

## 2.1 Il filtro di Kalman: derivazione delle equazioni

Si consideri il modello stocastico lineare tempo invariante:

$$\begin{cases} x_{k+1} = Ax_k + w_k \\ y_k = Cx_k + v_k \end{cases} \quad (2.1)$$

dove:

$$\begin{cases} v_k \sim \mathcal{N}(0, R), & \mathbb{E}[v_k v_h] = R\delta(k-h) \\ w_k \sim \mathcal{N}(0, Q), & \mathbb{E}[w_k w_h] = Q\delta(k-h) \\ x_0 \sim \mathcal{N}(\bar{x}_0, P_0) \end{cases} \quad (2.2)$$

e  $v_k, w_k, x_0$  sono v.a. gaussiane<sup>1</sup> a media nulla, incorrelate fra di loro.

Il filtro di Kalman è definito come:

$$\hat{x}_{k+1|k+1} = \mathbb{E}[x_{k+1}|y_0, \dots, y_{k+1}] = \mathbb{E}[x_{k+1}|y_{k+1}, Y^k]$$

dove  $Y^k = (y_k, \dots, y_1, y_0)$ . Vogliamo trovarne un'espressione ricorsiva che ne faciliti il calcolo ad ogni passo.

L'espressione esplicita di  $\mathbb{E}[X|Y]$  è facilmente calcolabile se  $X$  e  $Y$  sono due variabili aleatorie congiuntamente gaussiane e si conoscono le espressioni di  $\mu_X, \mu_Y$  e  $\begin{bmatrix} \Sigma_{XX} & \Sigma_{XY} \\ \Sigma_{YX} & \Sigma_{YY} \end{bmatrix}$ .

Nel nostro caso consideriamo  $X = x_{k+1}|Y^k$  e  $Y = y_{k+1}|Y^k$ ; è, quindi, necessario calcolare le espressioni esplicite di:

$$\mu_X = \mathbb{E}[x_{k+1}|Y^k] \quad (2.3)$$

$$\mu_Y = \mathbb{E}[y_{k+1}|Y^k] \quad (2.4)$$

$$P_{k+1|k} = \Sigma_{XX} = \text{Var}[x_{k+1}|Y^k] \quad (2.5)$$

$$\Sigma_{YY} = \text{Var}[y_{k+1}|Y^k] \quad (2.6)$$

$$\Sigma_{XY} = \Sigma_{YX}^T = \text{Cov}[x_{k+1}, y_{k+1}|Y^k]. \quad (2.7)$$

da esse dedurremo l'espressione dello stimatore ottimo come:

$$\mathbb{E}[X|Y] = \hat{x}_{k+1|k+1} = \hat{x}_{k+1|k} + \Sigma_{XY} \Sigma_{YY}^{-1} (y_{k+1} - \hat{y}_{k+1|k}) \quad (2.8)$$

<sup>1</sup>Si ricordi che il simbolo  $\mathcal{N}$  indica una v.a. gaussiana

e la varianza dell'errore di stima come:

$$\Sigma_{X|Y} = P_{k+1|k+1} = \Sigma_{XX} - \Sigma_{XY} \Sigma_Y^{-1} \Sigma_{YX} \quad (2.9)$$

Calcoliamo in forma esplicita i termini 2.3, 2.4, 2.5, 2.6 e 2.7 ricordando che le medie di prodotti di termini incorrelati sono nulle.

$$\mathbb{E} [x_{k+1}|Y^k] = \mathbb{E} [Ax_k + w_k|Y^k] = A\mathbb{E} [x_k|Y^k] + \mathbb{E} [w_k|Y^k] = A\hat{x}_{k|k} = \hat{x}_{k+1|k}$$

$$\mathbb{E} [y_{k+1}|Y^k] = \mathbb{E} [Cx_{k+1} + v_{k+1}|Y^k] = C\mathbb{E} [x_{k+1}|Y^k] + \mathbb{E} [v_{k+1}|Y^k] = C\hat{x}_{k+1|k} = CA\hat{x}_{k|k}$$

$$\begin{aligned} \text{Var} [x_{k+1}|Y^k] &= \mathbb{E} \left[ (x_{k+1} - \hat{x}_{k+1|k}) (x_{k+1} - \hat{x}_{k+1|k})^T | Y^k \right] = P_{k+1|k} \\ &= \mathbb{E} \left[ (Ax_k + w_k - A\hat{x}_{k|k}) (Ax_k + w_k - A\hat{x}_{k|k})^T | Y^k \right] \\ &= A\mathbb{E} \left[ (x_k - \hat{x}_{k|k}) (x_k - \hat{x}_{k|k})^T | Y^k \right] A^T + A\mathbb{E} [(x_k - \hat{x}_{k|k}) w_k^T | Y^k] \\ &\quad + \mathbb{E} [w_k (x_k - \hat{x}_{k|k})^T | Y^k] A^T + \mathbb{E} [w_k w_k^T | Y^k] \\ &= AP_{k|k}A^T + Q \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{Var} [y_{k+1}|Y^k] &= \mathbb{E} \left[ (y_{k+1} - \hat{y}_{k+1|k}) (y_{k+1} - \hat{y}_{k+1|k})^T | Y^k \right] \\ &= \mathbb{E} \left[ (Cx_{k+1} + v_{k+1} - C\hat{x}_{k+1|k}) (Cx_{k+1} + v_{k+1} - C\hat{x}_{k+1|k})^T | Y^k \right] \\ &= C\mathbb{E} \left[ (x_{k+1} - \hat{x}_{k+1|k}) (x_{k+1} - \hat{x}_{k+1|k})^T | Y^k \right] C^T + C\mathbb{E} [(x_{k+1} - \hat{x}_{k+1|k}) v_{k+1}^T | Y^k] \\ &\quad + \mathbb{E} [v_{k+1} (x_{k+1} - \hat{x}_{k+1|k})^T | Y^k] C^T + \mathbb{E} [v_{k+1} v_{k+1}^T | Y^k] \\ &= CP_{k+1|k}C^T + R \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{Cov} [x_{k+1}, y_{k+1}|Y^k] &= \mathbb{E} \left[ (x_{k+1} - \hat{x}_{k+1|k}) (y_{k+1} - \hat{y}_{k+1|k})^T | Y^k \right] \\ &= \mathbb{E} \left[ (Ax_k - A\hat{x}_{k|k} + w_k) (CAx_k - CA\hat{x}_{k|k} + v_{k+1} + Cw_k)^T | Y^k \right] \\ &= A\mathbb{E} \left[ (x_k - \hat{x}_{k|k}) (x_k - \hat{x}_{k|k})^T | Y^k \right] A^T C^T + \mathbb{E} [w_k w_k^T | Y^k] C^T \\ &= AP_{k|k}A^T C^T + QC^T \\ &= P_{k+1|k}C^T \end{aligned}$$

Si deduce che, definito  $z = \begin{bmatrix} x_{k+1} \\ y_{k+1} \end{bmatrix}$ , si ha:

$$p(z|Y^k) \sim \mathcal{N} \left( \begin{bmatrix} \hat{x}_{k+1|k} \\ C\hat{x}_{k+1|k} \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} P_{k+1|k} & P_{k+1|k}C^T \\ CP_{k+1|k} & CP_{k+1|k}C^T + R \end{bmatrix} \right)$$

con:

$$\begin{aligned} \hat{x}_{k+1|k} &= A\hat{x}_{k|k} \\ P_{k+1|k} &= AP_{k|k}A^T + Q \end{aligned}$$

Calcoliamo quindi:

$$p(x_{k+1}|Y^{k+1}) \sim \mathcal{N}(\hat{x}_{k+1|k+1}, P_{k+1|k+1})$$

Sostituendo i termini calcolati nelle espressioni 2.8 e 2.9 si ottiene per lo stimatore ottimo:

$$\hat{x}_{k+1|k+1} = \hat{x}_{k+1|k} + P_{k+1|k}C^T (CP_{k+1|k}C^T + R)^{-1} (y_{k+1} - C\hat{x}_{k+1|k})$$

che posto:

$$K_{k+1|k+1} = P_{k+1|k}C^T (CP_{k+1|k}C^T + R)^{-1}$$

diviene:

$$\hat{x}_{k+1|k+1} = \hat{x}_{k+1|k} + K_{k+1|k+1} (y_{k+1} - C\hat{x}_{k+1|k})$$

dove  $K_{k+1|k+1}$  è detto guadagno di Kalman. E per quanto riguarda l'errore di stima:

$$P_{k+1|k+1} = P_{k+1|k} - P_{k+1|k}C^T (CP_{k+1|k}C^T + R)^{-1} CP_{k+1|k}$$

Riassumendo le equazioni ricorsive del filtro di Kalman risultano essere:

$$\hat{x}_{k+1|k+1} = \hat{x}_{k+1|k} + K_{k+1|k+1} (y_{k+1} - C\hat{x}_{k+1|k}) \quad (2.10)$$

$$P_{k+1|k+1} = P_{k+1|k} - P_{k+1|k}C^T (CP_{k+1|k}C^T + R)^{-1} CP_{k+1|k} \quad (2.11)$$

$$K_{k+1|k+1} = P_{k+1|k}C^T (CP_{k+1|k}C^T + R)^{-1} \quad (2.12)$$

con le condizioni iniziali:

$$\hat{x}_{0|-1} = \mathbb{E}[x_0] \quad P_{0|-1} = \text{Var}[x_0]. \quad (2.13)$$

Nel caso in cui la varianza dell'errore sia semplicemente semidefinita positiva, cioè  $R \geq 0$ , le equazioni del filtro di Kalman possono essere generalizzate semplicemente sostituendo l'operazione di inversa con quella di pseudoinversa:

$$P_{k+1|k+1} = P_{k+1|k} - P_{k+1|k}C^T (CP_{k+1|k}C^T + R)^\dagger CP_{k+1|k} \quad (2.14)$$

$$K_{k+1|k+1} = P_{k+1|k}C^T (CP_{k+1|k}C^T + R)^\dagger \quad (2.15)$$

## 2.2 Il filtro di Kalman: ricapitolazione

Dalle definizioni considerate precedentemente e riscritte qui per convenienza:

$$\begin{aligned}\hat{x}_{k|h} &\triangleq \mathbb{E}[x_k | y_h, \dots, y_0, x_0] \\ P_{k|h} &\triangleq \mathbb{E}[(x_k - \hat{x}_{k|h})(x_k - \hat{x}_{k|h})^T | y_h, \dots, y_0, x_0]\end{aligned}\quad (2.16)$$

e considerando che  $\hat{x}_{k|h}$  è anch'essa una variabile aleatoria Gaussiana, si possono ricavare le seguenti equazioni del filtro di Kalman, che rappresentano un metodo ricorsivo per il calcolo della stima ottima:

$$\left. \begin{aligned}\hat{x}_{k+1|k} &= A\hat{x}_{k|k} \\ P_{k+1|k} &= AP_{k|k}A^T + Q\end{aligned}\right\} \text{predizione}$$

$$\left. \begin{aligned}\hat{x}_{k+1|k+1} &= \hat{x}_{k+1|k} + K_{k+1}(y_{k+1} - C\hat{x}_{k+1|k}) \\ P_{k+1|k+1} &= P_{k+1|k} - P_{k+1|k}C^T(CP_{k+1|k}C^T + R)^{-1}CP_{k+1|k}\end{aligned}\right\} \text{aggiornamento} \quad (2.17)$$

$$K_{k+1} \triangleq P_{k+1|k}C^T(CP_{k+1|k}C^T + R)^{-1} \text{ } \left. \right\} \text{guadagno di Kalman}$$

$$\left. \begin{aligned}\hat{x}_{0|-1} &= \bar{x}_0 \\ P_{0|-1} &= P_0\end{aligned}\right\} \text{inizializzazione}$$

Riassumiamo le ipotesi sotto cui sono valide le equazioni del filtro (2.17):

- gaussianità di  $w_k$  e  $v_k$
- bianchezza del rumore:  $\mathbb{E}[w_k w_h^T] = Q\delta(k-h)$ ,  $\mathbb{E}[v_k v_h^T] = R\delta(k-h)$  (da cui si ricava che  $\mathbb{E}[(x_k - \hat{x}_{k|k})w_k^T | y_h, \dots, y_0] = 0$  e  $\mathbb{E}[(x_k - \hat{x}_{k|k-1})v_k^T | y_h, \dots, y_0] = 0$ )
- $w_k$  e  $v_k$  a media nulla
- incorrelazione tra  $v_k$  e  $w_k$ , cioè  $\mathbb{E}[w_k v_h^T] = 0, \forall h, k$
- $R > 0, Q \geq 0$

### Osservazioni:

Si ritiene utile a questo riassumere alcune importanti osservazioni sulle equazioni del filtro di Kalman scritte.

1. Il processo non deve necessariamente essere stazionario e può essere generalizzato per un sistema tempo variante semplicemente apportando la seguente sostituzione:  $A \leftarrow A_k$ ;  $C \leftarrow C_{k+1}$ ;  $R \leftarrow R_{k+1}$ ;  $Q \leftarrow Q_k$ .
2. L'ipotesi di incorrelazione tra  $v_k$  e  $w_k$  non è necessaria, e le equazioni possono essere modificate in maniera opportuna per tenere conto del fatto che  $\mathbb{E}[v_k w_k^T] = S \neq 0$  (vedi equazioni in [1], pag. 290).

3. La condizione di positività di  $R$  può essere rilassata a semidefinita-positiva ( $R \geq 0$ ) semplicemente sostituendo nelle equazioni la pseudoinversa al posto dell'inversa.
4. L'ipotesi di media nulla non è fondamentale. Infatti, se consideriamo  $w_k = \mathcal{N}(\mu_Q, Q)$ ,  $v_k = \mathcal{N}(\mu_R, R)$  è sufficiente considerare modificare le stesse equazioni del filtro di Kalman dove il sistema dinamico diventa  $x_{k+1} = Ax_k + \mu_Q + \tilde{w}_k$ ,  $y_k = Cx_k + \mu_R + \tilde{v}_k$ , dove  $\tilde{w}_k = \mathcal{N}(0, Q)$ ,  $\tilde{v}_k = \mathcal{N}(0, R)$
5. La stima è lineare nelle misure. Infatti possiamo scrivere l'equazione di aggiornamento del filtro come  $\hat{x}_{k+1|k+1} = (I - K_{k+1}C)\hat{x}_{k+1|k} + K_{k+1}y_{k+1}$
6.  $\mathbb{E}[x_k|y_k, \dots, y_0] = \mathbb{E}[x_k|\hat{x}_{k-1|k-1}, y_k]$  cioè tutta l'informazione dall'istante 0 all'istante  $(k-1)$  è contenuta nella stima all'istante  $(k-1)$ .
7. Il guadagno ottimo,  $K = K_k$ , è tempo variante, anche nel caso in cui il sistema sia tempo invariante.
8. una ipotesi che non può essere rilassata è la bianchezza del segnale. Nel caso in cui  $w_k, v_k$  siano *rumori colorati*, cioè  $[v_k v_h^T] = R_{h-k}$ ,  $[w_k w_h^T] = Q_{h-k}$ , le precedenti equazioni non possono essere generalizzate. In genere, si cerca di ottenere  $w_k, v_k$  come l'uscita di un sistema lineare stabile (filtro passa-basso) che ha come ingresso del rumore bianco  $\tilde{w}_k, \tilde{v}_k$ . Si tratta quindi di identificare una rappresentazione di tale rumore con un sistema del tipo  $w_{k+1} = Fw_k + \tilde{w}_k$ , cioè matrice  $F$  e varianza di  $\tilde{w}_k$  a partire dallo spettro  $R_{h-k}, Q_{h-k}$ .
9. Un'altra ipotesi che non può essere rilassata è la gaussianità dei rumori. Nel caso questi non siano gaussiani le precedenti equazioni non sono corrette. Riguardo a questa ipotesi si vedano anche le considerazioni riguardo il filtro con guadagno costante nella prossima sezione.

## 2.3 Filtro a guadagno costante

Osservando le equazioni (2.17), si può pensare di sostituire a  $K_k$  un guadagno costante  $K$  ovvero di introdurre un nuovo stimatore non più ottimo ma simile al precedente:

$$\hat{g}(y) \triangleq \hat{x}_{k+1|k+1} = A\hat{x}_{k|k} + K_{k+1}(y_{k+1} - CA\hat{x}_{k|k}) \quad (2.18)$$

Si definisce allora:

$$\tilde{g}(y) \triangleq \tilde{x}_{k+1|k+1} = A\tilde{x}_{k|k} + K(y_{k+1} - CA\tilde{x}_{k|k}) \quad (2.19)$$

Come nel caso del filtro di Kalman si avrà:

$$\tilde{x}_{k+1|k} = A\tilde{x}_{k|k} \quad (2.20)$$

$$\tilde{P}_{k|k} = \mathbb{E}[(x_k - \tilde{x}_{k|k})(x_k - \tilde{x}_{k|k})^T] \quad (2.21)$$

$$\tilde{P}_{k+1|k} = \mathbb{E}[(x_{k+1} - \tilde{x}_{k+1|k})(x_{k+1} - \tilde{x}_{k+1|k})^T] \quad (2.22)$$

Da (2.19) e (2.20) è facile ricavare:

$$\begin{aligned}\tilde{x}_{k+1|k} &= A \underbrace{(\tilde{x}_{k-1|k-1})}_{\tilde{x}_{k|k-1}} + K(y_k - CA\tilde{x}_{k-1|k-1}) \\ &= A\tilde{x}_{k|k-1} + AK(y_k - C\tilde{x}_{k|k-1})\end{aligned}\quad (2.23)$$

da cui si ottiene la seguente espressione per l'errore di stima del filtro appena introdotto:

$$\begin{aligned}\tilde{e}_{k+1|k} &\triangleq x_{k+1} - \tilde{x}_{k+1|k} \\ &= Ax_k + w_k - (A\tilde{x}_{k|k-1} + AK(Cx_k + v_k - C\tilde{x}_{k|k-1})) \\ &= A(I - KC)\tilde{e}_{k|k-1} + w_k - AKv_k\end{aligned}\quad (2.24)$$

Per ipotesi dall'incorrelazione dei rumore  $w_k, v_k$ , si deduce che anche  $\tilde{e}_{k|k-1}$  è incorrelato sia da  $w_k$  che da  $v_k$ , in quanto  $\tilde{e}_{k|k-1} = f(x_0, w_0, \dots, w_{k-1}, v_0, \dots, v_{k-1})$ , cioè' dipende solo dai rumori passati.

È evidente che la scelta del guadagno  $K$  sia un compromesso tra stabilità del sistema (l'errore non deve divergere) e riduzione del rumore  $v_k$ , cioè' si vuole che  $A(I - KC)$  sia piccolo, ma allo stesso tempo non si vuole scegliere  $K$  troppo grande per non amplificare troppo il rumore che entra nella dinamica dell'errore con il termine  $AKv_k$ .

Dalle (2.22) e (2.24), ricordando l'ipotesi di incorrelazione tra  $v_k, w_k$  e  $\tilde{e}_{k|k-1}$ , si ricava:

$$\begin{aligned}\tilde{P}_{k+1|k} &= \mathbb{E}[\tilde{e}_{k+1|k}\tilde{e}_{k+1|k}^T] \\ &= \mathbb{E}[A(I - KC)\tilde{e}_{k|k-1}\tilde{e}_{k|k-1}^T(I - KC)^T A^T] + \mathbb{E}[w_k w_k^T] + \mathbb{E}[AKv_k v_k^T K^T A^T] \\ &= A(I - KC)\tilde{P}_{k|k-1}(I - KC)^T A^T + Q + AKRK^T A^T\end{aligned}\quad (2.25)$$

con, al solito:

$$\tilde{P}_{0|-1} = P_0 \quad (2.26)$$

Il filtro così introdotto non richiede inversioni di matrici e la memorizzazione di  $P_{k|k-1}$ , tuttavia ciò si paga con un peggioramento delle prestazioni. Infatti non essendo ottimo il filtro con guadagno statico necessariamente dobbiamo avere:

$$\tilde{P}_{k|k-1} \geq P_{k|k-1} \quad \forall k \quad (2.27)$$

Dimostreremo comunque che esiste un opportuno valore del guadagno  $K = K^{opt}$  tale che:

$$\begin{cases} \tilde{P}_{k|k-1} \rightarrow \tilde{P}_\infty \\ P_{k|k-1} \rightarrow P_\infty \\ \tilde{P}_\infty = P_\infty \end{cases} \quad (2.28)$$

cioè a regime le covarianze degli errori di stima dei due filtri coincidono. Ciò significa che, terminato il transitorio iniziale, si deve avere:

$$\tilde{x}_{k+1|k} \rightarrow \hat{x}_{k+1|k} \quad (2.29)$$

e quindi i due filtri hanno comportamento identico.

# Bibliografia

- [1] Giorgio Picci. *Fitraggio Statistico (Wiener, Levinson, Kalman) e Applicazioni*. Libreria Progetto, 2006.