

# TEST DEL CHI QUADRO

CdS Fisica Laboratorio Meccanica e Termodinamica



## Test del $\chi^2$

Il test del chi quadrato ( $\chi^2$ ) fornisce un criterio per verificare, su basi probabilistiche, la consistenza di una ipotesi teorica con un insieme di dati sperimentali.

#### In particolare:

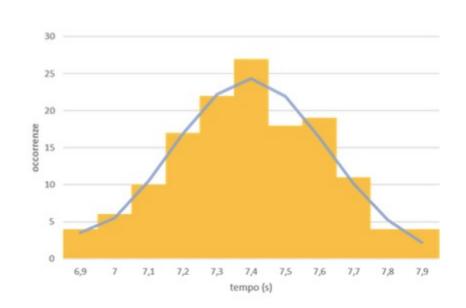
- 1) Confronto tra un campione di valori di una variabile casuale, ed una distribuzione di probabilità (ad es. uniforme o gaussiana)
- 2) Confronto tra un insieme di coppie di valori misurati  $(x_i,y_i)$  ed una relazione funzionale y = g(x) (ad es. una retta o una esponenziale)



### Dati - Distribuzione di Probabilità

Consideriamo il caso di un confronto fra i valori di una variabile casuale e una distribuzione di probabilità (tempo di caduta del pendolo di Maxwell).

| t (s) | O <sub>i</sub> | E <sub>i</sub> |
|-------|----------------|----------------|
| 6,9   | 4              | 3,51           |
| 7     | 6              | 5,49           |
| 7,1   | 10             | 10,57          |
| 7,2   | 17             | 16,86          |
| 7,3   | 22             | 22,25          |
| 7,4   | 27             | 24,30          |
| 7,5   | 18             | 21,96          |
| 7,6   | 19             | 16,42          |
| 7,7   | 11             | 10,16          |
| 7,8   | 4              | 5,20           |
| 7,9   | 4              | 2,20           |



Ad occhio si vede che è compatibile con una gaussiana ma serve un test quantitativo che lo dimostri.

## Dati - Distribuzione di Probabilità (II)

Il numero di eventi osservati O<sub>i</sub> nel *bin* i-esimo dell'istogramma deve essere confrontato con il numero di eventi attesi (*expected*) E<sub>i</sub> nello stesso bin, in base alla densità di probabilità  $\Phi(x)$  ipotizzata.

nello stesso 
$$bin$$
, in base alla densità di probabilità  $\Phi(x)$  ipotizzata.
$$E_i = N \int_{x_i - \frac{\Delta x}{2}}^{x_i + \frac{\Delta x}{2}} \Phi(x) dx \Longrightarrow E_i = N p_i \quad \text{N = il numero totale di misure del campione } \Delta x = 1'ampiezza dei  $bin$ .$$

Nel caso di esperimenti di conteggio, le  $p_i$  sono ottenute direttamente (cioè senza integrazione) dalla opportuna distribuzione di probabilità: poissoniana, binomiale...

E<sub>i</sub> rappresenta la media di O<sub>i</sub> nel caso di un numero di esperimenti (cioè campionamenti) che  $\to \infty$ , se l'ipotesi sulla  $\Phi(x)$  è corretta.

## Dati - Distribuzione di Probabilità (III)

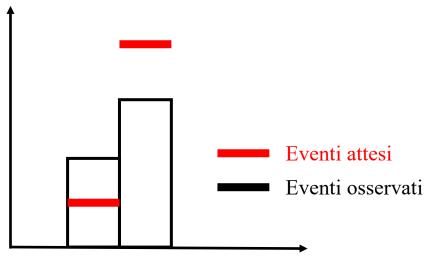
Se, per ogni i, il numero di eventi osservati  $O_i$  nel bin i-esimo dell'istogramma è distribuito con media  $E_i$  e varianza  $\sigma_i^2$ , allora la variabile casuale

$$\chi^2 = \sum_{i=1}^{N_{bins}} \left( \frac{O_i - E_i(\alpha_j)}{\sigma_i} \right)^2$$

è distribuita secondo una densità di probabilità nota  $\Phi(\chi^2)$ . Le  $\alpha_j$  rappresentano i parametri della distribuzione teorica (ad esempio, N,  $\mu$ ,  $\sigma$  nel caso di una gaussiana, oppure N e  $\mu$  nel caso di una poissoniana).

NB: la funzione  $\chi^2$  è definita positiva!

## Pati - Distribuzione di Probabilità (IV)



Possono esserci casi in cui le differenze fra  $E_i$  e  $O_i$  sono molto grandi ma si annullano nella sommatoria  $\Longrightarrow$  elevamento al quadrato nella definizione per ovviare al problema.

Da notare inoltre che  $N = \sum_{i=1}^{N_{bins}} O_i$  rappresenta un vincolo che fa diminuire il numero di elementi indipendenti.

Per una gaussiana: 
$$\mu = \frac{\sum_{i} n_{i} O_{i}}{N}$$

## Confronto 1: Dati - Distribuzione di Probabilità (V)

Come stabilire i bin (in numero e ampiezza)?

- l'ampiezza non deve essere inferiore alla risoluzione della variabile
- il numero di misure in ogni *bin* non deve essere inferiore a 4-5 (meglio 5 che 4)
- il numero di *bin* deve essere sufficiente affinché sia  $\nu > 0$

## Dati - Distribuzione di Probabilità (VI)

Il numero O<sub>i</sub> di occorrenze nel *bin* i-esimo è l'esito di un esperimento di conteggio.

La  $\sigma_i^2$  è di tipo binomiale (la misura o sta nel bin o non ci sta), cioè  $\sigma_i^2 = Np_i(1-p_i)$ 

Nel caso limite in cui il campione sia distribuito in molti *bin*, le **probabilità sono "piccole"** ( $p_i << 1$ ) e quindi la distribuzione delle misure all'interno dei *bin* si può considerare poissoniana. In questo caso, risulta che  $\sigma_i^2 = Np_i = E_i$  e il  $\chi^2$  diventa

$$\chi^2 = \sum_{i=1}^{N_{bins}} \left( \frac{O_i - E_i(\alpha_j)}{\sqrt{E_i}} \right)^2$$

## Dati - Distribuzione di Probabilità (VII)

$$\chi^{2} = \sum_{i=1}^{N_{bins}} \left( \frac{O_{i} - E_{i}(\alpha_{j})}{\sigma_{i}} \right)^{2}$$
Deviazione standard  $\sigma_{i} = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{N} (x_{i} - \mu)^{2}}{N - 1}}$ 

Dato il significato di  $\sigma$ , ci aspettiamo che  $\chi^2$  sia dell'ordine di  $N_{bins}$  (numero di intervalli dell'istogramma), se l'ipotesi è corretta, e sia invece >>  $N_{bins}$  se l'ipotesi non è corretta.

In realtà, non tutti i termini della somma sono indipendenti, visto che i parametri  $\alpha_j$  della distribuzione teorica, dalla quale si ottengono le  $E_i$ , *possono* essere stimati per mezzo degli  $O_i$ 

## Dati - Distribuzione di Probabilità (VIII)

Se  $N_{\text{vincoli}}$  è il numero di parametri  $\alpha_j$  che si calcolano utilizzando i dati del campione, allora si definisce il numero di **gradi di libertà**  $\nu$ 

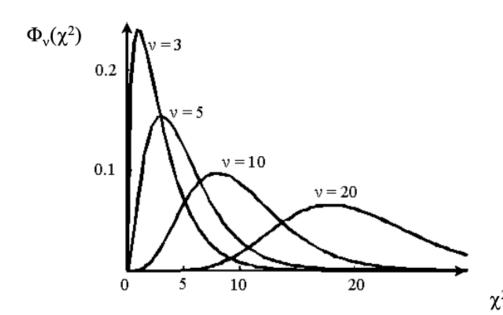
$$\nu = N_{bins} - N_{vincoli}$$

Solamente  $\nu$  degli  $N_{bins}$  termini  $(O_i - E_i)$  sono indipendenti, ed è quindi ragionevole aspettarsi che

$$\chi^2 \approx \nu$$
.

Definendo il chi quadrato ridotto, come  $\tilde{\chi}^2 \approx \frac{\chi^2}{\nu}$  ci aspettiamo, di conseguenza, che  $\tilde{\chi}^2 \approx 1$  se l'ipotesi è corretta

## **D**ati - Distribuzione di Probabilità (IX)



Esempi di distribuzioni di  $\chi^2$  per diversi valori di  $\nu$ . Il valor medio è  $\nu$ . La varianza è 2v.

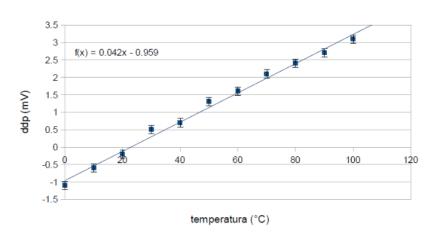
$$\Phi_{\nu}(\chi^{2}) = \frac{1}{2^{\frac{\nu}{2}}\Gamma(\nu/2)} (\chi^{2})^{\frac{\nu}{2}-1} e^{-\frac{\chi^{2}}{2}} \quad \text{con} \quad \Gamma(\nu/2) = \int_{0}^{\infty} x^{\frac{\nu}{2}-1} e^{-x} dx$$

$$\Gamma(\nu/2) = \int_{0}^{\infty} x^{\frac{\nu}{2} - 1} e^{-x} dx$$



## Confronto 2: Valori – Relazione Funzionale

Esempio: retta di calibrazione di una termocoppia.



Qui non ci sono bins, ma coppie di valori (x<sub>i</sub>, y<sub>i</sub>). La miglior retta è stata ottenuta grazie alla regressione lineare che introduce dei vincoli.

NB: il confronto di un singolo valore y<sub>i</sub> con un dato teorico non introduce di per sé nessun vincolo, cosa invece che succede quando calcolo i parametri A e B della regressione lineare.

# STUDIORUM

#### **Confronto 2:**

## Valori – Relazione Funzionale (II)

Se i valori  $y_i$  delle ordinate sono distribuiti con media  $g(x_i)$  e varianza  $\sigma_i^2$ , allora la variabile casuale:

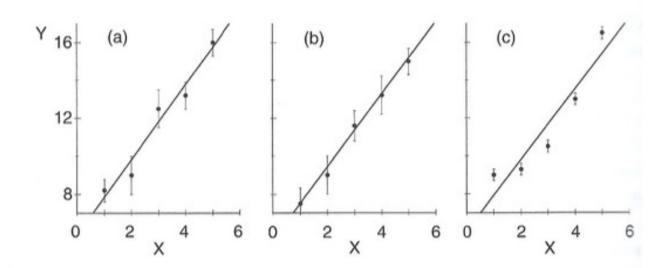
$$\chi^{2} = \sum_{i=1}^{N_{bins}} \left( \frac{y_{i} - g(x_{i}, \alpha_{j})}{\sigma_{i}} \right)^{2}$$

è distribuita secondo la  $\Phi(\chi^2)$ , che dipende anche dal numero di coppie  $(x_i, y_i)$  meno il numero di vincoli, cioè da  $\nu$ .

Le  $\alpha_j$  rappresentano i parametri della curva teorica (ad esempio, A, B nel caso di una retta).

## Valori – Relazione Funzionale (III)

- ci aspettiamo che  $\widetilde{\chi}^2 \approx 1$  se i valori seguono la relazione funzionale ipotizzata
- valori molto inferiori possono essere dovuti ad una sovrastima delle incertezze (fig. (b))
- valori molto superiori possono essere dovuti al fatto che la distribuzione ipotizzata non è quella corretta (fig. (c)).





## Test del $\chi^2$

Per rendere quantitativo il test, si considera la probabilità che il  $\chi^2$  sia più alto del valore  $\chi_0^2$  ottenuto nell'esperimento, se le misure hanno seguito la distribuzione assunta.

$$P_{\nu}(\chi^2 > \chi_0^2) = \int_{\chi_0^2}^{\infty} \Phi_{\nu}(\chi^2) d\chi^2$$

Se  $P_{\nu}$  è grande, la distribuzione osservata e quella attesa sono in accordo. Se  $P_{\nu}$  è piccola, la distribuzione osservata e quella attesa sono in disaccordo.

Quanto in disaccordo? Confrontiamo questa probabilità con il limite fissato a priori:

 $P_{\nu} < 0.05 \ (5\%) \rightarrow$  discrepanza significativa  $P_{\nu} < 0.01 \ (1\%) \rightarrow$  discrepanza altamente significativa



## Test del $\chi^2$ : Tabella del $\tilde{\chi}_0^2$

|    |     |     |     |     |     |     |     | į   | ₹°° |     |     |     |     |     |      |     |
|----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|------|-----|
| ď  | 0   | 0.5 | 1.0 | 1.5 | 2.0 | 2.5 | 3.0 | 3.5 | 4.0 | 4.5 | 5.0 | 5.5 | 6.0 | 8.0 | 10.0 |     |
| 1  | 100 | 48  | 32  | 22  | 16  | 11  | 8.3 | 6.1 | 4.6 | 3.4 | 2.5 | 1.9 | 1.4 | 0.5 | 0.2  |     |
| 2  | 100 | 61  | 37  | 22  | 14  | 8.2 | 5.0 | 3.0 | 1.8 | 1.1 | 0.7 | 0.4 | 0.2 |     |      |     |
| 3  | 100 | 68  | 39  | 21  | 11  | 5.8 | 2.9 | 1.5 | 0.7 | 0.4 | 0.2 | 0.1 |     |     |      |     |
| 4  | 100 | 74  | 41  | 20  | 9.2 | 4.0 | 1.7 | 0.7 | 0.3 | 0.1 | 0.1 |     |     |     |      |     |
| 5  | 100 | 78  | 42  | 19  | 7.5 | 2.9 | 1.0 | 0.4 | 0.1 |     |     |     |     |     | _    |     |
|    | 0   | 0.2 | 0.4 | 0.6 | 0.8 | 1.0 | 1.2 | 1.4 | 1.6 | 1.8 | 2.0 | 2.2 | 2.4 | 2.6 | 2.8  | 3.0 |
| 1  | 100 | 65  | 53  |     | 37  | 32  | 27  | 24  | 21  | 18  | 16  | 14  | 12  | 11  | 9.4  | 8.3 |
| 2  | 100 | 82  | 67  | 55  | 45  | 37  | 30  | 25  | 20  | 17  | 14  | 11  | 9.1 | 7.4 | 6.1  | 5.0 |
| 3  | 100 | 90  | 75  | 61  | 49  | 39  | 31  | 24  | 19  | 14  | 11  | 8.6 | 6.6 | 5.0 | 3.8  | 2.9 |
| 4  | 100 | 94  | 81  | 66  | 52  | 41  | 31  | 23  | 17  | 13  | 9.2 | 6.6 | 4.8 | 3.4 | 2.4  | 1.7 |
| 5  | 100 | 96  | 85  | 70  | 55  | 42  | 31  | 22  | 16  | 11  | 7.5 | 5.1 | 3.5 | 2.3 | 1.6  | 1.0 |
| 6  | 100 | 98  | -88 | 73  | 57  | 42  | 30  | 21  | 14  | 9.5 | 6.2 | 4.0 | 2.5 | 1.6 | 1.0  | 0.6 |
| 7  | 100 | 99  | 90  | 76  | 59  | 43  | 30  | 20  | 13  | 8.2 | 5.1 | 3.1 | 1.9 | 1.1 | ა.7  | 0.4 |
| 8  | 100 | 99  | 92  | 78  | 60  | 43  | 29  | 19  | 12  | 7.2 | 4.2 | 2.4 | 1.4 | 0.8 | 0.4  | 0.2 |
| 9  | 100 | 99  | 94  | 80  | 62  | 44  | 29  | 18  | 11  | 6.3 | 3.5 | 1.9 | 1.0 | 0.5 | 0.3  | 0.1 |
| 10 | 100 | 100 | 95  | 82  | 63  | 44  | 29  | 17  | 10  | 5.5 | 2.9 | 1.5 | 0.8 | 0.4 | 0.2  | 0.1 |
| 11 | 100 | 100 | 96  | 83  | 64  | 44  | 28  | 16  | 9.1 | 4.8 | 2.4 | 1.2 | 0.6 | 0.3 | 0.1  | 0.1 |
| 12 | 100 | 100 | 96  | 84  | 65  | 45  | 28  | 16  | 8.4 | 4.2 | 2.0 | 0.9 | 0.4 | 0.2 | 0.1  |     |
| 13 | 100 | 100 | 97  | 86  | 66  | 45  | 27  | 15  | 7.7 | 3.7 | 1.7 | 0.7 | 0.3 | 0.1 | 0.1  |     |
| 14 | 100 | 100 | 98  | 87  | 67  | 45  | 27  | 14  | 7.1 | 3.3 | 1.4 | 0.6 | 0.2 | 0.1 |      |     |
| 15 | 100 | 100 | 98  | 88  | 68  | 45  | 26  | 14  | 6.5 | 2.9 | 1.2 | 0.5 | 0.2 | 0.1 |      |     |
| 16 | 100 | 100 | 98  | 89  | 69  | 45  | 26  | 13  | 6.0 | 2.5 | 1.0 | 0.4 | 0.1 |     |      |     |
| 17 | 100 | 100 | 99  | 90  | 70  | 45  | 25  | 12  | 5.5 | 2.2 | 0.8 | 0.3 | 0.1 |     |      |     |
| 18 | 100 | 100 | 99  | 90  | 70  | 46  | 25  | 12  | 5.1 | 2.0 | 0.7 | 0.2 | 0.1 |     |      |     |
| 19 | 100 | 100 | 99  | 91  | 71  | 46  | 25  | 11  | 4.7 | 1.7 | 0.6 | 0.2 | 0.1 |     |      |     |
| 20 | 100 | 100 | 99  | 92  | 72  | 46  | 24  | 11  | 4.3 | 1.5 | 0.5 | 0.1 |     |     |      |     |
| 22 | 100 | 100 | 99  | 93  | 73  | 46  | 23  | 10  | 3.7 | 1.2 | 0.4 | 0.1 |     |     |      |     |
| 24 | 100 | 100 | 100 | 94  | 74  | 46  | 23  | 9.2 | 3.2 | 0.9 | 0.3 | 0.1 |     |     |      |     |
| 26 | 100 | 100 | 100 | 95  | 75  | 46  | 22  | 8.5 | 2.7 | 0.7 | 0.2 |     |     |     |      |     |
| 28 | 100 |     | 100 | 95  | 76  | 46  | 21  | 7.8 | 2.3 | 0.6 | 0.1 |     |     |     |      |     |
| 30 | 100 | 100 | 100 | 96  | 77  | 47  | 21  | 7.2 | 2.0 | 0.5 | 0.1 |     |     |     |      |     |

La probabilità che il  $\tilde{\chi}^2$  sia più alto del valore  $\tilde{\chi}_0^2$  ottenuto nell'esperimento in funzione del numero di gradi di libertà (gli spazi bianchi indicano probabilità inferiori allo 0.05%).

Esempio: In un esperimento

 $\tilde{\chi}_0^2 = 2.6 \text{ con } 6 \text{ gradi di libertà.}$ 

$$P_{\nu}(\tilde{\chi}^2 > \tilde{\chi}_0^2) = 1.6\%$$

La probabilità di ottenere  $\tilde{\chi}_0^2 > 2.6$  è dell' 1.6% se i dati seguissero la distribuzione ipotizzata.

La discrepanza è significativa (< 5%) → ipotesi da rigettare.



In un esperimento si misura più volte l'angolo di emissione di una particella da un decadimento radioattivo. La particella può essere emessa, nel piano, con un angolo compreso tra 0 e 180°. La tabella riassume le misure effettuate sul campione.

| Angolo         | 0 - 36 | 36 - 72 | 72 - 108 | 108 - 144 | 144 - 180 |
|----------------|--------|---------|----------|-----------|-----------|
| # di emissioni | 30     | 32      | 38       | 32        | 25        |

I dati sono consistenti con una emissione isotropa (cioè una densità di probabilità uniforme)?



|    |     |     |     |     |     |     |     | į   | γ̃° |     |     |     |     |     |      |     |
|----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|------|-----|
| ď  | 0   | 0.5 | 1.0 | 1.5 | 2.0 | 2.5 | 3.0 | 3.5 | 4.0 | 4.5 | 5.0 | 5.5 | 6.0 | 8.0 | 10.0 |     |
| 1  | 100 | 48  | 32  | 22  | 16  | 11  | 8.3 | 6.1 | 4.6 | 3.4 | 2.5 | 1.9 | 1.4 | 0.5 | 0.2  |     |
| 2  | 100 | 61  | 37  | 22  | 14  | 8.2 | 5.0 | 3.0 | 1.8 | 1.1 | 0.7 | 0.4 | 0.2 |     |      |     |
| 3  | 100 | 68  | 39  | 21  | 11  | 5.8 | 2.9 | 1.5 | 0.7 | 0.4 | 0.2 | 0.1 |     |     |      |     |
| 4  | 100 | 74  | 41  | 20  | 9.2 | 4.0 | 1.7 | 0.7 | 0.3 | 0.1 | 0.1 |     |     |     |      |     |
| 5  | 100 | 78  | 42  | 19  | 7.5 | 2.9 | 1.0 | 0.4 | 0.1 |     |     |     |     |     |      |     |
|    | 0   | 0.2 | 0.4 | 0.6 | 0.8 | 1.0 | 1.2 | 1.4 | 1.6 | 1.8 | 2.0 | 2.2 | 2.4 | 2.6 | 2.8  | 3.0 |
| 1  | 100 | 65  | 53  | 44  | 37  | 32  | 27  | 24  | 21  | 18  | 16  | 14  | 12  | 11  | 9.4  | 8.3 |
| 2  | 100 | 82  | 67  | 55  | 45  | 37  | 30  | 25  | 20  | 17  | 14  | 11  | 9.1 | 7.4 | 6.1  | 5.0 |
| 3  | 100 | 90  | 75  | 61  | 40  | 30  | 31  | 24  | 19  | 14  | 11  | 8.6 | 6.6 | 5.0 | 3.8  | 2.9 |
| 4  | 100 | 94  | 81  |     | 52  | 41  | 31  | 23  | 17  | 13  | 9.2 | 6.6 | 4.8 | 3.4 | 2.4  | 1.7 |
| 5  | 100 | 96  | 85  | 70  | 55  | 42  | 31  | 22  | 16  | 11  | 7.5 | 5.1 | 3.5 | 2.3 | 1.6  | 1.0 |
| 6  | 100 | 98  | 88  | 73  | 57  | 42  | 30  | 21  | 14  | 9.5 | 6.2 | 4.0 | 2.5 | 1.6 | 1.0  | 0.6 |
| 7  | 100 | 99  | 90  | 76  | 59  | 43  | 30  | 20  | 13  | 8.2 | 5.1 | 3.1 | 1.9 | 1.1 | 0.7  | 0.4 |
| 8  | 100 | 99  | 92  | 78  | 60  | 43  | 29  | 19  | 12  | 7.2 | 4.2 | 2.4 | 1.4 | 0.8 | 0.4  | 0.2 |
| 9  | 100 | 99  | 94  | 80  | 62  | 44  | 29  | 18  | 11  | 6.3 | 3.5 | 1.9 | 1.0 | 0.5 | 0.3  | 0.1 |
| 10 | 100 | 100 | 95  | 82  | 63  | 44  | 29  | 17  | 10  | 5.5 | 2.9 | 1.5 | 0.8 | 0.4 | 0.2  | 0.1 |
| 11 | 100 | 100 | 96  | 83  | 64  | 44  | 28  | 16  | 9.1 | 4.8 | 2.4 | 1.2 | 0.6 | 0.3 | 0.1  | 0.1 |
| 12 | 100 | 100 | 96  | 84  | 65  | 45  | 28  | 16  | 8.4 | 4.2 | 2.0 | 0.9 | 0.4 | 0.2 | 0.1  |     |
| 13 | 100 | 100 | 97  | 86  | 66  | 45  | 27  | 15  | 7.7 | 3.7 | 1.7 | 0.7 | 0.3 | 0.1 | 0.1  |     |
| 14 | 100 | 100 | 98  | 87  | 67  | 45  | 27  | 14  | 7.1 | 3.3 | 1.4 | 0.6 | 0.2 | 0.1 |      |     |
| 15 | 100 | 100 | 98  | 88  | 68  | 45  | 26  | 14  | 6.5 | 2.9 | 1.2 | 0.5 | 0.2 | 0.1 |      |     |
| 16 | 100 | 100 | 98  | 89  | 69  | 45  | 26  | 13  | 6.0 | 2.5 | 1.0 | 0.4 | 0.1 |     |      |     |
| 17 | 100 | 100 | 99  | 90  | 70  | 45  | 25  | 12  | 5.5 | 2.2 | 0.8 | 0.3 | 0.1 |     |      |     |
| 18 | 100 | 100 | 99  | 90  | 70  | 46  | 25  | 12  | 5.1 | 2.0 | 0.7 | 0.2 | 0.1 |     |      |     |
| 19 | 100 | 100 | 99  | 91  | 71  | 46  | 25  | 11  | 4.7 | 1.7 | 0.6 | 0.2 | 0.1 |     |      |     |
| 20 | 100 | 100 | 99  | 92  | 72  | 46  | 24  | 11  | 4.3 | 1.5 | 0.5 | 0.1 |     |     |      |     |
| 22 | 100 | 100 | 99  | 93  | 73  | 46  | 23  | 10  | 3.7 | 1.2 | 0.4 | 0.1 |     |     |      |     |
| 24 | 100 | 100 | 100 | 94  | 74  | 46  | 23  | 9.2 | 3.2 | 0.9 | 0.3 | 0.1 |     |     |      |     |
| 26 | 100 | 100 | 100 | 95  | 75  | 46  | 22  | 8.5 | 2.7 | 0.7 | 0.2 |     |     |     |      |     |
| 28 | 100 | 100 | 100 | 95  | 76  | 46  | 21  | 7.8 |     | 0.6 | 0.1 |     |     |     |      |     |
| 30 | 100 | 100 | 100 | 96  | 77  | 47  | 21  | 7.2 | 2.0 | 0.5 | 0.1 |     |     |     |      |     |



Si lanciano tre dadi per 100 volte e si contano, per ogni lancio, quanti dadi hanno avuto uscita  $\geq 5$ . Il risultato degli eventi osservati è riassunto nella tabella. Stabilire, con un test  $\chi^2$ , se i dadi possono essere truccati.

| Numero<br>di dadi<br>con uscita<br>≥ 5 | 0  | 1  | 2  | 3 |
|--|----|----|----|---|
| Numero<br>di eventi<br>osservati       | 23 | 41 | 29 | 7 |

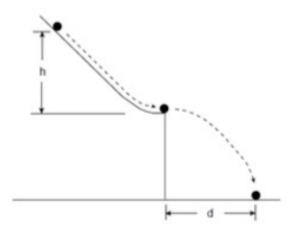


|    |     |     |     |     |     |     |     | į   | ζ°  |     |     |     |     |     |      |     |
|----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|------|-----|
| ď  | 0   | 0.5 | 1.0 | 1.5 | 2.0 | 2.5 | 3.0 | 3.5 | 4.0 | 4.5 | 5.0 | 5.5 | 6.0 | 8.0 | 10.0 | _   |
| 1  | 100 | 48  | 32  | 22  | 16  | 11  | 8.3 | 6.1 | 4.6 | 3.4 | 2.5 | 1.9 | 1.4 | 0.5 | 0.2  |     |
| 2  | 100 | 61  | 37  | 22  | 14  | 8.2 | 5.0 | 3.0 | 1.8 | 1.1 | 0.7 | 0.4 | 0.2 |     |      |     |
| 3  | 100 | 68  | 39  | 21  | 11  | 5.8 | 2.9 | 1.5 | 0.7 | 0.4 | 0.2 | 0.1 |     |     |      |     |
| 4  | 100 | 74  | 41  | 20  | 9.2 | 4.0 | 1.7 | 0.7 | 0.3 | 0.1 | 0.1 |     |     |     |      |     |
| 5  | 100 | 78  | 42  | 19  | 7.5 | 2.9 | 1.0 | 0.4 | 0.1 |     |     |     |     |     |      |     |
|    | 0   | 0.2 | 0.4 | 0.6 | 0.8 | 1.0 | 1.2 | 1.4 | 1.6 | 1.8 | 2.0 | 2.2 | 2.4 | 2.6 | 2.8  | 3.0 |
| 1  | 100 | 65  | 53  | 44  | 37  | 32  | 27  | 24  | 21  | 18  | 16  | 14  | 12  | 11  | 9.4  | 8.3 |
| 2  | 100 | 82  | 67  | 55  | 45  | 37  | 30  | 25  | 20  | 17  | 14  | 11  | 9.1 | 7.4 |      |     |
| 3  | 00  | 90  |     | 61  |     | 39  | 31  | 24  | 19  | 14  | 11  | 8.6 |     | 5.0 | 3.8  | 2.9 |
| 4  | 100 | 94  | 81  | 66  | 52  | 41  | 31  | 23  | 17  | 13  | 9.2 | 6.6 | 4.8 | 3.4 | 2.4  | 1.7 |
| 5  | 100 | 96  | 85  | 70  | 55  | 42  | 31  | 22  | 16  | 11  | 7.5 | 5.1 | 3.5 | 2.3 | 1.6  | 1.0 |
| 6  | 100 | 98  | 88  | 73  | 57  | 42  | 30  | 21  | 14  | 9.5 | 6.2 | 4.0 | 2.5 | 1.6 | 1.0  | 0.6 |
| 7  | 100 | 99  | 90  | 76  | 59  | 43  | 30  | 20  | 13  | 8.2 | 5.1 | 3.1 | 1.9 | 1.1 | 0.7  | 0.4 |
| 8  | 100 | 99  | 92  | 78  | 60  | 43  | 29  | 19  | 12  | 7.2 | 4.2 | 2.4 | 1.4 | 0.8 | 0.4  | 0.2 |
| 9  | 100 | 99  | 94  | 80  | 62  | 44  | 29  | 18  | 11  | 6.3 | 3.5 | 1.9 | 1.0 | 0.5 | 0.3  | 0.1 |
| 10 | 100 | 100 | 95  | 82  | 63  | 44  | 29  | 17  | 10  | 5.5 | 2.9 | 1.5 | 8.0 | 0.4 | 0.2  | 0.1 |
| 11 | 100 | 100 | 96  | 83  | 64  | 44  | 28  | 16  | 9.1 | 4.8 | 2.4 | 1.2 | 0.6 | 0.3 | 0.1  | 0.1 |
| 12 | 100 | 100 | 96  | 84  | 65  | 45  | 28  | 16  | 8.4 | 4.2 | 2.0 | 0.9 | 0.4 | 0.2 | 0.1  |     |
| 13 | 100 | 100 | 97  | 86  | 66  | 45  | 27  | 15  | 7.7 | 3.7 | 1.7 | 0.7 | 0.3 | 0.1 | 0.1  |     |
| 14 | 100 | 100 | 98  | 87  | 67  | 45  | 27  | 14  | 7.1 | 3.3 | 1.4 | 0.6 | 0.2 | 0.1 |      |     |
| 15 | 100 | 100 | 98  | 88  | 68  | 45  | 26  | 14  | 6.5 | 2.9 | 1.2 | 0.5 | 0.2 | 0.1 |      |     |
| 16 | 100 | 100 | 98  | 89  | 69  | 45  | 26  | 13  | 6.0 | 2.5 | 1.0 | 0.4 | 0.1 |     |      |     |
| 17 | 100 | 100 | 99  | 90  | 70  | 45  | 25  | 12  | 5.5 | 2.2 | 0.8 | 0.3 | 0.1 |     |      |     |
| 18 | 100 | 100 | 99  | 90  | 70  | 46  | 25  | 12  | 5.1 | 2.0 | 0.7 | 0.2 | 0.1 |     |      |     |
| 19 | 100 | 100 | 99  | 91  | 71  | 46  | 25  | 11  | 4.7 | 1.7 | 0.6 | 0.2 | 0.1 |     |      |     |
| 20 | 100 | 100 | 99  | 92  | 72  | 46  | 24  | 11  | 4.3 | 1.5 | 0.5 | 0.1 |     |     |      |     |
| 22 | 100 | 100 | 99  | 93  | 73  | 46  | 23  | 10  | 3.7 | 1.2 |     | 0.1 |     |     |      |     |
| 24 | 100 | 100 | 100 | 94  | 74  | 46  | 23  | 9.2 | 3.2 | 0.9 |     | 0.1 |     |     |      |     |
| 26 |     | 100 |     | 95  | 75  | 46  | 22  | 8.5 | 2.7 | 0.7 | 0.2 |     |     |     |      |     |
| 28 | 100 | 100 | 100 | 95  | 76  | 46  | 21  | 7.8 | 2.3 | 0.6 | 0.1 |     |     |     |      |     |
| 30 | 100 | 100 | 100 | 96  | 77  | 47  | 21  | 7.2 | 2.0 | 0.5 | 0.1 |     |     |     |      |     |



Uno studente realizza l'esperimento descritto in figura: lascia libera un pallina a diverse altezze h da un trampolino e misura lo spazio orizzontale d percorso. Le misure sono riassunte in tabella, dove le unità di misura sono millimetri. L'incertezza su h è trascurabile, mentre ogni misura di d ha una incertezza  $\sigma_d = 15$  mm. Con un test del  $\chi^2$  verificare l'ipotesi che la relazione tra h e d è  $d = \alpha \sqrt{h}$  sapendo che, dai dati, si può ottenere la migliore stima del parametro  $\alpha$  come  $\alpha = 47.09$  mm $^{1/2}$ .

Giustificare, in base alla massima verosimiglianza, il valore di  $\alpha = 47.09 \text{ mm}^{1/2}$ .

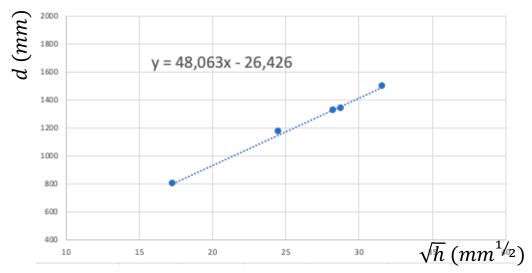


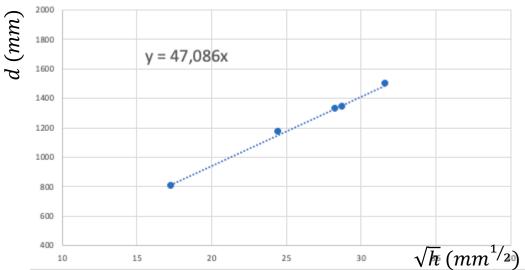
| h    | d    |
|------|------|
| 1000 | 1500 |
| 828  | 1340 |
| 800  | 1328 |
| 600  | 1172 |
| 300  | 800  |



|    |     |     |     |     |     |     |     | į   | (°° |     |     |     |     |     |      |     |
|----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|------|-----|
| ď  | 0   | 0.5 | 1.0 | 1.5 | 2.0 | 2.5 | 3.0 | 3.5 | 4.0 | 4.5 | 5.0 | 5.5 | 6.0 | 8.0 | 10.0 | _   |
| 1  | 100 | 48  | 32  | 22  | 16  | 11  | 8.3 | 6.1 | 4.6 | 3.4 | 2.5 | 1.9 | 1.4 | 0.5 | 0.2  |     |
| 2  | 100 | 61  | 37  | 22  | 14  | 8.2 | 5.0 | 3.0 | 1.8 | 1.1 | 0.7 | 0.4 | 0.2 |     |      |     |
| 3  | 100 | 68  | 39  | 21  | 11  | 5.8 | 2.9 | 1.5 | 0.7 | 0.4 | 0.2 | 0.1 |     |     |      |     |
| 4  | 100 | 74  | 41  | 20  | 9.2 | 4.0 | 1.7 | 0.7 | 0.3 | 0.1 | 0.1 |     |     |     |      |     |
| 5  | 100 | 78  | 42  | 19  | 7.5 | 2.9 | 1.0 | 0.4 | 0.1 |     |     |     |     |     |      |     |
|    | 0   | 0.2 | 0.4 | 0.6 | 0.8 | 1.0 | 1.2 | 1.4 | 1.6 | 1.8 | 2.0 | 2.2 | 2.4 | 2.6 | 2.8  | 3.0 |
| 1  | 100 | 65  | 53  | 44  | 37  | 32  | 27  | 24  | 21  | 18  | 16  | 14  | 12  | 11  | 9.4  | 8.3 |
| 2  | 100 | 82  | 67  | 55  | 45  | 37  | 30  | 25  | 20  | 17  | 14  | 11  | 9.1 | 7.4 | 6.1  | 5.0 |
| 3  | 100 | 90  | 75  | 61  | 49  | 39  | 31  | 24  | 19  | 14  | 11  | 8.6 | 6.6 | 5.0 | 3.8  | 2.9 |
| 4  | 100 | 94  | 81  | 66  | 52  | 41  | 31  | 23  | 17  | 13  | 9.2 | 6.6 | 4.8 | 3.4 | 2.4  | 1.7 |
| 5  | 100 | 96  | 85  | 70  | 55  | 42  | 31  | 22  | 16  | 11  | 7.5 | 5.1 | 3.5 | 2.3 | 1.6  | 1.0 |
| 6  | 100 | 98  | 88  | 73  | 57  | 42  | 30  | 21  | 14  | 9.5 | 6.2 | 4.0 | 2.5 | 1.6 | 1.0  | 0.6 |
| 7  | 100 | 99  | 90  | 76  | 59  | 43  | 30  | 20  | 13  | 8.2 | 5.1 | 3.1 | 1.9 | 1.1 | 0.7  | 0.4 |
| 8  | 100 | 99  | 92  | 78  | 60  | 43  | 29  | 19  | 12  | 7.2 | 4.2 | 2.4 | 1.4 | 0.8 | 0.4  | 0.2 |
| 9  | 100 | 99  | 94  | 80  | 62  | 44  | 29  | 18  | 11  | 6.3 | 3.5 | 1.9 | 1.0 | 0.5 | 0.3  | 0.1 |
| 10 | 100 | 100 | 95  | 82  | 63  | 44  | 29  | 17  | 10  | 5.5 | 2.9 | 1.5 | 0.8 | 0.4 | 0.2  | 0.1 |
| 11 | 100 | 100 | 96  | 83  | 64  | 44  | 28  | 16  | 9.1 | 4.8 | 2.4 | 1.2 | 0.6 | 0.3 | 0.1  | 0.1 |
| 12 | 100 | 100 | 96  | 84  | 65  | 45  | 28  | 16  | 8.4 | 4.2 | 2.0 | 0.9 | 0.4 | 0.2 | 0.1  |     |
| 13 | 100 | 100 | 97  | 86  | 66  | 45  | 27  | 15  | 7.7 | 3.7 | 1.7 | 0.7 | 0.3 | 0.1 | 0.1  |     |
| 14 | 100 | 100 | 98  | 87  | 67  | 45  | 27  | 14  | 7.1 | 3.3 | 1.4 | 0.6 | 0.2 | 0.1 |      |     |
| 15 | 100 | 100 | 98  | 88  | 68  | 45  | 26  | 14  | 6.5 | 2.9 | 1.2 | 0.5 | 0.2 | 0.1 |      |     |
| 16 | 100 | 100 | 98  | 89  | 69  | 45  | 26  | 13  | 6.0 | 2.5 | 1.0 | 0.4 | 0.1 |     |      |     |
| 17 | 100 | 100 | 99  | 90  | 70  | 45  | 25  | 12  | 5.5 | 2.2 | 0.8 | 0.3 | 0.1 |     |      |     |
| 18 | 100 | 100 | 99  | 90  | 70  | 46  | 25  | 12  | 5.1 | 2.0 | 0.7 | 0.2 | 0.1 |     |      |     |
| 19 | 100 | 100 | 99  | 91  | 71  | 46  | 25  | 11  | 4.7 | 1.7 | 0.6 | 0.2 | 0.1 |     |      |     |
| 20 | 100 | 100 | 99  | 92  | 72  | 46  | 24  | 11  | 4.3 | 1.5 | 0.5 | 0.1 |     |     |      |     |
| 22 | 100 | 100 | 99  | 93  | 73  | 46  | 23  | 10  | 3.7 | 1.2 |     | 0.1 |     |     |      |     |
| 24 | 100 | 100 | 100 | 94  | 74  | 46  | 23  | 9.2 | 3.2 | 0.9 |     | 0.1 |     |     |      |     |
| 26 | 100 | 100 | 100 | 95  | 75  | 46  | 22  | 8.5 | 2.7 | 0.7 | 0.2 |     |     |     |      |     |
| 28 | 100 |     | 100 | 95  | 76  | 46  | 21  | 7.8 | 2.3 | 0.6 |     |     |     |     |      |     |
| 30 | 100 | 100 | 100 | 96  | 77  | 47  | 21  | 7.2 | 2.0 | 0.5 | 0.1 |     |     |     |      |     |







Problema: 48,06 ≠ 47,09

Fit utilizzato per la regressione lineare: y = A + Bx

Ma relazione funzionale:  $d = \alpha \sqrt{h}$ del tipo y = Bx

Fit lineare a un solo parametro fornisce il risultato corretto



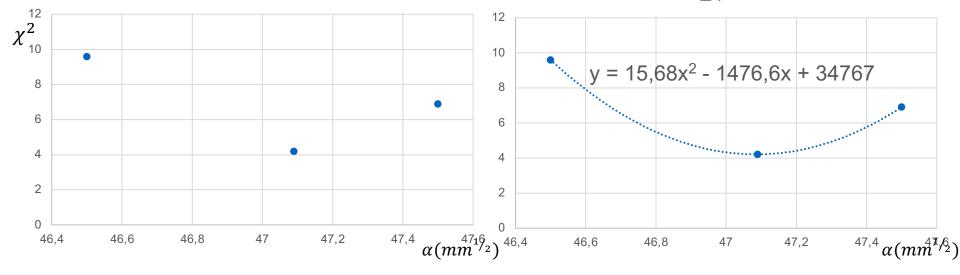
## Criterio del minimo $\chi^2$

- Per stimare parametri incogniti, in alternativa al criterio della massima verosimiglianza, si possono variare i parametri  $\alpha_j$  in modo tale da minimizzare il  $\chi^2$ .
- Si ottengono in questo modo "contemporaneamente" il  $\chi^2_{min}$ , cioè il  $\chi^2_0$ , da utilizzare nel test, ed i parametri ottimali della distribuzione per il calcolo delle  $E_i$  (oppure delle  $g(x_i)$ ).
- E' il criterio del minimo  $\chi^2$  (vedi pagg. 182-183 del Fornasini)
- Se il parametro incognito è uno solo, lo si può stimare calcolando il  $\chi^2$  per alcuni valori nell'intorno del minimo e trovando poi il minimo in base alla parabola passante per i tre (o più) punti più bassi.



| altezza | d    | yi (alfa=47,09) | yi (alfa=46,5) | yi (alfa=47,5) |
|---------|------|-----------------|----------------|----------------|
| 1000    | 1500 | 1489,11655      | 1470,459112    | 1502,081889    |
| 828     | 1340 | 1355,014239     | 1338,036995    | 1366,811984    |
| 800     | 1328 | 1331,906333     | 1315,218613    | 1343,502884    |
| 600     | 1172 | 1153,46472      | 1139,01273     | 1163,507628    |
| 300     | 800  | 815,6227253     | 805,4036255    | 822,7241336    |

| chi_quadro |
|------------|
| 9,59       |
| 4,21       |
| 6,9        |
|            |



Il minimo della parabola si trova per:  $\frac{\partial y}{\partial x} = 0 \Longrightarrow \frac{\partial (15,68x^2 - 1476,6x + 34767)}{\partial x} = 0$ 

$$2 * 15,68x - 1476,6 = 0 \Rightarrow x = \frac{1476,6}{2 * 15,68} = 47,09$$
 (cvd)



Si effettuano misure della variabile k = numero di auto che escono da un certo casello autostradale in un intervallo di 5 min. Verificare l'ipotesi che la variabile è poissoniana, con un test del  $\chi^2$ 

| k | $O_k$ |  |
|---|-------|--|
| 0 | 18    |  |
| 1 | 31    |  |
| 2 | 16    |  |
| 3 | 15    |  |
| 4 | 7     |  |
| 5 | 4     |  |



|    |     |     |     |     |     |     |     | ā   | Ȱ   |     |     |     |     |     |      |     |
|----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|------|-----|
| ď  | 0   | 0.5 | 1.0 | 1.5 | 2.0 | 2.5 | 3.0 | 3.5 | 4.0 | 4.5 | 5.0 | 5.5 | 6.0 | 8.0 | 10.0 |     |
| 1  | 100 | 48  | 32  | 22  | 16  | 11  | 8.3 | 6.1 | 4.6 | 3.4 | 2.5 | 1.9 | 1.4 | 0.5 | 0.2  |     |
| 2  | 100 | 61  | 37  | 22  | 14  | 8.2 | 5.0 | 3.0 | 1.8 | 1.1 | 0.7 | 0.4 | 0.2 |     |      |     |
| 3  | 100 | 68  | 39  | 21  | 11  | 5.8 | 2.9 | 1.5 | 0.7 | 0.4 | 0.2 | 0.1 |     |     |      |     |
| 4  | 100 | 74  | 41  | 20  | 9.2 | 4.0 | 1.7 | 0.7 | 0.3 | 0.1 | 0.1 |     |     |     |      |     |
| 5  | 100 | 78  | 42  | 19  | 7.5 | 2.9 | 1.0 | 0.4 | 0.1 |     |     |     |     |     |      |     |
|    | 0   | 0.2 | 0.4 | 0.6 | 0.8 | 1.0 | 1.2 | 1.4 | 1.6 | 1.8 | 2.0 | 2.2 | 2.4 | 2.6 | 2.8  | 3.0 |
| 1  | 100 | 65  | 53  | 44  | 37  | 32  | 27  | 24  | 21  | 18  | 16  | 14  | 12  | 11  | 9.4  | 8.3 |
| 2  | 100 | 82  | 67  | 55  | 45  | 37  | 30  | 25  | 20  | 17  | 14  | 11  | 9.1 | 7.4 | 6.1  | 5.0 |
| 3  | 100 | 90  | 75  | 61  | 49  | 39  | 31  | 24  | 19  | 14  | 11  | 8.6 | 6.6 | 5.0 | 3.8  | 2.9 |
| 4  | 100 | 94  | 81  | 66  | 52  | 41  | 31  | 23  | 17  | 13  | 9.2 | 6.6 | 4.8 | 3.4 | 2.4  | 1.7 |
| 5  | 100 | 96  | 85  | 70  | 55  | 42  | 31  | 22  | 16  | 11  | 7.5 | 5.1 | 3.5 | 2.3 | 1.6  | 1.0 |
| 6  | 100 | 98  | 88  | 73  | 57  | 42  | 30  | 21  | 14  | 9.5 | 6.2 | 4.0 | 2.5 | 1.6 | 1.0  | 0.6 |
| 7  | 100 | 99  | 90  | 76  | 59  | 43  | 30  | 20  | 13  | 8.2 | 5.1 | 3.1 | 1.9 | 1.1 | 0.7  | 0.4 |
| 8  | 100 | 99  | 92  | 78  | 60  | 43  | 29  | 19  | 12  | 7.2 | 4.2 | 2.4 | 1.4 | 0.8 | 0.4  | 0.2 |
| 9  | 100 | 99  | 94  | 80  | 62  | 44  | 29  | 18  | 11  | 6.3 | 3.5 | 1.9 | 1.0 | 0.5 | 0.3  | 0.1 |
| 10 | 100 | 100 | 95  | 82  | 63  | 44  | 29  | 17  | 10  | 5.5 | 2.9 | 1.5 | 0.8 | 0.4 | 0.2  | 0.1 |
| 11 | 100 | 100 | 96  | 83  | 64  | 44  | 28  | 16  | 9.1 | 4.8 | 2.4 | 1.2 | 0.6 | 0.3 | 0.1  | 0.1 |
| 12 | 100 | 100 | 96  | 84  | 65  | 45  | 28  | 16  | 8.4 | 4.2 | 2.0 | 0.9 | 0.4 | 0.2 | 0.1  |     |
| 13 | 100 | 100 | 97  | 86  | 66  | 45  | 27  | 15  | 7.7 | 3.7 | 1.7 | 0.7 | 0.3 | 0.1 | 0.1  |     |
| 14 | 100 | 100 | 98  | 87  | 67  | 45  | 27  | 14  | 7.1 | 3.3 | 1.4 | 0.6 | 0.2 | 0.1 |      |     |
| 15 | 100 | 100 | 98  | 88  | 68  | 45  | 26  | 14  | 6.5 | 2.9 | 1.2 | 0.5 | 0.2 | 0.1 |      |     |
| 16 | 100 | 100 | 98  | 89  | 69  | 45  | 26  | 13  | 6.0 | 2.5 | 1.0 | 0.4 | 0.1 |     |      |     |
| 17 | 100 | 100 | 99  | 90  | 70  | 45  | 25  | 12  | 5.5 | 2.2 | 0.8 | 0.3 | 0.1 |     |      |     |
| 18 | 100 | 100 | 99  | 90  | 70  | 46  | 25  | 12  | 5.1 | 2.0 | 0.7 | 0.2 | 0.1 |     |      |     |
| 19 | 100 | 100 | 99  | 91  | 71  | 46  | 25  | 11  | 4.7 | 1.7 | 0.6 | 0.2 | 0.1 |     |      |     |
| 20 | 100 | 100 | 99  | 92  | 72  | 46  | 24  | 11  | 4.3 | 1.5 | 0.5 | 0.1 |     |     |      |     |
| 22 | 100 | 100 | 99  | 93  | 73  | 46  | 23  | 10  | 3.7 | 1.2 | 0.4 | 0.1 |     |     |      |     |
| 24 | 100 | 100 | 100 | 94  | 74  | 46  | 23  | 9.2 | 3.2 | 0.9 |     | 0.1 |     |     |      |     |
| 26 | 100 | 100 | 100 | 95  | 75  | 46  | 22  | 8.5 | 2.7 | 0.7 | 0.2 |     |     |     |      |     |
| 28 | 100 | 100 | 100 | 95  | 76  | 46  | 21  | 7.8 | 2.3 | 0.6 | 0.1 |     |     |     |      |     |
| 30 | 100 | 100 | 100 | 96  | 77  | 47  | 21  | 7.2 | 2.0 | 0.5 | 0.1 |     |     |     |      |     |



Un botanico incrocia piante a fiori rosa di una determinata specie ottenendo dei discendenti, di cui 55 a fiori bianchi, 115 rosa e 66 rossi. Il rapporto atteso di piante a fiori bianchi, rosa e rossi è, in base alle leggi della genetica, di 1:2:1.

Verificare se i dati sono consistenti con le previsioni, tramite un test del  $\chi^2$ 



|    |     |     |     |     |     |     |     | į   | γ̃° |     |     |     |     |     |      |     |
|----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|------|-----|
| ď  | 0   | 0.5 | 1.0 | 1.5 | 2.0 | 2.5 | 3.0 | 3.5 | 4.0 | 4.5 | 5.0 | 5.5 | 6.0 | 8.0 | 10.0 | _   |
| 1  | 100 | 48  | 32  | 22  | 16  | 11  | 8.3 | 6.1 | 4.6 | 3.4 | 2.5 | 1.9 | 1.4 | 0.5 | 0.2  |     |
| 2  | 100 | 61  | 37  | 22  | 14  | 8.2 | 5.0 | 3.0 | 1.8 | 1.1 | 0.7 | 0.4 | 0.2 |     |      |     |
| 3  | 100 | 68  | 39  | 21  | 11  | 5.8 | 2.9 | 1.5 | 0.7 | 0.4 | 0.2 | 0.1 |     |     |      |     |
| 4  | 100 | 74  | 41  | 20  | 9.2 | 4.0 | 1.7 | 0.7 | 0.3 | 0.1 | 0.1 |     |     |     |      |     |
| 5  | 100 | 78  | 42  | 19  | 7.5 | 2.9 | 1.0 | 0.4 | 0.1 |     |     |     |     |     |      |     |
|    | 0   | 0.2 | 0.4 | 0.6 | 0.8 | 1.0 | 1.2 | 1.4 | 1.6 | 1.8 | 2.0 | 2.2 | 2.4 | 2.6 | 2.8  | 3.0 |
| 1  | 100 | 65  | 53  | 44  | 37  | 32  | 27  | 24  | 21  | 18  | 16  | 14  | 12  | 11  | 9.4  | 8.3 |
| 2  | 100 | 82  | 67  |     | 45  | 37  | 30  | 25  | 20  | 17  | 14  | 11  | 9.1 | 7.4 | 6.1  | 5.0 |
| 3  | 100 | 90  | 75  | 61  | 49  | 39  | 31  | 24  | 19  | 14  | 11  | 8.6 | 6.6 | 5.0 | 3.8  | 2.9 |
| 4  | 100 | 94  | 81  | 66  | 52  | 41  | 31  | 23  | 17  | 13  | 9.2 | 6.6 | 4.8 | 3.4 | 2.4  | 1.7 |
| 5  | 100 | 96  | 85  | 70  | 55  | 42  | 31  | 22  | 16  | 11  | 7.5 | 5.1 | 3.5 | 2.3 | 1.6  | 1.0 |
| 6  | 100 | 98  | 88  | 73  | 57  | 42  | 30  | 21  | 14  | 9.5 | 6.2 | 4.0 | 2.5 | 1.6 | 1.0  | 0.6 |
| 7  | 100 | 99  | 90  | 76  | 59  | 43  | 30  | 20  | 13  | 8.2 | 5.1 | 3.1 | 1.9 | 1.1 | 0.7  | 0.4 |
| 8  | 100 | 99  | 92  | 78  | 60  | 43  | 29  | 19  | 12  | 7.2 | 4.2 | 2.4 | 1.4 | 0.8 | 0.4  | 0.2 |
| 9  | 100 | 99  | 94  | 80  | 62  | 44  | 29  | 18  | 11  | 6.3 | 3.5 | 1.9 | 1.0 | 0.5 | 0.3  | 0.1 |
| 10 | 100 | 100 | 95  | 82  | 63  | 44  | 29  | 17  | 10  | 5.5 | 2.9 | 1.5 | 0.8 | 0.4 | 0.2  | 0.1 |
| 11 | 100 | 100 | 96  | 83  | 64  | 44  | 28  | 16  | 9.1 | 4.8 | 2.4 | 1.2 | 0.6 | 0.3 | 0.1  | 0.1 |
| 12 | 100 | 100 | 96  | 84  | 65  | 45  | 28  | 16  | 8.4 | 4.2 | 2.0 | 0.9 | 0.4 | 0.2 | 0.1  |     |
| 13 | 100 | 100 | 97  | 86  | 66  | 45  | 27  | 15  | 7.7 | 3.7 | 1.7 | 0.7 | 0.3 | 0.1 | 0.1  |     |
| 14 | 100 | 100 | 98  | 87  | 67  | 45  | 27  | 14  | 7.1 | 3.3 | 1.4 | 0.6 | 0.2 | 0.1 |      |     |
| 15 | 100 | 100 | 98  | 88  | 68  | 45  | 26  | 14  | 6.5 | 2.9 | 1.2 | 0.5 | 0.2 | 0.1 |      |     |
| 16 | 100 | 100 | 98  | 89  | 69  | 45  | 26  | 13  | 6.0 | 2.5 | 1.0 | 0.4 | 0.1 |     |      |     |
| 17 | 100 | 100 | 99  | 90  | 70  | 45  | 25  | 12  | 5.5 | 2.2 | 0.8 | 0.3 | 0.1 |     |      |     |
| 18 | 100 | 100 | 99  | 90  | 70  | 46  | 25  | 12  | 5.1 | 2.0 | 0.7 | 0.2 | 0.1 |     |      |     |
| 19 | 100 | 100 | 99  | 91  | 71  | 46  | 25  | 11  | 4.7 | 1.7 | 0.6 | 0.2 | 0.1 |     |      |     |
| 20 | 100 | 100 | 99  | 92  | 72  | 46  | 24  | 11  | 4.3 | 1.5 | 0.5 | 0.1 |     |     |      |     |
| 22 | 100 | 100 | 99  | 93  | 73  | 46  | 23  | 10  | 3.7 | 1.2 | 0.4 | 0.1 |     |     |      |     |
| 24 |     | 100 | 100 | 94  | 74  | 46  | 23  | 9.2 | 3.2 | 0.9 | 0.3 | 0.1 |     |     |      |     |
| 26 |     | 100 |     | 95  | 75  | 46  | 22  | 8.5 | 2.7 | 0.7 | 0.2 |     |     |     |      |     |
| 28 |     | 100 |     | 95  | 76  | 46  | 21  | 7.8 | 2.3 | 0.6 | 0.1 |     |     |     |      |     |
| 30 | 100 | 100 | 100 | 96  | 77  | 47  | 21  | 7.2 | 2.0 | 0.5 | 0.1 |     |     |     |      |     |



Si misura il coefficiente di attenuazione  $\mu$  di vari metalli ai raggi gamma. Le misure sono riassunte in tabella, dove Z indica il numero atomico del metallo. Tramite un test del  $\chi^2$  verificare l'ipotesi che la dipendenza di  $\mu$  da Z è del tipo:

$$\mu = 0.49 ln(Z) - 1.07$$

dove i due coefficienti numerici sono stati ottenuti tramite un opportuno *fit* ai dati mostrati in tabella.

| metallo | Z  | μ (cm <sup>-1</sup> ) |
|---------|----|-----------------------|
| Al      | 13 | $0.178 \pm 0.006$     |
| Fe      | 26 | $0.516 \pm 0.012$     |
| Cu      | 29 | $0.553 \pm 0.014$     |
| Pb      | 82 | $1.07 \pm 0.02$       |



|    |     |     |     |     |     |     |     | į   | ζ°  |     |     |     |     |     |      |     |
|----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|------|-----|
| ď  | 0   | 0.5 | 1.0 | 1.5 | 2.0 | 2.5 | 3.0 | 3.5 | 4.0 | 4.5 | 5.0 | 5.5 | 6.0 | 8.0 | 10.0 | _   |
| 1  | 100 | 48  | 32  | 22  | 16  | 11  | 8.3 | 6.1 | 4.6 | 3.4 | 2.5 | 1.9 | 1.4 | 0.5 | 0.2  |     |
| 2  | 80  | 61  | 37  | 22  | 14  | 8.2 | 5.0 | 3.0 | 1.8 | 1.1 | 0.7 | 0.4 | 0.2 |     |      |     |
| 3  | 100 | 68  | 39  | 21  | 11  | 5.8 | 2.9 | 1.5 | 0.7 | 0.4 | 0.2 | 0.1 |     |     |      |     |
| 4  | 100 | 74  | 41  | 20  | 9.2 | 4.0 | 1.7 | 0.7 | 0.3 | 0.1 | 0.1 |     |     |     |      |     |
| 5  | 100 | 78  | 42  | 19  | 7.5 | 2.9 | 1.0 | 0.4 | 0.1 |     |     |     |     |     |      |     |
|    | 0   | 0.2 | 0.4 | 0.6 | 0.8 | 1.0 | 1.2 | 1.4 | 1.6 | 1.8 | 2.0 | 2.2 | 2.4 | 2.6 | 2.8  | 3.0 |
| 1  | 100 | 65  | 53  | 44  | 37  | 32  | 27  | 24  | 21  | 18  | 16  | 14  | 12  | 11  | 9.4  | 8.3 |
| 2  | 100 | 82  | 67  | 55  | 45  | 37  | 30  | 25  | 20  | 17  | 14  | 11  | 9.1 | 7.4 | 6.1  | 5.0 |
| 3  | 100 | 90  | 75  | 61  | 49  | 39  | 31  | 24  | 19  | 14  | 11  | 8.6 | 6.6 | 5.0 | 3.8  | 2.9 |
| 4  | 100 | 94  | 81  | 66  | 52  | 41  | 31  | 23  | 17  | 13  | 9.2 | 6.6 | 4.8 | 3.4 | 2.4  | 1.7 |
| 5  | 100 | 96  | 85  | 70  | 55  | 42  | 31  | 22  | 16  | 11  | 7.5 | 5.1 | 3.5 | 2.3 | 1.6  | 1.0 |
| 6  | 100 | 98  | 88  | 73  | 57  | 42  | 30  | 21  | 14  | 9.5 | 6.2 | 4.0 | 2.5 | 1.6 | 1.0  | 0.6 |
| 7  | 100 | 99  | 90  | 76  | 59  | 43  | 30  | 20  | 13  | 8.2 | 5.1 | 3.1 | 1.9 | 1.1 | 0.7  | 0.4 |
| 8  | 100 | 99  | 92  | 78  | 60  | 43  | 29  | 19  | 12  | 7.2 | 4.2 | 2.4 | 1.4 | 0.8 | 0.4  | 0.2 |
| 9  | 100 | 99  | 94  | 80  | 62  | 44  | 29  | 18  | 11  | 6.3 | 3.5 | 1.9 | 1.0 | 0.5 | 0.3  | 0.1 |
| 10 | 100 | 100 | 95  | 82  | 63  | 44  | 29  | 17  | 10  | 5.5 | 2.9 | 1.5 | 0.8 | 0.4 | 0.2  | 0.1 |
| 11 | 100 | 100 | 96  | 83  | 64  | 44  | 28  | 16  | 9.1 | 4.8 | 2.4 | 1.2 | 0.6 | 0.3 | 0.1  | 0.1 |
| 12 | 100 | 100 | 96  | 84  | 65  | 45  | 28  | 16  | 8.4 | 4.2 | 2.0 | 0.9 | 0.4 | 0.2 | 0.1  |     |
| 13 | 100 | 100 | 97  | 86  | 66  | 45  | 27  | 15  | 7.7 | 3.7 | 1.7 | 0.7 | 0.3 | 0.1 | 0.1  |     |
| 14 | 100 | 100 | 98  | 87  | 67  | 45  | 27  | 14  | 7.1 | 3.3 | 1.4 | 0.6 | 0.2 | 0.1 |      |     |
| 15 | 100 | 100 | 98  | 88  | 68  | 45  | 26  | 14  | 6.5 | 2.9 | 1.2 | 0.5 | 0.2 | 0.1 |      |     |
| 16 | 100 | 100 | 98  | 89  | 69  | 45  | 26  | 13  | 6.0 | 2.5 | 1.0 | 0.4 | 0.1 |     |      |     |
| 17 | 100 | 100 | 99  | 90  | 70  | 45  | 25  | 12  | 5.5 | 2.2 | 0.8 | 0.3 | 0.1 |     |      |     |
| 18 | 100 | 100 | 99  | 90  | 70  | 46  | 25  | 12  | 5.1 | 2.0 | 0.7 | 0.2 | 0.1 |     |      |     |
| 19 | 100 | 100 | 99  | 91  | 71  | 46  | 25  | 11  | 4.7 | 1.7 | 0.6 | 0.2 | 0.1 |     |      |     |
| 20 | 100 | 100 | 99  | 92  | 72  | 46  | 24  | 11  | 4.3 | 1.5 | 0.5 | 0.1 |     |     |      |     |
| 22 | 100 | 100 | 99  | 93  | 73  | 46  | 23  | 10  | 3.7 | 1.2 | 0.4 | 0.1 |     |     |      |     |
| 24 | 100 | 100 | 100 | 94  | 74  | 46  | 23  | 9.2 | 3.2 | 0.9 |     | 0.1 |     |     |      |     |
| 26 | 100 | 100 | 100 | 95  | 75  | 46  | 22  | 8.5 | 2.7 | 0.7 |     |     |     |     |      |     |
| 28 |     | 100 |     | 95  | 76  | 46  | 21  | 7.8 | 2.3 |     |     |     |     |     |      |     |
| 30 | 100 | 100 | 100 | 96  | 77  | 47  | 21  | 7.2 | 2.0 | 0.5 | 0.1 |     |     |     |      |     |



In un esperimento, si lascia cadere una sfera di acciaio da una altezza di 150 m con velocità iniziale nulla e se ne misura, a intervalli di 1.00 s, la quota y. La tabella riassume le misure, per le quali l'incertezza su y è di 5 cm. Assumendo per g il valore di 9.81 m/s<sup>2</sup>, si verifichi, con un test del  $\chi^2$ , la validità della ipotesi che la sfera si muove solo sotto l'azione del proprio peso (cioè che altre forze, come l'attrito con l'aria, sono

trascurabili).

| t (s) | y (m)  |
|-------|--------|
| 1     | 145.15 |
| 2     | 130.30 |
| 3     | 105.90 |
| 4     | 71.45  |
| 5     | 27.30  |



|    |     |     |     |     |     |     |     | ,   | χ̃°2 |     |     |     |     |     |      |     |
|----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|------|-----|-----|-----|-----|-----|------|-----|
| ď  | 0   | 0.5 | 1.0 | 1.5 | 2.0 | 2.5 | 3.0 | 3.5 | 4.0  | 4.5 | 5.0 | 5.5 | 6.0 | 8.0 | 10.0 | _   |
| 1  | 100 | 48  | 32  | 22  | 16  | 11  | 8.3 | 6.1 | 4.6  | 3.4 | 2.5 | 1.9 | 1.4 | 0.5 | 0.2  |     |
| 2  | 100 | 61  | 37  | 22  | 14  | 8.2 | 5.0 | 3.0 | 1.8  | 1.1 | 0.7 | 0.4 | 0.2 |     |      |     |
| 3  | 100 | 68  | 39  | 21  | 11  | 5.8 | 2.9 | 1.5 | 0.7  | 0.4 | 0.2 | 0.1 |     |     |      |     |
| 4  | 100 | 74  | 41  | 20  | 9.2 | 4.0 | 1.7 | 0.7 | 0.3  | 0.1 | 0.1 |     |     |     |      |     |
| 5  | 100 | 78  | 42  | 19  | 7.5 | 2.9 | 1.0 | 0.4 | 0.1  |     |     |     |     |     |      |     |
|    | 0   | 0.2 | 0.4 | 0.6 | 0.8 | 1.0 | 1.2 | 1.4 | 1.6  | 1.8 | 2.0 | 2.2 | 2.4 | 2.6 | 2.8  | 3.0 |
| 1  | 100 | 65  | 53  | 44  | 37  | 32  | 27  | 24  | 21   | 18  | 16  | 14  | 12  | 11  | 9.4  | 8.3 |
| 2  | 100 | 82  | 67  | 55  | 45  | 37  | 30  | 25  | 20   | 17  | 14  | 11  | 9.1 | 7.4 | 6.1  | 5.0 |
| 3  | 100 | 90  | 75  | 61  | 49  | 39  | 31  | 24  | 19   | 14  | 11  | 8.6 | 6.6 | 5.0 | 3.8  | 2.9 |
| 4  | 100 | 94  | 81  | 66  | 52  | 41  | 31  | 23  | 17   | 13  | 9.2 | 6.6 | 4.8 | 3.4 | 2.4  | 1.7 |
| 5  | 100 | 96  | 85  | 70  | 55  | 42  | 31  | 22  | 16   | 11  | 7.5 | 5.1 | 3.5 | 2.3 | 1.6  | 1.0 |
| 6  | 100 | 98  | 88  | 73  | 57  | 42  | 30  | 21  | 14   | 9.5 | 6.2 | 4.0 | 2.5 | 1.6 | 1.0  | 0.6 |
| 7  | 100 | 99  | 90  | 76  | 59  | 43  | 30  | 20  | 13   | 8.2 | 5.1 | 3.1 | 1.9 | 1.1 | 0.7  | 0.4 |
| 8  | 100 | 99  | 92  | 78  | 60  | 43  | 29  | 19  | 12   | 7.2 | 4.2 | 2.4 | 1.4 | 0.8 | 0.4  | 0.2 |
| 9  | 100 | 99  | 94  | 80  | 62  | 44  | 29  | 18  | 11   | 6.3 | 3.5 | 1.9 | 1.0 | 0.5 | 0.3  | 0.1 |
| 10 | 100 | 100 | 95  | 82  | 63  | 44  | 29  | 17  | 10   | 5.5 | 2.9 | 1.5 | 0.8 | 0.4 | 0.2  | 0.1 |
| 11 | 100 | 100 | 96  | 83  | 64  | 44  | 28  | 16  | 9.1  | 4.8 | 2.4 | 1.2 | 0.6 | 0.3 | 0.1  | 0.1 |
| 12 | 100 | 100 | 96  | 84  | 65  | 45  | 28  | 16  | 8.4  | 4.2 | 2.0 | 0.9 | 0.4 | 0.2 | 0.1  |     |
| 13 | 100 | 100 | 97  | 86  | 66  | 45  | 27  | 15  | 7.7  | 3.7 | 1.7 | 0.7 | 0.3 | 0.1 | 0.1  |     |
| 14 | 100 | 100 | 98  | 87  | 67  | 45  | 27  | 14  | 7.1  | 3.3 | 1.4 | 0.6 | 0.2 | 0.1 |      |     |
| 15 | 100 | 100 | 98  | 88  | 68  | 45  | 26  | 14  | 6.5  | 2.9 | 1.2 | 0.5 | 0.2 | 0.1 |      |     |
| 16 | 100 | 100 | 98  | 89  | 69  | 45  | 26  | 13  | 6.0  | 2.5 | 1.0 | 0.4 | 0.1 |     |      |     |
| 17 | 100 | 100 | 99  | 90  | 70  | 45  | 25  | 12  | 5.5  | 2.2 | 0.8 | 0.3 | 0.1 |     |      |     |
| 18 | 100 | 100 | 99  | 90  | 70  | 46  | 25  | 12  | 5.1  | 2.0 | 0.7 | 0.2 | 0.1 |     |      |     |
| 19 | 100 | 100 | 99  | 91  | 71  | 46  | 25  | 11  | 4.7  | 1.7 | 0.6 | 0.2 | 0.1 |     |      |     |
| 20 | 100 | 100 | 99  | 92  | 72  | 46  | 24  | 11  | 4.3  | 1.5 | 0.5 | 0.1 |     |     |      |     |
| 22 | 100 | 100 | 99  | 93  | 73  | 46  | 23  | 10  | 3.7  | 1.2 | 0.4 | 0.1 |     |     |      |     |
| 24 | 100 | 100 | 100 | 94  | 74  | 46  | 23  | 9.2 | 3.2  | 0.9 | 0.3 | 0.1 |     |     |      |     |
| 26 | 100 | 100 | 100 | 95  | 75  | 46  | 22  | 8.5 | 2.7  | 0.7 | 0.2 |     |     |     |      |     |
| 28 | 100 | 100 | 100 | 95  | 76  | 46  | 21  | 7.8 | 2.3  | 0.6 | 0.1 |     |     |     |      |     |
| 30 | 100 | 100 | 100 | 96  | 77  | 47  | 21  | 7.2 | 2.0  | 0.5 | 0.1 |     |     |     |      |     |



Si ipotizza che la variabile casuale x segua la densità di probabilità  $\Phi(x)$ :

$$\Phi(x) = bG(x; \mu = 5, \sigma = 1) + (1-b)\frac{1}{10}$$

nell'intervallo  $0 \le x \le 10$ . Nella espressione di  $\Phi(x)$ , G rappresenta la densità di probabilità gaussiana e b  $(0 \le b \le 1)$  è un parametro da stimare, in base alle misure riportate in tabella, con un test del  $\chi^2$ .

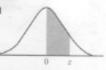
| valori di s       |     | 2 ≤ x < 4 | 4 ≤ x < 6 | 6 ≤ x < 8 | 8 ≤ x ≤ 10 |
|-------------------|-----|-----------|-----------|-----------|------------|
| num. di<br>misure | 157 | 203       | 286       | 187       | 167        |

Sapendo che  $\chi^2 = 3.0828$  se b = 0.15 e che  $\chi^2 = 9.2988$  se b = 0.25:

- i) calcolare il  $\chi^2$  per b = 0.2;
- ii) determinare la migliore stima del parametro b, minimizzando il  $\chi^2$ ;
- iii) calcolare il  $\chi^2$  ridotto, in corrispondenza della migliore stima di b.

Tabella A.4 Aree della distribuzione normale standard

Questa tabella contiene i valori dell'area sotto la curva della distribuzione normale standard relativa all'intervallo di estremi 0 e z (l'area ombreggiata in figura), dove z rappresenta il valore specifico della variabile normale standard Z.



| 2   | 0.00   | 0.01   | 0.02   | 0.03   | 0.04   | 0.05   | 0.06   | 0.07   | 0.08   | 0.09   |
|-----|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| 0.0 | 0.0000 | 0.0040 | 0.0080 | 0.0120 | 0.0160 | 0.0199 | 0.0239 | 0.0279 | 0.0319 | 0.0359 |
| 0.1 | 0.0398 | 0.0438 | 0.0478 | 0.0517 | 0.0557 | 0.0596 | 0.0636 | 0.0675 | 0.0714 | 0.0754 |
| 0.2 | 0.0793 | 0.0832 | 0.0871 | 0.0910 | 0.0948 | 0.0987 | 0.1026 | 0.1064 | 0.1103 | 0.1141 |
| 0.3 | 0.1179 | 0.1217 | 0.1255 | 0.1293 | 0.1331 | 0.1368 | 0.1406 | 0.1443 | 0.1480 | 0.1517 |
| 0.4 | 0.1554 | 0.1591 | 0.1628 | 0.1664 | 0.1700 | 0.1736 | 0.1772 | 0.1808 | 0.1844 | 0.1879 |
| 0.5 | 0.1915 | 0.1950 | 0.1985 | 0.2019 | 0.2054 | 0.2088 | 0.2123 | 0.2157 | 0.2190 | 0.2224 |
| 0.6 | 0.2258 | 0.2291 | 0.2324 | 0.2357 | 0.2389 | 0.2422 | 0.2454 | 0.2486 | 0.2518 | 0.2549 |
| 0.7 | 0.2580 | 0.2612 | 0.2642 | 0.2673 | 0.2704 | 0.2734 | 0.2764 | 0.2794 | 0.2823 | 0.2852 |
| 0.8 | 0.2881 | 0.2910 | 0.2939 | 0.2967 | 0.2996 | 0.3023 | 0.3051 | 0.3078 | 0.3106 | 0.3133 |
| 0.9 | 0.3159 | 0.3186 | 0.3212 | 0.3238 | 0.3264 | 0.3289 | 0.3315 | 0.3340 | 0.3365 | 0.3389 |
| 1.0 | 0.3413 | 0.3438 | 0.3461 | 0.3485 | 0.3508 | 0.3531 | 0.3554 | 0.3577 | 0.3599 | 0.3621 |
| 1.1 | 0.3643 | 0.3665 | 0.3686 | 0.3708 | 0.3729 | 0.3749 | 0.3770 | 0.3790 | 0.3810 | 0.3830 |
| 1.2 | 0.3849 | 0.3869 | 0.3888 | 0.3907 | 0.3925 | 0.3944 | 0.3962 | 0.3980 | 0.3997 | 0.4015 |
| 1.3 | 0.4032 | 0.4049 | 0.4066 | 0.4082 | 0.4099 | 0.4115 | 0.4131 | 0.4147 | 0.4162 | 0.4177 |
| 1.4 | 0.4192 | 0.4207 | 0.4222 | 0.4236 | 0.4251 | 0.4265 | 0.4279 | 0.4292 | 0.4306 | 0.4319 |
| 1.5 | 0.4332 | 0.4345 | 0.4357 | 0.4370 | 0.4382 | 0.4394 | 0.4406 | 0.4418 | 0.4429 | 0.4441 |
| 1.6 | 0.4452 | 0.4463 | 0.4474 | 0.4484 | 0.4495 | 0.4505 | 0.4515 | 0.4525 | 0.4535 | 0.4545 |
| 1.7 | 0.4554 | 0.4564 | 0.4573 | 0.4582 | 0.4591 | 0.4599 | 0.4608 | 0.4616 | 0.4625 | 0.4633 |
| 1.8 | 0.4641 | 0.4649 | 0.4656 | 0.4664 | 0.4671 | 0.4678 | 0.4686 | 0.4693 | 0.4699 | 0.4706 |
| 1.9 | 0.4713 | 0.4719 | 0.4726 | 0.4732 | 0.4738 | 0.4744 | 0.4750 | 0.4756 | 0.4761 | 0.4767 |
| 2.0 | 0.4772 | 0.4778 | 0.4783 | 0.4788 | 0.4793 | 0.4798 | 0.4803 | 0.4808 | 0.4812 | 0.4817 |
| 2.1 | 0.4821 | 0.4826 | 0.4830 | 0.4834 | 0.4838 | 0.4842 | 0.4846 | 0.4850 | 0.4854 | 0.4857 |
| 2.2 | 0.4861 | 0.4864 | 0.4868 | 0.4871 | 0.4875 | 0.4878 | 0.4881 | 0.4884 | 0.4887 | 0.4890 |
| 2.3 | 0.4893 | 0.4896 | 0.4898 | 0.4901 | 0.4904 | 0.4906 | 0.4909 | 0.4911 | 0.4913 | 0.4916 |
| 2.4 | 0.4918 | 0.4920 | 0.4922 | 0.4925 | 0.4927 | 0.4929 | 0.4931 | 0.4932 | 0.4934 | 0.4936 |
| 2.5 | 0.4938 | 0.4940 | 0.4941 | 0.4943 | 0.4945 | 0.4946 | 0.4948 | 0.4949 | 0.4951 | 0.4952 |
| 2.6 | 0.4953 | 0.4955 | 0.4956 | 0.4957 | 0.4959 | 0,4960 | 0.4961 | 0.4962 | 0.4963 | 0.4964 |
| 2.7 | 0.4965 | 0.4966 | 0.4967 | 0.4968 | 0.4969 | 0.4970 | 0.4971 | 0.4972 | 0.4973 | 0.4974 |
| 2.8 | 0.4974 | 0.4975 | 0.4976 | 0.4977 | 0.4977 | 0.4978 | 0.4979 | 0.4979 | 0.4980 | 0.4981 |
| 2.9 | 0.4981 | 0.4982 | 0.4982 | 0.4983 | 0.4984 | 0.4984 | 0.4985 | 0.4985 | 0.4986 | 0.4986 |
| 3.0 | 0.4987 | 0.4987 | 0.4987 | 0.4988 | 0.4988 | 0.4989 | 0.4989 | 0.4989 | 0.4990 | 0.4990 |
| 3.1 | 0.4990 | 0.4991 | 0.4991 | 0.4991 | 0.4992 | 0.4992 | 0.4992 | 0.4992 | 0.4993 | 0.4993 |
| 3.2 | 0.4993 | 0.4993 | 0.4994 | 0.4994 | 0.4994 | 0.4994 | 0.4994 | 0.4995 | 0.4995 | 0.4995 |
| 3.3 | 0.4995 | 0.4995 | 0.4995 | 0.4996 | 0.4996 | 0.4996 | 0.4996 | 0.4996 | 0.4996 | 0.4997 |
| 3.4 | 0.4997 | 0.4997 | 0.4997 | 0.4997 | 0.4997 | 0.4997 | 0.4997 | 0.4997 | 0.4997 | 0.4998 |
| 3.5 | 0.4998 | 0.4998 | 0.4998 | 0.4998 | 0.4998 | 0.4998 | 0.4998 | 0.4998 | 0.4998 | 0.4998 |
| 3.6 | 0.4998 | 0.4998 | 0.4999 | 0.4999 | 0.4999 | 0.4999 | 0.4999 | 0.4999 | 0.4999 | 0.4999 |
| 3.7 | 0.4999 | 0.4999 | 0.4999 | 0.4999 | 0.4999 | 0.4999 | 0.4999 | 0.4999 | 0.4999 | 0.4999 |
| 3.8 | 0.4999 | 0.4999 | 0.4999 | 0.4999 | 0.4999 | 0.4999 | 0.4999 | 0,4999 | 0.4999 | 0.4999 |
| 3.9 | 0.5000 | 0.5000 | 0.5000 | 0.5000 | 0.5000 | 0.5000 | 0.5000 | 0.5000 | 0.5000 | 0.5000 |

#### Tavola della probabilità della curva normale standardizzata



#### Tavola delle probabilità cumulate per valori NEGATIVI di z

|              |        |        |        |        |        | _      |        |        | 2      |        |
|--------------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| z            | 0.00   | 0.01   | 0.02   | 0.03   | 0.04   | 0.05   | 0.06   | 0.07   | 80.0   | 0.09   |
| -3.4         | 0.0003 | 0.0003 | 0.0003 | 0.0003 | 0.0003 | 0.0003 | 0.0003 | 0.0003 | 0.0003 | 0.0002 |
| -3.3         | 0.0005 | 0.0005 | 0.0005 | 0.0004 | 0.0004 | 0.0004 | 0.0004 | 0.0004 | 0.0004 | 0.0003 |
| -3.2         | 0.0007 | 0.0007 | 0.0006 | 0.0006 | 0.0006 | 0.0006 | 0.0006 | 0.0005 | 0.0005 | 0.0005 |
| -3.1         | 0.0010 | 0.0009 | 0.0009 | 0.0009 | 0.0008 | 0.0008 | 0.0008 | 8000.0 | 0.0007 | 0.0007 |
| -3.0         | 0.0013 | 0.0013 | 0.0013 | 0.0012 | 0.0012 | 0.0011 | 0.0011 | 0.0011 | 0.0010 | 0.0010 |
|              |        |        |        |        |        |        |        |        |        |        |
| -2.9         | 0.0019 | 0.0018 | 0.0018 | 0.0017 | 0.0016 | 0.0016 | 0.0015 | 0.0015 | 0.0014 | 0.0014 |
| -2.8         | 0.0026 | 0.0025 | 0.0024 | 0.0023 | 0.0023 | 0.0022 | 0.0021 | 0.0021 | 0.0020 | 0.0019 |
| -2.7         | 0.0035 | 0.0034 | 0.0033 | 0.0032 | 0.0031 | 0.0030 | 0.0029 | 0.0028 | 0.0027 | 0.0026 |
| -2.6         | 0.0047 | 0.0045 | 0.0044 | 0.0043 | 0.0041 | 0.0040 | 0.0039 | 0.0038 | 0.0037 | 0.0036 |
| -2.5         | 0.0062 | 0.0060 | 0.0059 | 0.0057 | 0.0055 | 0.0054 | 0.0052 | 0.0051 | 0.0049 | 0.0048 |
|              |        |        |        |        |        |        |        |        |        |        |
| -2.4         | 0.0082 | 0.0080 | 0.0078 | 0.0075 | 0.0073 | 0.0071 | 0.0069 | 8800.0 | 0.0066 | 0.0064 |
| -2.3         | 0.0107 | 0.0104 | 0.0102 | 0.0099 | 0.0096 | 0.0094 | 0.0091 | 0.0089 | 0.0087 | 0.0084 |
| -2.2         | 0.0139 | 0.0136 | 0.0132 | 0.0129 | 0.0125 | 0.0122 | 0.0119 | 0.0116 | 0.0113 | 0.0110 |
| -2.1         | 0.0179 | 0.0174 | 0.0170 | 0.0166 | 0.0162 | 0.0158 | 0.0154 | 0.0150 | 0.0146 | 0.0143 |
| -2.0         | 0.0228 | 0.0222 | 0.0217 | 0.0212 | 0.0207 | 0.0202 | 0.0197 | 0.0192 | 0.0188 | 0.0183 |
|              |        |        |        |        |        |        |        |        |        |        |
| -1.9         | 0.0287 | 0.0281 | 0.0274 | 0.0268 | 0.0262 | 0.0256 | 0.0250 | 0.0244 | 0.0239 | 0.0233 |
| -1.8         | 0.0359 | 0.0351 | 0.0344 | 0.0336 | 0.0329 | 0.0322 | 0.0314 | 0.0307 | 0.0301 | 0.0294 |
| -1.7<br>-1.6 | 0.0446 | 0.0436 | 0.0427 | 0.0418 | 0.0409 | 0.0401 | 0.0392 | 0.0384 | 0.0375 | 0.0367 |
| -1.5         |        |        |        |        | 0.0618 |        |        | 0.0475 | 0.0465 | 0.0455 |
| -1.5         | 0.0668 | 0.0655 | 0.0643 | 0.0630 | 0.0016 | 0.0606 | 0.0594 | 0.0582 | 0.0571 | 0.0008 |
| -1.4         | 0.0808 | 0.0793 | 0.0778 | 0.0764 | 0.0749 | 0.0735 | 0.0721 | 0.0708 | 0.0694 | 0.0681 |
| -1.3         | 0.0968 | 0.0753 | 0.0934 | 0.0918 | 0.0901 | 0.0735 | 0.0869 | 0.0853 | 0.0838 | 0.0823 |
| -1.2         | 0.1151 | 0.1131 | 0.1112 | 0.1093 | 0.1075 | 0.1056 | 0.1038 | 0.1020 | 0.1003 | 0.0025 |
| -1.1         | 0.1357 | 0.1335 | 0.1314 | 0.1292 | 0.1271 | 0.1251 | 0.1230 | 0.1210 | 0.1190 | 0.1170 |
| -1.0         | 0.1587 | 0.1562 | 0.1539 | 0.1515 | 0.1492 | 0.1469 | 0.1446 | 0.1423 | 0.1401 | 0.1379 |
| -1.0         | 0.1001 | 0.1502 | 0.1000 | 0.1010 | 0.1402 | 0.1400 | 0.1440 | 0.1420 | 0.1401 | 0.1075 |
| -0.9         | 0.1841 | 0.1814 | 0.1788 | 0.1762 | 0.1736 | 0.1711 | 0.1685 | 0.1660 | 0.1635 | 0.1611 |
| -0.8         | 0.2119 | 0.2090 | 0.2061 | 0.2033 | 0.2005 | 0.1977 | 0.1949 | 0.1922 | 0.1894 | 0.1867 |
| -0.7         | 0.2420 | 0.2389 | 0.2358 | 0.2327 | 0.2296 | 0.2266 | 0.2236 | 0.2206 | 0.2177 | 0.2148 |
| -0.6         | 0.2743 | 0.2709 | 0.2676 | 0.2643 | 0.2611 | 0.2578 | 0.2546 | 0.2514 | 0.2483 | 0.2451 |
| -0.5         | 0.3085 | 0.3050 | 0.3015 | 0.2981 | 0.2946 | 0.2912 | 0.2877 | 0.2843 | 0.2810 | 0.2776 |
|              |        |        |        |        |        |        |        |        |        |        |
| -0.4         | 0.3446 | 0.3409 | 0.3372 | 0.3336 | 0.3300 | 0.3264 | 0.3228 | 0.3192 | 0.3156 | 0.3121 |
| -0.3         | 0.3821 | 0.3783 | 0.3745 | 0.3707 | 0.3669 | 0.3632 | 0.3594 | 0.3557 | 0.3520 | 0.3483 |
| -0.2         | 0.4207 | 0.4168 | 0.4129 | 0.4090 | 0.4052 | 0.4013 | 0.3974 | 0.3936 | 0.3897 | 0.3859 |
| -0.1         | 0.4602 | 0.4562 | 0.4522 | 0.4483 | 0.4443 | 0.4404 | 0.4364 | 0.4325 | 0.4286 | 0.4247 |
| 0.0          | 0.5000 | 0.4960 | 0.4920 | 0.4880 | 0.4840 | 0.4801 | 0.4761 | 0.4721 | 0.4681 | 0.4641 |
|              |        |        |        |        |        |        |        |        |        |        |

Fonte: Murray R. Spiegel, Schaum's Outline of Theory and Problems of Statistics (seconda edizione), McGraw-Hill, New York 1848. Reprodotto con il permesso della McGraw-Hill Companies.



|    |     |     |     |     |           |     |     | ,   | χ̃°2 |     |     |     |     |     |      |     |
|----|-----|-----|-----|-----|-----------|-----|-----|-----|------|-----|-----|-----|-----|-----|------|-----|
| d  | 0   | 0.5 | 1.0 | 1.5 | 2.0       | 2.5 | 3.0 | 3.5 | 4.0  | 4.5 | 5.0 | 5.5 | 6.0 | 8.0 | 10.0 | _   |
| 1  | 100 | 48  | 32  | 22  | 16        | 11  | 8.3 | 6.1 | 4.6  | 3.4 | 2.5 | 1.9 | 1.4 | 0.5 | 0.2  |     |
| 2  | 100 | 61  | 37  | 22  | 14        | 8.2 | 5.0 | 3.0 | 1.8  | 1.1 | 0.7 | 0.4 | 0.2 |     |      |     |
| 3  | 100 | 68  | 39  | 21  | 11        | 5.8 | 2.9 | 1.5 | 0.7  | 0.4 | 0.2 | 0.1 |     |     |      |     |
| 4  | 100 | 74  | 41  | 20  | 9.2       | 4.0 | 1.7 | 0.7 | 0.3  | 0.1 | 0.1 |     |     |     |      |     |
| 5  | 100 | 78  | 42  | 19  | 7.5       | 2.9 | 1.0 | 0.4 | 0.1  |     |     |     |     |     |      |     |
|    | 0   | 0.2 | 0.4 | 0.6 | 0.8       | 1.0 | 1.2 | 1.4 | 1.6  | 1.8 | 2.0 | 2.2 | 2.4 | 2.6 | 2.8  | 3.0 |
| 1  | 100 | 65  | 53  | 44  | 37        | 32  | 27  | 24  | 21   | 18  | 16  | 14  | 12  | 11  | 9.4  | 8.3 |
| 2  | 100 | 82  | 67  | 55  | 45        | 37  | 30  | 25  | 20   | 17  | 14  | 11  | 9.1 | 7.4 | 6.1  | 5.0 |
| 3  | 100 | 90  | 75  | 61  | <b>49</b> | 39  | 31  | 24  | 19   | 14  | 11  | 8.6 | 6.6 | 5.0 | 3.8  | 2.9 |
| 4  | 100 | 94  | 81  | 66  | 52        | 41  | 31  | 23  | 17   | 13  | 9.2 | 6.6 | 4.8 | 3.4 | 2.4  | 1.7 |
| 5  | 100 | 96  | 85  | 70  | 55        | 42  | 31  | 22  | 16   | 11  | 7.5 | 5.1 | 3.5 | 2.3 | 1.6  | 1.0 |
| 6  | 100 | 98  | 88  | 73  | 57        | 42  | 30  | 21  | 14   | 9.5 | 6.2 | 4.0 | 2.5 | 1.6 | 1.0  | 0.6 |
| 7  | 100 | 99  | 90  | 76  | 59        | 43  | 30  | 20  | 13   | 8.2 | 5.1 | 3.1 | 1.9 | 1.1 | 0.7  | 0.4 |
| 8  | 100 | 99  | 92  | 78  | 60        | 43  | 29  | 19  | 12   | 7.2 | 4.2 | 2.4 | 1.4 | 0.8 | 0.4  | 0.2 |
| 9  | 100 | 99  | 94  | 80  | 62        | 44  | 29  | 18  | 11   | 6.3 | 3.5 | 1.9 | 1.0 | 0.5 | 0.3  | 0.1 |
| 10 | 100 | 100 | 95  | 82  | 63        | 44  | 29  | 17  | 10   | 5.5 | 2.9 | 1.5 | 0.8 | 0.4 | 0.2  | 0.1 |
| 11 | 100 | 100 | 96  | 83  | 64        | 44  | 28  | 16  | 9.1  | 4.8 | 2.4 | 1.2 | 0.6 | 0.3 | 0.1  | 0.1 |
| 12 | 100 | 100 | 96  | 84  | 65        | 45  | 28  | 16  | 8.4  | 4.2 | 2.0 | 0.9 | 0.4 | 0.2 | 0.1  |     |
| 13 | 100 | 100 | 97  | 86  | 66        | 45  | 27  | 15  | 7.7  | 3.7 | 1.7 | 0.7 | 0.3 | 0.1 | 0.1  |     |
| 14 | 100 | 100 | 98  | 87  | 67        | 45  | 27  | 14  | 7.1  | 3.3 | 1.4 | 0.6 | 0.2 | 0.1 |      |     |
| 15 | 100 | 100 | 98  | 88  | 68        | 45  | 26  | 14  | 6.5  | 2.9 | 1.2 | 0.5 | 0.2 | 0.1 |      |     |
| 16 | 100 | 100 | 98  | 89  | 69        | 45  | 26  | 13  | 6.0  | 2.5 | 1.0 | 0.4 | 0.1 |     |      |     |
| 17 | 100 | 100 | 99  | 90  | 70        | 45  | 25  | 12  | 5.5  | 2.2 | 0.8 | 0.3 | 0.1 |     |      |     |
| 18 | 100 | 100 | 99  | 90  | 70        | 46  | 25  | 12  | 5.1  | 2.0 | 0.7 | 0.2 | 0.1 |     |      |     |
| 19 | 100 | 100 | 99  | 91  | 71        | 46  | 25  | 11  | 4.7  | 1.7 | 0.6 | 0.2 | 0.1 |     |      |     |
| 20 | 100 | 100 | 99  | 92  | 72        | 46  | 24  | 11  | 4.3  | 1.5 | 0.5 | 0.1 |     |     |      |     |
| 22 | 100 | 100 | 99  | 93  | 73        | 46  | 23  | 10  | 3.7  | 1.2 | 0.4 | 0.1 |     |     |      |     |
| 24 | 100 | 100 | 100 | 94  | 74        | 46  | 23  | 9.2 | 3.2  | 0.9 | 0.3 | 0.1 |     |     |      |     |
| 26 | 100 | 100 | 100 | 95  | 75        | 46  | 22  | 8.5 | 2.7  | 0.7 | 0.2 |     |     |     |      |     |
| 28 | 100 | 100 | 100 | 95  | 76        | 46  | 21  | 7.8 | 2.3  | 0.6 | 0.1 |     |     |     |      |     |
| 30 | 100 | 100 | 100 | 96  | 77        | 47  | 21  | 7.2 | 2.0  | 0.5 | 0.1 |     |     |     |      |     |