

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΙΩΑΝΝΙΝΩΝ



ΤΜΗΜΑ ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΩΝ ΕΠΙΣΤΗΜΩΝ

ΜΕΤΑΠΤΥΧΙΑΚΟ ΠΡΟΓΡΑΜΜΑ  
ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΗ ΑΝΑΛΥΣΗ ΚΑΙ ΧΡΗΜΑΤΟΟΙΚΟΝΟΜΙΚΗ

*Τίτλος Διπλωματικής Εργασίας:*

**“Εναλλακτικές μέθοδοι εκτίμησης συστηματικού  
κινδύνου των μετοχών”**

Όνοματεπώνυμο : Ευθυμίου Ευαγγελή  
Επιβλέπων Καθηγητής : Συμεωνίδης Σπυρίδων

Ιωάννινα, Ιανουάριος 2016

## ΕΥΧΑΡΙΣΤΙΕΣ

Ως ελάχιστη ένδειξη της βαθιάς μου ευγνωμοσύνης ,θα ήθελα να εκφράσω και γραπτώς τις ευχαριστίες μου σε όλους όσους συνέβαλαν στην ολοκλήρωση της παρούσας εργασίας. Πρωτίστως ,στον επιβλέποντα Καθηγητή,κ. *Σπύρο Συμεωνίδη*, για την πολύτιμη καθοδήγηση και εποπτεία του, καθώς με τις εύστοχες υποδείξεις και επισημάνσεις του, διαδραμάτισε καίριο και καθοριστικό ρόλο στη σύνταξη της παρούσας εργασίας.

Επίσης, θα ήθελα να ευχαριστήσω την οικογένειά μου και ιδιαιτέρως τη μητέρα μου *Αρσινόη* και τα αδέρφια μου *Κώστα*, *Πηνελόπη* και *Δάφνη* για την αγάπη, την συμπαράσταση και την υποστήριξή τους σε όλα τα χρόνια των σπουδών μου. Τέλος, θα αφιερώσω την εργασία μου στον πατέρα μου *Χρήστο*.

## Περιεχόμενα

ΠΕΡΙΛΗΨΗ .....	4
ABSTRACT .....	5
Εισαγωγή .....	6
Κεφάλαιο 1 <sup>ο</sup> : Βασικές έννοιες .....	8
1.1 Ορισμός – μορφές επένδυσης .....	8
1.1.1 Μετοχές .....	8
1.2 Κίνδυνος .....	9
Κεφάλαιο 2 <sup>ο</sup> : Ανασκόπηση βιβλιογραφίας .....	12
Κεφάλαιο 3ο: Θεωρητική - Μαθηματική διατύπωση των υπό εξέταση υποδειγμάτων .....	22
3.1 Το μοντέλο Αποτίμησης Κεφαλαιουχικών Αγαθών (C.A.P.M.) .....	22
3.2 Μπεϋζιανή προσέγγιση .....	24
3.3 Μέθοδος S.U.R. ....	27
Κεφάλαιο 4 <sup>ο</sup> : Εμπειρική Ανάλυση .....	29
4.1 Δεδομένα .....	29
4.2 Εναλλακτικές Μέθοδοι Εκτίμησης Συστηματικού Κινδύνου των Μετοχών. ....	29
4.2.1 CAPM : Μεθοδολογία .....	29
4.2.1.1 Αποτελέσματα χρονολογικών σειρών .....	31
4.2.2 Μπεϋζιανή προσέγγιση: Μεθοδολογία .....	34
4.2.2.1 Αποτελέσματα Μπεϋζιανής διόρθωσης .....	35
4.2.3 S.U.R.: Μεθοδολογία .....	37
4.2.3.1 Αποτελέσματα S.U.R. ....	38
5. Συμπεράσματα – Προτάσεις .....	39
Βιβλιογραφία .....	42
Παράρτημα 1 <sup>ο</sup> : Εκτίμηση Χρονολογικών Σειρών .....	46
Παράρτημα 2 <sup>ο</sup> : Εκτίμηση S.U.R. ....	89

## ΠΕΡΙΛΗΨΗ

Στη παρούσα εργασία, εκτιμήθηκε ο συστηματικός κίνδυνος (βήτα) των μετοχών, με τρεις διαφορετικές μεθόδους: το κλασικό Υπόδειγμα Απότιμησης Περιουσιακών Στοιχείων (CAPM), τη Μπεϋζιανή προσέγγιση και τις φαινομενικά ασυσχέτιστες εξισώσεις (Seemingly Unrelated Regression). Πιο συγκεκριμένα, αυτή η μελέτη βασίστηκε στις ημερήσιες αποδόσεις 10 μετοχών του Χρηματιστηρίου Αξιών της Αθήνας, για το διάστημα 15 Απριλίου 2013 – 15 Απριλίου 2015. Αρχικά εκτιμήθηκαν οι χρονολογικές σειρές, με OLS, ώστε να υπολογιστεί ο συστηματικός κίνδυνος των μετοχών. Έπειτα εκτιμήθηκαν τα στοιχεία με τη Μπεϋζιανή μέθοδο, έχοντας ως προηγούμενη γνώση το διάστημα: 15 Νοεμβρίου 2010 - 12 Απριλίου 2013. Για τη τρίτη μέθοδο, την εκτίμηση S.U.R., χρησιμοποιήθηκε η μεταβλητή EBITDA (κέρδη εταιρείας προ αποσβέσεων και φόρων). Συμπερασματικά λοιπόν θα λέγαμε ότι: i) το C.A.P.M μας δίνει μια γρήγορη και έγκυρη εκτίμηση, ii) η Μπεϋζιανή προσέγγιση, επιτυγχάνει να μειώσει τη διακύμανσή του βήτα, ενώ οι τιμές του κυμαίνονται μεταξύ του 0,5 και 1,5, και iii) η εκτίμηση S.U.R δίνει διαφορετικά αποτελέσματα από αυτά του C.A.P.M., πλησιάζοντας το Μπεϋζιανό βήτα κατά προσέγγιση 50%. (συμβαίνει μόνο στις 5 μετοχές του δείγματος). Επίσης στις 8 μετοχές μειώνεται και η διακύμανση του βήτα. Επομένως, αυτό το ζήτημα μπορεί να αποτελέσει πεδίο μελλοντικής διερεύνησης.

**Λέξεις κλειδιά:** συστηματικός κίνδυνος (βήτα), C.A.P.M., χρονολογικές σειρές, OLS, Μπεϋζιανή προσέγγιση, εκτίμηση S.U.R., EBITDA.

## ABSTRACT

The present study deals with the estimation of stocks' systematic risk (beta), by three different methodologies: classic C.A.P.M., Bayesian approach and Seemingly Unrelated Regression (S.U.R.). More specifically, the study is based on daily returns of 10 stocks for the period 15 April 2013 – 15 April 2015 on the Athens Stock Exchange. Firstly, the time series was estimated with OLS, in order to calculate stocks' systematic risk. Then, data was estimated by Bayesian method, with prior knowledge the period 15 November 2000- 12 April 2013. For the third methodology, S.U.R. estimation, was used the variable EBITDA (firm's profits before depreciations and taxes). Concluding, we could say that: i) C.A.P.M. gives a quick-valid estimation, ii) Bayesian approach is achieved to reduce beta's variance, and beta's value is between 0.5 and 1.5 , iii) S.U.R. estimation gives different results from C.A.P.M., approaching Bayesian beta 50% approximately (it happens only in 5 stocks of our data). Also in 8 stocks, betas' variance was reduced. So this issue could be field for future investigation.

**Keys Word:** systematic risk (beta), C.A.P.M., time series, OLS, Bayesian approach, S.U.R. estimation, EBITDA.

## Εισαγωγή

Ο βαθμός προβλεψιμότητας των μετοχών στα Χρηματιστήρια Αξιών, είναι ένα από τα πιο ενδιαφέροντα πεδία διερεύνησης στη Χρηματοοικονομική επιστήμη από τα μέσα του 20<sup>ου</sup> αιώνα. Έκτοτε, αναπτύχθηκαν πολλά υποδείγματα, τεχνικές, μεθοδολογίες με σκοπό την εύστοχη ποσοτικοποίηση της αναμενόμενης απόδοσης και του αναμενόμενου κινδύνου. Επιγραμματικά αναφέρουμε, το Υπόδειγμα Απότιμησης Περιουσιακών Στοιχείων (CAPM), την εφαρμογή της Μπεϋζιανής εκτίμησης, τη Θεωρία Τιμολόγησης Εξισορροπητικής Κερδοσκοπίας (APT), το Πολύπαραγοντικό Μοντέλο (Multivariable Model).

Όμως, με ποιο υπόδειγμα έχουμε τις πιο έγκυρες προβλέψεις; Αυτό είναι το βασικό ερώτημα που επιχειρείτε να απαντηθεί μέσα από τη παρούσα εργασία. Αρχικά γίνεται μια ανασκόπηση της υπάρχουσας βιβλιογραφίας και έπειτα παρουσιάζεται η θεωρητική-μαθηματική διατύπωση των υποδειγμάτων που θα συγκρίνουμε. Στη συνέχεια συγκρίνουμε εμπειρικά τρεις από τις προαναφερθείσες μεθοδολογίες, έτσι ώστε να έχουμε μια αξιόπιστη και τεκμηριωμένη απάντηση. Συγκεκριμένα επιλέχθηκαν οι εξής μέθοδοι:

1. CAPM, διότι λόγω της απλότητάς του είναι ένα εύχρηστο μονοπαραγοντικό μοντέλο, που γνωρίζει ευρεία εφαρμογή στην εφαρμοσμένη χρηματοοικονομική.
2. Μπεϋζιανή διόρθωση, γιατί ενώ στηρίζεται στην εκτίμηση του CAPM, χρησιμοποιεί μια σχετικά εύκολη τεχνική, και αξιοποιεί τη διαθέσιμη πληροφορία, προγενέστερη του δείγματος που εξετάζει, ώστε να ελαχιστοποιείται όχι το λάθος του δείγματος αλλά η απώλεια από τη λάθος εκτίμηση του βήτα.
3. S.U.R. (φαινομενικά ασυσχέτιστες προτιμήσεις), γιατί συμπυκνώνει όλες τις εξισώσεις σε μια και οι διαρθρωτικοί συντελεστές του υποδείγματος υπολογίζονται ταυτόχρονα.

Ως δεδομένα της έρευνας, χρησιμοποιήθηκαν οι ημερήσιες αποδόσεις δέκα μετοχών του δείκτη υψηλής κεφαλαιοποίησης του ΧΑΑ (FTSE 25). Το δείγμα εκτείνεται χρονικά από 15/04/2013 έως 15/04/2015, και όσον αφορά την Μπεϋζιανή εκτίμηση, ως προγενέστερη πληροφορία (prior) χρησιμοποιείται το διάστημα

15/11/2010-12/04/2013. Από τις ιστοσελίδες [www.market-risk-premia.com/gr.html](http://www.market-risk-premia.com/gr.html) και [www.euro2day.gr](http://www.euro2day.gr) αντλήθηκαν αντίστοιχα τα στοιχεία για το ελληνικού επιτοκίου χωρίς κίνδυνο και τις τιμές των μετοχών. Τέλος η ανάλυση έγινε με τη χρήση του excel και του οικονομετρικού προγράμματος stata13.

## Κεφάλαιο 1<sup>ο</sup> : Βασικές έννοιες

### 1.1 Ορισμός – μορφές επένδυσης

Ως επένδυση ορίζεται η δέσμευση κεφαλαίων για συγκεκριμένο χρονικό διάστημα, η οποία προσδοκάται ότι θα αποφέρει επιπλέον κεφάλαια στον επενδυτή. Η κάθε οικονομική μονάδα που δραστηριοποιείται στο χώρο των επενδύσεων (άτομα, εταιρείες, κράτος), πρέπει να επιλέγει εκείνα τα προϊόντα που ταιριάζουν στις ανάγκες και στις προτιμήσεις της, γι' αυτό και οι εκάστοτε επενδυτές ή οι σύμβουλοι επενδύσεων, πρέπει να γνωρίζουν και να παρουσιάζουν σωστά τα επενδυτικά προϊόντα. Πιο συγκεκριμένα, πρέπει να λαμβάνουν υπ' όψιν τα χαρακτηριστικά του κάθε προϊόντος, δηλαδή το κίνδυνο που ενέχει η επένδυση ( η αβεβαιότητα της απόδοσής του ), τη χρονική διάρκεια λήξης του, την ικανότητα για ρευστοποίηση και τη φορολογική του μεταχείριση.

Στο σύγχρονο χρηματοοικονομικό σύστημα, οι επενδύσεις χωρίζονται σε :

α) ακίνητα

β) κινητές αξίες :

- αντικείμενα προϊόντα και
- αξιόγραφα: σταθερής απόδοσης ( καταθέσεις, REPOS , έντοκα γραμμάτια δημοσίου, ομόλογα, ομολογίες) και μεταβλητής απόδοσης (ομόλογα / ομολογίες με ρήτρα ξένο νόμισμα, εταιρικά ομόλογα, αμοιβαία κεφάλαια, μετοχές, παράγωγα χρηματοοικονομικά προϊόντα ).

#### 1.1.1 Μετοχές

Η αγορά μετοχικών τίτλων είναι μια μακροπρόθεσμη επένδυση που ενέχει υψηλούς κινδύνους. Αυτό γίνεται εύκολα αντιληπτό, αν αναλύσουμε τα στοιχεία που αποτελούν την απόδοση μιας μετοχής. Πιο συγκεκριμένα, η σχέση (1) που ακολουθεί μας δίνει την απόδοση μιας μετοχής κατά τη διάρκεια της περιόδου t-1 και t.

$$R_t = \frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}} + \frac{D_t}{P_{t-1}} \quad (1)$$

όπου:

$R_t$  είναι η απόδοση τη χρονική περίοδο t , t-1.

$P_t$  είναι η τιμή της μετοχής τη χρονική στιγμή t

$P_{t-1}$  είναι η τιμή της μετοχής τη χρονική στιγμή t-1



$D_t$  είναι τα μερίσματα που διανεμήθηκαν κατά την περίοδο  $t$ ,  $t-1$

Το πρώτο μέρος της σχέσης (1), ονομάζεται κεφαλαιακό κέρδος (capital gains) και πηγάζει από την εξέλιξη της τιμής της μετοχής μέσα στο χρόνο. Το δεύτερο μέρος ονομάζεται μερισματική απόδοση (dividend yield), εξαρτάται από τη μερισματική πολιτική της εταιρείας όμως δεν είναι γνωστή εκ των προτέρων. Η συνολική απόδοση της μετοχής που μπορεί να είναι θετική, μηδενική ή και αρνητική, εξαρτάται κυρίως από το μέγεθος και την εξέλιξη των κεφαλαιακών κερδών.

Οι τιμές των μετοχών επηρεάζονται τόσο από μακροοικονομικούς όσο και από μικροοικονομικούς παράγοντες. Στους μακροοικονομικούς παράγοντες περιλαμβάνεται, ο πληθωρισμός, η ανεργία, ο ρυθμός ανάπτυξης του ΑΕΠ, το μέγεθος των ελλειμμάτων, το ύψος των επιτοκίων, καθώς και η κοινωνικοοικονομική πολιτική κατάσταση μιας χώρας. Επίσης περιλαμβάνεται το είδος του προϊόντος της εταιρείας, ο κλάδος στον οποίο ανήκει (πετρέλαια, τράπεζες κτλ.) αλλά και η ψυχολογία που επικρατεί κάθε δεδομένη χρονική στιγμή. Στους μικροοικονομικούς παράγοντες κατατάσσονται, η ικανότητα διοίκησης της εταιρείας, ο ρυθμός αύξησης των κερδών ανά μετοχή, η μερισματική πολιτική της εταιρείας και το μέγεθος του χρηματοοικονομικού και επιχειρηματικού κινδύνου (financial and business risk).

Για να υπολογίσουμε την μέση εβδομαδιαία ή μηνιαία απόδοση μιας μετοχής, χρησιμοποιούμε τον ακόλουθο τύπο.

$$\bar{R} = \frac{R_1 + R_2 + R_3 + \dots + R_t}{t} \quad (2)$$

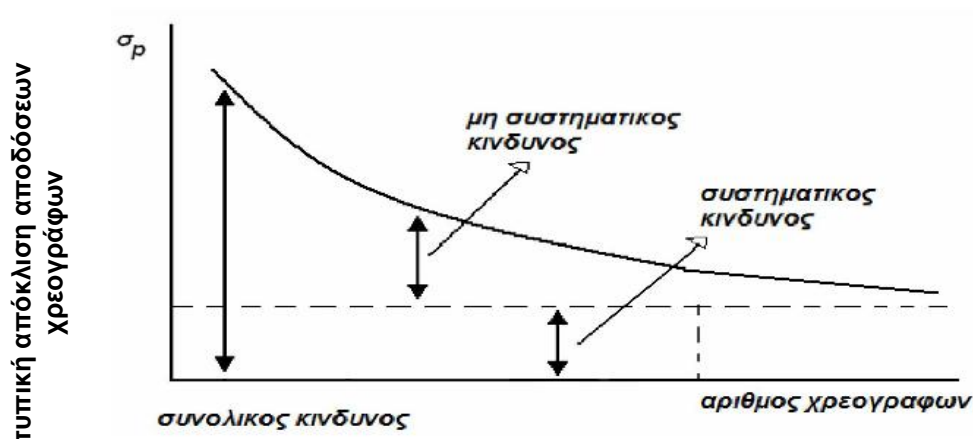
όπου  $R_i$  ( $i=1,2,3,\dots,t$ ) είναι οι ημερήσιες αποδόσεις.

## 1.2 Κίνδυνος

Ένας επενδυτής δεν καταναλώνει τα κεφάλαιά του, τα δεσμεύει επιδιώκοντας μια μελλοντική αβέβαιη ωφέλεια. Ως κίνδυνος μπορεί να θεωρηθεί, η πιθανότητα να υπάρξει κέρδος ή ζημιά από την επένδυση σε κάποιο περιουσιακό στοιχείο. Πολλές φορές οι άνθρωποι συγχέουν τον κίνδυνο των επενδύσεων με την πλήρη χρεοκοπία, δηλαδή τη περίπτωση όπου χάνεις όλο το κεφάλαιό σου, φαινόμενο σπάνιο του επενδυτικού κόσμου. *Επενδυτικός κίνδυνος είναι η απόκλιση των πραγματοποιηθέντων αποδόσεων σε σχέση με τις αντίστοιχες αναμενόμενες.* Ο κίνδυνος δηλαδή εκ-

φράζει την αβεβαιότητα, ότι η πραγματοποιούμενη απόδοση δεν θα είναι ίση με την αναμενόμενη απόδοση. Εάν δεν υπήρχε αβεβαιότητα δεν θα υπήρχε και κίνδυνος. Όσο μεγαλύτερο κίνδυνο αναλαμβάνουν οι επενδυτές τόσο δημιουργούνται οι προϋποθέσεις για υψηλότερες αποδόσεις. Εάν κάποιος δεν θέλει να αναλάβει κίνδυνο, θα αποζημιωθεί με την ελάχιστη απόδοση, δηλαδή με το επιτόκιο χωρίς κίνδυνο (risk free rate).

Ο κίνδυνος των αξιόγραφων μεταβλητής απόδοσης, και συγκεκριμένα των μετοχών, συνίσταται σε δύο τμήματα:



**Διάγραμμα 1**

1<sup>ο</sup> ) Το συστηματικό κίνδυνο ή κίνδυνο της αγοράς (systematic or market risk), που αναφέρεται στη διακύμανση (μεταβλητότητα) της απόδοσης που έχει μια μετοχή, και οφείλεται σε παράγοντες που επηρεάζουν τις τιμές όλων των μετοχών που υπάρχουν στην αγορά.

2<sup>ο</sup> ) Το μη συστηματικό ή ειδικό κίνδυνο ( unsystematic risk ), που αναφέρεται στη διακύμανση της απόδοσης που έχει μια μετοχή, και οφείλεται σε παράγοντες που επηρεάζουν μόνο τη συγκεκριμένη μετοχή της εταιρείας ή του κλάδου.

Πηγές του συστηματικού κινδύνου είναι:

- 1) *πληθωριστικός κίνδυνος*, δηλαδή απώλεια της πραγματικής αξίας του κεφαλαίου, που προέρχεται από τη μη αναμενόμενη αύξηση του πληθωρισμού.
- 2) *κίνδυνος επιτοκίου*, ορίζεται η τυχόν μεταβολή στις μετοχικές αποδόσεις, εξαιτίας της ανόδου των επιτοκίων της αγοράς.
- 3) *απτοί κίνδυνοι*, προέρχονται από τις διακυμάνσεις των διεθνών αγορών

- 4) *μη αποτί κίνδυνοι*, που οφείλονται σε πολιτικούς, κοινωνικούς και ψυχολογικούς παράγοντες.

Πηγές του μη συστηματικού κινδύνου είναι:

- 1) *χρηματοδοτικός κίνδυνος*, είναι η πιθανότητα μια επιχείρηση να μην μπορέσει να ανταπεξέλθει στις δανειακές της υποχρεώσεις.
- 2) *επιχειρηματικός κίνδυνος*, ονομάζεται η μεταβλητότητα των λειτουργικών κερδών της εταιρείας στον χρόνο.
- 3) *μη αποτί κίνδυνοι*.

Λαμβάνοντας υπ' όψιν ότι, οι διακυμάνσεις της χρηματιστηριακής αγοράς δεν γίνεται να προβλεφθούν με ακρίβεια, ο συστηματικός κίνδυνος δεν μπορεί να εξαλειφθεί. Εν αντιθέσει, ο μη συστηματικός κίνδυνος εξαλείφεται κατά 80% περί-που, με απλή διαφοροποίηση\*, αρκεί να περιληφθούν σε ένα χαρτοφυλάκιο 15-20 μετοχές.

---

\* Διαφοροποίηση είναι η διαδικασία όπου προσθέτεις σε χαρτοφυλάκιο χρεόγραφα, τον οποίων οι αποδόσεις δεν σχετίζονται πλήρως θετικά μεταξύ τους, με σκοπό να μειώσεις τον κίνδυνό του, δηλαδή η μη τοποθέτηση όλων των αυγών στο ίδιο καλάθι, Fisher – Lorie 1970.

## Κεφάλαιο 2<sup>ο</sup> : Ανασκόπηση βιβλιογραφίας

Το 1952 και το 1959, ο Markowitz, έθεσε τα θεμέλια για τη μετέπειτα πορεία των ερευνητικών εργασιών. Σύμφωνα τη μέθοδο του Markowitz, θα πρέπει οι αποδόσεις των περιουσιακών στοιχείων που επιλέγονται για ένα χαρτοφυλάκιο, να έχουν συντελεστές συσχέτισης  $\rho$  πολύ χαμηλότερης της μονάδας, δηλαδή να μην έχουν παράλληλη κίνηση ( $-1 \leq \rho \leq +1$ ). Αφού καθόρισε ως βασικά χαρακτηριστικά ενός χαρτοφυλακίου την αναμενόμενη απόδοση και τη διακύμανση των δυνατών αποδόσεων γύρω από τη μέση απόδοση (δηλαδή το κίνδυνο), προσδιόρισε τον τρόπο επιλογής ενός βέλτιστου χαρτοφυλακίου. Οι επενδυτές επιλέγουν εκείνα τα χαρτοφυλάκια που, μεγιστοποιούν την αναμενόμενη απόδοση δεδομένου του κινδύνου και ελαχιστοποιούν τον κίνδυνο με δεδομένο την αναμενόμενη απόδοση [Mean Variance Criterion (MVC)].

Το 1964 ο William Sharpe, το 1965 ο John Lintner και το 1966 Jan Mossin προσπάθησαν να απλοποιήσουν το μοντέλο του Markowitz, και ανέπτυξαν το υπόδειγμα αποτίμησης κεφαλαιουχικών στοιχείων (CAPM). Το CAPM περιγράφει την ακραία περίπτωση όπου η αγορά είναι τέλεια και δεν υπάρχουν εμπόδια στους επενδυτές. Υποστηρίζει λοιπόν, ότι υπάρχει μια γραμμική σχέση ανταλλαγής μεταξύ απόδοσης και κινδύνου. Ο κίνδυνος αποτυπώνεται με το συντελεστή βήτα (παράμετρος που μετράει την ευαισθησία της τιμής του αξιόγραφου στις κινήσεις της αγοράς) και εκτιμάται με τη μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων (OLS).

Το 1970 οι Fischer Black και Myron Scholes, μετασχηματίζουν τη κλασική μορφή του CAPM εισάγοντας στο μοντέλο και τη φορολογία που επικρατεί. Η σχέση που εκτιμά την αναμενόμενη απόδοση είναι γραμμικός συνδυασμός του συστηματικού κινδύνου και του φόρου που επιβάλλεται. Επιλέγονται στοιχεία από το χρηματιστήριο New York Stock exchange για το χρονικό διάστημα Ιανουάριος 1926 – Μάρτιος 1966, αλλά τελικά περιορίζεται η ανάλυση για τη περίοδο 1947 – 1966 (δεν συμπεριλαμβάνεται το διάστημα του 2<sup>ου</sup> παγκοσμίου πολέμου). Υπολογίστηκαν οι μηνιαίες αποδόσεις των μετοχών του NYSE και έπειτα διαχωρίστηκαν σε 25 χαρτοφυλάκια ανάλογα με τον βαθμό κινδύνου. Στις 25 παλινδρομήσεις που έγιναν διαπιστώθηκε ότι, οι προβλεπόμενες αποδόσεις του CAPM είναι πιο υψηλές από τις πραγματοποιούμενες, για όλα τα χαρτοφυλάκια, ακόμη και για αυτά με τη μεγαλύτερη διαφοροποίηση (και άρα με τις χαμηλότερες αποδόσεις).

Το 1972 οι Fischer Black, Michael Jensen, Myron Scholes, ελέγχουν το CAPM και το μοντέλο των δύο παραμέτρων του Black. Περιγράφουν την αναμενόμενη απόδοση μιας μετοχής  $E(R_j)$  με την σχέση:

$$E(R_j) = E(r_z) + [E(r_m) - E(r_z)]\beta_j = \gamma_0 + \gamma_1 \beta_j$$
, όπου  $E(r_z)$  είναι η αναμενόμενη απόδοση χαρτοφυλακίου που έχει μηδενική συνδιακύμανση με το χαρτοφυλάκιο της αγοράς και  $E(r_m)$  είναι η αναμενόμενη απόδοση της αγοράς. Αρχικά ελέγχουν το CAPM, με την υπόθεση  $\gamma_0 = 0$  και  $\gamma_1 = E(r_m)$ . Χρησιμοποίησαν τις μηνιαίες αποδόσεις των μετοχών του χρηματιστηρίου New York Stock exchange (NYSE) για το διάστημα Ιανουαρίου 1926 έως Μαρτίου 1966. Από τα στοιχεία αυτά, δημιούργησαν 10 χαρτοφυλάκια: το 1<sup>ο</sup> περιλαμβάνει τις μετοχές με τον υψηλότερο κίνδυνο και το 10<sup>ο</sup> αυτές με τον χαμηλότερο κίνδυνο. Η εκτίμηση της χρονολογικής σειράς έγινε με τη μεθοδο OLS και απορρίπτεται η υπόθεση  $\gamma_0 = 0$ . Παρατηρήθηκε όμως, ότι τα χαρτοφυλάκια με υψηλό βήτα είχαν σημαντικά αρνητικό σταθερό όρο, ενώ εκείνα με χαμηλό βήτα σημαντικά θετικό σταθερό όρο. Εν συνεχεία, υπολογίστηκε ο μέσος όλων των  $E(R_j)$  και στα διαστρωματικά δεδομένα που δημιουργήθηκαν, έγινε εκ νέου έλεγχος για το CAPM όπου και πάλι απορρίφθηκε. Διαπιστώθηκε όμως μια γραμμική σχέση μεταξύ της μέσης τιμής των  $E(R_j)$  και του  $\beta_j$ . Τέλος ελέγχθηκε το μοντέλο δύο παραγόντων του Black με τις υποθέσεις:  $\gamma_0 = E(r_z)$  και  $\gamma_1 = E(r_m) - E(r_z)$  όπου απορρίφθηκαν και αυτές. Παρ' όλα αυτά, το μοντέλο στο όπου καταλήγει το άρθρο, είναι αρκετά κοντά σε αυτό των δύο παραμέτρων.

Το 1973, ο Robert Merton, παρουσίασε ένα διαχρονικό υπόδειγμα αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων (Intertemporal Capital Asset Pricing Model - ICAPM). Η απόδοση των μετοχών υπολογίζεται δυναμικά, δηλαδή η τιμή του είναι συνεχής (δεν είναι διαφορήσιμη). Ο κάθε καταναλωτής/επενδυτής μεγιστοποιεί το πλούτο του και επιλέγει τη στιγμιαία κατανάλωση σε μετοχές, ικανοποιώντας των εισοδηματικό του περιορισμό. Η ζήτηση για μετοχές επηρεάζεται από δύο μέρη. Από την αναμενόμενη απόδοση και κατ' επέκταση από το κίνδυνο της μετοχής, καθώς και από την ανάγκη για άμυνα ενάντια σε ανεπιθύμητες αλλαγές της επενδυτικής ευκαιρίας. Λαμβάνεται υπόψη η εξέλιξη μιας σειράς μεταβλητών κατάστασης (state variables), συμπεριλαμβανομένων των εργατικών εισοδημάτων, των τιμών των καταναλωτικών αγαθών, ενδεχόμενων επενδυτικών ευκαιριών στο χρόνο  $t$  και των προσδοκιών τους για το μέλλον. Στο σημείο ισορροπίας που καταλήγει το υπό-

δειγμα, το χαρτοφυλάκιο έχει: αρνητική συσχέτιση -1 με τις αλλαγές στο επιτόκιο, βήτα μεγαλύτερο από το ακίνδυνο επιτόκιο, και παρέχει αμοιβή στους άλλους επενδυτές για τη δημιουργία ασφάλειας. Αυτή η αμοιβή (ασφάλιστρο κινδύνου) μπορεί να είναι ή θετική ή και αρνητική. Το μαθηματικό μοντέλο που προτείνει δεν εκτιμήθηκε εμπειρικά, αλλά επαληθεύεται από τα ευρήματα των Fischer Black, Michael Jensen, Myron Scholes.

Το 1973, οι Eugene Fama James Macbeth, χρησιμοποιούν τις μηνιαίες αποδόσεις όλων των μετοχών του χρηματιστηρίου New York Stock exchange, για το διάστημα Ιανουάριος 1926 έως Ιούνιος 1968. Το διάστημα αυτό χωρίζεται σε 9 περιόδους και κάθε περίοδος σε 3 υποπεριόδους: το διάστημα σχηματισμού του χαρτοφυλακίου, το διάστημα εκτίμησης και το διάστημα του τεστ. Οι μετοχές χωρίζονται σε 20 χαρτοφυλάκια και κάθε χαρτοφυλάκιο περιλαμβάνει έναν ακέραιο αριθμό  $N/20$ . Βασιζόμενοι στις υποθέσεις ότι, η αγορά κεφαλαίου είναι αποτελεσματική και ότι οι αποφάσεις για τα πορτοφόλια αλλάζουν συνέχεια, περίοδο ανά περίοδο εκτιμάνε την απόδοση από τη σχέση:

$R_{it} = \gamma_{0t} + \gamma_{1t} \beta_{it} + \gamma_{2t} \beta_{it}^2 + \gamma_{3t} s_{it} + \eta_{it}$ , όπου  $R_{it}$  είναι η απόδοση του  $i$  στοιχείου,  $\beta_{it}$  είναι η ατομική ασφάλεια (αλλάζει ανάλογα με τη χρονική στιγμή και ανάλογα με το χαρτοφυλάκιο όπου περιλαμβάνεται),  $s_{it}$  είναι στοχαστική μεταβλητή μη συστηματικού αποτελέσματος. Έγινε panel για τα στοιχεία και δείχνουν ότι επιβεβαιώνουν το μοντέλο των δύο παραμέτρων, δηλαδή τα  $\gamma_{1t}$ ,  $s_{it}$  είναι στατιστικά σημαντικά. Επίσης οι υποθέσεις, της ευθείας σχέσης απόδοσης - κινδύνου καθώς και της θετικής κλίσης μεταξύ αναμενόμενης απόδοσης και κινδύνου, δε μπορούν να απορριφθούν. Τέλος η υπόθεση που επιβεβαιώνει το CAPM,  $\gamma_{0t} = R_f$  επίσης δεν μπορεί να απορριφθεί, παρόλο που κατά μέσο όρο  $\gamma_{0t}$  είναι μεγαλύτερο από το  $R_f$ .

Το 1973, ο Oldrich Vasicek, παρουσιάζει μια μέθοδο εκτίμησης του δείκτη της αγοράς βήτα γενικεύοντας τη Μπεϋνζιανή εκτίμηση. Χρησιμοποιεί τη πληροφορία που είναι διαθέσιμη πριν από το δείγμα και έτσι έχει δύο περιόδους. Τις εκτιμά ξεχωριστά με ελάχιστα τετράγωνα (OLS) και από τα βήτα και τις συνδιακυμάνσεις που βρίσκει, υπολογίζει το μπεϋζιανό βήτα. Αυτή η διαδικασία ελαχιστοποιεί την απώλεια από τη λάθος εκτίμηση του βήτα, ενώ το κλασικό CAPM ελαχιστοποιεί το λάθος του δείγματος.

Το 1976 ο Stephen Ross μια θεωρία γενικεύοντας τα διαχρονικά υποδείγματα. Η θεωρία αυτή κατά βάση στηρίζεται στην κερδοσκοπία βασίζεται στον Νόμο της Μοναδικής Τιμής και υποστηρίζει ότι σε ισορροπία : α) δυο αγαθά (πχ. μετοχές) τα οποία είναι ταυτόσημα δεν είναι δυνατό να πωλούνται σε διαφορετικές τιμές και β) ένα αγαθό δεν είναι δυνατό να πωλείται σε δυο διαφορετικές αγορές σε διαφορετικές τιμές. Εν συνεχεία διατύπωσε το μοντέλο Αντισταθμικής Αποτίμησης Κεφαλαίου (A.P.T.), ένα παραγοντικό μοντέλο, όπου παραδέχεται ότι σε μια ορθολογική αγορά, όπου δεν υπάρχουν περιορισμοί (friction-less) και υπάρχουν ευκαιρίες κερδοσκοπίας, η αναμενόμενη απόδοση των μετοχών είναι γραμμική συνάρτηση ενός αριθμού οικονομικών παραγόντων (πολλές πηγές κινδύνου) εκτός από την πορεία του Χαρτοφυλακίου της Αγοράς. Τέτοιοι παράγοντες μπορεί να είναι η μεταβολή στο Ακαθάριστο Εθνικό Εισόδημα (ΑΕΠ), οι μεταβολές στα επιτόκια, το επίπεδο του πληθωρισμού κτλ, αλλά δεν αποκαλύπτονται οι ταυτότητες των παραγόντων (ο αριθμός και η φύση) γιατί είναι πιθανό να αλλάξουν κατά την διάρκεια του χρόνου και μεταξύ των οικονομιών. Στα παραγοντικά μοντέλα αντί να ονομάζεται κίνδυνος αγοράς, ονομάζεται παραγοντικός κίνδυνος και αντί ειδικός κίνδυνος, μη παραγοντικός κίνδυνος.

Το 1980, Marc R. Reinganum με διαφορετικές μεθοδολογίες, εξετάζει τις εμπειρικές ανωμαλίες στο CAPM και χρησιμοποιεί το ρυθμό των κερδών ανά μετοχή (E/P). Αρχικά εξετάζει τα τυποποιημένα μη αναμενόμενα κέρδη (standard unpredictable earnings, SUE). Αντλεί τριμηνιαία στοιχεία από το Wall Street Journal, για 535 εταιρείες. Το δείγμα του εκτείνεται χρονικά από το 4<sup>ο</sup> τρίμηνο του 1975 έως το 3<sup>ο</sup> τρίμηνο του 1977 και χρησιμοποιεί το δείκτη NYSE - American Stock Exchange . Τελικά το CAPM απορρίπτεται μιας και η διαφορά των SUE δεν είναι μηδενική, όπως αυτό ορίζει. Έπειτα υπολογίζει, για τα παραπάνω στοιχεία τις μέσες διαφορές των ημερήσιων αποδόσεων για το χαρτοφυλάκιο με χαμηλό και υψηλό E/P . Στην εκτίμηση αυτή ως δείκτη έχει το value-weighted versus equal weighted NYSE - American Stock Exchange. Επίσης το CAPM απορρίπτεται, γιατί η διαφορά των μέσων ημερήσιων αποδόσεων δεν είναι μηδέν. Εν συνεχεία, για το διάστημα 1962-1975, χρησιμοποιεί τις ημερήσιες αποδόσεις, με δείκτη τον CRSP NYSE - American Stock Exchange, και φτιάχνει 10 χαρτοφυλάκια με 95 περίπου εταιρείες το καθένα. Ξανά το CAPM απορρίπτεται, μιας και οι μικρές επιχειρήσεις έχουν μη φυσιολογικές

αποδόσεις. Καταλήγει λοιπόν στο συμπέρασμα ότι ή το CAPM έχει σφάλμα ειδίκευσης ή η αγορά κεφαλαίου δεν είναι αποτελεσματική.

Το 1981, ο Rolf W. Banz εξέτασε το CAPM και διερεύνησε το ενδεχόμενο η αναμενόμενη απόδοση των μετοχών να είναι συνάρτηση του κινδύνου  $\beta$  και ενός πρόσθετου παράγοντα, την αξία αγοράς των κοινών μετοχών. Χρησιμοποίησε για τη μελέτη τις μηνιαίες τιμές κοινών μετοχών του NYSE, που εκτείνονταν σε χρονική διάρκεια τουλάχιστον πενταετίας ανάμεσα στα έτη 1926 έως 1975. Αρχικά εκτίμησε το CAPM με OLS και για τρεις διαφορετικούς δείκτες (τον CRSP value-weighted, τον CRSP equally-weighted και το συνδυασμό του value-weighted και των κυβερνητικών ομολόγων). Από τα ευρήματα διαπιστώθηκε ότι το CAPM, παρουσιάζει σφάλμα ειδίκευσης. Έπειτα κατέταξε τις μετοχές ανάλογα με το μέγεθος κεφαλαιοποίησης κάθε εταιρείας (μικρό, μεσαίο και μεγάλο), και χρησιμοποιώντας δυο δείκτες, έφτιαξε 20 και 25 χαρτοφυλάκια αντίστοιχα. Κάνοντας διαστρωματικές παλινδρομήσεις για κάθε χαρτοφυλάκιο παρατήρησε ότι η μέση αναμενόμενη απόδοση των μετοχών των εταιριών χαμηλής κεφαλαιοποίησης υπερέβαινε τη μέση απόδοση των μετοχών των εταιριών υψηλής κεφαλαιοποίησης. Κατέληξε λοιπόν στο συμπέρασμα, ότι οι μικρότερες επιχειρήσεις έχουν κατά μέσο όρο υψηλότερες αποδόσεις κινδύνου απ' ότι οι μεγαλύτερες.

Το 1983, οι Robert Jarrow και Andrew Rudd, αναλύουν τις συνθήκες όπου το CAPM και το APT, είναι ασυμπτωτικά ισοδύναμα. Γίνεται ανάλυση των υποθέσεων των δύο μεθοδολογιών και αποδεικνύεται μαθηματικά ότι αν: i) ένα χαρτοφυλάκιο είναι άριστα διαφοροποιημένο, ii) ο παράγοντα  $f$  του APT και τα κατάλοιπα είναι ασυσχέτιστα και iii) κάθε επιπρόσθετος παράγοντας του περιουσιακού στοιχείου είναι ίσο με το  $\beta$ , τότε οι δύο μεθοδολογίες είναι ισοδύναμες. Παρ' όλο αυτά, γίνεται η διαπίστωση ότι στην αυστηρή πεπερασμένη αγορά κεφαλαίου, είναι δύσκολο να βρεθούν πληροφορίες για το πότε το CAPM και το APT είναι ισοδύναμα στην άπειρη αγορά κεφαλαίου.

Το 1984, οι Gershon Mandelker and Ghon Rhee στη προσπάθειά τους να αναπτύξουν μια μέθοδο που να μειώνει τα μετρήσιμα λάθη του «βήτα», το εκτίμησαν με τη βοήθεια του CAPM και έπειτα έλεγξαν την επίδραση που έχει σ' αυτό ο βαθμός της λειτουργικής και χρηματοοικονομικής μόχλευσης. Βαθμός λειτουργικής μόχλευσης ή DOL είναι η αναλογία του σταθερού κόστους της επιχείρησης ως προς



τα συνολικά κόστη. Βαθμός χρηματοοικονομικής μόχλευσης ή DFL είναι τα δάνεια μιας επιχείρησης σε σχέση με τα ίδια κεφάλαια. Χρησιμοποίησαν τα ετήσια οικονομικά στοιχεία για 255 εταιρείες από τη βάση Standard and Poor's Compustat Annual Data και τις μηνιαίες αποδόσεις μετοχών από το CRSP, για το διάστημα 1957 έως 1976. Αφού υπολόγισαν τα DOL και DFL, χώρισαν τις μετοχές σε 10 χαρτοφυλάκια και τα εκτίμησαν με panel. Διαπίστωσαν ότι τα DOL και DFL: α)επηρεάζουν μεγάλο μερίδιο της διακύμανσης του συστηματικού κινδύνου και β)μεταξύ τους υπάρχει μια αρνητική αλλά ασήμαντη συσχέτιση.

Το 1986, ο Richard Roll, ο Stephen Ross και ο Nai-Fu Chen προσδιόρισαν τους μακροοικονομικούς παράγοντες στο μοντέλο του APT. Για την εξήγηση των αποδόσεων των χρεογράφων (security returns), λαμβάνεται υπόψη: 1)η μη αναμενόμενη μεταβολή στον πληθωρισμό, 2)η μη αναμενόμενη μεταβολή στα επιτόκια, 3)η μη αναμενόμενη μεταβολή στο Ακαθάριστο Εθνικό Προϊόν, 4)οι αιφνιδιαστικές μετατοπίσεις στην καμπύλη παραγωγής και 5)η απρόβλεπτη μεταβολή στην εμπιστοσύνη των επενδυτών λόγω των αλλαγών στο ασφάλιστρο προεπιλογής.

Το 1989, ο Yakov Amihud και ο Haim Mendelson, γενικεύουν το CAPM προσθέτοντας επιπλέον μεταβλητές. Ερευνούν πως επηρεάζεται η αναμενόμενη απόδοση από το «βήτα», το ρίσκο των καταλοίπων (τυπική απόκλιση καταλοίπων), το μέγεθος (τιμή αγοράς μετοχής/αριθμό μετοχών) και τις διαθέσιμες δημόσιες πληροφορίες που αφορούν στη ρευστότητα (ως μέτρο χρησιμοποιούν και τα bid-ask spread). Για το χρονικό διάστημα 1960-1981, έχουν δεδομένα από τη βάση CRSP για τις μηνιαίες αποδόσεις των μετοχών, και από το NYSE τις παρατηρήσεις των spread ανά μετοχή. Χωρίζουν τις μετοχές σε 49 χαρτοφυλάκια και τη χρονική περίοδο τη σπάνε σε 4 υποπεριόδους των 5 ετών. Κάνοντας διαστρωματική ανάλυση των δεδομένων με OLS και GLS καταλήγουν στο ότι η μέση αναμενόμενη απόδοση είναι αύξουσα ως προς το βήτα, τη τυπική απόκλιση καταλοίπων και τα bid-ask spread, ενώ είναι φθίνουσα ως προς το μέγεθος (τιμή αγοράς μετοχής/αριθμό μετοχών).

Το 1992, ο Gene Fama και ο Ken French ανέπτυξαν το μοντέλο τριών παραγόντων (Fama- French 3 factor model) για να περιγράψουν την συμπεριφορά της αγοράς και τις κανονικές αποδόσεις των χαρτοφυλακίων. Επειδή στο CAPM χρησιμοποιείται μόνον ένας παράγοντας, ο βήτα, για να συγκρίνουν τις υπερβολικές αποδόσεις της

αγοράς συνολικά, άρχισαν την παρατήρηση δυο κατηγοριών μετοχών που τείνουν προς το καλύτερο από την αγορά συνολικά. Οι δυο κατηγορίες είναι:

1. Small Caps

2. Stock with a high book-to-market ratio (value stock)

Προσθέτοντας αυτούς τους δύο παράγοντες στο CAPM κατέληξαν στην εξής σχέση για την καλύτερη αποτίμηση απόδοσης ενός χαρτοφυλακίου :

$$R_{(t)} - RF_{(t)} = a + b [RM_{(t)} - RF_{(t)}] + s SMB_{(t)} + h HML_{(t)} + e_{(t)}$$

Το  $[RM_{(t)} - RF_{(t)}]$  είναι η μεταβλητότητα σε σύγκριση με την απόδοση της αγοράς, το  $SMB_{(t)}$  είναι μέγεθος του περιουσιακού στοιχείου σε σχέση με την κεφαλαιοποίηση στην αγορά, το  $HML_{(t)}$  είναι το πηλίκο book/τρέχουσα αναμενόμενη απόδοση αγοράς (book είναι η αποτίμηση της εταιρείας ανά αριθμό μετοχών) και το  $e_{(t)}$  είναι το θετικό ή αρνητικό σφάλμα.

Το 1996, ο Ravi Jagannathan και ο Zhenyu Wang, ανέπτυξαν ένα εναλλακτικό υπόδειγμα αποτίμησης, στηριζόμενο στην υπόθεση ότι το βήτα ποικίλη στο πέρασμα του χρόνου. Υποστήριξαν ότι πολλές μελέτες έχουν απορρίψει το κλασικό CAPM, εξαιτίας της υπόθεσης του σταθερού βήτα που αντιπροσωπεύει τις αποδόσεις κατά μέσο όρο. Πρότειναν το άνευ όρων CAPM:  $E(R_i) = \alpha_0 + \alpha_1 \beta_i + \alpha_2 \beta^y_i$ , όπου το  $\beta_i$  είναι το Market beta και το  $\beta^y_i$  είναι η επιπλέον απόδοση που οφείλεται στο ανθρώπινο κεφάλαιο. Συγκρότησαν 100 χαρτοφυλάκια, με βάση τις μηνιαίες αποδόσεις των μετοχών περιόδου Ιουλίου 1963 - Δεκεμβρίου 1990 και με βάση το ανθρώπινο δυναμικό ως μέτρο του συναθροιστικού πλούτου της οικονομίας. Στη διαστρωματική ανάλυσή τους κατέληξαν ότι το CAPM εξάγει σωστά αποτελέσματα.

Το 1997 ο Carhart M. πρόσθεσε ένα τέταρτο παράγοντα στο Fama- French 3 factor model έτσι ώστε να το βελτιώσει σε σχέση με την βραχυχρόνια πρόβλεψη της απόδοσης. Αυτός ο τέταρτος παράγοντας είναι η ορμή, η συνέχιση δηλαδή μιας τάσης. Κατέληξε στη εξής σχέση:  $E(R_i) = R_f + (H_{BETA} - L_{BETA})\beta_{BETA} + (S_{CAP} - L_{CAP})\beta_{SIZE} + ((L_{PB} - H_{PB})\beta_{PB} + (H_{MOM} - L_{MOM})) + e$ , όπου  $H_{MOM} - L_{MOM}$  είναι η διαφορά ορμής αποδόσεων δώδεκα μηνών.

Το 1998, οι Ravi Jagannathan & Zhenyu Wang, ανέλυσαν μαθηματικά το μοντέλο  $E(R_i) = \alpha_0 + \alpha'z_i + b'\beta_i$ , όπου  $z_i$  είναι διάνυσμα των χαρακτηριστικών του περιουσιακού στοιχείου και το  $\beta_i$  είναι το διάνυσμα των beta (market beta, premium beta). Κατέληξαν στο ότι μερικές φορές δεν είναι ομοσκεδαστικά τα κατάλοιπα με

αποτέλεσμα τη μεροληψία του εκτιμητή  $\beta$ . Συγκεκριμένα: 1) όταν οι παράγοντες του υποδείγματος είναι ασαφείς, ο  $\beta$  μπορεί να είναι μεροληπτικός και το  $t$ -value του premium μπορεί να συγκλίνει στο άπειρο και 2) όταν το μοντέλο είναι λάθος ειδικευμένο το  $t$ -value του χαρακτηριστικού της εταιρείας συγκλίνει στο άπειρο.

Το 2000, ο Lubos Pastor, χρησιμοποίησε προγενέστερη γνώση ώστε να έχει ένα βαθμό βεβαιότητας για τα περιουσιακά στοιχεία, και να επιλέξει μια επένδυση μέσω του CAPM. Τα δεδομένα του είναι οι μηνιαίες αποδόσεις όλων των μετοχών του NYSE. Η εκ των προτέρων πληροφόρηση εκτείνεται από τον Ιανουάριο του 1926 έως τον Δεκέμβριο του 1981. Η περίοδος δείγματος είναι από τον Ιανουάριο 1982 έως τον Δεκέμβριο του 1996. Φτιάχνει  $K$  χαρτοφυλάκια, όπου το καθένα περιέχει  $N$  μετοχές. Η μεθοδολογία του άρθρου βασίζεται στο ότι ο Μπεϋζιανός επενδυτής περιλαμβάνει προηγούμενη πληροφόρηση στη μήτρα συνδιακύμανσης των καταλοίπων. Εκτιμώνται οι χρονολογικές σειρές με τη OLS και συμπεραίνεται ότι το άριστο χαρτοφυλάκιο με τη μέθοδο αυτή, έχει λιγότερη ευαισθησία στα λάθη του δείγματος και τείνει να έχει και λιγότερο ακραίες τιμές.

Το 2004, ο Eugene Fama & ο Kenneth French, υποστήριξαν ότι είναι δύσκολο να τεστάρεις το CAPM, λόγω έλλειψης θεωρητικής και εμπειρικής καθαρότητας στο τι συνιστά το χαρτοφυλάκιο της αγοράς. Παρ' όλα αυτά πλειάδα μαθηματικών αναλύσεων, απέδειξαν ότι υπάρχει αυτή η σχεδόν ευθεία σχέση ανταλλαγής μεταξύ κινδύνου και απόδοσης, ωστόσο η παρατηρημένη κλίση είναι πιο επίπεδη από αυτή που προβλέπετε.

Το 2005, οι Ramazan Gencay, Faruk Selcuk & Brandon Whitcher, στηρίχθηκαν στην wavelet ανάλυση, που επιτρέπει να αναλυθεί μια χρονολογική σειρά, μετρήσιμη στην υψηλότερη δυνατή συχνότητα, για διαφορετικές χρονικά περιόδους. Εκτίμησαν λοιπόν το συστηματικό κίνδυνο, εξετάζοντας τη συμπεριφορά του  $\beta$  σε διαφορετικούς χρονικά ορίζοντες, ώστε να μη χάνεται καμία πληροφορία. Για τις ημερήσιες αποδόσεις όλων των μετοχών του S&P 500, στο διάστημα 01/01/1973–01/11/2000, εκτίμησαν με OLS το  $\beta$ , σε 6 scales. Συμπέραναν ότι η σχέση μεταξύ απόδοσης χαρτοφυλακίου και  $\beta$  γίνεται πιο δυνατή όσο το wavelet scale αυξάνεται.

Το 2006, οι Karanikas, Leledakis και Tzavalis ερεύνησαν κατά πόσο το βήτα της αγοράς, κάποιοι μακροοικονομικοί παράγοντες και κάποιες θεμελιώδεις χρηματοοικονομικές μεταβλητές μπορούν να ερμηνεύσουν τη διασπρωματική μεταβλητότητα των αποδόσεων των μετοχών του Χρηματιστηρίου Αθηνών. Οι μακροοικονομικοί παράγοντες και οι θεμελιώδεις μεταβλητές που μελετήθηκαν ήταν: η απόδοση του Γενικού Δείκτη Τιμών του Χρηματιστηρίου Αθηνών, ο πληθωρισμός, οι μεταβολές στα βραχυχρόνια επιτόκια και στη συναλλαγματική ισοτιμία, οι (ποσοστιαίες) μεταβολές στη βιομηχανική παραγωγή, η χρηματιστηριακή αξία των ίδιων κεφαλαίων ως προσέγγιση του μεγέθους, ο λόγος λογιστικής αξίας προς χρηματιστηριακή αξία ίδιων κεφαλαίων και η μερισματική απόδοση (dividend yield). Στην ανάλυσή τους συμπεριέλαβαν 74 μη χρηματοοικονομικές μετοχές με συνεχή διαπραγμάτευση στο Χρηματιστήριο Αθηνών για την 38 περίοδο Ιούλιος 1991 έως Ιούνιος 2002. Στη μεθοδολογία τους εφάρμοσαν την τεχνική των δυο σταδίων των Fama –MacBeth (1973) χωρίς όμως να χρησιμοποιήσουν χαρτοφυλάκια. Όσον αφορά τα αποτελέσματα, μεταξύ των μακροοικονομικών παραγόντων μόνο η μεταβολή στα βραχυχρόνια επιτόκια παρουσίασε ερμηνευτική ικανότητα σε επίπεδο σημαντικότητας 10%. Ο συντελεστής βήτα της αγοράς « αποδείχτηκε » ότι δεν επιδρά στατιστικά σημαντικά στη διαμόρφωση των αποδόσεων των μετοχών.

Το 2010, οι Muhammad Junaid Iqbal & Dr. Syed Zulfiqur Ali Shah, εξετάζουν τη σχέση του συστηματικού κινδύνου και οχτώ οικονομικών μεταβλητών. Το δείγμα τους περιλαμβάνει τις μέσες μηνιαίες αποδόσεις 93 εταιρείες του Karachi Stock Exchange, για το διάστημα 2005-2009. Η σχέση που εκτιμάται με panel είναι:  $Y = R = \ln(P_t/P_{t-1}) = \beta_0 + \beta_1 R_m$ , όπου το  $\beta_{it}$  είναι γραμμικός συνδυασμός των μεταβλητών: ρευστότητα, μόχλευση, καταβολή μερίσματος, λειτουργική αποδοτικότητα, αξία αγοράς, κερδοφορία, μέγεθος εταιρείας και ανάπτυξη. Στην οικονομετρική ανάλυση φαίνεται ότι οι πέντε πρώτες μεταβλητές σχετίζονται αντίστροφα με τις μέσες μηνιαίες αποδόσεις, ενώ οι υπόλοιπες έχουν θετική επιρροή στο συστηματικό κίνδυνο. Επίσης απορρίπτεται η υπόθεση της πολυσυγγραμμικότητας, αναγνωρίζεται όμως υψηλή συσχέτιση μεταξύ των μεταβλητών: μέγεθος εταιρείας και αξία αγοράς.

Το 2014, οι Mohsen Mehrara- Zabihallah Falahati- Nazi Heydari Zahiri, εκτίμησαν με panel τη σχέση απόδοση - συστηματικός κίνδυνος για 50 μεγάλες εταιρείες του Tehran Stock Exchange, για τη περίοδο 5 ετών, από 1387-1392 με τη βοήθεια του C.A.P.M. Βρέθηκε ότι υπάρχει θετική και στατιστικά σημαντική σχέση μεταξύ R και b. Εν συνεχεία ελέγχθηκε η γραμμικότητα του C.A.P.M. με τη σχέση:  $B = a b_i^2 + \beta b_i + e$  και η υπόθεση της γραμμικής σχέσης απορρίπτεται.

## Κεφάλαιο 3ο: Θεωρητική - Μαθηματική διατύπωση των υπό εξέταση υποδειγμάτων

### 3.1 Το μοντέλο Αποτίμησης Κεφαλαιουχικών Αγαθών (C.A.P.M.)

Η σημαντική προσφορά των William Sharpe, John Lintner και Jan Mossin, είναι ότι δημιούργησαν ένα εύχρηστο μοντέλο, όπου η αναμενόμενη απόδοση κάθε χρεογράφου δε συσχετίζεται με τον κίνδυνο των άλλων αγαθών, αλλά με ένα μέτρο του κινδύνου τον ονομαζόμενο συντελεστή βήτα. Οι βασικές υποθέσεις κάτω από τις οποίες ισχύει το μοντέλο είναι οι παρακάτω :

- α. Οι επενδυτές αποστρέφονται τον κίνδυνο και μεγιστοποιούν την αναμενόμενη χρησιμότητα τους με βάση τον πλούτο τους στο τέλος της περιόδου.
- β. Μεταξύ δύο όμοιων κατά τα άλλα χαρτοφυλάκια, οι επενδυτές θα επιλέξουν εκείνο με την μεγαλύτερη αναμενόμενη απόδοση και συγχρόνως μεταξύ δύο όμοιων χαρτοφυλακίων θα επιλέξουν εκείνο με την μικρότερη τυπική απόκλιση.
- γ. Τα περιουσιακά στοιχεία είναι άπειρα διαιρετά και εύκολα ρευστοποιήσιμα χωρίς κόστος συναλλαγών.
- δ. Υπάρχει ελεύθερη και ομοιόμορφη πρόσβαση στη διαθέσιμη πληροφόρηση χωρίς κόστος.
- ε. Υπάρχει ένα επιτόκιο χωρίς κίνδυνο στην αγορά το οποίο είναι το ίδιο για όλους τους επενδυτές και με το οποίο κάθε επενδυτής μπορεί να δανειστεί ή να δανείσει χρήματα.
- ζ. Δεν υπάρχει φορολογία.
- η. Οι επενδυτές είναι ορθολογικοί και έχουν ομοιογενείς προσδοκίες όσον αφορά την απόδοση και τον κίνδυνο των διαθέσιμων περιουσιακών στοιχείων.
- θ. Κανένας επενδυτής δεν μπορεί να επηρεάσει την αγορά προς την κατεύθυνση που θα ήθελε, αγοράζοντας ή πουλώντας περιουσιακά στοιχεία.

Αν εξετάσει κανείς αυτές τις προϋποθέσεις βλέπει ότι το Μοντέλο Αποτίμησης Περιουσιακών Στοιχείων περιορίζει την κατάσταση σε μια ακραία περίπτωση, όπου ο καθένας έχει τις ίδιες πληροφορίες και όλοι συμφωνούν για τις μελλοντικές προοπτικές των μετοχών. Δηλαδή η αγορά είναι τέλεια και δεν υπάρχουν εμπόδια στις επενδύσεις.

Στο CAPM κεντρικό ρόλο παίζει το Χαρτοφυλάκιο της Αγοράς (M), δηλαδή ένα χαρτοφυλάκιο όπου επενδύονται χρήματα σε όλα τα χρεόγραφα της αγοράς. Το χα-

ρτοφυλάκιο της Αγοράς είναι ένα άριστο, βέλτιστο χαρτοφυλάκιο, όπου η πορεία του συνήθως δίνεται από τους Γενικούς Δείκτες Τιμών και τους επί μέρους, γιατί στην πράξη το (M) θεωρείται ότι περιέχει μόνο κοινά χρεόγραφα. Κάθε μια επιλογή, ενός επενδυτή αποτελεί άμεση συνάρτηση του Χαρτοφυλακίου της Αγοράς. Όταν, λοιπόν, η αγορά βρίσκεται σε κατάσταση ισορροπίας, το χαρτοφυλάκιο (M) αποτελείται από:

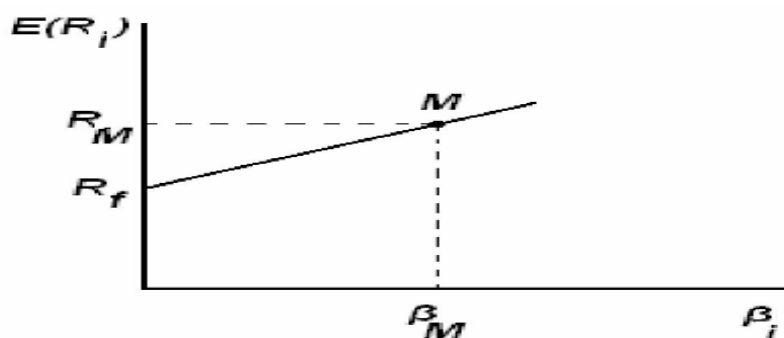
1. όλα τα χρεόγραφα που αποτελούν αντικείμενα διαπραγμάτευσης στην αγορά στις αξιακές τους αναλογίες
2. την αναμενόμενη απόδοση ισορροπίας.

Σύμφωνα με το υπόδειγμα, είναι εύκολο να προσδιοριστεί η σχέση κινδύνου και απόδοσης των αποτελεσματικών χαρτοφυλακίων. Τα άριστα χαρτοφυλάκια βρίσκονται σε μια ευθεία και έχουν διαφορετικούς συνδυασμούς κινδύνου και απόδοσης που προκύπτουν από την σύνθεση του χαρτοφυλακίου της αγοράς και του επιτοκίου του ακίνδυνου δανεισμού. Πρόκειται για ένα γραμμικό σύνολο αποτελεσματικών χαρτοφυλακίων που ονομάζεται Γραμμή Κεφαλαιαγοράς (Capital Market Line) ή CML και όλα τα άλλα χαρτοφυλάκια βρίσκονται κάτω από την Γραμμή Κεφαλαιαγοράς.

Το πόσο συμμετέχει κάθε χρεόγραφο στο Χαρτοφυλάκιο (M) εξαρτάται από το βαθμό της συνδιακύμανσης του με το Χαρτοφυλάκιο της Αγοράς, άρα το μέτρο του κινδύνου κάθε χρεογράφου είναι η συνδιακύμανση του με το Χαρτοφυλάκιο της Αγοράς  $\sigma_{iM}$  και υπολογίζεται ως εξής:

$$E(R_i) = R_f + (R_M - R_f) \beta_i + \sigma_e \quad (3)$$

Η γραμμική αυτή σχέση ονομάζεται Γραμμή Αξιόγραφων (Security Market Line) ή SML.



Διάγραμμα 2 (SML)

- το  $\beta_i$  ( $\beta_i = \sigma_{iM} / \sigma^2_M$ ), είναι ο συντελεστής βήτα ή απλώς βήτα (beta) για το χρεόγραφο  $i$  και είναι ένας εναλλακτικός τρόπος να παρουσιαστεί η συνδιακύμανση του κινδύνου ενός χρεογράφου και
- το  $\sigma_e$  το σφάλμα διαφοροποίησης.

Η παραπάνω σχέση περιγράφει την αναμενόμενη απόδοση ενός χρεογράφου σαν έναν γραμμικό συνδυασμό του κίνδυνου, γιατί ένας επενδυτής για να προτιμήσει χρεόγραφα με κίνδυνο, θα πρέπει να περιμένει κάποια πρόσθετη απόδοση από αυτή των χρεογράφων χωρίς κίνδυνο. Ο συντελεστής βήτα αντιπροσωπεύει το συστηματικό κίνδυνο ενός χρεογράφου και προσδιορίζει την επί πλέον απόδοσή του χρεογράφου. Στο διάγραμμα 2 το  $M$  αντιπροσωπεύει το βήτα της αγοράς και εξορισμού είναι ίσο με την μονάδα.

### 3.2 Μπεϋζιανή προσέγγιση

Τον 18<sup>ο</sup> αιώνα ,ο ιερέας Thomas Bayes προβληματίσθηκε με το πρόβλημα που απασχολεί τον άνθρωπο από την δημιουργία του. Την πιθανότητα της ύπαρξης Θεού. Οι θεωρίες που βασίζονται σε ισοπίθανα ενδεχόμενα ή στην έννοια της σχετικής συχνότητας δεν είναι χρήσιμες στην περίπτωση αυτή. Παρ ' όλα αυτά , μιλάμε για μια αβεβαιότητα που απασχόλησε πολλούς ανθρώπους, περιλαμβανομένου και του Bayes. Η πιθανότητα αυτή φαίνεται να είναι, εκ των πραγμάτων, υποκειμενική. Το καλύτερο που μπορεί να κάνει κάποιος στην περίπτωση αυτή, είναι να συγκεράσει τις διαθέσιμες ενδείξεις και τα λογικά επιχειρήματα και να καταλήξει σε μια προσωπική πιθανότητα ύπαρξης του Θεού. Η ιδέα της προσωπικής πιθανότητας έχει από τότε επεκταθεί, διαμορφωθεί και βελτιωθεί από πολλούς Στατιστικούς που χρησιμοποιούν την Μπεϋζιανή προσέγγιση ως βάση για την ανάπτυξη των απόψεών τους.

Η Μπεϋζιανή Στατιστική Προσέγγιση, έγινε πρόσφατα ιδιαίτερα δημοφιλή. Αυτό φαίνεται από τις πολλές επιστημονικές εργασίες που χρησιμοποιούν την Μπεϋζιανής προσέγγιση και δημοσιεύονται τελευταία στα επιστημονικά περιοδικά. Ένας από τους λόγους στους οποίους οφείλεται η δραστηριότητα αυτή είναι, κυρίως οι εξελίξεις στις υπολογιστικές μεθόδους που έχουν επιτρέψει σε αρκετούς επιστήμονες να χρησιμοποιήσουν Μπεϋζιανές μεθόδους στην ανάλυση δεδομένων. Η



Μπεϋζιανή προσέγγιση λαμβάνει υπόψη την αβεβαιότητα όλων των πιθανών μοντέλων. Τα κύρια χαρακτηριστικά της προσέγγισης είναι:

1. Όλες οι άγνωστες ποσότητες αντιμετωπίζονται ως τυχαίες μεταβλητές, ενώ χρησιμοποιούνται κατανομές πιθανότητας για να περιγράψουν την κατάσταση της γνώσης μας (ή την γνώση μας) για τις άγνωστες αυτές ποσότητες.
2. Η συμπερασματολογία για τις άγνωστες ποσότητες γίνεται με βάση τον κανόνα του Bayes, που επιτρέπει την χρήση πιθανοτήτων δεσμευμένων επί των τιμών που παρατηρήθηκαν.

Σύμφωνα με την Μπεϋζιανή προσέγγιση, αν έχω  $n$  ανεξάρτητες τυχαίες μεταβλητές  $Y_1, Y_2, \dots, Y_n$ , καθεμιά από τις οποίες ακολουθεί την κανονική κατανομή με άγνωστη μέση τιμή  $\mu$  και γνωστή διακύμανση  $\sigma^2$ , τότε η άγνωστη μέση τιμή  $\mu$  είναι επίσης μια τυχαία μεταβλητή. Συχνά, αυτό αναφέρεται ως κατανομή των δεδομένων ή ως η δεσμευμένη κατανομή των δεδομένων, δοθισών των παραμέτρων του μοντέλου. Γε-νικά γράφεται  $p(Y_1, \dots, Y_n | \mu)$  και η κατανομή αυτή είναι γνωστή ως η συνάρτηση πιθανοφάνειας όταν την θεωρήσει κανείς ως συνάρτηση του  $\mu$  για ένα συγκεκριμένο σύνολο δεδομένων. Η περιθώριος κατανομή του  $\mu$  την οποία συνήθως συμβολίζουμε με  $p(\mu)$  ονομάζεται η εκ των προτέρων κατανομή (prior distribution) του  $\mu$ . Η κατάνομή αυτή περιγράφει την κατάσταση της γνώσης μας για το  $\mu$  πριν να παρατηρήσουμε οποιαδήποτε δεδομένα. Είναι δηλαδή η κατανομή που καθορίζει τις τιμές του  $\mu$  τις οποίες πιστεύουμε ότι είναι οι περισσότερο πιθανές πριν να παρατηρήσουμε τα δεδομένα.

Η άγνωστη παράμετρο  $\mu$  δοθισών των παρατηρήσεων  $Y_1, Y_2, \dots, Y_n$  προκύπτει από τους νόμους των πιθανοτήτων και την χρησιμοποίηση του θεωρήματος του Bayes:

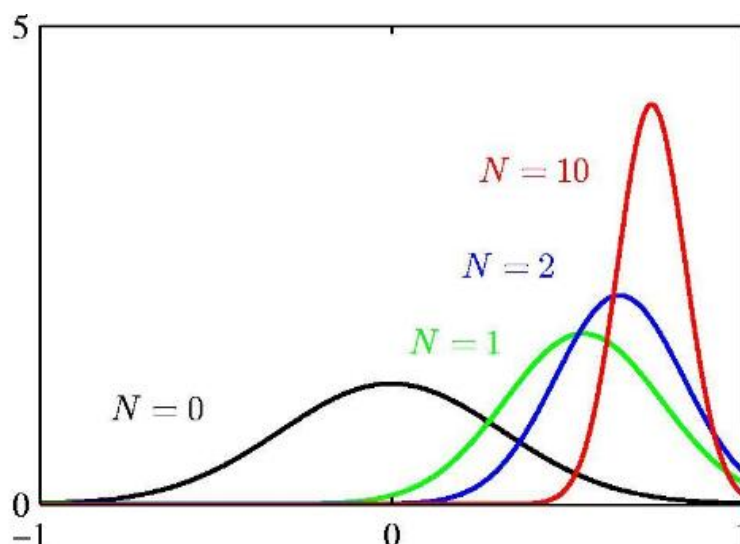
$$p(\mu | y_1, \dots, y_n) = \frac{p(y_1, \dots, y_n | \mu)p(\mu)}{p(y_1, \dots, y_n)} \quad (4)$$

όπου  $p(y_1, \dots, y_n)$  είναι η περιθώριος κατανομή των δεδομένων, η οποία προκύπτει από την κατανομή  $p(y_1, \dots, y_n | \mu)$  και  $p(\mu)$ . Το αποτέλεσμα που προκύπτει από την χρήση του κανόνα του Bayes,  $p(\mu | y_1, \dots, y_n)$  είναι γνωστό ως η εκ των υστέρων κατάνομή (posterior distribution) του  $\mu$  και περιγράφει την κατάσταση της γνώσης μας για το  $\mu$  αφού παρατηρήσουμε τα  $y_1, \dots, y_n$ . Η εκ των υστέρων κατανομή είναι θεμελιώδης στην Μπεϋζιανή συμπερασματολογία για το  $\mu$ . Δεν χρησιμοποιούμε την

λογική της επαναλαμβανόμενης δειγματοληψίας από τον ίδιο πληθυσμό , αλλά συγκεντρώνουμε την προσοχή μας στο συγκεκριμένο δείγμα που έχουμε διαθέσιμο.

Η εκ των υστέρων κατανομή από τον κανόνα του Bayes είναι και πάλι μια κανονική κατανόμη  $(\mu|y_1, \dots, y_n) \sim N(\mu_n, V_n)$  και μας επιτρέπει να προσδιορίσουμε διαστήματα που περιέχουν το  $\mu$  με οποιαδήποτε καθορισμένη πιθανότητα. Τα διαστήματα αυτά ονομάζονται εκ των υστέρων διαστήματα (posterior intervals) ή σύνολα αξιοπιστίας (credible sets).

Στο ακόλουθο διάγραμμα, απεικονίζεται η εκ των υστέρων κατανομή  $p(\mu|y_1, \dots, y_n)$ , χωρίς πληροφόρηση ( $N=0$ ), και με πληροφόρηση. Παρατηρούμε ότι καθώς αυξάνεται η πληροφόρηση, μειώνεται το εύρος της κατανομής γύρω από την αναμενόμενη μέση τιμή.



**Διάγραμμα 3**

Στη μελέτη μας χρησιμοποιήσαμε τη μεθοδολογία που προτείνει Vasicek στο άρθρο του “ A note on using cross-sectional information in Bayesian Estimation of security betas,1973”. Έχουμε ουσιαστικά τρεις περιόδους. Την εκ των προτέρων κατανομή (prior distribution) που αποτελεί τη γνώση μας, τη περίοδο που παρατηρήσαμε (sample), και το διάστημα της επόμενης περιόδου (posterior distribution) που θέλουμε να εκτιμήσουμε. Η εκτίμηση του  $\beta$  της επόμενης περιόδου  $b''$ , και η διακύμανσή του  $s''^2_b$  υπολογίζονται από τους ακόλουθους τύπους, αν ο αριθμός των παρατηρήσεων είναι μεγαλύτερος του 20:

$$b'' = \frac{\left(\frac{b'}{s'^2_b}\right) + \left(\frac{b}{s^2_b}\right)}{\left(\frac{1}{s'^2_b}\right) + \left(\frac{1}{s^2_b}\right)} \quad (5)$$

$$s''^2_b = \frac{1}{\left(\frac{1}{s'^2_b}\right) + \left(\frac{1}{s^2_b}\right)} \quad (6)$$

όπου  $b'$ ,  $s'^2_b$  είναι ο συντελεστής  $\beta$  και η διακύμανση της εκ των προτέρων κατανομή και  $b$  και  $s^2_b$  ο συντελεστής  $\beta$  και η διακύμανση του εξεταζόμενου δείγματος. Τέλος το διάστημα εμπιστοσύνης του  $b''$  προβλέπει ότι θα είναι ανάμεσα από το 0,5 και 1,5.

### 3.3 Μέθοδος S.U.R.

Τις εξισώσεις των αναμενόμενων αποδόσεων των χρεογράφων, μπορούμε να τις θεωρήσουμε σαν ένα σύστημα εξισώσεων, γιατί αντιδρούν σαν όλο σε εξωτερικές πιέσεις και συγκροτούν μια ολότητα που δεν ανάγεται στο άθροισμά τους. Μια από τις μεθόδους που υπολογίζει ταυτόχρονα τους διαρθρωτικούς συντελεστές, είναι το υπόδειγμα φαινομενικά ασυσχέτιστων προτιμήσεων S.U.R. (Seemingly Unrelated Regression Estimation) που επινοήθηκε από τον Zellner, το 1962.

Έστω έχουμε ένα σύστημα δύο εξισώσεων:

$$Y_{1t} = \beta_1 X_{1t} + \varepsilon_{1t} \quad (7) \text{ και}$$

$$Y_{2t} = \beta_2 X_{2t} + \varepsilon_{2t} \quad (8)$$

Εάν οι διαταρακτικοί όροι  $\varepsilon_{1t}$  και  $\varepsilon_{2t}$  συσχετίζονται μεταξύ τους ( $\text{Cov}(\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t}) \neq 0$ ), η εκτίμηση του συστήματος με OLS θα οδηγούσε στον προσδιορισμό μεροληπτικών, ασυνεπών και αναποτελεσματικών συντελεστών.

Ο Zellner πρότεινε μια τεχνική όπου το σύστημα γράφεται σε μια εξίσωση, όπως η ακόλουθη, και μπορεί να εκτιμηθεί με τη μέθοδο GLS:

$$\begin{bmatrix} Y_{1t} \\ Y_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} X_{1t} & 0 \\ 0 & X_{2t} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix} \quad (9)$$

Σύμφωνα με τη μέθοδο αυτή, σε καθεμία από τις εξισώσεις του συστήματος δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση, ωστόσο ανάμεσα στις εξισώσεις του συστήματος ενδέχεται να παρατηρηθεί αυτοσυσχέτιση των καταλοίπων. Ο διαταρακτικός όρος κατανέμεται  $\varepsilon_t \sim N(0, \Omega)$ , όπου  $\Omega$  είναι η μήτρα διακύμανσης συνδιακύμανσης του υποδείγματος.

$$\begin{aligned} \Omega &= \begin{bmatrix} \text{Var}(\varepsilon_1) & \text{Cov}(\varepsilon_1 \varepsilon_2) \\ \text{Cov}(\varepsilon_2 \varepsilon_1) & \text{Var}(\varepsilon_2) \end{bmatrix} \\ &= \begin{bmatrix} \sigma_{11} I & \sigma_{12} I \\ \sigma_{21} I & \sigma_{22} I \end{bmatrix} \end{aligned} \quad (10)$$

Το διάνυσμα των συντελεστών  $\beta$ , υπολογίζεται ως ακολούθως, είναι ασυμπτωτικά κανονική κατανομή και σε μεγάλα δείγματα είναι BLUE .

$$\widehat{\beta} = (X' \Omega^{-1} X)^{-1} (X' \Omega^{-1} Y) \quad (11)$$

Όσο πιο διαφοροποιημένες είναι οι ερμηνευτικές μεταβλητές, τόσο πιο χρήσιμη είναι η μέθοδος αυτή. Και αυτό γιατί, όταν η μήτρα  $\Omega$  είναι διαγώνια και οι ερμηνευτικές μεταβλητές είναι όλες ίδιες, η SURE ταυτίζεται με την OLS.

## Κεφάλαιο 4<sup>ο</sup> : Εμπειρική Ανάλυση

### 4.1 Δεδομένα

Στην έρευνα χρησιμοποιήθηκαν οι ημερήσιες αποδόσεις 10 μετοχών από το δείκτη υψηλής κεφαλαιοποίησης του Χρηματιστηρίου Αθηνών (FTSE 25). Το προς εξέταση δείγμα εκτείνεται από το 15/04/2013 έως 15/04/2015. Εσκεμμένα, τα πιο πρόσφατα στοιχεία αποκλείστηκαν από την ανάλυσή μας. Και αυτό γιατί από τον Ιούνιο του 2015 και έπειτα, η ελληνική οικονομία αντιμετωπίζει μια πρωτόγνωρη κατάσταση (επιβολή περιορισμών κεφαλαίου). Λαμβάνοντας υπόψη ότι οι τιμές των μετοχών αντανakλούν τα ιδιαίτερα μικροοικονομικά και μακροοικονομικά προβλήματα μιας οικονομίας, δεν συμπεριλαμβάνονται στη μελέτη μας, ώστε να μην στρεβλώσουν τα αποτελέσματα της.

Όσον αφορά την Μπεϋζιανή εκτίμηση, ως προγενέστερη πληροφόρηση (prior) χρησιμοποιείται το διάστημα 15/11/2010 - 12/04/2013. Από τις ιστοσελίδες [www.market-risk-premia.com/gr.html](http://www.market-risk-premia.com/gr.html) και [www.euro2day.gr](http://www.euro2day.gr) αντλήθηκαν αντίστοιχα τα στοιχεία για το μηνιαίο ελληνικού επιτοκίου χωρίς κίνδυνο και τις τιμές των μετοχών. Για να επιβεβαιωθούν τα στοιχεία του ελληνικού επιτοκίου χρησιμοποιήθηκε ως επιπλέον πηγή το άρθρο: “Discount Rate (Risk Free Rate and Market Risk Premium) used for 41 countries in 2015: a survey, Pablo Fernandez & Albert Ortiz & Isabel F. Acin – IESE Business School”, που περιλαμβάνει τα ετήσια στοιχεία των χωρών. Τέλος η ανάλυση έγινε με τη χρήση του excel και του οικονομετρικού προγράμματος stata13.

### 4.2 Εναλλακτικές Μέθοδοι Εκτίμησης Συστηματικού Κινδύνου των Μετοχών.

#### 4.2.1 CAPM : Μεθοδολογία

Για να εκτιμηθεί ο συστηματικός κίνδυνος με την μέθοδο του CAPM, αρκεί να εκτιμηθεί με OLS (απλά ελάχιστα τετράγωνα) η σχέση:

$$R_i - r_{fr} = a + b(R_m - r_{fr}) + \varepsilon_i \quad (12), \text{ όπου:}$$

$R_i$  = οι ημερήσιες αποδόσεις της (i) μετοχής

$R_m$  = οι ημερήσιες αποδόσεις του γενικού δείκτη τιμών του ΧΑΑ

$r_{fr}$  = ημερήσιο επιτόκιο ελληνικού επιτοκίου χωρίς κίνδυνο

Ενώ το κλασικό CAPM δεν περιέχει σταθερό όρο, στην ανάλυσή μας περιλαμβάνεται για να είναι εφικτοί οι έλεγχοι αυτοσυσχέτισης.

Οι ημερήσιες αποδόσεις για κάθε μετοχή και για τον γενικό δείκτη υπολογίστηκαν από τις τιμές των μετοχών, με τον ακόλουθο τύπο:

$$R_t = \frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}} \quad (13)$$

Τα ημερήσια ελληνικά επιτόκια χωρίς κίνδυνο, υπολογίστηκαν διαιρώντας τα μηνιαία με τον αριθμό ημερών του κάθε μήνα .

$$r_{fr \text{ daily}} = \frac{r_{fr \text{ monthly}}}{30} \quad (14)$$

Η ανάλυσή μας ουσιαστικά στηρίζεται σε δύο πυλώνες:

1<sup>ος</sup>) Έλεγχος στασιμότητας για κάθε χρονοσειρά που περιλαμβάνεται στο υπόδειγμά μας:

Μια χρονολογική σειρά  $X_t$  θεωρείται ότι είναι στάσιμη, αν οι τιμές του μέσου, της διακύμανσης και της συνδιακύμανσης παραμένουν διαχρονικά σταθερές. Παρατηρείται δηλαδή ότι κατά τη περίοδο του δείγματος, οι τιμές της διακυμαίνονται γύρω από το μέσο, με σταθερό σχετικά εύρος. Αυτό είναι απαραίτητο για να έχουμε προβλεπτική ικανότητα και αξιοπιστία στο μοντέλο που εξετάζουμε.

Γενικά για να ελέγξουμε αν το υπόδειγμά μας είναι αξιόπιστο, βασιζόμαστε στο συντελεστή προσδιορισμού  $R^2$ , στις τιμές των t-στατιστικών και στα τεστ εξειδίκευσης. Υπάρχει περίπτωση όμως να έχουμε υψηλές τιμές  $R^2$ , t-στατιστικό, να έχουμε ελέγξει για αυτοσυσχέτιση (DW χαμηλό) και παρ' όλα αυτά το υπόδειγμά μας να μην είναι αξιόπιστο. Αυτό είναι το φαινόμενο της πλασματικής παλινδρόμησης, και συμβαίνει όταν έχουμε μη στάσιμη χρονολογική σειρά.

2<sup>ος</sup>) Εκτίμηση του CAPM (με OLS) και διενέργεια διαγνωστικών ελέγχων:

Εκτιμάται τη σχέση (12) και έπειτα γίνονται έλεγχοι: αυτοσυσχέτισης, ετεροσκεδαστικότητας, σφάλμα ειδίκευσης και κανονικότητας των καταλοίπων.

α) *Αυτοσυσχέτιση*: Ο διαταρακτικός όρος της t περιόδου σχετίζεται με τον όρο της περιόδου t-1, t-2, t-s ή t+1, t+2, t+s. Όταν υπάρχει αυτοσυσχέτιση στο υπόδειγμά μου η συνδιακύμανση δύο τιμών του διαταρακτικού όρου δεν ισούται με το μηδέν,  $E(\varepsilon_t \varepsilon_j) \neq 0$ . Αν συμβαίνει αυτό τα τυπικά σφάλματα των εκτιμηθέντων συντελεστών είναι λάθος υπολογισμένα και άρα είναι εσφαλμένη

και η κατασκευή των διαστημάτων εμπιστοσύνης. Επομένως θέτεται υπό αμφισβήτηση ο βαθμός στατιστικής σημαντικότητας.

*β) Ετεροσκεδαστικότητα:* Σε διαφορετικές παρατηρήσεις της μεταβλητής  $X$  η διακύμανση του διαταρακτικού όρου δεν είναι σταθερή. Εκτιμώντας ένα υποδείγμα με OLS, η εκτίμηση του  $\beta$  γίνεται υποθέτοντας άλλη μήτρα διακύμανσης – συνδιακύμανσης. Επομένως έχουμε λάθος συμπεράσματα για την ακρίβεια και την αξιοπιστία της εκτίμησης του διανύσματος  $\beta$ . Επακόλουθο της μεροληπτικής εκτίμησης θα ήταν ανακριβή συμπεράσματα από τον έλεγχο στατιστικής σημαντικότητας.

*γ) Σφάλμα εξειδίκευσης:* Συνήθως αφορούν την παράληψη σημαντικών ανεξάρτητων μεταβλητών στο υπόδειγμα, συμπερίληψη στο υπόδειγμα άσχετων μεταβλητών, ανακριβή μέτρηση των τιμών των συντελεστών ή την εσφαλμένη διατύπωση του υποδείγματος. Οδηγούμαστε έτσι πάλι σε μεροληπτικές και ασυνεπείς εκτιμήσεις και ελέγχους.

*δ) Έλεγχος κανονικότητας καταλοίπων:* Μια από τις προϋποθέσεις που θα πρέπει να ισχύουν για να μπορέσουμε να εκτιμήσουμε σωστά ένα γραμμικό υπόδειγμα, είναι ότι τα κατάλοιπα ακολουθούν κανονική κατανομή, με μέσω το μηδέν και διακύμανση γνωστή.

#### 4.2.1.1 Αποτελέσματα χρονολογικών σειρών

Η παραπάνω ανάλυση έγινε και για τις δέκα μετοχές, ενδεικτικά θα γίνει περιγραφεί για τη μια μετοχή, την ELPE (Ελληνικά Πετρέλαια). Στο παράρτημα 1, περιλαμβάνονται αναλυτικά όλα τα αποτελέσματα.

1) Αρχικά γίνεται έλεγχος στασιμότητας της ELPE με γραφική απεικόνιση. Παρατηρείται ότι οι τιμές της μεταβλητής ταλαντεύονται γύρω από τη μέση τιμή 0 σε ένα σταθερό εύρος (-0,5 έως 0,5), μέσα από μια τυχαία διαδικασία, χωρίς να υπάρχουν μόνιμες προσδιοριστικές αποκλίσεις. Μας παραπέμπει σε στασιμότητα. Έπειτα διενεργούνται τα εξής στοχαστικά τεστ:

- i) Έλεγχος λευκού θορύβου (whitenoise):  $H_0$ : όχι αυτοσυσχέτιση. Το  $\text{prob} = 0,0014 < 0,05$ , άρα απόρριπτουμε την  $H_0$ . Διερευνούμε περαιτέρω την ύπαρξη και το βαθμό της αυτοσυσχέτισης κάνοντας κορελόγραμμα της μεταβλητής για οχτώ υστερήσεις (8 lags). Καταλήγουμε ότι δεν έχει αυτόσυσχέτιση η μεταβλητή μας. Επίσης από το ότι οι τιμές του συντελεστή αυτοσυσχέτισης

$\rho_m$  ( $\rho_m = \text{Cov}(X_t, X_{t+m}) / \sigma_X \sigma_{X+m}$ ) είναι κοντά στο 0 συμπεραίνουμε επίσης ότι η σειρά μας είναι στάσιμη. Οι τιμές των prob για τα  $\rho_m$  όμως, είναι όλες στατιστικά ασήμαντες. Διερευνούμε περαιτέρω.

- ii) Επαυξημένο Dicky Fuller, ( $H_0$ :υπάρχει μοναδιαία ρίζα). Το  $p$ -value=0, απορρίπτουμε την  $H_0$ , επομένως η σειρά μου δεν έχει μοναδιαία ρίζα άρα είναι στάσιμη.
- iii) Phillips-Perron test, ( $H_0$ :υπάρχει μοναδιαία ρίζα).Και εδώ το  $p$ -value=0, απορρίπτουμε την  $H_0$ , άρα έχουμε στασιμότητα.

Τα test συνάδουν, επομένως η σειρά μου είναι στάσιμη.

2)Εκτιμούμε τη σχέση (12) με OLS. Το υπόδειγμα μας έχει  $R\text{-squared}=0,5226$  το  $\text{Adj } R\text{-squared} = 0,5216$ , αρκετά υψηλά . Δηλαδή το 52% της μεταβλητότητας της ημερήσιας απόδοσης ELPE οφείλεται στις μεταβολές της ημερήσιας απόδοσης του χαρτοφυλακίου της αγοράς. Το  $\text{Prob}>F=0.000$ , είναι επίσης ένας καλός προάγγελος για το υπόδειγμά μας. Φαίνεται λοιπόν ότι το μοντέλο μας έχει σημαντικό βαθμό ερμηνευτικότητας Το  $b=0.89$  και στατιστικά σημαντικό σε επίπεδο 1%. Δηλαδή η ημερήσια απόδοση αγοράς επηρεάζει σε μεγάλο βαθμό την ημερήσια απόδοση της ELPE. Το  $a=-0.001$  και στατιστικά ασήμαντη, γεγονός του επιβεβαιώνει τη κλασικό CAPM.

α)Έλεγχος για αυτοσυσχέτιση (serial correlation): Θα κάνουμε δύο τεστ, το Durbin Watson test, με μηδενική υπόθεση ότι δεν υπάρχει γραμμική συσχέτιση των κατάλοιπων. Το  $\text{prob}=0,2494 > 0.05$ , άρα αποδεχόμαστε την  $H_0$ . Θα ελέγξουμε και τε το Breusch-Godfrey LM test με την ίδια μηδενική υπόθεση. Το  $\text{prob}=0,2486 > 0.05$ , άρα αποδεχόμαστε την  $H_0$ . Τα δυο τεστ συνάδουν, επομένως δεν υπάρχει αυτόσυσχέτιση.

β)Έλεγχος ετεροσκεδαστικότητας: Επίσης θα κάνουμε δυο τεστ, το Breusch-Pag Cook-Weisberg με μηδενική υπόθεση ότι έχει σταθερή διακύμανση. Το  $\text{prob}=0,8347 > 0.05$  , άρα αποδεχόμαστε  $H_0$ . Θα ελέγξουμε και με Breusch-Pag Cook-Weisberg F-statistic. Το  $\text{prob}>F=0,8713 > 0.05$ , άρα αποδεχόμαστε  $H_0$ . Τα δυο τεστ συμφωνούν ότι δεν υπάρχει ετεροσκεδαστικότητα.

γ)Έλεγχος εξειδίκευσης: Διενεργείται Ramsey RESET τεστ με μηδενική υπόθεση ότι στο μοντέλο μου δεν παραλείπονται μεταβλητές. Το  $\text{prob}=0,2635 > 0.05$ , άρα αποδεχόμαστε την  $H_0$ .



δ)Κανονικότητα καταλοίπων: Το ιστόγραμμα των καταλοίπων παραπέμπουν σε κανονική κατανομή. Γίνεται διαγνωστικός έλεγχος Skewness-Kurtosis test με μηδενική υπόθεση ότι τα κατάλοιπα κατανέμονται κανονικά. Το  $\text{prob}>\chi^2 = 0,0001 < 0,05$  άρα απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση.

Μόνο για τη μετοχή της Πειραιώς, διερευνήθηκε η ύπαρξη break. Συγκεκριμένα, παρατηρήθηκε ότι στα στοιχεία μας, οι τιμές κλεισίματος (πριν υπολογιστούν οι αποδόσεις) στην αρχή του δείγματος μας και στο τέλος έχουμε απότομες αυξομειώσεις, που δεν δικαιολογούνται ως νευρικότητα του συστήματος. Έγινε έλεγχος για break (Chow test): Δημιουργούνται αρχικά δύο ψευδομεταβλητές. Η πρώτη, break1, παίρνει τιμές 0 για τις ημερομηνίες πριν της 7<sup>ης</sup> Αυγούστου 2013, και μηδέν μετά από αυτή. Ομοίως η δεύτερη break2, για την 23<sup>η</sup> Ιανουαρίου 2015, παίρνει τη τιμή 1 για τις προγενέστερες ημερομηνίες και 0 για τις επόμενες. Επιπλέον δημιουργούνται νέες μεταβλητές πολλαπλασιάζοντας τα break με μια χρονική υστέρηση των μεταβλητών  $y$  και  $x$  ώστε να μελετήσουμε τις σχέσεις αλληλεπίδρασης (interactive terms). Έπειτα διενεργούνται F-test στους συντελεστές που αφορούν τα interactive terms και τις ψευδομεταβλητές και απορρίπτεται η μη ύπαρξη break και στις δύο περιπτώσεις. Έπειτα διενεργήθηκε η υπόλοιπη ανάλυση (όπως προαναφέρθηκε), χωρίς να περιλαμβάνονται ουσιαστικά η αρχή και το τέλος του δείγματος.

Προσπαθώντας να αιτιολογηθεί η ύπαρξη των break, αναζητήθηκαν πιθανές αιτίες σε στοιχεία-πληροφορίες της εταιρείας. Μια πιθανή εξήγηση μπορεί να είναι οι συγχωνεύσεις που έχει κάνει η συγκεκριμένη τράπεζα. Το υπεράριθμο προσωπικό μπορεί να οδηγήσει σε ζημιές, δεδομένης της αδυναμίας του κρατικού προϋπολογισμού να τις καλύψει. Οι παραπάνω ημερομηνίες ταιριάζουν με την εξαγγελία της τράπεζας για «Πρόγραμμα εθελουσίας εξόδου για το προσωπικό των εν Ελλάδι δραστηριοτήτων του ομίλου Πειραιώς» στις 19 Ιουλίου 2013 και με τις εκλογές του Ιανουαρίου 2015, όπου η νέα κυβέρνηση δε έδειχνε πρόθυμη να συζητήσει το θέμα των ομαδικών απολύσεων. Μπορεί φυσικά η παραπάνω εξήγηση να απέχει από την πραγματική αιτία, όμως η περεταίρω διερεύνηση, δεν είναι θέμα τις παρούσας εργασίας.

Ακολουθεί ο πίνακας 1, που συνοψίζει όλα τα αποτελέσματα των χρονολογικών σειρών για τις 10 μετοχές του δείγματος.

## Πίνακας 1

Εκτίμηση της σχέσης  $R_i - r_{fr} = a + b(R_m - r_{fr}) + \varepsilon_i$ , με OLS στο διάστημα: 15/04/2013-15/04/2015

Μετοχές (i)	a	p-value	b	p-value
Elpe	-0.001074	0.233	0.891764***	0.000
Peiraiws	-0.000326	0.754	1.243789***	0.000
Jumbo	0.001260	0.274	0.987776***	0.000
Mythlinaios	0.001164	0.141	1.075342***	0.000
Ote	0.001307	0.136	1.061016***	0.000
Frigoglass	-0.001581	0.182	0.795735***	0.000
Foli Folie	0.001584	0.113	0.715652***	0.000
Deh	0.000506	0.595	1.335242***	0.000
Olp	-0.000465	0.628	0.794996***	0.000
Solk	-0.000462	0.704	1.037468***	0.000

\*\*\* επίπεδο σημαντικότητας 1%

### 4.2.2 Μπεϋζιανή προσέγγιση: Μεθοδολογία

Σύμφωνα με τη Μπεϋζιανή διόρθωση, ο συστηματικός κίνδυνος με τη μέθοδο του CAPM είτε υπερεκτιμάται είτε υποεκτιμάται. Γι' αυτό επιχειρείται μέσω του Bayes να μειωθεί αυτό το λάθος και προσδιορίζεται ότι το βήτα θα κυμαίνεται μεταξύ 0,5 και 1,5.

Στην ανάλυσή μας εκτιμήθηκε η σχέση (12), με απλά ελάχιστα τετράγωνα OLS, για δύο διαφορετικές περιόδους. Την εκ των προτέρων περίοδο (prior period), δηλαδή το διάστημα 15/11/2010-12/04/2013 και τη περίοδο που παρατηρήσαμε (sample) και έχουμε ήδη εκτιμήσει, 15/04/2013 έως 15/04/2015. Η Μπεϋζιανή εκτίμηση, που στη ουσία διορθώνει την εκτίμηση του δείγματος βάσει της γνώσης μας, αποτελεί την επόμενη περίοδο (posterior period).

Αρχικά βρίσκουμε το συστηματικό κίνδυνο ( $b'$ ) και τη διακύμανση  $s^2_{b'}$  των 10 μετοχών για την προηγούμενη περίοδο. Έπειτα υπολογίζουμε τον μέσο όρο των  $b'_i$ ,  $s^2_{b'}$  ως ακολούθως:

$$b' = \frac{\sum_{i=1}^{10} b'_i}{10} \quad (15) \quad S'^2_{b'} = \frac{\sum_{i=1}^{10} S'^2_{b'_i}}{10} \quad (16)$$

Έπειτα υπολογίζουμε το διορθωμένο συστηματικό κίνδυνο  $b''$ , της επόμενης περιόδου, συνδυάζοντας τις εκτιμήσεις του δείγματός μας και τους μέσους όρους που έχουμε βρει με το επόμενο τύπο:

$$b'' = \frac{\left(\frac{b'}{s_b'^2}\right) + \left(\frac{b}{s_b^2}\right)}{\left(\frac{1}{s_b'^2}\right) + \left(\frac{1}{s_b^2}\right)} \quad (17)$$

$b''$  είναι ο συντελεστής  $\beta$  της επόμενης περιόδου

$b'$  είναι ο μέσος συντελεστής  $\beta$  της προηγούμενης περιόδου

$s_b'^2$  είναι η μέση διακύμανση της προηγούμενης περιόδου

$b$  είναι ο συντελεστής  $\beta$  του εξεταζόμενου δείγματος

$s_b^2$  είναι η διακύμανση του εξεταζόμενου δείγματος

Υπολογίζουμε διακύμανση των  $b''$  με τη σχέση (18).

$$s_b''^2 = \frac{1}{\left(\frac{1}{s_b'^2}\right) + \left(\frac{1}{s_b^2}\right)} \quad (18)$$

Τέλος διενεργείται έλεγχος στατιστικής σημαντικότητας t-statistic για τα  $b''$  της επόμενης περιόδου, με  $H_0: b'' = 0$  και  $H_1: b'' \neq 0$

$$t = \frac{b''}{s_b''} \quad (19)$$

#### 4.2.2.1 Αποτελέσματα Μπεϋζιανής διόρθωσης

Στο Πίνακα 2 παρουσιάζονται ο μέσος συντελεστής  $b'$  (a priori  $b$ ) και η μέση συν-διακύμανση (a priori).

Πίνακας 2

A priori	
$b'$	$s_b'^2$
1.001225	0.000973

Στο Πίνακα 3, περιέχονται οι εκτιμήσεις του κινδύνου, a priori  $b'_i$ ,  $b$  του δείγματος, και τα  $b''$  της επόμενης περιόδου.

**Πίνακας 3**

Υπολογισμός b'' επόμενης περιόδου						
$b'' = \frac{\left\{ \left( \frac{b'}{s_b^2} \right) + \left( \frac{b}{s_b^2} \right) \right\}}{\left\{ \left( \frac{1}{s_b^2} \right) + \left( \frac{1}{s_b^2} \right) \right\}}$						
Μετοχές (i)	b <sub>i</sub> ' (a priori)	b <sub>i</sub> (sample)	b'' (posterior)	s <sup>2</sup> <sub>b</sub>	s'' <sup>2</sup> <sub>b</sub>	t-statistic (b'')
Elpe	0.678766***	0.891764***	0.937289	0.0023945	0.0009736	30.038272
Peiraios	2.026910***	1.243789***	1.121470	0.0034208	0.0025610	22.158381
Jumbo	0.546453***	0.987776***	0.995680	0.0047931	0.0013447	27.151890
Mythlainaios	1.287760***	1.075342***	1.050212	0.0017251	0.0011216	31.358257
Ote	1.106124***	1.061016***	1.035791	0.0024541	0.0014695	27.019775
Frigoglass	0.628309***	0.795735***	0.906515	0.0039334	0.0012424	25.71838
Foli Folie	0.613012***	0.715652***	0.863776	0.0036240	0.0016141	21.500067
Deh	1.258325***	1.335242***	1.178382	0.0029776	0.0017316	28.318006
Olp	0.595531***	0.794996***	0.896303	0.0032470	0.0012041	25.830447
Solk	1.271063***	1.037468***	1.018535	0.0036780	0.0014055	27.168443

\*\*\* επίπεδο σημαντικότητας 1 %

Διάστημα a priori: 15/11/2010-12/04/2013

R<sub>t</sub>-r<sub>t</sub>=a+b(R<sub>m</sub>-r<sub>t</sub>)+ε<sub>t</sub>

Διάστημα δείγματος: 15/04/2013-15/04/2015

Παρατηρούμε ότι επιτυγχάνεται η διόρθωση. Το  $b''$  έχει πλησιάσει το μέσο όρο του  $\beta$  της προηγούμενης περιόδου και είναι μέσα στα προβλεπόμενα όρια (0,5-1,5).

#### 4.2.3 S.U.R.: Μεθοδολογία

Για να είναι δυνατή η εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου με τη μέθοδο S.U.R., είναι απαραίτητο να εισέρθει στο σύστημά μια επιπλέον μεταβλητή, που να διαφοροποιείται η τιμή της ανά μετοχή. Επιλέχθηκε να χρησιμοποιηθεί ο δείκτης EBITDA. Ο EBITDA μετράει τα κέρδη προ αποσβέσεων και φόρων μιας εταιρείας και επιλέχθηκε για να μετρήσει τη μεταβλητότητας των λειτουργικών κερδών της εταιρείας μέσα στον χρόνο. Θεωρητικά βγάζει ένα ανερμήνευτο κομμάτι που περιέχεται στα κατάλοιπα, αυτό του επιχειρηματικού κινδύνου. Τα στοιχεία αντλήθηκαν από τις αναρτημένες τριμηνιαίες λογιστικές καταστάσεις των εταιρειών, στην ιστοσελίδα [www.euro2day.gr](http://www.euro2day.gr). Με τη συγκεκριμένη μεταβλητή αποφεύγεται η γραμμική συσχέτιση των ανεξάρτητων μεταβλητών, έτσι εκ κατασκευής το μοντέλο μας δεν έχει πολυσυγγραμμικότητα .

Συγκεκριμένα, για το μοντέλο S.U.R. ορίζεται:

$$R^*_{it} = (R_{it} - R_{f,t}) \text{ και}$$

$$R^*_{mt} = (R_{mt} - R_{f,t})$$

και έχει τη παρακάτω μορφή:

$$\begin{bmatrix} R^*_{1t} \\ \vdots \\ R^*_{10t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} [1 & R^*_{mt} & EBITDA_{1t}] & \dots & 0 \\ 0 & 0 & & & \vdots \\ \vdots & [\cdot] & & & 0 \\ 0 & 0 & [1 & R^*_{mt} & EBITDA_{10t}] \end{bmatrix} * \begin{bmatrix} \alpha_1 \\ \beta_1 \\ \gamma_1 \\ \vdots \\ \alpha_{10} \\ \beta_{10} \\ \gamma_{10} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \vdots \\ \varepsilon_{10t} \end{bmatrix}, \quad (20)$$

όπου το  $\alpha_i$  είναι η σταθερά, το  $\beta_i$  μετράει το συστηματικό κίνδυνο και  $\gamma_i$  μετρά την επιρροή του δείκτη EBITDA στις ημερήσιες αποδόσεις της  $i$  μετοχής. Εκτιμάται το παραπάνω υπόδειγμα για το ίδιο διάστημα, από 15/04/2013 έως 15/04/2015. Διεξάγεται ο διαγνωστικός έλεγχος LM, των Breusch και Pagan, ώστε να διερευνηθεί αν η μήτρα διακύμανσης-συνδιακύμανσης  $\Omega$  είναι διαγώνια. Ο έλεγχος αυτός διεξάγεται με βάση τη κατανομή  $\chi^2$  και αποσκοπεί να ανιχνεύσει αν τα κατάλοιπα  $\varepsilon_i$  και  $\varepsilon_j$  αυτοσυσχετίζονται. Αν ο έλεγχος LM αποφανθεί ότι  $\text{Cov}(\varepsilon_i, \varepsilon_j) = 0$ , συμπεραίνεται ότι η μήτρα  $\Omega$  είναι διαγώνια και συνεπώς στο σύστημα των εξισώσεων δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση.

#### 4.2.3.1 Αποτελέσματα S.U.R.

Στο παρακάτω πίνακα παρουσιάζονται συνοπτικά τα αποτελέσματα της εκτίμησης SUR. Η μεταβλητή EBITDA ενώ δεν είναι για καμία μετοχή στατιστικά σημαντική, διαφοροποιεί την εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου  $\beta$ .

**Πίνακας 4**

Μετοχές (i)	$\alpha$	$\beta$	EBITDA	$s.d^2_{\beta}$
Elpe	-0.001493	0.975368***	2.03e-06	0.0023951
Peiraiws	0.001176	1.267786***	-1.32e-06	0.0049663
Jumbo	-0.000760	1.012208***	-3.54e-08	0.0029775
Mythlainaios	0.000727	1.146057***	-5.12e-09	0.0015042
Ote	-0.000275	1.102577***	3.06e-06	0.0020253
Frigoglass	-0.001368	0.850027***	5.05e-08	0.0028798
Foli Folie	-0.002579	0.929895***	-0.00072	0.0041355
Deh	-0.000692	1.338929***	3.47e-06	0.0021629
Olp	-0.000046	0.727708***	-1.50e-07	0.0025503
Solk	-0.00219	1.036679***	8.85e-08	0.0034577

\*\*\* επίπεδο σημαντικότητας 1%

## 5. Συμπεράσματα – Προτάσεις

Στη συγκεκριμένη διπλωματική εργασία, μελετώνται εναλλακτικές μέθοδοι εκτίμησης του συστηματικού κινδύνου των μετοχών (βήτα). Η σχέση ανταλλαγής μεταξύ απόδοσης και κινδύνου έχει απασχολήσει τη Χρηματοοικονομική επιστήμη από τα μέσα του 20<sup>ου</sup> αιώνα και συνεχίζει μέχρι σήμερα. Έχουν ανατηχθεί πολλά υποδείγματα - τεχνικές με σκοπό την εύστοχη ποσοτικοποίηση της. Η πιο διαδεδομένη είναι το Υπόδειγμα Αποτίμησης Περιουσιακών Στοιχείων (CAPM), όμως αμφισβητείται έντονα η γραμμικότητα της σχέσης ανταλλαγής, όπως στο άρθρο: “The Relationship between systematic risk and stock returns in Tehran Stock Exchange using the capital asset pricing model (CAPM) by Nazi Heydari Zahiri; Mohsen Mehrara; Zabihallah Falahati, 2014”. Εξαιρώντας τη ανάλυση για την ύπαρξη ή μη γραμμικότητας, στο άρθρο αποδεικνύεται ότι αποτελεί μια αξιόπιστη και στατιστικά σημαντική ένδειξη για την εκτίμηση του βήτα. Στα ίδια συμπεράσματα καταλήγει και η συγκεκριμένη έρευνα.

Επιγραμματικά, η εμπειρική έρευνα της παρούσας εργασίας βασίστηκε στις ημερήσιες αποδόσεις 10 μετοχών του Χρηματιστηρίου Αξιών της Αθήνας, για το διάστημα 15 Απριλίου 2013 – 15 Απριλίου 2015. Αρχικά εκτιμήθηκαν οι χρονολογικές σειρές με απλά ελάχιστα τετράγωνα, βασισμένα στη μεθοδολογία του CAPM, και κατέληξαν ότι οι εκτιμήσεις του συστηματικού κινδύνου ( $\beta$ ) είναι όλες στατιστικά σημαντικές σε επίπεδο σημαντικότητας 1%.

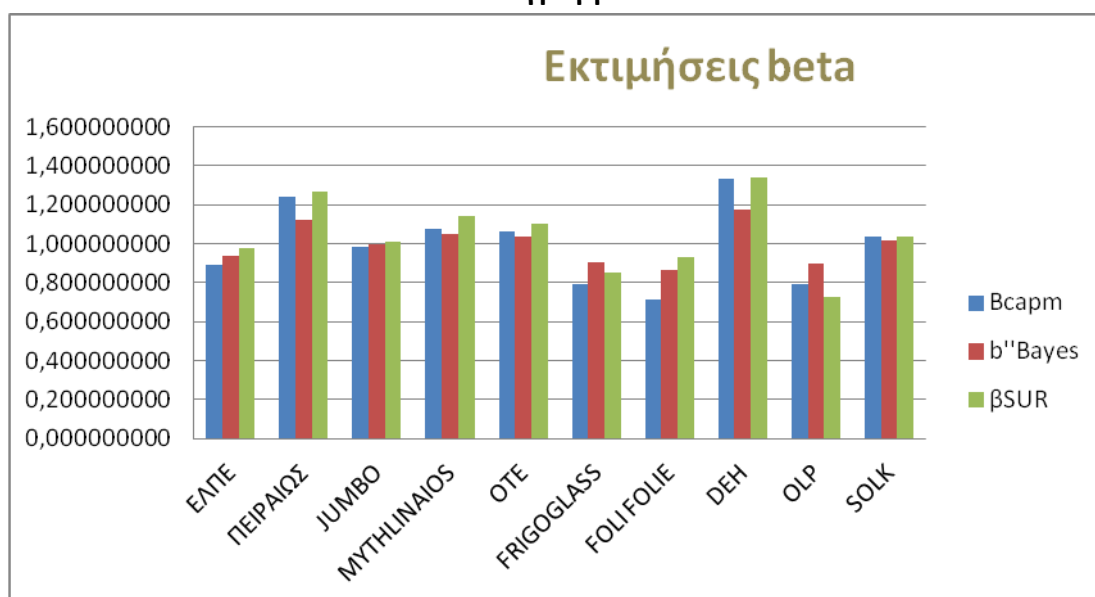
Εν συνεχεία χρησιμοποιήθηκε η μεθοδολογία του Bayes, ακολουθώντας τη μεθοδολογία του άρθρου: « A Note on Using Cross-Sectional Information in Bayesian Estimation of Security Betas, Oldrich A. Vasicek». όπου επιτυγχάνει να μειώσει τη διακύμανσή του βήτα, ενώ οι τιμές του κυμαίνονται μεταξύ του 0,5 και 1,5. Για το εμπειρικό κομμάτι, χρειάστηκαν επιπλέον στοιχεία, πέραν του δείγματος. Ως προηγούμενη γνώση, χρησιμοποιήθηκε το διάστημα: 15 Νοεμβρίου 2010 - 12 Απριλίου 2013. Επαληθεύονται και σ' αυτή τη μελέτη τα αποτελέσματα του άρθρου. Τα βήτα της επόμενης περιόδου (αναμενόμενα)  $\beta'$  των 10 μετοχών του δείγματός μας, βρίσκονται στο διάστημα 0,5-1,5, έχοντας τη τάση πάντα να οδηγεί την εκτίμηση πιο κοντά στη μονάδα. Ελέγχθηκε η στατιστική σημαντικότητα των ευρημάτων με

τη t-statistic και οδηγηθήκαμε στο ότι είναι στατιστικά σημαντικές σε επίπεδο 1%. Επιπλέον η διακύμανση του  $b''$  μειώνεται αισθητά.

Τέλος εκτιμήθηκαν οι χρονολογικές σειρές σαν ένα σύστημα, με GLS, χρησιμοποιώντας τις φαινομενικά ασυσχέτιστες εξισώσεις (Seemingly Unrelated Regression). Για να διαφοροποιηθούν οι εξισώσεις χρησιμοποιήθηκε ο δείκτης EBITDA. Ο δείκτης μετρά τα κέρδη προ αποσβέσεων και φόρων και εισήχθη στο σύστημα ως ένα μέτρο του επιχειρηματικού κινδύνου με σκοπό να μειώσει ένα ανερμήνευτο κομμάτι που περιέχεται στα κατάλοιπα, αυτό του επιχειρηματικού κινδύνου. Η μεταβλητή EBITDA είναι στατιστικά ασήμαντη για όλες τις μετοχές, όμως κατέστησε εφικτή τη χρήση του μοντέλου S.U.R. και τη δυνατότητα να έχουμε μια εναλλακτική εκτίμηση του  $\beta$ . Η διακύμανση του  $\beta$  μειώνεται στις 8 από τις 10 μετοχές, ενώ τις τιμές του  $\beta$  της οδηγεί σε ποσοστό 50% προς τη κατεύθυνση της Μπεϋζιανής προσέγγισης.

Ακολουθούν διαγραμματικές απεικονίσεις των ευρημάτων καθώς και πίνακας με τις διαφορές τους .

Διάγραμμα 4

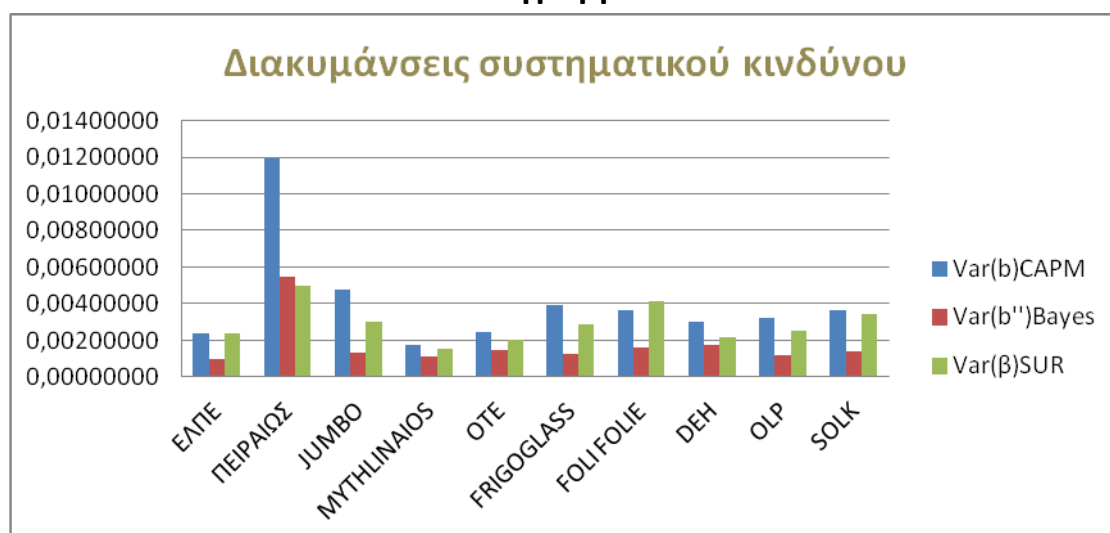




**Πίνακας 5**

Μετοχές (i)	$b_{CAPM} - b''_{Bayes}$	$b_{CAPM} - \beta_{SUR}$	$b''_{Bayes} - \beta_{SUR}$
ΕΛΠΕ	-0.04553	-0.0836	-0.03808
ΠΕΙΡΑΙΩΣ	0.122318	-0.024	-0.14632
JUMBO	-0.0079	-0.02443	-0.01653
ΜΥΤΗΛΙΝΑΙΟΣ	0.025129	-0.07072	-0.09584
ΟΤΕ	0.025225	-0.04156	-0.06679
FRIGOGLASS	-0.11078	-0.05429	0.056488
FOLI FOLIE	-0.14812	-0.21424	-0.06612
DEH	0.15686	-0.00369	-0.16055
OLP	-0.10131	0.067289	0.168595
SOLK	0.018932	0.000789	-0.01814

**Διάγραμμα 5**



**Πίνακας 6**

Μετοχές (i)	$Var(b)_{CAPM} - Var(b'')_{Bayes}$	$Var(b)_{capm} - Var(\beta)_{SUR}$	$Var(b'')_{Bayes} - Var(\beta)_{SUR}$
ΕΛΠΕ	0.001420	0.002395	-0.001421
ΠΕΙΡΑΙΩΣ	0.006433	0.006966	0.000532
JUMBO	0.003448	0.001815	-0.001632
ΜΥΤΗΛΙΝΑΙΟΣ	0.000603	0.000220	-0.000382
ΟΤΕ	0.000984	0.000428	-0.000555
FRIGOGLASS	0.002691	0.001053	-0.001637
FOLI FOLIE	0.002009	-0.000511	-0.00252
DEH	0.001246	0.000814	-0.000431
OLP	0.002042	0.000696	-0.001346
SOLK	0.002272	0.000220	-0.002052

Εν κατακλείδι, το εμπειρικό αποτέλεσμα των πρώτων δύο μεθόδων της συγκεκριμένης πτυχιακής, είναι σύμφωνο και με τα ευρήματα άλλων επιστημονικών ερευνών που έχουν διεξαχθεί σε άλλες Χρηματιστηριακές Αγορές. Δεν είναι δυνατή όμως μια γενίκευση των συμπερασμάτων, μιας και το δείγμα της εργασίας είναι αρκετά μικρό. Ως αναφορά τη τρίτη μέθοδο αποτελεί αντικείμενο μελλοντικής διερεύνησης για αν και πόσο προσεγγίζει τη Μπεϋζιανή διόρθωση, αλλά και για το ποιες μεταβλητές θα μπορούσαν ενδεχομένως να αντικαταστήσουν την Ebitda.

## Βιβλιογραφία

### i) Βιβλία:

1. Επενδύσεις, Νικόλαος Δ. Φίλιππας
2. Bodie, Z., Kane, A. and Marcus, A. J. (2002) Investments
3. Σύγχρονη Οικονομετρία: Ανάλυση και Εφαρμογές, Γεώργιος Α. Βάμβουκας
4. Εισαγωγή στην Οικονομετρία, Χρήστου Γ. Κ., (2004) Τόμος Α, Γ έκδοση, Gutenberg.

ii) Επιστημονικά Άρθρα: Treynor J. and K. Mazuy, (1966), "Can Mutual Funds Outguess the Market?", Harvard Business Review 44, July-August 1966, pp.131-136.

1. Dividend yields and common stock returns- A new methodology, by Fisher Black and Myron Scholes – September 1970.
2. The Effect of the Firm's Capital Structure on the Systematic Risk of Common Stocks, Robert S. Hamada, December 27-29, 1971 (May, 1972), pp. 435-452.
3. The Capital Asset Pricing Model: Some empirical test, Fisher Black, Michael c. Jensen and Myron Scholes, 1972.
4. A Note on Using Cross-Sectional Information in Bayesian Estimation of Security Betas, Oldrich A. Vasicek Vol. 28, No. 5 (Dec., 1973), pp. 1233-1239
5. An Intertemporal Capital Asset Pricing, Model Robert C. Merton Vol. 41, No. 5 (Sep., 1973), pp. 867-887.
6. A NEW LOOK AT THE CAPITAL ASSET PRICING MODEL, MARSHALL E. BLUME AND IRWIN FRIEND, 1973.
7. Risk, Return, and Equilibrium: Empirical Tests, Eugene F. Fama and James D. MacBeth Vol. 81, No. 3 (May - Jun., 1973), pp. 607-636 .
8. A CRITIQUE OF THE ASSET PRICING THEORY'S TESTS Part I: On Past and Potential Testability of the Theory\* Richard ROLL, October 1976.
9. The Valuation of Uncertain Income Streams and the Pricing of Options, Mark Rubinstein Vol. 7, No. 2 (Autumn, 1976), pp. 407-425.

10. The Determination of Financial Structure: The Incentive-Signalling Approach, Stephen A. Ross , Vol. 8, No. 1. (Spring, 1977), pp. 23-40.
11. The Current Status of the Capital Asset Pricing Model (CAPM) , Stephen A. Ross Vol. 33, No. 3, Papers and Proceedings of the Thirty-Sixth Annual Meeting American Finance Association, New York City December 28-30, 1977 (Jun., 1978 ), pp. 885-901.
12. Betas and their Regression Tendencies: Some Further Evidence , Marshall E. Blume Vol. 34, No. 1 (Mar., 1979), pp. 265-267.
13. The relationship between returns and market value of common stocks, Rolf W. Banz, September 1980.
14. Misspecification of capital asset pricing: Empirical Anomaliew Based on Earnings' Yields and market values, Marc R. Reingaum, June 1980
15. Multivariate test of financial models: A new approach , Michael R. Gibbons, May 1981
16. Beta Instability when Interest Rate Levels Change: John S. Bildersee and Gordon S. Roberts Vol. 16, No. 3 (Sep., 1981), pp. 375- 380
17. On the exclusion of assets from tests of the two-parameter model, A sensitivity Analysis, Robert F. Stambaugh, May 1982
18. A comparison of the APT and CAPM:A Note, Robert Jarrow and Andrew Rudd, September 1982
19. An asset of the risk and return of French Common Stocks, Gabriel A. Hawawini, Pierre A. Michel and Claude J. Viallet, 1983
20. Biases in computed returns: An Application to the Size Effect, Marshall E. Blume, Robert F. Strambaugh, August 1983
21. The Impact of the Degrees of Operating and Financial Leverage on Systematic Risk of Common Stock: Gershon N. Mandelker and S. Ghon Rhee , (Mar., 1984), pp. 45-57.
22. Multivariate tests of the zero beta CAPM, Jay Shanken, January 1985
23. Expected stock returns and volatility, Kenneth R. French, G William Schwert, Robert F. Stambaugh, December 1986
24. On multivariate test of the CAPM,,A. Craig MacNinlay, November 1986
25. The Effects of Beta, Bid-Ask Spread, Residual Risk, and Size on Stock Returns: Yakov Amihud and Haim Mendelson Vol. 44, No. 2 (Jun., 1989), pp. 479-48
26. An empirical evaluation of the intertemporal capital asset pricing model: The stock market in Spain, Gonzalo Rubio, Winter 1989

27. Common risk factors in the returns on stocks and bonds, Eugene Fama & o Kenneth French, September 1992.
28. Some empirical tests of the Arbitrage Pricing Theory Using Transformation Analysis, P. Yli Olli and Virtanen, 1992.
29. Bayesian Analysis in Expert Systems: David J. Spiegelhalter, A. Philip Dawid, Steffen L. Lauritzen and Robert G. Cowell Vol. 8, No. 3 (Aug., 1993), pp. 219-247.
30. Beta stability and portofolio formation, Robert D. Books, Robert W. Faff, John H.H. Lee, (1994) 463-479.
31. Bayesian Analysis of stochastic volatility models, Eric Jacquier, Nicholas G. Polson and Peter E. Rossi, August 1994
32. Bayesian estimation of uncertainty in runoff prediction and the value of data: An application of the GLUE approach, Jim Freer and Keith Beven, July 1996.
33. On Bayesian Analysis of Mixtures with an Unknown Number of Components : Sylvia Richardson and Peter J. Green Vol. 59, No. 4 (1997), pp. 731-792
34. An Asymptotic Theory for Estimating Beta-Pricing Models Using Cross-Sectional Regression: Ravi Jagannathan and Zhenyu Wang Vol. 53, No. 4, January 3-5, 1998 (Aug.,1998), pp. 1285-1309
35. Bayesian model averaging: A tutorial, Jennifer A. Hoeting, David Madiagan, Adrian E. Raftery and Chris T. Volinsky, 1999, Vol. 14 No 4, 387-417.
36. Asymmetric volatility and risk in equity markets, Geert Bekaert, Guojun Wu, 2000.
37. Portfolio Selection and Asset Pricing Models : Ľuboř Pástor Vol. 55, No. 1 (Feb., 2000), pp. 179-223.
38. The capital asset pricing model: Theory and evidence Eugene Fama & Kenneth French, 2004.
39. Multiscale systematic risk, Ramazan Gencay, Faruk Selcuk & Brandon Whitcher, 2005.
40. Structural changes in expected stock returns relationships: Evidence from ASE. Karanikas. E, G Leledakis, Tzavalis E. (2006), 33, 1610-1628
41. Discount Rate (Risk Free Rate and Market Risk Premium) used for 41 countries in 2015: a servey, Pablo Fernandez & Albert Ortiz & Isabel F. Acin – IESE Business School

42. DETERMINANTS OF SYSTEMATIC RISK, Muhammad Junaid Iqbal Dr. Syed Zulfiqar Ali Shah, 2010

43. The Relationship between systematic risk and stock returns in Tehran Stock Exchange using the capital asset pricing model (CAPM) by Nazi Heydari Zahiri; Mohsen Mehrara; Zabihallah Falahati, 2014

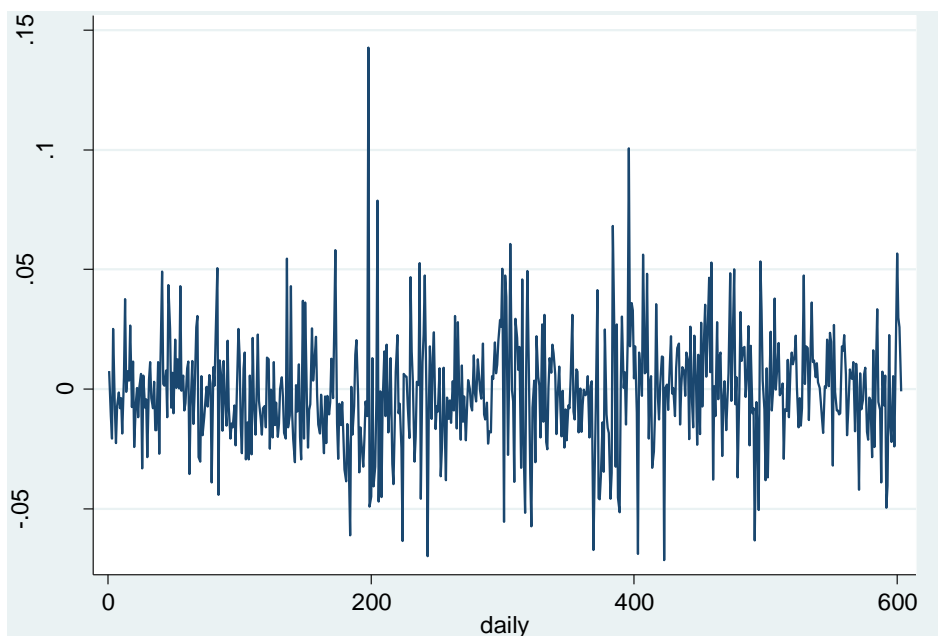
***iii) Ιστοσελίδες:***

1. [www.market-risk-premia.com/gr.html](http://www.market-risk-premia.com/gr.html)
2. [www.euro2day.gr](http://www.euro2day.gr)
3. <http://www.sigmalive.com/news/greece>

## Παράρτημα 1<sup>ο</sup> : Εκτίμηση Χρονολογικών Σειρών

### Έλεγχος για αυτοσυσχέτιση της ανεξάρτητης μεταβλητής ( $R_m - R_f$ )

i) Διαγραμματική απεικόνιση



ii) Στοχαστικά τεστ

Έλεγχος Λευκού Θορύβου (white noise):  $H_0$ : όχι αυτοσυσχέτιση

Portmanteau test for white noise

Portmanteau (Q) statistic = **108.1097**  
 Prob > chi2(40) = **0.0000**

prob < 0.05, άρα απορρίπτουμε την  $H_0$

Διερευνούμε περαιτέρω, για να βρω βαθμό αυτοσυσχέτισης

. corrgram rmf, lags(8)

LAG	AC	PAC	Q	Prob>Q	-1	0	1	-1	0	1
					[Autocorrelation]			[Partial Autocor]		
1	0.1217	0.1218	7.3269	0.0068						
2	-0.0129	-0.0280	7.409	0.0246						
3	-0.0665	-0.0628	9.6086	0.0222						
4	-0.1834	-0.1717	26.355	0.0000						
5	-0.0460	-0.0069	27.411	0.0000						
6	0.0159	0.0131	27.538	0.0001						
7	0.0897	0.0700	31.571	0.0000						
8	0.1466	0.1023	42.369	0.0000						

Έχουμε αυτοσυσχέτιση πρώτου βαθμού

```

Augmented Dickey-Fuller test for unit root           Number of obs   =       490

                _____ Interpolated Dickey-Fuller _____
                Test          1% Critical   5% Critical   10% Critical
                Statistic     Value       Value       Value
-----
Z(t)           -15.017         -3.441       -2.870       -2.570
-----
MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000

```

p-value=0, απορρίπτω την  $H_0$  (δεν υπάρχει μοναδιαία ρίζα), άρα η σειρά μου είναι στάσιμη.

```

Phillips-Perron test for unit root           Number of obs   =       491
                                                Newey-West lags =        5

                _____ Interpolated Dickey-Fuller _____
                Test          1% Critical   5% Critical   10% Critical
                Statistic     Value       Value       Value
-----
Z(rho)         -385.005        -20.493       -14.000       -11.200
Z(t)           -19.401         -3.441       -2.870       -2.570
-----
MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000

```

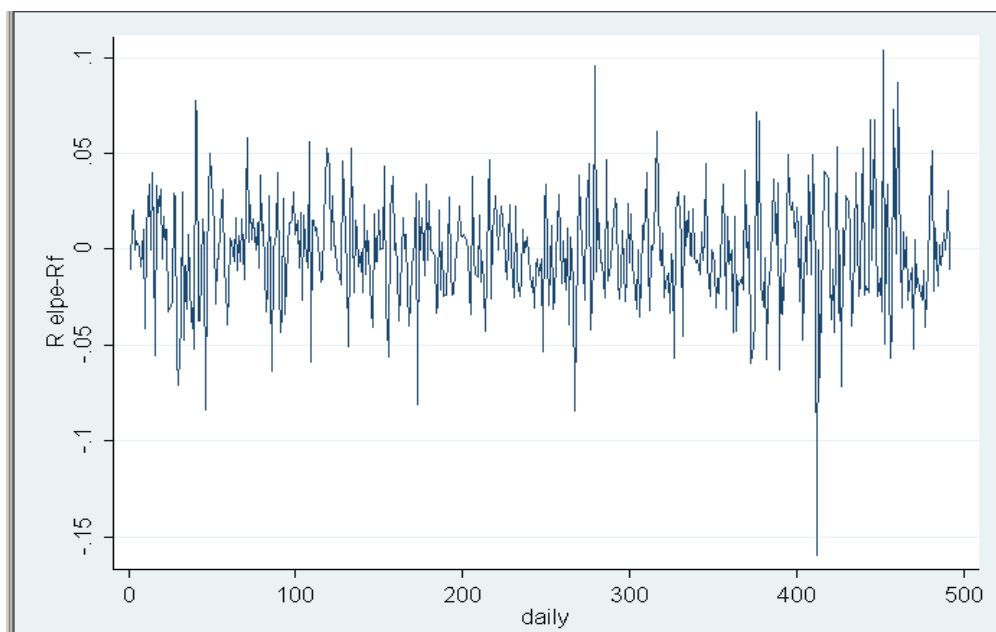
Απορρίπτω  $H_0$ , άρα υπάρχει στασιμότητα.

Τα δύο test συνάδουν, επομένως η σειρά μου είναι στάσιμη.

## ELPE (ΕΛΛΗΝΙΚΑ ΠΕΤΡΕΛΑΙΑ)

### 1) Έλεγχος Στασιμότητας:

#### i) Διαγραμματική απεικόνιση



#### i) Στοχασικά τεστ

Έλεγχος Λευκού Θορύβου (white noise):  $H_0$ : όχι αυτοσυσχέτιση

```
. wntestq relperf
```

```
Portmanteau test for white noise
```

```
Portmanteau (Q) statistic = 71.9694  
Prob > chi2(40) = 0.0014
```

prob<0.05, άρα απορρίπτουμε την  $H_0$

Διερευνούμε περαιτέρω την ύπαρξη αυτοσυσχέτισης και το βαθμό της κάνοντας κορελόγραμμα της μεταβλητής.

```
. corrgram relperf, lags(8)
```

LAG	AC	PAC	Q	Prob>Q	-1	0	1	-1	0	1
					[Autocorrelation]			[Partial Autocor]		
1	0.0307	0.0307	.46595	0.4949						
2	-0.0529	-0.0541	1.8541	0.3957						
3	-0.0576	-0.0546	3.5012	0.3206						
4	-0.0483	-0.0481	4.6609	0.3239						
5	-0.0339	-0.0377	5.2334	0.3881						
6	0.0049	-0.0016	5.2456	0.5127						
7	-0.0129	-0.0226	5.329	0.6199						
8	0.1104	0.1069	11.445	0.1777						

Καταλήγουμε ότι δεν έχει αυτοσυσχέτιση η μεταβλητή μας. Παρόλα αυτά κάνουμε έλεγχο για στασιμότητα με:



α) Επαυξημένο Dicky Fuller, (H<sub>0</sub>:υπάρχει μοναδιαία ρίζα).

```
. dfuller relperf, lags(1)
```

Augmented Dickey-Fuller test for unit root                      Number of obs =            **490**

Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	<b>-16.212</b>	<b>-3.441</b>	<b>-2.870</b>

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = **0.0000**

p-value=0, απορρίπτω την H<sub>0</sub> (δεν υπάρχει μοναδιαία ρίζα), άρα η σειρά μου είναι στάσιμη.

β) Phillips-Perron test, (H<sub>0</sub>:υπάρχει μοναδιαία ρίζα).

```
. pperron relperf
```

Phillips-Perron test for unit root                      Number of obs =            **491**  
Newey-West lags =    **5**

Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(rho)	<b>-436.370</b>	<b>-20.493</b>	<b>-14.000</b>
Z(t)	<b>-21.465</b>	<b>-3.441</b>	<b>-2.870</b>

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = **0.0000**

Απορρίπτω H<sub>0</sub>, άρα υπάρχει στασιμότητα

Τα δύο test συνάδουν, επομένως η σειρά μου είναι στάσιμη.

## 2)Παλινδρόμηση CAPM , με σταθερό όρο

```
. reg relperf rmrf
```

Source	SS	df	MS	Number of obs = <b>492</b>		
Model	<b>.213566025</b>	<b>1</b>	<b>.213566025</b>	F( 1, 490) =	<b>536.31</b>	
Residual	<b>.19512501</b>	<b>490</b>	<b>.000398214</b>	Prob > F =	<b>0.0000</b>	
Total	<b>.408691035</b>	<b>491</b>	<b>.000832365</b>	R-squared =	<b>0.5226</b>	
				Adj R-squared =	<b>0.5216</b>	
				Root MSE =	<b>.01996</b>	

relperf	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
rmrf	<b>.8917646</b>	<b>.0385073</b>	<b>23.16</b>	<b>0.000</b>	<b>.8161049</b>	<b>.9674244</b>
_cons	<b>-.0010748</b>	<b>.0008999</b>	<b>-1.19</b>	<b>0.233</b>	<b>-.002843</b>	<b>.0006934</b>

α) Έλεγχος για αυτοσυσχέτιση (serial correlation)

Durbin Watson test

```
. estat durbinalt
```

Durbin's alternative test for autocorrelation

lags(p)	chi2	df	Prob > chi2
1	<b>1.327</b>	<b>1</b>	<b>0.2494</b>

H0: no serial correlation

prob>

0.05, άρα αποδέχομαι την H<sub>0</sub>.

Breusch-Godfrey LM test

Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation

lags(p)	chi2	df	Prob > chi2
1	<b>1.331</b>	<b>1</b>	<b>0.2486</b>

H0: no serial correlation

pr

0.05, άρα αποδέχομαι την H<sub>0</sub>

β) Έλεγχος ετεροσκεδαστικότητας

Breusch-Pag Cook-Weisberg

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity

H0: Constant variance

Variables: fitted values of relperf

chi2(1) = **0.04**  
Prob > chi2 = **0.8347**

prob>0.05 , άρα αποδέχομαι H<sub>0</sub>

F-statistic

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity

H0: Constant variance

Variables: fitted values of relperf

F(1 , 490) = **0.03**  
Prob > F = **0.8713**

prob>0.05, άρα αποδέχομαι H<sub>0</sub>

## γ) Έλεγχος εξειδίκευσης

### Ramsey RESET

```
Ramsey RESET test using powers of the fitted values of relperf
Ho: model has no omitted variables
      F(3, 487) =      1.33
      Prob > F =      0.2635
```

prob>0.05, αποδέχομαι την  $H_0$

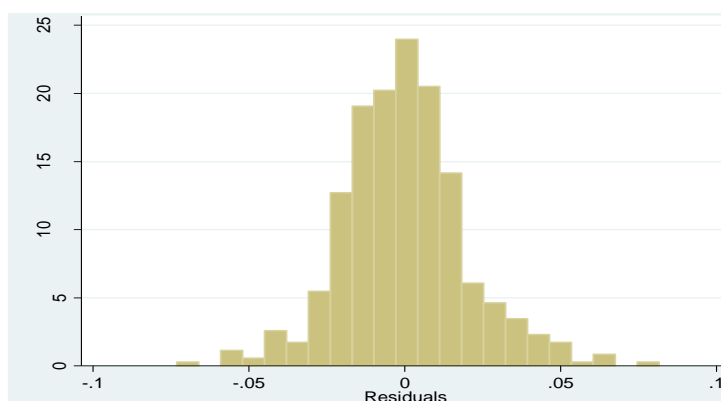
Διορθώνω την αυτοσυσχέτιση της ανεξάρτητης μεταβλητής και καταλήγω στη ακόλουθη εκτίμηση:

```
Linear regression                               Number of obs =      492
                                                F( 1, 491) =    332.11
                                                Prob > F      =    0.0000
                                                R-squared     =    0.5226
                                                Root MSE     =    .01996

                                                (Std. Err. adjusted for 492 clusters in daily)
```

relperf	Robust					[95% Conf. Interval]
	Coef.	Std. Err.	t	P> t		
rmrf	.8917646	.0489339	18.22	0.000	.795619	.9879103
_cons	-.0010748	.0008998	-1.19	0.233	-.0028427	.0006932

## δ) Κανονικότητα των καταλοίπων



Variable	Skewness/Kurtosis tests for Normality				
	Obs	Pr(Skewness)	Pr(Kurtosis)	adj chi2(2)	joint Prob>chi2
myresiduals	492	0.0079	0.0001	19.44	0.0001

Απορρίπτουμε  $H_0$

## ΠΕΙΡΑΙΩΣ

**Chow Test:** Δημιουργούμε δύο ψευδομεταβλητές . Η break1 παίρνει τιμές 0 για τις ημερομηνίες πριν της 7<sup>ης</sup> Αυγούστου 2013, και μηδέν μετά από αυτή. Ομοίως η break2, για την 23<sup>η</sup> Ιανουαρίου 2015, παίρνει τη τιμή 1 για τις προγενέστερες ημερομηνίες και 0 για τις επόμενες. Επιπλέον δημιουργούμε νέες μεταβλητές, πολλαπλασιάζοντας τα break με μια χρονική υστέρηση των μεταβλητών  $y$  και  $x$  ώστε να μελετήσουμε τις σχέσεις αλληλεπίδρασης (interactive terms) .

Source	SS	df	MS			
Model	.06432325	4	.016080812	Number of obs =	491	
Residual	1.7141447	486	.003527047	F( 4, 486) =	4.56	
Total	1.77846795	490	.003629526	Prob > F =	0.0013	
				R-squared =	0.0362	
				Adj R-squared =	0.0282	
				Root MSE =	.05939	

rpeirrf	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
rpeirrf						
L1.	.1630437	.0731013	2.23	0.026	.0194101	.3066773
rmrf						
L1.	.4601077	.1672601	2.75	0.006	.1314654	.78875
break1	-.0017864	.0073736	-0.24	0.809	-.0162745	.0127017
break1_rpeirrf	-.2862202	.0981027	-2.92	0.004	-.4789781	-.0934624
cons	-.0005794	.0067703	-0.09	0.932	-.013882	.0127232

Έπειτα διενεργούμε Ftest στους συντελεστές που αφορούν τα interactive terms και τη ψευδομεταβλητή break

- ( 1) break1 = 0
- ( 2) break1\_rpeirrf = 0

$$F( 2, 486) = 4.27$$

1. Prob > F = 0.0145

Το prob<0,05 άρα δέχομαι ότι υπάρχει break.Ομοίως για το break2:

Source	SS	df	MS			
Model	.063631194	4	.015907798	Number of obs =	491	
Residual	1.71483676	486	.003528471	F( 4, 486) =	4.51	
Total	1.77846795	490	.003629526	Prob > F =	0.0014	
				R-squared =	0.0358	
				Adj R-squared =	0.0278	
				Root MSE =	.0594	

rpeirrf	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
rpeirrf						
L1.	-.1376327	.0961153	-1.43	0.153	-.3264855	.0512201
rmrf						
L1.	.34734	.1568819	2.21	0.027	.0390895	.6555906
break2	.0181074	.0087541	2.07	0.039	.0009068	.035308
break2_rpeirrf	.2224256	.0984559	2.26	0.024	.0289739	.4158774
_cons	-.0183171	.0082748	-2.21	0.027	-.0345759	-.0020583

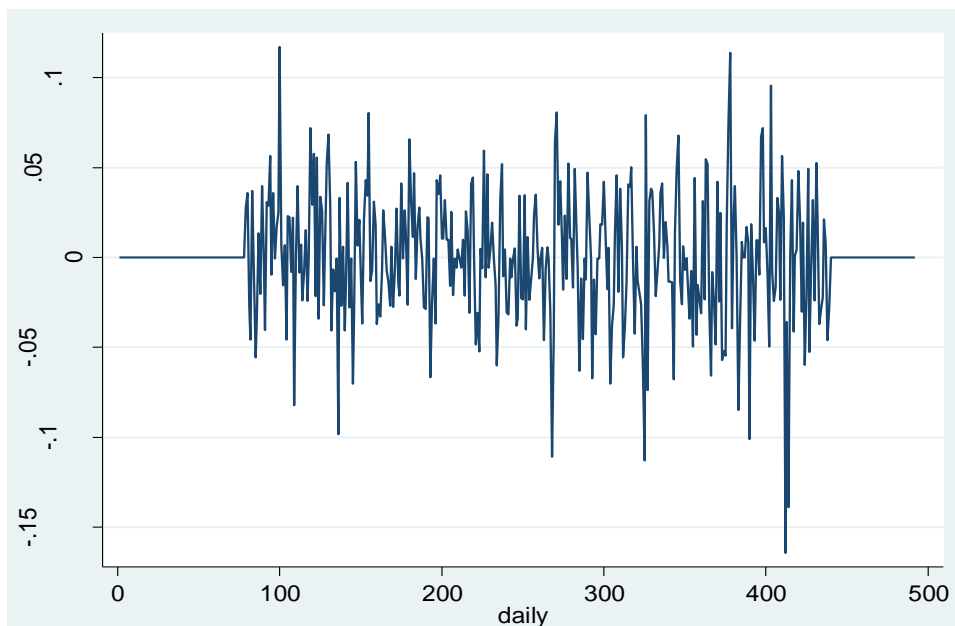
```
( 1) break2 = 0
( 2) break2_rpeirrf = 0

F( 2, 486) = 4.17
Prob > F = 0.0160
```

Δεχόμαι και εδώ ότι υπάρχει break

## 2) Έλεγχος Στασιμότητας:

ii) Διαγραμματική απεικόνιση



i) Στοχαστικά τεστ

Έλεγχος Λευκού Θορύβου (white noise):  $H_0$ : όχι αυτοσυσχέτιση

Portmanteau test for white noise

---

```
Portmanteau (Q) statistic = 62.9309
Prob > chi2(40) = 0.0118
```

$prob < 0.05$ , άρα απορρίπτουμε την  $H_0$   
 Διερευνούμε περαιτέρω την ύπαρξη αυτοσυσχέτισης και το βαθμό της  
 κάνοντας κορελόγραμμα της μεταβλητής.

LAG	AC	PAC	Q	Prob>Q	-1 [Autocorrelation]	0	1 -1	0	1
1	0.0850	0.0850	3.5804	0.0585					
2	0.0007	-0.0066	3.5807	0.1669					
3	-0.0501	-0.0500	4.83	0.1847					
4	-0.1389	-0.1316	14.433	0.0060					
5	-0.0090	0.0133	14.474	0.0129					
6	-0.0079	-0.0108	14.505	0.0245					
7	-0.0407	-0.0527	15.336	0.0319					
8	0.0104	-0.0003	15.391	0.0520					

Φαίνεται να έχει αρνητική αυτοσυσχέτιξη 4<sup>ου</sup> βαθμού η μεταβλητή μας.

α) Επαυξημένο Dicky Fuller, (H<sub>0</sub>:υπάρχει μοναδιαία ρίζα).

Augmented Dickey-Fuller test for unit root                                  Number of obs     =                                  487

Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller			
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(t)	-10.876	-3.441	-2.871	-2.570

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000

p-value=0, απορρίπτω την H<sub>0</sub> (δεν υπάρχει μοναδιαία ρίζα), άρα η σειρά μου είναι στάσιμη.

β) Phillips-Perron test, (H<sub>0</sub>:υπάρχει μοναδιαία ρίζα).

Phillips-Perron test for unit root    Number of obs     =                                  491  
Newey-West lags =    5

Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller			
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(rho)	-417.418	-20.493	-14.000	-11.200
Z(t)	-20.232	-3.441	-2.870	-2.570

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000

Απορρίπτω H<sub>0</sub>, άρα υπάρχει στασιμότητα.

Τα δύο test συνάδουν, επομένως η σειρά μου είναι στάσιμη.

## 2)Παλινδρόμηση CAPM

Source	SS	df	MS	Number of obs =	492
Model	.242389811	1	.242389811	F( 1, 490) =	452.23
Residual	.262635086	490	.00053599	Prob > F =	0.0000
				R-squared =	0.4800
				Adj R-squared =	0.4789
Total	.505024896	491	.001028564	Root MSE =	.02315

Ypeir	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
Xpeir	1.243789	.0584881	21.27	0.000	1.12887	1.358707
_cons	.0003269	.0010441	0.31	0.754	-.0017245	.0023784

α)Έλεγχος για αυτοσυσχέτιση (serial correlation)

Durbin Watson test

Durbin's alternative test for autocorrelation

lags (p)	chi2	df	Prob > chi2
1	1.608	1	0.2048

H0: no serial correlation

prob> 0.05, άρα αποδέχομαι την H<sub>0</sub>.

Breusch-Godfrey LM test

Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation

lags (p)	chi2	df	Prob > chi2
1	1.613	1	0.2041

H0: no serial correlation

prob>0.05, άρα αποδέχομαι την H<sub>0</sub>

β)Έλεγχος ετεροσκεδασικότητας

Breusch-Pag Cook-Weisberg

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity

H<sub>0</sub>: Constant variance

Variables: fitted values of Ypeir

chi2(1) = 1.30

Prob > chi2 = 0.2542

prob>0.05 , άρα αποδέχομαι H<sub>0</sub>

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity

H<sub>0</sub>: Constant variance

Variables: fitted values of Ypeir

F(1 , 490) = 0.44

Prob > F = 0.5055

F-

statisticprob>0.05, άρα αποδέχομαι H<sub>0</sub>

γ)Έλεγχος εξειδίκευσης

Ramsey RESET

Ramsey RESET test using powers of the fitted values of Ypeir

H<sub>0</sub>: model has no omitted variables

F(3, 487) = 1.54

Prob > F = 0.2023

prob>0.05, αποδέχομαι την H<sub>0</sub>

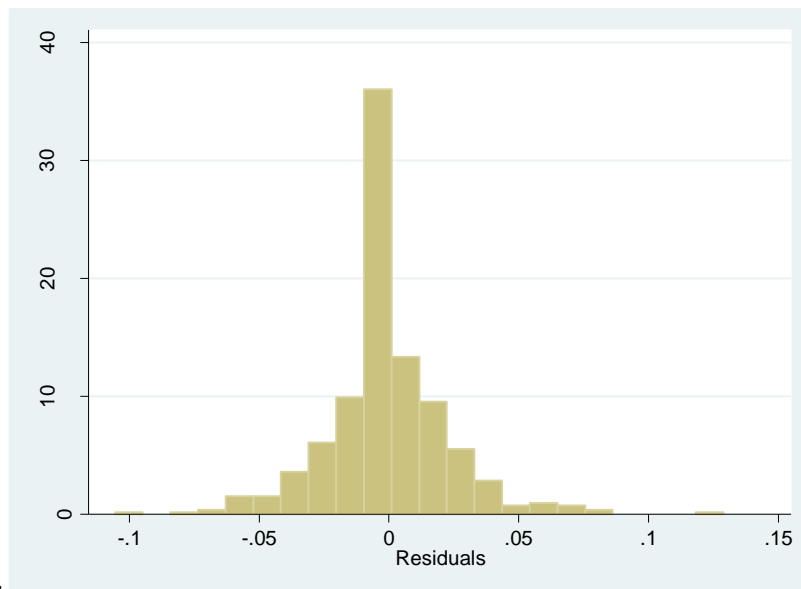
Τρехουμε παλιδρόμηση για διορθώσω τυχόν αυτοσυσχέτιση και καταλήγω στη ακόλουθη εκτίμηση:

Linear regression

Number of obs = 492  
F( 1, 490) = 239.91  
Prob > F = 0.0000  
R-squared = 0.4800  
Root MSE = .02315

Ypeir	Robust		t	P> t	[95% Conf. Interval]	
	Coef.	Std. Err.				
xpeir	1.243789	.0803021	15.49	0.000	1.08601	1.401568
_cons	.0003269	.0010425	0.31	0.754	-.0017213	.0023751

Παρατηρούμε ότι έχει αλλάξει τις τιμές των std. Errors.δ)Κανονικότητα



καταλοίπων

```
. sktest myersiduals
```

Skewness/Kurtosis tests for Normality					
Variable	Obs	Pr(Skewness)	Pr(Kurtosis)	adj chi2(2)	joint Prob>chi2
myersiduals	492	0.0365	0.0000	43.05	0.0000

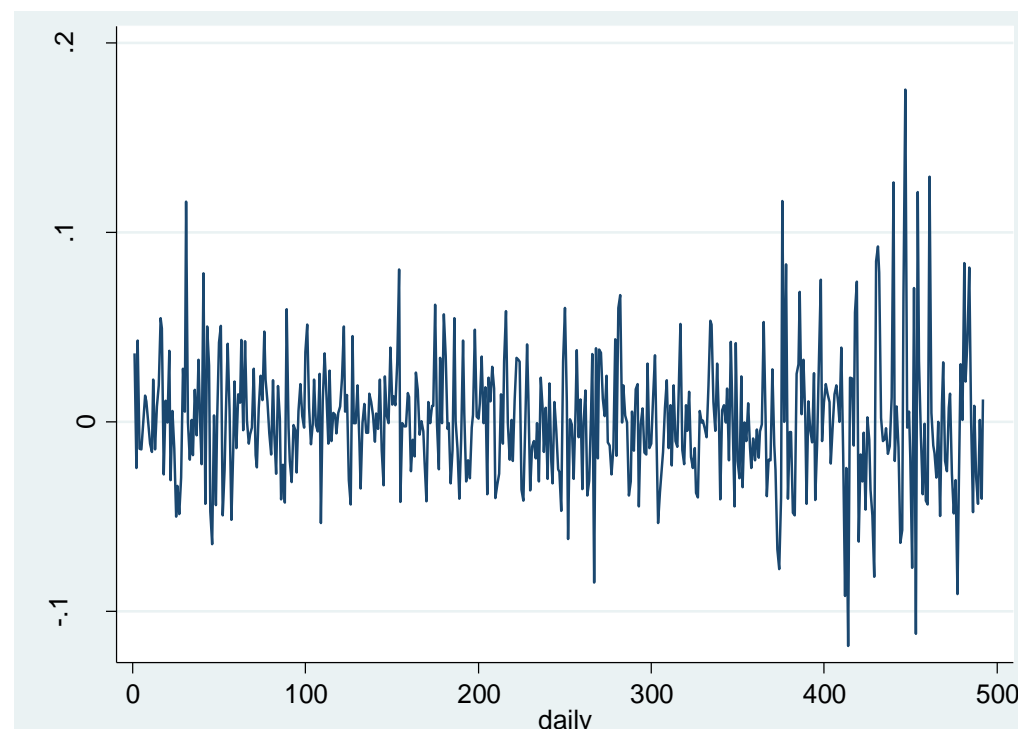
Απορρίπτουμε H<sub>0</sub>



## ΒΕΛΑ (JUMBO)

### 1) Έλεγχος Στασιμότητας:

#### ι) Διαγραμματική απεικόνιση



#### ι ι) Στοχαστικά τεστ

Έλεγχος Λευκού Θορύβου (white noise):  $H_0$ : όχι αυτοσυσχέτιση

Portmanteau test for white noise

---

Portmanteau (Q) statistic = 93.4544  
Prob > chi2(40) = 0.0000

---

prob < 0.05, άρα απορρίπτουμε την  $H_0$   
Διερευνούμε περαιτέρω την ύπαρξη αυτοσυσχέτισης και το βαθμό της  
κάνοντας κορελόγραμμα της μεταβλητής.

LAG	AC	PAC	Q	Prob>Q	-1	0	1	-1	0	1
					[Autocorrelation]			[Partial Autocor]		
1	0.0668	0.0668	2.2097	0.1371						
2	-0.0352	-0.0402	2.8261	0.2434						
3	-0.0926	-0.0879	7.0845	0.0693						
4	-0.1790	-0.1715	23.04	0.0001						
5	-0.0750	-0.0641	25.848	0.0001						
6	-0.0571	-0.0760	27.481	0.0001						
7	0.0659	0.0367	29.657	0.0001						
8	0.0754	0.0234	32.511	0.0001						

Καταλήγουμε ότι δεν έχει αυτοσυσχέτικη η μεταβλητή μας.  
Παρόλα αυτά κάνουμε έλεγχο για στασιμότητα με:

α) Επαυξημένο Dicky Fuller, (H<sub>0</sub>:υπάρχει μοναδιαία ρίζα).

Augmented Dickey-Fuller test for unit root			Number of obs =	490
Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller			
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(t)	-15.677	-3.441	-2.870	-2.570

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000

p-value=0, απορρίπτω την H<sub>0</sub> (δεν υπάρχει μοναδιαία ρίζα), άρα η σειρά μου είναι στάσιμη.

β) Phillips-Perron test, (H<sub>0</sub>:υπάρχει μοναδιαία ρίζα).

Phillips-Perron test for unit root			Number of obs =	491
			Newey-West lags =	5
Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller			
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(rho)	-396.651	-20.493	-14.000	-11.200
Z(t)	-20.719	-3.441	-2.870	-2.570

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000

Απορρίπτω H<sub>0</sub>, άρα υπάρχει στασιμότητα.

Τα δύο test συνάδουν, επομένως η σειρά μου είναι στάσιμη.

## 2) Παλινδρόμηση CAPM , με σταθερό όρο

Source	SS	df	MS	Number of obs = 492		
Model	.26202875	1	.26202875	F( 1, 490) =	402.94	Prob > F = 0.0000
Residual	.318641275	490	.000650288	R-squared =	0.4513	Adj R-squared = 0.4501
Total	.580670025	491	.001182627	Root MSE =	.0255	

rbelarf	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
rmrf	.9877764	.0492082	20.07	0.000	.8910913	1.084461
_cons	.0012607	.00115	1.10	0.274	-.0009989	.0035202

a) Έλεγχος για αυτοσυσχέτιση (serial correlation)

Durbin Watson test

Durbin's alternative test for autocorrelation

lags (p)	chi2	df	Prob > chi2
1	0.123	1	0.7261

H0: no serial correlation

prob> 0.05, άρα αποδέχομαι την H<sub>0</sub>.

Breusch-Godfrey LM test

Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation

lags (p)	chi2	df	Prob > chi2
1	0.123	1	0.7253

H0: no serial correlation

prob>0.05, άρα αποδέχομαι την H<sub>0</sub>

β) Έλεγχος ετεροσκεδαστικότητας

Breusch-Pag Cook-Weisberg

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity

H<sub>0</sub>: Constant variance

Variables: fitted values of rbelarf

chi2(1) = 0.31  
Prob > chi2 = 0.5801

prob>0.05 , άρα αποδέχομαι H<sub>0</sub>

F-statistic

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity

H<sub>0</sub>: Constant variance

Variables: fitted values of rbelarf

F(1 , 490) = 0.22  
Prob > F = 0.6424

prob>0.05, άρα αποδέχομαι H<sub>0</sub>

## γ) Έλεγχος εξειδίκευσης

### Ramsey RESET

Ramsey RESET test using powers of the fitted values of rbelarf

Ho: model has no omitted variables

F(3, 487) = 6.19

Prob > F = 0.0004

prob<0.05, απορρίπτω την Ho

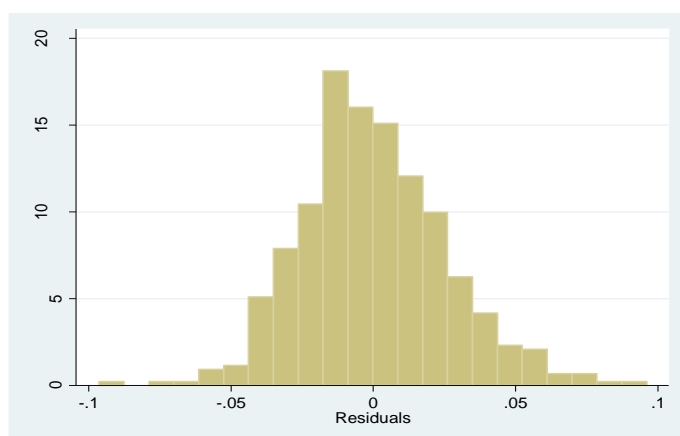
Διορθώνω την αυτοσυσχέτιση της ανεξάρτητης μεταβλητής και καταλήγω στη ακόλουθη εκτίμηση:

Linear regression	Number of obs =	492
	F( 1, 491) =	203.56
	Prob > F =	0.0000
	R-squared =	0.4513
	Root MSE =	.0255

(Std. Err. adjusted for 492 clusters in daily)

rbelarf	Robust		t	P> t	[95% Conf. Interval]	
	Coef.	Std. Err.				
rmrf	.9877764	.0692326	14.27	0.000	.8517476	1.123805
_cons	.0012607	.0011513	1.09	0.274	-.0010015	.0035228

### δ) Κανονικότητα καταλοίπων



#### Skewness/Kurtosis tests for Normality

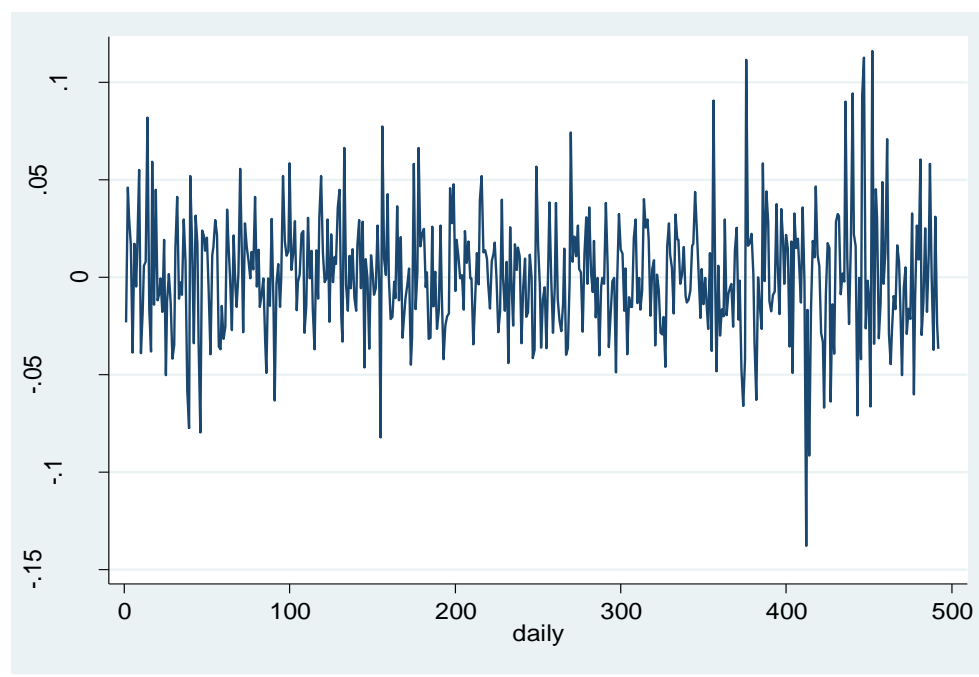
Variable	Obs	Pr(Skewness)	Pr(Kurtosis)	adj chi2 (2)	joint Prob>chi2
myersiduals	492	0.0014	0.0034	16.28	0.0003

Απορρίπτουμε Ho

## ΜΥΤΗΛΙΝΑΙΟΣ

### 1) Έλεγχος Στασιμότητας:

### 2) i) Διαγραμματική απεικόνιση



### i) Στοχαστικά τεστ

Έλεγχος Λευκού Θορύβου (white noise):  $H_0$ : όχι αυτοσυσχέτιση

Portmanteau test for white noise

---

Portmanteau (Q) statistic = 60.5231  
Prob > chi2(40) = 0.0196

---

prob<0.05, άρα απορρίπτουμε την  $H_0$

Διερευνούμε περαιτέρω την ύπαρξη αυτοσυσχέτισης και το βαθμό της κάνοντας κορελόγραμμα της μεταβλητής.

LAG	AC	PAC	Q	Prob>Q	-1	0	1	-1	0	1
					[Autocorrelation]			[Partial Autocor]		
1	0.0251	0.0252	.31281	0.5760						
2	-0.0954	-0.0965	4.8295	0.0894						
3	0.0046	0.0096	4.8399	0.1839						
4	-0.1146	-0.1266	11.379	0.0226						
5	-0.0116	-0.0029	11.445	0.0432						
6	0.0150	-0.0090	11.558	0.0726						
7	0.0169	0.0185	11.701	0.1108						
8	0.0767	0.0639	14.657	0.0662						

Καταλήγουμε ότι δεν έχει αυτοσυσχέτιση η μεταβλητή μας.

Παρόλα αυτά κάνουμε έλεγχο για στασιμότητα με:

α) Επαυξημένο Dicky Fuller, (H<sub>0</sub>:υπάρχει μοναδιαία ρίζα).

Augmented Dickey-Fuller test for unit root		Number of obs = 490		
Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller			
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(t)	-16.935	-3.441	-2.870	-2.570

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000

p-value=0, απορρίπτω την H<sub>0</sub> (δεν υπάρχει μοναδιαία ρίζα), άρα η σειρά μου είναι στάσιμη.

β) Phillips-Perron test, (H<sub>0</sub>:υπάρχει μοναδιαία ρίζα).

Phillips-Perron test for unit root		Number of obs = 491		
		Newey-West lags = 5		
Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller			
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(rho)	-432.327	-20.493	-14.000	-11.200
Z(t)	-21.595	-3.441	-2.870	-2.570

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000

Απορρίπτω H<sub>0</sub>, άρα υπάρχει στασιμότητα.

Τα δύο test συνάδουν, επομένως η σειρά μου είναι στάσιμη.

## 2)Παλινδρόμηση CAPM , με σταθερό όρο

Source	SS	df	MS	Number of obs = 492		
Model	.310544989	1	.310544989	F( 1, 490) =	1020.17	
Residual	.149159168	490	.000304406	Prob > F =	0.0000	
Total	.459704157	491	.000936261	R-squared =	0.6755	
				Adj R-squared =	0.6749	
				Root MSE =	.01745	

rmytrf	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
rmrf	1.075342	.0336675	31.94	0.000	1.009191	1.141492
_cons	.0011641	.0007868	1.48	0.140	-.0003819	.0027101

α) Έλεγχος για αυτοσυσχέτιση (serial correlation)

Durbin Watson test

Durbin's alternative test for autocorrelation

lags(p)	chi2	df	Prob > chi2
1	0.004	1	0.9522

H0: no serial correlation

prob> 0.05, άρα αποδέχομαι την H<sub>0</sub>.

Breusch-Godfrey LM test

Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation

lags(p)	chi2	df	Prob > chi2
1	0.004	1	0.9521

H0: no serial correlation

prob>0.05, άρα αποδέχομαι την H<sub>0</sub>

β) Έλεγχος ετεροσκεδαστικότητας

Breusch-Pag Cook-Weisberg

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity

H<sub>0</sub>: Constant variance

Variables: fitted values of rmytrf

chi2(1) = 2.63

Prob > chi2 = 0.1048

prob>0.05 , άρα αποδέχομαι H<sub>0</sub>

F-statistic

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity

H<sub>0</sub>: Constant variance

Variables: fitted values of rmytrf

F(1 , 490) = 1.81

Prob > F = 0.1788

prob>0.05, άρα αποδέχομαι H<sub>0</sub>

### γ) Έλεγχος εξειδίκευσης

#### Ramsey RESET

Ramsey RESET test using powers of the fitted values of rmytrf

Ho: model has no omitted variables

F(3, 487) = 1.82

Prob > F = 0.1417

prob>0.05, αποδέχομαι την Ho

Διορθώνω την αυτοσυσχέτιση της ανεξάρτητης μεταβλητής και καταλήγω στη ακόλουθη εκτίμηση:

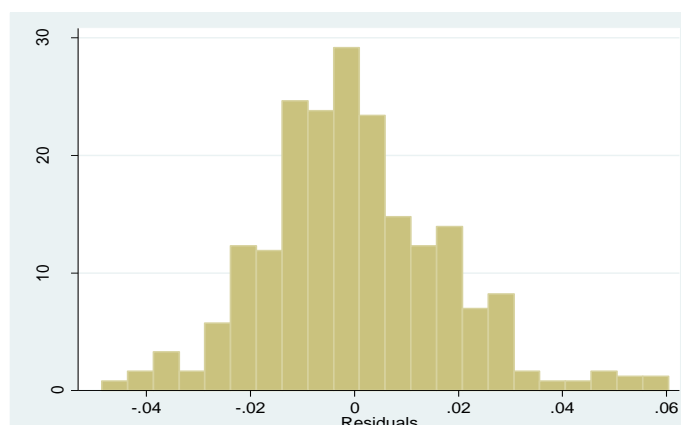
Linear regression

Number of obs = 492  
 F( 1, 491) = 670.31  
 Prob > F = 0.0000  
 R-squared = 0.6755  
 Root MSE = .01745

(Std. Err. adjusted for 492 clusters in daily)

rmytrf	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
rmrf	1.075342	.0415344	25.89	0.000	.9937345	1.156949
_cons	.0011641	.0007889	1.48	0.141	-.000386	.0027142

### δ) Κανονικότητα καταλοίπων



#### Skewness/Kurtosis tests for Normality

Variable	Obs	Pr(Skewness)	Pr(Kurtosis)	adj chi2(2)	joint Prob>chi2
myersiduals	492	0.0001	0.0018	21.77	0.0000

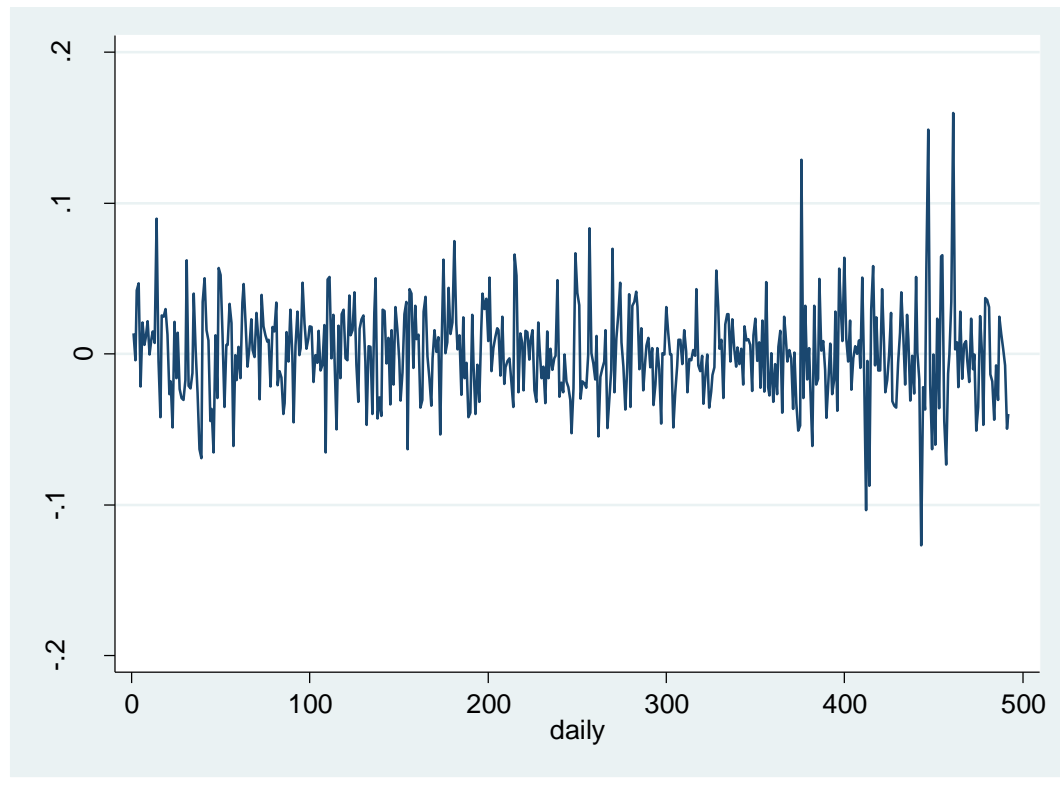
Απορρίπτουμε Ho



## ΟΤΕ

### 1) Έλεγχος Στασιμότητας:

#### i) Διαγραμματική απεικόνιση



#### i) Στοχαστικά τεστ

Έλεγχος Λευκού Θορύβου (white noise):  $H_0$ : όχι αυτοσυσχέτιση

Portmanteau test for white noise

---

Portmanteau (Q) statistic = 53.1932  
Prob > chi2(40) = 0.0791

---

prob<0.05, άρα απορρίπτουμε την  $H_0$

Διερευνούμε περαιτέρω την ύπαρξη αυτοσυσχέτισης.

LAG	AC	PAC	Q	Prob>Q	-1	0	1	-1	0	1
					[Autocorrelation]			[Partial Autocor]		
1	0.0738	0.0741	2.6966	0.1006						
2	-0.0787	-0.0850	5.7686	0.0559						
3	-0.1085	-0.0981	11.615	0.0088						
4	-0.1724	-0.1694	26.424	0.0000						
5	-0.0016	0.0028	26.425	0.0001						
6	0.0803	0.0443	29.649	0.0000						
7	0.0685	0.0304	32.002	0.0000						
8	0.0504	0.0284	33.279	0.0001						

Καταλήγουμε ότι δεν έχει αυτοσυσχέτικη η μεταβλητή μας.  
 Παρόλα αυτά κάνουμε έλεγχο για στασιμότητα με:

α) Επαυξημένο Dicky Fuller, (H<sub>0</sub>:υπάρχει μοναδιαία ρίζα).

Augmented Dickey-Fuller test for unit root		Number of obs = 490		
Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller			
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(t)	-16.276	-3.441	-2.870	-2.570

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000

p-value=0, απορρίπτω την H<sub>0</sub> (δεν υπάρχει μοναδιαία ρίζα), άρα η σειρά μου είναι στάσιμη.

β) Phillips-Perron test, (H<sub>0</sub>:υπάρχει μοναδιαία ρίζα).

Phillips-Perron test for unit root		Number of obs = 491		
		Newey-West lags = 5		
Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller			
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(rho)	-382.633	-20.493	-14.000	-11.200
Z(t)	-20.527	-3.441	-2.870	-2.570

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000 A

πορρίπτω H<sub>0</sub>, άρα υπάρχει στασιμότητα.

Τα δύο test συνάδουν, επομένως η σειρά μου είναι στάσιμη.

## 2) Παλινδρόμηση CAPM , με σταθερό όρο

Source	SS	df	MS	Number of obs = 492		
Model	.302325955	1	.302325955	F( 1, 490) =	805.85	
Residual	.183829628	490	.000375163	Prob > F =	0.0000	
Total	.486155582	491	.000990134	R-squared =	0.6219	
				Adj R-squared =	0.6211	
				Root MSE =	.01937	

roterf	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
rmrf	1.061016	.0373761	28.39	0.000	.9875787	1.134453
_cons	.0013079	.0008735	1.50	0.135	-.0004083	.0030242

α)Έλεγχος για αυτοσυσχέτιση (serial correlation)

Durbin Watson test

Durbin's alternative test for autocorrelation

lags (p)	chi2	df	Prob > chi2
1	0.062	1	0.8039

H0: no serial correlation

prob> 0.05, άρα αποδέχομαι την H<sub>0</sub>.

Breusch-Godfrey LM test

Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation

lags (p)	chi2	df	Prob > chi2
1	0.062	1	0.8033

H0: no serial correlation

prob>0.05, άρα αποδέχομαι την H<sub>0</sub>

β)Έλεγχος ετεροσκεδαστικότητας

Breusch-Pag Cook-Weisberg

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity

H<sub>0</sub>: Constant variance

Variables: fitted values of roterf

chi2(1) = 4.08

Prob > chi2 = 0.0435

prob>0.05 , άρα αποδέχομαι H<sub>0</sub>

**F-  
statistic**

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity

H<sub>0</sub>: Constant variance

Variables: fitted values of roterf

F(1 , 490) = 3.26

Prob > F = 0.0717

prob>

0.05, άρα αποδέχομαι H<sub>0</sub>

γ) Έλεγχος εξειδίκευσης

**Ramsey RESET**  
 Ramsey RESET test using powers of the fitted values of roterf  
 Ho: model has no omitted variables  
           F(3, 487) = 2.27  
           Prob > F = 0.0801

prob>0.05, αποδέχομαι την Ho

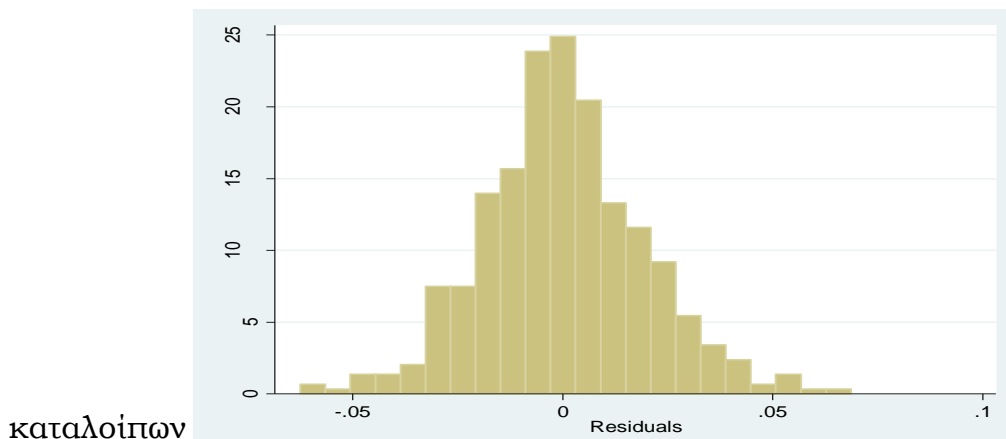
Διορθώνω την αυτοσυσχέτιση της ανεξάρτητης μεταβλητής και καταλήγω στη ακόλουθη εκτίμηση:

Linear regression	Number of obs = 492
	F( 1, 491) = 458.72
	Prob > F = 0.0000
	R-squared = 0.6219
	Root MSE = .01937

(Std. Err. adjusted for 492 clusters in daily)

roterf	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
rmrf	1.061016	.0495391	21.42	0.000	.9636812	1.158351
_cons	.0013079	.0008764	1.49	0.136	-.0004141	.00303

**δ) Κανονικότητα**



Skewness/Kurtosis tests for Normality

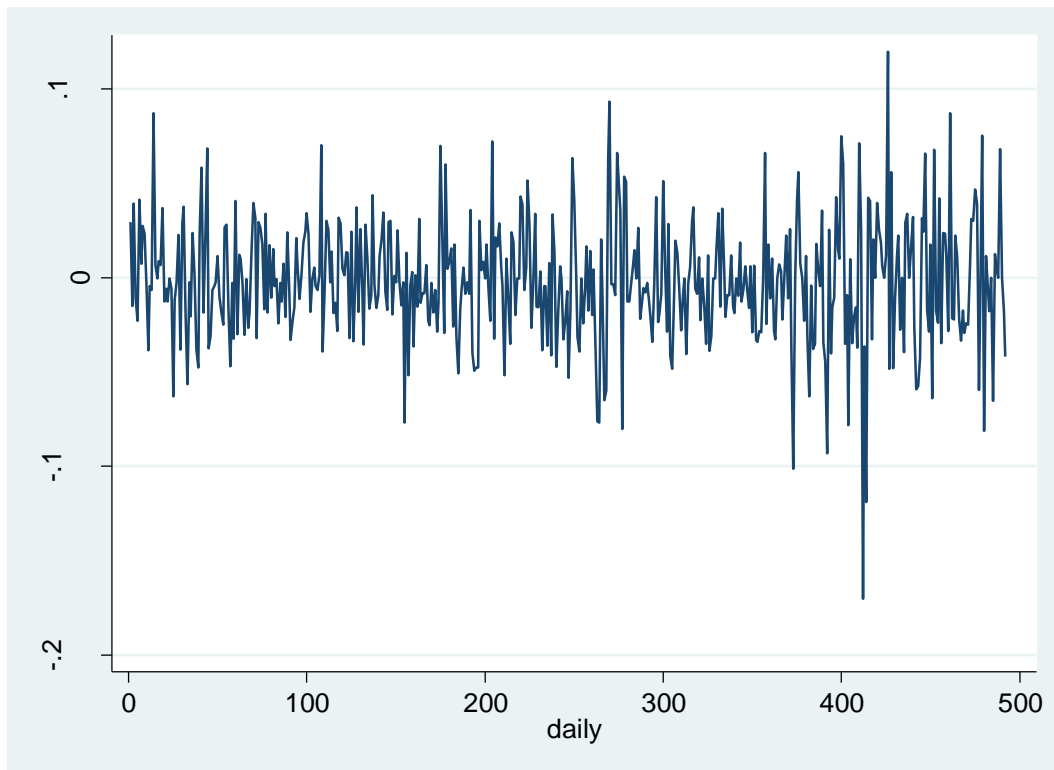
Variable	Obs	Pr(Skewness)	Pr(Kurtosis)	adj chi2(2)	Prob>chi2
myersiduals	492	0.1032	0.0390	6.79	0.0335

Απορρίπτουμε Ho

## FRIGOGLASS

ii) Έλεγχος Στασιμότητας:

iii) Διαγραμματική απεικόνιση



i) Στοχαστικά τεστ

Έλεγχος Λευκού Θορύβου (white noise):  $H_0$ : όχι αυτοσυσχέτιση

Portmanteau test for white noise

---

Portmanteau (Q) statistic = 48.9129  
 Prob > chi2(40) = 0.1577

---

prob>0.05, άρα αποδεχόμαστε την  $H_0$

Διερευνούμε περαιτέρω την ύπαρξη αυτοσυσχέτισης.

LAG	AC	PAC	Q	Prob>Q	-1	0	1	-1	0	1
					[Autocorrelation]			[Partial Autocor]		
1	0.0169	0.0169	.14055	0.7077						
2	-0.0496	-0.0500	1.3595	0.5067						
3	-0.0167	-0.0150	1.4983	0.6827						
4	-0.0362	-0.0388	2.1495	0.7083						
5	0.0565	0.0575	3.7454	0.5866						
6	-0.0689	-0.0765	6.1197	0.4099						
7	-0.0995	-0.0944	11.082	0.1351						
8	0.0266	0.0246	11.437	0.1782						

Καταλήγουμε ότι δεν έχει αυτοσυσχέτικη η μεταβλητή μας.

α) Dicky Fuller, (H<sub>0</sub>:υπάρχει μοναδιαία ρίζα).

Dickey-Fuller test for unit root		Number of obs = 491		
Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller			
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(t)	-21.730	-3.441	-2.870	-2.570

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000

p-value=0, απορρίπτω την H<sub>0</sub> (δεν υπάρχει μοναδιαία ρίζα), άρα η σειρά μου είναι στάσιμη.

β) Phillips-Perron test, (H<sub>0</sub>:υπάρχει μοναδιαία ρίζα).

Phillips-Perron test for unit root		Number of obs = 491		
		Newey-West lags = 5		
Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller			
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(rho)	-461.355	-20.493	-14.000	-11.200
Z(t)	-21.732	-3.441	-2.870	-2.570

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000

Απορρίπτω H<sub>0</sub>, άρα υπάρχει στασιμότητα.

Τα δύο test συνάδουν, επομένως η σειρά μου είναι στάσιμη.

## 2) Παλινδρόμηση CAPM, με σταθερό όρο

Source	SS	df	MS	Number of obs = 492		
Model	.170046996	1	.170046996	F( 1, 490) =	245.59	
Residual	.339270524	490	.000692389	Prob > F =	0.0000	
Total	.509317521	491	.001037307	R-squared =	0.3339	
				Adj R-squared =	0.3325	
				Root MSE =	.02631	

rfrigorf	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
rmerf	.7957353	.0507761	15.67	0.000	.6959696	.8955011
_cons	-.0015819	.0011867	-1.33	0.183	-.0039134	.0007497

α)Έλεγχος για αυτοσυσχέτιση (serial correlation)

Durbin Watson test

Durbin's alternative test for autocorrelation

lags (p)	chi2	df	Prob > chi2
1	0.000	1	0.9914

H0: no serial correlation

prob> 0.05, άρα αποδέχομαι την H<sub>0</sub>.

Breusch-Godfrey LM test

Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation

lags (p)	chi2	df	Prob > chi2
1	0.000	1	0.9914

H0: no serial correlation

prob>0.05, άρα αποδέχομαι την H<sub>0</sub>

β)Έλεγχος ετεροσκεδαστικότητας

Breusch-Pag Cook-Weisberg

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity

Ho: Constant variance

Variables: fitted values of rfrigorf

chi2(1) = 1.46

Prob > chi2 = 0.2266

prob>0.05 , άρα αποδέχομαι H<sub>0</sub>

F-statistic

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity

Ho: Constant variance

Variables: fitted values of rfrigorf

F(1 , 490) = 0.88

Prob > F = 0.3492

prob>0.05, άρα αποδέχομαι H<sub>0</sub>

## γ) Έλεγχος εξειδίκευσης

### Ramsey RESET

Ramsey RESET test using powers of the fitted values of rfrigorf  
Ho: model has no omitted variables  
F(3, 487) = 2.30  
Prob > F = 0.0769

prob>0.05, αποδέχομαι την Ho

Διορθώνω την αυτοσυσχέτιση της ανεξάρτητης μεταβλητής και καταλήγω στη ακόλουθη εκτίμηση:

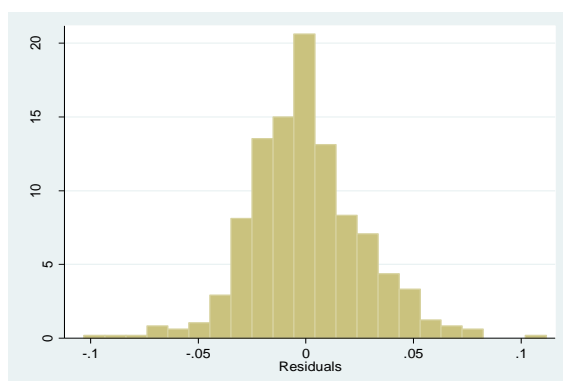
Linear regression

Number of obs = 492  
F( 1, 491) = 160.98  
Prob > F = 0.0000  
R-squared = 0.3339  
Root MSE = .02631

(Std. Err. adjusted for 492 clusters in daily)

rfrigorf	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
rmrf	.7957353	.0627175	12.69	0.000	.6725075	.9189632
_cons	-.0015819	.0011846	-1.34	0.182	-.0039094	.0007456

## δ) Κανονικότητα καταλοίπων



### Skewness/Kurtosis tests for Normality

Variable	Obs	Pr(Skewness)	Pr(Kurtosis)	adj chi2 (2)	joint Prob>chi2
myersiduals	492	0.0211	0.0001	18.33	0.0001

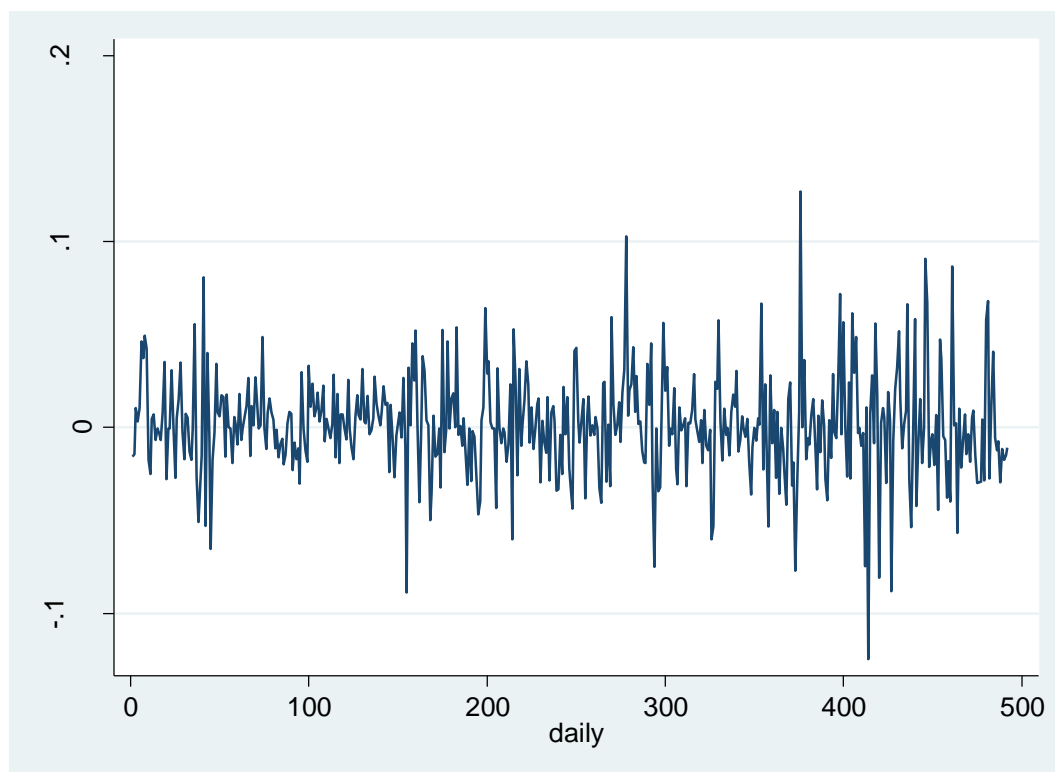
Απορρίπτουμε Ho



## FOLI FOLIE

### 1) Έλεγχος Στασιμότητας:

iv) Διαγραμματική απεικόνιση



i) Στοχαστικά τεστ

Έλεγχος Λευκού Θορύβου (white noise):  $H_0$ : όχι αυτοσυσχέτιση

Portmanteau test for white noise

---

Portmanteau (Q) statistic = 40.5593  
Prob > chi2(40) = 0.4456

---

prob>0.05, άρα αποδεχόμαστε την  $H_0$   
Διερευνούμε περαιτέρω την ύπαρξη αυτοσυσχέτισης.

LAG	AC	PAC	Q	Prob>Q	-1	0	1	-1	0	1
					[Autocorrelation]			[Partial Autocor]		
1	0.0601	0.0601	1.7858	0.1814						
2	-0.0029	-0.0064	1.7898	0.4086						
3	-0.0651	-0.0649	3.8992	0.2726						
4	-0.0829	-0.0760	7.3198	0.1199						
5	-0.0398	-0.0320	8.1114	0.1502						
6	0.0285	0.0279	8.5176	0.2026						
7	0.0581	0.0457	10.207	0.1771						
8	-0.0055	-0.0212	10.222	0.2498						

Καταλήγουμε ότι δεν έχει αυτοσυσχέτικη η μεταβλητή μας.

α) Dicky Fuller, (H<sub>0</sub>:υπάρχει μοναδιαία ρίζα).

Dickey-Fuller test for unit root		Number of obs = 491	
	Interpolated Dickey-Fuller		
Test Statistic	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-3.441	-2.870	-2.570
	-20.826		
MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000			
p-value=0, απορρίπτω την H <sub>0</sub> (δεν υπάρχει μοναδιαία ρίζα), άρα η σειρά μου είναι στάσιμη.			

β) Phillips-Perron test, (H<sub>0</sub>:υπάρχει μοναδιαία ρίζα).

Phillips-Perron test for unit root		Number of obs = 491	
		Newey-West lags = 5	
	Interpolated Dickey-Fuller		
Test Statistic	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(rho)	-20.493	-14.000	-11.200
Z(t)	-3.441	-2.870	-2.570
	-430.585		
MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000			
ρίπτω H <sub>0</sub> , άρα υπάρχει στασιμότητα.			Απορ

Τα δύο test συνάδουν, επομένως η σειρά μου είναι στάσιμη.

## 2) Παλινδρόμηση CAPM, με σταθερό όρο

Source	SS	df	MS	Number of obs = 492
Model	.137542045	1	.137542045	F( 1, 490) = 281.37
Residual	.239526561	490	.00048883	Prob > F = 0.0000
Total	.377068606	491	.000767961	R-squared = 0.3648
				Adj R-squared = 0.3635
				Root MSE = .02211

rfo1lirf	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
rmrf	.715652	.0426641	16.77	0.000	.6318248 .7994792
_cons	.001584	.0009971	1.59	0.113	-.000375 .0035431

α) Έλεγχος για αυτοσυσχέτιση (serial correlation)

Durbin Watson test

Durbin's alternative test for autocorrelation

lags (p)	chi2	df	Prob > chi2
1	0.020	1	0.8882

H0: no serial correlation

prob> 0.05, άρα αποδέχομαι την H<sub>0</sub>.

Breusch-Godfrey LM test

Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation

lags (p)	chi2	df	Prob > chi2
1	0.020	1	0.8879

H0: no serial correlation

prob>0.05, άρα αποδέχομαι την H<sub>0</sub>

β) Έλεγχος ετεροσκεδαστικότητας

Breusch-Pag Cook-Weisberg

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity

H<sub>0</sub>: Constant variance

Variables: fitted values of rfollirf

chi2(1) = 0.05

Prob > chi2 = 0.8170

prob>0.05 , άρα αποδέχομαι H<sub>0</sub>

F-statistic

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity

H<sub>0</sub>: Constant variance

Variables: fitted values of rfollirf

F(1 , 490) = 0.03

Prob > F = 0.8566

prob>0.05, άρα αποδέχομαι H<sub>0</sub>

## γ) Έλεγχος εξειδίκευσης

### Ramsey RESET

Ramsey RESET test using powers of the fitted values of rfolirf

Ho: model has no omitted variables

F(3, 487) = 1.09

Prob > F = 0.3523

prob>0.05, αποδέχομαι την Ho

Διορθώνω την αυτοσυσχέτιση της ανεξάρτητης μεταβλητής και καταλήγω στη ακόλουθη εκτίμηση:

Linear regression

Number of obs = 492

F( 1, 491) = 141.32

Prob > F = 0.0000

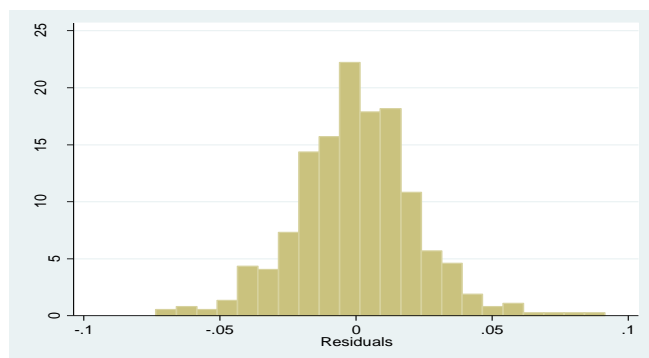
R-squared = 0.3648

Root MSE = .02211

(Std. Err. adjusted for 492 clusters in daily)

rfollirf	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
rmrf	.715652	.0602002	11.89	0.000	.5973703	.8339338
_cons	.001584	.000997	1.59	0.113	-.0003749	.003543

## δ) Κανονικότητα καταλοίπων



### Skewness/Kurtosis tests for Normality

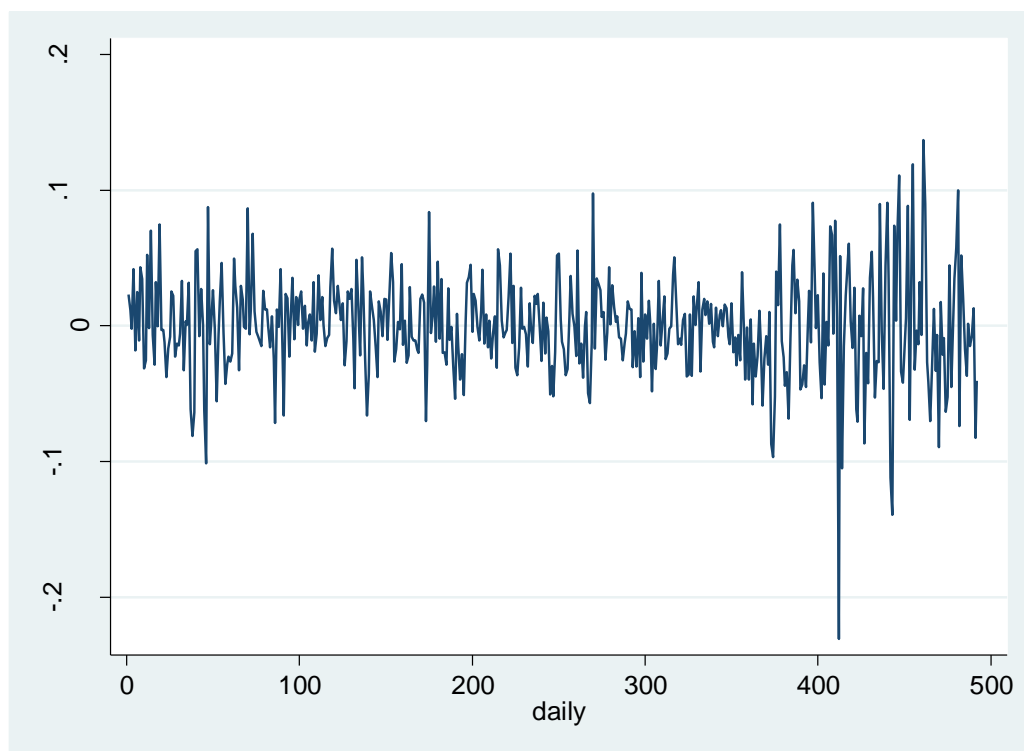
Variable	Obs	Pr(Skewness)	Pr(Kurtosis)	adj chi2(2)	joint Prob>chi2
myersiduals	492	0.2163	0.0001	14.67	0.0007

Απορρίπτουμε Ho

## ΔΕΗ

### 1) Έλεγχος Στασιμότητας:

#### ι) Διαγραμματική απεικόνιση



#### ι) Στοχαστικά τεστ

Έλεγχος Λευκού Θορύβου (white noise):  $H_0$ : όχι αυτοσυσχέτιση

Portmanteau test for white noise

---

Portmanteau (Q) statistic = 95.0840  
Prob > chi2(40) = 0.0000

---

prob < 0.05, άρα απορρίπτω την  $H_0$   
Διερευνούμε περαιτέρω την ύπαρξη αυτοσυσχέτισης.

LAG	AC	PAC	Q	Prob>Q	-1	0	1	-1	0	1
					[Autocorrelation]			[Partial Autocor]		
1	0.0820	0.0822	3.3315	0.0680						
2	-0.0647	-0.0723	5.4078	0.0669						
3	-0.0672	-0.0573	7.653	0.0538						
4	-0.1399	-0.1378	17.405	0.0016						
5	-0.0177	-0.0047	17.561	0.0036						
6	-0.0184	-0.0419	17.731	0.0069						
7	0.0518	0.0401	19.076	0.0080						
8	0.1167	0.0886	25.912	0.0011						

Καταλήγουμε ότι δεν έχει αυτοσυσχέτιση η μεταβλητή μας.

### α) Dicky Fuller, (H<sub>0</sub>:υπάρχει μοναδιαία ρίζα).

Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 490

Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller			
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(t)	-15.997	-3.441	-2.870	-2.570

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000

p-value=0, απορρίπτω την H<sub>0</sub> (δεν υπάρχει μοναδιαία ρίζα), άρα η σειρά μου είναι στάσιμη.

### β) Phillips-Perron test, (H<sub>0</sub>:υπάρχει μοναδιαία ρίζα).

Phillips-Perron test for unit root Number of obs = 491  
Newey-West lags = 5

Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller			
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(rho)	-396.096	-20.493	-14.000	-11.200
Z(t)	-20.289	-3.441	-2.870	-2.570

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000

Απορρίπτω H<sub>0</sub>, άρα υπάρχει στασιμότητα.

Τα δύο test συνάδουν, επομένως η σειρά μου είναι στάσιμη.

## 2)Παλινδρόμηση CAPM , με σταθερό όρο

Source	SS	df	MS	Number of obs =	492
Model	.478797481	1	.478797481	F( 1, 490) =	1069.67
Residual	.219329315	490	.000447611	Prob > F =	0.0000
Total	.698126796	491	.001421847	R-squared =	0.6858
				Adj R-squared =	0.6852
				Root MSE =	.02116

rdehrf	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
rmrf	1.335242	.0408258	32.71	0.000	1.255027	1.415458
_cons	.0005067	.0009541	0.53	0.596	-.001368	.0023813

α) Έλεγχος για αυτοσυσχέτιση (serial correlation)

Durbin Watson test

Durbin's alternative test for autocorrelation

lags (p)	chi2	df	Prob > chi2
1	3.019	1	0.0823

H0: no serial correlation

prob> 0.05, άρα αποδέχομαι την H<sub>0</sub>.

Breusch-Godfrey LM test

Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation

lags (p)	chi2	df	Prob > chi2
1	3.019	1	0.0823

H0: no serial correlation

prob>0.05, άρα αποδέχομαι την H<sub>0</sub>

β) Έλεγχος ετεροσκεδαστικότητας

Breusch-Pag Cook-Weisberg

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity

H<sub>0</sub>: Constant variance

Variables: fitted values of rdehfr

chi2(1) = 0.28

Prob > chi2 = 0.5968

prob>0.05 , άρα αποδέχομαι H<sub>0</sub>

F-statistic

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity

H<sub>0</sub>: Constant variance

Variables: fitted values of rdehfr

F(1 , 490) = 0.14

Prob > F = 0.7124

prob>0.05, άρα αποδέχομαι H<sub>0</sub>

Από το δύο τεστ καταλήγουμε ότι υπάρχει πρόβλημα ετεροσκεδαστικότητας  
γ) Έλεγχος εξειδίκευσης

### Ramsey RESET

Ramsey RESET test using powers of the fitted values of rdehrf

Ho: model has no omitted variables

F(3, 487) = 4.52

Prob > F = 0.0038

prob>0.05, αποδέχομαι την Ho

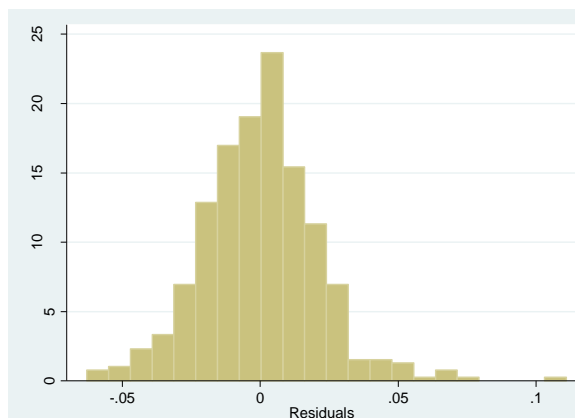
Διορθώνοντας την αυτοσυσχέτιση της ανεξάρτητης μεταβλητής καταλήγω  
 στη ακόλουθη εκτίμηση:

Linear regression	Number of obs =	492
	F( 1, 491) =	598.76
	Prob > F =	0.0000
	R-squared =	0.6858
	Root MSE =	.02116

(Std. Err. adjusted for 492 clusters in daily)

rdehrf	Robust		t	P> t	[95% Conf. Interval]	
	Coef.	Std. Err.				
rmrf	1.335242	.0545674	24.47	0.000	1.228028	1.442457
_cons	.0005067	.0009535	0.53	0.595	-.0013669	.0023802

### δ) Κανονικότητα καταλοίπων



#### Skewness/Kurtosis tests for Normality

Variable	Obs	Pr (Skewness)	Pr (Kurtosis)	joint	
				adj chi2 (2)	Prob>chi2
myersiduals	492	0.0001	0.0000	34.79	0.0000

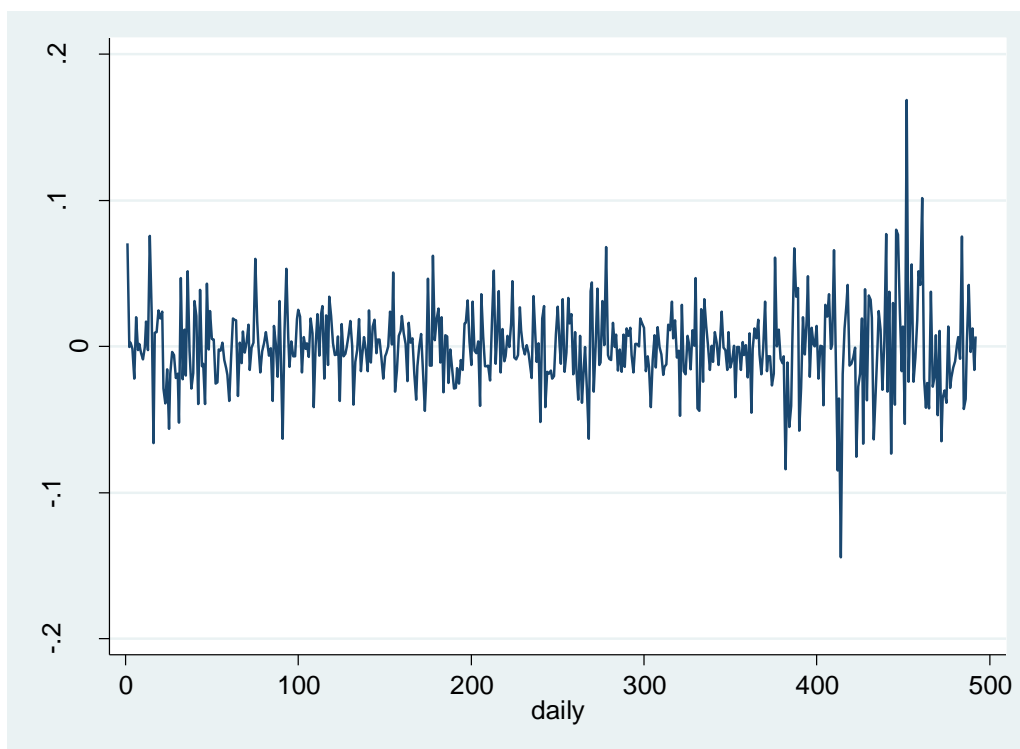
Απορρίπτουμε Ho



## OLP

### 1) Έλεγχος Στασιμότητας:

#### i) Διαγραμματική απεικόνιση



#### i i) Στοχαστικά τεστ

Έλεγχος Λευκού Θορύβου (white noise):  $H_0$ : όχι αυτοσυσχέτιση

Portmanteau test for white noise

---

Portmanteau (Q) statistic = 73.4959  
Prob > chi2(40) = 0.0010

---

prob<0.05, άρα απορρίπτω την  $H_0$   
Διερευνούμε περαιτέρω την ύπαρξη αυτοσυσχέτισης.

LAG	AC	PAC	Q	Prob>Q	-1	0	1	-1	0	1
					[Autocorrelation]			[Partial Autocor]		
1	-0.0122	-0.0122	.0731	0.7869						
2	0.0371	0.0369	.75438	0.6858						
3	-0.0375	-0.0368	1.4543	0.6929						
4	-0.0840	-0.0865	4.9723	0.2902						
5	-0.0120	-0.0115	5.044	0.4105						
6	0.0757	0.0816	7.9074	0.2450						
7	0.0031	0.0002	7.9123	0.3404						
8	0.0856	0.0731	11.596	0.1702						

Καταλήγουμε ότι δεν έχει αυτοσυσχέτικη η μεταβλητή μας.

α) Επαυξημένο Dicky Fuller, (H<sub>0</sub>:υπάρχει μοναδιαία ρίζα).

```
. dfuller rolprf , lags(1)
```

Augmented Dickey-Fuller test for unit root					Number of obs	=	490
Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller			10% Critical Value			
	1% Critical Value	5% Critical Value					
Z(t)	-15.182	-3.441	-2.870	-2.570			

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000

**p-value=0, απορρίπτω την H<sub>0</sub> (δεν υπάρχει μοναδιαία ρίζα), άρα η σειρά μου είναι στάσιμη.**

β) Phillips-Perron test, (H<sub>0</sub>:υπάρχει μοναδιαία ρίζα).

```
Phillips-Perron test for unit root
```

Phillips-Perron test for unit root					Number of obs	=	491
					Newey-West lags	=	5
Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller			10% Critical Value			
	1% Critical Value	5% Critical Value					
Z(rho)	-484.884	-20.493	-14.000	-11.200			
Z(t)	-22.551	-3.441	-2.870	-2.570			

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000

**Απορρίπτω H<sub>0</sub>, άρα υπάρχει στασιμότητα.**

Τα δύο test συνάδουν, επομένως η σειρά μου είναι στάσιμη.

## 2) Παλινδρόμηση CAPM, με σταθερό όρο

Source	SS	df	MS	Number of obs = 492		
Model	.169731542	1	.169731542	F( 1, 490) =	375.00	
Residual	.221779941	490	.000452612	Prob > F =	0.0000	
Total	.391511483	491	.000797376	R-squared =	0.4335	
				Adj R-squared =	0.4324	
				Root MSE =	.02127	

rolprf	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
rmrf	.7949969	.0410532	19.37	0.000	.7143348	.875659
_cons	-.0004652	.0009594	-0.48	0.628	-.0023503	.0014198

α) Έλεγχος για αυτοσυσχέτιση (serial correlation)

Durbin Watson test

Durbin's alternative test for autocorrelation

lags (p)	chi2	df	Prob > chi2
1	1.357	1	0.2441

H0: no serial correlation

prob> 0.05, άρα αποδέχομαι την H<sub>0</sub>.

Breusch-Godfrey LM test

Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation

lags (p)	chi2	df	Prob > chi2
1	1.361	1	0.2434

H0: no serial correlation

prob>0.05, άρα αποδέχομαι την H<sub>0</sub>

β) Έλεγχος ετεροσκεδαστικότητας

Breusch-Pag Cook-Weisberg

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity

Ho: Constant variance

Variables: fitted values of rolprf

chi2(1) = 0.00

Prob > chi2 = 0.9902

prob>0.05 , άρα αποδέχομαι H<sub>0</sub>

F-statistic

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity

Ho: Constant variance

Variables: fitted values of rolprf

F(1 , 490) = 0.00

Prob > F = 0.9934

prob>0.05, άρα αποδέχομαι H<sub>0</sub>

### γ) Έλεγχος εξειδίκευσης

#### Ramsey RESET

Ramsey RESET test using powers of the fitted values of rolprf

Ho: model has no omitted variables

F(3, 487) = 0.82

Prob > F = 0.4849

prob>0.05, αποδέχομαι την Ho

Διορθώνω την αυτοσυσχέτιση της ανεξάρτητης μεταβλητής και καταλήγω στη ακόλουθη εκτίμηση:

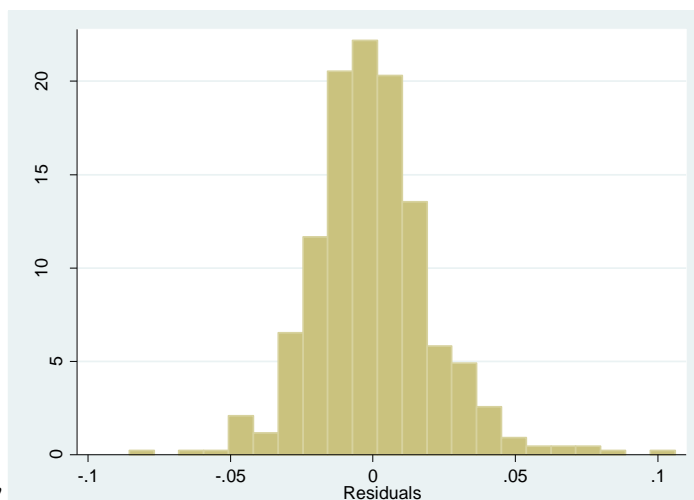
Linear regression

Number of obs = 492  
F( 1, 491) = 194.65  
Prob > F = 0.0000  
R-squared = 0.4335  
Root MSE = .02127

(Std. Err. adjusted for 492 clusters in daily)

rolprf	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
rmrf	.7949969	.0569824	13.95	0.000	.6830374	.9069564
_cons	-.0004652	.0009597	-0.48	0.628	-.0023509	.0014204

### δ) Κανονικότητα



καταλοίπων

#### Skewness/Kurtosis tests for Normality

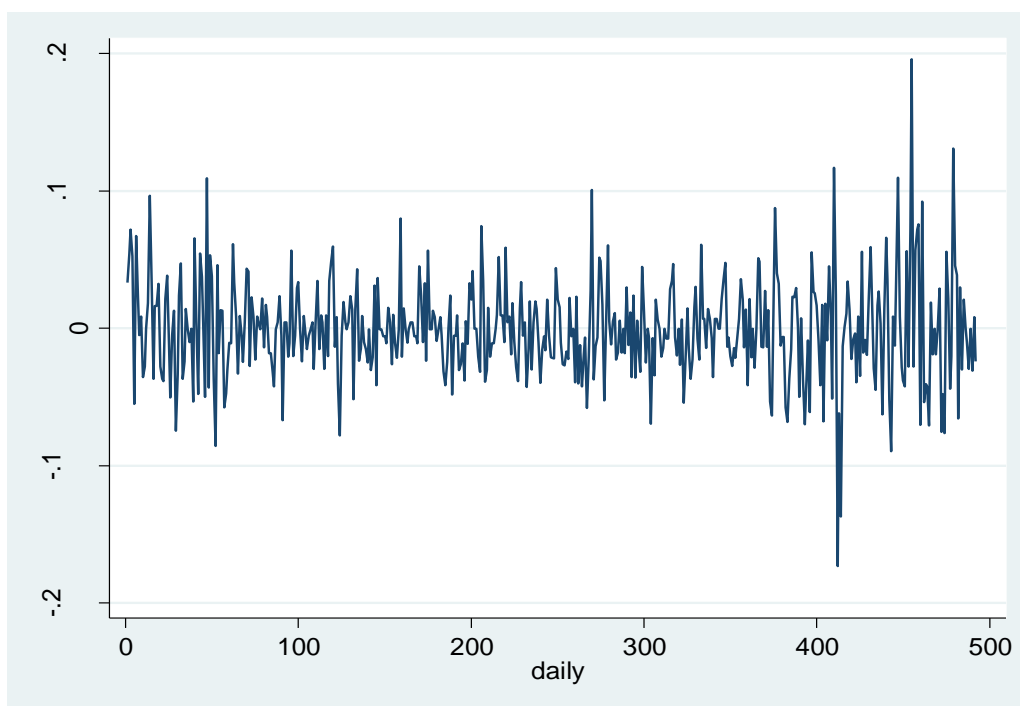
Variable	Obs	Pr(Skewness)	Pr(Kurtosis)	adj chi2(2)	joint Prob>chi2
myersiduals	492	0.0000	0.0000	42.75	0.0000

Απορρίπτουμε Ho

## SOLK

### 1) Έλεγχος Στασιμότητας:

i) Διαγραμματική απεικόνιση



i) Στοχαστικά τεστ

Έλεγχος Λευκού Θορύβου (white noise):  $H_0$ : όχι αυτοσυσχέτιση

Portmanteau test for white noise

---

Portmanteau (Q) statistic = 83.1993  
Prob > chi2(40) = 0.0001

---

prob<0.05, άρα απορρίπτω την  $H_0$   
Διερευνούμε περαιτέρω την ύπαρξη αυτοσυσχέτισης.

LAG	AC	PAC	Q	Prob>Q	-1	0	1	-1	0	1
					[Autocorrelation]			[Partial Autocor]		
1	0.0802	0.0802	3.1816	0.0745						
2	-0.0482	-0.0549	4.3359	0.1144						
3	-0.0458	-0.0378	5.3793	0.1460						
4	-0.0100	-0.0065	5.4288	0.2461						
5	-0.0730	-0.0773	8.0889	0.1514						
6	-0.0596	-0.0514	9.8663	0.1304						
7	-0.0821	-0.0851	13.243	0.0664						
8	0.0432	0.0425	14.18	0.0772						

Καταλήγουμε ότι δεν έχει αυτοσυσχέτικη η μεταβλητή μας.

α) Επαυξημένο Dicky Fuller, (H<sub>0</sub>:υπάρχει μοναδιαία ρίζα).

Augmented Dickey-Fuller test for unit root		Number of obs =		490
		Interpolated Dickey-Fuller		
Test Statistic	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(t)	-15.893	-3.441	-2.870	-2.570
MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000				
p-value=0, απορρίπτω την H <sub>0</sub> (δεν υπάρχει μοναδιαία ρίζα), άρα η σειρά μου είναι στάσιμη.				

β) Phillips-Perron test, (H<sub>0</sub>:υπάρχει μοναδιαία ρίζα).

Phillips-Perron test for unit root		Number of obs =		491
		Newey-West lags =		5
		Interpolated Dickey-Fuller		
Test Statistic	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(rho)	-418.008	-20.493	-14.000	-11.200
Z(t)	-20.348	-3.441	-2.870	-2.570
MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000				Απο
ρρίπτω H <sub>0</sub> , άρα υπάρχει στασιμότητα.				

Τα δύο test συνάδουν, επομένως η σειρά μου είναι στάσιμη.

## 2)Παλινδρόμηση CAPM , με σταθερό όρο

Source	SS	df	MS	Number of obs = 492		
Model	.289055363	1	.289055363	F( 1, 490) = 397.52		
Residual	.356304086	490	.000727151	Prob > F = 0.0000		
Total	.64535945	491	.001314378	R-squared = 0.4479		
				Adj R-squared = 0.4468		
				Root MSE = .02697		
rsolkrf	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
rmrf	1.037468	.0520351	19.94	0.000	.9352284	1.139707
_cons	-.0004628	.0012161	-0.38	0.704	-.0028522	.0019266

α) Έλεγχος για αυτοσυσχέτιση (serial correlation)

Durbin Watson test

Durbin's alternative test for autocorrelation

lags (p)	chi2	df	Prob > chi2
1	2.414	1	0.1203

H0: no serial correlation

prob> 0.05, άρα αποδέχομαι την H<sub>0</sub>.

Breusch-Godfrey LM test

Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation

lags (p)	chi2	df	Prob > chi2
1	2.417	1	0.1201

H0: no serial correlation

prob>0.05, άρα αποδέχομαι την H<sub>0</sub>

β) Έλεγχος ετεροσκεδασικότητας

Breusch-Pag Cook-Weisberg

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity

Ho: Constant variance

Variables: fitted values of rsolkrf

chi2(1) = 0.52

Prob > chi2 = 0.4701

prob>0.05 , άρα αποδέχομαι H<sub>0</sub>

F-statistic

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity

Ho: Constant variance

Variables: fitted values of rsolkrf

F(1 , 490) = 0.27

Prob > F = 0.6053

prob>0.05, άρα αποδέχομαι H<sub>0</sub>

## γ) Έλεγχος εξειδίκευσης

### Ramsey RESET

Ramsey RESET test using powers of the fitted values of rsolkrf

Ho: model has no omitted variables

F(3, 487) = 2.84

Prob > F = 0.0373

prob<0.05, απορρίπτω την Ho

Διορθώνω την αυτοσυσχέτιση της ανεξάρτητης μεταβλητής και καταλήγω στη ακόλουθη εκτίμηση:

Linear regression

Number of obs = 492

F( 1, 491) = 292.64

Prob > F = 0.0000

R-squared = 0.4479

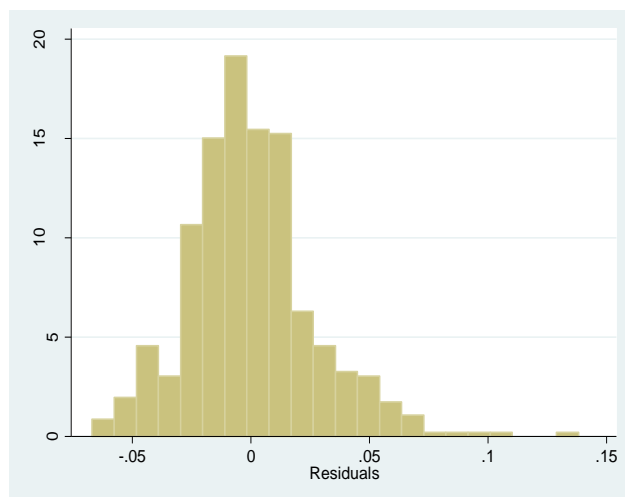
Root MSE = .02697

(Std. Err. adjusted for 492 clusters in daily)

rsolkrf	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
rmrf	1.037468	.0606469	17.11	0.000	.9183084	1.156627
_cons	-.0004628	.0012176	-0.38	0.704	-.0028551	.0019295

δ)

Κανονικότητα καταλοίπων



### Skewness/Kurtosis tests for Normality

Variable	Obs	Pr(Skewness)	Pr(Kurtosis)	adj chi2(2)	joint Prob>chi2
myersiduals	492	0.0000	0.0000	50.03	0.0000

Απορρίπτουμε Ho



## Παράρτημα 2<sup>ο</sup> : Εκτίμηση S.U.R.

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
relperf	492	-.0015853	.0288507	-.1598344	.1034769
rpeirrf	361	-.0003286	.0374542	-.1642624	.1170471
rjumborf	492	.0006952	.0343893	-.1183406	.1756008
rmytilrf	492	.0005485	.0305984	-.1377416	.1160024
roterf	492	.0007005	.0314664	-.1271163	.1596438
rfolirf	492	.0011743	.0277121	-.1246168	.1271507
rfrigorf	492	-.0020374	.0322072	-.1700833	.1196771
rdehrf	492	-.0002577	.0377074	-.2308526	.1370401
rolprf	492	-.0009204	.0282378	-.1445278	.1689148
rsolkrf	492	-.0010567	.0362543	-.1733117	.1958633
rmrf	492	-.0005725	.023387	-.1278416	.1125688
ebitdaelpe	492	9.388229	62.4242	-99.953	273.158
ebitdapeir	485	461.4342	340.9809	1.754	990.928
ebitdajumbo	375	34622.09	16837.45	9731.346	55994
ebitdamytil	492	11386.71	20203.9	29.454	53539
ebitdaote	492	370.3173	123.7124	136.2	555.2
ebitdafoli	492	53876.26	9608.678	37595.83	66347.95
ebitdafrigo	492	1.707287	8.549548	-10.489	11.968
ebitdadeh	492	181.5747	96.1923	26.742	332.345
ebitdaolp	492	6143.749	5024.526	2212.193	16778.49
ebitdasolk	492	-1641.783	1362.142	-5393.429	291.376

### Seemingly unrelated regression

Equation	Obs	Parms	RMSE	"R-sq"	F-Stat	P
relperf	347	2	.0188571	0.5336	198.52	0.0000
rpeirrf	347	2	.0270276	0.4860	164.03	0.0000
rjumborf	347	2	.0209962	0.4981	172.13	0.0000
rmytilrf	347	2	.0149351	0.7157	436.81	0.0000
roterf	347	2	.0172792	0.6346	301.39	0.0000
rfolirf	347	2	.0206693	0.4198	125.50	0.0000
rfrigorf	347	2	.0247512	0.3761	104.59	0.0000
rdehrf	347	2	.0179107	0.7050	414.59	0.0000
rolprf	347	2	.0194503	0.3749	104.13	0.0000
rsolkrf	347	2	.0225426	0.4746	156.78	0.0000

	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
relperf						
rurf	.9753688	.0489497	19.93	0.000	.8794291	1.071309
ebitdaelpe	2.03e-06	.0000188	0.11	0.914	-.0000348	.0000389
_cons	-.0014931	.0010238	-1.46	0.145	-.0034998	.0005135
rpeirrf						
rurf	1.267786	.0704721	17.99	0.000	1.129663	1.405909
ebitdapeir	-1.32e-06	3.40e-06	-0.39	0.697	-7.98e-06	5.33e-06
_cons	.0011761	.0022525	0.52	0.602	-.0032387	.005591
rjumborf						
rurf	1.012208	.0545625	18.55	0.000	.9052669	1.119148
ebitdajumbo	3.54e-08	6.41e-08	0.55	0.581	-9.02e-08	1.61e-07
_cons	-.0007607	.0025428	-0.30	0.765	-.0057444	.0042231
rmytilrf						
rurf	1.146057	.0387849	29.55	0.000	1.07004	1.222074
ebitdamytil	-5.12e-09	3.39e-08	-0.15	0.880	-7.16e-08	6.13e-08
_cons	.0007274	.000968	0.75	0.452	-.0011698	.0026247
roterf						
rurf	1.102577	.0450039	24.50	0.000	1.014371	1.190783
ebitdaote	3.06e-06	7.48e-06	0.41	0.683	-.0000116	.0000177
_cons	.0002751	.0027343	0.10	0.920	-.005084	.0056342
rfolirf						
rurf	.8500278	.053657	15.84	0.000	.7448619	.9551936
ebitdafoli	5.05e-08	1.28e-07	0.39	0.694	-2.01e-07	3.02e-07
_cons	-.0013687	.0070564	-0.19	0.846	-.015199	.0124615
rfrigorf						
rurf	.9298959	.0642939	14.46	0.000	.8038823	1.05591
ebitdafrigo	-.0000729	.000153	-0.48	0.634	-.0003728	.0002271
_cons	-.0025791	.0013238	-1.95	0.051	-.0051736	.0000154
rdehrf						
rurf	1.338929	.0464988	28.79	0.000	1.247793	1.430065
ebitdadeh	3.47e-06	.0000117	0.30	0.767	-.0000195	.0000265
_cons	-.0006921	.002081	-0.33	0.739	-.0047709	.0033866
rolprf						
rurf	.727703	.0504908	14.41	0.000	.6287429	.8266631
ebitdaolp	-1.50e-07	1.82e-07	-0.83	0.408	-5.07e-07	2.06e-07
_cons	-.0000462	.0016745	-0.03	0.978	-.0033282	.0032358
rsolkrf						
rurf	1.036679	.0587949	17.63	0.000	.9214428	1.151914
ebitdasolk	8.85e-08	9.32e-07	0.09	0.924	-1.74e-06	1.91e-06
_cons	-.0021904	.0017663	-1.24	0.215	-.0056523	.0012714

Correlation matrix of residuals:

relperf	1.0000																			
rpeirrf	-0.1315	1.0000																		
rjumborf	0.0075	-0.1807	1.0000																	
rmytilrf	0.0633	-0.2798	-0.0227	1.0000																
roterf	-0.0658	-0.2243	-0.0083	0.0911	1.0000															
rfolirf	-0.0252	-0.2276	0.1306	0.1383	-0.0103	1.0000														
rfrigorf	0.1135	-0.1662	0.0016	0.1383	0.0708	0.0696	1.0000													
rdehrf	0.1879	-0.1440	-0.0111	-0.0038	0.0521	-0.1690	0.0021	1.0000												
rolprf	0.1052	0.0217	-0.0388	0.0656	-0.0091	0.0654	0.0879	0.0149	1.0000											
rsolkrf	0.1314	-0.0706	-0.0768	0.0747	-0.0533	-0.0424	0.2702	0.1483	0.0000	1.0000										

rolprf	rsolkrf
rolprf	1.0000
rsolkrf	0.2297
rsolkrf	1.0000

Breusch-Pagan test of independence: chi2(45) = 228.095, Pr = 0.0000

- ( 1) [relperfr]rmrf = 0
- ( 2) [rpeirrf]rmrf = 0
- ( 3) [rjumborfr]rmrf = 0
- ( 4) [rmytilrf]rmrf = 0
- ( 5) [roterfr]rmrf = 0
- ( 6) [rfolirfr]rmrf = 0
- ( 7) [rfrigorfr]rmrf = 0
- ( 8) [rdehrfr]rmrf = 0
- ( 9) [rolprfr]rmrf = 0
- (10) [rsolkrfr]rmrf = 0
- (11) [relperfr]ebitdaelpe = 0
- (12) [rpeirrf]ebitdapeir = 0
- (13) [rjumborfr]ebitdajumbo = 0
- (14) [rmytilrf]ebitdamytil = 0
- (15) [roterfr]ebitdaote = 0
- (16) [rfolirfr]ebitdafoli = 0
- (17) [rfrigorfr]ebitdafrigo = 0
- (18) [rdehrfr]ebitdadeh = 0
- (19) [rolprfr]ebitdaolp = 0
- (20) [rsolkrfr]ebitdasolk = 0

$$F( 20, 3440) = 281.28$$

$$Prob > F = 0.0000$$