

# Problème de la ruine du joueur

Arnaud GIRAND

20 décembre 2011

Référence :

- [Ouv00], p.394-398

Leçons :

- 249 - Suites de variables de Bernoulli indépendantes.
- 251 - Indépendance d'événements et de variables aléatoires. Exemples.
- 252 - Loi binomiale. Loi de Poisson. Applications.

Prérequis :

- décomposition de Doob ;
- premier théorème d'arrêt ;
- martingales équi-intégrables.

On considère le problème suivant : *un joueur compulsif joue à pile où face avec une pièce truquée. S'il obtient pile, la banque lui donne un euro et s'il obtient face il donne un euro à la banque. Le joueur étant compulsif il joue jusqu'à sa propre ruine ou celle de la banque.*

**Modèle :**

On note  $a \in \mathbb{N}^*$  (resp.  $b \in \mathbb{N}^*$ ) la fortune initiale du joueur (resp. de la banque) et  $p$  la probabilité d'obtenir pile en lançant la pièce. On se place alors sur un espace probabilisé  $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$  et on se donne une suite  $(Y_n)_n$  de variables aléatoires i.i.d de loi  $p\delta_1 + q\delta_{-1}$  (avec bien entendu  $q = 1 - p$ ), la variable  $Y_n$  représentant l'impact de la  $n$ -ième partie sur le pécule du joueur. On peut alors modéliser sa fortune au bout  $n$  parties par le processus aléatoire suivant :

$$\forall n \geq 0, S_n := a + \sum_{j=1}^n Y_j$$

Si on pose  $Y_0 := a$  les filtrations  $(\sigma(S_i | 0 \leq i \leq n))_{n \in \mathbb{N}}$  et  $(\sigma(Y_i | 0 \leq i \leq n))_{n \in \mathbb{N}}$  sont égales : notons les (la ?)  $(\mathcal{A}_n)_n$ . On définit enfin le temps d'arrêt  $T$  du jeu :

$$T := \inf\{n \geq 1 | S_n \in \{0, a + b\}\}$$

On cherche à calculer la probabilité  $\rho := \mathbb{P}(S_T = a + b)$  de non-ruine du joueur, ainsi que la probabilité  $\mathbb{P}(T < \infty)$  que la partie s'achève un jour et sa durée moyenne  $\mathbb{E}(T)$  le cas échéant.

**Étude :**

- *Nature du processus  $S$ .*

$$\begin{aligned} \forall n \geq 1, \mathbb{E}(S_n | \mathcal{A}_{n-1}) &= a + \sum_{j=1}^n \mathbb{E}(Y_j | \mathcal{A}_{n-1}) \\ &= a + \sum_{j=1}^{n-1} \underbrace{\mathbb{E}(Y_j | \mathcal{A}_{n-1})}_{=Y_j \text{ car } Y_j \in m(\mathcal{A}_{n-1})} + \underbrace{\mathbb{E}(Y_n | \mathcal{A}_{n-1})}_{=Y_n \text{ car } Y_n \perp \mathcal{A}_{n-1}} \\ &= S_{n-1} + p - q \end{aligned}$$

De fait  $S$  est une martingale (resp. sous, sur) si  $p = q = \frac{1}{2}$  (resp.  $p > q, p < q$ ) intégrable.

– Cas  $p \neq q$ . Par exemple, supposons que  $p > q$  ( $S$  est alors une sous-martingale). On définit le processus aléatoire suivant :

$$A_0 := 0 \text{ et } \forall n \in \mathbb{N}^*, \quad A_n - A_{n-1} := \mathbb{E}(S_n - S_{n-1} | \mathcal{A}_{n-1}) \text{ i.e (par récurrence) } A_n = n(p - q)$$

Il est alors évident que  $(A_n)_n$  est un processus croissant prévisible. Par décomposition de Doob<sup>1</sup> on a alors que  $M := S - A$  est une martingale intégrable. Pour  $n \geq 0$ , le premier théorème d'arrêt appliqué à la martingale  $M$  et au temps d'arrêt borné  $T \wedge n$  s'écrit alors :

$$\mathbb{E}(S_0) = \mathbb{E}(M_{T \wedge n}) \text{ i.e } a = \mathbb{E}(S_{T \wedge n}) - (p - q)\mathbb{E}(T \wedge n)$$

De fait comme  $\mathbb{E}(S_{T \wedge n}) \leq a + b$  par construction on a :

$$0 \leq (p - q)\mathbb{E}(T \wedge n) \leq b \quad (1)$$

Commençons par remarquer que  $T \wedge n \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{} T$  p.s. En effet, sur  $\{T = \infty\}$ ,  $T \wedge n = n \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{} \infty$  et si  $\omega \in \{T < \infty\}$  il va exister  $N \in \mathbb{N}$  tel que  $\forall n \geq N$ ,  $n \geq T(\omega)$  i.e  $(T \wedge n)(\omega) = T(\omega)$  et donc  $(T \wedge n)(\omega) \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{} T(\omega)$ , d'où le résultat.

La suite  $(T \wedge n)$  étant croissante, positive, intégrable et convergeant vers  $T$  p.s, le théorème de Beppo-Levi nous affirme que  $\limsup_{n \rightarrow \infty} \mathbb{E}(T \wedge n) = \mathbb{E}(T)$ . En passant à la limite (sup) dans ( 1 ) on obtient alors que  $T \in L^1$  ergo  $\mathbb{P}(T < \infty) = 1$ . De plus, pour tout  $k, n \geq 1$ ,  $S_{T \wedge n} 1_{\{T=k\}} = S_{k \wedge n} = S_k$  pour  $n$  assez grand, i.e  $S_{T \wedge n} 1_{\{T=k\}} = S_T 1_{\{T=k\}}$  et donc  $S_{T \wedge n} \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{} S_T$  p.s.

En appliquant le théorème de convergence dominée (combiné à Beppo-Levi, cf supra) avec domination  $0 \leq S_{T \wedge n} \leq a + b$  dans ( 1 ) on obtient<sup>2</sup> de fait :

$$0 \leq (p - q)\mathbb{E}(T) = \mathbb{E}(S_T) - a \quad (2)$$

Par définition de  $T$  on a également :

$$\mathbb{E}(S_T) = (a + b)\mathbb{P}(S_T = a + b) + 0\mathbb{P}(S_T = 0) = (a + b)\rho$$

D'où, via ( 2 ),  $\mathbb{E}(T) = \frac{(a + b)\rho - a}{p - q}$ .

Posons à présent  $\forall n \geq 0$ ,  $U_n := \left(\frac{q}{p}\right)^{S_n}$ . Alors  $U$  est une martingale. En effet :

$$\begin{aligned} \forall n \geq 1, \mathbb{E}(U_n | \mathcal{A}_{n-1}) &= \mathbb{E}\left(\left(\frac{q}{p}\right)^{S_{n-1}} \left(\frac{q}{p}\right)^{Y_n} \middle| \mathcal{A}_{n-1}\right) \\ &= \left(\frac{q}{p}\right)^{S_{n-1}} \mathbb{E}\left(\left(\frac{q}{p}\right)^{Y_n} \middle| \mathcal{A}_{n-1}\right) \text{ car } \left(\frac{q}{p}\right)^{S_{n-1}} \in m(\mathcal{A}_{n-1}) \\ &= \left(\frac{q}{p}\right)^{S_{n-1}} \mathbb{E}\left(\left(\frac{q}{p}\right)^{Y_n}\right) \text{ car } \left(\frac{q}{p}\right)^{Y_n} \perp \mathcal{A}_{n-1} \\ &= U_{n-1} \left(\frac{q}{p} + \frac{p}{q}\right) \\ &= U_{n-1} \end{aligned}$$

Comme  $\frac{q}{p} < 1$ ,  $\forall n \in \mathbb{N}$ ,  $U_{T \wedge n} \in [0, 1]$  et donc :

$$\forall a \geq 1, \int_{|U_{T \wedge n}| > a} |U_{T \wedge n}| d\mathbb{P} = 0$$

Ce qui signifie que la martingale arrêtée  $U^T := (U_{T \wedge n})$  est équi-intégrable donc converge dans  $L^1$  et  $\mathbb{P}$ -p.s vers une variable aléatoire  $X$ . Or  $S_{T \wedge n} \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{} S_T$  p.s donc on a nécessairement  $X = U_T$ . Remarquons à présent que :

$$\mathbb{E}(U_T) = \left(\frac{q}{p}\right)^0 \mathbb{P}(S_T = 0) + \left(\frac{q}{p}\right)^{a+b} \mathbb{P}(S_T = a + b)$$

1. Le processus croissant prévisible dans cette dernière étant nécessairement le processus des accroissements.  
2. En "passant à la limsup".

I.e :

$$\mathbb{E}(U_T) = 1 - \rho + \left(\frac{q}{p}\right)^{a+b} \rho \quad (3)$$

En outre, par le premier théorème d'arrêt on a :

$$\forall n \in \mathbb{N}, \mathbb{E}(U_{T \wedge n}) = \mathbb{E}(U_0) = \left(\frac{q}{p}\right)^a$$

Et appliquant le théorème de convergence dominé à  $U_{T \wedge n} \leq \left(\frac{q}{p}\right)^{a+b} \in L^1$  on obtient :

$$\mathbb{E}(U_T) = \left(\frac{q}{p}\right)^a$$

En utilisant les égalités ( 2 ) et ( 3 ) on obtient alors le résultat recherché :

$$\rho := \frac{1 - \left(\frac{q}{p}\right)^a}{1 - \left(\frac{q}{p}\right)^{a+b}} \text{ et } \mathbb{E}(T) = \frac{1}{p-q} \left( (a+b) \frac{1 - \left(\frac{q}{p}\right)^a}{1 - \left(\frac{q}{p}\right)^{a+b}} - a \right)$$

– Cas  $p = q = \frac{1}{2}$ . Les  $Y_n$  étant  $L^\infty$ ,  $S$  est alors une martingale  $L^2$ . On définit un processus aléatoire  $B$  comme suit :

$$B_0 := 0 \text{ et } \forall n \geq 1, B_n - B_{n-1} := \mathbb{E}((S_n - S_{n-1})^2 | \mathcal{A}_{n-1}) = \mathbb{E}(Y_n^2 | \mathcal{A}_{n-1})$$

Le processus  $B$  est alors croissant prévisible et comme  $Y_n^2 \perp \mathcal{A}_{n-1}$  alors  $B_n - B_{n-1} = \mathbb{E}(Y_n^2) = p+q = 1$ , d'où  $\forall n \geq 0, B_n = n$ .

Par décomposition de Doob, comme  $S^2$  est une sous-martingale, le processus  $(S_n^2 - n)_n$  est alors une martingale et on obtient en lui appliquant le premier théorème d'arrêt que :

$$\forall n \geq 0, a^2 = \mathbb{E}(S_0^2 - 0) = \mathbb{E}(S_{T \wedge n}^2 - T \wedge n) \quad (4)$$

Comme  $S_{T \wedge n}^2 \leq (a+b)^2$  on a :

$$\mathbb{E}(T \wedge n) = \mathbb{E}(S_{T \wedge n}^2) - a^2 \leq (a+b)^2 - a^2$$

En procédant exactement comme dans le cas  $p \neq q$  on montre (en utilisant Beppo-Levi) que  $\limsup_n \mathbb{E}(T \wedge n) = \mathbb{E}(T)$  d'où par passage à la limite  $\mathbb{E}(T) \leq (a+b)^2 - a^2$ . De fait  $T \in L^1$  et donc  $\mathbb{P}(T < \infty) = 1$  ce qui nous permet, toujours de façon analogue au cas précédent, de conclure que  $S_{T \wedge n} \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{} S_T$ . En appliquant le théorème de convergence dominée, avec domination  $0 \leq S_{T \wedge n} \leq a+b$  on obtient que  $(S_{T \wedge n})_n$  converge dans  $L^1$  et  $L^2$  vers  $S_T$ .

Par premier théorème d'arrêt on a également que  $\mathbb{E}(S_{T \wedge n}) = \mathbb{E}(S_0) = a$  donc en passant à la limite on trouve  $\mathbb{E}(S_T) = a$ . Or  $\mathbb{E}(S_T) = (a+b)\rho$  ergo :

$$\rho = \frac{a}{a+b}$$

Pour finir, remarquons que l'on peut à présent passer à la limite dans ( 4 ), obtenant :

$$\mathbb{E}(T) = \mathbb{E}(S_T^2) - a^2$$

Or :

$$\mathbb{E}(S_T^2) = (a+b)^2 \rho = a(a+b)$$

D'où le résultat :

$$\mathbb{E}(T) = ab$$

### Détails supplémentaires :

- *Motivation du choix de  $U$ .* Fixons  $s > 0$  et posons  $\forall n \geq 0, U_n := s^{S_n}$ . Recherchons pour quelle(s) valeur(s) de  $s$  ce processus définit une martingale.

$$\begin{aligned}\forall n \geq 1, \mathbb{E}(U_n | \mathcal{A}_{n-1}) &= \mathbb{E}(s^{S_{n-1}} s^{Y_n} | \mathcal{A}_{n-1}) \\ &= s^{S_{n-1}} \mathbb{E}(s^{Y_n} | \mathcal{A}_{n-1}) \text{ car } s^{S_{n-1}} \in m(\mathcal{A}_{n-1}) \\ &= s^{S_{n-1}} \mathbb{E}(s^{Y_n}) \text{ car } s^{Y_n} \perp \mathcal{A}_{n-1} \\ &= U_{n-1} \left( sp + \frac{1}{s}q \right)\end{aligned}$$

Or :

$$sp + \frac{1}{s}q = 1 \Leftrightarrow s^2p - s + q = 0 \Leftrightarrow s \in \left\{ 1, \frac{q}{p} \right\}$$

Si  $s = 1$ , la martingale  $U$  est remarquablement peu intéressante<sup>3</sup>, tandis que si  $s = \frac{q}{p}$  elle est non constante. On choisit donc  $s := \frac{p}{q}$ .

- *Rappel.* On dit qu'une famille  $(X_i)_{i \in I}$  de v.a est équi-intégrable si :

$$\lim_{a \rightarrow \infty} \sup_{i \in I} \int_{|X_i| > a} |X_i| d\mathbb{P} = 0$$

## Références

[Ouv00] Jean-Yves Oувrard. *Probabilités 2*. Cassini, 2000.

---

3. Mais d'une facilité d'étude assez déconcertante, vous en conviendrez.