

## 第三节 抽样分布

统计量的分布称为抽样分布.

统计中有四个常见分布:

正态分布  $N(\mu, \sigma^2)$  (在概率论中已经介绍),

$\chi^2$  分布,  $t$  分布,  $F$  分布 (即将介绍).

## 一、 $\chi^2$ 分布

**定义 1** 设  $(X_1, X_2, \dots, X_n)$  为来自总体  $X \sim N(0,1)$  的一个样本，就称统计量

$$\chi^2 = \sum_{i=1}^n X_i^2 = X_1^2 + X_2^2 + \dots + X_n^2$$

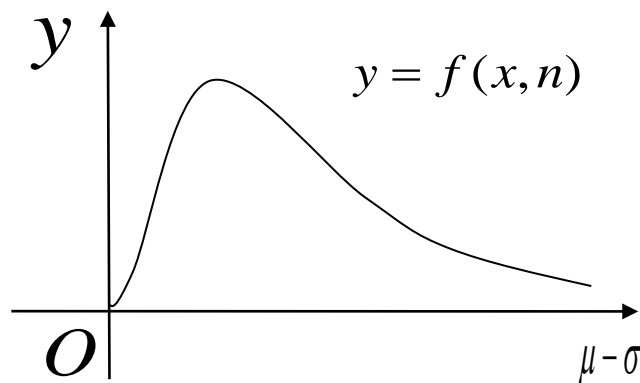
为服从自由度为  $n$  的  $\chi^2$  分布，记作  $\chi^2 \sim \chi^2(n)$ 。

**通俗地讲：**自由度为  $n$  的  $\chi^2$  分布随机变量是由  $n$  个相互独立的标准正态随机变量的平方和组成。

**定理 1** 设  $\chi^2 \sim \chi^2(n)$ ，则  $\chi^2$  的密度函数为

$$f(x, n) = \begin{cases} \frac{1}{2^{\frac{n}{2}} \Gamma(\frac{n}{2})} x^{\frac{n}{2}-1} e^{-\frac{x}{2}}, & x > 0, \\ 0, & x \leq 0, \end{cases} \quad (\text{淡化, 不用记})$$

其中  $\Gamma(p) = \int_0^{+\infty} x^{p-1} e^{-x} dx$  ( $p > 0$ ) 称为  $\Gamma$ -函数.



(记住图形)

**性质 1** 设  $\chi^2 \sim \chi^2(n)$ , 则  $E(\chi^2) = n$ ,  $D(\chi^2) = 2n$ .

**证**  $EX_i = EX = 0$ ,  $DX_i = DX = 1$ ,  $E(X_i^2) = DX_i + (EX_i)^2 = 1$ ,

$$\begin{aligned} E(X_i^4) &= E(X^4) = \int_{-\infty}^{+\infty} x^4 \cdot \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}x^2} dx = -\int_{-\infty}^{+\infty} x^3 d\left(\frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}x^2}\right) \\ &= -x^3 \cdot \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}x^2} \Big|_{-\infty}^{+\infty} + 3 \int_{-\infty}^{+\infty} x^2 \cdot \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}x^2} dx = 3E(X^2) = 3, \end{aligned}$$

$$D(X_i^2) = E(X_i^4) - [E(X_i^2)]^2 = 3 - 1^2 = 2, \quad i = 1, 2, \dots, n,$$

$$\text{所以 } E(\chi^2) = E\left(\sum_{i=1}^n X_i^2\right) = \sum_{i=1}^n E(X_i^2) = \sum_{i=1}^n 1 = n,$$

(记住结论, 了解证明过程)

$$D(\chi^2) = D\left(\sum_{i=1}^n X_i^2\right) \stackrel{\text{独立性}}{=} \sum_{i=1}^n D(X_i^2) = \sum_{i=1}^n 2 = 2n.$$

**例 1** 设  $(X_1, X_2, X_3)$  为来自总体  $X \sim N(0,1)$  的一个简单随机样本, 求常数  $a$  和  $b$ , 使得  $aX_1^2 + b(X_2 - 2X_3)^2 \sim \chi^2(2)$ .

**解** 由于  $X_1 \sim N(0,1)$ ,  $X_1^2 \sim \chi^2(1)$ ; 又

$$X_2 - 2X_3 \sim N(0,5), \quad \frac{X_2 - 2X_3}{\sqrt{5}} \sim N(0,1),$$

得  $\frac{(X_2 - 2X_3)^2}{5} \sim \chi^2(1)$ , 并且  $X_1^2$  与  $\frac{(X_2 - 2X_3)^2}{5}$  独立,

故  $X_1^2 + \frac{(X_2 - 2X_3)^2}{5} \sim \chi^2(2)$ , 所以  $a=1$ ,  $b=\frac{1}{5}$ .

**性质 2** 设  $X \sim N(0,1)$ ，则  $X^2 \sim \chi^2(1)$ 。

**证** 在  $\chi^2$  分布的定义中令  $n=1$ ，即可证明性质 2。

**性质 3** 设  $\chi_i^2 \sim \chi^2(n_i)$ ， $i=1,2$ ，且  $\chi_1^2, \chi_2^2$  相互独立，则

$$\chi_1^2 + \chi_2^2 \sim \chi^2(n_1 + n_2) . \quad (\text{证明略})$$

**推论 1** 设  $\chi_i^2 \sim \chi^2(n_i)$ ， $i=1,2,\cdots,k$ ，且  $\chi_1^2, \chi_2^2, \cdots, \chi_k^2$  相互独立，则

$$\sum_{i=1}^k \chi_i^2 \sim \chi^2\left(\sum_{i=1}^k n_i\right) .$$

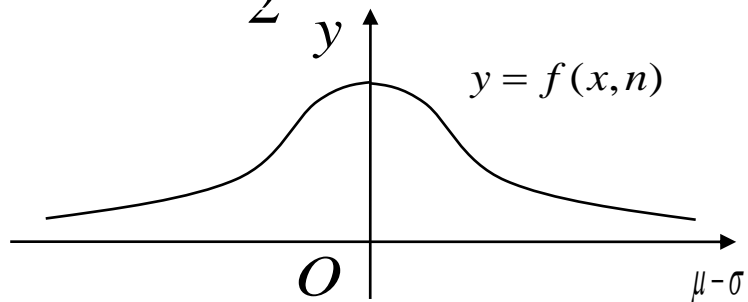
## 二、 $t$ 分布

**定义 2** 设随机变量  $X \sim N(0,1)$ ， $Y \sim \chi^2(n)$ ，且  $X$  与  $Y$  相互独立，就称  $T = \frac{X}{\sqrt{Y/n}}$  为服从自由度为  $n$  的  $t$  分布，记作  $T \sim t(n)$ 。

**定理 2** 设  $T \sim t(n)$ ，则  $T$  的密度函数为

$$f(x, n) = \frac{\Gamma(\frac{n+1}{2})}{\sqrt{n\pi} \Gamma(\frac{n}{2})} \left(1 + \frac{x^2}{n}\right)^{-\frac{n+1}{2}}, \quad -\infty < x < +\infty.$$

(淡化, 不用记)



(记住图形)

**性质 4** 设  $T \sim t(n)$  , 则  $ET = 0$  ( $n > 1$ ),  $DT = \frac{n}{n-2}$  ( $n > 2$ ) .

**性质 5** 设  $T \sim t(n)$  , 则当  $n$  充分大时,  $T \overset{\text{近似}}{\sim} N(0,1)$  .

(以上两个性质只作了解, 不必记)



### 三、 $F$ 分布

**定义 3** 设随机变量  $X \sim \chi^2(n_1)$ ,  $Y \sim \chi^2(n_2)$ , 且  $X$  与

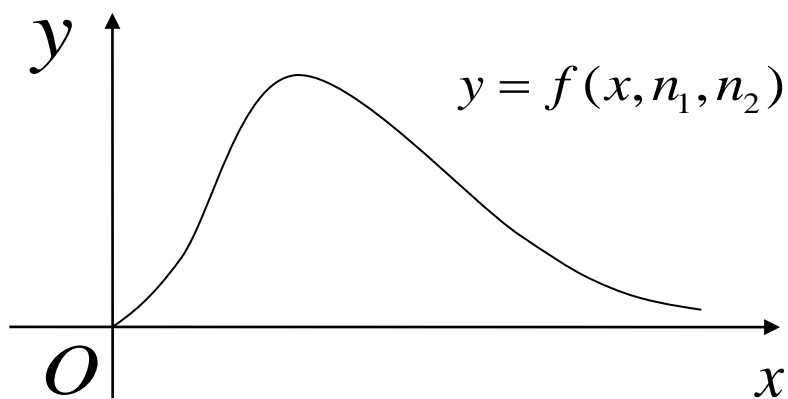
$Y$  相互独立, 就称  $F = \frac{X/n_1}{Y/n_2}$  为服从第一自由度为  $n_1$ , 第

二自由度为  $n_2$  的  $F$  分布, 记作  $F \sim F(n_1, n_2)$ .

**定理 3** 设  $F \sim F(n_1, n_2)$ , 则  $F$  的密度函数为

$$f(x, n_1, n_2) = \begin{cases} \frac{\Gamma(\frac{n_1 + n_2}{2})}{\Gamma(\frac{n_1}{2})\Gamma(\frac{n_2}{2})} n_1^{\frac{n_1}{2}-1} n_2^{\frac{n_2}{2}-1} x^{\frac{n_1}{2}-1} (n_1 x + n_2)^{-\frac{n_1 + n_2}{2}}, & x > 0, \\ 0, & x \leq 0. \end{cases}$$

(淡化, 不用记)



(记住图形)

**性质 6** 如果  $F \sim F(n_1, n_2)$ , 则  $\frac{1}{F} \sim F(n_2, n_1)$ .

**性质 7** 如果  $T \sim t(n)$ , 则  $T^2 \sim F(1, n)$ .

**例 2** 设  $T \sim t(n)$ , 则  $Y = \frac{1}{T^2} \sim$  ( C ).

(A)  $\chi^2(n)$     (B)  $\chi^2(n-1)$     (C)  $F(n, 1)$     (D)  $F(1, n)$

**例 3** 设  $(X_1, X_2, X_3, X_4)$  为来自总体  $X \sim N(0, \sigma^2)$  的一个样本, 求  $\frac{X_1 - X_2}{|X_3 + X_4|}$  所服从的分布.

**解** 由正态分布的性质,  $X_1 - X_2 \sim N(0, 2\sigma^2)$ ,  $\frac{X_1 - X_2}{\sqrt{2}\sigma} \sim N(0, 1)$ ,

$$X_3 + X_4 \sim N(0, 2\sigma^2), \quad \frac{X_3 + X_4}{\sqrt{2}\sigma} \sim N(0, 1), \quad \frac{(X_3 + X_4)^2}{2\sigma^2} \sim \chi^2(1),$$

$$\text{且 } \frac{X_1 - X_2}{\sqrt{2}\sigma} \text{ 与 } \frac{(X_3 + X_4)^2}{2\sigma^2} \text{ 独立, 故 } \frac{\frac{X_1 - X_2}{\sqrt{2}\sigma}}{\sqrt{\frac{(X_3 + X_4)^2}{2\sigma^2}}/1} = \frac{X_1 - X_2}{|X_3 + X_4|} \sim t(1).$$

## 上侧分位点

**定义 4** 设  $X$  为随机变量,  $0 < \alpha < 1$ , 如果点  $x_\alpha$  满足

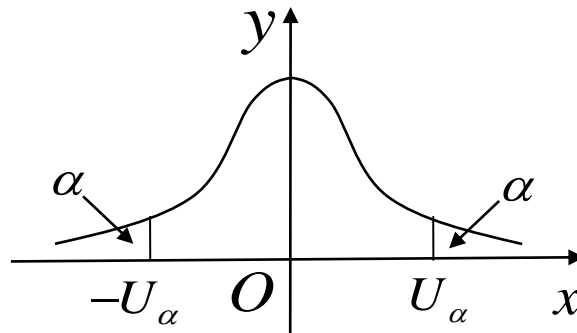
$$P\{X \geq x_\alpha\} = \alpha,$$

就称  $x_\alpha$  为  $X$  的上  $\alpha$  分位点.

## 1. 标准正态分布 $N(0,1)$ 的上侧分位点

设随机变量  $U \sim N(0,1)$ ，称满足

$$P\{U \geq U_\alpha\} = \alpha$$



的  $U_\alpha$  为  $N(0,1)$  分布的上侧  $\alpha$  分位点.

**注 1:**  $U_\alpha$  可以通过标准正态分布表查得.

例如,  $U_{0.05} = 1.645$ ;  $U_{0.025} = 1.96$ .

**例 4** 设随机变量  $X \sim N(0,1)$ ，对给定的  $\alpha$  ( $0 < \alpha < 1$ )，

数  $U_\alpha$  满足  $P\{X > U_\alpha\} = \alpha$  . 若  $P\{|X| < x\} = \alpha$ ，则  $x$  等于  
( ).

(A)  $U_{\frac{\alpha}{2}}$

(B)  $U_{1-\frac{\alpha}{2}}$

(C)  $U_{\frac{1-\alpha}{2}}$

(D)  $U_{1-\alpha}$

**解** 由  $P\{|X| < x\} = \alpha$  可得  $P\{X \geq x\} = \frac{1-\alpha}{2}$ ，所以

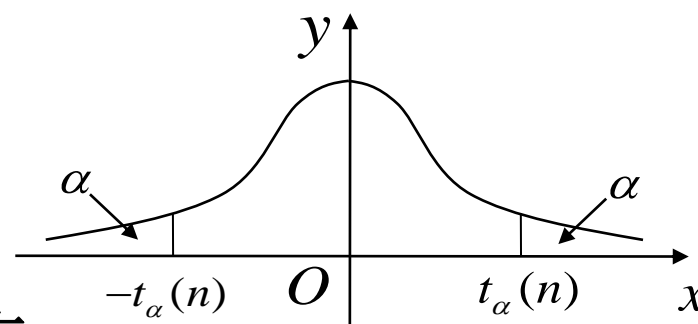
$x = U_{\frac{1-\alpha}{2}}$  . 选 (C).

## 2. $t$ 分布 $t(n)$ 的上侧分位点

设随机变量  $T \sim t(n)$ ，称满足

$$P\{T \geq t_{\alpha}(n)\} = \alpha$$

的  $t_{\alpha}(n)$  为  $t(n)$  分布的上侧  $\alpha$  分位点.



**注 2:** 利用  $t$  分布的对称性,  $t_{1-\alpha}(n) = -t_{\alpha}(n)$ .

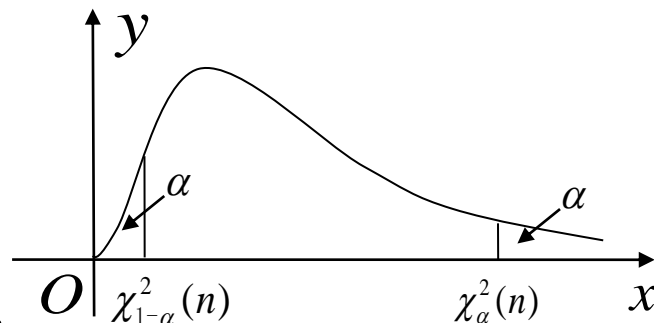


### 3. $\chi^2$ 分布 $\chi^2(n)$ 的上侧分位点

设随机变量  $\chi^2 \sim \chi^2(n)$ ，称满足

$$P\{\chi^2 \geq \chi_{\alpha}^2(n)\} = \alpha$$

的  $\chi_{\alpha}^2(n)$  为  $\chi^2(n)$  分布的上侧  $\alpha$  分位点。

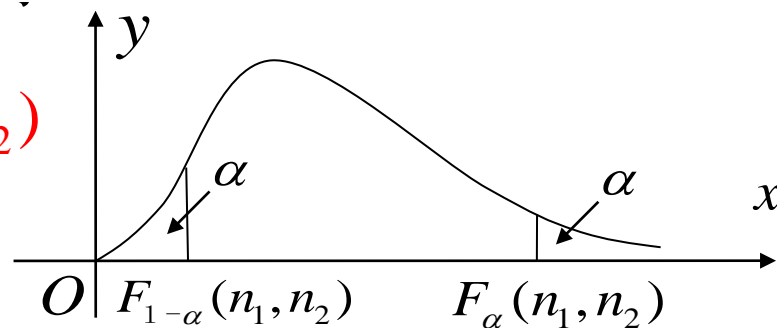


**注 3:** 由于  $\chi^2$  分布为非对称的分布，因此，

$$P\{\chi^2 \geq \chi_{1-\alpha}^2(n)\} = 1 - \alpha, \quad \text{即} \quad P\{\chi^2 \leq \chi_{1-\alpha}^2(n)\} = \alpha.$$

#### 4. $F$ 分布 $F(n_1, n_2)$ 的上侧分位点

设随机变量  $F \sim F(n_1, n_2)$ ，称满足  $P\{F \geq F_\alpha(n_1, n_2)\} = \alpha$  的  $F_\alpha(n_1, n_2)$  为  $F(n_1, n_2)$  分布的上  $\alpha$  分位点.



**注 4**  $F_{1-\alpha}(n_1, n_2) = \frac{1}{F_\alpha(n_2, n_1)}.$

例如,  $F_{0.99}(4, 10) = \frac{1}{F_{0.01}(10, 4)} = \frac{1}{14.55}.$

## 四、正态总体下几个重要统计量的分布

(本节为第七章和第八章的基础)

内容:


单正态总体样本均值和样本方差的分布(重点讲授)

双正态总体样本均值和样本方差的分布(简单介绍)


# 1. 单正态总体下样本均值和样本方差的分布

**定理 4** 设  $(X_1, X_2, \dots, X_n)$  为来自总体  $X \sim N(\mu, \sigma^2)$  的一个样本, 则

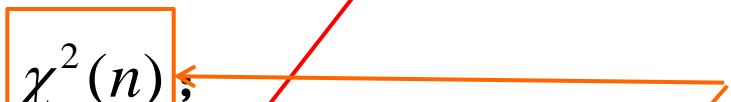

(1)  $\bar{X} \sim N(\mu, \frac{\sigma^2}{n})$ , 或  $U = \frac{\bar{X} - \mu}{\sigma/\sqrt{n}} \sim N(0,1)$




(2)  $T = \frac{\bar{X} - \mu}{S/\sqrt{n}} \sim t(n-1)$



(3)  $\chi^2 = \frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \mu)^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n)$



(4)  $\chi^2 = \frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} = \frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n-1)$



且  $\bar{X}$  与  $S^2$  相互独立.

**例 5** 设  $X_1, X_2, \dots, X_n$  为来自总体  $X \sim N(\mu, \sigma^2)$  的一个样本, 求  $P\left\{\left(\bar{X} - \mu\right)^2 \leq \frac{\sigma^2}{n}\right\}$ .

**解** 因  $\bar{X} \sim N\left(\mu, \frac{\sigma^2}{n}\right)$ , 则  $\frac{\bar{X} - \mu}{\sigma/\sqrt{n}} \sim N(0, 1)$ , 故

$$\begin{aligned} P\left\{\left(\bar{X} - \mu\right)^2 \leq \frac{\sigma^2}{n}\right\} &= P\left\{\left(\frac{\bar{X} - \mu}{\sigma/\sqrt{n}}\right)^2 \leq 1\right\} = P\left\{\left|\frac{\bar{X} - \mu}{\sigma/\sqrt{n}}\right| \leq 1\right\} \\ &= P\left\{-1 \leq \frac{\bar{X} - \mu}{\sigma/\sqrt{n}} \leq 1\right\} = \Phi(1) - \Phi(-1) = 2\Phi(1) - 1 \\ &= 2 \times 0.8413 - 1 = 0.6826. \end{aligned}$$

**例 6** 设  $(X_1, X_2, \dots, X_9)$  为来自总体  $X \sim N(\mu, \sigma^2)$  的一个样本, 求  $P\{-0.4656 < \frac{\bar{X} - \mu}{S} < 0.9655\}$ .

**解** 因  $\frac{\bar{X} - \mu}{S/\sqrt{9}} \sim t(8)$ , 所以

$$\begin{aligned} P\{-0.4656 < \frac{\bar{X} - \mu}{S} < 0.9655\} &= P\{-1.3968 < \frac{\bar{X} - \mu}{S/\sqrt{9}} < 2.8965\} \\ &= P\{-t_{0.10}(8) < \frac{\bar{X} - \mu}{S/\sqrt{9}} < t_{0.01}(8)\} = P\{t_{0.90}(8) < \frac{\bar{X} - \mu}{S/\sqrt{9}} < t_{0.01}(8)\} \\ &= 0.90 - 0.01 = 0.89. \end{aligned}$$

**例 7** 设  $(X_1, X_2, \dots, X_n)$  为来自总体  $X \sim N(\mu, \sigma^2)$  的一个样本, 其中  $n > 1$ . 令  $S_0^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \mu)^2$ , 分别计算

$$E(S_0^2), \quad D(S_0^2), \quad E(S^2) \text{ 和 } D(S^2).$$

**解** 由定理 4 知,

$$\frac{nS_0^2}{\sigma^2} = \frac{1}{\sigma^2} \sum_{i=1}^n (X_i - \mu)^2 \sim \chi^2(n), \quad \frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n-1),$$

$$\text{所以 } E\left(\frac{nS_0^2}{\sigma^2}\right) = n, \quad D\left(\frac{nS_0^2}{\sigma^2}\right) = 2n,$$

$$E\left[\frac{(n-1)S^2}{\sigma^2}\right] = n-1, \quad D\left[\frac{(n-1)S^2}{\sigma^2}\right] = 2(n-1),$$

$$\text{故得 } E(S_0^2) = \sigma^2, \quad D(S_0^2) = \frac{2\sigma^4}{n}, \quad E(S^2) = \sigma^2, \quad D(S^2) = \frac{2\sigma^4}{n-1}.$$

## 2. 双正态总体下样本均值差和样本方差比的分布

**定理 5** 设  $(X_1, X_2, \dots, X_{n_1})$  为来自总体  $X \sim N(\mu_1, \sigma_1^2)$  的样本,

样本均值为  $\bar{X} = \frac{1}{n_1} \sum_{i=1}^{n_1} X_i$ , 样本方差为  $S_1^2 = \frac{1}{n_1 - 1} \sum_{i=1}^{n_1} (X_i - \bar{X})^2$ .

$(Y_1, Y_2, \dots, Y_{n_2})$  为来自总体  $Y \sim N(\mu_2, \sigma_2^2)$  的一个样本, 样本均

值为  $\bar{Y} = \frac{1}{n_2} \sum_{i=1}^{n_2} Y_i$ , 样本方差为  $S_2^2 = \frac{1}{n_2 - 1} \sum_{i=1}^{n_2} (Y_i - \bar{Y})^2$ , 且

$X_1, X_2, \dots, X_{n_1}$  与  $Y_1, Y_2, \dots, Y_{n_2}$  相互独立. 则



$$(1) \bar{X} - \bar{Y} \sim N(\mu_1 - \mu_2, \frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2});$$

(2) 当  $\sigma_1^2, \sigma_2^2$  未知, 但  $\sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \sigma^2$  时,

$$T = \frac{(\bar{X} - \bar{Y}) - (\mu_1 - \mu_2)}{S_w \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}} \sim t(n_1 + n_2 - 2),$$

其中  $S_w = \sqrt{\frac{(n_1 - 1)S_1^2 + (n_2 - 1)S_2^2}{n_1 + n_2 - 2}};$

$$(3) F = \frac{S_1^2 / \sigma_1^2}{S_2^2 / \sigma_2^2} \sim F(n_1 - 1, n_2 - 1).$$

**例 8** 从总体  $X \sim N(1,3)$  中分别抽取容量为 20, 30 的两个独立样本, 求其样本均值差的绝对值小于 1 的概率.

**解** 设两个样本均值分别为  $\bar{X}$  和  $\bar{Y}$ , 由定理 5, 可得

$\bar{X} - \bar{Y} \sim N(0, \frac{1}{4})$ , 所以

$$P\{|\bar{X} - \bar{Y}| < 1\} = P\left\{\left|\frac{\bar{X} - \bar{Y}}{1/2}\right| < 2\right\}$$

$$= 2\Phi(2) - 1 = 2 \times 0.9772 - 1 = 0.9544 .$$

**注 5:**  $D(\bar{X} - \bar{Y}) = D(\bar{X}) + D(\bar{Y}) = \frac{3}{20} + \frac{3}{30} = \frac{1}{4} .$