



D8-00106
055935
Maths 2S

Code épreuve : 283

Nombre de pages : 27

Session : 2020

Épreuve de : MATHS 2 "S" 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)

$$\forall h \geq 1, 0 \leq \frac{u^h}{h} \leq u^h$$

or la série $\sum_{h=1}^{\infty} u^h$ converge car $|u| < 1$ (série géométrique)

par comparaison de séries à termes positifs, la série $\sum_{h=1}^{\infty} \frac{u^h}{h}$ converge

ainsi, la série $\sum_{h=1}^{\infty} \frac{u^h}{h}$ converge

b) Soit $m \in \mathbb{N}^*$ et $t \in]0, 1[$

$$\sum_{k=0}^{m-1} t^k = t^0 \times \frac{1-t^m}{1-t} \quad \text{car } t \neq 1$$

$$= \frac{1}{1-t} - \frac{t^m}{1-t}$$

ainsi, $\forall m \in \mathbb{N}^*, \forall t \in]0, 1[, \frac{1}{1-t} = \frac{t^m}{1-t} + \sum_{k=0}^{m-1} t^k$

c)

~~$\forall m \in \mathbb{N}^*, \forall t \in]0, 1[, \frac{1}{1-t} = \frac{t^m}{1-t} + \sum_{k=0}^{m-1} t^k$ d'après 1)b)~~

~~$\text{donc } \forall m \in \mathbb{N}^*, \forall t \in]0, 1[, \frac{t^m}{1-t} = \frac{1}{1-t} - \sum_{k=0}^{m-1} t^k$~~

$$a \quad \frac{1}{1-0} = 1 = \frac{0^m}{1-0} + \sum_{n=0}^{m-1} 0^n$$

$$\text{donc } \forall m \in \mathbb{N}^+, \forall t \in [0, r[, \frac{t^m}{1-t} = \frac{1}{1-t} - \sum_{n=0}^{m-1} t^n$$

intégrons entre 0 et r (licite car $r \in]0, 1[$),

$$\forall m \in \mathbb{N}^+, \int_0^r \frac{t^m}{1-t} dt = \int_0^r \frac{1}{1-t} dt - \sum_{n=0}^{m-1} \int_0^r t^n dt \quad \text{par linéarité}$$

Soit $m \in \mathbb{N}^+$

$$\forall t \in [0, r], 0 < 1-r < 1-t < 1$$

$$\text{donc } \forall t \in [0, r], 0 < \frac{1}{1-t} < \frac{1}{1-r} \quad \text{par décroissance de la fonction inverse sur } \mathbb{R}_+^*$$

$$\text{donc } \forall t \in [0, r], 0 \leq \frac{t^m}{1-t} \leq \frac{t^m}{1-r} \quad \text{car } t^m \geq 0$$

par croissance de l'intégrale (avec les bornes dans le bon sens),

$$0 \leq \int_0^r \frac{t^m}{1-t} dt \leq \int_0^r \frac{t^m}{1-r} dt$$

$$\text{or } \int_0^r \frac{t^m}{1-r} dt = \frac{1}{1-r} \int_0^r t^m dt$$

$$= \frac{1}{1-r} \left[\frac{1}{m+1} t^{m+1} \right]_0^r$$

$$= \frac{1}{1-r} \times \frac{1}{m+1} \times r^{m+1}$$

$$\text{comme } 0 < r < 1 \text{ alors } \lim_{m \rightarrow +\infty} r^{m+1} = 0$$

$$\text{de plus, } \lim_{m \rightarrow +\infty} \frac{1}{m+1} = 0$$

$$\text{donc } \lim_{m \rightarrow +\infty} \left(\frac{1}{1-r} \times \frac{1}{m+1} \times r^{m+1} \right) = 0 \quad \text{par produit}$$

$$\text{donc } \lim_{m \rightarrow +\infty} \left[\int_0^x \frac{t^m}{1-t} dt \right] = 0$$

$$\text{donc } \lim_{m \rightarrow +\infty} \left[\int_0^x \frac{t^m}{1-t} dt \right] = 0 \text{ par encadrement}$$

$$\text{ainsi, } \lim_{m \rightarrow +\infty} \left[\int_0^x \frac{t^m}{1-t} dt \right] = 0$$

d)

$$\text{d'après 1/b), } \forall m \in \mathbb{N}^+, \forall t \in]0, 1[, \sum_{k=0}^{m-1} t^k = \frac{1}{1-t} - \frac{t^m}{1-t}$$

$$\text{comme } \sum_{k=0}^{m-1} 0^k = 1 = \frac{1}{1-0} - \frac{0^m}{1-0}$$

$$\text{alors } \forall m \in \mathbb{N}^+, \forall t \in]0, 1[, \sum_{k=0}^{m-1} t^k = \frac{1}{1-t} - \frac{t^m}{1-t}$$

intégrons entre 0 et x (licite car $x \in]0, 1[$)

$$\forall m \in \mathbb{N}^+, \sum_{k=0}^{m-1} \int_0^x t^k dt = \int_0^x \frac{1}{1-t} dt - \int_0^x \frac{t^m}{1-t} dt \text{ par linéarité}$$

$$\text{donc } \forall m \in \mathbb{N}^+, \sum_{k=0}^{m-1} \frac{1}{k+1} x^{k+1} = \ln\left(\frac{1}{1-x}\right) - \int_0^x \frac{t^m}{1-t} dt$$

$$\text{donc } \forall m \in \mathbb{N}^+, \sum_{k=1}^m \frac{x^k}{k} = \ln\left(\frac{1}{1-x}\right) - \int_0^x \frac{t^m}{1-t} dt$$

en passant à la limite ($m \rightarrow +\infty$) ce qui est licite car convergence (1/a),

$$\sum_{k=1}^{+\infty} \frac{x^k}{k} = \ln\left(\frac{1}{1-x}\right) - \lim_{m \rightarrow +\infty} \int_0^x \frac{t^m}{1-t} dt = \ln\left(\frac{1}{1-x}\right) \text{ d'après 1/c)}$$

$$\text{ainsi, } \sum_{k=1}^{+\infty} \frac{x^k}{k} = \ln\left(\frac{1}{1-x}\right)$$

2) a) f est bien définie car $\forall x \in (-c, +c)$, la série $\sum_{k=21} a_k x^k$ converge

Soit $x \in (-c, +c)$

$$\forall k \geq 1, 0 \leq |a_k x^k| = |a_k| |x|^k \leq |a_k| c^k = |a_k c^k|$$

or la série $\sum_{k=21} |a_k c^k|$ est absolument convergente d'après l'énoncé

par comparaison, la série $\sum_{n \geq 1} |a_n x^n|$ converge

donc la série $\sum_{n \geq 1} a_n x^n$ converge absolument donc converge

donc $\forall x \in]-c, +c[$, la série $\sum_{n \geq 1} a_n x^n$ converge

ainsi, f est bien définie sur le segment $]-c, +c[$

b) Soit $x \in]-c, +c[$ et $N > m + 1$

$$\left| \sum_{n=m+1}^N a_n x^n \right| \leq \sum_{n=m+1}^N |a_n| |x|^n \quad \text{par inégalité triangulaire}$$

$$\leq \sum_{n=m+1}^N |a_n| |x|^{n-m-1} |x|^{m+1}$$

$$\leq |x|^{m+1} \sum_{n=m+1}^N |a_n| |x|^{n-m-1}$$

$$\leq |x|^{m+1} \sum_{n=m+1}^N |a_n| c^{n-m-1} \quad \text{car } x \in]-c, +c[$$

en passant à la limite ($N \rightarrow +\infty$) ce qui est licite car les séries convergent d'après l'énoncé, on a :

$$\left| \sum_{n=m+1}^{+\infty} a_n x^n \right| \leq |x|^{m+1} \sum_{n=m+1}^{+\infty} |a_n| c^{n-m-1} = M_m |x|^{m+1}$$

$$\text{ainsi, } \forall x \in]-c, +c[, \left| \sum_{n=m+1}^{+\infty} a_n x^n \right| \leq M_m |x|^{m+1}$$

c) Soit $m \in \mathbb{N}^*$

$$\left| f(x) - a_0 - \sum_{n=1}^m a_n x^n \right| = \left| a_0 + \sum_{n=1}^{+\infty} a_n x^n - a_0 - \sum_{n=1}^m a_n x^n \right|$$

$$= \left| \sum_{n=m+1}^{+\infty} a_n x^n \right|$$

$$\leq M_m |x|^{m+1} \quad \text{d'après 2)b)}$$

$$\text{donc } \left| \left(f(x) - a_0 - \sum_{n=1}^m a_n x^n \right) \times \frac{1}{x^m} \right| \leq M_m |x| \quad \text{car } \frac{1}{|x|^m} > 0$$

Code épreuve : 283

Nombre de pages :

Session : 2020

Épreuve de : MATHS 2 "S" 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

$$\text{or } \forall h \geq m+1, \quad |a_h| c^{h-m-1} = \frac{1}{c^{m+1}} \times |a_h| c^h$$

comme la série $\sum_{h \geq 1} |a_h| c^h$ converge d'après l'énoncé

alors la série $\sum_{h \geq 1} \frac{1}{c^{m+1}} |a_h| c^h$ converge par propriété

donc la série $\sum_{h \geq m+1} |a_h| c^{h-m-1}$ converge

donc $M_m \in \mathbb{R}$

$$\text{or } \lim_{n \rightarrow 0} |x_n| = 0$$

$$\text{donc } \lim_{n \rightarrow 0} (M_m |x_n|) = 0$$

$$\text{donc } \lim_{n \rightarrow 0} \left[\left(f(x_n) - a_0 - \sum_{h=1}^m a_h x_n^h \right) \times \frac{1}{x_n^m} \right] = 0 \text{ par encadrement}$$

$$\text{donc } f(x) - a_0 - \sum_{h=1}^m a_h x^h = o\left(\frac{1}{x^m}\right)$$

$$\text{ainsi, } \forall m \in \mathbb{N}^*, \quad f(x) = a_0 + \sum_{h=1}^m a_h x^h + o(x^{-m})$$

NE RIEN ÉCRIRE DANS CE CADRE

d) Supposons que f est nulle sur $]0, +\infty[$

alors $\forall x \in]0, +\infty[, |f(x)| = 0$

donc $\forall m \in \mathbb{N}^*, \left| \alpha_0 + \sum_{k=1}^m a_k x^k + o(x^m) \right| = 0$

Partie II

$$3) a) X(\omega) = \mathbb{N}^+ \quad \& \quad \forall x \in \mathbb{N}^+, P^\theta(X=x) = (1-\theta)^{x-1} \theta$$

ainsi, $X \hookrightarrow \mathcal{E}_j(\theta)$

b)

$$E^\theta(\bar{X}) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n E^\theta(X_i) \quad \text{par linéarité}$$

$$= \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{1}{\theta}$$

car $X \hookrightarrow \mathcal{E}_j(\theta)$ d'après 3) a)

donc $\forall i \in \{1, \dots, n\}, X_i \hookrightarrow \mathcal{E}_j(\theta)$

$$= \frac{1}{n} \times n \times \frac{1}{\theta}$$

$$= \frac{1}{\theta}$$

$$\bar{X} = \varphi(X_1, \dots, X_n) \quad \text{où } \varphi: \mathbb{R}^n \rightarrow \mathbb{R}$$

$$(x_1, \dots, x_n) \mapsto \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i$$

donc \bar{X} est bien un estimateur du paramètre $\frac{1}{\theta}$

ainsi, \bar{X} est un estimateur sans biais du paramètre $\frac{1}{\theta}$

c)

$$V^\theta(\bar{X}) = V^\theta(\bar{X}) \quad \text{car } \bar{X} \text{ est un estimateur sans biais de } \frac{1}{\theta}$$

$$= V^\theta\left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i\right)$$

$$= \frac{1}{n^2} V^\theta\left(\sum_{i=1}^n X_i\right)$$

$$= \frac{1}{n^2} \sum_{i=1}^n V^\theta(X_i)$$

car les variables X_1, \dots, X_n sont mutuellement indépendantes

$$= \frac{1}{n^2} \sum_{i=1}^n \frac{1-\theta}{\theta^2}$$

car $\forall i \in \{1, \dots, n\}, X_i \hookrightarrow \mathcal{E}_j(\theta)$

$$= \frac{1}{n^2} \times n \times \frac{1-\theta}{\theta^2}$$

$$\text{ainsi, } E^\theta(\bar{X}) = \frac{1}{n} \times \frac{1-\theta}{\theta^2}$$

4) a) Soit $\theta \in \Theta$

$$E^\theta(\bar{T}) = E^\theta\left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{1}{X_i}\right)$$

$$= \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n E^\theta\left(\frac{1}{X_i}\right) \quad \text{par linéarité}$$

$$= \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \sum_{k=1}^{+\infty} \frac{1}{k} P^\theta(X_i = k) \quad \text{d'après le théorème de transfert}$$

$$= \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \sum_{k=1}^{+\infty} \frac{(1-\theta)^{k-1} \theta}{k}$$

$$= \frac{\theta}{1-\theta} \times \frac{1}{n} \times n \times \sum_{k=1}^{+\infty} \frac{(1-\theta)^k}{k}$$

$$= \frac{\theta}{1-\theta} \times \ln\left(\frac{1}{\theta}\right) \quad \text{d'après 1) a) car } \theta \in]0, 1[$$

$$= \frac{\theta \ln(\theta)}{\theta-1}$$

$$\text{ainsi, } \forall \theta \in \Theta, E^\theta(\bar{T}) = \frac{\theta \ln(\theta)}{\theta-1}$$

b)

• $T = h(X_1, \dots, X_n)$ où $h: \mathbb{R}^n \rightarrow \mathbb{R}$

$$(x_1, \dots, x_n) \mapsto \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{1}{x_i}$$

donc T est un estimateur de θ

$$\bullet b_\theta(\bar{T}) = E^\theta(\bar{T}) - \theta$$

$$= \frac{\theta \ln(\theta)}{\theta-1} - \theta$$

$$= \frac{\theta (\ln(\theta) - (\theta-1))}{\theta-1}$$

$$\text{or } \frac{\theta}{\theta-1} < 0 \text{ car } \theta \in]0, 1[$$

et $\ln(\theta) < \theta-1$ d'après l'inégalité de concavité de \ln

Code épreuve : 283

Nombre de pages :

Session : 2020

Épreuve de : MATHS 2 "S" 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

$$(\forall u \in \mathbb{R}_+^*, \ln(u) \leq u - 1)$$

$$\text{donc } \frac{\theta (\ln(\theta) - (\theta - 1))}{\theta - 1} \geq 0$$

$$\text{or } \ln(\theta) = \theta - 1 \text{ si } \theta = 1 \text{ d'après le cours}$$

$$\text{donc } \ln(\theta) - (\theta - 1) < 0 \text{ et } b_\theta(\tau) > 0$$

ainsi, τ est un estimateur de θ dont le biais est strictement positif

Si a) soit $\theta \in \Theta$

$$\ln(L(x_1, \dots, x_n, \theta)) = \ln\left(\prod_{i=1}^n P^\theta(X_i = x_i)\right)$$

$$= \ln\left(\prod_{i=1}^n P^\theta(X = x_i)\right) \text{ d'après l'énoncé}$$

$$= \ln\left(\prod_{i=1}^n ((1-\theta)^{x_i-1} \theta)\right) \text{ d'après l'énoncé}$$

$$= \sum_{i=1}^n \ln((1-\theta)^{x_i-1}) + \ln(\theta^n)$$

$$= n \ln(\theta) + \sum_{i=1}^n (x_i - 1) \ln(1-\theta)$$

$$= n \ln(\theta) + \sum_{i=1}^n x_i \ln(1-\theta) - n \ln(1-\theta)$$

$$= n \ln(\theta) - (n - \sum_{i=1}^m x_i) \ln(1-\theta)$$

$$\text{ainsi, } \forall \theta \in \Theta, \ln(L(x_1, \dots, x_m, \theta)) = n \ln(\theta) - (n - \sum_{i=1}^m x_i) \ln(1-\theta)$$

b)

Posons $f: \Theta^m \setminus \{1, \dots, 1\} \times \Theta \rightarrow \mathbb{R}$

$$(x_1, \dots, x_m, \theta) \mapsto n \ln(\theta) - (n - \sum_{i=1}^m x_i) \ln(1-\theta)$$

 f est dérivable \mathcal{C}^1 sur $\Theta^m \setminus \{1, \dots, 1\} \times \Theta$

$$\forall i \in \{1, \dots, m\}, \partial_{x_i}(f)(x_1, \dots, x_m, \theta) = \ln(1-\theta)$$

$$\partial_{\theta}(f)(x_1, \dots, x_m, \theta) = n \frac{1}{\theta} + \frac{1}{1-\theta} (n - \sum_{i=1}^m x_i)$$

 $(x_1, \dots, x_m, \theta)$ est un point critique de $f \Leftrightarrow$ Soit $(x_1, \dots, x_m) \in \Theta^m \setminus \{1, \dots, 1\}$ Posons $g: \Theta \rightarrow \mathbb{R}$

$$\theta \mapsto n \ln(\theta) - (n - \sum_{i=1}^m x_i) \ln(1-\theta)$$

 g est dérivable sur Θ et $\forall \theta \in \Theta, g'(\theta) = \frac{n}{\theta} + (n - \sum_{i=1}^m x_i) \frac{1}{1-\theta}$

$$g'(\theta) \geq 0 \Leftrightarrow \frac{n}{\theta} + (n - \sum_{i=1}^m x_i) \frac{1}{1-\theta} \geq 0 \Leftrightarrow \theta \leq \frac{n}{\sum_{i=1}^m x_i}$$

θ	0	$\frac{n}{\sum_{i=1}^m x_i}$	1
$g'(\theta)$		+	-
g		\nearrow	\searrow

 $\frac{n}{\sum_{i=1}^m x_i}$ est l'unique valeur de θ qui maximise g ($g(\theta) = \ln(L(x_1, \dots, x_m, \theta))$)

 ainsi, $\frac{n}{\sum_{i=1}^m x_i}$ est l'unique valeur de θ qui maximise la vraisemblance (par stricte croissance de l'exponentielle)

6) a) Soit $\theta \in \Theta$ et $h \geq m$

$$\begin{aligned} \int_{1/\theta}^{h/m} \left(\frac{h}{m} - t\right) \left(\frac{2}{t^3}\right) dt &= \int_{1/\theta}^{h/m} \frac{h}{m} \times 2 \times \frac{1}{t^3} dt - \int_{1/\theta}^{h/m} 2 \times \frac{1}{t^2} dt \\ &= \frac{h}{m} \left[-\frac{1}{t^2} \right]_{1/\theta}^{h/m} - 2 \left[-\frac{1}{t} \right]_{1/\theta}^{h/m} \\ &= \frac{h}{m} \left[-\frac{1}{(h/m)^2} + \frac{1}{(1/\theta)^2} \right] - 2 \left[-\frac{1}{(h/m)} + \frac{1}{1/\theta} \right] \\ &= -\frac{m}{h} + \frac{h}{m} \times \theta^2 + 2 \times \frac{m}{h} - 2 \times \theta \\ &= \frac{m}{h} + \theta^2 \times \frac{h}{m} - 2 \times \theta \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{donc } \frac{m}{h} &= 2\theta - \theta^2 \times \frac{h}{m} + \int_{1/\theta}^{h/m} \left(\frac{h}{m} - t\right) \left(\frac{2}{t^3}\right) dt \\ &= \theta - \theta^2 \left(\frac{h}{m} - \frac{1}{\theta}\right) + \int_{1/\theta}^{h/m} \left(\frac{h}{m} - t\right) \left(\frac{2}{t^3}\right) dt \end{aligned}$$

$$\text{ainsi, } \forall \theta \in \Theta, \forall h \geq m, \frac{m}{h} = \theta - \theta^2 \left(\frac{h}{m} - \frac{1}{\theta}\right) + \int_{1/\theta}^{h/m} \left(\frac{h}{m} - t\right) \left(\frac{2}{t^3}\right) dt$$

b)

$$\begin{aligned} \bullet U &= f(X_1, \dots, X_m) \quad \text{où } f: \mathbb{R}^m \rightarrow \mathbb{R} \\ &\quad (x_1, \dots, x_m) \mapsto \frac{m}{\sum_{i=1}^m x_i} \end{aligned}$$

donc U est un estimateur de θ

$$\bullet \forall \theta \in \Theta, b_\theta(U) = E^\theta(U) - \theta$$

$$= E^\theta \left(\frac{m}{\sum_{i=1}^m X_i} \right) - \theta$$

$$= m E^\theta \left(\frac{1}{\sum_{i=1}^m X_i} \right) - \theta$$

$$= m \sum_{h=m}^{+\infty} P\left(\sum_{i=1}^m X_i = h\right) \times \frac{1}{h} - \theta \quad \text{d'après le théorème de transfert}$$

$$= \sum_{h=m}^{+\infty} P\left(\sum_{i=1}^m X_i = h\right) \frac{m}{h} - \theta$$

$$= \sum_{h=m}^{+\infty} P\left(\sum_{i=1}^m X_i = h\right) \left(\theta - \theta^2 \left(\frac{h}{m} - \frac{1}{\theta}\right) + \int_{1/\theta}^{h/m} \left(\frac{h}{m} - t\right) \left(\frac{2}{t^3}\right) dt \right) - \theta$$

$$= \sum_{h=-\infty}^{+\infty} P\left(\sum_{i=1}^m X_i = h\right) (\theta - \theta^2 \left(\frac{h}{m} - \frac{1}{\theta}\right)) + \sum_{h=-\infty}^{+\infty} P\left(\sum_{i=1}^m X_i = h\right) \int_{1/\theta}^{h/m} \left(\frac{h}{m} - t\right) \frac{2}{t^3} dt - \theta$$

par linéarité (suite car convergente)

$$= \theta \sum_{h=-\infty}^{+\infty} P\left(\sum_{i=1}^m X_i = h\right) - \theta^2 \sum_{h=-\infty}^{+\infty} P\left(\sum_{i=1}^m X_i = h\right) \frac{h}{m} + \theta \sum_{h=-\infty}^{+\infty} P\left(\sum_{i=1}^m X_i = h\right) + \sum_{h=-\infty}^{+\infty} P\left(\sum_{i=1}^m X_i = h\right) \int_{1/\theta}^{h/m} \left(\frac{h}{m} - t\right) \frac{2}{t^3} dt - \theta$$

$$= \theta \times 1 - \frac{\theta^2}{m} E^{\theta}\left(\sum_{i=1}^m X_i\right) + \theta \times 1 + \sum_{h=-\infty}^{+\infty} P\left(\sum_{i=1}^m X_i = h\right) \int_{1/\theta}^{h/m} \left(\frac{h}{m} - t\right) \frac{2}{t^3} dt - \theta$$

d'après le théorème de transfert et la formule des probabilités totales

$$= \theta - \frac{\theta^2}{m} \sum_{i=1}^m E^{\theta}(X_i) + \sum_{h=-\infty}^{+\infty} P\left(\sum_{i=1}^m X_i = h\right) \int_{1/\theta}^{h/m} \left(\frac{h}{m} - t\right) \frac{2}{t^3} dt$$

$$= \theta - \frac{\theta^2}{m} \times m \times \frac{1}{\theta} + \sum_{h=-\infty}^{+\infty} P\left(\sum_{i=1}^m X_i = h\right) \int_{1/\theta}^{h/m} \left(\frac{h}{m} - t\right) \frac{2}{t^3} dt$$

$$= \sum_{h=-\infty}^{+\infty} P\left(\sum_{i=1}^m X_i = h\right) \int_{1/\theta}^{h/m} \left(\frac{h}{m} - t\right) \frac{2}{t^3} dt$$

ainsi, U est un estimateur de θ dont le biais $b_{\theta}(U)$ est donné par :

$$\forall \theta \in \Theta, b_{\theta}(U) = \sum_{h=-\infty}^{+\infty} P\left(\sum_{i=1}^m X_i = h\right) \int_{1/\theta}^{h/m} \left(\frac{h}{m} - t\right) \frac{2}{t^3} dt$$

a) Soit $\theta \in \Theta$

d'après l'énoncé, $\forall n \in \mathbb{N}, P^{\theta}(X = n) > 0$

donc $\forall h \geq n, P\left(\sum_{i=1}^m X_i = h\right) > 0$

Soit $h \geq n$

$\forall t \in \left[\frac{1}{\theta}, \frac{h}{m}\right], 0 \leq \frac{h}{m} - t$ donc $\forall t \in \left[\frac{1}{\theta}, \frac{h}{m}\right], 0 \leq \left(\frac{h}{m} - t\right) \frac{2}{t^3}$

par propriété, $\int_{1/\theta}^{h/m} \left(\frac{h}{m} - t\right) \frac{2}{t^3} dt = 0$ ssi $\forall t \in \left[\frac{1}{\theta}, \frac{h}{m}\right], \left(\frac{h}{m} - t\right) \frac{2}{t^3} = 0$

ssi $\forall t \in \left[\frac{1}{\theta}, \frac{h}{m}\right], \frac{h}{m} = t$

or il existe $t \in \left[\frac{1}{\theta}, \frac{h}{m}\right]$ tel que $\frac{h}{m} \neq t$

donc $\int_{1/\theta}^{h/m} \left(\frac{h}{m} - t\right) \frac{2}{t^3} dt > 0$ par stricte positivité de l'intégrale

donc $\forall h \geq n, P\left(\sum_{i=1}^m X_i = h\right) \int_{1/\theta}^{h/m} \left(\frac{h}{m} - t\right) \frac{2}{t^3} dt > 0$

Code épreuve : 283

Nombre de pages :

Session : 2020

Épreuve de : MATHS 2 "S" 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

$$\text{donc } \int_{-\infty}^{+\infty} P\left(\sum_{i=1}^n X_i = t\right) \int_{t_0}^{t_n} \left(\frac{t}{n} - t\right) \frac{2}{t^3} dt > 0$$

$$\text{ainsi, } \forall \theta \in \Theta, b_\theta(0) > 0$$

7)

$$\text{d'après 4) a), } \forall i \in \{1, \dots, n\}, E\left(\frac{1}{X_i}\right) = \frac{\theta \ln(\theta)}{\theta - 1}$$

comme les variables (X_1, \dots, X_n) sont indépendantes et suivent toutes la même loi alors les variables $\left(\frac{1}{X_1}, \dots, \frac{1}{X_n}\right)$ sont indépendantes et suivent toutes la même loi

les variables $\left(\frac{1}{X_1}, \dots, \frac{1}{X_n}\right)$ sont donc n variables indépendantes de même espérance et de même variance (on admet que $\forall i \in \{1, \dots, n\}, \frac{1}{X_i}$ admet une variance)

d'après la loi faible des grands nombres, $(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{1}{X_i})_{n \in \mathbb{N}^*} \xrightarrow{P} \frac{\theta \ln(\theta)}{\theta - 1}$

$$U_n = \frac{1}{\frac{\sum_{i=1}^n X_i}{n}} = \frac{1}{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i}$$

or les variables (X_1, \dots, X_n) sont n variables indépendantes de même espérance $\frac{1}{\theta}$ et de même variance

d'après la loi faible des grands nombres, $(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i)_{n \in \mathbb{N}^*} \xrightarrow{P} \frac{1}{\theta}$
comme la fonction inverse est continue sur \mathbb{R}_+^* alors $(U_n)_{n \in \mathbb{N}^*} \xrightarrow{P} \theta$

Partie III

8) a) Soit $\theta \in \Theta$

$$\forall (n_1, \dots, n_m) \in \{0, 1\}^m, L(n_1, \dots, n_m, \theta) = \prod_{i=1}^m p^\theta(X_i = n_i)$$

or $\forall i \in \{1, m\}, ([X_i = 0], [X_i = 1])$ est un système complet d'événements

d'après la formule des probabilités totales,

$$\begin{aligned} \forall i \in \{1, m\}, p^\theta(X_i = n_i) &= p^\theta([X_i = n_i] \cap ([X_i = 0] \cup [X_i = 1])) \\ &= p^\theta(X_i = 0) p_{(X_i =}^\theta \end{aligned}$$

b)

d'après 8) a), $\forall \theta \in \Theta$, $\forall (x_1, \dots, x_m) \in \mathcal{B}^m$, $L(x_1, \dots, x_m, \theta) = \theta^{\sum_{i=1}^m x_i} \times (1-\theta)^{\sum_{i=1}^m (1-x_i)}$

posons $g: \mathcal{B}^m \times \Theta \rightarrow \mathbb{R}_+$

$$g(x_1, \dots, x_m, \theta) \mapsto \theta^{\sum_{i=1}^m x_i} \times (1-\theta)^{\sum_{i=1}^m (1-x_i)} = \theta^{\sum_{i=1}^m x_i} \times (1-\theta)^{m - \sum_{i=1}^m x_i}$$

g est bien à valeurs dans \mathbb{R}_+ car $\theta \in \Theta$

posons $h: \mathcal{B}^m \rightarrow \mathbb{R}_+$

$$(x_1, \dots, x_m) \mapsto \prod_{i=1}^m x_i$$

$$\text{d'où } L(x_1, \dots, x_m, \theta) = g(x_1, \dots, x_m, \theta) h(x_1, \dots, x_m)$$

ainsi, S est exhaustive

g) a)

$$P^{\theta}_{\{S=A\}}((X_1 = a_1) \cap \dots \cap (X_m = a_m)) = \frac{P^{\theta}(\{S=A\} \cap (X_1 = a_1) \cap \dots \cap (X_m = a_m))}{P^{\theta}(\{S=A\})}$$
$$= P^{\theta}$$

b) soit $\theta \in \Theta$

$$P^{\theta}_{\{S=A\}}(X_1 = 1) = \frac{P^{\theta}(\{S=A\} \cap (X_1 = 1))}{P^{\theta}(\{S=A\})}$$

$$= \frac{P^{\theta}(\left[\sum_{i=2}^m X_i = A-1\right] \cap (X_1 = 1))}{P^{\theta}(\{S=A\})}$$

$$= \frac{P^{\theta}(\sum_{i=2}^m X_i = A-1) P^{\theta}(X_1 = 1)}{P^{\theta}(\{S=A\})}$$
 car les variables X_1, \dots, X_m

sont mutuellement indépendantes, donc d'après le lemme des coalitions

$\sum_{i=2}^m X_i$ est indépendante de X_1

or $\forall i \in \{2, \dots, m\}$, $X_i \hookrightarrow \theta(1)$ et X_2, \dots, X_m sont indépendantes
donc $\sum_{i=2}^m X_i \hookrightarrow \theta(m-1, 0)$ par propriété

de même $S \hookrightarrow \theta(m, \theta)$

$$\text{donc } P^{\theta}\left(\sum_{i=2}^m X_i = A-1\right) = \binom{m-1}{A-1} \theta^{A-1} (1-\theta)^{m-A}$$

$$\text{et } P^{\theta}(\{S=A\}) = \binom{m}{A} \theta^A (1-\theta)^{m-A}$$

Code épreuve : 283

Nombre de pages :

Session : 2020

Épreuve de : MATHS 2 "S" 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

$$\text{et } P^\theta(X_1=1) = \theta$$

$$\begin{aligned} \text{donc } P_{CS=A}^\theta(X_1=1) &= \frac{\binom{n-1}{k-1} \theta^{k-1} (1-\theta)^{n-k} \times \theta}{\binom{n}{k} \theta^k (1-\theta)^{n-k}} \\ &= \frac{\frac{1}{n} \binom{n}{k} \theta^k (1-\theta)^{n-k}}{\binom{n}{k} \theta^k (1-\theta)^{n-k}} \quad \text{par propriété} \\ &= \frac{1}{n} \end{aligned}$$

$$\text{ainsi, } \forall \theta \in \Theta, P_{CS=A}^\theta(X_1=1) = \frac{1}{n}$$

10) a) Une colonne de la matrice V contient n réalisations de la loi de Bernoulli de paramètre θ (ici $\theta = 0.3$)

b)

Code épreuve : 283

Nombre de pages :

Session : 2020

Épreuve de : MATHS 2 "S" 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 IV12) a) Soit $n \in \mathbb{N} \setminus \{0\}$

$$E_{\mathcal{C}(S=n)}^{\Theta}(\tau) = \int_{u \in \mathcal{C}(S)} u P_{\mathcal{C}(S=n)}^{\Theta}(\tau=u)$$

or τ est un estimateur du paramètre Θ donc il existe $g: \mathbb{R}^n \rightarrow \mathbb{R}$ tel que $\tau = g(X_1, \dots, X_n)$

donc il existe $(a_1, \dots, a_n) \in \mathcal{B}^n$ tel que $\{\tau = u\} = \{X_1 = a_1\} \cap \dots \cap \{X_n = a_n\}$

$$\text{donc } E_{\mathcal{C}(S=n)}^{\Theta}(\tau) = \int_{\substack{(a_1, \dots, a_n) \in \mathcal{B}^n \\ \text{tel que } u = g(a_1, \dots, a_n)}} g(a_1, \dots, a_n) P_{\mathcal{C}(S=n)}^{\Theta}(\{X_1 = a_1\} \cap \dots \cap \{X_n = a_n\})$$

or $\forall (a_1, \dots, a_n) \in \mathcal{B}^n$, $P_{\mathcal{C}(S=n)}^{\Theta}(\{X_1 = a_1\} \cap \dots \cap \{X_n = a_n\})$ ne dépend pas de Θ

$$\text{donc } \int_{\substack{(a_1, \dots, a_n) \in \mathcal{B}^n \\ \text{tel que } u = g(a_1, \dots, a_n)}} g(a_1, \dots, a_n) P_{\mathcal{C}(S=n)}^{\Theta}(\{X_1 = a_1\} \cap \dots \cap \{X_n = a_n\}) \text{ ne dépend pas de } \Theta$$

de plus, τ est un estimateur sans biais de Θ donc $E^{\Theta}(\tau)$ existe

donc $E_{\mathcal{C}(S=n)}^{\Theta}(\tau)$ existe par propriété

ainsi, $\forall u \in \mathcal{B}(\mathcal{B}^n)$, $E_{\mathcal{C}(S=n)}^{\Theta}(\tau)$ existe et sa valeur ne dépend pas de Θ

b)

$\forall i \in \{1, \dots, n\}, \{[X_i = \omega_i]\}_{\omega_i \in \mathcal{B}}$ est un système complet d'événements

donc $\{[S(X_1, \dots, X_n) = s(\omega_1, \dots, \omega_n)]\}_{(\omega_1, \dots, \omega_n) \in \mathcal{B}^n}$ est un système complet d'événements

donc $\{[S = u]\}_{u \in \mathcal{S}(\mathcal{B}^n)}$ est un système complet d'événements

ainsi, $\{[S = u]\}_{u \in \mathcal{S}(\mathcal{B}^n)}$ est un système complet d'événements

13) a)

d'après 12) b), $\{[S = u]\}_{u \in \mathcal{S}(\mathcal{B}^n)}$ est un système complet d'événements

d'après la formule de l'espérance totale,

$$E^\theta(R) = \sum_{u \in \mathcal{S}(\mathcal{B}^n)} P(S = u) E_{[S = u]}^\theta(R)$$

$$= \sum_{u \in \mathcal{S}(\mathcal{B}^n)} P(S = u) E_{[S = u]}^\theta(r(X_1, \dots, X_n))$$

$$= \sum_{u \in \mathcal{S}(\mathcal{B}^n)} P(S = u) E_{[S = u]}^\theta(T) \text{ par définition de } r$$

$$= E(T) \text{ d'après la formule de l'espérance totale}$$

$$= 0 \text{ car } T \text{ est un estimateur sans biais de } \theta$$

$$\bullet R = r(X_1, \dots, X_n) \text{ où } r: \mathcal{B}^n \rightarrow \mathbb{R}$$

donc R est un estimateur de θ

ainsi, R est un estimateur sans biais de θ

14) a)

$$\forall \theta \in \Theta, \forall (x_1, \dots, x_n) \in \mathcal{B}^n, L(x_1, \dots, x_n, \theta) = \prod_{i=1}^n p^\theta(X_i = x_i)$$

$$= \prod_{i=1}^n e^{-\theta} \frac{\theta^{x_i}}{x_i!}$$

$$= e^{-n\theta} \prod_{i=1}^n \frac{\theta^{x_i}}{x_i!}$$

$$= e^{-n\theta} \frac{1}{\prod_{i=1}^n x_i!} \theta^{\sum_{i=1}^n x_i}$$

$$= \frac{1}{\prod_{i=1}^n x_i!} e^{-n\theta} \theta^{\sum_{i=1}^n x_i}$$

posons $g: \mathcal{B}(\mathcal{B}^n) \times \Theta \rightarrow \mathbb{R}^+$

$$(x_1, \dots, x_n, \theta) \mapsto e^{-n\theta} \theta^{\sum_{i=1}^n x_i} = e^{-n\theta} g(x_1, \dots, x_n)$$

g est à valeurs dans \mathbb{R}^+ car $e^{-n\theta} > 0$ et $\theta > 0$ donc $\theta^{\sum_{i=1}^n x_i} > 0$

posons $h: \mathcal{B}^n \rightarrow \mathbb{R}^+$

$$(x_1, \dots, x_n) \mapsto \frac{1}{\prod_{i=1}^n x_i!}$$

h est à valeurs dans \mathbb{R}^+ car $(x_1, \dots, x_n) \in \mathcal{B}^n$

donc il existe $g: \mathcal{B}(\mathcal{B}^n) \times \Theta \rightarrow \mathbb{R}^+$ et $h: \mathcal{B}^n \rightarrow \mathbb{R}^+$ telle que

$$\forall \theta \in \Theta, \forall (x_1, \dots, x_n) \in \mathcal{B}^n, L(x_1, \dots, x_n, \theta) = g(\mathcal{B}(x_1, \dots, x_n), \theta) h(x_1, \dots, x_n)$$

ainsi, S est suffisante

b)

$$P_{(S=u)}^\theta([X_1 = x_1] \cap \dots \cap [X_n = x_n]) = \frac{P^\theta([S=u] \cap [X_1 = x_1] \cap \dots \cap [X_n = x_n])}{P^\theta(S=u)}$$

$$= \frac{P^\theta([\sum_{i=1}^n x_i = u] \cap [X_1 = x_1] \cap \dots \cap [X_n = x_n])}{P^\theta(S=u)}$$

$$= P^\theta([X_1 = u - \sum_{i=2}^n x_i])$$

d) Soit $\theta > 0$

Posons $\forall n \in \mathbb{N}, \varphi_n = 0$

comme la série $\sum_{n=0}^{+\infty} \frac{(n\theta)^n}{n!}$ converge (série exponentielle)

alors la série $\sum_{n=0}^{+\infty} 0 \frac{(n\theta)^n}{n!}$ converge par propriété

$$\begin{aligned} \sum_{n=0}^{+\infty} \varphi_n \frac{(n\theta)^n}{n!} &= \sum_{n=0}^{+\infty} 0 \frac{(n\theta)^n}{n!} \\ &= 0 \sum_{n=0}^{+\infty} \frac{(n\theta)^n}{n!} \quad \text{par linéarité car la série converge} \\ &= 0 e^{n\theta} \quad (\text{série exponentielle}) \end{aligned}$$

ainsi, $(\varphi_n)_{n \in \mathbb{N}}$ ($\forall n \in \mathbb{N}, \varphi_n = 0$) est telle que :

$$\forall \theta > 0, \sum_{n=0}^{+\infty} \varphi_n \frac{(n\theta)^n}{n!} = 0 e^{n\theta}$$

Posons $(f_n)_{n \in \mathbb{N}}$ telle que $\forall \theta > 0, \sum_{n=0}^{+\infty} f_n \frac{(n\theta)^n}{n!} = 0 e^{n\theta}$

$$\text{alors } \forall \theta > 0, \sum_{n=0}^{+\infty} \varphi_n \frac{(n\theta)^n}{n!} = \sum_{n=0}^{+\infty} f_n \frac{(n\theta)^n}{n!}$$

comme les séries convergent alors $\forall \theta > 0, \sum_{n=0}^{+\infty} (\varphi_n - f_n) \frac{(n\theta)^n}{n!} = 0$ (linéarité)

posons $f:]0, \theta] \rightarrow \mathbb{R}$

$$x \mapsto (\varphi_0 - f_0) + \sum_{n=1}^{+\infty} \frac{(\varphi_n - f_n) (nx)^n}{n!}$$

comme $\frac{(\varphi_n - f_n)}{n!}$ est une suite de nombres réels telle que la série $\sum_{n=0}^{+\infty} \frac{(\varphi_n - f_n)}{n!} (n\theta)^n$ est absolument convergente avec $\theta > 0$

$$\bullet \forall x \in]0, \theta], f(x) = 0$$

alors $\forall n \in \mathbb{N}, \frac{y_n - \delta_n}{n!} = 0$ d'après 2)

donc $\forall n \in \mathbb{N}, y_n = \delta_n$

ainsi, $(y_n)_{n \in \mathbb{N}}$ est unique