



Université des Sciences et Technologies de Lille  
U.F.R. de Mathématiques Pures et Appliquées

# Probabilités : Modèles et Applications.

## Exercices

A. Philippe & M.-Cl. Viano

Master 1 Professionnel

mention : Mathématiques et Modélisation

Année 2004-2005

## Conditionnement

- Ex 1.**  $X$  et  $Y$  sont deux variables aléatoires discrètes vérifiant les conditions suivantes:  
 - la loi de  $Y$  est une loi binomiale de paramètre  $(n, p)$  où  $p \in ]0, 1[$  et  $n$  est un entier strictement positif.  
 -  $X$  ne peut prendre que les valeurs 0 et 1 et pour tout  $k \in \{0, \dots, n\}$

$$P(X = 1 | Y = k) = \frac{k}{n}$$

- 1) Quelle est la loi de  $X$ ?
- 2) Calculer  $\mathbb{E}(XY)$
- 3) Quelle est la loi de  $Y - 1$  conditionnellement à l'événement  $\{X = 1\}$ ?

**Ex 2.** Chaînes de Markov : définition et propriétés élémentaires

Soit  $E$  un ensemble dénombrable. Une suite de variables aléatoires  $(X_n)_{n \in \mathbb{N}}$  est une chaîne de Markov à valeurs dans  $E$  si et seulement si pour tout  $n \in \mathbb{N}$  et tout  $(j_0, \dots, j_n) \in E^{n+1}$

$$\mathbf{P}(X_n = j_0 | X_{n-1} = j_1, \dots, X_0 = j_n) = \mathbf{P}(X_n = j_0 | X_{n-1} = j_1) \stackrel{\text{def}}{=} p_n(j_1, j_0).$$

On dit que cette chaîne est homogène si  $p_n$  ne dépend pas de  $n$ .

On suppose que  $(X_n)_{n \in \mathbb{N}}$  est une chaîne de Markov homogène.

- 1) Montrer que la loi de  $X_n$  est déterminée par la loi de  $X_0$  et par la donnée des  $\{p(i, j), (i, j) \in E^2\}$

$$p(i, j) = \mathbf{P}(X_1 = j | X_0 = i). \quad (1)$$

- 2) Etablir les relations suivantes :

$$\mathbf{P}(X_n = j_0 | X_{n-1} = j_1, \dots, X_{n-h} = j_h) = \mathbf{P}(X_n = j_0 | X_{n-1} = j_1) \\ \forall h > 0 \quad \forall (j_0, \dots, j_h) \in E^{h+1},$$

$$\mathbf{P}(X_{n+h} = j_0 | X_n = j_1, \dots, X_0 = j_{n+1}) = \mathbf{P}(X_{n+h} = j_0 | X_n = j_1) \\ \forall h > 0 \quad \forall (j_0, \dots, j_{n+1}) \in E^{n+2}.$$

- 3) Montrer que le passé et le futur sont indépendants *conditionnellement* au présent, c'est à dire, pour tout triplet  $(j, k, l)$  et quels que soient les entiers  $h_1, h_2$  et  $n$  strictement positifs, on a

$$P(X_{n+h_1} = j, X_{n-h_2} = k | X_n = l) = P(X_{n+h_1} = j | X_n = l) P(X_{n-h_2} = k | X_n = l).$$

- Ex 3.** Soit  $X_n$  une chaîne de Markov. Montrer par un contre exemple que, si  $A_1$  a plus d'un élément,

$$\mathbf{P}(X_n = j_0 | X_{n-1} \in A_1, \dots, X_0 \in A_n) \neq \mathbf{P}(X_n = j_0 | X_{n-1} \in A_1).$$

**Ex 4.** On suppose que l'espace  $E$  est fini. Prenons par exemple  $E = \{1, \dots, q\}$ . On définit la matrice de transition

$$Q = \begin{pmatrix} p(1,1) & p(1,2) & \cdots & p(1,q) \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ p(q,1) & p(q,2) & \cdots & p(q,q) \end{pmatrix}.$$

où les  $p(i, j)$  sont donnés par (1). Pour tout  $k \in \mathbb{N}$ , le vecteur  $\pi_k$  définit la loi de  $X_k$

$$\pi_k = (\pi_k(1), \dots, \pi_k(q)) \quad \text{avec} \quad \pi_k(j) = \mathbf{P}(X_k = j), \quad j = 1, \dots, q.$$

1) Montrer que la loi  $\pi_1$  de  $X_1$  vérifie la relation

$$\pi_1 = \pi_0 Q.$$

et plus généralement la loi de  $X_n$  est donnée par  $\pi_n = \pi_0 Q^n$

2) Comment peut on interpréter la matrice  $Q^n$  ?

**Ex 5.** Soient  $U_1, U_2$  et  $U_3$  trois variables aléatoires discrètes à valeurs respectivement dans  $E_1, E_2$  et  $E_3$ , espaces au plus dénombrables.

Montrer que si, pour tout  $(u_1, u_2, u_3) \in E_1 \times E_2 \times E_3$ , la probabilité  $\mathbf{P}(U_1 = u_1 | U_2 = u_2, U_3 = u_3)$  ne dépend pas de  $u_3$  alors c'est aussi la probabilité  $\mathbf{P}(U_1 = u_1 | U_2 = u_2)$ .

**Ex 6.** La construction des chaînes de Markov proposée dans cet exercice, est souvent très utile pour vérifier qu'une suite de variables aléatoires est une chaîne de Markov.

Soit  $(X_n)_{n \in \mathbb{N}}$  une suite de variables aléatoires i.i.d. à valeurs dans un espace dénombrable. On construit la suite  $(Z_n)_{n \in \mathbb{N}}$  à partir de  $Z_0$  indépendante de la suite  $(X_n)_{n \in \mathbb{N}}$  et de la relation

$$Z_{n+1} = f_n(Z_n, X_n) \tag{2}$$

où  $f_n$  est une fonction à valeurs dans  $E$ .

1) Montrer que la suite de variables aléatoires  $(Z_n)_{n \in \mathbb{N}}$  ainsi construite est une chaîne de Markov (*utiliser le résultat de l'exercice 5*). Préciser la transition de cette chaîne.

2) On suppose que  $f_n$  ne dépend pas de  $n$ . Montrer que la chaîne de Markov est homogène.

3) *L'exemple des marches aléatoires.* On pose  $Z_{n+1} = Z_n + X_n$ . Montrer que  $(Z_n)$  est bien une chaîne de Markov homogène et

$$p(i, j) = \sum_{\{l: i+l=j\}} \mathbf{P}(X_0 = l) = \mathbf{P}(X_0 = j - i).$$

**Ex 7.** On jette un dé et pour tout  $j \geq 1$  on note  $X_j$  le chiffre obtenu au coup  $j$ .

1) Montrer que la suite

$$Z_{n+1} = \max\{X_1, \dots, X_n\}$$

est une chaîne de Markov. Quelle est sa matrice de transition  $Q$ ?

2) En utilisant la structure de la suite  $(Z_n)$ , trouver l'expression de  $Q^h$ ?

**Ex 8.** Soit  $(X_n)_{n \geq 1}$  une suite de variables aléatoires indépendantes toutes de même loi, définie par

$$P(X_1 = -1) = 1 - P(X_1 = 1) = p,$$

où  $p \in ]0, 1[$  est un paramètre fixé. On définit la suite  $(Z_n)$  par  $Z_1 = 1$  et, pour  $n \geq 2$ ,

$$Z_{n+1} = \prod_{j=1}^n X_j.$$

1) Montrer que  $(Z_n)_{n \geq 1}$  est une chaîne de Markov homogène et donner l'expression de la matrice de transition. Il existe une valeur de  $p$  pour laquelle les variables  $Z_n$  sont indépendantes. Laquelle?

2) Montrer que la suite  $(Z_n)$  admet une loi limite indépendante du paramètre  $p$ . Laquelle?

**Ex 9.** Soient  $X_1, \dots, X_n$   $n$  variables aléatoires de Bernoulli indépendantes et de même loi. On note  $P(X_1 = 1) = p$  et on suppose que  $p \in ]0, 1[$ .

- 1) Quelle est la loi de  $\sum_{j=1}^n X_j$  conditionnellement à la v.a.  $X_1$ ?
- 2) Calculer de deux façons différentes  $\mathbb{E}(\sum_{j=1}^n X_j | X_1)$ .
- 3) Quelle est la loi de  $X_1$  conditionnellement à la v.a.  $\sum_{j=1}^n X_j$ ?
- 4) Calculer de deux façons différentes  $\mathbb{E}(X_1 | \sum_{j=1}^n X_j)$ .

**Ex 10.** Soient  $X$  et  $Y$  deux variables aléatoires indépendantes, de lois binomiales de paramètres respectifs  $(n, p)$  et  $(m, p)$ .

- 1) Quelle est la loi de  $X$  conditionnellement à  $X + Y$ ?
- 2) Calculer  $\mathbb{E}(X | X + Y)$ .

**Ex 11.** Soient  $X_1, \dots, X_n$   $n$  v.a. indépendantes. Leurs lois sont des lois de Poisson de paramètres respectifs  $\lambda_1, \dots, \lambda_n$ .

- 1) Donner la loi de  $\sum_{j=1}^n X_j$ .
- 2) Quelle est la loi de  $X_1$  conditionnellement à la somme  $\sum_{j=1}^n X_j$  ?
- 3) Calculer  $\mathbb{E}(X_1 | \sum_{j=1}^n X_j)$ .

**Ex 12.** *Extrait de Décembre 2001*

Dans ce qui suit,  $\lambda > 0$  et  $p \in ]0, 1[$  sont deux paramètres fixés.

Soient  $X$  et  $Y$  deux variables aléatoires à valeurs dans  $\mathbb{N}$ . On donne sur la loi de  $(X, Y)$  les informations suivantes:

- la loi de  $X$  est une loi de Poisson de paramètre  $\lambda$ ,
- la loi de  $Y$  conditionnellement à  $X$  est une loi binômiale de paramètres  $X + 1$  et  $p$ , autrement dit, pour tout  $k \in \mathbb{N}$ ,

$$P(Y = k | X) = C_{X+1}^k p^k (1-p)^{X+1-k} \mathbb{1}_{k \leq X+1}.$$

- 1) Calculer  $\mathbb{E}(Y)$ .

- 2) Calculer  $\mathbb{E}\left(\frac{Y}{X+1}\right)$ .
- 3) Quelle est la loi de  $(X, Y)$ ?
- 4) Quelle est la loi de  $Y$ ?
- 5) Trouver la loi de  $X$  conditionnellement à  $Y = 0$ ? Que reconnaissez vous?

**Ex 13.** *Un processus de branchement*

Soit  $(X_{n,m})_{n \geq 1, m \geq 1}$  une suite doublement indexée de variables aléatoires mutuellement indépendantes et de même loi  $P$ . Cette loi est concentrée sur  $\mathbb{N}$  et  $0 < P(0) < 1$ . On suppose en outre que la série  $\sum kP(k)$  converge. Pour  $t \in [0, 1]$  on note  $f(t) = \int t^x dP(x) = \mathbb{E}(t^{X_{1,1}})$  la transformée de Laplace de  $P$  (ici et dans la suite, on pose  $0^0 = 1$ ).

- 1) Vérifier que  $f$  est bien définie sur  $[0, 1]$  et montrer qu'elle y est dérivable en tout point. Calculer  $f(1)$  et  $f'(1)$ . Quelles sont les solutions sur  $[0, 1]$  de l'équation  $f(t) = t$ .

On définit la suite  $(Z_n)_{n \geq 1}$  par  $Z_1 = 1$  et pour  $n \geq 1$ ,

$$Z_{n+1} = \mathbb{I}_{(Z_n \neq 0)} \sum_{i=1}^{Z_n} X_{n,i}.$$

(Par exemple  $X_{n,i}$  peut représenter le nombre d'enfants de l'individu de la génération  $n$  qui porte le numéro  $i$ . Alors,  $Z_{n+1}$  est l'effectif de la génération  $n + 1$ . On dira qu'il y a extinction de l'espèce si  $Z_n = 0$  pour un certain  $n$ .)

- 2) Montrer que pour  $t$  dans  $[0, 1]$ ,  $\mathbb{E}(t^{Z_n}) = f^{(n)}(t)$  où  $f^{(n)}$  désigne le produit de  $n$  compositions de  $f$  par elle même.
- 3) En déduire que  $P(Z_n = 0) = f^{(n)}(0)$
- 4) Montrer que la probabilité d'extinction est égale à 1 si  $\mathbb{E}(X_{1,1}) \leq 1$  et sinon c'est l'unique solution dans  $]0, 1[$  de l'équation  $f(t) = t$ .
- 5) Montrer que  $(Z_n)_{n \geq 0}$  est une chaîne de Markov homogène.
- 6) Montrer que  $\mathbb{E}(Z_{n+1}|Z_n) = Z_n \mathbb{E}(X_{1,1})$ .
- 7) (Remarque terminale). On suppose que  $\mathbb{E}(X_{1,1}) \leq 1$  et on considère la suite de variables aléatoires

$$M_n = \frac{Z_n}{(\mathbb{E}X_{1,1})^n}.$$

Comparer  $\lim(\mathbb{E}M_n)$  et  $\mathbb{E}(\lim M_n)$ .

**Ex 14.** *Extrait de l'épreuve de novembre 1999*

Soit  $(X_n)_{n \geq 1}$  une suite de variables aléatoires indépendantes et toutes de même loi de Bernoulli de paramètre  $p \in ]0, 1[$ . La suite de variables  $Z_n$  est donnée par  $Z_0$ , variable aléatoire à valeurs entières et indépendante des  $(X_n)_{n \geq 1}$ , et par la relation

$$Z_n = Z_{n-1}^2 \quad \text{si } X_n = 1, \quad \text{et } Z_n = Z_{n-1} \quad \text{si } X_n = 0.$$

- 1) Montrer que  $(Z_n)$  est une chaîne de Markov homogène. Préciser l'espace des états de cette chaîne.

2) Quelle est la transition  $P(Z_n = j | Z_{n-1} = k)$ ?

3) On suppose maintenant que  $P(Z_0 \in \{0, 1\}) = 0$ .

a- Montrer que, presque sûrement, l'inégalité  $Z_n > Z_{n-1}$  a lieu pour une infinité d'indices. En déduire que  $Z_n \rightarrow +\infty$  lorsque  $n \rightarrow +\infty$ .

b- On pose

$$S_n = \sum_{k=1}^n X_k$$

Montrer que

$$Z_n = Z_0^{(2^{S_n})}.$$

En déduire que, lorsque  $n \rightarrow +\infty$ ,

$$\lim \left( \frac{\ln Z_n}{\ln Z_0} \right)^{1/n} = 2^p$$

**Ex 15.** Soit  $(X, Y)$  un vecteur aléatoire de loi uniforme sur le domaine

$$D = \{(x, y) | x \geq 0, y \geq 0, x + y \leq 1\}.$$

1) Quelle est la loi de  $X$  conditionnellement à  $Y$ ?

2) Calculer  $\mathbb{E}(X|Y)$ , puis  $\mathbb{E}(XY|Y)$ .

3) Que vaut  $\mathbb{E}(XY|(X, Y))$ ?

4) Soit  $a \in ]0, 1[$  fixé. Comment reconstituer  $\mathbb{E}(X|Y < a)$  à partir de la variable aléatoire  $\mathbb{E}(X|Y)$ ?

**Ex 16.** Soit  $(X_1, X_2)$  un vecteur gaussien d'espérance  $(\mu_1, \mu_2)$  et de matrice de covariance

$$\Sigma = \begin{pmatrix} \sigma_1^2 & \sigma_{12} \\ \sigma_{12} & \sigma_2^2 \end{pmatrix}$$

Donner l'expression de  $\mathbb{E}(X_1|X_2)$ , puis de  $\mathbb{E}(X_1|X_1 + X_2)$ .

**Ex 17.** *Rendez vous et attente*

R. et J. ont rendez-vous sous la tour Eiffel. Leurs heures d'arrivée sont deux variables aléatoires  $X$  et  $Y$  indépendantes et de même loi. On suppose que cette loi est la loi uniforme sur le segment  $[0, 10]$  (l'unité est la minute).

1) Que représente la variable aléatoire  $W = |X - Y|$ ? Quelle est sa loi?

2) On suppose que R. et J. repartent lorsque leur temps d'attente atteint 5 minutes. Quelle est la probabilité qu'ils se rencontrent? Quelle est la probabilité qu'ils se rencontrent sachant que J. arrive plus de 2 minutes après R.?

3) Quelle est la loi de  $W$  conditionnellement à  $Y$ ?

**Ex 18.** Soient  $X_1, \dots, X_n$   $n$  variables aléatoires indépendantes et toutes de loi uniforme sur le segment  $[0, 1]$ .

1) Quelle est la loi de  $X_1$  conditionnellement à  $X_1 + X_2$ ? En déduire la valeur de  $\mathbb{E}(X_1|X_1 + X_2)$ . Comment obtenir ce même résultat sans aucun calcul?

2) On note  $M = \max\{X_1, \dots, X_n\}$ . Donner l'expression de la fonction de répartition de  $X_1$  conditionnellement à  $M$ . Attention, le couple  $(X_1, M)$  n'est pas à densité (pourquoi?). Calculer  $E(X_1|M)$ .

**Ex 19.** *Extrait de l'épreuve de novembre 2003*

Soit  $h$  la fonction définie par

$$h(x) = \frac{1}{\Gamma(a+1)} e^{-x} x^{a-1} \mathbb{I}_{\mathbb{R}_+}(x).$$

Rappelons que pour tout réel strictement positif  $a$ , on a

$$\Gamma(a) = \int_{\mathbb{R}_+} e^{-x} x^{a-1} dx$$

et  $\Gamma(a+1) = a\Gamma(a)$

On pose

$$f(x, y) = h(x) \mathbb{I}_D(x, y) = \quad \text{avec } D = \{0 \leq y \leq x\}$$

et  $\mathbb{I}_D$  représente la fonction indicatrice de  $D$  c'est à dire  $\mathbb{I}_D(x, y) = \begin{cases} 1 & \text{si } (x, y) \in D \\ 0 & \text{sinon.} \end{cases}$

1) Montrer que la fonction  $f$  définit une densité par rapport à la mesure de Lebesgue sur  $\mathbb{R}^2$ .

Soit  $(X, Y)$  un couple de variables aléatoires ayant pour distribution la loi de densité  $f$ .

2) Donner la loi de  $X$  et calculer  $\mathbb{E}(X)$ .

3) Donner la loi de  $Y$  conditionnellement à  $X$ .

4) Calculer  $\mathbb{E}(Y|X)$  et  $\mathbb{E}(Y)$ .

Soit  $\alpha \in ]0, 1[$  fixé. Soit  $U$  une variable aléatoire à valeurs dans  $\{0, 1\}$  telle que

$$P(U = 0) = \alpha = 1 - P(U = 1).$$

On suppose la variable aléatoire  $U$  est indépendante du couple  $(X, Y)$ .

Soit  $Z$  une variable aléatoire définie par

$$Z = UX + (1 - U)Y.$$

- 5) Calculer  $\mathbb{E}(Z|U)$ .
- 6) On souhaite maintenant déterminer la loi de  $Z$  conditionnellement à  $X$ .
- 6-a) Montrer que

$$P(Z \in A, X \in B) = \alpha \int_B P(Y \in A|X = x)dP_X(x) + (1 - \alpha)P(X \in A \cap B)$$

pour tout couple de boréliens  $(A, B)$ .

- 6-b) En déduire que pour tout borélien  $A$  et tout  $x > 0$ , on a

$$P(Z \in A|X = x) = \frac{\alpha}{x}\lambda(A \cap [0, x]) + (1 - \alpha)\mathbb{I}_A(x)$$

où  $\lambda$  est la mesure de Lebesgue sur  $\mathbb{R}$  et  $\mathbb{I}_A(x) = \begin{cases} 1 & \text{si } x \in A \\ 0 & \text{sinon.} \end{cases}$

**Ex 20.** *Extrait de l'épreuve de décembre 1998*

Soit  $X$  une v.a. à valeurs dans  $\mathbb{N}$ , et  $Y$  une v.a. à valeurs dans  $\mathbb{R}^+$ . La loi du vecteur  $(X, Y)$  est donnée par

$$P(X = n, Y < t) = b \int_0^t e^{-(a+b)y} \frac{(ay)^n}{n!} dy \quad n \in \mathbb{N}, t > 0,$$

où  $a > 0$  et  $b > 0$  sont deux paramètres fixés.

- 1) Quelles sont respectivement les lois de  $X$  et de  $Y$ ? (On rappelle que la fonction Gamma est donnée par  $\Gamma(s) = \int_0^{+\infty} e^{-u}u^{s-1}du$ , et qu'elle vérifie, pour  $n$  entier positif,  $\Gamma(n+1) = n!$ )
- 2) Quelle est la densité de la loi de  $Y$  conditionnellement à  $X$ ?
- 3) Quelle est la loi de  $X$  conditionnellement à  $Y$ ? Que reconnaissez vous?

**Ex 21.** *Extrait de l'épreuve de janvier 2003*

Soit  $X = (X_1, X_2, X_3)$  un vecteur aléatoire de dimension 3. On suppose que

- la loi de  $X_1$  admet pour densité :

$$f_{X_1}(x) = \frac{1}{6}x^3 e^{-x} \mathbb{I}_{\mathbb{R}^+}(x).$$

- la loi conditionnelle de  $X_2$  sachant  $X_1$  admet pour densité :

$$f_{X_2|X_1}(y) = \mathbb{I}_{[0, X_1]}(y) \frac{3y^2}{X_1^3} \quad \text{si } X_1 \neq 0$$

et

$$P(X_2 = 0|X_1 = 0) = 1$$



- la loi conditionnelle de  $X_3$  sachant  $(X_1, X_2)$  admet pour densité :

$$f_{X_3|(X_1, X_2)}(z) = \mathbb{I}_{[0, X_2]}(z) \frac{2(X_2 - z)}{X_2^2} \quad \text{si } X_2 \neq 0$$

et

$$P(X_3 = 0 | X_1 = x, X_2 = 0) = 1 \quad \forall x \geq 0$$

- 1) Quelle est la loi du vecteur  $X$ .
- 2) Calculer la loi conditionnelle de  $(X_1, X_2)$  sachant  $X_3$ .
- 3) Calculer la loi conditionnelle de  $X_1$  sachant  $X_3$ .

**Ex 22.** *Extrait de l'épreuve de janvier 2000*

Les deux variables aléatoires  $X$  et  $Y$  sont positives, et la loi du vecteur  $(X, Y)$  est donnée par

- $Y$  a une loi de densité

$$f(t) = \lambda^2 t e^{-\lambda t} \mathbb{I}_{\mathbb{R}^+}(t)$$

- La loi de  $X$  conditionnellement à  $Y$  est la loi uniforme sur  $[0, Y]$ .

- 1) Quelle est la loi du vecteur  $(X, Y)$ ?
- 2) Quelle est la loi de  $X$ ?
- 3) Montrer que la loi de  $Y$  conditionnellement à  $X$  a comme densité

$$\lambda e^{-\lambda(t-X)} \mathbb{I}_{[X, +\infty[}(t)$$

- 4) Calculer  $\mathbb{E}(Y|X)$  et  $\mathbb{E}Y$ .
- 5) On dispose de  $n$  vecteurs aléatoires indépendants,  $(X_1, Y_1), \dots, (X_n, Y_n)$ , tous de même loi, celle que vous avez trouvée à la question 2. On ne connaît pas le paramètre  $\lambda$ . Proposez un estimateur sans biais et convergent de  $\lambda^{-1} = \eta$ . On notera  $\hat{\eta}_n$  cet estimateur.
- 6) On vous communique la valeur de  $X_{n+1}$ , mais on oublie de vous donner celle de  $Y_{n+1}$ . Quelqu'un vous conseille de la remplacer par

$$\hat{Y}_{n+1} = \hat{\eta}_n + X_{n+1}.$$

Sur quels arguments est basé ce conseil? Le trouvez vous bon?

## Vecteurs gaussiens

**Ex 23.** On désigne par  $\Phi$  la fonction de répartition de la loi gaussienne standard:

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

1) Montrer que pour tout  $x > 0$ , on a

$$\frac{1}{\sqrt{2\pi}} \left( \frac{1}{x} - \frac{1}{x^3} \right) e^{-\frac{x^2}{2}} < 1 - \Phi(x) < \frac{1}{x\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}}$$

2) Soit une variable  $X$  de loi gaussienne standard. Trouver la limite, pour  $a > 0$  fixé et lorsque  $x \rightarrow +\infty$ , de

$$P \left( X > x + \frac{a}{x} \mid X > x \right).$$

Même question pour  $P(X > x + a \mid X > x)$ . Commentez.

**Ex 24.** *Extrait de l'épreuve de septembre 1999*

Soit  $a$  un paramètre fixé dans  $] -\sqrt{2}, \sqrt{2}[$ .

1) Soit  $(X, Y)$  un vecteur aléatoire dont la loi a pour densité

$$f(x, y) = \frac{1}{2\pi\sqrt{2-a^2}} \exp \left( -\frac{2x^2 + y^2 - 2axy}{2(2-a^2)} \right) \quad (3)$$

a- Que reconnaissez vous?

b- Quelle est la loi de  $X$ ? Celle de  $Y$ ? Que vaut  $\text{Cov}(X, Y)$ ?

c- Calculez  $\mathbb{E}(X \mid Y \leq 0)$  et  $\mathbb{E}(Y \mid X \leq 0)$ .

2) Soit maintenant une suite de vecteurs aléatoires  $((X_1, Y_1), \dots, (X_n, Y_n), \dots)$  mutuellement indépendants et tous de même loi de densité donnée en (3). On considère la suite

$$Q_n = \frac{\sum_{j=1}^n X_j \mathbb{I}_{\{Y_j \leq 0\}}}{\sum_{j=1}^n Y_j \mathbb{I}_{\{X_j \leq 0\}}}$$

On suppose que  $a$  n'est pas nul. Montrez, en indiquant soigneusement les résultats du cours que vous utilisez, que la suite  $Q_n$  a une limite au sens presque sûr. Quelle est cette limite?

**Ex 25.** Soit  $\rho \in ]-1, 1[$  un paramètre et  $X = (X_1, X_2, X_3)$  un vecteur aléatoire gaussien centré de  $\mathbb{R}^3$ , de matrice de covariance

$$\Sigma = \begin{pmatrix} 1 & \rho & \rho^2 \\ \rho & 1 & \rho \\ \rho^2 & \rho & 1 \end{pmatrix}$$

- 1) Quelle est la loi du vecteur  $(X_2, X_3)$ ?
- 2) Quelle est la loi de  $X_1$  conditionnellement à  $(X_2, X_3)$ ? Montrer que c'est aussi la loi de  $X_1$  conditionnellement à  $X_2$ .
- 3) Montrer que les variables  $X_1 - \mathbb{E}(X_1|X_2)$  et  $X_3 - \mathbb{E}(X_3|X_2)$  sont indépendantes.
- 4) Quelle est la loi de  $X_1$  conditionnellement à  $(X_2 + X_3)$ ?

**Ex 26.** *Extrait de l'épreuve de novembre 2002*

Soit  $(X, Y, Z)$  un vecteur gaussien à valeurs dans  $\mathbb{R}^3$  d'espérance  $\mathbb{E} \begin{pmatrix} X \\ Y \\ Z \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 \\ 0 \\ 0 \end{pmatrix}$  et de

matrice de covariance  $\Sigma = \begin{pmatrix} 1 & 1 & -1 \\ 1 & 2 & 0 \\ -1 & 0 & 3 \end{pmatrix}$ .

- 1) Donner la densité du vecteur gaussien  $(X, Y, Z)$ .
- 2) On définit la variable aléatoire  $V = \frac{Y^2}{2} + \frac{Z^2}{3}$ . Quelle est la loi de  $V$  ?
- 3) Quelle est la loi du couple  $(X + Y, Y - Z)$  ? Ce couple admet-il une densité ?
- 4) Donner la loi conditionnelle de  $X + Y$  sachant  $Y - Z$ .

**Ex 27.** *Extrait de l'épreuve de décembre 2000*

Soit  $\rho \in ]-1/2, 1/2[$  un paramètre fixé. On considère un vecteur  $(X_1, X_2, X_3, X_4)$  gaussien, centré, de matrice de covariance

$$\Sigma = \begin{pmatrix} 1 & \rho & 0 & \rho \\ \rho & 1 & \rho & 0 \\ 0 & \rho & 1 & \rho \\ \rho & 0 & \rho & 1 \end{pmatrix}$$

- 1) Quelle est la loi du vecteur  $(X_1 + X_2, X_1 - X_3)$ ?
- 2) Quelle est la loi de  $X_1 + X_2$  conditionnellement à  $X_1 - X_3$ ?

**Ex 28.** On rappelle la densité de la loi  $\Gamma_{\lambda,r}$  où  $\lambda > 0$  et  $r > 0$ :

$$f_{\lambda,r}(x) = \frac{\lambda^r}{\Gamma(r)} x^{r-1} e^{-\lambda x} \mathbb{I}_{]0,+\infty[}(x).$$

- 1) Soient  $X_1$  et  $X_2$  deux variables aléatoires indépendantes de lois respectives  $\Gamma_{\lambda,r_1}$  et  $\Gamma_{\lambda,r_2}$ . Montrer que  $X_1 + X_2$  a une loi  $\Gamma_{\lambda,r_1+r_2}$ .

2) Montrer que le carré d'une variable gaussienne standard a une loi  $\Gamma_{\frac{1}{2}, \frac{1}{2}}$ .

Etant données  $n$  variables aléatoires  $(X_1, \dots, X_n)$  mutuellement indépendantes toutes de loi gaussienne  $\mathcal{N}(\mu, 1)$ ,

3) Montrer que la variable aléatoire  $\sum_{j=1}^n (X_j - \mu)^2$  suit une loi  $\Gamma_{\frac{1}{2}, \frac{n}{2}}$ . On appelle cette loi une loi de  $\chi^2(n)$ : ainsi, le carré d'une gaussienne standard est un  $\chi^2(1)$ .

4) On pose  $\bar{X}_n = n^{-1} \sum_{j=1}^n X_j$ . Quelle est la loi de  $\bar{X}_n$ ? Montrer que  $\bar{X}_n$  est indépendante du vecteur  $(X_1 - \bar{X}_n, \dots, X_n - \bar{X}_n)$ .

5) Quelle est la loi de  $\sum_{j=1}^n (X_j - \bar{X}_n)^2$ ?

6) Trouver la densité de la variable

$$T_n = \frac{n^{\frac{1}{2}} (\bar{X}_n - \mu)}{\sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{j=1}^n (X_j - \bar{X}_n)^2}}.$$

Cette loi est connue sous le nom de loi de Student de paramètre  $n - 1$  (ou encore à  $n - 1$  degrés de liberté). Elle est tabulée.

7) Montrer que, lorsque  $n$  tend vers l'infini, cette loi converge vers une loi gaussienne standard.

**Ex 29.** *Extrait de l'épreuve de novembre 2003*

Soit  $(X, Y, Z)$  un vecteur gaussien. On suppose que

$$\text{Var}(X) = \text{Var}(Y) = 1$$

et

$$\mathbb{E}(X) = \mathbb{E}(Y) = \mathbb{E}(XY) = 0.$$

1) Montrer que les variables aléatoires  $X - Y$  et  $X + Y$  sont indépendantes.

2) En déduire que

$$\mathbb{E}(XY|X + Y) = \frac{1}{4}(X + Y)^2 - \frac{1}{2} \quad \text{p.s..}$$

3) On cherche maintenant à évaluer l'espérance de  $Z$  conditionnellement au produit  $XY$ .

3-a) Montrer l'égalité presque sûre suivante

$$\mathbb{E}(Z|X, Y) = \mathbb{E}(Z|X) + \mathbb{E}(Z|Y) - \mathbb{E}(Z).$$

3-b) Montrer que les couples  $(X, XY)$  et  $(-X, XY)$  ont même loi et en déduire que  $\mathbb{E}(X|XY) = 0$  presque sûrement.

3-c) Comparer les tribus  $\sigma(XY)$  et  $\sigma(X, Y)$ .

3-d) Déduire des questions précédentes l'espérance conditionnelle  $\mathbb{E}(Z|XY)$ .

*Sommes de variables aléatoires indépendantes*

**Ex 30.** On dit que la suite de variables aléatoires  $(X_n)_{n \geq 1}$  est gaussienne si pour tout  $k$  le vecteur  $(X_1, \dots, X_k)$  est gaussien. On dira qu'elle est centrée si pour tout  $n$ ,  $\mathbb{E}(X_n) = 0$ . On considère une suite gaussienne centrée telle que

$$\forall(n, m), \quad \text{Cov}(X_n, X_m) = \min\{m, n\}.$$

- 1) Soient  $m, n, p$  trois entiers dans cet ordre. Calculer  $\mathbb{E}(X_n | X_m, X_p)$ .
- 2) On pose  $Y_n = X_{n+1} - X_n$ . Montrer que la suite  $Y_n$  est une suite i.i.d gaussienne. En déduire que  $n^{-1}X_n \rightarrow 0$  presque sûrement.

**Ex 31.** *Polynômes de Bernstein*

Soit  $f$  continue sur  $[0, 1]$ . Pour tout  $n$  on définit sur  $[0, 1]$  le polynôme

$$B_n(x) = \sum_{k=0}^n C_n^k f\left(\frac{k}{n}\right) x^k (1-x)^{n-k}.$$

- 1) Montrer que pour tout  $x \in ]0, 1[$ ,  $B_n(x)$  est égal à

$$\mathbb{E}\left(f(n^{-1}X_n)\right)$$

avec  $X_n$  distribué suivant la loi binomiale  $\mathcal{B}(n, x)$ .

- 2) Montrer que, lorsque  $n \rightarrow +\infty$ ,  $\|f - B_n\|_\infty \rightarrow 0$ .

Indication: soit  $\delta(\varepsilon)$  le module de continuité uniforme de  $f$  défini par:

$$\delta(\varepsilon) = \sup_{|x-y| \leq \varepsilon} \{|f(x) - f(y)|\}.$$

Montrer que

$$\|f - B_n\|_\infty \leq \delta(\varepsilon) + \frac{1}{2n\varepsilon^2} \|f\|_\infty.$$

- 3) Si  $f$  est de classe  $C^1$ , montrer que

$$\|f - B_n\|_\infty = O(n^{-\frac{1}{2}}).$$

**Ex 32.** *Le problème des signes aléatoires*

Soit  $(X_n)_{n \geq 1}$  une suite de variables i.i.d de loi donnée par

$$P(X_1 = 1) = P(X_1 = -1) = \frac{1}{2}$$

et soit  $a_n$  une suite numérique.

- 1) Montrer que si  $\sum a_n^2 < +\infty$  alors la série de terme général  $a_k X_k$  converge presque sûrement.

On veut maintenant prouver la réciproque. Dans ce qui suit, on suppose que la série de terme général  $a_k X_k$  converge presque sûrement.

- 2) Calculer la fonction caractéristique de  $\sum_{k=1}^n a_k X_k$ . On la note  $\Phi_n$ .
- 3) Montrer qu'il existe un nombre positif  $M$  tel que si  $\sum a_k^2 = +\infty$ , alors  $\Phi_n(t) \rightarrow 0$  pour tout  $t$  tel que  $0 < |t| \leq M^{-1}$ .
- 4) Conclure.

**Ex 33.** *Extrait de l'épreuve de novembre 2003*

Soit  $(X_n)_{n \geq 1}$  une suite de variables aléatoires indépendantes. Pour tout  $k \geq 1$ ,  $X_k$  suit une loi exponentielle de paramètre  $a_k = \sqrt{k}$ . (c'est-à-dire de densité  $a_k e^{-a_k x} \mathbb{I}_{\mathbb{R}_+}(x)$ ). On pose  $S_n = X_1 + \dots + X_n$  pour tout  $n \geq 1$ .

- 1) Calculer l'espérance et la variance de  $X_k$ .
- 2) En déduire un équivalent de l'espérance et de la variance de  $S_n$  lorsque  $n$  tend vers l'infini.

Rappelons que pour  $\alpha \geq -1$ , la somme  $\sum_{j=1}^n j^\alpha$  et l'intégrale  $\int_1^n x^\alpha dx$  sont équivalentes lorsque  $n$  tend vers l'infini.

- 3) Montrer que la suite  $\frac{S_n}{\mathbb{E}(S_n)}$  converge dans  $L^2$  vers 1 et que la suite  $\frac{S_n}{\sqrt{n}}$  converge dans  $L^2$  vers 2.
- 4) Montrer que la suite  $\frac{1}{n} S_{n^2}$  converge presque sûrement. Préciser la limite.

(Indication : montrer que pour tout  $\varepsilon > 0$ , la série  $\sum_{n=1}^{\infty} P(|S_{n^2} - \mathbb{E}(S_{n^2})| > \varepsilon n)$  converge)

- 5) En déduire que la suite  $\frac{S_n}{\sqrt{n}}$  converge presque sûrement (pensez à un encadrement de  $n$ ).

**Ex 34.** *Extrait de l'épreuve de décembre 1998*

Soit  $(X_n)_{n \geq 1}$  une suite de variables aléatoires réelles de même loi, dans  $L^1$ , et mutuellement indépendantes. Soit  $A$  un borélien tel que  $P(X_1 \in A) \neq 0$ . On note  $N_n$  la variable aléatoire égale au nombre d'indices  $j \leq n$  tels que  $X_j \in A$ .

- 1) Montrer que  $\frac{N_n}{n}$  converge presque sûrement quand  $n \rightarrow +\infty$ . Quelle est sa limite?
- 2) On considère maintenant la suite  $(Y_n)_{n \geq 1}$  définie par  $Y_n = X_n \mathbb{I}_{(X_n \in A)}$ . Montrer que la suite  $N_n^{-1} \sum_{j=1}^n Y_j$  converge presque sûrement, quand  $n \rightarrow +\infty$ , vers une espérance conditionnelle. Laquelle?
- 3) Faites le calcul de cette limite lorsque la loi de  $X_1$  a pour densité  $e^{-x} \mathbb{I}_{\mathbb{R}_+}(x)$  et que  $A = [0, 1]$ .

**Ex 35.** *Processus autorégressif*

On se donne un nombre  $a \in ]-1, 1[$  et une suite  $(\varepsilon_n)_{n \in \mathbb{Z}}$  de variables aléatoires i.i.d centrées et de variance 1.

1) Montrer que, pour tout  $n$  fixé la série  $\sum_{j=1}^{+\infty} a^j \varepsilon_{n-j}$  converge à la fois au sens presque sûr et en moyenne quadratique (c'est à dire dans  $L^2$ ). On note désormais

$$X_n = \varepsilon_n + \sum_{j=1}^{+\infty} a^j \varepsilon_{n-j}. \quad (4)$$

2) Calculer  $\mathbb{E}X_n$  et  $\text{Cov}(X_n, X_m)$ . Que remarquez vous?

3) On note  $S_n = \sum_{j=1}^n X_j$ . Calculer  $\text{Var}S_n$  et en déduire que  $n^{-1}S_n$  tend vers zéro en moyenne quadratique.

4) Montrer que  $n^{-1}S_n$  converge presque sûrement. Quelle est sa limite?

5) On suppose à partir de maintenant que les  $\varepsilon_n$  sont des v.a. gaussiennes standard. Montrer que la suite  $X_n$  est aussi gaussienne (pour cela poser, pour tout  $N$ ,

$$X_n^{(N)} = \varepsilon_n + \sum_{j=1}^N a^j \varepsilon_{n-j},$$

et trouver, pour  $k$  fixé, la matrice de covariance et la fonction caractéristique du vecteur  $(X_1^{(N)}, \dots, X_k^{(N)})$ . Puis trouver sa limite quand  $N$  tend vers l'infini).

6) Calculer  $\mathbb{E}(X_n | (X_{n-1}, \dots, X_0))$ . Que remarquez vous?

7) On a observé les valeurs  $(X_0(\omega), \dots, X_{n-1}(\omega))$  et on désire prédire une valeur  $\hat{X}_n(\omega)$  pour  $X_n(\omega)$ . Pour cela on minimise  $\mathbb{E}(Z - X_n)^2$  parmi les fonctions mesurables et de carré intégrable des variables  $(X_0, \dots, X_{n-1})$ . Que trouve-t-on? Quelle est la valeur de l'erreur quadratique de prévision  $\mathbb{E}(\hat{X}_n - X_n)^2$ ?

**Ex 36.** *Extrait de l'épreuve de janvier 2000.* On se donne une suite  $(\varepsilon_n)_{n \geq 1}$  de variables aléatoires indépendantes et toutes de loi gaussienne standard et une variable aléatoire  $X_0$  indépendante de la suite  $(\varepsilon_n)_{n \geq 1}$ . Puis on définit la suite  $(X_n)_{n \geq 0}$  par

$$X_n = aX_{n-1} + \varepsilon_n \quad \forall n \geq 1,$$

où  $a \in ]-1, 1[$  est un paramètre réel fixé.

1) Quelle est la loi de  $X_{n+1}$  conditionnellement à  $X_n$ ? En déduire que  $X_n$  et  $X_{n+1}$  ne sont pas indépendantes.

2) Quelle est l'expression de la variable aléatoire  $\mathbb{E}(e^{itX_{n+1}} | X_n)$ ?

3) On veut montrer que  $\frac{S_n}{\sqrt{n}} = \frac{\sum_{j=1}^n X_j}{\sqrt{n}}$  converge en loi vers une variable gaussienne.

a) Commencez par expliquer pourquoi vous ne pouvez appliquer ici les théorèmes du cours.

b) Exprimer  $S_n$  en fonction des  $(\varepsilon_j)_{j \in \{1, \dots, n\}}$  et de  $X_0$ . En déduire la fonction caractéristique de  $\frac{S_n}{\sqrt{n}}$  et trouver la limite en loi de cette suite.

**Ex 37.** On rappelle que la suite  $(X_n)_{n \geq 0}$  est un processus de Markov si pour tout  $n$  la loi de  $X_n$  conditionnellement à  $(X_{n-1}, \dots, X_0)$  est aussi la loi de  $X_n$  conditionnellement à  $X_{n-1}$ .

1) Montrer qu'il en est ainsi si et seulement si pour tout  $n$  la loi de  $X_n$  conditionnellement à  $(X_{n-1}, \dots, X_0)$  ne dépend que de  $X_{n-1}$ .

2) Revenir à l'exercice précédent et montrer que le processus défini en (4) est un processus de Markov. Quelle est la loi de  $X_n$  conditionnellement à  $X_{n-1}$ ? (Vous noterez  $P_\varepsilon$  la loi des v.a.  $\varepsilon_j$ ). Quelle est cette loi lorsque  $P_\varepsilon$  est la gaussienne  $\mathcal{N}(0, 1)$ ?

**Ex 38.** On considère une variable aléatoire réelle  $X$  telle que  $\mathbb{E}X^+ = +\infty$  et  $\mathbb{E}X^- < +\infty$ . Soit  $(X_n)_{n \geq 1}$  une suite de v.a indépendantes et de même loi que  $X$ . La loi des grands nombres s'applique t-elle?

1) Soit  $N$  entier positif fixé. Pour tout  $n$  on note  $Y_{n,N} = X_n \mathbb{I}_{X_n \leq N}$ . Que devient  $Y_{n,N}$  lorsque  $N$  tend vers l'infini?

2) Montrer que  $\frac{1}{n} \sum_{j=1}^n Y_{j,N}$  converge presque sûrement vers une limite  $V_N$ .

3) Que devient  $V_N$  lorsque  $N \rightarrow +\infty$ ?

4) Des questions précédentes déduire que  $\frac{1}{n} \sum_{j=1}^n X_j$  tend presque sûrement vers  $+\infty$ .

**Ex 39.** *Extrait de l'épreuve de rattrapage de janvier 2002.* Soient  $X_1, \dots, X_n$   $n$  variables aléatoires indépendantes ayant la même loi, de densité

$$f(x) = \frac{1}{x^2} \mathbb{I}_{[1, +\infty[}(x).$$

1) Est-ce que la suite  $\frac{1}{n} \sum_{j=1}^n X_j$  converge presque sûrement?

2) On considère, dans cette question et les suivantes, les variables  $Z_j$  définies par

$$Z_j = 1 \quad \text{si } X_j < X_{j+1} \quad \text{et} \quad Z_j = 0 \quad \text{si } X_j \geq X_{j+1}, \quad \forall j \in \{1, \dots, n-1\}$$

Quelle est la loi de  $Z_n$ ? Les  $Z_n$  ( $n = 1, \dots$ ) sont elles indépendantes?

3) Montrer que  $\mathbb{E}(Z_j Z_{j+1}) = \frac{1}{3!}$ . En déduire  $\text{Var}(\sum_{j=1}^{n-1} Z_j)$ .

4) Montrer que la suite  $\frac{1}{n-1} \sum_{j=1}^{n-1} Z_j$  converge en moyenne quadratique et presque sûrement. Quelle est sa limite?



## Convergence en loi

**Ex 40.** Soit  $(X_n)_{n \geq 1}$  une suite de variables aléatoires i.i.d. et soit  $f$  une fonction uniformément continue et bornée. Dédurre du théorème de Glivenko Cantelli la convergence de  $n^{-1} \sum_{j=1}^n f(X_j)$  vers  $\mathbb{E}f(X_1)$  sur un ensemble  $\Omega_0$  de probabilité 1. Bref, qu'est ce que le théorème de Glivenko Cantelli apporte à la loi des grands nombres?

**Ex 41.** Soit  $\alpha > 0$  un réel fixé. On considère  $n$  variables aléatoires  $X_1, \dots, X_n$  i.i.d. de loi exponentielle de paramètre  $\alpha$ . On pose  $M_n = \max\{X_1, \dots, X_n\}$  et on étudie la convergence, lorsque  $n$  tend vers l'infini, de la suite  $M_n$ .

1) Montrer que  $M_n$  n'a pas de limite en loi. Quelle explication donnez vous à ce résultat?

2) Par contre la suite  $M_n - \frac{\log n}{\alpha}$  converge en loi. Vers quoi?

**Ex 42.** *Extrait de l'épreuve de septembre 2002.*

Les variables aléatoires  $X_1, \dots, X_n$  sont indépendantes toutes de même loi, la loi uniforme sur  $[0, \theta]$  ( $\theta > 0$ ). On note  $M_n = \max\{X_1, \dots, X_n\}$ .

1) Donner l'expression de la fonction de répartition de  $M_n$ .

2) En déduire que la suite  $n(M_n - \theta)$  converge en loi quand  $n$  tend vers l'infini. Quelle est la loi limite?

**Ex 43.** Vous admettez que la fonction caractéristique de la loi gamma  $\Gamma_{\lambda, r}$  est  $\Phi(t) = (1 - \frac{it}{\lambda})^{-r}$ . Si la loi de  $X$  est  $\Gamma_{\lambda, r}$ , trouver la loi limite de  $\frac{X - \mathbb{E}X}{\sqrt{\text{Var}X}}$  quand  $r$  tend vers l'infini. Application à la loi limite d'un  $\chi^2(n)$  lorsque le degré de liberté  $n$  tend vers l'infini.

**Ex 44.** Soit  $(X_n)_{n \geq 1}$  une suite de variables aléatoires gaussiennes centrées. Montrer que  $X_n$  converge en loi vers zéro si et seulement si elle converge en moyenne quadratique vers zéro.

**Ex 45.** On joue à pile-face  $n$  fois. La probabilité de pile est  $p \in ]0, 1[$ . On note  $S_n$  le nombre de pile obtenus et  $\hat{p}_n = \frac{S_n}{n}$  l'estimateur "naïf" de  $p$ .

1) Montrer que la suite de v.a.  $\hat{p}_n(1 - \hat{p}_n)$  converge presque sûrement vers  $p(1 - p)$  et trouver la loi limite de

$$\sqrt{n} \left( \hat{p}_n(1 - \hat{p}_n) - p(1 - p) \right).$$

2) Quelle est la loi limite de la suite

$$\sqrt{n} \frac{\hat{p}_n - p}{\sqrt{\hat{p}_n(1 - \hat{p}_n)}}.$$

**Ex 46.** On considère une suite  $(X_n)_{n \geq 1}$  de variables aléatoires i.i.d. Soit  $p$  un nombre entier. On suppose que  $\mathbb{E}X_1^{2p} < +\infty$ .

1) Montrer les convergences presque sûres suivantes

- $n^{-1} \sum_{j=1}^n X_j^k$  vers  $\mathbb{E}(X_1^k)$ , pour tout  $k \in \{1, \dots, 2p\}$  fixé.
- $n^{-1} \sum_{j=1}^n (X_j - \bar{X}_n)^p$  vers  $\mathbb{E}(X_1 - \mathbb{E}(X_1))^p$ .

2) Trouver les limite en loi des suites suivantes

$$\frac{1}{\sqrt{n}} \sum_{j=1}^n (X_j^k - \mathbb{E}(X_1^k)) \quad \text{pour tout } k \in \{1, \dots, p\}$$

et

$$\frac{1}{\sqrt{n}} \sum_{j=1}^n ((X_j - \bar{X}_n)^p - \mathbb{E}(X_1 - \mathbb{E}(X_1))^p).$$

Indication: pour la deuxième suite il est utile de considérer le vecteur

$$V = \begin{pmatrix} V_1 \\ \vdots \\ V_p \end{pmatrix} \quad \text{où } V_k = n^{-1} \sum_{j=1}^n X_j^k, \quad k \in \{1, \dots, p\},$$

et étudier d'abord sa loi limite. Pour obtenir un résultat plus simple, prendre  $\mathbb{E}(X_1) = 0$ . Faire  $p = 2$  et comparer le résultat avec la question 1) de l'exercice précédent.

**Ex 47.** *Extrait de l'épreuve de septembre 2003*

Soit  $(X_n)_{n \in \mathbb{N}}$  une suite de variables aléatoires indépendantes. Pour chaque  $n \in \mathbb{N}$ , la variable aléatoire  $X_n$  admet pour loi de probabilité :

$$\mathbf{P}(X_n = \frac{1}{2^n}) = \mathbf{P}(X_n = -\frac{1}{2^n}) = \frac{1}{2}.$$

On pose

$$S_n = \sum_{j=1}^n X_j \quad \forall n \geq 1$$

- 1) Calculer la fonction caractéristique de  $X_n$
- 2) Montrer que la fonction caractéristique de  $S_n$  est égale à

$$\phi_{S_n}(t) = \frac{1}{2^n} \frac{\sin(t)}{\sin\left(\frac{t}{2^n}\right)} \quad \forall t \in \mathbb{R}$$

- 3) Calculer la fonction caractéristique de la loi uniforme sur  $[-1, 1]$ .
- 4) En déduire que  $(S_n)_{n \geq 1}$  converge en loi. Préciser la loi de la limite.

**Ex 48.** *Extrait de l'épreuve de décembre 1998. Théorème central limite pour des sommes d'un nombre aléatoire de variables i.i.d.*

On se donne deux suites de variables aléatoires,  $X_n$  et  $\nu_n$ . La première,  $X_n$  est une suite de variables réelles, indépendantes et de même loi, telle que  $\mathbb{E}X_1 = 0$  et  $\mathbb{E}(X_1^2) = 1$ . La deuxième,  $\nu_n$ , est une suite de v. a. entières, indépendante de la première et strictement croissante.

On suppose de plus que  $\nu_1 \geq 1$ . On considère maintenant la suite définie par

$$T_n = \frac{1}{\sqrt{\nu_n}} \sum_{j=1}^{\nu_n} X_j.$$

1) On note  $G_n$  la fonction de répartition de la variable  $\frac{1}{\sqrt{n}} \sum_{j=1}^n X_j$ . Exprimer la fonction de répartition de  $T_n$  en fonction des  $G_k$  et des probabilités  $P(\nu_n = k)$ .

2) Quelle est la limite de  $G_n(x)$  lorsque  $n \rightarrow +\infty$  (citez exactement le théorème que vous utilisez et ses conditions de validité).

3) Dédurre des deux questions précédentes que, lorsque  $n \rightarrow +\infty$ , la fonction de répartition de  $T_n$  converge en tout point vers celle de la loi gaussienne standard

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

**Ex 49.** *Extrait de l'épreuve de novembre 2002.*

*Les 3 parties sont indépendantes.*

Soit  $(X_n)_{n \geq 1}$  une suite de variables aléatoires indépendantes et identiquement distribuées suivant la loi de Poisson de paramètre  $\theta = 1$ .

On rappelle que la loi de Poisson de paramètre  $\theta$  est une loi de probabilité sur  $\mathbb{N}$  définie par

$$\mathbf{P}(X_1 = k) = \frac{1}{k!} e^{-\theta} \theta^k \quad \forall k \in \mathbb{N}$$

Les 3 parties suivantes sont indépendantes.

**Partie 1** On définit la suite de variables aléatoires  $(S_n)_{n \geq 1}$  par

$$S_n = \sum_{i=1}^n X_i \quad \forall n \geq 1.$$

1) Calculer la loi de  $S_n$ .

2) Montrer que  $\left(\frac{S_n}{n}\right)_{n \geq 1}$  converge presque sûrement vers 1.

3) Montrer que  $\left(\frac{S_n - n}{\sqrt{S_n}}\right)_{n \geq 1}$  converge en loi. Préciser la limite.

**Partie 2** On définit la suite de variables aléatoires  $(P_n)_{n \geq 1}$  par

$$P_n = \prod_{i=1}^n (1 + X_i), \quad \forall n \geq 1.$$

4) Montrer que la suite  $\left(\frac{\log(P_n)}{n}\right)_{n \geq 1}$  converge presque sûrement. Donner la limite sous la forme d'une série convergente.

**Partie 3** On définit la suite de variables aléatoires  $(Q_n)_{n \geq 1}$  par

$$Q_n = \prod_{i=1}^n X_i, \quad \forall n \geq 1.$$

- 5) Montrer que la suite  $(Q_n)_{n \geq 1}$  converge en probabilité vers zéro.
- 6) Montrer que la suite  $(Q_n)_{n \geq 1}$  converge presque sûrement. Préciser la limite.
- 7) Montrer que la suite  $(Q_n)_{n \geq 1}$  n'admet pas de limite au sens de la convergence  $L^1$ .