

信号処理論第二 第8回 (11/28)

情報理工学系研究科システム情報学専攻

亀岡 弘和

kameoka@hil.t.u-tokyo.ac.jp

講義予定

- 10/03: 第1回
- 10/10: 第2回
- 10/17: 第3回
- 10/24: 第4回
- 10/31: 休講
- 11/07: 第5回
- 11/14: 第6回
- 11/21: 第7回
- 11/28: 第8回
- 12/07: 第9回
- 12/12: 第10回
- 12/19: 第11回
- 01/09: 第12回
- 01/16: 授業休止日
- 01/23: 第13回
- 01/30: 期末試験

講義内容

- δ 関数再考
- δ 関数を含む関数のフーリエ変換
- 相関関数とスペクトル
- 線形システム
- 特性関数
- 正規不規則信号
- 線形自乗平均推定
- ウィーナーフィルタ
- ヒルベルト変換
- カルマンフィルタ

講義資料と成績評価

- 講義資料

- <http://hil.t.u-tokyo.ac.jp/~kameoka/sp2/>

- 成績評価

- 出席点

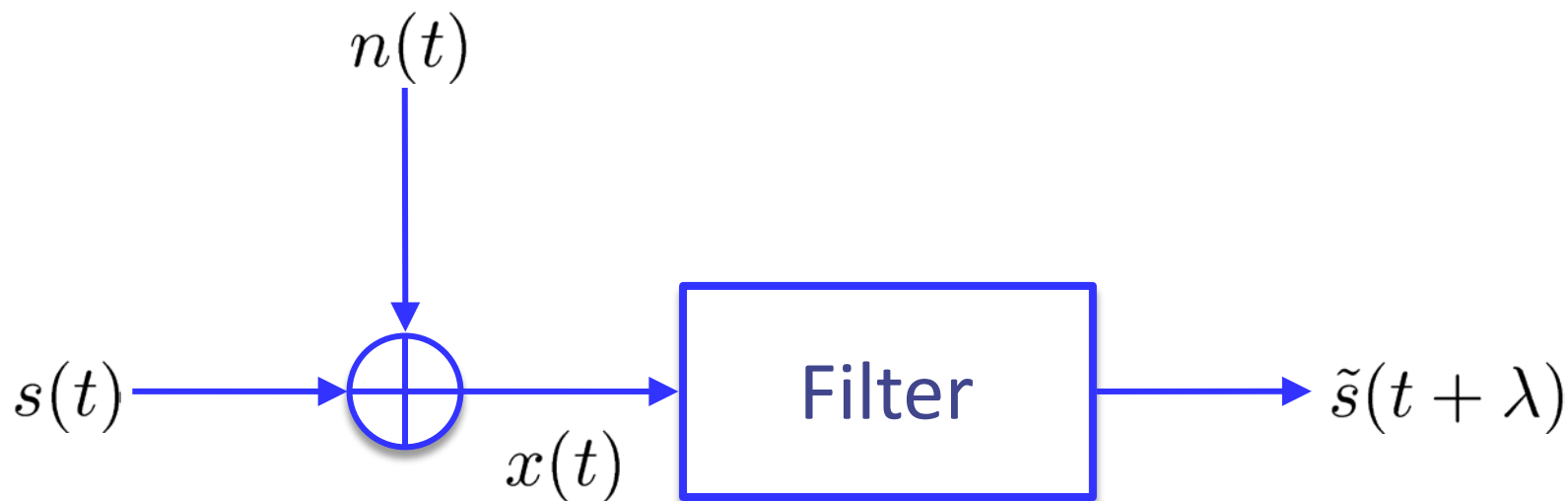
- 学期末試験

The slide features a decorative design with blue lines and corner circles. A vertical line on the left and a horizontal line at the top meet at a small circle in the top-left corner. Another horizontal line is positioned below the main title. A vertical line on the right and a horizontal line at the bottom meet at a small circle in the bottom-right corner.

第7章：線形二乗平均推定と Wienerフィルタ

信号の推定問題

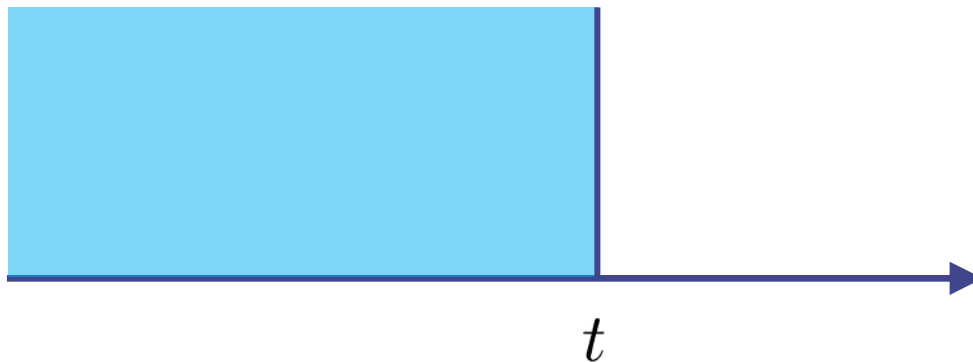
- 雑音が重畳する観測信号からどうやって信号成分を推定するか？



推定問題の分類1

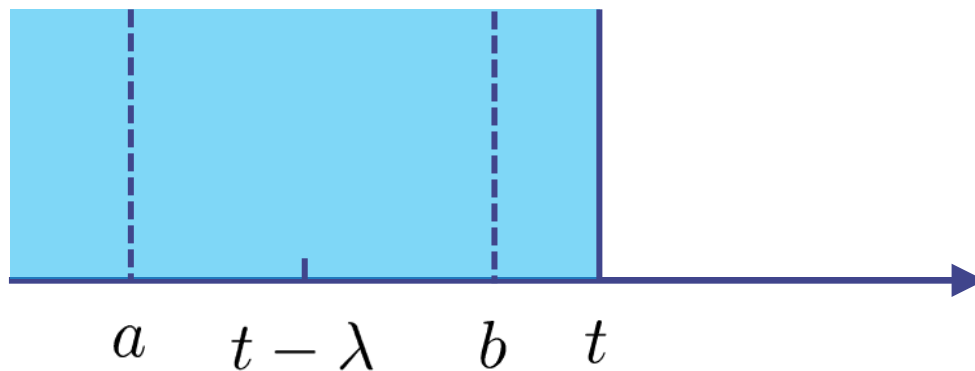
■ Filtering (濾波) $x(t) \longrightarrow \tilde{s}(t)$

■ $(-\infty, t]$ の観測信号を用いて時刻 t の信号を推定



推定問題の分類2

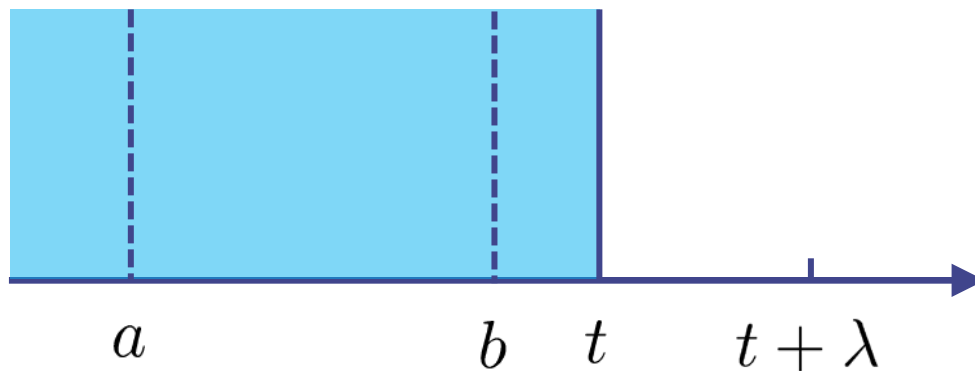
- Smoothing (平滑) $x(t) \longrightarrow \tilde{s}(t - \lambda)$
 - $(-\infty, t]$ の観測信号を用いて時刻 $t - \lambda$ の信号を推定 (推定に未来の情報を利用)



- 特に, 2点 $x(a)$, $x(b)$, ($a < t - \lambda < b < t$) から $\tilde{s}(t - \lambda)$ を推定するとき, 内挿(Interpolation)という

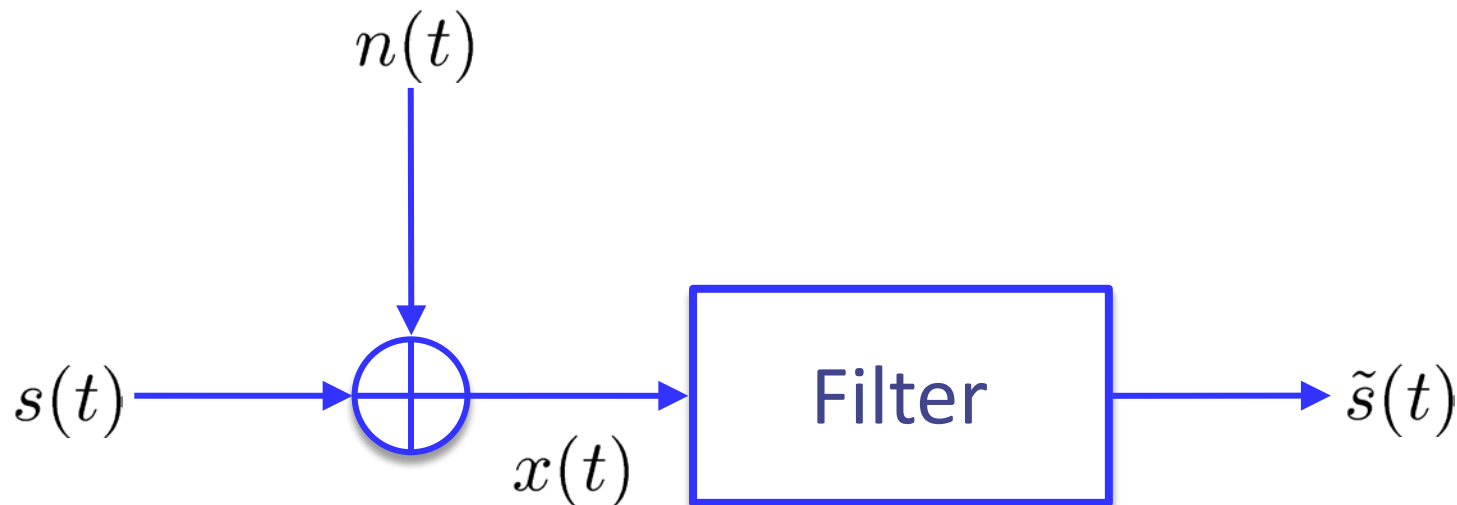
推定問題の分類3

- Prediction (予測) $x(t) \longrightarrow \tilde{s}(t + \lambda)$
 - $(-\infty, t]$ の観測信号を用いて時刻 $t + \lambda$ の信号を推定 (未来の信号を予測)



- 特に, 2点 $x(a), x(b)$, ($a < b < t < t + \lambda$) から $\tilde{s}(t + \lambda)$ を推定するとき, 外挿(Extrapolation)という

定常確率過程に対するFiltering問題



- 推定の「良さ」を何で測るか？
 - 尤度 → 最尤推定
(Maximum Likelihood (ML) Estimation)
 - 平均二乗誤差 → 最小平均二乗誤差推定
(Minimum Mean Square Error (MMSE) Estimation)
- どうやって推定するか？

線形推定法

■ 線形推定器

$$\hat{s}(t) = \int_{-\infty}^{\infty} h(t - \tau)x(\tau)d\tau = \int_{-\infty}^{\infty} h(\tau)x(t - \tau)d\tau$$

- 観測データ $x(t - \tau)$ の線形結合で推定信号をモデル化

■ 平均二乗誤差最小

$$J[h(t)] = \mathbb{E}[|\tilde{s}(t) - s(t)|^2]$$

- J を最小にする $h(t)$ を求めることがここでの問題

平均二乗誤差の導出

$$\begin{aligned} \blacksquare J[h] &= \mathbb{E} \left[\left| s(t) - \int_{-\infty}^{\infty} h(\tau)x(t - \tau)d\tau \right|^2 \right] \\ &= \mathbb{E}[|s(t)|^2] - 2 \int_{-\infty}^{\infty} h(\tau)\mathbb{E}[s(t)x(t - \tau)]d\tau \\ &\quad + \int_{-\infty}^{\infty} h(\tau)d\tau \int_{-\infty}^{\infty} h(\sigma)\mathbb{E}[x(t - \tau)x(t - \sigma)]d\sigma \\ &= R_{ss}(0) - 2 \int_{-\infty}^{\infty} h(\tau)R_{sx}(\tau)d\tau \\ &\quad + \int_{-\infty}^{\infty} h(\tau)d\tau \int_{-\infty}^{\infty} h(\sigma)R_{xx}(\tau - \sigma)d\sigma \end{aligned}$$

最適推定器の導出1: 変分法

- $h_0(t)$ が $J[h(t)]$ を最小にする条件は、任意の関数 $\eta(t)$ に対して

$$\left. \frac{\partial J[h_0(t) + \epsilon\eta(t)]}{\partial \epsilon} \right|_{\epsilon=0} = 0$$

が成立することである

平均二乗誤差の変分

$$\begin{aligned} \blacksquare J[h_0 + \epsilon\eta] & \Big|_{\epsilon=0} = \mathbb{E} \left[\left| s(t) - \int_{-\infty}^{\infty} \{ \underline{h_0(\tau)} + \underline{\epsilon\eta(\tau)} \} x(t - \tau) d\tau \right|^2 \right] \\ & = \mathbb{E} \left[|s(t) - \underline{\hat{s}(t)} - \underline{\epsilon f(t)}|^2 \right] \\ & = \mathbb{E} \left[(s(t) - \hat{s}(t))^2 \right] \\ & \quad - 2\epsilon \mathbb{E}[(s(t) - \hat{s}(t))f(t)] + \epsilon^2 \mathbb{E}[f(t)^2] \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \blacksquare \frac{\partial J[h_0 + \epsilon\eta]}{\partial \epsilon} \Big|_{\epsilon=0} & = -2\mathbb{E}[(s(t) - \hat{s}(t))f(t)] \\ & = 0 \end{aligned}$$

平均二乗誤差の変分

$$\blacksquare \mathbb{E}[s(t)f(t)] = \int_{-\infty}^{\infty} \eta(\tau) \underbrace{\mathbb{E}[s(t)x(t-\tau)]}_{R_{sx}(\tau)} d\tau$$

$$\begin{aligned} \blacksquare \mathbb{E}[\hat{s}(t)f(t)] &= \int_{-\infty}^{\infty} \eta(\tau) \mathbb{E}[\hat{s}(t)x(t-\tau)] d\tau \\ &= \int_{-\infty}^{\infty} \eta(\tau) \int_{-\infty}^{\infty} h_0(\sigma) \underbrace{\mathbb{E}[x(t-\tau)x(t-\sigma)]}_{R_{xx}(\tau-\sigma)} d\sigma d\tau \end{aligned}$$

■ 任意の $\eta(\tau)$ で上記が等しくなるためには...

$$\text{参考: } g(z) = 0, \forall z \Leftrightarrow \int w(z)g(z)dz, \forall w$$

Wiener-Hopfの積分方程式

- 最小二乗誤差を与えるフィルタが満たすべき条件

$$R_{sx}(\tau) - \int_{-\infty}^{\infty} R_{xx}(\tau - \sigma)h_0(\sigma)d\sigma = 0$$

最適推定器の導出2: 直交原理

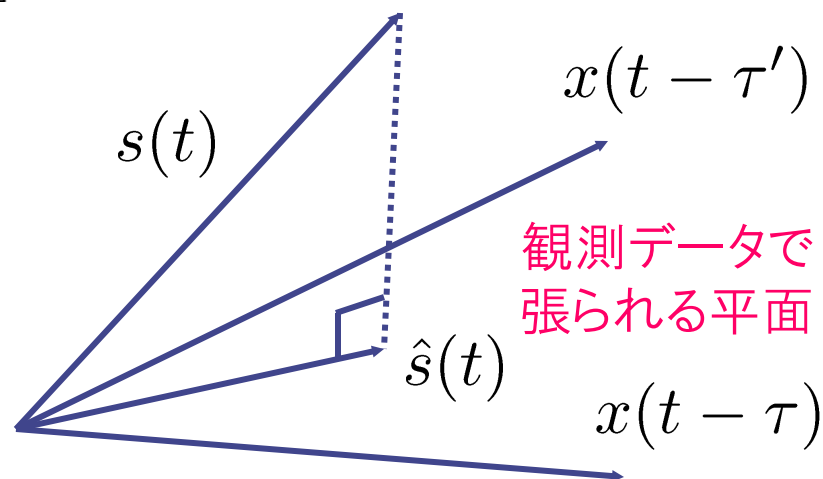
- 線形推定器 が平均二乗誤差を最小にするとき
以下が成り立つ

- **直交原理 I** : 誤差が観測と直交

$$\mathbb{E}[\{s(t) - \hat{s}(t)\}x(t - \tau)] = 0$$

- **直交原理 II** : 誤差が最適推定値と直交

$$\mathbb{E}[\{s(t) - \hat{s}(t)\}\hat{s}(t)] = 0$$



離散系の直交原理

- n 個の確率変数 s_1, s_2, \dots, s_N から

$$\hat{s}_0 = a_1 s_1 + a_2 s_2 + \dots + a_N s_N$$

によって s_0 を推定する問題を考える

- $I = \mathbb{E}[|s_0 - \hat{s}_0|^2]$ を最小とする a_1, a_2, \dots, a_N は？

- ただし, $n = 0, 1, \dots, N$ に対して

$$\begin{cases} \mathbb{E}[s_n] = 0 \\ R_{nm} = \mathbb{E}[s_n s_m^*] \end{cases}$$

とする

直交原理 I の確認 (1/2)

- $\mathbb{E}[(s_0 - \hat{s}_0)s_n^*] = 0 \quad (n = 1, \dots, N)$
を満足する $\hat{s}_0 = a_1 s_1 + a_2 s_2 + \dots + a_N s_N$ は
 $I = \mathbb{E}[|s_0 - \hat{s}_0|^2]$ を最小にするか？

直交原理 I の確認 (2/2)

- 任意の定数 A_1, \dots, A_N による推定値の誤差

$$\begin{aligned} & s_0 - \underbrace{(A_1 s_1 + \dots + A_N s_N)}_{\text{直交原理を満たすとは限らない任意の線形推定値}} \\ &= s_0 - \underbrace{(a_1 s_1 + \dots + a_N s_N)}_{\text{直交原理を満たす線形推定値}} + (a_1 - A_1) s_1 + \dots + (a_N - A_N) s_N \end{aligned}$$

- $\mathbb{E}[|s_0 - (A_1 s_1 + \dots + A_N s_N)|^2]$

$$= \mathbb{E}[|s_0 - \hat{s}_0|^2] + \mathbb{E}[|(a_1 - A_1) s_1 + \dots + (a_N - A_N) s_N|^2]$$

$$\geq \mathbb{E}[|s_0 - \hat{s}_0|^2]$$

直交原理よりクロスターム $\mathbb{E}[(s_0 - \hat{s}_0) s_n^*]$ は0

直交原理を満たす線形推定値が平均二乗誤差最小

最適推定値の平均二乗誤差

- \hat{s}_0 が $E[(s_0 - \hat{s}_0)\hat{s}_0^*] = 0$ (直交原理 II)

を満たすとき,

$E[s_0\hat{s}_0^*](= E[s_0^*\hat{s}_0]) = E[|\hat{s}_0|^2]$ であるから,

$$\begin{aligned} I &= E[|s_0 - \hat{s}_0|^2] \\ &= E[(s_0 - \hat{s}_0)(s_0^* - \hat{s}_0^*)] \\ &= E[|s_0|^2] - E[\hat{s}_0 s_0^*] - E[s_0 \hat{s}_0^*] + E[|\hat{s}_0|^2] \\ &= E[|s_0|^2] - E[|\hat{s}_0|^2] \quad (\text{ピタゴラスの定理に相当}) \end{aligned}$$

最適推定値の導出1

■ $E[(s_0 - \hat{s}_0)s_n^*] = 0$ (直交原理 I) より

$$E[s_0 s_n^* - a_1 s_1 s_n^* - \cdots - a_N s_N s_n^*] = 0 \quad (n = 1, \dots, N)$$

すなわち,

$$R_{01} = a_1 R_{11} + \cdots + a_N R_{N1}$$

$$R_{02} = a_1 R_{12} + \cdots + a_N R_{N2}$$

⋮

$$R_{0N} = a_1 R_{1N} + \cdots + a_N R_{NN}$$

最適推定値の導出2

$$\begin{pmatrix} R_{01} \\ \vdots \\ R_{0n} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} R_{11} & \cdots & R_{n1} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ R_{1n} & \cdots & R_{nn} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} a_1 \\ \vdots \\ a_n \end{pmatrix}$$



$$\begin{pmatrix} a_1 \\ \vdots \\ a_n \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} R_{11} & \cdots & R_{n1} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ R_{1n} & \cdots & R_{nn} \end{pmatrix}^{-1} \begin{pmatrix} R_{01} \\ \vdots \\ R_{0n} \end{pmatrix}$$

直交原理によるWiener-Hopf積分方程式の導出

■ $\hat{s}(t) = \int_{-\infty}^{\infty} h(\alpha)x(t - \alpha)d\alpha$ とすると,

$$E[\{s(t) - \hat{s}(t)\}x(t - \tau)] = 0 \text{ より,}$$

$$E \left[\left\{ s(t) - \int_{-\infty}^{\infty} h(\alpha)x(t - \alpha)d\alpha \right\} x(t - \tau) \right] = 0$$

$$E[\{s(t)x(t - \tau)\}] = E \left[\left\{ \int_{-\infty}^{\infty} h(\alpha)x(t - \alpha)d\alpha \right\} x(t - \tau) \right]$$

$$\therefore R_{sx}(\tau) = \int_{-\infty}^{\infty} R_{xx}(\tau - \alpha)h(\alpha)d\alpha$$

Wiener-Hopf積分方程式の解法

- $h(t)$ が非因果的なフィルタ場合

$$R_{sx}(\tau) = \int_{-\infty}^{\infty} R_{xx}(\tau - \alpha)h(\alpha)d\alpha$$

両辺をFourier変換

$$S_{sx}(\omega) = S_{xx}(\omega)H(\omega) \longrightarrow H(\omega) = \frac{S_{sx}(\omega)}{S_{xx}(\omega)}$$

- $R_{sn}(\tau) = 0$ の場合

$$R_{sx}(\tau) = R_{ss}(\tau), \quad R_{xx}(\tau) = R_{ss}(\tau) + R_{nn}(\tau)$$

$$H(\omega) = \frac{S_{ss}(\omega)}{S_{ss}(\omega) + S_{nn}(\omega)}$$