

**Concours Nationaux d'Entrée aux Cycles de Formation d'Ingénieurs  
Session 2011**

**Concours Biologie  
Correction de l'Epreuve de Mathématiques**

**Exercice**

$(\Omega, \mathcal{F}, \mathcal{P})$  un espace probabilisé donné.

\*\*

$V = (X, Y)^t$ , un vecteur aléatoire de loi gaussienne,  $\mathcal{N}_2(0, \Gamma)$ , centré et de matrice de covariance

$$\Gamma = \begin{pmatrix} 3 & -1 \\ -1 & 3 \end{pmatrix}, \text{ c'est à dire } \text{Var}(X) = \text{Var}(Y) = 3 \text{ et } \text{Cov}(X, Y) = -1.$$

- $\text{Cov}(X, Y) = \text{Cov}(Y, X) = -1 \neq 0$ , d'où,  $E(XY) \neq E(X)E(Y)$ , donc  $X$  et  $Y$  ne sont pas indépendantes.
- $P_{\Gamma}(X) = \det(\Gamma - X.Id) = (4 - X)(2 - X) = 0 \iff X = 4 \text{ ou } X = 2$ , donc  $\Gamma$  admet  $\lambda_1 = 4$  et  $\lambda_2 = 2$ , comme valeurs propres, distinctes en dim 2  $\Gamma$  est diagonalisable et il existe une base orthonormée de Vecteurs propres.
- $\text{Ker}(\Gamma - 4.Id)$  est le s.e.v. engendré par  $u_1 = (1; -1)^t$  donc  $u = \frac{1}{\sqrt{2}}(1; -1)^t$  est un vecteur de base normé.  
 $\text{Ker}(\Gamma - 2.Id)$  est le s.e.v. engendré par  $v_1 = (1, 1)^t$ , donc  $v = \frac{1}{\sqrt{2}}(1; 1)^t$  et la base orthonormée est  $B = (u, v)$ .

- (a) Soient les v.a.  $T = \frac{1}{2} \prec V, u \succ$ , et  $Z = \frac{1}{\sqrt{2}} \prec V, v \succ$ , avec  $V = (X, Y)^t$

$T = \frac{X-Y}{2\sqrt{2}}$  et  $Z = \frac{X+Y}{2}$  suivent la loi gaussienne réduite centrée  $\mathcal{N}(0, 1)$  car transformés linéaires de v.a. gaussiennes.

- (b)  $\text{var}(T) = \frac{1}{8} [\text{var}X + \text{var}Y - 2\text{cov}(X, Y)] = 1$  (d'après la matrice  $\Gamma$ )

$\text{var}(Z) = \frac{1}{4} [\text{var}X + \text{var}Y + 2\text{cov}(X, Y)] = 1$ ,  $E(T) = E(Z) = 0$  donc  $\text{Cov}(T, Z) = E(TZ)$ ,

$$E(TZ) = E \left[ \left( \frac{X-Y}{2\sqrt{2}} \right) \left( \frac{X+Y}{2} \right) \right] = \frac{1}{4\sqrt{2}} (\text{var}X - \text{var}Y) = 0$$

Donc la matrice  $\Lambda = \begin{pmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \end{pmatrix} = \Lambda^{-1} = Id_2$  est la matrice de variance-covariance du vecteur  $W = (T, Z)^t$ ,

- (c)  $W = (T, Z)^t$  est transformé linéaire du vecteur  $V$  par la matrice  $M = \begin{pmatrix} \frac{1}{2\sqrt{2}} & \frac{-1}{2\sqrt{2}} \\ \frac{1}{2} & \frac{1}{2} \end{pmatrix}$ ,

donc la loi de  $W$  est gaussienne, centrée réduite de  $\mathbb{R}^2$ .

- (d) La densité de probabilité du couple  $(T, Z)$  est donnée par:

$$f_{(T,Z)}(t, z) = \frac{1}{2\pi\sqrt{\det(\Lambda)}} \exp \left[ -\frac{1}{2} (t, z) \cdot \Lambda \cdot (t, z)^t \right] = \frac{1}{2\pi} \exp \left( -\frac{t^2 + z^2}{2} \right) = f_T(t) \cdot f_Z(z).$$

Donc  $T$  et  $Z$  sont des v.a. indépendantes, et de lois normale réduite centrée  $\mathcal{N}(0, 1)$ , chacune.

## Problème

### Partie I

1.  $\frac{a_{n+1}}{a_n} = \frac{(2n)!}{(2n+1)!} = \frac{1}{2n+1} \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 0$ , donc le rayon de convergence  $R = +\infty$ , et la série  $\sum_{n=0}^{\infty} \frac{x^{2n}}{(2n)!}$  est une série entière convergente sur tout  $\mathbb{R}$ , et sa limite est la fonction  $h(x)$  :  
 $\cosh(t) = \frac{e^t + e^{-t}}{2}$ .
2.  $\exp(x) = \sum_{n=0}^{\infty} \frac{x^n}{n!}$ , donc  $\exp(\frac{x^2}{2}) = \sum_{n=0}^{\infty} \frac{x^{2n}}{2^n \cdot n!}$ , et  $\frac{a_{n+1}}{a_n} = \frac{2^n n!}{2^{n+1} (n+1)!} = \frac{1}{2(n+1)} \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 0$ , donc le rayon de convergence est  $+\infty$ .  
 À
3. (a) par recurrence facile, car  $2^{n+1} \cdot (n+1) \leq (2n+2)!$   
 (b) autre méthode : le produit de tous les nombres pairs jusqu'à  $2n \leq$  au produit de tous les nombres jusqu'à  $2n$
4.  $\cosh(t) = \sum_{n=0}^{\infty} \frac{t^{2n}}{(2n)!}$  et  $\exp(\frac{t^2}{2}) = \sum_{n=0}^{\infty} \frac{t^{2n}}{2^n \cdot n!}$ , comme  $\forall n \geq 0, 2^n n! \leq (2n)!$ , alors on obtient  
 $\frac{t^{2n}}{(2n)!} \leq \frac{t^{2n}}{2^n \cdot n!}$ , et  $\cosh(t) \leq \exp(\frac{t^2}{2})$ .
5. (a)  $x \mapsto \exp(x)$  est une fonction de classe  $C^\infty$ , sur  $\mathbb{R}$ , de dérivée seconde positive strictement sur  $\mathbb{R}$ , elle y est donc convexe.  
 (b) la convexité de la fonction  $\exp$  implique que pour tout  $x \in [-1, 1]$  et pour tout  $t \in \mathbb{R}$  on a  
 $\exp(tx) \leq \frac{1}{2}(1-x)\exp(-t) + \frac{1}{2}(1+x)\exp(t)$
6. (a)  $X$  v.a.r., bornée par 1 et telle que  $E(X) = 0$ , implique que la v.a.r.  $\exp(tX)$  est aussi bornée p.s. et admet une moyenne finie, l'inégalité de la question précédente s'applique d'où le a).  
 (b)  $E[\exp(tX)] \leq \frac{1}{2}E(1-X)\exp(-t) + \frac{1}{2}E(1+X)\exp(t) \leq \frac{\exp(-t) + \exp(t)}{2} = \cosh(t) = \cosh(t)$ .  
 (c) l'inégalité  $\cosh(t) \leq \exp(\frac{t^2}{2})$ , pour tout  $t \in \mathbb{R}$  et b) impliquent :  
 $E(\exp(tX)) \leq \exp(\frac{t^2}{2})$ .
7.  $E[\exp(t.S_n)] = E[\exp(t.\sum_{i=1}^n X_i)] = E\left[\prod_{i=1}^n \exp(tX_i)\right] \underset{\text{par indépendance}}{=} \prod_{i=1}^n E[\exp(tX_i)]$   
 $\leq \prod_{i=1}^n \exp(\frac{t^2}{2})$ ,  
 c)  $\leq \prod_{i=1}^n \exp(\frac{t^2}{2})$ .  
 Donc  $E[\exp(t.S_n)] \leq \exp(\frac{n.t^2}{2})$ . (car les  $X_i$  ont même loi que  $X$ ).
8. (a)  $\varepsilon > 0, t > 0$ , la fonction  $x \mapsto \exp(tx)$  étant croissante, on a  
 $(S_n > \varepsilon) \subset (\exp(t.S_n) > \exp(t\varepsilon))$  implique,  $P(S_n > \varepsilon) \leq P(\exp(t.S_n) > \exp(t\varepsilon))$ .  
 (b) L'inégalité de Markov implique:  $P(S_n > \varepsilon) \leq \frac{E[\exp(t.S_n)]}{\exp(t\varepsilon)} \leq \frac{\exp(n.\frac{t^2}{2})}{\exp(t\varepsilon)}$ .  
 (c)  $g(t) = n\frac{t^2}{2} - t\varepsilon$ ; sa dérivée est  $g'(t) = n.t - \varepsilon = 0 \iff t = \frac{\varepsilon}{n} > 0$ , et  $g(\frac{\varepsilon}{n}) = \frac{-\varepsilon^2}{2n}$  et la courbe de  $g$  admet un minimum pour  $t = \frac{\varepsilon}{n}$ , qui vaut  $\frac{-\varepsilon^2}{2n}$ .

(d) pour tout  $\varepsilon > 0$  et tout  $t > 0$ , la fonction  $\exp$  étant croissante, on a :

$$P(S_n \geq \varepsilon) \leq \exp \left\{ \min_{t>0} \left( n \cdot \frac{t^2}{2} - t \cdot \varepsilon \right) \right\} = \exp \left( -\frac{\varepsilon^2}{2n} \right). \text{ d'où (3).}$$

9. On a :

(a)  $(|T| > \varepsilon) = (T > \varepsilon) \cup (T < -\varepsilon) = (T > \varepsilon) \cup (-T > \varepsilon)$ , implique  
 $P(|T| > \varepsilon) \leq P(T > \varepsilon) + P(-T > \varepsilon)$ .

(b) Appliquant l'inégalité (2) aux v.a  $-T$  et  $T$ , on obtient:

$$P(-T > \varepsilon) \leq \exp \left( -\frac{\varepsilon^2}{2n} \right) \implies P(|T| > \varepsilon) \leq 2 \cdot \exp \left( -\frac{\varepsilon^2}{2n} \right). \text{ d'où (4).}$$

## Corrigé de la partie II

1. La v.a.r  $U \in [0, 1]$ , donc  $0 \leq \sqrt{1+U^4} \leq \sqrt{2}$ . On en déduit que  $0 \leq \frac{1}{\sqrt{2}}\sqrt{1+U^4} \leq 1$ .

D'où  $|X| \leq 1$ .

2. On a :

$$\begin{aligned}\mathbb{E}(X) &= \frac{1}{\sqrt{2}} \int_0^1 \sqrt{1+u^4} du = \frac{I}{\sqrt{2}} \\ \mathbb{E}(\bar{X}_n) &= \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \mathbb{E}(X_i) = \mathbb{E}(X_1) = \frac{I}{\sqrt{2}} \\ \mathbb{E}(X^2) &= \frac{1}{2} \int_0^1 (1+u^4) du = \left[ u + \frac{u^5}{5} \right]_0^1 = \frac{1}{2} + \frac{1}{10} \\ \mathbb{V}(X) &= \mathbb{E}(X^2) - \mathbb{E}^2(X) \\ &\leq \mathbb{E}(X^2) - \frac{1}{2}, \quad \text{car } I \geq 1 \\ &\leq \frac{1}{2} + \frac{1}{10} - \frac{1}{2} = \frac{1}{10}\end{aligned}$$

3. (a) En vertu de l'inégalité de Markov, on a :

$$\mathbb{P} \left( |(X - \mathbb{E}(X))^2| > \frac{\varepsilon^2}{2} \right) \leq 2 \frac{\mathbb{V}(X)}{\varepsilon^2}.$$

Il s'ensuit que :

$$\mathbb{P} \left( \left| X - \frac{I}{\sqrt{2}} \right| > \frac{\varepsilon}{\sqrt{2}} \right) \leq 2 \frac{1}{10\varepsilon^2} = \frac{1}{5\varepsilon^2}.$$

(b) On a :

$$\mathbb{P} \left( \left| \bar{X}_n - \frac{I}{\sqrt{2}} \right| > \frac{\varepsilon}{\sqrt{2}} \right) \leq 2 \frac{\mathbb{V}(\bar{X}_n)}{\varepsilon^2}.$$

Or,  $\mathbb{V}(\bar{X}_n) = \frac{1}{n} \mathbb{V}(X) \leq \frac{1}{10n}$ . Il vient alors :

$$\mathbb{P} \left( \left| \bar{X}_n - \frac{I}{\sqrt{2}} \right| > \frac{\varepsilon}{\sqrt{2}} \right) \leq \frac{1}{5n\varepsilon^2}.$$

Par conséquent :

$$1 - \mathbb{P} \left( \left| \bar{X}_n - \frac{I}{\sqrt{2}} \right| \leq \frac{\varepsilon}{\sqrt{2}} \right) \leq \frac{1}{5n\varepsilon^2},$$

soit,

$$\mathbb{P} \left( \left| \bar{X}_n - \frac{I}{\sqrt{2}} \right| \leq \frac{\varepsilon}{\sqrt{2}} \right) \geq 1 - \frac{1}{5n\varepsilon^2}.$$

□

On en déduit que  $\left| \bar{X}_n - \frac{I}{\sqrt{2}} \right| \leq \frac{\varepsilon}{\sqrt{2}}$  avec une probabilité supérieure ou égale

$1 - \frac{1}{5n\varepsilon^2}$ . C'est-à-dire

$$I \in \left[ \sqrt{2}\bar{X}_n - \varepsilon, \sqrt{2}\bar{X}_n + \varepsilon \right]$$

avec une probabilité supérieure ou égale à  $1 - \frac{1}{5n\varepsilon^2}$ .

(c) Pour que la Relation (5) soit vérifiée, il suffit que  $1 - \frac{1}{5n\varepsilon^2} \geq 1 - \alpha$ . Or

$$1 - \frac{1}{5n\varepsilon^2} \geq 1 - \alpha \Rightarrow \frac{1}{5n\varepsilon^2} \leq \alpha \Rightarrow n \geq \frac{1}{5\alpha\varepsilon^2} = n_1^*.$$

(d) En appliquant l'inégalité (4) aux v.a.r,  $(Y_i)_{1 \leq i \leq n}$ , on obtient :

$$\mathbb{P} \left( \left| \sum_{i=1}^n Y_i \right| > \varepsilon \right) \leq 2 \exp \left( -\frac{\varepsilon^2}{2n} \right).$$

On en déduit que :

$$\mathbb{P} \left( \frac{2}{n} \left| \sum_{i=1}^n Y_i \right| > \frac{2\varepsilon}{n} \right) \leq 2 \exp \left( -\frac{\varepsilon^2}{2n} \right),$$

soit,

$$\mathbb{P} \left( \left| \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i - \frac{I}{\sqrt{2}} \right| > \frac{2\varepsilon}{n} \right) \leq 2 \exp \left( -\frac{\varepsilon^2}{2n} \right).$$

Soit  $\varepsilon'$  un réel positif tel que  $\frac{\varepsilon'}{\sqrt{2}} = \frac{2\varepsilon}{n}$ . Alors l'inégalité ci-dessus se réécrit en fonction de  $\varepsilon'$  :

$$\mathbb{P} \left( \left| \bar{X}_n - \frac{I}{\sqrt{2}} \right| > \frac{\varepsilon'}{\sqrt{2}} \right) \leq 2 \exp \left( -\frac{n\varepsilon'^2}{16} \right).$$

On en déduit, après avoir passé à l'évènement complémentaire, que :

$$\forall \varepsilon' > 0, \quad \mathbb{P} \left( \left| \bar{X}_n - \frac{I}{\sqrt{2}} \right| \leq \frac{\varepsilon'}{\sqrt{2}} \right) \geq 1 - 2 \exp \left( -\frac{n\varepsilon'^2}{16} \right).$$

Enfin, il suffit de remplacer  $\varepsilon'^2$  par  $\varepsilon$ .

(e) Pour que la Relation (5) soit vérifiée, il suffit que

$$1 - 2 \exp \left( -\frac{n\varepsilon}{16} \right) \geq 1 - \alpha.$$

Or,

$$1 - 2 \exp \left( -\frac{n\varepsilon}{16} \right) \geq 1 - \alpha \Rightarrow \exp \left( -\frac{n\varepsilon}{16} \right) \leq \frac{\alpha}{2} \Rightarrow n \geq -\frac{16}{\varepsilon^2} \ln \left( \frac{\alpha}{2} \right) = n_2^*.$$

4. On trouve  $n_1^* = 2.000 \cdot 10^6$  et  $n_2^* = 1.216 \cdot 10^6$ .