ECONOMETRÍA

T1 : EJEMPLO DE EXAMEN PARCIAL 1

APELLIDOS:	NOMBRE:	
EMAIL UCM:	GRUPO:	DNI:

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

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

Pregunta 1. Indique cuál de las operaciones siguientes en un análisis econométrico aplicado NO tiene que ver con la especificación inicial de un modelo:

A. Decidir qué variables explicativas se incluyen en el modelo.
B. Contrastar la significación conjunta de todos los parámetros del modelo.
C. Plantear una forma funcional concreta para la relación entre la variable dependiente y las variables explicativas del modelo.

Pregunta 2. Si en el modelo $Y = \beta_1 + \beta_2 X_2 + U$ se rechaza H_0: $\beta_2 = 1.5$ en favor de H_1: $\beta_2 \neq 1.5$ con un nivel de significación del 1%, entonces:

A. El nivel de significación marginal (p-valor) del contraste es inferior a un 1%.
B. La hipótesis nula es falsa.
C. La probabilidad de que la hipótesis alternativa sea cierta es igual a un 99%.

Pregunta 3. Si los símbolos Δ y $\%\Delta$ representan los cambios absoluto y porcentual, respectivamente, de una variable cualquiera, y ln representa el logaritmo natural, entonces:

A. En el modelo $\ln Y = \beta_1 + \beta_2 X + U$, $\%\Delta Y \approx \beta_2$ si $\Delta X = 1$ y $\Delta U = 0$.
B. En el modelo $Y = \beta_1 + \beta_2 \ln X + U$, $\Delta Y \approx \beta_2$ si $\%\Delta X = 1\%$ y $\Delta U = 0$.
C. En el modelo $\ln Y = \beta_1 + \beta_2 \ln X + U$, $\%\Delta Y \approx \beta_2$ si $\%\Delta X = 1\%$ y $\Delta U = 0$.

Pregunta 4. Considere las dos regresiones lineales siguientes, estimadas ambas por MCO: [1] $y_i = \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 x_i + \hat{u}_i$, [2] $y_i^* = \hat{\beta}_1^* + \hat{\beta}_2^* x_i^* + \hat{u}_i^*$. En [2], $y_i^* = \delta y_i$ y $x_i^* = \mu x_i$ $(i = 1, 2, ..., N)$, donde δ y μ son dos números estrictamente mayores que uno. Indique cuál de las afirmaciones siguientes es CIERTA:

A. Si $\delta \neq \mu$, entonces $\hat{\beta}_1^* \neq \hat{\beta}_1$ y $\hat{\beta}_2^* \neq \hat{\beta}_2$.
B. Si $\delta = \mu$, entonces las sumas de los cuadrados de los residuos de ambas regresiones son iguales.
C. Si $\delta \neq \mu$, entonces el R^2 de la regresión [2] es distinto del de la regresión [1].

Pregunta 5. En un modelo RLS clásico del tipo $Y = \beta_1 + \beta_2 X_2 + U$, el estimador MCO de β_2 es:

A. Un número que coincide con el verdadero valor de β_2.
B. Una variable aleatoria cuyo valor esperado coincide con el verdadero valor de β_2.
C. Una variable aleatoria cuya varianza es igual a cero.

Pregunta 6. Indique cuál de los modelos de regresión siguientes NO es un modelo LINEAL:

A. $Y = \beta_1 + \beta_2 X_2 + \beta_2^2 X_3 + U$.
B. $Y = \beta_1 + \beta_2 X_2 + \beta_3 X_3 + U$.
C. $Y = \beta_1 + \beta_2 X_2 + \beta_3 X_2^2 + U$.

Pregunta 7. En un modelo RLS clásico del tipo $Y = \beta_1 + \beta_2 X_2 + U$, el Teorema de Gauss-Markov implica que el estimador MCO de β_2:

A. Proporciona estimaciones que coinciden con el verdadero valor de β_2 en todos los casos prácticos.
B. Proporciona intervalos de confianza del 95% para β_2 que contienen al verdadero valor de β_2 en todos los casos prácticos.
C. Tiene asociada una probabilidad de proporcionar estimaciones próximas al verdadero valor de β_2 que es mayor que la asociada con cualquier otro estimador lineal e insesgado de β_2.

Pregunta 8. En un modelo RLM clásico del tipo $Y = \beta_1 + \beta_2 X_2 + \beta_3 X_3 + U$, la varianza estimada del estimador MCO del parámetro β_2 será tanto MENOR cuanto:

A. Mayor sea el R^2 en la RLS de X_2 sobre X_3.
B. Mayor sea la suma de cuadrados de los residuos en la RLS de X_2 sobre X_3.
C. Menor sea la varianza muestral de X_2.

Pregunta 9. En un modelo RLS clásico del tipo $Y = \beta_1 + \beta_2 X_2 + U$, un error estándar muy grande para el estimador MCO del parámetro β_2 implica que:

A. Los intervalos de confianza habituales para β_2 son muy amplios, lo que significa que el modelo estimado aporta muy poca información sobre el parámetro β_2.
B. El estimador MCO del parámetro β_2 es ineficiente.
C. La probabilidad de que el parámetro β_2 sea igual a cero es muy elevada.

Las preguntas 10 a 20 se refieren al modelo de regresión lineal

$$Y = \beta_1 + \beta_2 X_2 + \beta_3 X_3 + \beta_4 X_4 + U .$$

Las dos tablas siguientes contienen parte de los resultados del modelo estimado por MCO, junto con la matriz de varianzas-covarianzas estimadas de los estimadores de β_2, β_3, β_4:

Dependent Variable : Y Sample : 1 10 Included observations : 10				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.350352	...	0.040434	0.9691
X2	−4.531780	...	...	0.0006
X3	2.028232	...	...	0.1894
X4	1.146612	...	...	0.0109
R-squared	0.921390	Mean dependent var		53.0000
Adjusted R-squared	...	S.D. dependent var		...
S.E. of regression	...	F-statistic		...
Sum squared resid	106.4382	Prob(F-statistic)		0.0010

	β_2	β_3	β_4
β_2	0.487778	−0.210424	0.015586
β_3	−0.210424	1.878060	0.263550
β_4	0.015586	0.263550	0.099458

Pregunta 10. La suma de cuadrados explicada (SCE) en el modelo estimado:

A. Es igual a 1354.0033.
B. Es igual a 1446.2038.
C. Es igual a 1247.5651.

Pregunta 11. La varianza estimada de las perturbaciones del modelo:

A. Es igual a 10.6438.
B. Es igual a 17.7397.
C. Es igual a 26.6096.

Pregunta 12. El error estándar (desviación típica estimada) del estimador MCO de β_1:

A. Se debe calcular como 1.350352 / 0.040434.
B. Se debe calcular como 0.040434 − 1.350352.
C. Se debe calcular como 0.040434 / 1.350352.

Pregunta 13. El estadístico t para contrastar la significación individual de β_2:

A. Es igual a –9.2907.
B. Es igual a –8.6623.
C. Es igual a –6.4887.

Pregunta 14. El resultado del contraste de significación individual de β_3 es el siguiente:

A. β_3 no es significativo ni siquiera al 10%.
B. β_3 es significativo al 5%, aunque no lo es al 1%.
C. β_3 es significativo incluso al 0.5%.

Pregunta 15. El nivel de significación marginal para el contraste de $H_0: \beta_4 = 0$ frente a $H_1: \beta_4 < 0$:

A. Es inferior a un 10%.
B. Es superior a un 90%.
C. No se puede calcular con la información disponible.

Pregunta 16. El estadístico t para contrastar $H_0: \beta_3 = 2\beta_4$ frente a $H_1: \beta_3 \neq 2\beta_4$:

A. Es igual a –2.8634.
B. Es igual a –0.8598.
C. Es igual a –0.2397.

Pregunta 17. Si el valor crítico bilateral al 10% de una $t(6)$ es 1.9432, en el contraste de $H_0: \beta_3 = 2\beta_4$ frente a $H_1: \beta_3 \neq 2\beta_4$:

A. Se debe rechazar H_0 en favor de H_1 al 10%.
B. No se puede rechazar H_0 en favor de H_1 al 5%.
C. Se debe rechazar H_0 en favor de H_1 al 1%.

Pregunta 18. El estadístico F para el contraste de significación conjunta de β_2, β_3, β_4:

A. Es igual a 10.968.
B. Es igual a 14.919.
C. Es igual a 23.442.

Pregunta 19. En el contraste de significación conjunta de β_2, β_3, β_4:

A. Se debe rechazar H_0 en favor de H_1 tanto al 10% como al 5%.
B. Se debe rechazar H_0 en favor de H_1 al 10% pero no al 5%.
C. No se puede rechazar H_0 en favor de H_1 al 10% aunque sí al 5%.

Pregunta 20. Si el valor crítico bilateral al 10% de una $t(6)$ es 1.9432, el intervalo de confianza del 90% para el parámetro β_4:

A. No se puede calcular con la información disponible.
B. Es igual a $[0.3749, 1.9183]$.
C. Es igual a $[0.5338, 1.7594]$.

ECONOMETRÍA

T1 : EJEMPLO DE EXAMEN PARCIAL 1

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]

Sección 2.1 páginas 1-4.

[P4]

Sección 2.2 páginas 14-15: Demostración de PRA.05.

[P8]

Sección 2.3 página 11. En concreto: $\hat{\mathrm{Var}}[\hat{\beta}_{2\mathbf{W}}] = \dfrac{\hat{\sigma}^2}{\mathrm{SCR}_2} = \dfrac{\hat{\sigma}^2}{\mathrm{SCT}_2(1-R_2^2)}$.

[P10]

$$R^2 = \frac{\mathrm{SCE}}{\mathrm{SCT}} \Rightarrow \mathrm{SCE} = \mathrm{SCT} \times R^2; \text{ también } \mathrm{SCE} = \mathrm{SCT} - \mathrm{SCR}.$$

$$R^2 = 1 - \frac{\mathrm{SCR}}{\mathrm{SCT}} \Rightarrow \frac{\mathrm{SCR}}{\mathrm{SCT}} = 1 - R^2 \Rightarrow \mathrm{SCT} = \frac{\mathrm{SCR}}{1-R^2} = \frac{106.4382}{1-0.921390} = 1354.0033,$$

$$\mathrm{SCE} = 1354.0033 \times 0.921390 = 1354.0033 - 106.4382 = 1247.5651.$$

[P11]

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{\mathrm{SCR}}{N-K} = \frac{106.4382}{10-4} = 17.7397.$$

[P12]

$$t(\beta_1) = \frac{\hat{\beta}_1}{\hat{\mathrm{Dvt}}[\hat{\beta}_{1\mathbf{W}}]} \Rightarrow \hat{\mathrm{Dvt}}[\hat{\beta}_{1\mathbf{W}}] = \frac{\hat{\beta}_1}{t(\beta_1)} = \frac{1.350352}{0.040434}.$$

[P13]

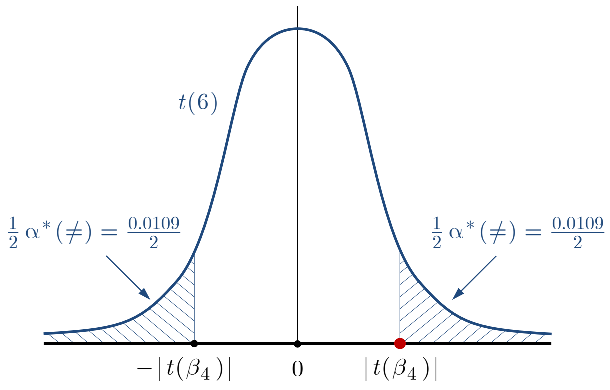
$$t(\beta_2) = \frac{\hat{\beta}_2}{\hat{\mathrm{Dvt}}[\hat{\beta}_{2\mathbf{W}}]} = \frac{-4.531780}{\sqrt{0.487778}} = -6.4887.$$

[P14]

$$\alpha^* = 0.1894 = 18.94\% \Rightarrow \begin{cases} \text{Rechazar } H_0 (\Leftrightarrow \beta_2 \text{ significativo}) \text{ con } \alpha > 18.94\%. \\ \text{No rechazar } H_0 (\Leftrightarrow \beta_2 \text{ no significativo}) \text{ con } \alpha \leq 18.94\%. \end{cases}$$

[P15]

$$t(\beta_4) = \frac{\hat{\beta}_4}{\hat{\mathrm{Dvt}}[\hat{\beta}_{4\mathbf{W}}]} > 0 \ \ (\text{porque } \hat{\beta}_4 > 0), \ \text{ con } \ \alpha^*(\neq) = 0.0109:$$



$$\alpha^*(<) = \Pr[t(6) \leq t(\beta_4)] = 1 - \tfrac{1}{2}\alpha^*(\neq) = 1 - \frac{0.0109}{2} = 0.99455 \ \ (= 99.5\%).$$

[P16]

$$H_0\colon \beta_3 = 2\beta_4 \Leftrightarrow H_0\colon \beta_3 - 2\beta_4 = 0 \Rightarrow t = \frac{\hat{\beta}_3 - 2\hat{\beta}_4}{\hat{\mathrm{Dvt}}[\hat{\beta}_{3\mathbf{W}} - 2\hat{\beta}_{4\mathbf{W}}]} = \frac{\hat{\beta}_3 - 2\hat{\beta}_4}{\sqrt{\hat{\mathrm{Var}}[\hat{\beta}_{3\mathbf{W}} - 2\hat{\beta}_{4\mathbf{W}}]}},$$

$$\hat{\mathrm{Var}}[\hat{\beta}_{3\mathbf{W}} - 2\hat{\beta}_{4\mathbf{W}}] = \hat{\mathrm{Var}}[\hat{\beta}_{3\mathbf{W}}] + 2^2 \times \hat{\mathrm{Var}}[\hat{\beta}_{4\mathbf{W}}] + 2 \times (-2) \times \hat{\mathrm{Cov}}[\hat{\beta}_{3\mathbf{W}}, \hat{\beta}_{4\mathbf{W}}]$$

$$= 1.878060 + 4 \times 0.099458 - 4 \times 0.263550 = 1.221692,$$

$$t = \frac{2.028232 - 2 \times 1.146612}{\sqrt{1.221692}} = -0.2397.$$

[P17]

$$|\, t \,| = 0.2397 < 1.9432 \Rightarrow \text{No rechazar } H_0 \text{ al } 10\% \Rightarrow \text{No rechazar } H_0 \text{ a ningún } \alpha \le 10\%.$$

[P18]

$$F = \frac{N-K}{K-1} \times \frac{R^2}{1-R^2} = \frac{10-4}{4-1} \times \frac{0.921390}{1-0.921390} = 23.442.$$

[P19]

$$\alpha^* = 0.0010 = 0.1\% \Rightarrow \text{Rechazar } H_0 \text{ a cualquier } \alpha > 0.1\%.$$

[P20]

$$\mathrm{IC}_{90\%}(\beta_4) = \left[\, \hat{\beta}_4 \mp 1.9432 \times \hat{\mathrm{Dvt}}[\hat{\beta}_{4\mathbf{W}}] \right] = \left[\, 1.146612 \mp 1.9432 \times \sqrt{0.099458} \,\right] = [0.5338, 1.7594]\,.$$