

Martingales et calcul stochastique

Corrigé de l'examen du 17 janvier 2012

Problème 1 : La loi de l'arcsinus (10 points)

Soit $\{B_t\}_{t \geq 0}$ un mouvement Brownien standard dans \mathbb{R} . On considère le processus

$$X_t = \frac{1}{t} \int_0^t 1_{\{B_s > 0\}} ds, \quad t > 0.$$

Le but de ce problème est de démontrer la loi de l'arcsinus :

$$\mathbb{P}\{X_t < u\} = \frac{2}{\pi} \text{Arcsin}(\sqrt{u}), \quad 0 \leq u \leq 1. \quad (1)$$

1. Que représente la variable X_t ?

X_t est la proportion de temps avant t pendant laquelle le mouvement Brownien est positif. Le résultat montre qu'elle est indépendante de t , ce qui est une conséquence de l'invariance d'échelle du mouvement Brownien.

2. Montrer que X_t est égal en loi à X_1 pour tout $t > 0$.

La propriété différentielle du mouvement Brownien montre que B_{tu} est égal à $t^{-1/2}B_u$ en loi, donc que $1_{\{B_{tu} > 0\}}$ est égal à $1_{\{B_u > 0\}}$ en loi. Le changement de variable $s = tu$ montre que

$$X_t = \frac{1}{t} \int_0^t 1_{\{B_{tu} > 0\}} t du = \int_0^1 1_{\{B_{tu} > 0\}} du$$

qui est égal à X_1 en loi.

3. On fixe $\lambda > 0$. Pour $t > 0$ et $x \in \mathbb{R}$, on définit la fonction

$$v(t, x) = \mathbb{E} \left(e^{-\lambda \int_0^t 1_{\{x+B_s > 0\}} ds} \right)$$

et sa transformée de Laplace

$$g_\rho(x) = \int_0^\infty v(t, x) e^{-\rho t} dt, \quad \rho > 0.$$

Montrer que

$$g_\rho(0) = \mathbb{E} \left(\frac{1}{\rho + \lambda X_1} \right).$$

On a $v(t, 0) = \mathbb{E}(e^{-\lambda t X_t}) = \mathbb{E}(e^{-\lambda t X_1})$. Par conséquent

$$g_\rho(0) = \mathbb{E} \int_0^\infty e^{-(\rho + \lambda X_1)t} dt = \mathbb{E} \left(\frac{1}{\rho + \lambda X_1} \right).$$

4. Calculer $\frac{\partial v}{\partial t}(t, x)$ à l'aide de la formule de Feynman-Kac.

$$\frac{\partial v}{\partial t}(t, x) = \frac{1}{2} \frac{\partial^2 v}{\partial x^2}(t, x) - \lambda 1_{\{x > 0\}} v(t, x).$$

5. Calculer $g_\rho''(x)$. En déduire que $g_\rho(x)$ satisfait une équation différentielle ordinaire linéaire du second ordre à coefficients constants par morceaux. Montrer que sa solution générale s'écrit

$$g_\rho(x) = A_\pm + B_\pm e^{\gamma_\pm x} + C_\pm e^{-\gamma_\pm x}$$

avec des constantes $A_\pm, B_\pm, C_\pm, \gamma_\pm$ dépendant du signe de x .

$$\begin{aligned} g_\rho''(x) &= \int_0^\infty \frac{\partial^2 v}{\partial x^2}(t, x) e^{-\rho t} dt \\ &= 2 \int_0^\infty \frac{\partial v}{\partial t}(t, x) e^{-\rho t} dt + 2\lambda 1_{\{x>0\}} \int_0^\infty v(t, x) e^{-\rho t} dt \\ &= 2v(t, x) e^{-\rho t} \Big|_0^\infty + 2\rho \int_0^\infty v(t, x) e^{-\rho t} dt + 2\lambda 1_{\{x>0\}} g_\rho(x) \\ &= -2 + 2\rho g_\rho(x) + 2\lambda 1_{\{x>0\}} g_\rho(x). \end{aligned}$$

On a donc l'équation différentielle ordinaire

$$g_\rho''(x) = \begin{cases} 2(\rho + \lambda)g(x) - 2 & \text{si } x > 0, \\ 2\rho g(x) - 2 & \text{si } x < 0. \end{cases}$$

Considérons séparément les équations sur \mathbb{R}_+ et \mathbb{R}_- . Les équations homogènes admettent les solutions linéairement indépendantes $e^{\gamma_\pm x}$ et $e^{-\gamma_\pm x}$, où $\gamma_+ = \sqrt{2(\rho + \lambda)}$ et $\gamma_- = \sqrt{2\rho}$. De plus chaque équation admet une solution particulière constante, égale à $A_+ = 1/(\rho + \lambda)$, respectivement $A_- = 1/\rho$.

6. Déterminer les constantes en utilisant le fait que g_ρ doit être bornée, continue en 0, et que g_ρ' doit être continue en 0. En conclure que $g_\rho(0) = 1/\sqrt{\rho(\lambda + \rho)}$.

Pour que g_ρ soit bornée, il faut que $B_+ = C_- = 0$. La continuité de g_ρ et g_ρ' permet de déterminer B_- et C_+ . En particulier

$$C_+ = \frac{\lambda}{\sqrt{\rho}(\sqrt{\rho + \lambda} + \sqrt{\rho})(\rho + \lambda)} = \frac{\sqrt{\rho + \lambda} - \sqrt{\rho}}{\sqrt{\rho}(\rho + \lambda)}.$$

Il suit que

$$g_\rho(0) = \frac{1}{\rho + \lambda} + C_+ = \frac{1}{\sqrt{\rho(\lambda + \rho)}}.$$

7. Démontrer (1) en utilisant l'identité

$$\frac{1}{\sqrt{1 + \lambda}} = \sum_{n=0}^{\infty} (-\lambda)^n \frac{1}{\pi} \int_0^1 \frac{x^n}{\sqrt{x(1-x)}} dx.$$

Nous avons

$$\frac{1}{\sqrt{1 + \lambda}} = g_1(0) = \mathbb{E} \left(\frac{1}{1 + \lambda X_1} \right) = \sum_{n=0}^{\infty} (-\lambda)^n \mathbb{E}(X_1^n).$$

L'identité montre que

$$\mathbb{E}(X_1^n) = \frac{1}{\pi} \int_0^1 \frac{x^n}{\sqrt{x(1-x)}} dx$$

pour tout $n \geq 0$, donc que X_1 admet la densité $1/\sqrt{x(1-x)}$. Le résultat suit en intégrant cette densité et en utilisant l'égalité en loi de X_t et X_1 .

Problème 2 : La loi du logarithme itéré (10 points)

Soit $\{X_n\}_{n \geq 1}$ une suite de variables aléatoires réelles i.i.d., centrées, de variance 1. On suppose que la fonction génératrice

$$\psi(\lambda) = \mathbb{E}(e^{\lambda X_1})$$

est finie pour tout $\lambda \in \mathbb{R}$. Soit

$$S_n = \sum_{i=1}^n X_i.$$

Le but de ce problème est de montrer que presque sûrement

$$\limsup_{n \rightarrow \infty} \frac{S_n}{\sqrt{2n \log(\log n)}} \leq 1. \quad (2)$$

Dans la suite, on pose $h(t) = \sqrt{2t \log(\log t)}$ pour $t > 1$.

1. Montrer que $\psi(\lambda) = 1 + \frac{1}{2}\lambda^2 + o(\lambda^2)$.

Le théorème de dérivation sous le signe intégral de Lebesgue montre que $\psi(\lambda)$ est de classe C^∞ avec

$$\psi^{(n)}(0) = \mathbb{E}(X_1^n)$$

pour tout $n \geq 0$. Le résultat suit alors de la formule de Taylor et des hypothèses sur la loi de X_1 .

2. Montrer que $Y_n = e^{\lambda S_n} / \psi(\lambda)^n$ est une martingale.

La relation

$$Y_{n+1} = \frac{e^{\lambda X_{n+1}}}{\psi(\lambda)} Y_n$$

montre que $\mathbb{E}(|Y_n|)$ est bornée par 1 et que $\mathbb{E}(Y_{n+1}|Y_n) = Y_n$.

3. Montrer que pour tout $N \geq 1$ et tout $a > 0$,

$$\mathbb{P} \left\{ \exists n \leq N : S_n > a + n \frac{\log \psi(\lambda)}{\lambda} \right\} \leq e^{-\lambda a}.$$

Le probabilité peut se réécrire

$$\mathbb{P} \left\{ \sup_{n \leq N} \left(S_n - n \frac{\log \psi(\lambda)}{\lambda} \right) > a \right\} = \mathbb{P} \left\{ \sup_{n \leq N} Y_n > e^{\lambda a} \right\}$$

et la borne suit de l'inégalité de Doob.

4. On fixe $t, \alpha > 1$. Pour tout $k \geq 1$, on pose

$$a_k = \frac{\alpha}{2} h(t^k), \quad \lambda_k = \frac{h(t^k)}{t^k}, \quad c_k = \frac{\alpha}{2} + t \frac{\log \psi(\lambda_k)}{\lambda_k^2}.$$

Montrer que

$$\mathbb{P} \left\{ \exists n \in]t^k, t^{k+1}]: S_n > h(n)c_k \right\} \leq (k \log t)^{-\alpha}.$$

On remarque que pour $n \in]t^k, t^{k+1}]$, on a

$$h(n)c_k \geq h(t^k)c_k = \frac{\alpha}{2} h(t^k) + t^{k+1} \frac{\log \psi(\lambda_k)}{\lambda_k} \geq a_k + n \frac{\log \psi(\lambda_k)}{\lambda_k}.$$

La probabilité cherchée est donc bornée par $e^{-\lambda_k a_k} = e^{-\alpha \log(k \log t)} = (k \log t)^{-\alpha}$ en vertu du résultat précédent.

5. Montrer que presque sûrement,

$$\mathbb{P} \left\{ \frac{S_n}{h(n)} \leq c_k \forall n \in]t^k, t^{k+1}], k \rightarrow \infty \right\} = 1 .$$

Cela suit du lemme de Borel–Cantelli, et du fait que

$$\sum_{k=1}^{\infty} \frac{1}{(k \log t)^\alpha} = \frac{1}{(\log t)^\alpha} \sum_{k=1}^{\infty} \frac{1}{k^\alpha} < \infty .$$

6. En utilisant le point 1., montrer que

$$c_k = \frac{\alpha + t}{2} + r(k)$$

avec $\lim_{k \rightarrow \infty} r(k) = 0$.

$$c_k = \frac{\alpha}{2} + \frac{t}{\lambda_k^2} \log \left(1 + \frac{1}{2} \lambda_k^2 + \mathcal{O}(\lambda_k^2) \right) = \frac{\alpha + t}{2} + \mathcal{O}(1) .$$

7. Démontrer (2).

Soit $\varepsilon > 0$. Prenons $\alpha = t = 1 + \varepsilon/2$. Les résultats précédents montrent que pour presque tout ω , il existe $k_0(\omega, \varepsilon) < \infty$ tel que

$$\frac{S_n(\omega)}{h(n)} \leq 1 + \frac{\varepsilon}{2} + r(k)$$

pour tout $k \geq k_0(\omega, \varepsilon)$ et $n \in]t^k, t^{k+1}]$. En prenant de plus k assez grand pour que $r(k) < \varepsilon/2$, on obtient $S_n/h(n) \leq 1 + \varepsilon$ pour tous les n assez grands, d'où le résultat.