

Consistencia de estimadores puntuales

Sea $\hat{\Theta}_n$ un estimador del parámetro θ , basado en una muestra aleatoria (X_1, X_2, \dots, X_n) de tamaño n . Se dice que $\hat{\Theta}_n$ es un estimador consistente de θ si

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P(|\hat{\Theta}_n - \theta| \geq \varepsilon) = 0 \quad \text{para todo } \varepsilon > 0$$

Teorema. Sea $\hat{\Theta}_n$ un estimador del parámetro θ basado en una muestra aleatoria. Si $\lim_{n \rightarrow \infty} E(\hat{\Theta}_n) = \theta$ y $\lim_{n \rightarrow \infty} V(\hat{\Theta}_n) = 0$, entonces $\hat{\Theta}_n$ es un estimador consistente de θ .

Consistencia de estimadores puntuales

Ejemplo:

Sea X una variable aleatoria que describe alguna característica numérica de los individuos de una población y sean $\mu = E(X)$ y $\sigma^2 = V(X)$ la esperanza poblacional y la varianza poblacional, respectivamente. Sea $\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$ la esperanza muestral basada en una muestra aleatoria

. Entonces \bar{X} es un estimador consistente de la esperanza poblacional $\mu = E(X)$.
Sabemos que

$$a) E(\bar{X}) = \mu = E(X) \quad \forall n$$

$$b) V(\bar{X}) = \frac{\sigma^2}{n} = \frac{V(X)}{n} \quad \forall n$$

La propiedad a) ya me dice que \bar{X} es un estimador insesgado de $\mu = E(X)$.

Por otra parte si a) vale para todo n , también vale en particular en el límite $n \rightarrow \infty$:

$$\lim_{n \rightarrow \infty} E(\bar{X}) = \mu = E(X).$$

Además, de b) deducimos inmediatamente que

$$\lim_{n \rightarrow \infty} V(\bar{X}) = 0.$$

Por lo tanto vemos que \bar{X} es un estimador consistente de $\mu = E(X)$.