

**Examen kalman, ENSTA-Bretagne, ENSI 2**

Mardi 12 janvier 2013

La calculatrice est interdite,

Seuls les photocopiés et vos notes de cours/td sont autorisés.

Encadrer tous vos résultats et justifiez vos raisonnements

Responsable Luc Jaulin

---

On considère trois vecteurs aléatoires  $\mathbf{a}, \mathbf{b}, \mathbf{c}$  centrés et de matrices de covariance égales à l'identité. Ces trois vecteurs sont indépendants entre eux. Soient  $\mathbf{x}, \mathbf{y}$  les deux vecteurs aléatoires définis comme suit

$$\begin{aligned}\mathbf{x} &= \mathbf{A} \mathbf{a} - \mathbf{b} \\ \mathbf{y} &= \mathbf{C} \mathbf{x} + \mathbf{c}.\end{aligned}$$

où  $\mathbf{A}, \mathbf{C}$  sont des matrices connues.

1) Donner l'expression des espérances mathématiques  $\bar{\mathbf{x}}, \bar{\mathbf{y}}$  et des matrices de covariance  $\mathbf{\Gamma}_{\mathbf{x}}, \mathbf{\Gamma}_{\mathbf{y}}$  de ces deux vecteurs, en fonction de  $\mathbf{A}$  et  $\mathbf{C}$ .

2) On forme le vecteur  $\mathbf{v} = \begin{pmatrix} \mathbf{x} \\ \mathbf{y} \end{pmatrix}$ . Calculer l'espérance mathématique  $\bar{\mathbf{v}}$  et la matrice de covariance  $\mathbf{\Gamma}_{\mathbf{v}}$  pour  $\mathbf{v}$ . Il faudra donner l'expression en fonction de  $\mathbf{A}$  et  $\mathbf{C}$ .

3) Dédurre de la question précédente la matrice de covariance du vecteur aléatoire  $\mathbf{z} = \mathbf{y} - \mathbf{x}$ , toujours en fonction de  $\mathbf{A}$  et  $\mathbf{C}$ . On suppose bien sûr que  $\mathbf{x}$  et  $\mathbf{y}$  ont la même dimension.

4) On fait une mesure  $\mathbf{y}$ , c'est-à-dire, que désormais, le vecteur aléatoire  $\mathbf{y}$  devient déterministe et est connu parfaitement. Donner une estimation  $\hat{\mathbf{x}}$  pour  $\mathbf{x}$  en utilisant un estimateur linéaire, non biaisé et orthogonal. Il faudra donner une expression pour  $\hat{\mathbf{x}}$  qui dépend de  $\mathbf{A}, \mathbf{C}$  et  $\mathbf{y}$ . N'essayez pas de simplifier les expressions. *Notez que cette question est indépendante des questions 2 et 3.*

---

1) Les quantités  $\bar{\mathbf{x}}$  et  $\bar{\mathbf{y}}$  sont nulles. On a

$$\begin{aligned}\Gamma_{\mathbf{x}} &= E\left((\mathbf{x} - \bar{\mathbf{x}})(\mathbf{x} - \bar{\mathbf{x}})^T\right) = E(\mathbf{x}\mathbf{x}^T) \\ &= E\left((\mathbf{A}\mathbf{a} - \mathbf{b})(\mathbf{A}\mathbf{a} - \mathbf{b})^T\right) \\ &= E\left(\mathbf{A}\mathbf{a}\mathbf{a}^T\mathbf{A}^T + \mathbf{A}\mathbf{a}\mathbf{b}^T + \mathbf{b}\mathbf{a}^T\mathbf{A}^T + \mathbf{b}\mathbf{b}^T\right) \\ &= \underbrace{\mathbf{A}E(\mathbf{a}\mathbf{a}^T)\mathbf{A}^T}_{=\mathbf{I}} + \underbrace{\mathbf{A}E(\mathbf{a}\mathbf{b}^T)}_{=0} + \underbrace{E(\mathbf{b}\mathbf{a}^T)\mathbf{A}^T}_{=0} + \underbrace{E(\mathbf{b}\mathbf{b}^T)}_{=\mathbf{I}} \\ &= \mathbf{A}\mathbf{A}^T + \mathbf{I}.\end{aligned}$$

De même

$$\Gamma_{\mathbf{y}} = \mathbf{C}\Gamma_{\mathbf{x}}\mathbf{C}^T + \Gamma_{\mathbf{c}} = \mathbf{C}(\mathbf{A}\mathbf{A}^T + \mathbf{I})\mathbf{C}^T + \mathbf{I}.$$

2) On a bien sûr  $\bar{\mathbf{v}} = (\bar{\mathbf{x}}, \bar{\mathbf{y}}) = \mathbf{0}$ . On a

$$\Gamma_{\mathbf{v}} = E(\mathbf{v}\mathbf{v}^T) = \begin{pmatrix} E(\mathbf{x}\mathbf{y}^T) & E(\mathbf{x}\mathbf{y}^T) \\ E(\mathbf{y}\mathbf{x}^T) & E(\mathbf{y}\mathbf{y}^T) \end{pmatrix}.$$

Or

$$\Gamma_{\mathbf{xy}} = E(\mathbf{x}\mathbf{y}^T) = E(\mathbf{x}(\mathbf{C}\mathbf{x} + \mathbf{c})^T) = E(\mathbf{x}(\mathbf{x}^T\mathbf{C} + \mathbf{c}^T)) = \Gamma_{\mathbf{x}}\mathbf{C} + \Gamma_{\mathbf{xc}} = \Gamma_{\mathbf{x}}\mathbf{C}.$$

car  $\mathbf{x}$  et  $\mathbf{c}$  sont indépendants (et donc  $\Gamma_{\mathbf{xc}} = \mathbf{0}$ ). Donc

$$\Gamma_{\mathbf{v}} = \begin{pmatrix} \Gamma_{\mathbf{x}} & \Gamma_{\mathbf{x}}\mathbf{C} \\ \mathbf{C}^T\Gamma_{\mathbf{x}} & \Gamma_{\mathbf{y}} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \mathbf{A}\mathbf{A}^T + \mathbf{I} & (\mathbf{A}\mathbf{A}^T + \mathbf{I})\mathbf{C} \\ \mathbf{C}^T(\mathbf{A}\mathbf{A}^T + \mathbf{I}) & \mathbf{C}(\mathbf{A}\mathbf{A}^T + \mathbf{I})\mathbf{C}^T + \mathbf{I} \end{pmatrix}.$$

3) On a

$$\mathbf{z} = (-\mathbf{I} \ \mathbf{I}) \cdot \mathbf{v}$$

Donc

$$\begin{aligned}\Gamma_{\mathbf{z}} &= (-\mathbf{I} \ \mathbf{I})\Gamma_{\mathbf{v}}\begin{pmatrix} -\mathbf{I} \\ \mathbf{I} \end{pmatrix} = (-\mathbf{I} \ \mathbf{I})\begin{pmatrix} \Gamma_{\mathbf{x}} & \Gamma_{\mathbf{x}}\mathbf{C} \\ \mathbf{C}^T\Gamma_{\mathbf{x}} & \Gamma_{\mathbf{y}} \end{pmatrix}\begin{pmatrix} -\mathbf{I} \\ \mathbf{I} \end{pmatrix} \\ &= (-\mathbf{I} \ \mathbf{I})\begin{pmatrix} -\Gamma_{\mathbf{x}} + \Gamma_{\mathbf{x}}\mathbf{C} \\ -\mathbf{C}^T\Gamma_{\mathbf{x}} + \Gamma_{\mathbf{y}} \end{pmatrix} = \Gamma_{\mathbf{x}} - \Gamma_{\mathbf{x}}\mathbf{C} - \mathbf{C}^T\Gamma_{\mathbf{x}} + \Gamma_{\mathbf{y}} \\ &= (\mathbf{A}\mathbf{A}^T + \mathbf{I})(\mathbf{I} - \mathbf{C}) - \mathbf{C}^T(\mathbf{A}\mathbf{A}^T + \mathbf{I}) + \mathbf{C}(\mathbf{A}\mathbf{A}^T + \mathbf{I})\mathbf{C}^T + \mathbf{I}.\end{aligned}$$

4) D'après les formules (6.11) page 125 du polycopié sur l'estimateur linéaire, on a

$$\begin{aligned}\hat{\mathbf{x}} &= \bar{\mathbf{x}} + \mathbf{K}\tilde{\mathbf{y}} \\ &= \bar{\mathbf{x}} + (\Gamma_{\mathbf{x}}\mathbf{C}^T\Gamma_{\mathbf{y}}^{-1})(\mathbf{y} - \mathbf{C}\bar{\mathbf{x}}) \\ &= \bar{\mathbf{x}} + \left(\Gamma_{\mathbf{x}}\mathbf{C}^T(\mathbf{C}\Gamma_{\mathbf{x}}\mathbf{C}^T + \Gamma_{\mathbf{c}})^{-1}\right)(\mathbf{y} - \mathbf{C}\bar{\mathbf{x}}) \\ &= (\mathbf{A}\mathbf{A}^T + \mathbf{I})\mathbf{C}^T(\mathbf{C}(\mathbf{A}\mathbf{A}^T + \mathbf{I})\mathbf{C}^T + \mathbf{I})^{-1}\mathbf{y}.\end{aligned}$$


---