# 样本及抽样分布

```
统计学概述
抽样: 总体与样本
 总体
 样本
  样本容量
  最常用的样本统计量——样本均值
描述统计
 直方图和箱线图
  分位
  异常值Outlier
  箱线图Boxplot
 集中趋势
  均值Mean
  中位数Medium
  众数Mode
  正偏斜分布与负斜分布
  鲁棒性Robust
 离散程度
  方法
  概念
  贝塞尔校正
  无偏性证明
  3σ原则
 归一化:标准正态分布
  Z 值: 标准差数量
  标准正态分布
  Z 值表
```

抽样分布

样本统计量

样本均值

样本方差

样本标准差

样本K阶(原点)矩

样本K阶中心矩

抽样分布

正态总体的常用统计量的分布

样本均值的正态分布

卡方分布

t 分布

F分布

常用统计量的分布

一般总体样本均值的分布

大数定律和中心极限定理回顾

示例

总结

应用

# 统计学概述

在概率论中,我们多研究的随机变量,它的分布都是假设已知的。如果你已经知道了随机变量X是的分布和参数,你去推导它的期望、方差等数字特征,去推导它其他一些性质,去推导X的平方是什么分布,或推导和另一个随机变量Y相加又是什么分布。这些工作属于**概率论**范畴。

但在数理统计中,我们研究的随机变量,它的分布是未知的,或者是某些参数不知道,人们通过对所研究的随机变量进行重复独立的观察,得到许多观察值,对这些数据进行分析,从而对所研究的随机变量的分布做出种种推断。比如,实际工作中有个随机变量Z,你不知道是什么分布,你看到了一些试验值,觉得Z可能是正态分布,于是你假设Z是正态分布,你用试验数据,推断出它的均值可能是1,方差可能是4,然后做假设检验,看看这一结论在多大程度上可靠,如果认为可靠,用这个结论来做分析,或者预测将要进行的试验结果。这叫**统计**。

概率论是统计推断的基础,在给定数据生成过程下观测、研究数据的性质,是**推理**;而统计推断则根据观测的数据,反向思考其数据生成过程。预测、分类、聚类、估计等,都是统计推断的特殊形式,强调对于

数据生成过程的研究,是**归纳**。

抽样:总体与样本

# 总体

总体,是指由许多有某种共同性质的事物组成的集合,会在此集合中选出样本进行统计推断,选取样本的 方式可能会用乱数或是其他抽样方式。

例如要针对所有乌鸦的共有特性进行研究,总体是目前存在、以前曾经存在或是未来可能存在的所有乌 鸦。但是,因为时间的限制、地域可取得性的限制、以及研究者的有限资源等,不可能观测总体中的每一 个,因此研究者会从总体中产生样本,再由样本的特性去了解总体的特性。

产生样本的目的之一就是为了要知道总体的特性,包括

• 总体均值:  $\mu = \frac{\sum_{i=1}^{N} x_i}{N}$ • 总体标准差:  $\sigma = \sqrt{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^{N} (x_i - \mu)^2}$ 

# 样本

研究中,从总体中抽取(观察或调查)一部分的个体称为样本。

#### 样本容量

样本容量是指一个样本中所包含的单位数,一般用n表示,它是抽样推断中非常重要的概念。样本容量的大 小与推断估计的准确性有着直接的联系,即在总体既定的情况下,样本容量越大其统计估计量的代表性误 差就越小,反之,样本容量越小其估计误差也就越大。

### 最常用的样本统计量——样本均值

根据样本构造的不含未知参数的函数为**统计**量,样本均值是一个统计量。我们可以用样本均值描述一个样 本, 多个样本则会有多个样本均值。

# 描述统计

# 直方图和箱线图

### 分位

Q1: 四分位

Q3: 四分之三分位

IQR: 四分位差

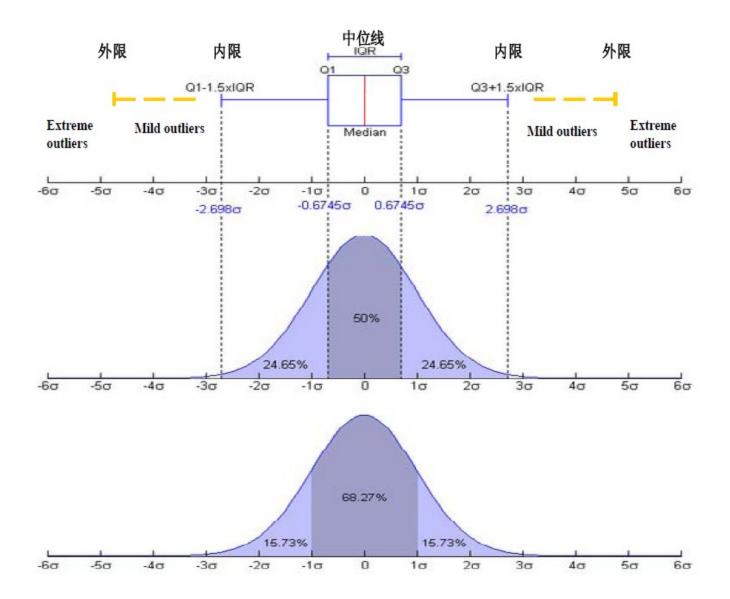
- 1. 几乎 50% 的数据在 IQR 间。
- 2. IQR 受到数据集中每一个值的影响。
- 3. IQR 不受异常值的影响。
- 4. 均值不一定在IQR中。

# 异常值Outlier

 $Outlier < Q1 - 1.5 \times IQR$ 

 $Outlier > Q3 + 1.5 \times IQR$ 

箱线图Boxplot



# 集中趋势

# 均值Mean

当数据中出现异常值时,均值无法描述分布中心;

## 中位数Medium

众数也很难描述分布中心;

## 众数Mode

中位数不会考虑到所有的数据,对异常值的鲁棒性更好。在处理高偏斜分布时,中位数通常能够最好地反映出集中趋势。

### 正偏斜分布与负斜分布

正斜分布靠左: mode < medium < mean

负斜分布靠右: mean < medium < mode

#### 鲁棒性Robust

即使偏离了基准也不会受太大的影响。

# 离散程度

### 方法

找出任意两个值之间差的平均值:数值过多

找出每个值与最大值或最小值之间差的平均值:容易受异常值干扰

找出每个值与数据集均值之间差的平均值:适合

# 概念

离均差: $x_i - \bar{x}$ 

平均偏差:  $\sum rac{x_i - ar{x}}{n} = 0$ 

平均绝对偏差:  $\sum rac{|x_i - ar{x}|}{n} = 0$ 

(总体) 方差(平均平方偏差):  $DX = \sum \frac{(x_i - \bar{x})^2}{n} = E(X - EX)^2 = EX^2 - (EX)^2$ 

(总体) 标准差:  $\sigma = \sqrt{DX}$ 

#### 贝塞尔校正

比如在高斯分布(正态分布)中,我们抽取一部分的样本,用样本的方差来估计总体的方差。由于样本主要是落在  $x = \mu$  中心值附近,那么样本方差一定小于总体的方差(因为高斯分布的边沿抽取的数据很少)。为了能弥补这方面的缺陷,那么我们把公式的 n 改为 n-1,以此来提高方差的数值。这种方法叫做贝塞尔校正系数。

当我们用小样本数据的标准差去估计总体的标准差的时候采用 n-1,但是这个小样本数据的实际标准差还是用 n 的那个公式 的,不要混淆了数据的实际标准差。

#### 无偏性证明

对于一个随机变量 X 进行 n 次抽样,获得样本  $x_1, x_2, \ldots, x_n$  ,那么样本均值: $\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i$ 

有偏的样本方差为:

$$s_n^2 = rac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left( x_i - ar{x} 
ight)^2 = rac{\sum_{i=1}^n x_i^2}{n} - rac{\left( \sum_{i=1}^n x_i 
ight)^2}{n^2}$$

无偏的样本方差为:

$$s^2 = rac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n \left( x_i - ar{x} 
ight)^2 = \left( rac{n}{n-1} 
ight) s_n^2$$

为了证明 🙎 的无偏性, 我们拿出样本方差种的一部分来进行单独分析,

$$egin{aligned} \sum_{i=1}^n \left(x_i - ar{x}
ight)^2 \ &= \sum_{i=1}^n \left(x_i^2 - 2x_iar{x} + ar{x}^2
ight) \ &= \sum_{i=1}^n x_i^2 - 2ar{x} \sum_{i=1}^n x_i + \sum_{i=1}^n ar{x}^2 \ &= \sum_{i=1}^n x_i^2 - 2nar{x}^2 + nar{x}^2 \ &= \sum_{i=1}^n x_i^2 - nar{x}^2 \end{aligned}$$

同理,我们有

$$egin{aligned} &\sum_{i=1}^{n}{(x_i-\overline{x})^2} \ &= \sum_{i=1}^{n}{[(x_i-\mu)-(\overline{x}-\mu)]}^2 \ &= \sum_{i=1}^{n}{[(x_i-\mu)^2]}^2 - n(\overline{x}-\mu)^2 \end{aligned}$$

对上式两侧取期望, 我们有

$$E\left(\sum_{i=1}^{n} (x_i - \overline{x})^2\right)$$

$$=E\left(\sum_{i=1}^{n} [(x_i - \mu) - (\overline{x} - \mu)]^2\right)$$

$$=E\left(\sum_{i=1}^{n} (x_i - \mu)^2 - n(\overline{x} - \mu)^2\right)$$

$$=\sum_{i=1}^{n} E((x_i - \mu)^2) - n E((\overline{x} - \mu)^2)$$

$$=\sum_{i=1}^{n} Var(x_i) - n Var(\overline{x})$$

因为 
$$\overline{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i$$
,于是我们有  $\operatorname{Var}(\overline{x}) = \frac{1}{n} \operatorname{Var} x$ 

因此

$$egin{aligned} & \operatorname{E}\!\left(\sum_{i=1}^n \left(x_i - \overline{x}
ight)^2
ight) \ & = \sum_{i=1}^n \operatorname{Var}(x_i) - n\operatorname{Var}(\overline{x}) \ & = (n-1)\operatorname{Var}(x) \end{aligned}$$

最后, 我们有

$$\mathrm{E}(s^2) = \mathrm{E}\left(\sum_{i=1}^n rac{(x_i - \overline{x})^2}{n-1}
ight) \ = rac{1}{n-1} \, \mathrm{E}\left(\sum_{i=1}^n \left[(x_i - \mu) - (\overline{x} - \mu)\right]^2
ight) \ = \mathrm{Var}(x)$$

可见  $S^2$  是对 Var(X) 的无偏估计。

### 3σ 原则

数值分布在  $(\mu - \sigma, \mu + \sigma)$  中的概率为 0.6827。

数值分布在  $(\mu - 2\sigma, \mu + 2\sigma)$  中的概率为 0.9545。

数值分布在  $(\mu - 3\sigma, \mu + 3\sigma)$  中的概率为 0.9973。

# 归一化:标准正态分布

**样本均值的频数直方图**的数字不能直接看出比例排名,所以引入**频率直方图**,但直方图固有弊端在于会缺少部分信息,所以需要缩小组距以增加信息,但过小又没有了直方图意义,所以引入**概率分布图——标准正态分布**。

#### Z 值: 标准差数量

公式

$$z=rac{x-\mu}{\delta}$$

#### 含义

无论值是多少,我们都可以将其转换为与均值的标准差。通过将正态分布中的值转换为 z,就可以知道小于或大于该值得百分比。

例如某个值与平均值相差 1 个标准偏差  $\sigma$ ,则无论是哪种正态分布,我们都知道大约 80% 的值 < 该值。

#### 标准正态分布

我们可以将任何正态分布转化为标准正态分布,通过 Z 值进行分析,再按照任何方式扩展。

#### Z 值表

链接。

# 抽样分布

# 样本统计量

根据样本构造的不含未知参数的函数为统计量。

样本均值

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

样本方差

$$S^2 = rac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n ig( X_i - ar{X} ig)^2 = rac{1}{n-1} \Biggl( \sum_{i=1}^n X_i^2 - n ar{X}^2 \Biggr)$$

样本标准差

$$S=\sqrt{S^2}=\sqrt{rac{1}{n-1}igg(\sum_{i=1}^n X_i^2-nar{X}^2igg)}$$

样本K阶(原点)矩

$$A_k=rac{1}{n}\sum_{i=1}^n X_i^k, \quad k=1,2,\ldots$$

样本K阶中心矩

$$B_k = rac{1}{n} \sum_{i=1}^n ig(X_i - ar{X}ig)^k, \quad k = 1, 2, \ldots$$

# 抽样分布

在使用统计量进行统计推断时,需要知道统计量的分布,比如样本均值的分布。

统计量的分布,叫做抽样分布。总体分布函数已知时,样本分布是确定的,但是:

- 1. 通常, 我们是不知道总体分布的;
- 2. 要求出统计量的精确分布是困难的。

虽然总体不知道时,我们很难确定,解决这种问题需要学习非参数统计。然而,有两种情况是比较好研究的:

- 1. 对于正太总体分布, 其常用的统计量的分布是可以推断出来的。
- 对于一般总体分布,我们可以由大数定律和中心极限定理得到其样本均值统计量的期望、分布和方差等。

# 正态总体的常用统计量的分布

假设总体  $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ 。

我们可能会用到各种各样的**统计量**,但归根结底是这些统计量满足**四种典型的分布**,即 z(即正态分布)、 $\chi^2$ 、t 和 F 分布,每一个分布对应一种检验方法,即 z 检验、检  $\chi^2$  验、t 检验和 F 检验。

这些统计量大多都是一个样本或多个样本的样本均值  $\bar{X}$ 、样本方差  $S^2$ 、总体均值  $\mu$  和总体方差  $\sigma^2$  这些元素组成的,比如  $\frac{\bar{X}-\mu}{\sigma/\sqrt{n}}$ ,  $\frac{\bar{X}-\mu}{S/\sqrt{n}}$  等,但我们在选择时,一定要只有被检验一个参数不知道,所以,如果我们想用第一个统计量,那么除了  $\bar{X}$ ,n这俩一定知道的参数之外,如果我们要检验  $\mu$ ,那么就必须知道总体标准差  $\sigma$ 。换句话说,如果我们知道总体标准差  $\sigma$ ,那么我们就可以选择  $\frac{\bar{X}-\mu}{\sigma/\sqrt{n}}$  这个统计量,并根据其满足的标准正态分布规律对总体均值  $\mu$  进行假设检验(或求置信区间)。

但是实际情况中,总体标准差  $\sigma$  我们大多不知道,这个时候就不能使用  $\frac{\bar{X}-\mu}{\sigma/\sqrt{n}}$  这个统计量了,而由于我们能求出样本标准差 s,那么就可以选择  $\frac{\bar{X}-\mu}{s/\sqrt{n}}$  这个统计量,这个统计量需要知道的关于总体的信息(参数)更少,但也服从 t(n-1) 分布。也就是只需要知道总体满足正态分布即可,而不需要知道其总体方差  $\sigma$ ,就可以对总体均值  $\mu$  进行检验。

我们了解并学习这 4 种分布,是因为这 4 种分布,其分布函数和密度函数都能很好地进行量化,正态分布就是最好的例子,其他三种只是学习之前我们不常接触而已。

以下是对这四种分布的详细的介绍。

#### 样本均值的正态分布

样本均值是最常用的统计量之一,一般用于 2-检验,用以检验总体均值。

统计量: 
$$ar{X}=rac{1}{n}\sum_{i=1}^n X_i$$
,或  $z=rac{ar{X}-\mu}{\sigma/\sqrt{n}}$ 

统计量分布:  $ar{X} \sim N\left(\mu, \frac{\sigma^2}{n}\right)$ ,或  $z \sim N\left(0, 1\right)$ 。

卡方分布

定义

设  $X \sim N(0,1)$ , 则称统计量

$$\chi^2 = X_1^2 + X_2^2 + \ldots + X_n^2$$

服从自由度为 n的  $\chi^2$ 分布,记为 $\chi^2 \sim \chi^2 (n)$ ,自由度指上式右端包含的独立变量的个数。

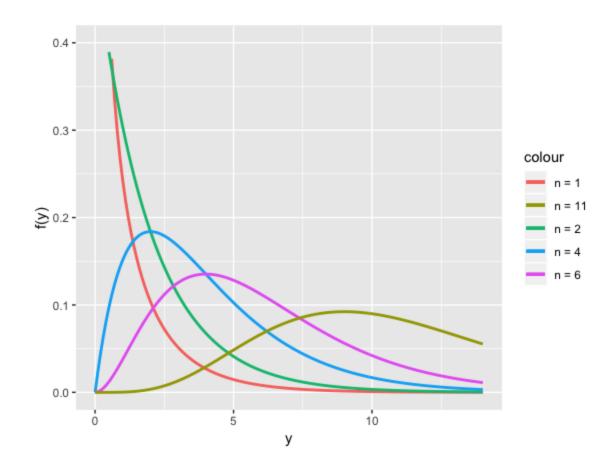
密度函数

$$f_{n}\left(y
ight)=rac{1}{2^{n/2}\Gamma\left(n/2
ight)}y^{n/2-1}e^{-y/2},\;\;
otag\ x\geq0;$$

当  $x \le 0$  时, $f_k(x) = 0$ 。这里  $\Gamma$  代表Gamma函数。

推导见书P139

图形



## 卡方分布的可加性

设 
$$\chi_1^2 \sim \chi^2(n_1), \chi_2^2 \sim \chi^2(n_2)$$
,并且  $\chi_1^2, \chi_2^2$  相互独立,则有  $\chi_1^2 + \chi_2^2 \sim \chi^2(n_1 + n_2)$ 

卡方分布的数学期望和方差

$$\chi^2 \sim \chi^2\left(n
ight), \;\; extstyle \mathbb{E}(\chi^2) = n, D(\chi^2) = 2n \;\; \circ$$

卡方分布上的分位点

对于给定的  $\alpha, 0 < \alpha < 1$ , 满足条件:

$$P\{\chi^2>\chi^2_lpha(n)\}=\int_{\chi^2_lpha(n)}^\infty f(y)dy=lpha$$

### 卡方分布表

### 卡方分布表

费希尔曾证明,当 n 充分大时,近似地有  $\chi^2_{\alpha}(n) \approx \frac{1}{2}(z_{\alpha} + \sqrt{2n-1})^2$ 。

利用前式可以求得当 n>40 时卡方分布上  $\alpha$  分位点的近似值。

## t 分布

定义

设  $X \sim N(0,1)$  ,  $Y \sim \chi^2(n)$ , 且 X, Y 相互独立,则称随机变量(统计量)

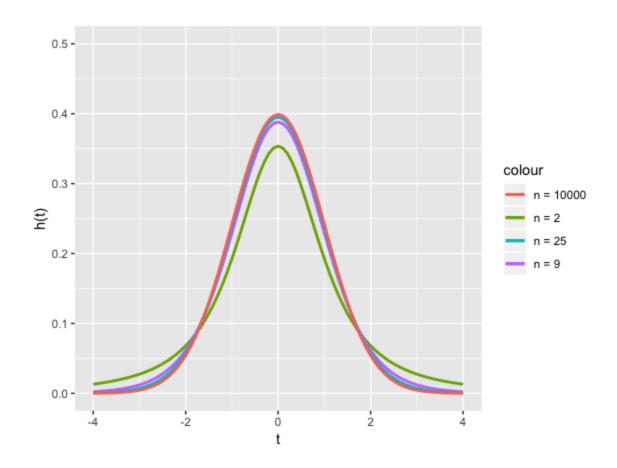
$$t = \frac{X}{\sqrt{Y/n}}$$

服从自由度为n的t分布,即为  $t \sim t(n)$ ,t 分布又称学生氏(student)分布。

#### 密度函数

$$h(t) = rac{\Gamma[(n+1)/2]}{\sqrt{\pi n} \Gamma\left(n/2
ight)} (1 + rac{t^2}{n})^{-(n+1)/2}, -\infty < t < \infty$$

图像



h(t) 的图形关于 t=0 对称,当 n 充分大时,其图形类似于标准正态变量概率密度的图形。但对于较小 n , t 分布与 N(0,1) 分布相差较大。

#### t 分布分位点

对于给定的  $\alpha, 0 < \alpha < 1$ , 满足条件:

$$P\{t>t_{lpha}(n)\}=\int_{t_{lpha}(n)}^{\infty}h(t)dt=lpha$$

的点  $t_a(n)$  就是 t(n) 分布上的  $\alpha$  分位点。

$$t_{1-a}\left( n
ight) =-t_{a}\left( n
ight)$$

且当 n>45 时,对于常用的  $\alpha$  的值,就用正态近似:  $t_{a}\left(n\right)=z_{\alpha}$ 

### F 分布

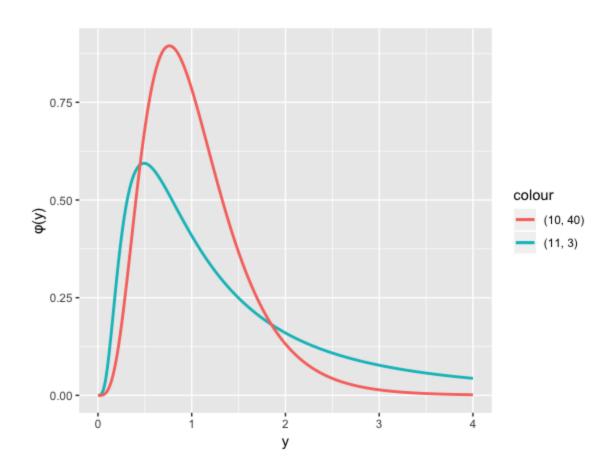
定义

 $U\sim\chi^2(n_1), V\sim\chi^2(n_2)$ ,且 U,V 相互独立,则称随机变量  $F=rac{U/n_1}{V/n_2}$  服从自由度为  $(n_1,n_2)$  的 F 分布,记为  $F\sim F(n_1,n_2)$ 。

#### 概率密度

$$arphi(y) = rac{\Gamma[(n_1+n_2)/2](n_1/n_2)^{n_1/2}y^{(n_1/2)-1}}{\Gamma(n_1/2)\Gamma(n_2/2)[1+(n_1y/n_2)]^{(n_1+n_2)/2}}, y>0$$
,其他为 0。

#### 图形



由定义可知,若  $F \sim F(n_1, n_2)$ ,则  $\frac{1}{F} \sim F(n_2, n_1)$ 

还有性质: 
$$F_{1-lpha}(n_1,n_2)=rac{1}{F_lpha(n_2,n_1)}$$

#### 分位点

对于给定的  $\alpha$ ,  $0 < \alpha < 1$ , 满足条件:

$$P\{F>F_lpha(n_1,n_2)\}=\int_{F_lpha(n_1,n_2)}^\infty arphi(y)dy=lpha$$

的点  $F_{\alpha}(n_1,n_2)$  就是  $F(n_1,n_2)$  分布的 上  $\alpha$  分位点。

类似地有卡方分布, t 分布, P 分布的**下分位点**。

#### 常用统计量的分布

1. 
$$\frac{\bar{X}-\mu}{\sigma/\sqrt{n}}\sim N\left(0,1\right)$$

2. 
$$\frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} \sim \chi^2 (n-1)$$

3. 
$$\bar{X}$$
 与  $S^2$  相互独立

4. 
$$\frac{\bar{X}-\mu}{S/\sqrt{n}} \sim t(n-1)$$

5. 
$$rac{S_1^2/S_2^2}{\sigma_1^2/\sigma_2^2} \sim F(n_1-1,n_2-1)$$

6. 当 
$$\sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \sigma^2$$
 时,  $\frac{\left(\bar{X} - \bar{Y}\right) - (\mu_1 - \mu_2)}{S_{\omega}\sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}} \sim t \left(n_1 + n_2 - 2\right)$ ,其中

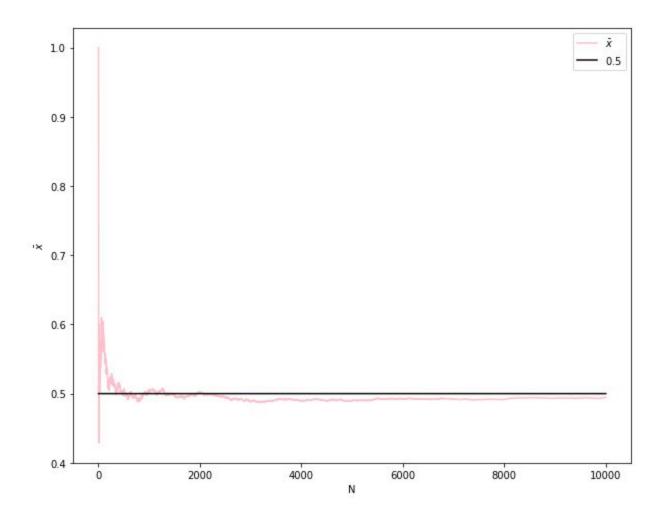
$$S_{\omega}^{2}=rac{\left(n_{1}-1
ight)S_{1}^{2}+\left(n_{2}-1
ight)S_{2}^{2}}{n_{1}+n_{2}-2},S_{\omega}=\sqrt{S_{\omega}^{2}}$$

# 一般总体样本均值的分布

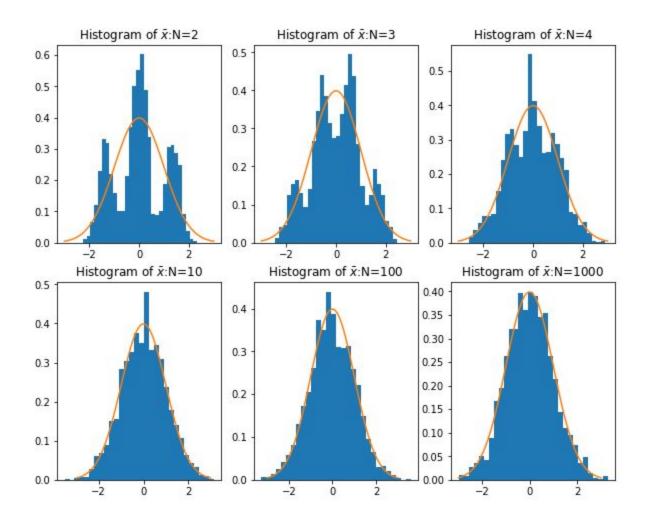
#### 大数定律和中心极限定理回顾

在概率论中,我们已经了解了**大数定律**和中心极限定理(详见前面的章节):

大数定律讲的是样本均值收敛到总体均值(就是期望),像这个图一样:



而中心极限定理告诉我们,当样本量足够大时,样本均值的分布慢慢变成正态分布,就像这个图:



#### 示例

X 代表掷骰子点数的随机变量,X = 1, 2, ..., 6, EX = 3.5,我们做一次试验时掷 2 次骰子,即样本容量为 2,做一次实验的话是一个样本,2 个数字的均值是一个统计量,叫样本均值。

对于这个实验,我们知道总体分布或分布律,为比如一个样本 (1,4),样本均值=2.5,也就是观察值=2.5。我们可以发现,只做一次试验,样本统计量的观察值是不等于总体 X 的均值 EX=3.5 的。

但是,只要我们试验的次数足够多,比如又做了 100 次试验,得到 100 个样本:  $(4,6),(3,1),(1,2)\dots$  样本均值的观察值依次为: 5, 2, 1.5, ... 大数定律说的就是这些样本均值依概率收敛于总体期望,即  $\frac{1}{100}(2.5+5+2+1.5...)\approx 3.5=EX \ , \ \text{用依概率收敛的符号表示即}\ \bar{X_n} \stackrel{p}{\to} \mu^\circ$ 

中心极限定理是说,当样本量足够大时,这些样本均值的观察值是满足正态分布的。

#### 总结

随机变量  $X,EX=\mu,DX=\sigma^2$ 。则独立同分布情况下,若样本量很大,由中心极限定理,样本均值  $\bar{X}$  近似地服从参数为  $N(\mu,\frac{\sigma^2}{n})$  的正态分布。

样本容量如果增大 n 倍,其标准差会缩小为  $\frac{1}{\sqrt{n}}$ ,分布也会变窄。

#### 应用

- 1. 对于一个随机变量  $X, EX = \mu, DX = \sigma^2$ 。若设定样本容量为 n,我们可以得到样本均值  $\bar{X}$  的满足参数为  $N(\mu, \frac{\sigma^2}{n})$  的正态分布,换个说法,  $\frac{\bar{X} \mu}{\sigma/\sqrt{n}} \sim N(0, 1)$ 。
- 2. 在分布确定、有了抽样分布的基础上, 当我们实际得到一个样本, 我们想检验这个样本是否正常。
- 3. 既然  $\mu$ ,  $\sigma$  和 n 均已知,那么  $\frac{\bar{X}-\mu}{\sigma/\sqrt{n}}$  是一个统计量,即 z,由于单位正态分布天然的计算和观察优势,我们可以利用 z 得到出现此样本的概率。
- 4. 比如,我们得到  $z > z_0$  的概率只有 0.01,那么我们可以认为这是不正常的。因为小概率事件在一次试验中是很难发生的,但也确实有可能发生,比如这里发生的几率就是 0.01。
- 5. 所以我们如果假定,一次试验当原假设为真时,我们不接受它的概率为 0.05,也就是说弃真错误  $\alpha = 0.05$ ,我们就会抛弃这个样本,觉得它是假的,也就是说我们认为这个样本不正常。另一种说法 是,我们有 0.95 的把握认为这个样本是不正常的。
- 6. 这就是假设检验的基本思想,具体会在之后的章节提到。