

## Solución a la práctica 5.1 con Eviews

Usando la base de datos de la prueba PISA (Programme for International Student Assessment) 2012 para Murcia, se han obtenido datos para 1374 estudiantes (edad media 15 años) sobre las siguientes variables:

**NOTA DE LOS ALUMNOS** (Unidades de medida: puntos. La puntuación PISA es una puntuación normalizada tal que la media de los países de la OCDE en PISA se establece por definición en 500, y la desviación típica en 100):

*notamat* = nota en matemáticas

*notalec* = nota en lectura

*notacien* = nota en ciencias

**NIVEL EDUCATIVO DE LOS PADRES** (variable ficticia):

*educmadre* = vale 1 si la madre tiene estudios superiores y 0 si no.

*educpadre* = vale 1 si el padre tiene estudios superiores y 0 si no.

**VARIABLE DE GÉNERO** (variable ficticia):

*varon* = vale 1 si el estudiante es varón y 0 si no.

**VARIABLES DE ESTATUS:**

*convivienda* = es un índice que refleja el entorno favorable al estudio en la casa del estudiante (habitación propia, ordenador propio, etc.) así como las condiciones generales de la vivienda.

*estatus* = índice PISA de estatus económico, social y cultural de la familia. Mide la riqueza familiar, las posesiones culturales de la familia y los recursos educativos disponibles en el hogar, entre otros.

Responda a las siguientes cuestiones, utilizando los datos del fichero *practica51.wf1*:

1) Para analizar el efecto del género sobre la nota en matemáticas, se proponen tres modelos alternativos diferentes:

a)  $notamat = \beta_0 + \beta_1 varon + \beta_2 convivienda + \beta_3 estatus + \varepsilon$

b)  $notamat = \beta_0 + \beta_1 mujer + \beta_2 convivienda + \beta_3 estatus + \varepsilon$

c)  $notamat = \beta_0 + \beta_1 varon + \beta_2 mujer + \beta_3 convivienda + \beta_4 estatus + \varepsilon$

Estima cada uno de estos modelos, comenta los resultados e interpreta los coeficientes de las variables ficticias.

Comenzamos estimando el modelo a). Para ello escribimos en el área de comandos:

*ls notamat c varon convivienda estatus*

El resultado de la estimación es:

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	471.9178	3.374168	139.8620	0.0000
VARON	13.42443	4.404444	3.047930	0.0023
CONVIVIENDA	11.62365	3.396690	3.422052	0.0006
ESTATUS	24.46620	2.786230	8.781113	0.0000

R-squared	0.140264	Mean dependent var	467.5608
Adjusted R-squared	0.138372	S.D. dependent var	87.68173
S.E. of regression	81.38961	Akaike info criterion	11.63929
Sum squared resid	9028879.	Schwarz criterion	11.65457
Log likelihood	-7951.458	Hannan-Quinn criter.	11.64501
F-statistic	74.12371	Durbin-Watson stat	1.836217
Prob(F-statistic)	0.000000		

Como podemos observar, las variables de estatus (*convivienda* y *estatus*) son altamente significativas, lo cual indica la importancia del nivel económico, social y cultural de la familia sobre la nota de los estudiantes. Por otro lado, vemos como la variable de género (*varon*) también es significativa. Como en este modelo la categoría de referencia para el género es la mujer, el resultado de la estimación refleja que, para dos alumnos con el mismo nivel de estatus, en promedio el chico obtiene 13.42443 puntos más que la chica.

En el caso de haber incluido la variable *mujer* para representar el género en vez de la variable *hombre* (modelo b), la estimación es:

*ls notamat c mujer convivienda estatus*

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	485.3422	3.362244	144.3507	0.0000
MUJER	-13.42443	4.404444	-3.047930	0.0023
CONVIVIENDA	11.62365	3.396690	3.422052	0.0006
ESTATUS	24.46620	2.786230	8.781113	0.0000

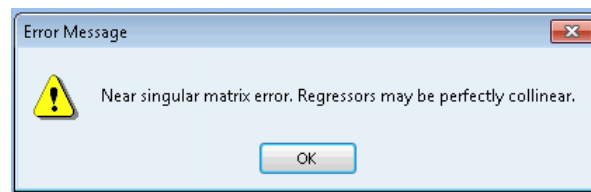
R-squared	0.140264	Mean dependent var	467.5608
Adjusted R-squared	0.138372	S.D. dependent var	87.68173
S.E. of regression	81.38961	Akaike info criterion	11.63929
Sum squared resid	9028879.	Schwarz criterion	11.65457
Log likelihood	-7951.458	Hannan-Quinn criter.	11.64501
F-statistic	74.12371	Durbin-Watson stat	1.836217
Prob(F-statistic)	0.000000		

Observamos como, en esta estimación, el resultado es exactamente el mismo que en la anterior, salvo por el signo del coeficiente de la variable ficticia *mujer*. Ahora, la categoría de referencia son los varones, por lo tanto el coeficiente de la ficticia refleja la diferencia ceteris paribus de las chicas respecto de los chicos. Como el signo es negativo, esto implica que en promedio las chicas obtienen 13.42443 puntos menos que los chicos en el examen de matemáticas.

Vamos a estimar ahora el modelo c). Para ello escribimos:

*ls notamat c varon mujer convivencia estatus*

Y cuando tratamos de estimar este modelo con Eviews obtenemos el siguiente mensaje:



Es decir, hay un problema de multicolinealidad exacta entre las variables del modelo. Este modelo representa un ejemplo claro de trampa de ficticias: al incluir todas las ficticias (aditivas) para el género y dejar la constante en el modelo se produce multicolinealidad exacta ya que  $varon + mujer = 1$  para todos los agentes de la muestra.

Si se quieren introducir las dos ficticias a la vez, la solución pasaría por eliminar la constante del modelo. La estimación, entonces, sería:

*ls notamat varon mujer convivencia estatus*

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
VARON	485.3422	3.362244	144.3507	0.0000
MUJER	471.9178	3.374168	139.8620	0.0000
CONVIVIENDA	11.62365	3.396690	3.422052	0.0006
ESTATUS	24.46620	2.786230	8.781113	0.0000

R-squared	0.140264	Mean dependent var	467.5608
Adjusted R-squared	0.138372	S.D. dependent var	87.68173
S.E. of regression	81.38961	Akaike info criterion	11.63929
Sum squared resid	9028879.	Schwarz criterion	11.65457
Log likelihood	-7951.458	Hannan-Quinn criter.	11.64501
Durbin-Watson stat	1.836217		

Ahora, como no hemos dejado ninguna categoría de referencia, los coeficientes de las ficticias reflejan directamente el valor del término constante del modelo para cada una de las categorías. Así, el término constante para el modelo de los varones es 485.3422 mientras que el del modelo de las mujeres es de 471.9178. La diferencia de los varones

respecto de las mujeres es  $(485.3422 - 471.9178) = 13.4244$  que es exactamente el valor que hemos obtenido con la estimación de los modelos a) y b).

Una vez analizado este sencillo ejemplo, vamos a completar el análisis de la nota en los distintos exámenes con todas las variables de que disponemos, siguiendo un proceso ordenado para seleccionar el modelo que mejor se ajusta a los datos. Comenzaremos por la nota en ciencias, después analizaremos la nota en matemáticas y terminaremos con el análisis de la nota en lectura.

**2) Para examinar los determinantes de la nota en ciencias, se propone el siguiente modelo de regresión:**

$$\text{notacien} = \beta_0 + \beta_1 \text{varon} + \beta_2 \text{convivienda} + \beta_3 \text{estatus} + \beta_4 \text{educmadre} + \beta_5 \text{educpadre} + \beta_6 \text{educmadre} * \text{estatus} + \beta_7 \text{educpadre} * \text{estatus} + \varepsilon$$

**a) Interprete los coeficientes de las variables ficticias.**

$\beta_0$  = término constante del modelo para la categoría de referencia (chicas con padres sin estudios superiores).

$\beta_1$  = diferencia de la nota en ciencias de los chicos respecto de las chicas, independiente de las variables explicativas del modelo.

$\beta_4$  = diferencia de la nota en ciencias de los chicos/as cuya madre tiene estudios superiores respecto de aquellos cuya madre no tiene estudios superiores, independiente de las variables explicativas del modelo.

$\beta_5$  = diferencia de la nota en ciencias de los chicos/as cuyo padre tiene estudios superiores respecto de aquellos cuyo padre no tiene estudios superiores, independiente de las variables explicativas del modelo.

$\beta_6$  = diferencia de la nota en ciencias de los chicos/as cuya madre tiene estudios superiores respecto de aquellos cuya madre no tiene estudios superiores, que depende del estatus familiar.

$\beta_7$  = diferencia de la nota en ciencias de los chicos/as cuyo padre tiene estudios superiores respecto de aquellos cuyo padre no tiene estudios superiores, que depende del estatus familiar.

**b) Estime el modelo por MCO.**

Escribimos en la ventana de comandos:

*ls notacien c varon convivienda estatus educmadre educpadre educmadre\*estatus educpadre\*estatus*

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	484.6645	4.977564	97.36983	0.0000
VARON	1.577248	4.415452	0.357211	0.7210
CONVIVIENDA	9.307376	3.552812	2.619721	0.0089
ESTATUS	14.91227	4.075059	3.659399	0.0003
EDUCMADRE	15.05996	6.841507	2.201264	0.0279
EDUCPADRE	1.045711	6.286964	0.166330	0.8679
EDUCMADRE*ESTATUS	3.801391	8.000418	0.475149	0.6348
EDUCPADRE*ESTATUS	13.59152	7.502001	1.811719	0.0703

R-squared	0.127431	Mean dependent var	485.9619
Adjusted R-squared	0.122757	S.D. dependent var	85.15133
S.E. of regression	79.75378	Akaike info criterion	11.60183
Sum squared resid	8313390.	Schwarz criterion	11.63335
Log likelihood	-7620.204	Hannan-Quinn criter.	11.61365
F-statistic	27.26790	Durbin-Watson stat	1.808154
Prob(F-statistic)	0.000000		

**b.1) Contraste la relevancia de la variable de género sobre la nota en ciencias. ¿Qué conclusiones obtiene? ¿Cómo se interpreta el resultado? Modifique el modelo de acuerdo con los resultados de su contraste.**

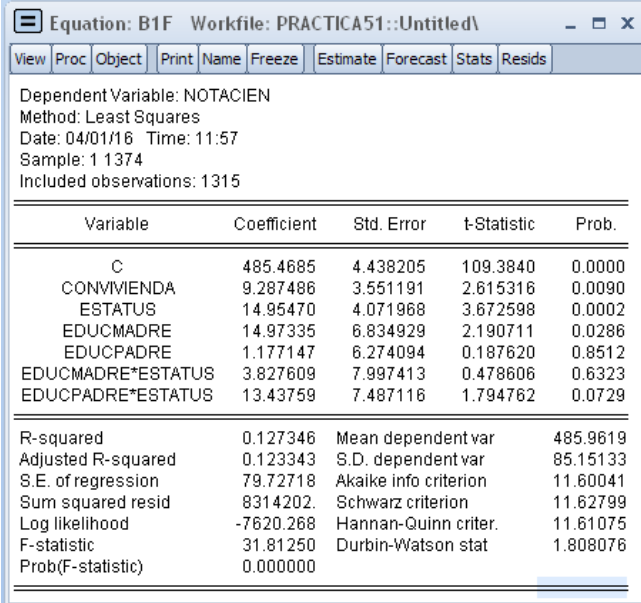
Para contrastar la relevancia de la variable *varon* sobre la nota en ciencias miramos directamente el p-valor de su coeficiente en el output de estimación anterior; su valor es 0.7210, por lo que concluimos que la variable *varon* no es relevante incluso a niveles altos de significación. Como consecuencia, podemos decir que el género no influye en la nota en ciencias, es decir, que no hay una diferencia significativa entre la nota de los chicos y la nota de las chicas.

Dado que la variable *varon* no es relevante debemos eliminarla del modelo. El modelo resultante es:

$$\text{notacien} = \beta_0 + \beta_1 \text{convivienda} + \beta_2 \text{estatus} + \beta_3 \text{educmadre} + \beta_4 \text{educpadre} + \beta_5 \text{educmadre} * \text{estatus} + \beta_6 \text{educpadre} * \text{estatus} + \varepsilon$$

La estimación de este modelo se presenta a continuación:

***ls notacien c convivienda estatus educmadre educpadre educmadre\*estatus educpadre\*estatus***



Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	485.4685	4.438205	109.3840	0.0000
CONVIVIENDA	9.287486	3.551191	2.615316	0.0090
ESTATUS	14.95470	4.071968	3.672598	0.0002
EDUCMADRE	14.97335	6.834929	2.190711	0.0286
EDUCPADRE	1.177147	6.274094	0.187620	0.8512
EDUCMADRE*ESTATUS	3.827609	7.997413	0.478606	0.6323
EDUCPADRE*ESTATUS	13.43759	7.487116	1.794762	0.0729

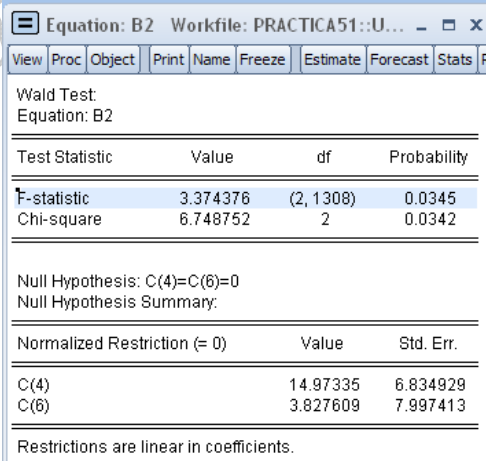
R-squared	0.127346	Mean dependent var	485.9619
Adjusted R-squared	0.123343	S.D. dependent var	85.15133
S.E. of regression	79.72718	Akaike info criterion	11.60041
Sum squared resid	8314202.	Schwarz criterion	11.62799
Log likelihood	-7620.268	Hannan-Quinn criter.	11.61075
F-statistic	31.81250	Durbin-Watson stat	1.808076
Prob(F-statistic)	0.000000		

**b.2) Contraste la significatividad del nivel educativo de la madre sobre la nota en ciencias en el modelo propuesto en el apartado anterior. Comente sus conclusiones y modifique el modelo si es necesario.**

En este caso, para contrastar la significatividad del nivel educativo de la madre sobre la nota en ciencias hay que contrastar la significatividad estadística de los parámetros  $\beta_3$  y  $\beta_5$  de forma conjunta. Para hacer esto, en el output de estimación del modelo haremos:

*View/Coefficient Diagnostics/Wald Test-Coefficient Restrictions...*

En el cuadro que se abre escribimos:  $C(4)=C(6)=0$ . El resultado se presenta en la siguiente tabla:



Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	3.374376	(2, 1308)	0.0345
Chi-square	6.748752	2	0.0342

Null Hypothesis:  $C(4)=C(6)=0$   
Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(4)	14.97335	6.834929
C(6)	3.827609	7.997413

Restrictions are linear in coefficients.

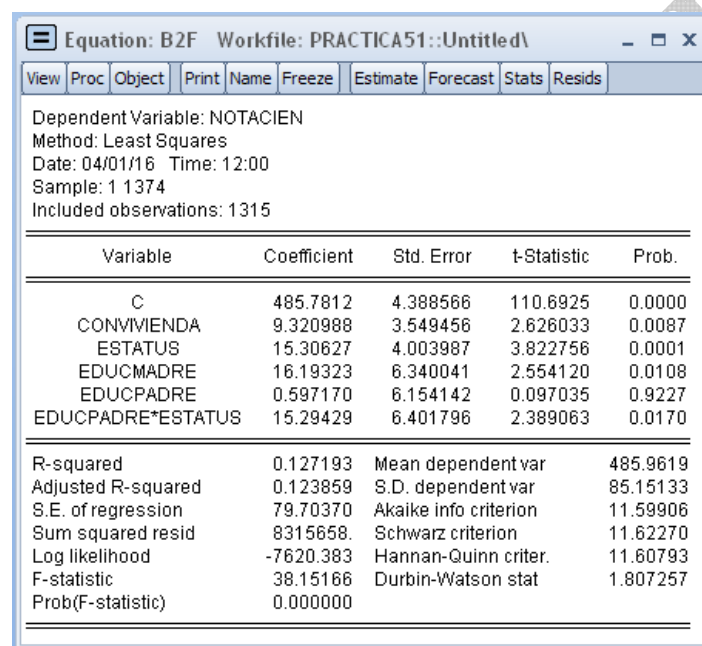
El estadístico F para contrastar la significatividad conjunta de los parámetros  $\beta_3$  y  $\beta_5$  tiene un valor de 3.37 con un p-valor asociado de 0.0345, por lo que al 5% rechazamos la hipótesis nula de no significación conjunta de los parámetros. Es decir, el nivel educativo de la madre es relevante para explicar la nota en ciencias.

Sin embargo, si nos fijamos en los niveles de significación individuales de los coeficientes  $\beta_3$  y  $\beta_5$  vemos que son, respectivamente, 0.0286 y 0.6323, por lo que podemos concluir que, si bien la variable *educmadre* es relevante la variable *educmadre\*estatus* no lo es. Procedemos, entonces, a eliminar esta última del modelo. El modelo resultante es:

$$\text{notacien} = \beta_0 + \beta_1 \text{convivienda} + \beta_2 \text{estatus} + \beta_3 \text{educmadre} + \beta_4 \text{educpadre} + \beta_5 \text{educpadre} * \text{estatus} + \varepsilon$$

La estimación de este modelo es:

*ls notacien c convivienda estatus educmadre educpadre educpadre\*estatus*



Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	485.7812	4.388566	110.6925	0.0000
CONVIENDA	9.320988	3.549456	2.626033	0.0087
ESTATUS	15.30627	4.003987	3.822756	0.0001
EDUCMADRE	16.19323	6.340041	2.554120	0.0108
EDUCPADRE	0.597170	6.154142	0.097035	0.9227
EDUCPADRE*ESTATUS	15.29429	6.401796	2.389063	0.0170

R-squared	0.127193	Mean dependent var	485.9619
Adjusted R-squared	0.123859	S.D. dependent var	85.15133
S.E. of regression	79.70370	Akaike info criterion	11.59906
Sum squared resid	8315658.	Schwarz criterion	11.62270
Log likelihood	-7620.383	Hannan-Quinn criter.	11.60793
F-statistic	38.15166	Durbin-Watson stat	1.807257
Prob(F-statistic)	0.000000		

Concluimos por tanto que el hecho de que la madre tenga educación superior influye positivamente en la nota de los alumnos con un impacto constante sea cual sea el valor de las explicativas. En concreto, la diferencia entre los alumnos cuya madre tiene educación superior respecto a aquellos cuya madre no la tiene es de 16.19323 puntos, *ceteris paribus*.

**b.3) Haga lo mismo que en el apartado anterior para el nivel educativo del padre. ¿Influye la educación del padre en el efecto que tiene la variable *estatus* en la nota en ciencias?**

En este caso, para contrastar la significatividad del nivel educativo del padre sobre la nota en ciencias hay que contrastar la significatividad estadística de los parámetros  $\beta_4$  y  $\beta_5$  de forma conjunta. Para hacer esto, en el output de estimación del modelo haremos:

*View/Coefficient Diagnostics/Wald Test-Coefficient Restrictions...*

En el cuadro que se abre escribimos:  $C(5)=C(6)=0$ . El resultado se presenta en la siguiente tabla:

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	3.057128	(2, 1309)	0.0474
Chi-square	6.114257	2	0.0470

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(5)	0.597170	6.154142
C(6)	15.29429	6.401796

El estadístico F para contrastar la significatividad conjunta de los parámetros  $\beta_4$  y  $\beta_5$  tiene un valor de 3.05 con un p-valor asociado de 0.0474, por lo que al 5% rechazamos la hipótesis nula de no significación conjunta de los parámetros. Es decir, el nivel educativo del padre es relevante para explicar la nota en ciencias.

Sin embargo, si nos fijamos en los niveles de significación individuales de los coeficientes  $\beta_4$  y  $\beta_5$  vemos que son, respectivamente, 0.9227 y 0.0170, por lo que podemos concluir que, si bien la variable *educpadre* no es relevante la variable *educpadre\*estatus* si lo es. Procedemos, entonces, a eliminar la primera del modelo. El modelo resultante es:

$$\text{notacien} = \beta_0 + \beta_1 \text{convivienda} + \beta_2 \text{estatus} + \beta_3 \text{educmadre} + \beta_4 \text{educpadre} * \text{estatus} + \varepsilon$$

La estimación de este modelo es:

$$\text{ls notacien c convivienda estatus educmadre educpadre*estatus}$$



Equation: B3F Workfile: PRACTICA51::Untitled\									
View	Proc	Object	Print	Name	Freeze	Estimate	Forecast	Stats	Resids
Dependent Variable: NOTACIEN									
Method: Least Squares									
Date: 04/01/16 Time: 12:02									
Sample: 1 1374									
Included observations: 1315									
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.					
C	485.9833	3.861391	125.8571	0.0000					
CONVIVIENDA	9.263070	3.497586	2.648418	0.0082					
ESTATUS	15.44082	3.755564	4.111397	0.0000					
EDUCMADRE	16.23353	6.324026	2.566962	0.0104					
EDUCPADRE*ESTATUS	15.43082	6.242916	2.471732	0.0136					
R-squared	0.127186	Mean dependent var	485.9619						
Adjusted R-squared	0.124521	S.D. dependent var	85.15133						
S.E. of regression	79.67356	Akaike info criterion	11.59755						
Sum squared resid	8315718.	Schwarz criterion	11.61725						
Log likelihood	-7620.388	Hannan-Quinn criter.	11.60494						
F-statistic	47.72330	Durbin-Watson stat	1.807223						
Prob(F-statistic)	0.000000								

Concluimos por tanto que el hecho de que el padre tenga estudios superiores influye en la nota de los alumnos, alterando la manera en que el estatus familiar influye sobre esta nota. En concreto, el efecto que la variable estatus tiene en la nota se ve incrementado en 15.43082 puntos por cada incremento unitario de la variable estatus respecto a los alumnos cuyo padre no tiene estudios superiores.

**3) Considere ahora el siguiente modelo para la nota en matemáticas:**

$$\text{notamat} = \beta_0 + \beta_1 \text{varon} + \beta_2 \text{convivienda} + \beta_3 \text{estatus} + \beta_4 \text{educmadre} + \beta_5 \text{educpadre} * \text{estatus} + \varepsilon$$

- a) **Estime el modelo, comente los resultados y mejore la especificación en caso de que sea necesario.**

Para estimar el modelo haremos:

*ls notamat c varon convivienda estatus educmadre educpadre\*estatus*

Equation: A Workfile: PRACTICA51::Untitled\									
View	Proc	Object	Print	Name	Freeze	Estimate	Forecast	Stats	Resids
Dependent Variable: NOTAMAT									
Method: Least Squares									
Date: 04/01/16 Time: 11:37									
Sample: 1 1374									
Included observations: 1315									
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.					
C	464.3590	4.615158	100.6161	0.0000					
VARON	15.17664	4.485050	3.38329	0.0007					
CONVIENDA	12.03153	3.563572	3.376255	0.0008					
ESTATUS	17.40306	3.830877	4.542840	0.0000					
EDUCMADRE	10.02065	6.444277	1.554969	0.1202					
EDUCPADRE*ESTATUS	14.68252	6.366600	2.306179	0.0213					
R-squared	0.141141	Mean dependent var	469.3627						
Adjusted R-squared	0.137861	S.D. dependent var	87.39785						
S.E. of regression	81.15019	Akaike info criterion	11.63503						
Sum squared resid	8620227.	Schwarz criterion	11.65867						
Log likelihood	-7644.034	Hannan-Quinn criter.	11.64390						
F-statistic	43.02306	Durbin-Watson stat	1.853100						
Prob(F-statistic)	0.000000								

Como podemos observar en el output de estimación, todos los parámetros del modelo son significativos al 5% excepto el parámetro de la variable *educmadre*, por lo que la eliminamos del modelo. El modelo resultante es:

$$\text{notamat} = \beta_0 + \beta_1 \text{varon} + \beta_2 \text{convivienda} + \beta_3 \text{estatus} + \beta_4 \text{educpadre} * \text{estatus} + \varepsilon$$

La estimación de este modelo es:

*ls notamat c varon convivienda estatus educpadre\*estatus*

Equation: AF Workfile: PRACTICA51::Untitled\									
View	Proc	Object	Print	Name	Freeze	Estimate	Forecast	Stats	Resids
Dependent Variable: NOTAMAT									
Method: Least Squares									
Date: 04/01/16 Time: 11:39									
Sample: 1 1374									
Included observations: 1322									
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.					
C	468.2969	3.811852	122.8529	0.0000					
VARON	14.61901	4.468309	3.271711	0.0011					
CONVIENDA	10.81249	3.463494	3.121845	0.0018					
ESTATUS	20.30430	3.265628	6.217578	0.0000					
EDUCPADRE*ESTATUS	15.52923	6.339124	2.449744	0.0144					
R-squared	0.139901	Mean dependent var	469.1269						
Adjusted R-squared	0.137289	S.D. dependent var	87.29008						
S.E. of regression	81.07698	Akaike info criterion	11.63245						
Sum squared resid	8657269.	Schwarz criterion	11.65207						
Log likelihood	-7684.050	Hannan-Quinn criter.	11.63980						
F-statistic	53.55488	Durbin-Watson stat	1.845139						
Prob(F-statistic)	0.000000								

En este modelo todos los parámetros son altamente significativos.

- b) ¿Es  $\hat{\beta}_1$  significativo? Interprete lo que este contraste indica sobre la influencia del género en la nota de matemáticas. ¿Podemos decir que los chicos sacan en promedio mejor nota en matemáticas que las chicas?

El parámetro  $\beta_1$  estimado es significativo dado su bajo p-valor (0.0011), lo que implica que el sexo es una variable relevante en este modelo. Más concretamente, según la estimación, en promedio los chicos obtienen una nota en matemáticas superior en 14.61 puntos a la de las chicas, ceteris paribus.

- 4) Lleve a cabo el mismo análisis que en el apartado 3, utilizando esta vez la nota en lectura. ¿Qué conclusiones obtiene ahora?

En este caso, el modelo de partida es:

$$\text{notalec} = \beta_0 + \beta_1 \text{varon} + \beta_2 \text{convivienda} + \beta_3 \text{estatus} + \beta_4 \text{educmadre} + \beta_5 \text{educpadre} * \text{estatus} + \varepsilon$$

La estimación del modelo por MCO arroja el siguiente resultado:

*ls notalec c varon convivienda estatus educmadre educpadre\*estatus*

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	486.7196	4.787419	101.6664	0.0000
VARON	-31.39505	4.652455	-6.748062	0.0000
CONVIVIENDA	8.359984	3.696583	2.261544	0.0239
ESTATUS	19.44807	3.973864	4.893994	0.0000
EDUCMADRE	11.52968	6.684810	1.724759	0.0848
EDUCPADRE*ESTATUS	15.03658	6.604234	2.276809	0.0230

R-squared	0.154471	Mean dependent var	468.0804
Adjusted R-squared	0.151241	S.D. dependent var	91.37183
S.E. of regression	84.17913	Akaike info criterion	11.70832
Sum squared resid	9275738.	Schwarz criterion	11.73197
Log likelihood	-7692.223	Hannan-Quinn criter.	11.71719
F-statistic	47.82866	Durbin-Watson stat	1.785526
Prob(F-statistic)	0.000000		

Ahora todos los parámetros del modelo son significativos por lo menos al 10%. En concreto, si nos fijamos en la variable de género, vemos como esta vez los chicos obtienen en promedio una nota en lectura inferior en 31.39 puntos a la de las chicas, ceteris paribus, es decir ese valor promedio es el mismo sea cual sea el valor de las demás variables explicativas.