TEMA 1

Distribución de Frecuencias: Variables discretas

Mod.	F. Abs.	F. Rel.	F. Abs. Acum.	F. Rel. Acum
C	n_i	f_i	N_i	F_i
c_1	n_1	$f_1 = n_1/n$	$N_1 = n_1$	$F_1 = N_1/n = f_1$
$\dots$	$\dots$	$\dots$	$\dots$	$\dots$
c_j	n_j	$f_j = n_j/n$	$N_j = n_1 + \ldots + n_j$	$F_j = N_j/n = f_1 + \ldots + f_j$
$\dots$	$\dots$	$\dots$	$\dots$	$\dots$
c_k	n_k	$f_k = n_k/n$	$N_k = n$	$F_k = 1$
	n	1		

Distribución de Frecuencias: Variables continuas

	M. clase	F. Abs.	F. Rel.	F. Abs. Ac.	F. Rel. Ac.
	C	n_i	f_i	N_i	F_i
$l_0 - l_1$	c_1	n_1	$f_1 = n_1/n$	$N_1 = n_1$	$F_1 = f_1$
$\dots$	$\dots$	$\dots$	$\dots$	$\dots$	$\dots$
$l_{j-1} - l_j$	c_j	n_j	$f_j = n_j/n$	$N_j = N_{j-1} + n_j$	$F_j = F_{j-1} + f_j$
$\dots$	$\dots$	$\dots$	$\dots$	$\dots$	$\dots$
$l_{k-1} - l_k$	c_k	n_k	$f_k = n_k/n$	$N_k = n$	$F_k = 1$
		n	1		

Notación: $l_{j-1} - l_j \overset{def}{\equiv} (l_{j-1}, l_j]$

- Número de intervalos $k \approx \begin{cases} \sqrt{n} & \text{si } n \text{ no es muy grande} \\ 1 + 3{,}22\log(n) & \text{en otro caso} \end{cases}$
- Amplitud total $A = l_k - l_0$ donde $l_0 = x_{min}, l_1 = l_0 + a, \ldots, l_k = x_{max} = l_0 + ka$, y
- **Amplitud de cada intervalo**: $a_i = a = A/k$
- **Marca de clase**: $c_i = \frac{l_i + l_{i-1}}{2}$.
- **Media**
  - Si los datos no están ordenados en una tabla,

$$\overline{x} = \frac{x_1 + \cdots + x_n}{n} = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} x_i$$

  - Si los datos son discretos y están ordenados en una tabla,

$$\overline{x} = \frac{1}{n}(x_1 n_1 + \cdots + x_k n_k) = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{k} x_i n_i = \sum_{i=1}^{k} x_i f_i$$

- Si los datos son continuos y están ordenados en una tabla,

$$\overline{x} = \frac{1}{n}\left(c_1 n_1 + \cdots + c_k n_k\right) = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{k} c_i n_i = \sum_{i=1}^{k} c_i f_i$$

- **Linealidad de la media** Si $Y = a + bX$ entonces la media de Y es $\overline{y} = a + b\overline{x}$,

- **Mediana** Med, es la observación que queda en el centro de todas las observaciones (cuando éstas han sido ordenadas de menor a mayor), si n es el número de observaciones, la mediana corresponderá

  - a la observación que ocupa la posición $[n/2]+1$ (donde $[\cdot]$ es la *parte entera* de un número), si el número de datos es impar, y
  - a la semisuma de los valores que ocupan las posiciones $n/2$ y $n/2+1$, si el número de datos es par.
  - si los datos se presentan agrupados en una tabla, será el será el valor cuya frecuencia acumulada sea igual a $n/2$ si existe, o el primer x_i cuya frecuencia acumulada supere el valor $n/2$.

- **Moda** Es el valor de la variable que se repite con mayor frecuencia.

- **Percentil de orden** p es el valor de los datos que deja a su izquierda el $100 \cdot p\,\%$ de los datos y a su derecha el $100 \cdot (1-p)\,\%$.

- **Cuartiles**: **Primer Cuartil**: $Q_1 = P_{25}$. **Tercer Cuartil**: $Q_3 = P_{75}$.

- **Rango** $R = max\{x_1, \ldots, x_n\} - min\{x_1, \ldots, x_n\}$

- **Desviación media** $D_m = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} |x_i - \overline{x}|$.

- **Recorrido Intercuartílico** $IQR = Q_3 - Q_1$

- **Varianza** $s^2 = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} (x_i - \overline{x})^2$.
  Notación $E(X^2) = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} x_i^2$.
  Observación $s^2 = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} (x_i - \overline{x})^2 = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} x_i^2 - \overline{x}^2 = E(X^2) - \overline{x}^2$.

- **Desviación Típica** $s = +\sqrt{s^2}$

- **Cuasi-varianza** $s_c^2 = \frac{1}{n-1}\sum_{i=1}^{n} (x_i - \overline{x})^2 = \frac{n \cdot s^2}{n-1}$.

- **Tipificación** Es el proceso de restar la media y dividir entre su desviación típica a una variable X, $z = \frac{X - \overline{x}}{s}$.

- **Coeficiente de Variación** $CV = \frac{\sigma}{\overline{x}} \cdot 100$.

- **Coeficiente de asimetría** $\gamma_1 = \frac{m_3}{m_2\sqrt{m_2}} = \frac{\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}(x_i-\overline{x})^3}{\sigma^3}$ donde $\mu_p = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} x_i^p$, es el momento de orden p y $m_p = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} (x_i - \overline{x})^p$, es el momento *central* de orden p.

- **Coeficiente de curtosis o apuntamiento** $\gamma_2 = \frac{m_4}{\sigma^4} - 3$, donde m_4 es el momento central de cuarto orden.

TEMA 2

- **Frecuencia Total** n, es el número total de individuos observados.
- **Frecuencia absoluta del par** (x_i, y_j), n_{ij}, número de observaciones que poseen la modalidad x_i de X e y_j de Y al mismo tiempo.
- **Frecuencia relativa del par** (x_i, y_j), $f_{ij} = \frac{n_{ij}}{n}$

Distribución Conjunta de Frecuencias de dos variables X e Y

$X \setminus Y$	y_1	y_2	$\cdots$	y_l	
x_1	n_{11}	n_{12}	$\cdots$	n_{1l}	$n_{1.}$
x_2	n_{21}	n_{22}	$\cdots$	n_{2l}	$n_{2.}$
$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$	$\ddots$	$\vdots$	$\vdots$
x_k	n_{k1}	n_{k2}	$\cdots$	n_{kl}	$n_{k.}$
	$n_{,1}$	$n_{,2}$	$\cdots$	$n_{.l}$	n

- **Frecuencias Absolutas Marginales de $X = x_i$ y de $Y = y_j$** $n_{i.} = n_{i1} + n_{i2} + \ldots + n_{il} = \sum_{j=1}^{l} n_{ij}$ y $n_{.j} = n_{1j} + n_{2j} + \ldots + n_{kj} = \sum_{i=1}^{k} n_{ij}$ respectivamente.
- **Observación** Las frecuencias absolutas marginales corresponden a los valores suma de las distintas filas ($n_{i.}$) y columnas ($n_{.j}$) en la tabla de doble entrada.
- **Frecuencias Relativas Marginales de $X = x_i$ e $Y = y_j$** $f_{i.} = \frac{n_{i.}}{n}$ y $f_{.j} = \frac{n_{.j}}{n}$ respectivamente.
- **Observación**

$$\sum_{i=1}^{k} n_{i.} = \sum_{j=1}^{l} n_{.j} = \sum_{i=1}^{k} \sum_{j=1}^{l} n_{ij} = n$$
$$\sum_{i=1}^{k} f_{i.} = \sum_{j=1}^{l} f_{.j} = \sum_{i=1}^{k} \sum_{j=1}^{l} f_{ij} = 1$$

- **Distribuciones Marginales de X y de Y**

X	$n_{i.}$	$f_{i.}$
x_1	$n_{1.}$	$f_{1.}$
x_2	$n_{2.}$	$f_{2.}$
$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$
x_k	$n_{k.}$	$f_{k.}$
	n	1

Y	y_1	y_2	$\cdots$	y_l	
$n_{.i}$	$n_{,1}$	$n_{,2}$	$\cdots$	$n_{.l}$	n
$f_{.i}$	$f_{,1}$	$f_{,2}$	$\cdots$	$f_{.l}$	1

- **Distribuciones Condicionadas**

$Y|X = x_i$	y_1	y_2	$\cdots$	y_l	
n_{ij}	n_{i1}	n_{i2}	$\cdots$	n_{il}	$n_{i.}$

$X|Y = y_j$	n_{ij}
x_1	n_{1j}
x_2	n_{2j}
$\vdots$	$\vdots$
x_k	n_{kj}
	$n_{.j}$

- **Observación** Dos variables X e Y son estadísticamente independientes si y solo si $f_{ij} = f_{i.}f_{.j}$
- **Covarianza** $s_{xy} = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}(x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})$
- **Observación** $s_{xy} = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}(x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y}) = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} x_i y_i - \bar{y}\bar{x}$
- **Vector de Medias** $(\bar{x}, \bar{y})$
- **Matriz de Covarianzas** $S = \begin{pmatrix} s_x^2 & s_{xy} \\ s_{xy} & s_y^2 \end{pmatrix}$
- **Coeficiente de Correlación Lineal** $r_{xy} = \frac{s_{xy}}{s_x s_y}$
- **Residuos o Errores** $\epsilon_i = y_i - (a + bx_i)$
- **Ajuste de la recta** $Y = a + bX$ **por Mínimos Cuadrados**

$$b = \frac{s_{xy}}{s_x^2}$$
$$a = \bar{y} - b\bar{x}$$

- **Observación** $\bar{\epsilon} = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\epsilon_i = 0$
- **Varianza Residual** $s_\epsilon^2 = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\epsilon_i^2 = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\left(y_i - (a + bx_i)\right)^2$
- **Observación** $s_\epsilon^2 = s_y^2(1 - r_{xy}^2)$
- **Coeficiente de Determinación** $R^2 = r_{xy}^2$.
- **Observación** $b = \frac{s_y}{s_x} r_{xy}$

Dos rectas de regresión

- $Y = a + bX$ con $b = \frac{s_{xy}}{s_x^2}$ y $a = \bar{y} - b\bar{x}$.
- $X = c + dY$ con $d = \frac{s_{xy}}{s_y^2}$, $c = \bar{x} - d\bar{y}$.
- **Observación** $b \cdot d = r_{xy}^2$ y $\frac{b}{d} = \frac{s_x^2}{s_y^2}$

TEMA 3

Leyes de DeMorgan $\overline{A \cup B} = \overline{A} \cap \overline{B}$ y $\overline{A \cap B} = \overline{A} \cup \overline{B}$

Definición de Probabilidad

- **Axioma 1** Dado $A \subset E,$ se cumple que $0 \leq P(A) \leq 1$
- **Axioma 2** $P(E) = 1$
- **Axioma 3**

$$\left.\begin{array}{c} A_1, \ldots, A_n, \ldots \in \mathcal{A} \\ A_i \cap A_j = \emptyset \end{array}\right\} \Longrightarrow P\left(\bigcup_{i=1}^{\infty} A_i\right) = \sum_{i=1}^{\infty} P(A_i)$$

- **Interpretación clásica de la probabilidad** *Regla de Laplace*:

$$P(A) = \frac{\text{número de casos favorables a } A}{\text{número de casos posibles}}.$$

- **Interpretación frecuentista de la probabilidad** Supongamos que un suceso A ocurre A_n veces en n repeticiones del experimento:

$$P(A) = \lim_{n \to \infty} \frac{A_n}{n}.$$

- **Probabilidades como grado de confianza** Medida del grado de creencia que tiene una persona dada en un momento dado sobre la ocurrencia del suceso.
- **Probabilidad condicionada** $P\left(A|B\right) = \frac{P(A \cap B)}{P(B)}$.
- **Sucesos Independientes:** A es independiente de B si y solo si $P(A) = P(A|B)$.
- **Observación:** A es independiente de $B \Longleftrightarrow P(A \cap B) = P(A)P(B)$.
- **Proposición**
  - $P(A \cup B) = P(A) + P(B) - P(A \cap B)$.
  - $P(A \cap B) = P(A)P(B|A) = P(B)P(A|B)$.
  - $P(A^c) = 1 - P(A)$.
  - $P(A^c|B) = 1 - P(A|B)$.
- **Teorema de la Probabilidad Compuesta**

$$P(A_1 A_2 \ldots A_n) = P(A_1)P(A_2|A_1)P(A_3|A_1 A_2) \cdots P(A_n|A_1 A_2 \ldots A_{n-1}).$$

- **Teorema de la Probabilidad total** $P(B) = \sum_{i=1}^{n} P\left(B|A_i\right) P(A_i)$.
- **Teorema de Bayes** $P\left(A_j|B\right) = \frac{P(B|A_j) \cdot P(A_j)}{\sum_{i=1}^{n} P(B|A_i) \cdot P(A_i)}$.

TEMA 4

- **F. de masa de Probabilidad** de una v.a. discreta.

$$\begin{aligned} f: \quad & \mathbb{N} \longrightarrow [0,1] \\ & x_i \longrightarrow f(x_i) = P(X = x_i) = P(\{e, \text{ tal que } X(e) = x_i\}) \end{aligned}$$

  Propiedades:

  1. $f(x_i) \geq 0 \ \forall i = 1, \ldots, k$
  2. $$\sum_{i=1}^{k} f(x_i) = \sum_{i=1}^{k} P(X = x_i) = 1$$

- **F. de Distribución** de una v.a. discreta.

$$\begin{aligned} F: \quad & N \longrightarrow [0,1] \\ & x_i \longrightarrow F(x_i) = P(X \leq x_i) = P(\{e, \text{ tal que } X(e) \leq x_i\}) \end{aligned}$$

- **F. de densidad** de una v.a. continua. Es una función $f : \mathbb{R} \longrightarrow \mathbb{R}$ que verifica
  - $f(x) \geq 0$
  - $\int_{-\infty}^{+\infty} f(x)dx = 1$
  - Dados $a < b$, $P(a \leq X \leq b) = \int_a^b f(x)dx$.
  - **F. de distribución** de una v.a. continua,

$$F(\mathbf{x}) = P(X \leq \mathbf{x}) = \int_{-\infty}^{x} f(t)dt.$$

    Mismas propiedades que en el caso discreto, además de que $f(x) = F'(x)$
  - **Momentos:**

$$E(X) = \mu = \begin{cases} \sum_x x f(x) & \text{si } X \text{ es discreta} \\ \int_{-\infty}^{\infty} x f(x)dx & \text{si } X \text{ es continua} \end{cases}$$

$$Var(X) = \sigma^2 = \begin{cases} \sum_x (x-\mu)^2 f(x) & \text{si } X \text{ es discreta} \\ \int_{-\infty}^{\infty} (x-\mu)^2 f(x)dx & \text{si } X \text{ es continua} \end{cases}$$

    Observación: $Var(X) = \sigma^2 = E(X^2) - \mu^2$
    Desviación Típica= $\sigma = +\sqrt{\sigma^2}$
  - **Desigualdad de Chebychev** X v.a. con media μ y desviación típica σ entonces:

$$P(|X - \mu| \geq k\sigma) \leq \frac{1}{k^2}.$$

    o equivalentemente

$$P(|X - \mu| < k\sigma) > 1 - \frac{1}{k^2}.$$

- **Transformación de una variable aleatoria** Dada una v.a. X se puede definir la transformación $g(X)$ y calcular su esperanza definida mediante

$$E[g(X)] = \begin{cases} \int_{-\infty}^{\infty} g(x) f(x)\, dx & \text{en el caso continuo} \\ \\ \sum_i g(x_i) f(x_i) & \text{en el caso discreto} \end{cases}$$

Análogamente, se define

$$Var[g(X)] = E\left[\{g(X) - E[g(X)]\}^2\right]$$

- **Transformación de varias variables:** Las definiciones anteriores se extienden al caso bivariante. Así para $Y = g(X_1, X_2)$ se tiene que

$$E[Y] = \begin{cases} \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} g(x_1, x_2) f(x_1, x_2)\, dx_2 dx_1, & \text{en el caso continuo} \\ \\ \sum_{x_1} \sum_{x_2} g(x_1, x_2) f(x_1, x_2), & \text{en el caso discreto} \end{cases}$$

- **Covarianza** Es una medida de la relación de crecimiento conjunto de dos variables y se define como la esperanza de la transformación

$$g(x_1, x_2) = (x_1 - \mu_1)(x_2 - \mu_2)$$

es decir,

$$Cov(X_1, X_2) = E[(X_1 - \mu_1)(X_2 - \mu_2)]$$

- **Observación:** En el caso de independencia se tiene

$$Cov(X_1, X_2) = 0.$$

- **Observación:**

$$\begin{aligned} E(a_1 X_1 + a_2 X_2) &= a_1 E(X_1) + a_2 E(X_2) \\ Var(a_1 X_1 + a_2 X_2) &= a_1^2 Var(X_1) + a_2^2 Var(X_2) + 2 a_1 a_2 Cov(X_1, X_2). \end{aligned}$$

- **Observación:** Cuando X_1, X_2 son independientes resulta

$$Var(a_1 X_1 + a_2 X_2) = a_1^2 Var(X_1) + a_2^2 Var(X_2),$$

resultado que se extienden facilmente al caso de n variables aleatorias.

- **Observación:** Sean $X_1, \ldots, X_n$ v.a. independientes con media μ y varianza σ^2. Si definimos

$$\overline{X} = \frac{1}{n}(X_1 + \cdots + X_n)$$

entonces

$$\begin{aligned} E\left(\overline{X}\right) &= E\left(\frac{1}{n}\sum_i X_i\right) = \frac{1}{n}\sum_i E(X_i) = \frac{1}{n}\sum_i \mu = \mu \\ Var\left(\overline{X}\right) &= Var\left(\frac{1}{n}\sum_i X_i\right) = \frac{1}{n^2}\sum_i Var(X_i) = \frac{\sigma^2}{n} \end{aligned}$$

- **Cálculo Probabilidades Normales a partir de la Tabla de la $N(0,1)$:**

  Para valores negativos:

  $$\Phi(-z) = 1 - \Phi(z)$$

  Para v.a. normales no estándar, usamos que si $X \sim N(\mu, \sigma)$, entonces $Z = \frac{X-\mu}{\sigma} \sim N(0,1)$

- **Suma de Variables Normales**

  Sean $X_1, X_2, \ldots, X_n$, v.a. normales e independientes, t.q. $E(X_i) = \mu_i$ y $Var(X_i) = \sigma_i^2$, $i = 1, \ldots, n$, Definimos

  $$Y = a_1 X_1 + \ldots + a_n X_n$$

  donde $a_1, \ldots, a_n$ son constantes. Entonces Y es una variable aleatoria normal con

  $$E(Y) = a_1 \mu_1 + \ldots + a_n \mu_n$$

  y

  $$Var(Y) = a_1^2 \sigma_1^2 + \ldots + a_n^2 \sigma_n^2$$

- **Teorema Central del Límite**

  Sean $X_1, X_2, \ldots, X_n$, variables independientes, con medias y varianzas $E(X_i) = \mu_i$ y $Var(X_i) = \sigma_i^2$, $i = 1, \ldots, n$, respectivamente. Entonces cuando n crece, la distribución de la variable

  $$Y = X_1 + \ldots + X_n$$

  es aproximadamente normal $N(\sum \mu_i, \sum \sigma_i^2)$. O equivalentemente, la distribución de

  $$\frac{Y - \sum \mu_i}{\sqrt{\sum \sigma_i^2}}$$

  es aproximadamente $N(0,1)$.

Ver tablas adjuntas

Dist.	$f(x)$	$F(x)$	$E(X)$	$Var(X)$
Bernoulli $Ber(p)$	$P(X=1)=p$ $P(X=0)=1-p$	$F(x)=\begin{cases} 0 & \text{si } x<0 \\ 1-p & \text{si } 0\leq x<1 \\ 1 & \text{si } x\geq 1 \end{cases}$	p	$p(1-p)$
Binomial $Bin(n,p)$	$P(X=x)=\binom{n}{x}p^x(1-p)^{n-x}, x=1,2,...,n$	–	np	$np(1-p)$
Geométrica $Ge(p)$	$P(X=x)=p(1-p)^{x-1}, x=1,2,...,\infty$	–	$\frac{1}{p}$	$\frac{1}{p^2}$
Poisson $Poiss(\lambda)$	$P(X=x)=\frac{e^{-\lambda}\lambda^x}{x!}, x=0,1,2,...,\infty$	–	λ	λ
Uniforme $U(a,b)$	$f(x)=\frac{1}{b-a}, a<x<b$	$F(x)=\begin{cases} 0 & x\leq a \\ \frac{x-a}{b-a} & a<x<b \\ 1 & x\geq b \end{cases}$	$\frac{a+b}{2}$	$\frac{(b-a)^2}{12}$
Beta $Be(\alpha,\beta)$	$f(x)=\frac{\Gamma(\alpha+\beta)}{\Gamma(\alpha)\Gamma(\beta)}x^{\alpha-1}(1-x)^{\beta-1}, 0<x<1$ donde $\Gamma(\alpha)=\int_0^\infty x^{\alpha-1}e^{-x}dx$	–	$\frac{\alpha}{\alpha+\beta}$	$\frac{\alpha\beta}{(\alpha+\beta)^2(\alpha+\beta+1)}$
Exponencial $Exp(\alpha)$	$f(x)=\alpha e^{-\alpha x}, x>0$	$F(x)=\begin{cases} 0 & x\leq 0 \\ 1-e^{-\alpha x} & \text{para } x>0 \end{cases}$	$\frac{1}{\alpha}$	$\frac{1}{\alpha^2}$
Normal $N(\mu,\sigma)$	$f(x)=\frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}}e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}}, -\infty<x<\infty$	–	μ	σ^2

	Caso	Intervalo de Confianza	Contraste de Hipótesis	Estadístico del Contraste	Región de rechazo
1	Para μ de $N(\mu,\sigma^2)$, σ^2 conocida	$\bar{x} \pm z_{\alpha/2}\dfrac{\sigma}{\sqrt{n}}$	$H_0:\mu=\mu_0; H_1:\mu\neq\mu_0$ $H_0:\mu\le\mu_0; H_1:\mu>\mu_0$ $H_0:\mu\ge\mu_0; H_1:\mu<\mu_0$	$z_c=\dfrac{\bar{x}-\mu_0}{\sigma/\sqrt{n}}\sim N(0,1)$	$\{\lvert z_c\rvert > z_{\alpha/2}\}$ $\{z_c > z_\alpha\}$ $\{z_c < -z_\alpha\}$
2	Para μ de $N(\mu,\sigma^2)$, σ^2 desconocida	$\bar{x} \pm t_{n-1,\alpha/2}\dfrac{s}{\sqrt{n}}$	$H_0:\mu=\mu_0; H_1:\mu\neq\mu_0$ $H_0:\mu\le\mu_0; H_1:\mu>\mu_0$ $H_0:\mu\ge\mu_0; H_1:\mu<\mu_0$	$t_c=\dfrac{\bar{x}-\mu_0}{s/\sqrt{n}}\sim t_{n-1}$	$\{\lvert t_c\rvert > t_{n-1,\alpha/2}\}$ $\{t_c > t_{n-1,\alpha}\}$ $\{t_c < -t_{n-1,\alpha}\}$
3	Para μ caso general, n grande	$\bar{x} \pm z_{\alpha/2}\dfrac{s}{\sqrt{n}}$	$H_0:\mu=\mu_0; H_1:\mu\neq\mu_0$ $H_0:\mu\le\mu_0; H_1:\mu>\mu_0$ $H_0:\mu\ge\mu_0; H_1:\mu<\mu_0$	$z_c=\dfrac{\bar{x}-\mu_0}{s/\sqrt{n}}\sim N(0,1)$	$\{\lvert z_c\rvert > z_{\alpha/2}\}$ $\{z_c > z_\alpha\}$ $\{z_c < -z_\alpha\}$
4	Para una proporción, p, caso general (n grande)	$\hat{p} \pm z_{\alpha/2}\sqrt{\dfrac{\hat{p}(1-\hat{p})}{n}}$	$H_0:p=p_0; H_1:p\neq p_0$ $H_0:p\le p_0; H_1:p>p_0$ $H_0:p\ge p_0; H_1:p<p_0$	$z_c=\dfrac{(\hat{p}-p_0)}{\sqrt{\hat{p}\hat{q}/n}}\sim N(0,1)$	$\{\lvert z_c\rvert > z_{\alpha/2}\}$ $\{z_c > z_\alpha\}$ $\{z_c < -z_\alpha\}$
5	Para σ^2 de $N(\mu,\sigma^2)$	$\left(\dfrac{(n-1)s^2}{\chi^2_{n-1,\alpha/2}},\dfrac{(n-1)s^2}{\chi^2_{n-1,1-\alpha/2}}\right)$	$H_0:\sigma^2=\sigma_0^2; H_1:\sigma^2\neq\sigma_0^2$ $H_0:\sigma^2\le\sigma_0^2; H_1:\sigma^2>\sigma_0^2$ $H_0:\sigma^2\ge\sigma_0^2; H_1:\sigma^2<\sigma_0^2$	$\chi_c^2=\dfrac{(n-1)s^2}{\sigma_0^2}\sim\chi^2_{n-1}$	$\{\chi_c^2\notin[\chi^2_{n-1,1-\alpha/2},\chi^2_{n-1,\alpha/2}]\}$ $\{\chi_c^2 > \chi^2_{n-1,\alpha}\}$ $\{\chi_c^2 < \chi^2_{n-1,1-\alpha}\}$

Nota: $s_p^2=\dfrac{(n_1-1)s_1^2+(n_2-1)s_2^2}{n_1+n_2-2}$

$f=\dfrac{\left(s_1^2/n_1+s_2^2/n_2\right)^2}{\left(s_1^2/n_1\right)^2/(n_1-1)+\left(s_2^2/n_2\right)^2/(n_2-1)}$ Se elige el entero más próximo a esta cantidad.

	Caso	Intervalo de Confianza	Contraste de Hipótesis	Estadístico del Contraste	Región de rechazo
6	Para $\mu_1-\mu_2$ de $N(\mu_1,\sigma_1^2)$ y $N(\mu_2,\sigma_2^2)$ σ_1^2,σ_2^2 conocidas	$(\bar{x}-\bar{y})\pm z_{\alpha/2}\sqrt{\sigma_1^2/n_1+\sigma_2^2/n_2}$	$H_0:\mu_1-\mu_2=d_0;\,H_1:\mu_1-\mu_2\neq d_0$ $H_0:\mu_1-\mu_2\leq d_0;\,H_1:\mu_1-\mu_2> d_0$ $H_0:\mu_1-\mu_2\geq d_0;\,H_1:\mu_1-\mu_2< d_0$	$z_c=\dfrac{(\bar{x}_1-\bar{x}_2)-d_0}{\sqrt{\sigma_1^2/n_1+\sigma_2^2/n_2}}\sim N(0,1)$	$\{\lvert z_c\rvert>z_{\alpha/2}\}$ $\{z_c>z_\alpha\}$ $\{z_c<-z_\alpha\}$
7	Para $\mu_1-\mu_2$ de $N(\mu_1,\sigma_1^2)$ y $N(\mu_2,\sigma_2^2)$, σ_1^2,σ_2^2 desconocidas, $\sigma_1^2=\sigma_2^2$	$(\bar{x}-\bar{y})\pm t_{(n_1+n_2-2),\alpha/2}s_p\sqrt{1/n_1+1/n_2}$	$H_0:\mu_1-\mu_2=d_0;\,H_1:\mu_1-\mu_2\neq d_0$ $H_0:\mu_1-\mu_2\leq d_0;\,H_1:\mu_1-\mu_2> d_0$ $H_0:\mu_1-\mu_2\geq d_0;\,H_1:\mu_1-\mu_2< d_0$	$t_c=\dfrac{(\bar{x}_1-\bar{x}_2)-d_0}{s_p\cdot\sqrt{1/n_1+1/n_2}}\sim t_{n_1+n_2-2}$	$\{\lvert t_c\rvert>t_{n_1+n_2-2,\alpha/2}\}$ $\{t_c>t_{n_1+n_2-2,\alpha}\}$ $\{t_c<-t_{n_1+n_2-2,\alpha}\}$
8	Para $\mu_1-\mu_2$ de $N(\mu_1,\sigma_1^2)$ y $N(\mu_2,\sigma_2^2)$, σ_1^2,σ_2^2 desconocidas, $\sigma_1^2\neq\sigma_2^2$	$(\bar{x}-\bar{y})\pm t_{f,\alpha/2}\sqrt{s_1^2/n_1+s_2^2/n_2}$	$H_0:\mu_1-\mu_2=d_0;\,H_1:\mu_1-\mu_2\neq d_0$ $H_0:\mu_1-\mu_2\leq d_0;\,H_1:\mu_1-\mu_2> d_0$ $H_0:\mu_1-\mu_2\geq d_0;\,H_1:\mu_1-\mu_2< d_0$	$t_c=\dfrac{(\bar{x}_1-\bar{x}_2)-d_0}{\sqrt{s_1^2/n_1+s_2^2/n_2}}\sim t_f$	$\{\lvert t_c\rvert>t_{f,\alpha/2}\}$ $\{t_c>t_{f,\alpha}\}$ $\{t_c<-t_{f,\alpha}\}$
9	Para $\mu_1-\mu_2$ caso general (n_1 y n_2 grandes)	$(\bar{x}-\bar{y})\pm z_{\alpha/2}\sqrt{s_1^2/n_1+s_2^2/n_2}$	$H_0:\mu_1-\mu_2=d_0;\,H_1:\mu_1-\mu_2\neq d_0$ $H_0:\mu_1-\mu_2\leq d_0;\,H_1:\mu_1-\mu_2> d_0$ $H_0:\mu_1-\mu_2\geq d_0;\,H_1:\mu_1-\mu_2< d_0$	$z_c=\dfrac{(\bar{x}_1-\bar{x}_2)-d_0}{\sqrt{s_1^2/n_1+s_2^2/n_2}}\sim N(0,1)$	$\{\lvert z_c\rvert>z_{\alpha/2}\}$ $\{z_c>z_\alpha\}$ $\{z_c<-z_\alpha\}$
10	Para p_1-p_2 caso general (n_1 y n_2 grandes)	$(\hat{p}_1-\hat{p}_2)\pm z_{\alpha/2}\sqrt{\hat{p}_1\hat{q}_1/n_1+\hat{p}_2\hat{q}_2/n_2}$	$H_0:p_1-p_2=p_0;\,H_1:p_1-p_2\neq p_0$ $H_0:p_1-p_2\leq p_0;\,H_1:p_1-p_2> p_0$ $H_0:p_1-p_2\geq p_0;\,H_1:p_1-p_2< p_0$	$z_c=\dfrac{(\hat{p}_1-\hat{p}_2)-p_0}{\sqrt{\hat{p}_1\hat{q}_1/n_1+\hat{p}_2\hat{q}_2/n_2}}\sim N(0,1)$	$\{\lvert z_c\rvert>z_{\alpha/2}\}$ $\{z_c>z_\alpha\}$ $\{z_c<-z_\alpha\}$
11	Para σ_1^2/σ_2^2 de $N(\mu_1,\sigma_1^2)$ y $N(\mu_2,\sigma_2^2)$	$\left(\dfrac{s_1^2/s_2^2}{F_{n_1-1,n_2-1,\alpha/2}},\dfrac{s_1^2}{s_2^2}F_{n_2-1,n_1-1,\alpha/2}\right)$	$H_0:\sigma_1^2=\sigma_2^2;\,H_1:\sigma_1^2\neq\sigma_2^2$ $H_0:\sigma_1^2\leq\sigma_2^2;\,H_1:\sigma_1^2>\sigma_2^2$ $H_0:\sigma_1^2\geq\sigma_2^2;\,H_1:\sigma_1^2<\sigma_2^2$	$F_c=\dfrac{s_1^2}{s_2^2}\sim F_{n_1-1,n_2-1}$	$\{\mathrm{F}_c\notin[F_{n_1-1,n_2-1,1-\alpha/2},F_{n_1-1,n_2-1,\alpha/2}]\}$ $\{F_c>F_{n_1-1,n_2-1,\alpha}\}$ $\{F_c<F_{n_1-1,n_2-1,1-\alpha}\}$