

# Exercice 116

$\forall k \in \mathbb{N}^*$ ,  $X_k$  var égale au nombre d'articles achetés par le  $k$  ième client.

$X_k \cup P(\mu)$ , var mutuellement indépendantes

$N \cup P(\lambda)$  indépendante de  $X_k$ , égale au nbre de clients en 1 heure.

①  $X = \sum_{i=1}^N X_i$

②

def  $X(l, m)$ :

$X = 0$

$N = \text{np.random.poisson}(\lambda)$

for  $i$  in range(1, N+1):

$X += \text{np.random.poisson}(m)$

return X

③  $n \in \mathbb{N}$ ,  $(N=0)$  est révisé si aucun client n'est passé au cours de la première heure.  
Où  $\lambda > 0$

$$P_{(N=0)}(X=n) = \begin{cases} 0 & \text{si } n \in \mathbb{N}^* \\ 1 & \text{si } n=0. \end{cases}$$

④ (i)  $X_1 \cup P(\mu)$  par hypothèse.

Montrons également que  $X_1 + X_2 \cup P(2\mu)$  si  $X_1, X_2 \cup P(\mu)$ ,  $X_1$  et  $X_2$  indépendantes.

$(X_1 + X_2)(\Omega) = N$

$\forall n \in \mathbb{N}, P(X_1 + X_2 = n) = \sum_{i=0}^{\infty} P(X_1 + X_2 = n, X_1 = i)$  (LFT)

$= \sum_{i=0}^n P(X_1 = i) \cdot P(X_2 = n-i)$

$= \sum_{i=0}^n e^{-\mu} \frac{\mu^i}{i!} e^{-\mu} \frac{\mu^{n-i}}{(n-i)!}$

*si  $n-i < 0$   $\Rightarrow i > n$*

Soit,  $P(X_1 + X_2 = n) = \frac{e^{-2\mu}}{n!} \sum_{i=0}^n \binom{n}{i} \mu^i \mu^{n-i} = \frac{e^{-2\mu}}{n!} (2\mu)^n$

*5.3 Newton*

Donc  $X_1 + X_2 \cup P(2\mu)$

(ii) Supposons que  $X_1 + \dots + X_k \cup P(k\mu)$  par  $k$  fixé ( $k \geq 2$ )

(iii)  $X_1 + \dots + X_k$  et  $X_{k+1}$  sont indépendantes d'après le lemme de condition car  $X_1, \dots, X_n, X_{n+1}$  sont supposés mutuellement indépendants.

$X_1 + \dots + X_k \cup P(k\mu)$  et  $X_{k+1} \cup P(\mu)$

où, d'après (i):  $(X_1 + \dots + X_k) + X_{k+1} \cup \mathcal{P}(k\mu + \mu)$   
 ou encore  $X_1 + \dots + X_{k+1} \cup \mathcal{P}((k+1)\mu)$ .

(iv) Conclusion  $\forall k \geq 1, \sum_{i=1}^k X_i \cup \mathcal{P}(k\mu)$

⑤ On utilise la FRT avec la SCE:  $\{(N=k), k \in \mathbb{N}\}$   
 Alors,  $\forall n \in \mathbb{N}^*$ ,

$$\begin{aligned} P(X=n) &= \sum_{k=0}^{\infty} P[(X=n) \cap (N=k)] = \sum_{k=0}^{\infty} \underbrace{P(X=n) \cdot P(N=k)}_{=0 \text{ si } k=0} \\ &= \sum_{k=1}^{\infty} P(X_1 + \dots + X_k = n) \cdot P(N=k) \\ &= \sum_{k=1}^{\infty} e^{-\lambda k} \frac{(\lambda k)^n}{n!} e^{-\lambda} \frac{\lambda^k}{k!} \quad \text{car } X_1 + \dots + X_k \cup \mathcal{P}(k\mu) \end{aligned}$$

Conclusion  $\forall n \in \mathbb{N}^*, P(X=n) = \sum_{k=1}^{\infty} \frac{\lambda^k (\lambda k)^n}{k! \cdot n!} e^{-(\lambda + \lambda k)}$

⑥ On nous demande d'admettre l'existence de  $E(X)$   
 et on nous autorise les interversions de sommes...  
 Soit,

$$\begin{aligned} E(X) &= \sum_{n=0}^{\infty} n P(X=n) = \sum_{n=1}^{\infty} \lambda \sum_{k=1}^{\infty} \frac{\lambda^k (\lambda k)^{n-1}}{k! \cdot n!} e^{-(\lambda + \lambda k)} \\ &= \sum_{k=1}^{\infty} \frac{\lambda^k}{k!} e^{-(\lambda + \lambda k)} \cdot \lambda k \sum_{n=1}^{\infty} \frac{(\lambda k)^{n-1}}{(n-1)!} \\ &= \sum_{k=1}^{\infty} \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda} (\lambda k) \underbrace{\sum_{i=0}^{\infty} \frac{(\lambda k)^i}{i!}}_{= e^{\lambda k}} \\ &= e^{-\lambda} \lambda \sum_{k=1}^{\infty} \frac{\lambda^{k-1}}{(k-1)!} = e^{-\lambda} \lambda \sum_{j=0}^{\infty} \frac{\lambda^j}{j!} = e^{-\lambda} \lambda e^{\lambda} = \lambda \end{aligned}$$

Conclusion  $E(X) = \lambda$

⑦  $P(X=0) = \sum_{k=0}^{\infty} P(X=0, N=k)$   
 $= \underbrace{P(N=0)}_{=1} P(X=0) + \sum_{k=1}^{\infty} \underbrace{P(N=k)}_{=0} P(X=0) \cdot P(N=k)$   
 $= e^{-\lambda} + \sum_{k=1}^{\infty} P(X_1 + \dots + X_k = 0) \cdot P(N=k)$

$$\begin{aligned} \text{Soit } P(X=0) &= e^{-\lambda} + \sum_{k=1}^{\infty} e^{-\lambda k} \cdot e^{-\lambda} \frac{\lambda^k}{k!} \\ &= e^{-\lambda} + e^{-\lambda} \sum_{k=1}^{\infty} \frac{(\lambda e^{-\lambda})^k}{k!} \\ &= e^{-\lambda} + e^{-\lambda} (e^{\lambda e^{-\lambda}} - 1) = e^{-\lambda + \lambda e^{-\lambda}} \end{aligned}$$

Conclusion  $P(X=0) = e^{\lambda(e^{-\lambda} - 1)}$

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

Donc, d'après (5):  $P(X=n) = \frac{\lambda^n e^{-\lambda}}{n!} f_n(\lambda e^{-\lambda}), \forall n \in \mathbb{N}^*$

(8)  $f_0(x) = \sum_{k=1}^{\infty} \frac{x^k}{k!} = e^x - 1$

$f_1(x) = \sum_{k=1}^{\infty} k \frac{x^k}{k!} = x \sum_{k=1}^{\infty} \frac{x^{k-1}}{(k-1)!} = x \sum_{i=0}^{\infty} \frac{x^i}{i!} = x e^x$

(9)  $\forall n \in \mathbb{N}, \forall x \in \mathbb{R},$

$$\begin{aligned} f_{n+1}(x) &= \sum_{k=1}^{\infty} k^{n+1} \frac{x^k}{k!} = x + \sum_{k=2}^{\infty} k^{n+1} \frac{x^k}{k!} \\ &= x + \sum_{l=1}^{\infty} (l+1)^n \cdot \frac{x^{l+1}}{l!} = x + x \sum_{l=1}^{\infty} (l+1)^n \frac{x^l}{l!} \\ &= x + x \sum_{i=0}^n \binom{n}{i} \sum_{l=1}^{\infty} l^i \frac{x^l}{l!} \\ & \qquad \qquad \qquad = \sum_{i=0}^n \binom{n}{i} x^i l^i \end{aligned}$$

Conclusion  $\forall n \in \mathbb{N}, \forall x \in \mathbb{R}, f_{n+1}(x) = x + \sum_{i=0}^n x \binom{n}{i} f_i(x)$

(10)  $f_2(x) = x + \sum_{i=0}^1 x \binom{1}{i} f_i(x) = x + x f_0(x) + x f_1(x)$   
 $= x(x + e^x - 1 + x e^x)$

Conclusion  $f_2(x) = x(1+x)e^x$

(11) On raisonne en appliquant le principe de récursivité.

```

def f(n:int, a:float) -> float:
    if n == 0:
        return exp(a) - 1
    elif n == 1:
        return a * exp(a)
    else:
        s = a
        for i in range(n):
            s += a * binom(n-1, i) * f(i, a)
        return s
    
```

(12) on applique le résultat obtenu en (7).

```

def probX(n:int, l, m:float) -> float:
    if n == 0:
        return exp(l * (exp(-m) - 1))
    else:
        return m * n * exp(-l) * f(n, l * exp(-m)) / factorial(n)
    
```

Remarque : on peut tester cette fonction en rappelant que :

$$E(X) = \sum_{n=1}^{\infty} n P(X=n) = \lambda \mu.$$

Preons  $\lambda = 3$  et  $\mu = 2$ , alors :

$\Rightarrow$  sum([n \* probX(n, 3, 2) for n in range(25)])

renvoie : 5,98  $\approx$  3 \* 2 = 6.

(pas trop grand...  
attention au  $\binom{n}{i}$ ...)