# 逐次最小二乗法 Recursive Least Squares

大阪府立大学 工学研究科清水 悠生

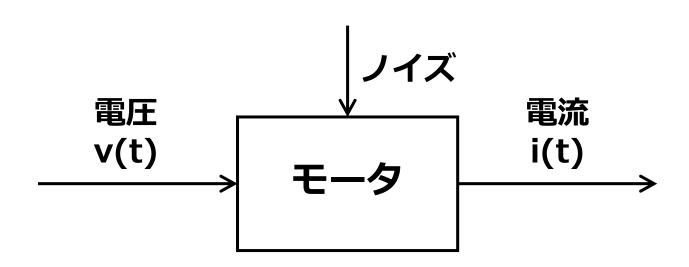
# (復習)最小二乗法で扱う誤差関数

✓ 誤差関数を誤差の2乗の和とし、誤差関数が最小となるような係数a, bを計算する方法が最小二乗法

#### 最小二乗法で扱う誤差関数E(a,b)

### 時系列データの場合は?

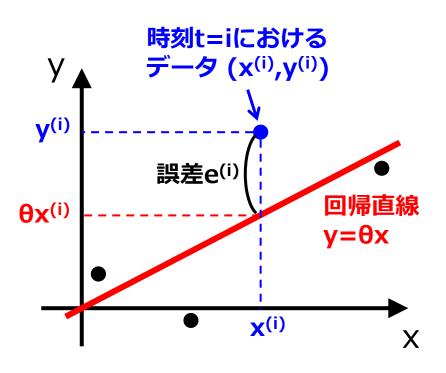
- ✓ 例えば, ある時刻 t において モータに電圧 v(t) をかけたとき電流 i(t) が流れたとする
- ✓ ある一定時間(e.g. t=0,…,n)の電圧と電流の関係から モータの抵抗値やインダクタンスなどを同定したい!
  - ⇒ 逐次最小二乗法が有効!



# 時系列データの場合の問題設定

- ✓ 時刻 t=i (i=0,1,…)における入出力データ(x<sup>(i)</sup>,y<sup>(i)</sup>)が 得られた場合を仮定する
- ✓ xとyの関係は比例係数 θ の比例関係であると仮定 (ただし出力データyにはノイズがのっている)
- ✓ この θ を最小二乗法で同定する!

# 時刻t=iにおける回帰誤差e<sup>(i)</sup> $e^{(i)} = v^{(i)} - \theta x^{(i)}$



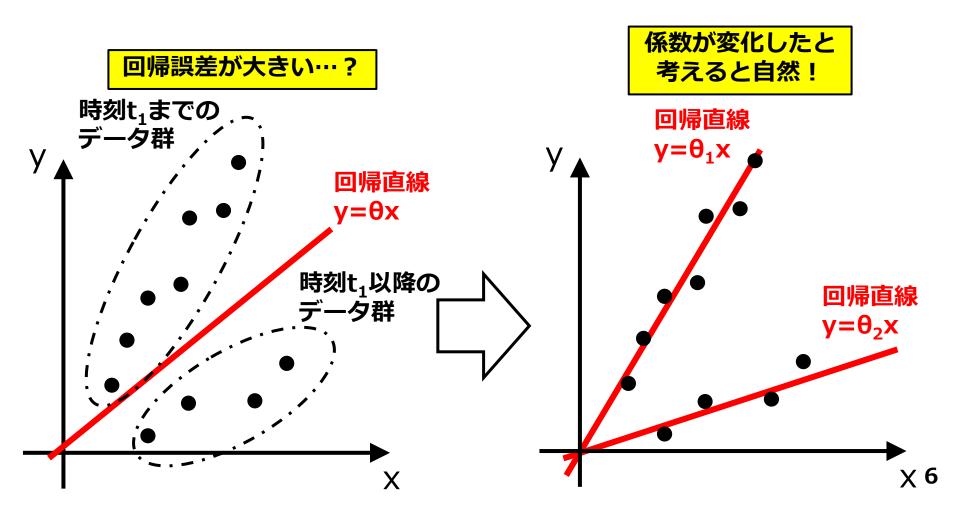
# 時系列データの場合の2つ問題点

✓ 時系列データを扱う際には下記の2つの問題に注意

- ① 求めたい回帰係数 (パラメータ) の時刻による変動
- ② メモリ(記憶領域)の限界

### 問題①:パラメータの変動

- ✓ 求めたい回帰係数(パラメータ)は変動する場合がある ex)抵抗値の温度変化、インダクタンスの磁気飽和etc
- ✓ パラメータの時間変動にすばやく追従する必要がある!



### 過去のデータをどんどん忘れるように工夫!

✓ 忘却係数λを誤差関数に導入し, 過去のデータの影響を小さくしていく⇒逐次最小二乗法

#### 時刻t=iにおける回帰誤差e(i)

$$e^{(i)} = y^{(i)} - \theta x^{(i)}$$

#### 通常の最小二乗法で扱う時刻t=nでの誤差関数E[n]

$$E[n] = \sum_{i=0}^{n} \frac{1}{2} (e^{(i)})^2 = \frac{1}{2} (e^{(n)})^2 + \frac{1}{2} (e^{(n-1)})^2 + \dots + \frac{1}{2} (e^{(0)})^2$$

#### 逐次最小二乗法で扱う時刻t=nでの誤差関数E[n]

$$E[n] = \sum_{i=0}^{n} \frac{1}{2} \lambda^{n-i} (e^{(i)})^2 = \frac{1}{2} \underline{\lambda^0} (e^{(n)})^2 + \frac{1}{2} \underline{\lambda^1} (e^{(n-1)})^2 + \dots + \frac{1}{2} \underline{\lambda^n} (e^{(0)})^2$$

λ: 忘却係数 (0<λ<1)

過去のデータになればなるほど 忘却係数の次数が大きくなる (値が小さくなる)

### 問題②:メモリの限界

✓ 時系列データはシステムが動作している間はずっと 増え続けるため、その全てを記憶することは不可能

時刻t=nでの誤差関数E[n]

$$E[n] = \sum_{i=0}^{n} \frac{1}{2} \lambda^{n-i} (e^{(i)})^{2}$$

**nが大きくなればなるほど** 記憶しておくデータ数が膨大に!

✓ 直近のデータのみを使用して パラメータを計算できることが理想

# まとめると…

✓ 誤差関数E[n]から求まるパラメータθ[n]に関して 漸化式を作ればよい!

$$E[n] = \sum_{i=0}^{n} \frac{1}{2} \lambda^{n-i} (e^{(i)})^2$$
の最小化

- $\Rightarrow \theta[n]$ が求められるが、 メモリの限界があるためこれは計算できない
- $\Rightarrow \theta[n] \ge \theta[n-1]$ の関係を数式化できれば(漸化式を作れば) 直近のデータの計算だけでパラメータが求まる!

✓ この漸化式を導出していきます

### まずは普通に誤差関数を解いてみる

✓ 誤差関数の最小化により

時刻 t=n におけるパラメータの最適解 θ[n] を求める

$$\min_{\theta} \quad E[n] = \sum_{i=0}^{n} \frac{1}{2} \lambda^{n-i} (e^{(i)})^2 = \sum_{i=0}^{n} \frac{1}{2} \lambda^{n-i} (y^{(i)} - \theta x^{(i)})^2$$

$$\Rightarrow \frac{\partial}{\partial \theta} E[n] = \sum_{i=0}^{n} (y^{(i)} - \theta [n] x^{(i)}) \lambda^{n-i} (-x^{(i)}) \qquad \text{微分して0}$$

$$= (Y[n] - \theta [n] X[n])^{\mathrm{T}} \Lambda[n] (-X[n]) \qquad \text{行列で表現}$$

$$= -Y[n]^{\mathrm{T}} \Lambda[n] X[n] + \theta[n] X[n]^{\mathrm{T}} \Lambda[n] X[n] = 0$$
 **展開**

$$\Leftrightarrow \theta[n] = (X[n]^{\mathrm{T}} \Lambda[n] X[n])^{-1} Y[n]^{\mathrm{T}} \Lambda[n] X[n]$$

逆行列を左から かける(正則と仮定)

ただし、時刻 t=n における各ベクトル・行列は次式のように定義

$$\mathbf{Y}[n] = \begin{bmatrix} y^{(0)} \\ \vdots \\ y^{(n)} \end{bmatrix}, \mathbf{X}[n] = \begin{bmatrix} x^{(0)} \\ \vdots \\ x^{(n)} \end{bmatrix}, \mathbf{\Lambda}[n] = \begin{bmatrix} \lambda^0 & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \ddots & \\ \mathbf{0} & \lambda^n \end{bmatrix} (\mathbf{n} \times \mathbf{n} )$$

### 目標の再確認

✓ 時刻 t=n におけるパラメータの最適解 θ[n] と 時刻 t=n-1 におけるパラメータの最適解 θ[n-1] との 関係を表す漸化式を導出することが最終目標

$$\theta[n] = (X[n]^{\mathrm{T}} \Lambda[n] X[n])^{-1} Y[n]^{\mathrm{T}} \Lambda[n] X[n]$$



#### 両者の関係を数式化する

$$\theta[n-1] = (X[n-1]^{T} \Lambda[n-1] X[n-1])^{-1} Y[n-1]^{T} \Lambda[n-1] X[n-1]$$

# 漸化式の導出(1/3)

✓ θ[n]を変形する

$$\theta[n] = \frac{\left(X[n]^{\mathrm{T}}\Lambda[n]X[n]\right)^{-1}Y[n]^{\mathrm{T}}\Lambda[n]X[n]}{=p[n](スカラ)とおく}$$

$$p[n] = (X[n]^{T} \Lambda[n] X[n])^{-1}$$

$$= \left(\sum_{i=0}^{n} \lambda^{n-i} (x^{(i)})^{2}\right)^{-1}$$

$$= \left(\sum_{i=0}^{n-1} \lambda^{n-i} (x^{(i)})^{2} + \lambda^{0} (x^{(n)})^{2}\right)^{-1}$$

$$= \left(\lambda \sum_{i=0}^{n-1} \lambda^{(n-1)-i} (x^{(i)})^{2} + (x^{(n)})^{2}\right)^{-1}$$

$$= (\lambda (p[n-1])^{-1} + (x^{(n)})^{2})^{-1} = \frac{p[n-1]}{\lambda + p[n-1](x^{(n)})^{2}}$$

# 漸化式の導出(2/3)

#### ✓ つづき

$$\theta[n] = (X[n]^{T} \Lambda[n] X[n])^{-1} Y[n]^{T} \Lambda[n] X[n]$$
$$= q[n](スカラ) とおく$$

$$q[\mathbf{n}] = Y[\mathbf{n}]^{\mathrm{T}} \Lambda[\mathbf{n}] X[\mathbf{n}]$$
$$= \sum_{i=0}^{\mathbf{n}} y^{(i)} \lambda^{\mathbf{n}-i} x^{(i)}$$

$$= \sum_{i=0}^{n-1} y^{(i)} \lambda^{n-i} x^{(i)} + y^{(n)} \lambda^{0} x^{(n)}$$

$$= \lambda \sum_{i=0}^{n-1} y^{(i)} \lambda^{(n-1)-i} x^{(i)} + y^{(n)} x^{(n)}$$
$$= \lambda q[n-1] + y^{(n)} x^{(n)}$$

#### 要素の和に変形

t=nの要素を 外に出す

第1項目を n-1で表現

# 漸化式の導出(3/3)

✓ ついに漸化式が求まる!

θ[n]が導出可能に!

$$\theta[n] = (X[n]^{T} \Lambda[n] X[n])^{-1} Y[n]^{T} \Lambda[n] X[n]$$

$$= \underline{p[n]q[n]}$$

$$= \frac{p[n-1]}{\lambda + p[n-1](x^{(n)})^{2}} (\lambda q[n-1] + y^{(n)}x^{(n)}) \qquad \qquad$$
結果を代入
$$= \frac{\lambda p[n-1]q[n-1]}{\lambda + p[n-1](x^{(n)})^{2}} \qquad \qquad \qquad$$

$$= \frac{\lambda \theta[n-1] + p[n-1]y^{(n)}x^{(n)}}{\lambda + p[n-1](x^{(n)})^{2}} \qquad \qquad \qquad$$

$$= \frac{\lambda \theta[n-1] + p[n-1]y^{(n)}x^{(n)}}{\lambda + p[n-1](x^{(n)})^{2}} \qquad \qquad \qquad$$

$$= \theta[n-1] + \frac{p[n-1]x^{(n)}}{\lambda + p[n-1](x^{(n)})^{2}} (y^{(n)} - \theta[n-1]x^{(n)})$$

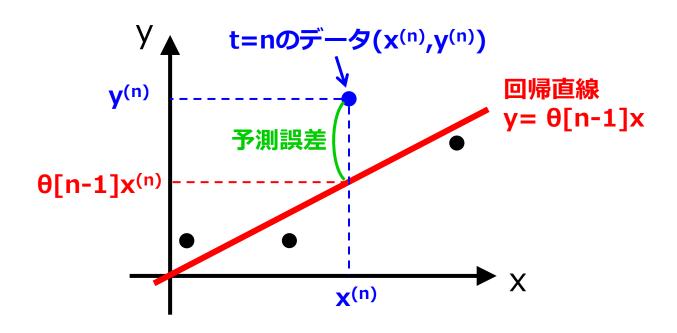
一つ前のパラメータθ[n-1]とt=nのデータだけで

ただし, p[n-1]も漸化式から計算しておく必要あり

14

### 導出した漸化式の解釈

✓ 完成した漸化式はフィードバック制御のように解釈可能

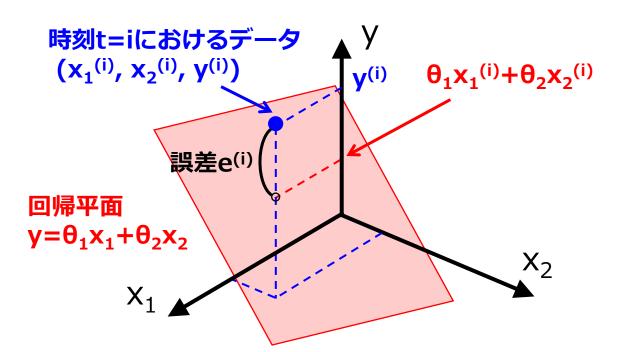


### 単回帰から重回帰への拡張

- $\checkmark$  複数パラメータ  $\theta_{1,}\theta_{2}$  を同時に同定する場合を考える
- ✓ 回帰誤差は下記の通り

#### 時刻t=iにおける回帰誤差e(i)

$$e^{(i)} = y^{(i)} - \theta_1 x_1^{(i)} - \theta_2 x_2^{(i)}$$



# まずは誤差関数の最小化

✓ パラメータ最適解 θ₁[n],θ₂[n] を求めると 単回帰の時と同じ解が得られる

$$\min_{\boldsymbol{\theta}} E[n] = \frac{1}{2} (\boldsymbol{Y}[n] - \boldsymbol{X}[n]\boldsymbol{\theta}[n])^{T}\boldsymbol{\Lambda}[n](\boldsymbol{Y}[n] - \boldsymbol{X}[n]\boldsymbol{\theta}[n])$$

$$\Rightarrow \frac{\partial}{\partial \boldsymbol{\theta}} E[n] = (-\boldsymbol{X}[n])^{T}\boldsymbol{\Lambda}[n](\boldsymbol{Y}[n] - \boldsymbol{X}[n]\boldsymbol{\theta}[n])$$

$$= -\boldsymbol{X}[n]^{T}\boldsymbol{\Lambda}[n]\boldsymbol{Y}[n] + \boldsymbol{X}[n]^{T}\boldsymbol{\Lambda}[n]\boldsymbol{X}[n]\boldsymbol{\theta}[n] = \mathbf{0}$$
展開

$$\Leftrightarrow \boldsymbol{\Theta}[n] = \left(\boldsymbol{X}[n]^{\mathrm{T}}\boldsymbol{\Lambda}[n]\boldsymbol{X}[n]\right)^{-1}\boldsymbol{X}[n]^{\mathrm{T}}\boldsymbol{\Lambda}[n]\boldsymbol{Y}[n]$$
 逆行列を左から かける(正則と係

かける(正則と仮定)

ただし, 時刻 t=n における各行列は次式のように定義

$$Y[n] = \begin{bmatrix} y^{(0)} \\ \vdots \\ y^{(n)} \end{bmatrix}$$
 (n×1),  $X[n] = \begin{bmatrix} x_1^{(0)} & x_2^{(0)} \\ \vdots & \vdots \\ x_1^{(n)} & x_2^{(n)} \end{bmatrix}$  (n×2)

$$\boldsymbol{\Theta}[n] = \begin{bmatrix} \theta_1[n] \\ \theta_2[n] \end{bmatrix}$$
 (2×1),  $\boldsymbol{\Lambda}[n] = \begin{bmatrix} \lambda^0 & \mathbf{0} \\ & \ddots & \\ \mathbf{0} & & \lambda^n \end{bmatrix}$  (n×n)

# 漸化式の導出(1/4)

✓ **Θ**[n]を変形する

$$\Theta[n] = \frac{(X[n]^{T}\Lambda[n]X[n])^{-1}X[n]^{T}\Lambda[n]Y[n]}{= P[n](2\times2)$$
とおく

$$P[n] = (X[n]^{T} \Lambda[n] X[n])^{-1}$$

$$= \left(\sum_{i=0}^{n} \lambda^{n-i} x^{(i)^{T}} x^{(i)}\right)^{-1} \left(x^{(i)} = [x_{1}^{(i)} \quad x_{2}^{(i)}]\right)$$
要素の和に変形
$$= \left(\lambda \sum_{i=0}^{n-1} \lambda^{(n-1)-i} x^{(i)^{T}} x^{(i)} + \lambda^{0} x^{(n)^{T}} x^{(n)}\right)^{-1}$$

$$= \left(\lambda (P[n-1])^{-1} + x^{(n)^{T}} x^{(n)}\right)^{-1}$$
第1項目を n-1で表現

# 漸化式の導出(2/4)

#### ✓ P[n]のつづき

#### 下記の公式を用いる(ひたすら要素計算すると証明できます)

$$(\mathbf{A}^{-1} + \mathbf{B}\mathbf{B}^{\mathrm{T}})^{-1} = \mathbf{A} - \frac{\mathbf{A}\mathbf{B}\mathbf{B}^{\mathrm{T}}\mathbf{A}}{1 + \mathbf{B}^{\mathrm{T}}\mathbf{A}\mathbf{B}}$$

A: M×Mの正定値行列

B: M×1行列

#### 公式に代入して

$$P[n] = \left(\lambda(P[n-1])^{-1} + x^{(n)^{\mathrm{T}}}x^{(n)}\right)^{-1}$$

$$= \frac{1}{\lambda}P[n-1] - \frac{\frac{1}{\lambda}P[n-1]x^{(n)^{\mathrm{T}}}x^{(n)}\frac{1}{\lambda}P[n-1]}{1+x^{(n)}\frac{1}{\lambda}P[n-1]x^{(n)^{\mathrm{T}}}}$$

$$= \frac{1}{\lambda}\left(P[n-1] - \frac{P[n-1]x^{(n)^{\mathrm{T}}}x^{(n)}P[n-1]}{\lambda+x^{(n)}P[n-1]x^{(n)^{\mathrm{T}}}}\right)$$

$$= \frac{P[n-1]}{\lambda+x^{(n)}P[n-1]x^{(n)^{\mathrm{T}}}}$$

$$- つにまとめる$$

#### 最後の変形では下記の関係を用いた(これもひたすら計算です)

$$P[n-1]x^{(n)}P[n-1]x^{(n)^{\mathrm{T}}} = P[n-1]x^{(n)^{\mathrm{T}}}x^{(n)}P[n-1]$$

# 漸化式の導出(3/4)

$$oldsymbol{\Theta[n]} = \left(X[n]^{\mathrm{T}} \Lambda[n] X[n]\right)^{-1} X[n]^{\mathrm{T}} \Lambda[n] Y[n] = Q[n] (2 imes 1 行列) とおく$$

#### 要素の和に変形

t=nの要素を

第1項目をn-1で表現

# 漸化式の導出(4/4)

✓ 単回帰と同じ形式の漸化式が導出できる

$$m{\Theta}[n] = (X[n]^{\mathrm{T}} \Lambda[n] X[n])^{-1} X[n]^{\mathrm{T}} \Lambda[n] Y[n]$$
 $= \underline{P[n] Q[n]}$ 
 $= \frac{P[n-1]}{\lambda + x^{(n)} P[n-1] x^{(n)^{\mathrm{T}}}} \left(\lambda Q[n-1] + x^{(n)^{\mathrm{T}}} y^{(n)}\right)$  結果を代入
 $= \frac{\lambda P[n-1] Q[n-1] + P[n-1] x^{(n)^{\mathrm{T}}} y^{(n)}}{\lambda + x^{(n)} P[n-1] x^{(n)^{\mathrm{T}}}}$  展開
 $= \frac{\lambda \Theta[n-1] + P[n-1] x^{(n)^{\mathrm{T}}} y^{(n)}}{\lambda + x^{(n)} P[n-1] x^{(n)^{\mathrm{T}}}}$   $\Theta[n-1]$ を作る

$$= \underline{\boldsymbol{\Theta}[n-1]} + \frac{\boldsymbol{P}[n-1]\boldsymbol{x}^{(n)}}{\lambda + \boldsymbol{x}^{(n)}\boldsymbol{P}[n-1]\boldsymbol{x}^{(n)}} \underline{(\boldsymbol{y}^{(n)} - \boldsymbol{x}^{(n)}\boldsymbol{\Theta}[n-1])}$$

**1つ前の** λで決まるゲイン 1つ前のパラメータ による予測誤差

### 逐次最小二乗法の活用例

✓ 電圧方程式からIPMSMのインダクタンス等のパラメータを オンラインで同定することが可能

#### 定常状態の電圧方程式(d軸)

$$\underline{v_d} = R_a i_d + -\omega L_q i_q = \underline{[R_a \quad L_q]} \begin{bmatrix} i_d \\ -\omega i_q \end{bmatrix}$$

$$\underline{\mathcal{N}} = \mathbf{X} - \mathbf{Z} \mathbf{O}$$

[1] Morimoto et al., "Mechanical Sensorless Drives of IPMSM With Online Parameter Identification," IEEE Trans. Ind. Appl., vol. 42, no. 5, pp. 1241-1248, 2006