

Exercice 1

Partie 1

1. $(1 + x + \frac{x^2}{2})$

(a) Quand $x \rightarrow -\infty$, $\begin{cases} (1 + x + \frac{x^2}{2}) \rightarrow +\infty & \text{(polynôme, donc même limite que } \frac{x^2}{2}) \\ -x \rightarrow +\infty, \text{ donc } e^x \rightarrow +\infty \end{cases}$, donc : $\lim_{x \rightarrow -\infty} f(x) = +\infty$

$f(x)$ peut s'écrire : $f(x) = \frac{1}{e^x} + \frac{x}{e^x} + \frac{1}{2} \frac{x^2}{e^x}$, donc Quand $x \rightarrow +\infty$, $\frac{e^x}{x^n} \rightarrow +\infty$, donc $\frac{x^n}{e^x} \rightarrow 0$, donc $\lim_{x \rightarrow +\infty} f(x) = 0$.

(b) • Puisque $\lim_{x \rightarrow +\infty} f(x) = 0$, C_f admet (Ox) comme asymptote en $+\infty$.

• Puisque $\lim_{x \rightarrow -\infty} f(x) = +\infty$, on étudie $\frac{f(x)}{x}$: $\frac{f(x)}{x} = (\frac{1}{x} + 1 + \frac{x}{2})e^{-x}$;

Quand $x \rightarrow -\infty$, $\begin{cases} (\frac{1}{x} + 1 + \frac{x}{2}) \rightarrow -\infty \\ -x \rightarrow +\infty, \text{ donc } e^x \rightarrow +\infty \end{cases}$, donc : $\frac{f(x)}{x} \rightarrow -\infty$, donc C_f a une Branche parabolique dans la direction de (Oy) en $-\infty$.

2. (a) $f'(x) = (1 + x)e^{-x} - (1 + x + \frac{x^2}{2})e^{-x} = -\frac{x^2}{2}e^{-x}$.

e^{-x} est toujours > 0 , $-\frac{x^2}{2}$ est > 0 sauf en 0, donc $f'(x) > 0$ sauf en 0.

x	$-\infty$		0		$+\infty$
$f'(x)$	0	-	0	-	
$f(x)$	$+\infty$	\searrow	1	\searrow	0

(b) Equation de la tangente à C_f au point d'abscisse x_0 : $y = f'(x_0)(x - x_0) + f(x_0)$.

$\begin{cases} f(0) = 1 \\ f'(0) = 0 \end{cases}$ donc la tangente à C_f au point d'abscisse 0 a pour équation : $y = 1$.

Partie 2

1. (a) $I_0(M) = \int_0^M e^{-x} dx = [-e^{-x}]_0^M = -e^{-M} + 1$.

(b) Quand $M \rightarrow +\infty$, $-M \rightarrow -\infty$, donc $e^{-M} \rightarrow 0$, donc $I_0(M) \rightarrow 1$, donc : $\int_0^{+\infty} e^{-x} dx$ est convergente et a pour valeur $I_0 = 1$.

2. (a) $I_{n+1}(M) = \int_0^M x^{n+1} e^{-x} dx$. On pose : $\begin{cases} u'(x) = e^{-x} \\ v(x) = x^{n+1} \end{cases}$ d'où $\begin{cases} u(x) = -e^{-x} \\ v'(x) = (n+1)x^n \end{cases}$; les fonctions u, u', v, v' sont continues sur $[0; +\infty[$, donc

$$I_{n+1}(M) = [-x^{n+1}e^{-x}]_0^M - \int_0^M -(n+1)x^n e^{-x} dx = -M^{n+1}e^{-M} + (n+1) \int_0^M x^n e^{-x} dx$$

Soit : $I_{n+1}(M) = -M^{n+1}e^{-M} + (n+1)I_n(M)$.

(b) On a vu au 1) que $\int_0^{+\infty} e^{-x} dx$ est convergente et a pour valeur $I_0 = 1 = 1!$, donc la propriété est vraie pour $n = 0$

Soit n un entier naturel quelconque ; on suppose que $\int_0^{+\infty} x^n e^{-x} dx$ est convergente et a pour valeur $I_n = n!$. Alors, comme

$$I_{n+1}(M) = -M^{n+1}e^{-M} + (n+1)I_n(M),$$

Quand $M \rightarrow +\infty$,

- $(-M) \rightarrow -\infty$, donc $M^{n+1}e^{-M} \rightarrow 0$ (croissances comparées de l'exponentielle et de la puissance),
- $I_n(M) \rightarrow n!$, donc $(n+1)I_n(M) \rightarrow (n+1)n! = (n+1)!$ d'après l'hypothèse de récurrence,

Donc $I_{n+1}(M) \rightarrow (n+1)!$, soit $\int_0^{+\infty} x^{n+1} e^{-x} dx$ est convergente et a pour valeur $I_{n+1} = (n+1)!$. Donc la propriété

est vraie au rang 0 et héréditaire, donc : $\forall n \in \mathbb{N}$, $\int_0^{+\infty} x^n e^{-x} dx$ est convergente et a pour valeur $I_n = n!$.

(c) $g(x) = \begin{cases} af(x) & \text{si } x \geq 0 \\ 0 & \text{si } x < 0 \end{cases}$ $f(x) > 0$ sur $[0; +\infty[$, donc a doit être positif. Alors $\begin{cases} g \text{ est continue sauf en } 0 \\ g \text{ est positive ou nulle sur } \mathbb{R} \end{cases}$
de plus, $\int_{-\infty}^{+\infty} g(x)dx = \int_0^{+\infty} af(x)dx$, et en utilisant le a)

$$\int_{-\infty}^{+\infty} g(x)dx = a \left(\int_0^{+\infty} e^{-x} dx + \int_0^{+\infty} xe^{-x} dx + \frac{1}{2} \int_0^{+\infty} x^2 e^{-x} dx \right) = a(I_0 + I_1 + \frac{1}{2}I_2) = a(1 + 1! + \frac{1}{2}2!) = 3a.$$

donc $\int_{-\infty}^{+\infty} g(x)dx$ est convergente et vaut $3a$, et $\int_{-\infty}^{+\infty} g(x)dx = 1 \Leftrightarrow a = \frac{1}{3}$, qui est bien positif. Donc :

$$g \text{ est une densité de probabilité d'une variable aléatoire } Z \Leftrightarrow a = \frac{1}{3}.$$

Sous réserve de convergence,

$$E(Z) = \int_{-\infty}^{+\infty} xg(x)dx = \frac{1}{3} \int_0^{+\infty} (x + x^2 + x^3)e^{-x} dx.$$

$E(Z)$ converge d'après 2) a), et

$$E(Z) = \frac{1}{3}(I_1 + I_2 + \frac{1}{2}I_3) = \frac{1}{3}(1 + 2! + \frac{1}{2}3!) = 2.$$

De même,

$$E(Z^2) = \frac{1}{3}(I_2 + I_3 + \frac{1}{2}I_4) = \frac{1}{3}(2! + 3! + \frac{1}{2}4!) = \frac{20}{3}.$$

Donc Z a une variance, et

$$V(Z) = E(Z^2) - [E(Z)]^2 = \frac{20}{3} - 4 = \frac{8}{3}.$$

de plus,

$$\int_{-\infty}^{+\infty} g(x)dx = \int_0^{+\infty} af(x)dx = a \left(\int_0^{+\infty} e^{-x} dx + \int_0^{+\infty} xe^{-x} dx + \frac{1}{2} \int_0^{+\infty} x^2 e^{-x} dx \right) = a(I_0 + I_1 + \frac{1}{2}I_2) = a(1 + 1! + \frac{1}{2}2!) = 3a.$$

donc $\int_{-\infty}^{+\infty} g(x)dx$ est convergente et vaut $3a$, et $\int_{-\infty}^{+\infty} g(x)dx = 1 \Leftrightarrow a = \frac{1}{3}$, qui est bien positif. Donc : g est une densité de probabilité d'une variable aléatoire $Z \Leftrightarrow a = \frac{1}{3}$.

Sous réserve de convergence,

$$E(Z) = \int_{-\infty}^{+\infty} xg(x)dx = \frac{1}{3} \int_0^{+\infty} (x + x^2 + x^3)e^{-x} dx.$$

$E(Z)$ converge d'après 2), et

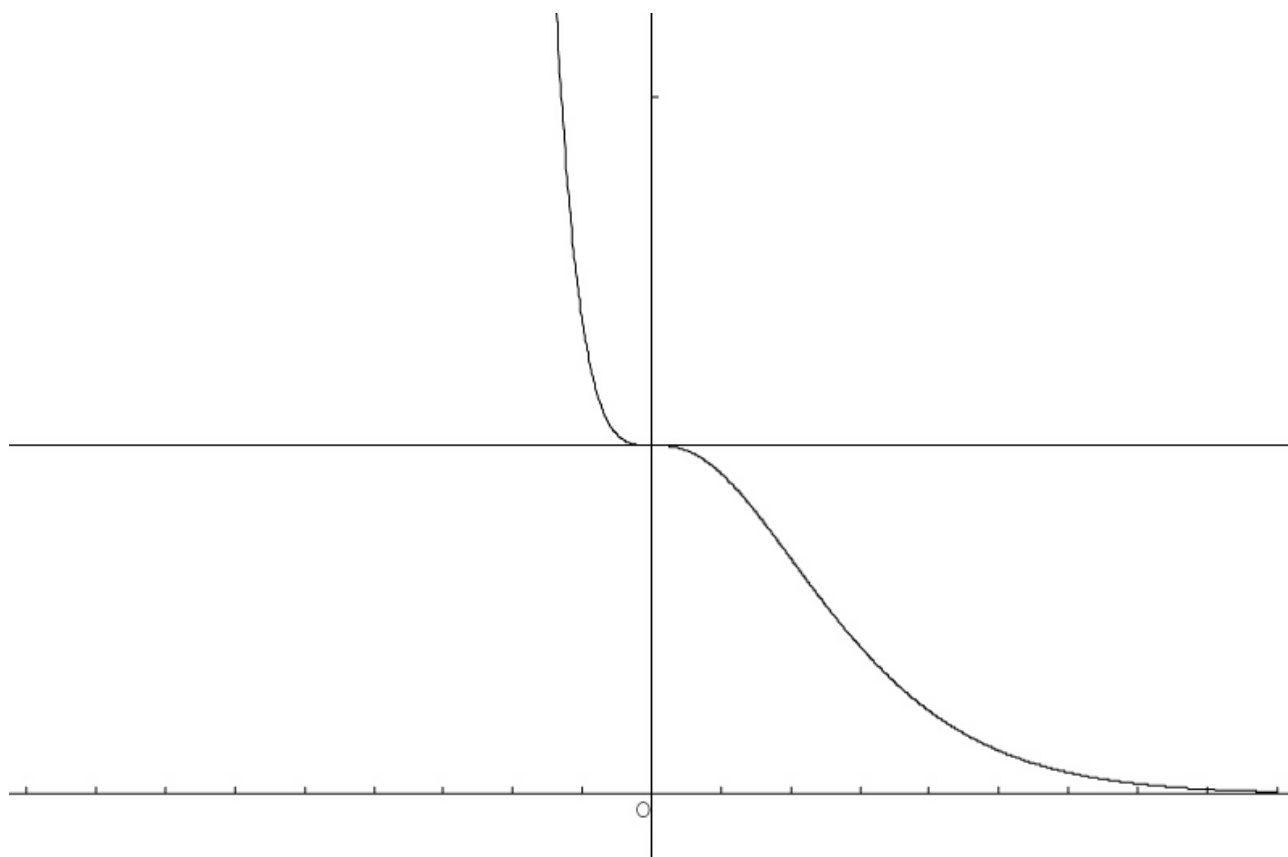
$$E(Z) = \frac{1}{3}(I_1 + I_2 + \frac{1}{2}I_3) = \frac{1}{3}(1 + 2! + \frac{1}{2}3!) = 2.$$

De même,

$$E(Z^2) = \frac{1}{3}(I_2 + I_3 + \frac{1}{2}I_4) = \frac{1}{3}(2! + 3! + \frac{1}{2}4!) = \frac{20}{3}.$$

Donc Z a une variance, et

$$V(Z) = E(Z^2) - [E(Z)]^2 = \frac{20}{3} - 4 = \frac{8}{3}.$$



Exercice 2

Partie 1

1. (a) Méthode du pivot :

$$\begin{aligned} \left(\begin{array}{ccc|ccc} 1 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ -2 & 1 & -1 & 0 & 1 & 0 \\ 1 & 1 & 1 & 0 & 0 & 1 \end{array} \right) \begin{array}{l} L_2 \leftarrow L_2 + 2L_1 \\ L_3 \leftarrow L_3 - L_1 \end{array} & \sim \left(\begin{array}{ccc|ccc} 1 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & -1 & 2 & 1 & 0 \\ 0 & 1 & 1 & -1 & 0 & 1 \end{array} \right) L_3 \leftarrow L_3 - L_2 \\ & \sim \left(\begin{array}{ccc|ccc} 1 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & -1 & 2 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 2 & -3 & -1 & 1 \end{array} \right) L_2 \leftarrow 2L_2 + L_3 \end{aligned}$$

P est inversible car une réduite est triangulaire avec les éléments de la diagonale non nuls.

$$\left(\begin{array}{ccc|ccc} 1 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 2 & 0 & 1 & 1 & 1 \\ 0 & 0 & 2 & -3 & -1 & 1 \end{array} \right) \begin{array}{l} L_2 \leftarrow \frac{1}{2}L_2 \\ L_3 \leftarrow \frac{1}{2}L_3 \end{array} \sim \underbrace{\left(\begin{array}{ccc|ccc} 1 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & \frac{1}{2} & \frac{1}{2} & \frac{1}{2} \\ 0 & 0 & 1 & -\frac{3}{2} & -\frac{1}{2} & \frac{1}{2} \end{array} \right)}_I \underbrace{\left(\begin{array}{ccc} \frac{1}{2} & 0 & 0 \\ \frac{1}{2} & \frac{1}{2} & \frac{1}{2} \\ -\frac{3}{2} & -\frac{1}{2} & \frac{1}{2} \end{array} \right)}_{P^{-1}}$$

$$\text{donc } P^{-1} = \frac{1}{2} \begin{pmatrix} 2 & 0 & 0 \\ 1 & 1 & 1 \\ -3 & -1 & 1 \end{pmatrix}$$

(b) calcul de $P^{-1}MP$:

$$\underbrace{\frac{1}{2} \begin{pmatrix} 2 & 0 & 0 \\ 1 & 1 & 1 \\ -3 & -1 & 1 \end{pmatrix}}_{P^{-1}} \underbrace{\frac{1}{4} \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 3 & 3 & 1 \\ 0 & 1 & 3 \end{pmatrix}}_M \underbrace{\frac{1}{8} \begin{pmatrix} 2 & 0 & 0 \\ 4 & 4 & 4 \\ -6 & -2 & 2 \end{pmatrix}}_{P^{-1}M} \underbrace{\begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ -2 & 1 & -1 \\ 1 & 1 & 1 \end{pmatrix}}_P \underbrace{\frac{1}{8} \begin{pmatrix} 2 & 0 & 0 \\ 0 & 8 & 0 \\ 0 & 0 & 4 \end{pmatrix}}_{P^{-1}MP} = P^{-1}MP = \begin{pmatrix} \frac{1}{4} & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & \frac{1}{2} \end{pmatrix} = D.$$

$P^{-1}MP = D$, donc en multipliant à gauche par P , $MP = PD$, et en multipliant à droite par P^{-1} , $M = PDP^{-1}$.

2. (a) D est diagonale donc D^n est obtenue en élevant les éléments de la diagonale à la puissance n :

$$D^n = \begin{pmatrix} \left(\frac{1}{4}\right)^n & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & \left(\frac{1}{2}\right)^n \end{pmatrix}$$

(b) $M^n = (PDP^{-1})(PDP^{-1})(PDP^{-1}) \dots (PDP^{-1}) = PD(P^{-1}P)D(P^{-1}P)D(P^{-1}P) \dots (P^{-1}P)DP^{-1} = PD^nP^{-1}$

Ou par récurrence :

$M^0 = I = PD^0P^{-1}$ la ppte est vraie au rang 0.

Si pour un n quelconque de N , $M^n = PD^nP^{-1}$, alors : $M^{n+1} = M^nM = PD^nP^{-1}PDP^{-1} = PD^{n+1}P^{-1}$. La propriété est héréditaire; donc : Pour tout n de N , $M^n = PD^nP^{-1}$.

$$\underbrace{\begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ -2 & 1 & -1 \\ 1 & 1 & 1 \end{pmatrix}}_P \underbrace{\begin{pmatrix} \left(\frac{1}{4}\right)^n & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & \left(\frac{1}{2}\right)^n \end{pmatrix}}_{PD^n} \underbrace{\begin{pmatrix} \frac{1}{2} \begin{pmatrix} 2 & 0 & 0 \\ 1 & 1 & 1 \\ -3 & -1 & 1 \end{pmatrix} \\ 2 \left(\frac{1}{4}\right)^n & 0 & 0 \\ -4 \left(\frac{1}{4}\right)^n + 1 + 3 \left(\frac{1}{2}\right)^n & 1 + \left(\frac{1}{2}\right)^n & 1 - \left(\frac{1}{2}\right)^n \\ 2 \left(\frac{1}{4}\right)^n + 1 - 3 \left(\frac{1}{2}\right)^n & 1 - \left(\frac{1}{2}\right)^n & 1 + \left(\frac{1}{2}\right)^n \end{pmatrix}}_{M^n} = M^n = \begin{pmatrix} \left(\frac{1}{4}\right)^n & 0 & 0 \\ -2 \left(\frac{1}{4}\right)^n + \frac{1}{2} + \frac{3}{2} \left(\frac{1}{2}\right)^n & \frac{1}{2} + \left(\frac{1}{2}\right)^{n+1} & \frac{1}{2} - \left(\frac{1}{2}\right)^{n+1} \\ \left(\frac{1}{4}\right)^n + \frac{1}{2} - \frac{3}{2} \left(\frac{1}{2}\right)^n & \frac{1}{2} - \left(\frac{1}{2}\right)^{n+1} & \frac{1}{2} + \left(\frac{1}{2}\right)^{n+1} \end{pmatrix}$$

3. (a) D est diagonale avec aucun élément de sa diagonale nul, donc D est inversible et $D^{-1} = \begin{pmatrix} 4 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 2 \end{pmatrix}$.

(b) $M = PDP^{-1}$ et M, P, P^{-1} sont inversibles, donc M est inversible, et $M^{-1} = (PDP^{-1})^{-1} = (P^{-1})^{-1}D^{-1}P^{-1}$.
Soit : $M^{-1} = PDP^{-1}$.

Partie 2

1. (a) $\underbrace{\begin{bmatrix} 1B \\ 3N \end{bmatrix}}_{\text{urne blanche}} \underbrace{\begin{bmatrix} 3N \\ 1V \end{bmatrix}}_{\text{urne noire}} \underbrace{\begin{bmatrix} 1N \\ 3V \end{bmatrix}}_{\text{urne verte}}$

$P(\text{on tire une B dans l'urne B}) = \frac{1}{4}$, $P(\text{on tire une N dans l'urne B}) = \frac{3}{4}$, $P(\text{on tire une V dans l'urne B}) = 0$

$P(\text{on tire une B dans l'urne N}) = 0$, $P(\text{on tire une N dans l'urne N}) = \frac{3}{4}$, $P(\text{on tire une V dans l'urne N}) = \frac{1}{4}$
 $P(\text{on tire une B dans l'urne V}) = 0$, $P(\text{on tire une N dans l'urne V}) = \frac{1}{4}$, $P(\text{on tire une V dans l'urne V}) = \frac{3}{4}$
 $P(\text{on tire 1 boule dans l'urne blanche au } 1^{er} \text{ tirage}) = P(\text{on tire 1 boule dans l'urne noire au } 1^{er} \text{ tirage}) = P(\text{on tire 1 boule dans l'urne verte au } 1^{er} \text{ tirage}) = \frac{1}{3}$

Puisqu'il n'y a de boules blanches que dans l'urne blanche, B_1 est réalisé quand on a tiré une boule blanche dans l'urne blanche, donc :

$$P(B_1) = P(\text{on tire dans l'urne B et on tire une B}) = P(\text{on tire dans l'urne B}) P(\text{on tire une B dans l'urne B}) = \frac{1}{3} \cdot \frac{1}{4} = \frac{1}{12}$$

A chaque tirage, {tirer dans l'urne B, tirer dans l'urne N, tirer dans l'urne V } forment un système complet d'évènements, donc , formule des probabilités totales :

$$P(N_1) = P(\text{on tire dans l'urne B}) P(\text{on tire une N /on tire dans B}) + P(\text{on tire dans l'urne N}) P(\text{on tire une N /on tire dans N}) + P(\text{on tire dans l'urne V}) P(\text{on tire une N /on tire dans V}) = \frac{1}{3} \cdot \frac{3}{4} + \frac{1}{3} \cdot \frac{3}{4} + \frac{1}{3} \cdot \frac{1}{4} = \frac{7}{12}$$

$$\text{De même, } P(V_1) = P(\text{on tire dans l'urne B}) P(\text{on tire une V /on tire dans B}) + P(\text{on tire dans l'urne N}) P(\text{on tire une V /on tire dans N}) + P(\text{on tire dans l'urne V}) P(\text{on tire une V /on tire dans V}) = \frac{1}{3} \cdot \frac{1}{4} + \frac{1}{3} \cdot \frac{3}{4} = \frac{4}{12}$$

(remarque : $\frac{1}{12} + \frac{7}{12} + \frac{4}{12} = 1$ ce qui est normal puisque $\{B_1, N_1, V_1\}$ forment un système complet d'évènements)

- (b) on tire une boule blanche uniquement dans l'urne blanche, donc on ne peut tirer une blanche en 2^{ème} que si on a tiré dans l'urne B en 1^{er} :

$$p(B_2) = P(B_2 \cap B_1) = P(B_1) \underbrace{P(B_2/B_1)}_{\substack{\text{proba de tirer une boule} \\ \text{B dans l'urne blanche}}} = \frac{1}{12} \cdot \frac{1}{4} = \frac{1}{48}$$

ou : formule des probabilités totales ($\{B_1, N_1, V_1\}$ forment un système complet d'évènements) :

$$\begin{aligned}
 p(B_2) &= P(B_2 \cap B_1) + P(B_2 \cap N_1) + P(B_2 \cap V_1) \\
 &= P(B_1) \underbrace{P(B_2/B_1)}_{\substack{\text{proba de tirer une boule} \\ \text{B dans l'urne blanche}}} + P(N_1) \underbrace{P(B_2/N_1)}_{\substack{\text{proba de tirer une boule} \\ \text{B dans l'urne noire}}} + P(V_1) \underbrace{P(B_2/V_1)}_{\substack{\text{proba de tirer une boule} \\ \text{B dans l'urne verte}}} \\
 &= \frac{1}{12} \cdot \frac{1}{4} + \frac{7}{12} \cdot 0 + \frac{4}{12} \cdot 0 = \frac{1}{48}
 \end{aligned}$$

$\{B_1, N_1, V_1\}$ forment un système complet d'évènements , donc, formule des probabilités totales :

$$\begin{aligned}
 P(N_2) &= P(N_2 \cap B_1) + P(N_2 \cap N_1) + P(N_2 \cap V_1) \\
 &= P(B_1) \underbrace{P(N_2/B_1)}_{\substack{\text{proba de tirer une boule} \\ \text{noire dans l'urne blanche}}} + P(N_1) \underbrace{P(N_2/N_1)}_{\substack{\text{tirer une boule noire} \\ \text{dans l'urne noire}}} + P(V_1) \underbrace{P(N_2/V_1)}_{\substack{\text{tirer une boule noire} \\ \text{dans l'urne verte}}} \\
 &= \frac{1}{12} \cdot \frac{3}{4} + \frac{7}{12} \cdot \frac{3}{4} + \frac{4}{12} \cdot \frac{1}{4} = \frac{28}{48} = \frac{7}{12}
 \end{aligned}$$

De même, $P(V_2) = \frac{1}{12} \cdot 0 + \frac{7}{12} \cdot 0 + \frac{4}{12} \cdot \frac{3}{4} = \frac{19}{48}$ (ou $1 - P(B_2) - P(N_2)$)

2. (a) On ne peut tirer une boule blanche que dans l'urne blanche, donc on ne peut tirer une boule blanche au (n + 1)-ième tirage que si on a tiré une blanche au n-ième tirage, donc $P(B_{n+1}) = P(B_n)P(B_{n+1}/B_n)$;

$$P(B_{n+1}/B_n) = P(\text{on tire une boule blanche dans l'urne Blanche}) = \frac{1}{4} \text{ Donc } P(B_{n+1}) = \frac{1}{4} P(B_n) \text{ Donc } (p(B_n))$$

est une suite géométrique $\left\{ \begin{array}{l} \text{de raison } 1/4 \\ \text{de } 1^{er} \text{ terme } P(B_1) = 1/12 \end{array} \right.$, donc

$$P(B_n) = \left(\frac{1}{4}\right)^{n-1} \frac{1}{12} = \left(\frac{1}{4}\right)^n \frac{1}{3}$$

- (b) Pour les mêmes raisons qu'au 1) b), en utilisant la formule des probabilités totales et puisque

- $P(B_{n+1}/B_n) = P(\text{tirer une blanche dans l'urne blanche}) = \frac{1}{4}$,
 $P(B_{n+1}/N_n) = P(\text{tirer une blanche dans l'urne noire}) = 0$, et
 $P(B_{n+1}/V_n) = P(\text{tirer une boule blanche dans l'urne verte}) = 0$;
- $P(N_{n+1}/B_n) = P(\text{tirer une noire dans l'urne blanche}) = \frac{3}{4}$,
 $P(N_{n+1}/N_n) = P(\text{tirer une noire dans l'urne noire}) = \frac{3}{4}$, et
 $P(N_{n+1}/V_n) = P(\text{tirer une boule noire dans l'urne verte}) = \frac{1}{4}$;
- $P(V_{n+1}/B_n) = P(\text{tirer une verte dans l'urne blanche}) = 0$,
 $P(V_{n+1}/N_n) = P(\text{tirer une verte dans l'urne noire}) = \frac{1}{4}$, et
 $P(V_{n+1}/V_n) = P(\text{tirer une boule verte dans l'urne verte}) = \frac{3}{4}$;

$$\begin{cases} P(B_{n+1}) = \frac{1}{4}P(B_n) + 0.P(N_n) + 0.P(V_n) \\ P(N_{n+1}) = \frac{3}{4}P(B_n) + \frac{3}{4}.P(N_n) + \frac{1}{4}.P(V_n) \\ P(V_{n+1}) = 0.P(B_n) + \frac{1}{4}.P(N_n) + \frac{3}{4}.P(V_n) \end{cases}$$

On a donc bien : $X_{n+1} = MX_n$.

(c) Soit la propriété $X_n = M^{n-1}X_1$.

- Pour $n = 1$, $M^{n-1} = M^0 = I$: on a bien $X_1 = M^0X_1$, donc la propriété est vraie au rang 1.
- Si pour un entier n quelconque supérieur ou égal à 1, $X_n = M^{n-1}X_1$, alors, comme $X_{n+1} = MX_n$,

$$X_{n+1} = MM^{n-1}X_1 = M^nX_1.$$

la propriété est héréditaire, donc on a bien : Pour tout entier n supérieur ou égal à 1, $X_n = M^{n-1}X_1$.

3. Donc, $X_n = M^{n-1} \begin{pmatrix} 1/12 \\ 7/12 \\ 4/12 \end{pmatrix}$, donc :

$$\begin{cases} P(N_n) = \frac{1}{12} \left[-2 \left(\frac{1}{4} \right)^{n-1} + \frac{1}{2} \left(1 + 3 \left(\frac{1}{2} \right)^{n-1} \right) + \frac{7}{2} \left(1 + \left(\frac{1}{2} \right)^{n-1} \right) + \frac{4}{2} \left(1 - \left(\frac{1}{2} \right)^{n-1} \right) \right] \\ \qquad \qquad \qquad = \frac{1}{12} \left[6 - 2 \left(\frac{1}{4} \right)^{n-1} + 3 \left(\frac{1}{2} \right)^{n-1} \right] \\ P(V_n) = \frac{1}{12} \left[\left(\frac{1}{4} \right)^{n-1} + \frac{1}{2} \left(1 - 3 \left(\frac{1}{2} \right)^{n-1} \right) + \frac{7}{2} \left(1 - \left(\frac{1}{2} \right)^{n-1} \right) + \frac{4}{2} \left(1 + \left(\frac{1}{2} \right)^{n-1} \right) \right] \\ \qquad \qquad \qquad = \frac{1}{12} \left[6 + \left(\frac{1}{4} \right)^{n-1} - 3 \left(\frac{1}{2} \right)^{n-1} \right] \end{cases}$$

Comme $0 < \frac{1}{4} < 1$ et $0 < \frac{1}{2} < 1$, $\lim_{n \rightarrow +\infty} \left(\frac{1}{4} \right)^n = \lim_{n \rightarrow +\infty} \left(\frac{1}{2} \right)^n = 0$, $\begin{cases} \lim_{n \rightarrow +\infty} P(N_n) = \frac{1}{2} \\ \lim_{n \rightarrow +\infty} P(V_n) = \frac{1}{2} \end{cases}$

Exercice 3

Situation 1

Contenu de l'urne : $\underbrace{\begin{pmatrix} 2n \text{ N} \\ n^2 - 2n \text{ B} \end{pmatrix}}_{n^2 \text{ boules}}$

1. (a) Contenu de l'urne : $\underbrace{\begin{pmatrix} 40 \text{ N} \\ 360 \text{ B} \end{pmatrix}}_{400}$ boules, donc la probabilité d'obtenir une boule noire lors d'un tirage est : $p =$

$$\frac{40}{400} = \frac{1}{10}$$

- (b) $\left\{ \begin{array}{l} \text{Pour un tirage dans l'urne, on considère l'évènement A : tirer un boule noire, de proba } p = 1/10 \\ \text{on effectue 20 tirages avec remise, donc indépendants} \\ \text{X compte le nombre de réalisations de A} \end{array} \right.$
 donc X suit la loi binomiale de paramètres $n = 20$ et $p = 0,1$
 $X(\Omega) = [[0; 20]]$ et pour tout k de $[[0; 20]]$, $P(X = k) = C_{20}^k 0,1^k 0,9^{20-k}$.
- (c) $E(X) = np = 2$; $V(X) = np(1-p) = 1,8$.

2. Le joueur est gagnant quand $X \leq 2$.

$$P(X \leq 2) = P(X = 0) + P(X = 1) + P(X = 2) = 0,1216 + 0,2702 + 0,2852 = 0,6770$$

Situation 2

1. (a) Contenu de l'urne : $\underbrace{\left[\begin{array}{l} 2n \text{ N} \\ n^2 - 2n \text{ B} \end{array} \right]}_{n^2 \text{ boules}}$, donc la probabilité d'obtenir une boule noire lors d'un tirage est : $p' = \frac{2n}{n^2} = \frac{2}{n}$.

- (b) Comme précédemment, Y suit la loi binomiale de paramètres n et $p' = \frac{2}{n}$
 $Y(\Omega) = [[0; n]]$ et pour tout k de $[[0; n]]$, $P(Y = k) = C_n^k \left(\frac{2}{n}\right)^k \left(\frac{n-2}{n}\right)^{n-k}$.

- (c) $E(Y) = np = 2$; $V(Y) = np(1-p) = \frac{2(n-2)}{n}$

2. (a) Comme $\left\{ \begin{array}{l} n \geq 30 \\ np = 2 \leq 15 \\ p = \frac{2}{n} \leq \frac{1}{15} \leq 0,1 \end{array} \right.$, on peut approcher la loi de Y par la loi de Poisson de paramètre $E(Y) = 2$.

$$Y(\Omega) = \mathbb{N}, \text{ et pour tout } k \text{ de } \mathbb{N}, P(Y = k) = e^{-2} \frac{2^k}{k!}, \quad E(Y) = 2 = V(Y).$$

- (b) Le joueur est gagnant quand $Y \leq 2$.

$$P(Y \leq 2) = P(Y = 0) + P(Y = 1) + P(Y = 2) = 0,1353 + 0,2707 + 0,2707 = 0,6767$$

$$P(Y \leq 2) = e^{-2} \frac{2^0}{0!} + e^{-2} \frac{2^1}{1!} + e^{-2} \frac{2^2}{2!} = \left(1 + 2 + \frac{2^2}{2}\right) e^{-2} = f(2), \text{ avec } f \text{ la fonction étudiée dans l'exercice 1, d'où } P(Y \leq 2) \simeq 0,68 \text{ (on retrouve bien la même valeur).}$$