

| 第1.2节 离差及其相关定理 | 第2页 ⊃ |
|-------------------|-------|
| | |
| | |
| | |
| | _ |
| 1.2 离差及其相关定理 | |
| | |
| | |
| | |
| | |
| | |
| 27 September 2025 | |

| 第1.2节 离差及其相关定理 | 第3页 ⊃ |
|---|-------|
| §1.2.1 马尔可夫定理 §1.2.2 切比雪夫定理 §1.2.3 参数估计与假设检验 §1.2.4 切诺夫界 | |
| 27 September 2025 | |

第4页

离差

Deviation from the Mean

- > 考虑随机变量可能永远不会取期望附近的值
- > 判断抽样和测量的精度->偏离预期值的概率
- ▶ 极端 (extreme) 离差的概率广泛应用于工程领域
 - 一堵墙能抵御多长时间的海啸
 - · 组装设备一个月能容忍多少组件故障

27 September 2025

第1.2节 离差及其相关定理

第5页

§1.2.1 马尔可夫不等式

马尔可夫不等式 (Markov's Inequality)

如果X是一个非负随机变量,那么对任意x>0

$$P[X > a] < \frac{E(X)}{a}$$

 $P[X \ge a] \le \frac{E(X)}{a}$ 证明: 假设 Y_a 是基于X和a的一个随机变量:

$$Y_a = \begin{cases} 0, i & X < a \\ a, i & X > a \end{cases}$$

アルメラー で随机変量: $Y_a = \begin{cases} 0. \text{ if } X < a \\ a. \text{ if } X \geq a \end{cases}$ 对于変量 Y_a ,其期望可以表示为 $E[Y_a] = \Pr(X \geq a) * a$,且 $Y_a \leq X$ ⇒ $E[Y_a] \leq E(X)$ ⇒ $\Pr(X \geq a) * a \leq E(X)$

- $\Rightarrow \Pr(X \ge a) \le \frac{E(X)}{a}$

27 September 2025

5

第1.2节 离差及其相关定理

第6页

马尔可夫不等式:

如果R是一个非负随机变量,那么对任意x > 0, $P[X \ge a] \le \frac{E(X)}{a}$

推论:

如果X是一个非负随机变量,那么对任意 $c \ge 1$

 $P[X \ge c \cdot E[X]] \le \frac{1}{c}$

27 September 2025

第7页

例 *n* 个人把自己的帽子放进了一个房间,他们的帽子全部混在了一起,然后每个人再随机地取回一顶帽子,请问恰好k个人拿到自己帽子的概率不超过?

解法1: 设X为正确拿到自己帽子的人数,令 $X=x_1+x_2+\cdots+x_n$, $x_i=1$ 表示第i个人得到自己的帽子,否则 $x_i=0$:

$$E(X) = E(x_1) + E(x_2) + \cdots E(x_n),$$

注 x_i, x_j 不是相互独立,n-1拿到自己的帽子,最后一个人肯定也拿到自己帽子

27 September 2025

7

第1.2节 离差及其相关定理

第8页

解: $E(x_i) = 1 * \frac{1}{n} + 0 * (1 - \frac{1}{n}) = \frac{1}{n}$ $E(X) = E(x_1) + E(x_2) + \cdots E(x_n) = 1$

基于马尔可夫不等式:

$$P[X \ge k] \le \frac{E(X)}{k} = \frac{1}{k}$$

上界太大

27 September 2025

8

第1.2节 离差及其相关定理

第9页

解法2: 设X表示k人中每个人都拿到了自己的帽子,Y表示事件其它的n-k个人中没有人拿到自己的帽子。 x_i 表示第i个人得到自己的帽子,则

$$P(XY) = P(X)P(Y|X)$$

$$\begin{split} P(X) &= P(x_1, \cdots x_k) \\ &= P(x_1) P(x_2 | x_1) P(x_3 | x_1, x_2) \cdots P(x_k | x_1 \cdots x_{k-1}) \\ &= \frac{1}{n} \cdot \frac{1}{n-1} \cdots \frac{1}{n-k+1} = \frac{(n-k)!}{n!} \end{split}$$

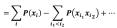
27 September 2025

第10页 🕽

P(XY) = P(X)P(Y|X)

P(Y|X) 为n-k个人随机从n-k中找帽子,没有人选中的概率

考虑至少一个人选中的概率:



$$\begin{split} &+ (-1)^{j+1} \sum_{i_1 < i_2 < i_j} P\left(x_{i_1} x_{i_2} \cdots x_{i_j}\right) + \cdots + (-1)^{n-k+1} P(x_1 x_2 \cdots x_{n-k}) \\ &P\left(x_{i_1} x_{i_2} \cdots x_{i_j}\right) = \frac{(n-k-j)!}{(n-k)!} \quad \text{j个人选到自己的}, n-k-j \text{个人随机选} \end{split}$$

$$P\left(x_{i_1}x_{i_2}\cdots x_{i_j}\right) = \frac{(n-k-j)!}{(n-k)!}$$
 j个人选到自己的, $n-k-j$ 个人随机选

$$\sum_{i_1 < i_2 < i_j} P\left(x_{i_1} x_{i_2} \cdots x_{i_j}\right) = \frac{C_{n-k}^{j} (n-k-j)!}{(n-k)!} = \frac{1}{j!}$$

$$P(Y|X) = 1 - P(\cup x_i) = 1 - 1 + \frac{1}{2!} - \frac{1}{3!} + \cdots + \frac{(-1)^{n-k}}{(n-k)!} = \sum_{i=0}^{(-1)^i} \frac{(-1)^{i}}{i!}$$

27 September 2025

10

10

第1.2节 离差及其相关定理

第11页 ⊃

P(XY) = P(X)P(Y|X)

由于
$$P(X) = \frac{(n-k)!}{n!}$$
, $P(Y|X) = \sum_{i=0}^{n-k} \frac{(-1)^i}{i!}$

因此指定的 k人拿到自己帽子而其它人没有捡到 自己帽子的概率

$$P(XY) = \frac{(n-k)!}{n!} \sum_{i=0}^{n-k} \frac{(-1)^i}{i!}$$

只有水个人找到帽子概率为

$$C_n^k P(XY) = \frac{n!}{k!(n-k)!} \frac{(n-k)!}{n!} \sum_{i=0}^{n-k} \frac{(-1)^i}{i!} \le \frac{e^{-1}}{k!} < \frac{1}{k!}$$

基于Taylor 级数
$$e^{-x} = 1 - x + \frac{x^2}{2!} - \frac{x^3}{3!} + \cdots$$

27 September 2025

11

11

第1.2节 离差及其相关定理

第12页

例 假设某学校的大学生平均IQ为150, 请问这学校 的学生IQ大于200的概率?

解: 设X表示学校学生IQ, 从假设条件E(X) = 150 根据马尔 可夫定理:

$$P(X \ge 200) \le \frac{E(X)}{200} = \frac{3}{4}$$

让我们观察另外一个事实: 某校没有大学生智商低于100,

$$P(X \ge 200) = P \ (Y \ge 100) \ \le \frac{E(Y)}{100} = \frac{1}{2}$$

当对X-a (非负数) 使用马尔可夫定理将会获得更小的上界

27 September 2025

第13页 ⊃

§1.2.2 切比雪夫不等式

切比雪夫不等式 (Chebyshev's Inequality) 设随机变量R和正实数x,

$$P[|X - E[X]| \ge c] \le \frac{Var[X]}{c^2}$$

证明: 基于马尔可夫不等式

址明: 基于与尔可夫木等式
$$Pr(X \geq a) \leq \frac{E[X]}{a}$$
 令 $E[X] = \mu$, $Var[X] = \sigma^2$, 既 $X = (X - \mu)^2$, $a = c^2$, 代入上式:
$$Pr\left((X - \mu)^2 \geq c^2\right) \leq \frac{E[(X - \mu)^2]}{c^2} = \frac{\sigma^2}{c^2}$$
 $\rightarrow Pr(|X - \mu| \geq c) \leq \frac{\sigma^2}{c^2}$

27 September 2025

13

第1.2节 离差及其相关定理

第14页 ⊃

例 假设各人群中,IQ的标准差大约为15,国民平均IQ为100,请问IQ为300或更高的可能性?

解:设X表示国民IQ,根据马尔可夫定理,可得粗略边界:

$$P(X \ge 300) \le \frac{E(X)}{300} = \frac{1}{3}$$

基于切比雪夫定理获得更严格的边界:

$$P(X \ge 300) = P \ (X - 100 \ge 200)$$

 $\le \frac{Var(X)}{200^2} = 15^2/200^2 \approx 1/178$

178人中至多有一位IQ大于等于300

27 September 2025

14

14

第1.2节 离差及其相关定理

第15页

例 假设n个学生,一年共有d天,设M为生日匹配 的学生对的数量,请估计匹配数目的可能性?

解: $\Leftrightarrow B_1, B_2, \cdots, B_n$ 是n个人的生日, $\Leftrightarrow S_{i,j} = \mathbf{1}(i \neq j)$ 表示 $B_i = B_j$,给定i, j则 $E(S_{i,j}) = P(B_i = B_j) = \frac{1}{d}$

生日匹配的对数: $M = \sum_{1 \le i < j \le n} S_{i,j}$

$$E(M) = \sum_{1 \le i < j \le n} E(S_{i,j}) = C_n^2 \cdot 1/d$$

生日匹配事件两两独立:

$$Var(\mathbf{M}) = \sum_{1 \le i < j \le n} Var(S_{i,j}) = C_n^2 \cdot 1/d(1 - 1/d)$$

 $P(M - E(M) \ge x^2) \le C_n^2 \cdot 1/d(1 - 1/d)/x^2$

n=95,d=365,x=7,95人中有超过75%概率,6-19对生日匹配学生

27 September 2025

第16页

例 假设产品合格率为p,为了估计p,随机选择n个产品,假设我们希望<u>估计合格率与p</u>相差在0.04内的概率至少为95%,需要抽查n至少为多少?

解: 定义 x_i 为第t个产品为合格产品的变量 $x_i = 1$ 表示产品合格 令 $X_n = x_1 + x_2 + \dots + x_n$,我们使用 X_n/n 来估计p (statistical estimate)

为满足 $P(\left|\frac{x}{n}-p\right|\leq 0.04)\geq 0.95$

 x_i 两两独立、X服从二项式分布: $Var(X)=np(1-p)\leq n-rac{1}{4}$ $Var\Big(rac{X}{n}\Big)=rac{Var(X)}{n^2}\leq 1/4n$

为满足 $P\left(\left|\frac{x}{n}-p\right| \ge 0.04\right) \le \frac{1}{4n(0.04)^2} = \frac{156.25}{n} \le 1 - 0.95$

 $n \geq 3125$

27 September 2025

16

16

第1.2节 离差及其相关定理

第17页 ⊃

§1.2.3 参数估计与假设检验

27 September 2025

17

第1.2节 离差及其相关定理

第18页 ⊃

中心极限定理

设从均值为 μ ,方差为 σ^2 (有限)的任意总体中抽取样本量为n的样本,当n充分大,样本均值的抽样分布服从均值为 μ 、方差为 σ^2/n 正态分布。

$$ar{X}pprox \mu + rac{\sigma}{\sqrt{n}}\cdot N(0,1)$$

- 独立随机变量的标准化的和随样本量变大会趋向正态分布
 - 不要求随机变量本身是正态分布的,在一定条件下,我们可以使用对正态分布成 立的方法去应对非正态分布。
- 27 September 2025

18

第19页 ⊃

样本方差

- > <u>总体方差</u>: 给定一组数 $x_1, x_2, \dots, x_N, \mu = E(x_i), \sigma^2 = \frac{\sum_{i=1}^N (x_i \mu)^2}{N}$
- > <u>样本方差</u>: 给定一组数 $x_1, x_2, \cdots, x_{n-1} = \frac{\sum_{i=1}^{n} x_i}{n}, s^2 = \frac{\sum_{i=1}^{n} (x_i x)^2}{n-1}$

例 设 $x_1, x_2, ..., x_3$ 是均值为x、方差为 σ^2 的随机变量 X的n个观测值的随机样本,证明: 样本方差 s^2 是总体方差 σ^2 的一个无偏估计,其中: a) 被抽样总体为正太方布

- b) 被抽样总体的分布未知

27 September 2025

19

19

第1.2节 离差及其相关定理

第20页 ⊃

证明 a): 当样本来自正态分布时:

$$\frac{(n-1)s^2}{\sigma^2}=x^2$$

 $\frac{(n-1)s^2}{\sigma^2} = \chi^2$ 其中 χ^2 是自由度为v = (n-1)的卡方随机变量

$$s^{2} = \frac{\sigma^{2}}{(n-1)} X^{2}$$

$$\Rightarrow E(s^{2}) = E(\frac{\sigma^{2}}{(n-1)} X^{2}) = \frac{\sigma^{2}}{(n-1)} E(X^{2})$$

$$\Rightarrow E(s^{2}) = \sigma^{2}$$

$$E(X^{2}) = \mathbf{v} = (\mathbf{n} - \mathbf{1})$$

27 September 2025

20

20

第1.2节 离差及其相关定理

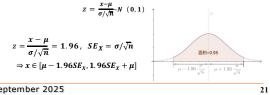
第21页 ⊃

z检测

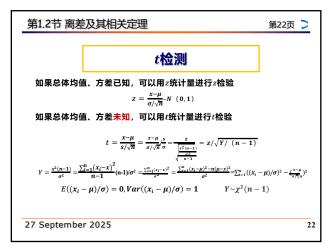
根据中心极限定理

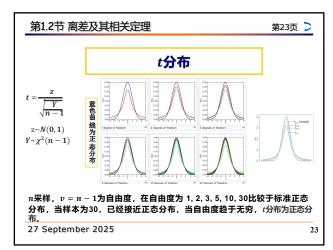
$$ar{X}pprox \mu + rac{\sigma}{\sqrt{n}}\cdot N(0,1)$$

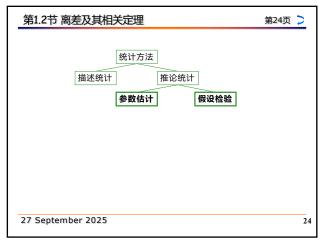
如果总体均值、方差已知,可以用z统计量进行z检验



27 September 2025







第25页

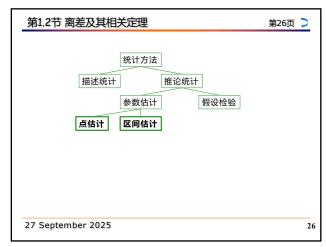
参数估计和假设检验是统计推断的两个组成部分,都是利用样本对总体进行某种推断,但推断的角度不同。

- > 参数估计讨论的是用样本统计量估计总体参数的方法
- 假设检验讨论的是用样本信息去检验对总体参数的某种假设 是否成立的程序和方法。

27 September 2025

25

25



26

第1.2节 离差及其相关定理

第27页 ⊃

27

参数估计

点估计: 用样本统计量来估计总体参数, 样本统计量为数轴上某一点值, 估计的结果也以一个点的数值表示。

- > 对总体平均数 μ 的估计,用样本均数;
- > 对总体参数 σ² 的估计,常用样本方差;
- > 对总体相关系数ρ的估计,常用样本相关系数r。

优点:提供总体参数的估计值。

缺点: 点估计总是以误差的存在为前提,又不能提供正确估计的概率。

27 September 2025

第1.2节 离差及其相关定理

参数估计

区间估计:根据估计量以一定可靠程度推断总体参数所在的区间范围。
用数轴上的一段距离表示未知参数可能落入的范围,它虽不具体指出总体参数等于什么,但能指出总体的未知参数落入某一区间的概率有多大。
优点:可以解释总体参数落入某置信区间可能的概率。
缺点:如何平衡成功估计的概率大小及估计范围大小。

28

第29页 ⊃

29

28

27 September 2025

第1.2节 离差及其相关定理

区间估计 置信区间(置信间距):指在一定可靠程度上,总体参数所在的区域距离或区域长度。 置信界限(临界值):置信区间的上下两端点值。 显著性水平(意义阶段/信任系数):指估计总体参数落在某一区间时,可能犯错误的概率,用符号。表示。 置信度(置信水平):1- a。

29

27 September 2025

第1.2节 离差及其相关定理 —般规定 —般规定 — 正确估计的概率(置信水平) 为 .95 或 .99 — 显著性水平为 .05 或 .01 — .05 或 .01 属于小概率事件,原理:小概率事件在一次抽样中是不可能出现的 — a=0.01表示反复抽样1000次,则得到的1000个区间中不包含真值的仅为10个左右

ightarrow 当理论值为 $T_{\alpha/2}$ 时,置信区间为 $[X-T_{\alpha/2}\cdot SE_X,X+T_{\alpha/2}\cdot SE_X]$

> 6. 解释总体平均数的置信区间

27 September 2025

31

31

第1.2节 离差及其相关定理

第32页 ⊃

总体平均数的估计

总体分布为正态分布且总体方差已知

例1:已知某农场某批次冬瓜重量的总体方差为5.89公斤,从该农场随机抽取15个冬瓜,其平均重量为22.4公斤, 试求该农场冬瓜平均重量的95%和99%的置信区间。

27 September 2025

32

32

| 第1.2节 | 离 | 差及 | 其框 | 沃 | 理 | | | | | | | 第33页 |
|-----------|-----|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|------|
| | | | | | | | | | | | | |
| | | 0.00 | 0.01 | 0.02 | 0.03 | 0.04 | 0.05 | 0.06 | 0.07 | 0.08 | 0.09 | 1 |
| | 0.0 | 0.5000 | 0.5040 | 0.5080 | 0.5120 | 0.5160 | 0.5199 | 0.5239 | 0.5279 | 0.5319 | 0.5359 | |
| | 0.1 | 0.5398 | 0.5438 | 0.5478 | 0.5517 | 0.5557 | 0.5596 | 0.5636 | 0.5675 | 0.5714 | 0.5753 | |
| | 0.2 | 0.5793 | 0.5832 | 0.5871 | 0.5910 | 0.5948 | 0.5987 | 0.6026 | 0.6064 | 0.6103 | 0.6141 | |
| | 0.3 | 0.6179 | 0.6217 | 0.6255 | 0.6293 | 0.6331 | 0.6368 | 0.6406 | 0.6443 | 0.6480 | 0.6517 | |
| A6 AL /S. | 0.4 | 0.6554 | 0.6591 | 0.6628 | 0.6664 | 0.6700 | 0.6736 | 0.6772 | 0.6808 | 0.6844 | 0.6879 | |
| 总体分 | 0.5 | 0.6915 | 0.6950 | 0.6985 | 0.7019 | 0.7054 | 0.7088 | 0.7123 | 0.7157 | 0.7190 | 0.7224 | |
| .0.11.22 | 0.6 | 0.7257 | 0.7291 | 0.7324 | 0.7357 | 0.7389 | 0.7422 | 0.7454 | 0.7486 | 0.7517 | 0.7549 | |
| | 0.7 | 0.7580 | 0.7611 | 0.7642 | 0.7673 | 0.7704 | 0.7734 | 0.7764 | 0.7794 | 0.7823 | 0.7852 | |
| | 0.8 | 0.7881 | 0.7910 | 0.7939 | 0.7967 | 0.7995 | 0.8023 | 0.8051 | 0.8078 | 0.8106 | 0.8133 | |
| 解: | 0.9 | 0.8159 | 0.8186 | 0.8212 | 0.8238 | 0.8264 | 0.8289 | 0.8315 | 0.8340 | 0.8365 | 0.8389 | |
| 胖: | 1.0 | 0.8413 | 0.8438 | 0.8461 | 0.8485 | 0.8508 | 0.8531 | 0.8554 | 0.8577 | 0.8599 | 0.8621 | |
| | 1.1 | 0.8643 | 0.8665 | 0.8686 | 0.8708 | 0.8729 | 0.8749 | 0.8770 | 0.8790 | 0.8810 | 0.8830 | |
| | 1.2 | 0.8849 | 0.8869 | 0.8888 | 0.8907 | 0.8925 | 0.8944 | 0.8962 | 0.8980 | 0.8997 | 0.9015 | |
| (| 1.3 | 0.9032 | 0.9049 | 0.9066 | 0.9082 | 0.9099 | 0.9115 | 0.9131 | 0.9147 | 0.9162 | 0.9177 | |
| | 1.4 | 0.9192 | 0.9207 | 0.9222 | 0.9236 | 0.9251 | 0.9265 | 0.9279 | 0.9292 | 0.9306 | 0.9319 | |
| | 1.5 | 0.9332 | 0.9345 | 0.9357 | 0.9370 | 0.9382 | 0.9394 | 0.9406 | 0.9418 | 0.9429 | 0.9441 | |
| | 1.6 | 0.9452 | 0.9463 | 0.9474 | 0.9484 | 0.9495 | 0.9505 | 0.9515 | 0.9525 | 0.9535 | 0.9545 | |
| | 1.7 | 0.9554 | 0.9564 | 0.9573 | 0.9582 | 0.9591 | 0.9599 | 0.9608 | 0.9616 | 0.9625 | 0.9633 | |
| | 1.8 | 0.9641 | 0.9649 | 0.9656 | 0.9664 | 0.9671 | 0.9678 | 0.9686 | 0.9693 | 0.9699 | 0.9706 | |
| | 1.9 | 0.9713 | 0.9719 | 0.9726 | 0.9732 | 0.9738 | 0.9744 | 0.9750 | 0.9756 | 0.9761 | 0.9767 | |
| | 2.0 | 0.9772 | 0.9778 | 0.9783 | 0.9788 | 0.9793 | 0.9798 | 0.9803 | 0.9808 | 0.9812 | 0.9817 | |
| | 2.1 | 0.9821 | 0.9826 | 0.9830 | 0.9834 | 0.9838 | 0.9842 | 0.9846 | 0.9850 | 0.9854 | 0.9857 | |
| | 2.2 | 0.9861 | 0.9864 | 0.9868 | 0.9871 | 0.9875 | 0.9878 | 0.9881 | 0.9884 | 0.9887 | 0.9890 | |
| | 2.3 | 0.9893 | 0.9896 | 0.9898 | 0.9901 | 0.9904 | 0.9906 | 0.9909 | 0.9911 | 0.9913 | 0.9916 | |
| | 2.4 | 0.9918 | 0.9920 | 0.9922 | 0.9925 | 0.9927 | 0.9929 | 0.9931 | 0.9932 | 0.9951 | 0.9936 | |
| | 2.5 | 0.9938 | 0.9940 | 0.9941 | 0.9943 | 0.9945 | 0.9946 | 0.9948 | 0.9949 | 0.9963 | 0.9952 | |
| | 2.6 | 0.9965 | 0.9955 | 0.9966 | 0.9957 | 0.9959 | 0.9960 | 0.9961 | 0.9962 | 0.9963 | 0.9964 | |
| | 2.8 | 0.9965 | 0.9975 | 0.9967 | 0.9908 | 0.9969 | 0.9970 | 0.9971 | 0.9972 | 0.9980 | 0.9981 | |
| | 2.9 | 0.9974 | 0.9975 | 0.9976 | 0.9983 | 0.9984 | 0.9978 | 0.9979 | 0.9979 | 0.9986 | 0.9981 | |
| 27 Sept | 3.0 | 0.9981 | 0.9982 | 0.9982 | 0.9988 | 0.9988 | 0.9989 | 0.9989 | 0.9989 | 0.9990 | 0.9990 | |
| Z, Scht | 0.0 | 0.0001 | 010001 | 0.0001 | 0.0000 | 010000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | N. |

第34页

总体平均数的估计

解:

 $SE_X = \frac{\sigma}{\sqrt{n}} = \frac{\sqrt{5.89}}{\sqrt{15}} = \frac{2.43}{3.87} = 0.63$

95%的置信区间的显著性水平 $\alpha=0.05$, $Z_{\alpha/2}=1.96$

所以95%的置信区间为

 $22.4-1.96 \times 0.63 \le u \le 22.4+1.96 \times 0.63$,即 [21.2,23.6]

99%的置信区间的显著性水平 $\alpha = 0.01$, $Z_{\alpha/2} = 2.58$

所以99%的置信区间为

 $22.4-2.58\times0.63 \le u \le 22.4+2.58\times0.63$,即 [20.8,24.0]

27 September 2025

34

34

第1.2节 离差及其相关定理

第35页 ⊃

总体平均数的估计

总体分布为非正态分布且总体方差已知

例2: 已知某批次产品木材产品长度的方差为436.8cm, 现从批次产品中抽取58件, 测得该组产品长度的平均数为198.4cm, 试求批次产品平均长度的95%和99%的置信区间。

当样本容量 n>30时,此时样本抽样分布渐近正态分布。这时可依正态分布进行估计,否则不能对总体平均数进行估计。

27 September 2025

35

35

第1.2节 离差及其相关定理

第36页 ⊃

总体平均数的估计

解: 由于样本容量大于30,该样本的抽样分布为渐进正态分布:

 $SE_X = \frac{\sigma}{\sqrt{n}} = \frac{\sqrt{436.8}}{\sqrt{58}} = \frac{20.9}{7.6} = 2.75$

所以95%的置信区间为

198.4–1.96×2.75 $\leq u \leq$ 198.4+1.96×2.75,即 [193.01,203.79]

所以99%的置信区间为

198.4-2.58×2.75 $\leq u \leq$ 198.4+2.58×2.75,即 [191.3,205.5]

27 September 2025

36

第37页 ⊃

总体平均数的估计

总体分布为正态分布且总体方差未知

例3: 从某市抽取20名7岁女童,经测量,这20名女童的平均身高为116cm,标准差为5cm,试求该市7岁女童总平均身高的95%和99%的置信区间。

无论样本容量 n 的大小,从该总体抽取的样本所形成的分布均服从自由 度为 $^{n-1}$ 的 t 分布,对总体平均数的估计可依 t 分布进行估计

27 September 2025

37

37



38

第1.2节 离差及其相关定理

第39页 ⊃

总体平均数的估计

解: 总体方差未知,总体分布为正态分布,故样本均数分布符合:分布,可以依:分布对总平均身高进行估计

 $SE_X = \frac{S}{\sqrt{n-1}} = \frac{5}{\sqrt{19}} = 1.15$ df=n-1=19

 $t_{0.05/2(19)} = 2.093$ $t_{0.01/2(19)} = 2.861$

所以95%的置信区间为

116-2.093×1.15 $\leq u \leq$ 116+2.093×1.15,即 [113.59, 118.41]

所以99%的置信区间为

116–2.861×1.15 $\leq u \leq 116 + 2.861 \times 1.15, \mathbb{P}$ [112.71,119.29]

27 September 2025

第40页

总体平均数的估计

总体分布为非正态分布且总体方差未知

例4: 某校进行一次考试,从中抽取40名考生经计算,这40 名 考生的平均成绩为82分,标准差为7分,试求全体考生平均成绩的95%和99%的置信区间。

只有当样本容量 n>30时,此时样本抽样分布服从自由度为n-1的t分布,这时可依t 分布对总体平均数进行估计,否则不能对总体平均数进行估计。

27 September 2025

40

40

第1.2节 离差及其相关定理

第41页 ⊃

总体平均数的估计

解: 由于n>30,可以依t分布对全体考生评价成绩进行估计

$$SE_X = \frac{S}{\sqrt{n-1}} = \frac{7}{\sqrt{39}} = 1.12$$
 df=n-1=39

 $t_{0.05/2(40)} = 2.\,021 \qquad t_{0.01/2(40)} = 2.\,704$

所以95%的置信区间为

82-2.021×1.12 $\leq u \leq$ 82 \neq 2.021×1.12,即 [79.74,84.26]

所以99%的置信区间为

82–2.704×1.12 $\leq u \leq$ 82 \neq 2.704×1.12,即 [78.97,85.03]

27 September 2025

41

41

第1.2节 离差及其相关定理

第42页 ⊃

总体标准差的估计

- > 1. 与总体平均数的估计过程类似
- ightarrow 2. 由于总体标准差未知,可以使用其无偏估计量 S_{n-1} 作为替代

$$SE_X = \frac{S_{n-1}}{\sqrt{2n}}$$

- > 3. 总体为正态分布时,若n>30,则可以通过正态分布来估计 ,否则,总体标准差无法估计
- 27 September 2025

42

第43页

总体标准差的估计

例5: 某区一次英语统考中,随机抽取40名考生,计算其英语成 绩的标准差为15.6,试求该区英语统考成绩总标准差的95%和 99%的置信区间。

27 September 2025

43

43

第1.2节 离差及其相关定理

第44页 ⊃

总体标准差的估计

解:由于n>30,可以依正态分布进行估计

$$SE_S = \frac{S_{n-1}}{\sqrt{2n}} = \frac{S \times \sqrt{n}/\sqrt{n-1}}{\sqrt{80}} = \frac{15.6 \times \sqrt{40}/\sqrt{39}}{\sqrt{80}} = 1.77$$

因此, 95%的置信区间为

15.6−1. 96×1. 77 ≤ σ ≤ 1*5.6+*1. 96×1. 77,即 [12. 15, 19. 05]

所以99%的置信区间为

15.6-2.58×1.77 $\leq \sigma \leq$ 15.6+2.58×1.77,即 [11.03,20.17]

27 September 2025

44

44

第1.2节 离差及其相关定理

第45页 ⊃

总体方差的估计

> 1. χ²分布:从正态分布的总体中,随机抽取容量为n的样本 ,其样本方差与总体方差的分布

$$\chi^2 = \frac{\sum (X - X)^2}{\sigma^2} = \frac{nS^2}{\sigma^2} = \frac{(n - 1)S_{n - 1}^2}{\sigma^2} \dots$$

> 2. 利用理论 χ^2 值与样本方差来确定总体方差的置信区间:

$$\frac{nS^2}{\chi_{\alpha/2}^2} \le \sigma^2 \le \frac{nS_n^2}{\chi_{1-\alpha/2}^2}$$

 $\frac{nS^2}{\chi_{\alpha/2}^2} \leq \sigma^2 \leq \frac{nS_n^2}{\chi_{1-\alpha/2}^2} \quad \text{ if } \qquad \frac{(n-1)S_{n-1}^2}{\chi_{\alpha/2}^2} \leq \sigma^2 \leq \frac{(n-1)S_{n-1}^2}{\chi_{1-\alpha/2}^2}$

27 September 2025

第46页 ⊃

总体方差的估计

例6: 在某市进行的一次智力测验中, 随机抽取20名12岁学生, 经计算其治理测验的方差为72.25, 试求该市12岁学生智力测验 分数总体方差的95%和99%的置信区间。

27 September 2025

46

46

| 2 | (D.1.) | E (3 | 离差 | 100 | ₹1 ロ ∠ | VE. | 生 | | | | | | יד פע | 7页 |
|----|--------|---------|---------|--------|---------------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| ~ | n a | 0.995 | 0.99 | 0.975 | 0.95 | 0.90 | 0.75 | 0.50 | 0.25 | 0.10 | 0.05 | 0.025 | 0.01 | 0.005 |
| | 1 | 0.00004 | 0.00016 | 0.001 | 0.004 | 0.016 | 0.102 | 0.455 | 1.323 | 2.706 | 3.841 | 5.024 | 6.635 | 7.879 |
| | 2 | 0.010 | 0.020 | 0.051 | 0.103 | 0.211 | 0.575 | 1.386 | 2.773 | 4.605 | 5.991 | 7.378 | 9.210 | 10.597 |
| | 3 | 0.072 | 0.115 | 0.216 | 0.352 | 0.584 | 1.213 | 2.366 | 4.108 | 6.251 | 7.815 | 9.348 | 11.345 | 12.838 |
| ı | 4 | 0.207 | 0.297 | 0.484 | 0.711 | 1.064 | 1.923 | 3.357 | 5.385 | 7.779 | 9.488 | 11.143 | 13.277 | 14.860 |
| A. | 5 | 0.412 | 0.554 | 0.831 | 1.145 | 1.610 | 2.675 | 4.351 | 6.626 | 9.236 | 11.070 | 12.833 | 15.086 | 16.750 |
| - | 6 | 0.676 | 0.872 | 1.237 | 1.635 | 2.204 | 3.455 | 5.348 | 7.841 | 10.645 | 12.592 | 14.449 | 16.812 | 18,548 |
| ı | 7 | 0.989 | 1.239 | 1.690 | 2.167 | 2.833 | 4.255 | 6.346 | 9.037 | 12.017 | 14.067 | 16.013 | 18.475 | 20.278 |
| ١ | 8 | 1.344 | 1.646 | 2.180 | 2.733 | 3.490 | 5.071 | 7.344 | 10.219 | 13.362 | 15.507 | 17.535 | 20.090 | 21.955 |
| | 9 | 1.735 | 2.088 | 2.700 | 3.325 | 4.168 | 5.899 | 8.343 | 11.389 | 14.684 | 16.919 | 19.023 | 21.666 | 23.589 |
| | 10 | 2.156 | 2.558 | 3.247 | 3.940 | 4.865 | 6.737 | 9.342 | 12.549 | 15.987 | 18.307 | 20.483 | 23.209 | 25.188 |
| ı- | 11 | 2.603 | 3.053 | 3.816 | 4.575 | 5.578 | 7.584 | 10.341 | 13.701 | 17.275 | 19.675 | 21.920 | 24.725 | 26.757 |
| | 12 | 3.074 | 3.571 | 4.404 | 5.226 | 6.304 | 8.438 | 11.340 | 14.845 | 18.549 | 21.026 | 23.337 | 26.217 | 28.300 |
| | 13 | 3.565 | 4.107 | 5.009 | 5.892 | 7.042 | 9.299 | 12.340 | 15.984 | 19.812 | 22.362 | 24.736 | 27.688 | 29.819 |
| | 14 | 4.075 | 4.660 | 5.629 | 6.571 | 7.790 | 10.165 | 13.339 | 17.117 | 21.064 | 23.685 | 26.119 | 29.141 | 31.319 |
| | 15 | 4.601 | 5.229 | 6.262 | 7.261 | 8.547 | 11.037 | 14.339 | 18.245 | 22.307 | 24.996 | 27.488 | 30.578 | 32.801 |
| | 16 | 5.142 | 5.812 | 6.908 | 7.962 | 9.312 | 11.912 | 15.338 | 19.369 | 23.542 | 26.296 | 28.845 | 32.000 | 34.267 |
| | 17 | 5.697 | 6.408 | 7.564 | 8.672 | 10.085 | 12.792 | 16.338 | 20.489 | 24.769 | 27.587 | 30.191 | 33.409 | 35.718 |
| | 18 | 6.265 | 7.015 | 8.231 | 9.390 | 10.865 | 13.675 | 17.338 | 21.605 | 25.989 | 28.869 | 31.526 | 34.805 | 37.156 |
| | 19 | 6.844 | 7.633 | 8.907 | 10.117 | 11.651 | 14.562 | 18.338 | 22.718 | 27.204 | 30.144 | 32.852 | 36.191 | 38,582 |
| | 20 | 7.434 | 8.260 | 9.591 | 10.851 | 12.443 | 15.452 | 19.337 | 23.828 | 28.412 | 31.410 | 34.170 | 37.566 | 39.997 |
| _ | 21 | 8.034 | 8.897 | 10.283 | 11.591 | 13.240 | 16.344 | 20.337 | 24.935 | 29.615 | 32.671 | 35.479 | 38.932 | 41.401 |
| | 22 | 8.643 | 9.542 | 10.982 | 12.338 | 14.041 | 17.240 | 21.337 | 26.039 | 30.813 | 33.924 | 36.781 | 40.289 | 42.796 |
| | 23 | 9.260 | 10.196 | 11.689 | 13.091 | 14.848 | 18.137 | 22.337 | 27.141 | 32.007 | 35.172 | 38.076 | 41.638 | 44.181 |
| | 24 | 9.886 | 10.856 | 12.401 | 13.848 | 15.659 | 19.037 | 23.337 | 28.241 | 33.196 | 36.415 | 39.364 | 42.980 | 45.559 |
| | 25 | 10.520 | 11.524 | 13,120 | 14.611 | 16,473 | 19,939 | 24.337 | 29,339 | 34.382 | 37.652 | 40.646 | 44.314 | 46,928 |

47

第1.2节 离差及其相关定理

第48页 ⊃

总体方差的估计

解: 我们认为智力测验分数服从正态分布, 由该总体中抽出的 样本的估计总体方差时服从χ²分布。

df=n-1=19, 由 χ^2 分布值表, $\chi^2_{.05/2} = 32.9$, $\chi^2_{1-.05/2} = 8.91$,

 $\chi^2_{.01/2} = 38.6, \chi^2_{1-.01/2} = 6.84$

所以95%的置信区间和99%的置信区间分别为

 $\frac{20 \times 72.25}{32.9} \leq \sigma^2 \leq \frac{20 \times 72.25}{8.91}$

 $\frac{20 \times 72.25}{38.6} \le \sigma^2 \le \frac{20 \times 72.25}{6.84}$

即 [43.92, 162.18]

[37.44,211.26]

27 September 2025

第49页

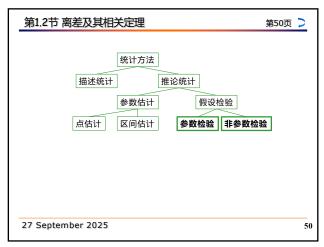
49

参数估计和假设检验是统计推断的两个组成部分, 都是利用样 本对总体进行某种推断,但推断的角度不同。

- > 参数估计讨论的是用样本统计量估计总体参数的方法
- > 假设检验讨论的是用样本信息去检验对总体参数的某种假设 是否成立的程序和方法。

27 September 2025

49



50

第1.2节 离差及其相关定理

第51页 ⊃

假设检验

- > 参数假设检验: 总体的分布形式已知, 需要对总体的未知参 数进行假设检验。
- > 非参数假设检验: 对总体分布形式所知甚少, 需对未知分布 函数的形式及其他特征进行假设检验。

27 September 2025

51



| 第1.2节 离差 | 及其相关定理 | 第54页 ⊃ |
|-------------|---|----------------|
| | 二项式尾切尔诺夫界 | |
| 独立抛1000次 | 硬币,求正面次数超过期望20%及以 | 上的概率边界 |
| 解 | $X = x_1 + x_2 + \dots + x_{1000}$ | |
| 根据目标, c = | $= 1.2, \beta(c) = c \ln c - c + 1 = 0.0187$ | |
| 假设硬币均匀 | , $E(X) = 500$, $P[X \ge 1.2E(X)] \le e^{-0.0187*5}$ | 500 < 0.000083 |
| 假设扔100万万 | $\Re , \ E(X) = 500000, \ P[X \ge 1.2E(X)] \le e^{-9}$ | 392 |
| 假设超过期望 | 30%, $E(X) = 500$, $P[X \ge 1.2E(X)] \le e^{-0.0}$ | 41*500 |
| | | 分之一 |
| 27 Septembe | r 2025 | 54 |

第55页 ⊃

彩票游戏切尔诺夫界

Pick-4: 花1元在0000-9999间选四位数,如果随机摇号选中了号码,获得5000元,中奖率1/10000。如果1000万人参加这个游戏,彩票发行商人不敷出的概率是多少?

解 中奖总人数: $X = x_1 + x_2 + \cdots + x_n$ 中奖期望人数: 1000人

如果假设玩家挑选数字及中奖数字随机、独立、均匀分布,超过2000人中奖 入不敷出, $c=2,\beta(c)=c\ lnc-c+1=0.386$

 $P[X \ge 2E(X)] \le e^{-386}$

c=1.1, $P[X \ge 1.1E(X)] \le e^{-0.00484*1000} < 0.01$

27 September 2025

55

55

第1.2节 离差及其相关定理

第56页 ⊃

随机负载均衡切尔诺夫界

总共有24000个任务,平均每个任务耗时 $_4^1$ 秒,确定服务器台数 $_m$,使得给定时间间隔内不大可能任一服务器被分配超过600秒的负荷而导致超载。

解 我们先确定第一台服务器超载概率。设r为第一台服务器分到负载秒数,计算 $p(r) \geq 600$)上界

$$T = t_1 + t_2 + \cdots + t_n, n = 24000$$

我们先确定第一台服务器超载概率。设T为第一台服务器分到负载秒数,计 算 $P(T \geq 600)$ 上界

假设任务到哪台服务器与任务耗时无关,每个任务耗时不超过1秒,平均每个

任务耗时 $\frac{1}{2}$ 秒。任务随机分配到m台服务器,第一台的期望负载为

$$E(X) = 24000 * \frac{1}{4}/m$$

27 September 2025

56

56

第1.2节 离差及其相关定理

第57页 ⊃

随机负载均衡切尔诺夫界

总共有24000个任务,平均每个任务耗的 $\frac{1}{4}$ 秒,确定服务器台数m,使得给定时间间隔内不大可能任一服务器被分配超过600秒的负荷而导致超载。

解 我们先确定第一台服务器超载概率。设T为第一台服务器分到负载秒数,计 第 $P(T \ge 600)$ 上界

$$E(X) = 24000 * \frac{\frac{1}{4}}{m} = 6000/m$$

超负载c=m/10:**P[X**≥600]≤ $e^{-(c \ln c - c + 1) \cdot 6000/m}$

 $P[有一台服务器超载] \leq \sum_{i=1}^{m} P[\hat{\pi}i 台服务器超载]$

=mP [第1台服务器超载]≤ me^{-(c lnc -c+1)·6000/m}

m = 11: 0.784... m = 12: 0.000999...m = 13: 0.0000000760

27 September 2025

57

第1.2节 离差及其相关定理 切尔诺夫界证明 证明: $E(c^X) \leq e^{(c-1)E(X)}$ $E(c^X) = E(c^{x_1} \cdots c^{x_n}) = E(c^{x_1}) \cdots E(c^{x_n})$ 由于: $E(c^{x_i}) = \sum c^r P(x_i = r) \leq \sum (1 + (c - 1)r) P(x_i = r)$ $= \sum P(x_i = r) + (c - 1) \sum r P(x_i = r)$ = 1 + (c - 1) E(x) $\leq e^{(c-1)E(x)}$ 由于 $1 + z \leq e^z$ $E(c^X) = E(c^{x_1} \cdots c^{x_n}) = E(c^{x_1}) \cdots E(c^{x_n}) \leq e^{(c-1)E(x_1)} \cdots e^{(c-1)E(x_n)}$ $\leq e^{(c-1)E(X)}$ 27 September 2025

| 第1.2 | 节 离差及其相关定理 | | 第61页 ⊃ | | | |
|--------|--|---|---------------|---|--|--|
| | 墨菲定律(N | Aurphy's law |) | | | |
| | : A ₁ , A ₂ , ···, A _n 是相互独立 :随机变量。事件发生总数 | | | | | |
| 百百 | | $\mathbf{x}\mathbf{A} - \mathbf{x}_1 + \mathbf{x}_2 + \cdots$ $\mathbf{x}\mathbf{A} = \mathbf{A}_1 + \mathbf{A}_2 + \cdots$ $\mathbf{x}\mathbf{A} = \mathbf{A}_1 + \mathbf{A}_2 + \cdots$ $\mathbf{x}\mathbf{A} = \mathbf{A}_1 + \mathbf{A}_2 + \cdots$ | $+\lambda_n$ | | | |
| 证明 | $: P[X = 0] = P[\overline{A_1} \cap \overline{A_2} \cdots \cap$ | $\overline{A_n}] = \prod_{i=1}^n (1 - P(A_i))$ |)) | | | |
| | | $\leq \Pi_{i=1}^n e^{-P(A_i)}$ | $1+x\leq e^x$ | | | |
| | 预计10个事件发生,至少有一个事 | $= e^{-\sum_{i=1}^{n} \mathbf{P}(A_i)}$ | | | | |
| | 生概率不小于1-e ⁻¹⁰ > 1 - 2000 | $= e^{-\sum_{i=1}^{n} E(A_i)}$ $= e^{-E(X)}$ | | | | |
| 27 Sep | otember 2025 | = e ^{-E(A)} | 61 | 1 | | |
| | | | | | | |