

Distribución asintótica para regresión

Teorema 100: Sean $\{(X_i, Y_i) \mid i \geq 1\}$ variables aleatorias independientes, idénticamente distribuidas con $X_i \in \mathbb{R}^d$, $Y_i \in \mathbb{R}$

Sea $F(y/x_1 = u)$ la distribución condicional de Y_1 dado $X_1 = u$

Notemos por: $g(u) = E(Y_1/X_1 = u)$ y $\sigma^2(u) = E((Y_1 - g(u))^2/X_1 = u)$

Supongamos que:

(i) g es Lipschitz; $\lim_{\varepsilon \rightarrow 0} \frac{g(x + \varepsilon u) - g(x)}{\varepsilon} = g'(x, u)$

es decir g tiene derivada en la dirección de u

Es claro que si g es diferenciable se cumplen los 2 casos

(ii) $\sigma^2(\cdot)$ es continua en x

(iii) $X_i \sim f$ continua en x y acotada

(iv) $K: \mathbb{R}^d \rightarrow \mathbb{R}$ acotado, no negativo, $\int K = 1$

$|t|^d K(t) \rightarrow 0$ como $|t| \rightarrow \infty$ $t^2 K^2(t)$ integrable

v) $\exists 0 < \beta < \infty$ tal que $n h^{d+2} \rightarrow \beta$, $h \rightarrow 0$

$$\hat{g}_n(x) = \frac{\sum_{i=1}^n K\left(\frac{x - X_i}{h}\right) Y_i}{\sum_{i=1}^n K\left(\frac{x - X_i}{h}\right)}$$

entonces

$$(n h^d)^{1/2} (\hat{g}_n(x) - g(x)) \xrightarrow{w} N\left(b, \frac{\sigma^2(x)}{f(x)} \int K^2(u) du\right)$$

$$\text{con } b = \beta^{1/2} \int K(t) g'(x, t) dt$$

con $b = \beta^{\frac{1}{2}} \int k(t) g'(x, t) dt$

Obs: Como $n h^{d+2} \rightarrow \beta$ entonces $n h^d h^2 \rightarrow \beta$ y como $h \rightarrow 0$ debe ser que $n h^d \rightarrow \infty$

Dem:

$$\begin{aligned} & (n h^d)^{\frac{1}{2}} \left[\frac{\sum_{i=1}^n K\left(\frac{x-x_i}{h}\right) \gamma_i}{\sum_{i=1}^n K\left(\frac{x-x_i}{h}\right)} - g(x) \right] = \\ & = (n h^d)^{\frac{1}{2}} \left[\frac{\frac{1}{n h^d} \sum_{i=1}^n K\left(\frac{x-x_i}{h}\right) \gamma_i - g(x) \frac{1}{n h^d} \sum_{i=1}^n K\left(\frac{x-x_i}{h}\right)}{\frac{1}{n h^d} \sum_{i=1}^n K\left(\frac{x-x_i}{h}\right)} \right] \end{aligned}$$

Por iii), iv) y v) (ver obs $n h^d \rightarrow \infty$) se tiene que

$$\frac{1}{n h^d} \sum_{i=1}^n K\left(\frac{x-x_i}{h}\right) \xrightarrow{P} f(x)$$

Veamos el numerador.

$$\begin{aligned} & (n h^d)^{\frac{1}{2}} \left[\frac{1}{n h^d} \sum_{i=1}^n K\left(\frac{x-x_i}{h}\right) \gamma_i - g(x) \frac{1}{n h^d} \sum_{i=1}^n K\left(\frac{x-x_i}{h}\right) \right] \\ & = \frac{1}{(n h^d)^{\frac{1}{2}}} \left[\sum_{i=1}^n K\left(\frac{x-x_i}{h}\right) (\gamma_i - g(x)) \right] = \\ & = \frac{1}{(n h^d)^{\frac{1}{2}}} \left[\sum_{i=1}^n K\left(\frac{x-x_i}{h}\right) (\gamma_i - g(x_i) + g(x_i) - g(x)) \right] = \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 & \left(\frac{1}{nh^d} \right)^{1/2} \left[\underbrace{\varepsilon_1 \dots \varepsilon_n}_{V_{ni}} \quad 0 \quad 0 \quad 0 \right] \\
 &= \frac{1}{\left(\frac{1}{nh^d} \right)^{1/2}} \sum_{i=1}^n K\left(\frac{x-X_i}{h}\right) (Y_i - g(X_i)) + \frac{1}{\left(\frac{1}{nh^d} \right)^{1/2}} \sum_{i=1}^n K\left(\frac{x-X_i}{h}\right) (g(X_i) - g(x))
 \end{aligned}$$

Las variables V_{ni} son independientes y $E(V_{ni}) = 0$

Tenemos un sistema triangular. Si se verifican las condiciones de Lindeberg se puede aplicar el teorema central del límite.

Recordemos: Si X_1, \dots, X_n son v.i. independientes con distribuciones F_1, F_2, \dots, F_n tales que $E(X_k) = 0$, $\text{Var}(X_k) = \sigma_k^2$ y sea

$$S_n^2 = \sigma_1^2 + \sigma_2^2 + \dots + \sigma_n^2$$

Supongamos que para cada $t > 0$

$$(i) \quad \frac{1}{S_n^2} \sum_{k=1}^n \int_{|y| \geq t S_n} y^2 dF_k(y) \rightarrow 0$$

$$(ii) \quad \frac{1}{S_n^2} \sum_{k=1}^n \int_{|y| < t S_n} y^2 dF_k(y) \rightarrow 1$$

entonces
$$\frac{\sum_{i=1}^n X_i}{S_n} \xrightarrow{d} N(0,1) \quad n \rightarrow \infty$$

$$\begin{aligned}
 S_n^2 &= n \text{Var}(V_{ni}) = n E(V_{ni}^2) = n E\left(K^2\left(\frac{x-X_i}{h}\right) (Y_i - g(X_i))^2\right) = \\
 &= n E\left(K^2\left(\frac{x-X_i}{h}\right) E\left((Y_1 - g(X_1))^2 \middle| X_1\right)\right) =
 \end{aligned}$$

$$= n \int K^2\left(\frac{x-t}{h}\right) \sigma^2(t) f(t) dt$$

Veamos que por Doornik $\frac{1}{h^d} \int K^2\left(\frac{x-t}{h}\right) \sigma^2(t) f(t) dt \rightarrow \sigma^2(x) f(x) \int K^2$ $h \rightarrow 0$

luego $S_n^2 = n h^d \frac{1}{h^d} \int K^2\left(\frac{x-t}{h}\right) \sigma^2(t) f(t) dt \rightarrow \infty$ si $h \rightarrow 0$
 $n h^d \rightarrow \infty$

luego (ii)

$$\frac{1}{S_n^2} n \int_{|y| < t_{S_n}} K^2\left(\frac{x-y}{h}\right) \sigma^2(y) f(y) dy =$$

$$= \frac{n h^d}{h^d} \frac{1}{h^d} \int_{|y| < t_{S_n}} K^2\left(\frac{x-y}{h}\right) \sigma^2(y) f(y) dy$$

$$\frac{n h^d}{h^d} \frac{1}{h^d} \int K^2\left(\frac{x-y}{h}\right) \sigma^2(y) f(y) dy$$

, como $S_n \rightarrow \infty$

es claro que el cociente tiende a 1

La propiedad 1 sale análogamente.

Calculamos la varianza límite

$$\text{Var}\left(\frac{1}{(n h^d)^{1/2}} \sum_{i=1}^n V_{ni}\right) = \frac{1}{n h^d} \text{Var}(V_{n1}) \rightarrow \sigma^2(x) f(x) \int K^2$$

luego $\frac{1}{(n h^d)^{1/2}} \sum_{i=1}^n V_{ni} \rightarrow N(0, \sigma^2(x) f(x) \int K^2)$

Ahora

$$\frac{\frac{1}{(nh^d)^{1/2}} \sum_{i=1}^n V_{ni}}{\frac{1}{nh^d} \sum_{i=1}^n K\left(\frac{x-X_i}{h}\right)} \rightarrow N\left(0, \frac{\sigma^2(x) K^2}{f(x)}\right)$$

Consideremos ahora el término

$$\frac{1}{(nh^d)^{1/2}} \sum_{i=1}^n K\left(\frac{x-X_i}{h}\right) (y(X_i) - g(x))$$

$$E\left(\frac{1}{(nh^d)^{1/2}} \sum_{i=1}^n K\left(\frac{x-X_i}{h}\right) (y(X_i) - g(x))\right) =$$

$$= \frac{1}{(nh^d)^{1/2}} n \frac{h^d}{h^d} \int K\left(\frac{x-t}{h}\right) (g(t) - g(x)) f(t) dt =$$

$\frac{x-t}{h} = u$

$$= (nh^d)^{1/2} \int K(u) (g(x-uh) - g(x)) f(x-uh) du =$$

$$= (nh^d)^{1/2} \int K(u) \frac{(g(x-uh) - g(x))}{h} f(x-uh) h du \quad \otimes$$

$$\text{Ahora } K(u) \frac{g(x-uh) - g(x)}{h} f(x-uh) \xrightarrow{h \rightarrow 0} K(u) g'(x, u) f(x)$$

Como g es Lipschitz $|g(x-uh) - g(x)| \leq C_1 |u| h$

$$\text{ luego } \left| K(u) \frac{g(x-uh) - g(x)}{h} f(x-uh) \right| \leq |K(u)| C_1 |u| C_2 = C |K(u)| |u|$$

$$\text{luego } \left| K(u) \frac{g(x-uh) - g(x)}{h} f(x-uh) \right| \leq |K(u)| C_1 |u| C_2 = C |K(u)| |u|$$

y como $u^2 K^2$ es integrable $|K(u)| |u|$ es integrable

Podemos aplicar convergencia dominada luego

$$\int K(u) \frac{g(x-uh) - g(x)}{h} f(x-uh) du \rightarrow f(x) \int K(t) g'(x,t) dt$$

$$\textcircled{*} (nh^d)^{1/2} h \int K(u) \frac{g(x-uh) - g(x)}{h} f(x-uh) du \rightarrow \beta^{1/2} f(x) \int K(t) g'(x,t) dt$$

$$\text{pues } (nh^d)^{1/2} h = (n h^{d+2})^{1/2} = \beta^{1/2}$$

$$\text{Var} \left(\frac{1}{(nh^d)^{1/2}} \sum_{i=1}^n K \left(\frac{x-X_i}{h} \right) (g(X_i) - g(x)) \right) = \frac{1}{nh^d} \text{Var} \left(K \left(\frac{x-X_1}{h} \right) (g(X_1) - g(x)) \right)$$

$$\leq \frac{1}{h^d} E \left(K^2 \left(\frac{x-X_1}{h} \right) (g(X_1) - g(x))^2 \right) =$$

$$= \frac{1}{h^d} \int K^2 \left(\frac{x-t}{h} \right) (g(t) - g(x))^2 f(t) dt =$$

$$= \frac{1}{h^d} \int K^2(u) (g(x-uh) - g(x))^2 f(x-uh) du =$$

$$= h^2 \int K^2(u) \left(\frac{g(x-uh) - g(x)}{h} \right)^2 f(x-uh) du = \textcircled{*}$$

Por los mismos argumentos manejados antes podemos aplicar convergencia dominada y

$$\int K^2(u) \left(\frac{g(x-uh) - g(x)}{h} \right)^2 f(x-uh) du \rightarrow \int K^2(u) (g'(x,0))^2 du$$

luego $\circledast \circledast \xrightarrow{h \rightarrow 0} 0$

Entonces $\frac{1}{(nh^d)^{1/2}} \sum_{i=1}^n K\left(\frac{x-X_i}{h}\right) (g(X_i) - g(x)) \xrightarrow{P} \beta^{1/2} \int K(t) g'(x,t) dt$

A partir de los resultados anteriores aplicando Stokias se obtiene el resultado.