



Fiche n° 2

Ex 1. *Borel-Cantelli et les retours à l'origine*

Soit (X_n) une suite de v.a.r. indépendantes telles que :

$$P(X_i = +1) = p \quad P(X_i = -1) = 1 - p = q \quad 0 < p < 1 \quad p \neq \frac{1}{2}.$$

On pose :

$$S_n = \sum_{i=1}^n X_i \quad A_n = \{S_n = 0\}$$

L'événement A_n est un retour à zéro. On pose

$$A := \{\omega \in \Omega ; \text{la suite } S_n(\omega) \text{ repasse une infinité de fois en } 0\} = \bigcap_{k \geq 1} \bigcup_{j \geq k} A_j.$$

- 1) Prouver que $P(A) = 0$.
- 2) En utilisant la loi forte des grands nombres, donner une conclusion plus précise permettant de retrouver le résultat précédent.

Ex 2. *Hasard et compensation exacte*

On considère une épreuve ayant r issues élémentaires équiprobables (exemples : lancer d'une pièce $r = 2$, d'un dé $r = 6$, ...). On répète cette épreuve dans des conditions identiques. On note A_n l'événement : *au cours des nr premières épreuves, chacune des r issues distinctes se produit exactement n fois*. On dira que A_n est une *compensation exacte*.

- 1) Calculer $p_n = P(A_n)$.
- 2) Donner un équivalent de p_n quand n tend vers $+\infty$ en utilisant la formule de Stirling.
- 3) En déduire que si $r \geq 4$, presque sûrement il n'y aura plus jamais de compensation exacte au delà d'un certain nombre d'épreuves.

Ex 3. Soit $(X_k)_{k \geq 1}$ une suite de variables aléatoires définies sur le même espace probabilisé (Ω, \mathcal{F}, P) , d'espérance nulle et vérifiant :

$$\forall i, j \in \mathbb{N}^*, \quad \mathbf{E}(X_i X_j) = \begin{cases} 1 & \text{si } i = j, \\ 0 & \text{si } i \neq j. \end{cases}$$

On pose $S_n := X_1 + \dots + X_n$. Montrer que pour tout $\alpha > 1$,

$$\frac{S_n}{n^\alpha} \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{\text{p.s.}} 0.$$

Nota bene. Vous avez bien lu, il n'y a pas d'erreur dans l'énoncé, on ne suppose pas les X_k indépendantes.

Ex 4. On dit qu'une variable aléatoire suit la loi de Cauchy de paramètre d'échelle $a > 0$ si elle a pour densité

$$f_a : \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}, \quad t \mapsto \frac{1}{\pi} \left(\frac{a}{a^2 + t^2} \right).$$

Soit $(X_n)_{n \geq 1}$ une suite de variables aléatoires indépendantes, de même loi de Cauchy de paramètre 1. On pose, pour $n \geq 1$, $S_n = X_1 + \dots + X_n$.

1) La suite $(S_n/n)_{n \geq 1}$ converge-t-elle presque sûrement ?

2) On admettra que si Y_1 et Y_2 sont des v.a. indépendantes, de loi de Cauchy de paramètre d'échelle respectif a et b , $Y_1 + Y_2$ suit la loi de Cauchy de paramètre d'échelle $a + b$. Utiliser ceci pour déterminer la loi de S_n/n et en déduire une nouvelle explication du comportement asymptotique presque sûr de cette suite.

Ex 5. *Estimation du rapport signal sur bruit (Avril 2005)*

On note $(X_i)_{i \geq 1}$ une suite de variables aléatoires indépendantes et de même loi. On suppose que $\mathbf{E}(X_1^2) < +\infty$ et on note $\sigma^2 := \text{Var } X_1$. On suppose de plus que l'écart-type σ est *strictement* positif. On note pour tout entier $n \geq 2$,

$$S_n := \sum_{i=1}^n X_i, \quad V_n := \sum_{i=1}^n X_i^2.$$

On définit la suite de variables aléatoires $(R_n)_{n \geq 2}$ en posant pour tout $n \geq 2$,

$$R_n := \begin{cases} \frac{S_n^2}{nV_n - S_n^2} & \text{si } nV_n \neq S_n^2, \\ -1 & \text{si } nV_n = S_n^2. \end{cases}$$

On admettra que R_n est bien une variable aléatoire.

1) Montrer que presque-sûrement, le dénominateur $nV_n - S_n^2$ est strictement positif à partir d'un certain rang (aléatoire).

2) Montrer que R_n converge presque-sûrement vers une limite que l'on précisera.

3) Un signal est émis sous forme d'impulsions d'intensité $a > 0$. Pour la $i^{\text{ième}}$ impulsion émise, le récepteur capte une valeur $X_i = a + Z_i$, où Z_i représente le « bruit ». On considère les Z_i comme des v.a. indépendantes, de même loi, centrées ($\mathbf{E}Z_i = 0$), de carré intégrable et d'écart-type inconnu $\sigma > 0$. Pour évaluer la qualité de la transmission, on s'intéresse au rapport « signal sur bruit », à savoir a/σ . À la réception, on ne connaît ni a ni les Z_i , les seules observations sont les X_i . Proposez dans ce contexte un estimateur p.s. convergent du rapport signal sur bruit.

4) On suppose dans cette question que les X_i ont une fonction de répartition continue et on rappelle que dans ce cas, avec probabilité 1, pour *aucun* $n \geq 2$ il n'y a d'*ex-aequo* dans l'échantillon X_1, \dots, X_n . Montrer que presque-sûrement, pour tout $n \geq 2$, $nV_n - S_n^2$ est *strictement* positif.

Ex 6. *Pixels défectueux*

1) On note a un réel strictement positif donné. Montrer que la fonction f définie sur \mathbb{R} par :

$$f(t) = \begin{cases} 0 & \text{si } t < 0, \\ a^2 t e^{-at} & \text{si } t \geq 0 \end{cases}$$

est une densité de probabilité.

2) La durée de vie T en heures d'un certain type de transistor est une variable aléatoire de densité f avec $a = 5,5 \cdot 10^{-5}$. Calculer la probabilité p que la durée de vie du transistor soit inférieure à 100 heures. Calculer la probabilité p' qu'elle soit supérieure à 10 000 heures.

3) Pour simplifier, on pose désormais $p = 1,5 \cdot 10^{-5}$ et $p' = 0,90$. Un écran d'ordinateur portable dit à matrice active est formé de 1 296 000 pixels (résolution 1440×900). Un pixel est le plus petit point lumineux que peut afficher l'écran. Chaque pixel est commandé par un transistor du type ci-dessus. On considère que les durées de vie de chacun de ces transistors sont des variables aléatoires indépendantes T_i de même loi à densité f . On note X la variable aléatoire égale au nombre de pixels défectueux au bout de 100 heures de fonctionnement de l'écran. Quelle est la loi exacte de X ? Par quelle loi discrète peut-on l'approximer? En utilisant cette approximation, évaluer la probabilité qu'au bout de 100 heures de fonctionnement, l'écran ait au moins 4 pixels défectueux.

4) On s'intéresse à la proportion aléatoire U de pixels valides au bout de 10 000 heures de fonctionnement. On note Y le nombre de pixels valides : $U = Y/1\,296\,000$. Donner la loi exacte de Y , son espérance m , sa variance et son écart type σ .

5) D'après la loi des grands nombres et la valeur de p' , la proportion U doit être voisine de 90%. Le théorème limite central justifie ici l'approximation de la loi de Y par une loi gaussienne ayant même espérance m et même écart type σ . En déduire les probabilités suivantes :

$$P(U \leq 0,90), \quad P(U \leq 0,8995), \quad P(U > 0,9005).$$

Entraînement supplémentaire facultatif :

Ex 7. *Une armée de singes dactylographes peut elle taper par hasard Don Quichotte?* Montrer que dans le jeu de pile ou face infini, la séquence **pfffp** apparaît presque sûrement une infinité de fois. Généraliser.

Ex 8. *Estimateur de la variance*

Soit $(X_k)_{k \in \mathbb{N}}$ une suite de variables aléatoires indépendantes et de même loi, de carré

intégrable ($\mathbf{E}X_1^2 < +\infty$). On pose

$$M_n := \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n X_k, \quad V_n := \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n (X_k - M_n)^2.$$

1) Vérifier que

$$V_n = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n X_k^2 - M_n^2.$$

2) Montrer que V_n converge presque sûrement vers $\text{Var } X_1$ quand n tend vers l'infini.

Ex 9. *Échauffement du dé et des candidats (Juin 2005)*

On lance 3 600 fois un dé équilibré et on s'intéresse au nombre X de « six » obtenus. Donnez en justifiant votre réponse, une valeur approchée de $P(578 \leq X \leq 622)$.