

# CORRECTION DU DEVOIR DE MATHÉMATIQUES POUR LE 8 FEVRIER 2008

## EXERCICE 1 (ERICOME 2005)

$$1. I_0 = \int_0^1 e^{-2x} dx = -\frac{1}{2} [e^{-2x}]_0^1 = -\frac{1}{2} (e^{-2} - 1) = \frac{1}{2} (1 - e^{-2})$$

$$I_1 = \int_0^1 (1-x)e^{-2x} dx :$$

soit  $u$  et  $v$  les fonctions définies sur  $[0, 1]$  par  $u(x) = 1 - x$  ( $u'(x) = -1$ ) et  $v'(x) = e^{-2x}$  et  $v(x) = -\frac{1}{2}e^{-2x}$

$u$  et  $v$  sont bien  $C^1$  sur  $[0, 1]$ , on peut donc intégrer par parties et :

$$I_1 = -\frac{1}{2} [(1-x)e^{-2x}]_0^1 - \frac{1}{2} \int_0^1 e^{-2x} dx = \frac{1}{2} - \frac{1}{4} (1 - e^{-2}) = \frac{1+e^{-2}}{4}$$

$$2. \text{ Pour tout } n \text{ de } \mathbf{N}, I_{n+1} - I_n = \int_0^1 (1-x)^{n+1} e^{-2x} dx - \int_0^1 (1-x)^n e^{-2x} dx = - \int_0^1 x(1-x)^n e^{-2x} dx$$

Or, pour tout  $n$  de  $\mathbf{N}$ , pour tout  $x$  de  $[0, 1]$ ,  $x(1-x)^n e^{-2x} \geq 0$ .

Donc, par positivité de l'intégrale, puisque  $1 > 0$ , on peut en déduire que  $\int_0^1 x(1-x)^n e^{-2x} dx \geq 0$ ,

donc que  $I_{n+1} - I_n \leq 0$  : la suite  $(I_n)$  est décroissante.

3. Pour tout  $n$  de  $\mathbf{N}$ , pour tout  $x$  de  $[0, 1]$ ,  $(1-x)^n e^{-2x} \geq 0$ .

Donc, par positivité de l'intégrale, puisque  $1 > 0$ , on peut en déduire que :  $I_n \geq 0$ .

4. La suite  $(I_n)$  décroissante et minorée par 0 est donc convergente.

5.  $g$  est décroissante sur  $[0, 1]$ , donc pour tout  $x$  de  $[0, 1]$ ,  $g(x) \leq g(0) = 1$ .

6. Pour tout  $n$  de  $\mathbf{N}^*$ , pour tout  $x$  de  $[0, 1]$ ,

$$0 < e^{-2x} \leq 1 \Rightarrow 0 \leq (1-x)^n e^{-2x} \leq (1-x)^n \quad \text{puisque } (1-x)^n \geq 0$$

$$\Rightarrow 0 \leq \int_0^1 (1-x)^n e^{-2x} dx \leq \int_0^1 (1-x)^n dx \quad \text{par positivité de l'intégrale}$$

$$\Leftrightarrow 0 \leq I_n \leq \frac{1}{n+1}$$

Or,  $\lim_{n \rightarrow +\infty} \frac{1}{n+1} = 0$ , donc d'après le théorème d'encadrement on peut dire que  $\lim_{n \rightarrow +\infty} I_n = 0$ .

$$8. I_{n+1} = \int_0^1 (1-x)^{n+1} e^{-2x} dx :$$

soit  $u$  et  $v$  les fonctions définies sur  $[0, 1]$  par  $u(x) = (1-x)^{n+1}$  ( $u'(x) = -(1-x)^n$ )  
et  $v'(x) = e^{-2x}$  et  $v(x) = -\frac{1}{2}e^{-2x}$  ;

$u$  et  $v$  sont bien  $C^1$  sur  $[0, 1]$ , on peut donc intégrer par parties.

$$I_{n+1} = -\frac{1}{2} [(1-x)^{n+1} e^{-2x}]_0^1 - \frac{n+1}{2} \int_0^1 (1-x)^n e^{-2x} dx = \frac{1}{2} - \frac{n+1}{2} I_n$$

$$\text{D'où : } 2 I_{n+1} = 1 - (n+1) I_n$$

$$9. \text{ On a alors : } n I_n = 1 - I_n - 2 I_{n+1}$$

et comme  $\lim_{n \rightarrow +\infty} I_n = 0 = \lim_{n \rightarrow +\infty} I_{n+1}$ , on peut en déduire que  $\lim_{n \rightarrow +\infty} n I_n = 1$ .

$$10. n(n I_n - 1) = n(-I_n - 2 I_{n+1}) = -n I_n - 2(n+1) I_{n+1} + 2 I_{n+1}$$

comme  $\lim_{n \rightarrow +\infty} I_{n+1} = 0$ ,  $\lim_{n \rightarrow +\infty} n I_n = 1$ ,  $\lim_{n \rightarrow +\infty} (n+1) I_{n+1} = 1$ , on peut en déduire que  $\lim_{n \rightarrow +\infty} n(n I_n - 1) = -3$ .

11. Il découle de la question 10, qu'il existe une fonction, notée  $\varepsilon$  telle que :  $n(n I_n - 1) = -3 + \varepsilon(n)$  avec

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} \varepsilon(n) = 0$$

$$\text{. Soit } I_n = \frac{1}{n} - \frac{3}{n^2} + \frac{\varepsilon(n)}{n^2}$$

## EXERCICE 2 (EDHEC 2005)

1) Soit  $M$  et  $M'$  deux matrices de  $\mathcal{M}_2(\mathbb{R})$  et  $\lambda$  un réel.

En notant  $M = \begin{pmatrix} a & c \\ b & d \end{pmatrix}$  et  $M' = \begin{pmatrix} a' & c' \\ b' & d' \end{pmatrix}$ , on a  $\lambda M + M' = \begin{pmatrix} \lambda a + a' & \lambda c + c' \\ \lambda b + b' & \lambda d + d' \end{pmatrix}$ .

Par définition de  $f$ , on peut écrire :  $f(\lambda M + M') = (\lambda M + M') + (\lambda a + a' + \lambda d + d')I$ .

On en déduit :

$$f(\lambda M + M') = \lambda M + M' + \lambda(a + d)I + (a' + d')I = \lambda(M + (a + d)I) + (M' + (a' + d')I).$$

Ceci prouve que :  $f(\lambda M + M') = \lambda f(M) + f(M')$ . L'application  $f$  est donc linéaire.

Comme de plus,  $f(M)$  est combinaison linéaire des deux matrices  $M$  et  $I$  qui sont éléments de  $\mathcal{M}_2(\mathbb{R})$ , on est sûr que  $f(M)$  appartient à  $\mathcal{M}_2(\mathbb{R})$ .  $f$  est donc un endomorphisme de  $\mathcal{M}_2(\mathbb{R})$ .

2)a)  $J_1 = \begin{pmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 0 \end{pmatrix}$  donc  $f(J_1) = J_1 + (1+0)I = J_1 + I$ .

Comme  $I = J_1 + J_4$ , on obtient :  $f(J_1) = 2J_1 + J_4$

$J_2 = \begin{pmatrix} 0 & 1 \\ 0 & 0 \end{pmatrix}$  donc  $f(J_2) = J_2 + (0+0)I$ , d'où :  $f(J_2) = J_2$

$J_3 = \begin{pmatrix} 0 & 0 \\ 1 & 0 \end{pmatrix}$  donc  $f(J_3) = J_3 + (0+0)I$ , d'où :  $f(J_3) = J_3$

$J_4 = \begin{pmatrix} 0 & 0 \\ 0 & 1 \end{pmatrix}$  donc  $f(J_4) = J_4 + (0+1)I = J_4 + I$ .

Toujours en remarquant que  $I = J_1 + J_4$ , on obtient :  $f(J_4) = J_1 + 2J_4$

b) Par définition de la matrice d'un endomorphisme dans une base, la matrice  $A$  de  $f$  dans la base

$(J_1, J_2, J_3, J_4)$  est :  $A = \begin{pmatrix} 2 & 0 & 0 & 1 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \\ 1 & 0 & 0 & 2 \end{pmatrix}$

c) La matrice  $A$  est symétrique donc elle est diagonalisable, ce qui prouve que  $f$  est également diagonalisable.

3)a) Soit  $a, b, c$  et  $d$  quatre réels tels que  $a(J_1 - J_4) + bJ_2 + cJ_3 + dI = 0$ .

En remarquant que  $I = J_1 + J_4$ , on obtient :  $(a+d)J_1 + bJ_2 + cJ_3 + (d-a)J_4 = 0$ .

Comme la famille  $(J_1, J_2, J_3, J_4)$  est libre, on a : 
$$\begin{cases} a + d = 0 \\ b = 0 \\ c = 0 \\ d - a = 0 \end{cases},$$
 puis en remplaçant  $L_4$  par  $L_4 + L_1$ , on a

finalement : 
$$\begin{cases} a + d = 0 \\ b = 0 \\ c = 0 \\ 2d = 0 \end{cases},$$
 ce qui permet de conclure que  $a = b = c = d = 0$ .

$(J_1 - J_4, J_2, J_3, I)$  est une famille libre de 4 matrices de  $\mathcal{M}_2(\mathbb{R})$  et, comme  $\dim \mathcal{M}_2(\mathbb{R}) = 4$ , on peut conclure que : La famille  $(J_1 - J_4, J_2, J_3, I)$  est une base de  $\mathcal{M}_2(\mathbb{R})$

b) Comme  $f$  est linéaire,  $f(J_1 - J_4) = f(J_1) - f(J_4) = (2J_1 + J_4) - (J_1 + 2J_4) = J_1 - J_4$ .

On sait déjà que  $f(J_2) = J_2$  et  $f(J_3) = J_3$ .

D'autre part, toujours par linéarité de  $f$ , on a :  $f(I) = f(J_1) + f(J_4) = (2J_1 + J_4) + (J_1 + 2J_4)$ , d'où l'on déduit :

$$f(I) = 3(J_1 + J_4) = 3I. \text{ La matrice de } f \text{ dans la base } (J_1 - J_4, J_2, J_3, I) \text{ est donc : } D = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 3 \end{pmatrix}$$

c) A est la matrice de f dans la base  $\mathcal{B} = (J_1, J_2, J_3, J_4)$  et D est la matrice de f dans la base  $\mathcal{B}' = (J_1 - J_4, J_2, J_3, I)$ . On sait alors qu'il existe une matrice P inversible qui est la matrice de passage de la

$$\text{base } \mathcal{B} \text{ à la base } \mathcal{B}' \text{ telles que } A = PDP^{-1}. \text{ On a de plus: } P = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 1 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \\ -1 & 0 & 0 & 1 \end{pmatrix}$$

4)a) Comme P est la matrice de passage de la base  $\mathcal{B}$  à la base  $\mathcal{B}'$ , alors  $P^{-1}$  est la matrice de passage de  $\mathcal{B}'$  à  $\mathcal{B}$ . Il suffit donc, pour obtenir  $P^{-1}$ , d'exprimer  $J_1, J_2, J_3$  et  $J_4$  en fonction de  $K = J_1 - J_4, J_2, J_3$  et  $I = J_1 + J_4$ .

$$\text{Ceci donne : } J_1 = \frac{1}{2}K + \frac{1}{2}I, J_2 = J_2, J_3 = J_3 \text{ et } J_4 = -\frac{1}{2}K + \frac{1}{2}I. \text{ On a donc : } P^{-1} = \begin{pmatrix} 1/2 & 0 & 0 & -1/2 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \\ 1/2 & 0 & 0 & 1/2 \end{pmatrix}$$

b) Par récurrence.

$$\text{Pour } n = 0, PD^0P^{-1} = PIP^{-1} = I = A^0.$$

Si l'on suppose, pour un entier naturel n fixé, que  $A^n = PD^nP^{-1}$ , alors, comme  $A^{n+1} = A^nA$ , on obtient :  $A^{n+1} = PD^nP^{-1}PDP^{-1} = PD^nI DP^{-1} = PD^nDP^{-1} = PD^{n+1}P^{-1}$ .

On a donc :  $\forall n \in \mathbb{N}, A^n = PD^nP^{-1}$

$$\text{c) } PD^n = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 1 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \\ -1 & 0 & 0 & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 3^n \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 3^n \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \\ -1 & 0 & 0 & 3^n \end{pmatrix}.$$

$$PD^nP^{-1} = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 3^n \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \\ -1 & 0 & 0 & 3^n \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 1/2 & 0 & 0 & -1/2 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \\ 1/2 & 0 & 0 & 1/2 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} (1+3^n)/2 & 0 & 0 & (-1+3^n)/2 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \\ (-1+3^n)/2 & 0 & 0 & (1+3^n)/2 \end{pmatrix}$$

$$\forall n \in \mathbb{N}, A^n = \frac{1}{2} \begin{pmatrix} 3^n + 1 & 0 & 0 & 3^n - 1 \\ 0 & 2 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 2 & 0 \\ 3^n - 1 & 0 & 0 & 3^n + 1 \end{pmatrix}$$

### PROBLEME (EDHEC 2005)

1)a) Comme il faut au moins un saut, même si c'est un "saut sur place" pour revenir (ou rester) à l'origine, on a  $T(\Omega) = \mathbb{N}^*$ .

Pour tout entier naturel k supérieur ou égal à 2, on a :

$(T = k) = (X_1 = 1) \cap (X_2 = 2) \cap \dots \cap (X_{k-1} = k-1) \cap (X_k = 0)$ , cette intersection se résumant, dans le cas où  $k = 1$ , à :  $(T = 1) = (X_1 = 0)$ .

b) À l'instant 1, soit le mobile reste à l'origine (probabilité égale à  $1-p$ ), soit il arrive sur le point d'abscisse 1 (avec la probabilité  $p$ ). On a donc :  $P(X_1 = 0) = 1-p$  et  $P(X_1 = 1) = p$ .

En résumé :  $X_1$  suit la loi de Bernoulli de paramètre  $p$

c) On a alors  $P(T = 1) = 1 - p$  et, pour tout entier  $k$  supérieur ou égal à 2, la formule des probabilités composées donne :

$$P(T = k) = P(X_1 = 1) P_{X_1=1}(X_2 = 2) \dots P_{X_1=1 \cap \dots \cap X_{k-2}=k-2}(X_{k-1} = k-1) P_{X_1=1 \cap \dots \cap X_{k-1}=k-1}(X_k = 0).$$

Comme la position du mobile à un instant donné ne dépend que de sa position à l'instant précédent, on peut écrire :

$$P(T = k) = P(X_1 = 1) P_{X_1=1}(X_2 = 2) \dots P_{X_{k-2}=k-2}(X_{k-1} = k-1) P_{X_{k-1}=k-1}(X_k = 0).$$

On sait que  $P(X_1 = 1) = p$  et, d'après la règle de déplacement du mobile, chaque saut d'une unité vers la droite est de probabilité  $p$  et chaque saut ramenant le mobile à l'origine est de probabilité  $1 - p$ .

En remplaçant, on obtient :  $P(T = k) = p^{k-1} (1 - p)$  et cette formule reste valable pour  $k = 1$ .

En conclusion :  $\forall k \in \mathbb{N}^*$ ,  $P(T = k) = p^{k-1} (1 - p)$

On reconnaît alors que :  $T$  suit la loi géométrique de paramètre  $1 - p$

**2)a)** La variable  $X_0$  est la variable certaine égale à 0 donc  $X_0(\Omega) = \{0\} = ]0, 0]$ ,

Si l'on suppose, pour un entier naturel  $n$  fixé, que  $X_n(\Omega) = ]0, n]$ , alors, pour tout  $k$  de  $]0, n]$ , si le mobile est sur le point d'abscisse  $k$  à l'instant  $n$ , alors à l'instant  $n + 1$ , il sera soit à l'origine, soit sur le point d'abscisse  $k + 1$ , avec  $k + 1$  qui est élément de  $\{1, 2, \dots, n + 1\}$ .

On peut résumer tout ceci dans le tableau suivant :

Valeurs de $X_n$	0	1	...	$n - 1$	$n$
Valeurs de $X_{n+1}$	0 ou 1	0 ou 2	...	0 ou $n$	0 ou $n + 1$

Ceci montre bien que  $X_{n+1}(\Omega) = ]0, n + 1]$ .

On a bien montré par récurrence que :  $X_n(\Omega) = ]0, n]$

**b)** Pour tout entier naturel  $n$  non nul, la formule des probabilités totales associée au système complet

d'événements  $(X_{n-1} = k)_{0 \leq k \leq n-1}$  s'écrit :  $P(X_n = 0) = \sum_{k=0}^{n-1} P_{X_{n-1}=k}(X_n = 0) P(X_{n-1} = k)$ .

D'après la règle de déplacement du mobile,  $P_{X_{n-1}=k}(X_n = 0) = 1 - p$ , d'où :

$$P(X_n = 0) = (1 - p) \sum_{k=0}^{n-1} P(X_{n-1} = k).$$

La somme restante est égale à 1 car  $(X_{n-1} = k)_{0 \leq k \leq n-1}$  est un système complet d'événements donc :

$$P(X_n = 0) = 1 - p$$

**3)a)** Avec le système complet d'événements  $(X_n = i)_{0 \leq i \leq n}$ , la formule des probabilités totales s'écrit :

$$P(X_{n+1} = k) = \sum_{i=0}^n P_{X_n=i}(X_{n+1} = k) P(X_n = i).$$

Comme  $k$  est supérieur ou égal à 1, la seule façon d'arriver sur le point d'abscisse  $k$  est de venir du point d'abscisse  $k - 1$  (toujours d'après la règle de déplacement du mobile) donc dans la somme ci-dessus, seul le terme  $P_{X_n=k-1}(X_{n+1} = k)$  est non nul et vaut  $p$ . Il reste donc :  $P(X_{n+1} = k) = p P(X_n = k - 1)$

**b)** On procède par récurrence.

Pour  $n = 1$ ,  $k$  prend la seule valeur 0 (puisque  $k$  appartient à  $]0, n - 1]$ ) et la formule proposée par l'énoncé donne  $P(X_1 = 0) = 1 - p$ , ce qui est correct d'après la question 1b).

Supposons, pour un entier naturel  $n$  fixé dans  $\mathbb{N}^*$ , que :  $\forall j \in ]0, n - 1]$ ,  $P(X_n = j) = p^j (1 - p)$ .

On a alors, en posant  $j = k - 1$  :  $\forall k \in ]1, n]$ ,  $P(X_n = k - 1) = p^{k-1} (1 - p)$ .

D'après le résultat de la question 3a), on en déduit que :  $\forall k \in ]1, n]$ ,  $P(X_{n+1} = k) = p p^{k-1} (1 - p)$ , ce qui amène à :  $\forall k \in ]1, n]$ ,  $P(X_{n+1} = k) = p^k (1 - p)$ .

Cette expression étant encore valable pour  $k = 0$  (grâce au résultat de la question 2b)), on a bien montré que :  $\forall k \in ]0, n]$ ,  $P(X_{n+1} = k) = p^k (1 - p)$ .

On conclut donc :  $\forall n \in \mathbb{N}^*$ ,  $\forall k \in ]0, n - 1]$ ,  $P(X_n = k) = p^k (1 - p)$

Pour  $k = n + 1$ , la relation de la question 3a) s'écrit :  $\forall n \in \mathbb{N}$ ,  $P(X_{n+1} = n + 1) = p P(X_n = n)$ .

Ceci montre que la suite de terme général  $u_n = P(X_n = n)$  est une suite géométrique de raison  $p$ . Comme son premier terme est  $P(X_0 = 0) = 1$ , on en déduit que :  $\forall n \in \mathbb{N}, P(X_n = n) = p^n$

Ce résultat se comprend fort bien car la seule façon d'arriver au point d'abscisse  $n$  à l'instant  $n$ , c'est de réaliser  $n$  sauts vers la droite (chacun ayant pour probabilité  $p$ ).

$$c) \quad \sum_{k=0}^n P(X_n = k) = \sum_{k=0}^{n-1} P(X_n = k) + P(X_n = n) = \sum_{k=0}^{n-1} p^k (1-p) + p^n = (1-p) \sum_{k=0}^{n-1} p^k + p^n.$$

$$\text{Comme } p \neq 1, \quad \sum_{k=0}^n P(X_n = k) = (1-p) \frac{1-p^n}{1-p} + p^n = 1 - p^n + p^n.$$

$$\text{On peut alors conclure : } \sum_{k=0}^n P(X_n = k) = 1$$

4) Comme  $(u = 2)$  se produit avec une probabilité de  $\frac{1}{3}$ , on peut interpréter  $(u = 2)$  comme un déplacement d'une unité vers la droite (probabilité  $\frac{1}{3}$ ), alors que  $(u = 0$  ou  $u = 1)$  correspond à un retour à l'origine

Dans ce cas, en comprenant que la variable informatique  $X$  simule  $X_1$  au premier passage dans la boucle, puis  $X_2$  au deuxième passage, ..., puis  $X_n$  en fin de boucle, on peut alors compléter les instructions manquantes : Program edhec2005 ;

```

Var k, n, u, X : integer ;
begin
    Readln(n) ;
    Randomize ;
    X := 0 ;
    For k := 1 to n do
        begin
            u := random(3) ;
            if (u = 2) then X := X + 1
            else X := 0 ;
        end ;
    Writeln (X) ;
end.
```

$$5) a) \quad \text{Considérons la fonction } f_n, \text{ qui à tout } x \text{ de } [0, 1[, \text{ associe } f_n(x) = \sum_{k=0}^{n-1} x^k = \frac{1-x^n}{1-x}.$$

Cette fonction est dérivable sur  $[0, 1[$  car c'est une fonction polynomiale.

$$\text{Pour } n \geq 2, \text{ on a } f_n'(x) = \sum_{k=1}^{n-1} kx^{k-1} \text{ et } f_n'(x) = \frac{-nx^{n-1}(1-x) + 1 - x^n}{(1-x)^2} = \frac{(n-1)x^n - nx^{n-1} + 1}{(1-x)^2}.$$

$$\text{Comme } p \text{ appartient à } ]0, 1[, \text{ on peut remplacer } x \text{ par } p \text{ et on obtient : } \sum_{k=1}^{n-1} kp^{k-1} = \frac{(n-1)p^n - np^{n-1} + 1}{(1-p)^2}$$

(On aurait pu également démontrer cette formule par récurrence).

$$b) \quad X_n(\Omega) \text{ étant fini, } X_n \text{ possède une espérance et on a : } E(X_n) = \sum_{k=0}^n kP(X_n = k).$$

$$\text{Le terme correspondant à } k = 0 \text{ est nul, il reste donc : } E(X_n) = \sum_{k=1}^n kP(X_n = k).$$

Pour  $n$  supérieur ou égal à 2, on peut isoler le terme correspondant à  $k = n$  et l'on obtient :

$$E(X_n) = \sum_{k=1}^{n-1} k P(X_n = k) + nP(X_n = n).$$

En remplaçant, grâce aux résultats de la question 3b), on a :

$$E(X_n) = \sum_{k=1}^{n-1} k p^k (1-p) + n p^n = p(1-p) \sum_{k=1}^{n-1} k p^{k-1} + n p^n.$$

À l'aide de la question 5a), on trouve alors :  $E(X_n) = p(1-p) \frac{(n-1)p^n - np^{n-1} + 1}{(1-p)^2} + n p^n$ , d'où :

$$E(X_n) = p \frac{(n-1)p^n - np^{n-1} + 1}{1-p} + n p^n.$$

En réduisant au même dénominateur, on a :  $E(X_n) = \frac{(n-1)p^{n+1} - np^n + p + np^n - np^{n+1}}{1-p}$ .

Après simplification du numérateur, on obtient :  $E(X_n) = \frac{p-p^{n+1}}{1-p} = \frac{p(1-p^n)}{1-p}$ .

Comme  $E(X_1) = p$  et  $E(X_0) = 0$ , cette formule est encore valable pour  $n = 1$  et  $n = 0$ , et on peut alors

conclure :  $\forall n \in \mathbb{N}, E(X_n) = \frac{p(1-p^n)}{1-p}$

**6)a)**  $E(X_{n+1}^2) = \sum_{k=0}^{n+1} k^2 P(X_{n+1} = k) = \sum_{k=1}^{n+1} k^2 P(X_{n+1} = k)$ . D'après le résultat de la question 3a), on peut écrire :

$$E(X_{n+1}^2) = \sum_{k=1}^{n+1} k^2 p P(X_n = k-1) = p \sum_{k=1}^{n+1} k^2 P(X_n = k-1).$$

Avec le changement d'indice  $i = k-1$ , on obtient :  $E(X_{n+1}^2) = p \sum_{i=0}^n (i+1)^2 P(X_n = i)$ .

$$\begin{aligned} \text{Donc } E(X_{n+1}^2) &= p \sum_{i=0}^n (i^2 + 2i + 1) P(X_n = i) = p \left( \sum_{i=0}^n i^2 P(X_n = i) + 2 \sum_{i=0}^n i P(X_n = i) + \sum_{i=0}^n P(X_n = i) \right) \\ &= p (E(X_n^2) + 2E(X_n) + 1) \end{aligned}$$

**b)** Comme  $u_n = E(X_n^2) + (2n-1) \frac{p^{n+1}}{1-p}$ , alors  $u_{n+1} = E(X_{n+1}^2) + (2n+1) \frac{p^{n+2}}{1-p}$ .

On en déduit que :  $u_{n+1} = p (E(X_n^2) + 2E(X_n) + 1) + (2n+1) \frac{p^{n+2}}{1-p}$ .

Il reste à remplacer  $E(X_n)$  par son expression et  $E(X_n^2)$  par  $u_n - (2n-1) \frac{p^{n+1}}{1-p}$  pour trouver successivement :

$$u_{n+1} = p (u_n - (2n-1) \frac{p^{n+1}}{1-p} + 2 \frac{p(1-p^n)}{1-p} + 1) + (2n+1) \frac{p^{n+2}}{1-p}.$$

$$u_{n+1} = p u_n - (2n-1) \frac{p^{n+2}}{1-p} + 2 \frac{p^2(1-p^n)}{1-p} + p + (2n+1) \frac{p^{n+2}}{1-p}.$$

$$u_{n+1} = p u_n + 2 \frac{p^{n+2}}{1-p} + 2 \frac{p^2(1-p^n)}{1-p} + p = p u_n + 2 \frac{p^2}{1-p} + p = p u_n + \frac{p^2 + p}{1-p}.$$

On a donc bien :  $u_{n+1} = p u_n + \frac{p(1+p)}{1-p}$

**c)** La suite  $(u_n)$  est arithmético-géométrique. On sait alors qu'en désignant par  $x$  le réel solution de

(\*) :  $x = p x + \frac{p(1+p)}{1-p}$ , la suite de terme général  $u_n - x$  est géométrique de raison  $p$  et de premier terme

$u_0 - x$ .

On a donc :  $\forall n \in \mathbb{N}, u_n - x = p^n (u_0 - x)$ , ce qui s'écrit encore :  $u_n = x + p^n (u_0 - x)$ .

En résolvant l'équation (\*), on obtient :  $x = \frac{p(1+p)}{(1-p)^2}$ .

D'autre part, comme  $X_0$  est la variable certaine égale à 0, la variable  $X_0^2$  est aussi égale à 0 et on a :

$E(X_0^2) = 0$ . Comme  $u_0 = E(X_0^2) - \frac{p}{1-p}$ , on en déduit que  $u_0 = -\frac{p}{1-p}$ .

On trouve alors :  $u_n = \frac{p(1+p)}{(1-p)^2} + p^n \left( -\frac{p}{1-p} - \frac{p(1+p)}{(1-p)^2} \right) = \frac{p(1+p)}{(1-p)^2} - p^n \left( \frac{p}{1-p} + \frac{p(1+p)}{(1-p)^2} \right)$ .

Puis,  $u_n = \frac{p(1+p)}{(1-p)^2} - p^n \left( \frac{p(1-p) + p(1+p)}{(1-p)^2} \right) = \frac{p(1+p)}{(1-p)^2} - \frac{2p^{n+1}}{(1-p)^2}$ .

D'où finalement :  $u_n = \frac{p}{(1-p)^2} (1+p-2p^n)$ .

On sait que  $E(X_n^2) = u_n - (2n-1) \frac{p^{n+1}}{1-p}$ , on en déduit donc :

$E(X_n^2) = \frac{p}{(1-p)^2} (1+p-2p^n) - (2n-1) \frac{p^{n+1}}{1-p} = \frac{p}{(1-p)^2} (1+p-2p^n - (2n-1)p^n(1-p))$ .

$E(X_n^2) = \frac{p}{(1-p)^2} (1+p-2p^n - (2n-1)p^n + (2n-1)p^{n+1})$ .

On a alors :  $E(X_n^2) = \frac{p}{(1-p)^2} (1+p - (2n+1)p^n + (2n-1)p^{n+1})$

On sait que la variance de  $X_n$  est donnée par la formule :  $V(X_n) = E(X_n^2) - (E(X_n))^2$ .

Il ne reste plus qu'à remplacer :

$V(X_n) = \frac{p}{(1-p)^2} (1+p - (2n+1)p^n + (2n-1)p^{n+1}) - \frac{p^2(1-p^n)^2}{(1-p)^2}$ .

$V(X_n) = \frac{p}{(1-p)^2} (1+p - (2n+1)p^n + (2n-1)p^{n+1} - p(1-p^n)^2)$ .

$V(X_n) = \frac{p}{(1-p)^2} (1+p - (2n+1)p^n + (2n-1)p^{n+1} - p(1-2p^n + p^{2n}))$ .

$V(X_n) = \frac{p}{(1-p)^2} (1+p - (2n+1)p^n + (2n-1)p^{n+1} - p + 2p^{n+1} - p^{2n+1})$ .

$V(X_n) = \frac{p}{(1-p)^2} (1 - (2n+1)p^n + (2n+1)p^{n+1} - p^{2n+1})$ .

Et finalement :  $V(X_n) = \frac{p}{(1-p)^2} (1 - (2n+1)p^n (1-p) - p^{2n+1})$