

Consistencia del estimador núcleo

Teorema: Sean X_1, X_2, \dots v.a.i.i.d. con distribución de probabilidad continua de densidad f . Supongamos que

- a) El núcleo K es una densidad acotada tal que $|x|K(x) \xrightarrow{x \pm \infty} 0$.
- b) El parámetro de suavizado satisface que $h = h_n \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 0$ y $nh_n \xrightarrow{n \rightarrow \infty} \infty$.
- c) La densidad f es acotada y continua en el punto t .

Entonces el estimador kernel converge en probabilidad a la densidad poblacional en el punto t :

$$\hat{f}_n(t) \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{P} f(t). \quad (1)$$

Para demostrar este teorema utilizamos el lema de Bochner, que enunciamos a continuación. Este lema establece condiciones bajo las que la convolución de una función (g) con una aproximación de la identidad dada por otra función K reescalada converge a la función g original.

Lema de Bochner: Sea K una función integrable y acotada tal que $\int K = 1$ y $|x||K(x)| \rightarrow 0$ cuando $|x| \rightarrow \infty$. Sea g una función integrable. Entonces, para $K_h(t) := \frac{1}{h}K\left(\frac{t}{h}\right)$, tenemos que $g * K_h(x) \rightarrow g(x)$ en todo punto x de continuidad de g .

Demostración del teorema: La convergencia (1) se da si y sólo si, para todo $\epsilon > 0$,

$$\mathbb{P}\{|\hat{f}_n(t) - f(t)| > \epsilon\} \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 0.$$

Utilizando la desigualdad de Markov podemos acotar esta probabilidad de la manera siguiente:

$$\mathbb{P}\{|\hat{f}_n(t) - f(t)| > \epsilon\} = \mathbb{P}\{(\hat{f}_n(t) - f(t))^2 > \epsilon^2\} \leq \frac{\mathbb{E}((\hat{f}_n(t) - f(t))^2)}{\epsilon^2}.$$

El término $\mathbb{E}((\hat{f}_n(t) - f(t))^2)$ es el error cuadrático medio (ECM) del estimador núcleo en el punto t . Cualquier ECM de un estimador se puede descomponer como suma de la varianza del estimador y su sesgo al cuadrado:

$$\begin{aligned} \mathbb{E}((\hat{f}_n(t) - f(t))^2) &= \mathbb{V}(\hat{f}_n(t)) + \text{Sesgo}^2(\hat{f}_n(t)) \\ &= \mathbb{E}((\hat{f}_n(t) - \mathbb{E}\hat{f}_n(t))^2) + (\mathbb{E}\hat{f}_n(t) - f(t))^2. \end{aligned}$$

- Para que el término de sesgo tienda a 0 (cuando $n \rightarrow \infty$) necesitamos que $h = h_n \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 0$:

$$\begin{aligned} \text{Sesgo}(\hat{f}_n(t)) &= \mathbb{E}\hat{f}_n(t) - f(t) = \mathbb{E}\left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n K_h(t - X_i)\right) - f(t) \\ &= \mathbb{E}(K_h(t - X)) - f(t) = \int_{\mathbb{R}} K_h(t - x)f(x)dx - f(t) \\ &= (K_h * f)(t) - f(t) \xrightarrow{h \rightarrow 0} 0 \quad (\text{por el lema de Bochner}). \end{aligned}$$

- Para que el término de varianza tienda a 0 (cuando $n \rightarrow \infty$) necesitamos que $nh_n \xrightarrow{n \rightarrow \infty} \infty$:

$$\begin{aligned} \mathbb{V}(\hat{f}_n(t)) &= \mathbb{V}\left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n K_h(t - X_i)\right) = \frac{1}{n^2} \sum_{i=1}^n \mathbb{V}(K_h(t - X_i)) \\ &= \frac{1}{n} \mathbb{V}(K_h(t - X)) = \frac{1}{n} \left\{ \mathbb{E}(K_h^2(t - X)) - \underbrace{\mathbb{E}^2(K_h(t - X))}_{\xrightarrow{h \rightarrow 0} f^2(t)} \right\} \\ &\quad (\text{por lema de Bochner}) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
\mathbb{E}(K_h^2(t-X)) &= \int K_h^2(t-x)f(x)dx = \frac{1}{h^2} \int K^2\left(\frac{t-x}{h}\right)f(x)dx \\
&= \frac{1}{h} \int \frac{1}{h} K^2\left(\frac{t-x}{h}\right)f(x)dx = \frac{1}{h} \int (K^2)_h(t-x)f(x)dx \\
&= \frac{1}{h} (K^2)_h * f(t) = \frac{\|K^2\|_1}{h} \underbrace{\left(\frac{K^2}{\|K^2\|_1}\right)_h * f(t)}_{\xrightarrow{h \rightarrow 0} f(t)} \\
&\hspace{15em} \text{(por lema de Bochner)}
\end{aligned}$$

Resumiendo

$$\mathbb{V}(\hat{f}_n(t)) = \frac{\|K^2\|_1}{nh} \left(\frac{K^2}{\|K^2\|_1}\right)_h * f(t) + \frac{1}{n} \mathbb{E}^2(K_h(t-X)) \xrightarrow{h \rightarrow 0, nh_n \rightarrow 0} 0.$$

□