

I) Exercices sur les variables aléatoires discrètes:ex 1:

1)  $X \sim \mathcal{G}(p)$

$X: \Omega \rightarrow \mathbb{N}^*$

$\forall k \in \mathbb{N}^*, \mathbb{P}(X=k) = (1-p)^{k-1} \cdot p$

2)

\* ex 1: On lance 1 pièce jusqu'à ce qu'elle tombe sur pile. $X$  qui représente le nombre de lancers nécessaires pour obtenir pile suit 1 loi géométrique de paramètre  $\frac{1}{2}$ 

$\forall k \in \mathbb{N}^*, \mathbb{P}(X=k) = \left(\frac{1}{2}\right)^{k-1} \cdot \frac{1}{2} = \frac{1}{2^k}$

\* ex 2: On lance 1 dé jusqu'à faire le chiffre "6" $Y$  qui représente le nombre de lancers nécessaires pour obtenir le chiffre "6" suit 1 loi géométrique de paramètre  $\frac{1}{6}$ .

$\forall k \in \mathbb{N}^*, \mathbb{P}(Y=k) = \left(\frac{5}{6}\right)^{k-1} \cdot \frac{1}{6} = \frac{5^{k-1}}{6^k}$

$$\begin{aligned}
 3) \mathbb{E}[X] &= \sum_{k=1}^{+\infty} k \cdot \mathbb{P}(X=k) = \sum_{k=1}^{+\infty} k \cdot (1-p)^{k-1} \cdot p \\
 &= \sum_{k=0}^{+\infty} k \cdot (1-p)^{k-1} \cdot p \\
 &= p \cdot \sum_{k=0}^{+\infty} k \cdot (1-p)^{k-1}
 \end{aligned}$$

On sait que:  $\sum_{k=0}^{+\infty} (1-p)^k = \frac{1}{1-(1-p)}$  pour  $|1-p| < 1$

$\sum_{k=0}^{+\infty} (1-p)^k = \frac{1}{p}$

On dérive par rapport à  $p$ , on obtient:  $\left(\frac{1}{p}\right)' = \sum_{k=0}^{+\infty} \left((1-p)^k\right)'$

$\Leftrightarrow \frac{-1}{p^2} = \sum_{k=0}^{+\infty} k \cdot -1 \cdot (1-p)^{k-1}$

$\Leftrightarrow \frac{1}{p^2} = \sum_{k=0}^{+\infty} k (1-p)^{k-1}$

d'où:  $\underline{\mathbb{E}[X]} = p \cdot \frac{1}{p^2} = \underline{\frac{1}{p}}$

ex 5:

1) Soit  $X$  et  $Y$ , 2 variables aléatoires

$$\text{cov}(X; Y) = E[(X - E[X])(Y - E[Y])] = E[XY] - E[X] \cdot E[Y]$$

$$2) V[X+Y] = V[X] + V[Y] + 2\text{cov}(X; Y)$$

$$3) \text{cor}(X; Y) = \frac{\text{cov}(X; Y)}{\sqrt{V[X]} \sqrt{V[Y]}}$$

$$4) \text{cor}(X; Y) \in [-1; 1]$$

[La corrélation entre 2 variables aléatoires est l'intensité de la relation entre les 2 variables]

- Le coefficient de corrélation de Pearson mesure le degré de dépendance linéaire entre les 2 variables.

- Si  $\text{cor}(X; Y)$  proche de  $-1$ ,  $Y$  peut s'exprimer comme une fonction affine décroissante de  $X$

[et  $X$  peut aussi s'exprimer comme une fonction affine décroissante de  $Y$  puisque:  $Y = aX + b$  avec  $a < 0$

- Si  $\text{cor}(X; Y)$  proche de  $1$ ,  $Y$  peut s'exprimer comme une fonction affine croissante de  $X$

$Y = aX + b$  avec  $a > 0$

[et  $X$  peut aussi s'exprimer comme une fonction affine croissante de  $Y$  puisque:  $X = \frac{1}{a}Y + \frac{b}{a}$  avec  $\frac{1}{a} > 0$ ]

5) Si  $X$  et  $Y$  sont indépendantes alors:  $\text{cov}(X; Y) = 0$

- Si  $\text{cov}(X; Y) = 0$ , on peut juste conclure que:  $\text{cor}(X; Y) = \frac{\text{cov}(X; Y)}{\sqrt{V[X]} \sqrt{V[Y]}} = 0$

donc qu'il n'existe pas de dépendance linéaire entre les 2 variables

mais on ne peut pas en déduire qu'elles sont indépendantes

ex 6:  $X: \Omega \rightarrow \mathbb{N}$  $Y: \Omega \rightarrow \mathbb{N}$ 

$$\forall k \in \mathbb{N}, P(X=k) = P(Y=k) = p(1-p)^k$$

$$U = \max(X; Y) \text{ et } V = \min(X; Y)$$

$$1) * \text{ loi de } (U; V): (U; V): \Omega \rightarrow \{(u; v) \in \mathbb{N}^2 / u \geq v\}$$

$$\begin{aligned} \text{Soit } k \in \mathbb{N}, P(U=k, V=k) &= P(\max(X; Y)=k, \min(X; Y)=k) = P(X=k, Y=k) \\ &= P(X=k) \cdot P(Y=k) \text{ car } X \text{ et } Y \text{ sont indépendantes} \\ &= p^2 (1-p)^{2k} \end{aligned}$$

$$2) \text{ Soit } k \in \mathbb{N}, l \in \mathbb{N}, k > l$$

$$P(U=k, V=l) = P(\max(X; Y)=k, \min(X; Y)=l) = P(X=k, Y=l) + P(Y=k, X=l)$$

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(V=k, V=l) &= \mathbb{P}(X=k) \cdot \mathbb{P}(Y=l) + \mathbb{P}(Y=k, X=l) \\ &= p^2 (1-p)^{k+l} + p^2 (1-p)^{k+l} = \underline{2p^2 (1-p)^{k+l}} \end{aligned}$$

2) la marginale de V:

$$\begin{aligned} \forall k \in \mathbb{N}, \mathbb{P}(V=k) &= \sum_{l=0}^k \mathbb{P}(V=k, V=l) = \sum_{l=0}^{k-1} \mathbb{P}(V=k, V=l) + \mathbb{P}(V=k, V=k) \\ &= \sum_{l=0}^{k-1} 2p^2 (1-p)^{k+l} + p^2 (1-p)^{2k} \\ &= 2p^2 (1-p)^k \sum_{l=0}^{k-1} (1-p)^l + p^2 (1-p)^{2k} \\ &= 2p^2 (1-p)^k \frac{1 - (1-p)^k}{1 - (1-p)} + p^2 (1-p)^{2k} \\ &= 2p^2 (1-p)^k \frac{1 - (1-p)^k}{p} + p^2 (1-p)^{2k} \\ &= 2p (1-p)^k [1 - (1-p)^k] + p^2 (1-p)^{2k} \\ &= 2p (1-p)^k - 2p (1-p)^{2k} + p^2 (1-p)^{2k} \\ &= (1-p)^k [2p - 2p (1-p)^k + p^2 (1-p)^k] \\ &= p (1-p)^k [2 - 2(1-p)^k + p (1-p)^k] = \underline{p (1-p)^k [2 + (1-p)^k (p-2)]} \end{aligned}$$

$$3) \mathbb{P}(V=n) = p (1-p)^{2n} (2-p)$$

\*  $W = V+1$  suit la géométrie:

$$\begin{aligned} W: \Omega \rightarrow \mathbb{N}^* \\ \text{soit } n \in \mathbb{N}^*, \mathbb{P}(W=n) &= \mathbb{P}(V+1=n) = \mathbb{P}(V=n-1) = p (1-p)^{2(n-1)} (2-p) \\ &= [(1-p)^2]^{n-1} \cdot p (2-p) \\ &= [(1-p)^2]^{n-1} \cdot (2p - p^2) \\ &= [(1-p)^2]^{n-1} \cdot [1 - (1-p)^2] \end{aligned}$$

$$\text{donc: } W \sim \mathcal{G}(1 - (1-p^2)) = \mathcal{G}(2p - p^2) = \mathcal{G}(p(2-p))$$

\* On déduit l'espérance de V:

$$\mathbb{E}[W] = \frac{1}{p(2-p)} \Leftrightarrow \mathbb{E}[V+1] = \frac{1}{p(2-p)} \Leftrightarrow \mathbb{E}[V] + 1 = \frac{1}{p(2-p)}$$

$$\Rightarrow \underline{E[V]} = \frac{1}{p(2-p)} - 1 = \frac{1-2p+p^2}{p(2-p)} = \frac{(p-1)^2}{p(2-p)}$$

$$4) P(U=0, V=0) = p^2$$

$$\left. \begin{aligned} P(U=0) &= p[2+p-2] = p^2 \\ P(V=0) &= p(2-p) = 2p-p^2 \end{aligned} \right\} P(U=0) \cdot P(V=0) = 2p^3 - p^4$$

Si  $U$  et  $V$  étaient indépendantes, on aurait:  $P(U=0, V=0) = P(U=0) \cdot P(V=0)$

$$\Leftrightarrow p^2 = 2p^3 - p^4$$

$$\Leftrightarrow p^2 - 2p^3 + p^4 = 0$$

$$\Leftrightarrow p^2 (1 - 2p + p^2) = 0$$

$$\Leftrightarrow p^2 (p-1)^2 = 0$$

$$\Leftrightarrow p=0 \text{ ou } p=1$$

donc  $U$  et  $V$  ne sont pas indépendantes.

ex 7:

1) 2 événements  $A$  et  $B$  sont indépendants  
si:  $P(A \cap B) = P(A) \cdot P(B)$

2) 2 événements sont disjoints  
si:  $A \cap B = \emptyset$

\* sont-ils indépendants?

Soient  $A$  et  $B$ , 2 événements disjoints

$$\text{on a: } P(A \cap B) = 0$$

Si  $P(A) \neq 0$  et  $P(B) \neq 0$  alors  $P(A \cap B) \neq P(A) \cdot P(B)$

donc: Si  $P(A) \neq 0$  et  $P(B) \neq 0$  alors  $A$  et  $B$  ne sont pas indépendants

3) Si  $X$  et  $Y$  sont indépendants, alors:

$$\forall x \in X(\Omega), \forall y \in Y(\Omega), P(X=x, Y=y) = P(X=x) \cdot P(Y=y)$$

donc, dans ce cas, connaître les lois marginales de  $X$  et de  $Y$  permet de connaître la loi de  $(X, Y)$ .



ex 8:

$$h(X) = - \sum_{k \in X(\Omega)} P(X=k) \cdot \frac{\ln(P(X=k))}{\ln(2)} = - \sum_{k \in X(\Omega)} \frac{P(X=k) \cdot \ln(P(X=k))}{\ln 2}$$

1) \* loi de X:

$$X: \Omega \rightarrow \{\text{Bleu; Rouge; vert; jaune}\}$$

$$P(X = \text{Rouge}) = \frac{8}{16} = \frac{1}{2} \Rightarrow \ln(P(X = \text{Rouge})) = -\ln 2$$

$$P(X = \text{Bleu}) = \frac{4}{16} = \frac{1}{4} \Rightarrow \ln(P(X = \text{Bleu})) = -\ln 4 = -2\ln 2$$

$$P(X = \text{vert}) = \frac{2}{16} = \frac{1}{8} \Rightarrow \ln(P(X = \text{vert})) = -\ln 8 = -3\ln 2$$

$$P(X = \text{jaune}) = \frac{2}{16} = \frac{1}{8} \Rightarrow \ln(P(X = \text{jaune})) = -3\ln 2$$

$$\begin{aligned} * h(X) &= - \frac{\frac{1}{2} \cdot -\ln 2 + \frac{1}{4} \cdot -2\ln 2 + \frac{1}{8} \cdot -3\ln 2 + \frac{1}{8} \cdot -3\ln 2}{\ln 2} = - \left( \frac{-1}{2} - \frac{2}{4} - \frac{3}{8} - \frac{3}{8} \right) \\ &= \left( \frac{1}{2} + \frac{1}{2} + \frac{3}{4} \right) = \frac{7}{4} = \underline{1,75} \end{aligned}$$

3)

\* loi de M:  $M: \Omega \rightarrow \{1; 2; 3\}$

$$P(M=1) = \frac{1}{4}$$

$$P(M=2) = \frac{3}{4} \cdot \frac{1}{3} = \frac{1}{4}$$

$$P(M=3) = 1 - P(M=1) - P(M=2) = \frac{1}{2}$$

$$* E[M] = \sum_{k=1}^3 k \cdot P(M=k) = \frac{1}{4} + 2 \cdot \frac{1}{4} + 3 \cdot \frac{1}{2} = \frac{1}{4} + \frac{1}{2} + \frac{3}{2} = \frac{9}{4} = \underline{2,25}$$

[ Si on répète l'expérience 1. grand nombre de fois, il faudra en moyenne 2,25 questions à 1 enfant pour trouver la couleur de la balle. ]

\* loi de N:  $N: \Omega \rightarrow \{1; 2; 3\}$

$$P(N=1) = P(N=1, M=1) + P(N=1, M=2) + P(N=1, M=3)$$

Où par  $R_3$  l'événement "la réponse à la 3<sup>è</sup> question a été 'OUI'".

$$= P(N=1, M=1) + P(N=1, M=2) + P(N=1, R_3)$$

$$= P(N=1|M=1) \cdot P(M=1) + P(N=1|M=2) \cdot P(M=2) + P(N=1|R_3) \cdot P(R_3)$$

$$= \frac{1}{3} \cdot \frac{1}{4} + \frac{1}{3} \cdot \frac{1}{4} + \frac{1}{3} \cdot \left( \frac{3}{4} \cdot \frac{2}{3} \cdot \frac{1}{2} \right)$$

$$= \frac{1}{3} \cdot \frac{1}{4} + \frac{1}{3} \cdot \frac{1}{4} + \frac{1}{3} \cdot \frac{1}{4} = \frac{1}{4}$$

$$\begin{aligned}
 \underline{P(N=2)} &= P(N=2, M=1) + P(N=2, M=2) + P(N=2, M=3) \\
 &= P(N=2|M=1) \cdot P(M=1) + P(N=2|M=2) \cdot P(M=2) + P(N=2, R_3) \\
 &= \frac{2}{3} \cdot \frac{1}{2} \cdot \frac{1}{4} + \frac{2}{3} \cdot \frac{1}{2} \cdot \frac{1}{4} + P(N=2|R_3) \cdot P(R_3) \\
 &= \frac{1}{3} \cdot \frac{1}{4} + \frac{1}{3} \cdot \frac{1}{4} + \frac{2}{3} \cdot \frac{1}{2} \cdot \left( \frac{3}{4} \cdot \frac{2}{3} \cdot \frac{1}{2} \right) \\
 &= \frac{1}{3} \cdot \frac{1}{4} + \frac{1}{3} \cdot \frac{1}{4} + \frac{1}{3} \cdot \frac{1}{4} + \frac{1}{3} \cdot \frac{1}{4} \\
 &= \frac{1}{4} \\
 \underline{P(N=3)} &= 1 - P(N=1) - P(N=2) = \frac{1}{2}
 \end{aligned}$$

\* N est de même loi que M donc :  $\underline{E[N]} = E[M] = \frac{9}{4} = 2,25$

3)  $E[M] = E[N] > h(X)$

car  $h(X)$  calcule le nombre moyen de questions nécessaires pour deviner la couleur de la balle en partant du principe que l'enfant sait qu'il y a une majorité de balles rouges.

En choisissant, la première question qu'il posera sera "Est-ce une balle rouge" et la deuxième sera "Est-ce une balle bleue" ce qui augmentera ses chances de trouver plus rapidement la couleur de la balle.

[Dans le contexte de l'exercice, l'enfant ne connaît pas la répartition des balles, il sait juste qu'elles sont de 4 couleurs différentes]

ex 13:

$X \sim \mathcal{B}(n, p) \Leftrightarrow X: \Omega \rightarrow \llbracket 0, n \rrbracket$

$\forall k \in \llbracket 0, n \rrbracket, P(X=k) = \binom{n}{k} p^k (1-p)^{n-k} = \frac{n!}{k!(n-k)!} p^k (1-p)^{n-k}$

$\underline{E[X]} = \sum_{k \in X(\Omega)} k \cdot P(X=k) = \sum_{k=0}^n k \cdot \frac{n!}{k!(n-k)!} p^k (1-p)^{n-k} = \sum_{k=1}^n k \cdot \frac{n!}{k!(n-k)!} p^k (1-p)^{n-k}$

[On pose  $l = k-1$ ]

$= \sum_{l=0}^{n-1} \frac{n!}{l!(n-l-1)!} p^{l+1} (1-p)^{n-l-1}$

$= \sum_{l=0}^{n-1} \frac{n \cdot (n-1)!}{l!((n-1)-l)!} p \cdot p^l (1-p)^{(n-1)-l}$

$= np \cdot \sum_{l=0}^{n-1} \frac{(n-1)!}{l!((n-1)-l)!} p^l (1-p)^{(n-1)-l}$

$= np \cdot \sum_{l=0}^{n-1} \binom{n-1}{l} p^l (1-p)^{(n-1)-l} = np \cdot (p + (1-p))^{n-1} = np \cdot 1^{n-1} = \underline{np}$

On a utilisé la formule du binôme de Newton:  $(a+b)^n = \sum_{k=0}^n \binom{n}{k} a^k b^{n-k}$

$$\Rightarrow (a+b)^{n-1} = \sum_{k=0}^{n-1} \binom{n-1}{k} a^k b^{(n-1)-k}$$

## II) Exercices sur les variables aléatoires continues:

ex 1:

$$X \sim \mathcal{N}(0; 1)$$

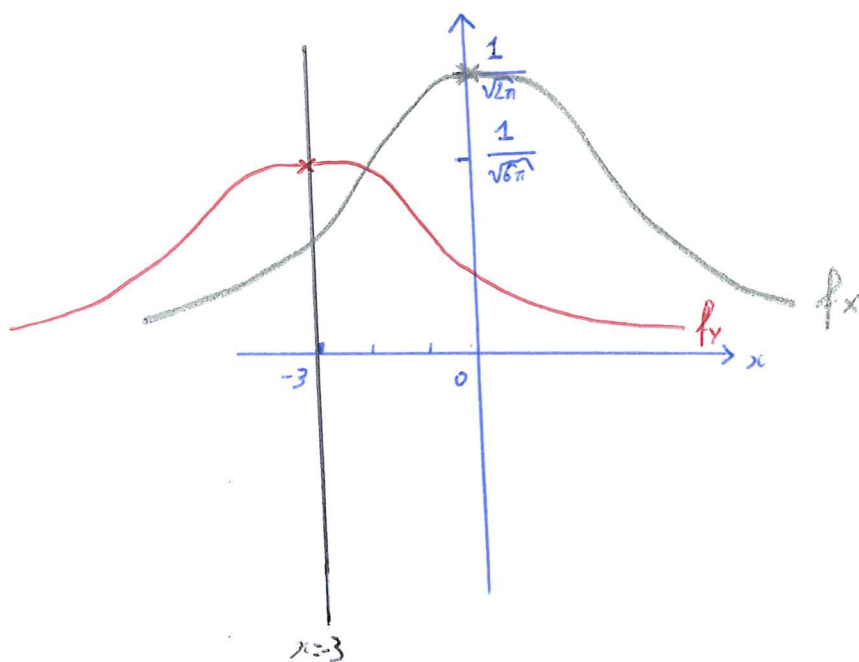
$$Y \sim \mathcal{N}(-3; 10)$$

$$1) aY+b \sim \mathcal{N}(-3a+b; 10a^2), \forall (a,b) \in \mathbb{R}^2$$

$$aY+b \sim \mathcal{N}(0; 1) \Leftrightarrow \begin{cases} -3a+b=0 \\ 10a^2=1 \end{cases} \Leftrightarrow \begin{cases} b=3a \\ a^2=\frac{1}{10} \end{cases} \Leftrightarrow \begin{cases} a=\frac{1}{\sqrt{10}} \text{ et } b=\frac{1}{3\sqrt{10}} \\ \text{ou} \\ a=-\frac{1}{\sqrt{10}} \text{ et } b=-\frac{1}{3\sqrt{10}} \end{cases}$$

$$S = \left\{ \left( \frac{-1}{\sqrt{10}}; \frac{-1}{3\sqrt{10}} \right); \left( \frac{1}{\sqrt{10}}; \frac{1}{3\sqrt{10}} \right) \right\}$$

2)



$$f_X(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}}$$

$$f_Y(x) = \frac{1}{\sqrt{10\pi}} e^{-\frac{1}{2} \cdot \frac{(x+3)^2}{10}}$$

ex 3:

$$1) X \sim \mathcal{E}(\lambda)$$

$$f_X(x) = \lambda e^{-\lambda x} \mathbb{I}_{[0; +\infty[}(x)$$

$$2) \mathbb{E}[X] = \int_{-\infty}^{+\infty} x f_X(x) dx = \int_{-\infty}^{+\infty} x \lambda e^{-\lambda x} \mathbb{I}_{[0; +\infty[}(x) dx = \int_0^{+\infty} \lambda x e^{-\lambda x} dx \quad [\text{Irr}]$$

On intègre par parties:  $u' = \lambda e^{-\lambda x} \Rightarrow u = -e^{-\lambda x}$

$v = x \Rightarrow v' = 1$

$$\begin{aligned}\underline{E[X]} &= \left[ -x e^{-\lambda x} \right]_0^{+\infty} - \int_0^{+\infty} -e^{-\lambda x} dx \\ &= \lim_{\lambda \rightarrow +\infty} \underbrace{-\frac{x}{e^{\lambda x}}}_0 + \int_0^{+\infty} e^{-\lambda x} dx = \int_0^{+\infty} e^{-\lambda x} dx = \left[ \frac{e^{-\lambda x}}{\lambda} \right]_0^{+\infty} = \lim_{\lambda \rightarrow +\infty} \underbrace{\frac{-1}{\lambda e^{\lambda x}}}_0 + \frac{1}{\lambda} = \underline{\frac{1}{\lambda}}\end{aligned}$$

$$3) V[X] = E[X^2] - E[X]^2 = E[X^2] - \frac{1}{\lambda^2}$$

$$E[X^2] = \int_{-\infty}^{+\infty} x^2 f_X(x) dx = \int_{-\infty}^{+\infty} x^2 \lambda e^{-\lambda x} \mathbb{1}_{[0; +\infty[}(x) dx = \int_0^{+\infty} x^2 \lambda e^{-\lambda x} dx$$

On intègre par parties:  $u' = \lambda e^{-\lambda x} \Rightarrow u = -e^{-\lambda x}$

$v = x^2 \Rightarrow v' = 2x$

$$E[X^2] = \left[ -x^2 e^{-\lambda x} \right]_0^{+\infty} + \int_0^{+\infty} 2x e^{-\lambda x} dx$$

$$= \lim_{\lambda \rightarrow +\infty} -\frac{x^2}{e^{\lambda x}} + \frac{2}{\lambda} \int_0^{+\infty} x e^{-\lambda x} dx = \frac{2}{\lambda} \int_0^{+\infty} x e^{-\lambda x} dx$$

$$= \frac{2}{\lambda} \cdot E[X] = \frac{2}{\lambda^2}$$

$$\text{donc: } \underline{V[X]} = \frac{2}{\lambda^2} - \frac{1}{\lambda^2} = \underline{\frac{1}{\lambda^2}}$$

Ex 10:

1)  $X \sim \mathcal{U}([a; b])$

$$f_X(x) = \frac{1}{b-a} \mathbb{1}_{[a; b]}(x)$$

$$\begin{aligned}2) \underline{E[X]} &= \int_{-\infty}^{+\infty} x f_X(x) dx = \int_{-\infty}^{+\infty} x \frac{1}{b-a} \mathbb{1}_{[a; b]}(x) dx = \int_a^b \frac{x}{b-a} dx = \left[ \frac{x^2}{2(b-a)} \right]_a^b = \frac{b^2 - a^2}{2(b-a)} \\ &= \underline{\frac{b+a}{2}}\end{aligned}$$

$$3) V[X] = E[X^2] - E[X]^2 = E[X^2] - \left( \frac{b+a}{2} \right)^2 = E[X^2] - \frac{(b+a)^2}{4}$$

$$\begin{aligned}E[X^2] &= \int_{-\infty}^{+\infty} x^2 f_X(x) dx = \int_{-\infty}^{+\infty} x^2 \frac{1}{b-a} \mathbb{1}_{[a; b]}(x) dx = \int_a^b x^2 \frac{1}{b-a} dx = \left[ \frac{x^3}{3(b-a)} \right]_a^b = \frac{b^3 - a^3}{3(b-a)} \\ &= \underline{\frac{b^2 + ab + a^2}{3}}\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}\text{donc: } \underline{V[X]} &= \frac{4(b^2 + ab + a^2) - 3(b+a)^2}{12} = \frac{4b^2 + 4ab + 4a^2 - 3b^2 - 6ab - 3a^2}{12} \\ &= \frac{a^2 + b^2 - 2ab}{12} = \underline{\frac{(a-b)^2}{12}}\end{aligned}$$