#### § 5.2 正态分布的数字特征与线性性质

定理5.2设随机变量 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ ,则X

的期望与方差分别为: 
$$E(X) = \mu, D(X) = \sigma^2$$

证: 设
$$Y = \frac{X - \mu}{\sigma} \sim N(0, 1)$$
, 则 $E(Y) = \int_{-\infty}^{\infty} y \cdot \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{y^2}{2}} dy = 0$ 

$$D(Y) = E(Y^2) - [E(Y)]^2$$

$$D(Y) = E(Y^{2}) - [E(Y)]^{2}$$

$$= E(Y^2) = \int_{-\infty}^{\infty} y^2 \cdot f(y) dy$$

$$= \int_{-\infty}^{\infty} y^{2} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{y^{2}}{2}} dy = 2 \int_{0}^{\infty} y^{2} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{y^{2}}{2}} dy$$

$$\xrightarrow{\cancel{\cancel{+}}} 2 \int_{0}^{\infty} 2t \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-t} (2t)^{-\frac{1}{2}} dt$$

$$\xrightarrow{\cancel{\cancel{4}}} 2\int_0^\infty 2t \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-t} (2t)^{-\frac{1}{2}} dt$$

$$=\frac{2}{\sqrt{\pi}}\int_{0}^{\infty}t^{\frac{1}{2}}e^{-t}dt=\frac{2}{\sqrt{\pi}}\Gamma(\frac{3}{2})=1$$

# 定理5.3 设随机变量 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ ,则 $Y=aX+b\sim N(a\mu+b,a^2\sigma^2)$ ,其中 $a\neq 0$ .

证: X的密度函数 $f_X(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma}}e^{-\frac{(x-u)^2}{2\sigma^2}}, x \in R.$ 

由于y = ax + b是线性函数,可利用公式求Y的密度

$$f_{Y}(y) = \frac{1}{|a|} f_{X}(\frac{y-b}{a}) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma|a|}} e^{-\frac{(\frac{y-b}{a}-\mu)^{2}}{2\sigma^{2}}}$$

$$=\frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma|a|}e^{-\frac{(y-(au+b))^2}{2(a\sigma)^2}}, \quad \forall \quad y \in (-\infty, +\infty),$$

这表明 $Y: N(a\mu+b,a^2\sigma^2)$ ;

#### 正态分布的可加性

定理5.4 设 $X \sim N(\mu_1, \sigma_1^2), Y \sim N(\mu_2, \sigma_2^2), 且X与Y$ 相互独立,则X+Y~N $(\mu_1 + \mu_2, \sigma_1^2 + \sigma_2^2)$ .

定理**5.5** 设随机变量  $X_1, X_2, ..., X_n$  相互独立,且  $X_i \sim N(\mu_i, \sigma_i^2), i = 1, 2, ..., n$ 

 $C_1, C_2, ..., C_n$ 为常数,则

$$Z = \sum_{i=1}^{n} C_{i} X_{i} \sim N(\sum_{i=1}^{n} C_{i} \mu_{i}, \sum_{i=1}^{n} C_{i}^{2} \sigma_{i}^{2})$$

即:独立的正态分布线性组合仍然服从正态分布.

### 独立同分布情形的结论

即随机变量 $X_1, X_2, ..., X_n$  相互独立

且 
$$X_i \sim N(\mu, \sigma^2), i = 1, 2, ..., n$$
 则

$$Z = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} X_i \sim N(\mu, \frac{\sigma^2}{n})$$

$$E(Z) = \frac{1}{n} E(\sum_{i=1}^{n} X_i) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} EX_i = \mu$$

$$D(Z) = \frac{1}{n^2} D(\sum_{i=1}^n X_i) = \frac{1}{n^2} \sum_{i=1}^n DX_i = \frac{\sigma^2}{n}$$

例5.5 设某地区成年女子的身高  $X \sim N(1.58,0.05^2)$  在这一地区随机选**100**名成年女子,

- (1) 求至多两名女子身高超过1.70的概率;
- (2) 求100名女子平均身高超过1.60的概率

解: (1) 先计算任选的一名女子身高超过1.70的概率,

$$X \sim N(\mu, \sigma^2), \mu=1.58, \sigma=0.05,$$
  
 $P(X>1.7) = 1-P(X \le 1.7) = 1-\Phi(\frac{1.7-1.58}{0.05})$   
 $= 1-\Phi(2.4) = 1-0.9918 = 0.0082.$ 

令Y表示100名女子身高超过1.7的人数,则

## Y~B(100, 0.0082),

因为n较大,p较小,故Y近似服从参数为np=0.82的泊松分布,故

$$P(Y \le 2) = P(Y = 0) + P(Y = 1) + P(Y = 2)$$

$$\approx \sum_{k=0}^{2} \frac{(0.82)^{k}}{k!} e^{-\lambda} \approx 0.9496$$

(2) 设100名女子的身高为  $X_1, X_2, ..., X_{100}$ 

它们独立同分布于  $N(1.58,0.05^2)$  平均身高为

$$Z = \frac{1}{100} \sum_{k=1}^{100} X_k$$
 由正态分布可加性,有  $Z \sim N(1.58, \frac{0.05^2}{100}) = N(1.58, 0.005^2)$ 

只须计算P(Z>1.6)=?

$$P(Z>1.6) = 1-P(Z \le 1.6) = 1-\Phi(\frac{1.6-1.58}{0.005})$$
  
=  $1-\Phi(4) = 1-1=0$ .