

SOLUCIÓN EJERCICIO 3 HETEROCEDASTICIDAD

A.- Estimación MCO de G3 en función de Y.

Modelo/ Mínimos Cuadrados Ordinarios

Modelo 1:MCO, usando las observaciones 1-52

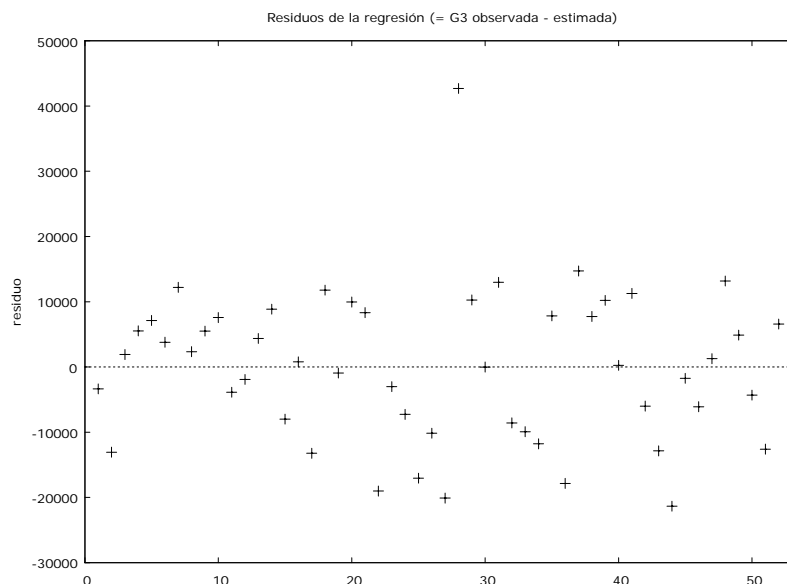
Variable dependiente: G3

| | <i>Coeficiente</i> | <i>Desv. Típica</i> | <i>Estadístico t</i> | <i>Valor p</i> | |
|------------------------|--------------------|-----------------------|----------------------|----------------|-----|
| const | -34586.2 | 13764.1 | -2.5128 | 0.01525 | ** |
| Y | 0.0571362 | 0.00661446 | 8.6381 | <0.00001 | *** |
| Media de la vble. dep. | 83482.67 | D.T. de la vble. dep. | | 18256.02 | |
| Suma de cuad. residuos | 6.82e+09 | D.T. de la regresión | | 11678.95 | |
| R-cuadrado | 0.598768 | R-cuadrado corregido | | 0.590743 | |
| F(1, 50) | 74.61619 | Valor p (de F) | | 1.74e-11 | |
| Log-verosimilitud | -559.7733 | Criterio de Akaike | | 1123.547 | |
| Criterio de Schwarz | 1127.449 | Crit. de Hannan-Quinn | | 1125.043 | |

B.- Analizar la posible presencia heterocedasticidad utilizando todos los instrumentos disponibles.

1.- Gráfico de los residuos

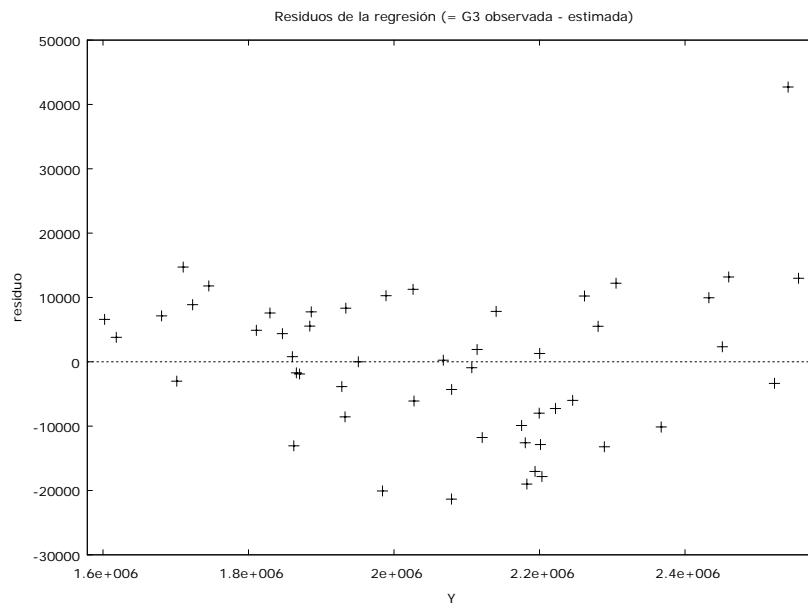
GRÁFICO/GRÁFICO DE RESIDUOS/POR NÚMERO DE OBSERVACIONES



Se detecta un dato atípico que podría ser causa de heterocedasticidad.

Vamos a hacer el gráfico de los residuos contra la variable y- renta

GRÁFICO/GRÁFICO DE RESIDUOS/Contra y



Parece que el atípico se debe a una provincia con renta alta.

2.- Contraste de White

CONTRASTES/HETEROCEDASTICIDAD/CONTRASTE DE WHITE

Modelo 1

Archivo Editar **Contrastes** Guardar Gráficos Análisis LaTeX

Modelo 1:
MCO, usando
Variable de

const
Y

Media de la
Suma de cua
R-cuadrado
F(1, 50)
Log-verosim
Criterio de

Contraste d
Hipótesis
Estadísti
con valor

Contraste d
Hipótesis

Omitir variables
Añadir variables
Suma de los coeficientes
Restricciones lineales

No linealidad (cuadrados)
No linealidad (logs)
Contraste RESET de Ramsey

Heterocedasticidad
Normalidad de los residuos
Observaciones influyentes
Colinealidad
Contraste de Chow

Autocorrelación
Valor p del estadístico Durbin-Watson
ARCH
Contraste de RV de Quandt (QLR)
Contraste CUSUM
Contraste CUSUMSQ
Factor común
Diagnósticos de panel

Estadístico t Valor p

-2.513 0.0152 **
8.638 1.74e-011 ***

Contraste de White
Contraste de White (sólo cuadrados)
Breusch-Pagan
Koenker

o de Akaike 1123.547
e Hannan-Quinn 1125.043

= 0.0158102

-Pagan -
id

Contraste de heterocedasticidad de White
MCO, usando las observaciones 1-52
Variable dependiente: uhat^2

| | Coefficiente | Desv. Típica | Estadístico t | Valor p | |
|-------|--------------|--------------|---------------|---------|---|
| const | 3.30131e+09 | 2.17010e+09 | 1.521 | 0.1346 | |
| Y | -3441.42 | 2103.70 | -1.636 | 0.1083 | |
| sq_Y | 0.000910209 | 0.000505048 | 1.802 | 0.0777 | * |

ATENCIÓN: ¡matriz de datos casi singular!

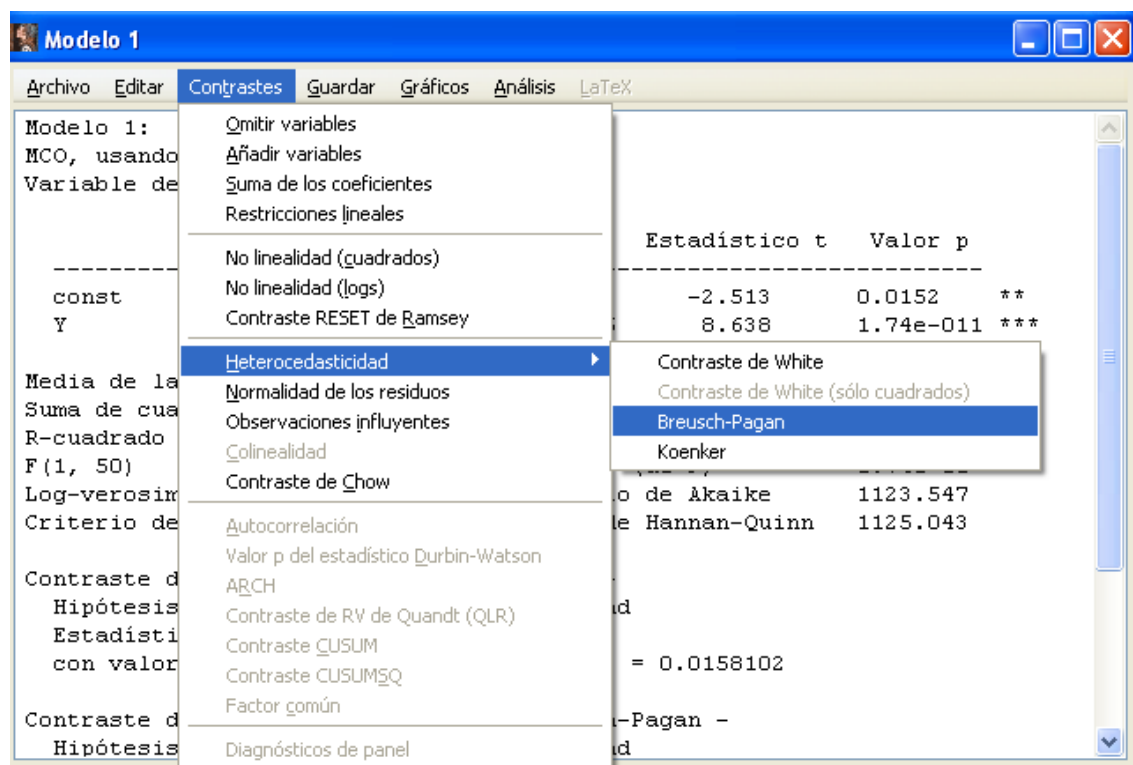
R-cuadrado = 0.159504

Estadístico de contraste: $TR^2 = 8.294203$,
con valor p = $P(\text{Chi-cuadrado}(2) > 8.294203) = 0.015810$

Para un nivel de significación del 5% se rechaza la hipótesis nula de homocedasticidad

3.- Contraste de Breusch-Pagan

CONTRASTES/HETEROCEDASTICIDAD/BREUSCH-PAGAN



Contraste de heterocedasticidad de Breusch-Pagan
MCO, usando las observaciones 1-52
Variable dependiente: uhat^2 escalado

| | Coefficiente | Desv. Típica | Estadístico t | Valor p | |
|-------|--------------|--------------|---------------|---------|----|
| const | -4.38305 | 2.25266 | -1.946 | 0.0573 | * |
| Y | 2.60498e-06 | 1.08254e-06 | 2.406 | 0.0198 | ** |

Suma de cuadrados explicada = 21.1557

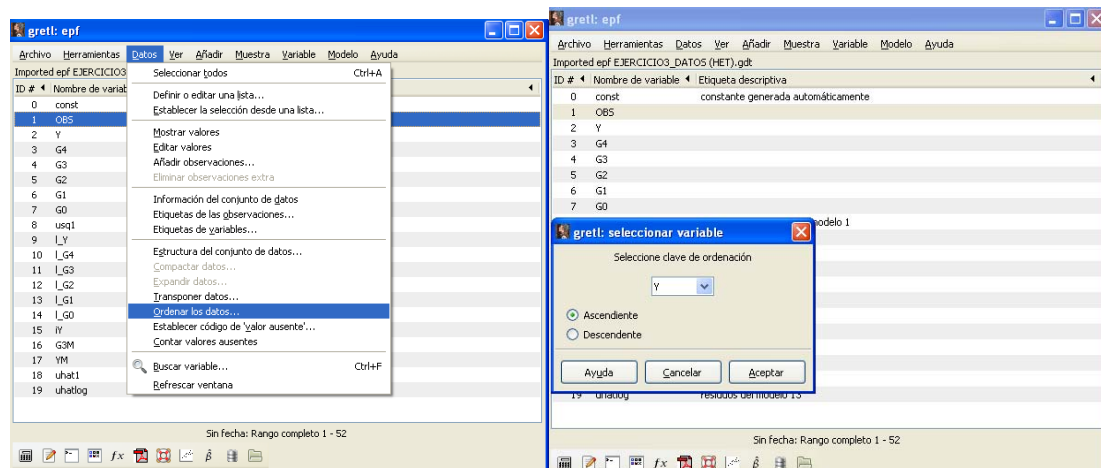
Estadístico de contraste: $LM = 10.577842$,
con valor p = $P(\text{Chi-cuadrado}(1) > 10.577842) = 0.001145$

Se rechaza la hipótesis nula de Homocedasticidad

4.- Contraste de GOLDFELD-QUANDT

Primero hay que ordenar las variables en función de las variables que creemos causan la heteroscedasticidad, en este caso Y.

DATOS/ORDENAR LOS DATOS hay que seleccionar la clave de ordenación, en nuestro caso la variable Y y el sentido de la ordenación ASCENDENTE



Estimar CAMBIANDO el tamaño de la MUESTRA: Cogemos $c = 16$ y la primera muestra de 1-18 y la segunda de 35-52.

Para la primera muestra estimamos el modelo:

Modelo gq1: MCO, usando las observaciones 1-18
Variable dependiente: G3

| | <i>Coefficiente</i> | <i>Desv. Típica</i> | <i>Estadístico t</i> | <i>Valor p</i> |
|------------------------|---------------------|-----------------------|----------------------|----------------|
| const | 28769,8 | 27046,2 | 1,0637 | 0,30324 |
| Y | 0,0234885 | 0,0150212 | 1,5637 | 0,13745 |
| Media de la vble. dep. | 70995,66 | D.T. de la vble. dep. | 6666,834 | |
| Suma de cuad. residuos | 6,55e+08 | D.T. de la regresión | 6400,345 | |
| R-cuadrado | 0,132562 | R-cuadrado corregido | 0,078347 | |
| F(1, 16) | 2,445118 | Valor p (de F) | 0,137452 | |
| Log-verosimilitud | -182,2348 | Criterio de Akaike | 368,4696 | |
| Criterio de Schwarz | 370,2503 | Crit. de Hannan-Quinn | 368,7151 | |

SR1= 655000000

Estimamos el modelo con la segunda muestra de 34-52

Modelo gq2: MCO, usando las observaciones 34-52 (n = 19)

Variable dependiente: G3

| | <i>Coefficiente</i> | <i>Desv. Típica</i> | <i>Estadístico t</i> | <i>Valor p</i> | |
|------------------------|---------------------|-----------------------|----------------------|----------------|-----|
| const | -217365 | 47612,8 | -4,5653 | 0,00027 | *** |
| Y | 0,135751 | 0,0204736 | 6,6305 | <0,00001 | *** |
| Media de la vble. dep. | 97856,20 | D.T. de la vble. dep. | 20994,83 | | |
| Suma de cuad. residuos | 2,21e+09 | D.T. de la regresión | 11408,07 | | |
| R-cuadrado | 0,721147 | R-cuadrado corregido | 0,704743 | | |
| F(1, 17) | 43,96391 | Valor p (de F) | 4,25e-06 | | |
| Log-verosimilitud | -203,4026 | Criterio de Akaike | 410,8053 | | |
| Criterio de Schwarz | 412,6941 | Crit. de Hannan-Quinn | 411,1249 | | |

SSR2 = 2210000000

$$GQ=SR2/SR1=3,37>((T-c)/2)-k, ((T-c)/2)-k=F_{16,16}(0,025)=2,76$$

Rechazamos la hipótesis nula de Homocedasticidad.

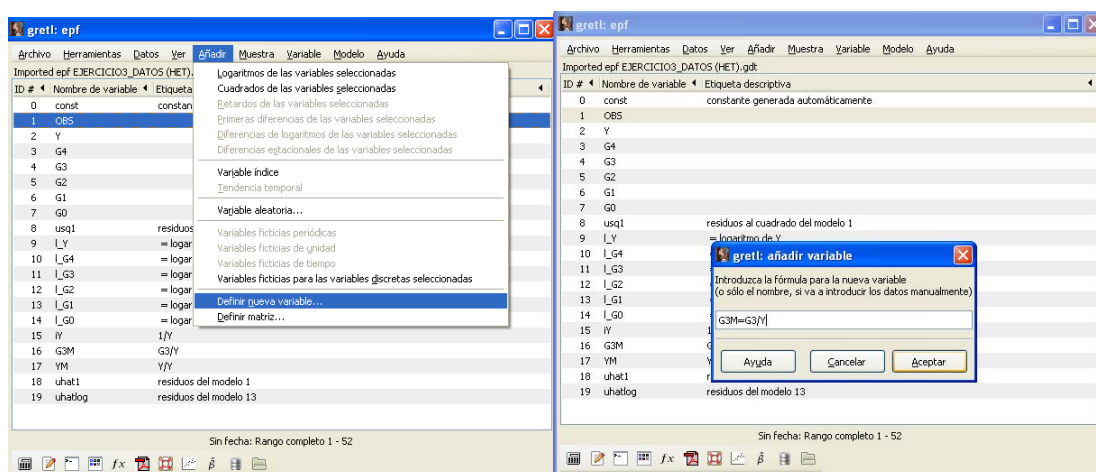
C.- Estimación MCG, transformamos el modelo dividiendo todas las observaciones por y_i

$$G3_i / y_i = \beta_1 1 / y_i + \beta_2 y_i / y_i + u_i / y_i$$

$$E(u_i / y_i) = 0$$

$$v(u_i / y_i) = E(u_i^2 / y_i^2) = \sigma^2 y_i^2 / y_i^2 = \sigma^2$$

Llamamos G3M=G3/Y YM =Y/Y iY = 1/Y



Y aplicamos MCO al modelo transformado, obtenemos las estimaciones MCG:

Modelo MCG:MCO, usando las observaciones 1-52
Variable dependiente: G3M

| | <i>Coefficiente</i> | <i>Desv. Típica</i> | <i>Estadístico t</i> | <i>Valor p</i> | |
|------------------------|---------------------|-----------------------|----------------------|----------------|-----|
| YM | 0,0512317 | 0,00618588 | 8,2820 | <0,00001 | *** |
| iY | -22467,5 | 12512 | -1,7957 | 0,07859 | * |
| Media de la vble. dep. | 0,040203 | D.T. de la vble. dep. | | 0,005443 | |
| Suma de cuad. residuos | 0,001420 | D.T. de la regresión | | 0,005328 | |
| R-cuadrado | 0,060583 | R-cuadrado corregido | | 0,041794 | |
| F(1, 50) | 3,224476 | Valor p (de F) | | 0,078589 | |
| Log-verosimilitud | 199,4409 | Criterio de Akaike | | -394,8818 | |
| Criterio de Schwarz | -390,9793 | Crit. de Hannan-Quinn | | -393,3857 | |

D.- Intentamos especificar otro modelo en logaritmos para corregir el posible problema de especificación del modelo.

Para ello transformamos las variables en logaritmos y aplicamos MCO.

Modelo 13: MCO, usando las observaciones 1-52
Variable dependiente: l_G3

| | <i>Coefficiente</i> | <i>Desv. Típica</i> | <i>Estadístico t</i> | <i>Valor p</i> | |
|------------------------|---------------------|-----------------------|----------------------|----------------|-----|
| const | -7,13411 | 2,19393 | -3,2517 | 0,00206 | *** |
| l_Y | 1,26913 | 0,150944 | 8,4079 | <0,00001 | *** |
| Media de la vble. dep. | 11,31175 | D.T. de la vble. dep. | | 0,199836 | |
| Suma de cuad. residuos | 0,843731 | D.T. de la regresión | | 0,129902 | |
| R-cuadrado | 0,585728 | R-cuadrado corregido | | 0,577442 | |
| F(1, 50) | 70,69353 | Valor p (de F) | | 3,92e-11 | |
| Log-verosimilitud | 33,36551 | Criterio de Akaike | | -62,73102 | |
| Criterio de Schwarz | -58,82853 | Crit. de Hannan-Quinn | | -61,23489 | |

Aplicamos el contraste de White para ver si este nuevo modelo presenta o no problemas de heterocedasticidad.

Contraste de heterocedasticidad de White
MCO, usando las observaciones 1-52
Variable dependiente: uhat^2

| | <i>Coefficiente</i> | <i>Desv. Típica</i> | <i>Estadístico t</i> | <i>Valor p</i> |
|--------|---------------------|---------------------|----------------------|----------------|
| const | 27,1828 | 43,1853 | 0,6294 | 0,5320 |
| l_Y | -3,78435 | 5,94590 | -0,6365 | 0,5274 |
| sq_l_Y | 0,131763 | 0,204653 | 0,6438 | 0,5227 |

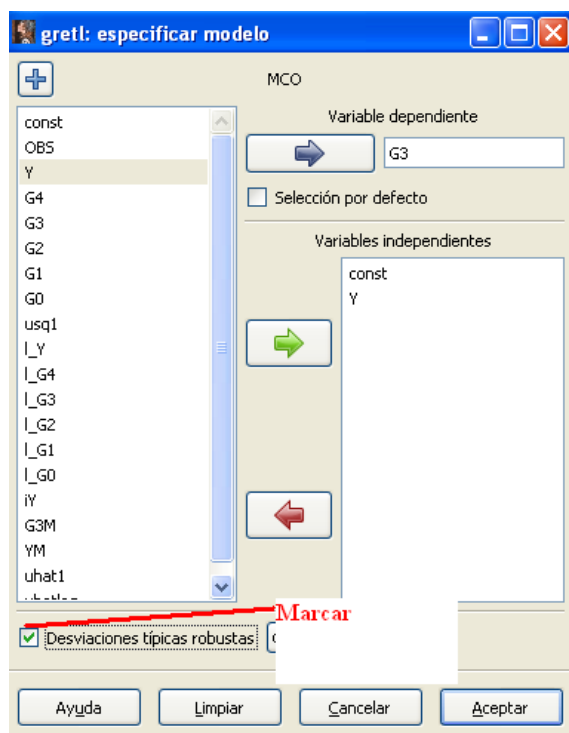
R-cuadrado = 0,057481

Estadístico de contraste: $TR^2 = 2,989024$,
con valor p = $P(\text{Chi-cuadrado}(2) > 2,989024) = 0,224358$

parece que la nueva especificación ha corregido el problemas de heterocedasticidad.

D.- Estimación robusta a heterocedasticidad de White

Se hace la estimación MCO pero se marca DESVIACIONES TIPICAS ROBUSTAS



Modelo 14: MCO, usando las observaciones 1-52

Variable dependiente: G3

Desviaciones típicas robustas ante heterocedasticidad, variante HC1

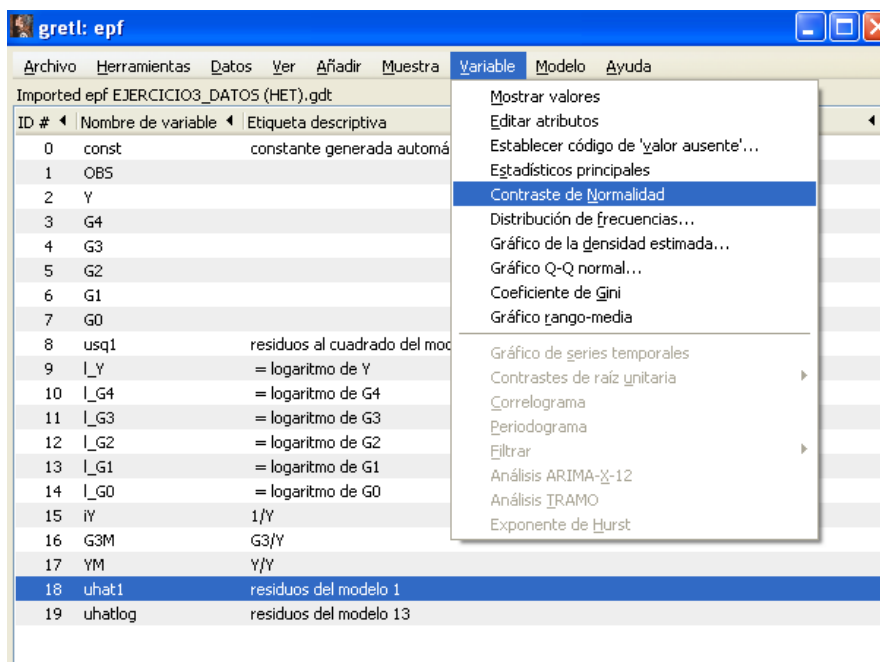
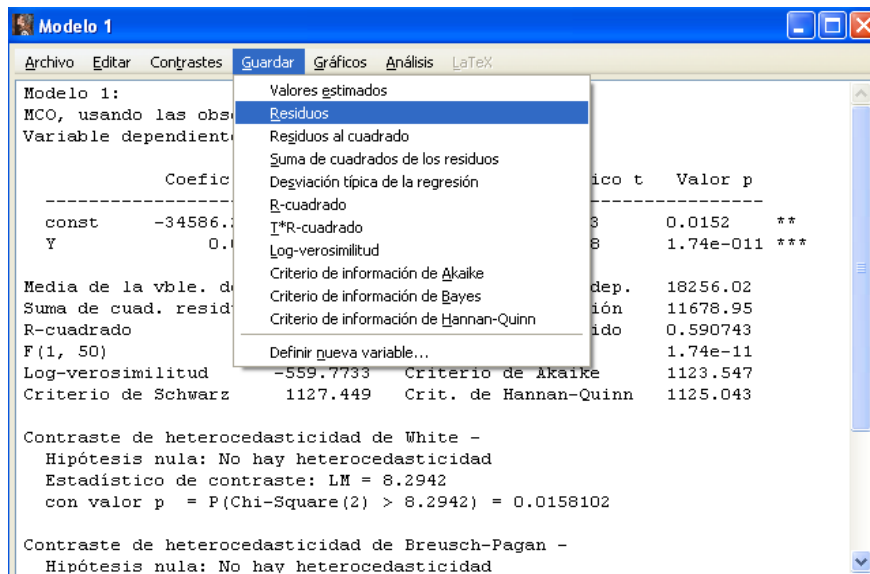
| | <i>Coefficiente</i> | <i>Desv. Típica</i> | <i>Estadístico t</i> | <i>Valor p</i> | |
|------------------------|---------------------|-----------------------|----------------------|----------------|-----|
| const | -34586,2 | 16451,1 | -2,1024 | 0,04058 | ** |
| Y | 0,0571362 | 0,00832929 | 6,8597 | <0,00001 | *** |
| Media de la vble. dep. | 83482,67 | D.T. de la vble. dep. | 18256,02 | | |
| Suma de cuad. residuos | 6,82e+09 | D.T. de la regresión | 11678,95 | | |
| R-cuadrado | 0,598768 | R-cuadrado corregido | 0,590743 | | |
| F(1, 50) | 47,05502 | Valor p (de F) | 9,95e-09 | | |
| Log-verosimilitud | -559,7733 | Criterio de Akaike | 1123,547 | | |
| Criterio de Schwarz | 1127,449 | Crit. de Hannan-Quinn | 1125,043 | | |

Las desviaciones típicas de los estimadores han cambiado y los contrastes t y F son válidos.

E.- Contraste de normalidad

Utilizamos el contraste de Jarque-Bera para el modelo lineal Modelo 1

Para ello guardamos los residuos del modelo como **uhat1** y calculamos los contrastes de normalidad: VARIABLE/CONTRASTES DE NORMALIDAD



Contraste de Jarque-Bera = 11,2, con valor p - valor=0,00369789

Rechazamos la hipótesis nula de normalidad

Si contrastamos la hipótesis nula de normalidad en el modelo logarítmico:

Contraste de Jarque-Bera = 0,184249, con valor p-valor = 0,911992. No presenta problemas de normalidad