

## 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*

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

**Proof.** E' sufficiente definire la funzione continua

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

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*

$$a_n(X_n - \mu) \rightarrow_d X,$$

*per  $a_n$  sequenza deterministica che diverge all'infinito. Allora*

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

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

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

**Proof.** Per il teorema di Taylor multivariato abbiamo che

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

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

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

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

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

■

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

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

Allora

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

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

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

Allora

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

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

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

Allora

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