

# Laboratorio di Fisica 1

## R4: Misura di variabili aleatorie

Gruppo 17: Bergamaschi Riccardo, Graiani Elia, Moglia Simone

8/11/2023 – 15/11/2023

### Sommario

Il gruppo di lavoro ha misurato due variabili aleatorie, osservando come queste rispecchino le rispettive distribuzioni teoriche (di Bernoulli e di Poisson).

## 1 Processo di Bernoulli

### 1.1 Dati sperimentali

Eseguiamo 400 lanci di sei dadi distinti<sup>1</sup>, registrandone tutti i risultati. Per ogni possibile risultato  $s \in [1; 6] \cap \mathbb{N}$ , possiamo così definire una variabile aleatoria<sup>2</sup>  $x_s \in [0; 6] \cap \mathbb{N}$  come il numero di dadi, fra i sei lanciati, con risultato pari ad  $s$ . Possiamo considerare il lancio dei sei dadi come un processo di Bernoulli, in quanto i risultati dei dadi sono indipendenti fra loro. Di conseguenza, la distribuzione di probabilità di  $x_s$  è data da:

$$p(x_s = k) = \binom{6}{k} \left(\frac{1}{6}\right)^k \left(\frac{5}{6}\right)^{6-k} \quad \forall k \in [0; 6] \cap \mathbb{N}$$

Di seguito riportiamo gli istogrammi dei dati così raccolti, assieme ai valori attesi, calcolati mediante la distribuzione teorica.

### 1.2 Simulazione

Tramite un programma da noi scritto e compilato<sup>3</sup>, simuliamo la stessa esperienza con  $10^{12}$  lanci dei sei dadi, al fine di verificare la legge dei grandi numeri. Quest'ultima consiste nella tesi che, su un grande numero di prove, i risultati si avvicinino, in proporzione, ai valori attesi.

Di seguito riportiamo, in un istogramma, i risultati della simulazione.

---

<sup>1</sup>Li distinguiamo in base al colore

<sup>2</sup>Notazione. Per noi  $0 \in \mathbb{N}$ .

<sup>3</sup>Vedi Appendice 1

## 2 Processo di Poisson

### 2.1 Materiali e strumenti di misura utilizzati

Strumento di misura	Soglia	Portata	Sensibilità
Contatore Geiger	1 conteggi/s	N./A.	1 conteggi/s
Metro a nastro	0.1 cm	300.0 cm	0.1 cm
Altro	Descrizione/Note		
Campione di $^{232}_{90}\text{Th}$	Componente di una lampada da campeggio		

### 2.2 Esperienza e procedimento di misura

Posizionato il contatore Geiger a una certa distanza  $d_i$  dal campione di  $^{232}_{90}\text{Th}$  (con  $i \in [1; 4] \cap \mathbb{N}$ ), definiamo una variabile aleatoria  $x_\gamma$  come il numero di raggi  $\gamma$  emessi dal  $^{232}_{90}\text{Th}$  nell'arco di un secondo, nella direzione del contatore. Allora, detta  $\overline{x_\gamma}$  la media teorica<sup>4</sup> di  $x_\gamma$ , la distribuzione di probabilità di  $x_\gamma$  è data da una Poissoniana:

$$p(x_\gamma = k) = \frac{\overline{x_\gamma}^k e^{-\overline{x_\gamma}}}{k!} \quad \forall k \in \mathbb{N}$$

Il valore di  $\overline{x_\gamma}$  è legato alla distanza  $d_i$  e al tempo di dimezzamento del  $^{232}_{90}\text{Th}$  ( $T_{1/2}$ ) secondo la seguente relazione :

$$\overline{x_\gamma} = \frac{r^2 \ln 2}{4T_{1/2}} N d_i^{-2} + \gamma_0$$

Per un tempo complessivo di circa un'ora<sup>5</sup> (3657 s).

Infine, il gruppo di lavoro ha acquisito, sempre per 3657 s, i conteggi al secondo di raggi  $\gamma$  nella direzione opposta rispetto al campione, per avere una stima della radioattività ambientale.

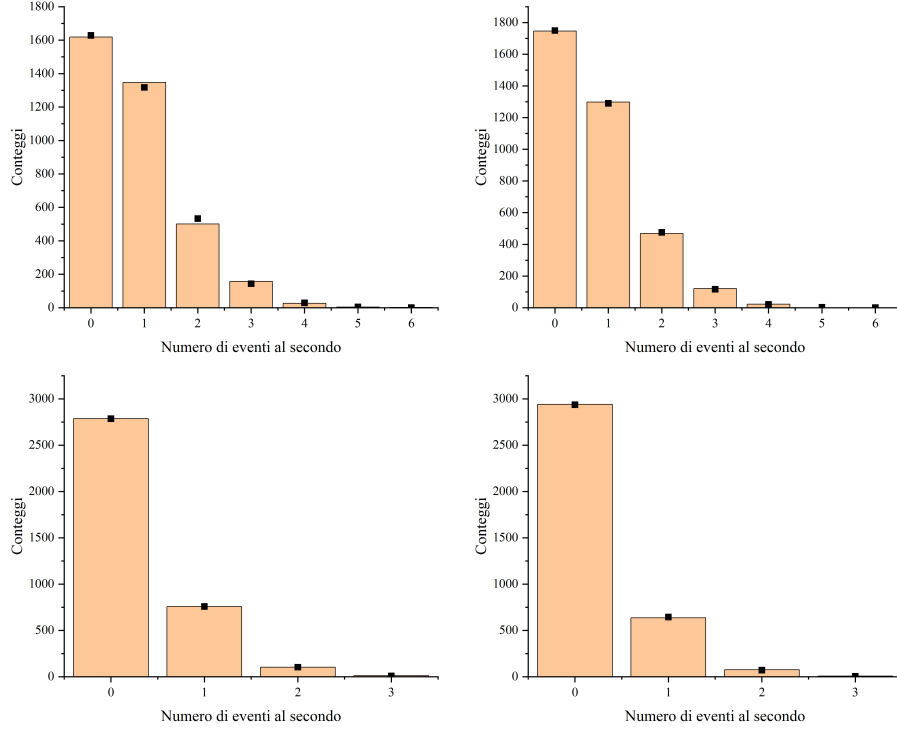
**Notazione.** Indichiamo con  $\gamma_i$  complessivamente i conteggi acquisiti a distanza  $d_i$  dal campione (con  $i \in [1; 4] \cap \mathbb{N}$ ). Allora  $\overline{\gamma_i}$  sarà la media della distribuzione, dove  $(\overline{\gamma_i})_{best}$  sarà la media dei conteggi, mentre  $\sigma_{\gamma_i}$  sarà la deviazione standard e  $\delta(\overline{\gamma_i}) = \sigma_{\gamma_i} = \frac{\sigma_{\gamma_i}}{\sqrt{3657}}$  l'errore sulla media. Analogamente per  $\gamma_{amb}$ ,  $\sigma_{\gamma_{amb}}$  e  $\delta(\overline{\gamma_{amb}})$ .

<sup>4</sup>Che il parametro della distribuzione coincida con la media è facilmente dimostrabile. Detto  $\lambda$  quel parametro, vale:

$$\begin{aligned} \overline{x_\gamma} &= \sum_{k=0}^{+\infty} k p(x_\gamma = k) = \sum_{k=0}^{+\infty} k \frac{\lambda^k e^{-\lambda}}{k!} = e^{-\lambda} \sum_{k=0}^{+\infty} k \frac{\lambda^k}{k!} = e^{-\lambda} \left( 0 + \sum_{k=1}^{+\infty} k \frac{\lambda^k}{k!} \right) \\ &= \lambda e^{-\lambda} \sum_{k=1}^{+\infty} \frac{\lambda^{k-1}}{(k-1)!} = \lambda e^{-\lambda} \sum_{j=0}^{+\infty} \frac{\lambda^j}{j!} = \lambda e^{-\lambda} e^\lambda = \lambda \quad \square \end{aligned}$$

<sup>5</sup>Abbiamo scelto deliberatamente di acquisire esattamente 3657 secondi in quanto 3657 minimizza la funzione  $f(x) = \left\{ \frac{x}{\pi} \right\} = \frac{x}{\pi} - \left\lfloor \frac{x}{\pi} \right\rfloor$  meglio di 3600.

Di seguito, riportiamo, come istogrammi, le distribuzioni di tutti i  $\gamma_i$ , a cui abbiamo sovrapposto i valori attesi



Come si può osservare, le distribuzioni ottenute si allineano molto bene alle distribuzioni di Poisson

$i$	$d_i$ (cm)	$d_i^{-2}$ (m <sup>-2</sup> )	$\bar{\gamma}_i$
1	$9.5 \pm 0.1$	$111 \pm 2$	$0.809 \pm 0.015$
2	$10.3 \pm 0.1$	$94.3 \pm 1.8$	$0.737 \pm 0.014$
3	$26.5 \pm 0.1$	$14.24 \pm 0.11$	$0.272 \pm 0.009$
4	$41.2 \pm 0.1$	$5.89 \pm 0.03$	$0.219 \pm 0.008$

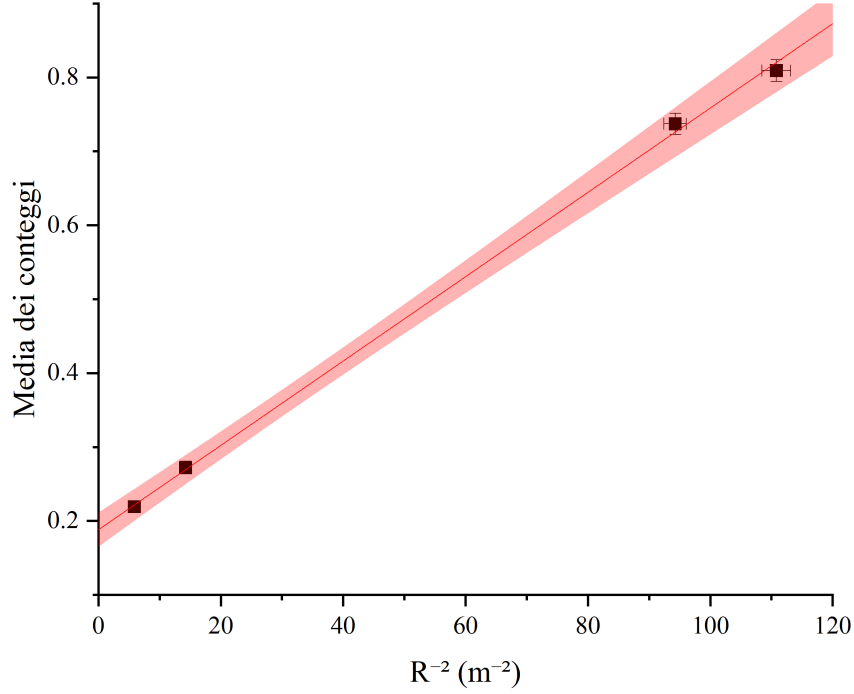


Figura 1: La retta di regressione (in rosso) e la sua regione di incertezza (in rosa).

### 2.3 Conclusioni

Per valutare numericamente la consistenza tra i due valori di  $k$  ottenuti, abbiamo calcolato il seguente valore (numero puro):

$$\varepsilon = \frac{|(k_{\text{statica}})_{\text{best}} - (k_{\text{dinamica}})_{\text{best}}|}{\delta k_{\text{statica}} + \delta k_{\text{dinamica}}}$$

Allora  $k_{\text{statica}}$  e  $k_{\text{dinamica}}$  sono consistenti se e solo se  $\varepsilon \leq 1$ .

Nel nostro caso,  $\varepsilon = 1.33$ . Il gruppo di lavoro ha ipotizzato che questa inconsistenza (comunque contenuta, seppur non trascurabile) fra le due misure possa essere ragionevolmente giustificata dalla difficoltà incontrata nel ridurre al minimo le oscillazioni in direzione perpendicolare a  $\vec{g}$ ; considerato inoltre che la posizione dei fototraguardi non era ottimale, ciò potrebbe avere ulteriormente influenzato la distribuzione dei tempi. È in effetti possibile osservare che le distribuzioni da noi ottenute non sono, il più delle volte, del tutto simmetriche: la moda sembra essersi spostata leggermente a sinistra – un possibile sintomo dell'influenza di un errore sistematico sulle misure.

# Appendices

## A Codice Rust per $\cdot 10^{12}$ lanci di sei dadi

Qui riportiamo il codice Rust, da noi scritto, che ci ha permesso di lanciare virtualmente  $6 \cdot 10^{12}$  dadi in maniera estremamente efficiente.

```
1  **** Architettura del programma ****
2  * Il lavoro viene spezzato fra i vari
3  */
4
5  /* Costanti durante la compilazione */
6  /// Parametri della simulazione
7  const N_THREADS: u8 = 50;          /// Numero di thread
8  const N_MILESTONES: u32 = 10_000;  /// Numero di
9  const N_THROWS: u32 = 2_000_000;
10 const N_ROLLS: u8 = 5;
11 /// Altre costanti
12 const N_BINS: usize = (N_ROLLS + 1) as usize;
13 const N_COUNT_TOTAL: u128 = (N_MILESTONES as u128) * (N_THREADS as u128);
14
15 *** Imports ***
16 use std::{sync::mpsc::{self, Sender}, thread, io::{self, Write}};
17 use rand::prelude::Distribution;
18
19
20 fn work(tx: Sender<[u128; N_BINS]>) {
21     *** Setup ***
22     let mut rng = rand::thread_rng();
23     let die = rand::distributions::Uniform::from(1..7u8);
24     *** Main program ***
25     let mut counter: u8;
26     let mut bins: [u128; N_BINS];
27     for _milestone in 0..N_MILESTONES {
28         bins = [0; N_BINS];
29         for _throw in 0..N_THROWS {
30             counter = 0;
31             for _roll in 0..N_ROLLS {
32                 // Roll a die
33                 if die.sample(&mut rng) == 1 {
34                     counter += 1; // Success!
35                 }
36             }
37             bins[counter as usize] += 1;
38         }
39     }
```

```

39         tx.send(bins).unwrap();
40     }
41 }
42
43
44 fn print_info() {
45     println!("#dadi:    {N_ROLLS}");
46     println!("#lanci:   {N_THROWS}");
47     println!("#volte:    {N_MILESTONES}");
48     println!("#thread:  {N_THREADS}");
49     let total: u128 = (N_THROWS as u128)*N_COUNT_TOTAL;
50     println!("#totale: {total}");
51 }
52
53 fn print_bins(count: u128, bins: [u128; N_BINS]) {
54     let percent: u128 = (100*count)/N_COUNT_TOTAL;
55     print!("[{count}/{N_COUNT_TOTAL}|{percent}%");
56     for i in 0..N_BINS {
57         let bin = bins[i];
58         print!("\t{bin}");
59     }
60     print!("\n");
61     io::stdout().flush().unwrap();
62 }
63
64
65 fn main() {
66     print_info();
67     /**/ Spawn threads */
68     let (tx, rx) = mpsc::channel::<[u128; N_BINS]>();
69     for _i in 0..N_THREADS {
70         let txi = tx.clone();
71         thread::spawn(move || { work(txi); });
72     }
73     /**/ Combine all outputs */
74     let mut count: u128 = 0;
75     let mut bins: [u128; N_BINS] = [0; N_BINS];
76     for bin in rx {
77         for i in 0..N_BINS {
78             bins[i] += bin[i];
79         }
80         count += 1; // another thread has finished!
81         if (count % (N_THREADS as u128)) == 0 {
82             print_bins(count, bins);
83         }
84         if count == N_COUNT_TOTAL {

```

```
85         break;
86     }
87 }
88 }
```