

**Examen terminal - vendredi 28 octobre 2022**  
**Durée 2h00 - Documents non autorisés**

**Exercice 1 (8 pts)**

Nous souhaitons estimer

$$I = \int_0^1 \log(2+x) \exp(-x^2/2) dx .$$

- 1 (2 pts)** Proposer deux estimateurs de  $I$  par des méthodes de Monte Carlo différentes :
- la première stratégie sera basée sur une loi uniforme et l'estimateur correspondant sera noté  $\hat{I}_N^1$  avec  $N$  le nombre de simulation ;
  - la deuxième méthode sera basée sur une loi gaussienne et l'estimateur associé sera noté  $\hat{I}_N^2$  avec  $N$  le nombre de simulation.

- 2 (2 pts)** Comparer  $\hat{I}_N^1$  et  $\hat{I}_N^2$ .

- 3 (2 pts)** En utilisant l'inégalité de Bienaymé-Tchebychev, déterminer le nombre de simulation nécessaire pour que l'erreur absolue relative de  $\hat{I}_N^1$  soit inférieure à 1% avec une probabilité supérieure ou égale à 99%.

- 4 (2 pts)** Donner un intervalle de confiance asymptotique de niveau 95% pour le paramètre  $I$ . Indication : utiliser le théorème central limite associé à  $\hat{I}_N^1$ .

**Exercice 2 (6 pts)**

Nous considérons la variable aléatoire  $X$  admettant pour densité de probabilité

$$f_X(x) = 4x^2 \exp(-2x) \mathbb{I}_{x \geq 0} .$$

$X$  est distribuée suivant une loi gamma de paramètre  $(3, 2)$ . Nous souhaitons mettre en évidence une méthode de simulation efficace.

- 1 (2 pts)** Dans la famille des lois exponentielles de paramètre  $\lambda > 0$  ayant pour densité de probabilité

$$g(x; \lambda) = \lambda \exp(-\lambda x) \mathbb{I}_{x \geq 0}$$

lesquelles pouvons nous utiliser comme la loi instrumentale d'un algorithme acceptation-rejet ayant pour objectif de simuler des réalisations de  $X$  ?

- 2 (2 pts)** Dans l'ensemble de lois instrumentales candidates explicité à la question précédente, laquelle est la plus efficace ?

**3 (2 pts)** Donner le code R mettant en oeuvre l'algorithme acceptation-rejet avec la loi instrumentale déterminée à la question précédente.

**Exercice 3 (6 pts)**

Nous considérons un  $n$ -échantillon  $(x_1, \dots, x_n)$  iid suivant une loi de Rayleigh de paramètre  $\sigma^2 > 0$  dont la densité est telle que

$$f(x; \sigma^2) = \frac{x}{\sigma^2} \exp\left(-\frac{x^2}{2\sigma^2}\right) \mathbb{I}_{x \geq 0}.$$

**1) (3 pts)** Donner la loi a priori de Jeffreys pour le paramètre  $\sigma^2$ . Est-elle propre ?

**2) (3 pts)** Montrer que la famille des lois Inverse Gamma est conjuguée pour le paramètre  $\sigma^2$ .

Correction examen  
 final HAX918X  
 28/10/2022

Exercice 1

1]  $\hat{T}_N^1 = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \log(2+X_i) e^{-X_i^2/2}$

où  $X_1, \dots, X_N \stackrel{iid}{\sim} U[0,1]$

$\hat{T}_N^2 = \frac{\sqrt{2\pi}}{N} \sum_{i=1}^N \pi(X_i) \log(2+X_i)$   
 où  $X_1, \dots, X_N \stackrel{iid}{\sim} N(0,1)$

2]  $E(\hat{T}_N^1) = E(\hat{T}_N^2) = I$

$V(\hat{T}_N^1) = \left(\frac{1}{N}\right) V_{U[0,1]}(\log(2+X) e^{-X^2/2})$

$V(\hat{T}_N^2) = \left(\frac{2\pi}{N}\right) V_{N(0,1)}(\pi(X) \log(2+X))$

(2)

$$\mathbb{E}_{U_{[0,1]}} (\log(2+x) e^{-x^2/2})$$

$$= \mathbb{E}_{U_{[0,1]}} (\log^2(2+x) e^{-x^2}) - \mathbb{I}^2$$

$$\mathbb{E}_{N(0,1)} \left( \sqrt{2\pi} \mathbb{I}_{[0,1]}(x) \log(2+x) \right)$$

$$= \mathbb{E}_{N(0,1)} \left( (2\pi) \log^2(2+x) \mathbb{I}_{[0,1]}(x) \right) - \mathbb{I}^2$$

Neues Elementarstochastik

$$\int_0^1 \log^2(2+x) e^{-x^2/2} dx$$

$$\int_0^1 \sqrt{2\pi} \log^2(2+x) e^{-x^2/2} dx$$

Charakteristikfunktion  $\forall \eta \in [0,1]$

$$e^{-\eta^2} \leq e^{-\eta^2/2} \leq \sqrt{2\pi} e^{-\eta^2/2}$$

AIMM,  $\forall \kappa \in [0, 1]$

(3)

$$\log^2(2+\kappa) e^{-\kappa^2} < \sqrt{2\pi} \log^2(2+\kappa) e^{-\frac{\kappa^2}{2}}$$

$$\Rightarrow \int_0^1 \log^2(2+\kappa) e^{-\kappa^2} d\kappa < \int_0^1 \sqrt{2\pi} \log^2(2+\kappa) e^{-\frac{\kappa^2}{2}} d\kappa$$

$$\Rightarrow \mathbb{V}(\hat{\Gamma}_N^1) < \mathbb{V}(\hat{\Gamma}_N^2)$$

it shows more precision  $\hat{\Gamma}_N^1$  vs

$$\hat{\Gamma}_N^2$$

3) D'après BT, nous avons

$$\mathbb{P}\left(\left|\frac{\hat{\Gamma}_N^1 - \Gamma}{\Gamma}\right| \leq 0,01\right) \geq 1 - \frac{\mathbb{V}(\hat{\Gamma}_N^1)}{\Gamma^2 10^{-4}}$$



Nous cherchons donc le plus petit volume  $\omega_N$  tel que

(4)

$$1 - \frac{\sqrt{(\bar{I}_N^2)} 10^4}{I^2} \geq 1 - 10^{-2}$$

$$\Leftrightarrow \frac{\sqrt{(\bar{I}_N^2)}}{I^2} \leq 10^{-6}$$

Nous cherchons donc un volume  $\omega_N$  tel que  
 que  $\frac{\sqrt{(\bar{I}_N^2)}}{I^2} \leq \omega_N$  pour nous  
 déterminer le plus petit volume  
 tel que  $\omega_N \leq 10^{-6}$

$$\frac{\sqrt{(\bar{I}_N^2)}}{I^2} = \frac{1}{N} \left[ \frac{\int_0^1 \log^2(2+x) e^{-\frac{\pi^2 x^2}{2 \ln 2}} dx}{\left( \int_0^1 \log(2+x) e^{-\frac{\pi^2 x^2}{2 \ln 2}} dx \right)^2} - 1 \right]$$

$$\leq \frac{1}{N} \left[ \frac{\log^2(3) e}{\log^2(2)} - 1 \right] = \omega_N$$

Nous en concluons que

(5)

$$N \geq 10^6 \left( \frac{\log^2(3/e)}{\log(2)} - 1 \right)$$

$$N \geq 5\,828\,612$$

$$\boxed{1} \quad \sqrt{N} (\hat{\Gamma}_N^1 - \Gamma) \# N \left( 0, \underbrace{\int_0^1 \log^2(2+1/e^{-x^2}) dx}_{\alpha} - \Gamma^2 \right)$$

$$\mathbb{P} \left( -F_{N(0,1)}^{-1}(0,975) \leq \frac{\sqrt{N} (\hat{\Gamma}_N^1 - \Gamma)}{\sqrt{\alpha}} \leq F_{N(0,1)}^{-1}(0,975) \right) \# 0,95$$

$$\frac{IC(\Gamma)}{0,95} = \left[ \hat{\Gamma}_N^1 \pm F_{N(0,1)}^{-1}(0,975) \frac{\sqrt{\alpha}}{\sqrt{N}} \right]$$

En partant une borne supérieure pour  $\alpha$ , on élargit l'intervalle, il est évident que pour  $\alpha \geq 0,95$

(6)

$$\alpha \leq \underbrace{\log^2(3) - \log^2(2)}_{\# 1} / e$$

il s'ensuit

$$IC_{0,95}(I) = \left[ \frac{\hat{I}}{N} \pm 1,96 \sqrt{N} \right]$$

### Exercice 2

$$A) f_X(\pi) = 4\pi^2 e^{-2\pi} \mathbb{1}_{\{\pi \geq 0\}}$$

$$g(\pi; \lambda) = \lambda e^{-\lambda\pi} \mathbb{1}_{\{\pi \geq 0\}} \quad \lambda > 0$$

$$\forall \pi \geq 0, \frac{f_X(\pi)}{g(\pi; \lambda)} = \frac{4\pi^2 e^{-\pi(2-\lambda)}}{\lambda}$$

Pour que le rapport soit borné  
supérieurement, il faut que  $\lambda < 2$ .



On peut donc utiliser  
les lois exponentielles  
de paramètres  $\lambda \in ]0, 2[$ .

2] Cherchons avant tout  $\forall \lambda \in ]0, 2[$

$$\kappa^* \in \text{arg max}_{\kappa \geq 0} \frac{h \kappa^\lambda}{\lambda} e^{-\kappa(2-\lambda)}$$

$$\kappa^* \in \text{arg max}_{\kappa \geq 0} \underbrace{\left[ \lambda \log(\kappa) - \kappa(2-\lambda) \right]}_{h(\kappa; \lambda)}$$

$$h'(\kappa; \lambda) = \frac{\lambda}{\kappa} - (2-\lambda)$$

$$h''(\kappa; \lambda) = -\frac{\lambda}{\kappa^2} < 0$$

Fonction strictement concave

$$\text{et donc } \frac{\lambda}{\kappa^*} - (2-\lambda) = 0$$

$$\Leftrightarrow \kappa^* = \left( \frac{\lambda}{2-\lambda} \right)$$

Ainsi,  $\forall \lambda \geq 0, \forall \alpha \in ]0, 2[$

(8)

$$\frac{f_x(\alpha)}{g(\alpha; \lambda)} \leq \frac{\lambda^2}{\lambda(2-\lambda)^2} e^{-\lambda}$$

Cherchons maintenant le minimum

$$\lambda^* \in \text{arg min } \frac{\lambda^2}{\lambda(2-\lambda)^2} e^{-\lambda}$$

$$\lambda^* \in \text{arg min } \underbrace{-\log(\lambda) - 2\log(2-\lambda)}_{\ell(\lambda)}$$

$$\ell'(\lambda) = -\frac{1}{\lambda} + \frac{2}{2-\lambda}$$

$$\ell''(\lambda) = \frac{1}{\lambda^2} + \frac{2}{(2-\lambda)^2} > 0$$

Fonction strictement convexe

$$\text{il vient } -\frac{1}{\lambda^*} + \frac{2}{2-\lambda^*} = 0$$

$$\Leftrightarrow 2\lambda^* = 2 - \lambda^* \Leftrightarrow \lambda^* = \frac{2}{3}$$

La loi instrumentale la plus efficace est donc une loi exponentielle de paramètres  $(\frac{2}{3})$  (9)

3)  $\pi \leftarrow \exp(-2) * 27 / 2$   
 $bool \leftarrow \text{True}$   
 $\text{while } (bool) \{$   
 $y \leftarrow \text{rand}(1, 2, 13)$   
 $u \leftarrow \text{rand}(1)$   
 $p \leftarrow \text{algomax}(y, 3, 2) /$   
 $(\pi * \text{desq}(y, 2, 13))$   
 $\text{if } (p <= u) \{ \kappa \leftarrow y; bool \leftarrow F \}$   
 $\}$   
 $\kappa$

# Exercício 3

(10)

$$A) \forall \kappa \geq 0$$

$$\log(f(\kappa; \sigma^2)) = -\log(\sigma^2) + \log(2) - \frac{\kappa^2}{2\sigma^2}$$

$$\frac{\partial \log f(\kappa; \sigma^2)}{\partial \sigma^2} = -\frac{1}{\sigma^2} + \frac{\kappa^2}{2(\sigma^2)^2}$$

$$\frac{\partial^2 \log f(\kappa; \sigma^2)}{(\partial \sigma^2)^2} = \frac{1}{(\sigma^2)^2} - \frac{4\sigma^2 \kappa^2}{4(\sigma^2)^4}$$

$$\frac{\partial^2 \log f(\kappa; \sigma^2)}{(\partial \sigma^2)^2} = \frac{1}{(\sigma^2)^2} - \frac{\kappa^2}{(\sigma^2)^3}$$

Seja  $x$  variável aleatória  $X \sim \text{Rayleigh}(\sigma^2)$

$$E(X) = \sigma \sqrt{\frac{\pi}{2}} \quad \text{e} \quad V(X) = \frac{4-\pi}{2} \sigma^2$$

$$\Rightarrow E(X^2) = \frac{4-\pi}{2} \sigma^2 + \frac{\pi}{2} \sigma^2 = 2\sigma^2$$



$$I_X(\sigma^2) = \frac{2}{(\sigma^2)^2} - \frac{1}{(\sigma^2)^2}$$

(11)

$$I_X(\sigma^2) = \frac{1}{(\sigma^2)^2} = (\sigma^2)^{-2}$$

$$\Rightarrow \pi^J(\sigma^2) \propto (\sigma^2)^{-2} \quad \pi\{\sigma^2 | 0\}$$

la impure

2] Si  $\sigma^2 \sim \text{NIT}(a, b)$

$$\pi(\sigma^2) \propto (\sigma^2)^{-a-1} e^{-b/\sigma^2} \quad \pi\{\sigma^2 | 0\}$$

$$\pi(\sigma^2 | \mu_1, \dots, \mu_m) \propto (\sigma^2)^{-a-m-1} e^{-\frac{1}{\sigma^2} \left[ b + \frac{\sum \mu_i^2}{2} \right]} \quad \pi\{\sigma^2 | 0\}$$

Alors  $\sigma^2 | \mu_1, \dots, \mu_m \sim \text{NIT} \left( a+m, b + \frac{\sum \mu_i^2}{2} \right)$

Ainsi la loi  $\pi$  inverse Gamma est conjuguée pour la paramètre  $\sigma^2$ .