

8 Il Metodo Delta

Il Continuous Mapping Theorem ci garantisce che se $a_n(X_n - E[X_n])$ è una sequenza di variabili aleatorie che converge in distribuzione ad un limite Z e g è una funzione continua, allora $g(a_n(X_n - E[X_n]))$ converge in distribuzione a $G(Z)$; ad esempio, se $a_n(X_n - E[X_n])$ converge ad una Gaussiana standard e $g(x) = x^2$, allora $g(a_n(X_n - E[X_n]))$ converge in distribuzione ad una Gaussiana con un grado di libertà. Ci poniamo ora una domanda diversa; se applichiamo la trasformazione direttamente a X_n invece che alla sua versione standardizzata, cosa possiamo concludere sulla convergenza? In altre parole, cosa possiamo dire sulla convergenza in distribuzione di $a_n(g(X_n) - E[g(X_n)])$? A questa domanda risponde il cosiddetto metodo delta.

Lemma 73 *Sia G una funzione definita in un intorno dell'origine (da \mathbb{R}^n in \mathbb{R}^n) e ivi continua e tale che $G(h) = o(\|h\|)$. Allora*

$$X_n \rightarrow_p 0 \implies G(X_n) = o_p(\|X_n\|) \text{ , cioè } \frac{G(X_n)}{\|X_n\|} = o_p(1) \text{ .}$$

Proof. E' sufficiente definire la funzione continua

$$g(h) = \begin{cases} \frac{G(h)}{\|h\|} \text{ , se } \|h\| \neq 0 \\ 0 \text{ , se } \|h\| = 0 \end{cases} \text{ .}$$

Se $X_n \rightarrow_p 0$, $g(X_n) \rightarrow_p 0$ per il Lemma di Slutsky. ■

Theorem 74 (Metodo Delta) *Sia $g : \mathbb{R}^k \rightarrow \mathbb{R}^m$ differenziabile, con matrice Jacobiana limitata in $\mu \in \mathbb{R}^n$. Supponiamo che la sequenza di vettori aleatori X_n sia tale per cui*

$$a_n(X_n - \mu) \rightarrow_d X \text{ ,}$$

per a_n sequenza deterministica che diverge all'infinito. Allora

$$a_n(g(X_n) - g(\mu)) \rightarrow_d (J(g(\mu))X \text{ ,}$$

dove il vettore X ha dimensioni $k \times 1$ e la matrice Jacobiana $(J(g(\mu)))$ ha dimensioni $m \times k$,

$$J(g(\mu)) = \begin{pmatrix} \frac{\partial g_1}{\partial x_1} & \cdots & \frac{\partial g_1}{\partial x_k} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \frac{\partial g_m}{\partial x_1} & \cdots & \frac{\partial g_m}{\partial x_k} \end{pmatrix} \text{ .}$$

Proof. Per il teorema di Taylor multivariato abbiamo che

$$g(\mu + y) - g(\mu) = (J(g(\mu)))^T y + G(y) \text{ ,}$$

con $G(y) = o(\|y\|)$. Prendendo $y = X_n - \mu$ abbiamo

$$g(X_n) - g(\mu) = (J(g(\mu)))(X_n - \mu) + G(X_n - \mu) \text{ ,}$$

e per il precedente Lemma sappiamo che

$$\begin{aligned}
a_n G(X_n - \mu) &= a_n \|X_n - \mu\| \frac{G(X_n - \mu)}{\|X_n - \mu\|} \\
&= \|a_n(X_n - \mu)\| \frac{G(X_n - \mu)}{\|X_n - \mu\|} \\
&= O_p(1) o_p(1) = o_p(1) .
\end{aligned}$$

Segue che

$$\begin{aligned}
a_n(g(X_n) - g(\mu)) &= a_n(J(g(\mu))(X_n - \mu) + a_n G(X_n - \mu)) \\
&= (J(g(\mu))a_n(X_n - \mu) + o_p(1)) \rightarrow_d (J(g(\mu))X) .
\end{aligned}$$

■

Example 75 Sia X_1, \dots, X_n una sequenza di variabili IID, per le quali si ha

$$\sqrt{n} \frac{\bar{X}_n - \mu}{\sigma} \rightarrow_d Z \sim N(0, 1) .$$

Allora

$$\sqrt{n}(e^{\bar{X}_n} - e^\mu) \rightarrow_d N(0, e^{2\mu}\sigma^2) .$$

Example 76 Sia X_1, \dots, X_n una sequenza di variabili IID, per le quali si ha

$$\sqrt{n} \frac{\bar{X}_n - \mu}{\sigma} \rightarrow_d Z \sim N(0, 1) .$$

Allora

$$\sqrt{n}(\bar{X}_n^2 - \mu^2) \rightarrow_d 2\mu Z .$$

Example 77 Sia X_1, \dots, X_n una sequenza di vettori aleatori IID, per i quali si ha

$$\sqrt{n}(\bar{X}_n - \mu) = \sqrt{n} \left\{ \begin{pmatrix} \bar{X}_{1n} - \mu_1 \\ \bar{X}_{2n} - \mu_2 \end{pmatrix} \right\} \rightarrow_d \begin{pmatrix} Z_1 \\ Z_2 \end{pmatrix} \sim N(0, \begin{pmatrix} \sigma_1^2 & \sigma_{12} \\ \sigma_{12} & \sigma_2^2 \end{pmatrix}) .$$

Allora

$$\sqrt{n}(\bar{X}_{1n}\bar{X}_{2n} - \mu_1\mu_2) \rightarrow_d \begin{pmatrix} \mu_2 & \mu_1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} Z_1 \\ Z_2 \end{pmatrix} = \mu_2 Z_1 + \mu_1 Z_2 .$$