

ÉLÉMENTS DE CORRECTION DU CONTRÔLE CONTINU # 1

**Exercice 1** *Espérance conditionnelle*

Soit  $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{P})$  un espace de probabilités.

1. On fixe deux entiers  $m, n \geq 1$  et on considère deux variables aléatoires indépendantes  $U$  et  $V$  de lois respectives  $\mathcal{B}(n, p)$  et  $\mathcal{B}(m, p)$ , avec  $p \in ]0, 1[$ . Calculer  $\mathbb{E}[U|U + V]$ .

On peut réaliser les variables  $U$  et  $V$  comme des sommes de Bernoulli indépendantes, précisément, le vecteur  $(U, V)$  a la même loi que  $(\sum_{i=1}^n X_i, \sum_{i=n+1}^{n+m} X_i)$  où les  $X_i$  sont i.i.d. de loi  $\mathcal{B}(p)$ . On a alors par symétrie

$$\mathbb{E}[U|U + V] = \mathbb{E}\left[\sum_{i=1}^n X_i \mid \sum_{i=1}^{n+m} X_i\right] = \sum_{i=1}^n \mathbb{E}\left[X_i \mid \sum_{i=1}^{n+m} X_i\right] = \frac{n}{n+m} \sum_{i=1}^{n+m} X_i = \frac{n}{n+m}(U + V).$$

2. Soit  $\mathcal{G}$  une sous-tribu de  $\mathcal{F}$ . On suppose que l'on dispose de deux variables aléatoires  $X$  et  $Y$  de carré intégrable telles que  $\mathbb{E}[Y|\mathcal{G}] = X$  et  $\mathbb{E}[Y^2] = \mathbb{E}[X^2]$ . Montrer que  $\mathbb{E}[Y - X|\mathcal{G}] = 0$  et  $\mathbb{E}[(Y - X)^2|\mathcal{G}] = 0$ . En déduire que  $X = Y$  presque sûrement.

Par définition de l'espérance conditionnelle, si  $\mathbb{E}[Y|\mathcal{G}] = X$ , la variable  $X$  est  $\mathcal{G}$ -mesurable. Ainsi, on a

$$\mathbb{E}[Y - X|\mathcal{G}] = \mathbb{E}[Y|\mathcal{G}] - \mathbb{E}[X|\mathcal{G}] = X - X = 0.$$

En développant le carré,  $X$  étant  $\mathcal{G}$ -mesurable, on a par ailleurs

$$\begin{aligned} 0 \leq \mathbb{E}[(Y - X)^2|\mathcal{G}] &= \mathbb{E}[Y^2|\mathcal{G}] + \mathbb{E}[X^2|\mathcal{G}] - 2\mathbb{E}[XY|\mathcal{G}] = \mathbb{E}[Y^2|\mathcal{G}] + \mathbb{E}[X^2|\mathcal{G}] - 2X\mathbb{E}[Y|\mathcal{G}] \\ &= \mathbb{E}[Y^2|\mathcal{G}] + X^2 - 2X^2 = \mathbb{E}[Y^2|\mathcal{G}] - X^2. \end{aligned}$$

En prenant l'espérance, comme par hypothèse on a l'égalité  $\mathbb{E}[Y^2] = \mathbb{E}[X^2]$ , on obtient que  $\mathbb{E}[\mathbb{E}[(Y - X)^2|\mathcal{G}]] = \mathbb{E}[(Y - X)^2] = 0$  et donc  $\mathbb{E}[(Y - X)^2|\mathcal{G}] = 0$  presque sûrement, et  $X = Y$  presque sûrement.

**Exercice 2** *Espérance conditionnelle gaussienne*

Soit  $(X, Y, Z)$  un vecteur gaussien centré de matrice de covariance

$$\Gamma_{(X,Y,Z)} := \begin{pmatrix} 2 & -1 & 1 \\ -1 & 2 & 1 \\ 1 & 1 & 2 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \Gamma_X & \Gamma_{X,(Y,Z)} \\ \Gamma_{X,(Y,Z)}^t & \Gamma_{(Y,Z)} \end{pmatrix},$$

où l'on a posé  $\Gamma_X := 2$ ,  $\Gamma_{X,(Y,Z)} := (-1, 1)$  et  $\Gamma_{(Y,Z)} := \begin{pmatrix} 2 & 1 \\ 1 & 2 \end{pmatrix}$ .

1. Justifier le fait qu'il existe deux réels  $\alpha$  et  $\beta$  tels que  $\mathbb{E}[X|Y, Z] = \alpha Y + \beta Z$ .

Dans le cas de variables de carré intégrable, l'espérance conditionnelle est la projection orthogonale sur  $\sigma(Y, Z)$ . Pour des variables gaussiennes centrées, cette tribu engendrée se confond avec  $\text{vect}(Y, Z)$ , d'où le résultat.

2. On rappelle que de façon générale  $\mathbb{E}[X|Y, Z] = \mathbb{E}[X] + \Gamma_{X,(Y,Z)}\Gamma_{(Y,Z)}^{-1} \begin{pmatrix} Y - \mathbb{E}[Y] \\ Z - \mathbb{E}[Z] \end{pmatrix}$ .

Expliciter le calcul et en déduire les valeurs de  $\alpha$  et  $\beta$ . On trouve  $-1$  et  $1$ .

3. On se propose maintenant de retrouver les valeurs de  $\alpha$  et  $\beta$  "à la main".

(a) Montrer que  $\mathbb{E}[XY|Y, Z] = \alpha Y^2 + \beta YZ$  et  $\mathbb{E}[XZ|Y, Z] = \alpha YZ + \beta Z^2$ .

Si  $\mathbb{E}[X|Y, Z] = \alpha Y + \beta Z$ , on a en multipliant par  $Y$  qui est  $\sigma(Y, Z)$  mesurable, on obtient  $\mathbb{E}[XY|Y, Z] = \alpha Y^2 + \beta YZ$ . De même en multipliant par  $Z$ .

(b) En déduire que les expressions de  $\mathbb{E}[XY]$  et  $\mathbb{E}[XZ]$  en fonction de  $\alpha$  et  $\beta$  et conclure.

En prenant l'espérance dans les deux relations ci-dessus, on obtient les deux nouvelles équations  $\mathbb{E}[XY] = \alpha\mathbb{E}[Y^2] + \beta\mathbb{E}[YZ]$  et  $\mathbb{E}[XZ] = \alpha\mathbb{E}[YZ] + \beta\mathbb{E}[Z^2]$ . Reste à résoudre le système...

**Exercice 3** Autour d'un théorème de Kakutani

Soit  $(X_n)_{n \geq 1}$  une suite de variables aléatoires, indépendantes et positives et telles que  $\mathbb{E}[X_n] = 1$  pour tout  $n \geq 1$ . On définit alors  $a_n := \mathbb{E}[\sqrt{X_n}] \in [0, 1]$  pour  $n \geq 1$  et

$$M_0 := 1, \quad N_0 := 1, \quad M_n := \prod_{k=1}^n X_k, \quad N_n := \prod_{k=1}^n \frac{\sqrt{X_k}}{a_k}.$$

1. Montrer que les suites  $(M_n)_{n \geq 1}$  et  $(N_n)_{n \geq 1}$  convergent presque sûrement.

Il s'agit de montrer que les suites sont des martingales. On travaille avec la filtration naturelle  $\mathcal{F}_n = \sigma(X_1, \dots, X_n)$ . Les variables étant positives, par indépendance, on a pour  $n \geq 1$

$$\mathbb{E}[|M_n|] = \mathbb{E}[M_n] = \prod_{k=1}^n \mathbb{E}[X_k] = 1, \quad \mathbb{E}[|N_n|] = \prod_{k=1}^n \mathbb{E}[\sqrt{X_k}/a_k] = 1.$$

Enfin, on a

$$\mathbb{E}[M_{n+1}|\mathcal{F}_n] = M_n \mathbb{E}[X_{n+1}|\mathcal{F}_n] = M_n \mathbb{E}[X_{n+1}] = M_n,$$

$$\mathbb{E}[N_{n+1}|\mathcal{F}_n] = N_n \mathbb{E}[\sqrt{X_{n+1}}/a_{n+1}|\mathcal{F}_n] = N_n \mathbb{E}[\sqrt{X_{n+1}}/a_{n+1}] = N_n.$$

Les suites,  $(M_n)$  et  $(N_n)$  étant des martingales positives, d'après le cours, elles convergent presque sûrement, vers des limites notées  $M_\infty$  et  $N_\infty$ .

2. On suppose que  $\prod_{k=1}^\infty a_k > 0$ .

(a) Montrer que la suite  $(N_n)_{n \geq 1}$  converge dans  $\mathbb{L}^2$ .

On a alors

$$\sup_{n \geq 0} [N_n^2] = \left( \prod_{k=1}^\infty a_k \right)^{-2} < +\infty.$$

La martingale  $(N_n)$  est ainsi bornée dans  $\mathbb{L}^2$  et d'après le cours, elle converge dans  $\mathbb{L}^2$ .

(b) En déduire que  $(M_n)_{n \geq 1}$  est uniformément intégrable.

Si  $(N_n)$  converge dans  $\mathbb{L}^2$  alors  $(M_n)$  converge dans  $\mathbb{L}^1$  et d'après le cours, elle est donc uniformément intégrable.

3. On suppose maintenant  $\prod_{k=1}^\infty a_k = 0$ .

(a) Montrer qu'alors  $(M_n)_{n \geq 1}$  converge presque sûrement vers zéro.

Si le produit infini vaut zéro, comme la suite  $(N_n)$  converge p.s. on a nécessairement  $\prod_{k \geq 1} \sqrt{X_k} = 0$  presque sûrement et par suite  $M_\infty = 0$  presque sûrement.

(b) En déduire que  $(M_n)_{n \geq 1}$  n'est pas uniformément intégrable.

Si la suite était uniformément intégrable, on aurait  $0 = \mathbb{E}[M_\infty] = \mathbb{E}[M_0] = 1$ .

**Exercice 4** *Transformées de martingales*

Soit  $(X_n)_{n \geq 1}$  une suite de variables aléatoires indépendantes et identiquement distribuées telles que  $\mathbb{P}(X_1 = -1) = 1/2$  et  $\mathbb{P}(X_1 = 1) = 1/2$ . On pose  $S_0 := 0$  et  $S_n := X_1 + \dots + X_n$  pour  $n \geq 1$ .

1. Donner la décomposition de Doob de la suite  $S_n^2 = M_n + A_n$  où  $M_n$  est une martingale issue de zéro et  $A_n$  est une suite croissante prévisible.

On a par définition de la suite  $A_n$

$$A_n - A_{n-1} = \mathbb{E}[S_n^2 - S_{n-1}^2 | \mathcal{F}_{n-1}] = \mathbb{E}[(S_n - S_{n-1})^2 | \mathcal{F}_{n-1}] = 1,$$

donc  $A_n = n$  et  $M_n = S_n^2 - n$  est une martingale.

2. Expliciter une constante  $c > 0$  telle que la suite  $N_n := \exp(S_n - cn)$  soit une martingale. On a  $|S_n| \leq n$  donc  $N_n$  est intégrable. Par ailleurs, si on travaille avec la filtration naturelle associée aux  $X_i$ , on a

$$\mathbb{E}[N_{n+1} | \mathcal{F}_n] = N_n \times e^{-c} \times \mathbb{E}[e^{X_{n+1}} | \mathcal{F}_n] = N_n \times e^{-c} \times \mathbb{E}[e^{X_1}].$$

Ainsi,  $N_n$  est une martingale ssi  $c = \log(\mathbb{E}[e^{X_1}])$

3. Montrer que la suite  $(N_n)_{n \geq 0}$  converge presque sûrement et préciser sa limite. D'après la loi des grands nombres,  $S_n/n$  tend vers zéro presque sûrement, et comme  $c > 0$ , la suite  $N_n = \exp(-n(c - S_n/n))$  tend presque sûrement vers zéro.
4. La suite  $(N_n)_{n \geq 0}$  est-elle uniformément intégrable ? Non, comme dans la fin de l'exercice précédent, si  $N_n$  était uniformément intégrable, on aurait  $0 = \mathbb{E}[N_\infty] = \mathbb{E}[N_0] = 1$ .

**Exercice 5** *Lieu et temps de sortie d'une marche aléatoire asymétrique*

Soient  $a$  et  $b$  des entiers strictement positifs et  $(X_n)_{n \geq 1}$  une suite de variables aléatoires indépendantes et identiquement distribuées telles que

$$\mathbb{P}(X_1 = -1) = q = 1 - p, \quad \mathbb{P}(X_1 = 1) = p, \quad \text{avec } p \neq 1/2.$$

On pose  $S_0 := 0$  et  $S_n := X_1 + \dots + X_n$  pour  $n \geq 1$  et on désigne par  $(\mathcal{F}_n)_{n \geq 1}$  la filtration naturelle associée. On introduit le temps de sortie  $T = \inf\{n \geq 0, S_n \notin ]-a, b[ \}$  de la bande  $]-a, b[$ . L'objet de l'exercice est de déterminer la loi du point de sortie  $S_T$  et le temps moyen de sortie.

1. Montrer que les suites  $W_n := S_n - (2p-1)n$  et  $M_n = (q/p)^{S_n}$  issues de 0 et 1 respectivement sont des martingales par rapport  $(\mathcal{F}_n)_{n \geq 1}$ .

Pas de difficulté, pour l'intégrabilité, il suffit de se rappeler que  $|S_n| \leq n$ .

2. Montrer que  $T$  est un temps d'arrêt fini presque sûrement (indice : LGN).

On peut écrire

$$\{T \leq n\} = \bigcup_{k \leq n} \underbrace{\{S_k \notin ]-a, b[ \}}_{\in \mathcal{F}_k} \in \mathcal{F}_n.$$

D'après la loi des grands nombres, on a  $S_n/n \rightarrow 2p - 1 \neq 0$  presque sûrement. Ainsi,

$$\mathbb{P}(T = +\infty) = \mathbb{P}(\forall n \geq 1, S_n \in ]-a, b[) \leq \mathbb{P}(\limsup_{n \rightarrow +\infty} |S_n|/n = 0) = 0.$$

3. Montrer que les martingales arrêtées  $(W_{T \wedge n})$  et  $(M_{T \wedge n})$  sont uniformément intégrables. Les martingales arrêtées sont des martingales et avant le temps  $T$ , la suite  $S_{n \wedge T}$  est bornée par  $|a| \vee b$ . Ainsi les suites  $(W_{T \wedge n})$  et  $(M_{T \wedge n})$  sont bornées déterministiquement et sont donc uniformément intégrables.

4. En appliquant le théorème d'arrêt à  $(M_{T \wedge n})$ , déterminer  $\mathbb{P}(S_T = -a)$  et  $\mathbb{P}(S_T = b)$ .  
D'après le théorème d'arrêt,

$$\mathbb{E}[M_{T \wedge n}] = \mathbb{E}[M_0] = 1.$$

Comme  $T$  est fini p.s., on a  $M_{T \wedge n} \rightarrow M_T$  p.s. lorsque  $n$  tend vers l'infini, et par convergence dominée (la suite est U.I.), on conclut que

$$\mathbb{E}[M_T] = \mathbb{E}[M_0] = 1.$$

Autrement dit

$$(q/p)^{-a} \mathbb{P}(S_T = -a) + (q/p)^b \mathbb{P}(S_T = b) = 1.$$

Comme

$$\mathbb{P}(S_T = -a) + \mathbb{P}(S_T = b) = 1,$$

on déduit les valeurs de  $\mathbb{P}(S_T = -a)$  et  $\mathbb{P}(S_T = b)$  en résolvant le système  $2 \times 2$ .

5. En appliquant le théorème d'arrêt à  $(W_{T \wedge n})$ , déduire le temps moyen de sortie  $\mathbb{E}(T)$ .  
Comme indiqué, on applique théorème d'arrêt pour obtenir

$$\mathbb{E}[W_{T \wedge n}] = \mathbb{E}[W_0] = 0.$$

Comme plus haut, par convergence dominée on obtient alors

$$\mathbb{E}[W_T] = 0, \quad \text{soit} \quad \mathbb{E}[S_T] = (2p - 1)\mathbb{E}[T]$$

et l'on conclut grâce à la question précédente puisque l'on connaît la loi de du lieu de sortie  $S_T$ . La dernière égalité est connue sous le nom d'identité de Wald.