VỀ THUẬN TOÁN XÁC ĐỊNH CÁC THÔNG SỐ CỦA ĐỐI TƯỢNG ĐIỀU KHIỂN CÓ TRỄ THỜI GIAN

Phan Toàn

Trung Tâm Khoa Học Tự Nhiên
Và Công Nghệ Quốc Gia

(Bài nhận ngày 13 tháng 03 năm 2001, hoàn chỉnh sửa chữa ngày 25 tháng 06 năm 2001)

TÓM TẮT:

Trong bài này, các đề xuất về đánh giá thông số hệ thống động học được phát triển tiếp:

- *Phát triển [1], thuật toán lặp trong nhận dạng hệ thống đơn vào – đơn ra có xem xét trễ thời gian τ dựa theo đặc tính tần số.*
- *Đánh giá thông số hệ thống liên tục ARX từ các số liệu rời rạc.*

I. ĐẶT VẤN ĐỀ :

Việc xác định thông số hay còn gọi là nhận dạng hệ thống là một dạng bài toán mà lời giải của nó được hầu hết các nhà điều khiển học và kỹ thuật quan tâm và tìm kiếm, từ năm này qua năm khác vì một mặt nó là chìa khóa để điều khiển các đối tượng và hệ thống theo yêu cầu định trước, mặt khác vì tính đa dạng của các đối tượng trong tự nhiên và công nghiệp.

Một loạt các công trình khoa học [1, 2, 3, 5] đã đưa ra các lời giải có nhiều ý nghĩa học thuật và thực tiễn. Tuy nhiên, trong lớp các bài toán nhận dạng các đối tượng động học, phần lớn các nhà nghiên cứu đi từ việc dùng các mô hình gần đúng sau khi lược bỏ một số thành phần để đơn giản hóa quá trình xác định tham số trong điều kiện việc loại trừ đó không gây ảnh hưởng đáng kể đến kết quả điều khiển. Song, vì phần lớn các đối tượng động học do thuộc tính tự nhiên và các quá trình vật lý đều có chung một phản ứng thường gặp là TRỄ thời gian – Bởi vậy, việc tìm kiếm thuật toán nhận dạng lớp đối tượng này không thể bỏ qua việc quan tâm đến TRỄ.

Trong bài này, ta xét đối tượng điều khiển có trễ thời gian được mô tả bởi hàm truyền sau đây:

$$W(p) = \frac{\sum_{i=0}^{m} b_i p^i}{1 + \sum_{i=0}^{n} a_i p^i} \cdot e^{-\tau p} = \frac{Y(p)}{X(p)} \tag{1}$$

Trong đó: τ là trễ thời gian.

$p = \frac{d}{dt}$ - là toán tử.

$X(p)$ - Laplace của đầu vào $x(t)$.

$Y(p)$ - Laplace của đầu ra $y(t)$.

$$X(p) \longrightarrow \boxed{W(p)} \longrightarrow Y(p)$$

Hình .1

Quá trình nhận dạng sẽ được thực hiện như sau :

- Xác định đặc tính tần số biên độ pha bằng thực nghiệm [1].
- Xác định véc tơ tham số $\underline{P}$ theo cực thiểu hóa sai số có sử dụng thông số bé Chikhôpnôp.
- Đánh giá thông số mô hình trên cơ sở các số liệu gián đoạn.

II. Xác định véc tơ tham số mô hình đối tượng động cơ trễ τ :

Trong công trình [1], tác giả đã mô tả quá trình xác định tần số biên độ pha thông qua các bước thực nghiệm, khi quan tâm đến trễ τ của từng đối tượng, việc xác định véc tơ tham số của mô hình $\underline{P}$ được phát triển bằng việc xem xét sai số dạng :

$$e(k) = e(k, \hat{\underline{P}}) = W(jk\Omega) - \frac{\sum_{i=0}^{m} (jk\Omega)^i \hat{b}_i e^{-\hat{\tau}(jk\Omega)}}{1 + \sum_{i=1}^{n} (jk\Omega)^i \hat{a}_i} =$$

$$= \frac{W(jk\Omega) - \left[\sum_{i=0}^{m} (jk\Omega)^i \hat{b}_i e^{-\hat{\tau}(jk\Omega)} - W(jk\Omega) \sum_{i=1}^{n} (jk\Omega)^i \hat{a}_i \right]}{1 + \sum_{i=1}^{n} (jk\Omega)^i \hat{a}_i} \quad (2)$$

Sử dụng chuỗi Taylo ta có :

$$e^{-\hat{\tau} jk\Omega} = 1 + (-\hat{\tau} jk\Omega) + \frac{(-\hat{\tau} jk\Omega)^2}{2!} + \frac{(-\hat{\tau} jk\Omega)^3}{3!} + \ldots \quad (3)$$

Giả thiết là đại lượng trễ τ đủ nhỏ và cố định hay thay đổi theo thời gian khá chậm đủ để có thể giải bài toán xấp xỉ bằng sự hạn chế hai thành phần đầu tiên của vế phải (3).

$$e^{-\hat{T} jk\Omega} \approx 1 - \hat{\tau} jk\Omega$$

và do đó trễ $\hat{T}$ có thể dễ dàng xác định trước bằng thực nghiệm dựa theo quá trình quá độ. Ở đây ta ký hiệu:

$$\underline{P}^{\wedge}{}_s = [\, \hat{b}_0^s, \hat{b}_1^s, \ldots, \hat{b}_m^s \mid -\hat{a}_1^s, -\hat{a}_2^s, \ldots, -\hat{a}_n^s \,]^T =$$

$$= [\, \hat{p}_{0s}, \hat{p}_{1s}, \ldots, \hat{p}_{ms} \mid \hat{p}_{(m+1)s}, \ldots, \hat{p}_{(m+n+1)s} \,]^T$$

Để vẫn có được quan hệ tuyến tính giữa véc tơ tham số và sai lệch, các tham số dưới mẫu số sẽ được thay thế bằng đánh giá đã được xác định tại bước lặp thứ s – v, ở đây ta có thể chọn $v = 0, 1, 2, \ldots$ còn trong tử số là các tham số cần được tìm các đánh giá tại bước lặp s + 1 tiếp theo.

Véc tơ $\underline{P}$ sẽ được xem xét trên cơ sở quá khứ của nó.

Vậy, véc tơ p_{s+1} được xác định từ p_s với s = 0, 1, ... bằng cách cực tiểu hóa.

$$Q_\alpha = \sum_{k=1}^{M} \| e(k, \underline{P}^{\wedge}) \|^2 + \alpha \| \underline{P}^{\wedge}{}_{s+1} - \underline{P}^{\wedge}{}_0 \|^2 = \underline{e}^H(k, \underline{P}^{\wedge}) e(k, \underline{\hat{P}}) + \alpha \| \underline{P}^{\wedge}{}_{s+1} - \underline{P}^{\wedge}{}_0 \|^2 \quad (4)$$

$$e(k, \underline{P}^{\wedge}) = [\, e(1, \underline{P}^{\wedge}), \ldots\ldots, e(M, \underline{P}^{\wedge}) \,]^T$$

Với $M \geq m + n + 1$

$0 < \alpha \leq \frac{1}{M}$ - là thông số bé Chikhônop được chọn.

p_0 : thông tin tiên niệm của véc tơ p_s , trong trường hợp không biết có thể chọn bằng không.

Ta đưa vào ký hiệu :

$$A_s = \begin{bmatrix} 1 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \underline{\hat{a}}_1^{s-\nu} & \dots & 0 \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ 0 & 0 & \dots & \underline{\hat{a}}_M^{s-\nu} \end{bmatrix}$$

$$\underline{\hat{a}}^{s-\nu} = \frac{1}{1 + \sum_{i=1}^{n} (jk\Omega)^i \hat{a}_i^{s-\nu}}$$

$$s > \nu = 1, 2, 3, \dots$$

$$U = \left[\begin{array}{cccc|cccc} 1 & 0 & \dots & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 \\ 1 & j\Omega e^{-\hat{T}j\Omega} & \dots & (j\Omega)^m e^{-\hat{T}j\Omega} & j\Omega W(j\Omega) & \dots & \dots & (j\Omega)^m W(j\Omega) \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ 1 & jM\Omega e^{-\hat{T}jM\Omega} & \dots & (jM\Omega)^m e^{-\hat{T}jM\Omega} & jM\Omega W(jM\Omega) & \dots & \dots & (jM\Omega)^m W(jM\Omega) \end{array}\right]$$

$$W^T = [W(j\Omega), \dots\dots\dots, W(jM\Omega)]$$

Ta dễ dàng thu được kết quả như sau :

$$\underline{P}^{\hat{}}_{s+1} = [(A_sU)^H A_sU + \alpha I]^{-1} [(A_sU)^H A_sW + \alpha \underline{P}^{\hat{}}_0] \qquad (5)$$

Ở đây ta ký hiệu : I – là ma trận đơn vị (m + n + 1) x (m + n + 1). Thay vào (4) ta xét tiêu chuẩn đánh giá $\underline{P}^{\hat{}}$ (k) của véc tơ $\underline{\hat{P}}$ ở dạng đơn giản hơn (cho $\alpha = 0$) và tối thiểu hóa phiếm hàm.

$$Q(\underline{P}^{\hat{}}) = \lim_{M \to \infty} \frac{1}{M} \sum_{k=1}^{M} e^2(k, \underline{P}^{\hat{}}) \to \min_{\underline{P}^{\hat{}}} \qquad (6)$$

$$\underline{P}^{\hat{}} = [\hat{b}_0, \hat{b}_1, \dots, \hat{b}_m \mid -\hat{a}_1, -\hat{a}_2, \dots, -\hat{a}_n \mid \hat{T}]^T =$$

$$= [\hat{p}_0, \hat{p}_1, \dots, \hat{p}_m \mid -\hat{a}_1, -\hat{a}_2, \dots, -\hat{a}_n \mid \hat{T}]^T \qquad (7)$$

Từ điều kiện tối thiểu hóa phiếm hàm (6) ta viết ra thuật toán Gauss – Newton sau đây

$$\underline{P}^{\hat{}}_{s+1} = \underline{P}^{\hat{}}_{s} + \gamma_s \left[\hat{U}(k)\,\hat{U}^H(k)\right]^{-1} \left[\lim_{M\to\infty} \frac{1}{M} \sum_{k=1}^{M} \hat{U}(k)\, W(k)\right] \qquad (8)$$

Ở đây ta ký hiệu :

$$\hat{U}(k) = -\left(\frac{\partial\, e(k, \underline{P}^{\hat{}})}{\partial \underline{P}^{\hat{}}}\right)^T$$

$$(9)$$

$$W(k) = W(jk\Omega)$$

γ_s là bước lặp được chọn sao cho đảm bảo sự hộ tụ của thuận toán (8) và khi cho $s \to \infty$ giá trị đánh giá $\underline{P}^{\hat{}}_{s}$ phải tiến đến giá trị đánh giá chính xác tối ưu :

$$\lim_{s\to\infty} \underline{P}^{\hat{}}_{s} = P_{\text{tối ưu}}$$

Trong thực tế độ lệch e (k, $P^{\hat{}}$) giữa giá trị quan sát thực tế với đánh giá chính xác mong đợi là các đại lượng ngẫu nhiên cho nên giá trị tối ưu phải là lời giải của hệ phương trình

$$E\{W(k) - \hat{W}(k, P^{\hat{}})\} = 0,\ k = 1, 2, 3, \ldots, M \qquad (10)$$

hay là ở dạng tương đương :

$$Q(P^{\hat{}}) = E\{(W(k) - \hat{W}(k, \underline{P}^{\hat{}}))^2\} \to \min_{\underline{P}^{\hat{}}}$$

$$(11)$$

E { . } - kỳ vọng toán học

Lời giải tổ hợp tối ưu đa mục tiêu sẽ là :

$$Q(\underline{P}^{\hat{}}) = \sum_{k=1}^{M} \lambda(k)\ .\ E\{(e(k, \underline{P}^{\hat{}}))^2\} \to \min_{\underline{P}^{\hat{}}}$$

$$(12)$$

Ở đây :

$$W(k) - \hat{W}(k, \underline{P}^{\hat{}}) = e(k, \underline{P}^{\hat{}})$$

$$(13)$$

$$0 < \lambda(k) \qquad \sum_{k=1}^{M} \lambda(k) = 1$$

Các tác giả I.Z. Tsưpkin, Liung và Soderstrom là những người đi tiên phong trong lĩnh vực tìm các đánh giá thích nghi để tìm các lời giải tối ưu cho hệ phương trình (11) và (12), và một trong số các lời giải tối ưu có dạng sau :

$$\underline{\hat{P}}_s = \beta\, \underline{\hat{P}}_{s-1} + I\, \gamma_s\, \nabla_{\hat{P}}\, Q\,(\underline{\hat{P}} = \underline{\hat{P}}_{s-1}) \qquad (14)$$

Trong (14), I – là ma trận đơn vị

$$I = \begin{bmatrix} 1 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & 1 & \dots & 0 \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ 0 & \dots & \dots & 1 \end{bmatrix} \qquad \nabla_{\underline{\hat{P}}}\, Q(.) \quad \left.\frac{\partial Q(\underline{\hat{P}})}{\partial \underline{\hat{P}}}\right|_{\underline{\hat{P}} = \underline{\hat{P}}_{s-1}}$$

(15)

và γ_s là bước lặp được chọn sao cho [3, 4]

$$0 < \gamma_s \;; \qquad \lim_{s \to \infty} \gamma_s = 0$$

$$\lim_{N \to \infty} \sum_{s=1}^{N} \gamma_s = \infty \;; \quad \lim_{N \to \infty} \sum_{s=1}^{N} \gamma_s^2 < \infty \;; \qquad (16)$$

I.Z.Tsưpkin đã chứng minh được rằng nếu bước lặp γ_s, trong thuật toán thích nghi (14) được chọn sao cho thỏa mãn các điều kiện (16) thì ta có thể xác định chính xác đánh giá tối ưu $P_{\text{tối ưu}}$ cho $s \to \infty$ với các giá trị xác suất bằng 1.

$$P\left(\lim_{s \to \infty} \underline{\hat{P}}_s = \underline{\hat{P}}_{opt} \right) = 1$$

(17)

Trong [1], thuật toán sẽ dừng lại khi $\| \hat{P}_{s+1} - \hat{P}_s \|$ đủ nhỏ. Trong toán này, ta sử dụng giá trị tương đối và thuật toán sẽ dừng khi tổng giá trị tương đối của tất cả các thành phần của véc tơ p thỏa mãn :

$$\sum_{i=0}^{n+m+1} \frac{\| \hat{P}_{i(s+1)} - \hat{P}_{is} \|}{\| \hat{P}_{is} \|} < \varepsilon_1$$

hay là :

$$\sum_{i=0}^{m+n+1} \frac{\| \hat{P}_{i(s+1)} - \hat{P}_{is} \|}{\| \hat{P}_{is} \|} < \varepsilon_2$$

với ε_1, ε_2 là các số dương bé cho trước với thuật toán nêu trên, điều kiện dừng của thuật toán chặt chẽ, và không đòi hỏi ma trận nhận dạng $(A_sU)^H A_sU$ trong công thức tính p_s phải không suy biến (công thức (4)).

III. Đánh giá các thông số của mô hình dựa theo số liệu gián đoạn :

Tương tự như trong [5], ta xét quá trình liên tục ARX

$$(p^n + a_{n-1}p^{n-1} + \ldots + a_1p + a_0)\, y(t) = (b_mp^m + b_{m-1}p^{m-1} + \ldots + b_1p + b_0)\, x(t) + e(t) \qquad (18)$$

$m = n - 1$;

$e(t)$ - nhiễu Gausse

$E[\, e(t)\, e(s)\,] = \sigma^2\delta(t - s)$

Chia cả hai vế (18) cho đa thức ổn định (Gurvis) :

$$F(p) = p_n + f_{n-1}\, p^{n-1} + \ldots + f_0 \qquad (19)$$

Áp dụng các quy tắc xấp xỉ gần đúng [2] dẫn đến

$$P^kf(t) \approx D^kf(t)$$

Ta có thể đưa (18) và (19) về dạng

$$W_f(t) = \varphi_f^T(t)\,\theta + \varepsilon_f(t) \quad ;$$

$$W_f(t) = D^n\, y_f(t) \quad ;$$

$$\varepsilon_f(t) = \frac{e(t)}{F(p)} \quad ;$$

$$\varphi_f^T(t) = [\, D^{n-1}y_f(t) \ldots y_f(t) \;\Big|\; D^mx_f(t) \ldots x_f(t)\ ] =$$

$$= [\ \varphi_{f1} \ldots \varphi_{f(m+n+1)}\,] \quad ; \qquad (20)$$

$$y_f(t) = \frac{1}{F(p)}\, y(t) \quad ;$$

$$x_f(t) = \frac{1}{F(p)}\, x(t) \quad ;$$

$$\theta = [\, f_{n-1} - a_{n-1} \dots f_0 - a_0 \mid b_m \dots b_0 \,]^T =$$

$$= [\theta_0 \dots \theta_{n+m+1}]^T \; ; \tag{21}$$

$$\hat{W}_f(t) = \varphi_f^T(t)\,\hat{\theta} \quad ; \quad \hat{e}(t,\hat{\theta}) = W_f(t) - \hat{W}_f(t) \tag{22}$$

Xét tiêu chuẩn đánh giá tối ưu dạng :

$$V(\hat{\theta}) = E[\hat{e}^2(t,\hat{\theta})] \rightarrow \min_{\hat{\theta}} \tag{23}$$

Ta có lời giải

$$\hat{\theta} = [\, E\,[\varphi_f(t)\varphi_f^T(t)\,]\,]^{-1}\,[\,E\,[\varphi_f(t)\,W_f(t)]\,] \tag{24}$$

Xét tiêu chuẩn

$$V_\alpha(\hat{\theta}) = E[\hat{e}^2(t,\hat{\theta})] + \alpha\,||\hat{\theta}_0 - \theta_0||^2 \rightarrow \min_{\hat{\theta}}$$

(25)

$0 < \alpha$ - thông số bé Chikhônôp

Ta có lời giải :

$$\hat{\theta}_\alpha = [\, E\,[\varphi_f(t)\varphi_f^T(t) + \alpha I\,]\,]^{-1}\,[\,E\,[\varphi_f(t)\,W_f(t) + \alpha\theta_0]\,] \tag{26}$$

ta xét trường hợp ngẫu nhiên $\varepsilon_f(t)$ thỏa mãn điều kiện hạn chế sau đây để cho tất cả biến số t :

$$\varepsilon_f(t) \leq \delta \sup_{0 \leq \tau \leq t} ||\psi(\tau)|| \tag{27}$$

Ở đây $0 < \delta$ là số dương đủ nhỏ cố định

$$\psi(\tau) = \left[\, p^{n-1}\frac{y(t)}{F}, \dots, \frac{y(t)}{F} \;\middle|\; p^m\frac{x(t)}{F}, \dots, \frac{x(t)}{F} \,\right]^T$$

Để tìm đánh giá tối ưu của véc tơ thông số θ ta có thể sử dụng thuật toán chiếu sau đây :

$$\dot{\hat{\theta}} = \pi_\Omega \left\{ \gamma(t)\,\frac{\hat{e}(t,\hat{\theta})\varphi_f(t)}{1 + \varphi_f(t)\,\varphi_f^T(t)} \right\} \tag{28}$$

Trong (28) đại lượng $\gamma(t)$ – là hệ số lặp thích nghi được chọn sao cho thỏa mãn các điều kiện hội tụ Robbins – Munro.

$$0 < \gamma(t) , \quad \lim_{t\to\infty} \gamma(t) \to 0; \quad s \quad \hat{e}(t,\hat{\theta}) = W_f(t) - \varphi_f^T(t)\theta \tag{29}$$

$$\pi_\Omega(\hat{\theta}) := \left\{ \upsilon \in \Omega \;\middle|\; \|\upsilon - \hat{\theta}\| \inf_{z \in \Omega} \|\hat{\theta} - z\| \right\} \text{ - } \quad \text{toán tử chiếu.}$$

Do sự xấp xỉ tương đương $\varphi(t) \approx \psi(t)$ cho nên ta có thể sử dụng các thuật toán chiếu sau đây để tìm đánh giá tối ưu véc tơ thông số θ của quá trình liên tục ARX

$$\dot{\hat{\theta}} = \pi_\Omega \left\{ \gamma(t) \frac{\hat{e}(t,\hat{\theta})\varphi_f(t)}{1 + \psi(t)\psi^T(t)} \right\}, \tag{30}$$

$$\dot{\hat{\theta}} = \pi_\Omega \left\{ \gamma(t) \frac{\hat{e}(t,\hat{\theta})\varphi_f(t)}{1 + \varphi(t)\psi^T(t)} \right\}. \tag{31}$$

IV. KẾT LUẬN :

Một trong những lý do chủ yếu để việc thiết kế hệ thống điều khiển dựa trên đặc tính tần số. Biên – Pha được ứng dụng rộng rãi là tình khả thi thường xuyên của việc xác định các đặc tính tần số từ các số liệu thực nghiệm. Ngoài ra, kể cả trong trường hợp hệ thống có nhiễu và không hoàn toàn tuyến tính ta vẫn có thể đánh giá được các đáp tuyến tần số một cách tin cậy.

Mô hình xây dựng trên cơ sở đáp tuyến tần số như vậy có thể được sử dụng rất hiệu quả trong thiết kế hệ thống điều khiển. Từ các bước trình bày trong chương II, có thể phát triển thuật toán số để thực hiện bài toán nhận dạng hệ thống.

Trong chương III đã trình bày thuật toán nhận dạng hệ thống ARX trên cơ sở các số liệu gián đoạn, vẫn sử dụng tiêu chuẩn bình phương tối thiểu có thành phần thông số bé theo Cikhônôp, thuật toán cho phép xác định véc tơ θ càng chính xác nếu trong thuật toán lặp ta dùng số lượng số liệu càng lớn và chu kỳ lấy mẫu càng bé. Phương pháp đã trình bày chính là thuật toán dựa trên việc rời rạc hóa tín hiệu từ hệ thống và tính toán theo phương pháp lặp, cả hai đều rất ưu việt khi sử dụng máy tính trong hệ thống.

Tác giả xin chân thành cảm ơn những gợi ý khoa học quý báu và sự khuyến khích của GS. TS Nguyễn Thúc Loan, cảm ơn sự hỗ trợ của các đồng nghiệp trong quá trình hoàn thiện công trình này.

PROCEDURE FOR ESTIMATION OF PARAMETERS OF DELAYED DYNAMIC SYSTEM

Phan Toàn

ABSTRACT:

In this paper, the proposals for estimation of parameters of the dynamic systems have been developed :

- *Developing [1], the Recursive procedures for indentifying of SISO system with considering the delay τ based on the frequency characteristic.*
- *Estimation of parameters of the continuous time ARX Model from discrete – time data.*

TÀI LIỆU THAM KHẢO

[1] "Một thuật toán lặp để nhận dạng đối tượng điều khiển"
Nguyễn Doãn Phước – Phan Xuân Minh
Hội nghị tự động hóa toàn quốc – Hà Nội 1998.

[2] "Identifikation dynamischer Systeme Mit Hilfe Der Spektralanalyse and MKQ – Orientierter Scholzverfahren, dissertation 1991"
Nguyen Doan Phuoc.

[3] "Some Pathological Traps for Stochastic Approximaion"
O – braudiere
Siam J. Control. Optim Vol 36, Nº 4 – 7/1998.

[4] Neural Networks A Comprehensive foundation
Simon Haykin PH – 1994.

[5] "Least Squares Parameter Estimation Of Continuous Time ARX Models From Discrete Data"
T. Soderstrom – H. Fan – B – Carlsson
IEEE Transactions On Automatic Control Vol 42.