

第十七次作业

一. 选择题

1. 棣莫弗-拉普拉斯中心极限定理的叙述是：若 μ_n 是 n 次独立重复试验中事件 A 发生的次数， p 是事件 A 在每次试验中发生的概率， $0 < p < 1$ ，则对任何 x ，有 (C) 成立。

A、 $\lim_{n \rightarrow \infty} P\left\{\left|\frac{\mu_n}{n} - p\right| < \varepsilon\right\} = 0$;

B、 $\lim_{n \rightarrow \infty} P\left\{\left|\frac{\mu_n}{n} - p\right| < \varepsilon\right\} = 1$;

C、 $\lim_{n \rightarrow \infty} P\left\{\frac{\mu_n - np}{\sqrt{np(1-p)}} < x\right\} = \int_{-\infty}^x \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{t^2}{2}} dt$;

D、 $\lim_{n \rightarrow \infty} P\{\mu_n < x\} = \int_{-\infty}^x \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{t^2}{2}} dt$

2. 生产线上组装每件产品的时间服从指数分布，统计资料表明该生产线每件产品的平均组装时间为 10 分钟，各件产品组装时间相互独立，若要以概率 95% 保证在 16 小时内最多可组装 (A) 件成品

A、81, B、82, C、83, D、84。

3. 设 $\xi_1, \xi_2, \dots, \xi_n, \dots$ 是两两不相关的随机变量序列，方差存在且有共同的上界，

即 $D\xi_n \leq C$ ($n=1, 2, \dots$)，则 $\{\xi_n\}$ 服从切比雪夫大数定律，即对任何 $\varepsilon > 0$ ，有 (B) 成立。

A、 $\lim_{n \rightarrow \infty} P\left\{\left|\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \xi_i - \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n E\xi_i\right| < \varepsilon\right\} = 0$;

B、 $\lim_{n \rightarrow \infty} P\left\{\left|\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \xi_i - \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n E\xi_i\right| < \varepsilon\right\} = 1$;

C、 $\lim_{n \rightarrow \infty} P\left\{\frac{\sum_{i=1}^n \xi_i - \sum_{i=1}^n E\xi_i}{\sqrt{\sum_{i=1}^n D\xi_i}} < x\right\} = \int_{-\infty}^x \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{t^2}{2}} dt$;

D、 $\lim_{n \rightarrow \infty} P\left\{\sum_{i=1}^n \xi_i < x\right\} = \int_{-\infty}^x \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{t^2}{2}} dt$.

4. 设 $\{\xi_n\}$ 为独立同分布的随机变量序列，其概率分布为：

$$P(\xi_n = \frac{2^k}{k^2}) = \frac{1}{2^k}, \quad k=1, 2, \dots$$

则利用 (D) 可知 $\{\xi_n\}$ 服从大数定律。

- A、马尔可夫大数定律， B、切比雪夫大数定律，
C、伯努利大数定律， D、辛钦大数定律。

二. 填空题

1. 一批产品的不合格率为 0.02，现从中任取 40 只进行检查，若发现两只或两只以上不合格品就拒收这批产品，分别用以下方法求拒收的概率：(1) 用二项作精确计算拒收的概率为 0.1905；(2) 若利用泊松分布作近似计算，得到拒收的概率为 0.1912；(3) 若利用中心极限定理作近似计算，得到拒收的概率为 0.0877。

2. 已知一本 300 页的书中每页印刷错误的个数服从普阿松分布 $P(0.2)$ ，若直接利用普阿松分布的可加性来计算，则这本书印刷错误总数不多于 70 个的概率为 0.9098；若利用中心极限定理作近似计算，则这本书印刷错误总数不多于 70 个的概率为 0.9015。

3. 检验员逐个检查产品，以 $\frac{1}{2}$ 概率用 10 秒钟查一个产品，以 $\frac{1}{2}$ 概率用 20 秒钟(重复两次) 检查一个产品，为了利用中心极限定理近似计算在 8 小时内检验员所查产品多于 900 个的概率，可以将检验员检查一个产品的时间(秒) 看作一个随机变量 ξ_i ，于是有 ξ_i 的概率分布为 $P(\xi_i=10)=\frac{1}{2}$ ， $P(\xi_i=20)=\frac{1}{2}$ ，故 ξ_i 的数学期望

为 15 和方差为 225。利用林德贝格-列维中心极限定理可知在 8 小时内检验员所查产品多于 900 个的概率为 0.9772。

三. 计算题

1. 作加法时，对每个加数四舍五入取整，各个加数的取整误差可以认为是相互独立的，都服从 $(-0.5, 0.5)$ 上的均匀分布。现在有 1200 个数相加，问取整误差总和的绝对值超过 12 的概率是多少？

解： 设各个加数的取整误差为 ξ_i ($i=1, 2, \dots, 1200$)。因为 $\xi_i \sim U(-0.5, 0.5)$ ，所

$$\text{以 } \mu = E\xi_i = \frac{-0.5+0.5}{2} = 0, \quad \sigma^2 = D\xi_i = \frac{(0.5+0.5)^2}{12} = \frac{1}{12} \quad (i=1, 2, \dots, 1200)。$$

设取整误差的总和为 $\eta = \sum_{i=1}^n \xi_i$ ，因为 $n=1200$ 数值很大，由定理知，这时近

似有 $\eta = \sum_{i=1}^n \xi_i \sim N(n\mu, n\sigma^2)$ ，其中， $n\mu = 1200 \times 0 = 0$ ， $n\sigma^2 = 1200 \times \frac{1}{12} = 100$ 。

所以，取整误差总和的绝对值超过 12 的概率为

$$\begin{aligned} P\{|\eta| > 12\} &= 1 - P\{-12 \leq \eta \leq 12\} \approx 1 - \left[\Phi\left(\frac{12 - n\mu}{\sqrt{n\sigma^2}}\right) - \Phi\left(\frac{-12 - n\mu}{\sqrt{n\sigma^2}}\right) \right] \\ &= 1 - \left[\Phi\left(\frac{12 - 0}{\sqrt{100}}\right) - \Phi\left(\frac{-12 - 0}{\sqrt{100}}\right) \right] = 1 - \Phi(1.2) + \Phi(-1.2) \\ &= 2[1 - \Phi(1.2)] = 2 \times (1 - 0.8849) = 0.2302 \quad . \end{aligned}$$

2. 设有 30 个相互独立的电子器件 D_1, D_2, \dots, D_{30} ，它们的使用情况如下： D_1 损坏， D_2 立即使用； D_2 损坏， D_3 立即使用， \dots 。设器件 D_i ($i=1, 2, \dots, 30$) 的寿命服从参数为 $\lambda = 0.1$ (1/小时) 的指数分布，令 T 为 30 个器件使用的总计时间。问 T 超过 350 小时的概率是多少？

解：设 ξ_i 是第 i 个电子器件的寿命，已知 $\xi_i \sim E(0.1)$ ， $i=1, 2, \dots, 30$ ，它们独立

同分布， $E\xi_i = \frac{1}{\lambda} = \frac{1}{0.1} = 10$ ， $D\xi_i = \frac{1}{\lambda^2} = \frac{1}{0.1^2} = 100$ ， $i=1, 2, \dots, 30$ 。

根据独立同分布中心极限定理，可认为 $T = \sum_{i=1}^{30} \xi_i$ 近似服从正态分布

$N(n\mu, n\sigma^2)$ ，其中 $n\mu = nE\xi_i = 30 \times 10 = 300$ ， $n\sigma^2 = nD\xi_i = 30 \times 100 = 3000$ 。

所以

$$\begin{aligned} P\{T > 350\} &= 1 - P\{T \leq 350\} \approx 1 - \Phi\left(\frac{350 - 300}{\sqrt{3000}}\right) = 1 - \Phi\left(\frac{50}{\sqrt{3000}}\right) \\ &\approx 1 - \Phi(0.913) \approx 1 - 0.8186 = 0.1814 \quad . \end{aligned}$$

3. 某种福利彩票的奖金额 ξ 由摇奖决定，其分布列为

ξ (万元)	5	10	20	30	40	50	100
P	0.2	0.2	0.2	0.1	0.1	0.1	0.1

若一年中要开出 300 个奖，问需要准备多少奖金总额，才有 95% 的把握，保证能够发放奖金？

解：设需要资金总额为 b ，设 ξ_i 表示第 i 个奖金额，其中 $i=1, 2, \dots, 300$ ，其期望和

方差分别为 $E\xi_i = 29$ ， $D\xi_i = 764$ ，利用独立分布中心极限定理近似，得

$P(\sum_{i=1}^{300} \xi_i \leq b) = 0.95$, $\Phi\left(\frac{b-300 \times 29}{\sqrt{300 \times 764}}\right) = 0.95$, 查表得 $\frac{b-300 \times 29}{\sqrt{300 \times 764}} = 1.6449$, 即 $b \approx 9487.5$.

4. 一复杂系统, 由多个相互独立作用的部件组成, 在运行期间, 每个部件损坏的概率都是 0.1, 为了使整个系统可靠地工作, 必须至少有 88% 的部件起作用。

(1) 已知系统中共有 900 个部件, 求整个系统的可靠性 (即整个系统能可靠地工作的概率)。

(2) 为了使整个系统的可靠性达到 0.99, 整个系统至少需要由多少个部件组成?

解: 设 ξ 是起作用的部件数, $\xi \sim b(n, p)$, 当 n 比较大时, 近似有 $\xi \sim N(np, npq)$ 。

(1) $n = 900$, $p = 0.9$, $q = 1 - p = 0.1$, $np = 810$, $npq = 81$ 。

整个系统要能可靠地工作, 至少要有 $n \times 88\% = 900 \times 88\% = 792$ 个部件起作用, 所以, 这时系统能可靠地工作的概率等于

$$P\{792 \leq \xi \leq 900\} \approx \Phi\left(\frac{900-810}{\sqrt{81}}\right) - \Phi\left(\frac{792-810}{\sqrt{81}}\right) = \Phi(10) - \Phi(-2) \approx 0.9772 .$$

(2) 设至少需要 n 个部件, $np = 0.9n$, $npq = 0.09n$ 。

这时系统能可靠地工作的概率等于

$$\begin{aligned} P\{0.88n \leq \xi \leq n\} &\approx \Phi\left(\frac{n-0.9n}{\sqrt{0.09n}}\right) - \Phi\left(\frac{0.88n-0.9n}{\sqrt{0.09n}}\right) = \Phi\left(\frac{\sqrt{n}}{3}\right) - \Phi\left(-\frac{\sqrt{n}}{15}\right) \\ &\approx 1 - \Phi\left(-\frac{\sqrt{n}}{15}\right) = \Phi\left(\frac{\sqrt{n}}{15}\right) \end{aligned}$$

(因为本题中 n 很大, $\frac{\sqrt{n}}{3}$ 的值远远超过了 4, 所以可以认为 $\Phi(\frac{\sqrt{n}}{3}) \approx 1$)。

要 $\Phi(\frac{\sqrt{n}}{15}) \geq 0.99$, 查表可得 $\frac{\sqrt{n}}{15} \geq 2.3263$, 即 $n \geq (2.3263 \times 15)^2 \approx 1218$,

即如果整个系统可靠性要达到 0.99, 它至少需要由 1218 个部件组成。

5. 分别用切比雪夫不等式和德莫哇佛-拉普拉斯极限定理确定: 当掷一枚硬币时, 需要掷多少次, 才能保证出现正面的概率在 0.4 ~ 0.6 之间的概率不少于 90%。

解 设要掷 n 次硬币, ξ 是掷出的正面数, $\xi \sim b(n, p)$, $p = 0.5$, $q = 1 - p = 0.5$,

$$E\xi = np = 0.5n , \quad D\xi = npq = 0.5n \times 0.5 = 0.25n .$$

(1) 用切比雪夫不等式估计。

$$P\{0.4 \leq \frac{\xi}{n} \leq 0.6\} = P\left\{\left|\frac{\xi}{n} - 0.5\right| \leq 0.1\right\} = P\{|\xi - 0.5n| \leq 0.1n\}$$

$$= P\{|\xi - E\xi| \leq 0.1n\} \geq 1 - \frac{D\xi}{(0.1n)^2} = 1 - \frac{0.25n}{0.01n^2} = 1 - \frac{25}{n}。$$

现在要 $P\{0.4 \leq \frac{\xi}{n} \leq 0.6\} = 1 - \frac{25}{n} \geq 0.9$ ，即要有 $n \geq \frac{25}{1-0.9} = 250$ 。用切比雪夫不等式估计，需要掷 250 次。

(2) 用德莫哇佛-拉普拉斯定理估计。

因为 $\xi \sim b(n, p)$ ，近似有 $\xi \sim N(np, npq)$ ， $np = 0.5n$ ， $npq = 0.25n$ 。

$$P\{0.4 \leq \frac{\xi}{n} \leq 0.6\} = P\{0.4n \leq \xi \leq 0.6n\} \approx \Phi\left(\frac{0.6n - 0.5n}{\sqrt{0.25n}}\right) - \Phi\left(\frac{0.4n - 0.5n}{\sqrt{0.25n}}\right)$$

$$= \Phi(0.2\sqrt{n}) - \Phi(-0.2\sqrt{n}) = 2\Phi(0.2\sqrt{n}) - 1。$$

现在要 $P\{0.4 \leq \frac{\xi}{n} \leq 0.6\} = 2\Phi(0.2\sqrt{n}) - 1 \geq 0.9$ ，即要有 $\Phi(0.2\sqrt{n}) \geq 0.95$ ，查表可得 $0.2\sqrt{n} \geq 1.6449$ ，即有 $n \geq \left(\frac{1.6449}{0.2}\right)^2 = 67.6424$ 。大于 67.6424 的最小整数是 68，用德莫哇佛-拉普拉斯定理估计，只要掷 68 次就可以了。

6. 设 $\{\xi_n\}$ 为独立同分布随机变量序列，其概率分布律为

$$P(\xi_n = \pm \log k) = \frac{1}{2} \quad (n=1, 2, \dots),$$

k 为大于零的常数，试证 $\{\xi_n\}$ 服从大数定律。

解： $\{\xi_n\}$ 是独立同分布随机变量序列， $E\xi_n = \frac{1}{2}\log k + \frac{1}{2}(-\log k) = 0$ ，数学期望有限，满足辛钦大数定律的条件，服从辛钦大数定律。

7*. 随机变量序列 $\{\xi_k\}$ 各以 $\frac{1}{2}$ 的概率取值 k^s 和 $-k^s$ ，当 s 为何值时，大数定理可

应用于独立随机变量序列 $\xi_1, \dots, \xi_n, \dots$ ，的算术平均值。

$$\text{解：} \quad E\xi_k = \frac{1}{2}k^s + \frac{1}{2}(-k^s) = 0, \quad E(\xi_k^2) = \frac{1}{2}(k^s)^2 + \frac{1}{2}(-k^s)^2 = k^{2s},$$

$$D\xi_k = E(\xi_k^2) - (E\xi_k)^2 = k^{2s} - 0^2 = k^{2s}。$$

当 $s < \frac{1}{2}$ 时，

$$\frac{1}{n^2} D(\sum_{k=1}^n \xi_k) = \frac{1}{n^2} \sum_{k=1}^n D\xi_k = \frac{1}{n^2} \sum_{k=1}^n k^{2s} \leq \frac{1}{n^2} \sum_{k=1}^n n^{2s} = \frac{1}{n^2} n \cdot n^{2s} = n^{-2(\frac{1}{2}-s)},$$

因为 $\lim_{n \rightarrow \infty} n^{-2(\frac{1}{2}-s)} = 0$ ，所以 $\lim_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{n^2} D(\sum_{k=1}^n \xi_k) = 0$ ；

当 $s \geq \frac{1}{2}$ 时，

$$\frac{1}{n^2} D(\sum_{k=1}^n \xi_k) = \frac{1}{n^2} \sum_{k=1}^n D\xi_k = \frac{1}{n^2} \sum_{k=1}^n k^{2s} > \frac{1}{n^2} \sum_{k=1}^n k = \frac{1}{n^2} \cdot \frac{n(n+1)}{2} = \frac{1+\frac{1}{n}}{2} > \frac{1}{2},$$

这时，显然不可能有 $\lim_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{n^2} D(\sum_{k=1}^n \xi_k) = 0$ 。

所以，当且仅当 $s < \frac{1}{2}$ 时，满足马尔可夫大数定理的条件，可应用马尔可夫大数定理。

第十八次作业

一. 填空题:

1. 设 121, 128, 130, 109, 115, 122, 110, 120 为总体 X 的一组样本观察值，则

样本均值 $\bar{X} = \underline{119.375}$ ； 样本方差 $S_{n-1}^2 = \underline{58.839}$ ；

样本标准差 $S_{n-1} = \underline{7.671}$ ； 样本二阶原点矩 $\overline{X^2} = \underline{14301.88}$ 。

2. 设总体 $X \sim N(0,1)$ ， X_1, X_2, \dots, X_n 为样本，则

$$(1) X_1^2 + X_2^2 + X_3^2 \sim \underline{\chi^2(3)}; \quad (2) \frac{X_1 - X_2}{\sqrt{X_3^2 + X_4^2}} \sim \underline{t(2)};$$

$$(3) \frac{(\frac{n}{3}-1) \sum_{i=1}^3 X_i^2}{\sum_{i=4}^n X_i^2} \sim \underline{F(3, n-3)}。$$

二. 选择题:

1. 设 (X_1, X_2, \dots, X_n) 为总体 X 的一个样本，若样本观测值分别为

$(-2, -1, 0, 0, 1, 2)$, 则下述选项错误的是 (D)。

- A. 样本均值为 0 ;
B. 样本中位数为 0;
C. 样本方差为 2.4;
D. 样本极差为 2。

2. 已知总体 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ ，其中 μ 已知而 σ^2 未知， X_1, X_2, \dots, X_n 是总体 X 的一个样本。则下列的 (C) 不是统计量，其中 \bar{X} 为样本均值

- A. $\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X - \bar{X})$;
- B. $X_1 + 2\mu$;
- C. $\frac{1}{\sigma^2} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2$;
- D. $\max\{X_1, X_2, \dots, X_n\}$.

3. 设随机变量 $X \sim N(1, 2^2)$, X_1, X_2, \dots, X_{100} 是 X 的样本, \bar{X} 为样本均值, 已知 $Y = a\bar{X} + b \sim N(0, 1)$, 则有 (A)。

- A. $a = -5, b = 5$; B. $a = 5, b = 5$; C. $a = \frac{1}{5}, b = -\frac{1}{5}$; D. $a = -\frac{1}{5}, b = \frac{1}{5}$.

4. 设总体 $X \sim N(0,1)$, X_1, X_2, \dots, X_6 为样本, 又设

$Y = (X_1 + X_3 + X_5)^2 + (X_2 + X_4 + X_6)^2$, 且 $CY \sim \chi^2(2)$ 分布, 则 $C = (C)$ 。

- A. 1; B. $\frac{1}{2}$; C. $\frac{1}{3}$; D. $\frac{1}{6}$ 。

三. 计算题:

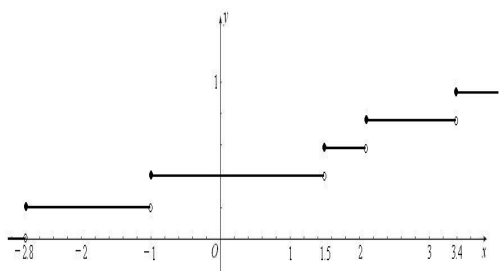
1. 设从总体 ξ 中取得一个容量为 5 的样本, 样本观测值为

$-2.8, \quad -1, \quad 1.5, \quad 2.1, \quad 3.4$

试求此样本的经验分布函数 $F_{\xi}(x)$ ，并做出其图形。

解: $F_5(x) = \begin{cases} 0 & x < -2.8 \\ 0.2 & -2.8 \leq x < -1 \\ 0.4 & -1 \leq x < -1.5 \\ 0.6 & 1.5 \leq x < 2.1 \\ 0.8 & 2.1 \leq x < 3.4 \\ 1 & x \geq 3.4 \end{cases}$

其图像如下图所示.



2. 设 (X_1, X_2, \dots, X_n) , (Y_1, Y_2, \dots, Y_n) 是两个样本, 它们之间有下列关系:

$$Y_i = \frac{X_i - a}{b} \quad (i = 1, 2, \dots, n)$$

其中 $a, b \neq 0$ 是常数, 求

(1) 它们的样本均值 $\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$ 与 $\bar{Y} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n Y_i$ 之间的关系;

(2) 它们的样本方差 $S_x^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2$ 与 $S_y^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y})^2$ 之间的

关系。

解: (1) $\bar{Y} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n Y_i = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{X_i - a}{b} = \frac{1}{b} \left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i - a \right) = \frac{\bar{X} - a}{b},$

(2) $S_y^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y})^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n \left(\frac{X_i - a}{b} - \frac{\bar{X} - a}{b} \right)^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n \frac{(X_i - \bar{X})^2}{b^2} = \frac{S_x^2}{b^2}.$

3. 设总体 $\xi \sim N(\mu, 10^2)$, 问抽取的样本容量 n 多大时, 才能使概率

$$P(\mu - 5 < \bar{X} < \mu + 5) = 0.954 \quad ?$$

解: 利用样本的分布知, $\bar{X} \sim N(0, \frac{10^2}{n})$, 注意到

$$0.954 = P(\mu - 5 < \bar{X} < \mu + 5) = P(|\bar{X} - \mu| < 5) = 2\Phi\left(\frac{5}{10}\sqrt{n}\right) - 1,$$

即 $\Phi\left(\frac{5}{10}\sqrt{n}\right) = 0.977$, 查表得到 $\frac{5}{10}\sqrt{n} = 1.9954$, 于是有 $n \approx 16$ 。

4. 设总体 $X \sim N(12, 2^2)$, X_1, X_2, \dots, X_5 是样本, 求: (1) $P(|X - 12| < 1)$;

$$(2) P(|\bar{X}-12|<1); (3) P\{\min_{1 \leq i \leq 5} X_i > 10\}; (4) P\{\max_{1 \leq i \leq 5} X_i > 15\}.$$

解: (1) 由 $X \sim N(12, 2^2)$ 知:

$$P(|X-12|<1)=P\left(\frac{|X-12|}{2}<\frac{1}{2}\right)=\Phi\left(\frac{1}{2}\right)-\Phi\left(-\frac{1}{2}\right)=2\Phi\left(\frac{1}{2}\right)-1=0.3830;$$

$$(2) \text{ 由定理知: } \frac{\bar{X}-\mu}{\sigma/\sqrt{n}} \sim N(0,1), \text{ 而 } \sigma=2, n=5, \text{ 故 } \frac{\bar{X}-12}{2/\sqrt{5}} \sim N(0,1),$$

$$P(|\bar{X}-12|<1)=P\left\{\left|\frac{\bar{X}-12}{2/\sqrt{5}}\right|<\frac{\sqrt{5}}{2}\right\}=\Phi\left(\frac{\sqrt{5}}{2}\right)-\Phi\left(-\frac{\sqrt{5}}{2}\right)=2\Phi\left(\frac{\sqrt{5}}{2}\right)-1=0.7364;$$

$$(3) P\{\min_{1 \leq i \leq 5} X_i > 10\}=[P\{X_1 > 10\}]^5=[1-P\{X_1 \leq 10\}]^5=\left[1-\Phi\left(\frac{10-12}{2}\right)\right]^5 \\ =0.8413^5=0.4215;$$

$$(4) P\{\max_{1 \leq i \leq 5} X_i > 15\}=1-P\{\max_{1 \leq i \leq 5} X_i \leq 15\}=1-[P\{X_i \leq 15\}]^5=1-\Phi\left(\frac{15-12}{2}\right)^5 \\ =1-0.9332^5 \approx 0.2923.$$

5. 设总体 $\xi \sim N(50, 6^2)$, 总体 $\eta \sim N(46, 4^2)$, 且 ξ, η 相互独立, 从总体 ξ 中抽取容量为 10 的样本, 从总体 η 中抽取容量为 8 的样本, 且 \bar{X}, \bar{Y} 分别为 ξ, η 的样本均值, S_x^2, S_y^2 分别为 ξ, η 的样本方差. 求下列概率:

$$(1) P(50 < \bar{X} < 51.8974, 13.3 < s_x^2 < 67.676); (2) P\left(\frac{\bar{Y}-46}{S_y} > 0.8360\right);$$

$$(3) P\left(\frac{S_x^2}{S_y^2} < 8.28\right),$$

解: (1) $P(50 < \bar{X} < 51.8974, 13.3 < s_x^2 < 67.676)$

$$=P(50 < \bar{X} < 51.8974) P(13.3 < s_x^2 < 67.676)$$

$$=P(0 < \bar{X}-50 < 1.8974) P(3.325 < 9s_x^2/6^2 < 16.919)$$

$$=P\left(0 < \frac{\bar{X}-50}{6/\sqrt{10}} < 1\right) P(3.325 < 9s_x^2/6^2 < 16.919) = (\Phi(1) - \Phi(0)) (0.95 - 0.05)$$

$$= (0.8413-0.5) (0.95-0.05)=0.30717 ;$$

(2)对于从总体 η 中抽取容量为 8 的样本, 样本均值 \bar{Y} 的分布为 $N\left(46, \frac{4^2}{8}\right)$,

并且 \bar{Y} 与 S_y^2 互相独立, 则 $\frac{\bar{Y}-46}{S_y}\sqrt{8} \sim t(7)$, 所以

$$\begin{aligned} P\left(\frac{\bar{Y}-46}{S_y} > 0.8360\right) &= 1 - P\left(\frac{\bar{Y}-46}{S_y} \leq 0.8360\right) = 1 - P\left(\frac{\bar{Y}-46}{S_y}\sqrt{8} \leq 2.3646\right) \\ &= 1 - 0.975 = 0.025 ; \end{aligned}$$

(3) 根据定理 5.4.3, 可知 $\frac{S_x^2/6^2}{S_y^2/4^2} \sim F(9, 7)$, 所以

$$P\left(\frac{S_x^2}{S_y^2} < 8.28\right) = P\left(\frac{S_x^2/6^2}{S_y^2/4^2} < 3.68\right) = 0.95 .$$