

# Fórmulas de Probabilidad y Estadística II (MAT302)

Facultad de Ingeniería en Ciencias de la Computación y Telecomunicaciones

Universidad Autónoma Gabriel René Moreno

Leonardo H. Añez Vladimirovna

*toborochi98@outlook.com*

5 de mayo de 2019

## 1. Variables Aleatorias

### 1.1. Definiciones

#### 1.1.1. Discretas

Notación:  $P(A), P(X = x), f(x)$ .

1.  $p(x) \geq 0; \forall x \in \mathbb{R}$

2.  $\sum_{x_i \in \text{Rec}_x} p(x_i) = 1$

3.  $\sum_{i=1}^n p(x_i) = 1$

4.  $\sum_{i=1}^{\infty} p(x_i) = 1$

#### 1.1.2. Continuas

Notación:  $F(x), P(X \leq x)$ .

1.  $f(x) \geq 0; \forall x \in \mathbb{R}$

2.  $\int_{-\infty}^{+\infty} f(x)dx = 1$

3.  $P(a \leq x \leq b) = \int_a^b f(x)dx = 1$

### 1.2. Propiedades

#### 1.2.1. Discreta

1.  $0 \leq F(x) \leq 1, \forall x \in \mathbb{R}$

2.  $F(-\infty) = 0$

3.  $F(+\infty) = 1$

4.  $P(X \leq a) = F(a)$

5.  $P(X > a) = 1 - P(X \leq a) = 1 - F(a)$

6.  $P(X < a) = \begin{cases} F(a-1); a \in \mathbb{Z} \\ F(\lfloor x \rfloor); a \notin \mathbb{Z} \end{cases}$

7.  $P(X \leq -a) = 1 - P(x \leq a) = 1 - F(a)$

8.  $P(a < x \leq b) = F(b) - F(a)$

9.  $P(X \leq x \leq) = F(b) - F(a) + P(X = a)$

10.  $P(a < x < b) = F(b) - F(a) - P(X = b)$

11.  $P(X = x_i) = F(x_i) - F(x_{i-1})$

#### 1.2.2. Continua

1.  $0 \leq F(x) \leq 1, \forall x \in \mathbb{R}$

2.  $F(-\infty) = 0$

3.  $F(+\infty) = 1$

4.  $P(X \leq a) = P(X < a) = F(a)$

5.  $P(X > a) = 1 - P(X \leq a) = 1 - F(a)$

6.  $P(X \geq a) = 1 - P(X < a) = 1 - F(a)$

7.  $P(X \leq -a) = 1 - P(X \leq a) = 1 - F(a)$

8.  $P(a < X \leq b) = P(a \leq X \leq b) = P(a < X < b) = F(b) - F(a)$

9.  $f(x) = \frac{dF(x)}{dx}$

### 1.3. Esperanza

#### 1.3.1. V.A.s Discretas

$$E(x) = \mu = \mu_x = \sum_x x \cdot p(x)$$

$X$  v.a. con función  $f$ :

$$E(g(x)) = \mu_{g(x)} = \sum_x g(x) \cdot f(x)$$

#### 1.3.2. V.A.s Continua

$$E(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} x f(x) dx$$

$X$  v.a. con función  $f$ :

$$E(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} g(x) \cdot f(x) dx$$

#### 1.3.3. Propiedades

★  $a$  y  $b$  constantes.

1.  $E(a) = a$
2.  $E(x \pm a) = E(x) \pm a$
3.  $E(ax) = aE(x)$
4.  $E(ax \pm b) = aE(x) \pm b$

### 1.4. Varianza

#### 1.4.1. V.A.s Discretas

$$\begin{aligned} V(x) &= \sigma^2 = E(x - \mu)^2 \\ &= \sum_x (x - \mu)^2 f(x) \end{aligned}$$

#### 1.4.2. V.A.s Continua

$$\begin{aligned} V(x) &= \sigma^2 = E(x - \mu)^2 \\ &= \int_{-\infty}^{+\infty} (x - \mu)^2 f(x) dx \end{aligned}$$

#### 1.4.3. Propiedades

1.  $V(x) \geq 0$
2.  $V(a) = 0$
3.  $V(ax) = aV(x)$
4.  $V(ax \pm b) = a^2V(x) \pm b$
5.  $V(x) = E(x^2) - [E(x)]^2$

### 1.5. Función de Probabilidad Conjunta

#### 1.5.1. Función de Cuantía Conjunta (Discreta)

1.  $P(x, y) = P(X = x, Y = y) \geq 0$
2.  $\sum_x \sum_y P(x, y) = 1$
3.  $P((x, y) \in A) = \sum_A P(x, y)$

#### 1.5.2. Función de Densidad Conjunta (Continua)

1.  $f(x, y) \geq 0$
2.  $\int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dx dy = 1$
3.  $P((x, y) \in A) = \int_A \int f(x, y) dx dy$

### 1.6. Distribuciones Marginales

#### 1.6.1. Caso Discreto

■ Distribución Marginal de  $X$ :

$$g(x) = \sum_y f(x, y)$$

■ Distribución Marginal de  $Y$ :

$$h(y) = \sum_x f(x, y)$$

#### 1.6.2. Caso Continuo

■ Distribución Marginal de  $X$ :

$$g(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dy$$

■ Distribución Marginal de  $Y$ :

$$h(y) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dx$$

## 1.7. Covarianza

### 1.7.1. Caso Discreto

$$\begin{aligned} Cov(x, y) &= \sigma_{xy} = E((x - \mu_x)(y - \mu_y)) \\ &= \sum_x \sum_y (x - \mu_x)(y - \mu_y) f(x, y) \end{aligned}$$

### 1.7.2. Caso Continuo

$$\begin{aligned} Cov(x, y) &= \sigma_{xy} = E((x - \mu_x)(y - \mu_y)) \\ &= \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} (x - \mu_x)(y - \mu_y) f(x, y) dx dy \end{aligned}$$

## 1.8. Resultados Importantes

1.  $E(x \pm y) = E(x) \pm E(y)$
2.  $Cov(x, y) = E(x \cdot y) - E(x) \cdot E(y)$
3.  $V(x \pm y) = V(x) + V(y) \pm 2Cov(x, y)$
4.  $V(ax \pm by) = a^2V(x) + b^2V(y) \pm 2ab \cdot Cov(x, y)$
5. Si  $x$  y  $y$  son estadísticamente independientes:
  - a)  $E(x, y) = E(x) \cdot E(y)$
  - b)  $Cov(x, y) = 0$
  - c)  $V(x \pm y) = V(x) + V(y)$
  - d)  $V(ax \pm by) = a^2V(x) + b^2V(y)$
6. Si  $x_1, x_2, x_3, \dots$  son variables aleatorias independientes 2 a 2:

$$V\left(\sum_{i=1}^m x_i\right) = \sum_{i=1}^m V(x_i)$$

## 2. Distribuciones

### 2.1. Distribuciones Discretas

#### 2.1.1. Distribución de Bernoulli ( $Ber$ )

- Función de Cuantía

$$f(x) = p(x) = \begin{cases} p^x(1-p)^{1-x} & ; x = 0, 1 \\ 0 & ; \text{otro caso} \end{cases}$$

- Función Acumulada

$$F(x) = P(X = x) = \begin{cases} 0 & ; x < 0 \\ q = 1 - p & ; 0 \leq x < 1 \\ 1 & ; x \geq 1 \end{cases}$$

$$X \sim Ber(x; p) \Rightarrow \begin{cases} E(x) = \mu = p \\ V(x) = \sigma^2 = p \cdot q \\ D(x) = \sigma = \sqrt{p \cdot q} \end{cases}$$

#### 2.1.2. Distribución Binomial ( $b$ )

- Función de Cuantía

$$f(x) = p(x) = \begin{cases} \binom{n}{x} p^x \cdot q^{n-x} & ; x = 0, 1, 2, \dots, n \\ 0 & ; \text{otro caso} \end{cases}$$

- Función Acumulada

$$F(x) = P(X = x) = \begin{cases} 0 & ; x < 0 \\ \sum_{k=0}^{\lfloor x \rfloor} \binom{n}{k} p^k q^{n-k} & ; 0 \leq x < n \\ 1 & ; x \geq n \end{cases}$$

$$X \sim b(x; n, p) \Rightarrow \begin{cases} E(x) = \mu = p \\ V(x) = \sigma^2 = npq \\ D(x) = \sigma = \sqrt{npq} \end{cases}$$

★ Manejo de la Tabla:

1.  $\begin{pmatrix} p \leq 0,50 \\ n \leq 20 \end{pmatrix} \Rightarrow b(x; n, p) = B(x; n, p) - B(x-1; n, p)$
2.  $\begin{pmatrix} p > 0,50 \\ n \leq 20 \end{pmatrix} \Rightarrow \begin{cases} \text{(i)} & b(x; n, p) = B(n-x; n, 1-p) - B(n-x-1; n, 1-p) \\ \text{(ii)} & b(x; n, p) = b(n-x, n, 1-p) \text{ luego (i)} \\ \text{(iii)} & B(x; n, p) = 1 - B(n-x; n, 1-p) \end{cases}$

### 2.1.3. Distribución de Poisson (*Poisson*)

■ Función de Cuantía

$$f(x) = p(x) = \begin{cases} \frac{e^{-\lambda} \cdot \lambda^x}{x!} & ; x = 0, 1, 2, \dots \\ 0 & ; \text{otro caso} \end{cases}$$

■ Función Acumulada

$$F(x) = P(X = x) = \begin{cases} 0 & ; x < 0 \\ \sum_{x=0}^{\llbracket x \rrbracket} \frac{e^{-\lambda} \cdot \lambda^x}{x!} & ; x \geq 0 \end{cases}$$

$$X \sim Poisson(x; \lambda) \Rightarrow \begin{cases} E(x) = \mu = \lambda = np \\ V(x) = \sigma^2 = \lambda = np \\ D(x) = \sigma = \sqrt{np} \end{cases}$$

## 2.2. Distribuciones Continuas

### 2.2.1. Distribución Uniforme o Regular (*U*)

■ Función de Cuantía

$$f(x) = p(x) = \begin{cases} \frac{1}{b-a} & ; a \leq x \leq b \\ 0 & ; \text{otro caso} \end{cases}$$

■ Función Acumulada

$$F(x) = \begin{cases} 0 & ; x < a \\ \int_{-\infty}^x \frac{1}{b-a} dx = \frac{x-a}{b-a} & ; a \leq x < b \\ 1 & ; x \geq b \end{cases}$$

$$X \sim U(x; a, b) \Rightarrow \begin{cases} E(x) = \mu = \frac{a+b}{2} \\ V(x) = \sigma^2 = \frac{(b-a)^2}{12} \\ D(x) = \sigma = \frac{(b-a)\sqrt{3}}{6} \end{cases}$$

### 2.2.2. Distribución Exponencial (*exp*)

■ Función de Cuantía

$$f(x) = p(x) = \begin{cases} \lambda \cdot e^{-\lambda x} & ; x \geq 0 \\ 0 & ; \text{otro caso} \end{cases}$$

■ Función Acumulada

$$F(x) = \begin{cases} 0 & ; x < 0 \\ \int_{-\infty}^x \lambda \cdot e^{-\lambda t} dt = 1 - e^{-\lambda x} & ; x \geq 0 \end{cases}$$

$$X \sim \exp(x; \lambda) \Rightarrow \begin{cases} E(x) = \mu = \frac{1}{\lambda} \\ V(x) = \sigma^2 = \frac{1}{\lambda^2} \\ D(x) = \sigma = \frac{1}{\lambda} \end{cases}$$

★ Propiedad Amnésica

$$P(X > s + t/x > s) = P(X > t)$$

### 2.2.3. Distribución Normal ( $N$ )

■ Función de Cuantía

$$f(x) = N(x; \mu, \sigma^2) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)^2}; x \in \mathbb{R}$$

■ Función Acumulada

$$F(x) = \int_{-\infty}^x \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{t-\mu}{\sigma}\right)^2} dt$$

### Distribución Normal Estándar

■ Función de Cuantía

$$f(z) = N(z; 0, 1) = N(0, 1) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \cdot e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{z-\mu}{\sigma}\right)^2} dx \quad z \in \mathbb{R}$$

■ Función Acumulada

$$F(z) = P(Z \leq z) = \phi(z) = \int_{-\infty}^z \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \cdot e^{-\frac{1}{2}r} dr$$

### Transformación

$$X \sim N(x; \mu, \sigma^2) \Rightarrow z = \frac{x-\mu}{\sigma} \sim N(z; 0, 1) \text{ ó } N(0, 1)$$

★ Manejo de la Tabla:

1.  $P(X < a) = P(X \leq a) = P\left(\frac{x-\mu}{\sigma} \leq \frac{a-\mu}{\sigma}\right) = P\left(z \leq \frac{a-\mu}{\sigma}\right) = \phi\left(\frac{a-\mu}{\sigma}\right)$
2.  $P(X > a) = 1 - P(X \leq a) = 1 - \phi\left(\frac{a-\mu}{\sigma}\right)$
3.  $P(a \leq X \leq b) = P(X \leq b) - P(X \leq a) = P\left(z \leq \frac{b-\mu}{\sigma}\right) - P\left(z \leq \frac{a-\mu}{\sigma}\right) = \phi\left(\frac{b-\mu}{\sigma}\right) - \phi\left(\frac{a-\mu}{\sigma}\right)$
4.  $P(x \leq -a) = 1 - P(X \leq a) = 1 - \phi\left(\frac{a-\mu}{\sigma}\right)$
5.  $P(|X| < a) = P(|X| \leq a) = P(-a \leq X \leq a) = \phi\left(\frac{a-\mu}{\sigma}\right) - \phi\left(\frac{-a-\mu}{\sigma}\right)$
6.  $P(|x| > a) = 1 - P(|x| \leq a) = 1 - P(-a \leq x \leq a) = 1 - \phi\left(\frac{a-\mu}{\sigma}\right) + \phi\left(\frac{-a-\mu}{\sigma}\right)$

## Distribución Normal como aproximación Binomial

$$\lim_{n \rightarrow \infty} b(x; n, p) \approx N(x; np, npq) \approx N(x; \mu, \sigma^2)$$

$$P(x_1 \leq X \leq x_2) = \sum_{x=x_1}^{x_2} b(x; n, p) \simeq \int_{x_1 - \frac{1}{2}}^{x_2 + \frac{1}{2}} N(x; np, npq) dx = \int_{z_1}^{z_2} N(z; 0, 1) dz$$

Donde:

$$\blacksquare z_1 = \frac{(x_1 - \frac{1}{2}) - np}{\sqrt{npq}}$$

$$\blacksquare z_2 = \frac{(x_2 + \frac{1}{2}) - np}{\sqrt{npq}}$$

### 2.2.4. Distribución Chi-Cuadrado ( $\chi^2$ )

- Función de Densidad

$$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{2^{\frac{x}{2}} \Gamma(\frac{r}{2})} \cdot x^{\frac{x}{2}-1} \cdot e^{-\frac{1}{2}x} & ; x > 0 \\ 0 & ; \text{otro caso} \end{cases}$$

$$X \sim \chi^2(r) \Rightarrow \begin{cases} E(x) = \mu = r \\ V(x) = \sigma^2 = 2r \\ D(x) = \sigma = \sqrt{2r} \end{cases}$$

### 2.2.5. Distribución Fisher-Snedecor ( $F$ )

- Función de Densidad

$$f(z) = \begin{cases} \frac{\left(\frac{r_1}{r_2}\right)^{\frac{r_1}{2}} \Gamma\left(\frac{r_1+r_2}{2}\right)}{\Gamma\left(\frac{r_1}{2}\right) \Gamma\left(\frac{r_2}{2}\right)} \cdot \frac{x^{\frac{r_1}{2}-1}}{\left(1 + \frac{r_1}{r_2}x\right)^{\frac{r_1+r_2}{2}}} & ; x > 0 \\ 0 & ; \text{otro caso} \end{cases}$$

## Corolario

$$X \sim F(r_1, r_2) \Rightarrow \begin{cases} E(x) = \mu = \frac{r_2}{r_2 - 2} & \forall r_2 > 2 \\ V(x) = \sigma^2 = \frac{2r^2(r_1 + r_2 - 2)}{r_2(r_2 - 2)^2(r_2 - 4)} \end{cases}$$

★ Manejo de la Tabla:

$$P(X \leq c) = 1 - \alpha \text{ ó } P(X \leq F_{1-\alpha}(r_1, r_2)) = 1 - \alpha$$

### 2.2.6. Distribución T-Student ( $t$ )

## 3. Muestreo

### 3.1. Distribuciones de Muestreo

Algunas distribuciones de Muestreo:

$$\blacksquare \hat{\theta} = \frac{\sum_{i=1}^n x_i}{n} = \bar{x}$$

$$\blacksquare \hat{\theta} = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}{n} = S^2$$

$$\blacksquare \hat{\theta} = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}{n-1} = \hat{S}^2$$

### 3.2. Estadístico

#### 3.2.1. Desigualdad de Chebyshev

$$P(|x - \mu| < k\sigma) \geq 1 - \frac{1}{k^2} \quad ; k \in \mathbb{R}^+$$

### 3.3. Distribución de Muestreo de la diferencia o suma de las medias

$$\text{I) } z = \frac{(\bar{x} \pm \bar{y}) - (\mu_x \pm \mu_y)}{\sqrt{\frac{\sigma_x^2}{n_1} + \frac{\sigma_y^2}{n_2}}}$$

$$\text{II) } t = \frac{(\bar{x} \pm \bar{y}) - (\mu_x \pm \mu_y)}{\sqrt{\frac{(n_1 - 1)\hat{S}_x^2 + (n_2 - 1)\hat{S}_y^2}{n_1 + n_2 - 2} \left( \frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2} \right)}}$$

$$\blacksquare r = n_1 + n_2 - 2 \text{ g.l.}$$

$$\text{III) } \sigma_x^2 \simeq S_x^2 \wedge \sigma_y^2 \simeq S_y^2$$

### 3.4. Distribución de la proporción muestral

## 4. Estimación Estadística

Parámetros	Estadísticos
$\mu$	$\bar{x}$
$\sigma^2$	$S^2 \text{ ó } \hat{S}^2$
$p, \pi$	$\hat{p}, \hat{\pi}$

### 4.1. Estimación Puntual

#### 4.1.1. Propiedades

$$\blacksquare \text{ Estimador Insesgado: } E(\hat{\theta}) = \theta$$

$$\blacksquare \text{ Estimador Eficiente:}$$

$$\hat{\theta}_1 \text{ es mas eficiente que } \hat{\theta}_2 \Leftrightarrow V(\hat{\theta}_1) < V(\hat{\theta}_2)$$

$$\blacksquare \text{ Estimador Consistente:}$$

$$\begin{cases} \text{(i)} \lim_{n \rightarrow \infty} E(\hat{\theta}) = \theta \\ \text{(ii)} \lim_{n \rightarrow \infty} V(\hat{\theta}) = 0 \end{cases}$$

$$\blacksquare \text{ Estimador Suficiente: } \hat{\theta} \text{ es un suficiente de } \theta \text{ ssi: Aporta tanta información acerca de los parámetros que se estiman a partir de una muestra de } \theta.$$

### 4.2. Sesgo y Error Cuadrático Medio de un Estimador (ECM)

Sesgo

ECM

$$Sesgo(\hat{\theta}) = E(\hat{\theta}) - \theta$$

$$ECM(\hat{\theta}) = E[(\hat{\theta} - \theta)^2] = V(\hat{\theta}) + [Sesgo(\hat{\theta})]^2$$

---

<sup>1</sup>  $Sesgo(\hat{\theta}) = 0$ , entonces  $\hat{\theta}$  es un estimador insesgado.

### 4.3. Estimación por Intervalo

#### 4.3.1. Estimación por Intervalo de la Media Poblacional

$$(I) P \left( \bar{x} - z_{1-\frac{\alpha}{2}} \cdot \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \leq \mu \leq \bar{x} + z_{1-\frac{\alpha}{2}} \cdot \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \right) = 1 - \alpha$$

$$(II) P \left( \bar{x} - t_{1-\frac{\alpha}{2}}(r) \cdot \frac{\hat{S}}{\sqrt{n}} \leq \mu \leq \bar{x} + t_{1-\frac{\alpha}{2}}(r) \cdot \frac{\hat{S}}{\sqrt{n}} \right) = 1 - \alpha$$

Donde:

$$\blacksquare r = n - 1 \text{ g.l.}$$

#### 4.3.2. Estimación por Intervalo de la diferencia o suma de Medias

$$(I) P \left( (\bar{x} \pm \bar{y}) - z_{1-\frac{\alpha}{2}} \cdot \sqrt{\frac{\sigma_x^2}{n_1} + \frac{\sigma_y^2}{n_2}} \leq \mu_x \pm \mu_y \leq (\bar{x} \pm \bar{y}) + z_{1-\frac{\alpha}{2}} \cdot \sqrt{\frac{\sigma_x^2}{n_1} + \frac{\sigma_y^2}{n_2}} \right) = 1 - \alpha$$

$$(II) P \left( (\bar{x} \pm \bar{y}) - t_{1-\frac{\alpha}{2}}(r) \cdot \beta \leq \mu_x \pm \mu_y \leq (\bar{x} \pm \bar{y}) + t_{1-\frac{\alpha}{2}}(r) \cdot \beta \right) = 1 - \alpha$$

Donde:

$$\blacksquare \beta = \sqrt{\frac{(n_1 - 1)\hat{S}_x^2 + (n_2 - 1)\hat{S}_y^2}{n_1 + n_2 - 2} \cdot \left( \frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2} \right)}$$

$$\blacksquare r = n_1 + n_2 - 2 \text{ g.l.}$$

#### 4.3.3. Estimación por Intervalo para Proporciones

$$(I) P \left( \hat{p} - z_{1-\frac{\alpha}{2}} \cdot \sqrt{\frac{\hat{p}(1-\hat{p})}{n}} \leq p \leq \hat{p} + z_{1-\frac{\alpha}{2}} \cdot \sqrt{\frac{\hat{p}(1-\hat{p})}{n}} \right) = 1 - \alpha$$

$$(II) P \left( (\hat{p}_1 \pm \hat{p}_2) - z_{1-\frac{\alpha}{2}} \cdot \beta \leq p_1 \pm p_2 \leq (\hat{p}_1 \pm \hat{p}_2) + z_{1-\frac{\alpha}{2}} \cdot \beta \right) = 1 - \alpha$$

Donde:

$$\blacksquare \beta = \sqrt{\frac{\hat{p}_1(1-\hat{p}_1)}{n_1} + \frac{\hat{p}_2(1-\hat{p}_2)}{n_2}}$$

### 4.4. Relación entre el error de Estimación ( $E$ ) y el riesgo de estimación ( $\alpha$ )

$$E = |\hat{\theta} - \theta| \quad z = \frac{\hat{\theta} - \theta}{\sigma_{\hat{\theta}}}$$
$$-z_{1-\frac{\alpha}{2}} \leq z \leq z_{1-\frac{\alpha}{2}} \Leftrightarrow E < z_{1-\frac{\alpha}{2}} \cdot \sigma_{\hat{\theta}}$$

### 4.5. Relación entre el error de estimación ( $E$ ) y el tamaño de la muestra ( $n$ )

#### 4.5.1. En la distribución de la media muestral

$$E = |\bar{x} - \mu| \Rightarrow n \geq \left( \frac{z_{1-\frac{\alpha}{2}} \cdot \sigma}{E} \right)^2$$



#### 4.5.2. En la distribución de la proporción muestral

$$\blacksquare n = \frac{z^2 \frac{\alpha}{1-\frac{\alpha}{2}} \cdot p \cdot q}{E^2}$$

$$\blacksquare n = \frac{z^2 \frac{\alpha}{1-\frac{\alpha}{2}}}{4E^2}$$

$$\blacksquare n = \frac{N \cdot z^2 \frac{\alpha}{1-\frac{\alpha}{2}} \cdot p \cdot q}{(N-1)E^2 + z^2 \frac{\alpha}{1-\frac{\alpha}{2}} \cdot p \cdot q}$$

Población Infinita

$$q = p = 0,5$$

Población Finita

## 5. Prueba de Hipótesis

$$\blacksquare \begin{matrix} H_0 \geq \\ H_1 < \end{matrix}$$

$$\blacksquare \begin{matrix} H_0 \leq \\ H_1 > \end{matrix}$$

$$\blacksquare \begin{matrix} H_0 = \\ H_1 \neq \end{matrix}$$

Cola Inferior

Cola Superior

Doble Cola

Valores Críticos

$\alpha$	0.10	0.05	0.01	0.005	0.002
Una Cola	$\pm 1,28$	$\pm 1,64$	$\pm 2,33$	$\pm 2,58$	$\pm 2,88$
Dos Colas	$\pm 1,64$	$\pm 1,96$	$\pm 2,58$	$\pm 2,81$	$\pm 3,08$

## 6. Misceláneo

### 6.1. Tabla: Coeficientes de Confianza o valores críticos ( $1 - \frac{\alpha}{2}$ )

$1 - \alpha$	0.9973	0.99	0.98	0.96	0.9545	0.95	0.90	0.68
$100(1 - \alpha) \%$	99.73	99	98	96	95.45	95	90	68
$z_{1-\frac{\alpha}{2}}$	3.00	2.58	2.33	2.05	2.00	1.96	1.64	1.00

### 6.2. Interpolación

$\phi(z)$	$z$
$a$	$x$
$b$	$\lambda$
$c$	$y$

 $\rightarrow \frac{a-c}{b-c} = \frac{x-y}{\lambda-y}$