

Examen terminal - vendredi 6 novembre 2020
Durée 2h00 - Documents autorisés

Exercice 1 (6 pts)

Nous souhaitons estimer

$$\theta = \int_0^1 \exp(-x) \sin^2(x) dx .$$

1 (1 pt) Proposer deux méthodes de Monte Carlo.

2 (1 pt) Comparer ces deux stratégies.

3 (2 pts) Déterminer le nombre de simulation nécessaire pour que l'erreur absolue relative correspondant à l'une des deux méthodes 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 θ .

Exercice 2 (4 pts)

Nous considérons la variable aléatoire X admettant pour densité

$$f_X(x) \propto x(1-x)^2 \mathbb{I}_{[1/4, 3/4]}(x) .$$

Proposer deux méthodes de simulation suivant X et donner les codes R associés.

Exercice 3 (5 pts)

Nous observons un n -échantillon (x_1, \dots, x_n) . Nous souhaitons déterminer si ces réalisations, discrètes strictement positives et iid, proviennent d'une loi de Poisson de paramètre $\theta_1 > 0$ [le modèle 1] ou d'une loi géométrique de paramètre $\theta_2 \in [0, 1]$ [le modèle 2].

Nous nous plaçons dans le paradigme bayésien et supposons que

- $\pi(\theta_1)$ est une loi gamma de paramètre $(1, 0.1)$,
- $\pi(\theta_2)$ est une loi uniforme sur $[0, 1]$,
- $\mathbb{P}(\mathcal{M}_1) = \mathbb{P}(\mathcal{M}_2)$.

Donner la procédure bayésienne de discrimination entre ces deux modèles et le code R associé.

Exercice 5 (5 pts)

Nous considérons le modèle de régression suivant

$$\mathbf{y}|\boldsymbol{\beta}, \sigma^2 \sim \mathcal{N}_n(\mathbf{X}\boldsymbol{\beta}, \sigma^2 \mathbf{I}_n)$$

où $\mathbf{y} = (y_1, \dots, y_n)$ est le vecteur contenant les réalisations de la variable à expliquer et \mathbf{X} est la matrice des variables explicatives :

$$\mathbf{X} = [\mathbf{x}_1 \quad \dots \quad \mathbf{x}_p] = \begin{bmatrix} x_{11} & x_{12} & \dots & x_{1p} \\ x_{21} & x_{22} & \dots & x_{2p} \\ x_{31} & x_{32} & \dots & x_{3p} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ x_{n1} & x_{n2} & \dots & x_{np} \end{bmatrix}.$$

Nous supposons que $p > 0$ et que \mathbf{X} est de plein rang.

Nous considérons la loi a priori suivante

$$\boldsymbol{\beta}|\sigma^2 \sim \mathcal{N}_p(0_p, \sigma^2 I_n) \quad ; \quad \sigma^2 \sim \mathcal{IG}(a, b) \quad a > 0 \quad \text{et} \quad b > 0.$$

Donner l'estimateur bayésien du vecteur $\boldsymbol{\beta} \in \mathbb{R}^p$ pour la fonction de perte quadratique.

$$\theta = \int_0^1 e^{-x} \sin^2(x) dx \quad (1)$$

$$\hat{\theta}_1 = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N e^{-X_i} \sin^2(X_i)$$

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

$$\hat{\theta}_2 = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \frac{\sin^2(X_i)}{X_i} \sin^2(X_i)$$

in $X_1, \dots, X_N \stackrel{iid}{\sim} \text{Exp}(1)$

$$E(\hat{\theta}_1) = E(\hat{\theta}_2) = \theta$$

$$V(\hat{\theta}_1) = \frac{1}{N} \left(\frac{E[e^{-2X} \sin^4(X)]}{V[0,1]} - \theta^2 \right)$$

$$V(\hat{\theta}_2) = \frac{1}{N} \left(\frac{E\left[\frac{\sin^4(X)}{X^2}\right]}{V[1]} - \theta^2 \right)$$

IC l'output est
- comparé

(2)

$$a = \int_0^1 e^{-2x} \sin^4(x) dx \quad \text{et}$$

$$b = \int_0^1 e^{-x} \sin^4(x) dx$$

Clairément, $a < b$ et

donc

$$\mathbb{V}(\hat{\theta}_1) \leq \mathbb{V}(\hat{\theta}_2).$$

3) On prend $\hat{\theta}_1$.
On cherche le plus petit volume
où N telle que

$$\mathbb{P}\left(\frac{|\hat{\theta}_1 - \theta|}{101} \leq 0.01\right) \geq 0.99$$

D'après l'inégalité
de Bienaymé-Tchebyshev
nous avons (3)

$$P\left(\frac{|\hat{\theta}_1 - \theta|}{|\theta|} \leq 10^{-2}\right) \geq 1 - \frac{V(\hat{\theta}_1)}{\theta^2 10^{-4}}$$

Et,

$$1 - \frac{V(\hat{\theta}_1)}{\theta^2 10^{-4}} \geq 1 - 10^{-2}$$

$$\Leftrightarrow \frac{V(\hat{\theta}_1)}{\theta^2} \leq 10^{-6}$$

$$\Leftrightarrow N \geq 10^6 \left[\frac{\int_0^1 e^{-2\kappa} \sin^4(\kappa) d\kappa - 1}{\theta^2} \right]$$

$$\theta = \int_0^1 e^{-\kappa} \sin^2(\kappa) d\kappa \quad \forall \varepsilon > 0$$

$$1 - \varepsilon < \theta < 1 + \varepsilon$$

$$\int_{\varepsilon}^1 e^{-\kappa} \sin^2(\kappa) d\kappa \geq \sin^2(\varepsilon) [e^{-\varepsilon} - e^{-1}]$$

On poursuit optimiser

(4)

en ε mais on prend

$\varepsilon = \frac{1}{2}$ qui est un valeur
raisonnable (voir courbe)

Finalement,

$$\frac{1}{\theta^2} < \text{MM}^{-h}\left(\frac{1}{2}\right) (e^{-\frac{1}{2}} - e^{-1})^{-2}$$

Et,

$$\left(\frac{1}{\theta^2} \frac{\text{MM}^h(1)}{\text{MM}^h(1/2)} e^{-2\theta} - 1\right)$$

$$\leq \left(\frac{1}{2}\right) (1 - e^{-2}) \text{MM}^{-h}\left(\frac{1}{2}\right) (e^{-\frac{1}{2}} - e^{-1})^{-2} - 1$$

142, 68

$$N \geq 10^6 \times 143$$