



ESTIMACIÓN POR INTERVALOS. RESUMEN

POBLACIÓN	PARÁMETRO A ESTIMAR	ESTADÍSTICO ESTIMADOR	DISTRIBUCIÓN CONOCIDA	INTERVALO DE CONFIANZA (COEFICIENTE 1 - α)
N(μ,σ) (σ conocida)	μ	\bar{X}	\bar{X} es N $\left(\mu, \frac{\sigma}{\sqrt{n}}\right)$	$1 - \alpha = P\left(-z_{\frac{\alpha}{2}} < \frac{\bar{X} - \mu}{\sigma/\sqrt{n}} < z_{\frac{\alpha}{2}}\right) =$ $= P\left(\bar{X} - \frac{z_{\frac{\alpha}{2}}\sigma}{\sqrt{n}} < \mu < \bar{X} + \frac{z_{\frac{\alpha}{2}}\sigma}{\sqrt{n}}\right)$ <p>Si \bar{x} es una realización de \bar{X}, el intervalo será:</p> $\left(\bar{x} - \frac{z_{\frac{\alpha}{2}}\sigma}{\sqrt{n}}; \bar{x} + \frac{z_{\frac{\alpha}{2}}\sigma}{\sqrt{n}}\right)$
N(μ,σ) (σ desconocida)	μ	\bar{X}	$\frac{\bar{X} - \mu}{S/\sqrt{n}}$ es t_{n-1}	$1 - \alpha = P\left(-t_{\frac{\alpha}{2}} < \frac{\bar{X} - \mu}{S/\sqrt{n}} < t_{\frac{\alpha}{2}}\right) =$ $= P\left(\bar{X} - \frac{t_{\frac{\alpha}{2}}S}{\sqrt{n}} < \mu < \bar{X} + \frac{t_{\frac{\alpha}{2}}S}{\sqrt{n}}\right)$ <p>Si \bar{x} y s son realizaciones respectivas de \bar{X} y S, el intervalo será:</p> $\left(\bar{x} - \frac{t_{\frac{\alpha}{2}}s}{\sqrt{n}}; \bar{x} + \frac{t_{\frac{\alpha}{2}}s}{\sqrt{n}}\right)$
N(μ,σ) (μ desconocida)	σ ²	S ²	$\frac{(n-1)S^2}{\sigma^2}$ es χ^2_{n-1}	$1 - \alpha = P\left(\chi_{n-1, 1-\frac{\alpha}{2}} < \frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} < \chi_{n-1, \frac{\alpha}{2}}\right)$ $= P\left(\frac{(n-1)S^2}{\chi_{n-1, 1-\frac{\alpha}{2}}} < \sigma^2 < \frac{(n-1)S^2}{\chi_{n-1, \frac{\alpha}{2}}}\right)$ <p>Si s² es una realización de S², el intervalo sería:</p> $\left(\frac{(n-1)s^2}{\chi_{n-1, 1-\frac{\alpha}{2}}}; \frac{(n-1)s^2}{\chi_{n-1, \frac{\alpha}{2}}}\right)$
¿? (σ ² conocida)	μ	\bar{X}	Desigualdad de Chebychev	$1 - \alpha \leq P\left[\bar{X} - \frac{\sigma}{\sqrt{n\alpha}} < \mu < \bar{X} + \frac{\sigma}{\sqrt{n\alpha}}\right]$ <p>Si \bar{x} es una realización de \bar{X}, el intervalo será:</p> $\left(\bar{x} - \frac{\sigma}{\sqrt{n\alpha}}; \bar{x} + \frac{\sigma}{\sqrt{n\alpha}}\right)$
¿?	proporción p	proporción muestral \hat{p}	n "grande" → teorema de Moivre	$\left(\hat{p} - z_{\frac{\alpha}{2}}\sqrt{\frac{\hat{p}(1-\hat{p})}{n}}; \hat{p} + z_{\frac{\alpha}{2}}\sqrt{\frac{\hat{p}(1-\hat{p})}{n}}\right)$