Examen final de econometría I

4 de febrero de 2005 – Hora: 12:00

Apellidos:	**Nombre:**	**DNI:**
Profesor/a:	**Licenciatura:**	**Grupo:**

Antes de empezar a resolver el examen, rellene TODA la información que se solicita en los recuadros anteriores y lea con atención las instrucciones de la página siguiente.

Pregunta 1	A	**B**	C	D	En blanco
Pregunta 2	A	B	C	**D**	En blanco
Pregunta 3	A	B	**C**	D	En blanco
Pregunta 4	A	B	C	**D**	En blanco
Pregunta 5	**A**	B	C	D	En blanco
Pregunta 6	A	B	**C**	D	En blanco
Pregunta 7	A	B	C	**D**	En blanco
Pregunta 8	A	**B**	C	D	En blanco
Pregunta 9	A	**B**	C	D	En blanco
Pregunta 10	A	**B**	C	D	En blanco
Pregunta 11	**A**	B	C	D	En blanco
Pregunta 12	A	B	**C**	D	En blanco
Pregunta 13	A	B	C	**D**	En blanco
Pregunta 14	A	B	**C**	D	En blanco
Pregunta 15	A	**B**	C	D	En blanco
Pregunta 16	A	**B**	C	D	En blanco
Pregunta 17	A	B	C	**D**	En blanco
Pregunta 18	A	**B**	C	D	En blanco
Pregunta 19	A	B	**C**	D	En blanco
Pregunta 20	A	B	**C**	D	En blanco

Pregunta 1. Se desea estimar una función de producción Cobb-Douglas del tipo $\ln Q_i = \beta_1 + \beta_2 \ln L_i + \beta_3 \ln K_i + U_i \quad (i = 1, ..., N)$, donde "ln" representa el logaritmo neperiano. Si los rendimientos a escala son constantes, de manera que $\beta_2 + \beta_3 = 1$, indique cuál de las afirmaciones siguientes es FALSA:

A) El estimador MCO de β_1, β_2 y β_3 que no incorpora la restricción $\beta_2 + \beta_3 = 1$ es insesgado.

B) Al estimar β_1, β_2 y β_3 por MCO ocurre seguro que $\hat{\beta}_2^{MCO} + \hat{\beta}_3^{MCO} = 1$.

C) El estimador MCR de β_1, β_2 y β_3 que incorpora la restricción $\beta_2 + \beta_3 = 1$ es insesgado y tiene menor varianza que el estimador MCO.

D) Al estimar β_1, β_2 y β_3 por MCR ocurre seguro que $\hat{\beta}_2^{MCR} + \hat{\beta}_3^{MCR} = 1$.

→ En general, las estimaciones libres no cumplen exactamente las restricciones

Pregunta 2. Considere un modelo del tipo [M1] $Y_i = \beta_1 + \beta_2 X_{i2} + \beta_3 X_{i3} + U_i$ (en el que se cumplen todas las hipótesis clásicas del MLG) y suponga que se omite por error la variable explicativa relevante X_{i3}, de manera que en lugar de [M1] se especifica un modelo como [M2] $Y_i = \beta_1 + \beta_2 X_{i2} + V_i$. Si la varianza muestral de X_{i2} es positiva, indique cuál de las afirmaciones siguientes es CIERTA:

A) Si la covarianza muestral entre X_{i2} y X_{i3} es distinta de cero, entonces el estimador MCO de β_2 en [M2] es insesgado. → FALSO; es insesgado solo si las variables excluidas son independientes de las incluidas

B) El estimador MCO de β_2 en el modelo [M1] es sesgado. → FALSO; está bien especificado

C) Si la covarianza muestral entre X_{i2} y X_{i3} es positiva y β_3 es positivo, entonces el sesgo del estimador MCO de β_2 en [M2] es negativo. → FALSO; sería positivo

D) Si la covarianza muestral entre X_{i2} y X_{i3} es distinta de cero, el estimador MCO de β_2 en el modelo [M2] es sesgado.

Pregunta 3. Se ha estimado por MCO el modelo $y_i = 30 + 0.51 x_i + \hat{u}_i$, donde y_i es el gasto en vivienda y x_i es la renta familiar (ambos medidos en miles de euros) de 200 familias. Posteriormente se decide utilizar como variable explicativa la renta disponible, x_i^*, definida como la renta familiar menos el 15% de la misma en concepto de impuestos. En el modelo estimado $y_i = \hat{\beta}_1^* + \hat{\beta}_2^* x_i^* + \hat{u}_i$:

A) $\hat{\beta}_1^* = 25.5$ y $\hat{\beta}_2^* = 0.51$.

B) $\hat{\beta}_1^* = 30$ y $\hat{\beta}_2^* = 0.4335$.

C) $\hat{\beta}_1^* = 30$ y $\hat{\beta}_2^* = 0.6$.

D) $\hat{\beta}_1^* = 32.294$ y $\hat{\beta}_2^* = 0.51$.

→ Se trata de un cambio de escala en x_i

$x_i^* = (1 - .15) x_i = .85 \times x_i$; $x_i = \frac{x_i^*}{.85}$

$y_i = 30 + 0.51 \frac{x_i^*}{.85} + \hat{u}_i$; $\hat{\beta}_1^* = 30$; $\hat{\beta}_2^* = \frac{.51}{.85} = .6$

Pregunta 4. Considere el modelo $Y_i = \beta_1 + \beta_2 X_{i2} + \beta_3 X_{i3} + U_i \quad (i = 1, ..., 20)$ en el que se cumplen todas las hipótesis clásicas del MLG. Si $\bar{F}$ representa el valor calculado del estadístico F habitual para el contraste de significación global de las pendientes en el modelo anterior, indique cuál de las siguientes afirmaciones es FALSA:

A) El nivel de significación marginal (*p-value*) asociado con dicho contraste es igual a $1 - \Pr[F(2,17) \leq \bar{F}]$.

B) El valor calculado del estadístico F es $\bar{F} = [17 \times R^2]/[2 \times (1 - R^2)]$, donde R^2 es el coeficiente de determinación del modelo.

C) El valor calculado del estadístico F es $\bar{F} = (17 \times \text{SEC})/(2 \times \text{SRC})$, donde SEC y SRC son, respectivamente, la suma explicada de cuadrados y la suma de cuadrados de los residuos del modelo.

D) El nivel de significación marginal (*p-value*) asociado con dicho contraste es igual a $\Pr[F(3,17) \leq \bar{F}]$. → los grados de libertad no están bien y, además, la expresión corresponde a un nivel de confianza marginal.

Pregunta 5. Bajo todas las hipótesis clásicas que conforman el MLG $\mathbf{Y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \mathbf{U}$, la insesgadez del estimador MCO de $\boldsymbol{\beta}$ implica que dicho estimador:

A) Probablemente proporcionará estimaciones próximas al verdadero valor de $\boldsymbol{\beta}$.

B) Proporciona estimaciones que estarán muy cerca del verdadero valor de $\boldsymbol{\beta}$ incluso si $\text{E}(\mathbf{U}) \neq 0$. En este caso el estimador sería sesgado

C) Proporciona estimaciones que coinciden con el verdadero valor de $\boldsymbol{\beta}$ en todos los casos prácticos. → Esto sería un milagro

D) Tiene una varianza más pequeña que cualquier otro estimador insesgado de $\boldsymbol{\beta}$. →
→ esto es eficiencia

Pregunta 6. Bajo todas las hipótesis clásicas del MLG, si "ln" representa el logaritmo neperiano y nos referimos a la pendiente de un modelo como $\Delta Y_i / \Delta X_i$ y a la elasticidad de Y con respecto a X como $(\Delta Y_i / \Delta X_i) \times (X_i / Y_i)$, indique cuál de las afirmaciones siguientes es FALSA:

A) En el modelo $Y_i = \beta_1 + \beta_2 X_i + U_i$, la pendiente del modelo es β_2 y la elasticidad es $\beta_2 X_i / Y_i$.

B) En el modelo $\ln Y_i = \beta_1 + \beta_2 \ln X_i + U_i$, la pendiente del modelo es $\beta_2 Y_i / X_i$ y la elasticidad es β_2.

C) En el modelo $Y_i = \beta_1 + \beta_2 X_i + U_i$, la pendiente del modelo es β_2 y la elasticidad es $\beta_2 Y_i / X_i$. ⇐ ESTA ES LA FALSA. LA VERSION CORRECTA DE ESTA IDEA ES LA A)

D) En el modelo $\ln Y_i = \beta_1 + \beta_2 X_i + U_i$, la pendiente del modelo es $\beta_2 Y_i$ y la elasticidad es $\beta_2 X_i$.

El siguiente enunciado contiene la información necesaria para contestar a las preguntas 7 a 11: Se desea analizar la relación existente entre el precio de las viviendas unifamiliares y ciertas características de las mismas, para lo cual se estima el modelo:

$$\ln \text{Pr}_i = \beta_1 + \beta_2 Ndorm_i + \beta_3 Sup_i + \beta_4 Finca_i + u_i ; \qquad i = 1, ..., 88$$

donde "ln" representa el logaritmo neperiano, Pr es el precio de la vivienda medido en miles de dólares, $Ndorm$ es el nº de dormitorios de la vivienda, Sup es la superficie construida medida en metros cuadrados (m^2), y $Finca$ es la superficie de la finca medida en miles de m^2. Se dispone de una muestra de 88 viviendas. Los resultados de la estimación MCO se muestran en la Tabla 1:

Tabla 1

Dependent Variable: LOG(PR)
Method: Least Squares
Sample: 1 88
Included observations: 88

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	4.759375	0.093536	50.88276	0.0000
NDORM	0.025239	0.028593	0.882698	0.3799
SUP	0.003919	0.000452	8.667894	0.0000
FINCA	0.060297	0.021934	2.749042	0.0073

R-squared	0.622277	Mean dependent var	5.633180
Adjusted R-squared	0.608787	S.D. dependent var	0.303573
S.E. of regression	0.189876	F-statistic	46.12847
Sum squared resid	3.028430	Prob(F-statistic)	0.000000

Pregunta 7. Según los resultados mostrados en la Tabla 1:

A) Por cada dormitorio adicional el precio de la vivienda aumentará 252.39 dólares.

B) Si el número de dormitorios se incrementa en un 1% el precio de la vivienda aumentará en un 0.025239%.

C) Por cada dormitorio adicional el precio de la vivienda aumentará un 0.025239%.

D) Por cada dormitorio adicional el precio de la vivienda aumentará un 2.5239%.

El coeficiente de NDORM es una semielasticidad en tanto por uno. Para expresarlo en tanto por cien hay que multiplicarlo por 100

Pregunta 8. Según los resultados mostrados en la Tabla 1 y utilizando todos los decimales disponibles, indique cuáles de las siguientes afirmaciones son CIERTAS:

ojo, logaritmo.

1. La variación observada del precio de la vivienda está explicada en un 62.2277% por la variación observada de las variables explicativas del modelo.
2. El precio esperado de una vivienda unifamiliar con 3 dormitorios, 100 m^2 construidos y 1000 m^2 de finca es 5287.29 dólares. → No, la estimación correcta es la 3.
3. El precio esperado de una vivienda unifamiliar con 3 dormitorios, 100 m^2 construidos y 1000 m^2 de finca es 197806 dólares.

$$p^e = e^{4.759375 + 0.025239 \times 3 + 0.003919 \times 100 + 0.060297 \times 1} =$$

La variable está en miles de metros cuadrados

$= 197.8064$ miles de dólares.

4. La variación observada del logaritmo del precio de la vivienda está explicada en un 62.2277% por la variación observada de las variables explicativas del modelo. — Es el R^2 del modelo

A) Son ciertas las afirmaciones 1 y 3.

B) Son ciertas las afirmaciones 3 y 4.

C) Son ciertas las afirmaciones 1 y 2.

D) Son ciertas las afirmaciones 2 y 4.

Pregunta 9. Dados los resultados mostrados en la Tabla 1, y sabiendo que $\hat{\text{Cov}}[\hat{\beta}_2, \hat{\beta}_3] = 0$ y que $\Pr[t(84) \geq 0.7455] = 0.229$, indique cuál de las siguientes afirmaciones es FALSA:

A) La hipótesis de que el efecto parcial del nº de dormitorios es igual a cero no puede rechazarse ni al 5% ni al 10% de significación.

B) El valor del estadístico t para el contraste de la hipótesis nula $\beta_2 = \beta_3$ frente a la alternativa $\beta_2 \neq \beta_3$ es 0.7455, por lo que se debe rechazar la hipótesis nula a cualquier nivel de significación.

$$t = \frac{\hat{\beta}_2 - \hat{\beta}_3}{\sqrt{VAR(\hat{\beta}_2) + VAR(\hat{\beta}_3)}} = \frac{.025239 - .003919}{\sqrt{.028593^2 + .000452^2}} = .7455$$

pero el p-valor es de: 2×0.229, por lo que hay muchos niveles de significación para los que no se rechaza.

C) El valor del estadístico t para el contraste de la hipótesis nula $\beta_2 = \beta_3$ frente a la alternativa $\beta_2 > \beta_3$ es 0.7455, por lo que no se rechaza la hipótesis nula ni al 5% ni al 10% de significación.

D) La hipótesis $\beta_4 = 0$ debe rechazarse al 1% de significación.

Pregunta 10. Se desea contrastar si el precio de las viviendas unifamiliares de fincas muy grandes se comporta de manera diferente al del resto de viviendas. Para ello se define una variable ficticia, GR, que toma valor 1 si la finca tiene más de 2500 m^2 y cero en el resto de los casos. El modelo estimado se muestra en la Tabla 2.

Tabla 2

Dependent Variable: LOG(PR)
Method: Least Squares
Sample: 1 88
Included observations: 88

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	4.771439	0.099451	47.97764	0.0000
NDORM	0.034803	0.028262	1.231451	0.2217
SUP	0.003231	0.000496	6.514933	0.0000
FINCA	0.171110	0.065219	2.623611	0.0104
GR	-2.225233	0.967610	-2.299720	0.0240
SUP*GR	0.007147	0.002747	2.601896	0.0110

R-squared	0.658945	Mean dependent var	5.633180
Adjusted R-squared	0.638149	S.D. dependent var	0.303573
S.E. of regression	0.182611	F-statistic	31.68613
Sum squared resid	2.734441	Prob(F-statistic)	0.000000

Según los resultados mostrados en la Tabla 2, y utilizando todos los decimales disponibles, indique cuál de las siguientes afirmaciones es CIERTA:

A) Respecto al contraste de la hipótesis de que no existen diferencias significativas en el término constante entre las viviendas de fincas mayores de 2500 m^2 y el resto de viviendas, esta hipótesis se rechaza al 1% de significación, pero no al 5%.

B) En el caso de las viviendas de fincas con más de 2500 m^2, cada m^2 adicional de superficie construida incrementa el precio de la vivienda en un 1.0378%, mientras que en el caso del resto de viviendas ese incremento es del 0.3231%. — EL EFECTO ES: SI CR = 1, .003231 + .007147; SI CR = 0, .003231

C) En el caso de las viviendas de fincas con más de 2500 m^2, cada m^2 adicional de superficie construida incrementa el precio de la vivienda en un 0.7147%, mientras que en el caso del resto de viviendas ese incremento es del 1.0378%.

D) Respecto al contraste de la hipótesis de que no existen diferencias significativas en el efecto de la superficie construida entre las viviendas de fincas con más de 2500 m^2 y el resto de viviendas, esta hipótesis se rechaza al 1% de significación, pero no al 5%.

Pregunta 11. Según los resultados mostrados en las Tablas 1 y 2, sabiendo que $\Pr[F(2,82) \leq 3.11] = 0.95$, y utilizando todos los decimales disponibles, el contraste de la hipótesis nula de que no hay diferencias significativas en el precio relacionadas con que la finca tenga más de 2500 m^2:

A) Tiene asociado un estadístico F igual a 4.408, por lo que se rechaza la hipótesis nula al 5% de significación.

B) Tiene asociado un estadístico F igual a 31.686, por lo que se rechaza la hipótesis nula al 5% de significación.

C) No puede llevarse a cabo con la información disponible.

D) Tiene asociado un estadístico F igual a 14.582, por lo que se rechaza la hipótesis nula al 5% de significación.

$$F = \frac{[S(\hat\beta_{MCRL}) - S(\hat\beta_{MCO})]/m}{S(\hat\beta_{MCO})/n-k} = \frac{(3.028430 - 2.734441)/2}{2.734441/(88-6)} = 4.408 \rightarrow$$ RECHAZA H_0 PORQUE QUEDA A LA DCHA DE 3.11

Pregunta 12. Si en el modelo $Y_i = \beta_1 + \beta_2 X_{i2} + \beta_3 X_{i3} + U_i$ se cumplen todas las hipótesis clásicas del MLG, pero ocurre que X_{i2} es aproximadamente (no exactamente) igual a $2 \times X_{i3}$ para todo i, entonces: HAY UN PROBLEMA DE COLINEALIDAD

A) El estimador MCO de β_1, β_2 y β_3 es insesgado pero no es eficiente. — NO

B) Los parámetros β_1, β_2 y β_3 no se pueden estimar por MCO. — NO

C) El estimador MCO de β_1, β_2 y β_3 es eficiente. — SI. LA COLINEALIDAD NO AFECTA A LA EFICIENCIA

D) El estimador MCO de β_1, β_2 y β_3 es sesgado. — NO

El siguiente enunciado se refiere a las preguntas 13 a 15: Para analizar los factores determinantes de la renta de un conjunto de 10 municipios españoles, se ha estimado por MCO el siguiente modelo:

$$\underset{}{RE_i} = \underset{(357.66)}{632.79} + \underset{(4.54)}{0.839}\, VAA_i + \underset{(4.50)}{10.79}\, VAI_i + \underset{(0.99)}{4.53}\; IVI_i + \hat{u}_i\,, \qquad \text{[A]}$$

donde RE representa la renta, VAA es el valor añadido del sector agrícola, VAI es el valor añadido del sector industrial, e IVI es la inversión en vivienda. Entre paréntesis se presentan las desviaciones típicas estimadas de los estimadores correspondientes. Se han obtenido también los siguientes resultados:

$$\frac{1}{10}\sum_{i=1}^{10} RE_i = 16.15; \quad \sum_{i=1}^{10} RE_i^2 = 3104.25; \quad \sum_{i=1}^{10} \hat{u}_i^2 = 49.635.$$

Pregunta 13. Dada la información anterior:

A) El valor del estadístico F para el contraste de significación global de las pendientes es 15.98.

B) La variabilidad observada de la renta viene explicada en un 70.9934% por su relación con las variables explicativas del modelo.

C) El valor del estadístico F para el contraste de significación global de las pendientes es 1.98.

D) La variabilidad observada de la renta está explicada en un 89.9934% por su relación con las variables explicativas del modelo. $R^2 = 1 - \dfrac{49.635}{3104.25 - 10\times(16.15)^2} = .899934$

$F = \dfrac{R^2/3}{(1-R^2)/(10-4)} = 17.986$

Pregunta 14. Dados los resultados de la estimación del modelo [A] anterior y sabiendo que $\Pr[t(6) \leq 2.45] = 0.975$ y que $\Pr[F(3,6) \leq 4.76] = 0.95$:

A) El verdadero valor del parámetro asociado con VAA se encuentra en el intervalo [−10.284, 11.962] con un 95% de confianza, por lo que se rechaza que dicho parámetro sea igual a cero al 5% de significación.

B) El valor del estadístico t para el contraste de la hipótesis nula de que el parámetro asociado a VAI es igual a cero frente a que es distinto de cero es 2.3978, por lo que se rechaza la hipótesis nula al 5% de significación.

C) Los resultados de los contrastes de significación individuales y de significación conjunta de las pendientes son algo contradictorios, por lo que puede existir un problema de multicolinealidad aproximada.

D) El valor del estadístico t para el contraste de la hipótesis nula de que el parámetro asociado a IVI es igual a cero frente a que es distinto de cero es 4.5758, por lo que no se rechaza la hipótesis nula al 5% de significación.

Pregunta 15. Dados los resultados de la estimación del modelo [A] anterior, indique cuál de las siguientes afirmaciones es FALSA: $\hat{\sigma}^2_{MV} = \frac{1}{n}\hat{\varepsilon}^T\hat{\varepsilon}$; $\hat{\sigma}^2_{MCO} = \frac{1}{n-k}\hat{\varepsilon}^T\hat{\varepsilon}$

A) La estimación de la varianza de las perturbaciones por MCO es 8.2725.

B) La estimación de la varianza de las perturbaciones por MV es 8.2725.

C) La estimación de la varianza de las perturbaciones por MV es $\frac{6}{10} \times 8.2725$.

D) El sesgo del estimador MV de la varianza de las perturbaciones es $-\frac{4}{10}\sigma_u^2$.

Pregunta 16. Se desea estimar la relación entre el precio de un determinado bien (P) y los costes de material (CM) y de trabajo (CT), según el siguiente modelo:

$$P_i = \alpha + \beta CM_i + \gamma CT_i + u_i$$

Para la estimación se dispone de la siguiente información obtenida de una muestra de 100 empresas españolas:

	P	CM	CT
P	2000	100	90
CM		10	5
CT			5

Cada valor en la tabla anterior es la suma de los productos cruzados de los datos correspondientes en desviaciones con respecto a la media. Por ejemplo $\sum_{i=1}^{100}(P_i - \bar{P})(CM_i - \overline{CM}) = 100$ y $\sum_{i=1}^{100}(CM_i - \overline{CM})^2 = 10$. Dada esta información, el resultado de la estimación por MCO es:

A) $\hat{\beta} = 0.2$ y $\hat{\gamma} = 16$.

B) $\hat{\beta} = 2$ y $\hat{\gamma} = 16$.

C) $\hat{\beta} = 0.2$ y $\hat{\gamma} = 0.5$.

D) $\hat{\beta} = 2$ y $\hat{\gamma} = 0.5$.

$$\begin{bmatrix} \hat{\beta} \\ \hat{\gamma} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 10 & 5 \\ 5 & 5 \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} 100 \\ 90 \end{bmatrix} = \frac{1}{50-25} \begin{bmatrix} 5 & -5 \\ -5 & 10 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 100 \\ 90 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 2 \\ 16 \end{bmatrix}$$

Pregunta 17. Sea el modelo $Y_t = \beta_1 + \beta_2 X_{t2} + \beta_3 X_{t3} + \beta_4 X_{t4} + U_t$. Si:

$$\mathbf{A}^{(1)} = \begin{pmatrix} 0 & 1 & 1 & 0 \\ 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & -1 \end{pmatrix}, \mathbf{c}^{(1)} = \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \mathbf{A}^{(2)} = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & -1 \\ 0 & 2 & -1 & 0 \end{pmatrix}, \mathbf{c}^{(2)} = \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix},$$

entonces las dos hipótesis nulas del tipo $H_0^{(i)}$: $\mathbf{A}^{(i)}\boldsymbol{\beta} = \mathbf{c}^{(i)}$ ($i = 1, 2$) asociadas con las matrices y los vectores anteriores son:

A) $H_0^{(1)}: \beta_2 + \beta_3 = 0,\ \beta_1 = 0,\ \beta_3 = \beta_4$ y $H_0^{(2)}: \beta_1 + \beta_4 = 0,\ 2\beta_2 = \beta_3$.

B) $H_0^{(1)}: \beta_2 = \beta_3\,,\ \beta_1 = 0,\ \beta_3 + \beta_4 = 0$ y $H_0^{(2)}: \beta_1 + \beta_4 = 0,\ 2\beta_2 = \beta_3\,.$

C) $H_0^{(1)}: \beta_2 = \beta_3\,,\ \beta_1 = 0,\ \beta_3 + \beta_4 = 0$ y $H_0^{(2)}: \beta_1 - \beta_4 = 0,\ 2\beta_2 \,/\, \beta_3 = 1\,.$

D) $H_0^{(1)}: \beta_2 + \beta_3 = 0,\ \beta_1 = 0,\ \beta_3 = \beta_4$ y $H_0^{(2)}: \beta_1 - \beta_4 = 0\,,\ 2\beta_2 \,/\, \beta_3 = 1\,.$

Pregunta 18. Sea el modelo $Y = X\beta + U$, en el que se cumplen todas las hipótesis clásicas del Modelo Lineal General, entre las que se encuentra que $U \sim N(0, \sigma_u^2 I)$. Indique cuál de las siguientes afirmaciones sobre la distribución de la variable endógena, Y, y de la variable estimada por MCO, $\hat{Y} = X\hat{\beta}_{MCO}$, es CIERTA:

A) $Y \sim N(X\beta, \sigma_u^2 (X'X)^{-1})\,,\ \hat{Y} \sim N(X\beta, \sigma_u^2 X(X'X)^{-1}X')$.

B) $Y \sim N(X\beta, \sigma_u^2 I)\,,\ \hat{Y} \sim N(X\beta, \sigma_u^2 X(X'X)^{-1}X')$ ← Transparencias nº 8 y 13 del Tema 1.

C) $Y \sim N(X\beta, \sigma_u^2 I)\,,\ \hat{Y} \sim N(X\beta, \sigma_u^2 (X'X)^{-1})$.

D) $Y \sim N(X\beta, \sigma_u^2 (X'X)^{-1})\,,\ \hat{Y} \sim N(X\beta, \sigma_u^2 (X'X)^{-1})$.

Pregunta 19. En el contexto del Modelo Lineal General $\mathbf{Y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \mathbf{U}$, indique cuál de las siguientes hipótesis es necesaria para que el estimador MCO de $\boldsymbol{\beta}$ sea insesgado:

A) Que la varianza del término de error sea constante a lo largo de la muestra.

B) Que la distribución de los errores sea normal.

C) Que los parámetros del modelo sean constantes a lo largo de la muestra. ✓

D) Que la covarianza entre cualquier par de errores sea igual a cero. SI CAMBIARAN, SERÍA IMPOSIBLE QUE MCO PROPORCIONARA UNA ESTIMACIÓN INSESGADA.

Pregunta 20. Una vez estimado por MCO un modelo lineal del tipo $\mathbf{Y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \mathbf{U}$, los residuos derivados de dicha estimación:

A) Coinciden con los valores no observados de las perturbaciones aleatorias del modelo. NO. SON VARIABLES ALEATORIAS DISTINTAS (TRANSPARENCIA 13, TEMA 1)

B) Son ortogonales a las variables explicativas del modelo sólo si en el modelo se incluye un término constante. TAMBIÉN SON ORTOGONALES SI NO HAY T. CTE.

C) Suman cero sólo si en el modelo se incluye un término constante. SÍ

D) Tienen varianza constante y covarianzas iguales a cero siempre que las perturbaciones aleatorias del modelo tengan estas mismas características. NO. Ver Transparencia 13 Tema 1.