

Université de Rennes 1
DEA STIR
Signal — Télécommunications — Images — Radar
Option Signal

Examen du cours
“Filtre de Kalman et modèles de Markov cachés”
Jeudi 9 janvier 1997, 8:00 à 9:30

EXERCICE :

Soit $\{X_k\}$ une chaîne de Markov à espace d'état fini $E = \{1, \dots, N\}$, caractérisée par les données suivantes :

- loi initiale $\nu = (\nu_i)$

$$\nu_i = \mathbf{P}[X_0 = i] , \quad \text{pour tout } i \in E,$$

- matrice de transition $\pi = (\pi_{i,j})$

$$\pi_{i,j} = \mathbf{P}[X_{k+1} = j \mid X_k = i] , \quad \text{pour tout } i, j \in E.$$

Soit $\{Y_k\}$ une suite d'observations, telle que :

$$Y_k = h(X_k) + V_k ,$$

où la suite $\{V_k\}$ est un bruit blanc gaussien de dimension d , de moyenne nulle et de matrice de covariance identité, indépendant de la chaîne de Markov $\{X_k\}$. La fonction h définie sur E à valeurs dans \mathbf{R}^d est caractérisée par la donnée d'une famille $h = (h_i)$ de N vecteurs de \mathbf{R}^d , et on a

$$\psi_i(y) dy = \mathbf{P}[Y_k \in dy \mid X_k = i] = \frac{1}{(\sqrt{2\pi})^d} \exp \left\{ -\frac{1}{2} |y - h_i|^2 \right\} dy ,$$

pour tout $i \in E$, et tout $y \in \mathbf{R}^d$.

Le but de cet exercice est de proposer un algorithme d'estimation pour le vecteur des moyennes (h_i) .

On considère dans un premier temps le cas où $\{X_0, \dots, X_n\}$ et $\{Y_0, \dots, Y_n\}$ sont observés. La fonction de log-vraisemblance pour l'estimation de $h = (h_i)$, à partir de l'observation de $\{X_0, \dots, X_n\}$ et $\{Y_0, \dots, Y_n\}$, s'écrit

$$\ell(h) = -\frac{1}{2} \sum_{k=0}^n |Y_k - h(X_k)|^2 .$$

(i) **En utilisant la décomposition**

$$h(X_k) = \sum_{i \in E} h_i \mathbf{1}_{[X_k = i]} ,$$

montrer que

$$\ell(h) = -\frac{1}{2} \sum_{i \in E} \sum_{k=0}^n \mathbf{1}_{[X_k = i]} |Y_k - h_i|^2 .$$

(ii) **En maximisant $\ell(h)$ par rapport au vecteur h_i , montrer que l'estimateur du maximum de vraisemblance pour la moyenne h_i , à partir de l'observation de $\{X_0, \dots, X_n\}$ et $\{Y_0, \dots, Y_n\}$, est donné par**

$$\hat{h}_i = \frac{\sum_{k=0}^n Y_k \mathbf{1}_{[X_k = i]}}{\sum_{k=0}^n \mathbf{1}_{[X_k = i]}} .$$

On considère ensuite le cas où seulement $\{Y_0, \dots, Y_n\}$ est observé. On pose

$$N_i = \sum_{k=0}^n \mathbf{1}_{[X_k = i]} \quad \text{et} \quad O_i = \sum_{k=0}^n Y_k \mathbf{1}_{[X_k = i]} .$$

- (iii) **En supposant le modèle $M = (\nu, \pi, h)$ connu, donner l'expression des estimateurs $\hat{N}_i = \mathbf{E}[N_i | \mathcal{Y}_n]$ et $\hat{O}_i = \mathbf{E}[O_i | \mathcal{Y}_n]$ à l'aide des variables forward et backward correspondantes.**
- (iv) **Proposer un algorithme itératif pour l'estimation de la moyenne h_i à partir de l'observation de $\{Y_0, \dots, Y_n\}$ seulement.**

PROBLÈME :

Le but de ce problème est d'établir les équations de l'estimateur du maximum a posteriori dans le cas linéaire gaussien, et de montrer que cet estimateur coïncide avec le filtre de Kalman.

On considère le système linéaire suivant :

$$X_{k+1} = F X_k + W_k , \quad (\text{dans } \mathbf{R}^m)$$

$$Y_k = H X_k + V_k , \quad (\text{dans } \mathbf{R}^d)$$

avec les hypothèses habituelles :

- X_0 variable aléatoire gaussienne, de moyenne μ_0 et de matrice de covariance Σ_0 .
- $\{W_k\}$ bruit blanc gaussien centré de matrice de covariance Q .
- $\{V_k\}$ bruit blanc gaussien centré de matrice de covariance R inversible.
- X_0 , $\{W_k\}$ et $\{V_k\}$ mutuellement indépendants.

Pour simplifier la dérivation, on suppose en outre que les matrices de covariance Σ_0 et Q sont *inversibles*.

- (i) **Montrer que la loi conditionnelle de X_k sachant (X_0, \dots, X_{k-1}) est donnée par**

$$\begin{aligned} & \mathbf{P}[X_k \in dx \mid X_0 = x_0, \dots, X_{k-1} = x_{k-1}] = \\ & = \frac{1}{(\sqrt{2\pi})^m \sqrt{\det Q}} \exp \left\{ -\frac{1}{2} (x - F x_{k-1})^* Q^{-1} (x - F x_{k-1}) \right\} dx . \end{aligned}$$

En déduire que la suite $\{X_k\}$ est une chaîne de Markov à valeur dans \mathbf{R}^m .

- (ii) **Déduire de (i) que la loi jointe de (X_0, \dots, X_n) est donnée par**

$$\begin{aligned} & \mathbf{P}[X_0 \in dx_0, \dots, X_n \in dx_n] = \\ & = \frac{1}{(\sqrt{2\pi})^m \sqrt{\det \Sigma_0}} \left[\frac{1}{(\sqrt{2\pi})^m \sqrt{\det Q}} \right]^n \\ & \quad \exp \left\{ -\frac{1}{2} (x_0 - \mu_0)^* \Sigma_0^{-1} (x_0 - \mu_0) - \frac{1}{2} \sum_{k=1}^n (x_k - F x_{k-1})^* Q^{-1} (x_k - F x_{k-1}) \right\} \\ & \quad dx_0 dx_1 \cdots dx_n . \end{aligned}$$

(iii) Montrer que la propriété de canal sans mémoire est vérifiée, et que

$$\mathbf{P}[Y_k \in dy \mid X_k = x] = \frac{1}{(\sqrt{2\pi})^d \sqrt{\det R}} \exp \left\{ -\frac{1}{2} (y - Hx)^* R^{-1} (y - Hx) \right\} dy .$$

(iv) Dédurre de (ii) et (iii) que la loi jointe de $(X_0, \dots, X_n, Y_0, \dots, Y_n)$ est donnée par

$$\begin{aligned} \mathbf{P}[X_0 \in dx_0, \dots, X_n \in dx_n, Y_0 \in dy_0, \dots, Y_n \in dy_n] &= \\ &= \frac{1}{(\sqrt{2\pi})^m \sqrt{\det \Sigma_0}} \left[\frac{1}{(\sqrt{2\pi})^m \sqrt{\det Q}} \right]^n \left[\frac{1}{(\sqrt{2\pi})^d \sqrt{\det R}} \right]^{n+1} \\ &\quad \exp \left\{ -\frac{1}{2} (x_0 - \mu_0)^* \Sigma_0^{-1} (x_0 - \mu_0) - \frac{1}{2} \sum_{k=1}^n (x_k - F x_{k-1})^* Q^{-1} (x_k - F x_{k-1}) \right. \\ &\quad \left. - \frac{1}{2} \sum_{k=0}^n (y_k - H x_k)^* R^{-1} (y_k - H x_k) \right\} \\ &\quad dx_0 dx_1 \dots dx_n dy_0 dy_1 \dots dy_n . \end{aligned}$$

Par définition, l'estimateur du maximum a posteriori pour la suite $\{X_0, \dots, X_n\}$ est la suite d'états (x_0, \dots, x_n) qui maximise la densité conditionnelle de (X_0, \dots, X_n) sachant (Y_0, \dots, Y_n) .

(v) Montrer que maximiser par rapport à (x_0, \dots, x_n) la densité conditionnelle de (X_0, \dots, X_n) sachant (Y_0, \dots, Y_n) donne le même résultat que maximiser par rapport à (x_0, \dots, x_n) la densité jointe de $(X_0, \dots, X_n, Y_0, \dots, Y_n)$.

On se propose donc de minimiser par rapport à (x_0, \dots, x_n) la fonction suivante

$$\begin{aligned} J_n(x_0, \dots, x_n) &= \frac{1}{2} (x_0 - \mu_0)^* \Sigma_0^{-1} (x_0 - \mu_0) \\ &\quad + \frac{1}{2} \sum_{k=1}^n (x_k - F x_{k-1})^* Q^{-1} (x_k - F x_{k-1}) \\ &\quad + \frac{1}{2} \sum_{k=0}^n (Y_k - H x_k)^* R^{-1} (Y_k - H x_k) . \end{aligned}$$

On définit

$$V_n(x) = \min_{x_0, \dots, x_{n-1}} J_n(x_0, \dots, x_{n-1}, x) .$$

L'objectif de la fin du problème est de montrer par récurrence que

$$V_n(x) = \frac{1}{2} (x - \mu_n)^* \Sigma_n^{-1} (x - \mu_n) + c_n , \quad (\star)$$

et de caractériser la matrice Σ_n , le vecteur μ_n , et le scalaire c_n .

(vi) **Déduire de (*) que μ_n est l'estimateur du maximum a posteriori pour l'état X_n .**

(vii) **Montrer que**

$$J_{k+1}(x_0, \dots, x_k, x) = J_k(x_0, \dots, x_k) + \frac{1}{2} (x - F x_k)^* Q^{-1} (x - F x_k) \\ + \frac{1}{2} (Y_{k+1} - H x)^* R^{-1} (Y_{k+1} - H x) .$$

(viii) **En prenant le minimum par rapport à (x_0, \dots, x_k) et en utilisant l'hypothèse de récurrence (*) supposée vraie à l'instant k , montrer que**

$$V_{k+1}(x) = \min_{x_k} \left[\frac{1}{2} (x_k - \mu_k)^* \Sigma_k^{-1} (x_k - \mu_k) + \frac{1}{2} (x - F x_k)^* Q^{-1} (x - F x_k) \right] \\ + \frac{1}{2} (Y_{k+1} - H x)^* R^{-1} (Y_{k+1} - H x) + c_k .$$

(ix) **Effectuer la minimisation par rapport à x_k , et montrer que**

$$V_{k+1}(x) = \frac{1}{2} (x - F \mu_k)^* (F \Sigma_k F^* + Q)^{-1} (x - F \mu_k) \\ + \frac{1}{2} (Y_{k+1} - H x)^* R^{-1} (Y_{k+1} - H x) + c_k .$$

On introduit les notations suivantes :

$$\mu_{k+1}^- = F \mu_k \quad \text{et} \quad \Sigma_{k+1}^- = F \Sigma_k F^* + Q ,$$

ce qui donne

$$V_{k+1}(x) = \frac{1}{2} (x - \mu_{k+1}^-)^* (\Sigma_{k+1}^-)^{-1} (x - \mu_{k+1}^-) \\ + \frac{1}{2} (Y_{k+1} - H x)^* R^{-1} (Y_{k+1} - H x) + c_k .$$

(x) **Montrer que**

$$V_{k+1}(x) = \frac{1}{2} (x - \mu_{k+1})^* \Sigma_{k+1}^{-1} (x - \mu_{k+1}) + c_{k+1} ,$$

c'est-à-dire que la propriété (*) est vérifiée, avec en particulier

$$\mu_{k+1} = \mu_{k+1}^- + \Sigma_{k+1}^- H^* (H \Sigma_{k+1}^- H^* + R)^{-1} (Y_{k+1} - H \mu_{k+1}^-) .$$

Comparer ces équations avec celles du filtre de Kalman, et conclure.