

# VỀ MỘT PHƯƠNG PHÁP XÁC ĐỊNH ĐỘ TIN CẬY CỦA CÁC CƠ HỆ TRONG ĐIỀU KIỆN KHÔNG ĐẦY DỦ

NGUYỄN VĂN PHÓ

## §1. MỞ ĐẦU

Bài này chúng tôi nhằm giải quyết vấn đề xác định độ tin cậy của các cơ hệ, không đòi hỏi nhiều thông tin như các phương pháp hiện có [1]. Phương pháp nêu trong bài này có thể áp dụng cho hệ bất kỳ như hệ sinh thái, hệ kỹ thuật, hệ quản lý, v.v...

Trong bài này chúng tôi mở rộng các kết quả trong [3], đưa ra một cách biểu diễn mới về độ tin cậy. Từ đó phát triển bài toán tìm độ tin cậy dưới dạng bài toán quy hoạch ngẫu nhiên. Với những giả thiết nhất định, chúng tôi chuyên bài toán cực trị ngẫu nhiên về bài toán tiền định.

Cũng trong bài này, chúng tôi nêu một thuật toán để giải bài toán cực trị ngẫu nhiên, cho phép tìm độ tin cậy một cách thuận lợi.

Điều đáng chú ý là so với giải bài toán của chúng tôi chỉ cần chứng tỏ bài toán tồn tại phương án là đủ để chuyển qua bước sau, không cần tìm phương án tối ưu từng bước.

Thông tin cần thiết để tính  $P(t)$  chỉ là thông tin về tác động ngoài  $q(t)$ , không đòi hỏi các giả thiết về sự vuông ngay [1].

## §2. ĐỊNH NGHĨA ĐỘ TIN CẬY

Theo [1] độ tin cậy là xác suất đồng thời

$$P(t) = P \left| \begin{array}{l} \vec{L}u = \vec{q} \\ \vec{M}u = \vec{v} \\ f(\vec{v}) \in \Omega_0 \\ \tau \in [0, t] \\ \vec{r} \in V^* \end{array} \right. \quad (2.1)$$

Tương tự [3] ta thay các hệ thức trong (2.1) bởi các hệ thức xác suất :

$$\vec{L}u = \vec{q} \rightarrow P(\vec{L}u = \vec{q}) = 1 \quad (2.2)$$

$$\vec{M}u = \vec{v} \rightarrow P(\vec{M}u = \vec{v}) = 1 \quad (2.3)$$

$$\vec{f}(\vec{v}) \in \Omega_0 \rightarrow P\{\vec{f}(\vec{v}) \in \Omega_0, \tau \in [0, t], \vec{r} \in V^*\}$$

Các điều kiện (2.1) – (2.4) dễ dàng biểu diễn dưới dạng

$$P\{\vec{y}(\vec{u}, \vec{v}, t) \leq C_j, \forall t \in [0, 1], \vec{v} \in V^*\} \geq P_j \quad (2.5)$$

$\forall P_j \in [0, 1]$  là hằng số chưa xác định

Ta đi đến định nghĩa:

Độ tin cậy  $P(t)$  của hệ thống là xác suất

$$P(t) = \max_{\left\{ \begin{array}{l} \vec{u}, \vec{v} \in X \\ t \in [0, 1] \\ \vec{v} \in V^* \end{array} \right\}} \min P_j \quad (2.6)$$

Ý nghĩa của biểu diễn (2.6) là trên tập  $X$ , tập xác định bởi các biến thức trong (2.1), tìm  $\vec{u}, \vec{v}$  sao cho  $P_j$  min đạt cực đại.

Dễ dàng thấy rằng  $P(t)$  xác định theo (2.6) tương đương với  $P(t)$  trong [1].

Để thuận lợi cho việc xây dựng thuật toán tìm  $P(t)$  ta chọn  $P_j = P_j^*$ ,  $\forall j \in [1, n]$ . Chọn như vậy không ảnh hưởng đến giá trị của  $P(t)$ . Vì nếu tồn tại  $P_j^*$  nào đó, mà  $P_j^* > P_0$ , nghĩa là tồn tại một điều kiện chặt hơn, mà ta thay đổi  $P_0$  thì không làm cho  $P(t)$  giảm, vì  $P(t) = \min P_j$ . Một khía cạnh khi thay  $P_j^*$  bởi  $P_0$  tức là ta đã giảm nhẹ điều kiện, việc đó có khả năng nâng cao  $P(t)$ .

Trường hợp, mức độ quan trọng của các điều kiện khác nhau, nói cách khác mức độ quan trọng của độ an toàn theo các miền con trong không gian chất lượng là khác nhau, ta dùng trọng số  $\alpha_j$ ,  $\alpha_j$  được xác định trước.

Ta đặt  $P_j = \alpha_j P_0 \in [0, 1]$

Các  $\alpha_j$  được chọn sao cho với các điều kiện có mức độ quan trọng hay nguy hiểm hơn thì được ứng với  $\alpha_j$  lớn hơn và ngược lại

$$\text{Từ } \alpha_j P_0 \in [0, 1] \Rightarrow P_j^{(j)} \in [0, 1/\alpha_j]$$

$$\Rightarrow P_0 \in [0, 1/\alpha_{j\max}]$$

Nếu có những  $P_j$  cho trước thì được giữ nguyên trong bài toán, không cần mang trọng số.

### §3. SƠ ĐỒ TÌNH ĐỘ TIN CẬY

Tính  $P(t)$  theo (2.6) thực chất tìm  $P_0$  cực đại và thỏa mãn các điều kiện trong (2.1). Vì vậy, để giải bài toán ta thực hiện một quá trình lặp, nhằm nâng cao  $P_0$ .

Cho trước  $P_0 \in [0, 1]$ , hãy xét xem với  $P_0$  đã chọn có thỏa mãn các điều kiện (2.5) hay không? Muốn vậy ta giải bài toán.

$$(I) \quad \left\{ \begin{array}{l} P\{\vec{y} \leq C_k\} \rightarrow \max \\ \text{Với các điều kiện } \left\{ \begin{array}{l} P\{\vec{y}_i \leq C_i\} \geq P_0, i = 1, n \\ \forall \vec{v} \in V^*, \forall t \in [0, 1] \end{array} \right. \end{array} \right.$$

Nếu bài toán (I) có nghiệm (có phương án) thì chắc chắn bé hơn hoặc bằng  $P(t)$  và ngược lại. Vì vậy, ta chọn  $P_0$  trên một tập rời rạc.

$$P_0 = \{P_0^{(1)} \leq P_0^{(2)} \leq \dots \leq P_0^{(m)}\}$$

Với  $P_0 = P_0^{(i)}$  bài toán (I) tồn tại phương án thì ta chuyển sang chọn  $P_0 = P_0^{(i+1)}$ . Quá trình tiếp tục tương tự cho đến khi bài toán (I) không tồn tại phương án thì quá trình lặp dừng lại.

Giá trị  $P(t)$  chính là  $P_0$  cực đại mà bài toán (I) tồn tại phương án ( $t$  được coi là tham số).

Hiện nhiên,  $P_0$  phụ thuộc  $t$ , vì  $\forall i$  phụ thuộc  $\tau$  mà  $\tau \in [0, t]$ .

Rõ ràng trong mỗi phép lặp ta chỉ cần tìm phương án xuất phát (không giả tạo) của bài toán (I) là ta chuyển sang bước lặp sau. Đó là điều vô cùng thuận lợi để giải bài toán cực trị trên máy tính điện tử.

#### §4. CHUYỂN BÀI TOÁN NGẪU NHIÊN VỀ BÀI TOÁN TIỀN ĐỊNH TƯƠNG ĐƯƠNG

Xét bài toán ngẫu nhiên (I).

Trường hợp  $\varphi_1(y, \vec{\theta}, 0) \leq C_j$

Có thể biểu diễn dưới dạng

$$g_j(\vec{y}, t) \leq k_j(\vec{\theta}); j = \overline{1, r} \quad (4.1)$$

Nhiều bài toán cơ học có thể biểu diễn dưới dạng (4.1) hoặc tương tự.

Tương tự [2] ta gọi  $H_j(z)$  là hàm phân bố xác suất của  $K_j(\vec{\theta})$ , theo định nghĩa ta có :

$$H_j(z) = P\{K_j(\vec{\theta}) \leq z\}$$

hay :

$$1 - H_j(z) = P\{K_j(\vec{\theta}) \geq z\}$$

$$\Rightarrow 1 - H_j(g_j) = P\{K_j(\vec{\theta}) \geq g_j(\vec{y}, \tau)\} \geq P_0$$

Vậy bài toán (I) trở thành

$$(II) \begin{cases} 1 - H_k\{g_k(\vec{y}, \tau)\} \rightarrow \max \\ \text{với điều kiện } \begin{cases} \frac{1}{r} - H_j(g_j) \geq P_0 \\ \tau \in [0, t], \vec{r} \in Y^* \end{cases} \end{cases}$$

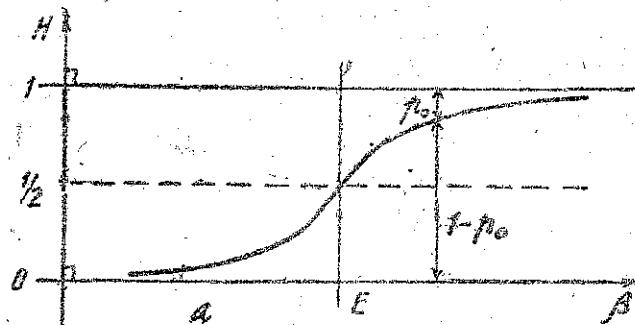
Vì  $H_j$  là hàm không giảm, nên ta có bài toán tiền định tương đương

$$(III) \begin{cases} g_k(\vec{y}, \tau) \rightarrow \min \\ \text{Với điều kiện } \begin{cases} g_j(\vec{y}, \tau) \leq \beta_j^{max}; j = \overline{1, n} \\ \tau \in [0, t], \vec{r} \in Y^* \\ \tau \text{ là tham số} \end{cases} \end{cases}$$

Trong đó  $\beta_j^{\max}$  là số lớn nhất thỏa mãn  $i = P_0 \geq H_j(\beta_j)$   
Vì  $H_j$  là hàm không giảm, để xác định  $\beta_j^{\max}$  thỏa mãn ta đi đến giải phương trình

$$i - P_0 = H_j(\beta_j)$$

Phương trình này có thể giải bằng đồ thị (hình vẽ 1)



Hình 1

Với một giá trị  $P_0$ , ta xác định được  $\beta_j^{\max} = \max_{\{j\}} \beta_j$  tương ứng, theo giá trị đó kiểm tra lại xem bài toán (III) có tồn tại phương án không? Nếu có, ta tiếp tục tăng  $P_0$  và làm tương tự cho đến khi (III) không tồn tại phương án. Giá trị  $P_0^{(1)}$  cuối cùng còn tồn tại phương án là giá trị phải tìm.

Chú ý: Nếu bài toán (I) chưa những điều kiện tiền định thì ta bổ sung điều kiện đó vào bài toán (III).

## §5. THÍ ĐỰ

Xét thanh lõng trụ, chịu tác dụng lực dọc tựa tĩnh  $Q(t)$  chiều dài của thanh là  $L$  và đặc trưng  $E, J$ . Hãy xác định độ tin cậy của thanh khi coi các giới hạn bền, kéo, nén  $R$  và  $\pi^2 EJ/L^2$  là những đại lượng ngẫu nhiên đã biết.

Dộ tin cậy là:

$$P(t) = P \left\{ -\frac{\pi^2 EJ}{4L^2} \leq N(\tau) \leq R, \tau \in [0, t] \right\}$$

$$P(t) = P \left\{ \begin{array}{l} N(\tau) \leq R \\ -N(\tau) \leq \frac{\pi^2 EJ}{4L^2} \\ \tau \in [0, t] \end{array} \right\}$$

Trong đó

$$N(t) \in Q(t)$$

Đặt

$$\varphi_1 = N, \varphi_2 = -N$$

Để tìm  $P(t)$  ta giải bài toán quy hoạch ngẫu nhiên

$$\left\{ \begin{array}{l} P\{N \leq R\} \geq P_0 \\ \text{Với các điều kiện } \{P\{N \leq R\} \geq P_0 \\ \quad \{P\{-N \leq \pi^2 EJ/4L^2\} \geq P_0, \tau \in [0, t]\} \end{array} \right.$$

Chọn  $g_1 = N$ ,  $K_1 = R$ ,  $g_2 = -N$ ,  $K_2 = \pi^2 EJ/4L^2$

Âm của bài toán là  $N$ ,  $\tau$  là tham số.

Giả sử hàm phân phối xác suất của  $R$  và  $H_1$  và của  $\pi^2 EJ/4L^2$  là  $H_2$ .

Ta chuyển sang bài toán

$$\left\{ \begin{array}{l} 1 - H_1 \rightarrow \max \\ \text{với điều kiện } \begin{cases} 1 - H_1 \geq P_o \\ 1 - H_2 \geq P_o \end{cases} \end{array} \right.$$

$$\text{Hay } \left\{ \begin{array}{l} g_1 \rightarrow \min \\ \text{với các điều kiện } \begin{cases} g_1 \leq \beta_1^{\max} \\ g_2 \leq \beta_2^{\max} \end{cases} \end{array} \right.$$

Trong đó,  $\beta_1^{\max}$  và  $\beta_2^{\max}$  được xác định từ các phương trình

$$1 - P_o = H_1(\beta_1);$$

$$1 - P_o = H_2(\beta_2).$$

Cuối cùng đi đến bài toán tiền định

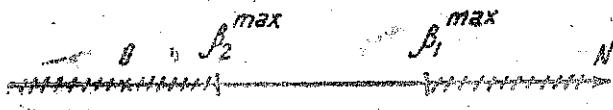
$$(*) \left\{ \begin{array}{l} N \rightarrow \min \\ \text{với điều kiện } \begin{cases} N \leq \beta_1^{\max} \\ -N \leq \beta_2^{\max} \end{cases} \end{array} \right.$$

Ở đây ta coi  $\tau$  là tham số, nên khi cho nhận một tập giá trị rời rạc  $\tau = \{\tau_i\}$  thì số điều kiện bài toán tăng lên. Trường hợp riêng thì chỉ cần xét các giá trị đặc biệt của  $\tau$ .

Ta xét một số trường hợp của  $Q(t)$ .

1. Trường hợp  $Q = N$  là hằng số

Bài toán (\*) có thể giải dễ dàng bằng đồ thị (hình 2)



Hình 2

Giả sử  $\beta_1^{\max} > \beta_2^{\max}$

với  $P_o^{(1)}$  tương ứng tập giá trị  $N$ :  $[-\beta_2^{\max}, \beta_1^{\max}]$

Chỗ nào tập  $[-\beta_2^{\max}, \beta_1^{\max}]$  không trống (nghĩa là tồn tại phương án) thì ta tiếp tục tăng  $P_o$ . Vì  $N \leq N_o$  nên  $P_o$  tăng thì  $\beta_1^{\max}$  giảm và giảm đến mức  $N = \beta_1^{\max}$  thì dừng lại, lúc đó  $P(t) = P_o$  tương ứng.

2. Trường hợp  $N(t) = F(t)$  tiền định thì ta chọn

$$N_o = \max f(t)$$

3. Trường hợp  $N(t) = a(t) + \Delta N(\theta, t)$  trong đó  $a$  là kỳ vọng toán còn,  $\Delta N(\theta, t)$  là độ lệch hay quá trình ngẫu nhiên đã biết các đặc trưng. Nói chung  $a = a(t)$ .

Khi đó

$$P(t) = P \left\{ -\frac{\pi^2 EJ}{4L^2} - \Delta N(\theta, t) \leq a(t) \leq R - \Delta N(\theta, t), \quad t \in [0, t] \right\}$$

Giả sử với t xác định, ta biết được hằng phần phôi xác suất của

$$\left( -\frac{\pi^2 EJ}{4L^3} + \Delta N \right) \text{ và } (R - \Delta N)$$

thì tương tự như trên, ta có thể giải bài toán một cách dễ dàng.

Trong thí dụ đơn giản trên, ta đã không quan tâm đến điều kiện  $L_0 = q$  (vì đã cho  $N = Q$ ). Trường hợp cần đưa  $L_0 = q$  vào bài toán, thi về mặt phương pháp không có khó khăn. Song để đơn giản việc tính toán, ta đưa  $L_0 = q$  về hệ thức tiền định tương tự trong [1].

## KẾT LUẬN

Với cách biểu diễn độ tin cậy  $P(t)$  theo (2.6) đã cho phép ta phát biểu bài toán xác định độ tin cậy dưới dạng bài toán quy hoạch ngẫu nhiên (I). Thuật toán giả nếu § 3 là tổng quát và vô cùng thuận lợi trong tính toán và chỉ cần đổi hồi thông tin về tái trọng ngoài.

Địa chỉ  
Viện KHKT XDCB – UBXDCB NNN

Nhận ngày 25/5/1987

## TÀI LIỆU THAM KHẢO

1. БОЛОТИН В. В. Методы теории вероятностей и теории надежности в расчётах сооружений. Стройиздат Москва, 1982.
2. ЕРМОЛЬЕВ Ю. М. Методы стохастического программирования. Наука. Москва, 1973
3. NGUYỄN VĂN PHÓ. Về một mô hình toán học của lý thuyết độ tin cậy. Tạp chí Cơ học số 2, 1985.

## SUMMARY

### ON A METHOD FOR SOLVING THE RELIABILITY PROBLEM OF THE MECHANICAL SYSTEM

In this paper the problem of reliability is formulated in stochastic programming forms and corresponding algorithms are given.

In some ordinary conditions of mechanical system, stochastic programming problems can change by that ones of the deterministic mathematical programming.