
STATISTICA 1, metodi matematici e statistici

Introduzione al linguaggio R

Esercitazione 7: 3-05-2004

Andrea Tancredi

Università di Roma “La Sapienza”, Rome, Italy

andrea.tancredi@uniroma1.it

<http://3w.eco.uniroma1.it/utenti/tancredi>

Approssimazione normale della verosimiglianza

Se la verosimiglianza $L(\theta)$ ammette un punto di massimo $\hat{\theta}$ interno a θ possiamo sviluppare $\log L(\theta)$ con la formula di Taylor intorno a $\hat{\theta}$:

$$\log L(\theta) \approx \log L(\hat{\theta}) + \frac{1}{2}(\theta - \hat{\theta})^2 \left[\frac{d^2 \log L(\hat{\theta})}{d\theta^2} \right]_{\theta=\hat{\theta}}$$

da cui ricaviamo che

$$L(\theta) \approx c \cdot \exp \left\{ -\frac{1}{2}(\theta - \hat{\theta})^2 j(\hat{\theta}) \right\}$$

dove $j(\hat{\theta}) = - \left[\frac{d^2 \log L(\hat{\theta})}{d\theta^2} \right]_{\theta=\hat{\theta}}$ viene detta informazione (di Fisher) osservata.

La funzione di verosimiglianza è quindi approssimativamente proporzionale ad una densità del tipo $\mathcal{N}(\hat{\theta}, j(\hat{\theta})^{-1})$

R offre la possibilità di calcolare derivate simboliche di funzioni attraverso i comandi `D`, `deriv`, `deriv3`. La funzione che vogliamo derivare può essere passata a questi comandi attraverso oggetti di tipo `expression`. Cerchiamo di capire cosa sono questi oggetti per **R**

```
> a <- expression(2 + 2)
> a
```

```
expression(2 + 2)
```

```
> mode(a)
```

```
[1] "expression"
```

```
> eval(a)
```

```
[1] 4
```

con l'ultimo comando diciamo ad **R** di eseguire il contenuto dell'espressione che abbiamo chiamato `a`.

Vediamo ora cosa succede se il contenuto di `expression` è un oggetto che ancora non abbiamo definito

```
> b <- expression(w + 1)
```

proviamo a dare il comando `eval(b)`.

Consideriamo ora i seguenti esempi

```
> ex1 <- expression(1 + 0:9)
```

```
> ex1
```

```
expression(1 + 0:9)
```

```
> eval(ex1)
```

```
[1] 1 2 3 4 5 6 7 8 9 10
```

```
> length(ex3 <- expression("carla", "paolo", 1 + 0:9))
```

```
[1] 3
```

```
> eval(ex3)
```

```
[1] 1 2 3 4 5 6 7 8 9 10
```

```
> eval(ex3[1])
```

```
[1] "carla"
```

```
> eval(ex3[3])
```

```
[1] 1 2 3 4 5 6 7 8 9 10
```

Notiamo che possiamo mettere più oggetti nella nostra espressione, ma che attraverso `eval` vediamo solo il risultato relativo all'ultimo oggetto.

Vediamo allora come ottenere la derivata di x^2 . Definiamo prima la seguente espressione

```
> f <- expression(x^2)
> x <- 5
> eval(f)
```

```
[1] 25
```

Osserviamo che `f` non è una funzione e che se `x` non è stato definito non possiamo valutare il valore di x^2 (provate a eseguire `f(1)` e poi a cancellare `x` e poi a rivalutare `f`).

La sintassi di `deriv` è

```
deriv(expr, namevec, function.arg, tag = ".expr", hessian =
FALSE)
```

In particolare `expr` vuole un'espressione contenente la funzione che vogliamo derivare mentre `namevec` richiede una stringa contenente la variabile rispetto a cui vogliamo effettuare la derivata.

```
> f1 <- deriv(f, "x")  
> f1
```

```
expression({  
  .value <- x^2  
  .grad <- array(0, c(length(.value), 1), list(NULL, c("x")))  
  .grad[, "x"] <- 2 * x  
  attr(.value, "gradient") <- .grad  
  .value  
})
```

`f1` è quindi un'espressione e come tale può essere valutata.

```
> x <- 1:5  
> eval(f1)
```

```
[1] 1 4 9 16 25  
attr(,"gradient")
```

```
      x  
[1,] 2  
[2,] 4  
[3,] 6  
[4,] 8  
[5,] 10
```

```
> .grad
```

```
      x  
[1,] 2  
[2,] 4  
[3,] 6  
[4,] 8  
[5,] 10
```

```
> y <- rpois(20, 3)
> n <- length(y)
> s <- sum(y)
> hat.theta <- mean(y)
> LP <- expression(log(exp(-theta * n) * theta^s))
> theta <- hat.theta
> LP1 <- deriv(LP, "theta", hessian = T)
> eval(LP1)
```

```
[1] 12.79888
attr(,"gradient")
  theta
[1,] 0
attr(,"hessian")
, , theta

      theta
[1,] -6.060606
```

La derivata seconda della logverosimiglianza cambiata di segno (informazione osservata) calcolata nel punto di massima verosimiglianza è quindi

```
> i.o <- -.hessian
```

Vediamo allora se è vero che possiamo approssimare la verosimiglianza del nostro campione estratto da una Poisson con la densità di una normale con media la s.m.v e varianza l'inverso dell'informazione osservata calcolata sempre nella s.m.v.

```
> m <- dnorm(hat.theta, hat.theta, sd = (sqrt(-.hessian))^(-1))  
> curve(dnorm(x, hat.theta, sd = (sqrt(-.hessian))^(-1))/m,  
+ from = 0, to = 6, col = 2)  
> LP2 <- function(theta) exp(-theta * n) * theta^s  
> curve(LP2(x)/LP2(hat.theta), from = 0, to = 6, add = T, col =
```

Test di Neyman e Pearson

Dato il seguente campione

```
> y <- c(0.4, 1.76, 0.65, 0.52, 0.27, 0.53, 1.22,  
+       1.25, 0.17, 1.61)
```

estratto da una v.a. esponenziale verificare l'ipotesi $H_0 \theta = 1$ contro l'ipotesi alternativa $H_1 \theta = 2$ attraverso il test di Neyman e Pearson imponendo un errore di prima specie pari a 0.05 e calcolare la potenza del test.

Per prima cosa ci costruiamo una funzione che restituisca il rapporto delle verosimiglianze

```
> rapp.ver <- function(data, theta0, theta1) {  
+   theta1^(length(data)) * exp(-theta1 * sum(data))/  
+   theta0^(length(data)) * exp(-theta0 * sum(data))  
+ }
```

e ci calcoliamo il valore di tale rapporto per il nostro campione

```
> t <- rapp.ver(data = y, theta0 = 1, theta1 = 2)
```

Per vedere se t cade nella zona di accettazione o in quella di rifiuto ci dobbiamo calcolare il quantile di livello 0.95 della distribuzione del test del rapporto delle verosimiglianze sotto l'ipotesi nulla (ricordiamoci che valori elevati del `rapp.ver` portano a rifiutare H_0)

```
> n <- 10
> m <- 10000
> theta.vero = 1
> a <- rexp(n * m, theta.vero)
> campioni <- matrix(a, nrow = m)
> lrt <- apply(campioni, FUN = rapp.ver, MAR = 1,
+             theta0 = 1, theta1 = 2)
> lim <- quantile(lrt, 0.95)
```

Accettiamo l'ipotesi se il nostro valore t è più piccolo di lim

```
> if (t < lim) print(c("accettiamo H_0"))
```

```
[1] "accettiamo H_0"
```

Per calcolarci la potenza del test dobbiamo calcolare la probabilita di avere valori maggiori di `lim` sotto l'ipotesi alternativa

```
> n <- 10
> m <- 10000
> theta.vero = 2
> a <- rexp(n * m, theta.vero)
> campioni <- matrix(a, nrow = m)
> lrt2 <- apply(campioni, FUN = rapp.ver, MAR = 1, theta0 = 1,
+             theta1 = 2)
> pot <- sum(lrt2 > lim)/m
```

Il seguente grafico ci aiuta a capire meglio la situazione

```
> plot(density(log(lrt)), col = 2, xlim = c(-70, 70),  
+ ylim = c(0,0.1))  
> lines(density(log(lrt2)), col = 3)  
> abline(v = log(lim), lty = 2)  
> abline(v = log(t), lty = 3)
```