

Ejercicios: Intervalos de confianza

Jose M. Camacho¹

¹Universidad de Granada

April 13, 2020

Ejercicio 1: A partir de una m.a.s. dada: X_1, \dots, X_n ; $X_i \sim N(\mu, \sigma_o^2)$ construye, usando el método pivotal, un Intervalo de Confianza a nivel $1 - \alpha$ para la media μ de una población $X \sim N(\mu, \sigma_0)$ cuando la varianza σ_0^2 es conocida, a partir del estadístico muestral: $T(\vec{X}_n, \mu) = \frac{\bar{X}_n - \mu}{\sigma_0} \cdot \sqrt{n} = Z \sim N(0, 1)$.

Calculamos \bar{X}_n :

$$\bar{X}_n = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i \sim N\left(\mu, \frac{\sigma_o}{\sqrt{n}}\right)$$

El estadístico $T(\vec{X}_n, \mu)$ es una variable aleatoria que es función de la muestra, \vec{X}_n , y del parámetro a estimar, μ . Asimismo, es una función continua y monótona del parámetro μ , concretamente, fijados σ_0 y \bar{X}_n , es una función lineal decreciente en μ de pendiente $-\frac{\sqrt{n}}{\sigma_0}$. Finalmente el estadístico T sigue una distribución de probabilidad, $T(\vec{X}_n, \mu) \sim P = N(0, 1)$, que no es función del parámetro a estimar μ .

Una vez comprobado que $T(\vec{X}_n, \mu)$ es una variable aleatoria bien definida para usar el método del pivotal, procedamos entonces a determinar el intervalo de confianza al $100 \cdot (1 - \alpha) \%$. Puesto que la función de distribución de probabilidad seguida por $T(\vec{X}_n, \mu) = Z \sim N(0, 1)$ es una función unimodal (un solo pico), escogemos el intervalo de confianza que es simétrico respecto al pico ne la misma (en $Z = 0$), $[z_{-\frac{\alpha}{2}}, z_{\frac{\alpha}{2}}]$. Donde, usando la simetría del intervalo, es directo que $z_{-\frac{\alpha}{2}} = -z_{\frac{\alpha}{2}}$. En terminos de la función de distribución de probabilidad:

$$P\left(-z_{\frac{\alpha}{2}} \leq \frac{\bar{X}_n - \mu}{\sigma_0} \cdot \sqrt{n} \leq z_{\frac{\alpha}{2}}\right) = P(-z_{\frac{\alpha}{2}} \leq Z \leq z_{\frac{\alpha}{2}}) = 1 - \alpha$$

Equivalentemente a este expresión, si usamos la función de probabilidad acumulada $F(Z)$ podemos hayar el extremo $z_{-\frac{\alpha}{2}}$:

$$F(Z = -z_{\frac{\alpha}{2}}) = \frac{\alpha}{2} \Leftrightarrow F^{-1}\left(\frac{\alpha}{2}\right) = -z_{\frac{\alpha}{2}} \quad (1)$$

La existencia de la función inversa F^{-1} viene garantizado por ser F una función sobreyectiva. Ahora bastaría con encontrar el valor $F^{-1}\left(\frac{\alpha}{2}\right)$ para tener determinado el Intervalo de Confianza. Si queremos pasar del valor

de $z_{\frac{\alpha}{2}}$ al de $\bar{x}_{\frac{\alpha}{2}}$ basta con deshacer el cambio lineal de variables: $\bar{x}_{\frac{\alpha}{2}} = \bar{x}_n + z_{\frac{\alpha}{2}} \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$, por lo que el intervalo de confianza queda:

$$\left[\bar{x}_n - z_{\frac{\alpha}{2}} \frac{\sigma}{\sqrt{n}}, \bar{x}_n + z_{\frac{\alpha}{2}} \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \right]$$

Ejercicio 2: A partir de una m.a.s. dada: X_1, \dots, X_n ; $X_i \sim N(\mu, \sigma^2)$ construye, usando el método pivotal, un Intervalo de Confianza a nivel $1 - \alpha$ para la media μ de una población $X \sim N(\mu, \sigma)$ cuando la varianza poblacional σ^2 es desconocida. Usa para ello el estadístico muestral $T(\vec{X}_n; S, \mu) = \frac{(\bar{X} - \mu)}{S} \cdot \sqrt{n} = Y \sim t(n - 1)$.

El estadístico $T(\vec{X}_n; S, \mu)$ es una variable aleatoria que es función de la m.a.s. \vec{X}_n , de la estimación de la desviación estandar poblacional, S , y de la media poblacional, μ . Asimismo es una función monótona de μ , concretamente monótona decreciente, puesto que es una función lineal decreciente en μ de pendiente $-\frac{\sqrt{n}}{\sigma}$. Finalmente el estadístico $T(\vec{X}_n; S, \mu)$, como variable aleatoria, sigue una distribución de probabilidad t-student con grado de libertad $n - 1$: $T(\vec{X}_n; S, \mu) = Y \sim t(n - 1)$, la cual no depende del parámetro a estimar μ .

Una vez comprobado que el estadístico $T(\vec{X}_n; S, \mu) = Y$ es una variable aleatoria bien definida para el uso del método del pivotar, procedemos a determinar el intervalo de confianza al $100 \cdot (1 - \alpha) \%$. Al igual que en el caso anterior tenemos una distribución unimodal con pico en $y = 0$, por lo que definimos el intervalo de confianza de forma simétrica: $[-y_{\frac{\alpha}{2}}, y_{\frac{\alpha}{2}}]$.

En terminos de la función de distribución de probabilidad, la probabilidad de que y esté contenido en el intervalo $[-y_{\frac{\alpha}{2}}, y_{\frac{\alpha}{2}}]$:

$$P(-y_{\frac{\alpha}{2}} \leq y \leq y_{\frac{\alpha}{2}}) = P\left(-y_{\frac{\alpha}{2}} \leq \frac{(\bar{X} - \mu)}{S} \cdot \sqrt{n} \leq y_{\frac{\alpha}{2}}\right) = 1 - \alpha$$

Equivalentemente a esta expresión, si usamos la función de probabilidad acumulada $F(Y)$ podemos hallar el extremo $y_{-\frac{\alpha}{2}}$:

$$F(Y = -y_{\frac{\alpha}{2}}) = \frac{\alpha}{2} \Leftrightarrow F^{-1}\left(\frac{\alpha}{2}\right) = -y_{\frac{\alpha}{2}} \quad (2)$$

La existencia de la función inversa F^{-1} viene garantizado por ser F una función sobreyectiva. Ahora bastaría con encontrar el valor $F^{-1}\left(\frac{\alpha}{2}\right)$ para tener determinado el Intervalo de Confianza. Si queremos pasar del valor de $y_{\frac{\alpha}{2}}$ al de $\bar{x}_{\frac{\alpha}{2}}$ basta con deshacer el cambio lineal de variables: $\bar{x}_{\frac{\alpha}{2}} = \bar{x}_n + y_{\frac{\alpha}{2}} \frac{S}{\sqrt{n}}$. El intervalo de confianza queda entonces:

$$\left[\bar{x}_n - y_{\frac{\alpha}{2}} \frac{S}{\sqrt{n}}, \bar{x}_n + y_{\frac{\alpha}{2}} \frac{S}{\sqrt{n}} \right]$$

Ejercicio 3: A partir de una m.a.s. dada: X_1, \dots, X_n ; $X_i \sim N(\mu_0, \sigma^2)$ construye, usando el método pivotal, un Intervalo de Confianza a nivel $1 - \alpha$ para la desviación estandar σ de una población $X \sim N(\mu_0, \sigma)$ cuando la media poblacional μ_0 es conocida. Usa para ello el estadístico muestral $T(\vec{X}_n, \sigma) = \frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \mu_0)^2}{\sigma^2} = \Xi \sim \chi^2(n)$.

El estadístico $T(\vec{X}_n, \sigma)$ es una variable aleatoria que es función de la m.a.s., \vec{X}_n , y del parámetro a determinar varianza poblacional, σ . Respecto a la variable σ es una función continua y monotonamente decreciente (puesto que $\sigma \in (0, \infty)$). Como variable aleatoria $T(\vec{X}_n, \sigma) = \Xi \sim \chi^2(n)$, donde χ^2 es una función independiente del parámetro a estimar: σ .

Una vez comprobado que $T(\vec{X}_n, \sigma)$ es una variable aleatoria bien definida para usar el método del pivotal. Procemos entonces a determinar el intervalo de confianza al $100 \cdot (1 - \alpha) \%$. Puesto que la función de distribución de probabilidad seguida por $T(\vec{X}_n, \sigma) = \Xi \sim \chi^2(n)$, es una distribución unimodal pero no simétrica, debemos tomar el intervalo de confianza de manera más general (no podemos suponer que ambos extremos son iguales en valor absoluto y con signos opuestos): $[\xi_{\frac{\alpha}{2}}, \xi_{1-\frac{\alpha}{2}}]$. $\xi_{\frac{\alpha}{2}}$ es el punto del espacio que deja a su izquierda una probabilidad acumulada de $\frac{\alpha}{2}$, mientras que $\xi_{1-\frac{\alpha}{2}}$ deja a su izquierda una probabilidad acumulada de $1 - \frac{\alpha}{2}$ y $\frac{\alpha}{2}$ a su derecha.

Por simplicidad en la notación llamo $\kappa = \sum_{i=1}^n (X_i - \mu_0)^2$. Bien, en términos de la función de distribución de probabilidad:

$$P\left(\xi_{\frac{\alpha}{2}} \leq \xi \leq \xi_{1-\frac{\alpha}{2}}\right) = P\left(\xi_{\frac{\alpha}{2}} \leq \frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \mu_0)^2}{\sigma^2} \leq \xi_{1-\frac{\alpha}{2}}\right) =$$

$$P\left(\xi_{\frac{\alpha}{2}} \leq \frac{\kappa}{\sigma^2} \leq \xi_{1-\frac{\alpha}{2}}\right) = 1 - \alpha$$

En términos de la probabilidad acumulada:

$$F(\xi = \xi_{\frac{\alpha}{2}}) = \frac{\alpha}{2} \Leftrightarrow F^{-1}\left(\frac{\alpha}{2}\right) = \xi_{\frac{\alpha}{2}}$$

$$F(\xi = \xi_{1-\frac{\alpha}{2}}) = 1 - \frac{\alpha}{2} \Leftrightarrow F^{-1}\left(1 - \frac{\alpha}{2}\right) = \xi_{1-\frac{\alpha}{2}}$$

Determinados los extremos del intervalo: $\xi_{\frac{\alpha}{2}}, \xi_{1-\frac{\alpha}{2}}$ podemos deshacer el cambio de variables para obtener el intervalo en unidades de σ^2 :

$$P\left(\xi_{\frac{\alpha}{2}} \leq \frac{\kappa}{\sigma^2} \leq \xi_{1-\frac{\alpha}{2}}\right) = P\left(\frac{1}{\xi_{1-\frac{\alpha}{2}}} \leq \frac{\sigma^2}{\kappa} \leq \frac{1}{\xi_{\frac{\alpha}{2}}}\right) =$$

$$= P\left(\frac{\kappa}{\xi_{1-\frac{\alpha}{2}}} \leq \sigma^2 \leq \frac{\kappa}{\xi_{\frac{\alpha}{2}}}\right)$$

Por lo que el intervalo queda: $\left[\frac{\kappa}{\xi_{1-\frac{\alpha}{2}}}, \frac{\kappa}{\xi_{\frac{\alpha}{2}}}\right]$.

Ejercicio 4: A partir de una m.a.s. dada: X_1, \dots, X_n ; $X_i \sim N(\mu, \sigma^2)$ construye, usando el método pivotal, un Intervalo de Confianza a nivel $1 - \alpha$ para la desviación estándar σ de una población $X \sim N(\mu, \sigma)$ cuando la media poblacional μ es desconocida. Usa para ello el estadístico muestral $T(\sigma, S) = \frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} = w \sim \chi^2(n-1)$.

El estadístico $T(\sigma, S)$ es una variable aleatoria que es función de la varianza muestral, S , y del parámetro a determinar varianza poblacional, σ . Respecto a la variable σ es una función continua y monotonamente decreciente (puesto que $\sigma \in (0, \infty)$). Como variable aleatoria $T \sim \chi^2(n-1)$, donde χ^2 es una función independiente del parámetro a estimar: σ .

Una vez comprobado que $T(\sigma, S)$ es una variable aleatoria bien definida para usar el método del pivotal, procedamos entonces a determinar el intervalo de confianza al $100 \cdot (1 - \alpha) \%$. Puesto que la función de distribución de probabilidad seguida por $T = w \sim \chi^2(n-1)$ es unimodal pero no es simétrica, debemos tomar el intervalo, de manera general: $[w_{\frac{\alpha}{2}}, w_{1-\frac{\alpha}{2}}]$. $w_{\frac{\alpha}{2}}$ es el punto del espacio que deja a su izquierda una probabilidad acumulada de $\frac{\alpha}{2}$, mientras que $w_{1-\frac{\alpha}{2}}$ deja a su izquierda una probabilidad acumulada de $1 - \frac{\alpha}{2}$ y $\frac{\alpha}{2}$ a su derecha.

$$P\left(w_{\frac{\alpha}{2}} \leq w \leq w_{1-\frac{\alpha}{2}}\right) = P\left(w_{\frac{\alpha}{2}} \leq \frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} \leq w_{1-\frac{\alpha}{2}}\right) = 1 - \alpha \quad (3)$$

En termino de la función de probabilidad acumulada:

$$F(W = w_{\frac{\alpha}{2}}) = \frac{\alpha}{2} \Leftrightarrow F^{-1}\left(\frac{\alpha}{2}\right) = w_{\frac{\alpha}{2}}$$

$$F(W = w_{1-\frac{\alpha}{2}}) = 1 - \frac{\alpha}{2} \Leftrightarrow F^{-1}\left(1 - \frac{\alpha}{2}\right) = w_{1-\frac{\alpha}{2}}$$

Determinados los extremos del intervalo, $w_{\frac{\alpha}{2}}, w_{1-\frac{\alpha}{2}}$, podemos deshacer el cambio de variables para obtener el intervalo en unidades de σ^2 :

$$P\left(w_{\frac{\alpha}{2}} \leq \frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} \leq w_{1-\frac{\alpha}{2}}\right) = P\left(\frac{1}{w_{1-\frac{\alpha}{2}}} \leq \frac{\sigma^2}{(n-1)S^2} \leq \frac{1}{w_{\frac{\alpha}{2}}}\right) =$$

$$= P\left(\frac{(n-1) \cdot S^2}{w_{1-\frac{\alpha}{2}}} \leq \sigma^2 \leq \frac{(n-1) \cdot S^2}{w_{\frac{\alpha}{2}}}\right)$$

Por lo que el intervalo queda: $\left[\frac{(n-1) \cdot S^2}{w_{1-\frac{\alpha}{2}}}, \frac{(n-1) \cdot S^2}{w_{\frac{\alpha}{2}}}\right]$.