WUOLAH

CuestionarioT6T7T8.pdf

Esfacilverque21

Inferencia Estadística

3º Grado en Matemáticas

Facultad de Ciencias
Universidad de Granada

Accede al documento original

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

EL TRUCO PARA MULTIPLICAR TUS POSIBILIDADES
DE ENCONTRAR TRABAJO ESTÁ EN ESTE QR

① $(X_1,\dots,X_n)$ m.a.s de X con distrib. Poisson con $\lambda<5$, IC a nc $1-\alpha$ para λ obtenido usando la desigualdad de Chebichev sería:

a) $\left(\bar{X}-\alpha\sqrt{\frac{1}{5n}},\ \bar{X}+\alpha\sqrt{\frac{1}{5n}}\right)$

b) $\left(\bar{X}-\sqrt{\frac{5}{n^2\alpha}},\ \bar{X}+\sqrt{\frac{5}{n^2\alpha}}\right)$

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

d) Ninguna es correcta.

*) Calculo un estim insesg para λ:

$$X \to \{P(\lambda) : \lambda<5\} \Rightarrow P_\lambda(X=x) = e^{-\lambda}\frac{\lambda^x}{x!} \quad , x\in \mathbb{N}\cup\{0\}$$

- $$P_\lambda(X_1=x_1,\dots,X_n=x_n) = e^{-n\lambda}\frac{\lambda^{\sum x_i}}{\prod x_i!} \overset{\text{Tª Fact. N-F}}{\Rightarrow} T\equiv T(X_1,\dots,X_n) = \sum_{i=1}^n X_i \text{ es suf } \Big\} \ T\equiv\bar{X} \text{ es est. suf.}$$

*Veamos que T es insesg en λ:

$$E_\lambda[T]=\lambda \Leftrightarrow E_\lambda\left[\sum \frac{X_i}{n}\right]=\lambda \overset{\text{linealidad}}{\Leftrightarrow} \frac{1}{n}\cdot nE_\lambda[X_i] = \lambda \Leftrightarrow \lambda=\lambda \ \checkmark$$

-Luego, $T\equiv\bar{X}$ es estim insesg para λ.

*) Compruebo que $Var_\lambda[T]$ está unif. acot:

- $$Var_\lambda[T] = \frac{1}{n^2}Var_\lambda\left[\sum X_i\right] \overset{(X_1,\dots,X_n)\text{ indep}}{=} \frac{1}{n^2}\sum Var_\lambda[X_i] = \frac{\lambda}{n} < \underbrace{\frac{5}{n}}_{=c} \quad ,\forall\lambda\in\Theta$$

*) Calculo el k de la desig de Chebychev:

- $$1-\alpha = 1-\frac{c}{k^2} \Leftrightarrow \alpha=\frac{c}{k^2} \Leftrightarrow k=\sqrt{\frac{c}{\alpha}} = \sqrt{\frac{5}{n\alpha}}$$

-Luego, el IC por desig de Cheb. es $(T-k, T+k) = \left(\bar{X}-\sqrt{\frac{5}{n\alpha}},\ \bar{X}+\sqrt{\frac{5}{n\alpha}}\right)$ $\Rightarrow$ $\boxed{\text{c) correcta}}$

④ Si $(X_1,\dots,X_n)$ es una m.a.s. de X con función de densidad $f_\theta(x)=\frac{\theta+1}{x^2}$, $x>\theta+1$, se cumple que:

a) Si $\varphi_0(X_1,\dots,X_n)$ es de N-P con n.s. 0'05 para contrastar $H_0:\theta=\theta_0$ frente a $H_1:\theta=\theta_1$ y $\varphi(X_1,\dots,X_n)$ es otro test de tamaño 0'05 para el mismo problema $\Rightarrow E_{\theta_1}[\varphi(X_1,\dots,X_n)] < E_{\theta_1}[\varphi_0(X_1,\dots,X_n)]$

b) Si se quiere contrastar $\left.\begin{matrix}H_0:\theta=4\\ H_1:\theta=5\end{matrix}\right\}$ y $\min X_i>6$; el test de N-P de tamaño α, no conduce necesariamente a rechazar con prob. 1.

c) El test de N-P de tamaño arbitrario, α, para contrastar $\left.\begin{matrix}H_0:\theta=4\\ H_1:\theta=3\end{matrix}\right\}$ conduce a rechazar H_0 con prob α si $\min X_i<5$.

d) Si $\theta_1<\theta_0$ el test de N-P de tamaño 0 para contrastar $\left.\begin{matrix}H_0:\theta=\theta_0\\ H_1:\theta=\theta_1\end{matrix}\right\}$ tiene potencia 0.

a) F

-Es falso pq no conocemos el tamaño real de φ

BLOOM

WUOLAH

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

b) V

*) Como $x > a+1$:

- Bajo H_0, la $x \in (5, +\infty)$

- Bajo H_1, la $x \in (6, +\infty)$

- Y como $\min X_i > 6$ se encuentra en H_0, no hay evidencia de rechazarla.

c) F

- Bajo H_0, $x \in (5, +\infty)$

- Bajo H_1, $x \in (3, +\infty)$

- Como $\min X_i < 5$, se rechaza H_0 con prob 1

d) F

- Tamaño 0 no implica potencia 0.

⑥ Sean $(X_1, \ldots, X_6)$ una m.a.s de $X \sim N(\mu_1, \sigma_1^2)$ e $(Y_1, \ldots, Y_8)$ una mas de $Y \sim N(\mu_2, \sigma_2^2)$ ambos indeps. Si se contrasta que la media de Y supera a la media de $\bar{X}$ exactamente en tres unidades, marcar la respuesta correcta:

a) Si las varianzas son $\sigma_1^2 = 0'6$ y $\sigma_2^2 = 0'75$ y las medias muestrales de X e Y son $1'61$ y $3'75$, respect., no hay evidencias para rechazar H_0 al nivel de signif. $0'1$. $= \alpha$

b) Si las varianzas son desconocidas pero iguales, las medias muestrales de X e Y son $1'61$ y $3'75$, respect, y las varianzas muestrales son $0'55$ y $0'68$, respect, se rechaza H_0 al nivel de signif $0'1$.

c) Si las varianzas son $\sigma_1^2 = 0'6$, $\sigma_2^2 = 0'75$ y las medias muestrales de X e Y son $1'61$ y $3'75$, respec, se rechaza H_0 al ns $0'05$.

d) Si las varianzas son desconocidas pero iguales, las medias muestrales de X e Y son $1'61$ y $3'75$, respec, y las varianzas muestrales son $0'55$ y $0'68$, respec., se rechaza H_0 al ns $0'05$

*) Quiero contrastar
$$H_0: \mu_1 = \underbrace{\mu_2 - 3}_{\delta}$$
$$H_1: \mu_1 \neq \mu_2 - 3$$

a) y c)

- $\dfrac{|\bar{X} - \bar{Y} - \delta|}{\sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}}} > z_{\alpha/2} \Rightarrow 1{,}954 > z_{0{,}05} \simeq 1{,}645$

- Se rechaza H_0 $\Rightarrow$ $\boxed{\text{a) Falsa}}$

- $1{,}954 > z_{0{,}025} = 1 - z_{0{,}975} \simeq 1{,}96$

- Se acepta H_0 $\Rightarrow$ $\boxed{\text{c) Falsa}}$

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

WUOLAH

Esta es tu señal para irte a Tailandia con tu grupo de amigos y viajathäi

b) y d)

- $\dfrac{|\bar{X}-\bar{Y}-\delta|}{S_p\sqrt{\frac{1}{n_1}+\frac{1}{n_2}}} > t_{n_1+n_2-2;\alpha/2} \Rightarrow 1{,}8659 > t_{12;0{,}05} = 1{,}7823$

- Se rechaza H_0. $\Rightarrow$ $\boxed{\text{b) verdad}}$

- $1{,}8659 > t_{12;0{,}025} = 2{,}17$

- Se acepta H_0 $\Rightarrow$ $\boxed{\text{d) Falsa}}$

7 Sea $(X_1,\dots,X_5)$ una mas de $X \sim N(\mu_1,\sigma_1^2)$ e $(Y_1,\dots,Y_6)$ una mas de $Y \sim N(\mu_2,\sigma_2^2)$, ambas independientes. Marcar la respuesta correcta:

a) $\dfrac{S_1^2}{7'7794}$ es la mayor de las cotas inferiores de confianza para σ_1^2 al nc 0'9

b) Si $\alpha \geq 0'1$, entonces $4'05\,\dfrac{S_1^2}{S_2^2}$ es una cota superior de confianza para $\dfrac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2}$ al nc $1-\alpha$.

c) $\left(\dfrac{\sum_{i=1}^{5}(X_i-\bar{X})^2}{\chi^2_{4,1-\alpha/2}}, \dfrac{\sum_{i=1}^{5}(X_i-\bar{X})^2}{\chi^2_{4;\alpha/2}}\right)$ es un IC para σ_1^2 al nc $1-\alpha$.

d) $\left(0'16\,\dfrac{S_2^2}{S_1^2}, 5'19\,\dfrac{S_2^2}{S_1^2}\right)$ es un intervalo de conf. para $\dfrac{\sigma_2^2}{\sigma_1^2}$ al nc 0'95.

a) F

$\left(\dfrac{(n_1-1)S_1^2}{\chi^2_{n_1-1;\alpha}}, +\infty\right)$ I.C para σ_1^2 si μ_1 desconocida.

el mayor

*) Calculo:

- $n.s = 1-\alpha = 0{,}9 \Rightarrow \alpha = 0{,}1$

- $\dfrac{4S_1^2}{\chi^2_{4;0{,}1}} = \dfrac{4S_1^2}{7{,}7794} \neq \dfrac{S_1^2}{7{,}7794}$

b) V

$\left(0 ; F_{n_2-1,n_1-1;\alpha}\,\dfrac{S_1^2}{S_2^2}\right)$ el mayor I.C para $\dfrac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2}$ a n.s $1-\alpha$

- $F_{5,4;0{,}9} = \underline{4{,}05}$

c) F

- Es al revés.

d) F

- $n.s = 1-\alpha = 0{,}95 \Rightarrow \alpha = 0{,}05$

- $F_{5,4;1-\alpha/2} = F_{5,4;0{,}975} = 0{,}135 \neq 0{,}16$

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

WUOLAH

Todos los planes de suscripción incluyen descargas sin publicidad con coins

¿Wuolah sin anuncios? Con los planes es posible.
20% de descuento con código "NAVIDAD20"

Click aquí

O escanea:

Aquí abajo ya puedes apuntar tus cosas

Se pretende establecer un modelo lineal para expresar Y en función de X. Para ello, se toma una muestra aleatoria simple de tamaño 17 de (X, Y), que da medias 33.2 y 20.9, respectivamente; la varianza de las observaciones de X es 20.33, la covarianza -15.89 y la varianza residual es 26.7884. ¿Cuál de las siguientes conclusiones obtenidas a partir de los datos es correcta?:

- a. El error cuadrático medio estimado en la predicción de Y para $x = 30$ está comprendido entre 29 y 29.5.
- b. El p-valor asociado a los datos para el contraste de regresión es menor que 0.01.
- c. Cada unidad de aumento en X produce una disminución de 0.6 unidades en Y.
- d. Al menos el 36% de la variabilidad de los datos de Y queda explicada por la regresión lineal sobre X.

✱ Datos:

$n_1 = n_2 = 17$; $\bar{x} = 33,2$, $\bar{y} = 20,9$; $\sigma_x^2 = 20,33$; $\sigma_{xy} = -15,89$; $S_R^2 = 26,7884$

✱) Obtengo más datos:

- $R^2 = \frac{VE}{VT} = \frac{\sigma_{xy}^2}{\sigma_x^2 \sigma_y^2} \Rightarrow \sigma_y^2 = 39,208$ y $\underline{R^2 = 0,3168} \Rightarrow \boxed{d)\text{ falsa}}$
- $VE = \frac{n_2 \sigma_{xy}^2}{\sigma_x^2} = 186,295$
- $VNE = (n_2 - 2) S_R^2 = 401,826$

$\Rightarrow VT = 588,121$

✱) Calculo recta de regresión:

- $y = \bar{y} + \frac{\sigma_{xy}}{\sigma_x^2}(x - \bar{x}) = \underline{-0,7816x} + 46,849$

$\Rightarrow \boxed{c)\text{ falsa}}$

✱) Compruebo a):

$$ECM(Y_{x=30}) = S_R^2 \left(1 + \frac{1}{n_2} + \frac{(\overset{30}{x_0} - \bar{x})^2}{n_2 \sigma_x^2}\right) = \underline{29,1578} \Rightarrow \boxed{a)\text{ verdad}}$$

✱) Compruebo b):

$$F(Y) = \frac{VE}{S_R^2} = 6,9543 = F_{exp}$$

- $\underset{\text{p-nivel}}{p} = P(\underset{F(1,15)}{F(Y)} > 6,9543) \in (1-0,99 ; 1-0,975) = \underline{(0,01 ; 0,025)} \Rightarrow \boxed{b)\text{ falsa}}$

WUOLAH

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