## Métodos Estadísticos Tarea II

Rubén Pérez Palacios Lic. Computación Matemática Profesora: Dra. Eloísa Díaz Francés Murguía

21 de marzo de 2021

## **Problemas**

## Preguntas comunes para todos los alumnos para hacer en la casa:

1. Si X tiene una distribución  $F(x;\theta,\sigma)$  que pertenece a la familia de localización y escala con  $\theta$  parametro de localización y  $\sigma$  de escala, entonces da una expresión para el cuantil  $Q_{\alpha}$  en términos de los parametros  $(\theta,\sigma)$ , aprovechando la relación que guardan F y G, donde G es la distribución del miembro estándar de esta familia. El miembro G corresponde al caso  $\theta=0$  y  $\sigma=1$ ,

$$F(x; \theta, \sigma) = G\left(\frac{x - \theta}{\sigma}\right).$$

Recuérdese que como X es variable aletoria contínua, la función de cuantiles es simplemente la inversa de la distribución,

$$Q_{\alpha} = Q(\alpha) = F_X^{-1}(\alpha).$$

Notar que la definición de un cuantil  $Q_{\alpha}$  es el valor donde se acumula una probabilidad  $\alpha$ , de manera que

$$F_X(Q_\alpha; \theta, \alpha) = P[X \le Q_\alpha] = \alpha.$$

Bajo estas consideraciones, el parámetro  $\theta$  resulta ser él mismo un cuantil de cierta probabilidad. Indica cuál es esta probabilidad.

Solución 1 – Primero veamos que por la relación que quardan F y G se cumple que

$$F^{-1}(x) = G^{-1}(x)\sigma + \theta,$$

por lo que

$$Q_{\alpha} = F^{-1}(\alpha) = G^{-1}(\alpha)\sigma + \theta.$$

Ahora por esta misma relación tenemos que

$$F(\theta; \theta, \sigma) = G\left(\frac{\theta - \theta}{\sigma}\right) = G(0)$$

2. Considera una variable T Student con 9 grados de libertad. Da el valor del cuantil b>0 tal que  $P[-b \le T \le b] = 0,90$ . Da un par de valores (a,c) con  $a \ne -c$  tales que  $P[a \le T \le c] = 0,90$  y muestra que |c-a| > 2b. Nota que el intervalo más corto con probabilidad 0,90 tiene la propiedad de que en sus extremos la función de densidad t de student tiene la misma altura. Es decir se obtiene al hacer un corte horizontal a la función de densidad.

Solución 2 — Se anexa a la entrega de esta tarea un script de R en el cual se calculan los siguientes datos obtenidos, a travez de una busqueda binaria.

$$b = -1.833112933, a = -2, c = 1.699484154.$$

De donde

$$|c-a| = 3,699484154 \ge -3,666225865 = 2b.$$

3. Si X es una F(a,b) de Fisher demuestra que  $Y=\frac{1}{X}$  se distribuye como una F de Fisher con sus grados de libertad (b,a).

Demostración. El teorema del cambio de variable nos dice que si Y = g(X) = 1/x entonces

$$f_Y(y) = f_X(g^{-1}(y)) \left| \frac{\mathrm{d}g^{-1}(y)}{\mathrm{d}y} \right|,$$

al ser el soporte de una Fisher  $(0, \infty)$  obtenemos

$$f_Y(y) = f_X\left(\frac{1}{y}\right)\frac{1}{y^2}.$$

Recordemos que la distribución de una vairable F de Fisher es la siguiente

$$f_X(x) = \frac{1}{B(\frac{a}{2}, \frac{b}{2})} \left(\frac{a}{b}\right)^{\frac{a}{2}} x^{\frac{a}{2}-1} \left(1 + \frac{a}{b}x\right)^{-\frac{a+b}{2}}.$$

remplazando en nuestra ecuación anterior obtenemos

$$f_Y(y) = \frac{1}{B\left(\frac{a}{2}, \frac{b}{2}\right)} \left(\frac{a}{b}\right)^{\frac{a}{2}} \left(\frac{1}{y}\right)^{\frac{a}{2}-1} \left(1 + \frac{a}{b}\left(\frac{1}{y}\right)\right)^{-\frac{a+b}{2}} \frac{1}{y^2},$$

puesto que la función Beta es simétrica tenemos que

$$f_Y(y) = \frac{1}{B\left(\frac{b}{2}, \frac{a}{2}\right)} \left(\frac{a}{b}\right)^{\frac{a}{2} - 1} \left(\frac{1}{y}\right)^{\frac{a}{2} - 1} \left(1 + \frac{a}{b}\left(\frac{1}{y}\right)\right)^{-\frac{a + b}{2}} \frac{1}{y^2},$$

factorizando y haciendo uso de las leyes de exponentes obtenemos

$$f_Y(y) = \frac{1}{B\left(\frac{b}{2}, \frac{a}{2}\right)} \left(\frac{b}{a}y\right)^{\frac{a}{2}} \left(1 + \frac{b}{a}y\right)^{-\frac{a+b}{2}} \frac{1}{y},$$

por lo tanto

$$f_Y(y) = \frac{1}{B(\frac{b}{2}, \frac{a}{2})} \left(\frac{b}{a}\right)^{\frac{a}{2}} y^{\frac{a}{2} - 1} \left(1 + \frac{b}{a}y\right)^{-\frac{a+b}{2}},$$

la cual es la función de densidad de una F de Fisher con sus grados de libertad (b, a), por lo tanto concluimos que Y se distribuye como F de Fisher con grados de libertad (b, a).

4. Usa la función generadora de momentos M(t) como se sugiere en la sección 4.7 del Hogg y Craig (1978) para mostrar cómo se distribuye la suma  $T = \sum_{i=1}^{n} X_i$  de n variables aleatorias independientes  $X_1, \dots, X_n$  idénticamente distribuidas como exponenciales con parámetro de escala  $\beta$ . Indica cual es la distribución de la cantidad pivotal  $\frac{T}{\beta}$ .

No se como hacerlo:'(

## Preguntas para discutir dentro de los equipos

1. Demuestra si la variable exponencial con tiempo de vida garantizado  $\alpha>0$  y párametro de escala  $\theta$  cuya densidad es

$$f(x; \alpha, \theta) = \frac{1}{\theta} \exp \left[ -\frac{(x - \alpha)}{\theta} \right] \mathbb{1}_{[\alpha, \infty)}(x),$$

pertenece a la familia de localización y escala, o no. Di si pertenece a la familia exponencial de distribuciones. Nota que el soporte de la variable X es desde  $\alpha > 0$  hasta infinito; es decir  $X > \alpha > 0$ .

Puesto que el soporte es desconocido entonces la variable exponencial no pertenece a la familia de localización y escala.

2. Si X se distribuye como Gama con parametros  $\alpha, \beta,$  ¿cómo se distribuye Y = aX con a una constante positiva?

Por el teorema de cambio de variable tenemos que

$$f_Y(y) = f_{aX}(y) = \frac{f_X\left(\frac{y}{a}\right)}{a},$$

como X se distribuye como Gama esto es

$$f_Y(y) = \frac{\frac{\beta^{\alpha} \left(\frac{y}{a}\right)^{\alpha - 1} e^{-\beta \left(\frac{y}{a}\right)}}{\Gamma(\alpha)}}{a} = \frac{\left(\frac{\beta}{\alpha}\right)^{\alpha} \left(y\right)^{\alpha - 1} e^{-\left(\frac{\beta}{a}\right)y}}{\Gamma(\alpha)},$$

al tener Y una función de densidad Gamma con parámetros  $\alpha$  y  $\frac{\beta}{a}$  concluimos que Y se distribuye Gamma con parámetros  $\alpha$  y  $\frac{\beta}{a}$ .

3. Se tienen k variables aleatorias normales independientes  $X_1, \dots, X_k$  donde  $X_i$  tiene media  $\mu_i$  y varianza  $\sigma^2$ . Indica como se distribuye la suma  $T = \sum_{i=1}^n Z_i$  de las k variables asociadas

$$Z_i = \left(\frac{X_i - \mu_i}{\sigma}\right)^2$$
, para  $i = 1, \dots, n$ .

Primero recordemos que si Z se distribuye  $N(\mu,\sigma)$  entonces aZ+b se distribuye  $N(a\mu+b,|a|\sigma)$  por lo que  $\frac{X_i-\mu_i}{\sigma}$  se distribuye normal estándar, y por definición  $\sum_{i=1}^n \left(\frac{X_i-\mu_i}{\sigma}\right)^2$  se distribuye como chi-cuadrada.

4. Considera la variable aleatoria Z Cauchy de parámetros  $(\theta, \sigma)$  y demuestra que pertenece a la familia de localización y escala. Sabiendo que una variable Cauchy (0,1) se genera como la razón de dos variables normales estándar X/Y entonces di cómo es que puedes simular realizaciones de Z, a partir de números aleatorios normales estándar.

Para generar realizaciones de Z solo basta con generar dos realizaciones x y y con distribución normal estandar y entonces x/y será una realización de Z.

Ahora veamos que la distribución Cauchy pertenece a la familia de Localización y Escala

Demostración. Recordemos que la función de distribución de Z es

$$f(x; \theta, \sigma) = \frac{1}{\pi \sigma \left[1 + \left(\frac{x-\theta}{\sigma}\right)^2\right]} \mathbb{1}_{(-\infty, \infty)}(x).$$

Podemos ver que su soporte no depende de parámetros desconocidos. Ahora veamos que podemos reexpresar a la densidad como

$$f(x;\theta,\sigma) = \left(\frac{1}{\sigma}\right) \frac{1}{\pi \left[1 + \left(\frac{x-\theta}{\sigma}\right)^2\right]} \mathbb{1}_{(-\infty,\infty)}(x) = \frac{1}{\sigma} f_0\left(\frac{x-\theta}{\sigma}\right),$$

donde

$$f_0(x) = \frac{1}{\pi (1 + x^2)}.$$

Ahora si  $Y = \frac{X-\theta}{\sigma}$  por el Teorema de Cambio de Variable con  $g(x) = \frac{x-\theta}{\sigma}$  vemos que la densidad de Y es  $f_0(x)$  la cual no depende de parametros desconocidos, por lo tanto concluioms que la distirbución Cauchy pertenece a la familia de localización y escala.