第一章 统计学的基本概念(1)

例 小儿麻痹症是20世纪五十年代的一种流行病,对于一种疫苗的有效性检验,收集了20万儿童并随机分成两组:实验组和对照组.试验结果是对照组中有138个儿童受到感染,而实验组中则有56个受到感染.试根据这组数据判断疫苗的有效性.

统计假设检验的结果表明138与56的差异是高度显著的, 因此该疫苗统计有效.

本章要点

- 一、直方图
- 二、总体与样本
- 三、经验分布函数
- 四、统计量
- 五、三大常用分布
- 六、抽样分布

§ 1.1 直方图

一、直方图的做法:例1.1

直方图近似描绘了连续型随机变量的概率密度函数.

统计学主要研究如何以有效的方法收集、整理与分析 带有随机性影响的数据,从而对所考察的问题作出推断和 预测,进一步为采取某种决策提供理论依据和建议.

§ 1.2 总体与样本

我们把研究对象的全体称为总体,组成总体的每个成员称为个体.(以例1.1为对照)

特指:

研究对象的某项数量指标的全体称为总体,组成总体的每个成员的该项数量指标称为个体.

总体分布

总体指标是一个随机变量,记为 $X: X \sim f(x,\theta)$ 当总体 X 是离散型随机变量时,定义总体分布并记为

 $f(x,\theta) = P(X = x)$,即为总体 X 的概率函数. 当总体 X 是连续型随机变量时,定义总体分布为

 $f(x,\theta) = f_X(x)$,即为总体 X的概率密度函数.

总体分布的记号一致但指向不同!

而 $F_X(x) = F(x) = P(X \le x)$, $x \in R$ 称为总体 X 的分布函数.

例1 设总体 $X \sim B(1, p)$, 试写出总体分布 f(x, p).

解
$$f(x,p) = P(X = x) = p^{x}(1-p)^{1-x}, x = 0,1.$$

例2 设总体 $X \sim P(\lambda)$, 试写出总体分布 $f(x, \lambda)$.

解
$$f(x,\lambda) = P(X=x) = \frac{\lambda^x}{x!} e^{-\lambda}, x = 0,1,2,\cdots$$

例3 设总体 $X \sim R(0,\theta)$, 写出总体分布 $f(x,\theta)$.

解
$$f(x,\theta) = \begin{cases} \frac{1}{\theta}, & 0 < x < \theta, \\ 0, & \text{其余.} \end{cases}$$

例4 设总体 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, 写出总体分布 $f(x, \mu, \sigma^2)$.

解
$$f(x,\mu,\sigma^2) = f_X(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi \cdot \sigma}} e^{\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}}, -\infty < x < +\infty.$$

样本

在统计学中,总体分布往往是未知的,有时虽然总体分布的类型已知,但分布中含有未知参数,如所作直方图中数据,从直方图判断食品重量服从正态分布,但是均值 μ 和方差 σ^2 这两个参数是未知的.

我们需要一些观测数据来求得 μ 和 σ^2 ,即进行试验.但是考虑到经济因素,考虑到有些试验又是破坏性试验,如测试灯泡的寿命等,在这种情形下,就要考虑数据的选取方式.

我们希望从客观存在的总体中按一定原则选取一些个体、即抽样,通过对这些个体作观察或测试来推断关于总体分布的某些量,例如总体 X 的均值、方差、中位数等.

这些选取的个体便称为取自总体的一个样本,这些个体的观测值称为样本观测值.

在抽样前,样本的观测值是不确定的.为了体现其随机性,在统计学中把样本记作(X_1, X_2, \dots, X_n).事实上是一个 n 维随机向量.抽样后通过试验或观测得到的数值称为样本观测值,记作(x_1, x_2, \dots, x_n),是一组数据或看成 n 维空间中的一个点. 称 n为样本大小,或样本容量.

在实际工作中,我们通常把看到的一堆数据称为样本.但是严格来讲:样本不是数据而是一组随机变量.

数据是抽样完成以后得到的一次观测值,而统计学则研究 如何利用样本的信息在抽样前就某个问题制定"方针政策".

简单随机样本

从总体中抽取样本的方法有很多种,主要并且常用的就是 所谓的简单随机抽样方法,即有放回重复独立的抽取,这样 得到的样本便称之为简单随机样本.

由抽样方式即可知,简单随机样本具有以下两个特点:

- 1. 独立性: 随机变量 X_1, X_2, \dots, X_n 是相互独立的;
- 2. 代表性:每个个体 X_i 的分布都和总体分布相同;

即
$$X_i \sim f(x_i, \theta), i = 1, 2, \dots, n.$$

问题: 如何求样本的联合分布即联合概率密度函数或联合概率函数?

设总体 X 为离散型随机变量, $X \sim f(x,\theta) = P(X=x)$.

则样本 (X_1, X_2, \dots, X_n) 的联合概率函数定义为:

$$f * (x_1, x_2, \dots, x_n, \theta) \triangleq P(X_1 = x_1, X_2 = x_2, \dots, X_n = x_n)$$

$$= P(X_1 = x_1) P(X_2 = x_2) \dots P(X_n = x_n)$$

$$= f(x_1, \theta) f(x_2, \theta) \dots f(x_n, \theta)$$

$$= \prod_{i=1}^n f(x_i, \theta), \qquad x_i \in R, \ i = 1, \dots, n.$$

例5 设总体 $X \sim B(1, p), (X_1, X_2, \dots, X_n)$ 是取自该总体的一个样本, 试写出样本 (X_1, X_2, \dots, X_n) 的联合概率函数.

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

 $= \prod_{i=1}^n P(X_i = x_i) = \prod_{i=1}^n p^{x_i} (1-p)^{1-x_i}$
 $= p^{\sum_{i=1}^n x_i} (1-p)^{n-\sum_{i=1}^n x_i}, \quad x_i = 0, 1, i = 1, 2, \dots, n.$

例6 设总体 $X \sim P(\lambda)$, (X_1, X_2, \dots, X_n) 为取自该总体的一个样本,写出样本 (X_1, X_2, \dots, X_n) 的联合概率函数.

解
$$f^*(x_1, x_2, \dots, x_n, \lambda) = \prod_{i=1}^n f(x_i, \lambda) = \prod_{i=1}^n P(X_i = x_i)$$

$$= e^{-\lambda} \frac{\lambda^{x_1}}{x_1!} \cdots e^{-\lambda} \frac{\lambda^{x_n}}{x_n!} = e^{-n\lambda} \cdot \frac{\lambda^{\sum_{i=1}^n x_i}}{x_1! x_2! \cdots x_n!}$$

$$x_i = 0, 1, 2, \dots, i = 1, 2, \dots, n.$$

设总体 X 为连续型随机变量, 密度函数为 $X \sim f(x,\theta)$, 则样本 (X_1, X_2, \dots, X_n) 的联合密度函数为:

$$f *(x_1, x_2, \dots, x_n, \theta) = f_{(X_1, X_2, \dots, X_n)}(x_1, x_2, \dots, x_n)$$

$$= f(x_1, \theta) \cdot f(x_2, \theta) \cdot \dots \cdot f(x_n, \theta)$$

$$= \prod_{i=1}^n f(x_i, \theta)$$

例7 设总体 $X \sim R(0,\theta), (X_1, X_2, \dots, X_n)$ 为取自该总体的一个样本,写出样本 (X_1, X_2, \dots, X_n) 的联合密度函数.

解 因总体 $X \sim R(0,\theta)$, 因此相应的密度函数为

$$f(x,\theta) = \begin{cases} \frac{1}{\theta}, & 0 < x < \theta, \\ 0, & \text{ #$x.} \end{cases}$$

因此, 样本的联合密度函数为

$$f^{*}(x_{1}, x_{2}, \dots, x_{n}, \theta) = \begin{cases} \frac{1}{\theta^{n}}, & 0 < x_{i} < \theta, i = 1, 2, \dots n, \\ 0, & \sharp \text{ } \text{.} \end{cases}$$

例8 设总体 $X \sim N(\mu, \sigma^2), (X_1, X_2, \dots, X_n)$ 为取自该总体的一个样本,写出 (X_1, X_2, \dots, X_n) 的联合密度函数.

解 因 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$,相应的密度函数为

$$f(x,\mu,\sigma^2) = \frac{1}{\sqrt{2\pi \cdot \sigma}} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}}, \quad -\infty < x < +\infty,$$

因此,样本的联合密度函数为

$$f^*(x_1, x_2, \dots, x_n, \mu, \sigma^2) = \prod_{i=1}^n \frac{1}{\sqrt{2\pi \cdot \sigma}} e^{-\frac{(x_i - \mu)^2}{2\sigma^2}}$$

$$= (\sqrt{2\pi \cdot \sigma})^{-n} e^{-\frac{2\sigma^2}{2\sigma^2}} = (2\pi\sigma^2)^{-\frac{n}{2}} e^{-\frac{(x_i - \mu)^2}{2\sigma^2}}$$

$$-\infty < x_i < +\infty, \quad i = 1, 2, \dots, n.$$

例9 设 (X_1, X_2, \dots, X_n) 是取自总体 X 的一个样本,X 的概率密度函数为

$$f(x,\theta) = \begin{cases} \frac{2x}{\theta^2}, & 0 < x < \theta, \\ 0, & \text{ i.s.} \end{cases}$$

试写出 (X_1, X_2, \dots, X_n) 的联合密度函数.

解 样本的联合密度函数为

$$f^{*}(x_{1}, x_{2}, \dots, x_{n}, \theta) = \begin{cases} \frac{2^{n} x_{1} x_{2} \dots x_{n}}{\theta^{2n}}, & 0 < x_{i} < \theta, i = 1, 2, \dots, n \\ 0, & \text{ #\pounds}. \end{cases}$$

例10 设 (X_1, X_2, \dots, X_n) 是取自总体 X 的一个样本,X 的概率函数为

$$f(x,p) = P(X = x) = p(1-p)^{x-1}, x = 1, 2, \dots$$

试写出样本 (X_1, X_2, \dots, X_n) 的联合概率函数.

解 样本的联合概率函数为

$$f^*(x_1, x_2, \dots, x_n, p) = p^n (1-p)^{\sum_{i=1}^n x_i - n}$$
$$x_i = 1, 2, \dots, i = 1, 2, \dots, n$$

§ 1.3 经验分布函数

设 (X_1, X_2, \dots, X_n) 是取自总体X的一个样本, (x_1, \dots, x_n) 是样本观测值,定义函数

$$F_n(x) = \frac{1}{n} \cdot \{X_1, \dots, X_n 中小于或等于 x 的个数\},$$
$$-\infty < x < +\infty$$

则称该函数为随机变量(或总体) X 的经验分布函数.

相应地, 称函数

$$\tilde{F}_n(x) = \frac{1}{n} \cdot \{x_1, \dots, x_n \, \text{中小于或等于} x \, \text{的个数} \},$$
$$-\infty < x < +\infty$$

为经验分布函数的观测值.

例11 设有一组样本观测值(5,3,7,5,4),试写出经验分布函数的观测值.

$$\tilde{F}_5(x) = \frac{1}{5} \cdot \{x_1, \dots, x_5 \text{ 中小于或等于} x \text{ 的个数}\}$$

$$\begin{cases} 0, & x < 3, \\ \frac{1}{5}, & 3 \le x < 4, \\ \frac{2}{5}, & 4 \le x < 5, \\ \frac{4}{5}, & 5 \le x < 7, \\ 1, & x \ge 7. \end{cases}$$

解(2) 先写出样本观测值的频率分布: (5,3,7,5,4)

样本观测值	3	4	5	7
频率	1	1	2	1
<i>沙</i> 火 门	5	5	5	5

把它看成是某个离散型随机变量的概率函数,那么与它对应的分布函数便是经验分布函数的观测值.(略)

经验分布函数和总体分布函数的联系

定理**1.1** 设 (X_1, X_2, \dots, X_n) 是取自总体 X 的一个样本, F(x) 为总体分布函数,则对任意实数 $x \in (-\infty, +\infty)$ 以及任意的 $\varepsilon > 0$,有

$$\lim_{n \to \infty} P(|F_n(x) - F(x)| \ge \varepsilon) = 0, \quad -\infty < x < +\infty$$

即 $F_n(x) \xrightarrow{P} F(x)$, 当 $n \to \infty$ 时.

证明主要步骤: (1)对任意实数 $x \in (-\infty, +\infty)$, 设

$$Y_i = \begin{cases} 1, & X_i \le x, \\ 0, & X_i > x. \end{cases}$$
 $i = 1, 2, \dots, n$, M

$$Y_i \sim B(1, p)$$
 , $\exists p = P(X_i \le x) = P(X \le x) = F(x)$;

(2)记
$$\overline{Y} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} Y_i$$
,则 $\overline{Y} = F_n(x), E(\overline{Y}) = p;$

(3)由大数定律
$$\overline{Y} \xrightarrow{P} p$$
 , 此即 $F_n(x) \xrightarrow{P} F(x)$.

或
$$\lim_{n\to\infty} P(|F_n(x)-F(x)|\geq \varepsilon)=0.$$

