Modelli

Variabile aleatoria di Bernoulli

Definizione

Astrazione del lancio di una moneta

 $X \sim \mathrm{B}(p)$ assume valori $\{0,1\}$

$$P_X(x) = egin{cases} p, & x=1 \ 1-p=q, & x=0 \end{cases}$$

con $p \in (0,1)$

F Formule

$$\Phi_X(t) = q + e^t p$$

☑ Dimostrazione >

$$\dots = \mathbb{E}[e^{tX}] = \sum_{i=0}^1 e^{t\cdot i} \cdot P_X(x_i) = \sum_{i=0}^1 e^{t\cdot i} \cdot P_X(i) = e^{0t}(1-p) + e^{1t}p = \dots$$

$$\mathbb{E}[X] = p$$

Dimostrazione >

$$\ldots = rac{d\Phi_X(t)}{dt}igg|_{t=0} = e^t pigg|_{t=0} = \ldots$$

oppure

$$\cdots = \sum_{i=0}^1 x_i \cdot P_X(x_i) = \sum_{i=0}^1 i \cdot P_X(i) = 0 \cdot q + 1 \cdot p = \ldots$$

$$\mathbb{E}[X^2] = p$$

□ Dimostrazione >

$$\ldots = rac{d^2\Phi_X(t)}{dt^2}igg|_{t=0} = rac{d}{dt}e^tpigg|_{t=0} = e^tpigg|_{t=0} = \ldots$$

oppure

$$\cdots = \sum_{i=0}^1 x_i^2 \cdot P_X(x_i) = \sum_{i=0}^1 i^2 \cdot P_X(i) = 0^2 \cdot q + 1^2 \cdot p = \dots$$

$$\operatorname{Var}(X) = p(1-p) = p \cdot q$$

Dimostrazione >

$$\ldots = \mathbb{E}[X^2] - (\mathbb{E}[X])^2 = p - p^2 = \ldots$$

Variabile aleatoria binomiale

Definizione

Esperimenti ripetuti e indipendenti con due possibili esiti con probabilità p e 1-p

Abbinando 1 al successo e 0 all'insuccesso, ripetendo n volte l'esperimento, la variabile che conta il numero di successi è detta binomiale ed è la somma di n variabili aleatorie Bernoulliane stocasticamente indipendenti

$$X_1,\ldots,X_n \sim \mathrm{B}(p),\, X_i \perp \!\!\! \perp X_j \;\; x
eq j \ Y = \sum_{i=1}^n X_i \sim \mathrm{Bin}(n,p)$$

$$P_Y(y)=inom{n}{y}(p)^y(1-p)^{n-y}\;\;y\in\{0,\ldots,n\}$$

Formule

$$\Phi_Y(t) = (e^t p + q)^n$$

Dimostrazione >

$$\ldots = \mathbb{E}[e^{tY}] = \mathbb{E}\left[e^{t\sum_{i=1}^n X_i}
ight] = \mathbb{E}\left[\prod_{i=1}^n e^{tX_i}
ight] = \prod_{i=1}^n \mathbb{E}[e^{tX_i}] = \ldots$$

$$\mathbb{E}[Y] = n \cdot p$$

□ Dimostrazione >

$$\ldots = \mathbb{E}\left[\sum_{i=1}^n X_i\right] = \sum_{i=1}^n \mathbb{E}[X_i] = \ldots$$

$$Var(Y) = n \cdot p \cdot (1 - p) = n \cdot p \cdot q$$

Approfondimento >

$$Y_1 \sim \mathrm{Bin}(n_1,p), \, Y_2 \sim \mathrm{Bin}(n_2,p), \, Y_1 \perp \!\!\! \perp Y_2, \, Z = Y_1 + Y_2$$

$$Z \sim \mathrm{Bin}(n_1 + n_2, p)$$

$$\Phi_Z(t) = \mathbb{E}[e^{tZ}] = \mathbb{E}[e^{tY_1 + tY_2}] = \mathbb{E}[e^{tY_1}e^{tY_2}] = \mathbb{E}[e^{tY_1}] \cdot \mathbb{E}[e^{tY_2}] = (e^tp + q)^{n_1}(e^tp + q) = (e^tp + q)^{n_1 + n_2}$$

Variabile aleatoria geometrica

Definizione

Esperimenti indipendenti ripetuti con probabilità di successo p costante Conta il numero di ripetizioni dell'esperimento fino al primo insuccesso

$$X \sim \mathrm{Geo}(p)$$

$$P_X(x) = p^x \cdot (1-p) \;\; x \in \mathbb{N}$$

$$\sum_{i=0}^{+\infty} P_X(x) = \sum_{i=0}^{+\infty} p^x \cdot (1-p) = (1-p) \cdot \sum_{i=0}^{+\infty} p^x = 1$$

F Formule

$$\Phi_X(t) = rac{1-p}{1-e^t p}$$

$$\mathbb{E}[X] = \left. rac{d\Phi_X(t)}{dt}
ight|_{t=0} = rac{p}{1-p}$$

è il numero medio di successi prima di un insuccesso

Variabile aleatoria di Poisson

Definizione

$$Y\sim \mathrm{Bin}(n,p)$$
, $(n
ightarrow +\infty, p
ightarrow 0)$, $rac{y}{n}
ightarrow 0$ ($y\ll n$)

Poniamo $\mu = n \cdot p$

$$P_Y(y)pprox rac{\mu^y}{y!}\cdot e^{-\mu}$$

Dimostrazione →

$$\dots = \binom{n}{y} \cdot p^{y} \cdot (1-p)^{n-y} = \frac{n!}{y!(n-y)!} \cdot p^{y} \cdot (1-p)^{n-y}$$

$$= \frac{n(n-1) \cdot \dots \cdot (n-y)}{y!} \cdot p^{y} \cdot (1-p)^{n-y} \approx \frac{n^{y}}{y!} \cdot p^{y} \cdot (1-p)^{n-y}$$

$$\approx \frac{n^{y}}{y!} \cdot p^{y} \cdot (1-p)^{n} = \frac{(np)^{y}}{y!} \cdot \sum_{i=0}^{n} \binom{n}{i} \cdot 1^{n-i} \cdot (-p)^{i}$$

$$= \frac{(np)^{y}}{y!} \cdot \left[1 - np + \frac{n(n-1)}{2!} p^{2} - \frac{n(n-1)(n-2)}{3!} p^{3} + \dots \right]$$

$$\approx \frac{(np)^{y}}{y!} \cdot \left[1 - np + \frac{n^{2}}{2!} p^{2} - \frac{n^{3}}{3!} p^{3} + \dots \right]$$

$$= \frac{\mu^{y}}{y!} \left[1 - \mu + \frac{\mu^{2}}{2!} - \frac{\mu^{3}}{3!} + \dots \right] = \dots$$

 $Z\sim \mathrm{Pois}(\mu)$, $\mu>0$, $z\in\mathbb{N}$

$$P_Z(z) = rac{\mu^z}{z!} \cdot e^{-\mu}$$

Approssima la probabilità di eventi simili che si possono verificare in un intervallo di tempo/spazio/...

F Formule

$$\Phi_Z(t) = e^{\mu \cdot (e^t - 1)}$$

Dimostrazione >

$$\ldots = \mathbb{E}[e^{tZ}] = \sum_{z=0}^{+\infty} e^{tz} \cdot \frac{\mu^z}{z!} \cdot e^{-\mu} = e^{-\mu} \sum_{z=0}^{+\infty} \frac{(e^t \mu)^z}{z!} = e^{-\mu} e^{e^t \mu} = \ldots$$

Si può notare che la media è uguale a quella del ${
m Bin}$

$$\mathbb{E}[Z] = \mu = n \cdot p$$

[!dimostrazione]-

$$\ldots = rac{d\Phi_Z(t)}{dt}igg|_{t=0} = e^{\mu\cdot(e^t-1)}\cdot(\mu e^t) = \ldots$$

$$\mathbb{E}[Z^2] = rac{d^2\Phi_Z(t)}{dt^2}igg|_{t=0} = \mu^2 + \mu^2$$

$$\mathrm{Var}[Z] = \mu$$

Dimostrazione >

$$\ldots = \mathbb{E}[Z^2] - \mathbb{E}[Z]^2 = \mu^2 + \mu - \mu^2 = \ldots$$

Approfondimento >

Inoltre è riproducibile

$$egin{aligned} Z_1 \sim & \operatorname{Pois}(\mu_1) \perp \!\!\! \perp Z_2 \sim & \operatorname{Pois}(\mu_2), \, Z = Z_1 + Z_2 \ \Phi_Z(t) = & \Phi_{Z_1}(t) \cdot \Phi_{Z_2}(t) = e^{\mu_1 \cdot (e^t - 1)} \cdot e^{\mu_2 \cdot (e^{t - 1})} = e^{(\mu_1 + \mu_2)(e^t - 1)} \implies Z \sim \operatorname{Pois}(\mu_1 + \mu_2) \end{aligned}$$

Variabile aleatoria ipergeometrica

Definizione

Estrazione senza reimmissione da un lotto contenente N elementi di cui D difettosi L'estrazione di un pezzo difettoso vale 1 e di un pezzo non difettoso 0 Indica la probabilità di estrarre $k \leq D$ pezzi difettosi da un campione di $n \leq N$ elementi $K \sim \operatorname{Iper}(N,n,D), \, k \in [\max\{0,n-N+D\},\min\{n,D\}]$

$$P_K(k) = rac{inom{D}{k}inom{N-D}{n-k}}{inom{N}{k}}$$

Ogni estrazione è una Bernoulliana con $p=rac{D}{N}$

Approfondimento >

La probabilità di estrarre un pezzo difettoso alla seconda estrazione è

$$\mathbb{P}(D\mathrm{II}) = \mathbb{P}(D\mathrm{II}|\mathrm{DI}) \cdot \mathbb{P}(D\mathrm{I}) + \mathbb{P}(D\mathrm{II}|\bar{\mathrm{DI}}) \cdot \mathbb{P}(\bar{D}\mathrm{I}) = \frac{D-1}{N-1} \cdot \frac{D}{N} + \frac{D}{N-1} \cdot \left(1 - \frac{N}{D}\right)$$

$$= \frac{D^2 - D + DN - D^2}{(N-1)(N)} = \frac{D(N-1)}{N(N-1)} = \frac{D}{N}$$

Formule

$$\mathbb{E}[K] = n \cdot rac{D}{N}$$

Variabile aleatoria di Pascal

Definizione

Anche chiamata negativa binomiale

 $Y \sim \text{NegBin}(m, p)$

Conta il numero di insuccessi y prima di m successi, quindi per definizione l'ultimo è un successo

$$P_Y(y) = inom{y+m-1}{y} \cdot p^m \cdot (1-p)^y$$

Si può anche scrivere come somma di y geometriche indipendenti $X_i \sim \operatorname{Geo}(\mathrm{p})$ con p identica

Formule

$$\Phi_Y(t)=rac{(1-p)^y}{(1-e^tp)^y}$$

☑ Dimostrazione >

$$\ldots = \mathbb{E}[e^{tY}] = \mathbb{E}\left[e^{t\sum_{i=1}^{y}X_i}
ight] = \prod_{i=1}^{y}\mathbb{E}[e^{tX_i}] = \ldots$$

$$\mathbb{E}[Y] = rac{yp}{1-p}$$

$$\ldots = \mathbb{E}\left[\ \sum_{i=1}^y X_i
ight] \ = \sum_{i=1}^y \mathbb{E}[X_i] = \ldots$$

Variabile aleatoria uniforme

Definizione

 $X \sim \mathrm{Unif}(a,b)$

$$f_X(x) = egin{cases} rac{1}{b-a}, & x \in [a,b] \ 0, & x
otin [a,b] \end{cases}$$

Formule

$$\Phi_X(t) = rac{e^{tb} - e^{ta}}{(b-a) \cdot t}$$

Dimostrazione >

$$\ldots = \mathbb{E}[e^{tX}] = \int_a^b e^{tx} \cdot rac{1}{b-a} \, dx = \ldots$$

Si può definire una trasformazione

$$arphi:[a,b] o [0,1]$$
 , $arphi(y)=rac{y-a}{b-a}$

$$rac{X-a}{b-a} = Y \sim \mathrm{Unif}(0,1)$$

$$f_Y(y) = egin{cases} 1, & y \in [0,1] \ 0, & y
otin [0,1] \end{cases}$$

$$\Phi_Y(t) = \mathbb{E}[e^{tY}] = rac{e^t - 1}{t}$$

$$\mathbb{E}[Y] = \frac{d\Phi_Y(t)}{dt}\bigg|_{t=0} = \frac{d}{dt}\bigg(\frac{e^t-1}{t}\bigg)\bigg|_{t=0} = \frac{te^t-(e^t-1)}{t^2}\bigg|_{t=0} = \lim_{t\to 0}\frac{t\cdot e^t}{2t} = \frac{1}{2}$$

$$\mathrm{Var}[Y] = rac{1}{12}$$

Ora si possono riutilizzare i calcoli per $X = Y \cdot (b-a) + a$

F Formule

$$\mathbb{E}[X] = rac{b+a}{2}$$

Dimostrazione >

$$\ldots = \mathbb{E}[Y \cdot (b-a) + a] = (b-a) \cdot \mathbb{E}[Y] + a = rac{b-a}{2} + a = \ldots$$

$$\mathrm{Var}[X] = \frac{(b-a)^2}{12}$$

☑ Dimostrazione >

$$\ldots = \operatorname{Var}[Y \cdot (b-a) + a] = (b-a)^2 \cdot \operatorname{Var}[Y] = \ldots$$

Variabile aleatoria esponenziale

Definizione

$$\mu = \lambda x$$
, $Y \sim \text{Pois}(\mu)$

$$P_Y(y) = rac{(\lambda x)^y}{y!} \cdot e^{-\lambda x}$$

 $\mathsf{con}\; y \in \mathbb{N}$

x indica il tempo di funzionamento di un sistema riparabile, Y conta gli eventi guasto

La probabilità di non osservare guasti in [0,x] è $\mathbb{P}(Y=0)=P_Y(0)=e^{-\lambda x},\,x,\lambda>0$

Allo stesso modo non osservare guasti entro un tempo \boldsymbol{x} equivale al corretto funzionamento per tale tempo

 $X \sim \operatorname{Exp}(\lambda)$ conta il tempo di funzionamento

$$\mathbb{P}(X>x)=e^{-\lambda x}$$
 e $F_X(x)=\mathbb{P}(X\leq x)=1-e^{-\lambda x}$

$$f_X(x) = \lambda \cdot e^{-\lambda x}, \, x > 0$$

Viene utilizzata per misurare attese, code, decadimenti e rotture improvvise

Formule

$$\Phi_X(t) = rac{\lambda}{\lambda - t}$$

 $\mathsf{con}\; t < \lambda$

Dimostrazione >

$$\ldots = \mathbb{E}[e^{tX}] = \int_0^{+\infty} e^{-(\lambda - t) \cdot x} \, dx = \ldots$$

$$\mathbb{E}[X] = rac{d\Phi_X(t)}{dt}igg|_{y=0} = rac{1}{\lambda}$$

$$\mathrm{Var}[X] = rac{1}{\lambda^2}$$

Approfondimento

Vige della proprietà di assenza di memoria, dati $x_2>x_1$, $x_2=x_1+x$ (x>0)

$$\mathbb{P}(X>x_2|X>x_1) = rac{\mathbb{P}((X>x_2)\cap(X>x_1))}{\mathbb{P}(X>x_1)} = rac{\mathbb{P}(X>x_2)}{\mathbb{P}(X>x_1)} = rac{1-F_X(x_2)}{1-F_X(x_1)} \ = rac{e^{-\lambda(x_1+x)}}{e^{-\lambda x_1}} = rac{e^{-\lambda x_1}\cdot e^{-\lambda x}}{e^{-\lambda x_1}} = e^{-\lambda x} = \mathbb{P}(X>x)$$