

Méthodes Numériques Probabilistes

M2 Mathématiques de la Modélisation — Année 2019–2020

Corrigé de l'examen du mardi 14 janvier 2020

1. Exercice : algèbre bêta-gamma

- (1) Soit C un borélien de \mathbb{R}^2 . Puisque les variables X et Y sont indépendantes, la loi du couple (X, Y) possède la densité produit $p_a(x)p_b(y)$, d'où

$$\begin{aligned}\mathbb{P}((S, U) \in C) &= \mathbb{P}\left(\left(X + Y, \frac{X}{X + Y}\right) \in C\right) \\ &= \int_{x, y > 0} \mathbb{1}_{\{(x+y, \frac{x}{x+y}) \in C\}} p_a(x)p_b(y) dx dy \\ &= \frac{1}{\Gamma(a)\Gamma(b)} \int_{x, y > 0} \mathbb{1}_{\{(x+y, \frac{x}{x+y}) \in C\}} x^{a-1} y^{b-1} e^{-(x+y)} dx dy.\end{aligned}$$

Effectuons le changement de variable

$$(s, u) = \left(x + y, \frac{x}{x + y}\right) \Leftrightarrow \begin{cases} x = su, \\ y = s(1 - u), \end{cases}$$

qui est un C^1 -difféomorphisme de $]0, +\infty[^2$ dans $]0, +\infty[\times]0, 1[$, et dont le déterminant du jacobien vaut

$$dx dy = s du ds.$$

Nous obtenons

$$\mathbb{P}((S, U) \in C) = \frac{1}{\Gamma(a)\Gamma(b)} \int_{s=0}^{+\infty} \int_{u=0}^1 \mathbb{1}_{\{(s, u) \in C\}} (su)^{a-1} (s(1-u))^{b-1} e^{-s} s du ds,$$

ce qui montre que le couple (S, U) possède la densité

$$\frac{1}{\Gamma(a)\Gamma(b)} \mathbb{1}_{\{s>0\}} s^{a+b-1} e^{-s} \mathbb{1}_{\{0<u<1\}} u^{a-1} (1-u)^{b-1}.$$

- (2) On observe que la densité du couple (S, U) se réécrit

$$c p_{a+b}(s) q_{a,b}(u),$$

où

$$c = \frac{\beta(a, b)\Gamma(a+b)}{\Gamma(a)\Gamma(b)}.$$

Puisque le produit $p_{a+b}(s)q_{a,b}(u)$ est une densité de probabilité, son intégrale sur \mathbb{R}^2 doit être égale à 1, ce qui impose que

$$1 = \mathbb{P}((S, U) \in \mathbb{R}^2) = c \int_{(s, u) \in \mathbb{R}^2} p_{a+b}(s)q_{a,b}(u) ds du = c,$$

d'où la formule pour $\beta(a, b)$. On déduit alors que les variables S et U sont indépendantes, de lois respectives $\Gamma(a+b)$ et $\beta(a, b)$.

- (3) Soient $X \sim \Gamma(a)$, $Y \sim \Gamma(b)$ et $Z \sim \Gamma(c)$ trois variables indépendantes. Posons $S = X + Y \sim \Gamma(a+b)$ et $U = X/(X+Y) \sim \beta(a, b)$. Puisque Z est indépendante du couple (X, Y) , Z est également indépendante du couple (S, U) , et comme S et U sont

elles-mêmes indépendantes, les trois variables S , U et Z sont indépendantes. La variable $V = S/(S + Z)$ est donc indépendante de U et suit la loi $\beta(a + b, c)$. Par ailleurs,

$$UV = \frac{X}{X + Y} \frac{X + Y}{X + Y + Z} = \frac{X}{X + Y + Z}$$

suit la loi $\beta(a, b + c)$ puisque $Y + Z \sim \Gamma(b + c)$ est indépendante de X .

2. Problème : borne gaussienne sur la densité de transition

2.1. Préliminaire : densité de transition du mouvement brownien.

(1) Pour $t > 0$, $\widehat{X}_t \sim \mathcal{N}(x, t)$, de densité

$$\widehat{p}_t(x, y) = \frac{1}{\sqrt{2\pi t}} \exp\left(-\frac{(y - x)^2}{2t}\right).$$

(2) Puisque $\alpha \in]0, 1[$, pour tous $t > 0$ et $x, y \in \mathbb{R}$, on a

$$\widehat{p}_t(x, y) = \frac{1}{\sqrt{2\pi t}} e^{-(y-x)^2/2t} \leq \frac{1}{\sqrt{2\pi t}} e^{-\alpha(y-x)^2/2t} = \frac{1}{\sqrt{\alpha}} \widehat{p}_t^\alpha(x, y),$$

ce qui définit c^α .

(3) *Calcul direct.* Commençons par remarquer que

$$\frac{(x' - x)^2}{t} + \frac{(y - x')^2}{T - t} = \frac{T}{t(T - t)} \left(x' - \left(\frac{T - t}{T} x + \frac{t}{T} y \right) \right)^2 + \frac{(y - x)^2}{T},$$

d'où

$$\begin{aligned} & \int_{x' \in \mathbb{R}} \widehat{p}_t^\alpha(x, x') \widehat{p}_{T-t}^\alpha(x', y) dx' \\ &= \frac{\alpha}{2\pi \sqrt{t(T-t)}} \int_{x' \in \mathbb{R}} \exp\left(-\alpha \left(\frac{(x' - x)^2}{t} + \frac{(y - x')^2}{T - t} \right)\right) dx' \\ &= \frac{\alpha}{2\pi \sqrt{t(T-t)}} \exp\left(-\alpha \frac{(y - x)^2}{T}\right) \int_{x' \in \mathbb{R}} \exp\left(-\alpha \frac{T}{t(T-t)} \left(x' - \left(\frac{T - t}{T} x + \frac{t}{T} y \right) \right)^2\right) dx' \\ &= \frac{\alpha}{2\pi \sqrt{t(T-t)}} \exp\left(-\alpha \frac{(y - x)^2}{T}\right) \sqrt{2\pi \frac{t(T-t)}{T\alpha}} \\ &= \widehat{p}_T^\alpha(x, y). \end{aligned}$$

Produit de convolution. Notons que $\widehat{p}_T^\alpha(x, y)$ est la densité de $x + B_{T/\alpha}$, qui s'écrit

$$(x + B_{t/\alpha}) + (B_{T/\alpha} - B_{t/\alpha}).$$

D'après la propriété de Markov les deux termes sont indépendants, de lois respectives $\mathcal{N}(x, t/\alpha)$ et $\mathcal{N}(0, (T - t)/\alpha)$. La densité de la somme de ces deux variables aléatoires est donc égale au produit de convolution de leurs densités, ce qui donne directement l'identité attendue.

2.2. Processus de diffusion.

(1) D'après le théorème d'Itô, il suffit que b soit globalement lipschitzienne sur \mathbb{R} .

2.3. Formulation *mild* de l'équation de Fokker-Planck.

- (1) Soit $y \in \mathbb{R}$. Il est clair que les dérivées partielles $\frac{\partial}{\partial t}\hat{p}_t(x, y)$, $\frac{\partial}{\partial x}\hat{p}_t(x, y)$ et $\frac{\partial^2}{\partial x^2}\hat{p}_t(x, y)$ existent et sont continues sur $]0, +\infty[\times \mathbb{R}$; de plus un calcul direct montre que

$$\begin{aligned}\frac{\partial}{\partial t}\hat{p}_t(x, y) &= \left(-\frac{1}{2t} + \frac{(y-x)^2}{2t^2}\right) \cdot \frac{1}{\sqrt{2\pi t}} \exp\left(-\frac{(y-x)^2}{2t}\right), \\ \frac{\partial}{\partial x}\hat{p}_t(x, y) &= \frac{y-x}{t} \cdot \frac{1}{\sqrt{2\pi t}} \exp\left(-\frac{(y-x)^2}{2t}\right), \\ \frac{\partial^2}{\partial x^2}\hat{p}_t(x, y) &= \left(-\frac{1}{t} + \left(\frac{y-x}{t}\right)^2\right) \cdot \frac{1}{\sqrt{2\pi t}} \exp\left(-\frac{(y-x)^2}{2t}\right),\end{aligned}$$

d'où l'identité demandée.

- (2) Posons $\theta = |y-x|/\sqrt{t} \geq 0$ de sorte que

$$\left|\frac{\partial}{\partial x}\hat{p}_t(x, y)\right| = \frac{\theta}{\sqrt{t}} \cdot \frac{1}{\sqrt{2\pi t}} \exp\left(-\frac{\theta^2}{2}\right) \leq \frac{c_1}{t},$$

où nous avons défini

$$c_1 = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \sup_{\theta \geq 0} \theta e^{-\theta^2/2}.$$

De même,

$$\left|\frac{\partial^2}{\partial x^2}\hat{p}_t(x, y)\right| \leq \left(\frac{1}{t} + \frac{\theta^2}{t}\right) \cdot \frac{1}{\sqrt{2\pi t}} \exp\left(-\frac{\theta^2}{2}\right) \leq \frac{c_2}{t^{3/2}},$$

avec

$$c_2 = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \sup_{\theta \geq 0} (1 + \theta^2)e^{-\theta^2/2}.$$

- (3) Soit $T' \in [0, T[$. Les estimations obtenues à la question précédente montrent que les dérivées de $\hat{p}_{T-t}(x, y)$ sont bornées sur $[0, T'] \times \mathbb{R}$, on peut donc écrire que Φ est de classe $C^{1,2}$ et vérifie

$$\begin{aligned}\frac{\partial \Phi}{\partial t}(t, x) &= - \int_{y \in \mathbb{R}} \phi(y) \frac{\partial}{\partial t} \hat{p}_{T-t}(x, y) dy, \\ \frac{\partial \Phi}{\partial x}(t, x) &= \int_{y \in \mathbb{R}} \phi(y) \frac{\partial}{\partial x} \hat{p}_{T-t}(x, y) dy, \\ \frac{\partial^2 \Phi}{\partial x^2}(t, x) &= \int_{y \in \mathbb{R}} \phi(y) \frac{\partial^2}{\partial x^2} \hat{p}_{T-t}(x, y) dy.\end{aligned}$$

En utilisant le résultat de la première question, on conclut que

$$\frac{\partial \Phi}{\partial t}(t, x) + \frac{1}{2} \frac{\partial^2 \Phi}{\partial x^2}(t, x) = 0.$$

pour tout $(t, x) \in [0, T'] \times \mathbb{R}$.

- (4) Pour $T' < T$, la fonction Φ est de classe $C^{1,2}$ sur $[0, T'] \times \mathbb{R}$, la formule d'Itô donne donc

$$\begin{aligned}d\Phi(t, X_t) &= \frac{\partial \Phi}{\partial t}(t, X_t) dt + \frac{\partial \Phi}{\partial x}(t, X_t) dX_t + \frac{1}{2} \frac{\partial^2 \Phi}{\partial x^2}(t, X_t) d\langle X \rangle_t \\ &= \left(\frac{\partial \Phi}{\partial t} + \frac{1}{2} \frac{\partial^2 \Phi}{\partial x^2}\right)(t, X_t) dt + \frac{\partial \Phi}{\partial x}(t, X_t) (b(X_t) dt + dB_t).\end{aligned}$$

D'après la question précédente,

$$\frac{\partial \Phi}{\partial t} + \frac{1}{2} \frac{\partial^2 \Phi}{\partial x^2} = 0,$$

d'où en intégrant sur $[0, T']$,

$$\Phi(T', X_{T'}) = \Phi(0, x) + \int_{t=0}^{T'} \frac{\partial \Phi}{\partial x}(t, X_t) b(X_t) dt + \int_{t=0}^{T'} \frac{\partial \Phi}{\partial x}(t, X_t) dB_t.$$

Sur l'intervalle de temps $[0, T']$, on a

$$\left| \frac{\partial \Phi}{\partial x}(t, X_t) \right| \leq \int_{y \in \mathbb{R}} |\phi(y)| \frac{c_1}{T-t} dy \leq \frac{c_1}{T-T'} \int_{y \in \mathbb{R}} |\phi(y)| dy < +\infty,$$

ce qui assure que le processus $(\frac{\partial \Phi}{\partial x}(t, X_t))_{t \in [0, T']}$ est dans $\mathbf{M}^2([0, T'])$ et donc que l'intégrale stochastique est dans $\mathbf{L}^2(\mathbb{P})$ et d'espérance nulle; de même, le théorème de Fubini permet de réécrire

$$\mathbb{E} \left[\int_{t=0}^{T'} \frac{\partial \Phi}{\partial x}(t, X_t) b(X_t) dt \right] = \int_{t=0}^{T'} \mathbb{E} \left[\frac{\partial \Phi}{\partial x}(t, X_t) b(X_t) \right] dt,$$

d'où le résultat.

(5) Réécrivons, en utilisant la définition de $\hat{p}_t(x, y)$,

$$\Phi(T', x) = \int_{y \in \mathbb{R}} \phi(y) \frac{1}{\sqrt{2\pi(T-T')}} \exp\left(-\frac{(y-x)^2}{2(T-T')}\right) dy,$$

puis posons $u = (y-x)/\sqrt{T-T'}$ pour obtenir

$$\Phi(T', x) = \int_{u \in \mathbb{R}} \phi\left(x + u\sqrt{T-T'}\right) \frac{e^{-u^2/2}}{\sqrt{2\pi}} du.$$

Remarquons maintenant que $X_{T'} + u\sqrt{T-T'}$ converge presque sûrement vers X_T lorsque $T' \rightarrow T$, et que la fonction ϕ étant continue et à support compact, le théorème de convergence dominée (appliqué « oméga par oméga » dans l'intégrale en u) montre que

$$\lim_{T' \rightarrow T} \int_{u \in \mathbb{R}} \phi\left(X_{T'} + u\sqrt{T-T'}\right) \frac{e^{-u^2/2}}{\sqrt{2\pi}} du = \int_{u \in \mathbb{R}} \phi(X_T) \frac{e^{-u^2/2}}{\sqrt{2\pi}} du = \phi(X_T),$$

presque sûrement. Puisque cette intégrale est également bornée par $\|\phi\|_\infty$, une nouvelle application du théorème de convergence dominée, cette fois-ci dans l'espérance, permet de conclure que

$$\lim_{T' \rightarrow T} \mathbb{E} [\Phi(T', X_{T'})] = \mathbb{E} [\phi(X_T)].$$

(6) Dans l'intégrale

$$\begin{aligned} \frac{\partial \Phi}{\partial x}(t, x) &= \int_{y \in \mathbb{R}} \phi(y) \frac{\partial}{\partial x} \hat{p}_{T-t}(x, y) dy \\ &= \int_{y \in \mathbb{R}} \phi(y) \frac{y-x}{T-t} \frac{1}{\sqrt{2\pi(T-t)}} \exp\left(-\frac{(y-x)^2}{2(T-t)}\right) dy, \end{aligned}$$

posons également $u = (y-x)/\sqrt{T-t}$ pour obtenir

$$\frac{\partial \Phi}{\partial x}(t, x) = \int_{u \in \mathbb{R}} \phi\left(x + u\sqrt{T-t}\right) \frac{u}{\sqrt{T-t}} \frac{e^{-u^2/2}}{\sqrt{2\pi}} du,$$

de sorte que

$$\left| \frac{\partial \Phi}{\partial x}(t, x) \right| \leq \|\phi\|_\infty \frac{\mathbb{E}[|G|]}{\sqrt{T-t}}, \quad G \sim \mathcal{N}(0, 1).$$

Ainsi, presque sûrement, pour tout $t \in [0, T[$,

$$\left| \frac{\partial \Phi}{\partial x}(t, X_t) b(X_t) \right| \leq \|\phi\|_\infty \|b\|_\infty \frac{\mathbb{E}[|G|]}{\sqrt{T-t}},$$

ce qui assure l'intégrabilité sur $[0, T]$ de l'espérance de cette quantité.

(7) En passant à la limite $T' \rightarrow T$ dans l'identité obtenue à la question (4), on obtient

$$\mathbb{E}[\phi(X_T)] = \Phi(0, x) + \int_{t=0}^T \mathbb{E} \left[\frac{\partial \Phi}{\partial x}(t, X_t) b(X_t) \right] dt,$$

qui se réécrit

$$\int_{y \in \mathbb{R}} \phi(y) \mu_T(x, dy) = \int_{y \in \mathbb{R}} \phi(y) \widehat{p}_T(x, y) dy + \int_{t=0}^T \int_{x' \in \mathbb{R}} \frac{\partial \Phi}{\partial x}(t, x') b(x') \mu_t(x, dx') dt.$$

Le second terme du membre de droite est égal à

$$\int_{t=0}^T \int_{x' \in \mathbb{R}} \left(\int_{y \in \mathbb{R}} \phi(y) \frac{\partial}{\partial x} \widehat{p}_{T-t}(x', y) dy \right) b(x') \mu_t(x, dx') dt.$$

À $t \in [0, T[$ fixé, le produit $\phi(y) \frac{\partial}{\partial x} \widehat{p}_{T-t}(x', y) b(x')$ est $\mu_t(x, dx') \otimes dy$ -intégrable car ϕ est à support compact en y , le produit $\frac{\partial}{\partial x} \widehat{p}_{T-t}(x', y) b(x')$ est borné et $\mu_t(x, dx')$ est une mesure de probabilité. Le théorème de Fubini permet donc d'écrire

$$\int_{x' \in \mathbb{R}} \left(\int_{y \in \mathbb{R}} \phi(y) \frac{\partial}{\partial x} \widehat{p}_{T-t}(x', y) dy \right) b(x') \mu_t(x, dx') = \int_{y \in \mathbb{R}} \phi(y) g(t, y) dy,$$

avec $g(t, y)$ défini par l'énoncé.

(8) Pour tout $(t, y) \in [0, T[\times \mathbb{R}$,

$$\begin{aligned} |\phi(y) g(t, y)| &= \left| \phi(y) \mathbb{E} \left[\frac{\partial}{\partial x} \widehat{p}_{T-t}(X_t, y) b(X_t) \right] \right| \\ &\leq \|b\|_\infty \mathbb{E} \left[\left| \phi(y) \frac{|y - X_t|}{T-t} \frac{e^{-(y-X_t)^2/2(T-t)}}{\sqrt{2\pi(T-t)}} \right| \right], \end{aligned}$$

d'où, d'après le théorème de Fubini-Tonelli,

$$\int_{y \in \mathbb{R}} |\phi(y) g(t, y)| dy \leq \|b\|_\infty \mathbb{E} \left[\int_{y \in \mathbb{R}} \left| \phi(y) \frac{|y - X_t|}{T-t} \frac{e^{-(y-X_t)^2/2(T-t)}}{\sqrt{2\pi(T-t)}} \right| dy \right].$$

Posons à nouveau $u = (y - X_t)/\sqrt{T-t}$ dans l'intégrale, de sorte que

$$\begin{aligned} \int_{y \in \mathbb{R}} \left| \phi(y) \frac{|y - X_t|}{T-t} \frac{e^{-(y-X_t)^2/2(T-t)}}{\sqrt{2\pi(T-t)}} \right| dy &= \int_{u \in \mathbb{R}} \left| \phi(X_t + u\sqrt{T-t}) \frac{|u|}{\sqrt{T-t}} \frac{e^{-u^2/2}}{\sqrt{2\pi}} \right| du \\ &\leq \|\phi\|_\infty \frac{\mathbb{E}[|G|]}{\sqrt{T-t}}, \end{aligned}$$

ce qui entraîne

$$\int_{t=0}^T \int_{y \in \mathbb{R}} |\phi(y) g(t, y)| dy dt < +\infty,$$

et montre donc que $\phi(y) g(t, y)$ est intégrable sur $[0, T] \times \mathbb{R}$.

Nous pouvons donc appliquer le théorème de Fubini et déduire que

$$\int_{t=0}^T \left(\int_{y \in \mathbb{R}} \phi(y) g(t, y) dy \right) dt = \int_{y \in \mathbb{R}} \phi(y) G_T(y) dy,$$

avec

$$G_T(y) = \int_{t=0}^T g(t, y) dt.$$

Ainsi,

$$\int_{y \in \mathbb{R}} \phi(y) \mu_T(x, dy) = \int_{y \in \mathbb{R}} \phi(y) (\widehat{p}_T(x, y) + G_T(y)) dy,$$

pour toute fonction continue et à support compact ϕ . Ceci montre que la mesure $\mu_T(x, dy)$ possède une densité $p_T(x, y)$ qui coïncide avec $\widehat{p}_T(x, y) + G_T(y)$, dy -presque partout. La fonction G_T se réécrit enfin

$$G_T(y) = \int_{t=0}^T \int_{x' \in \mathbb{R}} \frac{\partial}{\partial x} \widehat{p}_{T-t}(x', y) b(x') p_t(x, x') dx' dt,$$

ce qui conclut.

2.4. Opérateur \mathcal{G} et borne gaussienne.

(1) Puisque $\alpha \in]0, 1[$, pour tous $t > 0$ et $x, y \in \mathbb{R}$, on a

$$\begin{aligned} \left| \frac{\partial}{\partial x} \widehat{p}_t(x, y) \right| &= \frac{|y-x|}{t} \frac{1}{\sqrt{2\pi t}} e^{-(y-x)^2/2t} \\ &= \frac{1}{\sqrt{t}} \frac{1}{\sqrt{\alpha(1-\alpha)}} \frac{|y-x|\sqrt{1-\alpha}}{\sqrt{t}} e^{-(1-\alpha)(y-x)^2/2t} \widehat{p}_t^\alpha(x, y) \\ &\leq \frac{d^\alpha}{\sqrt{t}} \widehat{p}_t^\alpha(x, y), \end{aligned}$$

avec

$$d^\alpha = \frac{1}{\sqrt{\alpha(1-\alpha)}} \sup_{\theta \geq 0} \theta e^{-\theta^2/2}.$$

(2) Le changement de variable $u = t/T$ montre que

$$\varphi_{\ell+1}(T) = \sqrt{T} \int_{u=0}^1 \frac{\varphi_\ell(uT)}{\sqrt{1-u}} du.$$

Par récurrence sur $\ell \geq 0$, on obtient alors que

$$\varphi_\ell(T) = T^{\ell/2} \prod_{m=1}^{\ell} \beta\left(\frac{m+1}{2}, \frac{1}{2}\right).$$

(3) Pour $\ell = 0$, l'estimation obtenue à la première section et la définition de φ_0 donnent immédiatement $\widehat{p}_T(x, y) \leq c^\alpha \varphi_0(T) \widehat{p}_T^\alpha(x, y)$. Procédons maintenant par récurrence et supposons l'inégalité vérifiée pour $\mathcal{G}^\ell \widehat{p}$. Alors

$$\begin{aligned} \left| (\mathcal{G}^{\ell+1} \widehat{p})_T(x, y) \right| &= \left| \int_{t=0}^T \int_{x' \in \mathbb{R}} (\mathcal{G}^\ell \widehat{p})_t(x, x') b(x') \frac{\partial}{\partial x} \widehat{p}_{T-t}(x', y) dx' dt \right| \\ &\leq \|b\|_\infty \int_{t=0}^T \int_{x' \in \mathbb{R}} \left| (\mathcal{G}^\ell \widehat{p})_t(x, x') \right| \left| \frac{\partial}{\partial x} \widehat{p}_{T-t}(x', y) \right| dx' dt \\ &\leq c^\alpha (\|b\|_\infty d^\alpha)^{\ell+1} \int_{t=0}^T \int_{x' \in \mathbb{R}} \varphi_\ell(t) \widehat{p}_t^\alpha(x, x') \widehat{p}_{T-t}^\alpha(x', x) dx' dt. \end{aligned}$$

La relation de Chapman–Kolmogorov permet d'obtenir

$$\int_{x' \in \mathbb{R}} \widehat{p}_t^\alpha(x, x') \widehat{p}_{T-t}^\alpha(x', x) dx' = \widehat{p}_T^\alpha(x, y),$$

d'où

$$\left| (\mathcal{G}^{\ell+1} \widehat{p})_T(x, y) \right| \leq c^\alpha (\|b\|_\infty d^\alpha)^{\ell+1} \varphi_{\ell+1}(T) \widehat{p}_T^\alpha(x, y).$$

(4) Commençons par remarquer que l'expression obtenue à la question (3) se réécrit, grâce au résultat de l'exercice 1,

$$\prod_{m=1}^{\ell} \beta \left(\frac{m+1}{2}, \frac{1}{2} \right) = \prod_{m=1}^{\ell} \frac{\Gamma \left(\frac{m+1}{2} \right) \Gamma \left(\frac{1}{2} \right)}{\Gamma \left(\frac{m+2}{2} \right)} = \Gamma(1/2)^{\ell} \frac{\Gamma(1)}{\Gamma \left(\frac{\ell+2}{2} \right)},$$

pour tout $\ell \geq 1$. Puisque $\Gamma(1) = 1$, nous pouvons désormais réécrire le résultat de la question précédente sous la forme

$$\left| (\mathcal{G}^{\ell} \hat{p})_T(x, y) \right| \leq c^{\alpha} \frac{\kappa(T)^{\ell}}{\Gamma \left(\frac{\ell+2}{2} \right)} \hat{p}_T^{\alpha}(x, y),$$

où $\kappa(T) = \|b\|_{\infty} d^{\alpha} \sqrt{T} \Gamma(1/2)$. Notons que cette identité est également valable pour $\ell = 0$. Nous déduisons de la formule de Stirling que la série de terme général $\frac{\kappa(T)^{\ell}}{\Gamma \left(\frac{\ell+2}{2} \right)}$ converge, ce qui permet de poser

$$\bar{C}^{\alpha}(T) = c^{\alpha} \sum_{\ell=0}^{+\infty} \frac{\kappa(T)^{\ell}}{\Gamma \left(\frac{\ell+2}{2} \right)}$$

et conclut.

2.5. Représentation *parametrix* et conclusion.

(1) Écrivons

$$\begin{aligned} & (\mathcal{G}^2 p)_T(x, y) \\ &= \int_{t=0}^T \int_{x' \in \mathbb{R}} \left(\int_{s=0}^t \int_{x'' \in \mathbb{R}} p_s(x, x'') b(x'') \frac{\partial}{\partial x} \hat{p}_{t-s}(x'', x') dx'' ds \right) b(x') \frac{\partial}{\partial x} \hat{p}_{T-t}(x', y) dx' dt, \end{aligned}$$

de sorte que

$$\begin{aligned} & |(\mathcal{G}^2 p)_T(x, y)| \\ & \leq (\|b\|_{\infty} d^{\alpha})^2 \int_{s=0}^T \int_{x'' \in \mathbb{R}} p_s(x, x'') \int_{t=s}^T \frac{1}{\sqrt{(T-t)(t-s)}} \int_{x' \in \mathbb{R}} \hat{p}_{t-s}^{\alpha}(x'', x') \hat{p}_{T-t}^{\alpha}(x', y) dx' dt dx'' ds. \end{aligned}$$

La relation de Chapman–Kolmogorov permet à nouveau d'écrire

$$\int_{x' \in \mathbb{R}} \hat{p}_{t-s}^{\alpha}(x'', x') \hat{p}_{T-t}^{\alpha}(x', y) dx' = \hat{p}_{T-s}^{\alpha}(x'', y),$$

ce qui permet de sortir ce terme de l'intégrale en t . En posant $u = \frac{t-s}{T-s}$ dans celle-ci, on obtient

$$\int_{t=s}^T \frac{dt}{\sqrt{(T-t)(t-s)}} = \int_{u=0}^1 \frac{du}{\sqrt{u(1-u)}} = \beta \left(\frac{1}{2}, \frac{1}{2} \right) = \pi.$$

Ainsi,

$$|(\mathcal{G}^2 p)_T(x, y)| \leq \pi (\|b\|_{\infty} d^{\alpha})^2 \int_{s=0}^T \int_{x'' \in \mathbb{R}} p_s(x, x'') \hat{p}_{T-s}^{\alpha}(x'', y) dx'' ds.$$

Écrivons maintenant

$$\hat{p}_{T-s}^{\alpha}(x'', y) \leq \sqrt{\frac{\alpha}{2\pi(T-s)}},$$

et utilisons le fait que $p_s(x, \cdot)$ est une densité de probabilité pour en déduire

$$\int_{s=0}^T \int_{x'' \in \mathbb{R}} p_s(x, x'') \hat{p}_{T-s}^{\alpha}(x'', y) dx'' ds \leq \int_{s=0}^T \sqrt{\frac{\alpha}{2\pi(T-s)}} ds = \sqrt{\frac{2\alpha T}{\pi}},$$

d'où le résultat.

(2) Commençons par écrire

$$\begin{aligned} |(\mathcal{G}^3 p)_T(x, y)| &\leq \|b\|_\infty d^\alpha \int_{t=0}^T \int_{x' \in \mathbb{R}} |(\mathcal{G}^2 p)_t(x, x')| \frac{1}{\sqrt{T-t}} \widehat{p}^\alpha(x', y) dx' dt \\ &\leq \|b\|_\infty d^\alpha Q^\alpha \int_{t=0}^T \frac{\varphi_1(T)}{\sqrt{T-t}} \int_{x' \in \mathbb{R}} \widehat{p}^\alpha(x', y) dx' dt. \end{aligned}$$

Puisque $\widehat{p}^\alpha(x', y)$ est symétrique en x' et y , on a

$$\int_{x' \in \mathbb{R}} \widehat{p}^\alpha(x', y) dx' = \int_{x' \in \mathbb{R}} \widehat{p}^\alpha(y, x') dx' = 1,$$

d'où

$$|(\mathcal{G}^3 p)_T(x, y)| \leq \|b\|_\infty d^\alpha Q^\alpha \varphi_2(T).$$

On déduit par récurrence, pour $L \geq 2$,

$$|(\mathcal{G}^L p)_T(x, y)| \leq Q^\alpha (\|b\|_\infty d^\alpha)^{L-2} \varphi_{L-1}(T).$$

D'après les questions précédentes, le membre de droite, qui ne dépend pas de x, y , converge vers 0 lorsque $L \rightarrow +\infty$.