

EJERCICIO 1. La distribución gamma es una familia de distribuciones continuas, de dos parámetros α y β , cuya pdf es

$$f(x|\alpha, \beta) = \frac{1}{\Gamma(\alpha)\beta^\alpha} x^{\alpha-1} e^{-x/\beta}, \quad 0 < x < \infty, \alpha > 0, \beta > 0. \quad (1)$$

El parámetro α se llama *parámetro de forma*, porque tiene influencia sobre el máximo de la distribución, mientras que el parámetro β se llama *parámetro de escala*, ya que su mayor influencia recae en la extensión de la distribución.

(a) Demuestre si $X \sim \Gamma(\alpha, \beta)$, el valor esperado es $E(X) = \alpha\beta$ y la varianza es $Var(X) = \alpha\beta^2$.

(b) Demuestre que el estimador máximo verosímil (MLE) de β para la distribución gamma es $\hat{\beta} = \bar{X}/\alpha$. Se asumirá que α es conocido.

(c) Si se asume que tanto α como β son desconocidos, no hay una fórmula explícita para los MLE de α y β . En este caso el máximo se puede reducir a un problema univariado utilizando el resultado de la parte (b) y luego resolver numéricamente. Escriba un programa para calcular los MLEs de α y β dados los siguientes datos:

22.0, 23.9, 20.9, 23.8, 25.0, 24.0, 21.7, 23.8, 22.8, 23.1, 23.1, 23.5, 23.0, 23.0

Si su resultado numérico es correcto, debería obtener los valores numéricos $(\hat{\alpha}, \hat{\beta}) = (514.219, 0.0450)$.

Nota. Estos datos corresponden al largo (en milímetros) de una muestra de huevos de aves de la familia Cuculidae.

EJERCICIO 2. En este ejercicio vemos algunas propiedades elementales de la *distribución chi-cuadrado* con p grados de libertad. Esta distribución es una sub-familia de la distribución gamma, que se obtiene de la Ec. (1) haciendo $\alpha = p/2$ con p entero y $\beta = 2$. Se denota χ_p^2 y su pdf está dada por:

$$f(x) = \frac{1}{\Gamma(p/2)2^{p/2}} x^{p/2-1} e^{-x/2}, \quad 0 < x < \infty.$$

(a) Calcule el valor esperado y la varianza de la distribución chi cuadrado.

(b) Si $Z \sim \mathcal{N}(0, 1)$, entonces $Z^2 \sim \chi_1^2$. Es decir, el cuadrado de una distribución normal estándar tiene distribución chi-cuadrado.

(c) (*Opcional*) Si X_1, \dots, X_n son v.a. iid tales que $X_i \sim \chi_{p_i}^2$, entonces

$$X_1 + \dots + X_n \sim \chi_{p_1 + \dots + p_n}^2.$$

Es decir, v.a. chi-cuadrado independientes se distribuyen según una chi-cuadrado, y los grados de libertad también son aditivos.

EJERCICIO 3. Si X_1, \dots, X_n es una muestra aleatoria de una distribución normal $\mathcal{N}(\mu, \sigma^2)$, y si $\bar{X} = (1/n) \sum_{i=1}^n X_i$ y $S^2 = [1/(n-1)] \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2$, la cantidad

$$(X - \mu)/(S/\sqrt{n})$$

tiene una *distribución t de Student* con $n - 1$ grados de libertad.

De manera equivalente, una v.a. X tiene una distribución *t* de Student con p grados de libertad, y escribimos $X \sim t_p$, si su pdf es

$$f(t|p) = \frac{\Gamma\left(\frac{p+1}{2}\right)}{\Gamma\left(\frac{p}{2}\right)} \frac{1}{(p\pi)^{1/2}} \frac{1}{(1+t^2/p)^{(p+1)/2}}, \quad -\infty < t < \infty.$$

Sea X una v.a. distribución *t* de Student con p grados de libertad.

- (a) Calcule la media y la varianza de X .
- (b) Demuestre que X^2 tiene una distribución *F* con 1 y p grados de libertad.
- (c) Si $f(x|p)$ es la pdf de X , demuestre que

$$\lim_{p \rightarrow \infty} f(x|p) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-x^2/2}, \quad -\infty < x < \infty$$

Este resultado sugiere –correctamente– que a medida que $p \rightarrow \infty$, X converge a una v.a. $\mathcal{N}(0, 1)$.

Sugerencia: utilice la fórmula de Stirling.

- (d) Utilice los resultados de las partes (a) y (b) para justificar que, a medida que $p \rightarrow \infty$, X^2 converge a una v.a. con distribución chi-cuadrado χ_1^2 .

EJERCICIO 4. Sea X_1, \dots, X_n una muestra aleatoria de una población con distribución binomial $\text{Bin}(k, p)$, donde p es conocido y k es desconocido. Por ejemplo, lanzamos una moneda que sabemos que no está cargada y observamos x_i caras, pero desconocemos cuántas veces la moneda fue lanzada. Recuerde que la función de verosimilitud en este caso es

$$L(k|x, p) = \prod_{i=1}^n \binom{k}{x_i} p^{x_i} (1-p)^{k-x_i}.$$

- (a) Demuestre que el MLE es un número $\hat{k} \in \mathbb{Z}$ que satisface las desigualdades

$$(k(1-p))^n \geq \prod_{i=1}^n (k-x_i), \quad ((k+1)(1-p))^n < \prod_{i=1}^n (k+1-x_i),$$

y además es el mayor entero menor o igual a $1/\hat{z}$, donde \hat{z} se define como aquél valor de z que es solución de la ecuación

$$(1 - p)^n = \prod_{i=1}^n (1 - x_i z).$$

(b) Calcule \hat{k} utilizando la parte anterior si $p = 1/2$, $n = 4$, y $X_1 = 0$, $X_2 = 20$, $X_3 = 1$ y $X_4 = 19$.

EJERCICIO 5. Sean X_1, X_2, \dots, X_n variables aleatorias iid con distribución normal $\mathcal{N}(\theta, \sigma^2)$, con θ y σ^2 desconocidos. Utilizando el método de maximizaciones sucesivas demuestre que los estimadores de máxima verosimilitud correspondientes son \bar{X} y $n^{-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2$.

Sugerencia. El siguiente resultado puede resultar útil. Sean x_1, \dots, x_n un conjunto de números y sea \bar{x} su media. Entonces $\min_{a \in \mathbb{R}} \sum_{i=1}^n (x_i - a)^2 = \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2$.

EJERCICIO 6. En este ejercicio estudiamos los estimadores Bayesianos de la distribución normal. Sea X_1, \dots, X_n una muestra aleatoria de una población con distribución $\mathcal{N}(\theta, \sigma^2)$, y supongamos que la distribución a priori para θ es una normal $\mathcal{N}(\mu, \tau^2)$. Se asumirá que σ^2 , μ y τ^2 son todos conocidos.

- (a) Encuentre la pdf conjunta de \bar{X} y de θ .
- (b) Pruebe que $m(\bar{x}|\sigma^2, \mu, \tau^2)$, la distribución marginal de \bar{X} , es $\mathcal{N}(\mu, (\sigma^2/n) + \tau^2)$.
- (c) Pruebe que $\pi(\theta|\bar{x}, \sigma^2, \mu, \tau^2)$, la distribución a posteriori de θ , es normal de media y varianza

$$E(\theta|x) = \frac{\tau^2}{\tau^2 + \sigma^2} x + \frac{\sigma^2}{\sigma^2 + \tau^2} \mu, \quad \text{Var}(\theta|x) = \frac{\sigma^2 \tau^2}{\tau^2 + \sigma^2}.$$

- (d) Interprete estos resultados.

EJERCICIO 7. En este ejercicio estudiamos el error cuadrático medio o *mean squared error* (MSE) del estimador Bayesiano de una binomial. Sean X_1, \dots, X_n iid con distribución Bernoulli(p).

- (a) Demuestre que el estimador Bayesiano de la probabilidad de suceso es

$$\hat{p}_B = \frac{Y + \alpha}{\alpha + \beta + n}.$$

- (b) Calcule el MSE de dicho estimador Bayesiano.
- (c) Demuestre que la elección $\alpha = \beta = \sqrt{n/4}$ da un MSE constante para \hat{p}_B .