

# ECONOMETRÍA

## T4 : EJEMPLO DE EXAMEN FINAL

<b>APELLIDOS:</b>	<b>NOMBRE:</b>	
<b>EMAIL UCM:</b>	<b>GRUPO:</b>	<b>DNI:</b>

<b>PREGUNTA 1</b>	A	B	C	EN BLANCO
<b>PREGUNTA 2</b>	A	B	C	EN BLANCO
<b>PREGUNTA 3</b>	A	B	C	EN BLANCO
<b>PREGUNTA 4</b>	A	B	C	EN BLANCO
<b>PREGUNTA 5</b>	A	B	C	EN BLANCO
<b>PREGUNTA 6</b>	A	B	C	EN BLANCO
<b>PREGUNTA 7</b>	A	B	C	EN BLANCO
<b>PREGUNTA 8</b>	A	B	C	EN BLANCO
<b>PREGUNTA 9</b>	A	B	C	EN BLANCO
<b>PREGUNTA 10</b>	A	B	C	EN BLANCO
<b>PREGUNTA 11</b>	A	B	C	EN BLANCO
<b>PREGUNTA 12</b>	A	B	C	EN BLANCO
<b>PREGUNTA 13</b>	A	B	C	EN BLANCO
<b>PREGUNTA 14</b>	A	B	C	EN BLANCO
<b>PREGUNTA 15</b>	A	B	C	EN BLANCO
<b>PREGUNTA 16</b>	A	B	C	EN BLANCO
<b>PREGUNTA 17</b>	A	B	C	EN BLANCO
<b>PREGUNTA 18</b>	A	B	C	EN BLANCO
<b>PREGUNTA 19</b>	A	B	C	EN BLANCO
<b>PREGUNTA 20</b>	A	B	C	EN BLANCO

CORRECTAS		INCORRECTAS		EN BLANCO		PUNTOS	
-----------	--	-------------	--	-----------	--	--------	--

### EL EXAMEN DURA 60 MINUTOS

Señale su respuesta a cada pregunta con bolígrafo, tachando con una CRUZ GRANDE una y sólo una casilla por pregunta en la plantilla anterior. Si tacha más de una casilla en una pregunta, su respuesta se considerará incorrecta. Si desea dejar alguna pregunta sin responder, tache la casilla EN BLANCO correspondiente. Una respuesta correcta cuenta +2 puntos, una respuesta incorrecta cuenta -1 punto, y una pregunta sin responder cuenta 0 puntos. No desgrape estas hojas. Utilice el espacio en blanco de las páginas siguientes para efectuar operaciones. No utilice durante el examen ningún papel adicional a estas hojas grapadas.

**LA CALIFICACIÓN DEL EXAMEN ES IGUAL AL NÚMERO DE PUNTOS DIVIDIDO ENTRE 4**

Las preguntas 1 a 12 se refieren al enunciado siguiente: Usando datos del año 2021 sobre 474 empleados de cierta entidad bancaria, se ha estimado un modelo del tipo

$$\ln SL = \beta_1 + \beta_2 ED + \beta_3 \ln SI + \beta_4 H + \beta_5 PA + \beta_6 PI + U,$$

donde  $\ln$  es el logaritmo en base  $e$ ,  $SL$  es el salario percibido el año 2021 (euros),  $ED$  representa los años de educación,  $SI$  es el salario inicial percibido el primer año de trabajo en la entidad (euros),  $H$  es una variable binaria que vale uno para los hombres y cero para las mujeres, y  $PA$  y  $PI$  son dos variables binarias que clasifican a los 474 empleados en función de su puesto de trabajo: puestos administrativos ( $PA = 1, PI = 0$ ), intermedios ( $PA = 0, PI = 1$ ), y directivos ( $PA = 0, PI = 0$ ). La tabla siguiente contiene alguna información sobre el modelo estimado por MCO:

Dependent Variable : LOG( SL )				
Sample : 1 474				
Included observations : 474				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	4.241184	0.437115	9.702676	0.0000
ED	0.024468	0.003957	6.183716	0.0000
LOG( SI )	0.615258	0.045331	13.57266	0.0000
H	0.052355	0.019854	2.637042	0.0086
PA	-0.241899	0.034451	-7.021531	0.0000
PI	-0.121613	0.050000	-2.432255	0.0154
R-squared	0.824268	Adjusted R-squared	0.822391	
Sum squared resid	13.12270	Schwarz criterion	-0.670996	

**Pregunta 1.** La respuesta estimada del salario percibido frente a una variación unitaria ("ceteris paribus") en los años de educación:

- A. Es igual a un 2.4%.
- B. Es igual a 2.4 euros.
- C. Es igual a un 0.024%.

**Pregunta 2.** La respuesta estimada del salario percibido frente a una variación de un 1% ("ceteris paribus") en el salario inicial:

- A. Es igual a un 61.5%.
- B. Es igual a un 0.615%.
- C. Es igual a 61.5 euros.

**Pregunta 3.** Si el valor crítico bilateral al 5% de una  $t(468)$  es igual a 1.965, entonces el intervalo de confianza del 95% para la elasticidad del salario percibido con respecto al salario inicial:

- A. Es igual a [0.541, 0.690].
- B. Es igual a [0.526, 0.704].
- C. Es igual a [0.498, 0.733].

**Pregunta 4.** La diferencia esperada entre los salarios de una mujer en un puesto directivo y una mujer en un puesto administrativo, con los mismos años de educación y el mismo salario inicial:

- A. Se estima en un 24% y es significativa al 1%.
- B. Se estima en 24190 euros y es significativa al 5%.
- C. Se estima en un 0.24% pero no es significativa al 10%.

**Pregunta 5.** La hipótesis de que (a igualdad de las demás características consideradas) no existen diferencias salariales esperadas entre los puestos intermedios y los puestos directivos:

- A. No se puede rechazar al 5% de significación.
- B. No se puede rechazar al 2% de significación.
- C. No se puede rechazar al 1% de significación.

**Pregunta 6.** El nivel de significación marginal (p-valor) en el contraste de  $H_0: \beta_6 = 0, H_1: \beta_6 > 0$ :

- A. Es igual a un 23.00%.
- B. Es igual a un 99.23%.
- C. Es igual a un 77.00%.

**Pregunta 7.** La diferencia esperada entre los salarios de un hombre en un puesto intermedio y un hombre en un puesto administrativo, con los mismos años de educación y el mismo salario inicial:

- A. Se estima en un 12%.
- B. Se estima en un 24%.
- C. No se puede estimar con la información disponible.

**Pregunta 8.** El estadístico t para contrastar la hipótesis de que (a igualdad de las demás características consideradas) no hay diferencias salariales esperadas entre los puestos administrativos y los puestos intermedios:

- A. Es igual a  $-4.23$ .
- B. Es igual a  $-6.18$ .
- C. No se puede calcular con la información disponible.

**Pregunta 9.** Si en lugar del modelo del enunciado se hubiera estimado el modelo alternativo

$$\ln SL = \delta_1 + \delta_2 ED + \delta_3 \ln SI + \delta_4 M + \delta_5 PA + \delta_6 PI + U,$$

donde  $M$  es una variable binaria que vale uno para las mujeres y cero para los hombres, entonces:

- A. El  $R^2$  en el modelo alternativo habría sido mayor que 0.824268 si en la muestra empleada hay más mujeres que hombres.
- B. El criterio de Schwarz en el modelo alternativo habría sido mayor que  $-0.670996$  si en la muestra empleada hay más hombres que mujeres.
- C. Las estimaciones  $\hat{\delta}_1$  y  $\hat{\delta}_4$  en el modelo alternativo habrían sido iguales a 4.293539 y  $-0.052355$ , respectivamente, mientras que  $\hat{\delta}_2$ ,  $\hat{\delta}_3$ ,  $\hat{\delta}_5$  y  $\hat{\delta}_6$  habrían coincidido con  $\hat{\beta}_2$ ,  $\hat{\beta}_3$ ,  $\hat{\beta}_5$  y  $\hat{\beta}_6$ .

**Pregunta 10.** La hipótesis nula de que ni el género (hombre/mujer) ni el tipo de puesto de trabajo (administrativo/intermedio/directivo) influyen sobre el salario esperado, se puede escribir como:

- A.  $\delta_4 + \delta_5 + \delta_6 = 0$  en el modelo de la pregunta anterior.
- B.  $\delta_4 = \delta_5 = \delta_6 = 0$  en el modelo de la pregunta anterior.
- C.  $\delta_4 = \delta_5 + \delta_6$  en el modelo de la pregunta anterior.

**Pregunta 11.** Si en la regresión con término constante de  $\text{LOG}(SL)$  sobre  $ED$  y  $\text{LOG}(SI)$  la suma de cuadrados de los residuos y el coeficiente de determinación son 14.89166 y 0.800579, respectivamente, entonces el estadístico F para contrastar la hipótesis nula de la pregunta anterior:

- A. No se puede calcular con la información disponible.
- B. Es igual a 63.087.
- C. Es igual a 21.029.

**Pregunta 12.** La previsión puntual del logaritmo del salario de una mujer en un puesto directivo con  $ED = 20$  y  $\text{LOG}(SI) = 10$ :

- A. Es igual a 11.93.
- B. Es igual a 10.88.
- C. No se puede calcular con la información disponible.

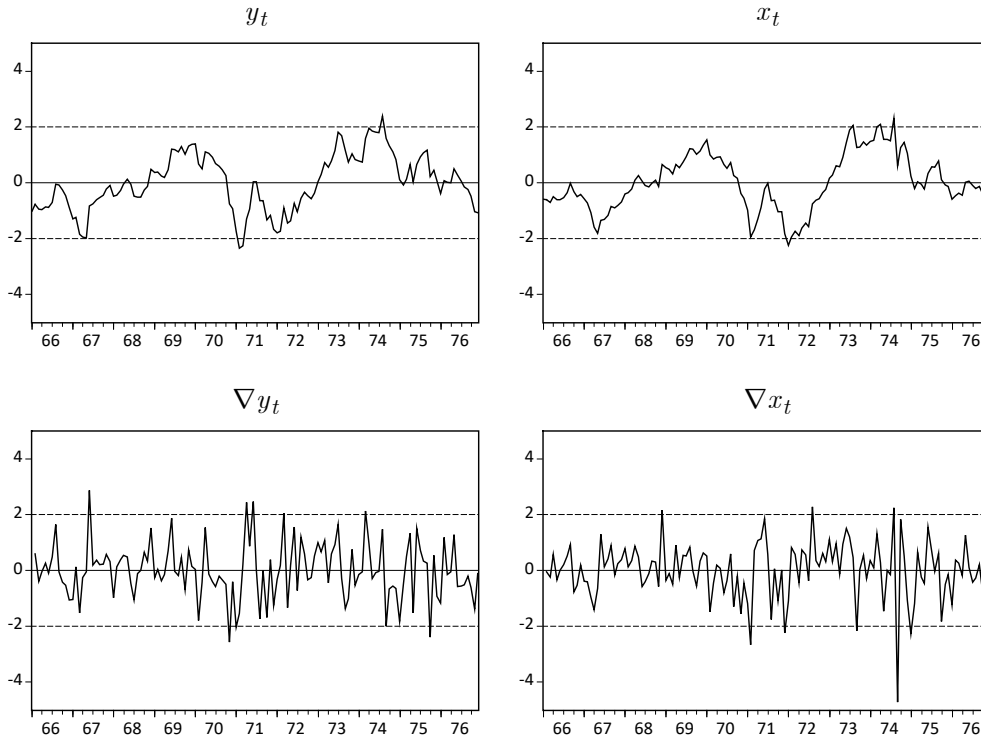
**Pregunta 13.** En relación con un modelo estimado por MCO del tipo  $\hat{Y} = \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 X_2 + \hat{\beta}_3 X_3$ , indique cuál de las afirmaciones siguientes NO SIEMPRE es CIERTA:

- A. Si la covarianza muestral entre  $Y$  y  $X_2$  es igual a cero, entonces  $\hat{\beta}_2 = 0$ .
- B. La suma de los residuos es igual a cero.
- C. Si la covarianza muestral entre  $X_3$  y  $X_2$  es igual a cero, entonces  $\hat{\beta}_3$  coincide con la estimación de la pendiente en la RLS de  $Y$  sobre  $X_3$ .

**Pregunta 14.** Si en el modelo  $Y = \beta_1 + \beta_2 X_2 + U$  se rechaza  $H_0: \beta_2 = 0$  en favor de  $H_1: \beta_2 \neq 0$  con un nivel de significación del 5%, entonces:

- A. Ninguna de las otras dos afirmaciones es cierta.
- B. El nivel de significación marginal (p-valor) del contraste es igual a un 10%.
- C. El valor calculado del estadístico t correspondiente es igual a cero.

Las preguntas 15 y 16 se refieren a las dos series temporales mensuales y a los dos modelos de regresión lineal estimados por MCO que figuran a continuación:



Modelo M1:

$$y_t = 0.517 + 0.772x_t + \hat{u}_{t1},$$

(0.042) (0.025)

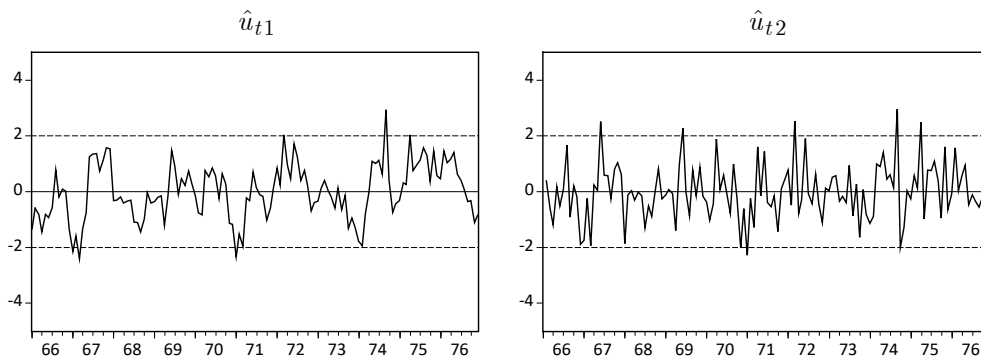
$N = 132, BG_1 = 60.491 [0.000].$

Modelo M2:

$$y_t = 0.176 + 0.695y_{t-1} + 0.700x_t - 0.475x_{t-1} + \hat{u}_{t2},$$

(0.046) (0.066) (0.053) (0.066)

$N = 131, BG_1 = 0.027 [0.869].$



En los modelos M1 y M2, los números entre paréntesis debajo de la estimación de cada parámetro son los errores estándar de los estimadores correspondientes, y  $BG_1$  es el valor calculado del estadístico del contraste de Breusch-Godfrey (con su nivel de significación marginal entre corchetes).

**Pregunta 15.** Considere las afirmaciones siguientes:

- [1] Las series  $y_t$  y  $x_t$  son estacionarias.
- [2] Las series  $y_t$  y  $x_t$  son estacionales.
- [3] Las series  $\nabla y_t$  y  $\nabla x_t$  no son estacionarias.
- [4] Las series de residuos  $\hat{u}_{t1}$  y  $\hat{u}_{t2}$  son estacionarias.
- [5] Los residuos  $\hat{u}_{t1}$  del modelo M1 no están autocorrelacionados.
- [6] Los residuos  $\hat{u}_{t2}$  del modelo M2 no presentan autocorrelación de orden 1.

- A. Todas las afirmaciones son falsas.
- B. Las afirmaciones [1], [2], [3] y [5] son ciertas.
- C. Las afirmaciones [4] y [6] son ciertas.

**Pregunta 16.** Considere las afirmaciones siguientes:

- [1] Las series  $y_t$  y  $x_t$  están cointegradas.
- [2] La serie  $y_t$  no está relacionada en ningún sentido con la serie  $x_t$ .
- [3] El modelo M2 representa una relación legítima (no espuria) entre las series  $y_t$  y  $x_t$ .
- [4] El modelo M1 representa una relación espuria entre las series  $y_t$  y  $x_t$ .

- A. Todas las afirmaciones son falsas.
- B. Las afirmaciones [1] y [3] son ciertas.
- C. Las afirmaciones [2] y [4] son ciertas.

Las preguntas 17 y 18 se refieren a un modelo de regresión lineal del tipo  $Y = \beta_1 + \beta_2 X + U$ . La estimación por MCO del modelo con una muestra de 80 datos de sección cruzada ha proporcionado los resultados siguientes:

$$\begin{array}{l}
 \hat{Y} = 304.2201 + 0.3570X, \\
 \quad \quad \quad (14.7354) \quad (0.1126) \\
 \text{[M1]} \quad \quad \quad [0.0000] \quad [0.0022] \\
 N = 80, \quad WH = 41.2281 [0.0001].
 \end{array}$$

Los números entre paréntesis debajo de la estimación de cada parámetro son los errores estándar de los estimadores correspondientes, los números entre corchetes son los niveles de significación marginales de los contrastes de significación individuales, y  $WH$  es el valor calculado del estadístico del contraste de White (con su nivel de significación marginal entre corchetes). La estimación del mismo modelo con los mismos datos, utilizando el estimador de White para la matriz de varianzas del estimador MCO, ha proporcionado los resultados siguientes:

$$\begin{array}{l}
 \hat{Y} = 304.2201 + 0.3570X, \\
 \quad \quad \quad (21.9442) \quad (0.2934) \\
 \text{[M2]} \quad \quad \quad [0.0000] \quad [0.2274] \\
 N = 80, \quad WH = \dots [\dots].
 \end{array}$$

**Pregunta 17.** La hipótesis de que las perturbaciones del modelo considerado tienen varianza constante:

- A. Se debe rechazar incluso al 1%.
- B. No se puede rechazar ni al 5% ni al 10%.
- C. No se puede contrastar con la información disponible.

**Pregunta 18.** Indique cuál de las afirmaciones siguientes es CIERTA:

- A. El parámetro  $\beta_2$  es significativo al 1% porque así se deduce tanto de [M1] como de [M2].
- B. Los estimadores de  $\beta_1$  y  $\beta_2$  utilizados para obtener [M2] no son insesgados, aunque son más eficientes que los utilizados para obtener [M1].
- C. Los dos números indicados con  $\dots$  que faltan en [M2] son iguales a los que figuran en [M1].

**Pregunta 19.** Considere un modelo de regresión lineal del tipo  $Y = \beta_1 + \beta_2 X_2 + \beta_3 X_3 + U$ . Si  $VIF_2$  y  $VIF_3$  son los factores de inflación de la varianza de los estimadores MCO de  $\beta_2$  y  $\beta_3$ , entonces:

- A.  $VIF_2 = 1$  implica la presencia de multicolinealidad exacta en el modelo considerado.
- B.  $VIF_2 = VIF_3$ .
- C.  $VIF_3 = 10$  implica que no hay multicolinealidad aproximada en el modelo considerado.

**Pregunta 20.** Indique, entre los que se citan a continuación, qué instrumentos NO son de ninguna ayuda para detectar observaciones atípicas en un modelo de regresión lineal:

- A. Los valores calculados de los estadísticos de Cook.
- B. Los residuos del modelo estimado por MCO.
- C. Los números en la diagonal principal de la matriz  $\mathbf{X}(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'$ .

# ECONOMETRÍA

## T4 : EJEMPLO DE EXAMEN FINAL

### RESPUESTAS CORRECTAS

PREGUNTA 1	A	B	C	EN BLANCO
PREGUNTA 2	A	B	C	EN BLANCO
PREGUNTA 3	A	B	C	EN BLANCO
PREGUNTA 4	A	B	C	EN BLANCO
PREGUNTA 5	A	B	C	EN BLANCO
PREGUNTA 6	A	B	C	EN BLANCO
PREGUNTA 7	A	B	C	EN BLANCO
PREGUNTA 8	A	B	C	EN BLANCO
PREGUNTA 9	A	B	C	EN BLANCO
PREGUNTA 10	A	B	C	EN BLANCO
PREGUNTA 11	A	B	C	EN BLANCO
PREGUNTA 12	A	B	C	EN BLANCO
PREGUNTA 13	A	B	C	EN BLANCO
PREGUNTA 14	A	B	C	EN BLANCO
PREGUNTA 15	A	B	C	EN BLANCO
PREGUNTA 16	A	B	C	EN BLANCO
PREGUNTA 17	A	B	C	EN BLANCO
PREGUNTA 18	A	B	C	EN BLANCO
PREGUNTA 19	A	B	C	EN BLANCO
PREGUNTA 20	A	B	C	EN BLANCO

**INDICACIONES SOBRE ALGUNAS PREGUNTAS**

**[P3]**

$$IC_{95\%}(\beta_3) = [\hat{\beta}_3 \mp Dvt[\hat{\beta}_3\mathbf{w}] \times 1.965] = [0.615258 \mp 0.045331 \times 1.965] = [0.526, 0.704].$$

**[P4]**

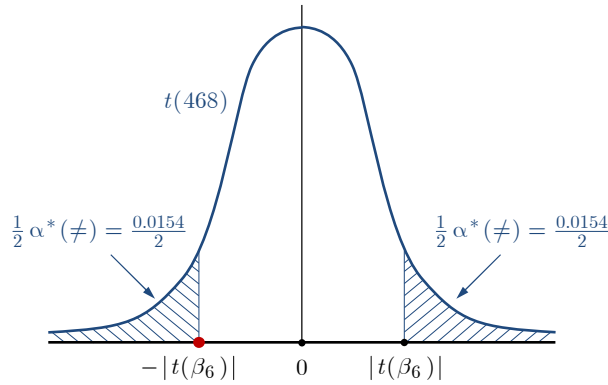
$$SL(PD) - SL(PA) \approx -(100\beta_5)\%, \text{ con } \hat{\beta}_5 = -0.241899 \Rightarrow 24\%, \text{ con } \alpha^*(\beta_5 = 0, \beta_5 \neq 0) = 0.0000.$$

**[P5]**

$$SL(PI) - SL(PD) \approx (100\beta_6)\%, \text{ con } \hat{\beta}_6 = -0.121631 \Rightarrow -12\%, \text{ con } \alpha^*(\beta_6 = 0, \beta_6 \neq 0) = 0.0154 = 1.54\%.$$

**[P6]**

$$t(\beta_6) = -2.432 < 0, \text{ con } \alpha^*(\neq) = 0.0154 :$$



$$\alpha^*(>) = \Pr[t(468) \geq t(\beta_6)] = 1 - \frac{1}{2} \alpha^*(\neq) = 1 - \frac{0.0154}{2} = 0.9923 (= 99.23\%).$$

**[P7]**

$$SL(PI) - SL(PA) = [SL(PI) - SL(PD)] - [SL(PA) - SL(PD)] \approx 100(\beta_6 - \beta_5)\%,$$

$$100(\hat{\beta}_6 - \hat{\beta}_5)\% = 100(-0.121631 + 0.241899)\% = 100 \times 0.120286\% = 12\%.$$

**[P8]**

$$t(\beta_6 - \beta_5 = 0) = \frac{\hat{\beta}_6 - \hat{\beta}_5 - 0}{Dvt[\hat{\beta}_6\mathbf{w} - \hat{\beta}_5\mathbf{w}]} = \frac{\hat{\beta}_6 - \hat{\beta}_5}{\sqrt{\text{Vâr}[\hat{\beta}_6\mathbf{w} - \hat{\beta}_5\mathbf{w}]}}$$

$$\text{Vâr}[\hat{\beta}_6\mathbf{w} - \hat{\beta}_5\mathbf{w}] = \text{Vâr}[\hat{\beta}_6\mathbf{w}] + \text{Vâr}[\hat{\beta}_5\mathbf{w}] - 2 \times \text{Côv}[\hat{\beta}_6\mathbf{w}, \hat{\beta}_5\mathbf{w}] = 0.05^2 + 0.034451^2 - 2 \times \text{Côv}[\hat{\beta}_6\mathbf{w}, \hat{\beta}_5\mathbf{w}].$$

No se puede calcular porque no tenemos  $\text{Côv}[\hat{\beta}_6\mathbf{w}, \hat{\beta}_5\mathbf{w}]$ .

**[P9]**

$$\begin{aligned} \ln SL &= \beta_1 + \beta_2 ED + \beta_3 \ln SI + \beta_4 H + \beta_5 PA + \beta_6 PI + U \\ &= \beta_1 + \beta_2 ED + \beta_3 \ln SI + \beta_4 (1 - M) + \beta_5 PA + \beta_6 PI + U \\ &= (\beta_1 + \beta_4) + \beta_2 ED + \beta_3 \ln SI - \beta_4 M + \beta_5 PA + \beta_6 PI + U. \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \ln SL &= \delta_1 + \delta_2 ED + \delta_3 \ln SI + \delta_4 M + \delta_5 PA + \delta_6 PI + U, \\ \delta_1 &= \beta_1 + \beta_4, \delta_2 = \beta_2, \delta_3 = \beta_3, \delta_4 = -\beta_4, \delta_5 = \beta_5, \delta_6 = \beta_6. \end{aligned}$$



**[P11]**

$$F = \frac{N-K}{M} \times \frac{\text{SCR}^* - \text{SCR}}{\text{SCR}} = \frac{474-6}{3} \times \frac{14.89166 - 13.1227}{13.1227} = 21.029,$$

$$F = \frac{N-K}{M} \times \frac{R^2 - R_*^2}{1 - R^2} = \frac{474-6}{3} \times \frac{0.824268 - 0.800579}{1 - 0.824268} = 21.029.$$

**[P12]**

$$ED = 20, \ln SI = 10, H = PA = PI = 0 \Rightarrow \widehat{\ln SL} = \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 \times 20 + \hat{\beta}_3 \times 10 =$$

$$= 4.241184 + 0.024468 \times 20 + 0.615258 \times 10 = 10.88.$$

**[P13]**

Sección 2.2 páginas 19-21.

**[P19]**

$$VIF_2 = 1/(1 - R_2^2), \quad VIF_3 = 1/(1 - R_3^2),$$

donde  $R_2^2$  es el coeficiente de determinación en la RLS de  $X_2$  sobre  $X_3$ , y  $R_3^2$  es el coeficiente de determinación en la RLS de  $X_3$  sobre  $X_2$ . Ambos coeficientes de determinación son iguales al cuadrado del coeficiente de correlación lineal simple entre  $X_2$  y  $X_3$  (o entre  $X_3$  y  $X_2$ ), por lo que los dos factores de inflación de la varianza son iguales. Además,  $VIF_2 = 1 \Rightarrow R_2^2 = 0$  (multicolinealidad de grado cero) y  $VIF_3 = 10 \Rightarrow R_3^2 = 0.9$  (multicolinealidad de grado alto).