* Probabilidad y estadística

MAT 041, Primer semestre

Francisco Cuevas Pacheco 10 de septiembre de 2022

Contenidos

- √ Distribución Poisson
- √ Proceso Poisson

Una variable aleatoria X sigue una distribución **Poisson** con <u>parámetro</u> $\lambda > 0$, si su función de cuantía se puede escribir de la siguiente manera:

$$f_X(x) = \begin{cases} \frac{e^{-\lambda} \lambda^x}{x!} & \text{si } x \in \{0, 1, 2, \dots\} \\ 0 & \text{en otro caso} \end{cases}$$

Usaremos la notación $X \sim \mathsf{Poisson}(\lambda)$.

Una variable aleatoria X sigue una distribución **Poisson** con <u>parámetro</u> $\lambda > 0$, si su función de cuantía se puede escribir de la siguiente manera:

$$f_X(x) = \begin{cases} \frac{e^{-\lambda} \lambda^x}{x!} & \text{si } x \in \{0, 1, 2, \dots\} \\ 0 & \text{en otro caso} \end{cases}$$

Usaremos la notación $X \sim \text{Poisson}(\lambda)$.

Recordatorio!

$$\sum_{x=0}^{\infty} \frac{z^x}{x!} = e^z$$

Si X sigue una distribución de Poisson, podemos ver que el valor esperado es

$$E[X] = \sum_{i=0}^{\infty} i \frac{e^{-\lambda} \lambda^i}{i!}$$

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

$$= e^{-\lambda} \sum_{i=0}^{\infty} \frac{\lambda^i}{(i-1)!}$$

$$= e^{-\lambda} \lambda \sum_{k=1}^{\infty} \frac{\lambda^k}{(k)!}$$

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

$$= \lambda$$

$$E[X] = \lambda$$

Si X sigue una distribución de Poisson, podemos ver que el segundo momento es

$$E[X^{2}] = \sum_{i=0}^{\infty} i^{2} \frac{e^{-\lambda} \lambda^{i}}{i!}$$

$$= \sum_{i=0}^{\infty} (i(i-1)+i) \frac{e^{-\lambda} \lambda^{i}}{i!}$$

$$= \sum_{i=0}^{\infty} i(i-1) \frac{e^{-\lambda} \lambda^{i}}{i!} + \sum_{i=0}^{\infty} i \frac{e^{-\lambda} \lambda^{i}}{i!}$$

$$= e^{-\lambda} \sum_{i=2}^{\infty} i(i-1) \frac{\lambda^{i}}{i!} + E[X]$$

$$= e^{-\lambda} \lambda^{2} \sum_{i=2}^{\infty} \frac{\lambda^{i-2}}{(i-2)!} + E[X]$$

$$= \lambda^{2} + \lambda$$

Luego se tiene que $E[X^2] = \lambda^2 + \lambda$ y en consecuencia

$$var(X) = \lambda$$

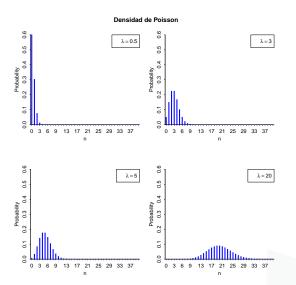


Figura 1: Distribución de Poisson

Proceso Poisson

Consideremos la siguiente variable aleatoria

N(t): número de eventos hasta el tiempo t,

y asumamos que satisface las siguientes propiedades:

- N(0) = 0
- * si $s \leq t$ entonces $N(s) \leq N(t)$,
- * N(t) es de incrementos independientes, es decir, para cualquier número entero n y secuencia de tiempos $0 < t_1 < \ldots < t_n$, se tiene que las variables aleatorias

$$N(t_1) - N(0), N(t_2) - N(t_1), \dots, N(t_n) - N(t_{n-1}),$$
 son independientes.

- ▶ Para todo $\delta > 0$ y tiempo t > 0 se tiene que $P(N(t + \delta) N(t) = 1) \approx \lambda \delta$,
- * Las variables aleatorias $N(t_2) N(t_1)$ y $N(t_2 + \delta) N(t_1 + \delta)$ tienen la misma distribución,
- \bullet P(N(t + δ) − N(t) ≥ 2) ≈ 0.

Entonces N(t) es un proceso de Poisson con intensidad λ .

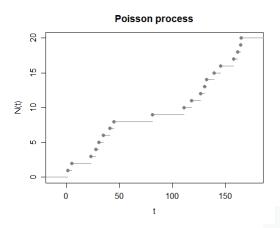


Figura 2: Ejemplo del proceso de Poisson

Proceso de Poisson

Derivación de la Función de Cuantía

Sin pérdida de generalidad consideremos por N(1) el número de eventos que ocurren en el intervalo [0,1], teniendo en cuenta una partición de tamaño 1/n. Entonces,

$$P(N(1) = x) = \frac{n!}{x!(n-x)!}p^{x}(1-p)^{n-x}, \qquad x = 0, \dots, n,$$

donde p es la probabilidad de que ocurra exactamente un evento en un intervalo de longitud 1/n, es decir.

$$p = P(N((k+1)/n) - N(k/n) = 1)$$
, para todo $k = 0, ..., n-1$.

Proceso de Poisson

Derivación de la Función de Cuantía - continuación

Note que
$$E(N(1)) = \sum_{i=0}^{n-1} \lambda/n = \lambda = np$$
, lo que implica que $p = \lambda/n$. Luego,
$$\lim_{n \to \infty} P(X = x) = \lim_{n \to \infty} \frac{n!}{x!(n-x)!} \left(\frac{\lambda}{n}\right)^x \left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^{n-x}$$
$$= \frac{\lambda^x}{x!} \lim_{n \to \infty} \frac{n(n-1)\cdots(n-x+1)}{n^x}$$
$$\times \lim_{n \to \infty} \left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^n \lim_{n \to \infty} \left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^{-x}$$
$$= \frac{\lambda^x}{x!} \times 1 \times e^{-\lambda} \times 1$$

Proceso de Poisson

Notar que la distribución de $\mathit{N}(t)$ corresponde a un reescalamiento de $\mathit{N}(1)$, por lo que

$$N(t) \sim Poiss(\lambda t)$$

Ejercicio

La ocurrencia en el tiempo de cargas estructurales en una construcción de concreto se puede modelar a través de una distribución de Poisson. Suponga que el tiempo promedio entre ocurrencias de cargas es medio año.

- (a) ¿Cuántas cargas se espera que ocurran durante dos años?
- (b) ¿Cuál es la probabilidad de que ocurran más de 3 cargas durante dos años?
- (c) ¿Cuán largo debe ser un periodo para que la probabilidad de que no ocurra ninguna carga durante ese tiempo sea a lo sumo 0.1?

Solución:

- (a) En promedio se esperan 2 ocurrencias por año. La respuesta es directa: se esperan en promedio 4 ocurrencias en 2 años.
- (b) Definamos la variable aleatoria X(t): número de ocurrencias durante un período de t años. Utilizando la parte (a), sabemos que $X(t) \sim \text{Poisson}(2t)$. En particular, $X(2) \sim \text{Poisson}(4)$. Luego,

$$P(X(2) > 3)$$
 = $1 - P(X(2) \le 3)$
 = $1 - \left(\sum_{x=0}^{3} e^{-4} \frac{4^{x}}{x!}\right)$
 = 0.566

Solución (continuación):

(c) Considere nuevamente la variable aleatoria $X(t) \sim \mathsf{Poisson}(2t)$. Debemos encontrar t de tal manera que

$$P(X(t) = 0) < 0.1$$

Esto es equivalente a la condición

$$e^{-2t} < 0.1$$

Resolviendo esta desigualdad, concluímos que

$$t \geq -rac{1}{2} \ln(0.1) = 1.15 \; ext{(a ilde{n}os)}$$

Ejercicio

Una marca de comida rápida dispone de 5 sucursales. Cada sucursal funciona durante las 24 horas del dia. El número de clientes que llega a cada sucursal sigue una distribución de Poisson con una llegada promedio de 2 clientes por minuto. Las afluencias de clientes en las 5 sucursales son independientes.

- (a) ¿Cuál es la probabilidad de que en un periodo de 1 minuto, no llegue ningún cliente a la primera sucursal?
- (b) ¿Cuál es la probabilidad de que en un periodo de 1 minuto, exactamente en cuatro de las cinco sucursales no llegue ningún cliente?
- (c) Escriba una expresión para la probabilidad de que en un periodo de 1 minuto, todas las sucursales reciban el mismo número de clientes.

Ejercicio

En un campo están distribuídos al azar saltamontes según una distribución de Poisson con una media de 2 saltamontes por km². ¿Qué longitud debe tener el radio R de una región circular de muestreo para que la probabilidad de hallar al menos 1 saltamonte en dicha región sea igual a 0.99?

Solución:

Sea N(s) el número de saltamontes en skm². Notamos que $\lambda=2$ y asumiremos que $N(s)\sim Poiss(\lambda s)$. Se debe buscar s tal que $P(N(s)\geq 1)\geq 0.99$, o lo que es equivalente $P(N(s)=0)\leq 0.01$. Luego

$$e^{-2s} \le 0.01$$

 $-2s \le log(0.01)$
 $s \ge -ln(0.01)/2$
 $s \ge 1.1513$

Luego, $s \ge 1.1513$. Si consideramos que s es una región circular, $s=\pi R^2$, entonces $R \ge \sqrt{1.1513/\pi} \approx 0.6054$.

Ejercicio

El número de partículas que emite una fuente radioactiva durante 60 segundos sigue una distribución de Poisson con promedio 18 partículas en ese periodo.

- (a) ¿Cuál es la probabilidad de observar más de 20 partículas en un periodo de un minuto y medio?
- (b) Se dice que la fuente radioactiva tiene poca energía si se observan más de 5 periodos disjuntos de minuto y medio con menos de 20 partículas. ¿Cuál es la probabilidad de decir que la fuente tiene poca energía?
- (c) Se observan 6 periodos de 2 minuto. ¿Cuál es la probabilidad de observar 4 que tengan como mínimo 15 partículas?

Solución:

Sea N(t): la cantidad de partículas observadas hasta el tiempo t.

- (a) $P(N(1.5) > 20) = 1 P(N(1.5) \le 20)$
- (b) Sea Y: número de periodos de minuto y medio con más de 20 partículas hasta encontrar el primero que tenga menos de 20. Luego $Y \sim \text{Geo}(p_1)$, donde $p_1 = P(N(1.5) \le 20)$. Luego se cálcula $P(Y > 5) = 1 P(Y \le 4)$.
- (c) Sea Z: número de periodos de dos minutos que poseen 15 partículas de una muestra de tamaño 6.

Luego $Z\sim \text{Bin}(6,p_2)$ donde $p_2=\mathbb{P}(N(2)>15).$ De aquí se concluye que P(Z=4)=.