

EXAMEN FINAL DE ECONOMETRIA, 3º CURSO (GRADOS EN ECO, ADE y DOBLE GRADO EN ECONOMIA, MATEMATICAS Y ESTADISTICA)

31 de Mayo de 2019 – 9:00 horas

Primer Apellido:	Segundo Apellido:
Nombre:	Grado y Grupo:
DNI:	Profesor(a):
Teléfono:	e-mail:

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

Correctas	Incorrectas	En Blanco	Puntuación final

INSTRUCCIONES

El examen consta de 20 preguntas tipo test. Señale su respuesta a cada pregunta con bolígrafo, tachando con una CRUZ GRANDE una y sólo una casilla por pregunta en la plantilla de la primera página. Si tacha más de una casilla en una pregunta, se considerará incorrecta la respuesta a dicha pregunta. Si desea dejar alguna pregunta sin responder, tache la casilla "En Blanco" correspondiente. Una respuesta Correcta vale +2 puntos, una Incorrecta -1 punto y una En Blanco vale 0 puntos. LA CALIFICACION FINAL DEL EXAMEN ES IGUAL AL NUMERO DE PUNTOS OBTENIDO DIVIDIDO ENTRE 4.

No desgrape las hojas del examen y use la última página de OPERACIONES para hacer sus cálculos.

LA DURACION DEL EXAMEN ES DE 1 HORA y 30 MINUTOS

Pregunta 1. En el modelo de regresión $Y_t = \beta_1 + \beta_2 X_{t2} + \beta_3 X_{t3} + U_t$ se desea contrastar la hipótesis nula $H_0 : \beta_2 - \beta_3 = 1$ frente a la hipótesis alternativa $H_1 : \beta_2 - \beta_3 \neq 1$. Si con una muestra de 100 observaciones el valor calculado del estadístico t correspondiente es igual a cero, NECESARIAMENTE ocurre que:

- A) La suma de los cuadrados de los residuos en el modelo estimado bajo la H_0 es mayor que la suma de los cuadrados de los residuos en el modelo estimado bajo la H_1
- B) La suma de los cuadrados de los residuos en el modelo estimado bajo la H_0 coincide con la suma de los cuadrados de los residuos en el modelo estimado bajo la H_1
- C) La diferencia entre las estimaciones MCO de β_2 y β_3 es distinta de 1

Pregunta 2. El modelo $Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_i + U_i$ es tal que $dt(U_i) = \sigma \frac{1}{\sqrt{Z_i}}$ donde Z_i es una variable observable, σ^2 es una constante y dt denota la desviación típica. ¿En cuál de los siguientes modelos los errores V_i son homocedásticos?

- A) $\frac{Y_i}{Z_i} = \beta_0 \cdot \sqrt{Z_i} + \beta_1 \cdot \frac{X_i}{Z_i} + V_i$
- B) $Y_i \cdot \sqrt{Z_i} = \beta_0 \cdot \sqrt{Z_i} + \beta_1 \cdot \sqrt{Z_i} \cdot X_i + V_i$
- C) $\frac{Y_i}{\sqrt{Z_i}} = \beta_0 \cdot \sqrt{Z_i} + \beta_1 \cdot \frac{X_i}{Z_i} + V_i$

Pregunta 3. Sea el modelo lineal general $\mathbf{Y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \mathbf{U}$, donde $E[\mathbf{U}] = \boldsymbol{\mu} \neq 0$ y $\text{Var}[\mathbf{U}] = \sigma^2 \boldsymbol{\Sigma}$ con $\boldsymbol{\Sigma} \neq I$, para todo $t = 1, 2, \dots, N$, siendo $\boldsymbol{\mu}$ y σ^2 parámetros constantes. Indique cuál de las hipótesis del modelo lineal general pueden dejar de cumplirse:

- A) Ausencia de autocorrelación en los errores y ausencia de regresores estocásticos
- B) Ausencia de autocorrelación en los errores y ausencia de multicolinealidad exacta
- C) Ausencia de autocorrelación en los errores y esperanza nula en los errores

Pregunta 4. En la práctica, la manera MÁS adecuada de determinar si las perturbaciones de un modelo de regresión usando datos temporales, están autocorrelacionadas consiste en:

- A) Utilizar el estadístico de Jarque-Bera
- B) Utilizar un gráfico temporal de la evolución de los residuos MCO resultantes de la estimación del modelo

- C) Utilizar un gráfico temporal de los residuos MCO elevados al cuadrado resultantes de la estimación del modelo

Pregunta 5. Se ha estimado por MCO el modelo [M1] $q_t = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 c_t + \hat{\beta}_2 p_t + \hat{u}_t$, $t = 1, 2, \dots, 30$, donde, para cada t , q_t es la superficie forestal quemada en incendios, c_t es la temperatura media del mes de julio y p_t es el precio de una tonelada de madera quemada. Si se desea llevar a cabo el contraste de White:

A) La regresión auxiliar que ha de estimarse por MCO es $\hat{u}_t^2 = \hat{\alpha}_0 + \hat{\alpha}_1 c_t + \hat{\alpha}_2 p_t + \hat{\alpha}_3 c_t^2 + \hat{\alpha}_4 p_t^2 + \hat{\alpha}_5 p_t c_t + \hat{\varepsilon}_t$ y la distribución del estadístico bajo la nula es una $\chi^2_{(5)}$

B) La regresión auxiliar que ha de estimarse por MCO es $\hat{u}_t^2 = \hat{\alpha}_0 + \hat{\alpha}_1 c_t + \hat{\alpha}_2 p_t + \hat{\alpha}_3 c_t^2 + \hat{\alpha}_4 p_t^2 + \hat{\alpha}_6 p_t^3 + \hat{\alpha}_7 c_t^3 + \hat{\alpha}_8 p_t c_t + \hat{\varepsilon}_t$ y el estadístico de contraste es igual a $N \times R^2$, donde $N=30$ y R^2 es el coeficiente de determinación de la regresión auxiliar estimada

C) La regresión auxiliar que ha de estimarse por MCO es $\hat{u}_t^2 = \hat{\alpha}_0 + \hat{\alpha}_1 c_t + \hat{\alpha}_2 p_t + \hat{\alpha}_3 c_t^2 + \hat{\alpha}_4 p_t^2 + \hat{\alpha}_5 p_t c_t + \hat{\varepsilon}_t$ y la distribución del estadístico bajo la nula es una $\chi^2_{(6)}$.

Pregunta 6. Considere el modelo $Y_i = \beta_1 + \beta_2 X_i + U_i$ ($i = 1, \dots, 32$) en el que se cumplen todas las hipótesis clásicas del MLG. Si \bar{t} representa el valor calculado del estadístico t habitual para el contraste de $H_0 : \beta_2 = 1$ frente a la hipótesis alternativa $H_1 : \beta_2 < 1$, indique cuál de las afirmaciones siguientes es CIERTA:

- A) El nivel de significación marginal (*p-value*) asociado con el contraste anterior es igual a $\Pr[t(30) \geq \bar{t}]$.
- B) El valor calculado del estadístico t es $\bar{t} = \hat{\beta}_2 / DT_2$, donde DT_2 representa la desviación típica estimada del estimador MCO de β_2 .
- C) El nivel de significación marginal (*p-value*) asociado con el contraste anterior es igual a $1 - \Pr[t(30) \geq \bar{t}]$

Pregunta 7. Algunos resultados de la estimación MCO del siguiente modelo de regresión $Y_i = \beta_1 + \beta_2 X_{i2} + \beta_3 X_{i3} + U_i$, con una muestra de tamaño N , son, $\hat{\beta}_2 = 2.5$, $\hat{\beta}_3 = 4$, $\bar{Y} = 4$, $\bar{X}_2 = 2$ y $\bar{X}_3 = 3$. Sabiendo, además que $X_{62} = 2$ y que $X_{63} = 3$, donde X_{6k} representa la observación número 6 de la variable explicativa k -ésima ($k = 2, 3$), entonces:

- A) La previsión puntual para Y_6 es igual a 9
- B) La previsión puntual para Y_6 es igual a 4
- C) La previsión puntual para Y_6 es igual a 13

Pregunta 8. Si en el modelo lineal general $\mathbf{Y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \mathbf{U}$, se detecta multicolinealidad aproximada (no exacta, o de grado) entre varias columnas de la matriz \mathbf{X} , entonces:

A) Una de las posibles soluciones a este problema, es eliminar una (ó varias) de las variables colineales con el resto, sobre todo si el objetivo es predecir con el modelo

B) Un procedimiento para detectar multicolinealidad de grado es calcular el R cuadrado de la regresiones MCO de cada variable explicativa del modelo con el resto (es decir, primero, regresar x_1 sobre x_2, x_2, \dots, x_k ; después regresar x_2 sobre x_1, x_3, \dots, x_k y así sucesivamente, hasta llegar a la regresión de x_k sobre x_1, x_2, \dots, x_{k-1} . El modelo estimado por MCO que genere un **R cuadrado más bajo**, indica que habría que eliminar la variable dependiente del mismo, al ser la variable más colineal con el resto

C) Los estadísticos t para contrastar la significatividad individual de los parámetros estarán **sesgados al alza** y el estadístico F calculado para contrastar la significación global de las **pendientes** del modelo **está sesgado a la baja**, con respecto a una situación en la que no haya multicolinealidad de grado (ó aproximada)

Las **preguntas 9 a 15, ambas inclusive**, se refieren al enunciado siguiente: Usando datos diarios de los rendimientos porcentuales de Telefónica y del IBEX-35, se ha estimado por Mínimos Cuadrados Ordinarios el siguiente modelo CAPM (*Capital Asset Pricing Model*). Es habitual interpretar en este modelo a la pendiente (β_i) del mismo como un índice del riesgo marginal asociado a un activo que cotiza en Bolsa. Por ejemplo, si $\beta_i = 1$, el riesgo marginal del activo i -ésimo coincide con el riesgo de mercado, siendo dicho activo igual de volátil que la cartera de mercado, representada en este modelo por el IBEX_35. **Nota:** utilice todos los decimales disponibles en la tabla para realizar sus cálculos.

Modelo 1: MCO, usando las observaciones 1990-01-02:2006-11-24 (T = 4409)

Variable dependiente: TELEFONICA

Coefficiente Desv. Típica Estadístico t p-valor

	Coefficiente	Desv. Típica	Estadístico t	P-valor
const	0.0404392	0.0181683	2.226	0.0261
IBEX-35	1.047860	-----	75.62	0.0000
Media de la vble. dep.	0.087038	D.T. de la vble. dep.	1.827317	
Suma de cuad. residuos	6406.385	D.T. de la regresión	1.205688	
R-cuadrado	0.564745	R-cuadrado corregido	0.564646	
F(1, 4407)	-----	Valor p (de F)	0.000000	
Log-verosimilitud	-7079.805	Criterio de Akaike	4163.610	
Criterio de Schwarz	14176.39	Crit. de Hannan-Quinn	14168.12	

Pregunta 9. Usando sólo la estimación puntual de la pendiente del Modelo 1, se puede decir que:

- A) El riesgo marginal del activo de Telefónica es menor que el riesgo marginal del mercado, representado a través del IBEX-35
- B) El riesgo marginal del activo de Telefónica es igual al riesgo marginal del mercado, representado a través del IBEX-35
- C) El riesgo marginal del activo de Telefónica es mayor que riesgo marginal del mercado, representado a través del IBEX-35

Pregunta 10. Usando los resultados de la estimación del Modelo 1 y contrastando la hipótesis nula de que el coeficiente asociado al IBEX-35 es igual a uno, frente a la hipótesis alternativa de que es mayor que uno y sabiendo que la $Prob[t(4407) \geq 3.45387] = 0.0002$, se concluye que:

- A) Se rechaza la hipótesis nula, tanto al 5% como al 15% de significación
- B) No es posible rechazar la hipótesis nula, ni al 1% ni al 20% de significación.
- C) Es posible rechazar la hipótesis nula al 0.01% de significación.

Pregunta 11. Usando los resultados del modelo CAPM estimado en el Modelo 1; ¿Qué porcentaje de la variabilidad de la rentabilidad de TELEFONICA NO viene explicado por la rentabilidad del IBEX-35? (redondeando el resultado a dos decimales):

- A) 53.53%
- B) 43.53%
- C) 56.47%

Pregunta 12. Usando los resultados del Modelo 1, indique qué afirmación es CIERTA:

- A) Dado que el R cuadrado de dicha regresión no supera el 60%, este hecho invalida el modelo ya que la bondad del ajuste es muy baja
- B) El hecho de que el R cuadrado del Modelo 1 sea bajo no invalida el mismo, sino que implica que las fluctuaciones del mercado no logran explicar más que el 56.47% de la volatilidad de los rendimientos diarios de Telefónica
- C) Ninguna de las anteriores

Pregunta 13. Indique cuál de las siguientes afirmaciones es CORRECTA:

- A) Aunque la constante del Modelo 1 no es individualmente significativa al 1% de significación, el contraste de significación global de la pendiente indica que ésta es significativa al 5%, siendo el valor del estadístico $F = 5718.3844$
- B) Aunque la constante del Modelo 1 no es individualmente significativa al 5% de significación, el contraste de significación global de la pendiente indica que ésta es significativa al 5%, siendo el valor del estadístico $F = 6916.686$

C) La desviación típica estimada de la pendiente del Modelo 1 es igual a 0.138573

Pregunta 14. A continuación, se ha calculado el valor del estadístico de Jarque-Bera para los residuos MCO resultantes del Modelo 1 siendo igual a 4764.28, con un p-valor igual a cero. Entonces:

A) Se rechaza que los residuos del Modelo 1 procedan de una normal al 10% y al 15%

B) No se rechaza que los residuos del Modelo 1 procedan de una normal al 10%, pero sí al 15%

C) El contraste de Jarque-Bera en este modelo sigue una distribución $\chi^2_{(3)}$

Pregunta 15. El investigador desea ahora contrastar la presencia de heteroscedasticidad en los errores del Modelo 1.

A) Si el valor del estadístico de contraste de White es igual a 1173, no se rechaza la hipótesis nula de homocedasticidad al 5%, sabiendo que $\text{Prob}[\chi^2_{(2)} \geq 1173] = 0.000$

B) Si el valor del estadístico de contraste de White es igual a 1173, se rechaza la hipótesis nula de homocedasticidad al 5%, sabiendo que $\text{Prob}[\chi^2_{(2)} \geq 1173] = 0.000$

C) El estadístico de contraste de White es el R cuadrado de una regresión auxiliar en donde la variable dependiente son los residuos MCO elevados al cuadrado sobre una constante, el IBEX-35 y el IBEX-35 elevado al cuadrado como variables explicativas

Pregunta 16. Un investigador desea estudiar la dependencia de la venta de helados Y (medida en millones de euros) con respecto a la variable de la temperatura X (medida en grados centígrados) de cierta ciudad costera. Para ello, utilizando datos diarios correspondientes al año 2012, ha estimado por MCO los tres modelos siguientes, en donde V_t es una variable que toma valor 1 si t se corresponde con los meses de julio, agosto y septiembre y cero, en otro caso. Finalmente, I_t es una variable definida como $1 - V_t$ para cada día del año 2012.

$$\text{MODELO A} \quad \hat{Y}_t = 3 + 0.75X_t$$

$$\text{MODELO B} \quad \hat{Y}_t = 4 + 0.55X_t + 0.65V_t$$

$$\text{MODELO C} \quad \hat{Y}_t = 4.65 + 0.55X_t - 0.65I_t$$

Entonces:

A) El Modelo B y el Modelo C son equivalentes

B) De acuerdo con el Modelo B, el incremento en las ventas en un día de verano (Julio, Agosto ó Septiembre), con respecto a un día de cualquier otro mes del año, es de 4 millones de euros

C) Si el investigador decide usar el Modelo A, dos grados más de temperatura incrementarían la venta de helados en 1 millón de euros, independientemente del mes del año en el que se estuviera

Pregunta 17. Suponga que se ha estimado la siguiente función de producción de tipo Cobb-Douglas $\ln(Y_i) = \beta_0 + \beta_1 \ln(L_i) + \beta_2 \ln(K_i) + U_i$ usando datos de 120 empresas, donde Y_i es la producción, L_i es el número de empleados, K_i es el capital de cada una

de las empresas y \ln denota el logaritmo neperiano. Los datos no rechazan a un 1% de significación la existencia de rendimientos constantes a escala en dichas empresas (es decir, que $\beta_1 + \beta_2 = 1$). En este caso, el modelo que incorpora esta restricción sobre los parámetros y que habría que estimar por MCO para ganar en eficiencia, es:

A) $\ln Y_i = \beta_0 + (\beta_1 - \beta_2) \ln K_i + w_i$ donde w_i es el error del modelo

B) $\ln \frac{Y_i}{K_i} = \beta_0 + \beta_2 \ln \frac{K_i}{L_i} + \eta_i$ donde η_i es el error del modelo

C) $\ln \frac{Y_i}{L_i} = \beta_0 + \beta_2 \ln \frac{K_i}{L_i} + v_i$ donde v_i es el error del modelo

Las **preguntas 18, 19 y 20** se refieren al siguiente enunciado. A continuación se proporcionan el Gráfico A correspondiente al Consumo Público anual en España (desde 1954 hasta 1988); el Gráfico B representa la Tasa de variación logarítmica del PIB en España (desde 1954 hasta 1988); el Gráfico C representa el Rendimiento porcentual diario del Banco de Santander (desde el 2/Enero/1990 hasta el 27/Noviembre/2006); y el Gráfico D representa el Número de matrimonios mensuales producidos en España (desde Enero/1991 hasta Diciembre/2002).

Gráfico A: Consumo Público Anual en España (1954-1988)

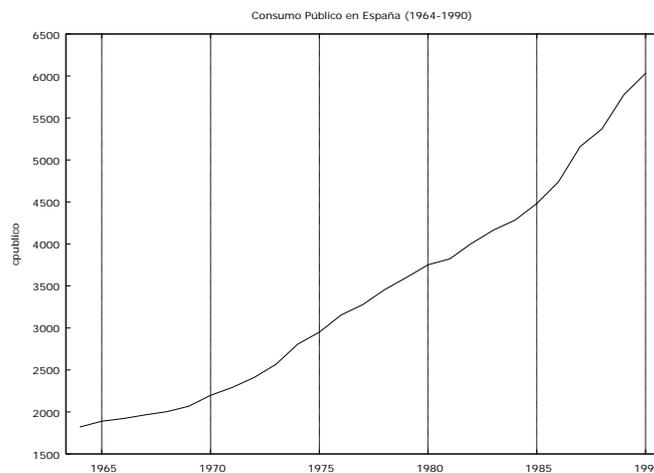


Gráfico B: Tasa de Variación Logarítmica del PIB en España (1954-1988)

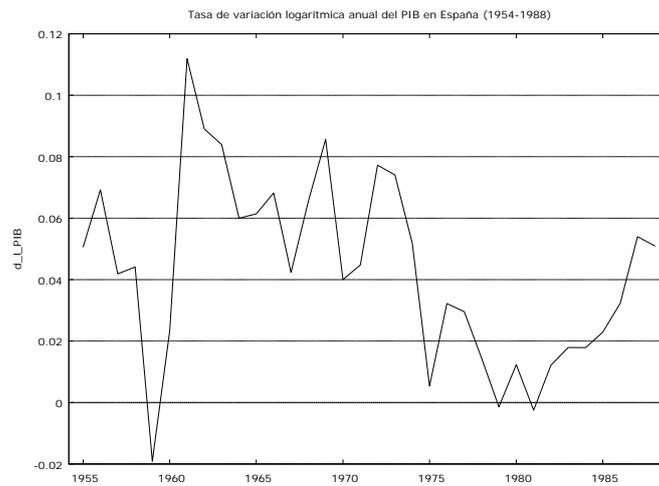


Gráfico C: Rendimiento Porcentual Diario del Banco Santander (2/01/1990 - 27/11/2006)

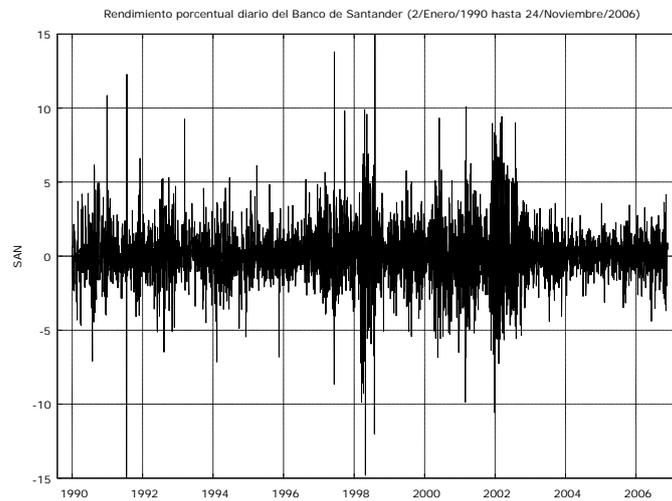
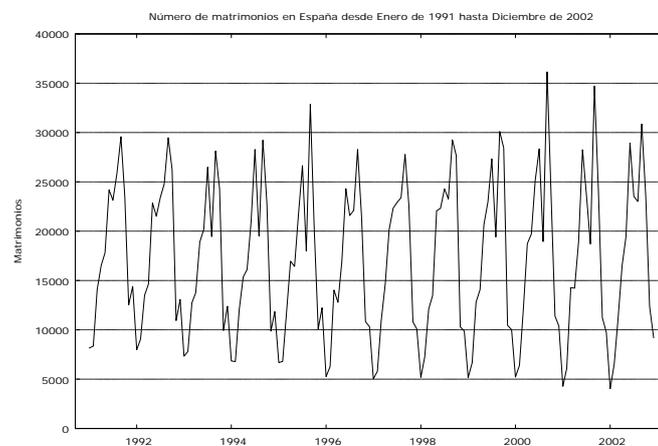


Gráfico D: Número de Matrimonios en España (Enero/1991-Diciembre/2002)



Pregunta 18: Las series temporales dibujadas en los Gráficos C y D:

- A) Son estacionarias en media las dos
- B) La serie del Gráfico C es estacionaria en media, pero no lo es la serie temporal representada en el Gráfico D
- C) Ninguna de las anteriores

Pregunta 19. A la vista de los Gráficos A y B:

- A) La serie temporal del Gráfico A es estacionaria en media y en varianza
- B) La Tasa de variación logarítmica mensual del PIB en España se calcula tomando logaritmos y una diferencia estacional (es decir, $\nabla_s x_t = x_t - x_{t-s}$, para cualquier variable temporal) donde en este caso, el período estacional $s=12$
- C) La serie temporal del Gráfico A no es estacionaria en media, pero necesitamos información adicional (como el gráfico rango-media de la serie) para saber si es o no estacionaria en varianza

Pregunta 20. De acuerdo con los gráficos A, C y D, indique cuál de las siguientes afirmaciones es **FALSA**:

- A) La serie temporal del gráfico D no es estacionaria en media, al ser claramente una variable estacional
- B) La serie temporal del gráfico C es estacionaria en media, aunque no es estacionaria en varianza, al haber períodos de mucha mayor volatilidad que otros en esa muestra diaria
- C) La serie del gráfico A es claramente estacionaria tanto en media como en varianza

OPERACIONES

EXAMEN FINAL DE ECONOMETRIA, 3º CURSO (GRADOS EN ECO y ADE)

31 de Mayo de 2019 – 9:00 horas

Primer Apellido:	Segundo Apellido:
Nombre:	Grupo y Grado:
DNI:	Profesor(a):
Teléfono:	e-mail:

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

Correctas	Incorrectas	En Blanco	Puntuación final