

Chapitre 5 : Changement de Probabilité et Théorème de Girsanov

PLAN

- 1/ Rappels sur les changements de probabilité
- 2/ Formule de Cameron-Martin
- 3/ Théorème de Girsanov
- 4/Applications : calculs d'espérances et probabilité risque neutre

Introduction

- Avec la formule d'Itô, le **Théorème de Girsanov** est l'outil fondamental de calcul stochastique et de ses applications en pricing en finance, en particulier lorsqu'il s'agit de déterminer l'existence d'une **probabilité risque neutre**.
- Le Théorème de Girsanov décrit comment changer de façon absolument continue la loi de certains processus.
- Plus précisément, on va considérer un processus $\{X_t, t \geq 0\}$, défini sur un espace de probabilité $(\Omega, \mathcal{F}, \mathcal{F}_t, \mathbb{P})$, et on va perturber la mesure \mathbb{P} à l'aide d'une (\mathcal{F}_t) -martingale. On obtiendra alors une nouvelle mesure de probabilité \mathbb{Q} , sous laquelle la loi du processus $\{X_t, t \geq 0\}$ sera différente, et qui sera potentiellement plus simple à étudier. On pourra ensuite étudier cette loi puis revenir à la mesure de probabilité \mathbb{P} avec la martingale exponentielle.
- Les applications de cette méthode sont multiples, aussi bien en Finance que pour le mouvement Brownien proprement dit.



Chapitre 5 : Changement de Probabilité et Théorème de Girsanov

1/ Rappels sur les changements de probabilité

Généralités – Densité de Radon-Nikodym

- Soit $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{P})$ un espace probabilisé et Z une v.a. \mathcal{F} -mesurable, **positive, d'espérance 1**.
- Alors on peut définir une nouvelle mesure de probabilité \mathbb{Q} sur \mathcal{F} par

$$\mathbb{Q}(A) = \mathbb{E}_{\mathbb{P}}(Z \mathbb{1}_A) = \int_A Z d\mathbb{P}$$

- Z est la densité de Radon-Nikodym de \mathbb{Q} par rapport à \mathbb{P} .
- La formule de Bayes nous assure que pour toute v.a. X \mathcal{F} -mesurable et \mathbb{Q} -intégrable, on a :

$$\mathbb{E}_{\mathbb{Q}}(X) = \mathbb{E}_{\mathbb{P}}(ZX).$$

Généralités – Densité de Radon-Nikodym

- Si l'espace de probabilité est muni d'une filtration, et si Z_T est une v.a. \mathcal{F}_T -mesurable, **positive, d'espérance 1**, on définit \mathbb{Q} sur \mathcal{F}_T par :

$$\mathbb{Q}(A) = \mathbb{E}_{\mathbb{P}}(Z_T \mathbf{1}_A) = \int_A Z_T d\mathbb{P}$$

- La probabilité \mathbb{Q} est équivalente à \mathbb{P} sur \mathcal{F}_T ssi \mathbb{Q} et \mathbb{P} chargent les mêmes ensembles de mesure nulle, donc si Z_T ne s'annule jamais, puisque :

$$\mathbb{Q}(A) = \mathbb{E}_{\mathbb{Q}}(\mathbf{1}_A) = \mathbb{E}_{\mathbb{P}}(Z_T \mathbf{1}_A)$$

- Alors, la densité de Radon-Nikodym de \mathbb{P} par rapport à \mathbb{Q} est $\frac{1}{Z_T}$:

$$\mathbb{P}(A) = \mathbb{E}_{\mathbb{P}}(\mathbf{1}_A) = \mathbb{E}_{\mathbb{Q}}\left(\frac{1}{Z_T} \mathbf{1}_A\right).$$

Généralités – Densité de Radon-Nikodym

- Enfin, pour tout $t < T$ et tout $A \in \mathcal{F}_t$, on a :

$$\mathbb{Q}(A) = \mathbb{E}_{\mathbb{P}}(Z_T \mathbb{1}_A) = \mathbb{E}_{\mathbb{P}}(\mathbb{E}_{\mathbb{P}}(Z_T \mathbb{1}_A | \mathcal{F}_t)) = \mathbb{E}_{\mathbb{P}}(\mathbb{1}_A \mathbb{E}_{\mathbb{P}}(Z_T | \mathcal{F}_t)) = \mathbb{E}_{\mathbb{P}}(\mathbb{1}_A Z_t)$$

Donc en réalité sur \mathcal{F}_t , le changement de probabilité est Z_t

- Il est donc naturel d'associer à la v.a. Z_T son **processus martingale associé** :

$$Z_t = \mathbb{E}_{\mathbb{P}}(Z_T | \mathcal{F}_t)$$

- Ainsi, pour tout $t < T$ et toute v.a. $X \mathcal{F}_t$ -mesurable, on a :

$$\mathbb{E}_{\mathbb{Q}}(X_t) = \mathbb{E}_{\mathbb{P}}(Z_T X_t) = \mathbb{E}_{\mathbb{P}}(\mathbb{E}_{\mathbb{P}}(Z_T X_t | \mathcal{F}_t)) = \mathbb{E}_{\mathbb{P}}(X_t \mathbb{E}_{\mathbb{P}}(Z_T | \mathcal{F}_t)) = \mathbb{E}_{\mathbb{P}}(X_t Z_t)$$

- En réalité, Z_t est la densité de radon-Nikodym de \mathbb{Q} par rapport à \mathbb{P} , restreinte à \mathcal{F}_t .

- On note :

$$Z_t = \frac{d\mathbb{Q}}{d\mathbb{P}} \Big|_{\mathcal{F}_t} \quad \text{ou encore} \quad d\mathbb{Q} \Big|_{\mathcal{F}_t} = Z_t d\mathbb{P} \Big|_{\mathcal{F}_t}$$

Martingales et changement de probabilité

- **Lemme** : Soit $\{M_t, t \geq 0\}$ un processus. C'est une (\mathcal{F}_t) -martingale sous \mathbb{Q} **si et seulement si** le processus $\{Z_t M_t, t \geq 0\}$ est une (\mathcal{F}_t) -martingale sous \mathbb{P} .
- **Preuve** : Supposons que M soit une $(\mathcal{F}_t, \mathbb{Q})$ -martingale. pour tout $s \leq t \leq T$ et tout $A \in \mathcal{F}_s$, on a

$$\mathbb{E}_{\mathbb{P}}(Z_t M_t \mathbf{1}_A) = \mathbb{E}_{\mathbb{Q}}(M_t \mathbf{1}_A) = \mathbb{E}_{\mathbb{Q}}(M_s \mathbf{1}_A) = \mathbb{E}_{\mathbb{P}}(Z_s M_s \mathbf{1}_A)$$

On déduit que $Z_t M_t$ est une $(\mathcal{F}_t, \mathbb{P})$ -martingale.

La réciproque se démontre de la même façon.

Formule de Bayes généralisée

- **Proposition** : si on considère un processus X \mathcal{F} -adapté, la formule de Bayes généralisée s'écrit

$$\mathbb{E}_{\mathbb{Q}}(X_T | \mathcal{F}_t) = \mathbb{E}_{\mathbb{P}}\left(\frac{Z_T}{Z_t} X_T \middle| \mathcal{F}_t\right) = \frac{1}{Z_t} \mathbb{E}_{\mathbb{P}}(Z_T X_T | \mathcal{F}_t)$$

- **Preuve :**

En effet, pour toute v.a. mesurable bornée, on a :

$$\begin{aligned}\mathbb{E}_{\mathbb{Q}}(X_T Y_t) &= \mathbb{E}_{\mathbb{P}}(Z_T X_T Y_t) = \mathbb{E}_{\mathbb{P}}\left(\mathbb{E}_{\mathbb{P}}(Z_T X_T Y_t | \mathcal{F}_t)\right) \\ &= \mathbb{E}_{\mathbb{P}}(\mathbb{E}_{\mathbb{P}}(Z_T X_T | \mathcal{F}_t) Y_t) = \mathbb{E}_{\mathbb{Q}}\left(\frac{1}{Z_t} \mathbb{E}_{\mathbb{P}}(Z_T X_T | \mathcal{F}_t)\right)\end{aligned}$$



Chapitre 5 : Changement de Probabilité et Théorème de Girsanov

2/ Formule de Cameron-Martin

Exemple introductif

- Avant de passer à cette formule, nous allons étudier un exemple en dimension finie.
- Soient (X_1, X_2, \dots, X_n) des variables gaussiennes centrées réduites indépendantes, construites sur un même espace de probabilité $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{P})$.
- Calculons $\forall (\mu_1, \dots, \mu_n) \in \mathbb{R}^n$:

$$\mathbb{E}\left(\exp\sum_{i=1}^n \mu_i X_i\right) = \prod_{i=1}^n \mathbb{E}(\exp(\mu_i)) = \prod_{i=1}^n \exp\left(\frac{\mu_i^2}{2}\right) = \exp\left(\frac{1}{2}\sum_{i=1}^n \mu_i^2\right)$$

- Cela entraîne que

$$\mathbb{E}\left(\exp\sum_{i=1}^n \left(\mu_i X_i - \frac{\mu_i^2}{2}\right)\right) = 1$$

- Cela forme donc une v.a. positive, d'espérance 1. Cela peut donc définir un changement de variable. Ainsi, on peut définir une nouvelle probabilité \mathbb{Q} sur (Ω, \mathcal{F}) en posant :

$$Z(\omega) = \exp\sum_{i=1}^n \left(\mu_i X_i(\omega) - \frac{\mu_i^2}{2}\right), \quad \text{et} \quad Z(\omega) = \frac{d\mathbb{Q}}{d\mathbb{P}}, \quad \text{ou encore } \mathbb{Q}(d\omega) = Z(\omega)\mathbb{P}(d\omega)$$

Exemple introductif

$$Z(\omega) = \exp \sum_{i=1}^n \left(\mu_i X_i(\omega) - \frac{\mu_i^2}{2} \right), \quad \text{et} \quad Z(\omega) = \frac{d\mathbb{Q}}{d\mathbb{P}}$$

- La mesure \mathbb{Q} est bien une mesure de probabilité sur (Ω, \mathcal{F}) puisque $\mathbb{E}_{\mathbb{P}}(Z) = 1$ et Z est strictement positive.
- De plus, comme $Z > 0$ p.s., les probabilités \mathbb{P} et \mathbb{Q} sont équivalentes :
$$\mathbb{P}(A) = 0 \Leftrightarrow \mathbb{Q}(A) = 0, \forall A \in \mathcal{F}$$
- La variable Z désigne la densité de Radon-Nikodym de \mathbb{P} par rapport à \mathbb{Q} .
- On a donc changé de probabilité. Sous la probabilité \mathbb{P} , le n-uplet (X_1, X_2, \dots, X_n) suivaient des lois gaussiennes centrées réduites indépendantes.
- **Quelle est alors la loi du n-uplet (X_1, X_2, \dots, X_n) sous cette nouvelle probabilité \mathbb{Q} ?**

Exemple introductif

- Quelle est alors la loi du n-uplet (X_1, X_2, \dots, X_n) sous cette nouvelle probabilités \mathbb{Q} ?

$$\begin{aligned}\mathbb{Q}(X_1 \in dx_1, \dots, X_n \in dx_n) &= Z(\omega)\mathbb{P}(X_1 \in dx_1, \dots, X_n \in dx_n) \\ &= \exp\left[\sum_{i=1}^n \left(\mu_i x_i - \frac{\mu_i^2}{2}\right)\right] \mathbb{P}(X_1 \in dx_1, \dots, X_n \in dx_n) \\ &= \left(\frac{1}{\sqrt{2\pi}}\right)^n \exp\left(\sum_i^n \left(\mu_i x_i - \frac{\mu_i^2}{2}\right)\right) \exp\left(-\sum_{i=1}^n \frac{x_i^2}{2}\right) dx_1 \dots dx_n \\ &= \left(\frac{1}{\sqrt{2\pi}}\right)^n \exp\left(-\frac{1}{2} \sum_i^n ((x_i - \mu_i)^2)\right) dx_1 \dots dx_n\end{aligned}$$

- On en déduit donc que sous \mathbb{Q}
 $(X_1, \dots, X_n) \sim \mathcal{N}(\mu, I)$, où $\mu = (\mu_1, \dots, \mu_n)$

Formule de Cameron-Martin

- La formule de Cameron-Martin obéit au même principe de changement de probabilité, sauf que celui-ci a lieu sur l'espace des fonctions continues, et donc en dimension infinie.
- Au lieu de (X_1, X_2, \dots, X_n) des variables gaussiennes centrées réduites indépendantes, on se donne $\{W_t, t \geq 0\}$ un mouvement Brownien sur $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{P})$
- et au lieu de $Z(\omega) = \exp \sum_{i=1}^n \left(\mu_i X_i(\omega) - \frac{\mu_i^2}{2} \right)$, on va travailler avec le processus

$$t \mapsto Z_t^m = \exp \left[mW_t - \frac{m^2 t}{2} \right]$$

- Pour tout $m \in \mathbb{R}$, on sait déjà que le processus Z_t^m est une \mathcal{F}_t^W -martingale positive (cf martingales du mouvement Brownien)
- Z_t^m va définir une nouvelle mesure de probabilité : pour un horizon $T > 0$, on définit \mathbb{Q}_T^m par :

$$\mathbb{Q}_T^m(A) = \mathbb{E}(Z_T^m \mathbb{1}_A)$$

Formule de Cameron-Martin

- Avec le changement de probabilité

$$\frac{d\mathbb{Q}}{d\mathbb{P}} = Z_t^m = \exp \left[mW_t - \frac{m^2 t}{2} \right]$$

- La formule de Cameron-Martin spécifie alors la loi de W sous \mathbb{Q}_T^m :

- **Théorème (Formule de Cameron-Martin)** : Sous la mesure \mathbb{Q}_T^m , le processus

$$\tilde{W}: t \mapsto W_t - mt, \quad t \leq T$$

Est un mouvement Brownien.

Théorème de Cameron-Martin : preuve

- **Preuve :**
- On remarque d'abord que les tribus \mathcal{F}_t^W et $\mathcal{F}_t^{\tilde{W}}$ sont égales, $\forall t \leq T$.
- On fixe $\lambda \in \mathbb{R}$, et on considère le processus :

$$L_t^\lambda = \exp\left(\lambda \tilde{W}_t - \frac{\lambda^2 t}{2}\right).$$

Pour montrer que \tilde{W}_t est un mouvement Brownien sous \mathbb{Q}_T^m on va utiliser la caractérisation de Paul Levy et montrer que quel que soit $\lambda \in \mathbb{R}$, L_t^λ est une \mathbb{Q}_T^m -martingale.

- Pour tout $s \leq t \leq T$ et tout $A \in \mathcal{F}_s^W$, on peut écrire :

$$\begin{aligned} \mathbb{E}_{\mathbb{Q}}(L_t^\lambda \mathbb{1}_A) &= \mathbb{E}_{\mathbb{P}}(Z_t L_t^\lambda \mathbb{1}_A) = \mathbb{E}_{\mathbb{P}}\left(\exp\left[mW_t - \frac{m^2 t}{2}\right] \exp\left(\lambda \tilde{W}_t - \frac{\lambda^2 t}{2}\right) \mathbb{1}_A\right) \\ &= \mathbb{E}_{\mathbb{P}}\left(\exp\left[mW_t - \frac{m^2 t}{2}\right] \exp\left(\lambda(W_t - mt) - \frac{\lambda^2 t}{2}\right) \mathbb{1}_A\right) \\ &= \mathbb{E}_{\mathbb{P}}\left(\exp\left[(\lambda + m)W_t - \frac{(\lambda + m)^2 t}{2}\right] \mathbb{1}_A\right) \\ &= \mathbb{E}_{\mathbb{P}}\left(\exp\left[(\lambda + m)W_s - \frac{(\lambda + m)^2 s}{2}\right] \mathbb{1}_A\right) \text{ car } \exp\left[(\lambda + m)W_t - \frac{(\lambda + m)^2 t}{2}\right] \text{ est une } \mathbb{P} - \text{martingale car } W_t \text{ est un } \mathbb{P} - \text{brownien} \\ &= \mathbb{E}_{\mathbb{P}}(Z_s L_s^\lambda \mathbb{1}_A) = \mathbb{E}_{\mathbb{Q}}(L_s^\lambda \mathbb{1}_A) \end{aligned}$$

- On en déduit que $\mathbb{E}_{\mathbb{Q}}(L_t^\lambda \mathbb{1}_A) = \mathbb{E}_{\mathbb{Q}}(L_s^\lambda \mathbb{1}_A) \forall A \in \mathcal{F}_s^W$ ce qui signifie que $\mathbb{E}_{\mathbb{Q}}(L_t^\lambda | \mathcal{F}_s^W) = L_s^\lambda$. Donc L_t^λ est une \mathbb{Q}_T^m -martingale, et donc \tilde{W}_t est un mouvement Brownien sous \mathbb{Q}_T^m



Chapitre 5 : Changement de Probabilité et Théorème de Girsanov

3/ Théorème de Girsanov

Théorème de Girsanov

- Nous allons généraliser le résultat précédent.
- On se donne à nouveau $\{W_t, t \geq 0\}$ un mouvement Brownien sur $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{P})$, et on note \mathcal{F}_t^W sa filtration naturelle complétée.
- Soit $\{\theta_t, t \geq 0\}$ un bon processus local, vérifiant la [condition de Novikov](#). Donc tel que l'unique solution de l'EDS

$$dZ_t^\theta = \theta_s Z_s^\theta dW_s$$

Qui s'écrit

$$Z_t^\theta = \exp \left[\int_0^t \theta_s dW_s - \frac{1}{2} \int_0^t \theta_s^2 ds \right]$$

Est une \mathcal{F}_t^W -martingale, positive, d'espérance 1.

- Comme précédemment, on fixe un horizon $T > 0$, et on définit la mesure, équivalente à \mathbb{P} suivante :

$$\mathbb{Q}_T^\theta(d\omega) = Z_T^\theta(\omega) \mathbb{P}(d\omega)$$

Autrement dit

$$Z_t^\theta(\omega) = \frac{d\mathbb{Q}_T^\theta}{d\mathbb{P}}$$

- La loi de $\{W_t, t \geq 0\}$ sous \mathbb{Q}_T^θ est alors donnée par le théorème de Girsanov, sorte de généralisation de la formule de Cameron-Martin dans le cas où $\theta_t \neq m$ constante.

Théorème de Girsanov

- **Théorème (Girsanov) :** Soit

$$Z_t^\theta(\omega) = \frac{d\mathbb{Q}_T^\theta}{d\mathbb{P}} = \exp \left[\int_0^t \theta_s dW_s - \frac{1}{2} \int_0^t \theta_s^2 ds \right]$$

Alors sous la mesure \mathbb{Q}_T^θ , le processus

$$\tilde{W}: t \mapsto W_t - \int_0^t \theta_s ds, \quad t \leq T$$

Est un mouvement Brownien.

- **Remarque :** théorème très utile dans la pratique, puisque c'est lui qui nous permettra de trouver la probabilité risque neutre.

Théorème de Girsanov

- **Preuve :** On veut montrer que $\tilde{W}: t \mapsto W_t - \int_0^t \theta_s ds, \quad t \leq T$ est un mouvement Brownien.
- la preuve repose sur le lemme de début de chapitre : on démontre directement que $Z\tilde{W}$ est une martingale sous \mathbb{P} , donc par le lemme cela montre que \tilde{W} est une martingale sous \mathbb{Q}_T^θ .
- De plus, le crochet de \tilde{W} sous \mathbb{P} , vu comme processus d'Itô, est le crochet de sa partie martingale, donc $\langle \tilde{W} \rangle_t = \langle W \rangle_t = t$, et comme le crochet est invariant par changement de probabilité, il est le même sous \mathbb{Q}_T^θ . Donc \tilde{W} est un mouvement brownien sous \mathbb{Q}_T^θ (martingale de crochet t).

Théorème de Girsanov général

- **Théorème (Girsanov général)** : Soient \mathbb{P} et \mathbb{Q} deux mesures de probabilité équivalentes sur un espace filtré (Ω, \mathcal{F}_t) . On suppose que toutes les \mathcal{F}_t -martingales sont continues. Alors sous \mathbb{P} il existe une \mathcal{F}_t -martingale L_t telle que $\forall t \leq T$ et $\forall A \in \mathcal{F}_t$,

$$\mathbb{Q}(A) = \mathbb{E} \left[\exp \left[L_t - \frac{1}{2} \langle L \rangle_t \right] \mathbf{1}_A \right].$$

Autrement dit tel que

$$\frac{d\mathbb{Q}}{d\mathbb{P}} = \exp \left[L_t - \frac{1}{2} \langle L \rangle_t \right].$$

De plus, si M est une martingale locale continue sous \mathbb{P} , alors le processus

$$\tilde{M}: t \mapsto M_t - \langle M, L \rangle_t$$

Est une martingale locale continue sous \mathbb{Q} .

Théorème de Girsanov

- **Remarque :** on voit que le théorème de Girsanov général entraîne le théorème de Girsanov précédent. Il suffit de prendre

$$L_t = \int_0^t \theta_s dB_s$$

On a alors

$$\langle B, L \rangle = \int_0^t \theta_s ds.$$

Comme B est une martingale locale continue sous \mathbb{P} , alors \tilde{B} est une martingale continue sous \mathbb{Q} , de crochet $\langle \tilde{B} \rangle_t = \langle B \rangle_t = t$ stable par changement de probabilité, c'est donc bien un mouvement Brownien.



Chapitre 5 : Changement de Probabilité et Théorème de Girsanov

4/Applications : calculs d'espérances et probabilité risque neutre

Applications – Exemple 1

- **Changement de probabilité** : Modèle de Black et Scholes
- Soit X_t le prix d'une action à l'instant t dans le modèle de Black et Scholes. Le prix suit la dynamique de Brownien géométrique suivante :

$$dX_t = \mu X_t dt + \sigma X_t dB_t$$

Calculer la dynamique du prix actualisé de l'action $Y_t = e^{-rt}X_t$ et trouver sous quelle probabilité ce prix est une martingale.

Applications – Exemple 1

- **Changement de probabilité** : Modèle de Black et Scholes

$$dX_t = \mu X_t dt + \sigma X_t dB_t$$

On cherche la dynamique de $Y_t = e^{-rt}X_t$

Application de la formule d'Itô :

$$\begin{aligned} dY_t &= \frac{\partial f}{\partial t} dt + \frac{\partial f}{\partial x} dX_t + \frac{1}{2} \frac{\partial^2 f}{\partial x^2} d\langle X \rangle_t \\ &= -rY_t dt + e^{-rt} dX_t \\ &= -rX_t e^{-rt} dt + e^{-rt} \mu X_t dt + \sigma e^{-rt} X_t dB_t \\ &= (\mu - r) Y_t dt + \sigma Y_t dB_t \end{aligned}$$

N'est pas une martingale sous \mathbb{P} .

Mais si on réécrit :

$$dY_t = \sigma Y_t \left(dB_t + \frac{\mu - r}{\sigma} dt \right) = \sigma Y_t d\tilde{B}_t$$

Et si on trouve une probabilité sous laquelle \tilde{B}_t est un mouvement Brownien, Y sera une martingale.

Le théorème de Cameron-Martin assure l'existence d'une telle probabilité, en posant $m = -\frac{\mu - r}{\sigma}$, donc

$$\frac{d\mathbb{Q}}{d\mathbb{P}} = \exp \left(-\frac{\mu - r}{\sigma} B_t - \frac{1}{2} \left(\frac{\mu - r}{\sigma} \right)^2 t \right)$$

Applications : Exemple 2

- Le théorème de Girsanov permet également de calculer des espérances par l'intermédiaire de changement de probabilité.
- **Exemple :** on cherche à calculer l'espérance suivante :

$$\mathbb{E}_{\mathbb{P}} \left[B_t \exp \left[\int_0^T \theta_s dB_s - \frac{1}{2} \int_0^T \theta_s^2 ds \right] \right]$$

Pour $t < T$ et θ_s une fonction déterministe.

Poser le changement de probabilité suivant :

$$\frac{d\mathbb{Q}}{d\mathbb{P}} = L_t = \exp \left[\int_0^T \theta_s dB_s - \frac{1}{2} \int_0^T \theta_s^2 ds \right]$$

Et calculer l'espérance précédente grâce au théorème de Girsanov.

Applications : Exemple 2

- **Exemple :** on cherche à calculer l'espérance suivante :

$$\mathbb{E}_{\mathbb{P}} \left[B_t \exp \left[\int_0^T \theta_s dB_s - \frac{1}{2} \int_0^T \theta_s^2 ds \right] \right]$$

Pour $t < T$ et θ_s une fonction déterministe.

On pose le changement de probabilité suivant :

$$\frac{d\mathbb{Q}}{d\mathbb{P}} = L_t = \exp \left[\int_0^T \theta_s dB_s - \frac{1}{2} \int_0^T \theta_s^2 ds \right]$$

Grâce au théorème de Girsanov, on sait que sous \mathbb{Q} , le processus $\widetilde{B}_t = B_t - \int_0^t \theta_s ds$ est un mouvement Brownien. Calculons l'espérance :

$$\mathbb{E}_{\mathbb{P}} \left[B_t \exp \left[\int_0^T \theta_s dB_s - \frac{1}{2} \int_0^T \theta_s^2 ds \right] \right] = \mathbb{E}_{\mathbb{Q}}[B_t] = \mathbb{E}_{\mathbb{Q}} \left[\widetilde{B}_t + \int_0^t \theta_s ds \right] = \mathbb{E}_{\mathbb{Q}} \left[\int_0^t \theta_s ds \right] = \int_0^t \theta_s ds$$

Applications : exemple 3

- Dans le modèle de Black et Scholes, on va être amené à calculer le prix d'un CALL européen de payoff $C_T = (S_T - K)_+$
- Ce prix se calcule par la formule sous la probabilité risque neutre

$$C_T = \mathbb{E}_{\mathbb{P}}(e^{rT}(S_T - K)\mathbb{1}_{S_T \geq K}) \quad (*)$$

Où S_T est solution de l'EDS de Black et Scholes

$$dS_t = rS_t dt + \sigma S_t dW_t$$

Donc

$$S_T = S_0 \exp \left[\left(r - \frac{\sigma^2}{2} \right) T + \sigma W_T \right]$$

- **Calculer l'espérance (*)**



Processus Stochastiques

- Fin du cours de Processus Stochastiques !