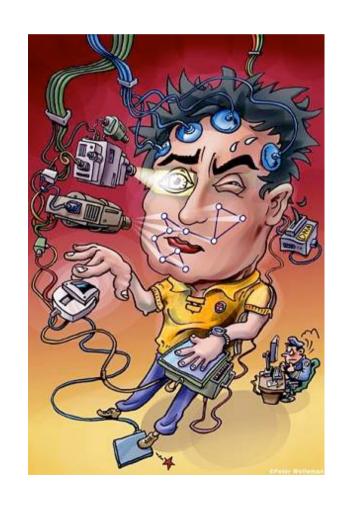
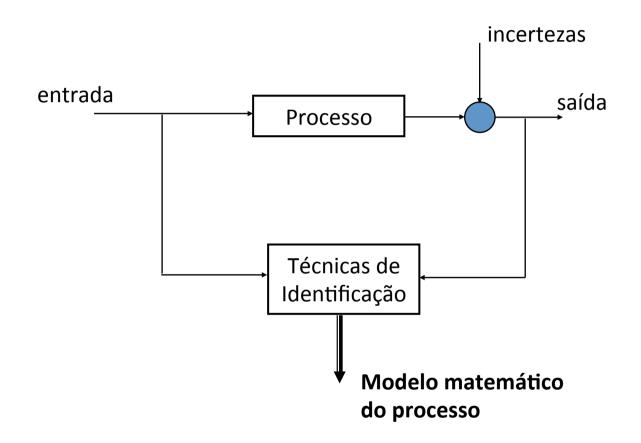
IDENTIFICAÇÃO DE SISTEMAS DINÂMICOS



"É a determinação, com base em entradas e saídas, de um sistema em uma classe de sistemas especificados, ao qual o sistema em teste é equivalente".



Para processos industriais, o modelo pode ser obtido a partir do tratamento das medidas coletadas através de uma realização experimental

Etapas

Planejamento Experimental

- o sinal de entrada deve excitar todos os modos do sistema
- um bom método de identificação deve ser insensível às características do sinal de entrada

Seleção da Estrutura do Modelo

- pode ser feita a modelagem usando leis físicas
- a modelagem pode ser do tipo <u>caixa preta</u>, quando não se tem nenhum conhecimento sobre o processo
- pode ser <u>caixa cinza</u>, quando se tem algum conhecimento

Estimação de Parâmetros

 baseada em: dados de entrada e saída do processo, uma classe de modelos e um critério

Validação

verificação da adequação do modelo escolhido

Procedimentos

Diferentes procedimentos para a geração do sinal de entrada, medição da saída e armazenamento dos dados:

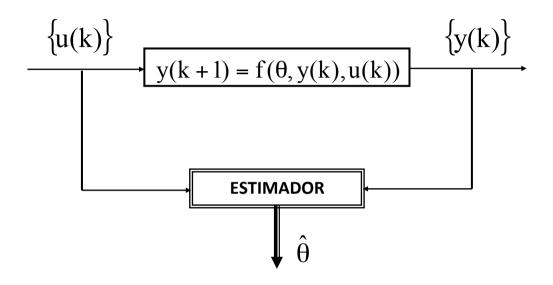
- Teste de resposta ao degrau
- Teste de resposta em frequência
- Off-line
- On-line

Procedimentos

Identificação off-line:

- Excita-se o processo e armazenam-se as medidas de entrada e saída para aplicação e avaliação a posteriori dos algoritmos não recursivos
- É necessário o conhecimento da estrutura do modelo, envolvendo ordem e atraso de transporte

Estimação de Parâmetros



Serão considerados modelos ARMAX:

$$|y(k) + a_1y(k-1) + a_2y(k-2) + ... + a_ny(k-n) = b_1u(k-1) + b_2u(k-2) + ... + b_mu(k-m) + e(k)|$$

Gauss e Legendre

- O método dos mínimos quadrados foi publicado pela primeira vez por Legendre em 1805 e por Gauss em 1809.
- Embora o trabalho de Legendre tenha sido publicado anteriormente, Gauss alega que ele tinha o método desde 1795.
- Os dois matemáticos aplicaram o método para determinar as órbitas dos corpos em volta do sol.

 Gauss passou a publicar ainda mais o desenvolvimento do método em 1821.

IDENTIFICAÇÃO OFF-LINE DE SISTEMAS

Os parâmetros desconhecidos de um modelo matemático devem ser escolhidos de tal forma que:

Somatório dos quadrados da diferenças entre os valores medidos e os valores verdadeiros, multiplicado por números que medem o grau de precisão, seja mínimo

Método dos Mínimos Quadrados

Supondo que foram feitas N medidas de entrada e saída:

$$\{u(0), u(1), \dots, u(N)\}$$

$${y(0), y(1),..., y(N)}$$

Definindo:

$$\theta = \begin{bmatrix} a_1 \\ a_2 \\ \vdots \\ a_n \\ b_1 \\ b_2 \\ \vdots \\ b_m \end{bmatrix} \quad Y = \begin{bmatrix} y(1) \\ y(2) \\ \vdots \\ y(N) \end{bmatrix} \quad e = \begin{bmatrix} e(1) \\ e(2) \\ \vdots \\ e(N) \end{bmatrix} \quad X = \begin{bmatrix} -y(0) & \dots & -y(1-n) & \vdots & u(0) & \dots & u(1-m) \\ -y(1) & \dots & -y(2-n) & \vdots & u(1) & \dots & u(2-m) \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ -y(N-1) & \dots & -y(N-n) & \vdots & u(N-1) & \dots & u(N-m) \end{bmatrix}$$

Tem-se:

$$Y = X\theta + e$$

Exemplo

$$y(k) + ay(k-1) = bu(k-1) + e(k)$$

$$\begin{bmatrix} y(1) \\ y(2) \\ \vdots \\ y(N) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} -y(0) & u(0) \\ -y(1) & u(1) \\ \vdots & \vdots \\ -y(N-1) & u(N-1) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} a \\ b \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e(1) \\ e(2) \\ \vdots \\ e(N) \end{bmatrix}$$

$$Y = X\theta + e$$

Método dos Mínimos Quadrados

- Problema a ser resolvido:
 - Dados Y e X, obter θ
- Solução: utilizar método dos mínimos quadrados. Escolher θ que minimize a função erro J:

$$J = \sum_{k=1}^{N} e^{2}(k) = e^{T}e$$

$$J = (Y - X\theta)^{T} (Y - X\theta)$$

Mínimo quando:

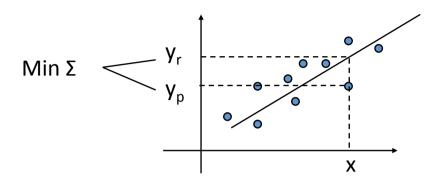
$$\left. \frac{\partial \mathbf{J}}{\partial \boldsymbol{\theta}} \right|_{\boldsymbol{\theta} = \hat{\boldsymbol{\theta}}} = 0$$

$$\frac{\partial}{\partial \theta} \left(\mathbf{Y}^{\mathsf{T}} \mathbf{Y} - \mathbf{Y}^{\mathsf{T}} \mathbf{X} \theta - \theta^{\mathsf{T}} \mathbf{X}^{\mathsf{T}} \mathbf{Y} + \theta^{\mathsf{T}} \mathbf{X}^{\mathsf{T}} \mathbf{X} \theta \right) = 0 \qquad \qquad \Longrightarrow \qquad -2 \mathbf{X}^{\mathsf{T}} \mathbf{Y} + 2 \mathbf{X}^{\mathsf{T}} \mathbf{X} \hat{\theta} = 0$$

$$\hat{\boldsymbol{\theta}} = (\mathbf{X}^{\mathrm{T}} \mathbf{X})^{-1} \mathbf{X}^{\mathrm{T}} \mathbf{Y}$$
 Equações normais

Método dos Mínimos Quadrados

$$\hat{\boldsymbol{\theta}} = \left(\mathbf{X}^{\mathrm{T}}\mathbf{X}\right)^{-1}\mathbf{X}^{\mathrm{T}}\mathbf{Y}$$



Observações:

- A solução existe se (X^TX)⁻¹, a chamada pseudoinversa, for não-singular
- A seqüência escolhida de entradas {u(k)} deve garantir a existência da não-singularidade
- Se não houver a presença de incertezas (ruídos) podemês achar em N=n+m passos
- A matriz X cresce a medida que N cresce

Exemplo

$$y(k) + 0.8y(k-1) = u(k-1)$$

Suponha y(0)=0 e que foi aplicada a seguinte entrada: u(0)=1 e u(1)=-1

Logo:
$$y(1) = -0.8y(0) + u(0) = 1$$

 $y(2) = -0.8y(1) + u(1) = -1.8$

$$Y = \begin{bmatrix} 1 \\ -1.8 \end{bmatrix} \qquad X = \begin{bmatrix} 0 & 1 \\ -1 & -1 \end{bmatrix} \qquad X^{T}X = \begin{bmatrix} 0 & -1 \\ 1 & -1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 0 & 1 \\ -1 & -1 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 1 \\ 1 & 2 \end{bmatrix}$$

$$\left(\mathbf{X}^{\mathrm{T}}\mathbf{X}\right)^{-1} = \begin{bmatrix} 2 & -1 \\ -1 & 1 \end{bmatrix}$$

$$\hat{\theta} = \begin{bmatrix} a \\ b \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 2 & -1 \\ -1 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 0 & -1 \\ 1 & -1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 \\ -1.8 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0.8 \\ 1.0 \end{bmatrix}$$

 Assumindo que e(k) é uma variável aleatória independente, gaussiana com média zero e variância σ², ou seja,

$$E\{e(k)\} = 0 \qquad E\{e(i)e(j)\} = \sigma^2 \delta_{ij}$$

1) Média

$$\hat{\theta} = \left(X^T X\right)^{-1} X^T \left(X\theta + e\right) = \left(X^T X\right)^{-1} \left(X^T X\right)\theta + \left(X^T X\right)^{-1} X^T e$$

$$\hat{\theta} = \theta + \left(X^T X\right)^{-1} X^T e$$

$$E\left\{\hat{\theta}\right\} = E\left\{\theta\right\} + E\left\{X^T X\right\}^{-1} X^T E\left\{e\right\}$$

$$E\left\{e\right\} = 0$$

Logo:
$$\left| E \left| \hat{\theta} \right| \right| = \epsilon$$

2) Covariância

$$\Psi = E \left\{ (\hat{\theta} - \theta)(\hat{\theta} - \theta)^T \right\}$$

$$\Psi = E \left\{ \left[(X^T X)^{-1} X^T e \left[(X^T X)^{-1} X^T e \right]^T \right] \right\}$$

$$\Psi = (X^T X)^{-1} X^T E \left\{ ee^T \right\} X (X^T X)^{-1}$$
Assim,
$$\Psi = (X^T X)^{-1} \sigma^2 I$$

Os elementos da diagonal de Ψ representam as variâncias de cada parâmetro que compõe o vetor de parâmetros θ

Para N observações:

$$\Psi = \frac{\sigma^2}{N} \left(\frac{X^T X}{N} \right)^{-1}$$

Calculando:

$$\lim_{N\to\infty} \Psi = \lim_{N\to\infty} \frac{\sigma^2}{N} \left(\frac{X^T X}{N} \right)^{-1}$$

Se o estimador for consistente:

$$\lim_{N\to\infty} \left(\frac{X^T X}{N}\right)^{-1} = \Gamma$$

em que Γ é uma matriz constante não-singular

$$\lim_{N\to\infty}\Psi=0$$

Conclusão:

Se
$$E\{\hat{\theta}\}=e_{\theta}$$
 $\lim_{N\to\infty}\Psi=0$

Então
$$\hat{\theta} \rightarrow \theta$$
 quando $N \rightarrow \infty$

O estimador é consistente

Seleção da Estrutura do Modelo

O critério é utilizado da seguinte maneira:

- inicia-se com a utilização de um modelo de baixa ordem, n=m=1, por exemplo;
- aumenta-se a ordem do modelo estimado e o critério é avaliado para cada incremento na ordem, utilizando um determinado conjunto de medidas;
- A escolha da estrutura adequada é baseada na menor taxa de variação do critério.

Exemplo

Considere um sistema estático em que se deseja obter o modelo mais adequado às seguintes medidas:

$$t = 1: u(1) = 0 \quad y(1) = 0$$

 $t = 2: u(2) = 1 \quad y(2) = 0.9$
 $t = 3: u(3) = 2 \quad y(3) = 2.1$

Considere inicialmente um modelo constante¹, isto é:

$$y(t) = \theta_0$$

Nesse caso tem-se:

$$U = \left[egin{array}{c} 1 \\ 1 \\ 1 \end{array}
ight]$$

 \mathbf{e}

$$\mathbf{y} = \left[\begin{array}{c} 0 \\ 0.9 \\ 2.1 \end{array} \right]$$

O estimador dos Mínimos Quadrados de θ_0 é dado por:

$$\hat{\theta}_0 = [U^T U]^{-1} U^T \mathbf{y}$$

$$\hat{\theta}_0 = 3^{-1}(0 + 0.9 + 2.1) = 1.0$$

que corresponde à média aritmética das medidas. O custo associado à obtenção desse modelo é dado por:

$$J = \tilde{y}^T \tilde{y} = 1 + 0.1^2 + 1.1^2 = 2.22$$

Vamos a seguir considerar um modelo linear e verificar se ele representa melhor os dados. Seja então:

$$y(t) = \theta_0 + \theta_1 u(t)$$

ou

$$y(t) = \left[egin{array}{cc} 1 & u(t) \end{array} \right] \left[egin{array}{c} heta_0 \ heta_1 \end{array} \right]$$

Nesse caso a matriz U é dada por:

$$U = \left[egin{array}{ccc} 1 & 0 \ 1 & 1 \ 1 & 2 \end{array}
ight]$$

O estimador $\hat{\boldsymbol{\theta}}$ é dado por:

$$\hat{m{ heta}} = \left[egin{array}{c} -0.05 \\ 1.05 \end{array}
ight]$$

O custo associado a esse modelo é J=0.015, que é significativamente menor que aquele associado ao modelo anterior, indicando que esse modelo representa melhor os dados fornecidos.

Considere agora um modelo (não linear) de segunda ordem, isso é:

$$y(t) = \theta_0 + \theta_1 u(t) + \theta_2 u^2(t)$$

que pode ser rescrito como:

$$y(t) = \left[egin{array}{ccc} 1 & u(t) & u^2(t) \end{array}
ight] \left[egin{array}{c} heta_0 \ heta_1 \ heta_2 \end{array}
ight]$$

$$U = \left[egin{array}{ccc} 1 & 0 & 0 \ 1 & 1 & 1 \ 1 & 2 & 4 \end{array}
ight]$$

Nesse caso $\hat{\boldsymbol{\theta}}$ é dado por:

$$\hat{oldsymbol{ heta}} = \left[egin{array}{c} 0 \\ 0.75 \\ 0.15 \end{array}
ight] \qquad J \,=\, 0.0$$

$$oldsymbol{\hat{ heta}} = \left[egin{array}{c} 0 \ 0.75 \ 0.15 \end{array}
ight]$$

O custo associado a esse modelo é J=0.0 que é o menor valor que pode ser obtido para esses dados. Essa condição ocorre quando o número de medidas é igual ao número de parâmetros a serem estimados e a matriz U é não singular. Na validação do modelo também deve-se incluir uma medida

