



Università di Pavia

Potenza dei test nel MRLM gaussiano

Eduardo Rossi



Gli elementi della verifica delle ipotesi:

- **Test:** $\tau(Y)$
- **Spazio dei possibili campioni:** \mathcal{Y}
- **Regione critica:** \mathcal{C}_τ , l'insieme dei valori dello spazio campionario considerati significativamente diversi da quelli che si realizzerebbero in presenza di H_0 .
- **Regione di accettazione:** $\mathcal{C} - \mathcal{C}_\tau$, l'insieme dei risultati campionari che sono coerenti con quanto stabilito sotto l'ipotesi nulla.

Un test di H_0 scompone \mathcal{Y} in due regioni \mathcal{C}_τ e $\mathcal{C} - \mathcal{C}_\tau$. Se $(y_1, y_2, \dots, y_N) \in \mathcal{C}_\tau$, H_0 è rifiutata.



Se la distribuzione dalla quale è stato ottenuto il campione è parametrizzata da θ (il valore vero del parametro), dove $\theta \in \Theta$, allora associato ad ogni test esiste una *funzione di potenza*:

$$\pi_{\tau}(\theta) = Pr_{\theta}[\tau(Y_1, Y_2, \dots, Y_N) \in \mathcal{C}_{\tau}]$$

descrive la probabilità, al variare di θ , di rifiutare H_0 . Una funzione di potenza ideale assegna 0, per quei valori di θ corrispondenti all'ipotesi nulla e 1 per quei θ corrispondenti all'ipotesi alternativa.

$$\pi_{\tau}(\theta) = 1 - \beta_n(\theta) = Pr_{\theta}[\tau(Y_1, Y_2, \dots, Y_N) \in \mathcal{C}_{\tau} | H_1]$$

descrive la probabilità che la statistica porti a rifiutare l'ipotesi nulla H_0 quando è falsa.



La probabilità dell'errore di II tipo dipende dal valore che il parametro sottoposto a verifica assume sotto l'ipotesi alternativa e quindi dalla distribuzione della statistica test sotto la particolare alternativa.

Modello partizionato:

$$\mathbf{y} = \mathbf{X}_1\beta_1 + \mathbf{x}_2\beta_2 + \epsilon$$

$$\mathbf{X}_1 \quad (N \times (K - 1))$$

$$\mathbf{x}_2 \quad (N \times 1)$$

$$H_0 : \beta_2 = 0$$

$$t_{\beta_2} = \frac{\widehat{\beta}_2}{s(\mathbf{x}_2' \mathbf{M}_{\mathbf{X}_1} \mathbf{x}_2)^{-1/2}}$$



ma

$$\hat{\beta}_2 = (\mathbf{x}'_2 \mathbf{M}_{X_1} \mathbf{x}_2)^{-1} \mathbf{x}'_2 \mathbf{M}_{X_1} \mathbf{y}$$

t_{β_2} si può anche esprimere come

$$t_{\beta_2} = \frac{\mathbf{x}'_2 \mathbf{M}_{X_1} \mathbf{y}}{s(\mathbf{x}'_2 \mathbf{M}_{X_1} \mathbf{x}_2)^{1/2}}$$

sotto la nulla e l'alternativa:

$$\mathbf{x}'_2 \mathbf{M}_{X_1} \mathbf{y} | \mathbf{X} \sim N \left((\mathbf{x}'_2 \mathbf{M}_{X_1} \mathbf{x}_2) \beta_2, \sigma^2 (\mathbf{x}'_2 \mathbf{M}_{X_1} \mathbf{x}_2) \right)$$



$$\frac{\mathbf{x}'_2 \mathbf{M}_{X_1} \mathbf{y}}{\sigma (\mathbf{x}'_2 \mathbf{M}_{X_1} \mathbf{x}_2)^{1/2}} | \mathbf{X} \sim N \left(\frac{1}{\sigma} (\mathbf{x}'_2 \mathbf{M}_{X_1} \mathbf{x}_2)^{1/2} \beta_2, 1 \right)$$

$$\lambda \equiv \frac{1}{\sigma} (\mathbf{x}'_2 \mathbf{M}_{X_1} \mathbf{x}_2)^{1/2} \beta_2$$

$$\frac{(N - K) s^2}{\sigma^2} \sim \chi^2_{N-K}$$

$$t_{\beta_2} = \frac{\mathbf{x}'_2 \mathbf{M}_{X_1} \mathbf{y}}{s (\mathbf{x}'_2 \mathbf{M}_{X_1} \mathbf{x}_2)^{1/2}} | \mathbf{X} \sim \frac{N(\lambda, 1)}{\left[\chi^2_{(N-K)} / (N - K) \right]^{1/2}} = t_{(N-K, \lambda)}$$

il numeratore e il denominatore sono variabili casuali indipendenti.

E' una t-student non centrale con un numero di gradi di libert a pari a quello della χ^2 e parametro di non centralit a pari alla media della normale, $\frac{\hat{\beta}_2}{se(\hat{\beta}_2)}$.



La $t_{(N-K, \lambda)}$ è molto simile alla $N(\lambda, 1)$. Il parametro di non-centralità dipende da

1. il valore di β_2
2. σ^2
3. N



POTENZA DEL TEST F

Significatività congiunta dei coefficienti. Possiamo ottenere la distribuzione sotto l'alternativa. Modello partizionato:

$$\mathbf{y} = \mathbf{X}_1\beta_1 + \mathbf{X}_2\beta_2 + \epsilon$$

possiamo scriverlo

$$\mathbf{y} = \mathbf{X}_1\beta_1 + \mathbf{v}$$

$$\mathbf{v} = \mathbf{X}_2\beta_2 + \epsilon$$

sotto l'ipotesi nulla

$$H_0 : \beta_2 = \mathbf{0}$$

ovvero

$$H_0 : \mathbf{R}\beta = \mathbf{0}$$



dove

$$\mathbf{R} = \left[\mathbf{0}_{k_2 \times k_1} \mid \mathbf{I}_{K_2} \right]$$

$\mathbf{v} = \epsilon$. Se $\beta_2 \neq \mathbf{0}$ errore di specificazione sto omettendo le variabili in \mathbf{X}_2

$$\mathbf{v} | \mathbf{X}_2 \sim N(\mathbf{X}_2 \beta_2, \sigma^2 \mathbf{I}_N)$$

Numeratore della F

$$\begin{aligned} \left(\mathbf{R} \hat{\beta} - \mathbf{c} \right)' \left[\mathbf{R} (\mathbf{X}' \mathbf{X})^{-1} \mathbf{R}' \right]^{-1} \left(\mathbf{R} \hat{\beta} - \mathbf{c} \right) &= \hat{\mathbf{v}}' \hat{\mathbf{v}} - \hat{\epsilon}' \hat{\epsilon} \\ &= \mathbf{y}' \mathbf{M}_{X_1} \mathbf{y} - \mathbf{y}' \mathbf{M}_X \mathbf{y} \\ &= \mathbf{y}' [\mathbf{M}_{X_1} - \mathbf{M}_X] \mathbf{y} \\ &= \mathbf{y}' [\mathbf{P}_X - \mathbf{P}_{X_1}] \mathbf{y} \end{aligned}$$



$$\begin{aligned}\mathbf{y}' [\mathbf{P}_{X_1} - \mathbf{P}_X] \mathbf{y} &= (\mathbf{X}_1 \beta_1 + \mathbf{v})' [\mathbf{P}_X - \mathbf{P}_{X_1}] (\mathbf{X}_1 \beta_1 + \mathbf{v}) \\ &= \mathbf{v}' [\mathbf{P}_X - \mathbf{P}_{X_1}] \mathbf{v}\end{aligned}$$

Il termine di errore \mathbf{v} non è centrato:

$$E[\mathbf{v}|\mathbf{X}] = \mathbf{X}_2 \beta_2 + E[\epsilon|\mathbf{X}] = \mathbf{X}_2 \beta_2$$

Sia $\mathbf{z} \sim N(\mu, \sigma^2 \mathbf{I}_N)$, \mathbf{M} matrice idempotente con $r(\mathbf{M}) = h$, allora la forma quadratica

$$\frac{\mathbf{z}' \mathbf{M} \mathbf{z}}{\sigma^2} \sim \chi_h^2(\mu' \mathbf{M} \mu)$$

$\mu' \mathbf{M} \mu$ parametro di non centralità.



Segue che

$$\mathbf{v}'[\mathbf{P}_X - \mathbf{P}_{X_1}]\mathbf{v}|\mathbf{X}_2 \sim \sigma^2 \chi_N^2 [\beta_2'(\mathbf{X}_2' \mathbf{M}_{X_1} \mathbf{X}_2)\beta_2/\sigma^2]$$

Sotto l'ipotesi alternativa il denominatore della statistica mantiene la distribuzione χ_{N-K}^2 poichè s^2 è ottenuta sulla base del modello non vincolato.

Numeratore e denominatore sono indipendenti

$$\widehat{F}|\mathbf{X}_2 \sim \frac{\chi_h^2 [\beta_2'(\mathbf{X}_2' \mathbf{M}_{X_1} \mathbf{X}_2)\beta_2/\sigma^2] / h}{\chi_{N-K}^2 / (N - K)} \equiv F_{h,(N-K)} [\beta_2'(\mathbf{X}_2' \mathbf{M}_{X_1} \mathbf{X}_2)\beta_2/\sigma^2]$$

la distribuzione $F_{h,(N-K)}$ cambia al variare di \mathbf{X}_2 via il parametro di non centralità.



La potenza aumenta con

- N
- la distanza tra H_0 e H_1
- l'ortogonalità tra \mathbf{X}_1 e \mathbf{X}_2 .