

Metodi Statistici per la Ricerca Sociale: Formulario

Attenzione. Il Formulario contiene una selezione delle formule.

Le formule non riportate sono supposte note

Associazione tra variabili categoriche

Misure di associazione in tabelle 2×2

Inferenza per l'odds-ratio

Intervallo di confidenza al livello di confidenza $1 - \alpha$ per l'odds ratio

$$IC_{1-\alpha}(OR) = \left[\exp \left\{ \log(\widehat{OR}) - z_{\alpha/2} \sqrt{\frac{1}{n_{11}} + \frac{1}{n_{12}} + \frac{1}{n_{21}} + \frac{1}{n_{22}}} \right\}; \right. \\ \left. \exp \left\{ \log(\widehat{OR}) + z_{\alpha/2} \sqrt{\frac{1}{n_{11}} + \frac{1}{n_{12}} + \frac{1}{n_{21}} + \frac{1}{n_{22}}} \right\} \right]$$

Correlazione e Regressione lineare semplice

Inferenza per il coefficiente di correlazione

- Statistica test

$$T = \frac{r_{XY}}{\sqrt{(1 - r_{XY}^2)/(n - 2)}}$$

Il modello di regressione lineare semplice

Inferenza nel modello di regressione lineare semplice

- Stimatori degli errori standard degli stimatori dei minimi quadrati

$$\widehat{e.s.}(\widehat{B}_1) = \sqrt{\widehat{Var}(\widehat{B}_1)} = \sqrt{\frac{s^2}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}} \\ \widehat{e.s.}(\widehat{B}_0) = \sqrt{\widehat{Var}(\widehat{B}_0)} = \sqrt{s^2 \cdot \left[\frac{1}{n} + \frac{\bar{x}^2}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} \right]}$$

- Intervalli di confidenza per i coefficienti di regressione

$$IC_{1-\alpha}(\beta_0) = \widehat{\beta}_0 \pm t_{n-2}(\alpha/2) \cdot \widehat{e.s.}(\widehat{B}_0) \\ IC_{1-\alpha}(\beta_1) = \widehat{\beta}_1 \pm t_{n-2}(\alpha/2) \cdot \widehat{e.s.}(\widehat{B}_1)$$

- Verifica di ipotesi per β_1

- Statistica Test

$$T = \frac{\widehat{B}_1 - 0}{\widehat{e.s.}(\widehat{B}_1)}$$

Analogo il procedimento per sottoporre a test ipotesi sul coefficiente β_0 .

- **Inferenza per la risposta media**

- Stimatore dell'errore standard dello stimatore di \hat{Y}_{x^*}

$$\widehat{e.s.}(\hat{Y}_{x^*}) = \sqrt{s^2 \cdot \left[\frac{1}{n} + \frac{(x^* - \bar{x})^2}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} \right]}$$

- Intervallo di confidenza al livello di confidenza del $(1 - \alpha)$

$$IC_{1-\alpha}(Y_{x^*}) = \hat{Y}_{x^*} \pm t_{n-2, \alpha/2} \widehat{e.s.}(\hat{Y}_{x^*})$$

- **Previsione**

- Stimatore dell'errore standard dello stimatore della previsione $\hat{Y}_{x^*}^P$

$$\widehat{e.s.}(Y_{x^*}^P - \hat{Y}_{x^*}^P) = \sqrt{s^2 \cdot \left[1 + \frac{1}{n} + \frac{(x^* - \bar{x})^2}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} \right]}$$

- Intervallo di confidenza al livello di confidenza del $(1 - \alpha)$

$$IC_{1-\alpha}(Y_{x^*}^P) = \hat{Y}_{x^*}^P \pm t_{n-2, \alpha/2} \widehat{e.s.}(Y_{x^*}^P - \hat{Y}_{x^*}^P)$$

Il modello di regressione lineare multipla

Indice di determinazione multipla corretto

$$R^2 = 1 - \frac{SSE/(n - k - 1)}{TSS/(n - 1)}$$

Inferenza nel modello di regressione lineare multipla

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 \cdot x_{i1} + \dots + \beta_k \cdot x_{ik} + \epsilon_i$$

- **Intervalli di confidenza per i coefficienti di regressione**

$$IC_{1-\alpha}(\beta_j) = \left[\hat{\beta}_j - t_{n-k-1}(\alpha/2) \cdot \widehat{e.s.}(\hat{B}_j); \hat{\beta}_j + t_{n-k-1}(\alpha/2) \cdot \widehat{e.s.}(\hat{B}_j) \right]$$

- **Test delle ipotesi**

- Statistica test per test su un solo coefficiente β_j

$$T = \frac{\hat{B}_j - 0}{\widehat{e.s.}(\hat{B}_j)}$$

- **Il test F**

- Statistica test (per il confronto del modello con il modello nullo)

$$F = \frac{R^2/k}{(1 - R^2)/(n - k - 1)} = \frac{RSS/k}{SSE/(n - k - 1)}$$

- **Modelli di regressione a confronto**

- Modello esteso e modello ridotto

$$\text{Modello esteso : } Y_i = \beta_0 + \beta_1 \cdot x_{i1} + \cdots + \beta_h \cdot x_{ih} + \cdots + \beta_k \cdot x_{ik} + \epsilon_i$$

versus

$$\text{Modell ridotto : } Y_i = \beta_0 + \beta_1 \cdot x_{i1} + \cdots + \beta_h \cdot x_{ih} + \epsilon_i$$

- Statistica Test

$$F = \frac{(SSE_r - SSE_e)/(k - h)}{SSE_e/(n - k - 1)} = \frac{(R_e^2 - R_r^2)/(k - h)}{(1 - R_e^2)/(n - k - 1)}$$

Analisi della varianza

Analisi della varianza a un fattore

- **Devianze**

- Devianza totale (Somma dei quadrati totale)

$$D_T = \sum_{\ell=1}^g \sum_{i=1}^{n_\ell} (Y_{\ell i} - \bar{Y})^2 = \sum_{i=1}^{n_1} (Y_{1i} - \bar{Y})^2 + \cdots + \sum_{i=1}^{n_\ell} (Y_{gi} - \bar{Y})^2 = \sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y})^2$$

- Devianza entro gruppi (Somma dei quadrati entro gruppi): Somma delle devianze entro gruppi

$$D_W = \sum_{\ell=1}^g \sum_{i=1}^{n_\ell} (Y_{\ell i} - \bar{Y}_\ell)^2 = \sum_{\ell=1}^g D_\ell$$

$$\text{dove } D_\ell = \sum_{i=1}^{n_\ell} (Y_{\ell i} - \bar{Y}_\ell)^2 = s_\ell^2 \cdot (n_\ell - 1)$$

- Devianza tra gruppi (Somma dei quadrati tra gruppi): Devianza delle medie entro gruppi

$$D_B = \sum_{\ell=1}^g (\bar{Y}_\ell - \bar{Y})^2 \cdot n_\ell = (\bar{Y}_1 - \bar{Y})^2 \cdot n_1 + \cdots + (\bar{Y}_g - \bar{Y})^2 \cdot n_g$$

- **Medie dei quadrati (Varianze)**

$$\text{Varianza tra gruppi: } s_B^2 = \frac{D_B}{g - 1}$$

$$\text{Varianza entro i gruppi: } s^2 = \frac{D_W}{n - g} = \frac{s_1^2 \cdot (n_1 - 1) + s_2^2 \cdot (n_2 - 1) + \cdots + s_g^2 \cdot (n_g - 1)}{(n_1 - 1) + (n_2 - 1) + \cdots + (n_g - 1)}$$

- **Verifica di ipotesi per l'uguaglianza tra le medie**

- Statistica test

$$F = \frac{D_B/(g-1)}{D_W/(n-g)}$$

- **Il modello di analisi della varianza (con vincolo baseline)**

$$Y_i = \beta_0 + \beta_2 \cdot A_{i2} + \dots + \beta_g \cdot A_{ig} + \epsilon_i \quad \epsilon_i \sim N(0, \sigma^2) \text{ indipendenti}$$

$$A_{i\ell} = \begin{cases} 1 & \text{se l'unità } i \text{ appartiene al gruppo } \ell \\ 0 & \text{Altrimenti} \end{cases} \quad \ell = 1, \dots, g$$

- Stime dei parametri

$$\hat{\beta}_0 = \bar{Y}_1 \quad \hat{\beta}_1 = 0 \quad \hat{\beta}_\ell = \bar{Y}_\ell - \bar{Y}_1 \quad \ell = 2, \dots, g$$

- Il test F

$$F = \frac{D_B/(g-1)}{D_W/(n-g)} = \frac{RSS/(g-1)}{SSE/(n-g)}$$

Analisi della varianza con due fattori

- **Variabili indicatrici**

- Variabili indicatrici per il fattore A

$$A_{ih} = \begin{cases} 1 & \text{se l'unità } i \text{ appartiene al gruppo } h \\ 0 & \text{Altrimenti} \end{cases} \quad h = 1, \dots, H$$

- Variabili indicatrici per il fattore B

$$B_{ik} = \begin{cases} 1 & \text{se l'unità } i \text{ appartiene al gruppo } k \\ 0 & \text{Altrimenti} \end{cases} \quad k = 1, \dots, K$$

- **Modello di analisi della varianza con due fattori senza interazione (Vincolo Baseline)**

$$Y_i = \beta_0 + \beta_2^A A_{i2} + \dots + \beta_H^A A_{iH} + \beta_2^B B_{i2} + \dots + \beta_K^B B_{iK} + \epsilon_i$$

con $\epsilon_i \sim N(0, \sigma^2)$ indipendenti

- **Il test F per il confronto del modello con il modello nullo**

- Statistica test

$$F = \frac{RSS/(H-1+K-1)}{SSE/(n-H-K+1)}$$

- **Modelli a confronto**

- Modello esteso e modello ridotto

$$\text{Modello esteso : } Y_i = \beta_0 + \beta_2^A A_{i2} + \dots + \beta_H^A A_{iH} + \beta_2^B B_{i2} + \dots + \beta_K^B B_{iK} + \epsilon_i$$

versus

$$\text{Modello ridotto : } Y_i = \beta_0 + \beta_2^B B_{i2} + \dots + \beta_K^B B_{iK} + \epsilon_i$$

- Statistica Test

$$F = \frac{(SSE_r - SSE_e)/(H - 1)}{SSE_e/(n - H - K + 1)}$$

- **Modello di analisi della varianza con due fattori con interazione (Vincolo Baseline)**

$$\begin{aligned} Y_i = & \beta_0 + \beta_2^A A_{i2} + \dots + \beta_H^A A_{iH} + \beta_2^B B_{i2} + \dots + \beta_K^B B_{iK} \\ & + \beta_{22}^{AB} A_{i2} \cdot B_{i2} + \dots + \beta_{2K}^{AB} A_{i2} \cdot B_{iK} + \dots \\ & + \beta_{H2}^{AB} A_{iH} \cdot B_{i2} + \dots + \beta_{HK}^{AB} A_{iH} \cdot B_{iK} + \epsilon_i \end{aligned}$$

con $\epsilon_i \sim N(0, \sigma^2)$ indipendenti

- **Valutare la significatività dell'interazione**

- Modello esteso:

$$\begin{aligned} Y_i = & \beta_0 + \beta_2^A A_{i2} + \dots + \beta_H^A A_{iH} + \beta_2^B B_{i2} + \dots + \beta_K^B B_{iK} \\ & + \beta_{22}^{AB} A_{i2} \cdot B_{i2} + \dots + \beta_{2K}^{AB} A_{i2} \cdot B_{iK} + \dots \\ & + \beta_{H2}^{AB} A_{iH} \cdot B_{i2} + \dots + \beta_{HK}^{AB} A_{iH} \cdot B_{iK} + \epsilon_i \end{aligned}$$

versus

Modello ridotto:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_2^A A_{i2} + \dots + \beta_H^A A_{iH} + \beta_2^B B_{i2} + \dots + \beta_K^B B_{iK} + \epsilon_i$$

- Statistica Test

$$F = \frac{(SSE_r - SSE_e)/(H \cdot K - H - K + 1)}{SSE_e/(n - H \cdot K)}$$

Analisi della covarianza

Modello additivo

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 \cdot x_i + \beta_2^A \cdot A_{i2} + \dots + \beta_g^A \cdot A_{ig} + \epsilon_i$$

con $\epsilon_i \sim N(0, \sigma^2)$ indipendenti

- **Stime dei coefficienti**

$$\hat{\beta}_0 = \bar{y}_1 - \hat{\beta}_1 \cdot \bar{x}_1$$

$$\hat{\beta}_\ell^A = (\bar{y}_\ell - \bar{y}_1) - \hat{\beta}_1 \cdot (\bar{x}_\ell - \bar{x}_1) \quad \ell = 2, \dots, g$$

$$\hat{\beta}_1 = \frac{\sum_{\ell=1}^g \sum_{i=1}^{n_\ell} (y_{i\ell} - \bar{y}_\ell) \cdot (x_{i\ell} - \bar{x}_\ell)}{\sum_{\ell=1}^g \sum_{i=1}^{n_\ell} (x_{i\ell} - \bar{x}_\ell)^2}$$

Modello con interazione

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 \cdot x_i + \beta_2^A \cdot A_{i2} + \cdots \beta_g^A \cdot A_{ig} + \beta_2^{AX} \cdot A_{i2} \cdot x_i + \cdots + \beta_g^{AX} \cdot A_{ig} \cdot x_i + \epsilon_i$$

con $\epsilon_i \sim N(0, \sigma^2)$ indipendenti

- **Valutare la significatività dell'interazione**

- Modello esteso:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 \cdot x_i + \beta_2^A \cdot A_{i2} + \cdots + \beta_g^A \cdot A_{ig} + \beta_2^{AX} \cdot A_{i2} \cdot x_i + \cdots + \beta_g^{AX} \cdot A_{ig} \cdot x_i + \epsilon_i$$

versus

Modello ridotto:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 \cdot x_i + \beta_2^A \cdot A_{i2} + \cdots \beta_g^A \cdot A_{ig} + \epsilon_i$$

con $\epsilon_i \sim N(0, \sigma^2)$ indipendenti

- Statistica Test

$$F = \frac{(SSE_r - SSE_e)/(g - 1)}{SSE_e/(n - 2 \cdot g)} = \frac{(R_e^2 - R_r^2)/(g - 1)}{(1 - R_e^2)/(n - 2 \cdot g)}$$

Modelli per variabili risposta categoriche

Modello di regressione logistica

$$\begin{aligned} \text{logit}(\pi_i) &= \text{logit} \left(\frac{\Pr(Y_i = 1 | X_{i1} = x_{i1}, \dots, X_{ik} = x_{ik})}{1 - \Pr(Y_i = 1 | X_{i1} = x_{i1}, \dots, X_{ik} = x_{ik})} \right) \\ &= \beta_0 + \beta_1 x_{i1} + \cdots + \beta_k x_{ik} \end{aligned}$$

\Longleftrightarrow

$$\pi_i = \Pr(Y_i = 1 | X_{i1} = x_{i1}, \dots, X_{ik} = x_{ik}) = \frac{\exp(\beta_0 + \beta_1 x_{i1} + \cdots + \beta_k x_{ik})}{1 + \exp(\beta_0 + \beta_1 x_{i1} + \cdots + \beta_k x_{ik})}$$

Inferenza su un parametro β_j nel modello logit

- Statistica test

$$Z = \frac{\hat{B}_j}{\widehat{e.s.}(\hat{B}_j)}$$

- Intervallo di confidenza per $\exp(\beta_j)$ al livello di confidenza $1 - \alpha$

$$IC_{1-\alpha}(\exp(\beta_j)) = \left[\exp \left\{ \hat{\beta}_j - z_{\alpha/2} \cdot \widehat{e.s.}(\hat{B}_j) \right\}; \exp \left\{ \hat{\beta}_j + z_{\alpha/2} \cdot \widehat{e.s.}(\hat{B}_j) \right\} \right]$$

Confronto tra modelli

- Modello esteso

$$\text{logit}(\pi_i) = \beta_0 + \beta_1 x_{i1} + \cdots + \beta_h x_{ih} + \cdots + \beta_k x_{ik}$$

- Modello ridotto

$$\text{logit}(\pi_i) = \beta_0 + \beta_1 x_{i1} + \cdots + \beta_h x_{ih}$$

- Statistica test del rapporto di verosimiglianza

$$-2 \log \left(\frac{\mathcal{L}(\hat{\beta}_0, \hat{\beta}_1, \dots, \hat{\beta}_h)}{\mathcal{L}(\hat{\beta}_0, \hat{\beta}_1, \dots, \hat{\beta}_h, \dots, \hat{\beta}_k)} \right) = -2 \log \left(\frac{\mathcal{L}_r}{\mathcal{L}_e} \right) = -2 (\log \mathcal{L}_r - \log \mathcal{L}_e)$$

Information Criteria

$$AIC = -2 \log \mathcal{L} + 2 \cdot (k + 1) \quad BIC = -2 \log \mathcal{L} + (k + 1) \cdot \log(n)$$

dove $k + 1$ è il numero di parametri del modello (inclusa l'intercetta)