

Introduction aux processus stochastiques

Examen 2e session — 2008

Durée : 2h30. Pas de gsm ni de calculatrice.
Répondre aux questions sur feuilles séparées.

1 Chaînes de Markov

On considère les variables aléatoires $\mathcal{X}_1, \mathcal{X}_2, \dots$, à valeur dans $\{1, \dots, n\}$, et formant une chaîne de Markov stationnaire (π, Π) .

Pour rappel, π est un vecteur ligne de n éléments tel que $\pi_i = P(\mathcal{X}_1 = i)$, et Π_{ij} est une matrice de transition $n \times n$ telle que $\Pi_{ij} = P(\mathcal{X}_{t+1} = j | \mathcal{X}_t = i)$.

On suppose qu'on observe que la valeur de \mathcal{X}_5 vaut j (avec j un entier fixé entre 1 et n). Les autres valeurs pour $\mathcal{X}_t, t \neq 5$, ne sont pas observées.

On demande :

1. De calculer la distribution de \mathcal{X}_8 conditionnellement à $\mathcal{X}_5 = j$, c'est-à-dire de déterminer l'expression du vecteur ligne

$$p_8 \triangleq [P(\mathcal{X}_8 = 1 | \mathcal{X}_5 = j) \quad P(\mathcal{X}_8 = 2 | \mathcal{X}_5 = j) \quad \dots \quad P(\mathcal{X}_8 = n | \mathcal{X}_5 = j)].$$

2. De calculer efficacement la distribution de \mathcal{X}_2 conditionnellement à $\mathcal{X}_5 = j$, c'est-à-dire de déterminer l'expression du vecteur ligne

$$p_2 \triangleq [P(\mathcal{X}_2 = 1 | \mathcal{X}_5 = j) \quad P(\mathcal{X}_2 = 2 | \mathcal{X}_5 = j) \quad \dots \quad P(\mathcal{X}_2 = n | \mathcal{X}_5 = j)]$$

en fonction de π et Π . (*Suggestion : propagations α et β .*)

3. De déduire des points précédents les espérances conditionnelles de \mathcal{X}_2 et \mathcal{X}_8 , c'est-à-dire $\mathbb{E}\{\mathcal{X}_2 | \mathcal{X}_5 = j\}$ et $\mathbb{E}\{\mathcal{X}_8 | \mathcal{X}_5 = j\}$.

2 Estimation statique

Soit $f_{\mathbf{a}}(t)$ une fonction périodique de \mathbb{R} dans \mathbb{R} , définie par

$$f_{\mathbf{a}}(t) = \sum_{k=1}^4 a_k \sin(k\pi t)$$

et paramétrée par le vecteur de coefficients $\mathbf{a} = [a_1 \ a_2 \ a_3 \ a_4]^T \in \mathbb{R}^4$.

Les a_k sont mutuellement indépendants, et suivent une distribution normale de moyenne 0 et de variance $1/k^2$, de sorte que $f_{\mathbf{a}}(t)$ est en fait une fonction de t aléatoire.

On suppose que le vecteur \mathbf{a} est tiré une fois pour toute mais n'est pas observé.

On demande (sans calculs numériques mais en justifiant les raisonnements) :

1. D'estimer la valeur de $f_{\mathbf{a}}(t)$ en $t = 0.6$.
Prendre pour estimateur $\mathbb{E}\{f_{\mathbf{a}}(0.6)\}$.
2. De calculer l'écart-type de l'erreur d'estimation.

On suppose à présent qu'on a accès aux valeurs de $f_{\mathbf{a}}(t)$ en $t = 0.2, t = 0.4, t = 0.6$.

On demande (toujours sans calculs numériques) :

3. D'estimer la valeur de $f_{\mathbf{a}}(t)$ en $t = 0.8$ connaissant $f_{\mathbf{a}}(t)$ en $t = 0.2, t = 0.4, t = 0.6$.
Prendre pour estimateur $\mathbb{E}\{f_{\mathbf{a}}(0.8) | f_{\mathbf{a}}(0.2), f_{\mathbf{a}}(0.4), f_{\mathbf{a}}(0.6)\}$.
4. De calculer l'écart-type de l'erreur d'estimation.

Bon travail.

Solutions

Chaînes de Markov

1. Soit e_j le vecteur colonne unitaire de dimension n dont l'élément j vaut 1, et dont la transposée peut être vue comme la distribution de \mathcal{X}_5 lorsque $\mathcal{X}_5 = j$.
Comme 3 transitions d'état séparent \mathcal{X}_8 de \mathcal{X}_5 , on a directement (extraction de la ligne j de $\mathbf{\Pi}^3$)

$$\mathbf{p}_8 = [\mathbb{P}(\mathcal{X}_8 = 1 | \mathcal{X}_5 = j) \quad \dots \quad \mathbb{P}(\mathcal{X}_8 = n | \mathcal{X}_5 = j)] = \mathbf{e}_j^T \mathbf{\Pi}^3 .$$

2. On a

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(\mathcal{X}_2 = i | \mathcal{X}_5 = j) &= \frac{\mathbb{P}(\mathcal{X}_2 = i, \mathcal{X}_5 = j)}{\sum_i \mathbb{P}(\mathcal{X}_2 = i, \mathcal{X}_5 = j)} \\ \mathbb{P}(\mathcal{X}_2 = i, \mathcal{X}_5 = j) &= \mathbb{P}(\mathcal{X}_2 = i) \mathbb{P}(\mathcal{X}_5 = j | \mathcal{X}_2 = i) . \end{aligned}$$

On a $\mathbb{P}(\mathcal{X}_2 = i)$ l'élément i du vecteur $\boldsymbol{\pi} \mathbf{\Pi}$ (obtenu directement ou par un raisonnement type propagation α), et $\mathbb{P}(\mathcal{X}_5 = j | \mathcal{X}_2 = i)$ l'élément i du vecteur $\mathbf{e}_j^T (\mathbf{\Pi}^T)^3$ (obtenu directement : extraction de la colonne j de $\mathbf{\Pi}^3$ c'est-à-dire $\mathbf{\Pi}^3 \mathbf{e}_j$ suivie d'une transposition, ou bien obtenu par un raisonnement type propagation β). Ainsi, en utilisant $*$ pour le produit élément par élément, et $\mathbf{1}$ le vecteur colonne de dimension n peuplé de 1,

$$\begin{aligned} [\mathbb{P}(\mathcal{X}_2 = 1, \mathcal{X}_5 = j) \quad \dots \quad \mathbb{P}(\mathcal{X}_2 = n, \mathcal{X}_5 = j)] &= (\boldsymbol{\pi} \mathbf{\Pi}) * (\mathbf{e}_j^T (\mathbf{\Pi}^T)^3) \\ \text{et } \mathbf{p}_2 = [\mathbb{P}(\mathcal{X}_2 = 1 | \mathcal{X}_5 = j) \quad \dots \quad \mathbb{P}(\mathcal{X}_2 = n | \mathcal{X}_5 = j)] &= \frac{(\boldsymbol{\pi} \mathbf{\Pi}) * (\mathbf{e}_j^T (\mathbf{\Pi}^T)^3)}{[(\boldsymbol{\pi} \mathbf{\Pi}) * (\mathbf{e}_j^T (\mathbf{\Pi}^T)^3)] \mathbf{1}} . \end{aligned}$$

3. Soit $\mathbf{y} = [1 \ 2 \ \dots \ n]^T$. Il vient directement

$$\mathbb{E}\{\mathcal{X}_2 | \mathcal{X}_5 = j\} = \mathbf{p}_2 \mathbf{y}, \quad \mathbb{E}\{\mathcal{X}_8 | \mathcal{X}_5 = j\} = \mathbf{p}_8 \mathbf{y} .$$

Estimation statique

On pose $\mathbf{A}_t \triangleq [\sin(\pi t) \ \sin(2\pi t) \ \sin(3\pi t) \ \sin(4\pi t)]$.

On note que $\mathbf{a} \sim \mathcal{N}(\mathbf{0}, \Sigma)$ avec $\Sigma = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1/4 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1/9 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1/16 \end{bmatrix}$.

1. Comme $f_{\mathbf{a}}(t) = \mathbf{A}_t \mathbf{a}$, l'estimateur est $\mathbb{E}\{f_{\mathbf{a}}(0.6)\} = \mathbb{E}\{A_{0.6}\mathbf{a}\} = A_{0.6}\mathbb{E}\{\mathbf{a}\} = 0$.
2. L'écart-type de l'erreur d'estimation est

$$\sigma = \left[\mathbb{E}\{ \|f_{\mathbf{a}}(0.6) - \mathbb{E}\{f_{\mathbf{a}}(0.6)\}\|^2 \} \right]^{1/2} = \left[\mathbb{E}\{ \|f_{\mathbf{a}}(0.6)\|^2 \} \right]^{1/2} = \sqrt{\mathbf{A}_{0.6} \Sigma \mathbf{A}_{0.6}^T},$$

en utilisant la linéarité de l'espérance, et les propriétés de la trace.

3. On pose $x = f_{\mathbf{a}}(0.8)$ et $\mathbf{A} = \mathbf{A}_{0.8}$, ainsi que $\mathbf{y} = \begin{bmatrix} f_{\mathbf{a}}(0.2) \\ f_{\mathbf{a}}(0.4) \\ f_{\mathbf{a}}(0.6) \end{bmatrix}$ et $\mathbf{C} = \begin{bmatrix} \mathbf{A}_{0.2} \\ \mathbf{A}_{0.4} \\ \mathbf{A}_{0.6} \end{bmatrix}$.

On peut alors écrire $\begin{bmatrix} x \\ \mathbf{y} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mathbf{A} \\ \mathbf{C} \end{bmatrix} \mathbf{a}$. Le vecteur $\begin{bmatrix} x \\ \mathbf{y} \end{bmatrix}$ suit $\mathcal{N}(\begin{bmatrix} \bar{x} \\ \bar{\mathbf{y}} \end{bmatrix}, \mathbf{S})$ avec

$$\bar{x} = \mathbf{A}\mathbb{E}\{\mathbf{a}\} = 0, \quad \bar{\mathbf{y}} = \mathbf{C}\mathbb{E}\{\mathbf{a}\} = 0,$$

$$\mathbf{S} = \mathbb{E}\left\{ \begin{bmatrix} x \\ \mathbf{y} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x \\ \mathbf{y} \end{bmatrix}^T \right\} = \begin{bmatrix} \mathbf{A} \\ \mathbf{C} \end{bmatrix} \Sigma \begin{bmatrix} \mathbf{A} \\ \mathbf{C} \end{bmatrix}^T = \begin{bmatrix} \mathbf{A}\Sigma\mathbf{A}^T & \mathbf{A}\Sigma\mathbf{C}^T \\ \mathbf{C}\Sigma\mathbf{A}^T & \mathbf{C}\Sigma\mathbf{C}^T \end{bmatrix} \triangleq \begin{bmatrix} \Sigma_x & \Sigma_{xy} \\ \Sigma_{xy}^T & \Sigma_y \end{bmatrix}.$$

Ainsi,

$$\begin{aligned} \mathbb{E}\{f_{\mathbf{a}}(0.8) \mid f_{\mathbf{a}}(0.2), f_{\mathbf{a}}(0.4), f_{\mathbf{a}}(0.6)\} &= \mathbb{E}\{x \mid \mathbf{y}\} = \bar{x} + \Sigma_{xy} \Sigma_y^{-1} (\mathbf{y} - \bar{\mathbf{y}}) \\ &= \mathbf{A}\Sigma\mathbf{C}^T (\mathbf{C}\Sigma\mathbf{C}^T)^{-1} \begin{bmatrix} f_{\mathbf{a}}(0.2) \\ f_{\mathbf{a}}(0.4) \\ f_{\mathbf{a}}(0.6) \end{bmatrix}. \end{aligned}$$

4. En utilisant les notations introduites aux points précédents, on obtient

$$\begin{aligned} \sigma &= \sqrt{\mathbb{E}\{ \|f_{\mathbf{a}}(0.8) - \mathbb{E}\{f_{\mathbf{a}}(0.8) \mid f_{\mathbf{a}}(0.2), f_{\mathbf{a}}(0.4), f_{\mathbf{a}}(0.6)\}\|^2 \}} \\ &= \sqrt{\Sigma_x - \Sigma_{xy} \Sigma_y \Sigma_{xy}^T} = \sqrt{\mathbf{A}\Sigma\mathbf{A}^T - \mathbf{A}\Sigma\mathbf{C}^T (\mathbf{C}\Sigma\mathbf{C}^T)^{-1} \mathbf{C}\Sigma\mathbf{A}^T}. \end{aligned}$$