Spese Mediche USA

Spese mediche coperte dal piano assicurativo negli USA

A. Cola, M. Simonetti, R. Urso

7 ottobre 2022

1. Introduzione
2. Analisi esplorativa
3. Modello di regressione
4. Verifica modello
5. Conclusioni

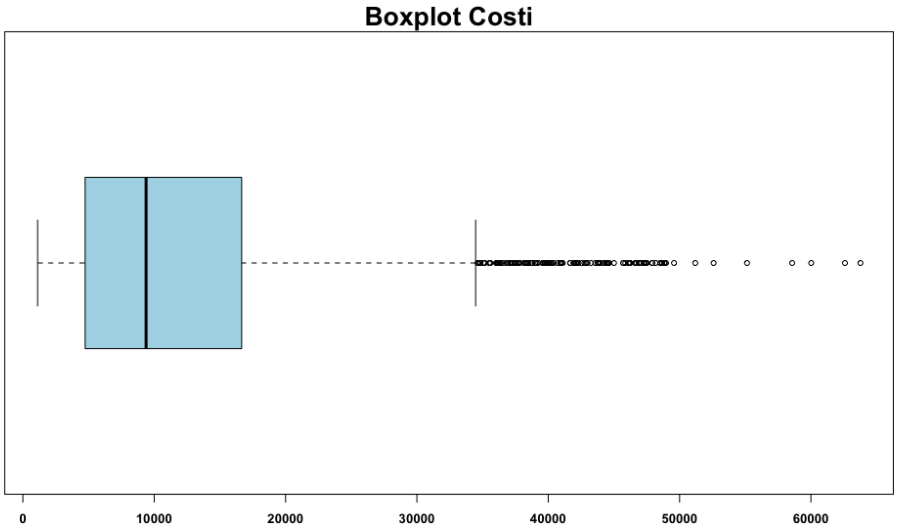
Introduzione

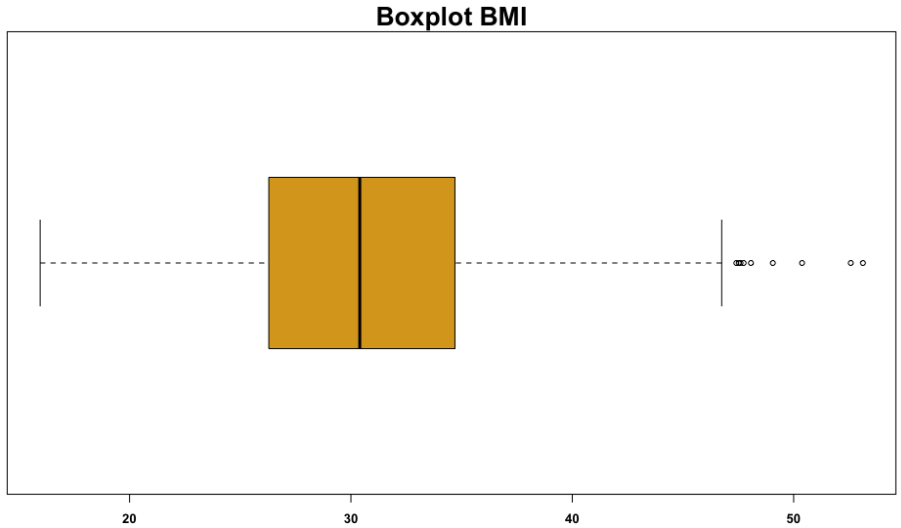
- Il dataset[1] preso in esame riguarda le spese mediche annuali sostenute negli Stati Uniti d'America da individui iscritti ad un piano assicurativo.
- È costituito da 1338 osservazioni sulle quali sono state rilevate 7 variabili di cui 4 quantitative e 3 qualitative: età, sesso, BMI, figli, fumatore, regione, costi.
- L'obiettivo ultimo è quello di individuare quali sono le variabili che spiegano in misura maggiore le spese mediche degli individui.

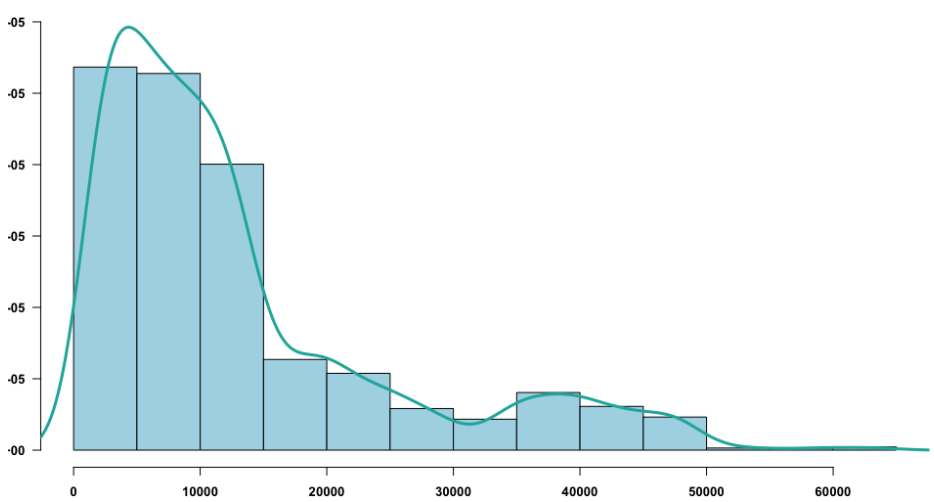
[1] https://www.kaggle.com/datasets/mirichoi0218/insurance

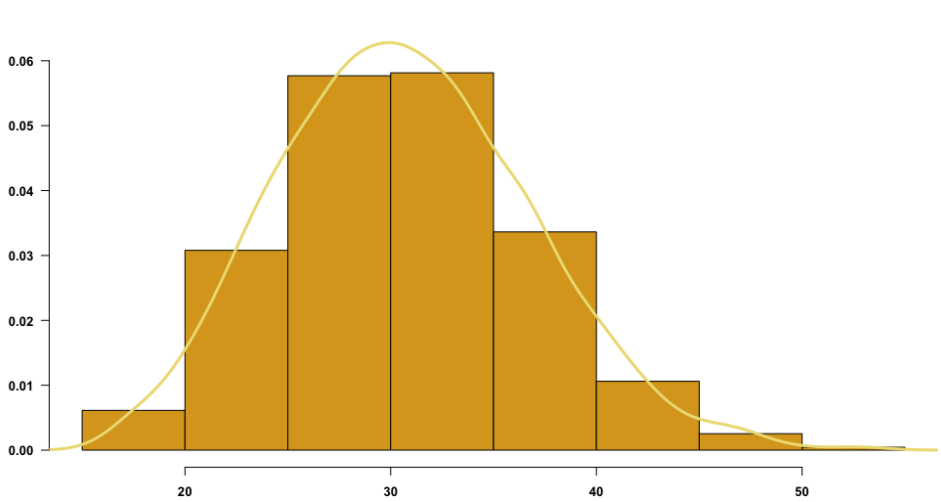
Considerazioni iniziali

- Prima di procedere con la stima del modello, è stato effettuato un lavoro di pulizia del dataset dal quale sono stati rimossi un duplicato e diversi *outlier* individuati nelle unità oltre il baffo superiore del boxplot relativo al BMI.
- L'eliminazione degli outlier della variabile costi comporterebbe la rimozione dal dataset di quello che sembra essere il gruppo dei fumatori obesi, come si può osservare nello *scatter plot* delle prossime slide.
- Per tale motivo si è deciso di non rimuovere ulteriori unità statistiche che potrebbero essere rappresentative di uno specifico sottogruppo della popolazione.

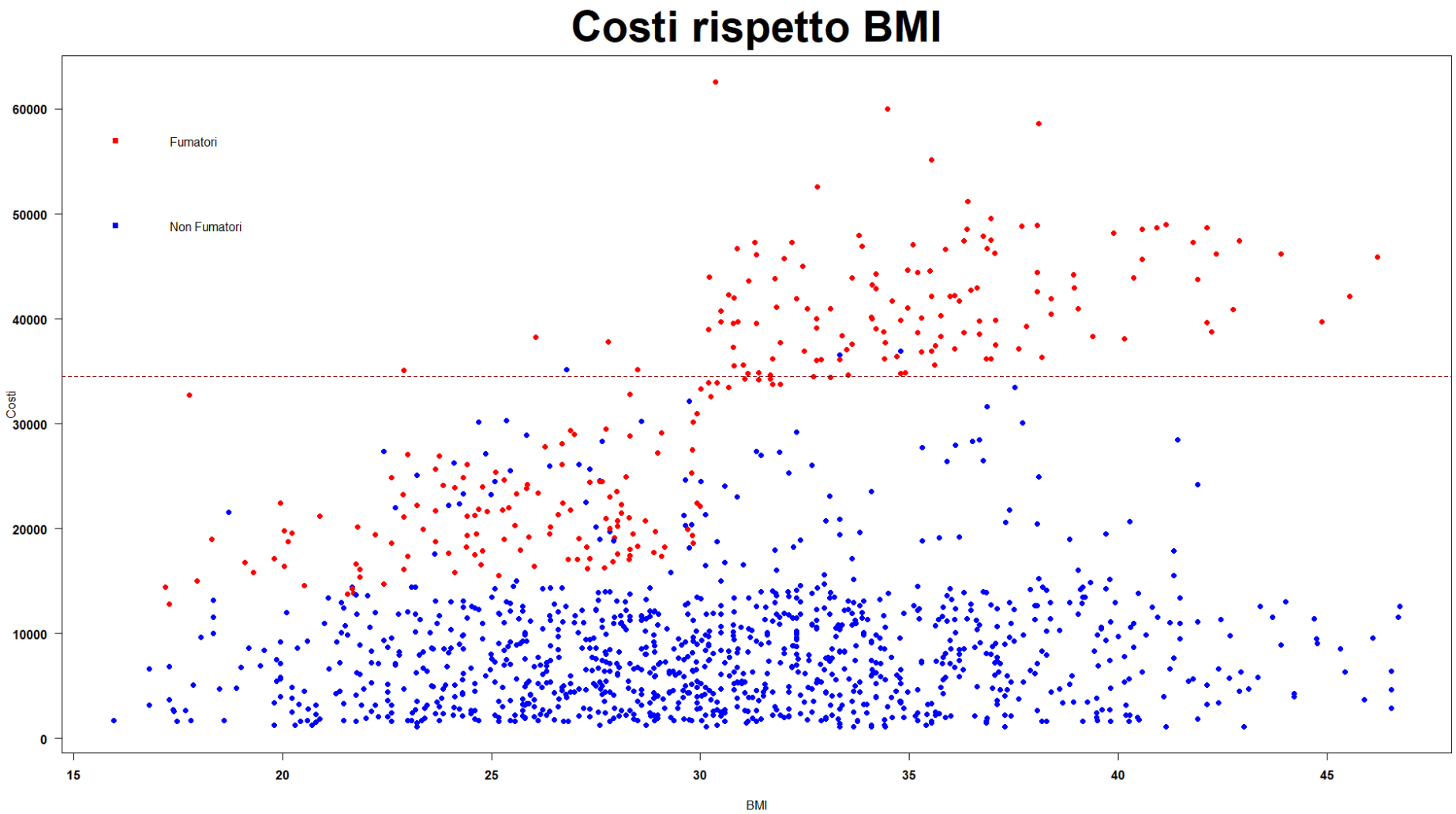

Boxplot Costi
0
10000
20000
30000
40000
50000
60000


Boxplot BMI
20
30
40
50

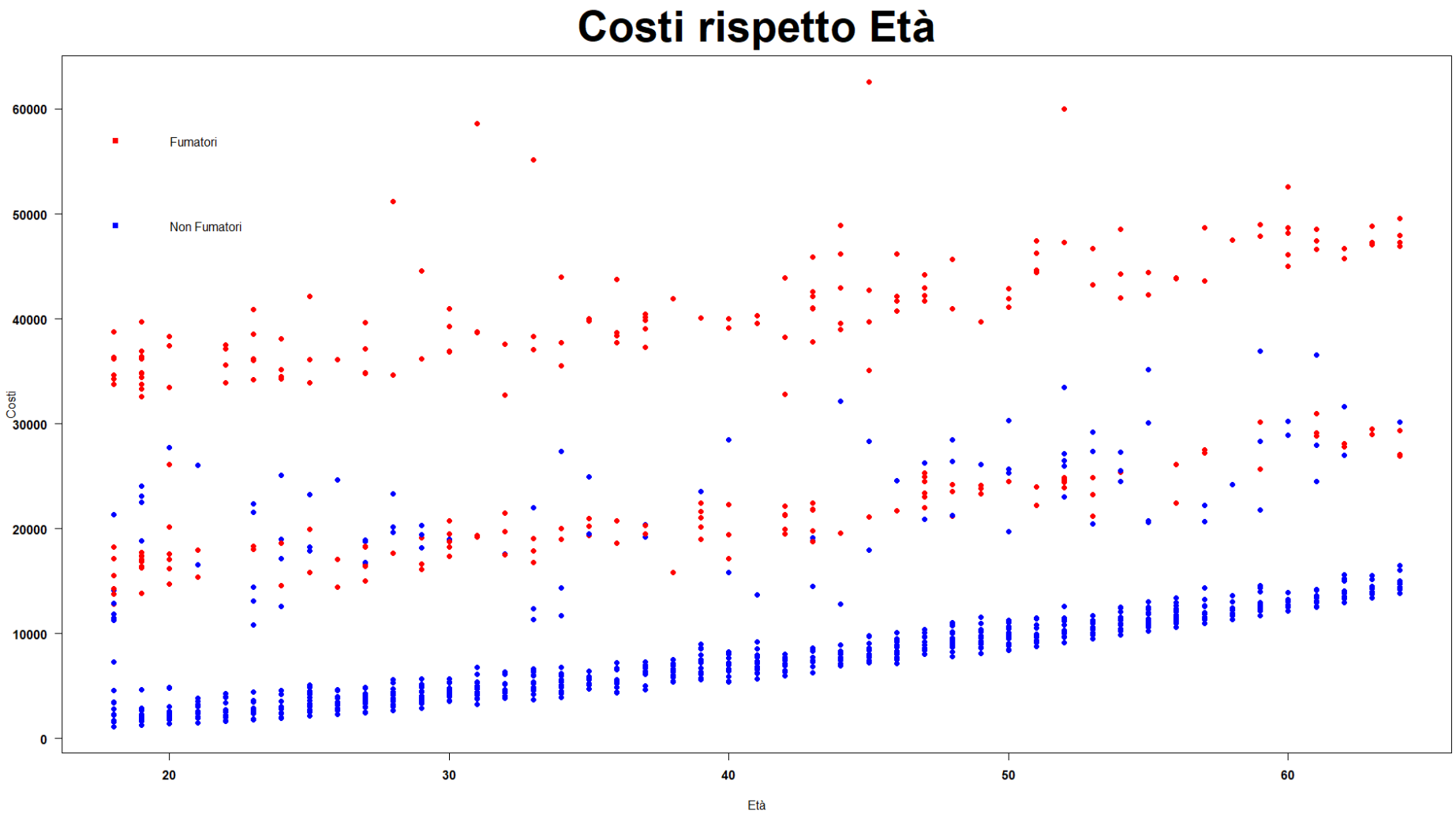

Distribuzione dei costi
0
10000
20000
30000
40000
50000
60000


Distribuzione del bmi
0.00
0.01
0.02
0.03
0.04
0.05
0.06
20
30
40
50

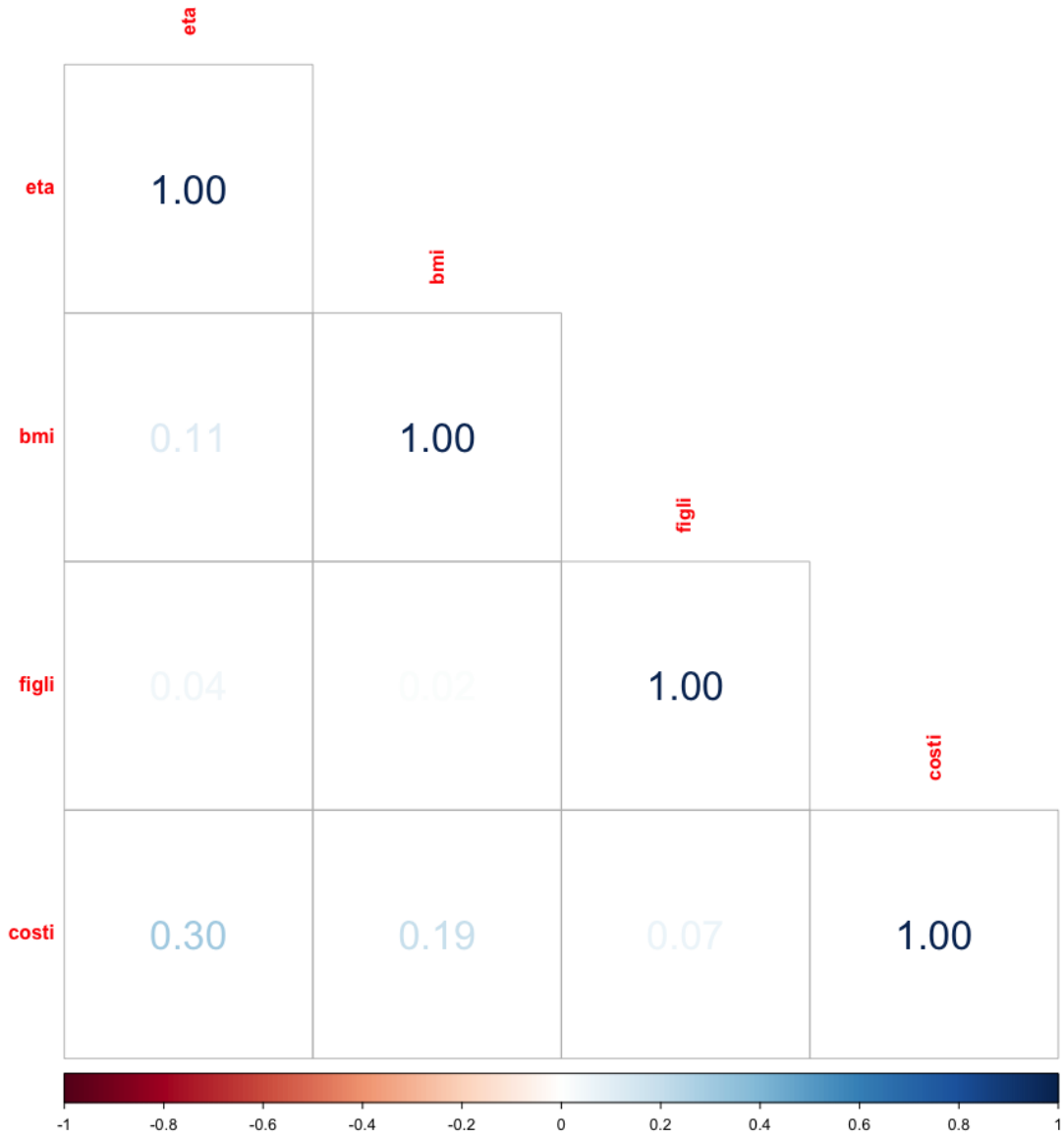
Relazione tra costi e BMI



Relazione tra costi ed età



Matrice di correlazione



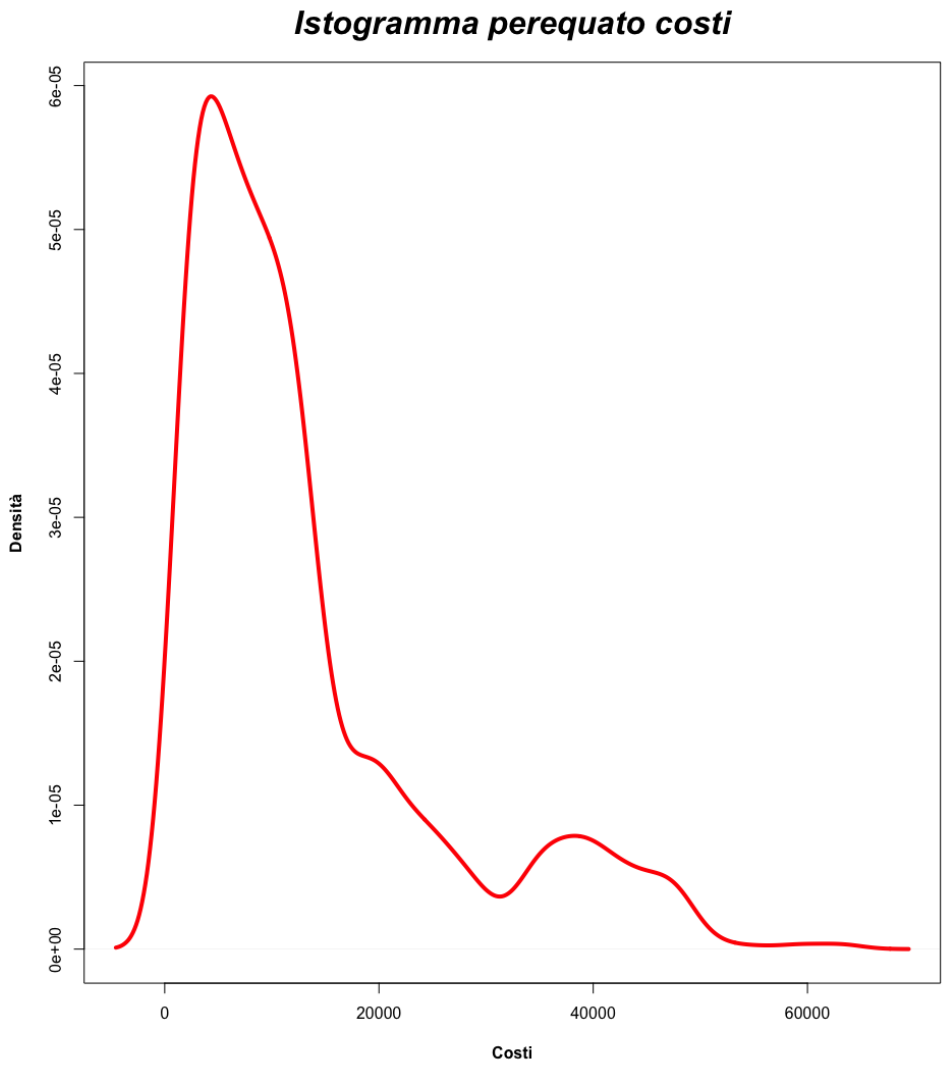
Trasformazione dei costi

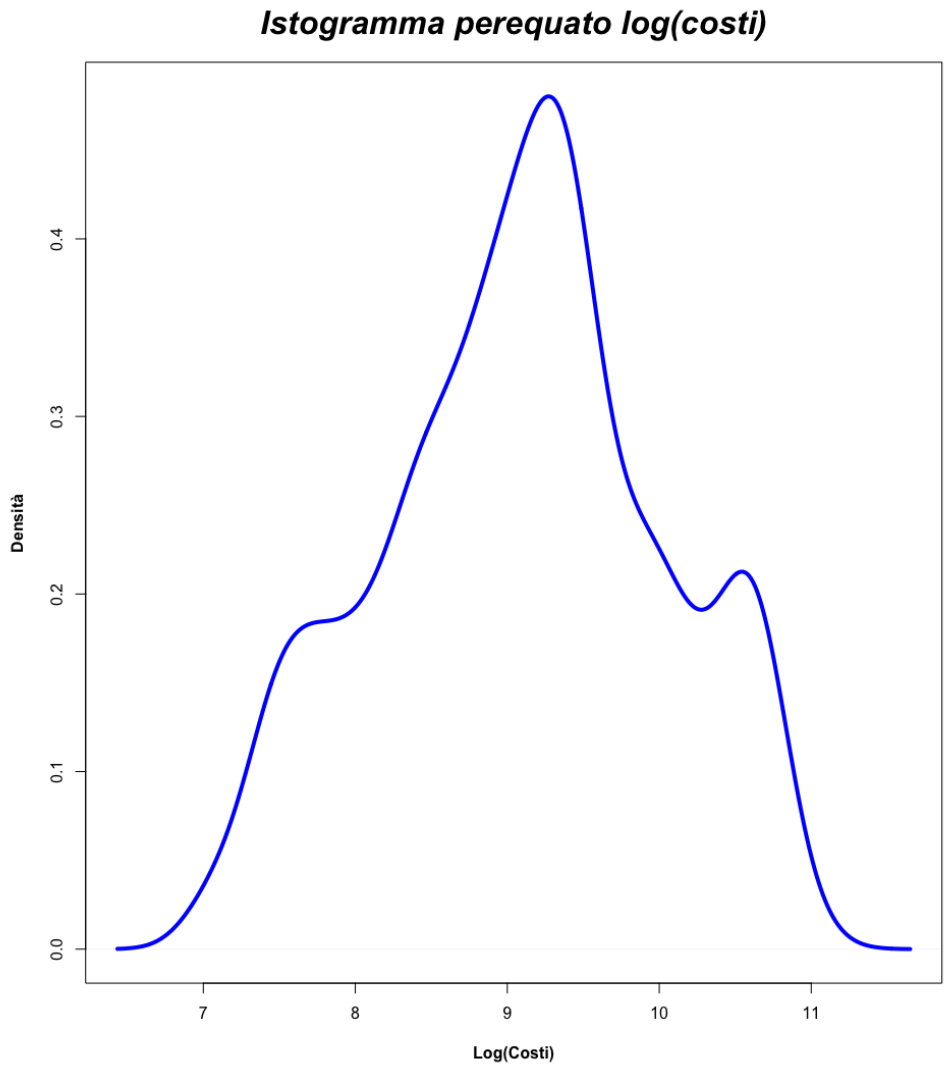
- Dall'analisi esplorativa emerge una forte asimmetria della distribuzione dei costi.
- Per ridurre tale asimmetria è stata utilizzata la classe di trasformazioni di Box-Cox, definita come:

$$Z_i^{(\lambda)} = \begin{cases} \frac{Y_i^{\lambda}-1}{\lambda}, & \text{se } \lambda \neq 0; \\ \log(Y_i), & \text{se } \lambda = 0; \end{cases} \qquad i = 1, 2, \ldots, 1329; \tag{1}$$

  con Y_i variabile d'interesse.
- Avendo stimato $\lambda \simeq 0$, è stato applicato il logaritmo alla variabile costi.

Confronto distribuzioni





Specificazione modello

- Per spiegare i costi in funzione delle variabili restanti, verrà stimato il seguente modello di regressione lineare multipla:

$$Y_i^* = \beta_0 + \beta_1 x_{i1} + \beta_2 x_{i2} + \cdots + \beta_6 x_{i6} + \epsilon_i, \quad i = 1, 2, \ldots, 1329; \quad (2)$$

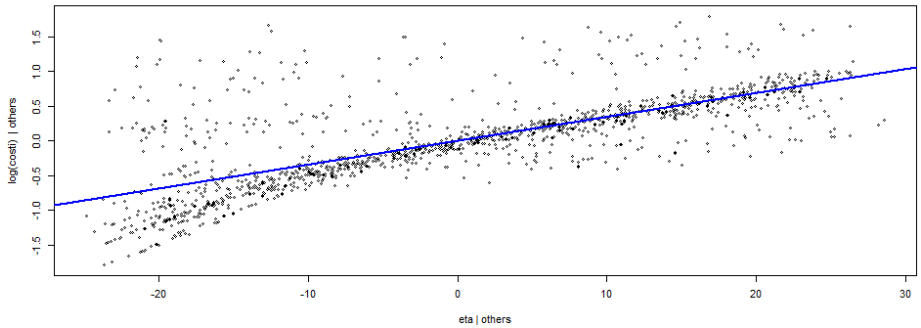
  avendo posto pari a Y_i^* la trasformazione logaritmica di Y_i.
- Per la stima del modello la variabile regione è stata dicotomizzata, il che renderà pari a quattro il numero di dummy presenti nella specificazione.

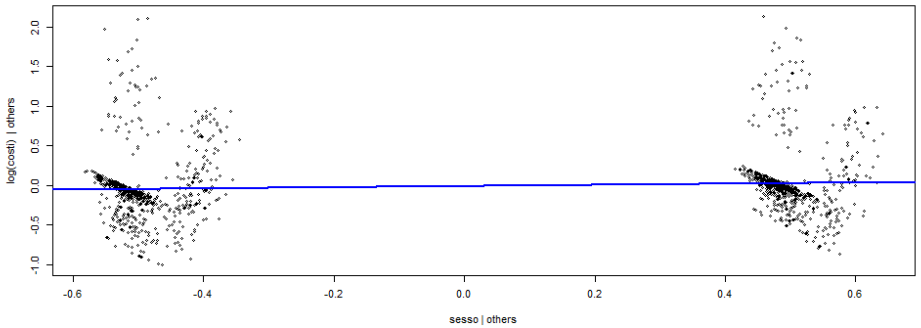
Stima modello

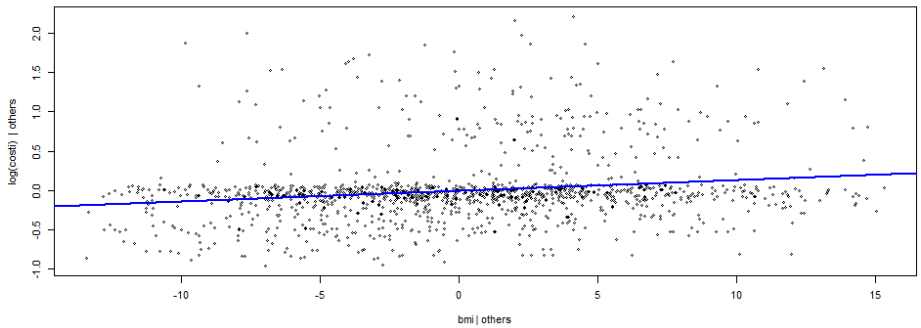
Di seguito, l'output prodotto da R in seguito alla stima del modello:

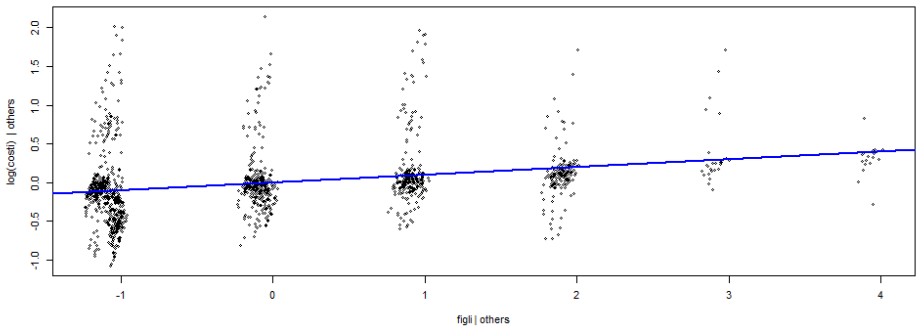
```
Coefficients:
             Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) 6.8091014  0.0766056  88.885  < 2e-16 ***
eta         0.0345318  0.0008749  39.468  < 2e-16 ***
sesso       0.0730581  0.0244761   2.985  0.00289 **
bmi         0.0136662  0.0021312   6.412 1.99e-10 ***
figli       0.1009646  0.0101024   9.994  < 2e-16 ***
fumo        1.5475704  0.0303563  50.980  < 2e-16 ***
regione     0.1114527  0.0250500   4.449 9.34e-06 ***
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.4442 on 1322 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.7662,    Adjusted R-squared:  0.7651
F-statistic:   722 on 6 and 1322 DF,  p-value: < 2.2e-16
```

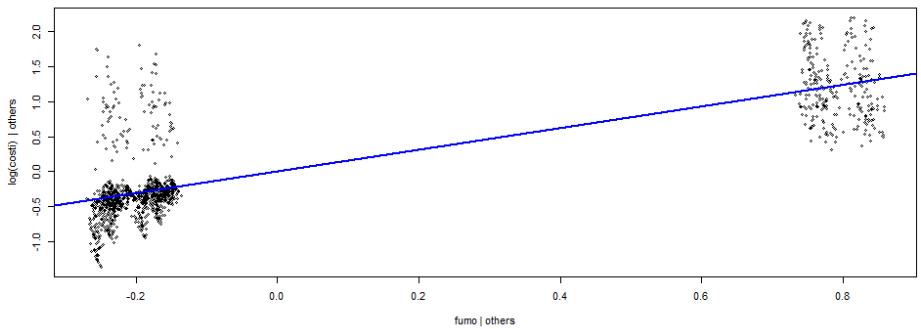
Rappresentazione grafica

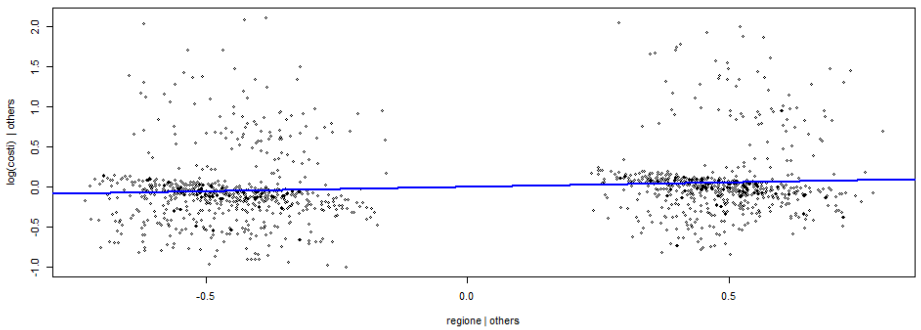






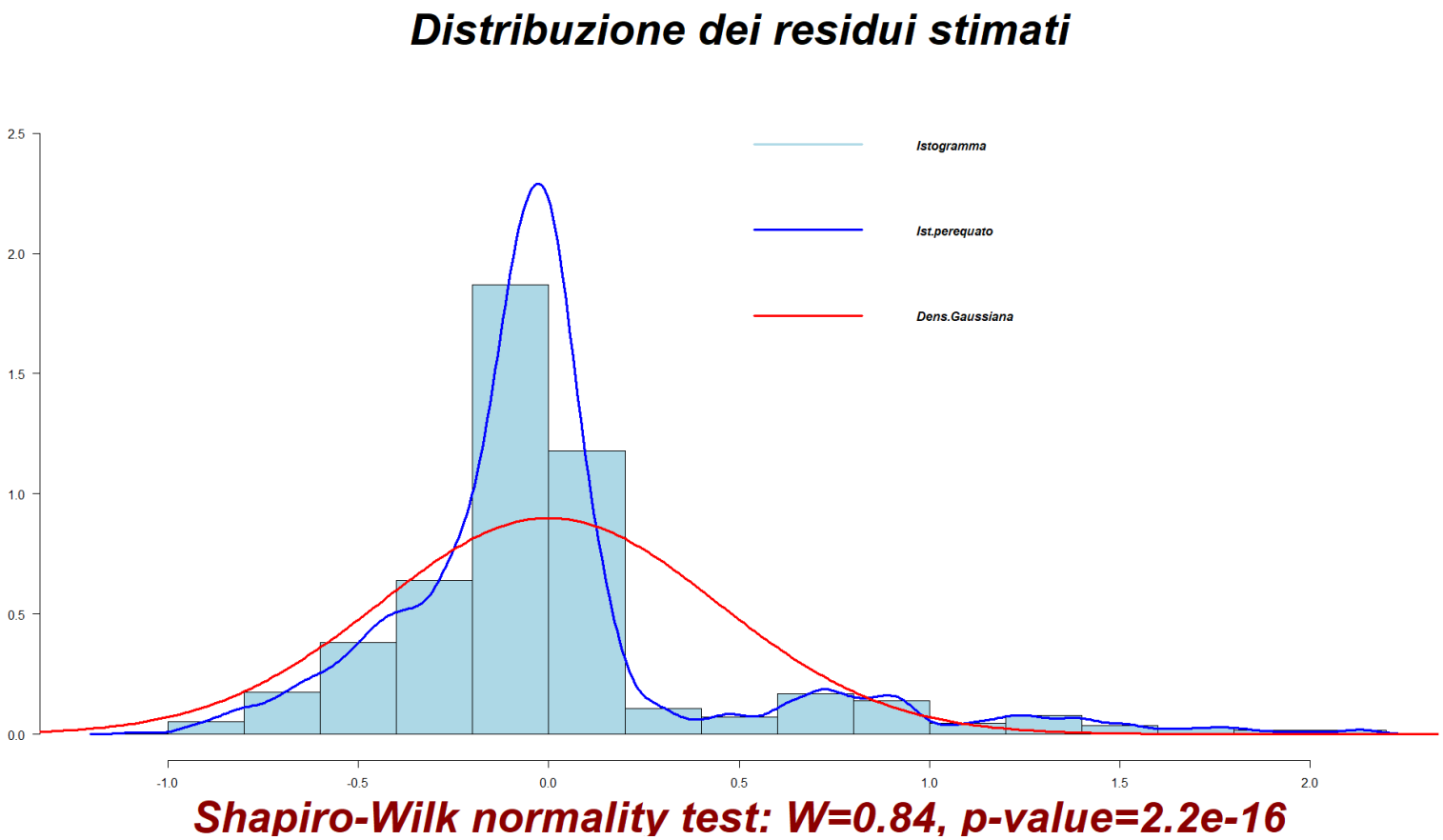




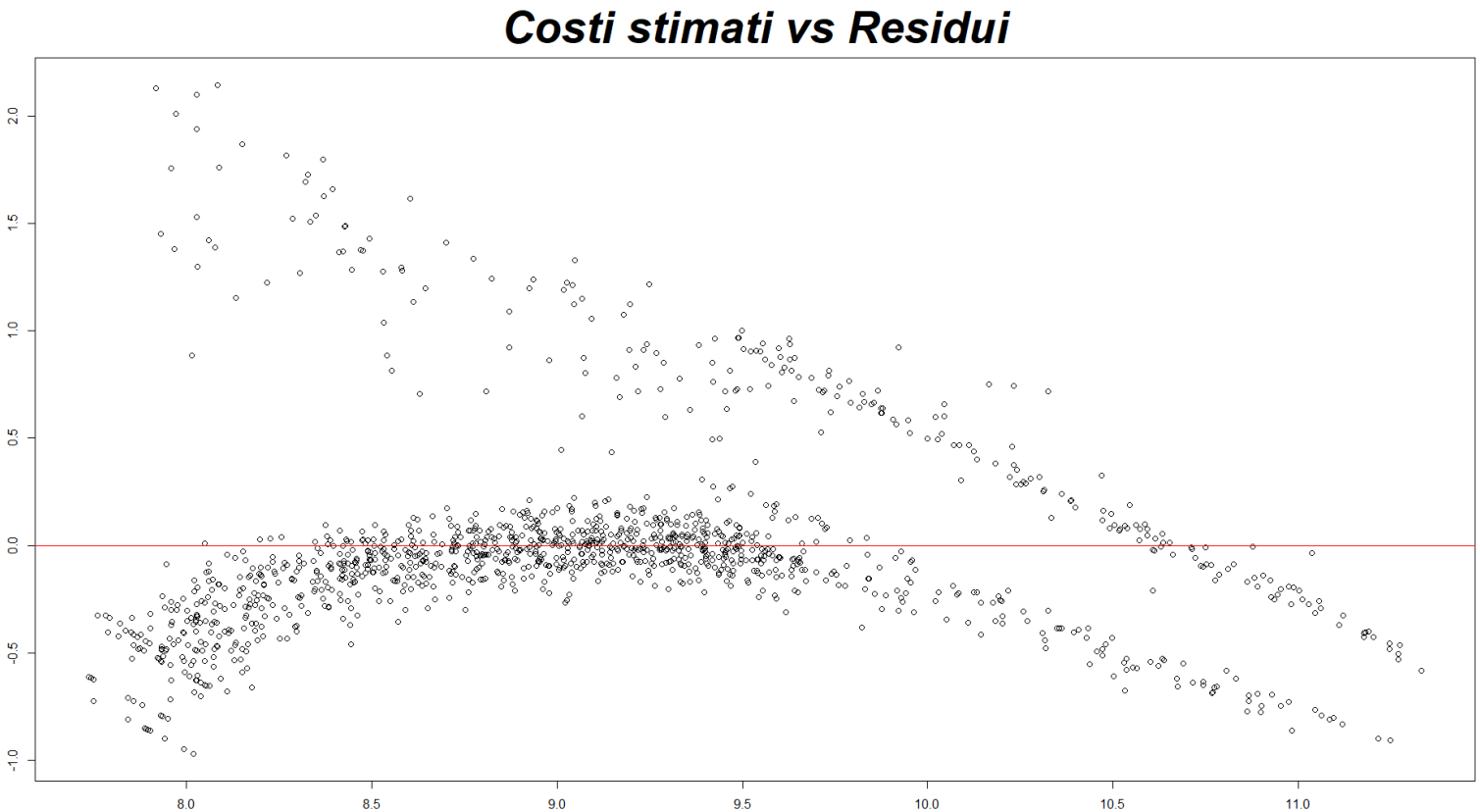


Verifica normalità dei residui

- Conseguentemente alla stima del modello, sono stati effettuati dei test per verificare alcune delle assunzioni sui residui stimati:



Verifica omoschedasticità dei residui



Studentized Breusch-Pagan test: BP=75.584, p-value=2.91e-14

Conclusioni

- Avendo dovuto rifiutare buona parte delle ipotesi classiche, sarebbe imprudente utilizzare il modello per scopi predittivi e/o interpretativi.
- La violazione delle ipotesi potrebbe essere dovuta all'assenza di una variabile determinante nella possibile spiegazione dei costi (come il reddito e/o la condizione occupazionale dell'assicurato) oppure al tipo di campionamento effettuato.