

Leçon 1 : Marche aléatoire et ses espérances conditionnelles

1 Marches aléatoires

On rappelle que $\mathcal{P}(\Omega)$ désigne la famille de toutes la parties de Ω . Une sous-famille \mathcal{T} de $\mathcal{P}(\Omega)$ est appelée une *tribu* si elle a la propriété que pour tout $A \in \Omega$ et tout $B \in \Omega$ on a aussi $A^c \in \Omega$ et $A \cap B \in \Omega$. Par exemple, si $C \subseteq \Omega$ alors la famille \mathcal{T} des parties $A \subseteq \Omega$ qui ou bien contiennent C ($C \subseteq A$) ou bien évitent C ($C \cap A = \emptyset$) forment une tribu. Bien entendu $\mathcal{P}(\Omega)$ est une tribu, et \mathcal{T} est une *sous-tribu* de $\mathcal{P}(\Omega)$ ce qui veut dire que $\mathcal{T} \subseteq \mathcal{P}(\Omega)$.

Définition : Soient Ω un ensemble fini, \mathcal{T} une sous-tribu de $\mathcal{P}(\Omega)$, (Ω, P, \mathcal{T}) une espace probabilisé fini et soit $\mathbb{T} = \{0, \delta t, \dots, n\delta t = T\}$, où $\delta t > 0$ est un réel fixé (petit). On appelle *marche aléatoire (finie)* une application (S) mesurable

$$(S) : \Omega \times \mathbb{T} \rightarrow \mathbb{R}, (\omega, t) \mapsto (S)(\omega, t) =: S_t(\omega)$$

Oublions provisoirement l’adjectif “mesurable” dont nous préciserons le sens plus loin et étudions tout d’abord un exemple :

Exemple : Le modèle CRR que nous avons déjà étudié fournit un premier exemple de marche aléatoire : elle modélise la dynamique de l’actif sous-jacent à une option. L’espace probabilisé fini Ω considéré est l’ensemble à 2^n éléments $\Omega = \{-1, 1\}^n$; un “état du monde” $\omega \in \Omega$ est une suite de n valeurs ± 1 qui représente la succession des n mouvements vers le haut (up) ou vers le bas (down) de l’actif. En introduisant la probabilité de calcul, nous avons posé, pour un $\omega \in \Omega$ qui comporte j composantes égales à $+1$ (et $(n - j)$ égales à -1),

$$P(\omega) := p^j(1 - p)^{n-j},$$

faisant implicitement une hypothèse d’indépendance des accroissements sur laquelle nous reviendrons. La tribu \mathcal{T} est ici simplement la tribu pleine $\mathcal{T} = \mathcal{P}(\Omega)$. La marche aléatoire CRR, notée (S) est définie sur $\Omega \times \mathbb{T}$ par la formule suivante, lorsque $t = i\delta t$, que $\omega = (\varepsilon_1, \varepsilon_2, \dots, \varepsilon_i, \dots, \varepsilon_n)$ comporte j composantes d’indice inférieur à i qui sont égales à $+1$:

$$(\omega, t) \mapsto S_t(\omega) := S_0 u^j d^{i-j}.$$

Il y a deux façons de voir une marche aléatoire (S) et c’est précisément ce qui fait la richesse de cette notion :

1. Si on fixe un $\omega \in \Omega$, l’application $\mathbb{T} \rightarrow \mathbb{R}$ qui à $t \in \mathbb{T}$ associe $S_t(\omega)$ est une fonction de t qu’on appelle la *trajectoire* de l’état du monde ω et qui représente l’une des évolutions au cours du temps de la quantité modélisée, celle qui correspond à ω . On peut munir chaque trajectoire $t \mapsto S_t(\omega)$ d’une probabilité en posant

$$P(t \mapsto S_t(\omega)) := P(\bar{\omega})$$

où $\bar{\omega}$ est l’ensemble des $\omega \in \Omega$ qui conduisent à la même trajectoire. Une marche aléatoire peut donc être vue comme *un espace probabilisé de trajectoires*. Par exemple dans le modèle CRR à $n = 3$ étapes, l’espace Ω comporte 8 états du monde, $\omega_1 = (+1, +1, +1)$, $\omega_2 = (+1, +1, -1)$, $\omega_3 = (+1, -1, +1)$, $\omega_4 = (+1, -1, -1)$, $\omega_5 = (-1, +1, +1)$, $\omega_6 = (-1, +1, -1)$, $\omega_7 = (-1, -1, +1)$, et $\omega_8 = (-1, -1, -1)$ et il y a 8 trajectoires

2. Si on fixe un $t \in \mathbb{T}$, l’application $\Omega \rightarrow \mathbb{R}$ qui à $\omega \in \Omega$ associe $S_t(\omega)$ est une variable aléatoire; la marche aléatoire définit donc pour chaque t une v.a.. On peut donc aussi voir une marche aléatoire comme *une famille à un paramètre t* de v.a.. Dans l’exemple du modèle CRR à 3 étapes, ces v.a. sont S_0 (qui est la v.a. certaine égale à la constante S_0), $S_{\delta t}$, $S_{2\delta t}$ et $S_{3\delta t}$ dont les lois sont données respectivement par les tableaux suivants :

$$\frac{S_{\delta t}}{P(S_{\delta t} = \cdot)} \left| \begin{array}{cc} S_0 d & S_0 u \\ (1 - p) & p \end{array} \right.$$

$$\frac{S_{2\delta t}}{P(S_{2\delta t} = \cdot)} \left| \begin{array}{ccc} S_0 d^2 & S_0 du & S_0 u^2 \\ (1-p)^2 & 2p(1-p) & p^2 \end{array} \right.$$

$$\frac{S_{3\delta t}}{P(S_{3\delta t} = \cdot)} \left| \begin{array}{ccc} S_0 d^3 & S_0 d^2 u & S_0 du^2 & S_0 u^3 \\ (1-p)^3 & 3p(1-p)^2 & 3p^2(1-p) & p^3 \end{array} \right.$$

2 Filtration et information

Soient $\Omega^1, \dots, \Omega^m$ des parties non vides de Ω . On dit que $\mathfrak{Q} := \{\Omega^1, \dots, \Omega^m\}$ est une *partition* de Ω si et seulement si les Ω^i sont deux-à-deux disjoints et Ω est la réunion des Ω^i .

La relation \sim sur Ω définie par $\omega' \sim \omega''$ si et seulement si ω' et ω'' appartiennent à un même $\Omega^i \in \mathfrak{Q}$ est une relation d'équivalence. Réciproquement, si \sim est une relation d'équivalence quelconque sur Ω , les classes d'équivalences $\overline{\omega} = \{\omega' \in \Omega \mid \omega' \sim \omega\}$ des éléments de Ω constituent une partition de Ω .

Définition : Lorsque Ω est l'espace probabilisé sous-jacent à une marche aléatoire (S) , on peut définir sur Ω , pour chaque $t \in \mathbb{T}$, des partitions, que nous noterons \mathfrak{Q}_t , associées à la marche aléatoire, par la relation d'équivalence $\overset{t}{\sim}$ suivante :

$$\omega' \overset{t}{\sim} \omega'' \text{ si et seulement si } S_\tau(\omega') = S_\tau(\omega'') \text{ pour tout } \tau \in [0, t]$$

En d'autres termes, deux états du monde sont *équivalents jusqu'à l'instant t* si les trajectoires qui leurs sont associées coïncident jusqu'à l'instant t .

Exemple : Si la marche aléatoire est le modèle CRR à 3 étapes, on a :

- si $t = 0$, $\mathfrak{Q}_0 = \{\Omega\}$.
- si $t = \delta t$, $\mathfrak{Q}_{\delta t} = \{\Omega^1 = \{\omega_1, \omega_2, \omega_3, \omega_4\}, \Omega^2 = \{\omega_5, \omega_6, \omega_7, \omega_8\}\}$.
- si $t = 2\delta t$, $\mathfrak{Q}_{2\delta t} = \{\Omega^{11} = \{\omega_1, \omega_2\}, \Omega^{12} = \{\omega_3, \omega_4\}, \Omega^{21} = \{\omega_5, \omega_6\}, \Omega^{22} = \{\omega_7, \omega_8\}\}$.
- si $t = 3\delta t$, $\mathfrak{Q}_{3\delta t} = \{\{\omega_1\}, \{\omega_2\}, \{\omega_3\}, \{\omega_4\}, \{\omega_5\}, \{\omega_6\}, \{\omega_7\}, \{\omega_8\}\}$.

Définition : Soit Ω un ensemble fini et \mathcal{T} une tribu de parties de Ω . On appelle *atome* de \mathcal{T} tout élément de \mathcal{T} qui ne contient pas d'autre élément de \mathcal{T} que lui-même et l'ensemble vide.

Exemple : Si la marche aléatoire est le modèle CRR à 3 étapes, on peut associer à chaque partition \mathfrak{Q}_t , une tribu, notée \mathcal{F}_t :

- si $t = 0$, $\mathcal{F}_0 = \{\emptyset, \Omega\}$.
- si $t = \delta t$, $\mathcal{F}_{\delta t} = \{\emptyset, \Omega^1, \Omega^2, \Omega\}$.
- si $t = 2\delta t$, $\mathcal{F}_{2\delta t} = \{\emptyset, \Omega^{11}, \Omega^{12}, \Omega^{21}, \Omega^{22}, \Omega^1, \Omega^2, \Omega^{11} \cup \Omega^2, \dots, \Omega\}$.
- si $t = 3\delta t$, $\mathcal{F}_{3\delta t} = \mathcal{P}(\Omega)$.

Et on a évidemment $\mathcal{F}_0 \subset \mathcal{F}_{\delta t} \subset \mathcal{F}_{2\delta t} \subset \mathcal{F}_{3\delta t}$. Cette suite croissante de tribus est appelée une *filtration*.

En généralisant l'exemple précédent, on comprend facilement qu'il est possible d'associer à toute marche aléatoire (S) une filtration $(\mathcal{F}_t)_{t \in \mathbb{T}}$ définie de la façon suivante : pour un t donné, les atomes de la tribu \mathcal{F}_t sont constitués des états du monde $\omega \in \Omega$ auxquels sont associés des trajectoires qui coïncident jusqu'à l'instant t .

Lorsque $t = 0$, l'information dont on dispose est que l'un des états du monde $\omega \in \Omega$ va se réaliser (mais on ne sait pas lequel). A l'instant $t = \delta t$, l'actif que l'on modélise a fait soit un mouvement vers le haut soit un mouvement vers le bas et donc on sait, ayant pu observer cette évolution, que l'état du monde qui se réalisera appartient à Ω^1 ou bien à Ω^2 . Et à l'instant $t = 2\delta t$, on saura qu'il appartient à Ω^{11} , Ω^{12} , Ω^{21} ou Ω^{22} , et ainsi de suite. A chaque nouvelle étape l'information dont on dispose sur l'actif observé augmente et on peut mesurer la finesse de cette information par la partition \mathfrak{Q}_t ou bien, ce qui revient au même, par la tribu \mathcal{F}_t . La suite de ces tribus, $(\mathcal{F}_t)_{t \in \mathbb{T}}$ représente donc *l'information dont on dispose à la date t en observant le marché*.

3 Espérance conditionnelle d'une v.a. par rapport à une tribu

Soient $\mathcal{F} \subseteq \mathcal{T}$ une tribu et $\mathfrak{Q} := \{\Omega_1, \dots, \Omega_m\}$ la partition de Ω formée par les atomes de \mathcal{F} .

Définition : Soit X une v.a. sur Ω . On appelle *espérance conditionnelle de X par rapport à la tribu $\mathcal{F} \subseteq \mathcal{T}$* , ou encore *espérance conditionnelle de X relativement à la partition \mathfrak{Q}* , la v.a. notée $\mathbb{E}(X/\mathcal{F})$ définie, pour tout $\omega \in \Omega$, par

$$\mathbb{E}(X/\mathcal{F})(\omega) := \mathbb{E}[X/\bar{\omega}] = \frac{1}{P(\bar{\omega})} \sum_{\alpha \in \bar{\omega}} X(\alpha)P(\alpha)$$

où $\bar{\omega}$ désigne l'atome $\Omega_i \in \mathfrak{Q}$ de la partition tel que $\omega \in \Omega_i$.

On voit donc que par définition l'espérance conditionnelle par rapport à une tribu \mathcal{F} est une v.a. constante sur les atomes Ω_i de la partition associée à \mathcal{F} . On a plus précisément :

Proposition 1 *La v.a. $\mathbb{E}(X/\mathcal{F})$ est mesurable par rapport à la tribu \mathcal{T} et de plus si Y désigne cette v.a., ($Y = \mathbb{E}(X/\mathcal{F})$), alors Y peut être définie comme l'unique v.a. \mathcal{F} -mesurable telle que*

$$\forall \Omega_i \in \mathfrak{Q} \quad , \quad \mathbb{E}(Y/\Omega_i) = \mathbb{E}(X/\Omega_i). \quad (1)$$

Preuve : Le fait que $\mathbb{E}(X/\mathcal{F})$ soit mesurable par rapport à la tribu \mathcal{T} est clair par définition puisqu'elle est constante sur les atomes de la partition \mathfrak{Q} .

Montrons qu'elle vérifie l'équation (1) : on a

$$\mathbb{E}(Y/\Omega_i) = \frac{1}{P(\Omega_i)} \sum_{\alpha \in \Omega_i} Y(\alpha)P(\alpha) = \frac{1}{P(\Omega_i)} Y(\omega) \sum_{\omega \in \Omega_i} P(\omega) = Y(\omega)$$

où ω est un élément quelconque de l'atome Ω_i , puisque Y est constante sur les atomes. D'autre part, on a :

$$\mathbb{E}(X/\Omega_i) = \frac{1}{P(\Omega_i)} \sum_{\alpha \in \Omega_i} X(\alpha)P(\alpha) = Y(\omega)$$

pour tout $\omega \in \Omega_i$, par définition de Y . Réciproquement si Y est \mathcal{F} -mesurable, la relation $\mathbb{E}(Y/\Omega_i) = \mathbb{E}(X/\Omega_i)$ définit Y uniquement car, pour tout $\omega \in \Omega$, on posera $Y(\omega) := \mathbb{E}(X/\Omega_i)$, où Ω_i est l'atome contenant ω . \square

Voici les principales propriétés de l'espérance conditionnelle :

Proposition 2 *Soient X et Y des v.a. sur (Ω, \mathcal{T}, P) , \mathcal{F} et \mathcal{G} des sous-tribus de \mathcal{T} , x_0, a et b des nombres réels. On a :*

1. $\mathbb{E}(X|\mathcal{T}) = X$, et $\mathbb{E}(X|\{\emptyset, \Omega\}) = \mathbb{E}(X)$.
2. $\mathbb{E}(aX + bY|\mathcal{F}) = a\mathbb{E}(X|\mathcal{F}) + b\mathbb{E}(Y|\mathcal{F})$.
3. Si $X \geq 0$, on a $\mathbb{E}(X|\mathcal{F}) \geq 0$, avec égalité si et seulement si $X = 0$.
4. $\mathbb{E}(x_0|\mathcal{F}) = x_0$.
5. Si Y est \mathcal{F} -mesurable, on a $\mathbb{E}(XY|\mathcal{F}) = Y\mathbb{E}(X|\mathcal{F})$.
6. Si $\mathcal{G} \subseteq \mathcal{F}$, on a $\mathbb{E}(\mathbb{E}(X|\mathcal{F}) | \mathcal{G}) = \mathbb{E}(X|\mathcal{G})$. En particulier $\mathbb{E}(\mathbb{E}(X|\mathcal{F})) = \mathbb{E}(X)$.

Cette sixième propriété s'appelle la transitivité des espérances conditionnelles. Elle est d'un usage fréquent en finance.

4 Application au calcul de prix d'options

Soit $(S_t)_{t \in \mathbb{T}}$ une marche aléatoire et soit $(\mathcal{F}_t)_{t \in \mathbb{T}}$ la filtration associée. On a vu ci-dessus comment associer à une v.a. X son espérance par rapport à une tribu, $Y = \mathbb{E}(X/\mathcal{F})$. Si l'on dispose non plus d'une seule tribu mais de toute une filtration $(\mathcal{F}_t)_{t \in \mathbb{T}}$, on peut associer alors, à toute v.a. X , une famille, indexée par $t \in \mathbb{T}$, de variables aléatoires $Y_t := \mathbb{E}(X/\mathcal{F}_t)$, c'est-à-dire une nouvelle marche aléatoire $(Y_t)_{t \in \mathbb{T}}$.

Prenons l'exemple d'une option européenne standard $(T, \varphi(S_T))$ souscrite sur un actif $(S_t)_{t \in \mathbb{T}}$. La fonction de paiement $X := \varphi(S_T)$ est une v.a. sur l'ensemble des états du monde Ω sur lequel est définie la m.a. (S_t) . On peut donc associer à l'option une nouvelle m.a. donnée par $Y_t := \mathbb{E}(\varphi(S_T)/\mathcal{F}_t)$. Que représente Y_t par rapport à $X = \varphi(S_T)$? Pour chaque état du monde $\omega \in \Omega$, $Y_t(\omega)$ est l'espérance conditionnelle de X sachant $\bar{\omega}_t$, où $\bar{\omega}_t$ désigne l'atome de la tribu \mathcal{F}_t , c'est-à-dire l'ensemble des états du monde correspondant à des trajectoires de la marche (S) qui coïncident jusqu'à l'instant t . En d'autres termes, $Y_t(\omega)$ est la moyenne des paiements attendus sur toutes les trajectoires qui coïncident avec

ω jusqu'à l'instant t , ou la moyenne des paiements futurs sachant la trajectoire de (S) jusqu'à l'instant t , c'est-à-dire connaissant l'information jusqu'à t . Notons que l'on a $\mathbb{E}(\varphi(S_T)/\mathcal{F}_T) = \varphi(S_T)$ et $\mathbb{E}(\varphi(S_T)/\mathcal{F}_0) = \mathbb{E}(\varphi(S_T))$.

Utilisant la notion d'espérance conditionnelle par rapport aux tribus d'une filtration, il est possible de calculer le prix d'une option, non seulement à l'instant $t = 0$ mais à tout instant $t \in \mathbb{T}$: c'est la *formule fondamentale* qui généralise celle donnée au chapitre 3 pour $t = 0$.

Proposition 3 Dans un marché financier $(S_t, B_t)_{t \in \mathbb{T}}$ où l'actif risqué S_t suit un modèle CRR et l'actif sans risque est donné par $B_t := e^{rt}$, le prix d'une option d'échéance T et de fonction de paiement $\varphi(S_T)$ est la marche aléatoire $(C_t)_{t \in \mathbb{T}}$ définie pour tout $t \in \mathbb{T}$ par

$$C_t = e^{-r(T-t)} \mathbb{E}(\varphi(S_T)/\mathcal{F}_t) \quad (2)$$

où $(\mathcal{F}_t)_{t \in \mathbb{T}}$ est la filtration associée à la m.a. CRR $(S_t)_{t \in \mathbb{T}}$ et où l'espérance conditionnelle est calculée sous la probabilité de calcul p définie par $p = \frac{e^{r\delta t} - d}{u - d}$.

Calcul pratique dans un modèle de Cox-Ross-Rubinstein

Soit $S(i, j)$ la valeur de S_t pour $t = i\delta t$, $\delta t := \frac{T}{n}$, lorsque la trajectoire a connu j "up" jusqu'à l'instant t . Soit $C(i, j)$ la valeur dans ce même cas d'une option européenne de fonction de paiement φ , ce qui signifie que $C(n, j') = \varphi(S(n, j'))$ pour tout $j' = 0 \dots n$. Soit $\omega = (\varepsilon_1, \dots, \varepsilon_i, \dots, \varepsilon_n)$ tel que $S_t(\omega) = S(i, j)$, ce qui impose que $j = \#\{i' = 1 \dots i \mid \varepsilon_{i'} = +1\}$, où $\#A$ désigne le nombre d'éléments de l'ensemble A . Observons que nécessairement $S_T(\omega) = S(n, j')$ avec $j' = j + k$, où $k = 0 \dots n - i$ désigne le nombre de "up" ayant lieu après t . Par la proposition 3 on a donc

$$C(i, j) = e^{-r(T-t)} \mathbb{E}(\varphi(S_T) | \mathcal{F}_t)(\omega) \quad (3)$$

$$= e^{-r(n-i)\delta t} \sum_{k=0}^{n-i} \binom{n-i}{k} p^k (1-p)^{n-i-k} \varphi(S(n, j+k)), \quad (4)$$

puisque la probabilité pour que $S_T = S(n, j+k)$ sachant que $S_t = S(i, j)$ est égale à $\binom{n-i}{k} p^k (1-p)^{n-i-k}$, la probabilité¹ d'avoir k "up" durant les $n - i$ pas de temps situés après t . En particulier, pour $i = 0$, on retrouve la formule obtenue au chapitre 3 pour la prime C_0 .

¹On note $\binom{m}{k} = C_m^k = \frac{m!}{k!(m-k)!}$ le nombre de sous ensemble de k éléments choisis dans un ensemble de m éléments.