

Exercice 114

- ① il s'agit d'une répétition d'épreuves de Bernoulli indépendantes de même paramètre $p \in]0,1[$.
 X est égale au rang du 1^{er} succès.

Conclusion $X \sim \text{Gy}(p)$; $E(X) = \frac{1}{p}$; $V(X) = \frac{p}{p^2}$

- ② On modélise successivement le nombre d'essais du chien A puis le nombre de succès du chien B au cours de X répétitions d'épreuves de Bernoulli de même paramètre p .
Soit:

```
def Essais (p: float) -> tuple:
    X = 1
    while rand.random() > p:
        X += 1
    Y = 0
    for k in range(X):
        if rand.random() <= p:
            Y += 1
    return (X, Y)
```

- ③ On reconnaît un schéma binomial. ($n \in \mathbb{N}^*$)

Défini:

$$P_{(X=n)}(Y=k) = \begin{cases} 0 & \text{si } k > n \\ \binom{n}{k} p^k q^{n-k} & \text{si } 0 \leq k \leq n \end{cases}$$

- ④ Admis: $\forall k \in \mathbb{N}$, $\forall x \in]-1,1[$, $\sum_{n \geq k} \binom{n}{k} x^{n-k}$ converge
et $\sum_{n=k}^{\infty} \binom{n}{k} x^{n-k} = \frac{1}{(1-x)^{k+1}}$

a) Soit $k \in \mathbb{N}^*$. On utilise le S.C.E. $\{(X=n), n \in \mathbb{N}^*\}$ et la formule des Probabilités Totales.

$$P(Y=k) = \sum_{n=1}^{\infty} P(Y=k, N=n)$$

Soit :

$$\begin{aligned} P(Y=k) &= \sum_{n=k}^{\infty} P(Y=k, X=n) = \sum_{n=k}^{\infty} P_{(X=n)}(Y=k) \cdot P(X=n) \\ &= \sum_{n=k}^{\infty} \binom{n}{k} p^k q^{n-k} p q^{n-1} \\ &= p^{k+1} \sum_{n=k}^{\infty} q^{n-k-1} = p^{k+1} \sum_{n=k}^{\infty} q^{n-k} \cdot q^{k-1} \\ &= p^{k+1} q^{k-1} \sum_{n=k}^{\infty} (q^2)^{n-k} = \frac{p^{k+1} q^{k-1}}{(1-q^2)^{k+1}} \quad (\text{Admis}) \\ &= \frac{q^{k-1}}{(1+q)^{k+1}} \quad \text{puisque } 1-q^2 = (1-q)(1+q) = p(1+q) \end{aligned}$$

Par ailleurs $P(Y=0) = \sum_{n=1}^{\infty} P_{(X=n)}(Y=0) P(X=n)$ (toujours la PFT...)

$$\begin{aligned} &= \sum_{n=1}^{\infty} q^n p q^{n-1} = p \sum_{n=1}^{\infty} q^n \\ &= \frac{p}{q} \left(\frac{1}{1-q^2} - 1 \right) = \frac{p}{q} \frac{1 - 1 + q^2}{p(1+q)} \\ &= \frac{p \cdot q^2}{pq(1+q)} = \frac{q}{1+q} \end{aligned}$$

Conclusion

$$P(Y=0) = \frac{q}{1+q} ; P(Y=k) = \frac{q^{k-1}}{(1+q)^{k+1}} \quad \forall k \in \mathbb{N}^*$$

⚠ il est toujours bon de vérifier (si on a le temps...)

$$\begin{aligned} P(Y=0) + \sum_{k=1}^{\infty} P(Y=k) &= \frac{q}{1+q} + \frac{1}{(1+q)^2} \sum_{k=1}^{\infty} \left(\frac{q}{1+q} \right)^{k-1} \\ &= \frac{q}{1+q} + \frac{1}{(1+q)^2} \frac{1}{1 - \frac{q}{1+q}} = \frac{q}{1+q} + \frac{1}{(1+q)^2} (1+q) \\ &= \frac{q}{1+q} + \frac{1}{1+q} = \frac{1+q}{1+q} = 1 \quad \square \end{aligned}$$

b) on exploite la fonction 'Essais ()' et on estime $E(Y)$ en appliquant la loi faible des grands nombres, c'est-à-dire en calculant la moyenne empirique d'un n -échantillon (n grand) de la variable aléatoire Y .

```

def estimEspY(p, m=10000):
    S = 0
    for k in range(m):
        S += Essai(p)[1]
    return S/m

```

Remarque Des appels successifs de cette fonction laissent penser que $E(Y) = 1$ quel que soit la valeur de $p \in]0, 1[\dots$

(c) $E(Y)$? $\sum_{k \geq 1} k P(Y=k) = \sum_{k \geq 1} k \frac{q^{k-1}}{(1+q)^{k+1}}$
 cette série est de même nature que:

$$\sum_{k \geq 1} k \left(\frac{q}{1+q} \right)^{k-1} \text{ qui converge car } 0 < \frac{q}{1+q} < 1.$$

Donc $E(Y)$ existe et,

$$\begin{aligned}
 E(Y) &= 0 \cdot P(Y=0) + \sum_{k=1}^{\infty} k P(Y=k) \\
 &= \frac{1}{(1+q)^2} \sum_{k=1}^{\infty} k \left(\frac{q}{1+q} \right)^{k-1} = \frac{1}{(1+q)^2} \frac{1}{\left(1 - \frac{q}{1+q}\right)^2} \\
 &= \frac{1}{(1+q)^2} (1+q)^2 = 1.
 \end{aligned}$$

Conclusion $E(Y)$ existe et $E(Y) = 1 \quad \forall p \in]0, 1[.$

Remarque on admet par la suite que $V(Y)$ existe et $V(Y) = 2q$.

(5) a) c'est une question classique ...

Si $k > n \geq 1$, $P(X=n, Y=k) = 0$

alors que: $P(X=n) = p \cdot q^{n-1}$ et $P(Y=k) = \frac{q^{k-1}}{(1+q)^{k+1}}$

Donc $P(X=n, Y=k) = 0 \neq P(X=n) \cdot P(Y=k)$ si $k > n \geq 1$.

Conclusion X et Y ne sont pas indépendantes

le cours enseigne que X et Y indépendantes $\Rightarrow \text{cov}(X, Y) = 0$
 Je est impossible d'affirmer que $\text{cov}(X, Y) \neq 0$.

b) $E(X \cdot Y)$? On étudie $\sum_{n \geq 1} \sum_{k \geq 0} k n P(X=n, Y=k)$

Soit

$$\sum_{n \geq 1} \sum_{k=0}^n k n \binom{n}{k} p^k q^{n-k} p q^{n-1}$$

$P_{(X=n)}(Y=k) \cdot P(X=n)$
 si $0 \leq k \leq n$.

$$= \sum_{n \geq 1} \sum_{k=0}^n k n \binom{n}{k} p^{k+1} q^{n-k-1}$$

$$= \sum_{n \geq 1} n^2 \sum_{k=1}^n \binom{n-1}{k-1} p^{k+1} q^{n-k-1} \quad \downarrow i=k-1$$

$$= \sum_{n \geq 1} n^2 \sum_{i=0}^{n-1} \binom{n-1}{i} p^{i+2} q^{n-(i+1)-1}$$

$$= \sum_{n \geq 1} n^2 p^2 \sum_{i=0}^{n-1} \binom{n-1}{i} (p q)^i (q^2)^{n-1-i} = q^{2(n-1)-2} = q^{2(n-1)-2} = q^{2(n-1)-2} \cdot q^2$$

$$= \sum_{n \geq 1} n^2 p^2 (p q + q^2)^{n-1} = \sum_{n \geq 1} n^2 p^2 \cdot q^{n-1} = q(p+q) = q$$

Cette série est de même nature que $\sum_{n \geq 1} n^2 q^{n-1}$ qui converge car $|q| < 1$ (q cours S.N.)

Donc $E(X \cdot Y)$ existe et

$$E(X \cdot Y) = p^2 \sum_{n=1}^{\infty} n^2 q^{n-1} = p^2 \left[\sum_{n=1}^{\infty} n(n-1) q^{n-1} + \sum_{n=1}^{\infty} n q^{n-1} \right]$$

$$= p^2 \left[q \frac{2}{(1-q)^3} + \frac{1}{(1-q)^2} \right] = \frac{2q}{1-q} + 1 \quad \text{car } 1-q=p$$

$$= \frac{2q + 1 - q}{1-q} = \frac{1+q}{1-q}$$

c) on en déduit que:

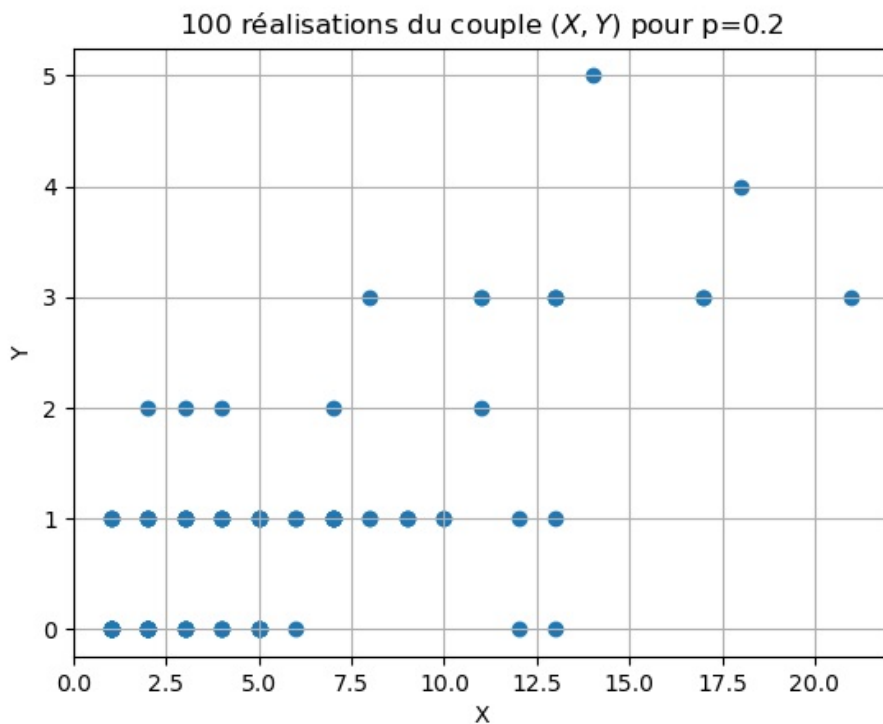
$$\text{Cov}(X, Y) = E(X \cdot Y) - E(X) \cdot E(Y) = \frac{1+q}{1-q} - \frac{1}{p}$$

Conclusion

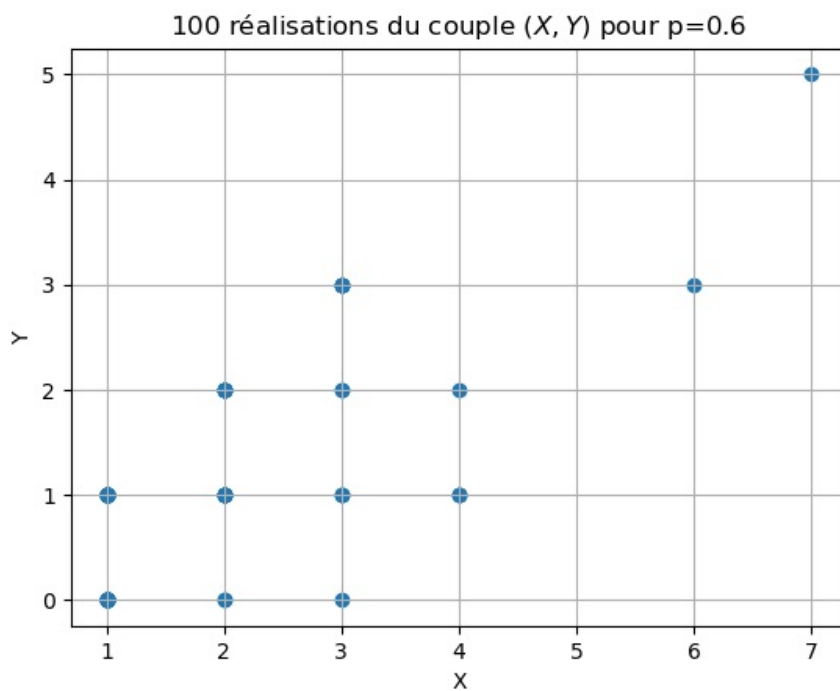
$$\text{Cov}(X, Y) = \frac{1+q-1}{p} = \frac{q}{p}$$

$$\text{Et donc } \rho = \frac{\text{Cov}(X, Y)}{\sqrt{V(X)} \sqrt{V(Y)}} = \frac{q}{p} \cdot \frac{1}{\sqrt{p} \sqrt{q}} = \frac{q}{p} \frac{p}{q \sqrt{2}} = \frac{1}{\sqrt{2}}$$

d) Confirmation graphique:



le calcul du
coefficient de
corrélation
Rho
 $\rho = 0.70$



le calcul du
coefficient de
corrélation
rho:

$$\rho = 0,69$$