

Ruine du joueur

Leçons : 223, 226, 249, 264

[GS], partie 3.9

Théorème

Soit $(Y_n)_{n \in \mathbb{N}^*}$ une suite de variables aléatoires indépendantes et identiquement distribuées de loi $p\delta_1 + (1-p)\delta_{-1}$; on note $S_n = a + \sum_{i=1}^n Y_i$, où $a \in \mathbb{N}$.

Soit $b \in \mathbb{N}^*$, on note $T = \inf \{n \in \mathbb{N} \mid S_n \in \{0, a+b\}\}$ et $\rho = \mathbb{P}(S_T = a+b)$.¹

On a deux cas (on note $q = 1-p$) :

- Soit $p \neq \frac{1}{2}$, dans ce cas $\rho = \frac{1 - \left(\frac{q}{p}\right)^a}{1 - \left(\frac{q}{p}\right)^{a+b}}$ et $\mathbb{E}[T] = \frac{(a+b)\rho - a}{p-q}$;
- Soit $p = \frac{1}{2}$, dans ce cas $\rho = \frac{a}{a+b}$ et $\mathbb{E}[T] = ab$.

Démonstration :

Étape 1 : On va commencer par obtenir une formule de récurrence.

On note $\mathbb{P}_k = \mathbb{P}(\cdot \mid S_0 = k)$ et $A = \{S_T = a+b\}$. On calcule $\mathbb{P}_k(A)$.

Par la formule des probabilités totales :

$$\mathbb{P}_k(A) = \mathbb{P}_k(A \mid Y_1 = 1) \mathbb{P}_k(Y_1 = 1) + \mathbb{P}_k(A \mid Y_1 = -1) \mathbb{P}_k(Y_1 = -1) = \mathbb{P}_{k+1}(A)p + \mathbb{P}_{k-1}(A)q.$$

On note p_k pour désigner $\mathbb{P}_k(A)$, et on obtient la récurrence linéaire :

$$\begin{cases} p_k = pp_{k+1} + qp_{k-1}, \text{ pour } 1 \leq k \leq a+b-1 \\ p_0 = 1 \text{ et } p_{a+b} = 0 \end{cases}.$$

Étape 2 : Déterminons la valeur de ρ .

- Dans le cas où $p \neq \frac{1}{2}$, alors l'équation caractéristique de cette récurrence linéaire est : $x = px^2 + q$, dont les solutions sont 1 et $\frac{q}{p}$.

On en déduit alors : $\exists \alpha, \beta \in \mathbb{R}, \forall k \in \llbracket 0, a+b \rrbracket, p_k = \alpha + \beta \left(\frac{q}{p}\right)^k$.

Mais on dispose des valeurs de p_0 et de p_{a+b} ; cela nous fournit : $0 = \alpha + \beta$ et $1 = \alpha + \beta \left(\frac{q}{p}\right)^{a+b}$.

Ainsi, $\alpha = -\beta$ et $\beta = \left(-1 + \left(\frac{q}{p}\right)^{a+b}\right)^{-1}$.

Par conséquent, $\rho = p_a = \frac{1 - \left(\frac{q}{p}\right)^a}{1 - \left(\frac{q}{p}\right)^{a+b}}$.

- Dans le cas où $p = \frac{1}{2}$, alors l'équation caractéristique devient : $x = \frac{1}{2}x^2 + \frac{1}{2}$, dont 1 est l'unique solution.

On en déduit alors : $\exists \alpha, \beta \in \mathbb{R}, \forall k \in \llbracket 0, a+b \rrbracket, p_k = \alpha + \beta k$.

Mais on dispose des valeurs de p_0 et de p_{a+b} ; cela nous fournit : $0 = \alpha$ et $1 = \alpha + \beta(a+b)$.

1. Un point sur l'interprétation de l'énoncé. Les variables Y_n désignent le résultat d'un jeu qui peut se solder par le gain ou la perte d'un euro pour le joueur; la probabilité de gagner un euro valant p . La valeur S_n désigne la fortune du joueur après n répétitions du jeu; ainsi $S_0 = a$ est l'argent que possède le joueur avant de commencer à jouer. La banque, quant à elle, possède b euros; quand le joueur gagne, elle perd, et réciproquement. Ainsi, le jeu doit s'arrêter quand l'un ou l'autre des acteurs (le joueur ou la banque) fait faillite : cela se produit à l'instant T . La probabilité que le joueur gagne finalement contre la banque est donc ρ . On veut connaître cette probabilité, ainsi que le temps moyen de jeu, en fonction des valeurs de a, b et p .

Ainsi, $\alpha = 0$ et $\beta = \frac{1}{a+b}$.

Par conséquent, $\rho = p_a = \frac{a}{a+b}$.

Étape 3 : On va suivre la même tactique pour calculer l'espérance de T : d'abord obtenir une formule de récurrence, puis en profiter, en distinguant les cas selon la valeur de p .

– La formule des probabilités totales nous donne :

$$\mathbb{E}_k[T] = \mathbb{E}_k[T|Y_1 = 1] \mathbb{P}(Y_1 = 1) + \mathbb{E}_k[T|Y_1 = -1] \mathbb{P}(Y_1 = -1) = (1 + \mathbb{E}_{k+1}[T]) p + (1 + \mathbb{E}_{k-1}[T]) q.$$

On note e_k pour désigner $\mathbb{E}_k[T]$, et on obtient la récurrence linéaire :

$$\begin{cases} e_k = 1 + pe_{k+1} + qe_{k-1}, \text{ pour } 1 \leq k \leq a+b-1 \\ e_0 = 0 \text{ et } e_{a+b} = 0 \end{cases}.$$

On note, pour $k \geq 1$, $d_k = e_k - e_{k-1}$; la relation de récurrence devient : $0 = 1 + pd_{k+1} - qd_k$.

– Dans le cas où $p \neq \frac{1}{2}$, on pose l le réel vérifiant : $0 = 1 + pl - ql$, c'est-à-dire que $l = \frac{1}{q-p}$.

La relation de conséquence devient donc : $0 = p(d_{k+1} - l) - q(d_k - l)$.

Par conséquent, $d_{k+1} - l = \frac{q}{p}(d_k - l)$, et donc $d_k - l = \left(\frac{q}{p}\right)^{k-1} (d_1 - l)$.

Donc, pour $n \geq 1$, on a :

$$e_n = \sum_{k=1}^n d_k + e_0 = \sum_{k=1}^n \left(l + \left(\frac{q}{p}\right)^{k-1} (d_1 - l) \right) = nl + (d_1 - l) \sum_{k=0}^{n-1} \left(\frac{q}{p}\right)^k = nl + (d_1 - l) \frac{1 - \left(\frac{q}{p}\right)^n}{1 - \frac{q}{p}}.$$

Or $e_{a+b} = 0 = (a+b)l + (d_1 - l) \frac{1 - \left(\frac{q}{p}\right)^{a+b}}{1 - \frac{q}{p}}$, ce qui nous donne : $\frac{d_1 - l}{1 - \frac{q}{p}} = -\frac{(a+b)l}{1 - \left(\frac{q}{p}\right)^{a+b}}$.

Donc $\mathbb{E}[T] = e_a = al - \left(1 - \left(\frac{q}{p}\right)^a\right) \frac{(a+b)l}{1 - \left(\frac{q}{p}\right)^{a+b}} = \frac{1}{q-p} \left(a - (a+b) \frac{1 - \left(\frac{q}{p}\right)^a}{1 - \left(\frac{q}{p}\right)^{a+b}} \right) = \frac{(a+b)\rho - a}{p-q}$.

– Dans le cas où $p = \frac{1}{2}$, alors $\frac{1}{2}d_{k+1} = \frac{1}{2}d_k - 1$, donc $d_{k+1} = d_k - 2$, d'où $d_k = d_1 - 2(k-1)$.

Alors, pour $n \geq 1$, $e_n = \sum_{k=1}^n d_k = nd_1 - 2 \sum_{k=0}^{n-1} k = nd_1 - 2 \frac{n(n-1)}{2} = n(d_1 - (n-1))$.

Or $e_{a+b} = 0 = (a+b)(d_1 + (a+b-1))$, d'où $d_1 = a+b-1$.

Donc $\mathbb{E}[T] = e_a = a(a+b-1 - (a-1)) = ab$. ■

Références

[GS] G. R. GRIMMETT et D. R. STIRZAKER – *Probability and Random Processes*, 3^e éd., Oxford University Press, 2001.