

lezione n. 6 (a cura di Gaia Montanucci)

METODO MASSIMA VEROSIMIGLIANZA PER STIMARE β_0 E β_1

Distribuzione sui termini di errore $\varepsilon_i \rightarrow \varepsilon_i \sim N(0, \sigma^2)$ ne consegue :

ogni y_i ha ancora distribuzione normale, più precisamente $y_i \sim N(\mu_i, \sigma^2)$ con $\mu_i = \beta_0 + \beta_1 x_i$

$$\text{Verosimiglianza: } L = \prod_i f(y_i) = \prod_i \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} e^{-\frac{1}{2} \left(\frac{y_i - \beta_0 - \beta_1 x_i}{\sigma} \right)^2} = \left(\frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} \right)^n e^{-\frac{1}{2} \sum_i \left(\frac{y_i - \beta_0 - \beta_1 x_i}{\sigma} \right)^2}$$

$$\text{Log verosimiglianza: } l = \underbrace{-\frac{n}{2} \log(2\pi\sigma^2)}_{\text{Parte indipendente da } \beta_0 \text{ e } \beta_1} - \underbrace{\frac{1}{2} \sum_i \left(\frac{y_i - \beta_0 - \beta_1 x_i}{\sigma} \right)^2}_{\text{Parte dipendente da } \beta_0 \text{ e } \beta_1}$$

Parte indipendente da β_0 e β_1 , la possiamo trascurare quando facciamo la massimizzazione

Parte dipendente da β_0 e β_1

$$\max_{\beta_1, \beta_2} l \leftrightarrow \min_{\beta_1, \beta_2} \sum_i (y_i - \beta_0 - \beta_1 x_i)^2$$

$$\max_{\beta_1, \beta_2} l \leftrightarrow \min_{\beta_1, \beta_2} \sum_i S^2$$

CONCLUSIONE: Relativamente a β_0 e β_1 , il metodo dei minimi quadrati porta esattamente alla stessa soluzione del metodo della massima verosimiglianza. Inoltre, massimizzare la verosimiglianza equivale a minimizzare S.

Per quanto riguarda la varianza il discorso è diverso:

$$\text{metodo dei minimi quadrati } \rightarrow S^2 = \frac{\sum_i y_i - \widehat{y}_i}{n-2}$$

$$\text{metodo della massima verosimiglianza } \rightarrow \sigma^2 = \frac{\sum_i (y_i - \widehat{y}_i)^2}{n}$$

Quindi in conclusione se stimo β_0 e β_1 non c'è differenza tra i due metodi, mentre se devo stimare σ^2 i due approcci portano a conseguenze diverse.

I due metodi sono basati su due idee diverse:

- ➔ Il metodo dei minimi quadrati è basato sulla minimizzazione dell'errore di previsione che è un concetto intuitivo e non richiede l'assunzione della distribuzione normale sulle variabili casuali
- ➔ Il metodo di massima verosimiglianza è più formale, richiede l'assunzione della distribuzione normale per i termini di errore

PROPRIETA' DEGLI STIMATORI:

1) β_0 e β_1 sono stimatori non distorti: $E(\widehat{\beta}_0) = \beta_0$, $E(\widehat{\beta}_1) = \beta_1$

Per stimatore non distorto s'intende che il valore atteso coincide con la quantità da stimare.

Anche S^2 è uno stimatore non distorto della varianza: $E(S^2) = \sigma^2$

Mentre $E(\widehat{\sigma^2}) \neq \sigma^2$ anche se distorsione piccola ➔ $\widehat{\sigma^2}$ (stimatore di massima verosimiglianza della varianza) è distorto

2) $\text{Var}(\widehat{\beta}_0) = \sigma^2 \left(\frac{1}{n} + \frac{x^2}{\text{dev}(x)} \right)$

$$\text{Var}(\widehat{\beta}_1) = \frac{\sigma^2}{\text{dev}(x)}$$

3) Distribuzione degli stimatori : se è valida la proprietà che i termini di errore hanno distribuzione normale ➔ $\epsilon_i \sim N(0, \sigma^2)$ allora anche β_0 e β_1 avranno distribuzione normale ➔ $\widehat{\beta}_0 \sim N(\beta_0, \text{Var}(\widehat{\beta}_0))$ $\widehat{\beta}_1 \sim N(\beta_1, \text{Var}(\widehat{\beta}_1))$

Sotto questa condizione posso anche ricavare: $S^2 \frac{(n-2)}{\sigma^2} \sim \chi^2(n-2)$

Questa proprietà mi serve per fare inferenza : per trovare gli intervalli di confidenza e la verifica delle ipotesi.

INTERVALLI DI CONFIDENZA β_0

Si distinguono due casi:

1) conosco σ^2 : $\widehat{\beta}_0 - z_{\frac{\alpha}{2}} \sqrt{\text{Var}(\widehat{\beta}_0)}$ Estremo di dx, $\widehat{\beta}_0 + z_{\frac{\alpha}{2}} \sqrt{\text{Var}(\widehat{\beta}_0)}$ Estremo di sx

2) non conosco σ^2 : $\widehat{\beta}_0 - t_{\frac{\alpha}{2}} \sqrt{\widehat{\text{Var}}(\widehat{\beta}_0)}$ Estremo di dx, $\widehat{\beta}_0 + t_{\frac{\alpha}{2}} \sqrt{\widehat{\text{Var}}(\widehat{\beta}_0)}$ Estremo di sx

Quando utilizzo la t mi devo ricordare di utilizzare $n - 2$ gradi di libertà

$$\widehat{Var}(\widehat{\beta}_0) = S^2 \left(\frac{1}{n} + \frac{\bar{x}^2}{\sum x^2} \right)$$

VERIFICA DELLE IPOTESI SU β_0

$H_0 : \beta_0 = \beta_{00}$ dove β_0 = intercetta e β_{00} = valore particolare dell'intercetta

Esempio $\rightarrow H_0 : \beta_0 = 5$

$H_1 : \beta_0 \neq \beta_{00}$

Bisogna distinguere due casi :

1) conosco σ^2 : calcoliamo la statistica test $\rightarrow z = \frac{\widehat{\beta}_0 - \beta_{00}}{\sqrt{Var(\widehat{\beta}_0)}}$

La statistica test ci dice quanto il valore che stimo è diverso da quello ipotizzato \rightarrow discrepanza

$|z| \geq z_{\frac{\alpha}{2}}$ \rightarrow RH_0

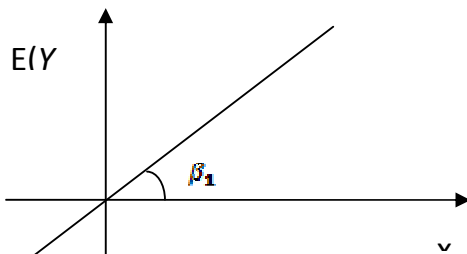
2) non conosco σ^2 : statistica test $t = \frac{\widehat{\beta}_0 - \beta_{00}}{\sqrt{Var(\widehat{\beta}_0)}}$

$|t| \geq t_{\frac{\alpha}{2}}$ \rightarrow RH_0

Caso standard : $H_0 : \beta_0 = 0$

$H_1 : \beta_0 \neq 0$

Questa è l'ipotesi più interessante perché $y_i = \beta_0 + \beta_1 x + \varepsilon_i \rightarrow$ la y è PROPORZIONALE alla x se vale la ipotesi nulla e in questo caso abbiamo una retta passante per l'origine:



INTERVALLO DI CONFIDENZA PER β_1

1) conosco σ^2 : $\widehat{\beta}_1 - z_{\frac{\alpha}{2}} \sqrt{\text{Var}(\widehat{\beta}_1)}$ $\widehat{\beta}_1 + z_{\frac{\alpha}{2}} \sqrt{\text{Var}(\widehat{\beta}_1)}$

2) non conosco σ^2 : $\widehat{\beta}_1 - t_{\frac{\alpha}{2}} \sqrt{\widehat{\text{Var}}(\widehat{\beta}_1)}$ $\widehat{\beta}_1 + t_{\frac{\alpha}{2}} \sqrt{\widehat{\text{Var}}(\widehat{\beta}_1)}$

$$\widehat{\text{Var}}(\widehat{\beta}_1) = \frac{S^2}{\text{Dev}(x)}$$

VERIFICA DELLE IPOTESI β_1

$H_0: \beta_1 = \beta_{10}$ dove $\beta_1 =$ coefficiente angolare $\beta_{10} =$ preciso valore che deve assumere β_1

Esempio $\rightarrow H_0: \beta_1 = -1$

$H_1: \beta_1 \neq \beta_{10}$

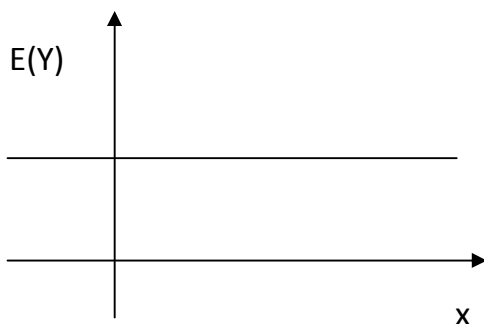
1) conosco σ^2 : $z = \frac{\widehat{\beta}_1 - \beta_{10}}{\sqrt{\text{Var}(\widehat{\beta}_1)}}$ $|z| \geq z_{\frac{\alpha}{2}} \rightarrow \text{RH}_0$

2) non conosco σ^2 : $t = \frac{\widehat{\beta}_1 - \beta_{10}}{\sqrt{\widehat{\text{Var}}(\widehat{\beta}_1)}}$ $|t| \geq t_{\frac{\alpha}{2}} \rightarrow \text{RH}_0$

Caso standard : $H_0: \beta_1 = 0$

$H_1: \beta_1 \neq 0$

Se vale l'ipotesi nulla $\rightarrow y_i = \beta_0 + \beta_1 x + \varepsilon_i$ e ciò equivale a dire che y non dipende linearmente dalla x



Qualsiasi valore di x che prendo ottengo sempre lo stesso valore atteso

$$t = \frac{\hat{\beta}_1}{\sqrt{\widehat{Var}(\hat{\beta}_1)}}$$

dove $\sqrt{\widehat{Var}(\hat{\beta}_1)}$ è una misura di errore associata alla stima, più grande è tale valore meno precisa è la stima

OUTPUT DI R → METODO DI REGRESSIONE SEMPLICE

est	s.e.	t - stat	p - value
$\hat{\beta}_0$	$\sqrt{\widehat{Var}(\hat{\beta}_0)}$	$\frac{\hat{\beta}_0}{\sqrt{\widehat{Var}(\hat{\beta}_0)}}$	p - value ($\hat{\beta}_0$)
$\hat{\beta}_1$	$\sqrt{\widehat{Var}(\hat{\beta}_1)}$	$\frac{\hat{\beta}_1}{\sqrt{\widehat{Var}(\hat{\beta}_1)}}$	p - value ($\hat{\beta}_1$)

La prima colonna ci permette di capire come la x influisce sulla y.

$\hat{\beta}_0$ = valore atteso della y quando x = 0

$\hat{\beta}_1$ = incremento del valore atteso quando

Ci dice se la soluzione è vera o è dovuta al caso.

I valori per noi più significativi sono quindi *est* e *p - value*. Facciamo un esempio:

est	p - value
10	0.03
3	0.15

Con 0.03 → $H_0 : \beta_0 = 0$ quindi l'intercetta è significativamente diversa da 0 e ne consegue che 10 non è dovuto al caso ma è un valore plausibile.

Con 0.15 → $H_0 : \beta_1 = 0$ quindi il coefficiente angolare non è significativamente diverso da 0 e ne consegue che non posso dire che 3 sia dovuto al caso

r^2 = INDICE DI DETERMINAZIONE e serve a valutare la bontà dell'adattamento del

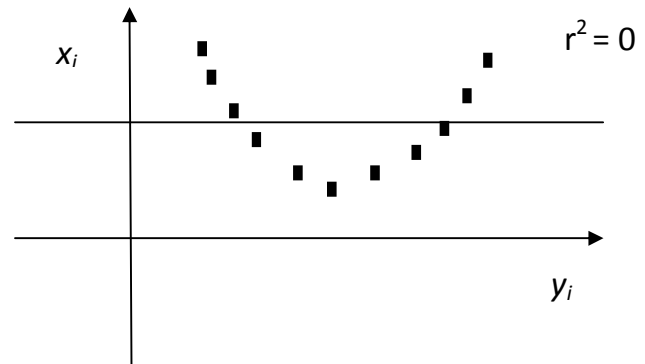
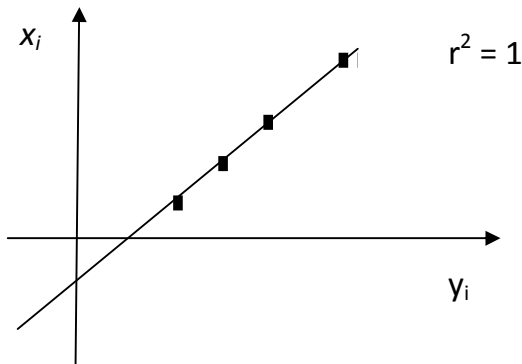
modello e si calcola : $r^2 = 1 - \frac{\sum (y_i - \hat{y}_i)^2}{\sum (y_i - \bar{y})^2} = 1 - \frac{DR}{Dev(y)}$ dove DR = devianza residua

r^2 può assumere i seguenti valori: $0 \leq r^2 \leq 1$

se $r^2 = 0$ vuol dire che la devianza residua è uguale alla devianza di $y \rightarrow$ ho un ADATTAMENTO PESSIMO: vuol dire che il modello è inutile a livello di previsioni (situazione peggiore)

se $r^2 = 1$ vuol dire che la devianza residua è uguale a 0 e quindi ogni valore osservato è uguale a quello previsto $\rightarrow DR = 0 \Leftrightarrow y_i = \hat{y}_i$ e abbiamo un ADATTAMENTO PERFETTO: riesco a prevedere ogni situazione

Esempio: $r^2 \geq 0.75$ il modello ha una buona capacità previsiva



I casi che troveremo saranno, usualmente, quelli intermedi:

