# MA201 - Séance 6 Filtres récursifs bayésiens

H. Piet-Lahanier - L. Meyer





### Content

1 Le filtrage récursif bayésien

- 2 Les équations du filtre
- 3 Linéarisation

4 Approximation Monte Carlo

# Modèle : équations et hypoyhèses

#### Les variables et les données

- Variables d'état  $x_k$ : caractérisent l'évolution du système
- $\blacksquare$  Mesures  $z_k$

#### Modèle de représentation

Équation d'état : lien entre  $x_{k+1}$  et  $x_k$ 

Équation de mesure : lien entre  $x_{k+1}$  et  $z_{k+1}$ 

$$\begin{cases} x_{k+1} &= f_k(x_k, w_k) \\ z_{k+1} &= h_k(x_k, v_k) \end{cases},$$
 (1

- $f_k$ : fonction de transition  $x_k$  état courant  $w_k$  bruit d'état
- $\blacksquare$   $h_k$ : fonction de mesure.  $v_k$  bruit de mesure



### Modèle : équations et hypoyhèses

#### Hypothèses Markoviennes

- L'état courant ne dépend que de l'état précédent et du bruit
- Les mesures  $z_k$  ne dépendent que de l'état courant et du bruit
- $\blacksquare$  les mesures  $z_k$  sont indépendantes conditionnellement aux états

#### Hypothèses

- Les bruits  $w_k$ , bruit de modèle (ou d'état) et  $v_k$ , bruit de mesures sont supposés blancs
- les bruits  $w_k$  et  $v_k$ ,  $k \ge 0$  sont mutuellement indépendants

# Les principes du filtrage récursif

#### Objectifs

- lacktriangle Estimer les valeurs de l'état  $x_{1,\dots,k}$  connaissant les mesures courantes et passées
- Utilisation de la probabilité jointe :  $p(x_0,...,k,z_1,...,k)$
- $\blacksquare$   $\Rightarrow$  Déterminer  $p(x_{0,...,k}, z_{1,...,k})$

#### Filtrage récursif

- Exploitation des hypothèses Markoviennes
- Densité  $p(x_{0,...,k}, z_{1,...,k})$  : sous forme récursive :  $p(x_{0,...,k}, z_{1,...,k}) \propto p(z_k, x_k) p(x_k, x_{k-1}) p(x_{1,...,k-1}, z_{1,...,k-1})$

# Les principes du filtrage récursif

#### Éléments de démonstration

- Par utilisation du théorème de Bayes
- L'état courant ne dépend que de l'état précédent :  $p(x_k|x_0,...,k-1,z_1,...,k) = p(x_k|x_{k-1})$
- Les mesures sont indépendantes conditionnellement aux états :  $p(z_k|z_1,...,k-1,x_0,...,k) = p(z_k|x_k)$

#### Récursion

$$p(x_0,...,k,z_1,...,k) \propto p(z_k,x_k) p(x_k,x_{k-1}) p(x_0,...,k-1,z_1,...,k-1)$$

# **Principes**

### Objectif

Estimer l'état  $x_k$  à l'aide de  $x_{k-1}$  et  $z_k$ 

- ⇒ Établir les expressions :
  - Probabilité de transition
  - Vraisemblance
- ⇒ ou une approximation de ces valeurs

#### Récursion

$$p(x_{0,...,k}, z_{1,...,k}) \propto p(z_{k}, x_{k}) p(x_{k}, x_{k-1}) p(x_{0,...,k-1}, z_{1,...,k-1})$$

- Probabilité de transition  $p(x_k, x_{k-1})$ : Dépend de la fonction f et des caractéristiques du bruit  $w_k$ 
  - Vraisemblance de la mesure  $p(z_k, x_k)$ : Dépend de la fonction h et du bruit  $v_k$

### **Content**

- 1 Le filtrage récursif bayésien
- 2 Les équations du filtre
- 3 Linéarisation

4 Approximation Monte Carlo



### Rappel: Filtre de Kalman

#### Expression exacte dans le cas linéaire gaussien

$$\begin{cases} p(x_k, x_{k-1}) : x_{k+1} &= F_k x_k + w_k \\ p(z_k, x_k) : z_k &= H_k x_k + v_k \end{cases},$$

 Probabilité de transition : Propagation d'un vecteur gaussien par une transformation linéaire

$$\begin{cases} \hat{x}_{k+1|k} &= F_k \hat{x}_k \\ P_{k+1|k} &= F_k P_k F_k^T + W_k \end{cases}$$

Vraisemblance des mesures

 $v_{k+1}=z_{k+1}-H_k\hat{x}_{k+1|k}\Rightarrow z_{k+1}-H_k\hat{x}_{k+1|k}$  vecteur aléatoire gaussien de covariance V

### **Equations**

#### Estimé

$$Pr\'{e}diction \begin{cases} \hat{x}_{k+1|k} &= F_{k}\hat{x}_{k} \\ P_{k+1|k} &= F_{k}P_{k}F_{k}^{T} + W_{k} \end{cases}$$
(2)
$$Correction \begin{cases} K_{k+1} &= P_{k+1|k}H_{k+1}^{T}(H_{k+1}P_{k+1|k}H_{k+1}^{T} + V_{k})^{-1} \\ \hat{x}_{k+1} &= \hat{x}_{k+1|k} + K_{k+1}(z_{k+1} - H_{k}\hat{x}_{k+1|k}) \\ P_{k+1} &= (I - K_{k+1}H_{k+1})P_{k+1|k} \end{cases}$$
(3)

### Cas non linéaire

#### Equations générales

$$\begin{cases} x_{k+1} &= f_k(x_k, w_k) \\ z_k &= h_k(x_k, v_k) \end{cases}, \tag{4}$$

#### Non linéarité

- Propagation d'un vecteur Gaussien ≠ Gaussien
- Problème calcul de la vraisemblance
- ⇒ Deux approches possibles
  - Linéarisation simple ou multiple
  - Approximation Monte Carlo (valeurs moyennes sur un nuage de points)



### **Content**

- 1 Le filtrage récursif bayésien
- 2 Les équations du filtre
- 3 Linéarisation

4 Approximation Monte Carlo



# Filtre de Kalman Etendu (EKF), Filtre sans parfum (UKF)

#### Equations

$$\begin{cases} x_{k+1} &= f(x_k) + w_k \\ z_k &= h(x_k) + v_k \end{cases}$$
 (5)

- f et h fonctions différentiables connues.
- Bruits additifs
- $\forall k \geq 0$ ,  $w_k$  et  $v_k$  suivent des lois normales  $\mathcal{N}(0, W)$  et  $\mathcal{N}(0, V)$  respectivement.
- $\blacksquare$   $w_k$  et  $v_k$  mutuellement indépendants.

# Filtre de Kalman Etendu (EKF)

#### Linéarisation locale

- Approximation de la probabilité de transition
  - Prédiction de X<sub>\(\ell\)</sub>
  - Vecteur gaussien de moyenne  $F_k \hat{x}_k$  et de covariance  $F_k P_k F_k^T + W_k$
  - $F_k = \frac{\partial f(\bar{x})}{\partial x}|_{x=\hat{x}_k}$  (matrice jacobienne de f calculée en  $\hat{x}_k$ )

#### Linéarisation locale

- Approximation de la vraisemblance
  - $z_k$  mesure d'un vecteur gaussien :  $H_k \hat{x}_{k+1|k} + v_k$
  - $H_k = \frac{\partial h(x)}{\partial x}|_{x=\hat{x}_{k+1|k}}$  (matrice jacobienne de h prise en  $\hat{x}_{k+1|k}$ )
  - Estimateur du maximum de vraisemblance :

  - $\hat{x}_{k+1} = \hat{x}_{k+1|k} + K_{k+1}(z_{k+1} H_k \hat{x}_{k+1|k})$   $\text{avec } K_{k+1} = P_{k+1|k} H_{k+1}^T (H_{k+1} P_{k+1|k} H_{k+1}^T + V_k)^{-1}$



# Filtre de Kalman Etendu (EKF)

#### Limites de la linéarisation locale

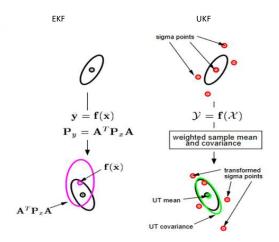
- Développement de Taylor autour de la valeur moyenne de la gaussienne
- Pour approximation de la probabilité de transition ou la vraisemblance
- Peu efficace pour des non linéarités sévères

#### Alternative: Filtre sans parfum

- Approximation de la fonction par un ensemble de points
- Points représentatifs de la distribution initiale : Sigma points
- Prédiction : Points transformés par la fonction non linéaire
- Reconstruction de l'approximation sur les transformées de ces points



# Filtres de Kalman Etendu et sans parfum (UKF)





Filtre sans parfum : Choix des sigma points

Sigma points : Points représentatifs de la distribution initiale  $\zeta_i$ ,  $i=0,\ldots,2L$ , On peut prendre L=n, n étant la dimension de l'espace (état)

Premier point :  $\zeta_0$  correspond à la valeur moyenne de la distribution à transformer ( $\hat{x}_k$  pour la transition)

#### Détermination des autres Sigma Points

- $\blacksquare$  *n* étant la dimension de l'espace (état)
- $\blacksquare$  *n* points :  $\zeta_i = \zeta_0 + \sqrt{(n+\lambda)}\Sigma_i, i = 1, \ldots, n$
- *n* points :  $\zeta_i = \zeta_0 \sqrt{(n+\lambda)}\Sigma_i$ , i = n+1,...,2n
- $\Sigma_i$  est la *i*ème colonne de la matrice  $\Sigma$  : *Matrice Racine* de la covariance,
- $\Rightarrow$  Obtenue par décomposition de Cholesky de la matrice de covariance  $\hat{P}_k = \Sigma \times \Sigma^t$

◆ロト ◆問 ▶ ◆ 恵 ▶ ◆ 恵 ・ 夕 ♀ ○

#### Sigma points

Le nombre total de sigma points est de 2L + 1

Choix de  $\lambda$  : il est important, la valeur doit être assez faible

Expression possible de  $\lambda=\alpha^2(n+\kappa)-n$  avec  $\alpha$  petit (représente la dispersion autour de la moyenne),  $\kappa$  paramètre souvent choisi nul  $\kappa=0$ ,  $\beta$  utilisé pour incorporer une connaissance a priori sur la distribution de x: pour des lois gaussiennes  $\beta=2$  est optimal. E. Wan et R. Van der Merwe: The unscented Kalman filter for nonlinear estimation. Proceedings of the IEEE 2000 adaptive systems for signal proc., commu., and contr. symposium, 2000.

- La pondération pour le calcul de la moyenne du sigma point associé à la moyenne est  $\omega_{m0} = \frac{\lambda}{n+\lambda}$
- La pondération pour le calcul de la covariance du sigma point associé à la moyenne est  $\omega_{c0} = \frac{\lambda}{n+\lambda} + 1 \alpha^2 + \beta$  si on utilise l'expression de  $\lambda$  de Wan et
- Les pondérations des autres points sont pour la moyenne et la covariance  $\omega_{mi} = \omega_{ci} = \frac{1}{2(n+\lambda)}$
- La somme des pondération est égale à 1 si on n'utilise pas  $\alpha$  et  $\beta$  pour  $\omega_{c0}$

#### Algorithme

Prédiction (probabilité de transition)

- lacktriangle Calcul des sigma points et de leurs pondérations associés à  $\hat{x}_k$
- Propagation par f pour obtenir  $\hat{x}_{k+1/k}$  et  $P_{k+1/k} = P_p + W$
- $\hat{\mathbf{x}}_{k+1/k} = \sum_{i=0}^{2n} \omega_{mi} f(\zeta_i)$
- Covariance  $P_{k+1/k} = \sum_{i=0}^{2n} \omega_{ci} (f(\zeta_i) \hat{x}_{k+1/k}) (f(\zeta_i) \hat{x}_{k+1/k})^t + W$

#### Algorithme

Correction (Vraisemblance)

- Calcul des sigma points  $\tilde{\zeta}_i$  pour  $\hat{x}_{k+1/k}$
- lacksquare Calcul de la mesure prédite :  $\hat{ ilde{z}} = \sum_{i=0}^{2n} \omega_{mi} h(\tilde{\zeta}_i)$
- lacksquare Covariance empirique :  $\tilde{P}_c = \sum_{i=0}^{2n} \omega_{ci} (h(\tilde{\zeta}_i) \hat{z}) (h(\tilde{\zeta}_i) \hat{z})^t + V$
- Calcul de l'erreur de prédiction :  $T = \sum_{i=0}^{2n} \omega_{mi}(f(\zeta_i) \hat{x}_{k+1/k})(h(\tilde{\zeta}_i) \hat{z})^T$
- lacktriangle Calcul du gain de Kalman :  $K = T imes ilde{P}_c^{-1}$

Mise à jour

$$\hat{x}_{k+1} = \hat{x}_{k+1/k} + K(z - \hat{z})$$

$$P_{k+1} = P_{k+1/k} - K\tilde{P}K^t$$



#### **Avantages**

- Linéarisation locale remplacée par approximation sur un ensemble de points
- Choix des points adapté à la répartition Gausssienne
- Calcul exact des propagations
- Nombre de calculs supplémentaires limités
- Equations similaires de celles du filtre de Kalman
- Peu de paramètres à choisir  $(\lambda)$

#### Limitations

- Hypothèse gaussienne sur les bruits
- Pas de multimodalités (décomposition sur la matrice de covariance)

### Content

- 1 Le filtrage récursif bayésien
- 2 Les équations du filtre
- 3 Linéarisation

4 Approximation Monte Carlo

### Cas non linéaire non gaussien multimodalité

#### Constat

- EKF et UKF : Hypothèse gaussienne et fonctions différentiables
- Pas adapté aux cas non gaussiens avec des transformations non régulières

#### Approximation

- Approximation de la densité par un échantillon pondéré
- Répartition des points aléatoires (tirages Monte-Carlo)
- Détermination des points à conserver

# Le filtre Particulaire (apparu en 1993)

#### Principe

- Mise en oeuvre des étapes de prédiction correction
- En propageant les particules et en mettant à jour leurs pondérations
- Problème de dégénérescence



### Objectif

- Approximer la densité a posteriori à partir d'une somme pondérée de particules
- $p(x_{0,...,k},z_{1,...,k} = \sum_{i=1}^{N} \omega_i x^i(x_{0,...,k})$
- avec  $\omega_i$  pondérations et  $x^i(x_{0,...,k})$  particules
- $\blacksquare$   $\Rightarrow$  Déterminer l'estimé  $\hat{x}_k$
- Mais on ne sait pas représenter la densité a posteriori

#### Etapes de l'algorithme

- Prédiction : Densité a priori  $\hat{x}_{k|k_1}$  par la probabilité de transition
- Correction : Densité *a posteriori* de  $\hat{x}_k$  connaissant  $y_k$  par la vraisemblance et l'a priori
- Rééchantillonnage
- ⇒ Etapes identiques à celles des autres filtres (sauf rééchantillonnage)

Mais à exécuter sur chaque particule



#### Définition des particules

- Choix d'un nombre N grand
- Répartition des particules autour de la valeur estimée mais pas nécessairement
- Définition des  $x_k^i = \hat{x}_k + \eta_k^i$  avec  $\eta_k^i$  bruit aléatoire générateur
- Association de pondération  $\frac{1}{N}$  pour chaque particule

#### Prédiction

- Propagation des particules par la probabilité de transition
- $p(x_k|x_{k-1}) = \int p(x_k|x_{k-1}) \sum_{i=1}^{N} \omega_i x_{k-1}^i dx_{k-1}$
- $p(x_k|x_{k-1}) = \sum_{i=1}^{N} \omega_i \int p(x_k|x_{k-1}) x_{k-1}^i$
- $p(x_k|x_{k-1}) = \sum_{i=1}^N \omega_i p(x_k|x_{k-1}^i)$
- Prédiction des particules :  $x_{k|k-1}^i = f_k(x_{k-1}^i) + \eta_k^i$

Les poids sont inchangés mais leur valeur devient faible pour N grand

#### Correction

- Calcul de la vraisemblance
- $p(z_k|x_{k|k-1}^i) = p(z_k h(x_{k|k-1}^i))$
- Correction des poids :  $\omega_{k|k-1}^i = \omega_{k-1}^i \times p(z_k|x_{k|k-1}^i)$
- $\blacksquare \text{ Normalisation } \omega_{k|k-1}^i = \frac{\omega_{k-1}^i \times p(z_k|x_{k|k-1}^i)}{\sum_{l=1}^N \omega_{k|k-1}^i}$

#### Estimateur

- $\hat{x}_k = \sum_{i=1}^N \omega_{k|k-1}^i x_{k|k-1}^i$
- Covariance associée
- $P_k = \sum_{i=1}^N \omega_{k|k-1}^i (x_{k|k-1}^i \hat{x}_k) (x_{k|k-1}^i \hat{x}_k)^t$

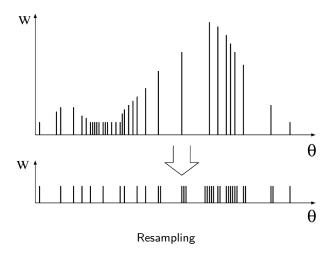
#### Problème de poids

- Dégénérescence : Les valeurs des poids décroissent et il n'en reste plus qu'un seul non nul
- Si on conserve les mêmes particules : risque de mauvaise représentation de la pdf
- Représentation clairsemée des zones à haute probabilité (un seul point epoids fort)

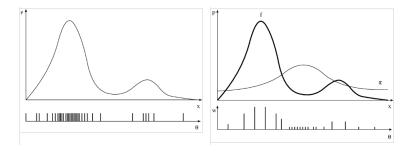
#### Resampling

- Élimination des particules à poids faibles
- Conservation de particules à poids forts et retirage de particules supplémentaires
- Nombreuses méthodes possible
- Rééchantillonage multinomial : On fait un tirage aléatoire multinomial sur les particules en utilisant les poids comme paramètres de la loi Les particules à poids forts sont tirées plus fréquemment que celles à poids faible
- Appauvrissement : risque de ne conserver qu'un seul type de particules
- Si le nombre de particules différentes est trop faible ⇒ retirage des particules

# Le filtre Particulaire : Resampling



# Le filtre Particulaire : tirage par importance sampling



À gauche : Représentation d'une distribution de probabilités par des particules tirées aléatoirement selon la loi à représenter.

À droite : Représentation d'une distribution de probabilités par des particules tirées selon une loi d'importance  $\pi$  avec un poids associé  $\omega=\frac{f}{\pi}$ 

#### **Avantages**

- Beaucoup de flexibilité
- Peut s'adapter à tous les types de modèles
- Peut traiter les cas multi modaux

#### Limitations

- Nécessité d'avoir beaucoup de particules : nombre de calculs requis grand
- Problème de dégénérescence des poids : pas de méthodes génériques
- Choix du mode de tirages : facteur impactant sur les résultats

### Ce qu'il faut retenir

- Le filtrage récursif bayésien permet d'estimer des vecteurs d'états, pour lesquels on dispose d'une équation de mesures à différents instants.
- Par l'hypothèse de représentation markovienne et d'indépendance des données conditionnellement aux varaibles d'états, on peut estimer les états de façon récursive
- La récursion est constituée d'une étape de prédiction (densité de transition pour l'évolution de l'état) et de correction (calcul de la vraisemblance de la mesure étant donné la valeur prédite de l'état)
- Suivant la nature du modèle et les hypothèses sur les bruits, on peut disposer d'une expression analytique de l'estimateur optimal au sens du risque quadratique moyen : Filtre de Kalman pour le cas linéaire, gaussien
- Pour les autres types de modèles, on peut effectuer une linéarisation locale (EKF), une linéarisation sur un ensemble de points descriptifs (UKF) ou une caractérisation par génération Monte Carlo de particules (Filtre particulaire)