



République Algérienne Démocratique et Populaire  
Ministre de l'Enseignement Supérieur et de la Recherche Scientifique



UNIVERSIT KASDI MERBAH OUARGLA

FACULT DES MATH MATIQUES ET SCIENCES DE LA MATI RE

D PARTEMENT DE MATH MATIQUES

MEMOIRE PR SENT EN VUE DE L OTENTION DU DIPL ME :

MASTER en Mathématiques

Option : Probabilités Et Statistique

Par

BOUZIDI Maroua

Titre :

# PRINCIPE DU MAXIMUM DU SECOND ORDRE EN CONTROLE DES DIFUSIONS

Membres du Comité d'Examen :

Dr. Akti Mohamed	Prof.	Université KASDI Merbah-Ouargla	Président
Dr. Boussad Abdelmalek	M.A.	Université KASDI Merbah- Ouargla	Examineur
Dr. Mansoul Brahim	MA	Université KASDI Merbah-Ouargla	Encadreur

Année universitaire 2019- 2020

## DÉDICACE

je dédie cette mémoire :

À ma mère et à mon père, qui m'ont été gentils et qui m'ont soutenu pendant mes études .

mes frères : **Yacine, Islame, Abdelkrime, abdelatife, abdelghani, kamal,**  
**mouhamed, abdealrahmane.**

mes sœurs : **Wahiba, Safa, Ikram, Amel, Dalila, Yassmin, Houda, Wassila, Wafa.**

mes amies : **Nesrine, Souhila, Safa, Nouha.**

ma tante : **Dalila**, qui était ma deuxième mère et ses filles : **Zahya, Linda.**

ma fiancée : **Youcef.**

## REMERCIEMENTS

Je tiens premièrement à me prosterner, remerciant «**Allah**» le tout  
puissant de m'avoir donné le force et la volonté  
pour terminer ce travail.

Je remercie J'offre mes remerciements particuliers à mon professeur :

**Mr.Mansoul Brahim**

Pour avoir encadré ce travail, pour sa patience, sa disponibilité et surtout ses judicieux  
conseils, qui  
ont contribué à alimenter ma réflexion.

Je désire aussi remercier les professeurs, qui m'ont fourni les outils nécessaires à la réussite  
de mes études universitaires.

Je tiens à remercier spécialement **M.akti Mouhamed** de bien vouloir présider le jury.

Et je tiens aussi à remercier **M.Boussad Abdelmalek** qui me font le grand honneur  
d'évaluer ce travail.

Je remercie également ma famille et mes amis pour leur soutien moral tout au long de mes  
études.

Je remercie tous ceux qui, de près ou de loin, ont contribué à la réalisation de  
ce travail.

# Table des matières

<b>Remerciements</b>	<b>ii</b>
<b>Table des matières</b>	<b>iii</b>
<b>Introduction</b>	<b>1</b>
<b>1 Généralités sur le calcul stochastique</b>	<b>3</b>
1.1 Tribu . . . . .	3
1.2 Espace mesuré . . . . .	4
1.2.1 Espace mesurable . . . . .	4
1.2.2 Mesure . . . . .	4
1.2.3 Mesurabilité . . . . .	5
1.3 Variable aléatoire . . . . .	5
1.3.1 Loi de probabilité d'une variable aléatoire : . . . . .	6
1.3.2 Mesurabilité d'une variable aléatoire : . . . . .	7
1.3.3 L'espérance du variable aléatoire . . . . .	7
1.4 Espérance conditionnelle . . . . .	7
1.5 Processus stochastique . . . . .	8
1.5.1 Filtration : . . . . .	9
1.5.2 Processus . . . . .	9

1.6	Mouvement Brownien : . . . . .	10
1.6.1	Processus d'ito : . . . . .	11
1.7	Martingale . . . . .	11
1.8	Temps d'arrêt . . . . .	12
1.9	Intégrale stochastique . . . . .	12
1.9.1	Fonction localement à variation bornée . . . . .	13
1.9.2	Intégrale de Riemann Stijjes . . . . .	13
1.9.3	Intégrale stochastique (ou integrale d'Ito) . . . . .	13
1.10	Formule d'ito . . . . .	15
1.11	Equation différentielle stochastique (E.D.S) . . . . .	16
<b>2</b>	<b>Principe du maximum de premier ordre</b>	<b>18</b>
2.1	formulation de problème et hypothèse . . . . .	18
2.2	Estimation de solution . . . . .	21
2.3	Principe du maximum . . . . .	28
2.3.1	Estimation du premier ordre . . . . .	29
2.4	processus et équations adjoints . . . . .	34
<b>3</b>	<b>Principe du maximum du second ordre</b>	<b>36</b>
3.1	Formulation du problème et hypothèses . . . . .	36
3.2	Estimation de solution . . . . .	37
3.3	Principe du maximum . . . . .	47
3.3.1	Estimation du second ordre . . . . .	52
3.4	Processus et équations adjoints . . . . .	57
	<b>Conclusion</b>	<b>59</b>
	<b>Bibliographie</b>	<b>60</b>



# Introduction

Dans ce mémoire, on s'intéresse aux équations différentielles stochastiques contrôlés de type Ito de la forme suivante

$$\begin{cases} dx = b(t, x_t, u_t) dt + \sigma(t, x_t, u_t) dB_t, t \in [0; T] \\ x_0 = \zeta \end{cases} \quad (1)$$

où  $B = (B(t); t \in [0; T])$  désigne un mouvement Brownien défini sur un espace de probabilité filtré  $(\Omega; F; (F_t)_{t \geq 0}; P)$  vérifie les conditions habituelles, et  $u_t$  est un processus progressivement mesurable à valeurs dans un borélien de  $\mathbb{R}^n$  appelé contrôle admissible, on le note par  $U$  l'ensemble de tous les contrôles admissibles. Le couple  $(x; u)$  s'appelle couple admissible

La théorie du contrôle optimal intervient dans plusieurs domaines utilisant les applications mathématiques pour modéliser des situations en sciences de l'ingénieur, en sciences économiques ..etc.

Le but de contrôle optimal est de minimiser une fonction s'appelle fonction de coût  $J$  ( où de maximiser) sur l'ensemble  $U$  telle que

$$J(t) = E \left[ g(x_T) + \int_0^T h(t, x_t, u_t) dt \right] \quad (2)$$

Le problème de principe du maximum de contrôle optimal est proposé par les équations (1) et (2) dans ce mémoire qui compose à trois chapitres :

## **Première chapitre :**

Dans ce chapitre, on introduit les notions générales du calcul stochastique on définit les

processus stochastiques et leurs propriétés et les notions de mouvement brownien et l'espérance conditionnel, et temps d'arrêt et martingale...etc. On parlait aussi sur les équations différentielles stochastiques (EDS), l'existence et l'unicité de sa solution.

**Deuxième chapitre :**

Dans ce chapitre on présentait le problème de contrôle optimal pour un système gouverné par l'équation (1) et étudié l'estimation de solution du premier ordre et détermine le processus et l'équation adjoints.

**Troisième chapitre :**

Dans le dernier chapitre, on continue sur le même problème, mais passant en second ordre et trouve les conditions nécessaires d'optimalité sur l'EDS.



# Chapitre 1

## Généralités sur le calcul stochastique

Dans ce chapitre on veut donner quelques concepts de base au calcul stochastique comme formule d'Itô et les équations différentielles stochastiques.

### 1.1 Tribu

Voir[1]

Soit  $\Omega$  un ensemble non vide ses éléments sont noté par  $\omega$ .

**Définition 1.1.1** *On défini un tribu (ou  $\delta$ -algebre ) sur  $\Omega$  et on note  $\mathcal{F}$  est une famille de partie de  $\Omega$  vérifier les 3 conditions suivantes :*

1. Contient l'ensemble vide  $\Leftrightarrow \phi \in \mathcal{F}$ .
2. Stable par passage au complémentaire  $\Leftrightarrow (\forall A \in \mathcal{F} \Leftrightarrow A^C \in \mathcal{F})$ .
3. Stable par union dénombrable de famille  $A_n$  appartient à  $\mathcal{F} \Leftrightarrow (\forall n \in \mathbb{N}^*$  et  $A_n \in \mathcal{F} \Leftrightarrow \cup_{n=1}^{\infty} A_n \in \mathcal{F})$ .

**En particulier :**

- $\forall A, B \in \mathcal{F} \Rightarrow A \cup B \in \mathcal{F}$  de même  $A \cap B \in \mathcal{F}$ .
- Un tribu contient donc l'espace  $\Omega$ .

**Proposition 1.1.1** *Une intersection de tribu est une tribu, mais n'est pas vraie pour la réunion .*

**Définition 1.1.2** *La Tribu engendrée par  $A$  est la plus petite tribu contenant cette famille et on la note  $\sigma(A)$ , elle est l'intersection de toutes les tribus contenant  $A$ .*

**Exemple 1.1.1**  $\sigma(A) = \{\Omega, \phi, A, A^c\}$ .

**Définition 1.1.3** *On dit que  $G$  est une sous-tribu de  $\mathcal{F}$  et si seulement si pour tout l'ensemble  $A$  on a : si  $A \in G \Rightarrow A \in \mathcal{F}$ .*

**Définition 1.1.4** *La tribu borélienne de  $\mathbb{R}$  est la plus petite tribu contenant tous les intervalle ouverts (ou fermés , ouvert à droite fermé à gauche ,...) et on note par  $B_{\mathbb{R}}$ .*

## 1.2 Espace mesuré

Voir[2]

### 1.2.1 Espace mesurable

**Définition 1.2.1** *On dit que le couple  $(\Omega, \mathcal{F})$  est un espace mesurable si et seulement si :*

- $\Omega$  Est un ensemble non-vide.
- $\mathcal{F}$  Est une tribu de  $\Omega$ .

### 1.2.2 Mesure

**Définition 1.2.2** *Un mesure sur  $(\Omega, \mathcal{F})$  est un fonction  $\mu : \mathcal{F} \rightarrow \mathbb{R}_+ = [0, +\infty]$ , tels que :*

- $\mu(\phi) = 0$
- Si  $\{A_i\}_{i \in \mathbb{N}}$  est une suite deux à deux disjoints, alors  $\mu\{\cup_{i=1}^{\infty} A_i\} = \sum_{i=1}^{\infty} \mu(A_i)$ .

**Définition 1.2.3** *Un espace mesuré est un triplet  $(\Omega, \mathcal{F}, \mu)$  tels que  $(\Omega, \mathcal{F})$  est un espace mesurable et  $\mu$  est un mesure.*

### 1.2.3 Mesurabilité

**Définition 1.2.4** Soit  $(\Omega, \mathcal{F})$  et  $(E, \xi)$  deux espaces mesurables et soit  $f$  un application de  $\Omega$  dans  $E$  est dit  $(\mathcal{F}, \xi)$  mesurable si  $f^{-1}(A) \in \mathcal{F}, \forall A \in \xi$ , ou :

$$f^{-1}(A) = \{\omega \in \Omega \mid f(\omega) \in A\}$$

**Définition 1.2.5** Soit  $(\Omega, \mathcal{F}, P)$  un espace de probabilité, on dit que  $N \subset \Omega$  est un ensemble négligeable si et seulement si  $\exists M \subset \mathcal{F}$  contenant  $N$  telle que  $P(M) = 0$

**En particulier** : l'union dénombrable d'ensembles négligeables est négligeable

**Remarque 1.2.1** Une propriété est vraie presque sûrement (p.s) si elle est vraie en dehors d'un ensemble négligeable

**Définition 1.2.6** (Espace complet) : un espace  $(\Omega, \mathcal{F}, P)$  est dit complet s'il contient tous les ensembles négligeables  $G$ .

## 1.3 Variable aléatoire

Voir[1]

**Définition 1.3.1** Une variable aléatoire  $X$  est une application mesurable de  $(\Omega, \mathcal{F})$  dans  $(\mathbb{R}, B_{\mathbb{R}})$  tels que :

$$X : (\Omega, \mathcal{F}) \longrightarrow (\mathbb{R}, B_{\mathbb{R}}) \text{ et } \forall B \in B_{\mathbb{R}} : X^{-1}(B) = \{\omega \in \Omega : X(\omega) \in B\} \in \mathcal{F}.$$

On a deux types de variable aléatoire :

- La variable aléatoire continue prend ses valeurs sur un ensemble infini (ou non-dénombrable).
- La variable aléatoire discrète prend ses valeurs sur un ensemble fini (dénombrable).

### 1.3.1 Loi de probabilité d'une variable aléatoire :

**Définition 1.3.2** Soit  $X$  un variable aléatoire défini sur  $(\Omega, \mathcal{F}, P)$ , la loi de  $X$  est la probabilité  $P_X$  sur  $(\mathbb{R}, B_{\mathbb{R}})$  défini par :

$$P_X(A) = P\{\omega; X(\omega) \in A\} = P(X \in A), \forall A \in B_{\mathbb{R}}$$

**Définition 1.3.3** ( La fonction de répartition ) : Soit  $X$  une variable aléatoire, la loi de probabilité de  $X$  est  $P_X$  défini par la fonction  $F_x$ , Appelée fonction de répartition de variable  $X$ , défini par :

$$\begin{aligned} F_X : \mathbb{R} &\longrightarrow [0, 1] \\ x &\longrightarrow P(X \leq x) \end{aligned}$$

Et vérifie les propriétés suivants :

1.  $\forall t \in \mathbb{R} : 0 \leq F_X \leq 1$ .
2.  $F_X$  est croissante sur  $\mathbb{R}$ .
3.  $\lim_{x \rightarrow -\infty} F_X = 0$  et  $\lim_{x \rightarrow +\infty} F_X = 1$ .
4. Si  $a \leq b : P(a \leq X \leq b) = F_X(b) - F_X(a)$ .

**Remarque 1.3.1** On dit que deux variables aléatoires  $X$  et  $Y$  ont le même loi si elles ont la même fonction de répartition.  $F_X = F_Y$

**Définition 1.3.4** La densité  $f(x)$  d'une variable aléatoire est la dérivée de la fonction de répartition (si cette dérivée existe). On peut alors écrire  $P(X \in A) = \int_A f(x)dx$ , En particulier :

$$P(X \in [a, b]) = \int_a^b f(x)dx$$

Tels que :

1.  $f$  continue et positive sur un intervalle  $I$  dans  $\mathbb{R}$ .

2. on a :  $\int_I f(x)dx = 1.$

3.  $F_X(t) = P_X (]-\infty, t]) = \int_{-\infty}^t f(x)dx.$

### 1.3.2 Mesurabilité d'une variable aléatoire :

**Définition 1.3.5** Sois  $(\Omega, \mathcal{F})$  un espace mesurable,  $X$  une variable aléatoire réelle (v.a.r) dans  $\mathbb{R}$  alors :

$$X^{-1}(A) \in \mathcal{F}, \forall A \in B_{\mathbb{R}}$$

### 1.3.3 L'espérance du variable aléatoire

voir[1]

**Définition 1.3.6** L'espérance d'une variable aléatoire  $X$  est définie par la quantité  $\int_{\Omega} XdP$  que l'on note  $E(X)$  ou  $E_P(X)$ , telle que

$$\int_{\Omega} XdP = \int_{\mathbb{R}} xdP_X(x) = \begin{cases} \int_{-\infty}^{+\infty} xf(x)dx & \text{dans le cas continue.} \\ \sum_{i=1}^{\infty} x_i P(X = x_i) & \text{dans le cas discrète .} \end{cases}$$

## 1.4 Espérance conditionnelle

Voir[3]

Soit  $(\Omega, \mathcal{F}, P)$  un espace de probabilité :

**i Par rapport à un événement  $B \in \mathcal{F}$ , et soit  $A \in \mathcal{F}$  :**

$$E(X/B) = \frac{P(X1_B)}{P(B)} \text{ si } P(B) \neq 0$$

**ii Par rapport à une tribu :**

**Définition 1.4.1** Sois  $(\Omega, \mathcal{F}, P)$  un espace probabilisé, et  $G$  une sous-tribu de  $\mathcal{F}$ . Soit également  $X$  une v.a réelle définie sur  $(\Omega, \mathcal{F}, P)$ , et intégrable. Alors il existe une unique v.a,

appelée *espérance conditionnelle de X sachant G*, notée  $E(X/G)$ , telle que :

1.  $E(X/B)$  est  $B$ -mesurable.
2. pour tout  $B \in G$ ,  $\int_B E(X/G)dP = \int_B X(\omega)dP$ .

**iii Par rapport à une variable aléatoire :**

**Définition 1.4.2** On définit l'espérance conditionnelle d'une v.a  $X$  (intégrable) par rapport à  $Y$  étant comme l'espérance conditionnelle de  $X$  par rapport à la tribu engendré  $\sigma(Y)$ . On la note  $E(X/Y)$  tels que :

1. C'est une variable  $\delta(Y)$  mesurable.
2. Pour tout  $B \in \delta(Y)$ ,  $\int_B E(X/Y)dP = \int_B XdP$ .
1. Linéarité : si  $X$  et  $Y \in (\Omega, \mathcal{F}, P)$  et  $\forall a, b \in \mathbb{R}$  et  $G$  une sous tribu de  $\mathcal{F}$  alors :
 
$$E(aX + bY/G) = aE(X/G) + bE(Y/G)$$
2. Si  $Y$  est  $G$ -mesurable alors :  $E(YX/G) = YE(X/G)$ .
3. Si  $X$  est indépendante de  $G$  alors :  $E(X/G) = E(X)$ .
4. Si  $X \perp G$  alors :  $E(E(X/G)) = E(X)$ .

**Propriété 1.4.1 5.** Si  $X \leq Y$  alors :  $E(X/G) \leq E(Y/G)$ .

6. Si  $Y$  est indépendante de  $X$ , alors :  $E(Y/X) = E(Y)$ .
7. Si  $X \perp Y$  alors :  $E(Y/X) = Y$ .

**Démonstration :**

Voir[3]

## 1.5 Processus stochastique

Voir[1]

### 1.5.1 Filtration :

**Définition 1.5.1** Une filtration est une famille croissante de sous-tribus de  $\mathcal{F}$ , c'est-à-dire telle que  $\mathcal{F}_0 \subset \mathcal{F}_1 \subset \mathcal{F}_s \subset \mathcal{F}_t$  pour tout  $t \leq s$ , et on appelle l'espace  $(\Omega, \mathcal{F}, (\mathcal{F}_t)_{t \geq 0}, P)$  espace de probabilité filtré.

**Remarque 1.5.1** – Les ensembles négligeables sont contenues dans  $\mathcal{F}_0$ .

– La filtration est continue à droite si :  $\mathcal{F}_t = \bigcap_{s>t} \mathcal{F}_s$ .

**Définition 1.5.2** Soit  $X$  un processus stochastique, on définit la filtration naturelle et note par  $\mathcal{F}_t^X$ , la famille croissante de tribu :

$$\mathcal{F}_t^X = \delta \{X_s, s \leq t\}$$

### 1.5.2 Processus

**Définition 1.5.3** Un processus stochastique (où fonction aléatoire) est une famille de variable aléatoire  $(X_t; t \in [0, +\infty])$  définie sur le même espace de probabilité.

**Définition 1.5.4** Un processus stochastique  $(X_t; t \in [0, +\infty])$  est dit adapté par-rapport à une filtration  $\mathcal{F}_t$  si  $X$  est  $\mathcal{F}_t$ -mesurable pour tout  $t$ .

**Définition 1.5.5 (Trajectoire continue)** On dit que le processus  $X = (X_t)_{t \in \mathbb{R}_+}$  est à trajectoire continue si l'application  $t \rightarrow X(t, \omega)$  soit continue.

**Définition 1.5.6 (Processus prévisible)** On dit qu'un processus  $X = (X_t)_{t \in \mathbb{R}_+}$  est prévisible pour  $\mathcal{A}_t$ , si  $X_0$  est  $\mathcal{F}_0$ -mesurable et  $X_t$  est  $\mathcal{F}_{t-1}$ -mesurable pour chaque  $t > 0$ .

**Définition 1.5.7 (Processus Gaussien)** Un processus stochastique  $X = (X_t)_{t \in \mathbb{R}_+}$  est un processus Gaussien ssi

$$\forall n \geq 1 : \forall t_0, t_1, \dots, t_n \in \mathbb{R}_+, \forall a_0, a_1, \dots, a_n : \sum_{i=1}^n a_i t_i$$

est un v.a Gaussien.

**Définition 1.5.8 (Accroissement stationnaire et indépendante)** Pour  $0 \leq s \leq t$  les variables aléatoires  $X(t) - X(s)$  sont appelés des accroissement :

1). Un processus stochastique  $X = (X_t)_{t \in \mathbb{R}_+}$  est à accroissement stationnaire si la distribution de la variable aléatoire  $X_{t+s} - X_t$  ne dépend pas de  $t$ .

2). Un processus stochastique  $X = (X_t)_{t \in \mathbb{R}_+}$  est à accroissement indépendants si pour toute suite  $0 < t_0 < t_1 < \dots < t_n$  les v.as  $X_{t_1} - X_{t_0}, X_{t_2} - X_{t_1}, \dots, X_{t_n} - X_{t_{n-1}}$  sont indépendantes.

## 1.6 Mouvement Brownien :

Voir[4]

**Définition 1.6.1** On définit un mouvement Brownien et on note  $B_t$ , un processus stochastique vérifie :

1.  $B_0 = 0$  p.s.
2.  $B_t$  continue p.s.
3. pour  $0 \leq s < t < u < v$  les accroissements  $B_t - B_s, B_u - B_v$  sont indépendants.
4. pour  $0 \leq s < t$ ,  $B_t - B_s \sim N(0; t - s)$ .

**Définition 1.6.2 (mouvement Brownien standard) :** Soit  $B_t$  un mouvement Brownien, on dit que  $B_t$  standard si et seulement si :

1.  $E(B_t) = 0$ .
2.  $E(B_t^2) = t$ .
3.  $B_0 = 0$ .

– un mouvement brownien  $B_t$  est un processus continu gaussien centré de covariance égale :

$$t \wedge s = \min(t, s).$$



- Le mouvement brownien  $B_t$  a des trajectoires presque sûrement hôlderienne d'ordre  $\gamma < 1/2$ .
- Les trajectoires du mouvement brownien ne sont presque sûrement pas dérivables.

### 1.6.1 Processus d'ito :

**Définition 1.6.3** Soit  $(\Omega, \mathcal{F}, P)$  un espace de probabilité d'une filtration  $(\mathcal{F}_t)_{t \geq 0}$ , et  $B_t$  un mouvement Brownien, On définit processus d'ito  $(X_t)_{t \in [0,1]}$  à valeur dans  $\mathbb{R}$  telle que :

$$X_t = X_0 + \int_0^t b(s)ds + \int_0^t \sigma(s)dB_s \quad \forall t \geq 0$$

Et :

- $X_0$  Est  $\mathcal{F}_0$ -mesurable.
- $b$  Un processus adapté telle que  $\forall t \geq 0 : \int_0^t |b(s)| ds < \infty$  p.s.
- $\sigma$  Un processus adapté telle que  $\forall t \geq 0 : \int_0^t |\sigma(s)|^2 ds < \infty$  p.s.

## 1.7 Martingale

**Définition 1.7.1** Soient  $(\mathcal{F}_t)_{t \geq 0}$ , une filtration et  $(X_t)$  un processus stochastique définie sur l'espace probabilisé  $(\Omega, \mathcal{F}, P)$  telle que :

- $X_t$  est intégrable  $\Leftrightarrow E(|X_t|) < +\infty$ .
- $X_t$  est adapté à la filtration  $(\mathcal{F}_t)_{t \geq 0} \forall t \geq 0$  alors :

**a/** On dit que  $(X_t)_{t \geq 0}$  est une martingale par-rapport à la filtration  $\mathcal{F}_t$  si :

$$E(X_t / \mathcal{F}_s) = X_s : \forall 0 \leq s < t$$

**b/** On dit que  $(X_t)_{t \geq 0}$  est une sous martingale par-rapport à la filtration  $\mathcal{F}_t$  si :

$$E(X_t / \mathcal{F}_s) \leq X_s : \forall 0 \leq s < t$$

c/ On dit que  $(X_t)_{t \geq 0}$  est une sur martingale par-rapport à la filtration  $\mathcal{F}_t$  si :

$$E(X_t/\mathcal{F}_s) \geq X_s : \forall 0 \leq s < t$$

Soient  $X_t$  un processus stochastique définie sur l'espace probabilisé  $(\Omega, \mathcal{F}, P)$ , et la fonction  $E(X_t)$  l'espérance de  $X_t$  on a : 1- si  $(X_t)_{t \geq 0}$  est un martingal alors la fonction  $E(X_t)$  est constante. 2- si  $(X_t)_{t \geq 0}$  est un sur martingal alors la fonction  $E(X_t)$  est décroissante. 3- si  $(X_t)_{t \geq 0}$  est un sous martingal alors la fonction  $E(X_t)$  est croissante.

## 1.8 Temps d'arrêt

Soit l'espace de probabilité  $(\Omega, \mathcal{F}, P)$  et on note  $\mathcal{F}_\infty = \sigma(\cup_t \mathcal{F}_t)$ .

**Définition 1.8.1** *Un temps d'arrêt est une variable aléatoire  $\tau$  à valeur dans  $\mathbb{R} \cup \{+\infty\}$  telle que :*

$$\{\tau \leq t\} \in \mathcal{F}_t, \forall t \in \mathbb{R}$$

- Une constante positive est un temps d'arrêt.
- La tribu  $\mathcal{F}_\tau$  définie par :

$$\mathcal{F}_\tau = \{A \in \mathcal{F}_\infty / A \cap \{\tau \leq t\} \in \mathcal{F}_t, \forall t \in \mathbb{R}\}$$

Est dite tribu des évènements antérieurs à  $\tau$ .

## 1.9 Intégrale stochastique

voir[5],voir[1]

### 1.9.1 Fonction localement à variation bornée

**Définition 1.9.1** Soit  $f$  une fonction tel que,  $f : \mathbb{R}_+ \longrightarrow \mathbb{R}$ , et pour tout  $t > 0$  :

$$\sup \sum_{i=1}^n |g(t_i) - g(t_{i-1})| < \infty$$

Où le supremum est pris sur toutes les partitions  $(t_0, \dots, t_n)$  de  $[0, 1]$  avec  $n$  arbitraire.

a/ Si  $g$  un fonction croissante, alors à variation bornée.

b/ Si  $g$  est la différence de deux fonction croissantes alors  $g$  à variation bornée.

c/ Si  $g$  continûment dérivable ,alors  $g$  à variation bornée.

Demonstration voir [5].

### 1.9.2 Intégrale de Riemann Stiljes

**Définition 1.9.2** Soit  $t > 0$ ,  $f : \mathbb{R}_+ \longrightarrow \mathbb{R}$  continue et  $g : \mathbb{R}_+ \longrightarrow \mathbb{R}$  à variation bornée, on défini :

$$\int_0^t f(s)dg(s) = \lim_{n \rightarrow +\infty} \sum_{i=1}^n f(s_i^{(n)})(g(t_i^n) - g(t_{i-1}^n)) \quad (1-1)$$

Où  $0 = t_0^n < t_1^n < \dots < t_n^n$ ,  $s_i^{(n)} \in [t_{i-1}^{(n)}, t_i^{(n)}]$  et  $t_0^n, t_1^n, \dots, t_n^n$  est une suite de partitions de  $[0, 1]$ , telle que :

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \max_{1 \leq i \leq n} |t_{i-1}^{(n)}, t_i^{(n)}| = 0$$

### 1.9.3 Intégrale stochastique (ou integrale d'Ito)

Soient l'espace probabilisé  $(\Omega, \mathcal{F}, P)$  et un mouvement Brownien  $B$  sur cet espace ,et soit  $(\mathcal{F}_t)_{t \geq 0}$  filtration naturelle  $\mathcal{F}_t = \sigma(B_s, s \leq t)$  de mouvement Brownien.

**Définition 1.9.3** Soit  $\theta$  un processus stochastique, on veut généraliser l'intégrale  $\int_0^t \theta_s dB_s$ , donc l'intégrale de Winer il est divisé en deux états, et cela concerne par le processus stochastique  $\theta$ .

### Cas de processus étagés

**Définition 1.9.4** (*processus étagés*) : On dit qu'un processus  $\theta$  est étagé si et seulement si :

- il existe une suite de réels  $t_j$ , telle que :  $0 \leq t_0 \leq t_1 \leq \dots \leq t_n$ .
- il existe une suite de variable aléatoire  $\theta_j$  soit  $\mathcal{F}_{t_j}$  – mesurable et  $\theta_j \in L^2(\Omega)$  et pour tout  $t \in [t_j, t_{j+1}]$  on a :  $\theta_t = \theta_j$ .

Soit :

$$\theta_s(\omega) = \sum_{j=0}^{n-1} \theta_j(\omega) 1_{[t_j, t_{j+1}]}(s)$$

On définit alors l'intégrale d'ito par :

$$\int_0^\infty \theta_s dB_s = \sum_{j=0}^{n-1} \theta_j (B(t_{j+1}) - B(t_j)) \quad (1-2)$$

On a :  $E(\int_0^\infty \theta_s dB_s) = 0$  donc :  $Var(\int_0^\infty \theta_s dB_s) = E(\int_0^\infty \theta_s^2 dB_s)$ .

### Cas générale

- On définit les processus càdlàg de carré intégrable (ou dans  $L^2(\Omega * \mathbb{R}^+)$ ) et on note  $\theta$  telle que :

$$\|\theta\|^2 =_{def} E\left[\int_0^\infty \theta_t^2 dt\right] < \infty$$

- On dit que  $\theta_n$  converge vers  $\theta$  dans  $L^2(\Omega * \mathbb{R}^+)$  si  $\|\theta - \theta_n\|^2 \rightarrow 0$ .
- Soit  $\theta = \lim \sum_{j=1}^{k(n)} \theta_j 1_{[t_j, t_{j+1}]}$  avec  $\theta_j \in \mathcal{F}_{t_j}$  la limite étant au sens de  $L^2(\Omega * \mathbb{R}^+)$  donc on a :

$$\int_0^\infty \theta_s dB_s = \lim \sum_{j=1}^{k(n)} \theta_j (B(t_{j+1}) - B(t_j)), \text{ dans } L^2(\Omega * \mathbb{R}^+)$$

- On note  $\int_0^\infty \theta_s dB_s = \int_0^\infty \theta_s 1_{[0,t]} dB_s$  si  $\theta$  étagé et on a alors :

$$\int_0^\infty \theta_s dB_s = \int_0^\infty \theta_s 1_{[0,t]} dB_s = \sum_{j=0}^{n-1} \theta_j (B(t_{j+1}) - B(t_j))$$

#### 1. linéarité :

Si  $a$  et  $b$  deux constantes et  $(\theta^i, i = 1, 2)$  deux processus stochastiques on a alors :

$$\int_0^t (a\theta_s^1 + b\theta_s^2)dB_s = a \int_0^t \theta_s^1 dB_s + b \int_0^t \theta_s^2 dB_s \quad (1-3)$$

2. Soit  $M_t = \int_0^\infty \theta_s dB_s$  et  $N_t = (\int_0^\infty \theta_s dB_s)^2 - \int_0^\infty \theta_s^2 dB_s$ , donc on a :  $M_t$  et  $N_t$  deux martingales.

## 1.10 Formule d'Ito

Voir[1], Voir[6]

**Définition 1.10.1** Soient  $(\Omega, \mathcal{F}, \mathcal{F}_t, P)$  un espace probabilisé filtré et  $B_t$  un mouvement Brownien standard et on pose  $X_t$  un processus d'Ito :

$$X_t = X_0 + \int_0^t b(s, X_s)ds + \int_0^t \sigma(s, X_s)dB_s \quad \forall t \geq 0 \quad (1-4)$$

1. Soit  $f$  une fonction deux fois continûment différentiable, donc on a :

$$df(t, X_t) = \frac{\partial f}{\partial t}(t, X(t)) + \frac{\partial f}{\partial X}(t, X(t)) + \frac{1}{2} \frac{\partial^2 f}{\partial X^2}(t, X(t)) \quad (1-5)$$

2. Soit une fonction définie sur  $\mathbb{R}$  de class  $C^2$ , bornée alors :

$$f(B_t) = f(B(0)) + \int_0^t f(B(s))dB_s + \frac{1}{2} \int_0^t f''(X(s))ds$$

3. Soit une fonction définie sur  $\mathbb{R}_+ * \mathbb{R}$  de class  $C^{1,2}$ , alors on a :

$$f(t, B_t) = f(0, B(0)) + \int_0^t f'(s, B(s))dB_s + \frac{1}{2} \int_0^t f''(s, B(s))ds + \int_0^t f'(s, B(s))ds$$

## 1.11 Equation différentielle stochastique (E.D.S)

**Définition 1.11.1** Une équation différentielle stochastique est de la forme :

$$dX_t = b(X_t, t)dt + \sigma(X_t, t)dB_t \quad t \geq 0 \quad (1-6)$$

telle que  $b, \sigma : \mathbb{R} * [0, 1] \longrightarrow \mathbb{R}$  et  $b, \sigma$  sont deux fonctions déterministes mesurables, avec  $b$  appelé coefficient de drive,  $\sigma$  est appelé coefficient de diffusion soit  $X_t : \Omega \longrightarrow \mathbb{R}$ ,  $X_t$  variable aléatoire de carré intégrable et  $X$  indépendant du mouvement Brownien.

Soient  $(\mathcal{F}_t)_{t \in [0, T]}$  la filtration engendré par le mouvement Brownien  $B_t$  et variable aléatoire  $X_0$ . un solution de + est un processus continue  $\mathcal{F}_t$  - adapté telle que chaque integrale  $\int_0^t b(X_s, s)ds$  et  $\int_0^t \sigma(X_s, s)dB_s$  à un sens et l'egalité :

$$X_t = X_0 + \int_0^t b(X_s, s)ds + \int_0^t \sigma(X_s, s)dB_s$$

Est  $(X_0 = x)$  satisfait pour tout  $t$  , presque sûrement en parle alors de la solution forte.

**Remarque 1.11.1** il existe deux types des solutions de E.D.S, solution forte et solution faible, considerons l'équation E.D.S :

$$dX_t = b(X_t, t)dt + \sigma(X_t, t)dB_t \quad t \geq 0$$

$\{B_t, t \geq 0\}$  mouvement Brownien standard définie par l'espace filtré  $(\Omega, \mathcal{F}, \mathcal{F}_t, P)$ . Telle que mouvement Brownien satisfait :

$$X_t = X_0 + \int_0^t b(X_s, s)ds + \int_0^t \sigma(X_s, s)dB_s$$

On dit que la solution forte est unique si lorsque  $X$  et  $\tilde{X}$  représentes deux solutions fortes d'une équation E.D.S.

Alors :

$$X = \tilde{X}$$

Presque sûrement

### Existence et unicité

**Théorème 1.11.1** *Supposons que les fonctions  $b$  et  $\sigma$  satisfont les conditions suivantes :*

**a/** les fonctions  $b$  et  $\sigma$  sont continues.

**b/ i/ condition de lipschitz local :**

Pour tout compact  $C \subset \mathbb{R}$ , il existe une constante  $K = K(C)$ , telle que :

$$|b(t, X) - b(t, Y)| + |\sigma(t, X) - \sigma(t, Y)| \leq K |X - Y|, \text{ pour } X, Y \in C \text{ et } t \in [0, T].$$

**ii/ condition de croissance :** il existe une constante  $L$  telle que :

$$|b(t, X)|^2 + |\sigma(t, X)|^2 \leq L(1 + |X|^2), \forall x \in \mathbb{R}, \forall t \in [0, T].$$

**c/** la condition initiale  $X_0$  est indépendante de  $\{B_t\}_{t \geq 0}$ ,  $X_0$  est de carré intégrable alors l'équation *E.D.S*, (1-6) admet pour toute condition initiale une solution forte  $(X_t)_{t \in [0, T]}$  presque sûrement continue et cette solution est unique, de plus cette solution vérifie  $E(\sup |X_t|^2) < \infty$ .

# Chapitre 2

## Principe du maximum de premier ordre

Dans ce chapitre nous présentons le principe du maximum en contrôle optimal gouvernés par des équations différentielles stochastiques dans le cas où les coefficients sont contrôlés.

### 2.1 formulation de problème et hypothèse

Voir[8], Voir[7]

**Définition 2.1.1** Soient  $(\Omega, \mathcal{F}, \mathcal{F}_t, P)$  un espace probabilisé filtré, et  $B = (B_t)$  un mouvement brownien standard à valeur dans  $\mathbb{R}^d$ , et  $T$  un réel positif tels que :  $T < \infty$  supposons que  $\mathcal{F}_t = \sigma(B_s; 0 \leq s \leq t)$  filtration naturelle.

**Définition 2.1.2** On appelle un contrôle admissible tout processus  $u_t$  où  $t \in [0, T]$  mesurable et adapté à valeur dans un borélienne  $A$  de  $\mathbb{R}^d$ , tel que :

$$E |u_t|^m < \infty \quad \forall m > 1$$



Et on note l'ensemble de tous les contrôles admissibles par  $U$  et définier par :

$$U = \{u : [0, T] * \Omega \rightarrow A, u = (u_t)_{t \in [0;T]} \text{ mesurable et } (\mathcal{F}_t)_{t \in \mathbb{R}} - \text{adapté}\}$$

On considèr le problème de contrôle suivants :

$$\begin{cases} dx_t = b(t, x_t, u_t)dt + \sigma(t, x_t, u_t)dB_t \\ x(o) = \zeta \end{cases} \quad (2-1)$$

Où :

$$b : [0, T] \times \mathbb{R}^n \times A \rightarrow \mathbb{R}^n$$

$$\sigma : [0, T] \times \mathbb{R}^n \times A \rightarrow M_{n*d};$$

Et  $\zeta$  variable aléatoire  $F_0$ - mesurable indépendante de  $B_t$  telle que :

$$E (|\zeta|^m) < \infty; \text{ pour tout } m > 1.$$

On définit la fonction de coût pour  $u \in U$  et on note  $J(u)$ , par :

$$J(u) = E \left[ \int_0^T h(t; x_t, u_t)dt + g(x_T) \right] \quad (2-2)$$

Où  $h : [0, T] \times \mathbb{R}^d \times A \rightarrow \mathbb{R}$  et  $g : \mathbb{R}^d \rightarrow \mathbb{R}$  sont deux fonctions Boréliennes et  $x_T$  la solution de l'équation (2.1) prise au temps terminal  $T$  .

**Proposition 2.1.1** (les hypothèse sur les fonctions  $b, \sigma, h, g$  et ses dérivées) :

\* Les fonctions  $b, \sigma, h, g$  sont deux fois dérivables par-rapport a  $x$  à dériveés continues et bornée.\*

$$\exists C > 0 / \forall (t, a) \in [0, T] * A : |b(t, x, a)| + |\sigma(t, x)| \leq C(1 + |x|) \quad x \in \mathbb{R}^m \quad (2-3)$$

$$\exists C > 0 / \forall (t, a) \in [0, T] * A : |h_x(t, x, a)| + |g_x(t, x)| \leq C(1 + |x|) \quad x \in \mathbb{R}^m$$

\* les fonctions  $b$  et  $\sigma$  sont Lipschitziennes

Les fonctions  $b$  et  $\sigma$  sont Lipschitziennes, alors pour tout  $u$  contrôle admissible  $u \in U$  l'équation (2.1) admet une solution forte est unique donnée par :

$$X = \zeta + \int_0^t b(s, X_s, u_s) dt + \sigma(s, X_s; u_s) dB_s$$

De plus ce solution est continue est vérifie :

$$E[\sup |X_t|^m] \leq M, \forall m > 1 \quad (2-4)$$

Où  $M$  est constante qui dépend à  $K, m$  et  $T$ .

**Remarque 2.1.1** Par définition du fonction de coût on a :

$$J(u) = E\left(\int_0^T h(X_t, u_t) dt + g(X_T)\right)$$

Alors :

$$\begin{aligned} |J(u)| &= \left| E\left(\int_0^T h(X_t, u_t) dt + g(X_T)\right) \right| \\ &\leq E \left| \int_0^T h(X_t, u_t) dt + g(X_T) \right| \\ &\leq E \left| \int_0^T h(X_t, u_t) dt \right| + E |g(X_T)| \end{aligned}$$

D'après les conditions de croissance des fonctions  $h$  et  $g$  on a :

$$\begin{aligned} |J(u)| &\leq E\left[\int_0^T C(1 + |X_t|)dt\right] + E[C + |X_t|] \\ &\leq (T + 1)C[1 + E(\sup_{t \in [0, T]} (|X_t|))] \end{aligned}$$

Et dans (2.4) pour  $m = 1$  on a :

$$E(\sup_{t \in [0, T]} (|X_t|)) \leq M'$$

Et donc :

$$|J(u)| \leq (T + 1)C[1 + M'] = H$$

Où  $H$  est constante donc  $J(u)$  est bien définier.

**Définition 2.1.3** On dit que le contrôle  $u$  est optimal si :

$$J(u) \leq J(v), \text{ pour tout } v \in U$$

L'objectif de ce problème de contrôle optimal consiste a minimiser la fonction de coût  $J(u)$  sur un ensemble de contrôle admissible  $U$ .

## 2.2 Estimation de solution

Voir[8]

On supposera l'existence d'un contrôle  $u$  minimise la fonction de coût  $J$  sur l'ensemble des contrôles  $U$

Pour  $v \in U$ ,  $\tau$  dans  $]0, T[$  et  $\theta \geq 0$  (assez petite), on définit la perturbation suivant :

$$u_t^\theta = \begin{cases} u_t & \text{si } t \in [0, \tau[ \\ v & \text{si } t \in [\tau, \tau + \theta[ \\ u_t & \text{si } t \in [\tau + \theta, T] \end{cases} \quad (2-5)$$

**Remarque 2.2.1** Soient  $X^\theta$  et  $X$  les solutions forts de (2.1) associées respectivement à  $u^\theta$  et  $u$ . On aura l'estimation suivante :

$$E\left[\sup_{t \in [0, T]} |X^\theta - X|^2\right] = O(\theta)$$

**Lemme 2.2.1** sous les hypothèses (2 – 3) on a l'estimation suivante

$$E\left[\sup_{t \in [0, T]} |x_\theta - x - x_1|^2\right] \leq C\theta, \quad (2-6)$$

Tels que  $X_1, X_2$  solutions des équations suivantes :

$$\begin{aligned} X_1(t) = & \int_0^t [b(s, X(s), u_\theta(s)) - b(s, X(s), u(s)) + b_x(s, X(s), u(s))X_1(s)]ds \\ & + \int_0^t [\sigma(s, X(s), u_\theta(s)) - \sigma(s, X(s), u(s)) + \sigma_x(s, X(s), u_\theta(s))X_1(s)]dB_s \end{aligned} \quad (2-7)$$

$$\begin{aligned} X_2(t) = & \int_0^t [(b_x(s, X(s), u_\theta(s)) - b_x(s, X(s), u(s)))x_1(s) + b_x(s, X(s), u(s))]X_2(s) \\ & + \frac{1}{2}b_{xx}(s, X(s), u(s))X_1(s)X_1(s)]ds + \int_0^t [\sigma_x(s, X(s), u_\theta(s)) - \sigma_x(s, X(s), u(s))]X_1(s) \\ & + \sigma_x(s, X(s), u(s))]X_2(s) + \frac{1}{2}\sigma_{xx}(s, X(s), u(s))]X_1(s)X_1(s)]dB_s \end{aligned} \quad (2-8)$$

On va montrer que :

$$E\left[\sup_{0 \leq t \leq T} |X_1(t)|^2\right] \leq K\theta. \quad (2-9)$$

**Preuve.** En utilisant l'inégalité :

$$(a + b + c + d)^2 \leq 4a^2 + 4b^2 + 4c^2 + 4d^2.$$

On a :

$$\begin{aligned} |X_1(t)|^2 &= \left| \int_0^t [b(s, X(s), u_\theta(s)) - b(s, X(s), u(s)) + b_x(s, X(s), u(s))X_1(s)] ds \right. \\ &\quad \left. + \sigma(s, X(s), u_\theta(s)) - \sigma(s, X(s), u(s)) + \sigma_x(s, X(s), u(s))X_1(s) \right] dB_s \Big|^2 \\ &= 4 \int_0^t |b(s, X(s), u_\theta(s)) - b(s, X(s), u(s))|^2 ds + 4 \int_0^t |b_x(s, X(s), u(s))X_1(s)|^2 ds \\ &\quad + 4 \int_0^t |\sigma(s, X(s), u_\theta(s)) - \sigma(s, X(s), u(s))|^2 dB_s + 4 \int_0^t |\sigma_x(s, X(s), u(s))X_1(s)|^2 dB_s \end{aligned}$$

On passe à l'espérance :

$$\begin{aligned} E |X_1(t)|^2 &\leq 4 \int_0^t E[|b(s, X(s), u_\theta(s)) - b(s, X(s), u(s))|^2] ds \\ &\quad + 4 \int_0^t E[|b_x(s, X(s), u(s))X_1(s)|^2] ds \\ &\quad + 4 \int_0^t E[|\sigma(s, X(s), u_\theta(s)) - \sigma(s, X(s), u(s))|^2] dB_s \\ &\quad + 4 \int_0^t E[|\sigma_x(s, X(s), u(s))X_1(s)|^2] dB_s \end{aligned}$$

Par définition de  $u_\theta(t)$  on a :

$$\begin{aligned}
 E |X_1(t)|^2 &\leq 4 \int_0^t E[|b_x(s, X(s), u(s))X_1(s)|^2]ds + 4 \int_0^t E[|\sigma_x(s, X(s), u(s))X_1(s)|^2]dB_s \\
 &+ 4 \int_0^\tau E[|b(s, X(s), u(s)) - b(s, X(s), u(s))|^2]ds \\
 &+ 4 \int_0^\tau E[|\sigma(s, X(s), v) - \sigma(s, X(s), u(s))|^2]dB_s \\
 &+ 4 \int_\tau^{\tau+\theta} E[|b(s, X(s), v) - b(s, X(s), u(s))|^2]ds \\
 &+ 4 \int_\tau^{\tau+\theta} E[|\sigma(s, X(s), v) - \sigma(s, X(s), u(s))|^2]dB_s \\
 &+ 4 \int_{\tau+\theta}^t E[|b(s, X(s), u(s)) - b(s, X(s), u(s))|^2]ds \\
 &+ 4 \int_{\tau+\theta}^t E[|\sigma(s, X(s), v) - \sigma(s, X(s), u(s))|^2]dB_s
 \end{aligned}$$

Donc on a :

$$\begin{aligned}
 E |X_1(t)|^2 &\leq 4 \int_0^t E[|b_x(s, x(s), u(s))X_1(s)|^2]ds + 4 \int_0^t E[|\sigma_x(s, x(s), u(s))X_1(s)|^2]dB_s \\
 &+ 4 \int_\tau^{\tau+\theta} E[|b(s, x(s), v) - b(s, X(s), u(s))|^2]ds \\
 &+ 4 \int_\tau^{\tau+\theta} E[|\sigma(s, X(s), v) - \sigma(s, X(s), u(s))|^2]dB_s
 \end{aligned}$$

Par les hypothèses (2, 3) on a  $\sigma$  et  $b$  sont bornées par  $C(1 + |X|)$ , de même on a  $\sigma_x$  et  $b_x$  sont bornée par un constant  $M$ , pour utilise cette hypotése on a :

$$\begin{aligned}
 E |X_1(t)|^2 &\leq 4 \int_0^t E[M |X_1(s)|^2]ds + 4 \int_0^t E[M |X_1(s)|^2]ds \\
 &+ 4 \int_\tau^{\tau+\theta} C(1 + \sup_{0 \leq t \leq T} E |X(s)|^2)ds + 4 \int_\tau^{\tau+\theta} C(1 + \sup_{0 \leq t \leq T} E |X(s)|^2)ds \\
 &\leq 8 \int_0^t ME[|X_1(s)|^2]ds + 8 \int_\tau^{\tau+\theta} C(1 + \sup_{0 \leq t \leq T} E |X(s)|^2)ds
 \end{aligned}$$

Et dans (2.4) on obtient :

$$\begin{aligned}
 E |X_1(t)|^2 &\leq 8M \int_0^t E |X_1(s)|^2 ds + 8 \int_\tau^{\tau+\theta} C(1+M) ds \\
 &\leq 8M \int_0^t E |X_1(s)|^2 ds + 8C(1+M)(\tau + \theta - \tau) \\
 &\leq 8M \int_0^t E |X_1(s)|^2 ds + 8C(1+M)\theta
 \end{aligned}$$

Par lemme de *Gronwall* on obtient :

$$\begin{aligned}
 E |X_1(t)|^2 &\leq 8C(1+M)\theta \int_0^t \exp 8M ds \\
 &\leq 8C(1+M)\theta \exp 8Mt \\
 &\leq 8C(1+M)\theta (\exp 8MT -) \\
 &\leq K\theta
 \end{aligned}$$

Pour  $K = 8C(1+M) \exp 8MT$ . D'après l'inégalité de Bukholder-Davis-Gundy on obtient :

$$E \left( \sup_{t \in [0, T]} |X_1|^2 \right) \leq CE |X_1|^2 \leq K\theta;$$

D'où la preuve La relation (2, 9) vont nous permettra de prouver la relation (2, 6). ■

En appliquant le développement de Taylor avec reste intégrale au point  $x$  et a l'ordre 1 aux fonction :  $b(x + x_1, u^\theta)$  et  $\sigma(x + x_1, u^\theta)$  on a :

$$b(t, X + X_1, u^\theta) = b(t, X, u_\theta) + b_x(t, X, u_\theta)X_1 + \int_0^1 \int_0^1 \lambda b_{xx}(t, X + \lambda\theta X_1, u_\theta) d\lambda d\theta X_1 X_1$$

$$\sigma(t, X + X_3, u^\theta) = \sigma(t, X, u_\theta) + \sigma_x(t, X, u_\theta)X_1 + \int_0^1 \int_0^1 \lambda \sigma_{xx}(t, X + \lambda\theta X_1, u_\theta) d\lambda d\theta X_1 X_1$$

Donc par l'addition et l'intégrale on obtient :

$$\begin{aligned}
 \int_0^t b(s, X + X_1, u^\theta) ds + \int_0^t \sigma(s, X + X_1, u^\theta) dB_s &= \int_0^t b(s, X, u_\theta) ds + \int_0^t \sigma(s, X, u_\theta) dB_s \\
 &+ \int_0^t b_x(s, X, u_\theta) X_1 ds + \int_0^t \sigma_x(s, X, u_\theta) X_1(s) dB_s \\
 &+ \int_0^t \int_0^1 \int_0^1 \lambda b_{xx}(s, X + \lambda\theta X_1, u_\theta) d\lambda d\theta X_1(s) X_1(s) ds \\
 &+ \int_0^t \int_0^1 \int_0^1 \lambda \sigma_{xx}(s, X + \lambda\theta X_1, u_\theta) d\lambda d\theta X_1(s) X_1(s) dB_s
 \end{aligned}$$

Alors :

Donc :

$$\begin{aligned}
 \int_0^t b(s, X + X_1, u^\theta) ds + \int_0^t \sigma(s, X + X_1, u^\theta) dB_s &= X(t) - \zeta + X_1(t) \\
 &+ \int_0^t B^\theta(s) ds + \int_0^t \Lambda^\theta(s) dB_s;
 \end{aligned}$$

Telle que :

$$\begin{aligned}
 \beta^\theta(s) &= \left[ \frac{1}{2} b_{xx}(s; X, u)(X_1 X_1) \right] + [b_x(s, X, u_\theta) - b_x(s, X, u)] X_1 \\
 &+ \int_0^1 \int_0^1 \lambda [b_{xx}(s, X + \lambda\theta X_1, u_\theta) - b_{xx}(s; X, u)] d\lambda d\theta X_1(s) X_1(s).
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 \gamma^\theta(s) &= \left[ \frac{1}{2} \sigma_{xx}(s; X, u)(X_1 X_1) \right] + [\sigma(s, X, u_\theta) - \sigma(s, X, u)] \\
 &+ \int_0^1 \int_0^1 \lambda [\sigma_{xx}(s, X + \lambda\theta X_1, u_\theta) - \sigma_{xx}(s; X, u)] d\lambda d\theta X_1(s) X_1(s).
 \end{aligned}$$



Ce qui nous donne :

$$\begin{aligned} X(t) + X_1(t) &= \zeta + \int_0^t b(s, X + X_1, u^\theta) ds + \int_0^t \sigma(s, X + X_1, u^\theta) dB_s \\ &\quad - \int_0^t \beta^\theta(s) ds - \int_0^t \gamma^\theta(s) dB_s; \end{aligned}$$

Par consequence on trouve :

$$\begin{aligned} X_\theta(t) - X(t) - X_1(t) &= \int_0^t [b(s, X_\theta, u_\theta) - b(s, X + X_1, u_\theta)] ds \\ &\quad + \int_0^t [\sigma(s, X_\theta, u_\theta) - \sigma(s, X + X_1, u_\theta)] dB_s \\ &\quad + \int_0^t \beta^\theta(s) ds + \int_0^t \gamma^\theta(s) dB_s \end{aligned}$$

En passant par espérance on obtient :

$$\begin{aligned} E |X_\theta(t) - X(t) - X_1(t)|^2 &\leq 3 \int_0^t E [b(s, X_\theta, u_\theta) - b(s, X + X_1, u_\theta)]^2 ds \\ &\quad + 3 \int_0^t E [\sigma(s, X_\theta, u_\theta) - \sigma(s, X + X_1, u_\theta)]^2 ds \\ &\quad + 6 \int_0^t E |\beta^\theta(s)|^2 ds + 6 \int_0^t E |\gamma^\theta(s)|^2 ds. \end{aligned}$$

Puisque les fonctions  $b$  et  $\sigma$  sont lipschitzienne alors :

$$\begin{aligned} E |X_\theta(t) - X(t) - X_1(t)|^2 &\leq 3k \int_0^t E [X_\theta(s) - X(s) - X_1(s)]^2 ds \\ &\quad + 3k \int_0^t E [X_\theta(s) - X(s) - X_1(s)]^2 ds \\ &\quad + 6 \int_0^t E |\beta^\theta(s)|^2 ds + 6 \int_0^t E |\gamma^\theta(s)|^2 ds. \\ &= 6k \int_0^t E [X_\theta(s) - X(s) - X_1(s)]^2 ds \\ &\quad + 6 \int_0^t E |\beta^\theta(s)|^2 ds + 6 \int_0^t E |\gamma^\theta(s)|^2 ds.. \end{aligned}$$

On va calculer  $E |\beta^\theta(s)|^2$  et  $E |\gamma^\theta(s)|^2$  puisque les fonctions  $b_x$  et  $b_{xx}$  sont bornées alors :

$$\begin{aligned} E |\beta^\theta(s)|^2 &\leq \frac{3}{2}ME |X_1 X_1| + 3ME |X_1| + 3ME |X_1 X_1| \\ &\leq K (\theta + \sqrt{\theta}) = O(\theta). \end{aligned}$$

De même manière les fonctions  $\sigma_x$  et  $\sigma_{xx}$  sont bornées alors :

$$\begin{aligned} E |\gamma^\theta(s)|^2 &\leq \frac{3}{2}ME |X_1 X_1| + 3ME |X_1| + 3ME |X_1 X_1| \\ &\leq K (\theta + \sqrt{\theta}) = O(\theta). \end{aligned}$$

Donc :

$$E |X_\theta(t) - X(t) - X_1(t)|^2 \leq 6k \int_0^t E [X_\theta(s) - X(s) - X_1(s)]^2 ds + O(\theta).$$

Par le lemme de Gronwall on obtient :

$$E |X_\theta(t) - X(t) - X_1(t)|^2 \leq O(\theta) \exp(6kT) = O(\theta).$$

Par l'inégalité de Bukholder-Davis-Gundy on obtient :

$$E \left[ \sup_{t \in [0; T]} |x_\theta - x - x_1|^2 \right] \leq C\theta.$$

## 2.3 Principe du maximum

Le principe du maximum sera établi essentiellement à partir le lemme suivant

**Lemme 2.3.1** [S.peng] Soit  $u$  un contrôle optimal alors sous l'hypothèse (2.3) on a :

$$\begin{aligned} o(\theta) \leq & E\left[\int_0^T (h(t, X, u_\theta) - h(t, X, u))dt\right] + E[g_x(X(T))(X_1 + X_2) + \int_0^T h_x(t, X, u)(X_1 + X_2)dt] \\ & + \frac{1}{2}E[g_{xx}(X(T))(X_1X_1) + \int_0^T h_{xx}(t, x, u)X_1(t)X_1(t)dt] \end{aligned} \quad (2-10)$$

### 2.3.1 Estimation du premier ordre

L'estimation du premier ordre consiste à calculer la partie où on a les dérivées de premier ordre de (2.10) C'est à dire calculer  $E[g_x(X(T))(X_1(T) + X_2(T))]$  et :

$$\int_0^T h_x(t, X, u)(X_1(t) + X_2(t))dt.$$

On considère l'équation linéaire associée aux équation de définition de  $X_1$  et  $X_2$  :

$$\begin{cases} d\Phi_1(t) = b_x(t)\Phi_1(t)dt + \sigma_x(t)\Phi_1(t)dB_t \\ \Phi_1(0) = Id \end{cases}$$

Cette équation est linéaire et à coefficients bornées, donc elle admet une solution forte unique. De plus la solution  $\Phi_1$  est inversible et son inverse  $\Psi_1$ .

On suppose que :

$$d\Psi_1(t) = \alpha(t)dt + \beta(t)dB_t;$$

Donc on recherche  $\alpha$  et  $\beta$ .

On a :  $\Phi_1\Psi_1 = Id$  donc  $d(\Phi_1\Psi_1) = 0$ , alors d'après la formule et l'intégrale par parties d'Ito on trouve :

$$d(\Phi_1\Psi_1) = (d\Phi_1)\Psi_1 + \Phi_1(d\Psi_1) + \langle d\Phi_1, d\Psi_1 \rangle$$

Telle que :

$$\langle d\Phi_1, d\Psi_1 \rangle = (d\Phi_1) * (d\Psi_1).$$



Alors :

$$\begin{cases} d\Psi_1(t) = (\Psi_1(t)\sigma_x(t)\sigma_x(t) - \Psi_1(t)b_x(t))dt - \Psi_1(t)\sigma_x(t)dB_t \\ \Psi_1(0) = Id \end{cases}$$

En suivant la méthode de résolvant des équations différentielles ordinaires lineaires, on pose :

$$\eta_1(t) = \Psi_1(t)(X_1(t) + X_2(t)).$$

On applique la formule *dIto* on trouve :

$$\begin{aligned} d\eta_1(t) &= d(\Psi_1(t)(X_1(t) + X_2(t))) \\ &= (d\Psi_1(t))(X_1(t) + X_2(t)) + \Psi_1(t)d(X_1(t) + X_2(t)) + \langle d\Psi_1(t), d(X_1(t) + X_2(t)) \rangle \\ &= [\Psi_1(t)\sigma_x(t)\sigma_x(t) - \Psi_1(t)b_x(t)]dt - \Psi_1(t)\sigma_x(t)dB_t](X_1(t) + X_2(t)) \\ &+ \Psi_1[(b^\theta - b + b_x^\theta X_1 + b_x X_2 + \frac{1}{2}b_{xx}X_1X_1)dt + (\sigma^\theta - \sigma + \sigma_x^\theta X_1 + \sigma_x X_2 \\ &+ \frac{1}{2}\sigma_{xx}X_1X_1)dB_t] - \Psi_1\sigma_x(\sigma^\theta - \sigma + \sigma_x^\theta X_1 + \sigma_x X_2 + \frac{1}{2}\sigma_{xx}X_1X_1)dt \\ &= [\Psi_1(t)\sigma_x(t)\sigma_x(t)X_1(t) - \Psi_1(t)b_x(t)X_1(t) + \Psi_1(t)\sigma_x(t)\sigma_x(t)X_2 - \Psi_1(t)b_x(t)X_2]dt \\ &- (\Psi_1(t)\sigma_x(t)X_1 + \Psi_1(t)\sigma_x(t)X_2)dB_t + [(\Psi_1 b^\theta - \Psi_1 b + \Psi_1 b_x^\theta X_1 + \Psi_1 b_x X_2 \\ &+ \Psi_1 \frac{1}{2}b_{xx}X_1X_1)dt + (\Psi_1 \sigma^\theta - \Psi_1 \sigma + \Psi_1 \sigma_x^\theta X_1 + \Psi_1 \sigma_x X_2 + \frac{1}{2}\Psi_1 \sigma_{xx}X_1X_1)dB_t] \\ &(-\Psi_1 \sigma_x \sigma^\theta + \Psi_1 \sigma_x \sigma - \Psi_1 \sigma_x \sigma_x^\theta X_1 - \Psi_1 \sigma_x \sigma_x X_2 - \frac{1}{2}\Psi_1 \sigma_x \sigma_{xx}X_1X_1)dt \end{aligned}$$

Alors :

$$\begin{aligned} d\eta_1(t) &= [-\Psi_1 b_x X_1 + \Psi_1 \sigma_x \sigma_x X_1 + \Psi_1 b^\theta - \Psi_1 b + \Psi_1 b_x X_1 + \frac{1}{2}\Psi_1 b_{xx}X_1X_1 - \Psi_1 \sigma_x \sigma^\theta + \Psi_1 \sigma_x \sigma \\ &- \Psi_1 \sigma_x \sigma_x^\theta X_1 - \frac{1}{2}\Psi_1 \sigma_x \sigma_{xx}X_1X_1]dt \\ &+ [-\Psi_1 \sigma_x x_1 - \Psi_1 \sigma_x x_2 + \Psi_1 \sigma^\theta - \Psi_1 \sigma + \Psi_1 \sigma_x^\theta X_1 + \Psi_1 \sigma_x X_1 + \Psi_1 \sigma_x X_1 + \frac{1}{2}\Psi_1 \sigma_{xx}X_1X_1)dB_t \\ &= [\Psi_1(b^\theta - b) - \Psi_1 \sigma_x(\sigma^\theta - \sigma) + \frac{1}{2}\Psi_1 b_{xx}X_1X_1 + (b_x^\theta - b_x)\Psi_1 X_1 - (\sigma_x^\theta - \sigma_x)\Psi_1 \sigma_x X_1 \\ &- \frac{1}{2}\Psi_1 \sigma_x \sigma_{xx}X_1X_1]dt + \left[ \Psi_1(\sigma^\theta - \sigma) + \frac{1}{2}\Psi_1 \sigma_{xx}X_1X_1 + (\sigma_x^\theta - \sigma_x)\Psi_1 X \right] dB_s \end{aligned}$$

On pose :

$$Y_1 = \Phi_1^*(T)g_x(X(T)) + \int_0^T \Phi_1^*(s)f_x(s)ds$$

$$\xi_1(t) = E[Y_1/\mathcal{F}_t] - \int_0^t \Phi_1^*(s)h_x(s)ds$$

On remarque que  $E(\eta_1(T)\xi_1(T)) = E[\Phi_1^*(T)g_x(T)\eta_1(T)]$  car :

$$\begin{aligned} E(\eta_1(T)\xi_1(T)) &= E(\eta_1(T)[E[Y_1/\mathcal{F}_t] - \int_0^t \Phi_1^*(s)h_x(s)ds]) \\ &= E(\eta_1(T)[Y_1 - \int_0^t \Phi_1^*(s)h_x(s)ds]) \\ &= E(\eta_1(T)[\Phi_1^*(T)g_x(X(T)) + \int_0^T \Phi_1^*(s)h_x(s)ds - \int_0^t \Phi_1^*(s)h_x(s)ds]) \\ &= E(\eta_1(T)\Phi_1^*(T)g_x(X(T))). \end{aligned}$$

On a  $X_1 + X_2 = \eta_1\Phi_1^*$  donc pour calculer  $E[g_x(T)(X_1 + X_2)]$ , il suffit de calculer  $E[\eta_1(T)\xi_1(T)]$ .

Puisque  $\mathcal{F}_t = \sigma(B_s, 0 < s \leq t)$ ,  $Y_1 \in \mathcal{L}^2(\Omega, \mathcal{F}, P)$  et  $E(Y_1/\mathcal{F}_t)$  est une martingale de carrée intégrable, alors d'après la décomposition *d'Ito*, on a :

$$E(Y_1/\mathcal{F}_t) = E(Y_1) + \int_0^t G_1(s)dB_s. \quad (2-11)$$

Où  $G_1(s)$  est un processus adapté telle que :  $E \int_0^T |G_1(s)|^2 ds < \infty$

Donc on peut réécrire  $\xi_1(T)$  comme suit :

$$\xi_1(t) = E(Y_1) + \int_0^t G_1(s)dB_s - \int_0^t \Phi_1^*(s)f_x(s)ds.$$

Alors :

$$\begin{cases} d\xi_1(t) = G_1(t)dB_s - \Phi_1^*(t)h_x(t)dt \\ \xi(T) = E(Y_1) \end{cases}.$$

On applique la formule *dItô* à  $\eta_1(t)\xi_1(t)$  on obtient :

$$d(\eta_1(t)\xi_1(t)) = d(\eta_1(t))\xi_1(t) + d(\xi_1(t))\eta_1(t) + \langle d\eta_1, d\xi_1 \rangle .$$

Alors :

$$\begin{aligned} d(\eta_1(t)\xi_1(t)) &= d(\eta_1(t))\xi_1(t) + d(\xi_1(t))\eta_1(t) + \langle d\eta_1, d\xi_1 \rangle \\ &= \left[ \left( \Psi_1(b^\theta - b) - \Psi_1\sigma_x(\sigma^\theta - \sigma) + \frac{1}{2}\Psi_1b_{xx}X_1X_1 + (b_x^\theta - b_x)\Psi_1X_1 \right. \right. \\ &\quad \left. \left. - (\sigma_x^\theta - \sigma_x)\Psi_1\sigma_xX_1 - \frac{1}{2}\Psi_1\sigma_x\sigma_{xx}X_1X_1 \right) dt \right. \\ &\quad \left. + \left( \Psi_1(\sigma^\theta - \sigma) + \frac{1}{2}\Psi_1\sigma_{xx}X_1X_1 + (\sigma_x^\theta - \sigma_x)\Psi_1X_1 \right) dB_s \right] \xi_1 \\ &\quad + \eta_1(t)G_1(t)dB_s - \Phi_1^*(t)h_x(t)dt \\ &\quad + G_1(t) \left( \Psi_1(\sigma^\theta - \sigma) + \frac{1}{2}\Psi_1\sigma_{xx}X_1X_1 + (\sigma_x^\theta - \sigma_x)\Psi_1X \right) dt \\ &= \left[ \Psi_1(b^\theta - b)\xi_1 - \Psi_1\sigma_x(\sigma^\theta - \sigma)\xi_1 + \frac{1}{2}\Psi_1b_{xx}\xi_1X_1X_1 + (b_x^\theta - b_x)\Psi_1\xi_1X_1 \right. \\ &\quad \left. - (\sigma_x^\theta - \sigma_x)\Psi_1\sigma_x\xi_1X_1 - \frac{1}{2}\Psi_1\sigma_x\sigma_{xx}\xi_1X_1X_1 + G_1(t)\Psi_1(\sigma^\theta - \sigma) \right. \\ &\quad \left. + \frac{1}{2}G_1(t)\Psi_1\sigma_{xx}X_1X_1 + G_1(t)(\sigma_x^\theta - \sigma_x)\Psi_1X_1 - \eta_1(t)\Phi_1^*(t)h_x(t) \right] dt \\ &\quad + \left[ \eta_1(t)G_1(t) + \Psi_1(\sigma^\theta - \sigma)\xi_1 + \frac{1}{2}\Psi_1\sigma_{xx}\xi_1X_1X_1 + (\sigma_x^\theta - \sigma_x)\Psi_1\xi_1X_1 \right] dB_s \end{aligned}$$

Donc par l'intégrale et l'espérance on trouve :

$$\begin{aligned} E[g_x(T)(X_1 + X_2)] &= E[\eta_1(T)\xi_1(T)] \\ &= E \int_0^T (\Psi_1(b^\theta - b)\xi_1 - \Psi_1\sigma_x(\sigma^\theta - \sigma)\xi_1) dt \\ &\quad + E \int_0^T \left( \left[ \frac{1}{2}\Psi_1b_{xx}X_1X_1 + \frac{1}{2}G_1(t)\Psi_1\sigma_x\sigma_{xx}X_1X_1 \right. \right. \\ &\quad \left. \left. - \frac{1}{2}\Psi_1\sigma_x\sigma_{xx}\xi_1(t)X_1X_1 \right) dt + E \int_0^T \eta_1(t)\psi_1^*(t)h_x(t)dt \end{aligned}$$

On pose :

$$p_1(t) = \psi_1^*(t) \zeta_1(t) \quad (2-12)$$

$$Q_1(t) = \psi_1^*(t) G_1(t) - \sigma^*(t) p(t)$$

$$\eta_1(t) = \Psi_1(t)(X_1(t) + X_2(t)).$$

On obtient :

$$\begin{aligned} E[g_x(T)(X_1 + X_2)] &= E \int_0^T (p(t)(b^\theta - b) + Q_1(t)(\sigma^\theta - \sigma)) dt \\ &\quad + \frac{1}{2} E \int_0^T ([p_1(t) b_{xx} X_1 X_1 + Q_1(t) \sigma_{xx} X_1 X_1]) dt \\ &\quad - E \int_0^T h_x(t)(X_1 + X_2) dt \end{aligned}$$

On définit la hamiltonien  $H$  par :

$$H(t; x(t); u(t); p(t); Q(t)) = h(t; x(t); u(t)) + p(t) b(t; x(t); u(t)) + Q(t) \sigma(t; x(t); u(t)).$$

Si on le remplace  $E[g_x(T)(X_1 + X_2)]$  par sa valeur on peut réécrire la relation (2, 9) sous la forme :

$$\begin{aligned} o(\theta) &\leq E \left[ \int_0^T (H(t; x(t); u_\theta(t); p(t); Q(t)) - H(t; x(t); u(t); p(t); Q(t))) dt \right] \quad (2-13) \\ &\quad + \frac{1}{2} E [g_{xx}(X(T)) [X_1(T) X_1(T)] + \int_0^T H_{xx}(t; x(t); u(t); p(t); Q(t)) X_1(t) X_1(t) dt]. \end{aligned}$$

Cette formule s'appelle inéquation variationnelle du premier ordre.

## 2.4 processus et équations adjoints

Le processus  $p_1$  qui avoir précédent s'appelle le processus adjoint du premier ordre.

**Remarque 2.4.1** La formule de processus adjoint est calculé à partir de la relation (2, 12)



et est donné par :

$$p_1(t) = E [\psi_1^*(t)\phi_1^*(T)g_x(x(T)/F_t) + \psi_1^*(t) \int_t^T \phi_1^*(s)h_x(s; x(s); u(s)) ds$$

Si on applique la formule d'Ito aux processus adjoint  $p_1 = \psi_1^*(t) \zeta_1(t)$  on trouve :

$$\left\{ \begin{array}{l} -dp_1(t) = [b_x^*(t, x(t); u(t)) p_1(t) + \sigma_x^*(t, x(t); u(t)) Q_1(t) - h_x(t, x(t); u(t))] dt - Q_1(t)dB_t \\ p_1(t) = g_x[x(T)] \end{array} \right. . \quad (2-14)$$

Cette équation s'appelle l'équation adjoint du premier ordre .

# Chapitre 3

## Principe du maximum du second ordre

Dans ce chapitre en passant aux dérivées du second ordre pour avoir une estimation des solutions d'équation d'état de l'ordre  $o(\theta)$ , puisque on aura vu dans le chapitre précédent que si on utilise seulement les dérivées du premier ordre on aura une estimation de l'ordre  $O(\theta)$ .

Alors on pose de même problème qui soit donner dans le chapitre 2 .

### 3.1 Formulation du problème et hypothèses

On considèr le problème de contrôle suivants :

$$\begin{cases} dx_t = b(t, x_t, u_t)dt + \sigma(t, x_t, u_t)dB_t \\ x(o) = \zeta \end{cases}$$

Où :

$$b : [0, T] \times \mathbb{R}^n \times A \rightarrow \mathbb{R}^n$$

$$\sigma : [0, T] \times \mathbb{R}^n \times A \rightarrow M_{n*d};$$

Et  $\zeta$  variable aléatoire  $F_0$ - mesurable indépendante de  $B_t$  telle que :

$$E(|\zeta|^m) < \infty; \text{ pour tout } m > 1.$$

On définit la fonction de coût pour  $u \in U$  et on note  $J(u)$ , par :

$$J(u) = E\left(\int_0^T h(t; x_t, u_t)dt + g(x_T)\right)$$

Où  $h : [0, T] \times \mathbb{R}^d \times A \rightarrow \mathbb{R}$  et  $g : \mathbb{R}^d \rightarrow \mathbb{R}$  sont deux fonctions Boréliennes et  $x_T$  la solution de l'équation (2 - 1) prise au temps terminal  $T$ .

Le but de problème de contrôle optimal consiste a minimiser la fonction de coût  $J(u)$  sur un ensemble de contrôle admissible  $U$ .

## 3.2 Estimation de solution

**Lemme 3.2.1** *Sous l'hypothèses (2, 3) sur les fonctions  $b$  et  $\sigma$  il existe  $C \geq 0$  telle que :*

$$E \left[ \sup_{t \in [0; T]} |x_\theta - x - x_1 - x_2|^2 \right] \leq C\theta^2. \quad (3-1)$$

On va montre que :

$$E \left[ \sup_{0 \leq t \leq T} |X_2(t)|^2 \right] \leq K\theta^2. \quad (3-2)$$

**Preuve.** On a :

$$\begin{aligned} X_2(t) = & \int_0^t [(b_x(s, X(s), u_\theta(s)) - b_x(s, X(s), u(s)))X_1(s) + b_x(s, X(s), u(s))]X_2(s) \\ & + \frac{1}{2}b_{xx}(s, X(s), u(s))X_1(s)X_1(s)]ds + \int_0^t [\sigma_x(s, X(s), u_\theta(s)) - \sigma_x(s, X(s), u(s))]X_1(s) \\ & + \sigma_x(s, X(s), u(s))]X_2(s) + \frac{1}{2}\sigma_{xx}(s, X(s), u(s))X_1(s)X_1(s)]dB_s \end{aligned}$$

Danc :

$$\begin{aligned}
 |X_2(t)|^2 &\leq \int_0^t |(b_x(s, X(s), u_\theta(s)) - b_x(s, X(s), u(s)))X_1(s) + b_x(s, X(s), u(s))X_2(s) \\
 &\quad + \frac{1}{2}b_{xx}(s, X(s), u(s))X_1(s)X_1(s)|^2 ds + \int_0^t |\sigma_x(s, X(s), u_\theta(s)) - \sigma_x(s, X(s), u(s))X_1(s) \\
 &\quad + \sigma_x(s, X(s), u(s))X_2(s) + \frac{1}{2}\sigma_{xx}(s, X(s), u(s))X_1(s)X_1(s)|^2 dB_s
 \end{aligned}$$

De même monter on a :

$$\begin{aligned}
 |X_2(t)|^2 &\leq \int_0^t 2|(b_x(s, X(s), u_\theta(s)) - b_x(s, X(s), u(s)))X_1(s)|^2 ds \\
 &\quad + \int_0^t 2\left|b_x(s, X(s), u(s))X_2(s) + \frac{1}{2}b_{xx}(s, X(s), u(s))X_1(s)X_1(s)\right|^2 ds \\
 &\quad + \int_0^t 2|\sigma_x(s, X(s), u_\theta(s)) - \sigma_x(s, X(s), u(s))X_1(s)|^2 dB_s \\
 &\quad + \int_0^t 2\left|\sigma_x(s, X(s), u(s))X_2(s) + \frac{1}{2}\sigma_{xx}(s, X(s), u(s))X_1(s)X_1(s)\right|^2 dB_s
 \end{aligned}$$

De simple calcul on a :

$$\begin{aligned}
 E |X_2(t)|^2 &\leq 6 \int_0^t E[|b(s, X(s), u_\theta(s)) - b(s, X(s), u(s))X_1|^2] ds \\
 &\quad + 6 \int_0^t E[|b_x(s, X(s), u(s))X_2(s)|^2] ds \\
 &\quad + 3 \int_0^t E[|b_{xx}(s, X(s), u(s))X_1(s)X_1(s)|^2] ds \\
 &\quad + 6 \int_0^t E[|\sigma(s, X(s), u_\theta(s)) - \sigma(s, X(s), u(s))X_1|^2] dB_s \\
 &\quad + 6 \int_0^t E[|\sigma_x(s, X(s), u(s))X_2(s)|^2] dB_s \\
 &\quad + 3 \int_0^t E[|\sigma_{xx}(s, X(s), u(s))X_1(s)X_1(s)|^2] dB_s
 \end{aligned}$$

Pour la définition de  $u_\theta$  on obtient :

$$\begin{aligned}
 E |X_2(t)|^2 &\leq 6 \int_{\tau}^{\tau+\theta} E[|b(s, X(s), v) - b(s, X(s), u(s))X_1|^2] ds \\
 &+ 6 \int_0^t E[|b_x(s, X(s), u(s))X_2(s)|^2] ds \\
 &+ 3 \int_0^t E[|b_{xx}(s, X(s), u(s))X_1(s)X_1(s)|^2] ds \\
 &+ 6 \int_{\tau}^{\tau+\theta} E[|\sigma(s, X(s), v) - \sigma(s, X(s), u(s))X_1|^2] dB_s \\
 &+ 6 \int_0^t E[|\sigma_x(s, X(s), u(s))X_2(s)|^2] dB_s \\
 &+ 3 \int_0^t E[|\sigma_{xx}(s, X(s), u(s))X_1(s)X_1(s)|^2] dB_s.
 \end{aligned}$$

Par l'hypotéses de (2.3) on a :

$$\begin{aligned}
 E |X_2(t)|^2 &\leq 6 \int_{\tau}^{\tau+\theta} E[|MX_1|^2] ds + 6 \int_0^t E[|MX_2(s)|^2] ds \\
 &+ 3 \int_0^t E[|MX_1(s)X_1(s)|^2] ds + 6 \int_{\tau}^{\tau+\theta} E[|MX_1|^2] ds \\
 &+ 6 \int_0^t E[|MX_2(s)|^2] ds + 3 \int_0^t E[|MX_1(s)X_1(s)|^2] ds.
 \end{aligned}$$

Donc :

$$\begin{aligned}
 E |X_2(t)|^2 &\leq 12 \int_{\tau}^{\tau+\theta} E[|MX_1|^2] ds + 12 \int_0^t E[|MX_2(s)|^2] ds + 6 \int_0^t E[|MX_1(s)X_1(s)|^2] ds \\
 &= 12M \int_{\tau}^{\tau+\theta} E[|X_1|^2] ds + 12M \int_0^t E[|X_2(s)|^2] ds + 6M \int_0^t E[|X_1(s)X_1(s)|^2] ds \\
 &= 12M \int_0^t E[|X_2(s)|^2] ds + 12M \int_{\tau}^{\tau+\theta} \theta ds + 6M \int_0^t \theta^2 ds \\
 &= 12M \int_0^t E[|X_2(s)|^2] ds + 12M\theta^2 + 6M\theta^2 t \\
 &= 12M \int_0^t E[|X_2(s)|^2] ds + 12M\theta^2 + 6M\theta^2 T.
 \end{aligned}$$

Par l'inégalité de *Gronwall*, on obtient :

$$\begin{aligned}
 E |X_2(t)|^2 &\leq (12M\theta^2 + 6M\theta^2T) \exp \int_0^t 12M ds \\
 &\leq (12M\theta^2 + 6M\theta^2T) \exp 12Mt \\
 &\leq (12M\theta^2 + 6M\theta^2T) \exp 12MT \\
 &\leq \theta^2(12M + 6MT) \exp 12MT \\
 &\leq C\theta^2
 \end{aligned}$$

Telle que  $C = (12M + 6MT) \exp 12MT$ , d'où le résultat demandé. ■

Les relations (2.9) et (3.2) Va nous pèrmetra de la relation (3.1)

**Preuve.** On pose :  $X_3 = X_1 + X_2$  pour la simplicité des calculs .

En appliquent la dévelloppement de Taylor avec reste intégrale au point  $x$  et a l'ordre 1 aux fonction :  $b(x + x_3, u^\theta)$  et  $\sigma(x + x_3, u^\theta)$  on a :

$$\begin{aligned}
 b(t, X + X_3, u^\theta) &= b(t, X, u_\theta) + b_x(t, X, u_\theta)X_3 + \int_0^1 \int_0^1 \lambda b_{xx}(t, X + \lambda\theta X_3, u_\theta) d\lambda d\theta X_3 X_3 \\
 \sigma(t, X + X_3, u^\theta) &= \sigma(t, X, u_\theta) + \sigma_x(t, X, u_\theta)X_3 + \int_0^1 \int_0^1 \lambda \sigma_{xx}(t, X + \lambda\theta X_3, u_\theta) d\lambda d\theta X_3 X_3
 \end{aligned}$$

Donc :

$$\begin{aligned}
 b(t, X + X_3, u^\theta) + \sigma(t, X + X_3, u^\theta) &= b(t, X, u_\theta) + \sigma(t, X, u_\theta) + b_x(t, X, u_\theta)X_3 + \sigma_x(t, X, u_\theta)X_3 \\
 &\quad + \int_0^1 \int_0^1 \lambda b_{xx}(t, X + \lambda\theta X_3, u_\theta) d\lambda d\theta X_3 X_3 \\
 &\quad + \int_0^1 \int_0^1 \lambda \sigma_{xx}(t, X + \lambda\theta X_3, u_\theta) d\lambda d\theta X_3 X_3 \\
 &= b(t, X, u_\theta) - b(t, X, u) + b(t, X, u) + b_x(t, X, u_\theta)X_3 \\
 &\quad - b_x(t, X, u)X_3 + b_x(t, X, u)X_3 + \sigma(t, X, u_\theta)
 \end{aligned}$$

■

$$\begin{aligned}
 & -\sigma(t, X, u) + \sigma(t, X, u) + \sigma_x(t, X, u_\theta)X_3 \\
 & -\sigma_x(t, X, u)X_3 + \sigma_x(t, X, u_\theta)X_3 + \frac{1}{2}b_{xx}(X, u_\theta)(X_3X_3) \\
 & -\frac{1}{2}b_{xx}(X, u)(X_3X_3) + \frac{1}{2}b_{xx}(X, u)(X_3X_3) \\
 & + \frac{1}{2}\sigma_{xx}(X, u_\theta)(X_3X_3) - \frac{1}{2}\sigma_{xx}(X, u)(X_3X_3) \\
 & + \frac{1}{2}\sigma_{xx}(X, u_\theta)(X_3X_3) \\
 & + \int_0^1 \int_0^1 \lambda b_{xx}(t, X + \lambda\theta X_3, u_\theta) d\lambda d\theta X_3X_3 \\
 & + \int_0^1 \int_0^1 \lambda \sigma_{xx}(t, X + \lambda\theta X_3, u_\theta) d\lambda d\theta X_3X_3
 \end{aligned}$$

En passant aux l'intégrale on obtient :

$$\begin{aligned}
 \int_0^t b(s, X + X_3, u^\theta) ds + \int_0^t \sigma(s, X + X_3, u^\theta) &= \int_0^t b(s, X, u) ds + \int_0^t [b(s, X, u_\theta) - b(t, X, u)] ds \\
 &+ \int_0^t [b_x(s, X, u_\theta) - b_x(s, X, u)] X_3 ds \\
 &+ \int_0^t b_x(s, X, u) X_3 ds + \int_0^t \sigma(s, X, u) dB_s \\
 &+ \int_0^t [\sigma(s, X, u_\theta) - \sigma(s, X, u)] dB_s \\
 &+ \int_0^t [\sigma_x(s, X, u_\theta) - \sigma_x(s, X, u)] X_3 dB_s \\
 &+ \int_0^t \sigma_x(s, X, u) X_3 dB_s \\
 &+ \int_0^t \frac{1}{2} b_{xx}(X, u)(X_3X_3) ds + \int_0^t \frac{1}{2} \sigma_{xx}(X, u)(X_3X_3) ds \\
 &+ \int_0^t \int_0^1 \int_0^1 \lambda [b_{xx}(s, X + \lambda\theta X_3, u_\theta) \\
 &- b_{xx}(X, u)] d\lambda d\theta X_3X_3 ds \\
 &+ \int_0^t \int_0^1 \int_0^1 \lambda [\sigma_{xx}(s, X + \lambda\theta X_3, u_\theta) \\
 &- \sigma_{xx}(X, u)] d\lambda d\theta X_3X_3 dB_s
 \end{aligned}$$

On remplaçant  $X_3$  par sa valeur on obtient :

$$\begin{aligned}
\int_0^t b(s, X + X_1 + X_2, u^\theta) ds + \int_0^t \sigma(s, X + X_1 + X_2, u^\theta) = & \int_0^t b(s, X, u) ds + \int_0^t \sigma(s, X, u) dB_s \\
& + \int_0^t [b(s, X, u_\theta) - b(s, X, u)] ds \\
& + \int_0^t b_x(s, X, u) X_1 ds + \int_0^t b_x(s, X, u) X_2 ds \\
& + \int_0^t [b_x(s, X, u_\theta) - b_x(s, X, u)] X_1 ds \\
& + \int_0^t [b_x(s, X, u_\theta) - b_x(s, X, u)] X_2 ds \\
& + \int_0^t [\sigma(s, X, u_\theta) - \sigma(s, X, u)] dB_s \\
& + \int_0^t \sigma_x(s, X, u) X_1 dB_s + \int_0^t \sigma_x(s, X, u) X_2 dB_s \\
& + \int_0^t [\sigma_x(s, X, u_\theta) - \sigma_x(s, X, u)] X_1 dB_s \\
& + \int_0^t [\sigma_x(s, X, u_\theta) - \sigma_x(s, X, u)] X_2 dB_s \\
& + \int_0^t \frac{1}{2} b_{xx}(X, u) (X_3 X_3) ds + \int_0^t \frac{1}{2} \sigma_{xx}(X, u) (X_3 X_3) dB_s \\
& + \int_0^t \frac{1}{2} b_{xx}(X, u) (X_1 X_1) ds + \int_0^t \frac{1}{2} b_{xx}(X, u) (X_1 X_2) dB_s \\
& + \int_0^t \frac{1}{2} b_{xx}(X, u) (X_2 X_1) ds + \int_0^t \frac{1}{2} b_{xx}(X, u) (X_2 X_2) dB_s \\
& + \int_0^t \frac{1}{2} \sigma_{xx}(X, u) (X_1 X_1) dB_s + \int_0^t \frac{1}{2} \sigma_{xx}(X, u) (X_1 X_2) dB_s \\
& + \int_0^t \frac{1}{2} \sigma_{xx}(X, u) (X_2 X_1) dB_s + \int_0^t \frac{1}{2} \sigma_{xx}(X, u) (X_2 X_2) dB_s \\
& + \int_0^t \int_0^1 \int_0^1 \lambda [b_{xx}(s, X + \lambda\theta X_3, u_\theta) \\
& - b_{xx}(X, u)] d\lambda d\theta (X_1 + X_2) (X_1 + X_2) ds \\
& + \int_0^t \int_0^1 \int_0^1 \lambda [\sigma_{xx}(s, X + \lambda\theta X_3, u_\theta) \\
& - \sigma_{xx}(X, u)] d\lambda d\theta (X_1 + X_2) (X_1 + X_2) dB_s
\end{aligned}$$



Alors :

$$\int_0^t b(s, X + X_1 + X_2, u^\theta) ds + \int_0^t \sigma(s, X + X_1 + X_2, u^\theta) = X(t) + X_1(t) + X_2(t) - \zeta + \int_0^t \beta^\theta(s) ds + \int_0^t \gamma^\theta(s) dB_s$$

Telle que :

$$\begin{aligned} \beta^\theta(s) &= \frac{1}{2} b_{xx}(X, u)(X_2 X_2 + 2X_1 X_2) + (b_x(x, u_\theta) - b_x(X, u)) X_2 \\ &+ \int_0^1 \int_0^1 \lambda [b_{xx}(t, X + \lambda\theta(X_1 + X_2), u_\theta) - b_{xx}(X, u)] d\lambda d\theta (X_1 + X_2)(X_1 + X_2) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \gamma^\theta(s) &= \frac{1}{2} \sigma_{xx}(X, u)(X_2 X_2 + 2X_1 X_2) + (\sigma_x(x, u_\theta) - \sigma_x(X, u)) X_2 \\ &+ \int_0^1 \int_0^1 \lambda [\sigma_{xx}(t, X + \lambda\theta(X_1 + X_2), u_\theta) - \sigma_{xx}(X, u)] d\lambda d\theta (X_1 + X_2)(X_1 + X_2) \end{aligned}$$

Alors :

$$\begin{aligned} X(t) + X_1(t) + X_2(t) &= \int_0^t b(s, X + X_1 + X_2, u^\theta) ds + \int_0^t \sigma(s, X + X_1 + X_2, u^\theta) \\ &+ \zeta - \int_0^t \beta^\theta(s) ds - \int_0^t \gamma^\theta(s) dB_s. \end{aligned}$$

Donc :

$$\begin{aligned}
 X_\theta(t) - X(t) - X_1(t) - X_2(t) &= \zeta + \int_0^t b(X_\theta, u_\theta) ds + \int_0^t \sigma(X_\theta, u_\theta) dB_s \\
 &\quad - \int_0^t b(s, X + X_1 + X_2, u^\theta) ds - \int_0^t \sigma(s, X + X_1 + X_2, u^\theta) \\
 &\quad - \zeta + \int_0^t \beta^\theta(s) ds + \int_0^t \gamma^\theta(s) dB_s \\
 &= \int_0^t [b(X_\theta, u_\theta) - b(s, X + X_1 + X_2, u^\theta)] ds \\
 &\quad + \int_0^t [\sigma(X_\theta, u_\theta) - \sigma(s, X + X_1 + X_2, u^\theta)] dB_s \\
 &\quad + \int_0^t \beta^\theta(s) ds + \int_0^t \gamma^\theta(s) dB_s
 \end{aligned}$$

Alors :

$$\begin{aligned}
 |X_\theta(t) - X(t) - X_1(t) - X_2(t)|^2 &= \left| \int_0^t [b(X_\theta, u_\theta) - b(t, X + X_1 + X_2, u^\theta)] ds \right. \\
 &\quad \left. + \int_0^t [\sigma(X_\theta, u_\theta) - \sigma(t, X + X_1 + X_2, u^\theta)] dB_s \right. \\
 &\quad \left. + \int_0^t \beta^\theta(s) ds + \int_0^t \gamma^\theta(s) dB_s \right|^2
 \end{aligned}$$

Par l'inégalité  $(a + b + c)^2 \leq 3a^2 + 3b^2 + 3c^2$ , on obtient :

$$\begin{aligned}
 |X_\theta(t) - X(t) - X_1(t) - X_2(t)|^2 &\leq 3 \left| \int_0^t [b(X_\theta, u_\theta) - b(s, X + X_1 + X_2, u^\theta)] ds \right|^2 \\
 &\quad + 3 \left| \int_0^t [\sigma(X_\theta, u_\theta) - \sigma(s, X + X_1 + X_2, u^\theta)] dB_s \right|^2 \\
 &\quad + 3 \left| \int_0^t \beta^\theta(s) ds + \int_0^t \gamma^\theta(s) dB_s \right|^2
 \end{aligned}$$

En passant aux espérances :

$$\begin{aligned}
 E |X_\theta(t) - X(t) - X_1(t) - X_2(t)|^2 &\leq 3 \int_0^t E |b(X_\theta, u_\theta) - b(s, X + X_1 + X_2, u^\theta)|^2 ds \\
 &+ 3 \int_0^t E |\sigma(X_\theta, u_\theta) - \sigma(t, X + X_1 + X_2, u^\theta)|^2 dB_s \\
 &+ 3E \left| \int_0^t \beta^\theta(s) ds + \int_0^t \gamma^\theta(s) dB_s \right|^2 \\
 &\leq 3 \int_0^t E |b(X_\theta, u_\theta) - b(t, X + X_1 + X_2, u^\theta)|^2 ds \\
 &+ 3 \int_0^t E |\sigma(X_\theta, u_\theta) - \sigma(s, X + X_1 + X_2, u^\theta)|^2 dB_s \\
 &+ 6E \left| \int_0^t \beta^\theta(s) ds + \int_0^t \gamma^\theta(s) dB_s \right|^2
 \end{aligned}$$

Puisque  $\sigma$  et  $b$  sont Lipschitziennes alors :

$$\begin{aligned}
 E |X_\theta(t) - X(t) - X_1(t) - X_2(t)|^2 &\leq 3k \int_0^t E |X_\theta(s) - X(s) - X_1(s) - X_2(s)|^2 ds \\
 &+ 3k \int_0^t E |X_\theta(s) - X(s) - X_1(s) - X_2(s)|^2 ds \\
 &+ 6E \left| \int_0^t \beta^\theta(s) ds + \int_0^t \gamma^\theta(s) dB_s \right|^2 \\
 &\leq 6k \int_0^t E |X_\theta(s) - X(s) - X_1(s) - X_2(s)|^2 ds \\
 &+ 6E \int_0^t |\beta^\theta(s)|^2 ds + \int_0^t |\gamma^\theta(s)|^2 dB_s
 \end{aligned}$$

On a :

$$\begin{aligned}
 E |\beta^\theta(s)|^2 &= E \left| \frac{1}{2} b_{xx}(X, u)(X_2 X_2 + 2X_1 X_2) + (b_x(x, u_\theta) - b_x(X, u))X_2 \right. \\
 &+ \left. \int_0^1 \int_0^1 \lambda [b_{xx}(t, X + \lambda\theta(X_1 + X_2), u_\theta) - b_{xx}(X, u)] d\lambda d\theta (X_1 + X_2)(X_1 + X_2) \right|^2 \\
 &\leq 4E \left| \frac{1}{2} b_{xx}(X, u)(X_2 X_2) \right|^2 + 4E |b_{xx}(X, u)(X_1 X_2)|^2 + 4 |(b_x(x, u_\theta) - b_x(X, u))X_2|^2 \\
 &+ 4 \left| \int_0^1 \int_0^1 \lambda [b_{xx}(t, X + \lambda\theta(X_1 + X_2), u_\theta) - b_{xx}(X, u)] d\lambda d\theta (X_1 + X_2)(X_1 + X_2) \right|^2
 \end{aligned}$$

Puisque  $b_x$  et  $b_{xx}$  sont bornés :

$$\begin{aligned} E |\beta^\theta(s)|^2 &\leq ME |X_2 X_2|^2 + 4ME |X_1 X_2|^2 + 4ME |X_2|^2 + 4ME |(X_1 + X_2)(X_1 + X_2)|^2 \\ &\leq ME |X_2 X_2|^2 + 4ME |X_1 X_2|^2 + 4ME |X_2|^2 + 4ME |X_1 X_1 + X_2 X_2 + X_2 X_1 + X_1 X_2|^2 \end{aligned}$$

Par l'inégalité de Cauchy Shwartz et les relations (2.9) et (3.2) :

$$\begin{aligned} E |\beta^\theta(s)|^2 &\leq ME |X_2 X_2|^2 + 4ME |X_1 X_2|^2 + 4MCE |X_2|^2 + 4ME |X_1 X_1|^2 \\ &\quad + 4ME |X_2 X_2|^2 + 4ME |X_2 X_1|^2 + 4ME |X_1 X_2|^2 \\ &\leq C (\theta^2 + \theta\sqrt{\theta} + \theta^4). \end{aligned}$$

De même manière et puisque  $\sigma_x$  et  $\sigma_{xx}$  bornée alors :

$$\begin{aligned} E |\gamma^\theta(s)|^2 &= E \left| \frac{1}{2} \sigma_{xx}(X, u)(X_2 X_2 + 2X_1 X_2) + (\sigma_x(x, u_\theta) - \sigma_x(X, u)) X_2 \right. \\ &\quad \left. + \int_0^1 \int_0^1 \lambda [\sigma_{xx}(t, X + \lambda\theta(X_1 + X_2), u_\theta) - \sigma_{xx}(X, u)] d\lambda d\theta (X_1 + X_2)(X_1 + X_2) \right|^2 \\ &\leq 4E \left| \frac{1}{2} \sigma_{xx}(X, u)(X_2 X_2 + 2X_1 X_2) \right|^2 + 4E |(\sigma_x(x, u_\theta) - \sigma_x(X, u)) X_2|^2 \\ &\quad + 4E \left| \int_0^1 \int_0^1 \lambda [\sigma_{xx}(t, X + \lambda\theta(X_1 + X_2), u_\theta) - \sigma_{xx}(X, u)] d\lambda d\theta (X_1 + X_2)(X_1 + X_2) \right|^2 \\ &\leq ME |X_2 X_2|^2 + 4ME |X_1 X_2|^2 + 4MCE |X_2|^2 + 4ME |(X_1 + X_2)(X_1 + X_2)| \\ &\leq C (\theta^2 + \theta\sqrt{\theta} + \theta^4). \end{aligned}$$

Donc on a :

$$\begin{aligned} E |X_\theta(t) - X(t) - X_1(t) - X_2(t)|^2 &\leq 6k \int_0^t E |X_\theta(s) - X(s) - X_1(s) - X_2(s)|^2 ds \\ &\quad + 2C (\theta^2 + \theta\sqrt{\theta} + \theta^4) \end{aligned}$$

On utilise le lemme de *Gronwall* on obtient :

$$\begin{aligned} E |X_\theta(t) - X(t) - X_1(t) - X_2(t)|^2 &\leq 2C \left( \theta^2 + \theta\sqrt{\theta} + \theta^4 \right) \exp\left(\int_0^t 6kdu\right) ds \\ &\leq o(\theta) \exp(6kt) \Big|_0^t \\ &\leq o(\theta) [1 - \exp(6kT)] = o(\theta) \end{aligned}$$

D'après l'inégalité de Bukholder-Davis-Gundy on trouve :

$$E \left[ \sup_{t \in [0;T]} |X_\theta(t) - X(t) - X_1(t) - X_2(t)|^2 \right] \leq C\theta^2$$

### 3.3 Principe du maximum

Tout d'abord, nous donnons la preuve du lemme présentée dans le chapitre précédent, qui était la suivante

**Lemme 3.3.1** *Soit  $u$  un contrôle optimal alors sous l'hypothèse (2.3) on a :*

$$\begin{aligned} o(\theta) &\leq E \left[ \int_0^T (h(t, X, u_\theta) - h(t, X, u)) dt \right] + E[g_x(X(T)) [X_1(T) + X_2(T)]] + \int_0^T h_x(t, X, u)(X_1 + X_2) \\ &\hspace{25em} (2.10) \\ &+ \frac{1}{2} E \left[ g_{xx}(X(T)) X_1(T) X_1(T) + \int_0^T h_{xx}(t, x, u) X_1(t) X_1(t) dt \right] \end{aligned}$$

**Preuve.** On a  $u$  est optimal alors :  $J(u) \leq J(v), \forall v \in U$  donc :  $J(u_\theta) - J(u) \geq 0$

Donc :

$$E \left[ \int_0^T h(t, X_\theta, u_\theta) dt + g(X_\theta(T)) \right] - E \left[ \int_0^T h(t, X, u) dt + g(X(T)) \right] \geq 0$$

Alors :

$$E \left[ \int_0^T (h(t, X_\theta, u_\theta) - h(t, X, u)) dt \right] + [g(X_\theta(T)) - g(X(T))] \geq 0$$

En appliquant le développement de Taylor des fonctions  $h(t, X_\theta, u_\theta)$  et  $g(X_\theta(T))$  au point  $X$  à l'ordre 2 telle que :

$$X_\theta = X_1 + X_2 + X + o(\theta)$$

Donc on obtient :

$$\begin{aligned} h(t, X_1 + X_2 + X, u_\theta) &= h(t, X, u_\theta) + h_x(t, X, u_\theta)(X_1 + X_2) \\ &+ \frac{1}{2}h_{xx}(t, X, u_\theta)(X_1 + X_2)(X_1 + X_2) + o(|X_1 + X_2|^2) \end{aligned}$$

Et :

$$g(X_1 + X_2 + X) = g(X(T)) + g_x(X(T))(X_1 + X_2) + \frac{1}{2}g_{xx}(X(T))(X_1 + X_2)(X_1 + X_2) + o(|X_1 + X_2|^2)$$

Telle que :

$$o(|X_1 + X_2|^2) = o(\theta)$$

Alors :

$$\begin{aligned} h(t, X_1 + X_2 + X, u_\theta) - h(t, X, u) &= o(\theta) + [h(t, X, u_\theta) - h(t, X, u)] + h_x(t, X, u_\theta)(X_1 + X_2) \\ &+ \frac{1}{2}h_{xx}(t, X, u_\theta)(X_1 + X_2)(X_1 + X_2) + h_x(t, X, u)(X_1 + X_2) \\ &+ \frac{1}{2}h_{xx}(t, X, u)(X_1 + X_2)(X_1 + X_2) - h_x(t, X, u)(X_1 + X_2) \\ &- \frac{1}{2}h_{xx}(t, X, u)(X_1 + X_2)(X_1 + X_2) \end{aligned}$$

et :

$$g(X(T) + X_1 + X_2) - g(X(T)) = o(\theta) + g_x(X(T))(X_1 + X_2) + \frac{1}{2}g_{xx}(X(T))(X_1 + X_2)(X_1 + X_2)$$

On peut réécrire (2, 10) comme suite :

$$\begin{aligned}
 0 &\leq E \int_0^T [(o(\theta) + [h(t, X, u_\theta) - h(t, X, u)] + h_x(t, X, u_\theta)(X_1 + X_2) \\
 &+ \frac{1}{2}h_{xx}(t, X, u_\theta)(X_1 + X_2)(X_1 + X_2) + h_x(t, X, u)(X_1 + X_2) \\
 &+ \frac{1}{2}h_{xx}(t, X, u)(X_1 + X_2)(X_1 + X_2) - h_x(t, X, u)(X_1 + X_2) \\
 &- \frac{1}{2}h_{xx}(t, X, u)(X_1 + X_2)(X_1 + X_2)]dt \\
 &+ E \int_0^T [o(\theta) + g_x(X(T))(X_1 + X_2) + \frac{1}{2}g_{xx}(X(T))(X_1 + X_2)(X_1 + X_2)]dt
 \end{aligned}$$

Donc :

$$\begin{aligned}
 0 &\leq o(\theta) + E \int_0^T [h(t, X, u_\theta) - h(t, X, u)]dt + E \int_0^T h_x(t, X, u_\theta)(X_1 + X_2)dt \\
 &+ \frac{1}{2}E \int_0^T h_{xx}(t, X, u_\theta)(X_1 + X_2)(X_1 + X_2)dt \\
 &+ E \int_0^T h_x(t, X, u)(X_1 + X_2)dt + E \int_0^T \frac{1}{2}h_{xx}(t, X, u)(X_1 + X_2)(X_1 + X_2)dt \\
 &- E \int_0^T h_x(t, X, u)(X_1 + X_2)dt - \frac{1}{2}E \int_0^T h_{xx}(t, X, u)(X_1 + X_2)(X_1 + X_2)dt \\
 &+ E \int_0^T \frac{1}{2}g_{xx}(X(T))(X_1 + X_2)(X_1 + X_2)dt + \alpha(T)
 \end{aligned}$$

Donc on a :

$$\begin{aligned}
 0 &\leq o(\theta) + E \int_0^T [h(t, X, u_\theta) - h(t, X, u)]dt + E \int_0^T h_x(t, X, u_\theta)(X_1 + X_2)dt \\
 &+ \frac{1}{2}E \int_0^T h_{xx}(t, X, u)(X_1X_1)dt + E[g_x(X(T)X_1X_1)] + \alpha(T)
 \end{aligned}$$

Telle que :

$$\begin{aligned}
 \alpha(T) &= E \int_0^T [h_x(t, x, u_\theta) - h_x(t, x, u)](X_1 + X_2)dt + \frac{1}{2}E \int_0^T h(t, X, u)X_1X_2]dt \\
 &+ \frac{1}{2}E \int_0^T h_{xx}(t, X, u)X_2X_1dt + \frac{1}{2}E \int_0^T h_{xx}(t, X, u)X_2X_2dt \\
 &+ \frac{1}{2}E \int_0^T [h_{xx}(t, X, u_\theta) - h_{xx}(t, X, u)](X_1 + X_2)(X_1 + X_2)dt \\
 &+ \frac{1}{2}[g_{xx}(X(T))X_1X_2] + \frac{1}{2}E[g_{xx}(X(T))X_2X_1] + \frac{1}{2}E[g_{xx}(X(T))X_2X_2]
 \end{aligned}$$

D'après la définition de  $u^\theta$ , on obtient :

$$\begin{aligned}
 \alpha(T) &= E \int_\tau^{\tau+\theta} [h_x(t, x, v) - h_x(t, x, u)](X_1 + X_2)dt \\
 &+ \frac{1}{2}E \int_0^T h_{xx}(t, X, u)X_1X_2dt + \frac{1}{2}E \int_0^T h_{xx}(t, X, u)X_2X_1dt \\
 &+ \frac{1}{2}E \int_0^T h_{xx}(t, X, u)X_2X_2dt + \frac{1}{2}E \int_\tau^{\tau+\theta} [h_{xx}(t, X, v) - h_{xx}(t, X, u)](X_1 + X_2)(X_1 + X_2)dt \\
 &+ E\frac{1}{2}[g_{xx}(X(T))X_1X_2] + \frac{1}{2}E[g_{xx}(X(T))X_2X_1] + \frac{1}{2}E[g_{xx}(X(T))X_2X_2]
 \end{aligned}$$

Grace à les conditions sur les fonctions et ses dérivés  $h_x$  et  $g_x$  bornée par :  $C(1 + |X|)$  est  $h_{xx}$

et  $g_{xx}$  sont bornée, danc on aura :

$$\begin{aligned}
 \alpha(T) &\leq E \int_\tau^{\tau+\theta} [C(1 + |X|)(X_1 + X_2)]dt + \frac{1}{2}E \int_0^T MX_1X_2dt \\
 &+ \frac{1}{2}E \int_0^T MX_2X_1dt + \frac{1}{2}E \int_0^T MX_2X_2dt \\
 &+ \frac{1}{2}E \int_\tau^{\tau+\theta} M[(X_1 + X_2)(X_1 + X_2)] dt \\
 &+ \frac{1}{2}ME[X_1X_2] + \frac{1}{2}ME[X_2X_1] + \frac{1}{2}ME[X_2X_2]
 \end{aligned}$$



Dans l'hypotèse :

$$\begin{aligned}
 \alpha(T) &\leq \int_{\tau}^{\tau+\theta} E \left[ C(1 + \sup_{t \in [0, T]} |X|)(X_1 + X_2) \right] dt + \frac{1}{2}M \int_0^T E [X_1 X_2] dt \\
 &+ \frac{1}{2}M \int_0^T E [X_2 X_1] dt + \frac{1}{2}M \int_0^T E [X_2 X_2] dt \\
 &+ \frac{1}{2}M \int_{\tau}^{\tau+\theta} E [(X_1 + X_2)(X_1 + X_2)] dt \\
 &+ \frac{1}{2}ME[X_1 X_2]dt + \frac{1}{2}ME[X_2 X_1]dt + \frac{1}{2}ME[X_2 X_2]
 \end{aligned}$$

Alors :

$$\begin{aligned}
 \alpha(T) &\leq C \int_{\tau}^{\tau+\theta} E [(X_1 + X_2)] dt + \frac{1}{2}M \int_0^T E [X_1 X_2] dt \\
 &+ \frac{1}{2}M \int_0^T E [X_2 X_1] dt + \frac{1}{2}M \int_0^T E [X_2 X_2] dt \\
 &+ \frac{1}{2}M \int_{\tau}^{\tau+\theta} E [(X_1 + X_2)(X_1 + X_2)] dt \\
 &+ \frac{1}{2}ME[X_1 X_2]dt + \frac{1}{2}ME[X_2 X_1] + \frac{1}{2}ME[X_2 X_2].
 \end{aligned}$$

Donc :

$$\begin{aligned}
 \alpha(T) &\leq K [E[X_1 X_2]dt + E[X_2 X_1] + E[X_2 X_2] \\
 &+ \int_{\tau}^{\tau+\theta} E [(X_1 + X_2)] dt + \int_0^T E [X_1 X_2] dt \\
 &+ \int_0^T E [X_2 X_1] dt + \int_0^T E [X_2 X_2] dt + \int_{\tau}^{\tau+\theta} E [(X_1 + X_2)(X_1 + X_2)] dt]
 \end{aligned}$$

Où  $K = \max(C; \frac{1}{2}M)$  ; et par l'inégalité de Cauchy Schwartz et (2, 9) et (3, 2) on a :

$$\begin{aligned}
 \alpha(T) &\leq K \left[ 2\theta\sqrt{\theta} + \theta^2 + \theta\sqrt{\theta} + \theta^2 + 2T\theta\sqrt{\theta} \right. \\
 &\quad \left. + T\theta^2 + \theta^2 + \theta^3 + 2\theta^2\sqrt{\theta} \right] \\
 &= o(\theta)
 \end{aligned}$$

En remplace cette résultat dans (2, 10) on obtient :

$$\begin{aligned} \circ(\theta) \leq & E \int_0^T [h_t(t, X, u_\theta) - h(t, X, u)] dt + E \int_0^T h_x(t, X, u_\theta)(X_1 + X_2) dt \\ & + \frac{1}{2} E \int_0^T h_{xx}(t, X, u)(X_1 X_1) dt + E[g_x(X(T)) X_1 X_1] \end{aligned}$$

Donc, on obtient le résultat demandé. ■

### 3.3.1 Estimation du second ordre

L'estimation du second ordre consiste à calculer ou on a les dérivés du second ordre dans la relation (2, 13) inéquation variationnelle du premier ordre.

$$+ \frac{1}{2} E[g_{xx}(X(T)) [X_1(T) X_1(T)] + \int_0^T H_{xx}(t; x(t); u(t); p(t); Q(t)) X_1(t) X_1(t) dt]$$

Puisque on a un cas non linéaire, on ne peut pas appliquer la même méthode de l'estimation du chapitre précédent. Donc on doit d'abord linéariser la quantité à estimer, pour cela on pose  $Z = X_1 X_1^*$ .

En applique la formule d'Ito trouve :

$$dZ(t) = d(X_1^*) X_1 + X_1^* d(X_1) + \langle d(X_1^*); d(X_1) \rangle$$

Alors :

$$\begin{aligned} dZ(t) = & [Z(t) b_x^*(t) + b_x Z(t) + \sigma_x(t) Z(t) \sigma_x^*(t) + A_\theta(t)] dt \\ & + [Z(t) \sigma_x^*(t) + \sigma_x Z(t) + B_\theta(t)] dB_t. \end{aligned} \tag{3-3}$$

Telle que :

$$\begin{aligned}
 A_\theta(t) &= X_1(t) (b^\theta(t) - b(t))^* + (b^\theta(t) - b(t)) X_1^*(t) + \sigma_x(t) X_1(t) (\sigma^\theta(t) - \sigma(t))^* \\
 &\quad + (\sigma^\theta(t) - \sigma(t)) X_1^*(t) \sigma_x^*(t) + (\sigma^\theta(t) - \sigma(t)) (\sigma^\theta(t) - \sigma(t))^* . \\
 B_\theta(t) &= X_1(t) (\sigma^\theta(t) - \sigma(t))^* + (\sigma^\theta(t) - \sigma(t)) X_1^*(t)
 \end{aligned}$$

On a :

$$\begin{aligned}
 E \int_0^T A_\theta(t) dt &\leq E \int_0^T (\sigma^\theta(t) - \sigma(t)) (\sigma^\theta(t) - \sigma(t))^* dt + o(\theta) \\
 B_\theta(t) &\leq o(\theta) .
 \end{aligned}$$

On donne l'équation linéaire associée à (3, 3) comme suivant :

$$\left\{ \begin{array}{l}
 d\Phi_2(t) = [\Phi_2(t) b_x^*(t) + b_x \Phi_2(t) + \sigma_x(t) \Phi_2(t) \sigma_x^*(t)] dt \\
 \quad + [\Phi_2(t) \sigma_x^*(t) + \sigma_x \Phi_2(t)] dB_t . \\
 \Phi_2(0) = Id
 \end{array} \right. .$$

Cette équation est admet une solution forte unique et inversible son inverse  $\Psi_2$

On suppose que :

$$d\Psi_2(t) = \alpha(t)dt + \beta(t)dB_t;$$

Donc on recherche  $\alpha$  et  $\beta$ .

On a :  $\Phi_1 \Psi_1 = Id$  donc  $d(\Phi_2 \Psi_2) = 0$  ,alors d'après l'integrale par partier *d'Ito* on trouve :

$$d(\Phi_2 \Psi_2) = (d\Phi_2) \Psi_2 + \Phi_2 (d\Psi_2) + \langle d\Phi_2, d\Psi_2 \rangle$$



On applique la formule *dIto* on trouve :

$$\begin{aligned}
 d\eta_2(t) &= (d\Psi_2(t))Z(t) + \Psi_2(t)d(Z(t)) + \langle d\Psi_2(t), d(Z(t)) \rangle \\
 &= [((\sigma_x(t) + \sigma_x^*(t))\Psi_2(t)(\sigma_x(t) + \sigma_x^*(t)) - \Psi_2(t)b_x^*(t) - b_x\Psi_2(t) \\
 &\quad - \sigma_x(t)\Psi_2(t)\sigma_x^*(t))dt - (\Psi_2(t)\sigma_x^*(t) + \sigma_x\Psi_2(t))dB_t]Z(t) \\
 &\quad + \Psi_2(t)[(Z(t)b_x^*(t) + b_xZ(t) + \sigma_x(t)Z(t)\sigma_x^*(t) + A_\theta(t))dt + (Z(t)\sigma_x^*(t) + \sigma_xZ(t) + B_\theta(t))dB_t] \\
 &\quad - (\Psi_2(t)\sigma_x^*(t) + \sigma_x\Psi_2(t))(Z(t)\sigma_x^*(t) + \sigma_xZ(t) + B_\theta(t))dt \\
 &= [\Psi_2(t)A_\theta(t) - \sigma_x^*(t)\Psi_2(t)B_\theta(t) - \sigma_x\Psi_2(t)B_\theta(t)]dt + B_\theta(t)\Psi_2(t)dB_t.
 \end{aligned}$$

On pose :

$$\begin{aligned}
 Y_2 &= \Phi_2^*(T)g_{xx}(X(T)) + \int_0^t \Phi_2^*(s)H_{xx}(s)ds \\
 \xi_2(t) &= E[Y_2/\mathcal{F}_t] - \int_0^t \Phi_2^*(s)H_{xx}(s)ds.
 \end{aligned}$$

On remarque que  $E(\eta_2(T)\xi_2(T)) = E[\Phi_2^*(T)g_{xx}(X(T))\eta_2(T)] = E[g_{xx}(X(T))x_1(T)x_1(T)]$ , car :

$$\begin{aligned}
 E(\eta_2(T)\xi_2(T)) &= E(\eta_2(T)[E[Y_2/\mathcal{F}_t] - \int_0^t \Phi_2^*(s)H_{xx}(s)ds]) \\
 &= E(\eta_2(T)[Y_2 - \int_0^t \Phi_2^*(s)H_{xx}(s)ds]) \\
 &= E(\eta_2(T)[\Phi_2^*(T)g_{xx}(X(T)) + \int_0^t \Phi_2^*(s)H_{xx}(s)ds - \int_0^t \Phi_2^*(s)H_{xx}(s)ds]) \\
 &= E(\Phi_2^*(T)g_{xx}(X(T))\eta_2(T)).
 \end{aligned}$$

Donc pour calculer  $E[g_x(T)(X_1 + X_2)]$ , il suffit de calculer  $E[\eta_1(T)\xi_1(T)]$ .

Puisque  $\mathcal{F}_t = \sigma(B_s, 0 < s \leq t)$ ,  $Y_2 \in L^2(\Omega, \mathcal{F}, P)$  et  $E(Y_2/\mathcal{F}_t)$  est une martingale de carrée intégrable, alors d'après la décomposition *dIto*, on a :

$$E(Y_2/\mathcal{F}_t) = E(Y_2) + \int_0^t G_2(s)dB_s. \quad (3-4)$$

Où  $G_1(s)$  est un processus adapté telle que  $E \int_0^T |G_2(s)|^2 ds < \infty$

Donc on peut réécrire  $\xi_2(T)$  comme suit :

$$\xi_2(t) = E(Y_2) + \int_0^t G_2(s)dB_s - \int_0^t \Phi_1^*(t)H_{xx}(s)ds.$$

Alors :

$$d\xi_2(t) = G_2(t)dB_s - \Phi_2^*(t)H_{xx}(t)dt$$

On applique la formule *dIto* à  $\eta_2(t)\xi_2(t)$  on obtient :

$$d(\eta_2(t)\xi_2(t)) = d(\eta_2(t))\xi_2(t) + d(\xi_2(t))\eta_2(t) + \langle d\eta_2, d\xi_2 \rangle .$$

Alors :

$$\begin{aligned} d(\eta_2(t)\xi_2(t)) &= ([\Psi_2(t)A_\theta(t) - \sigma_x^*(t)\Psi_2(t)B_\theta(t) - \sigma_x\Psi_2(t)B_\theta(t)] dt + B_\theta(t)\Psi_2(t)dB_t) \xi_2(t) \\ &= \eta_2(t)(G_2(t)dB_s - \Phi_2^*(t)H_{xx}(t)dt) + (B_\theta(t)\Psi_2(t))(G_2(t))dt \end{aligned}$$

Donc par la simplification et l'intégrale puis l'espérance on trouve :

$$\begin{aligned} E[g_{xx}(x(T))x_1(T)x_1(T)] &= E[\eta_2(T)\xi_2(T)] & (3-5) \\ &= E \int_0^T [Tr((\sigma^\theta(t) - \sigma(t))^* p_2(t)(\sigma^\theta(t) - \sigma(t))) - H_{xx}(t)X_1(t)X_1^*(t)] dt \end{aligned}$$

Où

$$\begin{aligned} p_2(t) &= \psi_2^*(t)\zeta_2(t) & (3-6) \\ \eta_2(t) &= \Psi_2(t)Z(t) = \Psi_2(t)X_1X_1^* \end{aligned}$$

On remplace la relation (3, 5) dans la relation (2, 13) on obtient :

$$\begin{aligned} o(\theta) \leq & E \left[ \int_0^T (H(t; x(t); u_\theta(t); p_1(t); Q_1(t)) - H(t; x(t); u(t); p_1(t); Q_1(t))) dt \right] \quad (3-7) \\ & + \frac{1}{2} E \int_0^T [Tr((\sigma^\theta(t) - \sigma(t))^* p_2(t) (\sigma^\theta(t) - \sigma(t)))] dt \end{aligned}$$

Cette formule s'appelle inéquation variationnelle du second ordre.

Si on utilise la définition de  $u_\theta$  cette inéquation variationnelle devient :

$$\begin{aligned} o(\theta) \leq & E \left[ \int_\tau^{\tau+\theta} (H(t; x(t); v; p_1(t); Q_1(t)) - H(t; x(t); u(t); p_1(t); Q_1(t))) dt \right] \\ & + \frac{1}{2} E \int_\tau^{\tau+\theta} [Tr((\sigma(t; x(t); v) - \sigma(t; x(t); u(t)))^* p_2(t) (\sigma(t; x(t); v) - \sigma(t; x(t); u(t))))] dt \end{aligned}$$

quand  $\theta$  tend vers à 0 on obtient :

$$\begin{aligned} 0 \leq & H(t; x(t); v; p_1(t); Q_1(t)) - H(t; x(t); u(t); p_1(t); Q_1(t)) \quad (3-8) \\ & + \frac{1}{2} Tr((\sigma(t; x(t); v) - \sigma(t; x(t); u(t)))^* p_2(t) (\sigma(t; x(t); v) - \sigma(t; x(t); u(t)))) ; \end{aligned}$$

pour tout  $v \in U; P.p.s, dt -p.p$  .

### 3.4 Processus et équations adjoints

Le processus  $p_2$  s'appelle le processus adjoint du second ordre

**Remarque 3.4.1** la formule de processus adjoint du second ordre est calculé à partir de la relation ( ) et est donné par

$$p_2(t) = E [\Psi_2^*(t) \Psi_2^*(T) g_x(x(T) / F_t) + \Psi_2^*(t) \int_t^T \Phi_2^*(s) H_{xx}(s; x(s); u(s); p_1(s); Q_1(s)) ds] \quad (3-9)$$

Si on applique la formule d'Ito aux processus adjoint  $p_2 = \Psi_2^*(t) \zeta_2(t)$  on trouve

$$\left\{ \begin{array}{l} -dp_2(t) = [b_x^*(t, x(t); u(t)) p_2(t) + p_2(t) b_x(t, x(t); u(t)) + \sigma_x^*(t, x(t); u(t)) p_2(t) \sigma_x^*(t, x(t); u(t)) \\ \sigma_x^*(t, x(t); u(t)) Q_2(t) + Q_2(t) \sigma_x(t, x(t); u(t)) + H_{xx}(s; x(s); u(s); p_1(s); Q_1(s))] dt - Q_2(t) dB_t \ ; \\ p_2(T) = g_{xx}[x(T)] \end{array} \right. \quad (3-10)$$

où est donnée par

$$Q_2(t) = \Psi^*(t) G_2(t) - p_2(t) \sigma_x(t; x(x); u(t)) - \sigma_x^*(t; x(x); u(t)) p_2(t)$$

Cette équation s'appelle l'équation adjoint du second ordre .

Et maintenant, nous résumons le résultat final de ce chapitre dans théorème du principe maximum généralisé suivant :

**Théorème 3.4.1** *Si  $(x; u)$  est une solution optimale pour notre problème; alors il existe deux processus adjointe  $F_t$ -adaptés  $P_1$  et  $P_2$  donnés par (2\_12) et (3\_6) tels que la condition sur l' hamiltonnien soit vérifié.*

**Remarque 3.4.2** *Si la diffusion ne contient pas de terme controle alors l'inéquation variationnelle donnée par :*

$$H(t; x(t); v; p(t)) \leq H(t; x(t); u(t); p(t)) \ ; \text{pour tout } v \in U; P.p.s, dt - p.p.$$

Où le hamiltonnien  $H$  donné par

$$H(t; x(t); u(t); p(t)) = h(t; x(t); u(t)) + p(t) b(t; x(t); u(t)) .$$



# Conclusion

Dans ce mémoire, nous nous sommes intéressés au problème de contrôle optimal stochastique dans le cas où l'ensemble des contrôles admissibles est non convexe, en plus particulier aux aspects liés à l'estimation et aux conditions nécessaires d'optimalité. Nous avons établi un principe démontré pour des équations différentielles stochastiques où les coefficients de dérive et de diffusion sont contrôlés. Les problèmes de contrôle optimal stochastique et le coût comportent un terme singulier jouent un rôle important dans les problèmes financiers et économiques.

# Bibliographie

- [1] **Monique Jeanblanc**. Cours de Calcul stochastique Master 2IF EVRY. Septembre 2006.
- [2] **Marc Troyanov**. Mesures et Intégration- EPFL - Octobre 2005.30 avril 2008.
- [3] **J.Jacques Ruch et M.Line Chabanol** Espérance conditionnelle martingales 2012-2013.
- [4] **Bahadi Aissa**. Cours de calcul stochastique master 1 probabilité statistique univarsité kasdi merbah ourgla 2018-2019.
- [5] **Olivier Lévêque**. COURS DE PROBABILITES ET CALCUL STOCHASTIQUE. EPFL. Semestre d'hiver 2004-2005.
- [6] **S.Bahlali, B. MEZERDI**, Approximation in stochastic optimal controle of dif fusion processus .Random and stochastic equation. Vol 8, N 4.365-372.(2000).
- [7] **S..Bahlali, B.DJEHICHE And B. MEZERDI** , The relaxed stochastique maximum principale in singular optimal control of diffusion;SIAM.J.Control optimal .Vol.46,lusse2,pp.427-444.(2007).
- [8] Gardane.lemme de gronwall Analyse page 371.
- [9] **S.Peng (1990)**, A general stochastic maximum principle for optimal control problems. SIAM Jour.Cont. Optim.28,N° 4, pp 966-979.

# Annexe

**Lemme 3.4.1 (Lemme de Gronwall )** voire [4] Soient  $T > 0$  et  $u$  une fonction positive bornée sur  $[0; T]$ . On suppose qu'il existe des constantes  $a > 0, b > 0$  telles que pour tout  $t \in [0; T]$ , on a :

$$u(t) \leq a + b \int_0^t u(s) ds$$

Alors

$$\forall t \in [0; T], \quad u(t) \leq a \int_0^t \exp(bs) ds$$

**Lemme 3.4.2 (Inégalité de Burkholder-Davis-Gundy (BDG))** pour tout temps d'arrêt  $\tau$  on a ,

$$\mathbb{E} \left[ \sup_{t \in [0; T]} \left| \int_0^t f(s) dB_s \right|^2 \right] \leq C \mathbb{E} \left[ \int_0^t |f(s)|^2 ds \right],$$

où  $C$  est une constante positive.

**Proposition 3.4.1 (L'inégalité de Hölder )** voire [2] L'inégalité de Hölder dit que si  $p, q > 1$  tels que  $\frac{1}{p} + \frac{1}{q} = 1$ , alors :

$$\|fg\|_{L^1} \leq \|f\|_{L^p} \|g\|_{L^q}$$

**Proposition 3.4.2 ( l'inégalité de Cauchy-Schwartz)** C'est une cas particulière de l'inégalité de Holder pour  $p = q = 2$ ; on a

$$\|fg\|_1 \leq \|f\|_2 \|g\|_2.$$

**Théorème 3.4.2 (Développement de Taylor-Young)** Soient  $f : I \rightarrow \mathbb{R}$  une fonction  $n-1$ -fois dérivable, ( $n \in \mathbb{N}$ ) et  $a, x \in I$ . Alors

$$f(x) = f(a) + f'(a)(x-a) + \frac{f''(a)}{2!}(x-a)^2 + \dots + \frac{f^{(n)}(a)}{n!}(x-a)^n + o(|x-a|^n).$$

**Théorème 3.4.3 (Développement de Taylor avec reste intégral)** Soient  $f : I \rightarrow \mathbb{R}$  une fonction de classe  $\mathcal{C}^{n+1}$ , ( $n \in \mathbb{N}$ ) et  $a, x \in I$ . Alors

$$f(x) = f(a) + f'(a)(x-a) + \frac{f''(a)}{2!}(x-a)^2 + \dots + \frac{f^{(n)}(a)}{n!}(x-a)^n + \int_a^x \frac{f^{(n+1)}(t)}{(n+1)!}(x-t)^{n+1} dt.$$

**Proposition 3.4.3 (Inégalité de Bienaymé-Tchebychev) voire [3]** Soit  $X$  une variable aléatoire. Pour tout  $a > 0$ ,

$$P(|X - E(X)| \geq a) \leq \frac{\text{Var}(X)}{a^2}$$

**Théorème 3.4.4** Si  $f(x; y)$  est continue en tout point d'un rectangle  $R = \{|x - x_0| < a \text{ et } |y - y_0| < b\}$ , bornée sur  $\mathbb{R}$  alors l'ED  $y' = f(x, y)$  a une solution sur  $\mathbb{R}$  avec condition initiale  $y(x_0) = y_0$ . Cette solution est définie pour tout  $|x - x_0| < \alpha$  telle que  $\alpha = \min(a, b/k)$  avec  $|f(x; y)| < k$ . Si de plus  $\frac{\partial f}{\partial x}$  et  $\frac{\partial f}{\partial y}$  sont continues et bornées sur  $\mathbb{R}$ , alors la solution est unique.

## Résumé

Dans ce travail, nous avons étudié le principe du maximum en contrôle optimal stochastique gouverné par l'équation différentielle stochastique dans le cas où le coefficient de diffusion dépend de contrôle et le domaine des contrôles est non convexe, où nous avons étudié l'estimation de solution du premier et second ordre, puis le principe du maximum de contrôle optimal et les conditions nécessaires d'optimalités .

**Mots-clés** : formule d'Itô, processus stochastique, l'équation différentielle stochastique, principe du maximum, contrôle optimale.

## Abstract

In this work, we studied the principle of the maximum in optimal stochastic control governed by the stochastic differential equation in the case where the diffusion coefficient depend on control and the set of controls is non-convex, where we studied the estimation of solution of the first and second order, then the principle of the maximum of optimal control and the necessary conditions of optimalities.

**Key word** :Itô's formula, stochastic process, stochastic differential equation, maximum principle, optimal control

## المخلص

في هذا العمل ، درسنا مبدأ الحد الأقصى في التحكم العشوائي الأمثل الذي تحكمه المعادلة التفاضلية العشوائية في الحالة التي يعتمد فيها معامل الانتشار على التحكم ومجال الضوابط غير محدب ، حيث درسنا تقدير حل من الدرجة الأولى والثانية ، ثم مبدأ الأقصى التحكم الأمثل والشروط اللازمة لتحقيقه.

**الكلمات المفتاحية** : صيغة إيتو – العملية العشوائية – معادلة تفاضلية عشوائية – المبدأ الأقصى – التحكم الأمثل .