

**Curso** : Probabilidad y Estadística  
**Sigla** : EYP1113-1  
**Pauta** : I2  
**Profesor** : Ricardo Olea  
**Ayudante** : Claudia Ortega.

1. (20 %) Sean  $Y_1, Y_2$  e  $Y_3$  variables aleatorias independientes con  $E(Y_i) = 0$  y  $\text{Var}(Y_i) = 1$  para  $i = 1, 2$  y  $3$ . Defina las siguientes variables aleatorias:

$$X_1 = \frac{Y_1}{\sqrt{1-\phi^2}}, \quad X_2 = \phi X_1 + Y_2, \quad X_3 = \phi X_2 + Y_3,$$

donde  $|\phi| < 1$ .

- (a) (10 %) Determine el valor esperado de  $X_i$ , para  $i = 1, 2$  y  $3$ .  
(b) (10 %) Calcule  $\text{Cov}(X_i, X_j)$ , para todo  $i, j \in \{1, 2, 3\}$ .

**Solución**

- (a) A partir del enunciado se deduce que:

$$\begin{aligned} X_1 &= \frac{1}{\sqrt{1-\phi^2}} Y_1 \\ X_2 &= \frac{\phi}{\sqrt{1-\phi^2}} Y_1 + Y_2 \quad [2\%] \\ X_3 &= \frac{\phi^2}{\sqrt{1-\phi^2}} Y_1 + \phi Y_2 + Y_3 \quad [2\%] \end{aligned}$$

Como la esperanza es un operador lineal tenemos que:

$$\begin{aligned} E(X_1) &= \frac{1}{\sqrt{1-\phi^2}} E(Y_1) = 0 \quad [2\%] \\ E(X_2) &= \frac{\phi}{\sqrt{1-\phi^2}} E(Y_1) + E(Y_2) = 0 \quad [2\%] \\ E(X_3) &= \frac{\phi^2}{\sqrt{1-\phi^2}} E(Y_1) + \phi E(Y_2) + E(Y_3) = 0 \quad [2\%] \end{aligned}$$

(b) Por independencia entre  $Y_1$ ,  $Y_2$  e  $Y_3$  [1 %] se tiene que las covarianzas pedidas son:

$$\text{Cov}(X_1, X_1) = \text{Cov}\left(\frac{1}{\sqrt{1-\phi^2}} Y_1, \frac{1}{\sqrt{1-\phi^2}} Y_1\right) = \frac{1}{1-\phi^2} \quad [1 \ %]$$

$$\text{Cov}(X_1, X_2) = \text{Cov}\left(\frac{1}{\sqrt{1-\phi^2}} Y_1, \frac{\phi}{\sqrt{1-\phi^2}} Y_1 + Y_2\right) = \frac{\phi}{1-\phi^2} \quad [1 \ %]$$

$$\text{Cov}(X_1, X_3) = \text{Cov}\left(\frac{1}{\sqrt{1-\phi^2}} Y_1, \frac{\phi^2}{\sqrt{1-\phi^2}} Y_1 + \phi Y_2 + Y_3\right) = \frac{\phi^2}{1-\phi^2} \quad [1 \ %]$$

$$\text{Cov}(X_2, X_2) = \text{Cov}\left(\frac{\phi}{\sqrt{1-\phi^2}} Y_1 + Y_2, \frac{\phi}{\sqrt{1-\phi^2}} Y_1 + Y_2\right) = \frac{\phi^2}{1-\phi^2} + 1 \quad [2 \ %]$$

$$\text{Cov}(X_2, X_3) = \text{Cov}\left(\frac{\phi}{\sqrt{1-\phi^2}} Y_1 + Y_2, \frac{\phi^2}{\sqrt{1-\phi^2}} Y_1 + \phi Y_2 + Y_3\right) = \frac{\phi^3}{1-\phi^2} + \phi \quad [2 \ %]$$

$$\text{Cov}(X_3, X_3) = \text{Cov}\left(\frac{\phi^2}{\sqrt{1-\phi^2}} Y_1 + \phi Y_2 + Y_3, \frac{\phi^2}{\sqrt{1-\phi^2}} Y_1 + \phi Y_2 + Y_3\right) = \frac{\phi^4}{1-\phi^2} + \phi^2 + 1 \quad [2 \ %]$$

2. (30 %) Mucho se ha dicho con respecto a las implicancias producidas por la implementación del Transantiago. Con el objetivo de realizar un análisis más profundo, usted entrevista a 25 personas, con respecto a la carga de la Bip! y el número de trayectos realizados (Combinaciones de viajes en un sentido: Alimentadores, Troncales y/o Metro) durante un mes.

|                | Carga Mensual (M\$) | Total Trayectos Mensuales |
|----------------|---------------------|---------------------------|
| Promedio       | 45                  | 110                       |
| Desv. Estándar | 16                  | 48                        |

- (a) (15 %) ¿Existe evidencia que permita afirmar que la carga media es superior a M\$40? Asuma Normalidad de los datos. (Use  $\alpha = 5\%$ )
- (b) (15 %) Determine el mínimo valor de significancia (o un rango donde se encuentra) para el cual es posible afirmar que el costo mensual medio por viaje es inferior a M\$0.430 (\$430 pesos). Puede utilizar una aproximación de primer orden para determinar una expresión para el valor esperado y varianza teórica del costo mensual. Puede utilizar la información muestral que se entrega para obtener una estimación del costo medio y su varianza. Por simplicidad asuma que los costos mensuales tienen distribución normal y que existe independencia entre la carga y el trayecto mensual de cada individuo.

### Solución

Definamos las variables  $X_1$ : Carga mensual Bip! y  $X_2$ : Total trayectos en un mes.

- (a) Asumiendo Normalidad tenemos que

$$X_{1i} \stackrel{\text{iid}}{\sim} \text{Normal}(\mu_{X_1}, \sigma_{X_1}), \quad i = 1, \dots, 25 \quad [2\%]$$

Se desea contratar las siguientes hipótesis

$$H_0 : \mu_{X_1} = 40 \quad \text{vs} \quad H_a : \mu_{X_1} > 40 \quad [3\%]$$

Bajo la hipótesis nula tenemos que el estadístico de prueba

$$T = \frac{\bar{X}_1 - 40}{S_{X_1}/\sqrt{25}} \sim t(25 - 1) \quad [2\%]$$

Valores grandes de  $T$  apoyan fuertemente  $H_a$ . Para un nivel de significancia  $\alpha = 5\%$  rechazamos  $H_0$  si

$$T > t_{1-0.05, 25-1} \quad [3\%]$$

Reemplazando tenemos que

$$T = \frac{45 - 40}{16/\sqrt{25}} = 1.5625 < 1.711 = t_{0.95, 24} \quad [3\%]$$

Por lo tanto, no existe suficiente evidencia para rechazar la hipótesis que la carga media es igual o inferior a M\$40. [2 %]

- (b) Definamos el costo mensual como  $Y = \frac{X_1}{X_2}$ .

Como se permite asumir normalidad de los costos, tenemos que

$$Y_1, \dots, Y_{25} \stackrel{\text{iid}}{\sim} \text{Normal}(\mu_Y, \sigma_Y)$$

Las hipótesis a contrastar son:

$$H_0 : \mu_Y = 0.430 \quad \text{vs} \quad H_a : \mu_Y < 0.430 \quad [2\%]$$

Bajo la hipótesis nula tenemos que el estadístico de prueba

$$T = \frac{\bar{Y} - 0.430}{S_Y / \sqrt{25}} \sim t(25 - 1) \quad [2 \%]$$

donde  $\bar{Y} = \hat{\mu}_Y$  y  $S_Y = \hat{\sigma}_Y$  son estimaciones del valor esperado y desviación estándar respectivamente.

A partir de una aproximación de primer orden tenemos que

$$\begin{aligned} E(Y) = \mu_Y &\approx \frac{\mu_{X_1}}{\mu_{X_2}} \quad [2 \%] \\ \text{Var}(Y) = \sigma_Y^2 &\approx \sigma_{X_1}^2 \cdot \left[ \frac{1}{\mu_{X_2}} \right]^2 + \sigma_{X_2}^2 \cdot \left[ -\frac{\mu_{X_1}}{\mu_{X_2}^2} \right]^2 \quad [2 \%] \end{aligned}$$

Reemplazando con los valores estimados para  $\mu_{X_1}$ ,  $\mu_{X_2}$ ,  $\sigma_{X_1}$  y  $\sigma_{X_2}$  tenemos que

$$\hat{\mu}_Y \approx 0.409, \quad [2 \%] \quad \hat{\sigma}_Y^2 \approx 0.053 \quad [2 \%]$$

Por lo tanto como

$$T \approx \frac{0.409 - 0.430}{\sqrt{0.053}/\sqrt{25}} = -0.4560909 \quad [1 \%]$$

Esto implica que

$$\text{valor-p} > 10 \% \quad [2 \%]$$

3. (25 %) La DARA está interesada en realizar un estudio sobre el rendimiento de los alumnos. Las metodologías que pretende usar en el análisis requieren que los PPA de los alumnos distribuyan normal o bien lognormal, pues de lo contrario no podrá hacer inferencia acerca de ciertos temas. Se tiene que la varianza histórica del PPA de los alumnos PUC es de  $(1.2)^2$ , mientras que la media muestral obtenida para PPA fue 4.8. En base a la siguiente información:

| PPA           | Frecuencia |
|---------------|------------|
| $\leq 4.5$    | 20         |
| $(4.5 - 5.5]$ | 25         |
| $(5.5 - 6.5]$ | 19         |
| $> 6.5$       | 6          |

¿Hasta qué nivel de significancia aproximado usted le indicaría a la DARA que es razonable el supuesto de normalidad y lognormal respectivamente?

### Solución:

Test de Bondad de Ajuste  $\chi^2$  para una distribución Normal y LogNormal.

Sean las siguientes hipótesis:

$$H_0 : \text{Datos} \sim \text{Normal} \quad \text{vs.} \quad H_a : \text{Datos} \not\sim \text{Normal} \quad [1 \, \%] \quad (1)$$

$$H_0 : \text{Datos} \sim \text{LogNormal} \quad \text{vs.} \quad H_a : \text{Datos} \not\sim \text{LogNormal} \quad [1 \, \%] \quad (2)$$

Para (1) tenemos que

$$\mu = 4.8, \quad [1 \, \%] \quad \sigma = 1.2 \quad [1 \, \%]$$

Mientras que para (2)

$$\xi = \sqrt{\ln \left( 1 + \left[ \frac{1.2}{4.8} \right]^2 \right)} = 0.2462207, \quad [1 \, \%] \quad \lambda = \ln 4.8 - \frac{1}{2} \cdot 0.2462207 = 1.5383036 \quad [1 \, \%]$$

La siguiente tabla muestra los valores observados y esperados según las distribuciones propuestas:

| PPA           | Frecuencia Observada<br>( $O_i$ ) | Probabilidad Teórica |           | Frecuencia Esperada ( $E_i$ ) |           | $(O_i - E_i)^2 / E_i$ |           |
|---------------|-----------------------------------|----------------------|-----------|-------------------------------|-----------|-----------------------|-----------|
|               |                                   | Normal               | LogNormal | Normal                        | LogNormal | Normal                | LogNormal |
| $\leq 4.5$    | 20                                | 0,4013               | 0,4447    | 28,0906                       | 31,1306   | 3,2729                | 6,1945    |
| $(4.5 - 5.5]$ | 25                                | 0,3189               | 0,3058    | 22,3210                       | 21,4029   | 0,2871                | 0,5176    |
| $(5.5 - 6.5]$ | 19                                | 0,2015               | 0,1617    | 14,1081                       | 11,3210   | 1,2595                | 3,1036    |
| $> 6.5$       | 6                                 | 0,0783               | 0,0878    | 5,4803                        | 6,1455    | 0,0450                | 0,0035    |
| Total         | 70                                | 1,0000               | 1,0000    | 70,0000                       | 70,0000   | 4,8645                | 9,8192    |
|               |                                   | [2 %]                | [2 %]     | [2 %]                         | [2 %]     | [2 %]                 | [2 %]     |

En ambos casos los parámetros provienen de solo una estimación. Luego, el estadístico de prueba

$$X^2 = \sum_{i=1}^4 \frac{(O_i - E_i)^2}{E_i} \text{ se compara con un valor } \chi^2(\nu), \text{ con } \nu = (k - 1) - 1 = 2. \quad [2 \, \%]$$

Se rechaza  $H_0$  si  $X^2 > \chi^2_{1-\alpha}(2)$ .

- Caso 1:  $\chi^2_{0.90}(2) = 4.61 < 4.8645 < 5.99 = \chi^2_{0.95}(2) \Rightarrow 5 \, \% < \text{valor-p} < 10 \, \% \quad [2 \, \%]$
- Caso 2:  $\chi^2_{0.99}(2) = 9.21 < 9.8192 < 10.60 = \chi^2_{0.995}(2) \Rightarrow 0.5 \, \% < \text{valor-p} < 1 \, \% \quad [2 \, \%]$

Como solo se tiene un rango donde de encuentran los valores-p. Entonces solo podemos afirmar que para  $\alpha$  mayor a 10 % en el caso normal y mayor a un 1 % en el caso Log Normal las distribuciones propuestas serían rechazadas. [1 %]

4. (25 %) Se realizan mediciones de la velocidad media de vehículos en  $n$  tramos de una vía expresa. Se asumen que las mediciones  $X_i$  son independientes con distribución Normal( $\mu_i, \sigma$ ). Se postula que  $\mu_i = \mu \theta_i$ , donde  $\theta_i$  representa el ángulo del peralte en el tramo correspondiente a la medición.

- (a) (15 %) Determine un intervalo de confianza al  $(1 - \alpha) \cdot 100\%$  para  $\mu$ , asumiendo  $\sigma$  conocido.  
 (b) (10 %) Determine el tamaño muestral  $n$  para un nivel confianza del 95 % para que la estimación de  $\mu$  tenga un error de  $\pm \delta$ .

### Solución

- (a) Tenemos que  $X_1, \dots, X_n$  son variables aleatorias independientes con distribución Normal con varianza  $\sigma^2$  y valor esperado  $\mu \theta_i$ , para  $i = 1, \dots, n$ . Esto implica que

$$\bar{X}_n \sim \text{Normal}\left(\frac{\mu}{n} \sum_{i=1}^n \theta_i, \frac{\sigma}{\sqrt{n}}\right) \quad [2\%]$$

Sea

$$Z = \frac{\bar{X}_n - \frac{\mu}{n} \sum_{i=1}^n \theta_i}{\sigma/\sqrt{n}} \sim \text{Normal}(0, 1) \quad [2\%]$$

Entonces

$$\begin{aligned} P(k_{\alpha/2} \leq Z \leq k_{1-\alpha/2}) &= 1 - \alpha \quad [2\%] \\ \Rightarrow P\left(k_{\alpha/2} \leq \frac{\bar{X}_n - \frac{\mu}{n} \sum_{i=1}^n \theta_i}{\sigma/\sqrt{n}} \leq k_{1-\alpha/2}\right) &= 1 - \alpha \quad [2\%] \\ \Rightarrow P\left(\frac{\sigma}{\sqrt{n}} k_{\alpha/2} \leq \bar{X}_n - \frac{\mu}{n} \sum_{i=1}^n \theta_i \leq \frac{\sigma}{\sqrt{n}} k_{1-\alpha/2}\right) &= 1 - \alpha \quad [2\%] \\ \Rightarrow P\left(-\frac{\sigma}{\sqrt{n}} k_{1-\alpha/2} \leq \frac{\mu}{n} \sum_{i=1}^n \theta_i - \bar{X}_n \leq -\frac{\sigma}{\sqrt{n}} k_{\alpha/2}\right) &= 1 - \alpha \quad [1\%] \\ \Rightarrow P\left(\bar{X}_n - \frac{\sigma}{\sqrt{n}} k_{1-\alpha/2} \leq \frac{\mu}{n} \sum_{i=1}^n \theta_i \leq \bar{X}_n - \frac{\sigma}{\sqrt{n}} k_{\alpha/2}\right) &= 1 - \alpha \quad [1\%] \\ \Rightarrow P\left(\frac{\sum_{i=1}^n X_i}{\sum_{i=1}^n \theta_i} - \frac{\sqrt{n} \sigma}{\sum_{i=1}^n \theta_i} k_{1-\alpha/2} \leq \mu \leq \frac{\sum_{i=1}^n X_i}{\sum_{i=1}^n \theta_i} + \frac{\sqrt{n} \sigma}{\sum_{i=1}^n \theta_i} k_{1-\alpha/2}\right) &= 1 - \alpha \quad [1\%] \end{aligned}$$

Por lo tanto

$$< \mu >_{1-\alpha} \in \left( \frac{\sum_{i=1}^n X_i}{\sum_{i=1}^n \theta_i} - \frac{\sqrt{n} \sigma}{\sum_{i=1}^n \theta_i} k_{1-\alpha/2}; \frac{\sum_{i=1}^n X_i}{\sum_{i=1}^n \theta_i} + \frac{\sqrt{n} \sigma}{\sum_{i=1}^n \theta_i} k_{1-\alpha/2} \right) \quad [2\%]$$

(b) Se pide que

$$\frac{\sqrt{n} \sigma}{\sum_{i=1}^n \theta_i} k_{1-\alpha/2} = \delta \Rightarrow \frac{n}{\left(\sum_{i=1}^n \theta_i\right)^2} = \left(\frac{\delta}{\sigma k_{1-\alpha/2}}\right)^2 \quad [5\%]$$

Para un 95 % de confianza  $k_{1-\alpha/2} = k_{0.975} = 1.96$  y considerando  $\theta = \max |\theta_i|$  tenemos que

$$\frac{n}{n^2 \theta^2} = \left(\frac{\delta}{\sigma 1.96}\right)^2 \Rightarrow n = \left(\frac{1.96 \sigma}{\delta \theta}\right)^2 \quad [5\%]$$

# Formulario

| Distribución      | $P(X = x)$ o $f_X(x)$  | $\Theta_X$             | Parámetros       | Esperanza y Varianza  |
|-------------------|--|------------------------|------------------|---|
| Binomial          | $\binom{n}{x} p^x (1-p)^{n-x}$   | $x = 0, \dots, n$      | $p$              | $\mu_X = np$<br>$\sigma_X^2 = np(1-p)$  |
| Geometrica        | $p(1-p)^{x-1}$   | $x = 1, 2, \dots$      | $p$              | $\mu_X = 1/p$<br>$\sigma_X^2 = (1-p)/p^2$   |
| Binomial-Negativa | $\binom{x-1}{r} p^r (1-p)^{x-r}$   | $x = r, r+1, \dots$    | $r, p$           | $\mu_X = r/p$<br>$\sigma_X^2 = r(1-p)/p^2$  |
| Poisson           | $\frac{(\nu t)^x e^{-\nu t}}{x!}$  | $x = 0, 1, \dots$      | $\nu$            | $\mu_X = \nu t$<br>$\sigma_X^2 = \nu t$   |
| Exponencial       | $\nu e^{-\nu x}$   | $x \geq 0$             | $\nu$            | $\mu_X = 1/\nu$<br>$\sigma_X^2 = 1/\nu^2$   |
| Gamma             | $\frac{\nu^k}{\Gamma(k)} x^{k-1} e^{-\nu x}$   | $x \geq 0$             | $k, \nu$         | $\mu_X = k/\nu$<br>$\sigma_X^2 = k/\nu^2$   |
| Gamma Traslada    | $\frac{\nu^k}{\Gamma(k)} (x-\gamma)^{k-1} e^{-\nu(x-\gamma)}$  | $x \geq \gamma$        | $\nu, \gamma, k$ | $\mu_X = k/\nu + \gamma$<br>$\sigma_X^2 = k/\nu^2$  |
| Normal            | $\frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \exp\left[-\frac{1}{2}\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)^2\right]$       | $-\infty < x < \infty$ | $\mu, \sigma$    | $\mu_X = \mu$<br>$\sigma_X^2 = \sigma^2$  |
| Log-Normal        | $\frac{1}{\sqrt{2\pi}\xi x} \exp\left[-\frac{1}{2}\left(\frac{\ln x - \lambda}{\xi}\right)^2\right]$ | $x \geq 0$             | $\lambda, \xi$   | $\mu_X = \exp\left(\lambda + \frac{1}{2}\xi^2\right)$<br>$\sigma_X^2 = \mu_X^2 (e^{\xi^2} - 1)$ |
| Uniforme          | $\frac{1}{(b-a)}$  | $a \leq x \leq b$      | $a, b$           | $\mu_X = (a+b)/2$<br>$\sigma_X^2 = (b-a)^2/12$  |
| Beta              | $\frac{1}{B(q,r)} \frac{(x-a)^{q-1} (b-x)^{r-1}}{(b-a)^{q+r-1}}$                                     | $a \leq x \leq b$      | $q, r$           | $\mu_X = a + \frac{q}{q+r}(b-a)$<br>$\sigma_X^2 = \frac{qr(b-a)^2}{(q+r)^2(q+r+1)}$             |

- Propiedades de  $\Gamma(\cdot)$  son:

$$(1) \Gamma(a+1) = a\Gamma(a), \quad (2) \Gamma(n+1) = n! \quad \text{si } n \in \mathbb{N}, \quad (3) \Gamma(1/2) = \sqrt{\pi}$$

- Propiedades de  $B(\cdot, \cdot)$ :

$$(1) B(q, r) = \int_0^1 x^{q-1} (1-x)^{r-1} dx; \quad (2) B(q, r) = \frac{\Gamma(q)\Gamma(r)}{\Gamma(q+r)}$$



■ **Valor Esperado**

- Sea  $X$  una variable aleatoria discreta y  $\Theta_X$  el conjunto de todos los valores posible.

$$E[g(X)] = \sum_{x \in \Theta_X} g(x) \cdot P(X = x)$$

- Sea  $X$  una variable aleatoria continua y  $\Theta_X$  la unión de todos los intervalos en los  $\mathbb{R}$  en que la función de densidad  $f_X(x) \neq 0$ .

$$E[g(X)] = \int_{-\infty}^{\infty} g(x) \cdot f_X(x) dx = \int_{x \in \Theta_X} g(x) \cdot f_X(x) dx$$

- Sean  $X$  e  $Y$  variables aleatorias distribuidas conjuntamente

$$E[g(X, Y)] = \begin{cases} \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} g(x, y) f_{X,Y}(x, y) dx dy \\ \sum_{x \in \Theta_X} \sum_{y \in \Theta_Y} g(x, y) P(X = x, Y = y) \end{cases}$$

- **Varianza:** Sea  $X$  una variable aleatoria,

$$\text{Var}(X) = \sigma_X^2 = E[(X - \mu_X)^2] = E(X^2) - \mu_X^2$$

- **Skewness:** Sea  $X$  una variable aleatoria,

$$\theta = \frac{E[(X - \mu_X)^3]}{\sigma_X^3}$$

- **Kurtosis:** Sea  $X$  una variable aleatoria,

$$K = \frac{E[(X - \mu_X)^4]}{\sigma_X^4}$$

- **Covarianza:** Sean  $X$  e  $Y$  variables aleatorias,

$$\text{Cov}(X, Y) = E[(X - \mu_X)(Y - \mu_Y)] = E(X \cdot Y) - \mu_X \cdot \mu_Y$$

■ **Aproximación de Momentos:**

Sean  $X_1, \dots, X_n$  variables aleatorias con valores esperados  $\mu_{X_1}, \dots, \mu_{X_n}$  y varianzas  $\sigma_{X_1}^2, \dots, \sigma_{X_n}^2$  e  $Y$  una función de ellas.

Aproximación de primer orden:

$$Y \simeq g(\mu_{X_1}, \dots, \mu_{X_n}) + \sum_{i=1}^n (X_i - \mu_{X_i}) \frac{\partial}{\partial X_i} g(\mu_{X_1}, \dots, \mu_{X_n})$$

$$E(Y) \simeq g(\mu_{X_1}, \dots, \mu_{X_n})$$

$$\text{Var}(Y) \simeq \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \rho_{ij} \sigma_{X_i} \sigma_{X_j} \left[ \frac{\partial}{\partial X_i} g(\mu_{X_1}, \dots, \mu_{X_n}) \cdot \frac{\partial}{\partial X_j} g(\mu_{X_1}, \dots, \mu_{X_n}) \right]$$

# Tablas de Percentiles $p$

| Distribución Normal Estándar |        |        |        |        |        |        |        |        |        |        | Distribución t-student $t_p(\nu)$ |            |            |             |            |
|------------------------------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|-----------------------------------|------------|------------|-------------|------------|
| $Z_p$                        | 0.00   | 0.01   | 0.02   | 0.03   | 0.04   | 0.05   | 0.06   | 0.07   | 0.08   | 0.09   | $\nu$                             | $t_{0.90}$ | $t_{0.95}$ | $t_{0.975}$ | $t_{0.99}$ |
| 0.0                          | 0.5000 | 0.5040 | 0.5080 | 0.5120 | 0.5160 | 0.5199 | 0.5239 | 0.5279 | 0.5319 | 0.5359 | 1                                 | 3.078      | 6.314      | 12.706      | 31.821     |
| 0.1                          | 0.5398 | 0.5438 | 0.5478 | 0.5517 | 0.5557 | 0.5596 | 0.5636 | 0.5675 | 0.5714 | 0.5753 | 2                                 | 1.886      | 2.920      | 4.303       | 6.965      |
| 0.2                          | 0.5793 | 0.5832 | 0.5871 | 0.5910 | 0.5948 | 0.5987 | 0.6026 | 0.6064 | 0.6103 | 0.6141 | 3                                 | 1.638      | 2.353      | 3.182       | 4.541      |
| 0.3                          | 0.6179 | 0.6217 | 0.6255 | 0.6293 | 0.6331 | 0.6368 | 0.6406 | 0.6443 | 0.6480 | 0.6517 | 4                                 | 1.533      | 2.132      | 2.776       | 3.747      |
| 0.4                          | 0.6554 | 0.6591 | 0.6628 | 0.6664 | 0.6700 | 0.6736 | 0.6772 | 0.6808 | 0.6844 | 0.6879 | 5                                 | 1.476      | 2.015      | 2.571       | 3.365      |
| 0.5                          | 0.6915 | 0.6950 | 0.6985 | 0.7019 | 0.7054 | 0.7088 | 0.7123 | 0.7157 | 0.7190 | 0.7224 | 6                                 | 1.440      | 1.943      | 2.447       | 3.143      |
| 0.6                          | 0.7257 | 0.7291 | 0.7324 | 0.7357 | 0.7389 | 0.7422 | 0.7454 | 0.7486 | 0.7517 | 0.7549 | 7                                 | 1.415      | 1.895      | 2.365       | 2.998      |
| 0.7                          | 0.7580 | 0.7611 | 0.7642 | 0.7673 | 0.7704 | 0.7734 | 0.7764 | 0.7794 | 0.7823 | 0.7852 | 8                                 | 1.397      | 1.860      | 2.306       | 2.896      |
| 0.8                          | 0.7881 | 0.7910 | 0.7939 | 0.7967 | 0.7995 | 0.8023 | 0.8051 | 0.8078 | 0.8106 | 0.8133 | 9                                 | 1.383      | 1.833      | 2.262       | 2.821      |
| 0.9                          | 0.8159 | 0.8186 | 0.8212 | 0.8238 | 0.8264 | 0.8289 | 0.8315 | 0.8340 | 0.8365 | 0.8389 | 10                                | 1.372      | 1.812      | 2.228       | 2.764      |
| 1.0                          | 0.8413 | 0.8438 | 0.8461 | 0.8485 | 0.8508 | 0.8531 | 0.8554 | 0.8577 | 0.8599 | 0.8621 | 11                                | 1.363      | 1.796      | 2.201       | 2.718      |
| 1.1                          | 0.8643 | 0.8665 | 0.8686 | 0.8708 | 0.8729 | 0.8749 | 0.8770 | 0.8790 | 0.8810 | 0.8830 | 12                                | 1.356      | 1.782      | 2.179       | 2.681      |
| 1.2                          | 0.8849 | 0.8869 | 0.8888 | 0.8907 | 0.8925 | 0.8944 | 0.8962 | 0.8980 | 0.8997 | 0.9015 | 13                                | 1.350      | 1.771      | 2.160       | 2.650      |
| 1.3                          | 0.9032 | 0.9049 | 0.9066 | 0.9082 | 0.9099 | 0.9115 | 0.9131 | 0.9147 | 0.9162 | 0.9177 | 14                                | 1.345      | 1.761      | 2.145       | 2.624      |
| 1.4                          | 0.9192 | 0.9207 | 0.9222 | 0.9236 | 0.9251 | 0.9265 | 0.9279 | 0.9292 | 0.9306 | 0.9319 | 15                                | 1.341      | 1.753      | 2.131       | 2.602      |
| 1.5                          | 0.9332 | 0.9345 | 0.9357 | 0.9370 | 0.9382 | 0.9394 | 0.9406 | 0.9418 | 0.9429 | 0.9441 | 16                                | 1.337      | 1.746      | 2.120       | 2.583      |
| 1.6                          | 0.9452 | 0.9463 | 0.9474 | 0.9484 | 0.9495 | 0.9505 | 0.9515 | 0.9525 | 0.9535 | 0.9545 | 17                                | 1.333      | 1.740      | 2.110       | 2.567      |
| 1.7                          | 0.9554 | 0.9564 | 0.9573 | 0.9582 | 0.9591 | 0.9599 | 0.9608 | 0.9616 | 0.9625 | 0.9633 | 18                                | 1.330      | 1.734      | 2.101       | 2.552      |
| 1.8                          | 0.9641 | 0.9649 | 0.9656 | 0.9664 | 0.9671 | 0.9678 | 0.9686 | 0.9693 | 0.9699 | 0.9706 | 19                                | 1.328      | 1.729      | 2.093       | 2.539      |
| 1.9                          | 0.9713 | 0.9719 | 0.9726 | 0.9732 | 0.9738 | 0.9744 | 0.9750 | 0.9756 | 0.9761 | 0.9767 | 20                                | 1.325      | 1.725      | 2.086       | 2.528      |
| 2.0                          | 0.9772 | 0.9778 | 0.9783 | 0.9788 | 0.9793 | 0.9798 | 0.9803 | 0.9808 | 0.9812 | 0.9817 | 21                                | 1.323      | 1.721      | 2.080       | 2.518      |
| 2.1                          | 0.9821 | 0.9826 | 0.9830 | 0.9834 | 0.9838 | 0.9842 | 0.9846 | 0.9850 | 0.9854 | 0.9857 | 22                                | 1.321      | 1.717      | 2.074       | 2.508      |
| 2.2                          | 0.9861 | 0.9864 | 0.9868 | 0.9871 | 0.9875 | 0.9878 | 0.9881 | 0.9884 | 0.9887 | 0.9890 | 23                                | 1.319      | 1.714      | 2.069       | 2.500      |
| 2.3                          | 0.9893 | 0.9896 | 0.9898 | 0.9901 | 0.9904 | 0.9906 | 0.9909 | 0.9911 | 0.9913 | 0.9916 | 24                                | 1.318      | 1.711      | 2.064       | 2.492      |
| 2.4                          | 0.9918 | 0.9920 | 0.9922 | 0.9925 | 0.9927 | 0.9929 | 0.9931 | 0.9932 | 0.9934 | 0.9936 | 25                                | 1.316      | 1.708      | 2.060       | 2.485      |
| 2.5                          | 0.9938 | 0.9940 | 0.9941 | 0.9943 | 0.9945 | 0.9946 | 0.9948 | 0.9949 | 0.9951 | 0.9952 | 26                                | 1.315      | 1.706      | 2.056       | 2.479      |
| 2.6                          | 0.9953 | 0.9955 | 0.9956 | 0.9957 | 0.9959 | 0.9960 | 0.9961 | 0.9962 | 0.9963 | 0.9964 | 27                                | 1.314      | 1.703      | 2.052       | 2.473      |
| 2.7                          | 0.9965 | 0.9966 | 0.9967 | 0.9968 | 0.9969 | 0.9970 | 0.9971 | 0.9972 | 0.9973 | 0.9974 | 28                                | 1.313      | 1.701      | 2.048       | 2.467      |
| 2.8                          | 0.9974 | 0.9975 | 0.9976 | 0.9977 | 0.9977 | 0.9978 | 0.9979 | 0.9979 | 0.9980 | 0.9981 | 29                                | 1.311      | 1.699      | 2.045       | 2.462      |
| 2.9                          | 0.9981 | 0.9982 | 0.9982 | 0.9983 | 0.9984 | 0.9984 | 0.9985 | 0.9985 | 0.9986 | 0.9986 | 30                                | 1.310      | 1.697      | 2.042       | 2.457      |
| 3.0                          | 0.9987 | 0.9987 | 0.9987 | 0.9988 | 0.9988 | 0.9989 | 0.9989 | 0.9989 | 0.9990 | 0.9990 | $\infty$                          | 1.282      | 1.645      | 1.960       | 2.326      |

| Distribución Chi-Cuadrado $\chi_p^2(\nu)$ |                  |                 |                 |                 |                 |                  |                 |                  |
|---|------------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|------------------|-----------------|------------------|
| $\nu$                                     | $\chi_{0.025}^2$ | $\chi_{0.05}^2$ | $\chi_{0.10}^2$ | $\chi_{0.90}^2$ | $\chi_{0.95}^2$ | $\chi_{0.975}^2$ | $\chi_{0.99}^2$ | $\chi_{0.995}^2$ |
| 1   | 0.00             | 0.00            | 0.02            | 2.71            | 3.84            | 5.02             | 6.63            | 7.88             |
| 2   | 0.05             | 0.10            | 0.21            | 4.61            | 5.99            | 7.38             | 9.21            | 10.60            |
| 3   | 0.22             | 0.35            | 0.58            | 6.25            | 7.81            | 9.35             | 11.34           | 12.84            |
| 4   | 0.48             | 0.71            | 1.06            | 7.78            | 9.49            | 11.14            | 13.28           | 14.86            |
| 5   | 0.83             | 1.15            | 1.61            | 9.24            | 11.07           | 12.83            | 15.09           | 16.75            |
| 6   | 1.24             | 1.64            | 2.20            | 10.64           | 12.59           | 14.45            | 16.81           | 18.55            |
| 7   | 1.69             | 2.17            | 2.83            | 12.02           | 14.07           | 16.01            | 18.48           | 20.28            |
| 8   | 2.18             | 2.73            | 3.49            | 13.36           | 15.51           | 17.53            | 20.09           | 21.95            |
| 9   | 2.70             | 3.33            | 4.17            | 14.68           | 16.92           | 19.02            | 21.67           | 23.59            |
| 10  | 3.25             | 3.94            | 4.87            | 15.99           | 18.31           | 20.48            | 23.21           | 25.19            |
| 11  | 3.82             | 4.57            | 5.58            | 17.28           | 19.68           | 21.92            | 24.72           | 26.76            |
| 12  | 4.40             | 5.23            | 6.30            | 18.55           | 21.03           | 23.34            | 26.22           | 28.30            |
| 13  | 5.01             | 5.89            | 7.04            | 19.81           | 22.36           | 24.74            | 27.69           | 29.82            |
| 14  | 5.63             | 6.57            | 7.79            | 21.06           | 23.68           | 26.12            | 29.14           | 31.32            |
| 15  | 6.26             | 7.26            | 8.55            | 22.31           | 25.00           | 27.49            | 30.58           | 32.80            |
| 16  | 6.91             | 7.96            | 9.31            | 23.54           | 26.30           | 28.85            | 32.00           | 34.27            |
| 17  | 7.56             | 8.67            | 10.09           | 24.77           | 27.59           | 30.19            | 33.41           | 35.72            |
| 18  | 8.23             | 9.39            | 10.86           | 25.99           | 28.87           | 31.53            | 34.81           | 37.16            |
| 19  | 8.91             | 10.12           | 11.65           | 27.20           | 30.14           | 32.85            | 36.19           | 38.58            |
| 20  | 9.59             | 10.85           | 12.44           | 28.41           | 31.41           | 34.17            | 37.57           | 40.00            |
| 21  | 10.28            | 11.59           | 13.24           | 29.62           | 32.67           | 35.48            | 38.93           | 41.40            |
| 22  | 10.98            | 12.34           | 14.04           | 30.81           | 33.92           | 36.78            | 40.29           | 42.80            |
| 23  | 11.69            | 13.09           | 14.85           | 32.01           | 35.17           | 38.08            | 41.64           | 44.18            |
| 24  | 12.40            | 13.85           | 15.66           | 33.20           | 36.42           | 39.36            | 42.98           | 45.56            |
| 25  | 13.12            | 14.61           | 16.47           | 34.38           | 37.65           | 40.65            | 44.31           | 46.93            |