

### Ellissoidi di confidenza e di predizione nel modello lineare

Se  $C$  una matrice  $q \times p$  con  $q \leq p$  di rango di riga pieno, allora

$$\frac{(C\hat{\beta} - C\beta)'(C(X'X)^{-1}C')^{-1}(C\hat{\beta} - C\beta)}{q \text{ MSE}} \sim F(q, n - p) \quad (1)$$

dove  $MSE = (Y - \hat{Y})'(Y - \hat{Y})/(n - p)$  è lo stimatore corretto di  $\sigma^2$ .

Da questo risultato si possono ricavare regioni di confidenza congiunte ellissoidali di tipo F per  $C\beta$ :

$$(C\hat{\beta} - C\beta)'(C(X'X)^{-1}C')^{-1}(C\hat{\beta} - C\beta) \leq q \text{ MSE } F_{\alpha}(q, n - p)$$

Quando  $C = I$  è la matrice unitaria  $p \times p$ :

$$(\hat{\beta} - \beta)'X'X(\hat{\beta} - \beta) \leq p \text{ MSE } F_{\alpha}(p, n - p) \quad (2)$$

cioè un ellissoide di confidenza per  $\beta$ .

Quando  $C$  è un vettore riga di tutti zeri tranne 1 all' $i$ -esimo posto, per  $i = 1, \dots, p$ , si dimostra agevolmente che la regione di confidenza diventa un intervallo di confidenza di tipo  $t$  bilaterale per il singolo coefficiente

$$|\hat{\beta}_{i-1} - \beta_{i-1}| \leq t_{\alpha/2}(n - p) \sqrt{\text{MSE } (X'X)^{-1}_{i,i}}$$

ovvero

$$\hat{\beta}_{i-1} \pm t_{\alpha/2}(n - p) \sqrt{\text{MSE } (X'X)^{-1}_{i,i}} \quad (3)$$

grazie alla equivalenza distributiva

$$(\text{Student}(k))^2 \stackrel{d}{=} \chi^2(1, k).$$

Quando  $C$  è un vettore riga contenente una nuova configurazione dei predittori  $x'_f$  otteniamo il seguente intervallo di confidenza bilaterale per la corrispondente risposta media:

$$x'_f \hat{\beta} \pm t_{\alpha/2}(n - p) \sqrt{\text{MSE } x'_f (X'X)^{-1} x_f} \quad (4)$$

Quando  $C$  è un vettore riga contenente una nuova configurazione dei predittori  $x'_f$  otteniamo il seguente intervallo di predizione bilaterale per la corrispondente risposta:

$$x'_f \hat{\beta} \pm t_{\alpha/2}(n - p) \sqrt{\text{MSE } (1 + x'_f (X'X)^{-1} x_f)} \quad (5)$$

## Un'applicazione in R

Riconsideriamo il dataset `insulate` e il modello additivo. Vediamo delle istruzioni per trovare la matrice  $X$  del piano sperimentale (*design matrix*) e la sua inversa

```
> attach(insulate)
> additivo <- lm(cons ~ quando + temp)
> X <- model.matrix(additivo)
> solve(t(X) %*% X)      ### modo di calcolare l'inversa in R
              (Intercept)  quandoprima      temp
(Intercept)  0.08253950 -0.023558248 -0.011024532
quandoprima -0.02355825  0.073736748 -0.002190086
temp         -0.01102453 -0.002190086  0.002470022
```

1. Calcolare un intervallo di confidenza di livello 95% (il default) per il coefficiente di `quandoprima` usando la formula (3) e verificare che sia uguale al risultato dato da

```
> confint(additivo)
              2.5 %      97.5 %
(Intercept)  4.7801676  5.1920806
quandoprima  1.3705402  1.7598691
temp         -0.3723252 -0.3010687
```

2. calcolare due intervalli di confidenza di livello 99% usando la formula (4) per i valore attesi del consumo in corrispondenza di `quando='prima'` e `temp=3.2` e di `quando='dopo'` e `temp=3.2` e verificare che siano uguali a

```
> predict.lm(additivo,
+             newdata=data.frame(quando=c("prima", "dopo"), temp=rep(3.2, 2)),
+             interval="confidence", level=.99)
              fit      lwr      upr
1 5.473898 5.260625 5.687172
2 3.908694 3.724325 4.093063
```

3. calcolare un'ellisse di confidenza per la stessa coppia di valori attesi usando la formula (2).
4. calcolare due intervalli di predizione di livello 99% usando la formula (5) per i valore attesi del consumo in corrispondenza di `quando='prima'` e `temp=3.2` e di `quando='dopo'` e `temp=3.2` e verificare che siano uguali a

```
> predict.lm(additivo,
+             newdata=data.frame(quando=c("prima", "dopo"), temp=rep(3.2, 2)),
+             interval="prediction", level=.99)
              fit      lwr      upr
1 5.473898 4.495432 6.452365
2 3.908694 2.936118 4.881269
```

5. esplorare il pacchetto di R chiamato `ellipse` per fare il grafico di ellissi ed ellissi di confidenza.