

# Copie anonyme - n°anonymat : 645638



V9-00108  
645638  
Mat2 Appro

Code épreuve : 283

Nombre de pages : 18

Session : 2025

Épreuve de : Mathématiques 2 Approfondies ESCP-BS - HEC PARIS.

## Consignes

- Remplir soigneusement l'en-tête de chaque feuille avant de commencer à composer
- Rédiger avec un stylo non effaçable bleu ou noir
- Ne rien écrire dans les marges (gauche et droite)
- Numéroté chaque page (cadre en bas à droite)
- Placer les feuilles A3 ouvertes, dans le même sens et dans l'ordre

## Partie I/

1. a)  $X_i \text{ est en } \mathcal{N}(0,1)$  donc  $X_i$  admet un moment d'ordre 2

$$E(X_i^2) = V(X_i) + E(X_i)^2 = 1 \quad (\text{formule de Koenig-Huygens})$$

donc  $S_n$  admet une espérance et par linéarité  $E(S_n) = n$

b) def simul (n):  
X = rd.normal(n)  
return np.sum(X\*\*2)

c)

2) a-  $W_1 = \frac{1}{2} X_1^2$   
soit  $x < 0$   $P(W_1 \leq x) = 0$

soit  $x \in \mathbb{R}_+$

$$P(W_1 \leq x) = P(X_1^2 \leq 2x) = P(|X_1| \leq \sqrt{2x})$$

$$= \Phi(\sqrt{2x}) - \Phi(-\sqrt{2x}) \quad \text{car } X_1 \text{ est à densité.}$$

$$= 2\Phi(\sqrt{2x}) - 1$$

$$\text{donc } \forall x \in \mathbb{R}, F_{X_1}(x) = \begin{cases} 0 & x < 0 \\ 2\Phi(\sqrt{2x}) - 1 & x \geq 0 \end{cases}$$

$F_{X_1}$  est continue sur  $\mathbb{R}_-^*$ , sur  $\mathbb{R}_+$  par composée de fonctions continues sur  $\mathbb{R}_+$

$$\text{et } \lim_{x \rightarrow 0^+} 2\Phi(\sqrt{2x}) - 1 = 2 \times \frac{1}{2} - 1 = 1$$

donc  $F_{X_1}$  est continue sur  $\mathbb{R}$  et de classe  $\mathcal{C}^1$  sur  $\mathbb{R}$  sauf peut-être en 0 (car  $2\Phi(\sqrt{2x}) - 1$  est de classe  $\mathcal{C}^1$  sur  $\mathbb{R}_+^*$  au moins)

donc  $W_1$  est à densité

par dérivation et prolongement arbitraire en 0 :

$$\forall x \in \mathbb{R}, f_{W_1}(x) = \begin{cases} 0 & x < 0 \\ \frac{2\sqrt{2}}{2\sqrt{\pi x}} \frac{1}{2} e^{-x} & \text{si } x \geq 0 \end{cases}$$

$$= \begin{cases} 0 & x < 0 \\ \frac{1}{\sqrt{\pi x}} e^{-x} & x \geq 0 \end{cases}$$

$$b) \Gamma\left(\frac{1}{2}\right) = \int_0^{+\infty} x^{\frac{1}{2}-1} e^{-x} dx$$

$$= \int_0^{+\infty} \frac{e^{-x}}{\sqrt{x}} dx$$

$$= \sqrt{\pi} \int_0^{+\infty} f_{w_1}(x) dx \quad \text{car } \int_0^{+\infty} f_{w_1}(x) dx = 1$$

$$= \sqrt{\pi}$$

$$\text{d'où } \underline{\Gamma\left(\frac{1}{2}\right) = \sqrt{\pi}}$$

$$c) \forall n \in \mathbb{N}^*, W_n = \sum_{i=1}^n \frac{X_i^2}{2}$$

on sait que  $\forall i \in \{1, \dots, n\}, \frac{X_i^2}{2} \text{ est } \chi\left(\frac{1}{2}\right)$

et les  $\frac{X_i^2}{2}$  sont indépendants d'après stabilité de la loi gamma  
(lemme des coalitions)

$$\underline{W_n \text{ est } \chi\left(\frac{n}{2}\right)}$$

$$d) E(W_n) = \frac{n}{2} \quad \text{d'où } \underline{E(S_n) = n} \quad (\text{linéarité de l'espérance})$$

$$V(W_n) = \frac{n}{2} \quad \Leftrightarrow \frac{1}{n} V(S_n) = \frac{n}{2} \quad \Leftrightarrow \underline{V(S_n) = 2n}$$

3 - a)  $\frac{1}{W_n}$  admet une espérance

$$\Leftrightarrow \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{1}{t} f_{W_n}(t) dt \quad \text{converge absolument.}$$

$$\text{or } \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{1}{t} f_{W_n}(t) dt = \int_0^{+\infty} \frac{1}{t} \frac{t^{\frac{n}{2}-1} e^{-t}}{\Gamma\left(\frac{n}{2}\right)} dt$$

$$= \int_0^{+\infty} \frac{t^{\frac{n}{2}-2} e^{-t}}{\Gamma\left(\frac{n}{2}\right)} dt$$

or  $t \mapsto t^{\frac{n}{2}-2} e^{-t}$  est continue sur  $\mathbb{R}_+^*$  et positive sur  $\mathbb{R}_+^*$

et  $t^{\frac{n}{2}-2} e^{-t} = o\left(\frac{1}{t^2}\right)$  or  $\int_1^{+\infty} \frac{1}{t^2} dt$  converge d'après

le critère de Riemann.

donc  $\int_1^{+\infty} \frac{t^{\frac{n}{2}-2} e^{-t}}{\Gamma(\frac{n}{2})} dt$  converge absolument

et  $t^{\frac{n}{2}-2} e^{-t}$  est continue sur  $[0, 1]$  si  $n \geq 4$

si  $n=3$ :  $\int_0^1 \frac{e^{-t}}{\Gamma}$  dt converge absolument (2b)

dans tous les cas  $\int_{-\infty}^{+\infty} \frac{1}{t} f_{w_n}(t) dt$  converge absolument

et  $\frac{1}{w_n}$  admet une espérance.

$$\begin{aligned} E\left(\frac{1}{w_n}\right) &= \int_0^{+\infty} \frac{t^{\frac{n}{2}-2} e^{-t}}{\Gamma(\frac{n}{2})} dt \\ &= \frac{\Gamma(\frac{n}{2}-1)}{\Gamma(\frac{n}{2})} \int_0^{+\infty} \frac{t^{(\frac{n}{2}-1)-1} e^{-t}}{\Gamma(\frac{n}{2}-1)} dt \\ &= \frac{\Gamma(\frac{n}{2}-1)}{\Gamma(\frac{n}{2})} \end{aligned}$$

$$\text{d'où } \underline{E\left(\frac{1}{w_n}\right) = \frac{\Gamma(\frac{n}{2}-1)}{\Gamma(\frac{n}{2})}}$$

$$E\left(\frac{1}{s_n}\right) = 2 E\left(\frac{1}{w_n}\right) = \frac{\Gamma(\frac{n}{2}-1)}{\Gamma(\frac{n}{2})}$$

$$\text{or } \frac{\Gamma(\frac{n}{2}-1)}{2\Gamma(\frac{n}{2})} = \frac{\Gamma(\frac{n}{2}-1)}{2\Gamma(\frac{n}{2}-1+1)} = \frac{\Gamma(\frac{n}{2}-1)}{2(\frac{n}{2}-1)\Gamma(\frac{n}{2}-1)} = \frac{1}{n-2}$$

$$\text{d'où } \underline{E\left(\frac{1}{s_n}\right) = \frac{1}{n-2}}$$

# Copie anonyme - n°anonymat : 645638

Emplacement QR Code	Code épreuve : 283	Nombre de pages : 18	Session : 2025
	Épreuve de : Mathématiques 2 Approfondies ESCP BS - HEC PARIS		
<b>Consignes</b> <ul style="list-style-type: none"><li>• Remplir soigneusement l'en-tête de chaque feuille avant de commencer à composer</li><li>• Rédiger avec un stylo non effaçable bleu ou noir</li><li>• Ne rien écrire dans les marges (gauche et droite)</li><li>• Numéroté chaque page (cadre en bas à droite)</li><li>• Placer les feuilles A3 ouvertes, dans le même sens et dans l'ordre</li></ul>			

b) La variable  $\frac{1}{\sqrt{S_n}}$  admet un moment d'ordre 2 (3-a) donc elle admet des moments d'ordre inférieur.

d'où  $\frac{1}{\sqrt{S_n}}$  admet une espérance

4. soit  $\alpha \in ]0, 1[$ .

$$P(|T_n| \leq t_{n,\alpha})$$

$$= P\left(\left|\frac{Y}{\sqrt{S_n/n}}\right| \leq t_{n,\alpha}\right)$$

$$= P(|Y| \leq \sqrt{\frac{S_n}{n}} t_{n,\alpha})$$

$$= 2\Phi\left(\sqrt{\frac{S_n}{n}} t_{n,\alpha}\right) - 1 \quad \text{or} \quad \underline{\Phi \text{ est bijective de } \mathbb{R} \text{ dans } ]0, 1[}$$

(continue et strictement croissante)

$$2\Phi\left(\sqrt{\frac{S_n}{n}} t_{n,\alpha}\right) - 1 = 1 - \alpha$$

$$\Leftrightarrow \sqrt{\frac{S_n}{n}} t_{n,\alpha} = \Phi^{-1}\left(1 - \frac{\alpha}{2}\right)$$

$$\Leftrightarrow t_{n,\alpha} = \sqrt{\frac{n}{S_n}} \Phi^{-1}\left(1 - \frac{\alpha}{2}\right)$$

$t_{n,\alpha}$  existe et est unique car  $\Phi^{-1}$  est bijective

5. a)  $Y$  et  $\frac{1}{\sqrt{s_n}}$  admettent une espérance

donc  $T_n$  admet une espérance

or  $Y$  est indépendante des  $(X_n)_{n \geq 1}$  donc par lemme des coalitions

$Y$  et  $\frac{1}{\sqrt{s_n}}$  sont indépendants.

$$\text{d'où } \underline{E(T_n) = n E\left(\frac{1}{\sqrt{s_n}}\right) E(Y) = 0} \quad \text{car } E(Y) = 0$$

b) pour tout  $n \geq 3$ ,  $\frac{1}{\sqrt{s_n}}$  admet un moment d'ordre 2 (3-a)

et  $Y$  aussi donc  $T_n$  admet une variance

$$\begin{aligned} V(T_n) &= n V\left(Y \times \frac{1}{\sqrt{s_n}}\right) \\ &= n \left( E\left(Y^2 \frac{1}{s_n}\right) - E\left(Y \frac{1}{\sqrt{s_n}}\right)^2 \right) \end{aligned}$$

or  $Y^2$  et  $\frac{1}{s_n}$  sont indépendants par lemme des coalitions

$$\text{d'où } V(T_n) = n E(Y^2) E\left(\frac{1}{s_n}\right) - 0 \quad \text{car } E\left(Y \frac{1}{\sqrt{s_n}}\right) = E(Y) E\left(\frac{1}{\sqrt{s_n}}\right) = 0$$

$$\underline{= \frac{n}{n-2}} \quad \text{car } E(Y^2) = 0$$

c)

$$\forall n \geq 3, E((T_n - Y)^2) = V(T_n - Y) + E(T_n - Y)^2 \quad (\text{formule de Koenig-Huygens})$$

$$= V(T_n) + V(Y) - 2\text{cov}(T_n, Y) + E(T_n)^2 + E(Y)^2 - 2E(T_n Y)$$

$$= \frac{n}{n-2} + 1 - 2(E(T_n Y) - E(T_n)E(Y)) - 2E(T_n Y)$$

$$= \frac{2n-2}{n-2} - 4E(T_n Y)$$

or  $T_n Y = \sqrt{n} \frac{Y^2}{\sqrt{S_n}}$  donc  $E(T_n Y) = \sqrt{n} E(Y^2) E\left(\frac{1}{\sqrt{S_n}}\right)$  (lemme des coalitions)

d'où  $E((T_n - Y)^2) = \frac{2n-2}{n-2} - \sqrt{2n} E\left(\frac{1}{\sqrt{W_n}}\right)$  car  $E(Y^2) = 1$

6. a)

$$\forall n \geq 2, w_{n+1} - w_n = E\left(\frac{1}{\sqrt{w_{n+1}}}\right) - E\left(\frac{1}{\sqrt{w_n}}\right)$$

or  $w_{n+1} = w_n + \frac{x_{n+1}^2}{2}$  (les  $w_n$  sont positifs comme somme de terme positifs)

d'où  $w_{n+1} > w_n \Rightarrow \sqrt{w_{n+1}} > \sqrt{w_n}$   $x \mapsto \sqrt{x}$  croissante sur  $\mathbb{R}_+$  (strictement)

$\Rightarrow \frac{1}{\sqrt{w_{n+1}}} < \frac{1}{\sqrt{w_n}}$  par croissance de l'espérance il vient :

$\forall n \geq 2, w_{n+1} - w_n \leq 0$  donc  $(w_n)_{n \geq 2}$  est décroissante

b)  $\forall n \geq 2, w_{n+1} - w_n = E\left(\frac{1}{\sqrt{w_{n+1}}}\right) - E\left(\frac{1}{\sqrt{w_n}}\right)$

c) def suite  $u(n)$  :  
 $U = \text{No. zeros}(n-1)$

d) la suite  $(u(n)/n)^2$  semble converger vers 2.

e)  $u(n)/n \sim u(n)$  car  $\forall n \geq 2, u(n) \neq 0$

donc  $u(n)^2 \sim \frac{2}{n-1}$  (5b)

$$u(n) \sim \frac{2}{n}$$

d'où  $u(n) \sim \sqrt{\frac{2}{n}}$

7) soit  $\epsilon > 0$   $(T_n - Y)^2$  admet une espérance et est positive  
 car  $T_n$  et  $Y$  admettent une variance

$$P(|T_n - Y| > \epsilon) = P(|T_n - Y|^2 > \epsilon^2)$$

$$\leq \frac{E((T_n - Y)^2)}{\epsilon^2} \quad (\text{Inégalité de Markov})$$

$$\leq \frac{1}{\epsilon^2} \left| \frac{2n-2}{n-2} - \sqrt{2n} u(n) \right| \quad (\text{d'après 5c})$$

et  $\sqrt{2n} u(n) \sim \frac{\sqrt{2n} \sqrt{2}}{\sqrt{n}} = 2$  donc  $\sqrt{2n} u(n) \xrightarrow{n \rightarrow +\infty} 2$

et  $\frac{2n-2}{n-2} \xrightarrow{n \rightarrow +\infty} 2$

d'où par passage à la limite  $\frac{E((T_n - Y)^2)}{\epsilon^2} \xrightarrow{n \rightarrow +\infty} 0$

par encadrement  $P(|T_n - Y| > \epsilon) \xrightarrow{n \rightarrow +\infty} 0$   $T_n \xrightarrow{P} Y$

# Copie anonyme - n°anonymat : 645638

Code épreuve : 283

Nombre de pages : 18

Session : 2025

Emplacement  
QR Code

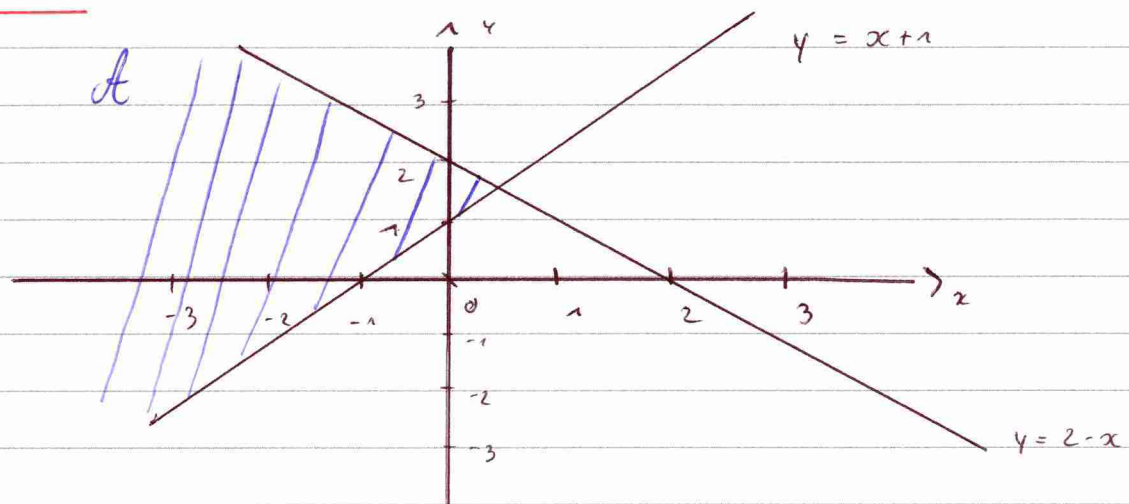
Épreuve de : Mathématiques 2 Approfondies ESCPES - HEC PARIS

Consignes

- Remplir soigneusement l'en-tête de chaque feuille avant de commencer à composer
- Rédiger avec un stylo non effaçable bleu ou noir
- Ne rien écrire dans les marges (gauche et droite)
- Numéroté chaque page (cadre en bas à droite)
- Placer les feuilles A3 ouvertes, dans le même sens et dans l'ordre

Partie II /

8)



$$A = \{(x, y) \in \mathbb{R}^2, x + y \leq 2 \text{ et } x - y \leq -1\}$$

9. a) soit  $y \in \mathbb{R}, y \geq \frac{a-b}{2}$  soit  $x \in \mathbb{R}$ .

$$(x, y) \in A \Leftrightarrow x + y \leq a \text{ et } x - y \leq b$$

$$\Leftrightarrow x \leq a - y \text{ et } x - y \leq b$$

or  $2y + b \geq a$  donc si  $x + y \leq a$  alors  $x + y \leq 2y + b \Leftrightarrow x - y \leq b$

$$\text{d'où } \underline{(x, y) \in A \Leftrightarrow x \in ]-\infty, a - y]}$$

$$\begin{aligned}
 b) \quad & \int_{-\infty}^{+\infty} \mathbb{1}_A(x,y) \varphi(x) dx \\
 &= \int_{-\infty}^{a-y} \varphi(x) dx \\
 &= \underline{\Phi(a-y)}
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 (x,y) \in \mathcal{A} & \\
 \Leftrightarrow x+y \leq a \quad \text{et} \quad x-y \leq b & \\
 \Leftrightarrow x+y \leq a \quad \text{et} \quad x \leq b+y & \\
 \text{or} \quad b \leq a-2y & \\
 \text{donc} \quad x \leq a-y & \\
 \text{d'où} \quad (x,y) \in \mathcal{A} \Leftrightarrow x \in ]-\infty, b+y[ &
 \end{aligned}$$

10 - soit  $y \geq a = \frac{a-b}{2}$  et  $x \in \mathbb{R}$

on montre comme à la question précédente que  $(x,y) \in \mathcal{A} \Leftrightarrow x \in ]-\infty, b+y[$

$$\text{d'où} \quad \int_{-\infty}^{+\infty} \mathbb{1}_A(x,y) \varphi(x) dx = \int_{-\infty}^{b+y} \varphi(x) dx = \Phi(b+y)$$

11 - a) posons  $f: (x,y) \mapsto x+y$  et  $g: (x,y) \mapsto x-y$ .

$f$  et  $g$  sont continues sur  $\mathbb{R}^2$  (polynômes)

$$\text{et} \quad \mathcal{A} = f^{-1}(] -\infty, a]) \cap g^{-1}(] -\infty, b])$$

$] -\infty, a]$  et  $] -\infty, b]$  sont fermés

donc  $f^{-1}(] -\infty, a])$  et  $g^{-1}(] -\infty, b])$  sont fermés car  $f$  et  $g$  sont continues

une intersection de deux fermés est fermée

d'où  $\mathcal{A}$  est un fermé de  $\mathbb{R}^2$

b)

$$P((X, Y) \in \mathcal{A}) = \int_{-\infty}^{+\infty} \left( \int_{-\infty}^{+\infty} \mathbb{1}_{\mathcal{A}}(x, y) \varphi(x) dx \right) \varphi(y) dy$$

$$= \int_{-\infty}^d \left( \int_{-\infty}^{+\infty} \mathbb{1}_{\mathcal{A}}(x, y) \varphi(x) dx \right) \varphi(y) dy + \int_d^{+\infty} \left( \int_{-\infty}^{+\infty} \mathbb{1}_{\mathcal{A}}(x, y) \varphi(x) dx \right) \varphi(y) dy$$

$$= \int_{-\infty}^d \phi(b+y) \varphi(y) dy + \int_d^{+\infty} \phi(a-y) \varphi(y) dy$$

les intégrales sont <sup>bien</sup> convergents car  
 $a \leq |a(x) \varphi(y)| \leq |\varphi(y)|$ .

$$= \int_{-\infty}^{+\infty} \varphi(y) [\phi(b+y) + \phi(a-y)] dy$$

posons  $z = y - d$  ( strictement croissante,  $\varphi^2$  et bijectif de  $\mathbb{R}$  dans  $\mathbb{R}$  )

$$= \int_{-\infty}^{+\infty} \varphi(z+d) [\phi(z+c) + \phi(-z+c)] dz$$

$$12. P((X, Y) \in \mathcal{B}) = \int_0^{+\infty} (\varphi(d+z) + \varphi(d-z)) \phi(c-z) dz$$

$$= \int_0^{+\infty} (\varphi(d+z) + \varphi(d-z)) \left( \int_{-\infty}^{c-z} \varphi(x) dx \right) dz$$

posons  $t = x + z$  dans  $\int_{-\infty}^{c-z} \varphi(x) dx$ .

$t \mapsto t + z$  est strictement croissant,  
 de même  $\varphi^2$  et bijectif de  $] -\infty, c-z ]$  dans  
 $] -\infty, c ]$ .

$$\text{d'où } \int_{-\infty}^{c-z} \varphi(x) dx = \int_{-\infty}^c \varphi(t-z) dt$$

$$\text{d'où } P((X, Y) \in \mathcal{B}) = \int_0^{+\infty} \left( \int_{-\infty}^c [\varphi(d+z) + \varphi(d-z)] \varphi(t-z) dt \right) dz$$

$$13 - \varphi(u)\varphi(v) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{u^2}{2}} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{v^2}{2}}$$

$$= \frac{1}{2\pi} e^{-\frac{1}{2}(u^2+v^2)}$$

$$\text{et } \varphi\left(\frac{u+v}{\sqrt{2}}\right)\varphi\left(\frac{u-v}{\sqrt{2}}\right) = \frac{1}{2\pi} \exp\left(-\frac{1}{2}\left[\left(\frac{u+v}{\sqrt{2}}\right)^2 + \left(\frac{u-v}{\sqrt{2}}\right)^2\right]\right)$$

$$= \frac{1}{2\pi} \exp\left(-\frac{1}{2}\left(\frac{1}{2}(u^2+v^2+2uv+u^2+v^2-2uv)\right)\right)$$

$$= \frac{1}{2\pi} \exp\left(-\frac{1}{2}(u^2+v^2)\right)$$

d'où  $(u,v) \in \mathbb{R}^2$ ,  $\varphi(u)\varphi(v) = \varphi\left(\frac{u+v}{\sqrt{2}}\right)\varphi\left(\frac{u-v}{\sqrt{2}}\right)$

$$14 - \mathbb{P}((X,Y) \in A) = \int_0^{+\infty} \left( \int_{-\infty}^c (\varphi(d+z) + \varphi(d-z)) \varphi(t-z) dz \right) dt \quad (q^o 12)$$

$$= \int_{-\infty}^c \left( \int_0^{+\infty} \varphi(d+z)\varphi(t-z) dz + \int_0^{+\infty} \varphi(d-z)\varphi(t-z) dz \right) dt$$

$$\text{or } \int_0^{+\infty} \varphi(d+z)\varphi(t-z) dz = \int_0^{+\infty} \varphi\left(\frac{t+d}{\sqrt{2}}\right)\varphi\left(\frac{d-t+z}{\sqrt{2}}\right) dz \quad (q^o 13 \text{ avec } u=d+z, dv=t-z)$$

$$= \varphi\left(\frac{t+d}{\sqrt{2}}\right) \int_0^{+\infty} \varphi\left(\frac{d-t+z}{\sqrt{2}}\right) dz$$

posons  $u = \frac{d-t}{\sqrt{2}} + \frac{z}{\sqrt{2}}$  (strictement croissant,  $\varphi$  et bijection de  $\mathbb{R}$  dans  $[\frac{d-t}{\sqrt{2}}; +\infty[$ )

$$\int_0^{+\infty} \varphi\left(\frac{d-t+z}{\sqrt{2}}\right) dz = \int_{\frac{d-t}{\sqrt{2}}}^{+\infty} \varphi(u) \frac{du}{\sqrt{2}} = \frac{1 - \Phi\left(\frac{d-t}{\sqrt{2}}\right)}{\sqrt{2}} = \frac{\Phi\left(\frac{t-d}{\sqrt{2}}\right)}{\sqrt{2}}$$

d'où  $\int_0^{+\infty} \varphi(d+z)\varphi(t-z) dz = \varphi\left(\frac{t+d}{\sqrt{2}}\right) \Phi\left(\frac{t-d}{\sqrt{2}}\right) \times \frac{1}{\sqrt{2}}$

de même on trouve  $\int_0^{+\infty} \varphi(d-z)\varphi(t-z) dz = \varphi\left(\frac{t-d}{\sqrt{2}}\right) \Phi\left(\frac{t+d}{\sqrt{2}}\right) \times \frac{1}{\sqrt{2}}$

# Copie anonyme - n°anonymat : 645638

Emplacement QR Code	Code épreuve : 283	Nombre de pages : 18	Session : 2025
	Épreuve de : Mathématiques Approfondies 2 ESCP BS - HEC PARIS		
<b>Consignes</b> <ul style="list-style-type: none"><li>• Remplir soigneusement l'en-tête de chaque feuille avant de commencer à composer</li><li>• Rédiger avec un stylo non effaçable bleu ou noir</li><li>• Ne rien écrire dans les marges (gauche et droite)</li><li>• Numéroté chaque page (cadre en bas à droite)</li><li>• Placer les feuilles A3 ouvertes, dans le même sens et dans l'ordre</li></ul>			

$$\text{d'où } P((X, Y) \in \mathcal{A}) = \frac{1}{\sqrt{2}} \int_{-\infty}^c \left( \varphi\left(\frac{t+d}{\sqrt{2}}\right) \Phi\left(\frac{t-d}{\sqrt{2}}\right) + \varphi\left(\frac{t-d}{\sqrt{2}}\right) \Phi\left(\frac{t+d}{\sqrt{2}}\right) \right) dt$$

15 - soit  $B < 0$

$$I = \int_B^c \varphi\left(\frac{t+d}{\sqrt{2}}\right) \Phi\left(\frac{t-d}{\sqrt{2}}\right) dt$$

Intégration par parties :

$$\begin{aligned} v'(t) &= \Phi\left(\frac{t-d}{\sqrt{2}}\right) & u(t) &= \sqrt{2} \varphi\left(\frac{t-d}{\sqrt{2}}\right) \\ v(t) &= \varphi\left(\frac{t+d}{\sqrt{2}}\right) & v'(t) &= \frac{1}{\sqrt{2}} \phi\left(\frac{t+d}{\sqrt{2}}\right) \end{aligned}$$

$$I = \left[ \sqrt{2} \varphi\left(\frac{t+d}{\sqrt{2}}\right) \Phi\left(\frac{t-d}{\sqrt{2}}\right) \right]_B^c - \int_B^c \varphi\left(\frac{t-d}{\sqrt{2}}\right) \phi\left(\frac{t+d}{\sqrt{2}}\right) dt$$

$$= \left[ \sqrt{2} \varphi(t) \varphi(d) \right]_B^c - \int_B^c \varphi\left(\frac{t-d}{\sqrt{2}}\right) \phi\left(\frac{t+d}{\sqrt{2}}\right) dt$$

16 -  $X$  et  $Y$  sont deux variables indépendantes suivant une loi normale centrée réduite.

(cf. autre partie de la question page 8)

$$\begin{aligned} P((X, Y) \in \mathcal{A}) &= P(X+Y \leq a, X-Y \leq b) \\ &= P\left(W \leq \frac{a}{\sqrt{2}}, Z \leq \frac{b}{\sqrt{2}}\right) \end{aligned}$$

$$\text{or } \phi\left(\frac{c+d}{\sqrt{2}}\right) \phi\left(\frac{c-d}{\sqrt{2}}\right) = \phi\left(\frac{a}{\sqrt{2}}\right) \phi\left(\frac{b}{\sqrt{2}}\right) = P((X, Y) \in \mathcal{A}) \quad (9^{o}15)$$

$$\text{d'où } P\left(W \leq \frac{a}{\sqrt{2}}, Z \leq \frac{b}{\sqrt{2}}\right) = \phi\left(\frac{a}{\sqrt{2}}\right) \phi\left(\frac{b}{\sqrt{2}}\right)$$

$W$  et  $Z$  sont indépendantes

Partie III /17 - a) soit  $x = (x_1, \dots, x_n) \in \mathbb{R}^n$ 

$$x = \sum_{k=1}^n \langle x, a_k \rangle a_k \quad \text{car } (a_1, \dots, a_n) \text{ est une base orthogonale}$$

$$\Leftrightarrow (x_1, \dots, x_n) = \sum_{k=1}^n \langle x, a_k \rangle a_k$$

$$\Leftrightarrow (x_1, \dots, x_n) - \left( \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n x_k \right) \frac{1}{n} (1, \dots, 1) = \sum_{k=2}^n \langle x, a_k \rangle a_k$$

$$\Leftrightarrow \sum_{k=2}^n \langle x, a_k \rangle a_k = (x_1 - \bar{x}, \dots, x_n - \bar{x})$$

$$b) \left\| \sum_{k=2}^n \langle x, a_k \rangle a_k \right\|^2 = \sum_{k=2}^n \langle x, a_k \rangle^2 \quad \text{car } (a_1, \dots, a_n) \text{ est une base orthogonale}$$

$$\text{et } \|(x_1 - \bar{x}, \dots, x_n - \bar{x})\|^2 = \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2$$

$$\text{d'où } \sum_{k=2}^n \langle x, a_k \rangle^2 = \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2$$

$$18 - a) Y_1 = \langle (X_1, X_2), \frac{(1, 1)}{\sqrt{2}} \rangle = \frac{X_1 + X_2}{\sqrt{2}} \quad \text{d'où } \frac{X_1 + X_2}{\sqrt{2}} \text{ est } \mathcal{N}(0, 1)$$

$$\text{de même } Y_2 = \langle (X_1, X_2), \frac{(1, -1)}{\sqrt{2}} \rangle = \frac{X_1 - X_2}{\sqrt{2}} \quad \text{car } (1, 1) \perp (1, -1)$$

$$\text{et } \left\| \frac{(1, -1)}{\sqrt{2}} \right\| = 1$$

d'où  $Y_1$  est  $\mathcal{N}(0, 1)$ ,  $Y_2$  est  $\mathcal{N}(0, 1)$ et  $Y_1$  et  $Y_2$  sont indépendantes d'après le théorème de Cochran

b) si  $R_1$  et  $R_2$  sont indépendants  
alors  $\text{cov}(R_1, R_2) = 0$

si  $\text{cov}(R_1, R_2) = 0$

alors  $E(R_1 R_2) = E(R_1)E(R_2)$  (formule de Huygens)

19. a)  $\forall i \in \{1, \dots, n\}$ ,  $X_i \text{ est } \mathcal{N}(0, 1)$ , les  $X_i$  sont indépendants

par stabilité de la loi normale  $\bar{X} \text{ est } \mathcal{N}(0, \frac{1}{n})$

b)  $\bar{X} = \frac{Y_1}{\sqrt{n}}$  et  $U = \sum_{k=2}^n Y_k^2$  (d'après 17-b)

e) d'après le théorème de Cochran ces  $Y_k$  sont mutuellement  
indépendants donc par lemme des coalitions  $\bar{X}$  et  $U$  sont indépendants

$U \text{ est } \chi^2(n-1) \Leftrightarrow \frac{1}{2}U \text{ est } \chi\left(\frac{n-1}{2}\right)$  (2-c)

or  $\frac{1}{2}U = \frac{1}{2} \sum_{k=2}^n Y_k^2$  or  $\sum_{k=2}^n Y_k^2$  est une somme de  $n-1$  variables

normales centrées réduites au carré mutuellement indépendantes

or on peut montrer que si  $X \text{ est } \mathcal{N}(0, 1)$  alors  $\frac{X^2}{2} \text{ est } \chi\left(\frac{1}{2}\right)$

Preuve: soit  $x \in \mathbb{R}$  -  $P(X^2 \leq x) = 0$   
soit  $x \in \mathbb{R}_+$ ,  $P\left(\frac{X^2}{2} \leq x\right) = P(|X| \leq \sqrt{2x})$   
 $= 2\Phi(\sqrt{2x}) - 1$

cette fonction est continue sur  $\mathbb{R}$  et de classe  $\mathcal{C}^1$  sur  $\mathbb{R}$  sauf peut être en 0  
(composée)

par dérivation et prolongement arbitraire en 0 :

$$\forall x \in \mathbb{R}, f_{\frac{\chi^2}{2}}(x) = \begin{cases} 0 & x < 0 \\ \frac{1}{\Gamma(\frac{n}{2})} \frac{1}{\sqrt{x}} e^{-x/2} & x \geq 0 \end{cases}$$

$$\text{or } \Gamma\left(\frac{1}{2}\right) = \sqrt{\pi} \quad (2.b)$$

$$\text{d'où } \underline{\frac{\chi^2}{2}} \text{ est } \chi\left(\frac{1}{2}\right)$$

$$\text{d'où } \frac{1}{2} U \text{ est } \chi\left(\frac{n-1}{2}\right) \Leftrightarrow \underline{U \text{ est } \chi^2(n-1)}$$

20 - a)  $X_i \text{ est } \mathcal{N}(0, 1)$  et  $Z_i = \sigma X_i + \mu$

$$\bar{Z} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n Z_i = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (\sigma X_i + \mu) = \sigma \bar{X} + \mu$$

$$V = \sum_{i=1}^n (Z_i - \bar{Z})^2 = \sum_{i=1}^n (\sigma X_i + \mu - \sigma \bar{X} - \mu)^2 \\ = \sum_{i=1}^n (\sigma (X_i - \bar{X}))^2$$

$$= \sigma^2 U$$

$$\text{d'où } \underline{V = \sigma^2 U}$$

b)  $\frac{1}{n-1} V$  ne dépend que des observations . donc  $\frac{1}{n-1} V$  est un estimateur de  $\sigma^2$

Les  $Z_i$  admettent des moments d'ordre 2 donc  $\frac{1}{n-1} V$  admet une espérance

par conséquent :  $E(V) = \sigma^2 E(U)$  or  $U \text{ est } \chi^2(n-1)$  (19.c)

$$\text{d'où } E(U) = n-1 \quad (1.a)$$

d'où  $E(V) = (n-1)\sigma^2$  et  $E\left(\frac{1}{n-1} V\right) = \sigma^2$   $\frac{1}{n-1} V$  est un estimateur sans biais de  $\sigma^2$

# Copie anonyme - n°anonymat : 645638

Emplacement GR Code	Code épreuve : 283	Nombre de pages : 18	Session : 2025
	Épreuve de : <i>Mathématiques 2 Appliquées ESCP BS - HEC PARIS</i>		
<p><b>Consignes</b></p> <ul style="list-style-type: none"> <li>• Remplir soigneusement l'en-tête de chaque feuille avant de commencer à composer</li> <li>• Rédiger avec un stylo non effaçable bleu ou noir</li> <li>• Ne rien écrire dans les marges (gauche et droite)</li> <li>• Numéroté chaque page (cadre en bas à droite)</li> <li>• Placer les feuilles A3 ouvertes, dans le même sens et dans l'ordre</li> </ul>			

$$a) \quad \frac{\bar{Z} - N}{\sqrt{\frac{V}{n(n-1)}}} = \frac{\bar{Z} - N}{\sqrt{\sigma^2 U}} \quad \text{car } V = \sigma^2 U \quad (20-a)$$

$$= \sqrt{n-1} \sqrt{n} \left( \frac{\bar{Z} - N}{\sigma} \right) \times \frac{1}{\sqrt{U}}$$

$$\text{or } \sqrt{n} \left( \frac{\bar{Z} - N}{\sigma} \right) \hookrightarrow \mathcal{N}(0,1) \quad U \hookrightarrow \chi^2(n-1)$$

$$\text{d'où } \underline{\sqrt{n-1} \left( \frac{\bar{Z} - N}{\sigma} \right) \times \frac{1}{\sqrt{U}} \hookrightarrow \mathcal{T}(n-1)}$$

$$\text{c'est à dire } \underline{\frac{\bar{Z} - N}{\sqrt{\frac{V}{n(n-1)}}} \hookrightarrow \mathcal{T}(n-1)}$$

21. Soit  $\alpha \in ]0,1[$  et  $t_{n-1,\alpha}$  tel que  $\underline{P(|T| \leq t_{n-1,\alpha}) = 1-\alpha}$   
(existe d'après 9)

$$P(|T| \leq t_{n-1,\alpha})$$

$$= P\left( \left| \frac{\bar{Z} - N}{\sqrt{\frac{V}{n(n-1)}}} \right| \leq t_{n-1,\alpha} \right)$$

$$= P\left( -\sqrt{\frac{V}{n(n-1)}} t_{n-1,\alpha} + \bar{Z} \leq N \leq \sqrt{\frac{V}{n(n-1)}} t_{n-1,\alpha} + \bar{Z} \right)$$

$\left[ -\sqrt{\frac{V}{n(n-1)}} t_{n-1,\alpha} + \bar{Z}, \sqrt{\frac{V}{n(n-1)}} t_{n-1,\alpha} + \bar{Z} \right]$  est un interval de confiance de  $N$  au niveau de confiance  $1-\alpha$ .

Retour sur la question 16

$\frac{X}{\sqrt{2}}$  et  $\frac{Y}{\sqrt{2}}$  sont indépendantes et suivent une loi normale  
(par lemme des coalitions)

de paramètres 0 et  $\frac{1}{2}$  par stabilité de la loi normale

$W \rightsquigarrow \mathcal{N}(0, 1)$  de même pour  $Z \rightsquigarrow \mathcal{N}\left(0, \frac{1}{2}\right)$

d'où  $\frac{X+Y}{2} \rightsquigarrow \mathcal{N}(0, 1)$  et  $\frac{X-Y}{2} \rightsquigarrow \mathcal{N}(0, 1)$



