PUBLICACIONES DE 4º CURSO

Curso: 4º

Grado: Economía

Asignatura: ECONOMETRÍA III

SOLUCIÓN EJERCICIOS EMPÍRICOS PARTE 2

Profesores: Antonio Aznar y Ma Isabel Ayuda

Departamento de ANÁLISIS ECONÓMICO

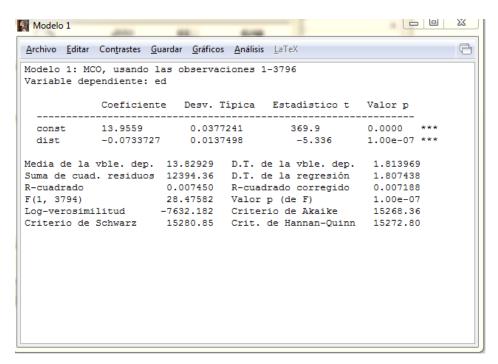
Curso Académico 2015/16



SOLUCIÓN EJERCICIOS EMPÍRICOS PARTE 2

Ejercicio empírico 2.1

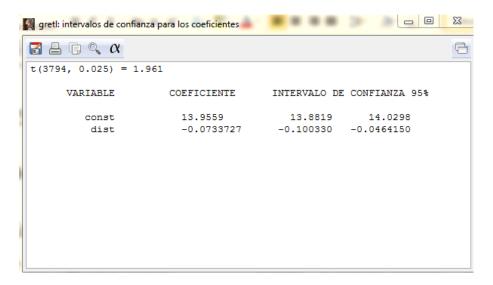
1. MODELO-MÍNIMOS CUADRADOS ORDINARIOS.



$$\widehat{ed} = 13.96 - 0.073 \times dist.$$

El modelo predice que por cada 10 millas que incremente la distancia de la universidad del estudiante con respecto al instituto en el que estudio, los años medios de estudios disminuyen en 0.073 años

- **2**. El R^2 = 0.007, por lo que la distancia explica una proporción muy pequeña de la varianza de los años de educación.
- 3. ESR = 1807 años.
- **4**. Como el p-valor de la variable dist es menor que 0.01 se rechaza la H_o para cualquiera de los dos niveles de significación por lo que la pendiente es significativa.
- **5.** El procedimiento a seguir es dentro del modelo estimado: **ANÁLISIS-INTERVALOS DE CONFIANZA PARA LOS COEFICIENTES**

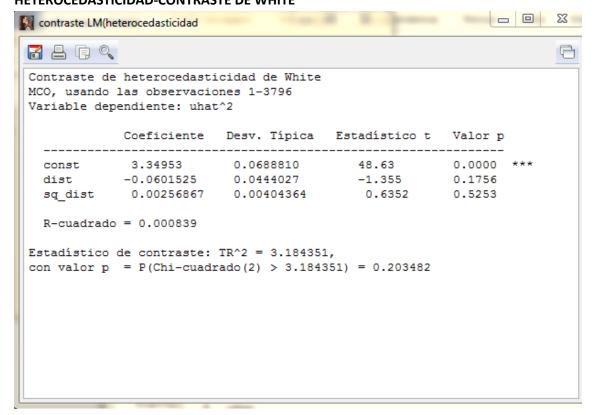


Se podrían calcular como se vio en teoría: $\{\hat{m{eta}}_1 \pm 1.96 ^* ext{ES}(\hat{m{eta}}_1)\}$

6. La predicción de los años de educación completados por Bob si su universidad está a 20 millas será: $13.96 - 0.073 \times 2 = 13.81$.

La predicción de los años de educación completados por Bob si su universidad está a 10 millas será: $13.96-0.073 \times 1 = 13.89$.

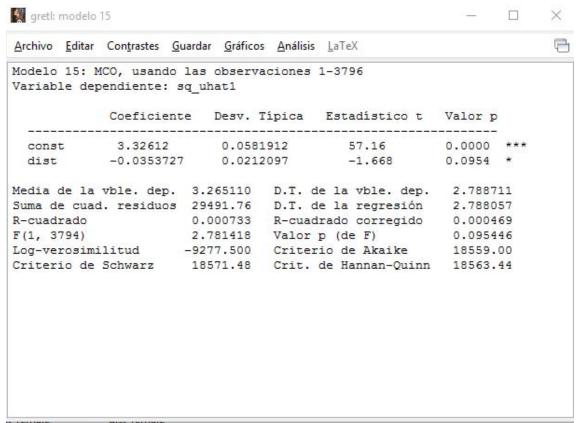
7. El contraste de White se realiza dentro del modelo estimado: CONTRASTES-HETEROCEDASTICIDAD-CONTRASTE DE WHITE



Según el contraste de White se mantiene la hipótesis nula de homocedasticidad.

El **contraste de Breusch-Pagan** que hace Gretl es asintóticamente igual que el propuesto en clase y el procedimiento a seguir es: **CONTRASTES-HETEROCEDASTICIDAD-BREUSCH-PAGAN**

Se guardan los residuos del modelo y se hace la regresión de los residuos al cuadrado como endógena y como exógenas las variables que creamos que puedan causar la posible heterocedasticidad, en este caso, dist:

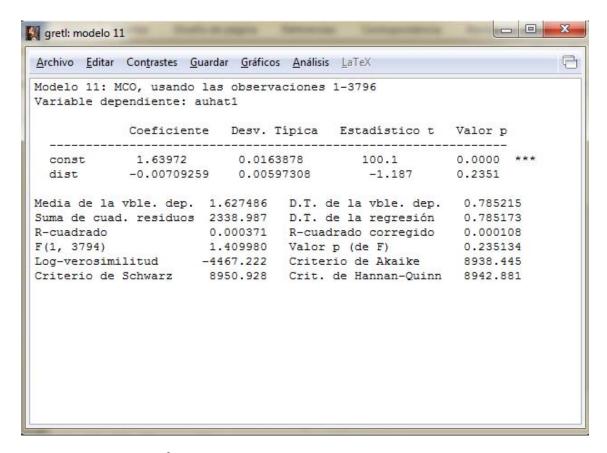


El estadístico BP = TR^2 = 3796*0.000733 = 2.78 < χ 2(1) = 3.84 por lo que no rechazamos la hipótesis de homocedasticidad.

El **contraste de Glejser** no lo tiene implementado Gretl por lo que se hará manualmente. Para ello se guardan los residuos de la regresión y se calcula el valor absoluto que guardaremos como auhat1:

auhat1= abs(uhat1)

Posteriomente haremos la regresión auxiliar de Glejser:



Y calculamos el LM = T R^2 = 3796*0.00037 = 1.4045 < $\chi 2(1)$ = 3.84 por lo que no rechazamos la hipótesis de homocedasticidad.

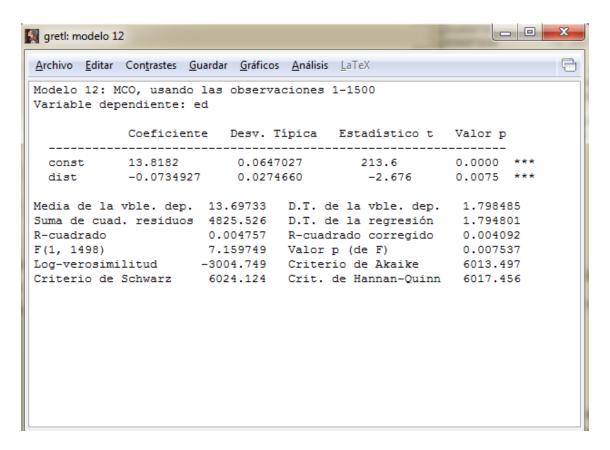
Contraste de Goldfeld-Quandt

Como necesitamos reordenar los datos, vamos a añadir una variable índice para poder volver, cuando acabemos el contraste, a los datos originales: **AÑADIR-VARIABLE INDICE**

En primer lugar, ordenamos las variables en función de la variables que creemos que puede causar la posible heterocedasticidad: **DATOS-ORDENAR LOS DATOS** (ascendente)y le indicamos la variable *dist*. Posteriomente elegimos c = 796 que serán las observaciones centrales que vamos a eliminar y trabajaremos con una muestra 1 con las primeras 1500 observaciones y otra muestra 2 con las últimas 1500 observaciones.

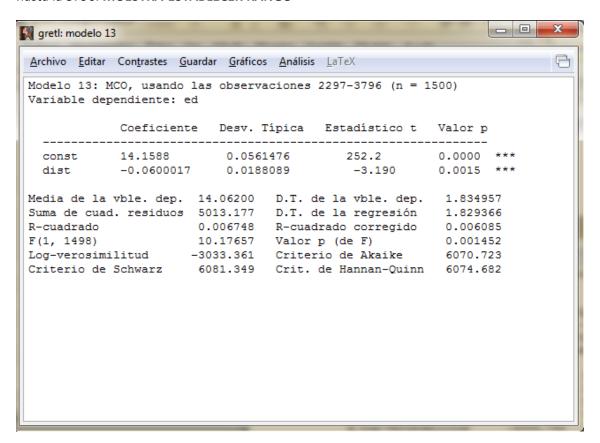
Volvemos a estimar el modelo con la primera muestra 1:

Recordar poner la muestra adecuada: MUESTRA-ESTABLECER RANGO



La SR1 = 4825.5

Volvemos a estimar el modelo con la segunda muestra que ira desde la observación 2297 hasta la 3796. **MUESTRA-ESTABLECER RANGO**



SR2 = 5013.17

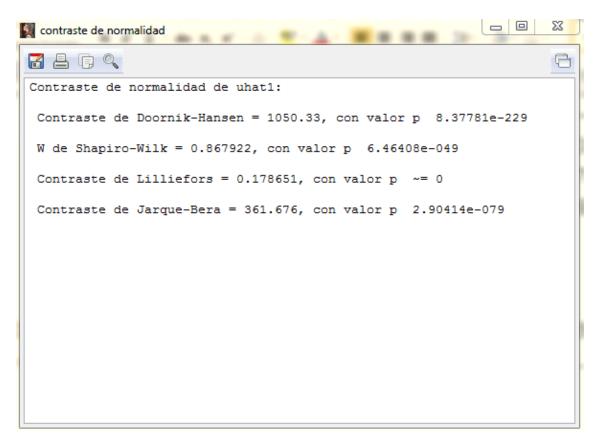
Por lo que el contraste GQ = SR2/SR1 =5013.17/4825.5= 1.04

 $1.04 < F_{0.05}(1498,1498) = 1.09$ Por lo que mantenemos la hipótesis de homocedasticidad a un nivel de significación del 5%

RECORDAR VOLVER A LA MUESTRA COMPLETA : **MUESTRA-RECUPERAR EL RANGO COMPLETO**RECORDAR ORDENAR LA MUESTRA SEGÚN INDEX

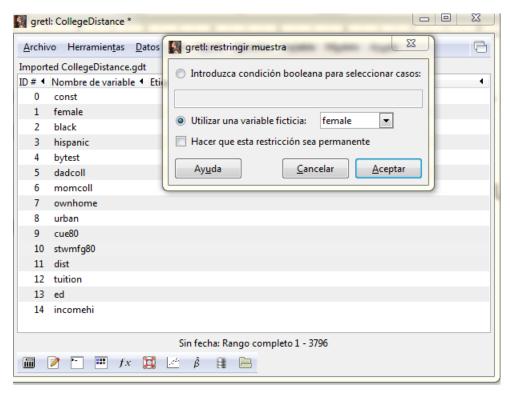
Contraste de Jarque-Bera

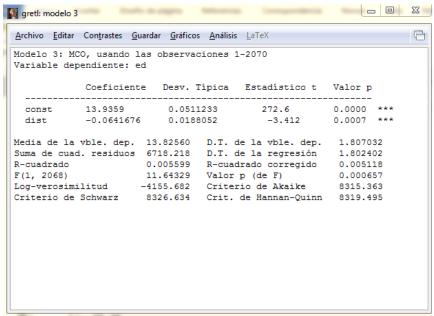
Para ello guardar los residuos de la regresión original **GUARDAR – RESIDUOS** por ejemplo con el nombre *uhat1* e ir a **VARIABLE-CONTRASTE DE NORMALIDAD**



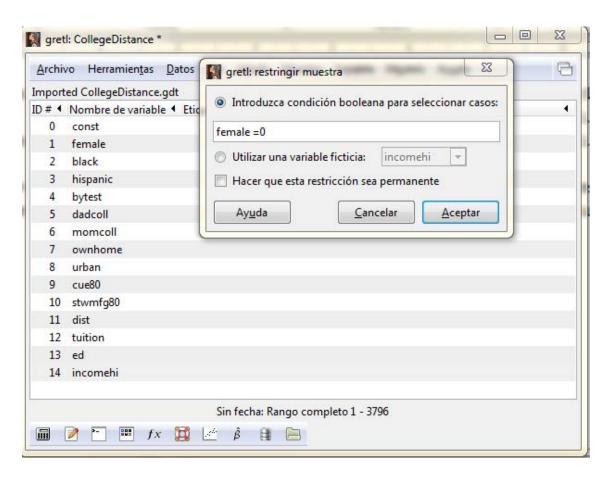
Según el contraste de Jarque-Bera se rechaza la hipótesis de Normalidad. El problema puede estar en la omisión de variables relevantes.

8. Para estimar la regresión sólo para las mujeres hay que ir a **MUESTRA-RESTRINGIR**, **APARTIR DE CRITERIO** y utilizar la variable ficticia *female*

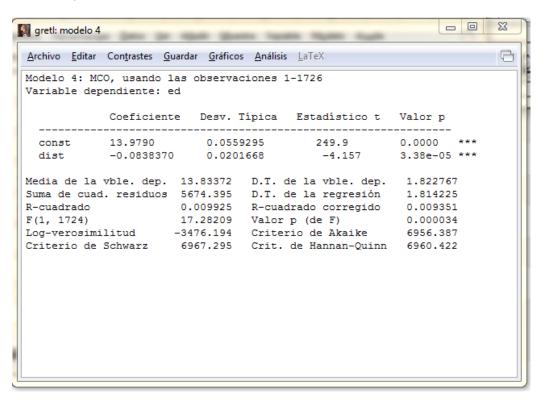




9.- Para hacerlo para los hombres hay que ir a MUESTRA- RECUPERAR RANGO COMPLETO Y PONER LA RESTRICCIÓN DE *female* = 0



El modelo para hombres sería:



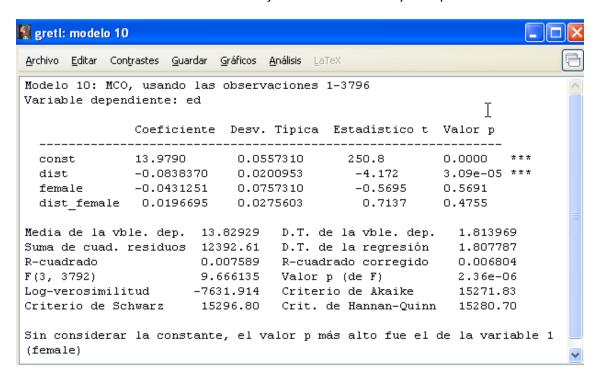
10.- El efecto de la distancia sobre los años contemplados de educación en las mujeres es -0,064 y en los hombres es -0,084. Por lo que sí que es distinto.

También se podría meter la ficticia multiplicativa: dist_female = dist*female

Para ello hay que añadir una nueva variable: AÑADIR-DEFINIR NUEVA VARIBLE

Dist_female=dist*female

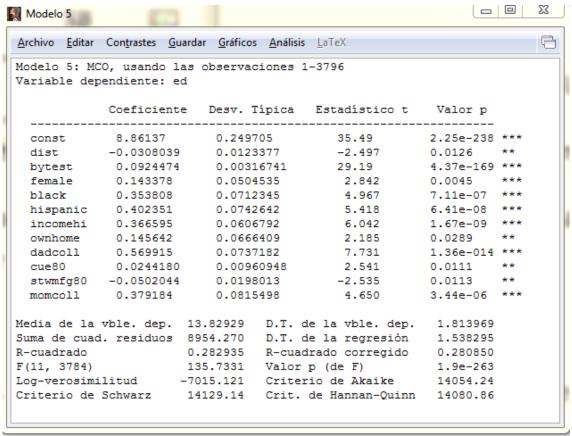
Y estimar el modelo añadiendo la ficticia female aditivamente y multiplicativamente



Se comprueba que aunque la diferencia del efecto de la distancia en los años de educación, entre hombres y mujeres, es 0.02, no es significativa.

Resultado ejercicio empírico 2.2

1. Estimamos el modelo con todas las variables indicadas.



Ahora el efecto de la Dis es -0,031 y en el modelo sólo con la variable dist era -0.073

- 2. Si que presenta sesgo de estimación porque se habían omitido variables relevantes.
- **3.** El R² ha pasado de 0,007 en el modelo con una variable a ser 0,28 en el modelo con las variables de control.
- **4.** Los estudiantes cuyos padres fueron al mismo instituto acaban 0,570 años más de educación, en media, que los estudiantes cuyos padres no fueron al mismo instituto.

Las dos variables recogen costes de oportunidad de estudiar. Cuando la variable *cue80* (tasa de paro) aumenta, es más difícil encontrar trabajo, lo cual indica menos costes de oportunidad de acudir a clase, por lo que los años de asistencia a clase aumentan. Por ello el signo del coeficiente es positivo. Cuando la variable *stwmfg80* (salario por hora) incrementa, los costes de oportunidad son mayores y por lo tanto los años de estudio disminuyen. Por lo que el signo negativo del coeficiente de esta variable es consistente. Las dos variables son significativa para un nivel de significación del 5%.

5. Lo años de educación predichos para Bob son: $8.827 - 0.0315 \times 2 + 0.093 \times 58 + 0.145 \times 0 + 0.367 \times 1 + 0.398 \times 0 + 0.395 \times 1 + 0.152 \times 1 + 0.696 \times 0 + 0.023 \times 7.5 - 0.051 \times 9.75 = 14.79$

- **6.** Los años de educación predichos para Jim son: $2 \times 0.0315 = 0.0630$ menos que los de Bob. Es decir, 14.75 0.063 = 14.69.
- **7.** Hay que contrastar la restricción lineal b2 = -0.075 y para un nivel de significación del 5% como p valor = 0.00034 se rechaza la hipótesis nula de que los años universitarios completados por una persona se incrementarían en aproximadamente 0.15 años si la distancia a la universidad más cercana se redujera en 20 millas.

Para ello se contrasta la siguiente restricción:

```
Restricción:
 b[dist] = -0.075
Estadístico de contraste: F(1, 3784) = 12.8321, con valor p = 0.00034502
Estimaciones restringidas:
                  Coeficiente Desv. Típica Estadístico t Valor p

        const
        8.98802
        0.247576
        36.30
        6.90e-248
        ***

        dist
        -0.0750000
        0.00000
        NA
        NA

        bytest
        0.0916481
        0.00316447
        28.96
        9.26e-167
        ***

        female
        0.140020
        0.0505236
        2.771
        0.0056
        ***

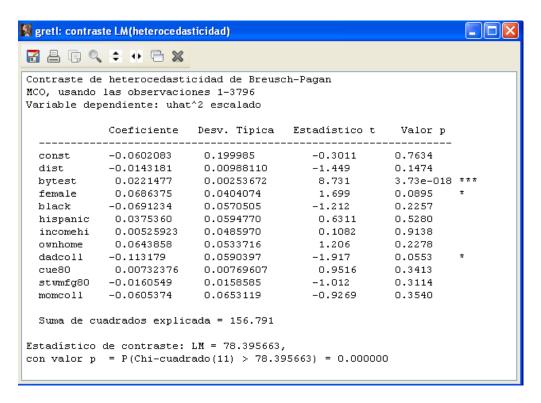
        black
        0.320440
        0.0707331
        4.530
        6.07e-06
        ***

                                                                                    9.26e-167 ***
0.0056 ***
   hispanic 0.388682 0.0742820
                                                                                      1.76e-07 ***
                                                                  5.233
   incomehi 0.356924 0.0607138
                                                                  5.879
                                                                                       4.49e-09 ***
   ownhome 0.158506 0.0666480 dadcoll 0.553666 0.0736934
                                                                  2.378
7.513
                                                                                       0.0174
                                                                                      7.16e-014 ***
                                                                  3.565
                                                                                      0.0004
                   0.0331805 0.00930744
                                                                                                         * * *
  stwmfg80 -0.0575694 0.0197250
                                                                   -2.919
4 597
                                                                                      0.0035
                                                                                                         * * *
   momcoll
                    0.375442
                                         0.0816705
                                                                     4.597
                                                                                        4.43e-06 ***
   Desviación típica de la regresión = 1.5407
```

8. Contraste de White

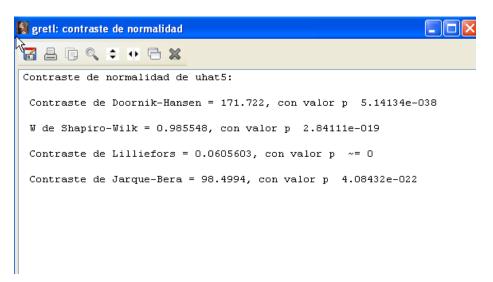
```
Contraste de heterocedasticidad de White -
Hipótesis nula: No hay heterocedasticidad
Estadístico de contraste: LM = 285.162
con valor p = P(Chi-cuadrado(69) > 285.162) = 4.47892e-028
```

Contraste de Breusch-Pagan



Con ambos contrastes se rechaza la hipótesis de homocedasticidad.

Contraste de Jarque -Bera.



Por lo que también se rechaza la hipótesis de normalidad.

Estos problemas podrían ser debidos a una forma funcional no correcta u omisión de variables relevantes.

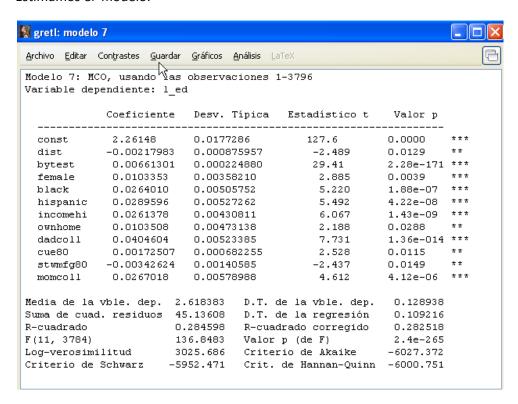
9. Habría que mejorar el modelo pero si no lo conseguimos para que los contrastes sean válidos habría que utilizar la estimación robusta a heterocedasticidad, siempre que no hubiera problemas de no normalidad.

Resultado ejercicio empírico 2.3

1.- En primer lugar hay que añadir el ln(ed) y después estimar por MCO. Para ello marcamos la variable *ed* y:

AÑADIR-LOGARITMOS DE LA VARIABLE SELECCIONADA

Estimamos el modelo:

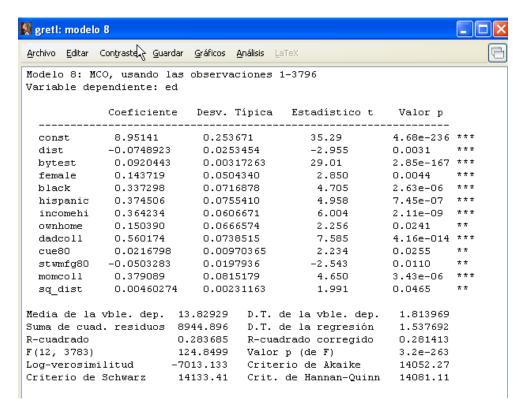


Si *dist* aumenta de 2 a 3, ln(*ed*) disminuirá en 0.0022. Esto significa que los años de educación se estima que disminuyan en un 0.22%, si la distancia aumentad en 10 millas.

2. En primer lugar añadimos el cuadrado de la variable *dist* y posteriormente estimamos el nuevo modelo no lineal en variables. Para ello marcamos la variable *dist* y

AÑADIR-CUADRADO DE LA VARIABLE SELECCIONADA

Posteriormente estimamos el modelo:



Cuando Dist pasa de 2 a 3, el cambio estimado en ED es:

$$(-0.075 \times 3 + 0.0046 \times 3^{2}) - (-0.075 \times 2 + 0.0046 \times 2^{2}) = -0.052.$$

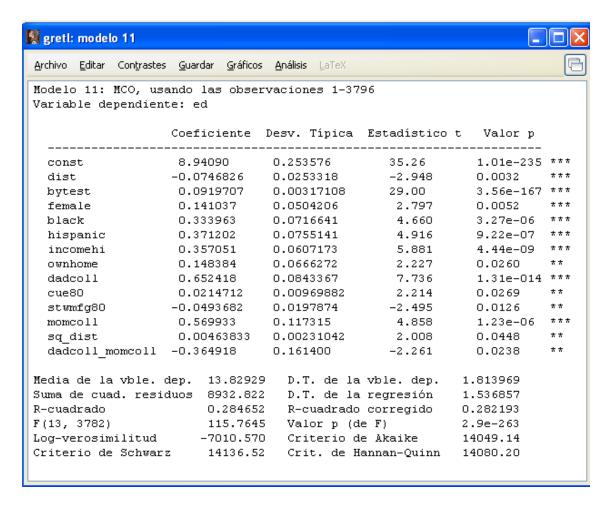
Esto significa que el número de años de educación completados se estima que disminuya en 0.052 años.

Cuando dist pasa de 6 a 7, el cambio estimado en ED es:

$$(-0.075 \times 7 + 0.0046 \times 7^2) - (-0.075 \times 6 + 0.0046 \times 6^2) = -0.015.$$

Esto significa que el número de años de educación completados se estima que disminuya en 0.015 años.

3. Añadimos la nueva variable y estimamos el modelo:



La nueva variable es significativa y el coeficiente estimado es -0.365 este es el efecto extra, además de los efectos de momcoll y dadcoll, cuando ambos padre y madre iban al mismo instituto.

4. Creamos las dos nuevas variables de interacción:

dist*incomehi = dist*incomehi

dist2_incomehi =sq_dist*incomehi

y estimamos el modelo añadiendo estas dos variables:

gretl: modelo 12 Archivo Editar Contrastes Guardar Gráficos Análisis LaTeX Modelo 12: MCO, usando las observaciones 1-3796 Variable dependiente: ed Coeficiente Desv. Típica Estadístico t Valor p 8.97365 0.254012 35.33 1.70e-236 *** 0.0284067 * * * dist -0.100759 -3.547 0.0004 0.00317084 1.29e-167 *** bytest 0.0921020 29.05 female 0.141856 0.0504089 2.814 0.0049 0.0716630 0.336611 4.697 2.73e-06 * * * black 0.368168 0.0755136 4.876 *** 1.13e-06 hispanic incomehi 0.221647 0.0907049 2.444 0.0146 * * 2.271 0.151287 0.0666233 0.0232 * * ownhome dadcoll 0.660637 0.0844398 7.824 6.60e-015 *** * * cue80 0.0214007 0.00969731 2.207 0.0274 stwmfg80 -0.0503251 0.0197875 -2.543 0.0110 * * momcoll 0.568227 0.117309 4.844 1.32e-06 * * * * * 0.00630745 sq_dist 0.00249234 2.531 0.0114 dadcoll_momcoll -0.354772 0.161528 -2.196 0.0281 * * dist_incomehi 0.115769 0.0640408 1.808 0.0707 -0.00804633 0.00713511 0.2595 dist2_incomehi -1.128Media de la vble. dep. 13.82929 D.T. de la vble. dep. 1.813969 D.T. de la regresión 1.536418 Suma de cuad. residuos 8922.990 R-cuadrado 0.285440 R-cuadrado corregido 0.282604 F(15, 3780) 100.6643 Valor p (de F) 4.3e-262 -7008.479 14048.96 Log-verosimilitud Criterio de Akaike Criterio de Schwarz 14148.83 Crit. de Hannan-Quinn 14084.45

Estudiantes sin renta alta (Incomehi = 0)

$$\widehat{ed} = -0.100 dist + 0.0063 \ sq_dist + \text{ other factors}$$

Sin considerar la constante, el valor p más alto fue el de la variable 24 (dist2 incomehi)

Estudiantes con renta alta (Incomehi = 1)

Para contrastar si la diferencia entre rentas altas y no altas, del efecto de la distancia sobre los años de educación es significativo, hacemos un contraste:

CONTRASTES-RESTRICCIONES LINEALES

h15 -(

b16=0

```
Conjunto de restricciones
1: b[dist incomehi] = 0
2: b[dist2 incomehi] = 0
Estadístico de contraste: F(2, 3780) = 2.08242, con valor p = 0.124771
Estimaciones restringidas:
                Coeficiente Desv. Típica Estadístico t Valor p
         8.94090 0.253576 35.26 1.01e-235 ***
-0.0746826 0.0253318 -2.948 0.0032 ***
 const
              0.0253318
                                                               * * *
 dist
                                                      0.0032
                                                      3.56e-167 ***
 bytest
 female
                                                      0.0052 ***
                                                     3.27e-06 ***
 black
                                                     9.22e-07 ***
 hispanic
                                                     4.44e-09 ***
 incomehi
                                                               * *
 ownhome
                                                     0.0260
 dadcoll
                                                     1.31e-014 ***
 cue80
                                                      0.0269
                                                               * *
 stwmfg80
                                                     0.0126
               0.569933
                                           4.858
 momcol1
                            0.117315
                                                      1.23e-06 ***
 sq dist
                 0.00463833 0.00231042
                                           2.008
                                                      0.0448
                                                               * *
 dadcoll_momcoll -0.364918
                            0.161400
                                          -2.261
                                                      0.0238
                                                               * *
                                          NA
 dist incomehi
                 0.00000
                            0.00000
                                                    NA
 dist_incomehi 0.00000 dist2_incomehi 0.00000
                            0.00000
                                          NA
                                                     NA
 Desviación típica de la regresión = 1.53686
```

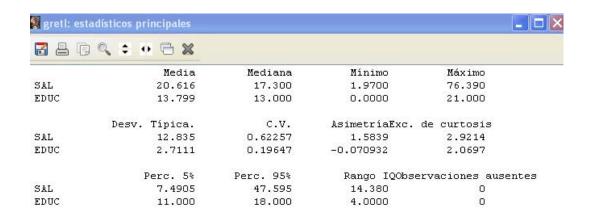
El contraste de que las dos variables de interacción son cero tiene un p-valor de 0.124 por lo que no son significativos al 5%.

- **5**. (1) Variables omitidas aunque se intenta medir el efecto de la riqueza de las familias con la variable *incomeh*i, esto puede ser escaso y podemos tener omisión de variables relevantes
 - (2) Error en la forma funcional: Hemos probado distintas formas funcionales
 - (3) Errores en variables: La renta de las familias solo está medida con la ficticia y podría no estar correctamente definida incluso la forma de medir los años de educación.
 - (4) Causalidad simultánea: el argumento podría ser que los padres que quieran enviar a lo hijos al instituto pueden ir a vivir más cerca del mismo. El efecto debe de ser pequeño
 - (5) Inconsistencia de los errores estándar MCO: Puede que haya problemas de heterocedasticidad que no se ha contrastado, habría que hacerlo y/o estimar con estimación robusta a heterocedasticidad.

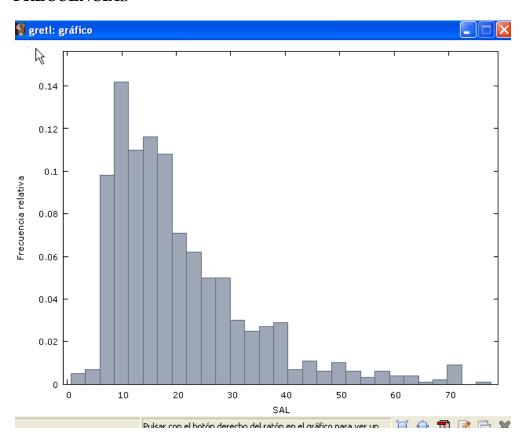
Solución ejercicio empírico 2.4

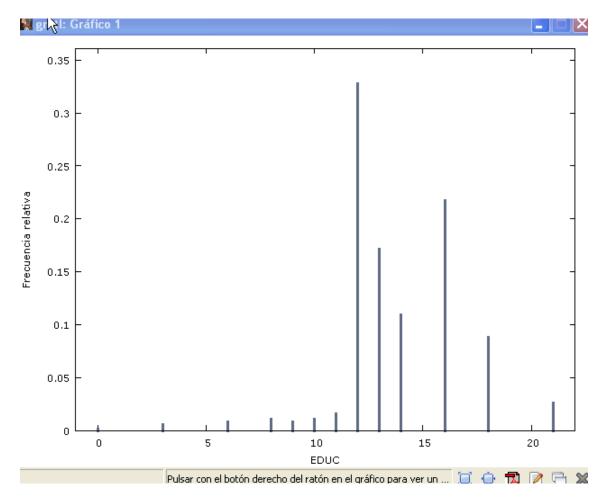
1)

Marcar Las variables e indicar con la parte derecha del ratón **ESTADISTICOS PRINCIPALES**

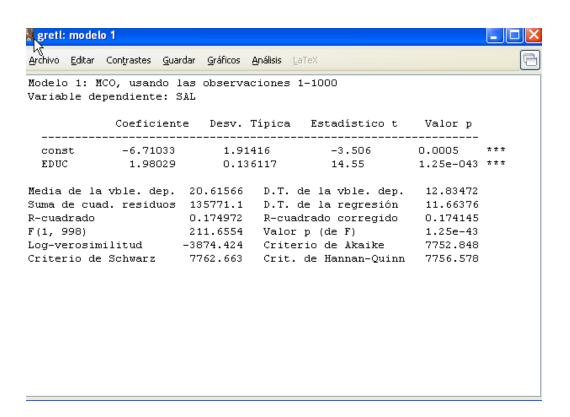


Para el histograma, marcar la variable e ir a **VARIABLE-DISTRIBUCIÓN DE FRECUENCIAS**



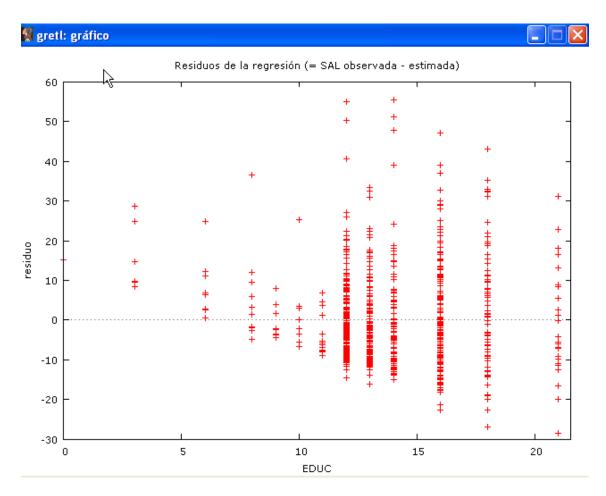


2) Para estimar MODELO-MINIMOS CUADRADOS ORDINARIOS.



En principio, suponiendo el cumplimiento de las hipótesis básicas la variable EDUC es significativa en la explicación del salario y la influencia es positiva. Por cada año más de educación el salario se incrementa en 1.98 unidades.

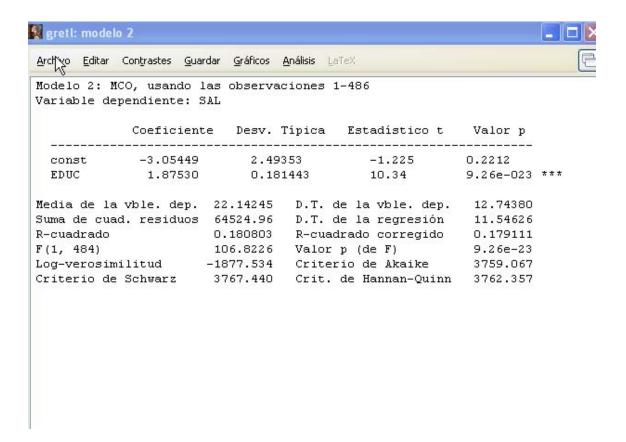
3) Para guardar los residuos en el modelo que hemos estimado le indicamos GUARDAR- RESIDUOS y para hacer el gráfico GRAFICOS-RESIDUOS-CONTRA EDUC



Parece que se incumple la hipótesis de homocedasticidad ya que a mayor número de años de educación mayor dispersión en los residuos.

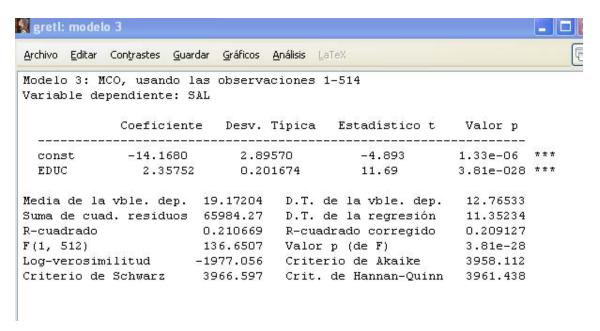
4) Para seleccionar solo hombres hay que indicar **MUESTRA-RESTRINGIR A PARTIR DE CRITERIO** e indicar que para FEMALE = 0

HOMBRES

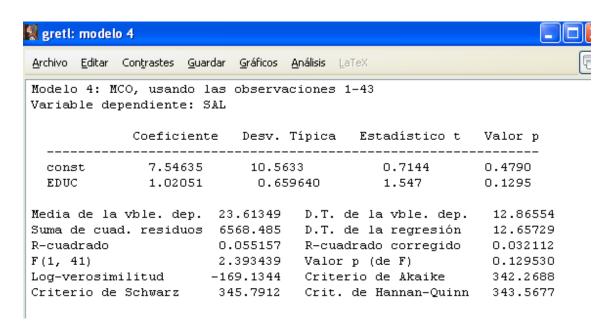


MUJERES

Hay que cambiar la muestra MUESTRA-RECUPERAR EL RANGO COMPLETO e indicar la nueva muestra MUESTRA-RESTRINGIR A PARTIR DE CRITERIO-UTILIZAR LA VARIABLE FICTICIA FEMALE.

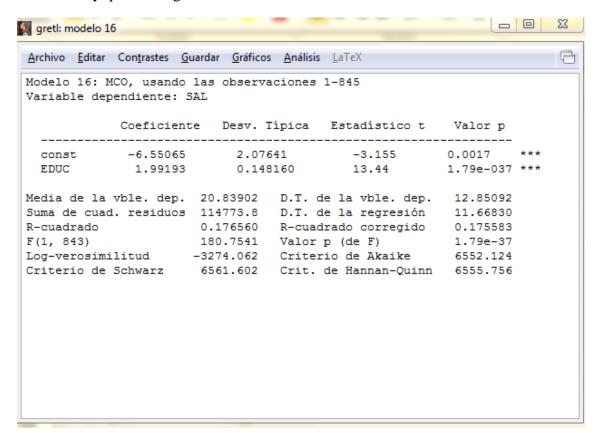


ASIATICOS



BLANCOS

Para ello hay que restringir la muestra a BLACK=0 && ASIAN=0



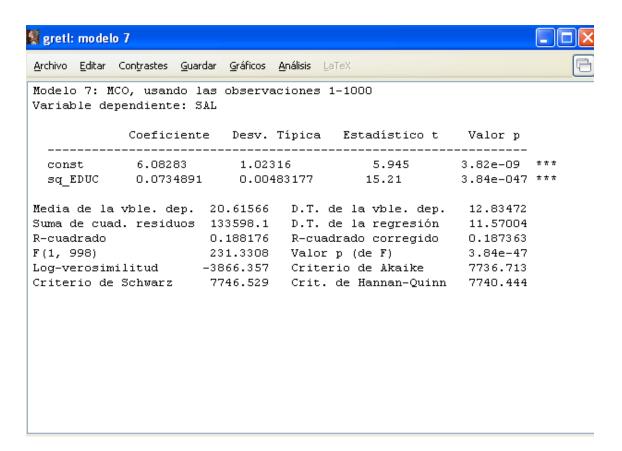
En todos los grupos la variable EDUC es significativa excepto en el grupo de asiáticos.

En las mujeres es donde cada año de educación tiene más efecto en el salario.

RECORDAR: MUESTRA-RECUPERAR RANGO COMPLETO

5) Primero seleccionar la variable EDUC y **AÑADIR-CUADRADO DE LA VARIABLE SELECCIONADA**

Hacer la regresión.



Esto implica que el efecto de la educación en el salario depende del número de años de educación.

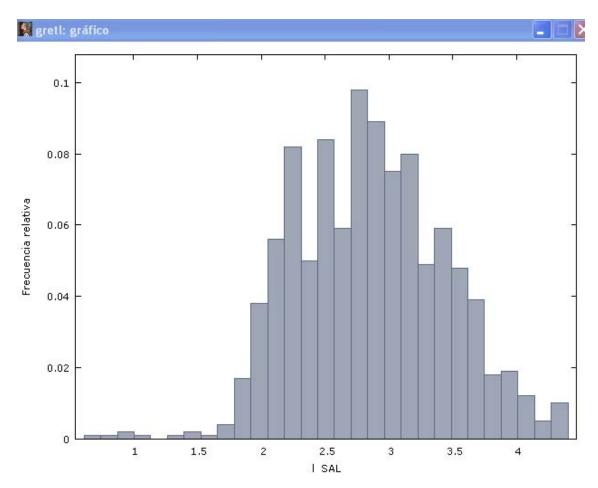
$$\frac{\partial SAL}{\partial EDUC} = 2 * \hat{\beta}_2 * EDUC$$

Para una persona que tiene 12 años de educación =2* 0.0735*12 = 1.76, por cada año más de educación el salario se incrementa en 1.76 unidades.

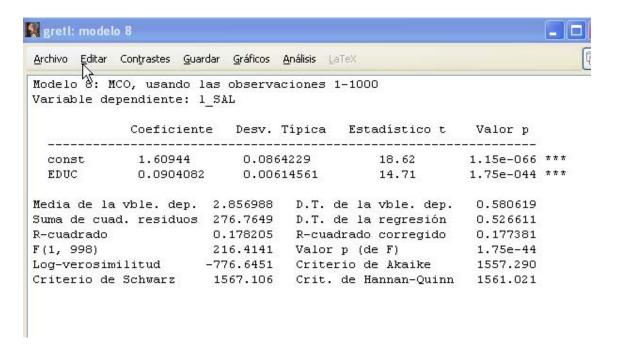
Para una persona con 16 años de educación = 2*0.735*16 = 2.352, por cada año de educación en una persona con 16 años de educación, su salario se incrementa en 2.352 unidades.

En la regresión del apartado 2) el efecto era 1.98 para cualquier número de años de educación.

6) Marcar la variable SAL y **AÑADIR-LOGARITMO DE LA VARIABLE SELECCIONADA**



Esta se aproxima más a una normal porque es más simétrica.



En este modelo log-lin el efecto marginal de un año adicional de educación sobre el salario es: $\frac{\partial SAL}{\partial EDUC} = \beta_2 e^{\beta_1 + \beta_2 EDUC}$ por que $SAL = e^{\beta_1 + \beta_2 EDUC + u}$

Por lo que para una persona de 12 años de educación será: $0.09*e^{1.6+0.09*12} = 1.31$

Y para una persona de 16 años de educación es: $0.09*e^{1.6+0.09*16} = 1.88$

Con la regresión del 2) era 1.98 independientemente del nivel de EDUC y en el apartado 5) era para 12 años de EDUC: 1.76 y para 16 años de EDUC: 2.352.

8) El contraste de significatividad es:

$$H_0: \beta_2 = 0$$
 $|t| = \left| \frac{1.98}{0.136} \right| = 14.55 > 1.96;$ $p - valor = 0.000$
 $H_1: \beta_2 \neq 0$

Se rechaza la hipótesis nula para cualquier nivel de significación y por lo tanto se acepta la significatividad individual.

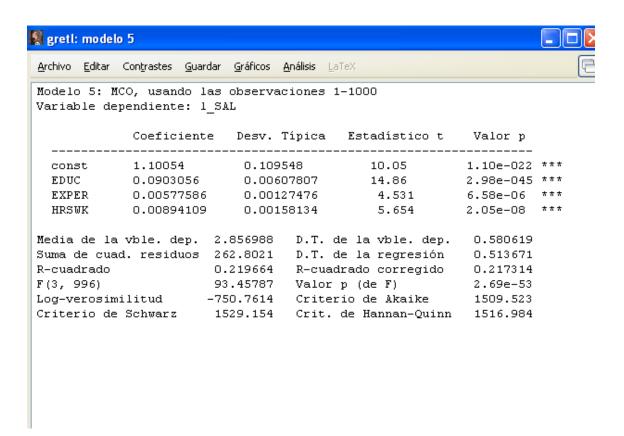
La estimación por intervalo es:

$$\hat{\beta}_2 \pm t_{\varepsilon/2} SE(\hat{\beta}_2) = 1.98 \pm 1.96 * 0.136 = (1.71; 2.25)$$

$$H_0: \beta_2 \ge 0$$
 $t = \frac{1.98}{0.136} = 14.55 > -2.33;$
 $H_1: \beta_2 < 0$

El punto crítico es el de la Normal (asintóticamente) pero la región crítica sólo tiene una cola, por ser una hipótesis nula compuesta unilateral, $N_{0.01}$ = -2.33. Como 14.55 > -2.33 no se rechaza la hipótesis nula para un nivel de significación del 5%.

10)



 $eta_{\scriptscriptstyle 2}$ por cada año adicional de educación, el salario horario se incrementa en 9 por ciento

 eta_3 por cada año adicional de experiencia, el salario horario se incrementa en 0.57 por ciento

 eta_4 por cada hora adicional trabajada a la semana, el salario horario se incrementa en 0.89 por ciento.

Los tres son significativos individualmente como indican los asteriscos.

$$H_0: \beta_2 \ge 0.10$$
 $t = \frac{0.09 - 0.10}{0.006} = -1.66 < -1.64$
 $H_1: \beta_2 < 0.10$

Por ser la hipótesis alternativa compuesta unilateral, la región crítica está concentrada en una zona (0.05). Rechazo la hipótesis nula de que el efecto de un año adicional de educación es al menos de un crecimiento del salario del 10%.

12)

$$(\hat{\beta}_4 \pm N_{0.005} * SE(\hat{\beta}_4)) = (0.0089 \pm 2.58 * 0.0016) = (0.0047; 0.013)$$

13) En primer lugar hay que añadir las nuevas variables:

AÑADIR-DEFINIR NUEVA VARIABLE EDUC-EXPER=EDUC*EXPER

Y añadir el cuadrado de la variable EXPER.

Estimar el modelo:

14)
$$\frac{\partial SAL}{\partial EDUC} = \beta_2 + \beta_4 * EXPER + 2 * \beta_5 * EDUC$$

$$\frac{\partial SAL}{\partial EXPER} = \beta_3 + \beta_4 * EDUC + 2 * \beta_6 * EXPER$$

15) Hill:
$$\frac{\partial SAL}{\partial EDUC} = -0.99 + 0.00758 * 2 + 2 * 0.1023 * 16 = 2.2987$$

Wendy:
$$\frac{\partial SAL}{\partial EDUC} = -0.99 + 0.00758 * 2 + 2 * 0.1023 * 12 = 1.4804$$

El efecto depende de los años de educación y de los de experiencia.

16)

$$H_0: \beta_5 \le 0$$
 $t = \frac{0.10}{0.025} = 4.136 > 1.64$

$$H_1: \beta_5 > 0$$

Como t = 4.136 > 1.64 se rechaza la hipótesis nula de que el efecto marginal es menor o igual en Hill que en Wendy.

17) El efecto marginal es:

$$\beta_2 + \beta_4 * EXPER + 2 * \beta_5 * EDUC$$

La estimación es: -0.99 + 0.00758 * 2 + 2 * 0.1023 * 16 = 2.2987

Para calcular el intervalo de confianza al 95% contrastamos la restricción **b2+2*b4+32*b5=0** y como sólo hay una restricción $F_{(1,T-k)}=(t_{T-k})^2$, a partir de ahí como conocemos la estimación y la t, despejamos la desviación típica para poder calcular el intervalo de confianza.



Nestricción:

b[EDUC] + 2*b[EDUC EXPER] + 32*b[sq EDUC] = 0

Estadístico de contraste: F(1, 994) = 54.8984, con valor p = 2.70824e-013

Estimaciones restringidas:

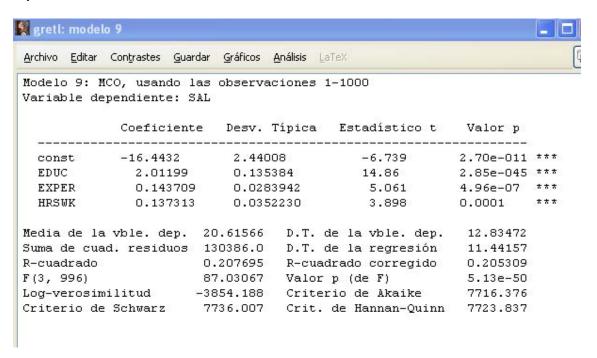
| | Coeficiente | Desv. Típica | Estadístico t | Valor p | |
|------------|-------------|--------------|---------------|-----------|-----|
| const | 33.4519 | 6.58474 | 5.080 | 4.50e-07 | *** |
| EDUC | -2.60800 | 0.813370 | -3.206 | 0.0014 | *** |
| EXPER | -0.505615 | 0.154929 | -3.264 | 0.0011 | *** |
| EDUC EXPER | 0.0774017 | 0.00645109 | 12.00 | 4.50e-031 | *** |
| sq EDUC | 0.0766623 | 0.0251511 | 3.048 | 0.0024 | *** |
| sq_EXPER | -0.00757638 | 0.00195141 | -3.883 | 0.0001 | *** |

Desviación típica de la regresión = 11.5213

$$t = \sqrt{54.8984} = 7.41$$
; $SE = estimación / t = 2.2987 / 7.41 = 0.31$

Por lo que el intervalo de confianza al 95% será: $(2.2987 \pm 1.96 * 0.31) = (1.6911; 2.9063)$

18)



CONTRASTES-RESTRICCIONES LINEALES

b3 = 0

 $\mathbf{b4} = \mathbf{0}$

Conjunto de restricciones

1: b[EXPER] = 0

2: b[HRSWK] = 0

Estadística de contraste: F(2, 996) = 20.5683, con valor p = 1.76547e-009

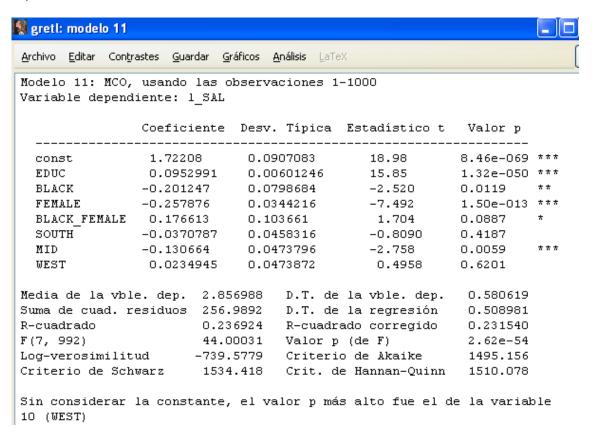
Estimaciones restringidas:

| | Coeficiente | Desv. Típica | Estadístico t | Valor p | |
|-------|-------------|--------------|---------------|-----------|-------|
| | | | | | |
| const | -6.71033 | 1.91416 | -3.506 | 0.0005 | *** |
| EDUC | 1.98029 | 0.136117 | 14.55 | 1.25e-043 | * * * |
| EXPER | 0.00000 | 0.00000 | NA | NA | |
| HRSWK | 0.00000 | 0.00000 | NA | NA | |
| | | | | | |

Desviación típica de la regresión = 11.6638

Se rechaza la hipótesis conjunta. Luego los dos son significativas conjuntamente.

19)



La interacción BLACK-FEMALE solo es significativa al 10%

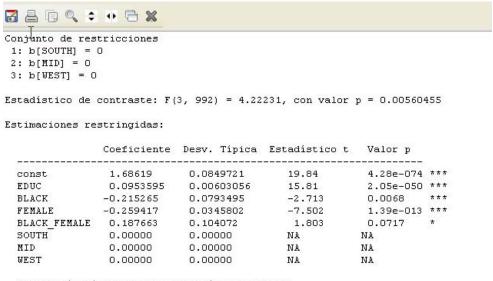
Para contrastar que no hay efecto regional:

CONTRASTES-RESTRICCIONES LINEALES

b6 = 0

 $\mathbf{b7} = \mathbf{0}$

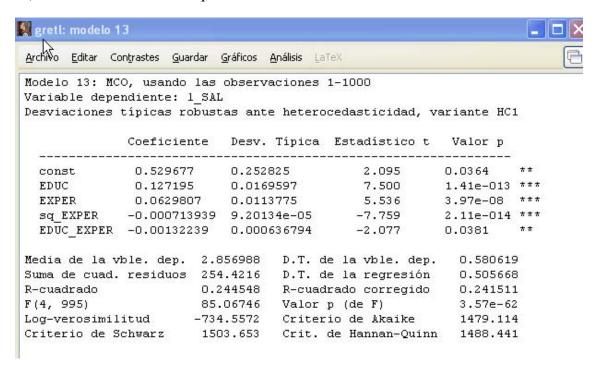
b8 = 0



Desviación típica de la regresión = 0.511448

Por lo que se rechaza la hipótesis nula de que los coeficientes de las variables que miden el efecto regional sean cero. Luego sí que hay efecto regional.

20) Marcar en la estimación que sea robusta a heterocedastidad.



| <u>A</u> rchivo <u>E</u> ditar Co | ontrastes <u>G</u> uardar | <u>G</u> ráficos <u>A</u> | nálisis <u>L</u> a | ГеХ | | |
|-----------------------------------|---|---------------------------|--------------------|-------------------------|-------------|-----|
| Variable depe | O, usando las ndiente: l_SA típicas robus | L | | 1-1000 cedasticidad, | variante HC | 1 |
| | Coeficiente | Desv. | Típica | Estadístico t | Valor p | |
| const | 0.541061 | 0.2542 | 09 | 2.128 | 0.0335 | ** |
| EDUC | 0.126120 | 0.0170 | 564 | 7.394 | 3.02e-013 | *** |
| EXPER | 0.0613731 | 0.0115 | 877 | 5.296 | 1.45e-07 | *** |
| sq EXPER | -0.000693346 | 9.5567 | 1e-05 | -7.255 | 8.07e-013 | *** |
| EDUC EXPER | -0.00130912 | 0.0006 | 38420 | -2.051 | 0.0406 | ** |
| MARRIED | 0.0402895 | 0.0339 | 231 | 1.188 | 0.2352 | |
| Media de la v | ble. dep. 2. | 856988 | D.T. d | e la vble. dep | . 0.580619 | Э |
| Suma de cuad. | residuos 25 | 4.0582 | D.T. d | e la regresión | 0.50556 | 1 |
| R-cuadrado | 0. | 245627 | R-cuad | rado corregido | 0.24183 | 3 |
| F(5, 994) | 69 | .11228 | Valor | p (de F) | 4.41e-6 | 2 |
| Log-verosimil | itud -73 | 3.8426 | Criter | io de Akaike | 1479.68 | 5 |
| Criterio de S | chwarz 15 | 09.132 | Crit. | de Hannan-Quin | n 1490.87 | 7 |

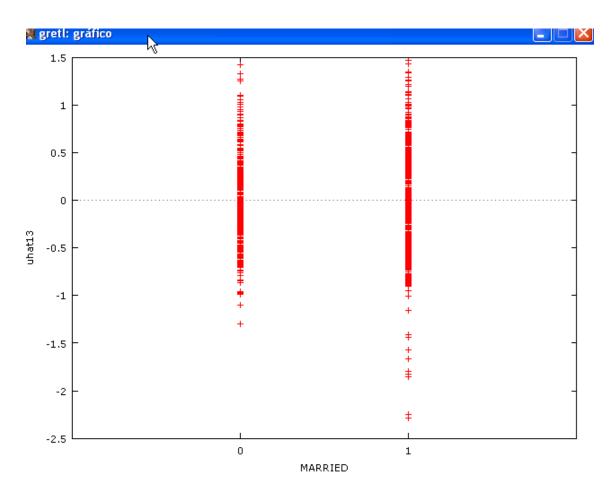
La variable MARRIED no es significativa.

El contraste para un nivel de significación del 1% es:

$$H_0: \beta_6 \le 0$$
 $t = \frac{0.0402}{0.0339} = 1.188 < 2.33 = N_{0.01}$
 $H_1: \beta_6 > 0$

Y no se rechaza la hipótesis nula de que los salarios de los casados son menores que los de los solteros.

22) Guardar los residuos de la regresión y luego marcar las dos variables para las que queremos hacer el gráfico y GRAFICO DE DOS VARIABLES XY.



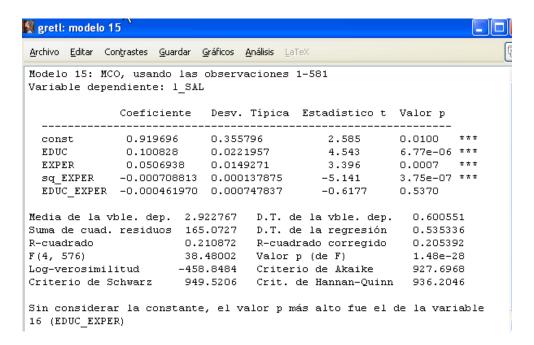
Hay evidencia de heterocedasticidad ya que para los casados la varianza de los residuos es mayor que para los no casados.

23) CASADOS

Recordar que hay que restringir el rango:

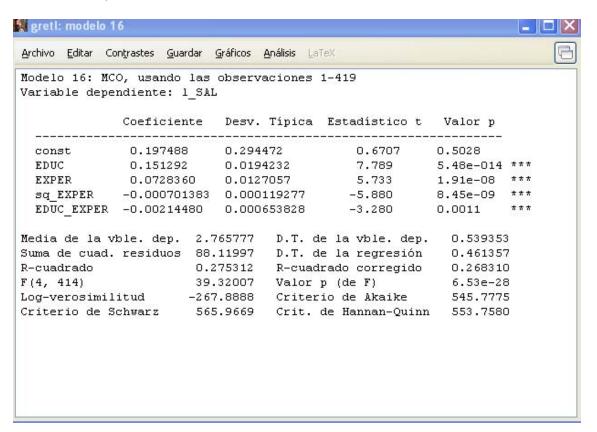
MUESTRA-RESTRINGIR A PARTIR DE CRITERIO

MARRIED = 1



SOLTEROS

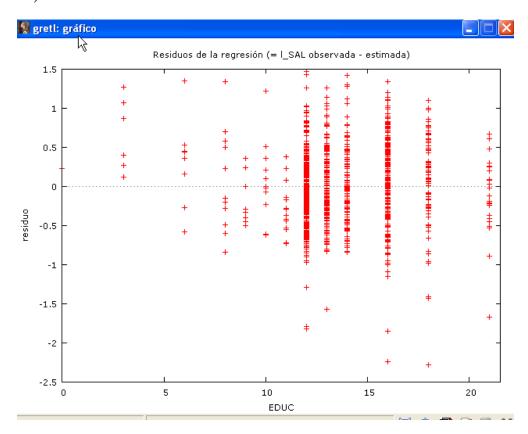
MARRIED = 0

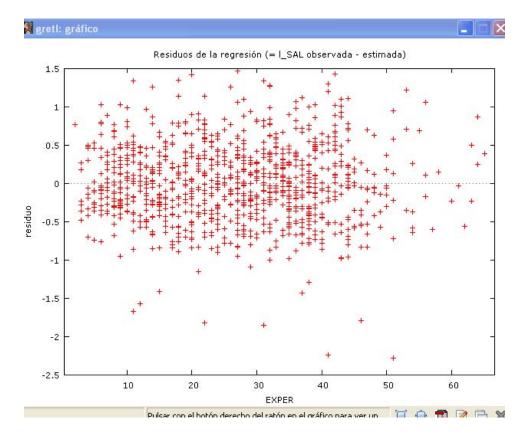


SR1= 165.07;
$$\hat{\sigma}_1^2 = 165.07/(581-5) = 0.2866$$

$$SR2=88.12$$
, $\hat{\sigma}_2^2=88.12/(419-5)=0.2128$

 $GQ = 0.2866/0.2128 = 1.3468 > 1.16 \mbox{ Se rechaza la hipótesis nula de } \mbox{ Homocedasticidad}$ $F_{(581-5,419-5)}(0.05 \mbox{ }) = 1.16$

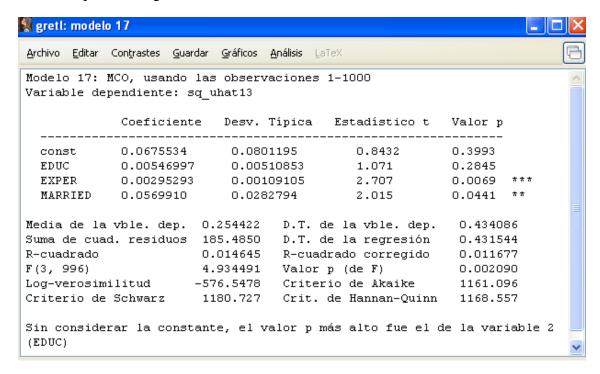




Parece que hay una mayor dispersión de los residuos cuando los años de educación aumentan.

25) Estimar el modelo, guardar los residuos y estimar la regresión auxiliar siguiente.

Recordar que la endógena son los residuos al cuadrado.



BP= $T*R^2$ = 1000*0.0146 = 14.6 > χ_3^2 = 7.81 Se rechaza la hipótesis de homocedasticidad.