Trường Đại Học Nông Lâm Tp Hồ Chí Minh
Khoa Kinh tế

Tài liệu phát cho sinh viên (Lưu hành nội bộ)

Hướng dẫn thực hành kinh tế lượng bằng phần mềm Eview

(Phiên bản 2.0)

Nội dung gồm

==================================

1. *Sử dụng hộp lệnh của Eview*
2. *Thao tác kiểm định bằng Eview*
3. *Phát hiện và khắc phục phương sai sai số thay đổi (PSSSTĐ)*
4. *Phát hiện và khắc phục đa cộng tuyến (ĐCT)*
5. *Phát hiện và khắc phục tự tương quan (TTQ)*
6. *Chọn lựa mô hình*

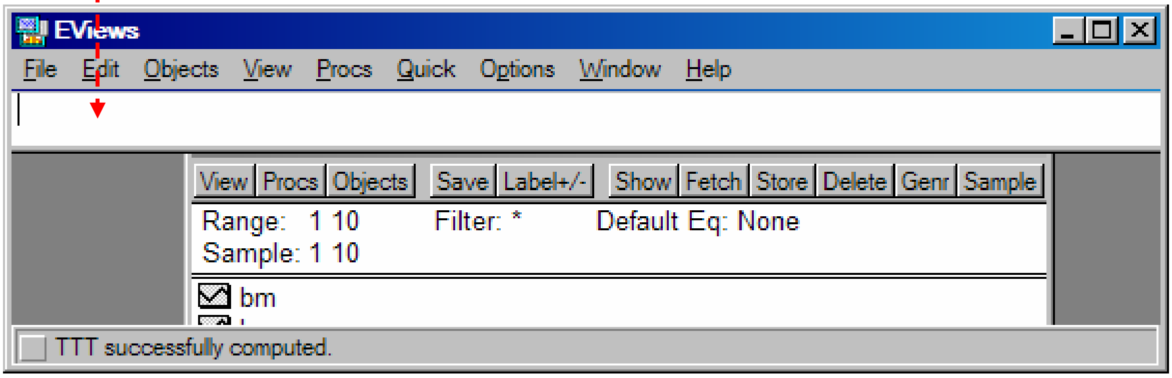
==================================

GV. Trần Đức Luân

Tp HCM, tháng 03 năm 2009

I. SỬ DỤNG HỘP LỆNH CỦA EVIEW

(Câu lệnh từ *Command Window* of Eview)



1. **<u>Tạo tập tin mới</u>**

WORKFILE Tên_tập_tin

2. **<u>Tạo biến mới:</u>**

GENR Tên_biến

Sau đó bấm OK, chọn đúp chuột vào tên_biến, chọn Edit+/- để nhập số liệu vào!

GENR Tên_biến = F(BIẾN CŨ)

GENR Tên_biến = @Trend + 1 *{đánh số thứ tự từ 1 đến n}*

SERIES BIẾN_MỚI = F(BIẾN CŨ)

<u>Ghi chú</u>: Không nên tạo nhiều biến cho 1 workfile vì "sự thông minh" của Eview, ví dụ:

- Eview có thể trực tiếp biến đổi cấu trúc của biến: Y ; LOG(Y); Y/2; Y*Y
- Không tạo biến để giữ sự gọn nhẹ cho file dữ liệu

3. **<u>Hiển thị và đặt tên nhóm dữ liệu:</u>**

GROUP tên_nhóm SER1 SER2 SER3

<u>Ghi chú:</u> SE1 là tên của biến thứ 1, …, SER3 là tên biến thứ 3.

4. **<u>Vẽ đồ thị:</u>**

Dạng Line: SHOW SER1. LINE

Dạng Scatter: SCAT(Option) SER1

SCAT(Option) SER1 SER2 SER3

Các giá trị của Option bao gồm: r, o và m...

Dạng Bar: BAR(Options) SER1 SER2 SER3

Các giá trị của Option bao gồm: a, d, s, l và x...

5. Dạng hàm SCALAR:

- Tìm thống kê T tra bảng: kí hiệu là t* hoặc $t_{bảng}$

Cấu trúc hàm: SCALAR TSAO = @QTDIST(P,V)

Cụ thể: SCALAR TSAO = @QTDIST(1-α/2,n-k)

Với k là số hệ số hồi quy (kể cả số hệ số hồi quy của số hạng hằng số): tính từ β_1 đến β_k

Ví dụ: a. Hồi quy đơn biến: $Y_i = \beta_1 + \beta_2 X_{2i} + u_i$

Mô hình có số quan sát n=32 ; k=2 và α=5%

$t^*_{tra\ bảng} = t_{n-2,\ \alpha/2} = t_{32-2,\ 2.5\%}$

=> Thực hành: SCALAR TSAO = @QTDIST(0.975, 30)

b. Hồi quy đa biến: $Y_i = \beta_1 + \beta_2 X_{2i} + \beta_3 X_{3i} + \beta_4 X_{4i}\ \ u_i$

Mô hình có số quan sát n=32 ; k=4 và α=5%

$t^*_{tra\ bảng} = t_{n-2,\ \alpha/2} = t_{32-4,\ 2.5\%}$

=> Thực hành: SCALAR TSAO = @QTDIST(0.975, 28)

➔ Nếu trị tuyệt đối của $t_{tính\ toán}$ > t* thì bác bỏ giả thuyết Ho

- Tìm thống kê F tra bảng: kí hiệu F* hoặc $F_{bảng}$

Cấu trúc hàm: SCALAR FSAO = @QFDIST(P,V1,V2)

Cụ thể: SCALAR FSAO = @QFDIST(1-α,k-1,n-k)

Với k là số hệ số hồi quy (kể cả số hệ số hồi quy của số hạng hằng số): tính từ β_1 đến β_k

Ví dụ: a. Hồi quy đơn biến: $Y_i = \beta_1 + \beta_2 X_{2i} + u_i$

Mô hình có số quan sát n=20 ; k=2 và α=5%

$F^*_{tra\ bảng} = F^{(\alpha)}_{(k-1),\ (n-k)} = F^{5\%}_{(1),\ (18)}$

=> Thực hành: SCALAR FSAO = @QFDIST(0.95,1,18)

b. Hồi quy đa biến: $Y_i = \beta_1 + \beta_2 X_{2i} + \beta_3 X_{3i} + \beta_4 X_{4i}\ \ u_i$

Mô hình có số quan sát n=20 ; k=4 và α=5%

$F^*_{tra\ bảng} = F^{(\alpha)}_{(k-1),\ (n-k)} = F^{5\%}_{(3),\ (16)}$

=> Thực hành: SCALAR FSAO = @QFDIST(0.95,3,16)

➔ Nếu $F_{tính\ toán}$ > $F_{bảng}$ thì bác bỏ giả thuyết Ho

- Tìm Prob(T-Statistic) = P-Value, khi biết T-Statistic ($T_{tính\ toán}$)

Cấu trúc hàm (nếu 2 đuôi):

SCALAR PValue_T = 2*{1- @CTDIST(@ABS($T_{tính\ toán}$), n-k)}

- Tìm P-value khi biết F-Statistic ($F_{tính\ toán}$)

Cấu trúc hàm: SCALAR PValue_F = 1- @CFDIST($F_{tính\ toán}$, k-1, n-k)

- Tìm thống kê Chi bình phương:

Cấu trúc hàm: SCALAR Chisao=@QCHISQ(0.90,k-1)

6. **<u>Cú pháp ước lượng mô hình hồi quy:</u>**

- Phương pháp bình phương nhỏ nhất: LS Y C X_2 X_3 X_4
- Phương pháp Logit, Probit: GRIM Y C X_2 X_3 X_4

7. **<u>Từ phần mềm Microsoft Excel</u>**

Tìm P-Value thống kê T của các hệ số ước lượng:

PROB(βmũ) = TDIST(ABS(T-Statistic), bậc tự do, số đuôi kiểm định)
= TDIST(x, degrees_freedom, tails)

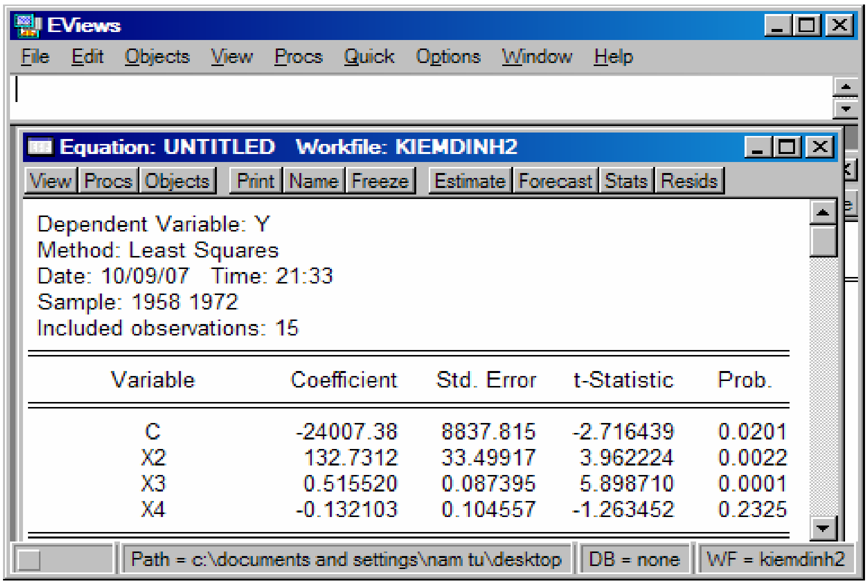
Tìm P-Value thống kê F:
PROB(F-Statistic) = FDIST(F-Statistic), bậc tự do của tử, bậc tự do của mẫu)

= FDIST(x,degrees_freedom1,degrees_freedom2)

II. THAO TÁC KIỂM ĐỊNH BẰNG EVIEW

1. Kiểm định sự có mặt của "Biến không cần thiết"

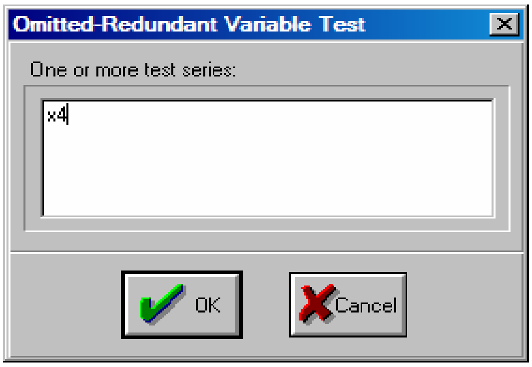
- Ước lượng mô hình (LS Y C X2 X3 X4)



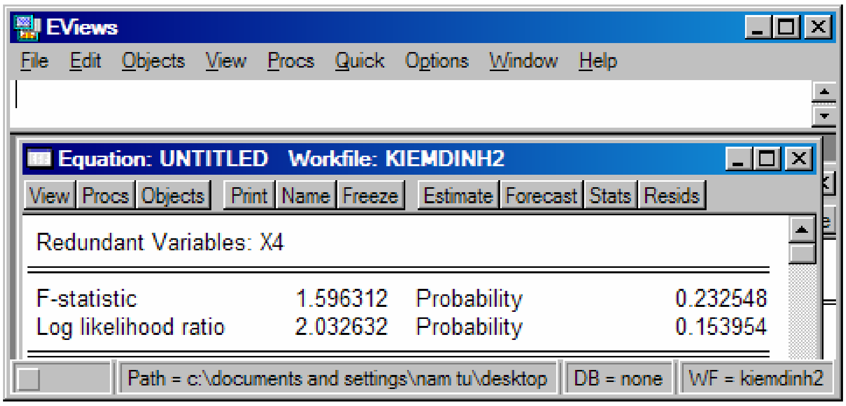
Dependent Variable: Y
Method: Least Squares
Date: 10/09/07 Time: 21:33
Sample: 1958 1972
Included observations: 15

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-24007.38	8837.815	-2.716439	0.0201
X2	132.7312	33.49917	3.962224	0.0022
X3	0.515520	0.087395	5.898710	0.0001
X4	-0.132103	0.104557	-1.263452	0.2325

- Chọn View/Coefficient Tests/Redundant Variables – Likelihood Ratio
- Gõ tên biến cần kiểm tra X4 vào hộp sau:



- Kiểm định sự cần thiết của biến X4 trong mô hình.



Giả thuyết: H_o: $\beta 4 = 0$ (Biến X4 không cần thiết)

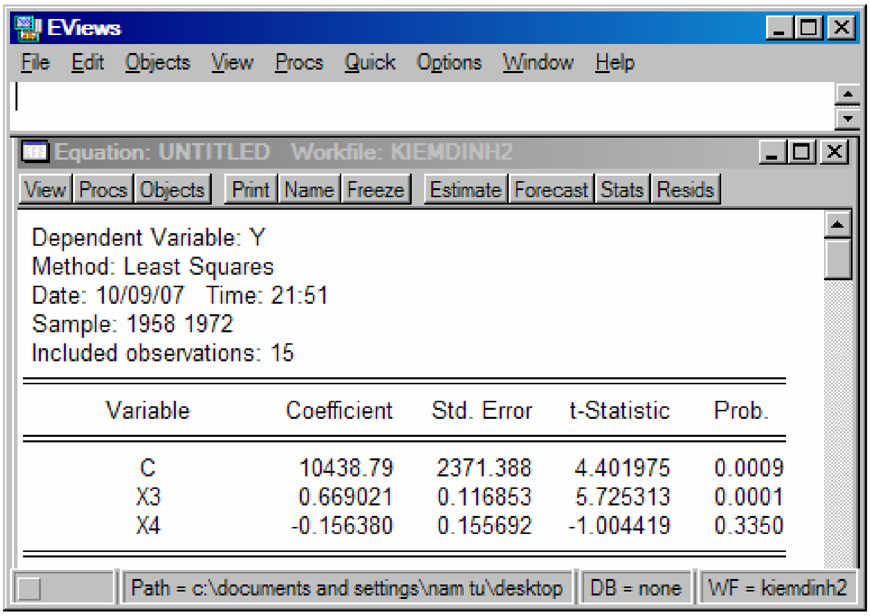
H_1: $\beta 4$ khác 0 (Biến X4 là cần thiết)

Ta thấy Prob(F-Statistic) = 0.232548 > α = 0.05 nên chấp nhận giả thuyết H_o

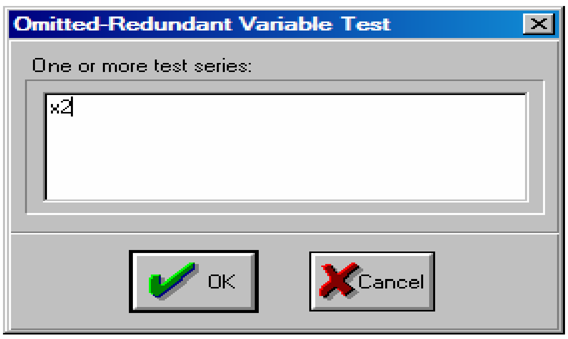
Kết luận: Biến X4 không cần thiết trong mô hình.

2. Kiểm định biến bị bỏ sót

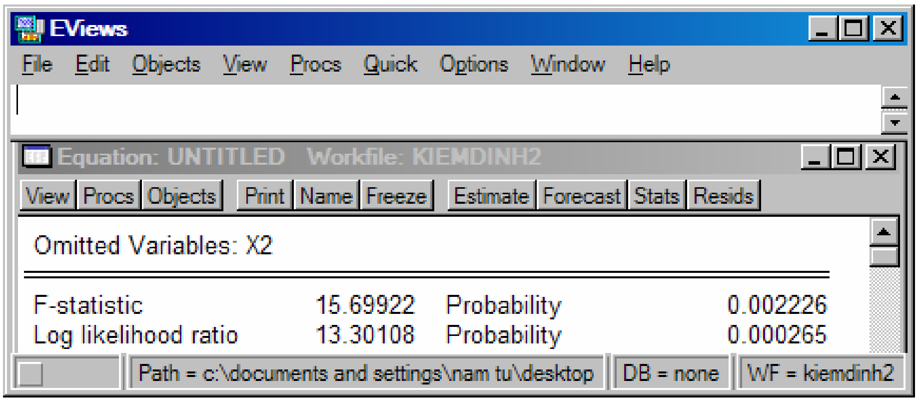
- Ước lượng mô hình (LS Y C X3 X4)



- Chọn View/Coefficient Tests/Omited Variables – Likelihood Ratio
- Gõ tên biến bỏ sót X2 vào hộp sau:



- Kiểm định:



<u>Giả thuyết</u>: H_o: β2 = 0 (Biến X2 không cần thiết)

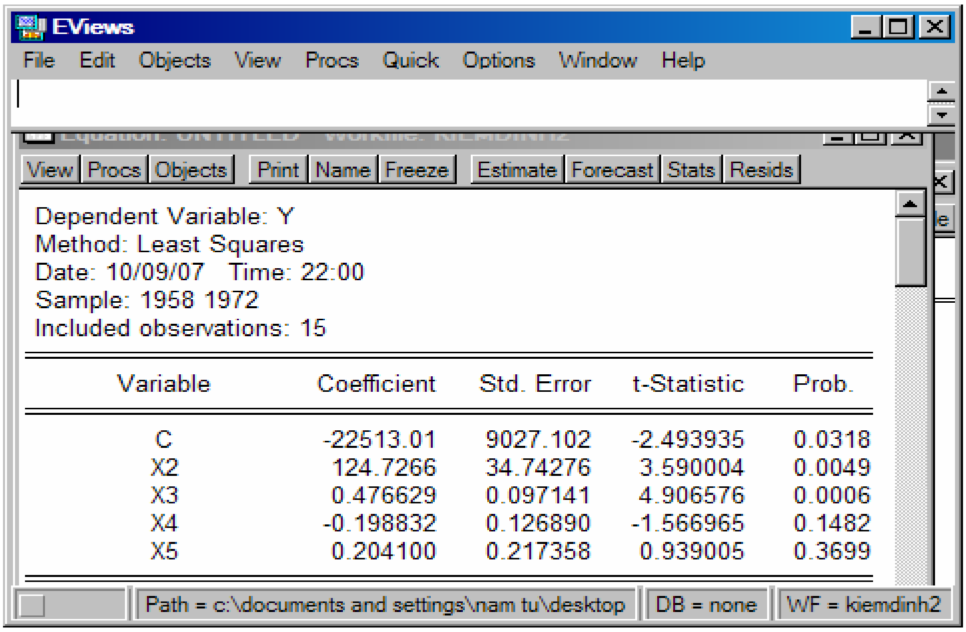
H_1: β2 khác 0 (Biến X2 là cần thiết)

Ta thấy Prob(F-Statistic) = 0.002226 < α = 0.05 nên bác bỏ giả thuyết H_o

<u>Kết luận:</u> Biến X2 là cần thiết trong mô hình nhưng đã bị bỏ sót. Vì vậy, ta phải khắc phục bằng cách đưa biến X2 vào mô hình.

3. Kiểm định WALD (kiểm tra sự có mặt của biến không cần thiết)

- Ước lượng mô hình không giới hạn U (Unrestrict): LS Y C X2 X3 X4 X5

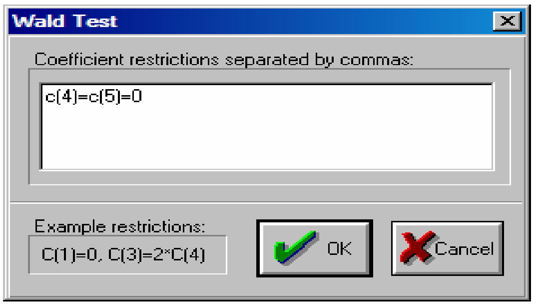

EViews
File Edit Objects View Procs Quick Options Window Help
View Procs Objects Print Name Freeze Estimate Forecast Stats Resids

Dependent Variable: Y
Method: Least Squares
Date: 10/09/07 Time: 22:00
Sample: 1958 1972
Included observations: 15

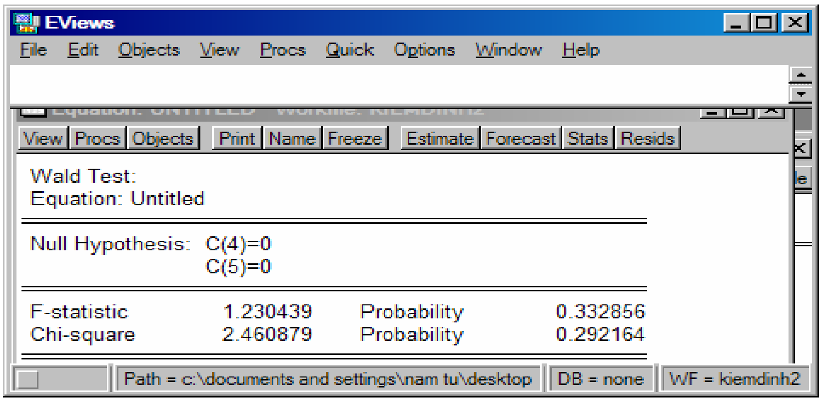
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-22513.01	9027.102	-2.493935	0.0318
X2	124.7266	34.74276	3.590004	0.0049
X3	0.476629	0.097141	4.906576	0.0006
X4	-0.198832	0.126890	-1.566965	0.1482
X5	0.204100	0.217358	0.939005	0.3699

Path = c:\documents and settings\nam tu\desktop DB = none WF = kiemdinh2

- Nhìn vào kết quả trên, ta đoán X4 và X5 không cần thiết vì trị tuyệt đối của T-Statistic nhỏ hơn 1.96. Ta sẽ dùng kiểm định Wald để test.
- Chọn View/Coefficient Tests/Wald Cofficient restrictions....
- Khai báo: C(4) = C(5) = 0 cho hộp thoại bên dưới. Lưu ý, 2 giá trị này lần lượt đại diện cho hệ số ước lượng của biến X4 và X5.



- Kiểm định:



Giả thuyết: H_o: $\beta 4 = \beta 5 = 0$ (Biến X4 và X5 là không cần thiết)

H_1: $\beta 4$, $\beta 5$ khác 0 (Biến X4 và X5 là cần thiết)

Ta thấy Prob(F-Statistic) = 0.332 > α = 0.05 nên chấp nhận giả thuyết H_o

Kết luận: Biến X4 và X5 là biến không cần thiết trong mô hình.

III. PHÁT HIỆN VÀ KHẮC PHỤC PHƯƠNG SAI SAI SỐ THAY ĐỔI

1. Phát hiện

Cách 1. Vẽ đồ thị

Nếu hồi quy đơn biến:

- Chạy mô hình hồi quy: **LS Y C X**
- Đặt tên biến cho phần dư RESID: **GENR U = RESID**
- Lấy biến X và U để vẽ đồ thị: **SCAT X U**
- Ta có thể vẽ đồ thị biến X và U^2: **SCAT X U^2**
- Nhận xét?

Nếu hồi quy đa biến:

- Chạy mô hình hồi quy: **LS Y C X2 X3 X4 X5**
- Đặt tên biến cho phần dư RESID: **GENR U = RESID**
- Vì có nhiều biến X nên ta dùng Ymũ để vẽ đồ thị. Ymũ sẽ đại diện cho tổ hợp tuyến tính của các biến X2, X3, X4 và X5 trong mô hình. Bây giờ, ta tạo biến Ymũ=YF theo cú pháp trong hộp lệnh của Eview: **FORECAST YF**

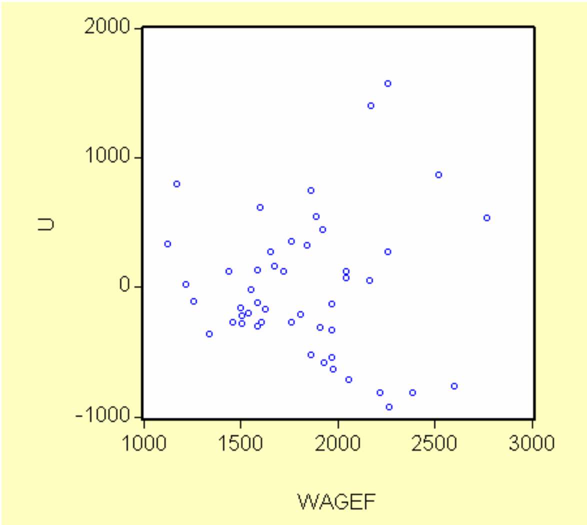
- Vẽ đồ thị: **SCAT YF U** hoặc **SCAT YF U^2**
- Nhận xét?

Ví dụ minh hoạ: Chạy mô hình: **LS WAGE C EDU EXPER**

Tạo biến: **GENR U = RESID**

FORECAST WAGEF

Vẽ đồ thị: **SCAT WAGEF U**



=> Nhìn vào đồ thị này ta nghi ngờ có hiện tượng PSSSTĐ

<u>*Trong đó:*</u> *WAGEmũ = WAGEF (là biến tiền lương - Y)*

EDU và EXPER (là biến giáo dục và kinh nghiệm – X)

<u>Cách 2</u>. Kiểm định LM (gồm có 4 trường phái)

(1) Breusch & Pagan (1979)

- Bước 1: Chạy mô hình gốc: Y = β1 + β2X2 + β3X3 + β4X4 + β5X5 + u

  Cú pháp: **LS Y C X2 X3 X4 X5**
- Bước 2: Tạo biến phần dư **GENR U1=RESID^2**
- Bước 3: Chạy hồi quy phụ: U1 = α1 + α2X2 + α3X3 + α4X4 + α5X5 + u

  Cú pháp: **LS U1 C X2 X3 X4 X5 ----->** Tìm $R^2_{\text{phụ 1}}$
- Bước 4: Tính trị số LM1 **SCALAR LM1 = n*** $\mathbf{R^2_{\text{phụ 1}}}$
- Bước 5: Tìm thống kê Chi bình phương **SCALAR Chisao=@QCHISQ(1-α, p-1)**

  Trong đó: p là số hệ số hồi quy của mô hình hồi quy phụ (bước 3)
- Bước 6: Dựa vào hồi quy phụ ở bước 3, ta đặt giả thuyết sau:

  Ho: α2 = α3 = α4 = α5 = 0 (Không có PSSSTĐ)

  H1: có ít nhất 1 α ở trên khác 0 (Có PSSSTĐ)
- Bước 7: Kiểm định: Nếu LM1 > Chisao thì bác bỏ Ho.

Ví dụ minh hoạ: **B1.** Chạy mô hình: **LS WAGE C EDU EXPER**

B2. Tạo biến: **GENR U1 = RESID^2**

B3. Chạy hồi quy phụ: **LS U1 C EDU EXPER**

Dependent Variable: U1
Method: Least Squares
Date: 03/09/09 Time: 15:39
Sample: 1 49
Included observations: 49

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-461038.1	204034.4	-2.259610	0.0286
EDUC	114447.1	25015.36	4.575071	0.0000
EXPER	3170.299	9492.638	0.333974	0.7399

R-squared	0.321972	Mean dependent var	279351.5
Adjusted R-squared	0.292492	S.D. dependent var	470464.1
S.E. of regression	395723.8	Akaike info criterion	28.67409
Sum squared resid	7.20E+12	Schwarz criterion	28.78992
Log likelihood	-699.5152	F-statistic	10.92188
Durbin-Watson stat	2.111373	Prob(F-statistic)	0.000131

B4. Tính LM1: **SCALAR LM1= 49*0.321972**

Kết quả: LM1= 15.78

B5. Tra thống kê Chi bình phương:

SCALAR Chisao=@QCHISQ(0.9, 2)

Kết quả: Chisao= 4.61

B6. Giả thuyết

Ho: $\alpha2 = \alpha3 = 0$ (Không có PSSSTĐ)

H1: có ít nhất 1 α ở trên khác 0 (Có PSSSTĐ)

B7. Kiểm định: Vì LM1 > Chisao nên bác bỏ Ho.

Kết luận: Có PSSSTĐ

(2) Gleiser (1969)

- Bước 1: Chạy mô hình gốc: $Y = \beta1 + \beta2X2 + \beta3X3 + \beta4X4 + \beta5X5 + u$

  Cú pháp: **LS Y C X2 X3 X4 X5**

- Bước 2: Tạo biến phần dư **GENR U2= ABS(RESID)**

- Bước 3: Chạy hồi quy phụ: $U2 = \alpha1 + \alpha2X2 + \alpha3X3 + \alpha4X4 + \alpha5X5 + u$

  Cú pháp: **LS U2 C X2 X3 X4 X5 -----**> Tìm $R^2_{phụ\ 2}$

- Bước 4: Tính trị số LM2 **SCALAR LM2 = n*** $\mathbf{R^2_{phụ\ 2}}$

- Bước 5: Tìm thống kê Chi bình phương **SCALAR Chisao=@QCHISQ(1-α, p-1)**

  Trong đó: p là số hệ số hồi quy của mô hình hồi quy phụ (bước 3)

- Bước 6: Dựa vào hồi quy phụ ở bước 3, ta đặt giả thuyết sau:

Ho: $\alpha2 = \alpha3 = \alpha4 = \alpha5 = 0$ (Không có PSSSTĐ)

H1: có ít nhất 1 α ở trên khác 0 (Có PSSSTĐ)

- Bước 7: Kiểm định: Nếu LM2 > Chisao thì bác bỏ Ho.

Ví dụ minh họa: **B1.** Chạy mô hình: **LS WAGE C EDU EXPER**

B2. Tạo biến: **GENR U2 = ABS(RESID)**

B3. Chạy hồi quy phụ: **LS U2 C EDU EXPER**

Dependent Variable: U2
Method: Least Squares
Date: 03/09/09 Time: 15:56
Sample: 1 49
Included observations: 49

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-200.0007	142.9725	-1.398875	0.1686
EDUC	88.15297	17.52895	5.028993	0.0000
EXPER	6.821573	6.651753	1.025530	0.3105

R-squared	0.355962	Mean dependent var	408.9869
Adjusted R-squared	0.327960	S.D. dependent var	338.2546
S.E. of regression	277.2945	Akaike info criterion	14.14731
Sum squared resid	3537044.	Schwarz criterion	14.26313
Log likelihood	-343.6090	F-statistic	12.71216
Durbin-Watson stat	2.341517	Prob(F-statistic)	0.000040

B4. Tính LM1: **SCALAR LM2= 49*0.355962**

Kết quả: LM2= 17.44

B5. Tra thống kê Chi bình phương:

SCALAR Chisao=@QCHISQ(0.9, 2)

Kết quả: Chisao= 4.61

B6. Giả thuyết

Ho: $\alpha2 = \alpha3 = 0$ (Không có PSSSTĐ)

H1: có ít nhất 1 α ở trên khác 0 (Có PSSSTĐ)

B7. Kiểm định: Vì LM2 > Chisao nên bác bỏ Ho.

Kết luận: Có PSSSTĐ

(3) Harvey & Godfrey (1976, 1979)

- Bước 1: Chạy mô hình gốc: $Y = \beta1 + \beta2X2 + \beta3X3 + \beta4X4 + \beta5X5 + u$

Cú pháp: **LS Y C X2 X3 X4 X5**

- Bước 2: Tạo biến phần dư **GENR U3= LOG(RESID^2)**

- Bước 3: Chạy hồi quy phụ: $U3 = \alpha1 + \alpha2X2 + \alpha3X3 + \alpha4X4 + \alpha5X5 + u$

Cú pháp: **LS U3 C X2 X3 X4 X5** -----> Tìm $R^2_{phụ\ 3}$

- Bước 4: Tính trị số LM3 **SCALAR LM3 = n* $R^2_{phụ\ 3}$**

- Bước 5: Tìm thống kê Chi bình phương **SCALAR Chisao=@QCHISQ(1-α, p-1)**

Trong đó: p là số hệ số hồi quy của mô hình hồi quy phụ (bước 3)

- Bước 6: Dựa vào hồi quy phụ ở bước 3, ta đặt giả thuyết sau:

Ho: $\alpha 2 = \alpha 3 = \alpha 4 = \alpha 5 = 0$ (Không có PSSSTĐ)

H1: có ít nhất 1 α ở trên khác 0 (Có PSSSTĐ)

- Bước 7: Kiểm định: Nếu LM3 > Chisao thì bác bỏ Ho.

Ví dụ minh họa: **B1.** Chạy mô hình: **LS WAGE C EDU EXPER**

B2. Tạo biến: **GENR U3 = LOG(RESID^2)**

B3. Chạy hồi quy phụ: **LS U3 C EDU EXPER**

Dependent Variable: U3
Method: Least Squares
Date: 03/09/09 Time: 16:02
Sample: 1 49
Included observations: 49

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	8.221451	0.866690	9.486038	0.0000
EDUC	0.421441	0.106259	3.966156	0.0003
EXPER	0.051153	0.040322	1.268610	0.2110

R-squared	0.255259	Mean dependent var	11.29674
Adjusted R-squared	0.222879	S.D. dependent var	1.906813
S.E. of regression	1.680940	Akaike info criterion	3.935854
Sum squared resid	129.9758	Schwarz criterion	4.051680
Log likelihood	-93.42842	F-statistic	7.883226
Durbin-Watson stat	2.778920	Prob(F-statistic)	0.001138

B4. Tính LM3: **SCALAR LM3= 49*0.255259**

Kết quả: LM3= 12.41

B5. Tra thống kê Chi bình phương:

SCALAR Chisao=@QCHISQ(0.9, 2)

Kết quả: Chisao= 4.61

B6. Giả thuyết

Ho: $\alpha 2 = \alpha 3 = 0$ (Không có PSSSTĐ)

H1: có ít nhất 1 α ở trên khác 0 (Có PSSSTĐ)

B7. Kiểm định: Vì LM3 > Chisao nên bác bỏ Ho.

Kết luận: Có PSSSTĐ

(4) White (1980)

- Bước 1: Chạy mô hình gốc: $Y = \beta 1 + \beta 2X2 + \beta 3X3 + \beta 4X4 + u$

Cú pháp: **LS Y C X2 X3 X4**

- Bước 2: Tạo biến phần dư **GENR U4= RESID^2**

- Bước 3: Chạy hồi quy phụ: $U4 = \alpha 1 + \alpha 2X2 + \alpha 3X3 + \alpha 4X4 + \alpha 5X2^2 + \alpha 6X3^2 + \alpha 7X4^2 + \alpha 8X2*X3 + \alpha 9X2*X4 + \alpha 10X3*X4 + u$

Cú pháp: **LS U4 C X2 X3 X4 X2^2 X3^2 X4^2 X2*X3 X2*X4 X3*X4**

-----> Tìm $R^2_{phụ\ 4}$

- Bước 4: Tính trị số LM4 **SCALAR LM4 = n* $R^2_{phụ\ 4}$**
- Bước 5: Tìm thống kê Chi bình phương **SCALAR Chisao=@QCHISQ(1-α, p-1)**

  Trong đó: p là số hệ số hồi quy của mô hình hồi quy phụ (bước 3)
- Bước 6: Dựa vào hồi quy phụ ở bước 3, ta đặt giả thuyết sau:

  Ho: α2 = α3 = ... = α10 = 0 (Không có PSSSTĐ)

  H1: có ít nhất 1 α ở trên khác 0 (Có PSSSTĐ)
- Bước 7: Kiểm định: Nếu LM4 > Chisao thì bác bỏ Ho.

Ví dụ minh họa: **B1.** Chạy mô hình: **LS WAGE C EDU EXPER**

B2. Tạo biến: **GENR U4 = RESID^2**

B3. Chạy hồi quy phụ:

LS U4 C EDU EXPER EDUC^2 EXPER^2 EDU*EXPER

Dependent Variable: U4
Method: Least Squares
Date: 03/09/09 Time: 16:16
Sample: 1 49
Included observations: 49

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	605822.6	547782.3	1.105955	0.2749
EDUC	-228736.0	143501.5	-1.593962	0.1183
EXPER	-14875.04	40932.19	-0.363407	0.7181
EDUC^2	25901.89	9270.000	2.794163	0.0077
EXPER^2	1507.401	1537.457	0.980451	0.3323
EDUC*EXPER	-1829.057	4172.441	-0.438366	0.6633

R-squared	0.468107	Mean dependent var	279351.5
Adjusted R-squared	0.406259	S.D. dependent var	470464.1
S.E. of regression	362514.3	Akaike info criterion	28.55379
Sum squared resid	5.65E+12	Schwarz criterion	28.78544
Log likelihood	-693.5679	F-statistic	7.568657
Durbin-Watson stat	2.264548	Prob(F-statistic)	0.000036

B4. Tính LM4: **SCALAR LM4= 49*0.468107**

Kết quả: LM4= 22.937

B5. Tra thống kê Chi bình phương:

SCALAR Chisao=@QCHISQ(0.9, 5)

Kết quả: Chisao= 9.236

B6. Giả thuyết

Ho: α2 = α3 =….= α6 = 0 (Không có PSSSTĐ)

H1: có ít nhất 1 α ở trên khác 0 (Có PSSSTĐ)

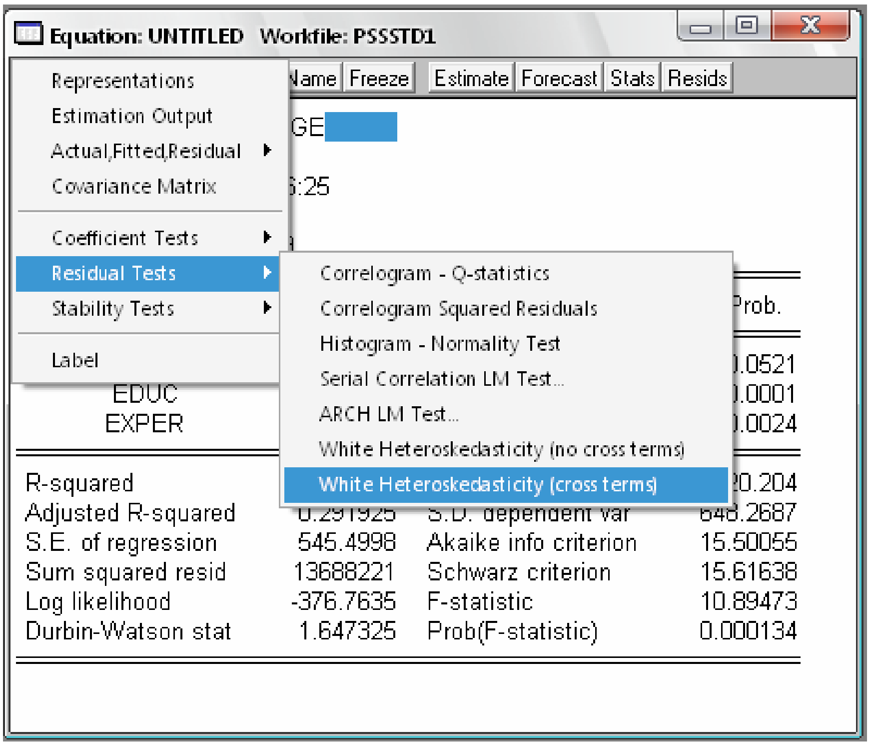
B7. Kiểm định: Vì LM4 > Chisao nên bác bỏ Ho.

Kết luận: Có PSSSTĐ

Ví dụ: ***Phát hiện nhanh PSSSTĐ trên EVIEW khi dùng kiểm định WHITE***

B1: Chạy mô hình gốc: LS WAGE C EDUC EXPER

B2: Ra kết quả, vào VIEW/RESIDUAL TEST/WHITE …..(cross terms)



B3: Nhìn vào bảng kiểm định

Equation: UNTITLED Workfile: PSSSTD1

View | Procs | Objects | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

White Heteroskedasticity Test:

F-statistic	7.568657	Probability	0.000036
Obs*R-squared	22.93723	Probability	0.000347

Test Equation:
Dependent Variable: RESID^2
Method: Least Squares
Date: 03/09/09 Time: 16:28
Sample: 1 49
Included observations: 49

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	605822.6	547782.3	1.105955	0.2749
EDUC	-228736.0	143501.5	-1.593962	0.1183
EDUC^2	25901.89	9270.000	2.794163	0.0077
EDUC*EXPER	-1829.057	4172.441	-0.438366	0.6633
EXPER	-14875.04	40932.19	-0.363407	0.7181
EXPER^2	1507.401	1537.457	0.980451	0.3323

R-squared	0.468107	Mean dependent var	279351.5
Adjusted R-squared	0.406259	S.D. dependent var	470464.1
S.E. of regression	362514.3	Akaike info criterion	28.55379
Sum squared resid	5.65E+12	Schwarz criterion	28.78544
Log likelihood	-693.5679	F-statistic	7.568657
Durbin-Watson stat	2.264548	Prob(F-statistic)	0.000036

Ta thấy: LM4= obs*R-Squared = 22.937 > Chisao = 4.61

hoặc P-Value = 0.000347 < α = 5%

Kết luận: bác bỏ Ho. Vậy mô hình có hiện tượng PSSSTĐ

Cách 3. Kiểm định Goldfeld-Quandt

B1. Sắp xếp dữ liệu theo giá trị tăng dần của biến X nào đó (biến bị tình nghi nhất!!!)

B2. Bỏ c quan sát ở giữa, chia (n-c) quan sát còn lại thành 2 phần, mỗi phần gồm (n-c)/2 quan sát

B3. Chạy mô hình cho nhóm (n-c)/2 quan sát thứ nhất, ta có ESS1

B4. Chạy mô hình cho nhóm (n-c)/2 quan sát thứ hai, ta có ESS2

B5. Tính hệ số:

$$F_{tt} = \frac{ESS2/\{(n-c-2k)/2\}}{ESS1/\{(n-c-2k)/2\}}$$

B6. Tra bảng thống kê F: $F_{\text{tra bảng}} = F^{\alpha}_{,\{(n-c-2k)/2\},\ \{(n-c-2k)/2\}}$

B7. Kiểm định giả thuyết: bác bỏ Ho nếu $F_{tt} > F_{\text{tra bảng}}$

2. Khắc phục PSSSTĐ bằng phương pháp trọng số

- Theo lý thuyết, khi biết σ^2_t, ta dùng Generalized (or Weighted) Least Squares – WLS để thực hiện việc khắc phục bệnh này. Tuy nhiên, trên thực tế, ta không biết σt, vì vậy tác giả của tài liệu này không phí thời gian cho việc trình bày cái không có thật!

- Chúng ta hãy dành thời gian cho việc khắc phục PSSSTĐ khi không biết σ^2_t, ta dùng Feasible Generalized Least Squares (FGLS) và thực hiện theo 4 trường phái: (1) Breusch & Pagan, (2) Glejser, (3) Harvey & Godfrey và (4) White, các bước thực hành được trình bày dưới đây:

2.1 Breusch – Pagan (1979)

Ví dụ: Mô hình $Y = \beta_1 + \beta_2X_2 + \beta_3X_3 + \beta_4X_4 + u$

Thực hành:

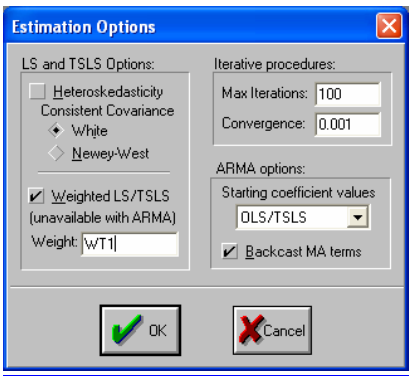
Gõ trên hộp lệnh của Eview:

```
LS Y C X2 X3 X4
GENR U1=RESID^2
LS U1 C X2 X3 X4
FORECAST U1F
GENR SO1=U1F>0
GENR UMOI1=(SO1*U1F)+(1-SO1)*U1
GENR WT1=1/@SQRT(UMOI1)
```

Bấm Ctr và chọn các biến Y, X2, X3 và X4. Sau đó Open/as group

Bấm vào Procs/Make Equation

- Khai báo Y C X2 X3 X4
- Chọn Option. Sau đó, ấn nút nhấn vào Weighted LS, gõ WT1



- Bấm OK. Ta được mô hình ước lượng mới (có trọng số là WT1).

Tiếp theo, ta dùng kiểm định White để kiểm tra lại xem có còn PSSSTD nữa không? *Cách làm:* Tại cửa sổ kết quả của mô hình ước lượng mới (Equation:), ta bấm VIEW/RESIDUALS TEST/WHITE HETERO…(Cross term). Nếu kết quả cho thấy Prob(Obs*R-Square) > α, thì ta chấp nhận Ho. Tức là không còn PSSSTD. Nếu vẫn còn thì ta áp dụng cách chữa bệnh khác cho mô hình.

2.2. Glesjer (1969)

Ví dụ: Mô hình $Y = \beta_1 + \beta_2 X_2 + \beta_3 X_3 + \beta_4 X_4 + u$

Thực hành:

Gõ trên hộp lệnh của Eview:

LS Y C X2 X3 X4

GENR U2=ABS(RESID)

LS U2 C X2 X3 X4

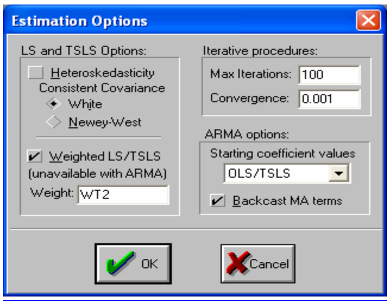
FORECAST U2F

GENR WT2=1/U2F

Bấm Ctr và chọn các biến Y, X2, X3 và X4. Sau đó Open/as group

Bấm vào Procs/Make Equation

- Khai báo Y C X2 X3 X4
- Chọn Option. Sau đó, ấn nút nhấn vào Weighted LS, gõ WT2



- Bấm OK. Ta được mô hình ước lượng mới (có trọng số là WT2).

Tiếp theo, ta dùng kiểm định White để kiểm tra lại xem có còn PSSSTD nữa không? Tại cửa sổ kết quả của mô hình ước lượng mới (Equation:), ta bấm VIEW/RESIDUALS TEST/WHITE HETERO…(Cross term). Nếu kết quả cho thấy Prob(Obs*R-Square) > α, thì ta chấp nhận Ho. Tức là không còn PSSSTD. Nếu vẫn còn thì ta áp dụng cách chữa bệnh khác cho mô hình.

2.3.

Harvey & Godrey (1976, 1979)

Ví dụ: Mô hình $Y = \beta_1 + \beta_2 X_2 + \beta_3 X_3 + \beta_4 X_4 + u$

Thực hành:

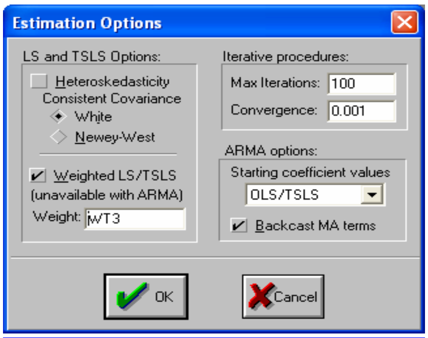
Gõ trên hộp lệnh của Eview:

```
LS Y C X2 X3 X4
GENR U3=LOG(RESID^2)
LS U3 C X2 X3 X4
FORECAST U3F
GENR UMOI3=EXP(U3F)
GENR WT3=1/@SQRT(UMOI3)
```

Bấm Ctr và chọn các biến Y, X2, X3 và X4. Sau đó Open/as group

Bấm vào Procs/Make Equation

- Khai báo Y C X2 X3 X4
- Chọn Option. Sau đó, ấn nút nhấn vào Weighted LS, gõ WT3



- Bấm OK. Ta được mô hình ước lượng mới (có trọng số là WT3).

Tiếp theo, ta dùng kiểm định White để kiểm tra lại xem có còn PSSSTD nữa không? Tại cửa sổ kết quả của mô hình ước lượng mới (Equation:), ta bấm VIEW/RESIDUALS TEST/WHITE HETERO…(Cross term). Nếu kết quả cho thấy Prob(Obs*R-Square) > α, thì ta chấp nhận Ho. Tức là không còn PSSSTD. Nếu vẫn còn thì ta áp dụng cách chữa bệnh khác cho mô hình.

2.4. WHITE (1980)

Ví dụ: Mô hình $Y = \beta_1 + \beta_2 X_2 + \beta_3 X_3 + \beta_4 X_4 + u$

Thực hành:

Gõ trên hộp lệnh của Eview:

```
LS Y C X2 X3 X4
```

GENR U4=RESID^2

LS U4 C X2 X3 X4 X2^2 X3^2 X4^2 X2*X3 X2*X4 X3*X4

FORECAST U4F

GENR NUM1=U4F>0

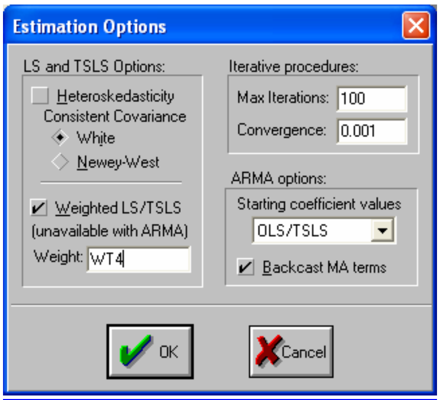
GENR UMOI4=(NUM1*U4F)+(1-NUM1)*U4

GENR WT4=1/@SQRT(UMOI4)

Bấm Ctr và chọn các biến Y, X2, X3 và X4. Sau đó Open/as group

Bấm vào Procs/Make Equation

- Khai báo Y C X2 X3 X4
- Chọn Option. Sau đó, ấn nút nhấn vào Weighted LS, gõ WT4



- Bấm OK. Ta được mô hình ước lượng mới (có trọng số là WT4).

Tiếp theo, ta dùng kiểm định White để kiểm tra lại xem có còn PSSSTD nữa không? Tại cửa sổ kết quả của mô hình ước lượng mới (Equation:), ta bấm VIEW/RESIDUALS TEST/WHITE HETERO…(Cross term). Nếu kết quả cho thấy Prob(Obs*R-Square) > α, thì ta chấp nhận Ho. Tức là không còn PSSSTD. Nếu vẫn còn thì ta áp dụng cách chữa bệnh khác cho mô hình.

2.5. Và dùng cách khác (xem thêm tài liệu của thầy Nguyễn Duyên Linh)

IV. PHÁT HIỆN VÀ KHẮC PHỤC ĐA CỘNG TUYẾN

1. Cách phát hiện

- Nhìn vào bảng kết xuất của phần mềm Eview, nếu R^2 cao, trị thống kê t thấp, hoặc dấu hệ số hồi quy khác với dấu kỳ vọng thì ta nghi ngờ có ĐCT. Ví dụ:

```
Equation: UNTITLED   Workfile: DATA3-7
View Procs Objects  Print Name Freeze  Estimate Forecast Stats Resids

Dependent Variable: COST
Method: Least Squares
Date: 04/15/08   Time: 21:32
Sample: 1 57
Included observations: 57
========================================================================
        Variable        Coefficient    Std. Error    t-Statistic    Prob.
========================================================================
           C             26.18876      114.2012      0.229321      0.8195
          AGE            28.01629      2.775576      10.09387      0.0000
         MILES          -154.6346      20.68817     -7.474543      0.0000
========================================================================
R-squared                0.950980    Mean dependent var        1426.632
Adjusted R-squared       0.949165    S.D. dependent var        1151.186
S.E. of regression       259.5537    Akaike info criterion     14.00700
Sum squared resid        3637878.    Schwarz criterion         14.11453
Log likelihood          -396.1995    F-statistic               523.8010
Durbin-Watson stat       0.795141    Prob(F-statistic)         0.000000
========================================================================
```

<u>Nhận xét:</u> - $R^2 = 0.95$ là cao nên ta nghi ngờ có đa cộng tuyến xảy ra trong mô hình.

- Dấu của MILES khác kỳ vọng

- Mở các biến, vào VIEW/CORRELATONS để xây dựng ma trận hệ số tương quan cặp giữa các biến giải thích, ví dụ:

	COST	AGE	MILES
COST	1.000000	0.948823	0.926548
AGE	0.948823	1.000000	0.996465
MILES	0.926548	0.996465	1.000000

<u>Nhận xét:</u> Hệ số tương quan giữa AGE và MILES là 0.996465 (tương quan đồng biến, mức độ mạnh or cao). Nên ta nghi ngờ có đa cộng tuyến xảy ra trong mô hình. Trừ trường hợp đặc biệt, có một số trường hợp, khi hệ số tương quan cặp giữa các biến giải thích thấp nhưng vẫn xảy ra đa cộng tuyến.

- Hệ số hồi quy nhạy với đặc trưng (đổi dấu hoặc thay đổi mạnh hệ số ước lượng)

Dùng hồi quy phụ

Chạy mô hình hồi quy gốc

LS Y C X2 X3 X4 (Ta tìm được $R^2_{gốc}$)

Chạy mô hình hồi quy phụ

LS X2 C X3 X4 (Ta tìm được $R^2_{phụ\ 1}$)

LS X3 C X2 X4 (Ta tìm được $R^2_{phụ\ 2}$)

LS X4 C X2 X3 (Ta tìm được $R^2_{phụ\ 3}$)

Áp dụng nguyên tắc ngón tay cái – Rule of Thumb của Klien. Nếu ít nhất một R^2 của hồi quy phụ lớn hơn R^2 của hồi quy gốc thì thì có đa cộng tuyến xảy ra.

$$R^2_{phụ\ i} > R^2_{gốc}, \text{ với } i=1 \text{ đến } 3$$

- **Nhân tử phóng đại phương sai VIF**

$$VIF = 1/(1- R^2_{phụ\ i})$$

Nếu VIF ≥ 10 (tương đương $R^2_{phụ\ i} > 0.9$) thì có đa cộng tuyến.

2. Cách khắc phục

- Sử dụng thông tin tiên nghiệm
- Tăng kích thước mẫu
- Bỏ biến
- Tái thiết lập mô hình toán học
- Chấp nhận đa cộng tuyến "Sống chung với lũ" trong trường hợp mục tiêu của mô hình là dự báo.
- Phải xử lý đa cộng tuyến nếu mục tiêu của mô hình là giải thích tác động biên

V. PHÁT HIỆN VÀ KHẮC PHỤC TỰ TƯƠNG QUAN

1. Cách phát hiện

1.1 Phương pháp đồ thị

Gõ trên hộp lệnh của Eview:

```
LS Y C X
GENR U=RESID
GENR T=@TREND()+1
SCAT  T U
SCAT U(-1) U
SCAT RESID(-1) RESID
```

Nhìn vào đồ thị trên, ta nhận xét mối quan hệ giữa T (thời gian) và U (phần dư –resid). Sau đó, đưa ra nhận định khái quát về sự tồn tại của tương quan chuỗi.

1.2 Kiểm định Durbin-Watson (DW)

Là phép kiểm định phổ biến cho tương quan chuỗi bậc 1, ký hiệu AR(1). Ví dụ: tương quan chuỗi bậc 1 được mô tả cho mô hình hồi quy bội như sau: $Y_t = \beta_1 + \beta_2 X_{2t} + \beta_3 X_{3t} + u_t$. Với ut = $\rho u_{t-1} + \varepsilon_t$. Như vậy, thực chất, tương quan chuỗi được thể hiện thông qua mối quan hệ giữa u_t và u_{t-1}.

Gõ trên hộp lệnh của Eview:

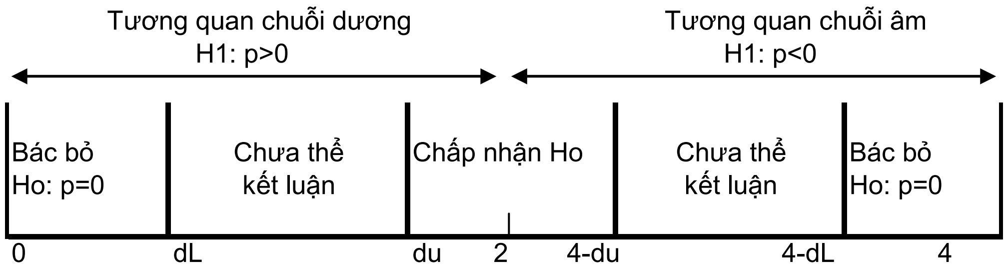
LS Y C X2 X3 (♥)

GENR UM=RESID^2

GENR UT=(RESID-RESID(-1))^2

SCALAR DW=@SUM(UT)/@SUM(UM) {Giá trị DW này *gần bằng* với Durbin-Watson Stat trong bảng kết xuất Eview từ mô hình(♥)}

Sau khi tính được trị thống kê DW, ta tra bảng ở phần phụ lục của tài liệu Thầy Nguyễn Duyên Linh để tìm d_L và d_u. Chú ý: trong bảng tra này, α là 5%, n là số quan sát, k' là số hệ số hồi quy (không kể số hạng hằng số). Sau đó, đặt giả thuyết kiểm định tương quan chuỗi dương (nếu DW < 2), tương quan chuỗi âm (nếu DW > 2) và nhìn vào bảng sau để ra quyết định:



Lưu ý khi sử dụng kiểm định Durbin-Watson:

- Kiểm định này không áp dụng cho tương quan chuỗi bậc cao.
- Nếu số biến giải thích lớn thì không tìm được d_L và d_u trong bảng tra.
- Kiểm định không hợp lệ nếu biến giải thích bao gồm biến phụ thuộc có hiệu ứng trễ.

1.3. Kiểm định Lagrange (LM)

Gõ trên hộp lệnh của Eview:

LS Y C X2 X3

GENR U=RESID

GENR U1=RESID(-1)

(Tiếp theo, ta điều chỉnh lại vùng dữ liệu thao tác, lấy sample từ quan sát thứ 2 trở đi để chạy LS cho hồi quy phụ. Ta vào hàng trên cùng của hộp lệnh PROCS/SAMPLE, ta sửa **1 n** thành **2 n** và bấm OK).

LS U C X2 X3 U1

SCALAR LM = (n-1)*R^2_{hqp}

SCALAR CHISAO = @QCHISQ(1-α, 1)

Sau đó, đặt giả thuyết kiểm định tương quan chuỗi

H_o: $\rho = 0$ (không có tương quan chuỗi)

H_1: $\rho \neq 0$ (tồn tại tương quan chuỗi)

Dựa vào kết quả tính toán trên, ta sẽ bác bỏ Ho nếu LM>CHISAO. Tức là mô hình hồi quy bị vi phạm giả thiết, đó là tồn tại hiện tượng autocorrelation (tương quan chuỗi) bậc 1.

1.4.**Kiểm định BG – Breush & Godfrey** (kiểm định tương quan chuỗi bậc p, với p≥1. Thực chất, đây là một thủ tục của phép kiểm định Lagrange, LM)

Cách 2: Thực hiện bằng thao tác cơ bản

Gõ trên hộp lệnh của Eview:

LS Y C X2 X3

GENR U=RESID

GENR U1=RESID(-1)

GENR U2=RESID(-2)

……..

GENR Up=RESID(-p)

(Tiếp theo, ta điều chỉnh lại vùng dữ liệu thao tác, lấy sample từ quan sát thứ **p+1** trở đi để chạy LS cho hồi quy phụ. Ta vào hàng trên cùng của hộp lệnh PROCS/SAMPLE, ta sửa **1 n** thành **p+1 n** và bấm OK).

LS U C X2 X3 U1 U2 ….. Up

SCALAR LM = (n-p)*$R^2{}_{hqp}$

SCALAR CHISAO = @QCHISQ(1-α, p)

Sau đó, đặt giả thuyết kiểm định tương quan chuỗi

H_o: $\rho = 0$ (không có tương quan chuỗi)

H_1: $\rho \neq 0$ (tồn tại tương quan chuỗi)

Dựa vào kết quả tính toán trên, ta sẽ bác bỏ Ho nếu LM>CHISAO. Tức là mô hình hồi quy bị vi phạm giả thiết, đó là tồn tại hiện tượng autocorrelation (tương quan chuỗi) của ít nhất một bậc nào đó (từ bậc 1 đến bậc p).

Cách 2: Thực hiện bằng thao tác nhanh trên Eview – **kiểm định BG**

Gõ trên hộp lệnh của Eview:

LS Y C X2 X3

Tại hộp Equation: chọn VIEW/RESIDUAL TESTS/Serial Correlation LM Test… Xuất hiện hộp Lag Specificaion, ta gõ số bậc p vào. Ví dụ kiểm định tương quan bậc 2, ta gõ vào số 2.

Bấm OK, ta được bảng kết quả sau:

Equation: UNTITLED Workfile: THANH TUYEN

View | Procs | Objects | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	8.946901	Probability	0.000191
Obs*R-squared	16.73148	Probability	0.000233

Test Equation:
Dependent Variable: RESID
Method: Least Squares
Date: 04/12/08 Time: 23:27

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.560450	1.361575	-0.411619	0.6811
P	0.106189	0.162089	0.655127	0.5132
RESID(-1)	0.256041	0.071936	3.559293	0.0005
RESID(-2)	0.089744	0.071239	1.259754	0.2093

Nhận xét:

- Ta thấy LM= Obs*R-squared = 16.73148
- Prob(Obs*R-squared = 16.73148) = 0.000233 < α = 0.05, nên ta bác bỏ Ho, có nghĩa là tồn tại tương quan chuỗi.

2. Cách khắc phục

Thay đổi dạng hàm số (xem tài liệu Thầy Nguyễn Duyên Linh)

Các thủ tục khác:

Giả sử ta có mô hình sau: $Y_t = \beta_1 + \beta_2 X2_t$.

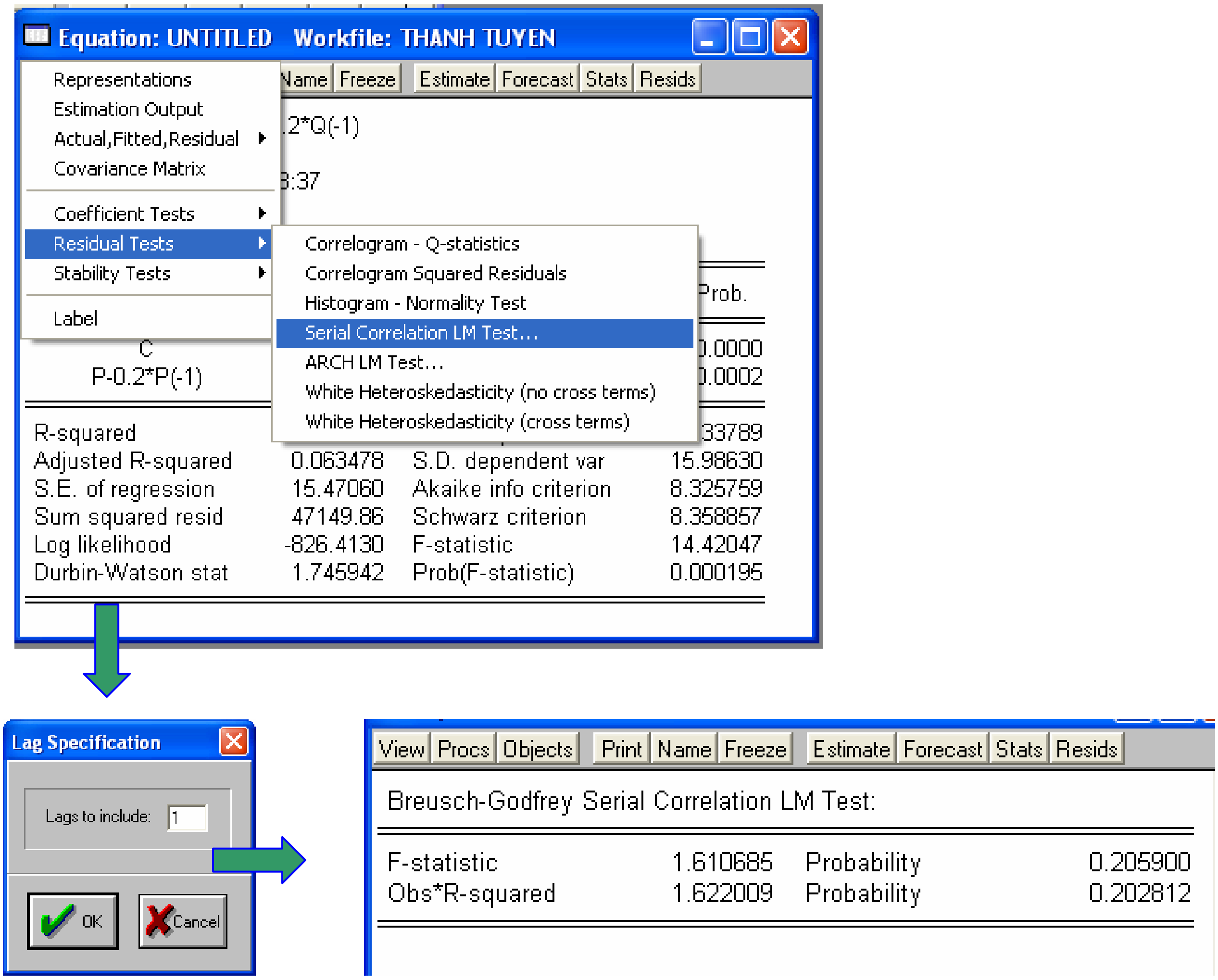
2.1.Nếu biết ρ

Phương trình tự hồi quy bậc 1: $U_t = \rho U_{t-1} + \varepsilon_t$, với $-1 < \rho < 1$

Gõ trên hộp lệnh của Eview:

LS Y-ρ*Y(-1) C X-ρ*X(-1)

Sau đó, ta dùng kiểm định BG để test lại xem có còn tương quan chuỗi hay không?



Nhận xét: Prob(Obs*R-Squared) = 0.2028 > α = 0.05 nên chấp nhận Ho. Tức không còn tương quan chuỗi.

Lưu ý: Nếu Prob(Obs*R-Squared) < α thì ta áp dụng cách khác để chữa bệnh autocorrelation.

2.2. Nếu không biết ρ

Giả sử ta có mô hình sau: $Y_t = \beta_1 + \beta_2 X2_t + \beta_3 X3_t$.

a. Ước lượng ρ bằng thủ tục Cochrane – Orcutt (1994)®

Gõ trên hộp lệnh của Eview:

LS Y C X2 X3 (•)

GENR U = RESID

SCALAR Ro = @SUM(U*U(-1))/@SUM(U^2) hoặc LS U U(-1) -> hệ số Ro = hệ số ước lượng của mô hình này. Hệ số Ro chính là ρ bậc 1.

(Tiếp theo, ta điều chỉnh lại vùng dữ liệu thao tác, lấy sample từ quan sát thứ **2** trở đi để chạy LS cho hồi quy phụ. Ta vào hàng trên cùng của hộp lệnh PROCS/SAMPLE, ta sửa **1 n** thành **2 n** và bấm OK).

® Nguồn: Ramu Ranamathan, Introductory Economics with application, Chapter 9. Serial Correlation, page 445.

GENR YM = Y-P*Y(-1)

GENR X2M = X2-P*X2(-1)

GENR X3M = X3-P*X3(-1)

LS YM C X2M X3M (••)

(Từ mô hình này, ta tìm ra các hệ số ước lượng β^*_1, β^*_2, β^*_3. Ta thay các giá trị này vào mô hình(•) để tìm các giá trị Resid mới. Các hệ số β_2, β_3 của mô hình gốc(•) sẽ bằng với β^*_2, β^*_3 của mô hình biến đổi (••). Riêng hệ số β_1 của mô hình gốc(•) để tính cho UM bên dưới phải được điều chỉnh lại là = $\beta^*_1/(1-\rho)$

GENR UM= Y – $\beta_1/(1-\rho) + \beta_2$X2+ β_3*X3)

SCALAR RoM = @SUM(UM*UM(-1))/@SUM(UM^2) hoặc LS UM UM(-1) -> hệ số RoM= hệ số ước lượng β. PoM là ρ mới

Sau đó, ta sẽ so sánh Ro và RoM để áp dụng "quy tắc dừng". Nếu hiệu số RoM– Ro của 2 thủ tục liên tiếp nhau rất nhỏ (bằng 0,001 hay 0,005) thì ta sẽ dừng lại. Ta lấy ρ cuối cùng để ước lượng mô hình: LS Y-ρ*Y(-1) C X2-ρ*X2(-1) X3-ρ*X3(-1)

Ví dụ 1:

Gõ trên hộp lệnh của Eview:

LS Y C X

GENR U=RESID

LS U U(-1)

Equation: UNTITLED Workfile: THANH TUYEN

View | Procs | Objects | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Dependent Variable: U
Method: Least Squares
Date: 04/13/08 Time: 03:49
Sample(adjusted): 3 200
Included observations: 198 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
U(-1)	0.089310	0.068385	1.305980	0.1931

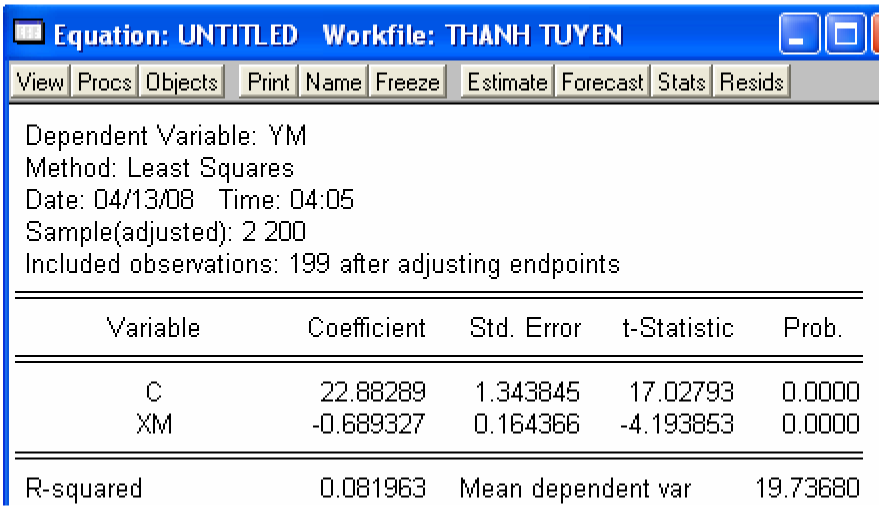
R-squared	0.008188	Mean dependent var	-0.296784
Adjusted R-squared	0.008188	S.D. dependent var	14.89034
S.E. of regression	14.82926	Akaike info criterion	8.236119
Sum squared resid	43321.67	Schwarz criterion	8.252727
Log likelihood	-814.3758	Durbin-Watson stat	1.991853

Nhìn vào kêt quả trên ta có $\rho = 0.0893$

GENR YM = Y-0.0893*Y(-1)

GENR XM = X-0.0893*X(-1)

LS YM C XM


Equation: UNTITLED Workfile: THANH TUYEN

View | Procs | Objects | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Dependent Variable: YM
Method: Least Squares
Date: 04/13/08 Time: 04:05
Sample(adjusted): 2 200
Included observations: 199 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	22.88289	1.343845	17.02793	0.0000
XM	-0.689327	0.164366	-4.193853	0.0000
R-squared	0.081963	Mean dependent var	19.73680	

Ta kiểm tra tương quan chuỗi bằng kiểm định BG. Nếu Prob(Obs*R-Squared) > α thì ta dừng lại. Nếu Prob(Obs*R-Squared) < α thì ta tiếp tục thực hiện như sau:

GENR UM= Y – 22.88289/(1-0.0893) – 0.689327*X

LS UM UM(-1)

Ta được giá trị ρ mới của vòng 2. Thủ tục này tiếp tục cho đến khi các hiệu số của các ρ liên tiếp nhỏ hơn 0.001 thì chọn ρ sau cùng.

b. Thủ tục tìm kiếm Hildreth-Lu (1960)

Ý tưởng: ước lượng nhiều mô hình OLS, với ρ chạy từ -1 đến 1. Bước nhảy cho ρ là 0,05 hoặc 0,01. Giá trị ρ được chọn khi mô hình ước lượng nào cho kết quả ESS nhỏ nhất.

Thực hiện:

Cho ρ= 1.00 chạy LS Y-1.00*Y(-1) C X2-1.00*X2(-1) X3-1.00*X3(-1)

Cho ρ= 0.95 chạy LS Y-0.95*Y(-1) C X2-0.95*X2(-1) X3-0.95*X3(-1)

Cho ρ= 0.90 chạy LS Y-0.90*Y(-1) C X2-0.90*X2(-1) X3-0.90*X3(-1)

…….

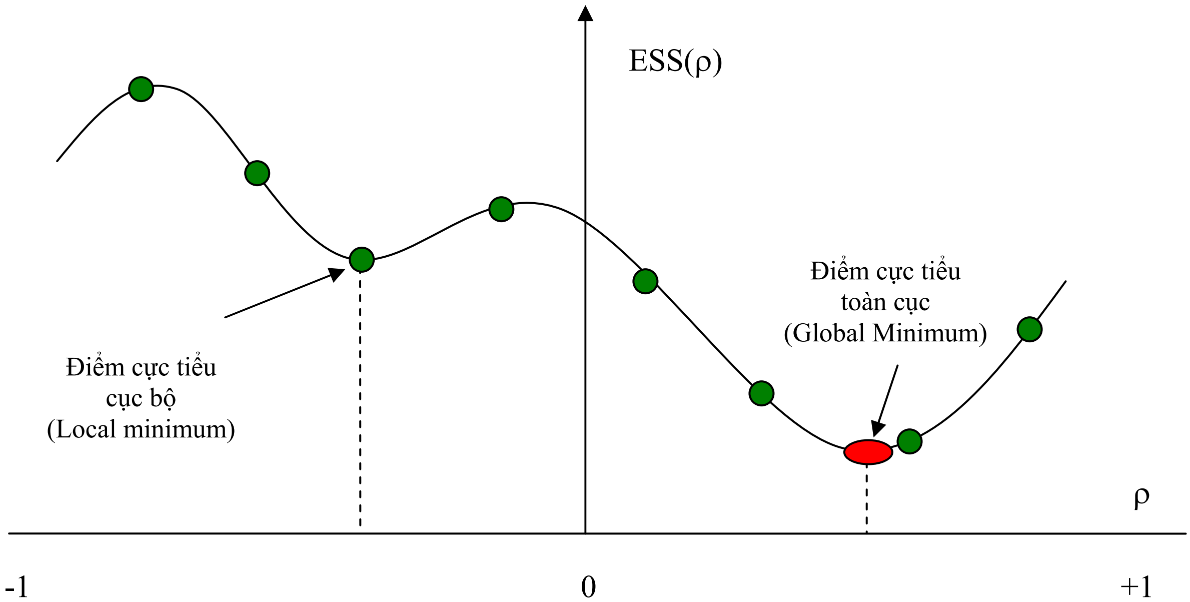
Cho ρ= -1.00 chạy LS Y-(-1.00)*Y(-1) C X2-(-1.00)*X2(-1) X3-(-1.00)*X3(-1)

Sau đó ta lập nhìn vào kết quả của các mô hình, lấy giá trị ESS (Sum Squared Resid) để lập thành bảng:

ρ_i	1.00	0.95	0.90	……	-1.00
ESS_i	ESS_1	ESS_2	ESS_3		ESS_j

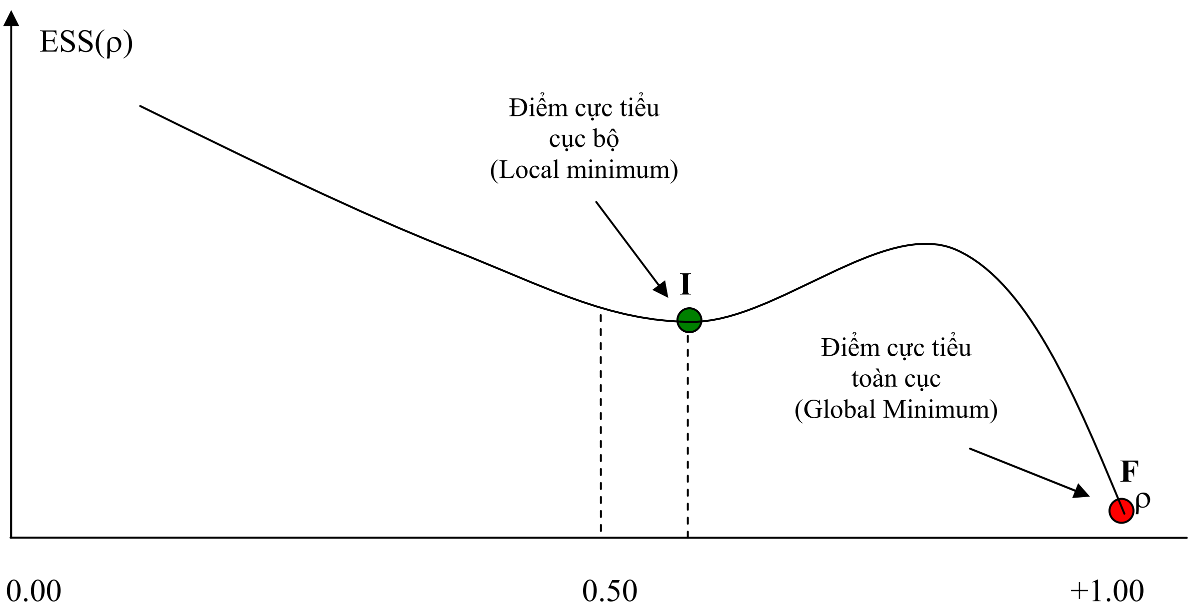
Nhìn vào hàng 2, ta chọn ρ có ESS nhỏ nhất.

So sánh 2 thủ tục HILU và CORC thông qua hình (A)



Nhận xét: Thủ tục HILU phải thực hiện nhiều lần nếu bước nhảy ρ nhỏ nhưng có thể tìm được điểm cực tiểu toàn cục. Bước nhảy lớn thì mức độ sai số khi chọn ρ sẽ cao. Thủ tục CORC có thể tìm được điểm cực tiểu cục bộ nhưng cũng có thể bỏ qua điểm cực tiểu toàn cục.

So sánh 2 thủ tục HILU và CORC thông qua hình (B)



Nhận xét:

- Thủ tục CORC nếu bắt đầu ở $\rho = 0.50$ thì rất dễ đạt cực tiểu ở ρ tại điểm I. Trong khi đó, nếu dùng thủ tục HILU thì phải chọn ρ nằm tại vị trí F. Như vậy ta rất dễ dẫn đến 2 kết quả khác nhau khi áp dụng một trong hai thủ tục này.
- Vì thế, trường hợp này sẽ là tốt nhất nếu ta áp dụng phương pháp lai kết hợp giữa HILU và CORC. Kết quả sẽ chọn giá trị cực tiểu tại F vì ta khai thác được lợi thế so sánh của từng phương pháp.

c. Phương pháp Durbin –Watson 2 bước để tìm ρ:

Ý tưởng: Ta sẽ ước lượng mô hình $Y = \beta_1*(1-\rho) + \beta2*X_t - \rho*\beta_2X_{t-1} + \rho Y_{t-1} + e_t$. Sau đó, ta tìm được ρ. Thay ρ vào mô hình $Y - \rho Y_{t-1} = \beta_1*(1-\rho) + \beta2*(X_t - \rho*X_{t-1}) + e_t$ để thu được các tham số ước lượng.

Thực hiện: Gõ trên hộp lệnh của Eview:

LS Y C X X(-1) Y(-1)

{Ta tìm được ρ= hệ số ước lượng của biến Y(-1)}.Ví dụ: ρ= 0.64. Tiếp theo, ta thay ρ này vào mô hình cần ước lượng như sau:

LS Y-0.64*Y(-1) C X–0.64*X(-1)

(Ta thu được các tham số cần tìm)

d. Tương quan chuỗi bậc cao – Kiểm định LM Breusch-Godfrey

Gõ trên hộp lệnh của Eview:

LS Y C X2 X3 (••)

GENR U=RESID

GENR U1=RESID(-1)

GENR U2=RESID(-2)

……..

GENR Up=RESID(-p)

(Tiếp theo, ta điều chỉnh lại vùng dữ liệu thao tác, lấy sample từ quan sát thứ **p+1** trở đi để chạy LS cho hồi quy phụ. Ta vào hàng trên cùng của hộp lệnh PROCS/SAMPLE, ta sửa **1 n** thành **p+1 n** và bấm OK).

LS U U1 U2 ….. Up

(Ta tìm được $\rho_1, \rho_2, \ldots, \rho_p$ thông qua các hệ số ước lượng của mô hình trên)

GENR YM = $Y-\rho_1*Y(-1) -\rho_2*Y(-2) \ldots.-\rho_p*Y(-p)$

GENR X2M = $X2-\rho_1*X2(-1) -\rho_2*X2(-2) \ldots.-\rho_p*X3(-p)$

GENR X3M = $X3-\rho_1*X3(-1) -\rho_2*X3(-2) \ldots.-\rho_p*X3(-p)$

LS YM C X2M X3M

(Từ mô hình này, ta tìm ra các hệ số ước lượng β^*_1, β^*_2, β^*_3. Ta thay các giá trị này vào mô hình (••) để tìm các giá trị Resid mới)

GENR UM= Y – β_1 /(1–ρ_1–ρ_2...–ρ_p) + β_2X2+ β_3∗X3)

LS UM UM(-1) UM(-2)…. UM(-p)

(Ta tìm được ρ_1, ρ_2, …, ρ_p mới thông qua các hệ số ước lượng của mô hình)

Sau đó, ta sẽ áp dụng "quy tắc dừng". Nếu kết quả tính toán liên tiếp này sai lệch nhỏ hơn 0,001 hay 0,005 thì ta sẽ dừng lại. Ta lấy các hệ số ρ_i cuối cùng để ước lượng mô hình cần tìm.

e. Sử dụng AR(p) trong Eview

Trong Eview cho phép chúng ta sử dụng ký hiệu AR(1) cho mô hình có tương quan bậc 1, AR(2) cho mô hình có tương quan bậc 2 và AR(p) cho mô hình có tương quan bậc p. Vì vậy, ta có thể gõ trực tiếp từ cửa sổ lệnh. Ví dụ, nếu tương quan bậc 1, ta gõ:

LS Y C X2 X3 AR(1).

Diễn giải kết quả như sau:

- Hệ số ước lượng β4 của AR(1) cho ta biết giá trị của ρ.
- Các hệ số β1, β2 và β3 chính là hệ ước lượng của mô hình ban đầu: Y = β1 + β2∗X2 + β3∗X3
- Hàng: Convergence achieved after 5 iterations là kết quả ước lượng hội tụ sau 5 lần lặp.
- Ngoài ra, ta nhìn vào thống kê Durbin-Watson để kiểm định hiện tượng tương quan chuỗi bằng cách xem DW và giá trị d_L và d_u tra bảng.

Ví dụ minh hoạ:

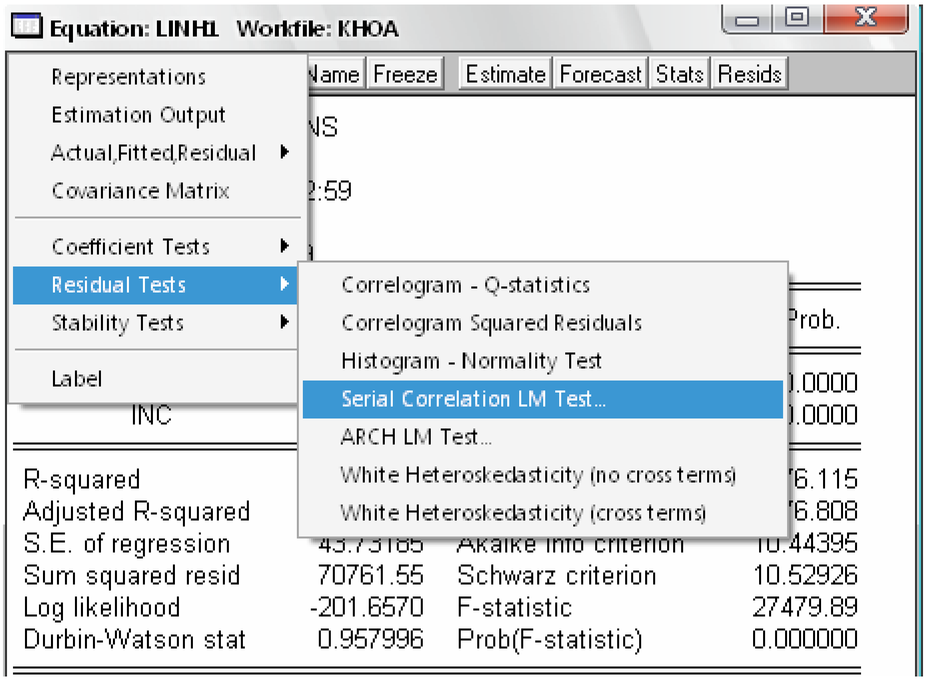
- Mô hình hồi quy gốc:

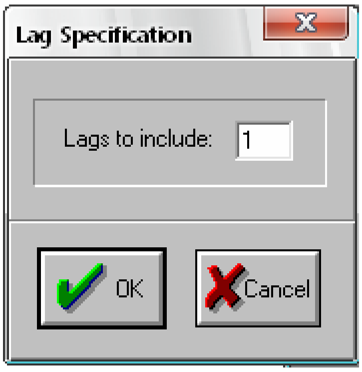
Dependent Variable: CONS
Method: Least Squares
Date: 03/09/09 Time: 22:59
Sample: 1959 1997
Included observations: 39

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-184.2362	21.44656	-8.590477	0.0000
INC	0.696330	0.004201	165.7706	0.0000

R-squared	0.998655	Mean dependent var	3176.115
Adjusted R-squared	0.998619	S.D. dependent var	1176.808
S.E. of regression	43.73185	Akaike info criterion	10.44395
Sum squared resid	70761.55	Schwarz criterion	10.52926
Log likelihood	-201.6570	F-statistic	27479.89
Durbin-Watson stat	0.957996	Prob(F-statistic)	0.000000

- Kiểm định tự tương quan bậc 1:





Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	11.67180	Probability	0.001588
Obs*R-squared	9.548625	Probability	0.002001

Test Equation:
Dependent Variable: RESID
Method: Least Squares
Date: 03/09/09 Time: 23:04

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	6.613034	18.99306	0.348182	0.7297
INC	-0.001573	0.003729	-0.421913	0.6756
RESID(-1)	0.519418	0.152037	3.416401	0.0016

R-squared	0.244837	Mean dependent var	5.41E-13
Adjusted R-squared	0.202883	S.D. dependent var	43.15259
S.E. of regression	38.52724	Akaike info criterion	10.21441
Sum squared resid	53436.54	Schwarz criterion	10.34238
Log likelihood	-196.1810	F-statistic	5.835899
Durbin-Watson stat	2.007171	Prob(F-statistic)	0.006379

Giả thuyết:

Ho: $\rho_1 = 0$ (không có tự tương quan bậc 1)

H1: ρ_1 khác 0 (có tự tương quan bậc 1)

Ta thấy P-Value = 0.002001 < α = 5% nên bác bỏ Ho. Tức có tự tương quan bậc 1.

- Khắc phục:

Dependent Variable: CONS
Method: Least Squares
Date: 03/09/09 Time: 23:07
Sample(adjusted): 1960 1997
Included observations: 38 after adjusting endpoints
Convergence achieved after 5 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-178.7796	41.73934	-4.283240	0.0001
INC	0.694401	0.007911	87.77467	0.0000
AR(1)	0.520235	0.153093	3.398160	0.0017

R-squared	0.998955	Mean dependent var	3220.995
Adjusted R-squared	0.998895	S.D. dependent var	1158.288
S.E. of regression	38.49937	Akaike info criterion	10.21482
Sum squared resid	51877.06	Schwarz criterion	10.34410
Log likelihood	-191.0815	F-statistic	16727.99
Durbin-Watson stat	2.059847	Prob(F-statistic)	0.000000

Inverted AR Roots	.52

Kiểm định:

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.567091	Probability	0.456600
Obs*R-squared	0.623409	Probability	0.429783

Ta thấy P-Value = 0.4297 > α =5% nên chấp nhận Ho. Mô hình không còn tự tương quan.

VI. CHỌN LỰA MÔ HÌNH

1. Trường hợp các mô hình có biến phụ thuộc giống nhau

Ta chọn mô hình nào có nhiều tiêu chí được thỏa mãn nhất. Các tiêu chí bao gồm:

- R^2 (mô hình đơn biến) cao: $= 1 - ESS/TSS$
- R^2 hiệu chỉnh (đa biến) cao: $= 1 - \{ESS/(n-k)\} / \{TSS/(n-1)\}$
- Các trị T-statistic của các biến giải thích có ý nghĩa thống kê trong mô hình. Hay có nghĩa là Prob(T-statistic) < α.
- Prob (F-Statistic) < α (Mô hình phù hợp)
- Chỉ số AIC = $(ESS/n)*e^{2k/n}$ thấp
- Chỉ số SCHWARZ = $(ESS/n)*n^{k/n}$ thấp

2. Trường hợp các mô hình có biến phụ thuộc khác nhau.

Ví dụ: mô hình Line-Line hay mô hình Log-Log?

Sự lựa chọn mô hình hồi quy tuyến tính (Line-Line) hay là mô hình hồi quy tuyến tính Logarít (Log-Log) là câu hỏi muôn thuở trong phân tích thực nghiệm. Về lý thuyết, ta có thể sử dụng phép thử do Mackinnon, White và Davidson (MWD)[1].

Phép thử MWD như sau:

LS Y C X2 X3 X4
FORECAST YF
LS LOG(Y) C LOG(X2) LOG(X3) LOG(X4)
FORECAST LOGYF

Cách 1: GENR Z1=LOG(YF) – LOGYF
LS Y C X2 X3 X4 Z1
H_o: Mô hình Line-Line
H_1: Mô hình Log-Log
Ta bác bỏ Ho nếu Prob(T-Statistic của biến Z1) < mức ý nghĩa α.

Hoặc cách 2: GENR Z2 = EXP(LOGYF) - YF
LS LOG(Y) C LOG(X2) LOG(X3) LOG(X4) Z2
H_o: Mô hình Log-Log
H_1: Mô hình Line-Line
Ta bác bỏ Ho nếu Prob(T-Statistic của biến Z2) < mức ý nghĩa α.

Lời kết:

Tài liệu này giúp sinh viên có thể sử dụng thực hành khi làm việc trên máy tính. Các bước thực hành được trình bày chủ yếu bằng các câu lệnh và hàm (commands và function) trên "hộp thoại nóng" của phần mềm Eview vì mục đích tinh gọn tài liệu. Tuy vậy, khi thực hành, các bạn nên đối chiếu tài liệu này và lý thuyết hướng dẫn trong các tài liệu gốc đã giới thiệu cho lớp nếu thấy có điều gì chưa sáng tỏ. Các hướng dẫn về mô hình hồi quy xác suất, dữ liệu bảng và dự báo Arima sẽ được bổ sung sau.

Chúc các bạn học tốt!
ThS. Trần Đức Luân

[1] "Mackinnon, White và Davidson, Test for Model Specification in the present of Alternative Hyppothesis; Some further Results, 1983" được trích dẫn trong quyển Kinh tế lượng cơ bản của Gujarati, thuộc bản dịch của Cao Hào Thi, Chương 8, trang 31)