

# Regressione lineare semplice

---

STATISTICA NUMERICA, CAP. 6.4

# Regressione lineare: introduzione

La regressione lineare è il cuore della statistica.



Risponde alla domanda:

*« come posso utilizzare i dati che ho misurato per fare previsioni su dati che non conosco? »*

utilizzando in particolare un modello di tipo lineare.

La *regressione lineare* è la parte della statistica che studia la relazione fra due o più variabili, che sono legate in modo NON DETERMINISTICO, per fare inferenze sul modello.

In particolare, si usano relazioni fra due o più variabili in modo da potere avere informazioni su una di esse conoscendo i valori dell'altra. Esempi di variabili che non sono legate fra loro da una relazione deterministica:  $x$ = l'età di un bambino e  $Y$ =la sua altezza,  $x$ =il volume di un motore e  $Y$ =il suo consumo di carburante,  $x$ =tempo di studio e  $Y$ = voto all'esame, ecc. Poiché  $x$  non è una variabile casuale la indichiamo con la lettera minuscola, mentre  $Y$ , che è un variabile casuale, viene indicata con la lettera maiuscola. Nel caso lineare supponiamo una relazione appunto lineare fra le due variabili  $x$  e  $Y$ :

$$Y = \beta_0 + \beta_1 x$$

# Regressione lineare: introduzione

---

# Regressione lineare: introduzione

---

. Questa relazione, di per sè deterministica, viene generalizzata a una relazione probabilistica. Date quindi informazioni su  $x$  e  $Y$ , l'obiettivo è quello di *predire* un valore futuro di  $Y$  per un particolare valore di  $x$ .

In questo modello,  $x$  viene detta *variabile indipendente* e  $Y$  viene detta *variabile dipendente*.

Il modello viene costruito a partire da alcune osservazioni  $(x_i, Y_i), i = 1, \dots, n..$

L'estensione al modello probabilistico è necessaria nel momento in cui le due variabili non hanno una relazione deterministica. In pratica, in corrispondenza di  $n$  variabili indipendenti  $x_1, x_2, \dots, x_n$  si hanno  $n$  valori  $Y_1, Y_2, \dots, Y_n$ , che sono legati dalla relazione:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 x_i + \epsilon_i, \quad i = 1, \dots, n$$

quindi differiscono, rispetto al modello lineare esatto, di una quantità  $\epsilon_i$ .

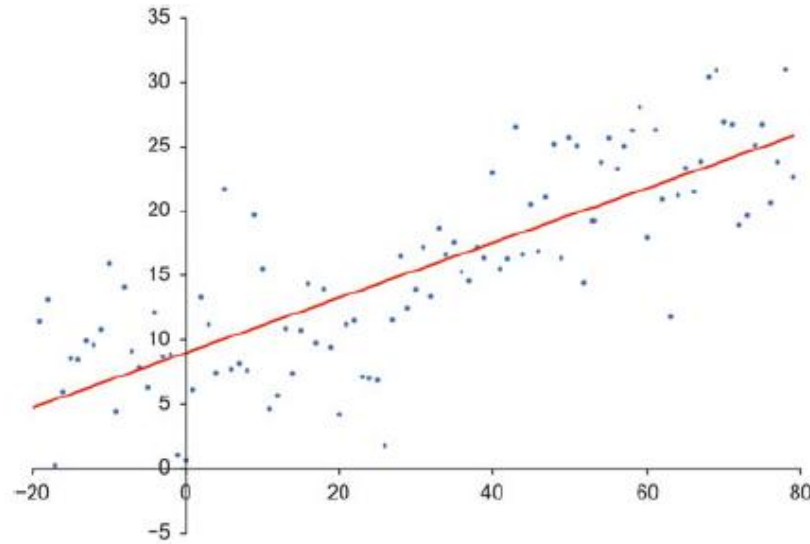
I valori  $Y_i$  sono in generale variabili aleatorie.

# Regressione lineare: introduzione

---

# Regressione lineare: introduzione

---



**Fig. 11.2** Best-fit linear regression line to a given set of data

# Regressione lineare: introduzione

---

**Modello di regressione lineare semplice.** Esistono parametri  $\beta_0, \beta_1, \sigma^2$  tali che, per ogni valore fissato della variabile indipendente  $x$ , la variabile dipendente è una variabile aleatoria legata ad  $x$  dal modello:

$$Y = \beta_0 + \beta_1 x + \epsilon,$$

dove  $\epsilon$  è una variabile aleatoria, detta *errore casuale*, che si assume con distribuzione  $\text{norm}(0, \sigma)$ .

# Stima dei parametri :MLE

---

*‘Come calcolare stime dei parametri  $\beta_0$  e  $\beta_1$  della retta di regressione lineare assegnate le coppie  $(x_i, Y_i), i = 1, \dots, n$ ? Cioé come determinare, fra le infinite rette del piano, una buona retta? Esiste una retta migliore delle altre?’*

Visto che gli errori  $\epsilon_i$  hanno distribuzione `norm(mean=0, sd= $\sigma$ )`, allora la variabile aleatoria  $Y_i = \beta_0 + \beta_1 x_i + \epsilon_i$  ha distribuzione normale con deviazione standard  $\sigma$ . La funzione di verosimiglianza è:

$$\begin{aligned} L(\beta_0, \beta_1) &= \prod_{i=1}^n f_{Y_i}(x_i) \\ &= \prod_{i=1}^n (2\pi\sigma^2)^{-1/2} \exp \left\{ \frac{-(Y_i - \beta_0 - \beta_1 x_i)^2}{2\sigma^2} \right\} \\ &= (2\pi\sigma^2)^{-n/2} \exp \left\{ \frac{-\sum_{i=1}^n (Y_i - \beta_0 - \beta_1 x_i)^2}{2\sigma^2} \right\}; \end{aligned}$$



# Stima dei parametri: MLE

---

facendo il logaritmo naturale di  $L(\beta_0, \beta_1)$  si ha:

$$F(\beta_0, \beta_1) = \ln(L(\beta_0, \beta_1)) = -\frac{n}{2} \ln(2\pi\sigma^2) - \frac{\sum_{i=1}^n (Y_i - \beta_0 - \beta_1 x_i)^2}{2\sigma^2}.$$

Per minimizzare questa funzione rispetto alle variabili  $\beta_0$  e  $\beta_1$ :

$$\frac{\partial F}{\partial \beta_0} = 0, \quad \frac{\partial F}{\partial \beta_1} = 0.$$

Quindi:

$$\frac{\partial F}{\partial \beta_0} = -\frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^n 2(Y_i - \beta_0 - \beta_1 x_i)(-1),$$

da cui:

$$n\beta_0 + \beta_1 \sum_{i=1}^n x_i = \sum_{i=1}^n Y_i.$$

# Stima dei parametri: MLE

---

Per quanto riguarda l'altra derivata:

$$\begin{aligned}\frac{\partial \ln L}{\partial \beta_1} &= -\frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^n 2(Y_i - \beta_0 - \beta_1 x_i)(-x_i) \\ &= \frac{1}{\sigma^2} \sum_{i=1}^n (x_i Y_i - \beta_0 x_i - \beta_1 x_i^2),\end{aligned}$$

da cui:

$$\beta_0 \sum_{i=1}^n x_i + \beta_1 \sum_{i=1}^n x_i^2 = \sum_{i=1}^n x_i Y_i.$$

# Stima dei parametri: MLE

---

Quindi devo risolvere il sistema costituito dalle due seguenti equazioni:

$$n\beta_0 + \beta_1 \sum_{i=1}^n x_i = \sum_{i=1}^n Y_i$$

$$\beta_0 \sum_{i=1}^n x_i + \beta_1 \sum_{i=1}^n x_i^2 = \sum_{i=1}^n x_i Y_i$$

che dà come soluzione:

$$\hat{\beta}_1 = \frac{\sum_{i=1}^n x_i Y_i - (\sum_{i=1}^n x_i) (\sum_{i=1}^n Y_i) / n}{\sum_{i=1}^n x_i^2 - (\sum_{i=1}^n x_i)^2 / n}$$

e

$$\hat{\beta}_0 = \bar{Y} - \hat{\beta}_1 \bar{x},$$

dove  $\bar{Y}$  e  $\bar{x}$  sono, rispettivamente, la media dei valori  $Y_i$  e  $x_i$ .

# Stima dei parametri: Minimi Quadrati

---

Una formulazione differente ma equivalente (i risultati sono i medesimi) è quella dei Minimi Quadrati.

**Principio dei minimi quadrati.** Detto *residuo i-esimo* la differenza verticale fra l'osservazione i-esima e la retta di regressione lineare:

$$E_i = Y_i - (\beta_0 + \beta_1 x_i),$$

e detta  $f(\beta_0, \beta_1)$  la funzione somma dei quadrati dei residui:

$$f(\beta_0, \beta_1) = \sum_{i=1}^n [Y_i - (\beta_0 + \beta_1 x_i)]^2 = \sum_{i=1}^n E_i^2$$

le stime  $\hat{\beta}_0$  e  $\hat{\beta}_1$  si ottengono minimizzando la funzione  $f(\beta_0, \beta_1)$ .

# Significato dei parametri della retta



# Significato dei parametri della retta

---

Se abbiamo trovato per esempio una retta che rappresenta il modello di crescita di un bambino (in centimetri) in funzione della sua età espressa in mesi e l'equazione della retta ha equazione:

$$y(x) = 50 + 0.753x$$

- Il coefficiente angolare indica la pendenza della retta. In questo esempio rappresenta di quanto aumenta l'altezza in funzione dei mesi di età. Per ogni mese aumenta di 0.753 centimetri.
- L'intercetta rappresenta l'altezza a 0 mesi, cioè alla nascita. In base ai dati a disposizione è stata stimata in 50 cm.
- Cosa significa calcolare  $y(5)$ ? L'altezza stimata dal modello a 5 mesi, cioè  $50 + 0.753 \cdot 5$ .

# Inferenza sui parametri

---

I parametri  $\hat{\beta}_0$  e  $\hat{\beta}_1$  sono anch'essi variabili aleatorie e dipendono dal campione considerato. Su di essi, pertanto, si possono fare le inferenze di tipo statistico che abbiamo visto nei paragrafi precedenti, quali stime di intervalli di confidenza e test di ipotesi.

Per il test di verifica di ipotesi, il parametro più importante è sicuramente  $\hat{\beta}_1$  rispetto a  $\hat{\beta}_0$ . Per  $\hat{\beta}_1$  il test di ipotesi più frequente è quello che verifica se  $\hat{\beta}_1 \neq 0$ , cioè se la retta di regressione è parallela all'asse  $x$  oppure no. Una retta di regressione parallela all'asse  $x$  significa che il valore della variabile aleatoria  $Y$  NON cambia al variare della variabile indipendente  $x$ . Quindi il test di ipotesi è formulato come:

- $H_0: \beta_1 = 0$
- $H_a: \beta_1 \neq 0$

# Valori predetti

---

Il modello serve per predire il valore della variabile aleatoria in corrispondenza di un o più valori della variabile indipendente.

I valori predetti possono essere:

- **In sample.** I valori della variabile indipendente in cui si fa la predizione sono nell'insieme dei dati a disposizione. Posso confrontare le predizioni con i valori osservati nelle stesse ascisse.
- **Out of sample.** I valori della variabile indipendente NON sono nell'insieme dei dati a disposizione. Non ho quindi nessun termine di confronto per i valori che vengono predetti.



# Il coefficiente $R^2$

---

È possibile avere un *singolo numero* che mi dà indicazioni sulla bontà del modello regressione lineare semplice rispetto al campione di dati a disposizione?

Il *coefficiente semplice di determinazione* viene calcolato appunto per questo scopo. Esso è definito dalla formula:

$$r^2 = 1 - \frac{\sum_{i=1}^n (Y_i - \hat{Y}_i)^2}{\sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y})^2},$$

dove, ricordiamo:

- $Y_i, i = 1, \dots, n$  sono i valori ‘osservati’ del campione;
- $\hat{Y}_i, i = 1, \dots, n$  sono i valori ‘fittati’, cioè i valori del modello di regressione lineare semplice in corrispondenza delle ascisse  $x_i$  ( $\hat{Y}_i = \beta_0 + \beta_1 x_i, i = 1, \dots, n$ );
- $\bar{Y} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n Y_i$  è la media dei valori osservati.

# Il coefficiente $R^2$

---

Si ha che  $0 \leq r^2 \leq 1$ . Tanto più  $r^2$  è vicino a 1, tanto più il modello di regressione lineare è *buono*; tanto più  $r^2$  è vicino a 0, tanto più il modello non è rappresentativo del campione dei dati. In quest'ultimo caso, l'analista cerca un modello differente da quello lineare per rappresentare i dati (una regressione non lineare o multivariata che coinvolga più di una variabile per esempio).

Associato al coefficiente semplice di determinazione  $r^2$  si utilizza il *coefficiente semplice di correlazione*  $r$  che si ottiene come:

$$|r| = \sqrt{r^2}.$$

Per quanto riguarda il segno di  $r$ , si assume il segno della stima di  $\beta_1$  calcolata.

# Il coefficiente $R^2$

---

Il valore del coefficiente  $R^2$  che indica un buon modello non si può definire a priori.

Dipende dalla disciplina, di solito nelle discipline scientifiche  $R^2$  è maggiore rispetto alle discipline sociali.

In finanza e marketing, dipende da quali dati stiamo considerando.

**Attenzione!** Il coefficiente  $R^2$  da solo non ha significato se non c'è effettivamente una dipendenza lineare fra i dati.

# Librerie Python

---

Librerie Python per fare regressione lineare semplice:

Statsmodel ([Introduction — statsmodels](#))-

Esempio file: *example\_statsmodels.py*

Esempio file: *example\_statsmodels\_simul.py*

Scikit-learn ([sklearn.linear\\_model.LinearRegression — scikit-learn 1.2.2 documentation](#))

Esempio file: *example\_sklearn.py*

Esempio file: *example\_salary\_sklearn.py*

Esempio file: *simple\_linear\_regression\_for\_salary\_data.py*

# Scipy.stats: esempio (file simul\_linregress.py)

---

```
import matplotlib.pyplot as plt
from scipy import stats
from numpy.random import randn
from numpy.random import seed

seed(1)

x = randn(10) # genero valori x casuali
y = 1.6*x + randn(10) # genero i valori y dipendenti da x in modo aleatorio
res = stats.linregress(x, y) # calcolo la regressione lineare di y rispetto ad x
print(f"R-squared: {res.rvalue**2:.6f}") #stampo il valore r^2

#grafico dati e retta
plt.plot(x, y, 'o', label='original data')
plt.plot(x, res.intercept + res.slope*x, 'r', label='fitted line')
plt.legend()
plt.show()
```

# Scikitlearn: esempio simulazione (file example\_sklearn.py)

---

```
from sklearn.linear_model import LinearRegression
```

```
# Generate sample data
```

```
x = np.array([1, 2, 3, 4, 5])
```

```
y = np.array([3, 5, 7, 9, 11])
```

```
# Reshape data
```

```
x = x.reshape(-1, 1)
```

```
y = y.reshape(-1, 1)
```

```
# Create linear regression object and fit the model
```

```
reg = LinearRegression().fit(x, y)
```

```
# Predict the y-values using the trained model
```

```
y_pred = reg.predict(x)
```

# Scikitlearn: esempio simulazione

# Plot the data points and the linear regression line

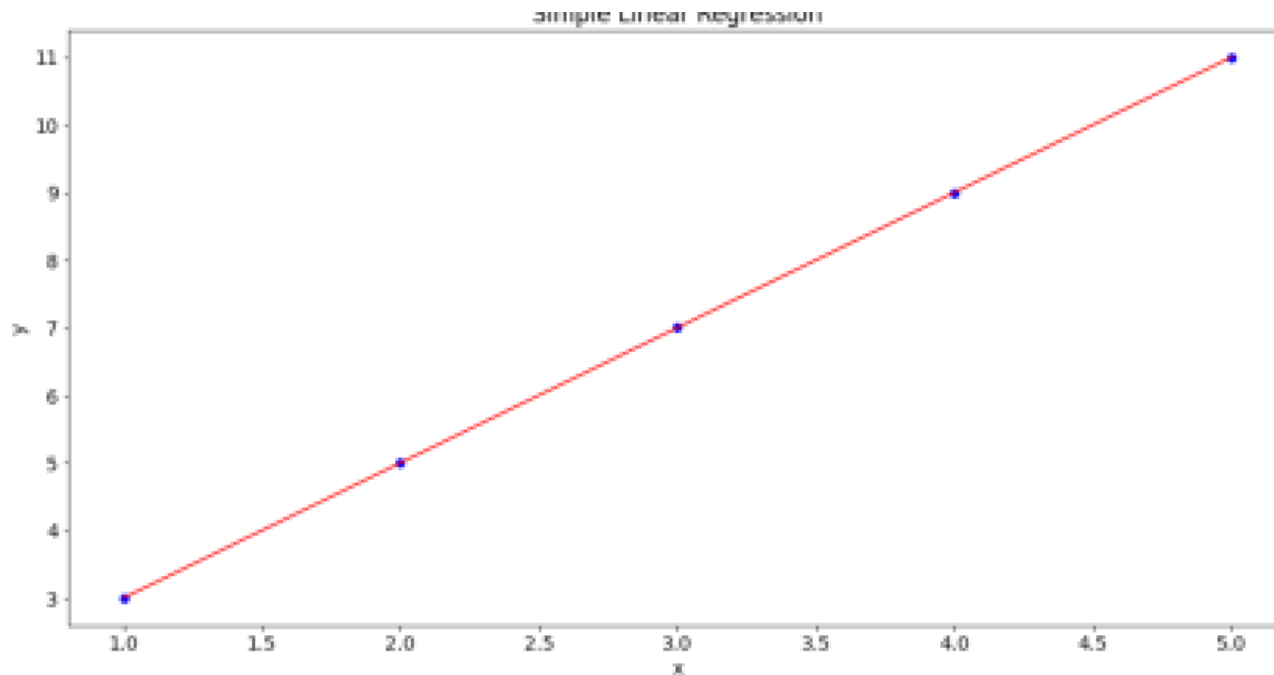
```
plt.scatter(x, y, color='blue')  
plt.plot(x, y_pred, color='red')
```

# Add labels and a title to the plot

```
plt.xlabel('x')  
plt.ylabel('y')  
plt.title('Simple Linear Regression')
```

# Display the plot

```
plt.show()
```



# Scikitlearn: esempio su data set (file example\_salary\_sklearn.py)

---

```
import pandas as pd
import numpy as np
import matplotlib.pyplot as plt
from sklearn.linear_model import LinearRegression

# Load data from Kaggle CSV file

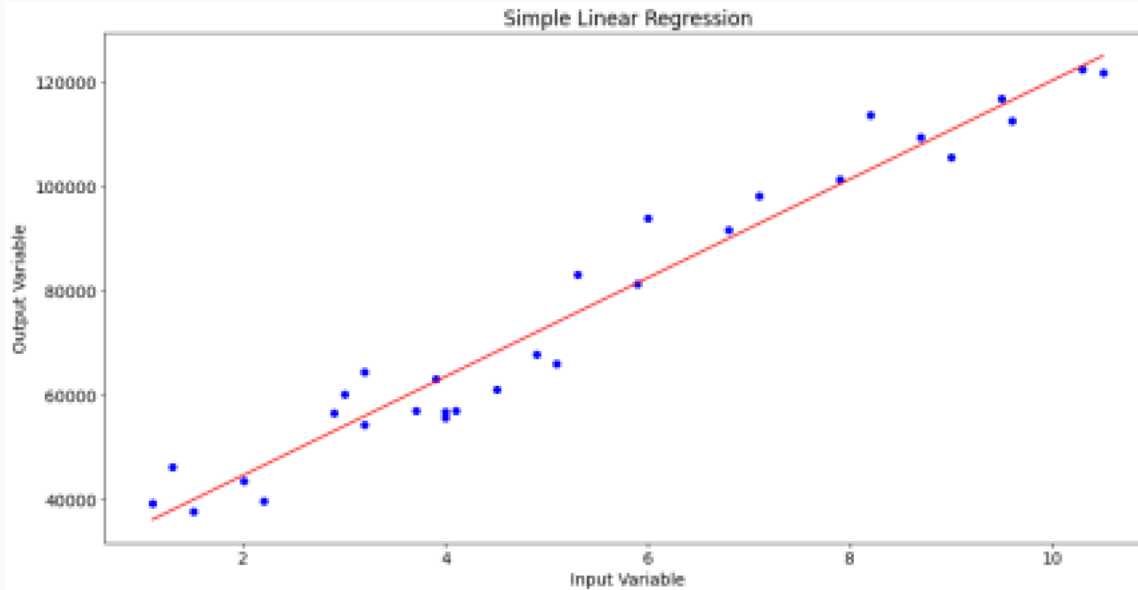
#df = pd.read_csv('https://www.kaggle.com/vihansp/salary-data-simple-linear-regression')
df = pd.read_csv("Salary_Data.csv")

# Extract input and output variables
x = df['YearsExperience'].values.reshape(-1, 1)

y = df['Salary'].values.reshape(-1, 1)
print(reg.intercept_, reg.coef_)
```



# Scikitlearn: esempio su data set



```
# Create linear regression object and fit the model
```

```
reg = LinearRegression().fit(x, y)
```

```
# Predict the y-values using the trained model
```

```
y_pred = reg.predict(x)
```

```
# Plot the data points and the linear regression line
```

```
plt.scatter(x, y, color='blue')
```

```
plt.plot(x, y_pred, color='red')
```

```
# Add labels and a title to the plot
```

```
plt.xlabel('Input Variable')
```

```
plt.ylabel('Output Variable')
```

```
plt.title('Simple Linear Regression')
```

# Scikitlearn: esempio su data set (file linear\_regression\_for\_salary\_data.py)

---

In questo codice il data set viene partizionato in training set e test set.  
I coefficienti vengono stimati utilizzando il training set e le metriche vengono calcolate sul test set.

```
# Split the data for train and test
X_train,X_test,y_train,y_test =
train_test_split(X,y,train_size=0.7,random_state=100)

# Importing Linear Regression model from scikit learn
from sklearn.linear_model import LinearRegression

# Fitting the model
lr = LinearRegression()
lr.fit(X_train,y_train)
```

# Analisi dei residui

I residui sono le differenze fra i valori osservati  $y_i$  e i valori predetti  $\hat{y}_i$  relativi alla stessa ascissa  $x_i$ .

I residui possono essere analizzati semplicemente graficamente per vedere il loro andamento, tramite *scatterplot* o *istogramma in frequenza*.

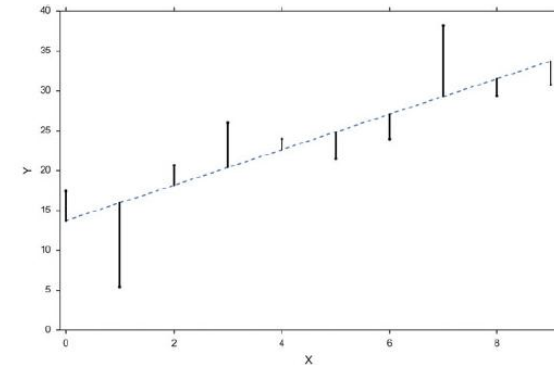
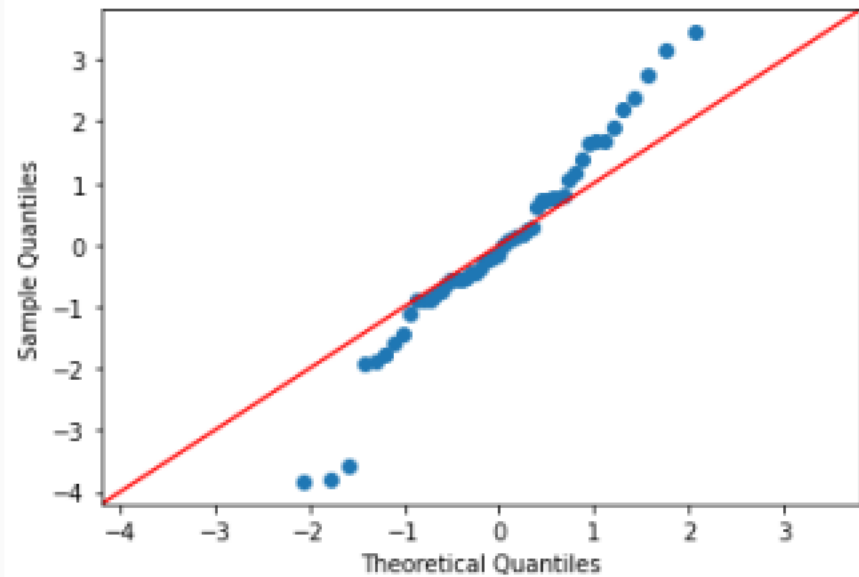


Fig. 11.3 Best-fit linear regression line (*dashed line*) and residuals (*solid lines*)

Funzioni Python: Esempio file [example\\_residuals.py](#)



Python:

```
import statsmodels.api as sm  
fig = sm.qqplot(data, line='45')
```

# Analisi dei residui

Sui residui viene fatta l'ipotesi di normalità, cioè si suppone, nel modello di regressione lineare, che i residui abbiano distribuzione normale con media 0 e deviazione standard  $\sigma$

Non nota.

Per verificare l'ipotesi di normalità dei residui, posso fare il grafico QQ-plot.

Se le due distribuzioni sono simili, i punti devono stare molto vicini alla retta.

# Test di ipotesi di normalità

---

Ci sono diversi test di ipotesi di normalità basati sul confronto della distribuzione stimata dei dati rispetto alla distribuzione normale.

Uno dei più famosi è il test di Shapiro-Wilk, che si basa sulla matrice di covarianza delle statistiche ordinate delle osservazioni e può essere utilizzato anche con un numero ridotto ( $< 50$ ) di osservazioni.

$H_0$ : residui normali

$H_a$ : residui non normali.

# Test di ipotesi di normalità

---

Esempio: `from scipy.stats import shapiro`

```
gfg_data = randn(500)  
shapiro(gfg_data)
```

Output:

```
(0.9977102279663086, 0.7348126769065857)
```

Interpretazione dell'output: Poiché il p-value  $0.73 > 0.5$  (livello di confidenza del test) **Non c'è evidenza x rigettare l'ipotesi nulla**, cioè per dire che i residui NON hanno distribuzione normale .

[scipy.stats.shapiro — SciPy v1.10.1 Manual](#)