DATOS NO AGRUPADOS	DATOS AGRUPADOS	
Media $\bar{X} = \sum_{i=1}^{n} \frac{x_i}{n}$	Media $\bar{X} = \sum_{i=1}^{k} \frac{f_i m_i}{n}$; k:#clases fi= frecuencia	
Varianza $S^2 = \sum_{i=1}^n \frac{(x_i - \bar{x})^2}{n-1}$	Varianza S ² = $\sum_{i=1}^{k} \frac{f_i(x_i - \bar{x})^2}{n-1}$	
Cuantiles i.a=(n+1)(%C) $x_{i.a} = x_i + 0. a(x_{i+1} - x_i)$	Cuantiles = $L_i + \frac{j(\frac{n}{part}) - F_{i-1}}{f_i}(A)$	
Diagrama de cajas $Q_{I} - I.5RI \longrightarrow Q_{3} + I.5RI$ $RI = Q3 - Q1$	Se la analiza donde se encuentre la mayor frecuencia f . Li=Limite inferior del intervalo A=Amplitud Moda = $L_i+\frac{\Delta a}{\Delta S+\Delta a}$ (A); $\Delta S=f_i-f_{i+1}$; $\Delta a=f_i-f_{i-1}$	

PROBABILIDADES			
$P(E) = \frac{\# casos \ favorables}{\# \ total \ de \ casos};$			
$0 \le P(E) \le 1$			
$P(\Omega)=1$ $\sum_{x \in S} f(x)=1$			
Probabilidad condicional			
$P(A/B) = \frac{P(A \cap B)}{P(B)} = \frac{N(A \cap B)}{N(B)}$			
Probabilidad total			
$P(A) = \sum_{i=1}^{n} P(A_i) P(B/A_i)$			
Teorema de Bayes			
$P(E_r \mid A) = \frac{P(A E_r)P(E_r)}{P(A)}$			

COVARIANZA $S_{xy} = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^{n} (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})$	Matriz.Varian.Cova. $[S_{xy}] = \begin{bmatrix} S_x^2 & S_{xy} \\ S_{yx} & S_y^2 \end{bmatrix};$ $Sxy = Syx$
Coeficiente de correlación lineal $\sigma_{xy} = \frac{S_{xy}}{S_x S_y}; -1 \leq \sigma_{xy} \leq 1$	Matriz.Coef.Corre.Lin. $[R_{xy}] = \begin{bmatrix} 1 & \sigma_{xy} \\ \sigma_{yx} & 1 \end{bmatrix}$

Variables Aleatorias Discretas					
VALOR ESPERADO	Función generadora de				
$E(g(x)) = \sum_{x \in S} g(x) f(x)$	momentos (depende solo de t)				
E(a)=a $E(ag(x))=aE(g(x))$	$M_x(t) = E(e^{tx}) = \sum_{x \in S} e^{tx} f(x)$				
Siendo a una constante					
Media μ =E(x)= $\sum_{x \in \mathbb{Z}} x f(x)$	$M'_{x}(t=0)=E(x)$				
Varianza $\sigma^2 = V(x) = E[(x - \mu)^2]$	$M''_{x}(t=0)=E(x^{2})$				
$\sigma^2 = E(x^2) - [E(x)]^2$, $V(a) = 0$	M_{x}^{n} (t=0)=E(x^{n})				
$V(ax)=a^2V(x)$	$\sum_{x \in S} f(x) = 1$				

VARIABLES ALEATORIAS DISCRETAS					
Uniforme x∿U(1,N)	Binomial x~b(x;n,p)	Geométrica	Binomial Negativa x∿bn(x;r,p)		
$f(x) = \frac{1}{N};$ $Sx = \{1,2,N\}$ $\mu = E(x) = \frac{N+1}{2}$ $\sigma^2 = \frac{N^2 - 1}{12}$ Misma probabilidad para cada elemento de Sx	$f(x) = {n \choose x} p^x (1-p)^{n-x}$ $Sx = \{0,1,2,3n\}$ $\mu = np \qquad \sigma^2 = np(1-p)$ $Mx(t) = [e^t p + (1-p)]^n$ Se fija n $X: \# de \ sucesos \ ocurrido$	$x \sim g(x;1,p)$ $f(x)=p(1-p)^{x-1},$ $Sx=\{1,2,3,n\}$ $\mu=\frac{1}{p} \sigma^2=\frac{1-p}{p^2}$ $Mx(t)=e^t p\left[\frac{1}{1-(1-p)e^t}\right]$ X:#de repeticiones hasta que ocurra el 1er éxito	$\mu = \frac{r}{p}$ $\sigma^2 = \frac{r(1-p)}{p^2}$ Hasta que ocurra	$(x-p)^{x-r}$, $Sx=\{r, r+1, r+2,\}$ $Mx(t)=(e^tp)^r\left[\frac{1}{1-(1-p)e^t}\right]^r$ a el r-ésimo éxito. es , para que el r-ésimo	
Hipergeómet	rica x∿h(x;a,N,n)	Poisson x∿p(x;λ)	Bernoulli	Multinomial	
$f(x) = \frac{\binom{N-a}{n-x}\binom{a}{x}}{\binom{N}{n}}, Sx=\{0,1,2k\}, k=\min\{n;a\}$ $\boldsymbol{\mu} = \frac{an}{N} \sigma^2 = \frac{an(N-a)(N-n)}{N^2(N-1)} N: \text{ \# eleme. Pob. Obje}$ $n: \text{\# eleme. Muestra} a: \text{\# elem. Carac. Interés}$ $x: \text{\# elem.q cumplen con las características}$		$f(x) = \frac{e^{-\lambda} \lambda^{x}}{x!},$ $Sx = \{0, 1, 2 \dots\}$ $\mu = \sigma^{2} = \lambda$ $Mx(t) = e^{\lambda(e^{t} - 1)}$ Conteo en un tiempo	x → ber(p) Éxito= p Fracaso= 1-p µ=p σ²=p(1-p) X: 1, 0	$\begin{aligned} & \text{Sx=}\{1,2\} \\ & \text{f}(x_1,x_2x_k) = & \frac{n!}{x_1!x_k!} p_1^{x_1}p_k^{x_k} \\ & x_i = & 0,1,2n \\ & \sum_{i=1}^k x_i = & n \end{aligned}$	

	VARIABLES ALEATORIAS CONTINUAS						
Uniforme x∿U(α,β)	Normal x∿N(μ,σ²)	Normal Estándar x∿N(0,1)	Estandarización				
$f(x) = \frac{1}{\beta - \alpha}, Sx = \{x \in \mathbb{R}/\alpha < x < \beta\} \mu = \frac{\alpha + \beta}{2}$	$\sigma\sqrt{2\pi}$	$f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}x^2}$, Sx={xeR}	$Z = \frac{x - \mu}{\sigma}$ $P_3 \rightarrow P(x \le P_3) = 0.03$				
$\sigma^2 = \frac{(\beta - \alpha)^2}{12} Mx(t) = \frac{(e^{t\beta} - e^{t\alpha})}{t(\beta - \alpha)}$	$Mx(t)=e^{\mu t+\frac{t^2\sigma^2}{2}}$	$Mx(t)=e^{\frac{t}{2}}$	P(x <c)=%c< th=""></c)=%c<>				
Gamma x∿G(α,β)		Beta x∿B(α,β)	Weiball x∿W(α,β)				
$f(x) = \frac{x^{\alpha - 1} e^{-x/\beta}}{\Gamma(\alpha)\beta^{\alpha}}, Sx = \{x \in R/x > 0\}$	$\left(\begin{array}{c} \alpha = 1, \beta = \beta \\ n \end{array}\right) \rightarrow Exponential$	$f(x) = \frac{\Gamma(\alpha + \beta)}{\Gamma(\alpha)\Gamma(\beta)} x^{\alpha - 1} (1 - x)^{\beta - 1}$ $S_{x = \{x \in \mathbb{N} x > 0\}} u = \frac{\alpha}{\alpha}$	$f(x) = \frac{\alpha x^{\alpha - 1} e^{-(\frac{x}{\beta})^{\alpha}}}{\beta^{\alpha}}, x > 0$				
$\Gamma(\alpha)=(\alpha-1)!$ $\mu=\alpha\beta$ $\sigma^2=\alpha\beta^2$	$\left\{\alpha = \frac{n}{2}, \beta = 2 \to Ji - cuadrado\right\}$	$3\lambda = \{\lambda \in \mathbb{N}, \lambda > 0\}$, $\mu = \alpha + \beta$	μ = $\beta\Gamma(1+1/\alpha)$				
$Mx(t) = \frac{1}{(1-\beta t)^2}, t < \frac{1}{\beta}$	$\alpha = n, \beta = \beta \rightarrow Erlang$	$\sigma^2 = \frac{\alpha\beta}{(\alpha+\beta)^2(\alpha+\beta+1)}$	$\sigma^2 = \beta^2 \{ \Gamma(1+2/\alpha) - [\Gamma(1+1/\alpha)]^2 \}$				

VARIABLES ALEATORIAS CONJUNTAS					
2 V.A.Discretas Marginales Valores Esperados C		Cov(x,y)=E(xy)-E(x)E(y)			
$f(x,y)=P(X=x,Y=y)=f_{xy}$	$f_x = \sum_{y \in S} f(x, y)$	E(g(x))=	Cov(x,a)=0 $Cov(x,x)=Var(x)$		
0≤f(x,y)≤1	$\int_{\mathcal{V}} = \sum_{x \in \mathcal{S}} f(x, y)$	$\sum_{x \in s} \sum_{y \in s} g(x) f(x, y)$	Cov(x,y)=Cov(y,x)		
$\sum_{x \in s} \sum_{y \in s} f(x, y) = 1$		$yx soporte_{x} f_{y}$	Cov(ax,by)=abCov(x,y)		
•	2) /a via blas Diagnatas	Tree V	Cov(x+a,y+b) = cov(x,y)		
$E(g(x)) = \sum_{x \in S} g(x) f_x$	3VariablesDiscretas	f(x,y)	Cov(ax,y)=Cov(x,ay)=aCov(x,y)		
$f(x/y) = \frac{f(x,y)}{f_y}$, condicio.	$\int_{Z} = \sum_{x \in S} \sum_{y \in S} f(x, y, z)$	S 1	Cov(ax+by)=a²var(x)+b²var(y)-2abcov(x,y)		
Ју		$ J_{\chi} \longrightarrow I $	Cov(ax+by,cz)=acCov(x,z)+bcCov(y,z)		

Error Tipo I (α): P(Rechazar Ho; Ho es verdadera) Error Tipo II (β): P(No rechazar Ho; H1 es verdadero) Potencia de la prueba (1- β)= 1 – P(β)= P(Rechazar Ho; H1 es verdadero) Nivel de confianza: 1- α = P(No rechazar Ho; H1 es verdadero)	VALOR P= P(Dist.Muestral <,> Estadist.de prueba) Rechazo Ho No concluye No rechazo Ho Valor P 0.05 0.10
PRUEBAS PAREADAS	Estimador insesgado: $E(\widehat{\theta})=\Theta$
	Estimador eficiente: $Var(\theta_1) < Var(\theta_2)$
$D_i = x_1 - x_2 \mid \overline{D} = \sum_{i=1}^n \frac{D_i}{n} \mid S_D^2 = \sum_{i=1}^n \frac{(D_i - \overline{D})^2}{n-1} \mid \text{E.P. ZóT} = \frac{\overline{D} - D}{S_D / \sqrt{n}} \sim t_{(\alpha/2, n-1)}$	Estimador consistente: $\lim_{n\to\infty} Var(\hat{\theta})=0$
n = n + 1	Sesgo de un estimador: $B = E(\widehat{\Theta}) - \Theta$

TABLAS DE CONTINGENCIA					
Herrariable 4 as independients de la registale 2	Estadístico de Prueba	Región de Rechazo			
Ho: variable 1 es independiente de la variable 2 Vs H1: ¬Ho (negación de Ho)	$\chi^{2} = \sum_{i=1}^{n_{1}} \sum_{j=1}^{n_{2}} \left[\frac{(0_{ij} - e_{ij})^{2}}{e_{ij}} \right]$	$\chi^2 > \chi^2_{(\alpha,v)}$, v=(f-1)(c-1) g.l Si no hay α , utilizamos el			
	v=(f-1)(c-1) grados de libertad	valor p.			
$\begin{array}{c ccccccccccccccccccccccccccccccccccc$	Si e_{ij} < 5 puedo unir a mi criterio las filas o columnas que desee. e_{ij} : Valor que se espera en la celda	Determinar si los datos de nuestra muestra son independientes.			

BONDAD DE AJUSTE						
	Por Ji-Cuadrado (Discretas)	*Cuando hay datos agrupados				
X:variable aleatoria poblacional f(x):Densidad o Distribución especificada o supuesta para x Ho: f(x)=fo(x) vs H1: ¬Ho (negación de Ho)	$\chi^{2} = \sum_{i=1}^{n} \frac{(0_{i} - e_{i})^{2}}{e_{i}}, \text{ v=(f-1) g.lib.}$ $e_{i} = P_{i} * n$	Determina si los datos de la muestra dada se ajustan a la distribución especificada o propuesta				
XeSx, misma probabilidad (uniforme discreta) Conteo en un tiempo o espacio (Poisson)	•Datos pertenecientes al tiempo de espera (Exponencial)	Datos pert. Peso, edad (normal)Tiempo de vida útil (weiball)				
Por Kolmogorov – Smirnov (Continuas) *Datos no agrup.						
Sn(x): Distribución empírica (1/n para cada elemento)- Utiliza la muestra Fo(x)=P(x≤xo) Acumulada, utiliza la población	Estadístico de Prueba D=max Sn(x)-Fo(x)	Región de rechazo D>D _n , n:tamaño de la muestra. Si no hay α utilizamos el valor p.				

REGRESIÓN LINEAL SIMPLE						
Modelo de R.L.S Estimado	Tabla ANO	VA				$\bullet SCE = \sum_{i=1}^{n} (y_i - \hat{y}_i)^2$
$\hat{y}_i = \hat{\beta}_o + \hat{\beta}_1 x_i$	Fuentes de variación	Grados de libertad	Suma de cuadrados	Cuadrados medios	Estadístico de prueba	$\bullet SCR = \sum_{i=1}^{n} (\hat{y}_i - \bar{y})^2$
Modelo matricial de β estimados	REGRESIÓN	1	SCR	SCR/1	$F^* = \frac{(SCR/1)}{(SCE/n-2)}$	●SCT=SCR+SCE ●Error estimado $\rightarrow e_i = y_i - \hat{y}_i$
$\begin{bmatrix} n & \sum x_i \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \hat{\beta}_o \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \sum y_i \end{bmatrix}$	ERROR	n-2	SCE	$S^2=SCE/(n-2)$		●Potencia de la prueba r²
$\begin{bmatrix} n & \sum x_i \\ \sum x_i & \sum x_i^2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \hat{\beta}_o \\ \hat{\beta}_1 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \sum y_i \\ \sum x_i y_i \end{bmatrix}$	TOTAL	n-1	SCT			$r^2 = \frac{SCR}{SCT}, 0 \le r^2 \le 1$
						scT, 051 51

	Estadístico de prueba	Región de Rechazo	Intervalo de Confianza
H ₀ : β_o =0 Vs 1) H ₁ : $\beta_o \neq b_0$ 2) H ₁ : $\beta_o < b_0$ 3) H ₁ : $\beta_o > b_0$	$\sigma^{2} \text{ desconocida} \rightarrow \text{estimador } S^{2}$ $T = \frac{\hat{\beta}_{o} - \beta_{o}}{\sqrt{S_{\hat{\beta}_{o}}^{2}}}, \text{ v=(n-2)g.li. }, S_{\hat{\beta}_{o}}^{2} = S^{2} \left[\frac{\sum_{i=1}^{n} x_{i}^{2}}{nS_{xx}}\right]$	1) $t < -t_{\alpha/2} V t > t_{\alpha}$ 2) $t < -t_{\alpha}$ 3) $t > t_{\alpha}$	$\hat{\beta}_o - t_{\alpha/2} \sqrt{S_{\hat{\beta}_o}^2} < \beta_o < \hat{\beta}_o + t_{\alpha/2} \sqrt{S_{\hat{\beta}_o}^2}$
H ₀ : β_1 =0 Vs 1) H ₁ : $\beta_1 \neq 0$ 2) H ₁ : $\beta_1 < 0$ 3) H ₁ : $\beta_1 > 0$	$ σ2 desconocida → estimador S2 $ $ T = \frac{\widehat{\beta}_1 - \beta_1}{\sqrt{S_{\widehat{\beta}_1}^2}}, v=(n-2)g.li., S_{\widehat{\beta}_1}^2 = \frac{S^2}{S_{xx}} $	1) $t < -t_{\alpha/2} V t > t_{\alpha}$ 2) $t < -t_{\alpha}$ 3) $t > t_{\alpha}$	$\hat{\beta}_1 - t_{\alpha/2} \sqrt{S_{\hat{\beta}_1}^2} < \beta_1 < \hat{\beta}_1 + t_{\alpha/2} \sqrt{S_{\hat{\beta}_1}^2}$
Ho: ε∿N(0,σ²) Vs H1: ¬Ho	D_n = max Sn(x_i)-Fo(x_i) Kolmogorov-Smirnov		