Las mediciones hechas de una población reciben el nombre de parámetros, por ejemplo la media poblacional μ , la varianza poblacional σ^2 y la desviación estindar poblacional σ . Conocer el valor de un parámetro implica realizar un censo lo cual además de ser costoso en ocasiones es casi imposible. Dado que es necesario tener idea de por donde está el valor del parámetro se acostumbra observe un podación de la población, al cual sea le litama muestra alestoria (m.a.), se busca que tal menetra sea lo más parecida posible a la población de dode sallo para poder decir cosas sobre la población en los se el entado de la mestra. Las mediciones realizadas en una mestra alestoria se inhamo esta el entado de la mestra. Las mediciones realizadas en una mestra alestoria en distribución el siliman estra alestoria de estimadores. Ejemplos de estimadores son la media muestra \vec{x} , la varianza muestral \vec{S}^{\prime} y la deviación calidaria menetral \vec{S}^{\prime} .

Con $\overline{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} x_i$, $S^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^{n} (x_i - \overline{x})^2$ y $S = \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^{n} (x_i - \overline{x})^2}$, como se observa los estimadores

Una vez que se tiene la m.a y se sustituyen los valores en la fórmula de un estimador ya se tiene un valor numérico al cual se le llama estimación.



5.1 ESTIMACIÓN DE PARÁMETROS.

Ejemplo 1: Supón que el parámetro de interés es θ . Entonces $\hat{\theta} = f(X_1, X_2, \ldots, X_s)$ es un estimador de θ .

Existen dos tipos de estímudores; puntual si solo se presenta un número como posible valor del parâmetro 0, y por intervalo si se presenta un conjunto de números dentro del cual puede estar el valor de 0. Por ejemplo cuando decimos; coda promedio de 35 años, estatura promedio de 1.65m, calificación pomedio de 9.3, etc. son estimaciones puntuales. Una vez que se ha obtenió lo al muestra aleatoria y sustituáo en la función del estimador se obtiene un número al cual se te como ecomo estimación.

Se sabe que la media muestral $\overline{x} = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^n x_i$ es un estimador de la media poblacional μ . Si se ha seleccionado la m.a de tamaño 3 dada por. $x_i = 20$, $x_i = 18$ y $x_j = 21$ se tiene que una estimación para la media poblacional es $\overline{x} = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^n x_i = \frac{20 + 18 + 27}{3} = 19.67$. A todo estimador puntual se le piden ciertas características para características sirven para decidir con cual estimador quedarnos en caso di

 $\langle \hat{\theta} \rangle$

Como ya se dijo $\hat{\theta}$ es una v.a y tiene una distribución de probabilidad. Si $\hat{\theta}_1$ y $\hat{\theta}_2$ son estimadores diferentes del parámetro θ tales que $E(\hat{\theta}_1) = \theta$ y $E(\hat{\theta}_2) > \theta$.

 ${}_{k}Q$ né estimador es "mejor"? Si temens que elegir entre uno de los dos, nos decidirámos por el primero es decir $\hat{\theta}_{k}$ ya que en promedio le peag al verdadero valor del parámetro; esto significa que si se repite muchas veces di muestreo obteniendo estimaciones $\hat{\theta}_{11}$, $\hat{\theta}_{21}$, ..., $\hat{\theta}_{n}$ gran námero de estos valores están cerca del muestreo obteniendo estimaciones $\hat{\theta}_{11}$, $\hat{\theta}_{21}$, ..., $\hat{\theta}_{n}$ gran námero de estos valores están cerca del

mestreo obseñendo estimaciones θ_1 , θ_2 , ..., θ_k gun número de estos vasores estan cerca objectivo de parastento de interio, sia embargo no cuerto en limito si susmos $\hat{\beta}_k$ para estimar el parastento ya que solo una pequeña proporción de estos valores están cerca de θ . Pero si las distribuciones de los dos estimadores están cerca de θ . Pero si las distribuciones de los dos estimadores están cerca de θ . Pero si las distribuciones de los dos estimadores están cercatadas en θ con $V[\hat{\theta}_k] \sim V[\hat{\theta}_k]$, ¿Que estimador es mejor? Bajo estas circumstancias $\hat{\theta}_i$ es mejor ya que tiene una memor dispersión, esto garantiza que la proporción de estimadores del parámetro que se acercan al parámetro es mayor que la proporción correspondiente de los valores de $\hat{\theta}_i$.

Definición 2: $\hat{\theta}$ es un estimador insesgado de θ si $\underline{E}(\hat{\theta}) = \theta$.

Definición 3: ∂ El error cuadrático medio del estimador está dado por $ECM(\hat{\theta}) = E[\theta - \hat{\theta}]^2$. ii) La eficiencia de $\hat{\theta}_1$ relativa a $\hat{\theta}_2$ se define como $Er = \frac{ECM(\hat{\theta}_1)}{ECM(\hat{\theta}_2)}$.

wownings up a, we "major" que θ .

2) Si b < 1, se disce que $\hat{\theta}$ est más efficiente que $\hat{\theta}$,

3) Sagor $\hat{\theta} = \hat{\theta} \hat{\theta} = \hat{\theta}$ est, "Sechya $\{\hat{\theta}\} = 0$ — $\hat{\theta} = 0$ — $\hat{\theta} \in \{\hat{\theta}\} = 0$ $ECM(\hat{\theta}) = \hat{E}(\hat{\theta} - \hat{\theta})$ = 5, "Sechya $\{\hat{\theta}\} = 0$ — $\hat{\theta} \in \{\hat{\theta}\} = 0$ — $\hat{\theta} \in \{\hat{\theta}\} = 0$ $ECM(\hat{\theta}) = \hat{E}(\hat{\theta} - \hat{\theta})$ = 5, "Sechya $\{\hat{\theta}\} = 0$ — $\hat{\theta} \in \{\hat{\theta}\} = 0$ — $\hat{\theta} \in \{\hat{$

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

$ECM(\hat{\theta}) = V(\hat{\theta}) + Sesgo^2(\hat{\theta})$

Si el estimador es insesgado, se tiene que $Sesgo(\hat{\theta}) = 0$ y entonces $ECM(\hat{\theta}) = V(\hat{\theta})$.

El estimador insesgado de varianza mínima es aquel que tiene varianza igual a la cota de Cramér Rao CCR. Los demás estimadores tienen varianza mayor a dicha cota.

 $V(\hat{\theta}) \ge \frac{1}{nE\left[\frac{\hat{\theta}}{N\theta} \ln f_{,Y}(x; \theta)\right]^2} = CCR$

Si $V(\hat{\theta}) = \frac{1}{nE[\frac{\theta}{\delta \theta} \ln f_X(x_i\theta)]^2}$ se dice que se tiene el estimador insesgado de **varianza mínima** para el

Ejemplo 2: Si X es una v.a con media μ y varianza σ^2 y X_1, X_2, \ldots, X_n es una m.a de tamaño n de X, se tiene que la media muestral \overline{X} y la varianza muestral S^2 son estimadores puntuales de la media y la varianza poblacional respectivamente. ξ Son insesgados estos estimadores?

La media muestral está dada por la expresión $\overline{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} X_i$. Entonces su esperanza es: $E(\overline{X}) = E\left(\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}X_{i}\right) = \mu$ \therefore \overline{X} sí estima de manera insesgada a la media poblacional.

$$S^{2} = \frac{1}{n-1} \left(\sum_{i=1}^{n} (\chi_{i}^{*} - \overline{\chi})^{2} \right)$$

{X1, X2,..., Xn} m.a Hay independencia A: forduction $\hat{\mathcal{M}}_1 = \hat{\chi}$ cotion der der paractor $\hat{\mathcal{M}}_1 = \hat{\chi}$ $\hat{\mathcal{M}}_4 = \frac{\times_{(1)} + \chi_{(n)}}{z}$ $\hat{\mathcal{A}}_2 = \chi_{\mu} : \mathfrak{M}_{\sigma_0} \mathbb{I}_{\kappa}$ Âs = Xm : media

> XI, Xe, Xs, ,Xr, X2 3, 1,3,2,1,1,3,2 $\chi_{(s)} = 2$ $\chi_{(s)} = 3$ $\chi_{(\theta)} = 5$ $\chi_{(s)} = 3$

estadisticas de orden

S.I.I SETIMACIÓN PRIVITAL.

Generalmente los parimeteros de las distribuciones que describen adecuadamente a un conjunto de des da la distribuciones que describen adecuadamente a un conjunto de de da la distribuciones que describen adecuadamente a un conjunto de de da la la distribuciones que describen adecuadamente a un conjunto de de la distribuciones que describen adecuadamente a un conjunto de de la distribuciones que describen adecuadamente a un conjunto de de la la distribuciones que describen adecuadamente a un conjunto de de la distribuciones que describen adecuadamente a un conjunto de de la distribuciones que describen adecuadamente a un conjunto de de la distribuciones que describen adecuadamente a un conjunto de de la distribuciones que describen adecuadamente a un conjunto de de la distribuciones que describen adecuadamente a un conjunto de de la distribuciones que describen adecuadamente a un conjunto de de la distribuciones que describen adecuadamente a un conjunto de de la distribuciones que describen adecuadamente a un conjunto de de la distribuciones que describen adecuadamente a un conjunto de de la distribuciones que describen adecuadamente a un conjunto de de la distribuciones que describen adecuadamente a un conjunto de de la distribuciones que describen adecuadamente a un conjunto de de la distribuciones que describen adecuadamente a un conjunto de de la distribuciones que describen adecuadamente a un conjunto de de la distribuciones que describen adecuadamente a un conjunto de de la distribuciones que describen adecuadamente a un conjunto de describen adecuadamente a un conjunto de describen adecuadamente a un conjunto de de la distribuciones que describen adecuadamente a un conjunto de de describen adecuadamente a un conjunto de de de describen adecuadamente a un conjunto de de describen adecuadamente a un conjunto de describen adecuadamente a un conjunto de de describen adecuadamente a un conjunto de describen adecuadamente a un conjunto de describen adecuadamente a un conjunto de desc

Población Opo 2CM16 PyE Variable de interés: edad N° 28 $\bar{\chi} = \frac{1}{4} \stackrel{?}{\geq} \chi_{i}^{2} = \frac{1}{5} (108) = 2 (1660)$ poblacional. $H = 22.5 \, (50)$ Confunction numerica del estimador $A > \frac{1}{\lambda}$ Sub-estima anites and X > N $A = \bar{x}$ Para obra m.a ne sale que la estinación es

 $\bar{x} \approx N \left(A_{\bar{x}} = X , G_{\bar{x}}^{\bar{x}} = \frac{a_{\bar{x}}}{a_{\bar{x}}} \right)$

Ejemplo 3: Supón que se tiene una m.a de tamaño 2n de una población denotada por X con media $\,\mu\,$ y

Ejemplo 3: Supón que se tene tuna ma u varianza σ^2 y que $\hat{\mu}_1 = \frac{1}{2n}\sum_{i=1}^n X_i$, son dos estimadores para la media poblacional μ .

Cotal estimador recomendarias? Historia subcas a subcas por que de cidir. In connection of the co $E(\hat{\mu}_2) = E\left[\frac{1}{n}\sum_{i=1}^n X_i\right] = \mu \qquad \text{if } \hat{\mathcal{A}}_{\hat{\mathcal{L}}} \text{ and inseggados, entonces hay que considerar otro criterio. Veamos cuales son sus$

 $ECM(\hat{\mu}_1) = V(\overline{X}) = \frac{\sigma^2}{2n}$ $ECM(\hat{\mu}_2) = \frac{n\sigma^2}{n^2} = \frac{\sigma^2}{n}$

nendaríamos $\hat{\mu}_1$ porque estima de manera más eficiente a la media poblacional.

Ejemplo 4: Si X_1, X_2, \dots, X_7 es una m.a de una población que tiene media μ y varianza σ^2 .

 $\hat{\theta}_2 = \frac{1}{2}(2X_1 - X_6 + X_4)$ $\hat{\theta}_1 = \frac{1}{7}\sum_{i=1}^{7}X_i$ Considerando el arterio del sesgo

a) $E(\hat{\theta}_1) = \frac{1}{7}(7\mu) = \mu$ y $E(\hat{\theta}_2) = \frac{1}{2}(2-1+1)\mu = \mu$. Ambos estiman de manera insesgada a la media

b) $ECM(\hat{\theta}_1) = V(\overline{X}) = \frac{\sigma^2}{2}$ $ECM(\hat{\theta}_2) = V(\hat{\theta}_2) = \frac{1}{4}(6\sigma^2) = \frac{3}{2}\sigma^2$ Entonces $\hat{\theta}$, es más eficiente que $\hat{\theta}_{\gamma}$,

Ejemplo 5: Considera que se toman tres muestras aleatorías de tamaños 10, 8 y 6 de una población con media μ y varianza σ^2 . S_1^2 , S_2^2 y S_3^2 las varianzas correspondientes de las muestras. ¿Será S^2 un

estimador insesgado de la varianza poblacional? $S^2 = \frac{1}{24} \left(10S_1^2 + 8S_2^2 + 6S_3^2 \right)$

Ya vimos que $E(S^2) = \sigma^2$ entonces $E(S^2) = \frac{1}{24}(10 + 8 + 6)\sigma^2 = \sigma^2$, por tanto sí es un estimador