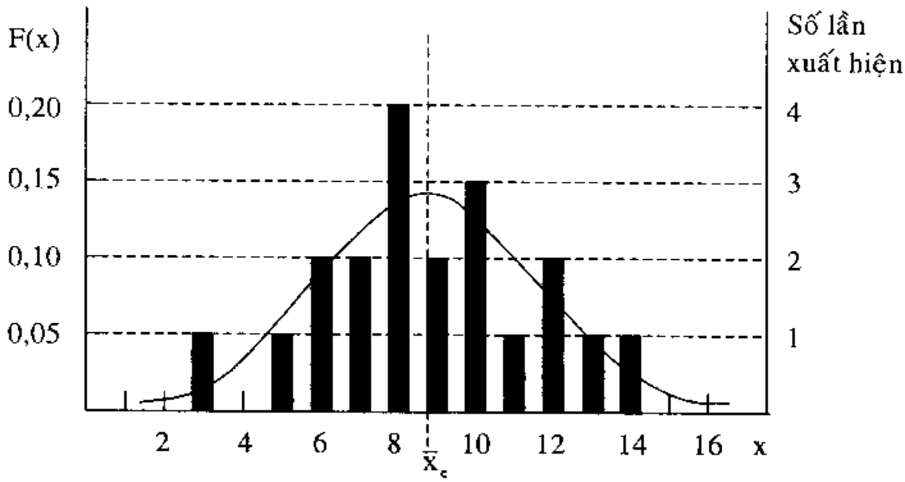
P(x) sao cho nó phù hợp với hàm F(x) với giá trị trung bình $\overline{x}$ đã biết. Việc so sánh này được thực hiện bằng cách so sánh phương sai dự kiến $\sigma^2 = \overline{x}$ với phương sai thực nghiệm s^2.

Để làm ví dụ ta xét các số liệu thực nghiệm nêu trong bảng 7.5 và hình 7.25, mà ta vẽ lại trên hình 7.30.



Hình 7.30. So sánh dữ liệu thực nghiệm từ bảng 7.5 với hàm phân bố Poisson với giá trị trung bình $\overline{x} = 8{,}8$.

Giá trị trung bình thực nghiệm $\overline{x}_e = 8{,}8$ nên $\overline{x} = 8{,}8$. Phương sai thực nghiệm $s^2 = 7{,}36$ tính theo công thức (7.21) còn $\sigma^2 = \overline{x} = 8{,}8$. Như vậy dữ liệu thực nghiệm có mức thăng giáng bé hơn mức thăng giáng theo phân bố Poisson với cùng một giá trị trung bình. Tuy nhiên việc so sánh này chưa cho kết luận định lượng.

Việc so sánh định lượng được xác định theo thông số χ^2:

$$\chi^2 = \frac{1}{\overline{x}_e}\sum_{i=1}^{N}(x_i - \overline{x}_e)^2 \qquad (7.37)$$

Từ các công thức (7.21) và (7.37) đại lượng χ^2 liên hệ với phương sai mẫu như sau:

$$\chi^2 = (N - 1)\ \frac{s^2}{\overline{x}_e} \qquad (7.38)$$

Nếu dữ liệu thực nghiệm được mô tả bởi mẫu thống kê Poisson thì $s^2 \approx \sigma^2$. Mặt khác đối với phân bố Poisson thì $\sigma^2 = \overline{x}$ còn $\overline{x} = \overline{x}_e$ do chúng ta chọn. Như vậy mức độ sai khác với đơn vị của tỉ số $\frac{s^2}{\overline{x}_e}$ phản ánh mức độ mà phương sai mẫu s^2 khác với phương sai dự kiến σ^2. Theo công thức (7.38) thì $\frac{s^2}{\bar{x}_e} = \frac{\chi^2}{N-1}$ nên mức độ sai khác của χ^2 so với N − 1 sẽ phản ánh mức độ sai khác của dữ liệu thực nghiệm so với phân bố Poisson.

Hàm χ^2 tuân theo phân bố

$$y = y_o\, e^{-\chi^2/2}\chi^{\nu-1} \tag{7.39}$$

và xác suất để χ nằm trong khoảng χ_o đến ∞ là:

$$p = \frac{\int_{\chi_0}^{\infty} e^{-\chi^2/2}\chi^{\nu-1}d\chi}{\int_{0}^{\infty} e^{-\chi^2/2}\chi^{\nu-1}d\chi} \tag{7.40}$$

Trong đó ν = N − 1 là bậc tự do. Đại lượng p cho xác suất để với một phép lấy mẫu ngẫu nhiên ta có thể tìm một giá trị χ^2 bằng hay lớn hơn một giá trị χ_0^2 đã chọn. Giá trị p quá bé, vào cỡ 0,02, cho thấy thăng giáng quá lớn trong dữ liệu thực nghiệm còn giá trị p quá lớn, vào cỡ 0,98, cho thấy thăng giáng quá bé trong dữ liệu thực nghiệm. Giá trị p ≈ 0,5 phản ánh sự phù hợp giữa phân bố lý thuyết so với thực nghiệm. Với mỗi giá trị p và bậc tự do ν = N − 1 cho trước có thể tính được giá trị χ_o^2. Bộ số liệu này được cho trong các bảng số đối với phân bố χ^2 ở các sách xác suất thống kê. Bảng 7.8 nêu một vài giá trị để áp dụng cho ví dụ trên hình 7.30.

Bảng 7.8. Các giá trị χ_o^2 trong bảng phân bố χ^2.

Bậc tự do ν = N - 1	Số các số liệu thực nghiệm N	p = 0,8	p = 0,7	p = 0,6	p = 0,5
18	19	12,85	14,44	15,89	17,33
19	20	13,72	15,35	16,85	18,33
20	21	14,58	16,26	17,80	19,34

Đối với ví dụ nêu trên thì $\chi_o^2 = (N-1)\frac{s^2}{\bar{x}_e} = 15{,}89$ theo công thức (7.38). Từ bảng 7.8 có thể tính ngoại suy được p = 0,66. Giá trị này không lớn quá, cũng không bé quá nên có thể kết luận rằng các dữ liệu thực nghiệm không có thăng giáng bất thường mà phù hợp với phân bố Poisson.

b) Trường hợp chỉ có một số liệu đo đạc của một đại lượng vật lý

Trong các phép đo đạc hạt nhân thường gặp trường hợp chỉ có một số liệu thực nghiệm đối với một đại lượng được đo, chẳng hạn số đếm các hạt trong một khoảng thời gian nào đó. Khi đó ta không có giá trị trung bình thực nghiệm $\overline{x}_e$ và phương sai mẫu s^2 như đối với một tập hợp nhiều số liệu thực nghiệm. Ta chỉ có một giá trị thực nghiệm x. Ta giả thuyết rằng phép đo được thực hiện đối với một tập hợp mà hàm phân bố lý thuyết của nó được mô tả bằng hàm phân bố Poisson hay Gauss. Đối với cả hai hàm phân bố này ta đều phải bắt đầu từ giá trị trung bình $\overline{x}$ và ta gán cho nó giá trị $\overline{x} = x$ vì x là giá trị thực nghiệm duy nhất. Từ đó ta xác định được phương sai dự kiến của phân bố Poisson hay Gauss là $\sigma^2 = \overline{x} = x$. Khi đó phương sai mẫu $s^2 \approx \sigma^2$ và có thể suy ra:

$$\sqrt{s^2} \approx \sigma = \sqrt{x} \tag{7.41}$$

Đây chính là cách đánh giá tốt nhất của độ lệch so với giá trị trung bình đúng trong trường hợp chỉ có một số liệu đo đạc. Khi x lớn thì hàm phân bố xác suất là hàm Gauss. Khi đó miền giá trị $x \pm \sigma$ hay $x \pm \sqrt{x}$ sẽ chứa giá trị trung bình đúng $\overline{x}$ với xác suất 68%. Giả sử ta có x = 100 thì $\sqrt{x} = 10$ và ta viết giá trị đo được với cộng trừ sai số là 100 ± 10, đây là miền chứa giá trị trung bình đúng $\overline{x}$ với xác suất 68%. Với xác suất 99% ta có $x \pm 2{,}58\sigma = 100 \pm 25{,}8$.

Độ lệch chuẩn tương đối hay sai số tương đối là $\dfrac{\sigma}{x} = \dfrac{\sqrt{x}}{x} = \dfrac{1}{\sqrt{x}}$. Trong thí dụ trên thì sai số tương đối là $\dfrac{1}{\sqrt{100}} = 10\%$. Để đạt được sai số tương đối 1% thì số đo x phải thỏa mãn điều kiện $\dfrac{1}{\sqrt{x}} = \dfrac{1}{\sqrt{100}}$, tức là $\sqrt{x} = 100$ hay $x = 10000$.

Chú ý rằng đại lượng $\sigma = \sqrt{x}$ chỉ áp dụng khi x là một số liệu đo đạc trực tiếp trong một khoảng thời gian nào đó mà không được sử dụng cho một số suy từ số liệu nói trên. Chẳng hạn không thể tính $\sigma = \sqrt{x}$ nếu x là tốc độ đếm sau khi đã chia số đo được với thời gian đo, hoặc x là tổng hay hiệu các số đo trực tiếp, ...

7.5.3. Các phép tính sai số

Sai số thực nghiệm thường gồm hai loại, là sai số hệ thống và sai số ngẫu nhiên. Sai số hệ thống thường do sai sót hay sự điều chỉnh không chính xác của các thiết bị đo đạc. Việc giảm sai số này thực hiện bằng cách sửa chữa và hiệu chỉnh hệ thống thiết bị. Sai số ngẫu nhiên do các nguyên nhân không xác định được và xử lý bằng phương pháp thống kê. Thông thường sai số này tuân theo phân bố Gauss. Trong phần này ta chỉ đề cập đến sai số ngẫu nhiên.

Như đã trình bày trong mục 7.5.2, một đại lượng độc lập hay một biến số độc lập x được đo trực tiếp có độ lệch chuẩn hay sai số là σ_x. Giả sử f(x, y, z, ...) là hàm số của các biến số độc lập x, y, z, ... trong đó các biến số độc lập này được đo trực tiếp với các sai số σ_x, σ_y, σ_z, ... Khi đó sai số σ_f của hàm số f được tính qua các sai số riêng phần như sau:

$$\sigma_f^2 = \left(\frac{\partial f}{\partial x}\right)^2 \sigma_x^2 + \left(\frac{\partial f}{\partial y}\right)^2 \sigma_y^2 + \left(\frac{\partial f}{\partial z}\right)^2 \sigma_z^2 + ... \quad (7.42)$$

Công thức (7.42) gọi là công thức truyền sai số, được ứng dụng để tính sai số cho các hàm số có dạng sau:

a) Các phép tính cộng và trừ

Với các hàm số

$$f = x + y \text{ hay } f = x - y \quad (7.43)$$

thì

$$\frac{\partial f}{\partial x} = 1 \text{ và } \frac{\partial f}{\partial y} = \pm 1, \text{ do đó}$$

$$\sigma_f^2 = (1)^2 \sigma_x^2 + (\pm 1)^2 \sigma_y^2$$

$$\sigma_f = \sqrt{\sigma_x^2 + \sigma_y^2} \quad (7.44)$$

Phép tính sai số này được áp dụng trong việc xác định sai số của số đếm thuần sau khi trừ phông f = x − y, trong đó x là số đếm tổng còn y là số đếm phông.

Giả sử x = 1071 và y = 521 thì $\sigma_x = \sqrt{x} = \sqrt{1071}$ và $\sigma_y = \sqrt{y} = \sqrt{521}$. Số đếm thuần là f = 1071 − 521 = 550 với độ lệch chuẩn $\sigma_f = \sqrt{\sigma_x^2 + \sigma_y^2} = \sqrt{x + y} = \sqrt{1592} = 39{,}9$. Vậy f = 550 ± 39,9.

b) Các phép tính nhân và chia

– Hàm số f là tích số của hằng số A và biến số x:

$$f = Ax \quad (7.45)$$

thì:

$$\sigma_f = A\sigma_x \quad (7.46)$$

– Hàm số f là thương số của hằng số B và biến số x:

$$f = \frac{x}{B} \tag{7.47}$$

thì:

$$\sigma_f = \frac{\sigma_x}{B} \tag{7.48}$$

Phép tính sai số này được áp dụng trong việc xác định sai số của tốc độ đếm, tức là thương số của số đếm N với thời gian đo t, $R = \frac{N}{t}$. Giả sử $N = 1120$ và $t = 5$ s, thì $\sigma_N = \sqrt{N} = \sqrt{1120} = 33{,}47$. Tốc độ đếm bằng $R = \frac{1120 \pm 33{,}47}{5s} = (224 \pm 6{,}7)s^{-1}$.

– Hàm số f là tích số của hai biến số x và y:

$$f = xy \tag{7.49}$$

thì:

$$\sigma_f^2 = y^2\sigma_x^2 + x^2\sigma_y^2 \tag{7.50}$$

hay:

$$\left(\frac{\sigma_f}{f}\right)^2 = \left(\frac{\sigma_x}{x}\right)^2 + \left(\frac{\sigma_y}{y}\right)^2 \tag{7.51}$$

– Hàm số f là thương số của hai biến số x và y:

$$f = \frac{x}{y} \tag{7.52}$$

thì:

$$\sigma_f^2 = \left(\frac{1}{y}\right)^2 \sigma_x^2 + \left(-\frac{x}{y^2}\right)^2 \sigma_y^2 \tag{7.53}$$

hay:

$$\left(\frac{\sigma_f}{f}\right)^2 = \left(\frac{\sigma_x}{x}\right)^2 + \left(\frac{\sigma_y}{y}\right)^2 \tag{7.54}$$

Phép tính sai số này được áp dụng trong việc xác định sai số của tỉ số giữa hai số đếm N_1 và N_2 từ hai nguồn phóng xạ trong cùng một khoảng thời gian, trong đó bỏ qua các số đếm phông.

Giả sử $N_1 = 16.265$ và $N_2 = 8.192$ thì $R = N_1/N_2$ và

$$\left(\frac{\sigma_R}{R}\right)^2 = \left(\frac{\sigma_{N_1}}{N_1}\right)^2 + \left(\frac{\sigma_{N_2}}{N_2}\right)^2 = \frac{N_1}{N_1^2} + \frac{N_2}{N_2^2} = \frac{1}{N_1} + \frac{1}{N_2} = 1{,}835.10^{-4}$$

Do $R = \frac{N_1}{N_2} = 1{,}985$ nên $\frac{\sigma_R}{R} = 0{,}0135$ và $\sigma_R = 0{,}027$.

Vậy $R = 1{,}985 \pm 0{,}027$

c) Giá trị trung bình của các số đếm độc lập lặp lại

Giả sử ta có N số đếm lặp lại x_1, x_2, x_3, ... x_N của cùng một nguồn phóng xạ với thời gian đếm giống nhau. Tổng số các số đếm này là:

$$\Sigma = x_1 + x_2 + x_3 + ... + x_N \tag{7.55}$$

Nếu các số đếm độc lập x_1, x_2, x_3, ... x_N có các sai số tương ứng là $\sigma_{x_1} = \sqrt{x_1}$, $\sigma_{x_2} = \sqrt{x_2}$, $\sigma_{x_3} = \sqrt{x_3}$, ..., $\sigma_{x_N} = \sqrt{x_N}$ thì sai số của tổng Σ là

$$\sigma_\Sigma^2 = \sigma_{x_1}^2 + \sigma_{x_2}^2 + \sigma_{x_3}^2 + ... + \sigma_{x_N}^2 = x_1 + x_2 + x_3 + ... + x_N = \Sigma$$

hay:

$$\sigma_\Sigma = \sqrt{\Sigma} \tag{7.56}$$

Công thức (7.56) cho thấy độ lệch chuẩn của tổng các phép đo độc lập cũng được tính giống như độ lệch chuẩn của một phép đo độc lập với thời gian đo bằng tổng số thời gian đo của các phép đo thành phần.

Sau khi có tổng Σ ta tính được số đếm trung bình:

$$\bar{x} = \frac{\Sigma}{N} \tag{7.57}$$

Độ lệch chuẩn của số đếm trung bình bằng:

$$\sigma_{\bar{x}} = \frac{\sigma_\Sigma}{N} = \frac{\sqrt{\Sigma}}{N} = \frac{\sqrt{N\bar{x}}}{N}$$

Vậy:

$$\sigma_{\bar{x}} = \sqrt{\frac{\bar{x}}{N}} \tag{7.58}$$

Do các phép đo độc lập x_i không khác xa lắm giá trị trung bình $\bar{x}$ nên sai số của chúng gần bằng nhau và bằng σ_x. Khi đó $\sigma_\Sigma^2 = N\sigma_x^2$ và $\sigma_\Sigma = \sqrt{N}\,\sigma_x$. Như vậy $\sigma_{\bar{x}} = \frac{\sigma_\Sigma}{N} = \frac{\sigma_x}{\sqrt{N}}$, tức là sai số của giá trị trung bình $\bar{x}$ nhỏ hơn sai số của từng phép đo thành phần một thừa số $\sqrt{N}$. Từ đó thấy rằng để giảm sai số thống kê của một phép đo xuống n lần ta phải tăng thời gian đo lên n^2 lần.

d) Tổ hợp nhiều phép đo độc lập với các sai số khác nhau

Ta có N phép đo độc lập của cùng một đại lượng vật lý và chúng có sai số khác nhau. Khi đó việc lấy trung bình đơn giản như trong mục trên là không tối ưu mà phải lấy trung bình với mỗi số hạng có một trọng số. Số hạng nào có sai số bé hơn sẽ có trọng số lớn hơn, và ngược lại số hạng nào có sai số lớn hơn sẽ có trọng số bé hơn. Giả sử biến số độc lập x_i có trọng số a_i thì giá trị trung bình tốt nhất $\langle x \rangle$ được xác định như sau:

$$\langle x \rangle = \frac{\sum_{i=1}^{N} a_i x_i}{\sum_{i=1}^{N} a_i} = \frac{1}{\alpha}\sum_{i=1}^{N} a_i x_i \tag{7.59}$$

Trong đó $\alpha = \sum_{i=1}^{N} a_i$. Ta hãy xác định các trọng số a_i. Sử dụng công thức truyền sai số (7.42) ta có:

$$\sigma_{\langle x \rangle}^2 = \sum_{i=1}^{N}\left(\frac{\partial \langle x \rangle}{\partial x_i}\right)^2 \sigma_{x_i}^2 = \sum_{i=1}^{N}\left(\frac{a_i}{\alpha}\right)^2 \sigma_{x_i}^2 = \frac{1}{\alpha^2}\sum_{i=1}^{N} a_i^2 \sigma_{x_i}^2 = \frac{1}{\alpha^2}\beta \tag{7.60}$$

Trong đó $\beta = \sum_{i=1}^{N} a_i^2 \sigma_{x_i}^2$.

Ta đặt điều kiện để xác định các trọng số a_i là sai số của giá trị trung bình đạt giá trị tối thiểu. Điều kiện này dẫn tới:

$$\frac{\partial \sigma_{\langle x \rangle}^2}{\partial a_i} = \frac{\alpha^2 \dfrac{\partial \beta}{\partial a_i} - 2\alpha\beta \dfrac{\partial \alpha}{\partial a_i}}{\alpha^4} = 0 \tag{7.61}$$

Chú ý rằng $\dfrac{\partial \alpha}{\partial a_i} = 1$ và $\dfrac{\partial \beta}{\partial a_i} = 2a_i \sigma_{x_i}^2$. Thay các đạo hàm này vào phương trình (7.61) ta được:

$$a_i = \frac{\beta}{\alpha}\frac{1}{\sigma_{x_i}^2} \tag{7.62}$$

Nếu ta chuẩn hóa các trọng số, tức là đặt:

$$\alpha = \sum_{i=1}^{N} a_i = 1 \tag{7.63}$$

thì

$$a_i = \frac{\beta}{\sigma_{x_i}^2} \tag{7.64}$$

Thay a_i vào biểu thức đối với β ta được:

$$\beta = \sum_{i=1}^{N} a_i^2 \sigma_{x_i}^2 = \sum_{i=1}^{N}\left(\frac{\beta}{\sigma_{x_i}^2}\right)^2 \sigma_{x_i}^2$$

Giải phương trình này, ta có:

$$\beta = \sum_{i=1}^{N}\left(\frac{1}{\sigma_{x_i}^2}\right)^{-1} \tag{7.65}$$

Thay β vào công thức (7.48) ta được:

$$a_i = \frac{1}{\sigma_{x_i}^2}\left(\sum_{i=1}^{N}\frac{1}{\sigma_{x_i}^2}\right)^{-1} \tag{7.66}$$

Với các giá trị a_i như trên thì sai số của giá trị trung bình bằng:

$$\sigma_{\langle x\rangle}^2 = \beta = \left(\sum_{i=1}^{N}\frac{1}{\sigma_{x_i}^2}\right)^{-1} \tag{7.67}$$

7.5.4. Tối ưu hóa thời gian đo

Trong thực nghiệm, để đo số đếm thuần cần tiến hành hai phép đo là đo số đếm tổng cộng N_1 với thời gian t_1 và đo số đếm phông N_2 với thời gian t_2. Giả sử thời gian đo toàn bộ là $t = t_1 + t_2 = const$. Bài toán đặt ra ở đây là xác định mối quan hệ giữa t_1 và t_2 sao cho sai số phép đo số đếm thuần là tối thiểu.

Gọi R_S là tốc độ đếm thuần của nguồn và R_B là tốc độ đếm phông. Như vậy:

$$R_S = \frac{N_1}{t_1} - \frac{N_2}{t_2};\ R_B = \frac{N_2}{t_2} \tag{7.68}$$

Theo công thức truyền sai số (7.28), sai số của S được xác định như sau:

$$\sigma_S = \left[\left(\frac{\sigma_{N_1}}{t_1}\right)^2 + \left(\frac{\sigma_{N_2}}{t_2}\right)^2\right]^{1/2} = \left(\frac{N_1}{t_1^2} + \frac{N_2}{t_2^2}\right)^{1/2} = \left(\frac{R_S + R_B}{t_1} + \frac{R_B}{t_2}\right)^{1/2} \tag{7.69}$$

Đạo hàm biểu thức (7.69) theo thời gian t và chú ý rằng $dt = dt_1 + dt_2 = 0$, ta được:

$$2\sigma_S d\sigma_S = -\frac{R_S + R_B}{t_1^2}dt_1 - \frac{R_B}{t_2^2}dt_2$$

Đặt $d\sigma_S = 0$ ta nhận được quan hệ tối ưu giữa t_1 và t_2 là:

$$\left.\frac{t_1}{t_2}\right|_{opt} = \sqrt{\frac{R_S + R_B}{R_B}} \tag{7.70}$$

Biểu thức (7.70) cho sự phân chia tối ưu giữa thời gian đo tổng t_1 và thời gian đo phông t_2 với điều kiện $t = t_1 + t_2 = const$. Kết hợp hai công thức (7.69) và (7.70) có thể xác định sự phụ thuộc của thời gian t vào sai số tương đối $\varepsilon = \frac{\sigma_S}{S}$:

$$t = \frac{1}{\varepsilon^2} \frac{\left(\sqrt{R_S + R_B} + \sqrt{R_B}\right)^2}{R_S^2} \qquad (7.71)$$

Từ công thức (7.71) thấy rằng thời gian đo t tỉ lệ nghịch với bình phương của sai số tương đối ε.

7.5.5. Giới hạn tới hạn, giới hạn đo và giới hạn hoạt độ

Phóng xạ là một quá trình ngẫu nhiên và tốc độ phân rã phóng xạ tuân theo phân bố Poisson. Hơn nữa, tín hiệu cần đo từ nguồn phóng xạ thường nằm trên một nền phông, mà bản thân nền phông này cũng là ngẫu nhiên. Một cách lý tưởng thì nền phông có thể xác định nhờ việc đo "mẫu trắng" trong cùng một khoảng thời gian như đo mẫu thật. Mẫu trắng là mẫu giống như mẫu thật nhưng không có phóng xạ cần đo như trong mẫu thật. Giả sử trong một khoảng thời gian Δt, số đếm của mẫu trắng, tức là số đếm phông, là N_B còn số đếm tổng của mẫu thật $N_T = N_B + N_S$, trong đó N_S là số đếm thuần của lượng phóng xạ cần khảo sát, thì số đếm $N_S = N_T - N_B$. Trong trường hợp mẫu thật có hoạt độ phóng xạ rất thấp thì số đếm tổng N_T không lớn hơn hẳn so với số đếm phông N_B, tức là $N_S \approx 0$. Khi đó cần phải xác định giới hạn của hiệu số $N_T - N_B$ bằng bao nhiêu với độ tin cậy cho trước thì N_S được coi hay không được coi là số đếm phóng xạ. Giới hạn đó gọi là giới hạn tới hạn L_C. Tuy nhiên, L_C mới chỉ cho ranh giới giữa số đếm N_S thuộc nền phông hay thuộc hiệu ứng phóng xạ. Do đó cần đưa vào đại lượng L_D, gọi là giới hạn đo, là giới hạn dưới mà với một độ tin cậy cho trước, các giá trị $N_S > L_D$ mới được coi là số đếm thuần phóng xạ. Trên cơ sở giới hạn đo L_D có thể xác định được giới hạn hoạt độ L_A, tức là hoạt độ phóng xạ thấp nhất đo được đối với một hệ đo phóng xạ. Dưới đây sẽ trình bày các đại lượng nêu trên đối với việc đo phổ gamma của mẫu phóng xạ.

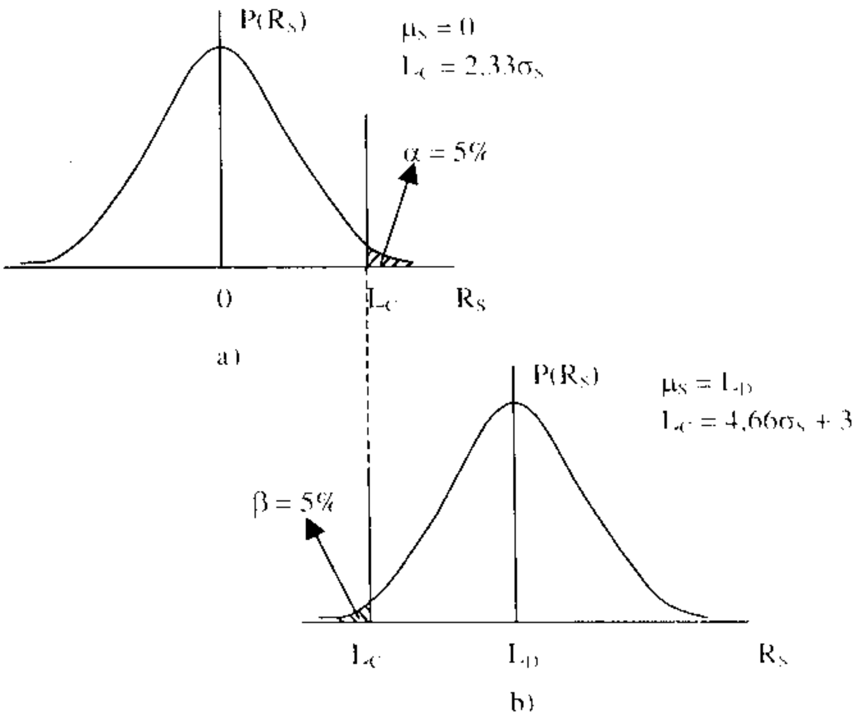
a) Giới hạn tới hạn L_C

Giới hạn tới hạn L_C liên quan đến việc có khẳng định được rằng mẫu khảo sát thực sự có phóng xạ sau khi hoàn thành phép đo hay không. Quyết định đó có thể phạm phải hai sai lầm. Sai lầm loại α hay sai lầm loại 1, hay sai lầm dương tính, khi nói rằng mẫu khảo sát là có phóng xạ trong khi trong thực tế không đo được lượng phóng xạ đó. Sai lầm loại β hay sai lầm loại 2, hay sai lầm âm tính, khi nói rằng mẫu khảo sát không có phóng xạ trong khi trong thực tế đo được lượng phóng xạ đó.

Giả sử số đếm phông R_B có giá trị trung bình μ_B và độ lệch chuẩn $\sigma_B = \sqrt{\mu_B}$. Các đại lượng tương ứng của số đếm tổng R_T và số đếm phóng xạ R_S là μ_T, $\sigma_T = \sqrt{\mu_T}$ và $\mu_S = \mu_T - \mu_B$, $\sigma_S = \sqrt{\sigma_T^2 + \sigma_B^2} = \sqrt{\mu_B + \mu_T}$. Giới hạn tới hạn L_C được xác định khi $R_S = 0$, tức là $R_T = R_B$. Với phân bố số đếm R_S theo phân bố chuẩn như được trình bày trên hình 7.29 thì số đếm trung bình $\mu_S = 0$ và giới hạn L_C được chọn với đại lượng có ý nghĩa $\alpha = 5\%$ hay độ tin cậy $1 - \alpha = 95\%$. Trong trường hợp tổng quát, khi thời gian đo phông t_B và thời gian đo tổng cộng t_T khác nhau, thì giới hạn tới hạn L_C được xác định như sau (hình 7.31a):

$$L_C = 1,645\sigma_B\sqrt{1 + \frac{t_B}{t_T}} \tag{7.72}$$

Khi $t_B = t_T$ thì $$L_C = 2,33\sigma_B \tag{7.73}$$



Hình 7.31. Xác định giới hạn tới hạn L_C và giới hạn đo L_D. Minh họa sai lầm loại 1 (Hình a) tương ứng với quyết định rằng mẫu khảo sát là có phóng xạ trong khi trong thực tế không đo được lượng phóng xạ đó (loại α, dương tính) và loại 2 (Hình b) tương ứng với quyết định rằng mẫu khảo sát không có phóng xạ trong khi trong thực tế đo được lượng phóng xạ đó (loại β, âm tính).