$$P(X=i,Y=j) = \binom{j}{i} e^{-2\lambda} \frac{\lambda^j}{j!}, \quad 0 \le i \le j$$

Código: XYZ244

a) Encuentre la función de densidad de X

$$f_X(i) = P(X = i) = \sum_{j=i}^{\infty} {j \choose i} e^{-2\lambda} \frac{\lambda^j}{j!} = \sum_{j=i}^{\infty} \frac{j!}{i!(j-i)!} e^{-2\lambda} \frac{\lambda^i \lambda^{j-i}}{j!} = \frac{e^{-\lambda} \lambda^i}{i!} \sum_{j=i}^{\infty} \frac{\lambda^{j-i}}{(j-i)!} e^{-\lambda} = \frac{e^{-\lambda} \lambda^i}{i!} \sum_{j=0}^{\infty} \frac{\lambda^j}{j!} e^{-\lambda}$$
Así.  $f_X(i) = e^{-\lambda} \frac{\lambda^i}{i!}$ .  $X \sim Poisson(\lambda)$ 

b) Encuentre la función de densidad de Y

$$f_Y(j) = P(Y = j) = \sum_{i=0}^{j} {j \choose i} e^{-2\lambda} \frac{\lambda^j}{j!} = e^{-2\lambda} \frac{\lambda^j}{j!} \sum_{i=0}^{j} {j \choose i} = e^{-2\lambda} \frac{\lambda^j}{j!} 2^j = e^{-2\lambda} \frac{(2\lambda)^j}{j!}$$
Así.  $f_Y(j) = e^{-2\lambda} \frac{(2\lambda)^j}{j!}$ .  $Y \sim Poisson(2\lambda)$ 

c) Encuentre la función de densidad de Y-XSabemos que Y > X. Así tenemos que 0 < Y-X < Y

Sabemos que  $Y \ge X$ . Así tenemos que  $0 \le Y - X \le Y$ Así podemos ver que:

$$P(Y - X = k) = \sum_{i=0}^{\infty} P(X = i | Y - X = k) = \sum_{i=0}^{\infty} P(X = i \wedge Y = k + i) = \sum_{i=0}^{\infty} {k+i \choose i} e^{-2\lambda} \frac{\lambda^{k+i}}{(k+i)!} = \sum_{i=0}^{\infty} \frac{(k+i)!}{(i!)(k!)} e^{-2\lambda} \frac{\lambda^{k+i}}{(k+i)!} = \sum_{i=0}^{\infty} e^{-2\lambda} \frac{\lambda^{k} \lambda^{i}}{(i!)(k!)} = \frac{e^{-\lambda} \lambda^{k}}{k!} \sum_{i=0}^{\infty} e^{-\lambda} \frac{\lambda^{i}}{i!} = e^{-\lambda} \frac{\lambda^{k}}{k!}$$
Así  $f_{Y-X}(k) = e^{-\lambda} \frac{\lambda^{k}}{k!}$ .  $X + Y \sim Poisson(\lambda)$ 

2. Sean X y Y v.a. independientes, cada una con distribución binomial de parámetros (n,p) y (m,p) respectivamente.

a) Demuestra que la suma X + Y distribuye binomial de parámetros (n + m, p)

Como 
$$X, Y$$
 son independientes, tenemos que

$$f_{X,Y}(i,j) = f_X(i)f_Y(j) = \binom{n}{i}p^i(1-p)^{n-i}\binom{m}{j}p^j(1-p)^{m-j} = \binom{n}{i}\binom{m}{j}p^{i+j}(1-p)^{n+m-(i+j)}$$

P(X + Y = k) lo podemos separar en 2 casos.

Caso 1:  $k \leq n$ 

$$P(X+Y=k) = \sum_{i=0}^{k} P(X=i|X+Y=k) = \sum_{i=0}^{k} P(X=i \land Y=k-i) = \sum_{i=0}^{k} {n \choose i} {m \choose k-i} p^k (1-p)^{n+m-k} = p^k (1-p)^{n+m-k} \sum_{i=0}^{k} {n \choose i} {m \choose k-i} = p^k (1-p)^{n+m-k} {n+m \choose k}$$

Caso 2: n < k

$$P(X+Y=k) = \sum_{i=0}^{n} P(X=i|X+Y=k) = \sum_{i=0}^{n} P(X=i \land Y=k-i) = \sum_{i=0}^{n} {n \choose i} {m \choose k-i} p^k (1-p)^{n+m-k} = p^k (1-p)^{n+m-k} \sum_{i=0}^{n} {n \choose i} {m \choose k-i} = p^k (1-p)^{n+m-k} {n+m \choose k}$$
Así  $X+Y \sim Bin(n+m,p)$ 

b) Da una explicación de manera probabilística de lo sucedido.

Pues X son n eventos Bernoulli independientes y Y son m eventos Bernoulli independientes, ambos tipos con probabilidad p de éxito. La variable X + Y modela los n eventos Bernoulli de X con los m eventos de Y, es decir, modela n + m eventos Bernoulli independientes entre sí, con la misma probabilidad, p. Por lo que X + Y no tiene de otra más que distribuirse binomial con parámetros (n + m, p)

3. Sean X y Y v.a. con función de densidad conjunta dada por:

$$f_{X,Y}(x,y) = \begin{cases} x+y & si & 0 \le x \le 1, \ 0 \le y \le 1 \\ 0 & e.o.c. \end{cases}$$

1

a)  $\[ \] X \] Y \]$  son independientes? No.

b) Encuentre la función de densidad de X

$$f_X(x) = \int_0^1 f_{X,Y}(x,y)dy = \int_0^1 x + ydy = xy + \frac{y^2}{2} \Big|_0^1 = x + \frac{1}{2}.$$

$$f_X(x) = \begin{cases} x + \frac{1}{2} & \text{si} \quad 0 \le x \le 1 \\ 0 & \text{e.o.c.} \end{cases}$$

c) Encuentre P(X + Y < 1)

$$P(X+Y<1) = \int_0^1 \int_0^{1-y} f_{X,Y}(x,y) dx dy = \int_0^1 \int_0^{1-y} x + y dx dy = \int_0^1 \frac{x^2}{2} + xy \Big|_0^{1-y} dy =$$

$$= \frac{1}{2} \int_0^1 (1-y)^2 + 2y(1-y) dy = \frac{1}{2} \int_0^1 1 - 2y + y^2 + 2y - 2y^2 dy = \frac{1}{2} \int_0^1 1 - y^2 dy = \frac{1}{2} (y - \frac{y^3}{3}) \Big|_0^1 = \left(\frac{1}{2}\right) \left(\frac{2}{3}\right) = \frac{1}{3}$$

4. Sean X y Y v.a. con función de densidad conjunta dada por:

$$f_{X,Y}(x,y) = \begin{cases} 12xy(1-x) & si & 0 \le x \le 1, \ 0 \le y \le 1 \\ 0 & e.o.c. \end{cases}$$

- a)  $\[ \vdots X \] Y \]$  son independientes? Sí.
- b) Encuentre E[X]

$$E[X] = \int \int x f_{X,Y}(x,y) dx dy = \int_0^1 \int_0^1 x [12xy(1-x)] dy dx = 6 \int_0^1 (y^2) \Big|_0^1 x^2 (1-x) dx = 6 \int_0^1 x^2 - x^3 dx = 6 \left(\frac{x^3}{3} - \frac{x^4}{4}\right) \Big|_0^1 = 6 \left(\frac{1}{12}\right) = \frac{1}{2}$$

c) Encuentre E[Y]

$$E[Y] = \int \int y f_{X,Y}(x,y) dx dy = \int_0^1 \int_0^1 12x y^2 (1-x) dy dx = 4 \int_0^1 y^3 \Big|_0^1 x - x^2 dx = 4 \int_0^1 x - x^2 dx = 4 \left(\frac{x^2}{2} - \frac{x^3}{3}\right) \Big|_0^1 = 4 \left(\frac{1}{6}\right) = \frac{2}{3}$$

d) Encuentre Var(X)

$$Var(X) = E[(X - E(X))^{2}] = E[X^{2}] - E[X]^{2} = \int \int x^{2} f_{X,Y}(x,y) dx dy - \frac{1}{4} = \int_{0}^{1} \int_{0}^{1} x^{2} 12xy(1-x) dx dy - \frac{1}{4} = 6 \int_{0}^{1} x^{3} (1-x) dx - \frac{1}{4} = 6 \int_{0}^{1} x^{3} - x^{4} dx - \frac{1}{4} = 6 \left(\frac{x^{4}}{4} - \frac{x^{5}}{5}\right) \Big|_{0}^{1} - \frac{1}{4} = \frac{6}{20} - \frac{1}{4} = \frac{1}{20}$$

e) Encuentre Var(Y)

$$Var(Y) = E[Y^2] - E[Y]^2 = \int \int y^2 f_{X,Y}(x,y) dx dy - \frac{4}{9} = 12 \int_0^1 \int_0^1 y^3 x (1-x) dy dx - \frac{4}{9} = 3 \int_0^1 x - x^2 dx - \frac{4}{9} = 3 \left(\frac{x^2}{2} - \frac{x^3}{3}\right)\Big|_0^1 - \frac{4}{9} = 3 \left(\frac{1}{6}\right) - \frac{4}{9} = \frac{1}{2} - \frac{4}{9} = \frac{1}{18}$$