

PROBABILITÉS ET STATISTIQUES

NOTE AUX CANDIDATS

Dans la partie I, on établit des propriétés techniques utilisées dans les parties II et III, en particulier des propriétés de convergence en probabilité (résultat I.5.f). La partie II est consacrée à certains aspects de l'étude de l'évolution de la taille des générations successives d'une population ouverte à l'immigration. La partie III étudie la convergence de certains estimateurs de paramètres liés à cette population.

Les trois parties de ce problème peuvent chacune être traitées en admettant certains résultats des parties antérieures.

NOTATIONS ET DONNÉES

Les données sont précédées de D (en première lecture, seules, celles-ci peuvent être lues).

$$1. \bar{N} = N \cup \{+\infty\}, \quad N^* = N - \{0\}, \quad \bar{R} = R \cup \{+\infty, -\infty\}.$$

$$2. \forall a \in R, \quad a^+ = \sup(a, 0) \quad a^- = \sup(-a, 0).$$

$$3. \mathcal{B}_{R^+}, \mathcal{B}_R, \mathcal{B}_{\bar{R}} \text{ sont les tribus boréliennes de } R^+, R, \bar{R}.$$

D4. (Ω, \mathcal{A}) est un espace probabilisable donné une fois pour toutes, P une probabilité sur cet espace, toutes les variables aléatoires sont sur cet espace.

5. 1_A est la fonction indicatrice d'une partie A d'un ensemble.

6. Si $(A_n)_{n \in N}$ est une suite de parties d'un ensemble, on note :

$$\overline{\lim} A_n = \bigcap_{n \in N} \bigcup_{p > n} A_p \quad \text{et} \quad \underline{\lim} A_n = \bigcup_{n \in N} \bigcap_{p > n} A_p.$$

7. v.a., v.a.n., v.a.r. sont respectivement les abréviations de variable aléatoire, variable aléatoire numérique (c'est-à-dire à valeurs dans \bar{R}), variable aléatoire réelle.

8. $\mathcal{L}^1(\Omega, \mathcal{B}, P)$ est l'ensemble des v.a.n. \mathcal{B} -mesurables (\mathcal{B} est une sous-tribu de \mathcal{A}) et P-intégrables.

9. $E^{\mathcal{B}}(X)$ ou $E(X/\mathcal{B})$ est l'espérance conditionnelle de $X \in \mathcal{L}^1(\Omega, \mathcal{A}, P)$ par rapport à la sous-tribu \mathcal{B} de \mathcal{A} .

10. EX et σ_X^2 désignent, lorsqu'elles existent, les moyenne et variance d'une v.a.n. X.

11. Si $A \in \mathcal{A}$, une application X_A définie sur A à valeurs dans \bar{R} est dite \mathcal{A} -mesurable si, $\forall B \in \mathcal{B}_{\bar{R}}, \{\omega \in A \mid X_A(\omega) \in B\} \in A \cap \mathcal{A}$, tribu trace de \mathcal{A} sur A.

D12. $(\mathcal{A}_n)_{n \in N}$ est une suite de sous-tribus de \mathcal{A} telle que, $\forall n \in N, \mathcal{A}_n \subset \mathcal{A}_{n+1}$; on note \mathcal{A}_∞ la plus petite tribu contenant toutes les sous-tribus \mathcal{A}_n .

D13. \mathcal{T} est la famille des variables aléatoires T à valeurs dans \bar{N} possédant la propriété : $\forall k \in N, (T = k) \in \mathcal{A}_k$.

14. Si $X = (X_n)_{n \in \bar{N}}$ (resp $(X_n)_{n \in N}$) est une suite de v.a.n. et si $T \in \mathcal{T}$ (resp $T \in \mathcal{T}$ telle que $T(\omega) \in N, \forall \omega \in \Omega$), on définit la v.a.n. X_T par : $X_T(\omega) = X_{T(\omega)}(\omega), \forall \omega \in \Omega$.

1. Soit U une v.a.r. et $r \geq 0$.

a. Démontrer, en utilisant le théorème de Fubini, que :

$$\int_0^{+\infty} x^r P(|U| > x) dx = (r+1)^{-1} \int_{\Omega} |U|^{r+1} dP.$$

b. En déduire que, pour tout $a > 0$:

$$\int_{\Omega} |U| 1_{\{|U| > a\}} dP = a P(|U| > a) + \int_a^{+\infty} P(|U| > x) dx.$$

c. Établir la double inégalité : $\sum_{j=1}^{+\infty} P(|U| > j) \leq \int_{\Omega} |U| dP \leq 1 + \sum_{j=1}^{+\infty} P(|U| > j)$.

d. Démontrer que, $\forall a > 0, \forall r \geq 0$:

$$\int_{\Omega} 1_{\{|U| \leq a\}} |U|^{r+1} dP \leq (r+1) \int_0^a x^r P(|U| > x) dx.$$

2. a. Soit T une v.a.n. à valeurs dans \bar{N} ; démontrer que :

$$T \in \mathcal{T} \iff \forall k \in N, (T \leq k) \in \mathcal{A}_k.$$

b. Soit $T \in \mathcal{T}$; on définit la famille \mathcal{A}_T de parties de Ω par :

$$\mathcal{A}_T = \{A \mid A \cap (T = k) \in \mathcal{A}_k, \forall k \in N\}.$$

On admettra les propriétés immédiates suivantes, α et β :

α . \mathcal{A}_T est une sous-tribu de \mathcal{A} .

β . Si $X \in \mathcal{L}^1(\Omega, \mathcal{A}, P)$, X est \mathcal{A}_T -mesurable si et seulement si, $\forall n \in N$, la restriction de X à $(T = n)$, notée, $X_{|(T=n)}$ est \mathcal{A}_n -mesurable.

Si $X \in \mathcal{L}^1(\Omega, \mathcal{A}, P)$, démontrer que : $E(X/\mathcal{A}_T) = \sum_{n \in N} [1_{(T=n)} E(X/\mathcal{A}_n)]$.

c. Soient $(X_n)_{n \in \bar{N}}$ une suite de v.a.n. telle que, $\forall n \in \bar{N}, X_n$ est \mathcal{A}_n -mesurable, et $T \in \mathcal{T}$; vérifier que X_T est \mathcal{A}_T -mesurable.

d. Si S, T $\in \mathcal{T}$ sont tels que $S \leq T$, démontrer que : $\mathcal{A}_S \subset \mathcal{A}_T$.

3. Une suite de v.a.r. $X = (X_n)_{n \in N}$ est dite appartenir à la classe Q.M. (on note $X \in Q.M.$) si :

i. $\forall n \in N, X_n \in \mathcal{L}^1(\Omega, \mathcal{A}_n, P)$.

ii. $\sup_n EX_n^- < +\infty$.

iii. $K_X = \sum_{n=1}^{\infty} E |E(X_n - X_{n-1}/\mathcal{A}_{n-1})| < +\infty$.

• Soit $X \in Q.M.$ et soient deux réels a, b tels que $a < b$. On définit la suite d'applications de Ω dans \bar{N} , $(\tau_m)_{m \in \mathbb{N}}$ par, $\forall \omega \in \Omega$:

$$\begin{aligned} \tau_0(\omega) &= 0 \\ \tau_1(\omega) &= \text{Inf}(n \in \mathbb{N} \mid X_n(\omega) \leq a) \\ \tau_2(\omega) &= \text{Inf}(n > \tau_1(\omega) \mid X_n(\omega) \geq b) \\ &\dots\dots \\ \tau_{2m-1}(\omega) &= \text{Inf}(n > \tau_{2m-2}(\omega) \mid X_n(\omega) \leq a) \\ \tau_{2m}(\omega) &= \text{Inf}(n > \tau_{2m-1}(\omega) \mid X_n(\omega) \geq b) \end{aligned}$$

où l'on convient que: $\text{Inf } \emptyset = +\infty$.

• Pour tout $n \in \mathbb{N}^*$ on définit les applications de Ω dans \bar{N} , β_n et φ_n par, $\forall \omega \in \Omega$:

$$\beta_n(\omega) = \begin{cases} 0 & \text{si } \tau_2(\omega) > n \\ \text{Max}(m \geq 1 \mid \tau_{2m}(\omega) \leq n) & \text{si } \tau_2(\omega) \leq n, \end{cases}$$

$$\varphi_n(\omega) = 1 - \bigcup_{p=0}^{\infty} (\tau_{2p+1} < n \leq \tau_{2p+2}) \quad (\omega)$$

$(\beta_n(\omega))$ est le nombre de « traversées montantes » de la « bande » $N \times [a, b]$ par la suite $((p, X_p(\omega)))_{p \in \mathbb{N}}$ avant l'indice n .

Un calcul algébrique et une majoration simples (on ne demande pas de les faire) conduisent à l'inégalité:

$$(*) \quad (b - a) \beta_n \leq 1_{\{\tau_{2\beta_n+1} \leq n\}} \cdot (X_n - a)^- + \sum_{i=1}^n (X_i - X_{i-1}) \varphi_i.$$

a. Démontrer que: $\forall m \in \mathbb{N}^*, \tau_m \in \mathcal{F}$.

b. Après avoir vérifié que, $\forall n \in \mathbb{N}^*, \varphi_n$ est \mathcal{A}_{n-1} -mesurable, démontrer que:

$$E \beta_n \leq (b - a)^{-1} [\sup E(X_i - a)^- + K_X] < +\infty.$$

c. On définit $\beta_\infty = \sup_n \beta_n$; démontrer que: $E \beta_\infty < +\infty$.

d. En déduire que: $\forall a < b, P(\overline{\lim} X_n > b > a > \underline{\lim} X_n) = 0$.

e. Démontrer qu'existe une v.a.n. $X_\infty \in \mathcal{L}^1(\Omega, \mathcal{A}, P)$ telle que la suite $(X_n)_{n \in \mathbb{N}}$ converge presque sûrement vers X_∞ .

4. Soit $X = (X_n)_{n \in \mathbb{N}}$ une suite de v.a.r. telle que, $\forall n \in \mathbb{N}, X_n \in \mathcal{L}^1(\Omega, \mathcal{A}_n, P)$. Vérifier que l'un ou l'autre groupe de propriétés suivant implique que X appartient à la classe Q.M.:

i. $\forall n \in \mathbb{N}, X_n \geq 0$; $\sup_n EX_n < +\infty$ et $\forall n \in \mathbb{N}^*, E(X_n - X_{n-1} / \mathcal{A}_{n-1}) \geq 0$.

ii. $\sup_n E |X_n| < +\infty$ et $\forall n \in \mathbb{N}^*, E(X_n - X_{n-1} / \mathcal{A}_{n-1}) = 0$.

iii. $\forall n \in \mathbb{N}, X_n \geq 0$ et $\forall n \in \mathbb{N}^*, E(X_n - X_{n-1} / \mathcal{A}_{n-1}) \leq 0$.

5. Soit $U = (U_n)_{n \in \mathbb{N}}$ une suite de v.a.r. telle que, $\forall n \in \mathbb{N}, U_n \in \mathcal{L}^1(\Omega, \mathcal{A}_n, P)$; on suppose qu'existent une constante $c > 0$ et une probabilité λ sur $(\mathbb{R}^+, \mathcal{B}_{\mathbb{R}^+})$ vérifiant $\int_{\mathbb{R}^+} x d\lambda(x) < +\infty$, telles que: $\forall n \in \mathbb{N}, \forall x > 0: P(|U_n| > x) \leq c\lambda(|x, +\infty|)$.

On définit, pour $n \in \mathbb{N}^*, U'_n = U_n 1_{\{|U_n| \leq n\}}$ et $V_n = \sum_{j=1}^n j^{-1} [U'_j - E(U'_j / \mathcal{A}_{j-1})]$.

a. Démontrer que: $E(U'_j - E(U'_j / \mathcal{A}_{j-1}))^2 = EU_j'^2 - E[E(U'_j / \mathcal{A}_{j-1})]^2$.

b. a. Démontrer que: $E(V_n)^2 \leq \sum_{j=1}^n j^{-2} E(U_j')^2$.

β. Déduire alors du 1. que: $\sup_n E(V_n)^2 < +\infty$.

c. Utiliser 4.ii. pour démontrer qu'existe une v.a.n. $V_\infty \in \mathcal{L}^1(\Omega, \mathcal{A}, P)$ telle que la suite $(V_n)_{n \in \mathbb{N}}$ converge presque sûrement vers V_∞ et en déduire que la suite de terme général:

$$n^{-1} \sum_{j=1}^n [U'_j - E(U'_j / \mathcal{A}_{j-1})] \text{ converge presque sûrement vers zéro.}$$

(On utilisera, sans le démontrer, le lemme d'analyse: si $(x_n)_{n \in \mathbb{N}^*}$ est une suite de réels telle que la série de terme général $n^{-1} x_n$ est convergente, alors la suite de terme général $n^{-1} \sum_{j=1}^n x_j$ converge vers zéro.)

d. Démontrer que: $P(\overline{\lim}(U_n \neq U'_n)) = 0$.

e. Démontrer que: $\lim_n E |E(U_n - U'_n / \mathcal{A}_{n-1})| = 0$.

f. Conclure alors à la convergence en probabilité vers 0 de la suite de terme général:

$$n^{-1} \sum_{j=1}^n [U_j - E(U_j / \mathcal{A}_{j-1})].$$

••• Dans les parties II et III on étudie l'évolution de la taille M_n d'une population d'individus; $Y_{n,i}$ représentera le nombre de descendants du i -ième individu de la n -ième génération, V_{n+1} le nombre d'immigrants s'ajoutant à ces descendants. Précisément, $\{Y_{n,i} \mid n \in \mathbb{N}, i \in \mathbb{N}^*\}$ est une famille de v.a. à valeurs dans \bar{N} , telle que, pour tout $n \in \mathbb{N}$ fixé, les v.a.r. $Y_{n,i}, i \in \mathbb{N}^*$, ont même loi μ_n , probabilité sur \bar{N} . $(V_n)_{n \in \mathbb{N}}$ est une suite de v.a. à valeurs dans \bar{N} . On fait l'hypothèse que: la famille de v.a. $\{Y_{n,i}, V_n \mid n \in \mathbb{N}, i \in \mathbb{N}^*\}$ est une famille de v.a. P-indépendantes.

On suppose enfin que pour tous $i \in \mathbb{N}^*$ et $n \in \mathbb{N}, Y_{n,i}$ et V_{n+1} admettent un moment d'ordre deux.

On note: $p_n = EY_{n,i}, m_n = EV_n$ et $\sigma_n^2 = \sigma_{Y_{n,i}}^2$.

On définit alors la suite $(M_n)_{n \in \mathbb{N}}$ de v.a. à valeurs entières par:

$$M_0 = V_0 \quad M_{n+1} = 1_N \cdot (M_n) \sum_{k=1}^{M_n} Y_{n,k} + V_{n+1}.$$

(On fait la convention d'écriture $\sum_{k=1}^0 Y_{n,k} = 0$)

Dorénavant, \mathcal{A}_n est la tribu engendrée par les v.a. M_0, M_1, \dots, M_n . Tournez la page S.V.P.

1.a. Démontrer que : $\forall n \in \mathbb{N}, E(M_{n+1}/\mathcal{A}_n) = p_n M_n + m_{n+1}$.

b. En déduire la valeur de EM_n en fonction des suites $(m_n)_{n \in \mathbb{N}}$ et $(p_n)_{n \in \mathbb{N}}$.

2.a. Si, $\forall n \in \mathbb{N}, p_n = p$ où $0 < p < 1$ et si : $\sum_{n=1}^{\infty} m_n < +\infty$, démontrer que

$\sum_{n=1}^{\infty} EM_n < +\infty$. Que dire de la convergence presque sûre de la suite $(M_n)_{n \in \mathbb{N}}$?

b. Si les suites $(p_n)_{n \in \mathbb{N}}$ et $(m_n)_{n \in \mathbb{N}}$ sont telles que $\sum_{n=1}^{\infty} |1 - p_n| < +\infty$ et $\sum_{n=1}^{\infty} m_n < +\infty$, démontrer la convergence presque sûre de la suite $(M_n)_{n \in \mathbb{N}}$ vers une v.a.n. M_{∞} .

3. $\forall n \in \mathbb{N}, \forall i \in \mathbb{N}^*, F_n$ et G_n désignent les fonctions génératrices respectives de $Y_{n,i}$ et V_n , c'est-à-dire les fonctions définies sur $]-1, 1[$ par :

$$F_n(s) = E s^{Y_{n,i}} \text{ et } G_n(s) = E s^{V_n}.$$

a. Exprimer, pour $s \in]-1, 1[$, l'espérance conditionnelle $E(s^{M_{n+1}}/\mathcal{A}_n)$ en termes des fonctions F_n et G_{n+1} .

b. Si H_n est la fonction génératrice de M_n , en déduire que :

$$\forall s \in]-1, 1[, H_{n+1}(s) = H_n(F_n(s)) G_{n+1}(s)$$

et calculer explicitement $H_{n+1}(s)$ à l'aide des fonctions F_j et G_j ($j \leq n+1$).

c. Dans le cas particulier où, $\forall i \in \mathbb{N}^*, P(Y_{n,i} = 1) = p_n$ et

$P(Y_{n,i} = 0) = 1 - p_n$ ($0 < p_n < 1$) et où V_n suit la loi de Poisson de paramètre λ_n , déterminer la loi de M_{n+1} .

Étudier la convergence en loi de la suite $(M_n)_{n \in \mathbb{N}}$ dans le cas où les suites $(p_n)_{n \in \mathbb{N}}$ et $(\lambda_n)_{n \in \mathbb{N}}$ convergent respectivement vers p et λ ($0 < p < 1$ et $\lambda > 0$).

III

On suppose que, $\forall x \in \mathbb{N}$, existe une probabilité P_x sur (Ω, \mathcal{A}) telle que :

i. La famille de v.a.r. $\{Y_{n,i}, V_n \mid n \in \mathbb{N}, i \in \mathbb{N}^*\}$ est une famille de v.a.r. P_x -indépendantes,

ii. Les v.a. $Y_{n,i}, n \in \mathbb{N}, i \in \mathbb{N}^*$, ont même loi μ (probabilité sur \mathbb{N} , indépendante de x),

iii. Les v.a. $V_n, n \in \mathbb{N}^*$, ont même loi ν (probabilité sur \mathbb{N} , indépendante de x),

iv. $P_x(V_0 = x) = 1$,

v. $0 < \nu(\{0\}) < 1, \sum_{x \in \mathbb{N}} x^4 \mu(\{x\}) < +\infty, \sum_{x \in \mathbb{N}} x^4 \nu(\{x\}) < +\infty$.

On note p et m les moyennes respectives de $Y_{n,i}$ et V_n , σ^2 et b^2 leurs variances, $\varphi = m(1-p)^{-1}, c^2 = b^2 + \sigma^2 \varphi$.

On suppose que $0 < p < 1$.

Le but de cette partie est d'étudier la convergence en probabilité d'une suite d'estimateurs de p et m .

1. On définit la fonction d'ensemble P_ν sur \mathcal{A} par : $P_\nu(A) = \sum_{x \in \mathbb{N}} \nu(\{x\}) P_x(A) \quad \forall A \in \mathcal{A}$.

a. Démontrer que : P_ν est une probabilité sur (Ω, \mathcal{A}) telle que $V_0(P_\nu) = \nu$ ($V_0(P_\nu)$ est la mesure image de P_ν par V_0).

b. $E_x(Y/\mathcal{A}_n)$ (respectivement $E_\nu(Y/\mathcal{A}_n)$) désignant l'espérance conditionnelle d'une v.a.n. Y par rapport à la sous-tribu \mathcal{A}_n calculée avec la probabilité P_x (respectivement P_ν), démontrer que, pour tout $n \in \mathbb{N}$ et toute fonction bornée f sur \mathbb{N} , on a, $\forall x \in \mathbb{N}, P_x$ -p.s. :

$$E_x(f(M_{n+1})/\mathcal{A}_n) = \lambda(M_n, f),$$

et en déduire que, P_ν -p.s. : $E_\nu(f(M_{n+1})/\mathcal{A}_n) = \lambda(M_n, f)$,

où on a posé, $\forall y \in \mathbb{N} : \lambda(y, f) = \sum_{z \in \mathbb{N}} [f(z)] [\mu^{y \bullet \nu}](\{z\})$.

($\mu^{y \bullet \nu}$ est la y -ième convolution de μ convolée avec ν - on fait la convention : $\mu^{0 \bullet \nu} = \nu$).

c. Si f_1, \dots, f_k sont des fonctions bornées définies sur \mathbb{N} , démontrer que, P_ν -p.s. :

$$E_\nu[f_1(M_{n+1}) \dots f_k(M_{n+k})/\mathcal{A}_n] = E_{M_n}[f_1(M_1) \dots f_k(M_k)]$$

(Si Y est une v.a.n., P_x -intégrable $\forall x \in \mathbb{N}, E_{M_n}(Y)$ est la composée de M_n avec l'application $x \mapsto E_x(Y), E_x(Y)$ étant la moyenne de Y par rapport à la probabilité P_x).

••• Si $p \in \mathbb{N}, \theta_p$ est l'application de l'espace des suites à valeurs dans $\bar{\mathbb{N}}$, noté $\bar{\mathbb{N}}^{\mathbb{N}}$, dans lui-même, définie par : $\forall x \in \bar{\mathbb{N}}^{\mathbb{N}}, \forall n \in \mathbb{N}, [\theta_p(x)]_n = x_{n+p}$.

On définit de même θ_∞ par : $[\theta_\infty(x)]_n = \overline{\lim}_p x_p, \forall n \in \mathbb{N}$.

Enfin, P_∞ est une probabilité quelconque sur (Ω, \mathcal{A}) et $M_\infty = \overline{\lim}_n M_n$.

d. Soit f une fonction bornée sur $\bar{\mathbb{N}}^{\mathbb{N}}$, mesurable (par rapport à la plus petite tribu sur $\bar{\mathbb{N}}^{\mathbb{N}}$ rendant mesurables les applications $y \mapsto y_p, p \in \mathbb{N}$, de $\bar{\mathbb{N}}^{\mathbb{N}}$ dans \mathbb{N}). On peut établir à partir du c. (on ne demande pas de le faire) que : $\forall n \in \mathbb{N}, P_\nu$ -p.s. : $E_\nu[f(\theta_n(M))/\mathcal{A}_n] = E_{M_n} f(M)$, où $M = (M_n)_{n \in \mathbb{N}}$.

En déduire, en utilisant les résultats du I.2., que : $\forall T \in \mathcal{F}$,

$$P_\nu$$
-p.s. : $E_\nu[1_{(T < +\infty)} f(\theta_T(M))/\mathcal{A}_T] = 1_{(T < +\infty)} E_{M_T} [f(M)]$.

2. On définit la suite $(T^p)_{p \in \mathbb{N}}$ de v.a.n. par : $\forall \omega \in \Omega$,

$$T^1(\omega) = \text{Inf}(n \geq 1 \mid M_n(\omega) = 0)$$

$$T^{p+1}(\omega) = \text{Inf}(n > T^p(\omega) \mid M_n(\omega) = 0) \quad (\text{on convient que } \text{Inf}(\emptyset) = +\infty).$$

On admettra que T^p appartient à \mathcal{F} (même méthode de démonstration qu'en I.3.a.)

On définit de plus l'application τ de \bar{N}^N dans \bar{N} par :

$$\forall y \in \bar{N}^N, \tau(y) = \inf(n \geq 1 \mid y_n = 0).$$

Alors (ne pas le démontrer), sur $(T^p < +\infty) : T^{p+1} = T^p + \tau \circ \theta_{T^p}(M)$.

Enfin, on définit la v.a. \underline{N} à valeurs dans \bar{N} par : $\underline{N} \equiv \sum_{n=0}^{\infty} 1_{(M_n=0)}$.

a. Démontrer que : $\forall m \in \mathbb{N}^*, P_0(\underline{N} = m) = [P_0(T^1 < +\infty)]^{m-1} P_0(T^1 = +\infty)$.

b. En déduire que : $P_0(\underline{N} = +\infty)$ est égal à 1 ou 0 suivant que $P_0(T^1 < +\infty)$ est égal ou strictement inférieur à 1.

c. F (respectivement G) désigne la fonction génératrice de $Y_{n,k}$ (respectivement V_n) et, $F^{(n)}$ désigne la n -ième itérée de F . ($F^{(1)} = F$ et $F^{(n+1)} = F^{(n)} \circ F$). En utilisant l'inégalité de convexité (valable aussi pour G):

$$F(s) \geq 1 + (s-1)F'(1^-), \forall s \in [0, 1],$$

démontrer que :

$$F^{(n+1)}(s) \geq 1 - p^n + p^n F(s), \quad \forall s \in [0, 1];$$

En déduire que : $\lim_n H_n(0) > 0$.

d. Déduire alors de b. et c. que : $P_0(T^1 < +\infty) = 1$.

3. a. Pour abrégé, T^1 est noté T . Démontrer que, pour $r = 1, 2, 3, 4$, on a :

$$E_0 \left[\sum_{k=1}^T (M_k)^r \right] = \sum_{k=1}^{\infty} \int_{(T \geq k)} E_0((M_k)^r / \mathcal{A}_{k-1}) dP_0.$$

b. $\forall k \in \mathbb{N}^*$, on note : $c_k = \int_{(T \geq k)} M_k dP_0$.

Démontrer que : $\forall k \in \mathbb{N}^*, c_k = m \sum_{j=1}^k p^{k-j} P_0(T \geq j)$.

c. Sous l'hypothèse : $E_0(T) < +\infty$, en déduire que : $E_0 \left[\sum_{k=1}^T (M_k)^r \right] < +\infty$, pour $r = 1$.

(On admettra que le résultat demeure pour $r = 2, 3, 4$ - calculs semblables.)

• Par la suite, ν est une probabilité sur \mathbb{N} , fixée, satisfaisant aux conditions du début du III.

On note $U = \sup_{0 \leq k \leq T} M_k$.

•• On admettra les propriétés (D^-) et (R^-) suivantes :

$$(D^-) \quad \forall n \in \mathbb{N}, \forall x > 0 : P_\nu(M_n > x) \leq E_0[T 1_{(U > x)}]$$

$$(R^-) \quad E_0[T^2] < +\infty.$$

4. On définit $Z_n = M_n - \varphi$. Démontrer que :

$$a. \quad n^{-1} \sum_{k=1}^n [M_k - E_\nu(M_k / \mathcal{A}_{k-1})] = (1-p)n^{-1} \left(\sum_{k=1}^n Z_k \right) + pn^{-1}(Z_n - Z_0).$$

(On calculera $E_\nu(Z_k / \mathcal{A}_{k-1})$.)

b. La suite $\left(n^{-1} \sum_{i=1}^n Z_i \right)_{n \in \mathbb{N}^*}$ converge en P_ν -probabilité vers 0. (Utiliser I.5.f., le résultat admis au III.3.c., les propriétés (D^-) et (R^-) .)

5. a. En utilisant le résultat admis au III.3.c., les propriétés (D^-) et (R^-) , démontrer qu'il existe une constante $\delta > 0$ et une probabilité λ' sur $(\mathbb{R}^+, \mathcal{B}_{\mathbb{R}^+})$ vérifiant $\int_{\mathbb{R}^+} x d\lambda'(x) < +\infty$, telles que :

$$\forall n \in \mathbb{N}, \forall x > 0 : P_\nu(M_n^2 > x) \leq \delta \cdot \lambda'(\{x, +\infty\}).$$

b. Remarquant que les propriétés du III.1.b. sont encore vraies pour une fonction f positive quelconque, calculer $E_\nu[(M_n)^2 / \mathcal{A}_{n-1}]$.

c. En suivant la même démarche qu'au III.4., démontrer que la suite de terme général :

$$(1-p^2)n^{-1} \left(\sum_{k=1}^n (Z_k)^2 \right) + p^2 n^{-1} [(Z_n)^2 - (Z_0)^2]$$

converge en P_ν -probabilité vers c^2 , et en déduire que la suite $\left(n^{-1} \sum_{k=1}^n (Z_k)^2 \right)_{n \in \mathbb{N}}$ converge en P_ν -probabilité vers une limite que l'on précisera.

6. a. Déduire du 5.a. qu'il existe une constante δ' et une probabilité ρ sur $(\mathbb{R}^+, \mathcal{B}_{\mathbb{R}^+})$ vérifiant $\int_{\mathbb{R}^+} x d\rho(x) < +\infty$ telles que : $\forall n \in \mathbb{N}, \forall x > 0 : P_\nu(M_n M_{n+1} > x) \leq \delta' \cdot \rho(\{x, +\infty\})$.

b. En déduire que la suite $\left(n^{-1} \sum_{k=1}^n Z_k Z_{k+1} \right)_{n \in \mathbb{N}^*}$ converge en P_ν -probabilité vers une limite que l'on identifiera.

c. Étudier alors la convergence en P_ν -probabilité et identifier la limite des trois suites de terme général :

$$C_n = n^{-1} \sum_{i=1}^n M_i,$$

$$D_n = \left[\sum_{i=1}^n (M_{i+1} - C_n)(M_i - C_n) \right] \left[\sum_{i=1}^n (M_i - C_n)^2 \right]^{-1},$$

$$G_n = C_n(1 - D_n).$$