

(c)

1) Le résultat du lancer du dé ( $X$ ) n'influence pas la consommation de drogues illégales du lanceur ( $Z$ ).

De même, la consommation de drogue n'influence pas le résultat du lancer du dé.

donc aucune des 2 variables aléatoires discrètes n'influence l'autre.

on a déduit que  $X$  et  $Z$  sont indépendantes.

$$2) \underline{P[Y=1, Z=1]} = P[Z=1, X \leq 4] = P[Z=1] \cdot P[X \leq 4] = p \cdot \frac{4}{6} = \underline{\frac{2p}{3}}$$

car  $X$  et  $Z$  sont indépendantes

$$3) \underline{P[Y=0, Z=0]} = P[Z=0, X \leq 4] = P[Z=0] \cdot P[X \leq 4] = (1-p) \cdot \frac{4}{6} = \frac{2(1-p)}{3} = \underline{\frac{2-2p}{3}}$$

(d)

$$1) \underline{P[Y=0, Z=1]} = P[Z=1, X > 4] = P[Z=1] \cdot P[X > 4] = p \cdot \frac{2}{6} = \underline{\frac{p}{3}}$$

$$2) \underline{P[Y=0]} = P[Y=0, Z=1] + P[Y=0, Z=0] = \underline{\frac{2-p}{3}}$$

$$\underline{P[Y=1]} = 1 - P[Y=0] = 1 - \frac{2-p}{3} = \underline{\frac{1+p}{3}}$$

$Y$  suit donc 1 loi de Bernoulli de paramètre  $\frac{1+p}{3}$

(e) On pose  $N$ , le nb de personnes sur lesquelles l'étude a été réalisée et  $(y_i)_{i=1, \dots, N}$  leurs réponses à la question sur leur consommation de drogues.

Étant donné que l'étude est réalisée sur 1 grand nombre de personnes, on peut estimer  $E[Y]$  par la moyenne des  $y_i$  observés.

$$\text{on: } E[Y] = \underline{\frac{1+p}{3}}$$

donc:  $\frac{\sum_{i=1}^N y_i}{N}$  est 1 estimation de  $\frac{1+p}{3}$

(c)

$$\begin{aligned} 1) \begin{cases} r_1 = \lambda + \mu(p-1) \\ r_2 = \lambda + \mu(p-1)^2 \end{cases} &\Leftrightarrow \begin{cases} p = \lambda + \mu(p-1) \quad (L_1) \\ p^2 - p + 1 = \lambda + \mu(p-1)^2 \quad (L_2) \end{cases} \Leftrightarrow \begin{cases} \lambda + \mu(p-1)^2 = p^2 - p + 1 \quad (L_2) \\ \mu[(p-1)^2 - (p-1)] = p^2 - p + 1 - (L_2 - L_1) \end{cases} \\ &\Leftrightarrow \begin{cases} \lambda + \mu(p-1)^2 = p^2 - p + 1 \\ \mu(p-1)[(p-1) - 1] = (p-1)^2 \end{cases} \Leftrightarrow \begin{cases} \lambda + \mu(p-1)^2 = p^2 - p + 1 \\ \mu = \frac{p-1}{p-2} \end{cases} \end{aligned}$$

$$\Leftrightarrow \begin{cases} \lambda = p^2 - p + 1 - \mu(p-1)^2 \\ \mu = \frac{p-1}{p-2} \end{cases} \Leftrightarrow \begin{cases} \lambda = p^2 - p + 1 - \frac{(p-1)^3}{p-2} = \frac{(p-2)(p^2 - p + 1) - (p-1)^3}{p-2} = \frac{p^3 - 3p^2 + 3p - 2 - (p^3 - 3p^2 + 3p - 1)}{p-2} \\ \mu = \frac{p-1}{p-2} \end{cases}$$

on en déduit  $\lambda = \frac{-1}{p-2}$

donc:  $r_n = \frac{-1}{p-2} + \frac{p-1}{p-2} (p-1)^n = \frac{1}{2-p} + \frac{(1-p)^{n+1}}{2-p} = \frac{1 + (1-p)^{n+1}}{2-p}$

2)  $\lim_{n \rightarrow +\infty} r_n = \frac{1}{2-p}$  car  $(1-p)^{n+1} \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{} 0$  avec  $|1-p| < 1$

d'où:  $r_n \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{} \frac{1}{E[T_1]}$

ex 7:

$Z: \Omega \rightarrow \{0, 1\}$  avec  $P[Z=1]=p$   
 $X: \Omega \rightarrow \llbracket 1, 6 \rrbracket$   
 $Y: \Omega \rightarrow \{0, 1\}$

(a) Le dé n'étant pas truqué, les résultats possibles du lancer sont équiprobables.

on en déduit: quelqu'un 1 la uniform sur  $\llbracket 1, 6 \rrbracket$

\*  $Z$  suit 1 la de Bernoulli de paramètre  $p$ .

(b) On veut montrer que:  $\{Y=1, Z=1\} = \{Z=1, X \leq 4\}$

\* montrer que:  $\{Y=1, Z=1\} \subset \{Z=1, X \leq 4\}$  ① et  $\{Z=1, X \leq 4\} \subset \{Y=1, Z=1\}$  ②

① Si 1 personne consomme des drogues et qu'elle répond "oui", sa réponse est vraie, ce qui implique que le résultat du lancer est  $\leq 4$ .

② Si 1 personne consomme des drogues et que le résultat du lancer est  $\leq 4$ , elle dit la vérité donc elle répondra "oui".



ex 9:  $I = 20$  cartouches  
 N jeux d'utilisation.

pour  $i \in \llbracket 1, 20 \rrbracket$ ,  $T_i: \Omega \rightarrow \{1, 2\}$

avec  $P[T_i = 1] = p$

et  $P[T_i = 2] = 1 - p$

soit  $n \in \llbracket 1, N \rrbracket$ ,  $R_{i,n} = 1$  si  $i$  est remplacé le jeu  $n$   
 0 sinon

(a)

1)  $E[T_i] = 1 \cdot P[T_i = 1] + 2 \cdot P[T_i = 2] = \underline{2 - p}$

2)  $r_2 = E[R_{i,2}] = 1 \cdot P[R_{i,2} = 1] = P[T_i = 1] = p$

$$\begin{aligned} \underline{r_2} = E[R_{i,2}] &= P[R_{i,2} = 1] = P[R_{i,2} = 1, R_{i,1} = 1] + P[R_{i,2} = 1, R_{i,1} = 0] \\ &= P[R_{i,2} = 1 \setminus R_{i,1} = 1] \cdot P[R_{i,1} = 1] + P[R_{i,2} = 1 \setminus R_{i,1} = 0] \cdot P[R_{i,1} = 0] \\ &= P[T_i = 1] \cdot p + 1 \cdot (1 - p) \\ &= \underline{p^2 + 1 - p} \end{aligned}$$

(b) soit  $n \in \llbracket 1, N \rrbracket$

$$\begin{aligned} 1) P[R_{i,n+2} = 1] &= P[R_{i,n+2} = 1, R_{i,n+1} = 1] + P[R_{i,n+2} = 1, R_{i,n+1} = 0] \\ &= P[R_{i,n+2} = 1 \setminus R_{i,n+1} = 1] \cdot P[R_{i,n+1} = 1] + P[R_{i,n+2} = 1 \setminus R_{i,n+1} = 0] \cdot P[R_{i,n+1} = 0] \\ &= P[T_i = 1] \cdot P[R_{i,n+1} = 1] + 1 \cdot P[R_{i,n+1} = 0] \\ &= p \cdot P[R_{i,n+1} = 1] + P[R_{i,n+1} = 0] \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{or: } P[R_{i,n+2} = 0] &= P[R_{i,n+2} = 0, R_{i,n+1} = 1] + P[R_{i,n+2} = 0, R_{i,n+1} = 0] \\ &= P[R_{i,n+2} = 0 \setminus R_{i,n+1} = 1] \cdot P[R_{i,n+1} = 1] + 0 \\ &= P[T_i = 2] \cdot P[R_{i,n+1} = 1] = (1 - p) \cdot P[R_{i,n+1} = 1] \end{aligned}$$

donc:  $\underline{P[R_{i,n+2} = 1] = p \cdot P[R_{i,n+1} = 1] + (1 - p) \cdot P[R_{i,n+1} = 1]}$

2)  $r_{n+2} = E[R_{i,n+2}] = P[R_{i,n+2} = 1]$

$r_{n+2} = E[R_{i,n+2}] = P[R_{i,n+2} = 1]$

$r_n = E[R_{i,n}] = P[R_{i,n} = 1]$

on a deduit:  $\underline{r_{n+2} = p \cdot r_{n+2} + (1 - p) \cdot r_n}$

(5)

$$\mathbb{P}[A=k, B=l] = \mathbb{P}\left[\sum_{i=1}^{24} X_i = k\right] \cdot \mathbb{P}\left[\sum_{i=1}^{24} X_i = l\right] = \mathbb{P}[A=k] \times \mathbb{P}[B=l]$$

$$\begin{aligned} (d) \mathbb{P}[A=5 | J=5] &= \frac{\mathbb{P}[A=5, J=5]}{\mathbb{P}[J=5]} = \frac{\mathbb{P}[A=5, A+B=5]}{\mathbb{P}[J=5]} = \frac{\mathbb{P}[A=5, B=0]}{\mathbb{P}[J=5]} = \frac{\mathbb{P}[A=5] \cdot \mathbb{P}[B=0]}{\mathbb{P}[J=5]} \\ &= \frac{e^{-24h^2} \frac{(24h^2)^5}{5!} \cdot e^{-24h^2}}{e^{-24h^2} \frac{(24h^2)^5}{5!}} \\ &= \frac{1}{2^5} \end{aligned}$$

$$(e) Z: \Omega \longrightarrow \llbracket 1, 25 \rrbracket$$

$$\begin{aligned} 1) \text{ soit } k \in \llbracket 1, 24 \rrbracket, \mathbb{P}[Z=k] &= \mathbb{P}[X_1=0, \dots, X_{k-1}=0, X_k > 0] = \prod_{i=1}^{k-1} \mathbb{P}[X_i=0] \cdot \mathbb{P}[X_k > 0] \\ &= \prod_{i=1}^{k-1} \frac{1}{2} \cdot (1 - \mathbb{P}[X_k=0]) \\ &= \frac{1}{2^k} \end{aligned}$$

$$2) \mathbb{P}[Z=25] = \mathbb{P}[X_1=0, X_2=0, \dots, X_{24}=0] = \prod_{i=1}^{24} \mathbb{P}[X_i=0] = \frac{1}{2^{24}}$$

$$(F) \text{ pour } i \in \llbracket 1, 24 \rrbracket$$

on pose:  $Y_i = \mathbb{1}_{X_i=0}$ , elle suit 1 loi de Bernoulli de paramètre  $\frac{1}{2}$

Soit  $Y$ , la variable aléatoire discrète correspondant au nombre total d'heures sans micro-courage.

$$Y = \sum_{i=1}^{24} Y_i$$

étant donné que chaque  $Y_i$  est fonction de  $X_i$  et que les  $(X_i)_{i=1, \dots, 24}$  sont indépendantes, les  $(Y_i)_{i=1, \dots, 24}$  sont indépendantes.

$Y$  suit 1 loi binomiale de paramètres 24 et  $\frac{1}{2}$ .



ex 5:

(a) X et Y 2 v.a.d. indépendantes de loi de Poisson de paramètre  $\lambda$

$X: \Omega \rightarrow \mathbb{N}$  et  $Y: \Omega \rightarrow \mathbb{N}$

$X+Y: \Omega \rightarrow \mathbb{N}$

soit  $n \in \mathbb{N}$ , 
$$\begin{aligned} P[X+Y=n] &= \sum_{l=0}^n P[X=l, Y=n-l] = \sum_{l=0}^n P[X=l] \cdot P[Y=n-l] \\ &= \sum_{l=0}^n e^{-\lambda} \frac{\lambda^l}{l!} \cdot e^{-\lambda} \frac{\lambda^{n-l}}{(n-l)!} = e^{-2\lambda} \sum_{l=0}^n \frac{\lambda^n}{l!(n-l)!} \\ &= e^{-2\lambda} \lambda^n \cdot \sum_{l=0}^n \frac{1}{l!(n-l)!} \end{aligned}$$

on a formule du binôme de Newton:  $(a+b)^n = \sum_{l=0}^n \frac{n!}{l!(n-l)!} a^l b^{n-l}$

pour  $a=b=1$ , on a:  $2^n = \sum_{l=0}^n \frac{n!}{l!(n-l)!} \Leftrightarrow \frac{2^n}{n!} = \sum_{l=0}^n \frac{1}{l!(n-l)!}$

donc:  $P[X+Y=n] = e^{-2\lambda} \frac{(2\lambda)^n}{n!}$

$X+Y \sim P(2\lambda)$

(b)  $J = \sum_{i=1}^{24} X_i$  et  $\forall i \in \llbracket 1, 24 \rrbracket, X_i \sim P(\lambda)$   
et les  $(X_i)_{i=1, \dots, 24}$  sont indépendantes

on a donc:  $J \sim P(24\lambda)$

(c)  $A = \sum_{i=1}^{12} X_i$  avec  $\forall i \in \llbracket 1, 12 \rrbracket, X_i \sim P(\lambda/2)$  et  $(X_i)_{i=1, \dots, 12}$  indépendantes donc:  $A \sim P(12\lambda/2)$

$B = \sum_{i=13}^{24} X_i$  avec:  $\forall i \in \llbracket 13, 24 \rrbracket, X_i \sim P(\lambda/2)$  et  $(X_i)_{i=13, \dots, 24}$  indépendantes donc:  $B \sim P(12\lambda/2)$

\* A et B indépendantes?  $A: \Omega \rightarrow \mathbb{N}, B: \Omega \rightarrow \mathbb{N}$

$A+B: \Omega \rightarrow \mathbb{N}$

Soit  $(k, l) \in \mathbb{N}^2$ , 
$$P[A=k, B=l] = \sum_{\substack{x_1+\dots+x_{12}=k \\ x_{13}+\dots+x_{24}=l}} P[X_1=x_1, \dots, X_{12}=x_{12}, X_{13}=x_{13}, \dots, X_{24}=x_{24}]$$

$$= \sum_{\substack{x_1+\dots+x_{12}=k \\ x_{13}+\dots+x_{24}=l}} P[X_1=x_1] \times \dots \times P[X_{12}=x_{12}] \times P[X_{13}=x_{13}] \times \dots \times P[X_{24}=x_{24}]$$

$$= \left( \sum_{x_1+\dots+x_{12}=k} P[X_1=x_1] \times \dots \times P[X_{12}=x_{12}] \right) \cdot \left( \sum_{x_{13}+\dots+x_{24}=l} P[X_{13}=x_{13}] \times \dots \times P[X_{24}=x_{24}] \right)$$

4) On pose:  $v_n = \mathbb{E}[A_n] - 3$  pour  $n \geq 1$

on a donc:  $\mathbb{E}[A_n] = v_n + 3$

on:  $\mathbb{E}[A_{n+1}] - \frac{2}{3} \mathbb{E}[A_n] = 1 \Leftrightarrow v_{n+1} + 3 = \frac{2}{3} (v_n + 3) + 1$

$\Leftrightarrow v_{n+1} = \frac{2}{3} v_n$

$(v_n)_{n \in \mathbb{N}^*}$  est donc 1 suite géométrique de raison  $\frac{2}{3}$

donc:  $v_n \rightarrow 0$  car  $\left| \frac{2}{3} \right| < 1$   
 $n \rightarrow +\infty$

d'où:  $\lim_{n \rightarrow +\infty} \mathbb{E}[A_n] = 3$

Ex 4:

(a)  $X: \Omega \rightarrow \mathbb{N}^*$  et  $Y: \Omega \rightarrow \mathbb{N}^*$

$X+Y: \Omega \rightarrow \mathbb{I}2; +\infty \mathbb{I}$

soit  $n \geq 2$ ,  $\mathbb{P}[X+Y=n] = \sum_{l=1}^{n-1} \underbrace{\mathbb{P}[X=l, Y=n-l]}_{\text{car } X \text{ et } Y \text{ sont indépendantes}}$   
 $= \sum_{l=1}^{n-1} \mathbb{P}[X=l] \cdot \mathbb{P}[Y=n-l] = \sum_{l=1}^{n-1} p(1-p)^{l-1} \cdot p(1-p)^{n-l-1}$

$= p^2 (1-p)^{-2} \sum_{l=1}^{n-1} (1-p)^n = (n-1) \cdot p^2 \cdot (1-p)^{n-2}$

(b)  $\text{cor}(X, X+Y) = \frac{\text{cov}(X, X+Y)}{\sqrt{V[X] V[X+Y]}} = \frac{\mathbb{E}[X(X+Y)] - \mathbb{E}[X] \mathbb{E}[X+Y]}{\sqrt{V[X] V[X+Y]}}$   
 $= \frac{\mathbb{E}[X^2 + XY] - \mathbb{E}[X] (\mathbb{E}[X] + \mathbb{E}[Y])}{\sqrt{V[X] V[X+Y]}}$   
 $= \frac{\mathbb{E}[X^2] + \mathbb{E}[XY] - \mathbb{E}[X]^2 - \mathbb{E}[X] \mathbb{E}[Y]}{\sqrt{V[X] V[X+Y]}} = \frac{V[X] + \text{cov}(X, Y)}{\sqrt{V[X] V[X+Y]}}$   
 $= \left( \frac{V[X]}{V[X+Y]} \right)^{\frac{1}{2}} = \left( \frac{V[X]}{V[X] + V[Y] + 2 \text{cov}(X, Y)} \right)^{\frac{1}{2}} = \left( \frac{V[X]}{2 V[X]} \right)^{\frac{1}{2}} = \underline{\underline{\frac{1}{\sqrt{2}}}}$

$\text{cov}(X, Y) = 0$  car  $X$  et  $Y$  sont indépendantes.

(2)

$$(d) \mathbb{E}[A_{n+2}] = \sum_{k=1}^6 k \cdot \mathbb{P}[A_{n+2}=k] = \sum_{k=1}^5 k \mathbb{P}[A_{n+2}=k] + 6 \cdot \mathbb{P}[A_{n+2}=6]$$

$$= \mathbb{P}[A_n=5] + \sum_{k=1}^5 k \frac{7-k}{6} \cdot \mathbb{P}[A_n=k-1] + \sum_{k=1}^5 k \frac{k+1}{6} \cdot \mathbb{P}[A_n=k+1]$$

$$= \mathbb{P}[A_n=5] + \mathbb{P}[A_n=0] + 2 \cdot \frac{5}{6} \mathbb{P}[A_n=1] + 3 \cdot \frac{4}{6} \mathbb{P}[A_n=2] + 4 \cdot \frac{3}{6} \mathbb{P}[A_n=3] + 5 \cdot \frac{2}{6} \mathbb{P}[A_n=4] \\ + \frac{2}{6} \cdot \mathbb{P}[A_n=2] + 2 \cdot \frac{3}{6} \mathbb{P}[A_n=3] + 3 \cdot \frac{4}{6} \mathbb{P}[A_n=4] + 4 \cdot \frac{5}{6} \mathbb{P}[A_n=5] + 5 \cdot \mathbb{P}[A_n=6]$$

$$= \mathbb{P}[A_n=0] + \frac{5}{3} \mathbb{P}[A_n=1] + \frac{7}{3} \mathbb{P}[A_n=2] + 3 \mathbb{P}[A_n=3] + \frac{11}{3} \mathbb{P}[A_n=4] + \frac{13}{3} \mathbb{P}[A_n=5] \\ + 5 \mathbb{P}[A_n=6]$$

$$\text{et: } \frac{-2}{3} \mathbb{E}[A_n] = \frac{-2}{3} \sum_{k=1}^6 k \mathbb{P}[A_n=k] = \frac{-2}{3} \mathbb{P}[A_n=1] - \frac{4}{3} \mathbb{P}[A_n=2] - \frac{6}{3} \mathbb{P}[A_n=3] - \frac{8}{3} \mathbb{P}[A_n=4] \\ - \frac{10}{3} \mathbb{P}[A_n=5] - \frac{12}{3} \mathbb{P}[A_n=6]$$

$$\text{donc: } \underline{\mathbb{E}[A_{n+2}] - \frac{2}{3} \mathbb{E}[A_n]} = \mathbb{P}[A_n=0] + \mathbb{P}[A_n=1] + \mathbb{P}[A_n=2] + \mathbb{P}[A_n=3] + \mathbb{P}[A_n=4] + \mathbb{P}[A_n=5] \\ + \mathbb{P}[A_n=6] \\ = \underline{1}$$



ex 1:

1

(a) Soit:  $V$  la v.a.d. correspondant à l'issue choisie  
 $B_6$  au nombre de boules blanches tirées.

$$B_6: \Omega \rightarrow \{0, 1, 2\}$$

\* loi de  $B_6$ :

$$\begin{aligned} \underline{P[B_6=0]} &= P[B_6=0, V=1] + P[B_6=0, V=2] \\ &= P[B_6=0 \mid V=1] \cdot P[V=1] + P[B_6=0 \mid V=2] \cdot P[V=2] \\ &= \frac{2}{4} \cdot \frac{2}{4} \cdot \frac{1}{2} + \frac{1}{4} \cdot \frac{1}{4} \cdot \frac{1}{2} = \underline{\underline{\frac{5}{32}}} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \underline{P[B_6=2]} &= P[B_6=2, V=1] + P[B_6=2, V=2] \\ &= P[B_6=2 \mid V=1] \cdot P[V=1] + P[B_6=2 \mid V=2] \cdot P[V=2] \\ &= \frac{2}{4} \cdot \frac{2}{4} \cdot \frac{1}{2} + \frac{3}{4} \cdot \frac{3}{4} \cdot \frac{1}{2} = \underline{\underline{\frac{13}{32}}} \end{aligned}$$

$$\underline{P[B_6=1]} = 1 - P[B_6=0] - P[B_6=2] = \underline{\underline{\frac{14}{32}}}$$

$$(b) \underline{P[V=1 \mid B_6=2]} = \frac{P[V=1, B_6=2]}{P[B_6=2]} = \frac{P[B_6=2 \mid V=1] \cdot P[V=1]}{P[B_6=2]} = \frac{\frac{2}{4} \cdot \frac{2}{4} \cdot \frac{1}{2}}{\frac{13}{32}} = \underline{\underline{\frac{4}{13}}}$$

$$\underline{P[V=2 \mid B_6=2]} = \frac{P[V=2, B_6=2]}{P[B_6=2]} = \frac{P[B_6=2 \mid V=2] \cdot P[V=2]}{P[B_6=2]} = \frac{\frac{3}{4} \cdot \frac{3}{4} \cdot \frac{1}{2}}{\frac{13}{32}} = \underline{\underline{\frac{9}{13}}}$$

ex 2:

3) soit  $n \geq 1$ ,

$$(a) \quad P[A_{n+2}=0, \bigcup_{i=1}^6 A_n=i] = P[A_{n+2}=0, A_n=1] = P[A_{n+2}=0 \mid A_n=1] \cdot P[A_n=1] \\ = \frac{1}{6} \cdot P[A_n=1]$$

$$(b) \quad P[A_{n+1}=6] = P[A_{n+2}=6, \bigcup_{i=1}^6 A_n=i] = P[A_{n+2}=6, A_n=5] = P[A_{n+2}=6 \mid A_n=5] \cdot P[A_n=5] \\ = \frac{1}{6} \cdot P[A_n=5]$$

$$\begin{aligned} (c) \quad P[A_{n+1}=k] &= P[A_{n+2}=k, \bigcup_{i=1}^6 A_n=i] = P[A_{n+2}=k, A_n=k-1] + P[A_{n+2}=k, A_n=k+1] \\ &= P[A_{n+2}=k \mid A_n=k-1] \cdot P[A_n=k-1] + P[A_{n+2}=k \mid A_n=k+1] \cdot P[A_n=k+1] \\ &= \frac{k-1}{6} \cdot P[A_n=k-1] + \frac{k+1}{6} \cdot P[A_n=k+1] \end{aligned}$$