

TODOS-LOS-CUESTIONARIOS-INFERENC...



crZyOMG



Inferencia Estadística



3º Grado en Matemáticas



Facultad de Ciencias Universidad de Granada



14/12/2020

Cuestionario 1: Revisión del intento

<u>Página Principal</u> / Mis cursos / <u>GRADUADO-A EN MATEMÁTICAS (2010) (270)</u> / <u>INFERENCIA ESTADÍSTI (2021)-270 11 33 2021 B</u> / <u>Tema 3</u> / <u>Cuestionario 1</u>

Comenzado el domingo, 18 de octubre de 2020, 19:27

Estado Finalizado

Finalizado en domingo, 18 de octubre de 2020, 20:17

Tiempo 49 minutos 22 segundos

empleado

Calificación 6,00 de 6,00 (**100**%)

Pregunta **1**

Correcta

Puntúa 1,00 sobre 1,00

Sean (X_1,\ldots,X_6) , (Y_1,\ldots,Y_6) muestras aleatorias simples independientes de dos poblaciones, $\mathcal{N}(10,\sigma^2)$ y $\mathcal{N}(12,\sigma^2)$, respectivamente, con medias muestrales \bar{X} e \bar{Y} . Calcular (sin interpolación) P(Z>0.57863) siendo

$$Z = rac{X - Y + 2}{\sqrt{\sum_{i=1}^{6} (X_i - ar{X})^2 + \sum_{i=1}^{6} (Y_i - ar{Y})^2}} \cdot$$

- a. 0.25
- b. 0.995
- © c. 0.005
- Od. 0.75

La respuesta correcta es: 0.005



Pregunta **2**Correcta
Puntúa 1,00 sobre 1,00

Sea

 (X_1,\cdots,X_n) una muestra aleatoria simple de $X o \{F_\theta,\ \theta\in\Theta\}$ y $T\equiv T(X_1,\cdots,X_n)$ un estadístico muestral:

- $\bigcirc\,$ a. Si T es completo y $E_{\theta_0}[T^3]=0$, entonces $P_{\theta_0}(T=0)=1.$
- b. Si \(T\) es suficiente para \(\{F_\theta,\ \theta\in\Theta\}\), lo es para \(\{F_\theta,\ \theta\in\Theta'\}\), para cualquier \(\Theta'\supseteq\Theta\).
- c. Si \(T\) es suficiente, entonces \(T^2\) también lo es.
- d. Si \(T>0\) y \(T^3\) es suficiente, entonces \(\\ln T\) también lo es.

La respuesta correcta es:

Si (T>0) y (T^3) es suficiente, entonces $(\ln T)$ también lo es.

Pregunta **3**

Correcta

Puntúa 1,00 sobre 1,00

Sea \((X_1,...,X_n)\) una muestra aleatoria simple de \(X\) con \(E[X]=\mu\) y \(Var[X]=\sigma^2\). Los momentos muestrales no centrados \\((A_k)\) y centrados \\((B_k)\) verifican:

- a. \(Var[A_1]=\sigma^2/n\) y \(E[B_2]=(n-1)\sigma^2/n\).
- b. \(E[A_1]=\mu\) y \(Var[A_1]=\sigma^2\).
- \bigcirc c. \([B_1]=0\) y \([B_2]=\sigma^2\).
- \bigcirc d. \(E[B_2]=\sigma^2\) y \(Var[A_1]=\sigma^2/n\).

La respuesta correcta es:





¡BUEN TRABAJO! TE MERECES UNA PAUSA.



¿QUÉ TAL UNA MASCARILLA PARA CUIDAR TU PIEL MIENTRAS DESCANSAS?

My CLARINS

VEGAN FRIENDLY

TUS TRATAMIENTOS CON EXTRACTOS DE FRUTAS Y PLANTAS PARA UNA PIEL SANA Y BONITA

¡REGÁLATELO O PIDE QUE TE LO REGALEN ESTAS NAVIDADES!



Descúbrelo ahora en CLARINS.COM con un 30%* de descuento. Código: WUOLAH1

Pregunta 4 Correcta Puntúa 1,00 sobre 1,00 Sea \((X_1, \cdots, X_n)\) una m.a.s. de \(X\), variable aleatoria con función de densidad \((f_\theta(x)=e^{kx+\theta}, \ \ x<-\theta\), y sean \(X_((1))=\min X_i\) y \(X_{(n)}=\max X_i\). Las funciones de distribución, \(F_{X_{(i)}}\), y de densidad, \(f_{X_{(i)}}\), verifican: a. \((F_{X_{(n)}})=e^{nx+\theta}, \ x<-\theta\) b. \((F_{X_{(n)}})=e^{nx+\theta}, \ x<-\theta\) c. \((f_{X_{(n)}})=e^{nx+\theta}, \ x<-\theta\) d. \((f_{X_{(n)}})=e^{nx+\theta}, \ x<-\theta\) d. \((f_{X_{(n)}})=e^{nx+\theta}, \ x<-\theta\) La respuesta correcta es: \((f_{X_{(n)}})=n(1-e^{x+\theta})^{n-1} e^{x+\theta}, \ x<-\theta\)
Sea \((X_1, \cdots, X_n)\) una m.a.s. de \(X\), variable aleatoria con función de densidad \(f_\theta(x)=e^{x+\theta}, \ x<-\theta\), y sean \(X_{(1)}=\min X_i\) y \(X_{(n)}=\max X_i\). Las funciones de distribución, \(F_{X_{(i)}}\), y de densidad, \(f_{X_{(i)}}\), verifican: a. \(F_{X_{(n)}}(x)=e^{nx+\theta}, \ x<-\theta\) b. \(F_{X_{(n)}}(x)=e^{nx+\theta}, \ x<-\theta\) c. \(f_{X_{(n)}}(x)=ne^{(n-1)(x+\theta)}, \ x<-\theta\) d. \(f_{X_{(n)}}(x)=n(1-e^{x+\theta})^{n-1} e^{x+\theta}, \ x<-\theta\) La respuesta correcta es: \(f_{X_{(n)}}(x)=n(1-e^{x+\theta})^{n-1} e^{x+\theta}, \ x<-\theta\)
Sea \((X_1, \cdots, X_n)\) una m.a.s. de \(X\), variable aleatoria con función de densidad \(f_\theta(x) = e^{x+\theta}, \ x<-\theta\), y sean \(X_{(1)} = \min X_i\) y \(X_{(n)} = \max X_i\). Las funciones de distribución, \(F_{X_{(i)}}\), y de densidad, \(f_{X_{(i)}}\), verifican: □ a. \(F_{X_{(n)}}(x) = e^{nx+ \theta a}, \ x<-\theta\) □ b. \(F_{X_{(n)}}(x) = 1 - e^{n(x+ \theta a)}, \ x<-\theta\) □ c. \(f_{X_{(n)}}(x) = n e^{(n-1)(x+ \theta a)}, \ x<-\theta\) □ d. \((f_{X_{(n)}}(x) = n(1 - e^{x+ \theta a})^{n-1} e^{x+ \theta a}, \ x<-\theta\) La respuesta correcta es: \((f_{X_{(n)}}(x)) = n(1 - e^{x+ \theta a})^{n-1} e^{x+ \theta a}, \ x<-\theta\)
\\(f_\theta(x)=e^{\x+\theta}, \ \ x<-\theta\) \(y \text{sean \(X_{(1)}=\min X_i\) y \(X_{(n)}=\max X_i\)\). Las funciones de distribución, \\(F_{X_{(i)}}\)\), y de densidad, \\\(f_{X_{(i)}}\)\) verifican: \(\text{a. \(\text{F_{X_{(i)}}}\)}\)\)\)\)\)\)\)\\ \(\text{beta}\)\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\
\\(f_\\\\) = \\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\
y sean \(X_{(1)}=\min X_i\) y \(X_{(n)}=\max X_i\). Las funciones de distribución, \(F_{X_{(i)}}\), y de densidad, \(f_{X_{(i)}}\), verifican: a. \((F_{X_{(n)}}(x)=e^{nx+\theta}), \ x<-\theta \) b. \(F_{X_{(1)}}(x)=1-e^{n(x+\theta)}, \ x<-\theta \) c. \((f_{X_{(n)}}(x)=n e^{(n-1)(x+\theta)}, \ x<-\theta \) d. \((f_{X_{(1)}}(x)=n(1-e^{x+\theta)})^{n-1} e^{x+\theta}, \ x<-\theta \) La respuesta correcta es: \((f_{X_{(1)}}(x)=n(1-e^{x+\theta})^{n-1} e^{x+\theta}, \ x<-\theta \)
 a. \(F_{X_{(n)}}(x) = e^{nx+ \theta_{x}}, \ x < -\theta_{x}\) b. \(F_{X_{(1)}}(x) = 1 - e^{n(x+ \theta_{x})}, \ x < -\theta_{x}\) c. \(f_{X_{(n)}}(x) = n e^{(n-1)(x+ \theta_{x})}, \ x < -\theta_{x}\) d. \(f_{X_{(1)}}(x) = n(1 - e^{x+ \theta_{x}})^{n-1} e^{x+ \theta_{x}}, \ x < -\theta_{x}\) La respuesta correcta es: \(f_{X_{(1)}}(x) = n(1 - e^{x+ \theta_{x}})^{n-1} e^{x+ \theta_{x}}, \ x < -\theta_{x}\)
 b. \(F_{X_{(1)}}(x)=1-e^{n(x+\theta)}, \ x<-\theta}\) c. \(f_{X_{(n)}}(x)=n e^{(n-1)(x+\theta)}, \ x<-\theta}\) d. \(f_{X_{(1)}}(x)=n(1-e^{x+\theta})^{n-1} e^{x+\theta}, \ x<-\theta}\) La respuesta correcta es: \(f_{X_{(1)}}(x)=n(1-e^{x+\theta})^{n-1} e^{x+\theta}, \ x<-\theta}\)
 c. \(f_{X_{(n)}}(x)=n e^{(n-1)(x+\theta)}, \ \ x<-\theta \) d. \(f_{X_{(1)}}(x)=n(1-e^{x+\theta})^{n-1} e^{x+\theta}, \ x<-\theta\) La respuesta correcta es: \(f_{X_{(1)}}(x)=n(1-e^{x+\theta})^{n-1} e^{x+\theta}, \ x<-\theta\)
La respuesta correcta es: $ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \$
$(f_{X_{(1)}}(x)=n(1-e^{x+\theta})^{n-1} e^{x+\theta})$
$(f_{X_{(1)}}(x)=n(1-e^{x+\theta})^{n-1} e^{x+\theta}, \ x<-\theta$
F
5 . E
Pregunta 5
Correcta
Puntúa 1,00 sobre 1,00
Sea \((X_1, \cdots, X_n)\) una muestra aleatoria simple
lem:lem:lem:lem:lem:lem:lem:lem:lem:lem:
\bigcirc a. \(\sum\limits_{i=1}^n\ln X_i\) es un estadístico completo, pero no suficiente.
○ b. El estadístico \(\prod\\imits_{i=1}^nX_i^{\theta+1} \) recoge toda la información de la muestra sobre el
parámetro.
o c. Ninguna de las otras respuestas es correcta.
◎ d. \(\prod\limits_{i=1}^n X_i /n\) es un estadístico suficiente y completo.
▼ Relación 3
r a
Tema 4
Tema 4



Pregunta 6	
Correcta	
Puntúa 1,00 sobre 1,00	

- \bigcirc a. \(\displaystyle\frac{S_2^2}{S_1^2}\rightsquigarrow F(n-1,m-1)\).
- $\begin{tabular}{ll} \hline $$b. \displaystyle\frac{X}-\bar{Y}-^\mu_1-\mu_2}{\sigma \left(n+m\right)} \right. $$$
- c. \(\displaystyle\frac{\sqrt{n}(\bar{X}-\mu_1)}{S_1}\rightsquigarrow t(n-1)\).
- $\label{limits_i=1}^{m-1}(Y_i-\mu_2)^2_{\sigma^2} = 1^{m-1}(Y_i-\mu_2)^2_{\sigma^2}.$

La respuesta correcta es:





¿MUCHAS HORAS DE ESTUDIO? ¿NOCHES SIN DORMIR? CON **my CLARINS** NO SE NOTARÁ EN TU ROSTRO. CONSIGUE UNA PIEL DE 10, SANA Y BONITA.



14/12/2020

Cuestionario 2: Revisión del intento

DESCÚBRELO AHORA EN CLARINS.COM CON UN 30%* DE DESCUENTO código: WUOLAHI

*Descuento aplicable sobre la gama My Clarins hasta el 28 de febrero de 2022. No acumulable con otras promociones de descuento y precio fidelidad.







VEGAN

<u>Página Principal</u> / Mis cursos / <u>GRADUADO-A EN MATEMÁTICAS (2010) (270)</u> / <u>INFERENCIA ESTADÍSTI (2021)-270 11 33 2021 B</u> / <u>Tema 5</u> / <u>Cuestionario 2</u>

Comenzado el	domingo, 8 de noviembre de 2020, 11:57
Estado	Finalizado
Finalizado en	domingo, 8 de noviembre de 2020, 13:03
Tiempo empleado	1 hora 5 minutos
Calificación	5,00 de 5,00 (100 %)

Pregunta **1**Correcta

Puntúa 1,00 sobre 1,00

Sea (X_1,\cdots,X_n) una muestra aleatoria simple de una variable X con función de densidad $f_{\theta}(x)=\theta/(1+x)^{1+\theta},\ x>0\ (\theta>0).$ Sabiendo que esta familia es regular y que $E[\ln(1+X)]=1/\theta$ y $Var[\ln(1+X)]=1/\theta^2$, se tiene que la cota de Fréchet-Cramér-Rao para la varianza de estimadores insesgados y regulares de θ^2 es

- a. $\frac{2\theta^4}{n}$ y dicha cota no es alcanzable.
- \bigcirc b. $\frac{2\theta^4}{n}$ y dicha cota es alcanzable.
- \bigcirc c. $\frac{4\theta^4}{n}$ y dicha cota es alcanzable.
- d. $\frac{4\theta^4}{n}$ y dicha cota no es alcanzable.

La respuesta correcta es:

 $\frac{4\theta^4}{n}$ y dicha cota no es alcanzable.

Pregunta **2**

Correcta

Puntúa 1,00 sobre 1,00

Sea (X_1,\ldots,X_n) una muestra aleatoria simple de X con función de densidad $f_{\theta}(x)=-2x/(1-\theta)^2,\ 1-\theta< x<0,\ (\theta>1).$ Decir cuál de las siguientes afirmaciones es correcta.

- igcup a. El estimador máximo verosímil de heta es $-\min X_i$.
- \odot b. Si los datos observados son -5, -4.8, -1.2, -3, -2.5, -6.4, la estimación máximo verosímil de θ^2 es 41.96.
- ullet c. El estimador de heta obtenido por el método de los momentos es $1-3\overline{X}/2$
- igcup d. No existe estimador máximo verosímil de heta.

La respuesta correcta es:

El estimador de heta obtenido por el método de los momentos es $1-3\overline{X}/2$.



Pregunta 3	
Correcta	
Puntúa 1,00 sobre 1,00	

Se lanza un dado cargado hasta que sale un 1 y se repite el experimento seis veces de forma independiente. Decir cual de las siguientes afirmaciones es falsa.

- a. Si los lanzamientos necesarios en las seis repeticiones han sido 6, 5, 7, 7, 5 y 6, la estimación más verosímil de la probabilidad de que el 1 salga en la segunda tirada es 1/6.
- ~
- b. Si la estimación máximo verosímil de la probabilidad de que el 1 salga en la segunda tirada 0.16, el número total de lanzamientos ha sido 30.
- c. Si los lanzamientos necesarios para obtener el 1 en las seis repeticiones han sido 5, 4, 6, 6, 4 y 5 la estimación más verosímil de la probabilidad de no salir 1 en un lanzamiento del dado es 0.8.
- d. Si en dos repeticiones ha salido el 1 a la primera, en dos a la segunda y en las otras dos ha salido a la tercera, la estimación más verosímil de la probabilidad de que en las dos primeras repeticiones no salga 1 es 0.25.

La respuesta correcta es:

Si los lanzamientos necesarios en las seis repeticiones han sido 6, 5, 7, 7, 5 y 6, la estimación más verosímil de la probabilidad de que el 1 salga en la segunda tirada es 1/6.

Pregunta **4**Correcta

Puntúa 1,00 sobre 1,00

Sea (X_1, \dots, X_n) una m.a.s. de una variable X con función de densidad $f_{\theta}(x) = \theta/x^{\theta+1}$, x > 1, $(\theta > 0)$. Sabiendo que esta familia es regular, con $I_X(\theta) = 1/\theta^2$, decir cuál de las siguientes afirmaciones es correcta:

- a. La única función paramétrica con estimador eficiente es \(1/\theta\).
- o. El UMVUE de \(\ln \theta\), si existe, es eficiente.
- d. \(\ln \big(\prod\limits_{i=1}^n X_i\big)\) es eficiente para \(n/\theta\).

La respuesta correcta es:

 $\(\ln \big(\prod_{i=1}^n X_i \big) \)$ es eficiente para $\(n/\theta)$.



Pregunta 5	
Correcta	
Puntúa 1,00 sobre 1,00	

Decir cuál de las siguientes afirmaciones es correcta.

- O a. El UMVUE de una función paramétrica es el estimador de segundo orden que minimiza uniformemente la varianza.
- \bigcirc b. Si \(T\) es el UMVUE para \(\theta\), entonces \(h(T)\) es el UMVUE para \(h(\theta)\).
- \circ c. Si \(T\) es suficiente, \(E_\theta[S]=g(\theta), \forall\theta\in\Theta \) y \(E_\theta[S^2]<+\infty, \forall\theta\in\Theta\), entonces \(E[S/T]\) es el UMVUE de \(g(\theta)\).
- d. El UMVUE de una función paramétrica es el estimador insesgado de segundo orden que minimiza uniformemente el error cuadrático medio.

La respuesta correcta es:

El UMVUE de una función paramétrica es el estimador insesgado de segundo orden que minimiza uniformemente el error cuadrático medio.



Reservados todos los derechos. No se permite la explotación económica ni la transformación de esta obra. Queda permitida la impresión en su totalidad.

Tema 6 ►



¿MUCHAS HORAS DE ESTUDIO? ¿NOCHES SIN DORMIR? CON MY CLARINS NO SE NOTARÁ EN TU ROSTRO. CONSIGUE UNA PIEL DE 10, SANA Y BONITA.



14/12/2020

Cuestionario 3: Revisión del intento

DESCÚBRELO AHORA EN CLARINS.COM CON UN 30%* DE DESCUENTO

código: WUOLAHI

*Descuento aplicable sobre la gama My Clarins hasta el 28 de febrero de 2022. No acumulable con otras promociones de descuento y precio fidelidad.







Página Principal / Mis cursos / GRADUADO-A EN MATEMÁTICAS (2010) (270) / INFERENCIA ESTADÍSTI (2021)-270 11 33 2021 B / Tema 7 / Cuestionario 3

Comenzado el	viernes, 11 de diciembre de 2020, 19:05
Estado	Finalizado
Finalizado en	viernes, 11 de diciembre de 2020, 20:00
Tiempo empleado	54 minutos 51 segundos
Calificación	1,75 de 5,00 (35 %)

Pregunta 1

Correcta

Sea (X_1,\ldots,X_5) una m.a.s. de $X\leadsto\mathcal{N}(\mu_1,\sigma_1^2)$ e (Y_1,\cdots,Y_4) una m.a.s. de $Y\leadsto\mathcal{N}(\mu_2,\sigma_2^2)$, ambas independientes. Marcar la respuesta correcta:

- a. Ninguna de las otras respuestas es correcta.
- b. Si $\alpha \leq 0.1$, entonces $4.19 \ \frac{S_1^2}{S_2^2}$ es una cota superior de confianza para $\frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2}$ al nivel de confianza $1-\alpha$.
- $^{\odot}$ c. $0.152\,\frac{S_2^2}{S_{\tau}^2}$ es una cota superior de confianza para $\frac{\sigma_2^2}{\sigma_1^2}$ al nivel de confianza 0.95.

$$\bigcirc \text{ d. } \left(\frac{\sum\limits_{i=1}^4 (Y_i - \overline{Y})^2}{\chi_{4,\,\alpha/2}^2}, \ \frac{\sum\limits_{i=1}^4 (Y_i - \overline{Y})^2}{\chi_{4,\,1-\alpha/2}^2} \right) \text{es el intervalo de confianza de menor longitud media para } \sigma_2^2 \text{ al nivel de confianza}$$

La respuesta correcta es:

Ninguna de las otras respuestas es correcta.



Pregunta 2

Sin contestar

Puntúa como 1,00

Si (X_1,\ldots,X_n) es una m.a.s. de X con función de densidad $f_{\theta}(x)=(\theta+1)/x^2,\ x>\theta+1$, se cumple que:

- \odot a. Si $arphi_0(X_1,\ldots,X_n)$ es un test de Neyman-Pearson de tamaño lpha para contrastar $H_0: heta=4$ frente a $H_1: heta=6$ y $arphi(X_1,\ldots,X_n)$ es un test con nivel de significación lpha para contrastar $H_0: heta=4$ frente a $H_1: heta=3$, entonces $E_{ heta=6}[arphi(X_1,\ldots,X_n)] \leq E_{ heta=6}[arphi_0(X_1,\ldots,X_n)].$
- b. Si un test de Neyman-Pearson tiene nivel de significación 0.05, la probabilidad media de cometer un error de tipo 2 es menor o
 iqual que 0.05.
- \odot c. Si se quiere contrastar $H_0: \theta=5$ frente a $H_1: \theta=7$ y $\min X_i>8$, cualquier test de Neyman-Pearson conduce a rechazar H_0 con probabilidad uno.
- \odot d. El test de Neyman-Pearson de tamaño arbitrario, α , para contrastar $H_0: \theta=7$ frente a $H_1: \theta=5$ conduce a rechazar H_0 con probabilidad α si $\min X_i < 8$.

La respuesta correcta es:

Si $\varphi_0(X_1,\ldots,X_n)$ es un test de Neyman-Pearson de tamaño α para contrastar $H_0:\theta=4$ frente a $H_1:\theta=6$ y $\varphi(X_1,\ldots,X_n)$ es un test con nivel de significación α para contrastar $H_0:\theta=4$ frente a $H_1:\theta=3$, entonces $E_{\theta=6}[\varphi(X_1,\ldots,X_n)] \leq E_{\theta=6}[\varphi_0(X_1,\ldots,X_n)]$.

Pregunta **3**

Incorrecta

Puntúa -0,25 sobre 1,00

Sean (X_1, \ldots, X_6) una m.a.s. de $X \rightsquigarrow \mathcal{N}(\mu_1, \sigma_1^2)$ e (Y_1, \cdots, Y_8) una m.a.s. de $Y \rightsquigarrow \mathcal{N}(\mu_2, \sigma_2^2)$, ambas independientes. Si se contrasta que la media de Y supera a la media de X exactamente en tres unidades, marcar la respuesta correcta:

- \odot a. Si las varianzas son desconocidas pero iguales, las medias muestrales de X e Y son 1.71 y 3.85, respectivamente, y las varianzas muestrales son 0.57 y 0.72, respectivamente, no hay evidencias para rechazar H_0 al nivel de significación 0.1.
- \odot b. Si las varianzas son $\sigma_1^2=0.7,\ \sigma_2^2=0.85$ y las medias muestrales de X e Y son 1.71 y 3.85, respectivamente, no hay evidencias para rechazar H_0 al nivel de significación 0.05.
- \odot c. Si las varianzas son desconocidas pero iguales, las medias muestrales de X e Y son 1.71 y 3.85, respectivamente, y las varianzas muestrales son 0.57 y 0.72, respectivamente, se rechaza H_0 al nivel de significación 0.05.
- \odot d. Si las varianzas son $\sigma_1^2=0.7,\ \sigma_2^2=0.85$ y las medias muestrales de X e Y son 1.71 y 3.85, respectivamente, no hay evidencias para rechazar H_0 all nivel de significación 0.1.

La respuesta correcta es:

Si las varianzas son $\sigma_1^2=0.7,~\sigma_2^2=0.85$ y las medias muestrales de X e Y son 1.71 y 3.85, respectivamente, no hay evidencias para rechazar H_0 al nivel de significación 0.05.





Pregunta 4

Correcta

Puntúa 1,00 sobre 1,00

Sea (X_1, \dots, X_n) una m.a.s. de una v.a. X con distribución de Poisson con $\lambda < 5$. Un intervalo de confianza, al nivel de confianza $1 - \alpha$, para λ , obtenido usando la desigualdad de Chebychev, sería:

$$\odot$$
 a. $\left(ar{X}-\sqrt{rac{5}{n^2lpha}},\ ar{X}+\sqrt{rac{5}{5n^2lpha}}
ight)$.

$$\bigcirc$$
 b. $\left(ar{X} - lpha\sqrt{rac{1}{5n}}, \ ar{X} + lpha\sqrt{rac{1}{5n}}
ight)$.

$$^{\circledcirc}$$
 c. $\left(ar{X} - \sqrt{rac{5}{nlpha}}, \ \ ar{X} + \sqrt{rac{5}{nlpha}}
ight)$.

od. Ninguna de las demás respuestas es correcta.

La respuesta correcta es

$$\left(\bar{X} - \sqrt{\frac{5}{n\alpha}}, \ \bar{X} + \sqrt{\frac{5}{n\alpha}}\right).$$

Pregunta 5

Sin contestar

Puntúa como 1,00

Si (X_1,\ldots,X_n) es una m.a.s. de una variable X con $f_{\theta}(x)>0\Leftrightarrow x>\theta \ \ (\theta\in\mathbb{R}^+)$, se cumple que:

- \bigcirc a. Si, para todo θ_0 , $\{\min X_i \leq \alpha^{-1/n}\theta_0\}$ es la región crítica de un test no aleatorizado de tamaño α para contrastar $H_0: \theta=\theta_0$ frente a $H_1: \theta<\theta_0$, entonces $\left(\alpha^{1/n}\min X_i, +\infty\right)$ es un intervalo de confianza para θ a nivel de confianza $1-\alpha$.
- \bigcirc b. Si $\left(\alpha^{1/n} \min X_i, +\infty\right)$ es un intervalo de confianza para θ a nivel de confianza $1-\alpha$, entonces el test no aleatorizado con región crítica $\{\min X_i \geq \alpha^{-1/n}\theta_0\}$ para contrastar $H_0: \theta=\theta_0$ frente a $H_1: \theta>\theta_0$, tiene nivel de significación α .
- \odot c. Si $\left(0,\ \alpha^{1/n}\min X_i\right)$ es un intervalo de confianza para θ a nivel de confianza $1-\alpha$, entonces el test no aleatorizado con región crítica $\{\min X_i \leq \alpha^{-1/n}\theta_0\}$ para contrastar $H_0: \theta=\theta_0$ frente a $H_1: \theta<\theta_0$, tiene tamaño α .
- O d. Si, para todo θ_0 , $\{\min X_i \geq \alpha^{-1/n}\theta_0\}$ es la región crítica de un test no aleatorizado de tamaño α para contrastar $H_0: \theta = \theta_0$ frente a cualquier alternativa, entonces $\left(0, \ \alpha^{1/n} \min X_i\right)$ es un intervalo de confianza para θ a nivel de confianza $1-\alpha$.

La respuesta correcta es:

Si $\left(\alpha^{1/n}\min X_i, +\infty\right)$ es un intervalo de confianza para θ a nivel de confianza $1-\alpha$, entonces el test no aleatorizado con región crítica $\{\min X_i \geq \alpha^{-1/n}\theta_0\}$ para contrastar $H_0: \theta=\theta_0$ frente a $H_1: \theta>\theta_0$, tiene nivel de significación α .





■ Relación 7	
Ir a	
	Tema 8 ►





17/1/2021

Cuestionario 4: Revisión del intento

Página Principal / Mis cursos / GRADUADO-A EN MATEMÁTICAS (2010) (270) / INFERENCIA ESTADÍSTI (2021)-270 11 33 2021 B

/ Tema 9 / Cuestionario 4

Comenzado el jueves, 14 de enero de 2021, 20:16

Estado Finalizado

Finalizado en jueves, 14 de enero de 2021, 21:08

Tiempo 51 minutos 39 segundos

empleado

Calificación 0,75 de 4,00 (19%)

Pregunta 1

Sin contestar

Puntúa como 1,00

Se pretende establecer un modelo lineal para expresar Y en función de X. Para ello, se toma una muestra aleatoria simple de tamaño 12 de (X,Y), que da medias 10.8 y 7.9, respectivamente, y varianzas 20.78 y 10.99. A partir de los datos se estima que cada unidad de aumento en la variable X produce una disminución de 0.5441 unidades en \(Y\). ¿Cuál de las siguientes conclusiones obtenidas a partir de los datos es correcta?:

- lacksquare a. El valor predicho para Y cuando x=8 es menor que 9.
- \odot b. El error cuadrático medio estimado en la predicción de Y para x=8 está comprendido entre 5 y 6.
- o c. El p-valor asociado a los datos para el contraste de regresión es mayor que 0.01.
- \odot d. Al menos la mitad de la variabilidad de los datos de Y queda explicada por la regresión lineal sobre X.

La respuesta correcta es:

Al menos la mitad de la variabilidad de los datos de Y queda explicada por la regresión lineal sobre X.



Pregunta **2**

Corrects

Puntúa 1,00 sobre 1,00

Para contrastar $H_0: M_X=1.9$, siendo M_X la mediana de una variable continua y simétrica, se toman diez observaciones independientes de X, obteniéndose los valores 2, 1.3, 2.7, 3.7, 2.9, 1.9, 2.3, 3.3, 1.6 y 2.6.

- \odot a. Si $H_1:M_X
 eq 1.9$ y se requiere un nivel de significación 0.1, los datos no dan evidencia para rechazar H_0 con el test de los signos, y sí dan evidencia para rechazar H_0 con el test de los rangos signados.
- \odot b. Si $H_1:M_X<1.9$, el p-valor asociado a los datos, tanto para el test de los signos como para el de los rangos signados es menor que 0.05.
- oc. Ninguna de las otras respuestas es correcta.
- \odot d. Si $H_1:M_X>1.9$ y se requiere un nivel de significación 0.05, los datos no dan evidencia para rechazar H_0 con el test de los rangos signados, y sí dan evidencia para rechazar H_0 con el test de los signos.

La respuesta correcta es:

Si $H_1:M_X \neq 1.9$ y se requiere un nivel de significación 0.1, los datos no dan evidencia para rechazar H_0 con el test de los signos, y sí dan evidencia para rechazar H_0 con el test de los rangos signados.

Pregunta **3**

Incorrecta

Puntúa -0.25 sobre 1.00

Para contrastar si una variable X sigue una distribución B(5,p) mediante el test χ^2 , se realizan 150 observaciones independientes de la misma, obteniéndose los siguientes valores, con sus respectivas frecuencias:

Valor	0	1	2	3	4	5
Frecuencia	61	49	26	9	3	2

Sabiendo que los términos correspondientes a los valores 0, 1 y 2 del estadístico de contraste suman 6.0999, marcar la respuesta correcta:

- a. El p-valor asociado a los datos está comprendido entre 0.1 y 0.15.
- □ b. El p-valor asociado a los datos está comprendido entre 0.05 y 0.1.
- c. El p-valor asociado a los datos está comprendido entre 0.01 y 0.05.
- od. El p-valor asociado a los datos está comprendido entre 0.005 y 0.01.

La respuesta correcta es:

El p-valor asociado a los datos está comprendido entre 0.005 y 0.01.



×

Pregunta •
Sin contestar
Puntúa como 1,00
Con objeto de contrastar la igualdad de las medias de tres poblaciones normales con la misma varianza (H_0) , se toman muestras aleatorias simples independientes, de tamaños 6, 8 y 9, respectivamente. Si las medias muestrales son 21.2, 19.5 y 22.1, respectivamente, y la variabilidad total de los datos es 85.5687, marcar la respuesta correcta:
a. La varianza dentro de grupos es menor que 3.
\odot b. Los datos no dan evidencia para rechazar H_0 al nivel de significación 0.025.
\bigcirc c. El valor experimental del estadístico F es mayor que 5 y el p -valor es menor que 0.01.

La respuesta correcta es: La varianza dentro de grupos es menor que 3.

 $\, igcup \,$ d. Los datos dan evidencia para rechazar H_0 al nivel de significación 0.01.

◄ Tablas tema 9			
Ir a			

