

## Examen final de econometría I

6 de febrero de 2002

|                    |                      |               |
|--------------------|----------------------|---------------|
| <b>Apellidos:</b>  | <b>Nombre:</b>       | <b>DNI:</b>   |
| <b>Profesor/a:</b> | <b>Licenciatura:</b> | <b>Grupo:</b> |

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.

|                    |   |   |   |   |           |
|--------------------|---|---|---|---|-----------|
| <b>Pregunta 1</b>  | A | B | C | D | En blanco |
| <b>Pregunta 2</b>  | A | B | C | D | En blanco |
| <b>Pregunta 3</b>  | A | B | C | D | En blanco |
| <b>Pregunta 4</b>  | A | B | C | D | En blanco |
| <b>Pregunta 5</b>  | A | B | C | D | En blanco |
| <b>Pregunta 6</b>  | A | B | C | D | En blanco |
| <b>Pregunta 7</b>  | A | B | C | D | En blanco |
| <b>Pregunta 8</b>  | A | B | C | D | En blanco |
| <b>Pregunta 9</b>  | A | B | C | D | En blanco |
| <b>Pregunta 10</b> | A | B | C | D | En blanco |
| <b>Pregunta 11</b> | A | B | C | D | En blanco |
| <b>Pregunta 12</b> | A | B | C | D | En blanco |
| <b>Pregunta 13</b> | A | B | C | D | En blanco |
| <b>Pregunta 14</b> | A | B | C | D | En blanco |
| <b>Pregunta 15</b> | A | B | C | D | En blanco |
| <b>Pregunta 16</b> | A | B | C | D | En blanco |
| <b>Pregunta 17</b> | A | B | C | D | En blanco |
| <b>Pregunta 18</b> | A | B | C | D | En blanco |
| <b>Pregunta 19</b> | A | B | C | D | En blanco |
| <b>Pregunta 20</b> | 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 Y MEDIA**

---

**Pregunta 1.** En el modelo  $Y_t = \beta_1 + \beta_2 X_t + U_t$  ( $t = 1, 2, \dots, N$ ), donde  $U_t$  representa el término de error no observable del modelo, el estimador MCO del parámetro  $\beta_2$ :

- A) Es igual a la varianza muestral de  $X_1, X_2, \dots, X_N$ , dividida por la covarianza muestral entre  $Y_1, Y_2, \dots, Y_N$  y  $X_1, X_2, \dots, X_N$ .
- B) Es igual a la covarianza muestral entre  $Y_1, Y_2, \dots, Y_N$  y  $X_1, X_2, \dots, X_N$ , dividida por la varianza muestral de  $Y_1, Y_2, \dots, Y_N$ .
- C) Es directamente proporcional al coeficiente de correlación lineal simple entre  $Y_1, Y_2, \dots, Y_N$  y  $X_1, X_2, \dots, X_N$ .
- D) Es igual a la media muestral de  $Y_1, Y_2, \dots, Y_N$ .

**Pregunta 2.** Si  $y_t$  y  $x_t$  ( $t = 1, 2, \dots, N$ ) representan datos temporales sobre nivel de producción y nivel de empleo en un país determinado, indique en cuál de los modelos siguientes (estimados por MCO)  $\hat{\beta}_2$  representa DIRECTAMENTE una estimación de la elasticidad de la producción con respecto al empleo (donde "ln" representa el logaritmo neperiano):

- A)  $y_t = \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 x_t + \hat{u}_t$ .
- B)  $\ln y_t = \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 x_t + \hat{u}_t$ .
- C)  $y_t = \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 \ln x_t + \hat{u}_t$ .
- D)  $\ln y_t = \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 \ln x_t + \hat{u}_t$ .

**Pregunta 3.** Si el modelo  $Y_t = \beta_1 + U_t$  ( $t = 1, 2, \dots, N$ ) se estima por MCO, el coeficiente de determinación resultante:

- A) Es igual a cero.
- B) Es igual a uno.
- C) Puede ser mayor que cero.
- D) Puede ser mayor que uno.

**Pregunta 4.** 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  $y_t^* \equiv y_t/a$ ,  $x_t^* \equiv x_t/a$  ( $t = 1, \dots, N$ ), y  $a$  es un número conocido estrictamente mayor que uno. En estas condiciones:

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

**Pregunta 5.** Bajo TODAS las hipótesis clásicas que conforman el MLG  $\mathbf{Y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \mathbf{U}$ , indique cuáles de las afirmaciones siguientes son CORRECTAS:

1. El valor esperado del estimador MCO de  $\beta$  es un vector de números conocidos.
2. La matriz de varianzas del estimador MCO de  $\beta$  es distinta de la del estimador MV de  $\beta$ .
3. El estimador MV de la varianza de las perturbaciones es eficiente.
4. La hipótesis de Normalidad de las perturbaciones sólo resulta útil para demostrar a través del Teorema de Gauss-Markov que el estimador MCO de  $\beta$  es eficiente.
5. La distribución de probabilidad del vector de residuos MCO es idéntica a la que se supone para el vector de perturbaciones del modelo.

- A) Son correctas las afirmaciones 1, 3 y 4.  
 B) Las cinco afirmaciones son INCORRECTAS.  
 C) Son correctas las afirmaciones 3, 4 y 5.  
 D) Son correctas las afirmaciones 2, 4 y 5.

**Pregunta 6.** Indique cuáles de las afirmaciones siguientes son INCORRECTAS:

1. Aunque un modelo como  $Y_t = \beta_1 + \beta_2/X_t + U_t$  es NO lineal con respecto a  $X_t$ , los parámetros  $\beta_1$  y  $\beta_2$  pueden estimarse por MCO de la forma habitual.
2. Aunque un modelo como  $Y_t = \beta_1 + \beta_1^2 X_t + U_t$  es lineal con respecto a  $X_t$ , el parámetro  $\beta_1$  NO puede estimarse por MCO de la forma habitual.
3. Dado que un modelo como  $Y_t = \beta_1 + \beta_2 X_t + \beta_3 X_t^2 + U_t$  es lineal con respecto a  $\beta_1$ ,  $\beta_2$  y  $\beta_3$ , dichos parámetros pueden estimarse por MCO de la forma habitual.
4. Los parámetros  $\beta_1$ ,  $\beta_2$  y  $\beta_3$  de un modelo como  $Y_t = \beta_1 + \beta_2 X_t^{\beta_3} + U_t$ , NO pueden estimarse por MCO de la forma habitual.

- A) Son incorrectas las afirmaciones 1 y 2.  
 B) Son incorrectas las afirmaciones 2 y 3.  
 C) Son incorrectas las afirmaciones 3 y 4.  
 D) Las cuatro afirmaciones son CORRECTAS.

**Pregunta 7.** Utilizando datos trimestrales sobre importaciones, PIB y consumo privado referidos a cierto país de la Unión Europea, se ha estimado por MCO el siguiente modelo de regresión:

$$y_t = -0.199 + 2.589 x_{t2} - 3.525 x_{t3} + \hat{u}_t,$$

$$(6.587) \quad (3.287) \quad (3.284)$$

$$N = 100, R^2 = 0.819,$$

donde  $y_t$ ,  $x_{t2}$  y  $x_{t3}$  representan observaciones sobre importaciones, PIB y consumo privado, respectivamente; entre paréntesis se ofrecen las desviaciones típicas estimadas de los estimadores de los parámetros correspondientes. Indique cuál de las afirmaciones siguientes es INCORRECTA:

- A) Ni  $\beta_2$  ni  $\beta_3$  son significativos individualmente al 5%.

- B) Los parámetros  $\beta_2$  y  $\beta_3$  son significativos conjuntamente al 10%.
- C) Los parámetros  $\beta_2$  y  $\beta_3$  no son significativos conjuntamente al 5%.
- D) Los resultados derivados de la estimación del modelo sugieren la presencia de un problema de multicolinealidad aproximada.

**Pregunta 8.** La estimación de  $\beta_1$ ,  $\beta_2$  y  $\beta_3$  en el modelo  $Y_t = \beta_1 + \beta_2 X_{t2} + \beta_3 X_{t3} + U_t$ , bajo la restricción  $\beta_2 + \beta_3 = 1$ , puede llevarse a cabo:

- A) Estimando  $\beta_1$  y  $\beta_3$  por MCO en el modelo  $(Y_t - X_{t2}) = \beta_1 + \beta_3(X_{t3} - X_{t2}) + U_t$ .
- B) Estimando  $\beta_1$  y  $\beta_2$  por MCO en el modelo  $Y_t = \beta_1 + \beta_2 X_{t2} + U_t$ .
- C) Estimando  $\beta_1$  y  $\beta_3$  por MCO en el modelo  $Y_t = \beta_1 + \beta_3 X_{t3} + U_t$ .
- D) Estimando  $\beta_2$  y  $\beta_3$  por MCO en el modelo  $Y_t = \beta_2 X_{t2} + \beta_3 X_{t3} + U_t$ .

**Pregunta 9.** Si  $y_t = \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 x_{t2} + \hat{\beta}_3 x_{t3} + \hat{u}_t$  ( $t = 1, 2, \dots, N$ ) representa un modelo estimado por MCO, y  $r_{y x_2}$ ,  $r_{y x_3}$  y  $r_{x_2 x_3}$  representan los coeficientes de correlación lineal SIMPLE calculados entre  $y_t$  y  $x_{t2}$ , entre  $y_t$  y  $x_{t3}$ , y entre  $x_{t2}$  y  $x_{t3}$  ( $t = 1, 2, \dots, N$ ), respectivamente, indique cuál de las afirmaciones siguientes es INCORRECTA:

- A) Si  $r_{x_2 x_3} = 0$ , entonces  $\hat{\beta}_2$  coincide con la estimación MCO de la pendiente de la regresión (con término constante) de  $y_t$  sobre  $x_{t2}$ .
- B) Si  $r_{x_2 x_3} = 0$ , entonces  $\hat{\beta}_3$  coincide con la estimación MCO de la pendiente de la regresión (con término constante) de  $y_t$  sobre  $x_{t3}$ .
- C) Si  $r_{y x_2} = 0$ ,  $r_{y x_3} \neq 0$  y  $r_{x_2 x_3} = 0$ , entonces  $\hat{\beta}_2 = \hat{\beta}_3 = 0$ .
- D) Si  $r_{y x_2} = r_{y x_3} = 0$  y  $r_{x_2 x_3} \neq 0$ , entonces  $\hat{\beta}_2 = \hat{\beta}_3 = 0$ .

**Pregunta 10.** Considere un modelo especificado correctamente del tipo  $Y_t = \beta_1 + \beta_2 X_t + U_t$  y otro modelo, especificado incorrectamente en relación con el anterior, del tipo  $Y_t = \beta_2 X_t + V_t$ , con  $V_t \equiv \beta_1 + U_t$ . Indique cuál de las afirmaciones siguientes es CORRECTA:

- A) Si  $\beta_1 \neq 0$  y  $\bar{X} \neq 0$ , entonces el estimador MCO de  $\beta_2$  en el segundo modelo es insesgado.
- B) Si  $\beta_1 = 0$ , entonces el estimador MCO de  $\beta_2$  en el segundo modelo es sesgado.
- C) Si  $\beta_1 = 0$ , entonces el estimador MCO de  $\beta_2$  en el primer modelo es sesgado.
- D) Si  $\bar{X} = 0$ , entonces el estimador MCO de  $\beta_2$  en el segundo modelo es insesgado.

Las preguntas 11 a 15 (ambas inclusive) están referidas a la estimación de un modelo lineal del tipo  $Y_t = \beta_1 + \beta_2 X_{t2} + \beta_3 X_{t3} + U_t$  (en el que se supone se cumplen todas las hipótesis clásicas del modelo lineal general), con una muestra de tamaño  $N = 5$  de la que procede la información numérica siguiente:

$$\begin{aligned} \sum y_t &= 20, & \sum x_{t2} &= 15, & \sum x_{t3} &= 25, \\ \sum (y_t - \bar{y})^2 &= 28, & \sum (x_{t2} - \bar{x}_2)^2 &= 10, & \sum (x_{t3} - \bar{x}_3)^2 &= 4, \\ \sum (y_t - \bar{y})(x_{t2} - \bar{x}_2) &= 16, & \sum (y_t - \bar{y})(x_{t3} - \bar{x}_3) &= 9, & \sum (x_{t2} - \bar{x}_2)(x_{t3} - \bar{x}_3) &= 6, \end{aligned}$$

donde todos los sumatorios van desde  $t = 1$  hasta 5.

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

- A)  $\hat{\beta}_1 = 4$ ,  $\hat{\beta}_2 = 2.5$  y  $\hat{\beta}_3 = -1.5$ .
- B)  $\hat{\beta}_1 = 3$ ,  $\hat{\beta}_2 = 2.5$  y  $\hat{\beta}_3 = -1.5$ .
- C)  $\hat{\beta}_1 = 2$ ,  $\hat{\beta}_2 = 1.5$  y  $\hat{\beta}_3 = -2.5$ .
- D)  $\hat{\beta}_1 = 1$ ,  $\hat{\beta}_2 = 2.5$  y  $\hat{\beta}_3 = -1.5$ .

**Pregunta 12.** Las estimaciones MCO y MV de la varianza de las perturbaciones del modelo son:

- A) 0.30 y 0.75, respectivamente.
- B) 0.75 y 0.30, respectivamente.
- C) 0.80 y 0.80 (iguales entre sí).
- D) 0.80 y 0.50, respectivamente.

**Pregunta 13.** Con respecto a los contrastes de significación INDIVIDUAL de  $\beta_2$  y  $\beta_3$ :

- A) Los dos parámetros resultan significativamente distintos de cero al 5%.
- B) Ninguno de los dos parámetros resulta significativamente distinto de cero al 5%.
- C) Dichos contrastes no pueden llevarse a cabo con la información disponible.
- D) Se puede concluir con absoluta seguridad que  $\beta_2 = 0$  y que  $\beta_3 = 0$ .

**Pregunta 14.** Con respecto al contraste de significación CONJUNTA de  $\beta_2$  y  $\beta_3$ :

- A) La hipótesis nula debe rechazarse en favor de la alternativa al 5%.
- B) La hipótesis nula no puede rechazarse en favor de la alternativa al 10%.
- C) La hipótesis nula debe rechazarse en favor de la alternativa al 10% pero no al 5%.
- D) Dicho contraste no puede llevarse a cabo con la información disponible.

**Pregunta 15.** Sabiendo que  $x_{62} = 3$  y que  $x_{63} = 5$ , donde  $x_{6k}$  representa la observación número 6 sobre la variable explicativa número  $k$  ( $k = 2, 3$ ):

- A) Las varianzas estimadas de los errores de previsión asociados con  $Y_6$  y con  $E[Y_6]$  son iguales a 0.90 y 0.60, respectivamente.
- B) La previsión puntual para  $Y_6$  es igual a 4 y la previsión puntual para  $E[Y_6]$  es igual a 5.
- C) La previsión puntual tanto para  $Y_6$  como para  $E[Y_6]$  es igual a 5.

D) Las varianzas estimadas de los errores de previsión asociados con  $Y_6$  y con  $E[Y_6]$  son iguales a 0.90 y 0.15, respectivamente.

Las preguntas 16 a 20 (ambas inclusive) están referidas al siguiente enunciado: Utilizando datos sobre 528 personas entrevistadas en mayo de 1985 para la Encuesta de Población de la Oficina del Censo de Estados Unidos, se ha estimado por MCO el siguiente modelo de regresión lineal:

$$\begin{aligned} \ln(\text{slrph}_i) &= 0.5372 + 0.1009 \text{educ}_i + 0.0116 \text{exp}_i + \hat{u}_i, \\ &\quad (0.1264) \quad (0.0085) \quad (0.0017) \\ N &= 528, R^2 = 0.2219, \end{aligned} \quad [1]$$

donde "ln" representa el logaritmo neperiano, y  $\text{slrph}_i$ ,  $\text{educ}_i$  y  $\text{exp}_i$  representan datos observados sobre salario percibido (en dólares) por hora trabajada, años de educación y experiencia laboral potencial (en años), respectivamente; entre paréntesis se ofrecen las desviaciones típicas estimadas de los estimadores correspondientes. Posteriormente, para determinar si existe algún tipo de discriminación salarial por razones de sexo o de afiliación sindical, se ha estimado por MCO, con los mismos datos que el modelo [1], el siguiente modelo de regresión lineal:

$$\begin{aligned} \ln(\text{slrph}_i) &= 0.6038 + 0.1010 \text{educ}_i + 0.0117 \text{exp}_i \\ &\quad (0.1207) \quad (0.0081) \quad (0.0017) \\ &\quad - 0.2307 \text{mujer}_i + 0.2108 \text{sind}_i + \hat{v}_i, \\ &\quad (0.0388) \quad (0.0504) \\ N &= 528, R^2 = 0.3062, \end{aligned} \quad [2]$$

donde se ha empleado la misma notación que en [1]; adicionalmente,  $\text{mujer}_i$  representa una variable binaria (ficticia) que vale uno si la persona número  $i$  de la muestra es una mujer, y cero si es un hombre; por su parte,  $\text{sind}_i$  representa una variable binaria que vale uno si la persona número  $i$  de la muestra está afiliada a algún sindicato, y cero en caso contrario; entre paréntesis se ofrecen las desviaciones típicas estimadas de los estimadores correspondientes.

**Pregunta 16.** De acuerdo con el modelo [2], para los mismos niveles de educación y experiencia y el mismo sexo, una persona que NO esté afiliada a algún sindicato:

- A) Gana alrededor de un 21.08% MENOS por hora que una persona afiliada.
- B) Gana alrededor de un 21.08% MÁS por hora que una persona afiliada.
- C) Gana alrededor de 0.2108 dólares MENOS por hora que una persona afiliada.
- D) Gana alrededor de 0.2108 dólares MÁS por hora que una persona afiliada.

**Pregunta 17.** De acuerdo con el modelo [2], la diferencia entre el salario percibido por una mujer

y el percibido por un hombre, para los mismos niveles de educación y experiencia y la misma situación de afiliación sindical:

- A) Se estima en un  $-23.07\%$  y es significativa al  $5\%$ .
- B) Se estima en un  $23.07\%$  y es significativa al  $5\%$ .
- C) Se estima en un  $-23.07\%$  pero NO es significativa al  $5\%$ .
- D) Se estima en un  $23.07\%$  pero NO es significativa al  $5\%$ .

**Pregunta 18.** De acuerdo con los modelos [1] y [2], la hipótesis de que los salarios esperados NO difieren significativamente entre sí NI por razones de sexo NI por razones de afiliación sindical:

- A) No puede contrastarse con la información disponible.
- B) Puede contrastarse utilizando un estadístico  $F$  cuyo valor calculado es igual a 31.77.
- C) Puede contrastarse utilizando un estadístico  $F$  cuyo valor calculado es igual a 25.68.
- D) Debe rechazarse al  $5\%$  pero no puede rechazarse al  $10\%$ .

**Pregunta 19.** Si, utilizando la misma información muestral que en [1] y [2], se hubiera estimado el modelo  $\ln(\text{slrph}_i) = \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 \text{educ}_i + \hat{\beta}_3 \text{exp}_i + \hat{\beta}_4 \text{hombre}_i + \hat{\beta}_5 \text{nosind}_i + \hat{u}_i$ , donde la variable binaria  $\text{hombre}_i$  vale uno si la persona número  $i$  de la muestra es un hombre y vale cero si es una mujer, y la variable binaria  $\text{nosind}_i$  vale uno si la persona número  $i$  de la muestra NO está afiliada a algún sindicato y vale cero en caso contrario, se habrían obtenido, entre otros, los resultados siguientes:

- A)  $\hat{\beta}_1 = 0.6038$ ,  $\hat{\beta}_4 = -0.2307$  y  $\hat{\beta}_5 = 0.2108$ .
- B)  $\hat{\beta}_1 = -0.6038$ ,  $\hat{\beta}_4 = 0.2307$  y  $\hat{\beta}_5 = 0.2108$ .
- C)  $\hat{\beta}_1 = 0.5839$ ,  $\hat{\beta}_4 = 0.2307$  y  $\hat{\beta}_5 = -0.2108$ .
- D)  $\hat{\beta}_1 = 0.5839$ ,  $\hat{\beta}_4 = -0.2307$  y  $\hat{\beta}_5 = 0.2108$ .

**Pregunta 20.** Tanto en [1] como en [2], la experiencia laboral potencial (en años) está definida mediante la relación  $\text{exp}_i \equiv \text{edad}_i - (\text{educ}_i + 6)$ , donde  $\text{edad}_i$  representa la edad (en años) de la persona número  $i$  de la muestra, y 6 es la edad en la que comienza la educación obligatoria. Según esto, la inclusión de la edad como variable explicativa adicional en [1] o en [2]:

- A) Provocaría un aumento en los coeficientes de determinación.
- B) No modificaría los coeficientes de determinación.
- C) Provocaría una reducción en los coeficientes de determinación.
- D) Provocaría un problema de multicolinealidad exacta.

## OPERACIONES

**Tabla 1:** 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 2:** 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    |
| G<br>R<br>A<br>D<br>O<br>S<br>D<br>E<br>L<br>I<br>N<br>F<br>I<br>N<br>I<br>T<br>O<br>D<br>E<br>L<br>D<br>E<br>N<br>O<br>M<br>I<br>N<br>A<br>D<br>O<br>R | 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 3:** 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<br>R<br>A<br>D<br>O<br>S<br>D<br>E<br>L<br>I<br>N<br>F<br>I<br>N<br>I<br>T<br>O<br>D<br>E<br>L<br>D<br>E<br>N<br>O<br>M<br>I<br>N<br>A<br>D<br>O<br>R | 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   |
|   | 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   |
|   | 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   |
| 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.

---

**RESPUESTAS**

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

---