Pontificia Universidad Católica de Chile Facultad de Matemáticas Departamento de Estadística

Primer Semestre 2023

Curso : Probabilidad y Estadística

Sigla : EYP1113

Profesores : Ricardo Aravena C., Ricardo Olea O.,

Felipe Ossa M. y Alejandro Sepulveda P.

Pauta Interrogación 4

Pregunta 1

Numerosos antecedentes ponen entredichos la acción de las fundaciones que son, parcialmente, financiadas por el estado. Usted, interesado en dilucidar ciertos aspectos relacionados con las fundaciones lleva a cabo un estudio respecto a: Antigüedad (antes 2021.09 y desde 2021.09) y montos traspasados (en mm CL\$).

Por lo anterior obtiene una muestra de tamaño 52, registrando los diversos antecedentes que son presentados en la tabla adjunta:

	antes 2021.09	desde 2021.09	total
N° de fundaciones	29.0	23.0	52.0
M			
Montos			
mean	37.4	40.8	38.9
sd	6.0	8.2	7.0

- (a) **[2.0 Ptos.]** ¿Existe evidencia que más de un tercio de las fundaciones se crearon el 2021.09 o posterior? Utilice un nivel de significancia del 5%.
- (b) [3.0 Ptos.] ¿Es válido afirmar que las fundaciones de creación reciente reciben montos medios superiores a las fundaciones con existencia anterior? Asuma Normalidad y utilice un nivel de significancia del $10\,\%$.
- (c) **[1.0 Ptos.]** Con base a la información obtenida, se desea replicar el estudio, ¿cuántas fundaciones deberían ser seleccionadas a fin de estimar, con un 95 % de confianza, los montos medios totales con un error menor o igual a 1.5 mm CL\$?

mm CL\$: Millones de pesos chilenos.

Solución

(a) Sea p la proporción de fundaciones creadas el 2021.09 o posterior.

Se pide contrastar las siguientes hipótesis:

$$H_0: p = p_0 \text{ vs } H_a: p > p_0,$$

con $p_0 = 1/3$.

Bajo H₀ se tiene que

$$Z_0 = \frac{\hat{p} - p_0}{\sqrt{\frac{p_0 \cdot (1 - p_0)}{n}}} \overset{\mathsf{aprox}}{\sim} \mathsf{Normal}(0, 1)$$

Del enunciado se tiene que $\hat{p} = \frac{23}{52}$ y reemplazando en Z_0 se tiene que:

$$Z_0 = 1.666987 \rightarrow \text{valor-p} \approx 1 - \Phi(1.67) = 0.0475$$

Por lo tanto, considerando un nivel de significancia del 5%, se rechaza H₀ y se apoya la afirmación que más de un tercio de las fundaciones se crearon el 2021.09 o posterior.

Alternativamente en vez de calcular valor-p, se podría obtener el valor critico $k_{0.95}\approx 1.645$ y como $Z_0>k_{0.95}$, entonces se rechaza H_0 y se apoya la afirmación que más de un tercio de las fundaciones se crearon el 2021.09 o posterior.

(b) Definamos como X a los montos antes de 2021.09 y como Y a los montos desde 2021.09.

Se pide contrastar las siguientes hipótesis:

$$H_0: \mu_X = \mu_Y$$
 vs $H_a: \mu_X < \mu_Y$,

Bajo el supuesto que las varianzas son iguales se tiene que:

$$F_0 = \frac{S_X^2}{S_Y^2} = 0.5353956 > F_{1-0.10/2}(29-1,23-1) = \frac{1}{F_{0.95}(22,28)} = 0.5181347$$

0

$$F_0 = \frac{S_Y^2}{S_Y^2} = 1.867778 < F_{1-0.10/2}(29 - 1, 23 - 1) = F_{0.95}(28, 22) = 2.00.$$

Por lo tanto el estadístico de prueba bajo H_0 que se utilizará, asumirá varianzas desconocidas, pero iguales:

$$T_0 = \frac{\overline{X} - \overline{Y}}{S_p \sqrt{\frac{1}{n} + \frac{1}{n}}} \sim \text{t-Student}(n + m - 2)$$

$$\text{con } S_p = \tfrac{(n-1)\,S_X^2 + (m-1)\,S_Y^2}{n+m-2}.$$

Reemplazando $n=29,\,m=23,\,\overline{X}=37.4,\,\overline{Y}=40.8,\,S_X=6$ y $S_y=8.2,$ se tiene que $T_0=-1.726485.$

Como n+m-2>30, entonces el valor-p $\approx 1-\Phi(1.73)=0.0418$ y el valor critico $t_{0.10/2}(n+m-2)\approx k_{0.05}=-1.645$.

Por lo que es posible afirmar que las fundaciones de creación reciente reciben montos medios superiores a las fundaciones con existencia anterior.

(c) Para el tamaño de muestra, el valor de σ será el obtenido en este estudio:

$$n=\left(rac{k_{0.975}\cdot\sigma}{ ext{e.e}}
ight)^2=\left(rac{1.96\cdot7}{1.5}
ight)^2=83.66 o$$
 84 casos

Asignación de puntaje:

Logro 1: Definir correctamente H_a [0.2 Ptos.] y obtener Z_0 . [0.8 Ptos.]

Logro 2: Calcular correctamente el valor-p o determinar el valor crítico. [0.8 Ptos.]. Concluir correctamente. [0.2 Ptos.]

Logro 3: Plantear correctamente las hipótesis [0.5 Ptos.] y determinar correctamente que el supuesto de varianzas iguales no se puede rechazar [0.5 Ptos.].

- Logro 4: Calcular correctamente T₀. [1.0 Ptos.]
- Logro 5: Calcular valor-p o valor critico [0.5 Ptos.] y concluir correctamente [0.5 Ptos.].
- Logro 6: Determinar correctamente el tamaño muestral de la replica de este estudio. [1.0 Ptos.]

+ 1 Punto Base

Pregunta 2

Ayer miércoles 5 de julio a las 20:31:56 horas ocurrió un sismo de 5.8 ° en la escala de Richter. Las magnitudes de los n sismos que le siguieron distribuyen Log-Normal (λ, ζ) . Bajo el supuesto que las magnitudes se comportan de manera independiente y que el parámetro ζ es conocido:

- (a) **[1.0 Ptos.]** Obtenga el estimador de momento de λ .
- (b) [3.0 Ptos.] Obtenga el estimador de máxima verosimilitud de λ y su distribución asintótica.
- (c) [2.0 Ptos.] A partir del ECM aproximado de 1er orden compruebe que el estimador de momento es consistente, pero menos eficiente que el EMV.

Solución

Definamos como X_1, \ldots, X_n las magnitudes de los n sismos posteriores, que según enunciado son variables aleatorias iid Log-Normal (λ, ζ) , con ζ conocido.

Del formulario se tiene:

$$\mu_X = e^{\lambda + \zeta^2/2}, \quad \sigma_X^2 = \mu_X^2 (e^{\zeta^2} - 1) \quad \text{y} \quad \mathsf{E}(X^k) = e^{k\lambda + (k\zeta)^2/2}.$$

(a) Igualando 1er momento teórico al empírico se obtiene el EM de λ :

$$\mathsf{E}(X) = e^{\lambda + \zeta^2/2} = \overline{X} \to \widetilde{\lambda} = \ln(\overline{X}) - \frac{\zeta^2}{2}.$$

(b) La Verosimilitud y Log Verosimilitud está dada por

$$L(\lambda) = (2\pi)^{-n/2} \cdot \zeta^{-n} \cdot \left(\prod_{i=1}^{n} X_i\right)^{-1} \cdot \exp\left\{-\frac{1}{2\zeta^2} \sum_{i=1}^{n} (\ln(X_i) - \lambda)^2\right\},\tag{1}$$

$$\ln L(\lambda) = -\frac{n}{2} \ln(2\pi) - n \log(\zeta) - \sum_{i=1}^{n} \ln(X_i) - \frac{1}{2\zeta^2} \sum_{i=1}^{n} (\ln(X_i) - \lambda)^2.$$
 (2)

Derivando parcialmente (2) con respecto a λ y luego igualando a cero se obtiene el EMV de λ :

$$\hat{\lambda} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} \ln(X_i).$$

A partir de la 2da derivada parcial se obtiene la información de Fisher y su CCR:

$$I(\lambda) = -\mathsf{E}\left(\frac{\partial^2}{\partial\,\lambda^2}\ln\,L(\lambda)\right) = \frac{n}{\zeta^2} \to \mathsf{CCR} = \frac{\zeta^2}{n}.$$

Por lo tanto se tiene que

$$\hat{\lambda} \overset{\mathsf{aprox}}{\sim} \mathsf{Normal}\left(\lambda,\, \frac{\zeta}{\sqrt{n}}\right).$$

Como $\ln(X_i) \stackrel{\text{iid}}{\sim} \text{Normal}(\lambda, \zeta)$, además se puede afirmar que

$$\hat{\lambda} \overset{\mathsf{exacta}}{\sim} \mathsf{Normal}\left(\lambda,\, \frac{\zeta}{\sqrt{n}}\right).$$

(c) Aplicando aproximación por método delta de 1er orden para $\widetilde{\lambda}$, se tiene que:

$$\widetilde{\lambda} = g(X_1, \dots, X_n) \stackrel{\text{id}}{\approx} \left[\ln \left(\frac{n \cdot \mu_X}{n} \right) - \frac{\zeta^2}{2} \right] + \sum_{i=1}^n \frac{1/n}{\left(\frac{n \cdot \mu_X}{n} \right)} \left(X_i - \mu_X \right),$$

$$= \left[\ln \left(\frac{n \cdot e^{\lambda + \zeta^2/2}}{n} \right) - \frac{\zeta^2}{2} \right] + \sum_{i=1}^n \frac{1}{n \cdot \mu_X} \left(X_i - \mu_X \right),$$

$$= \lambda + \sum_{i=1}^n \frac{1}{n \cdot \mu_X} \left(X_i - \mu_X \right).$$

Aplicando $E(\cdot)$ y $Var(\cdot)$:

$$\mathsf{E}(\widetilde{\lambda}) = \lambda \quad \mathsf{y} \quad \mathsf{Var}(\widetilde{\lambda}) \stackrel{\mathrm{ind}}{=} \frac{n \cdot \sigma_X^2}{n^2 \cdot \mu_X^2} = \frac{e^{\zeta^2} - 1}{n}$$

Como

$$\mathrm{ECM}(\widetilde{\lambda}) = \frac{e^{\zeta^2} - 1}{n} \to 0,$$

cuando $n \to \infty$, entonces $\widetilde{\lambda}$ es un estimador consistente para λ .

Finalmente

$$\frac{\mathrm{ECM}(\widetilde{\lambda})}{\mathrm{ECM}(\widehat{\lambda})} = \frac{e^{\zeta^2} - 1}{\zeta^2} > 1,$$

 $\text{debido a que } \lim_{\zeta \to 0} \frac{e^{\zeta^2}-1}{\zeta^2} \stackrel{L'H}{=} 1 \text{ y } \lim_{\zeta \to +\infty} \frac{e^{\zeta^2}-1}{\zeta^2} \stackrel{L'H}{=} +\infty.$

Por lo tanto el EMV es más eficiente que el EM.

Asignación de puntaje:

Logro 1: Obtener EM. [1.0 Ptos.]

Logro 2: Obtener EMV. [1.0 Ptos.]

Logro 3: Obtener $I(\lambda)$. [1.0 Ptos.]

Logro 4: Obtener CCR [0.5 Ptos.] y que la distribución es Normal $\left(\lambda,\,rac{\zeta}{\sqrt{n}}
ight)$ [0.5 Ptos.].

Logro 5: Mostrar que EM es consistente. [1.0 Ptos.]

Logro 6: Mostrar que EMV es más eficiente. [1.0 Ptos.]

+ 1 Punto Base

Pregunta 3

Desde el explorador solar del ministerio de energía (https://solar.minenergia.cl/exploracion) se descargo información de la radiación solar que ha afectado al campus San Joaquin UC al mediodía entre 2004 y 2016, y a partir de una muestra aleatoria se construyeron algunos modelos y análisis estadísticos. Entre las variables analizadas están la radiación global (glb) en W/m2, temperatura (temp) a una altura de 2 metros en grados Celsius, la velocidad de viento (vel) en m/s y si existía en ese momento presencia (1: si, 0: no) de nubosidad (cloud).

A continuación se presenta un resumen para la variable g1b, los coeficientes de determinación R^2 para siete modelos de regresión lineal para predecir g1b y los valores p de la prueba KS para la normalidad de los residuos de estos modelos:

```
n mean sd median min max
glb 28 714.61 395.78 973.71 47.17 1079.47
```

lm(glb ~ regresores):

modelo	regresores	R-squared	p.value
1	temp	0.5492	0.982598
2	vel	0.2556	0.745679
3	cloud	0.8676	0.275897
4	temp, vel	0.5819	0.981228
5	cloud, vel	0.8917	0.973311
6	cloud, temp	0.9249	0.846099
7	cloud, temp, vel	0.9283	0.642811

(a) [2.0 Ptos.] Complete la información faltante del modelo 2:

- (b) [3.0 Ptos.] Compare el modelo 7 con el mejor modelo simple. ¿El aporte conjunto de las dos variables que se agregan al mejor modelo simple es significativo? Utilice un nivel de significancia del $5\,\%$.
- (c) [1.0 Ptos.] ¿Cuál de los modelos cumple el supuesto de Normalidad de los residuos de mejor manera? Justifique su respuesta.

Solución

(a) Tenemos que

$${\rm t~value} = \frac{384.4}{128.6} = 2.989$$

A partir de n = 28, $S_V = 395.78$ y $R^2 = 0.2556$ obtenemos

$$\mathsf{SCT} = (n-1) \cdot S_Y^2 = 4229329 \to \mathsf{SCE} = (1-R^2) \cdot \mathsf{SCT} = 3148312.$$

Luego

Residual standard error =
$$S_{Y|X} = \sqrt{\frac{SCE}{n-2}} = 347.9784$$

У

$$\label{eq:Adjusted_R-squared} \text{Adjusted R-squared} = 1 - \frac{S_{Y|X}^2}{S_V^2} = 0.226969$$

Finalmente

$$\texttt{F-statistic} = \frac{\mathsf{SCR}/1}{\mathsf{SCE}/(n-2)} = \frac{(\mathsf{SCT}\text{-}\mathsf{SCE})/1}{\mathsf{SCE}/(n-2)} = 8.927458 = \texttt{t} \ \mathtt{value}^2$$

У

p-value = 0.00606 (En regresión simple este valor coincide con el p-value del t value de la pediente)

(b) Por R^2 el mejor modelo de regresión simple, es el modelo 3, cuya SCE es $(1-0.8676) \cdot \text{SCT} = 559963.1$. La SCE del modelo 7 es $(1-0.9283) \cdot \text{SCT} = 303242.9$.

Del Formulario tenemos que

$$F = \frac{(\mathsf{SCE}_1 - \mathsf{SCE}_2) \, / r}{\mathsf{SCE}_2 / (n - (k + r) - 1)} \sim F(r, n - (k + r) - 1)$$

Reemplazando $SCE_1 = 559963.1$, $SCE_2 = 303242.9$, n = 28, k = 1 y r = 2, se tiene que F = 10.159.

Como el valor critico para un 5 % de significancia es $F_{1-0.05}(2,24) = 3.40$, entonces el aporte conjunto de la variable vel y temp, en presencia de cloud, es significativo.

(c) El mejor ajuste Normal se logra en los residuos del modelo 1, ya que la prueba KS logra el mayor valor-p.

Asignación de puntaje:

Logro 1: t value [0.5 Ptos.], Residual standard error [0.5 Ptos.]

Logro 2: Adjusted R-squared [0.4 Ptos.], F-statistic [0.4 Ptos.] y p-value [0.3 Ptos.]

Logro 3: Indicar, de manera justificada, que mejor modelo de regresión simple es el modelo 3 [1.0 Ptos.]

Logro 4: Obtener valor F = 10.159 [1.0 Ptos.]

Logro 5: Calcular valor critico correctamente [0.5 Ptos.] y concluir que el aporte conjunto es significativo [0.5 Ptos.].

Logro 6: Indicar que el modelo 1 logra los residuos más Normales, debido a que el valor-p del test KS es el mayor entre los calculados. [1.0 Ptos.]

+ 1 Punto Base