

## RESUMEN DE FÓRMULAS – EXAMEN FINAL

### Teorema de Bayes

$$P(A|B) = \frac{P(A \cap B)}{P(B)}$$

$$P(A|B)P(B) = P(B|A)P(A) = P(A \cap B)$$

### Ley de Probabilidades Totales

$$\Omega = \{N1 \cup N2\} \rightarrow P(A) = P(A \cap N1) + P(A \cap N2)$$

### Valor Esperado y Varianza

$$E[X] = \mu = \sum_{R(X)} x_i g_X(x_i) \quad \text{ó} \quad \int_{R(X)} x f_X(x) dx$$

$$Var[X] = E[X^2] - (E[X])^2$$

### Regla de la Multiplicación

$$\# \text{ Total de resultados} = n_1 * n_2 * \dots * n_r$$

### Muestra de Orden

$$\#m(r; A) = n^r$$

### Permutaciones

$$P(r; n) = \frac{n!}{(n-r)!}; \quad r \leq n$$

### Combinaciones

$$C(r; n) = \frac{n!}{(n-r)!r!}$$

### Particiones Ordenadas

$$\#P(n_1, n_2, \dots, n_r; A) = \binom{N}{n_1} \binom{N-n_1}{n_2} \dots \binom{N-n_1-n_2-\dots-n_{r-1}}{n_r}$$

$$\#P(n_1, n_2, \dots, n_r; A) = \frac{N!}{n_1! n_2! \dots n_r!}$$

DISTRIBUCIONES	Parámetros	Función de Probabilidad / fdp	E(X)	Var(X)
<b>DISTRIBUCIÓN UNIFORME DISCRETA</b>	$k = \text{número de valores distintos que puede tomar } X$	$\frac{1}{k}$ $x = x_1, x_2, \dots$	$\frac{1}{k} \sum_{i=1}^k x_i$	$\frac{1}{k} \sum_{i=1}^k (x_i - \mu)^2$
<b>BERNOULLI</b>	$p = \text{probabilidad de éxito}$	$p^x(1-p)^{1-x}$ $x = 0, 1$	$p$	$p(1-p)$
<b>BINOMIAL</b>	$p = \text{probabilidad de éxito}$ $n = \text{número de ensayos}$	$\binom{n}{x} p^x (1-p)^{n-x}$ $0 \leq x \leq n$	$np$	$np(1-p)$
<b>GEOMÉTRICA</b>	$p = \text{probabilidad de éxito}$	$(1-p)^{x-1} p$ $x = 1, 2, \dots$	$\frac{1}{p}$	$\frac{1-p}{p^2}$
<b>BINOMIAL NEGATIVA</b>	$p = \text{probabilidad de éxito}$ $k = \text{ésimo éxito}$	$\binom{x-1}{k-1} (1-p)^{x-k} p^k$ $x \geq k$	$\frac{k}{p}$	$\frac{k(1-p)}{p^2}$
<b>POISSON</b>	$\lambda = \frac{\# \text{ de arribos}}{\text{und. tiempo}}$ $t = \text{intervalo de tiempo}$	$\frac{(\lambda t)^x}{x!} e^{-\lambda t}$ $x = 0, 1, \dots$ $\lambda, t > 0$	$\lambda t$	$\lambda t$
<b>DISTRIBUCIÓN UNIFORME CONTINUA</b>	$a = \text{mínimo}$ $b = \text{máximo}$	$\frac{1}{b-a}$ $a \leq x \leq b$	$\frac{a+b}{2}$	$\frac{(b-a)^2}{12}$
<b>DISTRIBUCIÓN NORMAL</b>	$\mu = \text{Media}$ $\sigma^2 = \text{Varianza}$	$\frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{1}{2\sigma^2}(x-\mu)^2}$	$\mu$	$\sigma^2$
Recuerde: $P(X_N \leq x) = P\left(\frac{X_N - \mu}{\sigma} \leq \frac{x - \mu}{\sigma}\right) = P\left(Z \leq \frac{x - \mu}{\sigma}\right)$				
<b>DISTRIBUCIÓN EXPONENCIAL</b>	$\lambda = \frac{\# \text{ de arribos}}{\text{und. tiempo}}$	$\lambda e^{-\lambda x}$ $x, \lambda > 0$	$\frac{1}{\lambda}$	$\frac{1}{\lambda^2}$
<b>DISTRIBUCIÓN TRIANGULAR</b>	$a = \text{mínimo}$ $m = \text{moda}$ $b = \text{máximo}$	$\begin{cases} \frac{2(x-a)}{(m-a)(b-a)} & a \leq x < m \\ \frac{2(b-x)}{(b-m)(b-a)} & m \leq x < b \end{cases}$	$\frac{a+b+m}{3}$	$\frac{a^2 + b^2 + m^2 - ab - am - bm}{18}$

## Distribuciones Marginales

### → Discretas

$$g_X(x) = \sum_{R(Y)} g_{XY}(x, y)$$

### → Continuas

$$f_X(x) = \int_{R(Y)} f_{XY}(x, y) dy$$

## Distribución Condicional

$$f_{X|Y}(x, y) = \frac{f_{XY}(x, y)}{f_Y(y)}$$

## Valor Esperado

$$E(u(X, Y)) = \int_{R(Y)} \int_{R(X)} u(X, Y) f_{XY}(X, Y) dx dy$$

## Varianza y Covarianza de una V.A.

$$Cov(X, Y) = E(XY) - E(X)E(Y)$$

$$Var(X) = E[(x - \mu)^2] = \sum_{R(X)} (x - \mu)^2 f_X(x) = \int_{-\infty}^{\infty} (x - \mu)^2 f_X(x) dx$$

## Valor Esperado Condicional

$$E(X|Y=b) = \sum_{R(X|Y)} x f_{X|Y}(x, Y=b)$$
$$E(X|Y=b) = \int_{R(X|Y=b)} x f_{X|Y}(x, Y=b) dx$$

## Probabilidades Condicionales

$$P(X \leq a|Y=b) = \int_{R(X \leq a|Y=b)} f_{X|Y}(x, Y=b) dx$$

$$P(X \leq a|Y \leq b) = \frac{P(X \leq a \cap Y \leq b)}{P(Y \leq b)}$$

## Coeficiente de Correlación

$$\rho_{XY} = \frac{Cov(X, Y)}{\sigma_X \sigma_Y}$$

## Suma de VAs independientes

Sean  $X_1$  y  $X_2$  variables aleatorias independientes con función generadoras de momentos  $\psi_{x_1}(t)$  y  $\psi_{x_2}(t)$ , respectivamente, y sea  $W = X_1 + X_2$ . Entonces:

$$\psi_W(t) = \psi_{x_1}(t) * \psi_{x_2}(t)$$

## Sesgo

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

## Mínima Varianza

$$Var(\hat{\theta}_1) < Var(\hat{\theta}_2)$$

## Error Cuadrático Medio (ECM)

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

## Consistencia

$$\lim_{n \rightarrow \infty} E(\hat{\theta}) = \theta ; \lim_{n \rightarrow \infty} Var(\hat{\theta}) = 0$$

## Cota Rao-Cramer (CRC)

$$CRC = \frac{1}{nE\left(\left[\frac{\partial}{\partial \theta} (\ln f_X(x; \theta))\right]^2\right)} = \frac{1}{-nE\left(\left[\frac{\partial^2}{\partial \theta^2} (\ln f_X(x; \theta))\right]\right)}$$

## Estimador de Máxima Verosimilitud

- 1)  $L(x_1, \dots, x_n; \theta) = \prod_{i=1}^n f_X(x_i)$
- 2)  $\ln(L(x_1, \dots, x_n; \theta))$
- 3)  $\frac{\partial}{\partial \theta} [\ln(L(x_1, \dots, x_n))] = 0$
- 4) despejar  $\theta = \hat{\theta}$

## Bondad de Ajuste

$$Y_{(m-1)} = \frac{(O_i - E_i)^2}{E_i} = \sum_{i=1}^m \frac{(x_i - np_i)^2}{np_i} \sim \chi^2_{(m-1)}$$

$x_i$  = Frecuencia Observada,  $n$  = # de Observaciones Totales

$m$  = # de Clases

Si  $Y_{calculado} > \chi^2_{(m-1; (1-\alpha))} \rightarrow$  rechazo  $H_0$

## Distribuciones Muestrales

$$\chi^2: X_1^2 + X_2^2 + \dots + X_n^2 \rightarrow \chi^2_{(n)}$$

Donde  $X_i$  es  $N(0,1)$  y  $X_i$  es independiente de  $X_j$ .

$$t: \frac{X}{\frac{Y}{\sqrt{n}}} \rightarrow t_{(n)}$$

Donde  $X$  es  $N(0,1)$  y  $Y$  es  $\chi^2_{(n)}$ , siendo  $X$  y  $Y$  independientes.

$$F: \frac{X/\frac{n1}{n2}}{Y/\frac{n1}{n2}} \rightarrow F_{(n1, n2)}$$

Donde  $X$  y  $Y$  son VAs independientes con distribuciones  $\chi^2_{(n1)}$  y  $\chi^2_{(n2)}$  respectivamente.

$$\text{Si } X \rightarrow F_{(\alpha; n1, n2)} \text{ entonces } Y = \frac{1}{X} \rightarrow F_{(1-\alpha; n2, n1)}$$

MEDIA POBLACIONAL(μ)			
Distr. Pob.	Var. Pob.	Tamaño Muestra	Intervalo de Confianza (1-α)%
Normal	Conocida	Pequeño	$\bar{X} \pm z_{(1-\frac{\alpha}{2})} \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$
Normal	Desconocida	Pequeño	$\bar{X} \pm t_{(1-\frac{\alpha}{2}; n-1)} \frac{S}{\sqrt{n}}$
Cualquiera	Conocida	Grande	$\bar{X} \pm z_{(1-\frac{\alpha}{2})} \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$
Cualquiera	Desconocida	Grande	$\bar{X} \pm z_{(1-\frac{\alpha}{2})} \frac{s}{\sqrt{n}}$
ESTIMACIÓN DE UNA PROPORCIÓN POBLACIONAL (p)			
Distr. Pob.	Var. Pob.	Tamaño Muestra	Intervalo de Confianza (1- α)%
Binomial, Bernoulli, Binomial Negativa	Desconocida	Grande	$\hat{p} \pm z_{(1-\frac{\alpha}{2})} \sqrt{\frac{\hat{p}(1-\hat{p})}{n}}$ $\hat{p} = \frac{x}{n}$ donde <i>x</i> es # éxitos
ESTIMACIÓN DE UNA VARIANZA POBLACIONAL (σ²)			
Distr. Pob.	Var. Pob.	Intervalo de Confianza (1- α)%	
Normal	Cualquiera	$\left( \frac{(n-1)S^2}{\chi^2_{(1-\frac{\alpha}{2}; (n-1))}}; \frac{(n-1)S^2}{\chi^2_{(\frac{\alpha}{2}; (n-1))}} \right)$	
ESTIMACIÓN DE UNA DIFERENCIA DE MEDIAS POBLACIONALES μ1-μ2			
Distr. Pob.	Var. Pob.	Tamaño Muestra	Intervalo de Confianza (1- α)%
Normales	Desconocidas e iguales	Pequeños	$\bar{X}_1 - \bar{X}_2 \pm t_{(1-\frac{\alpha}{2}; (n_1+n_2-2))} S_c \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}$ $donde S_c = \sqrt{\frac{(n_1-1)S_1^2 + (n_2-1)S_2^2}{n_1 + n_2 - 2}}$
	Conocidas	Cualquiera	$\bar{X}_1 - \bar{X}_2 \pm z_{(1-\frac{\alpha}{2})} \sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}}$
Cualquiera	Conocidas	Grande	$\bar{X}_1 - \bar{X}_2 \pm z_{(1-\frac{\alpha}{2})} \sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}}$
ESTIMACIÓN DE UNA DIFERENCIA DE PROPORCIONES POBLACIONALES p1-p2			
Distr. Pob.	Var. Pob.	Tamaño Muestra	Intervalo de Confianza (1- α)%
Bernoulli	Desconocidas	Grandes	$\hat{p}_1 - \hat{p}_2 \pm z_{(1-\frac{\alpha}{2})} \sqrt{\frac{\hat{p}_1(1-\hat{p}_1)}{n_1} + \frac{\hat{p}_2(1-\hat{p}_2)}{n_2}}$
ESTIMACIÓN DE UN COCIENTE DE VARIANZAS POBLACIONALES σ1²/ σ2²			
Distr. Pob.	Var. Pob.	Intervalo de Confianza (1- α)%	
Normales	Cualquiera	$\left( \frac{S_1^2}{S_2^2} F_{(\frac{\alpha}{2}; (n_2-1); (n_1-1))}; \frac{S_1^2}{S_2^2} F_{(1-\frac{\alpha}{2}; (n_2-1); (n_1-1))} \right)$	

## Pruebas de Hipótesis

Prueba de Hipótesis para la Media Poblacional				
Hipótesis Nula	Hipótesis Alternativa	Supuestos	Estadístico de Prueba (EP)	Región Crítica de Rechazo
$H_0: \mu = \mu_0$	$H_1: \mu < \mu_0$	$X \rightarrow N(\mu, \sigma_0^2)$ $\sigma_0^2$ : conocida $X_1, X_2, \dots, X_n$	$\frac{\bar{X} - \mu_0}{\sigma_0/\sqrt{n}} \rightarrow N(0,1)$	$EP < -z_{(1-\alpha)}$
	$H_1: \mu > \mu_0$			$EP > z_{(1-\alpha)}$
	$H_1: \mu \neq \mu_0$			$EP < -z_{(1-\alpha/2)}$ $EP > z_{(1-\alpha/2)}$
$H_0: \mu = \mu_0$	$H_1: \mu < \mu_0$	$X \rightarrow N(\mu, \sigma^2)$ $\sigma^2$ : desconocida $X_1, X_2, \dots, X_n$	$\frac{\bar{X} - \mu_0}{S/\sqrt{n}} \rightarrow t_{(n-1)}$	$EP < -t_{(1-\alpha);n-1}$
	$H_1: \mu > \mu_0$			$EP > t_{(1-\alpha);n-1}$
	$H_1: \mu \neq \mu_0$			$EP < -t_{(1-\alpha/2);n-1}$ $EP > t_{(1-\alpha/2);n-1}$
Prueba de Hipótesis para la Diferencia de Medias Poblacionales				
Hipótesis Nula	Hipótesis Alternativa	Supuestos	Estadístico de Prueba (EP)	Región Crítica de Rechazo
$H_0: \mu_X - \mu_Y = a$	$H_1: \mu_X - \mu_Y < a$	$X \rightarrow N(\mu_X, \sigma_X^2)$ $Y \rightarrow N(\mu_Y, \sigma_Y^2)$ $\sigma_X^2, \sigma_Y^2$ : conoc X y Y independientes $X_1, X_2, \dots, X_{n_X}$ $Y_1, Y_2, \dots, Y_{n_Y}$ <i>Si las poblaciones no se distribuyen Normal el tamaño de muestra debe ser grande, <math>n_X, n_Y \geq 3 \rightarrow</math> TLC</i>	$\frac{\bar{X} - \bar{Y} - (\mu_X - \mu_Y)}{\sqrt{\frac{\sigma_X^2}{n_X} + \frac{\sigma_Y^2}{n_Y}}} \rightarrow N(0,1)$	$EP < -z_{(1-\alpha)}$
	$H_1: \mu_X - \mu_Y > a$			$EP > z_{(1-\alpha)}$
	$H_1: \mu_X - \mu_Y \neq a$			$EP < -z_{(1-\alpha/2)}$ $EP > z_{(1-\alpha/2)}$
$H_0: \mu_X - \mu_Y = a$	$H_1: \mu_X - \mu_Y < a$	$X \rightarrow N(\mu_X, \sigma^2)$ $Y \rightarrow N(\mu_Y, \sigma^2)$ X y Y independientes $\sigma^2$ : desconocidas e iguales $X_1, X_2, \dots, X_{n_X}$ $Y_1, Y_2, \dots, Y_{n_Y}$	$\frac{\bar{X} - \bar{Y} - (\mu_X - \mu_Y)}{Sp\sqrt{\frac{1}{n_X} + \frac{1}{n_Y}}} \rightarrow t_{(n_X+n_Y-2)}$ $Sp = \sqrt{\frac{(n_X-1)S_X^2 + (n_Y-1)S_Y^2}{n_X + n_Y - 2}}$	$EP < -t_{(1-\alpha; n_X+n_Y-2)}$
	$H_1: \mu_X - \mu_Y > a$			$EP > t_{(1-\alpha; n_X+n_Y-2)}$
	$H_1: \mu_X - \mu_Y \neq a$			$EP < -t_{(1-\frac{\alpha}{2}; n_X+n_Y-2)}$ $EP > t_{(1-\frac{\alpha}{2}; n_X+n_Y-2)}$
Prueba de Hipótesis para la Proporción				
Hipótesis Nula	Hipótesis Alternativa	Supuestos	Estadístico de Prueba (EP)	Región Crítica de Rechazo
$H_0: p = p_0$	$H_1: p < p_0$	$X \rightarrow \text{Bernoulli}(p)$ $\sigma^2$ : desconocida $X_1, X_2, \dots, X_n$ $n \geq 30$ $\hat{p} = \bar{X}$	$\frac{\hat{p}-p_0}{\sqrt{\frac{p_0(1-p_0)}{n}}} \sim N(0,1)$	$EP < -z_{(1-\alpha)}$
	$H_1: p > p_0$			$EP > z_{(1-\alpha)}$
	$H_1: p \neq p_0$			$EP < -z_{(1-\alpha/2)}$ $EP > z_{(1-\alpha/2)}$
Prueba de Hipótesis para la Diferencia de Proporciones				
Hipótesis Nula	Hipótesis Alternativa	Supuestos	Estadístico de Prueba (EP)	Región Crítica de Rechazo
$H_0: p_X - p_Y = 0$	$H_1: p_X - p_Y < 0$	$X \rightarrow \text{Bernoulli}(p_X)$ $Y \rightarrow \text{Bernoulli}(p_Y)$ X y Y independientes $X_1, X_2, \dots, X_{n_X}$ $Y_1, Y_2, \dots, Y_{n_Y}$ $n_X, n_Y \geq 30$ $\hat{p}_X = \bar{X}$ y $\hat{p}_Y = \bar{Y}$	$\frac{\hat{p}_X - \hat{p}_Y - (p_X - p_Y)}{\sqrt{\hat{p}\hat{q}\left(\frac{1}{n_X} + \frac{1}{n_Y}\right)}} \sim N(0,1)$ $\hat{p} = \frac{n_X\hat{p}_X + n_Y\hat{p}_Y}{n_X + n_Y}$ $\hat{q} = 1 - \hat{p}$	$EP < -z_{(1-\alpha)}$
	$H_1: p_X - p_Y > 0$			$EP > z_{(1-\alpha)}$
	$H_1: p_X - p_Y \neq 0$			$EP < -z_{(1-\alpha/2)}$ $EP > z_{(1-\alpha/2)}$
Prueba de Hipótesis para la Varianza				
Hipótesis Nula	Hipótesis Alternativa	Supuestos	Estadístico de Prueba (EP)	Región Crítica de Rechazo
$H_0: \sigma^2 = \sigma^2_0$	$H_1: \sigma^2 < \sigma^2_0$	$X \rightarrow N(\mu, \sigma^2)$ $\sigma^2$ : desconocida $X_1, X_2, \dots, X_n$	$\frac{(n-1)S^2}{\sigma^2_0} \rightarrow \chi^2_{(n-1)}$	$EP < \chi^2_{(\alpha; n-1)}$
	$H_1: \sigma^2 > \sigma^2_0$			$EP > \chi^2_{(1-\alpha; n-1)}$
	$H_1: \sigma^2 \neq \sigma^2_0$			$EP < \chi^2_{(\alpha/2; n-1)}$ $EP > \chi^2_{(1-\alpha/2; n-1)}$
Prueba de Hipótesis para las Varianzas de dos Poblaciones				
Hipótesis Nula	Hipótesis Alternativa	Supuestos	Estadístico de Prueba (EP)	Región Crítica de Rechazo
$H_0: \frac{\sigma_X^2}{\sigma_Y^2} = 1$	$H_1: \frac{\sigma_X^2}{\sigma_Y^2} > 1$	$X \rightarrow N(\mu_X, \sigma_X^2)$ $Y \rightarrow N(\mu_Y, \sigma_Y^2)$ $\sigma_X^2$ y $\sigma_Y^2$ : desconocidas X y Y independientes X corresponde a la población que tiene la mayor varianza muestral.	$\frac{S_X^2}{S_Y^2} \rightarrow F_{(n_X-1; n_Y-1)}$	$EP > F_{(1-\alpha; n_X-1; n_Y-1)}$
	$H_1: \frac{\sigma_X^2}{\sigma_Y^2} < 1$			$EP < F_{(\alpha; n_X-1; n_Y-1)}$
	$H_1: \frac{\sigma_X^2}{\sigma_Y^2} \neq 1$			$EP < F_{(\alpha/2; n_X-1; n_Y-1)}$ $EP > F_{(1-\alpha/2; n_X-1; n_Y-1)}$

## Regresión Lineal

$$Y = \beta_0 + \beta_1 X + e$$

Supuestos:

$$E(e_i) = 0; \text{Var}(e_i) = \sigma^2;$$

$$\text{Cov}(e_i, e_j) = 0 \quad \forall i \neq j; e_i \sim N(0, \sigma^2)$$

## Estimación de parámetros

$$e_i = y_i - \hat{y}_i$$

$$\text{Hallar } \hat{\beta}_0 \text{ y } \hat{\beta}_1 \text{ con } SCE = \sum \hat{e}_i^2$$

$$\hat{\beta}_0 = \bar{y} - \hat{\beta}_1 \bar{x} \quad \hat{\beta}_1 = \frac{\sum (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})}{\sum (x_i - \bar{x})^2}$$

## Propiedades de los estimadores (Centrados)

$$E(\hat{\beta}_1) = \beta_1$$

$$\text{Var}(\beta_1) = \frac{\sigma^2}{S_{xx}} \quad \text{donde } S_{xx} = \sum (x_i - \bar{x})^2$$

## Prueba asociada

$$SCT = SCR + SCE$$

$$\sum (y_i - \bar{y})^2 = \sum (\hat{y}_i - \bar{y})^2 + \sum (y_i - \hat{y}_i)^2$$

$$F_{(1, n-2)} \rightarrow \frac{SCR}{SCE/n-2}$$

$$R^2 = \frac{SCR}{SCT} = 1 - \frac{SCE}{SCT} \quad 0 \leq R^2 \leq 1$$

$$Y = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_j X_j + e$$

## Estimación de parámetros

$$\hat{e}_i = y_i - (\hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 x_i + \dots + \hat{\beta}_j x_{ij})$$

## Prueba asociada

$$SCT = SCR + SCE$$

### Recuerde:

Prueba significancia global  $\rightarrow F$

Prueba significancia individual  $\rightarrow t$

$$t_{(gl \text{ error})} = \frac{\hat{\beta}_i}{des(\hat{\beta}_i)}$$

$$F_{(q, n-q-1)} \rightarrow \frac{\frac{SCR}{q}}{SCE/n-q-1} = \frac{MCR}{MCE}$$

## Intervalo de Confianza

$$IC_{(1-\alpha)}(\beta_i) = \hat{\beta} \pm t_{(1-\frac{\alpha}{2}, n-q-1)} d.e(\hat{\beta})$$