

# Formulaire martingales

## Rappels espérance conditionnelle

Soit  $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbf{P})$  un espace probabilisé et  $X : \Omega \rightarrow \mathbb{R}^d$ ,  $Z : \Omega \rightarrow \mathbb{R}^n$  deux variables aléatoires (fonctions mesurables). On note  $\sigma(Z)$  la plus petite tribu rendant  $Z$  mesurable.

### Lemme

Si  $X$  est  $\sigma(Z)$ -mesurable, il existe  $h : \mathbb{R}^n \rightarrow \mathbb{R}^d$  mesurable telle que  $X = h(Z)$ .

**Preuve:** Supposons que  $X$  ne prend qu'un nombre fini de valeurs  $\{x_1, \dots, x_k\}$ . Comme  $X$  est  $\sigma(Z)$ -mesurable on a  $\{X = x_i\} \in \sigma(Z)$  pour tout  $i = 1, \dots, k$ . Traduction : il existe des  $B_i \subset \mathbb{R}^n$  mesurables tels que  $\{X = x_i\} = \{Z \in B_i\}$ . On vérifie alors que  $X = h(Z)$  avec  $h(z) = \sum_{i=1}^k x_i \mathbf{1}_{B_i}(z)$ .

Le cas général est obtenu par approximation de  $X$  par des fonctions simples.  $\square$

### Espérance conditionnelle :

Supposons (pour simplifier) que  $d = 1$  et  $\mathbf{E}[X^2] < \infty$ . Notons  $H$  l'espace des fonctions mesurables  $h : \mathbb{R}^n \rightarrow \mathbb{R}$  vérifiant  $\mathbf{E}[h(Z)^2] < \infty$ . On appelle **espérance conditionnelle** de  $X$  sachant  $Z$  (noté  $\mathbf{E}(X|Z)$ ) la variable aléatoire  $h(Z)$  où  $h$  minimise

$$\min_{h \in H} \mathbf{E}[(X - h(Z))^2]$$

L'espérance conditionnelle  $\mathbf{E}(X|Z)$  est donc la meilleure approximation possible (pour la norme  $\|Y\|^2 = \mathbf{E}[Y^2]$ ) de  $X$  par une variable aléatoire de la forme  $h(Z)$ . Plus généralement, si  $\mathcal{F}$  est une tribu,  $\mathbf{E}(X|\mathcal{F})$  représente la projection (relativement à la norme  $\|\cdot\|$ ) de  $X$  sur l'espace  $H$  des variables aléatoires  $\mathcal{F}$ -mesurables et de carré intégrable.

On étend cette définition aux variables aléatoires  $X$  intégrables et on vérifie que

$\mathbf{E}(X|\mathcal{F})$  est l'unique<sup>a</sup> variable aléatoire vérifiant

1-  $\mathbf{E}(X|\mathcal{F})$  est  $\mathcal{F}$ -mesurable

2- pour toute variable aléatoire réelle  $Y$  qui est  $\mathcal{F}$ -mesurable et bornée, on a

$$\mathbf{E}(XY) = \mathbf{E}(\mathbf{E}(X|\mathcal{F})Y).$$

<sup>a</sup>à un ensemble de mesure nulle près

**En pratique :** pour calculer  $\mathbf{E}(X|\mathcal{F})$  on sépare dans  $X$  les termes  $\mathcal{F}$ -mesurables de ceux indépendants de  $\mathcal{F}$  et on utilise les règles suivantes.

### Règles de calculs

- R1.**  $\mathbf{E}(\mathbf{E}(X | \mathcal{F})) = \mathbf{E}(X)$ .
- R2.** Si  $X$  est  $\mathcal{F}$ -mesurable, alors  $\mathbf{E}(X | \mathcal{F}) = X$ .
- R3.** Si  $X$  est indépendante de  $\mathcal{F}$  alors  $\mathbf{E}(X | \mathcal{F}) = \mathbf{E}(X)$ .
- R4.** Si  $a, b \in \mathbb{R}$ , alors  $\mathbf{E}(aX + bY | \mathcal{F}) = a\mathbf{E}(X | \mathcal{F}) + b\mathbf{E}(Y | \mathcal{F})$ .
- R5.** Si  $Y$  est  $\mathcal{F}$ -mesurable alors  $\mathbf{E}(YX | \mathcal{F}) = Y\mathbf{E}(X | \mathcal{F})$ .
- R6.** Pour tout  $\mathcal{F} \subset \mathcal{G}$ , on a  $\mathbf{E}(\mathbf{E}(X | \mathcal{G}) | \mathcal{F}) = \mathbf{E}(X | \mathcal{F})$ .
- R7.** Si  $\mathcal{G}$  est indépendante de  $X$  et de  $\mathcal{F}$  alors  $\mathbf{E}(X | \mathcal{F}, \mathcal{G}) = \mathbf{E}(X | \mathcal{F})$ .
- R8.** Si  $X \leq Y$ , alors  $\mathbf{E}(X | \mathcal{F}) \leq \mathbf{E}(Y | \mathcal{F})$ .

### Remarques

1- Si  $Z : \Omega \rightarrow E$  avec  $E$  discret, on a  $\mathbf{E}(X|Z) = h(Z)$  où  $h(z) = 0$  si  $\mathbf{P}(Z = z) = 0$  et  $h(z) = \mathbf{E}(X|Z = z)$  sinon.

2- Si  $(X, Z)$  a une densité jointe  $f(x, z)$  sur  $\mathbb{R} \times \mathbb{R}^n$ , on a  $\mathbf{E}(X|Z) = h(Z)$  avec  $h(z) = \int_{\mathbb{R}} xf(x|z) dx$ , où  $f(x|z) = 0$  si  $\int_{\mathbb{R}} f(x', z) dx' = 0$  et  $f(x|z) = f(x, z) / \int_{\mathbb{R}} f(x', z) dx'$  sinon.

### Temps d'arrêt

Soit  $\mathcal{F}_0 \subset \mathcal{F}_1 \subset \dots$  une suite de tribus enboîtées (filtration). Typiquement  $\mathcal{F}_n = \sigma(X_0, \dots, X_n)$  où  $(X_0, X_2, \dots)$  est une suite de variables aléatoires.

#### Temps d'arrêt :

- Une variable aléatoire  $T$  à valeurs dans  $\mathbb{N} \cup \{+\infty\}$  est un temps d'arrêt si  $\{T = n\} \in \mathcal{F}_n$  pour tout  $n$ .
- On note  $\mathcal{F}_T = \{\text{évènements } A \text{ tels que } A \cap \{T = n\} \in \mathcal{F}_n\} = \text{information disponible au temps } T$ .

Dans un langage moins formel, un temps d'arrêt est une variable aléatoire  $T : \Omega \rightarrow \mathbb{N} \cup \{+\infty\}$  telle que "à partir de l'information  $\mathcal{F}_n$  on sait si  $T(\omega) = n$  ou non".

Un exemple typique est le premier temps de passage de la suite  $(X_n)$  en un point  $a$  donné. Par contre le dernier temps de passage en  $a$  n'est pas un temps d'arrêt en général.

### Martingales

Une suite  $(X_0, X_1, \dots)$  de variables intégrables est une martingale si  $\mathbf{E}(X_{n+1} | \mathcal{F}_n) = X_n$ .

La moyenne d'une martingale est constante au cours du temps :

$$\mathbf{E}(X_n) = \mathbf{E}(X_0), \quad \text{pour tout } n \in \mathbb{N}.$$

**Preuve:** Récurrence à partir de l'égalité  $\mathbf{E}(X_{n+1}) \stackrel{R1}{=} \mathbf{E}(\mathbf{E}(X_{n+1} | \mathcal{F}_n)) \stackrel{\text{martingale}}{=} \mathbf{E}(X_n)$ . □

Cette égalité reste vraie en un temps d'arrêt  $T$  (avec quelques restrictions).

**Notations** On note  $n \wedge T := \min(n, T)$  et  $X_{n \wedge T}$  la variable aléatoire

$$\begin{aligned} X_{n \wedge T} : \Omega &\rightarrow \mathbb{R} \\ \omega &\mapsto X_{n \wedge T}(\omega). \end{aligned}$$

### **Théorème d'arrêt**

Soit  $(X_n)$  une martingale et  $T$  un temps d'arrêt.

- 1- Le processus  $(X_{n \wedge T})_{n \in \mathbb{N}}$  est une martingale ,
- 2- S'il existe  $N \in \mathbb{N}$  tel que  $\mathbf{P}(T \leq N) = 1$ ,

$$\text{alors} \quad \mathbf{E}(X_T) = \mathbf{E}(X_0) ,$$

- 3- Si  $\mathbf{P}(T < +\infty) = 1$  et s'il existe  $Y$  telle que  $\mathbf{E}(Y) < +\infty$  et  $|X_{n \wedge T}| \leq Y$  pour tout  $n \in \mathbb{N}$  (condition de domination)

$$\text{alors} \quad \mathbf{E}(X_T) = \mathbf{E}(X_0) .$$

**\*\*Warning\*\*** Attention, on rencontre souvent des situations où  $\mathbf{E}(X_T) < \mathbf{E}(X_0)$  (ce sont des cas où les hypothèses du théorème ne sont pas vérifiées).

**Preuve:** 1- Notons  $M_n = X_{n \wedge T}$ . On a  $M_n = X_n \mathbf{1}_{\{T > n-1\}} + X_T \mathbf{1}_{\{T \leq n-1\}}$ . Comme

$$X_T \mathbf{1}_{\{T \leq n-1\}} = X_1 \mathbf{1}_{\{T=1\}} + \dots + X_{n-1} \mathbf{1}_{\{T=n-1\}},$$

avec  $\{T = k\} \in \mathcal{F}_k \subset \mathcal{F}_{n-1}$  pour  $k \leq n-1$ , la variable aléatoire  $X_T \mathbf{1}_{\{T \leq n-1\}}$  est  $\mathcal{F}_{n-1}$ -mesurable. On obtient

$$\begin{aligned} \mathbf{E}(M_n | \mathcal{F}_{n-1}) &= \mathbf{E}(X_n \underbrace{\mathbf{1}_{\{T > n-1\}}}_{\in \mathcal{F}_{n-1}} | \mathcal{F}_{n-1}) + \mathbf{E}(X_T \mathbf{1}_{\{T \leq n-1\}} | \mathcal{F}_{n-1}) \\ &= \mathbf{1}_{\{T > n-1\}} \underbrace{\mathbf{E}(X_n | \mathcal{F}_{n-1})}_{= X_{n-1} \text{ car } (X_n) \text{ martingale}} + X_T \mathbf{1}_{\{T \leq n-1\}} \\ &= X_{n-1} \mathbf{1}_{\{T > n-1\}} + X_T \mathbf{1}_{\{T \leq n-1\}} \\ &= X_{(n-1) \wedge T} = M_{n-1}. \end{aligned}$$

Donc  $(M_n)$  est une martingale.

2- Pour  $T$  borné, considérons  $N$  tel que  $T \leq N$ . Le processus  $(X_{n \wedge T})$  est une martingale, donc au temps  $N$

$$\begin{array}{ccc} \mathbf{E}(X_{N \wedge T}) & = & \mathbf{E}(X_{0 \wedge T}) . \\ \parallel & & \parallel \\ \mathbf{E}(X_T) & & \mathbf{E}(X_0) \end{array}$$

3- Si  $T < +\infty$  avec probabilité 1 et  $X_{n \wedge T}$  vérifie la condition de domination. Le processus  $(X_{n \wedge T})$  est une martingale, donc  $\mathbf{E}(X_{n \wedge T}) = \mathbf{E}(X_0)$ . Faisons tendre  $n$  vers l'infini dans l'égalité précédente. On sait que  $X_{n \wedge T} \rightarrow X_T$  et comme les hypothèses du théorème de convergence dominée sont vérifiées cela entraîne que  $\mathbf{E}(X_{n \wedge T}) \rightarrow \mathbf{E}(X_T)$ . Le passage à la limite dans l'égalité précédente donne donc  $\mathbf{E}(X_T) = \mathbf{E}(X_0)$ .  $\square$

### **Asymptotique**

Toute martingale positive  $(X_n)$  converge p.s. lorsque  $n \rightarrow \infty$  vers une limite  $X_\infty$  vérifiant  $X_n \geq \mathbf{E}(X_\infty | \mathcal{F}_n)$  pour tout  $n \in \mathbb{N}$ .