

BIAS (SESGO) vs VARIANZA

La estimación $\hat{\theta}_u$ de un parámetro escalar θ a partir de un conjunto de datos $\{x_i\}_{1 \leq i \leq N}$ es no sesgada y de varianza $\text{var}(\hat{\theta}_u)$ mínima (por tanto es el estimador denominado *MVU* o estimador “*Minimum-Variance and Unbiased*”). Así pues, el *error cuadrático medio* (*MSE*) es tal que:

$$MSE(\hat{\theta}_u) = E\left[|\theta - \hat{\theta}_u|^2\right] = \left|\theta - E[\hat{\theta}_u]\right|^2 + \text{var}(\hat{\theta}_u) = \text{var}(\hat{\theta}_u)$$

En este ejercicio, comprobaremos que la solución anterior no es la que proporciona un *MSE* mínimo y que *existen estimaciones sesgadas que mejoran la varianza y el MSE del estimador*.

Considere que el estimador sesgado es de la forma siguiente:

$$\hat{\theta}_b = (1+m)\hat{\theta}_u$$

donde ‘*m*’ es una constante:

- Obtenga el valor del sesgo cuadrático $\text{bias}^2(\hat{\theta}_b) = \left|\theta - E[\hat{\theta}_b]\right|^2$.
- Obtenga el valor de la varianza $\text{var}(\hat{\theta}_b)$ del nuevo estimador.
- A partir de (a.) y (b.), indique el valor de ‘*m*’ que hace mínimo el $MSE(\hat{\theta}_b)$ en función del cociente $\rho = \theta^2 / \text{var}(\hat{\theta}_u)$. Compruebe que $-1 \leq m \leq 0$.
- Dibuje cualitativamente los términos $\text{bias}^2(\hat{\theta}_b)$, $\text{var}(\hat{\theta}_b)$ y $MSE(\hat{\theta}_b)$ en función de la constante ‘*m*’ y justifique gráficamente la existencia de dicho mínimo.

Un ejemplo en el que el cociente $\rho = \theta^2 / \text{var}(\hat{\theta}_u)$ es constante, es el siguiente. Consideramos la siguiente función densidad de probabilidad exponencial:

$$f_x(x) = \begin{cases} (1/\theta)\exp(-x/\theta) & x \geq 0 \\ 0 & x < 0 \end{cases}$$

La estimación *MVU* de θ y la varianza asociada para este caso vienen dadas por:

$$\hat{\theta}_u = (1/N)\sum_{i=1}^N x_i$$
$$\text{var}(\hat{\theta}_u) = \theta^2 / N$$

- A partir del resultado obtenido en (c.), obtenga la expresión del estimador sesgado $\hat{\theta}_b$ de mínimo *MSE* para la distribución exponencial anterior y demuestre que $MSE(\hat{\theta}_b) < MSE(\hat{\theta}_u)$.

Lamentablemente, no siempre el cociente $\rho = \theta^2 / \text{var}(\hat{\theta}_u)$ es constante, de modo que la constante ‘*m*’ pasaría a depender del parámetro θ y no sería posible aplicar la técnica anterior para reducir el *MSE*. Consideramos ahora el caso en que $\text{var}(\hat{\theta}_u) = V$ es constante y nos planteamos hacer máxima la diferencia entre el $MSE(\hat{\theta}_b)$ y $MSE(\hat{\theta}_u)$ en un intervalo del parámetro a estimar, es decir, en el rango $|\theta| \leq \theta_o$.

- f. Obtenga el margen de valores de $(1+m)$ que verifican $MSE(\hat{\theta}_u) - MSE(\hat{\theta}_b) > 0$ en el rango $|\theta| \leq \theta_o$.
- g. Indique la solución sesgada $\hat{\theta}_b$ en función de la $\hat{\theta}_u$ que maximiza la diferencia $MSE(\hat{\theta}_u) - MSE(\hat{\theta}_b) > 0$ en el rango $|\theta| \leq \theta_o$.
- h. ¿Qué ocurre con la solución en (g.) si $\theta_o \rightarrow \infty$?