares

Sample: 03/01/2000 29/12/2000  
 Included observations: 252

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.001467	0.013968	0.105013	0.9164
R <sub>M</sub> - R <sub>F</sub>	0.999342	0.007944	125.7922	0.0000
R-squared	0.984447	Mean dependent var		1.757499
Adjusted R-squared	0.984384	S.D. dependent var		0.061729
S.E. of regression	0.007714	Akaike info criterion		-6.883704
Sum squared resid	0.014876	Schwarz criterion		-6.855693
Log likelihood	869.3467	F-statistic		15823.67
Durbin-Watson stat	1.657053	Prob(F-statistic)		0.000000

## DURBIN TWO – STEP METHOD:

The regression equation is  
 $R-RF3STAR = 0,00176 + 0,999 RM-RF3STAR$

Durbin-Watson statistic = 2,08

## ETOΣ: 2001

Dependent Variable:  $R - R_F$ 

Method: Least Squares

Sample: 03/01/2001 28/12/2001

Included observations: 250

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.012078	0.030160	0.400450	0.6892
$R_M - R_F$	0.993952	0.015408	64.51002	0.0000
R-squared	0.943758	Mean dependent var		1.957272
Adjusted R-squared	0.943532	S.D. dependent var		0.042364
S.E. of regression	0.010067	Akaike info criterion		-6.351163
Sum squared resid	0.025133	Schwarz criterion		-6.322991
Log likelihood	795.8954	F-statistic		4161.543
Durbin-Watson stat	1.857626	Prob(F-statistic)		0.000000

## ETOΣ: 2002

Dependent Variable:  $R - R_F$ 

Method: Least Squares

Sample: 02/01/2002 21/12/2002

Included observations: 247

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.014713	0.023937	0.614654	0.5394
$R_M - R_F$	0.993088	0.011649	85.25036	0.0000
R-squared	0.967388	Mean dependent var		2.054959
Adjusted R-squared	0.967255	S.D. dependent var		0.039388
S.E. of regression	0.007128	Akaike info criterion		-7.041642
Sum squared resid	0.012446	Schwarz criterion		-7.013226
Log likelihood	871.6428	F-statistic		7267.624
Durbin-Watson stat	2.046306	Prob(F-statistic)		0.000000

**ΜΕΤΟΧΗ: ΙΝΤΡΑΚΟΜ Α.Ε.****ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ 5-ΕΤΙΑΣ**Dependent Variable:  $R - R_f$ 

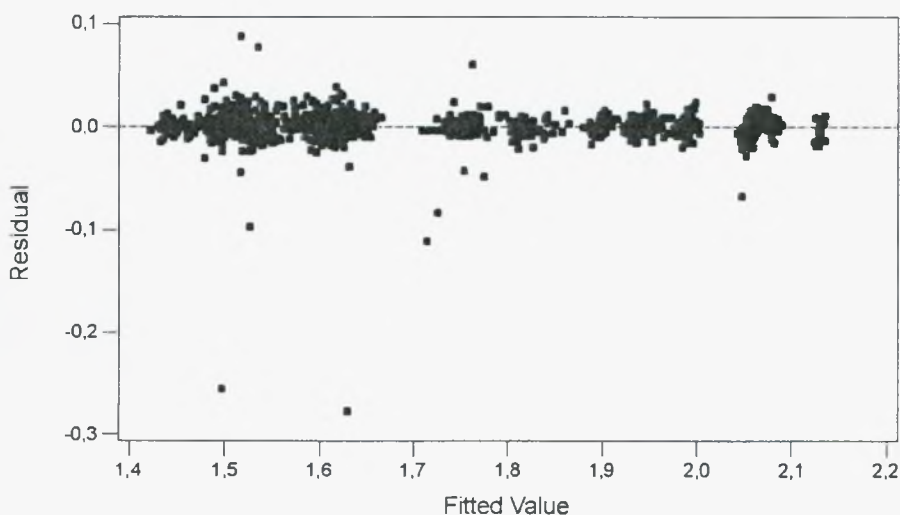
Method: Least Squares

Sample: 05/01/1998 31/12/2002

Included observations: 1245

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000789	0.003720	0.212042	0.8321
$R_M - R_f$	0.999092	0.002080	480.2817	0.0000
R-squared	0.994640	Mean dependent var		1.775187
Adjusted R-squared	0.994636	S.D. dependent var		0.210974
S.E. of regression	0.015452	Akaike info criterion		-5.500592
Sum squared resid	0.296772	Schwarz criterion		-5.492356
Log likelihood	3426.118	F-statistic		230670.5
Durbin-Watson stat	2.063730	Prob(F-statistic)		0.000000

## Residuals Versus the Fitted Values

(response is  $r - r_f$ )

## GOLDFELD – QUANT TEST:

$$SSR_1 = 0,1274 \quad , \quad SSR_2 = 0,0260 \quad , \quad F_{TEST} = 0,2041 < 1$$

## CHOW – TEST :

Chow Breakpoint Test: 01/06/2001

F-statistic	0.010451	Probability	0.989603
Log likelihood ratio	0.021052	Probability	0.989529

**ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ ΕΤΩΝ**

## ΕΤΟΣ: 1998

Dependent Variable: R-R<sub>F</sub>

Method: Least Squares

Sample: 05/01/1998 31/12/1998

Included observations: 249

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.009231	0.062305	0.148157	0.8823
R <sub>M</sub> - R <sub>F</sub>	0.993111	0.041495	23.93328	0.0000
R-squared	0.698708	Mean dependent var		1.500049
Adjusted R-squared	0.697488	S.D. dependent var		0.037984
S.E. of regression	0.020892	Akaike info criterion		-4.890949
Sum squared resid	0.107804	Schwarz criterion		-4.862696
Log likelihood	610.9231	F-statistic		572.8018
Durbin-Watson stat	1.916756	Prob(F-statistic)		0.000000

## ΕΤΟΣ: 1999

Dependent Variable: R-R<sub>F</sub>

Method: Least Squares

Sample: 04/01/1999 30/12/1999

Included observations: 247

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.373532	0.087743	4.257138	0.0000
R <sub>M</sub> - R <sub>F</sub>	0.767495	0.054469	14.09043	0.0000
R-squared	0.447626	Mean dependent var		1.609689
Adjusted R-squared	0.445372	S.D. dependent var		0.031072
S.E. of regression	0.023141	Akaike info criterion		-4.686387
Sum squared resid	0.131195	Schwarz criterion		-4.657971
Log likelihood	580.7688	F-statistic		198.5403
Durbin-Watson stat	2.077198	Prob(F-statistic)		0.000000

## ETOΣ: 2000

Dependent Variable: R-R<sub>F</sub>  
Method: Least Squares

Sample: 03/01/2000 29/12/2000

Included observations: 252

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.019739	0.015313	1.289003	0.1986
R <sub>M</sub> - R <sub>F</sub>	0.988653	0.008709	113.5161	0.0000
R-squared	0.980968	Mean dependent var		1.756987
Adjusted R-squared	0.980892	S.D. dependent var		0.061177
S.E. of regression	0.008457	Akaike info criterion		-6.699839
Sum squared resid	0.017878	Schwarz criterion		-6.671828
Log likelihood	846.1797	F-statistic		12885.90
Durbin-Watson stat	2.231460	Prob(F-statistic)		0.000000

## DURBIN TWO – STEP METHOD:

The regression equation is  
R-RF3STAR = 0,0215 + 0,988 RM-RF3STAR

Durbin-Watson statistic = 2,03

## ETOΣ: 2001

Dependent Variable: R-R<sub>F</sub>  
Method: Least Squares

Sample: 03/01/2001 28/12/2001

Included observations: 250

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.047386	0.019680	-2.407844	0.0168
R <sub>M</sub> - R <sub>F</sub>	1.023997	0.010054	101.8518	0.0000
R-squared	0.976652	Mean dependent var		1.956606
Adjusted R-squared	0.976558	S.D. dependent var		0.042903
S.E. of regression	0.006569	Akaike info criterion		-7.205000
Sum squared resid	0.010701	Schwarz criterion		-7.176828
Log likelihood	902.6250	F-statistic		10373.79
Durbin-Watson stat	1.624965	Prob(F-statistic)		0.000000

## DURBIN TWO – STEP METHOD:

The regression equation is  
R-RF4STAR = - 0,0212 + 1,01 RM-RF4STAR

Durbin-Watson statistic = 2,12



ΕΤΟΣ: 2002

Dependent Variable:  $R - R_F$   
Method: Least Squares

Sample: 02/01/2002 31/12/2002  
Included observations: 247

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.013765	0.029437	0.467619	0.6405
$R_M - R_F$	0.992595	0.014326	69.28739	0.0000
R-squared	0.951444	Mean dependent var		2.052998
Adjusted R-squared	0.951246	S.D. dependent var		0.039697
S.E. of regression	0.008765	Akaike info criterion		-6.627976
Sum squared resid	0.018823	Schwarz criterion		-6.599560
Log likelihood	820.5551	F-statistic		4800.742
Durbin-Watson stat	1.845546	Prob(F-statistic)		0.000000

## METOXH: ΚΛΩΝΑΤΕΞ Α.Ε.

### ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ 5-ΕΤΙΑΣ

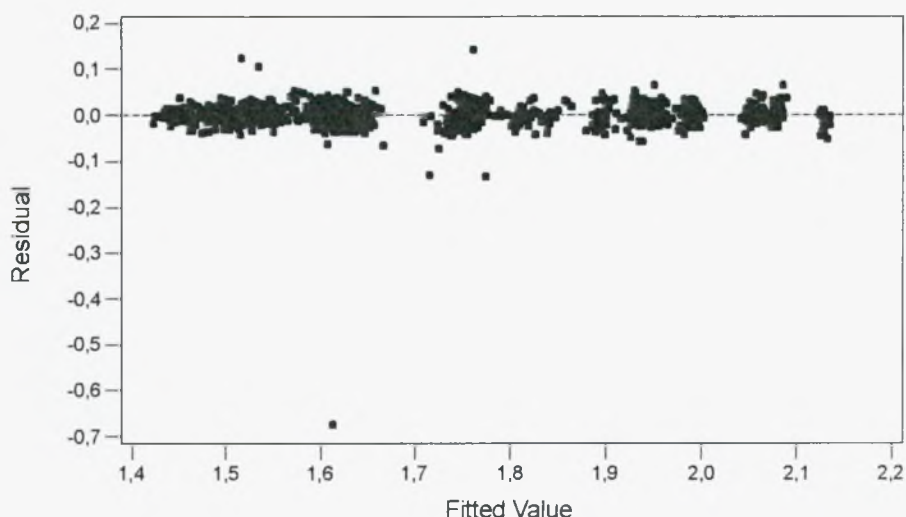
Dependent Variable:  $R - R_F$   
Method: Least Squares

Sample: 05/01/1998 31/12/1998  
Included observations: 1245

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.003773	0.006658	0.566721	0.5710
$R_M - R_F$	0.997588	0.003723	267.9817	0.0000
R-squared	0.982986	Mean dependent var		1.775499
Adjusted R-squared	0.982972	S.D. dependent var		0.211901
S.E. of regression	0.027651	Akaike info criterion		-4.336698
Sum squared resid	0.950377	Schwarz criterion		-4.328462
Log likelihood	2701.594	F-statistic		71814.17
Durbin-Watson stat	1.944177	Prob(F-statistic)		0.000000

## Residuals Versus the Fitted Values

(response is r-rf)



## GOLDFELD – QUANT TEST:

$$SSR_1 = 0,1085 \quad , \quad SSR_2 = 0,0863 \quad , \quad F_{TEST} = 0,7954 > 1$$

## CHOW – TEST:

Chow Breakpoint Test: 01/06/2001

F-statistic	0.410909	Probability	0.663137
Log likelihood ratio	0.824277	Probability	0.662233

**ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ ΕΤΩΝ**

## ΕΤΟΣ: 1998

Dependent Variable: R-R<sub>F</sub>

Method: Least Squares

Sample: 05/01/1998 31/12/1998

Included observations: 249

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.025648	0.044047	0.582294	0.5609
R <sub>M</sub> - R <sub>F</sub>	0.982317	0.029335	33.48571	0.0000
R-squared	0.819483	Mean dependent var		1.500262
Adjusted R-squared	0.818752	S.D. dependent var		0.034692
S.E. of regression	0.014770	Akaike info criterion		-5.584504
Sum squared resid	0.053880	Schwarz criterion		-5.556251
Log likelihood	697.2707	F-statistic		1121.293
Durbin-Watson stat	1.426560	Prob(F-statistic)		0.000000

## DURBIN TWO – STEP METHOD:

The regression equation is

$$R-RF1STAR = 0,0290 + 0,980 RM-RF1STAR$$

Durbin-Watson statistic = 1,99

## ΕΤΟΣ: 1999

Dependent Variable: R-R<sub>F</sub>

Method: Least Squares

Sample: 04/01/1999 30/12/1999

Included observations: 247

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.586634	0.186102	3.152207	0.0018
R <sub>M</sub> - R <sub>F</sub>	0.636440	0.115530	5.508897	0.0000
R-squared	0.110217	Mean dependent var		1.611708
Adjusted R-squared	0.106585	S.D. dependent var		0.051927
S.E. of regression	0.049081	Akaike info criterion		-3.182607
Sum squared resid	0.590202	Schwarz criterion		-3.154191
Log likelihood	395.0520	F-statistic		30.34795
Durbin-Watson stat	1.907068	Prob(F-statistic)		0.000000

## ΕΤΟΣ: 2000

Dependent Variable: R-R<sub>F</sub>

Method: Least Squares

Sample: 03/01/2000 29/12/2000

Included observations: 252

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.000207	0.043808	-0.004734	0.9962
R <sub>M</sub> - R <sub>F</sub>	0.999135	0.024916	40.10050	0.0000
R-squared	0.865450	Mean dependent var		1.755460
Adjusted R-squared	0.864912	S.D. dependent var		0.065823
S.E. of regression	0.024193	Akaike info criterion		-4.597635
Sum squared resid	0.146320	Schwarz criterion		-4.569624
Log likelihood	581.3020	F-statistic		1608.050
Durbin-Watson stat	2.016891	Prob(F-statistic)		0.000000

## ETOΣ: 2001

Dependent Variable: R-R<sub>F</sub>

Method: Least Squares

Sample: 03/01/2001 28/12/2001

Included observations: 250

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.023272	0.055329	0.420614	0.6744
R <sub>M</sub> - R <sub>F</sub>	0.988019	0.028265	34.95501	0.0000
R-squared	0.831276	Mean dependent var		1.956854
Adjusted R-squared	0.830595	S.D. dependent var		0.044869
S.E. of regression	0.018468	Akaike info criterion		-5.137620
Sum squared resid	0.084582	Schwarz criterion		-5.109448
Log likelihood	644.2025	F-statistic		1221.853
Durbin-Watson stat	1.868929	Prob(F-statistic)		0.000000

## ETOΣ: 2002

Dependent Variable: R-R<sub>F</sub>

Method: Least Squares

Sample: 02/01/2002 31/12/2002

Included observations: 247

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.106888	0.047789	2.236696	0.0262
R <sub>M</sub> - R <sub>F</sub>	0.947581	0.023257	40.74414	0.0000
R-squared	0.871397	Mean dependent var		2.053643
Adjusted R-squared	0.870872	S.D. dependent var		0.039599
S.E. of regression	0.014230	Akaike info criterion		-5.658895
Sum squared resid	0.049609	Schwarz criterion		-5.630479
Log likelihood	700.8735	F-statistic		1660.085
Durbin-Watson stat	1.921560	Prob(F-statistic)		0.000000

## ΜΕΤΟΧΗ: ΤΡΑΠΕΖΑ ΠΕΙΡΑΙΩΣ

### ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ 5-ΕΤΙΑΣ

Dependent Variable:  $R - R_f$

Method: Least Squares

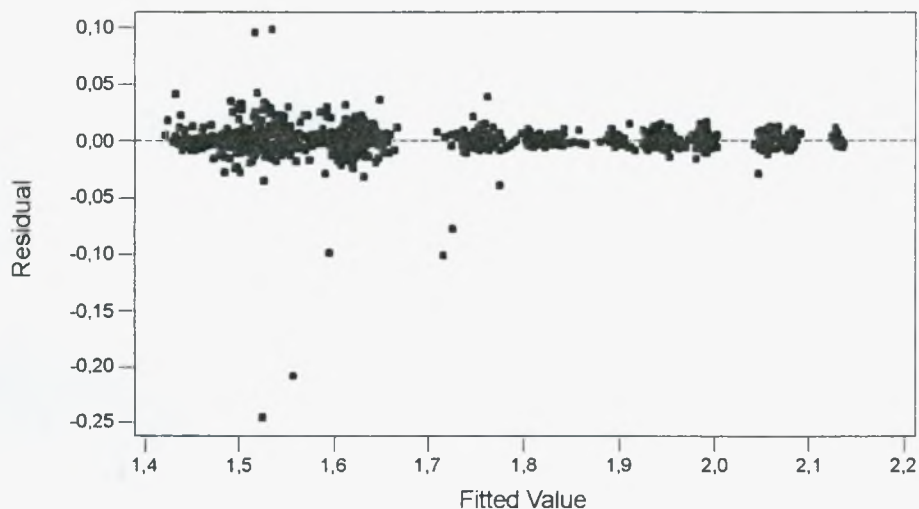
Sample: 05/01/1998 31/12/2002

Included observations: 1245

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000448	0.003318	0.135086	0.8926
$R_M - R_f$	0.999545	0.001855	538.7012	0.0000
R-squared	0.995735	Mean dependent var	1.775652	
Adjusted R-squared	0.995732	S.D. dependent var	0.210954	
S.E. of regression	0.013782	Akaike info criterion	-5.729261	
Sum squared resid	0.236109	Schwarz criterion	-5.721025	
Log likelihood	3568.465	F-statistic	290198.9	
Durbin-Watson stat	2.103863	Prob(F-statistic)	0.000000	

Residuals Versus the Fitted Values

(response is r-rf)



GOLDFELD – QUANT TEST:

$$SSR_1 = 1,1686 \quad , \quad SSR_2 = 0,0093 \quad , \quad F_{TEST} = 0,0079 < 1$$

## CHOW – TEST:

Chow Breakpoint Test: 01/06/2001

F-statistic	0.167170	Probability	0.846075
Log likelihood ratio	0.335454	Probability	0.845585

**ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ ΕΤΩΝ**

## ΕΤΟΣ: 1998

Dependent Variable:  $R - R_F$   
 Method: Least Squares

Sample: 05/01/1998 31/12/1998  
 Included observations: 249

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.067800	0.071337	0.950421	0.3428
$R_M - R_F$	0.954806	0.047510	20.09685	0.0000
R-squared	0.620516	Mean dependent var		1.501116
Adjusted R-squared	0.618979	S.D. dependent var		0.038751
S.E. of regression	0.023920	Akaike info criterion		-4.620203
Sum squared resid	0.141325	Schwarz criterion		-4.591950
Log likelihood	577.2152	F-statistic		403.8833
Durbin-Watson stat	1.973390	Prob(F-statistic)		0.000000

## ΕΤΟΣ: 1999

Dependent Variable:  $R - R_F$   
 Method: Least Squares

Sample: 04/01/1999 30/12/1999  
 Included observations: 247

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.346633	0.061311	5.653685	0.0000
$R_M - R_F$	0.783945	0.038061	20.59711	0.0000
R-squared	0.633914	Mean dependent var		1.609284
Adjusted R-squared	0.632419	S.D. dependent var		0.026670
S.E. of regression	0.016170	Akaike info criterion		-5.403284
Sum squared resid	0.064058	Schwarz criterion		-5.374868
Log likelihood	669.3056	F-statistic		424.2411
Durbin-Watson stat	2.145428	Prob(F-statistic)		0.000000

## ETOΣ: 2000

Dependent Variable: R-R<sub>F</sub>  
Method: Least Squares

Sample: 03/01/2000 29/12/2000  
Included observations: 252

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.003284	0.011683	-0.281098	0.7789
R <sub>M</sub> - R <sub>F</sub>	1.002003	0.006645	150.8016	0.0000
R-squared	0.989126	Mean dependent var		1.757423
Adjusted R-squared	0.989083	S.D. dependent var		0.061747
S.E. of regression	0.006452	Akaike info criterion		-7.241054
Sum squared resid	0.010406	Schwarz criterion		-7.213043
Log likelihood	914.3728	F-statistic		22741.12
Durbin-Watson stat	2.309185	Prob(F-statistic)		0.000000

## DURBIN TWO – STEP METHOD:

The regression equation is  
R-RF3STAR = - 0,0073 + 1,00 RM-RF3STAR

Durbin-Watson statistic = 2,02

## ETOΣ: 2001

Dependent Variable: R-R<sub>F</sub>  
Method: Least Squares

Sample: 03/01/2001 28/12/2001  
Included observations: 250

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.003055	0.014485	-0.210929	0.8331
R <sub>M</sub> - R <sub>F</sub>	1.001331	0.007400	135.3134	0.0000
R-squared	0.986636	Mean dependent var		1.956579
Adjusted R-squared	0.986582	S.D. dependent var		0.041740
S.E. of regression	0.004835	Akaike info criterion		-7.817917
Sum squared resid	0.005797	Schwarz criterion		-7.789745
Log likelihood	979.2396	F-statistic		18309.73
Durbin-Watson stat	1.723570	Prob(F-statistic)		0.000000

## DURBIN TWO – STEP METHOD:

The regression equation is  
R-RF4STAR = 0,0086 + 0,995 RM-RF4STAR

Durbin-Watson statistic = 2,01

**ΕΤΟΣ: 2002**

Dependent Variable: R-R<sub>F</sub>  
Method: Least Squares

Sample: 02/01/2002 31/12/2002  
Included observations: 247

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.001441	0.015501	0.092939	0.9260
R <sub>M</sub> - R <sub>F</sub>	0.999203	0.007544	132.4556	0.0000
R-squared	0.986228	Mean dependent var		2.054251
Adjusted R-squared	0.986172	S.D. dependent var		0.039250
S.E. of regression	0.004616	Akaike info criterion		-7.910673
Sum squared resid	0.005219	Schwarz criterion		-7.882257
Log likelihood	978.9682	F-statistic		17544.48
Durbin-Watson stat	1.709957	Prob(F-statistic)		0.000000

**DURBIN TWO – STEP METHOD:**

The regression equation is  
R-RF5STAR = - 0,00011 + 1,00 RM-RF5STAR

Durbin-Watson statistic = 2,02

**MΕΤΟΧΗ: RILKEN A.E.****ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ 5-ΕΤΙΑΣ**

Dependent Variable: R-R<sub>F</sub>  
Method: Least Squares

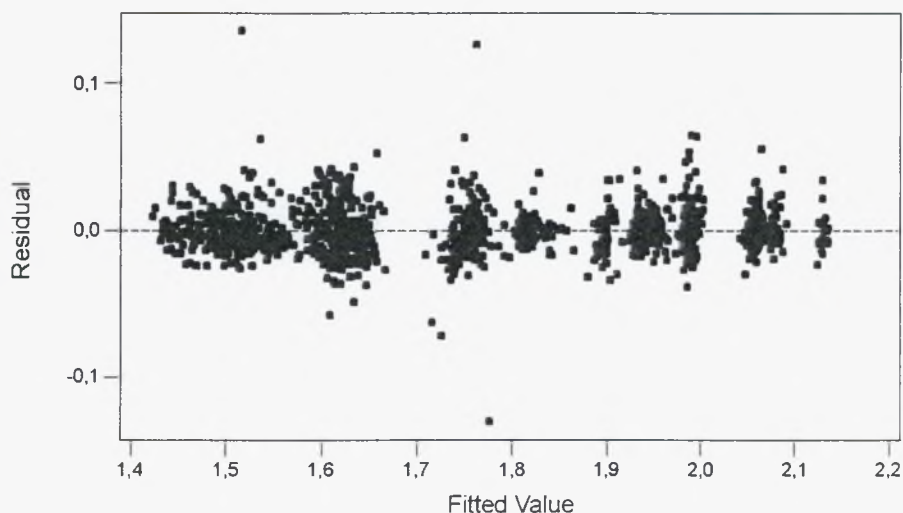
Sample: 05/01/1998 31/12/2002  
Included observations: 1245

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.004783	0.003967	1.205700	0.2282
R <sub>M</sub> - R <sub>F</sub>	0.997323	0.002218	449.6004	0.0000
R-squared	0.993888	Mean dependent var		1.776040
Adjusted R-squared	0.993883	S.D. dependent var		0.210680
S.E. of regression	0.016477	Akaike info criterion		-5.372109
Sum squared resid	0.337460	Schwarz criterion		-5.363873
Log likelihood	3346.138	F-statistic		202140.5
Durbin-Watson stat	1.839944	Prob(F-statistic)		0.000000



## Residuals Versus the Fitted Values

(response is r-rf)



## GOLDFELD – QUANT TEST:

$$SSR_1 = 0,0846 \quad , \quad SSR_2 = 0,0706 \quad , \quad F_{TEST} = 0,8345 < 1$$

## CHOW – TEST:

Chow Breakpoint Test: 01/06/2001

F-statistic	0.886291	Probability	0.412443
Log likelihood ratio	1.777109	Probability	0.411250

ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ ΕΤΩΝ

ΕΤΟΣ: 1998

Dependent Variable: R-R<sub>F</sub>

Method: Least Squares

Sample: 05/01/1998 31/12/1998

Included observations: 249

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.030241	0.038994	0.775535	0.4388
R <sub>M</sub> - R <sub>F</sub>	0.980284	0.025970	37.74639	0.0000
R-squared	0.852254	Mean dependent var		1.501803
Adjusted R-squared	0.851656	S.D. dependent var		0.033948
S.E. of regression	0.013075	Akaike info criterion		-5.828190
Sum squared resid	0.042228	Schwarz criterion		-5.799938
Log likelihood	727.6097	F-statistic		1424.790
Durbin-Watson stat	1.424626	Prob(F-statistic)		0.000000

## DURBIN TWO – STEP METHOD:

The regression equation is

$$R-RF1STAR = 0,0114 + 0,993 \text{ RM-RF1STAR}$$

Durbin-Watson statistic = 2,03

## ΕΤΟΣ: 1999

Dependent Variable: R-R<sub>F</sub>

Method: Least Squares

Sample: 04/01/1999 30/12/1999

Included observations: 247

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.328034	0.080337	4.083230	0.0001
R <sub>M</sub> - R <sub>F</sub>	0.796888	0.049872	15.97869	0.0000
R-squared	0.510312	Mean dependent var	1.611532	
Adjusted R-squared	0.508313	S.D. dependent var	0.030216	
S.E. of regression	0.021188	Akaike info criterion	-4.862743	
Sum squared resid	0.109983	Schwarz criterion	-4.834327	
Log likelihood	602.5488	F-statistic	255.3186	
Durbin-Watson stat	1.616387	Prob(F-statistic)	0.000000	

## DURBIN TWO – STEP METHOD:

The regression equation is

$$R-RF2STAR = 0,348 + 0,785 \text{ RM-RF2STAR}$$

Durbin-Watson statistic = 2,09

## ΕΤΟΣ: 2000

Dependent Variable: R-R<sub>F</sub>

Method: Least Squares

Sample: 03/01/2000 29/12/2000

Included observations: 252

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.005954	0.034162	-0.174294	0.8618
R <sub>M</sub> - R <sub>F</sub>	1.002969	0.019430	51.62034	0.0000
R-squared	0.914227	Mean dependent var	1.756451	
Adjusted R-squared	0.913884	S.D. dependent var	0.064288	
S.E. of regression	0.018866	Akaike info criterion	-5.095028	
Sum squared resid	0.088980	Schwarz criterion	-5.067017	
Log likelihood	643.9735	F-statistic	2664.660	
Durbin-Watson stat	2.210484	Prob(F-statistic)	0.000000	

## ΕΤΟΣ: 2001

Dependent Variable: R-R<sub>F</sub>

Method: Least Squares

Sample: 03/01/2001 28/12/2001

Included observations: 250

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.058353	0.047205	-1.236166	0.2176
R <sub>M</sub> - R <sub>F</sub>	1.029860	0.024115	42.70573	0.0000
R-squared	0.880296	Mean dependent var		1.957114
Adjusted R-squared	0.879813	S.D. dependent var		0.045449
S.E. of regression	0.015756	Akaike info criterion		-5.455209
Sum squared resid	0.061567	Schwarz criterion		-5.427038
Log likelihood	683.9012	F-statistic		1823.780
Durbin-Watson stat	1.542145	Prob(F-statistic)		0.000000

## DURBIN TWO – STEP METHOD:

The regression equation is

$$R-RF4STAR = - 0,128 + 1,07 RM-RF4STAR$$

Durbin-Watson statistic = 2,02

## ΕΤΟΣ: 2002

Dependent Variable: R-R<sub>F</sub>

Method: Least Squares

Sample: 02/01/2002 31/12/2002

Included observations: 247

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.011634	0.034982	-0.332584	0.7397
R <sub>M</sub> - R <sub>F</sub>	1.005307	0.017024	59.05110	0.0000
R-squared	0.934352	Mean dependent var		2.053716
Adjusted R-squared	0.934084	S.D. dependent var		0.040572
S.E. of regression	0.010416	Akaike info criterion		-6.282805
Sum squared resid	0.026583	Schwarz criterion		-6.254389
Log likelihood	777.9264	F-statistic		3487.033
Durbin-Watson stat	1.832409	Prob(F-statistic)		0.000000

## ΜΕΤΟΧΗ: ΤΗΛΕΤΥΠΟΣ Α.Ε.

### ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ 5-ΕΤΙΑΣ

Dependent Variable:  $R - R_F$

Method: Least Squares

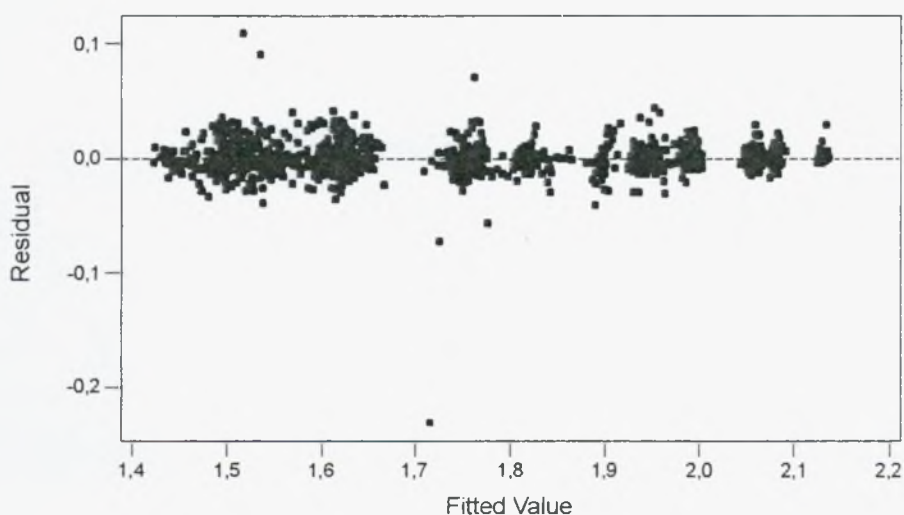
Sample: 05/01/1998 31/12/2002

Included observations: 1245

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.001062	0.003415	0.310859	0.7560
$R_M - R_F$	0.999376	0.001909	523.4066	0.0000
R-squared	0.995483	Mean dependent var		1.775964
Adjusted R-squared	0.995480	S.D. dependent var		0.210944
S.E. of regression	0.014183	Akaike info criterion		-5.671995
Sum squared resid	0.250025	Schwarz criterion		-5.663760
Log likelihood	3532.817	F-statistic		273954.5
Durbin-Watson stat	2.089399	Prob(F-statistic)		0.000000

Residuals Versus the Fitted Values

(response is  $r - r_f$ )



GOLDFELD – QUANT TEST:

$$SSR_1 = 0,0762 \quad , \quad SSR_2 = 0,0287 \quad , \quad F_{TEST} = 0,3766 < 1$$

## CHOW – TEST:

Chow Breakpoint Test: 01/06/2001

F-statistic	2.436627	Probability	0.087874
Log likelihood ratio	4.879470	Probability	0.087184

**ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ ΕΤΩΝ**

ΕΤΟΣ: 1998

Dependent Variable:  $R - R_F$   
 Method: Least Squares

Sample: 05/01/1998 31/12/1998  
 Included observations: 249

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.007529	0.040715	0.184907	0.8535
$R_M - R_F$	0.994843	0.027116	36.68789	0.0000
R-squared	0.844947	Mean dependent var	1.500947	
Adjusted R-squared	0.844319	S.D. dependent var	0.034601	
S.E. of regression	0.013652	Akaike info criterion	-5.741817	
Sum squared resid	0.046037	Schwarz criterion	-5.713564	
Log likelihood	716.8562	F-statistic	1346.001	
Durbin-Watson stat	1.673651	Prob(F-statistic)	0.000000	

## DURBIN TWO – STEP METHOD:

The regression equation is  
 $R - RF1STAR = 0,0023 + 0,998 RM - RF1STAR$

Durbin-Watson statistic = 1,95

ΕΤΟΣ: 1999

Dependent Variable:  $R - R_F$   
 Method: Least Squares

Sample: 04/01/1999 30/12/1999  
 Included observations: 247

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.486819	0.080423	6.053212	0.0000
$R_M - R_F$	0.698109	0.049926	13.98300	0.0000
R-squared	0.443845	Mean dependent var	1.611219	
Adjusted R-squared	0.441575	S.D. dependent var	0.028383	
S.E. of regression	0.021210	Akaike info criterion	-4.860596	
Sum squared resid	0.110220	Schwarz criterion	-4.832180	
Log likelihood	602.2836	F-statistic	195.5244	
Durbin-Watson stat	2.012049	Prob(F-statistic)	0.000000	

## ETOΣ: 2000

Dependent Variable: R-R<sub>F</sub>  
Method: Least Squares

Sample: 03/01/2000 29/12/2000  
Included observations: 252

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.032929	0.021330	1.543754	0.1239
R <sub>M</sub> - R <sub>F</sub>	0.980768	0.012132	80.84452	0.0000
R-squared	0.963159	Mean dependent var		1.756323
Adjusted R-squared	0.963011	S.D. dependent var		0.061248
S.E. of regression	0.011779	Akaike info criterion		-6.037020
Sum squared resid	0.034689	Schwarz criterion		-6.009008
Log likelihood	762.6645	F-statistic		6535.837
Durbin-Watson stat	2.159671	Prob(F-statistic)		0.000000

## ETOΣ: 2001

Dependent Variable: R-R<sub>F</sub>  
Method: Least Squares

Sample: 03/01/2001 28/12/2001  
Included observations: 250

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.009382	0.033648	-0.278815	0.7806
R <sub>M</sub> - R <sub>F</sub>	1.004364	0.017190	58.42852	0.0000
R-squared	0.932275	Mean dependent var		1.956189
Adjusted R-squared	0.932002	S.D. dependent var		0.043070
S.E. of regression	0.011231	Akaike info criterion		-6.132289
Sum squared resid	0.031282	Schwarz criterion		-6.104117
Log likelihood	768.5361	F-statistic		3413.892
Durbin-Watson stat	1.606986	Prob(F-statistic)		0.000000

## DURBIN TWO – STEP METHOD:

The regression equation is  
R-RF4STAR = 0,0177 + 0,991 RM-RF4STAR

Durbin-Watson statistic = 2,03

## ETOΣ: 2002

Dependent Variable:  $R - R_F$   
 Method: Least Squares

Sample: 02/01/2002 31/12/2002

Included observations: 247

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.015099	0.021678	-0.696511	0.4868
$R_M - R_F$	1.007900	0.010550	95.53722	0.0000
R-squared	0.973859	Mean dependent var	2.055579	
Adjusted R-squared	0.973753	S.D. dependent var	0.039843	
S.E. of regression	0.006455	Akaike info criterion	-7.239878	
Sum squared resid	0.010208	Schwarz criterion	-7.211462	
Log likelihood	896.1249	F-statistic	9127.360	
Durbin-Watson stat	2.135967	Prob(F-statistic)	0.000000	

### ΑΝΑΦΟΡΕΣ

1. Έντυπο Χρηματιστηρίου Αξιών Αθηνών, Μάιος 2001
2. Καραθανάσης Γ., 1999, “Χρηματοοικονομική διοίκηση και χρηματιστηριακές αγορές”, Γ΄ Έκδοση, Εκδόσεις Μπένου, σελ. 466-467
3. Περιοδικό “Χρήμα και Αγορά”, Νοέμβριος 1998, σελ. 106
4. Markowitz H., 1952, “Portfolio selection”, Journal of Finance 7(1), pp. 77-91
5. Καραθανάσης Γ., 1999
6. Sharpe, W.F., 1964. "Capital asset prices: a theory of market equilibrium under conditions of risk". Journal of Finance 19, 425-442
7. Καραθανάσης Γ. και Φίλιππας Ν., 1991, “Προβλήματα στον προσδιορισμό του κινδύνου των μετοχών”, Οικονομικός, σελ. 80-81
8. Καινούργιος Δ., Σημειώσεις Μαθήματος “Θεωρία χαρτοφυλακίου”, Τμήμα Οικονομικών Επιστημών Πανεπιστήμιο Θεσσαλίας
9. Groenewold N. and Fraser P., 1999, “Time varying estimates of CAPM betas”, Mathematics and Computers in Simulation
10. Σε αυτό το σημείο θα πρέπει να σημειωθεί ότι στην εργασία αυτή χρησιμοποιήσαμε ημερίσιες παρατηρήσεις για οκτώ μετοχές του Χρηματιστηρίου Αξιών Αθηνών και ως χωρίς κίνδυνο χρεόγραφο το Έντοκο Ομόλογο Ελληνικού Δημοσίου.
11. Berndt E.R., 1991, "The practice of econometrics: classic and contemporary". Εκδόσεις Addison - Wesley, σελ. 22-28
12. Καραθανάσης Γ., 1999, σελ. 454-458
13. Καθώς μετακινούμαστε από το χαρτοφυλάκιο κ στο λ και τέλος στο μ η απόδοση αυξάνεται αλλά ο κίνδυνος δεν αυξάνεται σε



τόσο μεγάλο βαθμό. Από το  $\mu$  και μετά, ο κίνδυνος αυξάνεται πιο πολύ από την απόδοση

14. Berndt E.R., 1991, σελ. 30-35
15. Καινούργιος Δ., Σημειώσεις Μαθήματος “Θεωρία χαρτοφυλακίου”, Τμήμα Οικονομικών Επιστημών, Πανεπιστήμιο Θεσσαλίας
16. Sharpe, W.F., 1964
17. Linter, J., 1965. "The valuation of risk assets and the selection of risky investments in stock portfolios and capital budgets". *Review of Economics and Statistics* 47, 13-37
18. Mossin, J., 1966. "Equilibrium in a capital asset market". *Econometrica* 34, 768-783
19. Groenewold N. and Fraser P., 1999
20. Black, A., Fraser, P., Power D., "UK Unit Trust Performance 1980-1989: a passive time - varying approach", *J. Banking and Finance* 16, (1992), 1015-1033
21. Bos T., Newbold P., "An empirical investigation of the possibility of stochastic systematic risk in the market model", *J. Business* 57, (1984), 34-41
22. Wells C., 1994, "Variable betas on the Stockholm exchange", *Applied Economics* 4, 74-92
23. Daniel K., Titman S., 1997, "Evidence on the characteristics of cross - sectional variation in stock returns", University Press, Princeton
24. Fama E., French K., 1992 "The cross - section of expected returns". *Journal of Finance* 47, 427-465
25. Schlag C., Wohlshied V., 1997, "Is beta dead", Results for the German stock market, "Working Paper, University of Karlsruhe

26. Pettengill G. N., Sundaram S., Mathur I., 1995. "The conditional relation between beta and returns". *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 30, 101-116
27. Elsas R., El-Shaer M., Theissen E., 2003, "Beta and returns revisited. Evidence from the German stock market", *International Financial Markets Institutions and Money* 13, 1-18
28. Bossaerts P., Plott C., 2002, "The CAMP in thin experimental financial markets". *Journal of Economic Dynamics and Control* 26, 1093-1112
29. Fama E., French K., 1992
30. Fama E.F., Mac Beth J., 1973. "Risk, Return and equilibrium: empirical tests". *Journal of Political Economy* 81, 607-636
31. Gonzalez M.F., 2001. "CAMP performance in the Caracas Stock Exchange from 1992 to 1998" *International Review of Financial Analysis* 10, 333-341
32. Καραθανάσης Γ., Φίλιππας Ν. 1991. "Η εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου κοινών μετοχών εισηγμένων στο Χρηματιστήριο Αθηνών". Μελέτη υποβληθείσα στο Κέντρο Οικονομικών Ερευνών του Οικονομικού Πανεπιστημίου Αθηνών, Μάριος 1990-Ιανουάριος 1991
33. Φίλιππας Ν., "Η εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου κοινών μετοχών". *Δελτίο Διοίκησης των Επιχειρήσεων*, 32-37, Φεβρουάριος - Μάρτιος 1990
34. Σπύρου Σ., 1993, "Το φαινόμενο των μετοχών μικρής κεφαλαιοποίησης και το Χρηματιστήριο Αξιών Αθηνών". *Οικονομικά Χρονικά*, Μάιος - Δεκέμβριος 1993
35. Καινούργιος Δ., Σημειώσεις Μαθήματος "Θεωρία χαρτοφυλακίου", Τμήμα Οικονομικών Επιστημών, Πανεπιστήμιο Θεσσαλίας

36. Χάλκος Γ., Σημειώσεις Μαθήματος “Χροναλογικές σειρές και προβλέψεις”, Τμήμα Οικονομικών Επιστημών, Πανεπιστήμιο Θεσσαλίας
37. Ανδρικόπουλος Α., 2000, “Οικονομετρία, θεωρία και εμπειρικές εφαρμογές”, Γ΄ Έκδοση, Εκδόσεις Μπένου, σελ. 556-557, 600
38. Χάλκος Γ., Σημειώσεις Μαθήματος “Χροναλογικές σειρές και προβλέψεις”, Τμήμα Οικονομικών Επιστημών, Πανεπιστήμιο Θεσσαλίας
39. Χάλκος Γ., Σημειώσεις Μαθήματος “Οικονομετρία ΙΙ”, Τμήμα Οικονομικών Επιστημών, Πανεπιστήμιο Θεσσαλίας
40. Κιντής Α., "Οικονομετρία", τόμος Α΄, Gutenberg, Αθήνα 1982, σελ. 224-226
41. Ανδρικόπουλος Α., 2000, “Οικονομετρία, θεωρία και εμπειρικές εφαρμογές”, Γ΄ Έκδοση, Εκδόσεις Μπένου, σελ. 203
42. Χάλκος Γ., Σημειώσεις Μαθήματος “Οικονομετρία Ι”, Τμήμα Οικονομικών Επιστημών, Πανεπιστήμιο Θεσσαλίας
43. Χάλκος Γ., Σημειώσεις Μαθήματος “Οικονομετρία ΙΙ”
44. Χάλκος Γ., Σημειώσεις Μαθήματος “Οικονομετρία Ι”
45. Καινούργιος Δ., Σημειώσεις Μαθήματος “Θεωρία χαρτοφυλακίου”
46. Bradley R. A. and Myers S. C., “Principles of corporate finance”, Latest Edition, Mc Graw-Hill International Editions

### ΞΕΝΗ ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ

- Bearndt E. R., 1991, "The practice of econometrics: classic and contemporary", Addison-Wesley Editions
- Black, A., Fraser, P., Power D., "UK Unit Trust Performance 1980-1989: a passive time - varying approach", J. Banking and Finance 16, (1992), 1015-1033
- Bos T., Newbold P., "An empirical investigation of the possibility of stochastic systematic risk in the market model", J. Business 57, (1984), 34-41
- Bossaerts P., Plott C., 2002, "The CAMP in thin experimental financial markets". Journal of Economic Dynamics and Control 26, 1093-1112
- Bradley R. A. and Myers S. C., "Principles of corporate finance", Latest Edition, Mc Graw-Hill International Editions
- Daniel K., Titman S., 1997, "Evidence on the characteristics of cross - sectional variation in stock returns", University Press, Pinceton
- Elsas R., El-Shaer M., Theissen E., 2003, "Beta and returns revisited. Evidence from the German stock market", International Financial Markets Institutions and Money 13, 1-18
- Fama E.F., Mac Beth J., 1973. "Risk, Return and equilibrium: empirical tests". Journal of Political Economy 81, 607-636
- Fama E., French K., 1992 "The cross - section of expected returns". Journal of Finance 47, 427-465
- Gonzalez M.F., 2001. "CAMP performance in the Caracas Stock Exchange from 1992 to 1998" International Review of Financial Analysis 10, 333-341

- Linter, J., 1965. "The valuation of risk assets and the selection of risky investments in stock portfolios and capital budgets". *Review of Economics and Statistics* 47, 13-37
- Mossin, J., 1966. "Equilibrium in a capital asset market". *Econometrica* 34, 768-783
- Nicolas, G., Fraser, P., 1999. "Time - varying estimates of CAMP betas". *Mathematics and Computers in Simulation* 48, 531-539
- Pettengill G. N., Sundaram S., Mathur I., 1995. "The conditional relation between beta and returns". *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 30, 101-116
- Schlag C., Wohlshied V., 1997, "Is beta dead", Results for the German stock market, "Working Paper, University of Karlsruhe
- Sharpe, W.F., 1964. "Capital asset prices: a theory of market equilibrium under conditions of risk". *Journal of Finance* 19, 425-442
- Wells C., 1994, "Variable betas on the Stockholm exchange", *Applied Economics* 4, 74-92

### ΕΛΛΗΝΙΚΗ ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ

- Ανδρικόπουλος Α. , "Οικονομετρία, Θεωρία και Εμπειρικές Εφαρμογές, Β΄ Έκδοση, Μπένου, Αθήνα 2000
- Έντυπο Χρηματιστηρίου Αξιών Αθηνών, Μάϊος 2001
- Καινούργιος Δ., Σημειώσεις Μαθήματος "Θεωρία χαρτοφυλακίου", Τμήμα Οικονομικών Επιστημών Πανεπιστήμιο Θεσσαλίας

- Καραθανάσης Γ., 1999, “Χρηματοοικονομική διοίκηση και χρηματιστηριακές αγορές”, Γ΄ Έκδοση, Εκδόσεις Μπένου, σελ. 466-467
- Καραθανάσης Γ., Φίλιππας Ν. 1991. "Η εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου κοινών μετοχών εισηγμένων στο Χρηματιστήριο Αθηνών". Μελέτη υποβληθείσα στο Κέντρο Οικονομικών Ερευνών του Οικονομικού Πανεπιστημίου Αθηνών, Μάριος 1990-Ιανουάριος 1991
- Καραθανάσης Γ. και Φίλιππας Ν., 1991, “Προβλήματα στον προσδιορισμό του κινδύνου των μετοχών”, Οικονομικός
- Κιντής Α., "Οικονομετρία", τόμος Α΄, Gutenberg, Αθήνα 1982,
- Περιοδικό “Χρήμα και Αγορά”, Νοέμβριος 1998
- Σπύρου Σ., 1993, "Το φαινόμενο των μετοχών μικρής κεφαλαιοποίησης και το Χρηματιστήριο Αξιών Αθηνών". Οικονομικά Χρονικά, Μάιος - Δεκέμβριος 1993
- Φίλιππας Ν., "Η εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου κοινών μετοχών". Δελτίο Διοίκησης των Επιχειρήσεων, 32-37, Φεβρουάριος - Μάρτιος 1990
- Χάλκος Γ., Σημειώσεις Μαθήματος “Οικονομετρία Ι”, Τμήμα Οικονομικών Επιστημών, Πανεπιστήμιο Θεσσαλίας
- Χάλκος Γ., Σημειώσεις Μαθήματος “Οικονομετρία ΙΙ”, Τμήμα Οικονομικών Επιστημών, Πανεπιστήμιο Θεσσαλίας
- Χάλκος Γ., Σημειώσεις Μαθήματος “Χροναλογικές σειρές και προβλέψεις”, Τμήμα Οικονομικών Επιστημών, Πανεπιστήμιο Θεσσαλίας

### ΠΗΓΕΣ – ΠΡΟΓΡΑΜΜΑΤΑ Η/Υ

- Οι ιστορικές τιμές κλεισίματος των μετοχών αντλήθηκαν από την ηλεκτρονική σελίδα: [www.enet.gr](http://www.enet.gr)
- Οι ιστορικές αποδόσεις του Ομολόγου Ελληνικού Δημοσίου αντλήθηκαν από το Τμήμα Μετοχολογίου Τράπεζας Αττικής
- Τα προγράμματα ηλεκτρονικού υπολογιστή που χρησιμοποιήθηκαν για την εξαγωγή των αποτελεσμάτων της εργασίας είναι το στατιστικό πρόγραμμα MINITAB 13.0, το οικονομετρικό πρόγραμμα E-VIEWS 3.1 και το Microsoft EXCEL.