

## Proceso de Poisson

Un uso muy frecuente de la distribución de Poisson surge en situaciones en las cuales los "eventos" ocurren a lo largo del tiempo, por ejemplo: ocurrencia de terremotos, personas que ingresan a un banco, emisiones de partículas por una fuente radiactiva.

Supóngase que los eventos ocurren en ciertos instantes (aleatorios) de tiempo y que, para una constante  $\eta$  positiva se satisface:

1) La probabilidad que ocurra exactamente un evento en un intervalo dado de longitud  $h$  es igual a  $\eta h + o(h)$ , donde  $o(h)$  es cualquier función  $f(h)$  tal que

$$\lim_{h \rightarrow 0} \frac{f(h)}{h} = 0.$$

(Por ejemplo,  $f(h) = h^2$  es  $o(h)$ , pero  $f(h) = h$  no lo es)

2) La probabilidad que ocurran dos o más eventos en un intervalo dado de longitud  $h$  es igual a  $o(h)$ .

3)  $\forall n, \forall j_1, \dots, j_n$  y cualquier conjunto de  $n$  intervalos disjuntos, se define el suceso  $E_i$ : "exactamente  $j_i$  eventos ocurren en el  $i$ -ésimo intervalo", entonces los sucesos  $E_1, \dots, E_n$  son independientes.

**Teorema:** Bajo las hipótesis 1), 2) y 3), el número de eventos que ocurren en un intervalo de longitud  $t$  es una v.a. con distribución  $P(\eta t)$ .

### **Demostración heurística (Ross, pag. 133):**

Sea  $[0, t]$  el intervalo considerado y  $N(t)$  el número de eventos que ocurren en ese intervalo. Dividamos el  $[0, t]$  en  $n$  subintervalos no yuxtapuestos, cada uno de longitud  $t/n$ .

Sea  $k \leq n$ , podemos considerar la siguiente partición:  $A$ : " $k$  subintervalos contienen exactamente 1 evento y los otros  $n - k$  no contienen ninguno" y  $B$ : "al menos un subintervalo contiene 2 o más eventos". Entonces:

$$P(N(t) = k) = P((N(t) = k) \cap A) + P((N(t) = k) \cap B).$$

Sea  $C_i$  el suceso "el  $i$ -ésimo subintervalo contiene 2 o más eventos", entonces

$$P((N(t) = k) \cap B) \leq P(B) = P\left(\bigcup_{i=1}^n C_i\right)$$

y

$$P\left(\bigcup_{i=1}^n C_i\right) \leq \sum_{i=1}^n P(C_i) = \sum_{i=1}^n o(t/n) = n o(t/n) = t \frac{o(t/n)}{t/n}.$$

Ahora, si  $n \rightarrow \infty$ ,  $t/n \rightarrow 0$ , entonces  $\frac{o(t/n)}{t/n} \rightarrow 0$  y por lo tanto

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P\left(\bigcup_{i=1}^n C_i\right) = 0.$$

Por otro lado,

$$P((N(t) = k) \cap A) = P(A) = \binom{n}{k} \left[ \frac{\eta t}{n} + o\left(\frac{t}{n}\right) \right]^k \left[ 1 - \frac{\eta t}{n} - o\left(\frac{t}{n}\right) \right]^{n-k}.$$

Entonces

$$P((N(t) = k) \cap A) = \underbrace{\frac{n(n-1)\dots(n-k+1)}{n^k k!}}_G \underbrace{\left[ \eta t + t \frac{o(t/n)}{t/n} \right]^k}_H \underbrace{\left[ 1 - \frac{\eta t}{n} - o\left(\frac{t}{n}\right) \right]^n}_I \underbrace{\left[ 1 - \frac{\eta t}{n} - o\left(\frac{t}{n}\right) \right]^k}_J.$$

Cuando  $n$  tiende a infinito,

$$G \rightarrow \frac{1}{k!}$$

$$H \rightarrow (\eta t)^k$$

$$I = \left\{ \left[ 1 - \frac{\eta t}{n} - o\left(\frac{t}{n}\right) \right]^{n/t} \right\}^t = \left\{ \left[ 1 - \frac{\eta}{n/t} - o\left(\frac{t}{n}\right) \right]^{n/t} \right\}^t \rightarrow e^{-\eta t}$$

y

$$J \rightarrow 1.$$

Por lo tanto, haciendo tender  $n$  a infinito, se obtiene

$$P(N(t) = k) = \frac{e^{-\eta t} (\eta t)^k}{k!}.$$