

Intégration et Probabilités

corrigé de l'examen du 14 janvier 2011

Problème 1

1. Soit  $x > 0$ . La fonction  $t \mapsto \frac{e^{-t}}{t} - \frac{e^{-xt}}{1-e^{-t}}$  est continue sur  $]0, +\infty[$ , donc localement intégrable sur  $]0, +\infty[$ . Observons le comportement lorsque  $t$  tend vers 0. On a

$$\frac{e^{-t}}{t} - \frac{e^{-xt}}{1-e^{-t}} = \frac{(1-e^{-t})e^{-t} - te^{-xt}}{t(1-e^{-t})}.$$

En 0, on a  $1 - e^{-t} \sim t$ , d'où  $t(1 - e^{-t}) \sim t^2$ . Pour le numérateur,

$$\begin{aligned} e^{-t} - e^{-2t} - te^{-xt} &= (1 - t + O(t^2)) - (1 - 2t + O(t^2)) - t(1 + O(t)) \\ &= (t + O(t^2)) - (t + O(t^2)) \\ &= O(t^2). \end{aligned}$$

Finalement  $\frac{e^{-t}}{t} - \frac{e^{-xt}}{1-e^{-t}} = O(1)$  au voisinage de 0 ce qui donne l'intégrabilité sur  $]0, \max(1, x)[$ . Pour  $t \in [\max(1, x), +\infty[$ , on a

$$\left| \frac{e^{-t}}{t} - \frac{e^{-xt}}{1-e^{-t}} \right| \leq \frac{e^{-t}}{t} + \frac{e^{-xt}}{1-e^{-t}} \leq e^{-t} + \frac{1}{1-e^{-x}} e^{-xt},$$

ce qui donne l'intégrabilité sur  $[1, +\infty[$ .

2.

$$\begin{aligned} u_n - u_{n-1} &= (H_n - H_{n-1}) - (\log n - \log(n-1)) \\ &= \frac{1}{n} + \log(1 - 1/n) \\ &= \frac{1}{n} - \frac{1}{n} + O\left(\frac{1}{n^2}\right) \\ &= O\left(\frac{1}{n^2}\right). \end{aligned}$$

Ainsi la série de terme général  $u_n - u_{n-1}$  converge, mais  $\sum_{k=2}^n (u_n - u_{n-1}) = u_n - u_1$ , donc la suite  $(u_n)_{n \geq 1}$  converge.

3. Pour tout  $t > 0$ , on a

$$e^{-t} + e^{-2t} + \dots + e^{-nt} = \frac{e^{-t}(1 - e^{-nt})}{1 - e^{-t}} = \frac{e^{-t} - e^{-(n+1)t}}{1 - e^{-t}}.$$

En intégrant entre 0 et  $+\infty$ , on obtient

$$\sum_{k=1}^n \int_0^{+\infty} e^{-kt} = \int_0^{+\infty} \frac{e^{-t} - e^{-(n+1)t}}{1 - e^{-t}}.$$

Or  $\int_0^{+\infty} e^{-kt} = \frac{1}{k}$ , d'où

$$\int_0^{+\infty} \frac{e^{-t} - e^{-(n+1)t}}{1 - e^{-t}} = H_n.$$

4. À  $u$  fixé, la fonction  $t \mapsto \frac{e^{-t} - e^{-ut}}{t}$  est continue sur  $]0, +\infty[$ , donc localement intégrable sur  $]0, +\infty[$ . En outre,  $\lim_{t \rightarrow 0} \frac{e^{-t} - e^{-ut}}{t} = u - 1$ , donc la fonction se prolonge par continuité en 0, donc l'intégrale est "faussement impropre" en 0. En l'infini, on a  $\frac{e^{-t} - e^{-ut}}{t} = O(e^{-(\min(1,u)t)})$ , d'où la convergence de l'intégrale. Par ailleurs  $\frac{\partial}{\partial u} \frac{e^{-t} - e^{-ut}}{t} = e^{-ut}$ , ce qui nous donne pour tout  $a > 0$

$$\forall u \in [a, +\infty[ \quad \forall t > 0 \quad \left| \frac{\partial}{\partial u} \frac{e^{-t} - e^{-ut}}{t} \right| = e^{-ut} \leq e^{-at}.$$

Or  $t \mapsto e^{-at}$  est intégrable, indépendante de  $u$  donc  $u \mapsto F(u)$  est  $C^1$  sur  $]a, +\infty[$ , avec  $F'(u) = \int_0^{+\infty} e^{-ut} dt = \frac{1}{u}$ . Comme  $a$  est quelconque strictement positif, le résultat est bien  $C^1$  sur  $]0, +\infty[$  tout entier avec  $F'(u) = \frac{1}{u}$ . Ainsi pour  $x > 0$ ,  $F(x) = F(1) + \int_1^x F'(u) du = 0 + \int_1^x \frac{du}{u} = \log x$ .

5. Il est facile de voir que pour tout  $n \geq 1$ , on a

$$\left| e^{-nt} \left( \frac{1}{t} - \frac{1}{1 - e^{-t}} \right) \right| \leq e^{-t} \left| \frac{1}{t} - \frac{1}{1 - e^{-t}} \right|.$$

Comme pour tout  $t > 0$ ,  $\lim_{n \rightarrow +\infty} e^{-nt} \left( \frac{1}{t} - \frac{1}{1 - e^{-t}} \right)$ , si l'on montre que  $e^{-t} \left( \frac{1}{t} - \frac{1}{1 - e^{-t}} \right)$  est intégrable, le théorème de convergence dominée permettra de conclure que la limite de  $J_n$ . Or nous avons déjà démontré que  $e^{-t} \left( \frac{1}{t} - \frac{1}{1 - e^{-t}} \right)$  est intégrable : c'est la fonction dont l'intégrale définit la valeur de  $\psi(1)$ .

6. On a

$$\frac{e^{-t}}{t} - \frac{e^{-t}}{1-e^{-t}} = \frac{e^{-t}}{t} - \frac{e^{-nt}}{t} + \frac{e^{-nt}}{t} - \frac{e^{-nt}}{1-e^{-t}} + \frac{e^{-nt}}{1-e^{-t}} - \frac{e^{-t}}{1-e^{-t}},$$

D'où en intégrant entre 0 et  $+\infty$ ,  $\psi(1) = F(n) + J_n - H_{n-1}$ , où on a utilisé la question 3 pour la dernière identité. Avec la question 4. , on a  $\psi(1) = \log n + J_n - H_{n-1}$ .

7.  $\log(n-1) = \log n + \log(1-1/n)$ , donc  $\psi(1) = \log(1-1/n) + J_n - (H_{n-1} - \log(n-1))$ . Lorsque  $n$  tend vers l'infini,  $\log(1-1/n)$  tend vers 0,  $J_n$  vers 0, et  $H_{n-1} - \log(n-1)$  vers  $\gamma$ , d'où  $\psi(1) = -\gamma$ .

## Problème 2

1. (a) Dire que le plus petit élément d'une famille finie est strictement supérieur à  $t$ , c'est dire que chacun des éléments de cette famille est strictement supérieur à  $t$ , d'où l'identité

$$\{m_n > t\} = \bigcap_{i=1}^n \{X_i > t\}.$$

(b)  $m_n$  est le plus petit nombre dans une famille de nombre positifs. Il s'ensuit que  $F_{m_n}(t) = P(M_n \leq t) = 0$  pour  $t$  strictement négatif. Soit donc  $t \geq 0$  :  $F_{m_n}(t) = P(M_n \leq t) = 1 - P(M_n > t)$ .

$$\begin{aligned} P(m_n > t) &= P(\bigcap_{i=1}^n \{X_i > t\}) \\ &= \prod_{i=1}^n P(X_i > t), \end{aligned}$$

car les  $X_i$  sont indépendants. Si  $t \geq 0$ , tous les termes du produit sont égaux à 1. Sinon, pour tout  $i$ , on a

$$\mathbb{P}(X_i > t) = \int_t^{+\infty} \lambda e^{-\lambda x} dx = e^{-\lambda t}.$$

Il s'ensuit que  $\mathbb{P}(m_n > t) = (e^{-\lambda t})^n = e^{-n\lambda t}$  et  $F_{m_n}(t) = 1 - e^{-n\lambda t}$  pour  $t > 0$  tandis que  $F_{m_n}(t) = 1 - 1 = 0$  pour  $t \leq 0$ .

(c)  $F_{m_n}$  a donc la même fonction de répartition qu'une loi exponentielle de paramètre  $n\lambda$  : comme la fonction de répartition caractérise la loi, cela signifie que  $m_n$  suit une loi exponentielle de paramètre  $n\lambda$ .

2. (a) La famille  $(T = k)_{k \geq 1}$  forme une partition de l'espace. Il s'ensuit

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(G > t) &= \sum_{k=1}^{+\infty} \mathbb{P}(G > t, T = k) \\ &= \sum_{k=1}^{+\infty} \mathbb{P}(m_T > t, T = k) \\ &= \sum_{k=1}^{+\infty} \mathbb{P}(m_k > t, T = k) \end{aligned}$$

$m_k$  est mesurable par rapport à la tribu  $\sigma(X_1, \dots, X_k)$ , qui est indépendante de  $T$ , donc  $m_k$  est indépendante de  $T$ . Il s'ensuit :

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(G > t) &= \sum_{k=1}^{+\infty} \mathbb{P}(m_k > t, T = k) \\ &= \sum_{k=1}^{+\infty} \mathbb{P}(m_k > t) \mathbb{P}(T = k) \\ &= \sum_{k=1}^{+\infty} e^{-\lambda k t} p (1-p)^{k-1} \\ &= p e^{-\lambda t} \sum_{k=1}^{+\infty} e^{-\lambda(k-1)t} (1-p)^{k-1} \\ &= p e^{-\lambda t} \sum_{k=1}^{+\infty} (e^{-\lambda t} (1-p))^{k-1} \\ &= p e^{-\lambda t} \sum_{i=0}^{+\infty} (e^{-\lambda t} (1-p))^i \\ &= \frac{p e^{-\lambda t}}{1 - (1-p)e^{-\lambda t}}. \end{aligned}$$

(b) Comme  $G$  est positive, on a la formule

$$\mathbb{E}[G] = \int_{[0, +\infty[} \mathbb{P}(G > t) d\lambda(t) = \int_0^{+\infty} \frac{p e^{-\lambda t}}{1 - (1-p)e^{-\lambda t}} dt.$$

Une primitive de  $t \mapsto \frac{p e^{-\lambda t}}{1 - (1-p)e^{-\lambda t}}$  est

$$t \mapsto \frac{-p}{1-p} \frac{1}{\lambda} \log(1 - (1-p)e^{-\lambda t}),$$

---

ce qui donne  $\mathbb{E}[G] = \frac{-p \ln p}{1-p} \frac{1}{\lambda}$ .

- (c) En  $1 - \ln p$  est équivalent à  $p - 1$  et  $p$  à  $1$  donc  $\frac{-p \ln p}{1-p} \frac{1}{\lambda} \sim \frac{1}{\lambda}$ .  $\mathbb{E}G$  tend donc vers  $\frac{1}{\lambda}$ , ce qui est l'espérance d'une loi exponentielle de paramètre  $\lambda$ , ce qui est logique, car si  $p = 1$ , alors  $T = 1$  presque sûrement, donc  $m_T = X_1$ .

3. (a)  $e^{\alpha X_1}$  est positive, donc avec le théorème de transfert

$$\mathbb{E}[e^{\alpha X_1}] = \int_{\mathbb{R}} e^{\alpha x} d\mathbb{P}_{X_1}(x),$$

les deux quantités étant simultanément finies ou infinies. Quand  $\mathbb{E}[e^{\alpha X_1}]$ ,  $e^{\alpha X_1}$  est intégrable. On a

$$\int_{\mathbb{R}} e^{\alpha x} d\mathbb{P}_{X_1}(x) = \int_{\mathbb{R}} \mathbb{1}_{\mathbb{R}_+}(x) \lambda e^{-\lambda x} e^{\alpha x} dx = \lambda \int_{\mathbb{R}_+} e^{-(\lambda-\alpha)x} dx.$$

L'intégrale est finie si  $\alpha < \lambda$ , et vaut alors  $\frac{\lambda}{\lambda-\alpha}$ , sinon elle est infinie

- (b) Pour  $\alpha \leq 0$ , on  $0 \leq e^{\alpha G} \leq e^0 \leq 1$ , donc  $e^{\alpha G}$  est intégrable. Soit  $\alpha \in ]0, \lambda[$ . Comme pour tout  $n$ ,  $m_n \leq X_1$ , on a  $m_T \leq X_1$  soit  $G \leq X_1$ , d'où  $e^{\alpha G} \leq e^{\alpha X_1}$  et  $\mathbb{E}[e^{\alpha G}] \leq \mathbb{E}[e^{\alpha X_1}] < +\infty$ . Si  $T = 1$ ,  $T = 1$  et  $X_1 = G$ , donc  $\mathbb{1}_{\{T=1\}} e^{\alpha X_1} = \mathbb{1}_{\{T=1\}} e^G \leq e^G$ , d'où

$$\mathbb{E}[e^G] \geq \mathbb{E}[\mathbb{1}_{\{T=1\}} e^{\alpha X_1}]$$

mais  $\mathbb{1}_{\{T=1\}}$  et  $e^{\alpha X_1}$  sont indépendantes, donc

$$\mathbb{E}[e^G] \geq \mathbb{E}[\mathbb{1}_{\{T=1\}}] \mathbb{E}[e^{\alpha X_1}] = \mathbb{P}(X_1 = 1) \mathbb{E}[e^{\alpha X_1}] = p \mathbb{E}[e^{\alpha X_1}] = +\infty$$

grâce à la question précédente. Finalement  $e^{\alpha G}$  est intégrable si et seulement si  $\alpha < \lambda$ .