



浙江大学
ZHEJIANG UNIVERSITY



第38讲

总体与样本



数理统计学是一门以数据为基础的科学，
可以定义为收集数据，分析数据和由数据
得出结论的一组概念、原则和方法的学科。



例如：生产厂家声称他们生产的灯泡平均寿命不低于6000小时，如何验证厂家说法的真伪？由于灯泡寿命试验是破坏性试验，不可能把整批灯泡逐一检测，只能抽取一部分灯泡作为样本进行检验，以样本的信息来推断总体的信息，这是数理统计研究问题的基础。





- **总体**：研究对象的全体；
- **个体**：总体中的成员；
- **总体的容量**：总体中包含的个体数；
- **有限总体**：容量有限的总体；
- **无限总体**：容量无限的总体，通常将容量非常大的总体也按无限总体处理。



例：1) 了解某校大学生“没有吃早饭习惯”的比例.

总体是该校大学生全体. 这是一个有限总体，每个大学生有许多指标，我们关心的是每个学生是否有吃早饭习惯这一指标.



- 2) 了解某城市的空气质量情况，调查该城市的PM2.5值。这是一个无限总体，描述空气质量有许多指标，而我们仅关心PM2.5值.
- 3) 研究某种药物在人体中的吸收情况。这是一个有限总体，但数量非常巨大，我们常把它看出无限总体.



为了采用数理统计方法进行分析，首先要收集数据，数据收集方法一般有两种。

(1) 通过调查、记录收集数据。如为了调查大学生是否有吃早饭习惯，可以进行问卷调查；要了解PM2.5值，需要在城市设立若干PM2.5监测站点，定时收集数据。



(2) 通过实验收集数据。如为了了解药物吸收情况，要征集若干志愿者，把他们分成若干组，观察他们服药后不同时间点药物含量数据。

关于调查数据和实验数据的收集可以根据数据本身的特点有多种不同的方法和设计，有专门的课程讲授，这里不作详细介绍。



- 实际中人们往往只关注总体的某个指标.
- 总体的某个指标 X , 对于不同的个体来说有不同的取值, 这些取值可以构成一个分布, 因此 X 可以看成是一个随机变量.
- 有时候就把 X 称为总体. 假设 X 的分布函数为 $F(x)$, 也称 $F(x)$ 为总体.



例1:研究某品牌牛奶的质量合格情况，任取一包牛奶，以1表示合格，以0表示不合格，则总体

$$X \sim B(1, p), p \text{ 是合格率.}$$

$$\text{即 } P(X = x) = p^x (1 - p)^{1-x}, x = 0, 1.$$





- 数理统计主要任务是从总体中抽取一部分个体，根据这部分个体的数据对总体分布给出推断.
- 被抽取的部分个体叫做总体的一个 样本.



▶ **简单随机样本**：满足以下两个条件的随机样本

(X_1, X_2, \dots, X_n) 称为容量是 n 的简单随机样本。

1 **代表性**：每个 X_i 与 X 同分布；

2 **独立性**： X_1, X_2, \dots, X_n 是相互独立的随机变量。

[说明]：后面提到的样本均指简单随机样本。



[注意]: (1) 一个容量为 n 的样本 X_1, X_2, \dots, X_n

是指 n 个独立与总体分布相同的随机变量.

(2) 一旦对样本进行观察, 得到实际数值

x_1, x_2, \dots, x_n 称为样本观察值 (或样本值).

(3) 两次观察, 样本值可能是不同的.



- 如何取得的样本才称是简单随机样本？

对于有限总体，采用放回抽样就能得到简单随机样本。

但当总体容量很大的时候，放回抽样有时候很不方便，因此在实际中当总体容量比较大时，通常将不放回抽样所得到的样本近似当作简单随机样本来处理。对于无限总体，一般采取不放回抽样。



例2:有四个同学参加了《概率论与数理统计》课程考试,成绩分别为88,75,70,63.现从中抽取容量为2的样本,列出全部的样本值.

答:共有**16**个样本值,见下表.

| (88, 88) | (88, 75) | (88, 70) | (88, 63) |
|----------|----------|----------|----------|
| (75, 88) | (75, 75) | (75, 70) | (75, 63) |
| (70, 88) | (70, 75) | (70, 70) | (70, 63) |
| (63, 88) | (63, 75) | (63, 70) | (63, 63) |



例3: 为考察某校概率统计的成绩(5分制),从该校有放回地取两名学生,他们的成绩分别用 X_1, X_2 表示. 设该校20%的同学成绩为3分, 70%为4分, 10%为5分. 则总体 X 的分布律为:

| | | | |
|-----|-----|-----|-----|
| X | 3 | 4 | 5 |
| p | 0.2 | 0.7 | 0.1 |



X_1, X_2 是容量为2的简单样本, 共有9个样本值, 且

$$P(X_1 = x_1, X_2 = x_2) = P(X = x_1)P(X = x_2).$$

具体联合分布律见下表.

| 所有可能的样本观察值 (共9个) | | | |
|------------------|--------|------|------|
| 第一个 观察值 | 第二个观察值 | | |
| | 3 | 4 | 5 |
| 3 | 0.04 | 0.14 | 0.02 |
| 4 | 0.14 | 0.49 | 0.07 |
| 5 | 0.02 | 0.07 | 0.01 |



浙江大学
ZHEJIANG UNIVERSITY



第39讲

统计量与常用统计量



样本观察值往往是一堆杂乱无章的数据, 不经过一定的整理, 加工, 就很难从样本中提取有用的信息来研究总体的分布及各种特征.
常用的整理加工数据的方法是构造各种统计量.





例 1: 在全校参加概率统计的学生中有放回地取20名学生,他们的成绩分别用 X_1, X_2, \dots, X_{20} 表示. 那么你觉得全校的平均分该怎么估计呢?

若观察到这20名学生的成绩如下:

65, 68, 56, 98, 93, 78, 89, 86, 93, 68,
87, 45, 79, 93, 67, 88, 76, 90, 66, 88

你觉得全校的平均分大概是多少呢?



通常我们会用这20名同学的平均分来估计全校的平均分. 也就是令

$$\bar{X} = \frac{X_1 + X_2 + \dots + X_{20}}{20},$$

则用 \bar{X} 来估计全校的平均分.

特别地,对于这20个具体值而言, \bar{X} 的观察值为:

$$\bar{x} = (65 + 68 + 56 + \dots + 88) \div 20 = 78.65,$$

因此全校的平均分估计值为78.65分.



► **统计量**：样本的不含任何未知参数的函数。

设 (X_1, X_2, \dots, X_n) 为样本, 若 $g(X_1, X_2, \dots, X_n)$
不含任何未知参数, 则称 $g(X_1, X_2, \dots, X_n)$ 为统计量.

一旦有了样本观察值 x_1, x_2, \dots, x_n , 就可以算出
统计量的具体值 $g(x_1, x_2, \dots, x_n)$.

上例中 \bar{X} 就是一个统计量.



常用统计量:

1. 样本均值 $\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i,$

2. 样本方差 $S^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2,$

样本标准差 $S = \sqrt{S^2}$



常用统计量:

3. 样本矩 k 阶矩: $A_k = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^k$

k 阶中心矩: $B_k = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^k$

$$k = 1, 2, \dots$$



例2: 设 X 为总体, X_1, \dots, X_n 是样本, $E(X) = \mu$ 存在,
则 $\bar{X} = \mu$, 对吗?

不对

$E(X) = \mu$ 是一个数, 可能已知, 可能未知;

\bar{X} 是随机变量, 依赖于样本值

对于不同的样本值, \bar{X} 的取值可能不一样.



例3 接上一讲例2，总体为88，75，70，63，
总体均值为**74**，计算全部16个样本值的样本均值。

| 样本 编号 | 样本 | 样本 均值 | 样本 编号 | 样本 | 样本 均值 | 样本 编号 | 样本 | 样本 均值 |
|----------|---------|----------|----------|---------|----------|---------------------------|---------|----------|
| 1 | (88,88) | 88 | 7 | (75,70) | 72.5 | 13 | (63,88) | 75.5 |
| 2 | (88,75) | 81.5 | 8 | (75,63) | 69 | 14 | (63,75) | 69 |
| 3 | (88,70) | 79 | 9 | (70,88) | 79 | 15 | (63,70) | 66.5 |
| 4 | (88,63) | 75.5 | 10 | (70,75) | 72.5 | 16 | (63,63) | 63 |
| 5 | (75,88) | 81.5 | 11 | (70,70) | 70 | 16个样本均值的平 均为 74 | | |
| 6 | (75,75) | 75 | 12 | (70,63) | 66.5 | | | |



😞 用样本均值估计总体均值，可能估计过高，也可能估计过低。

😄 所有样本均值的平均值恰好是总体均值。
(无偏)



例4：接上一讲例3，全校学生中任取两个学生考察成绩，对应于 X_1, X_2 的具体观察值， \bar{X} 的取值见下表：

| 所有可能的样本观察值（共9个） | | | |
|-----------------|-------|-----|-----|
| X_1 | X_2 | | |
| | 3 | 4 | 5 |
| 3 | 3 | 3.5 | 4 |
| 4 | 3.5 | 4 | 4.5 |
| 5 | 4 | 4.5 | 5 |

即观察到的样本均值可能是3，3.5，4，4.5，5.

而总体 X 的均值 $\mu = 3 \times 0.2 + 4 \times 0.7 + 5 \times 0.1 = 3.9$.



当总体数字特征未知时

- 用样本均值 \bar{X} 估计总体均值 $\mu = E(X)$
- 用样本方差 S^2 估计总体方差 $\sigma^2 = E(X - \mu)^2$
- 用样本原点矩 A_k 估计总体原点矩 $\mu_k = E(X^k)$
- 用样本中心矩 B_k 估计总体中心矩 $\nu_k = E(X - \mu)^k$



- 总体方差 σ^2 的估计可以用 S^2 , 也可以用 B_2

- $$S^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2, \quad B_2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2$$

- 当 $\sigma^2 > 0$ 时, $E(S^2) = \sigma^2, E(B_2) \neq \sigma^2,$

所以 S^2 是 σ^2 的无偏估计, 而 B_2 是有偏估计



浙江大学
ZHEJIANG UNIVERSITY



第40讲 χ^2 分布



- 在数理统计中，除了正态分布外，最重要的三个分布分别为：

χ^2 - 分布 t - 分布 F - 分布



定义: 设随机变量 X_1, \dots, X_n 相互独立, 都服从 $N(0,1)$,

则称 $\chi_n^2 = \sum_{i=1}^n X_i^2$ (1)

服从自由度为 n 的 χ^2 分布, 记为 $\chi^2 \sim \chi^2(n)$

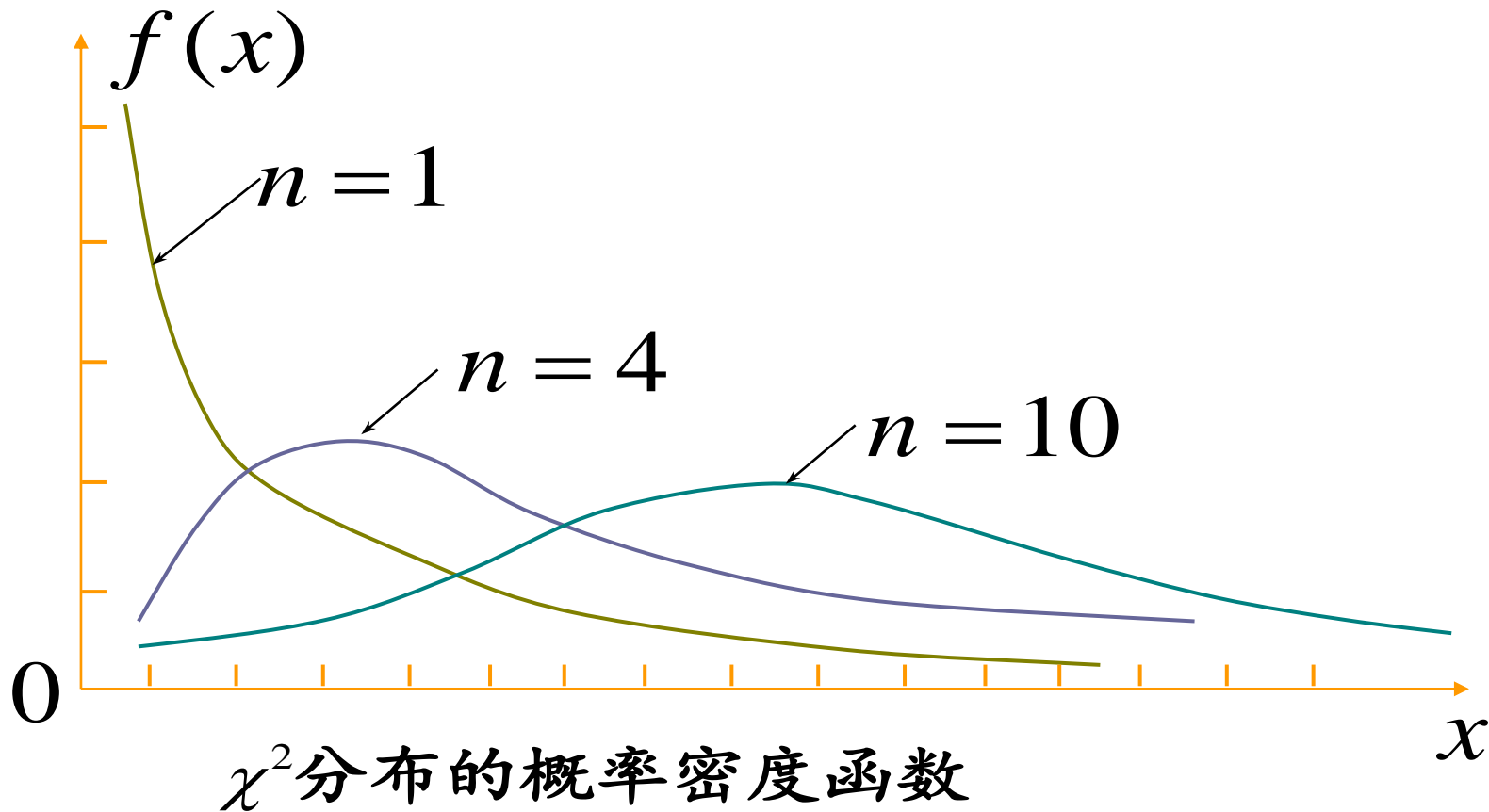
自由度指(1)式右端包含的独立变量的个数.



$\chi^2(n)$ 分布的概率密度为：

$$f_n(y) = \begin{cases} \frac{1}{2\Gamma(n/2)} \left(\frac{y}{2}\right)^{\frac{n}{2}-1} e^{-\frac{y}{2}}, & y > 0, \\ 0, & y \leq 0. \end{cases}$$

其中 $\Gamma(\alpha) = \int_0^{+\infty} x^{\alpha-1} e^{-x} dx$.





性质：

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

2. χ^2 分布的可加性：

设 $Y_1 \sim \chi^2(n_1), Y_2 \sim \chi^2(n_2)$, 且 Y_1, Y_2 相互独立, 则

$$Y_1 + Y_2 \sim \chi^2(n_1 + n_2).$$

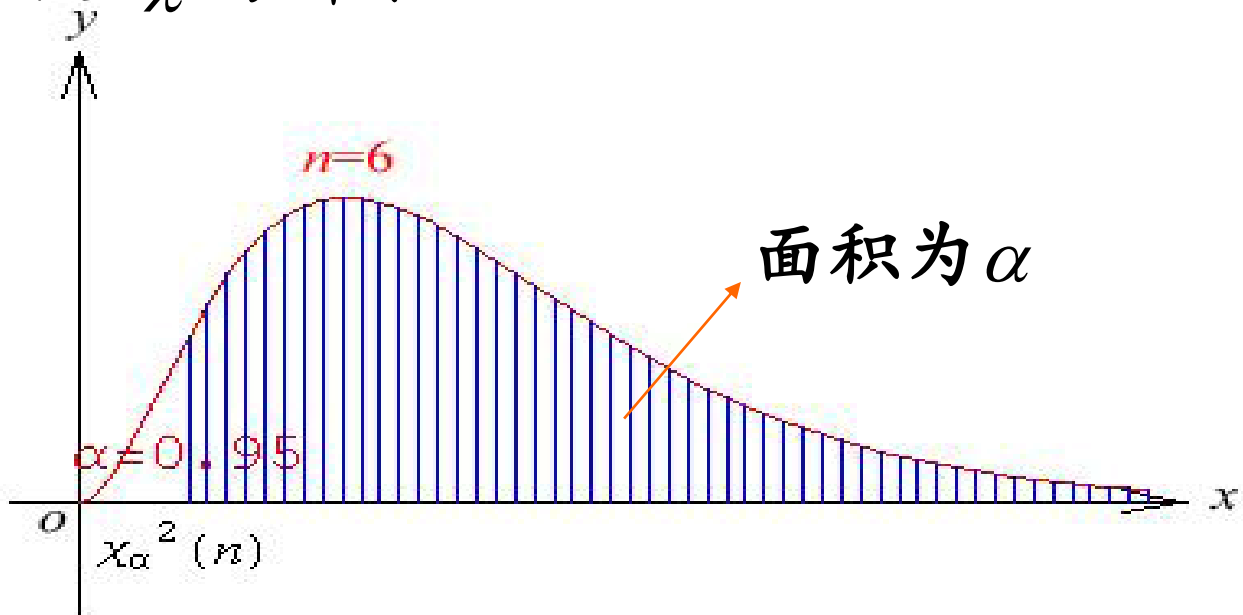
设 Y_1, \dots, Y_m 相互独立, $Y_i \sim \chi^2(n_i)$, 则 $\sum_{i=1}^m Y_i \sim \chi^2(\sum_{i=1}^m n_i)$.



给定 $\alpha, 0 < \alpha < 1$, 称满足条件 $P(\chi^2 > \chi_\alpha^2(n)) = \alpha$ 的点

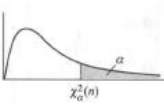
$\chi_\alpha^2(n)$ 为 $\chi^2(n)$ 分布的上 α 分位数,

$\chi_\alpha^2(n)$ 的值可查 χ^2 分布表.



附表 4 χ^2 分布表

$P\{\chi^2(n) > \chi^2_{\alpha}(n)\} = \alpha$



| | | α | | | | | | | | | |
|---|----|----------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| | | 0.995 | 0.99 | 0.975 | 0.95 | 0.90 | 0.10 | 0.05 | 0.025 | 0.01 | 0.005 |
| n | 1 | 0.000 | 0.000 | 0.001 | 0.004 | 0.016 | 2.706 | 3.841 | 5.024 | 6.635 | 7.879 |
| | 2 | 0.010 | 0.020 | 0.051 | 0.103 | 0.211 | 4.605 | 5.991 | 7.378 | 9.210 | 10.597 |
| | 3 | 0.072 | 0.115 | 0.216 | 0.352 | 0.584 | 6.251 | 7.815 | 9.348 | 11.345 | 12.838 |
| | 4 | 0.207 | 0.297 | 0.484 | 0.711 | 1.064 | 7.779 | 9.488 | 11.143 | 13.277 | 14.860 |
| | 5 | 0.412 | 0.554 | 0.831 | 1.145 | 1.610 | 9.236 | 11.070 | 12.832 | 15.086 | 16.750 |
| | 6 | 0.676 | 0.872 | 1.237 | 1.635 | 2.204 | 10.645 | 12.592 | 14.449 | 16.812 | 18.548 |
| | 7 | 0.989 | 1.239 | 1.690 | 2.167 | 2.833 | 12.017 | 14.067 | 16.013 | 18.475 | 20.278 |
| | 8 | 1.344 | 1.646 | 2.180 | 2.733 | 3.490 | 13.362 | 15.507 | 17.535 | 20.090 | 21.955 |
| | 9 | 1.735 | 2.088 | 2.700 | 3.325 | 4.168 | 14.684 | 16.919 | 19.023 | 21.666 | 23.589 |
| | 10 | 2.156 | 2.558 | 3.247 | 3.940 | 4.865 | 15.987 | 18.307 | 20.483 | 23.209 | 25.188 |
| | 11 | 2.603 | 3.053 | 3.816 | 4.575 | 5.578 | 17.275 | 19.675 | 21.920 | 24.725 | 26.757 |
| | 12 | 3.074 | 3.571 | 4.404 | 5.226 | 6.304 | 18.549 | 21.026 | 23.337 | 26.217 | 28.300 |
| | 13 | 3.565 | 4.107 | 5.009 | 5.892 | 7.041 | 19.812 | 22.362 | 24.736 | 27.688 | 29.819 |
| | 14 | 4.075 | 4.660 | 5.629 | 6.571 | 7.790 | 21.064 | 23.685 | 26.119 | 29.141 | 31.319 |
| | 15 | 4.601 | 5.229 | 6.262 | 7.261 | 8.547 | 22.307 | 24.996 | 27.488 | 30.578 | 32.801 |
| | 16 | 5.142 | 5.812 | 6.908 | 7.962 | 9.312 | 23.542 | 26.296 | 28.845 | 32.000 | 34.267 |
| | 17 | 5.697 | 6.408 | 7.564 | 8.672 | 10.085 | 24.769 | 27.587 | 30.191 | 33.409 | 35.718 |
| | 18 | 6.265 | 7.015 | 8.231 | 9.390 | 10.865 | 25.989 | 28.869 | 31.526 | 34.805 | 37.156 |
| | 19 | 6.844 | 7.633 | 8.907 | 10.117 | 11.651 | 27.203 | 30.144 | 32.852 | 36.191 | 38.582 |
| | 20 | 7.434 | 8.260 | 9.591 | 10.851 | 12.443 | 28.412 | 31.410 | 34.170 | 37.566 | 39.997 |
| | 21 | 8.033 | 8.897 | 10.283 | 11.591 | 13.240 | 29.615 | 32.671 | 35.479 | 38.932 | 41.401 |
| | 22 | 8.643 | 9.542 | 10.982 | 12.338 | 14.042 | 30.813 | 33.924 | 36.781 | 40.289 | 42.796 |
| | 23 | 9.260 | 10.196 | 11.689 | 13.090 | 14.848 | 32.007 | 35.172 | 38.076 | 41.638 | 44.181 |
| | 24 | 9.886 | 10.856 | 12.401 | 13.848 | 15.659 | 33.196 | 36.415 | 39.364 | 42.980 | 45.558 |
| | 25 | 10.520 | 11.524 | 13.120 | 14.611 | 16.473 | 34.382 | 37.652 | 40.646 | 44.314 | 46.928 |
| | 26 | 11.160 | 12.198 | 13.844 | 15.379 | 17.292 | 35.563 | 38.885 | 41.923 | 45.642 | 48.290 |
| | 27 | 11.808 | 12.878 | 14.573 | 16.151 | 18.114 | 36.741 | 40.113 | 43.194 | 46.963 | 49.645 |
| | 28 | 12.461 | 13.565 | 15.308 | 16.928 | 18.939 | 37.916 | 41.337 | 44.461 | 48.278 | 50.993 |
| | 29 | 13.121 | 14.256 | 16.047 | 17.708 | 19.768 | 39.087 | 42.557 | 45.772 | 49.588 | 52.335 |
| | 30 | 13.787 | 14.954 | 16.791 | 18.493 | 20.599 | 40.256 | 43.773 | 46.979 | 50.892 | 53.672 |
| | 31 | 14.458 | 15.655 | 17.539 | 19.281 | 21.434 | 41.422 | 44.985 | 48.232 | 52.191 | 55.002 |
| | 32 | 15.134 | 16.362 | 18.291 | 20.072 | 22.271 | 42.585 | 46.194 | 49.480 | 53.486 | 56.328 |
| | 33 | 15.815 | 17.073 | 19.047 | 20.867 | 23.110 | 43.745 | 47.400 | 50.725 | 54.775 | 57.648 |
| | 34 | 16.501 | 17.789 | 19.806 | 21.664 | 23.952 | 44.903 | 48.602 | 51.966 | 56.061 | 58.964 |
| | 35 | 17.192 | 18.509 | 20.569 | 22.465 | 24.797 | 46.059 | 49.802 | 53.203 | 57.342 | 60.275 |
| | 36 | 17.887 | 19.233 | 21.336 | 23.269 | 25.643 | 47.212 | 50.998 | 54.437 | 58.619 | 61.581 |
| | 37 | 18.586 | 19.960 | 22.106 | 24.075 | 26.492 | 48.363 | 52.192 | 55.668 | 59.893 | 62.883 |
| | 38 | 19.289 | 20.691 | 22.878 | 24.884 | 27.343 | 49.513 | 53.384 | 56.896 | 61.162 | 64.181 |
| | 39 | 19.996 | 21.426 | 23.654 | 25.695 | 28.196 | 50.660 | 54.572 | 58.120 | 62.428 | 65.475 |
| | 40 | 20.707 | 22.164 | 24.433 | 26.509 | 29.051 | 51.805 | 55.758 | 59.342 | 63.691 | 66.766 |

当 $n > 40$ 时, $\chi^2_{\alpha}(n) \approx \frac{1}{2}(x_n + \sqrt{2n-1})^2$.



例1: 设总体 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, μ, σ^2 已知.

(X_1, X_2, \dots, X_n) 是取自总体 X 的样本.

求统计量 $\chi^2 = \frac{1}{\sigma^2} \sum_{i=1}^n (X_i - \mu)^2$ 的分布.



解：作变换 $Y_i = \frac{X_i - \mu}{\sigma} \quad i = 1, 2, \dots, n$

则 Y_1, Y_2, \dots, Y_n 相互独立, 且 $Y_i \sim N(0, 1) \quad i = 1, 2, \dots, n$

于是 $\chi^2 = \sum_{i=1}^n \left(\frac{X_i - \mu}{\sigma} \right)^2 = \sum_{i=1}^n Y_i^2 \sim \chi^2(n).$



















浙江大学
ZHEJIANG UNIVERSITY



第41讲

t分布与F分布



t -分布

定义: 设 $X \sim N(0,1)$, $Y \sim \chi^2(n)$, 且 X 和 Y 相互独立.

则称随机变量

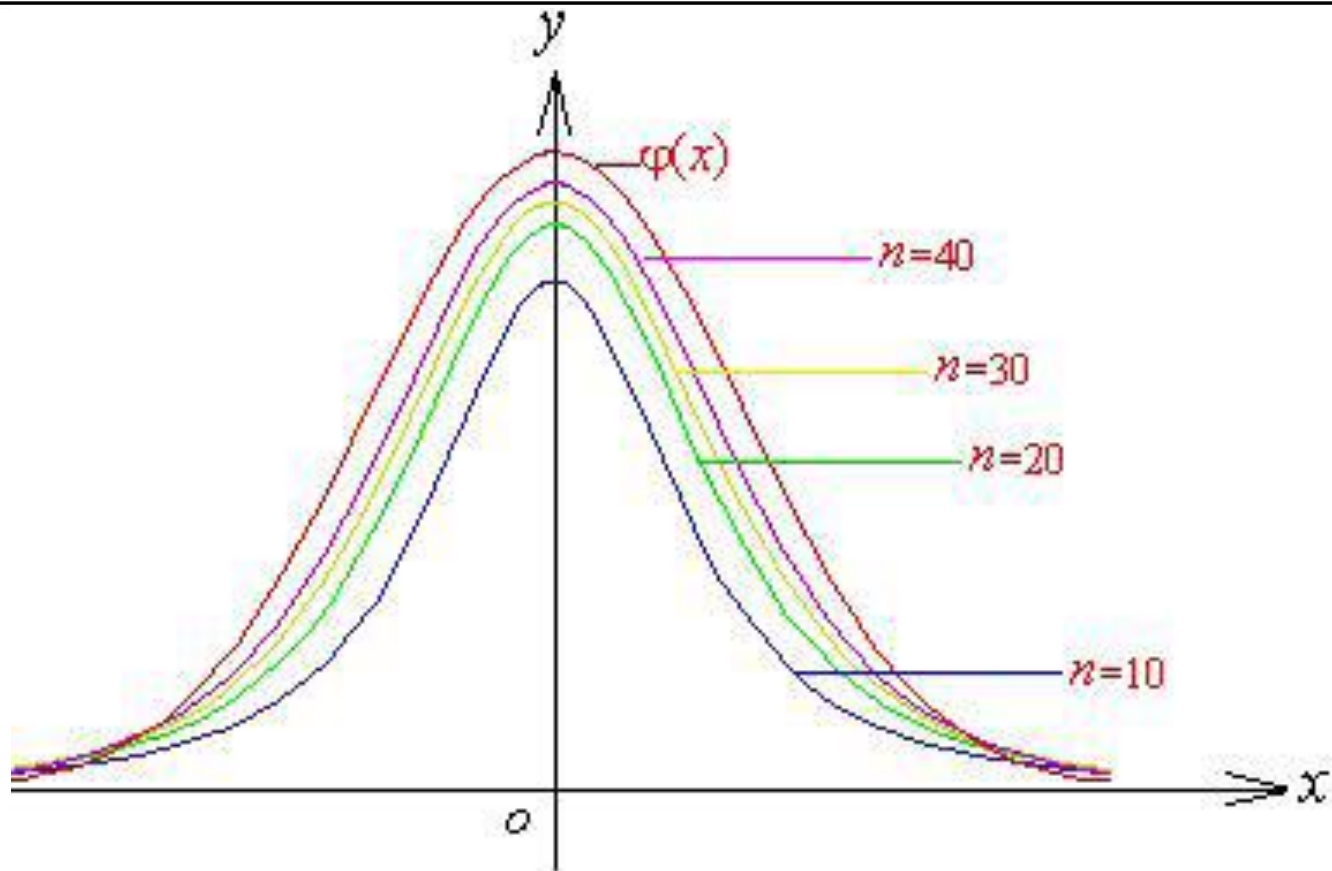
$$T = \frac{X}{\sqrt{Y/n}}$$

服从自由度为 n 的 t 分布. 记为 $T \sim t(n)$.



$t(n)$ 分布的概率密度为：

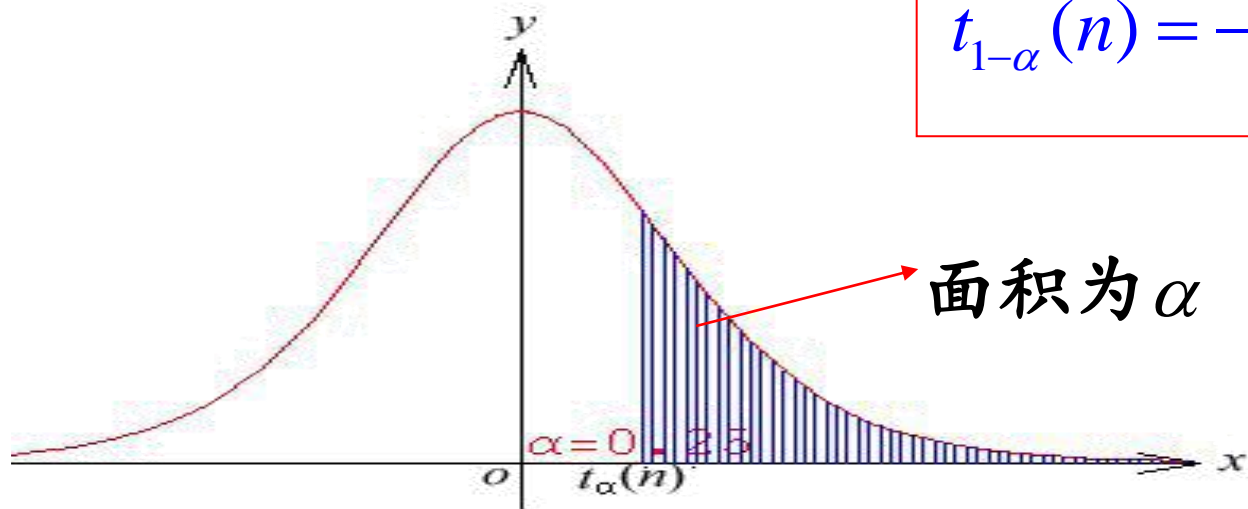
$$f(t, n) = \frac{\Gamma\left(\frac{n+1}{2}\right)}{\sqrt{n\pi} \Gamma\left(\frac{n}{2}\right)} \left(1 + \frac{t^2}{n}\right)^{-\frac{n+1}{2}}, -\infty < t < +\infty$$



$t(n)$ 分布概率密度函数



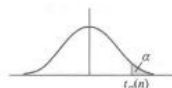
给定 α , $0 < \alpha < 1$, 称满足条件 $\int_{t_\alpha(n)}^{\infty} f(t, n) dt = \alpha$ 的点 $t_\alpha(n)$ 为 $t(n)$ 分布的上 α 分位数. $t_\alpha(n)$ 可查 t 分布表.



$$t_{1-\alpha}(n) = -t_\alpha(n)$$

附表 3 t 分布表

$$P\{t(n) > t_{\alpha}(n)\} = \alpha$$



| | | α | | | | | | |
|---|----|----------|---------|---------|---------|----------|----------|----------|
| | | 0.20 | 0.15 | 0.10 | 0.05 | 0.025 | 0.01 | 0.005 |
| n | 1 | 1.376 | 1.963 | 3.077 7 | 6.313 8 | 12.706 2 | 31.820 7 | 63.657 4 |
| | 2 | 1.061 | 1.386 | 1.885 6 | 2.920 0 | 4.302 7 | 6.964 6 | 9.924 8 |
| | 3 | 0.978 | 1.250 | 1.637 7 | 2.353 4 | 3.182 4 | 4.540 7 | 5.840 9 |
| | 4 | 0.941 | 1.190 | 1.533 2 | 2.131 8 | 2.776 4 | 3.746 9 | 4.604 1 |
| | 5 | 0.920 | 1.156 | 1.475 9 | 2.015 0 | 2.570 6 | 3.364 9 | 4.032 2 |
| | 6 | 0.906 | 1.134 | 1.439 8 | 1.943 2 | 2.446 9 | 3.142 7 | 3.707 4 |
| | 7 | 0.896 | 1.119 | 1.414 9 | 1.894 6 | 2.364 6 | 2.998 0 | 3.499 5 |
| | 8 | 0.889 | 1.108 | 1.396 8 | 1.859 5 | 2.306 0 | 2.896 5 | 3.355 4 |
| | 9 | 0.883 | 1.100 | 1.383 0 | 1.833 1 | 2.262 2 | 2.821 4 | 3.249 8 |
| | 10 | 0.879 | 1.093 | 1.372 2 | 1.812 5 | 2.228 1 | 2.763 8 | 3.169 3 |
| | 11 | 0.876 | 1.088 | 1.363 4 | 1.795 9 | 2.201 0 | 2.718 1 | 3.105 8 |
| | 12 | 0.873 | 1.083 | 1.356 2 | 1.782 3 | 2.178 8 | 2.681 0 | 3.054 5 |
| | 13 | 0.870 | 1.079 | 1.350 2 | 1.770 9 | 2.160 4 | 2.650 3 | 3.012 3 |
| | 14 | 0.868 | 1.076 | 1.345 0 | 1.761 3 | 2.144 8 | 2.624 5 | 2.976 8 |
| | 15 | 0.866 | 1.074 | 1.340 6 | 1.753 1 | 2.131 5 | 2.602 5 | 2.946 7 |
| | 16 | 0.865 | 1.071 | 1.336 8 | 1.745 9 | 2.119 9 | 2.583 5 | 2.920 8 |
| | 17 | 0.863 | 1.069 | 1.333 4 | 1.739 6 | 2.109 8 | 2.566 9 | 2.898 2 |
| | 18 | 0.862 | 1.067 | 1.330 4 | 1.734 1 | 2.100 9 | 2.552 4 | 2.878 4 |
| | 19 | 0.861 | 1.066 | 1.327 7 | 1.729 1 | 2.093 0 | 2.539 5 | 2.860 9 |
| | 20 | 0.860 | 1.064 | 1.325 3 | 1.724 7 | 2.086 0 | 2.528 0 | 2.845 3 |
| | 21 | 0.859 | 1.063 | 1.323 2 | 1.720 7 | 2.079 6 | 2.517 7 | 2.831 4 |
| | 22 | 0.858 | 1.061 | 1.321 2 | 1.717 1 | 2.073 9 | 2.508 3 | 2.818 8 |
| | 23 | 0.858 | 1.060 | 1.319 5 | 1.713 9 | 2.068 7 | 2.499 9 | 2.807 3 |
| | 24 | 0.857 | 1.059 | 1.317 8 | 1.710 9 | 2.063 9 | 2.492 2 | 2.796 9 |
| | 25 | 0.856 | 1.058 | 1.316 3 | 1.708 1 | 2.059 5 | 2.485 1 | 2.787 4 |
| | 26 | 0.856 | 1.058 | 1.315 0 | 1.705 6 | 2.055 5 | 2.478 6 | 2.778 7 |
| | 27 | 0.855 | 1.057 | 1.313 7 | 1.703 3 | 2.051 8 | 2.472 7 | 2.770 7 |
| | 28 | 0.855 | 1.056 | 1.312 5 | 1.701 1 | 2.048 4 | 2.467 1 | 2.763 3 |
| | 29 | 0.854 | 1.055 | 1.311 4 | 1.699 1 | 2.045 2 | 2.462 0 | 2.756 4 |
| | 30 | 0.854 | 1.055 | 1.310 4 | 1.697 3 | 2.042 3 | 2.457 3 | 2.750 0 |
| | 31 | 0.853 5 | 1.054 1 | 1.309 5 | 1.695 5 | 2.039 5 | 2.452 8 | 2.744 0 |
| | 32 | 0.853 1 | 1.053 6 | 1.308 6 | 1.693 9 | 2.036 9 | 2.448 7 | 2.738 5 |
| | 33 | 0.852 7 | 1.053 1 | 1.307 7 | 1.692 4 | 2.034 5 | 2.444 8 | 2.733 3 |
| | 34 | 0.852 4 | 1.052 6 | 1.307 0 | 1.690 9 | 2.032 2 | 2.441 1 | 2.728 4 |
| | 35 | 0.852 1 | 1.052 1 | 1.306 2 | 1.689 6 | 2.030 1 | 2.437 7 | 2.723 8 |
| | 36 | 0.851 8 | 1.051 6 | 1.305 5 | 1.688 3 | 2.028 1 | 2.434 5 | 2.719 5 |
| | 37 | 0.851 5 | 1.051 2 | 1.304 9 | 1.687 1 | 2.026 2 | 2.431 4 | 2.715 4 |
| | 38 | 0.851 2 | 1.050 8 | 1.304 2 | 1.686 0 | 2.024 4 | 2.428 6 | 2.711 6 |
| | 39 | 0.851 0 | 1.050 4 | 1.303 6 | 1.684 9 | 2.022 7 | 2.425 8 | 2.707 9 |
| | 40 | 0.850 7 | 1.050 1 | 1.303 1 | 1.683 9 | 2.021 1 | 2.423 3 | 2.704 5 |
| | 41 | 0.850 5 | 1.049 8 | 1.302 5 | 1.682 9 | 2.019 5 | 2.420 8 | 2.701 2 |
| | 42 | 0.850 3 | 1.049 4 | 1.302 0 | 1.682 0 | 2.018 1 | 2.418 5 | 2.698 1 |
| | 43 | 0.850 1 | 1.049 1 | 1.301 6 | 1.681 1 | 2.016 7 | 2.416 3 | 2.695 1 |
| | 44 | 0.849 9 | 1.048 8 | 1.301 1 | 1.680 2 | 2.015 4 | 2.414 1 | 2.692 3 |
| | 45 | 0.849 7 | 1.048 5 | 1.300 6 | 1.679 4 | 2.014 1 | 2.412 1 | 2.689 6 |





F 分布

定义: 设 $X \sim \chi^2(n_1)$, $Y \sim \chi^2(n_2)$, 且 X, Y 独立, 则称随机

变量 $F = \frac{X/n_1}{Y/n_2}$ 服从自由度为 (n_1, n_2) 的 F 分布,

记为 $F \sim F(n_1, n_2)$,

其中 n_1 称为第一自由度, n_2 称为第二自由度.

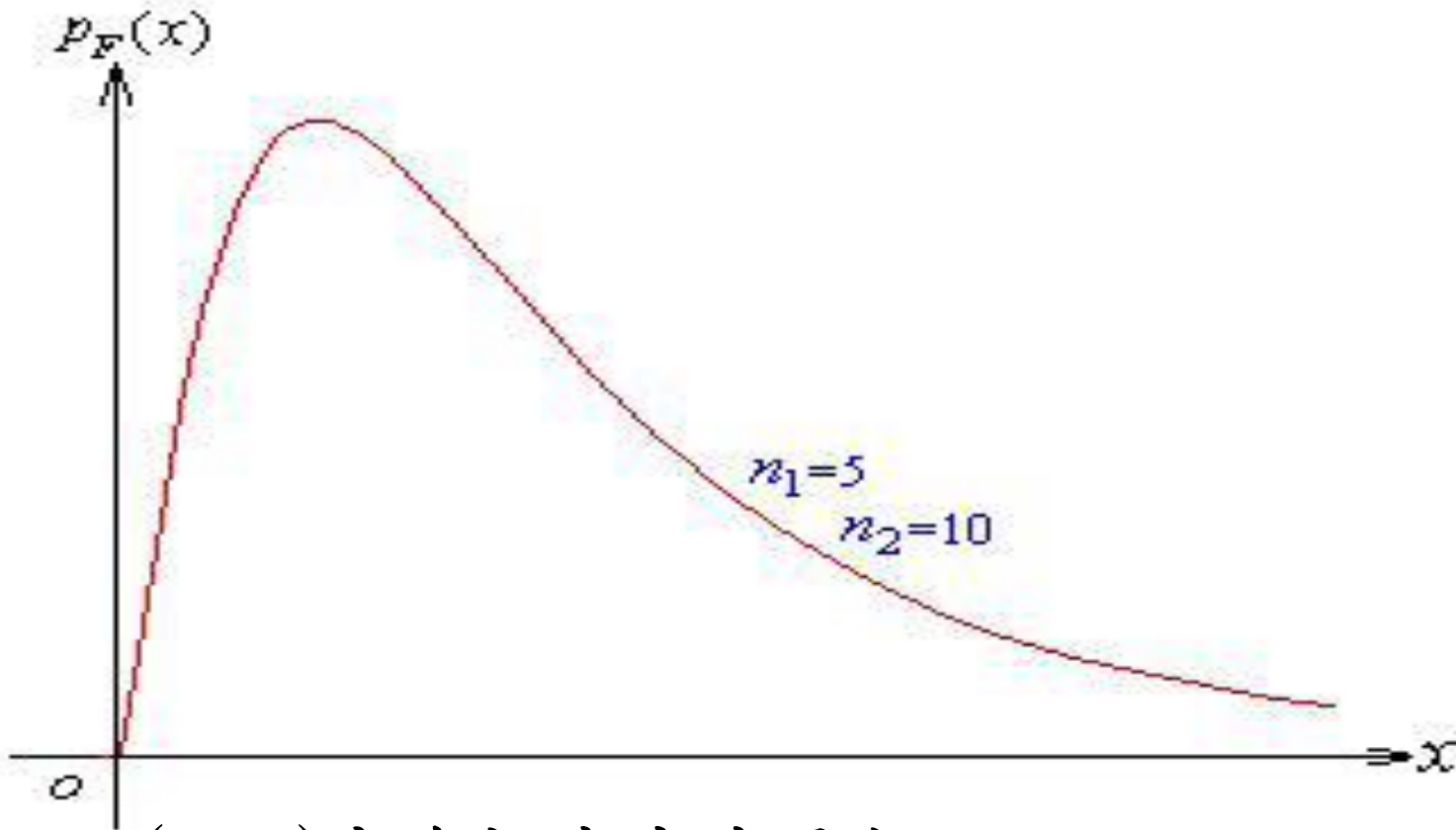
性质: 若 $F \sim F(n_1, n_2)$, 则 $\frac{1}{F} \sim F(n_2, n_1)$.



$F(n_1, n_2)$ 分布的概率密度为：

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

其中, $B(a, b) = \int_0^1 x^{a-1} (1-x)^{b-1} dx = \frac{\Gamma(a)\Gamma(b)}{\Gamma(a+b)}.$



$F(5,10)$ 分布概率密度函数

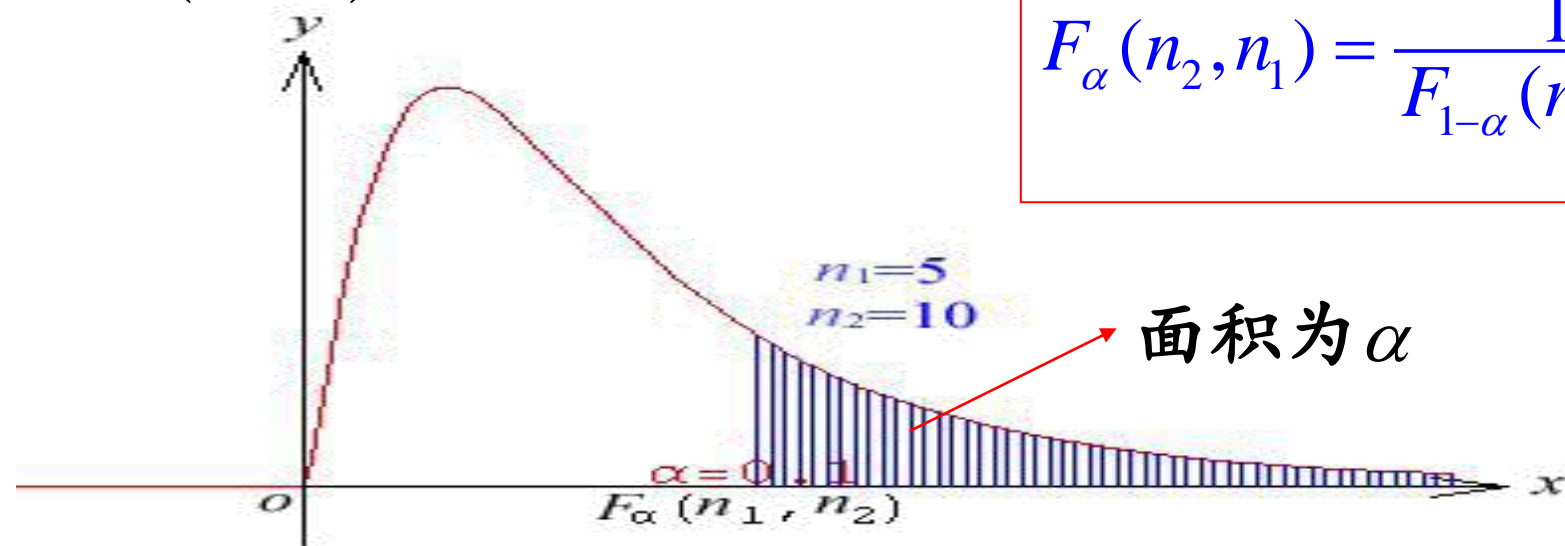


给定 $0 < \alpha < 1$, 称满足条件 $\int_{F_\alpha(n_1, n_2)}^{\infty} f(x; n_1, n_2) dx = \alpha$

的点 $F_\alpha(n_1, n_2)$ 为 $F(n_1, n_2)$ 分布的上 α 分位数.

$F_\alpha(n_1, n_2)$ 可查 F 分布表得到.

$$F_\alpha(n_2, n_1) = \frac{1}{F_{1-\alpha}(n_1, n_2)}$$

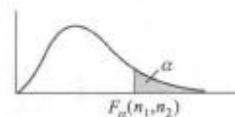






附表 5 F 分布表

$$P\{F(n_1, n_2) > F_{\alpha}(n_1, n_2)\} = \alpha$$



($\alpha = 0.10$)

| | | n_1 | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
|-------|----------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|----------|
| | | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 | 10 | 12 | 15 | 20 | 24 | 30 | 40 | 60 | 120 | ∞ |
| n_2 | 1 | 39.86 | 49.50 | 53.59 | 55.83 | 57.24 | 58.20 | 58.91 | 59.44 | 59.86 | 60.19 | 60.71 | 61.22 | 61.74 | 62.00 | 62.26 | 62.53 | 62.79 | 63.06 | 63.33 |
| | 2 | 8.53 | 9.00 | 9.16 | 9.24 | 9.29 | 9.33 | 9.35 | 9.37 | 9.38 | 9.39 | 9.41 | 9.42 | 9.44 | 9.45 | 9.46 | 9.47 | 9.47 | 9.48 | 9.49 |
| | 3 | 5.54 | 5.46 | 5.39 | 5.34 | 5.31 | 5.28 | 5.27 | 5.25 | 5.24 | 5.23 | 5.22 | 5.20 | 5.18 | 5.18 | 5.17 | 5.16 | 5.15 | 5.14 | 5.13 |
| | 4 | 4.54 | 4.32 | 4.19 | 4.11 | 4.05 | 4.01 | 3.98 | 3.95 | 3.94 | 3.92 | 3.90 | 3.87 | 3.84 | 3.83 | 3.82 | 3.80 | 3.79 | 3.78 | 3.76 |
| | 5 | 4.06 | 3.78 | 3.62 | 3.52 | 3.45 | 3.40 | 3.37 | 3.34 | 3.32 | 3.30 | 3.27 | 3.24 | 3.21 | 3.19 | 3.17 | 3.16 | 3.14 | 3.12 | 3.10 |
| | 6 | 3.78 | 3.46 | 3.29 | 3.18 | 3.11 | 3.05 | 3.01 | 2.98 | 2.96 | 2.94 | 2.90 | 2.87 | 2.84 | 2.82 | 2.80 | 2.78 | 2.76 | 2.74 | 2.72 |
| | 7 | 3.59 | 3.26 | 3.07 | 2.96 | 2.88 | 2.83 | 2.78 | 2.75 | 2.72 | 2.70 | 2.67 | 2.63 | 2.59 | 2.58 | 2.56 | 2.54 | 2.51 | 2.49 | 2.47 |
| | 8 | 3.46 | 3.11 | 2.92 | 2.81 | 2.73 | 2.67 | 2.62 | 2.59 | 2.56 | 2.54 | 2.50 | 2.46 | 2.42 | 2.40 | 2.38 | 2.36 | 2.34 | 2.32 | 2.29 |
| | 9 | 3.36 | 3.01 | 2.81 | 2.69 | 2.61 | 2.55 | 2.51 | 2.47 | 2.44 | 2.42 | 2.38 | 2.34 | 2.30 | 2.28 | 2.25 | 2.23 | 2.21 | 2.18 | 2.16 |
| | 10 | 3.29 | 2.92 | 2.73 | 2.61 | 2.52 | 2.46 | 2.41 | 2.38 | 2.35 | 2.32 | 2.28 | 2.24 | 2.20 | 2.18 | 2.16 | 2.13 | 2.11 | 2.08 | 2.06 |
| | 11 | 3.23 | 2.86 | 2.66 | 2.54 | 2.45 | 2.39 | 2.34 | 2.30 | 2.27 | 2.25 | 2.21 | 2.17 | 2.12 | 2.10 | 2.08 | 2.05 | 2.03 | 2.00 | 1.97 |
| | 12 | 3.18 | 2.81 | 2.61 | 2.48 | 2.39 | 2.33 | 2.28 | 2.24 | 2.21 | 2.19 | 2.15 | 2.10 | 2.06 | 2.04 | 2.01 | 1.99 | 1.96 | 1.93 | 1.90 |
| | 13 | 3.14 | 2.76 | 2.56 | 2.43 | 2.35 | 2.28 | 2.23 | 2.20 | 2.16 | 2.14 | 2.10 | 2.05 | 2.01 | 1.98 | 1.96 | 1.93 | 1.90 | 1.88 | 1.85 |
| | 14 | 3.10 | 2.73 | 2.52 | 2.39 | 2.31 | 2.24 | 2.19 | 2.15 | 2.12 | 2.10 | 2.05 | 2.01 | 1.96 | 1.94 | 1.91 | 1.89 | 1.86 | 1.83 | 1.80 |
| | 15 | 3.07 | 2.70 | 2.49 | 2.36 | 2.27 | 2.21 | 2.16 | 2.12 | 2.09 | 2.06 | 2.02 | 1.97 | 1.92 | 1.90 | 1.87 | 1.85 | 1.82 | 1.79 | 1.76 |
| | 16 | 3.05 | 2.67 | 2.46 | 2.33 | 2.24 | 2.18 | 2.13 | 2.09 | 2.06 | 2.03 | 1.99 | 1.94 | 1.89 | 1.87 | 1.84 | 1.81 | 1.78 | 1.75 | 1.72 |
| | 17 | 3.03 | 2.64 | 2.44 | 2.31 | 2.22 | 2.15 | 2.10 | 2.06 | 2.03 | 2.00 | 1.96 | 1.91 | 1.86 | 1.84 | 1.81 | 1.78 | 1.75 | 1.72 | 1.69 |
| | 18 | 3.01 | 2.62 | 2.42 | 2.29 | 2.20 | 2.13 | 2.08 | 2.04 | 2.00 | 1.98 | 1.93 | 1.89 | 1.84 | 1.81 | 1.78 | 1.75 | 1.72 | 1.69 | 1.66 |
| | 19 | 2.99 | 2.61 | 2.40 | 2.27 | 2.18 | 2.11 | 2.06 | 2.02 | 1.98 | 1.96 | 1.91 | 1.86 | 1.81 | 1.79 | 1.76 | 1.73 | 1.70 | 1.67 | 1.63 |
| | 20 | 2.97 | 2.59 | 2.38 | 2.25 | 2.16 | 2.09 | 2.04 | 2.00 | 1.96 | 1.94 | 1.89 | 1.84 | 1.79 | 1.77 | 1.74 | 1.71 | 1.68 | 1.64 | 1.61 |
| | 21 | 2.96 | 2.57 | 2.36 | 2.23 | 2.14 | 2.08 | 2.02 | 1.98 | 1.95 | 1.92 | 1.87 | 1.83 | 1.78 | 1.75 | 1.72 | 1.69 | 1.66 | 1.62 | 1.59 |
| | 22 | 2.95 | 2.56 | 2.35 | 2.22 | 2.13 | 2.06 | 2.01 | 1.97 | 1.93 | 1.90 | 1.86 | 1.81 | 1.76 | 1.73 | 1.70 | 1.67 | 1.64 | 1.60 | 1.57 |
| | 23 | 2.94 | 2.55 | 2.34 | 2.21 | 2.11 | 2.05 | 1.99 | 1.95 | 1.92 | 1.89 | 1.84 | 1.80 | 1.74 | 1.72 | 1.69 | 1.66 | 1.62 | 1.59 | 1.55 |
| | 24 | 2.93 | 2.54 | 2.33 | 2.19 | 2.10 | 2.04 | 1.98 | 1.94 | 1.91 | 1.88 | 1.83 | 1.78 | 1.73 | 1.70 | 1.67 | 1.64 | 1.61 | 1.57 | 1.53 |
| | 25 | 2.92 | 2.53 | 2.32 | 2.18 | 2.09 | 2.02 | 1.97 | 1.93 | 1.89 | 1.87 | 1.82 | 1.77 | 1.72 | 1.69 | 1.66 | 1.63 | 1.59 | 1.56 | 1.52 |
| | 26 | 2.91 | 2.52 | 2.31 | 2.17 | 2.08 | 2.01 | 1.96 | 1.92 | 1.88 | 1.86 | 1.81 | 1.76 | 1.71 | 1.68 | 1.65 | 1.61 | 1.58 | 1.54 | 1.50 |
| | 27 | 2.90 | 2.51 | 2.30 | 2.17 | 2.07 | 2.00 | 1.95 | 1.91 | 1.87 | 1.85 | 1.80 | 1.75 | 1.70 | 1.67 | 1.64 | 1.60 | 1.57 | 1.53 | 1.49 |
| | 28 | 2.89 | 2.50 | 2.29 | 2.16 | 2.06 | 2.00 | 1.94 | 1.90 | 1.87 | 1.84 | 1.79 | 1.74 | 1.69 | 1.66 | 1.63 | 1.59 | 1.56 | 1.52 | 1.48 |
| | 29 | 2.89 | 2.50 | 2.28 | 2.15 | 2.06 | 1.99 | 1.93 | 1.89 | 1.86 | 1.83 | 1.78 | 1.73 | 1.68 | 1.65 | 1.62 | 1.58 | 1.55 | 1.51 | 1.47 |
| | 30 | 2.88 | 2.49 | 2.28 | 2.14 | 2.05 | 1.98 | 1.93 | 1.88 | 1.85 | 1.82 | 1.77 | 1.72 | 1.67 | 1.64 | 1.61 | 1.57 | 1.54 | 1.50 | 1.46 |
| | 40 | 2.84 | 2.44 | 2.23 | 2.09 | 2.00 | 1.93 | 1.87 | 1.83 | 1.79 | 1.76 | 1.71 | 1.66 | 1.61 | 1.57 | 1.54 | 1.51 | 1.47 | 1.42 | 1.38 |
| | 60 | 2.79 | 2.39 | 2.18 | 2.04 | 1.95 | 1.87 | 1.82 | 1.77 | 1.74 | 1.71 | 1.66 | 1.60 | 1.54 | 1.51 | 1.48 | 1.44 | 1.40 | 1.35 | 1.29 |
| | 120 | 2.75 | 2.35 | 2.13 | 1.99 | 1.90 | 1.82 | 1.77 | 1.72 | 1.68 | 1.65 | 1.60 | 1.55 | 1.48 | 1.45 | 1.41 | 1.37 | 1.32 | 1.26 | 1.19 |
| | ∞ | 2.71 | 2.30 | 2.08 | 1.94 | 1.85 | 1.77 | 1.72 | 1.67 | 1.63 | 1.60 | 1.55 | 1.49 | 1.42 | 1.38 | 1.34 | 1.30 | 1.24 | 1.17 | 1.00 |



例: X, Y, Z 相互独立, 均服从 $N(0,1)$, 则

$$(1) X^2 + Y^2 + Z^2 \sim \chi^2(3);$$

$$(2) \frac{X}{\sqrt{(Y^2 + Z^2) / 2}} \sim t(2);$$

$$(3) \frac{2X^2}{Y^2 + Z^2} \sim F(1, 2).$$

若 $t \sim t(n)$, 则 $t^2 \sim F(1, n)$.



浙江大学
ZHEJIANG UNIVERSITY



第42讲 单个正态总体的抽样分布



- 统计量的分布称为抽样分布.

定理一： 设总体 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, X_1, X_2, \dots, X_n 是样本,

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

则 (1) $\bar{X} \sim N(\mu, \frac{\sigma^2}{n})$;

(2) $\frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n-1)$ 且 \bar{X} 与 S^2 相互独立.



$$(1) \text{ 证明: } E(\bar{X}) = E\left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i\right) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n E(X_i) = \mu,$$

$$D(\bar{X}) = D\left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i\right) = \frac{1}{n^2} \sum_{i=1}^n D(X_i) = \frac{\sigma^2}{n},$$

X_1, X_2, \dots, X_n 独立且都服从正态分布,

而且 \bar{X} 是 X_1, X_2, \dots, X_n 的线性组合

$\Rightarrow \bar{X}$ 服从正态分布, 即 $\bar{X} \sim N(\mu, \frac{\sigma^2}{n})$.

(2) 证略.













例1: 设总体 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, X_1, X_2, \dots, X_n 是样本,

(1) $\frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2}{\sigma^2}$ 服从什么分布?

(2) $\frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \mu)^2}{\sigma^2}$ 服从什么分布?

答: (1) $\chi^2(n-1)$, (2) $\chi^2(n)$.



由定理一(1)知, $\frac{\bar{X} - \mu}{\sigma/\sqrt{n}} \sim N(0,1)$.

当 σ 未知时, 可用 S 来近似 σ , 此时有

定理二: 设总体 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, X_1, X_2, \dots, X_n 是样本,

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

则 $\frac{\bar{X} - \mu}{S/\sqrt{n}} \sim t(n-1)$.



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

\bar{X} 与 S^2 相互独立,

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



William Gosset(1876-1937)

- 1908年提出t-分布















例2: 设总体 X 的均值 μ , 方差 σ^2 存在.

(X_1, \dots, X_n) 是取自总体 X 的样本,

\bar{X}, S^2 为样本均值和样本方差.

(1) 求 $E(S^2)$;

(2) 若 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, 求 $D(S^2)$.

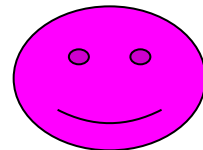


$$\begin{aligned}
 \text{解(1): } \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2 &= \sum_{i=1}^n (X_i^2 - 2\bar{X}X_i + \bar{X}^2) \\
 &= \sum_{i=1}^n X_i^2 - 2\bar{X} \sum_{i=1}^n X_i + n\bar{X}^2 \\
 &= \sum_{i=1}^n X_i^2 - 2\bar{X}n\bar{X} + n\bar{X}^2 \\
 &= \sum_{i=1}^n X_i^2 - n\bar{X}^2
 \end{aligned}$$



$$\begin{aligned}
 E(S^2) &= E\left[\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2\right] \\
 &= E\left[\frac{1}{n-1} \left(\sum_{i=1}^n X_i^2 - n\bar{X}^2\right)\right] \\
 &= \frac{1}{n-1} \left[\sum_{i=1}^n E(X_i^2) - nE(\bar{X}^2)\right] \\
 &= \frac{1}{n-1} \left[\sum_{i=1}^n (\sigma^2 + \mu^2) - n\left(\frac{\sigma^2}{n} + \mu^2\right)\right] = \sigma^2
 \end{aligned}$$

无偏!





(2) 因为总体 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, 所以 $\frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n-1)$,

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

$$\Rightarrow D(S^2) = \frac{2\sigma^4}{n-1}.$$

随样本量 n 增大, $D(S^2)$ 减小.



浙江大学
ZHEJIANG UNIVERSITY



第43讲 两个正态总体的抽样分布



本讲中, 设样本 (X_1, \dots, X_{n_1}) 和 (Y_1, \dots, Y_{n_2}) 分别来自总体 $N(\mu_1, \sigma_1^2)$ 和 $N(\mu_2, \sigma_2^2)$, 并且它们相互独立. 样本均值分别为 \bar{X}, \bar{Y} ; 样本方差分别为 S_1^2, S_2^2 . 则可以得到下面三个抽样分布.



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

证明: $\chi_1^2 = \frac{(n_1 - 1)S_1^2}{\sigma_1^2} \sim \chi^2(n_1 - 1)$

$$\chi_2^2 = \frac{(n_2 - 1)S_2^2}{\sigma_2^2} \sim \chi^2(n_2 - 1) \quad S_1^2, S_2^2 \text{ 独立,}$$

$$\therefore F = \frac{S_1^2}{S_2^2} \bigg/ \frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2} = \frac{\chi_1^2 / (n_1 - 1)}{\chi_2^2 / (n_2 - 1)} \sim F(n_1 - 1, n_2 - 1)$$



$$(2) \quad \frac{(\bar{X} - \bar{Y}) - (\mu_1 - \mu_2)}{\sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}}} \sim N(0,1)$$

$$\text{证明: } \bar{X} \sim N(\mu_1, \frac{\sigma_1^2}{n_1}), \bar{Y} \sim N(\mu_2, \frac{\sigma_2^2}{n_2}),$$

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

$$\Rightarrow [(\bar{X} - \bar{Y}) - (\mu_1 - \mu_2)] / \sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}} \sim N(0,1).$$



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

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

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



证明：当 $\sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \sigma^2$ 时，

$$\text{由(2)} \quad \frac{(\bar{X} - \bar{Y}) - (\mu_1 - \mu_2)}{\sigma \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}} \sim N(0, 1)$$

$$\frac{(n_1 - 1)S_1^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n_1 - 1), \quad \frac{(n_2 - 1)S_2^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n_2 - 1)$$

$$\therefore \frac{(n_1 - 1)S_1^2 + (n_2 - 1)S_2^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n_1 + n_2 - 2),$$



$$\begin{aligned} & \text{由 } t \text{ 分布定义, } \frac{(\bar{X} - \bar{Y}) - (\mu_1 - \mu_2)}{S_w \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}} \\ &= \frac{(\bar{X} - \bar{Y}) - (\mu_1 - \mu_2)}{\sigma \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}} \bigg/ \sqrt{\frac{(n_1 - 1)S_1^2 + (n_2 - 1)S_2^2}{\sigma^2(n_1 + n_2 - 2)}} \\ &\sim t(n_1 + n_2 - 2) \end{aligned}$$

思考：若 σ^2 未知, 为什么用 S_w^2 来估计 σ^2 , 

而不用 S_1^2 或 S_2^2 来估计 σ^2 呢?



$$E(S_1^2) = \sigma^2 \text{ 无偏}$$

$$E(S_2^2) = \sigma^2 \text{ 无偏}$$

$$D(S_1^2) = \frac{2\sigma^4}{n_1 - 1}$$

$$D(S_2^2) = \frac{2\sigma^4}{n_2 - 1}$$

—第42讲例2

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

$$E(S_w^2) = \sigma^2 \text{ 无偏}$$

$$D(S_w^2) = \frac{2\sigma^4}{n_1 + n_2 - 2}$$



从直观来看, S_w^2 比 S_1^2 或 S_2^2
包含更多 σ^2 的信息

比 $D(S_1^2), D(S_2^2)$ 更小.



例： 设总体 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$. (X_1, X_2, \dots, X_5) 是取自
总体 X 的样本. 设 a, b 是都不为 0 的数.

若 $a(X_1 - X_2)^2 + b(2X_3 - X_4 - X_5)^2 \sim \chi^2(k)$,

则 a, b, k 各为多少?



解: $X_1 - X_2 \sim N(0, 2\sigma^2), \quad \frac{X_1 - X_2}{\sqrt{2}\sigma} \sim N(0, 1)$

$2X_3 - X_4 - X_5 \sim N(0, 6\sigma^2), \quad \frac{2X_3 - X_4 - X_5}{\sqrt{6}\sigma} \sim N(0, 1)$

$\frac{X_1 - X_2}{\sqrt{2}\sigma}$ 与 $\frac{2X_3 - X_4 - X_5}{\sqrt{6}\sigma}$ 相互独立,

故 $\frac{(X_1 - X_2)^2}{2\sigma^2} + \frac{(2X_3 - X_4 - X_5)^2}{6\sigma^2} \sim \chi^2(2)$

$\therefore a = \frac{1}{2\sigma^2}, b = \frac{1}{6\sigma^2}, k = 2.$



例：设总体 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, (X_1, \dots, X_4)

与 (Y_1, \dots, Y_9) 是取自总体 X 的两个独立样本，

\bar{X}, S_1^2 和 \bar{Y}, S_2^2 分别为样本均值和样本方差；

求 (1) 若 $a \frac{\bar{X} - \bar{Y}}{S_1} \sim t(k)$, 则 a, k 各为多少？

(2) $\sum_{i=1}^4 (X_i - \mu)^2 / 4S_2^2$ 服从什么分布？



解:(1) $\because \bar{X} \sim N(\mu, \frac{\sigma^2}{4}), \bar{Y} \sim N(\mu, \frac{\sigma^2}{9})$, 且 \bar{X} 与 \bar{Y} 相互独立,

$$\therefore \bar{X} - \bar{Y} \sim N(0, \frac{13\sigma^2}{36}), \quad \frac{\pm 6(\bar{X} - \bar{Y})}{\sqrt{13}\sigma} \sim N(0, 1)$$

又 $\frac{3S_1^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(3)$, 且 $\bar{X} - \bar{Y}$ 与 S_1^2 相互独立,

$$\therefore \frac{\pm 6}{\sqrt{13}} \frac{\bar{X} - \bar{Y}}{\sigma} \bigg/ \sqrt{\frac{3S_1^2}{3\sigma^2}} = \frac{\pm 6\sqrt{13}}{13} \frac{\bar{X} - \bar{Y}}{S_1} \sim t(3)$$

$$\Rightarrow a = \pm \frac{6\sqrt{13}}{13}, k = 3.$$



$$(2) \frac{1}{\sigma^2} \sum_{i=1}^4 (X_i - \mu)^2 \sim \chi^2(4), \quad \frac{8S_2^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(8),$$

由 F 分布定义知,

$$\frac{1}{4\sigma^2} \sum_{i=1}^4 (X_i - \mu)^2 \bigg/ \frac{8S_2^2}{8\sigma^2} = \sum_{i=1}^4 (X_i - \mu)^2 \bigg/ 4S_2^2 \sim F(4, 8).$$