

Variable aleatoria Poisson

La v.o. Poisson tiene muchas aplicaciones. Al igual que la binomial, la v.o. Poisson puede entenderse como límite de la distribución de la v.o. binomial

Supongamos que $X \sim \text{Bm}(n, p)$
 $\Rightarrow X$ cuenta el número de éxitos en n experimentos Bernoulli(p) independientes, pero ¿qué pasa si n es muy grande? en particular si $n \rightarrow \infty$

Si $X \sim \text{Bm}(n, p)$

$$f(x) = \binom{n}{x} p^x (1-p)^{n-x}$$

Si hacemos $\lambda = np \Rightarrow p = \frac{\lambda}{n}$

$$f(x) = \binom{n}{x} \left(\frac{\lambda}{n}\right)^x \left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^{n-x}$$

$$= \frac{n!}{(n-x)! x!} \left(\frac{\lambda}{n}\right)^x \left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^{n-x}$$

$$= \frac{n(n-1) \cdots (n-x+1) \cancel{(n-x)!}}{\cancel{(n-x)!} x!} \left(\frac{\lambda}{n}\right)^x \left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^{n-x}$$

$$= \frac{n(n-1) \cdots (n-x+1)}{x!} \left(\frac{\lambda}{n}\right)^x \left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^{n-x}$$

$$\begin{aligned}
 n(n-1)\dots(n-x+1) &= n \left[n \left(1 - \frac{1}{n}\right) n \left(1 - \frac{2}{n}\right) \dots n \left(1 - \frac{x-1}{n}\right) \right] \\
 &= n^x \left[\left(1 - \frac{1}{n}\right) \left(1 - \frac{2}{n}\right) \dots \left(1 - \frac{x-1}{n}\right) \right] \\
 &= \frac{\left(1 - \frac{1}{n}\right) \left(1 - \frac{2}{n}\right) \dots \left(1 - \frac{x-1}{n}\right)}{x!} \lambda^x \frac{\left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^n}{\left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^x}
 \end{aligned}$$

$$\lim_{n \rightarrow \infty} f(x) = \frac{\lambda^x}{x!} \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{\left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^n}{\left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^x} = \frac{\lambda^x}{x!} e^{-\lambda}$$

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^x = 1$$

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^n = e^{-\lambda}$$

Probar que X es Poisson (λ) si

$$f(x) = \frac{\lambda^x}{x!} e^{-\lambda}, \quad x=0, 1, 2, 3, \dots$$

¿Cómo interpretar este v.o.?

X es Bin(n, p) γ tomando
 $\lambda = np \Rightarrow p = \lambda/n$
 γ $n \rightarrow \infty$

⇒ Σ es Poisson (λ)

Σ cuenta el número de éxitos en n experimentos Bernoulli (p), pero a medida que n crece

⇒ p se vuelve cada vez más pequeña por $np = \lambda$, el número esperado de éxitos, es constante!

⇒ Σ es Poisson (λ) cuenta el número de éxitos en n experimentos Bernoulli (p) independientes cuando la probabilidad de éxito es muy pequeña pero haces una cantidad de experimentos n muy grande.

- Por eso se dice que cuenta eventos con probabilidades pequeñas (eventos raros) pero que ocurren con una frecuencia media constante $\lambda = np$.

Decimos que Σ es Poisson (λ) si

$$f(x) = \frac{\lambda^x}{x!} e^{-\lambda}, \quad x=0, 1, 2, 3, \dots$$

¿Es una función de distribución?

$$\sum_{x=0}^{\infty} \frac{\lambda^x}{x!} e^{-\lambda} = e^{-\lambda} \underbrace{\sum_{x=0}^{\infty} \frac{\lambda^x}{x!}}_{e^{\lambda}} = e^{-\lambda} e^{\lambda} = 1$$

Función generadora de momentos

$$M_X(t) = \mathbb{E}(e^{Xt})$$

$$e^{xt} = \sum_{k=0}^{\infty} \frac{(xt)^k}{k!} = 1 + tx + \frac{(tx)^2}{2!} + \frac{(tx)^3}{3!} + \dots$$

$$\mathbb{E}(e^{Xt}) = 1 + t \mathbb{E}(X) + \frac{t^2}{2!} \mathbb{E}(X^2) + \frac{t^3}{3!} \mathbb{E}(X^3) + \dots$$

$$\frac{d}{dt} M_X(t) = \frac{d}{dt} \mathbb{E}(e^{Xt}) \Big|_{t=0}$$

$$= \mathbb{E}(X) + \frac{2t}{2!} \mathbb{E}(X^2) + \frac{3t^2}{3!} \mathbb{E}(X^3) + \dots$$

$$= \mathbb{E}(X)$$

de esta podemos ver que

$$\mathbb{E}(X^k) = \frac{d^k}{dt^k} M_X(t) \Big|_{t=0}$$

$$M_X(t) = \mathbb{E}(e^{Xt})$$

$$= \sum_{x=0}^{\infty} e^{xt} \frac{\lambda^x}{x!} e^{-\lambda}$$

$$= \sum_{x=0}^{\infty} \frac{(e^t \lambda)^x}{x!} e^{-\lambda}$$

$$= e^{-\lambda} e^{e^t \lambda}$$

$$= e^{\lambda(e^t - 1)}$$

$$M_X(t) = e^{\lambda(e^t - 1)}$$

$$\sum_{x=0}^{\infty} \frac{(e^t \lambda)^x}{x!} e^{-e^t \lambda}$$

$$\mathbb{E}(X) = \frac{d}{dt} M_X(t) \Big|_{t=0}$$

$$= \lambda e^t e^{\lambda(e^t - 1)} \Big|_{t=0}$$

$$= \lambda$$

$$\begin{aligned}
 \mathbb{E}(\bar{X}^2) &= \left. \frac{d^2}{dt^2} M_{\bar{X}}(t) \right|_{t=0} \\
 &= \left. \lambda e^t e^{\lambda(e^t-1)} + (\lambda e^t)^2 e^{\lambda(e^t-1)} \right|_{t=0} \\
 &= \lambda + \lambda^2
 \end{aligned}$$

$$\Rightarrow \text{Var}(\bar{X}) = \mathbb{E}(\bar{X}^2) - \mathbb{E}(\bar{X})^2 = \lambda$$

Une caractéristique intéressante de la distribution Poisson est que

$$\begin{aligned}
 X_i &\sim \text{Poisson}(\lambda_i), \quad i=1, 2, \dots, n \\
 &\text{et } X_i \perp X_j \quad \forall i \neq j
 \end{aligned}$$

$$\Rightarrow \bar{X} = \sum_{i=1}^n X_i \sim \text{Poisson}\left(\sum_{i=1}^n \lambda_i\right)$$

Dem

$$\begin{aligned}
 M_{\bar{X}}(t) &= \mathbb{E}(e^{\bar{X}t}) = \mathbb{E}(e^{\sum X_i t}) \\
 &= \mathbb{E}(e^{X_1 t} e^{X_2 t} e^{X_3 t} \dots e^{X_n t}) \\
 &= \prod_{i=1}^n \mathbb{E}(e^{X_i t}) \\
 &= \prod_{i=1}^n M_{X_i}(t) = \prod_{i=1}^n e^{\lambda_i(e^t-1)}
 \end{aligned}$$

$$= e^{-\sum x_i (e^b - 1)}$$

□

La distribución Poisson se aplica para modelar el número de eventos raros que ocurren en intervalos de tiempo o espacios fijos, e.g.

- Número de clientes que llegan a una tienda, llamador a un centro de servicio en un intervalo de tiempo determinado
- Número de accidentes de tráfico en un periodo de tiempo específico
- Número de mutaciones en una secuencia de ADN en cierto periodo de tiempo
- El número de veces que ocurre una cierta palabra en documentos largos.

Ejemplo:

La probabilidad de encontrar 1 imperfección en 1 metro de cable de fibra óptica es $\frac{1}{1000}$. Y la probabilidad de encontrar más de una imperfección es $\frac{1}{1000}$. Determine la probabilidad de encontrar 5 imperfecciones en un rollo de 3000 km

$$\left. \begin{array}{l} n = 3,000 \\ p = \frac{1}{1000} \end{array} \right\} \Rightarrow \lambda = np = \frac{3,000}{1,000} = 3$$

$$f(s) = \frac{e^{-3} 3^s}{s!} = 0.101$$

El problema de usar la distribución Poisson en aplicaciones es que

$$\lambda = \mathbb{E}(X) = \text{Var}(X)$$

Analizando datos reales, se tiene que en muchos casos

$\bar{x} < s^2$, en estos casos obtener el supuesto que implica la Poisson no es válido. Una posible solución es usar la Distribución Negativa o generalizaciones de la Poisson

Una parametrización alternativa de la distribución Poisson es la siguiente

$$f(x) = \frac{\lambda^x e^{-\lambda}}{x!} = \frac{(rt)^x e^{-rt}}{x!}$$

en este caso se tienen los parámetros $rt = \lambda$

en donde rt es el número promedio de eventos en

en un intervalo de longitud t . λ es el número promedio de eventos en un intervalo de longitud 1 .