

Προχωρημένες Τεχνικές  
Ανάλυσης  
Χρονολογικών Σειρών

---

2007

---

**Δ. ΝΙΚΗΦΟΡΙΔΟΥ**

ΜΕΣ/06009

**Α. ΣΑΡΡΗ**

ΜΕΣ/06002

**Δ. ΑΝΑΜΟΥΡΟΓΛΟΥ**

ΜΕΣ/06016

**Μ. ΠΑΡΖΑΚΩΝΗΣ**

ΜΕΣ/06015

---

## Κεφάλαιο 0

# Έννοιες της Οικονομικής Θεωρίας

### Χρησιμότητα

Με δεδομένες τις υποθέσεις της πληρότητας (εάν A και B δύο καταστάσεις το άτομο μπορεί πάντοτε να ορίσει ότι το A είναι προτιμότερο του B ή το αντίθετο ή ότι τα A και B είναι εξίσου ελκυστικά), της μεταβατικότητας (εάν A προτιμότερο του B και B προτιμότερο του Γ τότε ισχύει ότι A προτιμότερο του Γ) και της συνέχειας (εάν A προτιμότερο του B τότε και καταστάσεις σχετικά κοντά στο A θα πρέπει επίσης να προτιμώνται από το B), μπορούμε να δείξουμε ότι οι άνθρωποι είναι σε θέση να κατατάξουν όλες τις δυνατές καταστάσεις από τη λιγότερο επιθυμητή ως περισσότερο. Η ταξινόμηση αυτή αποκαλείται χρησιμότητα. Επίσης οι πιο επιθυμητές καταστάσεις έχουν μεγαλύτερη χρησιμότητα από τις λιγότερο επιθυμητές.

Πιο συγκεκριμένα, οι προτιμήσεις των ατόμων αναπαρίστανται από μία συνάρτηση χρησιμότητας της μορφής:

$$U(X_1, X_2, \dots, X_n)$$

όπου  $X_1, X_2, \dots, X_n$  είναι οι ποσότητες του καθενός από τα  $n$  αγαθά, τα οποία μπορούν να καταναλωθούν μέσα σε μία περίοδο. Αυτή η συνάρτηση είναι μοναδική μόνο μέχρι ένα μονοτονικό μετασχηματισμό που θα διατηρεί την ίδια διαβάθμιση.

Με τεχνικούς όρους, η έννοια της χρησιμότητας προσδιορίζεται μόνο μέχρι ένα μονοτονικό μετασχηματισμό. Μπορούμε να εκφράσουμε την ιδέα αυτή και μαθηματικά λέγοντας ότι οποιαδήποτε αριθμητική κατάταξη της χρησιμότητας ( $U$ ) μπορεί να μετατραπεί σε ένα άλλο σύνολο αριθμών μέσω της συνάρτησης  $G \cdot$ , εάν η  $G \cdot U$  διατηρεί την τάξη της. Αυτό μπορεί να εξασφαλιστεί εάν  $G' \cdot U > 0$ .

Η κατάταξη της χρησιμότητας είναι όπως οι συνήθεις κατατάξεις των ταινιών του κινηματογράφου οι οποίες χρησιμοποιούν αστέρια, απλά απεικονίζουν τη σχετική επιθυμία που έχουμε για διάφορες ομάδες αγαθών. Το γεγονός ότι δεν υπάρχει μοναδικός τρόπος να αντιστοιχίσουμε αριθμούς στις χρησιμότητες αντανακλά επίσης το συμπέρασμα ότι δεν είναι δυνατό να συγκρίνεις χρησιμότητες μεταξύ των ατόμων.

### Ελαστικότητα

Υποθέτουμε ότι μία συγκεκριμένη μεταβλητή B εξαρτάται από μία άλλη μεταβλητή A και ότι αυτή η εξάρτηση συμβολίζεται ως

$$B = f(A..)$$

όπου οι τελείες στην εξίσωση δείχνουν ότι το B μπορεί να εξαρτάται και από άλλες μεταβλητές. Ορίζουμε την ελαστικότητα του B ως προς το A (συμβολίζεται με  $e_{B,A}$ ) ως:

$$e_{B,A} = \frac{\Delta B / B}{\Delta A / A} = \frac{\partial B \times A}{\partial A \times B}$$

Η έκφραση αυτή δείχνει πως η μεταβλητή B ανταποκρίνεται, όταν οι υπόλοιποι παράγοντες παραμένουν σταθεροί, σε μία μεταβολή της μεταβλητής A κατά 1%.

## Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιουχικών Αγαθών (CAPM)

Από τα διάφορα υποδείγματα που έχουν αναπτυχθεί με στόχο την αποτίμηση της αξίας των κεφαλαιουχικών αγαθών στη βάση του κινδύνου και της απόδοσης, ιδιαίτερα γνωστό είναι το υπόδειγμα αποτίμησης κεφαλαιουχικών αγαθών.

Για να εξεταστεί η σχέση κινδύνου - απόδοσης μεμονωμένων μετοχών θα πρέπει να ληφθούν υπόψη τα εξής:

Σύμφωνα με το αποτέλεσμα διασποράς ένα μέρος του ολικού κινδύνου, ο ειδικός κίνδυνος, εξουδετερώνεται στα πλαίσια ενός αποτελεσματικού χαρτοφυλακίου χρεογράφων. Επομένως, οι επενδυτές δεν λαμβάνουν υπόψη αυτό το είδος κινδύνου, δεδομένου ότι μπορούν να τον εξουδετερώσουν. Άρα αμείβονται μόνο για τον συστηματικό κίνδυνο. Έτσι ο εντοπισμός της σχέσης συστηματικού κινδύνου - απόδοσης μεμονωμένων μετοχών, οποία ουσιαστικά εισηγείται τον τρόπο αποτίμησης των κεφαλαιουχικών αγαθών (CAPM), αποκτά εξαιρετικό ενδιαφέρον.

Η σχέση αυτή που εκφράζεται με τη Γραμμή Αγοράς για Τίτλους (SLM), εμφανίζεται διαγραμματικά και διατυπώνεται μαθηματικά ως εξής:

$$E(R_{i,t}) - R_{f,t} = b_i E(R_{m,t}) - R_{f,t}$$

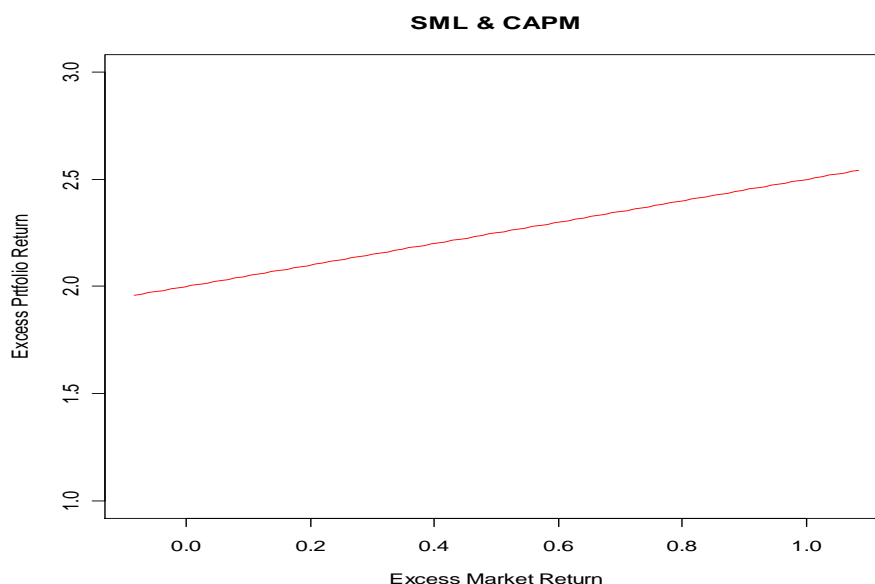
όπου

$E(R_{i,t})$  = προσδοκώμενη απόδοση της επένδυσης  $i$  κατά την περίοδο  $t$

$b_i$  = συντελεστής συστηματικού κινδύνου της επένδυσης  $i$

Η σχέση αυτή εισηγείται ότι ο συστηματικός κίνδυνος :

1. Συνδέεται γραμμικά με την προσδοκώμενη απόδοση
2. Συνδέεται θετικά με την προσδοκώμενη απόδοση
3. Αποτελεί το μοναδικό είδος κινδύνου που επηρεάζει την απόδοση



## Κεφάλαιο 1

# Μεθοδολογία Ανάλυσης

Η ανάλυση θα γίνει σε δύο στάδια, αντίθετα με τη μέθοδο που ακολούθησε ο Yogo.

Αρχικά, θα εκτιμήσουμε το διάνυσμα των παραμέτρων των betas για κάθε χαρτοφυλάκιο και στη συνέχεια θα εκτιμήσουμε την σημαντικότητα των παραγόντων σε ένα χαρτοφυλάκιο που θα περιλαμβάνει τις μέσες καθ' υπερβολή της αγοράς αποδόσεις (excess returns).

Σε μαθηματική γλώσσα

$$R_{i,t} - R_{f,t} = \delta + \beta_1 R_{w,t} + \beta_2 ND_t + \beta_3 CD_t + \varepsilon_{i,t}, i = 1, 2, \dots, 25, t = \{1951Q2:2002Q1\} \quad (1.1)$$

,όπου ελπίζουμε ο όρος  $\varepsilon_{i,t} \sim N(0, \sigma_{i,t}^2)$  για κάθε  $t$  και ανεξάρτητος για κάθε  $i \neq j$ . Κάτι τέτοιο όπως φαίνεται όμως δεν ισχύει και θα αντιμετωπιστεί στην συνέχεια.

Αφού τρέξουμε την παλινδρόμηση αυτή για κάθε  $i$  θα έχουμε συγκεντρώσει τα διανύσματα των εκτιμήσεων. Θα εκτιμήσουμε το επόμενο διαστρωματικό γραμμικό (προς το παρόν) μοντέλο

$$\bar{R}_i - \bar{R}_f = \beta_1 \hat{b}_{ND,i} + \beta_2 \hat{b}_{CD,i} + \beta_3 \hat{b}_{R_w,i} + \varepsilon_i, i = 1, 2, \dots, 25 \quad (1.2)$$

, όπου και πάλι θα θέλαμε ο τυχαίος όρος να είναι ομοσκεδαστικός.

Ή σε μορφή πίνακα

$$\mathbf{R} = \hat{\mathbf{B}}\mathbf{b} + \mathbf{e}$$

,όπου

$$\mathbf{R} = \begin{pmatrix} \bar{R}_1 - \bar{R}_f \\ \bar{R}_2 - \bar{R}_f \\ \cdot \\ \cdot \\ \bar{R}_{25} - \bar{R}_f \end{pmatrix}, \mathbf{b} = \begin{pmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \\ \beta_3 \end{pmatrix}, \hat{\mathbf{B}} = \begin{pmatrix} \hat{b}_{ND,1} & \hat{b}_{CD,1} & \hat{b}_{R_w,1} \\ \hat{b}_{ND,2} & \hat{b}_{CD,2} & \hat{b}_{R_w,2} \\ \cdot & \cdot & \cdot \\ \hat{b}_{ND,25} & \hat{b}_{CD,25} & \hat{b}_{R_w,25} \end{pmatrix}$$

και

$$\mathbf{e} = \begin{pmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \\ \cdot \\ \cdot \\ \varepsilon_{25} \end{pmatrix}$$

Από αυτό το μοντέλο θα μπορέσουμε να αποφανθούμε για το εάν είναι στατιστικά σημαντική η συμβολή κάποιου από τους τρεις παράγοντες στην διαμόρφωση της απόδοσης ενός χαρτοφυλακίου.

Το τελευταίο κομμάτι της ανάλυσης θα προσπαθήσει να εκτιμήσει τις παραμέτρους τις παραμέτρους που εισέρχονται στην συνάρτηση χρησιμότητας και να διερευνήσει εάν μπορούμε να ισχυριστούμε ότι το μοντέλο ανάγεται σε κάποιο από τα γνωστά μοντέλα της χρηματοοικονομικής θεωρίας (CAPM , Epstein-Zin , CCAPM) .Οι παράμετροι αυτές ικανοποιούν το παρακάτω σύστημα

$$\Sigma : \left\{ \begin{array}{l} b1 = \kappa \ 1/\sigma + \alpha \ 1/\rho - 1/\sigma \\ b2 = -\kappa\alpha \ 1/\rho - 1/\sigma \\ b3 = 1 - \kappa \end{array} \right\}$$

όπου έχουμε θέσει  $\kappa = \frac{1 - \gamma}{1 - \sigma}$

Είναι προφανές ότι το σύστημα δεν μπορεί να λυθεί καθώς είναι ένα σύστημα τριών εξισώσεων με τέσσερις αγνώστους. Επίσης, δεν μπορεί να εκτιμηθεί ένα μοντέλο με τόσες παραμέτρους ( $\text{rank } \hat{B} = 3$ ). Συνεπώς χρειάζεται κάποια υπόθεση που θα απλοποιήσει το σύστημα. Η υπόθεση που κάνει ο Yogo είναι να θέσει  $\rho = .79$ . Αλλάζοντας τις παραμέτρους του μοντέλου τώρα με τις οριζόμενες από το  $\Sigma$  έχουμε το παρακάτω μοντέλο

$$\bar{R}_i - \bar{R}_f = \kappa \ 1/\sigma + \alpha \ 1/.79 - 1/\sigma \ \hat{b}_{ND,i} + \kappa\alpha \ 1/\sigma - 1/.79 \ \hat{b}_{CD,i} + 1 - \kappa \ \hat{b}_{R_w,i} + \varepsilon_i \quad (1.3)$$

,  $i = 1, 2, \dots, 25$

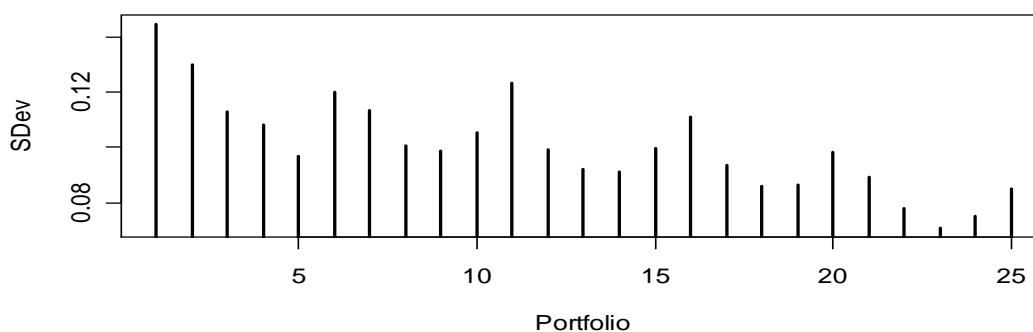
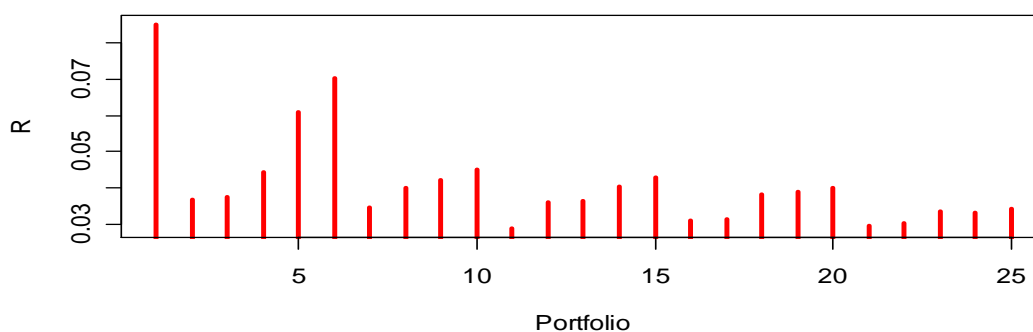
Πλέον το μοντέλο δεν είναι γραμμικό (ως προς τις παραμέτρους) και θα χρειαστούμε μη γραμμικές μεθόδους για την εκτίμηση των παραμέτρων του, δηλ. μια επαναληπτική μέθοδο π.χ μια διαδικασία Gauss-Newton.

## Κεφάλαιο 2

# Διερευνητική Ανάλυση των Δεδομένων

Ας δούμε κάποια περιγραφικά στοιχεία των δεδομένων μας.

Στα επόμενα δύο γραφήματα βλέπουμε την μέση απόδοση και την τυπική απόκλιση για τα 25 χαρτοφυλάκια

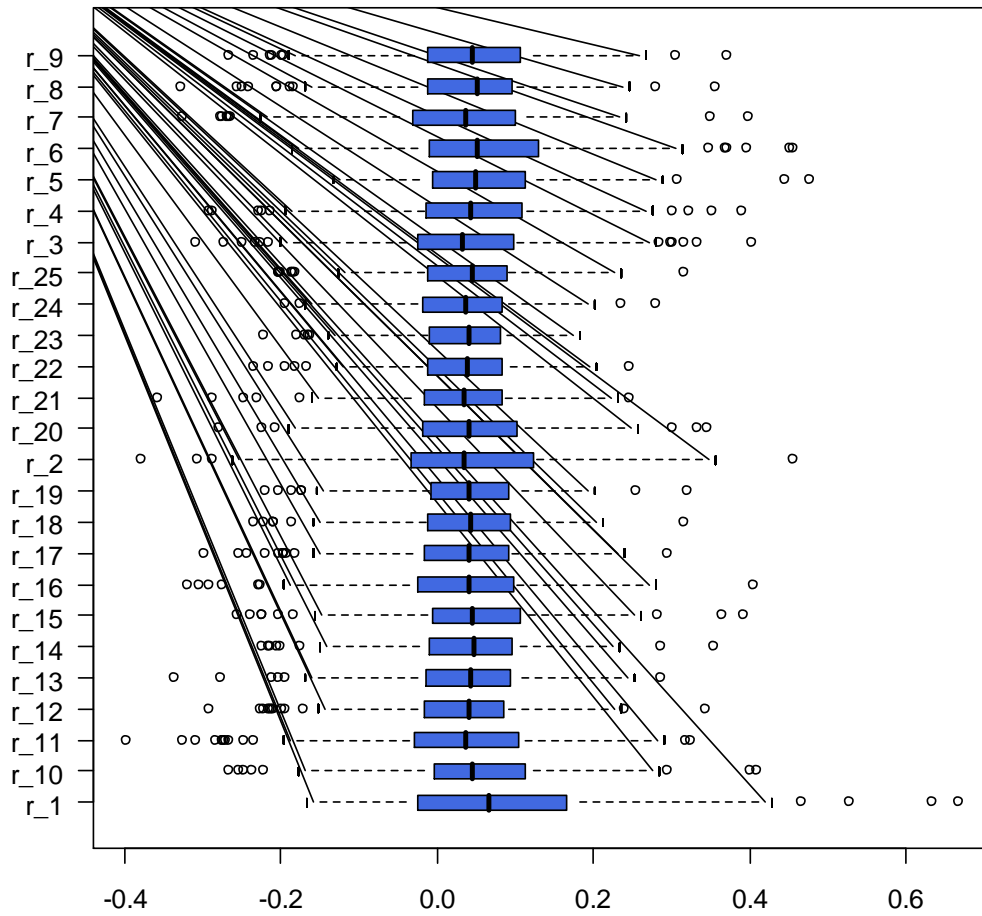


### Σχετικά με τις κατανομές των αποδόσεων

Οι κατανομές των αποδόσεων θεωρητικά χαρακτηρίζονται από βαριές ουρές και υψηλές κορυφές (Mandelbrot - 1963). Η εμπειρική ανάλυση καταλήγει στο ότι οι χρηματοοικονομικές σειρές μεταβολών (αποδόσεις, ρυθμοί αύξησης κ.α) σε καμία περίπτωση δεν μπορεί να θεωρηθεί ότι προσαρμόζονται σε μια κανονική κατανομή. Η κατανομή τους είναι (σχετικά) συμμετρική αλλά λοξή στις ουρές όπου και ακολουθείται ένας εκθετικός ρυθμός. Ένα το πιο αξιοσημείωτο είναι ότι το κεντρικό μέρος μιας τέτοιας σειράς δεν είναι κανονικά κατανομημένο (αντίθετα με την (εμπειρική) αρχή του Winsor) αλλά περισσότερο πλησιάζει τα χαρακτηριστικά μια ευσταθούς κατανομής (stable family of distributions). Η εκθετική συμπεριφορά των ουρών συνήθως εξασφαλίζει την πεπερασμένη διακύμανση αλλά σπάνια η διακύμανση είναι σταθερή στο χρόνο εξέλιξης της σειράς.

Επιβεβαιώνεται κάτι τέτοιο από τα δεδομένα μας?

Αρχικά, με το επόμενο boxplot παρατηρούμε ότι η ύπαρξη τιμών έξω από τα whiskers αποτελεί κανόνα.



Κάτι παρόμοιο βλέπουμε και από την εκτίμηση της συνάρτησης πυκνότητας των καρτοφυλακίων (μέσω Gaussian kernel εκτίμησης) σε σύγκριση με την (θεωρητική) κανονική κατανομή που θα έπρεπε να ακολουθούν.

<sup>1</sup> Και με τη χρήση επίσημων στατιστικών τεστ δεν μπορούμε να πούμε ότι κάποιο καρτοφυλακίο προσαρμόζεται καλά στη κανονική κατανομή (π.χ K-S τεστ).

Για παράδειγμα υπολογίζουμε την επόμενη (ακραία) πιθανότητα για το πρώτο καρτοφυλάκιο

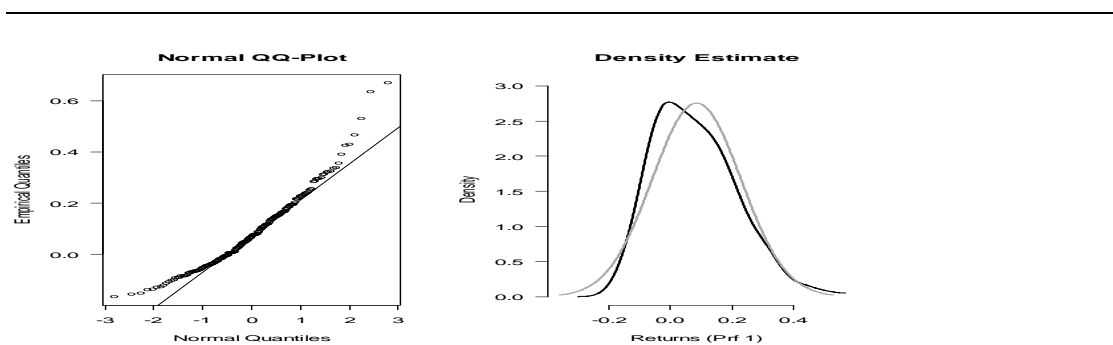
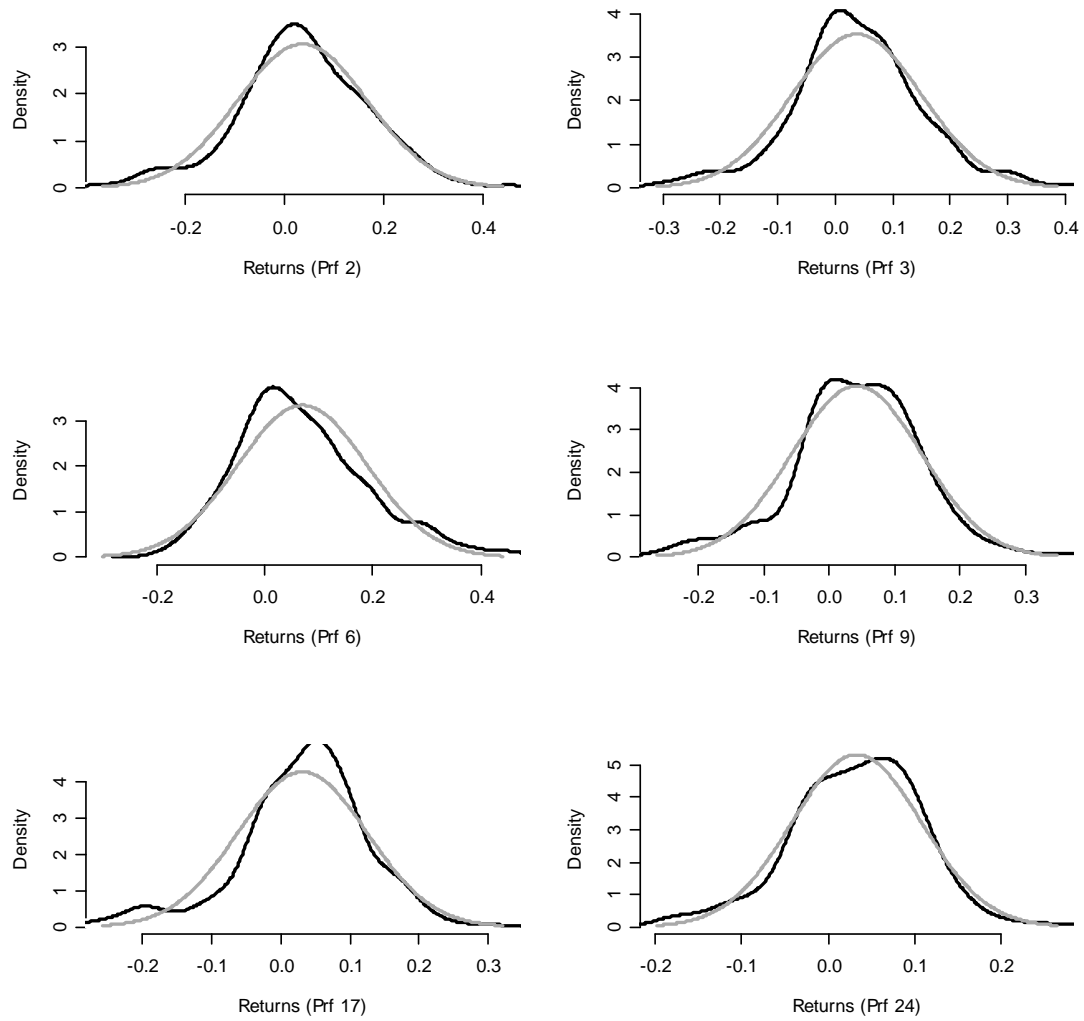
$$\frac{\text{empirical}}{\text{estimate}} = 3.631354$$

$\Pr X > 3\sigma$   

empirical	→	$\frac{\text{empirical}}{\text{estimate}} = 3.631354$
0.004901961		
-----		
estimate		
0.001349899		

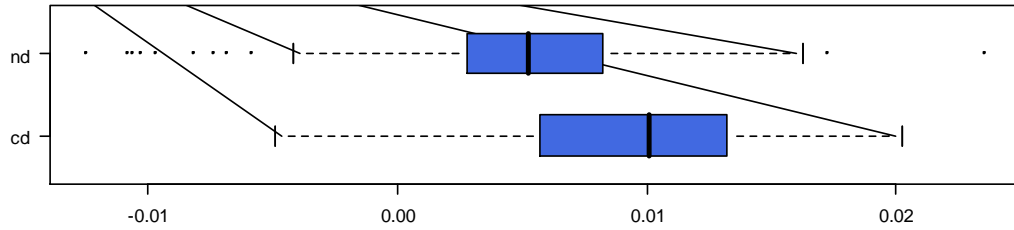
Το πρόβλημα που υπάρχει στις ουρές της κατανομής είναι εμφανές και από τα επόμενα γραφήματα

Αντιπροσωπευτικά παραδείγματα των δεδομένων δίνονται στο επόμενο γράφημα

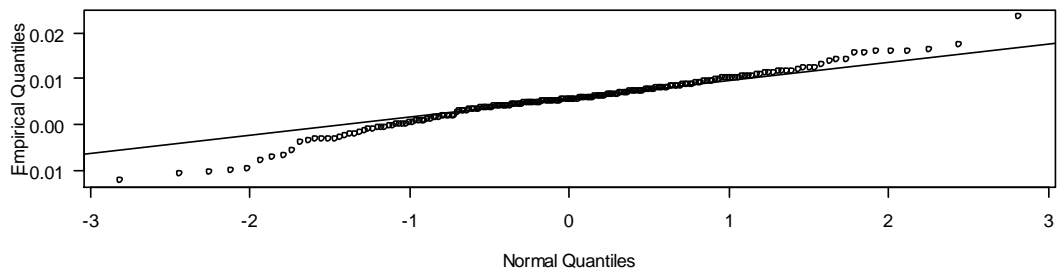


	Alternative	Sig
K-S Normality Test (Prf 1)	Two-Sided	0.000000e+00
	Less	4.099443e-34
	Greater	6.970517e-20

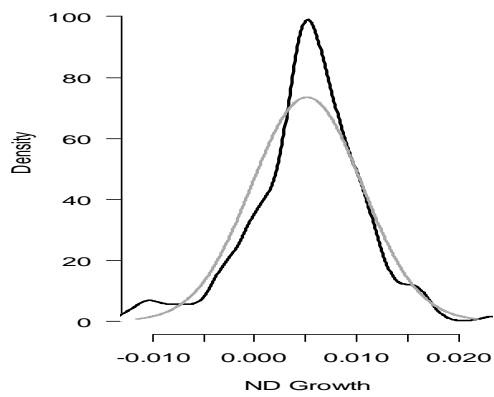
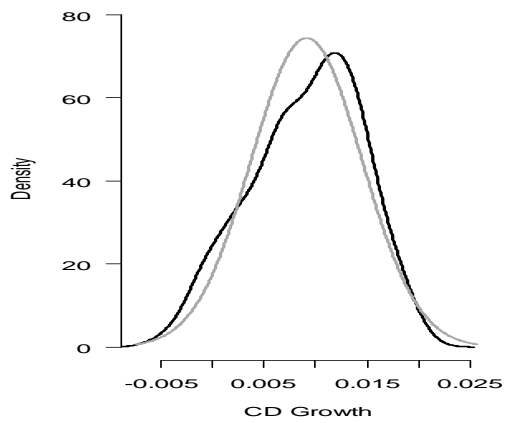
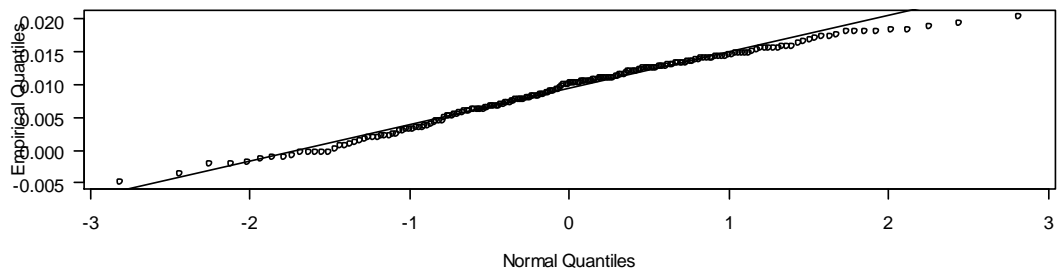
Όσο αφορά τα πραγματικά μεγέθη της οικονομίας τα πράγματα δεν αλλάζουν και πολύ. Πάντως ο ρυθμός της κατανάλωσης διαρκών αγαθών φαίνεται να συμπεριφέρεται «κανονικότερα»...



ND



CD



### Κεφάλαιο 3

## Η Ανάλυση...

Στο πρώτο βήμα της ανάλυσης όπως έχουμε αναφέρει θέλουμε να κατασκευάσουμε τον πίνακα σχεδιασμού που θα εφοδιάσει το διαστρωματικό μοντέλο παλινδρόμησης του δεύτερου βήματος.

Σύμφωνα με την εξίσωση (1.4) έχουμε τον παρακάτω πίνακα σχεδιασμού

Market	Durable	Non-Durable
0.3690492	3.81906785	-1.44957154
1.2407142	-0.01803242	2.16227966
1.0673708	-0.07913325	1.16084903
1.0221547	0.1611198	1.51571133
0.7558676	0.39793522	1.63990096
0.4798453	2.59042393	-1.75038124
1.1687650	0.13680068	0.22103673
1.0268441	0.25390555	0.94495629
0.9617388	-0.59854239	1.13622236
0.9893233	-0.44637455	1.89292109
1.3285244	0.29334360	-0.47380492
1.0572391	-0.34838846	0.08366921
0.9474825	-0.16391668	0.65148289
0.9052059	-0.26666101	0.79967397
0.9120858	0.11099171	1.30062535
1.2357482	0.56008745	-1.21022421
1.0160568	-0.18499498	-0.07647974
0.9131128	-0.31497228	0.04012954
0.8928462	0.05816038	0.38868645
0.9299372	-0.21581707	1.71669013
1.0042922	0.27537532	-0.42505049
0.8676758	-0.13930919	-0.47520161
0.7390924	0.08869582	-0.18711139
0.7557953	0.21171721	0.27393217
0.7733728	-0.66692982	1.78807310

*TS - Estimates*

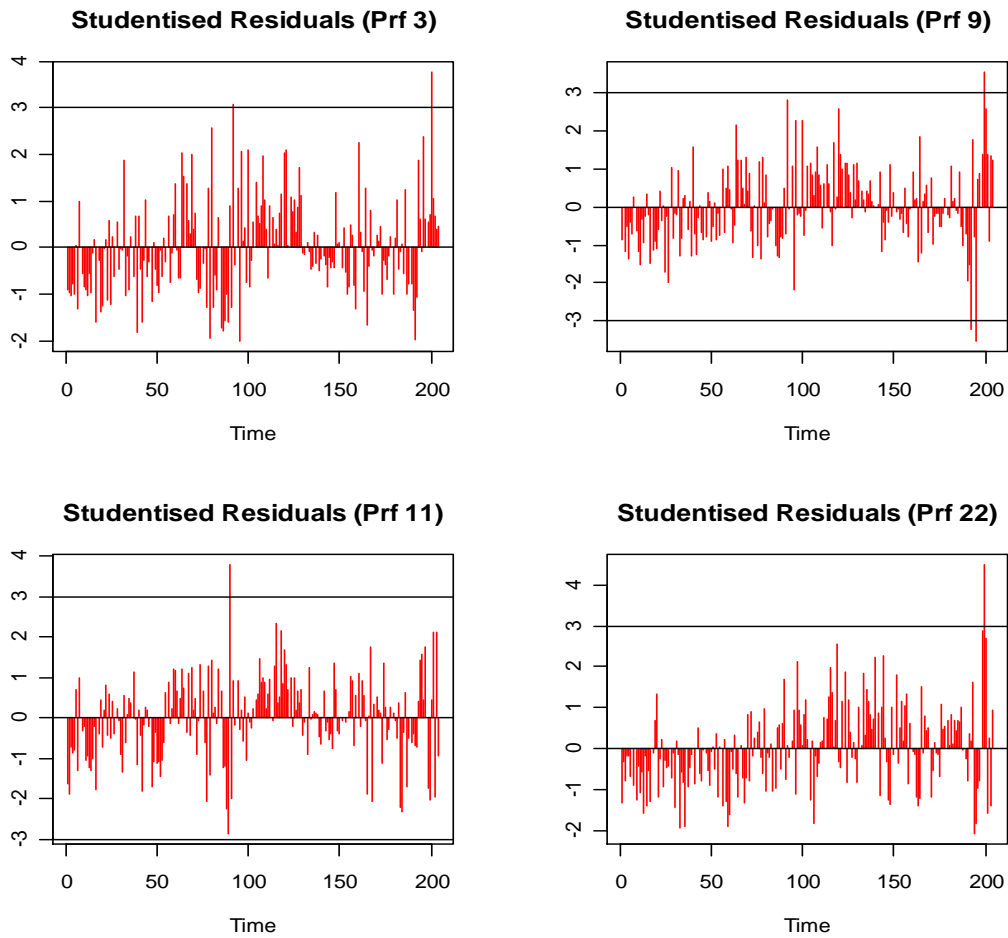
Για να ολοκληρωθεί η δομή του πίνακα πρέπει να γίνει ο έλεγχος σημαντικότητας των εκτιμήσεων (δηλ. κατά πόσο αληθεύει ότι ο εκτιμητής είναι διάφορος του 0). Για να το κάνουμε αυτό αρκεί να γίνει ένα απλό  $t$  τεστ

$$\frac{\hat{\theta} - \theta_{H_0}}{\text{s.e. } \hat{\theta}} \sim t_{n-1}$$

Το παραπάνω στατιστικό περιέχει μόνο δύο ποσότητες που αποτελούν προϊόντα εκτίμησης, την ίδια την εκτίμηση και το τυπικό σφάλμα αυτής της εκτίμησης.

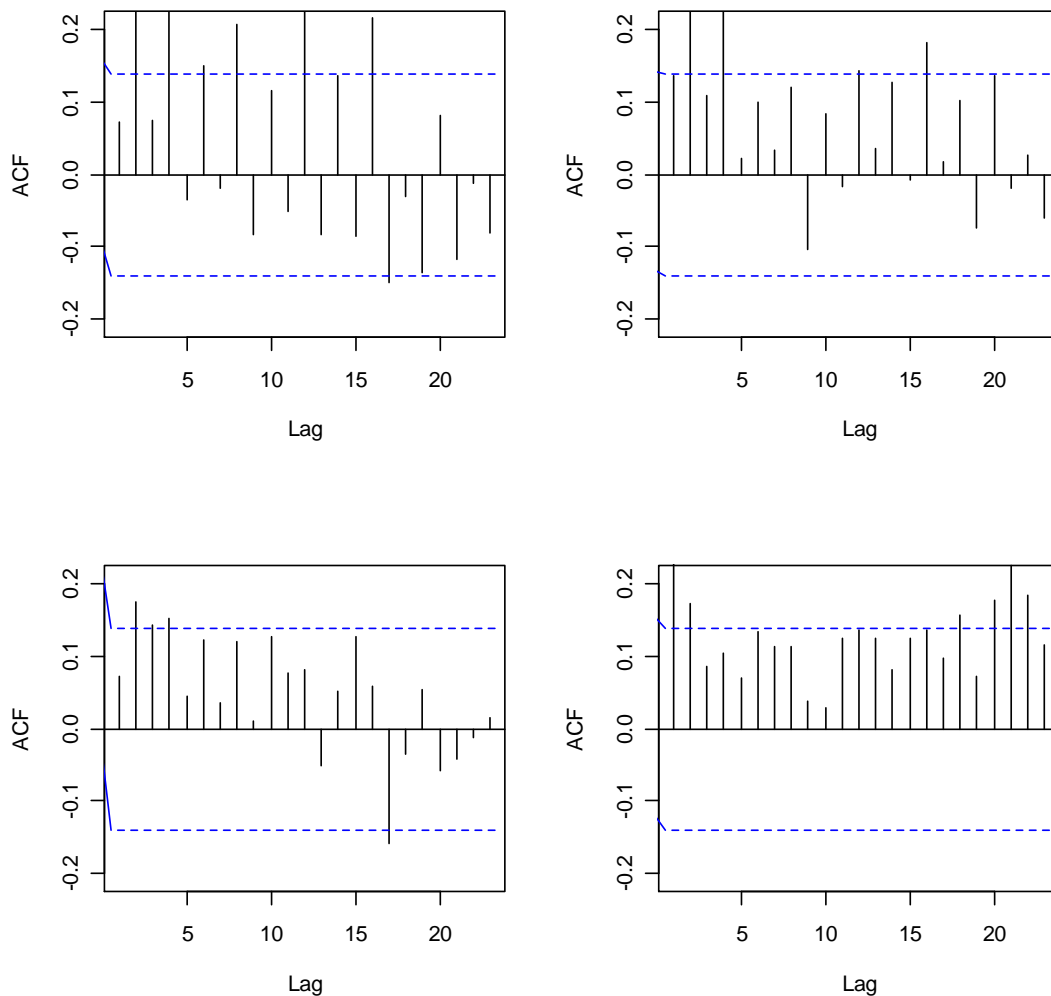
Όμως...

Στην αρχή της περιγραφής της μεθόδου είχαμε αναφερθεί στην μάταιη ελπίδα μας για ανεξαρτησία και ομοσκεδαστικότητα των τυχαίων όρων. Όμως, όπως μπορούμε να διαπιστώσουμε από τα παρακάτω (ενδεικτικά) γραφήματα κάτι τέτοιο δεν ισχύει.



Εξάλλου, υπάρχουν σε όλα παραβιάσεις της κανονικότητας (υπάρχουν παρατηρήσεις πολύ πάνω του 3).

Επίσης, εξετάζοντας τα γραφήματα των αυτοσυσχετισμών (για τα ίδια χαρτοφυλάκια με παραπάνω) βλέπουμε ότι υπάρχουν ενδείξεις αυτοσυσχέτισης.



Την έλλειψη ανεξαρτησίας (εννοώντας μη συσχέτιση) μπορούμε να της δούμε και με κάποιο τεστ, π.χ το τεστ των ρών (runs)

#### Runs Test

Standard Normal	p-value
-2.6959	0.00702
data: R_1	
alternative hypothesis: two.sided	

, το οποίο απορρίπτει την υπόθεση της ανεξαρτησίας αρκετά ισχυρά (ε.σ .7%)

Παράλληλα, δεν φαίνεται να υπάρχει κάποια συγκεκριμένη δομή στον τρόπο που αυτοσυσχετίζονται.

Τα παραπάνω δημιουργούν πρόβλημα στην εκτίμηση του πίνακα διακυμάνσεων-συνδιακυμάνσεων (οι σημειακές εκτιμήσεις συνεχίζουν να ισχύουν!). Σε αυτή την περίπτωση θα χρησιμοποιήσουμε την λύση κάποιου robust εκτιμητή του πίνακα διακυμάνσεων-συνδιακυμάνσεων. Μια δημοφιλής επιλογή είναι ο εκτιμητής των Newey & West.

### Σχετικά με τον εκτιμητή

Ορίζουμε ότι δεν θέλουμε να εφαρμοστεί η διαδικασία prewhitening καθώς και την υστέρηση σε 4 περιόδους (αυτός είναι ο εκτιμητής του 1987 ο νεότερος (1994) ενσωματώνει την αυτόματη διαδικασία επιλογής υστέρησης (bandwidth selection) και χρησιμοποιεί prewhitening).

Ο νεότερος αλγόριθμος επιλέγει υστέρηση 2 περιόδων (όπως επισημαίνει και ο Yogo στο κείμενο του).

Με την επιλογή των 4 περιόδων υστέρησης δεν υπάρχει στατιστικά σημαντικός συντελεστής για τη μεταβλητή Durable , αυτό σημαίνει ότι δεν θα μπορέσουμε να εκτιμήσουμε το συντελεστή της στην παλινδρόμηση και ότι (το πιθανότερο) δεν θα πάρουμε από τον αλγόριθμο υπολογισμού των μη γραμμικών ελάχιστων τετραγώνων. Οπότε επιλέγουμε υστέρηση 2 περιόδων και έτσι θα υπάρχει μια μη μηδενική τιμή της μεταβλητής Durable .

Χρησιμοποιώντας τα διορθωμένα τυπικά σφάλματα ο πίνακας σχεδιασμού γίνεται

Market	Durable	Non-Durable
0.3690492	3.819068	0
1.2407142	0	2.16227966
1.0673708	0	0
1.0221547	0	0
0.7558676	0	0
0.4798453	0	0
1.1687650	0	0
1.0268441	0	0
0.9617388	0	0
0.9893233	0	1.89292109
1.3285244	0	0
1.0572391	0	0
0.9474825	0	0
0.9052059	0	0
0.9120858	0	0
1.2357482	0	-1.21022421
1.0160568	0	0
0.9131128	0	0
0.8928462	0	0
0.9299372	0	0
1.0042922	0	0
0.8676758	0	0
0.7390924	0	0
0.7557953	0	0
0.7733728	0	1.78807310

*Design Matrix @ 10%*

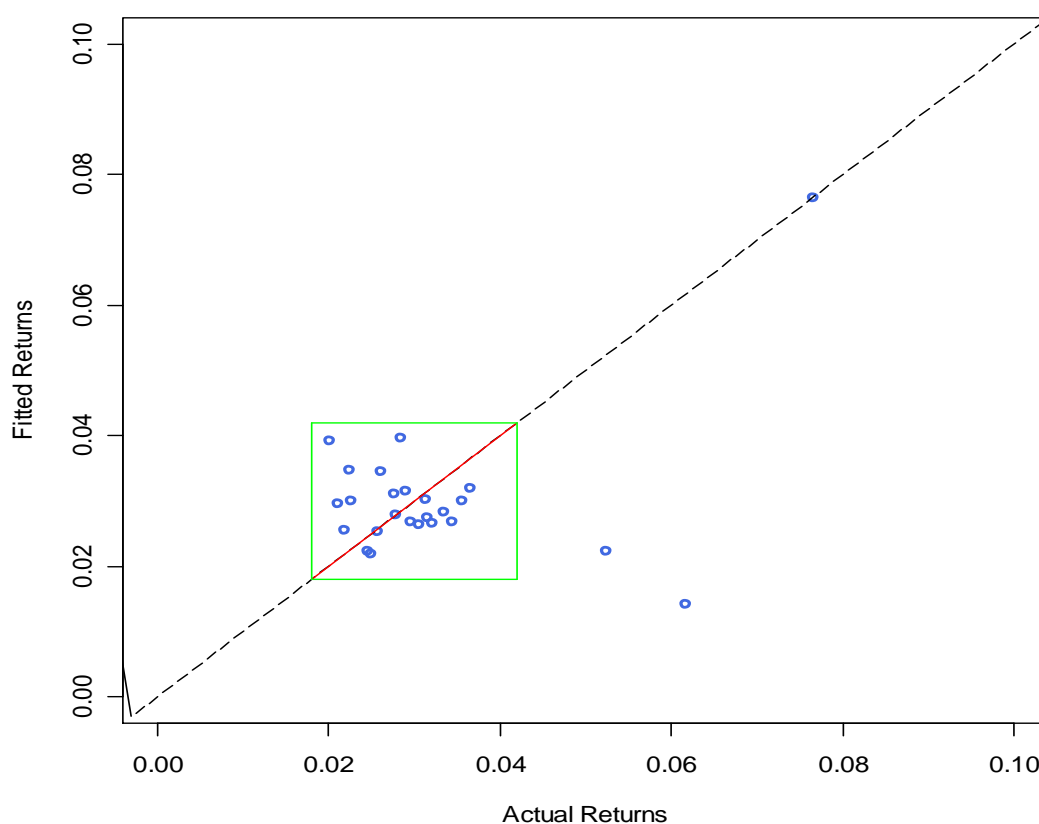
Οι εκτιμήσεις και τα τυπικά σφάλματα της (1.5) (διορθωμένα για ετεροσκεδαστικότητα) είναι οι επόμενες

t test of coefficients

	Estimate	Std. Error	t-value	
$\beta_{ND}$	0.00145561	0.00250880	0.5802	0.5677
$\beta_{CD}$	0.02941627	0.00236183	12.4549	1.939e-11
$\beta_{R_w}$	0.01718839	0.00022823	75.3113	< 2.2e-16

SE corrected using HCo estimator  
Estimation settings: tol= 1.0e-05, derivs=analytic (linear)

Αυτό που καταφέραμε συνοψίζεται γραφικά στο εξής



Αν και το σχήμα αδικεί την προσαρμογή του μοντέλου (θεωρητικά) έχουμε επιτύχει καλύτερη προσαρμογή από ότι ο Υογο στην εργασία του καθώς έχουμε  $R^2 = 0.9784$  σε σχέση με το 93.5% (αν και θέλει διόρθωση αφού η παλινδρόμηση δεν έχει σταθερά, ή το EViews το κάνει αυτόματα?).

Το επόμενο βήμα είναι να εκτιμήσουμε την (1.6)

Η αλήθεια είναι ότι δεν έχουμε πειστεί ότι ισχύει η αναπαράσταση του  $\Sigma$  για το μοντέλο που δημιουργούμε. Στην εργασία του και συγκεκριμένα στο παράρτημα C:III ο Yogo αναφέρει,

*The coefficients  $b$  of the covariance representation are immediately interpretable as preference parameters, unlike the coefficients  $\lambda$  of the beta representation.*

Που σημαίνει..?

Τελικά, έχουμε

t test of coefficients

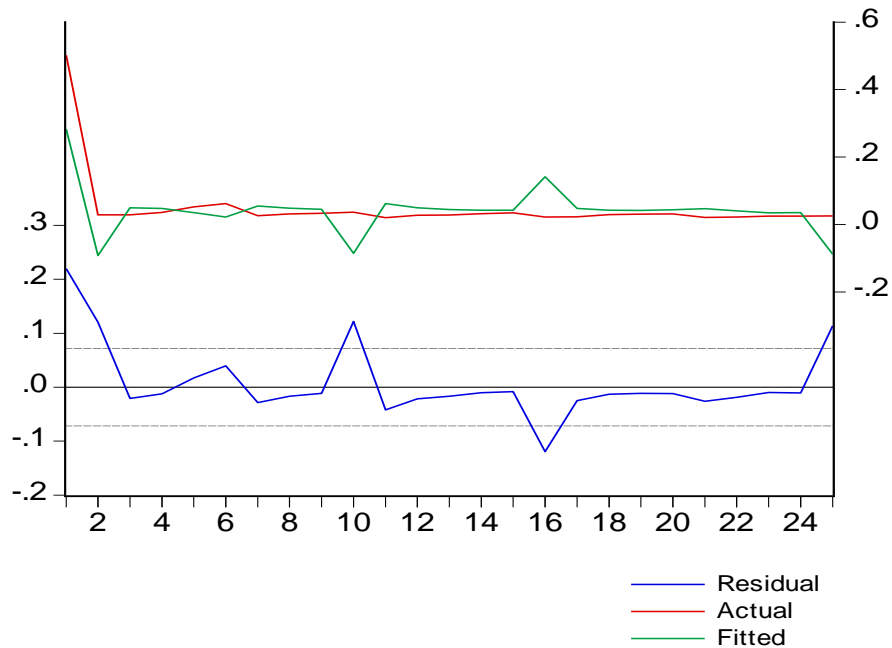
	Estimate	Std. Error	t-value	
$\gamma$	0.0467751464	0.071056	0.658281	0.5172
$\sigma$	-2.8958865e+16	6.24E+31	4.64E-16	1.0000
$\alpha$	-0.0575453853	0.053762	1.070382	0.2961

SE corrected using HCo estimator  
 Estimation settings: tol= 1.0e-05, derivs=analytic (linear)

Παρότι βλέπουμε τα παραπάνω το Wald τεστ για τον έλεγχο της υπόθεσης

$$H_0 : \gamma = \sigma = \alpha = 0$$

απορρίπτει την υπόθεση ( $F = 6.58 > 3.049$ ) οπότε το μοντέλο έχει κάποιο νόημα...(έστω και αν μας δυσκολεύει στην ερμηνεία)



---

## Κεφάλαιο 4

### ...Συμπεράσματα

Έπειτα από σχετική έρευνα και συνεχείς προσπάθειες να προσεγγίσουμε και να καταλήξουμε στα ζητούμενα της εργασίας βρήκαμε τα εξής:

- Ο συντελεστής βαρύτητας  $\alpha$ , που κανονικά λαμβάνει τιμές μεταξύ του μηδενός και της μονάδας, υπολογίστηκε και βρέθηκε ίσος με  $-0,057$ , αποτέλεσμα που δεν μπορούμε να το δικαιολογήσουμε.
- Ο κίνδυνος αποστροφής  $\gamma$  υπολογίστηκε θετικός με τιμή  $0.046$ , τιμή που κρίνεται σχεδόν ιδανική, καθώς αυτή δηλώνει ότι το ρίσκο της επόμενης επενδυτικής μας κίνησης θα είναι πολύ μικρό.
- Η ποσότητα  $\sigma$  υπολογίστηκε και βρέθηκε (πρακτικά) μηδέν (και στατιστικά με πιθανότητα 1), αποτέλεσμα που δηλώνει ότι ουσιαστικά δεν διαφοροποιείται η επενδυτική μας στρατηγική από περίοδο σε περίοδο. Είναι δυνατό, κατά συνέπεια, αυτό να δικαιολογεί και το μικρό ρίσκο της επόμενης επενδυτικής μας κίνησης.

Τελικά, οφείλουμε να επισημάνουμε ότι η διατύπωση ικανοποιητικών συμπερασμάτων και ερμηνειών από τα εξαγόμενα αποτελέσματα δεν είναι εφικτή.

---

## Βιβλιογραφία

### Ξένη

1. Motohiro Yogo, *A Consumption – Based Explanation of Expected Stock Returns*, The Journal of Finance, Vol. LXI, No 2, April 2006
2. Diethelm Wurtz, *Computing with R and S-Plus For Financial Engineers*, 2003
3. Terence Mills, *The Econometric Modelling of Financial Time Series (2<sup>nd</sup> Edition)*, 1999
4. Zongwu Cai, *Analysis of Time Series Data Using R*, 2006
5. Achim Zeileis, *Econometric Computing with HC and HAC Covariance Matrix Estimators*, Journal of Statistical Software, 2004a
6. Mandelbrot B., *New Methods In Statistical Economics*, Journal of Political Science, 1963a
7. Mandelbrot B., *The Variation of Certain Prices*, Journal of Business ,1963b

### Ελληνική

1. Walter Nicholson, **Μικροοικονομική Θεωρία (Βασικές αρχές και προεκτάσεις)**, Εκδόσεις Κριτική, Τόμος Α & Β
2. Γκλεζάκος Μιχάλης, Συνοπτικές Σημειώσεις 2006-2007 του μαθήματος Διαχείριση Επενδύσεων Χαρτοφυλακίου, στα πλαίσια λειτουργίας του Α΄ εξαμήνου του ΜΔΕ στην Εφαρμοσμένη Στατιστική.