

ĐỘ TIN CÂY CUNG CẤP ĐIỆN

Ngoài những định nghĩa và những khái niệm cơ bản về lý thuyết độ tin cậy mang tính áp dụng chung đối với các hệ có bản chất vật lý khác nhau, trong phần này đã trình bày một số phương pháp đánh giá độ tin cậy của hệ cung cấp điện có cấu trúc khác nhau.

Những biện pháp nâng cao độ tin cậy được nghiên cứu theo quan điểm tối ưu về dư thừa và sách lược vận hành.

Những khái niệm về quá trình ngẫu nhiên Markov được sử dụng để mô hình hóa trong việc đánh giá và điều khiển các đặc tính của hệ theo khía cạnh tin cậy.

Mối quan hệ giữa các mặt hành vi tin cậy và chất lượng điện năng bước đầu được mô tả nhờ quan điểm lý thuyết thông tin và định nghĩa về hàm chất lượng điện năng khi đảm bảo cung cấp điện.

CHƯƠNG 9

NHỮNG ĐỊNH NGHĨA VÀ KHÁI NIỆM CƠ BẢN VỀ ĐỘ TIN CẬY

9.1. MỞ ĐẦU

Độ tin cậy đã trở thành chỉ tiêu then chốt trong sự phát triển kỹ thuật, đặc biệt trong những năm gần đây khi xuất hiện những hệ có cấu trúc phức tạp nhằm hoàn thành những chức năng quan trọng trong các lĩnh vực công nghiệp khác nhau.

Độ tin cậy của phần tử hoặc của hệ thường được đánh giá một cách định lượng dựa trên hai yếu tố cơ bản: tính làm việc an toàn và tính sửa chữa được.

Ở đây phần tử được hiểu rộng rãi, có thể là một linh kiện, một thiết bị v.v., mà độ tin cậy đã cho trước hoặc xác định dựa trên những số liệu thống kê. Hệ là tập hợp các phần tử mà thường đã biết mối liên hệ (cấu trúc) giữa chúng. Độ tin cậy của hệ được xác định theo độ tin cậy của các phần tử.

Tính làm việc an toàn của phần tử thể hiện khả năng hoàn thành chức năng quy định trong điều kiện bình thường. Khi nghiên cứu tính chất này thường quan tâm đến các đặc trưng số như cường độ sự cố, xác suất để hệ làm việc trong khoảng thời gian quy định....

Tính sửa chữa được của phần tử thể hiện bởi khả năng ngăn ngừa, phát hiện và loại trừ sự cố nhờ sách lược tu sửa định kỳ, hoặc sửa chữa phục hồi khi xảy ra sự cố. Khi nghiên cứu tính chất này thường quan tâm đến các đặc trưng số như: thời gian trung bình sửa chữa sự cố, xác suất để sửa chữa xong sự cố trong khoảng thời gian quy định...

Độ tin cậy bao gồm hàng loạt các vấn đề về lý thuyết và thực tế nhằm nghiên cứu nguyên nhân và quy luật của sự cố, những phương pháp tính toán và biện pháp nâng cao độ tin cậy. Những vấn đề này liên quan đến các khía cạnh về cấu trúc hệ, công nghệ chế tạo và sách lược quản lý hệ. Ngoài ra khi lựa chọn độ tin cậy của hệ phải quan tâm đến hành vi kinh tế để đạt được lợi giải tối ưu tổng thể.

Sự cố xảy ra đối với hệ là một sự kiện ngẫu nhiên, cũng như khoảng thời gian hệ làm việc, khoảng thời gian cần thiết để sửa chữa sự cố v.v. đều là những đại lượng ngẫu nhiên. Vì vậy mô hình toán học nhằm đánh giá định lượng độ tin cậy dựa trên nền tảng của lý thuyết xác suất.

Lý thuyết độ tin cậy thuộc ngành khoa học trẻ, với những bước đi đầu tiên vào những năm 50 của thế kỷ này và hiện nay phát triển theo những hướng chủ yếu sau đây:

1. Nghiên cứu cơ sở toán học về độ tin cậy, nhằm đưa ra quy luật và những tính toán định lượng về độ tin cậy. Đây là hướng xuất phát để tạo nên khoa học về độ tin cậy.

2. Nghiên cứu thống kê về độ tin cậy, nhằm thu thập xử lý số liệu và đưa ra những đặc trưng thống kê về những chỉ tiêu độ tin cậy. Dựa trên tính chất đám đông của số liệu thống kê, nhằm đưa ra những yếu tố ảnh hưởng đến những chỉ tiêu cơ bản về độ tin cậy.

3. Nghiên cứu bản chất vật lý về độ tin cậy, nhằm khảo sát nguyên nhân của sự cố, hiện tượng già cỗi, điều kiện môi trường, độ bền vật liệu v.v. ảnh hưởng đến độ tin cậy trong các quá trình vật lý và hóa học khác nhau.

4. Ngoài ba hướng chủ yếu trên đây, ở mỗi ngành kỹ thuật đều xây dựng những cơ sở về ứng dụng lý thuyết độ tin cậy, trong đó sử dụng những phương pháp hiệu lực để tính toán cùng những biện pháp hợp lý nhằm nâng cao độ tin cậy của các hệ kỹ thuật.

Nghiên cứu độ tin cậy cung cấp điện chính là một lĩnh vực ứng dụng nêu trên.

Độ tin cậy cung cấp điện là một chỉ tiêu chất lượng quan trọng của hệ thống điện. Mô tả, đánh giá và điều khiển mặt hành vi đó là một trong những nhiệm vụ chủ yếu khi thiết kế và điều khiển hệ thống điện.

Để chuẩn bị cho những chương sau, dưới đây trình bày những định nghĩa và khái niệm cơ bản về độ tin cậy.

9-2. ĐỊNH NGHĨA ĐỘ TIN CẬY

Việc sử dụng khái niệm độ tin cậy trong tính toán kỹ thuật chỉ có ích lợi khi nó được đánh giá một cách định lượng theo định nghĩa sau:

Độ tin cậy $P(t)$ của phần tử (hoặc của hệ) là xác suất để trong suốt khoảng thời gian khảo sát t , phần tử đó vận hành an toàn.

$P(t)$ được định nghĩa nhờ biểu thức sau:

$$P(t) = P\{\tau > t\} \quad (9-1)$$

trong đó τ là thời gian liên tục vận hành an toàn của phần tử. Biểu thức (9-1) chỉ rằng phần tử muốn vận hành an toàn trong khoảng t thì giá trị của t phải không lớn hơn giá trị quy định τ .

Giá trị của τ được xác định thống kê theo đám đông các phần tử hoặc theo chiều dài thời gian vận hành, đó là khoảng thời gian từ khi bắt đầu vận hành đến thời điểm xảy ra sự cố. Vì sự cố không xuất hiện một cách tất định nên τ là một đại lượng ngẫu nhiên.

Biểu thức (9-1) cũng nói rằng phần tử chỉ vận hành an toàn với một xác suất nào đó ($0 \leq P \leq 1$) trong suốt khoảng thời gian t . Khi bắt đầu vận hành, nghĩa là ở thời điểm $t=0$, phần tử bao giờ cũng làm việc tốt, vì vậy viết được: $P(0) = 1$. Ngược lại thời gian càng kéo dài, khả năng vận hành an toàn của phần tử càng giảm đi và khi $t \rightarrow \infty$, theo quy luật phát triển của vật chất trong tác động tàn phá của thời gian, nhất định phần tử sẽ hư hỏng, nghĩa là: $P(\infty) = 0$. Như vậy trong khoảng thời gian làm việc t giá trị độ tin cậy của phần tử dao động giữa hai cận 1 và 0.

Khi nghiên cứu độ tin cậy, các phần tử thường chia thành hai loại: có phục hồi và không phục hồi.

Đối với phần tử không phục hồi, nghĩa là khi sự cố phải loại bỏ, chẳng hạn linh kiện điện trở, tụ điện..., ta chỉ quan tâm đến sự kiện xảy ra sự cố đầu tiên.

Đối với phần tử có phục hồi ta cần xét quá trình xảy ra sự cố và sửa chữa nó, với giả thiết, là sau khi sửa chữa, phần tử ở trạng thái như mới.

Trong quá trình vận hành, phần tử thường chỉ nhận một trong hai trạng thái: làm việc an toàn hoặc sửa chữa do định kì hoặc sự cố.

9.3. NHỮNG DÒNG TÓI GIẢN CỦA SỰ KIỆN NGẪU NHIÊN

Khi khảo sát độ tin cậy của phần tử có phục hồi, những sự kiện sự cố và sửa chữa xong sự cố xảy ra trong thời gian và ta có thể quan sát như những dòng sự kiện ngẫu nhiên, đó là dòng sự cố và dòng sửa chữa.



Hình 9-1

Dòng sự cố: Trên trục thời gian những thời điểm xảy ra sự cố là những sự kiện ngẫu nhiên và tạo thành dòng sự cố, đó là tập hợp các điểm 1, 2, 3... trên hình 9-1. Ở những thời điểm này, phần tử sự cố được đưa ra sửa chữa hoặc thay thế bởi phần tử mới. Thông số của dòng sự cố như: số lần sự cố trung bình xảy ra trong đơn vị thời gian (cường độ sự cố), thời gian trung bình giữa hai sự cố, có ý nghĩa quan trọng khi nghiên cứu độ tin cậy của những phần tử có phục hồi.

Dòng sửa chữa: Đối với phần tử có phục hồi, khi xảy ra sự cố cần có một thời gian nhất định để phát hiện và loại trừ, ta gọi đó là khoảng thời gian

sửa chữa sự cố. Vì giá trị những khoảng thời gian này phụ thuộc vào rất nhiều yếu tố ta không biết rõ quy luật như mức độ sự cố, trình độ người sửa chữa, trạng thái thiết bị v.v..., do đó được xem như những đại lượng ngẫu nhiên.

Vì vậy những thời điểm hoàn thành sửa chữa sự cố, đó là tập hợp các điểm 1', 2', 3'... trên hình 9-1, tạo thành dòng sửa chữa.

Dòng sửa chữa có ý nghĩa đặc biệt khi nghiên cứu độ tin cậy theo khía cạnh tu sửa, bảo quản thiết bị.

Khi tính toán độ tin cậy, để đơn giản thường giả thiết rằng các dòng trên là dòng tối giản.

Dòng tối giản trong ngôn ngữ lý thuyết các quá trình ngẫu nhiên còn gọi là dòng Poisson dừng, đó là tập hợp những điểm ngẫu nhiên trên trục thời gian (hoặc không gian) mà xác suất xảy ra được tính theo công thức Poisson sau đây:

$$P_k(t) = \frac{(\lambda t)^k e^{-\lambda t}}{k!} \quad (9-2)$$

trong đó $P_k(t)$ là xác suất để trong khoảng thời gian t xảy ra đúng k sự kiện, ở đây hiểu là k sự cố.

λ là cường độ sự cố, còn hiểu là số lần sự cố xảy ra trong đơn vị thời gian. Những tính chất của thống số λ sẽ khảo sát chi tiết ở mục sau.

Dòng tối giản có những tính chất sau:

1. *Tính chất dừng* là tính chất của dòng sự kiện ngẫu nhiên mà xác suất xuất hiện các sự kiện không phụ thuộc vào gốc thời gian khảo sát. Theo tính chất này giá trị xác suất $P_k(t)$ ở biểu thức (9-2) chỉ là hàm của t và k mà không phụ thuộc vào thời điểm bắt đầu khoảng thời gian t , hoặc khi đó giá trị cường độ sự cố $\lambda = \text{const}$.

Thực tế quan sát trong hệ thống năng lượng thấy rằng giả thiết «dừng» có thể dùng đối với nhiều quá trình ngẫu nhiên, chẳng hạn quá trình dao động điện áp tại các nút phụ tải, tần số trong hệ thống điện, giá trị cường độ sự cố ngừng cung cấp điện v.v..., những dao động này nhận các giá trị quanh trị số trung bình hầu như không đổi và ít phụ thuộc vào thời điểm lấy làm gốc khảo sát. Tuy nhiên có những quá trình không thỏa mãn giả thiết trên, chẳng hạn quá trình dao động phụ tải là «không dừng» vì giá trị trung bình luôn thay đổi và thường tăng trưởng theo một nhịp độ nào đó.

2. *Tính chất không hậu quả* là tính chất của dòng sự kiện ngẫu nhiên mà hành vi của quá trình không chịu hậu quả của những sự kiện đã xảy ra trước thời điểm khảo sát. Theo giả thiết này, giá trị xác suất $P_k(t)$ ở biểu thức (9-2) không phụ thuộc vào điều đã xảy ra bao nhiêu sự kiện trước khi bắt đầu tính khoảng thời gian t . Giả thiết này coi rằng quá khứ của hệ được phản ánh vào trạng thái của quá trình tại thời điểm bắt đầu khảo sát, nghĩa là để đơn giản cho mô hình tính toán ta coi các sự cố độc lập với nhau hoặc quan niệm hệ không có «nhớ». Trong nhiều trường hợp để phù hợp với thực tế hơn ta giả thiết quá trình có hậu quả hạn chế. Việc không xét đến quá khứ của thiết bị sau khi sửa chữa xong là sử dụng giả thiết này.

3. *Tính chất thứ tự* là tính chất của dòng sự kiện ngẫu nhiên khi ứng với khoảng thời gian rất nhỏ ($\Delta t \rightarrow 0$) xác suất xảy ra hai sự kiện trở lên là có thể bỏ qua, nói một cách đơn giản là sự kiện bao giờ cũng xảy ra một cách thứ tự (theo mức độ chính xác tùy ý).

Tính chất này có thể diễn tả nhờ biểu thức sau:

$$\left(\frac{P_{>1}(\Delta t)}{\Delta t} \right) = 0 \quad (9-3)$$

$$\Delta t \rightarrow 0$$

trong đó $P_{>1}(\Delta t)$ là xác suất xảy ra hai sự kiện trở lên trong khoảng thời gian Δt . Từ đây thường kí hiệu $P_{>1}(\Delta t) = 0(\Delta t)$, nghĩa là giá trị xác suất rất nhỏ.

Sử dụng giả thiết này trong hệ cung cấp điện có thể coi là không bao giờ xảy ra hai sự cố trở lên trong cùng một thời điểm. Tuy nhiên điều đó không loại trừ giả thiết trong một khoảng thời gian nào đó (hàng ngày, tháng...) nhiên thiết bị sự cố hoặc thiết bị này đang sửa chữa, thiết bị khác bị sự cố.

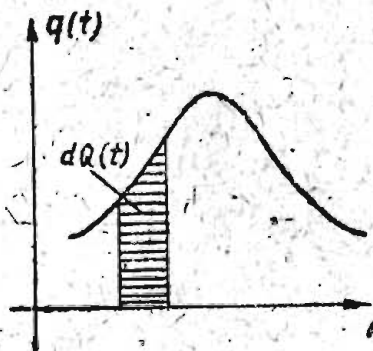
9-4. NHỮNG KHÁI NIỆM CƠ BẢN

Tiếp theo trình bày những khái niệm, nhằm mô tả những đặc trưng định lượng về độ tin cậy của phần tử. Để dễ phân biệt, phần tử được chia ra loại không và có phục hồi.

Phần tử không phục hồi

1. Thời gian vận hành an toàn τ . Giả thiết ở thời điểm $t = 0$ phần tử bắt đầu làm việc và đến thời điểm $t = \tau$ bị sự cố. Khoảng thời gian τ được gọi là thời gian vận hành an toàn của phần tử. Vì sự cố không xảy ra tất định nên τ là một đại lượng ngẫu nhiên có thể có các giá trị trong khoảng

$$0 < \tau \leq \infty$$



Hình 9-2

tuy nhiên có khi $\tau = 0$, nghĩa là phần tử bị sự cố tức thời khi bắt đầu làm việc.

Bây giờ giả thiết trong khoảng thời gian khảo sát t phần tử xảy ra sự cố với xác suất $Q(t)$. Khi đó có thể viết

$$Q(t) = P\{\tau < t\} \quad (9-4)$$

Biểu thức (9-4) chỉ ra xác suất để giá trị τ nhỏ hơn khoảng thời gian khảo sát. Vì τ là đại lượng ngẫu nhiên liên tục nên $Q(t)$ còn gọi là hàm phân phối hoặc hàm tích phân xác suất và tồn tại hàm mật độ xác suất $q(t)$, biểu diễn trên hình 9-2 và gọi là mật độ phân phối của thời gian trung bình vận hành an toàn T , xác định theo biểu thức

$$q(t) = \frac{dQ(t)}{dt} \quad (9-5)$$

trong đó thỏa mãn

$$\int_0^{\infty} q(t) dt = 1$$

2. Độ tin cậy của phần tử $P(t)$. Bên cạnh hàm phân phối $Q(t)$ mô tả xác suất sự cố của phần tử, thường sử dụng hàm $P(t)$ mô tả độ tin cậy của phần tử theo định nghĩa:

$$P(t) = 1 - Q(t) = P\{\tau \geq t\} \quad (9-6)$$

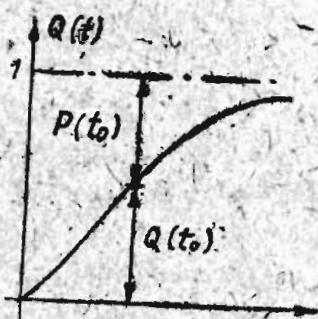
Như vậy $P(t)$ là xác suất để phần tử vận hành an toàn trong khoảng thời gian t vì ở đây có $\tau \geq t$. Điều này phù hợp với định nghĩa về độ tin cậy ở mục trước.

Từ biểu thức (9-5) và (9-6) có thể viết:

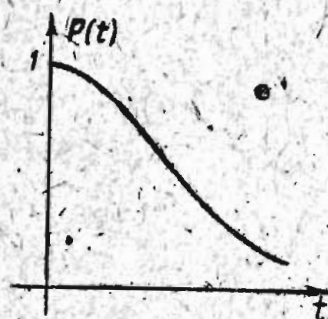
$$Q(t) = \int_0^t q(t) dt \quad (9-7)$$

$$P(t) = \int_t^\infty q(t) dt \quad (9-8)$$

Từ đây thấy rằng $Q(\infty) = 1$ và $P(\infty) = 0$, điều đó cũng thấy trên các đồ thị xác định $Q(t)$ và $P(t)$ ở hình 9-3 và 9-4.



Hình 9-3



Hình 9-4

3. Thời gian trung bình làm việc an toàn T . T được định nghĩa như giá trị trung bình của τ , dựa trên những số liệu thống kê về τ của nhiều phần tử cùng loại, như vậy T là kỳ vọng toán học của τ và được viết:

$$T = E[\tau] = \int_0^\infty tq(t)dt \quad (9-9)$$

Từ biểu thức (9-9) xác định được

$$T = - \int_0^\infty t \frac{d}{dt} P(t) dt = - \int_0^\infty t dP(t) = - tP(t) \Big|_0^\infty + \int_0^\infty P(t) dt \quad \text{mà } tP(t) \Big|_0^\infty = 0 \text{ nên}$$

$$T = \int_0^\infty P(t) dt \quad (9-10)$$

Giá trị của T có độ đo bằng diện tích giới hạn bởi đường cong $P(t)$ và trục tọa độ trên hình 9-4.

4. Cường độ sự cố $\lambda(t)$ là một trong những khái niệm quan trọng khi nghiên cứu độ tin cậy. Một cách đơn giản có thể hiểu $\lambda(t)$, nếu cho trong dạng hằng số, là giá trị trung bình số lần sự cố xảy ra trong một đơn vị thời gian [giờ, tháng, năm]. Nhưng $\lambda(t)$ là hàm theo thời gian, sau đây khảo sát chi tiết về khái niệm $\lambda(t)$.

Giả thiết ở thời điểm t phần tử đang làm việc, trong khoảng thời gian Δt tiếp theo phần tử đó vẫn làm việc với xác suất $P(t, t + \Delta t)$. Như vậy $P(t, t + \Delta t)$ là xác suất có điều kiện (an toàn trong Δt và lúc bắt đầu cũng an toàn) và theo quy tắc nhân xác suất có thể viết được:

$$P(t, t + \Delta t) = \frac{P(t + \Delta t)}{P(t)} \quad (9-11)$$

Vậy xác suất để trong khoảng Δt phần tử bị sự cố (với điều kiện lúc bắt đầu khảo sát, phần tử an toàn) là:

$$Q(t, t + \Delta t) = 1 - P(t, t + \Delta t) = \frac{P(t + \Delta t) - P(t)}{P(t)}$$

Nhân mẫu và tử số của biểu thức trên với Δt và xác định giới hạn khi $\Delta t \rightarrow 0$ ta có:

$$Q(t, t + \Delta t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \left[\frac{P(t + \Delta t) - P(t)}{P(t) \cdot \Delta t} \Delta t \right] = - \frac{P'(t)}{P(t)} \Delta t + o(\Delta t)$$

Kí hiệu

$$- \frac{P'(t)}{P(t)} = \lambda(t) \quad (9-12)$$

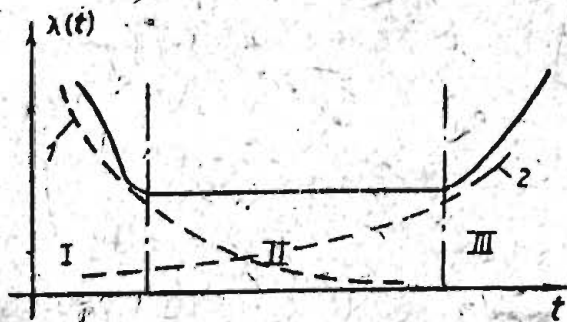
nhận được

$$Q(t, t + \Delta t) \approx \lambda(t) \cdot \Delta t \quad (9-13)$$

Từ biểu thức (9-13) có thể định nghĩa $\lambda(t)$ là xác suất của sự kiện sau đây: phần tử không xảy ra sự cố trước thời điểm t , nhưng sẽ xảy ra sự cố trong khoảng thời gian đủ nhỏ Δt tiếp theo. Vậy giá trị $\lambda(t)$ xác định mức độ sự cố của phần tử ở mỗi thời điểm khảo sát.

Từ biểu thức (9-12) độ tin cậy của phần tử có dạng:

$$P(t) = e^{-\int_0^t \lambda(t) dt} = \exp \left\{ - \int_0^t \lambda(t) dt \right\} \quad (9-14)$$



Hình 9-5

Đây là một trong những biểu thức quan trọng của lý thuyết độ tin cậy đối với phần tử không phục hồi.

Một trong những lĩnh vực cần quan tâm khi nghiên cứu độ tin cậy là xác định quan hệ của cường độ sự cố $\lambda(t)$ theo thời gian, nhằm nghiên cứu cơ chế và những yếu tố ảnh hưởng đến giá trị $\lambda(t)$. Theo nhiều số liệu thống kê thấy rằng quan hệ $\lambda(t)$ thường có dạng như trên hình 9-5.

Tuổi thọ của phần tử thường gồm ba giai đoạn :

Giai đoạn I — mô tả thời kỳ «chạy thử». Những sự cố ở giai đoạn này thường do chế tạo, vận chuyển. Tuy giá trị $\lambda(t)$ ở giai đoạn này cao nhưng thời gian kéo dài ít. Tuy nhiên nhờ chế tạo và nghiệm thu có chất lượng, giá trị $\lambda(t)$ ở giai đoạn này có thể giảm nhiều.

II—mô tả giai đoạn sử dụng bình thường, cũng là giai đoạn chủ yếu của tuổi thọ phần tử. Ở thời kỳ này sự cố thường xảy ra đột ngột, ngẫu nhiên, do nhiều nguyên nhân khác nhau, vì vậy thường giả thiết $\lambda(t) = \lambda = \text{const}$ hoặc tăng dần ở cuối giai đoạn.

III—mô tả giai đoạn làm việc của phần tử khi đã già cỗi. Khi đó những sự cố xảy ra ngoài nguyên nhân ngẫu nhiên còn do tính tất yếu của hiện tượng thoái hóa, già cỗi. Giá trị $\lambda(t)$ ở giai đoạn này là hàm tăng theo thời gian.

Ở đây, tổng quát có thể hình dung quan hệ $\lambda(t)$ theo thời gian như sự hợp thành của hai quá trình mâu thuẫn 1 và 2 diễn ra đối với phần tử (h. 9-5).

Quá trình 1 mô tả kết quả của tác động điều khiển, quản lý, chăm nom phần tử, nhờ đó cường độ sự cố giảm, kéo dài tuổi thọ cho phần tử. Theo quan điểm điều khiển học đây là quá trình giảm độ bất định (Entropi) của phần tử nhờ tác động điều khiển của con người.

Quá trình 2 mô tả kết quả tác động của ngoại cảnh đến phần tử, dẫn đến cường độ sự cố tăng lên, giảm tuổi thọ và cuối cùng làm tan rã (chết) phần tử. Đây cũng là quá trình độ bất định của phần tử tăng lên do nhiễu từ ngoại cảnh phần tử trở thành không điều khiển được và khi Entropi đạt cực đại thì phần tử tan rã (tính tất yếu xảy ra sự cố khi $t \rightarrow \infty$).

Trong thực tế tính toán độ tin cậy thường sử dụng giai đoạn II với $\lambda(t) = \lambda = \text{const}$ hoặc giai đoạn III, giả thiết $\lambda(t)$ là hàm tăng theo thời gian. Với những giả thiết khác nhau của $\lambda(t)$ sẽ nhận được những biểu thức khác nhau về các chỉ tiêu định lượng độ tin cậy.

Để mô tả định lượng thời gian trung bình làm việc an toàn T của phần tử, thường sử dụng phân phối xác suất của nó. Vấn đề chủ yếu là dùng dạng phân phối nào cho phù hợp với bản chất của quá trình và dạng sự cố xảy ra. Vì τ là đại lượng ngẫu nhiên liên tục nên thường sử dụng các dạng phân phối mũ, phân phối Gama, Weibul, chuẩn.

Phân phối mũ của thời gian trung bình T . Đây là dạng phân phối đơn giản và phổ biến để tính toán độ tin cậy, khi khảo sát phần tử ở giai đoạn bình thường, với giả thiết $\lambda(t) = \lambda = \text{const}$. Khi đó từ biểu thức (9-14) độ tin cậy $P(t)$ của phần tử có dạng :

$$P(t) = e^{-\lambda t} \quad (9-15)$$

Biểu thức (9-15) còn gọi là luật mũ của độ tin cậy, nói lên giá trị xác suất làm việc an toàn của phần tử luôn giảm dần theo thời gian, chỉ tuyệt đối tin cậy ở thời điểm $t = 0$.

Biểu thức (9-15) có thể nhận từ công thức Poisson (9-2) khi $k = 0$, nghĩa là xác suất để trong khoảng thời gian t không xảy ra một sự cố nào, hoặc chính là độ tin cậy của phần tử, khi đó từ (9-2) có :

$$P(t) = P_0(t) = \frac{(\lambda t)^0 e^{-\lambda t}}{0!} = e^{-\lambda t}$$

Tiếp theo hàm sự cố $Q(t)$ của phần tử viết được:

$$Q(t) = 1 - P(t) = 1 - e^{-\lambda t} \quad (9-16)$$

mật độ phân phối xác suất sự cố:

$$q(t) = \frac{dQ(t)}{dt} = \lambda e^{-\lambda t} \quad (9-17)$$

Thời gian trung bình vận hành an toàn T của phần tử:

$$T = \int_0^{\infty} e^{-\lambda t} dt = \frac{1}{\lambda} \quad (9-18)$$

Từ đây suy ra rằng: khi thời gian trung bình vận hành an toàn T của phần tử có phân phối mũ thì độ tin cậy của phần tử không phục hồi có dạng

$$P(t) = e^{-t/T} \quad (9-19)$$

Đối với giai đoạn bắt đầu già cỗi của phần tử, cần sử dụng những phân phối khác, khi đó $\lambda(t)$ là hàm tăng theo thời gian, chẳng hạn phân phối chuẩn, Gama, Weibul.

Phân phối chuẩn của thời gian trung bình T . Khi đó hàm mật độ xác suất $q(t)$ có dạng:

$$q(t) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(t-T)^2}{2\sigma^2}} \quad (9-20)$$

trong đó σ — độ lệch chuẩn phương của đại lượng ngẫu nhiên t .

T — giá trị trung bình của t

Theo biểu thức (9-8) xác định $P(t)$ có:

$$P(t) = \int_t^{\infty} \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(t-T)^2}{2\sigma^2}} dt$$

Có thể biến đổi thành:

$$P(t) = \frac{1}{2\pi} \int_{\frac{t-T}{\sigma}}^{\infty} e^{-\frac{x^2}{2}} dx$$

Tiếp theo, nhận được

$$P(t) = \frac{1}{2} - \frac{1}{2} \Phi\left(\frac{t-T}{\sigma}\right)$$

trong đó

$$\Phi(\alpha) = \frac{2}{\sqrt{2\pi}} \int_0^{\alpha} e^{-\frac{x^2}{2}} dx \text{ — hàm Laplace tra bảng [ở phụ lục] khi thay đổi}$$

$$\text{số } \alpha = \frac{t-T}{\sigma}$$

Vì $q(t)$ là mật độ phân phối của thời gian trung bình T và khi tăng t giá trị $q(t)$ giảm tới không, chúng ta $\lambda(t)$ tăng dần (h. 9-6).

Phân phối Gama của thời gian trung bình T . Để thành lập hàm mật độ phân phối Gama, ta khảo sát hệ gồm n phần tử với giả thiết rằng hệ sẽ sự cố khi bị sự cố từ k phần tử trở lên ($1 < k < n$) và cường độ sự cố của mỗi phần tử là hằng số bằng λ_0 .

Khi đó theo biểu thức Poisson viết được xác suất để trong khoảng thời gian t trong hệ xảy ra đúng i phần tử sự cố:

$$P_i(t) = \frac{(\lambda_0 t)^i}{i!} e^{-\lambda_0 t}$$

Vậy xác suất để trong khoảng thời gian t trong hệ xảy ra số sự cố không quá k phần tử, nghĩa là độ tin cậy của hệ: /

$$P_{i \leq k}(t) = \sum_{i=0}^{k-1} \frac{(\lambda_0 t)^i}{i!} e^{-\lambda_0 t} \quad (9-21)$$

Từ đây xác định được xác suất sự cố của hệ theo biểu thức sau:

$$Q(t) = P_{i \geq k} = 1 - \sum_{i=0}^{k-1} \frac{(\lambda_0 t)^i}{i!} e^{-\lambda_0 t} \quad (9-22)$$

Vậy mật độ phân phối xác suất sự cố của hệ trong khoảng thời gian t được xác định như sau:

$$q(t) = \frac{d}{dt} Q(t) = \frac{\lambda_0^k t^{k-1}}{(k-1)!} e^{-\lambda_0 t} \quad (9-23)$$

Đặt $k-1 = \alpha$, với α nguyên, dương

và $\lambda_0 = \frac{1}{\beta}$ với β dương, ta có:

$$q(t) = \frac{1}{\alpha! \beta} \left(\frac{t}{\beta} \right)^\alpha e^{-\frac{t}{\beta}} \quad (9-24)$$

Biểu thức (9-24) gọi là mật độ xác suất của phân phối Gama, trong đó α và β là những thông số biểu thị ảnh hưởng của nguyên nhân già cỗi và ngẫu nhiên, đến xác suất làm việc của phần tử.

Từ đây, độ tin cậy của hệ có dạng:

$$p(t) = e^{-t/\beta} \sum_{i=0}^{\alpha} \frac{1}{i!} \left(\frac{1}{\beta} \right)^i \quad (9-25)$$

Thời gian trung bình làm việc an toàn T của hệ được xác định theo biểu thức:

$$T = k \frac{1}{\lambda_0} = (1 + \alpha) \beta \quad (9-26)$$

Như vậy khi $\alpha = 0$ có $T = \beta$ và từ (9-25) có :

$P(t) = e^{-t/T}$ nghĩa là phân phối Gama trở về phân phối mũ và β biểu thị ảnh hưởng của nguyên nhân ngẫu nhiên.

Khi α tăng, từ (9-24) mật độ $q(t)$ trở thành dần đối xứng nghĩa là phân phối Gama trở thành phân phối chuẩn, khi đó cường độ xác suất $\lambda(t)$ có dạng hàm tăng theo thời gian và xác định theo biểu thức (9-22) :

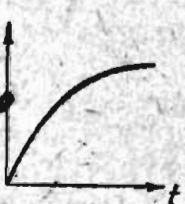
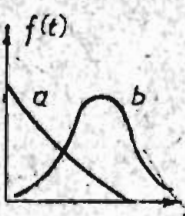
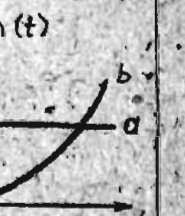
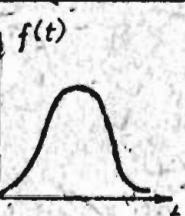
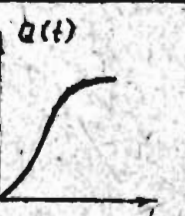
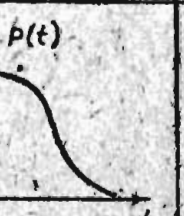
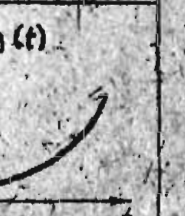
$$\lambda(t) = - \frac{P'(t)}{P(t)} = \frac{q(t)}{P(t)} \quad (9-27)$$

Cũng vì vậy coi thông số α đặc trưng cho ảnh hưởng của nguyên nhân già cỗi.

Phân phối Weibull của thời gian trung bình T . Khi tính toán độ tin cậy trong nhiều trường hợp cần giả thiết cường độ sự cố $\lambda(t)$ khác hằng số ngay cả ở giai đoạn làm việc bình thường của phần tử. Khi đó theo ngôn ngữ của quá trình ngẫu nhiên thì ta cần coi dòng sự cố là không dừng và có thể biểu diễn $\lambda(t)$ như một hàm tổng quát theo thời gian

$$\lambda(t) = \alpha \lambda_0 t^{\alpha-1} \quad (9-28)$$

trong đó α, λ_0 là những thông số hằng.

Luật phân phối	Hàm mật độ $q(t)$	Hàm sự cố $Q(t)$	Hàm tin cậy $P(t)$	Cường độ sự cố $\lambda(t)$
Mũ	$q(t) = \lambda e^{-\lambda t}$ 	$Q(t) = 1 - e^{-\lambda t}$ 	$P(t) = e^{-\lambda t}$ 	$\lambda(t) = \text{const}$ 
Gama Weibull				
Chuẩn (Gauss)				

Hình 9-6. Chú thích Luật phân phối Gama và Weibull có dạng tương tự. Các đặc tính a, b cùng với những giá trị thông số khác nhau.

Từ đây xác định được xác suất làm việc an toàn của phần tử $P(t)$ theo biểu thức

$$P(t) = \exp \left\{ - \int_0^t \lambda(t) dt \right\} = e^{-\lambda_0 t^\alpha} \quad (9-29)$$

Tiếp theo xác định được mật độ xác suất $q(t)$:

$$q(t) = \frac{dQ(t)}{dt} = - \frac{dP(t)}{dt} = \lambda_0 \alpha t^{\alpha-1} e^{-\lambda_0 t^\alpha} \quad (9-30)$$

Khi $\alpha = 1$ phân phối Weibull trở thành phân phối mũ
khi $\alpha = 2$ biểu thức (9-30) gọi là phân phối Relais

$$q(t) = 2 \lambda_0 t e^{-\lambda_0 t^2} \quad (9-31)$$

Những đặc trưng số như $q(t)$, $Q(t)$, $P(t)$, $\lambda(t)$ của các phân phối khác nhau dùng để đánh giá độ tin cậy của phần tử được trình bày trên hình 9-6.

Thực tế vận hành thấy rằng sự cố xảy ra do nhiều nguyên nhân rất khác nhau, cần sử dụng luật phân phối nào đó nhằm mô tả phù hợp quy luật ngẫu nhiên của thời gian trung bình làm việc an toàn T trong suốt thời gian sử dụng phần tử.

Với mục đích đó có thể sử dụng phân phối tổng quát, còn gọi là phân phối đặc tính λ , dựa trên số liệu thống kê và biểu diễn hình 9-7.

Ở đây giả thiết bỏ qua ảnh hưởng của những sự cố xảy ra ở giai đoạn I, coi như thiết bị đã trải qua giai đoạn chạy thử. Khi đó $\lambda(t)$ có dạng:

$$\lambda(t) = \lambda_0 \cdot 1(t) + a(t - t_1) \cdot 1(t - t_1) \quad (9-32)$$

Trong đó λ_0 là cường độ sự cố của phần tử ở giai đoạn sử dụng bình thường, $a = \tan \alpha$ là hệ số góc của đường đặc tính đã tuyến tính hóa ở thời điểm $t > t_1$, t_1 là thời điểm, từ đó cần xét đến sự tăng trưởng của đường $\lambda(t)$ và $1(t)$ và $1(t - t_1)$ là những hàm đơn vị có dạng:

$$1(t) = \begin{cases} 0 & \text{khi } t < 0 \\ 1 & \text{khi } t \geq 0 \end{cases}$$

$$1(t - t_1) = \begin{cases} 0 & \text{khi } 0 \leq t < t_1 \\ 1 & \text{khi } t \geq t_1 \end{cases}$$

Trong trường hợp này $P(t)$ nhận được trong dạng:

$$P(t) = \exp \left\{ - \left[\lambda_0 t \cdot 1(t) + \frac{a}{2} (t - t_1)^2 \cdot 1(t - t_1) \right] \right\} \quad (9-33)$$

Hoặc viết được

$$P(t) = \begin{cases} \exp [-\lambda_0 t] & \text{khi } 0 \leq t < t_1 \\ \exp \left\{ - \left[\lambda_0 t + \frac{a}{2} (t - t_1)^2 \right] \right\} & \text{khi } t \geq t_1 \end{cases} \quad (9-34)$$



Hình 9-7

và

$$q(t) = [\lambda_0 1(t) + a(t - t_1) \cdot 1(t - t_1) \exp \left\{ - \left[\lambda_0 t \cdot 1(t) + \frac{a}{2} (t - t_1) \cdot 1(t - t_1) \right] \right\}] \quad (9-35)$$

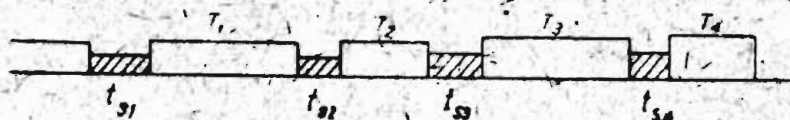
Bằng những biểu thức trên đây ta nhận được phân phối xác suất tổng quát của thời gian trung bình làm việc an toàn T của phần tử.

Tiếp theo xét thêm một số đặc trưng số về độ tin cậy của phần tử có phục hồi.

Đối với những phần tử này trong thời gian sử dụng, sự cố được sửa chữa và phần tử được phục hồi. Trong một số trường hợp, để đơn giản thường giả thiết là sau khi phục hồi phần tử có độ tin cậy bằng khi chưa xảy ra sự cố đó. Những kết luận đã rút ra ở mục trên đều đúng đối với phần tử có phục hồi khi xét hành vi của nó trong khoảng thời gian đến lần sự cố đầu tiên. Nhưng khi nghiên cứu hành vi của phần tử sau lần phục hồi đầu tiên đó, phải dùng những mô hình toán học khác.

Những chỉ tiêu cơ bản về độ tin cậy của phần tử có phục hồi là:

1. *Thông số của dòng sự cố.* Những thời điểm xảy ra sự cố và thời gian sửa chữa sự cố tương ứng đều là những đại lượng ngẫu nhiên, có thể mô tả trên trục thời gian như hình vẽ 9-8.



Hình 9-8

Trên hình 9-8 $T_1, T_2, \dots$ biểu thị các khoảng thời gian làm việc an toàn của phần tử giữa các lần sự cố xảy ra.

$t_{s1}, t_{s2}, \dots$ là thời gian sửa chữa các sự cố tương ứng.

Nếu giả thiết rằng xác suất của thời gian trung bình làm việc an toàn T của phần tử có phân phối mũ với cường độ sự cố $\lambda = \text{const}$, khi đó khoảng thời gian giữa hai lần sự cố $T_1, T_2, \dots$ cũng có phân phối mũ và dòng sự cố là tối giản. Vậy thông số của dòng sự cố là:

$$\Lambda(t) = \lambda = \text{const} \quad (9-36)$$

2. *Thời gian trung bình giữa hai sự cố T .* T chính là kỳ vọng toán của các giá trị $T_1, T_2, \dots, T_n$. Vì đã giả thiết T tuân theo luật phân phối mũ nên có biểu thức:

$$T = \frac{1}{\lambda} \quad (9-37)$$

3. *Thời gian trung bình sửa chữa sự cố T_s .* T_s là kỳ vọng toán của khoảng thời gian khi đó phần tử ở trạng thái sửa chữa (do sự cố hoặc sửa chữa định kỳ).

Từ H.9-8 ta có:

$$T_s = \frac{t_{s1} + t_{s2} + \dots + t_{sn}}{n} \quad (9-38)$$

Trong đó n là số lần sự cố xảy ra trong khoảng thời gian khảo sát.

$t_1, \dots, t_m$ — những khoảng thời gian để sửa chữa các sự cố tương ứng.

Để mô tả hành vi của phần tử trong trạng thái sự cố thường sử dụng những luật phân phối xác suất khác nhau. Để đơn giản có thể dùng luật mũ.

Khi đó tương tự như đối với xác suất làm việc an toàn $P(t) = e^{-\lambda t}$ của phần tử, ở đây ta có thể biểu thị xác suất để trong khoảng thời gian t phần tử đang ở trạng thái sự cố, nghĩa là sửa chữa chưa kết thúc. Xác suất đó có giá trị $H(t) = e^{-\mu t}$

Trong đó μ là cường độ của dòng sửa chữa xong sự cố.

Từ đây có thể xác định được xác suất để sửa chữa sẽ kết thúc trong khoảng thời gian t theo biểu thức:

$$G(t) = 1 - e^{-\mu t} \quad (9-39)$$

và mật độ phân phối xác suất có dạng

$$g(t) = \frac{dG(t)}{dt} = \mu e^{-\mu t} \quad (9-40)$$

Tương tự với biểu thức của T có thể xác định khoảng thời gian trung bình sửa chữa sự cố T_s nhờ biểu thức

$$T_s = \int_0^{\infty} G(t) dt = \frac{1}{\mu} \quad (9-41)$$

Phần tử có tính sửa chữa cao khi T_s có giá trị nhỏ, nghĩa là sau một khoảng thời gian ngắn phần tử đã có thể khôi phục khả năng làm việc.

4. Hệ số sẵn sàng K_0 . K_0 được định nghĩa là phân lượng thời gian làm việc an toàn trên toàn bộ thời gian khảo sát của phần tử. Hệ số K_0 được xác định theo biểu thức:

$$K_0 = \frac{T}{T + T_s} \quad (9-42)$$

K_0 chính là xác suất duy trì sao cho ở thời điểm khảo sát bất kỳ, phần tử ở trạng thái làm việc. Trong một số tài liệu tham khảo, K_0 còn ký hiệu là p và gọi là xác suất làm việc của phần tử.

5. Hàm tin cậy của phần tử $R(t)$. $R(t)$ là xác suất để trong khoảng thời gian t phần tử làm việc an toàn với điều kiện ở thời điểm đầu ($t = 0$) của khoảng thời gian khảo sát đó, phần tử cũng đã ở trạng thái làm việc. Vậy $R(t)$ là xác suất có điều kiện của hai sự kiện:

— Phần tử tin cậy ở $t = 0$

— Phần tử tin cậy trong khoảng thời gian tiếp theo t .

Theo giả thiết về dòng tối giản hai sự kiện này độc lập với nhau, vậy có thể viết

$$R(t) = K_0 P(t) \quad (9-43)$$

Đối với luật phân phối mũ $R(t)$ có dạng

$$R(t) = K_0 e^{-\lambda t} \quad (9-44)$$

Trong đó

$$K_0 = \frac{T}{T + T_0} = \frac{\mu}{\mu + \lambda} \quad (9-45)$$

9-5. MỘT SỐ VÍ DỤ

Ví dụ 1. Độ tin cậy của phần tử $P(t)$ có dạng giảm tuyến tính theo thời gian như trên hình 9-9. Xác định cường độ sự cố $\lambda(t)$ và thời gian trung bình vận hành an toàn T của phần tử.

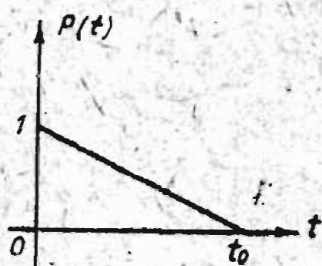
Giải. Theo biểu thức (9-12) có:

$$\lambda(t) = - \frac{P'(t)}{P(t)}$$

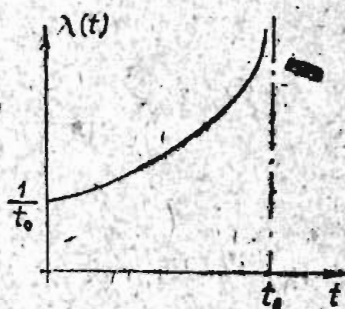
Ở đây theo H. 9-9 viết được: $P(t) = 1 - \frac{t}{t_0}$ với $0 \leq t \leq t_0$.

$$\text{Vậy } P'(t) = - \frac{1}{t_0} \text{ và}$$

$$\lambda(t) = \frac{1}{t_0 \left(1 - \frac{t}{t_0}\right)} = \frac{1}{t_0 - t}$$



Hình 9-9



Hình 9-10

Đồ thị biểu diễn hàm $\lambda(t)$ theo thời gian được trình bày trên hình 9-10, ở đó ta thấy khi $t = t_0$ giá trị $\lambda(t_0) \rightarrow \infty$ vì $P(t_0) = 0$.

Giá trị T xác định theo biểu thức (9-10) ở đây có:

$$T = \int_0^{t_0} p(t) dt = \int_0^{t_0} \left(1 - \frac{t}{t_0}\right) dt = \frac{t_0}{2}$$

Ví dụ 2. Cường độ sự cố $\lambda(t)$ của phần tử có dạng như trên hình 9-11. Xác định độ tin cậy $P(t)$.

Giải. Ở đoạn $t \in [0, 1]$ hàm $\lambda(t)$ có dạng sau:

$$\lambda(t) = 3 - 2t$$

Vậy theo biểu thức (9-14) có

$$P(t) = e^{-\int_0^t \lambda(t) dt} = e^{-(3t - t^2)}$$

Ở đoạn $t \geq 1$ độ tin cậy $P(t)$ được biểu diễn như sau:

$$P(t) = \exp \left\{ - \int_0^t \lambda(t) dt \right\} = \exp \left\{ - \int_0^1 \lambda(t) dt \right\} + \exp \left\{ - \int_1^t \lambda(t) dt \right\}$$

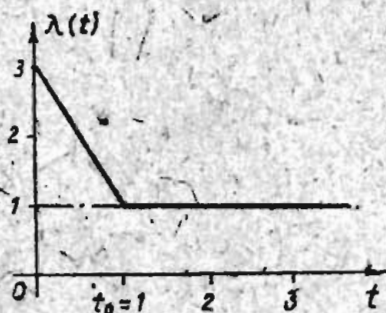
trong đó $\int_0^1 (3 - 2t) dt + \int_1^t dt = 1 + t$

Vậy

$$P(t) = e^{-(1+t)}$$

Tóm lại

$$P(t) = \begin{cases} e^{-(3t-t^2)} & \text{khi } 0 \leq t \leq 1 \\ e^{-(1+t)} & \text{khi } t > 1 \end{cases}$$



Hình 9-11



Hình 9-12

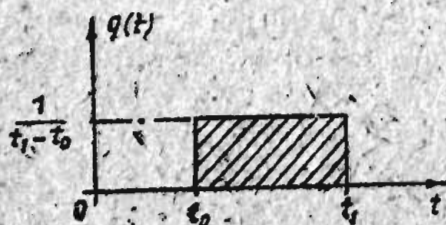
Đồ thị biểu diễn $P(t)$ trên H. 9-12

Xác định giá trị T theo biểu thức

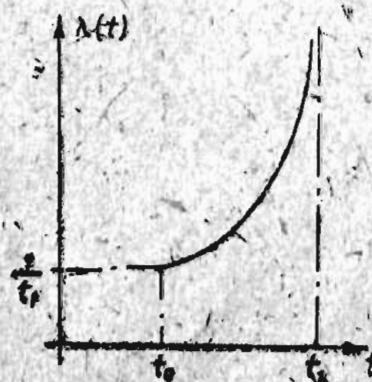
$$T = \int_0^{\infty} P(t) dt = \int_0^1 e^{-(3t-t^2)} dt + \int_1^{\infty} e^{-(1+t)} dt \approx 0,370 + 0,135 = 0,505$$

Ví dụ 3. Mật độ phân phối xác suất $q(t)$ của thời gian trung bình vận hành an toàn T của phần tử có dạng trên hình 9-13.

Xác định cường độ sự cố $\lambda(t)$



Hình 9-13



Hình 9-14

Giải. Xác định $\lambda(t)$ theo biểu thức

$$\lambda(t) = \frac{q(t)}{P(t)} \quad \text{với } t_0 \leq t \leq t_1$$

trong đó

$$P(t) = 1 - Q(t) \text{ mà } Q(t) = \int_{t_0}^t q(t) dt \text{ theo biểu thức (9-7).}$$

Ở đây có $q(t) = \frac{1}{t_1 - t_0}$ Vậy $Q(t) = \int_{t_0}^t \frac{dt}{t_1 - t_0} = \frac{t - t_0}{t_1 - t_0}$

$$P(t) = 1 - Q(t) = \frac{t_1 - t}{t_1 - t_0}$$

Vậy $\lambda(t) = \frac{q(t)}{P(t)} = \frac{1}{t_1 - t}$

Đồ thị biểu diễn hàm $\lambda(t)$ trên hình 9-14. Từ đây thấy rằng khi $t \rightarrow t_1$ vì mật độ xác suất $q(t)$ của thời gian làm việc an toàn T giảm tới không do đó $\lambda(t_1) \rightarrow \infty$.

CHƯƠNG 10

ĐÁNH GIÁ ĐỘ TIN CẬY CỦA SƠ ĐỒ CUNG CẤP ĐIỆN

10-1. KHÁI NIỆM CHUNG

Trong chương này sẽ khảo sát những chỉ tiêu định lượng cơ bản để đánh giá độ tin cậy của các sơ đồ nối dây khác nhau của hệ cung cấp điện. Các chỉ tiêu đó thường bao gồm: xác suất làm việc an toàn $P(t)$ của hệ trong khoảng thời gian t , thời gian trung bình T giữa các sự cố, hệ số sẵn sàng K_0 của hệ, thời gian trung bình sửa chữa sự cố T_s , v.v...

Từ khía cạnh kinh tế việc tính toán độ tin cậy của sơ đồ cung cấp điện nhằm xác định giá trị trung bình về thiệt hại hàng năm do ngừng cung cấp điện, phục vụ bài toán tìm phương án cung cấp điện tối ưu, hài hòa giữa hai chỉ tiêu: cực tiểu vốn đầu tư và cực đại mức độ đảm bảo cung cấp điện. Ngoài ra tính toán độ tin cậy của hệ gồm nhiều phần tử chấp nối theo các dạng khác nhau cũng góp phần xác định phương hướng dự trữ hoặc sách lược vận hành hợp lý nâng cao độ tin cậy của hệ.

Thiết bị trong hệ thống cung cấp điện là những phần tử có phục hồi. Ngoài ra tần suất sự cố xảy ra, gây bởi nguyên nhân ngẫu nhiên hoặc tự sửa định

ki thường rất nhỏ và có thể chấp nhận những giả thiết về dừng, thứ tự và không hậu quả đối với dòng sự kiện như trình bày ở chương 9, nghĩa là sử dụng những mô hình toán học của dòng tối giản đối với hệ có phục hồi.

Tiếp theo sẽ trình bày phương pháp xác định các chỉ tiêu về độ tin cậy của các sơ đồ cung cấp điện.

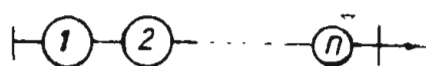
10-2. PHƯƠNG PHÁP CẤU TRÚC NỐI TIẾP — SONG SONG CÁC PHẦN TỬ

Phương pháp này xây dựng mối quan hệ trực tiếp giữa độ tin cậy của hệ với độ tin cậy đã biết của các phần tử.

1. *Sơ đồ các phần tử nối tiếp.* Sơ đồ được thành lập từ n phần tử nối tiếp (hình 10-1).

Giả thiết đã biết: cường độ sự cố của các phần tử là

$$\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_n$$



Hình 10-1

thời gian trung bình sửa chữa sự cố của các phần tử là $T_{s1}, T_{s2}, \dots, T_{sn}$. Cần xác định:

- Hàm tin cậy $R(t)$ của hệ
- Thời gian trung bình làm việc an toàn T_h của hệ
- Thời gian trung bình sửa chữa sự cố T_{sh} của hệ
- Hệ số sẵn sàng K_h của hệ.

Từ biểu thức (9-44) ta có: $R(t) = K_h P_h(t)$ trong đó $P_h(t)$ là độ tin cậy của hệ trong khoảng thời gian t .

Trong trường hợp này hệ chỉ làm việc an toàn khi tất cả n phần tử làm việc, giả thiết các phần tử xảy ra sự cố độc lập nhau, ta có

$$P_h(t) = P_1(t) \cdot P_2(t) \dots = P_n(t) = \prod_{i=1}^n P_i(t) \quad (10-1)$$

trong đó $P_i(t)$; $i = \overline{1, n}$ là xác suất làm việc an toàn của phần tử i trong khoảng thời gian t . Với giả thiết thời gian trung bình làm việc an toàn T của phần tử có phân phối mũ, nghĩa là

$$P_i(t) = e^{-\lambda_i t} \quad \text{ta có:}$$

$$P_h(t) = \prod_{i=1}^n e^{-\lambda_i t} = e^{-\sum_{i=1}^n \lambda_i t} = e^{-\Lambda t} \quad (10-2)$$

trong đó

$$\Lambda = \sum_{i=1}^n \lambda_i \quad (10-3)$$

là cường độ dòng sự cố của hệ.

Tiếp theo xác định được thời gian trung bình vận hành an toàn T của hệ theo biểu thức

$$T_h = \frac{1}{\Lambda} \quad (10-4)$$

Giả thiết rằng thời gian trung bình sửa chữa sự cố của phần tử cũng có phân phối mũ, khi đó dòng sửa chữa có cường độ $\mu_i = \frac{1}{T_{si}}$. Từ đây có thể xác định thời gian trung bình sửa chữa sự cố T_{sh} của toàn hệ như giá trị trung bình của các T_{si} với các λ_i

$$T_{sh} = \frac{1}{\Lambda} \sum_{i=1} \lambda_i T_{si} \quad (10-5)$$

hoặc

$$T_{sh} = \frac{1}{\Lambda} \sum_{i=1}^n \frac{\lambda_i}{\mu_i} \quad (10-6)$$

Từ đây xác định hệ số sẵn sàng K_h toàn hệ theo biểu thức :

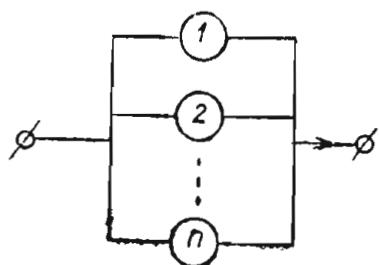
$$K_h = \frac{T_h}{T_h + T_{sh}} \quad (10-7)$$

Hàm tin cậy $R(t)$ của hệ được xác định theo biểu thức

$$R(t) = K_h e^{-\Lambda t} \quad (10-8)$$

Đối với hệ thống điện giá trị cường độ sự cố $\lambda(t)$ của các phần tử tính theo từng năm thường rất nhỏ, nghĩa là giá trị duy trì của hệ tin cậy hoặc hệ số sẵn sàng K_h rất lớn (0,95 ; 0,99) do đó thường có $T_h \gg T_{sh}$

2. Sơ đồ các phần tử nối song song. Sơ đồ cung cấp điện được trình bày trên hình 10-2. Điều kiện bài toán và yêu cầu như ở mục trên.



Hình 10-2

Trong trường hợp này dễ thuận lợi trong tính toán ta viết biểu thức cho xác suất sự cố $Q_h(t)$ toàn hệ, nghĩa là hệ chỉ sự cố khi tất cả n phần tử bị sự cố. Điều đó được thể hiện trong biểu thức sau :

$$Q_h(t) = Q_1(t) \cdot Q_2(t) \dots Q_n(t) = \prod_{i=1}^n Q_i(t) \quad (10-9)$$

trong đó $Q_i(t)$; $i = \overline{1, n}$ là xác suất sự cố của phần tử i trong khoảng thời gian t .

$$Q_i(t) = 1 - P_i(t)$$

Như ở mục trước, giả thiết $P_i(t) = e^{-\lambda_i t}$, biểu thức (10-9) trở thành

$$Q_h(t) = \prod_{i=1}^n (1 - e^{-\lambda_i t}) \quad (10-10)$$

Độ tin cậy của hệ

$$P_h(t) = 1 - Q_h(t) = 1 - \prod_{i=1}^n (1 - e^{-\lambda_i t}) \quad (10-11)$$

Tiếp theo, tương tự (9-12) xác định được cường độ dòng sự cố Λ của toàn hệ theo biểu thức

$$\Lambda = \frac{dQ_h(t)}{dt \cdot P_h(t)} = \frac{\frac{d}{dt} \prod_{i=1}^n (1 - e^{-\lambda_i t})}{1 - \prod_{i=1}^n (1 - e^{-\lambda_i t})} \quad (10-12)$$

Trong trường hợp n phần tử hoàn toàn như nhau, nghĩa là $\lambda_1 = \lambda_2 = \dots = \lambda_n = \lambda$, biểu thức (10-12) trở thành :

$$\Lambda = \frac{n\lambda(1 - e^{-\lambda t})^{n-1}}{1 - (1 - e^{-\lambda t})^n}$$

Tương tự (10-4) xác định thời gian trung bình làm việc an toàn T_h của hệ theo biểu thức

$$T_h = \frac{1}{\Lambda} \quad (10-13)$$

Để xác định hệ số sẵn sàng K_h của hệ, ta cần tìm thời gian trung bình sửa chữa sự cố T_{sh} của hệ. Giả thiết thời gian trung bình sửa chữa sự cố T_{si} của từng phần tử cũng có phân phối mũ, nghĩa là

$$Q_i(t) = e^{-\mu_i t} \quad (10-14)$$

trong đó $\mu_i = \frac{1}{T_{si}}$ $i = \overline{1, n}$ như vậy có

$$Q_h(t) = \prod_{i=1}^n Q_i(t) = \prod_{i=1}^n e^{-\mu_i t} = e^{-\left(\sum_{i=1}^n \mu_i\right)t} \quad (10-15)$$

Gọi $M = \sum_{i=1}^n \mu_i$ là cường độ dòng sửa chữa của toàn hệ, ta có .

$$T_{sh} = \frac{1}{M} \quad (10-16)$$

Tiếp theo ta có các biểu thức tương tự như (10-7), (10-8) về hệ số sẵn sàng K_h và hàm tin cậy $R_h(t)$ của toàn hệ.

Từ hai loại sơ đồ cung cấp điện trên đây thấy rằng : đối với hệ các phần tử nối tiếp, cường độ dòng sự cố Λ của hệ bằng tổng cường độ sự cố λ_i của các phần tử, đối với hệ các phần tử nối song song cường độ dòng sửa chữa M của toàn hệ bằng tổng cường độ sửa chữa μ_i của các phần tử.

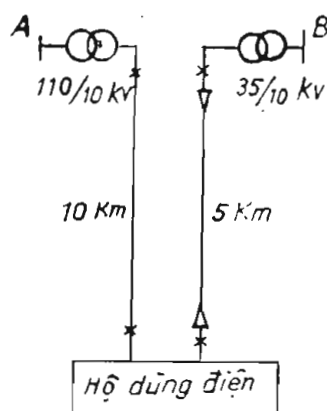
3. Ví dụ. Một hệ dùng điện được cung cấp từ hai nguồn A và B theo sơ đồ nối dây như trên hình 10-3.

Theo số liệu thống kê ghi được

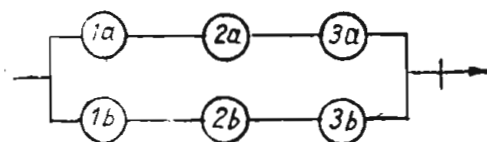
Phần tử	λ_i [1/năm]	T_{si} [h]
Nguồn A	0,15	100
Nguồn B	0,20	100
Máy biến áp 110/10kV	0,05	90
Máy biến áp 35/10kV	0,04	80
Đường dây 10km	0,12	10
Đường cáp 5km	0,15	10

Cường độ sự cố của máy cắt điện và dao cách li rất nhỏ, có thể bỏ qua. Xác định những chỉ tiêu cơ bản về độ tin cậy cung cấp điện của sơ đồ với thời gian khảo sát $t = 1$ năm.

Từ hình 10-3 chuyển đến sơ đồ tính toán trên hình 10-4.



Hình 10-3



Hình 10-4

Giải : 1. Xác định độ tin cậy $P(t)$ của toàn hệ.

Đối với mạch ta có

$$P_a(t) = P_{1a}(t) \cdot P_{2a}(t) \cdot P_{3a}(t) = e^{-\Lambda_a t}$$

trong đó

$$\Lambda_a = \lambda_{1a} + \lambda_{2a} + \lambda_{3a} = 0,15 + 0,05 + 0,12 = 0,32 \frac{1}{\text{năm}}$$

Xét khoảng thời gian $t = 1$ năm, có

$$P_a(t=1) = e^{-0,32} = 0,725$$

Đối với mạch b, tính toán tương tự, ta nhận được :

$$P_b(t=1) = e^{-0,39} \approx 0,677$$

Xác suất sự cố của mạch $a(t=1)$:

$$Q_a = 1 - P_a = 0,275$$

của mạch b : $Q_b = 1 - P_b = 0,323$

Độ tin cậy $P(t=1)$ của toàn hệ

$$P = 1 - Q_a Q_b = 0,911$$

2. Tiếp theo xác định thời gian trung bình làm việc an toàn T của hệ. Trước hết cần xác định cường độ dòng sự cố Λ toàn hệ theo biểu thức (10-12) :

$$\Lambda = \frac{\frac{d}{dt} \prod_{i=a}^b (1 - e^{-\lambda_i t})}{1 - \prod_{i=a}^b (1 - e^{-\lambda_i t})}$$

thay $\lambda_a = 0,32$; $\lambda_b = 0,39$ có kết quả $\Lambda = 0,1617$

Vậy $T = \frac{1}{\Lambda} = 6,18$ năm

3. Thời gian trung bình sửa chữa sự cố toàn bộ T_s

Đối với mạch a có $T_{sa} = \frac{1}{\Lambda_a} \sum_{i=1}^s \lambda_{ia} T_{sia}$

trong đó $T_{s1a} = 100$ h; $T_{s2a} = 90$ h; $T_{s3a} = 10$ h

Vậy $T_{sa} = \frac{1}{0,32} (0,15 \cdot 100 + 0,05 \cdot 90 + 0,12 \cdot 10) = 67,7$ h

Tương tự có

$$T_{sb} = \frac{1}{\Lambda_b} \sum_{i=b} \lambda_{ib} T_{sib}$$

$$T_{sb} = \frac{1}{0,39} [0,2 \cdot 100 + 0,04 \cdot 80 + 0,15 \cdot 10] = 63,3$$
 h

Cường độ sửa chữa của từng mạch :

$$M_a = \frac{1}{T_{sa}} = \frac{1}{67,7} = 0,01477 \frac{1}{h}$$

$$M_b = \frac{1}{T_{sb}} = \frac{1}{65,3} = 0,0158 \frac{1}{h}$$

Cường độ sửa chữa toàn hệ :

$$M = \sum_{i=a}^b M_i = M_a + M_b = 0,01477 + 0,0158 = 0,03067 \frac{1}{h}$$

Thời gian trung bình sửa chữa sự cố toàn hệ :

$$T_s = \frac{1}{M} = \frac{1}{0,03067} = 32,6 h$$

Vì $T \gg T_s$ nên hệ số sẵn sàng của hệ $K \approx 1$.

Để xác định những chỉ tiêu định lượng của độ tin cậy trong dạng hàm theo thời gian, ngoài phương pháp sử dụng sơ đồ nối tiếp, song song các phần tử trên đây, còn có thể dùng những phương pháp khác như giải tích — logic, hoặc phân tích cấu trúc. Thực chất của những phương pháp này dựa trên khái niệm về «đường cực tiểu» và «mặt cực tiểu» để biến đổi những sơ đồ có cấu trúc phức tạp trở thành đơn giản.

«Đường cực tiểu» được định nghĩa là tập hợp ít nhất số phần tử mà khi tất cả chúng vận hành sẽ đảm bảo cho hệ vận hành an toàn.

«Mặt cực tiểu» được định nghĩa là tập hợp ít nhất số phần tử mà khi các phần tử này đồng thời bị sự cố sẽ dẫn đến hệ bị sự cố (trạng thái tắc, hoặc từ chối).

Chi tiết về sử dụng những phương pháp trên độc giả có thể tìm thấy ở các tài liệu chuyên đề. Tuy nhiên khi hệ có cấu trúc phức tạp khối lượng tính toán trở nên rất lớn.

Trong nhiều trường hợp khi tính toán sơ bộ việc xác định độ tin cậy cung cấp điện của hệ phức tạp chỉ thông qua giá trị xác suất duy trì vận hành an toàn p_i của các phần tử và nhờ các phép biến đổi sơ đồ song song, nối tiếp, sao — tam giác v.v... Khi đó xác định được giá trị duy trì về độ tin cậy P của toàn hệ.

Thông thường đối với mỗi phần tử i trong hệ cung cấp điện, đã cho cường độ sự cố hàng năm λ_i và thời gian trung bình sửa chữa sự cố T_{si} . Khi đó, xác suất sự cố $q_i = 1 - p_i$ của phần tử có thể xác định gần đúng theo biểu thức :

$$q_i = \frac{\lambda_i T_{si}}{8760} \quad (10-17)$$

10-3. PHƯƠNG PHÁP THÔNG SỐ

Giả thiết mỗi phần tử có xác suất vận hành (hệ số sẵn sàng) là p_i và xác suất sự cố $q_i = 1 - p_i$.

Ta định nghĩa các thông số đặc trưng sự cố phần tử là φ_i và ω_i theo các biểu thức sau :

$$\varphi_i = \lg \omega_i = \frac{q_i}{p_i} = \frac{1 - p_i}{p_i} = \frac{q_i}{1 - p_i} \quad (10-18)$$

Từ đây có :

$$p_i = \frac{1}{\varphi_i + 1} \quad (10-19)$$

$$q_i = \frac{1}{1 + \lg \omega_i} \quad (10-20)$$

Tiếp theo sẽ sử dụng những thông số φ_i , $\lg \omega_i$ và những định nghĩa trên đây để đánh giá độ tin cậy của các sơ đồ chấp nối các phần tử.

1. Hệ nối tiếp các phần tử. Gọi xác suất vận hành của toàn hệ gồm n phần tử là P , trong trường hợp này có:

$$P = p_1 p_2 \dots p_n \quad (10-21)$$

Suy từ biểu thức (10-19) và đặt $P = \frac{1}{\Phi + 1}$, trong đó Φ là thông số đặc trưng trạng thái sự cố toàn hệ, biểu thức (10-19) trở thành:

$$\frac{1}{\Phi + 1} = \frac{1}{(\varphi_1 + 1)} \cdot \frac{1}{(\varphi_2 + 1)} \dots \frac{1}{(\varphi_n + 1)} \text{ hoặc} \\ 1 + \Phi = (1 + \varphi_1) (1 + \varphi_2) \dots (1 + \varphi_n) \quad (10-22)$$

Đối với thiết bị điện thường q_i rất nhỏ nên φ_i rất nhỏ, do đó khi khai triển (10-22) có thể bỏ qua những số hạng bậc cao, khi đó (10-22) có thể viết thành:

$$\Phi \approx \sum_{i=1}^n \varphi_i \quad (10-23)$$

Từ đây thấy rằng thông số Φ của hệ nối tiếp các phần tử bằng tổng các thông số φ_i đặc trưng trạng thái sự cố của các phần tử, nghĩa là có dạng tương tự như đối với dòng sự cố tổng của hệ.

Sau khi biết Φ , xác suất vận hành an toàn P của hệ xác định theo

$$P = \frac{1}{1 + \Phi} \quad (10-24)$$

2. Sơ đồ nối song song các phần tử. Xác suất đề tại thời điểm khảo sát hệ ở trạng thái của hệ là Q , được xác định như sau:

$$Q = q_1 q_2 \dots q_n \quad (10-25)$$

Kết hợp với biểu thức (10-20), gọi $\text{ctg}\Omega$ là thông số đặc trưng toàn hệ biểu thức (10-25) được viết trong dạng:

$$(1 + \text{ctg}\Omega) = (1 + \text{ctg}\omega_1) (1 + \text{ctg}\omega_2) \dots (1 + \text{ctg}\omega_n) \quad (10-26)$$

Theo định nghĩa từ (10-18) có: $\text{ctg}\Omega = \frac{1}{\Phi}$ và $\text{ctg}\omega_i = \frac{1}{\varphi_i}$

Ta xét trường hợp $n = 2$, có:

$$(1 + \text{ctg}\Omega) = 1 + \text{ctg}\omega_1 + \text{ctg}\omega_2 + \text{ctg}\omega_1 \text{ctg}\omega_2, \text{ nghĩa là}$$

$$\frac{1}{\Phi} = \frac{1 + \varphi_1 + \varphi_2}{\varphi_1 \varphi_2}$$

Từ đây suy ra khi có n phần tử, bỏ qua các vô cùng bé bậc hai trở lên, ta có:

$$\Phi = \frac{\prod_{i=1}^n \varphi_i}{1 + \sum_{i=1}^n \varphi_i} \quad (10-27)$$

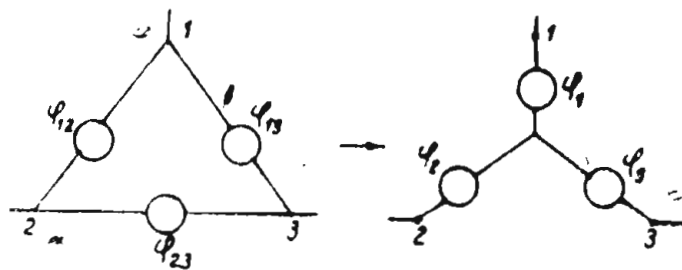
Trong một số trường hợp khi các φ_i rất nhỏ, có thể viết gần đúng

$$\Phi \approx \prod_{i=1}^n \varphi_i \quad (10-28)$$

khi đó đã coi thông số Φ và các φ_i thỏa mãn điều kiện độc lập về biểu thức tích xác suất như đối với Q và q_i ở (10-25).

Sau khi biết Φ , xác định P của hệ theo biểu thức (10-24)

3. Biến đổi sơ đồ « sao — tam giác ». Khi chỉ quan tâm đến xác suất duy trì P của độ tin cậy của hệ cung cấp điện, nhờ phương pháp thông số ta có thể nhận được các biểu thức đơn giản để biến đổi các sơ đồ nối dây khác nhau.



Hình 10-5

Giả thiết mỗi phần tử được đặc trưng bởi thông số sự cố φ_i , cần biến đổi từ sơ đồ nối hình tam giác sang hình sao như trên hình 10-5. Nguyên tắc tương đương giữa hai sơ đồ dựa trên điều kiện không đổi về độ tin cậy giữa hai nút bất kì. Như vậy, chẳng hạn, từ nút 1 đến nút 2 có thể đi bằng hai đường song song và nối tiếp sau :

$$\varphi_{12}/(\varphi_{13} + \varphi_{23}) \text{ hoặc } (\varphi_1 + \varphi_2)$$

Sử dụng những biểu thức (10-23) và (10-27) viết thông số cho các hệ nối tiếp và song song các phần tử, ta có :

$$\varphi_1 + \varphi_2 = \frac{\varphi_{12}(\varphi_{13} + \varphi_{23})}{1 + \varphi_{12} + \varphi_{13} + \varphi_{23}}$$

tương tự như vậy đối với các nút khác, đặt

$$\varphi = \varphi_{12} + \varphi_{13} + \varphi_{23}$$

ta có hệ phương trình sau đây :

$$\varphi_1 + \varphi_2 = \frac{\varphi_{12}(\varphi_{13} + \varphi_{23})}{1 + \varphi}$$

$$\varphi_1 + \varphi_3 = \frac{\varphi_{13}(\varphi_{12} + \varphi_{23})}{1 + \varphi} \quad (10-29)$$

$$\varphi_2 + \varphi_3 = \frac{\varphi_{23}(\varphi_{12} + \varphi_{13})}{1 + \varphi}$$

Giải hệ (10-29) nhận được các biểu thức xác định $\varphi_1, \varphi_2, \varphi_3$

$$\varphi_1 = \frac{\varphi_{12} \varphi_{13}}{1 + \varphi}$$

$$\varphi_2 = \frac{\varphi_{12} \varphi_{23}}{1 + \varphi}$$

$$\varphi_3 = \frac{\varphi_{13} \varphi_{23}}{1 + \varphi}$$

(10-30)

Trong trường hợp φ nhỏ, có thể bỏ qua, biểu thức (10-30) trở thành:

$$\varphi_1 = \varphi_{12} \cdot \varphi_{13}$$

$$\varphi_2 = \varphi_{12} \varphi_{23}$$

$$\varphi_3 = \varphi_{13} \varphi_{23}$$

Nhờ các biểu thức này có thể biến đổi gần đúng từ sơ đồ sao về tam giác như sau:

$$\varphi_1 \varphi_2 = \varphi_{12}^2 \varphi_{13} \varphi_{23} = \varphi_{12}^2 \varphi_3$$

vậy

$$\varphi_{12} = \sqrt{\frac{\varphi_1 \varphi_2}{\varphi_3}}$$

tương tự có

$$\varphi_{13} = \sqrt{\frac{\varphi_1 \varphi_3}{\varphi_2}}$$

(10-31)

$$\varphi_{23} = \sqrt{\frac{\varphi_2 \varphi_3}{\varphi_1}}$$

Sau khi thực hiện các biến đổi trên, tiếp tục xác định thông số Φ toàn hệ và xác suất tin cậy P của hệ như đã trình bày.

Từ những thảo luận trên đây thấy rằng dựa vào thông số φ_i đặc trưng trạng thái sự cố của phần tử, có thể biến đổi gần đúng các sơ đồ có cấu trúc phức tạp trở về đơn giản để xác định giá trị xác suất duy trì P về độ tin cậy của hệ. Trong một số trường hợp có thể coi gần đúng φ_i là xác suất sự cố q_i của phần tử và sử dụng những phép tính xác suất để xác định độ tin cậy của hệ.

10-4. PHƯƠNG PHÁP TÍNH TOÁN XÁC SUẤT

Ở đây độ tin cậy P của hệ có bất kỳ, được xác định dựa trên độ tin cậy p_i hoặc xác suất sự cố $q_i = 1 - p_i$ của các phần tử, thông qua các phép tính xác suất.

1) Hệ gồm n phần tử nối tiếp. Trong trường hợp này ta thành lập biểu thức cho xác suất tin cậy P toàn hệ, vì hệ muốn tin cậy thì tất cả n phần tử phải làm việc, nghĩa là

$$P = P_1 P_2 \dots P_n \quad (10-32)$$

Khi đã cho xác suất sự cố $q_i = 1 - p_i$ của mỗi phần tử, thì biểu thức (10-32) trở thành

$$P = (1 - q_1) (1 - q_2) \dots (1 - q_n)$$

Từ đây tìm được xác suất sự cố Q toàn hệ:

$$Q = 1 - P = 1 - \prod_{i=1}^n (1 - q_i) \quad (10-33)$$

Trong trường hợp mọi q_i đều rất nhỏ, có thể tính gần đúng

$$Q \approx \sum_{i=1}^n q_i \quad (10-34)$$

nghĩa là đã giả thiết các sự cố là những sự kiện hoàn toàn xung khắc, không ở một thời điểm nào có hai thiết bị trở lên đang ở trình trạng sửa chữa. Giả thiết

đó trong nhiều trường hợp không đúng. Chẳng hạn khi q_i đủ lớn, $\sum_{i=1} q_i$ có thể

lớn hơn 1 dẫn đến điều vô lý về khái niệm xác suất. Thực ra khi dùng biểu thức gần đúng trên đây của Q đã loại bỏ những thành phần bậc cao của q_i .

Thí dụ hệ có 2 phần tử nối tiếp có các suất sự cố q_1, q_2 . Theo biểu thức (10-32) viết được

$$P = p_1 p_2 = (1 - q_1)(1 - q_2) = 1 - (q_1 + q_2 - q_1 q_2)$$

như vậy xác suất sự cố Q của hệ phải là

$$Q = q_1 + q_2 - q_1 q_2$$

và có giá trị luôn luôn nhỏ hơn hoặc bằng 1 và có giá trị nhỏ hơn khi xác định theo (10-34). Thành phần $q_1 q_2$ biểu thị khả năng xảy ra sự kiện cả hai phần tử ở trạng thái sửa chữa.

Tóm lại để tránh nhầm lẫn, đối với hệ nối tiếp các phần tử, ta cần viết biểu thức cho xác suất an toàn P của toàn hệ theo (10-32).

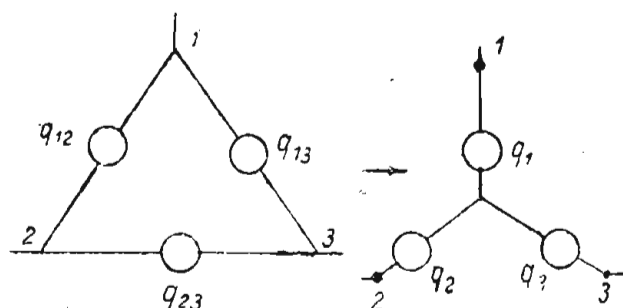
2. Hệ gồm phần tử nối song song. Lập luận tương tự trên đây, ta viết biểu thức cho xác suất sự cố Q toàn hệ, vì hệ chỉ «tắc» khi mọi phần tử sự cố, nghĩa là có:

$$Q = q_1 q_2 \dots q_n \quad (10-35)$$

Tiếp theo xác định

$$P = 1 - Q = 1 - \prod_{i=1}^n q_i \quad (10-36)$$

3. Biến đổi sơ đồ «sao — tam giác». Giả thiết ở sơ đồ tam giác đối với mỗi phần tử đã biết xác suất sự cố q_{ij} . Cần xác định các biểu thức tính xác suất q_i ở sơ đồ hình sao như trên hình 10-6.



Hình 10-6

Tương tự như ở phương pháp thông số, ta viết biểu thức xác suất sự cố giữa hai nút, chẳng hạn giữa nút 1 và 2:

$$\begin{aligned} q_{12} [1 - (1 - q_{13})(1 - q_{23})] &= \\ &= 1 - (1 - q_1)(1 - q_2) \\ q_{12}(q_{13} + q_{23} - q_{13}q_{23}) &= \\ &= q_1 + q_2 - q_1 q_2 \end{aligned}$$

Nếu bỏ qua các vô cùng bé dạng $q_i q_j$ và $q_i q_j q_k$ và viết tương tự cho các nút khác, ta có:

$$\left. \begin{aligned} q_{12}q_{13} + q_{12}q_{23} &= q_1 + q_2 \quad (a) \\ q_{23}q_{13} + q_{23}q_{12} &= q_2 + q_3 \quad (b) \\ q_{12}q_{12} + q_{13}q_{23} &= q_1 + q_3 \quad (c) \end{aligned} \right\} \quad (10-37)$$

Giải hệ (10-37), chẳng hạn (a) + (b) - (c) để tìm q_2 , ta nhận được

$$q_1 = q_{13}q_{12}; \quad q_2 = q_{12}q_{23}; \quad q_3 = q_{13}q_{23} \quad (10-38)$$

nghĩa là xác suất sự cố của phần tử ở hình sao bằng tích xác suất hai phần tử kề nó ở sơ đồ tam giác.

Từ hệ (10-38) tìm được biểu thức biến đổi ngược từ sao ra sơ đồ tam giác

$$q_{12} = \sqrt{\frac{q_1 q_2}{q_3}}; \quad q_{23} = \sqrt{\frac{q_2 q_3}{q_1}}; \quad q_{13} = \sqrt{\frac{q_1 q_3}{q_2}} \quad (10-39)$$

4. Tính theo công thức xác suất toàn phần. Công thức xác suất toàn phần [xem phụ chương 2] suy từ phép cộng và nhân xác suất, được sử dụng để xác định xác suất của sự kiện A , xảy ra đồng thời với một tập đủ các sự kiện không giao nhau $H_1, H_2, \dots, H_n$. Xác suất $P(A)$ được tính nhờ đã biết xác suất các giả thiết (còn gọi là xác suất tiên nghiệm) $P(H_i)$ và các xác suất có điều kiện $P(A/H_i)$, còn gọi là xác suất của sự kiện A khi đã xuất hiện sự kiện H_i .

Áp dụng công thức xác suất toàn phần có thể xác định xác suất tin cậy hoặc sự cố của hệ có cấu trúc phức tạp, dựa vào biểu thức

$$P(A) = \sum_{i=1} P(H_i) P(A/H_i) \quad (10-40)$$

Khi đó mỗi lần ta chọn một phần tử làm cơ bản, trong đó $P(H_1)$ là xác suất tin cậy của phần tử đó và $P(H_1) = 1 - P(\bar{H}_1)$ là xác suất sự cố của phần tử đó. Vậy xác suất tin cậy $P(A)$ của toàn hệ được xác định theo biểu thức

$$P(A) = P(H_1) P(A/H_1) + [1 - P(H_1)] P(A/\bar{H}_1) \quad (10-41)$$

trong đó $P(A/H_1)$ là xác suất tin cậy của hệ khi phần tử 1 (phần tử cơ bản) hoàn toàn tin cậy.

$P(A/\bar{H}_1)$ là xác suất tin cậy của hệ khi phần tử 1 hoàn toàn bị sự cố (hở mạch).

Khi các biểu thức $P(A/H_1)$ còn phức tạp ta tiếp tục chọn phần tử khác làm cơ bản.

Biểu thức (10-41) được sử dụng một cách đối xứng khi quan niệm $P(A)$ là xác suất sự cố của hệ.

Để dễ vận dụng biểu thức (10-40) hoặc (10-41) tính xác suất tin cậy hoặc xác suất sự cố của hệ có cấu trúc phức tạp ta xét trường hợp đơn giản sau: Hệ gồm hai phần tử 1 và 2 mắc song song có xác suất tin cậy p_1, p_2 . Chẳng hạn lấy 1 làm phần tử cơ bản, xác suất tin cậy P của hệ được xác định theo biểu thức

$$P = p_1 P(A/1) + (1 - p_1) P(A/\bar{1}) \quad (10-42)$$

trong đó $P(A/1)$ là xác suất làm việc của hệ khi phần tử 1 hoàn toàn tin cậy (nối liền mạch), trong trường hợp này $P(A/1) = 1$ $P(A/\bar{1})$ là xác suất làm việc của hệ khi phần tử 1 hoàn toàn sự cố (hở mạch), ở đây $P(A/\bar{1}) = p_2$.

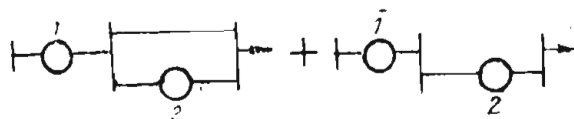
Như vậy việc xác định P trong trường hợp này theo biểu thức (10-42) thực hiện nhờ phép cộng của hai sơ đồ trên hình 10-7. Kết quả nhận được

$$P = p_1 + (1 - p_1) p_2 = p_1 + p_2 - p_1 p_2$$

hoặc thay $p_1 = 1 - q_1$; $p_2 = 1 - q_2$ có $P = 1 - q_1 q_2$, như kết quả theo biểu thức (10-33).

Ở đây có thể sử dụng biểu thức (10-41) khi xét xác suất sự cố $Q(A)$ của toàn hệ. Đối với hệ gồm hai phần tử nối song song có thể viết:

$$Q = q_1 Q(A/\bar{1}) + (1 - q_1) Q(A/1)$$



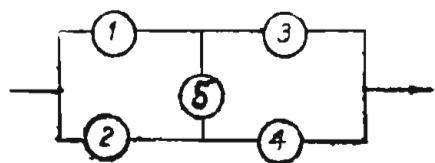
Hình 10-7

trong đó $Q(A/\bar{1})$ là xác suất sự cố của hệ khi phần tử 1 hở mạch, ở đây có $Q(A/\bar{1}) = q_2$.

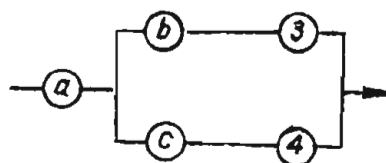
$Q(A/1)$ là xác suất sự cố của hệ khi phần tử 1 liền mạch, ở đây vì hai phần tử song song nên $Q(A/1) = 0$.

Vậy $Q = q_1 q_2$, như kết quả đã nhận được trước đây.

Ví dụ. Tính xác suất vận hành an toàn của hệ có cấu trúc các phần tử như trên hình 10-8, biết rằng xác suất làm việc $p_i, i = \overline{1, 5}$ của mỗi phần tử bằng 0,9.



Hình 10-8



Hình 10-9

Giải theo biến đổi tam giác — sao. Biến đổi tam giác các phần tử 1, 2, 5 thành hình sao gồm các phần tử a, b, c như trên hình 10-9. Theo biểu thức (10-38) có:

$$q_a = q_b = q_c = q_1 q_2 = 0,1. \quad 0,1 = 0,01$$

Từ sơ đồ hình 10-9, có:

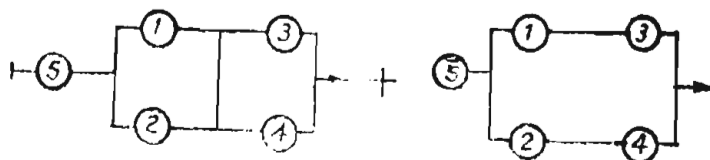
$$p_a = p_b = p_c = 0,99; \quad p_3 = p_4 = 0,9$$

Xác suất vận hành an toàn P của hệ được xác định theo biểu thức nối tiếp, song song các phần tử, ta có:

$$P = p_a [1 - (1 - p_b p_3)(1 - p_c p_4)] = 0,978$$

Giải theo công thức xác suất toàn phần. Lấy phần tử 5 làm cơ sở, xác suất vận hành an toàn $P(A)$ của hệ khi đó được xác định như cộng xác suất tin cậy của hai sơ đồ trên hình 10-10 và theo biểu thức sau:

$$P(A) = p_5 P(A/5) + (1 - p_5) P(A/\bar{5})$$



Hình 10-10

trong đó

$$p_5 = 0,9$$

$$1 - p_5 = 0,1$$

$$P(A/5) = [1 - q_1 q_2] [1 - q_3 q_4] = 0,99^2$$

$$P(A/\bar{5}) = 1 - [(1 - p_1 p_3) (1 - p_2 p_4)] = p_1 p_3 + p_2 p_4 - p_1 p_3 p_2 p_4 = 2 \cdot 0,9^2 + 0,9^4$$

$$\text{Vậy } P = 0,9 \cdot 0,99^2 + 0,1 (2 \cdot 0,9^2 + 0,9^4) = 0,978.$$

10-5. LỰA CHỌN SƠ ĐỒ CUNG CẤP ĐIỆN CÓ XÉT ĐẾN ĐỘ TIN CẬY

Độ tin cậy cung cấp điện phụ thuộc nhiều vào cấu trúc của sơ đồ các phần tử trong hệ. Vì vậy đối với những hệ loại II mà khi mất điện gây thiệt hại về kinh tế, việc lựa chọn phương án nối dây tối ưu cần xét cả khía cạnh tin cậy cung cấp điện.

Thực chất việc lựa chọn này nằm trong khuôn khổ bài toán tối ưu đa chỉ tiêu [xem tập III]. Tuy nhiên trong nhiều trường hợp, để đơn giản mô hình, ta thêm vào hàm mục tiêu chi phí tính toán hàng năm Z một thành phần H , phản ánh giá trị trung bình hàng năm về thiệt hại kinh tế do mất điện, phụ thuộc trực tiếp vào xác suất mất điện của từng phương án cung cấp điện.

Như vậy phương án cung cấp điện tối ưu thường được chọn trong tập các phương án, sao cho đạt

$$\min \{Z_i\}; i = 1, 2, \dots, n \quad (10-43)$$

trong đó

$$Z_i = a_{tc} K_i + Y_i + H_i \quad (10-44)$$

a_{tc} — hệ số tiêu chuẩn hiệu quả vốn đầu tư

K_i — vốn đầu tư của phương án i

Y_i — phí tổn vận hành hàng năm của phương án i ,

H_i — giá trị trung bình (kỳ vọng toán) về thiệt hại kinh tế hàng năm do mất điện khi sử dụng phương án i .

Thường phương án nào có vốn đầu tư lớn thì giá trị Y nhỏ và độ tin cậy cung cấp điện cao, nghĩa là giá trị H bé. Chính mâu thuẫn đó là cơ sở tồn tại của lời giải tối ưu mà người thiết kế cần tìm.

Tiếp theo cần xây dựng biểu thức xác định giá trị H_i :

$$H_i = h_0 W [d/\text{năm}] \quad (10-45)$$

trong đó h_0 là suất thiệt hại kinh tế do ngừng cung cấp điện [d/kWh] bao gồm những thành phần thiệt hại do hư hỏng sản phẩm, ngừng trệ sản xuất, rối loạn quá trình công nghệ v.v...

W là giá trị điện năng trung bình bị thiếu hụt hàng năm do ngừng cung cấp điện.

Giá trị W có thể xác định theo những biểu thức tương tự như sau. Chẳng hạn có thể dựa vào cường độ sự cố λ_i của từng phần tử, ta xác định cường độ dòng sự cố Λ của toàn hệ và thời gian trung bình sửa chữa sự cố T_{sh} toàn hệ [xem chương 9]. Từ đây xác định W như sau.

$$W = \Lambda T_{sh} P_{tb} \quad (10-46)$$

trong đó λ tính theo số lần sự cố trung bình trong một năm, P_{tb} là công suất trung bình năm của phụ tải.

Trong nhiều trường hợp sử dụng xác suất sự cố Q của hệ, khi đó W có thể xác định theo biểu thức :

$$W = Q \cdot T_{\max} P_{\max} \quad (10-47)$$

trong đó xác suất sự cố ngừng cung cấp điện Q được xác định dựa trên xác suất sự cố q_i của các phần tử và cấu trúc hệ. Trong thực tế, giá trị xác suất sự cố q_i của các phần tử trong hệ cung cấp điện không cho trước mà phải xác định thông qua giá trị cường độ sự cố hàng năm λ_i và thời gian trung bình sửa chữa sự cố t_{si} và tu sửa định kỳ t_{di} hàng năm. Khi đó có :

$$q_i = \frac{\lambda_i t_{si} + t_{di}}{8760} \quad (10-48)$$

$T_{\max}$ — thời gian sử dụng công suất cực đại

$P_{\max}$ — công suất cực đại hàng năm của phụ tải.

Qua lập luận trên đây thấy rằng giá trị suất thiệt hại kinh tế h_o do ngừng cung cấp điện có ảnh hưởng nhiều đến quyết định phương án tối ưu. Giá trị h_o quy định càng lớn càng có xu thế chọn phương án có độ tin cậy cung cấp điện cao.

Giả thiết có hai phương án cung cấp điện 1 và 2 có

$$Z_1 = a_{tc}K_1 + Y_1 + H_1 \quad \text{và}$$

$$Z_2 = a_{tc}K_2 + Y_2 + H_2$$

Thông thường nếu $a_{tc}K_1 + Y_1 < a_{tc}K_2 + Y_2$ thì

$$H_1 > H_2$$

Từ đây có thể xác định giá trị giới hạn h_{ogh} , mà khi đó có $Z_1 = Z_2$ theo biểu thức :

$$h_{ogh} = \frac{a_{tc}(K_2 - K_1) + (Y_2 - Y_1)}{W_1 - W_2}$$

Sau đó so sánh h_{ogh} với giá trị h_o quy định, nếu :

— $h_o < h_{ogh}$: phương án 1, nghĩa là phương án có độ tin cậy thấp hơn, được lựa chọn

— $h_o > h_{ogh}$: phương án 2 được lựa chọn

Trong trường hợp có nhiều phương án ta cần xét mối quan hệ giữa giá trị h_{ogh} với các yếu tố khác như công suất phụ tải, độ dài tải điện, tính chất hộ dùng điện, quá trình công nghệ của xí nghiệp v.v...

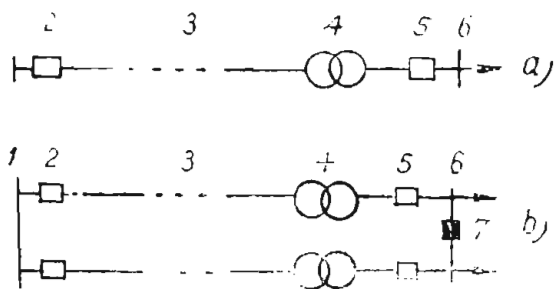
Trong thiết kế cung cấp điện thường cần thiết so sánh phương án không hoặc có dự phòng theo hai sơ đồ tương tự như trên hình 10-11.

Từ phương án nổi đây không dự phòng H.10-11a, để xác định xác suất ngừng cung cấp điện Q toàn hệ, ta có sơ đồ nối tiếp các phần tử theo hình 10-12a: thanh góp (1), máy cắt điện (2,5), đường dây (3), máy biến áp (4) và thanh góp

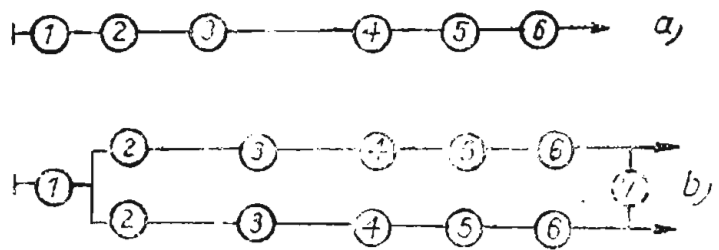
tại hộ dùng điện (6). Mỗi phần tử xác định được q_i . Trong nhiều trường hợp do q_i rất nhỏ nên coi gần đúng :

$$Q \approx \sum_{i=1} q_i$$

Khi cung cấp điện theo phương án có dự phòng, ta có sơ đồ tính toán độ tin cậy toàn hệ theo hình 10-12b. Vì thanh gốp 1 không phân đoạn nên khi sự cố sẽ gây nên mất điện toàn bộ, và trong sơ đồ tính toán H. 10-12b phần tử 1 mắc chung cho cả hai mạch. Nếu máy cắt điện phân đoạn 7 bình thường không làm việc sẽ không có mặt trong sơ đồ H. 10-12b.



Hình 10-11



Hình 10-12

Tiếp theo dựa vào sơ đồ tính toán, xác định được xác suất ngừng cung cấp điện theo những công thức biến đổi ở các mục trước. Tính toán theo sơ đồ này đã kể đến sự kiện ở một mạch đang tu sửa định kì thì sự cố có thể xảy ra ở mạch kia và khả năng xảy ra sự cố đồng thời (trong một khoảng thời gian hữu hạn) ở cả hai mạch, tuy nhiên thường có thể bỏ qua xác suất sự cố đồng thời đó. Ngoài ra khi xét độ tin cậy cung cấp điện cần đề cập đến khả năng chuyển tải của các phần tử, ví dụ về vấn đề này được trình bày ở phụ chương 2.

Những tính toán trên đây phụ thuộc rất nhiều vào những thông tin ban đầu, chủ yếu là số lần sự cố trung bình theo thống kê của đường dây các loại theo độ dài 100km, của các thiết bị trên đơn vị phần tử v.v... Những số liệu này đòi hỏi thống kê lâu dài, thường xuyên và sử dụng những phương pháp gia công, đánh giá có hiệu quả. Hiện nay ở ta cần xây dựng những thông tin này, cũng như cần thống kê, phân tích nhằm xác định được suất thiệt hại kinh tế h_i đối với những loại hộ sử dụng điện (loại II) khác nhau. Để tính toán so sánh các phương án nhằm mục đích minh họa phương pháp, độc giả có thể sử dụng những số liệu cụ thể ở các tài liệu tham khảo về cung cấp điện.

Trên đây, trong chương này đã khảo sát những phương pháp chủ yếu nhằm xác định các chỉ tiêu độ tin cậy của hệ có cấu trúc khác nhau. Những chỉ tiêu đó cho ta những hiểu biết về hệ như: xác suất làm việc an toàn trong khoảng thời gian quy định, thời gian trung bình làm việc an toàn giữa hai sự cố; thời gian trung bình sửa chữa sự cố, hệ số sẵn sàng của hệ v.v... Tuy nhiên trong một số trường hợp thực tế, khi tính sơ bộ thường chỉ quan tâm đến giá trị duy trì của xác suất tin cậy hoặc sự cố của hệ nhằm đánh giá các chỉ tiêu liên quan đến khía cạnh kinh tế.

Những tính toán trong chương này thực chất gắn với việc nghiên cứu những quá trình ngẫu nhiên, nghĩa là khảo sát sự diễn biến trạng thái của hệ

trong thời gian mà ta chỉ tiên đoán được xác suất xuất hiện các trạng thái khác nhau ở thời điểm khảo sát. Bài toán khảo sát quá trình ngẫu nhiên càng trở nên cần thiết khi ta quan tâm cả đến khía cạnh tu sửa, bảo quản hệ, nghĩa là xét đến dòng khôi phục hệ, đối lập với dòng sự cố.

Một công cụ hiệu lực để xét hành vi tin cậy và khả năng khôi phục hệ là sử dụng quá trình ngẫu nhiên Markov. Đó là nội dung của chương tiếp theo.

CHƯƠNG 11

SỬ DỤNG QUÁ TRÌNH NGẪU NHIÊN MARKOV ĐÁNH GIÁ ĐỘ TIN CẬY

11.1. NHỮNG KHÁI NIỆM CƠ BẢN VỀ QUÁ TRÌNH MARKOV

Trong thực tế khi nghiên cứu sự phát triển của một hệ ta thấy có rất nhiều yếu tố ngẫu nhiên tác động lên hệ đó. Để mô tả, đánh giá một cách định lượng về ảnh hưởng của những yếu tố đó, nhằm xây dựng sách lược điều khiển tối ưu sự phát triển của hệ, cần phải xây dựng mô hình xác suất để khảo sát hệ. Khi đó coi quá trình phát triển theo thời gian của hệ là một quá trình ngẫu nhiên mà công cụ toán học hiệu lực ở đây là quá trình ngẫu nhiên Markov.

Thí dụ có một hệ vật lý S nào đó mà trạng thái của nó biến đổi theo thời gian một cách ngẫu nhiên. Khi đó ta gọi trong hệ diễn ra một quá trình ngẫu nhiên.

Quá trình ngẫu nhiên của hệ gọi là quá trình Markov khi thỏa mãn điều kiện sau đây :

Ở thời điểm t_0 giá trị xác suất để hệ chuyển sang trạng thái bất kỳ khác trong tương lai với $t > t_0$, chỉ phụ thuộc vào trạng thái hiện tại ($t = t_0$) mà không phụ thuộc vào quá khứ, nghĩa là không cần biết hệ đã đến trạng thái hiện tại khi nào và bằng cách nào. Nói cách khác ở quá trình Markov giả thiết là tương lai phụ thuộc quá khứ thông qua hiện tại, hoặc còn gọi Markov là tính chất của hệ có nhớ thông qua hiện tại.

Quá trình Markov có thể định nghĩa theo ngôn ngữ xác suất như sau :

Nếu có những thời điểm $t_1 > t_2 > t_3 > \dots > t_n$ sẽ có

$$\begin{aligned} P\{S(t_1) = S_1 | S(t_2) = S_2; S(t_3) = S_3, \dots, S(t_n) = S_n\} = \\ = P\{S(t_1) = S_1 | S(t_2) = S_2\} \end{aligned} \quad (11-1)$$

trong đó $S(t_k) = S_k$; $k = 1, 2, \dots, n$ là tại thời điểm t_k hệ ở trạng thái S_k .

Biểu thức (11-1) chỉ ra rằng : Xác suất để hệ ở trạng thái S_1 tại thời điểm t_1 trong tương lai, khi hiện tại ($t = t_2$) hệ đang ở S_2 và trước đó hệ ở $S_3, S_4, \dots, S_n$, cũng bằng xác suất để hệ ở trạng thái S_1 tại thời điểm t_1 khi chỉ

biết hiện tại hệ ở trạng thái S_2 . Điều đó có nghĩa là hiện biết về những đại lượng thuộc trạng thái quá khứ của hệ S , đối với phân phối xác suất của hàm S trong tương lai, không đem lại thông tin nhiều hơn sự hiểu biết về đại lượng duy nhất ở hiện tại của S . Nói cách khác, nếu $S(t)$ là quá trình Markov thì tương lai của nó $S(t_1)$, với $t_1 > t$, sẽ độc lập ngẫu nhiên với quá khứ $S(t_2)$ với $t_2 < t$.

Với giả thiết quá trình ngẫu nhiên là Markov các tính toán đơn giản nhiều và hiện được áp dụng rộng rãi để nghiên cứu các quá trình vật lý rất khác nhau trong kỹ thuật, trong kinh tế, trong sinh vật. Tuy nhiên để ngày càng cố gắng tiệm cận với thực tế trong một số trường hợp phải sử dụng quá trình nửa Markov (semiMarkov) hoặc không Markov.

Quá trình Markov được phân ra: quá trình với các trạng thái rời rạc trong thời gian liên tục. Khi đó các trạng thái có thể của hệ là một tập đếm được $S_1, S_2, S_3, \dots$ và theo thời gian hệ chuyển một cách nhảy cóc từ trạng thái này sang trạng thái khác với một xác suất nào đó tại một thời điểm chưa xác định.

Ngoài ra nếu sự chuyển của hệ giữa các trạng thái chỉ xảy ra ở những thời điểm nhất định $t_1, t_2, \dots$ còn ở khoảng giữa các thời điểm đó hệ giữ nguyên trạng thái cũ, thì gọi là quá trình Markov có trạng thái và thời gian rời rạc khi đó còn gọi là xích Markov.

Sau đây sẽ nghiên cứu những đại lượng đặc trưng của hệ ở hai quá trình đó.

11-2. QUÁ TRÌNH MARKOV CÓ CÁC TRẠNG THÁI VÀ THỜI GIAN RỜI RẠC, XÍCH MARKOV.

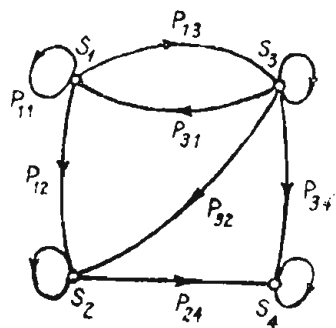
Giả thiết hệ S có thể ở các trạng thái $S_1, S_2, \dots, S_n$ và sự chuyển ngẫu nhiên của hệ từ trạng thái này đến trạng thái khác chỉ xảy ra tại những thời điểm $t_1, t_2, \dots, t_k$ gọi là những bước của quá trình.

Ta khảo sát hành vi của quá trình ngẫu nhiên trong hệ S tại những bước $1, 2, \dots, k$.

Kí hiệu $S_i(k)$ là sự kiện hệ ở trạng thái i tại bước k , hoặc sau k bước kể từ trạng thái ban đầu. Giả thiết tại mỗi bước hệ chỉ có thể ở một trong n trạng thái. Vậy tập $S_1(k), S_2(k), \dots, S_n(k), k = 0, 1, 2, \dots$ là tạo thành một không gian đủ các sự kiện không giao nhau, có tổng xác suất bằng đơn vị. Bây giờ ta khảo sát quá trình ngẫu nhiên như sự liên tiếp của một xích các sự kiện $S_i(k)$.

Tập các trạng thái có thể của quá trình S và xác suất chuyển p_{ij} từ S_i đến S_j , cũng như xác suất p_{ii} ở lại trạng thái S_i , thường được mô tả theo dạng graph (đồ thị) như trên hình 11-1.

Chuỗi các trạng thái $S_1, S_2, \dots$ gọi là xích Markov, nếu ở mỗi bước, xác suất chuyển P_{ij} không phụ thuộc vào điều là hệ đã đến trạng thái S_i khi nào và bằng cách nào. Nghĩa là xác suất để hệ ở trạng thái j nào đó chỉ phụ thuộc vào trạng thái ngay trước đó và xác suất chuyển trạng thái P_{ij} . Từ đây cũng thấy rằng đối với quá trình Markov để hiểu hoàn toàn nó, nghĩa là biết xác suất các trạng thái của hệ tại những thời điểm khác nhau, ta chỉ cần biết trạng thái ban đầu và quy tắc chuyển trạng thái. Quy tắc này chính là các giá trị xác suất chuyển P_{ij} .



Hình 11-1

Như lập luận trên đây thấy rằng, ta cần quan tâm đến các giá trị xác suất trạng thái $p\{S_i(k)\}$ và kí hiệu:

$p_i(k) = p\{S_i(k)\}$ là xác suất để hệ ở trạng thái S_i tại bước thứ k . Ở mỗi bước đều có

$$\sum_{i=1} p_i(k) = 1; k = 0, 1, 2, \dots \quad (11-2)$$

Bài toán đặt ra là: Biết trạng thái ban đầu của hệ và xác suất chuyển $P_{ij}(k)$ hoặc ở lại $P_{ii}(k)$ của các trạng thái tại bước k . Cần xác định xác suất $p_i(k)$ để tại bước $(k = 0, 1, 2, \dots)$ hệ ở trạng thái S_i ; $i = 1, 2, \dots, n$.

Trong nhiều trường hợp giả thiết các giá trị P_{ij} là hằng số trong các bước, khi đó ta có xích Markov đồng nhất.

Trước hết ta khảo sát xích Markov đồng nhất của hệ S gồm số hữu hạn n trạng thái, đã biết xác suất chuyển giữa các trạng thái p_{ij} trong dạng ma trận sau:

$$[P_{ij}] = \begin{bmatrix} P_{11} & P_{12} & \dots & P_{1n} \\ P_{21} & P_{22} & \dots & P_{2n} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ P_{n1} & P_{n2} & \dots & P_{nn} \end{bmatrix} \quad (11-3)$$

Vì tại mỗi bước hệ chỉ hoặc ở lại trạng thái cũ, hoặc chuyển sang một trong $(n - 1)$ trạng thái còn lại, nên tổng các giá trị xác suất theo từng hàng ở ma trận (11-3) luôn bằng 1, nghĩa là

$$\sum_{k=1} P_{ik} = 1 \text{ với } i = 1, 2, \dots, n$$

Tiếp theo đưa vào ma trận xác suất chuyển $[P_{ij}]$, biết trạng thái ban đầu của hệ, xác định xác suất trạng thái $p_i(k)$ của hệ ở bước k nào đó.

Giả thiết ban đầu hệ ở trạng thái S_m , nghĩa là biết:

$$p_1(0) = p_2(0) = \dots = p_{m-1}(0) = p_{m+1}(0) = \dots = p_n(0) = 0 \text{ và } p_m(0) = 1.$$

Tại bước 1 hệ chuyển từ trạng thái S_m đến các trạng thái $S_1, S_2, \dots, S_n$ với các xác suất:

$$P_{m1}, P_{m2}, \dots, P_{mm}, \dots, P_{mn}$$

Khi ấy hệ sẽ ở các trạng thái $S_1, S_2, \dots, S_n$ với các xác suất

$$p_1(1) = P_{m1}; p_2(1) = P_{m2}, \dots, p_m(1) = P_{mm}, \dots, p_n(1) = P_{mn} \quad (11-4)$$

Tiếp theo cần xác định xác suất trạng thái của hệ tại bước 2, đó là $p_1(2), p_2(2), \dots, p_n(2)$.

Ta sử dụng công thức xác suất toàn phần với giả thiết là tại bước 2 hệ có thể ở trạng thái 1 với điều kiện: tại bước 1 hệ ở S_1 và sau đó ở lại S_1 , hoặc tại bước 1 hệ ở S_2 và sau đó chuyển đến S_1 v.v..., nghĩa là viết được:

$$\begin{aligned} p_1(2) &= p_1(1)P_{11} + p_2(1)P_{21} + \dots + p_n(1)P_{n1} \\ p_2(2) &= p_1(1)P_{12} + p_2(1)P_{22} + \dots + p_n(1)P_{n2} \\ &\vdots \\ p_n(2) &= p_1(1)P_{1n} + p_2(1)P_{2n} + \dots + p_n(1)P_{nn} \end{aligned} \quad (11-5)$$

trong đó $p_1(1), p_2(1), \dots, p_n(1)$ xác định theo (11-4). Từ đây có thể viết biểu thức xác định xác suất trạng thái tại bước 2.

$$p_i(2) = \sum_{j=1}^n p_j(1) P_{ji} \text{ với } i = 1, 2, \dots, n \quad (11-6)$$

Các giá trị $p_i(2)$ phụ thuộc vào xác suất trạng thái ở bước 1 và ma trận xác suất chuyển trạng thái P_{ij} .

Một cách tổng quát, biết trạng thái đầu của hệ, có thể xác định xác suất trạng thái của hệ ở bước k theo biểu thức:

$$p_i(k) = \sum_{j=1}^n p_j(k-1) P_{ji} \text{ với } i = 1, 2, \dots, n \quad (11-7)$$

Những biểu thức xác suất trạng thái trên đây có thể nhận được nhờ cách diễn đạt ma trận đơn giản như sau:

Từ biểu thức (11-5) viết được trong dạng

$$[p(k)] = [p(k-1)] [P_{ij}] \quad (11-8)$$

trong đó $[p(k)]$ là ma trận hàng bậc 1 các phần tử của nó là xác suất trạng thái ở bước k . Ta có định nghĩa tương tự đối với $p(k-1)$.

$[P_{ij}]$ là ma trận vuông bậc $n \times n$ các xác suất chuyển trạng thái.

Theo tính chất truy toán, biểu thức (11-8) có thể viết tiếp như sau:

$$[p(k)] = [p(k-2)] [P_{ij}]^2 \quad (11-9)$$

và có dạng tổng quát.

$$[p(k)] = [p(0)] [P_{ij}]^{k-1} \quad (11-10)$$

Biểu thức (11-10) cho ta thuật toán xác định xác suất các trạng thái của hệ tại bước thời gian k , khi viết vector xác suất trạng thái ban đầu $[p(0)]$ và xác suất chuyển $[P_{ij}]$ giữa các trạng thái.

Thí dụ 1. Một thiết bị có thể ở một trong 4 trạng thái sau đây:

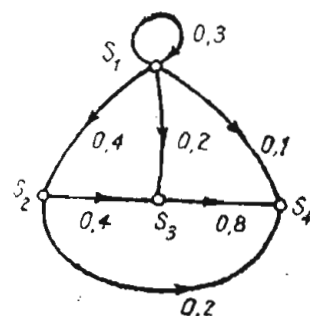
S_1 — thiết bị làm việc; S_2 — có hư hỏng nhẹ; S_3 — có hư hỏng nặng; S_4 — bị hỏng hoàn toàn

Ở đây chưa khảo sát quá trình sửa chữa và xác suất chuyển P_{ij} giữa các trạng thái được ghi trên hình 11-2.

Ban đầu thiết bị ở trạng thái S_1 . Xác định xác suất $p_i(k)$ để thiết bị ở các trạng thái khác nhau tại các bước 1, 2, 3, 4. Ở đây mỗi bước có thể lấy 1 năm.

Từ graph trạng thái ta có ma trận xác suất chuyển P_{ij} :

$$[P_{ij}] = \begin{bmatrix} 0,3 & 0,4 & 0,2 & 0,1 \\ 0 & 0,4 & 0,4 & 0,2 \\ 0 & 0 & 0,3 & 0,7 \\ 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}$$



Hình 11-2

Theo giả thiết có $p_1(0) = 1$ và $p_i(0) = 0$ với $i = 2, 3, 4$.

Tại bước $k = 1$ thiết bị ở các trạng thái S_1, S_2, S_3, S_4 với các xác suất sau :

$$p_1(1) = I_{11} = 0,3; \quad p_2(1) = I_{12} = 0,4; \quad p_3(1) = I_{13} = 0,2; \quad p_4(1) = P_{41} = 0,1.$$

Kết quả này có thể tìm được nhờ biểu thức (11-10) với

$$[p(1)] = [p(0)] [P_{ij}].$$

Ở đây có

$$[p_1(1) \ p_2(1) \ p_3(1) \ p_4(1)] [P_{ij}] = [1 \ 0 \ 0 \ 0] [P_{ij}] = [0,3 \ 0,4 \ 0,2 \ 0,1].$$

Tiếp theo ta xác định xác suất trạng thái tại bước $k = 2$.

Căn cứ vào h. 11-2 và biểu thức (11-6), ta có :

$$p_1(2) = p_1(1) P_{11} = 0,3 \cdot 0,3 = 0,09.$$

$$p_2(2) = p_1(1) P_{12} = p_2(1) P_{22} = 0,3 \cdot 0,4 + 0,4 \cdot 0,4 = 0,28$$

$$p_3(2) = p_1(1) P_{13} + p_2(1) P_{23} + p_3(1) P_{33} = 0,28$$

$$p_4(2) = p_1(1) P_{14} + p_2(1) P_{24} + p_3(1) P_{34} + p_4(1) P_{44} = 0,35$$

Kết quả trên đây có thể nhận từ phép tính sau :

$$[p(2)] = [p(1)] [P_{ij}] = [0,3 \ 0,4 \ 0,2 \ 0,1] [P_{ij}] = [0,09 \ 0,28 \ 0,28 \ 0,35].$$

Tương tự, xác định được

$$[p_1(3) \ p_2(3) \ p_3(3) \ p_4(3)] = [p(2)] [P_{ij}] = [0,027 \ 0,148 \ 0,214 \ 0,611]$$

$$[p_1(4) \ p_2(4) \ p_3(4) \ p_4(4)] = [p(3)] [P_{ij}] = [0,0081 \ 0,07 \ 0,1288 \ 0,7931]$$

Từ kết quả trên đây thấy rằng khi không xét đến quá trình sửa chữa, thì càng sau nhiều bước thời gian, xác suất để hệ ở trạng thái hỏng hoàn toàn $p_4(k)$ càng lớn. Tất nhiên khi $k \rightarrow \infty$ sẽ có $p_4(\infty) = 1$, nghĩa là thiết bị tất yếu hỏng.

Trong trường hợp xích Markov là không đồng nhất, nghĩa là ma trận xác suất chuyển trạng thái $[P_{ij}]$ có giá trị khác nhau ở từng bước, và kí hiệu là $[P_{ij}(k)]$. Khi đó xác suất trạng thái của hệ tại bước k vẫn xác định tương tự như biểu thức (11-8) trong dạng :

$$[p(k)] = [p(k-1)] [P_{ij}(k)] \quad (11-11)$$

Qua thí dụ trên đây thấy rằng các phần tử ở ma trận hàng các xác suất trạng thái $p_i(k)$ biến đổi, phụ thuộc vào số bước k . Khi k tăng dần những giá trị $p_i(k)$ tiến đến giá trị duy trì. Để khảo sát tính chất đó ta xét tiếp thí dụ sau :

Thí dụ 2. Thời tiết ở một vùng theo thống kê thấy như sau : không bao giờ có 2 ngày nắng liên nhau. Nếu hôm nay nắng thì ngày mai với khả năng như nhau có thể mưa hoặc mát trời. Nếu hôm nay mưa hoặc mát trời thì với xác suất 0,5 là ngày mai thời tiết không đổi. Nhưng nếu đổi thì chỉ một nửa số trường hợp trời sẽ nắng, còn một nửa số trường hợp mưa thành mát trời hoặc ngược lại.

Biết rằng hôm nay vùng đó nắng. Xác định xác suất trạng thái thời tiết của 1, 2, 3... ngày sau.

Ký hiệu thời tiết	nắng :	N
	mưa	M
	mát trời	MT

Đó là 3 trạng thái của hệ cần khảo sát. Căn cứ vào số liệu thống kê, lập ma trận xác suất chuyển giữa các trạng thái như sau :

$$P_{ij} = \begin{matrix} & \begin{matrix} M & N & MT \end{matrix} \\ \begin{matrix} M \\ N \\ MT \end{matrix} & \begin{bmatrix} 0,5 & 0,25 & 0,25 \\ 0,5 & 0 & 0,50 \\ 0,25 & 0,25 & 0,5 \end{bmatrix} \end{matrix}$$

Graph trạng thái được vẽ trên hình 11-3

Dựa vào biểu thức (11-10) có thể xác định được xác suất các trạng thái của hệ sau một số ngày khác nhau.

Ở thí dụ trên trạng thái ban đầu của hệ có :

$$p_N(0) = 1; p_M(0) = 0; p_{MT}(0) = 0$$

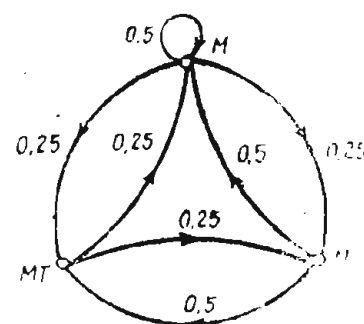
Sau ngày thứ nhất tính được :

$$p_M(1) = 0,5; p_{MT}(1) = 0,5; p_N(1) = 0$$

Sau hai ngày có :

$$p_M(2) = 0,375; p_N(2) = 0,25;$$

$$p_{MT}(2) = 0,375$$



Hình 11-3

Khi thay đổi trạng thái ban đầu, vẫn sử dụng biểu thức (11-10) ta xác định được xác suất các trạng thái của hệ tại bước k khi trạng thái ban đầu thay đổi. Trong trường hợp thí dụ trên đây, kết quả dự báo thời tiết sau ba ngày có :

$$p(3) = \begin{matrix} & \begin{matrix} M & N & MT \end{matrix} \\ \begin{matrix} M \\ N \\ MT \end{matrix} & \begin{bmatrix} 0,437 & 0,187 & 0,375 \\ 0,398 & 0,203 & 0,398 \\ 0,398 & 0,199 & 0,402 \end{bmatrix} \end{matrix}$$

Tiếp tục tính theo biểu thức (11-10), thời tiết sau 8 ngày nhận được các giá trị xác suất trạng thái sau :

$$p(8) = \begin{matrix} & \begin{matrix} M & N & MT \end{matrix} \\ \begin{matrix} M \\ N \\ MT \end{matrix} & \begin{bmatrix} 0,4 & 0,2 & 0,4 \\ 0,4 & 0,2 & 0,4 \\ 0,4 & 0,2 & 0,4 \end{bmatrix} \end{matrix}$$

Từ đây thấy rằng sau 8 ngày (giá trị ở các hàng của ma trận xác suất trạng thái $p(8)$ như nhau, nghĩa là xác suất xuất hiện thời tiết duy trì ở vùng đó là khoảng 40% ngày mưa, 20% ngày nắng và 40% ngày mát trời, không phụ thuộc vào thời tiết ngày xuất phát để tính. Ma trận trên có thể viết thành ma trận hàng

$$p(8) = [0,4 \quad 0,2 \quad 0,4]$$

Sau bước 8 các giá trị xác suất này không đổi và gọi là ma trận xác suất hành vi giới hạn của hệ, kí hiệu là π .

Ở đây π có dạng $\pi = [\pi_1 \quad \pi_2 \quad \pi_3]$.

Trong đó π_i là xác suất duy trì của hệ ở trạng thái i khi $t \rightarrow \infty$.

Trong một số trường hợp π còn gọi là véc-tơ bất động.

Giá trị các thành phần của π có thể xác định khi giải phương trình ma trận sau :

$$\pi \cdot [P_{ij}] = \pi \quad (11-12)$$

Trong đó $[P_{ij}]$ là ma trận xác suất chuyển giữa các trạng thái của hệ

và thỏa mãn điều kiện
$$\sum_{i=1}^n \pi_i = 1 \quad (11-13)$$

Trong thí dụ 2 giá trị véc-tơ π được xác định như sau :

$$[\pi_1 \ \pi_2 \ \pi_3] \cdot \begin{bmatrix} 0,5 & 0,25 & 0,25 \\ 0,5 & 0 & 0,5 \\ 0,25 & 0,25 & 0,5 \end{bmatrix} = [\pi_1 \ \pi_2 \ \pi_3]$$

và

$$\pi_1 + \pi_2 + \pi_3 = 1$$

Khai triển có :

$$0,5\pi_1 + 0,5\pi_2 + 0,25\pi_3 = \pi_1$$

$$0,25\pi_1 + 0\pi_2 + 0,25\pi_3 = \pi_2$$

$$0,25\pi_1 + 0,5\pi_2 + 0,5\pi_3 = \pi_3$$

$$\pi_1 + \pi_2 + \pi_3 = 1$$

Giải ra có $\pi = [0,4 \ 0,2 \ 0,4]$

Ý nghĩa của xác suất hành vi giới hạn, hoặc còn gọi là xác suất trạng thái duy trì của hệ sẽ đề cập tới ở mục sau.

11-3. QUÁ TRÌNH MARKOV CÓ TRẠNG THÁI RỜI RẠC TRONG THỜI GIAN LIÊN TỤC

Trong thực tế có nhiều trường hợp hệ chuyển từ trạng thái này sang trạng thái khác không vào những thời điểm bất định mà ở những thời điểm bất kỳ, ngẫu nhiên. Thí dụ thời điểm xảy ra sự cố hoặc thời điểm chữa xong sự cố đều là ngẫu nhiên.

Để mô tả hành vi của hệ trong trường hợp này có thể dùng quá trình Markov với trạng thái rời rạc và thời gian liên tục, còn gọi là xích Markov liên tục. Sau đây trình bày phương pháp xác định xác suất các trạng thái của hệ trong quá trình này.

Giả thiết hệ S được mô tả bởi n hữu hạn trạng thái $S_1, S_2, \dots, S_n$. Ký hiệu $p_i(t)$ là xác suất để ở thời điểm t hệ ở trạng thái S_i ; $i=1, \dots, n$ và đối với thời điểm bất kỳ luôn luôn có :

$$\sum_{i=1}^n p_i(t) = 1 \quad (11-14)$$

Cần xác định $p_i(t)$; $i = \overline{1, n}$

Trong trường hợp này không thể sử dụng các giá trị xác suất chuyển giữa các trạng thái P_{ij} như ở mục trước, vì khi này nói một cách chính xác, giá trị xác suất chuyển nhảy cóc từ trạng thái này sang trạng thái khác ở đúng thời điểm t là bằng không (tương tự xác suất nhận giá trị cụ thể nào đó ở đại lượng ngẫu nhiên liên tục là bằng không). Ở đây thay thế cho P_{ij} phải đưa vào khái niệm mật độ xác suất chuyển trạng thái λ_{ij} .

Giả thiết ở thời điểm t hệ ở trạng thái S_i . Khảo sát một khoảng thời gian tiếp theo Δt , hệ sẽ chuyển đến trạng thái S_j với xác suất $P_{ij}(\Delta t)$. Khi đó mật độ xác suất chuyển trạng thái λ_{ij} được xác định theo

$$\lambda_{ij} = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{P_{ij}(\Delta t)}{\Delta t} \quad (11-15)$$

Mật độ xác suất λ_{ij} chỉ xác định với $j \neq i$. Từ biểu thức (11-15) có thể xác định $P_{ij}(\Delta t)$ khi Δt đủ nhỏ:

$$P_{ij}(\Delta t) \approx \lambda_{ij} \cdot \Delta t \quad (11-16)$$

Nếu mọi λ_{ij} không phụ thuộc vào thời điểm t thì quá trình Markov là đồng nhất, nếu λ_{ij} phụ thuộc t , có dạng $\lambda_{ij}(t)$, quá trình Markov là không đồng nhất.

Giả thiết hệ S được mô tả nhờ các trạng thái S_1, S_2, S_3, S_4 như trên graph trạng thái hình 11-4 với các mật độ xác suất chuyển trạng thái λ_{ij} của các cặp S_i, S_j . Sau đây sẽ trình bày phương pháp sử dụng phương trình Kolmogorov để xác định các xác suất trạng thái của hệ

$$P_i(t); i = 1, 2, 3, 4.$$

Khảo sát $p_1(t + \Delta t)$ là xác suất để tại thời điểm $t + \Delta t$ hệ ở trạng thái S_1 . Sự kiện này có thể xảy ra nhờ hai cách (xem hình 11-4) hoặc là hợp bởi 2 sự kiện sau:

1. Tại thời điểm t hệ ở S_1 , sau Δt hệ không ra khỏi S_1
2. Tại thời điểm t hệ ở S_3 , sau Δt hệ chuyển đến S_1 .

Xác suất của sự kiện 1 chính là tích của xác suất $p_1(t)$ với xác suất có điều kiện là sau Δt hệ không chuyển sang S_2 . Vậy xác suất của sự kiện 1 là:

$$p_1(t) (1 - \lambda_{12} \Delta t)$$

Tương tự, xác suất của sự kiện 2 chính là tích của xác suất để tại thời điểm t hệ ở S_3 , đó là $p_3(t)$, với xác suất chuyển từ S_3 sang S_1 trong Δt , là $\lambda_{31} \cdot \Delta t$.

Vậy xác suất của sự kiện 2 là

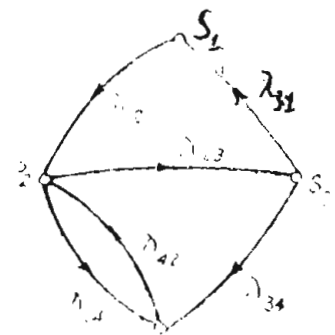
$$p_3(t) \cdot \lambda_{31} \cdot \Delta t$$

Hợp của hai sự kiện trên, xác định được xác suất để tại thời điểm $(t + \Delta t)$ hệ ở trạng thái S_1 , đó là $p_1(t + \Delta t)$:

$$p_1(t + \Delta t) = p_1(t) (1 - \lambda_{12} \cdot \Delta t) + p_3(t) \lambda_{31} \Delta t$$

Biến đổi và lấy giới hạn có:

$$\lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{p_1(t + \Delta t) - p_1(t)}{\Delta t} = -\lambda_{12} p_1(t) + \lambda_{31} p_3(t)$$



Hình 11-4

$$\text{Kết quả: } \frac{dp_1(t)}{dt} = -\lambda_{12}p_1(t) + \lambda_{31}p_3(t) \quad (11-17)$$

Biểu thức (11-17) là phương trình vi phân ứng với $p_1(t)$. Tương tự, ta lập cho $p_2(t)$ và $p_3(t)$ dựa trên hình 11-4 như sau:

Xác suất để ở thời điểm $(t + \Delta t)$ hệ ở S_2 , ký hiệu là $p_2(t + \Delta t)$, được xác định như xác suất hợp của 3 sự kiện sau đây:

1. Tại thời điểm t hệ đã ở S_2 , sau Δt hệ vẫn ở S_2 . Sự kiện này có xác suất là tích của $p_2(t)$ với $(1 - \lambda_{23}\Delta t - \lambda_{24}\Delta t)$.

Trong đó $(1 - \lambda_{23}\Delta t - \lambda_{24}\Delta t)$ là xác suất để sau Δt hệ không chuyển sang trạng thái S_3 và cũng không sang S_4 . Vậy xác suất của sự kiện 1 được viết gần đúng trong dạng:

$$p_2(t)(1 - \lambda_{23}\Delta t - \lambda_{24}\Delta t)$$

2. Tại thời điểm t hệ ở trạng thái S_1 , sau Δt hệ chuyển đến S_2 . Xác suất của sự kiện này là:

$$p_1(t) \cdot \lambda_{12} \cdot \Delta t$$

3. Tại thời điểm t hệ ở trạng thái S_4 , sau Δt hệ chuyển đến S_2 . Xác suất của sự kiện này là

$$p_4(t) \cdot \lambda_{42} \cdot \Delta t$$

Từ đây biểu thức xác định $p_2(t + \Delta t)$ có dạng:

$$p_2(t + \Delta t) = p_2(t) \cdot (1 - \lambda_{23}\Delta t - \lambda_{24}\Delta t) + p_1(t) \lambda_{12} \Delta t + p_4(t) \lambda_{42} \Delta t$$

Biến đổi và lấy giới hạn có:

$$\frac{dp_2(t)}{dt} = -\lambda_{23}p_2(t) - \lambda_{24}p_2(t) + \lambda_{12}p_1(t) + \lambda_{42}p_4(t) \quad (11-18)$$

Tương tự có thể viết cho các xác suất trạng thái $p_3(t)$ và $p_4(t)$. Hệ phương trình vi phân mô tả xác suất các trạng thái dạng trên đây được gọi là các phương trình Kolmogorov:

$$\begin{aligned} \frac{dp_1}{dt} &= -\lambda_{12}p_1 + \lambda_{31}p_3 \\ \frac{dp_2}{dt} &= -\lambda_{23}p_2 - \lambda_{24}p_2 + \lambda_{12}p_1 + \lambda_{42}p_4 \\ \frac{dp_3}{dt} &= -\lambda_{31}p_3 - \lambda_{34}p_3 + \lambda_{23}p_2 \\ \frac{dp_4}{dt} &= -\lambda_{42}p_4 + \lambda_{24}p_2 + \lambda_{34}p_3 \end{aligned} \quad (11-19)$$

Trong thực tế khi khảo sát xác suất trạng thái của một hệ cụ thể, ta không cần thành lập các phương trình vi phân trên đây theo cách phân tích xác suất đã nêu, mà hệ phương trình (11-19) có thể viết trực tiếp dựa trên graph trạng thái hình 11-4 theo quy tắc sau:

Vẽ trái ghi đạo hàm $\frac{dp_i(t)}{dt}$ của xác suất trạng thái S_i cần tìm. Số thành phần ở vế phải bằng số những mũi tên liên hệ giữa trạng thái S_i đó với các

trạng thái khác. Thành phần sẽ mang dấu cộng (+) nếu mũi tên hướng vào S_i , mang dấu trừ (−) nếu mũi tên từ S_i đi ra. Mỗi thành phần là tích của mật độ xác suất λ_{ij} của mũi tên đó và xác suất trạng thái, mà từ đó mũi tên đi ra.

Hệ (11-19) có thể giải nhờ phép tính tích phân với điều kiện đầu $t = 0$

ứng với trạng thái ban đầu của hệ và luôn thỏa mãn đẳng thức $\sum_{i=1} p_i(t) = 1$.

Trong nhiều trường hợp có thể chuyển sang dạng đại số nhờ phép biến đổi ảnh Laplace để giải.

Việc xác định các xác suất trạng thái $p_i(t)$ theo hệ phương trình vi phân Kolmogorov trên đây trong trường hợp hệ có cấu trúc phức tạp trở nên rất cồng kềnh. Vì vậy trong thực tế thường quan tâm đến giai đoạn mà khi đó giá trị các xác suất $p_i(t)$ trở thành hằng số và gọi là xác suất trạng thái duy trì hoặc là hành vi giới hạn của hệ. Tiếp theo đưa ra phương pháp xác định các xác suất duy trì p_i đó.

Hành vi giới hạn của hệ. Trong quá trình tiếp diễn, về lý thuyết khi $t \rightarrow \infty$ các giá trị xác suất $p_i(t)$ ở hệ (11-14) sẽ đạt đến một giá trị duy trì p_i nào đó theo điều kiện sau đây:

Nếu hệ S có số trạng thái là hữu hạn và nếu xuất phát từ một trạng thái ban đầu nào đó, sau một số bước hệ có thể chuyển đến từng trạng thái bất kỳ khác, thì khi đó tồn tại vectơ xác suất hành vi giới hạn p_i (còn kí hiệu là π_i), $i = 1, 2, \dots, n$, mà các giá trị của chúng là hằng số và không phụ thuộc vào trạng thái xuất phát ban đầu.

Thí dụ những hệ có graph trạng thái trên hình 11-3 và hình 11-4 thỏa mãn điều kiện trên đây. Những hệ mà qua trình diễn biến có xảy ra trạng thái «tắc» hoặc còn gọi là trạng thái «hấp thụ» hoặc «từ chối» như các graph trạng thái H. 11-1, H. 11-2 sẽ không tồn tại hành vi giới hạn vì biết ngay khi $t \rightarrow \infty$ có:

$$p_1 = p_2 = \dots = p_k = 0; p(\text{tắc}) = 1$$

Ngoài ra quá trình đi đến trạng thái tắc phụ thuộc vào trạng thái xuất phát.

Các giá trị xác suất trạng thái duy trì p_i được xác định khi giải hệ (11-14) với điều kiện thay $\frac{dp_i(t)}{dt} = 0$, nghĩa là giải hệ phương trình đại số dạng (11-14).

Kết quả này có thể nhận được khi sử dụng phương pháp xác định vector bất động – như biểu thức (11-12). Ở đây

$$[p] = [\pi] = [\pi][p_{ij}]$$

trong đó cần biến đổi các giá trị λ_{ij} để có dạng xác suất chuyển trạng thái.

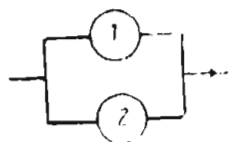
Một cách gần đúng có thể coi $P_{ij} \approx \lambda_{ij}t$, ... trong đó t là khoảng thời gian khe, sát. Ở đây cần chú ý là nhiều khi cho biết xác suất làm việc an toàn P hoặc xác suất sự cố của phân tử, từ đó có thể xác định mật độ xác suất chuyển trạng thái λ_{ij} , ngoài ra giá trị P_{ij} luôn thỏa mãn: $0 \leq P_{ij} \leq 1$.

11.4. SỬ DỤNG XÍCH MARKOV ĐÁNH GIÁ ĐỘ TIN CẬY CUNG CẤP ĐIỆN

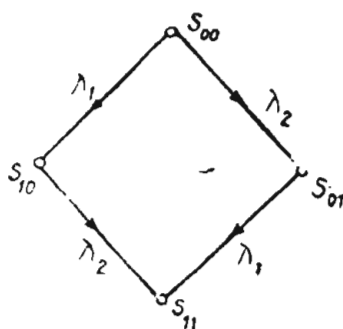
Trong mục này sẽ sử dụng quá trình Markov có thời gian liên tục hoặc rời rạc để đánh giá độ tin cậy của sơ đồ hệ cung cấp điện. Giả thiết tại thời điểm

nào đó hệ có thể ở một trong n trạng thái và đã biết ma trận xác suất hoặc mật độ xác suất chuyển giữa các trạng thái.

Trước hết ta bắt đầu bởi hệ gồm các phần tử không phục hồi. Giả thiết hệ gồm hai phần tử song song 1 và 2 như trên hình 11-5 và graph trạng thái trên hình 11-6



Hình 11-5



Hình 11-6

Trong đó λ_1, λ_2 là cường độ (hoặc mật độ) xác suất của phần tử 1 và 2. Các trạng thái được kí hiệu như sau:

S_{00} — cả hai phần tử làm việc; S_{10} — Phần tử 1 sự cố, phần tử 2 làm việc;

S_{01} — phần tử 1 làm việc, phần tử 2 sự cố; S_{11} — Cả hai phần tử sự cố: trạng thái «tắc», vì không xét tính sửa chữa của hệ

Hệ phương trình vi phân xác định xác suất trạng thái ở đây có dạng:

$$\left. \begin{aligned} \frac{dp_{00}}{dt} &= -(\lambda_1 + \lambda_2)p_{00}(t) \\ \frac{dp_{10}}{dt} &= -\lambda_2 p_{10}(t) + \lambda_1 p_{00}(t) \\ \frac{dp_{01}}{dt} &= -\lambda_1 p_{01}(t) + \lambda_2 p_{00}(t) \end{aligned} \right\} \quad (11-18)$$

và đẳng thức $p_{00}(t) + p_{10}(t) + p_{01}(t) + p_{11}(t) = 1$.

Giải hệ phương trình trên đây nhận được các giá trị xác suất trạng thái, là hàm của thời gian và phụ thuộc vào các tham số λ_1, λ_2 .

Để đơn giản tính toán, giả thiết có $\lambda_1 = \lambda_2 = \lambda$. Giải hệ phương trình vi phân trên đây với điều kiện đầu

$$p_{00}(0) = 1 \quad p_{10}(0) = p_{01}(0) = p_{11}(0) = 0$$

ta nhận được:

$$p_{00}(t) = e^{-2\lambda t} \quad (11-19)$$

$$p_{01}(t) = p_{10}(t) = \frac{e^{-\lambda t} - e^{-2\lambda t}}{2\lambda - \lambda} \quad (11-20)$$

Thí dụ. Khảo sát độ tin cậy của hệ gồm hai phần tử ^{song song} và graph trạng thái như trên hình 11-6, 11-7. Biết xác suất vận hành ^{an toàn} trong khoảng thời gian $t = 100$ giờ của mỗi phần tử là $p = 0,9$. Xác định xác suất tin cậy của hệ trong khoảng $t = 100$ giờ.

Mật độ xác suất sự cố λ của hai phần tử bằng nhau, được xác định theo biểu thức

$$q = 1 - p \approx \lambda t \text{ ở đây}$$

$$0,1 = \lambda \cdot 100. \text{ Vậy } \lambda = 0,001 \left[\frac{1}{\text{giờ}} \right]$$

Thay giá trị λ và $t = 100$ vào các biểu thức xác định $p_{00}(t)$, $p_{10}(t)$, $p_{01}(t)$ nhận được :

$$p_{00}(t = 100) = 0,81$$

$$p_{01}(t) = p_{01}(t) = 0,09$$

Vậy xác suất làm việc P của toàn hệ

$$P = p_{00} + p_{10} + p_{01} = 0,81 + 0,09 + 0,09 = 0,99.$$

Trong trường hợp đơn giản trên đây, kết quả này có thể nhận được trực tiếp từ biểu thức sau :

$$P = 1 - q^2 = 1 - (1 - 0,9)^2 = 0,99.$$

Tuy nhiên phương pháp xác định xác suất trạng thái theo xích Markov tỏ rõ tính ưu việt khi trong hệ cần xét tới những quá trình tác động ngược nhau, chẳng hạn dòng sự cố và dòng sửa chữa trong hệ.

Tiếp theo khảo sát độ tin cậy của phần tử có phục hồi, với cường độ sự cố λ và cường độ phục hồi μ với graph trạng thái như trên hình 11-7, trong đó giả thiết khi bắt đầu khảo sát phần tử làm việc và có :



S_0 là trạng thái làm việc ; S_1 là trạng thái sự cố của phần tử

Hệ phương trình vi phân Kolmogorov được viết như sau :

Hình 11-7

$$\left. \begin{aligned} \frac{dp_0(t)}{dt} &= -\lambda p_0(t) + \mu p_1(t) \\ \frac{dp_1(t)}{dt} &= \lambda p_0(t) - \mu p_1(t) \end{aligned} \right\} \quad (11-19)$$

Kết hợp với điều kiện đầu $p_0(0) = 1$, $p_1(0) = 0$ và

$$p_0(t) + p_1(t) = 1$$

Giải một trong hai phương trình của hệ (11-19), nhận được

$$p_0(t) = \frac{\mu}{\mu + \lambda} + \frac{\lambda}{\mu + \lambda} e^{-(\lambda + \mu)t} \quad (11-20)$$

Từ biểu thức (11-20) thấy rằng độ tin cậy $p_0(t)$ của phần tử có phục hồi gồm thành phần hằng số và thành phần giảm dần theo thời gian. Khi $t = 0$ có $p_0(t) = 1$, khi $t \rightarrow \infty$, có $p_0(\infty) = \frac{\mu}{\mu + \lambda}$ và gọi là hệ số sẵn sàng của phần tử, như đã xét ở chương 9.

Trong nhiều trường hợp do việc giải các phương trình vi phân khi hệ phức tạp, rất cồng kềnh, nên thường chỉ quan tâm đến xác suất trạng thái duy trì p_0, p_1 . Khi đó chỉ cần giải hệ (11-9) trong dạng đại số :

$$-\lambda p_0 + \mu p_1 = 0 \text{ và}$$

$$p_0 + p_1 = 1$$

ta có :

$$p_0 = \frac{\mu}{\mu + \lambda} ; p_1 = \frac{\lambda}{\mu + \lambda} \quad (11-21)$$

Kết quả này có thể nhận được khi sử dụng vector bất động $[\pi] = [p_0 p_1]$ như sau :

$$[p_0 \ p_1] = [p_0 \ p_1] \begin{bmatrix} 1 - \lambda & \lambda \\ \mu & 1 - \mu \end{bmatrix}$$

và

$$p_0 + p_1 = 1$$

Trường hợp phần tử không phục hồi, khi đó $\mu = 0$ (có thể hiểu là phục hồi với thời gian sửa chữa $T_s = \frac{1}{\mu} \rightarrow \infty$) ta nhận được những biểu thức quen thuộc từ (11-20).

Độ tin cậy của phần tử $p_0(t) = p(t) = e^{-\lambda t}$

Xác suất sự cố của phần tử $p_1(t) = q(t) = 1 - e^{-\lambda t}$

Như vậy thấy rằng nếu quá trình là Markov và các giá trị λ, μ là hằng số thì độ tin cậy có dạng hàm mũ như đã nhận được ở chương trước với giả thiết dòng sự kiện là tối giản.

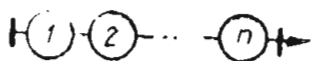
Ngoài ra nếu hệ có hai trạng thái S_0, S_1 như hình 11-7 ta có quan hệ giữa hai giá trị p_0, p_1 như sau :

$$p_1 = \frac{\lambda}{\mu} p_0 \quad (11-22)$$

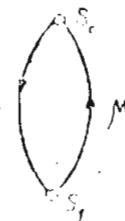
nghĩa là tỉ số $\frac{\lambda}{\mu}$ càng lớn thì khả năng phần tử bị sự cố càng cao.

Trường hợp hệ gồm nhiều phần tử có phục hồi.

1. Sơ đồ nối tiếp. Giả thiết hệ gồm n phần tử như trên hình 11-8, có các giá trị λ và μ như nhau. Để đánh giá độ tin cậy của hệ, ta xét hai trạng thái điển hình như trên hình 11-9.



Hình 11-8



Hình 11-9

S_0 — mọi phần tử đều làm việc ; S_1 — một phần tử nào đó bị sự cố ; Vì hệ sẽ ngừng làm việc khi hoặc phần tử 1, hoặc 2, ... hoặc phần tử n bị sự cố, nên

mật độ xác suất chuyển từ S_0 đến S_1 là $n\lambda$. Sử dụng hệ phương trình vi phân tương tự như đối với trường hợp một phần tử (hình 11-7) ta nhận được

$$p_0(t) = \frac{\mu}{n\lambda + \mu} + \frac{n\lambda}{n\lambda + \mu} e^{-(n\lambda + \mu)t} \tag{11-23}$$

Xác suất làm việc duy trì của hệ

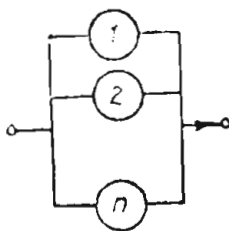
$$p_0 = \frac{\mu}{n\lambda + \mu} \tag{11-24}$$

Khi không xét đến tính phục hồi, nghĩa là thay $\mu = 0$ ở biểu thức (11-23), ta nhận được xác suất để trong khoảng thời gian t hệ làm việc an toàn, tương tự ở chương 9:

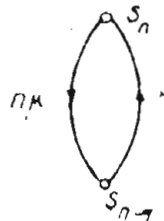
$$P(t) = e^{-n\lambda t} = e^{-\Lambda t} \tag{11-25}$$

với $\Lambda = n\lambda$ là tham số dòng sự cố của hệ.

2. Sơ đồ song song. Hệ gồm n phần tử như trên hình 11-10, giả thiết các tham số λ, μ của các phần tử giống nhau. Trước hết ta khảo sát hai trạng thái điển hình của hệ:



Hình 11-10



Hình 11-11

- S_n — khi tất cả n phần tử bị sự cố, nghĩa là trạng thái sự cố toàn hệ
- S_{n-1} — có một trong n phần tử làm việc.

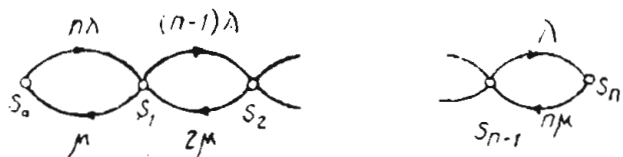
Graph trạng thái của hệ được mô tả trên hình 11-11.

Từ S_n đến S_{n-1} do trong hệ có thể sửa chữa một phần tử bất kỳ nào đó, vì vậy cường độ sửa chữa là $n\mu$.

Sử dụng biểu thức (11-20) trong dạng tương tự, ta có

$$p_n(t) = \frac{\lambda}{n\mu + \lambda} + \frac{n\mu}{n\mu + \lambda} e^{-(n\mu + \lambda)t} \tag{11-26}$$

Trong trường hợp cần tìm xác suất các trạng thái khác nhau, để đơn giản, chỉ cần quan tâm đến hành vi giới hạn của hệ. Khi đó giả thiết kí hiệu S_i là trạng thái có i phần tử bị sự cố trong mạch n phần tử song song với $i = 0, 1, 2, \dots, n$. Graph trạng thái của hệ có dạng như trên hình 11-12. Vì quá trình diễn biến giữa các trạng thái chỉ tiến hoặc lùi (theo chiều sự cố tiếp tục hoặc sửa chữa dần) nên còn gọi là quá trình «sinh và chết».



Hình 11-12

Để xác định xác suất trạng thái duy trì $p_0, p_1, \dots, p_n$ ta có thể dùng hệ phương trình ma trận hành vi giới hạn trong dạng đại số hoặc suy trực tiếp từ biểu thức (11-22) ta có :

$$\begin{aligned} p_1 &= \frac{n\lambda}{\mu} p_0 \\ p_2 &= \frac{(n-1)\lambda}{2\mu} p_1 = \frac{n\lambda}{\mu} \cdot \frac{(n-1)\lambda}{2\mu} p_0 \\ p_n &= \frac{n\lambda}{\mu} \cdot \frac{(n-1)\lambda}{2\mu} \dots \frac{\lambda}{n\mu} p_0 \end{aligned} \tag{11-27}$$

Kết hợp với điều kiện $p_0 + p_1 + \dots + p_n = 1$, ta xác định được các giá trị $p_i, i = 0, 1, 2, \dots, n$.

Xác suất làm việc P của hệ, ở đây được xác định theo biểu thức

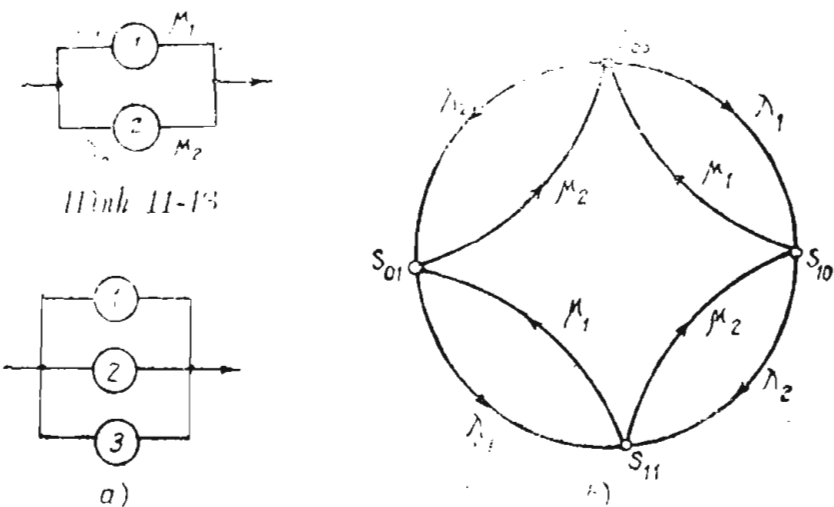
$$P = p_0 + p_1 + \dots + p_{n-1}$$

Trên đây ta xét việc sử dụng xích Markov xác định xác suất trạng thái duy trì đối với sơ đồ gồm các phần tử giống nhau. Kết quả nhận được tương đối đơn giản. Trong trường hợp các tham số λ, μ của các phần tử khác nhau, số trạng thái tăng lên gấp bội, việc tính toán trở nên khá phức tạp.

Chẳng hạn ta khảo sát hệ gồm hai phần tử nối song song như trên hình 11-13 với các tham số λ_1, μ_1 và λ_2, μ_2 . Hành vi của hệ có thể mô tả nhờ bốn trạng thái sau đây :

S_{00} — cả hai phần tử làm việc ; S_{01} — phần tử 1 làm việc, phần tử 2 sự cố ; S_{10} — phần tử 1 sự cố, phần tử 2 làm việc ; S_{11} — cả hai phần tử bị sự cố.

Graph trạng thái được biểu diễn trên hình 11-14.



Hình 11-14

Tiếp theo xác định được xác suất duy trì của các trạng thái theo biểu thức sau :

$$\pi_i = \pi \cdot [P_{ij}] \tag{11-27b}$$

trong đó

$\pi = [\pi_{00} \pi_{10} \pi_{01} \pi_{11}]$ là vector xác suất các trạng thái duy trì

$[P_{ij}]$ có dạng ma trận cường độ xác suất chuyển trạng thái. Ở đây có:

$$[P_{ij}] = \begin{matrix} & \begin{matrix} 00 & 01 & 10 & 11 \end{matrix} \\ \begin{matrix} 00 \\ 01 \\ 10 \\ 11 \end{matrix} & \left\{ \begin{array}{cccc} 1 - (\lambda_1 + \lambda_2) & \lambda_2 & \lambda_1 & 0 \\ \mu_2 & 1 - (\lambda_1 + \mu_2) & 0 & \lambda_1 \\ \mu_1 & 0 & 1 - (\lambda_2 + \mu_1) & \lambda_2 \\ 0 & \mu_1 & \mu_2 & 1 - (\mu_1 + \mu_2) \end{array} \right\} \end{matrix}$$

Từ biểu thức thành lập được hệ phương trình xác định π :

$$-(\lambda_1 + \lambda_2) \pi_{00} + \mu_2 \pi_{01} + \mu_1 \pi_{10} = 0$$

$$\lambda_2 \pi_{00} + \mu_1 \pi_{11} - (\lambda_1 + \mu_2) \pi_{01} = 0$$

$$\lambda_1 \pi_{00} - (\lambda_2 + \mu_1) \pi_{10} + \mu_1 \pi_{11} = 0$$

và ràng buộc

$$\pi_{00} + \pi_{10} + \pi_{01} + \pi_{11} = 1$$

sẽ giải được

$$\pi_{00}, \pi_{10}, \pi_{01}, \pi_{11}.$$

Trong trường hợp $\lambda_1 = \lambda_2 = \lambda$; $\mu_1 = \mu_2 = \mu$, ta trở về với biểu thức xác định xác suất để cả hai phân tử làm việc:

$$\pi_{00} = \frac{\lambda^2}{(\lambda + \mu)^2} = p^2 \quad (11-28)$$

trong đó p là xác suất làm việc của mỗi phân tử.

3. *Đánh giá thời gian trung bình làm việc an toàn T .* Trong chương trước để xác định T , với cấu trúc các phân tử khác nhau, ta cần xác định tham số dòng sự cố Λ của toàn bộ, từ đó có $T = \frac{1}{\Lambda}$. Ở đây ta sử dụng hệ phương trình Kolmogorov trong dạng đại số để xác định giá trị T ở hệ có phục hồi với cách đặt dẫn như sau:

Ta đã biết thời gian trung bình làm việc an toàn T của phân tử được xác định theo biểu thức

$$T = \int_0^{\infty} P(t) dt$$

Sử dụng biến đổi Laplace đối với $P(t)$ có:

$$P(Z) = \int_0^{\infty} P(t) e^{-zt} dt \quad (11-29)$$

trong đó Z là toán tử biến đổi. Như vậy ta thấy

$$T = P(z) \text{ khi } z \rightarrow 0 \quad (11-30)$$

Biến đổi Laplace của $\frac{dP(t)}{dt}$ có:

$$\frac{dP(t)}{dt} = ZP(z) - P(0)$$

trong đó $P(0)$ là xác suất $P(t)$ khi $t=0$, chính là xác suất trạng thái ban đầu của phân tử (hoặc của hệ). Chẳng hạn ta khảo sát hệ gồm hai phần tử song song (H. 11-13 và H. 11-14) qua hệ phương trình vi phân Kolmogorov của các xác suất trạng thái

$$p_{00}(t); p_{01}(t); p_{10}(t); p_{11}(t):$$

$$\left. \begin{aligned} \frac{dp_{00}(t)}{dt} &= -(\lambda_1 + \lambda_2) p_{00}(t) + \mu_1 p_{10}(t) + \mu_2 p_{01}(t) \\ \frac{dp_{01}(t)}{dt} &= -(\lambda_1 + \mu_2) p_{10}(t) + \mu_1 p_{11}(t) + \lambda_2 p_{00}(t) \\ \frac{dp_{10}(t)}{dt} &= -(\mu_1 + \lambda_2) p_{10}(t) + \lambda_1 p_{00}(t) + \mu_2 p_{11}(t) \end{aligned} \right\} \quad (11-32)$$

và
$$p_{00}(t) + p_{10}(t) + p_{01}(t) + p_{11}(t) = 1$$

Đưa vào định nghĩa (11-31) và có $p_{00}(0) = 1$, ta có hệ phương trình toán tử:

$$\left. \begin{aligned} ZP_{00}(Z) - 1 &= -(\lambda_1 + \lambda_2) P_{00}(Z) + \mu_1 p_{10}(Z) + \mu_2 p_{01}(Z) \\ ZP_{01}(Z) - 0 &= -(\lambda_1 + \mu_2) P_{10}(Z) + \mu_1 p_{11}(Z) + \lambda_2 p_{00}(Z) \\ ZP_{10}(Z) - 0 &= -(\mu_1 + \lambda_2) P_{10}(Z) + \lambda_1 p_{00}(Z) + \mu_2 p_{11}(Z) \end{aligned} \right\} \quad (11-33)$$

kết hợp với (11-30) có hệ phương trình xác định các giá trị thời gian trung bình làm việc an toàn T ở các trạng thái, với chú ý rằng $T_{11} = 0$ vì S_{11} là trạng thái sự cố toàn hệ.

$$\begin{aligned} -1 &= -(\lambda_1 + \lambda_2) T_{00} + \mu_1 T_{10} + \mu_2 T_{01} \\ 0 &= -(\lambda_1 + \mu_2) T_{01} + \lambda_2 T_{00} \\ 0 &= -(\mu_1 + \lambda_2) T_{10} + \lambda_1 T_{00} \end{aligned} \quad (11-34)$$

Từ đây xác định được T_{00} , T_{01} , T_{10} . Vì đây là ba trạng thái, ở đó hệ làm việc, nên thời gian trung bình làm việc an toàn T của hệ là

$$T = T_{00} + T_{01} + T_{10} \quad (11-35)$$

Biểu thức (11-34) có thể lập trực tiếp từ graph trạng thái với quy tắc sau đây:

— Vẽ trái bằng -1 đối với trạng thái ban đầu, còn bằng 0 với các trạng thái còn lại.

— Vẽ phải lập theo quy tắc của hệ phương trình Kolmogorov, với điều kiện thay các xác suất trạng thái làm việc của hệ bằng ẩn T_i tương ứng. Đối với trạng thái hệ bị sự cố T_i thay bằng 0.

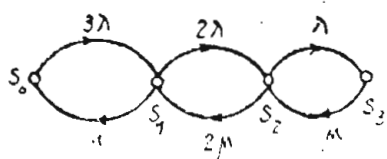
Thí dụ. Có sơ đồ gồm 3 phần tử nối song song như trên H.11-15. Graph trạng thái của hệ được vẽ trên H. 11-16. Giả thiết tham số λ và μ của các phần tử giống nhau:

$$\lambda = 0,01 \left[\frac{1}{h} \right]; \mu = 2 \left[\frac{1}{h} \right]$$

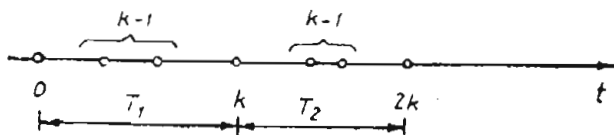
Xác định thời gian trung bình làm việc an toàn T của hệ.

Các trạng thái của hệ được định nghĩa như sau:

S_0 — cả ba phần tử làm việc, với T_0 tương ứng; S_1 — một phần tử sự cố, với T_1 tương ứng; S_2 — hai phần tử sự cố, với T_2 tương ứng; S_3 — cả ba phần tử sự cố với $T_3 = 0$.



Hình 11-15



Hình 11-16

Ta có S_0 là trạng thái ban đầu, nghĩa là $p_0(0) = 1$;

$$p_1(0) = p_2(0) = p_3(0) = 0.$$

Để xác định các giá trị T_0, T_1, T_2 ta lập hệ phương trình đại số dạng (11-34) sau:

$$\begin{aligned} -1 &= -3\lambda T_0 + \mu T_1 \\ 0 &= -(2\lambda + \mu) T_1 + 3\lambda T_0 + 2\mu T_2 \\ 0 &= -(\lambda + 2\mu) T_2 + 2\lambda T_1 \end{aligned}$$

Giải hệ phương trình trên, nhận được:

$$T_0 = \frac{\mu + 2\lambda}{6\lambda^2}; \quad T_1 = \frac{1}{2\lambda}; \quad T_2 = \frac{1}{\lambda + 2\mu}$$

Thay $\lambda = 0,01, \mu = 2$, ta có

$$T_0 = 3360 h \quad T_1 = 50 h \quad T_2 = 0,2 h$$

Vậy thời gian trung bình làm việc an toàn T của toàn hệ có giá trị.

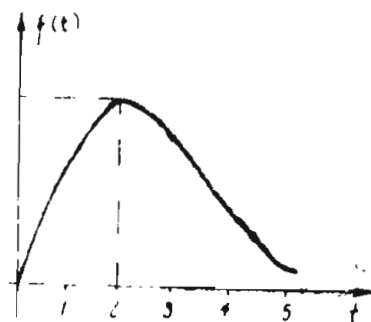
$$T = T_0 + T_1 + T_2 = 3410 h.$$

4. Sử dụng dòng Erlang. Trong những mục trên đây khi đánh giá độ tin cậy của hệ, ta đã giả thiết quá trình ngẫu nhiên trong hệ là Markov, nghĩa là các dòng sự kiện là tối giản và thời gian trung bình làm việc an toàn T hoặc thời gian trung bình sửa chữa sự cố T_s đều tuân theo luật mũ. Tuy nhiên trong thực tế giả thiết đó không phải bao giờ cũng đúng, chẳng hạn thời gian sửa chữa T_s thường xa luật phân phối mũ. Nếu những giả thiết trên không đúng, quá trình ngẫu nhiên sẽ không Markov và phải tìm biện pháp giải.

Trong mục này sẽ nêu lên phương pháp gần đúng nhằm chuyển quá trình không Markov, với thời gian T_s có phân phối Erlang bậc k , về quá trình Markov.

Khi những giả thiết về điều kiện dừng, không hậu quả bị phá vỡ ta nhận được những dòng không tối giản. Một trong những dòng loại này là dòng Erlang với bậc k nào đó.

Dòng Erlang bậc k được thành lập từ dòng tối giản với điều kiện chỉ giữ lại những sự kiện thứ k , nghĩa là bỏ qua $k - 1$ sự kiện, như biểu thị trên H. 11-17.



Hình 11-17

Như vậy hằng số k chỉ mức độ hậu quả giữa các khoảng thời gian $T_1, T_2, \dots$. Khi $k = 1$, dòng Erlang trở về dòng tối giản. Khi $k \rightarrow \infty$ dòng Erlang có hậu quả chết chóc, nghĩa là tồn tại quan hệ hàm giữa T_i .

Mật độ phân phối xác suất của dòng Erlang có dạng

$$f_k(t) = \frac{\lambda (\lambda t)^{k-1}}{(k-1)!} e^{-\lambda t} \quad (11-36)$$

trong đó λ là cường độ của dòng tối giản ban đầu.

Từ đây có cường độ sự cố của dòng Erlang bậc k :

$$\lambda_k = \frac{\lambda}{k} \quad (11-37)$$

va thời gian trung bình giữa các sự kiện T_k .

$$T_k = \frac{1}{\lambda_k} \quad (11-38)$$

Độ tán xạ (phương sai) của T_k :

$$D_k(t) = \frac{1}{k\lambda_k^2} \quad (11-39)$$

Những biểu thức (11-38), (11-39) cho phép ta thay thế những phân phối bất kỳ bằng phân phối Erlang tương đương, khi chỉ cần biết T_k và D_k của phân phối bất kỳ đó.

Thí dụ. Xác định tính chất của dòng sự cố và dạng hàm mật độ phân phối của thời gian trung bình làm việc, nếu biết giá trị thời gian trung bình giữa các sự cố $T_k = 2h$ và tán xạ

$$D_k = 0,8 [h^2]$$

Giải. Theo (11-38) có:

$$\lambda_k = \frac{1}{2} = 0,5$$

Từ (11-39) với $D_k = 0,8$ xác định được

$$k = \frac{1}{D_k \cdot \lambda_k^2} = \frac{1}{0,8 \cdot 0,5^2} = 5$$

nghĩa là dòng sự cố trên đây tương đương với dòng Erlang bậc 5. Từ đây xác định được cường độ sự cố λ của dòng tối giản:

$\lambda = 5\lambda_k = 2,5$ và mật độ phân phối của dòng Erlang có dạng (H.11-17).

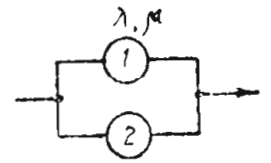
$$f_5(t) = \frac{2,5 (2,5t)^4}{4!} e^{-2,5t}$$

Tiếp theo, để sử dụng khái niệm về dòng Erlang đánh giá độ tin cậy, ta giả thiết thời gian trung bình sửa chữa sự cố T_s có phân phối Erlang bậc $k = 2$. Trong trường hợp này các xác suất trạng thái không thể xác định nhờ hệ phương trình đại số, hoặc vì phân Kolmogorov vi hành vi của hệ không thể mô tả nhờ xích Markov. Để chuyển về xích Markov ta giả thiết rằng thời gian sửa chữa sự cố chia làm hai giai đoạn:

1. Bắt đầu sửa chữa

2. Kết thúc sửa chữa

và coi rằng thời gian ở từng giai đoạn có phân phối mũ với cường độ sửa chữa như nhau. Với giả thiết đó ta xét hệ gồm 2 phần tử làm việc song song như trên hình 11-18 có các trạng thái sau:



Hình 11-18

S_0 — cả hai phần tử làm việc; $S_1^{(1)}$ — một phần tử làm việc, một phần tử bắt đầu sửa chữa; $S_1^{(2)}$ — một phần tử làm việc, một phần tử kết thúc sửa chữa; $S_2^{(1,1)}$ — cả hai phần tử bắt đầu sửa chữa; $S_2^{(1,2)}$ — Một phần tử bắt đầu sửa chữa, phần tử kia kết thúc sửa chữa; $S_2^{(2,2)}$ — cả hai phần tử kết thúc sửa chữa.

Graph trạng thái và cường độ xác suất chuyển được vẽ trên hình 11-19. Để xác định xác suất trạng thái duy trì, ta có thể thành lập ma trận cường độ chuyển trạng thái dạng $[P_{ij}]$ như sau

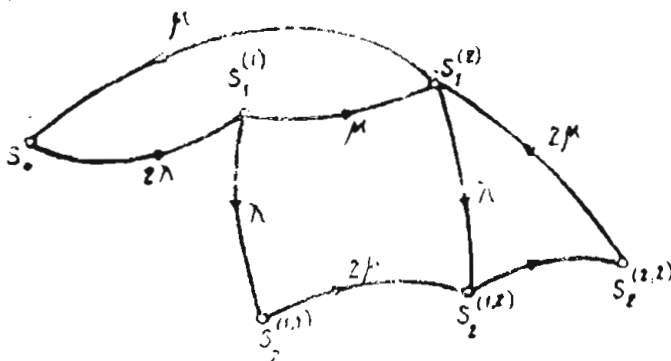
$$P_{ij} = \begin{matrix} & S_0 & S_1^{(1)} & S_1^{(2)} & S_2^{(1,1)} & S_2^{(1,2)} & S_2^{(2,2)} \\ \begin{matrix} S_0 \\ S_1^{(1)} \\ S_1^{(2)} \\ S_2^{(1,1)} \\ S_2^{(1,2)} \\ S_2^{(2,2)} \end{matrix} & \begin{vmatrix} 1-2\lambda & 2\lambda & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1-(\mu+\lambda) & \mu & \lambda & 0 & 0 \\ \mu & 0 & 1-(\lambda+\mu) & 0 & \lambda & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1-2\mu & 2\mu & 0 \\ 0 & \mu & 0 & 0 & 1-2\mu & \mu \\ 0 & 0 & 2\mu & 0 & 0 & 1-2\mu \end{vmatrix} \end{matrix}$$

Từ đây có thể xác định vector xác suất hành vi giới hạn của hệ

$$[\pi] = [\pi] [P_{ij}] \quad (11-40)$$

Trong đó

$$[\pi] = [\pi_0 \quad \pi_1^{(1)} \quad \pi_1^{(2)} \quad \pi_2^{(1,1)} \quad \pi_2^{(1,2)} \quad \pi_2^{(2,2)}]$$



Hình 11-19

Giải hệ (10-40) nhận được kết quả sau:

a) Xác suất để cả hai phần tử đều làm việc:

$$\pi_0 = \frac{\mu^2}{\mu^2 + 4\lambda\mu + 4\lambda^2} \quad (11-41)$$

b) Xác suất để một phần tử bất kì bị sự cố

$$\pi_1 = \pi_1^{(1)} + \pi_1^{(2)} = \frac{4\lambda\mu}{\mu^2 + 4\lambda\mu + 4\lambda^2}$$

c) Xác suất để cả hai phần tử bị sự cố:

$$\pi_2 = \pi_2^{(1,1)} + \pi_2^{(1,2)} + \pi_2^{(2,2)} = \frac{4\lambda^2}{\mu^2 + 4\lambda\mu + 4\lambda^2} \quad (11-43)$$

tất nhiên có:

$$\pi_0 + \pi_1 + \pi_2 = 1$$

Khi số trạng thái của hệ nhiều, việc giải hệ phương trình dạng (11-40) trở nên rất phức tạp. Tuy nhiên những kết quả trên đây có thể nhận được một cách trực tiếp dựa trên nhận xét sau đây:

Nếu thời gian trung bình sửa chữa sự cố T_s có phân phối Erlang và có thể chia thành k «giai đoạn», mà mỗi giai đoạn có phân phối mũ với cường độ sửa chữa μ , thì khi đó có thể dùng những biểu thức đánh giá độ tin cậy như trong trường hợp T_s là phân phối mũ (ứng với quá trình Markov) nếu thay thế μ bằng $\frac{\mu}{k}$.

Chẳng hạn nếu có hệ gồm hai phần tử song song, T_s có phân phối mũ, thì xác suất π_0 để cả hai phần tử làm việc là:

$$\pi_0 = \left(\frac{\mu}{\mu + \lambda} \right)^2$$

Nếu T_s có phân phối Erlang bậc $k = 2$, ta xác định π_0 trực tiếp:

$$\pi_0 = \left(\frac{\mu/k}{\lambda + \mu/k} \right)^2 = \frac{\mu^2}{\mu^2 + 4\lambda\mu + 4\lambda^2} \text{ như biểu thức (11-41)}$$

CHƯƠNG 12

DỰ TRỮ TỐI ƯU TRONG HỆ THỐNG ĐIỆN

12.1. KHÁI NIỆM CHUNG. Để nâng cao độ tin cậy của hệ thường phải trang bị những phần tử dự trữ, vì về nguyên tắc, «muốn tin cậy phải thừa». Tuy nhiên trang bị phần tử dự trữ trong hệ bao giờ cũng kèm theo việc tăng vốn đầu tư. Vì vậy xuất hiện bài toán xác định giá trị tối ưu của dự trữ trong những ràng buộc nhất định.

Dự trữ trong hệ thống có thể trang bị theo số phần tử trong sơ đồ của hệ hoặc theo công suất của hệ. Trong chương này sẽ xét đến vấn đề dự trữ tối ưu theo số phần tử trong sơ đồ cung cấp điện dựa trên các chỉ tiêu như cực đại hàm tin cậy của hệ, hoặc cực tiểu vốn đầu tư của hệ khi độ tin cậy đã cho. Ngoài ra cũng xét bài toán dự trữ tối ưu theo công suất đặt trong hệ thống dựa trên chỉ tiêu cực tiểu hàm chi phí tính toán có xét đến độ tin cậy cung cấp điện.

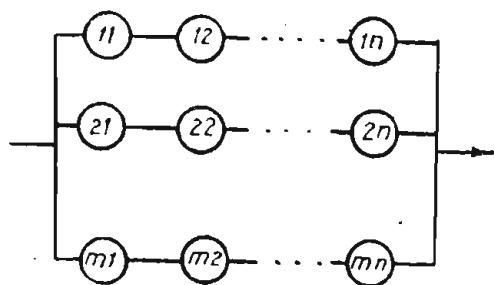
12.2. DỰ TRỮ TỐI ƯU THEO SỐ LƯỢNG PHẦN TỬ

Dự trữ trong một sơ đồ có thể thực hiện hoặc cho toàn hệ (hình 12-1) hoặc cho từng phần tử trong hệ (hình 12-2)

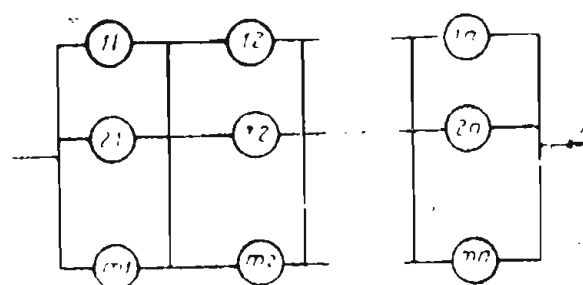
Bài toán đặt ra là đã biết xác suất làm việc p_{ij} của phần tử i ở mạch j . Cần xác định độ tin cậy của toàn hệ.

1. Đối với trường hợp dự trữ cho toàn hệ. Theo sơ đồ hình 12-1, xác suất sự cố Q_{ht} của toàn hệ được xác định theo biểu thức sau :

$$Q_{ht} = \prod_{j=1}^m Q_j \quad (12-1)$$



Hình 12-1



Hình 12-2

Trong đó Q_j là xác suất sự cố của mạch j . Giá trị Q_j được xác định như sau :

$$Q_j = 1 - \prod_{i=1}^n p_{ij} \quad (12-2)$$

Vậy xác suất làm việc của toàn hệ trong trường hợp này được xác định theo :

$$P_{ht(1)} = 1 - Q_{ht} = 1 - \prod_{j=1}^m \left(1 - \prod_{i=1}^n p_{ij} \right) \quad (12-3)$$

Nếu giả thiết mọi phần tử có độ tin cậy như nhau, nghĩa là $p_{ij} = p$, biểu thức (12-3) trở thành :

$$P_{ht(1)} = 1 - (1 - p^n)^m \quad (12-4)$$

2. Đối với trường hợp dự trữ cho từng phần tử. Theo sơ đồ trên hình 12-2 ta thấy hệ sẽ làm việc nếu chỉ cần một trong m phần tử ở mỗi đoạn (hệ có n đoạn) không bị sự cố. Khi đó xác suất làm việc của toàn hệ có dạng

$$P_{ht(2)} = \prod_{i=1}^n P_i \quad (12-5)$$

Trong đó P_i là xác suất để ở đoạn thứ i có ít nhất một phần tử làm việc. Như vậy P_i được xác định như sau :

$$P_i = 1 - \prod_{j=1}^m (1 - p_{ij}) \quad (12-6)$$

Từ đây biểu thức (12-5) có dạng :

$$P_{ht(2)} = \prod_{i=1}^n \left[1 - \prod_{j=1}^m (1 - p_{ij}) \right] \quad (12-7)$$

Nếu giả thiết mọi phần tử tin cậy như nhau, nghĩa là $p_{ij} = p$, biểu thức (12-7) có dạng :

$$P_{ht(2)} = [1 - (1 - p)^m]^n \quad (12-8)$$

Giả thiết rằng trong cả hai phương án dự trữ nêu trên có số phần tử trong toàn hệ như nhau và xác suất sự cố q của mỗi phần tử là rất nhỏ ($q \ll 1$). Khi đó biểu thức (12-4) và (12-8) có thể viết một cách gần đúng :

$$\begin{aligned} P_{ht(1)} &\approx 1 - 1 + mp^n = mp^n \\ P_{ht(2)} &\approx (1 - 1 + mp)^n = m^n p^n \end{aligned}$$

Lập tỉ số

$$\frac{P_{ht(2)}}{P_{ht(1)}} = \frac{m^n p^n}{mp^n} = m^{n-1} \quad (12-9)$$

Trong đó $m > 1$; $n \geq 1$

Từ đây thấy rằng hệ được dự trữ theo từng phần tử có độ tin cậy cao hơn so với trường hợp dự trữ theo toàn hệ là m^{n-1} lần. Hai hệ đó có độ tin cậy như nhau khi $n = 1$.

Một vấn đề cần chú ý là trong thực tế số phần tử dự trữ ở mỗi đoạn có thể khác nhau nhằm đảm bảo yêu cầu chung về tin cậy của toàn hệ. Vì vậy cần giải quyết bài toán tiếp theo là xác định số phần tử tối ưu m_i trong các đoạn ($i = \overline{1, n}$) theo những chỉ tiêu khác nhau.

3. Cực đại độ tin cậy khi vốn đầu tư hạn chế. Giả thiết có sơ đồ nối các phần tử như ở hình 12-2. Cần xác định giá trị tối ưu m_i ; $i = \overline{1, n}$ để đạt cực đại P_{ht} .

Để giải bài toán này ta có thể chuyển hàm mục tiêu cực đại P_{ht} thành cực tiểu thông số Φ của toàn hệ. Φ là thông số đặc trưng trạng thái sự cố của toàn hệ [xem chương 10]. Bài toán được viết như sau :

Xác định các giá trị m_i ; $i = \overline{1, n}$ để

$$\Phi = \sum_{i=1}^n (\varphi_i)^{m_i} \rightarrow \min \quad (12-10)$$

với ràng buộc

$$\sum_{i=1}^n c_i m_i \leq C \quad (10-11)$$

và $m_i \geq 1$; $i = \overline{1, n}$

trong đó :

$\varphi_i = \frac{1 - p_i}{p_i}$ là thông số đặc trưng trạng thái sự cố của từng phần tử trong đoạn i , với giả thiết ở mỗi đoạn các phần tử tin cậy như nhau.

m_i là số lượng phần tử trong đoạn i ; c_i là vốn đầu tư của mỗi phần tử trong đoạn i ; C là vốn đầu tư toàn hệ, đã được xác định; n là số đoạn của hệ.

Đây là bài toán tìm cực trị có vướng với hàm mục tiêu phi tuyến, có thể dùng những phương pháp quy hoạch toán học để giải. Ở đây ta sử dụng phương pháp nhân tử không xác định Lagrange. Bài toán có thể viết đơn giản hóa thành :

Xác định các m_i để :

$$\text{Cực tiểu hàm } L = \sum_{i=1}^n (\varphi_i)^{m_i} + \lambda \left[\sum_{i=1}^n c_i m_i - C \right] \quad (12-12)$$

Với ràng buộc

$$\sum_{i=1}^n c_i m_i = C \text{ (để đơn giản coi là đẳng thức)}$$

Điều kiện tối ưu :

$$\frac{\partial L}{\partial m_i} = (\varphi_i)^{m_i} \ln \varphi_i + \lambda C_i = 0 \quad i = \overline{1, n} \quad (12-13)$$

với ràng buộc

$$\sum_{i=1}^n C_i m_i = C \quad (12-14)$$

Từ biểu thức (12-13) có

$$\lambda = (\varphi_i)^{m_i} - \frac{1}{\frac{c_i}{\ln \varphi_i}} \quad (12-15)$$

Kí hiệu $K_i = - \frac{c_i}{\ln \varphi_i}$, từ (12-15) nhận được :

$$\ln \lambda = m_i \ln \varphi_i - \ln K_i \quad (12-16)$$

Cuối cùng, m_i được xác định theo biểu thức

$$m_i = a_i \ln \lambda + b_i \quad (12-17)$$

Trong đó

$$a_i = \frac{1}{\ln \varphi_i}; \quad b_i = \ln K_i / \ln \varphi_i$$

Tiếp theo có thể xác định phạm vi giới hạn của giá trị hệ số λ .

Từ biểu thức (12-14) và (12-17) có :

$$\sum_{i=1}^n c_i a_i \ln \lambda + \sum_{i=1}^n c_i b_i = C$$

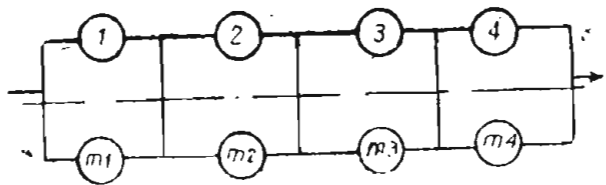
Từ đây

$$\ln \lambda = \frac{C - \sum_{i=1}^n c_i b_i}{\sum_{i=1}^n c_i a_i} \quad (12-18)$$

Tóm lại trình tự giải như sau .

1. Thống kê các số liệu về xác suất tin cậy p_i của mỗi phần tử trong đoạn i của hệ; vốn đầu tư c_i của phần sử tương ứng; tổng vốn đầu tư C toàn hệ.
2. Từ các số liệu p_i , c_i tính các thông số φ_i , a_i , K_i , b_i
3. Tính một giá trị λ và m_i ; $i = \overline{1, n}$
4. Thay đổi giá trị λ trong phạm vi mà giới hạn được xác định theo biểu thức (12-18), tính lại các giá trị m_i , $i = \overline{1, n}$.
5. Xác định thông số Φ toàn hệ và xác suất tin cậy $P = \frac{1}{1+\Phi}$ toàn hệ.
6. Căn cứ giá trị cực đại P xác định được tập m_i tối ưu.

Thí dụ. Xác định số phần tử tối ưu cho từng đoạn ở sơ đồ cung cấp điện như trên hình 12-3 để đạt cực đại xác suất tin cậy toàn hệ P trong ràng buộc



Hình 12-3

$$\sum_{i=1}^n c_i m_i \leq C$$

với $C = 30$ và những số liệu khác của bài toán được cho trong bảng B12-1.

Giải theo các bước đã nêu trên, kết quả được ghi trong bảng B12-2

Bảng 12-1

Phân đoạn	Vốn đầu tư C_i	P_i
1	4,0	0,90
2	3,0	0,85
3	2,0	0,80
4	1,0	0,70

Bảng 12-2

λ	0,00495	0,00395	0,00295
m_1	2	2	2
m_2	3	3	3
m_3	3	3	4
m_4	5	5	5
P	0,97639	0,97639	0,98639

Từ kết quả ở B12-2 thấy rằng số phần tử tối ưu trong mỗi đoạn của hệ có giá trị là

$$[m_i] = [2 \quad 3 \quad 4 \quad 5]$$

Vì giả thiết các phần tử trong từng đoạn có cùng p_i và c_i nên lời giải tối ưu nhận được khi sử dụng hết vốn đầu tư C .

Trên đây đã xây dựng phương pháp luận xác định số phần tử dự trữ tối ưu theo mục tiêu cực đại xác suất tin cậy toàn hệ với một ràng buộc về vốn đầu tư. Trong thực tế thường xuất hiện những ràng buộc khác như về nguyên vật liệu v.v. Vì vậy tiếp theo trình bày cách giải bài toán trên khi xuất hiện hai ràng buộc cho trước.

4. Cực đại độ tin cậy toàn hệ khi có hai điều kiện ràng buộc. Tương tự với trường hợp trên, hàm mục tiêu của bài toán là

$$\Phi = \sum_{i=1}^n (\varphi_i)^{m_i} \rightarrow \min \quad (12-19)$$

với những ràng buộc :

$$\left. \begin{aligned} \sum_{i=1}^n c_i m_i &\leq C \\ \sum_{i=1}^n w_i m_i &\leq W \end{aligned} \right\} \quad (12-20)$$

Thành lập hàm Lagrange

$$L = \sum_{i=1}^n (\varphi_i)^{m_i} + \lambda_1 \left[\sum_{i=1}^n c_i m_i - C \right] + \lambda_2 \left[\sum_{i=1}^n w_i m_i - W \right] \quad (12-21)$$

Để đơn giản, giả thiết rằng buộc là các đẳng thức sau

$$\left. \begin{aligned} \sum_{i=1}^n c_i m_i &= C \\ \sum_{i=1}^n w_i m_i &= W \end{aligned} \right\} \quad (12-22)$$

Tiếp theo

$$\frac{\partial L}{\partial m_i} = \ln \varphi_i (\varphi_i)^{m_i} + \lambda_1 c_i + \lambda_2 w_i = 0 \quad (12-23)$$

Từ đây xác định được giá trị m_i tối ưu của đoạn i

$$m_i = \frac{1}{\ln \varphi_i} [\ln (a_i \lambda_1 + b_i \lambda_2)] \quad (12-24)$$

Trong đó

$$a_i = -\frac{c_i}{\ln \varphi_i} ; b_i = -\frac{w_i}{\ln \varphi_i}$$

λ_1 và λ_2 là những hằng số có giá trị giới hạn được xác định, dựa vào biểu thức (12-22) :

$$-\sum_{i=1}^n a_i [\ln (a_i \lambda_1 + b_i \lambda_2)] = C$$

$$-\sum_{i=1}^n b_i [\ln (a_i \lambda_1 + b_i \lambda_2)] = W$$

Thay λ_1, λ_2 những giá trị khác nhau, xác định được tập giá trị tối ưu của m_i . Đối với bài toán mà số ràng buộc lớn hơn 2, phương pháp giải tương tự.

5. Cực tiểu vốn đầu tư khi độ tin cậy toàn hệ đã xác định

Trong nhiều trường hợp độ tin cậy của toàn hệ đã cho trước theo yêu cầu, nhiệm vụ cần xác định số lượng phần tử dự trữ trong từng đoạn của hệ sao cho đạt cực tiểu vốn đầu tư cho toàn hệ. Bài toán được đơn giản hóa và phát biểu như sau:

Xác định m_i để

$$C = \sum_{i=1}^n c_i m_i \rightarrow \min \quad (12-25)$$

với ràng buộc

$$\sum_{i=1} (\varphi_i)^{m_i} \leq \Phi \quad (12-26)$$

Trong đó φ_i , Φ là thông số đặc trưng trạng thái sự cố của phần tử ở đoạn i và của toàn hệ.

Hàm Lagrange trong trường hợp đơn giản có dạng:

$$L = \sum_{i=1}^n c_i m_i + \lambda \left[\sum_{i=1} (\varphi_i)^{m_i} - \Phi \right] \quad (12-27)$$

Giải
$$\frac{\partial L}{\partial m_i} = \lambda (\varphi_i)^{m_i} \ln \varphi_i + c_i = 0 \quad (12-28)$$

Từ đây có thể xác định m_i . Để xác định m_i cần biến đổi thêm như sau:
Từ biểu thức (12-28) rút ra giá trị giới hạn của λ .

$$\lambda = - \frac{c_i}{(\varphi_i)^{m_i} \ln \varphi_i} \quad (12-29)$$

Biểu thức (12-29) có thể viết theo dạng

$$\lambda = - \frac{c_1}{(\varphi_1)^{m_1} \ln \varphi_1} = - \frac{c_2}{(\varphi_2)^{m_2} \ln \varphi_2} = \dots = - \frac{c_i}{(\varphi_i)^{m_i} \ln \varphi_i} = \dots = - \frac{c_n}{(\varphi_n)^{m_n} \ln \varphi_n} \quad (12-30)$$

Từ đây suy ra:

$$(\varphi_i)^{m_i} = \frac{c_i \ln \varphi_1}{c_1 \ln \varphi_i} (\varphi_1)^{m_1} \quad (12-31)$$

Ký hiệu $K_i = \frac{c_i \ln \varphi_1}{c_1 \ln \varphi_i}$ nhận được

$$(\varphi_i)^{m_i} = K_i (\varphi_1)^{m_1} \quad (12-32)$$

Thay giá trị $(\varphi_i)^{m_i}$ ở (12-32) vào điều kiện ràng buộc, có:

$$\sum_{i=1} K_i (\varphi_1)^{m_1} = \Phi$$

Như vậy

$$(\varphi_1)^{m_1} = \frac{\Phi}{\sum_{i=1}^n K_i} \quad (12-33)$$

Ký hiệu $\sum_{i=1}^n K_i = K$ có

$$(\varphi_1)^{m_1} = \frac{\Phi}{K} \quad (3-34)$$

Thay giá trị $(\varphi_1)^{m_1}$ từ (12-33) vào (12-32) có :

$$(\varphi_i)^{m_i} = \frac{K_i}{K} \Phi$$

Rút ra

$$m_i \ln \varphi_i = \ln \left[\frac{K_i}{K} \Phi \right]$$

Từ đây xác định được giá trị m_i

$$m_i = \frac{\ln \left[\frac{K_i}{K} \Phi \right]}{\ln \varphi_i} \quad (12-35)$$

Thay các giá trị λ khác nhau nhận được các tập m_i với các tổng vốn đầu tư C . Từ giá trị min C xác định tập m_i tối ưu.

Giá trị giới hạn của λ xác định theo (12-36) :

$$\lambda = - \frac{c_1}{\ln \varphi_1 (\varphi_1)^{m_1}}$$

Theo (12-34) có $(\varphi_1)^{m_1} = \frac{\Phi}{K}$ vậy $\lambda = - \frac{c_1}{\frac{\Phi}{K} \ln \varphi_1}$

Trình tự giải bài toán trên gồm những bước sau đây :

1. Dựa vào giá trị yêu cầu về xác suất tin cậy P toàn hệ, tính thông số

$$\Phi = \frac{1-P}{P}$$

2. Đối với các đoạn $i = \overline{1, n}$ tính

$$\varphi_i = \frac{1-p_i}{p_i}; K_i = \frac{c_i \ln \varphi_1}{c_1 \ln \varphi_i}; K = \sum_{i=1}^n K_i$$

3. Tính $\lambda = - \frac{c_1}{\frac{\Phi}{K} \ln \varphi_1}$

4. Tính $m_i = \frac{1}{\ln \varphi_i} \cdot \ln \left[\frac{K_i}{K} \Phi \right]; i = \overline{1, n}$

Thay đổi λ các giá trị khác nhau, xác định được tập $\{m_i\}; i = \overline{1, n}$ tối ưu, đạt min $\sum_{i=1}^n c_i m_i$.

Ở đây cần lưu ý là khi coi các ràng buộc của bài toán trong dạng bất đẳng thức, phương pháp giải phức tạp hơn, có thể sử dụng định lý Kuhn — Tucker [xem tập I] hoặc những phương pháp tìm kiếm cực trị của bài toán quy hoạch phi tuyến.

12.3. DỰ TRỮ TỐI ƯU THEO CÔNG SUẤT TRONG HỆ THỐNG ĐIỆN

Xác định giá trị công suất dự trữ tối ưu là một bài toán quan trọng khi thiết kế và vận hành hệ thống điện. Tinh thần chủ yếu của việc giải bài toán này là nhằm giải quyết mâu thuẫn: Khi đưa thêm công suất đặt vào hệ thống thì phải thêm vốn đầu tư và những phí tổn về vận hành, nghĩa là chi phí phải tăng một lượng ΔN , nhưng hệ thống điện có công suất dự trữ được tăng đó có độ tin cậy cao hơn, xác suất ngưng cung cấp giảm và như vậy thiệt hại kinh tế do thiếu điện năng cũng giảm đi một lượng ΔH . Khi $\Delta H > \Delta N$ thì lượng công suất dự trữ đầu tư thêm đó là hợp lý.

Công suất dự trữ trong hệ thống điện được định nghĩa theo biểu thức:

$$P_{dt} = P_d - P_n \quad (12-36)$$

Trong đó P_d — tổng công suất đặt của các tổ máy trong hệ thống

P_n — tổng công suất của phụ tải ở thời điểm khảo sát có kể đến tổn thất trong hệ thống.

Từ đây thấy rằng dự trữ tối ưu công suất trong hệ thống P_{dt} được xác định theo chỉ tiêu

$$\min \{ Z = N + H \} \quad (12-37)$$

Trong đó N — thành phần vốn đầu tư và phí tổn vận hành đã quy về một năm

H — Giá trị trung bình thiệt hại kinh tế do ngưng cung cấp điện trong một năm.

Trong chương 10 theo biểu thức (10-45) đã có:

$$H = h_0 W$$

Trong đó W — giá trị trung bình của điện năng thiếu hụt hàng năm. Giá trị W phụ thuộc vào xác suất thiếu hụt công suất trong hệ thống. Vì vậy cần tìm các phương pháp xác định các giá trị xác suất này.

Những đại lượng ngẫu nhiên ảnh hưởng đến xác suất thiếu hụt công suất trong hệ thống điện bao gồm:

1. Sự cố các phần tử trong hệ thống như lò, tuốcbin, máy phát điện v.v...
2. Xuất hiện sự sai lệch giữa phụ tải thực tế và phụ tải thiết kế.
3. Sai số về dự báo phụ tải

Sau đây sẽ xác định xác suất xuất hiện những sự kiện ngẫu nhiên kể trên. Để đơn giản, giả thiết rằng giá trị công suất thiếu hụt biến đổi rời rạc và theo từng cấp, mỗi cấp có giá trị b [MW].

Xác suất sự cố các phần tử trong hệ thống được biểu diễn trong dãy

$$\{P_{ib}^{sc}\}, i = 0, +1, +2 \dots \quad (12-38)$$

Trong đó P_{ib}^{sc} — xác suất để trong hệ thống thiếu hụt ib [MW] công suất do sự cố các tổ máy.

Tương tự ta có thể biểu diễn xác suất thừa công suất do phụ tải giảm so với giá trị cực đại đã thiết kế, gọi là dãy xác suất giảm phụ tải

$$\{P_{ib}^g\}, i = 0, -1, -2 \dots \quad (12-39)$$

trong đó P_{ib}^g là xác suất để trong hệ thừa ib [MW] do phụ tải thực tế giảm.

Đối với sự kiện công suất sai lệch do dự báo phụ tải ta viết dãy xác suất sau

$$\{P_{ib}^{ss}\}, i = 0, -1, 1, -2, 2 \dots \quad (12-40)$$

Trong đó P_{ib}^{ss} — xác suất để trong hệ thống thiếu (khi $i > 0$) hoặc thừa (khi $i < 0$) một lượng công suất là ib [MW] do sai số dự báo phụ tải.

Mỗi dãy xác suất trên đây tạo thành một không gian xác suất của các sự kiện cơ bản. Do đó có thể viết:

$$\left. \begin{aligned} \sum_{i=0}^n P_{ib}^{sc} &= 1 \\ \sum_{i=0} P_{ib}^g &= 1 \\ \sum_{i=0} P_{ib}^{ss} &= 1 \end{aligned} \right\} \quad (12-41)$$

$$\text{Hoặc viết được: } \sum_{i=0} P_{ib}^{ss} \sum_{i=0} P_{ib}^g \sum_{i=0} P_{ib}^{sc} + 1 \quad (12-42)$$

Nếu giả thiết rằng công suất thiết kế đảm bảo đúng yêu cầu, nghĩa là dự trữ bằng không khi phụ tải cực đại. Khi đó xác suất thiếu hụt công suất 1 cấp b [MW] trong hệ thống được xác định theo biểu thức:

$$P_b^{th} = P_0^g (P_0^{sc} P_b^{ss} + P_b^{sc} P_0^{ss} + \dots) + P_{-b}^g (P_0^{sc} P_{2b}^{ss} + P_b^{sc} P_b^{ss} + \dots) + \dots \quad (12-43)$$

Trong đó tổng đại số các chỉ số phía dưới của mỗi thành phần của khai triển trên phải bằng b . Thí dụ

$$P_{-b}^g P_0^{sc} P_{2b}^{ss} \text{ trong đó } -b + 0 + 2b = b.$$

Thành phần này gồm : xác suất khi xuất hiện phụ tải thực nhỏ hơn phụ tải cực đại thiết kế một lượng b [MW] : P_{-b}^g ; đồng thời có xuất hiện sai số với phụ tải dự báo nhỏ hơn phụ tải thực một lượng $2b$ [MW] : P_{2b}^{ss} ; và không xảy ra sự cố một tổ máy nào : P^{sc} . Vì vậy lượng thiếu hụt công suất trong hệ thống lúc này là b [MW] .

Trong tư có thể viết biểu thức xác định xác suất thiếu hụt công suất mb [MW] trong hệ thống P_{mb}^{th} .

$$P_{mb}^{th} = P_o^g (P_a^{sc} P_{mb}^{ss} + P_b^{sc} P_{(m-1)b}^{ss} + \dots) + P_{-b}^g (P_{-(m+1)b}^{sc} P_{mb}^{ss} + P_b^{sc} P_{mb}^{ss} + \dots) + \dots \quad (12-44)$$

Tổng quát có thể viết biểu thức xác định xác suất thiếu hụt mb [MW] công suất trong hệ thống :

$$P_{mb}^{th} = \sum_{i=-n} \sum_{j=0} \sum_{k=-n}^n P_{ib}^g P_{jb}^{sc} P_{kb}^{ss} \quad (12-45)$$

với điều kiện luôn luôn có : $i + j + k = m$.

Trong trường hợp hệ thống có giá trị dự trừ là rb [MW] khi phụ tải cực đại, biểu thức xác định P_{mb}^{th} vẫn theo (12-45) nhưng bây giờ phải có điều kiện :

$$i + j + k = (r + m)$$

Tiếp theo sẽ trình bày phương pháp xác định các dãy xác suất

$$\{P_{ib}^{sc}\}, \quad \{P_{ib}^g\}; \quad \{P_{ib}^{ss}\}.$$

1 Giá trị của xác suất sự cố của i tổ máy ($i = 0, 1, 2, \dots, n$) trong hệ thống : gọi i tổ máy : P_{ib}^{sc} phụ thuộc vào số lượng, công suất và số liệu thống kê về xác suất trạng thái sự cố q của từng tổ máy.

Giả thiết công suất và xác suất sự cố q của n tổ máy trong hệ thống là như nhau, khi đó có thể dùng luật phân bố nhị thức để xác định xác suất xảy ra sự cố ở đúng k tổ máy trong toàn bộ n tổ máy P_{kb}^{sc} , với công suất mỗi tổ máy là b [MW] như sau [xem phụ chương 2] :

$$P_{kb}^{sc} = C_n^k q^k (1 - q)^{(n-k)} \quad (12-46)$$

Trong đó

$$C_n^k = \frac{n!}{k!(n-k)!}$$

Từ biểu thức (12-46) suy ra rằng giá trị P_{kb}^{sc} chính là thành phần thứ k của khai triển nhị thức :

$$(p + q)^n = p^n + np^{n-1}q + \dots + \frac{n!}{k!(n-k)!} p^{n-k}q^k + \dots + q^n = 1 \quad (12-47)$$

Trong đó $p = 1 - q$ là xác suất làm việc của mỗi tổ máy.

Trong trường hợp số tổ máy n lớn (hàng trăm) và xác suất sự cố của mỗi tổ máy q nhỏ, có thể dùng phân phối Poisson để xác định P_{kb}^{sc}

$$P_{kb}^{sc} = \frac{(nq)^k e^{-nq}}{k!} \quad (12-48)$$

Trong trường hợp các tổ máy có công suất và xác suất sự cố q khác nhau để đơn giản có thể dùng công suất trung bình P_{tb} của tổ máy và xác suất sự cố trung bình q_{tb} của tổ máy

$$P_{tb} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n P_i \quad (12-49)$$

$$q_{tb} = \frac{\sum_{i=1}^n q_i P_i}{\sum_{i=1}^n P_i} \quad (12-50)$$

Trong đó P_i , q_i là công suất và xác suất sự cố của tổ máy i trong hệ thống.

Nếu các giá trị P_i và q_i rất khác nhau, có thể chia hệ thống thành nhiều nhóm, mỗi nhóm gồm những tổ máy có P_i , q_i như nhau, khi đó xác suất sự cố đồng thời các tổ máy có thể xác định theo biểu thức sau, với giả thiết hệ có k nhóm máy.

$$\prod_{i=1}^k (p_i + q_i)^{n_i} = 1 \quad (12-51)$$

Trong đó n_i — số tổ máy thuộc nhóm i , thỏa mãn :

$$\sum_{i=1}^k n_i = n. \quad (12-52)$$

Để minh họa biểu thức (12-51) ta xét thí dụ sau đây :

Trong hệ thống có 3 nhóm tổ máy :

- Nhóm thứ nhất có 2 tổ máy với $P_1 = 100 MW$; $q_1 = 0,02$
- Nhóm thứ hai có 2 tổ máy với $P_2 = 50 MW$; $q_2 = 0,015$
- Nhóm thứ ba có 4 tổ máy với $P_3 = 25 MW$; $q_3 = 0,01$

Trong trường hợp này biểu thức (12-51) có dạng :

$$\prod_{i=1}^3 (p_i + q_i)^{n_i} = (p_1 + q_1)^2 (p_2 + q_2)^2 (p_3 + q_3)^4$$

$$\prod_{i=1}^3 (p_i + q_i)^{n_i} = (p_1^2 + 2p_1q_1 + q_1^2) (p_2^2 + 2p_2q_2 + q_2^2) +$$

$$+ (p_3^4 + 4p_3^3q_3 + 6p_3^2q_3^2 + 4p_3q_3^3 + q_3^4)$$

Khi chọn cấp công suất $b = 25 MW$ xác định được P_{ib}^{sc} ; $i = \overline{0, n}$.

Trong đó, chẳng hạn :

$$P_b^{sc} = p_1^2 p_2^2 4 p_3^3 q_3 = 0,98^2 \cdot 0,985^2 \cdot 4 \cdot 0,99^3 \cdot 0,01 = 0,9361$$

Trong trường hợp này P_b^{sc} là xác suất khi trong hệ thống chỉ có 1 trong 4 tổ máy 25 MW bị sự cố còn tất cả các các tổ máy khác đều làm việc, như vậy P_b^{sc} chính là giá trị của phân tử có hệ số bậc 1 của q_3 khi khai triển biểu thức (12-53).

Tương tự, có thể xác định P_{2b}^{sc} nghĩa là xác suất để trong hệ thống bị sự cố một trong hai tổ máy 50 MW hoặc bị sự cố đồng thời hai trong bốn tổ máy 25 MW. Như vậy P_{2b}^{sc} là tổng các thành phần có hệ số hoặc q_2 hoặc q_3^2 trong khai triển biểu thức (12-53), nghĩa là

$$P_{2b}^{sc} = p_1^2 2p_2q_2p_3^4 + p_1^2 p_2^2 6p_3^2q_3^2 = 0,02775.$$

2. Để xác định xác suất P_{ib}^{sc} giảm công suất ib [MW] so với phụ tải cực đại đã thiết kế của hệ thống, thường sử dụng đồ thị đường cong phụ tải hàng năm theo công suất như trên hình 12-4.

Khi đó đường cong liên tục của phụ tải được thay bằng đường bậc thang với từng cấp là b [MW] và thỏa mãn điều kiện : diện năng tính bởi hai đồ thị là không đổi. Khi đó xác suất giảm phụ tải được xác định theo :

$$P_0^{sc} = \frac{T_0}{8760}; P_b^{sc} = \frac{T_1}{8760}; \dots \quad (3-53)$$

Hình 12-4

3. Xác định xác suất P_{ib}^{ss} khi sai số dự báo phụ tải một lượng ib [MW]. Thường giả thiết sai số của dự báo là một đại lượng ngẫu nhiên có phân phối chuẩn với độ lệch quân phương σ ; Khi đó ta có thể viết biểu thức xác định xác suất để sai số công suất ΔP^{ss} nằm trong khoảng $\left(-\frac{b}{2}, +\frac{b}{2}\right)$, với điều kiện kỳ vọng của sai số dự báo bằng không.

$$P_{ib}^{ss} = P \left\{ -\frac{b}{2} \leq \Delta P^{ss} \leq +\frac{b}{2} \right\} = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-b/2\sigma}^{+b/2\sigma} e^{-t^2/2} dt =$$

$$= \frac{1}{2} \Phi \left(\frac{b}{2\sigma} \right) + \frac{1}{2} \Phi \left(-\frac{b}{2\sigma} \right) = \Phi \left(\frac{b}{2\sigma} \right)$$

Trong đó $\Phi\left(\frac{b}{2\sigma}\right)$ là hàm Laplace khi thay đổi số $t = \frac{b}{2\sigma}$ [xem phụ chương 2]

Tương tự có thể viết cho P_b^{ss} :

$$P_b^{ss} = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{b/2\sigma}^{3b/2\sigma} -t^2/2 dt = \frac{1}{2} \Phi\left(\frac{3b}{2\sigma}\right) - \frac{1}{2} \Phi\left(\frac{b}{2\sigma}\right).$$

Do tính chất đối xứng của tích phân xác suất nên có

$$P_{ib}^{ss} = P_{-ib}^{ss} \quad i = 1, 2, \dots, n.$$

Sai số dự báo phụ tải liên quan đến đồ thị phụ tải hàng năm, thường chỉ xét dự trữ khi phụ tải là cực đại và gần cực đại, ứng với phụ tải cực đại hàng ngày. Vì vậy thường có thể lấy sai số trung bình bình phương của phụ tải cực đại hàng ngày để tính sai số dự báo. Trong đó

$$\sigma = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (\Delta P_i^{ss})^2} \quad (12-55)$$

ΔP_i^{ss} là sai số dự báo quan sát ở đồ thị ngày và n là số lần quan sát.

Trong qui hoạch phát triển dài hạn hệ thống điện, phụ tải hệ thống thường có thay đổi lớn, nên ở bước đầu xác định dự trữ tối ưu có thể bỏ qua sai số dự báo. Ngược lại khi xét bài toán dự trữ trong điều độ hàng ngày cần xét đến sai số dự báo đồ thị phụ tải.

4. Thuật toán xác định dự trữ công suất tối ưu. Như trên đã nói dự trữ công suất tối ưu trong hệ thống điện được xác định theo chỉ tiêu cực tiểu hàm chi phí tính toán có đề cập đến vốn đầu tư tổ máy và thiệt hại kinh tế H khi thiếu hụt điện năng trong hệ thống.

Khi xác định giá trị H cần biết suất thiệt hại kinh tế do thiếu điện h_o . Giá trị h_o phụ thuộc nhiều yếu tố như loại hệ, quá trình công nghệ và công suất tiêu thụ. Ở đây giả thiết rằng h_o thay đổi phụ thuộc vào độ lớn của công suất thiếu hụt trong hệ thống. Chẳng hạn khi thiếu b [MW] ta có $h_o = h_1$ và khi thiếu $2b$ [MW] có $h_o = h_2$ với $h_2 > h_1$.

Sau đây xác định kì vọng của thiệt hại kinh tế H do thiếu hụt công suất trong khoảng thời gian T :

$$H = T [P_b^{th} b h_1 + P_{2b}^{th} (b h_1 + b h_2) + \dots] \quad (12-56)$$

có nghĩa là trong khoảng thời gian thiếu $2b$ [MW] có thể sử dụng

$$h_o = \frac{h_1 + h_2}{2}$$

Từ (12-56) có thể viết:

$$H = bT [h_1 (P_b^{th} + P_{2b}^{th} + \dots) + h_2 (P_{2b}^{th} + P_{3b}^{th} + \dots)] \quad (12-57)$$

Trong đó P_{mb}^{th} ; $m = 1, 2, \dots$ là xác suất thiếu hụt $mb [MW]$ trong hệ thống với điều kiện là, khi phụ tải cực đại hệ thống có dự trữ $rb [MW]$.

Theo biểu thức (12-57) ta định nghĩa :

$$\left. \begin{aligned} I_b^{th} &= P_b^{th} + P_{2b}^{th} + P_{3b}^{th} + \dots \\ I_{2b}^{th} &= P_{2b}^{th} + P_{3b}^{th} + \dots \\ I_{mb}^{th} &= P_{mb}^{th} + P_{(m+1)b}^{th} + \dots \end{aligned} \right\} \quad (12-58)$$

Trong đó I_{mb}^{th} là tích phân xác suất thiếu hụt công suất trong hệ thống, chính là xác suất để ở khoảng thời gian khảo sát trong hệ thống xảy ra thiếu hụt lượng công suất lớn hơn hoặc bằng $mb [MW]$.

Như vậy kì vọng thiệt hại kinh tế H có dạng

$$H = bT \sum_{i=1} I_{ib}^{th} h_i \quad (12-59)$$

Nếu giá trị h_i như nhau thì (12-59) trở thành :

$$H = bTh \sum_{i=1} I_{ib}^{th} \quad (12-60)$$

Như trên đã lưu ý là giá trị H ở biểu thức (12-60) được tính với điều kiện khi phụ tải cực đại hệ thống có dự trữ $rb [MW]$.

Bây giờ giả thiết khi phụ tải cực đại dự trữ của hệ thống tăng từ $rb [MW]$ đến $(r+1)b [MW]$, khi đó giá trị H sẽ giảm một lượng ΔH :

$$\Delta H_{r \rightarrow (r+1)} = bTh \left[\sum_{i=1} I_{ib}^{th(r)} - \sum_{i=1} I_{ib}^{th(r+1)} \right] \quad (12-61)$$

Trong đó chỉ số phía trên (r) và $(r+1)$ chỉ rằng dự trữ công suất của hệ thống khi phụ tải cực đại là rb và $(r+1)b [MW]$.

Theo những biểu thức xác định I_{ib}^{th} có thể viết gần đúng

$$I_{ib}^{th(r+1)} \approx I_{(i+1)b}^{th(r)} \quad (12-62)$$

nghĩa xác suất thiếu từ $ib [MW]$ công suất trở lên ở hệ thống có dự trữ là $(r+1)b \times [MW]$ cũng gần bằng xác suất thiếu từ $(i+1)b [MW]$ trở lên ở hệ thống có dự trữ ít hơn, là $rb [MW]$. Điều đó hợp lí, vì hệ có dự trữ nhiều sẽ làm giảm giá trị xác suất thiếu hụt từ cùng một lượng $ib [MW]$ trở lên so với hệ ít dự trữ.

Khi đó biểu thức (12-61) có dạng :

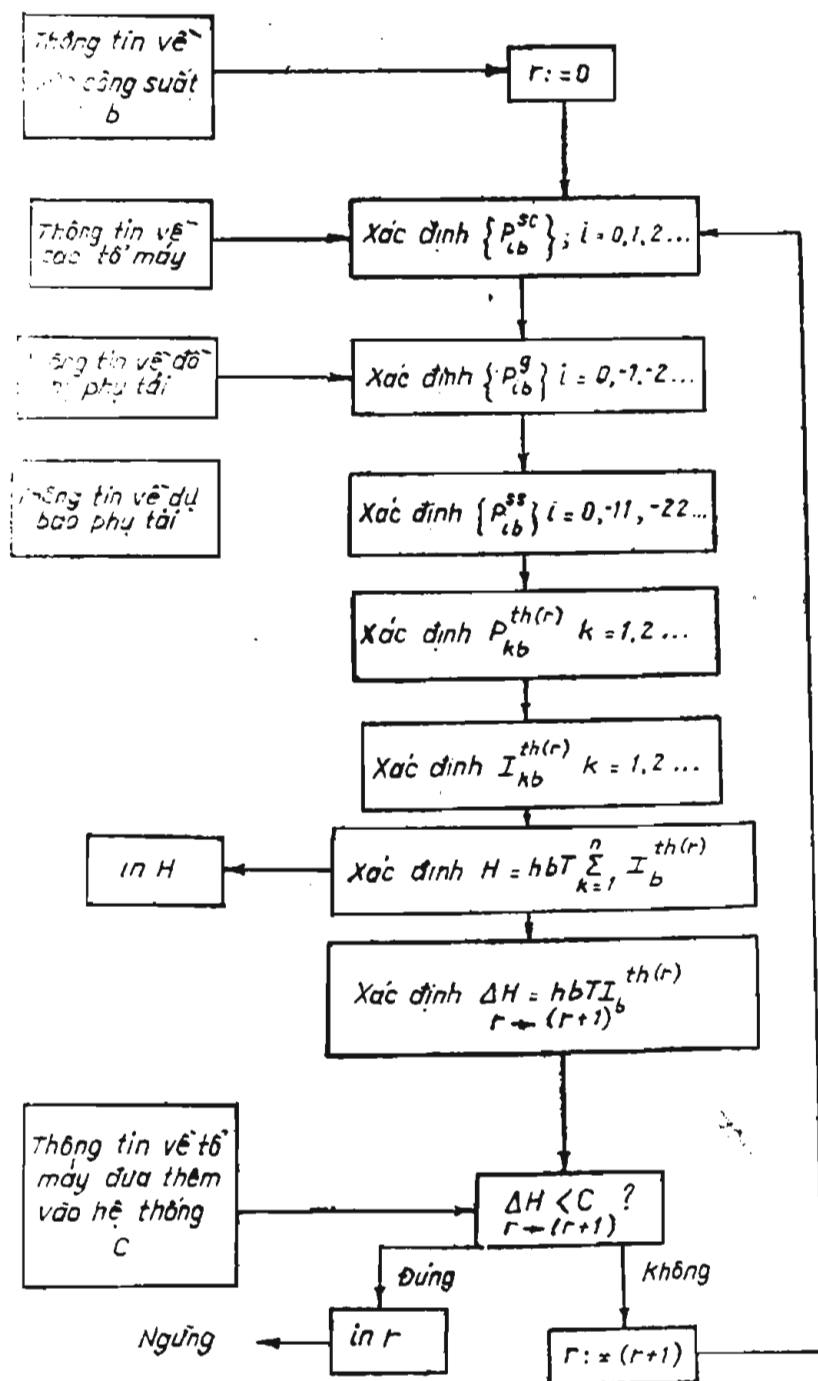
$$\Delta H_{r \rightarrow (r+1)} = hbT I_b^{th(r)} \quad (12-62)$$

Từ biểu thức (12-62) có thể thành lập chỉ tiêu đánh giá tính tối ưu của lượng dự trữ rb [MW] theo bất đẳng thức sau:

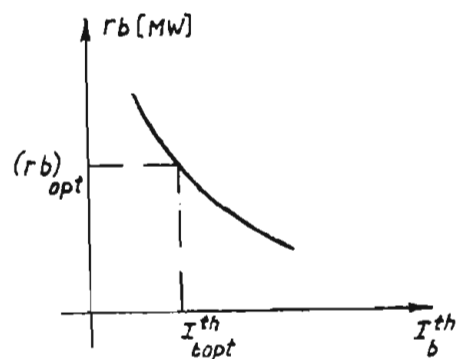
$$hTI_b^{th(r-1)} > C > hTI_b^{th(r)} \quad (12-63)$$

Trong đó C là chi phí tính toán về đầu tư thêm một tổ máy có công suất b [MW] đưa vào vận hành để dự trữ của hệ thống tăng từ giá trị $(r-1)b$ đến giá trị rb [MW].

Biểu thức (12-63) chỉ rằng việc đưa tổ máy mới có công suất là b [MW] với chi phí tính toán là C , nghĩa là dự trữ của hệ thống là rb [MW] sẽ tối ưu hơn trường hợp dự trữ là $(r-1)b$ hoặc $(r+1)b$ [MW].



Hình 12-5



Hình 12-6

Thuật toán giải bài toán dự trữ tối ưu công suất theo chỉ tiêu trên đây được trình bày trên hình 12-5.

Đề đơn giản, trong nhiều trường hợp giả thiết rằng suất thiệt hại kinh tế h giống nhau đối với các hệ dùng điện và có thể bỏ qua sai số dự báo phụ tải. Khi đó dự trữ tối ưu lượng công suất rb [MW] có thể xác định một cách giải tích bằng cách làm cực tiểu hàm mục tiêu Z , nghĩa là

$$\text{Min} \left\{ Z = hbT \sum_{k=1} I_{kb}^{\text{th}} + Crb \right\} \quad (12-4)$$

Điều kiện tối ưu có:

$$\frac{\partial Z}{\partial r} = hbT \frac{\partial}{\partial r} \left(\sum_{k=1} I_{kb}^{\text{th}} \right) + Cb = 0 \quad (12-65)$$

Sau khi thu gọn kết hợp với biểu thức (12-62), nhận được:

$$-hbTI_b^{\text{th}} + Cb = 0 \quad (12-66)$$

Từ đây xác định được giá trị tối ưu của tích phân xác suất thiếu hụt công suất trong hệ thống

$$I_{b_{\text{opt}}}^{\text{th}} = \frac{C}{hT} \quad (12-67)$$

Từ (12-67) thấy rằng nếu suất chi phí C của công suất dự trữ càng nhỏ và suất thiệt hại kinh tế h_0 càng lớn thì tích phân xác suất thiếu hụt công suất càng bé, nghĩa là càng cần có dự trữ lớn.

Từ biểu thức (12-67) qua giá trị $I_{b_{\text{opt}}}^{\text{th}}$ có thể xác định giá trị dự trữ công suất tối ưu rb [MW], nhờ quan hệ

$$rb = f(I_b^{\text{th}}) \text{ như trên hình 12-6.}$$

5. Thí dụ. Trong hệ thống điện có 10 tổ máy làm việc, công suất mỗi tổ là 100 MW. Thông số các tổ máy như nhau và đã cho như sau:

- Cường độ dòng sự cố $\lambda_i = 0,74$ [1/năm] (kể cả sửa chữa định kỳ).
- Thời gian trung bình sửa chữa sự cố $T_{si} = 240$ h.
- Giả thiết rằng thời gian trung bình làm việc an toàn T_i và thời gian trung bình sửa chữa sự cố T_{si} của mỗi tổ máy đều tuân theo luật phân phối mũ.
- Đồ thị phụ tải được cho trong dãy xác suất P_{ib}^g giảm so với phụ tải cực đại là 1000 MW, trong đó b là bậc công suất tính toán với $b = 100$ MW:

$$P_0^g = P\{1000 \text{ MW}\} = 0,04$$

$$P_b^g = P\{900 \text{ MW}\} = 0,08$$

$$P_{2b}^g = P\{800 \text{ MW}\} = 0,08$$

$$P_{3b}^g = P\{700 \text{ MW}\} = 0,10$$

- Bỏ qua sai số dự báo phụ tải
- Suất thiệt hại kinh tế do thiếu công suất $h = 6 \text{ [đ/kWh]}$
- Suất chi phí tính toán C cho tổ máy mới đưa vào hệ thống để dự trữ $C = 10.10^6 \text{ đ/năm}$.

Cần xác định số lượng tổ máy dự trữ tối ưu

Giải. Dùng hàm mục tiêu

$$\text{Min } \left\{ Z = hbT \sum_{k=1} I_{kb}^{\text{th}} + Cr \right\}$$

Trong đó

$$I_{kb}^{\text{th}} = \sum_{m=k} P_{mb}^{\text{th}}$$

Ở đây P_{mb}^{th} xác định theo biểu thức (12-45)

$$P_{mb}^{\text{th}} = \sum_{i=0}^{-n} \sum_{j=0} P_{ib}^{\text{e}} P_{jb}^{\text{sc}} \quad (12-68)$$

Trong đó

P_{jb}^{sc} xác định theo phân phối nhị thức

$$P_{jb}^{\text{sc}} = \frac{n!}{j!(n-j)!} q^j (1-q)^{n-j}$$

Trong đó : j là số lượng tổ máy bị sự cố đồng thời ở thời điểm khảo sát.

q — xác suất trạng thái sự cố của từng tổ máy, q được xác định theo

$$q = \frac{\lambda_1}{\lambda_1 + \mu_1} \approx \frac{\lambda_1 T_{sj}}{8760} \quad [\text{xem chương 10}].$$

Ở đây

$$q = \frac{0,74 \cdot 250}{8760} = 0,02$$

Dựa theo thuật toán ở hình 12-5, trình tự giải như sau : **Phương án 1** : Số ô máy $n = 10$, nghĩa là dự trữ $r = 0$.

Khi đó có :

$$P_{b}^{\text{sc}} = C_{10}^1 q(1-q)^9 = 0,167$$

Tương tự

$$P_{2b}^{\text{sc}} = 0,015$$

$$P_{3b}^{\text{sc}} = 0,001$$

$$P_{4b}^{\text{sc}} = 0,000 \dots \text{Tiếp theo những giá số quá}$$

nhỏ có thể bỏ qua.

Cần xác định dãy xác suất thiếu hụt công suất P_{mb}^{th} theo biểu thức (12-68)

$$P_{mb}^{th} = \sum_{i=0}^{-n} \sum_{j=0} P_{ib}^g P_{jb}^{sc}$$

với ràng buộc $i + j = m$ vì ở đây $r = 0$
 Như vậy

$$P_b^{th} = P_0^g P_b^{sc} + P_{-b}^g P_{2b}^{sc} + P_{-2b}^g P_{3b}^{sc} + P_{-3b}^g P_{4b}^{sc} = 0,04 \cdot 0,167 + \\ + 0,08 \cdot 0,015 + 0,08 \cdot 0,001 + 0,08 \cdot 0,000 \dots = 0,00792$$

Tương tự linh được

$$P_{2b}^{th} = 0,00068$$

$$P_{3b}^{th} = 0,0004$$

Từ đây xác định

$$I_b^{th} = \sum_{m=1} P_{mb}^{th} = 0,00792 + 0,00068 + 0,0004 = 0,009$$

Tiếp theo xác định các giá trị I_{2b}^{th}, I_{3b}^{th} và giá trị kỳ vọng thiệt hại kinh tế H_1 đối với phương án 1

$$H_1 = hbT \sum_{k=1}^n I_{kb}^{th}$$

Trong đó :

$$T = 8760 \text{ h}$$

$$b = 100 \text{ MW}$$

$$h = 6 \text{ đ/kWh}$$

$$\text{Nhận được } H_1 = 49,38 \cdot 10^6 \text{ đ}$$

$$\text{và} \quad Z_1 = H_1 + Cr = 49,38 \cdot 10^6 \text{ đ, vì } r = 0$$

Phương án 2. Trong hệ thống có dự trữ công suất 100 MW nghĩa là $r = 1$, khi phụ tải cực đại. Tính toán được tiến hành như đối với phương án 1, nhận được.

$$H_2 = 5,28 \cdot 10^6 \text{ đ}$$

$$Z_2 = 15,28 \cdot 10^6 \text{ đ}$$

Phương án 3. Kết quả tính toán như sau :

$$H_3 = 0,35 \cdot 10^6 \text{ đ}$$

$$Z_3 = 20,35 \cdot 10^6 \text{ đ}$$

Để so sánh có thể thành lập bảng sau đây :

Phương án	Số lượng tổ máy	Thiệt hại kinh tế $H [10^6 đ]$	Chi phí cho dự trữ $N [10^6 đ]$	Chi phí tính toán $Z [10^6 đ]$
1	10	49,38	0	49,38
2	11	5,28	10	15,28
3	12	0,35	20	20,35

Từ những kết quả trên đây thấy rằng phương án 2 cho giá trị Z cực tiểu, nghĩa là dự trữ từ công suất tối ưu trong hệ thống chiếm khoảng 10% công suất tổng cộng

CHƯƠNG 13

SỬ DỤNG QUÁ TRÌNH NGẪU NHIÊN MARKOV MÔ HÌNH SÁCH LƯỢC VẬN HÀNH THIẾT BỊ ĐIỆN

13-1. KHÁI NIỆM CHUNG

Thực tế vận hành hệ thống điện chỉ ra rằng có thể đạt được độ tin cậy cung cấp điện cao bằng cách tổ chức hợp lý việc vận hành thiết bị điện, nghĩa là xác định thời hạn tối ưu tiến hành tu sửa.

Việc tu sửa có thể phân thành hai loại; tu sửa định kỳ và tu sửa do sự cố. Mục đích của tu sửa định kỳ là để ngăn ngừa sự cố, ngược lại tu sửa sự cố chỉ tiến hành khi xảy ra sự cố. Tuy nhiên cả hai loại tu sửa này đều dẫn đến hậu quả ngừng vận hành, theo kế hoạch hoặc đột xuất.

Thiết bị trong sơ đồ cung cấp điện có thể xem là khôi phục được và là một phần tử của hệ, mà hành vi của hệ này được mô tả bởi quá trình Markov với số lượng hữu hạn n trạng thái $x_k(t)$, $k = 0, 1, 2 \dots n$. Trong đó $x_k(t)$ thường được định nghĩa là trạng thái của hệ ở thời điểm t , khi có k trong tổng số n phần tử bị sự cố [xem chương 11].

Trong trường hợp này theo lý thuyết các quá trình ngẫu nhiên Markov sẽ tồn tại ma trận xác suất chuyển giữa các trạng thái khác nhau. Ma trận đó có dạng :

$$P = \begin{bmatrix} P_{00} & P_{01} & \dots & P_{0n} \\ P_{10} & P_{11} & \dots & P_{1n} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ P_{n0} & P_{n1} & \dots & P_{nn} \end{bmatrix} \quad (13-1)$$

Trong đó P_{ii} ; $i = 0, 1, 2 \dots, n$ là xác suất để ở thời điểm đang xét hệ dừng ở trạng thái i .

P_{ik} ; $i, k = 0, 1, 2 \dots, n$; $i \neq k$ là xác suất để hệ chuyển từ trạng thái i sang trạng thái k .

Trạng thái ban đầu ứng với $x(0)$, là hành vi của hệ ở thời điểm khi thiết bị bắt đầu làm việc sau khi lắp ráp, hoặc sau khi tu sửa. Giả thiết rằng sau khi tu sửa thiết bị hoàn toàn được khôi phục, và ở thời điểm đầu tiên thiết bị chưa bị sự cố, nghĩa là $P_0(0) = 1$, $P_k(0) = 0$; $k = 1, 2 \dots, n$. Trong đó $P_k(0)$ là xác suất để ở thời điểm đầu tiên ($t = 0$) trong hệ có k phần tử bị sự cố.

Trên quan điểm độ tin cậy, đặc tính vận hành của các thiết bị điện có thể đánh giá nhờ những chỉ tiêu định lượng khác nhau, như hệ số sẵn sàng của hệ, khoảng thời gian trung bình để hệ chuyển từ trạng thái ban đầu đến trạng thái tắc (tức là trạng thái ngừng cung cấp điện) v.v... Ngoài ra một trong những nhiệm vụ quan trọng khi vận hành hệ thống điện là xác định sách lược tu sửa thiết bị điện nhằm đạt những đặc tính vận hành tối ưu theo quan điểm kinh tế-kỹ thuật.

Trong chương này sử dụng quá trình ngẫu nhiên Markov để đánh giá những đặc tính vận hành khác nhau của hệ thống điện. Tiếp theo đưa ra một thủ tục đơn giản để xác định thời hạn tu sửa định kỳ thiết bị theo thời gian yêu cầu của vận hành an toàn của hệ, với mức độ tin cậy đã cho. Ngoài ra, sẽ xây dựng mô hình xác định sách lược tối ưu bảo quản thiết bị điện theo chỉ tiêu cực đại hóa hệ số sẵn sàng π_s của hệ với giả thiết là thiết bị điện làm việc ở giai đoạn bắt đầu gia cố, nghĩa là khi cường độ dòng sự cố $\lambda(t)$ là hàm tăng theo thời gian.

13.2. ĐÁNH GIÁ CÁC ĐẶC TÍNH VẬN HÀNH CỦA THIẾT BỊ ĐIỆN

Giả thiết rằng hành vi của sơ đồ cung cấp điện đang nghiên cứu được mô tả bởi quá trình Markov với số hữu hạn n trạng thái trong đó gồm s trạng thái quá độ và $(n-s)$ trạng thái hấp thụ. Quá trình của hệ có thể chuyển dịch giữa các trạng thái quá độ với một xác suất nào đó. Nhưng nếu quá trình đã rơi vào trạng thái hấp thụ thì không thể ra khỏi. Ở đây trạng thái hấp thụ có thể xem như trạng thái «tự chốt» của mô hình hệ phục vụ đảm bảo không tồn tại hàng chờ phục vụ hoặc trong trường hợp ở đây là trạng thái ngừng cung cấp điện với giả thiết rằng thiết bị sự cố không được thay thế.

Trong trường hợp này ma trận xác suất chuyển P giữa các trạng thái có thể viết trong dạng:

$$P = \left[\underbrace{\frac{I}{R}}_{n-s} \mid \underbrace{\frac{0}{Q}}_s \right] \begin{matrix} n-s \\ s \end{matrix} \quad (13-2)$$

Trong đó I là ma trận con đơn vị, hạng $(n-s) \times (n-s)$, những phần tử của nó mô tả sự kiện chắc chắn của quá trình khi đã dừng ở trạng thái hấp thụ.

0 là ma trận con không, hạng $(n-s) \times s$, những phần tử của nó mô tả sự kiện không thể có của quá trình ra khỏi trạng thái hấp thụ.

R là ma trận con, hạng $s \times (n-s)$, những phần tử của nó mô tả khả năng có thể chuyển quá trình từ trạng thái quá độ đến trạng thái hấp thụ.

Q là ma trận con $(s) \times (s)$, những phần tử của nó mô tả hành vi của quá trình trong các trạng thái quá độ.

Nhờ lý thuyết các xích Markov có thể xác định các chỉ tiêu đánh giá những đặc tính vận hành của sơ đồ cung cấp điện. Những chỉ tiêu đó như sau :

$$a) \quad N = [I - Q]^{-1} \quad (13-3)$$

gọi là ma trận cơ bản, những phần tử n_{ij} tương ứng của nó là khoảng thời gian trung bình mà quá trình dừng ở trạng thái j , với điều kiện là quá trình đã đi ra từ trạng thái i . Trong đó i, j đều thuộc vào chỉ số của tập s trạng thái quá độ.

b) Thời gian tổng cộng $\bar{t}$, trong khoảng thời gian đó quá trình dừng ở các trạng thái quá độ

$$\bar{t} = \sum_{j=1} n_{ij} \quad (13-4)$$

c) Ma trận hành vi giới hạn của hệ còn gọi là vector bất động được biểu diễn trong dạng :

$$\pi = [\pi_0, \pi_1, \dots, \pi_n] \quad (13-5)$$

những phần tử của ma trận này biểu thị xác suất duy trì của qua trình dừng lại ở các trạng thái riêng rẽ. Thí dụ trong những trường hợp đang nghiên cứu π_0 là xác suất không tồn tại một sự cố nào trong hệ thống và π_n là xác suất ngừng cung cấp điện. Những giá trị xác suất này được xác định với điều kiện quá trình là dừng ($t \rightarrow \infty$) và theo biểu thức sau [xem chương 11] :

$$[\pi_0 \pi_1 \dots \pi_n] = [\pi_0 \pi_1 \dots \pi] \begin{bmatrix} P_{00} & P_{01} \dots & P_{0n} \\ P_{10} & P_{11} \dots & P_{1n} \\ P_{n0} & P_{n1} \dots & P_{nn} \end{bmatrix} \quad (13-6)$$

với điều kiện $\sum_{i=0} \pi_i = 1$.

d) M là ma trận, mà những phần tử của nó là thời gian trung bình để lần đầu tiên quá trình ở trạng thái j khi nó xuất phát từ trạng thái i , trong đó i, j thuộc vào tập chỉ số của tất cả n trạng thái. M được xác định bởi biểu thức sau:

$$M = [I - Z + EZ_{dg}]D \quad (13-7)$$

trong đó

$$Z = [I - P + \pi]^{-1} \quad (13-8)$$

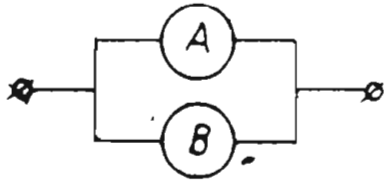
D là ma trận đường chéo, những phần tử của nó là

$$d_{ij} = \begin{cases} \frac{1}{\pi_i} & ; i = j \\ 0 & ; i \neq j \end{cases}$$

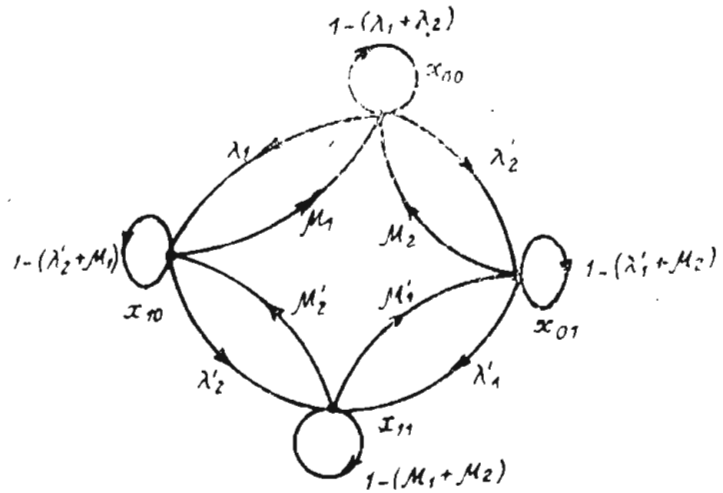
E là ma trận hạng $(s) \times (s)$, mỗi phần tử $e_{ij} = 1$.

Z_{dg} là ma trận đường chéo của ma trận Z .

Thí dụ. Cho một sơ đồ cung cấp điện gồm hai phần tử nối song song A và B với cường độ dòng sự cố tương ứng λ_1, λ_2 và cường độ dòng sửa chữa μ_1, μ_2 như trên hình 13-1. Cần đánh giá các đặc tính vận hành của hệ theo những chỉ tiêu đã nêu ở mục trên.



Hình 13-1



Hình 13-2

Những trạng thái của hệ được ký hiệu như sau :

x_{00} — cả hai phần tử A và B đều làm việc; x_{01} — Phần tử A làm việc, phần tử B bị sự cố; x_{10} — Phần tử B làm việc phần tử A bị sự cố; x_{11} — Cả hai phần tử đều bị sự cố.

Sơ đồ xác định hành vi giới hạn của hệ được trình bày trên hình 13-2.

$$P = \begin{matrix} & \begin{matrix} x_{00} & x_{01} & x_{10} & x_{11} \end{matrix} \\ \begin{matrix} x_{00} \\ x_{01} \\ x_{10} \\ x_{11} \end{matrix} & \begin{bmatrix} 1 - (\lambda_1 + \lambda_2) & \lambda_2 & \lambda_1 & 0 \\ \mu_2 & 1 - (\lambda_1 + \mu_2) & 0 & \lambda_1' \\ \mu_1 & 0 & 1 - (\lambda_2' + \mu_1) & \lambda_2' \\ 0 & \mu_1 & \mu_2 & 1 - (\mu_1 + \mu_2) \end{bmatrix} \end{matrix}$$

Ở đây giả thiết rằng do tính hao quả, cường độ dòng sự cố của phần tử thứ hai sẽ tăng lên khi phần tử thứ nhất bị sự cố nghĩa là $\lambda_1' > \lambda_1, \lambda_2' > \lambda_2$.

Theo đồ thị này có thể thành lập ma trận xác suất chuyển giữa các trạng thái khác nhau (ma trận P). Thí dụ dựa vào các số liệu thống kê, ma trận P có giá trị :

$$P = \begin{bmatrix} 0,6 & 0,2 & 0,2 & 0 \\ 0,3 & 0,1 & 0 & 0,3 \\ 0,6 & 0 & 0,1 & 0,3 \\ 0 & 0,4 & 0,4 & 0,2 \end{bmatrix}$$

Trong trường hợp này x_{11} có thể xem như trạng thái hấp thụ, vì khi đó hệ hoàn toàn bị ngừng cung cấp điện (nếu phần tử sự cố không được thay thế tức thời). Như vậy x_{01}, x_{10} là những trạng thái quá độ và ma trận Q có dạng :

$$Q = \begin{bmatrix} 0,3 & 0,2 & 0,2 \\ 0,6 & 0,1 & 0 \\ 0,6 & 0 & 0,1 \end{bmatrix}$$

Ma trận cơ bản N có giá trị như sau

$$N = [I - Q]^{-1} = \begin{bmatrix} 0,4 & -0,2 & -0,2 \\ -0,6 & 0,9 & 0 \\ -0,6 & 0 & 0,9 \end{bmatrix}^{-1} = \begin{bmatrix} 7,5 & 1,66 & 1,66 \\ 5 & 2,22 & 1,11 \\ 5 & 1,11 & 2,22 \end{bmatrix}$$

Như vậy theo biểu thức (4) có

$$\tau_0 = \begin{bmatrix} x_{00} \\ x_{01} \\ x_{10} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 10,8 \\ 8,3 \\ 8,3 \end{bmatrix}$$

Điều đó có nghĩa là trong vòng quãng 10,8 đơn vị thời gian (chẳng hạn là năm nếu $\lambda = \frac{1}{\text{năm}}$) hệ sẽ dừng ở các trạng thái quá độ, nếu hệ bắt đầu từ trạng thái x_{00} và trong vòng quãng 8,3 năm nếu hệ bắt đầu từ trạng thái x_{01} hoặc x_{10} .

Xác suất duy trì để hệ dừng ở các trạng thái khác nhau, nghĩa là xác suất của hành vi giới hạn của hệ, được xác định theo biểu thức (13-6):

$$[\pi_{00}\pi_{01}\pi_{10}\pi_{11}] = [\pi_{00}\pi_{10}\pi_{10}\pi_{11}] \begin{bmatrix} 0,6 & 0,2 & 0,2 & 0 \\ 0,6 & 0,1 & 0 & 0,3 \\ 0,6 & 0 & 0,1 & 0,3 \\ 0 & 0,4 & 0,4 & 0,2 \end{bmatrix}$$

với điều kiện $\pi_{00} + \pi_{01} + \pi_{10} + \pi_{11} = 1$

Kết quả thu được

$$[\pi] = [0,522 \quad 0,174 \quad 0,174 \quad 0,130]$$

Từ đây có thể xác định xác suất vận hành an toàn P của hệ, nghĩa là xác suất để trong hệ không tồn tại sự kiện ngừng cung cấp điện.

$$P = \pi_{00} + \pi_{01} + \pi_{10} = 0,522 + 0,174 + 0,174 = 0,870$$

Xác suất ngừng cung cấp điện là $\pi_{11} = 0,130$

Để xác định khoảng thời gian trung bình mà sau đó quá trình lần đầu tiên đến trạng thái j với điều kiện bắt đầu từ trạng thái i , cần xác định ma trận Z .

$$Z = [I - P + \pi]^{-1} = \frac{1}{230} \begin{bmatrix} 274 & 20,5 & 20,5 & -26,8 \\ -7,5 & 218 & -41 & 33 \\ -7,5 & -41 & 218 & 33 \\ 11,8 & 31,5 & 31,5 & 215 \end{bmatrix}$$

Tiếp theo có thể xác định M

$$M = [I - Z + EZ_{dg}] \cdot D$$

trong đó

$$Z_{dg} = \frac{1}{230} \cdot \begin{bmatrix} 274 & 9 & 0 & 0 \\ 0 & 218 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 218 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 218 \end{bmatrix}$$

$$D = \begin{vmatrix} 1/0,522 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1/0,174 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1/0,174 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1/0,13 \end{vmatrix}$$

Cuối cùng M có giá trị

$$M = \begin{matrix} & x_{00} & x_{01} & x_{10} & x_{11} \\ \begin{matrix} x_{00} \\ x_{01} \\ x_{10} \\ x_{11} \end{matrix} & \begin{vmatrix} 1,92 & 4,96 & 4,96 & 9,25 \\ 2,34 & 5,75 & 6,48 & 7,25 \\ 2,34 & 6,48 & 5,75 & 7,25 \\ 2,37 & 4,65 & 4,65 & 7,65 \end{vmatrix} \end{matrix}$$

Từ những giá trị trên đây của ma trận M có thể nhận thấy rằng: Sau một thời gian quãng 9,25 năm, lần đầu tiên sẽ xảy ra mất điện hoàn toàn, nếu hệ bắt đầu ở trạng thái x_{00} , nhưng chỉ sau quãng 2,37 năm hệ lần đầu tiên được khôi phục hoàn toàn, nghĩa là trở về trạng thái không một phần tử nào bị sự cố, nếu hệ bắt đầu ở trạng thái x_{11} . Kết quả này tương ứng với những điều kiện đã chọn, vì thời gian vận hành an toàn của thiết bị ($T = 1/\lambda$) lớn hơn nhiều so với thời gian trung bình sửa chữa sự cố ($T_{sc} = 1/\mu$). Ngoài ra trong trường hợp này các phần tử có cùng thông số λ và μ , vì vậy thời gian trung bình để hệ chuyển từ trạng thái x_{01} hoặc x_{10} lần đầu tiên đến trạng thái x_{11} là như nhau và bằng 7,25 năm.

13-3. XÁC ĐỊNH THỜI HẠN TU SỬA THIẾT BỊ ĐIỆN THEO THỜI GIAN VẬN HÀNH LIÊN TỤC CỦA HỆ

Từ những kết quả trên đây thấy rằng có thể sử dụng lý thuyết ngẫu nhiên Markov để đánh giá các chỉ tiêu vận hành của hệ cung cấp điện. Mặc dù những chỉ tiêu này cho nhiều thông tin giá trị về hành vi của hệ, tuy nhiên vẫn chưa đủ để cải thiện các đặc tính vận hành của thiết bị nhằm nâng cao độ tin cậy của hệ. Do đó phải nghiên cứu việc tu sửa định kỳ thiết bị khi vận hành. Đó chính là nội dung của mục này.

Khi vận hành thiết bị điện một trong những chỉ tiêu quan trọng nhất cần đánh giá là hàm tin cậy $R(t_0, \tau)$. Hàm tin cậy là xác suất để thiết bị làm việc ở thời điểm t_0 và trong suốt khoảng thời gian τ không xảy ra sự cố nào. Nói cách khác $R(t_0, \tau)$ là xác suất vận hành an toàn của thiết bị, nếu không tiến hành tu sửa do sự cố hoặc tu sửa định kỳ.

Giả thiết rằng hàm tin cậy tuân theo luật phân phối mũ

$$R(t_0, \tau) = e^{-\lambda\tau} \text{ với điều kiện } t_0 = 0. \text{ với } t_0 > 0.$$

Trong trường hợp này thời gian trung bình vận hành an toàn T của thiết bị là

$$T = \int_0^{\infty} R(\tau) d\tau = \frac{1}{\lambda}$$

Có thể nhận thấy rằng xác suất để thiết bị vận hành an toàn liên tục suốt trong khoảng thời gian T có giá trị khá nhỏ

$$R(\tau = T) = e^{-1} = 0,368$$

Ngược lại mức độ tin cậy yêu cầu đối với thiết bị điện thường rất cao, thí dụ $R(\tau) \approx 0,98$. Vì vậy sau một thời gian nhất định cần tiến hành tu sửa thiết bị điện. Việc tu sửa ở đây được xem như thay thế thiết bị sự cố bằng thiết bị mới, mà giả thiết rằng thời gian thay thế có thể bỏ qua.

Bây giờ giả thiết rằng trong khoảng $(n - 1)$ bước thời gian rời rạc hệ luôn ở trạng thái i , nhưng đúng đến bước thứ n hệ chuyển qua trạng thái j . Trong trường hợp này theo lý thuyết xích Markov có thể xác định được xác suất xuất hiện khoảng thời gian rời rạc t_1 , mà trong khoảng thời gian đó hệ đã ở trạng thái i và sau đó chuyển sang trạng thái khác:

$$P(t_1) = (P_{ii})^{t_1-1} (1 - P_{ii}) \tag{13-8}$$

Từ đây có thể thành lập hàm phân phối $F(t_1)$ và từ đó có thể xác định khoảng thời gian, trong đó hệ ở trạng thái i .

$$F(t_1) = \sum_{t_1=1}^{\infty} (P_{ii})^{t_1-1} \cdot (1 - P_{ii}) \tag{13-9}$$

Trong đó P_{ii} là xác suất để hệ dừng ở trạng thái i . Giá trị của P_{ii} được cho trong ma trận xác suất chuyển giữa các trạng thái.

Trình tự tiến hành như sau:

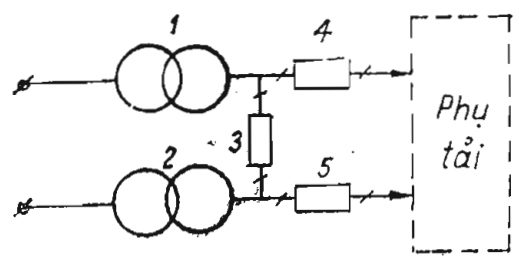
Thành lập hàm $F(t_1)$ cho từng đường của đồ thị xích Markov với điều kiện là hệ chuyển từ trạng thái đầu tiên x_0 đến trạng thái ngừng cung cấp điện. Từ đây xác định được thời gian trung bình tổng T trong đó hệ đã dừng lại ở các trạng thái trước khi ngừng cung cấp điện (trạng thái hấp thụ). T có dạng

$$T = \sum_{i \in Q}^{n-1} t_i \tag{13-10}$$

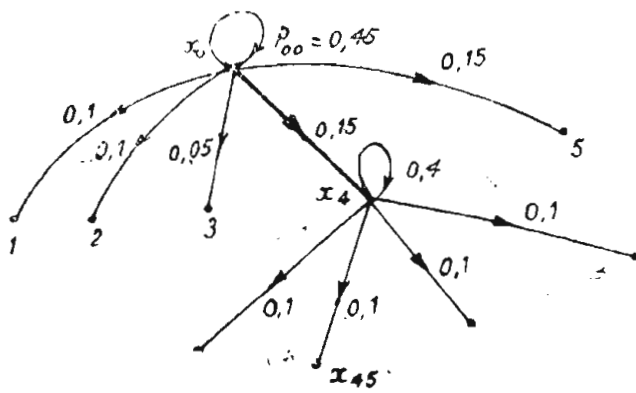
trong đó Q là tập hợp tất cả các chỉ số i thuộc vào từng đường của xích Markov.

Sau đó căn cứ vào giá trị thời gian yêu cầu về vận hành an toàn liên tục, có thể xác định được thời hạn cần thiết tu sửa thiết bị.

Thí dụ Cho sơ đồ cung cấp điện gồm các phần tử 1, 2, 3, 4, 5 như trên hình 13-3. Thời gian yêu cầu vận hành an toàn liên tục $\tau = 5$ năm.



Hình 13-3



Hình 13-4

Hệ sẽ ngừng cung cấp điện, nếu đồng thời xảy ra sự cố những phần tử sau đây : 12, 45, 15, 24...

Tập hữu hạn các trạng thái của hệ được mô tả bởi xích Maxkov. Thí dụ x_{ij} là trạng thái của hệ khi các phần tử i và j đồng thời bị sự cố. Trên hình 13-4 biểu thị một đường đầy đủ $x_0 \rightarrow x_4 \rightarrow x_{45}$ của xích Markov. Thí dụ theo số liệu thống kê ta có xác suất chuyển giữa các trạng thái có giá trị như ghi trên hình 13-1.

Có thể sử dụng các biểu thức (13-8) và (13-9) để thành lập hàm phân phối xác suất của thời gian hệ dừng lại ở trạng thái x_0 , nghĩa là ở trạng thái không một phần tử nào bị sự cố, như sau .

$$P(t)_0 = (P_{00})^{t_0-1} \cdot (1 - P_{00})$$

Trong đó $P_{00} = 0,45$ như vậy $P(t_0) = (0,45)^{t_0-1} \cdot 0,55$ và ta nhận được kết quả như ở bảng B13-1.

Hàm $F(t_0)$ được biểu diễn bởi đường cong 0 trên hình 13-5. Tương tự đối với trạng thái x_4 ta có $P_{44} = 0,4$, như vậy

$$P(t_4) = (0,4)^{t_4-1} \cdot (1 - 0,4)$$

Bảng 13-1

t_0	1	2	3	4
$P(t_0)$	0,55	0,248	0,112	0,05
$F(t_0)$	0,55	0,798	0,91	0,96

Hàm $F(t_4)$ được biểu diễn bởi đường 4 trên hình 13-5 theo kết quả tính toán được ghi trong bảng B13-2.

Bảng 13-2

t_4	1	2	3	4
$P(t_4)$	0,6	0,24	0,096	0,03
$F(t_4)$	0,6	0,84	0,936	0,966

Ta cần xác định khoảng thời gian trong đó hệ dừng ở trạng thái x_0 , với điều kiện là sau trạng thái x_0 hệ sẽ chuyển sang trạng thái x_4 . Theo số liệu trên hình 13-4 có $P_{04} = 0,15$; do đó xác suất hệ dừng ở trạng thái x_0 , với điều kiện sau x_0 hệ chuyển sang x_4 , có giá trị :

$$P_{00/4} = P(x_0/x_4) = 1 - 0,15 = 0,85$$

Từ đường cong 0 trên hình 13-5 với giá trị $F(t_0) = 0,85$ nhận được $t_0 = 2,5$ năm. Tương tự ta có xác suất chuyển từ trạng thái x_1 đến trạng thái x_{45} của hệ $P_{4 \rightarrow 45} = 0,3$. Như vậy

$$P_{44/45} = P(x_{44}/x_{45}) = 1 - 0,3 = 0,7$$

Từ đường cong 4 trên hình 13-5 ứng với giá trị $F(t_4) = 0,7$ nhận được $t_4 = 1,3$ năm. Từ biểu thức (13-10) có thể xác định thời gian tổng cộng hệ đã dừng ở các trạng thái trước khi bị sự cố ngừng cung cấp điện, theo đường $x_0 \rightarrow x_4 \rightarrow x_{45}$, như sau :

$$T = t_0 + t_4 = 2,5 + 1,3 = 3,8 \text{ năm.}$$

Thời gian này nhỏ hơn giá trị thời gian yêu cầu cung cấp điện liên tục $\mathcal{C} = 5$ năm. Từ đây suy ra rằng cần phải tiến hành tu sửa thiết bị 4 hoặc 5 sau một thời hạn quãng 3,5 năm. Đối với các đường khác của xích Markov tính toán tiến hành tương tự.

13.4. SÁCH LƯỢC TỐI ƯU TU SỬA THIẾT BỊ ĐIỆN

Trên đây đã đưa ra một thủ tục xác định thời hạn tu sửa định kỳ thiết bị điện theo thời gian yêu cầu liên tục cung cấp điện, với giả thiết là thiết bị sự cố được thay thế bởi thiết bị mới và cường độ dòng sự cố của thiết bị λ là hằng số, nghĩa là thiết bị đang làm việc ở giai đoạn bình thường của tuổi thọ. Tuy những giả thiết đó trong nhiều trường hợp có thể chấp nhận được và cho ta phản ánh tốt của thực tế, nhưng không phải lúc nào cũng gặp những điều kiện đó. Đôi khi cần nghiên cứu khả năng vận hành của thiết bị ở giai đoạn đã bắt đầu già cỗi, nghĩa là khi đó dòng sự cố có cường độ $\lambda(t)$ là hàm tăng theo thời gian. Ngoài ra đối với thiết bị, cả hai loại tu sửa (định kỳ và sự cố) đều gây nên hậu quả ngừng vận hành. Trong đó thông thường thời gian tu sửa định kỳ T_{dk} ngắn hơn thời gian tu sửa sự cố T_{sc} . Vì vậy khi xét đến những điều kiện này có thể tìm được sách lược tối ưu tu sửa thiết bị điện theo chỉ tiêu cực đại hóa thời gian vận hành của thiết bị, nghĩa là cực đại hóa hệ số sẵn sàng π_0 của thiết bị. Trong mục này sẽ đề cập tới vấn đề đó.

Một thiết bị đã cho có thể ở một trong các trạng thái sau :

x_0 — Thiết bị đang vận hành ; x_1 — Thiết bị sự cố, nghĩa là ở trạng thái tu sửa sự cố ; x_2 — Thiết bị đang ở trạng thái tu sửa định kỳ.

Sách lược tu sửa thiết bị này được quy định như sau :

1. Sau một thời gian theo kế hoạch t_0 sẽ tiến hành tu sửa định kỳ, nếu trong khoảng t_0 thiết bị không bị sự cố.

2. Nếu trong khoảng thời gian t_0 xảy ra sự cố thì khi đó thiết bị sẽ được tiến hành tu sửa sự cố.

Sau đây đề nghị một phương pháp xác định thời hạn tối ưu t_0 tu sửa định kỳ thiết bị theo chỉ tiêu cực đại hóa hệ số sẵn sàng π_0 với giả thiết rằng :

— Hàm phân phối của thời gian trung bình giữa các sự cố có cường độ dòng sự cố $\lambda(t)$ là hàm tăng theo thời gian, tương tự biểu thức (9-12) ở chương 9, ta có :

$$\lambda(t) = \frac{F'(t)}{1 - F(t)} \quad (13-11)$$

trong đó $F(t)$ là hàm phân phối xác suất xuất hiện sự cố, có đạo hàm là $F'(t)$.

Thời gian trung bình tu sửa sự cố tuân theo luật phân phối mũ với hàm phân phối:

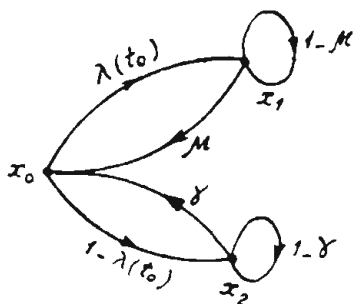
$$G(t) = 1 - e^{-\mu t} \quad (13-12)$$

trong đó tương tự như đối với đồ tin cậy $e^{-\lambda t}$ ở đây định nghĩa $e^{-\mu t}$ là xác suất để tu sửa không kết thúc trong khoảng thời gian t . Vì vậy μ là cường độ của dòng tu sửa sự cố. Thời gian trung bình để tu sửa sự cố là $T_{sc} = \frac{1}{\mu}$

— Tương tự như vậy, thời gian trung bình của tu sửa định kỳ có hàm phân phối

$$\Phi(t) = 1 - e^{-\gamma t} \quad (13-13)$$

trong đó $T_{dk} = \frac{1}{\gamma}$ là thời gian trung bình tu sửa định kỳ và γ là cường độ dòng tu sửa định kỳ.



Hình 13-6

Sách lược vận hành thiết bị điện trên đây có thể mô tả nhờ quá trình nửa Markov, trong đó khoảng thời gian giữa các trạng thái của quá trình có luật phân phối phụ thuộc vào trạng thái xuất phát và trạng thái đi tới (nếu luật phân phối này là luật mũ có thông số chỉ phụ thuộc vào trạng thái xuất phát thì quá trình là hoàn toàn Markov).

Xây dựng đồ thị mô tả hành vi của quá trình như trên hình 13-6 và ma trận xác suất chuyển giữa các trạng thái có dạng:

$$P = [P_{ij}] = \begin{matrix} & \begin{matrix} x_0 & x_1 & x_2 \end{matrix} \\ \begin{matrix} x_0 \\ x_1 \\ x_2 \end{matrix} & \begin{bmatrix} 1 & \lambda(t_0) & 1 - \lambda(t_0) \\ \mu & 1 - \mu & 0 \\ \gamma & 0 & 1 - \gamma \end{bmatrix} \end{matrix}$$

Xác suất hành vi giới hạn của thiết bị được xác định theo biểu thức (13-6). Ở đây có:

$$[\pi_0 \ \pi_1 \ \pi_2] = [\pi_0 \ \pi_1 \ \pi_2] \cdot [P_{ij}] \quad (13-14)$$

với điều kiện

$$\pi_0 + \pi_1 + \pi_2 = 1.$$

Trong đó π_0 là xác suất thời gian vận hành an toàn của thiết bị, còn gọi là hệ số sẵn sàng của thiết bị.

Ở đây cần xác định thời hạn tu sửa định kì tối ưu t_0 để cực đại hóa giá trị π_0 . Giải biểu thức (13-14), trong đó đại lượng $\lambda(t)$ có thể biểu diễn gần đúng trong dạng tích phân sau:

$$\lambda(t_0) = \frac{F(t_0)}{\int_0^{t_0} [1 - F(t)] dt} \quad (13-15)$$

Ta nhận được

$$\pi_0 = \frac{\int_0^{t_0} [1 - F(t)] dt}{\int_0^{t_0} [1 - F(t)] dt + [T_{sc} - T_{dk}] F(t_0)} \quad (13-16)$$

với $\frac{\partial \pi}{\partial t_0} = 0$ ta có:

$$\frac{T_{dk}}{T_{sc} - T_{dk}} = -F(t_0) + \lambda(t_0) \int_0^{t_0} [1 - F(t)] dt \quad (13-17)$$

Từ những biểu thức (13-16), (13-17) ta có thể nhận xét rằng:

a) Nếu $T_{sc} = T_{dk}$ sẽ có $t_0 = +\infty$

b) Nếu $T_{sc} < T_{dk}$ phương trình (13-17) cũng không có nghiệm.

Như vậy có nghĩa là trong hai trường hợp a và b giá trị tuyệt đối của hệ số sẵn sàng π_0 sẽ cực đại khi không cần tu sửa định kỳ.

c) Nếu cường độ dòng sự cố của thiết bị là hằng số $\lambda = \text{const}$, nghĩa là thiết bị làm việc ở giai đoạn bình thường của tuổi thọ, và thời gian trung bình vận hành an toàn T của thiết bị có phân phối mũ.

$$F(t) = 1 - e^{-\lambda t}$$

khí đó phương trình (13-17) cũng không có lời giải, vì vế phải của phương trình không còn là hàm của thời gian. Trong trường hợp này rõ ràng tu sửa định kỳ cũng không có lợi.

Từ những phân tích trên đây thấy rằng tu sửa định kỳ sau thời hạn t_0 chỉ có lợi khi thiết bị bắt đầu làm việc ở giai đoạn có biểu hiện già cỗi, nghĩa là cường độ dòng sự cố $\lambda(t)$ là hàm tăng theo thời gian, và đồng thời nếu thời gian trung bình tu sửa sự cố T_{sc} lớn hơn thời gian trung bình tu sửa định kỳ T_{dk} . Cũng chú ý là ở đây không nghiên cứu ảnh hưởng của việc tu sửa định kỳ theo kế hoạch và trường hợp thiết bị ngừng vận hành khi sự cố sẽ kèm theo tổn thất kinh tế khác nhau.

Thí dụ. Một thiết bị điện có hàm phân phối xác suất sự cố dạng

$$F(t) = 1 - e^{-\alpha t^\beta}$$

trong đó

$$\alpha = 0,00025$$

$$\beta = 2$$

thời gian trung bình sửa chữa sự cố $T_{cs} = 30h$

thời gian trung bình tu sửa định kỳ $T_{dk} = 5h$

Theo (13-11) ta có:

$$\lambda(t) = \frac{F'(t)}{1 - F(t)} = 0,0005t [1/h]$$

Từ biểu thức (13-17) ta xác định được

$$\frac{5}{30-5} = -1 + e^{-0,00025t_0^2} + 0,0005t_0 \int_0^{t_0} e^{-0,00025t^2} dt. \quad (13-18)$$

Giải (13-18) bằng đồ thị ta nhận được :

Thời hạn tối ưu tiến hành tu sửa định kỳ thiết bị

$$t_0 = 29h$$

khi đó hệ số sẵn sàng hoặc xác suất làm việc duy trì của thiết bị π_0 có giá trị :

$$\pi_0 = \frac{1}{1 + (30-5) \cdot 0,0005 \cdot 29} = 0,734$$

Trong chương này đã phân tích khả năng sử dụng lý thuyết các quá trình ngẫu nhiên Markov để đánh giá một số chỉ tiêu vận hành của thiết bị trong hệ thống điện. Ngoài ra đã mô hình bài toán xác định sách lược tối ưu tu sửa thiết bị theo những chỉ tiêu khác nhau.

Đã giả thiết dòng sự kiện ngẫu nhiên có tính chất Poisson và hành vi của hệ được mô tả nhờ quá trình Markov. Từ đây đưa ra một thủ tục đơn giản xác định thời hạn tu sửa thiết bị theo yêu cầu vận hành an toàn liên tục của hệ với độ tin cậy đã cho, khi giả thiết rằng thiết bị làm việc ở giai đoạn bình thường của tuổi thọ ($\lambda = \text{const}$). Sau đó đã sử dụng khái niệm về quá trình nửa Markov để xác định thời hạn tối ưu tu sửa định kỳ thiết bị theo chỉ tiêu cực đại hóa hệ số sẵn sàng của thiết bị, với giả thiết rằng thời gian trung bình của sửa chữa định kỳ ngắn hơn thời gian trung bình của tu sửa khi sự cố, và giả thiết rằng thiết bị đã bắt đầu làm việc ở giai đoạn già cỗi (cường độ dòng sự cố $\lambda(t)$ là hàm tăng theo thời gian). Phương pháp trên đây có tính chất tổng quát và thỏa mãn đối với hệ mà hành vi của nó có thể mô tả nhờ quá trình ngẫu nhiên với số hữu hạn trạng thái.

CHƯƠNG 14

MÔ HÌNH TOÁN HỌC MỐI QUAN HỆ GIỮA ĐỘ TIN CẬY CUNG CẤP ĐIỆN VÀ CHẤT LƯỢNG ĐIỆN NĂNG

14.1. KHÁI NIỆM CHUNG

Một trong những nhiệm vụ quan trọng bậc nhất khi thiết kế và vận hành hệ thống điện là đảm bảo cho hộ tiêu thụ đủ lượng điện năng yêu cầu với chất lượng cho phép.

Tính chất đảm bảo cung cấp điện được đặc trưng bởi độ tin cậy. Độ tin cậy của hệ thống điện được xem như xác suất để ở thời điểm đang xét hoặc

trong suốt khoảng thời gian quy định hệ làm việc và thực hiện được những yêu cầu đề ra. Độ tin cậy phụ thuộc vào tính vận hành an toàn, tuổi thọ, tính tu sửa của các phần tử và cấu trúc của hệ.

Một trong những chỉ tiêu chất lượng điện năng là tần số và điện áp. Trong thực tế, thông thường việc quản lý tần số được quan tâm thích đáng, nhưng việc giữ điện áp trong phạm vi yêu cầu thường gặp nhiều khó khăn hơn. Thông tin về chất lượng điện áp cần có đầy đủ không những để đánh giá mà còn để biết được nguyên nhân và những biện pháp cần cải thiện. Vì vậy cần dựa vào chỉ tiêu tích phân để đánh giá chất lượng điện áp, nghĩa là theo độ lệch điện áp so với giá trị yêu cầu và khoảng thời gian xảy ra độ lệch đó.

Khi điều khiển hệ thống điện cần đảm bảo không những chất lượng điện năng theo yêu cầu mà còn phải đảm bảo độ tin cậy cho tất cả các thiết bị trong hệ. Đó chính là điều kiện cần thiết để thực hiện quản lý hệ thống năng lượng theo tinh thần điều khiển học.

Phần đầu của chương này nhằm đánh giá chất lượng điện áp theo luật phân phối của độ lệch so với giá trị yêu cầu. Ở phần hai dựa trên nền tảng lý thuyết thông tin đã xây dựng mô hình toán học mối quan hệ giữa chất lượng điện năng và độ tin cậy cung cấp điện. Đã đề nghị một mô hình truyền thông tin từ nguồn ngẫu nhiên rời rạc hoặc liên tục qua kênh có nhiễu đến nơi nhận, ở đó chất lượng điện áp nghiên cứu được đặc trưng bởi chất lượng của tín hiệu nhận được. Nhận thức về nguồn và về tín hiệu nơi nhận, được mô tả nhờ lượng thông tin $I(X, Y)$, phụ thuộc vào Entropi (độ bất định) của nguồn $H(X)$ và Entropi có điều kiện của tín hiệu nơi nhận $H(Y/X)$.

Trên mô hình đề nghị đó đã định nghĩa «Hàm chất lượng điện năng khi đảm bảo cung cấp điện $F(t_0)$ » để đồng thời đánh giá chất lượng điện năng và độ tin cậy cung cấp điện. Giá trị hàm $F(t_0)$ là xác suất để trong khoảng thời gian t_0 trong hệ thống không tồn tại một sự cố ngừng cung cấp điện nào đồng thời dao động điện áp luôn luôn trong phạm vi cho phép.

14.2. ĐÁNH GIÁ CHẤT LƯỢNG ĐIỆN ÁP TRONG MẠNG ĐIỆN

Để đánh giá chất lượng điện áp trong mạng điện thường sử dụng những chỉ tiêu khác nhau như độ lệch điện áp so với giá trị yêu cầu, dao động điện áp, độ méo của dạng điện áp so với hình sin, tính không đối xứng của hệ ba pha v.v... Một trong những chỉ tiêu chính là độ lệch điện áp. Như đã biết độ lệch điện áp tuy nhỏ nhưng kéo dài trong thời gian cũng gây tác hại như độ lệch điện áp lớn nhưng xảy ra ngắn hạn. Vì vậy chỉ tiêu cơ bản để đánh giá chất lượng điện áp là giá trị tích phân, được đặc trưng bởi độ lớn và thời gian kéo dài của độ lệch điện áp.

Số liệu thống kê trong vận hành hệ thống điện chỉ ra rằng dao động điện áp có thể xem như một đại lượng ngẫu nhiên tuân theo luật phân phối chuẩn (Gauss). Phân phối chuẩn của đại lượng ngẫu nhiên liên tục X có mật độ xác suất.

$$f(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \exp \left\{ -\frac{(x - m_x)^2}{2\sigma^2} \right\}; \quad -\infty < x < +\infty \quad (14-1)$$

trong đó m_x là giá trị trung bình (kỳ vọng) của đại lượng ngẫu nhiên X . Thường m_x được ký hiệu là $E[X]$. Giá trị $E[X]$ được xác định theo biểu thức

$$E[X] = \int_{-\infty}^{+\infty} xf(x)dx \quad (14-2)$$

σ là độ lệch quân phương, thỏa mãn biểu thức

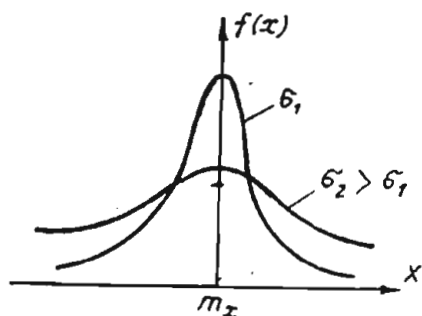
$$\sigma^2 = D[X]$$

trong đó $D[X]$ là tán xạ của đại lượng ngẫu nhiên và được xác định theo biểu thức

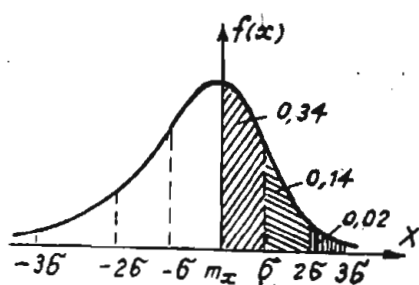
$$D[X] = E[X - m_x]^2 = E[X^2] - E^2[X] \quad (14-3)$$

Phân phối chuẩn của đại lượng ngẫu nhiên X được đặc trưng bởi hai đại lượng $E[X]$ và $\sigma[X]$ như biểu diễn trên H. 14-1. Đối với phân phối chuẩn, xác suất để đại lượng ngẫu nhiên X nhận các giá trị giữa x_1 và x_2 được xác định theo biểu thức

$$P(x_1 \leq X \leq x_2) = \int_{x_1}^{x_2} f(x)dx \quad (14-4)$$



Hình 14-1



Hình 14-2

Sử dụng hàm Laplace $\Phi(t)$, giá trị của hàm này nhận được từ bảng [phụ chương 2]

$$\Phi(t) = \frac{2}{\sqrt{2\pi}} \int_0^t \exp\left[-\frac{x^2}{2}\right] dx \quad (14-5)$$

trong đó biến số $t = \frac{1}{\sigma} (x - m_x)$

Biểu thức (14-4) có thể viết trong dạng

$$P\{(m_x - a) \leq X < (m_x + a)\} = \Phi\left(\frac{a}{\sigma}\right)$$

trong đó $\left(\frac{a}{\sigma}\right)$ là giá trị của hàm Laplace khi thay $\frac{a}{\sigma}$ bằng t

Theo (14-6) có thể xác định được các giá trị xác suất sau đây như biểu diễn trên H. 14-2:

$$P\{(m_x - \sigma) \leq X < (m_x + \sigma)\} = 0,68$$

$$P\{(m_x - 2\sigma) \leq X < (m_x + 2\sigma)\} = 0,96$$

$$P\{(m_x - 3\sigma) \leq X < (m_x + 3\sigma)\} \approx 1$$

Từ đây suy ra rằng đại lượng ngẫu nhiên X hầu như không khi nào nhận các giá trị nằm ngoài khoảng $[-3\sigma + m_x, m_x + 3\sigma]$.

Từ kết luận trên đây có thể xác định được các giá trị cực đại, cực tiểu có thể của đại lượng ngẫu nhiên X một cách gần đúng theo biểu thức sau.

$$x_{\max} = m_x + 3\sigma$$

$$x_{\min} = m_x - 3\sigma$$

Hoặc có thể dựa vào các giá trị $x_{\max}$, $x_{\min}$ nhận được từ các số liệu thống kê, có thể xác định gần đúng những đại lượng đặc trưng cơ bản phân phối chuẩn

$$\left. \begin{aligned} m_x &= \frac{x_{\max} + x_{\min}}{2} \\ \sigma &= \frac{x_{\max} - x_{\min}}{6} \end{aligned} \right\} \quad (14-7)$$

Để đánh giá chất lượng điện năng có thể xem độ lệch điện áp $u(t)$ là quá trình ngẫu nhiên dừng, có phân phối chuẩn. Ta định nghĩa

$$u(t)\% = \frac{U(t) - U_0}{U_0} 100\% \quad (14-8)$$

Trong đó $U(t)$ là giá trị điện áp tại nút cần nghiên cứu ở thời điểm t , và U_0 là giá trị yêu cầu của điện áp tại nút đó.

Giá trị trung bình $E[X]$ và tán xạ $D[X]$ trong khoảng thời gian T được định nghĩa như sau :

$$E[X] = \frac{100}{T} \int_0^T \frac{U(t) - U_0}{U_0} dt \quad (14-9)$$

$$D[X] = \frac{10000}{T} \int_0^T \left[\frac{U(t) - U_0}{U_0} - E(X) \right]^2 dt \quad (14-10)$$

$$\sigma = D[X] \quad (14-11)$$

Trong trường hợp có tập n hộ tiêu thụ, mỗi hộ có công suất P_i và các tham số $E_i[X]$, σ_i : $i = 1, 2, \dots, n$, các đại lượng $E[X]$ và σ có thể xác định theo biểu thức :

$$E[X] = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n P_i E_i^2[X]}{\sum_{i=1}^n P_i}} \quad (14-12)$$

$$\sigma [X] = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n P_i \sigma_i^2}{\sum_{i=1}^n P_i}} \quad (14-13)$$

Nhờ các giá trị $E[X]$, có thể xác định được xác suất để trong khoảng thời gian T dao động điện áp luôn ở trong giới hạn cho phép.

Thí dụ : Từ các số liệu thống kê trong khoảng thời gian một tháng ($T = 30,24 = 720h$) tại một nút của mạng điện 110kV đã ghi chép được những trị số sau đây :

$U_{\min} = 97,9 kV$; $U_{\max} = 117,7 kV$. Cần xác định xác suất để dao động điện áp nằm trong khoảng $-6\% \leq u(t) \leq +2\%$ so với giá trị $U_0 = 110 kV$.

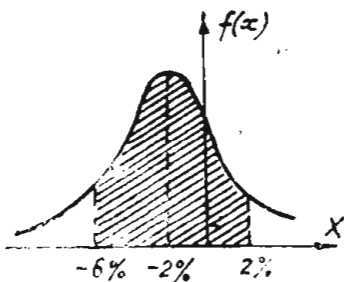
Dao động điện áp $u(t)$ trong mạng xem như đại lượng ngẫu nhiên X có phân phối chuẩn. Từ những thảo luận đã nêu có thể xác định gần đúng các đại lượng sau

$$\text{Giá trị trung bình của điện áp } U_{tb} = \frac{1}{2} (U_{\max} + U_{\min}) = 107,8 kV$$

Như vậy

$$E[X] = \frac{107,8 - 110}{110} 100 = -2\%$$

$$\sigma = \frac{117,7 - 97,9}{6 \cdot 110} 100 = 3\%$$



Hình 14-3

Mật độ xác suất của đại lượng ngẫu nhiên X được biểu thị trên hình 14-3. Từ đây thấy rằng theo điều kiện đã cho, cần xác định xác suất để dao động điện áp nằm trong giới hạn $\alpha = \pm 4\%$ so với giá trị trung bình $E[X]$. Theo biểu thức (14-6) ta có :

$$P \{ -3\% \leq X \leq 2\% \} = \phi \left(\frac{4}{3} \right) = 0,82$$

trong đó $\phi \left(\frac{4}{3} \right)$ nhận được từ bảng giá trị hàm Lap-

lace với biến $t = 4/3$.

Từ kết quả trên suy ra rằng quãng 18% khoảng thời gian theo dõi (quãng 140h trong tháng) điện áp sẽ không nằm trong giới hạn yêu cầu. Vì vậy cần có những biện pháp nâng cao chất lượng điện áp. Những chi tiết về sử dụng phương pháp xác suất để mô tả và đánh giá chất lượng điện áp, độc giả có thể đọc thêm ở phần ba của tập sách này.

14.3. MÔ HÌNH MỐI QUAN HỆ GIỮA ĐỘ TIN CẬY CUNG CẤP ĐIỆN VÀ CHẤT LƯỢNG ĐIỆN NĂNG

A—Những khái niệm được sử dụng từ lý thuyết thông tin.

Một trong những khái niệm cơ bản của lý thuyết thông tin là khái niệm Entropi H . Entropi đặc trưng cho độ bất định của đối tượng đang nghiên cứu. Lượng thông tin I đặc trưng cho mức độ giảm độ bất định đó. Thông tin là một đại lượng đo được, không phụ thuộc vào môi trường vật lý truyền tin. Để thuận tiện thường biểu diễn mức độ thông tin tương tự một cách toán học với mức độ của Entropi nhưng có dấu ngược lại.

Để đơn giản, khái niệm Entropi thường được mô tả nhờ việc quan sát một tập các kết quả rời rạc, tiến hành trên nền tảng xác suất. Thí dụ khi quan sát một hệ mà hành vi của nó được mô tả nhờ n trạng thái. Mỗi một trong n trạng thái này có thể xảy ra với xác suất $P_1, P_2, \dots, P_n$. Trong đó tất nhiên phải thỏa mãn

$$\sum_{i=1} P_i = 1$$

Khi đó hàm

$$H = - \sum_{i=1}^n P_i \log P_i \quad (14-14)$$

được gọi là Entropi của hệ. H có giá trị không âm vì mọi giá trị P_i đều nhỏ hơn hoặc bằng 1.

Lượng thông tin I có dạng :

$$I = -H = \sum_{i=1}^n P_i \log P_i \quad (14-15)$$

Từ biểu thức (14-14) thấy rằng Entropi của hệ nhỏ nhất khi hệ chỉ có một trạng thái duy nhất, khi đó $P_i = 1$, còn $P_k = 0, k \neq i$. Entropi cực đại khi khả năng xảy ra các trạng thái hoàn toàn như nhau, khi đó $P_1 = P_2 = \dots = P_n$. Do đó $H_{\max} = \log(n)$. Điều đó chứng tỏ rằng Entropi H đặc trưng cho mức độ bất định, hoặc mức độ hiểu biết chưa rõ của ta về đối tượng đang nghiên cứu.

Trong biểu thức (14-14) đơn vị tính Entropi phụ thuộc vào cơ sở của logarit. Đơn vị thông tin một bit được định nghĩa như giá trị tuyệt đối của lượng thông tin về một hệ mà hành vi của nó được mô tả bởi hai trạng thái với xác suất xuất hiện hoàn toàn bằng nhau $P_1 = P_2 = \frac{1}{2}$

Trong trường hợp này

$$I = -H = \left[\frac{1}{2} \log 1/2 + \frac{1}{2} \log 1/2 \right] = 1 \text{ bit}$$

Đối với hệ, hành vi của nó được mô tả bởi đại lượng ngẫu nhiên liên tục X , Entropi của hệ được xác định theo biểu thức sau:

$$H = - \int_{-\infty}^{\infty} f(x) \log f(x) dx \quad (14-16)$$

trong đó $f(x)$ là mật độ của phân phối xác suất.

Bây giờ ta xác định Entropi của hệ mà hành vi được mô tả nhờ luật phân phối chuẩn với các tham số $E[X] = 0$ và $\sigma[X] = \sigma$.

Trong trường hợp này

$$f(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \exp \left\{ -\frac{x^2}{2\sigma^2} \right\}$$

$$\begin{aligned} \text{Nhu vậy } H &= - \int_{-\infty}^{\infty} f(x) \cdot \log f(x) \cdot dx = + \int_{-\infty}^{\infty} f(x) dx \cdot \log \sigma \sqrt{2\pi} + \\ &+ \frac{1}{2\sigma^2} \log e \int_{-\infty}^{\infty} x^2 f(x) dx. \end{aligned}$$

$$\text{trong đó } \int_{-\infty}^{\infty} f(x) \cdot dx = 1 \text{ và } \int_{-\infty}^{\infty} x^2 f(x) dx = E[X^2] = \sigma^2$$

và vì vậy có:

$$H = \log \sigma \sqrt{2\pi} + \frac{1}{2} \log e = \log \sigma \sqrt{2\pi e} \quad (14-17)$$

Từ biểu thức (14-17) suy ra rằng khi hành vi của hệ được mô tả bởi luật phân phối chuẩn, tham số về độ lệch quân phương σ đặc trưng cho Entropi của hệ.

Tiếp theo đây trình bày khái niệm Entropi $H(XY)$ đối với hệ phức tạp. Trong đó X là hệ con mà các trạng thái của nó là $x_1, x_2, \dots, x_n$ có thể xảy ra với các xác suất tương ứng $P_i; i = 1, 2, \dots, n$ và Y là hệ con thứ hai, mà các trạng thái của nó là $y_1, y_2 = \dots, y_m$ có thể xảy ra với các xác suất tương ứng $P_j; j = 1, 2, \dots, m$.

Độ bất định $H(XY)$ của hệ phức tạp có dạng:

$$H(XY) = H(X) + H(Y|X) \quad (14-18)$$

trong đó $H(Y|X)$ là Entropi có điều kiện của hệ con Y khi đã xảy ra các trạng thái của hệ con X , nghĩa là độ bất định của Y khi đã biết X . Như vậy $H(Y|X)$ có thể xác định theo biểu thức

$$H(Y|X) = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^m P(x_i) P(y_j|x_i) \log P(y_j|x_i) \quad (14-19)$$

Biểu thức (14-18) là công thức cộng Entropi trong trường hợp tổng quát. Nếu các hệ con X và Y là độc lập, nghĩa là $H(Y|X) = H(Y)$, cũng như $P(y_j|x_i) = P(y_j)$. Khi đó (14-18) có dạng:

$$H(XY) = H(X) + H(Y) \quad (14-20)$$

Từ đây thấy luôn luôn thỏa mãn biểu thức:

$$0 \leq H(Y|X) \leq H(Y) \quad (14-21)$$

Biểu thức (14-21) chứng tỏ rằng sự tồn tại hệ con X sẽ làm giảm độ bất định khi nghiên cứu hệ con Y . Còn biểu thức (14-20) chỉ ra rằng hai hệ con X, Y gọi là độc lập về thông tin nếu sự hiểu biết về một hệ con này không làm giảm được độ bất định của hệ con kia, nghĩa là $H(Y|X) = H(Y)$.

Từ đây có thể định nghĩa những khái niệm sau:

Lượng thông tin của hệ con Y chứa trong hệ con X :

$$I(X, Y) = -[H(Y) - H(Y|X)] \quad (14-22)$$

$I(X, Y)$ mô tả lượng giảm độ bất định $H(Y)$ khi biết về đối tượng X có liên quan với Y .

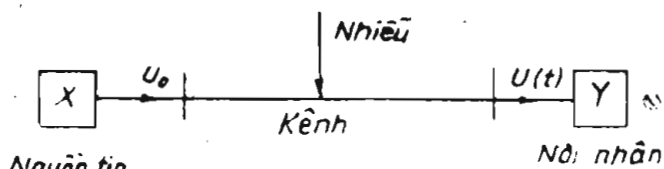
Khả năng cho qua của kênh truyền tin

$$C = \max \{I(X, Y)\} \quad (14-23)$$

B – Mô hình mối quan hệ giữa độ tin cậy cung cấp điện và chất lượng điện năng.

Để xây dựng mối quan hệ giữa độ tin cậy cung cấp điện và chất lượng điện áp tại nút nghiên cứu, ở đây đề nghị sử dụng mô hình truyền tin qua kênh có nhiễu. Mô hình này được trình bày trên hình 14-4.

Tín hiệu tiền định U_0 được truyền từ nguồn tin X có tính chất ngẫu nhiên (không tin cậy hoàn toàn) qua kênh có nhiễu đến nơi nhận tin Y . Do có nhiễu trên kênh nên tín hiệu ở Y sẽ nhận được trong dạng $U(t)$. Giả thiết rằng dao động điện áp $u(t)\%$ là đại lượng ngẫu nhiên có phân phối chuẩn.



Hình 14-4

Độ tin cậy cung cấp điện ở đây được xem là độ tin cậy của nguồn tin X .

Trước hết để đơn giản ta giả thiết rằng, nguồn tin chỉ có hai trạng thái rời rạc với xác suất xuất hiện là P và $(1-P)$. Trong đó P là xác suất để nguồn truyền tín hiệu U_0 và $(1-P)$ là xác suất để nguồn bị mất, có thể gọi là xác suất từ chối của nguồn tin.

Trong trường hợp này có thể xác định được những đại lượng sau.

$$\text{Entropi của nguồn } H(X) = -[P \log P + (1-P) \log(1-P)] \quad (14-24)$$

Entropi của tín hiệu nhận được

$$H(Y) = - \int_{-\infty}^{\infty} f(y) \cdot \log f(y) \cdot dy \quad (14-25)$$

Theo biểu thức (4-17), ta có $H(Y) = \log \sigma \sqrt{2\pi e}$

Theo biểu thức (4-19) có $H(Y/X) = PH(Y) = P \log \sigma \sqrt{2\pi e}$

Nếu nguồn là tuyệt đối tin cậy, nghĩa là $P = 1$, ta có

$$H(Y/X) = H(Y)$$

điều đó chứng tỏ rằng trong trường hợp này hiểu biết về nguồn X không cho thêm thông tin về tín hiệu nhận được Y .

Nếu nguồn hoàn toàn bị tắc, nghĩa là $P = 0$, ta có $H(Y, X) = 0$. Như vậy trong trường hợp này hiểu biết về nguồn hoàn toàn xác định trạng thái của tín hiệu nơi nhận (không có tín hiệu điện áp).

Từ những biểu thức (4-18), (4-19) có thể xác định đồng thời Entropi của nguồn X và tín hiệu nơi nhận Y .

$$H(XY) = H(X) + H(Y/X)$$

$$H(XY) = -[P \log P + (1 - P) \log (1 - P)] + P \log \sigma \sqrt{2\pi e}$$

Sau đó theo biểu thức (4-22) có thể xác định được lượng thông tin của Y chứa trong X

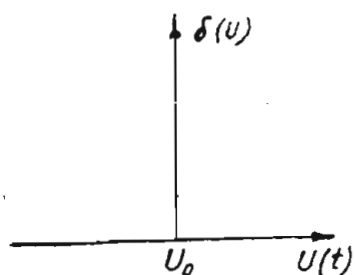
$$I(X, Y) = -[H(Y) - H(Y/X)]$$

$$I(X, Y) = -[\log \sigma \sqrt{2\pi e} - P \log \sigma \sqrt{2\pi e}] = -[(1 - P) \log \sigma \sqrt{2\pi e}] \quad (14-26)$$

Từ đây ta suy ra rằng $I(X, Y)$ có giá trị cực tiểu trong những trường hợp sau:

$P = 1$: nguồn hoàn toàn tin cậy, nghĩa là trong cung cấp điện hoàn toàn không có sự cố.

$\sigma = 0$: Kênh truyền tin hoàn toàn không bị nhiễu. Trong trường hợp này tín hiệu nhận được $U(t)$ có tính chất tiền định. dao động điện áp $u(t)$ có phân phối chuẩn, nhưng mật độ xác suất có $\sigma = 0$, nghĩa là có dạng phân phối delta-dirac $\delta(U)$, như biểu diễn trên hình 14-5 và có giá trị:



Hình 14-5

$$\delta(U) = 0 \text{ khi } U(t) \neq U_0$$

$$\int_a^b \delta(U) \cdot dU = 1 \text{ khi } \{a < U_0 < b\} \quad (14-27)$$

Bây giờ khảo sát trường hợp, khi nguồn tin X có n trạng thái rời rạc. Trong trường hợp này ứng với hệ cung cấp điện mà hành vi của nó được mô tả bởi xích Markov với n trạng thái [xem chương 11]. Khi đó xác suất chuyển giữa các trạng thái được cho theo ma trận sau đây:

$$P_{ij} = \begin{bmatrix} P_{11} & P_{12} & \dots & P_{1n} \\ P_{21} & P_{22} & \dots & P_{2n} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ P_{n1} & P_{n2} & \dots & P_{nn} \end{bmatrix} \quad (14-28)$$

Xác suất hành vi giới hạn của hệ được xác định bởi biểu thức sau

$$[\pi_i] \cdot P_{ij} = [\pi_i] \quad (14-29)$$

Trong đó $[\pi_i]$ là ma trận hàng, các phần tử $\pi_i; 1, 2, \dots, n$ là xác suất để hệ dừng lại ở các trạng thái riêng rẽ. Trong bài toán đang nghiên cứu π_n là xác suất để tất cả các phần tử trong hệ đồng thời bị sự cố, nghĩa là xác suất ngừng cung cấp điện P_{ng} .

Entropi của nguồn tin X trong trường hợp này có thể viết nhờ biểu thức sau :

$$H(x) = - \sum_{i=1}^n \pi_i \log \pi_i \quad (14-30)$$

Entropi có điều kiện của tín hiệu Y nhận được ở cuối kênh truyền tin.

$$H(Y|X) = - \sum_{i=1}^n \pi_i \int_{-\infty}^{\infty} f(y) \cdot \log f(y) \cdot dy \quad (14-31)$$

$$H(Y|X) = (1 - P_{ng}) \log \sigma \sqrt{2\pi e} \quad (14-32)$$

Entropi của tín hiệu nhận được

$$H(Y) = \log \sigma \sqrt{2\pi e} \quad (14-33)$$

$$\text{Nhu vậy } I(X, Y) = - [\log \sigma \sqrt{2\pi e} - (1 - P_{ng}) \log \sigma \sqrt{2\pi e}] = - P_{ng} \log \sigma \sqrt{2\pi e} \quad (14-34)$$

Thực tế vận hành hệ thống điện chỉ ra rằng, trong nhiều trường hợp cần đánh giá độ tin cậy cung cấp điện nhờ hàm theo thời gian, gọi là hàm tin cậy

$$R(T) = K_0 \cdot e^{-\Lambda T} \quad (14-35)$$

Trong đó K_0 là hệ số sẵn sàng của hệ, chính là xác suất duy trì của trạng thái vận hành an toàn của hệ. Trong trường hợp đang xét có :

$$K_0 = \sum_{i=1}^{n-1} \pi_i = 1 - P_{ng} \quad (14-36)$$

Λ là cường độ tổng quát dòng sự cố của hệ.

Giá trị $R(T)$ là xác suất để trong suốt khoảng thời gian quan sát T hệ không bị ngừng cung cấp điện một lần nào, với điều kiện lúc đầu hệ ở trạng thái làm việc.

Trong trường hợp này để mô hình mối quan hệ giữa độ tin cậy cung cấp điện và chất lượng điện áp cần giả thiết nguồn thông tin X là liên tục, mà hành vi của nó được mô tả bởi hàm tin cậy

$$R(X, T) = K_0 \cdot e^{-\Lambda T}$$

Entropi của nguồn tin X sẽ có dạng sau

$$H(X) = -[K_0 e^{-\Lambda T} \log(K_0 e^{-\Lambda T}) + (1 - K_0 e^{-\Lambda T}) \log(1 - K_0 e^{-\Lambda T})]$$

Entropi có điều kiện của tín hiệu nơi nhận có dạng :

$$H(Y|X) = K_0 e^{-\Lambda T} \log \sigma \sqrt{2\pi e}$$

Lượng thông tin sẽ là

$$H(X, Y) = - [H(Y) - H(Y|X)] = - \log \sigma \sqrt{2\pi e} (1 - K_0 e^{-\Lambda T}) \quad (14-37)$$

Từ biểu thức (14-37) suy ra rằng lượng thông tin $I(X, Y)$ phụ thuộc vào các đại lượng σ , K_0 và T .

Ngoài lượng thông tin $I(X, Y)$ dựa vào mô hình đã trình bày trên hình (14-4) có thể đánh giá đồng thời chất lượng điện áp và độ tin cậy cung cấp điện. Với mục đích đó tiếp theo đây đề nghị sử dụng « Hàm chất lượng điện năng khi đảm bảo cung cấp điện $F(t_0)$ », hàm này được định nghĩa như sau.

$F(t_0)$ là xác suất để suốt trong khoảng thời gian theo dõi t_0 trong hệ thống không xảy ra một sự cố ngừng cung cấp điện, đồng thời dao động điện áp, giả thiết có phân phối chuẩn, luôn luôn nằm trong giới hạn cho phép.

Từ định nghĩa trên đây có thể thành lập hàm này như sau

$$F(t_0) = K_0 e^{-\Lambda T_0} \Phi \left(\frac{a}{\sigma} \right) \quad (14-38)$$

trong đó $\Phi \left(\frac{a}{\sigma} \right)$ là hàm Laplace với biến $t = a/\sigma$,

a là độ lệch luyệt đối cho phép của điện áp so với điện áp trung bình U_0 .

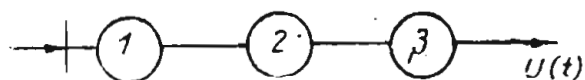
σ là độ lệch quân phương đặc trưng cho độ tán xạ của phân phối chuẩn của điện áp.

Để sáng tỏ, ta áp dụng hàm trên đối với thí dụ sau đây :

Sơ đồ cung cấp điện gồm ba phần tử ghép nối tiếp được trình bày trên hình 14-6. Các phần tử có những tham số sau đây : Cường độ dòng sự cố (1/năm): $\lambda_1 = 0,02$; $\lambda_2 = 0,14$; $\lambda_3 = 0,04$.

Thời gian sửa chữa sự cố tương ứng đối với các phần tử :

$$T_{sc1} = 100h; T_{sc2} = 500h; T_{sc3} = 400h.$$



Hình 14-6

Dao động điện áp $u(t)\% = \frac{U(t) - U_0}{U_0} 100$, có

thể xem như đại lượng ngẫu nhiên X có phân phối chuẩn. Đồng thời căn cứ vào các

số liệu theo dõi trong suốt khoảng thời gian một năm (8760h) ghi chép được những thông số sau đây

$$E[X] = -2\%$$

$$\sigma = 3\%$$

Cần xác định xác suất để trong suốt thời gian cả năm không xảy ra sự cố ngừng cung cấp điện đồng thời dao động điện áp tại nút khảo sát luôn nằm trong giới hạn $\pm 4\%$ so với giá trị điện áp trung bình.

Theo những công thức của lý thuyết độ tin cậy [xem chương 9] có thể xác định hệ số sẵn sàng K_0 của hệ cung cấp điện trên đây :

$$K_0 = \frac{T}{T + T_{sc}}$$

trong đó T — thời gian trung bình vận hành an toàn của hệ.

T_{sc} — thời gian trung bình sửa chữa sự cố của hệ.

Trong trường hợp này ta có

$$T = \frac{1}{\Lambda}$$

$$\text{trong đó } \Lambda = \sum_{i=1}^3 \lambda_i = 0,02 + 0,14 + 0,04 = 0,2 [1/\text{năm}]$$

$$T = 1/0,2 = 5 \text{ năm.}$$

$$T_{sc} = \frac{1}{\Lambda} \sum_{i=1}^3 \lambda_i T_{sci} = 5(0,02 \cdot 100 + 0,14 \cdot 500 + 0,04 \cdot 400) = 580 \text{ h}$$

$$K_o = \frac{8760}{5 \cdot 8760 + 580} = 0,987$$

Trong trường hợp đang nghiên cứu, hàm chất lượng điện áp khi bảo đảm cung cấp điện có giá trị.

$$F(t_o = 1 \text{ năm}) = K_o e^{-\Lambda t_o} \Phi\left(\frac{n}{\sigma}\right) = 0,987 e^{-0,2} \Phi\left(\frac{4}{3}\right) = 0,661$$

Từ đây suy ra rằng quãng 34% khoảng thời gian theo dõi (quãng 4 tháng trong năm) trong hệ thống sẽ xảy ra hoặc sự cố ngừng cung cấp điện hoặc điện áp khảo sát nằm ngoài giới hạn cho phép. Giá trị $F(t_o)$ ở đây nhỏ, vì vậy cần phải tiến hành các biện pháp nâng cao chất lượng điện áp và nâng cao độ tin cậy cung cấp điện.

Qua những mục trên đây có thể nêu lên nhận xét rằng: mô hình truyền thông tin từ nguồn ngẫu nhiên rời rạc hoặc liên tục qua kênh có nhiễu đến nơi nhận, có thể thích hợp để mô tả mối quan hệ giữa độ tin cậy cung cấp điện và chất lượng điện áp (hoặc tần số). Dựa vào mô hình trên có thể xác định mức độ thông tin về hai chỉ tiêu chất lượng điện áp và độ tin cậy đồng thời. Ngoài ra có thể định nghĩa « Hàm chất lượng điện năng khi bảo đảm cung cấp điện $F(t_o)$ » là xác suất để trong suốt khoảng thời gian theo dõi t_o trong hệ thống không tồn tại sự cố ngừng cung cấp điện, đồng thời dao động điện áp tại nút khảo sát nằm trong giới hạn cho phép.

TÀI LIỆU THAM KHẢO

- [1] Гнеденко Б.В. Математические методы в теории надежности, «наука» 1965.
- [2] Голынкевич Т.А., прикладная теория надежности., «Высшая школа» 1977.
- [3] Вентцель Е.С., исследования операций, «Советское радио», 1972.
- [4] Barlow R. and Proschan F., Mathematical Theory of Reliability, «New York — London», 1965
- [5] Kemeny J. and Snell J., Finite Markov chains, «Princeton» 1961
- [6] Benes J., Teorie Systemu, Praha, 1974.
- [7] Dang Ngọc Dinh, Mathematical Models for evaluation of Reliability of Power System, Bulletin ISPE, Buchareot, December, 1973.
- [8] Đặng Ngọc Dinh, Giáo trình độ tin cậy của hệ thống điện, Đại học Bách khoa Hà Nội, 1978.

PHAN THỨ BA

CHẤT LƯỢNG ĐIỆN NĂNG

Ngoài những khái niệm cơ bản về chất lượng điện áp và tần số trong hệ thống điện cùng mối quan hệ định lượng giữa chúng, trong phần này sẽ trình bày tỉ mỉ những biện pháp điều chỉnh điện áp theo độ lệch của giá trị hiệu dụng.

Chất lượng đối xứng của điện áp được nghiên cứu trong khuôn khổ các chế độ không đối xứng điện hình và các biện pháp đối xứng hóa.

Quan điểm xác suất và quan điểm hệ thống bước đầu được quan tâm để nghiên cứu chất lượng điện năng trong không gian ba chiều: chiều rộng của cường độ (độ lệch), chiều dài của thời gian (độ kéo dài hoặc chỉ tiêu tích phân) và chiều sâu của hiệu quả kinh tế (giá trị tối ưu), nhằm chuẩn bị xây dựng mô hình toán học hiệu lực để đánh giá và điều khiển chất lượng điện năng.

CHƯƠNG 15

KHÁI NIỆM CHUNG VỀ MÔ TẢ VÀ ĐIỀU CHỈNH CHẤT LƯỢNG ĐIỆN NĂNG

15.1. MỞ ĐẦU

Hai chỉ tiêu để đánh giá chất lượng điện năng của hệ thống điện (HTĐ) là tần số f của dòng điện và điện áp U trên cực của các thiết bị sử dụng điện năng.

Mỗi hệ thống điện làm việc với một giá trị định mức của tần số và nhiều cấp điện áp định mức khác nhau, trong đó có một số cấp điện áp phân phối trực tiếp điện năng cho các thiết bị dùng điện. Tần số luôn có giá trị như nhau trong toàn HTĐ. Ngược lại ngay trong cùng một cấp, giá trị điện áp tại các điểm trong mạng điện có thể khác nhau. Do có tổn thất điện áp trong mạng điện, nên điện áp ở gần nguồn có giá trị lớn hơn ở xa nguồn.

Mỗi thiết bị dùng điện được thiết kế để làm việc ở giá trị tần số định mức của HTĐ và ở giá trị điện áp bằng hoặc lân cận giá trị định mức của một cấp điện áp phân phối nào đó, đó là điện áp định mức của nó. Như vậy đối với các thiết bị dùng điện cần chỉ rõ điện áp định mức của nó.

Chất lượng điện năng được đảm bảo nếu thiết bị dùng điện được cung cấp ở tần số định mức của HTĐ và với điện áp định mức của thiết bị đó.

Nhưng việc bảo đảm tuyệt đối ổn định tần số và điện áp trong một quá trình vận hành là không thể thực hiện được do các nhiễu loạn thường xuyên trong HTĐ và do sự phân phối không đều điện áp trong mạng điện. Cho nên chất lượng điện năng vẫn được xem là đảm bảo nếu tần số và điện áp biến đổi trong phạm vi cho phép quanh giá trị định mức. Phạm vi này được quy định trên cơ sở bảo đảm điều kiện làm việc bình thường của thiết bị dùng điện đó là các tiêu chuẩn về độ lệch điện áp và tần số. Khi giá trị thực tế của tần số và điện áp vượt ra ngoài độ lệch cho phép phải tiến hành các biện pháp điều chỉnh.

Độ lệch điện áp hoặc tần số được định nghĩa là hiệu số giữa giá trị đo được và giá trị qui định, chẳng hạn $\delta U = \frac{U - U_0}{U_0}$.

Việc điều chỉnh điện áp sao cho điện áp trên của các thiết bị dùng điện nằm trong phạm vi độ lệch cho phép gọi là *điều chỉnh điện áp theo độ lệch*.

Ngoài độ lệch tuyệt đối, sự không đối xứng giữa điện áp các pha cũng gây các ảnh hưởng không tốt đến những thiết bị dùng điện ba pha, cho nên cùng với điều chỉnh điện áp theo độ lệch cần phải *đối xứng hóa điện áp trong mạng điện*.

Đối với mỗi thiết bị dùng điện tồn tại giá trị điện áp U_{opt} , khi làm việc với điện áp này thiết bị dùng điện có các chỉ tiêu kinh tế kỹ thuật tốt nhất. U_{opt} nói chung khác với điện áp định mức của thiết bị dùng điện và mạng điện. Có thể dễ dàng xác định U_{opt} cho các thiết bị có chế độ làm việc không đổi. Đối với các thiết bị có chế độ làm việc thay đổi hoặc đối với nút gồm nhiều thiết bị dùng điện khác nhau rất khó xác định. U_{opt} trong trường hợp này đôi khi có thể coi U_{dm} của thiết bị dùng điện là điện áp tối ưu.

Điều chỉnh sao cho điện áp trên của thiết bị dùng điện đạt trị số tối ưu gọi là *điều chỉnh tối ưu chất lượng điện áp*.

Đối với tần số giá trị tối ưu là giá trị định mức.

Việc đánh giá điện áp chỉ theo độ chênh lệch là chưa hoàn hảo vì nó chưa cho biết hành vi của điện áp trong thời gian và quan hệ của nó đối với điện năng cung cấp cho phụ tải.

Để khắc phục nhược điểm của việc đánh giá theo độ lệch có thể *đánh giá điện áp bằng mô hình xác suất*. Phương pháp đánh giá này xây dựng trên cơ sở là điện áp trong mạng điện tại nút phụ tải cùng công suất và điện năng, thay đổi ngẫu nhiên trong thời gian và thường giả thuyết là tuân theo luật phân bố xác suất chuẩn.

Các chỉ tiêu chất lượng điện năng liên quan chặt chẽ với sự cân bằng công suất tác dụng P và phản kháng Q trong hệ thống điện.

Có thể tăng thêm nguồn công suất Q bằng các thiết bị bù hoặc phân bố lại công suất Q . Khi trong HTĐ có hiện tượng thừa cục bộ.

Việc điều chỉnh điện áp trong mạng điện rất phức tạp.

Mỗi mức cân bằng P và Q trong hệ thống điện xác định một giá trị của tần số và điện áp. Khi sự cân bằng bị phá hoại tần số và điện áp sẽ biến đổi cho đến khi xác lập sự cân bằng mới, ứng với các giá trị xác lập mới của tần số và điện áp.

Quá trình biến đổi của công suất và các chỉ tiêu chất lượng điện năng khi cân bằng công suất bị phá hoại xảy ra rất phức tạp vì giữa chúng có quan hệ tương hỗ. Vì thế để giải quyết các vấn đề thực tế phải đưa ra những điều kiện lý

tưởng hóa làm đơn giản bài toán. Những điều kiện đó là : Sự thay đổi cân bằng công suất P ảnh hưởng chủ yếu đến tần số, còn sự cân bằng công suất Q ảnh hưởng chủ yếu đến điện áp.

Công suất P được xem là đủ khi tần số của HTĐ bằng giá trị định mức. Khi thiếu công suất P tần số giảm đi và ngược lại. Sự cân bằng công suất P có tính chất toàn hệ thống điện.

Công suất phản kháng được xem là đủ khi điện áp ở các nút phụ tải nằm trong giới hạn cho phép. Khi thiếu công suất Q điện áp sẽ giảm thấp và ngược lại. Sự cân bằng công suất Q vừa có tính chất toàn hệ thống, vừa có tính chất cục bộ : Sự cân bằng công suất Q toàn HTĐ được đánh giá bởi mức điện áp trung bình từng địa phương. Như vậy công suất phản kháng có thể thừa ở chỗ này nhưng thiếu ở chỗ khác trong HTĐ.

Điều kiện cần thiết để có thể điều chỉnh được tần số và điện áp là trong HTĐ phải có đủ công suất tác dụng và phản kháng để đáp ứng nhu cầu luôn biến đổi của phụ tải và bù vào tổn thất trong quá trình sản xuất và truyền tải điện năng.

Điều chỉnh tần số có thể thực hiện tập trung ở bất cứ nhà máy điện nào.

Ngược lại điều chỉnh điện áp không thể tiến hành tập trung mà phải thực hiện ở chỗ thiếu công suất phản kháng.

Để điều chỉnh điện áp có thể thay đổi cân bằng công suất P và cân bằng công suất Q nhưng chủ yếu được thực hiện bằng cách thay đổi cân bằng công suất Q .

Việc điều chỉnh điện áp luôn luôn là thời sự đối với các cơ quan thiết kế và vận hành mạng điện, do đó sẽ được khảo sát chủ yếu trong các chương của phần này.

15.2. ẢNH HƯỞNG CỦA CHẤT LƯỢNG ĐIỆN NĂNG ĐẾN SỰ LÀM VIỆC CỦA PHỤ TẢI

Khi các chỉ tiêu chất lượng điện năng lệch ra khỏi giá trị định mức thì các chỉ tiêu kinh tế kỹ thuật của các thiết bị dùng điện sẽ kém đi làm cho các quá trình công nghệ bị ảnh hưởng gây ra thiệt hại về kinh tế. Nếu các chỉ tiêu chất lượng điện năng lệch quá nhiều so với giá trị qui định sẽ làm hư hỏng thiết bị, gây ra những thiệt hại kinh tế lớn.

1. Ảnh hưởng của điện áp đến phụ tải

a) *Đối với động cơ.* Khi điện áp trên cực động cơ không đồng bộ giảm đi thì mômen quay và tốc độ quay sẽ giảm (khi điện áp thay đổi từ -5% đến $+10\%$ tốc độ quay thay đổi $2,5\%$) dòng điện trong stato tăng lên làm tăng phát nóng trong động cơ, động cơ khó khởi động, thời gian khởi động kéo dài.

Khi xét cả máy công cụ do động cơ truyền động thì ảnh hưởng của điện áp còn phụ thuộc vào phụ tải cơ, hiệu suất công tác có thể đạt cực đại ở điện áp khác với điện áp định mức ($U_{opt} \neq U_{dm}$).

Đối với động cơ đồng bộ khi điện áp thay đổi làm cho mômen quay thay đổi khả năng phát công suất phản kháng của máy phát và máy bù đồng bộ giảm đi khi điện áp giảm quá 5% so với định mức, vì các máy phát và máy bù đồng

bộ được thiết kế để có thể giữ nguyên khả năng phát công suất phản kháng khi điện áp biến đổi ít.

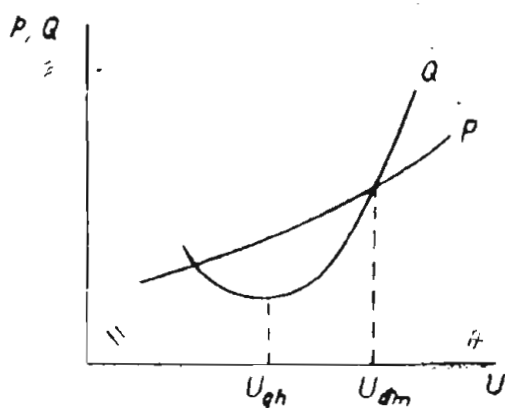
b) *Đối với thiết bị chiếu sáng.* Khi điện áp giảm, quang thông của đèn nung nóng sẽ giảm, điện áp giảm 5% quang thông giảm 10%, làm hại sức khỏe của người lao động và do đó giảm năng suất lao động.

Khi điện áp tăng cao tuổi thọ của đèn sẽ giảm, điện áp luôn tăng 1% so với điện áp định mức của đèn, tuổi thọ của đèn giảm 15%, khi điện áp luôn tăng 5%, tuổi thọ giảm một nửa và khi điện áp luôn tăng từ 10—20% bóng đèn sẽ cháy.

Đối với đèn huỳnh quang, điện áp tăng 10% tuổi thọ của đèn giảm từ 20 đến 35%. Nếu điện áp giảm, đèn khó khởi động. Khi điện áp giảm trên 20% đèn không khởi động được.

c) *Đối với các lò điện.* Sự biến đổi điện áp ảnh hưởng nhiều đến đặc tính kinh tế—kỹ thuật của các lò điện. Ví dụ khi điện áp ở lò luyện kim giảm từ 10—15% thành phẩm có thể giảm từ 15—20% do hư hỏng và do thời gian bị kéo dài.

d) *Đối với nút phụ tải tổng hợp p.* Khi thay đổi điện áp ở nút phụ tải tổng hợp bao gồm các phụ tải thành phần thì công suất tác dụng và phản kháng do nó tiêu thụ cũng biến đổi theo các đường đặc tính lĩnh của phụ tải (h.15-1). Từ hình 15-1 thấy rằng công suất tác dụng ít chịu ảnh hưởng của điện áp so với công suất phản kháng. Đó chính là do tỷ lệ của các động cơ không đồng bộ trong phụ tải tổng hợp rất cao (tới 70%). Khi điện áp giảm thì công suất tác dụng và phản kháng đều giảm, đến một giá trị điện áp giới hạn U_{gh} nào đó, nếu điện áp tiếp tục giảm, công suất phản kháng tiêu thụ tăng lên, hậu quả là điện áp lại càng giảm và phụ tải ngừng làm việc, hiện tượng này gọi là *thác điện áp*, có thể xảy ra đối với một nút phụ tải hoặc toàn hệ thống điện khi điện áp giảm thấp đến 70—80% so với điện áp định mức ở nút phụ tải. Đây là một tai biến nguy hiểm cần phải nhìn thấy trước để tìm biện pháp ngăn chặn.



Hình 15-1

e) *Đối với bản thân hệ thống điện.* Sự biến đổi điện áp ảnh hưởng đến các đặc tính kỹ thuật của bản thân hệ thống điện. Điện áp giảm sẽ là giảm lượng công suất phản kháng do máy phát điện và các thiết bị bù sinh ra. Đối với máy biến áp, khi điện áp tăng, làm tăng tổn thất không tải, tăng tự cảm ứng trong lõi thép và có thể dẫn đến nguy hiểm do máy phát nóng cục bộ, khi điện áp tăng cao quá sẽ làm hỏng cách điện. Đối với đường dây, điện áp tăng cao làm giảm tổn thất công suất tác dụng và làm tăng tổn thất vàng quang ở các đường dây siêu cao áp.

Như vậy đối với hệ thống điện phải chú ý đến điện áp ở tất cả các cấp cần thiết và có thể điều chỉnh mức điện áp ở tất cả các cấp để đạt được các chỉ tiêu kinh tế kỹ thuật tối ưu, tất nhiên phải trên cơ sở đảm bảo chất lượng điện năng ở các thiết bị dùng điện.

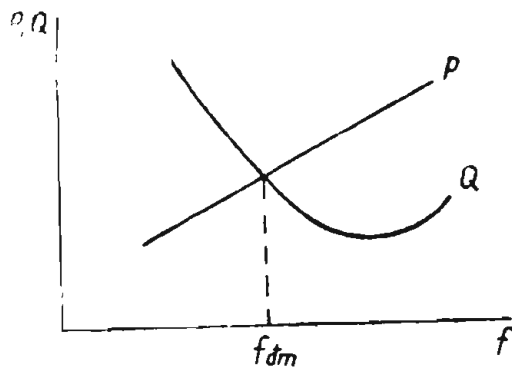
2. Ảnh hưởng của tần số đến phụ tải. Đối với động cơ điện, khi tần số thay đổi sẽ làm cho tốc độ quay thay đổi, do đó ảnh hưởng đến năng suất công tác

của động cơ. Ảnh hưởng này phụ thuộc nhiều vào mômen cản của máy công cụ tự thay đổi tốc độ quay ảnh hưởng nhiều đến các loại máy công cụ có lực cản tĩnh.

Tần số tăng lên làm cho công suất tác dụng của các động cơ tăng lên, còn công suất phản kháng giảm đi, khi tần số giảm thì ngược lại.

Đối với các thiết bị, chỉ tiêu thụ công suất tác dụng như đèn sợi đốt, lò điện v.v... sự biến đổi tần số không ảnh hưởng.

Đối với nút phụ tải, sự biến đổi của công suất theo tần số được đặc trưng bởi các đặc tính tĩnh theo tần số (đặc tính tần) của phụ tải (h.15-2).



Hình 15-2

Sự thay đổi tần số rất nguy hiểm đối với nhà máy điện. Tần số giảm, làm giảm năng suất công tác của các thiết bị tự dùng như bơm cấp nước, bơm tuần hoàn, quạt khói, quạt gió v.v... Bơm cấp nước chịu áp suất rất lớn của lò hơi. Khi tần số giảm năng suất của nó giảm rất mạnh làm cho công suất phát giảm đi, do đó tần số lại giảm thêm, kết quả có thể là nhà máy điện sẽ ngừng làm việc. Đối với HTĐ có $f_{dm} = 50Hz$, tần số giới hạn nguy hiểm là $46 - 45Hz$, ở tần số này năng suất của các thiết bị tự dùng chính sẽ giảm đến

mức có thể làm cho nhà máy ngừng hoạt động và hệ thống điện mất ổn định (hiện tượng thác tần số). Tần số giảm còn ảnh hưởng đến tốc bin và lúc này hơi vào sẽ gây va đập mạnh lên các cánh tốc bin.

Tần số giảm sẽ làm cho điện áp trong HTĐ giảm theo vì sức điện động của máy phát bị giảm do tốc độ quay của máy kích thích bị giảm.

Tần số biến đổi còn phá hoại sự phân bố công suất kinh tế trong hệ thống điện.

15.3. TIÊU CHUẨN CHẤT LƯỢNG ĐIỆN NĂNG

1. Tiêu chuẩn điện áp

a) *Độ lệch điện áp.* Độ lệch điện áp trên cực các thiết bị dùng điện so với điện áp định mức của mạng điện được định nghĩa là:

$$\delta U_{tb} = \frac{U_t - U_{dm}}{U_{dm}} \cdot 100 [\%]$$

trong đó: U_t điện áp thực tế; U_{dm} điện áp định mức.

Độ lệch điện áp được quy định như sau:

+ Đối với động cơ điện ở các xí nghiệp công nghiệp

$$- 5\% \leq \delta U \leq + 10\%$$

+ Đối với thiết bị chiếu sáng trong xí nghiệp công nghiệp trong các công sở và chiếu sáng công cộng:

$$- 2,5\% \leq \delta U \leq + 5\%$$

+ Đối với các thiết bị dụng điện khác ở thành phố và xí nghiệp

$$- 5\% \leq \delta U \leq + 5\%$$

+ Đối với các thiết bị dùng điện đấu vào mạng điện nông nghiệp

$$-10\% \leq \delta U \leq +7,5\%$$

Trong trạng thái sự cố, cho phép tăng giới hạn trên thêm 2,5% và giảm giới hạn dưới thêm 5%

Ví dụ

$$-5\% - 5\% = -10\% \leq \delta U_{sc} \leq 5\% + 2,5\% = 7,5\%$$

b) *Đo dao động điện áp.* Đo dao động điện áp được xác định bởi biên độ dao động V_t , tần số dao động n trong 1 giờ và thời gian trung bình giữa các dao động Δt (phút)

Đối với phụ tải ánh sáng

$$V_t = 1 + \frac{6}{n} = 1 + \frac{\Delta t}{10} \quad [\%]$$

Thường quy định

- Khi $V_t \leq 1,5\%$ không hạn chế „
- Khi $V_t = 1,5 - 4\%$, $n \leq 10$ lần/h
- Khi $V_t > 4\%$, $n < 1$ lần/h

trong đó V_t tính theo phần trăm so với điện áp định mức của thiết bị.

Đối với động cơ điện: Động cơ điện sẽ được đóng vào lưới nếu dao động điện áp do nó gây ra $V_t \leq 2\%$. Nếu số lần đóng 5 lần/ngày thì không hạn chế V_t .

c) *Độ không đối xứng và không hình sin.*

— Độ không đối xứng: điện áp thứ tự nghịch $U_2 \leq 5\% U_{dm}$. Những chi tiết về chế độ làm việc không đối xứng của phụ tải và các biện pháp đối xứng hóa được trình bày ở chương 17.

— Độ không sin: Biên độ tổng các sóng bậc cao $\leq 5\%$ biên độ sóng cơ bản.

2. Tiêu chuẩn tần số.

a) *Độ lệch tần số.*

độ lệch tuyệt đối: $\Delta f = f - f_{dm}$

độ lệch phần trăm: $\Delta f = \frac{f - f_{dm}}{f_{dm}} 100\%$

Độ lệch cho phép của tần số là $\pm 0,2\%$ tương ứng với độ lệch tuyệt đối là $\pm 0,1$ Hz (theo tiêu chuẩn quy định của một số nước, ứng với hệ thống điện có dự trữ đủ công suất).

b) *Độ dao động tần số.* Dao động tần số là sự biến đổi nhanh và ngắn hạn của tần số.

Độ dao động tần số không được vượt quá 0,2 Hz so với độ lệch cho phép

c) *Độ lệch giữa đồng hồ điện và đồng hồ thiên văn.* Đồng hồ chạy điện được truyền động bằng động cơ đồng bộ, khi tần số luôn bằng định mức thì chỉ số của đồng hồ điện và đồng hồ thiên văn như nhau. Khi tần số thấp, đồng hồ điện chạy chậm hơn đồng hồ thiên văn và khi tần số cao, thì ngược lại.

Độ lệch giữa chỉ số của hai đồng hồ phản ánh sự tích lũy của thời gian tần số lệch ra khỏi định mức.

Tiêu chuẩn quy định độ lệch Δt_d giữa đồng hồ điện và đồng hồ thiên văn trong khoảng thời gian T không được lớn hơn ± 2 phút.

Ta có quan hệ:

$$\frac{f - f_{dm}}{f_{dm}} = \frac{t_d - t_t}{t_t} = \frac{t_d}{t_t}$$

t_d — chỉ số đồng hồ điện; t_t — chỉ số đồng hồ thiên văn.

Nếu $\Delta t_d < 0$ do thời gian tần số giảm thấp kéo dài thì phải tăng cao tần số vào thời gian khác để cân bằng lại.

Vì dụ: $f = 49,9 \text{ Hz}$ liên tục trong $16,7h$, theo biểu thức trên ta tính được $\Delta t_d = -2$. Muốn cân bằng lại trong 6 giờ thì phải nâng tần số lên $50,14 \text{ Hz}$.

15.4. Điều chỉnh tần số trong hệ thống điện

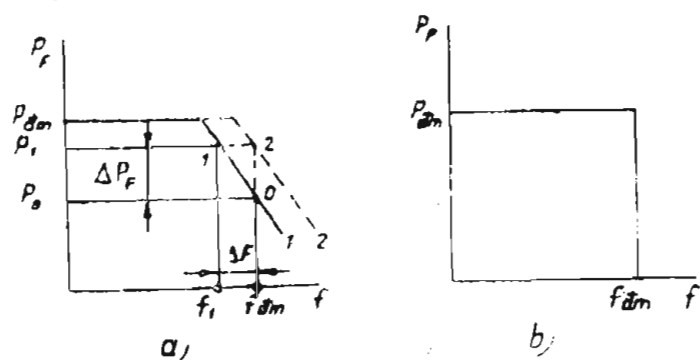
Điều chỉnh tần số là một trong những nhiệm vụ điều khiển quan trọng nhất trong các HTĐ hiện đại. Do phụ tải biến đổi trong ngày đêm và do những dao động công suất ngắn hạn, tần số của HTĐ luôn luôn biến đổi. Thực tế thấy rằng trong một ngày đêm phụ tải biến đổi đến $20 - 50\%$. Tốc độ biến thiên của phụ tải khoảng $1,5\%$ trong 1 phút và từ $5 - 15\%$ trong một giờ.

Điều chỉnh tần số gồm 2 giai đoạn: điều chỉnh sơ cấp (hoặc điều chỉnh tốc độ) và điều chỉnh thứ cấp (hoặc điều chỉnh tần số).

Dưới đây trình bày những nét chính về quá trình điều chỉnh tần số.

1. Đặc tính điều chỉnh của tuốc bin và đặc tính công suất tĩnh của phụ tải.

a) *Đặc tính điều chỉnh của tuốc bin.* Khả năng điều chỉnh của tuốc bin được xác định bởi đặc tính điều chỉnh của bộ điều chỉnh tốc độ. Các đặc tính này có thể là tĩnh (H. 15-3a) hoặc có dạng phiếm định (H. 15-3b).



Hình 15-3

Nguyên tắc điều chỉnh như sau. Khi tần số biến đổi, công suất tuốc bin biến đổi tương ứng theo hướng phục hồi tần số ban đầu, khả năng biến đổi công suất theo tần số hoặc khả năng ổn định tần số của tuốc bin được xác định bởi độ dốc của đặc tính điều chỉnh.

Vì dụ: Khi tần số giảm từ f_{dm} đến f_1 (H. 15-3a) công suất phát tăng từ P_0 đến P_1 . Khi công suất đã tăng đến công suất định mức hoặc công suất hạn chế nào đó (đối với thủy điện) thì dù tần số tiếp tục giảm, công suất cũng không tăng thêm được nữa.

Độ dốc của đặc tính điều chỉnh được định nghĩa bằng biểu thức

$$K_F = - \frac{\Delta P_F}{P_{dm}} : \frac{\Delta f}{f_{dm}} \quad (15-1)$$

Giá trị nghịch đảo của độ dốc gọi là độ phụ thuộc S của đặc tính điều chỉnh:

$$S = \frac{100}{K_F} [\%] \quad (15-2)$$

Từ (15-1) ta xác định được quan hệ giữa độ biến đổi công suất và độ biến đổi tần số khi chưa xét đến đặc tính tần của phụ tải.

$$P_F = - P_{dm} K_F \frac{\Delta f}{f_{dm}} \quad (15-3)$$

Ta nhận thấy ứng với cùng độ biến đổi tần số nếu K_F càng lớn thì độ biến đổi công suất càng lớn, do đó khả năng ổn định càng cao. Khi $K_F = \infty$ ta có đặc tính điều chỉnh phẩm định (H. 15-3b), với đặc tính này, tần số bằng định mức hoặc hiểu là khi tần số biến đổi nhỏ, công suất phát lập tức tăng lên đến định mức, đảm bảo điều chỉnh rất nhanh. Trong thực tế đặc tính phẩm định không được sử dụng vì nó không đảm bảo sự phân bố công suất ổn định giữa các nhà máy điện, không bảo đảm độ chính xác điều tần.

Độ dốc K_F nhỏ quá tất nhiên không tốt vì vậy máy phát điện rất ít nhạy với sự biến đổi tần số.

Trong thực tế, đặc tính điều chỉnh tốc độ tuốc bin có K_F từ 15 đến 20 đối với tuốc bin hơi và 25 — 50 đối với thủy điện.

Độ dốc K_F của đặc tính tuốc bin có thể điều chỉnh bằng cách thay đổi chỉnh định của thiết bị điều chỉnh tốc độ.

Công suất phát của tuốc bin có thể thay đổi bằng cách dịch chuyển song song theo trục hoành các đặc tính điều chỉnh. Ví dụ muốn tăng công suất phát lên P_1 , phải dịch chuyển đặc tính điều chỉnh sang phải đến đường chấm chấm 2 — 2 trên hình 15-3a.

Đặc tính điều chỉnh của tuốc bin không thể xác định trực tiếp bằng thực nghiệm. Người ta dùng thực nghiệm trên hệ thống điện xác định đặc tính của hệ thống và của phụ tải rồi thông qua giải tích để xác định đặc tính điều chỉnh của tuốc bin.

b) Đặc tính công suất theo tần số của phụ tải.

Khi số thiết bị dùng điện ở phụ tải không đổi thì công suất tác dụng do phụ tải tiêu thụ phụ thuộc vào tần số, đó là các đặc tính công suất theo tần số của phụ tải (h. 15-4), còn gọi tắt là đặc tính tần của phụ tải.

Ví dụ khi tần số giảm từ f_{dm} đến f_1 thì công suất do phụ tải tiêu thụ giảm từ P_o xuống P_1 như trên H. 15-4.

Khi thay đổi số lượng thiết bị dùng điện tức là thay đổi công suất phụ tải thì đặc tính tần dịch chuyển song song theo trục tung độ. Ví dụ ở f_{dm} , nếu tăng phụ tải lên ΔP_{pt} thì sẽ có đặc tính tần số 2 (h. 15-4).

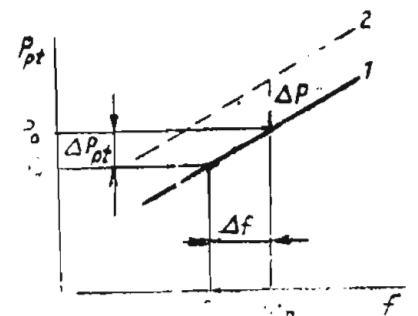
Đặc tính tần của phụ tải được đặc trưng bởi độ dốc K_{pt} :

$$K_{pt} = \frac{\Delta P_{pt}}{P_{pt}} : \frac{\Delta f}{f_{dm}} \quad (15-4)$$

trong đó P_{pt} — công suất phụ tải ở tần số định mức

Từ (15-4) ta có:

$$\Delta P_{pt} = P_{pt} \cdot K_{pt} \cdot \frac{\Delta f}{f_{dm}} \quad (15-5)$$



Hình 15 4

Độ dốc của đặc tính tĩnh của phụ tải được xác định bằng thực nghiệm trên hệ thống điện.

Giá trị của K_{pt} thường trong khoảng từ 1 — 2,5.

2. Quá trình điều chỉnh tần số. Quá trình điều chỉnh tần số gồm hai giai đoạn: điều chỉnh sơ cấp (hoặc điều chỉnh tốc độ) và điều chỉnh thứ cấp (hoặc điều chỉnh tần số).

a) *Điều chỉnh sơ cấp (điều chỉnh tốc độ).* Để xét quá trình điều chỉnh tần số ta đặt các đặc tính điều chỉnh của tuốc bin và đặc tính tần của phụ tải lên chung một đồ thị (H. 15-5).

Giao điểm O giữa đặc tính điều chỉnh 1 và đặc tính tần ứng với P_{pt} là điểm cân bằng công suất, xác định chế độ xác lập của hệ thống điện với tần số định mức f_{dm} .

Bây giờ giả thiết công suất phụ tải tăng thêm một lượng là ΔP (chẳng hạn do đóng thêm các thiết bị dùng điện có yêu cầu công suất ở f_{dm} là ΔP) ứng với đặc tính tĩnh $P_{pt} + \Delta P$ song song với đặc tính tĩnh P_{pt} .

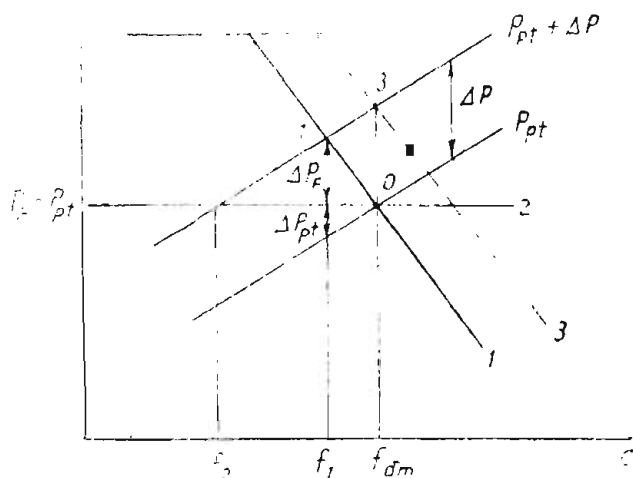
Phụ tải tăng lên làm cho tần số giảm đi và bộ điều tốc bắt đầu hoạt động nhằm tăng công suất phát lên đặc tính điều chỉnh. Ở điểm 1 ta có điểm cân bằng công suất mới ứng với tần số f_1 và quá trình điều chỉnh dừng lại. Sở dĩ tần số bị giảm đi vì máy phát chỉ có thể tăng lên một lượng công suất ΔP_F nhỏ hơn công suất thiếu ΔP .

Quá trình điều chỉnh tần số do hoạt động của các thiết bị điều chỉnh tốc độ trên đây gọi là *điều chỉnh sơ cấp*. Trong giai đoạn này khi tần số của hệ thống giảm đi, tất cả các máy phát điện có điều chỉnh tốc độ đều tự động tăng công suất phát của mình lên để bù vào công suất phụ tải tăng thêm, nhưng không thể bù hoàn toàn được và tần số của hệ thống đã nhỏ hơn định mức. Khi phụ tải giảm đi quá trình diễn biến ngược lại và tần số cuối cùng cao hơn định mức.

Từ hình 15-5 ta có biểu thức :

$$\Delta P = \Delta P_F - \Delta P_{pt} \quad (15-6)$$

trong đó ΔP_F — công suất máy phát tăng thêm được; ΔP_{pt} — công suất phụ tải giảm đi theo đặc tính tần khi tần số giảm từ f_{dm} xuống f_1 . Ở đây quy định lượng công suất phụ tải có dấu trừ.



Hình 15-5

Nếu máy phát không có điều chỉnh tốc độ (làm việc với đặc tính 2) thì tần số sẽ giảm xuống f_2 , lúc này $\Delta P = -\Delta P_{pt}$ nghĩa là sự thay đổi tần số hoàn toàn tùy thuộc vào đường đặc tính tần của phụ tải.

b) *Điều chỉnh thứ cấp (điều chỉnh tần số)*

Điều chỉnh tần số là quá trình tăng công suất phát của nhà máy điều tần lên cho đến khi tần số đạt trở về giá trị định mức (khi phụ tải giảm thì công suất phát). Đó chính là dịch chuyển đặc tính điều chỉnh về phía bên phải. Trên hình 15-5 khi dịch chuyển đường 3, tần số lại đạt giá trị định mức và công suất phát bù hoàn toàn công suất thiếu ΔP .

Điều chỉnh thứ cấp có thể thực hiện bằng tay hoặc tự động ở một hoặc nhiều nhà máy điện gọi là các nhà máy điều tần. Các nhà máy điện còn lại giữ vững công suất ban đầu, chúng chỉ tham gia vào quá trình điều chỉnh sơ cấp nếu chúng có thiết bị điều chỉnh tốc độ và cơ công suất dự trữ ($P_{dm} > P_F$). Trong quá trình điều chỉnh thứ cấp cùng với sự tăng lên của tần số, công suất phát của chúng giảm đi và khi điều chỉnh tần số kết thúc, công suất của chúng trở lại giá trị ban đầu.

Điều chỉnh thứ cấp độc lập với điều chỉnh sơ cấp.

3. Tính toán điều chỉnh tần số. Tính toán điều chỉnh tần số bao gồm xác định độ giảm tần số có thể xảy ra khi phụ tải tăng lên, tìm biện pháp để tần số không giảm quá giới hạn cho phép trong điều chỉnh sơ cấp, xác định phạm vi điều chỉnh cần thiết của các nhà máy điều tần trong điều chỉnh thứ cấp v.v.

a) Đặc tính điều chỉnh của hệ thống điện. Để tính toán điều chỉnh tần số ta cần biết đặc tính điều chỉnh tốc độ chung của toàn hệ thống điện.

Giả thiết rằng HTĐ có n nhà máy điện, mỗi nhà máy điện có đặc tính điều chỉnh K_{Fi} và có công suất định mức P_{dmi} .

Khi tần số giảm Δf , theo 15-3 ta tính được độ tăng thêm công suất của từng nhà máy điện :

$$\Delta P_{Fi} = -P_{dmi} \cdot K_{Fi} \frac{\Delta f}{f_{dm}}$$

Tổng công suất phát có thể tăng thêm của hệ thống là :

$$\Delta P_F = \sum_{i=1}^n \Delta P_{Fi} = -\frac{\Delta f}{f_{dm}} \sum_{i=1}^n P_{dmi} \cdot K_{Fi} \quad (15-7)$$

ΔP_F cũng có thể tính được bằng công suất định mức của toàn hệ thống

$$P_{ht} = \sum_{i=1}^n P_{dmi} \text{ và độ dốc của đặc tính điều chỉnh chung của hệ thống } K_{Fht}$$

$$\Delta P_F = -P_{ht} \cdot K_{Fht} \cdot \frac{\Delta f}{f_{dm}} \quad (15-8)$$

Từ (15-7) và (15-8) rút ra :

$$K_{Fht} = \frac{\sum_{i=1}^n P_{dmi} \cdot K_{Fi}}{\sum_{i=1}^n P_{dmi}} \quad (15-9)$$

Chú ý rằng trong biểu thức (15-9) nếu nhà máy nào không có công suất dự trữ thì K_{Fi} của nó bằng không, đó là khi nhà máy đã phát công suất định mức (của hơi đã mở hết), hoặc bị hạn chế công suất (nhà máy thủy điện), nghĩa là điểm làm việc đã ở đường ngang trên H. 15-3a.

Giá trị độ dốc của đặc tính điều chỉnh chung của HTĐ tính theo chiều tăng và giảm tần số khác nhau. Khi tần số giảm, có thể có một số nhà máy

không thể tăng công suất được vì đã phát hết công suất, ngược lại khi tần số tăng tất cả các nhà máy đều có thể giảm công suất, do đó K_{Fht} khi f giảm bé hơn giá trị K_{Fht} khi f tăng.

Theo (15-6) ta có :

$$\Delta P = \Delta P_F - \Delta P_{pt}$$

Thay ΔP_F theo (15-8) và ΔP_{pt} theo (15-5) ta có :

$$\begin{aligned}\Delta P &= -P_{ht} \cdot K_{Fht} \cdot \frac{\Delta f}{f_{dm}} - P_{pt} \cdot K_{pt} \cdot \frac{\Delta f}{f_{dm}} = \\ &= \frac{\Delta f}{f_{dm}} (-P_{ht} \cdot K_{Fht} - P_{pt} \cdot K_{pt})\end{aligned}$$

Chia cả hai vế cho P_{ht} và đưa vào khái niệm độ dự trữ công suất

$$K_{dt} = \frac{P_{ht}}{P_{pt}}$$

ta có :

$$\frac{\Delta P}{P_{ht}} = \left(-K_{Fht} - \frac{P_{pt}}{P_{ht}} K_{pt} \right) \frac{\Delta f}{f_{dm}}$$

hoặc :

$$\frac{\Delta P}{P_{ht}} = - \left(K_{Fht} + \frac{K_{pt}}{K_{dt}} \right) \frac{\Delta f}{f_{dm}} \quad (15-10)$$

Đại lượng trong dấu ngoặc ta gọi là độ dốc đường đặc tính tần số của toàn hệ thống bao gồm cả máy phát và phụ tải, ký hiệu là

$$K_{ht} = \left(K_{Fht} + \frac{K_{pt}}{K_{dt}} \right) = \frac{\Delta P}{P_{ht}} \frac{\Delta f}{f_{dm}} \quad (15-11)$$

Biểu thức (15-11) rất quan trọng, nó cho phép làm thực nghiệm trên hệ thống điện để xác định K_{ht} , sau đó đã biết K_{pt} ta có thể theo biểu thức này để tính K_F của các máy phát điện.

) *Tính toán điều chỉnh sơ cấp.* Theo (15-10) thay $P_{ht} = K_{dt} P_{pt}$ ta có :

$$\Delta P = - (K_{Fht} - K_{dt} + K_{pt}) P_{pt} \frac{\Delta f}{f_{dm}} \quad (15-12)$$

Theo (15-12) có thể tính được công suất thiếu ΔP khi độ lệch tần số là Δf .

Từ (15-12) ta cũng tính được độ lệch tần số Δf khi phụ tải tăng công suất ΔP theo biểu thức sau :

$$\Delta f = - \frac{\Delta P \cdot f_{dm}}{(K_{Fht} \cdot K_{dt} + K_{pt}) P_{pt}} \quad (15-13)$$

Ví dụ 15-1. HTĐ gồm 5 nhà máy điện trong đó ba nhà máy điện có $P_{dm} = 100 MW$; $K_F = 15$, hai nhà máy còn lại có $P_{dm} = 200 MW$; $K_F = 15$. Công suất phụ tải $P_{pt} = 500 MW$, với $K_{pt} = 1$. Độ lệch tần số cho phép $\Delta f_{cp} = \pm 0,1 Hz$. Hãy tính điều chỉnh sơ cấp khi công suất phụ tải tăng thêm $25 MW$.

Tính hệ số dự trữ :

$$K_{dt} = \frac{P_{ht}}{P_{pt}} = \frac{3 \times 100 + 2 \cdot 200}{500} = \frac{700}{500} = 1,4$$

Tính K_{Fht} :

$$K_{\text{Fht}} = \frac{\sum_{i=1}^5 P_{\text{dmi}} K_{\text{Fi}}}{\sum_{i=1}^5 P_{\text{dmi}}} = 15.$$

Khi phụ tải tăng thêm 25 MW theo (15-13) xác định được độ lệch tần số :

$$\Delta f = - \frac{25 \cdot 50}{(15 \cdot 1,4 + 1)500} = -0,114 \text{ Hz}$$

nghĩa là tần số giảm $0,114 \text{ Hz}$.

Δf lớn hơn giá trị cho phép, do đó phải có biện pháp, chẳng hạn tăng độ dốc đặc tính điều chỉnh của các nhà máy điện công suất 200 MW lên $K_{\text{F}} = 20$, khi đó

$$K_{\text{Fht}} = \frac{3 \cdot 100 \cdot 15 + 2 \cdot 200 \cdot 20}{700} = 18$$

$$\Delta f = - \frac{25 \cdot 50}{(18 \cdot 1,4 + 1)500} = -0,0955$$

có giá trị trong phạm vi cho phép.

Sau điều chỉnh sơ cấp mỗi nhà máy điện có $P_{\text{dm}} = 200 \text{ MW}$ sẽ phát thêm một lượng công suất ΔP_{F} theo (15-3) là :

$$\Delta P_{\text{F}} = \frac{200 \cdot 0,95 \cdot 20}{50} = 7,61 \text{ MW}$$

các nhà máy điện có $P_{\text{dm}} = 100 \text{ MW}$ phát thêm :

$$\Delta P_{\text{F}} = \frac{100 \cdot 0,95 \cdot 15}{50} = 2,86 \text{ MW}$$

c) Tính toán điều chỉnh thứ cấp

Để có thể điều chỉnh được tần số, ở nhà máy điều tần phải luôn luôn có đủ phạm vi điều chỉnh ΔP_{dc} về công suất theo cả hai phía nghĩa là công suất phát P của nhà máy điều tần phải luôn luôn thỏa mãn điều kiện :

$$P_{\text{max}} - P > \Delta P_{\text{dc}}$$

$$P - P_{\text{min}} > \Delta P_{\text{dc}}$$

trong đó P_{max} và P_{min} - giới hạn công suất của nhà máy điều tần

Tốc độ điều chỉnh công suất cần phải tương ứng với tốc độ biến thiên có thể có của phụ tải tổng của hệ thống.

Phạm vi điều chỉnh xác định theo điều kiện sau : khi phụ tải tổng của hệ thống thay đổi nhanh nhất, phạm vi điều chỉnh phải đảm bảo duy trì tần số trong giới hạn cho phép, cho đến khi nhân viên điều độ kịp thi hành biện pháp tăng công suất phát của các nhà máy phát lên, khôi phục lại phạm vi điều chỉnh. Thời gian này ước chừng 10 phút.

Phạm vi điều chỉnh gồm hai phần, một phần sử dụng trong điều chỉnh sơ cấp đó là công suất biến đổi do điều chỉnh tốc độ $\Delta P'_{dc}$, phần thứ hai là phạm vi điều chỉnh cần thiết cho điều chỉnh thứ cấp $\Delta P''_{dc}$.

Theo (15-3) $\Delta P'_{dc}$ được xác định theo :

$$\Delta P'_{dc} = \frac{\Delta f_{cp}}{f_{dm}} \cdot K_F \cdot P_{dm}$$

trong đó K_F, P_{dm} — độ dốc và công suất định mức của nhà máy điều tần, Δf_{cp} là giá trị tuyệt đối độ lệch tần số cho phép.

Thay $P_{dm} = m P_{ht}$ và $P_{ht} = K_{dt} \cdot P_{pt}$ ta có

$$\Delta P'_{dc} = \frac{\Delta f_{cp}}{f_{dm}} K_F \cdot m \cdot K_{dt} \cdot P_{pt} \quad (15-14)$$

Độ dốc của nhà máy điều tần thường cao hơn nhà máy còn lại để trong điều chỉnh sơ cấp nhà máy điều tần nhận nhiều phụ tải hơn các nhà máy khác.

Thành phần $\Delta P''_{dc}$ xác định gần đúng theo biểu thức :

$$\Delta P''_{dc} = n P_{pt} \frac{\Delta f_{cp}}{f_{dm}} (K_{Fht} \cdot K_{dt} + K_{pt}) P_{pt} (n + 1) \quad (15-15)$$

trong đó n là tốc độ biến thiên tương đối nhanh nhất của phụ tải trong thời gian 10 phút, n thường lấy là 0,05, tức là phụ tải tăng 5% trong 10 phút.

Sau đó ta có :

$$\Delta P_{dc} = \Delta P'_{dc} + \Delta P''_{dc} \quad (15-16)$$

Vi dụ 15-2. Xác định phạm vi điều chỉnh công suất cần thiết của nhà máy điều tần với các điều kiện $\Delta f_{cp} = 0,1 H_z$.

$$K_F = K_{Fht} = 10, K_{pt} = 1, K_{dt} = 1,05, n = 0,05, P_{dm} = 0,1 P_{ht}$$

Theo (15-14) :

$$\Delta P'_{dc} = \frac{0,1}{50} \cdot 10 \cdot 0,1 \cdot 1,05 \cdot P_{pt} = 0,002 P_{pt}$$

Theo (15-15) :

$$\Delta P''_{dc} = 0,05 P_{pt} - \frac{0,1}{50} (10 \cdot 1,05 + 1) P_{pt} (0,05 + 1) = 0,026 P_{pt}$$

Theo (15-16) :

$$\Delta P_{dc} = (0,002 + 0,026) P_{pt} = 0,028 P_{pt}$$

tức là cần có phạm vi điều chỉnh bằng 28% phụ tải tổng của hệ thống.

4. Lựa chọn nhà máy điện điều tần. Nhà máy điện điều tần còn gọi là nhà máy chủ đạo, phải thỏa mãn điều kiện có đủ phạm vi điều chỉnh công suất và tốc độ tăng công suất đủ lớn. Muốn thỏa mãn điều kiện trên nhà máy phải có công suất tương đối lớn.

Khả năng điều chỉnh tần số của nhà máy chủ đạo phụ thuộc vào công suất đặt, loại tuốc bin, loại nhiên liệu sử dụng và vị trí của nó trong hệ thống.

Nhà máy nhiệt điện có tuốc bin ngưng hơi và lò dùng nhiên liệu khí có điều kiện điều chỉnh tần số tốt nhất. Tuốc bin ngưng hơi có phạm vi điều chỉnh

rộng và có chỉ tiêu kinh tế tốt cho chế độ biến đổi. Các lò dùng nhiên liệu khí cũng có phạm vi điều chỉnh rộng và có thể tăng giảm nhanh phụ tải mà không thay đổi nhiều các thông số của hơi. Lò đốt than cám cũng có tính chất này nhưng phạm vi điều chỉnh hẹp hơn nhiều.

Nhà máy thủy điện có phạm vi điều chỉnh gần bằng công suất đặt và có tốc độ điều chỉnh công suất rất nhanh.

Nhà máy điện điều tần đặt ở trung tâm phụ tải có lợi là phạm vi điều chỉnh của nó không bị hạn chế bởi điều kiện ổn định tĩnh và tổn thất điện năng trong mạng điện, do thay đổi công suất phát nhỏ.

Việc điều chỉnh tần số gắn liền với phân bố kinh tế công suất giữa các nhà máy điện. Theo điều kiện này thường giao nhiệm vụ điều tần cho nhà máy nhiệt điện có chỉ tiêu kinh tế thấp hoặc nếu có nhà máy thủy điện thì điều tần sẽ giao cho thủy điện.

Trong nhà máy điều tần dùng một tổ máy điều tần là dễ dàng nhất, khi dùng nhiều tổ máy để điều tần thì phải chú ý đến phân bố kinh tế giữa các tổ máy.

Trong hệ thống lớn có thể phải dùng nhiều nhà máy điện để điều tần và cũng phải chú ý đến sự phân bố công suất kinh tế trong những chế độ xác lập mới. Khi điều chỉnh tần số bằng tay cần có biện pháp để tránh quá điều chỉnh, chẳng hạn cần quy định giới hạn điều chỉnh của mỗi nhà máy.

Khi phạm vi điều chỉnh của nhà máy điều tần giảm thấp hơn giới hạn cho phép thì phải có biện pháp phục hồi bằng cách tăng công suất ở các nhà máy khác hoặc khi nhà máy điều tần do sự phân bố kinh tế phải phát công suất giới hạn thì phải chuyển nhiệm vụ điều tần sang nhà máy khác.

Hiệu quả điều chỉnh tần số cao nhất khi sử dụng thiết bị tự động điều chỉnh tần số, nó cho phép kết hợp thực hiện đồng thời việc điều chỉnh tần số với phân bố kinh tế công suất.

Trong chế độ sự cố, tần số giảm rất mạnh có nguy cơ gây thác tần số, để giữ tần số, phải dùng thiết bị tự động cắt bỏ phụ tải. Phụ tải được cắt bỏ, lần lượt bắt đầu từ khi tần số giảm đến khoảng $48,5\text{ Hz}$ cho đến khi giảm đến $46,5\text{ Hz}$. Ngoài các loại phụ tải cắt bỏ bình thường được chính định theo các tần số trên đây và được chỉnh định để cắt nhanh sau $0,1 - 0,15$ giây còn có loại phụ tải cắt bỏ đặc biệt được chính định ở tần số 47 Hz và cắt sau thời gian từ 10 đến 30 giây, loại cắt bỏ này để đề phòng khi đã dùng hết những cắt bỏ bình thường mà tần số vẫn giảm.

Để phục hồi nhanh sự làm việc của phụ tải có thể đặt thiết bị tự đóng lại theo tần số, chỉnh định ở tần số $49,2 - 50\text{ Hz}$, các phụ tải đóng lại lần lượt cách nhau 5 giây.

ĐIỀU CHỈNH ĐIỆN ÁP THEO ĐỘ LỆCH

16-1. MỞ ĐẦU.

Trong chương trước đã trình bày một số nét chung về chất lượng điện năng của hệ thống điện, chủ yếu là tần số và điện áp.

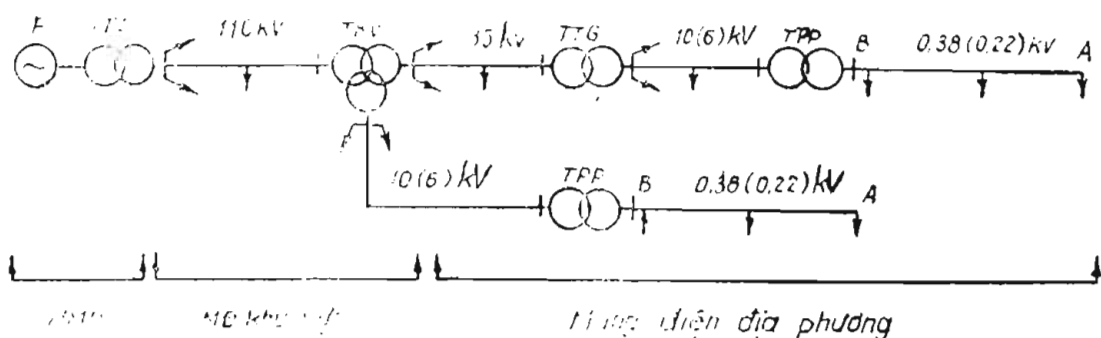
Khi đảm bảo sự cân bằng giữa công suất phát từ các nguồn điện và nhu cầu của các phụ tải, chế độ làm việc ổn định của hệ thống điện được xác lập. Điều đó được thể hiện bởi các giá trị duy trì của tần số trong hệ thống và điện áp tại các nút chủ yếu của mạng điện cao áp và đây cũng là hai trong tập thông số trạng thái của hệ thống điện.

Tần số là một thông số, có tính chất tập trung trong phạm vi toàn hệ thống mà một số phương thức quản lý đã nêu ở chương 15. Ngược lại việc quản lý chất lượng điện áp về nguyên tắc phải được thực hiện phân tán và theo nhiều cấp khác nhau trong mạng điện, nhằm đạt các chỉ tiêu về độ lệch tuyệt đối so với giá trị điện áp yêu cầu, về khoảng thời gian xảy ra độ lệch, về hậu quả của độ lệch. Nghĩa là ở đây cần đánh giá sự kiện sai lệch về chất lượng điện áp trong không gian ba chiều: chiều rộng của cường độ, chiều dài của thời gian (còn gọi là đánh giá tích phân) và chiều sâu của hiệu quả (thiệt hại kinh tế). Tuy nhiên những chỉ tiêu trên đây được thực hiện trong những ràng buộc cụ thể về cấu trúc hệ thống, khả năng thiết bị, vốn đầu tư...

Phần đánh giá chất lượng điện áp theo độ lệch sẽ trình bày ở chương này, hai phần còn lại sẽ đề cập đến trong chương 18.

Điều chỉnh điện áp theo độ lệch là nhằm đảm bảo sao cho độ lệch điện áp so với điện áp định mức ở tất cả các thiết bị dùng điện nằm trong phạm vi cho phép. Các tiêu chuẩn độ lệch điện áp đã trình bày trong mục 15-3 ở chương 15.

Ta hãy xét sơ đồ đơn giản hóa của hệ thống điện trên hình 16.1.



Hình 16-1

Điện năng từ nhà máy điện qua trạm tăng áp (TTA) lên 110 kV, đưa đến các trạm biến áp khu vực (TKV) giảm áp xuống 35 hoặc 10 (6) kV. Điện năng theo đường dây 35 kV lại được giảm áp xuống 10 (6) kV ở các trạm trung gian (TTG). Theo mạng điện 10 (6) kV điện năng được biến áp xuống 0,38 hoặc 0,22 kV ở các trạm phân phối (TPP) và sau đó được cung cấp cho các thiết bị dùng điện. Cũng có một số thiết bị sử dụng điện năng ở điện áp 10 (6) kV hoặc cao hơn.

Chất lượng điện áp phải được đảm bảo ở mạng điện hạ áp phía sau TPP, và phải được đảm bảo ở trên cực các thiết bị dùng điện sử dụng điện áp cao hơn nếu có.

Để điều chỉnh điện áp ta có thể sử dụng các phương pháp:

1. Điều chỉnh điện áp máy phát điện bằng cách điều chỉnh dòng điện kích thích.

2. Điều chỉnh điện áp ra của máy biến áp tăng áp và hạ áp bằng cách đặt đầu phân áp cố định hoặc điều áp dưới tải.

3. Điều chỉnh điện áp trên đường dây tải điện bằng máy biến áp điều chỉnh và biến áp bù trợ.

4. Đặt các thiết bị bù ngang có điều chỉnh để thay đổi tổn thất điện áp trên đường dây có thể dùng bộ tụ điện, máy bù đồng bộ hoặc động cơ điện đồng bộ có điều chỉnh kích từ.

5. Đặt thiết bị bù dọc trên đường dây để thay đổi điện kháng đường dây nhằm thay đổi tổn thất điện áp.

Về địa điểm thực hiện điều chỉnh điện áp, có thể ở nhà máy điện, trên mạng điện khu vực và ở mạng điện địa phương hoặc đặt tại thiết bị dùng điện.

Theo bản chất vật lý, chỉ có hai phương pháp điều chỉnh điện áp, hoặc tăng thêm nguồn công suất phản kháng (các phương pháp 1 và 4) hoặc phân bố lại công suất phản kháng trong mạng điện (các phương pháp còn lại), phương pháp sau chỉ có hiệu quả khi hệ thống điện có đủ công suất phản kháng. Khi hệ thống điện thiếu công suất phản kháng, phương pháp duy nhất để điều chỉnh điện áp là tăng thêm các nguồn công suất phản kháng.

Do sự phức tạp về cấu trúc của hệ thống điện, về chế độ làm việc của phụ tải và sự phân cấp trong thiết kế, thi công và quản lý vận hành, việc điều chỉnh điện áp một cách thống nhất trong toàn hệ thống điện là không thể thực hiện được. Nhiệm vụ điều chỉnh điện áp được phân chia cho từng khu vực của hệ thống điện: ở nhà máy điện, mạng điện khu vực và mạng điện địa phương. Ở mỗi khu vực việc điều chỉnh điện áp nhằm đảm bảo các yêu cầu về điện áp ở đầu ra và được tiêu chuẩn hóa. Ở nhà máy điện điều chỉnh điện áp nhằm đảm bảo điện áp vào của mạng điện khu vực, khi điều chỉnh phải chú ý đến chất lượng điện áp ở các phụ tải tự dùng. Ở mạng điện khu vực phải đảm bảo điện áp ra của các TKV đã được quy định. Mạng điện địa phương trực tiếp cung cấp điện năng cho phụ tải, nên việc điều chỉnh điện áp ở đây rất quan trọng và là nhiệm vụ chính để đảm bảo chất lượng điện áp nói chung. Việc tối ưu hóa chế độ điện áp cũng chủ yếu tiến hành ở khu vực này.

Có hai phương thức điều chỉnh điện áp là *điều chỉnh tập trung* và *điều chỉnh cục bộ*. Điều chỉnh tập trung nhằm thay đổi mức điện áp của toàn khu vực, còn điều chỉnh cục bộ chỉ thay đổi mức điện áp của một bộ phận nào đó của mạng điện. Trong thực tế để đảm bảo chất lượng điện áp thường kết hợp cả hai phương thức này.

Khi tính toán điều chỉnh điện áp chỉ cần xét *hai chế độ đặc trưng của phụ tải*, đó là *chế độ công suất cực đại (max)* và *chế độ công suất cực tiểu (min)*. Nếu đảm bảo chất lượng điện áp ở hai chế độ này thì sẽ đảm bảo chất lượng điện áp các chế độ còn lại.

Khi tính toán điều chỉnh điện áp cũng không cần phải xét đến mọi điểm trong mạng điện hạ áp mà chỉ cần xét đến một số điểm, mà việc đảm bảo chất lượng điện áp ở các điểm đó sẽ dẫn tới đảm bảo ở các điểm còn lại, ta gọi đó là các *điểm kiểm tra*. Trên sơ đồ 16-1 các điểm A, B là các điểm kiểm tra. Có thể quy định điểm kiểm tra khác nữa ở mạng điện cao áp nếu ở đó có thiết bị điện.

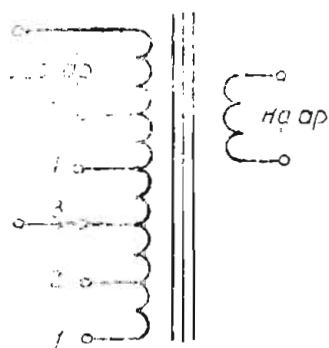
Vấn đề đảm bảo chất lượng điện áp phải được quán triệt từ quá trình thiết kế đến vận hành mạng điện. Khi thiết kế phải căn cứ vào các đặc điểm vận hành trong tương lai, lựa chọn đúng các phần tử của mạng điện theo điều kiện điện áp, lựa chọn đúng và đặt đúng chỗ các thiết bị điều chỉnh điện áp. Trong vận hành phải thường xuyên theo dõi điện áp ở các điểm kiểm tra, đề ra các phương thức điều chỉnh thích hợp để đảm bảo chất lượng điện áp, khi phụ tải luôn thay đổi theo thời gian, cần phải kịp thời đề ra và thực hiện các biện pháp sao cho chất lượng điện áp luôn luôn đạt tiêu chuẩn quy định.

16-2. CÁC THIẾT BỊ ĐIỀU CHỈNH ĐIỆN ÁP

Các thiết bị sử dụng để điều chỉnh điện áp gồm có :

- Đầu phân áp của các máy biến áp
- Máy biến áp điều áp dưới tải
- Bộ điều chỉnh đường dây
- Bộ tụ điện có điều chỉnh
- Máy bù đồng bộ
- Động cơ đồng bộ có điều chỉnh kích từ.

Dưới đây giới thiệu một số thiết bị chủ yếu.



Hình 16-2

1. Đầu phân áp của các máy biến áp (MBA). Ở đầu dây cao áp của các máy biến áp hai dây cuộn và ở cuộn cao và trung áp của các MBA ba dây cuộn ngoài đầu ra chính còn có các đầu ra phụ thêm, gọi là đầu phân áp. Các đầu phân áp cho phép thay đổi số vòng dây cuộn cao của MBA và do đó thay đổi hệ số biến áp của MBA.

Trên hình 16-2 là sơ đồ nguyên lý của các đầu phân áp ở một pha của MBA. Đầu phân áp chính ở giữa, các giá trị định mức của điện áp cho trong các sổ tay tra cứu là ứng với đầu phân áp này. Các đầu phân áp có số thứ tự nhỏ hơn (1,2) để giảm hệ số biến áp, còn các đầu phân áp có số thứ tự lớn hơn (4,5) để tăng hệ số biến áp. Độ thay đổi tương đối của hệ số biến áp giữa hai đầu cạnh nhau là e , do thay đổi tương đối của hệ số biến áp giữa ĐPA bất kỳ và đầu chính là e , khi có dấu (—) nếu là giảm và có dấu (+) nếu là tăng hệ số biến áp.

Hệ số biến áp K của MBA hai dây cuộn được xác định theo biểu thức :

$$K = \frac{U_c (1 + e)}{U_H} \quad (16-1)$$

Trong đó : U_c — điện áp định mức của cuộn cao áp; U_H — điện áp định mức của cuộn hạ áp.

Đại lượng $U_c (1 + e)$ còn gọi là điện áp của đầu phân áp và ký hiệu là U_{pa}

$$U_{pa} = U_c (1 + e) \quad (16-2)$$

Tương tự với máy biến áp ba dây cuộn, ta có hệ số biến áp giữa cuộn cao và hạ K_{CH} và giữa cuộn cao và trung K_{CT} .

$$K_{CT} = \frac{U_{BC} (1 + e_c)}{U_T (1 + e_c)} = \frac{U_{pac}}{U_{pat}} \quad (16-3)$$

$$K_{CH} = \frac{U_c (1 + e_c)}{U_H} = \frac{U_{pac}}{U_H} \quad (16-4)$$

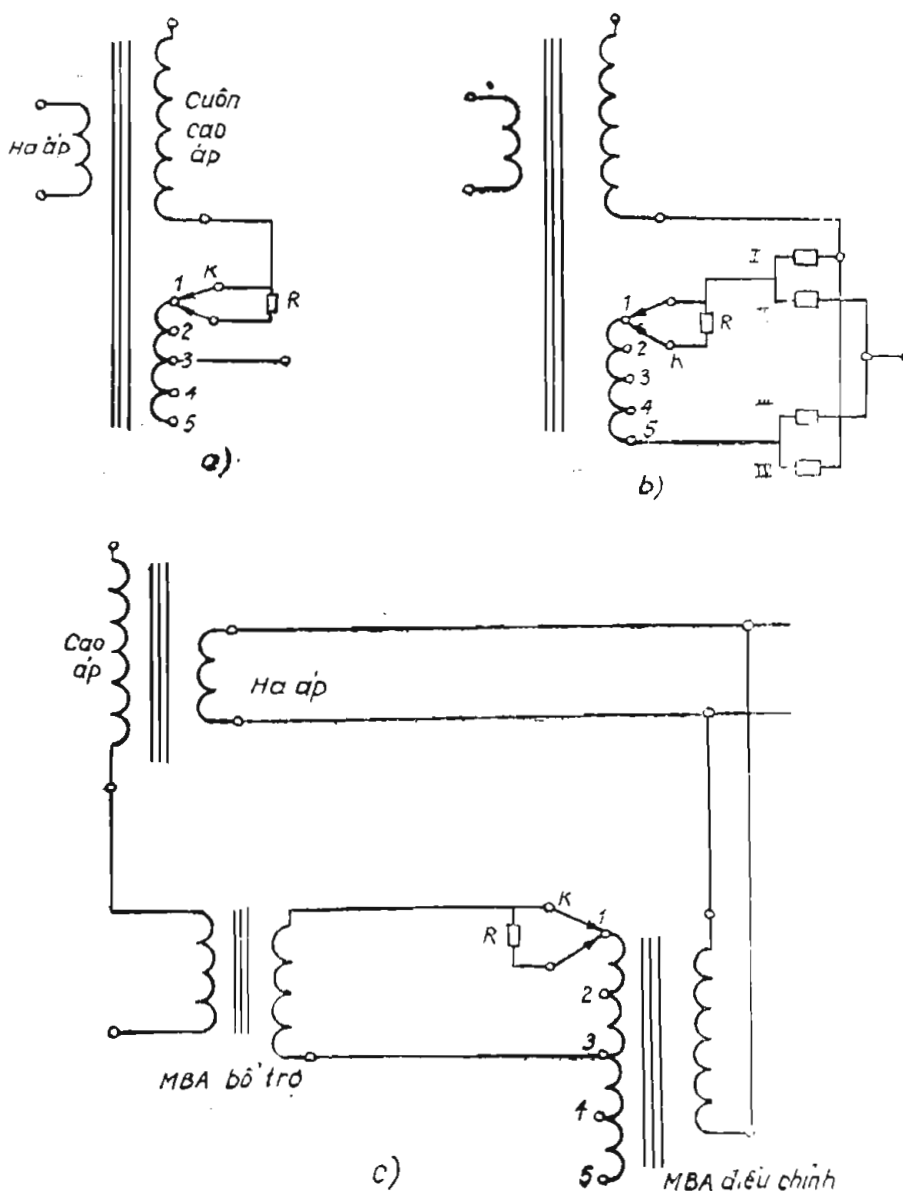
Trong đó : U_c, U_T, U_H — điện áp định mức của các cuộn dây cao, trung và hạ.

U_{pac}, U_{pat} — điện áp của các đầu phân áp của cuộn cao và cuộn trung

Có loại MBA với hai đầu phân áp phụ thêm với $e = \pm 5\%$ và $e_o = 5\%$ và loại MBA với 4 Đ.P.A phụ thêm với $e = \pm 5\%$ và $e_o = 2,5\%$.

Khi vận hành cần chú ý sao cho điện áp U_v đặt vào phía cao của MBA không được vượt quá 5% so với điện áp của đầu phân áp, tức là :

$$U_v \leq 1,05 U_c (1 + e) \quad (16-5)$$



Hình 16-3

2. Máy biến áp điều áp dưới tải. Là loại MBA có thể thay đổi đầu phân áp khi mang tải. Sơ đồ nguyên lý của các MBA điều áp dưới tải được vẽ trên hình 16-3.

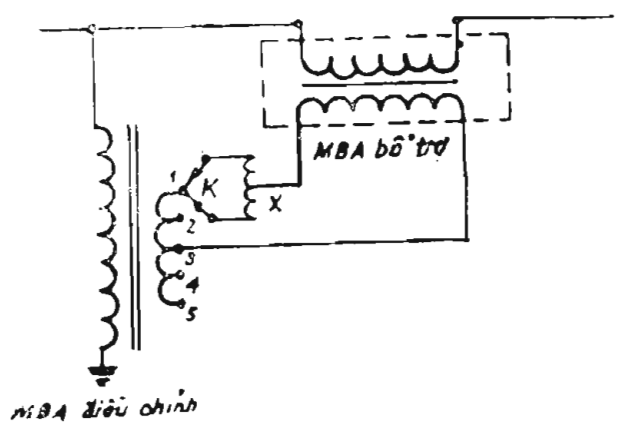
Ở sơ đồ *a*, MBA có bốn đầu phân áp phụ. Ở sơ đồ *b*, bằng cách thao tác các máy cắt I, II, III, IV có thể tăng số đầu phân áp lên gấp đôi. Còn ở sơ đồ *c*, việc điều áp dưới tải thực hiện bằng cách dùng MBA điều chỉnh hỗ trợ. MBA hỗ trợ được đấu vào trung tính của MBA chính, còn MBA điều chỉnh được cung cấp điện từ mạng hạ áp. MBA hỗ trợ được sử dụng khi cải tạo trạm biến áp mà việc thay MBA thường bằng MBA điều áp dưới tải là không kinh tế.

Số lượng đầu phân áp phụ và bậc điều chỉnh tùy theo nhà chế tạo, số đầu phân áp càng nhiều với bậc điều chỉnh nhỏ thì càng tiện lợi cho việc điều chỉnh điện áp.

Ví dụ: MBA điều áp dưới tải ở Liên xô có thể có 16 hoặc 18 đầu phân áp phụ tải $\epsilon_0 = 1,5$ và $1,76\%$.

Khi vận hành MBA điều áp dưới tải cũng phải chú ý đến điều kiện (16-5)

3. Bộ điều chỉnh đường dây. Có sơ đồ nguyên lý vẽ trên hình 16-4, nó gồm có MBA điều chỉnh có các đầu phân áp phụ điều áp dưới tải và MBA hỗ trợ



Hình 16-4

đấu vào đường dây, tăng thêm điện áp cho đường dây, điện áp tăng thêm này được điều chỉnh bằng cách thay đổi đầu phân áp của MBA điều chỉnh khi mang tải

Bộ điều chỉnh loại này ở Liên xô cho phép điều chỉnh điện áp trong miền $l_{dm} = \pm 10$ hoặc 15% , số đầu phân áp từ 6 đến 8 với điện áp định mức đường dây từ 6 — 110kV.

Bộ này có thể đặt ở đầu hoặc cuối đường dây tải điện trước khi vào trạm

biến áp.

Việc điều chỉnh các đầu phân áp trên đây có thể thực hiện bằng tay hoặc tự động. Điều chỉnh điện áp tự động cho hiệu quả rất cao. Khi thiết kế điều chỉnh tự động điện áp phải chú ý đến vùng không nhảy ϵ của thiết bị điều chỉnh tự động, đó là miền mà khi biến đổi điện áp không dẫn đến tác động của thiết bị điều chỉnh, ϵ tính theo phần trăm của điện áp định mức.

16-3. ĐIỀU CHỈNH ĐIỆN ÁP Ở NHÀ MÁY ĐIỆN

Điều chỉnh điện áp ở nhà máy điện nhằm mục đích đảm bảo cân bằng công suất phản kháng trong hệ thống điện, tạo điều kiện thuận lợi cho điều chỉnh điện áp trong mạng điện khu vực và giữ mức điện áp có lợi nhất cho chế độ của mạng điện khu vực. Ở mạng điện khu vực điện áp 220kV, mức điện áp càng cao càng tốt vì giảm được tổn thất điện năng, cứ tăng mức điện áp lên 1% thì giảm được 2% tổn thất công suất, ở mạng điện 330kV trở lên thì trái lại cần giảm mức điện áp vận hành nếu có cho phép vì điện áp cao sẽ làm tăng tổn thất vầng quang.

1. Điều chỉnh điện áp ở máy phát điện. Điện áp ở thanh cái của máy phát có thể điều chỉnh được trong khoảng $\pm 5\%$ so với mức điện áp định mức của nó.

Ở chế độ phụ tải max, do tổn thất điện áp trong mạng điện lớn nên để đảm bảo chất lượng điện năng, điện áp ở máy phát cần phải giữ cao. Ngược lại trong chế độ phụ tải min, tổn thất điện áp trong mạng điện nhỏ cần phải giảm thấp điện áp máy phát.

Với hệ thống nhỏ, phụ tải tập trung, chỉ có một nhà máy điện thì điều chỉnh điện áp ở máy phát rất hiệu quả trong việc đảm bảo chất lượng điện áp.

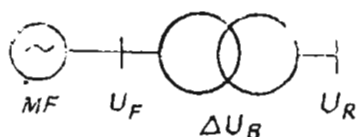
Trong hệ thống lớn, nhiều nhà máy điện, nhiều cấp điện áp thì điều chỉnh điện áp ở máy phát chủ yếu nhằm đảm bảo chất lượng điện áp ở các phụ tải tự dùng và phụ tải ở điện áp máy phát và tạo thuận lợi cho điều chỉnh điện áp ở các máy biến áp tăng áp. Để đảm bảo chất lượng điện áp cho toàn hệ thống điện lúc này cần phải có nhiều khâu điều chỉnh trung tâm khác.

2. Điều chỉnh điện áp ở máy biến áp tăng áp. Yêu cầu điện áp ở thanh cái cao áp của MBA tăng áp được xác định bởi sự cân bằng công suất phản kháng của hệ thống điện trong các chế độ phụ tải max và min. Tuy nhiên để tạo thuận lợi cho việc điều chỉnh điện áp ở mạng điện khu vực, điện áp ở thanh cái cao áp trong chế độ max phải lớn hơn ở chế độ min và các trị số cụ thể phải được xác định có cân nhắc đến khả năng điều chỉnh điện áp ở mạng điện khu vực.

Có trường hợp có thể đảm bảo được yêu cầu điện áp trên thanh cái cao áp bằng cách kết hợp giữa điều chỉnh điện áp máy phát và đặt đầu phân áp cố định ở MBA tăng áp. Khi dùng đầu phân áp cố định không đảm bảo được yêu cầu điều áp thì phải dùng MBA điều áp dưới tải.

Dưới đây trình bày cách chọn đầu phân áp ở MBA tăng áp. Sơ đồ MBA tăng áp được vẽ trên hình 16-5.

Nếu ta đặt ở đầu vào của MBA một giá trị bằng điện áp định mức của cuộn hạ áp U_H thì điện áp ở đầu ra khi không tải là U'_{pa} và khi có tải là $U_{pa} - \Delta U_B$, trong đó U_{pa} là điện áp của đầu phân áp cần chọn và ΔU_B là tổn thất điện áp trong MBA.



Hình 16-5

Khi điện áp vào U_F khác với U_H thì điện áp ra U_R cũng phải khác đi với cùng một tỉ lệ.

U_H chính bằng điện áp định mức U_{Fdm} của máy phát.
Vậy ta có biểu thức :

$$\frac{U_F}{U_{Fdm}} = \frac{U_R}{U_{pa} - \Delta U_B}$$

từ đây rút ra :

$$U_F = U_{Fdm} \frac{U_R}{U_{pa} - \Delta U_B} \quad (16-6)$$

Biết điện áp yêu cầu, chính là U_R trong các chế độ phụ tải và biết ΔU_B thì theo (16-6) ta có thể lựa chọn đầu phân áp U_{pa} phối hợp với U_F để điều chỉnh điện áp.

Nếu đặt đầu phân áp cố định thì cần đảm bảo điện áp yêu cầu ở chế độ max U_{R_1} và min U_{R_2}

Ở chế độ max ta có :

$$U_{F_1} = U_{Fdm} \frac{U_{R_1}}{U_{pa_1} - \Delta U_{B_1}} \quad (16-7)$$

Ở chế độ min :

$$U_{F_2} = U_{Fdm} \frac{U_{R_2}}{U_{pa_2} - \Delta U_{B_2}} \quad (16-8)$$

Trong các biểu thức (16-7) (16-8) chỉ số 1, 2 ứng với trường hợp phụ tải là max và min

Từ (16-7) và (16-8) với $U_{F_1} \leq 1,05 U_{Fdm}$ và $U_{F_2} \geq 0,95 U_{Fdm}$ ta tính được U_{pa_1} và U_{pa_2} rồi tính đầu phân áp trung bình.

$$U_{pa} = \frac{U_{pa_1} + U_{pa_2}}{2}$$

Căn cứ vào U_{pa} ta chọn đầu phân áp tiêu chuẩn gần nhất, sau đó thay vào (16-7) và (16-8) tính lại các giá trị U_{F_1} và U_{F_2} để kiểm tra xem chúng có nằm trong phạm vi cho phép hay không.

Ví dụ 16-1: Chọn đầu phân áp cố định của MBA tăng áp biết rằng

$$U_{R_1} = U_{R_2} = 117 \text{ kV}, U_{Fdm} = 10,5 \text{ kV}$$

$$\Delta U_{B_1} = 8,77 \text{ kV}, \Delta U_{B_2} = 5,47 \text{ kV}.$$

Ta cho máy phát vận hành với $U_{F_1} = 1,04 U_{Fdm}$ và $U_{F_2} = 0,96 U_{Fdm}$. Thay các số liệu trên vào (16-7) và (16-8) tính được $U_{pa_1} = 121,3 \text{ kV}$, $U_{pa_2} = 127,3 \text{ kV}$. Đầu phân áp trung bình là $124,02 \text{ kV}$. Theo (16-2) tính được $e = 2,5\%$. Ở đây đầu phân áp chính của MBA tăng là 121 kV .

Thay $U_{pa} = 124,02 \text{ kV}$ vào (16-7) và (16-8) tính được điện áp thực tế phải có ở máy phát là $U_{F_1} = 10,66 \text{ kV} = 1,015 U_{Fdm}$ và $U_{F_2} = 10,36 \text{ kV} = 0,987 U_{Fdm}$. Như vậy đảm bảo giới hạn cho phép.

16.4. ĐIỀU CHỈNH ĐIỆN ÁP Ở MẠNG ĐIỆN KHU VỰC

1. Điều chỉnh điện áp ở mạng điện khu vực nhằm đảm bảo điện áp yêu cầu ở đầu ra của nó, tức là đầu vào của mạng điện địa phương. Các yêu cầu về giá trị điện áp này được xác định theo điều kiện của mạng điện địa phương nhằm đảm bảo chất lượng điện áp ở các thiết bị dùng điện. Để thuận tiện cho thiết kế và vận hành mạng điện khu vực, các yêu cầu điện áp đã được chuẩn hóa một cách thích hợp.

Có hai loại yêu cầu điện áp ở đầu ra của các trạm biến áp khu vực (TKV) cung cấp điện cho mạng điện địa phương.

a) *Yêu cầu bình thường hoặc điều chỉnh thường.*

— Ở chế độ phụ tải max. Độ lệch điện áp ở thanh cái hạ áp $E_k \geq 2,5\%$ so với điện áp định mức của mạng điện hạ áp

— Ở chế độ min: $E_k \leq 7,5\%$

— Ở chế độ sự cố: $E_k \geq -2,5\%$

b) *Yêu cầu khác thường gọi là điều chỉnh ngược:*

— Ở chế độ max: $E_k = 5\%$

— Ở chế độ min: $E_k = 0\%$

— Ở chế độ sự cố: $0\% \leq E_k \leq 5\%$

Sở dĩ gọi là điều chỉnh ngược vì yêu cầu điều chỉnh cao và trái với xu thế tự nhiên đó là: Sau một độ dài giới hạn nào đó càng xa nguồn, điện áp trên mạng điện khi chế độ max càng bé hơn ở chế độ min, vì tổn thất điện áp trong chế độ max lớn hơn so với trong chế độ min. Điều chỉnh ngược được sử dụng khi ở mạng điện địa phương không còn nấc điều chỉnh nào khác, còn điều chỉnh thường được sử dụng khi còn có các nấc điều chỉnh khác ở mạng điện địa phương.

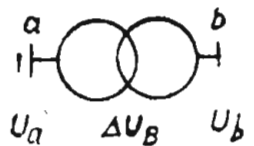
Nếu cả hai loại điều chỉnh trên không thỏa mãn chất lượng điện áp ở một nhánh nào đó của mạng điện địa phương thì phải sử dụng các thiết bị điều chỉnh phụ thêm cho nhánh đó.

Để đảm bảo các yêu cầu điện áp đã qui định, phải phối hợp giữa điều chỉnh điện áp ở nhà máy điện, ở các trạm biến áp trong mạng điện khu vực, điều chỉnh tổn thất điện áp trên đường dây bằng thiết bị bù ngang hoặc bù dọc trên đường dây.

2. Chọn đầu phân áp của máy biến áp hạ áp hai dây cuộn

Sơ đồ máy biến áp được vẽ trên hình 16-6. Nếu điện áp đưa vào phía cao áp là U_A thì điện áp ra phía hạ áp sẽ là:

$$U_b = \frac{U_A - \Delta U_B}{K} \quad (16-9)$$



Hình 16-6

Trong đó ΔU_B là tổn thất điện áp trong MBA; K là hệ số biến áp.

$$K = \frac{U_{pa}}{U_{kt}}$$

Điện áp không tải U_{kt} của cuộn hạ áp có thể tra bảng hoặc lấy như sau.
Nếu MBA có:

$$U_N\% \quad 7,5\% \text{ thì } U_{kt} = 1,1 U_{dm}$$

$$U_N\% \quad 7,5\% \text{ thì } U_{kt} = 1,05 U_{dm}$$

U_{dm} là điện áp định mức của mạng điện hạ áp.

Thay K vào (16-9) ta tính được U_{pa} . Biết điện áp vào U_A , tổn thất điện áp ΔU_B và điện áp yêu cầu ở đầu ra U_b ta tính được đầu phân áp phải sử dụng trong chế độ phụ tải đã cho.

Khi cần đặt đầu phân áp cố định ta quan tâm đến việc đảm bảo yêu cầu điện áp U_{b1} ở chế độ phụ tải max và U_{b2} ở chế độ phụ tải min.

Ta có :

$$U_{pa1} = (U_{a1} - \Delta U_{B1}) \frac{U_{kt}}{U_{b1}} \quad (16-10)$$

$$U_{pa2} = (U_{a2} - \Delta U_{B2}) \frac{U_{kt}}{U_{b2}}$$

Sau khi tính được đầu phân áp cho các chế độ max là U_{pa1} và min là U_{pa2} ta tính được giá trị đầu phân áp trung bình

$$U_{pa} = \frac{U_{pa1} + U_{pa2}}{2}$$

Sau đó thay U_{pa} vào (16-9) tính được giá trị điện áp ra thực tế ở chế độ max và min, so sánh với điện áp yêu cầu, nếu chúng chênh lệch nhau nhiều thì chứng tỏ rằng không thể đảm bảo yêu cầu điện áp bằng cách đặt một đầu phân áp cố định. Cần phải dùng biện pháp khác để điều chỉnh điện áp.

Vi dụ 16-2 : Chọn đầu phân áp của MBA hạ áp biết :

Điện áp vào $U_{a1} = 112 \text{ kV}$; $U_{a2} = 114 \text{ kV}$; $\Delta U_{B1} = 6,9 \text{ kV}$;

$$\Delta U_{B2} = 4 \text{ kV} ; U_H = 6,6 \text{ kV}$$

Yêu cầu điều chỉnh thường, tức là :

$$\text{Ở chế độ max } U_{b1} = 6 \text{ kV} + 2,5\% 6 \text{ kV} = 6,15 \text{ kV}$$

$$\text{Ở chế độ min } U_{b2} = 6 \text{ kV} + 7,5\% 6 \text{ kV} = 6,45 \text{ kV}$$

và điện áp không tải phía thứ cấp của MBA $U_{kt} = 6,15 \text{ kV}$. Theo (16-10)

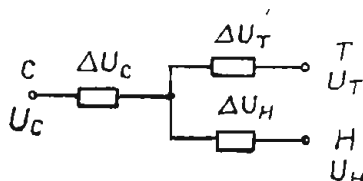
$$U_{pa1} = (112 - 6,9) \frac{6,6}{6,15} = 113 \text{ kV}$$

$$U_{pa2} = (114 - 4) \frac{6,6}{6,45} = 112,5 \text{ kV}$$

$$U_{pa} = \frac{113 + 112,5}{2} = 112,75 \text{ kV}$$

Điện áp định mức cuộn cao là 110 kV do đó $e = 2,5\%$ ta chọn đầu phân áp $e = 2,5\%$. Vì đầu phân áp lựa chọn có điện áp đúng bằng giá trị tính được do đó không phải thử lại.

3. Chọn đầu phân áp của MBA ba dây cuốn. Trước hết chọn đầu phân áp của cuộn cao áp theo yêu cầu điện áp ở hạ áp sau đó chọn đầu phân áp của cuộn trung áp theo yêu cầu điện áp ở thanh cái trung áp và đầu phân áp cao áp đã chọn.



Hình 16-7

Sơ đồ thay thế của MBA được vẽ trên hình 16-7. Cũng như ở MBA hai dây cuốn ta có :

$$U_H = \frac{U_C - (\Delta U_C + U_T)}{K_{CH}}$$

trong đó tỉ số :

$$K_{CH} = \frac{U_{pa(c)}}{U_{kt}}$$

từ các biểu thức trên ta có đầu phân áp ở cuộn cao áp được xác định theo :

$$U_{pa(c)} = \frac{U_C - (\Delta U_C + \Delta U_H)}{U_H} U_{BH} \quad (16-10)$$

Biết điện áp vào phía cao áp U_C , tổn thất điện áp trong các cuộn dây cao và trung, điện áp yêu cầu ở hạ áp U_H , điện áp không tải U_{kt} ở cuộn hạ áp, theo (16-10) tính được đầu phân áp cần đặt ở chế độ đã cho.

Để tìm đầu phân áp cố định, ta tìm cho chế độ phụ tải max và min rồi lấy giá trị trung bình.

Tiếp theo ta viết biểu thức điện áp yêu cầu U_T phía trung áp :

$$U_T = \frac{U_C - (\Delta U_C + \Delta U_T)}{K_{CT}}$$

trong đó :

$$K_{CT} = \frac{U_{pa(c)}}{U_{pa(T)}}$$

Từ các biểu thức trên tính được đầu phân áp trung $U_{pa(T)}$

$$U_{pa(T)} = \frac{U_{pa(c)} \cdot U_T}{U_C - (\Delta U_C + \Delta U_T)} \quad (16-11)$$

Để tìm đầu phân áp cố định ta cũng tính cho chế độ max và min rồi lấy giá trị trung bình.

Sau khi xác định được các giá trị $U_{pa(c)}$ và $U_{pa(T)}$ cần thử lại để xác định các giá trị điện áp yêu cầu U_T bên hạ áp và U_C bên trung áp

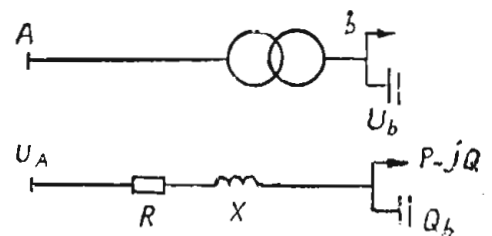
4. Xác định dung lượng bù để điều chỉnh điện áp

Ta có sơ đồ mạng điện trên hình 16-8. Để đảm bảo điện áp yêu cầu ở cái hạ áp b, ta cần đặt ở đây thiết bị bù với dung lượng Q_b .

Giả thiết rằng không tính đến thành phần ngang của tổn thất điện áp, ta viết được các biểu thức sau đây :

— Trước khi đặt thiết bị bù, điện áp tại A có giá trị

$$U_A = U_{bo} + \frac{PR + QX}{U_{bo}}$$



Hình 16-8

trong đó : U_A — điện áp ở đầu nguồn ; U_{bo} — điện áp ở thanh cái b trước khi đặt bù ; P, Q — công suất tác dụng và phản kháng của phụ tải trước khi bù ; R, X — thông số của đường dây và MBA.

— Sau khi đặt thiết bị bù để đạt được điện áp yêu cầu U_b , điện áp U_v có quan hệ :

$$U_A = U_b + \frac{PR + (Q - Q_b) X}{U_b}$$

trong đó U_b là điện áp yêu cầu đã quy đổi về phía cao áp.

Cân bằng hai biểu thức trên ta có :

$$U_{bo} + \frac{PR + QX}{U_{bo}} = U_b + \frac{PR + (Q - Q_b)X}{U_b}$$

Giải ra ta được :

$$\frac{Q_b \cdot X}{U_b} = U_b - U_{bo} + \frac{PR + QX}{U_b} - \frac{PR + QX}{U_{bo}}$$

Có thể coi $U_b \approx U_{bo}$, do đó

$$\frac{Q_b X}{U_b} = U_b - U_{bo}$$

$$Q_b = \frac{U_b(U_b - U_{bo})}{X} \quad (16-12)$$

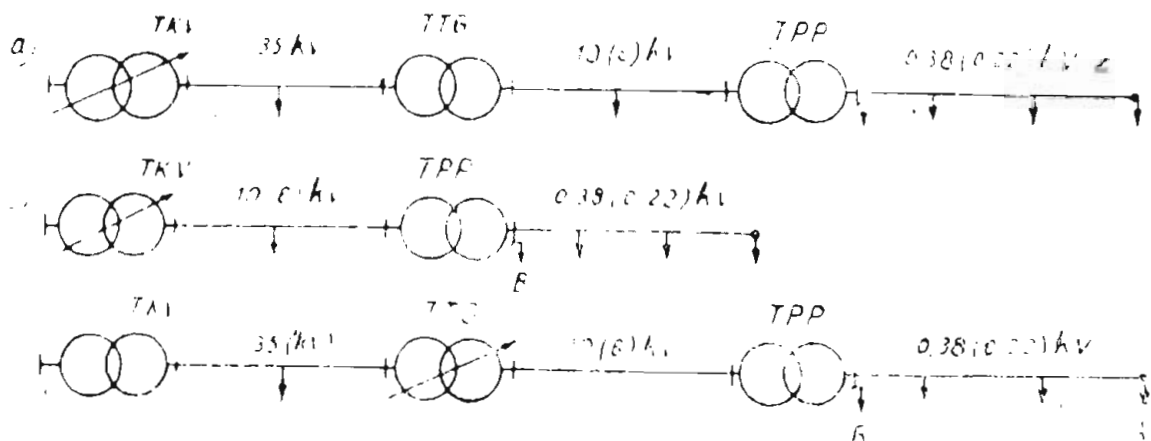
Theo (16-12) khi thay U_b , X , U_{bo} ở các chế độ phụ tải khác nhau ta xác định được dung lượng bù cần thiết ở mọi chế độ vận hành của mạng điện.

Vì U_b phụ thuộc vào hệ số biến áp của MBA nên có thể đặt đầu phân áp hợp lý sao cho dung lượng bù cần thiết phải đặt là nhỏ nhất.

16.5. ĐIỀU CHỈNH ĐIỆN ÁP TRONG MẠNG ĐIỆN ĐỊA PHƯƠNG

1. Khái niệm chung. Như đã trình bày, chất lượng điện áp được đảm bảo chủ yếu bằng cách điều chỉnh điện áp trong mạng điện địa phương.

Trong hình (16-9) là các dạng chỉnh của mạng điện địa phương. Sơ đồ a là mạng điện nông nghiệp có hai cấp điện áp cao là 35 và 10 (6) kV. Sơ đồ b là mạng điện thành phố và xí nghiệp công nghiệp



Hình 16-9

Mạng điện địa phương được cung cấp điện từ thanh cái hạ áp của trạm khu vực (TKV), điện áp ở đây được điều chỉnh theo yêu cầu thường hoặc khác thường. Ở trạm trung gian (TTG) hoặc trạm phân phối (TPP) các MBA được

đặt đầu phân áp cố định. Mạng điện cao áp và hạ áp được thiết kế với điều kiện ràng buộc là tổn thất điện áp trong phạm vi cho phép.

Nhiệm vụ tính toán chất lượng điện áp trong mạng điện địa phương là: lựa chọn đầu phân áp của các MBA ở TTG và TPP, phối hợp với việc xác định tổn thất điện áp cho phép ở mạng điện cao áp và hạ áp nhằm bảo đảm các tiêu chuẩn về chất lượng điện áp ở tất cả các thiết bị dùng điện. Nếu điện áp ở đầu vào mạng điện địa phương được điều chỉnh riêng thì cần phải đề ra yêu cầu điều chỉnh điện áp này. Nếu các biện pháp trên đây không đảm bảo được chất lượng điện áp thì phải tìm các biện pháp khác để điều chỉnh điện áp, để tiện lợi ta sử dụng hệ đơn vị tương đối trong tính toán điều chỉnh điện áp với các ký hiệu sau đây:

a) *Độ lệch điện áp ở điểm x bất kỳ trong mạng điện so với điện áp định mức δU_x*

$$\delta U_x = \frac{U_x - U_{dmx}}{U_{dmx}} 100 \quad (16-13)$$

trong đó U_x — điện áp ở điểm x; U_{dmx} — điện áp định mức của mạng điện chứa điểm x. Trong tính toán điều chỉnh điện áp ta chỉ chú ý đến độ lệch điện áp ở các điểm kiểm tra.

b) *Độ tăng thêm điện áp ở trạm khu vực E_K .*

Ở chế độ max:

$$E_{K1} = \frac{U_{K1} - U_{dmK}}{U_{dmK}} 100 \quad (16-14)$$

Ở chế độ min:

$$E_{K2} = \frac{U_{K2} - U_{dmK}}{U_{dmK}} 100 \quad (16-15)$$

U_{K1} và U_{K2} — điện áp ở thanh cái hạ áp của trạm khu vực;

U_{dmK} — điện áp định mức của thanh cái này.

c) *Độ tăng thêm điện áp ở TTG và TPP.* Trong chế không tải, nếu điện áp ở đầu vào máy biến áp là U_{dmc} thì ở đầu ra điện áp sẽ là:

$$U_H = U_{dmc} \cdot \frac{U_{kt}}{U_C(1+e)}$$

Ta có độ tăng thêm điện áp:

$$E = \frac{U_H - U_{dmH}}{U_{dmH}} 100 \quad (16-16)$$

trong đó U_{dmH} — điện áp định mức của mạng điện được MBA cung cấp

Đối với các MBA phân phối thường $U_{kt} = 1,05U_{dmH}$ và $U_C = U_{dmc}$ nên:

$$U_H = \frac{1,05U_{dmH}}{1+e}$$

$$E = \frac{\frac{1,05U_{dmH}}{1+e} - U_{dmH}}{U_{dmH}} 100 = \frac{0,05 - e}{1+e} 100$$

Đối với các MBA phân phối $e = \pm 5\% \ll 1$, vì vậy có thể bỏ qua e ở mẫu số, do đó:

$$E = (0,05 - e) 100 = 5 - e(\%) \quad (16-17)$$

Khi MBA mang tải, E vẫn giữ nguyên giá trị nhưng phải tính đến tổn thất điện áp trong MBA.

Các MBA phân phối có thể có 3 hoặc 5 đầu phân áp với $e_0 = 5\%$ và $2,5\%$. Bảng 16-1 cho quan hệ giữa số thứ tự đầu phân áp N , e và E .

Bảng 16-1

Loại 3 đầu phân áp			Loại 5 đầu phân áp		
N	$e \%$	E	N	$e \%$	$E \%$
1	5	0	1	5	0
2	0	5	2	2,5	2,5
3	-5	10	3	0	5
			4	-2,5	7,5
			5	5	10

Độ tăng thêm điện áp cũng có thể được tính như sau :

$$E = (N - 1) e_0 \quad (16-18)$$

trong đó: N — số thứ tự đầu phân áp tính từ đầu cao nhất, e_0 — bậc điều chỉnh.

Đối với MBA trung gian ta dùng ký hiệu E_T , đối với MBA phân phối dùng ký hiệu E_P . Trị số của E_T và E_P đều tính theo (16-17) và (16-18).

d) Tổn thất điện áp trong mạng điện và MBA. Ta sử dụng các ký hiệu sau :

ΔU_T — Tổn thất điện áp trong MBA trung gian; ΔU_P — Tổn thất điện áp trong MBA phân phối; $\Delta U_{(10)}$, $\Delta U_{(35)}$, $\Delta U_{\blacksquare}$ — Tổn thất điện áp trên mạng điện 10, 35, và hạ áp (0,4kV)

Nếu tính cho chế độ max ta thêm vào chỉ số 1, chế độ min thêm chỉ số 2.

Đối với mạng điện đồng nhất, tổn thất điện áp giữa hai chế độ max và min có quan hệ ;

$$\Delta U_2 = \beta_m \Delta U_1; 0 \leq \beta_m \leq 1 \quad (16-19)$$

Ta còn dùng ký hiệu độ dài điện λ như sau :

Với sơ đồ a :

$$\lambda_1 = \Delta U_{1(35)} + \Delta U_{1(10)} + \Delta U_{1TT} + \Delta U_{1PP} \quad (16-20)$$

$$\text{Với sơ đồ b: } \lambda_2 = \Delta U_{1(10)} + \Delta U_{1PP} \quad (16-21)$$

$$\lambda_2 = \beta_m \times \lambda_1$$

Khi tính toán ta xuất phát từ các yêu cầu về chất lượng điện áp như sau :

1. Độ lệch điện áp tại điểm A, B (h. 16-9) phải nằm trong giới hạn cho phép, nghĩa là :

$$\begin{aligned} \delta U^- &\leq \delta U_B \leq \delta U \\ \delta U^- &\leq \delta U_A \leq \delta U^+ \end{aligned} \quad (16-22)$$

δU^- , δU^+ — độ lệch giới hạn dưới và trên đã cho trong chương 15.

2. Độ lệch điện áp ở đầu vào của các MBA trung gian và phân phối phải thỏa mãn điều kiện (16-5).

Ngoài ra nếu có thiết bị dùng điện cao áp thì độ lệch điện áp trên cực của nó cũng phải thỏa mãn điều kiện (16-22).

Độ lệch điện áp ở bất cứ điểm nào trong mạng điện cũng bằng tổng độ tăng thêm điện áp trừ đi tổng độ tổn thất điện áp đến điểm đó, nghĩa là :

$$\delta U_x = \Sigma E - \beta \Sigma \Delta U \quad (16-23)$$

với :

$$\beta_m \leq \beta \leq 1$$

Dưới đây trình bày phương pháp tính toán điều chỉnh chất lượng điện áp cho mạng điện đồng nhất.

2. Tính toán điều chỉnh chất lượng điện áp. Ta xét sơ đồ 16-9b. Để đơn giản cách trình bày, ta giả thiết rằng không có các thiết bị dùng điện cao áp và không xét đến điều kiện 16-5. Như vậy việc tính toán điều chỉnh điện áp nhằm đảm bảo các điều kiện (16-22).

Độ lệch điện áp tại B chỉ có nguy cơ phá hoại giới hạn trên cả hai chế độ max và min do đó theo (16-22) và (16-23).

$$\delta U_{B1} = E_1 K + E_P - \Delta U_{1(10)} - \Delta U_{1P} \leq \delta U^+$$

$$\delta U_{B2} = E_2 K + E_P - \Delta U_{2(10)} - \Delta U_{2P} \leq \delta U^+$$

Thay $E_P = (N - 1) e_o$ và sử dụng ký hiệu λ :

$$\delta U_{B1} = E_1 K + (N - 1) e_o - \lambda_1 \leq \delta U^+ \quad (16-24)$$

$$\delta U_{B2} = E_2 K + (N - 1) e_o - \beta_m \lambda_1 \leq \delta U^+ \quad (16-25)$$

Độ lệch điện áp tại A chỉ có nguy cơ phá hoại giới hạn dưới ở chế độ max, do đó :

$$\delta U_{A1} = E_1 K + (N - 1) e_o - \lambda_1 - \Delta U_{1H} \geq \delta U^- \quad (11-26)$$

Khi đã cho đầu phân áp N , theo (16-24) và (16-25) ta tính được hai giá trị của λ_1 thỏa mãn điều kiện chất lượng điện áp ở B trong chế độ max và chế độ min. Giá trị nào lớn hơn sẽ được chọn để tính toán vì nó thỏa mãn cả hai chế độ, và ta gọi là độ dài điện cho phép λ_{1CP} . Để giản tiện hơn ta có thể tính đầu phân áp giới hạn N_{gh} , mà nếu MBA được đặt đầu phân áp đó thì λ_{1CP} tính theo cả hai chế độ như nhau, cân bằng (16-24) và (16-25) ta được :

$$N_{gh} = \frac{\beta_m E_k' - E_k'' + \delta U^+ (1 - \beta_m)}{(1 - \beta_m) e_o} + 1 \quad (16-27)$$

Ta chọn N_{gh} là số nguyên nhỏ hơn giá trị tính được. Sau đó nếu $N < N_{gh}$ thì λ_{1CP} xác định theo (16-24). Nếu $N > N_{gh}$ thì λ_{1CP} xác định theo (16-25) nếu $N = N_{gh}$ thì λ_{1CP} xác định theo cả hai biểu thức như nhau. Ta có :

$$\text{nếu } N \leq N_{gh} \text{ thì } \lambda_{1CP}^+ \geq E_{1K} + (N - 1) e_o + \delta U^+ = \lambda_{1CPmin}^+ \quad (16-28)$$

$$\text{nếu } N \geq N_{gh} \text{ thì } \lambda_{1CP}^+ \geq \frac{1}{\beta_m} (E_{2K} + (N - 1) e_o - \delta U^+) = \lambda_{1CPmin}^+ \quad (16-29)$$

Từ λ_{1CP}^+ min và λU_{1P}^+ ta tính được giới hạn dưới của tổn thất điện áp trong mạng cao áp :

$$\Delta U_{1(10)CP}^+ \geq \lambda_{1CPmin}^+ - \Delta U_{1P}^+ = \Delta U_{1(10)CPmin}^+ \quad (16-30)$$

Khi tính toán có thể được giá trị âm của λ_{1CPmin}^+ lúc đó ta phải lấy bằng ΔU_{1P}^+ và do đó $\Delta U_{1(10)CPmin}^+$ tương ứng lấy giá trị không.

Như vậy là tổn thất điện áp trong mạng điện cao áp bị chặn dưới bởi điều kiện đảm bảo chất lượng điện áp ở đầu ra của MBA phân phối, tức là tại điểm B.

Giới hạn trên của nó phụ thuộc vào tổn thất điện áp chung cho cả mạng cao áp và hạ áp. Giá trị ΔU_{CP} được tính theo điều kiện đảm bảo chất lượng điện áp ở điểm A xa nhất trong mạng hạ áp. Từ (16-26) ta có

$$\Delta U_{1CP} = \Delta U_{1(10)}^- + \Delta U_{1H}^- \leq E_{1K} + (N - 1)e_o - \delta U^- - \Delta U_{1P}^+ = \Delta U_{CPmax} \quad (16-31)$$

Từ (16-31) ứng với $\Delta U_{1(10)CP}^+$ ta tính được tổn thất điện áp cho phép trong mạng hạ áp.

$$\Delta U_{1HCP}^- = \Delta U_{1CP} - \Delta U_{1(10)CP}^+ \quad (16-31)$$

Tổn thất điện áp trong mạng hạ áp bị chặn trên bởi :

$$\Delta U_{1HCPmax}^+ = \Delta U_{1CPmax}^+ - \Delta U_{1(10)CPmin}^+ \quad (16-32)$$

Các biểu thức trên đây cho phép giải quyết các bài toán điều chỉnh điện áp trong mạng điện địa phương.

Ví dụ 16-3. Xác định phân bố giá trị tổn thất điện áp cho phép ΔU_{CP} giữa mạng cao áp và mạng hạ áp ở mạng điện địa phương có sơ đồ hình (16-9b). Cho biết $\beta_m = 0,5$; $\Delta U_{1P} = 5$, tiêu chuẩn điều chỉnh là $\delta U^+ = 7,5\%$; $\delta U^- = -7,5\%$. Tính toán cho MBA có ba đầu phân áp với $e_o = 5$ và năm đầu phân áp với $e_o = 2,5$. Điện áp ở trạm khu vực được điều chỉnh theo hai trường hợp.

— Điều chỉnh ngược với $E_{1K} = 5$; $E_{2K} = 0$

— Điều chỉnh thường với $E_{1K} = E_{2K} = 5$

Trước hết ta tính cho MBA có năm đầu phân áp và điều chỉnh điện áp ngược ở trạm khu vực.

Tính N_{gh} theo (16-27) :

$$N_{gh} = \frac{0,5 \cdot 5 - 0 + 7,5(1 - 0,5)}{(1 - 0,5) 2,5} + 1 = 5 + 1 = 6.$$

Như vậy với mọi đầu phân áp λ_{1CPmin} được tính theo (16-28) có giá trị : Đầu phân áp $N = 1$.

$$\begin{aligned} \lambda_{1CPmin} &= E_k + (N - 1)e_o - \delta U^+ \\ &= 5 + (1 - 1)2,5 - 7,5 = -2,5\% \end{aligned}$$

Vì $\lambda_{1CPmin} < 0$ nên phải lấy $\Delta U_{1P} = 5$, do đó :

$$\begin{aligned} \Delta U_{1(10)CPmin} &= \lambda_{1CPmin} - \Delta U_{1P} = 0 \\ \Delta U_{(CP)max} &= E_{1K} + (N - 1)e_o - \delta U^- - \Delta U_{1P} \\ &= 5 + (1 - 1)2,5 - (-7,5) - 5 = 7,5 \\ \Delta U_{1HCPmax} &= \Delta U_{CPmax} - \Delta U_{1(10)CPmin} \\ &= 7,5 - 0 = 7,5 \end{aligned}$$

Với các đầu phân áp khác và các trường hợp khác tính tương tự. Kết quả ghi vào bảng 16-2 và 16-3

Bảng 16-2

N	$E_K = 5$			$E_K = 0$		
	5d.p.a ; $e_0 = 2,5$			3d.p.a ; $e_0 = 5$		
	U_{CPmax}	$U'_{10CPmin}$	$U'_{11CPmax}$	U_{CPmax}	$U'_{10CPmin}$	$U'_{11CPmax}$
1	7,5	0	7,5	7,5	0	7,5
2	10	0	10	12,5	0	12,5
3	12,5	0	12,5	17,5	2,5	15
4	15	0	15			
5	17,5	2,5	15			

Bảng 16-3

N	$E_K = E_K = 5$					
	5d.p.a ; $e_0 = 2,5$			3d.p.a ; $e_0 = 5$		
	U_{CPmax}	$U'_{10CPmin}$	$U'_{11CPmax}$	U_{CPmax}	$U'_{10CPmin}$	$U'_{11CPmax}$
1	7,5	0	7,5	7,5	0	7,5
2	10	0	10	12,5	0	12,5
3	12,5	0	12,5	17,5	2,5	15
4	15	5	10			
5	17,5	10	2,5			

Từ kết quả này ta có thể rút ra một số nhận xét sau đây: khi ở trạm khu vực điều chỉnh điện áp ngược thì việc đảm bảo chất lượng điện áp đối với MBA phân phối có năm đầu phân áp khá dễ dàng. Tồn thất điện áp trong mạng cao áp và mạng hạ áp có thể cho phép trong khoảng 7 — 10%, lúc đó ta dùng đầu phân áp số 5.

Khi ở trạm khu vực điều chỉnh điện áp thường thì việc đảm bảo chất lượng điện áp rất khó khăn. Nếu đặt đầu phân áp cao thì giới hạn dưới của tồn thất điện áp cho phép quá lớn, còn nếu dùng đầu phân áp thấp thì tồn thất điện áp cho phép trong mạng điện phải rất thấp. Trường hợp này tương ứng với mạng điện theo sơ đồ 16-9a (vì MBA trung gian không có điện áp dưới tải cho nên chỉ có thể điều chỉnh điện áp thường. Mạng điện loại này rất khó đảm bảo chất lượng điện áp vì vậy thường chuyển sang sơ đồ loại 16-9c, với sơ đồ này ở trạm trung gian đặt điều áp dưới tải điện áp có thể điều chỉnh ngược.

Kinh nghiệm cho thấy rằng ở mạng điện cao áp, để có thể phối hợp giữa tiết diện kinh tế của dây dẫn và tồn thất điện áp phải đòi hỏi giá trị tồn thất cho phép khá lớn, đối với mạng thành phố phải từ 12—14% còn đối với mạng nông thôn cần cao hơn nữa. Nếu thực hiện thật tốt các biện pháp điều chỉnh điện áp thì có thể cho phép lựa chọn dây dẫn theo điều kiện kinh tế ở mạng điện thành phố mà vẫn còn dự trữ M cho sự phát triển tiếp theo. Còn đối với mạng điện nông thôn thì khó bảo đảm điều kiện này.

Cuối cùng chú ý rằng khi thực hiện tự động điều chỉnh điện áp phải xét tới miền không nhảy ε . Do có miền không nhảy nên độ lệch điện áp thực tế tại các điểm kiểm tra sẽ lớn hơn các giá trị tính toán trên đây một lượng là ε . Điều này không lợi cho phụ tải A ở xa trong chế độ max, vì khi đó độ lệch điện áp có thể vượt khỏi δU^- . Để tránh trường hợp này, khi tính toán phải thêm vào vế phải của biểu thức (16-26) một lượng $-\varepsilon$:

$$\delta U_{1A} = E_{1K} + (N - 1)e_0 - \lambda_1 - \Delta U_{1H} - \varepsilon \geq \delta U^- \quad (16-33)$$

còn các điều kiện khác vẫn giữ nguyên. Độ không nhảy ε có thể đạt tới 2,5%.

3. Điều chỉnh điện áp bằng cách đặt thiết bị bù

Thiết bị bù thường được sử dụng để điều chỉnh điện áp khi sử dụng các phương tiện khác không đảm bảo tiêu chuẩn về chất lượng. Thiết bị bù thường dùng là tụ điện tĩnh hoặc các động cơ đồng bộ đã có sẵn. Việc sử dụng thiết bị bù còn có lợi là nâng cao tính kinh tế của mạng điện.

Tổn thất điện áp trong mạng điện địa phương được tính theo biểu thức:

$$\Delta U = \frac{1}{10U_{dm}^2} \sum_{i=1} (p_i r_i + Q_i x_i) = \frac{M}{10U_{dm}^2} [\%, kW; kVar; kV] \quad (16-34)$$

Trong đó M gọi là mômen phụ tải

Nếu đặt bù tại điểm x như trên hình 16-10, mômen bù M_b được xác định theo biểu thức sau:

$$M_b = Q_b(x) \cdot x [kVar, \Omega] \quad (16-34b)$$

trong đó $Q_b(x)$ dung lượng bù đặt tại x [kVar], x điện kháng từ đầu nguồn đến điểm x .

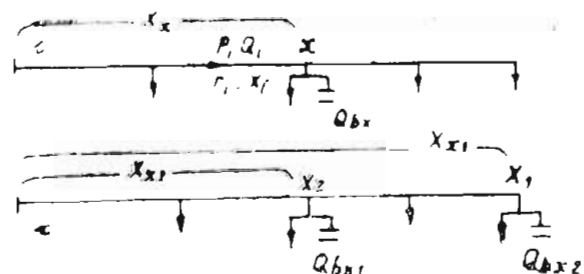
Mômen bù làm giảm tổn thất điện áp trong mạng điện một lượng là ΔU_b . Nói cách khác, bản chất vấn đề không thay đổi nếu ta coi tổn thất điện áp vẫn giữ nguyên, nhưng ta đưa thêm vào đầu nguồn.

Độ tăng điện áp ΔE_K :

$$\Delta E_K = \frac{M_b}{10U_{dm}^2} [\%] \quad (16-35)$$

Nếu biết ΔE_K là độ tăng điện áp phụ thêm cần thiết để đảm bảo chất lượng điện áp trong mạng điện, ta có thể tính được dung lượng bù cần đặt tại điểm có độ dài x so với nguồn

$$Q_b(x) = \frac{E_K \cdot 10 \cdot U_{dm}^2}{x} [kVar] \quad (16-36)$$



Hình 16-10

điểm đặt thiết bị bù càng xa nguồn càng tốt, vì khi đó sẽ giảm được dung lượng bù:

Nếu dung lượng bù nhỏ thì nên đặt tại một điểm, khi dung lượng bù quá lớn thì sẽ dẫn đến tình trạng công suất phản kháng chạy ngược về phía nguồn và điện áp tại điểm phân công suất phản kháng có thể sẽ giảm đến mức không cho phép. Khi

đó nên đặt bù tại một số điểm chẳng hạn tại x_1, x_2 so với nguồn. Khi đó ta có phương trình vô định:

$$Q_{b1}(x_1) \cdot x_1 + Q_{b2}(x_2) \cdot x_2 = 10 U_{dm}^2 \Delta E_k \quad (16-37)$$

Cần nhắc các phương án có thể có sẽ tìm được các điểm đặt x_1, x_2 và dung lượng bù hợp lý $Q_{b1}(x_1)$ và $Q_{b2}(x_2)$.

4. Điều chỉnh điện áp bằng bù dọc:

Để điều chỉnh điện áp có thể đặt bù dọc bằng tụ điện tĩnh trên đường dây tải điện (H. 16-11). Bù tụ bù có tác dụng làm giảm điện kháng của đường dây, do đó làm cho tổn thất điện áp giảm đi.

Sau khi bù dọc ta có:

$$\Delta U = \frac{PR + Q(x - x_c)}{10 U_{dm}^2}$$

[%, kW, kV.Ar, Ω, kV]

Mômen bù là:

$$M_b = Qx_c$$

Khi biết độ tăng điện áp cần thiết ΔE_k có thể tính được điện kháng cần bù.

$$x_c = \frac{10 U_{dm}^2 \Delta E_k}{Q}, \quad [kV, kV.Ar] \quad (16-38)$$

Giả thiết rằng bộ tụ bù có m nhánh và mỗi nhánh có n tụ điện với điện áp định mức U_o và công suất định mức Q_o của mỗi tụ. Cần xác định số lượng m và n .

Số tụ điện trong một nhánh n phải thỏa mãn điều kiện điện áp:

$$n U_o \geq U_t$$

U_t — điện áp thực tế trên cực của bộ tụ điện:

$$U_t = I \cdot x_c = \frac{S}{\sqrt{3} U_{dm}} \cdot x_c \cdot 10^{-3} [kV, kVA, kV]$$

I, S — dòng điện và công suất đi qua bộ tụ, do đó:

$$n \geq \frac{U_t}{U_o} = \frac{S}{\sqrt{3} U_o \cdot U_{dm}} x_c \cdot 10^{-3} \quad (16-39)$$

Số nhánh m phải thỏa mãn điều kiện dòng điện:

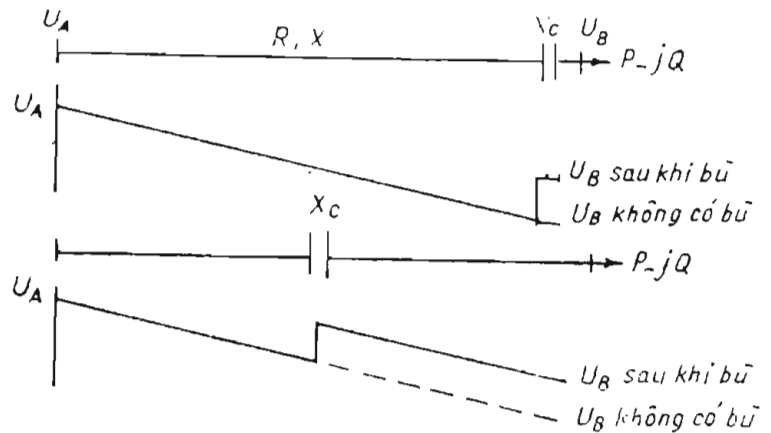
$$m I_o \geq I$$

trong đó I_o và dòng điện cho phép của tụ điện:

$$I_o = \frac{Q_o}{U_o} [A, kV.Ar, kV]$$

do đó

$$m \frac{I}{I_o} = \frac{S \cdot U_o}{\sqrt{3} U_{dm} \cdot Q_o} = \frac{n x_o}{x_c} \quad (16-40)$$



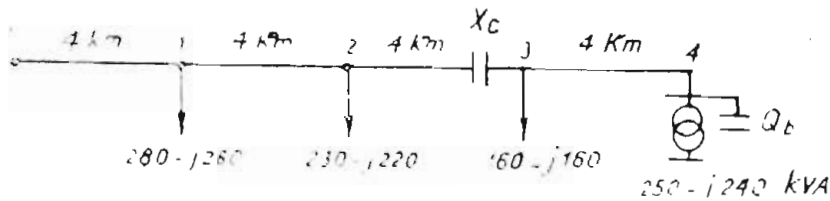
Hình 16-11

x_0 — điện kháng của tụ điện :

$$x_0 = \frac{l_0^2}{Q_0} 10^3 [\Omega, kV, kVar]$$

Nơi đặt bù có ảnh hưởng đến phân bố điện áp trên đường dây (H. 16-11). Nếu mạng chỉ có 1 phụ tải ở cuối đường dây thì đặt tụ ở ngay trạm biến áp phân phối. Khi mạng điện có nhiều phụ tải phân bố trên đường dây thì cần phải cân nhắc để lựa chọn điểm đặt tụ. Nói chung điểm đặt càng gần về phía nguồn càng cần ít tụ điện và mức điện áp càng điều hòa.

Vi dụ 16-4. Tính toán điều chỉnh điện áp cho mạng điện trên sơ đồ hình 16-12, với $U_{dm} = 10 kV$, đường dây AC-35 ($R_0 = 0,91 \Omega/km$, $x_0 = 0,4 \Omega/km$). Ở mạng hạ áp $\Delta U_H = 7\%$, $\delta U^- = -5$, $\delta U^+ = 5$. Máy biến áp phân phối có $U_{1p}^- = 5\%$, dùng đầu phân áp số 5 với $e_0 = 2,5\%$, $\beta_m = 0,5$. Các số liệu phụ tải và độ dài mạng điện cho trên hình vẽ. Ở trạm khu vực có thể đảm bảo độ tăng điện áp $E_{1k} = 5$, $E_{2k} = 0$.



Hình 16-12

Trước hết tính $\Delta U_{1(10)}\%$.

$$\begin{aligned} \Delta U_{1(10)} &= \frac{R_0 \sum P_i l_i}{10 U_{dm}^2} + \frac{x_0 \sum Q_i l_i}{10 U_{dm}^2} \\ &= \frac{0,91 \cdot 4 \cdot (920 + 640 + 410 + 250)}{10 \cdot 10^2} + \frac{0,4 \cdot 4 \cdot (880 + 520 + 400 + 240)}{10 \cdot 10^2} = \\ &= 8,1 + 3,2 = 11,3\% \\ \lambda_1 &= \Delta U_{1(10)} + \Delta U_{1p} = 11,3 + 5 = 16,3\% \\ \lambda_2 &= \beta_m \lambda_1 = 0,5 \cdot 16,3\% = 8,1\% \end{aligned}$$

Để kiểm tra chất lượng điện áp ở mạng hạ áp của MBA phân phối xa nhất có thể làm theo hai cách.

a) Tính δU ở các điểm kiểm tra trong mạng hạ áp rồi so với độ lệch tiêu chuẩn.

b) Tính yêu cầu điện áp ở đầu nguồn theo điều kiện đảm bảo chất lượng điện áp rồi so với khả năng điều chỉnh ở nguồn E_{1k} , E_{2k} .

Ta làm theo cách thứ hai vì có lợi cho tính toán điều chỉnh điện áp.

Xuất phát từ điều kiện chất lượng điện áp ở mạng hạ áp xa nhất ta tính yêu cầu điện áp đối với đầu nguồn E_{1A} , E_{2A}

Theo điều kiện (16-24) ta có :

$$E_{1A} \leq \delta U^+ - (N - 1)e_0 + \lambda_1 = 5 - 10 + 16,3 = 11,3\%$$

Theo điều kiện (16-25) :

$$E_{2A} \leq \delta U^+ - (N - 1) e_0 + \beta_m \lambda_1^+ = 5 - 10 + 8,1 = 3,1\%$$

Theo điều kiện (16-26)

$$E_{1A} \geq \delta U^- - (N - 1) e_0 + \lambda_1^+ + \Delta U_{1H}^+ = -5 - 10 + 16,3 + 5 = 6,3\%$$

Tổng hợp ba điều kiện trên ta được yêu cầu độ tăng điện áp ở đầu nguồn:

$$6,3 \leq E_{1A} \leq 11,3$$

$$E_{2A} \leq 3,1$$

Sơ với $E_{1k} = 5$, $E_{2k} = 0$ ta thấy trong chế độ min chất lượng điện áp đảm bảo còn trong chế độ max không đảm bảo, cần phải nâng thêm độ tăng điện áp ở đầu nguồn lên một lượng tối thiểu :

$$E_k = 6,3 - 5 = 1,3\%$$

Để có lượng ΔE_k này có thể thực hiện bằng bù ngang hoặc bù dọc.

a) Bù ngang

Ta dự tính đặt bù ở thanh cái cao áp của trạm phân phối xa nhất, do đó $x = 0,4 \cdot 16 = 6,4$

Theo (16-36) ta tính được Q_b .

$$Q_{b(x)} = \frac{E_k \cdot 10 \cdot U_{dm}^2}{x_x} = \frac{1,3 \cdot 10 \cdot 10^2}{6,4} = 200 \text{ kVar}$$

Để kiểm tra lại chất lượng điện áp ta tính lại ΔU_1 :

$$\begin{aligned} \Delta U_1 &= \frac{0,91 \cdot 4(920 + 640 + 410 + 250)}{10 \cdot 10^2} + \\ &+ \frac{0,4 \cdot 4(680 + 320 + 200 + 40)}{10 \cdot 10^2} = 10,0\% \end{aligned}$$

$$\lambda_1 = 15\%$$

Theo (16-24, 25) ta tính được δU_{1B} và δU_{2B}

$$\delta U_{1B} = 5 + 10 - 15 = 0 \leq \delta U^+ = 5$$

$$\delta U_{2B} = 0 + 10 - 7,5 = 2,5 \leq \delta U^+ = 5$$

Theo (16-26) ta tính được δU_{1A}

$$\delta U_{1A} = 5 + 10 - 15 - 5 = -5 \geq \delta U^- = -5$$

Ta thấy chất lượng điện áp đạt yêu cầu.

b) Bù dọc

Ta đặt bù ở giữa đường dây (H.16-12) do đó công suất đi qua thiết bị bù là $Q = Q_3 + Q_4 = 400 \text{ kVar}$. Theo (16-38) ta tính được điện kháng cần bù:

$$x_c = \frac{1,3 \cdot 10^2 \cdot 10^2}{400} = 3,25$$

Chọn tụ điện có $U_o = 1,05 \text{ kV}$, $Q_o = 9 \text{ kVar}$ ta phải tính số nhánh m và số tụ n trong mỗi nhánh.

Công suất biểu kiến đi qua bộ tụ:

$$S = \sqrt{(P_3 + P_4)^2 + (Q_3 + Q_4)^2} = 410^2 + 400^2 = 570 \text{ kVA}$$

Theo (16-39):

$$n \geq \frac{S}{\sqrt{3} U_o U_{dm}} \cdot x_c \cdot 10^{-3} = \frac{570 \cdot 3,25}{3 \cdot 1,05 \cdot 10} \cdot 10^{-3} = 0,1$$

a chọn $n = 1$

Ta tính x_o của tụ:

$$x_o = \frac{1,01^2}{9} \cdot 10^3 = 122 \Omega$$

Theo (16-40):

$$m \geq \frac{n \cdot x_o}{x_c} = \frac{1 \cdot 122}{3,25} = 37,5$$

Ta chọn $m = 37$, tính lại điện kháng bù x_c :

$$x_c = \frac{1,05^2}{37 \cdot 9} = 3,3 \Omega$$

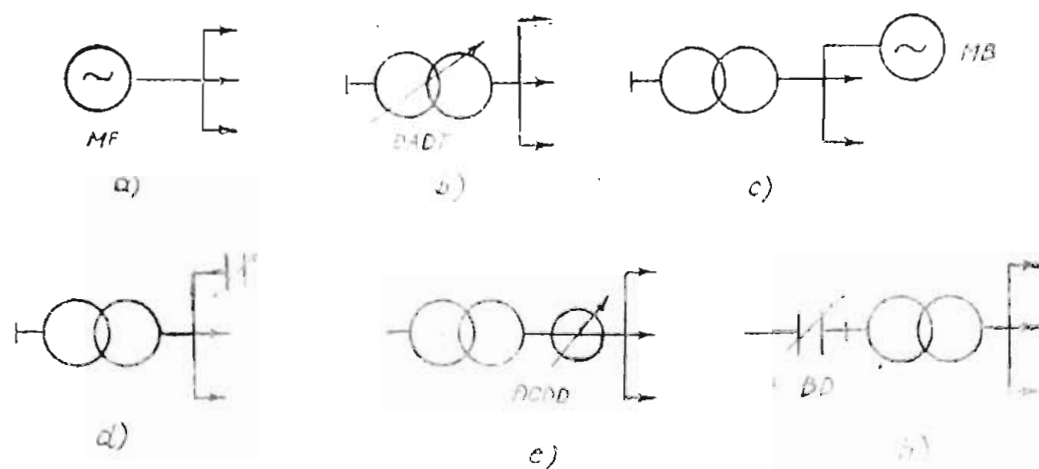
Để kiểm tra lại điện áp, ta tính $\Delta U_{1(10)}$ sau khi bù:

$$\begin{aligned} \Delta U_{(10)} &= \frac{R_o \Sigma P_i l_i}{10 U_{dm}^2} + \frac{x_o (p_1 l_1 + p_2 l_2 + p_4 l_4) + (x_o l_3 - x_c) p_3}{10 U_{dm}^2} \\ &= \frac{0,91 \cdot 4(920 + 640 + 410 + 250)}{10 \cdot 10^2} + \frac{0,4 \cdot 4(840 + 520 + 240) + (0,4 \cdot 4 - 3,3)400}{10 \cdot 10^2} \\ &= 10,5\% \end{aligned}$$

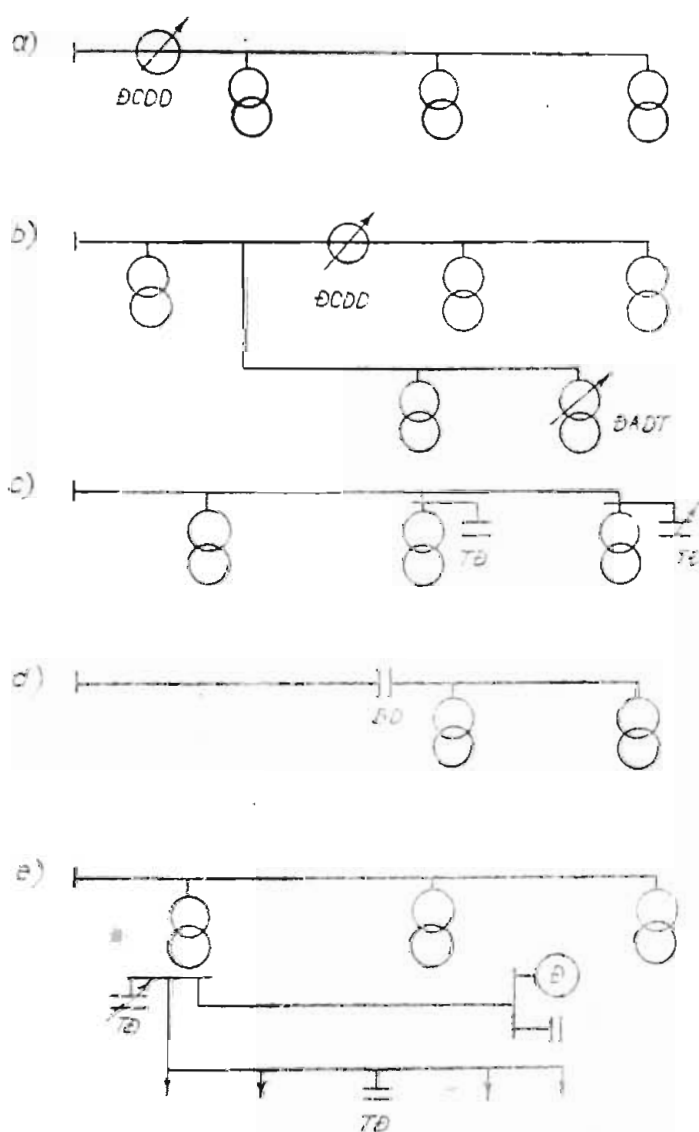
Với giá trị của $\Delta U_{1(10)} = 10,5\%$, các kết quả tính độ lệch điện áp sẽ gần giống như trong mục tính bù ngang và chất lượng điện áp đạt yêu cầu.

5. Các sơ đồ điều chỉnh điện áp thường dùng trong mạng điện

Trên hình 16-13 là các sơ đồ điều chỉnh tập trung, thường thực hiện ở các trạm biến áp khu vực hoặc trung gian, điện áp phía cao từ 35 kV trở lên, điện áp hạ áp là 6 hoặc 10 kV . Sơ đồ a) Điều chỉnh điện áp máy phát, b) Sử dụng MBA điện áp dưới tải, c) Dùng máy bù đồng bộ, d) Dùng bộ tụ điện có điều chỉnh, e) Dùng điều chỉnh đường dây, h) Dùng thiết bị bù dọc trên đường dây điện áp cao. Nếu một phương pháp điều chỉnh không đảm bảo yêu cầu điện áp thì có thể phối hợp nhiều phương pháp.



Hình 10-13



Hình 16-14

Trên hình 16-14 là các sơ đồ điều chỉnh cục bộ sử dụng ở mạng điện 6 — 10kV và hạ áp khi điều chỉnh tập trung không đảm bảo chất lượng điện áp. Sơ đồ a) Dùng điều chỉnh đường dây ở đầu đường dây chính; b) dùng điều chỉnh đường dây cho một nhóm MBA phân phối, với MBA phân phối khác có thể dùng điều chỉnh dưới tải; c) Dùng tụ tĩnh điện và tụ điện tĩnh có điều chỉnh; d) Dùng bù dọc trên đường dây; e) Dùng tụ điện tĩnh và tụ điện tĩnh có điều chỉnh ở mạng hạ áp 0,38 (0,22)kV.

Trong chương này đã xét đến những nguyên lý và biện pháp cơ bản nhằm đảm bảo chất lượng điện áp theo chỉ tiêu giữ độ lệch của nó so với giá trị yêu cầu không vượt quá giá trị cho phép. Chỉ tiêu này chưa phản ánh yếu tố thời gian kéo dài của giá trị độ lệch đó, mà trong nhiều trường hợp chính yếu tố này gây ảnh hưởng lớn đến chất lượng điện năng. Vì vậy nhiều trường hợp cần xét chất lượng điện áp theo chỉ tiêu tích phân, nghĩa là biểu thị cường

độ và độ dài thời gian. Ngoài ra tính không đối xứng về điện áp cũng có ảnh hưởng nhiều đến chế độ làm việc của các hộ dùng điện và của hệ thống nói chung, cần nghiên cứu những đặc điểm của chế độ không đối xứng và các biện pháp đối xứng hóa. Đó là nội dung của các chương tiếp theo của phần này.

CHẾ ĐỘ KHÔNG ĐỐI XỨNG VÀ VẤN ĐỀ ĐỐI XỨNG HÓA TRONG HỆ THỐNG ĐIỆN

17-1. KHÁI NIỆM

Trong hệ thống điện ba pha các thiết bị điện như máy phát điện, máy biến áp, dòng cơ điện v.v... được chế tạo để làm việc trong điều kiện đối xứng, nghĩa là áp đặt trên các cực và dòng trong ba pha của chúng phải tương ứng bằng nhau về trị số tuyệt đối, còn góc lệch giữa các pha theo thứ tự liên tiếp A, B, C phải bằng $2\pi/3$. Tuy nhiên trong vận hành không thể tránh được tình trạng làm việc không đối xứng. Sự không đối xứng có thể chỉ về môđun (giá trị tuyệt đối của áp và dòng trong ba pha tương ứng không bằng nhau). Khi chỉ góc lệch giữa các pha liên tiếp không bằng nhau ta nói là không đối xứng về pha. Trong thực tế thường gặp sự không đối xứng cả về môđun và về pha.

Có hai loại không đối xứng ngắn hạn và lâu dài. Không đối xứng ngắn hạn xảy ra do sự cố, chẳng hạn khi ngắn mạch không đối xứng, đứt dây dẫn một pha kéo theo ngắn mạch một pha với đất, cắt các pha riêng biệt khi tự động đóng lại theo pha. Không đối xứng ngắn hạn chỉ tồn tại trong thời gian mấy giây. Không đối xứng lâu dài phát sinh chủ yếu do phụ tải không đối xứng và do áp dụng một số chế độ làm việc đặc biệt, chẳng hạn chế độ không toàn pha, tức là chế độ truyền tải điện năng trên đường dây khi bị cắt một hoặc hai pha do sự cố hay sửa chữa từng pha đường dây hoặc tổ ba máy biến áp một pha. Trong hệ thống điện còn gặp các đường dây không đối xứng đặc biệt như đường dây «hai dây dẫn — đất», «hai dây dẫn — ray», «hai dây dẫn — đường ống».

Hãy xét sự khác nhau về mặt công suất giữa lưới điện đối xứng và không đối xứng. Giả thiết trong hệ thống một pha có áp và dòng như sau :

$$\left. \begin{aligned} u &= \sqrt{2} U \cos(\omega t + \alpha); \\ i &= \sqrt{2} I \cos(\omega t + \alpha - \varphi); \end{aligned} \right\} \quad (17-1)$$

Ở đây α — góc pha ban đầu của áp ; φ — góc lệch pha giữa áp và dòng đang xét.

Công suất tức thời của hệ thống một pha này xác định như sau :

$$p = ui = UI [\cos\varphi + \cos(2\omega t + 2\alpha - \varphi)] = \dot{U} \dot{I} + \dot{U} \dot{I}; \quad (17-2)$$

Ở đây $\dot{U} \dot{I} = UI \cos \varphi$; $\dot{U} \dot{I} = UI \cos(2\omega t + 2\alpha - \varphi)$.

Từ trên suy ra rằng công suất tức thời của hệ thống một pha gồm hai thành phần: không đổi và đập mạch với tần số 100 Hz

Trong hệ thống nhiều pha, chẳng hạn m pha công suất tức thời xác định như sau :

$$P_m = \sum_{i=1}^m U_i I_i \cos\varphi_i + \sum_{i=1}^m U_i I_i \cos(2\omega t + 2\alpha_i - \varphi_i) = \sum_{i=1}^m \dot{U}_i \dot{I}_i + \sum_{i=1}^m \dot{U}_i \dot{I}_i; \quad (17-3)$$

Ở đây $\alpha_i = \frac{2\pi}{m} i$ — góc lệch ban đầu của áp pha thứ i .

Trong hệ thống đối xứng $U_i = \text{const}$; $I_i = \text{const}$; $\varphi_i = \text{const}$, do đó thành phần thứ nhất:

$$P_{m1} = \sum_{i=1}^m \dot{U}_i \dot{I}_i^* = mUI \cos \varphi = \text{const},$$

còn thành phần thứ hai:

$$P_{m2} = \sum_{i=1}^m \dot{U}_i \dot{I}_i = UI \sum_{i=1}^m \cos(2\omega t + 2\alpha_i - \varphi_i) = 0.$$

Như vậy trong hệ thống m pha đối xứng công suất tức thời không thay đổi, còn trong hệ thống không đối xứng công suất tức thời bao gồm thành phần không đổi và đập mạch với tần số 100Hz . Vì vậy để một hệ thống đã bị mất đối xứng được đối xứng trở lại (đối xứng hóa) phải triệt tiêu công suất đập mạch bằng cách dùng thiết bị sản sinh ra công suất đập mạch có cùng giá trị nhưng với chiều ngược lại.

Đối với hệ thống ba pha công suất đập mạch có thể viết như sau:

$$\dot{N} = \sum_{i=1}^3 \dot{U}_i \dot{I}_i = \dot{U}_A \dot{I}_A + \dot{U}_B \dot{I}_B + \dot{U}_C \dot{I}_C. \quad (17-4)$$

Dùng phương pháp thành phần đối xứng phân tích:

$$\dot{U}_A = \dot{U}_{A1} + \dot{U}_{A2} + \dot{U}_{A0};$$

$$\dot{U}_B = \dot{U}_{B1} + \dot{U}_{B2} + \dot{U}_{B0};$$

$$\dot{U}_C = \dot{U}_{C1} + \dot{U}_{C2} + \dot{U}_{C0};$$

Ở đây $\dot{U}_{B1} = a^2 \dot{U}_{A1}; \dot{U}_{C1} = a \dot{U}_{A1};$

$$\dot{U}_{B2} = a \dot{U}_{A2}; \dot{U}_{C2} = a^2 \dot{U}_{A2};$$

$$\dot{U}_{A0} = \dot{U}_{B0} = \dot{U}_{C0};$$

$$a = -\frac{1}{2} + j \frac{\sqrt{3}}{2}; a^2 = -\frac{1}{2} - j \frac{\sqrt{3}}{2}.$$

Dòng ba pha $\dot{I}_A, \dot{I}_B, \dot{I}_C$ cũng được phân tích tương tự như vậy. Thay các áp và dòng trong (17-4) bằng các thành phần đối xứng của chúng sẽ được:

$$\dot{N} = 3(\dot{U}_{A1} \dot{I}_{A2} + \dot{U}_{A2} \dot{I}_{A1} + \dot{U}_{A0} \dot{I}_{A0}).$$

Như vậy có thể nói công suất đập mạch sinh ra do dòng và áp thứ tự nghịch và không. Do đó khử dòng và áp thứ tự nghịch và không sẽ khử được công suất đập mạch. Trong lưới trung tính cách điện không tồn tại dòng thứ tự

không. Ngoài ra trong tính toán, áp của hệ thống có thể coi là đối xứng vì công suất của nguồn cung cấp thường lớn hơn nhiều so với công suất phụ tải không đối xứng. Điều đó có nghĩa là khi tính công suất đập mạch coi $U_2 = 0$. Như vậy trong trường hợp đang xét công suất đập mạch của hệ thống ba pha bằng :

$$\dot{N} = 3U_1 \dot{I}_2,$$

và để khử công suất đập mạch cần phải khử I_2 .

17.2 TÁC HẠI CỦA KHÔNG ĐỐI XỨNG

1. Đối với máy phát đồng bộ. Máy phát đồng bộ thường làm việc trong lưới trung tính cách điện, do đó trong chế độ không đối xứng qua chúng chỉ có dòng thứ tự thuận và nghịch. Dòng thứ tự thuận sinh từ trường quay đồng bộ với rôto và tác dụng của nó giống như lúc máy phát có phụ tải đối xứng bình thường. Dòng thứ tự nghịch sinh từ trường quay ngược chiều với từ trường thuận, vận tốc tương đối của nó so với rôto bằng hai lần vận tốc đồng bộ và do đó trong rôto sẽ có dòng cảm ứng tần số 100Hz . Chính từ trường quay ngược này quyết định ảnh hưởng của chế độ không đối xứng đối với máy phát đồng bộ.

Đối với máy phát đồng bộ từ trường nghịch có hai tác dụng: nhiệt và cơ. Tác dụng nhiệt là do từ trường quay ngược cắt các mạch vòng khép kín của phần quay và tĩnh của máy phát và do đó sinh dòng cảm ứng cùng tần thất phụ. Đối với các máy phát nhiệt điện (tức là máy phát), rôto của chúng là cả một khối thép lớn do đó dòng cảm ứng 100Hz trong rôto cũng rất lớn. Ngoài ra vì tần số của dòng trong rôto tương đối cao do đó hiệu ứng mặt ngoài mạnh, dòng rôto khép mạch qua các chêm và đai. Vì vậy tác dụng nhiệt của dòng 100Hz đối với rôto máy phát nhiệt điện rất nguy hiểm. Đối với máy phát thủy điện, vì rôto cực lõi nên dòng cảm ứng 100Hz nhỏ hơn nhiều so với trong máy phát nhiệt điện và thường dòng này chỉ làm tăng sự phát nóng của các cuộn cảm và nói chung trong chế độ không đối xứng, đối với các máy phát thủy điện tác dụng nhiệt không nguy hiểm như đối với máy phát nhiệt điện.

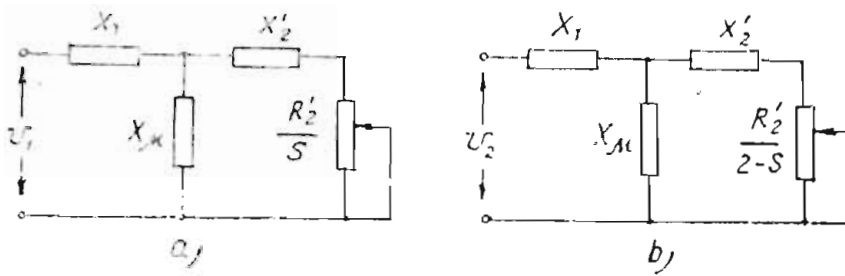
Trong chế độ không đối xứng mômen của máy phát gồm hai thành phần: không đổi dấu và đập mạch. Tác dụng của từ trường nghịch với cuộn kích thích sẽ sinh ra mômen đổi dấu đập mạch với tần số $100, 200, 300\text{Hz} \dots$. Tuy nhiên trong thực tế chỉ cần xét đến mômen đập mạch tần số 100Hz vì biên độ các mômen tần số càng cao càng nhỏ, thí dụ biên độ của mômen đập mạch với tần số 200Hz chỉ bằng 10% biên độ của mômen đập mạch với tần số 100Hz .

Để xác định mômen đập mạch sinh ra trong chế độ không đối xứng cần phải xét máy phát cùng với mạch ngoài vì điện kháng thứ tự nghịch của máy phát không chỉ phụ thuộc vào tham số của bản thân máy phát mà còn phụ thuộc vào cả mạch điện không đối xứng bên ngoài.

Tác dụng của mômen đổi dấu đối với máy phát điện là gây ứng suất phụ và rung.

2. Đối với động cơ không đồng bộ. Cuộn dây phần tĩnh của động cơ không đồng bộ được nối theo hình tam giác hoặc sao không dây trung tính, do đó trong chế độ không đối xứng qua phần tĩnh của nó chỉ có dòng thứ tự thuận và nghịch. Tác dụng của từ trường thuận với rôto sinh ra mômen không đồng bộ

như trong chế độ làm việc đối xứng bình thường và dòng trong rôto khi đó có tần số fs . Từ trường thứ tự nghịch sinh dòng cảm ứng trong rôto tần số $(2-s)f$. Sơ đồ thay thế của động cơ không đồng bộ đối với áp thứ tự thuận và nghịch cho trên h. 17-1.



Hình 17-1

Điện trở tác dụng tương đối định mức của bản thân rôto động cơ không đồng bộ rất nhỏ ($R'_2 = 0,02 - 0,03$) trong khi đó điện kháng từ hóa của nó rất lớn $X_\mu = 3 - 4$, do đó có thể bỏ qua đại lượng $R'_2/2-s$. Khi đó điện kháng thứ tự nghịch của động cơ X_{2d} có thể coi bằng điện kháng ngắn mạch X_N của nó.

$$X_{2d} = X_N \approx X_1 + X_2 = 0,1 - 0,3.$$

Trong chế độ làm việc bình thường hệ số trượt $s = 0,01 - 0,02$, do đó đại lượng R'_2/s có giá trị đáng kể. Từ đó suy ra rằng đối với động cơ không đồng bộ (và cả các máy điện quay nói chung), điện kháng thứ tự nghịch rất nhỏ so với điện kháng thứ tự thuận. Như vậy ngay khi áp thứ tự nghịch đặt vào tương đối nhỏ, dòng thứ tự nghịch sinh ra sẽ rất lớn. Thí dụ khi $s = 0,1 - 0,3$ định mức thì dòng I_2 có thể bằng định mức và dẫn đến sự không đối xứng rất lớn về dòng.

Nét trường hợp không đối xứng thường gặp nhất là đứt một pha phần tĩnh động cơ không đồng bộ cỡ nhỏ (h. 17-2. a). Khi đứt pha A ở cực động cơ, dùng phương pháp thành phần đối xứng xác định được áp giáng tại chỗ đứt $\Delta U_{A1} = \Delta U_{A2}$, còn dòng ở đây $I_{A1} = -I_{A2}$ và sơ đồ phức thay thế có dạng như h. 17-2, b.

Trên sơ đồ này X_{ng} là điện kháng ngoài tính từ động cơ đến nguồn cung cấp.

Từ đồ thị vector của dòng (h. 17-2, c) xác định được dòng trong các pha không bị đứt:

$$|I_B| = |I_C| = \sqrt{3} |I_{A1}|$$

Công suất tiêu thụ của động cơ tỷ lệ với dòng thứ tự thuận. Nếu coi dòng thứ tự thuận bằng định mức của động cơ khi làm việc bình thường $I_{A1} = I_{dm}$ thì khi bị đứt một pha, dòng trong hai pha còn lại tăng lên $\sqrt{3}$ lần. Khi đó tổn thất trong hai pha phần tĩnh tăng lên ba lần. Thật vậy

$$\Delta P = (\sqrt{3} I_{dm})^2 R_t = 3 I_{dm}^2 R_t.$$

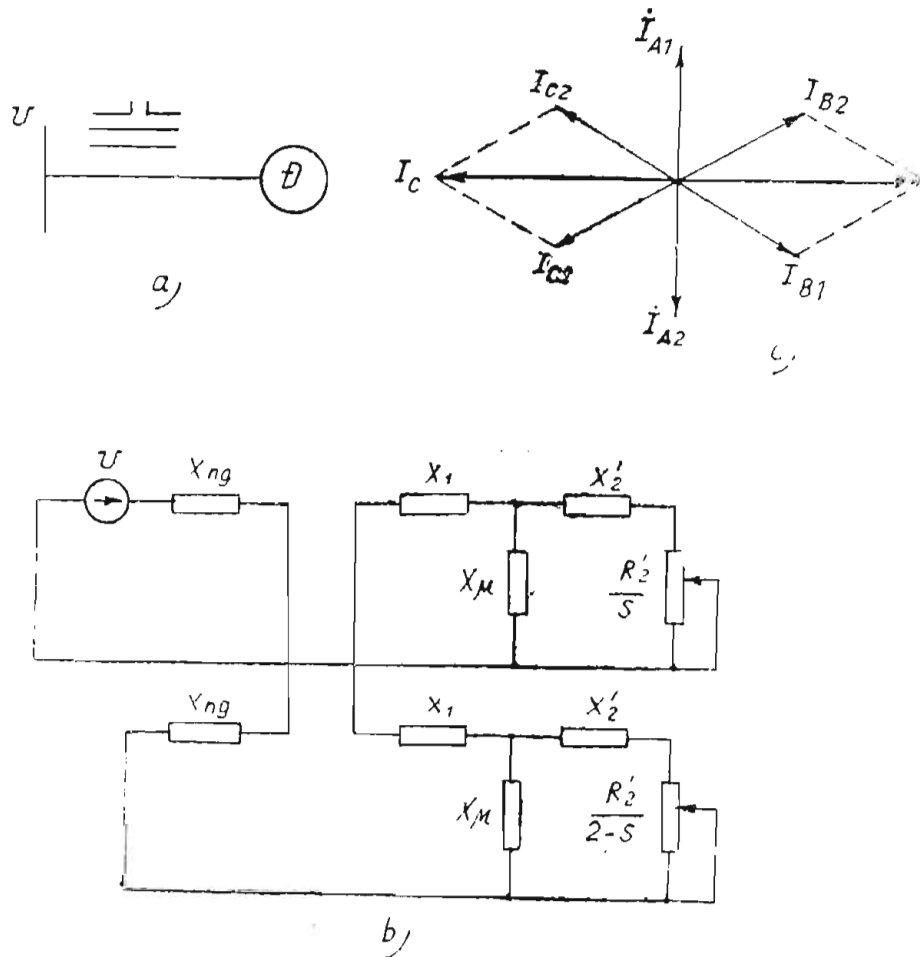
Nếu bỏ qua dòng từ hóa thì dòng thứ tự thuận và nghịch của phần tĩnh I_{A1t} và quay I_{A1r} tương ứng bằng nhau:

$$\begin{aligned} I_{A1t} &= I_{A1r} = I_{A1}; \\ I_{A2t} &= I_{A2r} = I_{A2}. \end{aligned}$$

Khi đó tổn thất trong phần quay bằng :

$$\Delta P_r = (I_{A1}^2 + I_{A2}^2) \cdot R_r = 2 \cdot I_{A1}^2 \cdot R_r,$$

tức là tổn thất trong rôto tăng lên hai lần. Trong công thức trên đã bỏ qua sự thay đổi của điện trở phần quay theo tần số (dòng I_{A1r} có tần số f s, còn dòng I_{A2r} là $2f$).



Hình 17-2

Tang tổn thất trong phần tĩnh và quay do không đối xứng sẽ làm cho động cơ bị phát nóng rất mạnh. Để động cơ có thể làm việc được cần phải giảm phụ tải của nó.

Trong chế độ không đối xứng mômen điện từ của động cơ không đồng bộ gồm hai thành phần: thuận và nghịch, tương ứng sinh ra do dòng thứ tự thuận và nghịch. Biểu thức để xác định mômen cực đại tương đối định mức của động cơ khi làm việc bình thường như sau :

$$M_{\max} = \frac{U^2}{2X_N} ;$$

Ở đây X_N — điện kháng ngắn mạch của động cơ.

Từ sơ đồ thay thế h. 17-2, b thấy rằng khi đứt một pha X_N tăng lên hai lần, do đó mômen cực đại thứ tự thuận cũng giảm đi hai lần so với lúc bình thường.

Hãy xác định mômen do dòng thứ tự nghịch sinh ra. Áp thứ tự nghịch từ sơ đồ thay thế xác định như sau :

$$\dot{U}_{A2} = - \dot{I}_{A2j} X_N = \dot{I}_{A1j} X_N.$$

Nếu lấy $X_N = 0,2$; $|\dot{I}_{A1}| = 1$ thì $|\dot{U}_{A2}| = 0,2$. Mômen của động cơ tỷ lệ với bình phương của áp. Vì vậy nếu coi rằng $|\dot{U}_{A1}| = |\dot{U}_{dm}| = 1$ thì mômen do áp thứ tự nghịch sinh ra chỉ bằng $(0,2)^2 = 4\%$ mômen thứ tự thuận. Như vậy khi động cơ làm việc với độ trượt nhỏ có thể bỏ qua mômen thứ tự nghịch.

Tuy nhiên lúc động cơ bắt đầu mở máy $s = 1$, khi đó các điện trở tác dụng trong sơ đồ thay thế thứ tự thuận và nghịch bằng nhau :

$$\frac{R_2}{s} = \frac{R_2}{2-s} = R_2$$

và do đó $\dot{U}_{A1} = \dot{U}_{A2}$. Điều đó dẫn đến mômen thuận và nghịch bằng nhau về trị số tuyệt đối và bằng một nửa mômen lúc bình thường, khi đó mômen tổng hợp tác động lên động cơ bằng không. Động cơ chỉ có thể quay được nếu có một kích thích vận tốc nào đó để cho mômen thuận lớn hơn mômen cản. Khi động cơ quay mômen thứ tự nghịch sẽ giảm đi.

Tóm lại trong chế độ không đối xứng mômen hữu ích của động cơ giảm đi, còn tổn thất phần tĩnh và quay tăng lên. Để động cơ có thể làm việc được cần phải giảm phụ tải của nó [2].

3. Đối với đường dây và các phần tử tính khác (máy biến áp, kháng điện v.v...). Trong chế độ không đối xứng tổn thất trên đường dây và các phần tử tính khác tăng lên. Thí dụ trong chế độ đối xứng tổn thất trên điện trở tác dụng ba pha của chúng là $3I^2R$. Giả thiết dòng trong pha này tăng lên ΔI , trong pha kia giảm xuống ΔI , còn trong pha thứ ba giữ nguyên thì tổn thất ba pha sẽ bằng $R[(I + \Delta I)^2 + (I - \Delta I)^2 + I^2] = 3R(I^2 + 2\Delta I^2)$.

Ngoài ra trong chế độ không đối xứng những đường dây thông tin đặt gần đường dây tải điện có thể bị nhiễu.

Chế độ không đối xứng có thể dẫn đến quá tải các tụ điện bù, tụ lọc của thiết bị chỉnh lưu và phản chỉnh lưu, làm phức tạp bảo vệ rơ le.

Tuy nhiên tác hại chủ yếu của chế độ không đối xứng là đối với máy điện quay, trong đó các động cơ điện không đồng bộ là phần tử rất thường gặp trong hệ thống. Làm việc lâu dài trong chế độ không đối xứng thời gian phục vụ của các động cơ sẽ giảm đi vì sự hao mòn cách điện do phát nóng tăng lên.

Vì vậy từ năm 1968 Liên Xô đã coi độ không đối xứng cho phép là một trong những tiêu chuẩn của chất lượng điện năng. Theo tiêu chuẩn quốc gia của Liên Xô độ không đối xứng cho phép về áp của lưới, trong đó có các máy điện quay làm việc, không được quá 2%. Do đó trong những trường hợp cần thiết cần phải dùng những biện pháp để giảm độ không đối xứng, tức là đối xứng hóa.

17-3. PHỤ TẢI KHÔNG ĐỐI XỨNG TRONG HỆ THỐNG ĐIỆN

Trong hệ thống điện phụ tải không đối xứng chủ yếu là các lò nhiệt điện và kéo điện.

Có nhiều loại lò nhiệt điện dùng trong những lĩnh vực khác nhau. Theo sự phát triển của công nghiệp số lượng và công suất đơn vị của chúng ngày càng

tăng. Nhiều lò nhiệt điện trong đó có các thiết bị đốt nóng và nóng chảy kiểu cảm ứng, các lò hồ quang v.v... được chế tạo dưới dạng một pha vì dạng ba pha không thể thực hiện được hoặc do chỉ tiêu kinh tế kỹ thuật của nó thấp.

Công suất đơn vị của các lò nhiệt điện một pha hiện nay có thể đạt đến hàng ngàn kW, chẳng hạn công suất lò nóng chảy cảm ứng dung lượng 10 — 20 tấn bằng 2000 — 3500 kW, còn đối với lò 60 tấn đến 10.000 kW.

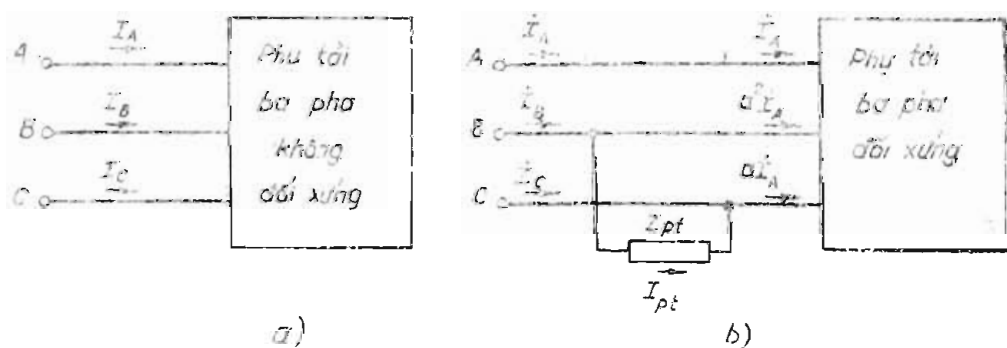
Các lò hồ quang ba pha thực tế cũng là những phụ tải không đối xứng vì khi làm việc, dòng trong ba pha thường không bằng nhau do độ dài hồ quang trong ba pha không như nhau, có khi hồ quang chỉ tồn tại trong hai pha.

Chế độ làm việc của lò hồ quang một pha cũng như ba pha thay đổi rất nhanh, đột ngột và trong phạm vi rất rộng cả về môđun và góc pha. Vì vậy độ không đối xứng do các phụ tải này sinh ra cũng thay đổi đột ngột và trong phạm vi rất rộng.

Hiện nay phụ tải kéo điện trong hệ thống cũng không ngừng tăng lên do điện khí hóa giao thông vận tải, nhất là trong khai thác mỏ. Phụ tải kéo điện có thể được cung cấp từ lưới điện xoay chiều hoặc một chiều nhưng gần đây kéo điện tiêu thụ từ lưới xoay chiều phát triển nhanh chóng và rộng rãi. Phụ tải kéo điện cũng thay đổi trong phạm vi rất rộng cả về môđun và góc pha. Đặc biệt phụ tải kéo điện tiêu thụ từ lưới xoay chiều còn thay đổi cả pha cung cấp nữa. Chẳng hạn trong khoảng thời gian ban đầu, đầu tàu kéo được cung cấp từ các pha AB thì đến khoảng thời gian tiếp theo, đầu tàu lại được cung cấp từ các pha BC, rồi CA, cứ như thế... Ngoài ra trên một đoạn đường, tại một thời điểm nhất định có thể có nhiều đầu tàu tiêu thụ từ những pha khác nhau để nghiên cứu chế độ không đối xứng của phụ tải kéo điện cũng như lò điện phải dùng phương pháp xác suất thống kê.

Để đơn giản và thuận tiện cho việc nghiên cứu chế độ làm việc không đối xứng người ta thường thay thế một phụ tải ba pha không đối xứng bằng một phụ tải tương đương bao gồm một phụ tải ba pha đối xứng và một phụ tải một pha (h. 17-3). Trong trường hợp chung dòng phụ tải ba pha khác nhau: $\vec{I}_A \neq \vec{I}_B \neq \vec{I}_C$. Lấy pha A làm gốc, như vậy phụ tải ba pha đối xứng (h. 17-3. b) được xác định bởi hệ thống dòng ba pha như sau: $\vec{I}_A; a^2\vec{I}_A; a\vec{I}_A$, còn phụ tải một pha được xác định bởi dòng:

$$\vec{I}_{pt} = \vec{I}_B - a^2\vec{I}_A;$$



Hình 17-3

hoặc

$$\vec{I}_{pt} = a\vec{I}_A - \vec{I}_C$$

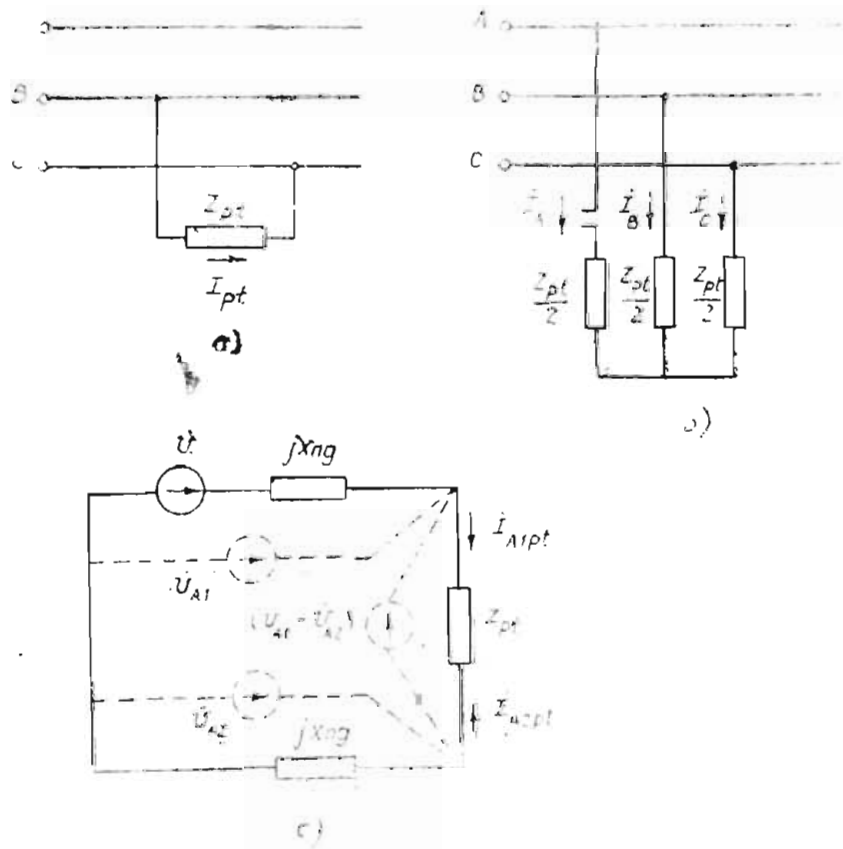
Hai biểu thức này hoàn toàn tương đương với nhau vì chúng có quan hệ ràng buộc $\vec{I}_A + \vec{I}_B + \vec{I}_C = 0$

Phụ tải một pha có thể đặc trưng bằng một tổng trở Z_{pt} và xác định như sau :

$$Z_{pt} = \frac{\dot{U}_{nc}}{\dot{I}_B - a^2 \dot{I}_A} \quad (17-5)$$

Phụ tải ba pha đối xứng hiển nhiên là không ảnh hưởng đến sự đối xứng của lưới điện. Như vậy về mặt đối xứng, ảnh hưởng của phụ tải ba pha không đối xứng được xét đến thông qua phụ tải một pha. Việc thay thế như vậy làm bài toán đơn giản đi rất nhiều vì phụ tải một pha được xét như một hành vi không đối xứng một lần, còn đối với phụ tải ba pha không đối xứng — hành vi không đối xứng ba lần.

Trong cách thay thế trên, phụ tải một pha được nối vào áp dây. Hãy xét trong sơ đồ thay thế (pha) phụ tải một pha này được biểu diễn như thế nào và xác định các thành phần đối xứng dòng và áp của nó. Phụ tải một pha Z_{pt} (h. 17-4, a) có thể coi như một phụ tải ba pha nguyên là đối xứng với tổng trở pha bằng $\frac{Z_{pt}}{2}$ nhưng bị đứt một pha (h. 17-4, b).



Hình 17-4

Từ h. 17-4, b có thể viết các điều kiện giới hạn như sau :

$$\left. \begin{aligned} \dot{I}_A &= 0 ; \\ \dot{I}_B &= -\dot{I}_C = \dot{I}_{pt} = \frac{\dot{U}_{nc}}{Z_{pt}} ; \\ \dot{U}_B &= \dot{I}_B \frac{Z_{pt}}{2} = \dot{I}_{pt} \frac{Z_{pt}}{2} ; \\ \dot{U}_C &= -\dot{I}_B \frac{Z_{pt}}{2} = -\dot{I}_{pt} \frac{Z_{pt}}{2} . \end{aligned} \right\} \quad (17-6)$$

Từ trên có thể xác định được các thành phần đối xứng của dòng và áp như sau :

$$I_{A1pt} = \frac{1}{3} (I_A + aI_B + a^2I_C) = \frac{j}{\sqrt{3}} I_{pt}; \quad (17-7)$$

$$I_{A2pt} = \frac{1}{3} (I_A + a^2I_B + aI_C) = -\frac{j}{\sqrt{3}} I_{pt}; \quad (17-8)$$

$$I_{A0pt} = \frac{1}{3} (I_A + I_B + I_C) = 0.$$

Trừ vế đối vế (17-6, c) và d được :

$$\begin{aligned} \dot{U}_B - \dot{U}_C &= I_{pt}Z_{pt} = \\ (\dot{U}_{B1} + \dot{U}_{B2} + \dot{U}_{B0}) - (\dot{U}_{C1} + \dot{U}_{C2} + \dot{U}_{C0}) &= \\ (a^2\dot{U}_{A1} + a\dot{U}_{A2} + \dot{U}_{B0}) - (a\dot{U}_{A1} + a^2\dot{U}_{A2} + \dot{U}_{C0}) &= \\ = (a^2 - a)(\dot{U}_{A1} - \dot{U}_{A2}) = I_{pt}Z_{pt} &= \\ = \dot{U}_{A1} - \dot{U}_{A2} = \frac{j}{\sqrt{3}} I_{pt}Z_{pt}; \end{aligned} \quad (17-9)$$

$$= I_{A1pt}Z_{pt}. \quad (17-10)$$

Sơ đồ h. 17-4, b tương tự như trường hợp ngắn mạch hai pha B và C qua tổng trở Z_{pt} . Tuy nhiên khi ngắn mạch hai pha thì $\dot{U}_{NA1} = \dot{U}_{NA2}$, còn trong trường hợp này các thành phần áp trên phụ tải không bằng nhau: $\dot{U}_{A1} \neq \dot{U}_{A2}$.

Phương trình liên hệ giữa các thành phần đối xứng dòng và áp tại chỗ không đối xứng (với giả thiết các phần tử của lưới đối xứng) có dạng :

$$\dot{U}_{A1} = \dot{U} - jI_{A1pt}X_{ng}; \quad (17-11)$$

$$\dot{U}_{A2} = -jI_{A2pt}X_{ng} = jI_{A1pt}X_{ng}; \quad (17-12)$$

Ở đây X_{ng} — điện kháng ngoài tính từ nguồn cung cấp đến phụ tải
Trừ vế đối vế (17-11) và (17-12) và xét đến (17-10) có :

$$I_{A1pt}Z_{pt} = \dot{U} - 2I_{A1pt}jX_{ng}.$$

Từ đó :

$$I_{A1pt} = \frac{\dot{U}}{Z_{pt} + j2X_{ng}}. \quad (17-13)$$

Đặt (17-11) vào (17-13) được

$$I_{A1pt} = \frac{\dot{U}_{A1}}{Z_{pt} + jX_{ng}}.$$

Hay là

$$\dot{U}_{A1} = I_{A1pt} (Z_{pt} + jX_{ng}). \quad (17-14)$$

Sơ đồ h. 17-4, c thỏa mãn tất cả các biểu thức nhận được.

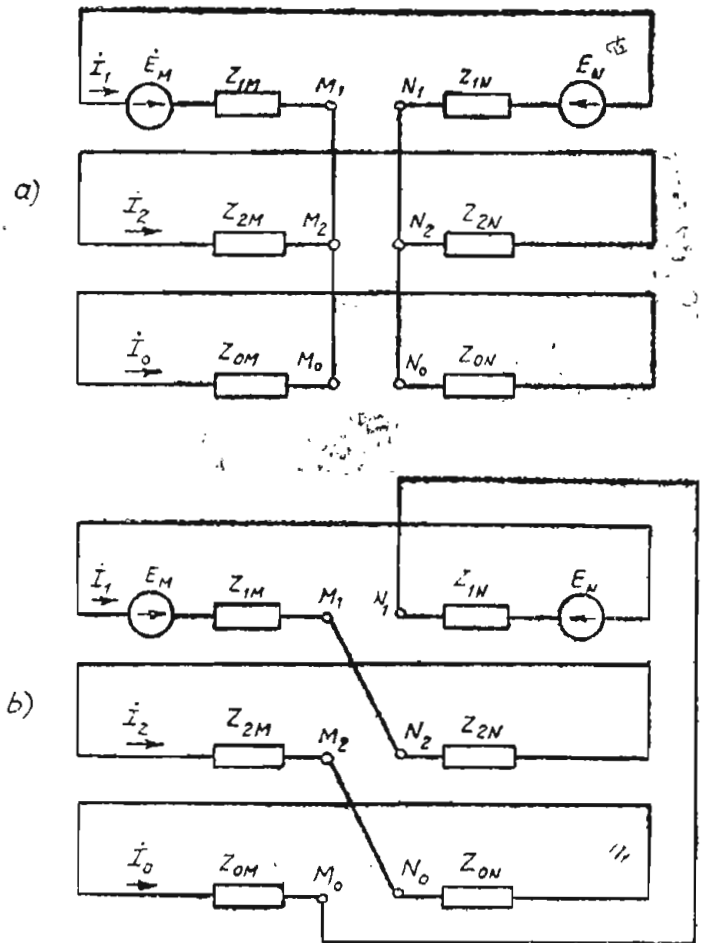
17.4. CHẾ ĐỘ KHÔNG TOÀN PHA

Để tính toán chế độ không toàn pha có thể tiến hành trực tiếp bằng các căn cứ vào sức điện động của máy phát và dùng các sơ đồ phức thay thế h.17-5,h (khi đứt một pha) và b (khi đứt hai pha).

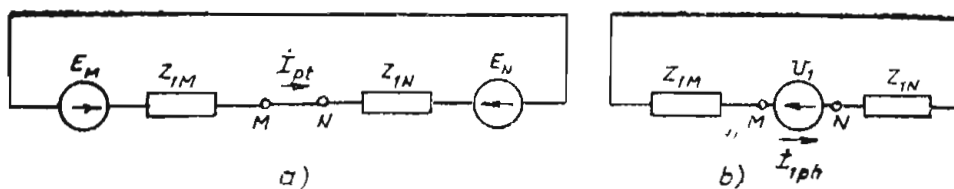
Phương pháp tính toán như vậy gặp nhiều khó khăn khi số lượng nguồn cung cấp nhiều. Ngoài ra chế độ không toàn pha thực chất là chế độ phụ tải, cho nên để đảm bảo độ chính xác cần thiết khi tính dòng và áp cần phải xét đến không chỉ điện kháng mà cả điện trở của sơ đồ bao gồm cả điện trở của phụ tải.

Đối với chế độ không toàn pha phát sinh từ chế độ toàn pha trong mạch tuyến tính có thể tiến hành tính toán nhờ nguyên lý xếp chồng. Tính toán theo phương pháp này rất đơn giản nếu biết chính xác dòng và áp của chế độ phụ tải trước khi xảy ra chế độ không toàn pha. Ngoài ra nếu không đòi hỏi độ chính xác cao thì trong chế độ phụ, tức là chế độ sau khi có pha bị cắt, có thể chỉ kể đến điện kháng của mạch điện.

Tính toán theo nguyên lý xếp chồng sẽ đạt độ chính xác cao tại thời điểm ban đầu của quá trình quá độ. Trong chế độ duy trì, dòng tại chỗ đứt tăng lên do sức điện động của các máy phát không còn đồng pha nữa và độ trượt của các động cơ không đồng bộ cũng đã tăng lên.



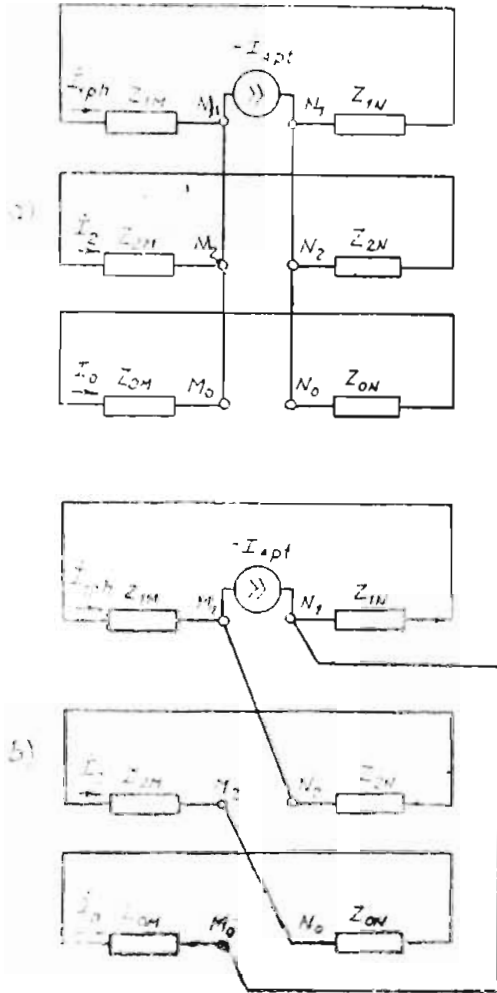
Hình 17-5



Hình 17-6

Khi dùng nguyên lý xếp chồng sơ đồ thay thế thứ tự nghịch và không vẫn không thay đổi và giống sơ đồ khi tính toán trực tiếp từ sức điện động của

máy phát, còn sơ đồ thứ tự thuận cần phải được xếp chồng từ hai sơ đồ: một sơ đồ ứng với chế độ phụ tải toàn pha với dòng phụ tải (h. 17-6, a) và một sơ đồ ứng với chế độ phụ tải với dòng phụ tải (h. 17-6, b) sinh ra do áp thứ tự thuận tại chỗ đứt.



Hình 17-7

Có thể quan niệm rằng đứt một pha tương đương với đặt vào chỗ đứt một nguồn dòng có đại lượng bằng dòng của chế độ toàn pha trước đó còn dấu thì ngược lại. Như vậy sơ đồ phức thay thế để xác định chế độ phụ có dạng như h. 17-7 (hình a ứng với trường hợp đứt một pha, b — hai pha). Trong sơ đồ thuận, tại chỗ đứt đặt vào một nguồn dòng ($-I_{Apt}$) còn các sức điện động thì bằng không.

Đối với trường hợp đứt pha A theo điều kiện giới hạn từ sơ đồ h. 17-7, a có thể viết:

$$\left. \begin{aligned} \dot{I}_A &= \dot{I}_{Apt} + \dot{I}_{1ph} + \dot{I}_2 + \dot{I}_0 = 0; \\ \dot{I}_{1ph} + \dot{I}_2 + \dot{I}_0 &= -\dot{I}_{Apt}; \\ \dot{U}_1 &= \dot{U}_2 = \dot{U}_0. \end{aligned} \right\} (17-15)$$

Tương tự khi đứt pha B và C có thể viết:

$$\left. \begin{aligned} \dot{I}_{Apt} + \dot{I}_{1ph} &= \dot{I}_2 = \dot{I}_0; \\ \dot{U}_1 + \dot{U}_2 + \dot{U}_0 &= 0. \end{aligned} \right\} (17-16)$$

Trong các biểu thức trên $\dot{I}_{Apt}$ được xác định từ chế độ làm việc bình thường trước khi xảy ra chế độ không toàn pha, còn các dòng của chế độ phụ $\dot{I}_{1ph}$, $\dot{I}_2$, $\dot{I}_0$ dễ dàng xác định được từ các sơ đồ thay thế h. 17-7, a hoặc b.

Khi đứt pha A từ sơ đồ thay thế có:

$$\left. \begin{aligned} \dot{I}_2 &= -\frac{\dot{U}_2}{Z_{2\Sigma}}; \quad \dot{I}_0 = -\frac{\dot{U}_0}{Z_{0\Sigma}}; \\ \dot{I}_{1ph} &= -\frac{\dot{U}_1}{Z_{1\Sigma}}; \end{aligned} \right\} (17-17)$$

Ở đây $Z_{1\Sigma}$, $Z_{2\Sigma}$ và $Z_{0\Sigma}$ — tổng trở tổng hợp của các mạng thuận, nghịch và không đối với chỗ đứt.

Từ (17-15) và (17-17) có thể nhận được:

$$\dot{U}_1 = \dot{U}_2 = \dot{U}_0 = \frac{\dot{I}_{Apt}}{\frac{1}{Z_{1\Sigma}} + \frac{1}{Z_{2\Sigma}} + \frac{1}{Z_{0\Sigma}}} \quad (17-18)$$

Từ đó xác định được :

$$i_{1\text{ ph}} = \frac{\frac{Z_{2\Sigma}}{Z_{0\Sigma}}}{1 + \frac{Z_{2\Sigma}}{Z_{1\Sigma}} + \frac{Z_{2\Sigma}}{Z_{0\Sigma}}} i_{\text{Apt}} ; \quad (17-19)$$

$$i_2 = - \frac{1}{1 + \frac{Z_{2\Sigma}}{Z_{1\Sigma}} + \frac{Z_{2\Sigma}}{Z_{0\Sigma}}} i_{\text{Apt}} ; \quad (17-20)$$

$$I_0 = - \frac{\frac{Z_{2\Sigma}}{Z_{1\Sigma}} \frac{Z_{2\Sigma}}{Z_{0\Sigma}}}{1 + \frac{Z_{2\Sigma}}{Z_{1\Sigma}} + \frac{Z_{2\Sigma}}{Z_{0\Sigma}}} i_{\text{Apt}}. \quad (17-21)$$

Dòng (pha) thứ tự thuận toàn phần tại chỗ đứt theo nguyên lý xếp chồng bằng tổng dòng phụ tải trước chế độ không toàn pha và dòng thứ tự thuận của chế độ phụ :

$$i_1 = i_{\text{Apt}} + i_{1\text{ ph}} = \frac{1 + \frac{Z_{2\Sigma}}{Z_{0\Sigma}}}{1 + \frac{Z_{2\Sigma}}{Z_{1\Sigma}} + \frac{Z_{2\Sigma}}{Z_{0\Sigma}}} i_{\text{Apt}}. \quad (17-22)$$

Từ (17-20) — (17-22) xác định được dòng toàn phần của pha B và C tại chỗ đứt như sau :

$$i_{\text{phaB}} = \frac{-1,5 \frac{Z_{2\Sigma}}{Z_{0\Sigma}} \mp j\sqrt{3} \left(1 + \frac{Z_{2\Sigma}}{Z_{0\Sigma}}\right)}{1 + \frac{Z_{2\Sigma}}{Z_{1\Sigma}} + \frac{Z_{2\Sigma}}{Z_{0\Sigma}}} i_{\text{Apt}}.$$

Trong công thức trên dấu trừ trước j tương ứng với dòng trong pha B, còn dấu cộng — pha C.

Nếu coi rằng góc của tổng trở Z_{Σ} của tất cả các thành phần thứ tự như nhau thì các dòng nay bằng nhau về trị số tuyệt đối :

$$|i_{\text{phaA}}| = |i_{\text{phaB}}| = \frac{\sqrt{3 \left[1 + \frac{Z_{2\Sigma}}{Z_{0\Sigma}} + \left(\frac{Z_{2\Sigma}}{Z_{0\Sigma}}\right)^2\right]}}{1 + \frac{Z_{2\Sigma}}{Z_{1\Sigma}} + \frac{Z_{2\Sigma}}{Z_{0\Sigma}}} |i_{\text{Apt}}| \quad (17-23)$$

Trong trường hợp đứt pha B và C chúng ta có:

$$\begin{aligned} i_{phaA} &= i_{Apt} + i_{1pb} = i_{Apt} - \frac{\dot{U}_1}{Z_{1\Sigma}} = \\ &= i_{Apt} + \frac{\dot{U}_2 + \dot{U}_0}{Z_{1\Sigma}} = i_{Apt} - \frac{Z_{2\Sigma} i_2 + Z_{0\Sigma} i_0}{Z_{1\Sigma}} = \\ &= i_{Apt} - \frac{Z_{2\Sigma} + Z_{0\Sigma}}{Z_{1\Sigma}} i_1. \end{aligned}$$

Tiếp tục biến đổi và xét đến (17-16), nhận được:

$$i_{phaA} = i_2 = i_0 = \frac{Z_{1\Sigma}}{Z_{1\Sigma} + Z_{2\Sigma} + Z_{0\Sigma}} i_{Apt}; \quad (17-24)$$

$$i_{1pb} = i_1 - i_{Aph} = \frac{Z_{2\Sigma} + Z_{0\Sigma}}{Z_{1\Sigma} + Z_{2\Sigma} + Z_{0\Sigma}} i_{Apt}. \quad (17-25)$$

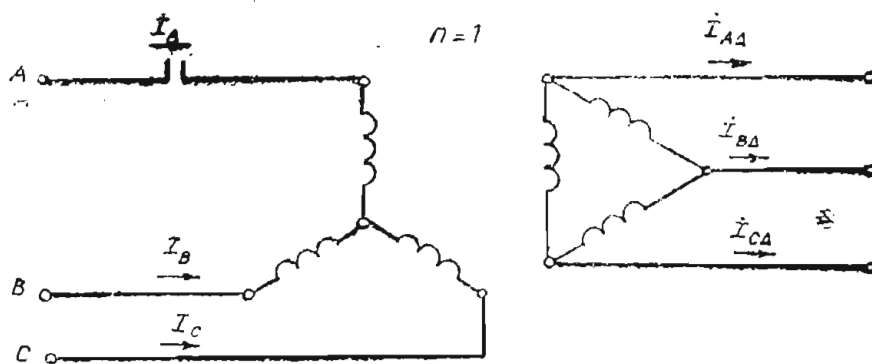
Biểu thức (17-24) – (17-25) có thể tìm được trực tiếp từ sơ đồ thay thế h. 17-7, b.

Dòng pha A xác định theo nguyên lý xếp chồng phù hợp với (17-24) như sau:

$$i_{phaA} = \frac{3Z_{1\Sigma}}{Z_{1\Sigma} + Z_{2\Sigma} + Z_{0\Sigma}} i_{Apt}. \quad (17-26)$$

Xuất phát từ (17-17) và nhờ (17-24) – (17-25) có thể xác định được áp pha B và C tại chỗ đứt.

Bây giờ hãy xét quan hệ giữa các thành phần đối xứng với dòng pha toàn phần khi bị đứt một pha. Xét trường hợp thường gặp nhất là đứt một pha trên đường dây cung cấp từ một phía qua máy biến áp nối $\lambda/\Delta - 11$ và chỗ đứt ở về phía nối sao (h. 17-8)



Hình 17-8

Trên cơ sở của sơ đồ thay thế h. 17-7, a và các biểu thức (17-20) – (17-23) có thể xác định được tỷ số giữa các dòng thành phần thứ tự và dòng pha toàn phần so với dòng của chế độ trước khi xảy ra đứt pha A như sau:

$$K_1 = \frac{I_1}{I_{Apt}} = \frac{1 + \frac{Z_{2\Sigma}}{Z_{0\Sigma}}}{1 + \frac{Z_{2\Sigma}}{Z_{1\Sigma}} + \frac{Z_{2\Sigma}}{Z_{0\Sigma}}}; \quad (17-27)$$

$$K_2 = \frac{I_2}{I_{Apt}} = - \frac{1}{1 + \frac{Z_{2\Sigma}}{Z_{1\Sigma}} + \frac{Z_{2\Sigma}}{Z_{0\Sigma}}}; \quad (17-28)$$

$$K_0 = \frac{I_0}{I_{Apt}} = \frac{Z_{2\Sigma}/Z_{0\Sigma}}{1 + \frac{Z_{2\Sigma}}{Z_{1\Sigma}} + \frac{Z_{2\Sigma}}{Z_{0\Sigma}}}; \quad (17-29)$$

$$K = \left| \frac{I_{pha}}{I_{Aph}} \right| = \frac{\sqrt{3 \left[1 + \frac{Z_{2\Sigma}}{Z_{0\Sigma}} + \left(\frac{Z_{2\Sigma}}{Z_{0\Sigma}} \right)^2 \right]}}{1 + \frac{Z_{2\Sigma}}{Z_{1\Sigma}} + \frac{Z_{2\Sigma}}{Z_{0\Sigma}}}; \quad (17-30)$$

Ở đây $|I_{pha}| = |I_{phaA}| = |I_{phaB}|$.

Từ (17-22) có thể xác định được góc giữa các dòng I_{phaB} và I_{phaC} từ tỷ số :

$$\frac{I_{phaB}}{I_{phaC}} = \frac{\frac{\sqrt{3}}{2} + j \left(\frac{Z_{0\Sigma}}{Z_{2\Sigma}} + 0,5 \right)}{\frac{\sqrt{3}}{2} - j \left(\frac{Z_{0\Sigma}}{Z_{2\Sigma}} + 0,5 \right)}. \quad (17-31)$$

Khi $Z_{0\Sigma}/Z_{2\Sigma}$ thay đổi trong giới hạn từ $0 - \infty$ góc giữa I_{phaB} và I_{phaC} thay đổi từ $60 - 180^\circ$

Trên cơ sở (17-27) – (17-29) có thể xác định được tỷ số giữa các dòng thành phần so với dòng toàn phần tại chỗ đứt như sau :

$$L_1 = \frac{|I_1|}{|I_{pha}|} = \frac{1 + \frac{Z_{2\Sigma}}{Z_{0\Sigma}}}{\sqrt{3 \left[1 + \frac{Z_{2\Sigma}}{Z_{0\Sigma}} + \left(\frac{Z_{2\Sigma}}{Z_{0\Sigma}} \right)^2 \right]}} \quad (17-32)$$

$$L_2 = \frac{|I_2|}{|I_{pha}|} = \frac{1}{\sqrt{3 \left[1 + \frac{Z_{2\Sigma}}{Z_{0\Sigma}} + \left(\frac{Z_{2\Sigma}}{Z_{0\Sigma}} \right)^2 \right]}} \quad (17-33)$$

$$L_0 = \frac{|I_0|}{|I_{pha}|} = \frac{Z_{2\Sigma}/Z_{0\Sigma}}{\sqrt{3 \left[1 + \frac{Z_{2\Sigma}}{Z_{0\Sigma}} + \left(\frac{Z_{2\Sigma}}{Z_{0\Sigma}} \right)^2 \right]}} \quad (17-34)$$

Gọi hệ số không đối xứng của dòng là

$$= \frac{|\dot{I}_2|}{|\dot{I}_1|} \text{ thì :}$$

$$\frac{1}{\alpha} = \frac{|\dot{I}_1|}{|\dot{I}_2|} = \frac{Z_{0\Sigma} + Z_{2\Sigma}}{Z_{0\Sigma}} = 1 + \frac{Z_{2\Sigma}}{Z_{0\Sigma}}$$

Khi đó từ (17-32) có thể viết :

$$L_1 = \frac{|\dot{I}_1|}{|\dot{I}_{pha}|} = \frac{1}{\sqrt{3} \sqrt{1 - \alpha + \alpha^2}} \quad (17-32a)$$

Công suất truyền tải $S_{tải}$ trên đường dây xác định bởi áp và dòng thứ tự thuận. Nếu thừa nhận áp thứ tự thuận bằng định mức thì công suất truyền tải sẽ tỷ lệ thuận với dòng thứ tự thuận. Như vậy nếu dòng của các pha không bị đứt bằng giá trị định mức ($I_{pha} = I_{dm}$) thì từ (17-32, a) nhận được :

$$\frac{|\dot{I}_1|}{|\dot{I}_{dm}|} = \frac{S_{tải}}{S_{dm}} = \frac{1}{\sqrt{3} \sqrt{1 - \alpha + \alpha^2}} \quad (17-32, b)$$

Nếu coi rằng hệ số không đối xứng thay đổi trong giới hạn $\alpha = 0 - 0,5$ thì từ (17-32, b) xác định được công suất truyền tải ở trong giới hạn sau :

$$S_{tải} = (0,58 - 0,67) S_{dm}.$$

Trong bảng 17-1 cho một số giá trị các tỷ số đã xét phụ thuộc vào $Z_{2\Sigma}/Z_{1\Sigma}$ và $Z_{2\Sigma}/Z_{0\Sigma}$ với các giá trị của chúng có thể gặp trong thực tế.

Bảng 17-1

Tỷ số các dòng tính theo công thức (17-27) — (17-34) tại chỗ đứt

pha A đối với một số giá trị $\frac{Z_{2\Sigma}}{Z_{1\Sigma}}$ và $\frac{Z_{2\Sigma}}{Z_{0\Sigma}}$ thường gặp

$\frac{Z_{2\Sigma}}{Z_{1\Sigma}}$	$\frac{Z_{2\Sigma}}{Z_{0\Sigma}}$	$\dot{K}_1 = \frac{\dot{I}_{1ph}}{\dot{I}_{Apt}}$	$\dot{K}_2 = \frac{\dot{I}_2}{\dot{I}_{Apt}}$	$\dot{K}_0 = \frac{\dot{I}_0}{\dot{I}_{Apt}}$	$\dot{K} = \frac{\dot{I}_{pha}}{\dot{I}_{Apt}}$	$\dot{L}_1 = \frac{\dot{I}_1}{\dot{I}_{Apt}}$	$\dot{L}_2 = \frac{\dot{I}_2}{\dot{I}_{Aph}}$	$\dot{L}_0 = \frac{\dot{I}_0}{\dot{I}_{Apt}}$
0,3	0,25	0,80	-0,65	-0,15	1,27	0,63	0,51	0,12
	1,00	0,86	-0,43	-0,43	1,31	0,66	0,33	0,33
	5,00	0,95	-0,16	-0,79	1,52	0,62	0,10	0,52
1	0,25	0,56	-0,45	-0,11	0,88	0,63	0,51	0,12
	1,00	0,66	-0,33	-0,33	1,00	0,66	0,33	0,33
	5,00	0,86	-0,14	-0,72	1,37	0,62	0,10	0,52

Từ trên có thể rút ra một số kết luận sau :

1. Khi đứt một pha sẽ xuất hiện dòng thứ tự nghịch và thứ tự không có giá trị đáng kể, còn dòng thứ tự thuận sẽ giảm xuống so với dòng của chế độ toàn pha trước đó.

2. Dòng toàn phần trong các pha không bị đứt thường tăng lên so với dòng phụ tải trước đó. Giảm công suất truyền tải trên đường dây sẽ làm giảm dòng pha đến đại lượng cho phép.

3. Dòng thứ tự thuận tại chỗ đứt không vượt quá $2/3$ dòng pha trong các pha không bị đứt và thực tế hầu như không phụ thuộc vào tỷ số $Z_{2\Sigma}/Z_{0\Sigma}$ cũng như $Z_{2\Sigma}/Z_{1\Sigma}$. Nếu hạn chế dòng trong các pha không bị đứt dưới định mức thì công suất truyền tải (gần tỷ lệ với dòng thứ tự thuận) bằng khoảng $2/3$ định mức.

Ở trên đã xét tỷ số của các dòng thành phần đối xứng và dòng toàn phần so với dòng của chế độ toàn pha trước đó tại chỗ đứt. Bây giờ cũng xét các tỷ số này nhưng ở phía tam giác (h. 17-8). Phần lớn các máy phát làm việc với lưới qua máy biến áp nối $\lambda/\Delta - 11$. Như vậy khi xuất hiện chế độ không toàn pha ở phía nối sao (cao áp), trong phần tĩnh máy phát điện chỉ có dòng thứ tự thuận và nghịch. Theo quy trình hiện hành trong chế độ không đối xứng hiệu số dòng giữa các pha không được quá 20% đối với thủy điện và 10% đối với nhiệt điện, đồng thời khi đó dòng trong pha bất kỳ không được vượt quá định mức.

Để đơn giản giả thiết tỷ số biến đổi của máy biến áp $n = 1$ (h. 17-8). Trong trường hợp này có:

$$\begin{aligned} \dot{I}_{A\Delta} = \frac{\dot{I}_A - \dot{I}_C}{\sqrt{3}} = \frac{(1 - a^2)\dot{I}_1 + (1 - a)\dot{I}_2}{\sqrt{3}} = \frac{\sqrt{3}}{2} (\dot{I}_1 + \dot{I}_2) + \\ + j0,5 (\dot{I}_1 - \dot{I}_2); \end{aligned} \quad (17-35)$$

$$\dot{I}_{B\Delta} = \frac{\dot{I}_B - \dot{I}_C}{\sqrt{3}} = -j(\dot{I}_1 - \dot{I}_2) \quad (17-36)$$

$$\begin{aligned} \dot{I}_{C\Delta} = \frac{\dot{I}_C - \dot{I}_A}{\sqrt{3}} = \frac{(a - 1)\dot{I}_1 + (a^2 - 1)\dot{I}_2}{\sqrt{3}} = \\ = \frac{-\sqrt{3}}{2} (\dot{I}_1 + \dot{I}_2) + j0,5(\dot{I}_1 - \dot{I}_2). \end{aligned} \quad (17-37)$$

Ở đây $\dot{I}_1, \dot{I}_2$ — dòng thứ tự thuận và nghịch ở phía nối sao của máy biến áp.

Tỷ số giữa các dòng pha toàn phần $\dot{I}_{A\Delta}, \dot{I}_{C\Delta}$ so với $\dot{I}_{B\Delta}$ xác định như sau

$$\dot{I}_{A\Delta} = \frac{\dot{I}_{A\Delta}}{\dot{I}_{B\Delta}} = \frac{(1 - a^2)\dot{I}_1 + (1 - a)\dot{I}_2}{(a^2 - a)(\dot{I}_1 - \dot{I}_2)} = \frac{a^2 - \frac{\dot{I}_2}{\dot{I}_1}}{a\left(1 - \frac{\dot{I}_2}{\dot{I}_1}\right)}; \quad (17-38)$$

$$\dot{I}_{C\Delta} = \frac{\dot{I}_{C\Delta}}{\dot{I}_{B\Delta}} = \frac{(a - 1)\dot{I}_1 + (a^2 - 1)\dot{I}_2}{(a^2 - a)(\dot{I}_1 - \dot{I}_2)} = \frac{1 - a^2 \frac{\dot{I}_2}{\dot{I}_1}}{a\left(1 - \frac{\dot{I}_2}{\dot{I}_1}\right)}; \quad (17-39)$$

Tỷ số giữa các dòng thuận và nghịch $\dot{I}_1$ và $\dot{I}_2$ so với dòng toàn phần pha B như sau :

$$\dot{I}_{1\Delta} = \frac{\dot{I}_1}{\dot{I}_{B\Delta}} = \frac{j\dot{I}_1}{\dot{I}_1 - \dot{I}_2} = \frac{j}{1 - \frac{\dot{I}_2}{\dot{I}_1}} ; \quad (17-40)$$

$$\dot{I}_{2\Delta} = \frac{\dot{I}_2}{\dot{I}_{B\Delta}} = \frac{j\dot{I}_2}{\dot{I}_1 - \dot{I}_2} = \frac{j \frac{\dot{I}_2}{\dot{I}_1}}{1 - \frac{\dot{I}_2}{\dot{I}_1}} \quad (17-41)$$

Nếu đứt dây ở ngay đầu máy biến áp thì góc giữa $\dot{I}_1$ và $\dot{I}_2$ ở phía sao gần bằng 180° . Trong trường hợp này dễ dàng thấy rằng $L_{A\Delta}$ và $L_{C\Delta}$ nhỏ hơn 1 và bằng nhau về trị số tuyệt đối, tức là $|\dot{I}_{A\Delta}| = |\dot{I}_{C\Delta}|$, còn $\dot{I}_{B\Delta}$ có giá trị lớn nhất.

Đối với máy phát thủy điện như trên đã nói, trong chế độ không đối xứng hiệu số về dòng giữa các pha không được lớn hơn 20%. Như vậy trong điều kiện giới hạn chúng ta có :

$$\left| \frac{\dot{I}_{A\Delta}}{\dot{I}_{B\Delta}} \right| = \left| \frac{\dot{I}_{C\Delta}}{\dot{I}_{B\Delta}} \right| = 0,8 \text{ và } \left| \frac{\dot{I}_2}{\dot{I}_1} \right| \approx 0,16.$$

Khi đó từ (17-40) — (17-41) xác định được :

$$\left| \frac{\dot{I}_1}{\dot{I}_{B\Delta}} \right| = 0,86 \text{ và } \left| \frac{\dot{I}_2}{\dot{I}_{B\Delta}} \right| = 0,14.$$

Tương tự đối với máy phát nhiệt điện có :

$$\left| \frac{\dot{I}_{A\Delta}}{\dot{I}_{B\Delta}} \right| = \left| \frac{\dot{I}_{C\Delta}}{\dot{I}_{B\Delta}} \right| = 0,9 \text{ và } \left| \frac{\dot{I}_2}{\dot{I}_1} \right| \approx 0,075.$$

Từ đó :

$$\left| \frac{\dot{I}_1}{\dot{I}_{B\Delta}} \right| = 0,93 \text{ và } \left| \frac{\dot{I}_2}{\dot{I}_{B\Delta}} \right| = 0,07.$$

Nếu hạn chế dòng trong pha lớn nhất (pha B) bằng định mức ($I_{B\Delta} = I_{dm}$) thì các số liệu cho trên là so với định mức.

Vì dòng I_1 đặc trưng cho công suất của máy phát cho nên khi I_1 và I_2 lệch pha nhau 180° cần phải giảm công suất của máy phát để đảm bảo các giới hạn cho phép đối với máy phát trong chế độ không đối xứng.

Sử dụng các biểu thức (17-19) — (17-22) biểu diễn các tỷ số L qua $Z_{2\Sigma}$ và $Z_{0\Sigma}$

$$L_{\Delta} = \left| \frac{\dot{I}_{A\Delta}}{\dot{I}_{B\Delta}} \right| = \left| \frac{\dot{I}_{C\Delta}}{\dot{I}_{B\Delta}} \right| = \frac{\sqrt{1 + \frac{Z_{2\Sigma}}{Z_{0\Sigma}} + \left(\frac{Z_{2\Sigma}}{Z_{0\Sigma}} \right)^2}}{2 + \frac{Z_{2\Sigma}}{Z_{0\Sigma}}} \quad (17-42)$$

$$L_{1\Delta} = \left| \frac{\dot{I}_1}{\dot{I}_{B\Delta}} \right| = \frac{1 + \frac{Z_{2\Sigma}}{Z_{0\Sigma}}}{2 + \frac{Z_{2\Sigma}}{Z_{0\Sigma}}} ; \quad (17-43)$$

$$L_{2\Delta} = \left| \frac{\dot{I}_2}{\dot{I}_{B\Delta}} \right| = \frac{1}{2 + \frac{Z_{2\Sigma}}{Z_{0\Sigma}}} . \quad (17-44)$$

Trong bảng 17-2 cho một số giá trị của các tỷ số này phụ thuộc vào $Z_{2\Sigma}/Z_{0\Sigma}$ với các giá trị thường gặp. Từ đó có thể rút ra một số kết luận sau

1. Tỷ số L_{Δ} của các dòng pha A và C so với pha B ở phía tam giác của máy biến áp khi đứt ngay ở đầu nối sao có giá trị bằng nhau và nhỏ hơn 1.

Bảng 17-2

Tỷ số các dòng ở phía tam giác của máy biến áp (h. 17-8) theo các
biểu thức (17-42) — (17-44) đối với một số giá trị $\frac{Z_{2\Sigma}}{Z_{0\Sigma}}$ thường gặp

$\frac{Z_{2\Sigma}}{Z_{0\Sigma}}$	$\left \frac{\dot{I}_{A\Delta}}{\dot{I}_{B\Delta}} \right = \left \frac{\dot{I}_{C\Delta}}{\dot{I}_{B\Delta}} \right $	$L_{1\Delta} = \left \frac{\dot{I}_1}{\dot{I}_{B\Delta}} \right $	$L_{2\Delta} = \left \frac{\dot{I}_2}{\dot{I}_{B\Delta}} \right $	$\frac{L_{2\Delta}}{L_{1\Delta}} = \left \frac{\dot{I}_2}{\dot{I}_1} \right $
0,25	0,51	0,55	0,45	0,82
1,00	0,58	0,66	0,33	0,50
5,00	0,80	0,86	0,11	0,16

2. Khi đứt pha A ở phía nối sao của máy biến áp $I_A = 0$, dòng trong pha A và C ở phía nối tam giác nhỏ hơn $\sqrt{3}$ lần so với dòng trong các pha không bị đứt ở phía nối sao. Dòng trong pha B ở phía tam giác xác định bởi hiệu số dòng trong các pha không bị đứt và phụ thuộc vào góc giữa chúng (thay đổi trong giới hạn từ 60° — 180°). Khi góc này bằng 180° ở phía tam giác dòng trong pha B gấp hai lần dòng trong pha A và C. Do đó nếu dòng trong các pha không bị đứt ở phía nối sao không vượt quá định mức thì dòng ở phía tam giác thực tế cũng không vượt quá định mức.

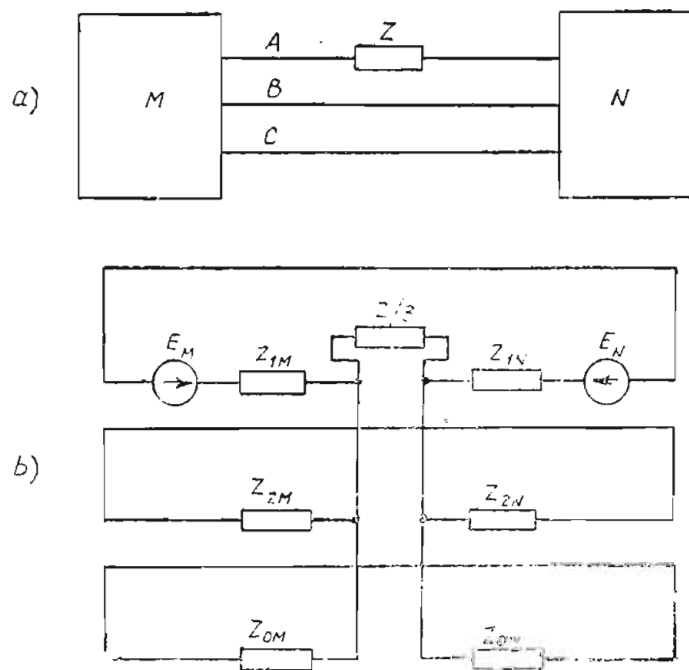
3. Khi tăng $Z_{2\Sigma}/Z_{0\Sigma}$ thì dòng thứ tự thuận tăng lên còn dòng thứ tự nghịch giảm xuống.

4. Dòng thứ tự nghịch trong máy phát điện là yếu tố hạn chế chế độ không toán pha. Để giảm dòng thứ tự nghịch đến giá trị cho phép nhiều khi phải giảm công suất truyền tải trên đường dây.

7.5. ĐỐI XỨNG HÓA CHẾ ĐỘ KHÔNG TOÀN PHA

Nét phương pháp đối xứng hóa chế độ không toàn pha bằng cách dùng điện kháng nối vào một pha ở phía tam giác khi đứt một pha ở phía sao của máy biến áp nối $\Delta/\Delta-11$.

Trước hết nhắc lại sơ đồ phức thay thế khi đứt không hoàn toàn một pha. Giả thiết hai hệ thống M và N được nối với nhau qua một đường dây (h. 17-9, a) pha A của đường dây này được nối vào một tổng trở Z (đứt pha A không hoàn toàn). Sơ đồ thay thế của trường hợp đang xét cho trên h. 17-9, b. Sơ đồ này tương tự như sơ đồ đứt một pha (hoàn toàn) nhưng tại chỗ đứt được mắc vào một tổng trở $Z/3$.

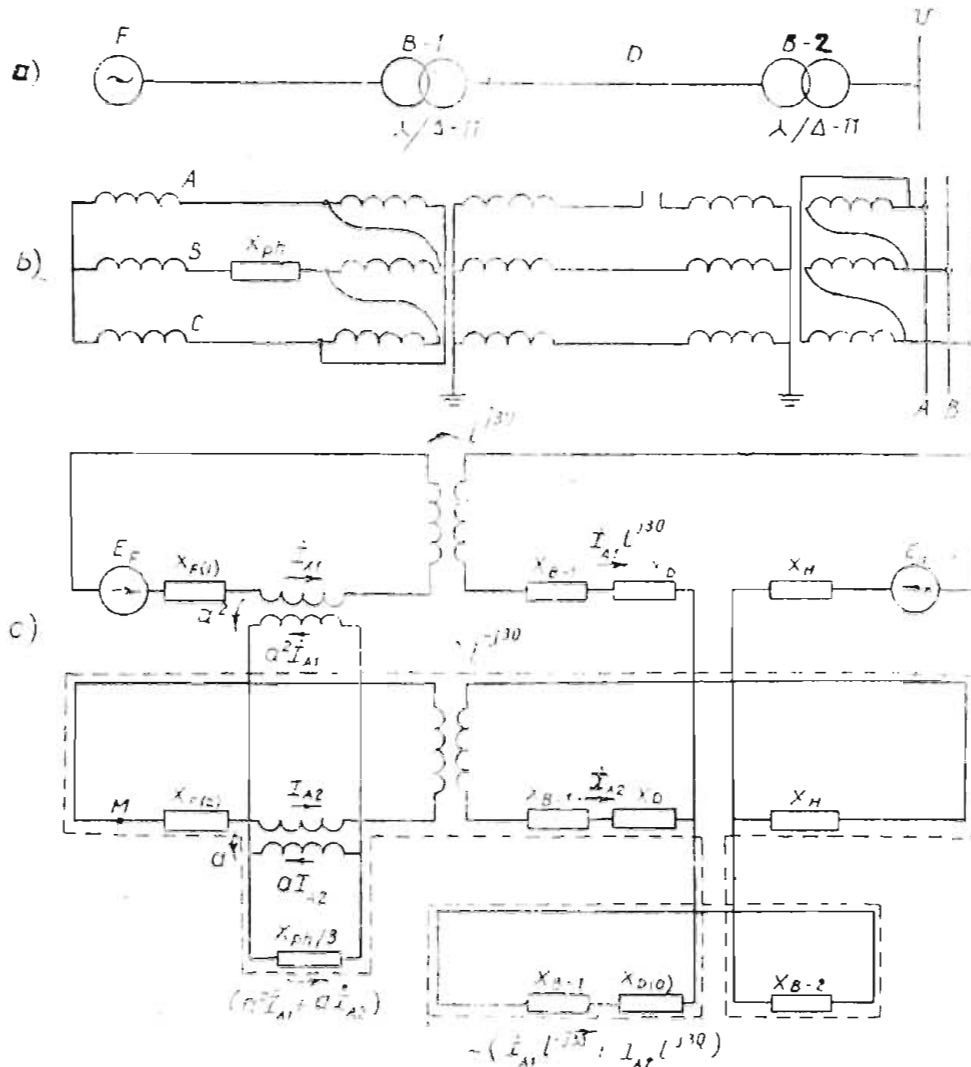


Hình 17-9

Trên sơ đồ Z_{M1} , Z_{M2} , Z_{M0} và Z_{N1} , Z_{N2} , Z_{N0} là tổng trở thứ tự thuận, nghịch không của hệ thống M và N kể cả tổng trở đường dây tính đến chỗ đứt.

Bây giờ trở lại trường hợp đứt pha A ở phía nối sao của máy biến áp nối $\Delta/\Delta-11$ (h. 17-10, a). Trong trường hợp này như trên đã chỉ rõ, dòng trong pha B ở phía nối tam giác (phía máy phát điện) sẽ có giá trị lớn nhất. Để đối xứng hóa, người ta đặt vào pha B ở phía tam giác một điện kháng phụ X_{ph} . Sơ đồ ba pha của trường hợp này cho trên h. 17-10, b. Còn sơ đồ thay thế của nó h. 17-10, c. Trên sơ đồ thay thế X_{ph} là điện kháng của hệ thống bao gồm cả điện kháng máy biến áp $B-2$. Các con số 2,0 ở trong dấu ngoặc đơn chỉ điện kháng thứ tự nghịch của máy phát và thứ tự không của đường dây. Để đơn giản giả thiết máy biến áp có tỷ số biến đổi $n = 1$. Do máy biến áp có tổ nối dây $\Delta/\Delta-11$, nên dòng thuận và nghịch ở phía tam giác cần phải quay đi một góc tương ứng bằng 30° và -30° so với dòng phía sao. Trên sơ đồ thay thế dùng máy biến áp quay để biểu thị các góc quay này. Điện kháng phụ nối vào pha B có thể coi là đứt pha B không hoàn toàn. Nếu vẽ sơ đồ thay thế đối với pha B thì phần đang xét có dạng như h. 17-9, b, trong đó tại chỗ đứt được đặt vào điện kháng

$X_{ph}/3$. Tuy nhiên sơ đồ thay thế h. 17-10, đã vẽ với giả thiết dứt pha A ở phía sao của máy biến áp và pha A được chọn làm gốc. Để biểu thị dòng tại pha A sinh ra do sự không đối xứng trong pha B (điện kháng phụ chỉ dẫn vào pha B) dùng máy biến áp lý tưởng. Khi đó dòng thuận và nghịch trong pha A sinh ra do không đối xứng trong pha B cần phải quay đi một góc tương ứng bằng a và a^2 , do đó máy biến áp lý tưởng có tỷ số biến đổi bằng a và a^2 . Điện kháng $X_{ph}/3$ cũng được nối vào sơ đồ qua các máy biến áp lý tưởng nói trên.



Hình 17-10

Chọn ẩn số là dòng thành phần thứ tự thuận $\dot{I}_{A1}$ và nghịch $\dot{I}_{A2}$ chạy trong mạch máy phát điện. Qua các máy biến áp lý tưởng (máy biến áp quay cũng là một loại máy biến áp lý tưởng) xác định được sự phân bố dòng trong các nhánh của sơ đồ theo các dòng ẩn số đã chọn. Từ sơ đồ thay thế, viết phương trình cho áp mạch vòng từ điểm M đi theo đường chấm chấm rồi lại trở về M như sau:

$$\left\{ -\dot{I}_{A2} j X_{F(2)} - \left[(a^2 \dot{I}_{A1} + a \dot{I}_{A2}) j \frac{X_{ph}}{3} \right] \frac{1}{a} \right\} e^{j30} - \dot{I}_{A2} e^{j30} j \times \\ \times (X_{B-1} + X_D + X_H) - (\dot{I}_{A1} e^{-j30} + \dot{I}_{A2} e^{j30}) j X_{\Sigma 0} = 0;$$

(ở đây $X_{\Sigma 0} = X_{B-1} + X_{D(0)} + X_{B-2}$)

$$- I_{A2} X_{F(2)} e^{j30} - [I_{A1} e^{j30} + I_{A2} e^{j30}] \frac{X_{ph}}{3} - I_{A2} e^{j30} (X_{B-1} + X_D + X_H) - \\ - I_{A1} e^{j30} X_{\Sigma 0} - I_{A2} e^{j30} X_{\Sigma 0} = 0.$$

Đặt

$X_{\Sigma 2} = X_{F(2)} + X_{B-1} + X_D + X_H$ có thể viết :

$$- I_{A2} \left(\frac{X_{ph}}{3} + X_{\Sigma 2} + X_{\Sigma 0} \right) e^{j30} = I_{A1} \left(X_{\Sigma 0} - \frac{X_{ph}}{3} \right) e^{j30}$$

Từ đó xác định được :

$$I_{A2} = I_{A1} \frac{\frac{X_{ph}}{3} - X_{\Sigma 0}}{\frac{X_{ph}}{3} + X_{\Sigma 2} + X_{\Sigma 0}} e^{-j60}$$

Để dòng thủ tự nghịch trong máy phát triệt tiêu cần có

$$\frac{X_{ph}}{3} - X_{\Sigma 0} = 0.$$

Do đó

$$X_{ph} = 3X_{\Sigma 0}.$$

Như vậy để đối xứng hóa hoàn toàn cần phải đặt điện kháng phụ có giá trị gấp 3 lần điện kháng thủ tự không tổng hợp. Cần nhấn mạnh rằng trong trường hợp này đối xứng hóa được thực hiện hoàn toàn và thường xuyên không phụ thuộc vào phụ tải và không cần phải có sự điều chỉnh nào.

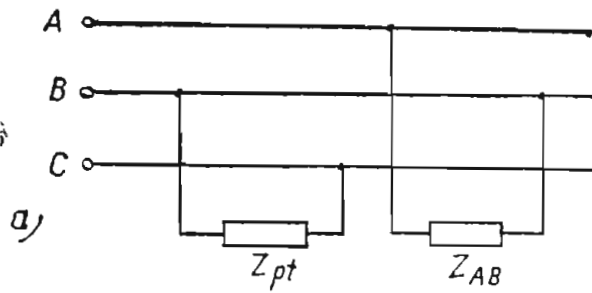
17-6. ĐỐI XỨNG HÓA PHỤ TẢI MỘT PHA BẰNG TỔNG TRỞ

Như trên đã nói phần lớn các phụ tải không đối xứng là một pha, mặt khác một phụ tải ba pha không đối xứng bất kỳ bao giờ cũng có thể thay thế được bằng một phụ tải tương đương bao gồm một phụ tải ba pha đối xứng và một phụ tải một pha. Vì vậy việc xét đối xứng hóa phụ tải một pha có tính tổng quát.

Thiết bị đối xứng dùng tổng trở có thể có một, hai hoặc ba phần tử. Các phần tử có thể là điện cảm (cuộn cảm) hoặc điện dung (tụ điện) hay điện trở tác dụng.

1. Thiết bị đối xứng một phần tử. Thiết bị đối xứng một phần tử chỉ cho phép đối xứng hoàn toàn khi hệ số công suất của phụ tải ở trong giới hạn nhất định, tổng trở của phần tử đối xứng phải gồm hai thành phần : tác dụng và phản kháng. Thí dụ nếu phụ tải một pha nối vào pha BC, còn phần tử đối

xung được nối vào pha AB (h. 17-11, a) thì tổng trở của phần tử đối xứng gồm hai thành phần như sau :

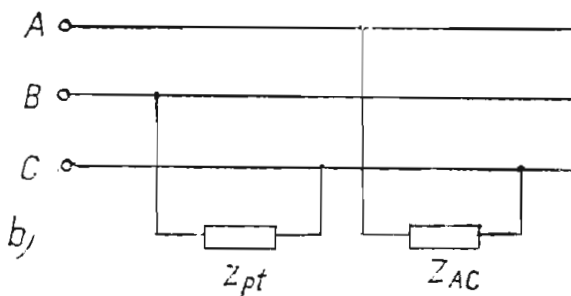


$$R_{AB} = Z_{pt} \cos \left(\varphi_{pt} + \frac{\pi}{3} \right); \quad (17-45)$$

$$X_{AB} = Z_{pt} \sin \left(\varphi_{pt} + \frac{\pi}{3} \right);$$

Ở đây Z_{pt} và φ_{pt} — môđun và góc của tổng trở phụ tải.

Khi phụ tải một pha vẫn nối vào pha BC còn phần tử đối xứng nối vào pha AC (h. 17-11, b) thì :



$$R_{AC} = Z_{pt} \cos \left(\varphi_{pt} - \frac{\pi}{3} \right); \quad (17-46)$$

$$X_{AC} = Z_{pt} \sin \left(\varphi_{pt} - \frac{\pi}{3} \right).$$

Hình 17-11

Điện trở tác dụng phải có giá trị không âm. Từ (17-46) suy ra rằng trong trường hợp thứ nhất đối xứng hóa chỉ thực hiện được khi góc pha của phụ tải ở trong giới hạn $-\frac{\pi}{2} \leq \varphi_{pt} \leq \frac{\pi}{6}$, còn trong trường hợp thứ hai thì $-\frac{\pi}{6} \leq \varphi_{pt} \leq \frac{\pi}{2}$. Ngoài ra đối xứng hóa được thực hiện không bị tồn thất tác dụng (tức là khi R_{AB} hoặc R_{AC} bằng không) chỉ khi $\varphi_{pt} = \frac{\pi}{6}$ đối với trường hợp đầu và $\varphi_{pt} = -\frac{\pi}{6}$ đối với trường hợp sau.

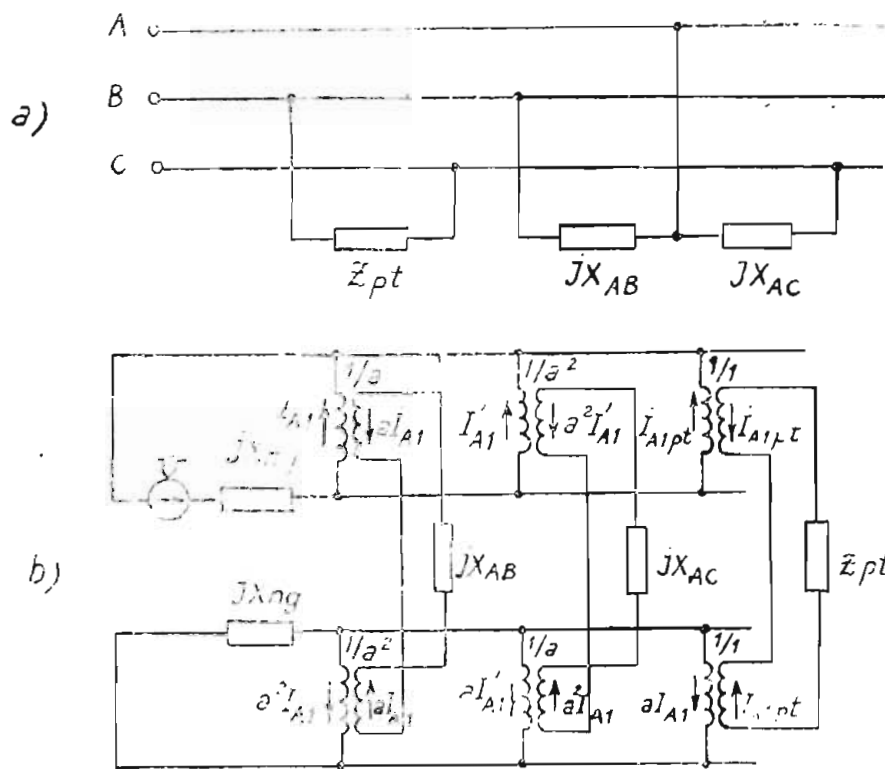
Tuy nhiên nếu dùng cái phân áp để thay đổi góc pha của áp trên phụ tải một pha hoặc phần tử đối xứng thì thiết bị đối xứng một phần tử cho phép đối xứng phụ tải một pha có góc pha bất kỳ và để đối xứng hóa chỉ cần dùng các phần tử phản kháng (điện cảm, điện dung) tức là đối xứng hóa không có tồn thất tác dụng (§ xem 17-7).

2. Thiết bị đối xứng hai phần tử. Xét trường hợp phụ tải một pha đấu vào pha BC còn các phần tử đối xứng đấu vào pha AB và AC (h. 17-12, a). Như sẽ thấy dưới đây, đối với sơ đồ đối xứng hai phần tử chỉ cần dùng các phần tử phản kháng. Sơ đồ thay thế của trường hợp này cho trên h. 17-12, b. Ở đây các phần tử đối xứng và phụ tải một pha được nối vào các pha khác nhau. Chọn pha A làm gốc để vẽ sơ đồ thay thế và dùng các máy biến áp lý tưởng để biểu diễn liên hệ các phần tử đối xứng với nhau cũng như với phụ tải. Chọn ẩn số của dòng là ba dòng thứ tự thuận của phần tử đối xứng AB , AC và phụ tải một pha $\dot{I}_{A1}$, $\dot{I}_{A1}$ và $\dot{I}_{A1pt}$. Các dòng này xác định như sau :

$$\left. \begin{aligned} \dot{I}_{A1} &= \frac{\dot{I}_1}{jX_{AB}} ; \\ \dot{I}_{A1} &= \frac{\dot{I}_1}{jX_{AC}} ; \\ \dot{I}_{A1pt} &= \frac{\dot{I}_1}{Z_{pt}} . \end{aligned} \right\} \quad (17-47)$$

Nhờ máy biến áp lý tưởng, từ các ẩn số đã chọn xác định được dòng trong phần mạng thứ tự nghịch. Khi đối xứng hoàn toàn dòng thứ tự nghịch tổng phải bằng không tức là :

$$\dot{I}_{A2\Sigma} = a^2 \dot{I}_{A1} + a \dot{I}_{A1} + \dot{I}_{A1pt} = 0. \quad (17-48)$$



Hình 17-12

Thay (17-47) vào (17-48) với chú ý rằng trong đơn vị tương đối định mức : $Z_{pt} = Z_{pt}(\cos \varphi_{pt} + j \sin \varphi_{pt})$ sẽ nhận được :

$$\begin{aligned} \frac{a^2}{jX_{AB}} + \frac{a}{jX_{AC}} + \frac{1}{Z_{pt}} &= 0 \\ \frac{1}{2} \frac{-\sqrt{3} + j}{X_{AB}} + \frac{1}{2} \frac{\sqrt{3} + j}{X_{AC}} + \frac{1}{z_{pt}} (\cos \varphi_{pt} + j \sin \varphi_{pt}) &= 0. \\ \left[-\frac{\sqrt{3}}{2} \frac{1}{X_{AB}} + \frac{\sqrt{3}}{2} \frac{1}{X_{AC}} \frac{\cos \varphi_{pt}}{z_{pt}} \right] + j \left[\frac{1}{2} \frac{1}{X_{AB}} + \frac{1}{2} \frac{1}{X_{AC}} - \frac{\sin \varphi_{pt}}{z_{pt}} \right] &= 0. \end{aligned}$$

Từ trên rút ra được hai phương trình :

$$\begin{aligned} -\frac{\sqrt{3}}{2} \frac{1}{X_{AB}} + \frac{\sqrt{3}}{2} \frac{1}{X_{AC}} + \frac{\cos \varphi_{pt}}{z_{pt}} &= 0 \\ \frac{1}{2} \frac{1}{X_{AB}} + \frac{1}{2} \frac{1}{X_{AC}} - \frac{\sin \varphi_{pt}}{z_{pt}} &= 0 \end{aligned}$$

Giải hệ thống hai phương trình trên được :

$$\left. \begin{aligned} X_{AB} &= \frac{\sqrt{3}}{2} \frac{z_{pt}}{\sin \left(\varphi_{pt} + \frac{\pi}{6} \right)} \\ X_{AC} &= \frac{\sqrt{3}}{2} \frac{z_{pt}}{\sin \left(\varphi_{pt} - \frac{\pi}{6} \right)} \end{aligned} \right\} \quad (17-49)$$

Tùy thuộc vào góc pha của phụ tải, các phần tử X_{AB} và X_{AC} có thể là điện kháng hoặc điện dung.

Để đánh giá mức độ sử dụng công suất của các phần tử đối xứng trong sơ đồ, ta dùng hệ số sử dụng công suất của sơ đồ

$$k_{sd} = \frac{S_{dx}}{S_{pt}} ; \quad (17-50)$$

Ở đây S_{dx} và S_{pt} — công suất của các phần tử đối xứng và công suất của phụ tải một pha.

Đối với sơ đồ đang xét

$$S_{dx(AB, AC)} = U_1^2 \left[\frac{1}{|X_{AB}|} + \frac{1}{|X_{AC}|} \right]. \quad (17-51)$$

Thay (17-49) vào (17-51) được

$$S_{dx(AB, AC)} = \frac{2}{\sqrt{3}} \frac{U_1^2}{z_{pt}} \left[\left| \sin \left(\varphi_{pt} + \frac{\pi}{6} \right) \right| + \left| \sin \left(\varphi_{pt} - \frac{\pi}{6} \right) \right| \right]. \quad (17-52)$$

Công suất của phụ tải một pha xác định như sau

$$S_{pt} = \frac{U_1^2}{Z_{pt}} \quad (17-53)$$

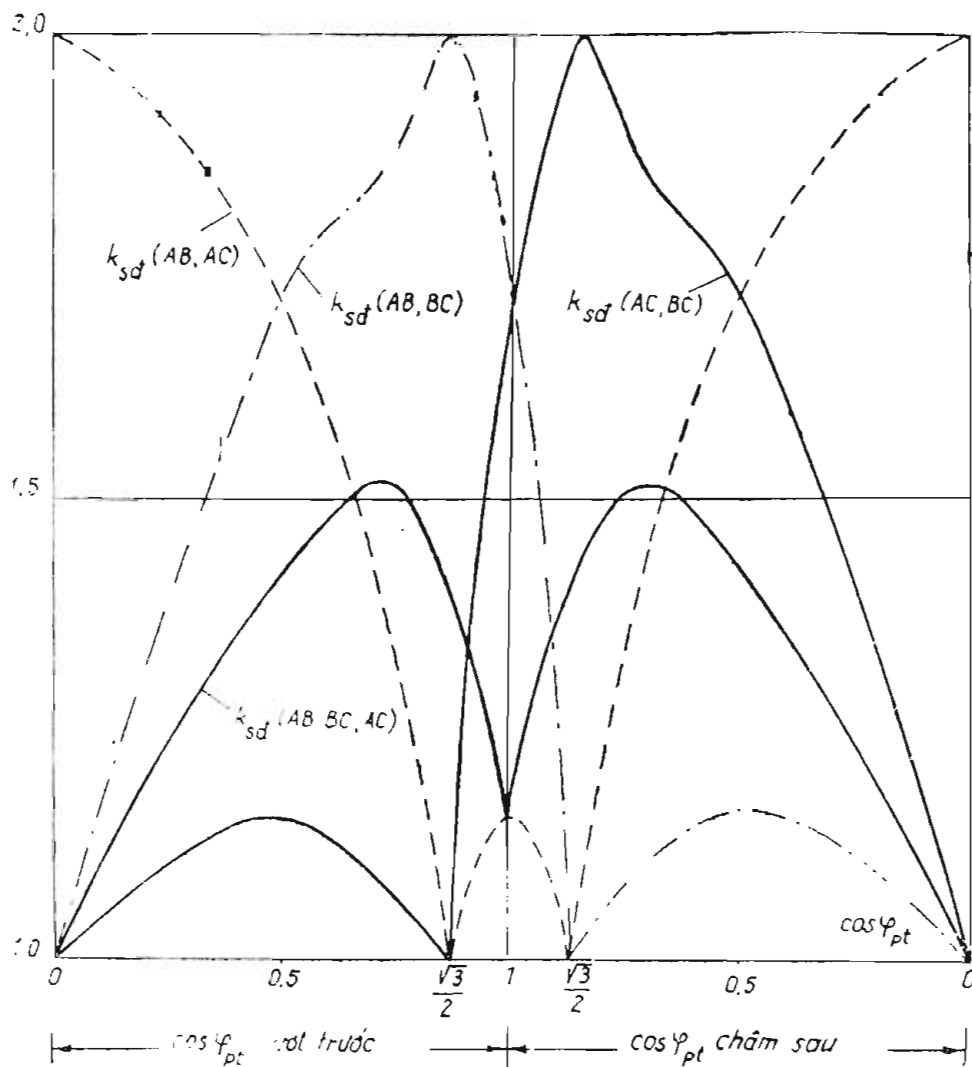
Từ (17-52) — (17-53) xác định được :

$$k_{sd(AB, AC)} = \frac{2}{\sqrt{3}} \left[\left| \sin \left(\varphi_{pt} + \frac{\pi}{6} \right) \right| + \left| \sin \left(\varphi_{pt} - \frac{\pi}{6} \right) \right| \right]. \quad (17-54)$$

Các phần tử đối xứng có thể đưa vào pha AB và BC hoặc BC và AC . Trong bảng 17-3 cho tham số của các phần tử đối xứng, hệ số sử dụng công suất các phần tử đối xứng của sơ đồ hai phần tử. Trên h. 17-13 cho các đường cong hệ số sử dụng công suất của sơ đồ phụ thuộc vào hệ số công suất của phụ tải.

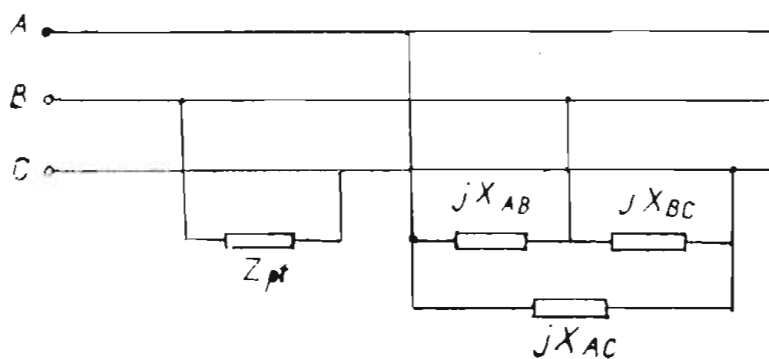
Qua trên có thể rút ra một số kết luận sau :

1. Sơ đồ đối xứng hai phần tử cho phép đối xứng phụ tải có hệ số công suất bất kỳ, đồng thời đối xứng hóa được thực hiện chỉ bằng các phần tử phản kháng.



Hình 17-13

2. Hệ số sử dụng công suất của sơ đồ phụ thuộc vào hệ số công suất của phụ tải. Để kinh tế trong những trường hợp cụ thể cần chọn sơ đồ sao cho hệ số sử dụng công suất của chúng là nhỏ nhất có thể. Trong bảng 17-3 đưa ra phạm vi sử dụng hợp lý của từng sơ đồ.



Hình 17-14

3. Sơ đồ đối xứng ba phần tử. Trong sơ đồ đối xứng ba phần tử (h. 17-14) cũng chỉ dùng các phần tử phản kháng và đối xứng hóa có thể thực hiện được

Bảng 17-3

Sơ đồ	Điện kháng các phần tử đối xứng	Hệ số sử dụng công suất của sơ đồ	Lĩnh vực sử dụng hợp lý của sơ đồ
	$X_{AB} = \frac{\sqrt{3}}{2} \frac{Z_{pt}}{\sin(\varphi_{pt} - \frac{\pi}{6})}$ $X_{AC} = \frac{\sqrt{3}}{2} \frac{Z_{pt}}{\sin(\varphi_{pt} - \frac{\pi}{6})}$	$\frac{2}{\sqrt{3}} \left[\left \sin(\varphi_{pt} + \frac{\pi}{6}) \right \left \sin(\varphi_{pt} - \frac{\pi}{6}) \right \right]$	$-\frac{\pi}{6} < \varphi_{pt} < \frac{\pi}{6}$ $0,866 < \cos \varphi_{pt} < 1$
	$X_{AB} = \frac{\sqrt{3}}{2} \frac{Z_{pt}}{\cos \varphi_{pt}}$ $X_{BC} = \frac{\sqrt{3}}{2} \frac{Z_{pt}}{\cos(\varphi_{pt} + \frac{\pi}{3})}$	$\frac{2}{\sqrt{3}} \left[\left \cos \varphi_{pt} \right \left \cos \varphi_{pt} + \frac{\pi}{3} \right \right]$	$\frac{\pi}{6} < \varphi_{pt} < \frac{\pi}{2}$ $0 < \cos \varphi_{pt} < 0,866$
	$X_{AC} = -\frac{\sqrt{3}}{2} \frac{Z_{pt}}{\cos \varphi_{pt}}$ $X_{BC} = -\frac{\sqrt{3}}{2} \frac{Z_{pt}}{\cos(\varphi_{pt} - \frac{\pi}{3})}$	$\frac{2}{\sqrt{3}} \left[\left \cos \varphi_{pt} \right \left \cos(\varphi_{pt} - \frac{\pi}{3}) \right \right]$	$-\frac{\pi}{2} < \varphi_{pt} < -\frac{\pi}{6}$ $0 < \cos \varphi_{pt} < 0,866$

đối với các phụ tải có hệ số công suất bất kỳ. Đối với sơ đồ đối xứng hai phần tử hệ số công suất của lưới sau đối xứng hóa, tức là ở đầu vào của thiết bị đối xứng, phụ thuộc vào hệ số công suất của phụ tải. Nhưng sơ đồ đối xứng ba phần tử cho phép đưa hệ số công suất của lưới lên giá trị bất kỳ, thậm chí bằng 1. Điện kháng các phần tử đối xứng của chúng xác định bởi các công thức sau

$$\left. \begin{aligned} X_{AC} &= \frac{3z_{pt}}{\cos\varphi_{pt}(\operatorname{tg}\theta - \sqrt{3})}; \\ X_{AB} &= \frac{3z_{pt}}{\cos\varphi_{pt}(\operatorname{tg}\theta + \sqrt{3})}; \\ X_{BC} &= \frac{3z_{pt}}{\cos\varphi_{pt}\operatorname{tg}\theta - 3\sin\varphi_{pt}} \end{aligned} \right\} \quad (17-55)$$

Ở đây $\operatorname{tg}\theta = \operatorname{tg}(\arccos\theta)$, $\cos\theta$ – hệ số công suất của lưới sau đối xứng và là một đại lượng cho trước.

Nếu cho trước $\cos\theta = 1$ thì từ (17-55) xác định được :

$$\left. \begin{aligned} X_{AC} &= -\sqrt{3} \frac{z_{pt}}{\cos\varphi_{pt}}; \\ X_{AB} &= \sqrt{3} \frac{z_{pt}}{\cos\varphi_{pt}}; \\ X_{BC} &= -\frac{z_{pt}}{\sin\varphi_{pt}}. \end{aligned} \right\} \quad (17-56)$$

Từ (17-56) thấy rằng X_{AC} và X_{AB} luôn luôn ngược dấu nhau, đồng thời X_{AC} luôn luôn là dung kháng còn X_{AB} – cảm kháng.

Trong trường hợp đang xét hệ số sử dụng công suất của sơ đồ bằng

$$k_{sd(AB, BC, AC)} = \frac{2}{\sqrt{3}} | \cos\varphi_{pt} | + | \sin\varphi_{pt} | \quad (17-57)$$

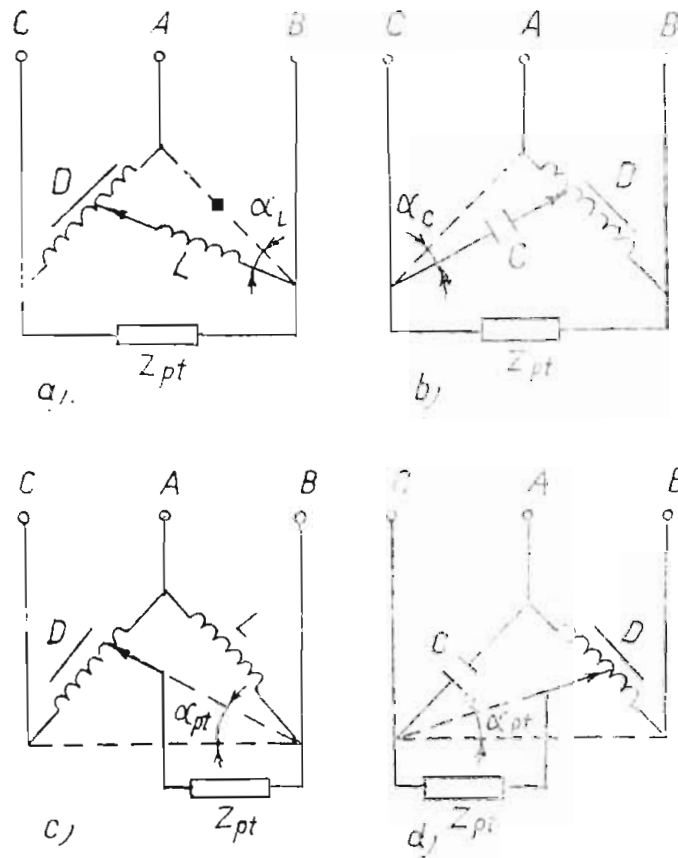
Đường cong của hệ số này phụ thuộc vào hệ số công suất của phụ tải cho trên h. 17-13. Như đã thấy từ hình vẽ, hệ số sử dụng công suất của sơ đồ thiết bị ba phần tử tương đối lớn. Tuy nhiên nó có khả năng cho phép đối xứng phụ tải công suất lớn và đặc biệt là có thể đưa hệ số công suất của lưới đến giá trị bất kỳ.

17-7. SƠ ĐỒ ĐỐI XỨNG CÓ LIÊN HỆ VÊ TỬ

Trong các sơ đồ này cả phần tử đối xứng hoặc phụ tải một pha được nối với cái phân áp D . Nhờ cái phân áp có thể thay đổi được góc pha của áp trên phần tử đối xứng (h. 17-15, a và b) hoặc trên phụ tải một pha (h. 17-15, c và d). Do đó mở rộng được miền đối xứng của sơ đồ và đặc biệt là để đối xứng chỉ cần dùng một phần tử phản kháng.

Công suất đập mạch $\dot{N}_i$ của phần tử đối xứng thứ i và của phụ tải $\dot{N}_{pt}$ xác định như sau :

$$\left. \begin{aligned} \dot{N}_i &= \dot{U}_i \dot{I}_i = U_i I_i e^{j(2\omega t + 2\psi_i - \varphi_i)} = N_i e^{j\tau_i} \\ \dot{N}_{pt} &= \dot{U}_{pt} \dot{I}_{pt} = U_{pt} I_{pt} e^{j(2\omega t + 2\psi_{pt} - \varphi_{pt})} = N_{pt} e^{j\tau_{pt}} \end{aligned} \right\} \quad (17-58)$$



Hình 17-15

Ở đây ψ_i và ψ_{pt} — góc pha ban đầu của áp trên phần tử đối xứng và phụ tải ;
 τ_i và τ_{pt} — argumen công suất đập mạch của phần tử đối xứng i và phụ tải

$$\left. \begin{aligned} \tau_i &= 2\psi_i - \varphi_i ; \\ \tau_{pt} &= 2\psi_{pt} - \varphi_{pt} . \end{aligned} \right\} \quad (17-59)$$

Khi đối xứng hoàn toàn tổng công suất đập mạch của các phần tử đối xứng và của phụ tải bằng không

$$\sum_{i=1} \dot{N}_i + \dot{N}_{pt} = 0. \quad (17-60)$$

Như vậy cần phải có

$$\tau_i - \tau_{pt} = \pi \quad (17-61)$$

và

$$\left| \sum_{i=1} \dot{N}_i \right| = | \dot{N}_{pt} |. \quad (17-62)$$

Chương nào điều kiện (17-61) — (17-62) còn được lớn trọng thì sự đối xứng của lưới còn được duy trì. Khi thay đổi góc pha và thay đổi môđun của phụ tải thì điều kiện (17-61) và (17-62) lần lượt bị phá hoại và do đó sẽ dẫn đến phá hoại sự đối xứng đã được xác lập. Để phục hồi sự đối xứng của lưới, khi thay đổi góc pha của phụ tải cần phải thay đổi góc pha ban đầu của áp trên phụ tải hoặc trên phần tử đối xứng bằng cách dịch chuyển điểm nối của chúng với cái phân áp hoặc dùng cái điều chỉnh pha. Từ (17-59) thấy rằng khi thay đổi góc pha của phụ tải một lượng $\Delta\varphi_{pt}$ cần phải thay đổi góc pha ban đầu của áp trên phần tử đối xứng một lượng $\Delta\psi_i = \Delta\varphi_{pt}/2$ hoặc góc pha ban đầu của áp trên phụ tải $\Delta\varphi_{pt} = \Delta\varphi_{pt}/2$. Khi thay đổi độ lớn của phụ tải cần phải thay đổi tham số của phần tử đối xứng để đảm bảo duy trì điều kiện (17-60).

Nếu nhờ cái phân áp để thay đổi góc pha ban đầu của áp trên phần tử đối xứng thì sơ đồ h. 17-15, a cho phép đối xứng phụ tải một pha có góc pha ở trong giới hạn $\frac{\pi}{6} \geq \varphi_{pt} \geq -\frac{\pi}{2}$, còn sơ đồ h. 17-15, b thì $-\frac{\pi}{6} \leq \varphi_{pt} \leq \frac{\pi}{2}$. Từ đó suy ra rằng khi $-\frac{\pi}{6} \leq \varphi_{pt} \leq \frac{\pi}{6}$ để đối xứng hóa có thể dùng điện cảm hoặc điện dung. Nếu lấy áp dây của lưới làm gốc thì góc quay cần thiết của áp phụ thuộc vào φ_{pt} và đối với sơ đồ thứ nhất và thứ hai tương ứng bằng:

$$\left. \begin{aligned} \alpha_{1.} &= \frac{1}{2} \left(\frac{\pi}{6} - \varphi_{pt} \right); \\ \alpha_c &= -\frac{1}{2} \left(\frac{\pi}{6} + \varphi_{pt} \right). \end{aligned} \right\} \quad (17-63)$$

Chiều dương của các góc quay trên là chiều quay thuận của kim đồng hồ.

Cần chú ý rằng cái phân áp không tham gia vào quá trình đối xứng hóa vì bản tự của nó có thể bỏ qua. Nhờ cái phân áp không chỉ mở rộng được miền đối xứng của thiết bị đối xứng một phần tử mà hệ số công suất của lưới còn được tăng lên rất nhiều.

Nhược điểm của sơ đồ này là hệ số công suất của lưới sau đối xứng sẽ bị hạ thấp nếu hệ số công suất của phụ tải cao. Thực vậy khi $\cos \varphi_{pt} = 1$ thì $\cos \theta = 0,707$. Điều đó có thể chứng minh như sau.

Biểu thức hệ số công suất của lưới sau đối xứng có dạng:

$$\cos \theta = \frac{P_{pt} + \sum_{i=1}^n R_e S_i}{\sqrt{\left(P_{pt} + \sum_{i=1}^n R_e S_i \right)^2 + \left(Q_{pt} + \sum_{i=1}^n I_m S_i \right)^2}} \quad (17-64)$$

Ở đây P_{pt}, Q_{pt} — công suất tác dụng và phản kháng của phụ tải; S_i — công suất toàn phần của các phần tử đối xứng; $R_e S_i$ và $I_m S_i$ — phần thực và phần ảo của S_i .

Nếu tính bằng đơn vị tương đối định mức thì khi $\cos \varphi_{pt} = 1$,
 $P_{pt} = 1$; $Q_{pt} = 0$. Khi đối xứng nhờ phần tử phản kháng $\sum_{i=1}^n R_e \delta_i = 0$ và điều

kiện đối xứng hoàn toàn đòi hỏi $\left| \sum_{i=1} I_m \delta_i \right| = |P_{pt}| = 1$. Từ đó khi $\cos \varphi_{pt} = 1$,
 nhờ biểu thức (17-64) xác định được:

$$\cos \theta = \frac{1+0}{\sqrt{(1+0)^2 + (0+1)^2}} = \frac{1}{\sqrt{2}} = 0,707.$$

Vì vậy khi hệ số công suất của phụ tải cao, để đảm bảo hệ số công suất của lưới cao thì như sẽ thấy dưới đây, thiết bị đối xứng phải có hai phần tử. Khi đó để nâng cao đặc tính năng lượng và sử dụng hiệu quả công suất của các phần tử đối xứng đòi hỏi công suất đập mạch của chúng phải có chiều như nhau và ngược chiều với công suất đập mạch của phụ tải, tức là

$$|\dot{N}_{dx}| = \sum_{i=1} |\dot{N}_i| = |\dot{N}_{pt}| \quad (17-65)$$

Như vậy rõ ràng là hệ số sử dụng công suất của sơ đồ bằng 1. Trong trường hợp này điều kiện (17-61) có thể viết như sau:

$$\psi_i - \varphi_{pt} = \frac{\pi}{2} + \frac{\varphi_i - \varphi_{pt}}{2} \quad (17-66)$$

Lấy áp pha A của lưới làm gốc và giả thiết rằng phụ tải một pha được nối vào pha BC thì góc pha ban đầu của áp trên phần tử đối xứng như sau:

$$\psi_i = \frac{\varphi_i - \varphi_{pt}}{2} \quad (17-67)$$

Khi đó đối với phần tử đối xứng là điện cảm có:

$$\psi_i = \psi_L = \frac{\pi}{4} - \frac{\varphi_{pt}}{2} \quad (17-68)$$

và đối với phần tử đối xứng điện dung

$$\psi_i = \psi_c = - \left(\frac{\pi}{4} + \frac{\varphi_{pt}}{2} \right). \quad (17-69)$$

Như trên đã nói để tăng hiệu quả sử dụng công suất của các phần tử đối xứng, công suất đập mạch của điện cảm và điện dung phải cùng chiều ($\tau_L = \tau_c = \tau$), khi đó vector công suất đập mạch tổng của chúng bằng

$$\dot{N}_{dx} = \dot{N}_L + \dot{N}_c = (|\dot{N}_L| + |\dot{N}_c|) e^{j\tau} \quad (17-70)$$

Từ đó thấy rằng cùng một đại lượng công suất đập mạch tổng không đổi, có thể tùy ý chọn tỷ lệ công suất Q_L và Q_C của các phần tử đối xứng. Khi đó sẽ nhận được các đại lượng $[Q_{p1} + (Q_L - Q_C)]$ khác nhau và do đó nhận được giá trị $\cos \theta$ khác nhau. Như vậy để đối xứng phụ tải một pha bất kỳ, sơ đồ đối xứng có liên hệ từ phải có hai phần tử đặc tính khác nhau, hiệu số pha của áp trên chúng bằng $\psi_1 - \psi_2 = \frac{\pi}{2}$

Điểm nối phụ tải hoặc phần tử đối xứng với cái phân áp chia nó làm hai phần có điện cảm L_1 và L_2 , hồ cảm giữa chúng bằng M . Nếu thỏa mãn điều kiện $M = L_1 L_2$, tức là cái phân áp không có tổn thất và tản từ (phân áp lý tưởng), thì thực tế có thể nhận được một điểm chia cố định trên cái phân áp thích hợp với mọi chế độ làm việc khác nhau.

Nếu dùng cái phân áp mà bản thân nó có thể tạo nên công suất đập mạch thì công suất của thiết bị đối xứng sẽ giảm đi. Cái phân áp như vậy có thể thực hiện dưới dạng máy biến áp hay máy biến áp tự ngẫu có khe hở không khí trong mạch từ.

Cần chú ý rằng khi dịch chuyển điểm nối của phụ tải hoặc phần tử đối xứng trên cái phân áp không chỉ thay đổi góc pha ban đầu mà thay đổi cả trị số áp trên phụ tải hoặc phần tử đối xứng và do đó dẫn đến thay đổi công suất đập mạch. Vì vậy để duy trì sự đối xứng của lưới khi đó phải thay đổi cả trị số trở kháng của phần tử đối xứng. Nếu phụ tải một pha chỉ thay đổi về môđun còn góc pha không thay đổi thì chỉ cần điều chỉnh trở kháng của phần tử đối xứng.

Cuối cùng cần nói thêm rằng khi phụ tải thay đổi trong giới hạn rộng $S_{\min}/S_{\max} > 50\%$ thì điều chỉnh để duy trì sự đối xứng của lưới sẽ làm cho hệ số công suất của lưới trở nên thấp hơn hệ số công suất của phụ tải. Vì vậy sơ đồ này chỉ thích hợp khi phụ tải thay đổi không quá giới hạn đã nêu trên.

Tóm lại đối xứng hóa nhờ điện kháng hoặc điện dung được thực hiện kinh tế và đơn giản nhất chỉ khi phụ tải không đổi hoặc thay đổi trong phạm vi hẹp.

17.8. ĐỐI XỨNG HÓA NHỜ TỤ BÙ NGANG

Để đối xứng hóa trước hết lợi dụng các thiết bị có sẵn trong hệ thống như các tụ điện tĩnh bình thường dùng để bù công suất phản kháng (bù ngang). Trong điều kiện làm việc bình thường các tụ này được nối vào lưới theo sơ đồ tam giác đối xứng. Để làm nhiệm vụ đối xứng hóa các tụ này cần phải được đổi nối theo sơ đồ không đối xứng. Cần chú ý rằng các tụ đã được đổi nối để đối xứng hóa vẫn tiếp tục làm nhiệm vụ bù công suất phản kháng với mức độ như trước.

Hãy xét việc dùng các tụ bù ngang để đối xứng chế độ không toàn pha. Giả thiết rằng trong nhánh p của mạch điện bị cắt một hoặc hai pha, cần truyền tải công suất

$$S_p = P_p + jQ_p = \sqrt{3} \dot{U}_1 \dot{I}_{1p}^* \quad (17-71)$$

Ở đây $\dot{U}_1, \dot{I}_{1p}$ — áp và dòng thứ tự thuận trong nhánh đang xét.

Áp thử tự nghịch trong nhánh phụ tải (h.17-16,a) bằng:

$$\dot{U}_{2pt} = \dot{I}_{1p} Z_{12}$$

Ở đây Z_{12} — tổng trở tương hỗ giữa nhánh p của sơ đồ thử tự thuận và nhánh T (phụ tải) của sơ đồ thử tự nghịch trong sơ đồ phức thay thế của phần mạch đang xét với giả thiết trong mạch không chứa các máy biến áp có lõi nối dây khác nhau và sơ đồ thay thế được tính đối về cùng một cặp điện áp.

Giả thiết rằng trong một trạm nào đó của mạch đang xét có tụ điện tĩnh bù công suất phản kháng được nối để đối xứng hóa. Dòng thử tự nghịch trong chúng bằng I_{2c} (h.17-16,b). Áp thử tự nghịch trên nhánh phụ tải thay đổi vì có I_{2c} xác định bởi tổng trở chung Z_{CT} giữa trạm C và T của phần sơ đồ thay thế đối với trung tính của sơ đồ thử tự nghịch:

$$\Delta \dot{U}_{2pt} = \dot{I}_{2c} Z_{CT}$$

Khi đó áp thử tự nghịch trên nhánh phụ tải giảm đi. Mức độ giảm này phụ thuộc vào dòng thử tự nghịch của tụ điện. Giả thiết áp thử tự nghịch tổng hợp trên phụ tải đã cho và bằng giá trị cho phép $\dot{U}_{2cp}$

$$|\dot{U}_{2cp}| = |\dot{U}_{2pt} - \Delta \dot{U}_{2pt}| = |\dot{I}_{1p} Z_{12} - \dot{I}_{2c} Z_{CT}|$$

Từ đó xác định dòng I_{2c} cần thiết để nhận được áp này. Dòng I_{2c} sẽ có giá trị nhỏ nhất nếu $\dot{U}_{2pt}$ và $\Delta \dot{U}_{2pt}$ đồng pha với nhau, tức là:

$$\arg(\dot{I}_{2c} Z_{CT}) = \arg(\dot{I}_{1p} Z_{12}) = \arg(\dot{U}_{2cp}) = \alpha$$

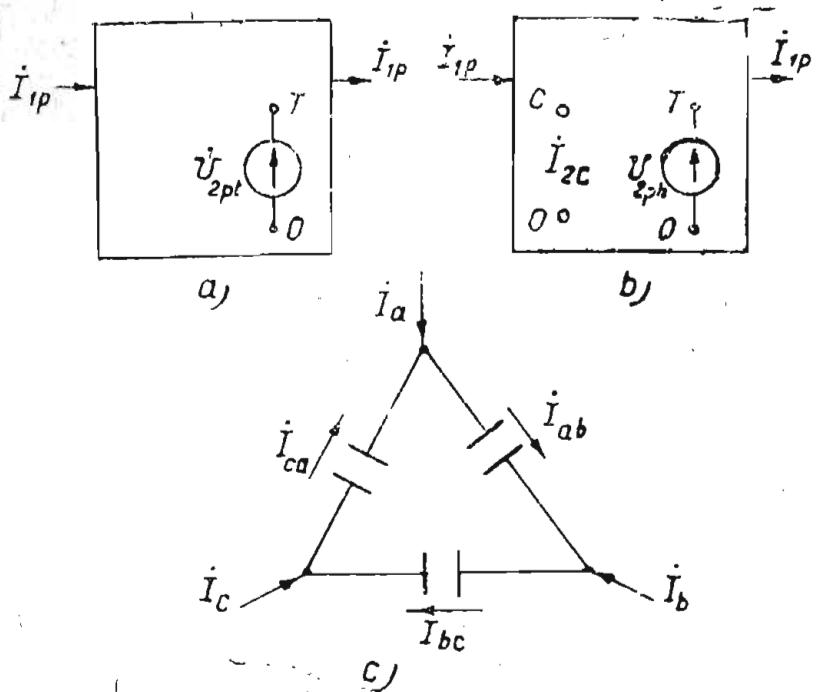
Từ đó nhận được

$$\dot{I}_{2c} = \frac{\dot{I}_{1p} Z_{12} - \dot{U}_{2cp}}{Z_{CT}} = A e^{j(\alpha - \xi)} = A e^{j\beta}; \quad (17-72)$$

$$\text{Ở đây } A = \left| \frac{\dot{I}_{1p} Z_{12} - \dot{U}_{2cp}}{Z_{CT}} \right| = \frac{|\dot{I}_{1p} Z_{12}| - |\dot{U}_{2cp}|}{|Z_{CT}|}$$

ξ — argumen của Z_{CT} ;

$\beta = \alpha - \xi$ — argumen dòng thử tự nghịch.



Hình 17-16

Dòng thứ tự nghịch của tụ điện xác định từ h.15-16,c như sau :

$$I_{2c} = \frac{1}{3} (I_a + a^2 I_b + a I_c) = - \frac{j}{\sqrt{3}} (a I_{ab} + I_{bc} + a^2 I_{ca}).$$

Lấy áp pha A làm vị trí ban đầu ($\arg U_A = 0$) thì

$$\arg I_{bc} = 0 = \arg I_{ab} - \frac{2\pi}{3} = \arg I_{ca} + \frac{2\pi}{3}.$$

Khi đó nhận được :

$$I_{2c} = - \frac{j}{\sqrt{3}} (a^2 I_{ab} + I_{bc} + a I_{ca}). \quad (17-73)$$

Để có thể nhận được dòng I_{2c} cần thiết phải nối tụ điện theo sơ đồ tam giác không hoàn toàn.

So sánh (17-72) và (17-73) được :

nếu $-\frac{\pi}{2} < \beta < \frac{\pi}{6}$ thì $I_{ab} = 0$:

$$I_{bc} = A(\cos\beta - \sqrt{3} \sin\beta);$$

$$I_{ca} = 2A\cos\beta;$$

Nếu $\frac{\pi}{6} < \beta < \frac{5\pi}{6}$ thì $I_{ab} = A(\sqrt{3} \sin\beta - \cos\beta);$

$$I_{bc} = 0;$$

$$I_{ca} = A(\cos\beta + \sqrt{3} \sin\beta);$$

Nếu $\frac{5\pi}{6} < \beta < \frac{\pi}{2}$ thì $I_{ab} = -2A\cos\beta;$

$$I_{bc} = -A(\cos\beta + \sqrt{3} \sin\beta);$$

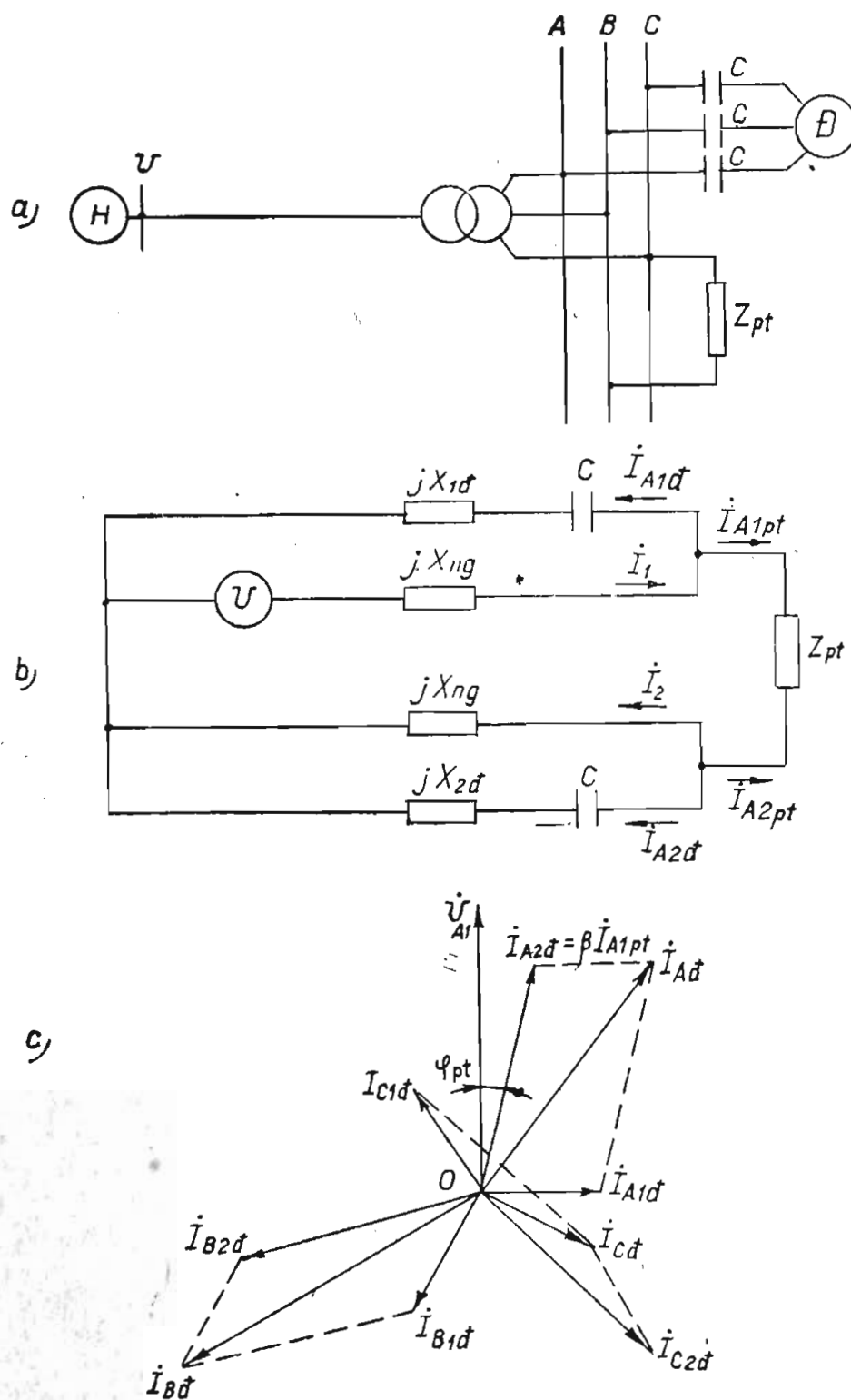
$$I_{ca} = 0.$$

17.9. ĐỐI XỨNG HÓA NHỜ MÁY ĐIỆN QUAY

Đối xứng hóa nhờ điện cảm và điện dung cũng như các thiết bị tĩnh (không quay) khác chỉ đảm bảo sự đối xứng thường xuyên của lưới khi phụ tải không thay đổi hoặc thay đổi trong một giới hạn nhất định. Điều chỉnh để duy trì sự đối xứng thường xuyên của lưới trong trường hợp này thường được thực hiện không bằng phẳng và chỉ kinh tế khi phụ tải thay đổi trong giới hạn hẹp. Cũng có thể thực hiện điều chỉnh liên tục nhưng khi đó hoặc không kinh tế hoặc ảnh hưởng xấu đến chất lượng điện năng. Trong thực tế phần lớn các phụ tải không đối xứng thay đổi trong giới hạn rộng cả về trị số và về pha nhất là đối với các lò hồ quang và kéo điện, phụ tải của chúng thay đổi liên tục và đột biến. Trong những trường hợp này dùng máy điện quay để đối xứng rất có hiệu quả.

Điện kháng thứ tự nghịch của máy điện quay rất nhỏ so với các phần tử khác của hệ thống, nó ở trong giới hạn từ 0,15 — 0,37 (đơn vị tương đối định mức) Như vậy nếu máy điện quay được nối với thanh góp có áp thứ tự nghịch U_2 thì dòng thứ tự nghịch sẽ chảy vào máy điện quay nhiều hơn là chảy vào các phần tử khác (có điện kháng thứ tự nghịch lớn hơn). Điện kháng thứ tự nghịch của máy điện càng nhỏ thì dòng thứ tự nghịch chạy trong nó càng lớn. Nếu bằng cách nào

đó làm cho điện kháng thứ tự nghịch của máy điện quay bằng không thì nó sẽ tiêu thụ toàn bộ dòng thứ tự nghịch và áp U_2 trên thanh góp sẽ triệt tiêu, tức là thực hiện được đối xứng hóa hoàn toàn.



Hình 17-17

Xét trường hợp phụ tải một pha được đấu vào pha BC của thanh góp một trạm biến áp được cung cấp từ lưới (h. 17-17,a). Cũng trên thanh góp này được nối vào một động cơ điện không đồng bộ. Trong mạch phần tĩnh của động cơ được mắc nối tiếp vào các tụ điện C .

Sơ đồ thay thế của mạch đang xét cho trên h. 17-17,b.

lưu qua điện trở tác dụng của các phần tử mạch điện, từ sơ đồ thay thế có thể viết:

$$I_{A2} = j \frac{X_{ng}(X_{2d} - X_c)}{X_{ng} + (X_{2d} - X_c)} I_{A1pt}; \quad (17-74)$$

Ở đây X_{ng} — điện kháng ngoài, tính từ thanh góp của trạm đến nguồn cung cấp. I_{A1pt} — dòng thứ tự thuận của phụ tải.

Để dàng xác định được:

$$I_{A1pt} = -I_{A2pt} = \frac{I_{pt}}{\sqrt{3}} = \frac{S_{pt}}{\sqrt{3} I_{A1}};$$

Ở đây I_{A2pt} — dòng thứ tự nghịch của phụ tải; I_{pt} — dòng toàn phần của phụ tải.

I_{A1} — áp thứ tự thuận trên phụ tải

Hệ số không đối xứng về áp trên thanh góp của trạm xác định như sau:

$$\alpha_U = \left| \frac{I_{A2}}{I_{A1}} \right| = \frac{X_{ng}(X_{2d} - X_c)}{X_{ng} + X_{2d} - X_c} \left| \frac{I_{A1}}{I_{A1}} \right| \quad (17-75)$$

Coi rằng áp thứ tự thuận trên thanh góp của trạm không đổi và bằng định mức của mạng và lấy áp định mức này và công suất phụ tải một pha làm đơn vị cơ bản, khi đó thì (17-75) có dạng:

$$\alpha = \frac{X_{ng}(X_{2d} - X_c)}{S_{*d} X_{ng} + X_{2d} - X_c} \quad (17-76)$$

Ở đây S_{*d} — công suất tương đối định mức của động cơ. Từ (17-76) nhận được:

$$S_{*d} = (X_{2d} - X_c) \left[\frac{1}{\alpha_U} - \frac{1}{X_{ng}} \right] \quad (17-77)$$

Đại lượng $\Delta X = X_{2d} + X_c$ đặc trưng cho mức độ bù điện kháng thứ tự nghịch của động cơ.

Đối với động cơ khi có phụ tải định mức thì $X_{2d} = 0,35$. Giả thiết điện kháng thứ tự nghịch của động cơ không được bù, tức là $\Delta X = X_{2d} - X_c = X_{2d}$. Coi rằng hệ số không đối xứng bằng đại lượng cho phép $\alpha_U = \alpha_{Ucp} = 0,02$. Từ đó biểu thức (17-77) có dạng:

$$S_{*d} = 17,5 - \frac{0,35}{X_{ng}} \quad (17-78)$$

Trong thực tế thường $X_{ng} = 0,1$. Khi đó từ (17-78) xác định được $S_{*d} = 14$. Điều đó có nghĩa là để đối xứng lưới điện đến mức cho phép nhờ động cơ không đồng bộ làm việc với phụ tải định mức và khi điện kháng thứ tự nghịch của nó không được bù thì công suất định mức của động cơ phải gấp 14 lần công suất phụ tải một pha, tức là trong trường hợp này khả năng đối xứng hóa của động cơ rất kém.

Bây giờ xét trường hợp bù hoàn toàn X_{2d} . Khi đó $\Delta X = X_{2d} - X_c = 0$ và $\alpha_u = 0$. Từ (17-77) có thể viết:

$$S_{*d} = \lim_{\substack{\Delta X \rightarrow 0 \\ \alpha_u \rightarrow 0}} \Delta X \left[\frac{1}{\alpha_u} - \frac{1}{X_{ng}} \right] = 1$$

Như vậy xét về mặt đối xứng hóa đơn thuần, để đối xứng hoàn toàn phụ tải một pha nhờ động cơ điện không đồng bộ đã được bù hoàn toàn điện kháng thứ tự nghịch, công suất định mức của nó chỉ cần bằng công suất của phụ tải một pha. Tuy nhiên nghiên cứu hành vi của động cơ trong chế độ đang xét về mặt phát nóng chứng tỏ rằng động cơ cần phải làm việc không tải và công suất định mức của nó phải lớn hơn công suất phụ tải một pha vào khoảng 20%.

Cần chú ý rằng dùng động cơ đã được bù hoàn toàn điện kháng thứ tự nghịch như trên để đối xứng hóa sẽ đảm bảo cho lưới điện được đối xứng hoàn toàn và thường xuyên dù cho phụ tải thay đổi như thế nào cũng không đòi hỏi phải có sự điều chỉnh nào. Đó là ưu điểm đặc biệt của phương pháp đối xứng hóa này mà những phương pháp đối xứng khác không thể có được (trừ trường hợp đặc biệt đã xét trong § 17-5).

Bây giờ hãy xét hệ thống dòng ba pha trong động cơ. Từ sơ đồ thay thế h. 17-7, b thấy rằng khi bù hoàn toàn điện kháng thứ tự nghịch của động cơ thì $I_{A2d} = I_{A1pt}$, tức là động cơ phải tiêu thụ hoàn toàn dòng thứ tự nghịch của phụ tải. Khi bù không hoàn toàn, dòng thứ tự nghịch của động cơ xác định như sau:

$$I_{A2d} = \frac{X_{ng}}{X_{ng} + \frac{X_{2d} - X_c}{S_{*d}}} I_{A1pt} = \frac{X_{ng} S_{*d}}{X_{ng} S_{*d} + X_{2d} - X_c} I_{A1pt} = \beta I_{A1pt}$$

$$\text{Ở đây } \beta = \frac{X_{ng} S_{*d}}{X_{ng} S_{*d} + X_{2d} - X_c} \leq 1 \quad (17-79)$$

Đồ thị vector của dòng ba pha trong động cơ cho trên h. 17-17, c. Đồ thị được vẽ với giả thiết dòng từ hóa chỉ bao gồm thành phần phản kháng. Phân tích I_{A2d} ra thành phần tác dụng và phản kháng $I_{A2d} = \beta I_{A1pt} (\cos \varphi_{pt} - j \sin \varphi_{pt})$. Dấu trừ đặt trước thành phần phản kháng vì vector áp $\dot{U}_1$ được đặt trên trục thực, còn phụ tải một pha mang tính chất tác dụng và cảm kháng. Cũng vì vậy dòng từ hóa (cũng chính là dòng thứ tự thuận vì động cơ không tải) $I_{A1d} = -j I_{A1d}$. Khi đó dòng trong các pha của động cơ xác định như sau:

$$\begin{aligned} I_{Ad} &= I_{A1d} + I_{A2d} = -j I_{A1d} + \beta I_{A1pt} (\cos \varphi_{pt} - j \sin \varphi_{pt}) = \\ &= \beta I_{A1pt} \cos \varphi_{pt} - j (I_{A1d} + \beta I_{A1pt} \sin \varphi_{pt}); \end{aligned} \quad (17-80)$$

$$\begin{aligned} I_{Bd} &= I_{B1d} + I_{B2d} = a^2 I_{A1d} + a I_{A2d} = \\ &= - \left[\frac{\sqrt{3}}{2} I_{A1d} + \beta I_{A1pt} \cos \left(\varphi_{pt} + \frac{\pi}{3} \right) \right] + \\ &+ j \left[\frac{1}{2} I_{A1d} + \beta I_{A1pt} \cos \left(\frac{\pi}{6} - \varphi_{pt} \right) \right]; \end{aligned} \quad (17-81)$$

Từ đồ thị vector áp xác định được :

$$\left. \begin{aligned} U_{Ad} &= \sqrt{U_{A1d}^2 + U_{A2d}^2 + 2U_{A1d}U_{A2d}\sin\varphi_{pt}} \\ U_{Bd} &= \sqrt{U_{A1d}^2 + U_{A2d}^2 + 2U_{A1d}U_{A2d}\cos(\varphi_{pt} + 30)} \\ U_{Cd} &= \sqrt{U_{A1d}^2 + U_{A2d}^2 + 2U_{A1d}U_{A2d}\cos(210 - \varphi_{pt})} \end{aligned} \right\} \quad (17-85)$$

Sử dụng (17-76) và (17-79) và lấy $I_{A1d} = 0,3$ (coi dòng không tải bằng 30% định mức) ; $S_d = S_{pt}$ thì (17-84) có thể viết dưới dạng đơn vị tương đối định mức như sau :

$$\left. \begin{aligned} U_{A1d} &= 1 + 0,3 \left(X_{2d} - \frac{\alpha_U}{\beta} \right) = 1 + 0,3 \left(\frac{1}{I_{*mm}} - \frac{\alpha_U}{\beta} \right) ; \\ U_{A2d} &= \beta X_{2d} = \frac{\beta}{I_{*mm}} ; \end{aligned} \right\} \quad (17-86)$$

Ở đây I_{*mm} - dòng mở máy tương đối định mức của động cơ (trong tính toán coi $X_{2d} = X_N = \frac{1}{I_{*mm}}$).

Đặt (17-87) vào (17-85) được :

$$\begin{aligned} U_{Ad} &= \sqrt{\left[1 + 0,3 \left(\frac{1}{I_{*mm}} - \frac{\alpha_U}{\beta} \right) \right]^2 + \frac{\beta^2}{I_{*mm}^2} + 2 \frac{\beta}{I_{*mm}} \times} \\ &\quad \left[1 + 0,3 \left(\frac{1}{I_{*mm}} - \frac{\alpha_U}{\beta} \right) \right] \sin \varphi_{pt}} \\ U_{Bd} &= \sqrt{\left[1 + 0,3 \left(\frac{1}{I_{*mm}} - \frac{\alpha_U}{\beta} \right) \right]^2 + \frac{\beta^2}{I_{*mm}^2} + 2 \frac{\beta}{I_{*mm}} \left[1 + 0,3 \left(\frac{1}{I_{*mm}} - \frac{\alpha_U}{\beta} \right) \right] \times} \\ &\quad \cos(\varphi_{pt} + 30)} ; \\ U_{Cd} &= \sqrt{\left[1 + 0,3 \left(\frac{1}{I_{*mm}} - \frac{\alpha_U}{\beta} \right) \right]^2 + \frac{\beta^2}{I_{*mm}^2} + 2 \frac{\beta}{I_{*mm}} \left[1 + 0,3 \left(\frac{1}{I_{*mm}} - \frac{\alpha_U}{\beta} \right) \right] \times} \\ &\quad \cos(210 - \varphi_{pt})}. \end{aligned} \quad (17-87)$$

Từ đó thấy rằng độ không đối xứng của áp pha trên cực động cơ phụ thuộc vào mức độ bù điện kháng tự nghịch của động cơ và hệ số công suất của phụ tải không đối xứng. Nếu lấy trung bình $I_{*mm} = 5$ và xét trường hợp bù hoàn toàn X_{2d} , khi đó $\beta = 1$, $\alpha_U = 0$ thì $U_{A1d} = 1,6$, $U_{A2d} = 0,2$, từ (17-85) xác định được :

$$\left. \begin{aligned} U_{Ad} &= 1,16 + 0,42 \sin \varphi_{pt} ; \\ U_{Bd} &= 1,16 + 0,42 \cos(\varphi_{pt} + 30) ; \\ U_{Cd} &= 1,16 + 0,42 \cos(210 + \varphi_{pt}). \end{aligned} \right\} \quad (17-88)$$

Từ đó thấy rằng $U_{Admax} = U_{Bdmax} = U_{Cdmax} = 1,26$.

Như vậy bù X_{2d} bằng tụ điện không những làm cho áp trên cực động cơ mất đối xứng nghiêm trọng mà còn dẫn đến quá áp nữa. Cần chú ý rằng sự mất đối xứng và quá áp chỉ xảy ra trên cực động cơ, còn áp trên thanh góp của trạm (khi bù hoàn toàn X_{2d}) thì đối xứng và có giá trị bình thường.

Sự có mặt của tụ điện trong mạch phần tĩnh của động cơ có thể dẫn đến hiện tượng tự kích thích điện dung. Tính toán chứng tỏ rằng khi không tải động cơ không bị tự kích thích. Nhưng khi có dao động tần số quay và khi mở máy, động cơ có thể bị tự kích thích. Vì vậy động cơ dùng để đối xứng hóa phải làm việc không tải, không được bù hoàn toàn X_{2d} và khi mở máy phải nối tắt tụ điện.

Dùng máy bù đồng bộ để đối xứng hóa sẽ khắc phục được những nhược điểm nói trên. Để làm nhiệm vụ đối xứng hóa máy bù cũng phải được bù điện kháng thứ tự nghịch. Nhưng hiện nay đã có biện pháp dập tắt được hoàn toàn hiện tượng tự kích thích của máy bù do đó điện kháng thứ tự nghịch của nó có thể bù hoàn toàn. Cần chú ý rằng bù hoàn toàn điện kháng thứ tự nghịch sẽ làm cho lưới trở lại đối xứng hoàn toàn, còn khi bù không hoàn toàn như đối với động cơ không đồng bộ, lưới còn có một mức độ không đối xứng nào đó tùy thuộc mức độ bù.

Cần nhấn mạnh rằng trong khi làm nhiệm vụ đối xứng hóa, máy bù có thể phát hoặc tiêu thụ công suất phản kháng khi cần thiết. Tính toán chứng tỏ rằng nếu máy bù chỉ làm nhiệm vụ đối xứng hóa thì công suất định mức của nó phải bằng công suất của phụ tải một pha. Nếu máy bù còn làm nhiệm vụ phát hoặc tiêu thụ công suất phản kháng thì công suất định mức của nó phải lớn hơn và phụ thuộc vào mức độ phát và tiêu thụ công suất phản kháng.

Bù điện kháng thứ tự nghịch của máy bù cũng dẫn đến sự không đối xứng và quá áp trên cực của nó tương tự như đối với động cơ không đồng bộ.

Qua trên có thể rút ra kết luận sau:

1. Có thể dùng động cơ không đồng bộ hoặc máy bù đồng bộ đã được bù điện kháng thứ tự nghịch để đối xứng hóa hệ thống. Phương pháp đối xứng này đặc biệt có hiệu quả đối với những phụ tải thay đổi nhanh, liên tục và đột ngột. Ưu việt của phương pháp này là luôn luôn đảm bảo sự đối xứng thường xuyên của lưới mà không đòi hỏi một sự điều chỉnh nào dù phụ tải thay đổi ra sao.

2. Công suất định mức của các máy điện quay dùng để đối xứng hóa cần phải bằng hoặc lớn hơn phụ tải một pha (tùy thuộc vào các trường hợp cụ thể).

3. Bù điện kháng thứ tự nghịch của các máy điện quay sẽ dẫn đến quá áp trên cực của chúng. Vì vậy các máy điện dùng để đối xứng hóa phải được tính đến sự quá áp này.

CHƯƠNG 18

MÔ HÌNH XÁC SUẤT ĐÁNH GIÁ CHẤT LƯỢNG ĐIỆN ÁP

18.1. MỞ ĐẦU.

Phương pháp đánh giá chất lượng điện áp theo giá trị luyệt đối của độ lệch có nhược điểm là không cho ta hiểu biết đầy đủ về hành vi của điện áp trong thời gian, do đó có thể làm hệ thống cung cấp điện dặt một cách không hợp lý. Trong thực tế có thể đề độ lệch điện áp vượt ra ngoài phạm vi giới hạn

cho phép một thời gian rất ngắn, phương pháp độ lệch tuyệt đối không cho phép sử dụng tính chất này.

Mô hình xác suất cho ta hiểu biết một cách đầy đủ hơn về hành vi của điện áp theo thời gian và trên cơ sở đó có thể tiến hành điều chỉnh điện áp một cách hợp lý và hiệu quả.

Mô hình xác suất thống kê được sử dụng để đánh giá chất lượng điện áp lần đầu tiên ở Pháp vào những năm 1950 do Ailet và Kain, sau đó được nhiều nhà khoa học Liên xô áp dụng và phát triển.

Cơ sở của mô hình xác suất là xem giá trị điện áp ở một nút bất kỳ của mạng điện là đại lượng ngẫu nhiên biến đổi không ngừng trong thời gian. Các nghiên cứu đã đi đến kết luận rằng độ lệch điện áp ở các phụ tải trong mạng điện phân phối tuân theo luật phân bố chuẩn hoặc rất gần chuẩn. Do đó có thể áp dụng các đặc trưng lý thuyết của luật phân bố này để đánh giá chất lượng điện áp. Giả thuyết đó có thể chấp nhận được khi điện áp ở nút phụ tải biến thiên dưới tác động của rất nhiều yếu tố ngẫu nhiên độc lập với nhau và có cùng mức độ ảnh hưởng như nhau. Khi một yếu tố nào đó có ảnh hưởng mạnh hơn hẳn các yếu tố khác thì điều kiện để có luật phân bố chuẩn bị phá hoại. Ví dụ trong mạng điện thiếu công suất phản kháng hoặc trong mạng điện điện áp cao có điều chỉnh điện áp, giả thiết về luật chuẩn đối với dao động điện áp không còn đúng hoàn toàn.

Mô hình xác suất cho phép xác định được mức độ kéo dài theo thời gian của giá trị độ lệch điện áp bất kỳ. Trên cơ sở đó tiêu chuẩn Liên xô quy định rằng chất lượng điện áp được xem là đảm bảo nếu giá trị xác suất điện áp nằm trong giới hạn cho phép là 0,95, nghĩa là khoảng 95% thời gian khảo sát điện áp nằm trong phạm vi cho phép.

Người ta cũng đã chế tạo được các vôn mét tích phân có thể đo được trực tiếp các đặc trưng cơ bản của luật phân phối điện áp.

Tiến thêm một bước nữa có thể đánh giá chất lượng điện áp theo tương quan giữa điện áp và công suất. Bằng cách này có thể xác định lượng điện năng được cung cấp cho phụ tải với điện áp nằm trong giới hạn cho phép và gọi là điện năng chất lượng.

Chặt chẽ hơn cả là đánh giá chất lượng điện áp theo hiệu quả kinh tế của nó đối với hộ dùng điện trên cơ sở đó thực hiện điều chỉnh tối ưu chất lượng điện áp.

Trở ngại chủ yếu khiến cho việc sử dụng mô hình xác suất cũng như mô hình điều chỉnh tối ưu chất lượng điện áp bị hạn chế là do vấn đề kiểm định tính chuẩn của luật phân phối điện áp ở các hộ tiêu thụ, vấn đề đo lường và đặc trưng của luật phân phối điện áp và xác định các chỉ tiêu kinh tế của điện áp đối với hộ tiêu thụ... Các nghiên cứu theo hướng này hiện được tiến hành mạnh mẽ ở nhiều nước.

18-2. ĐÁNH GIÁ CHẤT LƯỢNG ĐIỆN ÁP THEO XÁC SUẤT

1. Luật phân phối của điện áp

Độ lệch của điện áp so với giá trị định mức tại một nút phụ tải ở thời điểm t được xác định theo biểu thức

$$\delta U_{(t)} = \frac{U_t - U_{dm}}{U_{dm}} \cdot 100 \quad (18-1)$$

Độ lệch điện áp tuân theo luật phân bố chuẩn với hàm mật độ

$$f(u) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \cdot \frac{[\delta u(t) - \delta u_{tb}]^2}{2\sigma^2} \quad (18-2)$$

trong đó: δU_{tb} — độ lệch điện áp trung bình, được xác định bởi biểu thức:

$$\delta U_{tb} = \frac{1}{T} \int_0^T \delta U_{(t)} dt = \frac{U_{tb} - U_{dm}}{U_{dm}} 100 \quad (18-3)$$

trong đó:

T — thời gian khảo sát, thời gian này càng lớn thì giá trị δU_{tb} xác định được càng chính xác (thường cần thống kê khoảng 2 — 3 tuần lễ trở lên)

U_{tb} là giá trị trung bình của điện áp trong khoảng T . Phương sai của độ lệch điện áp.

$$\sigma^2 = \frac{1}{T} \int_0^T (\delta U_{(t)} - \delta U_{tb})^2 dt \quad (18-4)$$

là độ lệch trung bình bình phương của độ lệch điện áp $\delta U(t)$ so với giá trị trung bình của nó có liên hệ với độ lệch tiêu chuẩn σ theo biểu thức sau:

$$\sigma = \frac{\sigma_1}{U_{dm}} 100$$

Để có thể sử dụng các bảng tính xác suất phải đưa hàm mật độ (18-2) về dạng biến chuẩn có phương sai bằng 1 và giá trị trung bình bằng không.

Đặt
$$\frac{\delta U_{(t)} - \delta U_{tb}}{\sigma} = x \quad (18-5)$$

và hàm mật độ $f(u) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}}$

ta có
$$Z = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}} \quad (18-6)$$

Đối với luật phân phối Z có thể tính dễ dàng xác suất để x nằm trong miền giữa giá trị x_1 và x_2

$$P(x_1 < x < x_2) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{x_1}^{x_2} e^{-\frac{x^2}{2}} dx = F(x_2) - F(x_1) \quad (18-7)$$

trong đó

$$F(x_2) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{x_2} e^{-\frac{x^2}{2}} dx$$

$$F(x_1) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{x_1} e^{-\frac{x^2}{2}} dx$$

là các tích phân xác suất Laplace đã được tính sẵn trong các bảng tính xác suất (xem phụ lục 2) chú ý nếu $x < 0$ thì $F(-x) = 1 - F(x)$

Một tính chất rất quan trọng của luật phân phối chuẩn là quy tắc 3σ , theo quy tắc này xác suất để cho độ lệch điện áp vượt ra khỏi phạm vi $\delta U_{tb} \pm 3\sigma$ và $\delta U \pm 3\sigma$ thực tế bằng không. Như vậy có thể khẳng định rằng độ lệch điện áp luôn nằm trong phạm vi

$$\delta U_{tb} - 3\sigma \leq \delta U \leq \delta U_{tb} + 3\sigma \quad (18-8)$$

hay là:

$$U_{min} = U_{tb} - 3\sigma_U \leq U \leq U_{tb} + 3\sigma_U = U_{max} \quad (18-9)$$

theo (18-8), (18-9) có thể tính được các đặc trưng xác suất của điện áp khi biết U_{max} , U_{min} :

$$U_{tb} = \frac{U_{max} + U_{min}}{2} \quad (18-10)$$

$$\sigma_U = \frac{U_{max} - U_{min}}{6} \quad (18-11)$$

Sau đó theo (18-3) xác định được δU_{tb} và

2. Tính chất lượng điện áp theo xác suất.

Tính chất lượng điện áp theo xác suất chính là xác định phân lượng thời gian để điện áp đảm bảo chất lượng trong tổng thời gian làm việc T nào đó.

Khi cho biết δU_{tb} , δ và độ lệch điện áp cho phép δU^- và δU^+ ta có thể xác định được xác suất để cho $\delta U^- \leq \delta U \leq \delta U^+$, đó chính là xác suất thời gian chất lượng P_{cl} .

Để có thể áp dụng (18-7) trước hết ta phải tính x_1 và x_2 :

$$x_1 = \frac{\delta U^- - \delta U_{tb}}{\delta}$$

$$x_2 = \frac{\delta U^+ - \delta U_{tb}}{\delta}$$

sau đó xác suất chất lượng được xác định theo:

$$\begin{aligned} P_{cl} &= P(\delta U^- \leq \delta U \leq \delta U^+) = F(x_2) - F(x_1) \\ &= F\left(\frac{\delta U^+ - \delta U_{tb}}{\delta}\right) - F\left(\frac{\delta U^- - \delta U_{tb}}{\delta}\right) \end{aligned} \quad (18-12)$$

P_{cl} cũng có thể xác định theo U_{tb} và σ_t :

$$P_{cl} = F\left(\frac{U_{cpmax} - U_{tb}}{\sigma_t}\right) - F\left(\frac{U_{cpmin} - U_{tb}}{\sigma_t}\right) \quad (13-13)$$

trong đó

$$U_{cpmax} = \frac{\delta U^+ \cdot U_{dm}}{100} + U_{dm}$$

$$U_{cpmin} = \frac{\delta U^- \cdot U_{dm}}{100} + U_{dm}$$

Thời gian điện áp đảm bảo chất lượng là:

$$T_{cl} = P_{cl} \cdot T \quad (18-14)$$

Ta cũng tính được xác suất thời gian không chất lượng, tức là xác suất để $\delta U < \delta U^-$ và $\delta U > \delta U^+$:

$$P_{kcl} = P\{\delta U < \delta U^-\} + P\{\delta U > \delta U^+\} = 1 - P_{cl} \quad (18-15)$$

trong đó

$$P\{\delta U < \delta U^-\} = F\left(\frac{\delta U^- - \delta U_{tb}}{\sigma_t}\right) = F\left(\frac{U_{cpmin} - U_{tb}}{\sigma_t}\right) \quad (18-16)$$

$$P\{\delta U > \delta U^+\} = 1 - \frac{F(\delta U^+ - \delta U_{tb})}{\sigma_t} = 1 - F\left(\frac{U_{cpmax} - U_{tb}}{\sigma_t}\right) \quad (18-17)$$

Thời gian điện áp không đảm bảo chất lượng là:

$$T_{kcl} = P_{kcl} \cdot T = T - T_{cl} \quad (18-18)$$

Ví dụ 18-1. Cho biết $U_{dm} = 110 \text{ V}$, $\delta U^- = -5\%$, $\delta U^+ = 5\%$. Theo thống kê có $\delta U_{tb} = 1\%$, $\sigma = 2,5\%$ hãy tính xác suất để điện áp dao động trong khoảng δU^- và δU^+ giả thiết thời gian khảo sát $T = 8760 \text{ h}$

Giải: $x_1 = \frac{-5 - (-1)}{2,5} = -1,6$

$$x_2 = \frac{5 - (-1)}{2,5} = 2,4$$

Tra bảng hàm tích phân Laplace ta có:

$$F(x_1) = F(-1,6) = 1 - F(1,6) = 1 - 0,9452 = 0,0548$$

$$F(x_2) = F(2,4) = 0,9918$$

Vậy $P_{cl} = P\{\delta U^- < \delta U < \delta U^+\} = F(x_2) - F(x_1)$

$$P_{cl} = F(2,4) - F(-1,6) = 0,9918 - 0,0548 = 0,9370$$

$$T_{kcl} = 8760 (1 - P_{cl}) = 8760 (1 - 0,9370) = 548 \text{ h/năm}$$

$$\delta U_{min} = \delta U_{tb} - 3 = -1 - 3 \cdot 2,5 = -8,5\%$$

$$\delta U_{max} = \delta U_{tb} + 3 = -1 + 3 \cdot 2,5 = 6,5\%$$

Nếu theo tiêu chuẩn quy định $P_{cl} \geq 95\%$ thì ở đây chất lượng điện áp không đảm bảo, phải có biện pháp điều chỉnh. Có thể thay đổi điện áp trung bình (bằng cách thay đổi đầu phân áp chẳng hạn).

Theo kết quả tính $F(x_1)$, $F(x_2)$ ta thấy :

$$P\{\delta U < \delta U^-\} = 0,0548$$

$$P\{\delta U > \delta U^+\} = 1 - 0,9918 = 0,0082$$

Như vậy điện áp xấu về phía dưới nhiều hơn. Vì vậy cần tăng giá trị trung bình. Giả thiết tăng để có: $\delta U_{tb} = 0$

Khi đó

$$x_1 = \frac{-5}{2,5} = -2; x_2 = \frac{5}{2,5} = 2$$

$$F(-2) = 1 - F(2) = 1 - 0,9772 = 0,0228$$

$$P_{cl} = P\{\delta U^- < \delta U < \delta U^+\} = F(2) - F(-2) = 0,9772 - 0,0228 = 0,9544 \text{ đạt yêu cầu}$$

Ví dụ 18-2: Hãy tính chất lượng điện áp tại nút phụ tải khi đo được $U_{\max} = 115 \text{ V}$; $U_{\min} = 90 \text{ V}$; $U_{dm} = 110 \text{ V}$

$$\delta U^- = -5\%; \delta U^+ = 10\%$$

Giả thiết thời gian khảo sát $T = 8760 \text{ h}$

Giải:

Theo (18-10) và (18-11) có $U_{tb} = \frac{U_{\max} + U_{\min}}{2}$

$$\text{Vậy } U_{tb} = \frac{115 + 90}{2} = 102,5 \text{ V}$$

$$\text{và } \sigma_U = \frac{U_{\max} - U_{\min}}{6}$$

$$\text{vậy } \sigma_U = \frac{115 - 90}{6} = 4,1 \text{ V}$$

$$\sigma U_{tb} = \frac{102 - 110}{110} \cdot 100 = -7,2\%$$

$$= \frac{4,1}{110} \cdot 100 = 3,72\%$$

Từ đây xác định được

$$P_{cl} = P\{\delta U^- < \delta U < \delta U^+\} = F\left(\frac{\delta U^+ - \delta U_{tb}}{\sigma}\right) - F\left(\frac{\delta U^- - \delta U_{tb}}{\sigma}\right)$$

$$\text{Ở đây } P_{cl} = F(4,6) - F(-0,59) = 0,7258$$

$$\text{Do đó } P_{kcl} = 1 - 0,7258 = 0,2742$$

$$\text{và } T_{kcl} = 0,2742 \cdot 8760 = 2402 \text{ h/năm}$$

3. Hệ số không chất lượng.

Như đã thấy các đại lượng δU_{tb} và δ^2 được sử dụng rất hiệu quả trong việc đánh giá chất lượng điện năng. Tuy nhiên các đại lượng này vẫn chưa cho ta biết rõ quan hệ giữa điện áp thực tế so với điện áp định mức của mạng điện.

Để khắc phục nhược điểm này người ta đưa ra đại lượng gọi là hệ số không chất lượng được định nghĩa bởi biểu thức sau :

$$N = \frac{1}{T} \int_0^T (\delta U(t))^2 dt [\%]^2 \quad (18-19)$$

N chính là giá trị trung bình của bình phương độ lệch điện áp so với định mức, căn bậc hai của N cho ta biết độ lệch trung bình của điện áp so với định mức. Gọi σ là độ lệch chuẩn phương của độ lệch điện áp, theo lý thuyết xác suất [xem phụ chương hai] có :

$$N = \delta U_{tb}^2 + \sigma^2 \quad (18-20)$$

Như vậy bộ ba đại lượng δU_{tb} , N và σ xác định hoàn toàn hành vi của điện áp trong thời gian.

Ở ví dụ 18-1, ta có $\sigma = 2,5\%$, $\delta U_{tb} = -1$ vậy $N = (2,5)^2 + (-1)^2 = 7,2(\%)^2$ và $\sqrt{N} = 2,68\%$, độ lệch trung bình của điện áp so với định mức là $2,68\%$.

Rõ ràng là giá trị N càng lớn chứng tỏ chất lượng điện áp càng xấu. Do đó gọi N là hệ số không chất lượng của điện áp.

Hệ số không chất lượng có ý nghĩa quan trọng trong việc đánh giá chỉ tiêu kinh tế của phụ tải theo điện áp, có thể chứng minh rằng tổn thất kinh tế của phụ tải khi điện áp lệch khỏi giá trị định mức phụ thuộc vào hệ số N .

Các nhà khoa học Pháp đã đưa ra biểu thức đánh giá tổn thất kinh tế của phụ tải theo điện áp như sau

$$Y_T = (a_1 \delta U_{tb} + a_2 N) . A \quad (18-21)$$

trong đó : a_1 — [đơn vị tiền/kWh . %], a_2 — [đơn vị tiền/kWh . $(\%)^2$] là các hệ số phụ thuộc vào đặc tính của hồ tiêu thụ điện ; A [kWh] — tổng lượng điện năng tiêu thụ trong năm. Như vậy tổn thất kinh tế theo điện áp phụ thuộc vào giá trị trung bình δU_{tb} và hệ số không chất lượng N . Giá trị của Y_T càng nhỏ thì chất lượng điện áp càng tốt. Khó khăn lớn nhất khiến cho việc sử dụng (18-21) trong thực tế chính là vấn đề xác định các hệ số giá cả a_1 , a_2

4. Các thông số đặc trưng cho nhóm nhiều phụ tải.

Khi phải xét đồng thời nhiều phụ tải, ta dùng các thông số đặc trưng trung bình tính theo công suất của các phụ tải đó :

$$\delta U_{tb\Sigma} = \sqrt{\frac{\sum P_i \delta U_{tbi}^2}{\sum P_i}} \quad (18-22)$$

$$\sigma_\Sigma = \sqrt{\frac{\sum P_i \sigma_i^2}{\sum P_i}} \quad (18-23)$$

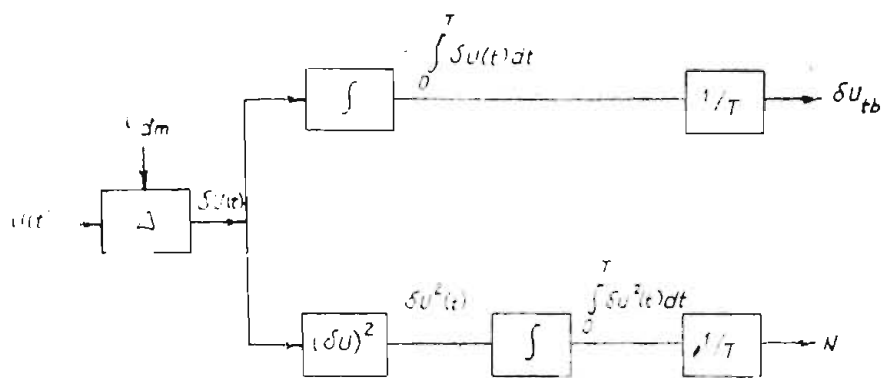
$$N = \delta U_{tb\Sigma}^2 + \sigma_\Sigma^2 \quad (18-24)$$

trong đó P_i , δU_{tbi} , σ_i — công suất và các đặc trưng của luật phân bố điện áp ở phụ tải i . Thay chỗ cho P_i có thể dùng lượng điện năng tiêu thụ hàng năm A_i .

5. Đo lường các đặc trưng xác suất của điện áp.

Các đại lượng σU_{tb} và N có thể đo lường một cách dễ dàng bằng volmêl tích phân đã được chế tạo và sử dụng ở nhiều nước.

Sơ đồ nguyên lý của volmêl tích phân trên hình 18-1. Tín hiệu điện áp được đưa vào bộ so sánh, ở đây điện áp định mức cũng được đưa vào, ở đầu ra của bộ này là $\delta U(t)$, đi theo hai nhánh. Một nhánh đi vào bộ tích phân $\int$ và sau đó là bộ nhân $1/T$, ở đầu ra là σU_{tb} . Một nhánh đi vào bộ bình phương $(\delta U)^2$ sau đó đến bộ tích phân $\int$ và bộ nhân $1/T$, ở đầu ra là N . Khi đã biết N và σU_{tb} ta dễ dàng xác định σ theo (18-21).



Hình 18-1

18.3. ĐÁNH GIÁ CHẤT LƯỢNG ĐIỆN ÁP THEO TƯƠNG QUAN GIỮA CÔNG SUẤT VÀ ĐIỆN ÁP

1. Luật phân bố chung của công suất tác dụng và điện áp, điện năng chất lượng.

Công suất tác dụng và điện áp ở mỗi nút phụ tải là hai đại lượng ngẫu nhiên phụ thuộc nhau và có luật phân bố chung với hàm mật độ $f(P, U)$ và hàm phân phối $F(P, U)$. Ta có :

$$F(P, U) = \int_{-\infty}^P \int_{-\infty}^U f(P, U) dU \cdot dP \quad (18-25)$$

Biểu thức trên cho ta biết xác suất để công suất có giá trị nhỏ hơn P và điện áp nhỏ hơn U .

Xác suất để cho $P_1 \leq P \leq P_2$ và $U_1 \leq U \leq U_2$ là

$$P \{P_1 \leq P \leq P_2, U_1 \leq U \leq U_2\} = \int_{P_1}^{P_2} \int_{U_1}^{U_2} f(P, U) dU dP \quad (18-26)$$

Các xác suất trên cho biết trong bao nhiêu phần trăm của thời gian khảo sát T công suất và điện áp có giá trị nằm trong miền đã định.

Ta có thể tính xác suất để hệ nằm trong miền

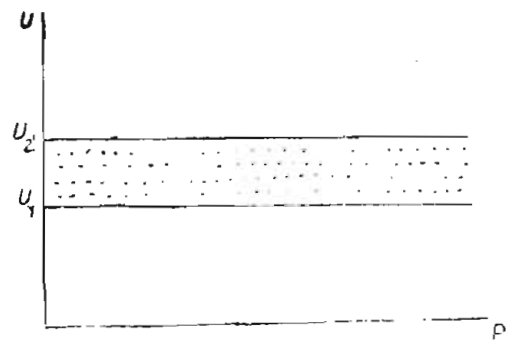
$$(0 \leq U \leq +\infty, U_1 \leq U \leq U_2)$$

$$P \{0 \leq P \leq \infty; U_1 \leq U \leq U_2\} = \int_0^\infty \int_{U_1}^{U_2} f(U, P) du dp \quad (18-27)$$

Ý nghĩa hình học của biểu thức (18-27) được thể hiện trên hình 18-2, đó chính là xác suất để hệ rơi vào giải nằm ngang giới hạn bởi các đường $U = U_1$ và $U = U_2$ và công suất không có giá trị âm.

Ta cũng có thể tính được số điện năng A được tiêu thụ khi điện áp nằm trong giới hạn giữa U_1 và U_2 .

$$A = T \int_0^\infty \int_{U_1}^{U_2} U \cdot f(P, U) dU dP \quad (18-28)$$



Hình 18-2

trong đó T là thời gian khảo sát.

Biểu thức (18-28) có ý nghĩa thực tiễn quan trọng. Nếu thay U_1 và U_2 bằng các giá trị giới hạn cho phép của điện áp U_{cpmin} và U_{cpmax} thì ta sẽ có lượng điện năng được cung cấp cho phụ tải với chất lượng điện áp đảm bảo. Ta gọi là điện năng chất lượng A_{CL} :

$$A_{CL} = T \int_0^\infty \int_{U_{cpmin}}^{U_{cpmax}} U \cdot f(P, U) dU dP \quad (18-29)$$

Ta cũng có thể tính được tổng số điện năng tiêu thụ bởi phụ tải.

$$A = T_0 \int_0^\infty \int_0^\infty P \cdot f(P, U) dU dP = P_{max} T_{max} \quad (18-30)$$

trong đó P_{max} là công suất cực đại của phụ tải, còn T_{max} là thời gian sử dụng công suất cực đại.

Từ (18-29) và (18-30) ta tính được số điện năng được cung cấp cho phụ tải với chất lượng điện áp không đảm bảo:

$$A_{KCL} = A_\Sigma - A_{CL} \quad (18-31)$$

Các đại lượng A_{CL} và A_{KCL} có thể sử dụng để đánh giá chất lượng điện áp và làm mục tiêu điều chỉnh nó.

Đánh giá chất lượng điện áp theo A_{CL} hoàn thiện hơn so với đánh giá theo xác suất thời gian chất lượng điện áp xấu vì nó xét đến số điện năng được tiêu thụ ứng với độ lệch điện áp cho phép.

Nếu không xét đến vốn đầu tư vào thiết bị điều chỉnh thì hàm mục tiêu để điều chỉnh chất lượng điện áp là:

$$A_{KCL} \rightarrow \min \quad (18-32)$$

hoặc

$$A_{CL} \rightarrow \max \quad (18-33)$$

2. Tính toán điện năng chất lượng theo tương quan giữa công suất tác dụng và điện năng.

Việc tính toán A_{CL} theo (18-29) rất phức tạp vì phải biết luật phân bố đồng thời của công suất và điện áp.

Trong trường hợp giữa công suất và điện áp có quan hệ tương quan chặt có thể tính gần đúng điện năng chất lượng theo phương pháp sau đây:

Ta có đường hồi quy thực nghiệm của công suất P theo điện áp U có dạng

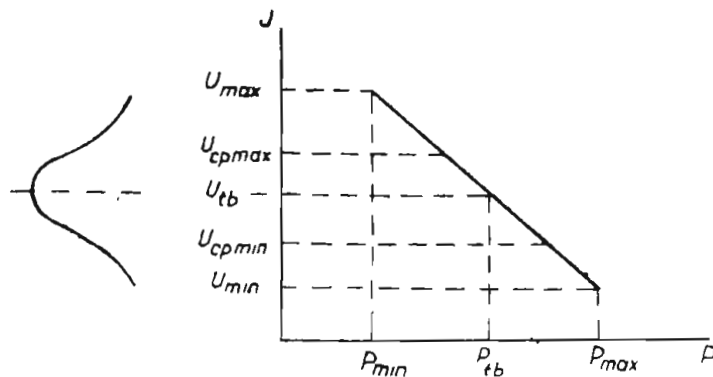
$$P_{tb}(U) = \frac{K_{PU}}{D_U} (U - U_{tb}) + P_{tb} \quad (18-34)$$

trong đó U_{tb} , P_{tb} là giá trị trung bình của điện áp và công suất,

K_{PU} là mômen tương quan giữa P và U

D_U là phương sai của U .

Đồ thị của đường hồi quy được vẽ trên hình 18-3. Công suất tác dụng hoàn toàn phụ thuộc vào yêu cầu của phụ tải. Bằng cách thay đổi công suất phản kháng Q trong mạng điện ta có thể thay đổi được giá trị của điện áp và do đó thay đổi được dạng điệu của đường hồi quy.



Hình 18-3

Giả thiết rằng điện áp tuân theo luật phân bố chuẩn, ta có thể tính được thời gian chất lượng:

$$\begin{aligned} T_{CL} &= P_{CL} \cdot T = T \int_{U_{cpmin}}^{U_{cpmax}} f(U) dU = \\ &= T \left[F \left(\frac{U_{cpmax} - U_{tb}}{\sigma} \right) - F \left(\frac{U_{cpmin} - U_{tb}}{\sigma} \right) \right] \end{aligned} \quad (18-35)$$

sau đó:

$$A_{CL} = t_{cl} \cdot P_{tb} \quad (18-36)$$

Để tăng cường độ chính xác có thể chia miền điện áp giữa U_{cpmin} và U_{cpmax} ra làm nhiều khoảng, mỗi khoảng có điện áp trung bình U_{tbi} và công suất trung bình P_{tbi} :

$$A_{CL} = T \cdot \sum_{i=1} P_{tbi} \left[F \left(\frac{U_{i+1} - U_{tb}}{\sigma} \right) - F \left(\frac{U_i - U_{tb}}{\sigma} \right) \right] \quad (18-37)$$

trong đó U_{i+1} và U_i là điện áp trên và dưới của khoảng i , khi khoảng i là khoảng dưới cùng thì $U_i = U_{cpmin}$ còn nếu i là khoảng trên cùng thì $U_{i+1} = U_{cpmax}$.

Ví dụ 18-3. Tính điện năng chất lượng ở nút phụ tải có :

$$U_{max} = 400V, U_{min} = 345V, P_{min} = 100kW, P_{max} = 200kW, U_{cpmax} = 399V, U_{cpmin} = 361V.$$

Trước hết ta lập đường hồi quy $P = f(U)$ đi qua hai điểm (U_{min}, P_{max}) , (U_{max}, P_{min}) có dạng tuyến tính :

$$\begin{aligned} P &= - \frac{P_{max} - P_{min}}{U_{max} - U_{min}} (U - U_{min}) + P_{max} \\ &= - \frac{200 - 100}{400 - 345} (U - 345) + 200 \\ &= - 1,82U + 828 \end{aligned}$$

Tính U_{tb} và σ_t :

$$\begin{aligned} U_{tb} &= \frac{U_{max} + U_{min}}{2} = 372,5V \\ \sigma_t &= \frac{U_{max} - U_{min}}{6} = 9,1V \end{aligned}$$

Ta chia điện áp làm 5 khoảng, với mỗi khoảng có U_i và U_{i+1} ta tính U_{tbi} rồi theo đường hồi quy tính P_{tbi}

Đặt :

$$\begin{aligned} x_1 &= \frac{U_i - U_{tb}}{\sigma_t} \\ x_2 &= \frac{U_{i+1} - U_{tb}}{\sigma_t} \end{aligned}$$

Xác suất để điện áp nằm trong khoảng i là :

$$P\{U_i \leq U \leq U_{i+1}\} = F(x_2) - F(x_1)$$

Ứng với một khoảng điện áp đó, điện năng có giá trị

$$A_i = P\{U_i < U < U_{i+1}\} \cdot P_{tbi}$$

Bảng 18-1

U_i U_{i+1} [V]	U_{tbi} [V]	P_{tbi} [kW]	x_1	x_2	$F(x_1)$	$F(x_2)$	A_i [10^3 kWh]	A_{cl} [10^3 kWh]
345 361	353	186	-3	-1,28	0,0014	0,0986	154	0
361 371	366	160	-1,28	-0,17	0,0986	0,4207	450	450
371 381	376	141	-0,17	0,94	0,4207	0,8159	500	500
381 391	386	126	0,94	2	0,8159	0,9772	177	177
391 400	395,5	108	2	3	0,9772	0,9986	24	24

Ở khoảng nào điện áp nằm trong giới hạn cho phép thì điện năng là chất lượng. Kết quả tính toán được ghi trong bảng 18-1.
Cộng các hàng ở cột A_i và P_{CL} ta có:

$$A_{\Sigma} = 1205 \cdot 10^3 kWh; \quad A_{CL\Sigma} = 1151 \cdot 10^3 kWh$$

Tỷ số giữa T_{CL} và A_{Σ} là:

$$\eta\% = \frac{A_{CL}}{A_{\Sigma}} 100 = \frac{1151 \cdot 10^3}{1205 \cdot 10^3} 100 = 95\%$$

18-4. ĐIỀU CHỈNH TỐI ƯU CHẤT LƯỢNG ĐIỆN ÁP

1. Đặt vấn đề. Đối với mỗi thiết bị dùng điện hoặc hộ tiêu thụ điện bao giờ cũng tồn tại giá trị điện áp tối ưu U_{opt} , khi làm việc với điện áp này hộ dùng điện có chỉ tiêu kinh tế tốt nhất. Khi điện áp lệch khỏi giá trị tối ưu sẽ gây ra thiệt hại kinh tế Y so với làm việc ở U_{opt} .

Để điều chỉnh điện áp hệ thống điện phải đầu tư lượng vốn K và phải chi phí về vận hành Y_{vh} , khi điều chỉnh điện áp cũng làm chi phí về tổn thất điện năng trong mạng điện $C\Delta A$ thay đổi. Vì vậy khi thực hiện điều chỉnh điện áp ta phải thực hiện để tổng chi phí Z_{Σ} đạt cực tiểu:

$$Z_{\Sigma} = Y + K + Y_{vh} + C\Delta A \rightarrow \min \quad (18-38)$$

Bài toán tổng quát điều chỉnh tối ưu chất lượng điện áp là xác định các tham số điều chỉnh sao cho tổng chi phí Z_{Σ} đạt giá trị cực tiểu trong các ràng buộc nhất định, ví dụ điện áp không được vượt quá giới hạn cho phép, vốn đầu tư có hạn v.v...

Khi bỏ qua một thành phần nào đó trong (18-38) ta có các bài toán tối ưu cục bộ. Ví dụ nếu không xét đến vốn đầu tư cho thiết bị điều chỉnh ta có bài toán điều chỉnh điện áp sao cho thiệt hại kinh tế ở hộ tiêu thụ là nhỏ nhất:

$$Y \rightarrow \min \quad (18-39)$$

hoặc khi không xét đến thiệt hại kinh tế Y ở phụ tải ta sẽ có bài toán: đảm bảo độ lệch điện áp cho phép với chi phí nhỏ nhất.

$$K + Y_{vh} + C\Delta A \rightarrow \min \quad (18-40)$$

với các ràng buộc

$$\delta U^- \leq \delta U_i \leq \delta U^+ \quad (18-41)$$

Để có thể giải các bài toán (18-38) hoặc (18-39) cần phải xác định được giá trị thiệt hại kinh tế Y do điện áp lệch khỏi giá trị tối ưu U_{opt} . Việc xác định Y và U_{opt} rất khó khăn và phức tạp, cho đến nay mới chỉ đạt được kết quả trong các trường hợp đơn giản. Do đó vấn đề điều chỉnh tối ưu chất lượng điện áp chưa được áp dụng rộng rãi trong thực tế, nhưng xu hướng là cần thực hiện được phương pháp điều chỉnh này vì nó mang lại hiệu quả kinh tế cao.

2. Tổn thất kinh tế do độ lệch điện áp. Ta gọi thiệt hại kinh tế của hộ tiêu thụ điện do chất lượng điện áp không tốt là hiệu số của chi phí tính toán Z

ở điện áp làm việc U và chi phí tính toán Z_0 ở điện áp tối ưu U_{opt} . Phân tích chi phí Z ở điện áp U thành chuỗi ta được biểu thức

$$Z = Z_0 + \frac{\partial Z}{\partial U} dU + \frac{1}{2} \frac{\partial^2 Z}{\partial U^2} (dU)^2 + \dots \quad (18-42)$$

Trong đó :

Z — chi phí tính toán ở điện áp U ; Z_0 — chi phí tính toán ở điện áp U_{opt}

$$dU = U - U_{opt}$$

Đạo hàm riêng ở biểu thức (18-42) được xác định ở điện áp $U = U_{opt}$

Thiết hại kinh tế của hồ tiêu thụ điện là :

$$Y = Z - Z_0 = \frac{\partial Z}{\partial U} dU + \frac{1}{2} \frac{\partial^2 Z}{\partial U^2} (dU)^2 + \dots \quad (18-43)$$

Vì giá trị của Z ở $U = U_{opt}$ là cực tiểu nên $\frac{\partial Z}{\partial U} = 0$;

Do đó có thể viết gần đúng

$$Y = \frac{1}{2} \frac{\partial^2 Z}{\partial U^2} (dU)^2 = \frac{1}{2} \frac{\partial^2 Z}{\partial U^2} (U - U_{opt})^2$$

đặt $K = \frac{1}{2} \frac{\partial^2 Z}{\partial U^2}$ ta có : (18-45)

$$Y = K(U - U_{opt})^2 \quad (18-46)$$

Thiết hại trong khoảng thời gian T là :

$$Y_T = \int_0^T K(U - U_{opt})^2 dt \quad (18-46)$$

Nếu biết đồ thị $U = f(t)$ ta tính được thiết hại Y_T trong thời gian T . Biến đổi (18-46) ta được :

$$\begin{aligned} Y_T &= K \int_0^T (U^2 - 2UU_{opt} + U_{opt}^2) dt = \\ &= K \left(\int_0^T U^2 dt + \int_0^T U_{opt}^2 dt - 2 \int_0^T U U_{opt} dt \right) = \\ &= KT \left(\frac{1}{T} \int_0^T U^2 dt - 2U_{opt} \frac{1}{T} \int_0^T U dt + U_{opt}^2 \right) \end{aligned} \quad (18-47)$$

Ta có thể tính được giá trị trung bình U_{tb} và phương sai $D(U)$ và giá trị trung bình bình phương U_{tbbp} của điện áp. Ta có

$$U_{tb} = \frac{1}{T} \int_0^T U dt$$

$$D(U) = \frac{1}{T} \int_0^T (U - U_{tb})^2 dt$$

$$= \frac{1}{T} \left(\int_0^T U^2 dt - 2 \int_0^T U dt \right) + U_{tb}^2$$

trong đó

$$U_{tbbp} = \sqrt{\frac{1}{T} \int_0^T U^2 dt}$$

từ đó ta có

$$D(U) = U_{tbbp}^2 - 2U_{tb}^2 + U_{tb}^2 = U_{tbbp}^2 - U_{tb}^2 \quad (18-48)$$

Thay vào (16-47) được:

$$Y_T = KT(U_{tbbp}^2 - 2U_{opt} U_{tb} + U_{opt}^2) =$$

$$= KT[D(U) + U_{tb}^2 - 2U_{opt}^2 U_{tb} + U_{opt}^2] =$$

$$= KTD(U) + (U_{tb} - U_{opt})^2 = KTD(U) + (\delta U)_{tb}^2 \quad (18-49)$$

Từ (18-49) ta thấy thiết hại kinh tế Y_T phụ thuộc vào phương sai và bình phương của độ lệch giữa điện áp trung bình và giá trị điện áp tối ưu. Biểu thức này tương tự như biểu thức (15-21). Thành phần $(\delta U)_{tb}^2$ có thể đo trực tiếp bằng vólmet tích phân, còn $D(U)$ thì tính theo (18-48) trong đó U_{tbbp} cũng đo được trực tiếp [xem biểu thức (18-12)].

Từ (18-49) thấy rằng muốn giảm Y_T cần giảm tán xạ $D(U)$ của điện áp và đưa giá trị trung bình của điện áp U_{tb} đến gần giá trị tối ưu U_{opt} . Đó cũng chính là hai biện pháp cơ bản của điều chỉnh điện áp.

3. Điện áp tối ưu. Mỗi hộ dùng điện có điện áp tối ưu U_{opt} , nói chung khác với U_{dm} của mạng điện. Để có thể điều chỉnh tối ưu chất lượng điện áp ta phải biết được điện áp tối ưu ở nút cung cấp, tức là ở chỗ điện áp được điều chỉnh một cách độc lập. Xác định điện áp tối ưu ở nút cung cấp rất phức tạp vì nó cung cấp điện cho nhiều hộ dùng điện có điện áp tối ưu khác nhau.

Để xác định điện áp tối ưu ở nút cung cấp, trước hết phải xác định được điện áp tối ưu ở các hộ dùng điện. Phương pháp chung để xác định điện áp tối ưu của hộ dùng điện là xây dựng hàm thiết hại kinh tế do điện áp lệch khỏi giá trị tối ưu của từng thiết bị dùng điện hoặc của cả hộ dùng điện nói chung. Sau đó cực tiểu hóa hàm này ta sẽ được điện áp tối ưu. Công việc này rất phức

tạp khó khăn, kết quả thu được đến nay còn rất ít và hạn chế trong một số loại hộ dùng điện có đặc tính sử dụng điện năng đơn giản.

Để làm ví dụ, dưới đây xét điện áp tối ưu của phụ tải ánh sáng và động cơ không đồng bộ.

a) *Điện áp tối ưu của phụ tải ánh sáng.* Khi điện áp U trên cực đèn sợi đốt lớn hơn điện áp định mức U_{dm} , tuổi thọ của bóng đèn giảm, nhưng quang thông phát ra lớn. Vậy làm cực tiểu chi phí tính toán cho một đơn vị lumen-giờ của bóng đèn ta sẽ có điện áp tối ưu.

Ta sử dụng các ký hiệu .

a — giá tiền bóng đèn tính theo 1kWh thấp sáng [xu/kWh]

b — giá 1kWh điện năng [xu/kWh]

P_{dm}, P — công suất định mức và thực tế của đèn [kW]

P_{dm}, T — tuổi thọ của đèn ứng với U_{dm} và U [h]

K_{dm}, K — xuất phát quang định mức và thực tế [lm/h]

Có thể thành lập quan hệ giữa K_{dm} và K thực tế:

$$K = K_{dm} \left(\frac{U}{U_{dm}} \right)^{1,9} \quad [\text{lm/W}] \quad (18-50)$$

Công suất tiêu thụ P của đèn phụ thuộc vào U theo quan hệ:

$$P = P_{dm} \left(\frac{U}{U_{dm}} \right)^{1,6} \quad [W] \quad (18-51)$$

Từ (18-50) và (18-51) ta xác định được quang thông của đèn:

$$L = PK = P_{dm} K_{dm} \left(\frac{U}{U_{dm}} \right)^{3,5} \quad [\text{lm}] \quad (18-52)$$

Tuổi thọ của đèn T tỷ lệ nghịch với điện áp làm việc U , có thể theo quan hệ:

$$T = T_{dm} \left(\frac{U_{dm}}{U} \right)^{1,33} \quad [h] \quad (18-53)$$

chi phí tính toán Z cho 1 giờ làm việc của đèn được thành lập như sau:

Chi phí khấu hao A trong 1 giờ của đèn khi làm việc với điện áp U :

$$A = aP_{dm} \frac{1}{T} = aP_{dm} \frac{1}{T_{dm}} \left(\frac{U}{U_{dm}} \right)^{13,3} \quad (18-54)$$

Vì hiệu quả kinh tế trong 1 giờ của đèn là $a_{tc} \cdot a \cdot P_{dm} \frac{1}{8760}$ rất nhỏ so với A nên có thể bỏ qua.

Vậy chi phí tính toán Z ứng với 1 giờ khi $T = 1000h$ có dạng:

$$\begin{aligned} Z &= \frac{bP}{1000} + aP_{dm} \frac{1}{T_{dm}} \left(\frac{U}{U_{dm}} \right)^{13,3} \\ &= \frac{bP_{dm}}{1000} \left(\frac{U}{U_{dm}} \right)^{1,6} + \frac{aP_{dm}}{T_{dm}} \left(\frac{U}{U_{dm}} \right)^{9,8} \end{aligned} \quad (18-55)$$

Suất chi phí tính toán Z_{dv} cho 1 lumen giờ xác định :

$$Z_{dv} = \frac{Z}{L} = \frac{b}{1000K_{dm}} \left(\frac{U}{U_{dm}} \right)^{-1,9} + \frac{a}{T_{dm}K_{dm}} \left(\frac{U}{U_{dm}} \right)^{9,8} \quad (18-56)$$

Lấy đạo hàm của Z_{dv} theo U và cho bằng không ta tìm được U_{opt} của đèn :

$$\frac{dZ_{dv}}{dU} = 0 = -1,9 \frac{b}{1000K_{dm}} \left(\frac{U_{opt}}{U_{dm}} \right)^{-2,9} + \frac{a}{T_{dm}K_{dm}} \left(\frac{U_{opt}}{U_{dm}} \right)^{9,8} \quad (18-57)$$

đặt $\frac{U_{opt}}{U_{dm}} = x$ biến đổi (16-57) ta được :

$$9,8 \frac{a}{T_{dm}} x^{11,7} = 1,9 \frac{b}{1000}$$

từ đây

$$x = \frac{U_{opt}}{U_{dm}} = \sqrt[11,7]{\frac{1,9b.T_{dm}}{9,8.a.1000}} = \sqrt[11,8]{0,194 \frac{b.T_{dm}}{a.1000}} \quad (18-58)$$

(18-58) xác định điện áp tối ưu U_{opt}

Ví dụ : xác định điện áp tối ưu của bóng đèn 40W với giả thiết $T_{dm} = 1000h$, $b = 15xu/kWh$, giá bóng đèn 2,4đ. Vậy :

$$a = \frac{240}{40.1000} = 6xu/kWh$$

Từ (18-58) tính được :

$$U_{opt} = U_{dm} \sqrt[11,7]{0,194 \frac{15.1000}{6.1000}} = 0,9881U_{dm}$$

b) Điện áp tối ưu của động cơ không đồng bộ. Khi điện áp trên cực của động cơ không đồng bộ lệch khỏi giá trị tối ưu sẽ gây ra thiệt hại kinh tế Y cho truyền động điện do hệ số trượt s thay đổi và tăng tổn thất điện năng trong động cơ : Giá trị Y có thể có dạng :

$$Y = \left[\left(\frac{S}{U} \right)^2 (r_1 + r_2) \frac{b}{100} + U^2 (b_M^2 r_1 + g) \frac{b}{100} + \alpha s P \right] S_{dm} \quad (18-59)$$

trong đó S — công suất toàn phần của động cơ, U — điện áp trên cực động cơ ; b — giá tiền tổn thất điện năng, xu/kWh ; r_1, r_2 — điện trở stato và roto ; b_M — điện dẫn từ hóa ; g — điện dẫn lác dụng do tổn thất trong sắt ; s — hệ số trượt trong hệ đơn vị tương đối với $S_{cs} = S_{dm}$, $U_{cs} = U_{dm}$; S_{dm} , kVA .

Thành phần thứ nhất là tổn thất trong điện trở stato và roto, thành phần thứ hai là tổn thất từ hóa và tổn thất trong sắt, thành phần thứ ba là tổn thất do hệ số trượt (ví dụ : sản phẩm hư hỏng).

Có thể coi gần đúng :

$$s = \frac{Pr^2}{U^2} \text{ do đó :}$$

$$Y = \left[\left(\frac{P}{U} \right)^2 (r_1 + r_2) \frac{b}{100} + U^2 (b_M^2 r_1 + g) \frac{b}{100} + \alpha \left(\frac{P}{U} \right)^2 r_2 \right] S_{dm} \quad (18-60)$$

đặt $r_2' = r_2 \left(1 + 100 \frac{\alpha}{b}\right)$ và biến đổi (18-60) ta được :

$$Y = \left[\left(\frac{P}{U} \right)^2 (r_1 + r_2') \frac{b}{100} + U^2 (b_M^2 r_1 + g) \frac{b}{100} \right] S_{dm} \quad (18-61)$$

Từ (18-61) ta tính được U_{opt} của động cơ không đồng bộ :

$$U = \frac{dY}{dU} = - \frac{2P^2 (r_1 + r_2')}{U_{opt}^3} + 2U_{opt} (b_M^2 r_1 + g) = 0$$

Từ đây :

$$U_{opt} = \sqrt[4]{P^2 (r_1 + r_2') / (r_1 b_M^2 + g)} \quad (18-62)$$

TÀI LIỆU THAM KHẢO

[1] Солдаткина Л.А., регулирование напряжения в Городских сетях, «энергия» 1967.

[2] Бессмертный н. с. о качестве энергии и регулирования напряже ния в городских сетях «электричество», № 10/1962.

[3] Жежеленко н. в. показатель качества электроэнергии на промыш-ленных предприятиях, 1967.

[4] Мельников Н. А., симметрирование неполнофазного режима с по-мощью конденсаторов поперечной компесаций, «электричество» № 2/1962.

[5] Đặng Ngọc Dinh, Trần Bách, Đình Quang Huy, Mô hình xác suất đánh giá và điều khiển chất lượng điện năng, Tạp chí Khoa học kỹ thuật, 1/1978.

[6] Các giáo trình lý thuyết xác suất và thống kê toán học, Đại học Bách khoa Hà Nội.

[7] Trịnh Hùng Thám, НЕСИММЕТРИЧНЫЕ РЕЖИМЫ В ЭЛЕКТРИ-ЧЕСКИХ СИСТЕМАХ И ВОПРОСЫ СИММЕТРИРОВАНИЯ, Luận án PTS МОСКВА, 1977.

PHỤ CHƯƠNG I

MỘT SỐ BÀI TẬP VỀ ĐỘ TIN CẬY

Để sáng tỏ thêm những phần về lý thuyết, ngoài những ví dụ đã nêu rải rác trong các chương, dưới đây sẽ trình bày thêm một số bài tập được xếp thành những phần có nội dung lý thuyết giống nhau.

PC1-1. Độ tin cậy của hệ có dự trữ. Với hệ có n phần tử nối song song, độ tin cậy P của toàn hệ được xác định theo biểu thức

$$P = 1 - \prod_{i=1}^n (1 - p_i) \quad (1)$$

Trong đó p_i là độ tin cậy của phần tử i

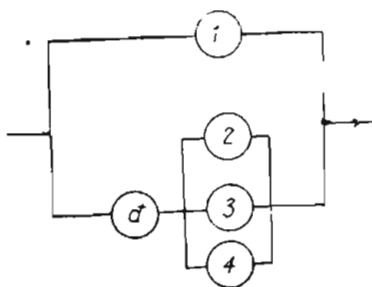
Trong thực tế phần tử dự trữ được đóng vào làm việc nhờ thiết bị đóng mở (đôi nối) có độ tin cậy p_d . Để đơn giản, có thể ghép thiết bị đôi nối của phần tử i với phần tử đó. Khi đó độ tin cậy p_i trở thành

$$p'_i = p_d \cdot p_i \quad (2)$$

Bài tập 1. Xác định độ tin cậy (xác suất làm việc duy trì) của một hệ gồm phần tử chính 1 có độ tin cậy p_1 và ba phần tử dự trữ: 2, 3, 4 có độ tin cậy tương ứng p_2, p_3, p_4 . Các phần tử dự trữ được đóng mở nhờ thiết bị đôi nối có độ tin cậy p_d như trên hình 1

Giả thiết có: $p_1 = p_2 = p_3 = p_4 = 0,9$

$p_d = 0,95$



Hình PC1-1

Giải: Ghép thiết bị đôi nối với 3 phần tử dự trữ thành một phần tử mới 2'. Khi đó độ tin cậy của phần tử 2' xác định theo:

$$p'_2 = p_d [1 - (1 - p_2)(1 - p_3)(1 - p_4)] = 0,949$$

Độ tin cậy của toàn hệ

$$P_{ht} = 1 - (1 - p_1)(1 - p'_2) = 0,995$$

Trên đây do một thiết bị đôi nối dùng chung cho cả 3 phần tử dự trữ nên độ tin cậy của hệ tương đối thấp. Trong trường hợp mỗi phần tử dự trữ dùng một thiết bị đôi nối, độ tin cậy toàn hệ P'_{ht} có giá trị cao hơn. Khi đó có

$$P'_{ht} = 1 - (1 - 0,9)(1 - 0,95 \cdot 0,9)^3 = 0,9997$$

Bài tập 2. Hệ S gồm phần tử 1 và hai phần tử 2, 3 làm dự trữ « lạnh ». Quy trình vận hành hệ như sau: Khi sự cố phần tử 1 thì 2 được đưa vào làm việc và khi 2 sự cố thì 3 được đưa vào làm việc. Giả thiết khi dự trữ lạnh các phần

tử không có khả năng bị sự cố và cường độ sự cố của phần tử 1 là λ_1 , ngoài ra khi làm việc các phần tử 2 và 3 có cường độ sự cố bằng nhau là λ_2 . Xác định độ tin cậy của hệ S với giả thiết khi khảo sát hệ đang làm việc.

Giải. Các trạng thái của hệ được mô tả nhờ xích Markov như trên hình 2. Trong đó:

S_1 — phần tử 1 làm việc; S_2 — phần tử dự trữ 2 làm việc; S_3 — phần tử dự trữ 3 làm việc; S_4 — không một phần tử nào làm việc.



Hình PC1-2

Vì không đặt vấn đề sửa chữa khi sự cố nên mũi tên chuyển trạng thái trên h. 2 chỉ có một chiều.

Thành lập hệ phương trình vi phân Kolmogorov mô tả xác suất trạng thái:

$$\begin{aligned}\frac{dp_1}{dt} &= -\lambda_1 p_1(t) \\ \frac{dp_2}{dt} &= -\lambda_2 p_2(t) + \lambda_1 p_1(t) \\ \frac{dp_3}{dt} &= -\lambda_2 p_3(t) + \lambda_2 p_2(t) \\ \frac{dp_4}{dt} &= \lambda_2 p_3(t)\end{aligned}\quad (3)$$

trong đó thỏa mãn:

$$p_1(t) + p_2(t) + p_3(t) + p_4(t) = 1 \quad (4)$$

Từ phương trình đầu ở hệ (3) xác định được:

$$p_1(t) = e^{-\lambda_1 t} \quad (5)$$

trong đó giả thiết điều kiện ban đầu $p_1(0) = 1$.

Đặt (5) vào phương trình thứ hai của (3) nhận được:

$$\frac{dp_2}{dt} = -\lambda_2 p_2(t) + \lambda_1 e^{-\lambda_1 t} \quad (6)$$

Với điều kiện ban đầu $p_2(0) = 0$, nghĩa là ở thời điểm ban đầu phần tử 1 không sự cố nên phần tử 2 chưa đưa vào, giải (6) được:

$$p_2(t) = \frac{\lambda_1}{\lambda_2 - \lambda_1} e^{-\lambda_1 t} - \frac{\lambda_1}{\lambda_2 - \lambda_1} e^{-\lambda_2 t} \quad (7)$$

Đưa (7) vào phương trình thứ 3 của (3) có:

$$\frac{dp_3}{dt} = -\lambda_2 p_3 + \frac{\lambda_1 \lambda_2}{\lambda_2 - \lambda_1} e^{-\lambda_1 t} - \frac{\lambda_1 \lambda_2}{\lambda_2 - \lambda_1} e^{-\lambda_2 t} \quad (8)$$

Giải (8) nhận được

$$p_3(t) = \frac{\lambda_1 \lambda_2}{(\lambda_2 - \lambda_1)^2} e^{-\lambda_1 t} - \frac{\lambda_1 \lambda_2}{(\lambda_2 - \lambda_1)^2} e^{-\lambda_2 t} - \frac{\lambda_1 \lambda_2}{\lambda_2 - \lambda_1} e^{-\lambda_2 t} \quad (9)$$

Xác suất làm việc an toàn của hệ, hoặc độ tin cậy của hệ $P(t)$ được xác định theo biểu thức :

$$P(t) = p_1(t) + p_2(t) + p_3(t)$$

$$P(t) = \frac{\lambda_2^2}{(\lambda_2 - \lambda_1)^2} e^{-\lambda_1 t} - \left[\frac{\lambda_1^2 - 2\lambda_1\lambda_2}{(\lambda_2 - \lambda_1)^2} - \frac{\lambda_1\lambda_2 t}{\lambda_2 - \lambda_1} \right] e^{-\lambda_2 t} \quad (10)$$

PC.2. Độ tin cậy của hệ có phục hồi. Trên đây xét độ tin cậy của hệ khi không quan tâm đến phục hồi. Như vậy chỉ xét độ tin cậy của hệ ở quá trình không dừng ($t \text{ chưa} \rightarrow \infty$) vì khi $t \rightarrow \infty$ mọi hệ không phục hồi đều hỏng (tự chối, tắc).

Đối với hệ có phục hồi ta quan tâm cả quá trình quá độ và quá trình dừng ($t \rightarrow \infty$).

Bài toán về các phần tử dự trữ: Có hệ gồm 1 phần tử cơ bản chịu tác động bởi dòng sự cố tối giản có cường độ λ . Khi sự cố phần tử được thay thế tức thời (thời gian sửa chữa bằng không) bởi phần tử mới có cùng đặc tính, lấy trong tập N phần tử dự trữ « lạnh ». Xác định xác suất sao cho hệ làm việc được trong khoảng thời gian t với N phần tử dự trữ đó, nói cách khác cần xác định độ tin cậy $P(t)$ của hệ có phục hồi.

Trước hết thấy rằng có thể giải tương tự như bài tập 2 trên kia nhưng số trạng thái lớn, tính toán cồng kềnh. Ở đây có thể giải một cách đơn giản hơn bằng cách sử dụng phân phối Poisson. Độ tin cậy của hệ trong trường hợp này chính là xác suất của hệ sao cho trong khoảng thời gian t không bị sự cố quá N phần tử (cho phép sự cố từ 0 đến N phần tử). Biết rằng số sự kiện ngẫu nhiên k xảy ra trong khoảng t của dòng tối giản tuân theo luật phân phối Poisson với xác suất [chương 9] :

$$P_k(t) = \frac{(\lambda t)^k e^{-\lambda t}}{k!}; \quad k = 0, 1, 2, \dots \quad (11)$$

Từ đây xác định được xác suất để trong khoảng t số sự cố không quá N (nhỏ hơn hoặc bằng N), xác suất đó chính là độ tin cậy $P(t)$ của hệ:

$$P(t) = P_0 + P_1 + \dots + P_N \quad (12)$$

Hoặc viết

$$P(t) = \sum_{k=0}^N P_k(t) \quad (13)$$

kết hợp với biểu thức (11) có :

$$P(t) = e^{-\lambda t} \sum_{k=0}^N \frac{(\lambda t)^k}{k!} \quad (14)$$

Khi xác định $P(t)$ theo biểu thức (14) có thể dùng bảng phân phối Poisson [xem phụ lục] và xác suất sự cố quá N phần tử được xác định như sau :

$$P_{>N}(t) = 1 - \sum_{k=0}^N P_k(t) \quad (15)$$

Bài tập 3. Hệ gồm 1 phần tử làm việc và $N = 6$ phần tử dự trữ « lạnh ». Cường độ sự cố của mỗi phần tử khi làm việc $\lambda = 2$. Hãy xác định độ tin cậy $P(t)$ của hệ ứng với những khoảng thời gian $t = 0; 0,5; 1 \dots 5$ năm, nghĩa là cần xây dựng quan hệ $p(t)$ theo t .

Giải. Sử dụng bảng giá trị phân phối Poisson ở phụ lục ứng với $\lambda t = 1$ nghĩa là $t = 0,5$, bắt đầu có xác suất $P_{>6}$ nghĩa là P_7 vậy :

$$P_{\leq 6}(t = 0,5) = 1 - P_7(t = 0,5) = 1 - 0,0001 = 0,9999$$

Đối với $t = 1$ ($\lambda t = 2$) theo bảng ở phụ lục có :

$$P(1) = 1 - (0,0037 + 0,0009 + 0,0002) = 1 - 0,0048 = 0,9952$$

$$P(2) = 1 - (0,0535 + 0,0298 + 0,0132 + 0,0053 + 0,0019 + 0,0006 + 0,0002 + 0,0001) = 1 - 0,1106 = 0,889 \text{ (ứng với } \lambda t = 4).$$

$$P(3) = 0,0025 + 0,0149 + 0,0466 + 0,0892 + 0,1339 + 0,1606 + 0,1606 \approx 0,608$$

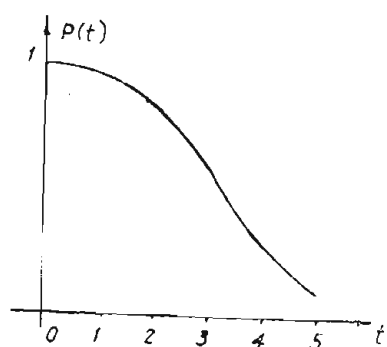
Khi $t = 4$ ($\lambda t = 8$) tương tự $P(4) \approx 0,313$

$t = 5$ ($\lambda t = 10$) tương tự $P(5) \approx 0,130$

Quan hệ $P(t)$ theo thời gian được ghi trên hình 3

Bài tập 4. Xác định số lượng N phần tử dự trữ cần thiết đối với một phần tử làm việc, sao cho trong thời gian $t = 8$ năm, phần tử này làm việc với độ tin cậy không nhỏ hơn 0,95. Biết rằng cường độ

sự cố của phần tử khi làm việc $\lambda = 0,5 \left[\frac{1}{\text{năm}} \right]$



Hình PC 1-3

Giải. Sử dụng bảng giá trị phân phối Poisson ở phụ lục ứng với cột $\lambda t = 0,5 \cdot 8 = 4$. Ta cộng các giá trị từ hàng cuối cùng trở lên sao cho tổng xác suất không vượt quá

$$1 - 0,95 = 0,05$$

Nhận được

$$0,0001 + 0,0002 + 0,0006 + 0,0019 + 0,0053 + 0,0132 + 0,0298 = 0,0511. \text{ Giá trị này ứng với } k \geq 8.$$

Như vậy xác suất để sự cố từ 8 phần tử trở lên ($k \geq 8$) là 0,0511, khi đó số phần tử dự trữ $N = 7$. Điều kiện này không thỏa mãn.

Nếu lấy $N = 8$ thì $P_{>8}(t = 4) = 0,0511 - 0,0298 = 0,0213$.

Vậy cần có số phần tử dự trữ $N = 8$.

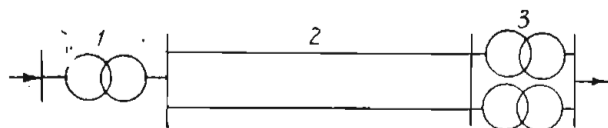
Trên đây xét các trường hợp các phần tử thay thế tức thời khi bị sự cố. Nếu xét đến thời gian sửa chữa ta cần đưa thêm vào đại lượng cường độ sửa chữa μ của phần tử và có thể sử dụng quá trình Markov để đánh giá độ tin cậy như ở chương 11.

PCI-3 Độ tin cậy của sơ đồ cung cấp điện. Trong những ví dụ tính toán độ tin cậy của sơ đồ cung cấp điện ở chương 10, thường chỉ quan tâm xem có xảy ra sự kiện ngừng cung cấp điện hoàn toàn hay không, nghĩa là xác định xác suất từ chối hoặc trạng thái « tắc » của hệ. Trong thực tế, sơ đồ cung cấp điện là một hệ có dự trữ, sự cố một số phần tử có thể chưa dẫn đến hậu quả ngừng cung cấp

điện hoàn toàn nhưng khi đó sẽ thiếu hụt công suất để đáp ứng cho các hộ tiêu thụ, làm xấu chất lượng của hệ thống điện.

Trong mục này sẽ nêu một số bài tập xác định độ tin cậy của hệ cung cấp điện có xét đến khả năng chuyển tải của các phần tử.

Bài tập 5. Co hệ cung cấp điện theo sơ đồ trên hình 4 gồm ba phần tử cần xét độ tin cậy: máy biến áp tăng 1, đường dây tải điện hai lộ 2 và trạm gồm hai máy biến áp giảm 3. Giả thiết rằng mỗi lộ của đường dây có thể tải 100% công suất hệ tiêu thụ, nhưng mỗi máy biến áp ở trạm 3 chỉ tải 50% công suất. Đã biết xác suất sự cố $q_1 = 0,005$, mỗi lộ đường dây $q_2 = 0,03$, mỗi máy biến áp hạ $q_3 = 0,006$. Giả thiết sự cố các phần tử xảy ra độc lập và công suất truyền đi là không đổi. Xác định xác suất để hệ chuyển tải được 100%, 50% và 0% (ngừng cung cấp hoàn toàn)



Hình PC 1-4

Giải

1. Hệ chuyển tải 100% công suất khi: phần tử 1 làm việc, không xảy ra sự cố cả hai lộ đường dây và cả hai máy biến áp ở 3 làm việc.

Vậy:

$$P(100\%) = p_1(1 - q_2^2) \cdot p_3^2$$

trong đó

$$p_1 = 1 - 0,005 = 0,995$$

$$p_3 = 1 - 0,006 = 0,994$$

ta có

$$P(100\%) = 0,995(1 - 0,03^2)0,994 = 0,982$$

2. Hệ chuyển tải 50% công suất khi: phần tử 1 làm việc, ít nhất một lộ đường dây làm việc (không bị sự cố cả hai lộ) và sự cố một trong hai máy biến áp giảm, nghĩa là

$$P(50\%) = p_1(1 - q_2^2)2q_3p_3 = 0,995(1 - 0,03^2)2 \cdot 0,006 \cdot 0,994 = 0,01185$$

trong đó giá trị $2q_3p_3$ là xác suất của sự kiện S : sự cố một trong hai máy biến áp ở trạm 3, có thể tính như sau:

sự cố máy này máy kia tốt: q_3p_3

hoặc là sự cố máy kia, máy này tốt: p_3q_3

Ở đây có thể hiểu sự kiện S này là phần bù của các sự kiện: hỏng cả hai máy biến áp hoặc cả hai máy làm việc, nghĩa là

$$P(S) = 1 - q_3^2 - p_3^2 \text{ thay } p_3 = 1 - q_3 \text{ ta có}$$

$$P(S) = 1 - q_3^2 - (1 - q_3)^2 = 2q_3 - 2q_3^2 = 2q_3(1 - q_3) = 2q_3p_3.$$

3. Xác suất để hệ ngừng cung cấp điện hoàn toàn $P(0\%)$ được tính theo biểu thức các phần tử song song, nối tiếp.

Gọi p_2' là xác suất làm việc của đường dây hai lộ, vậy $p_2' = 1 - q_2^2$

p_3' là xác suất làm việc của trạm biến áp 3, vậy

$$p_3' = 1 - q_3^2$$

Từ đây có thể viết xác suất ngừng cung cấp điện hoàn toàn là :

$$P(0\%) = 1 - p_1 p_2 p_3$$

trong đó $p_1 = 1 - q_1$ và p_2, p_3 thay bởi các biểu thức của q_2, q_3 ta nhận được

$$P(0\%) = q_1 + q_2 + q_3^2 - q_1 q_2^2 - q_2 q_3^2 + q_1 q_2^2 q_3^2$$

Nếu bỏ qua những số hạng từ bậc 2 trở lên (vì giá trị q_1, q_2, q_3 đều rất nhỏ), ta có :

$$P(0\%) \approx q_1 + q_2^2 + q_3^2 = 0,005 + 0,03^2 + 0,006^2 = 0,005936.$$

Bài tập 6. Có hệ cung cấp điện theo sơ đồ trên hình 5.

Biết rằng mỗi máy phát điện ở 1 và máy biến áp giảm ở trạm 4 chỉ có khả năng tải 50% công suất, còn mỗi lộ ở đường dây 3 và mỗi máy tăng áp ở trạm 2 có khả năng tải 100% công suất.



Hình PC 1-5

Xác suất sự cố của mỗi phần tử ở các đoạn đã biết : q_1, q_2, q_3, q_4 .

Xác định xác suất chuyên tải 100%, 50%, 0% công suất cho hộ tiêu thụ.

Giải.1. Hệ chuyên tải 100% công suất khi : cả hai máy phát, hai máy biến áp 4 làm việc, còn ở trạm 2 và đường dây 3 chỉ cần không sự cố đồng thời hai phần tử ở mỗi đoạn. Như vậy có :

$$P(100\%) = p_1^2 p_4^2 (1 - q_2^2)(1 - q_3^2) \text{ hoặc}$$

$$P(100\%) = (1 - q_1)^2 (1 - q_4)^2 (1 - q_2^2)(1 - q_3^2)$$

2. Hệ chuyên tải 50% công suất khi xảy ra hoặc trong hai sự kiện S_1, S_2 sau :

a) một máy phát điện bất kì bị sự cố, còn các đoạn 2, 3, 4 chỉ cần không bị sự cố đồng thời cả hai phần tử, nghĩa là

$$P(S_1) = 2p_1 q_1 (1 - q_2^2)(1 - q_3^2)(1 - q_4^2)$$

b) hai máy phát điện đều làm việc, nhưng ở trạm 4 sự cố một trong hai máy biến áp, còn ở các đoạn 2, 3 chỉ cần không bị sự cố đồng thời cả hai phần tử, nghĩa là

$$P(S_2) = p_1^2 (1 - q_2^2)(1 - q_3^2) 2p_4 q_4$$

Vậy
$$P(50\%) = P(S_1) + P(S_2)$$

3. Xác suất chuyên tải 0% công suất, nghĩa là xác suất ngừng cung cấp điện hoàn toàn $P(0\%)$ được tính như ở bài tập 5. Một cách gần đúng khi các giá trị q rất nhỏ, có thể viết .

$$P(0\%) \approx q_1^2 + q_2^2 + q_3^2 + q_4^2$$

Bài tập 7. Sơ đồ cung cấp điện như trên hình 6a, gồm hai mạch và máy cắt điện liên lạc 5, chia thành 4 đoạn : 1, 2, 3, 4. Giả thiết khả năng chuyên tải của từng phần tử là 100% công suất và đã biết xác suất sự cố của chúng :

$$q_1 = 0,15; q_2 = 0,1; q_3 = 0,2; q_4 = 0,12 \text{ và } q_5 = 0,01$$

Xác định xác suất chuyên tải 100% công suất cho hệ tiêu thụ

Giải. Vì số tổ hợp các sự kiện nhằm đảm bảo chuyên tải 100% công suất trong trường hợp này rất nhiều. Ở đây ta sử dụng công thức xác suất toàn phần là tiện lợi [xem mục 10-4 chương 10]. Gọi F là sự kiện chuyên tải 100% công suất của sơ đồ, lấy phần tử 5 làm cơ sở. Ta lập biểu thức xác suất toàn phần như sau

$$P(F) = p_5 P(F/5) + (1 - p_5) P(F/\bar{5})$$

trong đó $P(F/5)$ là xác suất tin cậy của hệ khi phần tử 5 tuyệt đối tin cậy. Thành phần đầu của biểu thức trên được mô tả nhờ sơ đồ thay thế trên hình PC1-6b.

$P(F/\bar{5})$ là xác suất tin cậy của hệ khi phần tử 5 sự cố. Thành phần thứ hai của biểu thức trên thể hiện ở hình PC1-6c.

Căn cứ vào hình 6b, tính riêng được $P(F/5)$ theo biểu thức.

$$\begin{aligned} P(F/5) &= (1 - q_1 q_3)(1 - q_2 q_4) = \\ &= (1 - 0,15 \cdot 0,2)(1 - 0,1 \cdot 0,12) = 0,958 \end{aligned}$$

Tương tự, căn cứ hình 6c, tính được

$$P(F/\bar{5}) = 1 - Q_1 Q_2$$

trong đó Q_1 là xác suất sự cố của mạch 1, 2, như vậy

$$Q_1 = 1 - p_1 p_2 = 1 - (1 - q_1)(1 - q_2) = q_1 + q_2 - q_1 q_2$$

tương tự, Q_2 là xác suất sự cố của mạch 3, 4

$$Q_2 = q_3 + q_4 - q_3 q_4$$

$$\begin{aligned} \text{Vậy } P(F/\bar{5}) &= 1 - (q_1 + q_2 - q_1 q_2)(q_3 + q_4 - q_3 q_4) \\ &= 1 - (0,15 + 0,1 - 0,15 \cdot 0,1)(0,2 + 0,12 - 0,2 \cdot 0,12) = 0,9304 \end{aligned}$$

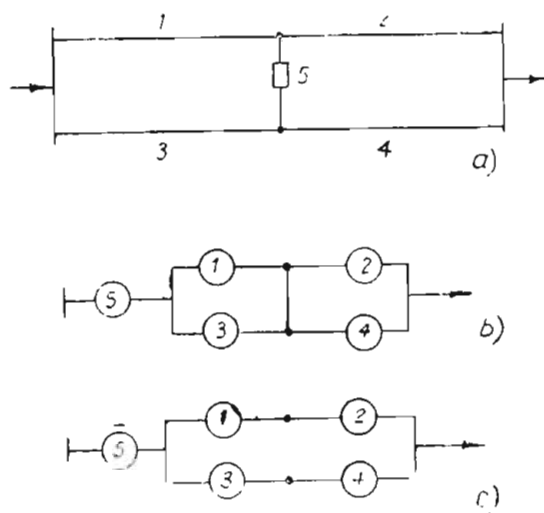
Từ đây với $q_5 = 0,01$ $q_5 = 0,99$ ta có :

$$P(F) = 0,99 \cdot 0,958 + 0,01 \cdot 0,9304 = 0,9573.$$

Bài tập 8. Đầu bài như ở bài tập 7, nhưng giả thiết mỗi phân đoạn ở các lộ đường dây chỉ có khả năng tải 50% công suất cho hệ tiêu thụ.

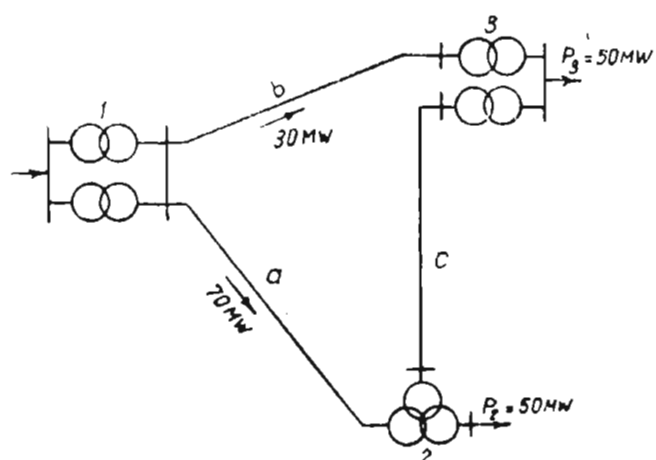
Giải. Khi đó để đảm bảo chuyên tải 100% công suất, bất luận máy cắt điện 5 làm việc hay không, điều kiện đòi hỏi là cả 4 đoạn 1, 2, 3, 4 phải đồng thời làm việc. Như vậy

$$\begin{aligned} P(100\%) &= p_1 p_2 p_3 p_4 = \prod_{i=1}^4 (1 - q_i) \\ &= 0,85 \cdot 0,9 \cdot 0,8 \cdot 0,88 = 0,5326 \end{aligned}$$



Hình PC1-6

Từ kết quả trên đây thấy rằng khi khả năng tải của các phần tử bị hạn chế, độ tin cậy cung cấp điện bị giảm nhiều.



Hình PC 1-7

Bài tập 9. Sơ đồ cung cấp điện như trên hình 7.

Khả năng tải và xác suất sự cố của các máy biến áp tại các trạm 1, 2, 3 và các đường dây a, b, c được cho trong bảng 1. Xác định xác suất mất 50MW; 70MW cho cả hai phụ tải.

Giải. 1. Sự kiện thiếu 50MW xảy ra khi

— Đồng thời làm việc : đường dây a, và biến áp 2, một trong hai máy biến áp ở 1 và đồng thời sự cố : đường b-3 và c-3 Như vậy

$$P(50) = (1 - q_a)(1 - q_2)(1 - q_1^2)[q_b + q_3 - q_b q_3](q_c + q_3 - q_c q_3)$$

Bảng 1

	Các phần tử					
	A	B	C	1	2	3
Khả năng tải [MW]	70	30	20	100/100	70/20/50	30/20
Xác suất sự cố [q]	0,08	0,05	0,01	0,003/0,003	0,004	0,002/0,002

trong đó $q_b + q_3 - q_b q_3$ là xác suất sự cố đường b-3

$q_c + q_3 - q_c q_3$ là xác suất sự cố đường c-3

Thay số, nhận được

$$P(50) = (1 - 0,08)(1 - 0,004)(1 - 0,002)[(0,05 + 0,002 - 0,05 \cdot 0,002)(0,01 + 0,002 - 0,01 \cdot 0,002)] = 0,000570$$

2. Sự kiện mất 70MW xảy ra khi có đồng thời các sự kiện sau đây :

- Ít nhất một trong hai máy biến áp ở 1 làm việc
- đường b và 1 máy biến áp ở 3 làm việc
- đường a hoặc trạm 2 sự cố (khi đó đường c không còn tác dụng).

Vậy

$$\begin{aligned} P(70) &= (1 - q_1^2)(1 - q_b)(1 - q_3)[q_a + q_2 - q_a q_2] = \\ &= (1 - 0,003^2)(1 - 0,05)(1 - 0,002)[0,08 + 0,004 - 0,08 \cdot 0,004] = 0,079337 \end{aligned}$$

PC1.4. Đánh giá độ tin cậy có xét đến ảnh hưởng của sự cố

Ở những mục trên khi tính độ tin cậy ta đã giả thiết các sự cố xảy ra độc lập nhau. Trong thực tế nhiều khi không giả thiết được như vậy, nghĩa là

phải coi cường độ sự cố phụ thuộc trạng thái của phần tử. Sự phụ thuộc này có thể phân thành hai dạng sau đây

a) Khi một phần tử bị sự cố thì tình trạng làm việc của hệ thay đổi. Trong trường hợp này khi xác định đồ tin cậy của hệ, để đơn giản, thường giả thiết dòng sự cố là tối giản và khi một phần tử bị sự cố thì cường độ của các phần tử khác tăng thêm một giá trị nào đó. Việc đánh giá độ tin cậy của hệ khi đó có thể thông qua các trạng thái của hệ được biểu diễn bởi quá trình Markov [xem chương 11].

b) Do nguyên nhân ngẫu nhiên nào đó tác động lên mọi phần tử của hệ, chẳng hạn do nhiệt độ, rung v.v..., ảnh hưởng đến độ tin cậy của hệ. Nguyên nhân này làm hệ có những trạng thái làm việc khác nhau.

Sau đây nêu một số thí dụ xác định đồ tin cậy của hệ có xét đến ảnh hưởng của sự cố thuộc dạng thứ hai.

Giả thiết hệ S có những trạng thái $R_1, R_2, \dots, R_n$ với xác suất tương ứng $P(R_1), P(R_2), \dots, P(R_n)$.

Độ tin cậy của hệ S trong khoảng thời gian t là $P(t)$ phụ thuộc vào trạng thái làm việc của hệ.

Ta kí hiệu đồ tin cậy có điều kiện $P(t/R_i); i = \overline{1, n}$ là xác suất để hệ S làm việc an toàn trong khoảng thời gian t khi trạng thái của hệ là R_i .

Cần xác định đồ tin cậy của S , dựa theo biểu thức xác suất toàn phần theo biểu thức

$$P(t) = \sum_{i=1} P(R_i) \cdot P(t/R_i) \quad (16)$$

Bài tập 10. Hệ S gồm hai phần tử 1 và 2 ghép nối tiếp và có thể làm việc trong 3 trạng thái R_1, R_2, R_3 với các xác suất tương ứng $P(R_1) = 0,4$; $P(R_2) = 0,3$; $P(R_3) = 0,3$; ở từng trạng thái hai phần tử có các cường độ sự cố $\lambda_i \left[\frac{1}{h} \right]$ như sau:

$$\begin{aligned} \text{Ở } R_1 & \text{ có } \lambda_1 = 0,1; \lambda_2 = 0,2 \\ R_2 & \text{ có } \lambda_1 = 0,3; \lambda_2 = 0,4 \\ R_3 & \text{ có } \lambda_1 = 0,4; \lambda_2 = 0,5 \end{aligned}$$

Xác định đồ tin cậy của hệ trong thời gian $t = 2(h)$

Giải. Vì hệ nối tiếp các phần tử nên cường độ sự cố của hệ bằng tổng các cường độ sự cố của phần tử. Ta xác định các giá trị đồ tin cậy có điều kiện của hệ trong các trạng thái khác nhau:

$$\begin{aligned} P(t/R_1) &= e^{-0,1t} \cdot e^{-0,2t} = e^{-0,3t} \\ P(t/R_2) &= e^{-(0,3+0,4)t} = e^{-0,7t} \\ P(t/R_3) &= e^{-(0,4+0,5)t} = e^{-0,9t} \end{aligned}$$

Kết hợp với các xác suất trạng thái $P(R_i); i = \overline{1, 3}$, xác định đồ tin cậy toàn phần của hệ, theo biểu thức (16):

$$P(t) = \sum_{i=1}^3 P(R_i) \cdot P(t/R_i) = 0,4e^{-0,3t} + 0,3e^{-0,7t} + 0,3e^{-0,9t}$$

Khi $t = 2$

$$P(2) = 0,1 \cdot 0,549 + 0,3 \cdot 0,247 + 0,3 \cdot 0,165 = 0,343.$$

Trên đây các trạng thái của hệ là rời rạc. Trong trường hợp trạng thái của hệ được đặc trưng bởi một lượng ngẫu nhiên liên tục R nào đó, chẳng hạn nhiệt độ môi trường. R có mật độ phân phối xác suất $f(r)$. Khi đó tương tự như trường hợp của biểu thức (16) độ tin cậy toàn phần của hệ được xác định theo biểu thức sau:

$$P(t) = \int_{(R)} P(t/r) f(r) dr. \quad (17)$$

Trong đó $P(t/r)$ — độ tin cậy của hệ với điều kiện $R = r$;

$f(r)$ — mật độ phân phối xác suất của thông số R .

Tích phân thực hiện trên toàn miền các giá trị có thể của R .

Bài tập 11. Hệ S gồm hai phần tử 1 và 2 ghép song song.

Cường độ sự cố của mỗi phần tử là một đại lượng phụ thuộc vào trạng thái nhiệt độ θ của hệ, theo quan hệ

$$\lambda(\theta) = \lambda_0 + \alpha\theta$$

trong đó $\lambda_0 = \text{const.}$

Mật độ phân phối xác suất của nhiệt độ θ không đổi trong khoảng v_1 đến v_2 .

$$f(v) = 1/(v_2 - v_1) \text{ khi } v_1 < v < v_2$$

Xác định độ tin cậy của hệ.

Giải. Trước hết cần xác định độ tin cậy có điều kiện của hệ khi nhiệt độ θ nhận giá trị v .

Độ tin cậy của mỗi phần tử có giá trị

$$-(\lambda_0 + \alpha v)t$$

Vậy xác suất sự cố của mỗi phần tử: $1 - e^{-(\lambda_0 + \alpha v)t}$. Vì hệ gồm hai phần tử nối song song nên độ tin cậy của hệ khi $\theta = v$ có giá trị

$$P(t/v) = 1 - [1 - e^{-(\lambda_0 + \alpha v)t}]^2$$

Sử dụng biểu thức (17) xác định độ tin cậy của hệ

$$\begin{aligned} P(t) &= \int_{v_1}^{v_2} [1 - (1 - e^{-(\lambda_0 + \alpha v)t})^2] \frac{1}{v_2 - v_1} dv = \\ &= \frac{1}{\alpha(v_2 - v_1)t} \left[2e^{-(\lambda_0 + \alpha v_1)t} - 2e^{-(\lambda_0 + \alpha v_2)t} - \frac{1}{2} e^{-2(\lambda_0 + \alpha v_1)t} + \right. \\ &\quad \left. + \frac{1}{2} e^{-2(\lambda_0 + \alpha v_2)t} \right] \end{aligned}$$

Bài tập 12. Hệ S gồm 50 phần tử đồng nhất ghép nối tiếp và có thể làm việc trong trạng thái bình thường (R_1) hoặc không bình thường (R_2) với xác suất $P(R_1) = 0,9$ và $P(R_2) = 0,1$.

Ở trạng thái R_1 độ tin cậy của mỗi phần tử (trong khoảng thời gian $\mathcal{T}$ là $p = 0,998$. Ở trạng thái R_2 có $p' = 0,9$.

Xác định độ tin cậy (toàn phần) của hệ.

Giải

Độ tin cậy có điều kiện của hệ ứng với R_1 :

$$P_{R_1} = (0,998)^{50} \approx 0,891$$

ứng với R_2 :

$$P_{R_2} = (0,9)^{50} \approx 0,005$$

Độ tin cậy của hệ

$$P \approx 0,9 \cdot 0,891 + 0,1 \cdot 0,005 = 0,802$$

Chú ý: trong trường hợp giả thiết sự cố của các phần tử xảy ra độc lập và giả thiết độ tin cậy của mỗi phần tử $\tilde{p}$ bằng trị số trung bình xác suất của hai trạng thái trên, nghĩa là:

$$\tilde{p} = 0,9p + 0,1p' = 0,988$$

Khi đó độ tin cậy của hệ có giá trị:

$$\tilde{P} = (0,988)^{50} \approx 0,562$$

Từ đây thấy rằng trong trường hợp hệ gồm nhiều phần tử ghép nối tiếp khi không xét đến tính phụ thuộc của các sự cố có thể dẫn đến sai số lớn, giảm độ tin cậy của hệ rất nhiều. Vì đã giả thiết sự cố xảy ra độc lập nghĩa là sự cố của hệ bằng tổng các khả năng sự cố các phần tử.

Bài tập 13. Hệ S gồm 4 phần tử ghép song song, có thể ở trong các trạng thái bình thường (R_1) hoặc không bình thường (R_2) với xác suất, $p(R_1) = 0,7$ và $P(R_2) = 0,3$.

Xác suất tin cậy của mỗi phần tử ở các trạng thái khác nhau có giá trị $p = 0,99$ và $p' = 0,4$.

Xác định độ tin cậy toàn phần P của hệ và so sánh với độ tin cậy $\tilde{P}$ khi coi sự cố xảy ra độc lập với nhau đối với các phần tử.

Giải. Độ tin cậy có điều kiện của hệ ứng với các trạng thái:

$$P_{R_1} = 1 - (1 - 0,99)^4 \approx 1,000$$

$$P_{R_2} = 1 - (1 - 0,4)^4 \approx 0,870$$

Độ tin cậy toàn phần của hệ

$$P \approx 0,7 \cdot 1,000 + 0,3 \cdot 0,870 \approx 0,961$$

Nếu giả thiết sự cố của các phần tử xảy ra độc lập nhau và độ tin cậy của mỗi phần tử $\tilde{p}$ bằng

$$\tilde{p} = 0,7 \cdot 0,99 + 0,3 \cdot 0,4 = 0,813$$

Vậy độ tin cậy của hệ khi đó có giá trị:

$$\tilde{P} = 1 - (1 - \tilde{p})^4 \approx 0,999 > 0,961$$

Ta thấy khi giả thiết sự cố của các phần tử xảy ra độc lập với nhau trong trường hợp hệ nối song song thì độ tin cậy của hệ tăng lên vì khi đó khả năng sự cố của hệ bằng tích xác suất của mọi phần tử. Độ tăng này càng lớn khi số phần tử càng nhiều.

Sau đây xét trường hợp trạng thái làm việc của hệ thay đổi một cách ngẫu nhiên.

Bài tập 14. Hệ S gồm hai phần tử mắc nối tiếp có thể làm việc ở trong 2 chế độ R_1 và R_2 . quá trình chuyển giữa các chế độ chịu tác động bởi một dòng tới giản với các cường độ chuyển:

từ R_1 đến R_2 với λ_{12} ; ngược lại với λ_{21}

Ở R_1 các phần tử có cường độ sự cố: $\lambda_1^{(1)}$ và $\lambda_2^{(1)}$

Ở R_2 các phần tử có cường độ sự cố: $\lambda_1^{(2)}$ và $\lambda_2^{(2)}$

Xác định độ tin cậy $P(t)$ của hệ.

Giải. Quá trình diễn biến của hệ có thể mô tả nhờ các trạng thái sau:

S_{11} — hệ ở R_1 , cả hai phần tử làm việc,

S_{1s} — hệ ở R_1 , một trong 2 phần tử sự cố,

S_{21} — hệ ở R_2 , cả hai phần tử làm việc,

S_{2s} — hệ ở R_2 , một trong hai phần tử bị sự cố

Đồ thị biểu diễn các trạng thái của hệ trên hình 9.

Sử dụng phương trình vi phân Kolmogorov [xem chương 11] viết đối với xác suất các trạng thái, có:

$$\left. \begin{aligned} \frac{dP_{11}}{dt} &= -(\lambda_1^{(1)} + \lambda_2^{(1)} + \lambda_{11}) P_{11} + \lambda_{21} P_{21} \\ \frac{dP_{21}}{dt} &= -(\lambda_1^{(2)} + \lambda_2^{(2)} + \lambda_{21}) P_{21} + \lambda_{12} P_{11} \end{aligned} \right\} \quad (1)$$

Ở đây không quan tâm đến những xác suất khác vì chúng ứng với các trạng thái sự cố toàn hệ.

Nếu biết rõ chế độ (R_1 hoặc R_2) hệ bắt đầu làm việc thì hệ phương trình vi phân (1) có thể giải với điều kiện ban đầu xác định. Chẳng hạn hệ bắt đầu làm việc ở chế độ R_1 . Như vậy điều kiện đầu sẽ là:

$$P_{11}(0) = 1$$

$$P_{21}(0) = 0$$

$$\text{Áp dụng: với } \lambda_{12} = 1; \lambda_{21} = 3; \lambda_1^{(1)} = 1; \lambda_2^{(1)} = 2$$

$$\lambda_1^{(2)} = 2; \lambda_2^{(2)} = 4.$$

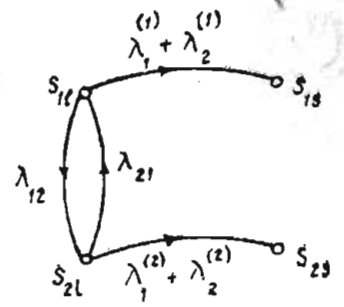
Hệ (1) có dạng:

$$\left. \begin{aligned} \frac{dP_{11}}{dt} &= -4P_{11} + 3P_{21} \\ \frac{dP_{21}}{dt} &= P_{11} - 9P_{21} \end{aligned} \right\} \quad (2)$$

Trước hết có thể lấy cặp nghiệm $P_{11} = Ce^{-\gamma t}$ và $P_{21} = De^{\gamma t}$. Cần xác định giá trị γ và các hằng số C, D . Thay giá trị của cặp nghiệm trên đây vào (2) có:

$$\begin{aligned} -\gamma C &= -4C + 3D \\ -\gamma D &= C - 9D \end{aligned} \quad \text{hoặc}$$

$$\left. \begin{aligned} (\gamma - 4)C + 3D &= 0 \\ C + (\gamma - 9)D &= 0 \end{aligned} \right\} \quad (3)$$



Hình PC 1-8

Để hệ phương trình (3) có nghiệm, ngoài cặp nghiệm $C = D = 0$, điều kiện cần và đủ để có $C \neq 0$; $D \neq 0$ là định thức hệ số của C và D phải bằng 0, nghĩa là:

$$(\gamma - 4) \cdot (\gamma - 9) - 1 \cdot 3 = 0$$

hoặc

$$\gamma^2 - 13\gamma + 33 = 0 \quad (4)$$

Giải (4) có

$$\gamma_1 = 6,5 - \sqrt{6,5^2 - 33} \approx 3,459$$

$$\gamma_2 = 6,5 + \sqrt{6,5^2 - 33} \approx 9,541$$

Khi $\gamma = \gamma_1$, từ hệ (3) có:

$$D_1 = \frac{4 - \gamma_1}{3} C_1 = 0,180 C_1$$

Khi

$$\gamma = \gamma_2, \text{ có}$$

$$D_2 = \frac{4 - \gamma_2}{3} C_2 = -1,847 C_2$$

Từ đây viết được dạng tổng quát của nghiệm $P_{11}(t)$ và $P_{21}(t)$:

$$\left. \begin{aligned} P_{11}(t) &= C_1 e^{-\gamma_1 t} + C_2 e^{-\gamma_2 t} = C_1 e^{-3,459t} + C_2 e^{-9,541t} \\ P_{21}(t) &= 0,180 C_1 e^{-3,459t} - 1,847 C_2 e^{-9,541t} \end{aligned} \right\} \quad (5)$$

Sử dụng điều kiện ban đầu $P_{11}(0) = 1$ và $P_{21}(0) = 0$ hệ (5) trở thành:

$$\left. \begin{aligned} C_1 + C_2 &= 1 \\ 0,180 C_1 - 1,847 C_2 &= 0 \end{aligned} \right\} \quad (6)$$

Giải (6) có:

$$C_1 = \frac{1}{1,097} = 0,92; \quad C_2 = 0,088$$

Cuối cùng nhận được:

$$P_{11}(t) = 0,912 e^{-3,459t} + 0,088 e^{-9,541t}$$

$$P_{21}(t) = 0,161 (e^{-3,459t} - e^{-9,541t})$$

Độ tin cậy của hệ

$$P^{(1)}(t) = P_{11}^{(1)}(t) + P_{21}^{(1)}(t)$$

$$P^{(1)}(t) = 1,076 e^{-3,459t} - 0,076 e^{-9,541t}$$

Trên đây, chỉ số (1) ký hiệu điều kiện hệ bắt đầu làm việc ở chế độ R_1 . Đối với trường hợp hệ bắt đầu làm việc ở chế độ R_2 , quá trình tính toán tương tự, có kết quả:

$$P_{11}^{(2)}(t) = 0,493 (e^{-3,459t} - e^{-9,541t})$$

$$P_{21}^{(2)}(t) = 0,089 e^{-3,459t} + 0,911 e^{-9,541t}$$

và

$$P^{(2)}(t) = 0,582 e^{-3,459t} + 0,418 e^{-9,541t}$$

Trong trường hợp không rõ chính xác về chế độ ở đó hệ bắt đầu làm việc mà chỉ biết xác suất để hệ bắt đầu làm việc ở chế độ R_1 hoặc R_2 với $P(R_1)$ và $P(R_2)$ thì độ tin cậy của hệ $P(t)$ có thể xác định theo biểu thức xác suất toàn phần sau:

$$P(t) = P(R_1) \cdot P^{(1)}(t) + P(R_2) \cdot P^{(2)}(t)$$

[illegible]

NHỮNG KHÁI NIỆM CƠ BẢN CỦA LÝ THUYẾT XÁC SUẤT

PC2.1. Một số phép toán về đại số tập hợp

Tập hợp là một khái niệm cơ bản của toán học và thường gặp trong đời sống. Chẳng hạn tập hợp các nhà máy điện trong một quốc gia, tập hợp số học sinh trong một lớp học v.v... Thường khái niệm tập hợp chỉ được mô tả mà không định nghĩa.

Những đối tượng lập nên tập hợp gọi là các phần tử. Chẳng hạn là một phần tử của tập hợp A , ta gọi a thuộc A và ký hiệu $a \in A$. Ngược lại nếu a không thuộc A ta có $a \notin A$ hoặc $a \notin A$.

Tập hợp không gồm một phần tử nào gọi là tập trống (hoặc rỗng) và ký hiệu là Φ . Ví dụ tập các nghiệm thực của phương trình $x^2 + 1 = 0$ là một tập trống.

Để thực hiện các phép toán về đại số tập hợp, ta thường cần dựa vào tập cơ bản Ω . Tập Ω còn gọi là tập đơn vị hoặc tập toàn thể. Sau đó ta nghiên cứu các tập thuộc Ω và gọi là các tập hợp con của Ω .

Chẳng hạn xét tập các nhà máy điện của toàn quốc là tập Ω . Khi đó gọi A là tập các nhà máy nhiệt điện, B là tập các nhà máy thủy điện, ta có :

$$A \in \Omega \text{ và } B \in \Omega$$

Giả thiết A và B là hai tập con của Ω , nếu mọi phần tử của A đều là phần tử của B thì nói là B chứa A hoặc B bao hàm A và ký hiệu :

$$A \subset B \text{ hoặc } B \supset A.$$

Ví dụ dân số của một quốc gia được mô tả bởi tập cơ bản Ω . Gọi A là tập những trẻ em trai đến 18 tuổi, B là tập những đàn ông cả nước, thì có :

$A \in \Omega$; $B \in \Omega$ và $A \subset B$. Trường hợp này có thể diễn tả nhờ khái niệm hình học như trên hình PC2-1.

Trên hình PC2-1 phần ngoài tập B , biểu diễn số đàn bà trong cả nước.

Khi những phần tử của A cũng là những phần tử của B và ngược lại thì có A và B là hai tập hợp bằng nhau, ký hiệu $A = B$.

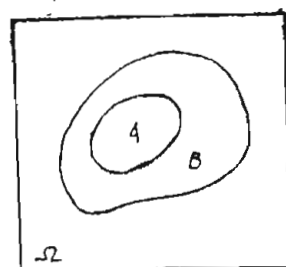
Sau đây ta xét những phép toán cơ bản của tập hợp.

1. Phép hợp

Giả thiết có hai tập A và B , ta lập tập C sao cho mọi phần tử của C thuộc hoặc tập A hoặc tập B , khi đó gọi C là hợp của A và B và ký hiệu là

$$C = A \cup B$$

Phép hợp ở đây là khái niệm mở rộng của phép cộng trong đại số các số.



Hình PC2-1

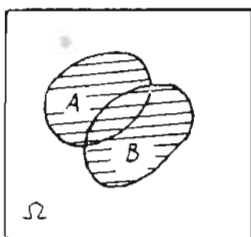
Ví dụ gọi A là tập hợp học sinh nam trong lớp ; B là tập hợp học sinh đạt danh hiệu tiên tiến. thì $C = A \cup B$ là tập hợp học sinh trong lớp hoặc là nam hoặc là đạt tiên tiến. Tập C được diễn tả bởi phần gạch trên hình PC2-2.

2. Phép tương giao

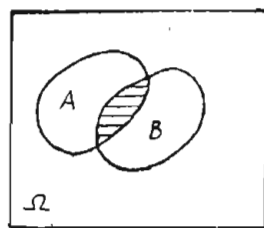
Giả thiết có tập A và tập B . Ta lập tập C sao cho các phần tử của nó phải đồng thời thuộc A và thuộc B và kí hiệu là

$$C = A \cap B$$

Theo ví dụ trên, thì C là tập học sinh là nam nhưng phải đạt danh hiệu tiên tiến. Tập C được diễn tả bởi phần gạch trên hình PC2-3.



Hình PC2-2



Hình PC2-3

Trong trường hợp trên đây hai tập A và B giao. Khi hai tập rời nhau, nghĩa là A và B không có phần chung trong diễn tả hình học hoặc không tồn tại phần tử nào vừa thuộc A vừa thuộc B . Khi đó ta có

$$A \cap B = \Phi$$

Chẳng hạn ở ví dụ trên, nếu trong lớp không có học sinh nam nào đạt danh hiệu tiên tiến thì A và B rời nhau.

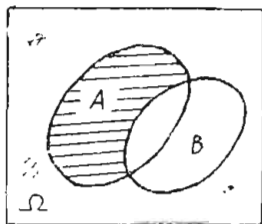
Trong trường hợp A và B rời nhau, ta sử dụng phép hợp như phép cộng thông thường, nghĩa là

$$A \cup B \Rightarrow A + B$$

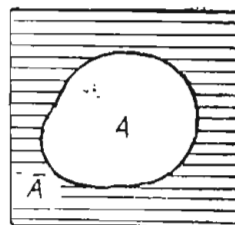
3. Hiệu của hai tập hợp. Giả thiết có hai tập A và B , ta lập tập C sao cho mọi phần tử của nó đều thuộc A nhưng không thuộc B . khi đó gọi C là hiệu của A và B , kí hiệu là :

$$C = A \setminus B$$

Tập C được diễn tả bởi phần có gạch trên hình PC2-4.



Hình PC2-4



Hình PC2-5

Đặc biệt tập $\Omega \setminus A$ gồm các phần tử thuộc Ω mà không thuộc A , được định nghĩa là *tập bù của A* và kí hiệu là $\bar{A}$. Tập $\bar{A}$ được diễn tả bởi phần có gạch trên hình PC2-5.

Tương tự các phép toán số học, các phép toán tập hợp cũng tuân theo ba luật : giao hoán, kết hợp và phân phối

Phép giao hoán : $A \cup B = B \cup A$; $A \cap B = B \cap A$.

Phép kết hợp : $(A \cup B) \cup C = A \cup (B \cup C)$
 $(A \cap B) \cap C = A \cap (B \cap C)$

Phép phân phối : $(A \cup B) \cap C = (A \cap C) \cup (B \cap C)$
 $C \cup (A \cap B) = (C \cup A) \cap (C \cup B)$

Tuy nhiên so với các phép toán số học, ở đây có những khác nhau cơ bản cần lưu ý, chẳng hạn

$A \cup A \dots \cup A = A$ hoặc $A \cap A \dots \cap A = A$, nghĩa là trong đại số tập hợp không tồn tại khái niệm n lần hoặc mũ n .

Nếu $A \in B$ thì $A \cup B = B$ và $A \cap B = A$

$A \cap B = \Phi$ có nghĩa A và B rời nhau, mà không thể suy ra $A = \Phi$ hoặc $B = \Phi$! (tương tự đặc điểm của phép nhân hai ma trận, xem chương 4).

$$A \cup \Phi = A \text{ và } A \cap \Phi = \Phi$$

$$A \cap \overline{A} = \Phi \text{ và } A \cup \overline{A} = \Omega$$

$$A \cap \Omega = A \text{ và } A \cup \Omega = \Omega$$

Khi nghiên cứu các dạng đại số khác nhau ta thấy có mối liên quan giữa các phép toán. Chẳng hạn phép cộng ở đại số các số tương ứng với phép *hợp* trong tập hợp, phép *tuyến* trong đại số mệnh đề và phép *hay là* trong đại số logic. Trong mạch điện đó chính là kết quả của phép ghép song song các công tắc hoặc công tắc này hoặc công tắc khác bắt đầu thông mạch.

Phép *nhân* được tương ứng với phép *giao* ở đại số tập hợp, phép *hội* ở đại số mệnh đề, phép *và* ở đại số logic. Trong mạch điện đó chính là phép ghép nối tiếp các công tắc phải đồng thời bắt tất cả các công tắc mạch mới thông.

PC2. Khái niệm chung về xác suất. Trong thực tế thường gặp các hiện tượng khác nhau như nắng mưa, hư hỏng máy móc v.v. Mỗi hiện tượng xảy ra đều do nhiều nguyên nhân

Để tiện lợi cho việc nghiên cứu, thường chia thành hai loại hiện tượng ngẫu nhiên và hiện tượng tất định (không ngẫu nhiên)

Hiện tượng tất định thường đã biết những quy luật chi phối, những nguyên nhân xảy ra v.v. Chẳng hạn hiện tượng nước đá chảy ở 0°C , nhật thực, nguyệt thực v.v.

Hiện tượng ngẫu nhiên phản ánh tính không chắc chắn của việc xảy ra hiện tượng đó khi có những nguyên nhân nào đó. Thực chất ở đây là do việc xảy ra hiện tượng đó phụ thuộc rất nhiều nguyên nhân mà ta không thể biết hết chẳng hạn việc xuất hiện mặt sấp trong lần gieo đồng tiền cân đối, số lần hư hỏng của một thiết bị điện trong một năm, số lần gọi ở một máy điện thoại trong một giờ v.v..

Việc phân biệt thành hiện tượng ngẫu nhiên và tất định là tương đối vì ngay trong đối tượng tất định cũng có những tác động ngẫu nhiên, những nhiễu và trong đối tượng ngẫu nhiên cũng chứa đựng những quy luật.

Công cụ toán để nghiên cứu những quy luật ẩn náu trong thế giới ngẫu nhiên là lý thuyết xác suất. Phương pháp xác suất ngày càng được áp dụng rộng

rãi trong các ngành khoa học kỹ thuật, kinh tế vì nó mô tả và nghiên cứu các đối tượng ngày càng sát với thực tế khách quan.

Để nghiên cứu các hiện tượng ngẫu nhiên một cách kết quả cần sử dụng một tính chất quan trọng, đó là *tính chất đám đông* của các hiện tượng ngẫu nhiên.

Khi lặp lại một số khá lớn các phép thử thì khả năng xảy ra hiện tượng bộc lộ khá rõ nét, khá ổn định giúp ta phán đoán được kết cục, mặc dù từng lần thử nghiệm riêng rẽ không thấy. Chẳng hạn khi gieo rất nhiều lần một đồng tiền cân đối thì số lần xuất hiện mặt sấp dao động quanh trị số $\frac{1}{2}$ tổng số lần gieo.

Tính chất đám đông của hiện tượng ngẫu nhiên là cơ sở chính để xây dựng lý thuyết xác suất, ngoài ra nó cũng phản ánh khía cạnh triết học của vấn đề, đó là : để hiểu biết bản chất những đối tượng ngẫu nhiên, bất định cần đánh giá thông qua nhiều quan sát lặp lại trong thời gian lâu dài hoặc với nhiều đối tượng tương tự.

Khi nghiên cứu những đối tượng có tính chất ngẫu nhiên ta tiến hành các phép thử G , chẳng hạn gieo súc xắc, lấy số liệu thống kê v.v. Mỗi phép thử cho ta một kết cục, còn gọi là *sự kiện*, chẳng hạn khi gieo con súc xắc có thể nhận được sự kiện xuất hiện mặt 6 hoặc các mặt khác.

Tập tất cả các sự kiện có thể xảy ra khi tiến hành phép thử gọi là *không gian* các sự kiện, có ý nghĩa tương tự với tập toàn thể Ω .

Ta chú ý các sự kiện đặc biệt sau đây :

Sự kiện chắc chắn là sự kiện nhất thiết xảy ra khi thực hiện phép thử G với những điều kiện nhất định. Ví dụ nước sôi ở 100°C .

Về hình thức, sự kiện chắc chắn được đồng nhất với toàn bộ không gian Ω .

Sự kiện không thể xảy ra được đồng nhất hình thức với khái niệm tập trống Φ , và ngược lại với sự kiện chắc chắn.

Trong nhiều trường hợp một sự kiện có thể phân thành những sự kiện khác, chẳng hạn sự kiện xuất hiện các mặt có số nốt chẵn khi gieo con súc xắc có thể phân thành các sự kiện : xuất hiện mặt 2, 4 và 6.

Sự kiện không phân được nữa gọi là *sự kiện sơ cấp*. Không gian các sự kiện sơ cấp cũng ký hiệu là Ω .

Ví dụ. Ta tiến hành kiểm tra hù họa 3 sản phẩm, nghĩa là thực hiện phép thử G . Mỗi sản phẩm được phân loại tốt (T) và xấu (x). Như vậy những khả năng có thể xảy ra đối với chất lượng 3 sản phẩm đó tạo thành không gian các sự kiện sơ cấp gồm 8 phần tử. Vì lấy ra 3 sản phẩm mà mỗi sản phẩm có 2 trạng thái, vậy số trạng thái có thể bằng $2^3 = 8$, đó là :

$$(x_1x_2x_3); (x_1x_2T_3); (x_1T_2x_3); (T_1x_2x_3);$$

$$(x_1T_2T_3); (T_1x_2T_3); (T_1T_2x_3); (T_1T_2T_3)$$

Giả thiết ta quan tâm đến sự kiện có một sản phẩm xấu trong 3 sản phẩm trên. Vậy sự kiện này bao gồm 3 sự kiện sơ cấp sau :

$$(x_1T_2T_3); (T_1x_2T_3); (T_1T_2x_3)$$

Ở đây sự kiện chắc chắn có thể hiểu là sự kiện khi số sản phẩm xấu nhỏ hơn hoặc bằng 3, còn sự kiện số sản phẩm xấu lớn hơn 3 là không thể xảy ra.

Ta thấy sự xuất hiện của các sự kiện ngẫu nhiên có liên quan đến những khái niệm trong đại số tập hợp. Chẳng hạn thực hiện phép thử G xem như lấy hũ họa một điểm trong hình vuông của tập toàn thể Ω , sự kiện A xảy ra đồng nhất với trường hợp điểm lấy hũ họa đó rơi vào vùng A (xem hình PC2-1).

Ngoài ra giữa các sự kiện A, B, C khi tiến hành phép thử G cũng có những mối quan hệ sau đây :

— Nếu sự kiện A xảy ra thì B cũng xảy ra thì ta nói A kéo theo B hoặc B bao hàm A , nghĩa là $B \supset A$. Chẳng hạn B là sự kiện xuất hiện mặt chẵn và A là sự kiện xuất hiện mặt 2 khi gieo xúc sắc.

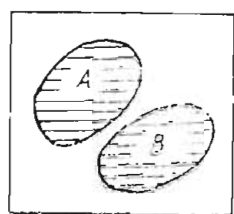
— Sự kiện C là hợp của sự kiện A và B , kí hiệu $C = A \cup B$, nghĩa là C xảy ra khi hoặc A hoặc B xảy ra

— Sự kiện D là giao của hai sự kiện A và B , kí hiệu $D = A \cap B$, nghĩa là D xảy ra khi cả A và B phải đồng thời xảy ra.

— Sự kiện E là hiệu của hai sự kiện A và B , kí hiệu $E = A \setminus B$, nghĩa là E xảy ra khi A xảy ra nhưng B phải không xảy ra.

— Hai sự kiện A và B gọi là *xung khắc*, nếu chúng không thể đồng thời xuất hiện. Trong trường hợp này ta còn gọi A và B là *không tương thích*, tương tự như khái niệm về hai tập hợp rời nhau, được mô tả trên hình PC2-6, và có

$$A \cap B = \Phi.$$



Hình PC2-6

Ví dụ sự kiện xuất hiện mặt 6 và mặt 5 khi gieo xúc sắc là hai sự kiện *xung khắc*. Ở đây cần chú ý là hai sự kiện *xung khắc* không thể đồng thời xuất hiện nhưng có thể đồng thời không xuất hiện.

— Gọi $\bar{A}$ là sự kiện *đối lập* của A nếu thỏa mãn điều kiện sau : khi xuất hiện A thì nhất định $\bar{A}$ không xuất hiện và khi đã không xuất hiện A thì nhất định xuất hiện $\bar{A}$

Ví dụ sự kiện xuất hiện mặt sấp và mặt ngửa khi gieo đồng tiền là hai sự kiện đối lập.

Ở đây cần lưu ý là hai sự kiện *xung khắc* thì chưa chắc là đối lập, nhưng hai sự kiện đối lập thì *xung khắc* (rời nhau).

PC2-3. Những định nghĩa của xác suất

Khái niệm xác suất biểu thị một cách định lượng khả năng xuất hiện sự kiện nào đó khi tiến hành phép thử G . Như vậy xác suất của sự kiện A là số đo mức độ chắc chắn của sự kiện, và được kí hiệu là $P(A)$.

Sau đây đưa ra hai cách định nghĩa của xác suất

1. Định nghĩa theo tính đồng khả năng của sự kiện. Đây còn gọi là cách định nghĩa cổ điển của xác suất. Giả thiết có một tập đầy đủ n sự kiện $A_1, A_2, \dots, A_n$ có cùng khả năng xuất hiện. Cần nghiên cứu sự kiện A và thấy rằng có m sự kiện trong tập trên đây thuận lợi cho sự xuất hiện của A , như vậy xác suất xuất hiện sự kiện A có giá trị

$$P(A) = \frac{m}{n} \quad (1)$$

Ví dụ 1. Khi kiểm tra 3 sản phẩm ở ví dụ trên kia có 8 sự kiện cơ bản đồng khả năng xuất hiện. Bây giờ cần tìm xác suất xuất hiện sự kiện A là có 2 sản phẩm xấu trong 3 sản phẩm lấy kiểm tra.

Những sự kiện cơ bản thuận lợi cho A gồm 3 phần tử, đó là: $(x_1x_2T_3); (x_1T_2x_3); (T_1x_2x_3)$; Vậy

$$P(A) = \frac{3}{8} = 0,375$$

Ví dụ 2. Gọi sự kiện A là sự xuất hiện mặt có số nốt bé hơn 4 khi gieo con súc sắc.

Tập các sự kiện cơ bản ở đây gồm 6 phần tử, đó là các sự kiện xuất hiện mặt 1, 2, 3, 4, 5, 6. Những sự kiện cơ bản thuận lợi cho A là xuất hiện mặt 1, 2, 3. Vậy

$$P(A) = \frac{3}{6} = 0,50$$

2. Định nghĩa thống kê của xác suất. Định nghĩa cổ điển về xác suất trên đây dựa vào tính chất đối xứng của các điều kiện ở phép thử, khi đó tập các sự kiện cơ bản lập thành một nhóm đủ, đồng khả năng xuất hiện. Trong thực tế tính chất đối xứng đó nhiều khi không thỏa mãn (gieo đồng tiền không cân đối). Vì vậy định nghĩa xác suất theo thống kê nhằm bổ sung nhược điểm trên.

Định nghĩa thống kê dựa trên khái niệm *tần suất*, đó là tỷ số lần $n(A)$ xuất hiện sự kiện A trong tổng số n phép thử lặp lại. Khi n khá lớn tần số đó có tính ổn định, dao động ít quanh một trị số nào đó. Trị số này biểu thị một cách định lượng khả năng xuất hiện sự kiện A và gọi là xác suất $P(A)$ của sự kiện A và về hình thức được định nghĩa là:

$$P(A) = \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{n(A)}{n} \quad (2)$$

Định nghĩa này phản ánh được tính chất **đảm đông** của các sự kiện ngẫu nhiên, tuy nhiên còn mang tính mô tả trực giác.

Từ định nghĩa trên đây, xác suất có những tính chất cơ bản sau đây:

— Vì $0 \leq n(A) \leq n$ nên $0 \leq \frac{n(A)}{n} \leq 1$. Vì vậy xác suất $P(A)$ luôn nằm trong giới hạn

$$0 \leq P(A) \leq 1$$

— Nếu Ω là sự kiện chắc chắn, luôn xuất hiện ở mỗi phép thử G vậy $P(\Omega) = 1$

— Đối với sự kiện không có thể xảy ra Φ , có $P(\Phi) = 0$

PC2-4. Những phép toán cơ bản của xác suất. Trong lý thuyết xác suất để tiện lợi, cũng thực hiện các phép toán đối với các sự kiện

1. Quy tắc cộng xác suất. Tương tự phép hợp ở đại số tập hợp, ta định nghĩa sự kiện C là hợp của hai sự kiện A và B là: sự kiện C xuất hiện khi hoặc A hoặc B xuất hiện (hoặc cả hai xuất hiện). Ký hiệu là:

$$C = A \cup B$$

Chẳng hạn trong phép gieo xúc sắc sự kiện xuất hiện số nốt nhỏ hơn 3 là hợp của hai sự kiện: xuất hiện mặt 1 và mặt 2.

Khi hai sự kiện xung khắc nhau, phép hợp trở thành phép cộng đơn giản $C = A + B$ và có công thức về xác suất

$$P(C) = P(A) + P(B) \quad (3)$$

Có thể mở rộng cho nhiều sự kiện xung khắc $A_1, A_2 \dots A_n$ ta có

$$A = A_1 + A_2 + \dots + A_n \text{ thì}$$

$$P(A) = \sum_{i=1} P(A_i) \quad (4)$$

Trong trường hợp các sự kiện không xung khắc, nghĩa là có thể xuất hiện đồng thời từ hai sự kiện trở lên, biểu thức (4) sẽ khác đi. Để thành lập biểu thức cộng xác suất trong trường hợp chung, ta xét hai sự kiện A, B có mô tả hình học trên hình PC2-7, trong đó phần gạch mô tả sự xuất hiện đồng thời AB .

Cần xét xác suất của sự kiện $A \cup B$.

Ở đây A có thể phân tích thành hai sự kiện xung khắc (không giao nhau):

$$A = (A \setminus B) + (AB)$$

Vậy theo (3) có: $P(A) = P(A \setminus B) + P(AB)$

Tương tự B phân thành: $B = (AB) + (B \setminus A)$ và

$$P(B) = P(B \setminus A) + P(AB)$$

Ta phân sự kiện $(A \cup B)$ thành 3 sự kiện xung khắc (theo hình vẽ PC2-7)

$$A \cup B = (A \setminus B) + (AB) + (B \setminus A) \text{ và}$$

$$P(A \cup B) = P(A \setminus B) + P(AB) + P(B \setminus A)$$

Thay những kết quả ở trên của $P(A \setminus B)$ và $P(B \setminus A)$ có:

$$P(A \cup B) = P(A) + P(B) - P(AB) \quad (5)$$

Biểu thức (5) có thể thấy trực giác trên hình vẽ PC2-7 vì khi cộng $P(A)$ với $P(B)$ diện tích AB đã được tính hai lần.

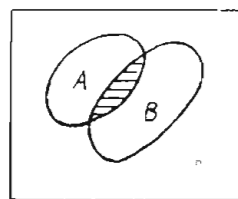
2. Quy tắc nhân xác suất. Khi xét về tính chất tương giao của các sự kiện ta cần quan tâm đến khái niệm xác suất có điều kiện. Trên kia khi xét hai sự kiện A và B ta chưa quan tâm đến sự phụ thuộc giữa chúng, nghĩa là sự xuất hiện của A không phụ thuộc bởi sự xuất hiện B . Trong thực tế nhiều khi phải xét đến điều kiện phụ thuộc đó. Vì các sự kiện có tương quan với nhau nên khi đã xuất hiện sự kiện này xác suất xuất hiện sự kiện kia sẽ thay đổi

Ta ký hiệu $P(A|B)$ là xác suất xuất hiện sự kiện A với điều kiện đã xuất hiện sự kiện B , và xác định theo biểu thức:

$$P(A|B) = \frac{P(AB)}{P(B)} \quad (6)$$

trong đó $P(AB)$ là xác suất xuất hiện đồng thời hai sự kiện A và B .

Biểu thức (6) có thể giải thích như sau: Giả thiết phép thử được lặp n lần trong đó có $n(B)$ lần xuất hiện sự kiện B và $n(AB)$ lần xuất hiện đồng thời A



Hình PC 2-7

và B . Như vậy trong điều kiện đã xuất hiện B nghĩa là có $n(B)$ thì chỉ có $n(AB)$ lần xuất hiện sự kiện A . Vậy

$$P(A|B) = \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{n(AB)}{n(B)} = \frac{P(AB)}{P(B)}$$

Từ biểu thức (6) ta có công thức nhân xác suất trong trường hợp hai sự kiện phụ thuộc nhau:

$$P(AB) = P(A|B) \cdot P(B) = P(A) \cdot P(B|A) \quad (7)$$

Đối với các trường hợp n sự kiện, có:

$$P(A_1 A_2 \dots A_n) = P(A_1) \cdot P(A_2|A_1) P(A_3|A_1 A_2) \dots P(A_n|A_1 A_2 \dots A_{n-1}) \quad (7a)$$

Nếu việc xảy ra sự kiện B loại trừ khả năng xảy ra sự kiện A , nghĩa là A và B là xung khắc hoặc đối lập: $A \cap B = \Phi$ thì có $P(A|B) = 0$.

Nếu sự kiện B xảy ra nhất định kéo theo sự kiện A xảy ra, nghĩa là $B \subset A$ thì có $P(A|B) = 1$.

Đặc biệt khi hai sự kiện A và B độc lập với nhau, nghĩa là việc xuất hiện sự kiện này không ảnh hưởng đến khả năng xuất hiện sự kiện kia, khi đó ta có

$$P(A|B) = P(A) \text{ hoặc } P(B|A) = P(B) \text{ và biểu thức (7) trở thành}$$

$$P(AB) = P(A) \cdot P(B) \quad (8)$$

Ở đây còn chú ý là hai sự kiện độc lập khác hẳn với hai sự kiện xung khắc (rời nhau), khi có A và B xung khắc nhưng vẫn cùng trong không gian sự kiện cơ bản nghĩa là chúng vẫn phụ thuộc lẫn nhau. Hai sự kiện độc lập, nghĩa là chúng ở hai không gian sự kiện cơ bản khác nhau. Chẳng hạn hai sự kiện xuất hiện mặt 5 khi gieo hai con xúc sắc có thể coi là độc lập; sự kiện mất điện ở một thành phố và sự kiện châu gái ra đời ở thành phố đó cũng xem là độc lập nhau. Tuy khái niệm độc lập cũng có tính chất tương đối, nhưng nó có tầm quan trọng trong lý thuyết xác suất, nó phản ánh bản chất liên quan đa dạng của các đối tượng trong thế giới khách quan.

Ví dụ. Trong thùng có 2 bi trắng và 3 bi đen. Lấy hủ họa lần lượt hai viên bi. Tìm xác suất để cả hai lần đều được bi trắng.

Giải. Gọi A là sự kiện cả hai lần được bi trắng;

A_1 — sự kiện lấy lần đầu được bi trắng

A_2 — sự kiện lấy lần hai được bi trắng. Vậy

$$A = A_1 A_2$$

Theo quy tắc nhân xác suất có:

$$P(A) = P(A_1) \cdot P(A_2|A_1)$$

trong đó
$$P(A_1) = \frac{2}{5} = 0,4$$

$P(A_2|A_1)$ là xác suất để được bi trắng khi đã có một viên bi trắng được lấy ra. Vậy $P(A_2|A_1) = \frac{1}{4} = 0,25$. Do đó:

$$P(A) = 0,4 \cdot 0,25 = 0,10$$

3. Công thức xác suất toàn phần và công thức Bayès. Trong nhiều trường hợp tính xác suất của sự kiện phức tạp được sử dụng phối hợp quy tắc nhân và cộng xác suất.

Giả thiết sự kiện A xảy ra chỉ khi một trong các sự kiện $B_1, B_2, \dots, B_n$ xảy ra. Các sự kiện $B_i; i = \overline{1, n}$ là xung khác. Giả thiết đã biết $P(B_i)$ và $P(A/B_i); i = \overline{1, n}$.

Cần xác định $P(A)$.

Theo điều kiện xuất hiện của A trên đây, viết được

$$A = A(B_1 + B_2 + \dots + B_n)$$

Vì các B_i xung khác nên các AB_i cũng xung khác.

Vậy viết được

$$P(A) = P(AB_1) + P(AB_2) + \dots + P(AB_n)$$

hoặc

$$P(A) = \sum_{i=1}^n P(AB_i)$$

Kết hợp với quy tắc nhân xác suất $P(AB_i) = P(B_i) \cdot P(A/B_i)$ nhận được

$$P(A) = \sum_{i=1}^n P(B_i) \cdot P(A/B_i) \quad (9)$$

Đây là công thức xác suất toàn phần nhằm xác định xác suất của sự kiện phức tạp A dựa trên các xác suất bộ phận $P(B_i)$ và các xác suất có điều kiện $P(A/B_i)$

Ví dụ. Một nhà máy gồm 3 phân xưởng sản xuất bóng đèn điện. Phân xưởng một sản xuất 50%, phân xưởng hai 20% phân xưởng ba 30% tổng số bóng đèn. Theo thống kê tỉ lệ bóng đèn hỏng ở các phân xưởng lần lượt là: 2%, 3% và 4%. Tất cả bóng đèn nhập kho chung. Tìm suất bóng đèn hỏng khi lấy từ kho.

Giải: Gọi A là sự kiện bóng đèn lấy ra là hỏng, A_1 — sự kiện bóng đèn lấy ra từ phân xưởng một; A_2 — từ phân xưởng hai; A_3 — từ phân xưởng ba. Theo giả thiết đã có:

$$P(A_1) = 0,5; P(A_2) = 0,2; P(A_3) = 0,3 \text{ và}$$

$$P(A/A_1) = 0,02; P(A/A_2) = 0,03; P(A/A_3) = 0,04$$

Rõ ràng A chỉ xảy ra với và chỉ với một trong các sự kiện xung khác A_1, A_2, A_3 vậy theo biểu thức (9) có:

$$P(A) = \sum_{i=1}^3 P(A_i) P(A/A_i) = 0,5 \cdot 0,02 + 0,2 \cdot 0,03 + 0,3 \cdot 0,04 = 0,028$$

nghĩa là trung bình quăng 1000 bóng đèn thì có 28 bóng hỏng.

Công thức Bayès. Trong nhiều trường hợp ta cần xét bài toán sau đây: Cũng giả thiết rằng sự kiện A có thể xảy ra với và chỉ cần với một trong các sự kiện

xung khắc $A_1, A_2, \dots, A_n$. Trước khi thực hiện phép thử đã biết xác suất $P(A_1), P(A_2), \dots, P(A_n)$, nghĩa là đã có *thông tin tiên nghiệm* liên quan đến sự kiện A .

Bây giờ thực hiện phép thử, thấy A xuất hiện với xác suất $P(A/A_i)$ nào đó. Cần khảo sát xem các xác suất $P(A_i)$; $i = \overline{1, n}$ sẽ thay đổi thế nào khi A đã xuất hiện. Nói cách khác cần tính các xác suất có điều kiện $P(A_i/A)$; $i = \overline{1, n}$

Theo quy tắc nhân xác suất, có:

$$P(A/A_i) = P(A) \cdot P(A_i/A) = P(A_i) \cdot P(A/A_i)$$

Từ đây

$$P(A_i/A) = \frac{P(A_i) \cdot P(A/A_i)}{P(A)}$$

Thay $P(A)$ bằng biểu thức xác suất toàn phần, nhận được:

$$P(A_i/A) = \frac{P(A_i) \cdot P(A/A_i)}{\sum_{i=1}^n P(A_i) \cdot P(A/A_i)} \quad (10)$$

Biểu thức (10) được gọi là công thức Bayes hoặc là công thức xác suất giả thiết.

Công thức Bayes cho ta tính được sự thay đổi của giả thuyết ban đầu sau khi tiến hành phép thử. Mở rộng ra, đây chính là thuật toán để hiệu chỉnh thông tin tiên nghiệm (ban đầu) $P(A_i)$ nhờ những hiểu biết thêm khi tiến hành quan sát $P(A/A_i)$. Ở đây $P(A_i/A)$ được gọi xác suất hậu nghiệm hoặc thông tin hậu nghiệm. Như khía cạnh này, công thức Bayes được áp dụng như một thuật toán lặp mở rộng để tìm kiếm lời giải của quá trình điều khiển thích nghi [xem tập III].

Ví dụ. Trong thiết bị gồm 3 loại linh kiện, loại A_1 chiếm 35%, loại A_2 chiếm 25% và loại A_3 chiếm 40% tổng số linh kiện. Xác suất hỏng hóc của mỗi loại linh kiện tương ứng là:

$$P(A_1) = 0,15; P(A_2) = 0,25 \text{ và } P(A_3) = 0,05.$$

Khi quan sát thấy thiết bị hỏng. Cần xác định xác suất để thiết bị hỏng do linh kiện A_1, A_2 hoặc A_3 .

Giải. Gọi A là sự kiện thiết bị hỏng. Cần xác định $P(A_1/A); P(A_2/A); P(A_3/A)$. Theo công thức Bayes có:

$$P(A_1/A) = \frac{P(A_1) \cdot P(A/A_1)}{\sum_{i=1}^3 P(A_i) \cdot P(A/A_i)}$$

Ở đây $P(A/A_1) = 35\% = 0,35$ vậy

$$P(A_1/A) = \frac{0,15 \cdot 0,35}{0,15 \cdot 0,35 + 0,25 \cdot 0,25 + 0,05 \cdot 0,4} = 0,338$$

tương tự

$$P(A_2/A) = 0,403$$

$$P(A_3/A) = 0,259$$

Từ kết quả trên đây thấy rằng tuy số lượng linh kiện A_2 ít nhưng hay gây ra hư hỏng thiết bị (vì xác suất sự cố bản thân lớn), nên để tiện lợi sửa chữa cần bố trí loại linh kiện này ở vị trí dễ tháo dỡ.

PC2.5. Đại lượng ngẫu nhiên — Luật phân phối xác suất. Để nghiên cứu một cách định lượng các sự kiện ta thường đưa ra khái niệm đại lượng. Đại lượng nào đó, chẳng hạn: dòng điện qua bóng đèn, số trẻ sơ sinh trong một quốc gia v.v., nhận những giá trị khác nhau ở những thời điểm khảo sát. Để nghiên cứu cũng phân ra: *đại lượng tất định* và *đại lượng ngẫu nhiên*.

Đại lượng tất định thường nhận những giá trị tùy ý, định sẵn khi khảo sát đó chính là các đại lượng vẫn xét trong giải tích cổ điển.

Đối với đại lượng ngẫu nhiên không khẳng định trước được giá trị của nó khi tiến hành thử nghiệm mà chỉ phán đoán giá trị của nó với một mức độ chắc chắn nào đó và gọi là xác suất để đại lượng ngẫu nhiên nhận giá trị này. Loại đại lượng ngẫu nhiên chính là đối tượng nghiên cứu của lý thuyết xác suất.

Việc phân hai loại đại lượng này chỉ là tương đối vì đại lượng tất định chỉ là đại lượng ngẫu nhiên mà giá trị của nó xảy ra với xác suất cao.

Đại lượng ngẫu nhiên được phân ra: rời rạc và liên tục.

Đại lượng ngẫu nhiên là rời rạc khi các giá trị có thể của nó gồm một số hữu hạn hoặc liệt kê được trong một dãy vô hạn: $x_1, x_2, \dots, x_n, \dots$. Chẳng hạn số nốt xuất hiện khi gieo xúc sắc, số sự cố mất điện ở lưới điện trong một năm v.v. là những đại lượng ngẫu nhiên rời rạc.

Đại lượng ngẫu nhiên là liên tục khi các giá trị có thể của nó lấp kín một khoảng trên trục số. Thường đại lượng ngẫu nhiên liên tục được dùng để mô tả về độ dài, thời gian v.v. Chẳng hạn thời gian làm việc an toàn của thiết bị điện, tuổi thọ của con người, độ lệch điện áp so với giá trị định mức v.v. là những đại lượng ngẫu nhiên liên tục.

Ta thường quy ước dùng các chữ in X, Y, Z để chỉ các đại lượng ngẫu nhiên và các chữ nhỏ $x_1, y_1, z_1, x_2, y_2, z_2, \dots$ để chỉ các giá trị có thể của chúng.

1. Luật phân phối xác suất. Để khảo sát một đại lượng ngẫu nhiên X ta cần quan tâm không những đến các giá trị $x_i; i = 1, 2, \dots, n$ có thể xảy ra của nó mà cần biết xác suất $p_i(x_i); i = 1, 2, \dots, n$ xuất hiện các giá trị đó. Mối quan hệ giữa các giá trị x_i và p_i tạo nên một quy luật và gọi là *luật phân phối xác suất*.

Đối với đại lượng ngẫu nhiên rời rạc, luật phân phối xác suất được cho trong bảng và còn gọi là dãy phân phối xác suất như sau:

X	x_1	x_2	$\dots$	x_n
$P(X = x_i)$	p_1	p_2	$\dots$	p_n

Vì các giá trị có thể x_i của đại lượng ngẫu nhiên X tạo thành một nhóm đủ các sự kiện cơ bản nên có:

$$\sum_{i=1}^n p_i = 1$$

Ví dụ số nốt xuất hiện khi gieo một con xúc sắc là một đại lượng ngẫu nhiên rời rạc X , với dãy phân phối xác suất đều như trong bảng sau :

X	1	2	3	4	5	6
p_i	$\frac{1}{6}$	$\frac{1}{6}$	$\frac{1}{6}$	$\frac{1}{6}$	$\frac{1}{6}$	$\frac{1}{6}$

2. *Hàm tích phân phân phối xác suất.* Đối với đại lượng ngẫu nhiên liên tục ta không thể mô tả nhờ dãy phân phối xác suất trên đây, vì có thể coi các giá trị của nó lấp đầy trục số từ $-\infty$ (hoặc từ 0) đến $+\infty$ tùy với xác suất xuất hiện rất khác nhau. Chẳng hạn ta đo được chiều dài con sông là 4000km, thực ra đó chỉ là giá trị có xác suất cao nhất, còn về nguyên tắc ngẫu nhiên và sai số có thể nói chiều dài con sông đó có thể nhận giá trị 0km hoặc 1 triệu km với các xác suất vô cùng bé, và nhận các giá trị lân cận 4000km với xác suất khá lớn.

Như vậy để khảo sát đại lượng ngẫu nhiên liên tục ta đưa ra khái niệm giá trị xác suất để đại lượng ngẫu nhiên X nhận các giá trị trong khoảng từ $-\infty$ đến giá trị x và kí hiệu là $P(-\infty < X \leq x)$ hoặc $P(X < x)$. Vì khi giá trị x thay đổi thì $P(X < x)$ cũng thay đổi nên $P(X < x)$ gọi là *hàm tích phân của phân phối xác suất*, kí hiệu là

$$F(x) = P(X < x) \quad (11)$$

Sở dĩ gọi $F(x)$ là hàm tích phân vì nó biểu thị tổng các giá trị xác suất để đại lượng ngẫu nhiên X nhận các giá trị từ $-\infty$ (hoặc 0), cho đến giá trị cụ thể x .

Nếu đã cho $F(x)$ thì dễ dàng xác định được xác suất để X nhận giá trị trong khoảng (α, β) cho trước :

$$P(\alpha < X < \beta) = P(X < \beta) - P(X < \alpha) = F(\beta) - F(\alpha) \quad (12)$$

Khi đó nếu $F(x)$ liên tục thì khi $\beta \rightarrow \alpha$ ta có

$$P(X = \alpha) = \lim_{\beta \rightarrow \alpha} [F(\beta) - F(\alpha)] = 0$$

nghĩa là xác suất để đại lượng ngẫu nhiên liên tục nhận một giá trị cụ thể cho trước là bằng 0 (chỉ biết được một khoảng nào đó, hoặc giá trị trung bình).

Chú ý là hàm tích phân của phân phối xác suất cũng có thể áp dụng đối với đại lượng ngẫu nhiên rời rạc. Khi đó viết được :

$$F(x) = P(X < x) = \sum_{x_k < x} P(x = x_k) \quad (13)$$

Ví dụ đối với trường hợp đại lượng ngẫu nhiên rời rạc X là số nốt xuất hiện khi gieo con xúc sắc thì hàm tích phân xác suất $F(x)$ chính là các giá trị xác suất khi xuất hiện số nốt không quá 1, 2, 3, 4, 5, 6 và $F(x)$ có dạng bậc thang như trên hình PC2-8.

Từ định nghĩa trên đây, hàm tích phân $F(x)$ có một số tính chất sau đây :

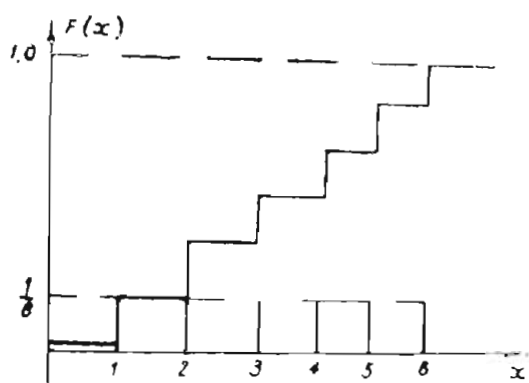
- $0 \leq F(x) \leq 1$
- $F(x)$ là hàm không giảm, nghĩa là khi $x_2 > x_1$ thì $F(x_2) \geq F(x_1)$

— $F(-\infty) = 0$ và $F(+\infty) = 1$, vì X là đại lượng ngẫu nhiên khả hiện trong những giá trị của nó.

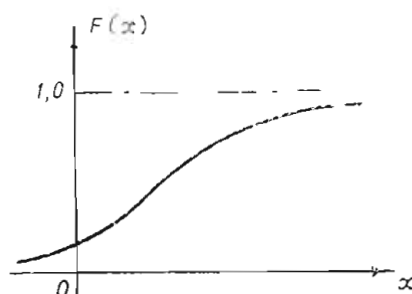
— Đối với đại lượng ngẫu nhiên X rời rạc, xác suất khi $X = \alpha$ bằng giá trị bước nhảy của hàm $F(x)$ tại điểm $X = \alpha$ (xem hình PC2-8), với X liên tục, $F(x)$ liên tục, bước nhảy bằng 0, như đã nhận xét ở trên.

— Trên đoạn ab nào đó của X nếu hàm $F(x)$ không tăng, thì X không nhận những giá trị trên đoạn đó. Chẳng hạn trên hình PC2-8, chứng tỏ số nốt xuất hiện ở xúc sắc không là 1,5 hoặc 3,6 v.v...

Chú ý là hàm $F(x)$ của đại lượng ngẫu nhiên liên tục X có dạng đường cong, còn gọi là đường cong tích phân phân phối xác suất, tiệm cận với trục hoành và trục $F(x) = 1$ như biểu diễn trên hình PC2-9.



Hình PC2-8



Hình PC2-9

Như vậy đối với đại lượng ngẫu nhiên rời rạc ta có thể khảo sát nhờ luật (dãy) phân phối xác suất và hàm tích phân phân phối xác suất $F(x)$.

Đối với đại lượng ngẫu nhiên liên tục ngoài hàm tích phân $F(x)$ ta cần đưa ra một khái niệm khác tương tự dạng luật phân phối ở đại lượng ngẫu nhiên rời rạc đó là luật phân phối vi phân hoặc mật độ phân phối xác suất.

3. Mật độ phân phối xác suất. Giả thiết đại lượng ngẫu nhiên liên tục X có hàm tích phân $F(x)$ liên tục, khả vi. Ta khảo sát xác suất để X có giá trị trong khoảng $(x, x + \Delta x)$ đó là $F(x + \Delta x) - F(x)$. Lập biểu thức

$$\lim_{\Delta x \rightarrow 0} \frac{F(x + \Delta x) - F(x)}{\Delta x} = \frac{dF(x)}{dx} = f'(x) = f(x) \quad (13)$$

trong đó $f(x) = F'(x)$ gọi là luật phân phối vi phân hoặc hàm mật độ phân phối xác suất của đại lượng ngẫu nhiên liên tục X . Hàm mật độ $f(x)$ là một đặc trưng xác suất riêng cho đại lượng ngẫu nhiên liên tục. Ở đây giá trị $f(x) \cdot dx$ là xác suất để X nhận giá trị trong khoảng vô cùng bé dx lân cận điểm x và vậy $f(x)dx$ còn gọi là một phần tử xác suất.

Mật độ xác suất $f(x)$ có những tính chất sau đây

— Vì $F(x)$ không giảm nên $f(x) \geq 0$

— $P(\alpha \leq X < \beta) = \int_{\alpha}^{\beta} f(x) dx$, từ tính chất này ta xác định xác suất để X

nhận giá trị thuộc khoảng (α, β) có độ đo bằng diện tích giới hạn bởi trục ox ,

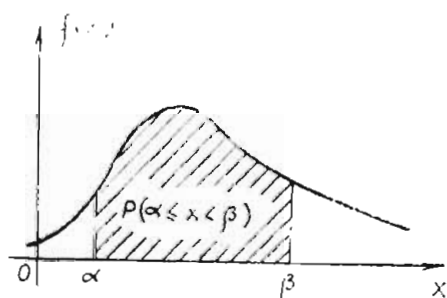
đường cong mật độ $f(x)$ và các đường thẳng $x = \alpha$, $x = \beta$, như biểu thị trên hình PC2-10.

$$- F(x) = P(-\infty < X < x) = \int_{-\infty}^x f(x) dx$$

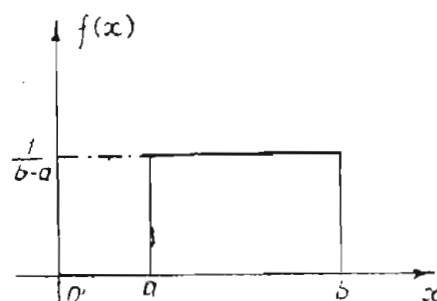
- Vì $F(-\infty) = 0$; $F(+\infty) = 1$ nên có $\int_{-\infty}^{+\infty} f(x) dx = 1$, về hình học có nghĩa là

diện tích giới hạn bởi đường $f(x)$ và trục hoành có độ đo bằng 1.

Ví dụ. Cho đại lượng ngẫu nhiên liên tục X có mật độ phân phối $f(x)$ đều theo dạng



Hình PC2-10



Hình PC2-11

$$f(x) = \begin{cases} C & \text{khi } a \leq x \leq b \\ 0 & \text{khi } x < a \text{ và } x > b \end{cases}$$

Xác định a) giá trị C và vẽ đồ thị $f(x)$

b) giá trị hàm tích phân $F(x)$

và vẽ đồ thị.

Giải: a) Theo tính chất $\int_{-\infty}^{+\infty} f(x) dx = 1$

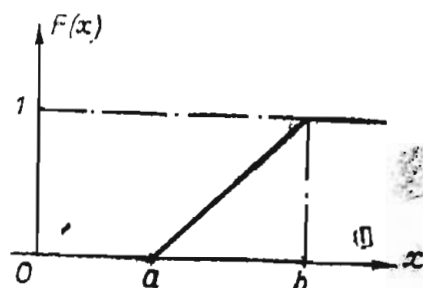
ta có:

$$\int_a^b C dx = 1 \text{ vậy } C(b-a) = 1. \text{ Rút ra } C = \frac{1}{b-a} \text{ Đồ thị của } f(x) \text{ được}$$

vẽ trên hình PC2-11 và có giá trị:

$$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{b-a} & \text{khi } a \leq x \leq b \\ 0 & \text{khi } x < a \text{ và } x > b. \end{cases}$$

b) Theo định nghĩa $F(x) = \int_{-\infty}^x f(x) dx$



Hình PC2-12

thay $f(x) = \frac{1}{b-a}$ trong khoảng (a, b) nhận được

$$F(x) = \int_a^x \frac{1}{b-a} dx = \begin{cases} 0 & \text{khi } x < a \\ \frac{x-a}{b-a} & \text{khi } a \leq x \leq b \\ 1 & \text{khi } x > b \end{cases}$$

Đồ thị của $F(x)$ được vẽ trên hình PC2-12

PC2-6. Một số luật phân phối xác suất. Trong thực tế tùy theo bản chất vật li của đối tượng ngẫu nhiên cần nghiên cứu, người ta sử dụng loại luật phân phối thích hợp. Sau đây ta xét một vài dạng luật phân phối xác suất điển hình đối với đại lượng ngẫu nhiên rời rạc và liên tục.

1. Luật phân phối nhị thức còn gọi là lược đồ Bernoulli hoặc phép thử độc lập, có nội dung chủ yếu như sau.

Giả thiết ta nghiên cứu đối tượng ngẫu nhiên qua n phép thử độc lập. Các phép thử độc lập khi kết cục của chúng không phụ thuộc nhau. Ở mỗi phép thử chỉ có hai kết cục: xuất hiện sự kiện quan tâm với xác suất là p và ta kí hiệu là 1, hoặc không xuất hiện nó, nghĩa là với xác suất $q = 1 - p$ và ký hiệu là 0. Chẳng hạn gieo đồng tiền lần, mỗi lần chỉ có hai kết cục: xuất hiện mặt xấp với $p = \frac{1}{2}$, hoặc không xuất hiện mặt xấp với $q = \frac{1}{2}$. Gieo con xúc sắc và quan tâm sự xuất hiện mặt 6, mỗi lần thử có hai kết cục: xuất hiện mặt 6 với $p = \frac{1}{6}$ không xuất hiện mặt 6 với $q = 1 - p = \frac{5}{6}$.

Xét n phép thử độc lập, mỗi kết cục cơ bản ω có thể mô tả bằng dãy n chữ số có dạng 100101..., trong đó chữ số 1 ở vị trí i có nghĩa là xuất hiện sự kiện quan tâm ở phép thử i , còn chữ số 0 là không xuất hiện. Xác suất của sự kiện cơ bản ω trong đó số 1 xuất hiện k lần và số 0 xuất hiện $(n - k)$ lần, vì các phép thử độc lập, nên có

$$p(\omega) = p^k(1 - p)^{n-k}$$

Bây giờ cần xác định xác suất để trong n phép thử có đúng k lần xuất hiện sự kiện quan tâm $p_n(k)$. Vì có nhiều cách tổ hợp khác nhau để cùng đạt k chữ số 1 và $(n - k)$ chữ số 0 trong n phép thử. Đó là số phần tử của tổ hợp chập k trong n yếu tố:

$$C_n^k = \frac{n!}{k!(n-k)!}$$

Vậy xác suất để xuất hiện đúng k lần kết quả trong n phép thử độc lập là

$$P_n(k) = C_n^k p^k(1 - p)^{n-k} \quad (14)$$

Ví dụ 1. Gieo con xúc sắc 5 lần, quan sát sự kiện xuất hiện mặt 6 (xuất hiện: kí hiệu 1, không xuất hiện: kí hiệu 0). Tìm xác suất để trong 5 lần gieo xuất hiện mặt 6 đúng 4 lần?

Giải. Những khả năng xuất hiện mặt 6 đúng 4 lần trong 5 phép thử độc lập là :

1	1	1	1	0
0	1	1	1	1
1	0	1	1	1
1	1	0	1	1
1	1	1	0	1

nghĩa là gồm 5 khả năng, hoặc bằng $C_5^4 = \frac{5!}{4!1!} = 5$

Trong mỗi khả năng trên đây xác suất xuất hiện mặt 6 đúng 4 lần là

$$P(\omega) = p^4 (1 - p)^{5-4}$$

ở đây $p = \frac{1}{6}$ vậy $P(\omega) = \left(\frac{1}{6}\right)^4 \left(\frac{5}{6}\right)^1$

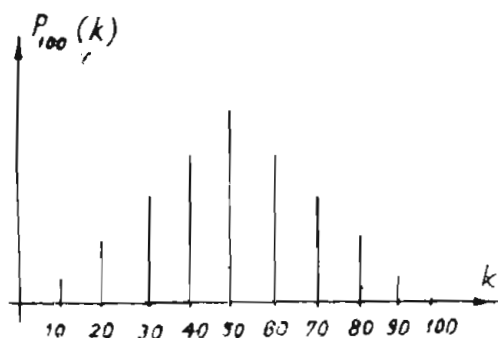
Vậy xác suất để trong 5 lần gieo độc lập con xúc sắc, mặt 6 được xuất hiện đúng 4 lần, có giá trị

$$P_5(4) = C_5^4 \left(\frac{1}{6}\right)^4 \left(\frac{5}{6}\right)^1 = 5 \cdot \frac{5}{6^5} = 0,00364$$

Ví dụ 2. Gieo đồng tiền cân đối 100 lần. Tìm xác suất để mặt sấp xuất hiện đúng 50 lần.

Giải. Ta có

$$\begin{aligned} P_{100}(50) &= C_{100}^{50} \left(\frac{1}{2}\right)^{50} \left(\frac{1}{2}\right)^{50} = \\ &= \frac{100!}{50!50!} \left(\frac{1}{2}\right)^{100} \approx 0,08 \end{aligned}$$



Hình 19.2-13

Từ kết quả trên đây thấy rằng sự kiện để mặt sấp đồng tiền xuất hiện đúng bằng một nửa số lần gieo có giá trị xác suất rất nhỏ. Tuy nhiên nếu xét xác suất xuất hiện mặt sấp với số lần quanh giá trị 50 thì khác hẳn. Chẳng hạn tổng các xác suất để mặt sấp xuất hiện từ 40 đến 60 lần là :

$$\begin{aligned} &P_{100}(40) + P_{100}(41) + \dots + \\ &+ P_{100}(59) + P_{100}(60) \approx 0,96, \end{aligned}$$

nghĩa là khi gieo đồng tiền cân đối 100 lần, có rất nhiều khả năng mặt sấp xuất hiện quanh trị số từ 40 đến 60 lần.

Dãy phân bố xác suất nhị thức theo biểu thức (14) áp dụng đối với ví dụ này được vẽ trên hình 19.2-13, trong đó giá trị k , mà tại đó $P_n(k)$ đạt cực đại được gọi là giá trị có khả năng nhất. Chẳng hạn trong ví dụ gieo đồng tiền 100 lần thì sự kiện xuất hiện mặt sấp đúng 50 lần là có nhiều khả năng nhất (tuy xác suất cũng rất nhỏ).

Ví dụ 3. Trong nhà máy điện gồm 5 tổ máy cùng loại làm việc, biết xác suất sự cố của từng tổ máy $q = 0,02$. Tìm xác suất để nhà máy bị sự cố 1 tổ máy và xác suất để cả 5 tổ máy làm việc.

Giải. — Xác suất sự cố một trong 5 tủ máy

$$Q_5(1) = C_5^1 q(1 - q)^4 = 5 \cdot 0,02 \cdot 0,98^4 = 0,0923$$

— Xác suất để cả 5 tủ máy làm việc

$$P_5(5) = C_5^5 p^5 q^0 = (1 - 0,02)^5 \approx 0,905$$

Từ biểu thức của lược đồ Bernpulli trên đây ta thấy các xác suất $P_n(0)$, $P_n(1)$, ..., $P_n(n)$ tạo thành một nhóm đủ các sự kiện cơ bản, nên có

$$\sum_{k=0} P_n(k) = 1 \quad (15)$$

Ngoài ra cũng lưu ý là tập các xác suất này gọi là phân phối nhị thức vì chúng chính là các số hạng trong khai triển Newton của nhị thức

$$(p + q)^n \text{ trong đó } q = 1 - p$$

2. *Luật phân phối Poisson.* Đối với đại lượng ngẫu nhiên rời rạc, ngoài luật phân phối nhị thức, khi số lần thử nghiệm n rất lớn mà xác suất p của sự kiện rất nhỏ ta sử dụng luật phân phối Poisson.

Có thể nói luật phân phối Poisson là giới hạn của luật phân phối nhị thức khi $n \rightarrow \infty$ và $p \rightarrow 0$. Vì vậy thường gọi luật Poisson là luật phân phối xác suất của những sự kiện hiếm.

Ở luật phân phối nhị thức đã có:

$$P_n(k) = \frac{n!}{k!(n-k)!} \cdot p^k(1-p)^{n-k}$$

Khi p nhỏ, n lớn, có thể đặt $p = \frac{\lambda}{n}$, trong đó λ là một hằng số dương, không phụ thuộc n . Thay vào $P_n(k)$ có

$$P_n(k) = \frac{n!}{k!(n-k)!} \left(\frac{\lambda}{n}\right)^k \left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^{n-k}$$

Sau một số phép biến đổi và sử dụng biểu thức

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^n = e^{-\lambda}$$

ta nhận được kết quả:

$$P_n(k) = \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda} \quad (16)$$

trong đó $\lambda = pn$. Đây là biểu thức của luật phân phối Poisson. Khi biết n , p , k tính được xác suất để xảy ra đúng k sự kiện trong n phép thử độc lập.

Khi n lớn, p nhỏ theo biểu thức phân phối Poisson tránh được công kênh do phải tính các tổ hợp bậc cao như ở phân phối nhị thức.

Ví dụ. Trong một thiết bị điện có 800 tụ điện làm việc độc lập. Xác suất sự cố của mỗi tụ là $p = 0,005$. Tìm xác suất để có 4 tụ hỏng đồng thời.

Giải. Xác định $P_n(k)$ với $p = 0,005$

$$n = 800$$

$$k = 4$$

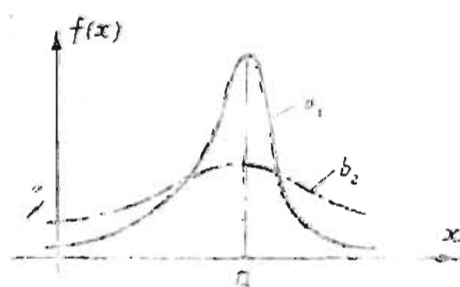
Theo luật phân phối nhị thức

$$P_{800}(4) = C_{800}^4 (0,005)^4 (0,995)^{796} = 0,1945$$

Theo luật phân phối Poisson có $\lambda = pn = 0,005 \cdot 800 = 4$

$$P_{800}(4) \approx \frac{4^4}{4!} e^{-4} = 0,1954$$

3. Luật phân phối chuẩn (Gauss). Đối với đại lượng ngẫu nhiên liên tục mật độ phân phối xác suất nhiều trường hợp có dạng như trên hình PC2-14 và gọi là luật phân phối chuẩn hoặc luật Gauss.



Hình PC2-14

Luật phân phối chuẩn có đồ thị đối xứng qua trục có $x = a$, đó là giá trị trung bình xác suất của các giá trị của đại lượng ngẫu nhiên X hoặc a còn gọi là kỳ vọng toán của đại lượng X mà sẽ đề cập đến ở mục sau.

Tại $x = a$ mật độ xác suất $f(x)$ đạt giá trị cực đại. Ngoài giá trị a , luật phân phối chuẩn còn được đặc trưng bởi một thông số nữa, gọi là độ tản xạ b , nó thể hiện mức độ tản mát các giá trị của đại lượng X quanh giá trị trung bình a . Trên hình PC2-14 trình bày hai luật phân phối chuẩn có giá trị trung bình a như nhau nhưng độ tản xạ b khác nhau, trong đó $b_2 > b_1$, nghĩa là đại lượng ngẫu nhiên b_1 có nhiều tính tất định hơn. Tất nhiên đại lượng X là hoàn toàn tất định khi giá trị $b = 0$.

Hàm mật độ $f(x)$ của luật phân phối chuẩn có dạng

$$f(x) = \frac{1}{b\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(x-a)^2}{2b^2}} \quad (17)$$

Luật phân phối chuẩn rất thường gặp trong thực tế, dùng để mô tả những đại lượng ngẫu nhiên liên tục, như độ lệch khi đo đạc, trong đó có rất nhiều yếu tố tác động nhưng không có yếu tố nào trội hơn.

Về toán học có thể chứng minh được rằng tổng một số lớn các đại lượng ngẫu nhiên có phân phối bất kì sẽ có dạng rất gần với phân phối chuẩn.

Ngoài ra cũng thấy rằng luật chuẩn là dạng giới hạn của nhiều luật khác, chẳng hạn khi số phép thử n tăng đến vô hạn, luật phân phối nhị thức sẽ tiến đến dạng chuẩn. Về hình học điều đó cũng thấy rõ: khi n khá lớn và với các giá trị k rất gần nhau, ta có đồ thị trên hình PC2-14.

Để mô tả đại lượng ngẫu nhiên liên tục ngoài luật chuẩn, còn thường sử dụng luật phân phối đều, luật phân phối Weibull, Gamma v.v. tùy theo đối tượng khảo sát [xem chương 9].

PC2-7. Những đặc trưng số của đại lượng ngẫu nhiên. Qua các mục trên đây một quan điểm được quán xuyên, đó là: để khảo sát đối tượng ngẫu nhiên ta đã

xây dựng những mô hình toán học nhằm tăng thêm hiểu biết về đối tượng đó, chẳng hạn lập phép thử, tìm xác suất xuất hiện sự kiện quan tâm và cố gắng xây dựng luật phân phối xác suất v.v..

Tuy nhiên trong một số trường hợp hoặc khó khăn hoặc không cần biết mọi giá trị khả hiện của đại lượng ngẫu nhiên $x_1, x_2, \dots, x_n$ và các xác suất xuất hiện $p_1, p_2, \dots, p_n$ của chúng mà khi đó chỉ cần xét những *đặc trưng số* của phân phối xác suất. Sau đây xét một vài đặc trưng số quan trọng nhất của đại lượng ngẫu nhiên.

1. *Kỳ vọng toán của đại lượng ngẫu nhiên.* Đó là giá trị trung bình theo xác suất của đại lượng ngẫu nhiên, được kí hiệu là $E[X]$ hoặc $M[X]$, m_X , $\bar{X}$. Giả thiết có đại lượng ngẫu nhiên rời rạc X nhận các giá trị $x_1, x_2, \dots, x_n$ với các xác suất tương ứng $p_1, p_2, \dots, p_n$. Khi đó kỳ vọng toán của X có giá trị

$$E[X] = \frac{p_1 x_1 + p_2 x_2 + \dots + p_n x_n}{p_1 + p_2 + \dots + p_n}$$

$$\text{Vì có } \sum_{i=1} p_i = 1 \text{ nên có}$$

$$E[X] = \sum_{i=1} p_i x_i \quad (18)$$

Định nghĩa này mô tả kỳ vọng toán, chính là giá trị trung bình mà ta có quyền **mong đợi** (kỳ vọng) về giá trị của đại lượng ngẫu nhiên khi phép thử được lập nhiều lần.

Đối với đại lượng ngẫu nhiên liên tục X có mật độ phân phối xác suất $f(x)$ thì kỳ vọng toán được xác định theo biểu thức

$$E[X] = \int_{-\infty}^{+\infty} x f(x) dx \quad (19)$$

trong trường hợp $f(x)$ chỉ lấy giá trị trong một khoảng hữu hạn thì coi $f(x) = 0$ ở ngoài khoảng đó.

Ví dụ 1. Theo dõi một hồ dùng điện trong 30 lần đo ghi, dòng điện cực đại xuất hiện như sau:

$$\begin{aligned} 5 \text{ lần có } I_{\max} &= 20.4 \\ 8 \text{ lần có } I_{\max} &= 25.4 \\ 10 \text{ lần có } I_{\max} &= 22.4 \\ 7 \text{ lần có } I_{\max} &= 30.1 \end{aligned}$$

Vậy kỳ vọng toán của giá trị dòng điện cực đại là:

$$E[I_{\max}] = 20 \cdot \frac{5}{30} + 25 \cdot \frac{8}{30} + 22 \cdot \frac{10}{30} + 30 \cdot \frac{7}{30} = 24,3.1$$

Ví dụ 2. Có trò chơi giữa A và B như sau: A gieo con xúc sắc cân đối n lần. Mỗi lần A nhận từ B một số tiền (đồng) bằng số nốt xuất hiện. Tuy nhiên A phải nộp cho B một số tiền tổng cộng cho n lần gieo.

Hãy tìm số tiền A nên nộp để sau nhiều đợt chơi (mỗi đợt gieo n lần) A có khả năng thắng.

Giải. Số nốt xuất hiện trong mỗi lần gieo là đại lượng ngẫu nhiên rời rạc X nhận các giá trị 1, 2, 3, 4, 5, 6 với cùng xác suất $p_i = \frac{1}{6}$.

Giá trị trung bình thắng của A ở mỗi lần gieo sau trong nhiều đợt chơi chính là kì vọng toán của X , bằng

$$E[X] = \frac{1}{6} [1 + 2 + 3 + 4 + 5 + 6] = 3,5 \text{ đồng}$$

Như vậy sau n lần gieo, A có khả năng thắng với số tiền trung bình là $3,5n$. Vậy để thắng, A nên nộp cho B số tiền nhỏ hơn $3,5n$ cho mỗi đợt chơi n lần gieo.

2. Kì vọng toán của một số luật phân phối. Sau đây xét kì vọng toán của một số luật phân phối thường gặp.

— Luật phân phối đều. Giả thiết đại lượng ngẫu nhiên liên tục, X có hàm mật độ $f(x)$ trong dạng

$$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{b-a} & \text{khi } a \leq x < b \\ 0 & \text{khi } x < a; x > b \end{cases}$$

Kỳ vọng toán của X có giá trị

$$E[X] = \int_{-\infty}^{+\infty} xf(x)dx = \int_a^b \frac{1}{b-a} xdx = \frac{1}{2} (b+a)$$

đó chính là hoành độ của điểm giữa đoạn $[a, b]$

— Luật phân phối Poisson. Giả thiết đại lượng ngẫu nhiên rời rạc tuân theo luật phân phối Poisson, hoặc luật phân phối nhị thức khi n rất lớn và p rất nhỏ, khi đó xác suất để trong n phép thử xuất hiện đúng k sự kiện, có giá trị

$$P_n(k) = \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda} \text{ trong đó } \lambda = pn$$

Lập dãy phân phối sau

x_i	0	1	2	..	k	..
p_i	$e^{-\lambda}$	$\frac{\lambda}{1!} e^{-\lambda}$	$\frac{\lambda^2 e^{-\lambda}}{2!}$		$\frac{\lambda^k e^{-\lambda}}{k!}$	

Như vậy

$$E[X] = 0 \cdot e^{-\lambda} + 1 \frac{\lambda}{1!} e^{-\lambda} + 2 \frac{\lambda^2}{2!} e^{-\lambda} + \dots + k \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda} + \dots$$

$$= \lambda e^{-\lambda} \left(1 + \frac{\lambda}{1!} + \dots + \frac{\lambda^{k-1}}{(k-1)!} + \dots \right) = \lambda = np$$

vì thành phần trong ngoặc có giới hạn là e^{λ} khi $k \rightarrow \infty$

Ví dụ. Tiến hành thử 1000 bóng đèn, biết xác suất hỏng của mỗi bóng $p = 0,04$. Xác định số trung bình các bóng hỏng trong 1000 bóng trên.

Đó chính là kì vọng toán $E[X]$ khi $p = 0,04$; $n = 1000$. Ở đây coi X tuân theo luật phân phối Poisson

$$E[X] = pn = 0,004 \times 1000 = 40 \text{ bóng}$$

Chú ý: Kì vọng toán $E[X]$ có thứ nguyên của đại lượng ngẫu nhiên X .

— Luật phân phối chuẩn ta có mật độ xác suất $f(x)$ trong dạng

$$f(x) = \frac{1}{b\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(x-a)^2}{2b^2}}$$

Tim $E[X]$. Ta có $E[X] = \int_{-\infty}^{\infty} xf(x) dx$

Sau một số biến đổi, nhận được $E[X] = a$. Như vậy đối với luật phân phối chuẩn, kì vọng toán chính là giá trị của X mà tại đó mật độ $f(x)$ đạt cực đại.

Qua những trường hợp trên đây ta thấy kì vọng toán của đại lượng ngẫu nhiên về góc độ hình học có thể diễn tả như sau: Có một hệ chất điểm nằm trong mặt phẳng. Mỗi chất điểm có khối lượng p_i và hoành độ tương ứng x_i . Khi đó $E[X]$ chính là hoành độ trọng tâm của hệ. Nói cách khác kì vọng toán được xem như một dạng giá trị «trung bình có trọng lượng»

3. Một số tính chất của kì vọng toán.

— Kì vọng toán của một hằng số bằng chính hằng số đó

$$E[C] = C$$

— Hằng số có thể đưa ra ngoài kì vọng toán

$$E[CX] = CE[X]$$

— Kì vọng toán của tổng các đại lượng ngẫu nhiên bằng tổng các kì vọng toán của mỗi thành phần

$$E[X + Y + Z] = E[X] + E[Y] + E[Z]$$

— Kì vọng toán của tích các đại lượng ngẫu nhiên độc lập bằng tích các kì vọng toán của mỗi thành phần

$$E[XY] = E[X] E[Y]$$

Chú ý là hai đại lượng ngẫu nhiên được coi là độc lập nếu luật phân phối của một trong chúng không phụ thuộc vào các giá trị của đại lượng kia.

4. Kỳ vọng toán của hàm của đại lượng ngẫu nhiên.

Giả thiết X là một đại lượng ngẫu nhiên và $y = f(X)$ là một hàm của X , như vậy Y cũng là một đại lượng ngẫu nhiên; Giả thiết đã biết luật phân phối của X , nghĩa là biết $x_1, x_2, \dots, x_n$ với $p_1, p_2, \dots, p_n$. Khi đó kỳ vọng toán của Y được xác định theo biểu thức

$$E[Y] = E[f(X)] = \sum_{i=1} f(x_i) p_i \quad (20)$$

Khi X là liên tục với mật độ xác suất $\varphi(x)$ thì :

$$E[Y] = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x) \varphi(x) dx \quad (21)$$

Ví dụ. Cho hai đại lượng ngẫu nhiên X, Y độc lập với các dãy phân phối sau :

x	-1	0	1
p_i	0,3	0,5	0,2

Y	0	1
p_i	0,4	0,6

Đại lượng ngẫu nhiên Z là hàm của X và Y với $Z = X^2 Y^3$

Xác định $E[Z]$

Giải. Vì X và Y độc lập nên X^2 và Y^2 cũng độc lập với nhau.

vậy

$$E[Z] = E[X^2 \cdot Y^3] = E[X^2] \cdot E[Y^3]$$

mà

$$E[X^2] = \sum x_i^2 p_i = (-1)^2 \cdot 0,3 + 0^2 \cdot 0,5 + 1^2 \cdot 0,2 = 0,5$$

$$E[Y^3] = \sum y_i^3 p_i = 0^3 \cdot 0,4 + 1^3 \cdot 0,6 = 0,6$$

Vậy

$$E[Z] = 0,5 \cdot 0,6 = 0,3.$$

4. Phương sai của đại lượng ngẫu nhiên. Để khảo sát đại lượng ngẫu nhiên, ngoài kỳ vọng toán ta còn dùng đặc trưng số phương sai $D[X]$, mô tả mức độ tản mát của các giá trị khả hiện quanh giá trị kỳ vọng của đại lượng ngẫu nhiên.

$D[X]$ được định nghĩa là kỳ vọng toán của các bình phương khoảng cách từ các giá trị x_i đến giá trị kỳ vọng $E[X]$

$$D[X] = E[(x - \bar{X})^2] \quad (22)$$

Ở đây $\bar{X}$ là ký hiệu kỳ vọng toán của X

Đối với X liên tục, có

$$D[X] = \int_{-\infty}^{+\infty} (x - \bar{X})^2 f(x) dx \quad (23)$$

Thứ nguyên của $D(X)$ là X^2 , vì vậy để đặc trưng độ phân tán của các giá trị x_i ta dùng đại lượng độ lệch quân phương của $D[X]$ hoặc gọi là độ lệch tiêu chuẩn $\sigma[X]$

$$\sigma[X] = \sqrt{D[X]} \quad (24)$$

Chú ý: ở biểu thức định nghĩa $D[X]$ ta dùng tổng các bình phương khoảng cách để tránh sự triệt tiêu khi lấy tổng đại số của các giá trị độ lệch quanh giá trị trung bình.

Ngoài ra từ định nghĩa (22) có thể viết $D[X]$ dưới dạng khác:

$$\begin{aligned} D[X] &= E[X - \bar{X}]^2 = E[X^2 - 2X\bar{X} + \bar{X}^2] = E[X^2] - 2\bar{X}E[X] + E[\bar{X}]^2 = \\ &= E[X^2] - E^2[X]. \text{ Vậy} \end{aligned}$$

$$D[X] = E[X^2] - E^2[X] \quad (25)$$

Trong nhiều trường hợp biểu thức (25) là thuận lợi cho tính toán.

Ví dụ. Bắn tung đột 3 phát súng vào bia, xác suất trúng bia của mỗi phát là $p = 0,4$. Gọi X là đại lượng ngẫu nhiên mô tả số phát đạn trúng bia trong 3 phát bắn. Vậy X nhận các giá trị $x_1 = 0; x_2 = 1; x_3 = 2; x_4 = 3$ với các xác suất p_i tuân theo luật phân phối nhị thức trong bảng sau

x_i	0	1	2	3
p_i	0,216	0,432	0,288	0,064

Xác định $E[X]$ và $D[X]$

$$\text{Giải. } E[X] = \sum_{i=1}^4 x_i p_i = 0 \cdot 0,216 + 1 \cdot 0,432 + 2 \cdot 0,288 + 3 \cdot 0,064 = 1,2$$

phát.

Nghĩa là trung bình cứ 3 phát bắn thì có 1,2 phát trúng bia.

$$\begin{aligned} D[X] &= \sum_{i=1}^4 (x_i - \bar{X})^2 p_i = (0 - 1,2)^2 0,216 + (1 - 1,2)^2 0,432 + \\ &+ (2 - 1,2)^2 0,288 + (3 - 1,2)^2 \cdot 0,064 = 0,72 \end{aligned}$$

và $\sigma[X] = \sqrt{D[X]} = 0,848$ phát

5. **Phương sai của luật phân phối chuẩn.** Dựa vào biểu thức (23) và đã biết kì vọng toàn của đại lượng ngẫu nhiên ở luật chuẩn là $E[X] = a$, ta có

$$D[X] = \frac{1}{b\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{+\infty} (x - a)^2 e^{-\frac{(x-a)^2}{2b^2}} dx$$

thay đổi biến sau một số phép tính toán, nhận được

$$D[X] = b^2 \text{ và } \sigma[X] = b$$

Như vậy đối với luật phân phối chuẩn như đã nói, hằng số b thể hiện mức độ tản xạ của mật độ quanh giá trị kì vọng a , và viết được :

$$f(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(x-m_x)^2}{2\sigma^2}} \quad (26)$$

trong đó m_x là kì vọng toàn của X .

6. *Hàm Laplace. Quy tắc 3 σ .* Đối với đại lượng ngẫu nhiên X tuân theo luật phân phối chuẩn thường cần xác định xác suất để X nhận các giá trị trong đoạn (α, β) nào đó, nghĩa là cần xác định :

$$P(\alpha < X < \beta) = \int_{\alpha}^{\beta} f(x) dx = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \int_{\alpha}^{\beta} e^{-\frac{(x-m_x)^2}{2\sigma^2}} dx.$$

Đặt $t = \frac{x - m_x}{\sigma}$ khi đó $x = m_x + \sigma t$ và $dx = \sigma dt$

$$P(\alpha < X < \beta) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{\frac{\alpha - m_x}{\sigma}}^{\frac{\beta - m_x}{\sigma}} e^{-\frac{t^2}{2}} dt$$

Vì tích phân không xác định $\int e^{-\frac{t^2}{2}} dt$ không thể biểu diễn qua các hàm sơ cấp nên để xác định $P(\alpha < X < \beta)$ ta sử dụng bảng giá trị hàm đặc biệt, gọi là *hàm Laplace* hoặc hàm tích phân xác suất

$$\Phi(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_0^x e^{-\frac{t^2}{2}} dt \quad (27)$$

$$\text{Khi đó } P(\alpha < X < \beta) = \Phi\left(\frac{\beta - m_x}{\sigma}\right) - \Phi\left(\frac{\alpha - m_x}{\sigma}\right) \quad (28)$$

trong đó thay các đối số $x = \frac{\beta - m_x}{\sigma}$ hoặc $\frac{\alpha - m_x}{\sigma}$

và tra ở phụ lục cuối chương này, trong đó với $x \geq 5$ lấy $\Phi(x) \approx 0.5$.

Ví dụ. Cho đại lượng ngẫu nhiên X tuân theo luật chuẩn với $m_x = 30$ và $\sigma = 10$. Tìm xác suất để X nhận giá trị trong khoảng $(10, 50)$

Giải. Ở đây $\beta = 50$; $\alpha = 10$ vậy

$$P(\alpha < X < \beta) = \Phi\left(\frac{50 - 30}{10}\right) - \Phi\left(\frac{10 - 30}{10}\right) = \Phi(2) - \Phi(-2) = 2\Phi(2).$$

Tra bảng có $\Phi(2) = 0.4772$. Vậy

$$P(10 < X < 50) = 0.9544.$$

Chú ý. Trong nhiều vấn đề kĩ thuật đối với đại lượng ngẫu nhiên X tuân theo luật chuẩn thường cần xác định xác suất để độ lệch giữa các giá trị của X so với kì vọng toàn m_x về trị số tuyệt đối phải không lớn hơn một giá trị cho trước. Chẳng hạn tìm xác suất để độ lệch điện áp so với giá trị trung bình không vượt quá $\pm 5\%$. Khi đó phải xác định

$$P(|X - m_x| \leq \alpha)$$

Áp dụng biểu thức (27) có

$$\begin{aligned} P(|X - m_x| \leq \alpha) &= P(m_x - \alpha < X < (m_x + \alpha)) = \\ &= \Phi\left(\frac{m_x + \alpha - m_x}{\sigma}\right) - \Phi\left(\frac{m_x - \alpha - m_x}{\sigma}\right) = \Phi\left(\frac{\alpha}{\sigma}\right) - \Phi\left(-\frac{\alpha}{\sigma}\right) = 2\Phi\left(\frac{\alpha}{\sigma}\right) \end{aligned}$$

$$\text{Vậy} \quad P(|X - m_x| \leq \alpha) = 2\Phi\left(\frac{\alpha}{\sigma}\right) \quad (28)$$

Quy tắc 3 σ . Đối với luật phân phối chuẩn vì đối xứng qua trục có giá trị $x = m_x$, ta thường quan tâm đến các xác suất để X nhận các giá trị trong khoảng $m_x \pm 1\sigma$; $m_x \pm 2\sigma$; $m_x \pm 3\sigma$. Chẳng hạn theo hình vẽ PC2-15 ta dùng hàm Laplace tính được

$$P(m_x < X < m_x + \sigma) = 0,34$$

$$P(m_x + \sigma < X < m_x + 2\sigma) = 0,137$$

$$P(m_x + 2\sigma < X < m_x + 3\sigma) = 0,026$$

Từ đây thấy rằng xác suất để X nhận các giá trị trong khoảng $(m_x \pm 3\sigma)$ là

$$P\{(m_x - 3\sigma) < X < (m_x + 3\sigma)\} = 2(0,34 + 0,137 + 0,016) \approx 0,986$$

nghĩa là giá trị của X hầu như không có khả năng xuất hiện ngoài các giá trị

$$X_{\max} = m_x + 3\sigma$$

$$X_{\min} = m_x - 3\sigma$$

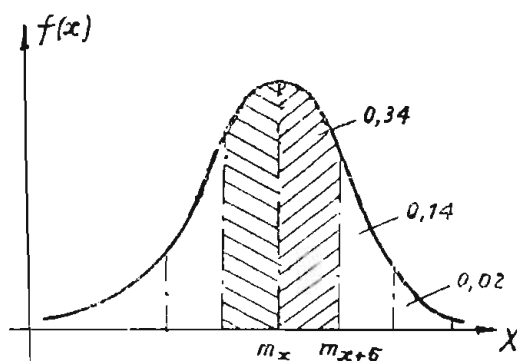
và gọi đó là « quy tắc 3 σ » để ước đoán khoảng giá trị của X . Tuy nhiên để giảm độ ngẫu nhiên của X cần giảm độ tán xạ σ .

Ví dụ. Trở lại ví dụ đo dòng điện cực đại 30 lần, đã có

$$m_x = 24,3A$$

ta xác định được :

$$\begin{aligned} D[X] &= (20 - 24,3)^2 \frac{5}{30} + (25 - 24,3)^2 \frac{8}{30} + (22 - 24,3)^2 \frac{10}{30} + \\ &+ (30 - 24,3)^2 \frac{7}{30} = 12,59 \text{ và } \sigma = \sqrt{D[\bar{X}]} = 3,54A \end{aligned}$$



Hình PC2-15

Bảng giá trị của hàm Laplace

$$\Phi(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_0^x e^{-\frac{t^2}{2}} dt$$

x	$\Phi(x)$	x	$\Phi(x)$	x	$\Phi(x)$
0,00	0,0000	0,92	0,3212	2,08	0,4812
0,02	0,0080	0,95	0,3289	2,10	0,4821
0,04	0,0160	0,97	0,3340	2,11	0,4838
0,06	0,0239	1,00	0,3413	2,18	0,4854
0,08	0,0319	1,05	0,3531	2,20	0,4861
0,10	0,0398	1,10	0,3643	2,24	0,4875
0,12	0,0478	1,15	0,3749	2,28	0,4887
0,14	0,0557	1,20	0,3849	2,30	0,4893
0,16	0,0636	1,25	0,3914	2,34	0,4904
0,18	0,0714	1,30	0,4032	2,38	0,4913
0,20	0,0793	1,35	0,4115	2,40	0,4915
0,22	0,0871	1,40	0,4192	2,44	0,4927
0,24	0,0948	1,45	0,4265	2,48	0,4934
0,26	0,1026	1,50	0,4332	2,50	0,4938
0,28	0,1103	1,55	0,4394	2,54	0,4945
0,30	0,1173	1,60	0,4452	2,56	0,4948
0,32	0,1255	1,63	0,4484	2,60	0,4953
0,36	0,1406	1,65	0,4505	2,64	0,4959
0,38	0,1480	1,67	0,4525	2,68	0,4963
0,40	0,1554	1,70	0,4554	2,70	0,4965
0,50	0,1915	1,73	0,4582	2,74	0,4967
0,52	0,1985	1,75	0,4599	2,80	0,4973
0,55	0,2088	1,78	0,4625	2,86	0,4979
0,60	0,2257	1,80	0,4641	2,90	0,4981
0,65	0,2422	1,83	0,4661	2,94	0,4984
0,67	0,2454	1,85	0,4678	3,00	0,49865
0,70	0,2580	1,88	0,4699	3,20	0,49931
0,73	0,2673	1,90	0,4713	3,80	0,499841
0,75	0,2734	1,93	0,4732	4,00	0,499928
0,78	0,2823	1,95	0,4744	4,50	0,499968
0,80	0,2881	1,98	0,4761	5,00	0,499997
0,85	0,3023	2,00	0,4772		
0,90	0,3159	2,04	0,4793		

Nếu X tuân theo luật chuẩn thì giá trị dự báo của dòng điện cực đại sẽ không có khả năng vượt quá giá trị

$$I_{ghn} = m_x + 3\sigma = 24,3 + 10,62 = 34,92A.$$

7. Một số tính chất của phương sai $D[X]$

— Phương sai của một hằng số bằng 0 :

$$D[C] = 0$$

— Hằng số đưa ra ngoài dấu phương sai phải bình phương lên :

$$D[CX] = C^2 D[X]$$

suy ra $\sigma[CX] = C\sigma[X]$

— với nhiều đại lượng ngẫu nhiên độc lập ta có

$$D[X + Y + Z] = D[X] + D[Y] + D[Z]$$

Chú ý : $D[X - Y] = D[X] + D[-Y] = D[X] + (-1)^2 D[Y] = D[X] + D[Y]$.

Tuy nhiên nếu lấy trung bình cộng của các đại lượng ngẫu nhiên giống nhau $x_1, x_2, \dots, x_n$ ta có $\bar{X} = \frac{\sum X_i}{n}$ và khi đó $D[\bar{X}] = D\left[\frac{\sum X_i}{n}\right] = \frac{1}{n^2} (D[X_1] + \dots + D[X_n]) = \frac{nD}{n^2} = \frac{D}{n}$ Như vậy độ tản mát ít hơn nhiều so với tán xạ của các

đại lượng ngẫu nhiên riêng biệt X_i .

Ở đây thể hiện tinh thần giảm sai số khi phép thử được lặp nhiều lần.

MỤC LỤC

LỜI NÓI ĐẦU

Trang

Phần thứ nhất

CHƯƠNG 1 Các thông số của mạng điện	5
1.1 – Điện trở và điện cảm của đường dây	5
1.2 – Điện dẫn và dung dẫn của đường dây	7
1.3 – Sơ đồ thay thế của đường dây	8
1.4 – Các thông số và sơ đồ thay thế máy biến áp	10
CHƯƠNG 2 Đặc tính chuyển tải điện năng	15
2.1 – Tồn thất công suất trên đường dây	15
2.2 – Tồn thất công suất trong máy biến áp	17
2.3 – Tồn thất điện năng trên đường dây và máy biến áp	20
2.4 – Tồn thất điện áp trên đường dây và máy biến áp	24
CHƯƠNG 3 Giải tích mạng điện đơn giản	31
3.1 – Tính toán mạng điện hở khu vực	32
3.2 – Tính toán mạng điện địa phương ở chế độ hở.	37
3.3 – Tính toán chế độ mạng điện kín đơn giản	41
3.4 – Tính toán mạng điện có nhiều cấp điện áp	47
3.5 – Một số phương pháp biến đổi sơ đồ thay thế mạng điện.	50
CHƯƠNG 4 Sử dụng đại số ma trận giải tích mạng điện	55
4.1 – Khái niệm chung	55
4.2 – Sơ lược các phép tính ma trận	56
4.3 – Giải tích mạng điện bằng ma trận	69
4.4 – Kết luận	87
CHƯƠNG 5 Phương pháp lập giải tích mạng điện	87
5.1 – Mở đầu	87
5.2 – Phương pháp lập Gauss-Seidel giải tích mạng điện	94
5.3 – Phương pháp tổng trở Z giải tích mạng điện.	100
5.4 – Phương pháp lập Newton giải tích mạng điện.	107
CHƯƠNG 6 Lựa chọn các phần tử của mạng điện	110
6.1 – Lựa chọn tiết diện dây dẫn và cáp theo chỉ tiêu kinh tế	110
6.2 – Xác định tiết diện dây dẫn theo tổn thất điện áp cho phép	115
6.3 – Xác định tiết diện dây dẫn theo tổn thất điện năng nhỏ nhất.	117
6.4 – Xác định tiết diện dây dẫn theo chi phí kim loại ít nhất	121
6.5 – Chọn tiết diện dây dẫn mạng điện kín	127
6.6 – Lựa chọn máy biến áp	130
CHƯƠNG 7 Vận hành kinh tế mạng điện	134
7.1 – Nâng cao mức điện áp vận hành	135
7.2 – Vận hành kinh tế mạng điện kín	139

7.3 – Vận hành kinh tế máy biến áp	
7.4 – Bù công suất phản kháng trên mạng điện	
CHƯƠNG 8 Những nội dung chủ yếu thiết kế mạng điện	1
8.1 – Khái niệm chung về thiết kế mạng điện	17
8.2 – Phương pháp tính toán kinh tế – kĩ thuật mạng điện	49
8.3 – Lựa chọn điện áp định mức của mạng điện	154
8.4 – Kiểm tra cân bằng công suất, bài toán bù kĩ thuật	156
Tài liệu tham khảo	159

Phần thứ hai

ĐỘ TIN CẬY CUNG CẤP ĐIỆN

CHƯƠNG 9 Những định nghĩa và khái niệm cơ bản về độ tin cậy	160
9.1 – Mở đầu	160
9.2 – Định nghĩa độ tin cậy	161
9.3 – Những dòng tối giản của sự kiện ngẫu nhiên	162
9.4 – Những khái niệm cơ bản	164
9.5 – Một số ví dụ	174
CHƯƠNG 10 Đánh giá độ tin cậy của sơ đồ cung cấp điện	176
10.1 – Khái niệm chung	176
10.2 – Phương pháp cấu trúc nội tiếp – song song các phần tử	177
10.3 – Phương pháp thông số	182
10.4 – Phương pháp tính toán xác suất	185
10.5 – Lựa chọn sơ đồ cung cấp điện có xét đến độ tin cậy	189
CHƯƠNG 11 Sử dụng quá trình ngẫu nhiên MARKOV đánh giá độ tin cậy	192
11.1 – Những khái niệm cơ bản về quá trình Markov	192
11.2 – Quá trình Markov có trạng thái và thời gian rời rạc, ich Markov.	193
11.3 – Quá trình Markov có trạng thái rời rạc trong thời gian liên tục	198
11.4 – Sử dụng xích Markov đánh giá độ tin cậy cung cấp liên.	201
CHƯƠNG 12 Dự trữ tối ưu trong hệ thống điện	212
12.1 – Khái niệm chung	212
12.2 – Dự trữ tối ưu theo số lượng phần tử	212
12.3 – Sử dụng tối ưu theo công suất trong hệ thống địa	220
CHƯƠNG 13 Sử dụng quá trình ngẫu nhiên Markov mô hình sách lược vận hành thiết bị	231
13.1 – Khái niệm chung	231
13.2 – Đánh giá các đặc tính vận hành của thiết bị điện	232
13.3 – Xác định thời hạn tu sửa thiết bị điện theo thời gian vận hành liên tục của hệ	236
13.4 – Sách lược tối ưu tu sửa thiết bị	
CHƯƠNG 14 Mô hình toán học mối quan hệ giữa độ tin cậy cung cấp điện và chất lượng điện năng	242
14.1 – Khái niệm chung	242
14.2 – Đánh giá chất lượng điện áp trong mạng điện	242
14.3 – Mô hình mối quan hệ giữa độ tin cậy cung cấp điện và chất lượng điện năng.	247
Tài liệu tham khảo	

Phần thứ ba

CHẤT LƯỢNG ĐIỆN NĂNG

CHƯƠNG 15 - Khái niệm về mô tả và điều chỉnh chất lượng điện năng	254
15.1 - Mở đầu	254
15.2 - Ảnh hưởng của chất lượng điện năng đến sự làm việc của phụ tải	256
15.3 - Tiêu chuẩn chất lượng điện năng	258
CHƯƠNG 16 - Điều chỉnh điện áp theo độ lệch	
16.1 - Mở đầu	268
16.2 - Các thiết bị điều chỉnh điện áp	270
16.3 - Điều chỉnh điện áp ở máy điện	272
16.4 - Điều chỉnh điện áp ở mạng điện khu vực	274
16.5 - Điều chỉnh điện áp trong mạng điện địa phương	278
CHƯƠNG 17 - Chế độ không đối xứng và vấn đề đối xứng hóa trong hệ thống điện	
17.1 - Khái niệm chung	290
17.2 - Tác hại của không đối xứng	292
17.3 - Phụ tải không đối xứng trong hệ thống điện	295
17.4 - Chế độ pha thông toàn pha	299
17.5 - Đối với hóa chế độ không toàn pha	303
17.6 - Đối xứng hóa phụ tải một pha bằng tổng trở	310
17.7 - Sơ đồ đối xứng cơ liên hệ về từ	316
17.8 - Đối xứng hóa hồ tự bù ngang	320
17.9 - Đối xứng hóa hồ máy điện quay	322
CHƯƠNG 18 - Mô hình xác suất đánh giá chất lượng điện áp	
18.1 - Mở đầu	328
18.2 - Đánh giá chất lượng điện áp theo xác suất	329
18.3 - Đánh giá chất lượng điện áp theo tương quan giữa công suất và điện áp chung	335
18.4 - Điều chỉnh tối ưu chất lượng điện áp	339
Tài liệu tham khảo	344

VV
Đ 234

Giá : 15đ10