

机械可靠性设计

(下)

张子正

武汉工学院原零教研室

一九八三年十月

机械可靠性设计

(下)

江苏工业学院图书馆
藏书章

武汉工学院

一九八三年

第四章 概率设计

传统的强度计算是按下列的强度方程进行的：

$$S \leq [S] = \frac{S_{lim}}{n} \quad x$$

式中， S ——应力；

$[S]$ ——许用应力；

S_{lim} ——极限应力；

n ——安全系数。

例如直径为 d 的圆形拉杆受拉力 Q 的作用（图 4—1），

其强度条件为



图 4—1 拉杆受力图

$$S = \frac{Q}{A} = \frac{Q}{\frac{1}{4}\pi d^2} \leq [S] = \frac{S_{lim}}{n}$$

这种传统计算方程存在三个问题：

1. 把所有的参数，如 S 、 Q 、 A 、 $[S]$ 、 S_{lim} 、 n 与 $4 \sim 1$

n 等都作为定值。显然这是与实际情况不符的，因为不论是载荷、几何尺寸或材料的机械性能等都具有离散性，也就是说，它们一般都是随机变量而不是定值。

2. 在选取安全系数时往往带有较大的主观性和经验色彩是因人而异的；

3. 在强度计算时虽然安全系数总是取得大于1的，但这并不意味着就绝对可靠了。表4—1清楚地说明了这一点了。

表4—1 不同直径拉杆的 n 与 R

拉力 Q (N)	拉杆直 径 d (mm)	材料强 度的均值 (N/mm ²)	应力均 值 (N/mm ²)	强度标 准差 (N/mm ²)	应力标 准差 (N/mm ²)	安全系 数 n	可 靠 性 R (%)
1 3000	19.5	250	267.87	50	20	0.93	3
2 8000	20.18	250	250	50	20	1	5
3 8000	22	250	210.45	50	20	1.18	7
4 8000	26	250	150.67	50	20	1.57	9

表4—2 相同直径, 相同 n 不同标准差, 时的 R

拉力 Q (t)	拉杆直 径 d (mm)	材料7 强度 值 (N/mm ²)	应力均 值 (N/mm ²)	强度标 准差 (N/mm ²)	应力标 准差 (N/mm ²)	安全系 数 n	可靠度 R (%)
8000	22	250	210.45	30	20	1.18	86.21
8000	22	250	210.45	25	15	1.18	90.99
8000	22	250	210.45	20	10	1.18	96.08
8000	22	250	210.45	15	6	1.18	99.29

表4—1与表4—2中安全系数是按强度均值与应力均值之比来计算的如下式:

$$n = \frac{\mu_{\delta}}{\mu_s} \quad (4-1)$$

式中 μ_{δ} —强度均值, 下标“ δ ”表示强度;

μ_s —应力均值, 下标“ s ”表示应力。

由表4—2可以清楚地看到, 纵然安全系数都为1.18, 但由于强度和应力的标准差的变化, 可靠度是不同的, 标准差

越大，可靠度越低，反之亦然。比较下列两种提法：

(1) 该拉杆的安全系数 $n = 1.18$ ；

(2) 该拉杆的可靠度 $R = 86.21\%$ 。

显然，第二种提法较为确切和完善，能反映问题的实质，便于探索原因，制订提高产品质量的措施。

所以，概率设计较之传统设计具有下述的特点：

(1) 不论已知的或未知的参数，一般都看作是随机应变；

(2) 进行概率设计所需的数据都来自试验或现场，经过统计分析，作为设计依据，所以它是比较合乎实际的；

(3) 概率设计中运行了可靠度概念，设计者心里有数，具有说服力，这就掌握了能动性。

为此，对概率设计的过程可作如下的描述：

在对所有的设计变量进行统计分析及建立统计模型的基础上，用概率统计的理论和方法，以解决工程实际问题。

§ 4—1 应力—强度的干涉理论

“干涉”理论

“干涉”理论是强度概率设计的基本理论。

在前述的传统强度方程计算时，是比较应力与许用应力，也就是比较工作值和许用值。若工作值小于许用值就认为是安全的了。当然，除了强度计算以外，如刚度、磨损量、温升……的计算亦是这样计算的，例如在刚度设计中，则是扭角 $[\varphi]$ 挠度 $f \leq [f]$ 等等。

在概率设计中也可以认为是对工作值和极限值（因为没有安全系数这一因素，所以不提许用值）。所不同的是该两值都是随机变量，因此有一个“可能性”的问题，也就是产品正常工作（即极限值大于工作值）的概率是多大的问题。

在概率设计中，把产品各种形式的工作值，如应力、压力、载荷、变形量（即刚度）、磨损量、温度量等统称为“应力”用“ S ”表示。把能够承受这些“应力”的能力——功能参数的极限值，统称为“强度”，用“ δ ”表示，那么 $\delta > S$ ，说明能正常工作，其可靠度就是该事件的概率，即

$$R = P(\delta > S)$$

$\delta < S$ ，说明丧失工作能力，其失效概率是：

$$1 - R = P(\delta < S)$$

由于强度 δ 和应力 S 都是随机变量，假如它们分别服从某种分布，强度的概率密度函数用 $g(\delta)$ 表示，应力的概率密度函数用 $f(S)$ 表示。因为 δ 与 S 具有同一量纲，可以把它们画在同一坐标系上。根据 δ 值与 S 值的不同，可以有三种情况：

(1) 两概率密度曲线不重合，可能出现的最大应力都要小于可能出现的最小强度（图4—2，a）。所以，应力大于强度是不可能事件，或者说，强度大于应力是必然事件，即

$$F = P(S > \delta) = 0$$

或

$$R = P(\delta > S) = 1$$

具有这样的强度——应力关系的零件当然是安全的，不会发生强度破坏。

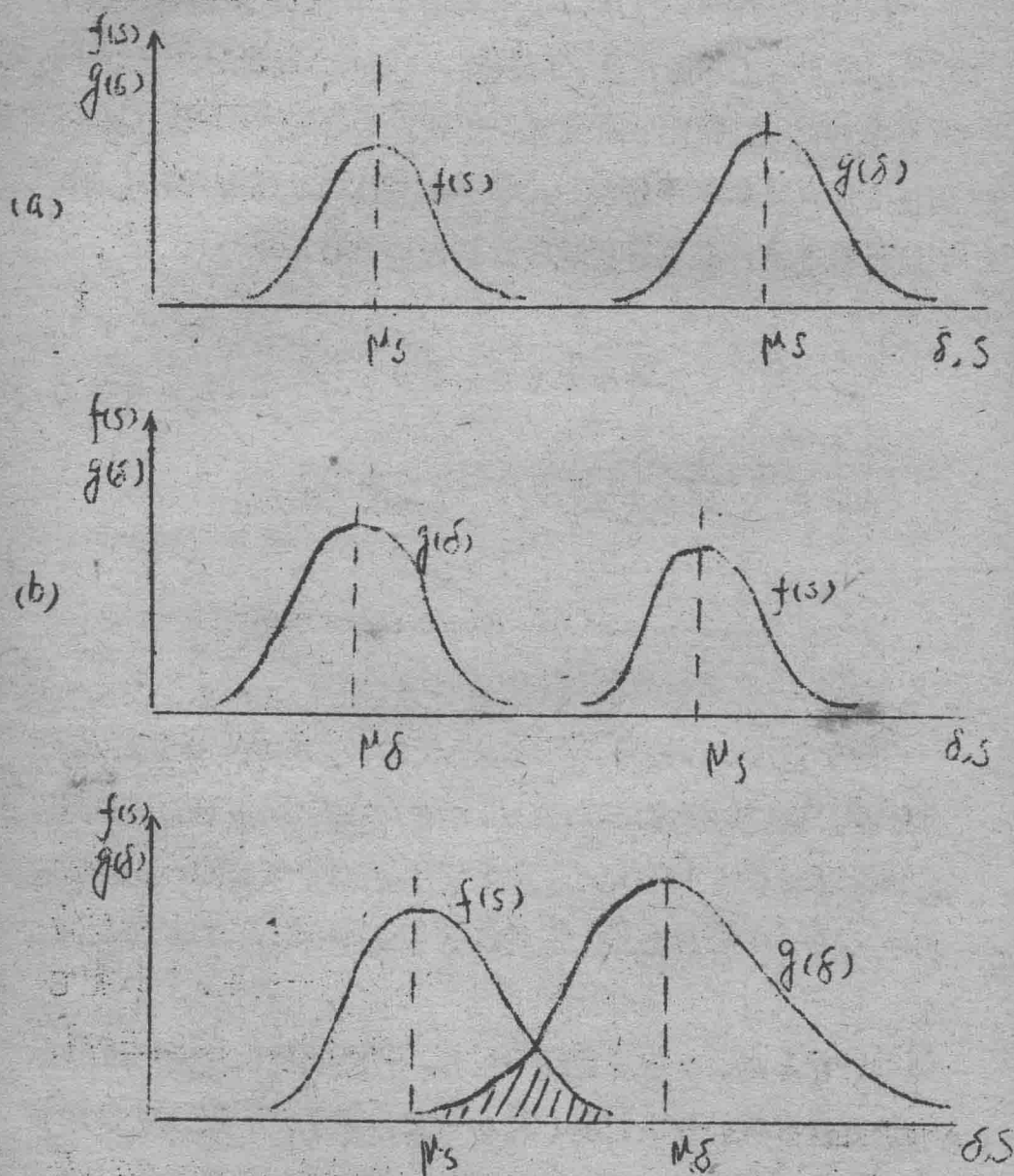


图4~2

强度——应力关系

(2) 图4—2, b的情况与图4—2, a的情况恰好相反, 在这种情况下:

$$F = P(S > \delta) = 1$$

或 $R = P(\delta > S) = 0$

这种情况下的零件是不安全的, 必然要失效。

(3) 两概率密度曲线有部分重叠——“干涉”(见图4—2, c)。在这种情况下, 虽然强度均值 μ_δ 远大于应力均值 μ_s , 按传统的安全系数的概念来说, 安全系数是大于1的, 但实际上都不能保证应力在任何情况下都小于强度, 即应力大于强度的概率大于零。

$$F = P(S > \delta) > 0$$

显然, 失效概率的大小是与干涉区(图4—2, c的阴影线部分)面积有关, 纵使 μ_δ 与 μ_s 不变, 由于标准差 σ_δ 与 σ_s 的改变引起干涉区面积的改变, 从而使失效概率发生变化, 干涉区越小, 失效概率越小, 可靠度越高; 反之亦然。若干涉区面积为零, 就意味着失效概率为零, 为图4—2, a的情况了。

概率设计就是基于上述强度——应力的“干涉”理论为基础进行计算的。

在具体设计中, 根据强度概率密度分布与应力概率密度分布的不同, 可采用下列三种方法:

(1) 当强度和应力的分布都为正态分布时, 可以采用强度差概率密度函数积分法进行计算。

(2) 当强度和应力的分布不都是正态分布, 或者一个是正态分布, 另一个是其它分布; 或者二个都不是正态分布时, 可以采用概率密度函数联合积分法进行计算。

(3) 当概率分布不确定时, 可以采用图解法来求失效概率。

§ 4—2 强度和应力都是正态分布的概率设计

一、强度差概率密度函数积分法的基本概念。

设强度随机变量 $\delta \sim N(\mu_\delta, \sigma_\delta)$, 其概率密度函数是 $g(\delta)$, 应力随机变量 $S \sim N(\mu_S, \sigma_S)$, 其概率密度函数是 $f(s)$ 。那么, 强度与应力之差 (强度差) $Y = \delta - S$ 当然也是随机变量。由《概率论》可知, 当 δ 和 S 均为正态分布的随机变量时, 其差 Y 亦为正态分布的随机变量, 即 $Y \sim N(\mu_Y, \sigma_Y)$, 其概率密度函数为 $r(y)$ 。所以零件的失效概率可表示为:

$$F = P(\delta < S) = P(Y < 0) = \int_{-\infty}^0 r(y) dy \quad (4 \sim 2)$$

它等于图 4~3 中除影部分的面积。

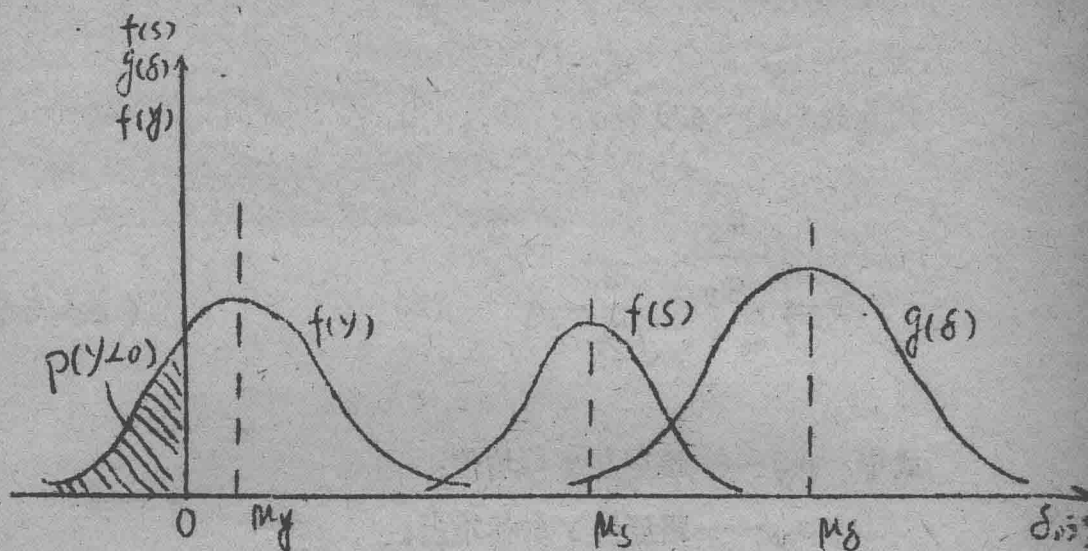


图 4-3. $y = \delta - s$ 的概率分布

因为 y 呈 $N(\mu_y, \sigma_y)$, 故概率密度函数

$$f(y) = \frac{1}{\sqrt{2\pi} \cdot \sigma_y} e^{-\frac{1}{2} \left(\frac{y - \mu_y}{\sigma_y} \right)^2} \quad (4 \sim 3)$$

失效概率由式 (4~2):

$$F = \int_{-\infty}^0 \frac{1}{\sqrt{2\pi} \cdot \sigma_y} e^{-\frac{1}{2} \left(\frac{y - \mu_y}{\sigma_y} \right)^2} dy \quad (4 \sim 4)$$

将其标准化, 以便于计算:

$$\text{令 } z = \frac{y - \mu_y}{\sigma_y} \quad \text{得 } dy = \sigma_y dz$$

$$\text{当 } y=0 \text{ 时, } Z = -\frac{\mu_y}{\sigma_y}$$

代入式(4-4)得

$$F = \int_{-\infty}^{\frac{\mu_y}{\sigma_y}} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{Z^2}{2}} dZ \quad (4-5)$$

式中 μ_y —— 强度差 y 的均值;

σ_y —— 强度差 y 的标准差。

由式(4-5)可知, 只要求得了新的随机变量 y 的均值与标准差, 并据此查阅正态函数表就可得到零件的失效概率, 则零件的可靠度

$$R = 1 - F$$

可见, 计算可靠度是简单的, 关键在于新随机变量 y 的均值与标准差如何确定, 下面介绍一种行之有效的近似方法。

二、随机函数的数学期望与方差的近似计算

这里介绍的是一种代数运算法则。

随机变量函数可以有一维的、二维的以及多维的等等, 现分述如下:

(一) 一维函数的数学期望与方差的计算。

4~10

属于一维函数的有面积的计算，弯曲或扭转截面模量的计算等等。

例如，直径 d 呈 $N \sim (\mu_d, \sigma_d)$ ，则圆面积 $A = \frac{\pi}{4} d^2$

当然也是随机变量，问题就是如何计算 μ_d 和 σ_d 。

具体方法是把函数用“台劳”级数展开，略去高次项，取前面第一、二项逐项计算数学期望 $E(x)$ 和方差 $D(x)$ 。

对于正态分布，则

$$\mu_x = E(x); \quad \sigma_x^2 = D(x)$$

对于一维函数 $y = \varphi(x)$ ，将其在 $x = \mu_x$ 处展开，保留前二项，得

$$y = \varphi(x) = \varphi(\mu_x) + \varphi'(\mu_x)(x - \mu_x) \quad (4-6)$$

式中： μ_x ——随机变量 x 的均值，对于一组样本来说， μ_x 是已知的，可以看作是常数。

为了方便起见，看略下标“ x ”，将 μ_x 写成 μ ，则式(4-6)为

$$y = \varphi(x) = \varphi(\mu) + \varphi'(\mu)(x - \mu) \quad (4-7)$$

由《概率论》知，对于常数 c 来说，

期望值： $E(c) = c; E(cx) = cE(x)$

方差值: $D(c) = 0$; $D(cx) = c^2 D(x)$
 这里不作推证, 将直接应用了。

1. y 的数学期望 $E(y)$:

取式(4-7)中的第一项, 则

$$E(y) = \mu_y = E[\varnothing(\mu)] = \varnothing(\mu) \quad (4-8)$$

2. y 的方差 $D(y)$:

取式(4-7)中的前二项, 则

$$\begin{aligned} D(y) &= \sigma_y^2 = D[\varnothing(\mu)] + D[\varnothing'(\mu)(x-\mu)] \\ &= D[x \cdot \varnothing'(\mu)] - D[\mu \cdot \varnothing'(\mu)] \\ &= D[\varnothing'(\mu) \cdot x] \\ &= [\varnothing'(\mu)]^2 D(x) \end{aligned} \quad (4-9)$$

〔例4-1〕 已知正方形的边长为 a , 且 $a \sim N(2, 0.1)$ (cm^2), 求面积 A 的均值 μ_A 与方差 σ_A^2 。

解: $A = \varnothing(a) = a^2$; $A' = \varnothing'(a) = 2a$

(1) 计算 μ_A 由式(4-8), 且 $\mu_a = 2 \text{ cm}$

$$\begin{aligned} E(A) &= \mu_A = E[\varnothing(\mu_a)] = E[\mu_a^2] = \mu_a^2 \\ &= 4 \text{ cm}^2 \end{aligned}$$

(2) 计算 σ_A 由式(4-9), 且 $\sigma_a = 0.1 \text{ cm}$

$$D(A) = [\phi'(\mu_a)]^2 D(a) = 4\mu_a^2 \cdot \sigma_a^2 \\ = 4 \times 4 \times 0.01 = 0.16 \text{ cm}$$

$$\sigma_A = D(A) = \sqrt{0.16} = 0.4 \text{ cm}^2$$

〔例4—2〕 已知轴的直径 $d \sim N(30 \text{ mm}, 1.0 \text{ mm})$ ，求弯曲截面模量 W 的均值 μ_W 与标准差 σ_W 。

$$\text{解, } W = \phi(d) = \frac{\pi}{16} d^3 \quad \text{mm}^3$$

$$W' = \phi'(d) = \frac{3\pi}{16} d^2 \quad \text{mm}^3$$

$$\therefore \mu_W' = E(W) = E[\phi(\mu_d)] = \frac{\pi}{16} \mu_d^3 \\ = \\ = \frac{\pi}{16} \times 30^3 \\ = 5301.4 \text{ mm}^3$$

$$D(W) = [\phi'(\mu_d)]^2 \cdot D(d)$$

$$= \left(\frac{3\pi}{16} \mu_d^2 \right)^2 \cdot D(d)$$

$$= \left[\frac{3\pi}{16} \times 30^2 \right]^2 \times 1^2 = (530.14)^2$$

$$= 281048.4 \text{ mm}^6$$

$$\sigma_w \approx 530 \cdot 1 \text{ mm}^3$$

(二)、多维函数的数学期望和方差

多维函数中包含有几个变量，计算 μ 和 σ 时可套用一维函数时的公式，^今有一多维函数

$$y = \varnothing(x_1, x_2, \dots, x_n) \quad \text{则有}$$

$$E(y) = \mu_y = \varnothing(\mu_1, \mu_2, \dots, \mu_n) \quad (4-10)$$

$$D(y) = \sigma_y^2 = \sum_{i=1}^n \left[\frac{\partial \varnothing(x)}{\partial x_i} \right]_{x=\mu}^2 \cdot D(x_i) \quad (4-11)$$

[例4-3] 零件的应力 $S \sim N(\mu_s, \sigma_s)$ ，材料的强度 $\delta \sim N(\mu_s, \sigma_s)$ ，试计算强度差 $y = \delta - S$ 的均值 μ_y 与标准差 σ_y 。

解：由题意 $y = \varnothing(\delta, S) = \delta - S$

$$\frac{\partial(\delta, S)}{\partial \delta} = \frac{\partial}{\partial \delta} (\delta - S) = 1$$

$$\frac{\partial(\delta, S)}{\partial S} = \frac{\partial}{\partial S} (\delta - S) = -1$$

$$\therefore \text{均值 } \mu_y = \mu_\delta - \mu_s \quad (4-12)$$

$$\text{方差 } D(y) = \sigma_y^2 = 1^2 \cdot \sigma_\delta^2 + (-1)^2 \cdot \sigma_s^2$$

$$= \sigma_S^2 + \sigma_S^2$$

$$\text{标准差 } \sigma_y = \sqrt{D(y)} = \sqrt{\sigma_\delta^2 + \sigma_S^2} \quad (4-13)$$

〔例4-4〕 已知 $Q \sim N(10000, 1000)$; $A \sim N(5, 0.4)$, $S = Q/A$. 求 μ_S 与 σ_S .

$$\text{解: } S = \varnothing(Q, A) = Q/A$$

$$\frac{\partial(Q, A)}{\partial Q} = \frac{\partial}{\partial Q} \left(\frac{Q}{A} \right) = \frac{1}{A}$$

$$\frac{\partial(Q, A)}{\partial A} = \frac{\partial}{\partial A} \left(\frac{Q}{A} \right) = -\frac{Q}{A^2}$$

由式(4-10):

$$\begin{aligned} \mu_S &= E(S) = \varnothing(\mu_Q, \mu_A) = \frac{\mu_Q}{\mu_A} = \\ &= \frac{10000}{5} = 2000 \end{aligned}$$

由式(4-11)

$$\begin{aligned} D(S) &= \left(\frac{1}{\mu_A} \right)^2 \sigma_Q^2 + \left(-\frac{\mu_Q}{\mu_A^2} \right)^2 \cdot \sigma_A^2 \\ &= 65600 \end{aligned}$$

$$\sigma_S = \sqrt{D(S)} = 256.12.$$