
ECONOMETRÍA I
EXÁMENES DEL CURSO 2000/01

Examen de prueba de Econometría I
Noviembre de 2000

| | | |
|--------------------|----------------------|---------------|
| 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 que figuran en 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 |

| | | | | | | | |
|-----------|--|-------------|--|-----------|--|------------|--|
| Correctas | | Incorrectas | | En blanco | | Puntuación | |
|-----------|--|-------------|--|-----------|--|------------|--|

INSTRUCCIONES

El examen consta de 20 preguntas de tipo test. Señale su respuesta a cada pregunta con bolígrafo, tachando con un aspa una y sólo una casilla por pregunta en la plantilla de la página 1; si tacha más de una casilla en una pregunta, se considerará que su respuesta a dicha pregunta es incorrecta; si desea dejar alguna pregunta sin responder, tache con un aspa la casilla "En blanco" correspondiente. Una respuesta correcta vale +3 puntos, una incorrecta -1 punto, y una en blanco 0 puntos; se obtiene un aprobado con 27-38 puntos, un notable con 39-47 puntos, y un sobresaliente con 48-60 puntos.

No desgrape estas hojas. No rellene las casillas de la última línea de la página 1. Utilice el espacio en blanco de las páginas siguientes para efectuar operaciones; no puede utilizar durante el examen ningún papel adicional a estas hojas grapadas, ni tampoco tablas estadísticas adicionales a las que figuran al final de estas páginas.

LA DURACIÓN DEL EXAMEN ES DE DOS HORAS

Pregunta 1. En el contexto del modelo lineal general $\mathbf{Y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \mathbf{U}$, donde \mathbf{X} es una matriz $n \times k$, la hipótesis $\text{rango}(\mathbf{X}) = k < n$ implica, entre otras cosas, que:

- A) Las k columnas de \mathbf{X} son linealmente dependientes.
- B) Las n filas de \mathbf{X} son linealmente independientes.
- C) Cada regresor contiene información que no está contenida en otros regresores del modelo.
- D) El vector \mathbf{Y} es una combinación lineal exacta de las k columnas de \mathbf{X} .

Pregunta 2. En el contexto del modelo lineal general $\mathbf{Y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \mathbf{U}$, las hipótesis $E[\mathbf{U}] = \mathbf{0}$ y $E[\mathbf{U}\mathbf{U}^T] = \sigma^2\mathbf{I}$ implican, entre otras cosas, que:

- A) Los residuos MCO son homoscedásticos.
- B) Las perturbaciones del modelo son heteroscedásticas.
- C) Los residuos MCO no están autocorrelacionados.
- D) Las perturbaciones del modelo no están autocorrelacionadas.

Pregunta 3. En el modelo $Y_t = \beta + U_t$ ($t = 1, 2, \dots, n$), si se cumplen las hipótesis clásicas del MLG, el estimador MCO del parámetro β :

- A) Es la media aritmética de los valores observados y_1, y_2, \dots, y_n de la variable dependiente.
- B) Es insesgado porque es igual a la media muestral de los residuos MCO.
- C) Es la media muestral de las variables aleatorias Y_1, Y_2, \dots, Y_n .
- D) No tiene una expresión analítica conocida.

Pregunta 4. Bajo todas las hipótesis clásicas que conforman el modelo $\mathbf{Y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \mathbf{U}$, el Teorema de Gauss-Markov implica que:

- A) El estimador MCO de la varianza de las perturbaciones es insesgado.
- B) El estimador MCO de $\boldsymbol{\beta}$ tiene varianza mínima dentro de la clase de estimadores lineales e insesgados de $\boldsymbol{\beta}$.
- C) El estimador MCO de $\boldsymbol{\beta}$ tiene esperanza mínima dentro de la clase de estimadores lineales e insesgados de $\boldsymbol{\beta}$.
- D) El estimador MCO de $\boldsymbol{\beta}$ es el único estimador insesgado de $\boldsymbol{\beta}$ que existe.

Pregunta 5. Cuando un modelo de regresión lineal *sin* término constante se estima por MCO:

- A) La suma de los residuos vale cero.
- B) El coeficiente de determinación está comprendido entre cero y uno.
- C) La suma total de cuadrados (STC) y la suma explicada de cuadrados (SEC) son iguales.
- D) El coeficiente de determinación es menor o igual que uno.

Pregunta 6. Cuando un modelo de regresión lineal *con* término constante se estima por MCO:

- A) La suma residual de cuadrados (SRC) vale cero.
- B) El coeficiente de determinación es igual al coeficiente de correlación lineal simple muestral entre $\hat{Y}_1, \hat{Y}_2, \dots, \hat{Y}_n$ (valores ajustados) e Y_1, Y_2, \dots, Y_n (valores observados).
- C) La suma total de cuadrados es menor que la suma explicada de cuadrados.
- D) Las medias muestrales de $\hat{Y}_1, \hat{Y}_2, \dots, \hat{Y}_n$ y de Y_1, Y_2, \dots, Y_n son iguales entre sí.

Pregunta 7. Bajo todas las hipótesis clásicas que conforman el modelo $\mathbf{Y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \mathbf{U}$, el estimador de máxima verosimilitud de la varianza de las perturbaciones:

- A) Es sesgado pero tiene menor varianza que el estimador MCO, por lo que es eficiente.
- B) Es insesgado y tiene mayor varianza que el estimador MCO.
- C) Tiene menor varianza que el estimador MCO.
- D) Es sesgado y tiene mayor varianza que el estimador MCO.

Pregunta 8. Con respecto a la estimación de $\boldsymbol{\beta}$ en el modelo $\mathbf{Y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \mathbf{U}$ bajo restricciones lineales generales del tipo $\mathbf{A}\boldsymbol{\beta} = \mathbf{c}$:

- A) El estimador restringido de $\boldsymbol{\beta}$ siempre es insesgado.
- B) El estimador restringido de $\boldsymbol{\beta}$ es sesgado cuando no es cierto que $\mathbf{A}\boldsymbol{\beta} = \mathbf{c}$.
- C) El estimador restringido de $\boldsymbol{\beta}$ tiene mayor varianza que el estimador no restringido cuando no es cierto que $\mathbf{A}\boldsymbol{\beta} = \mathbf{c}$.
- D) El estimador restringido de $\boldsymbol{\beta}$ siempre tiene mayor varianza que el estimador no restringido.

Pregunta 9. Cuando la matriz \mathbf{X} en un modelo lineal presenta un alto grado de multicolinealidad:

- A) Es muy frecuente rechazar la hipótesis conjunta $(\beta_1, \dots, \beta_k)^T = (0, \dots, 0)^T$ y no rechazar ninguna de las hipótesis individuales $\beta_1 = 0, \dots, \beta_k = 0$ por separado.
- B) El estimador MCO de $\boldsymbol{\beta}$ no es único.
- C) Las varianzas estimadas de los estimadores MCO de β_1, \dots, β_k son muy grandes, por lo que dichos estimadores dejan de ser eficientes.
- D) Las covarianzas estimadas entre los estimadores MCO de β_1, \dots, β_k son nulas.

Pregunta 10. Cuando en el modelo $Y_t = \beta_1 + \beta_2 x_t + U_t$ se omite por error el parámetro β_1 , de manera que se especifica en su lugar un modelo como $Y_t = \alpha_2 x_t + V_t$:

- A) Si $\sum x_t \neq 0$, entonces las estimaciones MCO de β_2 y α_2 son iguales entre sí.
- B) El estimador MCO de α_2 es sesgado, tanto si es cierto que $\beta_1 = 0$ como si no lo es.
- C) Si el estimador MCO de β_1 es cero, entonces el estimador MCO de α_2 es insesgado.
- D) Si $\sum x_t = \sum y_t = 0$, entonces las estimaciones MCO de β_2 y α_2 son iguales entre sí.

Las preguntas 11 a 15 (ambas inclusive) están referidas a la estimación de un modelo lineal del tipo $Y_t = \beta_1 + \beta_2 x_{t2} + \beta_3 x_{t3} + U_t$, con $\text{Var}[U_t] = \sigma^2$ ($t = 1, 2, \dots, 5$), usando los siguientes datos:

| | | | | | |
|----------|---|---|---|---|---|
| y_t | 3 | 1 | 8 | 3 | 5 |
| x_{t2} | 3 | 1 | 5 | 2 | 4 |
| x_{t3} | 5 | 4 | 6 | 4 | 6 |

Pregunta 11. Las estimaciones MCO de los parámetros $\beta_1, \beta_2, \beta_3$ y σ^2 son:

- A) $\hat{\beta}_1 = 4, \hat{\beta}_2 = -2.5, \hat{\beta}_3 = 1.5$, y $\hat{\sigma}^2 = 0.75$.
- B) $\hat{\beta}_1 = 4, \hat{\beta}_2 = -2.5, \hat{\beta}_3 = 1.5$, y $\hat{\sigma}^2 = 0.55$.
- C) $\hat{\beta}_1 = 4, \hat{\beta}_2 = 2.5, \hat{\beta}_3 = -1.5$, y $\hat{\sigma}^2 = 0.75$.
- D) $\hat{\beta}_1 = 4, \hat{\beta}_2 = 2.5, \hat{\beta}_3 = -1.5$, y $\hat{\sigma}^2 = 0.55$.

Pregunta 12. El coeficiente de correlación lineal simple calculado entre y_t y x_{t3} :

- A) Es idéntico a $\hat{\beta}_3$ por definición.
- B) Tiene el mismo signo que $\hat{\beta}_3$ por definición.
- C) Es distinto, tanto en signo como en valor absoluto, de $\hat{\beta}_3$.
- D) Mide exactamente el mismo tipo de asociación lineal entre y_t y x_{t3} que $\hat{\beta}_3$.

Pregunta 13. Con respecto al contraste de significación global del modelo:

- A) Se rechaza la hipótesis nula de ausencia de significación global tanto al 10% como al 5%.
- B) Se rechaza la hipótesis nula de ausencia de significación global al 10%, pero no al 5%.
- C) Se rechaza la hipótesis nula de ausencia de significación global al 5%, pero no al 10%.
- D) No se rechaza la hipótesis nula de ausencia de significación global ni al 5% ni al 10%.

Pregunta 14. Con respecto a un intervalo de confianza del 95% para $\beta_2 + \beta_3$:

- A) Utilizando dicho intervalo, no se rechaza al 5% $H_0: \beta_2 + \beta_3 = 0$ frente a $H_1: \beta_2 + \beta_3 \neq 0$.
- B) Dicho intervalo está dado por $[-2.0, 2.0]$.
- C) Utilizando dicho intervalo, se rechaza al 5% $H_0: \beta_2 + \beta_3 = 0$ frente a $H_1: \beta_2 + \beta_3 \neq 0$.
- D) Dicho intervalo está dado por $[-4.0, -2.0]$.

Pregunta 15. Sabiendo que $x_{62} = x_{63} = 10$:

- A) La previsión puntual para Y_6 es igual a 14 y la previsión puntual para $E[Y_6]$ es igual a 10.
- B) No hay información suficiente para prever ni Y_6 ni $E[Y_6]$.

- C) Un intervalo de confianza del 95% para Y_6 está dado por [3.66, 24.34].
 D) Un intervalo de confianza del 95% para Y_6 está dado por [1.66, 22.34].

Las preguntas 16 a 20 (ambas inclusive) están referidas al siguiente enunciado: Con el fin de analizar la dependencia lineal del empleo con respecto a los salarios reales, un investigador ha estimado por MCO, utilizando una muestra de 100 observaciones trimestrales, el siguiente modelo:

$$y_t = 0.250 + 0.774 x_t + \hat{u}_t, \quad [1]$$

(0.110) (0.045)

$$R^2 = 0.750, \hat{\mathbf{u}}^T \hat{\mathbf{u}} = 2950,$$

donde y_t es el logaritmo neperiano (ln) del número de ocupados en cada trimestre y x_t es el ln del salario real en cada trimestre (construido como el cociente entre el salario nominal y cierto índice de precios); entre paréntesis se ofrecen las desviaciones típicas estimadas de los estimadores correspondientes. Posteriormente, preocupado por la posibilidad de que el empleo sea menos elástico con respecto al salario real en unos trimestres que en otros, el investigador define cuatro variables ficticias trimestrales, q_{t1} , q_{t2} , q_{t3} y q_{t4} , con $q_{ti} = 1$ si la observación número t corresponde al trimestre número i ($i = 1, 2, 3, 4$), y $q_{ti} = 0$ en caso contrario, con las que plantea los dos modelos siguientes:

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 q_{t1} x_t + \beta_2 q_{t2} x_t + \beta_3 q_{t3} x_t + \beta_4 q_{t4} x_t + \beta_5 x_t + V_t, \quad [2]$$

$$Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 q_{t1} x_t + \alpha_2 q_{t2} x_t + \alpha_3 q_{t3} x_t + \alpha_4 x_t + W_t. \quad [3]$$

Finalmente, el investigador decide estimar el modelo [3], con los siguientes resultados:

$$y_t = 0.150 - 0.210 q_{t1} x_t - 0.060 q_{t2} x_t + 0.120 q_{t3} x_t + 0.784 x_t + \hat{w}_t, \quad [4]$$

(0.046) (0.045) (0.130) (0.054) (0.121)

$$R^2 = 0.855, \hat{\mathbf{w}}^T \hat{\mathbf{w}} = 2450.$$

Pregunta 16. Utilizando la información disponible en el modelo [1], la significación individual del parámetro asociado con el ln del salario real:

- A) Sólo puede contrastarse utilizando el estadístico t correspondiente, cuyo valor calculado implica que dicho parámetro no es significativamente distinto de cero al 5%.
 B) No puede contrastarse con la información disponible.
 C) Puede contrastarse utilizando cierto estadístico basado en el R^2 , cuyo valor calculado implica que dicho parámetro no es significativamente distinto de cero al 5%.
 D) Puede contrastarse utilizando dos estadísticos diferentes, cuyos valores calculados implican, en ambos casos, que dicho parámetro es significativamente distinto de cero al 5%.

Pregunta 17. Con respecto a la elasticidad empleo-salarios reales:

- A) No puede deducirse ninguna estimación puntual de la misma a partir del modelo [1].
- B) Del modelo [1] se deduce que debe rechazarse al 5% la hipótesis de que dicha elasticidad es igual a uno en favor de que es inferior a la unidad.
- C) Del modelo [1] se deduce que no puede rechazarse al 5% la hipótesis de que dicha elasticidad es igual a uno en favor de que es inferior a la unidad.
- D) Del modelo [1] se deduce que dicha elasticidad no es significativamente distinta de cero al 5%.

Pregunta 18. Con respecto a los modelos [2] y [3]:

- A) El modelo [3] está incorrectamente especificado porque omite una variable ficticia relevante.
- B) Ambos modelos pueden estimarse sin problemas por MCO.
- C) El modelo [2] no puede estimarse por MCO porque presenta un problema de multicolinealidad exacta entre las cinco primeras columnas de la matriz de regresores correspondiente.
- D) Ninguna de las tres afirmaciones anteriores es correcta.

Pregunta 19. A partir del modelo [3] puede deducirse, entre otras cosas, lo siguiente:

- A) $E[Y_t | q_{t1}=1] = \alpha_0 + \alpha_1$.
- B) $E[Y_t | q_{t2}=1] = \alpha_0 + (\alpha_2 + \alpha_4)x_t$.
- C) $E[Y_t | q_{t3}=1] = \alpha_0 + \alpha_3 x_t$.
- D) $E[Y_t | q_{t4}=1] = \alpha_0$.

Pregunta 20. Si, utilizando los modelos estimados [1] y [4], se desea contrastar la hipótesis de que la relación entre el empleo y el salario real es la misma en los cuatro trimestres del año:

- A) Dicha hipótesis debe plantearse sobre el modelo [3] como $\alpha_1 = \alpha_2 = \alpha_3$.
- B) Dicha hipótesis debe plantearse sobre el modelo [3] como $\alpha_1 = \alpha_2 = \alpha_3 = 0$, aunque no se dispone de información suficiente para poder contrastarla.
- C) Dicha hipótesis debe plantearse sobre el modelo [3] como $\alpha_1 = \alpha_2 = \alpha_3 = 0$, y su contraste implica que debe rechazarse tanto al 5% como al 1%.
- D) Ninguna de las tres afirmaciones anteriores es correcta.

RESPUESTAS

1-C, 2-D, 3-C, 4-B, 5-D, 6-D, 7-C, 8-B, 9-A, 10-D,
11-C, 12-C, 13-B, 14-A, 15-C, 16-D, 17-B, 18-D, 19-B, 20-C.

Examen final de Econometría I

25 de enero de 2001

| | | |
|--------------------|----------------------|---------------|
| 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 que figuran en 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 |

| | | | | | | | |
|-----------|--|-------------|--|-----------|--|------------|--|
| Correctas | | Incorrectas | | En blanco | | Puntuación | |
|-----------|--|-------------|--|-----------|--|------------|--|

INSTRUCCIONES

El examen consta de 20 preguntas de tipo test. Señale su respuesta a cada pregunta con bolígrafo, tachando con un aspa una y sólo una casilla por pregunta en la plantilla de la página 1; si tacha más de una casilla en una pregunta, se considerará que su respuesta a dicha pregunta es incorrecta; si desea dejar alguna pregunta sin responder, tache con un aspa la casilla "En blanco" correspondiente. Una respuesta correcta vale +3 puntos, una incorrecta -1 punto, y una en blanco 0 puntos; se obtiene un aprobado con 27-38 puntos, un notable con 39-47 puntos, y un sobresaliente con 48-60 puntos.

No desgrape estas hojas. No rellene las casillas de la última línea de la página 1. Utilice el espacio en blanco de las páginas siguientes para efectuar operaciones; no puede utilizar durante el examen ningún papel adicional a estas hojas grapadas, ni tampoco tablas estadísticas adicionales a las que figuran al final de estas páginas.

LA DURACIÓN DEL EXAMEN ES DE DOS HORAS

Pregunta 1. Considere una serie de n observaciones temporales y_1, y_2, \dots, y_n sobre cierta variable cuya evolución se desea explicar. Con esta finalidad, se plantea el siguiente modelo de regresión lineal: $Y_t = \beta_1 + \beta_2 Y_{t-1} + \beta_3 Y_{t-2} + U_t$ ($t = 1, \dots, n$), donde se supone que $\mathbf{U} \equiv (U_1, \dots, U_n)^T$ es tal que $E[\mathbf{U}] = \mathbf{0}$ y $E[\mathbf{U}\mathbf{U}^T] = \sigma^2 \mathbf{I}$. Indique cuál de las siguientes hipótesis clásicas que conforman el modelo lineal general NO se cumple en el modelo anterior:

- A) Ausencia de autocorrelación entre las perturbaciones.
- B) Parámetros constantes.
- C) Regresores no estocásticos.
- D) Ausencia de multicolinealidad exacta.

Pregunta 2. Indique en cuál de los siguientes modelos de regresión NO se cumple la hipótesis clásica de LINEALIDAD del modelo lineal general:

- A) $Y_t = \beta_1 + \beta_2(1/x_t) + U_t$.
- B) $Y_t = \beta_1 + \beta_1^2 x_t + U_t$.
- C) $\ln(Y_t) = \beta_1 + \beta_2 \ln(x_t) + U_t$, donde "ln" representa el logaritmo neperiano.
- D) $Y_t = \beta_1 + \beta_2 x_t^2 + U_t$.

Pregunta 3. Con respecto a la estimación de β en el modelo $\mathbf{Y} = \mathbf{X}\beta + \mathbf{U}$ bajo restricciones lineales generales del tipo $\mathbf{A}\beta = \mathbf{c}$, la diferencia entre las matrices de varianzas-covarianzas de los estimadores MCO (no restringido) y MCR (restringido) es:

- A) Una matriz semidefinida positiva.
- B) Una matriz definida negativa cuando no es cierto que $\mathbf{A}\beta = \mathbf{c}$.
- C) Una matriz indefinida cuando no se sabe si $\mathbf{A}\beta = \mathbf{c}$ es cierto.
- D) Ninguna de las anteriores.

Pregunta 4. Utilizando datos mensuales sobre la economía española desde octubre de 1995 hasta noviembre de 2000 (62 observaciones), se ha estimado un MODELO LINEAL SIMPLE para la inflación interanual (variable dependiente), a partir del cual se ha obtenido un intervalo de confianza del 95% para la inflación interanual en diciembre de 2000 igual a $[0.03, 0.05]$. Si $t(60)$ representa una variable aleatoria que sigue una distribución t de Student con 60 grados de libertad, la probabilidad de que la inflación interanual en diciembre de 2000 resulte superior al objetivo de 0.02 planteado por el Gobierno es igual a:

- A) $\text{Prob}[t(60) > -4.00]$.
- B) $\text{Prob}[t(60) > 0.02]$.
- C) $\text{Prob}[t(60) > -0.02]$.
- D) $\text{Prob}[t(60) > 4.00]$.

Pregunta 5. Cuando la matriz \mathbf{X} en un modelo lineal presenta un alto grado de multicolinealidad aproximada:

- A) El estimador MCO de β es sesgado.
- B) El estimador MCO de β es ineficiente porque su matriz de varianzas-covarianzas no coincide con $\sigma^2(\mathbf{X}^T\mathbf{X})^{-1}$.
- C) El estimador MCO de β es poco preciso.
- D) No existe un único estimador MCO de β .

Pregunta 6. Bajo todas las hipótesis clásicas que conforman el modelo lineal general, la insesgader del estimador MCO de β significa que:

- A) El estimador MCO de β coincide con el verdadero valor de β .
- B) El estimador MCO de β es un vector de números conocidos.
- C) La esperanza del estimador MCO de β es un vector de números conocidos.
- D) La esperanza del estimador MCO de β coincide con el verdadero valor de β .

Pregunta 7. Cuando un modelo de regresión lineal CON término constante se estima por MCO:

- A) El coeficiente de determinación puede resultar negativo.
- B) La suma residual de cuadrados puede calcularse conociendo tan sólo la suma total de cuadrados y la suma explicada de cuadrados.
- C) La suma total de cuadrados puede ser menor que la suma explicada de cuadrados.
- D) Ninguna de las anteriores.

Pregunta 8. Considere los dos modelos siguientes estimados por MCO: (1) $y_t = \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 x_t + \hat{u}_t$, (2) $y_t^* = \hat{\beta}_1^* + \hat{\beta}_2^* x_t^* + \hat{u}_t^*$, donde $y_t^* \equiv ay_t$, $x_t^* \equiv bx_t$ ($t = 1, \dots, n$), y a y b son números conocidos tales que $0 < a < 1$, $0 < b < 1$, y $a \neq b$. En estas condiciones:

- A) $\hat{\beta}_1^* = a\hat{\beta}_1$, $\hat{\beta}_2^* = a\hat{\beta}_2$, $\hat{u}_t^* = a\hat{u}_t$ ($t = 1, \dots, n$).
- B) $\hat{\beta}_1^* = a\hat{\beta}_1$, $\hat{\beta}_2^* = (a/b)\hat{\beta}_2$, $\hat{u}_t^* = (a/b)\hat{u}_t$ ($t = 1, \dots, n$).
- C) $\hat{\beta}_1^* = a\hat{\beta}_1$, $\hat{\beta}_2^* = (a/b)\hat{\beta}_2$, $\hat{u}_t^* = a\hat{u}_t$ ($t = 1, \dots, n$).
- D) $\hat{\beta}_1^* = (a/b)\hat{\beta}_1$, $\hat{\beta}_2^* = (a/b)\hat{\beta}_2$, $\hat{u}_t^* = (a/b)\hat{u}_t$ ($t = 1, \dots, n$).

Pregunta 9. Entre todas las hipótesis clásicas que conforman el modelo $\mathbf{Y} = \mathbf{X}\beta + \mathbf{U}$, la hipótesis de que el vector de perturbaciones \mathbf{U} sigue una distribución Normal multivariante:

- A) Sólo es necesaria para calcular previsiones puntuales para la variable dependiente.
- B) No es necesaria para estimar la varianza de las perturbaciones por máxima verosimilitud.
- C) Permite obtener la distribución del estimador MCO de la varianza de las perturbaciones.
- D) Sólo es necesaria para estimar β por máxima verosimilitud.

Pregunta 10. En la práctica, el paso inmediatamente siguiente a la especificación y estimación de un modelo econométrico debe consistir en:

- A) Utilizar los resultados de la estimación (estimaciones de los parámetros, residuos, ...) para detectar posibles incumplimientos de las hipótesis que conforman el modelo especificado.
- B) Usar el modelo estimado para calcular previsiones por intervalos para la variable dependiente.
- C) Utilizar el modelo estimado para describir los aspectos esenciales de la relación entre la variable dependiente y las variables explicativas.
- D) Incluir más variables explicativas si el valor calculado del R^2 es pequeño.

Las preguntas 11 a 14 (ambas inclusive) están referidas a la estimación de un modelo lineal del tipo $Y_t = \beta_1 + \beta_2 x_t + U_t$, con $\text{Var}[U] = \sigma^2 \mathbf{I}$, usando los siguientes datos:

| | | | | | |
|-------|---|---|---|---|----|
| y_t | 4 | 7 | 3 | 9 | 17 |
| x_t | 2 | 3 | 1 | 5 | 9 |

Pregunta 11. Las estimaciones MCO de los parámetros β_1 , β_2 y σ^2 son:

- A) $\hat{\beta}_1 = 1$, $\hat{\beta}_2 = 1.75$ y $\hat{\sigma}^2 = -0.5$.
- B) $\hat{\beta}_1 = -1$, $\hat{\beta}_2 = 1.75$ y $\hat{\sigma}^2 = 0.5$.
- C) $\hat{\beta}_1 = 1$, $\hat{\beta}_2 = 1.75$ y $\hat{\sigma}^2 = 0.5$.
- D) $\hat{\beta}_1 = -1$, $\hat{\beta}_2 = -1.75$ y $\hat{\sigma}^2 = 0.5$.

Pregunta 12. Con respecto al contraste de $H_0: \beta_1 = 0$ frente a $H_1: \beta_1 > 0$:

- A) Debe rechazarse H_0 en favor de H_1 tanto al 10% como al 5%.
- B) Debe rechazarse H_0 en favor de H_1 al 5% pero no al 10%.
- C) Debe rechazarse H_0 en favor de H_1 al 10% pero no al 5%.
- D) No puede rechazarse H_0 en favor de H_1 ni al 5% ni al 10%.

Pregunta 13. Si se calcula explícitamente un intervalo de confianza del 95% para β_2 :

- A) Dicho intervalo resulta igual a $[2.39, 3.11]$.
- B) Usando dicho intervalo, debe rechazarse $H_0: \beta_2 = 0$ en favor de $H_1: \beta_2 \neq 0$ al 5%.
- C) Usando dicho intervalo, resulta que β_2 no es significativamente distinto de cero al 5%.
- D) Ninguna de las anteriores.

Pregunta 14. Sabiendo que $x_6 = 10$:

- A) La previsión puntual para Y_6 es igual a 18.5 y la previsión puntual para $E[Y_6]$ es igual a 19.5.
- B) Un intervalo de confianza del 95% para Y_6 está dado por $[15.24, 21.76]$.

- C) La previsión puntual tanto para Y_6 como para $E[Y_6]$ es igual a 19.5.
 D) Un intervalo de confianza del 95% para $E[Y_6]$ está dado por [17.14, 21.86].

Las preguntas 15 y 16 están referidas a la siguiente estimación de una función de producción de tipo Cobb-Douglas con 33 observaciones anuales:

$$\ln(y_t) = -6.3773 + 2.0786 \ln(l_t) + 0.5709 \ln(k_t) + \hat{u}_t,$$

$$(0.2975) \quad (0.1006) \quad (0.0705)$$

$$R^2 = 0.9827, \quad \hat{\mathbf{u}}^T \hat{\mathbf{u}} = 0.1394,$$

donde y_t , l_t y k_t representan observaciones sobre producción, trabajo y capital, respectivamente, y "ln" representa el logaritmo neperiano; entre paréntesis se ofrecen las desviaciones típicas estimadas de los estimadores correspondientes; la covarianza estimada entre los estimadores de los parámetros asociados con $\ln(l_t)$ y $\ln(k_t)$ es igual a -0.005636 .

Pregunta 15. El contraste de que la elasticidad de la producción con respecto al capital es igual a 0.5, frente a que dicha elasticidad es distinta de 0.5:

- A) No puede llevarse a cabo con la información disponible.
 B) Da como resultado que debe rechazarse la hipótesis nula en favor de la alternativa al 5%.
 C) Da como resultado que no puede rechazarse la hipótesis nula en favor de la alternativa al 5%.
 D) Ninguna de las anteriores.

Pregunta 16. El contraste de que la función de producción presenta rendimientos constantes a escala, frente a que dichos rendimientos son crecientes:

- A) No puede llevarse a cabo con la información disponible.
 B) Da como resultado que debe rechazarse la hipótesis nula en favor de la alternativa al 5%.
 C) Da como resultado que no puede rechazarse la hipótesis nula en favor de la alternativa al 5%.
 D) Ninguna de las anteriores.

Las preguntas 17 a 20 (ambas inclusive) están referidas al siguiente enunciado: Con el fin de analizar la posible relación entre el consumo y la renta nacionales en cierto país europeo, se han utilizado 15 observaciones anuales (desde 1985 hasta 1999) sobre dichas magnitudes para estimar por MCO un modelo lineal simple, obteniéndose los siguientes resultados:

$$y_t = -0.0698 + 0.5245 x_t + \hat{u}_t,$$

$$(0.3679) \quad (0.0330) \quad [1]$$

$$R^2 = 0.9511, \quad \hat{\mathbf{u}}^T \hat{\mathbf{u}} = 6.5561,$$

donde y_t y x_t representan el consumo nacional y la renta nacional, respectivamente, en cada uno

de los años que conforman la muestra utilizada; entre paréntesis se ofrecen las desviaciones típicas estimadas de los estimadores correspondientes. Al mismo tiempo, teniendo en cuenta que en el país considerado tuvo lugar un cambio importante en la política fiscal en el año 1990, se han estimado por MCO dos modelos adicionales, obteniéndose los siguientes resultados:

$$y_t = -0.4659 + 1.0195 d_t + 0.4951 x_t + \hat{v}_t, \quad [2]$$

$$\begin{matrix} (0.3048) & (0.3140) & (0.0266) \\ R^2 = 0.9740, & \hat{\mathbf{v}}^T \hat{\mathbf{v}} = 3.4902, \end{matrix}$$

$$y_t = -0.0625 + 0.4625 d_t + 0.4375 x_t + 0.0716 d_t x_t + \hat{w}_t, \quad [3]$$

$$\begin{matrix} (0.4831) & (0.6062) & (0.0599) & (0.0668) \\ R^2 = 0.9764, & \hat{\mathbf{w}}^T \hat{\mathbf{w}} = 3.1602, \end{matrix}$$

donde d_t representa una variable ficticia asociada con las 10 observaciones correspondientes a los años 1990 hasta 1999, de manera que $d_t = 0$ si $1 \leq t \leq 5$ y $d_t = 1$ si $6 \leq t \leq 15$.

Pregunta 17. Con respecto a los tres modelos estimados:

- A) El hecho de que el consumo autónomo (término constante) sea negativo es incompatible con cualquier teoría económica, por lo que el modelo [1] debe estar estimado incorrectamente.
- B) La suma residual de cuadrados en el modelo [1] es mayor que en el modelo [3] porque el modelo [1] incluye dos restricciones que no están presentes en el modelo [3].
- C) La suma residual de cuadrados en el modelo [2] debería ser menor que en el modelo [3], ya que el modelo [2] incluye una restricción que no está presente en el modelo [3].
- D) El modelo [2] está incorrectamente especificado porque omite la variable ficticia (relevante) asociada con las 5 observaciones correspondientes a los años 1985 hasta 1989.

Pregunta 18. Suponiendo que la propensión marginal a consumir (pendiente) es IGUAL en los períodos 1985-1989 y 1990-1999, la estabilidad del consumo autónomo (término constante) entre ambos períodos:

- A) SOLAMENTE puede contrastarse utilizando un estadístico t calculado a partir del modelo [2], cuyo valor implica que dicha hipótesis NO PUEDE RECHAZARSE al 5%.
- B) No puede contrastarse con la información disponible.
- C) SOLAMENTE puede contrastarse utilizando un estadístico F calculado a partir de los modelos [1] y [2], cuyo valor implica que dicha hipótesis NO PUEDE RECHAZARSE al 5%.
- D) Puede contrastarse utilizando dos estadísticos diferentes, cuyos valores calculados implican, en ambos casos, que dicha hipótesis DEBE RECHAZARSE al 5%.

Pregunta 19. Suponiendo que el consumo autónomo (término constante) es DISTINTO en los

períodos 1985-1989 y 1990-1999, la estabilidad de la propensión marginal a consumir (pendiente) entre ambos períodos:

- A) SOLAMENTE puede contrastarse utilizando un estadístico t calculado a partir del modelo [3], cuyo valor implica que dicha hipótesis DEBE RECHAZARSE al 5%.
- B) No puede contrastarse con la información disponible.
- C) SOLAMENTE puede contrastarse utilizando un estadístico F calculado a partir de los modelos [2] y [3], cuyo valor implica que dicha hipótesis DEBE RECHAZARSE al 5%.
- D) Puede contrastarse utilizando dos estadísticos diferentes, cuyos valores calculados implican, en ambos casos, que dicha hipótesis NO PUEDE RECHAZARSE al 5%.

Pregunta 20. Si β_{11} y β_{12} representan el consumo autónomo (término constante) en los períodos 1985-1989 y 1990-1999, respectivamente, y β_{21} y β_{22} representan la propensión marginal a consumir (pendiente) en los períodos 1985-1989 y 1990-1999, respectivamente, del modelo estimado [3] se deduce que:

- A) $\hat{\beta}_{11} = -0.0625$, $\hat{\beta}_{12} = 0.4625$, $\hat{\beta}_{21} = 0.4375$ y $\hat{\beta}_{22} = 0.0716$.
- B) $\hat{\beta}_{11} = -0.0625$, $\hat{\beta}_{12} = 0.4000$, $\hat{\beta}_{21} = 0.4375$ y $\hat{\beta}_{22} = 0.5091$.
- C) $\hat{\beta}_{11} = -0.0625$, $\hat{\beta}_{12} = 0.5250$, $\hat{\beta}_{21} = 0.4375$ y $\hat{\beta}_{22} = 0.5091$.
- D) $\hat{\beta}_{11} = -0.0625$, $\hat{\beta}_{12} = 0.4000$, $\hat{\beta}_{21} = 0.4375$ y $\hat{\beta}_{22} = 0.3659$.

RESPUESTAS

1-C, 2-B, 3-A, 4-A, 5-C, 6-D, 7-B, 8-C, 9-C, 10-A,
11-C, 12-C, 13-B, 14-B, 15-C, 16-B, 17-B, 18-D, 19-D, 20-B.

Examen final de Econometría I

5 de septiembre de 2001

| | | |
|--------------------|----------------------|---------------|
| 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 que figuran en 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 |

| | | | | | | | |
|-----------|--|-------------|--|-----------|--|------------|--|
| Correctas | | Incorrectas | | En blanco | | Puntuación | |
|-----------|--|-------------|--|-----------|--|------------|--|

INSTRUCCIONES

El examen consta de 20 preguntas de tipo test. Señale su respuesta a cada pregunta con bolígrafo, tachando con un aspa una y sólo una casilla por pregunta en la plantilla de la página 1; si tacha más de una casilla en una pregunta, se considerará que su respuesta a dicha pregunta es incorrecta; si desea dejar alguna pregunta sin responder, tache con un aspa la casilla "En blanco" correspondiente. Una respuesta correcta vale +3 puntos, una incorrecta -1 punto, y una en blanco 0 puntos; se obtiene un aprobado con 27-38 puntos, un notable con 39-47 puntos, y un sobresaliente con 48-60 puntos.

No desgrape estas hojas. No rellene las casillas de la última línea de la página 1. Utilice el espacio en blanco de las páginas siguientes para efectuar operaciones; no puede utilizar durante el examen ningún papel adicional a estas hojas grapadas, ni tampoco tablas estadísticas adicionales a las que figuran al final de estas páginas.

LA DURACIÓN DEL EXAMEN ES DE DOS HORAS

Pregunta 1. En el contexto del modelo lineal general $\mathbf{Y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \mathbf{U}$, la hipótesis de que los regresores son números fijos (no estocásticos) implica, entre otras cosas, que:

- A) Las perturbaciones NO están correlacionadas con los regresores, es decir, $E[\mathbf{X}^T\mathbf{U}] = \mathbf{0}$.
- B) Las perturbaciones pueden estar correlacionadas con los regresores.
- C) El rango de la matriz \mathbf{X} es igual a su número de columnas.
- D) El rango de la matriz \mathbf{X} es menor que su número de columnas.

Pregunta 2. Indique en cuál de los siguientes modelos se cumplen TODAS las hipótesis clásicas sobre las perturbaciones del modelo lineal general:

- A) $\mathbf{Y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \mathbf{U}$, donde $\mathbf{U} \sim N(\boldsymbol{\mu}, \sigma^2\mathbf{I})$ y $\boldsymbol{\mu} \neq \mathbf{0}$.
- B) $\mathbf{Y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \mathbf{U}$, donde $\mathbf{U} \sim N(\mathbf{0}, \sigma^2\mathbf{I})$.
- C) $\mathbf{Y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \mathbf{U}$, donde $\mathbf{U} \sim N(\mathbf{0}, \sigma^2\boldsymbol{\Omega})$ y $\boldsymbol{\Omega}$ es una matriz diagonal con todos los elementos de su diagonal principal distintos entre sí.
- D) $\mathbf{Y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \mathbf{U}$, donde $\mathbf{U} \sim N(\mathbf{0}, \sigma^2\boldsymbol{\Omega})$ y $\boldsymbol{\Omega}$ es una matriz NO diagonal.

Pregunta 3. En el modelo $Y_t = \beta_1 + U_t$ ($t = 1, 2, \dots, n$), si se cumplen todas las hipótesis clásicas del modelo lineal general, la varianza del estimador MCO del parámetro β_1 :

- A) Es igual a la varianza muestral de las variables aleatorias Y_1, Y_2, \dots, Y_n .
- B) Es igual a cero porque el estimador MCO del parámetro β_1 es eficiente.
- C) Es igual a la varianza de la media muestral de las variables aleatorias Y_1, Y_2, \dots, Y_n .
- D) Es igual a la media muestral de las variables aleatorias Y_1, Y_2, \dots, Y_n .

Pregunta 4. Utilizando información sobre la puntuación obtenida en el examen de Econometría I de febrero del curso 2000/01, y sobre las horas dedicadas al estudio de dicha asignatura durante el primer cuatrimestre del curso, por parte de un grupo de 62 alumnos, se ha estimado un modelo de regresión lineal del tipo $y_i = \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 x_i + \hat{u}_i$ ($i = 1, \dots, 62$), donde y_i y x_i representan observaciones sobre puntuación y horas de estudio, respectivamente. A partir del modelo estimado, se ha obtenido un intervalo de confianza del 95% para la puntuación que habría obtenido un alumno si hubiese dedicado 45 horas al estudio de la asignatura; dicho intervalo ha resultado igual a $[22.0, 42.0]$. Si $t(60)$ representa una variable aleatoria que sigue una distribución t de Student con 60 grados de libertad, un alumno que hubiese dedicado 45 horas al estudio de la asignatura habría aprobado (con 27 puntos o más) el examen con una probabilidad igual a:

- A) $\text{Prob}[t(60) \geq 27.0]$.
- B) $\text{Prob}[t(60) \leq 27.0]$.
- C) $\text{Prob}[t(60) \leq -1.0]$.
- D) $\text{Prob}[t(60) \geq -1.0]$.

Pregunta 5. Con respecto a la estimación de β en el modelo $\mathbf{Y} = \mathbf{X}\beta + \mathbf{U}$ bajo restricciones lineales generales del tipo $\mathbf{A}\beta = \mathbf{c}$, el estimador MCR (restringido) de β :

- A) Puede tener mayor varianza que el estimador MCO (no restringido) de β .
- B) Es insesgado cuando es cierto que $\mathbf{A}\beta = \mathbf{c}$.
- C) Es insesgado cuando NO es cierto que $\mathbf{A}\beta = \mathbf{c}$.
- D) Siempre tiene mayor varianza que el estimador MCO (no restringido) de β .

Las preguntas 6 a 10 (ambas inclusive) están referidas al siguiente enunciado: En un conocido trabajo publicado por F.J. Anscombe en 1973 (“Graphs in Statistical Analysis,” *The American Statistician*, 27, 17-21), se ilustran algunos aspectos del análisis de regresión lineal utilizando los datos que figuran en la tabla siguiente:

| t | y_{t1} | y_{t2} | y_{t3} | y_{t4} | x_{t1} | x_{t2} |
|-----|----------|----------|----------|----------|----------|----------|
| 1 | 8.04 | 9.14 | 7.46 | 6.58 | 10.00 | 8.00 |
| 2 | 6.95 | 8.14 | 6.77 | 5.76 | 8.00 | 8.00 |
| 3 | 7.58 | 8.74 | 12.74 | 7.71 | 13.00 | 8.00 |
| 4 | 8.81 | 8.77 | 7.11 | 8.84 | 9.00 | 8.00 |
| 5 | 8.33 | 9.26 | 7.81 | 8.47 | 11.00 | 8.00 |
| 6 | 9.96 | 8.10 | 8.84 | 7.04 | 14.00 | 8.00 |
| 7 | 7.24 | 6.13 | 6.08 | 5.25 | 6.00 | 8.00 |
| 8 | 4.26 | 3.10 | 5.39 | 12.50 | 4.00 | 19.00 |
| 9 | 10.84 | 9.13 | 8.15 | 5.56 | 12.00 | 8.00 |
| 10 | 4.82 | 7.26 | 6.42 | 7.91 | 7.00 | 8.00 |
| 11 | 5.68 | 4.74 | 5.73 | 6.89 | 5.00 | 8.00 |

Con los datos anteriores, se han estimado por MCO las cuatro regresiones con término constante que se indican a continuación:

- (1) $y_{t1} = \hat{\beta}_{11} + \hat{\beta}_{12}x_{t1} + \hat{u}_{t1}$ ($t = 1, \dots, 11$).
- (2) $y_{t2} = \hat{\beta}_{21} + \hat{\beta}_{22}x_{t1} + \hat{u}_{t2}$ ($t = 1, \dots, 11$).
- (3) $y_{t3} = \hat{\beta}_{31} + \hat{\beta}_{32}x_{t1} + \hat{u}_{t3}$ ($t = 1, \dots, 11$).
- (4) $y_{t4} = \hat{\beta}_{41} + \hat{\beta}_{42}x_{t2} + \hat{u}_{t4}$ ($t = 1, \dots, 11$).

A partir de la estimación por MCO de las cuatro regresiones anteriores, se ha observado que $\hat{\beta}_{11} = \hat{\beta}_{21} = \hat{\beta}_{31} = \hat{\beta}_{41} = 3.00$, $\hat{\beta}_{12} = \hat{\beta}_{22} = \hat{\beta}_{32} = \hat{\beta}_{42} = 0.50$, $R_1^2 = R_2^2 = R_3^2 = R_4^2 = 0.67$, y $\hat{\sigma}_1 = \hat{\sigma}_2 = \hat{\sigma}_3 = \hat{\sigma}_4 = 1.24$, donde R_i^2 y $\hat{\sigma}_i$ ($i = 1, 2, 3, 4$) representan el coeficiente de determinación calculado y la desviación típica residual estimada para cada una de las cuatro regresiones consideradas; adicionalmente, la desviación típica estimada del estimador del término constante es igual a 1.12 en los cuatro casos, y la desviación típica estimada del estimador de la pendiente

es igual a 0.12 en los cuatro casos. Por último, la Figura 1 contiene una representación de la nube de puntos y de la recta de regresión estimada en cada uno de los cuatro casos considerados.

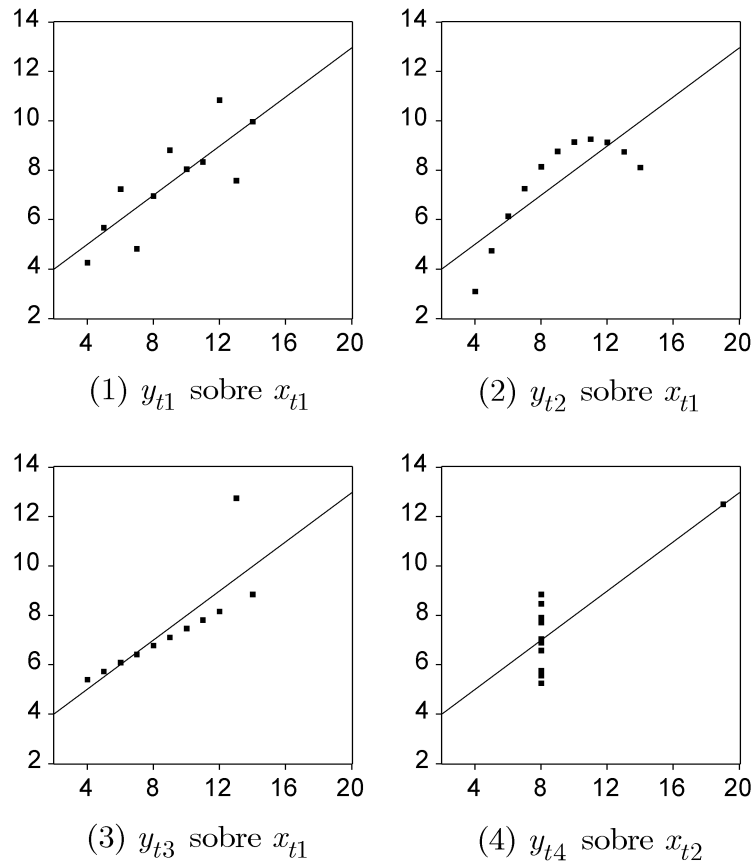


Figura 1

Pregunta 6. Con respecto a la regresión (2), indique cuál de las afirmaciones siguientes es CORRECTA:

- A) La posible relación entre y_{t2} y x_{t1} parece claramente lineal en x_{t1} .
- B) El término constante β_{21} es significativamente distinto de cero al 1%.
- C) La posible relación entre y_{t2} y x_{t1} parece claramente NO lineal en x_{t1} .
- D) Todos los residuos son iguales a cero, es decir, $\hat{u}_{t2} = 0$ para todo $t = 1, \dots, 11$.

Pregunta 7. Con respecto a la regresión (1), indique cuál de las afirmaciones siguientes es INCORRECTA:

- A) La posible relación entre y_{t1} y x_{t1} parece lineal en x_{t1} .
- B) El término constante β_{11} es significativamente distinto de cero al 5%.
- C) Ningún par de valores observados sobre y_{t1} y x_{t1} parece tener una influencia notable sobre la recta de regresión estimada.
- D) La suma de los residuos es igual a 1.24, es decir, $\sum_{t=1}^{11} \hat{u}_{t1} = 1.24$.

Pregunta 8. Con respecto a la regresión (3), indique cuál de las afirmaciones siguientes es INCORRECTA:

- A) Ningún par de valores observados sobre y_{t3} y x_{t1} parece tener una influencia notable sobre la recta de regresión estimada.
- B) Si se eliminara el tercer par de valores observados sobre y_{t3} y x_{t1} , la relación entre y_{t3} y x_{t1} sería exactamente lineal en x_{t1} .
- C) La pendiente β_{32} es significativamente distinta de cero al 5%.
- D) La suma de los residuos es igual a cero, es decir, $\sum_{t=1}^{11} \hat{u}_{t3} = 0$.

Pregunta 9. Con respecto a la regresión (4), indique cuál de las afirmaciones siguientes es INCORRECTA:

- A) La suma de los residuos es igual a cero, es decir, $\sum_{t=1}^{11} \hat{u}_{t4} = 0$.
- B) La pendiente β_{42} es significativamente distinta de cero tanto al 5% como al 1%.
- C) Si se eliminara el octavo par de valores observados sobre y_{t4} y x_{t2} , aún podría estimarse por MCO de forma única la regresión de y_{t4} sobre x_{t2} .
- D) El octavo par de valores observados sobre y_{t4} y x_{t2} parece tener una influencia notable sobre la recta de regresión estimada.

Pregunta 10. Como conclusión, indique CUÁLES de las afirmaciones siguientes son CORRECTAS:

1. Los gráficos de la Figura 1 ayudan a revelar ciertas pautas de relación entre los datos que son difícilmente detectables examinando tan sólo regresiones estimadas por MCO.
 2. Dado que las estimaciones MCO del término constante y de la pendiente son iguales en las cuatro regresiones, los residuos también lo son, es decir, $\hat{u}_{t1} = \hat{u}_{t2} = \hat{u}_{t3} = \hat{u}_{t4}$ para todo $t = 1, \dots, 11$.
 3. Los gráficos de la Figura 1 son absolutamente inútiles desde cualquier punto de vista.
 4. Dado que el coeficiente de determinación calculado y la desviación típica residual estimada son iguales en las cuatro regresiones, todas ellas representan de forma igualmente adecuada la relación existente entre los datos considerados en cada una de ellas.
 5. Los gráficos de la Figura 1 ayudan a detectar datos anómalos que pueden influir notablemente sobre la estimación MCO de un modelo de regresión lineal.
- A) Son correctas las afirmaciones 2 y 3.
 - B) Son correctas las afirmaciones 2 y 4.
 - C) Son correctas las afirmaciones 4 y 5.
 - D) Son correctas las afirmaciones 1 y 5.

Pregunta 11. Considere los dos modelos siguientes estimados por MCO: (1) $y_t = \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 x_t + \hat{u}_t$,

(2) $y_t^* = \hat{\beta}_1^* + \hat{\beta}_2^* x_t^* + \hat{u}_t^*$, donde $y_t^* \equiv y_t/a$, $x_t^* \equiv x_t/b$ ($t = 1, \dots, n$), y a y b son números conocidos estrictamente positivos y distintos entre sí. En estas condiciones:

- A) $\hat{\beta}_1^* = \hat{\beta}_1/a$, $\hat{\beta}_2^* = (b/a)\hat{\beta}_2$, $\hat{u}_t^* = \hat{u}_t/a$ ($t = 1, \dots, n$), $R^{2*} = R^2$.
- B) $\hat{\beta}_1^* = \hat{\beta}_1/a$, $\hat{\beta}_2^* = (a/b)\hat{\beta}_2$, $\hat{u}_t^* = \hat{u}_t/a$ ($t = 1, \dots, n$), $R^{2*} = (1/a^2)R^2$.
- C) $\hat{\beta}_1^* = \hat{\beta}_1/a$, $\hat{\beta}_2^* = (a/b)\hat{\beta}_2$, $\hat{u}_t^* = (b/a)\hat{u}_t$ ($t = 1, \dots, n$), $R^{2*} = R^2$.
- D) $\hat{\beta}_1^* = (b/a)\hat{\beta}_1$, $\hat{\beta}_2^* = (b/a)\hat{\beta}_2$, $\hat{u}_t^* = (b/a)\hat{u}_t$ ($t = 1, \dots, n$), $R^{2*} = (a/b^2)R^2$.

Pregunta 12. La presencia de multicolinealidad exacta en la matriz \mathbf{X} de regresores de un modelo lineal del tipo $\mathbf{Y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \mathbf{U}$:

- A) Implica que las ecuaciones normales para el estimador MCO de $\boldsymbol{\beta}$ no tienen ninguna solución.
- B) Implica que las ecuaciones normales para el estimador MCO de $\boldsymbol{\beta}$ tienen infinitas soluciones.
- C) Siempre se debe a la presencia de variables ficticias como regresores.
- D) Sólo puede ocurrir cuando el modelo tiene término constante.

Pregunta 13. Una vez estimado por MCO un modelo del tipo $\mathbf{Y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \mathbf{U}$, los residuos derivados de dicha estimación:

- A) Coinciden con los verdaderos valores no observables de las perturbaciones del modelo.
- B) NO siempre son ortogonales a todos los regresores incluidos en la matriz \mathbf{X} .
- C) Siempre suman cero.
- D) Resultan útiles, entre otras cosas, para llevar a cabo una diagnosis del modelo estimado.

Las preguntas 14 y 15 están referidas al siguiente enunciado: Utilizando 526 observaciones sobre el salario percibido en un momento determinado por 274 hombres y 252 mujeres que trabajan en cierta empresa, se ha estimado el siguiente modelo de regresión lineal:

$$w_t = 7.10 - 1.69 d_t + \hat{u}_t, \quad [1]$$

(0.21) (0.20)

$$n = 526, R^2 = 0.12,$$

donde w_t representa el salario percibido (en miles de pesetas) por hora trabajada, y d_t representa una variable ficticia que vale uno si la observación número t corresponde a una mujer, y cero si corresponde a un hombre; entre paréntesis se ofrecen las desviaciones típicas estimadas de los estimadores correspondientes.

Pregunta 14. Con respecto al modelo estimado [1], indique cuál de las afirmaciones siguientes es INCORRECTA:

- A) El salario estimado de una mujer es igual a 1690 pesetas por hora.

- B) El salario estimado de un hombre es igual a 7100 pesetas por hora.
- C) El salario estimado de una mujer es igual a 5410 pesetas por hora.
- D) El salario de una mujer puede estimarse a partir del modelo [1].

Pregunta 15. Utilizando los resultados que figuran en el modelo [1], la hipótesis nula de que el salario de una mujer es igual al de un hombre, frente a la alternativa de que es distinto:

- A) Puede contrastarse SOLAMENTE utilizando un estadístico t , cuyo valor calculado implica que la hipótesis nula NO puede rechazarse al 5%.
- B) Puede contrastarse utilizando tanto un estadístico t como un estadístico F , cuyos valores calculados implican, en ambos casos, que la hipótesis nula debe rechazarse al 5%.
- C) No puede contrastarse con la información disponible.
- D) Puede contrastarse SOLAMENTE utilizando un estadístico F , cuyo valor calculado implica que la hipótesis nula NO puede rechazarse al 5%.

Pregunta 16. Bajo todas las hipótesis clásicas sobre el modelo $\mathbf{Y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \mathbf{U}$, el estimador de máxima verosimilitud de $\boldsymbol{\beta}$:

- A) Es insesgado y tiene mayor varianza que el estimador MCO de $\boldsymbol{\beta}$.
- B) Es sesgado y tiene menor varianza que el estimador MCO de $\boldsymbol{\beta}$.
- C) Es idéntico al estimador MCO de $\boldsymbol{\beta}$.
- D) Tiene la misma media pero distinta varianza que el estimador MCO de $\boldsymbol{\beta}$.

Las preguntas 17 a 20 (ambas inclusive) están referidas a la estimación de un modelo lineal del tipo $Y_t = \beta_1 + \beta_2 x_t + U_t$, en el que se supone se cumplen todas las hipótesis clásicas del modelo lineal general, usando los siguientes datos:

| | | | | | |
|-------|---|----|---|----|----|
| y_t | 8 | 14 | 6 | 18 | 34 |
| x_t | 4 | 6 | 2 | 10 | 18 |

Pregunta 17. Las estimaciones MCO de los parámetros β_1 , β_2 y σ^2 son:

- A) $\hat{\beta}_1 = 2$, $\hat{\beta}_2 = 1.75$ y $\hat{\sigma}^2 = 1$.
- B) $\hat{\beta}_1 = -2$, $\hat{\beta}_2 = 1.75$ y $\hat{\sigma}^2 = 2$.
- C) $\hat{\beta}_1 = -2$, $\hat{\beta}_2 = -1.75$ y $\hat{\sigma}^2 = 2$.
- D) $\hat{\beta}_1 = 2$, $\hat{\beta}_2 = 1.75$ y $\hat{\sigma}^2 = 2$.

Pregunta 18. Con respecto al contraste de $H_0: \beta_1 = 0$ frente a $H_1: \beta_1 > 0$:

- A) Debe rechazarse H_0 en favor de H_1 tanto al 10% como al 5%.

- B) Debe rechazarse H_0 en favor de H_1 al 5% pero no al 10%.
- C) Debe rechazarse H_0 en favor de H_1 al 10% pero no al 5%.
- D) No puede rechazarse H_0 en favor de H_1 ni al 5% ni al 10%.

Pregunta 19. Si se calcula explícitamente un intervalo de confianza del 95% para β_2 :

- A) Dicho intervalo resulta igual a [2.39, 3.11].
- B) Usando dicho intervalo, debe rechazarse $H_0: \beta_2 = 0$ en favor de $H_1: \beta_2 \neq 0$ al 5%.
- C) Usando dicho intervalo, resulta que β_2 no es significativamente distinto de cero al 5%.
- D) Dicho intervalo resulta igual a [1.00, 2.50].

Pregunta 20. Sabiendo que $x_6 = 20$:

- A) Un intervalo de confianza del 95% para Y_6 está dado por [30.48, 43.52].
- B) La previsión puntual para Y_6 es igual a 37 y la previsión puntual para $E[Y_6]$ es igual a 38.
- C) La previsión puntual tanto para Y_6 como para $E[Y_6]$ es igual a 38.
- D) Un intervalo de confianza del 95% para $E[Y_6]$ está dado por [33.28, 42.72].

RESPUESTAS

1-A, 2-B, 3-C, 4-D, 5-B, 6-C, 7-D, 8-A, 9-C, 10-D,
11-A, 12-B, 13-D, 14-A, 15-B, 16-C, 17-D, 18-C, 19-B, 20-A.

ECONOMETRÍA I
TABLAS ESTADÍSTICAS

Observación

Si es necesario para responder a algunas preguntas, en los enunciados de los exámenes finales del presente curso se incluirán algunas de las tablas que figuran a continuación. Durante los exámenes no se permitirá utilizar tablas distintas de las incluidas en los enunciados.

Tabla 1: Función de Distribución Normal Estándar

| | 0.00 | 0.01 | 0.02 | 0.03 | 0.04 | 0.05 | 0.06 | 0.07 | 0.08 | 0.09 |
|------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|
| -3.0 | 0.001350 | 0.001306 | 0.001264 | 0.001223 | 0.001183 | 0.001144 | 0.001107 | 0.001070 | 0.001035 | 0.001001 |
| -2.9 | 0.001866 | 0.001807 | 0.001750 | 0.001695 | 0.001641 | 0.001589 | 0.001538 | 0.001489 | 0.001441 | 0.001395 |
| -2.8 | 0.002555 | 0.002477 | 0.002401 | 0.002327 | 0.002256 | 0.002186 | 0.002118 | 0.002052 | 0.001988 | 0.001926 |
| -2.7 | 0.003467 | 0.003364 | 0.003264 | 0.003167 | 0.003072 | 0.002980 | 0.002890 | 0.002803 | 0.002718 | 0.002635 |
| -2.6 | 0.004661 | 0.004527 | 0.004396 | 0.004269 | 0.004145 | 0.004025 | 0.003907 | 0.003793 | 0.003681 | 0.003573 |
| -2.5 | 0.006210 | 0.006037 | 0.005868 | 0.005703 | 0.005543 | 0.005386 | 0.005234 | 0.005085 | 0.004940 | 0.004799 |
| -2.4 | 0.008198 | 0.007976 | 0.007760 | 0.007549 | 0.007344 | 0.007143 | 0.006947 | 0.006756 | 0.006569 | 0.006387 |
| -2.3 | 0.010724 | 0.010444 | 0.010170 | 0.009903 | 0.009642 | 0.009387 | 0.009137 | 0.008894 | 0.008656 | 0.008424 |
| -2.2 | 0.013903 | 0.013553 | 0.013209 | 0.012874 | 0.012545 | 0.012224 | 0.011911 | 0.011604 | 0.011304 | 0.011011 |
| -2.1 | 0.017864 | 0.017429 | 0.017003 | 0.016586 | 0.016177 | 0.015778 | 0.015386 | 0.015003 | 0.014629 | 0.014262 |
| -2.0 | 0.022750 | 0.022216 | 0.021692 | 0.021178 | 0.020675 | 0.020182 | 0.019699 | 0.019226 | 0.018763 | 0.018309 |
| -1.9 | 0.028717 | 0.028067 | 0.027429 | 0.026803 | 0.026190 | 0.025588 | 0.024998 | 0.024419 | 0.023852 | 0.023295 |
| -1.8 | 0.035930 | 0.035148 | 0.034380 | 0.033625 | 0.032884 | 0.032157 | 0.031443 | 0.030742 | 0.030054 | 0.029379 |
| -1.7 | 0.044565 | 0.043633 | 0.042716 | 0.041815 | 0.040930 | 0.040059 | 0.039204 | 0.038364 | 0.037538 | 0.036727 |
| -1.6 | 0.054799 | 0.053699 | 0.052616 | 0.051551 | 0.050503 | 0.049471 | 0.048457 | 0.047460 | 0.046479 | 0.045514 |
| -1.5 | 0.066807 | 0.065522 | 0.064255 | 0.063008 | 0.061780 | 0.060571 | 0.059380 | 0.058208 | 0.057053 | 0.055917 |
| -1.4 | 0.080757 | 0.079270 | 0.077804 | 0.076359 | 0.074934 | 0.073529 | 0.072145 | 0.070781 | 0.069437 | 0.068112 |
| -1.3 | 0.096800 | 0.095098 | 0.093418 | 0.091759 | 0.090123 | 0.088508 | 0.086915 | 0.085343 | 0.083793 | 0.082264 |
| -1.2 | 0.115070 | 0.113139 | 0.111232 | 0.109349 | 0.107488 | 0.105650 | 0.103835 | 0.102042 | 0.100273 | 0.098525 |
| -1.1 | 0.135666 | 0.133500 | 0.131357 | 0.129238 | 0.127143 | 0.125072 | 0.123024 | 0.121000 | 0.119000 | 0.117023 |
| -1.0 | 0.158655 | 0.156248 | 0.153864 | 0.151505 | 0.149170 | 0.146859 | 0.144572 | 0.142310 | 0.140071 | 0.137857 |
| -0.9 | 0.184060 | 0.181411 | 0.178786 | 0.176186 | 0.173609 | 0.171056 | 0.168528 | 0.166023 | 0.163543 | 0.161087 |
| -0.8 | 0.211855 | 0.208970 | 0.206108 | 0.203269 | 0.200454 | 0.197663 | 0.194895 | 0.192150 | 0.189430 | 0.186733 |
| -0.7 | 0.241964 | 0.238852 | 0.235762 | 0.232695 | 0.229650 | 0.226627 | 0.223627 | 0.220650 | 0.217695 | 0.214764 |
| -0.6 | 0.274253 | 0.270931 | 0.267629 | 0.264347 | 0.261086 | 0.257846 | 0.254627 | 0.251429 | 0.248252 | 0.245097 |
| -0.5 | 0.308538 | 0.305026 | 0.301532 | 0.298056 | 0.294599 | 0.291160 | 0.287740 | 0.284339 | 0.280957 | 0.277595 |
| -0.4 | 0.344578 | 0.340903 | 0.337243 | 0.333598 | 0.329969 | 0.326355 | 0.322758 | 0.319178 | 0.315614 | 0.312067 |
| -0.3 | 0.382089 | 0.378280 | 0.374484 | 0.370700 | 0.366928 | 0.363169 | 0.359424 | 0.355691 | 0.351973 | 0.348268 |
| -0.2 | 0.420740 | 0.416834 | 0.412936 | 0.409046 | 0.405165 | 0.401294 | 0.397432 | 0.393580 | 0.389739 | 0.385908 |
| -0.1 | 0.460172 | 0.456205 | 0.452242 | 0.448283 | 0.444330 | 0.440382 | 0.436441 | 0.432505 | 0.428576 | 0.424655 |
| -0.0 | 0.500000 | 0.496011 | 0.492022 | 0.488034 | 0.484047 | 0.480061 | 0.476078 | 0.472097 | 0.468119 | 0.464144 |
| 0.0 | 0.500000 | 0.503989 | 0.507978 | 0.511966 | 0.515953 | 0.519939 | 0.523922 | 0.527903 | 0.531881 | 0.535856 |
| 0.1 | 0.539828 | 0.543795 | 0.547758 | 0.551717 | 0.555670 | 0.559618 | 0.563559 | 0.567495 | 0.571424 | 0.575345 |
| 0.2 | 0.579260 | 0.583166 | 0.587064 | 0.590954 | 0.594835 | 0.598706 | 0.602568 | 0.606420 | 0.610261 | 0.614092 |
| 0.3 | 0.617911 | 0.621720 | 0.625516 | 0.629300 | 0.633072 | 0.636831 | 0.640576 | 0.644309 | 0.648027 | 0.651732 |
| 0.4 | 0.655422 | 0.659097 | 0.662757 | 0.666402 | 0.670031 | 0.673645 | 0.677242 | 0.680822 | 0.684386 | 0.687933 |
| 0.5 | 0.691462 | 0.694974 | 0.698468 | 0.701944 | 0.705401 | 0.708840 | 0.712260 | 0.715661 | 0.719043 | 0.722405 |
| 0.6 | 0.725747 | 0.729069 | 0.732371 | 0.735653 | 0.738914 | 0.742154 | 0.745373 | 0.748571 | 0.751748 | 0.754903 |
| 0.7 | 0.758036 | 0.761148 | 0.764238 | 0.767305 | 0.770350 | 0.773373 | 0.776373 | 0.779350 | 0.782305 | 0.785236 |
| 0.8 | 0.788145 | 0.791030 | 0.793892 | 0.796731 | 0.799546 | 0.802337 | 0.805105 | 0.807850 | 0.810570 | 0.813267 |
| 0.9 | 0.815940 | 0.818589 | 0.821214 | 0.823814 | 0.826391 | 0.828944 | 0.831472 | 0.833977 | 0.836457 | 0.838913 |
| 1.0 | 0.841345 | 0.843752 | 0.846136 | 0.848495 | 0.850830 | 0.853141 | 0.855428 | 0.857690 | 0.859929 | 0.862143 |
| 1.1 | 0.864334 | 0.866500 | 0.868643 | 0.870762 | 0.872857 | 0.874928 | 0.876976 | 0.879000 | 0.881000 | 0.882977 |
| 1.2 | 0.884930 | 0.886861 | 0.888768 | 0.890651 | 0.892512 | 0.894350 | 0.896165 | 0.897958 | 0.899727 | 0.901475 |
| 1.3 | 0.903200 | 0.904902 | 0.906582 | 0.908241 | 0.909877 | 0.911492 | 0.913085 | 0.914657 | 0.916207 | 0.917736 |
| 1.4 | 0.919243 | 0.920730 | 0.922196 | 0.923641 | 0.925066 | 0.926471 | 0.927855 | 0.929219 | 0.930563 | 0.931888 |
| 1.5 | 0.933193 | 0.934478 | 0.935745 | 0.936992 | 0.938220 | 0.939429 | 0.940620 | 0.941792 | 0.942947 | 0.944083 |
| 1.6 | 0.945201 | 0.946301 | 0.947384 | 0.948449 | 0.949497 | 0.950529 | 0.951543 | 0.952540 | 0.953521 | 0.954486 |
| 1.7 | 0.955435 | 0.956367 | 0.957284 | 0.958185 | 0.959070 | 0.959941 | 0.960796 | 0.961636 | 0.962462 | 0.963273 |
| 1.8 | 0.964070 | 0.964852 | 0.965620 | 0.966375 | 0.967116 | 0.967843 | 0.968557 | 0.969258 | 0.969946 | 0.970621 |

| | 0.00 | 0.01 | 0.02 | 0.03 | 0.04 | 0.05 | 0.06 | 0.07 | 0.08 | 0.09 |
|-----|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|
| 1.9 | 0.971283 | 0.971933 | 0.972571 | 0.973197 | 0.973810 | 0.974412 | 0.975002 | 0.975581 | 0.976148 | 0.976705 |
| 2.0 | 0.977250 | 0.977784 | 0.978308 | 0.978822 | 0.979325 | 0.979818 | 0.980301 | 0.980774 | 0.981237 | 0.981691 |
| 2.1 | 0.982136 | 0.982571 | 0.982997 | 0.983414 | 0.983823 | 0.984222 | 0.984614 | 0.984997 | 0.985371 | 0.985738 |
| 2.2 | 0.986097 | 0.986447 | 0.986791 | 0.987126 | 0.987455 | 0.987776 | 0.988089 | 0.988396 | 0.988696 | 0.988989 |
| 2.3 | 0.989276 | 0.989556 | 0.989830 | 0.990097 | 0.990358 | 0.990613 | 0.990863 | 0.991106 | 0.991344 | 0.991576 |
| 2.4 | 0.991802 | 0.992024 | 0.992240 | 0.992451 | 0.992656 | 0.992857 | 0.993053 | 0.993244 | 0.993431 | 0.993613 |
| 2.5 | 0.993790 | 0.993963 | 0.994132 | 0.994297 | 0.994457 | 0.994614 | 0.994766 | 0.994915 | 0.995060 | 0.995201 |
| 2.6 | 0.995339 | 0.995473 | 0.995604 | 0.995731 | 0.995855 | 0.995975 | 0.996093 | 0.996207 | 0.996319 | 0.996427 |
| 2.7 | 0.996533 | 0.996636 | 0.996736 | 0.996833 | 0.996928 | 0.997020 | 0.997110 | 0.997197 | 0.997282 | 0.997365 |
| 2.8 | 0.997445 | 0.997523 | 0.997599 | 0.997673 | 0.997744 | 0.997814 | 0.997882 | 0.997948 | 0.998012 | 0.998074 |
| 2.9 | 0.998134 | 0.998193 | 0.998250 | 0.998305 | 0.998359 | 0.998411 | 0.998462 | 0.998511 | 0.998559 | 0.998605 |
| 3.0 | 0.998650 | 0.998694 | 0.998736 | 0.998777 | 0.998817 | 0.998856 | 0.998893 | 0.998930 | 0.998965 | 0.998999 |

Ejemplos: Si $X \sim N(0,1)$, entonces $\Pr(X \leq -1.96) = 0.024998$ y $\Pr(X \leq 2.00) = 0.977250$.

Fuente: Tabla construida utilizando la función @cnorm de EViews[®] 3.1.

Tabla 2: Valores Críticos de la Distribución t de Student.

| | | FUNCION DE DISTRIBUCION | | | | | | | | | |
|---|-----|-------------------------|---------|---------|--------|--------|-------|-------|--------|--------|--------|
| | | 0.005 | 0.010 | 0.025 | 0.050 | 0.100 | 0.900 | 0.950 | 0.975 | 0.990 | 0.995 |
| | 1 | -63.657 | -31.821 | -12.706 | -6.314 | -3.078 | 3.078 | 6.314 | 12.706 | 31.821 | 63.657 |
| | 2 | -9.925 | -6.965 | -4.303 | -2.920 | -1.886 | 1.886 | 2.920 | 4.303 | 6.965 | 9.925 |
| | 3 | -5.841 | -4.541 | -3.182 | -2.353 | -1.638 | 1.638 | 2.353 | 3.182 | 4.541 | 5.841 |
| | 4 | -4.604 | -3.747 | -2.776 | -2.132 | -1.533 | 1.533 | 2.132 | 2.776 | 3.747 | 4.604 |
| | 5 | -4.032 | -3.365 | -2.571 | -2.015 | -1.476 | 1.476 | 2.015 | 2.571 | 3.365 | 4.032 |
| | 6 | -3.707 | -3.143 | -2.447 | -1.943 | -1.440 | 1.440 | 1.943 | 2.447 | 3.143 | 3.707 |
| | 7 | -3.499 | -2.998 | -2.365 | -1.895 | -1.415 | 1.415 | 1.895 | 2.365 | 2.998 | 3.499 |
| | 8 | -3.355 | -2.896 | -2.306 | -1.860 | -1.397 | 1.397 | 1.860 | 2.306 | 2.896 | 3.355 |
| | 9 | -3.250 | -2.821 | -2.262 | -1.833 | -1.383 | 1.383 | 1.833 | 2.262 | 2.821 | 3.250 |
| | 10 | -3.169 | -2.764 | -2.228 | -1.812 | -1.372 | 1.372 | 1.812 | 2.228 | 2.764 | 3.169 |
| G | 11 | -3.106 | -2.718 | -2.201 | -1.796 | -1.363 | 1.363 | 1.796 | 2.201 | 2.718 | 3.106 |
| R | 12 | -3.055 | -2.681 | -2.179 | -1.782 | -1.356 | 1.356 | 1.782 | 2.179 | 2.681 | 3.055 |
| A | 13 | -3.012 | -2.650 | -2.160 | -1.771 | -1.350 | 1.350 | 1.771 | 2.160 | 2.650 | 3.012 |
| D | 14 | -2.977 | -2.624 | -2.145 | -1.761 | -1.345 | 1.345 | 1.761 | 2.145 | 2.624 | 2.977 |
| O | 15 | -2.947 | -2.602 | -2.131 | -1.753 | -1.341 | 1.341 | 1.753 | 2.131 | 2.602 | 2.947 |
| S | 16 | -2.921 | -2.583 | -2.120 | -1.746 | -1.337 | 1.337 | 1.746 | 2.120 | 2.583 | 2.921 |
| D | 17 | -2.898 | -2.567 | -2.110 | -1.740 | -1.333 | 1.333 | 1.740 | 2.110 | 2.567 | 2.898 |
| E | 18 | -2.878 | -2.552 | -2.101 | -1.734 | -1.330 | 1.330 | 1.734 | 2.101 | 2.552 | 2.878 |
| | 19 | -2.861 | -2.539 | -2.093 | -1.729 | -1.328 | 1.328 | 1.729 | 2.093 | 2.539 | 2.861 |
| L | 20 | -2.845 | -2.528 | -2.086 | -1.725 | -1.325 | 1.325 | 1.725 | 2.086 | 2.528 | 2.845 |
| I | 21 | -2.831 | -2.518 | -2.080 | -1.721 | -1.323 | 1.323 | 1.721 | 2.080 | 2.518 | 2.831 |
| B | 22 | -2.819 | -2.508 | -2.074 | -1.717 | -1.321 | 1.321 | 1.717 | 2.074 | 2.508 | 2.819 |
| E | 23 | -2.807 | -2.500 | -2.069 | -1.714 | -1.319 | 1.319 | 1.714 | 2.069 | 2.500 | 2.807 |
| R | 24 | -2.797 | -2.492 | -2.064 | -1.711 | -1.318 | 1.318 | 1.711 | 2.064 | 2.492 | 2.797 |
| T | 25 | -2.787 | -2.485 | -2.060 | -1.708 | -1.316 | 1.316 | 1.708 | 2.060 | 2.485 | 2.787 |
| A | 26 | -2.779 | -2.479 | -2.056 | -1.706 | -1.315 | 1.315 | 1.706 | 2.056 | 2.479 | 2.779 |
| D | 27 | -2.771 | -2.473 | -2.052 | -1.703 | -1.314 | 1.314 | 1.703 | 2.052 | 2.473 | 2.771 |
| | 28 | -2.763 | -2.467 | -2.048 | -1.701 | -1.313 | 1.313 | 1.701 | 2.048 | 2.467 | 2.763 |
| | 29 | -2.756 | -2.462 | -2.045 | -1.699 | -1.311 | 1.311 | 1.699 | 2.045 | 2.462 | 2.756 |
| | 30 | -2.750 | -2.457 | -2.042 | -1.697 | -1.310 | 1.310 | 1.697 | 2.042 | 2.457 | 2.750 |
| | 40 | -2.704 | -2.423 | -2.021 | -1.684 | -1.303 | 1.303 | 1.684 | 2.021 | 2.423 | 2.704 |
| | 60 | -2.660 | -2.390 | -2.000 | -1.671 | -1.296 | 1.296 | 1.671 | 2.000 | 2.390 | 2.660 |
| | 90 | -2.632 | -2.368 | -1.987 | -1.662 | -1.291 | 1.291 | 1.662 | 1.987 | 2.368 | 2.632 |
| | 120 | -2.617 | -2.358 | -1.980 | -1.658 | -1.289 | 1.289 | 1.658 | 1.980 | 2.358 | 2.617 |
| | INF | -2.576 | -2.327 | -1.960 | -1.645 | -1.282 | 1.282 | 1.645 | 1.960 | 2.327 | 2.576 |

Ejemplos: Si $X \sim t(20)$, entonces $\Pr(X \leq -2.528) = 0.01$ y $\Pr(X \leq 1.725) = 0.95$; si $X \sim t(n)$ con n suficientemente grande, entonces $\Pr(X \leq -1.960) \approx 0.025$ y $\Pr(X \leq 2.327) \approx 0.99$.

Fuente: Tabla construida utilizando la función @qtdist de EViews® 3.1.

Tabla 3: Valores Críticos de la Distribución Chi-Cuadrado.

| | | FUNCION DE DISTRIBUCION | | | | | | | | | |
|---|----|-------------------------|----------|----------|----------|--------|-------|-------|-------|-------|-------|
| | | 0.005 | 0.010 | 0.025 | 0.050 | 0.100 | 0.900 | 0.950 | 0.975 | 0.990 | 0.995 |
| | 1 | 0.000039 | 0.000157 | 0.000982 | 0.003932 | 0.0158 | 2.71 | 3.84 | 5.02 | 6.63 | 7.88 |
| | 2 | 0.0100 | 0.0201 | 0.0506 | 0.10 | 0.21 | 4.61 | 5.99 | 7.38 | 9.21 | 10.60 |
| | 3 | 0.0717 | 0.11 | 0.22 | 0.35 | 0.58 | 6.25 | 7.81 | 9.35 | 11.34 | 12.84 |
| | 4 | 0.21 | 0.30 | 0.48 | 0.71 | 1.06 | 7.78 | 9.49 | 11.14 | 13.28 | 14.86 |
| | 5 | 0.41 | 0.55 | 0.83 | 1.15 | 1.61 | 9.24 | 11.07 | 12.83 | 15.09 | 16.75 |
| | 6 | 0.68 | 0.87 | 1.24 | 1.64 | 2.20 | 10.64 | 12.59 | 14.45 | 16.81 | 18.55 |
| | 7 | 0.99 | 1.24 | 1.69 | 2.17 | 2.83 | 12.02 | 14.07 | 16.01 | 18.48 | 20.28 |
| G | 8 | 1.34 | 1.65 | 2.18 | 2.73 | 3.49 | 13.36 | 15.51 | 17.53 | 20.09 | 21.95 |
| R | 9 | 1.73 | 2.09 | 2.70 | 3.33 | 4.17 | 14.68 | 16.92 | 19.02 | 21.67 | 23.59 |
| A | 10 | 2.16 | 2.56 | 3.25 | 3.94 | 4.87 | 15.99 | 18.31 | 20.48 | 23.21 | 25.19 |
| D | | | | | | | | | | | |
| O | 11 | 2.60 | 3.05 | 3.82 | 4.57 | 5.58 | 17.28 | 19.68 | 21.92 | 24.72 | 26.76 |
| S | 12 | 3.07 | 3.57 | 4.40 | 5.23 | 6.30 | 18.55 | 21.03 | 23.34 | 26.22 | 28.30 |
| | 13 | 3.57 | 4.11 | 5.01 | 5.89 | 7.04 | 19.81 | 22.36 | 24.74 | 27.69 | 29.82 |
| D | 14 | 4.07 | 4.66 | 5.63 | 6.57 | 7.79 | 21.06 | 23.68 | 26.12 | 29.14 | 31.32 |
| E | 15 | 4.60 | 5.23 | 6.26 | 7.26 | 8.55 | 22.31 | 25.00 | 27.49 | 30.58 | 32.80 |
| | 16 | 5.14 | 5.81 | 6.91 | 7.96 | 9.31 | 23.54 | 26.30 | 28.85 | 32.00 | 34.27 |
| L | 17 | 5.70 | 6.41 | 7.56 | 8.67 | 10.09 | 24.77 | 27.59 | 30.19 | 33.41 | 35.72 |
| I | 18 | 6.26 | 7.01 | 8.23 | 9.39 | 10.86 | 25.99 | 28.87 | 31.53 | 34.81 | 37.16 |
| B | 19 | 6.84 | 7.63 | 8.91 | 10.12 | 11.65 | 27.20 | 30.14 | 32.85 | 36.19 | 38.58 |
| E | 20 | 7.43 | 8.26 | 9.59 | 10.85 | 12.44 | 28.41 | 31.41 | 34.17 | 37.57 | 40.00 |
| R | | | | | | | | | | | |
| T | 21 | 8.03 | 8.90 | 10.28 | 11.59 | 13.24 | 29.62 | 32.67 | 35.48 | 38.93 | 41.40 |
| A | 22 | 8.64 | 9.54 | 10.98 | 12.34 | 14.04 | 30.81 | 33.92 | 36.78 | 40.29 | 42.80 |
| D | 23 | 9.26 | 10.20 | 11.69 | 13.09 | 14.85 | 32.01 | 35.17 | 38.08 | 41.64 | 44.18 |
| | 24 | 9.89 | 10.86 | 12.40 | 13.85 | 15.66 | 33.20 | 36.42 | 39.36 | 42.98 | 45.56 |
| | 25 | 10.52 | 11.52 | 13.12 | 14.61 | 16.47 | 34.38 | 37.65 | 40.65 | 44.31 | 46.93 |
| | 26 | 11.16 | 12.20 | 13.84 | 15.38 | 17.29 | 35.56 | 38.89 | 41.92 | 45.64 | 48.29 |
| | 27 | 11.81 | 12.88 | 14.57 | 16.15 | 18.11 | 36.74 | 40.11 | 43.19 | 46.96 | 49.64 |
| | 28 | 12.46 | 13.56 | 15.31 | 16.93 | 18.94 | 37.92 | 41.34 | 44.46 | 48.28 | 50.99 |
| | 29 | 13.12 | 14.26 | 16.05 | 17.71 | 19.77 | 39.09 | 42.56 | 45.72 | 49.59 | 52.34 |
| | 30 | 13.79 | 14.95 | 16.79 | 18.49 | 20.60 | 40.26 | 43.77 | 46.98 | 50.89 | 53.67 |

Ejemplos: Si $X \sim \chi^2(20)$, entonces $\Pr(X \leq 9.59) = 0.025$ y $\Pr(X \leq 34.17) = 0.975$.

Fuente: Tabla construida utilizando la función @qchisq de EViews[®] 3.1.

Tabla 4-1: Valores Críticos de la Distribución F - Función de Distribución = 0.90.

| | | GRADOS DE LIBERTAD DEL NUMERADOR | | | | | | | | | |
|------------------------------------|------|----------------------------------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| | | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 | 10 |
| GRADOS DE LIBERTAD DEL DENOMINADOR | 1 | 39.86 | 49.50 | 53.59 | 55.83 | 57.24 | 58.20 | 58.91 | 59.44 | 59.86 | 60.19 |
| | 2 | 8.53 | 9.00 | 9.16 | 9.24 | 9.29 | 9.33 | 9.35 | 9.37 | 9.38 | 9.39 |
| | 3 | 5.54 | 5.46 | 5.39 | 5.34 | 5.31 | 5.28 | 5.27 | 5.25 | 5.24 | 5.23 |
| | 4 | 4.54 | 4.32 | 4.19 | 4.11 | 4.05 | 4.01 | 3.98 | 3.95 | 3.94 | 3.92 |
| | 5 | 4.06 | 3.78 | 3.62 | 3.52 | 3.45 | 3.40 | 3.37 | 3.34 | 3.32 | 3.30 |
| | 6 | 3.78 | 3.46 | 3.29 | 3.18 | 3.11 | 3.05 | 3.01 | 2.98 | 2.96 | 2.94 |
| | 7 | 3.59 | 3.26 | 3.07 | 2.96 | 2.88 | 2.83 | 2.78 | 2.75 | 2.72 | 2.70 |
| | 8 | 3.46 | 3.11 | 2.92 | 2.81 | 2.73 | 2.67 | 2.62 | 2.59 | 2.56 | 2.54 |
| | 9 | 3.36 | 3.01 | 2.81 | 2.69 | 2.61 | 2.55 | 2.51 | 2.47 | 2.44 | 2.42 |
| | 10 | 3.29 | 2.92 | 2.73 | 2.61 | 2.52 | 2.46 | 2.41 | 2.38 | 2.35 | 2.32 |
| | 11 | 3.23 | 2.86 | 2.66 | 2.54 | 2.45 | 2.39 | 2.34 | 2.30 | 2.27 | 2.25 |
| | 12 | 3.18 | 2.81 | 2.61 | 2.48 | 2.39 | 2.33 | 2.28 | 2.24 | 2.21 | 2.19 |
| | 13 | 3.14 | 2.76 | 2.56 | 2.43 | 2.35 | 2.28 | 2.23 | 2.20 | 2.16 | 2.14 |
| | 14 | 3.10 | 2.73 | 2.52 | 2.39 | 2.31 | 2.24 | 2.19 | 2.15 | 2.12 | 2.10 |
| | 15 | 3.07 | 2.70 | 2.49 | 2.36 | 2.27 | 2.21 | 2.16 | 2.12 | 2.09 | 2.06 |
| | 16 | 3.05 | 2.67 | 2.46 | 2.33 | 2.24 | 2.18 | 2.13 | 2.09 | 2.06 | 2.03 |
| | 17 | 3.03 | 2.64 | 2.44 | 2.31 | 2.22 | 2.15 | 2.10 | 2.06 | 2.03 | 2.00 |
| | 18 | 3.01 | 2.62 | 2.42 | 2.29 | 2.20 | 2.13 | 2.08 | 2.04 | 2.00 | 1.98 |
| | 19 | 2.99 | 2.61 | 2.40 | 2.27 | 2.18 | 2.11 | 2.06 | 2.02 | 1.98 | 1.96 |
| | 20 | 2.97 | 2.59 | 2.38 | 2.25 | 2.16 | 2.09 | 2.04 | 2.00 | 1.96 | 1.94 |
| | 21 | 2.96 | 2.57 | 2.36 | 2.23 | 2.14 | 2.08 | 2.02 | 1.98 | 1.95 | 1.92 |
| | 22 | 2.95 | 2.56 | 2.35 | 2.22 | 2.13 | 2.06 | 2.01 | 1.97 | 1.93 | 1.90 |
| | 23 | 2.94 | 2.55 | 2.34 | 2.21 | 2.11 | 2.05 | 1.99 | 1.95 | 1.92 | 1.89 |
| | 24 | 2.93 | 2.54 | 2.33 | 2.19 | 2.10 | 2.04 | 1.98 | 1.94 | 1.91 | 1.88 |
| | 25 | 2.92 | 2.53 | 2.32 | 2.18 | 2.09 | 2.02 | 1.97 | 1.93 | 1.89 | 1.87 |
| | 26 | 2.91 | 2.52 | 2.31 | 2.17 | 2.08 | 2.01 | 1.96 | 1.92 | 1.88 | 1.86 |
| | 27 | 2.90 | 2.51 | 2.30 | 2.17 | 2.07 | 2.00 | 1.95 | 1.91 | 1.87 | 1.85 |
| | 28 | 2.89 | 2.50 | 2.29 | 2.16 | 2.06 | 2.00 | 1.94 | 1.90 | 1.87 | 1.84 |
| | 29 | 2.89 | 2.50 | 2.28 | 2.15 | 2.06 | 1.99 | 1.93 | 1.89 | 1.86 | 1.83 |
| | 30 | 2.88 | 2.49 | 2.28 | 2.14 | 2.05 | 1.98 | 1.93 | 1.88 | 1.85 | 1.82 |
| 40 | 2.84 | 2.44 | 2.23 | 2.09 | 2.00 | 1.93 | 1.87 | 1.83 | 1.79 | 1.76 | |
| 60 | 2.79 | 2.39 | 2.18 | 2.04 | 1.95 | 1.87 | 1.82 | 1.77 | 1.74 | 1.71 | |
| 90 | 2.76 | 2.36 | 2.15 | 2.01 | 1.91 | 1.84 | 1.78 | 1.74 | 1.70 | 1.67 | |
| 120 | 2.75 | 2.35 | 2.13 | 1.99 | 1.90 | 1.82 | 1.77 | 1.72 | 1.68 | 1.65 | |
| INF | 2.71 | 2.30 | 2.08 | 1.95 | 1.85 | 1.77 | 1.72 | 1.67 | 1.63 | 1.60 | |

Ejemplos: Si $X \sim F(2,20)$, $\Pr(X \leq 2.59) = 0.90$; si $X \sim F(3,n)$ con n suficientemente grande, $\Pr(X \leq 2.08) \approx 0.90$.

Fuente: Tabla construida utilizando la función @qfdist de EViews® 3.1.

Tabla 4-2: Valores Críticos de la Distribución F - Función de Distribución = 0.95.

| | | GRADOS DE LIBERTAD DEL NUMERADOR | | | | | | | | | |
|---|-----|----------------------------------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| | | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 | 10 |
| G R A D O S | 1 | 161.45 | 199.50 | 215.71 | 224.58 | 230.16 | 233.99 | 236.77 | 238.88 | 240.54 | 241.88 |
| | 2 | 18.51 | 19.00 | 19.16 | 19.25 | 19.30 | 19.33 | 19.35 | 19.37 | 19.38 | 19.40 |
| | 3 | 10.13 | 9.55 | 9.28 | 9.12 | 9.01 | 8.94 | 8.89 | 8.85 | 8.81 | 8.79 |
| | 4 | 7.71 | 6.94 | 6.59 | 6.39 | 6.26 | 6.16 | 6.09 | 6.04 | 6.00 | 5.96 |
| | 5 | 6.61 | 5.79 | 5.41 | 5.19 | 5.05 | 4.95 | 4.88 | 4.82 | 4.77 | 4.74 |
| | 6 | 5.99 | 5.14 | 4.76 | 4.53 | 4.39 | 4.28 | 4.21 | 4.15 | 4.10 | 4.06 |
| | 7 | 5.59 | 4.74 | 4.35 | 4.12 | 3.97 | 3.87 | 3.79 | 3.73 | 3.68 | 3.64 |
| | 8 | 5.32 | 4.46 | 4.07 | 3.84 | 3.69 | 3.58 | 3.50 | 3.44 | 3.39 | 3.35 |
| | 9 | 5.12 | 4.26 | 3.86 | 3.63 | 3.48 | 3.37 | 3.29 | 3.23 | 3.18 | 3.14 |
| | 10 | 4.96 | 4.10 | 3.71 | 3.48 | 3.33 | 3.22 | 3.14 | 3.07 | 3.02 | 2.98 |
| D E L I B E R T A D O | 11 | 4.84 | 3.98 | 3.59 | 3.36 | 3.20 | 3.09 | 3.01 | 2.95 | 2.90 | 2.85 |
| | 12 | 4.75 | 3.89 | 3.49 | 3.26 | 3.11 | 3.00 | 2.91 | 2.85 | 2.80 | 2.75 |
| | 13 | 4.67 | 3.81 | 3.41 | 3.18 | 3.03 | 2.92 | 2.83 | 2.77 | 2.71 | 2.67 |
| | 14 | 4.60 | 3.74 | 3.34 | 3.11 | 2.96 | 2.85 | 2.76 | 2.70 | 2.65 | 2.60 |
| | 15 | 4.54 | 3.68 | 3.29 | 3.06 | 2.90 | 2.79 | 2.71 | 2.64 | 2.59 | 2.54 |
| | 16 | 4.49 | 3.63 | 3.24 | 3.01 | 2.85 | 2.74 | 2.66 | 2.59 | 2.54 | 2.49 |
| | 17 | 4.45 | 3.59 | 3.20 | 2.96 | 2.81 | 2.70 | 2.61 | 2.55 | 2.49 | 2.45 |
| | 18 | 4.41 | 3.55 | 3.16 | 2.93 | 2.77 | 2.66 | 2.58 | 2.51 | 2.46 | 2.41 |
| | 19 | 4.38 | 3.52 | 3.13 | 2.90 | 2.74 | 2.63 | 2.54 | 2.48 | 2.42 | 2.38 |
| | 20 | 4.35 | 3.49 | 3.10 | 2.87 | 2.71 | 2.60 | 2.51 | 2.45 | 2.39 | 2.35 |
| D E L D E N O M I N A D O | 21 | 4.32 | 3.47 | 3.07 | 2.84 | 2.68 | 2.57 | 2.49 | 2.42 | 2.37 | 2.32 |
| | 22 | 4.30 | 3.44 | 3.05 | 2.82 | 2.66 | 2.55 | 2.46 | 2.40 | 2.34 | 2.30 |
| | 23 | 4.28 | 3.42 | 3.03 | 2.80 | 2.64 | 2.53 | 2.44 | 2.37 | 2.32 | 2.27 |
| | 24 | 4.26 | 3.40 | 3.01 | 2.78 | 2.62 | 2.51 | 2.42 | 2.36 | 2.30 | 2.25 |
| | 25 | 4.24 | 3.39 | 2.99 | 2.76 | 2.60 | 2.49 | 2.40 | 2.34 | 2.28 | 2.24 |
| | 26 | 4.23 | 3.37 | 2.98 | 2.74 | 2.59 | 2.47 | 2.39 | 2.32 | 2.27 | 2.22 |
| | 27 | 4.21 | 3.35 | 2.96 | 2.73 | 2.57 | 2.46 | 2.37 | 2.31 | 2.25 | 2.20 |
| | 28 | 4.20 | 3.34 | 2.95 | 2.71 | 2.56 | 2.45 | 2.36 | 2.29 | 2.24 | 2.19 |
| | 29 | 4.18 | 3.33 | 2.93 | 2.70 | 2.55 | 2.43 | 2.35 | 2.28 | 2.22 | 2.18 |
| | 30 | 4.17 | 3.32 | 2.92 | 2.69 | 2.53 | 2.42 | 2.33 | 2.27 | 2.21 | 2.16 |
| R E S T O | 40 | 4.08 | 3.23 | 2.84 | 2.61 | 2.45 | 2.34 | 2.25 | 2.18 | 2.12 | 2.08 |
| | 60 | 4.00 | 3.15 | 2.76 | 2.53 | 2.37 | 2.25 | 2.17 | 2.10 | 2.04 | 1.99 |
| | 90 | 3.95 | 3.10 | 2.71 | 2.47 | 2.32 | 2.20 | 2.11 | 2.04 | 1.99 | 1.94 |
| | 120 | 3.92 | 3.07 | 2.68 | 2.45 | 2.29 | 2.18 | 2.09 | 2.02 | 1.96 | 1.91 |
| | INF | 3.84 | 3.00 | 2.61 | 2.37 | 2.21 | 2.10 | 2.01 | 1.94 | 1.88 | 1.83 |

Ejemplos: Si $X \sim F(2,20)$, $\Pr(X \leq 3.49) = 0.95$; si $X \sim F(3,n)$ con n suficientemente grande, $\Pr(X \leq 2.61) \approx 0.95$.
Fuente: Tabla construida utilizando la función @qfdist de EViews® 3.1.

Tabla 4-3: Valores Críticos de la Distribución F - Función de Distribución = 0.99.

| | | GRADOS DE LIBERTAD DEL NUMERADOR | | | | | | | | | |
|---|-----|----------------------------------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| | | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 | 10 |
| G R A D O S | 1 | 4052 | 5000 | 5403 | 5625 | 5764 | 5859 | 5928 | 5981 | 6022 | 6056 |
| | 2 | 98.50 | 99.00 | 99.17 | 99.25 | 99.30 | 99.33 | 99.36 | 99.37 | 99.39 | 99.40 |
| | 3 | 34.12 | 30.82 | 29.46 | 28.71 | 28.24 | 27.91 | 27.67 | 27.49 | 27.35 | 27.23 |
| | 4 | 21.20 | 18.00 | 16.69 | 15.98 | 15.52 | 15.21 | 14.98 | 14.80 | 14.66 | 14.55 |
| | 5 | 16.26 | 13.27 | 12.06 | 11.39 | 10.97 | 10.67 | 10.46 | 10.29 | 10.16 | 10.05 |
| | 6 | 13.75 | 10.92 | 9.78 | 9.15 | 8.75 | 8.47 | 8.26 | 8.10 | 7.98 | 7.87 |
| | 7 | 12.25 | 9.55 | 8.45 | 7.85 | 7.46 | 7.19 | 6.99 | 6.84 | 6.72 | 6.62 |
| | 8 | 11.26 | 8.65 | 7.59 | 7.01 | 6.63 | 6.37 | 6.18 | 6.03 | 5.91 | 5.81 |
| | 9 | 10.56 | 8.02 | 6.99 | 6.42 | 6.06 | 5.80 | 5.61 | 5.47 | 5.35 | 5.26 |
| | 10 | 10.04 | 7.56 | 6.55 | 5.99 | 5.64 | 5.39 | 5.20 | 5.06 | 4.94 | 4.85 |
| D E L I B E R T A D | 11 | 9.65 | 7.21 | 6.22 | 5.67 | 5.32 | 5.07 | 4.89 | 4.74 | 4.63 | 4.54 |
| | 12 | 9.33 | 6.93 | 5.95 | 5.41 | 5.06 | 4.82 | 4.64 | 4.50 | 4.39 | 4.30 |
| | 13 | 9.07 | 6.70 | 5.74 | 5.21 | 4.86 | 4.62 | 4.44 | 4.30 | 4.19 | 4.10 |
| | 14 | 8.86 | 6.51 | 5.56 | 5.04 | 4.69 | 4.46 | 4.28 | 4.14 | 4.03 | 3.94 |
| | 15 | 8.68 | 6.36 | 5.42 | 4.89 | 4.56 | 4.32 | 4.14 | 4.00 | 3.89 | 3.80 |
| | 16 | 8.53 | 6.23 | 5.29 | 4.77 | 4.44 | 4.20 | 4.03 | 3.89 | 3.78 | 3.69 |
| | 17 | 8.40 | 6.11 | 5.18 | 4.67 | 4.34 | 4.10 | 3.93 | 3.79 | 3.68 | 3.59 |
| | 18 | 8.29 | 6.01 | 5.09 | 4.58 | 4.25 | 4.01 | 3.84 | 3.71 | 3.60 | 3.51 |
| | 19 | 8.18 | 5.93 | 5.01 | 4.50 | 4.17 | 3.94 | 3.77 | 3.63 | 3.52 | 3.43 |
| | 20 | 8.10 | 5.85 | 4.94 | 4.43 | 4.10 | 3.87 | 3.70 | 3.56 | 3.46 | 3.37 |
| D E L D E N O M I N A D O | 21 | 8.02 | 5.78 | 4.87 | 4.37 | 4.04 | 3.81 | 3.64 | 3.51 | 3.40 | 3.31 |
| | 22 | 7.95 | 5.72 | 4.82 | 4.31 | 3.99 | 3.76 | 3.59 | 3.45 | 3.35 | 3.26 |
| | 23 | 7.88 | 5.66 | 4.76 | 4.26 | 3.94 | 3.71 | 3.54 | 3.41 | 3.30 | 3.21 |
| | 24 | 7.82 | 5.61 | 4.72 | 4.22 | 3.90 | 3.67 | 3.50 | 3.36 | 3.26 | 3.17 |
| | 25 | 7.77 | 5.57 | 4.68 | 4.18 | 3.85 | 3.63 | 3.46 | 3.32 | 3.22 | 3.13 |
| | 26 | 7.72 | 5.53 | 4.64 | 4.14 | 3.82 | 3.59 | 3.42 | 3.29 | 3.18 | 3.09 |
| | 27 | 7.68 | 5.49 | 4.60 | 4.11 | 3.78 | 3.56 | 3.39 | 3.26 | 3.15 | 3.06 |
| | 28 | 7.64 | 5.45 | 4.57 | 4.07 | 3.75 | 3.53 | 3.36 | 3.23 | 3.12 | 3.03 |
| | 29 | 7.60 | 5.42 | 4.54 | 4.04 | 3.73 | 3.50 | 3.33 | 3.20 | 3.09 | 3.00 |
| | 30 | 7.56 | 5.39 | 4.51 | 4.02 | 3.70 | 3.47 | 3.30 | 3.17 | 3.07 | 2.98 |
| R E S T O | 40 | 7.31 | 5.18 | 4.31 | 3.83 | 3.51 | 3.29 | 3.12 | 2.99 | 2.89 | 2.80 |
| | 60 | 7.08 | 4.98 | 4.13 | 3.65 | 3.34 | 3.12 | 2.95 | 2.82 | 2.72 | 2.63 |
| | 90 | 6.93 | 4.85 | 4.01 | 3.53 | 3.23 | 3.01 | 2.84 | 2.72 | 2.61 | 2.52 |
| | 120 | 6.85 | 4.79 | 3.95 | 3.48 | 3.17 | 2.96 | 2.79 | 2.66 | 2.56 | 2.47 |
| | INF | 6.64 | 4.61 | 3.78 | 3.32 | 3.02 | 2.80 | 2.64 | 2.51 | 2.41 | 2.32 |

Ejemplos: Si $X \sim F(2,20)$, $\Pr(X \leq 5.85) = 0.99$; si $X \sim F(3,n)$ con n suficientemente grande, $\Pr(X \leq 3.78) \approx 0.99$.
Fuente: Tabla construida utilizando la función @qfdist de EViews® 3.1.