

Réponses et Indications (Variables aléatoires discrètes)

Exercice 1 (d'après ESSEC 1999 voie T)

Partie A : Etude du temps d'attente pour obtenir un double six

- 1) $p = \frac{1}{36}$ par indépendance.
- 2) $X \sim \mathcal{G}\left(\frac{1}{36}\right)$ (temps d'attente du premier succès).
- 3) $E(X) = 36$ et $V(X) = 1260$.
- 4) Initialiser X à 0, puis dans une boucle, répéter $X := X + 1$ et deux tirages aléatoires entre 1 et 6 jusqu'à ce qu'ils soient tous les deux égaux à 6. Afficher la valeur de X .

Partie B : Etude du temps d'attente pour qu'au moins un dé ait amené un six

- 1) $q = \frac{25}{36}$ par indépendance.
- 2) $Y \sim \mathcal{G}\left(\frac{11}{36}\right)$ car la probabilité de succès est $1 - p_2$.
- 3) $E(Y) = \frac{36}{11}$ et $V(Y) = \frac{900}{121}$.
- 4) Initialiser Y à 0, puis dans une boucle, répéter $Y := Y + 1$ et deux tirages aléatoires entre 1 et 6 jusqu'à ce que l'un des deux soit égal à 6. Afficher la valeur de Y .

Partie C : Etude du temps d'attente pour que chacun des dés ait amené un six

- 1) $p_n = \left(\frac{5}{6}\right)^n$ par indépendance.
- 2) $P(Z \leq n) = 1 - 2\left(\frac{5}{6}\right)^n + \left(\frac{25}{36}\right)^n$.
- 3) $P(Z = n) = \frac{2}{5}\left(\frac{5}{6}\right)^n - \frac{11}{25}\left(\frac{25}{36}\right)^n$. Exprimer $P(Z \leq n)$ en fonction de $P(Z \leq n-1)$.
- 4) Utiliser les sommes des séries géométriques.
- 5) $E(Z) = \frac{96}{11}$. Utiliser les sommes des dérivées de séries géométriques.
- 6) $E[Z(Z-1)] = \frac{12720}{121}$ et $V(Z) = \frac{4560}{121}$.
Utiliser les sommes des dérivées de séries géométriques.
- 7) Initialiser Z à 0, puis dans une boucle, répéter $Z := Z + 1$ et deux tirages aléatoires entre 1 et 6 jusqu'à ce que l'un des deux soit égal à 6. S'ils ne sont pas tous les deux égaux à 6, dans une boucle, répéter $Z := Z + 1$ et un tirage aléatoire entre 1 et 6 jusqu'à ce qu'il soit égal à 6. Afficher la valeur de Z .

Exercice 2 (d'après EM Lyon 2000 voie E)

A – Premier protocole

- 1) $P(E_k) = \frac{2n-k}{n(2n-1)}$. Utiliser la formule des probabilités composées.
- 2) $X(\Omega) = \llbracket a-2n+1, a-1 \rrbracket$ et $P(X = a-k) = \frac{2n-k}{n(2n-1)}$ car $X = a-k$ si E_k est réalisé.

$$E(X) = a - \frac{2n+1}{3}.$$

B – Deuxième protocole

- 1) $Y(\Omega) = \llbracket a - n, a - 1 \rrbracket \cap \{-n\}$.
- 2) et 3) $P(X = a - k) = \frac{2n - k}{n(2n - 1)}$ si $k \in \llbracket 1, n \rrbracket$ et $P(Y = -n) = \frac{n - 1}{2(2n - 1)}$.
- 5) $E(Y) = \frac{3a(3n - 1) - 7n^2 + 1}{6(2n - 1)}$.

C – Comparaison des deux protocoles

Le protocole le plus favorable est le premier si $a > \frac{n + 1}{3}$.

Le protocole le plus favorable est le second si $a < \frac{n + 1}{3}$.

Exercice 3 (d'après Ecricome 2004 voie E)

- 1) a) $P(E) = 0,085$. Utiliser les probabilités totales.
 b) $P_E(A) \approx 0,82$. Utiliser la formule de Bayes.
 c) $N \curvearrowright \mathcal{B}(100; 0,085)$ donc $E(N) = 8,5$ et $V(N) = 7,7775$.
 d) $\lambda = 8,5$ et $P(N = k) \approx \frac{(8,5)^k}{k!} e^{-8,5}$.
 e) $P(E_1) \approx 0,28338$ et $P(E_2) \approx 0,89214$.
- 2) a) $T_1 \curvearrowright \mathcal{E}(0,7)$ donc $E(T_1) = \frac{10}{7}$ et $V(X) = \frac{30}{49}$.
 b) Utiliser les probabilités totales avec le système complet d'événements $(T_1 = j)_{j \geq 1}$.
 c) Utiliser la somme d'une dérivée de série géométrique.
 d) $E(T_2) = \frac{20}{7}$. Utiliser la somme d'une dérivée de série géométrique.
- 3) a) $P(L_1 = k) = 0,3(0,7)^k + 0,7(0,3)^k$
 En effet $(L_1 = k) = (A_1 \cap \dots \cap A_k \cap B_{k+1}) \cup (B_1 \cap \dots \cap B_k \cap A_{k+1})$.
 b) Utiliser les somme de séries géométriques.
 c) $E(L_1) = \frac{58}{21}$. Utiliser les sommes de dérivées de séries géométriques.
 d) $P[(L_1 = k) \cap (L_2 = j)] = (0,7)^{k+1} (0,3)^j + (0,3)^{k+1} (0,7)^j$.
 En effet, l'événement $(L_1 = k) \cap (L_2 = j)$ est réalisé si l'on a soit d'abord k fois A , puis j fois B , puis A , soit d'abord k fois B , puis j fois A , puis B .
 e) $P(L_2 = j) = (0,7)^2 (0,3)^{j-1} + (0,3)^2 (0,7)^{j-1}$.
 Utiliser l'expression d'une loi marginale en fonction de la loi conjointe.
 f) $E(L_2) = 2$. Utiliser les sommes de dérivées de séries géométriques.

Exercice 4 (d'après ISC 1996 voie S)**Méthode 1**

- 1) $X \curvearrowright \mathcal{E}\left(\frac{10}{N + 10}\right)$ donc $E(X) = 1 + \frac{N}{10}$ et $V(X) = \frac{N(N + 10)}{100}$.
- 2) a) $E_n = 1 + \frac{N}{10}$ et $V_n = \frac{N(N + 10)}{100n}$ (par indépendance).
 b) $P(|Z_n - E_n| \geq \varepsilon) \leq \frac{V_n}{\varepsilon^2}$. Donc $\lim_{n \rightarrow +\infty} P(|Z_n - E_n| \geq \varepsilon) = 0$.
- 3) $N = 50$.

Méthode 2

$$1) Y_N \sim \mathcal{H}\left(N, 10, \frac{10}{N}\right) \text{ donc } Y(\Omega) = \llbracket 0, 10 \rrbracket \text{ et } P(Y_N = k) = \frac{\binom{10}{k} \binom{N-10}{10-k}}{\binom{N}{10}}.$$

$$2) a_N \neq 0 \Leftrightarrow N \geq 18 \text{ et } a_N = 4050 \times \frac{[(N-10)!]^2}{(N-18)!N!}$$

3) Suite croissante jusqu'à 50 puis décroissante.

4) Le maximum est obtenu pour $N = 50$.

Exercice 5 (d'après EM Lyon 1995 voie E)

$$1) P(A) = \frac{1}{3} \text{ et } P(B) = \frac{2}{3}, \text{ donc } P(B) > P(A).$$

Utiliser les probabilités totales en introduisant G « il tire le numéro gagnant »

$$2) a) X \sim \mathcal{H}\left(n, p, \frac{p}{n}\right) \text{ donc } X(\Omega) = \llbracket 0, p \rrbracket \text{ et } P(X = k) = \frac{\binom{p}{k} \binom{n-p}{p-k}}{\binom{n}{p}}.$$

Puis utiliser $\sum_{k=0}^p P(X = k) = 1$ pour montrer l'égalité.

$$b) E(X) = \frac{p^2}{n} \text{ en utilisant l'égalité du a). Puis utiliser la définition de } E(X).$$

$$c) P_{(X=k)}(Z = j) = \frac{\binom{p-k}{j} \binom{n-3p+k}{p-j}}{\binom{n-2p}{p}} \text{ si } j \in \llbracket 0, p-k \rrbracket \text{ et } P_{(X=k)}(Z = j) = 0 \text{ sinon.}$$

Même raisonnement qu'au 2) a) avec $(n-2p)$ numéros, dont $(p-k)$ gagnants

et $(n-3p+k)$ perdants. L'égalité est conséquence de $\sum_{j=0}^{p-k} P_{(X=k)}(Z = j) = 1$.

d) Utiliser l'expression de la loi marginale de Z à partir de la loi conditionnelle.

e) $E(Z) > E(X)$, donc, en moyenne, la stratégie B est meilleure.

Exercice 6 (d'après HEC 2003 voie E)**Partie A**

$$1) A^2 - 2aA = (b^2 - a^2)I.$$

$$2) A^{-1} = \frac{1}{b^2 - a^2} \begin{pmatrix} -a & b \\ b & -a \end{pmatrix}.$$

3) Si $a = b$, la matrice A n'est pas inversible.

4) Montrer que les matrices $A - (a+b)I$ et $A - (a-b)I$ ne sont pas inversibles.

Partie B

1) Utiliser les probabilités totales avec le système complet d'événements $(X = k)_{k \geq 1}$

et l'indépendance de X et Y . $P(E) = \frac{2}{2-p}$ car E est l'événement contraire.

2) $S = X + Y$ et $D = X - Y$. Donc $\text{cov}(S, D) = 0$.

3) S et D ne sont pas indépendantes car $P[(S = 2) \cap (D = 0)] \neq P(S = 2)P(D = 0)$.

- 4) Utiliser les probabilités totales avec le système complet d'événements $(X = k)_{k \geq 1}$ et l'indépendance de X et Y .
- 5) Etudier le sens de variations de la suite de terme général $u_n = P(S = n)$ et en déduire la valeur de n où elle atteint son maximum.

Exercice 7 (d'après CCIP 2004)

- 1) Evident car $X(\Omega) \subset \mathbb{N}^*$.
- 2) Décomposer l'événement $(X \geq k)$ en deux événements incompatibles.
- 3) Faire apparaître une somme télescopique.
- 4) Minorer k dans la somme.
- 5) $\lim_{n \rightarrow +\infty} nP(X \geq n+1) = 0$ car le majorant est le reste d'une série convergente.
- 6) Utiliser le 3).
- 7) La série à termes positifs $(\sum kP(X = k))$ est majorée par une série convergente.

Exercice 8 (d'après EDHEC 2004 voie S)

- 1) a) Utiliser l'inégalité de Bienaymé-Tchebychev pour $\varepsilon = \lambda$.
b) Remarquer que $(X \geq 2\lambda) \subset (|X - \lambda| \geq \lambda)$.
- 2) a) Expliciter $P(X = k)$ pour justifier la convergence.
b) $G_X(t) = e^{\lambda(t-1)}$.
c) Minorer $G_X(t)$ par la somme correspondant à $k \geq a$.
d) Le minimum est $g(2) = \frac{e}{4}$.
e) Montrer que $P(X \geq 2\lambda)$ est un minorant de $\{[g(t)]^\lambda / t \geq 1\}$.
f) Cette inégalité est toujours meilleure. Utiliser les variations de $x \mapsto x \left(\frac{e}{4}\right)^x$.

Exercice 9 (d'après EDHEC 2006 voie S)

Partie A : Etude de la variable X_n

- 1) $X_1(\Omega) = \{0, 1\}$ et $P(X_1 = 0) = P(X_1 = 1) = \frac{1}{2}$.
- 2) $X_2(\Omega) = \{0, 1, 2\}$ et $P(X_2 = 0) = \frac{5}{12}$, $P(X_2 = 1) = \frac{1}{4}$, $P(X_2 = 2) = \frac{1}{3}$.
Utiliser les probabilités totales avec le système d'événements $(X_1 = k)_{0 \leq k \leq 1}$.
- 3) Dans l'hérédité, utiliser : $X_{n+1} = X_n + 1$ ou $X_{n+1} = 0$.
- 4) a) Remarquer que, si $k \geq 1$, $(X_n = k) \subset (X_{n-1} = k - 1)$, et en déduire la probabilité de $(X_{n-1} = k - 1) \cap (X_n = k)$.
b) Récurrence sur k .
c) Changement de variable : $j = n - k$.
d) $u_0 = 1$, $u_1 = \frac{1}{2}$, $u_2 = \frac{5}{12}$ et $u_3 = \frac{3}{8}$.
- 5) a) Sommer l'égalité de 1 à n et faire un changement de variable pour avoir $E(X_{n-1})$.
b) $E(X_n) = \sum_{k=1}^n u_k$. Sommer de 1 à n l'égalité précédente.
c) $\sum_{j=0}^{n-1} \frac{u_j}{n-j} = 1$. Puis utiliser le 4) c) pour exprimer u_n en fonction de u_0, \dots, u_{n-1} .
d) Récurrence forte. Série minorée par une série divergente, donc $\lim_{n \rightarrow +\infty} E(X_n) = +\infty$.

Partie B : Etude du premier retour à l'origine

- 1) a) $(T = k) = (X_1 = 1) \cap \dots \cap (X_{k-1} = k-1) \cap (X_k = 0)$ si $k \geq 2$ et $(T = 1) = (X_1 = 0)$.
 - b) Utiliser la formule des probabilités composées.
 - c) $P(T = 0) = 1 - \sum_{k=1}^{+\infty} P(T = k)$. Il est quasi-certain que le mobile reviendra en O .
- 2) T n'a pas d'espérance. Série divergente.

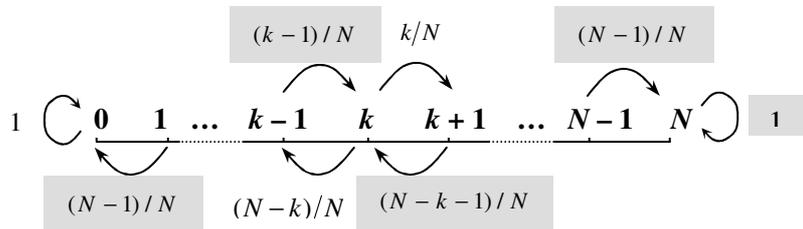
Partie C : Informatique

- 1) For $i := 1$ to k do $s := s + u[i-1] / (k - i + 2)$;
 $E := E + u[k]$;
- 2) hasard := random($T + 1$) ;
 Until hasard = 0 ;

Exercice 10 (d'après ESSEC 2005 voie E)

Partie A : Etude d'une suite de variables aléatoires

1)



- 2) $P(X_{n+1} = 0) = P(X_n = 0) + \frac{N-1}{N} P(X_n = 1)$.
- $P(X_{n+1} = k) = \frac{k-1}{N} P(X_n = k-1) + \frac{N-k-1}{N} P(X_n = k+1)$ si $1 \leq k \leq N-1$.
- $P(X_{n+1} = N) = \frac{N-1}{N} P(X_n = N-1) + P(X_n = N)$

3) $M = \begin{pmatrix} 1 & \frac{N-1}{N} & 0 & \dots & \dots & \dots & \dots & 0 \\ 0 & 0 & \frac{N-2}{N} & 0 & & & & \vdots \\ 0 & \frac{1}{N} & 0 & \ddots & \ddots & & & \vdots \\ \vdots & 0 & \ddots & \ddots & \ddots & \ddots & & \vdots \\ \vdots & & \ddots & \ddots & \ddots & \ddots & \ddots & \vdots \\ \vdots & & & \ddots & \ddots & 0 & \frac{1}{N} & 0 \\ \vdots & & & & 0 & \frac{N-2}{N} & 0 & 0 \\ 0 & \dots & \dots & \dots & \dots & 0 & \frac{N-1}{N} & 1 \end{pmatrix}$. Récurrence.

Partie B : Etude d'un cas particulier

1) $M = \frac{1}{3} \begin{pmatrix} 3 & 2 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 2 & 3 \end{pmatrix}$ et $\text{Sp}(M) = \left\{ -\frac{1}{3}, \frac{1}{3}, 1 \right\}$.

$$2) E_{-1/3} \text{ et } E_{1/3} \text{ sont les droites de base } \begin{pmatrix} 1 \\ -2 \\ 2 \\ -1 \end{pmatrix} \text{ et } \begin{pmatrix} 1 \\ -1 \\ -1 \\ 1 \end{pmatrix}, E_1 \text{ le plan de base } \begin{pmatrix} 1 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \end{pmatrix} \text{ et } \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \\ 0 \\ 1 \end{pmatrix}.$$

$$\text{Donc } D = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1/3 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & -1/3 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 \end{pmatrix}.$$

3) Récurrence. Calculer D^n et en déduire M^n puis U_n .

$$P(X_n = 0) = \frac{3}{4} - \frac{1}{2} \left(\frac{1}{3}\right)^n - \frac{1}{4} \left(-\frac{1}{3}\right)^n \quad P(X_n = 1) = \frac{1}{2} \left(\frac{1}{3}\right)^n + \frac{1}{2} \left(-\frac{1}{3}\right)^n$$

$$P(X_n = 2) = \frac{1}{2} \left(\frac{1}{3}\right)^n - \frac{1}{2} \left(-\frac{1}{3}\right)^n \quad P(X_n = 3) = \frac{1}{4} - \frac{1}{2} \left(\frac{1}{3}\right)^n + \frac{1}{4} \left(-\frac{1}{3}\right)^n$$

$$4) \lim_{n \rightarrow +\infty} P(X_n = 0) = \frac{3}{4} \quad \lim_{n \rightarrow +\infty} P(X_n = 1) = \lim_{n \rightarrow +\infty} P(X_n = 2) = 0 \quad \lim_{n \rightarrow +\infty} P(X_n = 3) = \frac{1}{4}$$

Partie C : Etude de l'arrêt du mobile

- 1) $p_0 = 0, p_N = 1, q_0 = 1$ et $q_N = 0$.
- 2) a) Utiliser les probabilités totales pour la probabilité conditionnelle $P_{(X_0=k)}$ avec le système complet d'événements $(X_1 = j)_{0 \leq j \leq N}$
 - b) $p_{k+1} - p_k = \frac{N-k}{k} (p_k - p_{k-1})$.
 - c) Récurrence sur k .
 - d) $p_1 = \frac{1}{2^{N-1}}$
- 3) Symétrie entre les deux extrémités. Montrer que : $\forall k \in [0, N] \quad p_k + q_k = 1$.

Exercice 11 (d'après ESSEC 2002 voie E)

- 1) a) Primitive du polynôme P qui s'annule en 1, donc factorisable par $(x-1)$.
- b) Φ est un automorphisme de $\mathbb{R}_p[X]$.

Utiliser la linéarité de l'intégrale et $Q = \Phi(P) \Leftrightarrow P = Q + (X-1)Q'$.

$$c) \Phi(e_k) = \frac{1}{k+1} \sum_{j=0}^k e_j. \text{ Donc } M_\Phi = \begin{pmatrix} 1 & \frac{1}{2} & \dots & \dots & \frac{1}{p+1} \\ 0 & \frac{1}{2} & \ddots & & \vdots \\ \vdots & 0 & \ddots & \ddots & \vdots \\ \vdots & & \ddots & \ddots & \frac{1}{p+1} \\ 0 & \dots & \dots & 0 & \frac{1}{p+1} \end{pmatrix}$$

$$d) \Phi \text{ est diagonalisable et } \text{Sp}(\Phi) = \left\{ 1, \frac{1}{2}, \dots, \frac{1}{p+1} \right\} = \left\{ \frac{1}{k+1} / 0 \leq k \leq p \right\}.$$

- 2) a) Les fonctions propres associés à $\lambda = 1$ sont les polynômes constants non nuls.

- b) Ecrire $\Phi(P) = \lambda P$. Si $\lambda = \frac{1}{k+1}$, l'ordre de multiplicité est k .
- c) $\forall k \in \llbracket 0, p \rrbracket \quad \forall x \in \mathbb{R} \quad P_k(x) = (x-1)^k$.
- d) $P = \sum_{k=0}^p a_k P_k$ avec $\forall k \in \llbracket 0, p \rrbracket \quad a_k = \frac{1}{k!} P^{(k)}(1)$. Utiliser la formule de Taylor.
- e) $\Phi_n = \sum_{k=0}^p \frac{a_k}{(k+1)^n} P_k$. Et $\forall x \in \mathbb{R} \quad \lim_{n \rightarrow +\infty} \Phi_n(x) = P(1)$.
- 3) a) $\forall k \in \llbracket 0, p \rrbracket \quad P(X_{n+1} = k) = \sum_{j=k}^p \frac{1}{j+1} P(X_n = j)$. Utiliser les probabilités totales.
- b) $M = M_\Phi$.
- c) $(0 \ 1 \ \dots \ p)M = \frac{1}{2}(0 \ 1 \ \dots \ p)$. Donc $E(X_{n+1}) = \frac{1}{2}E(X_n)$.
Donc $E(X_n) = \frac{p}{2^n}$ et $\lim_{n \rightarrow +\infty} E(X_n) = 0$.
- d) $U_n = M^n \begin{pmatrix} 0 \\ \vdots \\ 0 \\ 1 \end{pmatrix}$ par récurrence. Utiliser 2) e) car c'est la matrice de $\Phi^n(e_p)$.

Il est quasi-certain que le mobile arrivera en 0 et y restera.

Exercice 12 (d'après Ecricome 2005 voie E)

- 1) a) Le discriminant est strictement positif.
b) $r_1 + r_2 = q$ et $r_1 r_2 = -pq$.
c) $f(1) = p^2 \quad f(-1) = 1 + q^2 \quad f(0) = -pq$.
d) Utiliser le signe du trinôme pour montrer $-1 < r_1 < 0 < r_2 < 1$.
- 2) a) $a_1 = p^2 \quad a_2 = p^2 q \quad a_3 = p^2 q$.
b) $P_F(A_{n+2}) = a_{n+1}$ et $P_{\bar{F}}(A_{n+2}) = qa_n$. Etudier la série de tirages à partir du 2^{ème}.
c) Utiliser la formule des probabilités totales.
d) Récurrence linéaire d'ordre 2.
- 3) a) $M = \begin{pmatrix} q & pq \\ 1 & 0 \end{pmatrix}$.
b) $M = PDP^{-1}$ avec $D = \begin{pmatrix} r_1 & 0 \\ 0 & r_2 \end{pmatrix}$ et $P = \begin{pmatrix} r_1 & r_2 \\ 1 & 1 \end{pmatrix}$.
c) $M^n = PD^n P^{-1} = \frac{1}{r_2 - r_1} \begin{pmatrix} r_2^{n+1} - r_1^{n+1} & r_1 r_2 (r_1^n - r_2^n) \\ r_2^n - r_1^n & r_1 r_2 (r_1^{n-1} - r_2^{n-1}) \end{pmatrix}$ et $X_n = M^n X_0$.
- 4) a) $T(\Omega) = \llbracket 2, +\infty \llbracket$ et $\forall n \geq 2 \quad P(T = n) = a_{n-1} = \frac{p^2}{r_2 - r_1} (r_2^{n-1} - r_1^{n-1})$.
b) Sommes de séries géométriques convergentes.
c) $E(T) = \frac{1+p}{p^2}$. Sommes de dérivées de séries géométriques convergentes.
d) $V(T) = \frac{1+6p-10p^2+3p^3}{p^4}$. Commencer par calculer $E[T(T-1)]$ en utilisant des sommes de dérivées de séries géométriques convergentes.

Exercice 13 (d'après EDHEC 1998 voie S)

- 1) a) $P(X = 2) = \frac{1}{4}$.
- b) $P_{F_1}(X = k) = \frac{1}{2^{k-1}}$. Etudier la série de lancers à partir du 2^{ème}.
- c) $P_{F_1}(X = k) = P(X = k - 1)$. Etudier la série de lancers à partir du 2^{ème}.
- d) Utiliser la formule des probabilités totales.
- e) $u_k = k - 1$ et $P(X = k) = \frac{k-1}{2^k}$. La suite (u_k) est arithmétique.
- f) $P(X = 0) = 0$. Utiliser $P(X = 0) + \sum_{k=2}^{+\infty} P(X = k) = 1$.
- g) $E(X) = 4$. Somme de dérivée de série géométrique convergente.
- 2) a) $P(Y = 2) = \frac{1}{4}$ et $P(Y = 3) = \frac{1}{8}$.
- b) Leur réunion est Ω et ils sont deux à deux incompatibles.
- c) Utiliser la formule des probabilités totales.
- d) $P(Y = k) = \frac{1}{2\sqrt{5}} \left[\left(\frac{1+\sqrt{5}}{4} \right)^{k-1} - \left(\frac{1-\sqrt{5}}{4} \right)^{k-1} \right]$. Récurrence linéaire d'ordre 2.
- e) $P(Y = 0) = 0$. Utiliser $P(Y = 0) + \sum_{k=2}^{+\infty} P(Y = k) = 1$.
- f) $E(Y) = 6$. Sommes de dérivées de séries géométriques convergentes.

Exercice 14 (d'après ESCP 1997 voie E)

- 1) a) $X \sim \mathcal{G}(1-a)$. Temps d'attente du premier succès.
- b) $E(X) = \frac{1}{1-a}$ et $V(X) = \frac{a}{(1-a)^2}$.
- c) $P(X \geq k) = a^{k-1}$. Utiliser $P(X \geq k) = \sum_{j=k}^{+\infty} P(X = j)$ ou $P(X \geq k) = 1 - \sum_{j=1}^{k-1} P(X = j)$.
- 2) Dans les résultats précédents, remplacer a par b .
- 3) $P(Y \geq X) = \frac{1-a}{1-ab}$. Utiliser les probabilités totales avec le système $(X = k)_{k \geq 1}$.
- 4) $P(M \geq k) = (ab)^{k-1}$. Exprimer $(M \geq k)$ en fonction de $(X \geq k)$ et $(Y \geq k)$.
En déduire que $M \sim \mathcal{G}(1-ab)$.
- 5) $P(U \leq k) = 1 - a^k - b^k + (ab)^k$. Exprimer $(U \leq k)$ en fonction de $(X \leq k)$ et $(Y \leq k)$.
 $P(U = k) = a^{k-1}(1-a) + b^{k-1}(1-b) - (ab)^{k-1}(1-ab)$.
- 6) a) $\forall k \geq 2 \quad P(S = k) = \begin{cases} \frac{(1-a)(1-b)(b^{k-1} - a^{k-1})}{b-a} & \text{si } a \neq b \\ (k-1)a^{k-2}(1-a)^2 & \text{si } a = b \end{cases}$. Utiliser la formule des probabilités totales avec le système $(X = j)_{j \geq 1}$.
- b) Si $a \neq b$: $\forall k \geq 2 \quad P_{(S=j)}(Y = k) = \begin{cases} \frac{a^{j-k-1}b^{k-1}(b-a)}{b^{j-1} - a^{j-1}} & \text{si } k \leq j-1 \\ 0 & \text{si } k \geq j \end{cases}$.

$$\text{Si } a = b : \forall k \geq 2 \quad P_{(S=j)}(Y = k) = \begin{cases} \frac{1}{j-1} & \text{si } k \leq j-1 \\ 0 & \text{si } k \geq j \end{cases}.$$

7) a) $V(\Omega) = \mathbb{N}$.

b) $P(V = 0) = \frac{(1-a)(1-b)}{1-ab}$ et $P[(M = k) \cap (V = 0)] = (ab)^{k-1}(1-a)(1-b)$.

c) $P[(M = k) \cap (V = j)] = (ab)^{k-1}(1-a)(1-b)(a^j + b^j)$ si $k \geq 1$ et $j \geq 1$.

d) $\forall j \geq 1 \quad P(V = j) = \frac{(1-a)(1-b)(a^j + b^j)}{1-ab}$ et $P(V = 0) = \frac{(1-a)(1-b)}{1-ab}$.

e) Les variables aléatoires M et V sont indépendantes. Pour tous les $k \in \mathbb{N}^*$ et $j \in \mathbb{N}$, comparer $P[(M = k) \cap (V = j)]$ avec $P(M = k) \times P(V = j)$.

Exercice 15 (d'après EDHEC 2007 voie S)

Partie A

1) $P(X = 1) = \frac{1}{2}$. Utiliser les probabilités totales avec le système complet (U, \bar{U}) .

2) $(X = k) = B_1 \cap \dots \cap B_{k-1} \cap \bar{B}_k$. Puis utiliser les probabilités totales avec (U, \bar{U}) .

$$\text{Donc : } \forall k \geq 1 \quad P(X = k) = \frac{1}{2} \left[\frac{n-1}{n} \left(\frac{1}{n} \right)^{k-1} + \frac{1}{n} \left(\frac{n-1}{n} \right)^{k-1} \right].$$

3) $E(X) = \frac{n^2}{2(n-1)}$. Sommes de dérivées de séries géométriques convergentes.

4) $V(X) = \frac{n^2(3n^2 - 10n + 10)}{4(n-1)^2}$. Sommes de dérivées de séries géométriques convergentes.

5) Symétrie des boules noires et blanches entre U et V .

6) Else Repeat $x := x + 1$; tirage := random(n); Until (tirage = n - 1);

Partie B

1) $P(X = 1) = \frac{1}{2}$.

2) $\forall k \geq 2 \quad P(X = k) = \frac{n-1}{2} \left(\frac{1}{n} \right)^{k-1}$. La formule n'est pas vraie pour $k = 1$.

Utiliser la formule des probabilités composées.

3) $E(X) = \frac{3n-2}{2(n-1)}$. Somme de dérivée de série géométrique convergente.

4) Reprendre pour Y le raisonnement du 1) et du 2).

5) Les 6 premières lignes sont inchangées. Ensuite, initialiser x à 1 et affecter random(n) à tirage. La condition devient :

If ((hasard = 1) and (tirage = 0)) or ((hasard = 0) and (tirage <> 0)) Then ...

L'intérieur de la boucle ne change pas, mais la condition d'arrêt est : tirage <> 0.

Ensuite, afficher la valeur de x . (Il n'y a pas Else ...).

Partie C

1) $P(X = 1) = \frac{1}{2}$.

2) $\forall k \geq 1 \quad P(X = k) = \frac{1}{2} \left[\frac{n-1}{n} \left(\frac{1}{n} \right)^{k-1} + \frac{1}{n} \left(\frac{n-1}{n} \right)^{k-1} \right]$. Même raisonnement que dans A car

on reste toujours dans l'urne U .

- 3) Voir A - 3).
- 4) $(Y = 2k) = \overline{B_1} \cap \dots \cap \overline{B_{2k-1}} \cap B_{2k}$. Utiliser la formule des probabilités composées.
A chaque tirage, on change d'urne.
- 5) $(Y = 2k + 1) = \overline{B_1} \cap \dots \cap \overline{B_{2k}} \cap B_{2k+1}$. Même raisonnement.
- 6) $\lim_{m \rightarrow +\infty} S_m = \frac{n^2(n^2 - 2n + 2)}{(n^2 - n + 1)^2}$ et $\lim_{m \rightarrow +\infty} T_m = \frac{n^2(n^2 + n - 1)}{2(n^2 - n + 1)^2}$. Et $E(Y) = \lim_{m \rightarrow +\infty} (S_m + T_m)$.
Exprimer les sommes partielles de $(\sum jP(Y = j))$ aux rangs pairs et impairs.
- 7) $E(X) = E(Y)$ si $n = 2$. Et $E(X) > E(Y)$ si $n \geq 3$.

Exercice 16 (d'après HEC 2000 voie E)**Partie A**

- 1) a) Utiliser l'inégalité de la moyenne en remarquant : $\ln(k+1) - \ln k = \int_k^{k+1} \frac{dx}{x}$.
- b) Sommer l'inégalité précédente de 1 à n et de 1 à $n-1$.
- c) $u_n \sim \ln n$. Attention : $n+1 \sim n$ ne prouve pas $\ln(n+1) \sim \ln n$.
- 2) a) Calculer le second membre et minorer.
- b) Sommer l'inégalité précédente de 2 à n et majorer.
- c) $u_n - w_n \sim \ln n$ car $w_n = o(u_n)$.

Partie B

- 1) X_1 est la variable certaine égale à 1.
- 2) $X_2 \curvearrowright \mathcal{U}(2)$, donc $E(X_2) = \frac{3}{2}$ et $V(X_2) = \frac{1}{4}$.
- 3) a) $I_n \curvearrowright \mathcal{U}(n)$.
- b) $P_{(I_n=1)}(X_n = j) = 1$ si $j = 1$ et $P_{(I_n=1)}(X_n = j) = 0$ si $j \geq 2$.
- c) Si $I_n = k$, le deuxième tirage s'effectue parmi les numéros de 1 à $k-1$, et le nombre de tirages nécessaires ensuite est donc X_{k-1} , donc $X_n = 1 + X_{k-1}$.
- 4) a) $P_{(I_3=1)}(X_3 = 2) = 0$ $P_{(I_3=2)}(X_3 = 2) = 1$ $P_{(I_3=3)}(X_3 = 2) = \frac{1}{2}$.
- b) $P(X_3 = 1) = \frac{1}{3}$ $P(X_3 = 2) = \frac{1}{2}$ $P(X_3 = 3) = \frac{1}{6}$ $E(X_3) = \frac{11}{6}$ $V(X_3) = \frac{17}{36}$
Utiliser la formule des probabilités totales pour calculer $P(X_3 = 2)$.
- 5) a) On tire au plus n boules.
- b) $P(X_n = 1) = \frac{1}{n}$ et $P(X_n = n) = \frac{1}{n!}$ (il faut tirer les numéros par ordre décroissant).
- c) Utiliser les probabilités totales avec le système complet d'événements $(I_n = k)_{1 \leq k \leq n}$.
- d) $nP(X_n = j) - (n-1)P(X_{n-1} = j) = P(X_{n-1} = j-1)$.
- e) Egalité à vérifier pour $j = 1$.
- 6) a) Calculer $\sum_{j=1}^n jP(X_n = j)$ en utilisant l'égalité précédente. Attention aux bornes.
- b) $E(X_n) = \sum_{k=1}^n \frac{1}{k}$, donc $E(X_n) \sim \ln n$. Sommer $E(X_k) - E(X_{k-1})$.
- c) $E(X_n^2) = E(X_{n-1}^2) + \frac{2}{n}E(X_{n-1}) + \frac{1}{n}$.
- d) $V(X_n) \sim \ln n$. Sommer $V(X_k) - V(X_{k-1})$.
- 7) a) La loi $\mathcal{S}(1)$ est la loi certaine égale à 1.

- b) $S_n = S_{n-1} + T_n$ (somme de variables indépendantes) et $T_n(\Omega) = \{0,1\}$.
 c) Récurrence. Dans l'hérédité, séparer les cas $j \leq n$ et $j = n+1$.
 d) Calculer $E(S_n)$ et $V(S_n)$.

Partie C

- 1) Y_1 est la variable certaine égale à 1.
 2) $Y_2(\Omega) = \{1,3\}$ $P(Y_2 = 1) = P(Y_2 = 3) = \frac{1}{2}$.
 3) a) Si $I_n = k$, le deuxième tirage s'effectue parmi les numéros de 1 à $k-1$, et donc $Y_n = k + Y_{k-1}$. On pourra compléter par le calcul de $P_{(I_n=1)}(Y_n = j)$.
 b) Utiliser les probabilités totales avec le système complet d'événements $(I_n = k)_{1 \leq k \leq n}$, en séparant les cas $j \geq 2$ et $j = 1$.
 c) $E(Y_n) = n$. Déterminer $Y_n(\Omega)$, puis calculer $\sum_{j \in Y_n(\Omega)} jP(Y_n = j)$ en utilisant l'égalité précédente. Attention aux bornes.

Partie D

- 1) $Z_n^{(n)} \curvearrowright \mathcal{B}\left(\frac{1}{n}\right)$.
 2) $Z_1^{(n)}$ est la variable certaine égale à 1.
 3) Utiliser les probabilités totales avec le système complet d'événements $(I_n = k)_{1 \leq k \leq n}$.
 4) Récurrence forte. Dans l'hérédité, séparer les cas $i \leq n$ et $i = n+1$.
 5)
 6) $\sum_{i=1}^n Z_i^{(n)} = X_n$. Donc $E(X_n) = \sum_{i=1}^n E(Z_i^{(n)})$.
 7) Remarquer que $Y_n = \sum_{i=1}^n iZ_i^{(n)}$.

Partie E

n est le nombre de boules dans l'urne au départ, a est le nombre de tirages, donc X_n ,
 alea est le numéro tiré et b est la somme des numéros tirés donc Y_n .
 Donc dans les conditions du 1), on obtient $a = 5$ et $b = 23$.

Exercice 17 (d'après Ecricome 2004 voie S)**Partie I – Etude d'une variable discrète d'univers image fini****A – Préliminaire**

- 1) $a_1 = \frac{1}{2}$ et $\frac{a_{n+1}}{a_n} = \frac{2n+1}{2\sqrt{n(n+1)}}$ si $n \geq 1$.
 2) Raisonner par récurrence.
 3) Suite croissante majorée par $\frac{1}{\sqrt{2}}$ (donc minorée par a_1).

B – Etude de cas particuliers

- 1) R_1 est la variable certaine égale à 0 et $P(R_2 = 0) = P(R_2 = 1) = \frac{1}{2}$.
 $P(R_3 = 0) = \frac{1}{4}$ $P(R_3 = 1) = \frac{3}{8}$ $P(R_3 = 2) = \frac{3}{8}$.
 On pourra introduire l'événement A_k « on choisit l'urne A la k -ème fois ».

$$2) E(R_1) = V(R_1) = 0 \quad E(R_2) = \frac{1}{2} \text{ et } V(R_2) = \frac{1}{4} \quad E(R_3) = \frac{9}{8} \text{ et } V(R_3) = \frac{39}{64}.$$

$$3) R_n(\Omega) = \llbracket 0, n-1 \rrbracket.$$

$$4) \text{ a) La probabilité est } \binom{n-1+k}{k} \left(\frac{1}{2}\right)^{n-1+k} \text{ car on choisit } k \text{ fois } B \text{ et } n-1 \text{ fois } A.$$

$$\text{ b) } P(R_n = k) = \frac{1}{2^{n-1+k}} \binom{n-1+k}{k}. \text{ Utiliser la symétrie entre } A \text{ et } B.$$

5) Utiliser l'expression avec les factorielles.

6) Sommer de 0 à $n-2$ et effectuer un changement d'indice.

$$7) n - E(R_n) \sim \frac{2\sqrt{n}}{\sqrt{\pi}}. \text{ Utiliser la partie A : } a_n \sim \frac{1}{\sqrt{\pi}}.$$

8) Sommer $2(k+1)^2 P(R_n = k+1)$ de 0 à $n-2$ et effectuer un changement d'indice.

$$9) V(R_n) = (2n+1)E(R_n) - [E(R_n)]^2 - n(n-1).$$

$$10) \text{ En utilisant la partie A, remarquer que si } u_n = n - E(R_n), \text{ alors : } u_n = \frac{2n-1}{2n-2} u_{n-1}.$$

Demander à l'utilisateur un entier n et lire cette valeur. Initialiser la variable u à 1, puis, dans une boucle de $k := 2$ à $n-2$, calculer $\frac{2k-1}{2k-2}u$. Afficher la valeur de $n-u$.

C – Retour au cas général

1) Les événements E_A et E_B « à la fin de l'expérience l'urne A (resp. B) est pleine » sont contraires. Calculer leur probabilité en utilisant les nombres N_A et N_B de boules contenues dans A et dans B à la fin de l'expérience.

2) a) Suite croissante majorée par $\frac{1}{p^n}$ d'après (1).

$$\text{ b) } \binom{m-1+k}{m-1} \sim \frac{m^k}{k!} \text{ (équivalent d'un polynôme).}$$

$$\text{ c) et d) } \lim_{m \rightarrow +\infty} q^m \sum_{k=0}^{n-1} p^k \binom{m-1+k}{m-1} = 0 \text{ donc } \lim_{m \rightarrow +\infty} u_m = \frac{1}{p^n}.$$

Partie II – Etude d'une variable discrète d'univers image infini

$$1) T_n(\Omega) = \mathbb{N}.$$

$$2) P(T_n = k) = \binom{n+k-1}{n-1} p^n q^k.$$

3) Utiliser la suite (u_m) .

$$4) Z_j(\Omega) = \mathbb{N} \text{ et } P(Z_j = k) = q^k p \text{ (utiliser la loi de } Z_j + 1). E(Z_j) = \frac{q}{p} \text{ et } V(Z_j) = \frac{q}{p^2}.$$

$$5) \text{ et } 6) T_n = \sum_{j=1}^n Z_j \text{ donc } E(T_n) = \frac{nq}{p}.$$

Exercice 18 (d'après Ecrimage 2009 voie S)

Partie A

$$1) Y(\Omega) = \llbracket 1, b+1 \rrbracket.$$

$$2) P(Y = k) = \frac{b!(a+k-1)}{(b-k+1)!N^k}. \text{ Introduire les événements } B_k \text{ « on obtient une boule$$

blanche au k -ème tirage » et utiliser la formule des probabilités composées.

3) Réduire au même dénominateur le second membre.

- 4) Faire apparaître une somme télescopique.
 5) Remarquer que $P(Y = k)$ est de la forme $a_{k-1} - a_k$.

Partie B

$$1) p_{n,0} = \frac{a^n}{N^n} \text{ (tirages avec remise) et } p_{n,n} = \begin{cases} \frac{b!}{(b-n)!N^n} & \text{si } n \leq b \\ 0 & \text{si } n > b \end{cases} \text{ (tirages sans remise).}$$

$$\sum_{k=0}^n p_{n,k} = 1 \text{ (système complet d'événements).}$$

- 2) Utiliser les probabilités totales en considérant la couleur de la n -ème boule tirée.
- 3) a) $E(X_n) = \sum_{k=0}^n kp_{n,k}$, donc utiliser le 2) en faisant apparaître une somme de la forme du A - 4).
 b) Développer la somme.
 c) $E(X_n) = b \left[1 - \left(1 - \frac{1}{N} \right)^n \right]$. Suite arithmético-géométrique.
- 4) a) Utiliser le système complet d'événements $(X_n = k)_{0 \leq k \leq n}$.
 b) $q_{n+1} = \frac{b}{N} \left(1 - \frac{1}{N} \right)^n$.
- 5) a) Séparer Nu_n en deux sommes avec le B - 2) et faire un changement d'indice. Attention aux bornes des sommes.
 b) Séparer Nu_n en deux sommes et remplacer $E(X_{n-1})$ par son expression.
 c) Raisonner par récurrence.
 d) $V(X_n) = b \left[(b-1) \left(1 - \frac{2}{N} \right)^n + \left(1 - \frac{1}{N} \right)^n - b \left(1 - \frac{1}{N} \right)^{2n} \right]$ et $\lim_{n \rightarrow +\infty} V(X_n) = 0$.

Exercice 19 (d'après HEC 2005 voie E)

Partie I : Tirages avec remise

- 1) $Y \sim \mathcal{G}\left(\frac{1}{n}\right)$, donc $E(Y) = n$ et $V(Y) = n(n-1)$.
- 2) a) $P(U = k) = \left(\frac{1}{2}\right)^k$ et $P(E) = 0$ si E « on n'obtient jamais la blanche n°1 ».
 b) $P_{(U=k)}(Z = j) = \binom{k}{j} \left(\frac{1}{2}\right)^k$ si $j \leq k$ et $P_{(U=k)}(Z = j) = 0$ si $j > k$.
 c) Utiliser la formule des probabilités totales.
 d) $P(Z = 1) = \frac{4}{9}$ et $P(Z = 0) = \frac{1}{3}$. Sommes de séries géométriques et dérivées.
 e) Séparer en deux sommes avec la formule de Pascal et changer d'indice.
 f) $\forall i \in \mathbb{N}^* \quad P(Z = i) = \frac{4}{9} \left(\frac{1}{3}\right)^{i-1}$ et $P(Z = 0) = \frac{1}{3}$.
 g) $E(Z) = 1$. Somme de série géométrique.

Partie II : Tirages sans remise**A – Etude de cas particuliers**

- 1) X_1 est la variable certaine égale à 1.
- 2) $X_2(\Omega) = \{0, 2\}$ et $P(X_2 = 0) = P(X_2 = 2) = \frac{1}{2}$.

B – Etude du cas général

- 1) Il y a $(n!)^2$ suites de tirages possibles et $X_n(\Omega) = \llbracket 0, n \rrbracket$ mais $P(X_n = n-1) = 0$.
- 2) a) $\sum_{j=0}^n a(n, j) = (n!)^2$ (Système complet d'événements associé à X_n).
b) $a(n, n) = n!$ et $a(n, n-1) = 0$.
- 3) a) Pour calculer $a(n, j)$, on choisit successivement les places des tirages des j paires, les numéros de ces j paires, puis les $(n-j)$ autres tirages sans paire.
b) $a(n, 0) = (n!)^2 - n! \sum_{j=0}^{n-1} \binom{n}{j} \frac{a(j, 0)}{j!}$ si $n \geq 1$. Faire le changement d'indice $k = n-j$ et utiliser a).
c) $\sum_{j=i}^{k-1} (-1)^j \binom{j}{i} \binom{k}{j} = (-1)^{k+1} \binom{k}{i}$. Utiliser $\sum_{i=0}^n (-1)^i \binom{n}{i} = 0$ (Binôme).
- 4) Raisonner par récurrence forte.
- 5) $\forall k \in \llbracket 0, n \rrbracket \quad P(X_n = k) = \frac{1}{k!} \sum_{j=0}^{n-k} \frac{(-1)^j}{j!}$.
- 6) $\forall n \in \mathbb{N}^* \quad E(X_n) - E(X_{n-1}) = 0$, donc $\forall n \in \mathbb{N}^* \quad E(X_n) = 1$.

Partie III : Tirages mixtes

$$X_n \curvearrowright \mathcal{B}\left(n, \frac{1}{n}\right), \text{ donc } E(X_n) = 1 \text{ et } V(X_n) = 1 - \frac{1}{n}.$$

Exercice 20**Partie A**

Ecrire $P(Y > k) = \sum_{j=k+1}^N P(Y = j)$, et dans les deux questions, calculer le second membre en intervertissant les \sum dans les doubles sommes.

Partie B

- 1) $E(U_1) = \frac{N+1}{2}$ et $V(U_1) = \frac{N^2-1}{12}$.
- 2) a) $(T_n \leq k) = \bigcap_{j=1}^k (U_j \leq k)$ et utiliser l'indépendance.
b) $\forall k \in \llbracket 1, N \rrbracket \quad P(T_n = k) = \left(\frac{k}{N}\right)^n - \left(\frac{k-1}{N}\right)^n$.
- 3) a) $\lim_{n \rightarrow +\infty} d_n(N) = 0$. Somme d'un nombre fini de termes de limite nulle.
b) $E(T_n) = N - d_n(N)$, donc $\lim_{n \rightarrow +\infty} E(T_n) = N$.
c) $\lim_{n \rightarrow +\infty} V(T_n) = 0$. Pour l'égalité, utiliser le A - 2).
d) Un polynôme est équivalent à son terme de plus haut degré en $+\infty$. Pour $V(T_n)$, chercher la limite de $\frac{V(T_n)}{d_n(N)}$ (Attention à l'équivalent d'une somme !).

$$4) \quad \forall k \in \llbracket 1, N \rrbracket \quad P(Z_n = k) = \left(\frac{N-k+1}{N} \right)^n - \left(\frac{N-k}{N} \right)^n.$$

$$E(Z_n) = d_n(N) + 1 \text{ et } V(Z_n) = V(T_n). \text{ Utiliser } (Z_n > k) = \bigcap_{j=1}^k (U_j > k).$$

Partie C

$$1) \text{ a) Pour calculer } \varphi_n(k, \ell), \text{ utiliser } (T_n \leq k) \cap (Z_n > \ell) = \bigcap_{j=1}^n (l < U_j \leq k).$$

$$\text{b) Dans } \varphi_n(k, \ell), \text{ écrire } (T_n \leq k) = (T_n \leq k-1) \cup (T_n = k). \text{ Même chose pour } Z_n.$$

$$\text{c) } P[(T_n = k) \cap (Z_n = \ell)] = \begin{cases} 0 & \text{si } k < \ell \\ \left(\frac{1}{N} \right)^n & \text{si } k = \ell \\ \left(\frac{k-\ell-1}{N} \right)^n + \left(\frac{k-\ell+1}{N} \right)^n - 2 \left(\frac{k-\ell}{N} \right)^n & \text{si } k > \ell \end{cases}$$

$$2) \text{ a) Séparer en plusieurs sommes et changer d'indice pour les comparer.}$$

$$\text{b) } E(T_n Z_n) = \sum_{k=1}^N \sum_{\ell=1}^N k \ell P[(T_n = k) \cap (Z_n = \ell)]. \text{ Utiliser le a), et faire très attention aux bornes !}$$

$$\text{c) } \lim_{n \rightarrow +\infty} \rho_n = 0. \text{ Remarquer que } \sigma(T_n)\sigma(Z_n) = V(T_n), \text{ puisque } V(Z_n) = V(T_n).$$

$$3) \text{ a) } P_{(T_n=k)}(Z_n = \ell) = \begin{cases} 0 & \text{si } k < \ell \\ \frac{1}{k^n - (k-1)^n} & \text{si } k = \ell \\ \frac{(k-\ell-1)^n + (k-\ell+1)^n - 2(k-\ell)^n}{k^n - (k-1)^n} & \text{si } k > \ell \end{cases}$$

$$\text{b) } E\left(\frac{Z_n}{T_n} \mid T_n = k\right) = \frac{k^n}{k^n - (k-1)^n}. \text{ Pour le calcul, séparer } k \geq 2 \text{ et } k = 1.$$

Exercice 21 (d'après ESSEC 2009 voie E)

$$1) \text{ a) } X(\Omega) = \llbracket s, +\infty \llbracket .$$

$$\text{b) } (X = n) = A_s \cap \dots \cap A_{n-1} \cap \overline{A_n} \text{ si } n \geq s+1, \text{ et } (X = s) = \overline{A_s}.$$

$$\text{c) } \forall n \geq s \quad P(X = n) = p(1-p)^{n-s}.$$

$$\text{d) } Y \curvearrowright \mathcal{G}(p).$$

$$\text{e) } E(X) = \frac{1}{p} + s - 1. \text{ Utiliser } E(Y).$$

$$2) \text{ a) Montrer que } \sum_{n=0}^N nP(Z = n) \text{ a une limite réelle quand } N \text{ tend vers } +\infty \text{ en séparant } n \leq d-s \text{ et } n > d-s.$$

$$\text{b) } D_s = E(Z) = \sum_{k=s}^d (d-k)P(X = k) + \sum_{k=d}^{+\infty} kP(X = k) - d \sum_{k=d}^{+\infty} P(X = k).$$

$$\text{c) Utiliser la loi de } X \text{ et son espérance, ainsi que la dérivée } \sum_{j=0}^n jx^{j-1} \text{ de } \sum_{j=0}^n x^j.$$

$$3) \text{ a) } D_{s+1} - D_s = 2(1-p)^{d-s} - 1. \text{ En déduire le sens de variations de la suite } (D_s).$$

b) Si $p \geq \frac{1}{2}$, alors $-1 \leq \frac{\ln 2}{\ln(1-p)} < 0$.

4) On doit commencer à chercher 6 numéros avant l'arrivée car $s_0 = d - 6$.

Exercice 22 (d'après HEC 85 voie S)

Partie A

- 1) Utiliser l'inégalité de la moyenne sur $[0, x]$ pour la fonction $t \mapsto \frac{1}{1+t}$.
- 2) (u_n) est décroissante et (v_n) est croissante.
- 3) Montrer que les suites (u_n) et (v_n) sont adjacentes.

Partie B

- 1) a) $P(E_k) = \frac{1}{n}$ et $P(F_{k,s}) = \frac{s-1}{k-1}$, donc $P(E_k \cap F_{k,s}) = \frac{s-1}{n(k-1)}$.
- b) $p_n(s)$ est la probabilité de $\bigcup_{k=s}^n (E_k \cap F_{k,s})$ (événements incompatibles).
- c) $\lim_{n \rightarrow +\infty} p_n(s) = 0$. Utiliser la suite (u_n) .
- 2) a) La probabilité est $\frac{s-1}{n}$ (le meilleur candidat est dans l'échantillon).
- b) L'événement considéré est $(E_j \cap F_{j,s})$ car les $(j-1)$ premiers sont moins bons que ceux de l'échantillon et le $j^{\text{ème}}$ est meilleur que ceux de l'échantillon.
- c) $\forall j \in [s, n-1]$ $P(X = j) = \frac{s-1}{j(j-1)}$ et $P(X = n) = \frac{s-1}{n-1}$.
- d) Utiliser $\frac{1}{j(j-1)} = \frac{1}{j-1} - \frac{1}{j}$.
- e) $E(X) = (s-1) \left[1 + \sum_{j=s-1}^{n-1} \frac{1}{j} \right]$.

Partie C

- 1) a) $p_n(s+1) - p_n(s) = \frac{1}{n} \left[\sum_{j=s}^{n-1} \frac{1}{j} - 1 \right]$.
- b) Comparer $w_s = \sum_{j=s}^{n-1} \frac{1}{j}$ avec 1 en étudiant le sens de variations de la suite (w_s) .
- c) $s_5 = s_6 = 3$. Dans le programme, demander à l'utilisateur une valeur de n , lire cette valeur, initialiser s à 1 et w à 0, puis dans une boucle de $j := 1$ à $(n-1)$ calculer $w := w + \frac{1}{j}$, puis répéter $s := s + 1$ et $w := w - \frac{1}{s-1}$ jusqu'à ce que $w < 1$.
Afficher la valeur de s . On trouve $s_7 = 3$, $s_8 = 4$, ...
- d) Comparer $\sum_{j=s_n}^n \frac{1}{j}$ avec 1 pour comparer s_n et s_{n+1} .
- 2) a) Pour la première, utiliser $k < 2q$ si $k \in [q+1, 2q-1]$, et minorer $\sum_{k=2q+1}^{4q} \frac{1}{k}$.
- b) Comparer $4(s_n - 1)$ avec $(n-1)$ en Utilisant la 2ème inégalité pour $q = s_n$.
- 3) a) Montrer que : $1 < \sum_{k=s_n}^n \frac{1}{k-1} < 1 + \frac{1}{s_n - 1}$ et utiliser 2) b).

- b) $\lim_{n \rightarrow +\infty} \frac{n}{s_n - 1} p_n(s_n) = 1.$
- c) Montrer que : $\frac{n}{s_n - 1} p_n(s_n) - \ln\left(\frac{n}{s_n - 1}\right) = v_{n-1} - v_{s_n-2}.$
- d) $\lim_{n \rightarrow +\infty} \frac{n}{s_n} = e$
- e) Justifier que : $p_n(s_n) \sim \frac{s_n - 1}{n}.$

Exercice 23 (d'après CCIP 1998 voie S)

Partie A : Préliminaire

- 1) $\text{cov}(X, Y) = \text{cov}(Y, X)$ et $\text{cov}(X, X) = V(X).$
- 2) $\text{cov}(aX, bY) = ab \text{cov}(X, Y).$
- 3) Développer $V(\lambda X + Y) = \text{cov}(\lambda X + Y, \lambda X + Y).$
- 4) Le discriminant est négatif car $\forall \lambda \quad V(\lambda X + Y) \geq 0.$
- 5) Raisonner par récurrence.

Partie B : Simulation informatique

Pour entrer les valeurs de $C[i, j]$, faire une double boucle et utiliser $C[i, j] = C[j, i]$.

La fonction **Variance** est constituée de l'initialisation de V à 0, et d'une double boucle dans laquelle $V := V + Q[r] * Q[m] * C[r, m]$ si r et m sont les indices variables.

Il suffira ensuite d'afficher **Variance(P)**.

Partie C

- 1) $V(R) = 6a^2 - 8a + 4$ est minimale si $a = \frac{2}{3}$. Le portefeuille est $\left(\frac{2}{3}, \frac{1}{3}\right).$
- 2) a) $E(X) = 3, V(X) = 2, E(Y) = 4$ et $V(Y) = 4.$
 b) $P(2X + Y \leq 8) = \frac{3}{35}$ et $P(R_0 \geq 3) = \frac{32}{35}$. Utiliser les probabilités totales.
- 3) Le portefeuille est $\left(\frac{1}{2}, \frac{1}{2}\right)$, et $P(R_0 \geq 3) = 1 - F_6(5)$. Justifier : $X + Y \sim \mathcal{F}(6)$.

Partie D

- 1) a) Utiliser A - 4).
 b) Utiliser les propriétés de la variance et de la covariance.
 c) Le portefeuille est (0,1) si $c \in [3,6]$, et $\left(\frac{3-c}{15-2c}, \frac{12-c}{15-2c}\right)$ si $c \in [-6,3]$. Etudier les variations de $a \mapsto (15-c)a^2 + 2(c-3)a + 3$ suivant les valeurs de c .
- 2) a) $P(X=0) = \frac{1}{4}, P(X=8) = \frac{3}{4}, P(Y=4) = \frac{3}{4}$ et $P(Y=8) = \frac{1}{4}.$
 b) $E(X) = 6, V(X) = 12, E(Y) = 5, V(Y) = 3$ et $\text{cov}(X, Y) = 0.$
 c) et d) Le portefeuille est $\left(\frac{1}{5}, \frac{4}{5}\right)$ et $P(R_0 \geq 3) = 1.$

Partie E

- 1) $V(R) = 7x^2 + 7y^2 + 4z^2 + 2xy - 8xz - 8yz.$
- 2) a) Utiliser $z = 1 - x - y$ avec $0 \leq z \leq 1$. K est l'intérieur du triangle OAB où A et B sont les points de coordonnées (1,0) et (0,1).
 b) $h_a(x) = 12x^2 - 12ax + 19a^2 - 16a + 4$ est minimale pour $x = \frac{a}{2}$. Utiliser $a = x + y$.

c) $f(x, x) = 64x^2 - 32x + 4$ est minimale pour $x = \frac{1}{4}$. Et $f(x_0, y_0) = f\left(\frac{1}{4}, \frac{1}{4}\right) = 0$.

d) Le portefeuille est $\left(\frac{1}{4}, \frac{1}{4}, \frac{1}{2}\right)$.

Partie F

1) a) $\text{Sp}(B) = \{-1, 2\}$. Le sous-espace propre E_{-1} est le plan de base $\begin{pmatrix} 1 \\ 0 \\ -1 \end{pmatrix}$ et $\begin{pmatrix} 0 \\ 1 \\ -1 \end{pmatrix}$,

et le sous-espace propre E_2 est la droite de base $\begin{pmatrix} 1 \\ 1 \\ 1 \end{pmatrix}$.

b) $\text{Sp}(M) = \{1 - c, 1 + 2c\}$, et les sous-espaces propres sont $E'_{1-c} = E_{-1}$ et $E'_{1+2c} = E_2$.

Remarquer que $M = cB + I$, donc $M - \lambda I = c\left[B - \frac{\lambda - 1}{c}I\right]$.

c) Si $c = 0$, alors $M = I$.

2) a) $V(R) = x^2 + y^2 + z^2 + 2cxy + 2cxz + 2cyz$.

b) Utiliser A - 4) pour $(X + Y + Z, X)$.

c) $(U - W) \in E'_{1-c}$. Utiliser $x + y + z = 1$.

d) Utiliser $(U - W)M(U - W) = V\left[R - \frac{1}{3}(X + Y + Z)\right]$.

e) Si $c \neq 1$, le portefeuille est $\left(\frac{1}{3}, \frac{1}{3}, \frac{1}{3}\right)$. Si $c = 1$, la variance est constante.

3) a) $V(R_0) = \frac{5}{6}$. Remarquer que les variables $X' = X\sqrt{\frac{2}{5}}$, $Y' = Y\sqrt{\frac{2}{5}}$ et $Z' = Z\sqrt{\frac{2}{5}}$ vérifient les hypothèses précédentes avec $c = 0$.

b) $P(R_0 \geq 4) = 1 - F(11)$. Justifier $X + Y + Z \rightsquigarrow \mathcal{B}\left(30, \frac{1}{2}\right)$.

Exercice 24 (d'après CCIP 1997)

Partie A : Préliminaires

1) $X_1 \rightsquigarrow \mathcal{B}(N, p)$.

2) La loi conditionnelle de X_2 sachant que $X_1 = k$ est $\mathcal{B}\left(N, \frac{k}{N}\right)$.

3) La loi conditionnelle de X_{n+1} sachant que $X_n = k$ est $\mathcal{B}\left(N, \frac{k}{N}\right)$.

$$P_{(X_n=k)}(X_{n+1} = j) = \binom{N}{j} \left(\frac{k}{N}\right)^j \left(1 - \frac{k}{N}\right)^{N-j} \quad \text{pour tous } k \text{ et } j \text{ appartenant à } \llbracket 0, N \rrbracket.$$

4) Si $a = 0$ ou $a = N$, X_n est la variable certaine égale à a .

Partie B : Simulation

Après la lecture des valeurs de n , a et N (qui sera stocké dans une variable NE), initialiser X à a , faire une boucle de $k := 1$ à n dans laquelle on initialisera p à X/NE et X à 0, et dans laquelle on inclura une boucle de $i := 1$ à NE où $X := X + 1$ si $\text{random} < p$. Afficher la valeur de X pour chaque k et la valeur de X/NE à la fin.

Partie C : Cas $N = 3$

- 1) Utiliser la formule des probabilités totales avec le système $(X_n = k)_{0 \leq k \leq 3}$.
- 2) a) $SM = S$. Puis, calculer SU_n .
b) $E(X_{n+1}) = E(X_n)$, donc $E(X_n) = 1$.
- 3) a) $WM = \frac{2}{3}W$. Puis, comparer WU_n et $E[X_n(3 - X_n)]$.
b) $V(X_n) = 2 \left[1 - \left(\frac{2}{3} \right)^n \right]$. Pour $E[X_n(3 - X_n)]$, suite géométrique de raison $\frac{2}{3}$.

Partie D : Cas général

- 1) Utiliser la formule des probabilités totales avec le système $(X_n = k)_{0 \leq k \leq N}$.
- 2) $E(X_n) = a$. Calculer $E(X_{n+1})$ sous forme d'une double somme dans laquelle on intervertit les deux \sum , et utiliser $j \binom{N}{j} = N \binom{N-1}{j-1}$ si $j \geq 1$.
- 3) a) Même méthode qu'au 2) : dans la double somme $E[X_{n+1}(N - X_{n+1})]$ intervertir les deux \sum , et utiliser $j(N-j) \binom{N}{j} = N(N-1) \binom{N-2}{j-1}$ si $1 \leq j \leq N-1$.
b) $E[X_n(N - X_n)] = a(N-a) \left(\frac{N-1}{N} \right)^n$ et $V(X_n) = a(N-a) \left[1 - \left(\frac{N-1}{N} \right)^n \right]$.
- 4) $u_{n+1} - u_n \geq 0$ et $u_n \leq 2$.
- 5) a) Séparer $E(X)$ en deux sommes : $j < k$ et $j \geq k$. Et les minorer.
b) f est croissante sur $\left[1, \frac{N}{2} \right]$ et décroissante sur $\left[\frac{N}{2}, N-1 \right]$, donc minorée par $f(1) = f(N-1) = N-1$.
c) Dans $E[X_n(N - X_n)]$, minorer $f(k)$ et utiliser $a = Np$.
- 6) a) $\lim_{n \rightarrow +\infty} v_n = 0$.
b) $\forall k \in \llbracket 1, N-1 \rrbracket \quad 0 \leq P(X_n = k) \leq v_n$.
c) Exprimer $E(X_n)$ en fonction de v_n .
d) $\lim_{n \rightarrow +\infty} P(X_n = 0) = 1 - p$.
e) La « loi limite » de F_n est $\mathcal{B}(p)$. On tend vers une situation de consensus : toute la population est favorable à l'un des candidats, A avec la probabilité p ou B avec la probabilité $1 - p$.
- 7) a) $P(T = 0) = 0$. Utiliser la suite d'événements $A_n = (X_n \neq 0) \cap (X_n \neq N)$ qui est décroissante.
b) Exprimer l'événement $(T = n)$ en fonction des événements A_k .
c) Faire apparaître une somme télescopique.
d) Montrer que $\lim_{n \rightarrow +\infty} n v_n = 0$, et que la série de terme général v_n est convergente.

Exercice 25 (d'après ESSEC 1998)**Partie A**

- 1) Suite croissante majorée. Raisonner par récurrence. Utiliser les variations de f .
- 2) a) Montrer que $\forall x \in [0,1] \quad 0 \leq f'(x) \leq a$.
b) Raisonner par récurrence.
c) $L(a) = 1$ si $0 < a < 1$.

3) a) (i) Utiliser par exemple la concavité de la fonction \ln .

(ii) $f'(x) = 1 \Leftrightarrow x = 1 - \frac{\ln a}{a}$.

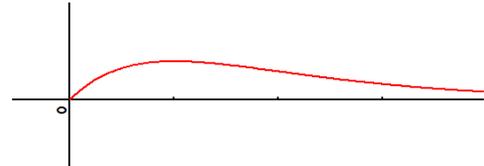
(iii) La fonction est décroissante sur $\left] -\infty, 1 - \frac{\ln a}{a} \right[$ et croissante sur $\left] 1 - \frac{\ln a}{a}, +\infty \right[$.

(iv) Si $a = 1$, l'équation $f(x) = x$ admet une unique solution $r(1) = 1$.

Si $a > 1$, l'équation $f(x) = x$ admet deux solutions $r(a)$ et $s(a)$ qui vérifient : $0 < r(a) < 1 - \frac{\ln a}{a} < s(a)$.

b) (i) $\varphi[ar(a)] = \varphi(a)$. Utiliser $f[r(a)] = r(a)$.

x	0	1	$+\infty$
φ'	1	+	0
φ	0	$\nearrow 1/e$	$\searrow 0$



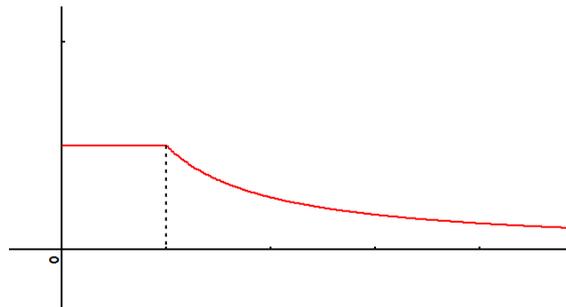
(ii) Théorème de bijection. φ^{-1} est continue et strictement croissante sur $\left[0, \frac{1}{e} \right]$.

(iii) Montrer que $ar(a) \in]0, 1[$ et utiliser $\varphi[ar(a)] = \varphi(a)$. Donc $\lim_{a \rightarrow +\infty} r(a) = 0$.

c) (i) Raisonner par récurrence.

(ii) $L(a) = r(a) = \frac{1}{a} \varphi^{-1}(ae^{-a})$ si $a \geq 1$.

4) L est constante sur $]0, 1[$ et décroissante sur $[1, +\infty[$.



Partie B

1) $P_{(D=n)}(N_1 = k) = \binom{n}{k} p^k (1-p)^{n-k}$ si $0 \leq k \leq n$ et $P_{(D=n)}(N_1 = k) = 0$ si $k > n$.

2) Utiliser le système complet d'événements $(D = n)_{n \in \mathbb{N}}$ et un changement d'indice.

3) $p_1 = e^{-\lambda p}$.

4) Même raisonnement, mais la durée $D_1 + \dots + D_k$ suit la loi $\mathcal{S}(k\lambda)$. Donc la loi conditionnelle est $\mathcal{S}(k\lambda p)$. Et $p_2 = e^{-\lambda p(1-e^{-\lambda p})}$.

Partie C

1) a) (i) A est réalisé s'il existe une vague k sans aucun client.

(ii) Si $N_k = 0$, alors $N_{k+1} = 0$ car la durée de service est nulle.

(iii) Suite croissante majorée. Et
$$P\left[\bigcup_{k \in \mathbb{N}} (N_k = 0)\right] = \lim_{k \rightarrow +\infty} P(N_k = 0)$$
.

b) Si $j \geq 2$, décomposer la $(k+1)^{\text{ème}}$ vague en « mini-vagues » issues des clients 1, ..., j de la première vague.

c) $p_{k+1} = e^{-\lambda p(1-p_k)}$ et $p_0 = 0$. Donc $\lim_{k \rightarrow +\infty} p_k = L(\lambda p) = P(A)$. Utiliser f pour $a = \lambda p$.

2) a) Si $N_k = i$, alors $D_k = 0$ si $i = 0$, et D_k suit la loi $\mathcal{S}(i\lambda)$ si $i \geq 1$.

- b) La loi conditionnelle de N_{k+1} sachant $(N_k = i)$ est $\mathcal{S}(i\lambda p)$.
- c) $E(N_{k+1}) = \lambda p E(N_k)$. Ecrire $i = \frac{1}{\lambda p} E\left(\frac{N_{k+1}}{N_k = i}\right) = \frac{1}{\lambda p} \sum_{j=0}^{+\infty} j P_{(N_k=i)}(N_{k+1} = j)$.
- d) $E(N_k) = (\lambda p)^k$.
- e) $E(C_n) = \frac{1 - (\lambda p)^{n+1}}{1 - \lambda p}$ si $\lambda p \neq 1$ et $E(C_n) = n + 1$ si $\lambda p = 1$.
- f) $\lim_{n \rightarrow +\infty} E(C_n) = \frac{1}{1 - \lambda p}$ si $\lambda p < 1$ et $\lim_{n \rightarrow +\infty} E(C_n) = +\infty$ si $\lambda p \geq 1$.

Exercice 26 (d'après CCIP 2008 voie E)**Partie A : Premières propriétés**

- 1) Calculer tAV et utiliser la définition de \mathcal{S}_p .
- 2) Une matrice et sa transposée ont les mêmes valeurs propres.
- 3) Utiliser la caractérisation du 1) pour un produit AB de matrices de \mathcal{S}_p .

Partie B : Cas $p = 2$

- 1) Montrer $A^2 - (2 - a - b)A = (a + b - 1)I$. Les racines de P sont 1 et $(1 - a - b)$.
- 2) Si $a + b = 0$, alors $a = b = 0$ et $A^n = I$.
- 3) Si $a + b = 2$, alors $a = b = 1$. Alors $A^{2n} = I$ et $A^{2n+1} = A$.
- 4) a) $R_n(X) = \frac{1 - (1 - a - b)^n}{a + b} X + \frac{(1 - a - b)^n - 1 + a + b}{a + b}$.
b) Utiliser la division euclidienne et $P(A) = 0$.
c) $\lim_{n \rightarrow +\infty} A^n = \frac{1}{a + b} \begin{pmatrix} b & b \\ a & a \end{pmatrix}$.

Partie C : Cas $p = 3$

- 1) A_1 n'est pas diagonalisable car $\text{Sp}(A_1) = \left\{1, \frac{1}{2}\right\}$ et $\dim E_1 = \dim E_{1/2} = 1$.
- 2) $\text{Sp}(A_2) = \{0, 1\}$ mais $\dim E_0 = 1$ et $\dim E_1 = 2$.
- 3) a) $\text{Sp}(A) = \left\{1, \frac{1}{2}, \frac{1}{3}\right\}$.

b) E_1 est la droite de base $\begin{pmatrix} 1 \\ 0 \\ 0 \end{pmatrix}$, $E_{1/2}$ la droite de base $\begin{pmatrix} -1 \\ 1 \\ 0 \end{pmatrix}$, $E_{1/3}$ la droite de base $\begin{pmatrix} 1 \\ -2 \\ 1 \end{pmatrix}$

c) $D = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1/2 & 0 \\ 0 & 0 & 1/3 \end{pmatrix}$ et $P = \begin{pmatrix} 1 & -1 & 1 \\ 0 & 1 & -2 \\ 0 & 0 & 1 \end{pmatrix}$.

d) Raisonner par récurrence.

e) $\lim_{n \rightarrow +\infty} A^n = \begin{pmatrix} 1 & 1 & 1 \\ 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \end{pmatrix}$ car $\lim_{n \rightarrow +\infty} D^n = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \end{pmatrix}$.

- 4) a) Utiliser la formule des probabilités totales.
b) Raisonner par récurrence.

- c) $\lim_{n \rightarrow +\infty} V_n = \begin{pmatrix} 1 \\ 0 \\ 0 \end{pmatrix}$. Il est quasi-certain que l'objet finira dans \mathcal{Z}_1 quelle que soit sa position au départ.

Partie D : Matrices stochastiques strictement positives

- 1) a) Déduire de $\lambda V = {}^t A V$ l'expression de λx_k et majorer.
b) Montrer que $x_k \neq 0$ en raisonnant par l'absurde.
- 2) a) Utiliser $AV = V$ pour étudier le signe de $w_i = \sum_{j=1}^p a_{i,j} |x_j| - |x_i|$.
b) Montrer que $\sum_{i=1}^p w_i = 0$.
c) Montrer que : $A|V| = |AV|$.
d) Montrer que $\forall (j, k) \quad y_j y_k \geq 0$. Comparer tous les y_k à un $y_j \neq 0$.
e) Donc $|V| = \pm V$.
- 3) a) Montrer qu'il existe un vecteur invariant $V \neq 0$ et prendre $V_\infty = \alpha |V|$.
b) Raisonner par l'absurde.
c) Calculer AV .
d) Le minimum de $\frac{w_i}{v_i}$ est atteint.
e) Raisonner par l'absurde.
- 4) Montrer que tout vecteur V du sous-espace propre est colinéaire à V_∞ .
- 5) a) Raisonner par récurrence.

b) Montrer que la suite (D^n) converge vers $D_\infty = \begin{pmatrix} 1 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & 0 & \ddots & \vdots \\ \vdots & \ddots & \ddots & 0 \\ 0 & \dots & 0 & 0 \end{pmatrix}$.

- c) Utiliser : $\forall n \quad AA^n = A^{n+1}$.
- d) Montrer que les vecteurs colonnes de A_∞ sont des vecteurs de probabilité invariants par A .

Partie E : Application au moteur de recherche Google

- 1) a) Somme de termes positifs dont l'un est non nul.
b) Calculer les $g_{i,j}$ et leur somme.
c) Calculer les $g_{i,j}$ si $i \in I$ et si $i \notin I$.
d) Conséquence des questions précédentes.
- 2) a) $V = \begin{pmatrix} p(1) \\ \vdots \\ p(N) \end{pmatrix}$ est l'unique vecteur de probabilité invariant par G .
b) Utiliser : $\forall (i, j) \quad g_{i,j} \geq \frac{1-r}{N}$ et $GV = V$.
- 3) a) Utiliser la formule des probabilités totales.
b) Raisonner par récurrence.
c) La suite (G^n) converge vers une matrice G_∞ et $\lim_{n \rightarrow +\infty} V_n = G_\infty V_0$.