

応用システム工学

第五回 線形カルマンフィルタ

平成27年6月6日

E6-111

一括処理と逐次処理

- 測定値: $z(i)$, $i = 1, 2, \dots, k$

– 平均値の推定値: $\hat{m}(k)$

- $\hat{m}(k) = \frac{z(1)+z(2)+\dots+z(k)}{k}$

– 一括処理

- $\hat{m}(k+1) = \frac{z(1)+z(2)+\dots+z(k+1)}{k+1}$

– 逐次処理 (計算機のオンライン処理向き)

- $n = 1: \hat{m}(1) = z(1)$

- $n = 2: \hat{m}(2) = \frac{1}{2} \hat{m}(1) + \frac{1}{2} z(2)$

- $n = 3: \hat{m}(3) = \frac{2}{3} \hat{m}(2) + \frac{1}{3} z(3)$

$$n = k: \hat{m}(k) = \frac{k-1}{k} \hat{m}(k-1) + \frac{1}{k} z(k)$$

事前推定値と事後推定値

- 現時刻 k の1刻み前において状態推定値 $\hat{x}(k-1)$ が得られている
- 時刻 k の観測値 $y(k)$ を用いて状態推定値 $\hat{x}(k)$ を求める
- 事前推定値: $\hat{x}^-(k)$ ($= \hat{x}(k|k-1)$)
 - 時刻 $k-1$ までのデータによる, 時刻 k における x の予測推定値(予測ステップ)
- 事後推定値: $\hat{x}(k)$ ($= \hat{x}(k|k)$)
 - 時刻 k までのデータによる, 時刻 k における x のフィルタリング推定値(フィルタリングステップ)

線形予測器

- 線形予測器: 事前推定値 $\hat{x}^-(k)$ と観測値 $y(k)$ の線形モデル
 - $\hat{x}(k) = G(k)\hat{x}^-(k) + g(k)y(k)$
 - $G(k): n \times n$ 行列, $g(k): n$ 次ベクトル
 - 事前推定値 \hat{x}^- を最新の観測値 $y(k)$ を用いて修正
 - $G(k)$, $g(k)$ を求めることが必要
- 直交性の原理
 - 観測値 $y(i)$ は, 事後推定誤差 $\tilde{x}(k)$ と直交する
 - $\tilde{x}(k) = x(k) - \hat{x}(k)$
 - $E[\tilde{x}(k)y(i)] = 0 \quad i = 1, 2, \dots, k$

観測値と事後推定誤差の直交性

- $E[\tilde{\mathbf{x}}(k)y(i)] = E[\{\mathbf{x}(k) - \hat{\mathbf{x}}(k)\}y(i)]$
 $= E[\{\mathbf{x}(k) - \langle \mathbf{G}(k)\hat{\mathbf{x}}^-(k) + \mathbf{g}(k)y(k) \rangle\}y(i)]$
 $= E[\{\mathbf{x}(k) - \mathbf{G}(k)\hat{\mathbf{x}}^-(k) - \mathbf{g}(k)y(k)\}y(i)]$
 $= E[\{\mathbf{x}(k) - \mathbf{G}(k)\hat{\mathbf{x}}^-(k)$
 $- \mathbf{g}(k)\langle \mathbf{c}^T \mathbf{x}(k) + w(k) \rangle\}y(i)]$
 - 観測雑音 $w(k)$ と過去の観測値 $y(i)$, $i = 1, 2, \dots, k - 1$ は無相関
 - $E[w(k)y(i)] = 0 \quad i = 1, 2, \dots, k - 1$
- $E[\tilde{\mathbf{x}}(k)y(i)] = E[\{\mathbf{x}(k) - \mathbf{G}(k)\hat{\mathbf{x}}^-(k) - \mathbf{g}(k)\mathbf{c}^T \mathbf{x}(k)\}y(i)]$

観測値と事後推定誤差の直交性

- $E[\tilde{\mathbf{x}}(k)y(i)] =$
$$E \left[\left\{ \begin{array}{l} \mathbf{x}(k) - \mathbf{G}(k)\hat{\mathbf{x}}^-(k) - \mathbf{G}(k)\mathbf{x}(k) \\ + \mathbf{G}(k)\mathbf{x}(k) - \mathbf{g}(k)\mathbf{c}^T \mathbf{x}(k) \end{array} \right\} y(i) \right]$$
$$= E \left[\begin{array}{l} \{I - \mathbf{G}(k) - \mathbf{g}(k)\mathbf{c}^T\} \mathbf{x}(k) y(i) \\ + \mathbf{G}(k) \{ \mathbf{x}(k) - \hat{\mathbf{x}}^-(k) \} y(i) \end{array} \right]$$
$$= E[\{I - \mathbf{G}(k) - \mathbf{g}(k)\mathbf{c}^T\} \mathbf{x}(k) y(i) \\ + \mathbf{G}(k) \tilde{\mathbf{x}}^-(k) y(i)]$$

– 事前推定誤差 $\tilde{\mathbf{x}}^-(k)$ は、観測値 $y(i)$ と直交

- $\tilde{\mathbf{x}}^-(k) = \mathbf{x}(k) - \hat{\mathbf{x}}^-(k)$

- $E[\tilde{\mathbf{x}}^-(k)y(i)] = 0$

観測値と事後推定誤差の直交性

- $E[\tilde{\mathbf{x}}(k)y(i)] = E[\{I - \mathbf{G}(k) - \mathbf{g}(k)\mathbf{c}^T\}\mathbf{x}(k)y(i)]$
 $= \{I - \mathbf{G}(k) - \mathbf{g}(k)\mathbf{c}^T\}E[\mathbf{x}(k)y(i)]$
– ここで $E[\mathbf{x}(k)y(i)] \neq 0$ なので, $E[\tilde{\mathbf{x}}(k)y(i)] = 0$ とするには
 - $I - \mathbf{G}(k) - \mathbf{g}(k)\mathbf{c}^T = 0$
 - $\mathbf{G}(k) = I - \mathbf{g}(k)\mathbf{c}^T$

観測値と事後推定誤差の直交性

- 線形予測器の式

- $\hat{\mathbf{x}}(k) = \mathbf{G}(k)\hat{\mathbf{x}}^-(k) + \mathbf{g}(k)y(k)$
 $= \{I - \mathbf{g}(k)\mathbf{c}^T\}\hat{\mathbf{x}}^-(k) + \mathbf{g}(k)y(k)$
 $= \mathbf{g}(k)\{y(k) - \mathbf{c}^T\hat{\mathbf{x}}^-(k)\} + \hat{\mathbf{x}}^-(k)$

- 時刻 $k - 1$ までの出力 $y(i)$ による, 時刻 k の事前推定値 (1 段先予測値): $\hat{y}^-(k)$

- $\hat{y}^-(k) = \mathbf{c}^T\hat{\mathbf{x}}^-(k)$

- $\hat{\mathbf{x}}(k) = \mathbf{g}(k)\{y(k) - \hat{y}^-(k)\} + \hat{\mathbf{x}}^-(k)$

観測値と事後推定誤差の直交性

- 出力予測誤差 (イノベーション過程)

$$\begin{aligned} - \tilde{y}(k) &= y(k) - \hat{y}^-(k) \\ &= y(k) - \mathbf{c}^T \hat{\mathbf{x}}^-(k) \\ &= \mathbf{c}^T \mathbf{x}(k) + w(k) - \mathbf{c}^T \hat{\mathbf{x}}^-(k) \\ &= \mathbf{c}^T \{ \mathbf{x}(k) - \hat{\mathbf{x}}^-(k) \} + w(k) \\ &= \mathbf{c}^T \tilde{\mathbf{x}}^-(k) + w(k) \end{aligned}$$

- 線形予測器の式

$$- \hat{\mathbf{x}}(k) = \mathbf{g}(k) \tilde{y}(k) + \hat{\mathbf{x}}^-(k)$$

- $\mathbf{g}(k)$: カルマンゲイン
- 事後推定値 $\hat{\mathbf{x}}(k)$ は, 事前推定値 $\hat{\mathbf{x}}^-(k)$ と出力予測誤差とカルマンゲインの積の和としてあらわされる
 - カルマンゲインを求める

カルマンゲインの決定

- 観測値 $y(i)$ と事後推定誤差 $\tilde{\mathbf{x}}(k)$ は直交する
 - $E[\tilde{\mathbf{x}}(k)y(i)] = 0 \quad i = 1, 2, \dots, k$
 - これが成り立つ条件を求める
 - 出力の事前推定値 $\hat{y}^-(k)$ は, $k - 1$ までの出力 $\hat{y}(i)$ の線形和で表される
 - 各 $E[\tilde{\mathbf{x}}(k)y(i)] = 0$ より, $E[\tilde{\mathbf{x}}(k)\hat{y}^-(k)] = 0$ となる
 - $\tilde{\mathbf{x}}(k) = \mathbf{x}(k) - \hat{\mathbf{x}}(k)$
 - $\tilde{y}(k) = y(k) - \hat{y}^-(k)$ より
 - $\hat{y}^-(k) = y(k) - \tilde{y}(k)$
 - $E[\tilde{\mathbf{x}}(k)\hat{y}^-(k)] = E[\{\mathbf{x}(k) - \hat{\mathbf{x}}(k)\}\{y(k) - \tilde{y}(k)\}] = 0$ が成り立てばよい

カルマンゲインの決定

- 事後状態誤差ベクトル: $\tilde{\mathbf{x}}(k)$

$$\begin{aligned} - \tilde{\mathbf{x}}(k) &= \mathbf{x}(k) - \hat{\mathbf{x}}(k) \\ &= \mathbf{x}(k) - [\mathbf{g}(k)\{y(k) - \mathbf{c}^T \hat{\mathbf{x}}^-(k)\} + \hat{\mathbf{x}}^-(k)] \\ &= \mathbf{x}(k) - \hat{\mathbf{x}}^-(k) - \mathbf{g}(k)\{y(k) - \mathbf{c}^T \hat{\mathbf{x}}^-(k)\} \\ &= \tilde{\mathbf{x}}^-(k) - \mathbf{g}(k)\{\mathbf{c}^T \mathbf{x}(k) + w(k) - \mathbf{c}^T \hat{\mathbf{x}}^-(k)\} \\ &= \tilde{\mathbf{x}}^-(k) - \mathbf{g}(k)\{\mathbf{c}^T [\mathbf{x}(k) - \hat{\mathbf{x}}^-(k)] + w(k)\} \\ &= \tilde{\mathbf{x}}^-(k) - \mathbf{g}(k)\{\mathbf{c}^T \tilde{\mathbf{x}}^-(k) + w(k)\} \\ &= [\mathbf{I} - \mathbf{g}(k)\mathbf{c}^T] \tilde{\mathbf{x}}^-(k) - \mathbf{g}(k)w(k) \end{aligned}$$

カルマンゲインの決定

- $E[\tilde{\mathbf{x}}(k)\hat{y}^-(k)] = E[\tilde{\mathbf{x}}(k)\{y(k) - \tilde{y}(k)\}]$
 $= E[\tilde{\mathbf{x}}(k)y(k)] - E[\tilde{\mathbf{x}}(k)\tilde{y}(k)] = 0$
 - 事後状態誤差ベクトルと観測値は無相関
 - $E[\tilde{\mathbf{x}}(k)y(k)] = 0$
 - $E[\tilde{\mathbf{x}}(k)\tilde{y}(k)] = 0$ が成り立てばよい
- $\tilde{\mathbf{x}}(k) = [\mathbf{I} - \mathbf{g}(k)\mathbf{c}^T]\tilde{\mathbf{x}}^-(k) - \mathbf{g}(k)w(k)$
- $\tilde{y}(k) = \mathbf{c}^T\tilde{\mathbf{x}}^-(k) + w(k)$
- $E[\tilde{\mathbf{x}}(k)\tilde{y}(k)]$
 $= E[\{[\mathbf{I} - \mathbf{g}(k)\mathbf{c}^T]\tilde{\mathbf{x}}^-(k) - \mathbf{g}(k)w(k)\}\{\mathbf{c}^T\tilde{\mathbf{x}}^-(k) + w(k)\}]$

カルマンゲインの決定

- $$\begin{aligned} E[\tilde{\mathbf{x}}(k)\tilde{y}(k)] &= E\left[[\mathbf{I} - \mathbf{g}(k)\mathbf{c}^T]\tilde{\mathbf{x}}^-(k)\mathbf{c}^T\tilde{\mathbf{x}}^-(k)\right] + E\left[[\mathbf{I} - \mathbf{g}(k)\mathbf{c}^T]\tilde{\mathbf{x}}^-(k)\mathbf{w}(k)\right] - \\ &E[\mathbf{g}(k)\mathbf{w}(k)\mathbf{w}(k)] \\ &= \{\mathbf{I} - \mathbf{g}(k)\mathbf{c}^T\}E[\tilde{\mathbf{x}}^-(k)\mathbf{c}^T\tilde{\mathbf{x}}^-(k)] \\ &+ \{\mathbf{I} - \mathbf{g}(k)\mathbf{c}^T\}E[\tilde{\mathbf{x}}^-(k)\mathbf{w}(k)] \\ &- \mathbf{g}(k)E[\mathbf{w}(k)\mathbf{c}^T\tilde{\mathbf{x}}(k)] - \mathbf{g}(k)E[\mathbf{w}(k)^2] \end{aligned}$$

カルマンゲインの決定

- $\mathbf{c}^T \tilde{\mathbf{x}}(k) = \tilde{\mathbf{x}}(k)^T \mathbf{c}$
- 観測雑音 $w(k)$ と状態 $\mathbf{x}(k)$ は無相関
 - 事前状態推定誤差 $\tilde{\mathbf{x}}^-(k)$ ととも無相関
 - $E[\tilde{\mathbf{x}}^-(k)w(k)] = E[w(k)\tilde{\mathbf{x}}^-(k)] = 0$
 - $E[w(k)^2] = \sigma_w^2$
- $$E[\tilde{\mathbf{x}}(k)\tilde{y}(k)] = \{\mathbf{I} - \mathbf{g}(k)\mathbf{c}^T\}E[\tilde{\mathbf{x}}^-(k)\tilde{\mathbf{x}}^-(k)^T]\mathbf{c} + \{\mathbf{I} - \mathbf{g}(k)\mathbf{c}^T\}E[\tilde{\mathbf{x}}^-(k)w(k)] - \mathbf{g}(k)E[w(k)\tilde{\mathbf{x}}^-(k)^T]\mathbf{c} - \mathbf{g}(k)E[w(k)^2]$$
$$= \{\mathbf{I} - \mathbf{g}(k)\mathbf{c}^T\}E[\tilde{\mathbf{x}}^-(k)\tilde{\mathbf{x}}^-(k)^T]\mathbf{c} - \mathbf{g}(k)\sigma_w^2$$

カルマンゲインの決定

- 事前共分散行列

- $$- P^-(k) = E[\tilde{\mathbf{x}}^-(k)\tilde{\mathbf{x}}^-(k)^T]$$
$$= E[\{\mathbf{x}(k) - \hat{\mathbf{x}}^-(k)\}\{\mathbf{x}(k) - \hat{\mathbf{x}}^-(k)\}^T]$$

- $$E[\tilde{\mathbf{x}}(k)\tilde{\mathbf{y}}(k)] = \{I - \mathbf{g}(k)\mathbf{c}^T\}P^-(k)\mathbf{c} - \mathbf{g}(k)\sigma_w^2$$

- $$- E[\tilde{\mathbf{x}}(k)\tilde{\mathbf{y}}(k)] = 0$$

- $$- P^-(k)\mathbf{c} - \mathbf{g}(k)\mathbf{c}^T P^-(k)\mathbf{c} - \mathbf{g}(k)\sigma_w^2$$
$$= P^-(k)\mathbf{c} - \mathbf{g}(k)\mathbf{c}^T P^-(k)\mathbf{c} - \mathbf{g}(k)\sigma_w^2$$
$$= P^-(k)\mathbf{c} - \mathbf{g}(k)\{\mathbf{c}^T P^-(k)\mathbf{c} - \sigma_w^2\} = 0$$

- $$- \mathbf{g}(k) = \frac{P^-(k)\mathbf{c}}{\mathbf{c}^T P^-(k)\mathbf{c} - \sigma_w^2}$$

$\mathbf{c}^T P^-(k)\mathbf{c}$ はスカラー

カルマンゲインが求まった

共分散行列の更新

- 時刻 $k - 1$ における事後共分散行列 $P(k - 1)$ を用いて, 時刻 k における事前共分散行列 $P^-(k)$ を求める

– 状態方程式

- $\mathbf{x}(k) = A\mathbf{x}(k - 1) + \mathbf{b}v(k - 1)$
- 状態の事前推定値 $\hat{\mathbf{x}}^-(k)$ を, 右辺の期待値として求める

$$\begin{aligned} - \hat{\mathbf{x}}^-(k) &= E[A\mathbf{x}(k - 1) + \mathbf{b}v(k - 1)] \\ &= AE[\mathbf{x}(k - 1)] + \mathbf{b}E[v(k - 1)] \\ &= AE[\mathbf{x}(k - 1)] \\ &= A\hat{\mathbf{x}}(k - 1) \end{aligned}$$

雑音の期待値は0

共分散行列の更新

- 状態の事前推定誤差

$$\begin{aligned} - \tilde{\mathbf{x}}^-(k) &= \mathbf{x}(k) - \hat{\mathbf{x}}^-(k) \\ &= \{\mathbf{A}\mathbf{x}(k-1) + \mathbf{b}v(k-1)\} - \mathbf{A}\hat{\mathbf{x}}(k-1) \\ &= \mathbf{A}\{\mathbf{x}(k-1) - \hat{\mathbf{x}}(k-1)\} + \mathbf{b}v(k-1) \\ &= \mathbf{A}\tilde{\mathbf{x}}(k-1) + \mathbf{b}v(k-1) \end{aligned}$$

共分散行列の更新

- 状態の事前共分散行列

$$\begin{aligned} - P^-(k) &= E[\tilde{\mathbf{x}}^-(k)\tilde{\mathbf{x}}^-(k)^T] \\ &= E[\{A\tilde{\mathbf{x}}(k-1) \\ &\quad + \mathbf{b}v(k-1)\}\{A\tilde{\mathbf{x}}(k-1) + \mathbf{b}v(k-1)\}^T] \\ &= E[\{A\tilde{\mathbf{x}}(k-1) + \mathbf{b}v(k-1)\}\{\tilde{\mathbf{x}}(k-1)^T A^T \\ &\quad + v(k-1)^T \mathbf{b}^T\}] \\ &= E[A\tilde{\mathbf{x}}(k-1)\tilde{\mathbf{x}}(k-1)^T A^T] \\ &\quad + E[A\tilde{\mathbf{x}}(k-1)v(k-1)^T \mathbf{b}^T] \\ &\quad + E[\mathbf{b}v(k-1)\tilde{\mathbf{x}}(k-1)^T A^T] \\ &\quad + E[\mathbf{b}v(k-1)v(k-1)^T \mathbf{b}^T] \end{aligned}$$

共分散行列の更新

- 状態の事前共分散行列

- $$\mathbf{P}^-(k) = \mathbf{A}E[\tilde{\mathbf{x}}(k-1)\tilde{\mathbf{x}}(k-1)^T]\mathbf{A}^T + \mathbf{A}E[\tilde{\mathbf{x}}(k-1)v(k-1)^T]\mathbf{b}^T + \mathbf{b}E[v(k-1)\tilde{\mathbf{x}}(k-1)^T]\mathbf{A}^T + \mathbf{b}E[v(k-1)v(k-1)^T]\mathbf{b}^T$$

- 状態推定誤差 $\tilde{\mathbf{x}}(k-1)$ とシステム雑音 $v(k-1)$ は無相関

- $E[\tilde{\mathbf{x}}(k-1)v(k-1)^T] = E[v(k-1)\tilde{\mathbf{x}}(k-1)^T] = 0$

- $$\mathbf{P}^-(k) = \mathbf{A}E[\tilde{\mathbf{x}}(k-1)\tilde{\mathbf{x}}(k-1)^T]\mathbf{A}^T + \mathbf{b}E[v(k-1)v(k-1)^T]\mathbf{b}^T$$

共分散行列の更新

- 時刻 $k - 1$ における事後誤差共分散行列 $\mathbf{P}(k - 1)$
 - $\mathbf{P}(k - 1) = \text{E}[\tilde{\mathbf{x}}(k - 1)\tilde{\mathbf{x}}(k - 1)^T]$
- $\text{E}[v(k - 1)v(k - 1)^T] = \sigma_v^2$
- $\mathbf{P}^-(k) = \mathbf{A}\mathbf{P}(k - 1)\mathbf{A}^T + \sigma_v^2 \mathbf{b}\mathbf{b}^T$
- 事前共分散行列 $\mathbf{P}^-(k)$ を用いて時刻 k の事後共分散行列 $\mathbf{P}(k)$ を求める
 - $\mathbf{P}(k) = \text{E}[\tilde{\mathbf{x}}(k)\tilde{\mathbf{x}}(k)^T]$
 - $\tilde{\mathbf{x}}(k) = [\mathbf{I} - \mathbf{g}(k)\mathbf{c}^T]\tilde{\mathbf{x}}^-(k) - \mathbf{g}(k)w(k)$ より

共分散行列の更新

- $P(k) = E[\tilde{\mathbf{x}}(k)\tilde{\mathbf{x}}(k)^T]$
 - $= E[\{[I - \mathbf{g}(k)\mathbf{c}^T]\tilde{\mathbf{x}}^-(k) - \mathbf{g}(k)\mathbf{w}(k)\}$
 $\{[I - \mathbf{g}(k)\mathbf{c}^T]\tilde{\mathbf{x}}^-(k) - \mathbf{g}(k)\mathbf{w}(k)\}^T]$
 - $= E[\{[I - \mathbf{g}(k)\mathbf{c}^T]\tilde{\mathbf{x}}^-(k) - \mathbf{g}(k)\mathbf{w}(k)\}$
 $\{\tilde{\mathbf{x}}^-(k)^T [I - \mathbf{g}(k)\mathbf{c}^T]^T - \mathbf{w}(k)^T \mathbf{g}(k)^T\}]$
 - $= C_1 + C_2 + C_3 + C_4$
 - $C_1 = E[[I - \mathbf{g}(k)\mathbf{c}^T]\tilde{\mathbf{x}}^-(k)[I - \mathbf{g}(k)\mathbf{c}^T]\tilde{\mathbf{x}}^-(k)]$
 - $C_2 = -E[[I - \mathbf{g}(k)\mathbf{c}^T]\tilde{\mathbf{x}}^-(k)\mathbf{w}(k)^T \mathbf{g}(k)^T]$
 - $C_3 = -E[\mathbf{g}(k)\mathbf{w}(k)[I - \mathbf{g}(k)\mathbf{c}^T]\tilde{\mathbf{x}}^-(k)]$
 - $C_4 = E[\mathbf{g}(k)\mathbf{w}(k)\mathbf{w}(k)^T \mathbf{g}(k)^T]$

共分散行列の更新

- $$\begin{aligned} C_1 &= E\left[[\mathbf{I} - \mathbf{g}(k)\mathbf{c}^T]\tilde{\mathbf{x}}^-(k)[\mathbf{I} - \mathbf{g}(k)\mathbf{c}^T]\tilde{\mathbf{x}}^-(k)\right] \\ &= E\left[\mathbf{I} - \mathbf{g}(k)\mathbf{c}^T\right]\tilde{\mathbf{x}}^-(k)\tilde{\mathbf{x}}^-(k)^T\left[\mathbf{I} - \mathbf{g}(k)\mathbf{c}^T\right]^T \\ &= \left[\mathbf{I} - \mathbf{g}(k)\mathbf{c}^T\right]E\left[\tilde{\mathbf{x}}^-(k)\tilde{\mathbf{x}}^-(k)^T\right]\left[\mathbf{I} - \mathbf{g}(k)\mathbf{c}^T\right]^T \end{aligned}$$

共分散行列の更新

- $C_2 = -E[[I - \mathbf{g}(k)\mathbf{c}^T]\tilde{\mathbf{x}}^-(k)\mathbf{w}(k)^T\mathbf{g}(k)^T]$
= $-E[[I - \mathbf{g}(k)\mathbf{c}^T]\tilde{\mathbf{x}}^-(k)\mathbf{w}(k)^T\mathbf{g}(k)^T]$
= $-[I - \mathbf{g}(k)\mathbf{c}^T]E[\tilde{\mathbf{x}}^-(k)\mathbf{w}(k)^T]\mathbf{g}(k)^T$
- $C_3 = -E[\mathbf{g}(k)\mathbf{w}(k)[I - \mathbf{g}(k)\mathbf{c}^T]\tilde{\mathbf{x}}^-(k)]$
= $-E[\mathbf{g}(k)\mathbf{w}(k)\tilde{\mathbf{x}}^-(k)^T[I - \mathbf{g}(k)\mathbf{c}^T]^T]$
= $-\mathbf{g}(k)E[\mathbf{w}(k)\tilde{\mathbf{x}}^-(k)^T][I - \mathbf{g}(k)\mathbf{c}^T]^T$
- $C_4 = E[\mathbf{g}(k)\mathbf{w}(k)\mathbf{w}(k)^T\mathbf{g}(k)^T]$
= $E[\mathbf{g}(k)\mathbf{w}(k)\mathbf{w}(k)^T\mathbf{g}(k)^T]$
= $\mathbf{g}(k)E[\mathbf{w}(k)\mathbf{w}(k)^T]\mathbf{g}(k)^T$

共分散行列の更新

- $E[\tilde{\mathbf{x}}^-(k)\mathbf{w}(k)^T] = E[\mathbf{w}(k)\tilde{\mathbf{x}}^-(k)^T] = 0$ より
 - $C_2 = -[\mathbf{I} - \mathbf{g}(k)\mathbf{c}^T]E[\tilde{\mathbf{x}}^-(k)\mathbf{w}(k)^T]\mathbf{g}(k)^T = 0$
 - $C_3 = -\mathbf{g}(k)E[\mathbf{w}(k)\tilde{\mathbf{x}}^-(k)^T][\mathbf{I} - \mathbf{g}(k)\mathbf{c}^T]^T = 0$
 - $\mathbf{P}(k) = C_1 + C_4$
 - $= [\mathbf{I} - \mathbf{g}(k)\mathbf{c}^T]E[\tilde{\mathbf{x}}^-(k)\tilde{\mathbf{x}}^-(k)^T][\mathbf{I} - \mathbf{g}(k)\mathbf{c}^T]^T$
 - $E[\tilde{\mathbf{x}}^-(k)\tilde{\mathbf{x}}^-(k)^T] = \mathbf{P}^-(k)$
 - $E[\mathbf{w}(k)\mathbf{w}(k)^T] = \sigma_w^2$
 - $\mathbf{P}(k) = [\mathbf{I} - \mathbf{g}(k)\mathbf{c}^T]\mathbf{P}^-(k)[\mathbf{I} - \mathbf{g}(k)\mathbf{c}^T]^T + \mathbf{g}(k)\sigma_w^2\mathbf{g}(k)^T$

共分散行列の更新

- $\{I - \mathbf{g}(k)\mathbf{c}^T\}\mathbf{P}^-(k)\mathbf{c} - \mathbf{g}(k)\sigma_w^2 = 0$ より
 $\{I - \mathbf{g}(k)\mathbf{c}^T\}\mathbf{P}^-(k)\mathbf{c} = \mathbf{g}(k)\sigma_w^2$
- $\mathbf{P}(k) = [I - \mathbf{g}(k)\mathbf{c}^T]\mathbf{P}^-(k) - [I - \mathbf{g}(k)\mathbf{c}^T]\mathbf{P}^-(k)\mathbf{c}\mathbf{g}(k)^T + \mathbf{g}(k)\sigma_w^2\mathbf{g}(k)^T$
 $= [I - \mathbf{g}(k)\mathbf{c}^T]\mathbf{P}^-(k) - \mathbf{g}(k)\sigma_w^2\mathbf{g}(k)^T$
 $+ \mathbf{g}(k)\sigma_w^2\mathbf{g}(k)^T$
 $= [I - \mathbf{g}(k)\mathbf{c}^T]\mathbf{P}^-(k)$
- 上式で共分散行列を更新する