

## TD 08 – Convergence des variables aléatoires (corrigé)

### Exercice 1.


*Second théorème de Borell Cantelli*

L'objectif de cet exercice est de montrer le second théorème de Borel-Cantelli. Il donne une réciproque du théorème de Borel-Cantelli vu en cours, dans le cas où les événements sont indépendants. Soit  $(A_n)_{n \in \mathbb{N}}$  une suite d'événements *indépendants* de probabilité  $p_n$ . On suppose que la somme  $\sum_n p_n$  diverge. L'objectif de cet exercice est de montrer qu'alors, presque sûrement, une infinité d'événements  $A_n$  se réalisent.


- Exprimer l'événement "une infinité d'événements  $A_n$  se réalisent" en terme d'unions et d'intersections des événements  $A_n$ .

 Soit  $\omega \in \Omega$  un élément de l'espace de probabilité. Alors  $\omega$  appartient à l'événement "une infinité d'événements  $A_n$  se réalisent" si et seulement si  $\omega$  appartient à une infinité de  $A_n$ , i.e.  $\omega \in \bigcap_{k \geq 0} \bigcup_{n \geq k} A_n$ . Donc l'événement "une infinité d'événements  $A_n$  se réalisent" n'est autre que l'événement  $\bigcap_{k \geq 0} \bigcup_{n \geq k} A_n$  (auss appelé  $\limsup A_n$ ).


- Soit  $B_{k,\ell}$  l'événement  $\bigcap_{k \leq n \leq \ell} \overline{A_n}$ . Montrer que pour tout  $k$  fixé,  $\lim_{\ell \rightarrow \infty} \mathbf{P}\{B_{k,\ell}\} = 0$ . Indice : on pourra utiliser l'inégalité  $1 + x \leq e^x$  pour tout  $x \in \mathbb{R}$ .

 Par indépendance des  $A_n$  (et donc indépendance de leur complémentaire, cf exercice "complément des indépendants"), on a  $\mathbf{P}\{B_{k,\ell}\} = \prod_{n=k}^{\ell} (1 - p_n)$ . En utilisant l'indice, on a alors  $\mathbf{P}\{B_{k,\ell}\} \leq \prod_{n=k}^{\ell} e^{-p_n} = e^{-\sum_{n=k}^{\ell} p_n}$ . Mais par hypothèse, la somme des  $p_n$  diverge, donc pour tout  $k$  fixé,  $\lim_{\ell \rightarrow \infty} \sum_{n=k}^{\ell} p_n = +\infty$ . On conclut que  $\lim_{\ell \rightarrow \infty} \mathbf{P}\{B_{k,\ell}\} = 0$ .


- On note  $B_k = \bigcap_{n \geq k} \overline{A_n}$ . En déduire que  $\mathbf{P}\{\bigcup_k B_k\} = 0$ .

 Il suffit de montrer que  $\mathbf{P}\{B_k\} = 0$  pour tout  $k$ . On aura alors  $\mathbf{P}\{\bigcup_k B_k\} \leq \sum_k \mathbf{P}\{B_k\} = 0$ . Mais  $\mathbf{P}\{B_k\} = \mathbf{P}\{\bigcap_{n \geq k} \overline{A_n}\} = \lim_{\ell \rightarrow \infty} \mathbf{P}\{B_{k,\ell}\}$  (car les événements  $B_{k,\ell}$  sont décroissants et leur intersection est égale à  $B_k$ ). On conclut avec la question précédente que  $\mathbf{P}\{B_k\} = 0$ .

- Conclure que  $\mathbf{P}\{\text{"une infinité d'événements } A_n \text{ se réalisent"}\} = 1$ .

 On a vu à la première question que l'événement "une infinité d'événements  $A_n$  se réalisent" est en fait égal à  $\bigcap_{k \geq 0} \bigcup_{n \geq k} A_n$ . Le complémentaire de cet événement est donc  $\bigcup_{k \geq 0} \bigcap_{n \geq k} \overline{A_n} = \bigcup_{k \geq 0} B_k$ . On a donc bien  $\mathbf{P}\{\bigcap_{k \geq 0} \bigcup_{n \geq k} A_n\} = 1 - \mathbf{P}\{\bigcup_{k \geq 0} B_k\} = 1$  d'après la question précédente.

- Application.* Soit  $(X_n)_{n \in \mathbb{N}}$  une suite de variables de Bernoulli indépendantes de paramètre  $\mathbf{P}\{X_n = 1\} = p_n = 1/n$ . Montrer que presque sûrement la suite  $X_n$  contient un nombre infini de '1', mais seulement un nombre fini de '11'.

 Commençons par montrer que presque sûrement, la suite  $X_n$  contient un nombre infini de '1'. On note  $A_n$  l'événement " $X_n = 1$ ". On a  $\mathbf{P}\{A_n\} = 1/n$ , et donc  $\sum_n \mathbf{P}\{A_n\}$  diverge. D'après le second théorème de Borel-Cantelli (les  $A_n$  sont indépendants car les  $X_n$  le sont), on a donc  $\mathbf{P}\{\text{"une infinité d'événements } A_n \text{ se réalisent"}\} = 1$ , ce qui est équivalent à dire que presque sûrement la suite  $X_n$  contient une infinité de 1.

Montrons maintenant que presque sûrement la suite  $X_n$  ne contient qu'un nombre fini de '11'. On utilise cette fois le théorème de Borel-Cantelli vu en cours. Soit  $C_n$  l'événement " $X_n = X_{n+1} = 1$ ". Par indépendance de  $X_n$  et  $X_{n+1}$ , on a  $\mathbf{P}\{C_n\} = 1/(n^2 + n) \leq 1/n^2$ . (Remarque : on n'a pas que les  $C_n$  sont indépendants, mais l'indépendance n'est pas nécessaire pour utiliser le théorème de Borel-Cantelli dans ce sens.) Donc la somme  $\sum_n \mathbf{P}\{C_n\}$  converge. D'après le théorème de Borel-Cantelli, on conclut que presque sûrement, seuls un nombre fini d'événements  $C_n$  sont réalisés. C'est-à-dire, presque sûrement il n'y a qu'un nombre fini de '11' dans la suite des  $X_n$ .


Comme l'intersection de deux événements presque sûrs est aussi presque sûre, on conclut que presque sûrement la suite  $X_n$  contient un nombre infini de '1', mais seulement un nombre fini de '11'.

### Exercice 2.

*Conditions de convergence*

Soit  $X_n$  une suite infinie de variables de Bernoulli indépendantes de paramètres  $1 - p_n$ , avec  $0 \leq p_n \leq 1/2$  (i.e.  $\mathbf{P}\{X_n = 1\} = 1 - p_n$  et  $\mathbf{P}\{X_n = 0\} = p_n$ ).

- Donner une condition nécessaire et suffisante pour que la suite  $X_n$  converge en distribution.

 Supposons que les variables  $X_n$  convergent en distribution vers une variable  $X$ . Les fonctions de répartition  $F_{X_n}$  des variables  $X_n$  sont comme sur la Figure 1. En particulier, elles sont continues en  $1/2$ , et pour tout  $n$ , on a  $F_{X_n}(1/2) = p_n$ . Notons  $p = F_X(1/2)$ . Par définition de la convergence en distribution, on a  $\lim_{n \rightarrow \infty} p_n = p$  (en particulier, les  $p_n$  convergent).

Supposons à l'inverse que les  $p_n$  convergent vers une constante  $p$ . Comme  $[0, 1]$  est fermé et les  $p_n$  vivent dans  $[0, 1]$ , on en déduit que  $p \in [0, 1]$ . Définissons  $X$  la variable de Bernoulli de paramètre  $p$ . Alors, on a bien, pour tout  $x \neq \{0, 1\}$ ,  $\lim_{n \rightarrow \infty} F_{X_n}(x) = F_X(x)$ , i.e.  $X_n$  converge en distribution vers  $X$ .

On conclut que  $X_n$  converge en distribution ssi  $p_n$  converge.

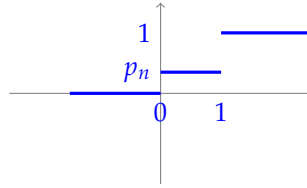


FIGURE 1 – Fonction de répartition de  $X_n$

2. Donner une condition nécessaire et suffisante pour que la suite  $X_n$  converge en probabilité.

☞ Comme la convergence en probabilité implique la convergence en distribution, on sait qu'une condition nécessaire est que les  $p_n$  convergent. Mais ce n'est pas une condition suffisante. Supposons par exemple que  $p_n = 1/2$  pour tout  $n$ . Alors les  $p_n$  sont bien convergents, mais, si je prend  $\varepsilon = 1/2$ , j'ai  $\mathbf{P}\{|X_n - X_{n+1}| \geq \varepsilon\} = \mathbf{P}\{X_n \neq X_{n+1}\} = 1/2$  par indépendance des  $X_n$ . En particulier, cette quantité ne tend pas vers zéro, donc les  $X_n$  ne peuvent pas converger en probabilité. Le problème ici est que les  $X_n$  suivent bien la même loi, mais comme ils sont indépendants, rien ne nous assure que leurs valeurs seront proches.

Reprenons notre condition nécessaire. Supposons que  $X_n$  converge en probabilité vers  $X$ . Alors, pour tout  $\varepsilon > 0$ , on a  $\mathbf{P}\{|X_n - X| \geq \varepsilon\} \rightarrow 0$ . Par inégalité triangulaire, cela implique en particulier que  $\mathbf{P}\{|X_n - X_{n+1}| \geq 2\varepsilon\} \rightarrow 0$ . Prenons  $2\varepsilon = 1/2$ , on a alors  $\mathbf{P}\{|X_n - X_{n+1}| \geq 2\varepsilon\} = \mathbf{P}\{X_n \neq X_{n+1}\} \geq p_n$ . En effet, une fois  $X_{n+1}$  fixé, on a  $\mathbf{P}\{X_n \neq X_{n+1}\} = p_n$  si  $X_{n+1} = 1$  et  $\mathbf{P}\{X_n \neq X_{n+1}\} = 1 - p_n$  si  $X_{n+1} = 0$ . Dans tous les cas, cette probabilité est supérieure à  $p_n$ , car on a choisi  $p_n \leq 1/2$ . On en déduit donc que  $p_n \rightarrow 0$ .

Supposons maintenant  $p_n \rightarrow 0$ , et notons  $X$  la variable aléatoire valant toujours 1. On a, pour tout  $\varepsilon > 0$

$$\mathbf{P}\{|X_n - X| \geq \varepsilon\} = \mathbf{P}\{X_n = 0\} = p_n \rightarrow 0.$$

On en conclut que  $X_n$  converge en probabilité vers  $X$ .

On a donc que  $X_n$  converge en probabilité ssi  $p_n$  tend vers 0 (avec la contrainte  $p_n \leq 1/2$ ).

3. Donner une condition nécessaire et suffisante pour que la suite  $X_n$  converge presque sûrement.

☞ On a vu que si la suite  $X_n$  converge presque sûrement, alors elle converge vers 1 (car elle converge en probabilité). On veut donc montrer que  $\mathbf{P}\{X_n \rightarrow 1\} = 1$ , quitte à faire quelques hypothèses supplémentaires sur les  $p_n$ . On sait, d'après le lemme de Borel-Cantelli que si  $\sum p_n$  converge, alors avec probabilité 1, un nombre fini de variables  $X_n$  valent 0 (car les événements " $X_n = 0$ " ont probabilité  $p_n$ ). Mais dire qu'un nombre fini de variables  $X_n$  valent 0 est équivalent à dire que  $X_n$  converge vers 1 (car les variables  $X_n$  sont à valeur dans  $\{0, 1\}$ ). On en déduit donc que si  $\sum p_n$  converge, alors  $X_n$  converge vers 1 presque sûrement.

Pour la réciproque, on utilise le second théorème de Borel-Cantelli (cf exercice "second théorème de Borel-Cantelli"), qui dit que si les  $X_n$  sont indépendants et  $\sum p_n$  diverge, alors, avec probabilité 1, il existe une infinité de  $X_n$  valant 0. En particulier,  $X_n$  ne peut pas converger vers 1. On en déduit donc que si  $X_n$  converge presque sûrement, alors  $\sum p_n$  converge.

On a donc que  $X_n$  converge presque sûrement ssi  $\sum p_n$  converge.

### Exercice 3.

Convergence

1. Let  $\{X_n\}$  be a sequence of random variables with  $\mathbf{E}[X_n] = 5$  and  $\mathbf{Var}[X_n] = \frac{1}{\sqrt{n}}$  for all  $n$ . Is it true that  $X_n$  must converge in probability to 5?

☞ Oui,  $(X_n)$  converge en probabilité vers 5. Selon la définition, il faut prouver que  $\forall \varepsilon \quad \mathbf{P}\{|X_n - 5| > \varepsilon\} \rightarrow_{n \rightarrow +\infty} 0$ . Or comme  $\mathbf{E}[X_n] = 5$ , on obtient avec l'inégalité de Chebyshev :

$$\forall \varepsilon \quad \mathbf{P}\{|X_n - 5| > \varepsilon\} \leq \frac{\mathbf{Var}[X_n]}{\varepsilon^2} = \frac{1}{\sqrt{n}\varepsilon^2} \rightarrow_{n \rightarrow +\infty} 0.$$

2. Let  $\{X_n\}$  be independent and identically distributed random variables with  $\mathbf{E}[X_n] = 4$  and  $\mathbf{Var}[X_n] = 9$  for all  $n$ . Find  $C(n, x)$  such that

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \mathbf{P}(X_1 + \dots + X_n \leq C(n, x)) = \Phi(x),$$

where  $\Phi(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^x e^{-t^2/2} dt$ .

☞ Par le Théorème Central Limite, si l'on pose

$$Z_n = \frac{S_n - n\mu}{\sqrt{n}\sigma} \quad \text{avec } S_n = \sum_{i=1}^n X_i, \quad \mu = \mathbf{E}[X_n] \quad \text{et } \sigma = \sqrt{\mathbf{Var}[X_n]}$$

et  $Z$  une v.a. suivant une loi normale  $\mathcal{N}(0, 1)$  alors

$$\mathbf{P}\{Z_n \leq x\} \rightarrow_{n \rightarrow +\infty} \mathbf{P}\{Z \leq x\} = \int_{-\infty}^x \frac{e^{-t^2/2}}{\sqrt{2\pi}} dt = \Phi(x).$$

Or

$$Z_n \leq x \Leftrightarrow \frac{\sum_{i=1}^n X_i - 4n}{3\sqrt{n}} \leq x \Leftrightarrow \sum_{i=1}^n X_i \leq 4n + 3x\sqrt{n}.$$

Donc on pose  $C(n, x) = 4n + 3x\sqrt{n}$  et on obtient que  $\mathbf{P}\{\sum_{i=1}^n X_i \leq C(n, x)\} = \mathbf{P}\{Z_n \leq x\} \rightarrow_{n \rightarrow +\infty} \Phi(x)$ .

3. Give an example of sequence  $\{Y_n\}$  such that  $Y_n$  converges in probability to 0,  $\frac{Y_n}{n}$  converges almost surely to 0, but  $Y_n$  does not converge almost surely to 0.

☞ [http://lthiwww.epfl.ch/~leveque/Advanced\\_Prob/lecture\\_notes4.pdf](http://lthiwww.epfl.ch/~leveque/Advanced_Prob/lecture_notes4.pdf) page 3

On numérote tous les mots sur  $\{0, 1\}$  par ordre croissant de longueur, c'est-à-dire qu'on pose  $w_0 = 0$ ,  $w_1 = 1$ ,  $w_2 = 00$ ,  $w_3 = 01$ ,  $w_4 = 10$ ,  $w_5 = 11$ , etc.... On pose  $\ell_n$  la longueur du mot  $w_n$  (on remarque que  $\ell_n$  est de l'ordre de  $\log n$  car tous les mots entre  $w_{2^k}$  et  $w_{2^{k+1}-1}$  ont longueur  $k$ ).

On fait maintenant une infinité de lancers à pile ou face d'une pièce équilibrée, puis on définit  $Y_n$  ainsi : on regarde les résultats sur les  $\ell_n$  premiers lancers, et  $Y_n$  vaut 1 si le résultat des ces  $\ell_n$  premiers lancers correspond exactement au mot  $w_n$  (avec 1 pour pile, 0 pour face). Par exemple,  $Y_3 = 1$  si et seulement si le premier lancer a donné face et le deuxième lancer a donné pile (car  $w_3 = 01$ ). De cette manière, exactement un  $Y_i$  parmi  $Y_{2^k}, \dots, Y_{2^{k+1}-1}$  vaut 1 et tous les autres valent 0.

Montrons que  $(Y_n)$  vérifient les hypothèses de l'énoncé : tout d'abord,  $Y_n$  converge en probabilité vers 0 car

$$\forall \varepsilon \quad \mathbf{P}\{|Y_n| > \varepsilon\} = \mathbf{P}\{Y_n = 1\} = \left(\frac{1}{2}\right)^{\ell_n} \approx \frac{1}{n} \rightarrow_{n \rightarrow +\infty} 0$$

De plus,  $Y_n/n$  converge presque sûrement vers 0 car  $|Y_n/n| \leq 1/n \rightarrow_{n \rightarrow \infty} 0$  donc  $\mathbf{P}\{\lim_{n \rightarrow \infty} Y_n/n = 0\} = 1$ .

Par contre,  $Y_n$  ne converge pas presque sûrement vers 0 : après une longue séquence de 0 dans  $Y_n$ , il y aura toujours un 1, donc quelle que soit la réalisation  $\omega$ ,  $Y_n(\omega)$  ne tend pas vers 0 quand  $n$  tend vers l'infini. Donc

$$\mathbf{P}\left\{\lim_{n \rightarrow \infty} Y_n/n = 0\right\} = 0$$

ce qui est le contraire de la définition.

#### Exercice 4.

*Théorème de Mycielski*

Recall that the *chromatic number*  $\chi(G)$  is the smallest number of colors needed to color the vertices of  $G$  such that any two adjacent vertices have different colors. Clearly, graphs with large cliques have a high chromatic number, but the opposite is not true. The goal of this exercise is to prove Mycielski's theorem, which states that for any integer  $k \geq 2$ , there exists a graph  $G$  such that  $G$  contains no triangles and  $\chi(G) \geq k$ .

1. Fix  $0 < \varepsilon < \frac{1}{3}$  and let  $G$  be a random graph on  $n$  vertices where each edge appears independently with probability  $p = n^{\varepsilon-1}$ . Show that when  $n$  tends to infinity, the probability that  $G$  has more than  $n/2$  triangles tends to 0.

☞ The expected number of triangles is less than  $n^3 p^3$ . By Markov,  $G$  has more than  $n/2$  triangles with a probability  $< \frac{n^3 p^3}{n/2} \rightarrow 0$ .

2. Let  $\alpha(G)$  be the size of the largest *independent set* of  $G$  (A set of vertices  $X$  is *independent* if there is no edge between any two vertices of  $X$  in  $G$ ). Show that  $\chi(G) \geq n/\alpha(G)$ .

☞ By definition of  $\chi$ , there is a coloring of  $G$  with  $\chi$  colors, which is also a partition of  $V(G)$  into subsets such that each subset is independent. Hence, the cardinality of each subset is at most  $\alpha$ . This implies  $\chi \alpha \geq n$ .

3. Let  $a = 3n^{1-\varepsilon} \ln n$ . Show that when  $n$  tends to infinity,

$$\mathbb{P}(\alpha(G) < a) \rightarrow 1.$$

Deduce that there exists  $n$  and  $G$  of size  $n$  such that  $G$  has at most  $n/2$  triangles and  $\alpha(G) < a$ .

☞  $\alpha$  exceeds  $a$  with proba at most

$$\binom{n}{a} (1-p)^{\binom{a}{2}} < n^a e^{-p \frac{1}{2} a(a-1)} < n^a n^{-\frac{3}{2} a(a-1)} \rightarrow 0.$$

4. Let  $G$  be such a graph. Let  $G'$  be a graph obtained from  $G$  by removing a minimum number of vertices so that  $G'$  does not contain any triangle. Show that

$$\chi(G') > \frac{n^\varepsilon}{6 \ln n}$$

and conclude the proof of Mycielski's Theorem.

☞

$$\chi > |G'|/\alpha > \frac{n/2}{3n^{1-\varepsilon} \ln n} > \frac{n^\varepsilon}{6 \ln n}$$