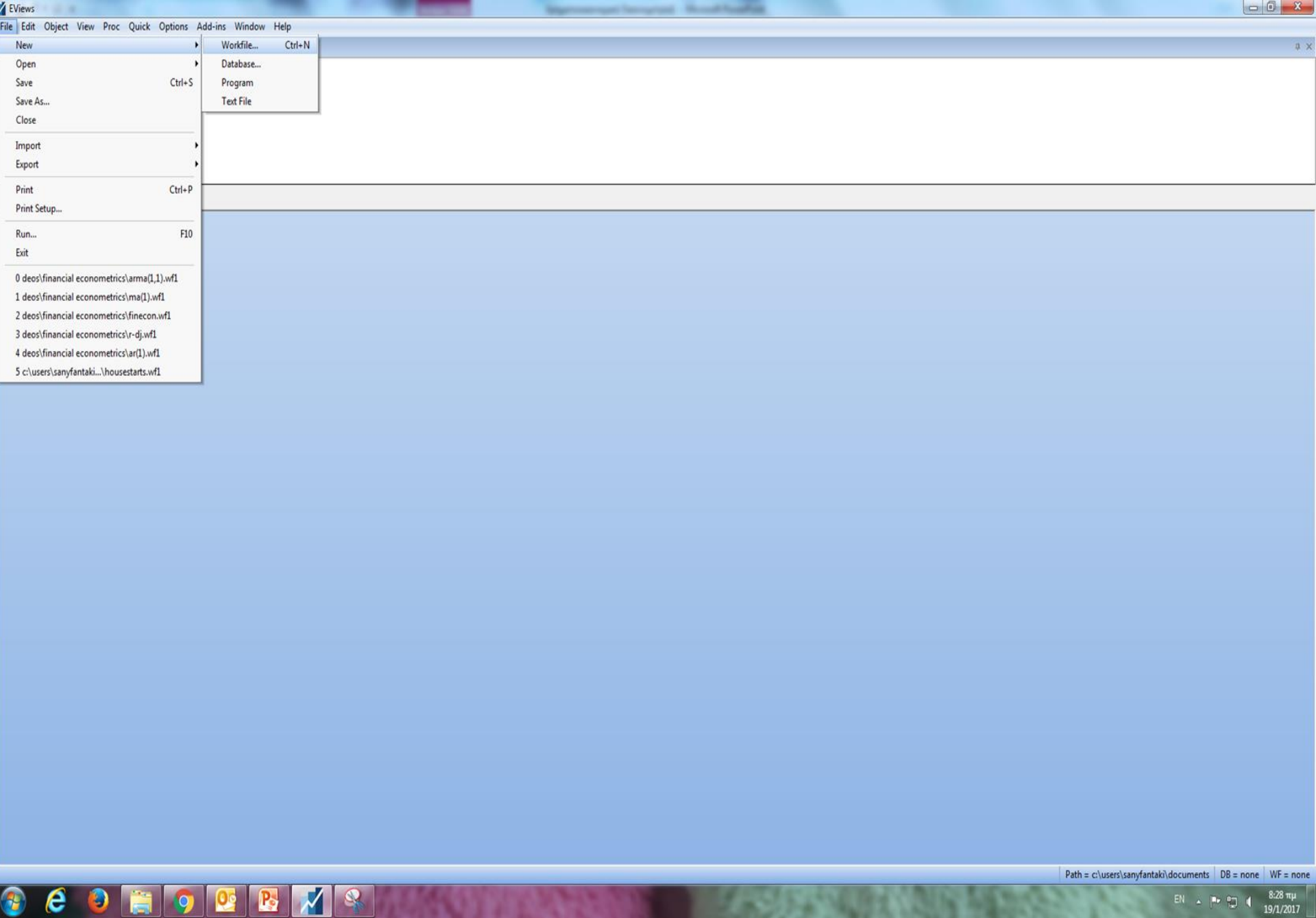


Χρηματοοικονομική Οικονομετρία
(Financial Econometrics)
Εviews

Εισαγωγή

- Όλα τα δεδομένα και τα αποτελέσματά μας αποθηκεύονται σε ένα **Workfile**.
- Για να δημιουργήσουμε ένα καινούριο workfile πάμε **File/New/Workfile**.
- Στο παράθυρο το οποίο εμφανίζεται επιλέγουμε τη συχνότητα των δεδομένων τα οποία θα επεξεργαστούμε.
- Το EViews δέχεται δεδομένα σε ετήσια, εξαμηνιαία, τετραμηνιαία, μηνιαία ή εβδομαδιαία βάση.
- Αν π.χ. τα δεδομένα μας είναι διαθέσιμα σε ετήσια βάση, επιλέγουμε **Annual** και γράφουμε το πρώτο και το τελευταίο έτος για τα οποία είναι διαθέσιμα τα δεδομένα.
- Διαφορετικά **undated or irregular** και εισάγουμε τον αρχικό και τελικό αριθμό των παρατηρήσεων.



Workfile Create [X]

Workfile structure type
Dated - regular frequency ▾

Date specification
Frequency: Annual ▾

Start date:
End date:

Irregular Dated and Panel workfiles may be made from Unstructured workfiles by later specifying date and/or other identifier series.

Workfile names (optional)
WF:
Page:

OK Cancel

Workfile Create [X]

Workfile structure type
Unstructured / Undated ▾

Data range
Observations:

Irregular Dated and Panel workfiles may be made from Unstructured workfiles by later specifying date and/or other identifier series.

Workfile names (optional)
WF:
Page:

OK Cancel

Εισαγωγή

- Εβδομαδιαίες αποδόσεις (weekly excess returns) του δείκτη Dow Jones: πρώτη εβδομάδα Ιούλιος 1979 έως τελευταία εβδομάδα Μάιος 2008.
- Εάν P_t είναι η τιμή της μετοχής/δείκτη τη χρονική στιγμή t τότε η απόδοση (return) υπολογίζεται ως

$$R_t = 100 * \left(\frac{P_t}{P_{t-1}} - 1 \right)$$

- Ασφαλές Επιτόκιο (Risk free rate)=3 month T-bill
- Εάν το ασφαλές επιτόκιο είναι σε ετήσια βάση τότε το κάνουμε σε εβδομαδιαία


















$$R_{ft}=100* \left(\left((1 + \text{Ετησιοποιημένο})^{(1/52)} \right) - 1 \right)$$

- weekly excess returns

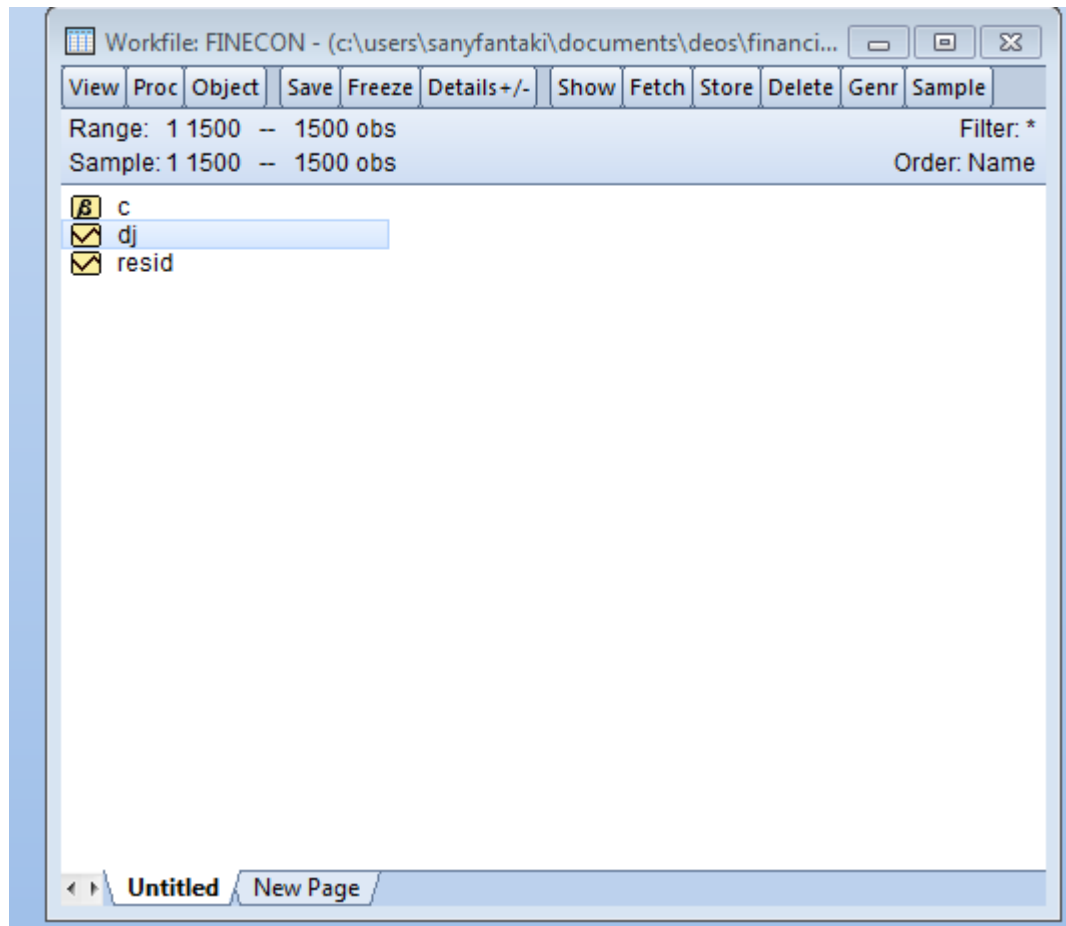
$$r_t = R_t - R_{ft}$$

- 1500 παρατηρήσεις.
- Εισάγουμε τα δεδομένα μας από το Excel με **File/Import/Import from file.**
- Αποθηκεύουμε το workfile με **File/Save as.**

- Κάθε αντικείμενο που υπάρχει στο workfile έχει ένα όνομα και ένα αντικείμενο
- Τα πιο γνωστά αντικείμενα στο Eviews είναι

 Coefficient Vector	 Series
 Equation	 State Space
 Graph	 System
 Group	 SYM (Symmetric Matrix)
 Matrix	 Table
 Model	 Text
 Pool (Time Series / Cross-Section)	 VAR (Vector Autoregression)
 Sample	 Vector/Row Vector
 Scalar	

- Το dj είναι χρονολογική σειρά



- Για να ανοίξουμε ένα αντικείμενο το επιλέγουμε δύο φορές.
- Ανοίγουμε το dj και εμφανίζεται με μία από τις μορφές που μπορούμε να επιλέγουμε από το μενού **View**.
 - **Spreadsheet**: εμφανίζονται τα δεδομένα που αποτελούν τη χρονοσειρά.
 - **Graph**:
 - **Line**: εμφανίζονται τα δεδομένα σε μορφή γραφήματος με το χρόνο στον οριζόντιο άξονα.
 - **Bar**: εμφανίζονται τα δεδομένα σε μορφή οριζόντιου ραβδογράμματος.
 - **Descriptive Statistics/Histogram and Stats**: εμφανίζονται το ιστόγραμμα της κατανομής των δεδομένων και κάποια περιγραφικά μέτρα (μέσος, διάμεσος, τυπική απόκλιση, ασυμμετρία, κύρτωση και η ελεγχοσυνάρτηση Jarque-Bera).

Series: DJ Workfile: FINECON::Untitled\

View Proc Object Properties Print Name Freeze Default Sort Edit+/- SmpI+

- SpreadSheet
- Graph...
- Descriptive Statistics & Tests
- One-Way Tabulation...
- Correlogram...
- Long-run Variance...
- Unit Root Test...
- Breakpoint Unit Root Test...
- Variance Ratio Test...
- BDS Independence Test...
- Forecast Evaluation...

Label

16	1.407074
17	0.789586
18	-0.950536
19	-0.294898
20	-1.458677
21	2.923260
22	

View/Graph

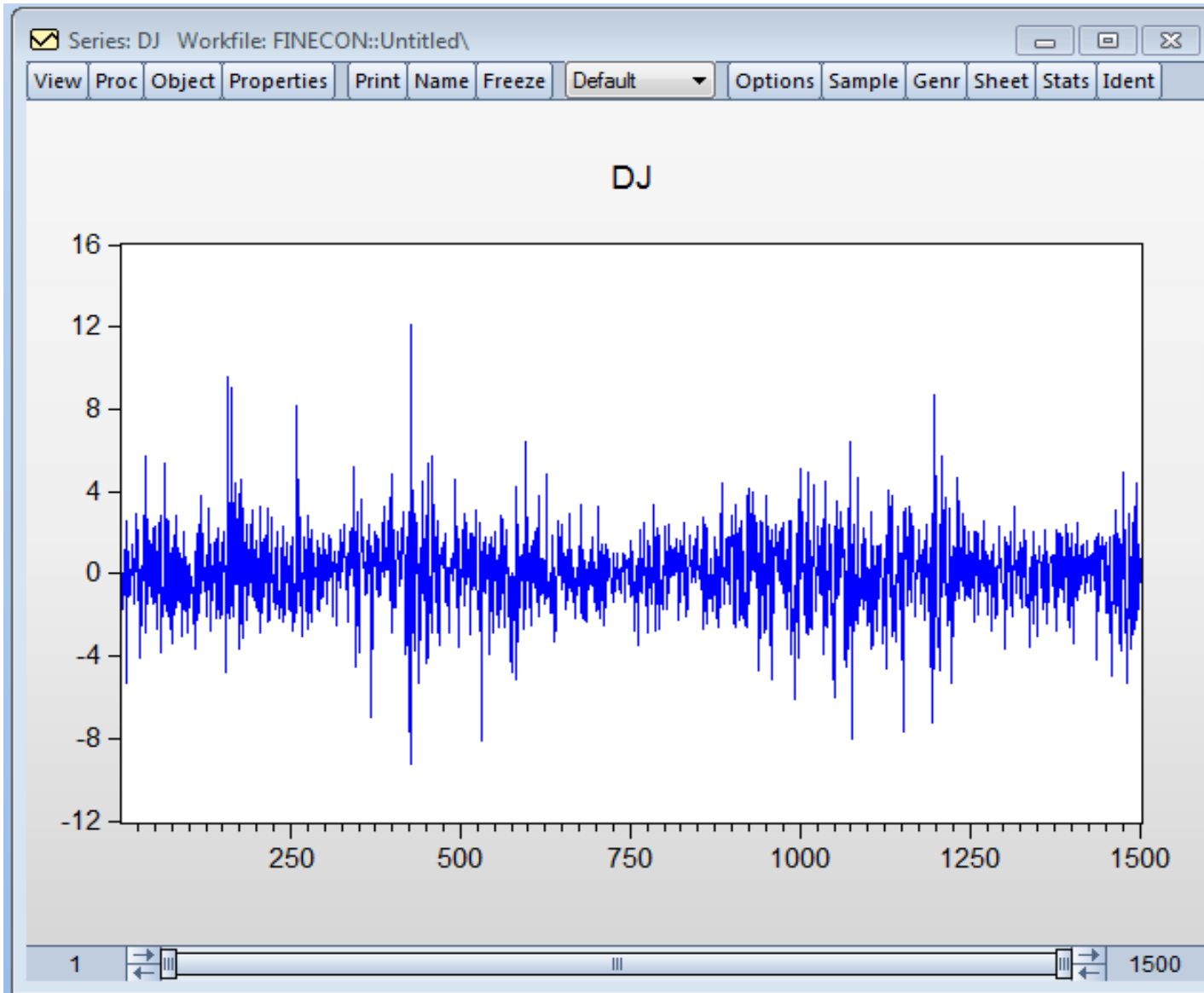
The screenshot displays the EViews software interface. In the background, a data table is visible with the following data:

1	-0.929356
2	0.036516
3	-1.724053
4	0.039300
5	1.209075
6	-1.038771
7	2.606899
8	-5.315821
9	-2.184330
10	-0.195618
11	1.055148
12	-0.977559
13	-0.977010
14	-0.653668
15	-1.014029
16	1.407074
17	0.789586
18	-0.950536
19	-0.294898
20	-1.458677
21	2.923260
22	0.157100

The foreground features the 'Graph Options' dialog box, which is configured as follows:

- Option Pages:** A tree view with 'Graph Type' expanded to show 'Basic type' selected.
- Graph type:** 'Basic graph' is selected in the 'General:' dropdown.
- Specific:** 'Line & Symbol' is selected in the list.
- Details:**
 - Graph data: Raw data
 - Orientation: Normal - obs axis on bottom
 - Axis borders: None
 - Multiple series: Single graph

Buttons at the bottom of the dialog include 'Undo Page Edits', 'OK', and 'Cancel'.



View/Graph/Line & Symbol

Βασικά χαρακτηριστικά χρηματοοικονομικών σειρών

- ***View/Descriptive Statistics & Test/Histogram and Stats***
- Το κυρίαρχο στοιχείο πολλών χρηματοοικονομικών σειρών είναι η μη κανονικότητα
 - Ασυμμετρία: Θετική (μέσος > διάμεσος) ή αρνητική (μέσος < διάμεσος).
 - Η κανονική κατανομή έχει ασυμμετρία μηδέν

$$\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left(\frac{y_i - \mu}{\hat{\sigma}} \right)^3$$

- Λεπτοκύρτωση: Παρουσία παχιών ουρών.
- Η κανονική κατανομή έχει κύρτωση τρία.

$$\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left(\frac{y_i - \mu}{\hat{\sigma}} \right)^4$$

- Κύρτωση μεγαλύτερη από τρία σημαίνει λεπτόκυρτη κατανομή και κύρτωση μικρότερη από τρία σημαίνει πλατύκυρτη κατανομή.

Έλεγχος για κανονικότητα

- Η στατιστική Jarque-Bera ελέγχει την αρχική υπόθεση ότι η σειρά κατανέμεται κανονικά.
- Μετράει την απόκλιση της ασυμμετρίας και της κύρτωσης της σειράς από τις τιμές της κανονικής κατανομής.

$$Jarque\ Bera = \frac{N}{6} \left(S + \frac{(K - 3)^2}{4} \right)$$

Όπου S η ασυμμετρία και K η κύρτωση.

- Κάτω από τη μηδενική υπόθεση, η στατιστική JB κατανέμεται ως χ^2 με 2 βαθμούς ελευθερίας.
- Αν το p-value είναι μικρότερο από το επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας τότε απορρίπτουμε τη μηδενική υπόθεση ότι η σειρά κατανέμεται κανονικά.

Command

Command Capture

Workfile: DJ - (c:\users\sanyfantaki\documents\dj.wf1)

View Proc Object Save Freeze Details+/- Show Fetch Store Delete Genr Sample

Range: 1 1500 -- 1500 obs Filter: *

Sample: 1 1500 -- 1500 obs Order: Name

c
dj
resid

Dj New Page

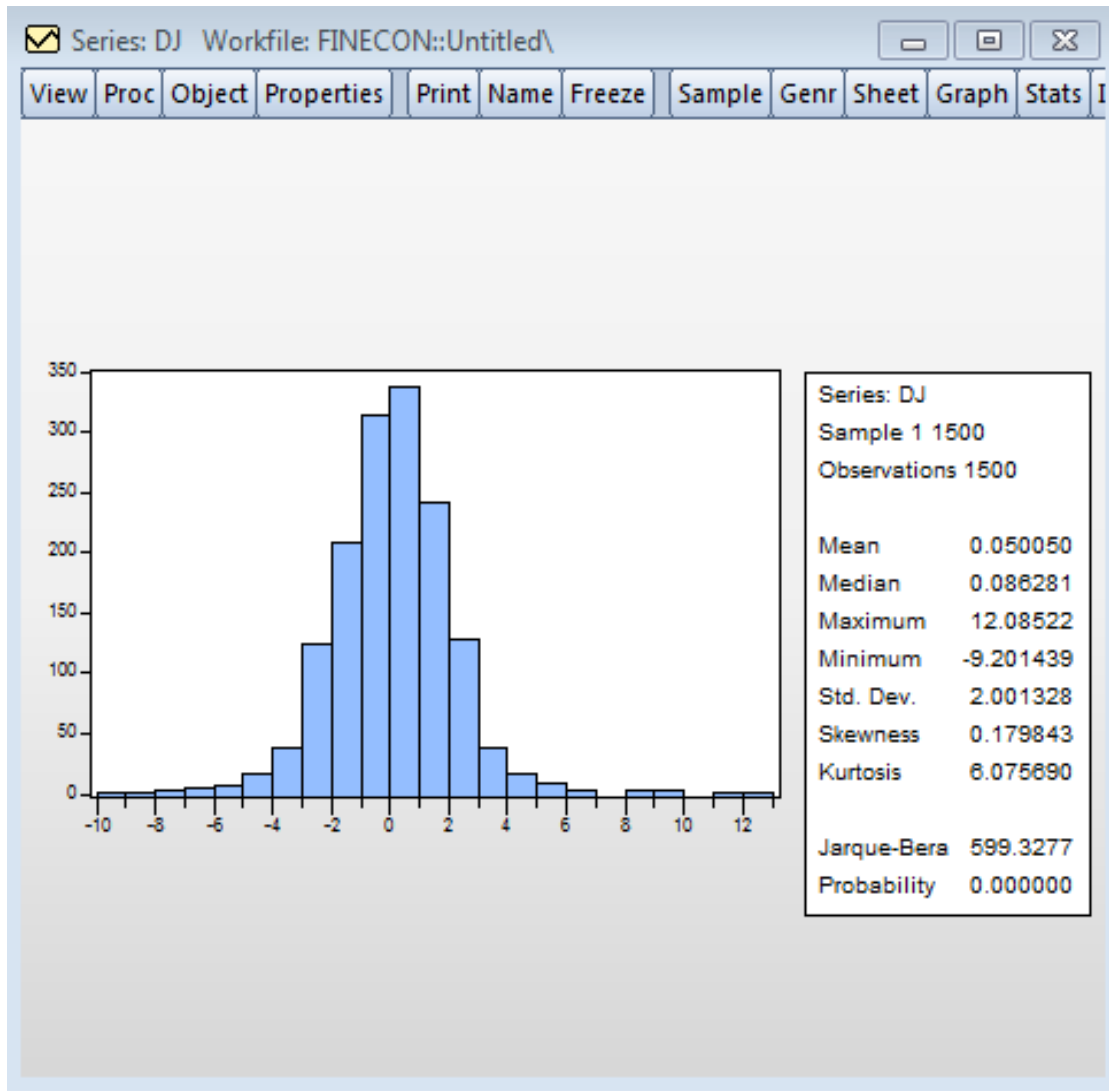
Series: DJ Workfile: DJ:DJ

View Proc Object Properties Print Name Freeze Default Sort Edit+/- Smpl+

- SpreadSheet
- Graph...
- Descriptive Statistics & Tests
 - Histogram and Stats
 - Stats Table
 - Stats by Classification...
- One-Way Tabulation...
- Correlogram...
- Long-run Variance...
- Unit Root Test...
- Breakpoint Unit Root Test...
- Variance Ratio Test...
- BDS Independence Test...
- Forecast Evaluation...

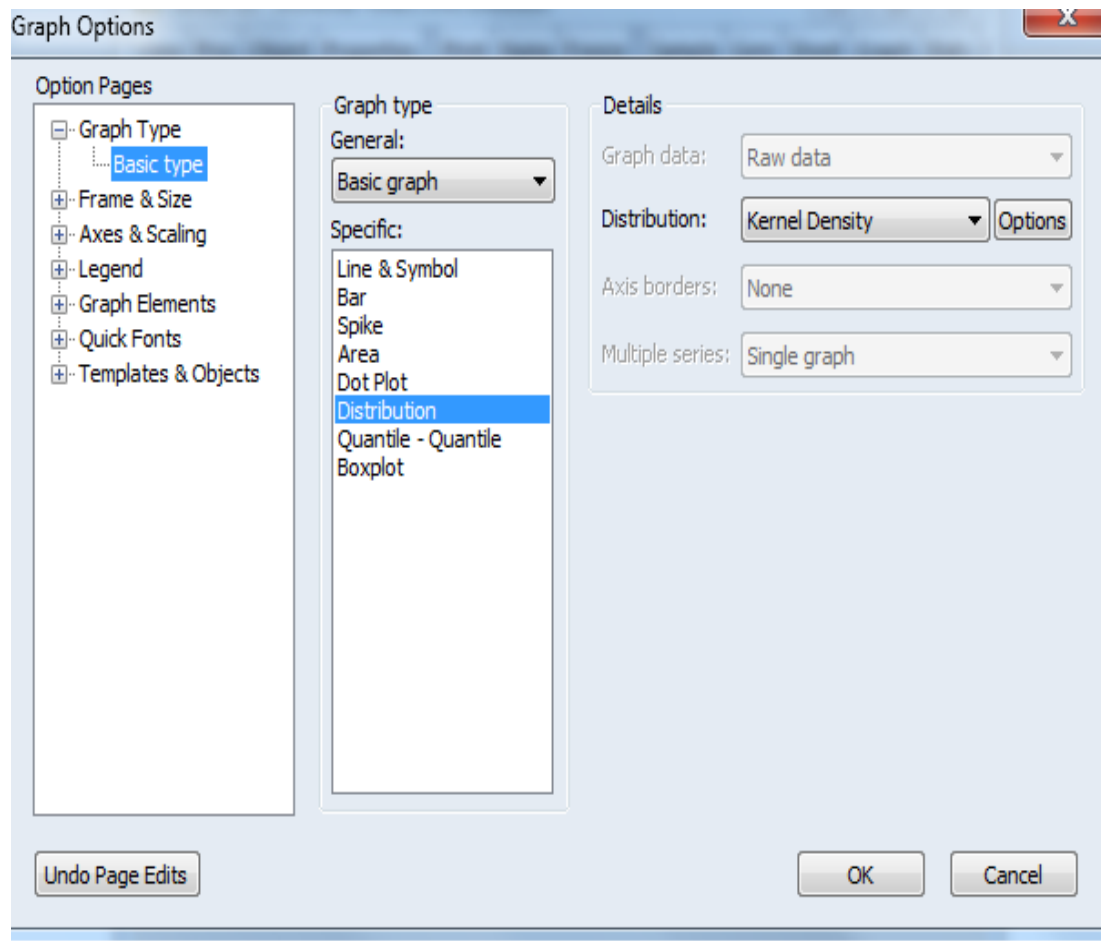
Label

15	-1.014029
16	1.407074
17	0.789586
18	-0.950536
19	-0.294898
20	-1.458677
21	0.000000



- Ασυμμετρία προς τα δεξιά.
- Κύρτωση > 3
Λεπτοκύρτωση.
- Η κατανομή του Dow Jones δεν είναι κανονική.
- Στατιστικός έλεγχος Jarque Bera: 599,32 με p-value 0,00. Άρα απορρίπτουμε τη μηδενική υπόθεση ότι ο δείκτης DJ κατανέμεται κανονικά.

- Μέθοδος Kernel: Δεύτερος τρόπος για να ελέγξουμε την κανονική κατανομή



- Τα ιστογράμματα δίνουν μια πολύ «χονδρική» εικόνα της κατανομής της σειράς και για τον λόγο αυτό προτιμούμε να δουλεύουμε με εκτιμήσεις της συνάρτησης πυκνότητας πιθανότητας (ΣΠΠ).
- Εκτιμήσεις της ΣΠΠ με βάση τις μεθόδους Kernel.
- $$f(x) = \frac{1}{Nh} \sum_{i=1}^N K\left(\frac{x-X_i}{h}\right)$$
 Όπου h =bandwidth, K =Kernel density function.

Έλεγχος κανονικότητας

- Ένας άλλος τρόπος να ελέγξουμε εμπειρικά την κανονικότητα μιας σειράς είναι να συγκρίνουμε απευθείας την ΣΠΠ με την αντίστοιχη της κανονικής κατανομής.
- Για σειρές που είναι κανονικές θα περιμέναμε μια συμφωνία της εμπειρικής ΣΠΠ με την κανονική.
- Από το Options μπορούμε να προσθέσουμε στο ιστόγραμμα τη θεωρητική κανονική κατανομή.

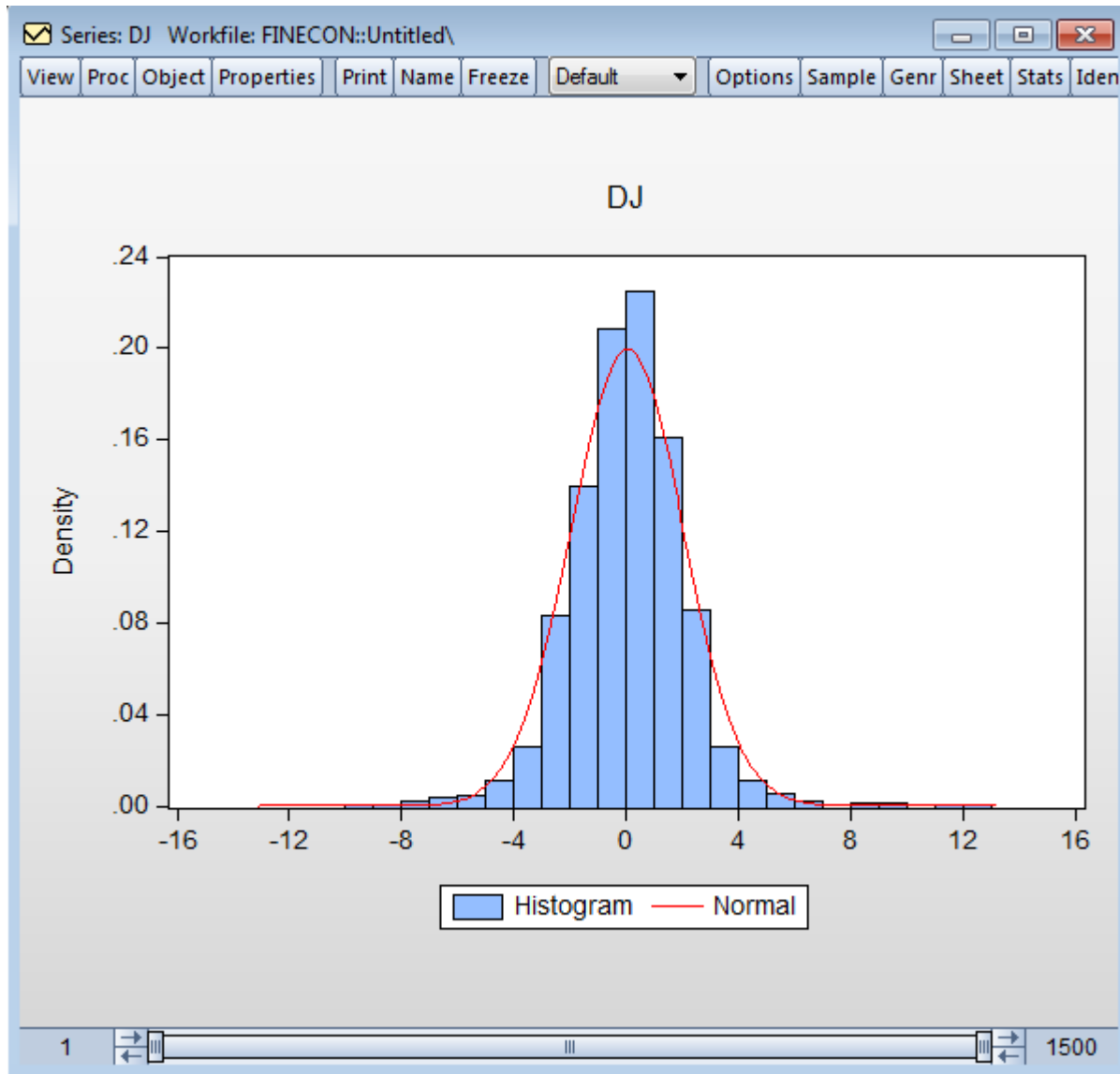
Έλεγχος Κανονικότητας

The image shows two overlapping dialog boxes from a software application. The background dialog is titled "Graph Options" and has a close button (X) in the top right. It is divided into several sections:

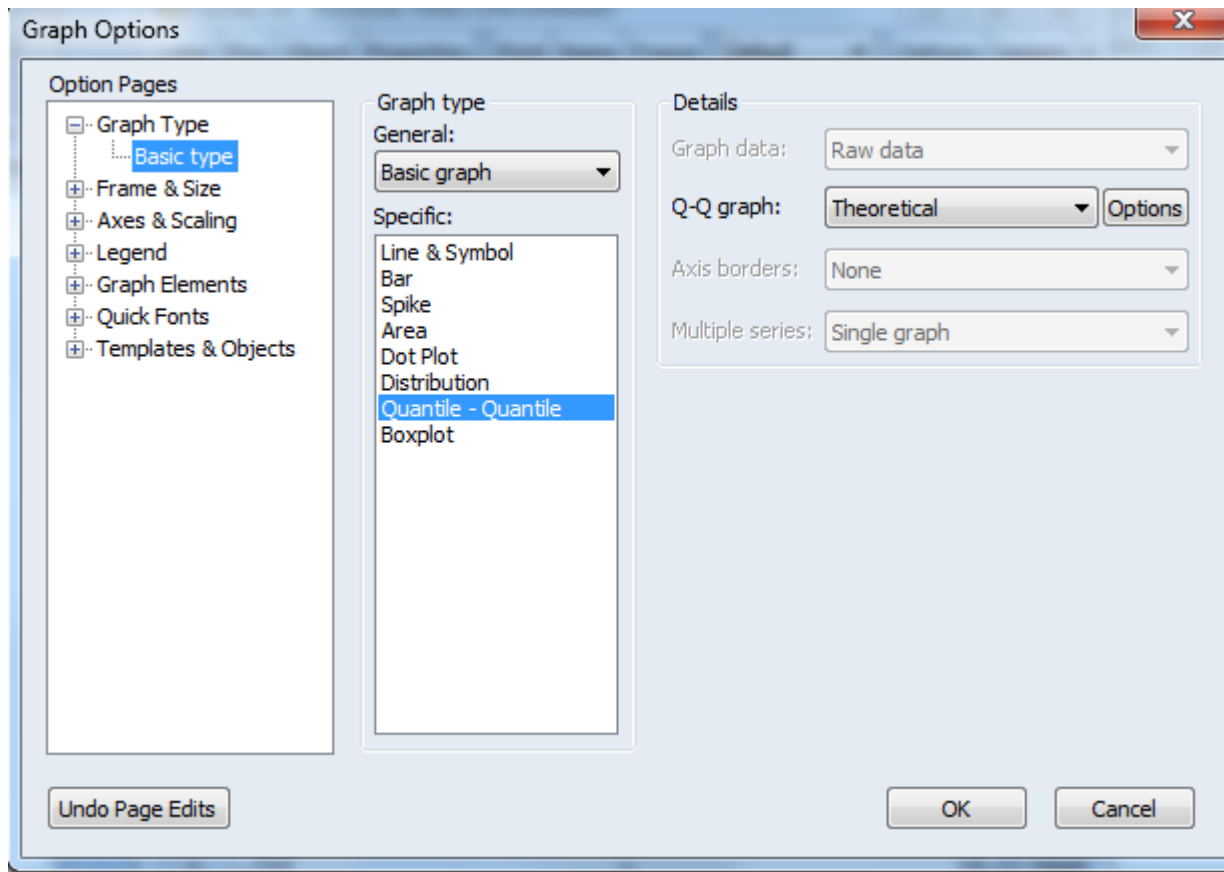
- Option Pages:** A list of categories including Graph Type (with "Basic type" selected), Frame & Size, Axes & Scaling, Legend, Graph Elements, Quick Fonts, and Templates & Objects.
- Graph type:** A "General:" section with a dropdown menu set to "Basic graph".
- Specific:** A list of graph types including Line & Symbol, Bar, Spike, Area, Dot Plot, Distribution (highlighted in blue), Quantile - Quantile, and Boxplot.
- Details:** A section with four dropdown menus: "Graph data:" (Raw data), "Distribution:" (Histogram), "Axis borders:" (None), and "Multiple series:" (Single graph). There is an "Options" button next to the "Distribution:" dropdown.
- Undo Page Edits:** A button at the bottom left.

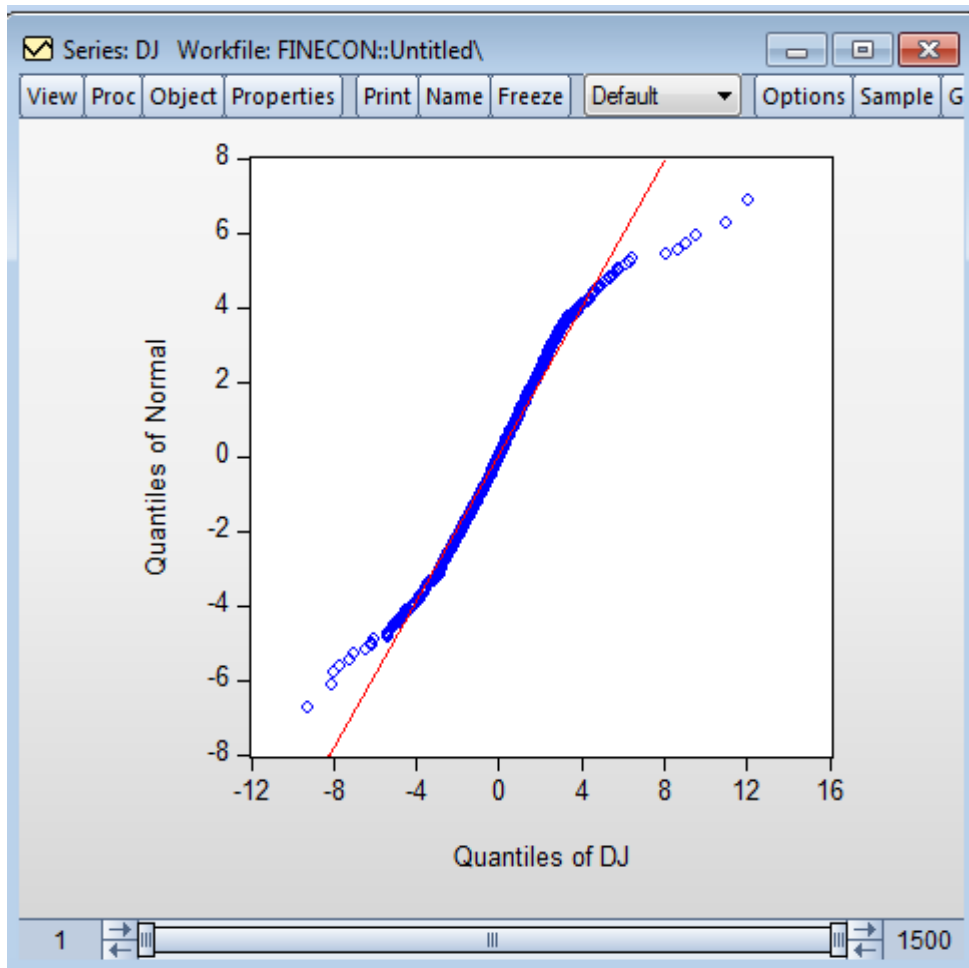
The foreground dialog is titled "Distribution Plot Customize" and has a close button (X) in the top right. It contains the following sections:

- Added Elements:** A list box containing "Histogram" and "Theoretical Distribution" (highlighted in blue). Below the list are "Add" and "Remove" buttons.
- Specification:** A section with a "Distribution:" dropdown menu set to "Normal". Below it is a yellow box containing the normal distribution formula:
$$f(x|\mu, \sigma) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \exp\left(-\frac{1}{2\sigma^2}(x - \mu)^2\right)$$
. Underneath the formula are two input fields for parameters μ and σ , with a text label: "Enter number or expression for parameter, or leave blank to estimate value".
- Options:** A section with a "Fill area" checkbox (unchecked) and a "Legend labels:" dropdown menu set to "Default".
- Buttons:** "OK" and "Cancel" buttons at the bottom.



- Δεκατημόρια (Quantile-quantile plots):
 - Χρησιμοποιούνται για να ελέγξουμε κατά πόσο η σειρά ακολουθεί μια θεωρητική κατανομή, την κανονική κατανομή.
 - Εάν οι δύο κατανομές ταυτίζονται τότε θα πρέπει το QQ plot να βρίσκεται πάνω σε μία ευθεία γραμμή.





- Στον οριζόντιο άξονα έχουμε τα δεκατημόρια της εμπειρικής κατανομής και στον κάθετο της (θεωρητικής) κανονικής κατανομής.
- Ο δείκτης DJ δεν κατανέμεται κανονικά.

Προβλεψιμότητα

- Μία σειρά είναι προβλέψιμη αν υπάρχει συσχέτιση ανάμεσα στις τρέχουσες και τις παρελθούσες τιμές της σειράς.
- Ο συντελεστής αυτοσυσχέτισης μιας σειράς για χρονική υστέρηση k υπολογίζεται ως

$$\hat{\rho}_k = \frac{\frac{1}{T} \sum_{t=k+1}^T (y_t - \bar{y})(y_{t-k} - \bar{y})}{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (y_t - \bar{y})^2}$$

- Εάν πχ. $\hat{\rho}_1$ μη μηδενικό τότε η σειρά παρουσιάζει αυτοσυσχέτιση πρώτης τάξης.

Έλεγχος αυτοσυσχέτισης

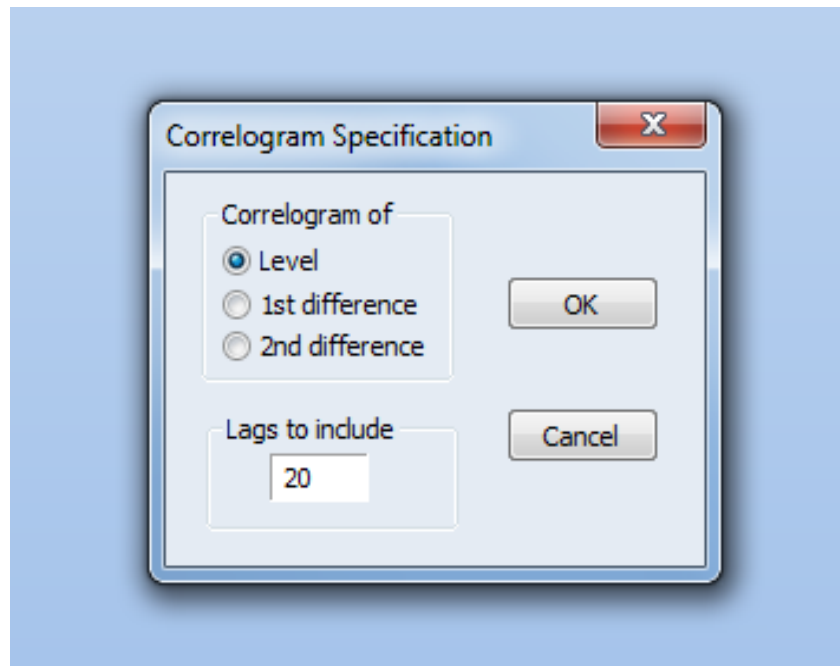
- Βασικό χαρακτηριστικό των αποδόσεων είναι δεν παρουσιάζουν σημαντική αυτοσυσχέτιση.
- Κορρελόγραμμα (Correlogram):
 - Συντελεστές αυτοσυσχέτισης (autocorrelation) καθώς και τη γραφική τους μορφή για τόσες χρονικές υστερήσεις όσες έχουμε προεπιλέξει.
 - Οι διακεκομμένες γραμμές είναι το 95% διάστημα εμπιστοσύνης που ισούται με $\pm 2\sqrt{T}$.
 - Εάν οι συντελεστές βρίσκονται εντός του διαστήματος τότε δεν είναι στατιστικά σημαντικοί για 5% επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας.
- Ljung-Box Q στατιστική ότι δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση μέχρι και k χρονικές υστερήσεις.

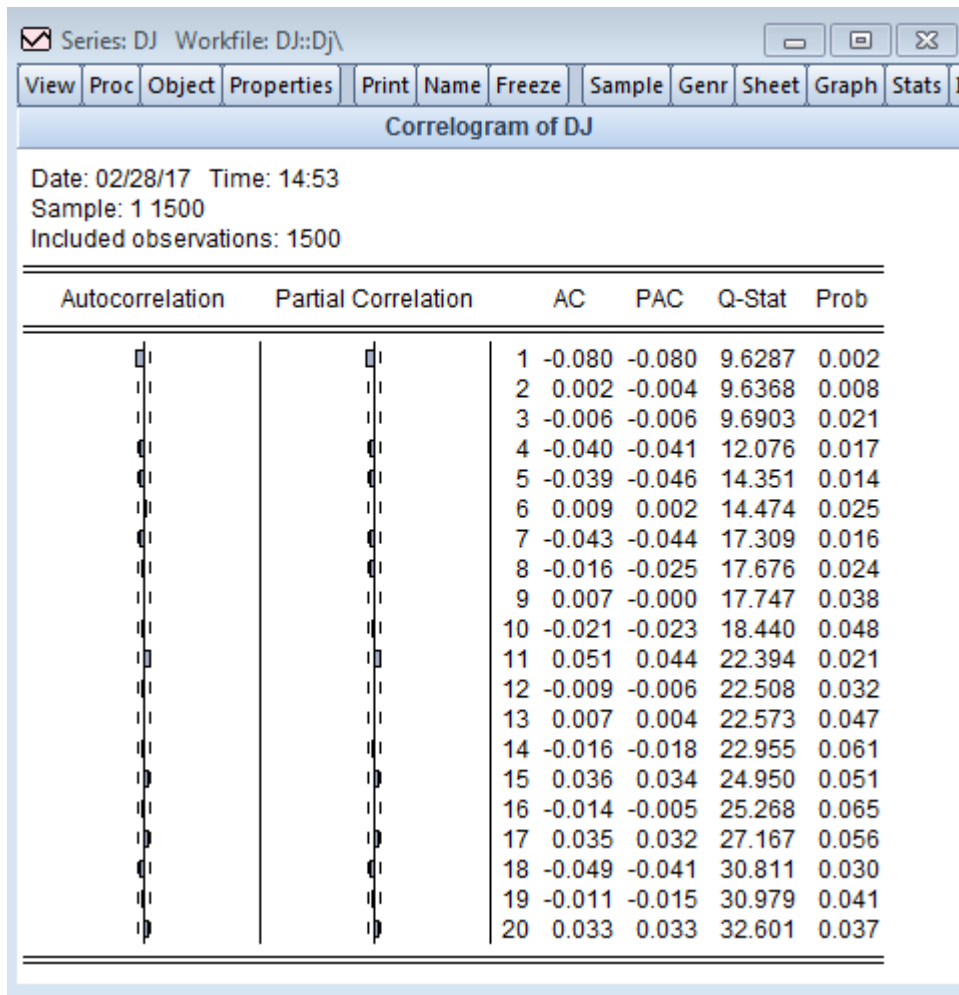
$$Q = T(T + 2) \sum_{j=1}^k \frac{\hat{\rho}_j^2}{T - j}$$

- Κάτω από τη μηδενική υπόθεση η στατιστική κατανέμεται ως χ^2 με k βαθμούς ελευθερίας. Εάν έχουμε όμως ένα ARMA υπόδειγμα τότε θα πρέπει να διορθώσουμε με τον αριθμό των συντελεστών AR και MA.
- Ένα $\text{Prob}(Q\text{-stat}) < 1\%$ ή 5% τότε απορρίπτουμε τη μηδενική υπόθεση ότι δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση.

Έλεγχος αυτοσυσχέτισης

- **View/Correlogram** και ορίζουμε εάν θέλουμε έλεγχο στα επίπεδα (**Level**), σε πρώτες διαφορές (**1st difference**) ή δεύτερες διαφορές (**2nd difference**) και τον μέγιστο αριθμό των χρονικών υστερήσεων (**lags**).





- Σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 1% δεν μπορούμε να απορρίψουμε τη μηδενική υπόθεση και η σειρά δεν είναι προβλέψιμη.
- Σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 5% απορρίπτουμε την μηδενική υπόθεση και η σειρά είναι προβλέψιμη δηλ. η τιμή της προηγούμενης περιόδου έχει προβλεπτική ισχύ.
- Μη στατιστικά σημαντική αυτοσυσχέτιση αποδόσεων σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 1% μέχρι και την εικοστή χρονική υστέρηση.

Volatility clustering

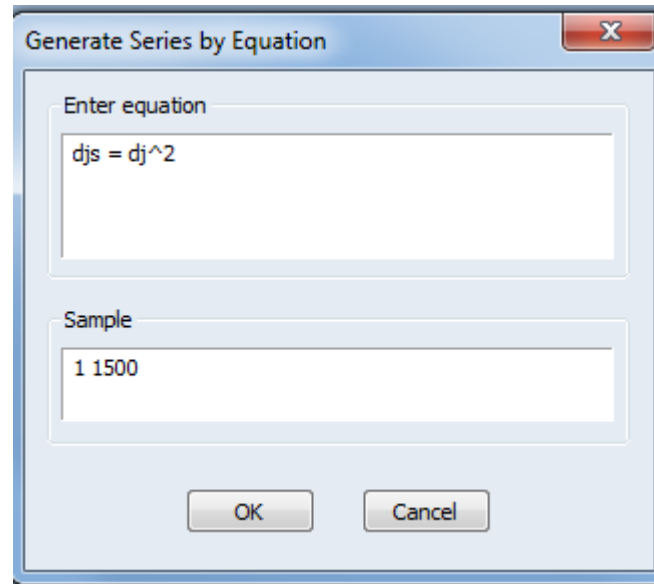
- Παρατηρούνται στατιστικά σημαντικές αυτοσυσχετίσεις στις τετραγωνικές αποδόσεις ή στις απόλυτες τιμές αυτών.
- Οι αποδόσεις είναι γραμμικώς ανεξάρτητες αλλά παρουσιάζουν μη γραμμική εξάρτηση.
- *«Μεγάλες αλλαγές τείνουν να ακολουθούνται από μεγάλες αλλαγές και μικρές αλλαγές τείνουν να ακολουθούνται από μικρές αλλαγές».*
- Ομαδοποιημένη μεταβλητότητα (Volatility Clustering).
- GARCH υποδείγματα: Η μεταβλητότητα εξαρτάται από το πρόσφατο παρελθόν της χρονοσειράς.

Βασικές Εντολές

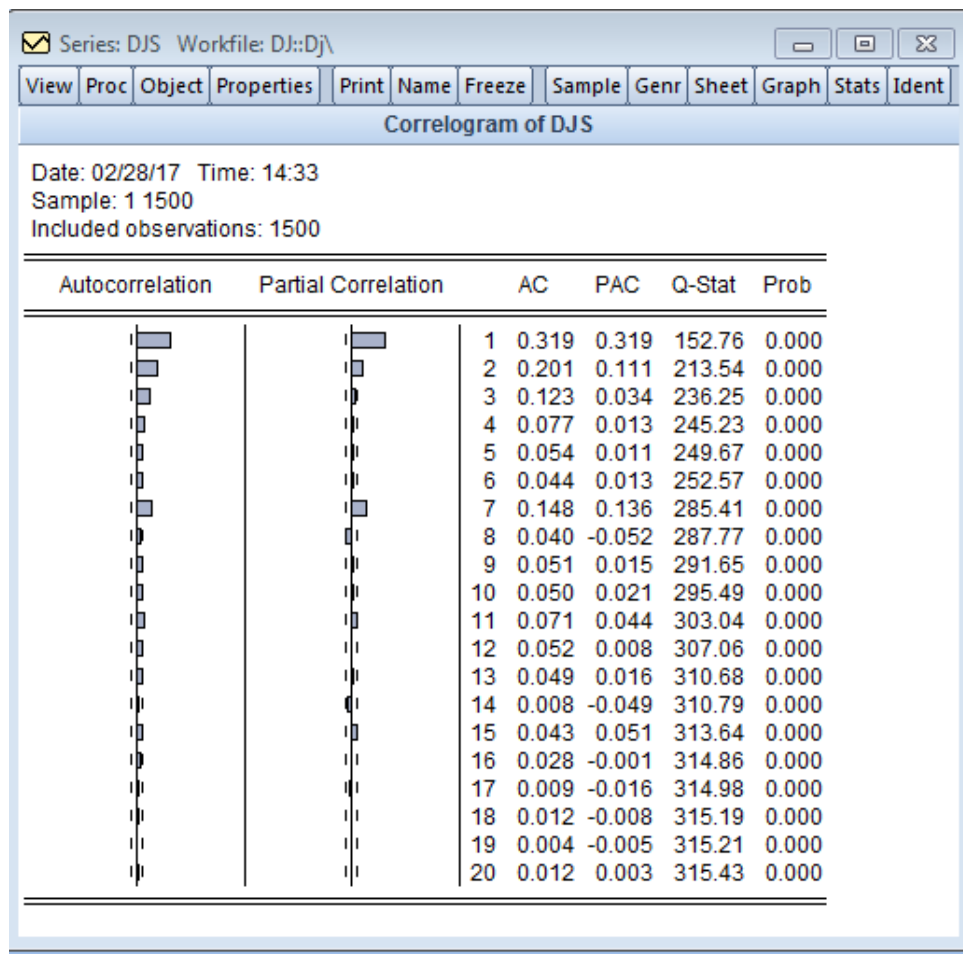
- Στο command line

`genr djs = dj^2`

- Quick/Generate Series



- Object/Generate Series



- Τα τετράγωνα των αποδόσεων παρουσιάζουν στατιστικά σημαντικές αυτοσυσχετίσεις για οποιοδήποτε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας και μέχρι την εικοστή χρονική υστέρηση.
- Δεν μπορούμε να απορρίψουμε την υπόθεση για μη γραμμική εξάρτηση των αποδόσεων.

Capital Asset Pricing Model (CAPM)

- Ένα από τα βασικότερα προβλήματα της σύγχρονης Χρηματοοικονομικής είναι ο σωστός προσδιορισμός των αναμενόμενων αποδόσεων ενός χρεογράφου.
- Το πρώτο υπόδειγμα που ήρθε να δώσει μία απάντηση στο ερώτημα αυτό είναι το μοντέλο αποτίμησης κεφαλαιακών στοιχείων (CAPM).
- Δίνει ένα σύνολο προβλέψεων σχετικά με τις αναμενόμενες αποδόσεις των χρεογράφων σε κίνδυνο υπό την προϋπόθεση ότι επικρατεί μία κατάσταση ισορροπίας στην αγορά.
- Το υπόδειγμα CAPM δημιουργήθηκε ως ένα υπόδειγμα αποτίμησης βασισμένο στη θεωρία διαφοροποίησης του Markowitz.
- Οι επενδυτές επιλέγουν να κατανείμουν το κεφάλαιό τους μεταξύ του ακίνδυνου χρεογράφου και ενός διαφοροποιημένου χαρτοφυλακίου χρεογράφων με κίνδυνο, επιδιώκοντας έτσι να βελτιστοποιήσουν τη χρησιμότητά τους.

Capital Asset Pricing Model (CAPM)

- Το υπόδειγμα αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων (Capital Asset Pricing Model) δείχνει τη σχέση της προσδοκώμενης απόδοσης ενός χρεογράφου i , $E(r_i)$, με το συστηματικό του κίνδυνο (ή κίνδυνο της αγοράς) που υπολογίζεται με το συντελεστή βήτα β_i .
- Συστηματικός νοείται ο κίνδυνος που οφείλεται σε παράγοντες του συνολικού μακροοικονομικού περιβάλλοντος και επηρεάζουν το σύνολο των επιχειρήσεων (πχ. η κίνηση των επιτοκίων, η νομισματική πολιτική, η οικονομική ανάπτυξη, το δημοσιονομικό έλλειμμα κ.λ.π).
- Η εκτίμηση του συστηματικού κίνδυνου γίνεται με την παρακάτω σχέση της προσδοκώμενης απόδοσης με το πριμ της αγοράς (Risk Premium).

$$E(r_i) = r_f + \beta_i [E(r_m) - r_f]$$

- Όπου r_f η απόδοση του ακίνδυνου αξιογράφου, $E(r_m)$ η προσδοκώμενη απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς.
- Πριμ κινδύνου: το ποσοστό εκείνο για το οποίο η απόδοση ενός χρεογράφου ξεπερνάει το ελεύθερο από κίνδυνο επιτόκιο.
- Ο δείκτης που αντιπροσωπεύει το συστηματικό κίνδυνο του αξιόγραφο υπολογίζεται από τον ακόλουθο τύπο

$$\beta_i = \frac{\text{cov}(r_i, r_m)}{\sigma_m^2}$$

- Για τον υπολογισμό του συστηματικού κίνδυνου μιας μετοχής χρησιμοποιούμε την απλή παλινδρόμηση γνωστή ως υπόδειγμα αγοράς.

Γραμμική Παλινδρόμηση

- Θα δημιουργήσουμε ένα μοντέλο το οποίο να μπορεί να ερμηνεύει ικανοποιητικά τη σχέση CAPM

$$r_t = a + br_{mt} + u_t$$

Όπου r_t είναι οι εβδομαδιαίες υπερβάλλουσες αποδόσεις της μετοχής και r_{mt} είναι οι εβδομαδιαίες υπερβάλλουσες αποδόσεις της αγοράς (γενικός δείκτης).

- Τα κατάλοιπα u_t με αναμενόμενη τιμή μηδέν αντιπροσωπεύουν το μη συστηματικό κίνδυνο (ή ειδικό κίνδυνο).
- Όλες οι αποδόσεις πρέπει να είναι εκφρασμένες ως διαφορές από την βέβαιη απόδοση.
- Ο συντελεστής b δείχνει την ευαισθησία των υπεραποδόσεων του χρεογράφου στην μεταβολή των υπεραποδόσεων της αγοράς.
- Το υπόδειγμα CAPM βασίζεται στην απλή γραμμική παλινδρόμηση.

Γραμμική Παλινδρόμηση

- Για την εφαρμογή της μεθόδου χρησιμοποιήσαμε:
 - Μετοχή Apple για την περίοδο 1988-2014.
 - S&P 500 για την περίοδο 1988-2014.
- 1400 εβδομαδιαίες παρατηρήσεις.
- Για τη δημιουργία χρονολογικών σειρών υπεραποδόσεων χρησιμοποιήσαμε το τριμηνιαίο επιτόκιο κρατικών ομολόγων χωρίς κίνδυνο.
- Σε πρώτο στάδιο θέλουμε να δούμε αν υπάρχει γραμμική σχέση μεταξύ της εξαρτημένης και της ανεξάρτητης μεταβλητής.

CAPM

- Θα δημιουργήσουμε ένα νέο αντικείμενο το οποίο θα είναι ένα **group** που θα αποτελείται από τις μεταβλητές μας.
- Επιλέγουμε πρώτα την εξαρτημένη μεταβλητή (apple) πατάμε το πλήκτρο Ctrl και χωρίς να το αφήσουμε επιλέγουμε την ανεξάρτητη μεταβλητή (SP).
- Κατόπιν **Open/as Group**.
- Δίνουμε το όνομα CAPM στο νέο αντικείμενο που δημιουργήσαμε.

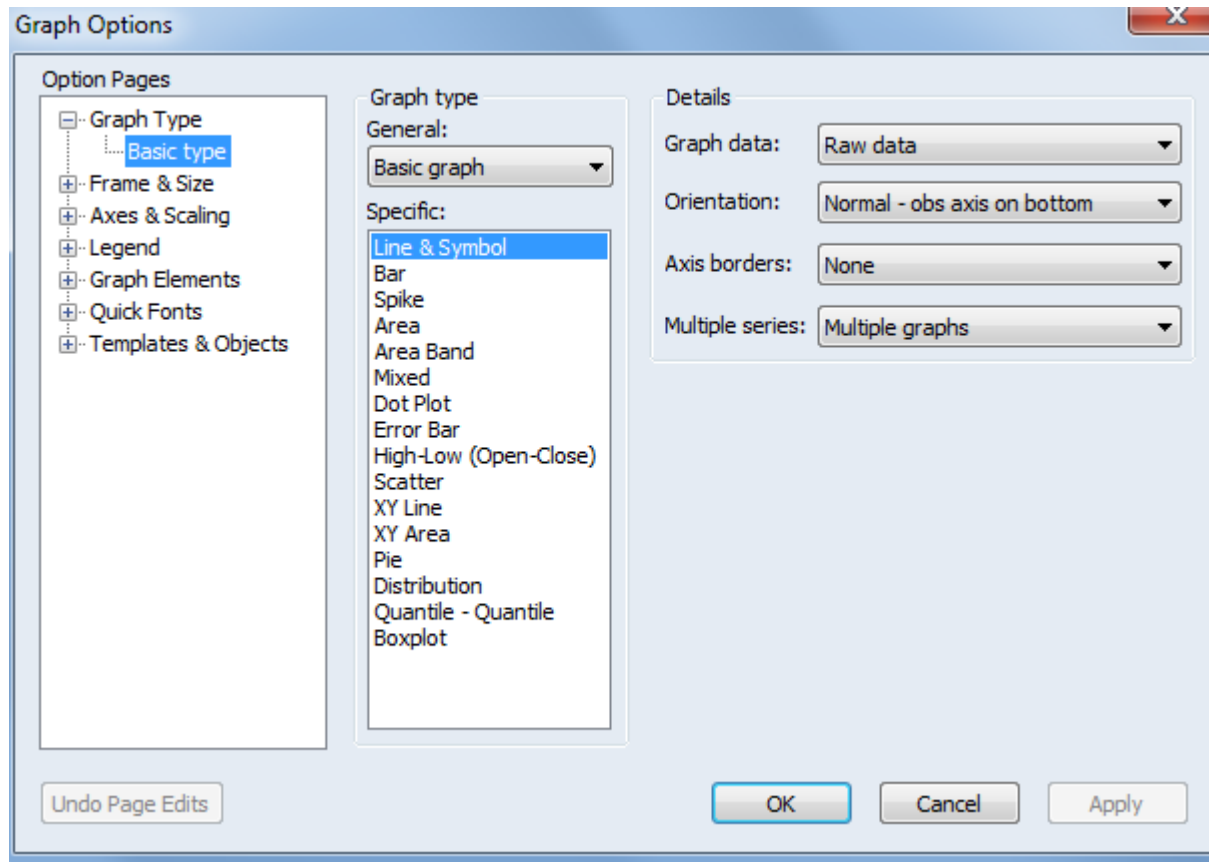
Workfile: CAPM - (c:\users\sanyfantaki\documents\deos\financial e...
View Proc Object Save Freeze Details+/- Show Fetch Store Delete Genr Sample
Range: 1 1399 -- 1399 obs Filter: *
Sample: 1 1399 -- 1399 obs Order: Name

<input checked="" type="checkbox"/> appl			
<input checked="" type="checkbox"/> c	Open		as Group
<input checked="" type="checkbox"/> resi	Preview	F9	as Equation...
<input checked="" type="checkbox"/> sp	Copy	Ctrl+C	as Factor...
	Copy Special...		as VAR...
	Paste	Ctrl+V	as System...
	Paste Special...		as Multiple series
	Fetch from DB...		
	Update...	Ctrl+F5	
	Store to DB...		
	Export to file...		
	Manage Links & Formulae...		
	Rename...		
	Delete		

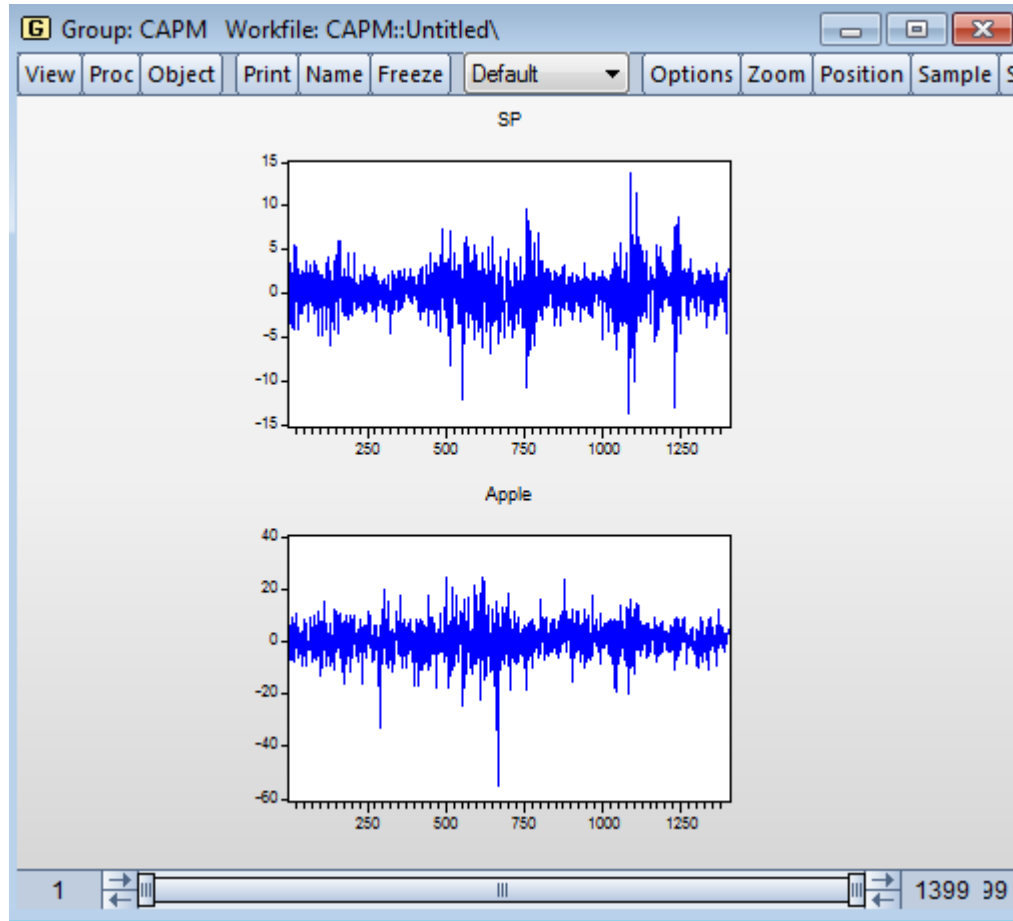
Untitled New Page

CAPM

View/Graph/Line&Symbol: Multiple Graphs: σχεδιάζουμε το γράφημα της εξαρτημένης με την ανεξάρτητη μεταβλητή για να έχουμε μία πρώτη ένδειξη συσχέτισης.



- View/Graph/Line&Symbol/Multiple Graph



Εκτίμηση υποδείγματος

- Για να εκτιμήσουμε ένα μοντέλο στο EViews επιλέγουμε από το μενού του workfile (και όχι από το μενού κάποιου αντικειμένου, π.χ. series).

Object\New Object\Equation

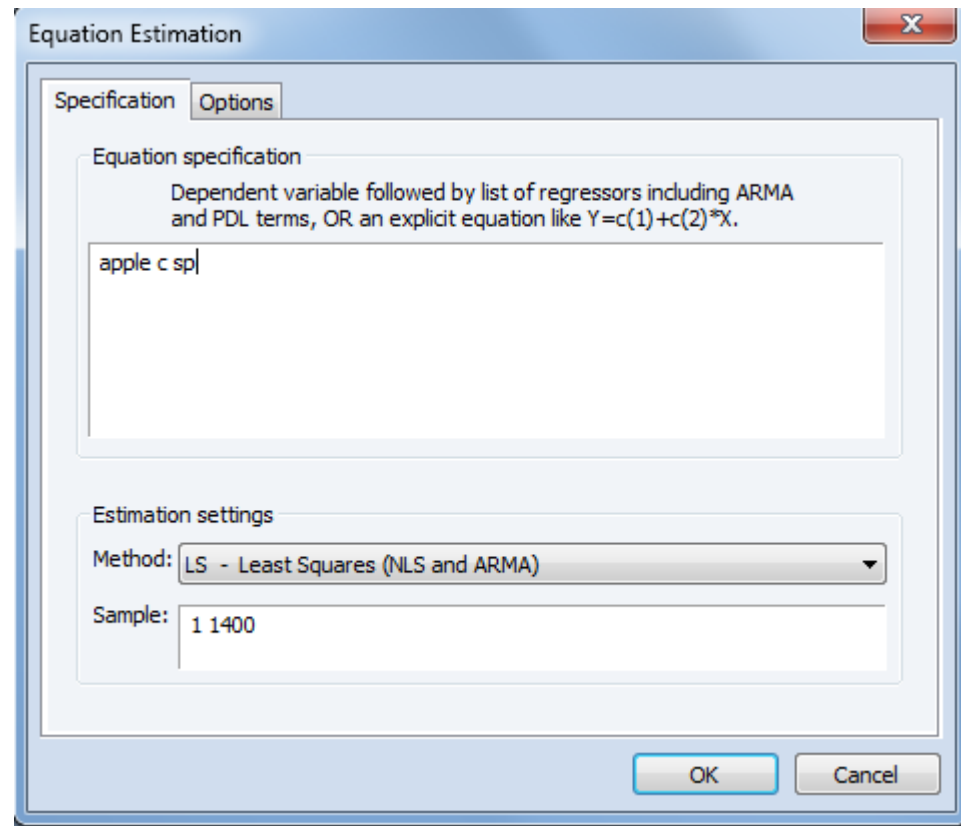
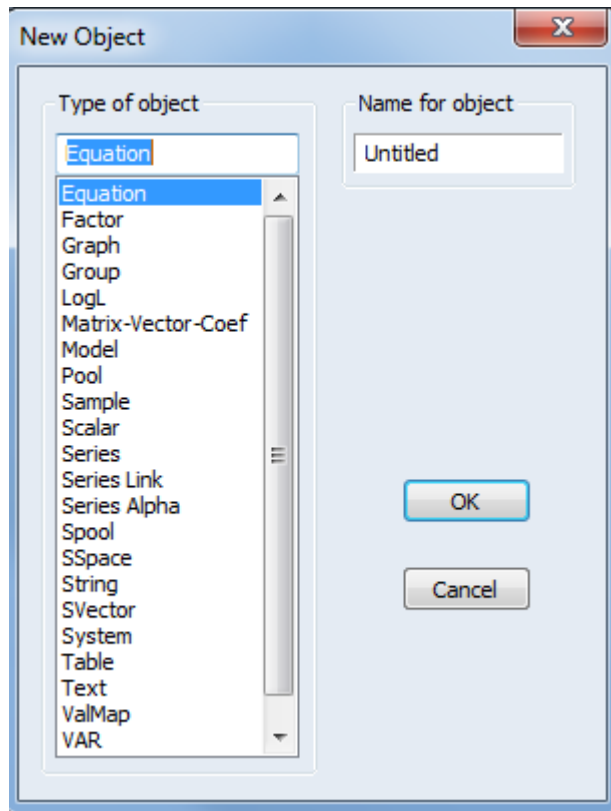
ή

Quick/Estimate Equation

- Αλλιώς με την εντολή (command)

ls apple c sp

Εκτίμηση υποδείγματος



Εκτίμηση υποδείγματος

- Στο πεδίο **Equation Specification** γράφουμε το μοντέλο το οποίο θέλουμε να εκτιμήσουμε.
- Στο πεδίο **Estimation Setting\Method** επιλέγουμε τη μέθοδο με την οποία θα εκτιμηθεί το μοντέλο.
- Στο πεδίο **Estimation Setting\Sample** γράφουμε το δείγμα το οποίο θα χρησιμοποιήσουμε για την εκτίμηση του μοντέλου.
- Γράφουμε πρώτα την εξαρτημένη μεταβλητή και ακολουθούν οι ανεξάρτητες μεταβλητές.
- Το **c** δηλώνει την σταθερά στο μοντέλο.

Αποτελέσματα Εκτίμησης

- Το μοντέλο που έχουμε δημιουργήσει είναι ένα αντικείμενο τύπου **equation** και για να αποθηκευτεί στο workfile το ονομάζουμε **ls**.
- Οι πληροφορίες που παίρνουμε για το μοντέλο είναι:
 - Η εξαρτημένη μεταβλητή, η μέθοδος εκτίμησης των παραμέτρων, το δείγμα που χρησιμοποιήθηκε, και ο αριθμός των παρατηρήσεων που χρησιμοποιήθηκαν.
 - Στο δεύτερο μέρος του παραθύρου βλέπουμε 4 στήλες που αντιστοιχούν στις εκτιμήσεις των παραμέτρων, των τυπικών τους σφαλμάτων, τα σχετικά t-tests των παραμέτρων και τα p-values αυτών.
 - Στο τρίτο κομμάτι του παραθύρου εμφανίζεται μία σειρά από χρήσιμες στατιστικές ποσότητες.

Αποτελέσματα Εκτίμησης

Equation: LS Workfile: CAPM::Untitled\
View Proc Object Print Name Freeze Estimate Forecast Stats Resids

Dependent Variable: APPLE
Method: Least Squares
Date: 01/19/17 Time: 12:43
Sample: 1 1399
Included observations: 1399

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.276580	0.150946	1.832313	0.0671
SP	1.104585	0.062500	17.67339	0.0000

R-squared	0.182730	Mean dependent var	0.447135
Adjusted R-squared	0.182145	S.D. dependent var	6.230210
S.E. of regression	5.634312	Akaike info criterion	6.297056
Sum squared resid	44348.43	Schwarz criterion	6.304552
Log likelihood	-4402.791	Hannan-Quinn criter.	6.299858
F-statistic	312.3486	Durbin-Watson stat	1.917558
Prob(F-statistic)	0.000000		

- Ο SP (p -value=0.000) είναι στατιστικά σημαντικός για κάθε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας.
- Η σταθερά (p -value=0.0671) δεν είναι στατιστικά σημαντική για οποιοδήποτε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας.
- Το χαμηλό R^2 (18.27%) ενδεχομένως αποτελεί ένδειξη ότι το CAPM είναι κάπως περιοριστικό και δεν μπορεί να μας δώσει μία πλήρη εικόνα των συστηματικών κινδύνων που επηρεάζουν την απόδοση της μετοχής.

Διαγνωστικοί Έλεγχοι

- Παρόλο που η χρήση της μεθόδου OLS είναι απλή, στηρίζεται σε αρκετές υποθέσεις που αν παραβιαστούν μπορεί να πάρουμε παραπλανητικά αποτελέσματα. Αυτές είναι:
 - Το υπόδειγμα είναι ορθά εξειδικευμένο και δεν έχουν παραλειφθεί σημαντικές ερμηνευτικές μεταβλητές
 - Τα κατάλοιπα δεν παρουσιάζουν αυτοσυσχέτιση
 - Η διακύμανση των καταλοίπων είναι σταθερή
 - Η κατανομή των καταλοίπων είναι περίπου κανονική
 - Οι παράμετροι δεν μεταβάλλονται διαχρονικά
 - Οι ανεξάρτητες μεταβλητές δεν μετρώνται με σφάλματα

Διαγνωστικοί Έλεγχοι

- **View/Coefficient Diagnostics**
 - **Wald Test/Coefficient Restrictions**
 - **Omitted Variables Test**
- **View/Residual Diagnostics**
 - **Correlogram-Q Statistics**
 - **Correlogram- Squared Residuals**
 - **Histogram- Normality Test**
 - **Serial Correlation LM Test**
 - **Heteroskedasticity Tests**
- **View/Stability Diagnostics**
 - **Ramsey RESET Test**
 - **Recursive Estimates**

Workfile: CAPM - (c:\users\sanyfantaki\documents\deos\financial e...)

View Proc Object Print Name Freeze

Comparison of capm::untitled* against "c:\users\sanyfantaki\documents\deos\financial e...":
0 objects have differences >= 1e-15 (4 objects compared - 2 skipped)

Name	Result	End	Start	Delta%	First	Last
<input checked="" type="checkbox"/> apple	unchanged					
<input checked="" type="checkbox"/> capm	skipped					
<input checked="" type="checkbox"/> ls	skipped					
<input checked="" type="checkbox"/> sp	unchanged					

Equation: LS Workfile: CAPM::Untitled\

View Proc Object Print Name Freeze Estimate Forecast Stats Resids

Representations

Estimation Output

Actual, Fitted, Residual

ARMA Structure...

Gradients and Derivatives

Covariance Matrix

Coefficient Diagnostics

Residual Diagnostics

Stability Diagnostics

Label

	Std. Error	t-Statistic	Prob.
	0.150946	1.832313	0.0671

Log Likelihood -4402.791

F-statistic 312.3486

Prob(F-statistic) 0.000000

Scaled Coefficients

Confidence Intervals...

Confidence Ellipse...

Variance Inflation Factors

Coefficient Variance Decomposition

Wald Test - Coefficient Restrictions...

Omitted Variables Test - Likelihood Ratio...

Redundant Variables Test - Likelihood Ratio...

Factor Breakpoint Test...

Έλεγχος περιορισμών

- **View/Coefficient Diagnostics/Wald Tests-Coefficient Restrictions**
 - Αρχική υπόθεση ότι ισχύουν από κοινού κάποιοι περιορισμοί στις παραμέτρους του μοντέλου έναντι της εναλλακτικής ότι αυτοί οι περιορισμοί δεν ισχύουν από κοινού.
 - Κάθε περιορισμός διαχωρίζεται με κόμμα.
 - Οι παράμετροι του μοντέλου γράφονται ως $c(i)$.
 - Η αντιστοιχία τους με τις μεταβλητές μπορεί να βρεθεί στο **View\Representations**.
 - Η λογική του τεστ είναι να συγκριθεί το μοντέλο χωρίς τους περιορισμούς (unrestricted ή non-nested) έναντι του μοντέλου με τους περιορισμούς (restricted ή nested) που έχουμε ορίσει.
 - Κάτω από τη μηδενική υπόθεση η Wald στατιστική ακολουθεί την F κατανομή.
 - Η F-στατιστική συγκρίνει το άθροισμα των τετραγώνων των καταλοίπων με και χωρίς τους περιορισμούς.
 - Αν οι περιορισμοί είναι σωστοί τότε θα πρέπει να υπάρχει μικρή απόκλιση ανάμεσα στα δύο αθροίσματα και η τιμή της F στατιστικής να είναι μικρή.

Έλεγχοι περιορισμών

The image shows a software window titled "Equation: LS Workfile: CAPM::Untitled\" with a menu bar containing "View", "Proc", "Object", "Print", "Name", "Freeze", "Estimate", "Forecast", "Stats", and "Resids". The main area displays the following text:

Estimation Command:
=====
LS APPLE C SP

Estimation Equation:
=====
APPLE = C(1) + C(2)*SP

Forecasting Equation:
=====
APPLE = C(1) + C(2)*SP

Substituted Coefficients:
=====
APPLE = 0.276580241184 + 1.10458516997*SP

Overlaid on this is a "Wald Test" dialog box. It has a title bar with a close button (X). The main text inside reads "Coefficient restrictions separated by commas" above a text input field containing "c(1)=0, c(2)=1". Below the input field, there is an "Examples" section with the text "C(1)=0, C(3)=2*C(4)". At the bottom right of the dialog box are "OK" and "Cancel" buttons.

Έλεγχοι περιορισμών

Equation: LS Workfile: CAPM::Untitled\

View Proc Object Print Name Freeze Estimate Forecast Stats Resids

Wald Test:
Equation: LS

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	3.288227	(2, 1397)	0.0376
Chi-square	6.576454	2	0.0373

Null Hypothesis: C(1)=0, C(2)=1
Null Hypothesis Summary:

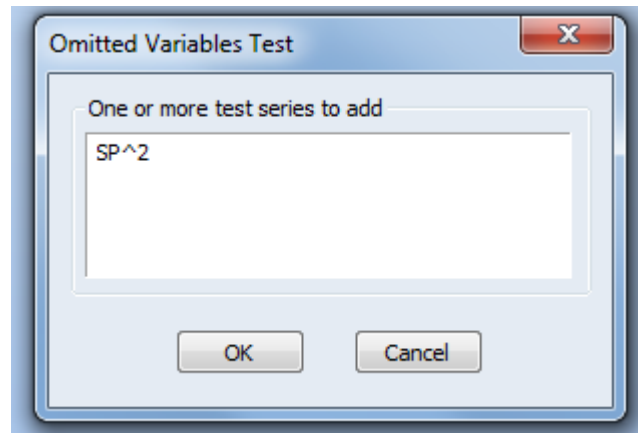
Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(1)	0.276580	0.150946
-1 + C(2)	0.104585	0.062500

Restrictions are linear in coefficients.

- Το output του Wald test μας δίνει την ελεγχοσυνάρτηση \tilde{W} που ακολουθεί την F κατανομή με k^* και $T - k$ βαθμούς ελευθερίας και την W που ακολουθεί την Chi-Square κατανομή με k^* βαθμούς ελευθερίας
- k^* είναι ο αριθμός των περιορισμών, k είναι ο αριθμός των ανεξάρτητων μεταβλητών και T το μέγεθος του δείγματος.
- Η Chi-Square στατιστική ισούται με την F-στατιστική επί τον αριθμό των περιορισμών.
- Η αρχική υπόθεση που ελέγχουμε δεν απορρίπτεται αφού τα p-values των ελεγχοσυναρτήσεων είναι πάρα πολύ υψηλά.

Έλεγχος παράλειψης σημαντικών μεταβλητών

- **View/Coefficient Tests\ Omitted Variables – Likelihood Ratio**
 - Μπορούμε να ελέγξουμε αν το μοντέλο που έχουμε δημιουργήσει είναι καλύτερο από ένα άλλο μοντέλο με περισσότερες ερμηνευτικές μεταβλητές.
 - Το περιορισμένο (restricted) μοντέλο είναι αυτό που έχουμε ήδη εκτιμήσει ενώ το unrestricted είναι το μοντέλο με τις περισσότερες μεταβλητές.
 - Έστω για παράδειγμα ότι θέλουμε να ελέγξουμε τη σπουδαιότητα της μεταβλητής SP^2



Omitted Variables Test
 Null hypothesis: SP^2 are jointly significant
 Equation: LS
 Specification: APPLE C SP
 Omitted Variables: SP^2

	Value	df	Probability
t-statistic	0.675586	1396	0.4994
F-statistic	0.456417	(1, 1396)	0.4994
Likelihood ratio	0.457323	1	0.4989

F-test summary:

	Sum of Sq.	df	Mean Squares
Test SSR	14.49480	1	14.49480
Restricted SSR	44348.43	1397	31.74548
Unrestricted SSR	44333.93	1396	31.75783

LR test summary:

	Value	df
Restricted LogL	-4402.791	1397
Unrestricted LogL	-4402.562	1396

Unrestricted Test Equation:
 Dependent Variable: APPLE
 Method: Least Squares
 Date: 02/17/17 Time: 13:50
 Sample: 1 1399
 Included observations: 1399

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.317792	0.162834	1.951638	0.0512
SP	1.104238	0.062514	17.66380	0.0000
SP^2	-0.007056	0.010445	-0.675586	0.4994

R-squared	0.182997	Mean dependent var	0.447135
Adjusted R-squared	0.181826	S.D. dependent var	6.230210
S.E. of regression	5.635409	Akaike info criterion	6.298159
Sum squared resid	44333.93	Schwarz criterion	6.309403
Log likelihood	-4402.562	Hannan-Quinn criter.	6.302362
F-statistic	156.3417	Durbin-Watson stat	1.916571
Prob(F-statistic)	0.000000		

- H_0 : Οι επιπλέον ερμηνευτικές μεταβλητές δεν είναι από κοινού στατιστικά σημαντικές.

$$LR = -2(l_r - l_{ur})$$

- Κάτω από τη μηδενική υπόθεση η LR κατανέμεται ως Chi-Square με βαθμούς ελευθέριας ο αριθμός των επιπλέον ερμηνευτικών μεταβλητών.
- Εάν Prob(likelihood ratio) είναι υψηλή, τότε οι μεταβλητές σωστά παραλείφθηκαν από την παλινδρόμηση.
- Από την πιθανότητα του ελέγχου (0.489) είναι σαφές ότι η μεταβλητή σωστά παραλείφθηκε από την παλινδρόμηση.

Command

ls c apple sp

Command Capture

Equation: LS Workfile: CAPM::Untitled\

View	Proc	Object	Print	Name	Freeze	Estimate	Forecast	Stats	Resids
Representations									
Estimation Output									
Actual, Fitted, Residual									
ARMA Structure...									
Gradients and Derivatives									
Covariance Matrix									
Coefficient Diagnostics									
Residual Diagnostics									
Stability Diagnostics									
Label									
Log likelihood									
F-statistic									
Prob(F-statistic)									

Std. Error	t-Statistic	Prob.
0.150946	1.832313	0.0671
0.062500	17.67339	0.0000

Mean dependent var 0.447135

- Chow Breakpoint Test...
- Quandt-Andrews Breakpoint Test...
- Multiple Breakpoint Test...
- Chow Forecast Test...
- Ramsey RESET Test...
- Recursive Estimates (OLS only) ...
- Leverage Plots...
- Influence Statistics...

Έλεγχος λανθασμένης εξειδίκευσης

- Προσθέτοντας το τετράγωνο της μεταβλητής διεξάγουμε στην ουσία έναν έλεγχο για την καταλληλότητα της υπόθεσης της γραμμικότητας.
- Μια εναλλακτική μορφή αυτού του ελέγχου είναι το έλεγχος λανθασμένης εξειδίκευσης του Ramsey (ή έλεγχος RESET) ο οποίος προσθέτει στην παλινδρόμηση διάφορες δυνάμεις των θεωρητικών τιμών και ελέγχει την στατιστική τους σημαντικότητα.

$$Z = [\hat{y}^2 \hat{y}^3 \hat{y}^4 \dots]$$

- Ο έλεγχος RESET γίνεται στο Eviews με τις επιλογές **View/Stability Diagnostics/Ramsey RESET test**

Equation: LS Workfile: CAPM::Untitled\

View Proc Object Print Name Freeze Estimate Forecast Stats Resids

Ramsey RESET Test
Equation: LS
Specification: APPLE C SP
Omitted Variables: Powers of fitted values from 2 to 4

	Value	df	Probability
F-statistic	0.567807	(3, 1394)	0.6363
Likelihood ratio	1.708488	3	0.6350

F-test summary:

	Sum of Sq.	df	Mean Squares
Test SSR	54.12619	3	18.04206
Restricted SSR	44348.43	1397	31.74548
Unrestricted SSR	44294.30	1394	31.77497

LR test summary:

	Value	df
Restricted LogL	-4402.791	1397
Unrestricted LogL	-4401.936	1394

Unrestricted Test Equation:
Dependent Variable: APPLE
Method: Least Squares
Date: 02/17/17 Time: 14:01
Sample: 1 1399
Included observations: 1399

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.367071	0.178165	2.060279	0.0396
SP	1.156865	0.081003	14.28179	0.0000
FITTED^2	-0.016678	0.017656	-0.944613	0.3450
FITTED^3	-0.000786	0.000901	-0.872566	0.3830
FITTED^4	7.77E-05	0.000109	0.710927	0.4772

R-squared	0.183727	Mean dependent var	0.447135
Adjusted R-squared	0.181385	S.D. dependent var	6.230210
S.E. of regression	5.636929	Akaike info criterion	6.300123
Sum squared resid	44294.30	Schwarz criterion	6.318864
Log likelihood	-4401.936	Hannan-Quinn criter.	6.307129
F-statistic	78.44053	Durbin-Watson stat	1.914765
Prob(F-statistic)	0.000000		

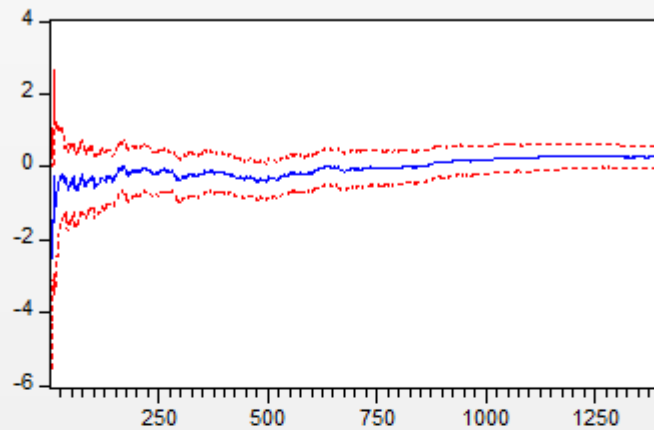
- Στην επιλογή «number of fitted terms» δίνουμε 3 (ελέγχουμε για δεύτερη, τρίτη και τέταρτη δύναμη).
- H_0 : από κοινού μη στατιστικά σημαντικές επιπλέον μεταβλητές
- Ο έλεγχος για την εξειδίκευση του υποδείγματος γίνεται με F κατανομή (Wald test) και την Chi-Square κατανομή (Likelihood Ratio).
- Εάν $F > F^*_{T-(k+1-h)}$ ή $LR > \chi^2_h$ όπου h ο αριθμός των περιορισμών, τότε απορρίπτουμε τη μηδενική υπόθεση.
- Από την πιθανότητα του ελέγχου (0.6350) είναι σαφές ότι δεν έχουμε προβλήματα μη γραμμικότητας στην συναρτησιακή σχέση του υποδείγματος της αγοράς.

Έλεγχος διαρθρωτικής σταθερότητας

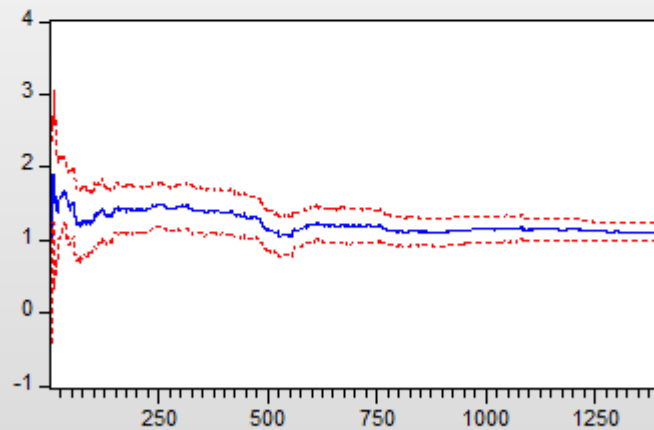
- **View/Stability tests/Recursive estimates (OLS only)/Recursive Coefficients**
- Μια άλλη συνθήκη που πρέπει να ικανοποιεί το υπόδειγμα είναι αυτή της διαρθρωτικής σταθερότητας, δηλαδή οι παράμετροι a και b να μην αλλάζουν διαχρονικά.
- Έλεγχοι αυτής της υπόθεσης μπορούν να γίνουν αν λάβουμε εκτιμήσεις των παραμέτρων με την μέθοδο των κυλιόμενων δειγμάτων και παρουσιάσουμε τα αποτελέσματα διαγραμματικά.
- Εάν οι εκτιμητές των παραμέτρων παρουσιάζουν μεγάλη μεταβλητότητα καθώς παρατηρήσεις προστίθενται στην εκτίμηση, τότε υπάρχει ισχυρή ένδειξη για μη διαρθρωτική σταθερότητα.

Equation: LS Workfile: CAPM::Untitled\

View Proc Object Print Name Freeze Estimate Forecast Stats Resids



— Recursive C(1) Estimates
- - ± 2 S.E.



— Recursive C(2) Estimates
- - ± 2 S.E.

Command

Command Capture

Workfile: CAPM - (c:\users\sanyfantaki\documents\deos\financial e... ⏏ 🔍 ✖

View Proc Object Save Freeze Details+/- Show Fetch Store Delete Genr Sample

Range: 1 1399 -- 1399 obs Filter: *

Sample: 1 1399 -- 1399 obs Order: Name

- apple
- c
- capm
- ls
- resid
- sp

Equation: LS Workfile: CAPM::Untitled\ ⏏ 🔍 ✖

View Proc Object Print Name Freeze Estimate Forecast Stats Resids

- Representations
- Estimation Output
- Actual,Fitted,Residual
- ARMA Structure...
- Gradients and Derivatives
- Covariance Matrix
- Coefficient Diagnostics
- Residual Diagnostics**
- Stability Diagnostics
- Label

	Std. Error	t-Statistic	Prob.
Log likelihood	-4402.791		
F-statistic	312.3486		
Prob(F-statistic)	0.000000		

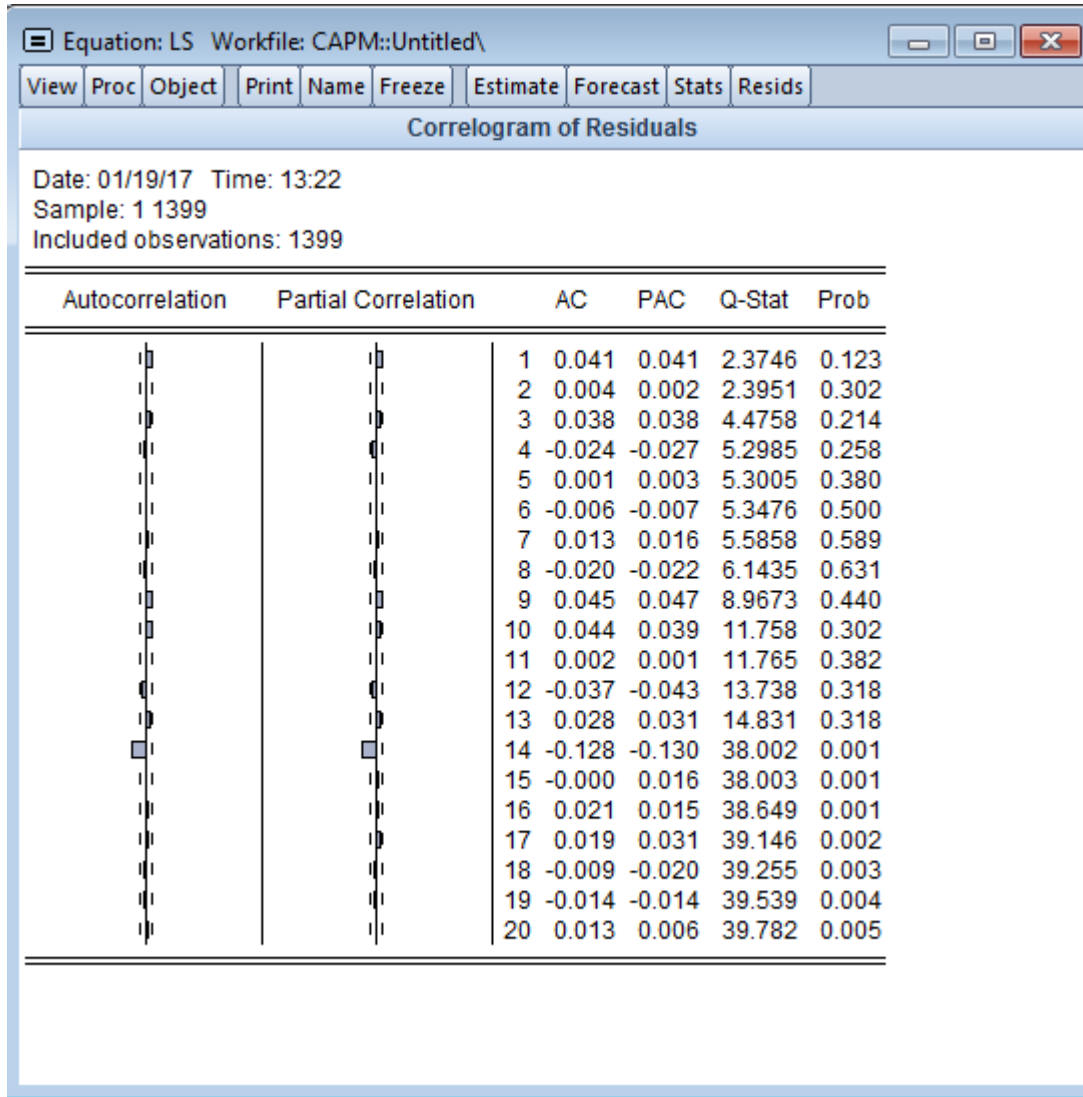
- Correlogram - Q-statistics...
- Correlogram Squared Residuals...
- Histogram - Normality Test
- Serial Correlation LM Test...
- Heteroskedasticity Tests...

Untitled New Page

Έλεγχοι καταλοίπων

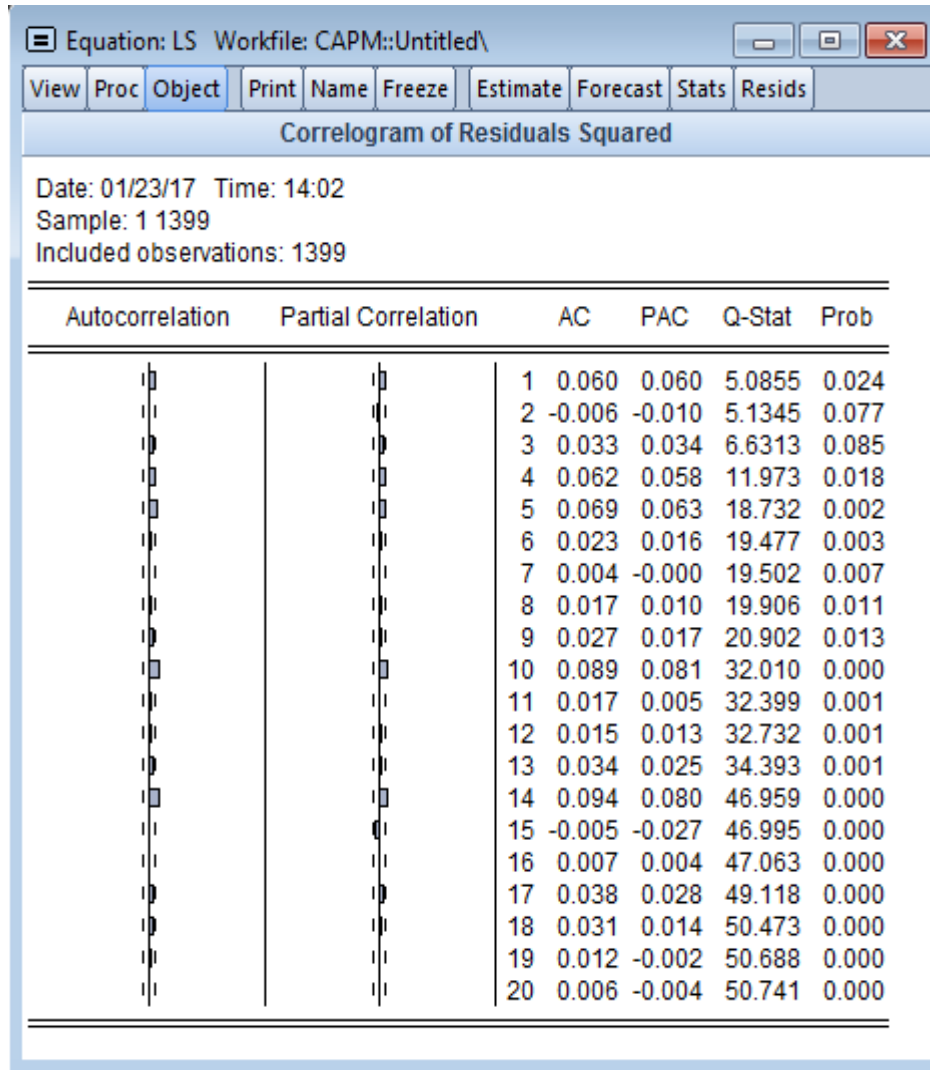
- ***View/Residual Diagnostics/Correlogram Q Statistics:***
 - Ελέγχουμε για την ύπαρξη σειριακής αυτοσυσχέτισης στα κατάλοιπα για τόσες χρονικές υστερήσεις όσες δηλώσουμε στο αντίστοιχο παράθυρο.
- ***View/Residual Diagnostics/Correlogram Squared Residuals:***
 - Χρησιμοποιείται για να διαπιστώσουμε αν τα κατάλοιπα είναι ομοσκεδαστικά (ARCH effect).
 - Εάν δεν υπάρχει ARCH στα κατάλοιπα τότε οι αυτοσυσχετίσεις και οι μερικές αυτοσυσχετίσεις των τετραγώνων των καταλοίπων θα πρέπει να είναι μηδενικές σε όλες τις χρονικές υστερήσεις και οι Q-στατιστικές να είναι μη στατιστικά σημαντικές.

Correlogram-Q statistics



- Σε οποιοδήποτε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας δεν μπορούμε να απορρίψουμε τη μηδενική υπόθεση ότι δεν έχουμε αυτοσυσχέτιση στα κατάλοιπα μέχρι και την 13^η χρονική υστέρηση.
- Τόσο από την Ljung Box ελεγχουσυνάρτηση όσο και από το διάγραμμα των συσχετίσεων των καταλοίπων βλέπουμε ότι τα κατάλοιπα δεν «πάσχουν» από ισχυρή αυτοσυσχέτιση μέχρι και την 13^η χρονική υστέρηση.

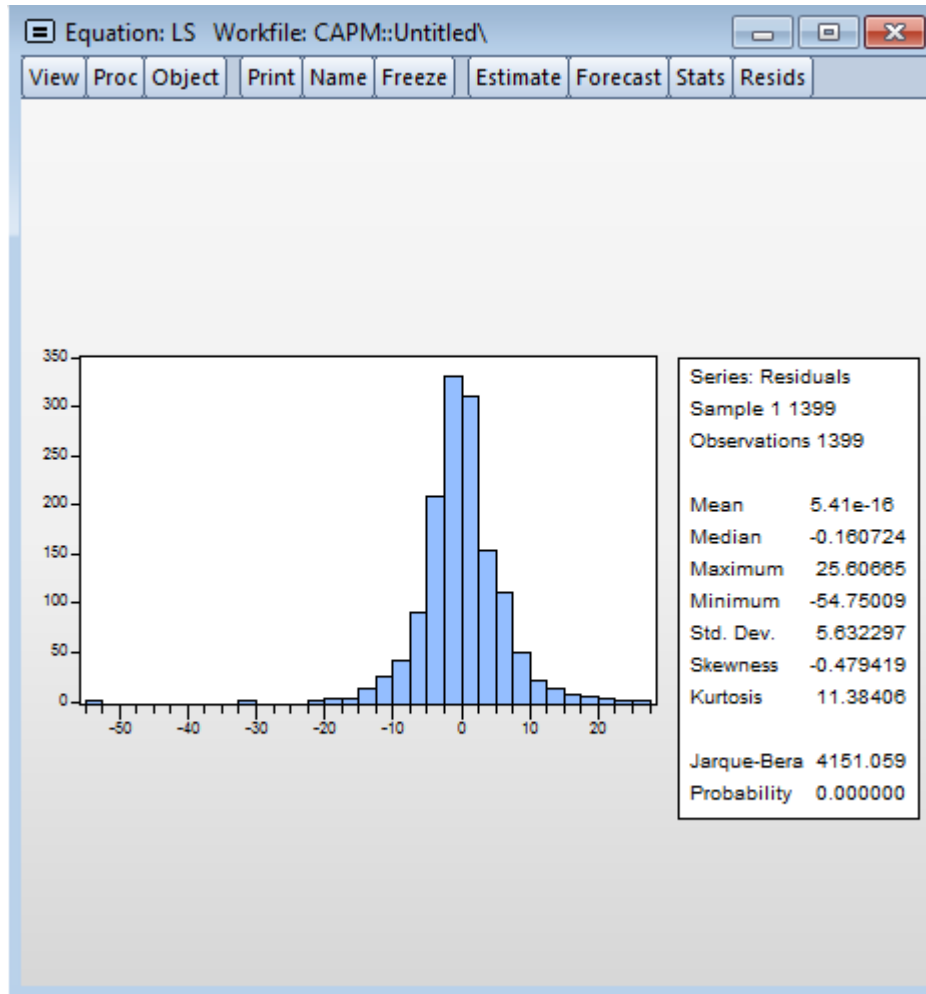
Correlogram Squared Residuals



- Τόσο από την Ljung Box ελεγχουσυνάρτηση όσο και από το διάγραμμα των συσχετίσεων των καταλοίπων, δεν μπορούμε να απορρίψουμε τη μηδενική υπόθεση ότι δεν έχουμε ετεροσκεδαστικότητα μέχρι και την τέταρτη χρονική υστέρηση.

Έλεγχοι καταλοίπων

- ***View/Residual Diagnostics/Histogram-Normality Test:***



- Δεν μπορούμε να συμπεράνουμε ότι τα κατάλοιπα του μοντέλου κατανέμονται κανονικά.
- Το ιστόγραμμα τους δεν έχει τη μορφή της κανονικής κατανομής.
- Το p-value της στατιστικής ποσότητας Jarque & Bera είναι μηδέν.

Έλεγχοι καταλοίπων

- ***View/Residual Diagnostics/Serial Correlation LM Test***
 - Έλεγχος των Breusch (1978) και Godfrey (1978).
 - Χρησιμοποιείται για την εύρεση σειριακής αυτοσυσχέτισης οποιασδήποτε τάξης και δεν υποθέτει ότι δεν υπάρχουν χρονικές υστερήσεις της εξαρτημένης μεταβλητής σαν ερμηνευτικές μεταβλητές.
 - H_0 : δεν υπάρχει σειριακή αυτοσυσχέτιση των καταλοίπων μέχρι και την i χρονική υστέρηση.
 - Βοηθητική παλινδρόμηση των καταλοίπων στις ερμηνευτικές μεταβλητές και σε i χρονικές υστερήσεις των καταλοίπων.
 - Η LM στατιστική κάτω από τη μηδενική υπόθεση ακολουθεί την Chi-Square κατανομή με i βαθμούς ελευθερίας
 - Υπολογίζεται ως ο αριθμός των παρατηρήσεων επί το συντελεστή προσδιορισμού του μοντέλου.

Έλεγχοι καταλοίπων

Equation: LS Workfile: CAPM::Untitled\

View Proc Object Print Name Freeze Estimate Forecast Stats Resids

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	1.186866	Prob. F(2,1395)	0.3055
Obs*R-squared	2.376495	Prob. Chi-Square(2)	0.3048

Test Equation:
Dependent Variable: RESID
Method: Least Squares
Date: 01/23/17 Time: 14:55
Sample: 1 1399
Included observations: 1399
Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000264	0.150927	0.001750	0.9986
SP	-0.001386	0.062562	-0.022154	0.9823
RESID(-1)	0.041081	0.026780	1.534041	0.1252
RESID(-2)	0.002102	0.026803	0.078429	0.9375

R-squared	0.001699	Mean dependent var	5.41E-16
Adjusted R-squared	-0.000448	S.D. dependent var	5.632297
S.E. of regression	5.633559	Akaike info criterion	6.298215
Sum squared resid	44273.09	Schwarz criterion	6.313207
Log likelihood	-4401.601	Hannan-Quinn criter.	6.303819
F-statistic	0.791244	Durbin-Watson stat	1.999983
Prob(F-statistic)	0.498762		

- Η F στατιστική αφορά σε έλεγχο της από κοινού στατιστικής σημαντικότητας των χρονικών υστερήσεων των καταλοίπων (omitted variables test).
- Εάν $\text{Prob}(\text{obs-R}^2) > 0.01$ ή 0.05 , δεν μπορούμε να απορρίψουμε την μηδενική υπόθεση ότι δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση.
- Σε οποιοδήποτε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας δεν μπορούμε να απορρίψουμε τη μηδενική υπόθεση ότι δεν έχουμε σειριακή αυτοσυσχέτιση στα κατάλοιπα μέχρι και τη δεύτερη χρονική υστέρηση.

Έλεγχοι καταλοίπων

- ***View/Residual Diagnostics/Heteroskedasticity Tests/ARCH***
 - Έλεγχος της αρχικής υπόθεσης ότι τα κατάλοιπα δεν χαρακτηρίζονται από την ARCH μορφή ετεροσκεδαστικότητας μέχρι και την i χρονική υστέρηση.
 - Εισάγουμε τον αριθμό των χρονικών υστερήσεων i που επιθυμούμε.
 - Βοηθητική παλινδρόμηση με εξαρτημένη μεταβλητή τα τετράγωνα των καταλοίπων και ερμηνευτικές μεταβλητές τις i χρονικές στερήσεις των τετραγώνων των καταλοίπων.
 - Η LM στατιστική κάτω από την μηδενική υπόθεση ακολουθεί την Chi-Square κατανομή με i βαθμούς ελευθερίας .
 - Υπολογίζεται ως ο αριθμός των παρατηρήσεων επί το συντελεστή προσδιορισμού.

Engle ARCH LM-test

The screenshot shows the EViews software interface. The main window displays regression results for the dependent variable 'APPLE'. The regression method is 'Least Squares' with a sample size of 1399 observations. A table of coefficients is shown, with 'C' having a coefficient of 0.276580 and 'SP' having a coefficient of 1.104585. Below the table, various statistics are listed, including R-squared (0.182730), Adjusted R-squared (0.182145), S.E. of regression (5.634312), Sum squared resid (44348.43), Log likelihood (-4402.791), F-statistic (312.3486), and Prob(F-statistic) (0.000000).

Overlaid on the main window is a 'Heteroskedasticity Tests' dialog box. The 'Specification' section shows a list of test types: Breusch-Pagan-Godfrey, Harvey, Glejser, ARCH (highlighted), White, and Custom Test Wizard... The 'Dependent variable' is set to 'RESID^2'. A text box explains: 'The ARCH Test regresses the squared residuals on lagged squared residuals and a constant.' The 'Number of lags' is set to 4. The dialog box has 'OK' and 'Cancel' buttons at the bottom.

Variable	Coefficient
C	0.276580
SP	1.104585

R-squared	0.182730
Adjusted R-squared	0.182145
S.E. of regression	5.634312
Sum squared resid	44348.43
Log likelihood	-4402.791
F-statistic	312.3486
Prob(F-statistic)	0.000000

Έλεγχοι καταλοίπων

Equation: LS Workfile: CAPM::Untitled\

View Proc Object Print Name Freeze Estimate Forecast Stats Resids

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	2.862814	Prob. F(4,1390)	0.0223
Obs*R-squared	11.39854	Prob. Chi-Square(4)	0.0224

Test Equation:
Dependent Variable: RESID^2
Method: Least Squares
Date: 01/24/17 Time: 14:27
Sample (adjusted): 5 1399
Included observations: 1395 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	27.44721	3.175542	8.643317	0.0000
RESID^2(-1)	0.059100	0.026777	2.207113	0.0275
RESID^2(-2)	-0.011009	0.026812	-0.410599	0.6814
RESID^2(-3)	0.030127	0.026812	1.123654	0.2614
RESID^2(-4)	0.057864	0.026777	2.160968	0.0309

R-squared	0.008171	Mean dependent var	31.77010
Adjusted R-squared	0.005317	S.D. dependent var	102.3248
S.E. of regression	102.0524	Akaike info criterion	12.09243
Sum squared resid	14476434	Schwarz criterion	12.11121
Log likelihood	-8429.469	Hannan-Quinn criter.	12.09945
F-statistic	2.862814	Durbin-Watson stat	2.007288
Prob(F-statistic)	0.022299		

- Εάν $\text{Prob}(\text{obs-R}^2) > 0.01$ ή 0.05 , δεν μπορούμε να απορρίψουμε την μηδενική υπόθεση ότι δεν υπάρχει ετεροσκεδαστικότητα.
- Σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 5% απορρίπτουμε τη μηδενική υπόθεση ότι δεν έχουμε ετεροσκεδαστικότητα στα κατάλοιπα.

Έλεγχοι καταλοίπων

- ***View/Residual Diagnostics/Heteroskedasticity Tests/White***
 - Αρχική υπόθεση της ομοσκεδαστικότητας των καταλοίπων ελέγχεται έναντι της εναλλακτικής υπόθεσης ότι χαρακτηρίζονται από ετεροσκεδαστικότητα κάποιας άγνωστης μορφής.
 - Βοηθητική παλινδρόμηση με εξαρτημένη μεταβλητή τα τετράγωνα των καταλοίπων και ερμηνευτικές μεταβλητές τις ανεξάρτητες μεταβλητές του μοντέλου μας, τα τετράγωνά τους και τα γινόμενα τους ανά δύο.
 - **(no cross terms)**: δεν περιλαμβάνονται τα γινόμενα ανά δύο των ερμηνευτικών μεταβλητών. Μόνο όταν έχουμε μεγάλο αριθμό ερμηνευτικών μεταβλητών.
 - Αριθμός των παρατηρήσεων επί το συντελεστή προσδιορισμού.
 - Η White στατιστική ακολουθεί την Chi-Square κατανομή με $k-1$ βαθμούς ελευθερίας.

White test

The screenshot shows the EViews software interface. In the background, a window titled "Equation: LS Workfile: CAPM::Untitled\" displays regression results for the dependent variable "APPLE". The method used is "Least Squares" with a sample size of 1399 observations. A table of coefficients is visible, with variables "C" and "SP" having coefficients of 0.276580 and 1.104585, respectively. Below this, a summary of statistics is provided, including R-squared (0.182730), Adjusted R-squared (0.182145), S.E. of regression (5.634312), Sum squared resid (44348.43), Log likelihood (-4402.791), F-statistic (312.3486), and Prob(F-statistic) (0.000000).

In the foreground, the "Heteroskedasticity Tests" dialog box is open. The "Specification" section shows a list of test types: Breusch-Pagan-Godfrey, Harvey, Glejser, ARCH, White, and Custom Test Wizard... The "White" test is currently selected. To the right of the list, the dependent variable is set to "RESID^2". A descriptive text states: "The White Test regresses the squared residuals on the cross product of the original regressors and a constant." There is a checked checkbox for "Include White cross terms". At the bottom of the dialog are "OK" and "Cancel" buttons.

Variable	Coefficient	Standard Error
C	0.276580	0.000000
SP	1.104585	0.000000

Statistic	Value	Mean
R-squared	0.182730	Mean
Adjusted R-squared	0.182145	S.D.
S.E. of regression	5.634312	Akai
Sum squared resid	44348.43	Sch
Log likelihood	-4402.791	Har
F-statistic	312.3486	Dur
Prob(F-statistic)	0.000000	

Έλεγχοι καταλοίπων

Equation: LS Workfile: CAPM::Untitled\

View Proc Object Print Name Freeze Estimate Forecast Stats Resids

Heteroskedasticity Test: White

F-statistic	0.435673	Prob. F(2,1396)	0.6469
Obs*R-squared	0.872674	Prob. Chi-Square(2)	0.6464
Scaled explained SS	4.518005	Prob. Chi-Square(2)	0.1045

Test Equation:
Dependent Variable: RESID^2
Method: Least Squares
Date: 01/24/17 Time: 14:12
Sample: 1 1399
Included observations: 1399

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	31.69166	2.953886	10.72880	0.0000
SP^2	0.029049	0.189472	0.153315	0.8782
SP	-1.042739	1.134039	-0.919491	0.3580

R-squared	0.000624	Mean dependent var	31.70009
Adjusted R-squared	-0.000808	S.D. dependent var	102.1879
S.E. of regression	102.2292	Akaike info criterion	12.09445
Sum squared resid	14589322	Schwarz criterion	12.10570
Log likelihood	-8457.070	Hannan-Quinn criter.	12.09866
F-statistic	0.435673	Durbin-Watson stat	1.881844
Prob(F-statistic)	0.646917		

- Εάν $\text{Prob}(\text{obs-R}^2) > 0.01$ ή 0.05 , δεν μπορούμε να απορρίψουμε την μηδενική υπόθεση ότι δεν υπάρχει ετεροσκεδαστικότητα.
- Σε οποιοδήποτε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας δεν μπορούμε να απορρίψουμε τη μηδενική υπόθεση ότι δεν έχουμε ετεροσκεδαστικότητα στα κατάλοιπα.

Υποδείγματα ARMA

- Μία διαδικασία Λευκού Θορύβου $\{u_t\}$ μπορεί να χρησιμοποιηθεί για την κατασκευή νέων στοχαστικών διαδικασιών.
- MA(q): $y_t = \mu + \sum_{i=1}^q \theta_i u_{t-i} + u_t$
 - MA(1): $y_t = \mu + \theta u_{t-1} + u_t$
- AR(p): $y_t = \mu + \sum_{i=1}^p \varphi_i y_{t-i} + u_t$
 - AR(1): $y_t = \mu + \varphi y_{t-1} + u_t$
- ARMA(p,q): $y_t = \mu + \sum_{i=1}^p \varphi_i y_{t-i} + \sum_{i=1}^q \theta_i u_{t-i} + u_t$
 - ARMA(1,1): $y_t = \mu + \varphi y_{t-1} + \theta u_{t-1} + u_t$

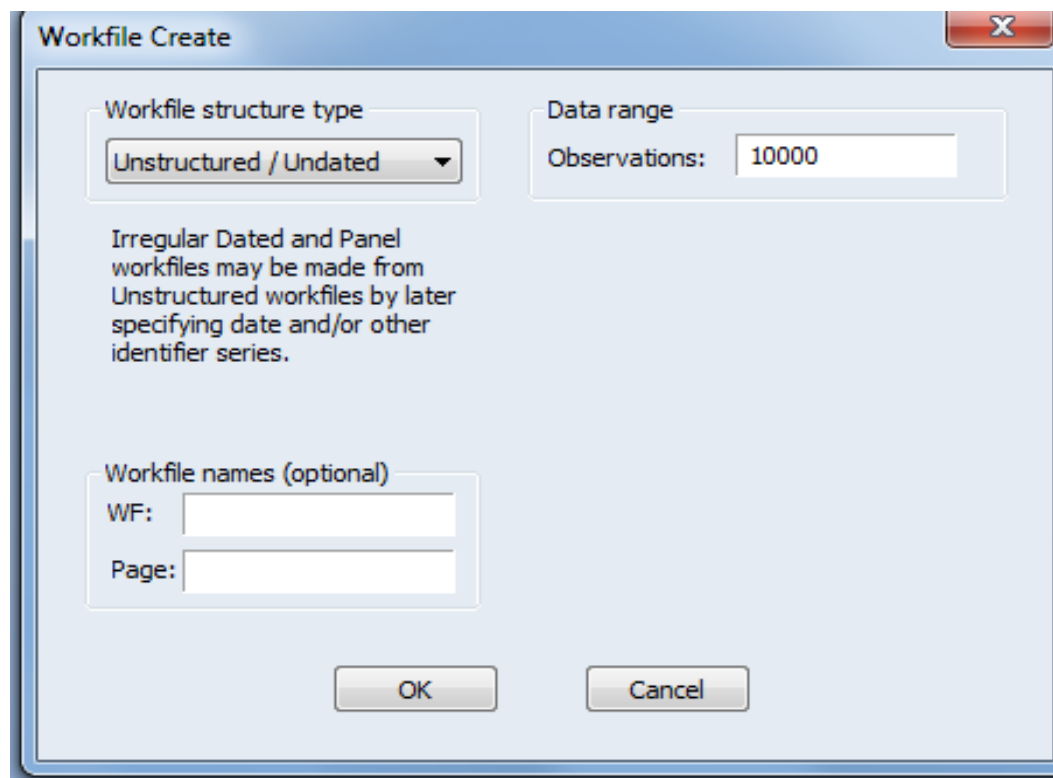
Process	ACF	PACF
White	All 0	All 0
AR(1)	decays towards zero exponentially	0 beyond lag 2
AR(p)	decays towards zero exponentially	0 beyond lag p
MA(1)	0 beyond lag 2	decays towards zero exponentially
MA(q)	0 beyond lag q	decays towards zero exponentially
ARMA(p,q)	decays towards zero exponentially	decays towards zero exponentially

Υποδείγματα ARMA

- Τα παρακάτω διαγράμματα δίνουν παραδείγματα τυπικών διαδικασιών ARMA καθώς και τα διαγράμματα Acf, pacf.
- Χρησιμοποιούμε 10.000 προσομοιώσεις (simulated data) όπου ο διαταρακτικός όρος ακολουθεί την τυπική κανονική κατανομή.
- Για τις προσομοιώσεις ακολουθούμε τα εξής βήματα:
 - Δημιουργούμε ένα νέο Workfile για 100.000 δείγμα
File/New/Workfile/Unstructured-Undated
 - Δημιουργούμε τη διαδικασία Λευκού Θορύβου $\{u_t\}$
`genr e=nrnd`
 - Κατασκευάζουμε το υπόδειγμα ARMA

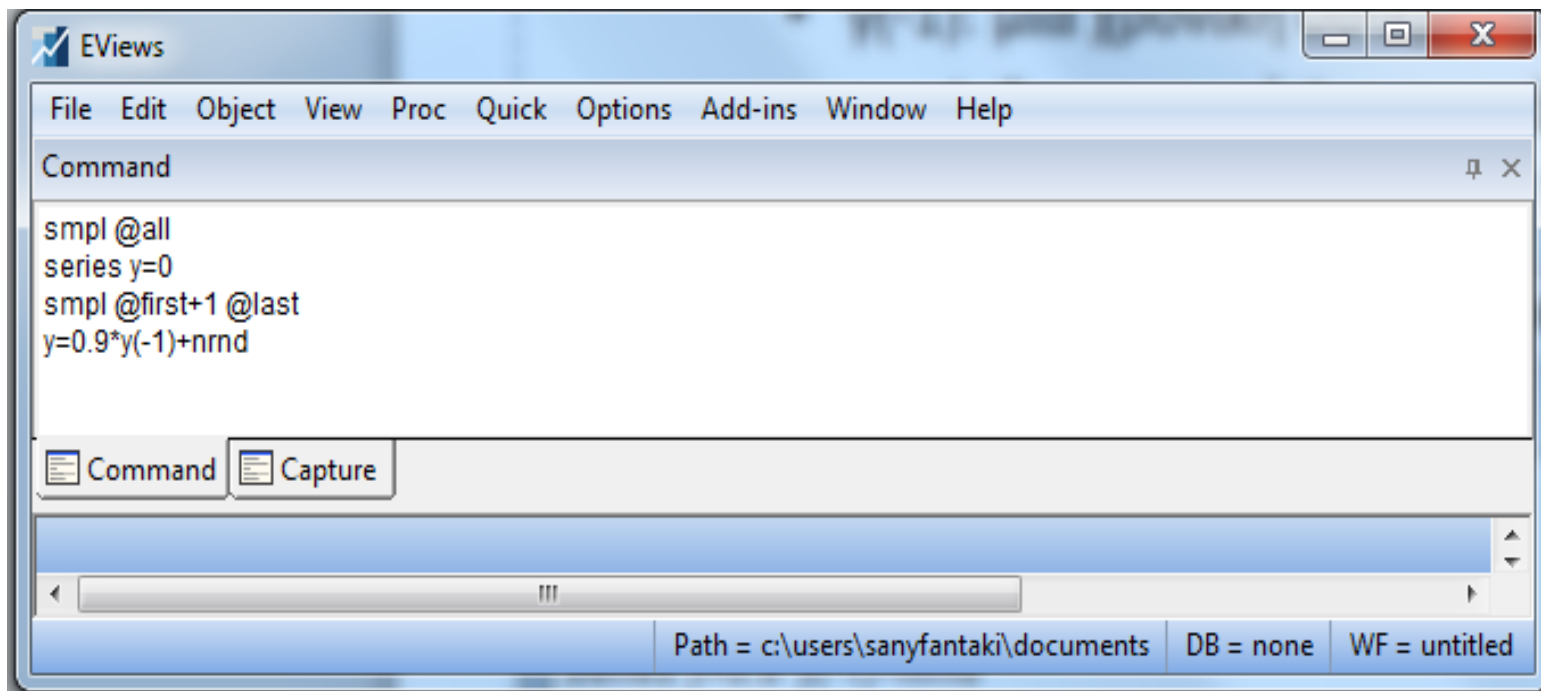
AR(1)

- $Y_t = 0.9Y_{t-1} + u_t$ όπου $u_t \sim iidN(0,1)$
- ***File/New/Workfile/Unstructured-Undated***
- 10.000 παρατηρήσεις

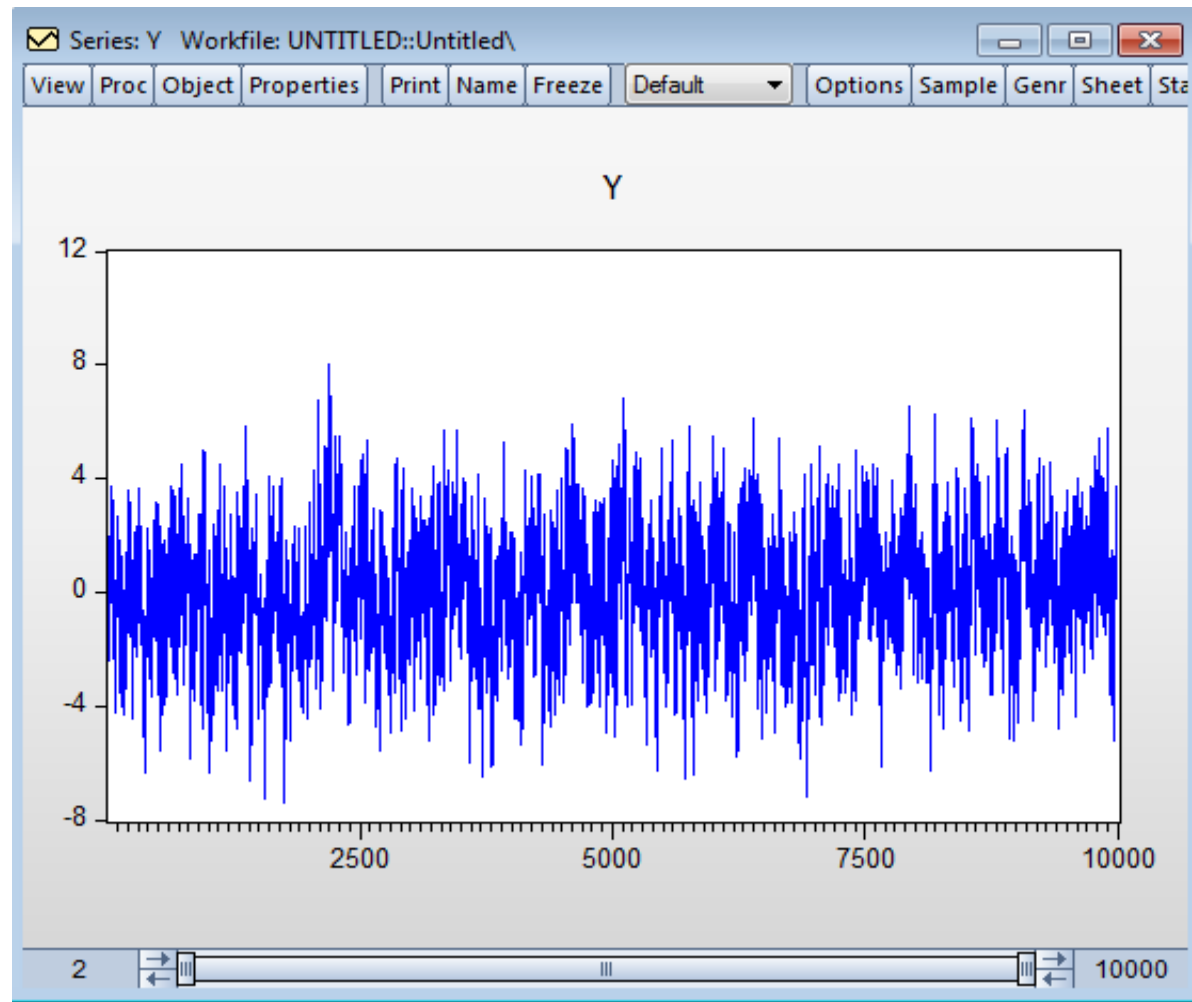


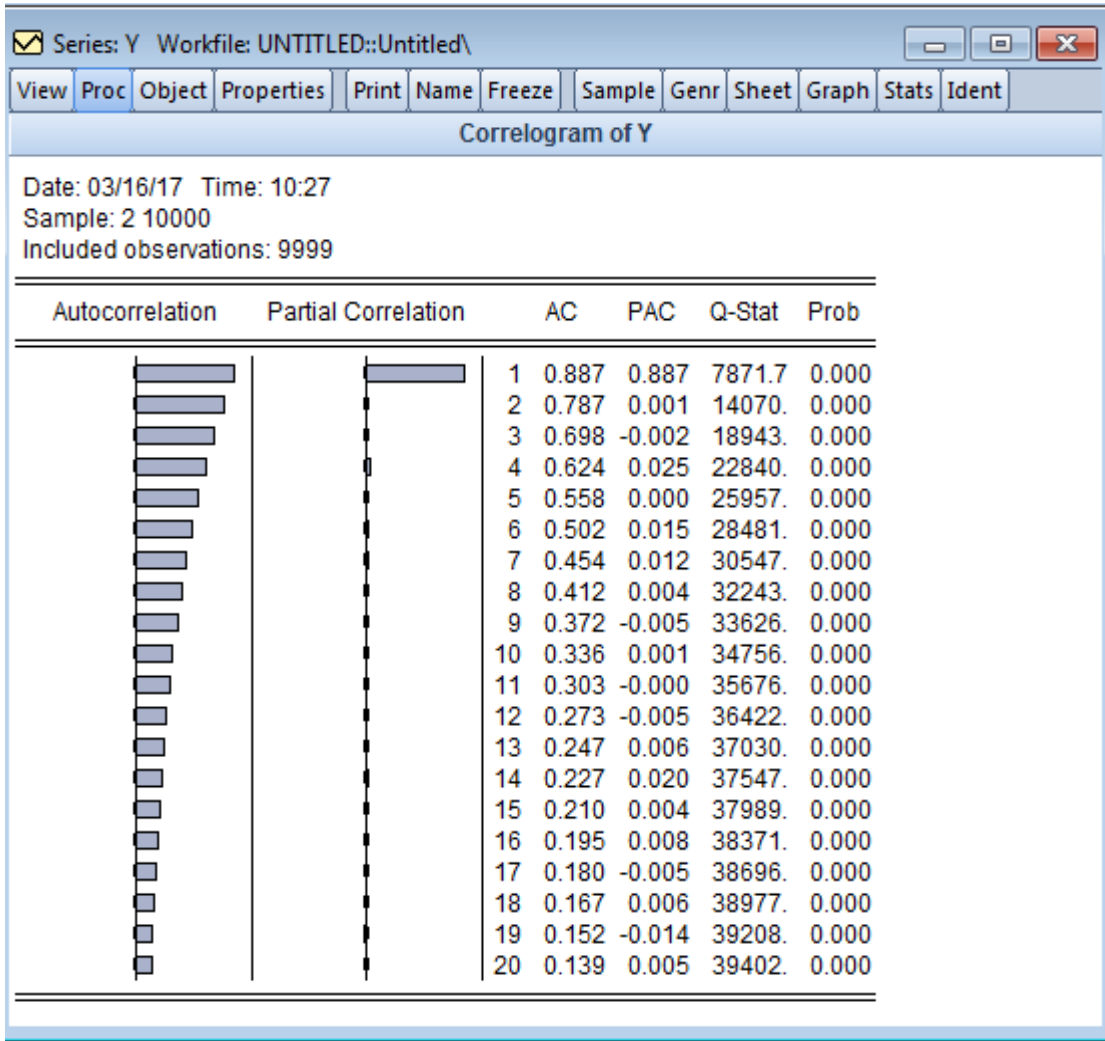
• Προσομοιώσεις (Simulated data)

- `smpl @all`: θα δουλέψουμε με όλο το δείγμα.
- `series y=0`: δημιουργεί ένα νέο αντικείμενο με μηδενικά παντού,
- `smpl @first+1 @last`: το δείγμα ξεκινάει από τη δεύτερη παρατήρηση.
- `y= 0.9*y(-1)+nrnd`
 - `y(-1)`: μία χρονική υστέρηση.
 - `nrnd`: δημιουργεί draws από την τυπική κατανομή.



AR(1)

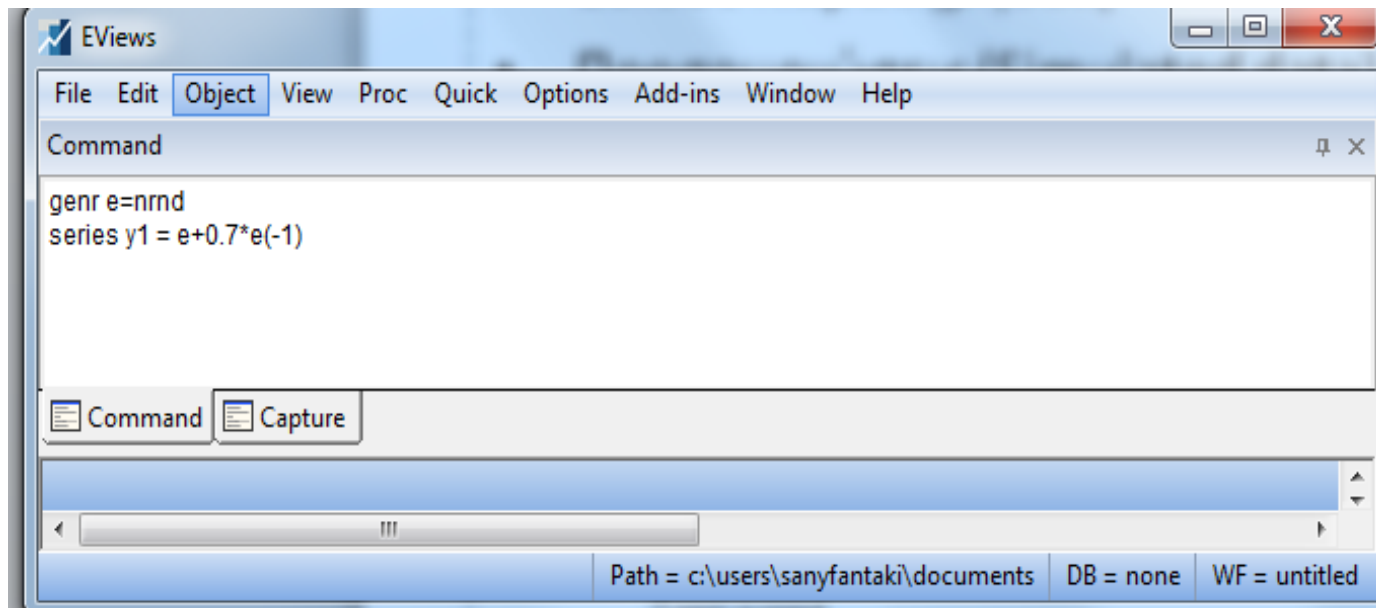


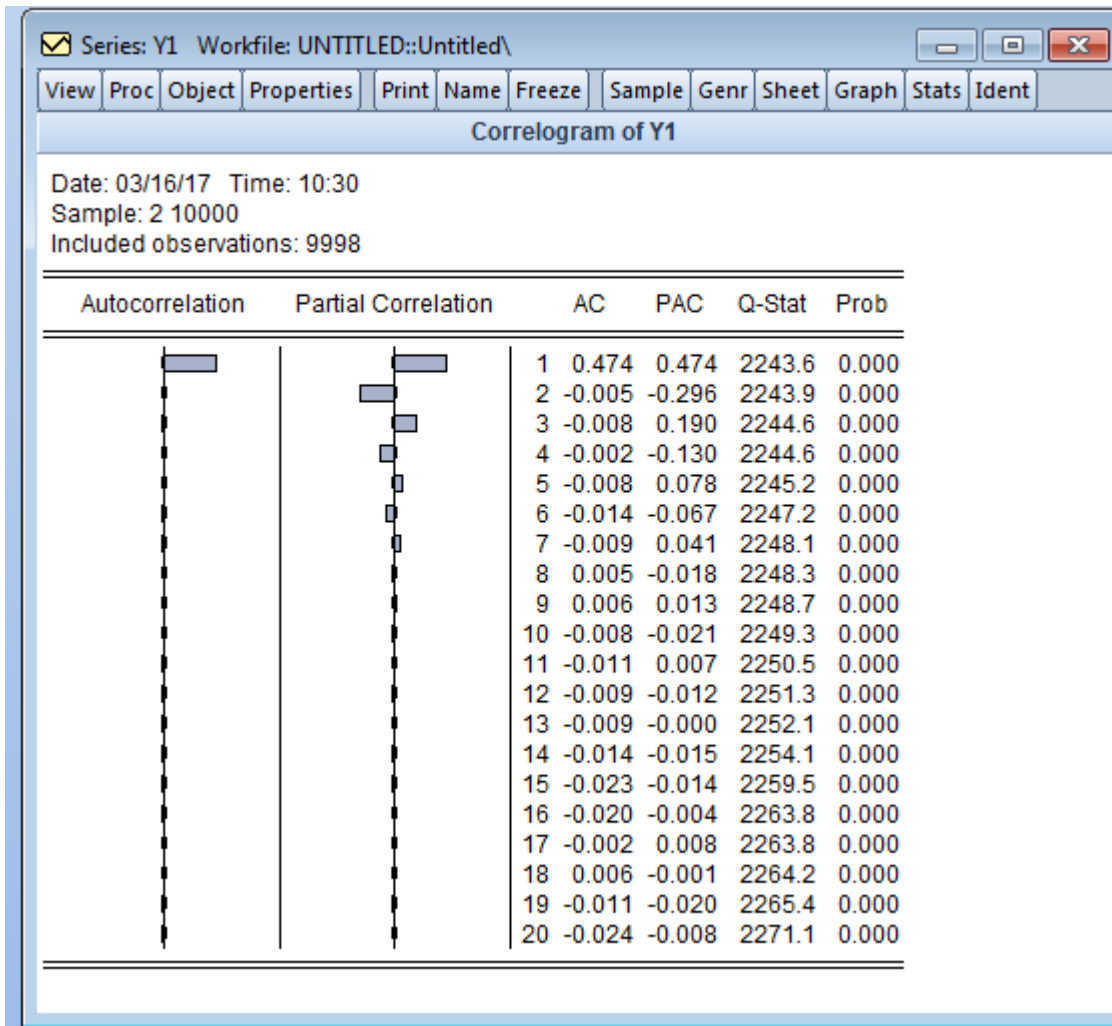


- Η συνάρτηση αυτοσυσχέτισης ενός AR(1) φθίνει εκθετικά στο μηδέν.
- Η συνάρτηση μερικής αυτοσυσχέτισης ενός AR(1) είναι μηδέν μετά την πρώτη χρονική υστέρηση.

MA(1)

- $Y_t = e_t + 0.7e_{t-1}$
- ***File/New/Workfile/Unstructured-Undated***
- 10.000 παρατηρήσεις
- Προσομοιώσεις (Simulated data)
 - `genr e=nrnd` :δημιουργούμε draws από τυπική κατανομή
 - `series y1=0.7*e(-1)+e`

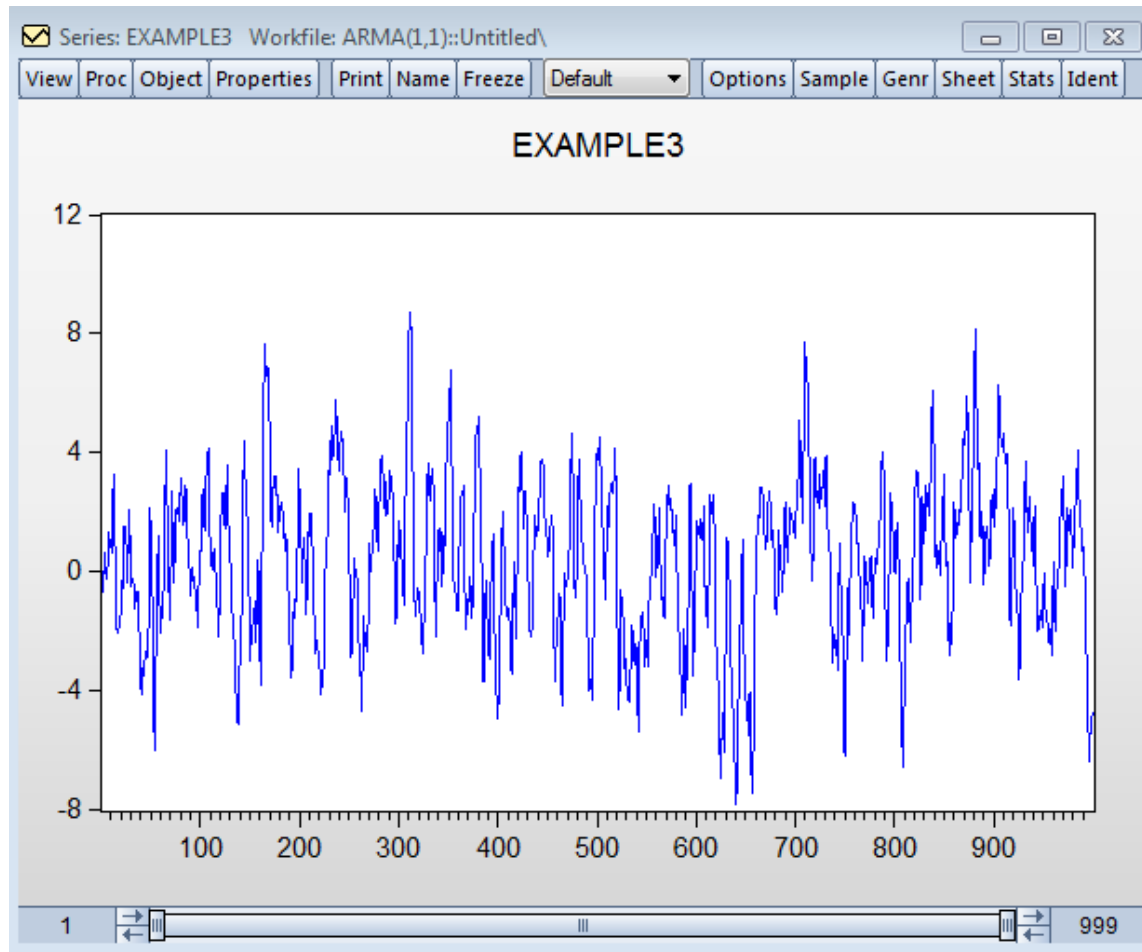


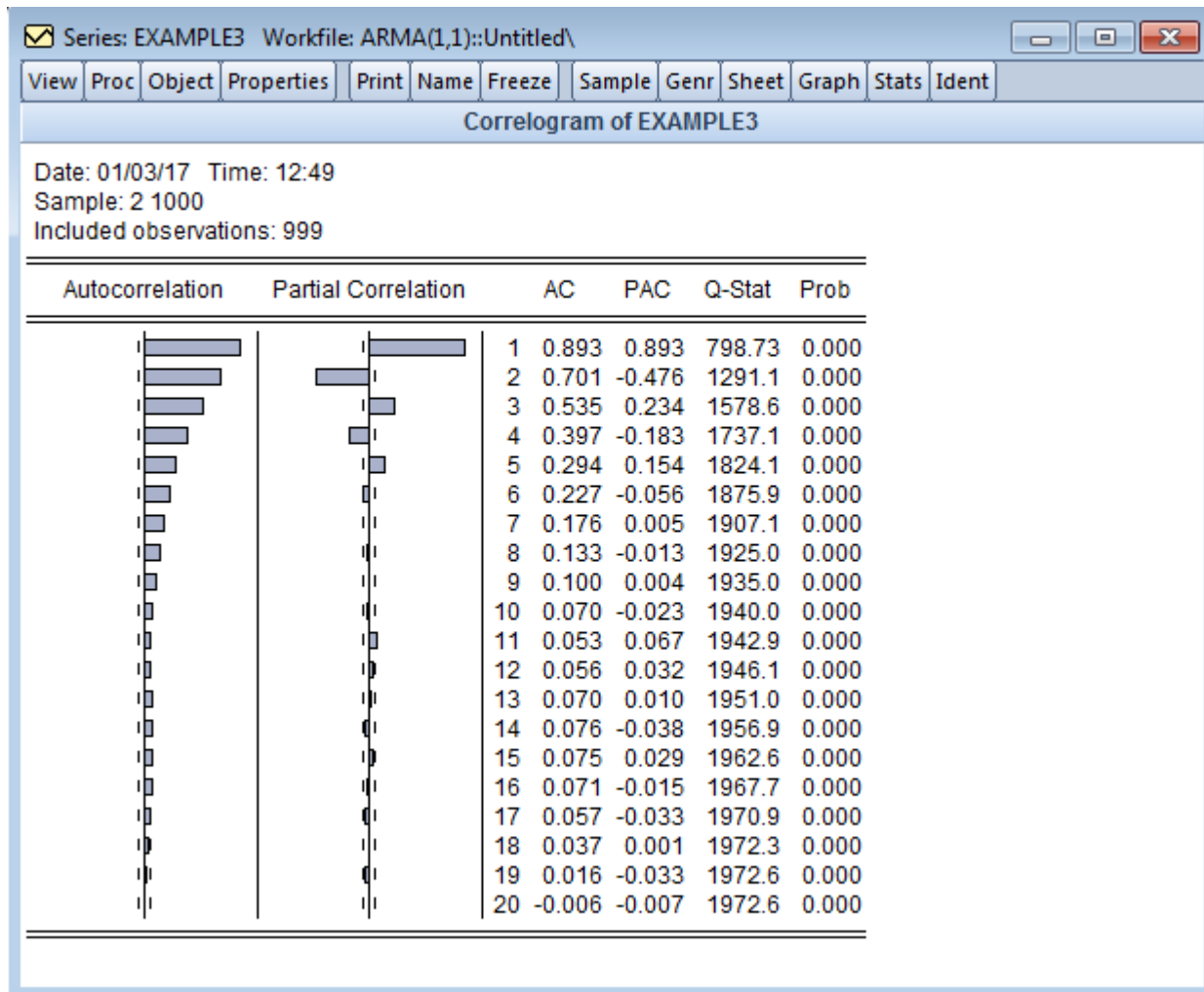


- Όλες οι αυτοσυσχετίσεις είναι μηδέν εκτός από την πρώτη.
- Η συνάρτηση μερικής αυτοσυσχέτισης φθίνει στο μηδέν καθώς εναλλάσσει πρόσημο.

ARMA(1,1)

- $$Y_t = 0.9Y_{t-1} + e_t + 0.7e_{t-1}$$

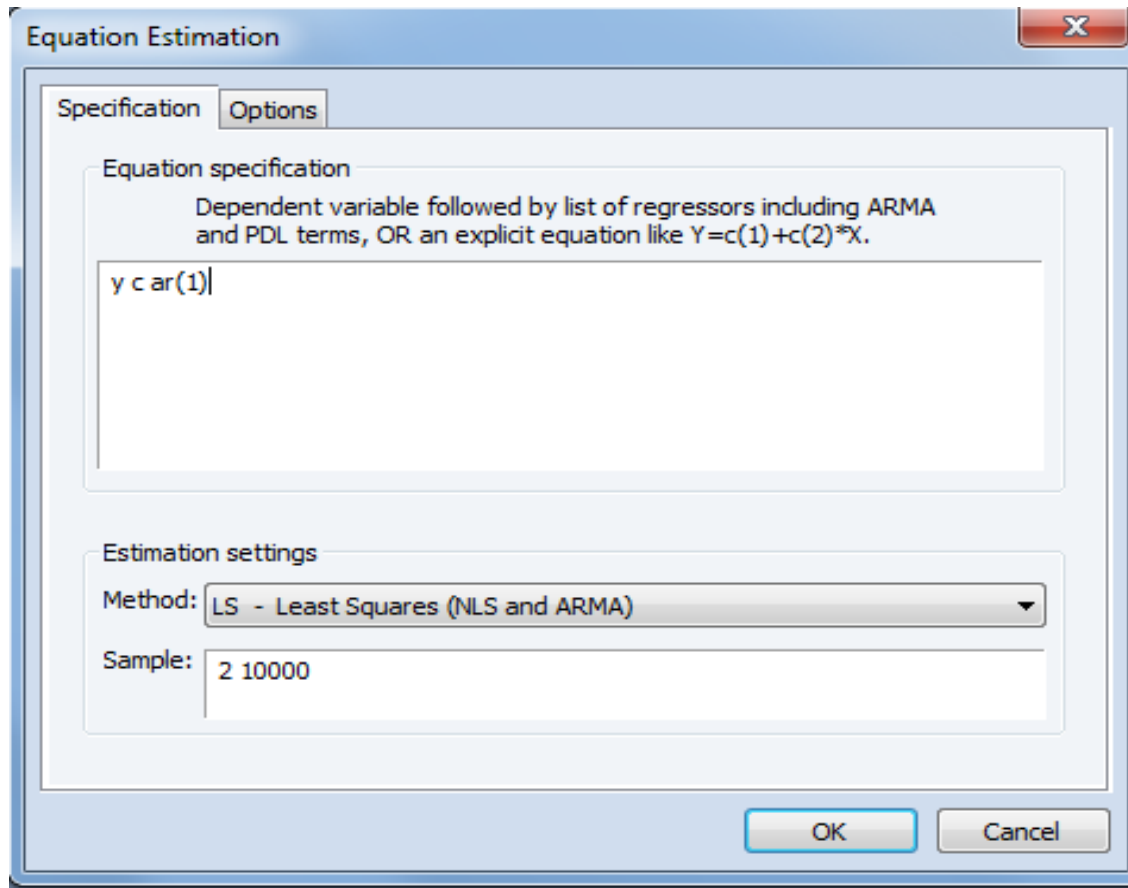




- Η συνάρτηση αυτοσυσχέτισης ενός ARMA(1,1) φθίνει εκθετικά στο μηδέν όπως και στο AR(1).
- Η συνάρτηση μερικής αυτοσυσχέτισης ενός ARMA(1,1) φθίνει εκθετικά στο μηδέν εναλλάσσοντας πρόσημο όπως και στο MA(1).

Εκτίμηση ενός AR(1)

- Quick-Estimate Equation



Εκτίμηση ενός AR(1)

- Η συνθήκη στασιμότητας γενικά για AR(p) ανελίξεις είναι ότι οι αντιστρέψιμες ρίζες των πολυωνύμων των χρονικών υστερήσεων είναι μικρότερες της μονάδας κατά απόλυτη τιμή. Στο E-views, οι ρίζες αναφέρονται ως **Inverted AR Roots** στο κάτω μέρος του αποτελέσματος παλινδρόμησης.
- Το μοντέλο δεν έχει κλειστή μορφή επίλυσης και δεν μπορεί να εκτιμηθεί με τη μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων αλλά ούτε και να βρεθούν οι εκτιμήτριες μεγίστης πιθανοφάνειας.
- Για να βρεθεί η εκτιμήτρια μεγίστης πιθανοφάνειας του, το EViews χρησιμοποιεί τον επαναληπτικό αλγόριθμο του Marquardt (1963).
- Ο αλγόριθμος ξεκινάει με την εύρεση μια πρώτης εκτίμησης του διανύσματος των παραμέτρων (μ, φ) . Βασιζόμενος σε αυτή την εκτίμηση συνεχίζει και βρίσκει μια καλύτερη εκτίμηση κόκ. Σταματάει όταν δεν υπάρχει βελτίωση στη συνάρτηση πιθανοφάνειας μεταξύ των επαναλήψεων.

Equation: AUTOREG Workfile: UNTITLED::Untitled\

View Proc Object Print Name Freeze Estimate Forecast Stats Resids

Dependent Variable: Y
Method: ARMA Maximum Likelihood (OPG - BHHH)
Date: 03/16/17 Time: 11:11
Sample: 2 10000
Included observations: 9999
Convergence achieved after 2 iterations
Coefficient covariance computed using outer product of gradients

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.196583	0.098482	-1.996133	0.0459
AR(1)	0.898985	0.004314	208.3830	0.0000
SIGMASQ	0.991697	0.014322	69.24424	0.0000

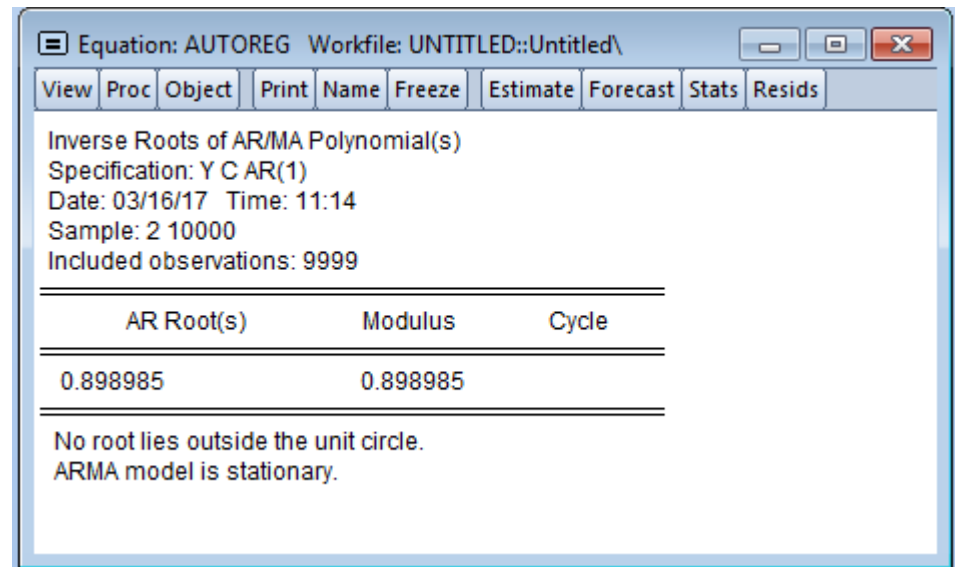
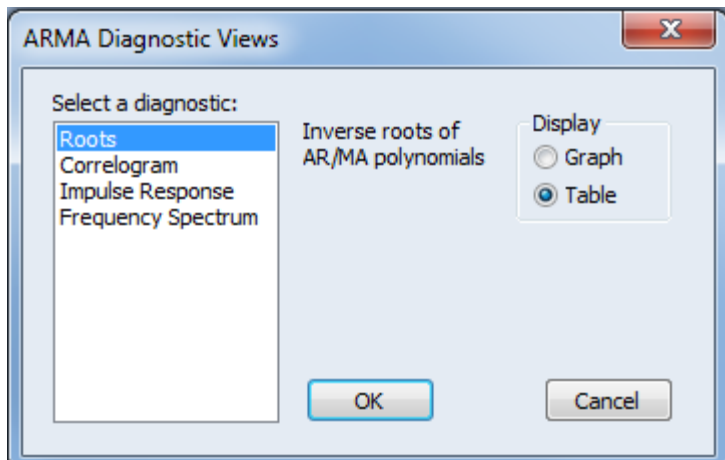
R-squared	0.808235	Mean dependent var	-0.198716
Adjusted R-squared	0.808196	S.D. dependent var	2.274188
S.E. of regression	0.995989	Akaike info criterion	2.830305
Sum squared resid	9915.978	Schwarz criterion	2.832468
Log likelihood	-14147.11	Hannan-Quinn criter.	2.831037
F-statistic	21065.12	Durbin-Watson stat	2.018013
Prob(F-statistic)	0.000000		

Inverted AR Roots	.90
-------------------	-----

- Στην 2η επανάληψη ο αλγόριθμος συγκλίνει αφού δεν υπάρχει περαιτέρω βελτίωση στη συνάρτηση μεγίστης πιθανοφάνειας η οποία είναι -14147.11.
- Inverted AR roots εκτός του μοναδιαίου κύκλου άρα ικανοποιείται η συνθήκη στασιμότητας του υποδείγματος.
- Ο συντελεστής AR είναι στατιστικά σημαντικός όπως αναμενόταν και πολύ κοντά στην πραγματική τιμή.

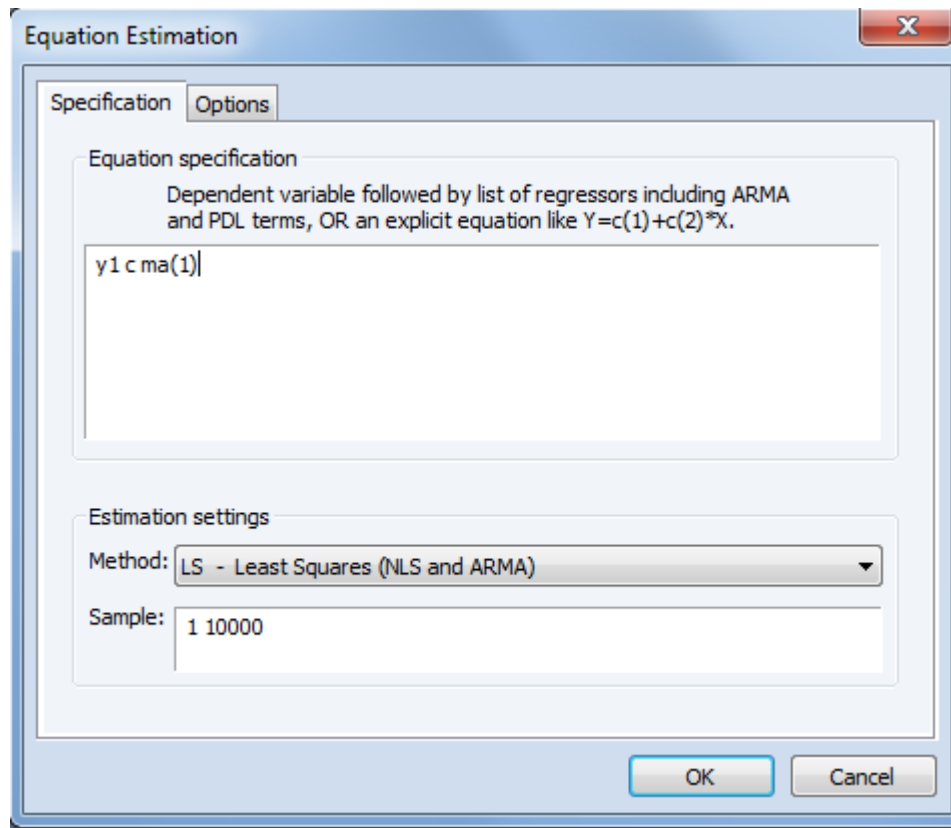
Συνθήκη Στασιμότητας

- Μετά την εκτίμηση μπορούμε να δούμε εάν οι εκτιμητές των παραμέτρων ικανοποιούν τη συνθήκη στασιμότητας.
- **View/ARMA Structure/Roots**



Εκτίμηση ενός MA(1)

- Quick-Estimate Equation



Εκτίμηση ενός MA(1)

- Το MA(1) είναι στάσιμο για οποιαδήποτε τιμή της παραμέτρου.
- Συνθήκη αντιστρεψιμότητας: οι ρίζες των πολυωνύμων των χρονικών υστερήσεων των καταλοίπων να είναι μικρότερες της μονάδας κατά απόλυτη τιμή.
- Στο E-views, οι ρίζες αναφέρονται ως **Inverted MA Roots** στο κάτω μέρος του αποτελέσματος παλινδρόμησης.
- Το μοντέλο δεν έχει κλειστή μορφή επίλυσης και δεν μπορεί να εκτιμηθεί με τη μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων αλλά ούτε και να βρεθούν οι εκτιμήτριες μεγίστης πιθανοφάνειας.
- Για να βρεθεί η εκτιμήτρια μεγίστης πιθανοφάνειας του, το EViews χρησιμοποιεί τον επαναληπτικό αλγόριθμο του Marquardt (1963).

Equation: MOVING Workfile: UNTITLED::Untitled\

View Proc Object Print Name Freeze Estimate Forecast Stats Resids

Dependent Variable: Y1
 Method: ARMA Maximum Likelihood (OPG - BHHH)
 Date: 03/16/17 Time: 11:22
 Sample: 2 10000
 Included observations: 9999
 Convergence achieved after 5 iterations
 Coefficient covariance computed using outer product of gradients

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.007934	0.017057	-0.465116	0.6419
MA(1)	0.702219	0.007100	98.90612	0.0000
SIGMASQ	1.003754	0.014150	70.93666	0.0000

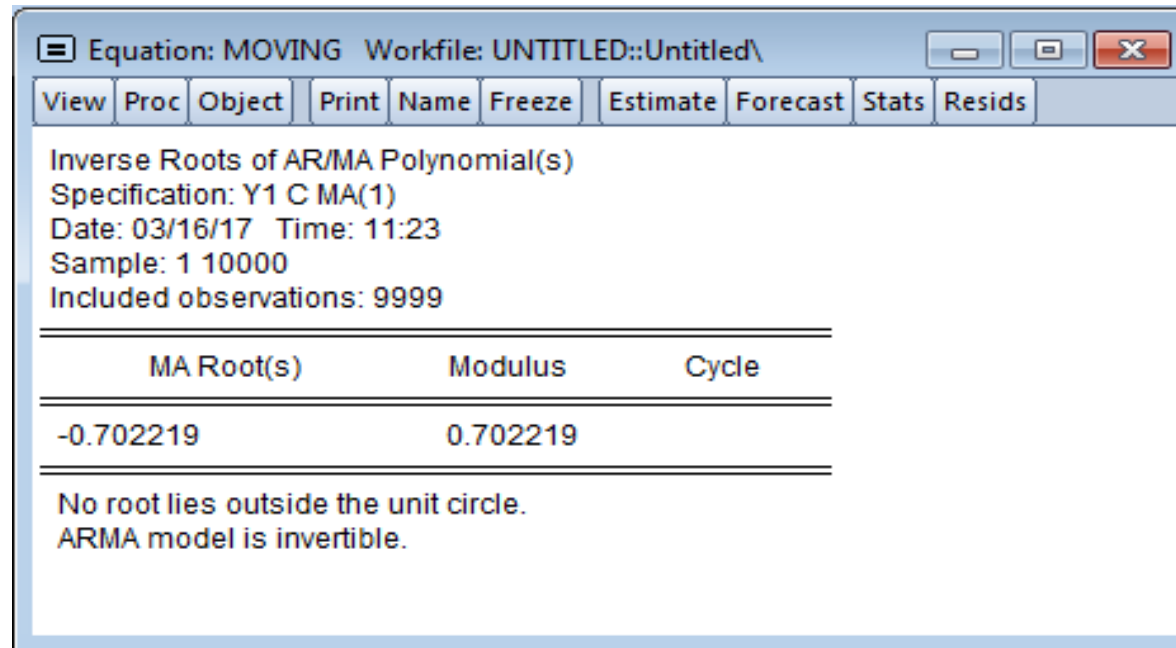
R-squared	0.336167	Mean dependent var	-0.007861
Adjusted R-squared	0.336034	S.D. dependent var	1.229719
S.E. of regression	1.002026	Akaike info criterion	2.842292
Sum squared resid	10036.54	Schwarz criterion	2.844456
Log likelihood	-14207.04	Hannan-Quinn criter.	2.843025
F-statistic	2530.999	Durbin-Watson stat	1.980759
Prob(F-statistic)	0.000000		

Inverted MA Roots	-.70
-------------------	------

- Στην 5η επανάληψη ο αλγόριθμος συγκλίνει αφού δεν υπάρχει περαιτέρω βελτίωση στη συνάρτηση μεγίστης πιθανοφάνειας η οποία είναι -14207,04
- Inverted MA roots εκτός του μοναδιαίου κύκλου άρα ικανοποιείται η συνθήκη αντιστρεψιμότητας του υποδείγματος.
- Ο συντελεστής MA είναι στατιστικά σημαντικός.

Συνθήκη Αντιστρεψιμότητας

- Μετά την εκτίμηση μπορούμε να δούμε εάν οι εκτιμητές των παραμέτρων ικανοποιούν τη συνθήκη αντιστρεψιμότητας.
- **View/ARMA Structure/Roots**



Equation: MOVING Workfile: UNTITLED::Untitled\

View Proc Object Print Name Freeze Estimate Forecast Stats Resids

Inverse Roots of AR/MA Polynomial(s)
Specification: Y1 C MA(1)
Date: 03/16/17 Time: 11:23
Sample: 1 10000
Included observations: 9999

MA Root(s)	Modulus	Cycle
-0.702219	0.702219	

No root lies outside the unit circle.
ARMA model is invertible.

Δυναμικά Υποδείγματα Box-Jenkins

ARIMA

- Integrated (Ολοκληρωμένη σειρά): Η χαρακτηριστική εξίσωση έχει ρίζα στο μοναδιαίο κύκλο.
- Σκοπός των υποδειγμάτων είναι να πραγματοποιήσουν προβλέψεις για μία χρονολογική σειρά με βάση μόνο τις παρελθούσες τιμές της σειράς και χωρίς άλλη πληροφόρηση διαρθρωτικής μορφής.
- Βασική υπόθεση είναι ότι η σειρά είναι στάσιμη.
- Αν η σειρά δεν είναι στάσιμη στα επίπεδα τότε θα πρέπει να πάρουμε πρώτες διαφορές και να σχηματίσουμε τη σειρά

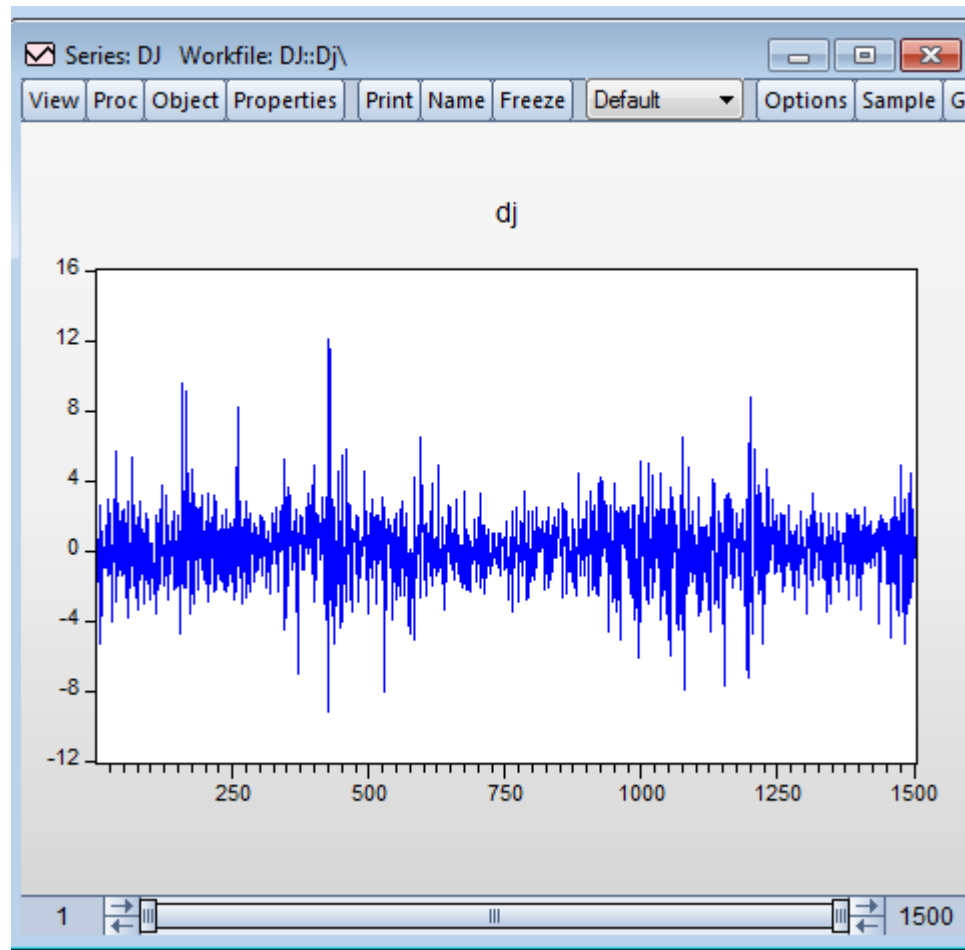
$$\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$$

- Εφαρμόζουμε τα μοντέλα ARMA στις πρώτες διαφορές.
- Αν ούτε οι πρώτες διαφορές είναι στάσιμες τότε θα πάρουμε τις δεύτερες διαφορές κόκ. μέχρι να έχουμε στασιμότητα.
- Την τάξη διαφορών που χρειαζόμαστε για στασιμότητα τη συμβολίζουμε με d

$$\Delta^d y_t = y_t - y_{t-d}$$

ARIMA

- Για τη σειρά DJ έχουμε το εξής διάγραμμα τιμών



ARIMA

- Παίρνουμε πρώτες διαφορές

Quick/Generate Series

Generate Series by Equation

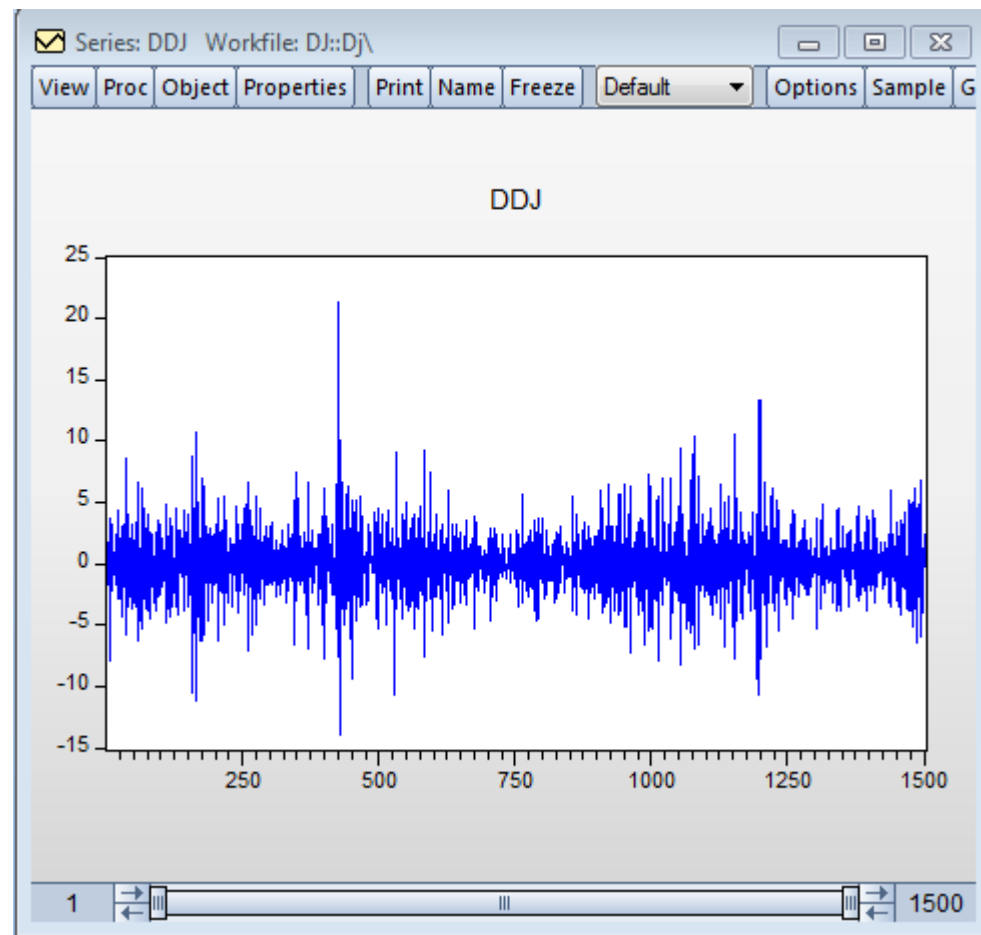
Enter equation

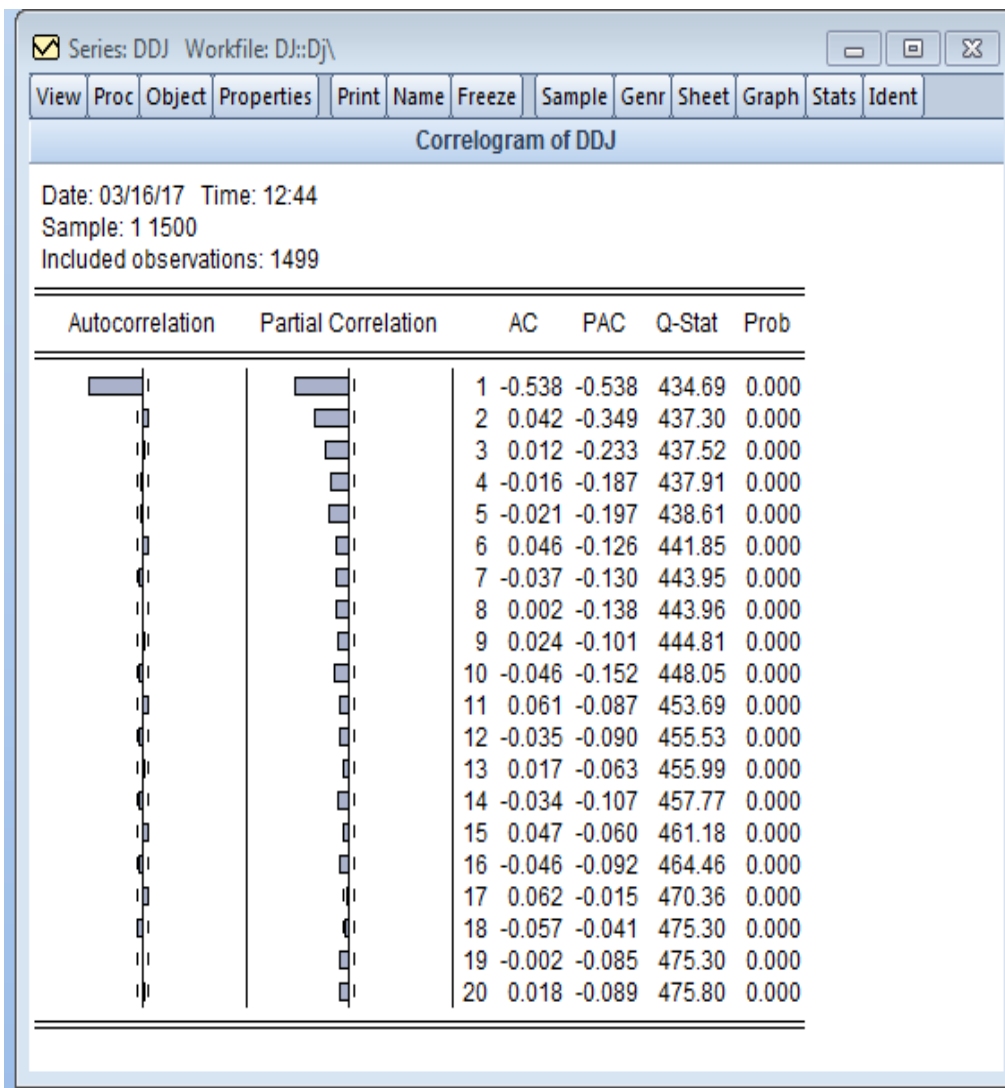
$ddj=dj-dj(-1)$

Sample

1 1500

OK Cancel





- Στατιστικά σημαντικοί συντελεστές αυτοσυσχέτισης και μερικής αυτοσυσχέτισης μέχρι και την 20^η χρονικής υστέρηση.
- Η Acf και Pacf φθίνουν με αργό ρυθμό.
- Η σειρά παρουσιάζει persistence δεδομένου ότι είναι ήδη σε πρώτες διαφορές.
- Ενδεχομένως ένα ARMA υπόδειγμα αν και είναι δύσκολος ο προσδιορισμός της τάξης.

ARIMA

- Έστω ότι έχουμε ενδείξεις για ARMA από (0,0) έως (5,5).
- Εκτιμούμε ξεχωριστά τα υποδείγματα και χρησιμοποιούμε κάποιο Information Criterion για να επιλέξουμε το πιο κατάλληλο μοντέλο.
- Το SBIC επιλέγει το μοντέλο που είναι τουλάχιστον το ίδιο «μικρό» (δηλαδή με λιγότερες παραμέτρους) όσο αυτό που επιλέγεται με βάση το AIC.
- Παραδείγματα για ARMA(1,1) και ARMA(5,5)

ARIMA(1,1,1)

Equation Estimation

Specification Options

Equation specification

Dependent variable followed by list of regressors including ARMA and PDL terms, OR an explicit equation like $Y=c(1)+c(2)*X$.

ddj c ar(1) ma(1)

Estimation settings

Method: LS - Least Squares (NLS and ARMA)

Sample: 1 1500

OK Cancel

Equation: UNTITLED Workfile: DJ::DJ\

View Proc Object Print Name Freeze Estimate Forecast Stats Resids

Dependent Variable: DDJ
Method: ARMA Maximum Likelihood (OPG - BHHH)
Date: 03/16/17 Time: 12:49
Sample: 2 1500
Included observations: 1499
Failure to improve objective (non-zero gradients) after 28 iterations
Coefficient covariance computed using outer product of gradients

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-8.20E-05	0.000113	-0.724199	0.4691
AR(1)	-0.079753	0.016111	-4.950272	0.0000
MA(1)	-1.000000	1.460579	-0.684660	0.4937
SIGMASQ	3.978180	0.159303	24.97241	0.0000

R-squared	0.540133	Mean dependent var	0.001192
Adjusted R-squared	0.539210	S.D. dependent var	2.942192
S.E. of regression	1.997204	Akaike info criterion	4.229024
Sum squared resid	5963.292	Schwarz criterion	4.243200
Log likelihood	-3165.653	Hannan-Quinn criter.	4.234305
F-statistic	585.3131	Durbin-Watson stat	2.001508
Prob(F-statistic)	0.000000		

Inverted AR Roots	-.08
Inverted MA Roots	1.00

ARIMA(1,5,5)

Equation Estimation

Specification Options

Equation specification
 Dependent variable followed by list of regressors including ARMA and PDL terms, OR an explicit equation like $Y=c(1)+c(2)*X$.

ddj c ar(1) ar(2) ar(3) ar(4) ar(5) ma(1) ma(2) ma(3) ma(4) ma(5)

Estimation settings

Method: LS - Least Squares (NLS and ARMA)

Sample: 1 1500

OK Cancel

Equation: UNTITLED Workfile: DJ:Dj

View Proc Object Print Name Freeze Estimate Forecast Stats Resids

Dependent Variable: DDJ
 Method: ARMA Maximum Likelihood (OPG - BHHH)
 Date: 03/16/17 Time: 12:57
 Sample: 2 1500
 Included observations: 1499
 Failure to improve objective (non-zero gradients) after 357 iterations
 Coefficient covariance computed using outer product of gradients

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-7.79E-05	0.000112	-0.693053	0.4884
AR(1)	0.238414	0.023077	10.33137	0.0000
AR(2)	0.969559	0.016526	58.66719	0.0000
AR(3)	0.421788	0.017602	23.96225	0.0000
AR(4)	-0.929603	0.017012	-54.64451	0.0000
AR(5)	-0.074092	0.018113	-4.090464	0.0000
MA(1)	-1.317284	0.116163	-11.34000	0.0000
MA(2)	-0.660262	0.021192	-31.15550	0.0000
MA(3)	0.626453	0.141342	4.432173	0.0000
MA(4)	1.329471	0.210251	6.323248	0.0000
MA(5)	-0.978378	0.237157	-4.125445	0.0000
SIGMASQ	3.906470	0.123257	31.69376	0.0000

R-squared	0.548422	Mean dependent var	0.001192
Adjusted R-squared	0.545082	S.D. dependent var	2.942192
S.E. of regression	1.984438	Akaike info criterion	4.224756
Sum squared resid	5855.798	Schwarz criterion	4.267284
Log likelihood	-3154.454	Hannan-Quinn criter.	4.240600
F-statistic	164.1728	Durbin-Watson stat	1.997684
Prob(F-statistic)	0.000000		

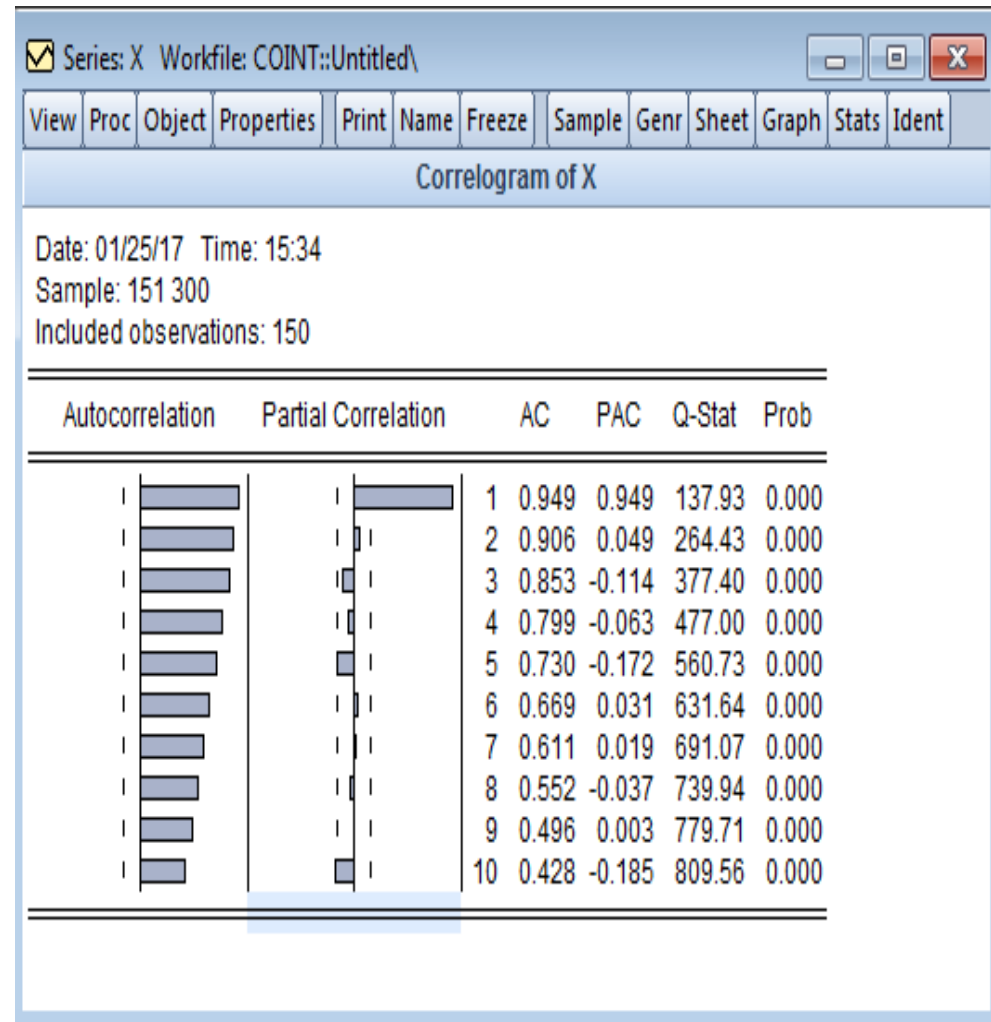
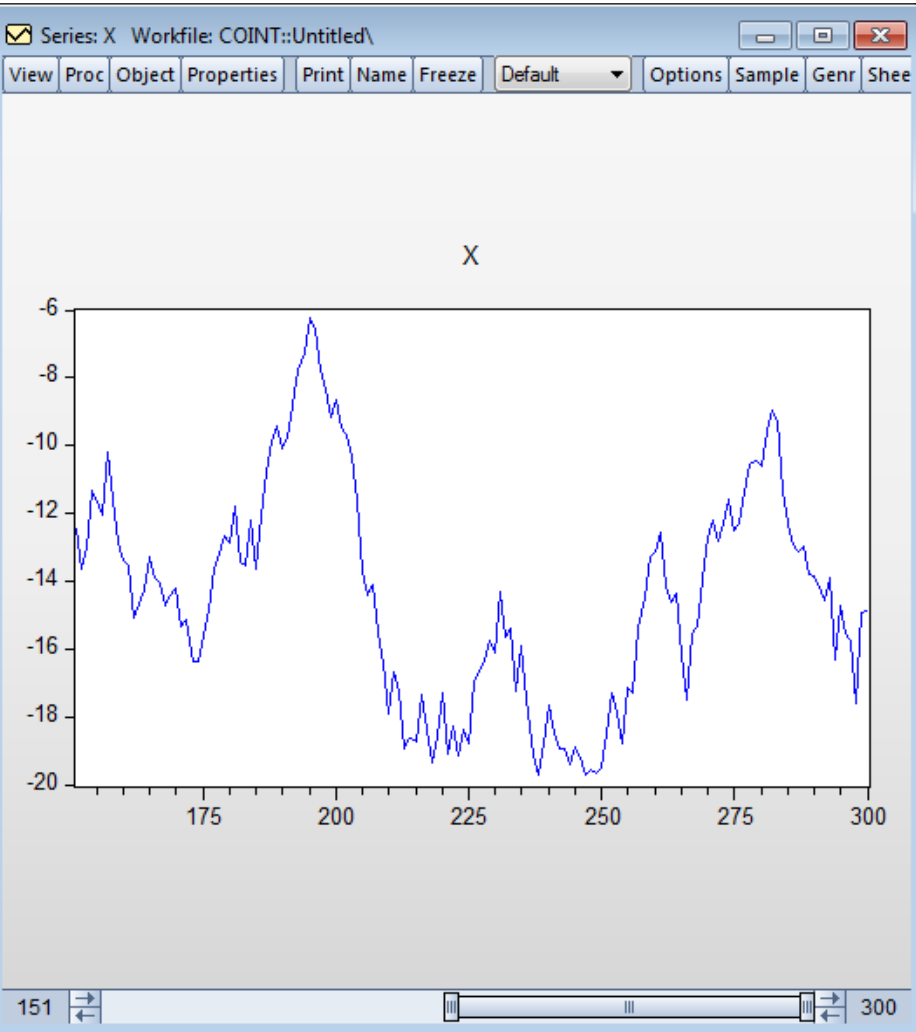
Inverted AR Roots	.93+.31i	.93-.31i	-.08	-.78-.62i
	-.78+.62i			
Inverted MA Roots	1.00	.94-.30i	.94+.30i	-.78+.62i
	-.78-.62i			

Estimated MA process is noninvertible

Ασθενής Στασιμότητα

- Μία στοχαστική διαδικασία ονομάζεται ασθενώς στάσιμη αν ο μέσος και η διακύμανσή της δεν μεταβάλλονται διαχρονικά και η συνδιακύμανση των τιμών της σε δύο χρονικές περιόδους εξαρτάται μόνο από τις χρονικές υστερήσεις και όχι από το χρονικό σημείο στο οποίο υπολογίζεται (δεύτερης τάξης στασιμότητα).
- Μπορούμε να ελέγξουμε την στασιμότητα μίας χρονολογικής σειράς:
 - Μελετώντας την γραφική απεικόνιση της σειράς
 - Κατασκευάζοντας και μελετώντας την συνάρτηση αυτοσυσχέτισης και το αντίστοιχο κορρελόγραμμα της
 - Πραγματοποιώντας έλεγχο για μοναδιαία ρίζα (Dickey-Fuller tests)
 - Πραγματοποιώντας στατιστικούς ελέγχους για τον συντελεστή αυτοσυσχέτισης (Q statistic).

Παράδειγμα: Μη στάσιμη χρονολογική σειρά



Τυχαίος Περίπατος (Random Walk)

- $X_t = X_{t-1} + u_t, u_t \sim WN(0, \sigma^2)$
- Σε πολλές περιπτώσεις είναι πιθανόν η χρονική σειρά που εξετάζουμε να έχει και κάποιο σταθερό όρο, δηλαδή να συμπεριφέρεται σαν ένα υπόδειγμα τυχαίου περιπάτου με περιπλάνηση (drift).
- Υπάρχουν περιπτώσεις που στη χρονική σειρά που εξετάζουμε να υπάρχει εκτός του σταθερού όρου και χρονική τάση. Τυχαίος περίπατος με περιπλάνηση γύρω από χρονική τάση (time trend).
- Μια τυχαία διαταραχή έχει μόνιμες επιδράσεις στο μακροχρόνιο επίπεδο της χρονοσειράς.
- Ο τυχαίος περίπατος αποτελεί ένα υπόδειγμα στοχαστικής τάσης (stochastic trend).
- Για να απαλειφθεί η μη στασιμότητα παίρνουμε τις πρώτες διαφορές (first differences).

Μοναδιαίες ρίζες (Unit Roots)

- Δύο σειρές που έχουν κατασκευαστεί ανεξάρτητα η μια από την άλλη **αλλά** δεν είναι στάσιμες και χρησιμοποιήσουμε τη μέθοδο OLS. Τότε ενδεχομένως:
 - Στατιστικά σημαντικοί συντελεστές και
 - συντελεστής προσδιορισμού πολύ υψηλός παρόλο που οι μεταβλητές είναι ασυσχέτιστες.
- Χρονοσειρές με όμοια τάση φαίνονται να συσχετίζονται.
- Το φαινόμενο αυτό είναι γνωστό ως spurious regression (κίβδηλη παλινδρόμηση ή νόθα αποτελέσματα).
- Στην περίπτωση αυτή οι στατιστικοί έλεγχοι με την t και F στατιστική δεν είναι αξιόπιστοι.
- Είναι απαραίτητο να ελέγξουμε πρώτα για στασιμότητα. Αν οι σειρές είναι στάσιμες τότε μπορώ να εφαρμόσω OLS απευθείας.
- Μία μη στάσιμη χρονοσειρά λέγεται ολοκληρωμένη πρώτης τάξης (integrated of order one) εάν πρέπει να πάρω τις πρώτες διαφορές για να βρεθώ σε στασιμότητα
- Γράφουμε $y_t \sim I(1)$ και σημαίνει ότι περιέχει μια μοναδιαία ρίζα (unit root).
- Αν η σειρά πρέπει να εκφραστεί d φορές σε διαφορές για να γίνει στάσιμη λέμε ότι είναι ολοκληρωμένη σε d βαθμό $I(d)$.
- Αν οι σειρές είναι στάσιμες τότε $I(0)$.

Unit Root Test

- Έλεγχος των Dickey-Fuller (Dickey-Fuller test)

- $X_t = c + \rho X_{t-1} + u_t$

$$H_0: \rho = 1$$
$$H_1: |\rho| < 1$$

- $\Delta X_t = c + \beta X_{t-1} + u_t$

$$H_0: \beta = 0$$
$$H_1: \beta < 0$$

- Η μηδενική υπόθεση ότι υπάρχει μοναδιαία ρίζα απορρίπτεται όταν $test\ statistic = \frac{\hat{\beta}}{se(\hat{\beta})}$ μικρότερο από την κρίσιμη τιμή των πινάκων Dickey - Fuller.
- Ο παραπάνω έλεγχος ισχύει μόνο εάν **δεν** έχουμε αυτοσυσχέτιση στα κατάλοιπα.
- Επαυξανόμενος έλεγχος των Dickey-Fuller (Augmented Dickey-Fuller test).

$$\Delta X_t = c + \beta X_{t-1} + \gamma \sum_{i=1}^p \Delta X_{t-i} + u_t$$

- Ο αριθμός των χρονικών υστερήσεων p θα πρέπει να είναι τέτοιος ώστε να μην αυτοσυσχετίζονται τα κατάλοιπα.
- Τρέχοντας διαδοχικές παλινδρομήσεις της ανωτέρω εξίσωσης (Augmented Dickey-Fuller) με κάποιο αρχικό αριθμό χρονικών υστερήσεων p , επιλέγουμε την πιο κατάλληλη εξίσωση σύμφωνα με το κριτήριο του Akaike ή Schwarz.
- Σε κάθε περίπτωση ο μέγιστος αριθμός είναι $T^{1/3}$ όπου T είναι το μέγεθος του δείγματος.
- Έλεγχος των Phillips-Perron.

Unit Root Test

- $X_t = X_{t-1} + u_t$
- $Y_t = Y_{t-1} + v_t$
- Για να κατασκευάσουμε δύο τέτοιες σειρές τυχαίου περιπάτου (simulated)
 - Ανοίγουμε ένα νέο workfile με 300 παρατηρήσεις (unstructured/undated)
 - `sample @all`
`series y=0`
`series x=0`
`smpl @first+1 @last`
`x=x(-1)+nrnd`
`y=y(-1)+nrnd`

Command

```
series y=0  
series x=0  
smpl @first+1 @last  
x=x(-1)+nrnd  
y=y(-1)+nrnd
```

Command Capture

Workfile: UNTITLED

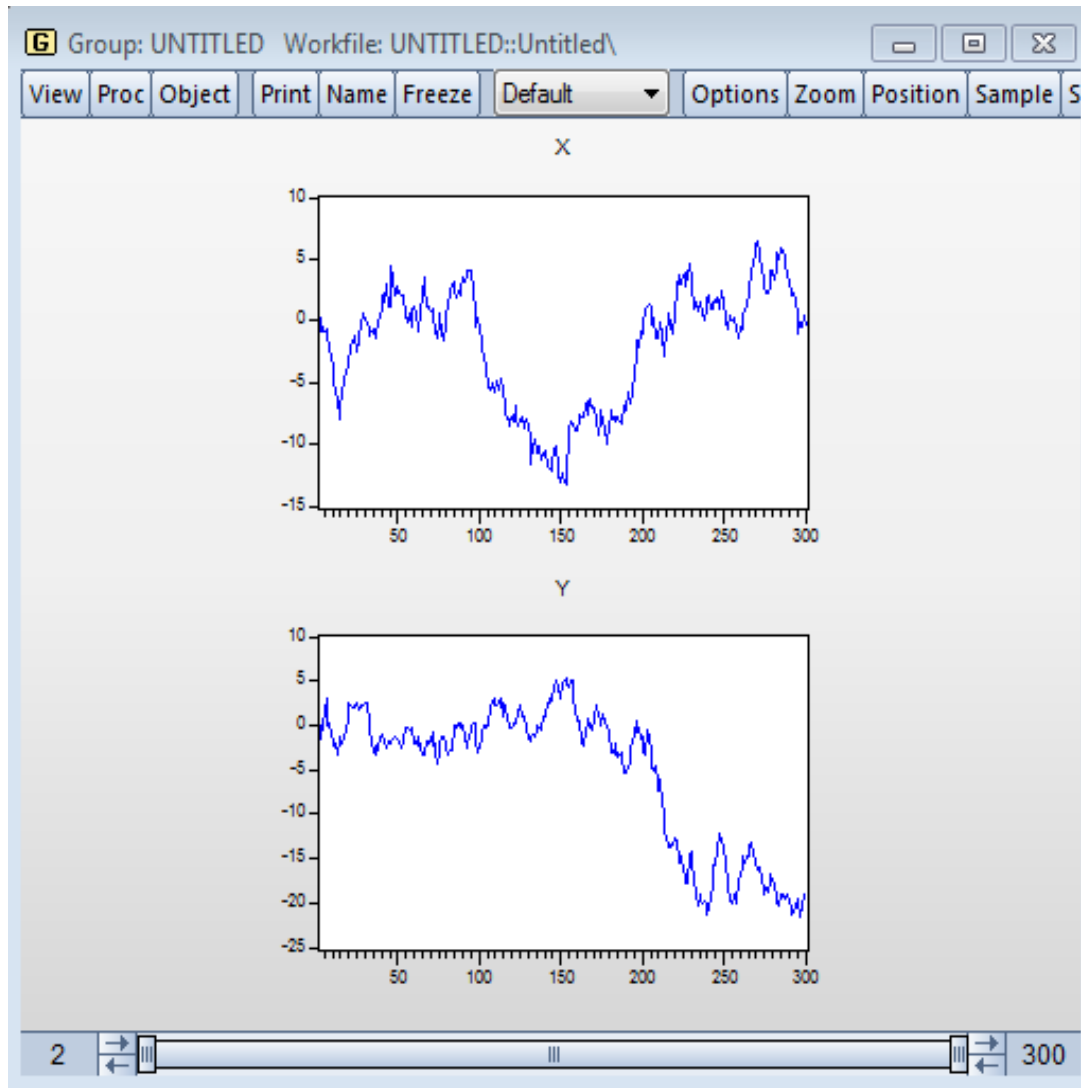
View Proc Object Save Freeze Details+/- Show Fetch Store Delete Genr Sample

Range: 1 300 -- 300 obs Filter: *
Sample: 2 300 -- 299 obs Order: Name

- c
- resid
- x
- y

Untitled New Page

Τυχαίος περίπατος



Spurious Regression

- Αν παλινδρομήσουμε την σειρά Y στην σειρά X θα έχουμε τα ακόλουθα αποτελέσματα.

Equation: UNTITLED Workfile: UNTITLED::Untitled\

View Proc Object Print Name Freeze Estimate Forecast Stats Resids

Dependent Variable: Y
Method: Least Squares
Date: 04/03/17 Time: 14:13
Sample: 2 300
Included observations: 299

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-7.393373	0.402144	-18.38491	0.0000
X	-0.981983	0.076438	-12.84673	0.0000

R-squared	0.357196	Mean dependent var	-5.409361
Adjusted R-squared	0.355032	S.D. dependent var	7.994645
S.E. of regression	6.420492	Akaike info criterion	6.563533
Sum squared resid	12243.15	Schwarz criterion	6.588285
Log likelihood	-979.2482	Hannan-Quinn criter.	6.573440
F-statistic	165.0384	Durbin-Watson stat	0.045771
Prob(F-statistic)	0.000000		

- Ο συντελεστής της X είναι στατιστικά σημαντικός.
- Το πρόβλημα είναι όμως ότι οι δυο σειρές κατασκευάσθηκαν εντελώς ανεξάρτητα η μια από την άλλη αφού είναι δυο ανεξάρτητοι τυχαίοι περίπατοι (independent random walks).
- Για να προφυλαχθούμε από μια τέτοια περίπτωση είναι απαραίτητο να ελέγξουμε πρώτα αν οι σειρές μας είναι $I(1)$.
- Για να διεξάγουμε τον έλεγχο κάνουμε διπλό κλικ στην σειρά και από το μενού View επιλέγουμε Unit root test.

Command

```

series y=0
series x=0
smpl @first+1 @last
x=x(-1)+nrnd
y=y(-1)+nrnd

```

Command Capture

Workfile: UNTITLED

View Proc Object Save Freeze Details+/- Show Fetch Store Delete Genr Sample

Range: 1 300 -- 300 obs Filter: *

Sample: 2 300 -- 299 obs Order: Name

- c
- resid
- x
- y

Untitled New Page

Series: X Workfile: UNTITLED::Untitled\

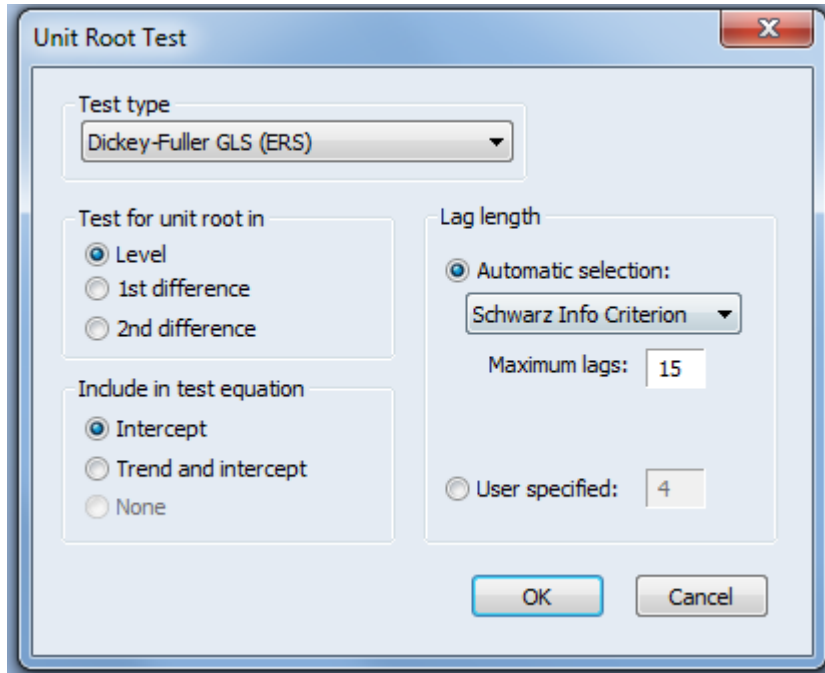
View Proc Object Properties Print Name Freeze Default Sort Edit+/- Smpl+

- SpreadSheet
- Graph...
- Descriptive Statistics & Tests
- One-Way Tabulation...
- Correlogram...
- Long-run Variance...
- Unit Root Test...**
- Breakpoint Unit Root Test...
- Variance Ratio Test...
- BDS Independence Test...
- Forecast Evaluation...

Label

14	-8.038841
15	-6.797128
16	-6.173147
17	-4.633477
18	-4.196100
19	-3.514210
20	

Unit Root Test



The screenshot shows a dialog box titled "Unit Root Test" with a close button (X) in the top right corner. The dialog is divided into several sections:

- Test type:** A dropdown menu set to "Dickey-Fuller GLS (ERS)".
- Test for unit root in:** Three radio buttons: "Level" (selected), "1st difference", and "2nd difference".
- Include in test equation:** Three radio buttons: "Intercept" (selected), "Trend and intercept", and "None".
- Lag length:** Two options: "Automatic selection:" (selected) and "User specified:". Under "Automatic selection:", there is a dropdown menu set to "Schwarz Info Criterion" and a text box for "Maximum lags:" with the value "15". Under "User specified:", there is a text box with the value "4".

At the bottom of the dialog are two buttons: "OK" and "Cancel".

Dickey-Fuller Test όπου μηδενική υπόθεση είναι η ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας.

Unit Root Test

Series: X Workfile: UNTITLED::Untitled\

View Proc Object Properties Print Name Freeze Sample Genr Sheet Graph Stats I

DF-GLS Unit Root Test on X

Null Hypothesis: X has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=15)

	t-Statistic
Elliott-Rothenberg-Stock DF-GLS test statistic	-1.576074
Test critical values:	
1% level	-2.572719
5% level	-1.941888
10% level	-1.615990

*MacKinnon (1996)

DF-GLS Test Equation on GLS Detrended Residuals
 Dependent Variable: D(GLSRESID)
 Method: Least Squares
 Date: 04/03/17 Time: 14:25
 Sample: 2 300
 Included observations: 299

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GLSRESID(-1)	-0.016533	0.010490	-1.576074	0.1161

R-squared	0.008263	Mean dependent var	-0.001915
Adjusted R-squared	0.008263	S.D. dependent var	0.938980
S.E. of regression	0.935093	Akaike info criterion	2.706997
Sum squared resid	260.5707	Schwarz criterion	2.719373
Log likelihood	-403.6960	Hannan-Quinn criter.	2.711950
Durbin-Watson stat	1.936025		

Series: Y Workfile: UNTITLED::Untitled\

View Proc Object Properties Print Name Freeze Sample Genr Sheet Graph Stats I

DF-GLS Unit Root Test on Y

Null Hypothesis: Y has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=15)

	t-Statistic
Elliott-Rothenberg-Stock DF-GLS test statistic	0.007972
Test critical values:	
1% level	-2.572719
5% level	-1.941888
10% level	-1.615990

*MacKinnon (1996)

DF-GLS Test Equation on GLS Detrended Residuals
 Dependent Variable: D(GLSRESID)
 Method: Least Squares
 Date: 04/03/17 Time: 14:26
 Sample: 2 300
 Included observations: 299

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GLSRESID(-1)	5.34E-05	0.006698	0.007972	0.9936

R-squared	-0.003837	Mean dependent var	-0.064290
Adjusted R-squared	-0.003837	S.D. dependent var	1.039639
S.E. of regression	1.041632	Akaike info criterion	2.922793
Sum squared resid	323.3291	Schwarz criterion	2.935169
Log likelihood	-435.9576	Hannan-Quinn criter.	2.927747
Durbin-Watson stat	1.789440		

Unit Root Test

- Ο έλεγχος Dickey-Fuller είναι απλά η t -στατιστική για την παράμετρο κλίσης, δηλαδή 0.0079 για τη σειρά Y και -1.576 για τη σειρά X .
- Η κριτική τιμή σε 5% όπως φαίνεται από το πάνω μέρος του πίνακα είναι -1.94188 επομένως δεχόμαστε ότι έχουμε μια μοναδιαία ρίζα.
- Μπορεί να έχουμε αυτοσυσχέτιση στα κατάλοιπα την οποία μπορούμε να διορθώσουμε αν εισάγουμε στο υπόδειγμα χρονικές υστερήσεις της εξαρτημένης μεταβλητής.
- Augmented Dickey Fuller (ADF) Test.

Unit Root Test

Unit Root Test

Test type
Augmented Dickey-Fuller

Test for unit root in
 Level
 1st difference
 2nd difference

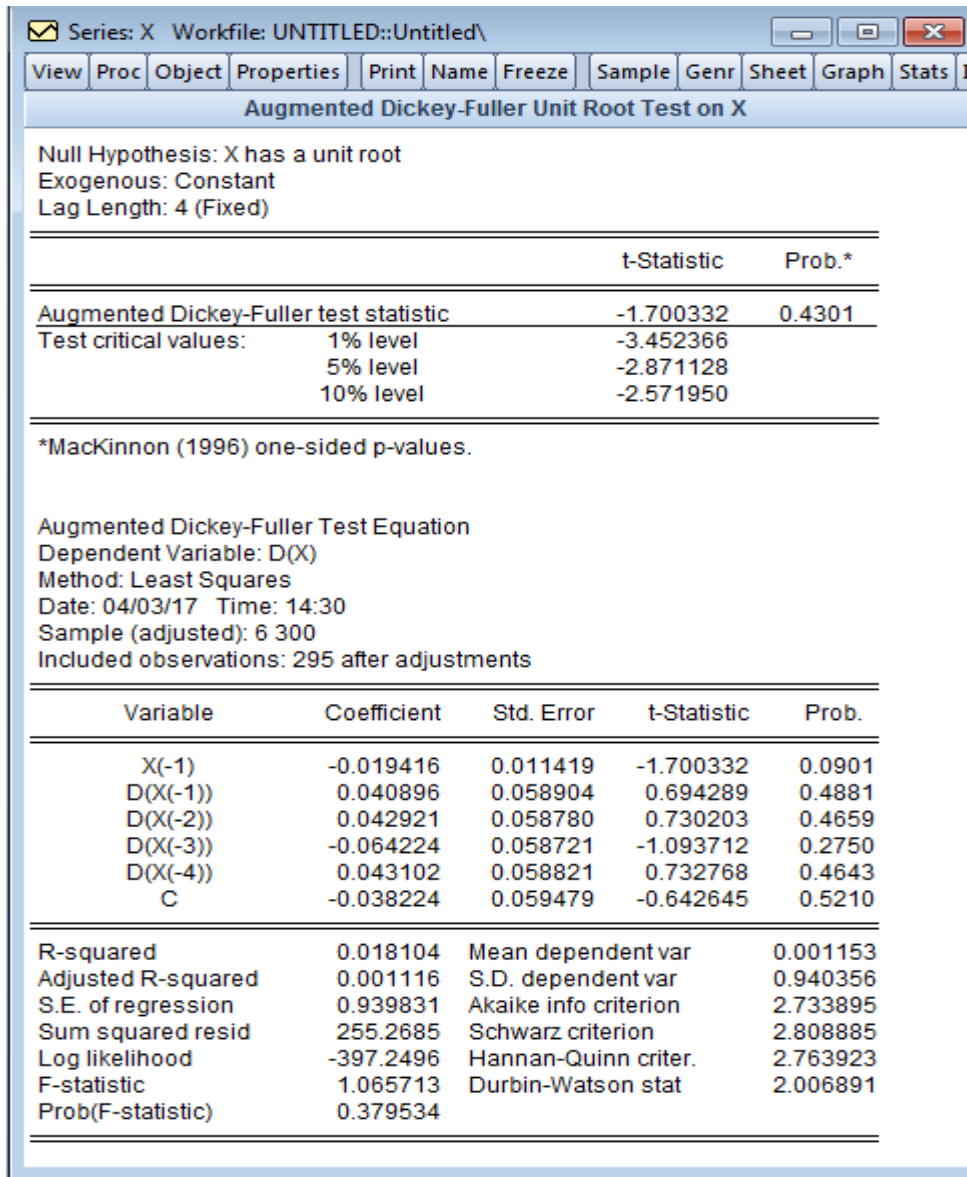
Include in test equation
 Intercept
 Trend and intercept
 None

Lag length
 Automatic selection:
Schwarz Info Criterion
Maximum lags: 15
 User specified: 4

OK Cancel

- $p=4$
- Υποθέτουμε σταθερό όρο (drift).

Unit Root Test-ADF

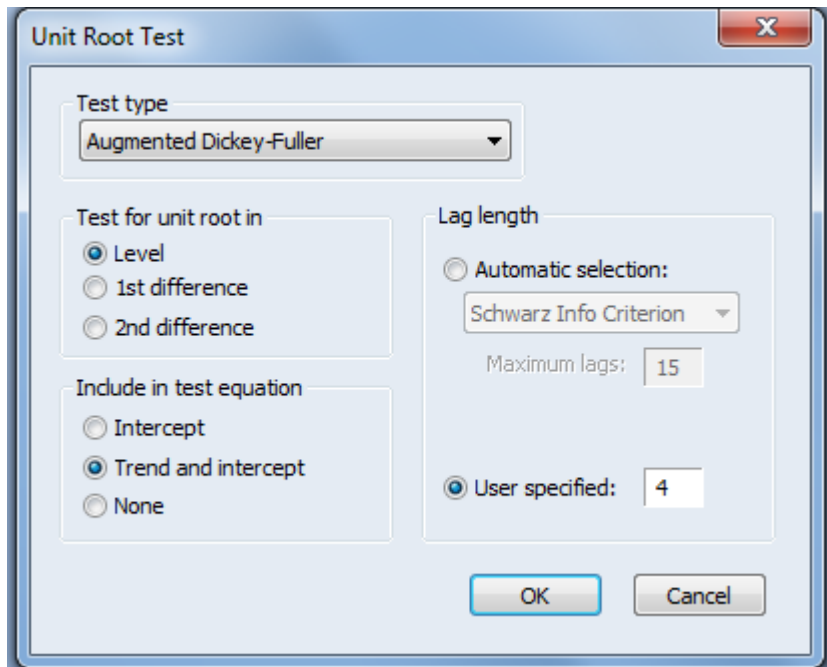


- Στην περίπτωση αυτή η ADF στατιστική είναι -1,70 που είναι λιγότερο αρνητική από την 5% κριτική τιμή -2.87.
- Επομένως δεν μπορούμε να απορρίψουμε την μηδενική υπόθεση της μοναδιαίας ρίζας.
- Το ίδιο θα κάναμε ακόμα και αν είχαμε επίπεδο εμπιστοσύνης 10%.
- Στο κάτω μέρος της οθόνης βλέπουμε την εκτιμημένη εξίσωση με OLS.

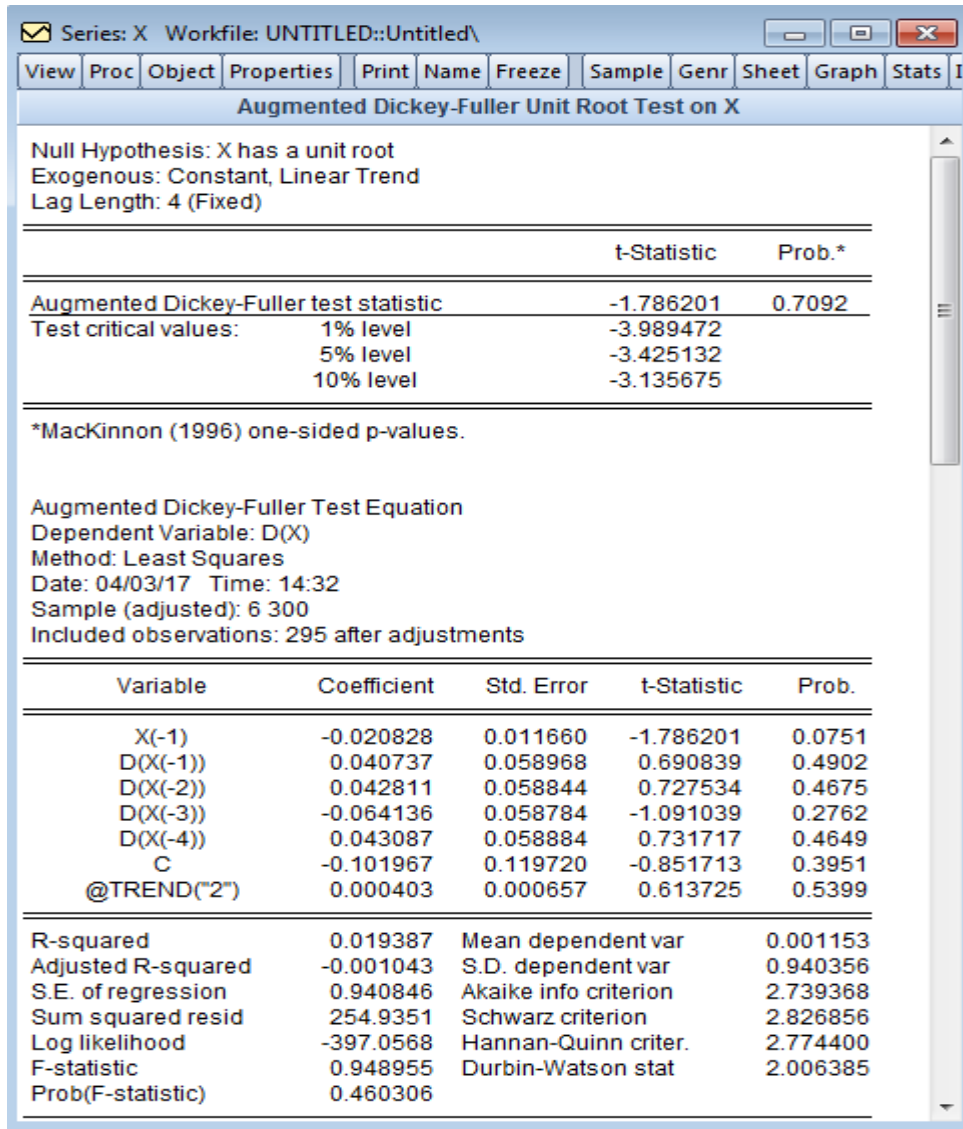
Unit Root Test-ADF

- Είναι δυνατόν να διεξάγουμε τον έλεγχο ADF όταν στο υπόδειγμα υπάρχει μια αιτιοκρατική τάση, δηλαδή

$$\Delta X_t = c + \beta X_{t-1} + \gamma \sum_{i=1}^p \Delta X_{t-i} + \delta t + u_t$$



Unit Root Test-ADF



- Η μεταβλητή @TREND(2) συμπεριλαμβάνεται στις ερμηνευτικές μεταβλητές.
- Αυτή είναι απλά μια γραμμική τάση.

Συνολοκλήρωση (Cointegration)

- Έχοντας βεβαιωθεί ότι οι σειρές μας είναι $I(1)$ το πρόβλημα είναι κατά πόσον μπορούμε να ισχυρισθούμε ότι η σχέση

$$Y_t = \alpha + \beta X_t + u_t$$

είναι βάσιμη, δηλαδή κατά πόσον υπάρχει μια μακροχρόνια σχέση ανάμεσα στις δυο σειρές ή εναλλακτικά κατά πόσον η σχέση αυτή είναι αιτιώδης και όχι ψευδής.

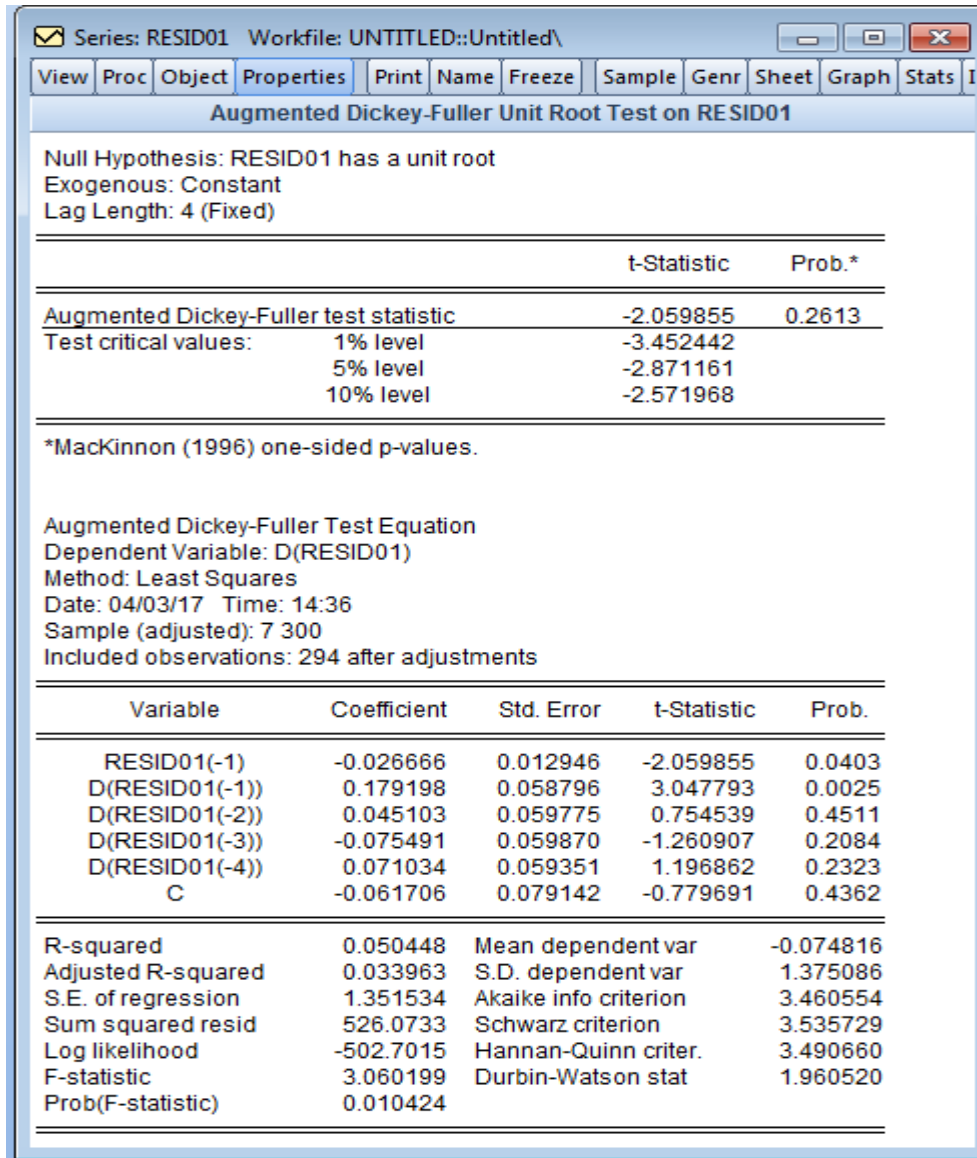
- Οι χρονολογικές σειρές είναι συνολοκληρωμένες (cointegrated) αν τα κατάλοιπα από την παλινδρόμηση της μίας στην άλλη είναι στάσιμα.
- Εάν είναι πραγματικά μια σχέση συνολοκλήρωσης, τότε η εφαρμογή της μεθόδου OLS για την εκτίμησή της θα ήταν βάσιμη.
- Ο έλεγχος για συνολοκλήρωση βασίζεται ακριβώς στην εξέταση της ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας στα κατάλοιπα από την παλινδρόμηση των δύο σειρών (Engle-Granger test).
- Επομένως ένας έλεγχος ADF στα κατάλοιπα πρέπει να δείξει ότι δεν έχουμε μοναδιαία ρίζα.

$$\hat{u}_t \sim I(0)$$

Engle Granger Test

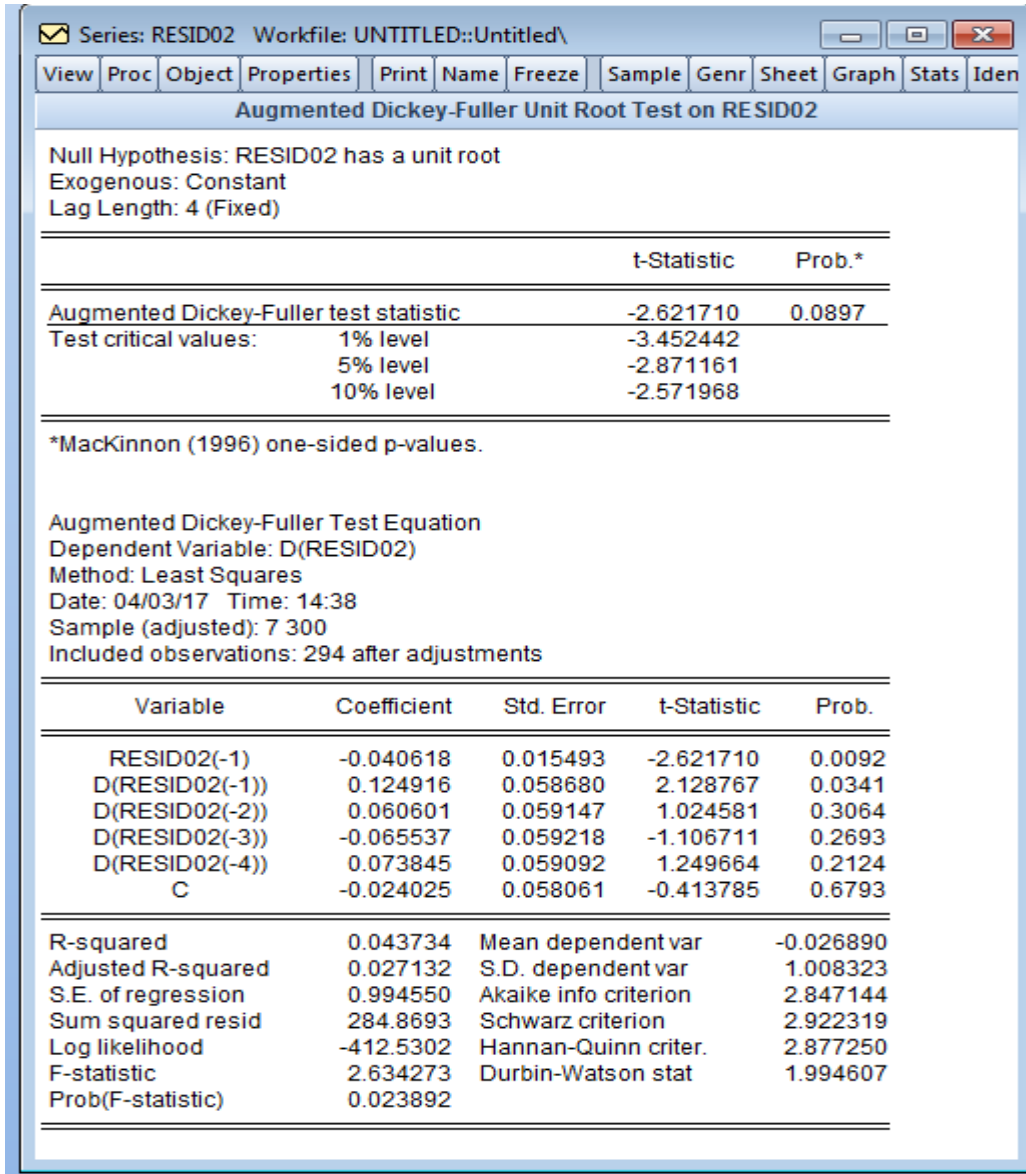
- Εκτιμούμε την απλή παλινδρόμηση της Y στην X και έχουμε τα αποτελέσματα που είδαμε πριν.
- Δημιουργούμε τα κατάλοιπα:
 - Proc/Make Residual Series/Ordinary
- Εφαρμόζουμε τον έλεγχο ADF στα κατάλοιπα.

Engle Granger Test



- Σε οποιοδήποτε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας είναι σαφές ότι τα OLS κατάλοιπα έχουν μια μοναδιαία ρίζα.
- Επομένως δεν έχουμε συνολοκλήρωση.
- Ένα πρόβλημα με τον έλεγχο EG είναι ότι εξαρτάται από το ποια μεταβλητή έχουμε ως εξαρτημένη και ποια ως ερμηνευτική.
- Για τον λόγο αυτό είναι σκόπιμο να επαναλάβουμε την ανάλυση χρησιμοποιώντας και την Y ως ερμηνευτική μεταβλητή

Engle Granger Test



- Σε οποιοδήποτε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας είναι σαφές ότι τα OLS κατάλοιπα έχουν μια μοναδιαία ρίζα.
- Επομένως δεν έχουμε συνολοκλήρωση.

Error Correction Model (ECM)

- Οι Engel and Granger (1987): αν δύο μεταβλητές Y και X είναι συνολοκληρωμένες, τότε υπάρχει μία μακροχρόνια σχέση ισορροπίας μεταξύ των μεταβλητών αυτών.
- Βραχυχρόνια όμως οι μεταβλητές μπορεί να βρίσκονται σε ανισορροπία.
- Η συνένωση της βραχυχρόνιας αυτής σχέσης ανισορροπίας μεταξύ των δύο μεταβλητών και της μακροχρόνιας ισορροπίας μπορεί να διατυπωθεί με ένα υπόδειγμα που ονομάζεται υπόδειγμα διόρθωσης λαθών (ECM).
- Η μέθοδος που χρησιμοποιείται για τη συνένωση αυτή λέγεται μηχανισμός διόρθωσης σφάλματος (Error Correction Mechanism ECM).

Error Correction Model (ECM)

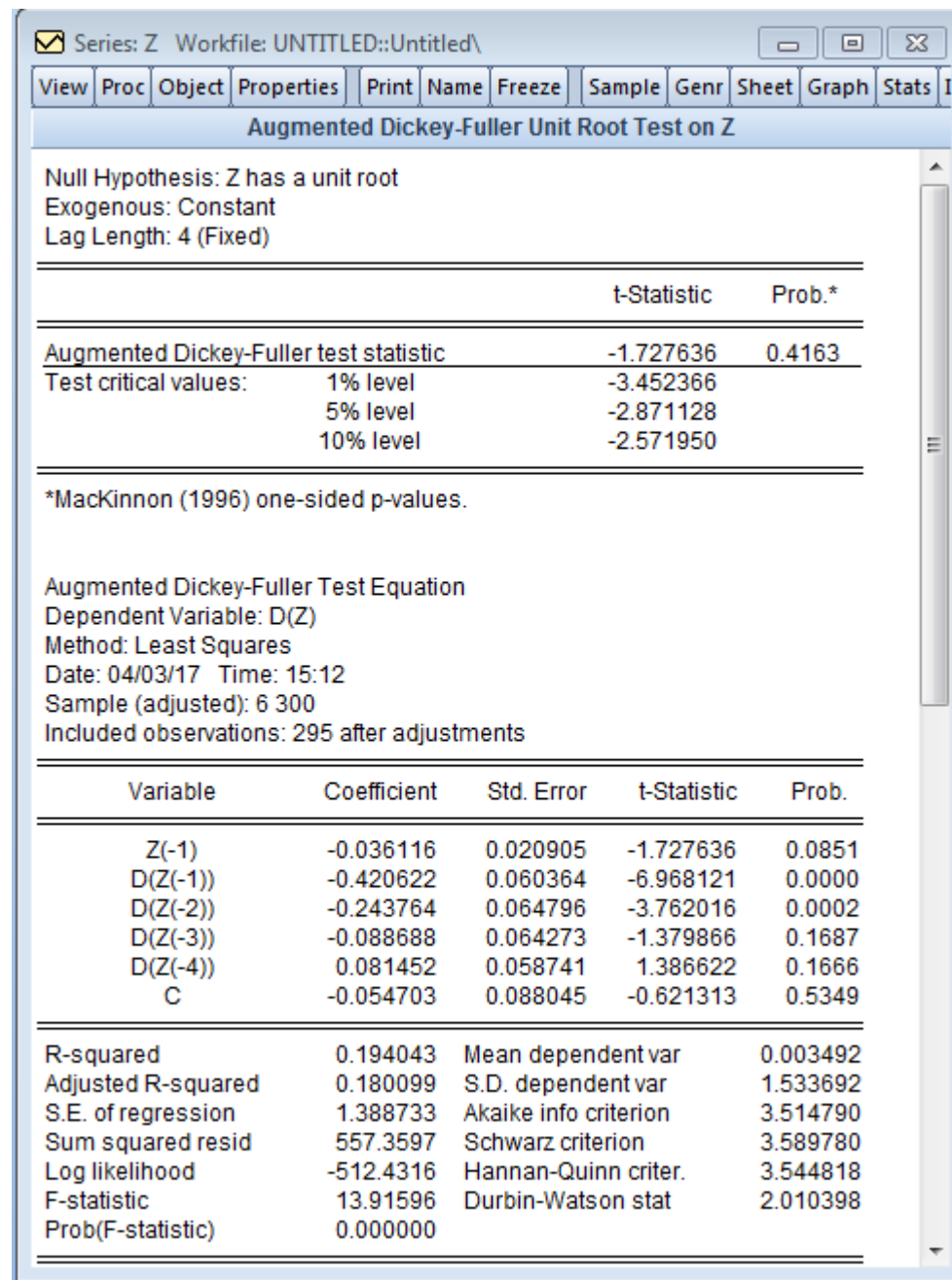
- $\Delta y_t = \beta_1 \Delta x_t + \beta_2 (y_{t-1} - \gamma x_{t-1}) + u_t$
- $y_{t-1} - \gamma x_{t-1}$ είναι το σφάλμα ισορροπίας (error correction term) και αναφέρεται στην προσαρμογή ως προς τη μακροχρόνια ισορροπία.
- Η παράμετρος β_2 μετρά την ταχύτητα προσαρμογής προς την μακροχρόνια ισορροπία (speed of adjustment).
- $\Delta y_t, \Delta x_t$ είναι οι πρώτες διαφορές των μεταβλητών οι οποίες είναι ολοκληρωμένες πρώτης τάξης, ενώ το σφάλμα ισορροπίας είναι ολοκληρωμένο μηδενικής τάξης.
- Άρα μπορούμε να εκτιμήσουμε με τη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων την παραπάνω συνάρτηση.

Error Correction Term

- Δημιουργούμε και μία τρίτη σειρά Z

$$Z_t = 0.8 \times X_t + e_t$$

- series z=0
- z=0.8*x+nrnd
- Η σειρά Z είναι μη στάσιμη σειρά I(1).

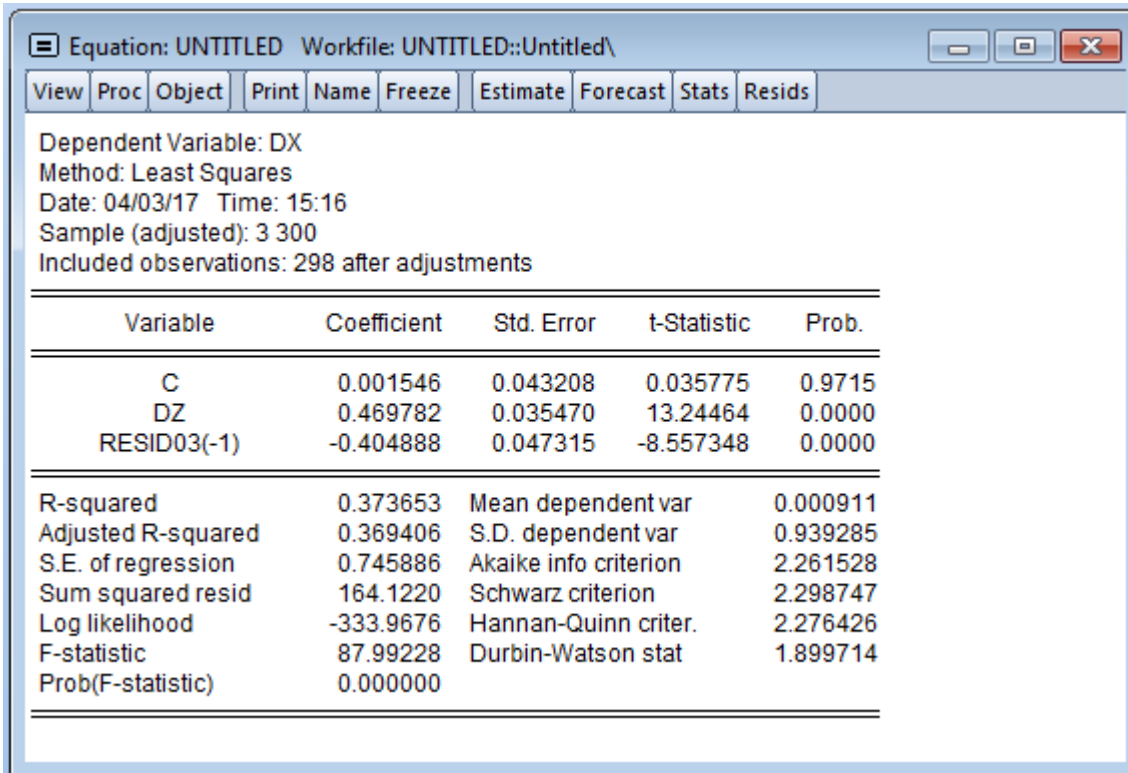


Error Correction Model

- $X_t \sim I(1)$
- $Z_t \sim I(1)$
- Engle-Granger:
 - Εκτιμούμε την απλή παλινδρόμηση της X στην Z .
 - Δημιουργούμε τα κατάλοιπα.
 - Εφαρμόζουμε τον έλεγχο ADF στα κατάλοιπα \hat{u}_t .
 - Τα OLS κατάλοιπα δεν έχουν μια μοναδιαία ρίζα.
 - Επομένως έχουμε συνολοκλήρωση.
- ECM

$$\Delta X_t = c + \gamma \Delta Z_{t-1} + \lambda \hat{u}_{t-1} + \varepsilon_t$$

Error Correction Model



Equation: UNTITLED Workfile: UNTITLED::Untitled\

View Proc Object Print Name Freeze Estimate Forecast Stats Resids

Dependent Variable: DX
Method: Least Squares
Date: 04/03/17 Time: 15:16
Sample (adjusted): 3 300
Included observations: 298 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.001546	0.043208	0.035775	0.9715
DZ	0.469782	0.035470	13.24464	0.0000
RESID03(-1)	-0.404888	0.047315	-8.557348	0.0000

R-squared 0.373653 Mean dependent var 0.000911
Adjusted R-squared 0.369406 S.D. dependent var 0.939285
S.E. of regression 0.745886 Akaike info criterion 2.261528
Sum squared resid 164.1220 Schwarz criterion 2.298747
Log likelihood -333.9676 Hannan-Quinn criter. 2.276426
F-statistic 87.99228 Durbin-Watson stat 1.899714
Prob(F-statistic) 0.000000

Ο συντελεστής διόρθωσης λάθους λ είναι στατιστικά σημαντικός και όπως αναμενόταν αρνητικός. Σε οποιοδήποτε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας ο βραχυχρόνιος συντελεστής γ είναι στατιστικά σημαντικός.

Έλεγχος συνολοκλήρωσης Johansen

- Πολλές φορές μπορεί να υπάρχουν περισσότερες από μία σχέσεις συνολοκλήρωσης.
- Ο αριθμός των σχέσεων συνολοκλήρωσης ονομάζεται βαθμός συνολοκλήρωσης.
- Ο έλεγχος Johansen χρησιμοποιεί ένα αυτοπαλίνδρομο διανυσματικό υπόδειγμα (VAR) για g μεταβλητές.

$$y_t = \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 y_{t-2} + \dots + \beta_p y_{t-p} + v_t$$

- Για να χρησιμοποιήσουμε τον έλεγχο Johansen πρέπει να γραφτεί ως ένα VECM

$$\Delta y_t = \Pi y_{t-k} + \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + \Gamma_2 \Delta y_{t-2} + \dots + \Gamma_k \Delta y_{t-k} + u_t$$

Όπου $\Pi = \sum_{i=1}^k \beta_i - I_g$, $\Gamma_i = \sum_{j=1}^i \beta_j$

- Η μήτρα Π μπορεί να ερμηνευτεί ως μήτρα ισορροπίας.
- Το τεστ Johansen κοιτάει το βαθμό της μήτρας Π ο οποίος ισούται με τον αριθμό των ιδιοτιμών που δεν είναι μηδέν.
- Το πλεονέκτημα του ελέγχου είναι ότι δεν εξαρτάται από το ποια μεταβλητή θεωρούμε ως εξαρτημένη.
- Εάν η μήτρα Π είναι πλήρους βαθμού ($r=g$) τότε το διάνυσμα είναι στάσιμο.
- Εάν η μήτρα Π είναι μηδενικού βαθμού ($r=0$) τότε δεν υπάρχουν διανύσματα συνολοκλήρωσης.
- Εάν $1 < r < g$ τότε υπάρχουν διανύσματα συνολοκλήρωσης και πρέπει να χρησιμοποιήσουμε ένα VECM.

Johansen Test

- Δύο τεστ για συνολοκλήρωση
- $\lambda_{trace} = -T \sum_{i=r+1}^g \ln(1 - \lambda_i)$
 H_0 : r cointegrating vectors
 H_a : more than r cointegrating vectors
- $\lambda_{max} = -T \ln(1 - \lambda_{r=1})$
 H_0 : r cointegrating vectors
 H_a : $r + 1$ cointegrating vectors
- Κάνουμε έλεγχο διαδοχικά για $r=0, \dots, g-1$.

Johansen Test

- Quick/Estimate VAR

The image shows a screenshot of the 'VAR Specification' dialog box in EViews software. The dialog is titled 'VAR Specification' and has a close button (X) in the top right corner. It is divided into a 'Basics' tab. Under 'Basics', there are four main sections: 'VAR Type', 'Endogenous Variables', 'Estimation Sample', and 'Lag Intervals for Endogenous:'. The 'VAR Type' section has three radio buttons: 'Unrestricted VAR' (selected), 'Vector Error Correction', and 'Bayesian VAR'. The 'Endogenous Variables' text box contains 'x y z'. The 'Estimation Sample' text box contains '2 300'. The 'Lag Intervals for Endogenous:' text box contains '1 2'. There is also an 'Exogenous Variables' text box containing 'c'. At the bottom of the dialog are 'OK' and 'Cancel' buttons.

VAR Specification

Basics

VAR Type

- Unrestricted VAR
- Vector Error Correction
- Bayesian VAR

Endogenous Variables

x y z

Estimation Sample

2 300

Lag Intervals for Endogenous:

1 2

Exogenous Variables

c

OK Cancel

Vector Autoregression Estimates

Vector Autoregression Estimates

Date: 04/04/17 Time: 09:51

Sample (adjusted): 3 300

Included observations: 298 after adjustments

Standard errors in () & t-statistics in []

	X	Y	Z
X(-1)	1.008167 (0.07726) [13.0489]	-0.081075 (0.08105) [-1.00033]	0.746180 (0.10246) [7.28297]
X(-2)	-0.108751 (0.07485) [-1.45284]	0.038789 (0.07852) [0.49397]	0.036277 (0.09926) [0.36546]
Y(-1)	-0.033713 (0.05709) [-0.59049]	1.013949 (0.05989) [16.9292]	-0.120379 (0.07571) [-1.58995]
Y(-2)	0.032464 (0.05718) [0.56772]	-0.014658 (0.05999) [-0.24436]	0.121977 (0.07583) [1.60857]
Z(-1)	0.019198 (0.05752) [0.33375]	0.042104 (0.06034) [0.69776]	0.027689 (0.07628) [0.36300]
Z(-2)	0.035945 (0.05750) [0.62518]	0.016208 (0.06032) [0.26873]	-0.065881 (0.07625) [-0.86407]
C	-0.032693 (0.08738) [-0.37416]	-0.137490 (0.09166) [-1.49996]	-0.047425 (0.11587) [-0.40928]
R-squared	0.895852	0.994811	0.755075
Adj. R-squared	0.893705	0.994704	0.750025
Sum sq. resids	268.7636	295.7650	472.6300
S.E. equation	0.961034	1.008154	1.274425
F-statistic	417.1848	9298.602	149.5197
Log likelihood	-407.4577	-421.7220	-491.5654
Akaike AIC	2.781596	2.877329	3.346076
Schwarz SC	2.868440	2.964173	3.432921
Mean dependent	-0.248228	-16.80629	-0.246084
S.D. dependent	2.947692	13.85360	2.548976

Johansen Test

- Ένα VAR(2) μπορεί να γραφτεί και ως ένα υπόδειγμα πρώτων διαφορών με διόρθωση λαθών ως εξής:

$$\Delta\Psi_t = \Pi\Psi_{t-1} + \Gamma\Delta\Psi_{t-1} + v_t$$

Όπου $\Pi = B_1 + B_2 - I$ και $\Gamma = B_2$

- Εάν έχουμε 3 ενδογενείς μεταβλητές και καθεμία είναι ολοκληρωμένη πρώτης τάξης $I(1)$ τότε μπορούμε να έχουμε το πολύ 2 γραμμικά ανεξάρτητες σχέσεις συνολοκλήρωσης.
- Δύο τύποι ελέγχου:
 - Έλεγχος ίχνους (trace test)
 - Έλεγχος μέγιστης ιδιοτιμής (λ -max test)
- Οι έλεγχοι γίνονται με Likelihood Ratio έλεγχο.

Johansen Test: **View/Cointegration Test**

Johansen Cointegration Test

Cointegration Test Specification VEC Restrictions

Deterministic trend assumption of test

Assume no deterministic trend in data:

- 1) No intercept or trend in CE or test VAR
- 2) Intercept (no trend) in CE - no intercept in VAR

Allow for linear deterministic trend in data:

- 3) Intercept (no trend) in CE and test VAR
- 4) Intercept and trend in CE - no intercept in VAR

Allow for quadratic deterministic trend in data:

- 5) Intercept and trend in CE - intercept in VAR

Summary:

- 6) Summarize all 5 sets of assumptions

* Critical values may not be valid with exogenous variables; do not include C or Trend.

Exog variables*

Lag intervals

1 2

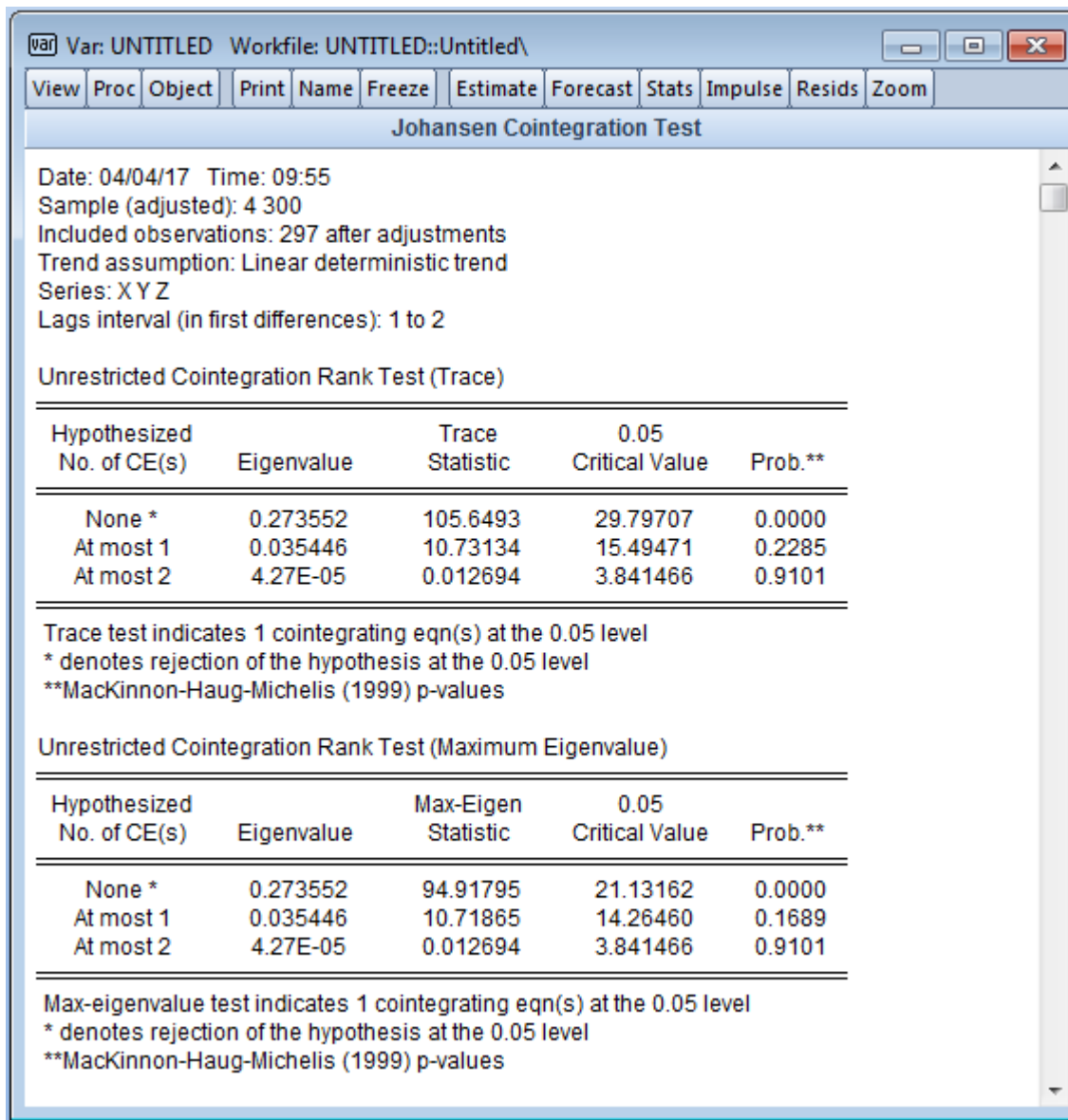
Lag spec for differenced endogenous

Critical Values

- MHM
- Osterwald-Lenum

Size 0.05

OK Cancel



- Σε 5% επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας είναι σαφές υπάρχουν μία σχέση συνολοκλήρωσης.

VECM

- Ανοίγουμε τις Χ,Υ,Ζ ως VAR
- **Open/as VAR**
- Στις επιλογές του VAR διαλέγουμε **Vector Error Correction**

The screenshot shows the 'VEC Restrictions' tab of the 'VAR Specification' dialog box. The 'VAR Type' section has three radio buttons: 'Unrestricted VAR' (unselected), 'Vector Error Correction' (selected), and 'Bayesian VAR' (unselected). The 'Endogenous Variables' text box contains 'x y z'. The 'Estimation Sample' text box contains '2 300'. The 'Lag Intervals for D(Endogenous):' text box contains '1 2'. The 'Exogenous Variables' text box is empty. At the bottom, there is a note: 'Do NOT include C or Trend in VEC's'. The 'OK' and 'Cancel' buttons are at the bottom right.

The screenshot shows the 'Rank' and 'Deterministic Trend Specification' sections of the 'VEC Restrictions' tab. The 'Rank' section has a text box for 'Number of cointegrating' with the value '1'. The 'Deterministic Trend Specification' section has three radio button options: '1) No intercept or trend in CE or VAR' (unselected), '2) Intercept (no trend) in CE - no intercept in VAR' (unselected), and '3) Intercept (no trend) in CE and VAR' (selected). Below these are two more radio button options: '4) Intercept and trend in CE - no trend in VAR' (unselected) and '5) Intercept and trend in CE- linear trend in VAR' (unselected). The 'OK' and 'Cancel' buttons are at the bottom right.

Vector Error Correction Estimates

Vector Error Correction Estimates
 Date: 04/04/17 Time: 11:39
 Sample (adjusted): 4 300
 Included observations: 297 after adjustments
 Standard errors in () & t-statistics in []

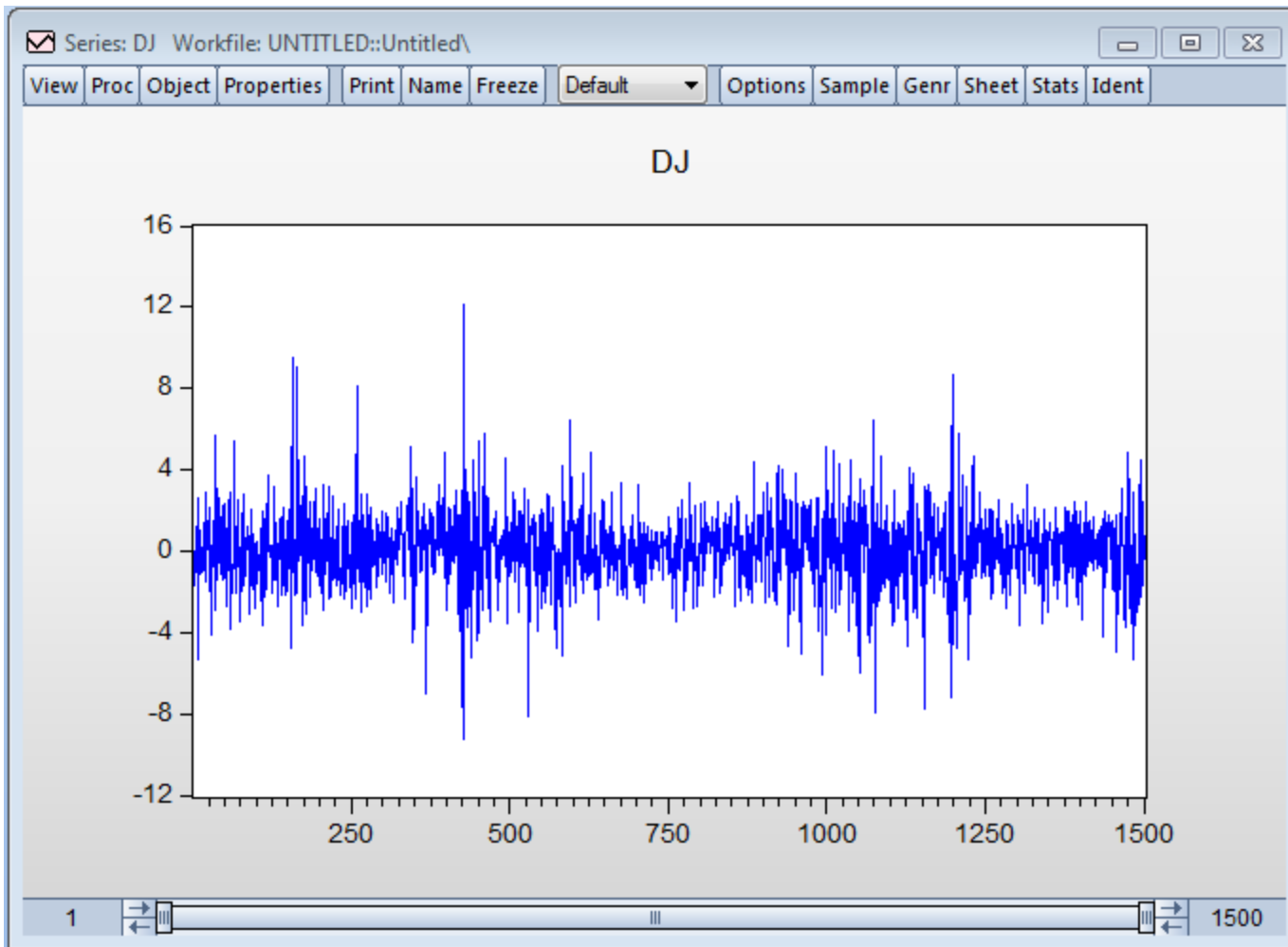
Cointegrating Eq:	CoIntEq1
X(-1)	1.000000
Y(-1)	0.003201 (0.00468) [0.68368]
Z(-1)	-1.231091 (0.02742) [-44.8974]
C	-0.007761

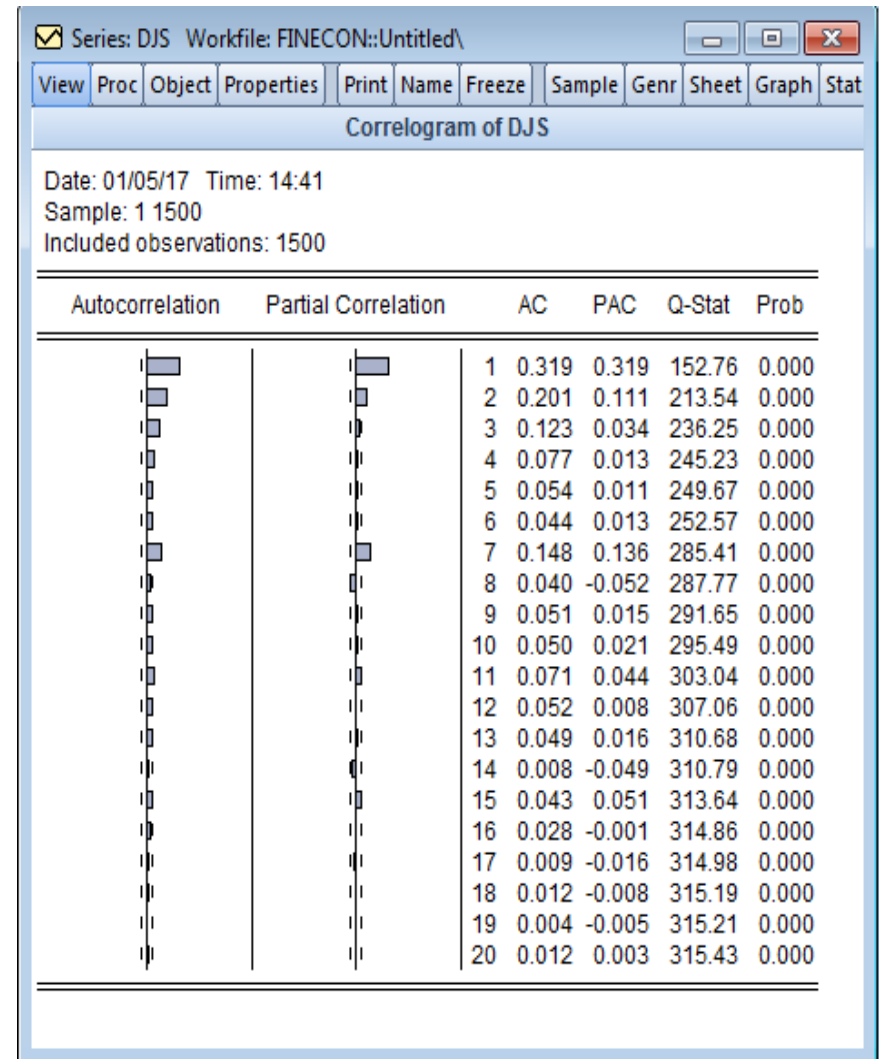
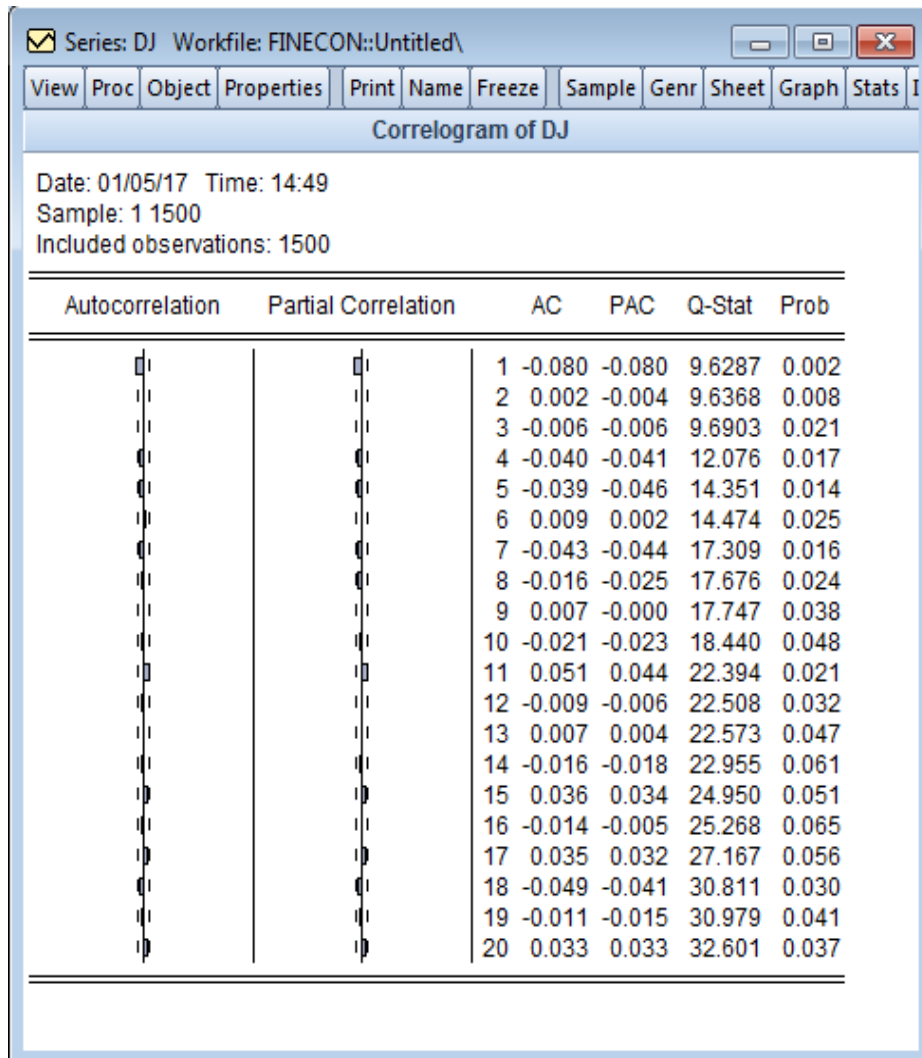
Error Correction:	D(X)	D(Y)	D(Z)
CoIntEq1	-0.083126 (0.08452) [-0.98349]	-0.084924 (0.08750) [-0.97062]	0.795665 (0.11125) [7.15206]
D(X(-1))	0.104670 (0.08790) [1.19077]	-0.001336 (0.09099) [-0.01468]	-0.017805 (0.11570) [-0.15389]
D(X(-2))	0.074908 (0.07616) [0.98350]	0.053554 (0.07884) [0.67924]	-0.018365 (0.10025) [-0.18320]
D(Y(-1))	-0.035691 (0.05795) [-0.61594]	0.015448 (0.05999) [0.25753]	-0.131658 (0.07627) [-1.72618]
D(Y(-2))	-0.018920 (0.05827) [-0.32469]	-0.065666 (0.06032) [-1.08859]	-0.091462 (0.07670) [-1.19249]
D(Z(-1))	-0.073741 (0.08221) [-0.89696]	-0.064211 (0.08511) [-0.75448]	0.002410 (0.10821) [0.02227]
D(Z(-2))	-0.033318 (0.05858) [-0.56874]	-0.050220 (0.06064) [-0.82813]	-0.054444 (0.07711) [-0.70609]
C	-0.007481 (0.05745) [-0.13021]	-0.137929 (0.05947) [-2.31919]	-0.024588 (0.07562) [-0.32516]

R-squared 0.009219 0.010123 0.364791
 Adj. R-squared -0.014779 -0.013853 0.349406
 Sum sq. resids 274.3371 293.9822 475.2809

Stylized Facts

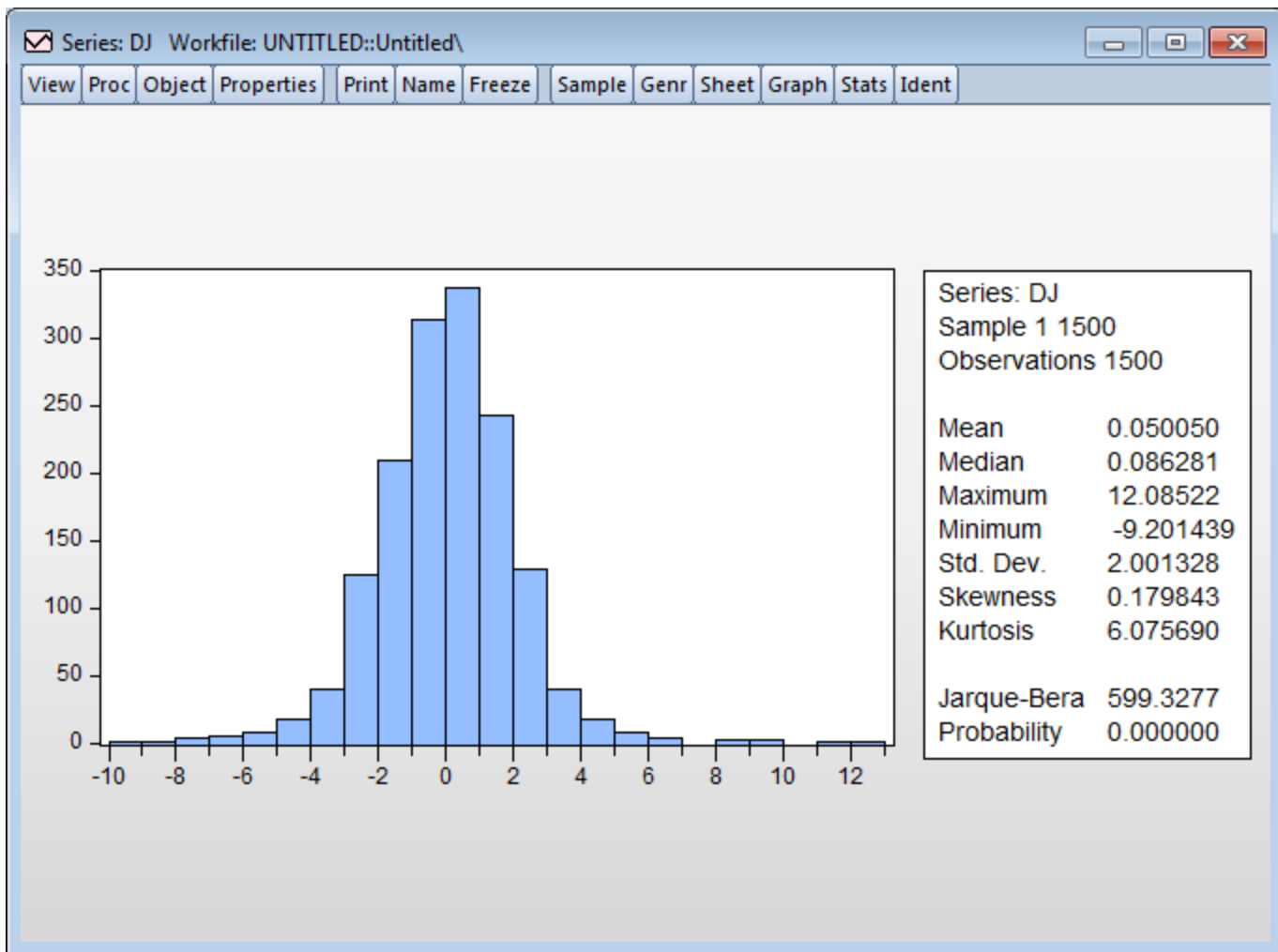
- Σε πολλές χρηματοοικονομικές σειρές η υπόθεση ότι οι παρατηρήσεις είναι ανεξάρτητες ασφαλώς δεν ισχύει αλλά ταυτόχρονα είναι δύσκολο να λάβουμε διαγράμματα αυτοσυσχετίσης που παρέχουν την βεβαιότητα ότι μπορούμε να προβλέψουμε αυτές τις σειρές.
- Οι αυτοσυσχετίσεις είναι στατιστικά μη σημαντικές εκτός ίσως για την πρώτη χρονική υστέρηση.
- Μια πιθανή ερμηνεία είναι ότι οι σειρές αυτές παρουσιάζουν εξάρτηση όχι στα επίπεδα αλλά στις ανώτερες ροπές της κατανομής, πχ στην διακύμανση.
- Μεγάλες μεταβολές ακολουθούνται κατά κανόνα από μεγάλες μεταβολές ενώ μικρές μεταβολές ακολουθούνται κατά κανόνα από μικρές μεταβολές (***volatility clustering***).
- Στατιστικά σημαντικές αυτοσυσχετίσεις στα τετράγωνα ακόμα και για υψηλές χρονικές υστερήσεις.
- Αν με τον όρο «μεταβολές» υποδηλώσουμε –όπως είναι λογικό– την διακύμανση της σειράς τότε αυτό σημαίνει ότι υπάρχει εξάρτηση στην διαχρονική διακύμανση της σειράς.





Stylized Facts

- Η κατανομή των αποδόσεων συχνά εμφανίζεται να είναι λεπτόκυρτη δηλ. να έχει πιο παχιές ουρές (**fat tails**) από την κανονική κατανομή.
- Συντελεστής κύρτωσης μεγαλύτερος από 3.
- Μπορούν να χρησιμοποιηθούν άλλες κατανομές όπως t-Student, Generalized Error Distribution (GED).
- Έχει παρατηρηθεί ότι οι μεταβολές στις διακυμάνσεις είναι αρνητικά συσχετισμένες με μεταβολές στις τιμές (**leverage effect**).



Υπό συνθήκη Ετεροσκεδαστικότητα- ARCH

- Μεγάλο μέρος της σύγχρονης χρηματοοικονομικής θεωρίας ασχολείται με την έννοια του **κινδύνου** των χρηματοοικονομικών στοιχείων ο οποίος εκφράζεται μέσω της διακύμανσης.
- Η μοντελοποίηση της διακύμανσης είναι σημαντική αφού επηρεάζει τις αποφάσεις που λαμβάνονται σε χρηματοοικονομικές εφαρμογές: επιλογή βέλτιστου χαρτοφυλακίου, διαχείριση κινδύνου, τιμολόγηση παραγώγων κ.ά.

- **Αυτοπαλίνδρομα** **Υποδείγματα** **Δεσμευμένη**
Ετεροσκεδαστικότητας (Autoregressive Conditional
Heteroskedasticity – ARCH)
- Conditional variance

$$\sigma^2_t = \text{Var}(u_t / u_{t-1}, u_{t-2})$$

Και $E(u_t) = 0$ άρα έχουμε ότι

$$\sigma^2_t = E(u^2_t / u_{t-1}, u_{t-2})$$

Conditional Heteroskedasticity

- ARCH(1) Engle(1982)

$$u_t/I_{t-1} \sim N(0, \sigma^2_t)$$
$$\sigma^2_t = a_0 + a_1 u^2_{t-1}$$

- Η εξίσωση για το μέσο μπορεί να είναι ο,τιδήποτε.
- Εναλλακτικά

$$y_t = \mu_t + u_t$$
$$u_t = v_t \sigma_t \text{ όπου } v_t \sim iid N(0,1)$$
$$\sigma^2_t = a_0 + a_1 u^2_{t-1}$$

- AR(1) στα τετράγωνα των u_t

$$u_t^2 = a_0 + a_1 u_{t-1}^2 + \varepsilon_t$$
$$\varepsilon_t = u_t^2 - \sigma_t^2$$

- Συνθήκη στασιμότητας $\alpha_1 < 1$

ARCH (1)

- Περιορισμοί θετικότητας
- Συνθήκη για πεπερασμένη διακύμανση
 $\alpha_1 < 1$

$$\sigma^2 = \frac{\alpha_0}{1 - \alpha_1}$$

- Συνθήκη για να ορίζεται η τέταρτη ροπή
 $3\alpha_1^2 < 1$

$$\kappa = \frac{E(u_t^4)}{E^2(u_t^2)} = 3 \frac{1 - \alpha_1^2}{1 - 3\alpha_1^2} > 3$$

GARCH(1,1)

- Bollerslev (1986): Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity
- Ένα από τα μειονεκτήματα των ARCH είναι ότι στην εμπειρική εφαρμογή τους απαιτούνται αρκετοί ARCH όροι κι έτσι η εκτίμησή τους γίνεται δύσκολη αν λάβουμε υπόψη και τους περιορισμούς θετικότητας.
- Στόχος είναι να αποκτήσουμε ένα πιο parsimonious υπόδειγμα.
- Γενικευμένη μορφή της υπό συνθήκης ετεροσκεδαστικότητας.
- Πιο ευέλικτη ως προς τη δομή (απαιτούνται λιγότερες υστερήσεις) και συλλαμβάνει το φαινόμενο του volatility clustering.

GARCH(1,1)

$$y_t = \mu_t + u_t$$

$$u_t = v_t \sigma_t \text{ όπου } v_t \sim iid N(0,1)$$

$$\sigma_t^2 = a_0 + a_1 u_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2$$

- Μπορεί να γραφτεί ως ένα ARMA (1,1) στα τετράγωνα των u_t

$$u_t^2 = a_0 + (a_1 + \beta) u_{t-1}^2 - \beta \varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\varepsilon_t = u_t^2 - \sigma_t^2$$

- Συνθήκη στασιμότητας $a_1 + \beta < 1$

GARCH (1,1)

- Περιορισμοί θετικότητας
- Συνθήκη για πεπερασμένη διακύμανση

$$\begin{aligned} a_1 + \beta &< 1 \\ \sigma^2 &= \frac{\alpha_0}{1 - \alpha_1 - \beta} \end{aligned}$$

- Συνθήκη για να ορίζεται η τέταρτη ροπή
- $$3\alpha_1^2 + 2\alpha_1\beta + \beta^2 < 1$$

$$\kappa = \frac{E(u_t^4)}{E^2(u_t^2)} = 3 + \frac{6\alpha_1^2}{1 - 3\alpha_1^2 - 2\alpha_1\beta - \beta^2} > 3$$

Εκτίμηση (Estimation)

- Οι εκτιμητές μέγιστης πιθανοφάνειας για το GARCH υπόδειγμα βρίσκονται χρησιμοποιώντας διάφορους αλγόριθμους.
- Η μέθοδος της μέγιστης πιθανοφάνειας (Maximum Likelihood Estimation –MLE) βασίζεται στην ιδέα της εύρεσης εκείνων των τιμών των παραμέτρων του υποδείγματος για τις οποίες μεγιστοποιείται η πιθανότητα εμφάνισης των τιμών του χρησιμοποιούμενου δείγματος.
- Η μεγιστοποίηση της συνάρτησης πιθανοφάνειας είναι ισοδύναμη με τη μεγιστοποίηση του λογαρίθμου της συνάρτησης πιθανοφάνειας (log-likelihood function).
- Για να υπολογίσουμε τις εκτιμήσεις των παραμέτρων μεγιστοποιούμε τη log-likelihood ως προς τις παραμέτρους χρησιμοποιώντας τους περιορισμούς που ορίζουν οι συνθήκες στασιμότητας αλλά και τους περιορισμούς θετικότητας.

Workfile: UNTITLED

View Proc Object Save Freeze Details +/- Show Fetch Store Delete Genr Sample

Range: 1 1500 -- 1500 obs Filter: *

Sample: 1 1500 -- 1500 obs Order: Name

c
 dj
 djs
 resid

Equation Estimation

Specification Options

Equation specification

Dependent variable followed by list of regressors including ARMA and PDL terms, OR an explicit equation like $Y=c(1)+c(2)*X$.

dj c dj(-1)

Estimation settings

Method: **LS - Least Squares (NLS and ARMA)**

Sample:

- LS - Least Squares (NLS and ARMA)
- TSLS - Two-Stage Least Squares (TSNLS and ARMA)
- GMM - Generalized Method of Moments
- LIML - Limited Information Maximum Likelihood and K-Class
- COINTREG - Cointegrating Regression
- ARCH - Autoregressive Conditional Heteroskedasticity**
- BINARY - Binary Choice (Logit, Probit, Extreme Value)
- ORDERED - Ordered Choice
- CENSORED - Censored or Truncated Data (including Tobit)
- COUNT - Integer Count Data
- QREG - Quantile Regression (including LAD)
- GLM - Generalized Linear Models
- STEPLS - Stepwise Least Squares
- ROBUSTLS - Robust Least Squares
- HECKIT - Heckman Selection (Generalized Tobit)
- BREAKLS - Least Squares with Breakpoints
- THRESHOLD - Threshold Regression
- SWITCHREG - Switching Regression
- ARDL - Auto-regressive Distributed Lag Models
- MIDAS - Mixed Data Sampling Regression

Quick/EstimateEquation/Method:ARCH

Equation Estimation

Specification Options

Mean equation
Dependent followed by regressors & ARMA terms OR explicit equation:
dj c dj(-1) ARCH-M: None

Variance and distribution specification
Model: GARCH/TARCH
Order:
ARCH: 1 Threshold order: 0
GARCH: 1
Restrictions: None
Variance regressors:
Error distribution: Normal (Gaussian)

Estimation settings
Method: ARCH - Autoregressive Conditional Heteroskedasticity
Sample: 1 1500

OK Cancel

- Επιλέγουμε την τάξη του GARCH (p,q).
- Η επιλογή **order ARCH** αντιστοιχεί στην τάξη q και η επιλογή **order GARCH** αντιστοιχεί στην τάξη αντιστοιχεί
- Η επιλογή **ARCH-M** μας δίνει τη δυνατότητα να εισάγουμε ως ερμηνευτική μεταβλητή στο μοντέλο τη δεσμευμένη διακύμανση (**ARCH-M /Variance**) ή τη δεσμευμένη τυπική απόκλιση (**ARCH-M term\Std. Dev.**).

Equation: DJ_GARCH Workfile: FINECON::Untitled\

View Proc Object Print Name Freeze Estimate Forecast Stats Resids

Dependent Variable: DJ
Method: ML ARCH - Normal distribution (BFGS / Marquardt steps)
Date: 01/05/17 Time: 12:08
Sample (adjusted): 2 1500
Included observations: 1499 after adjustments
Convergence achieved after 22 iterations
Coefficient covariance computed using outer product of gradients
Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
GARCH = C(3) + C(4)*RESID(-1)^2 + C(5)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.067810	0.042558	1.593375	0.1111
DJ(-1)	-0.098015	0.026830	-3.653128	0.0003

Variance Equation

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.187851	0.047520	3.953112	0.0001
RESID(-1)^2	0.107348	0.013477	7.965531	0.0000
GARCH(-1)	0.847282	0.021227	39.91620	0.0000

R-squared	0.006048	Mean dependent var	0.050704
Adjusted R-squared	0.005384	S.D. dependent var	2.001836
S.E. of regression	1.996440	Akaike info criterion	4.103041
Sum squared resid	5966.703	Schwarz criterion	4.120761
Log likelihood	-3070.229	Hannan-Quinn criter.	4.109642
Durbin-Watson stat	1.964819		

- Το μοντέλο, εκτιμήθηκε με τη μέθοδο μέγιστης πιθανοφάνειας και αφού δεν έχει κλειστή μορφή επίλυσης χρησιμοποιήθηκε ένας επαναληπτικός αλγόριθμος (Marquardt) που σύγκλιε σε 22 επαναλήψεις.
- Όλοι οι συντελεστές είναι στατιστικά σημαντικοί εκτός από τη σταθερά στην εξίσωση του μέσου.
- Οι παράμετροι που αντιστοιχούν στη δεσμευμένη διακύμανση είναι στατιστικά σημαντικοί.
- Ικανοποιούνται οι συνθήκες στασιμότητας και οι περιορισμοί θετικότητας.

View/Residual Diagnostics/ARCH LM Test

Equation: DJ_GARCH Workfile: FINECON::Untitled\

View Proc Object Print Name Freeze Estimate Forecast Stats Resids

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	1.194660	Prob. F(6,1486)	0.3063
Obs*R-squared	7.167152	Prob. Chi-Square(6)	0.3057

Test Equation:
Dependent Variable: WGT_RESID^2
Method: Least Squares
Date: 01/05/17 Time: 13:10
Sample (adjusted): 8 1500
Included observations: 1493 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.053539	0.078419	13.43479	0.0000
WGT_RESID^2(-1)	-0.010286	0.025911	-0.396967	0.6914
WGT_RESID^2(-2)	0.028736	0.025888	1.109996	0.2672
WGT_RESID^2(-3)	0.017645	0.025900	0.681279	0.4958
WGT_RESID^2(-4)	-0.001860	0.025899	-0.071798	0.9428
WGT_RESID^2(-5)	-0.042842	0.025899	-1.654224	0.0983
WGT_RESID^2(-6)	-0.043582	0.025919	-1.681431	0.0929

R-squared	0.004801	Mean dependent var	1.001299
Adjusted R-squared	0.000782	S.D. dependent var	1.812597
S.E. of regression	1.811888	Akaike info criterion	4.031293
Sum squared resid	4878.446	Schwarz criterion	4.056183
Log likelihood	-3002.361	Hannan-Quinn criter.	4.040568
F-statistic	1.194660	Durbin-Watson stat	1.983413
Prob(F-statistic)	0.306273		

- Η μηδενική υπόθεση για ομοσκεδαστικότητα των καταλοίπων δεν μπορεί να απορριφθεί σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 5%.

Διαγνωστικός έλεγχος καταλοίπων

- Εάν το μοντέλο έχει οριστεί σωστά, τα τυποποιημένα κατάλοιπα πρέπει να είναι ανεξάρτητα και ομοίως να κατανέμονται το ίδιο, με μέσο 0 και διακύμανση 1.
- Εάν κατανέμονται κανονικά, οι εκτιμητές είναι εκτιμητές μέγιστης πιθανοφάνειας, που είναι ασυμπτωτικά αποτελεσματικοί.
- Εάν η κατανομή τους δεν είναι η κανονική, οι εκτιμητές είναι ακόμη συνεπείς κάτω από μερικώς-μέγιστης πιθανοφάνειας (quasi-maximum likelihood) υποθέσεις.

Workfile: UNTITLED

View Proc Object Save Freeze Details+/- Show Fetch Store Delete Genr Sample

Range: 1 1500 -- 1500 obs Filter: *

Sample: 1 1500 -- 1500 obs Order: Name

- c
- dj
- djs
- resid

Untitled New Page

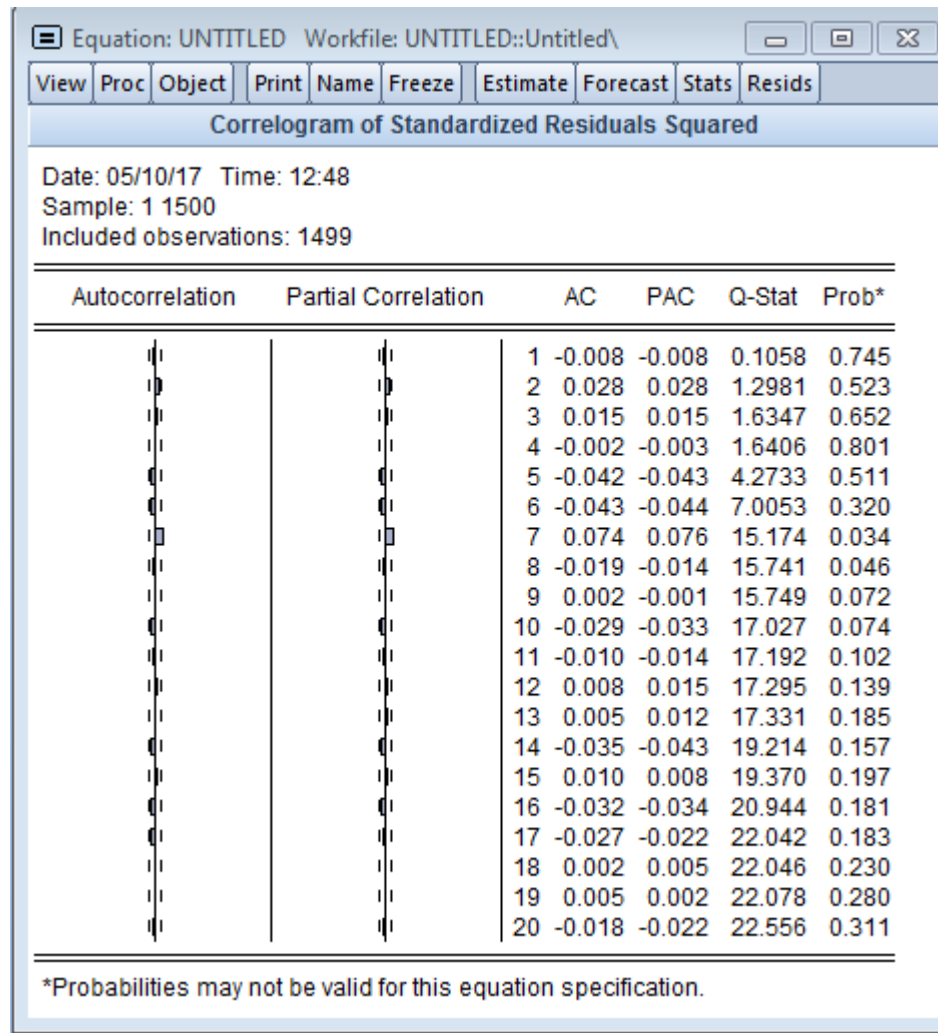
Equation: UNTITLED Workfile: UNTITLED::Untitled\

View Proc Object Print Name Freeze Estimate Forecast Stats Resids

- Representations
- Estimation Output on (BFGS / Marquardt steps)
- Actual,Fitted,Residual
- Garch Graph
- Gradients and Derivatives
- Covariance Matrix
- Coefficient Diagnostics
- Residual Diagnostics**
 - Correlogram - Q-statistics...
 - Correlogram Squared Residuals...**
 - Histogram - Normality Test
 - ARCH LM Test...
- Label

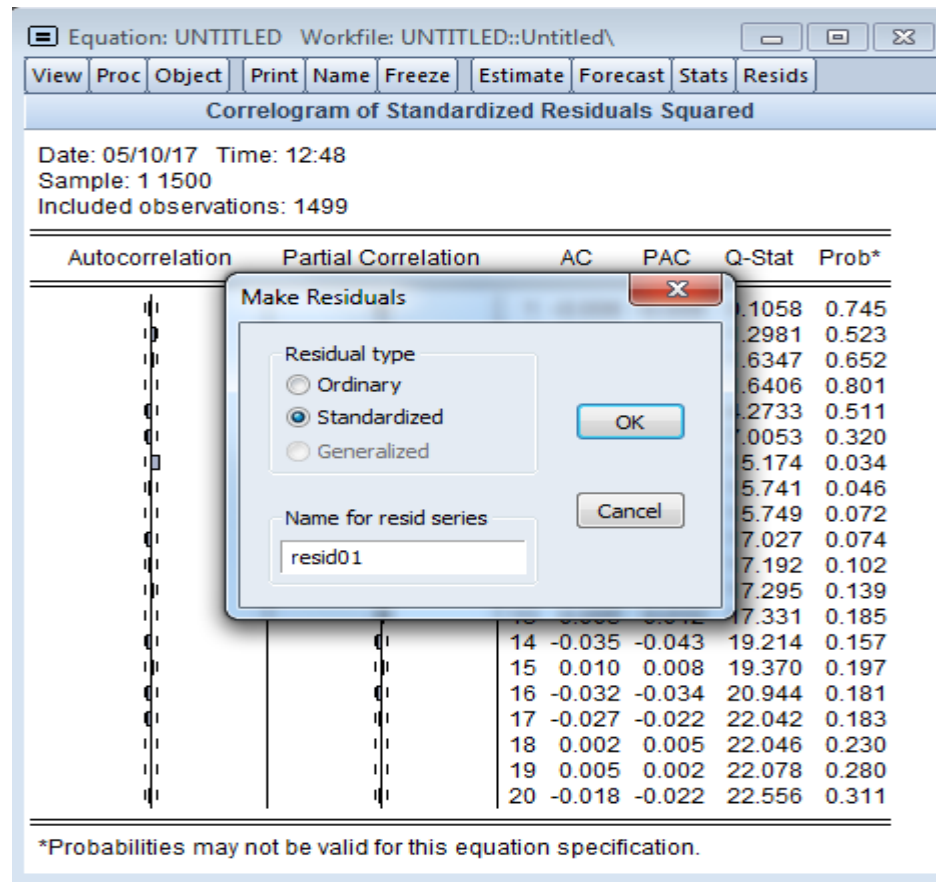
	Variance	Mean dependent var	S.D. dependent var	Akaike info criterion	Schwarz criterion	Hannan-Quinn criter.
C	0.187851	0.047520	3.953112	0.0001		
RESID(-1)^2	0.107348	0.013477	7.965531	0.0000		
GARCH(-1)	0.847282	0.021227	39.91621	0.0000		
R-squared	0.006048	Mean dependent var	0.050704			
Adjusted R-squared	0.005384	S.D. dependent var	2.001836			
S.E. of regression	1.996440	Akaike info criterion	4.103041			
Sum squared resid	5966.703	Schwarz criterion	4.120761			
Log likelihood	-3070.229	Hannan-Quinn criter.	4.109642			
Durbin-Watson stat	1.964819					

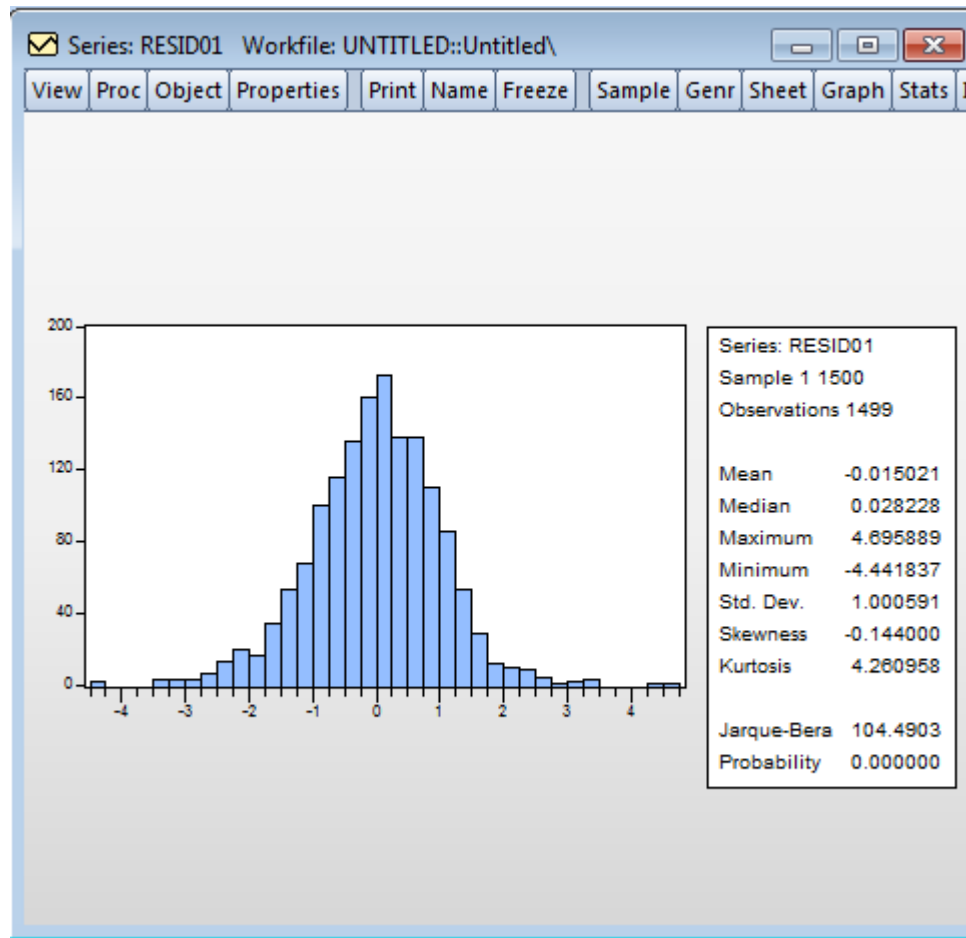
Διαγνωστικός έλεγχος καταλοίπων



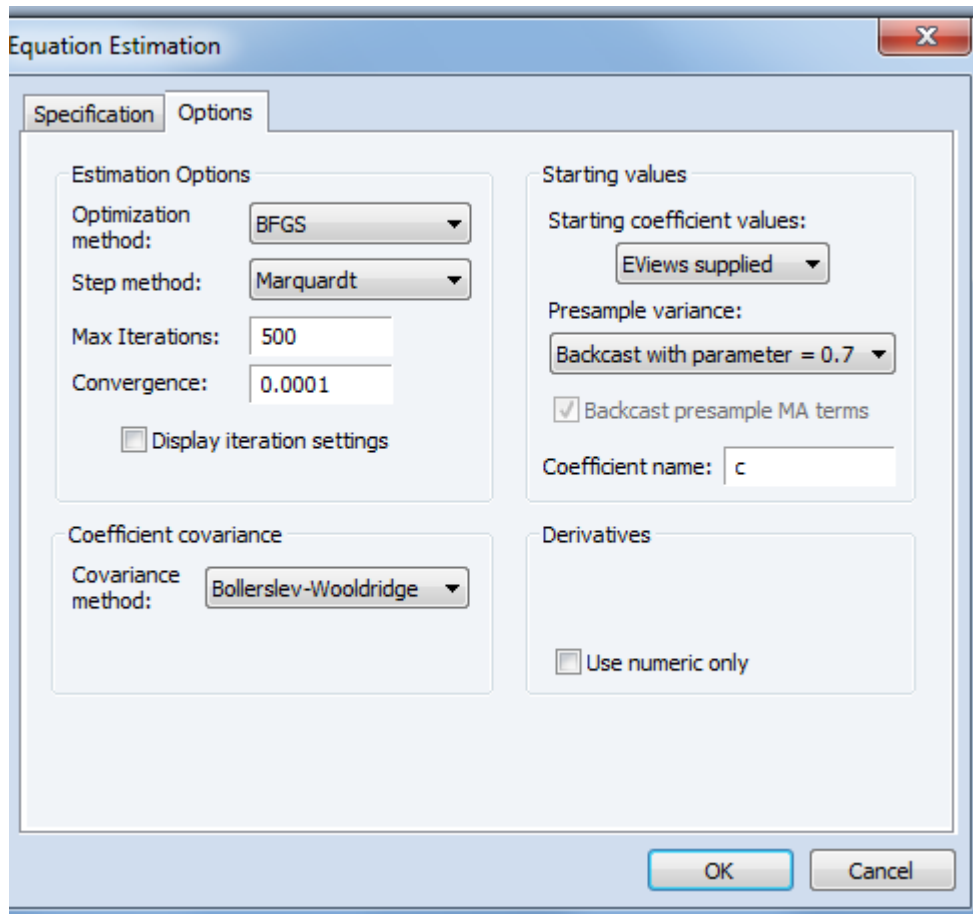
Διαγνωστικός έλεγχος καταλοίπων

- Κατασκευάζουμε ως αντικείμενα τα τυποποιημένα κατάλοιπα με τη δεσμευμένη τυπική απόκλιση.
- **Procs\Make Residual Series\Standardized**





- Το ιστόγραμμα των τυποποιημένων καταλοίπων έχει μικρότερη κύρτωση αλλά και πάλι μεγαλύτερη από αυτή της κανονικής, όπως αναμέναμε.
- Ο Jarque Bera έλεγχος σε καμία περίπτωση δε δέχεται ότι τα δεδομένα αυτά μπορούμε να υποθέσουμε ότι προέρχονται από την κανονική κατανομή.
- Η μη δεσμευμένη κατανομή δεν είναι η κανονική κατανομή και πάντα έχει πιο παχιές ουρές από την κανονική κατανομή.



- Ακόμα και αν τα τυποποιημένα κατάλοιπα έχουν πιο πλατιές ουρές από αυτές που δικαιολογεί η κανονική κατανομή, μπορούμε να υπολογίσουμε μία συνεπή εκτιμήτρια του πίνακα συνδιακύμανσης χρησιμοποιώντας τη μέθοδο των Bollerslev and Wooldridge.

ARCH-GARCH

- Ένα ελκυστικό χαρακτηριστικό των ARCH και GARCH υποδειγμάτων είναι ότι παρά την υπόθεση της δεσμευμένης κανονικής κατανομής των σφαλμάτων, η μη δεσμευμένη κατανομή δεν είναι κανονική και έχει πιο παχιές ουρές από την κανονική.
- Ακόμα και η δυνατότητα της υψηλής κύρτωσης που μας δίνει η ARCH διαδικασία, δεν φτάνει να μοντελοποιήσει την κύρτωση που έχουν τα δεδομένα.
- Αυτό είναι ένα φαινόμενο που παρατηρείται σε πολλές χρηματοοικονομικές χρονοσειρές όπως σε ημερήσιες συναλλαγματικές ισοτιμίες και σε ημερήσιες αποδόσεις τιμών μετοχών και χρηματιστηριακών δεικτών.
- Bollerslev (1987) Student-t κατανομή η οποία έχει πιο παχιές ουρές.
- Τα υποδείγματα ARCH-GARCH συλλαμβάνουν το volatility clustering αλλά όχι το leverage effect.
- Υποθέτουν ότι οι μελλοντικές τιμές του σ_t^2 εξαρτώνται μόνο από το μέγεθος και όχι από το πρόσημο (θετικό ή αρνητικό) των u_t .
- Οι συνθήκες στασιμότητας και οι περιορισμοί θετικότητας μπορεί να προκαλέσουν δυσκολίες κατά τη διαδικασία εκτίμησης του υποδείγματος.

Μη γραμμικά μοντέλα ARCH

- EGARCH (1,1) Nelson (1991)

$$y_t = \mu + u_t$$
$$u_t/I_{t-1} \sim N(0, \sigma^2_t)$$
$$\ln \sigma^2_t = \omega + \alpha z_{t-1} + \gamma (|z_{t-1}| - E|z_{t-1}|) + \beta \ln \sigma^2_{t-1}$$
$$z_t = u_t / \sqrt{\sigma^2_t}$$

- Εάν υποθέσουμε κανονική κατανομή τότε $E|z_{t-1}| = \sqrt{\frac{2}{\pi}}$
- Ο Nelson υπέθεσε μία GED κατανομή.
- Η παράμετρος α μετράει το leverage effect, $\alpha < 0$
- Αρνητικά νέα έχουν μεγαλύτερη επίδραση στη διακύμανση από ότι θετικά νέα ίσου μεγέθους.
- Η παράμετρος γ μετράει το size effect, $\gamma > 0$
- Δεν απαιτούνται περιορισμοί θετικότητας.
- Για στασιμότητα $\beta < 1$.

Equation Estimation X

Specification Options

Mean equation
Dependent followed by regressors & ARMA terms OR explicit equation:
dj c dj(-1) ARCH-M: None

Variance and distribution specification
Model: EGARCH Variance regressors:
Order:
ARCH: 1 Asymmetric order: 1
GARCH: 1
Restrictions: None Error distribution: Normal (Gaussian)

Estimation settings
Method: ARCH - Autoregressive Conditional Heteroskedasticity
Sample: 1 1500

OK Cancel

Equation: DJ_EGARCH Workfile: FINECON::Untitled\

View Proc Object Print Name Freeze Estimate Forecast Stats Resids

Dependent Variable: DJ
Method: ML ARCH - Normal distribution (BFGS / Marquardt steps)
Date: 01/05/17 Time: 13:43
Sample (adjusted): 2 1500
Included observations: 1499 after adjustments
Convergence achieved after 31 iterations
Coefficient covariance computed using outer product of gradients
Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
LOG(GARCH) = C(3) + C(4)*ABS(RESID(-1))/SQRT(GARCH(-1))) + C(5)
*RESID(-1)/SQRT(GARCH(-1)) + C(6)*LOG(GARCH(-1))

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.013989	0.045893	0.304807	0.7605
DJ(-1)	-0.102386	0.026535	-3.858586	0.0001

Variance Equation

C(3)	-0.089636	0.020138	-4.451002	0.0000
C(4)	0.208670	0.025551	8.166960	0.0000
C(5)	-0.059435	0.013783	-4.312066	0.0000
C(6)	0.943748	0.013459	70.12145	0.0000

R-squared	0.005473	Mean dependent var	0.050704
Adjusted R-squared	0.004809	S.D. dependent var	2.001836
S.E. of regression	1.997017	Akaike info criterion	4.094797
Sum squared resid	5970.152	Schwarz criterion	4.116061
Log likelihood	-3063.050	Hannan-Quinn criter.	4.102719
Durbin-Watson stat	1.955371		

- Όλοι οι παράμετροι είναι στατιστικά σημαντικοί εκτός από τη σταθερά στην εξίσωση του μέσου.
- Η εκτίμηση της παραμέτρου C(5) μας δείχνει το βαθμό ασυμμετρίας. Εφόσον είναι στατιστικά σημαντική, τα δεδομένα μας χαρακτηρίζονται από ασύμμετρη σχέση διακύμανσης και καταλοίπων.
- Αρνητικό leverage effect και θετικό size effect.
- Συνθήκη στασιμότητας ικανοποιείται.

View/Residual Diagnostics/ARCH LM Test

Equation: DJ_EGARCH Workfile: FINECON::Untitled\

View Proc Object Print Name Freeze Estimate Forecast Stats Resids

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	1.115676	Prob. F(6,1486)	0.3507
Obs*R-squared	6.695427	Prob. Chi-Square(6)	0.3499

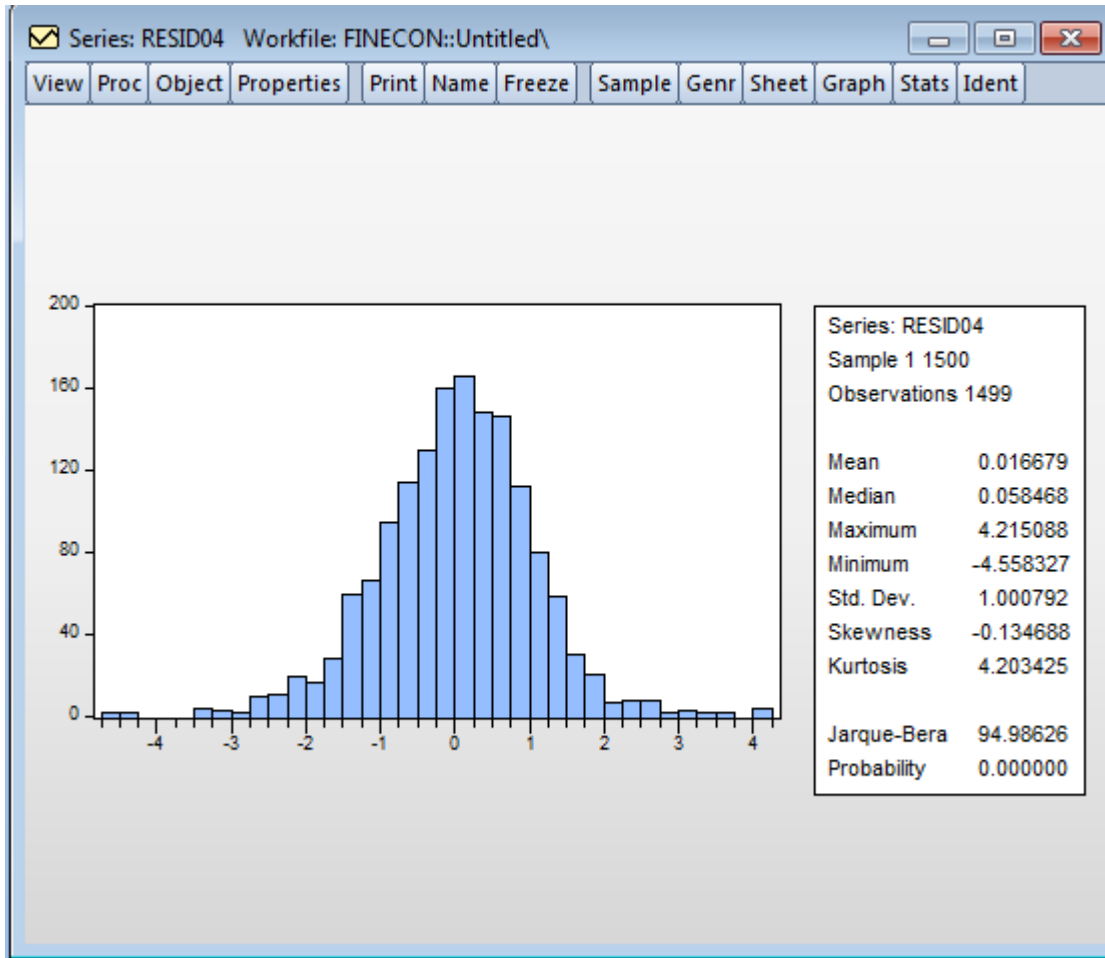
Test Equation:
 Dependent Variable: WGT_RESID^2
 Method: Least Squares
 Date: 01/05/17 Time: 14:59
 Sample (adjusted): 8 1500
 Included observations: 1493 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.049227	0.078336	13.39399	0.0000
WGT_RESID^2(-1)	-0.016652	0.025913	-0.642589	0.5206
WGT_RESID^2(-2)	0.030225	0.025897	1.167152	0.2433
WGT_RESID^2(-3)	0.011842	0.025908	0.457067	0.6477
WGT_RESID^2(-4)	0.008009	0.025908	0.309127	0.7573
WGT_RESID^2(-5)	-0.039155	0.025904	-1.511573	0.1309
WGT_RESID^2(-6)	-0.041664	0.025918	-1.607516	0.1082

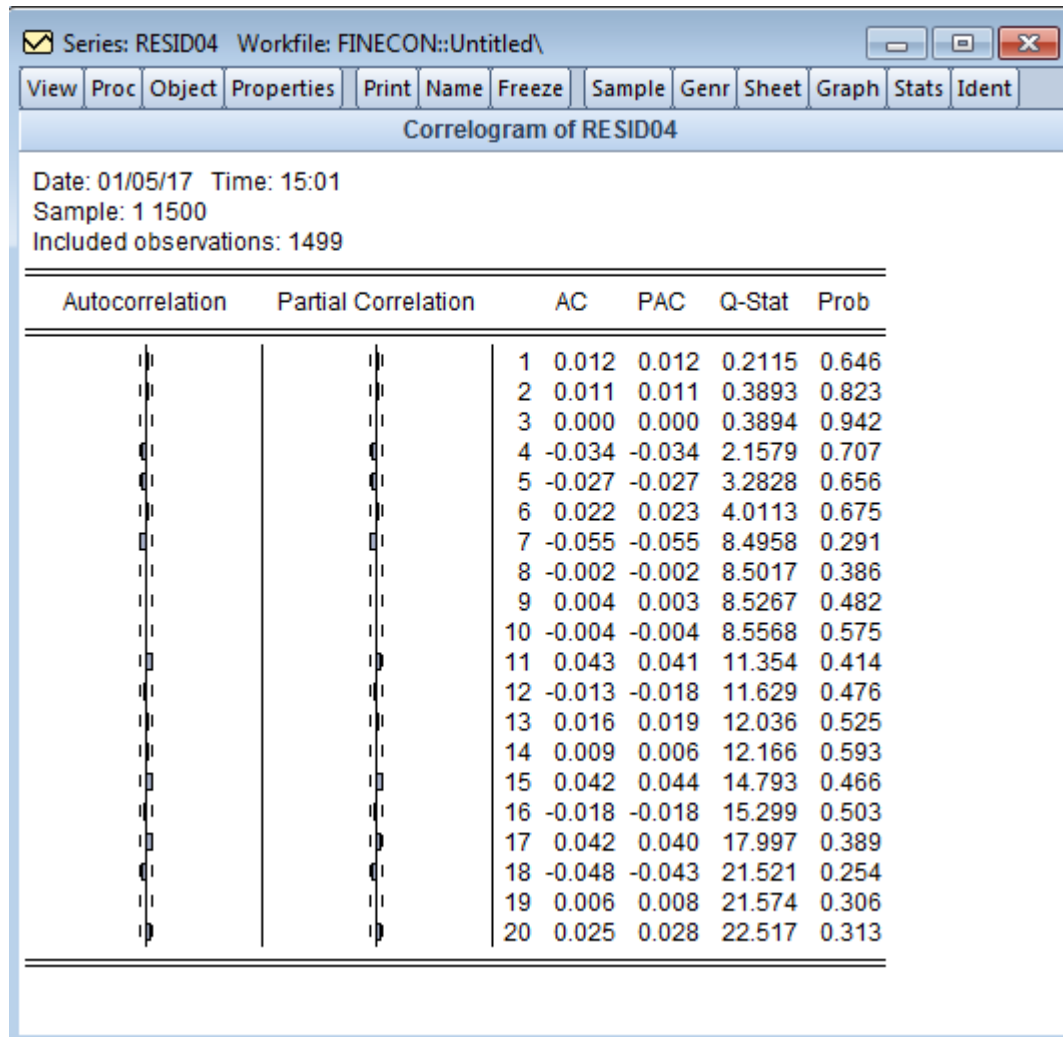
R-squared	0.004485	Mean dependent var	1.001745
Adjusted R-squared	0.000465	S.D. dependent var	1.792399
S.E. of regression	1.791983	Akaike info criterion	4.009200
Sum squared resid	4771.846	Schwarz criterion	4.034089
Log likelihood	-2985.868	Hannan-Quinn criter.	4.018474
F-statistic	1.115676	Durbin-Watson stat	1.981248
Prob(F-statistic)	0.350666		

- Η μηδενική υπόθεση για ομοσκεδαστικότητα των καταλοίπων δεν μπορεί να απορριφθεί για κανένα επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας.

Διαγνωστικός έλεγχος καταλοίπων

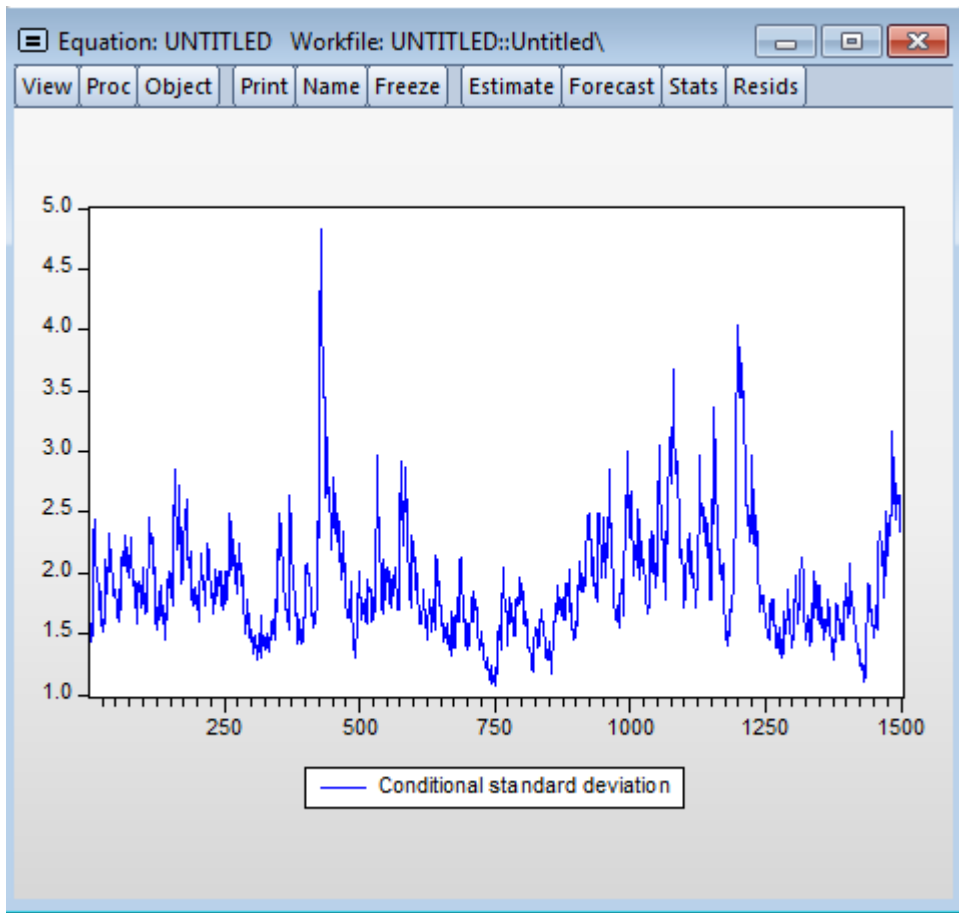


- Τα τυποποιημένα κατάλοιπα δεν ακολουθούν την κανονική κατανομή.
- Κύρτωση > 3
- Θα μπορούσαμε να επιλέξουμε μια πλατύκυρτη κατανομή.



- Η αυτοσυσχέτιση των τυποποιημένων καταλοίπων σε κάθε χρονική υστέρηση δεν αφήνει την παραμικρή υποψία για ύπαρξη αυτοσυσχέτισης στα κατάλοιπα.

View/Garch Graph/Conditional Standard Deviation



- Η ρίζα της δεσμευμένης διακύμανσης είναι μία αμερόληπτη εκτιμήτρια του volatility.