

Compito di “Analisi statistica dei dati sperimentali”

14/01/2005

Problema 1

Un fotomoltiplicatore a tre stadi moltiplica il segnale iniziale di fotoelettroni secondo la seguente relazione

$$G = \delta_1 \delta_2 \delta_3$$

Le grandezze δ_i hanno una distribuzione poissoniana, e sono tra loro indipendenti.

a) Si calcolino la media e la varianza relativa di G in modo esatto.

b) Si calcoli la varianza relativa con la regola generale della propagazione delle incertezze statistiche.

c) Si valuti l'errore sistematico, dovuto all'approssimazione “b)”, nel caso in cui $\langle \delta_i \rangle = 4 \quad \forall i$.

N.B. si elabori l'esercizio per il calcolo più semplice di $G' = \delta_1 \delta_2$, e facoltativamente per il calcolo di $G = G' \delta_3$.

Soluzione

a) Procediamo per passi successivi, calcolando inizialmente la media e varianza di $G' = \delta_1 \delta_2$, e successivamente quella di $G = G' \delta_3$. Le grandezze δ_i hanno distribuzione poissoniana, per cui $E[\delta_i] = \mu_i$, e $Var[\delta_i] = \mu_i$ (nel calcolo dobbiamo inoltre ricordare l'espressione generale per la varianza $Var[\delta_i] = E[\delta_i^2] - E^2[\delta_i]$, da cui si ricava $E[\delta_i^2] = Var[\delta_i] + E^2[\delta_i]$)

$$E[G'] = E[\delta_1 \delta_2] = E[\delta_1] E[\delta_2] = \mu_1 \mu_2$$

$$\begin{aligned} Var[G'] &= E[(\delta_1 \delta_2)^2] - E^2[(\delta_1 \delta_2)] = E[\delta_1^2 \delta_2^2] - \mu_1^2 \mu_2^2 \\ &= E[\delta_1^2] E[\delta_2^2] - \mu_1^2 \mu_2^2 = (Var[\delta_1] + \mu_1^2)(Var[\delta_2] + \mu_2^2) - \mu_1^2 \mu_2^2 \\ &= Var[\delta_1] Var[\delta_2] + Var[\delta_1] \mu_2^2 + \mu_1^2 Var[\delta_2] + \mu_1^2 \mu_2^2 - \mu_1^2 \mu_2^2 = \mu_1 \mu_2 + \mu_1 \mu_2^2 + \mu_1^2 \mu_2 \end{aligned}$$

$$E[G] = E[G' \delta_3] = E[G'] E[\delta_3] = \mu_1 \mu_2 \mu_3$$

$$\begin{aligned} Var[G] &= E[(G' \delta_3)^2] - E^2[(G' \delta_3)] = E[G'^2 \delta_3^2] - G'^2 \mu_3^2 \\ &= E[G'^2] E[\delta_3^2] - E^2[G'] \mu_3^2 = (Var[G'] + E^2[G'])(Var[\delta_3] + \mu_3^2) - E^2[G'] \mu_3^2 \\ &= Var[G'] Var[\delta_3] + Var[G'] \mu_3^2 + E^2[G'] Var[\delta_3] + E^2[G'] \mu_3^2 - E^2[G'] \mu_3^2 \\ &= (\mu_1 \mu_2 + \mu_1 \mu_2^2 + \mu_1^2 \mu_2) \mu_3 + (\mu_1 \mu_2 + \mu_1 \mu_2^2 + \mu_1^2 \mu_2) \mu_3^2 + \mu_1^2 \mu_2^2 \mu_3 \\ &= \mu_1 \mu_2 \mu_3 + \mu_1 \mu_2^2 \mu_3 + \mu_1^2 \mu_2 \mu_3 + \mu_1 \mu_2 \mu_3^2 + \mu_1 \mu_2^2 \mu_3^2 + \mu_1^2 \mu_2 \mu_3^2 + \mu_1^2 \mu_2^2 \mu_3 \end{aligned}$$

Nell'ipotesi che le tre grandezze siano uguali $\mu_1 = \mu_2 = \mu_3 = \mu$, possiamo semplificare ed otteniamo

$$\frac{Var[G']}{E^2[G']} = \frac{2\mu^3 + \mu^2}{\mu^4} = \frac{2}{\mu} + \frac{1}{\mu^2}$$

$$\frac{Var[G]}{E^2[G]} = \frac{3\mu^5 + 3\mu^4 + \mu^3}{\mu^6} = \frac{3}{\mu} + \frac{3}{\mu^2} + \frac{1}{\mu^3}$$

b) Per il calcolo della varianza sperimentale di G' e G (denotate con $s_{G'}^2$ ed s_G^2), utilizziamo la formula generale della propagazione delle incertezze con le derivate parziali calcolate in corrispondenza dei valori medi delle grandezze misurate $\langle \delta_i \rangle = \mu_i$, e $s_{\delta_i}^2 = \mu_i \quad \forall i$;

$$s_{G'}^2 = \left| \frac{\partial G'}{\partial \delta_1} \right|_{\mu_1, \mu_2}^2 s_{\delta_1}^2 + \left| \frac{\partial G'}{\partial \delta_2} \right|_{\mu_1, \mu_2}^2 s_{\delta_2}^2 = \mu_2^2 \mu_1 + \mu_1^2 \mu_2$$

da cui otteniamo

$$\frac{s_{G'}^2}{\langle G' \rangle^2} = \frac{\mu_2^2 \mu_1 + \mu_1^2 \mu_2}{(\mu_1 \mu_2)^2} = \frac{\mu_1 \mu_2 (\mu_2 + \mu_1)}{(\mu_1 \mu_2)^2} = \frac{\mu_1 + \mu_2}{\mu_1 \mu_2}$$

analogamente per G si ricava:

$$s_G^2 = \left| \frac{\partial G}{\partial \delta_1} \right|_{\mu_1, \mu_2, \mu_3}^2 s_{\delta_1}^2 + \left| \frac{\partial G}{\partial \delta_2} \right|_{\mu_1, \mu_2, \mu_3}^2 s_{\delta_2}^2 + \left| \frac{\partial G}{\partial \delta_3} \right|_{\mu_1, \mu_2, \mu_3}^2 s_{\delta_3}^2 = \mu_2^2 \mu_3^2 \mu_1 + \mu_1^2 \mu_3^2 \mu_2 + \mu_1^2 \mu_2^2 \mu_3$$

da cui otteniamo

$$\frac{s_G^2}{\langle G \rangle^2} = \frac{\mu_2^2 \mu_3^2 \mu_1 + \mu_1^2 \mu_3^2 \mu_2 + \mu_1^2 \mu_2^2 \mu_3}{(\mu_1 \mu_2 \mu_3)^2} = \frac{\mu_1 \mu_2 + \mu_1 \mu_3 + \mu_2 \mu_3}{\mu_1 \mu_2 \mu_3}$$

c) Nell'ipotesi che $\mu_1 = \mu_2 = \mu_3 = \mu$, le due espressioni diventano

$$\frac{s_{G'}^2}{\langle G' \rangle^2} = \frac{2}{\mu} \quad ; \quad \frac{s_G^2}{\langle G \rangle^2} = \frac{3}{\mu}$$

Si nota immediatamente che la formula della propagazione “in quadratura”, e' un'approssimazione al primo ordine dell'espressione generale dell'incertezza relativa (del resto proprio in questo modo l'abbiamo trovata!). Nell'ipotesi in cui $\mu \gg 1$, i termini di grado superiore al primo, al denominatore, diventano meno rilevanti e l'approssimazione si avvicina all'espressione esatta. L'approssimazione comporta un'errore sistematico (per difetto) nel calcolo della varianza sperimentale di G' e di G (relativo alla varianza esatta) dato da:

$$\frac{Var[G'] - s_{G'}^2}{Var[G']} = \frac{\mu^2}{\mu^2(1 + 2\mu)} = \frac{1}{1 + 2\mu}$$

$$\frac{Var[G] - s_G^2}{Var[G]} = \frac{\mu^3 + 3\mu^4}{\mu^3(1 + 3\mu + 3\mu^2)} = \frac{1 + 3\mu}{1 + 3\mu + 3\mu^2}$$

Per $\mu = 4$ le due quantita' valgono 11% e 21%, rispettivamente. (A titolo di confronto possiamo vedere che per $\mu = 10$ le due quantita' diventano $\sim 5\%$ e 9% rispettivamente).

Problema 2

Si abbia una sorgente di ^{241}Am che emette radiazione α isotropicamente. Due rivelatori con la stessa superficie attiva, posti alla stessa distanza dalla sorgente, ma in direzioni diverse, hanno contato rispettivamente 5 e 6 particelle nella prima ora.

- Supponendo che questo rapporto si mantenga costante nel tempo, quanto dovrà durare la misura per poter stabilire con un alto livello di significatività che i due rivelatori non hanno la stessa efficienza?
- Qual è la probabilità che i due rivelatori contino entrambi 4 particelle nell'ora successiva?
- Dopo quanto tempo, a partire da un istante qualsiasi, arriva la terza particella nel primo rivelatore (probabilità massima)?

Soluzione

a) Il testo è scritto male, perché porta a fare delle considerazioni ambigue. Infatti non è possibile "a priori" ipotizzare che il rapporto si mantenga costante in ogni istante della misura. L'ipotesi che va fatta è che, nonostante i conteggi siano governati dalla distribuzione di Poisson, avvenga *casualmente* che il rapporto, al momento della verifica, sia lo stesso della prima ora. Siano r_1 ed r_2 le frequenze orarie di conteggio dei due rivelatori, per cui i conteggi, dopo un numero di ore T sono rispettivamente $c_1 = r_1 T$ e $c_2 = r_2 T$. Dobbiamo confrontare questi conteggi tra loro, ovvero verificare che la differenza sia nulla (ipotesi nulla). Detta $\Delta = c_1 - c_2$, la differenza tra i due valori, devo calcolare la quantità

$$t = \frac{|\Delta|}{s_\Delta} = \frac{|c_1 - c_2|}{\sqrt{c_1 + c_2}} = \frac{\sqrt{T}|r_1 - r_2|}{\sqrt{r_1 + r_2}}$$

dove abbiamo tenuto conto del fatto che i conteggi c_i ($i = 1, 2$) seguono la statistica poissoniana con $s_{c_i}^2 = c_i$, e propagato le incertezze in quadratura. Affinché si possa stabilire con un alto livello di significatività, è necessario che l'ipotesi si discosti dal risultato sperimentale per una quantità tale che $P(|t| \geq t_0) \leq 0.01$, il che comporta un valore $t_0 = 2.58$. Quindi

$$t_0 = 2.58 = \frac{\sqrt{T}|5 - 6|}{\sqrt{5 + 6}}$$

$$\sqrt{T} = 2.58\sqrt{11} \rightarrow T = 73.22 \text{ hours}$$

b) La probabilità di contare un certo valore nell'ora successiva non dipende dal conteggio precedente, ma solamente dalla statistica di poisson; inoltre i due rivelatori sono indipendenti, e quindi la probabilità che entrambi contino 4 particelle è il prodotto delle rispettive probabilità, ovvero

$$P(4, 4) = P_{r_1}(4, 5)P_{r_2}(4, 6) = \frac{5^4}{4!}e^{-5}\frac{6^4}{4!}e^{-6} = 0.175 \times 0.134 = 0.0234$$

c) Dobbiamo utilizzare la distribuzione degli intervalli, la cui espressione generale è

$$I_k(T, \mu) = \frac{\mu^k T^{k-1}}{(k-1)!} e^{-\mu T}$$

e determinare il valore di T che la rende massima, per $k = 3$ e $\mu = 5$. Derivo l'espressione rispetto a T , da cui

$$\begin{aligned}\frac{dI_k(T, \mu)}{dT} &= \frac{(k-1)\mu^k T^{k-2}}{(k-1)!} e^{-\mu T} - \frac{\mu^k T^{k-1}}{(k-1)!} \mu e^{-\mu T} \\ 0 &= e^{-\mu T} ((k-1)T^{k-2}\mu^k - \mu^{k+1}T^{k-1}) \\ &= e^{-\mu T} T^{k-2} \mu^k ((k-1) - \mu T) \\ 0 &= k-1 - \mu T \\ 0 &= 3-1 - 5T \\ T &= 0.4 \text{ hours}\end{aligned}$$

Problema 3

Da una serie di misure della grandezza y si ottengono i seguenti valori medi \bar{y} (e relative incertezze $s_{\bar{y}}$): 4.8(0.3), 4.8(0.3), 5.2(0.3), 5.1(0.4), 5.4(0.4), 5.4(0.4).

- Determinare il valore finale $\langle \bar{y} \rangle$ e la sua deviazione standard.
- Una particolare teoria prevede $\bar{y}_{th} = 4.6$. Determinare se la teoria puo' essere accettata.
- Nell'ipotesi che le misure siano state effettuate in anni successivi si puo' verificare se vi sia una correlazione temporale?

Soluzione

a) In questo caso, poiche' le misure \bar{y}_i sono affette da incertezze diverse tra loro, devo calcolare la media pesata

$$\langle \bar{y} \rangle = \frac{\sum \bar{y}_i w_i}{\sum w_i}$$

con $w_i = 1/s_{\bar{y}_i}^2$, e la relativa incertezza finale

$$s_{\langle \bar{y} \rangle}^2 = \frac{1}{\sum w_i}$$

Riportando i valori in tabella

i	\bar{y}_i	$s_{\bar{y}_i}$	w_i	$\bar{y}_i w_i$
1	4.8	0.3	11.11	53.33
2	4.8	0.3	11.11	53.33
3	5.2	0.3	11.11	57.78
4	5.1	0.4	6.25	31.88
5	5.4	0.4	6.25	33.75
6	5.4	0.4	6.25	33.75
sum			52.08	268.82

da cui $\langle \bar{y} \rangle = 5.07 \pm 0.14$

b) Applico in questo caso il test di ipotesi nulla, ovvero calcolo la differenza tra il valore misurato e quello teorico, normalizzata all'incertezza sulla misura:

$$t = \frac{|\langle \bar{y} \rangle_{th} - \langle \bar{y} \rangle|}{s_{\langle \bar{y} \rangle}} = \frac{|4.60 - 5.07|}{0.14} = 3.4$$

e $P(|t| \geq 3.4) < 0.01$, per cui possiamo rigettare l'ipotesi con un CL del 99%

c) Per verificare se vi e' correlazione temporale fra i valori misurati e l'anno della misura, possiamo innanzitutto scegliere che la prima misura sia stata effettuata all'anno $x_1 = 1$ e via dicendo (ma potrebbe essere un anno di partenza qualsiasi, si complicano solo i calcoli).

$$r = \frac{N \sum x_i \bar{y}_i - \sum x_i \sum \bar{y}_i}{[N \sum x_i^2 - (\sum x_i)^2]^{\frac{1}{2}} [N \sum \bar{y}_i^2 - (\sum \bar{y}_i)^2]^{\frac{1}{2}}} = 0.93$$

Dalle tabelle risulta che $P_6(|r| \geq 0.93) < 0.01$, per cui possiamo rigettare l'ipotesi che i dati non siano correlati con un CL del 99%. Questo risultato inficia completamente i precedenti due punti dell'esercizio in quanto il valore medio viene costruito sull'ipotesi che i dati appartengano alla stessa popolazione, ed il confronto con l'ipotesi dipende dal momento "storico" in cui viene fatta la misura.