

统计量及其分布



- ❖ 简单随机样本与统计量
- ❖ 经验分布函数
- ❖ 样本均值的分布
- ❖ 中心极限定理

一、简单随机样本及其分布

1. 样本与样本观测值

样本：按一定的规定从总体 X 中抽出的一部分个体。由于抽到哪一些个体作为样本是随机的，因此样本是随机变量，用 X_1, X_2, \dots, X_n 表示；样本在抽取之后，经观测就有确定的观测值，用 x_1, x_2, \dots, x_n 表示

样本容量：样本中所包括的个体数 n

一、简单随机样本及其分布

2. 简单随机样本

设 X_1, X_2, \dots, X_n 为来自总体 X 的样本，如果满足：

- (1) X_1, X_2, \dots, X_n 相互独立；
 - (2) X_1, X_2, \dots, X_n 与 X 具有相同的分布；
- 则称 X_1, X_2, \dots, X_n 为总体 X 的简单随机样本，以下简称样本。

注 大样本；小样本

一、简单随机样本及其分布

3. 简单随机样本的分布

若总体 $X \sim F(x)$ ，则样本 (X_1, X_2, \dots, X_n) 的分布函数为

$$F^*(x_1, x_2, \dots, x_n) = \prod_{i=1}^n F(x_i)$$

确定样本的分布函数的作用？



一、简单随机样本及其分布

1) 离散型

若总体 X 有分布律 $P\{X = x_k\} = p_k, k = 1, 2, \dots$

则样本 (X_1, X_2, \dots, X_n) 的联合分布律为

$$P\{X_1 = a_1, X_2 = a_2, \dots, X_n = a_n\} = \prod_{i=1}^n P\{X = a_i\}$$

2) 连续型

设 $X \sim f(x)$ ，则样本 (X_1, X_2, \dots, X_n) 的概率密度

$$f(x_1, x_2, \dots, x_n) = \prod_{i=1}^n f(x_i)$$

一、简单随机样本及其分布



例 设总体 $X \sim (0-1)$ 分布, $0 < p < 1$

$$\begin{aligned} P\{X=x\} &= p^x (1-p)^{1-x}, x=0,1 \\ P\{X_1=x_1, X_2=x_2, \dots, X_n=x_n\} \\ &= \prod_{i=1}^n P\{X_i=x_i\} = \prod_{i=1}^n p^{x_i} (1-p)^{1-x_i} \\ &= p^{\sum_{i=1}^n x_i} (1-p)^{n-\sum_{i=1}^n x_i}, x_i=0,1 \end{aligned}$$

— 刘 颖 —

SWJTU

一、简单随机样本及其分布



例 总体 $X \sim Z(\alpha)$, i.e. $Exp(\alpha)$

$$\begin{aligned} f(x_1, x_2, \dots, x_n) &= \prod_{i=1}^n f(x_i) \\ &= \begin{cases} \prod_{i=1}^n (\alpha e^{-\alpha x_i}) = \alpha^n e^{-\alpha \sum_{i=1}^n x_i} & x_i > 0, i=1, \dots, n \\ 0 & \text{其它} \end{cases} \end{aligned}$$

— 刘 颖 —

SWJTU

二、统计量



1. 统计量的概念

设 (X_1, X_2, \dots, X_n) 为总体 X 的一个样本,

不含任何未知参数的样本的函数

$$T = T(X_1, X_2, \dots, X_n)$$

称为统计量。

$$t = T(x_1, x_2, \dots, x_n)$$

称为统计值。

— 刘 颖 —

SWJTU

课堂练习



设 X_1, X_2, \dots, X_n i.i.d. $X \sim N(\mu, \sigma^2)$

其中 μ 已知, σ 未知, 则

$$\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i \quad S^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2 \quad \sum_{i=1}^n (X_i - \mu)^2$$

—— 统计量

$$\frac{X_1 + X_2}{\sigma} + \frac{X_2}{\sigma} \quad \sum_{i=1}^n \left(\frac{X_i - \mu}{\sigma} \right)^2 \quad \text{—— 不是统计量}$$

— 刘 颖 —

SWJTU

二、统计量



2. 顺序统计量

$$X_{(1)} \leq X_{(2)} \leq \dots \leq X_{(n)}$$

$$\begin{cases} X_{(1)} = \min\{X_1, X_2, \dots, X_n\} \\ X_{(n)} = \max\{X_1, X_2, \dots, X_n\} \end{cases}$$

若已知总体 $X \sim F(x)$, 则

$$(1) X_{(1)} \sim F_{X_{(1)}}(x) = 1 - (1 - F(x))^n$$

$$(2) X_{(n)} \sim F_{X_{(n)}}(x) = [F(x)]^n$$

— 刘 颖 —

SWJTU

二、统计量



3. 常见统计量

- (1) 样本均值 $\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$
- (2) 样本中位数 $M_e = \begin{cases} X_{(k+1)} & n = 2k+1 \\ \frac{1}{2}(X_{(k)} + X_{(k+1)}) & n = 2k \end{cases}$
- (3) 样本极差 $D_n = X_{(n)} - X_{(1)}$
- (4) 样本方差 $S^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2$
- (5) 样本标准差 $S = \sqrt{S^2}$

— 刘 颖 —

SWJTU

二、统计量

4. 样本矩

$$(1) \bar{X}^k = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^k$$

$$(2) S_n^k = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^k$$

❓ 变异系数



— 刘 敏 —

SWJTU

三、样本均值的分布 $\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$

已知 X_1, X_2, \dots, X_n i.i.d. X , 且 $E(X) = \mu, D(X) = \sigma^2$

$$E(\bar{X}) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n E(X_i) = \mu \quad D(\bar{X}) = \frac{1}{n^2} \sum_{i=1}^n D(X_i) = \frac{\sigma^2}{n}$$

1. 若 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ 则 $\bar{X} \sim N\left(\mu, \sigma^2/n\right)$

2. 若 $X \sim F(x)$, $\bar{X} \sim ?$ $\bar{X} \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{\text{近似}} N\left(\mu, \frac{\sigma^2}{n}\right)$

— 刘 敏 —

SWJTU

四、中心极限定理

1. 基本概念

设 r. v. X_1, X_2, \dots 的部分和为 $Y_n = \sum_{k=1}^n X_k$, 若有

$$\frac{Y_n - E(Y_n)}{\sqrt{D(Y_n)}} \xrightarrow{n \rightarrow \infty} N(0, 1)$$

则称 X_1, X_2, \dots 服从中心极限定理。

在什么条件下, 随机变量和的分布函数会收敛于正态分布? —— 中心极限定理 (CLT)

— 刘 敏 —

SWJTU

四、中心极限定理

2. 独立同分布CLT

若随机变量序列 X_1, X_2, \dots 独立同分布,

且 $E(X_k) = \mu, D(X_k) = \sigma^2 > 0 \quad k=1, 2, \dots$

记 $Y_n = \sum_{k=1}^n X_k$, 则

$$Y_n^* = \frac{Y_n - n\mu}{\sqrt{n}\sigma} \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{\text{近似}} N(0, 1)$$

— 刘 敏 —

SWJTU

四、中心极限定理

例1. 每盒巧克力的净重为随机变量, 平均重量为100克, 标准差为10克. 一箱内装200盒巧克力, 求一箱巧克力的净重大于20500克的概率?

例2. 为了解某电视节目在成都市的收视率 p , 调查公司随机调查200个成都市民, 并将这200个调查对象中收看此节目的频率作为真实收视率的估计. 试问调查所得的收视频率与真实收视率 p 之间的差异不大于5%的可能性有多大?

— 刘 敏 —

SWJTU

课堂练习

某药厂生产的某种药品, 声称对某疾病的治愈率为80%, 现为了检验此治愈率, 任意抽取100个此种病患者进行临床试验. 如果有多于75人治愈, 则此药通过检验. 试在以下两种情况下, 分别计算此药通过检验的可能性:

(1) 此药的实际治愈率为80%;

(2) 此药的实际治愈率为70%.

— 刘 敏 —

SWJTU

解: 记 $Y_n=100$ 个此种病患者中治愈的人数, 则

$$(1) Y_n \sim B(100, 0.8) \Rightarrow E(Y_n) = 80 \quad \text{Var}(Y_n) = 16$$

$$\begin{aligned} P\{Y_n \geq 75\} &\approx 1 - \Phi\left(\frac{75-80}{4}\right) = 1 - \Phi\left(-\frac{5}{4}\right) \\ &= \Phi(1.25) = ?? \end{aligned}$$

此药通过检验的可能性是很大的

— 刘 越 —

SWJTU

$$(2) Y_n \sim B(100, 0.7)$$

$$\Rightarrow E(Y_n) = 70 \quad \text{Var}(Y_n) = 21$$

$$P\{Y_n \geq 75\} \approx 1 - \Phi\left(\frac{75-70}{\sqrt{21}}\right) = 1 - \Phi(1.09) = ??$$

可见, 此药通过检验的可能性是很小的

— 刘 越 —

SWJTU

例 题 -3

在总体 $X \sim N(52, 6.3^2)$ 中随机抽一容量为 36 的样本, 试求 $P(50.8 < \bar{X} < 53.8)$ 。

$$\left. \begin{aligned} \text{解: } X &\sim N(52, 6.3^2) \\ n &= 36 \end{aligned} \right\} \Rightarrow \bar{X} \sim N\left(52, \frac{6.3^2}{36}\right)$$

$$\begin{aligned} P\{50.8 < \bar{X} < 53.8\} &= \Phi\left(\frac{53.8-52}{1.05}\right) - \Phi\left(\frac{50.8-52}{1.05}\right) \\ &= \Phi(1.71) - \Phi(-1.41) = 0.8293 \end{aligned}$$

— 刘 越 —

SWJTU

例 题 -4

总体 $X \sim N(1, 0.2^2)$, 从中抽取容量为 n 的样本, 欲使 $P\{0.9 \leq \bar{X} < 1.1\} \geq 0.95$ 试求样本容量 n 最小应取多大?

$$\text{解: } \bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i \sim N\left(1, \frac{0.2^2}{n}\right)$$

$$\begin{aligned} P\{0.9 \leq \bar{X} < 1.1\} &= 2\Phi\left(\frac{\sqrt{n}}{2}\right) - 1 \geq 0.95 \\ \Rightarrow n &\geq 15.3664 \end{aligned}$$

— 刘 越 —

SWJTU

例 题 -5

设总体 $X \sim U\left(-\frac{1}{2}, 1\right)$, X_1, X_2, \dots, X_n 是

来自该总体的简单随机样本。试求:

$$(1) P\{X_{(1)} > 0\};$$

$$(2) P\{X_{(n)} > 0\}.$$



— 刘 越 —

SWJTU

第二节

第四章

三大抽样分布

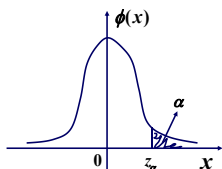


一、上 α -分位点

定义 设随机变量 $X \sim F(x)$, $\forall \alpha(0 < \alpha < 1)$, 若

$$1 - F(\omega_\alpha) = P\{X \geq \omega_\alpha\} = \alpha$$

则称此实数 ω_α 为分布 $F(x)$ 的上 α -分位点。



例如: $z_{0.05} = 1.645$

$z_{0.005} = 2.575$

— 刘 颖 —

SWJTU

二、三大抽样分布

1. χ^2 分布

$$X_1, X_2, \dots, X_n \text{ i.i.d. } N(0, 1) \Rightarrow \chi_n^2 = \sum_{i=1}^n X_i^2 \sim \chi^2(n)$$

$$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{2^{n/2} \Gamma(n/2)} x^{n/2-1} e^{-x/2} & x > 0 \\ 0 & x \leq 0 \end{cases}$$

$$\text{注: } \Gamma(x) = \int_0^{+\infty} t^{x-1} e^{-t} dt$$

$$\Gamma(\alpha+1) = \alpha \Gamma(\alpha) \quad \Gamma(n+1) = n!$$

— 刘 颖 —

SWJTU

二、三大抽样分布

2. χ^2 分布的性质

$$(1) E[\chi^2(n)] = n \quad D[\chi^2(n)] = 2n$$

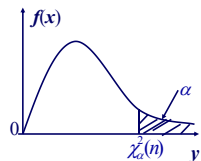
$$(2) \left. \begin{matrix} X \sim \chi^2(m), Y \sim \chi^2(n) \\ X \text{ 与 } Y \text{ 相互独立} \end{matrix} \right\} \Rightarrow \chi_1^2 + \chi_2^2 \sim \chi^2(m+n)$$

$$\forall 0 < \alpha < 1, P\{\chi^2(n) > \chi_\alpha^2(n)\} = \alpha$$

——上 α -分位点

注: $n > 45$ 时,

$$\chi_\alpha^2(n) \approx \frac{1}{2} (z_\alpha + \sqrt{2n-1})^2$$



— 刘 颖 —

SWJTU

二、三大抽样分布

2. t 分布

$$\left. \begin{matrix} X \sim N(0, 1), Y \sim \chi^2(n) \\ X \text{ 与 } Y \text{ 相互独立} \end{matrix} \right\} \Rightarrow T = \frac{X}{\sqrt{Y/n}} \sim t(n)$$

$$(1) f(-x) = f(x)$$

$$(2) \lim_{n \rightarrow \infty} f_{t(n)}(x) = \phi(x) \quad \text{上 } \alpha\text{-分位点}$$

$$(3) E[t(n)] = 0 \quad \text{注1: } t_{1-\alpha}(n) = -t_\alpha(n)$$

$$D[t(n)] = \frac{n}{n-2} \quad \text{注2: } n > 45 \text{ 时, } t_\alpha(n) \approx z_\alpha$$

— 刘 颖 —

SWJTU

二、三大抽样分布

3. F 分布

$$\left. \begin{matrix} X \sim \chi^2(m), Y \sim \chi^2(n) \\ X \text{ 和 } Y \text{ 相互独立} \end{matrix} \right\} \Rightarrow F = \frac{X/m}{Y/n} \sim F(m, n)$$

$$(1) F \sim F(m, n) \Rightarrow \frac{1}{F} \sim F(n, m)$$

$$(2) E[F(m, n)] = \frac{n}{n-2} \quad n > 2 \quad D[F(m, n)] = \frac{n^2(2m+2n-4)}{m(n-2)^2(n-4)} \quad n > 4$$

$$F_{1-\alpha}(m, n) = \frac{1}{F_\alpha(n, m)}$$

— 刘 颖 —

SWJTU

三、单个正态总体的抽样分布

设 $X_1, X_2, \dots, X_n \text{ i.i.d. } N(\mu, \sigma^2)$, 则

$$1^0 \quad \frac{\bar{X} - \mu}{\sigma/\sqrt{n}} \sim N(0, 1) \quad 2^0 \quad \frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n-1)$$

$$3^0 \quad \bar{X} \text{ 与 } S^2 \text{ 相互独立} \quad 4^0 \quad \frac{\bar{X} - \mu}{S/\sqrt{n}} \sim t(n-1)$$

$$5^0 \quad \frac{1}{\sigma^2} \sum_{i=1}^n (X_i - \mu)^2 \sim \chi^2(n) \quad \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2 = (n-1)S^2$$

— 刘 颖 —

SWJTU

四、两个正态总体的抽样分布



$X_1, X_2, \dots, X_m \text{ i.i.d. } N(\mu_1, \sigma_1^2), Y_1, Y_2, \dots, Y_n \text{ i.i.d. } N(\mu_2, \sigma_2^2)$

且 $X_1, \dots, X_m, Y_1, \dots, Y_n$ 相互独立, 则

$$1^0 \frac{\bar{X} - \bar{Y} - (\mu_1 - \mu_2)}{\sqrt{\frac{\sigma_1^2}{m} + \frac{\sigma_2^2}{n}}} \sim N(0, 1)$$

$$2^0 \text{ 当 } \sigma_1 = \sigma_2 \text{ 时, 记 } S_w^2 = \frac{(m-1)S_1^2 + (n-1)S_2^2}{m+n-2}$$

$$\Rightarrow T = \frac{\bar{X} - \bar{Y} - (\mu_1 - \mu_2)}{S_w \sqrt{\frac{1}{m} + \frac{1}{n}}} \sim t(m+n-2)$$

— 刘 斌 —

SWJTU

四、两个正态总体的抽样分布



$$3^0 F = \frac{S_1^2 / \sigma_1^2}{S_2^2 / \sigma_2^2} \sim F(m-1, n-1)$$

$$4^0 \frac{n\sigma_2^2 \sum_{i=1}^m (X_i - \mu_1)^2}{m\sigma_1^2 \sum_{i=1}^n (Y_i - \mu_2)^2} \sim F(m, n)$$



— 刘 斌 —

SWJTU

例1. 设 $r.v. X \sim t(n)$, 试证: $X^2 \sim F(1, n)$.

例2. 设 (X_1, X_2) 是来自正态总体 $N(0, \sigma^2)$ 的一个简单随机样本。

(1) 证明: $X_1 + X_2$ 与 $X_1 - X_2$ 相互独立;

(2) 计算 $P\left\{\frac{(X_1 + X_2)^2}{(X_1 - X_2)^2} < 40\right\}$.

— 刘 斌 —

SWJTU