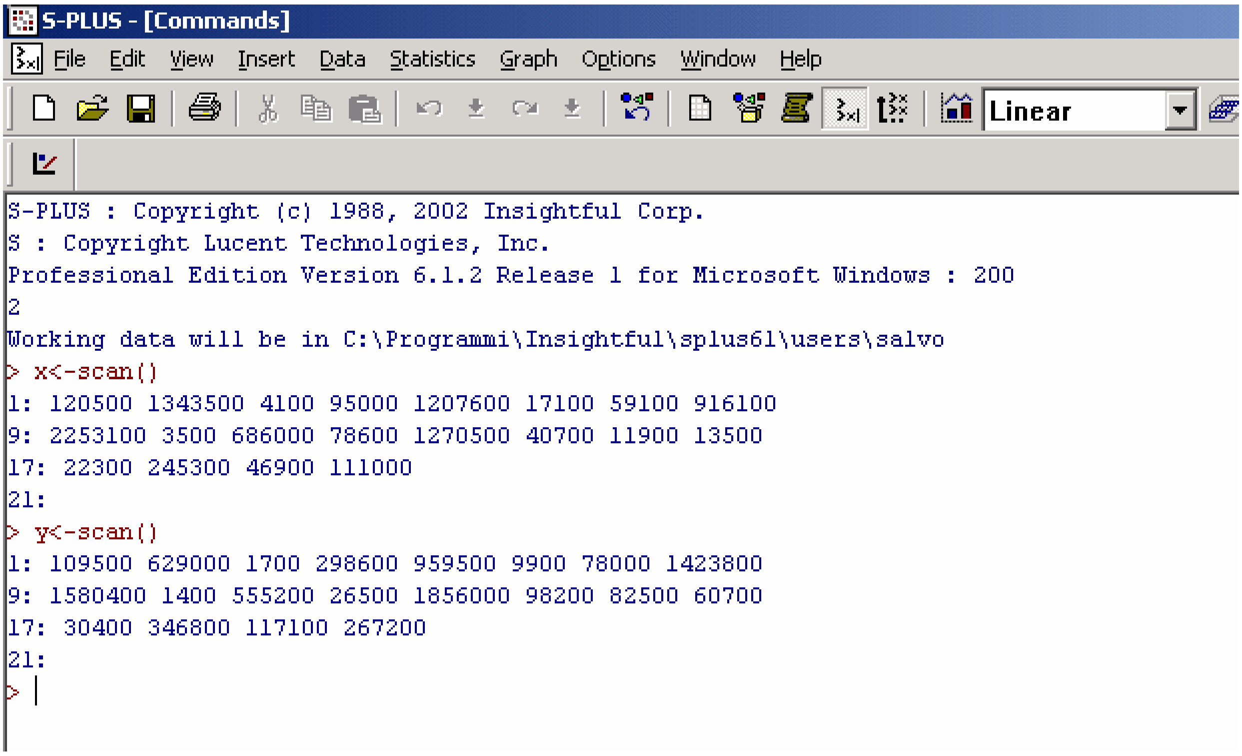
Laboratorio di analisi statistica dei dati – Appello luglio 2004

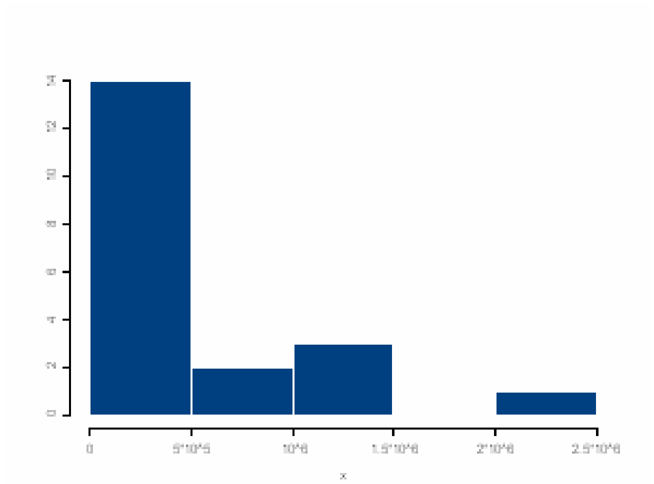
Esercizio n°1

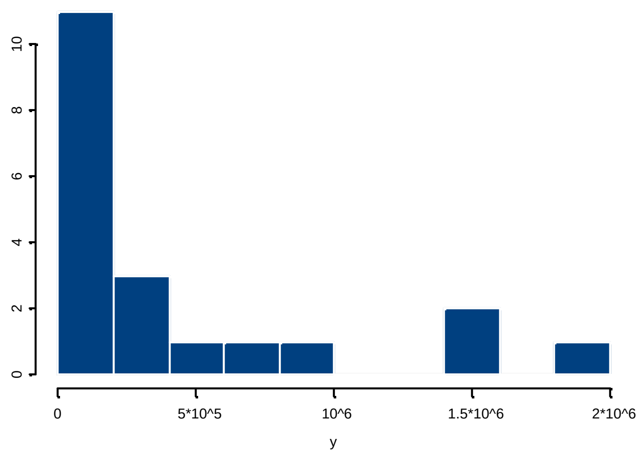
a- Nella figura sottostante vi è l'acquisizione dei dati



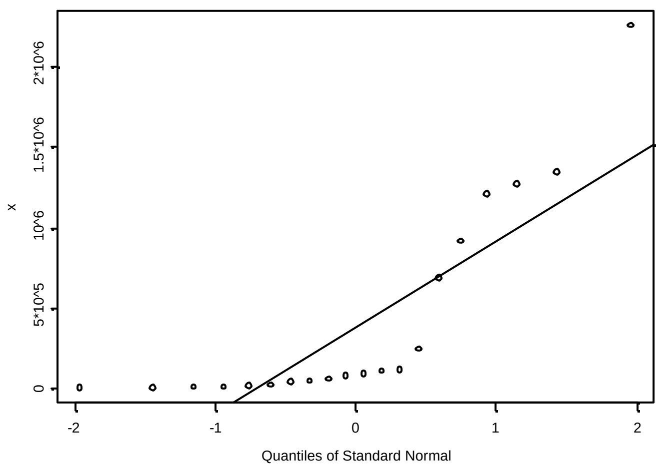

```
S-PLUS : Copyright (c) 1988, 2002 Insightful Corp.
S : Copyright Lucent Technologies, Inc.
Professional Edition Version 6.1.2 Release 1 for Microsoft Windows : 200
2
Working data will be in C:\Programmi\Insightful\splus61\users\salvo
> x<-scan()
1: 120500 1343500 4100 95000 1207600 17100 59100 916100
9: 2253100 3500 686000 78600 1270500 40700 11900 13500
17: 22300 245300 46900 111000
21:
> y<-scan()
1: 109500 629000 1700 298600 959500 9900 78000 1423800
9: 1580400 1400 555200 26500 1856000 98200 82500 60700
17: 30400 346800 117100 267200
21:
> |
```

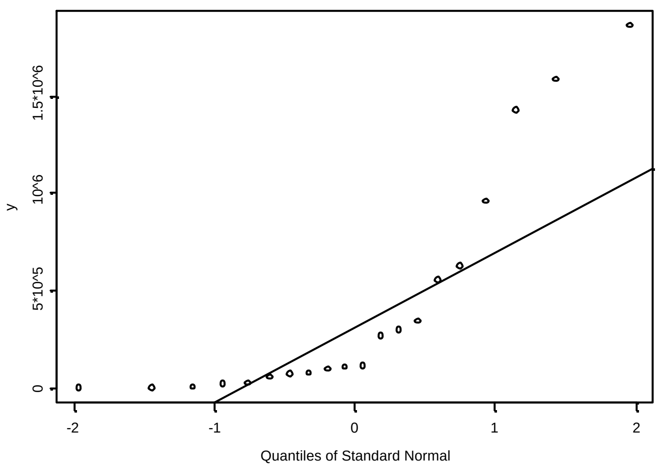
Dobbiamo verificare se la X e la Y seguano una distribuzione normale. Per fare ciò analizziamo gli istogrammi e il qqnorm.





A sinistra abbiamo l’istogramma della x e a destra quello della y





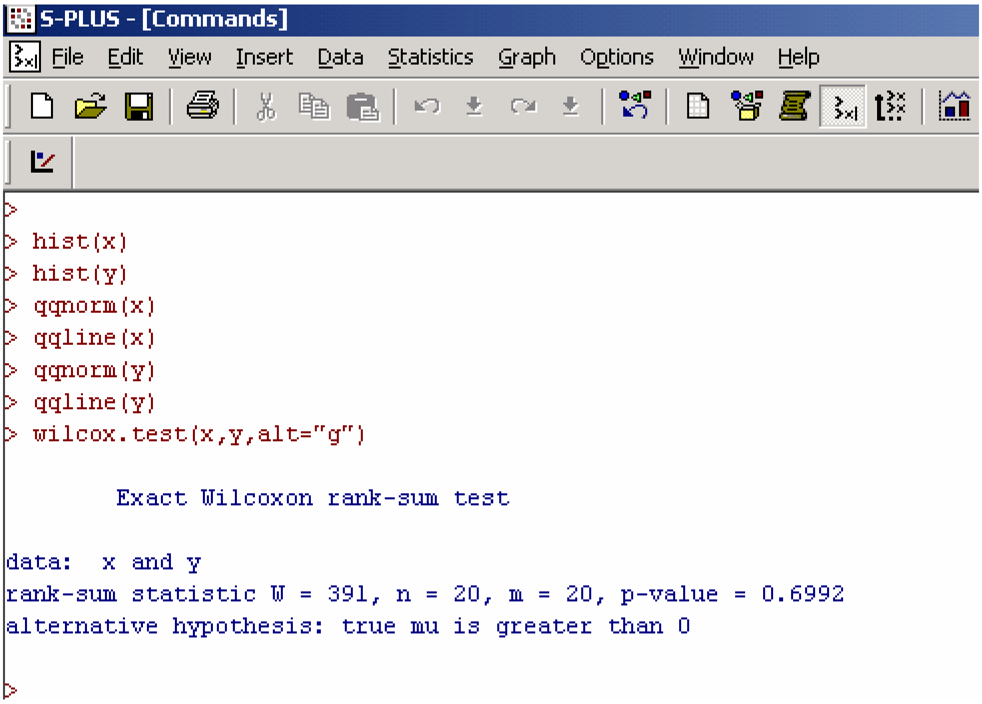
A destra abbiamo il qqnorm per la X e a sinistra per la Y

Si vede subito che sia X che Y non hanno una distribuzione normale, infatti dal qqnorm si deduce che i punti non sono disposti lungo la retta .

Poiché sia X che Y non seguono la distribuzione normale e n,m<30 (con n = numero del campione di X e m = numero del campione di Y) , ho deciso di utilizzare il test non parametrico di Wilcoxon Della Somma Dei Ranghi.
Il test sarà:

$$H_0 : m_x \; ? \; m_y \text{ contro } H_1 : m_x \; ? \; m_y$$

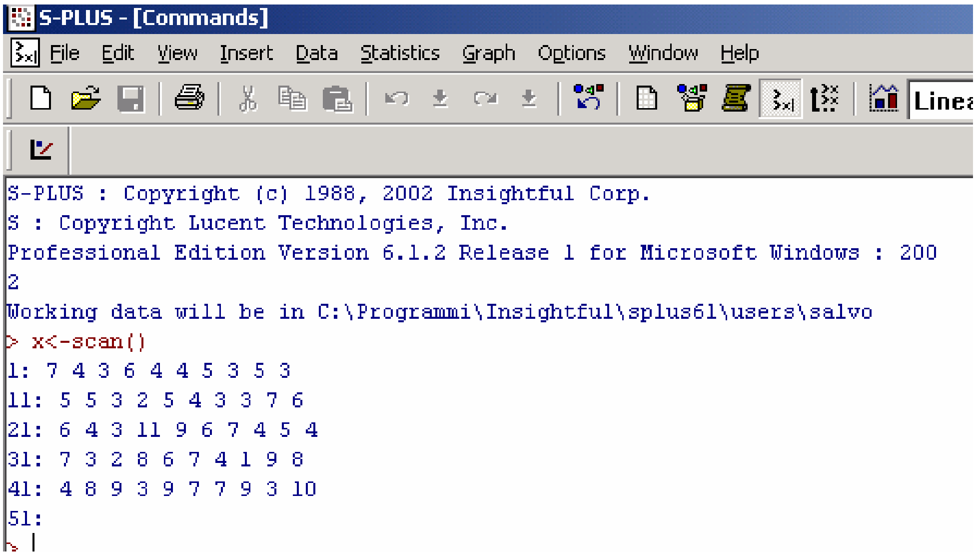
con ? ? 0,05



si rigetta H_0 se il p-value ? ?

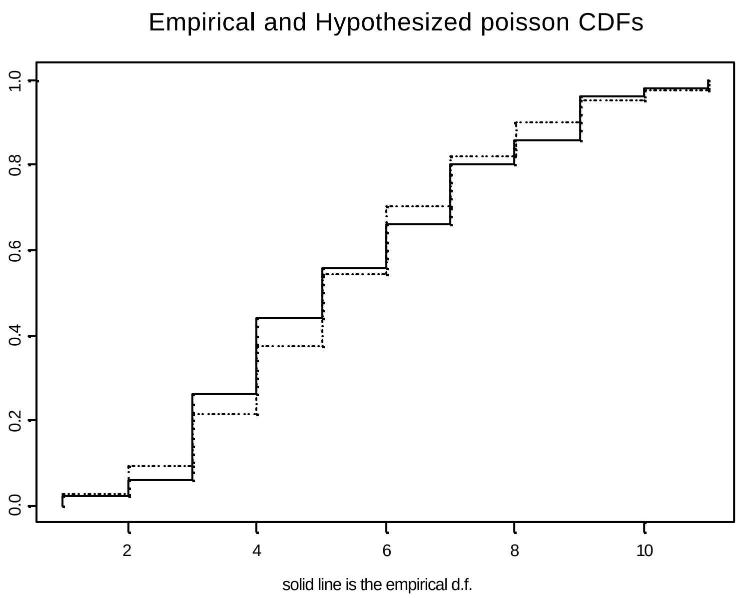
in questo caso p-value = 0.6992 > 0,05 , quindi si accetta H_0

b- Nella figura sottostante vi è l’acquisizione dei dati



Compariamo ora la c.d.f della distribuzione di probabilità assegnata con la quella della poisson Usando la funzione presente nel S-PLUS

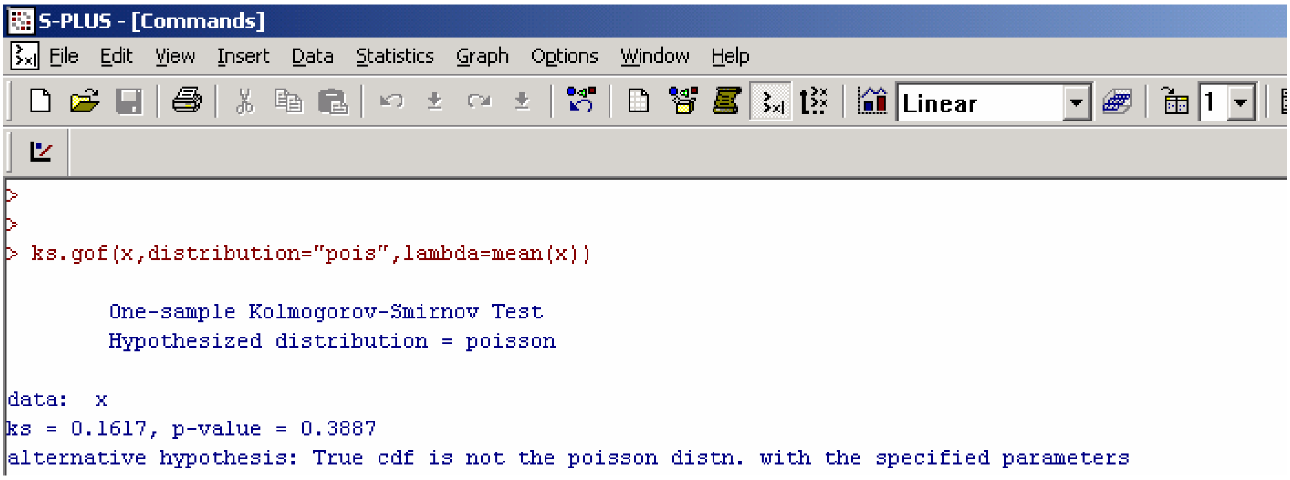
cdf.compare(x,distribution=”pois”,lambda=mean(x))



Per verificare che la v.a. X ha una distribuzione di poisson uso il test :
? ^{2} - bontà di adattamento.

```
> chisq.gof(x,distribution="pois",n.param.est=1,lambda=mean(x))
Problem in chisq.gof(x, distribution = "pois", n.param.est = 1, lambda = mean(x)): You must supply the cutpoints for a c
Use traceback() to see the call stack
> chisq.gof(x,cut.points=30,distribution="pois",n.param.est=1,lambda=mean(x))
Problem in tabulate(num, n.classes): nbins must be at least as large as max(bin)
Use traceback() to see the call stack
> |
```

Applicando la funzione chisq.gof (...) , si sono riscontrati alcuni problemi , all'apparenza irrisolvibili. Quindi ho preferito usare il test di Kolmogorov – Smirnov per la bontà di adattamento.



H_0 : X segue una distribuzione di Poisson

H_1 : X non segue una distribuzione di Poisson

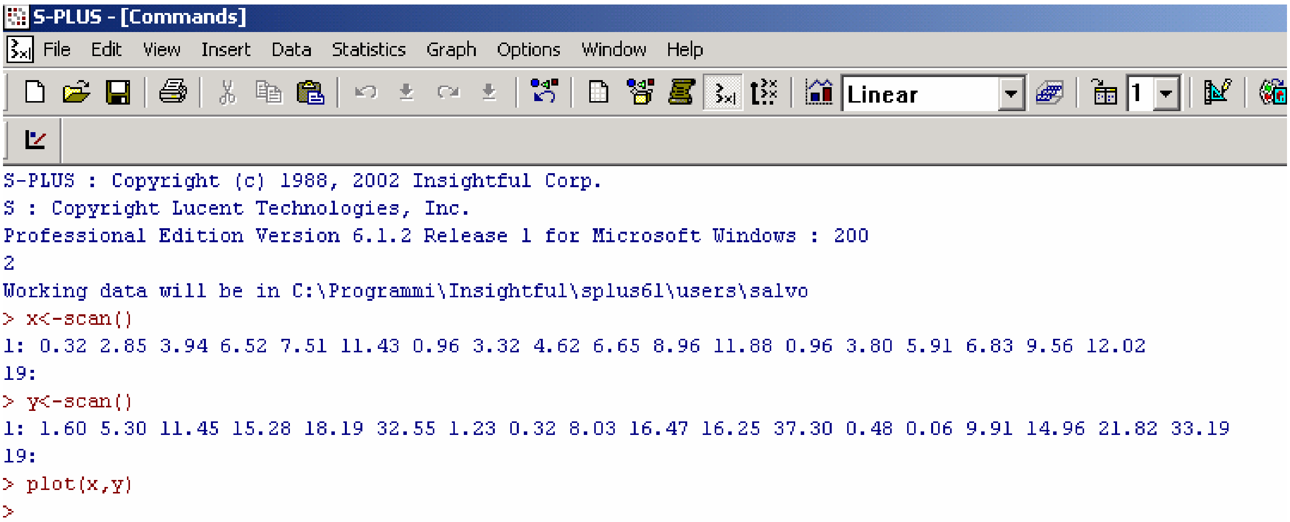
con ? ? 0,05

si rigetta H_0 se il p-value ? ?

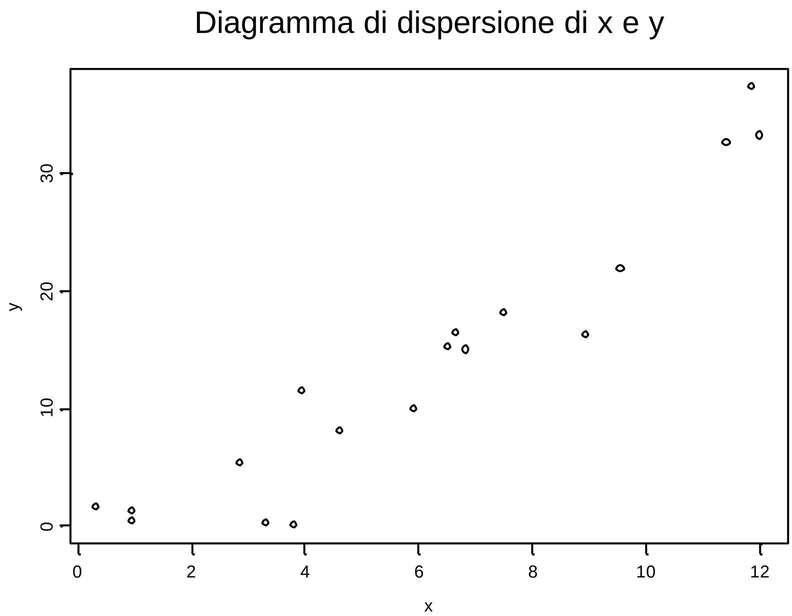
in questo caso p-value = 0.3887 < 0,05 , quindi si accetta H_1

Esercizio n°2

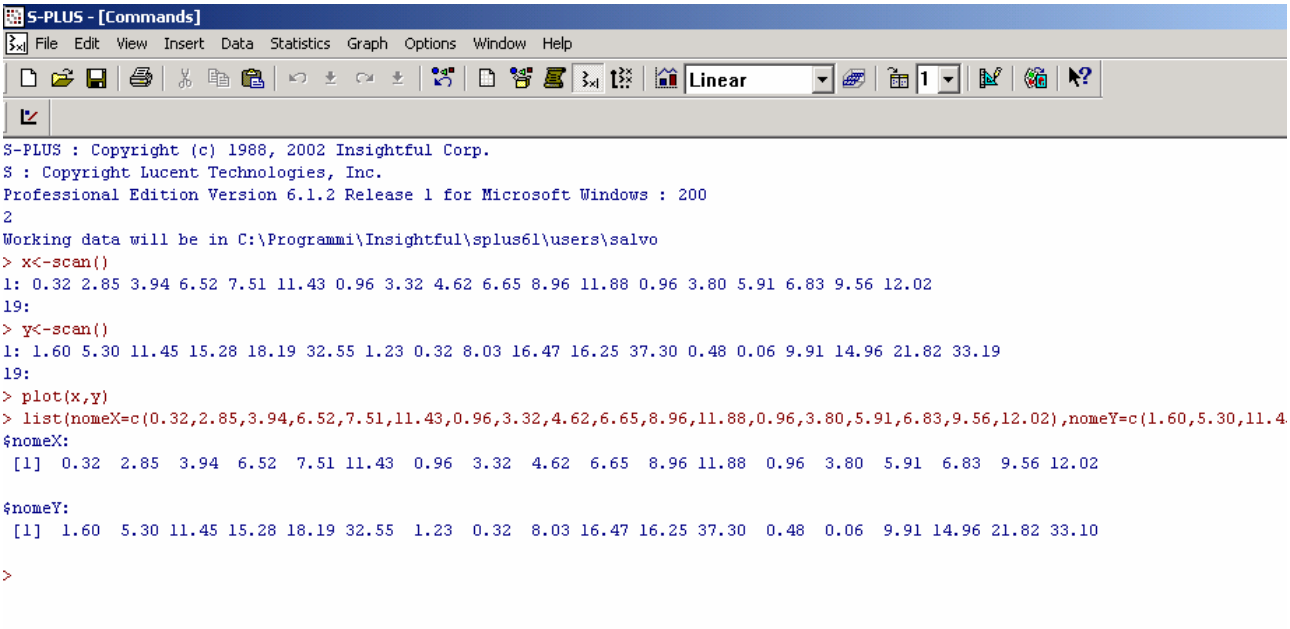
Nella figura sottostante vi è l'acquisizione dei dati e la chiamata alla funzione per creare un diagramma di dispersione.



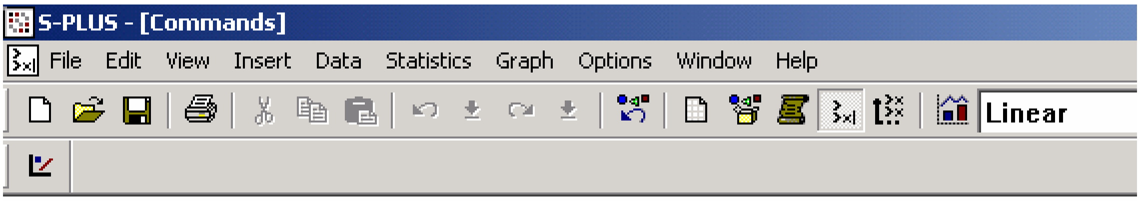
Questo è il diagramma che se ne ricava



Ora definiamo la lista degli elementi di x e di y del modello di regressione



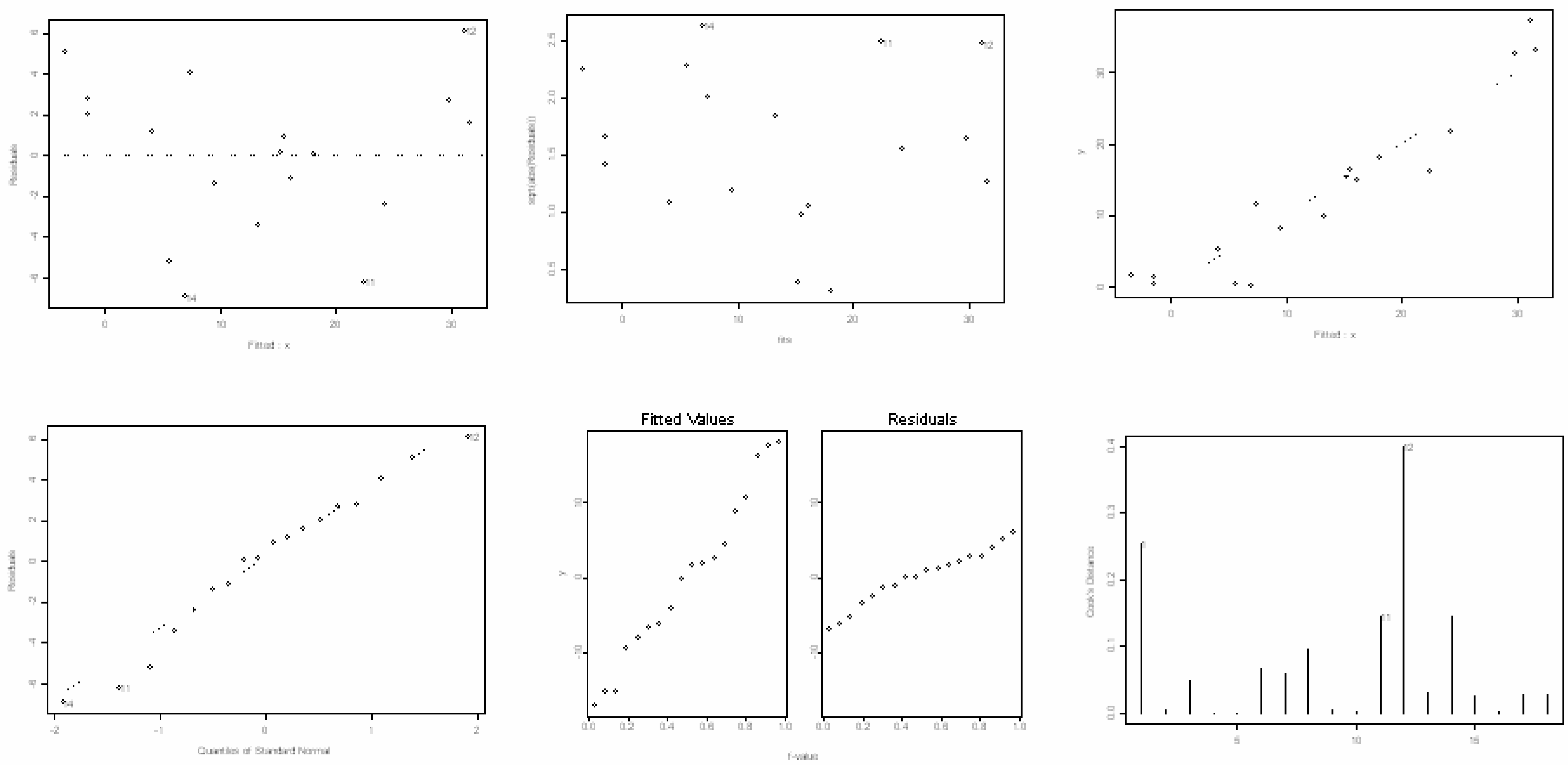
ora effettuiamo l’analisi della regressione lineare




```
 [1]  0.32  2.85  3.94  6.52  7.51 11.43  0.96  3.32  4.62  6.65  8.96 11.88  0.9

$nomeY:
 [1]  1.60  5.30 11.45 15.28 18.19 32.55  1.23  0.32  8.03 16.47 16.25 37.30  0.4

> nome.df<-data.frame()
> lm.nome<-lm(y~x,data=nome.df)
> summary(lm.nome)

Call: lm(formula = y ~ x, data = nome.df)
Residuals:
   Min     1Q Median    3Q   Max
 -6.92 -2.163 0.5519 2.536 6.114

Coefficients:
               Value Std. Error  t value Pr(>|t|)
(Intercept)  -4.4042    1.7547   -2.5099   0.0232
          x   2.9958    0.2502   11.9717   0.0000

Residual standard error: 3.849 on 16 degrees of freedom
Multiple R-Squared: 0.8996
F-statistic: 143.3 on 1 and 16 degrees of freedom, the p-value is 2.129e-009

Correlation of Coefficients:
  (Intercept)
x -0.856
>
```

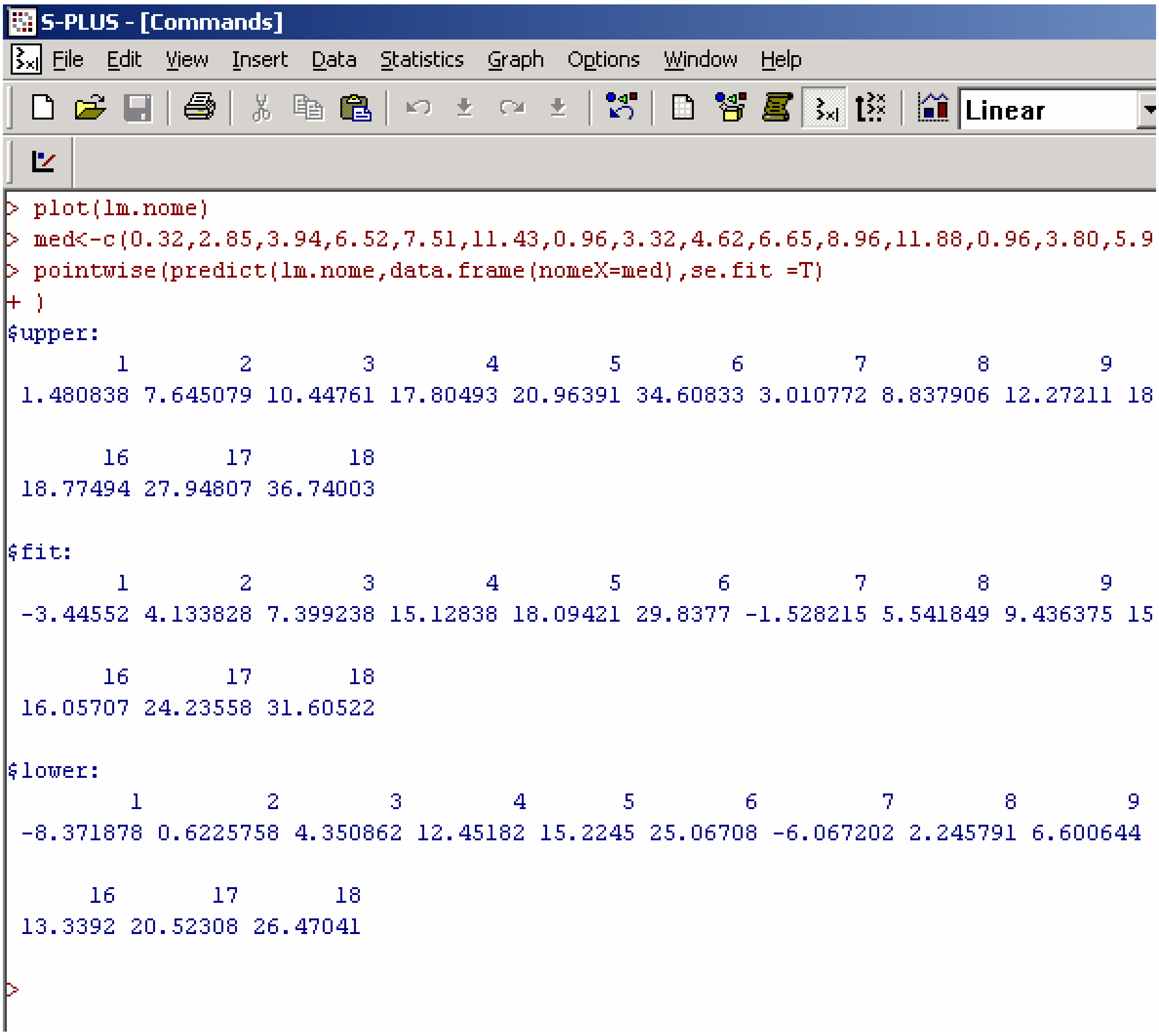
dove l’intercetta è $?_0$ e la x è $?_1$

ora effettuiamo l’analisi dei residui confrontando i diversi grafici che ho costruito



Residuals
Fitted : x
sqrt(abs(Residuals))
fits
y
Fitted : x
Residuals
Quantiles of Standard Normal
Fitted Values
Residuals
y
f-value
Cook's Distance

Ora costruisco un intervallo di fiducia per la media , usando la funzione pointwise che permette di avere l’estremo inferiore e superiore e il valore considerato.



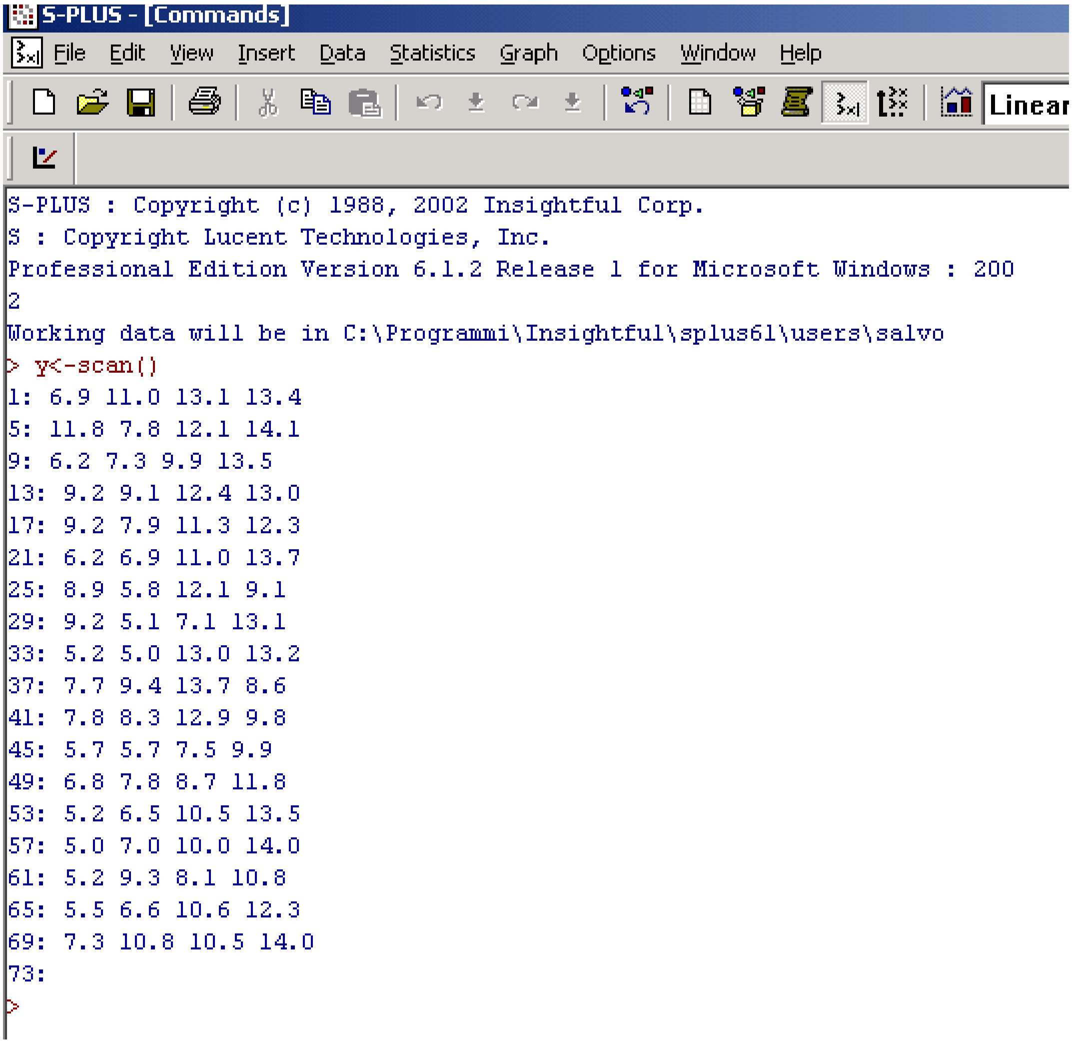
Ora costruiamo un intervallo di fiducia per $?_1$

Sappiamo che l’intervallo di fiducia considerato è $\hat{?}_1 \; ? \; t_{\frac{?}{2}}(n\text{-}2)*(S_{\hat{?}_1})$, quindi si ha

$\hat{?}_1 = 2{,}9958$ $\quad S_{\hat{?}_1} = 0{,}25502$ e $t_{\frac{?}{2}}(n\text{-}2)$ è il quantile della t-student , che nel nostro caso , ha 16 gradi di libertà = 2,1199 . L’intervallo sarà quindi [2,4654;3,5262]

Esercizio n°3

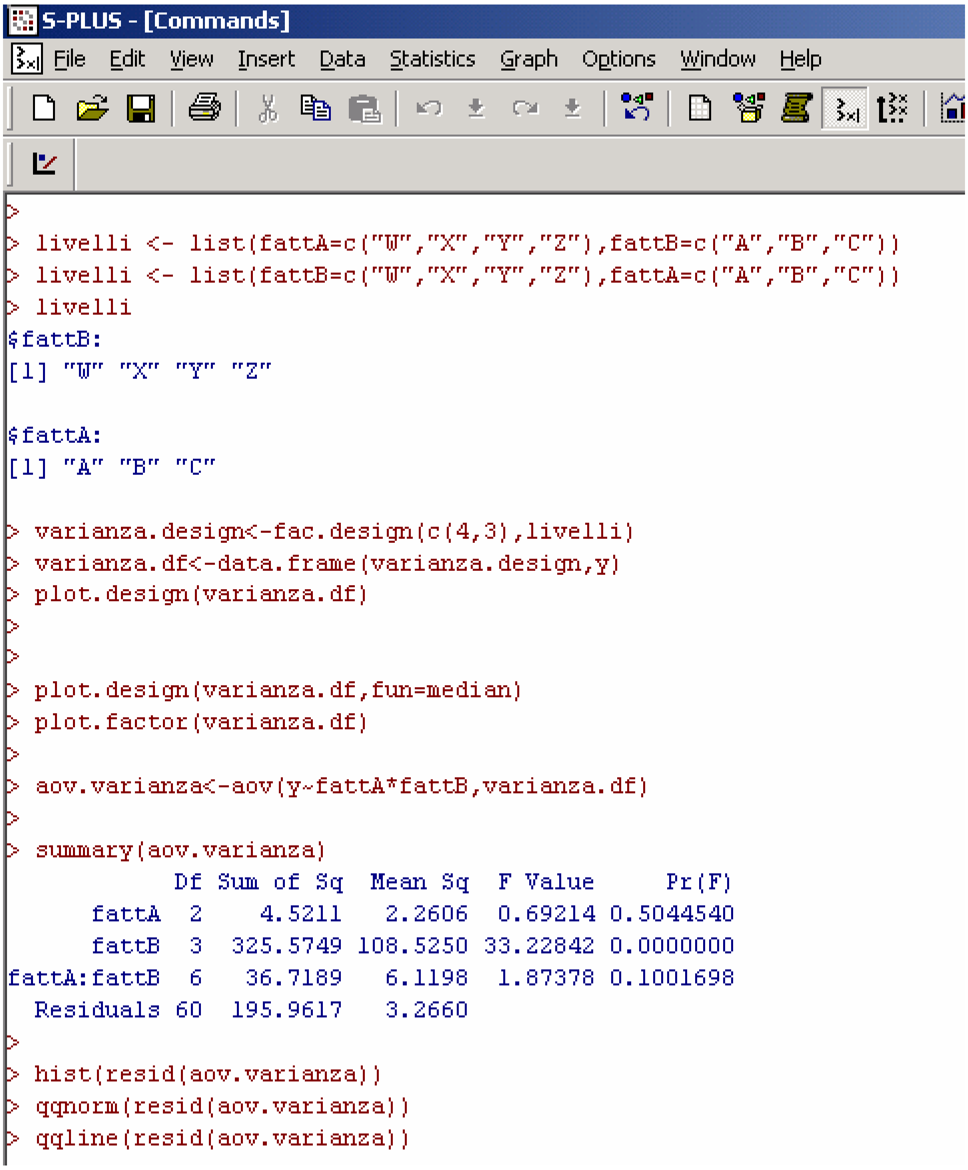
Nella figura sottostante vi è l’acquisizione dei dati .




```
S-PLUS : Copyright (c) 1988, 2002 Insightful Corp.
S : Copyright Lucent Technologies, Inc.
Professional Edition Version 6.1.2 Release 1 for Microsoft Windows : 200
2
Working data will be in C:\Programmi\Insightful\splus61\users\salvo
> y<-scan()
1: 6.9 11.0 13.1 13.4
5: 11.8 7.8 12.1 14.1
9: 6.2 7.3 9.9 13.5
13: 9.2 9.1 12.4 13.0
17: 9.2 7.9 11.3 12.3
21: 6.2 6.9 11.0 13.7
25: 8.9 5.8 12.1 9.1
29: 9.2 5.1 7.1 13.1
33: 5.2 5.0 13.0 13.2
37: 7.7 9.4 13.7 8.6
41: 7.8 8.3 12.9 9.8
45: 5.7 5.7 7.5 9.9
49: 6.8 7.8 8.7 11.8
53: 5.2 6.5 10.5 13.5
57: 5.0 7.0 10.0 14.0
61: 5.2 9.3 8.1 10.8
65: 5.5 6.6 10.6 12.3
69: 7.3 10.8 10.5 14.0
73:
>
```

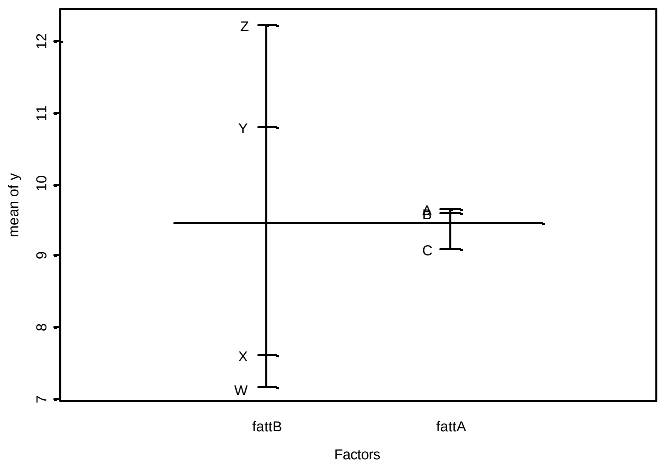
Attenzione l’aquisizione dei dati non è corretta , consultare gli appunti per ulteriori chiarimenti

In questa immagine vediamo la determinazione del fattore A e del fattore B , la chiamata alle funzioni che disegnano il plot design , il plot factor . Dopo ciò vi è l’analisi della varianza e la visualizzazione dell’istogramma e del qqnorm

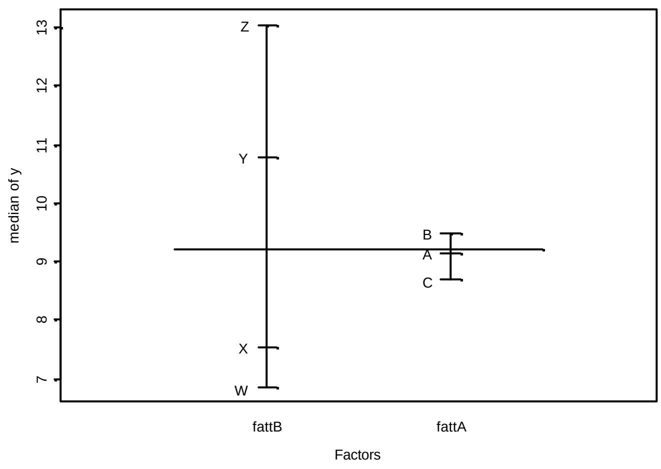



```
>
> livelli <- list(fattA=c("W","X","Y","Z"),fattB=c("A","B","C"))
> livelli <- list(fattB=c("W","X","Y","Z"),fattA=c("A","B","C"))
> livelli
$fattB:
[1] "W" "X" "Y" "Z"

$fattA:
[1] "A" "B" "C"

> varianza.design<-fac.design(c(4,3),livelli)
> varianza.df<-data.frame(varianza.design,y)
> plot.design(varianza.df)
>
>
> plot.design(varianza.df,fun=median)
> plot.factor(varianza.df)
>
> aov.varianza<-aov(y~fattA*fattB,varianza.df)
>
> summary(aov.varianza)
             Df Sum of Sq  Mean Sq  F Value     Pr(F)
      fattA   2    4.5211   2.2606  0.69214 0.5044540
      fattB   3  325.5749 108.5250 33.22842 0.0000000
fattA:fattB   6   36.7189   6.1198  1.87378 0.1001698
  Residuals  60  195.9617   3.2660
>
> hist(resid(aov.varianza))
> qqnorm(resid(aov.varianza))
> qqline(resid(aov.varianza))
```

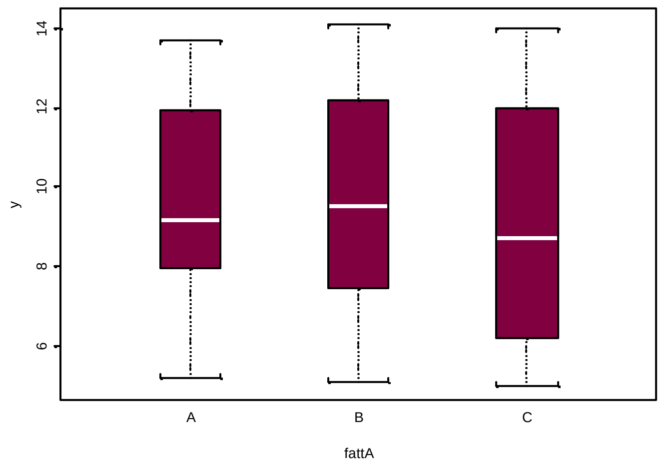
Ora mostriamo i grafici sopraelencati



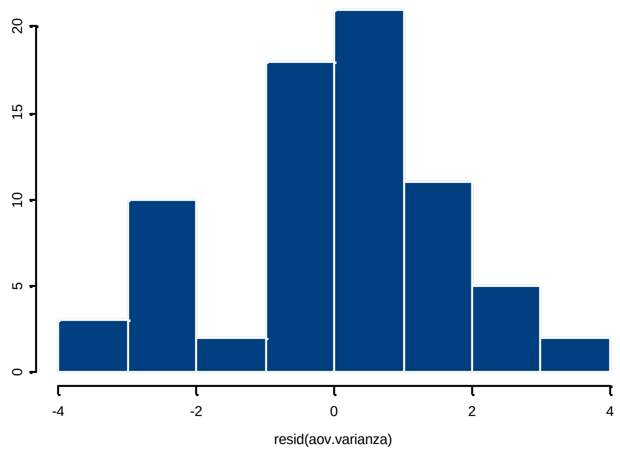
Il plot design (il valore della y è la media)



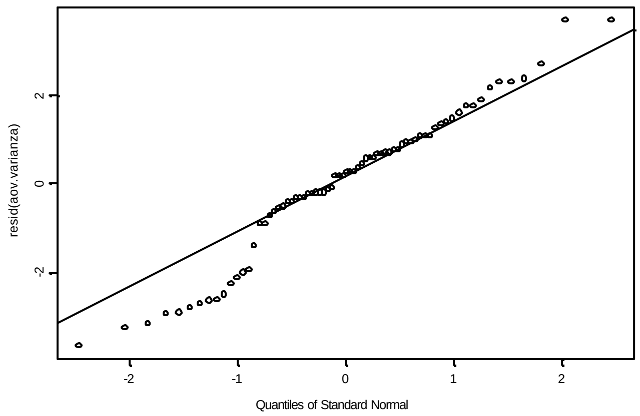
Il plot design (il valore della y è la mediana)



Il plot factor



L'istogramma



Il qqnorm