

第六章 样本及抽样分布

毛雪峰

上海大学理学院数学系

1月11日~1月15日

数理统计是怎样一门学科？

数理统计是以概率论为理论基础,根据试验或观察得到的数据,来研究随机现象,对研究的对象的客观规律作出合理的估计和判断.

数理统计包括的内容

如何收集、整理数据资料;如何对所得的数据进行分析、研究,从而对所研究的对象的性质、特点作出推断.

数理统计与概率论的区别

- 在概率论中,我们所研究的随机变量,它的分布都是假设已知的,在这一前提下去研究它的性质、特点和规律性.
- 在数理统计中,我们研究的随机变量,它的分布是未知的,或者是不完全知道的,人们是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,再分析数据推断结论.

数理统计是怎样一门学科？

数理统计是以概率论为理论基础,根据试验或观察得到的数据,来研究随机现象,对研究的对象的客观规律作出合理的估计和判断.

数理统计包括的内容

如何收集、整理数据资料; 如何对所得的数据进行分析、研究, 而对所研究的对象的性质、特点作出推断.

数理统计与概率论的区别

- 在概率论中, 我们所研究的随机变量, 它的分布都是假设已知的, 在这一前提下去研究它的性质、特点和规律性.
- 在数理统计中, 我们研究的随机变量, 它的分布是未知的, 或者是不完全知道的, 人们是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, 再分析数据推断结论.

数理统计是怎样一门学科？

数理统计是以概率论为理论基础,根据试验或观察得到的数据,来研究随机现象,对研究的对象的客观规律作出合理的估计和判断.

数理统计包括的内容

如何收集、整理数据资料;如何对所得的数据进行分析、研究,从而对所研究的对象的性质、特点作出推断.

数理统计与概率论的区别

- 在概率论中,我们所研究的随机变量,它的分布都是假设已知的,在这一前提下去研究它的性质、特点和规律性.
- 在数理统计中,我们研究的随机变量,它的分布是未知的,或者是不完全知道的,人们是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,再分析数据推断结论.

数理统计是怎样一门学科？

数理统计是以概率论为理论基础,根据试验或观察得到的数据,来研究随机现象,对研究的对象的客观规律作出合理的估计和判断.

数理统计包括的内容

如何收集、整理数据资料;如何对所得的数据进行分析、研究,从而对所研究的对象的性质、特点作出推断.

数理统计与概率论的区别

- 在概率论中,我们所研究的随机变量,它的分布都是假设已知的,在这一前提下去研究它的性质、特点和规律性.
- 在数理统计中,我们研究的随机变量,它的分布是未知的,或者是不完全知道的,人们是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,再分析数据推断结论.

数理统计是怎样一门学科？

数理统计是以概率论为理论基础,根据试验或观察得到的数据,来研究随机现象,对研究的对象的客观规律作出合理的估计和判断.

数理统计包括的内容

如何收集、整理数据资料;如何对所得的数据进行分析、研究,从而对所研究的对象的性质、特点作出推断.

数理统计与概率论的区别

- 在概率论中,我们所研究的随机变量,它的分布都是假设已知的,在这一前提下去研究它的性质、特点和规律性.
- 在数理统计中,我们研究的随机变量,它的分布是未知的,或者是不完全知道的,人们是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,再分析数据推断结论.

数理统计是怎样一门学科？

数理统计是以概率论为理论基础,根据试验或观察得到的数据,来研究随机现象,对研究的对象的客观规律作出合理的估计和判断.

数理统计包括的内容

如何收集、整理数据资料;如何对所得的数据进行分析、研究,从而对所研究的对象的性质、特点作出推断.

数理统计与概率论的区别

- 在概率论中,我们所研究的随机变量,它的分布都是假设已知的,在这一前提下去研究它的性质、特点和规律性.
- 在数理统计中,我们研究的随机变量,它的分布是未知的,或者是不完全知道的,人们是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,再分析数据推断结论.

内容介绍

1 随机样本

2 统计量

3 抽样分布

Outline

1 随机样本

2 统计量

3 抽样分布

6.1.1 总体和个体

定义:在数理统计中, 往往需要研究有关对象的某一项数量指标. 对这一数量指标进行试验或观察, 将试验的全部可能的观察值称为**总体**, 每个可能的观察值称为**个体**, 总体中所包含的个体的个数称为总体的容量, 总体按容量可分为有限总体和无限总体.

为什么总体可看成是一个随机变量?

总体的每一个个体是随机试验的一个观察值, 这个取值有一定的分布, 而且具有随机性. 所以一个总体对应一个随机变量 X , 可不区分总体与相应的随机变量, 笼统称为总体 X . X 的分布函数和数字特征就是总体的分布函数和数字特征.

6.1.1 总体和个体

定义:在数理统计中, 往往需要研究有关对象的某一项数量指标. 对这一数量指标进行试验或观察, 将试验的全部可能的观察值称为**总体**, 每个可能的观察值称为**个体**, 总体中所包含的个体的个数称为总体的**容量**, 总体按容量可分为**有限总体**和**无限总体**.

为什么总体可看成是一个随机变量?

总体的每一个个体是随机试验的一个观察值, 这个取值有一定的分布, 而且具有随机性. 所以一个总体对应一个随机变量 X , 可不区分总体与相应的随机变量, 笼统称为总体 X . X 的分布函数和数字特征就是总体的分布函数和数字特征.

6.1.1 总体和个体

定义:在数理统计中, 往往需要研究有关对象的某一项数量指标. 对这一数量指标进行试验或观察, 将试验的全部可能的观察值称为**总体**, 每个可能的观察值称为**个体**, 总体中所包含的个体的个数称为总体的**容量**, 总体按容量可分为**有限总体**和**无限总体**.

为什么总体可看成是一个随机变量?

总体的每一个个体是随机试验的一个观察值, 这个取值有一定的分布, 而且具有随机性. 所以一个总体对应一个随机变量 X , 可不区分总体与相应的随机变量, 笼统称为总体 X . X 的分布函数和数字特征就是总体的分布函数和数字特征.

6.1.1 总体和个体

定义:在数理统计中, 往往需要研究有关对象的某一项数量指标. 对这一数量指标进行试验或观察, 将试验的全部可能的观察值称为**总体**, 每个可能的观察值称为**个体**, 总体中所包含的个体的个数称为总体的**容量**, 总体按容量可分为**有限总体**和**无限总体**.

为什么总体可看成是一个随机变量?

总体的每一个个体是随机试验的一个观察值, 这个取值有一定的分布, 而且具有随机性. 所以一个总体对应一个随机变量 X , 可不区分总体与相应的随机变量, 笼统称为总体 X . X 的分布函数和数字特征就是总体的分布函数和数字特征.

6.1.1 总体和个体

定义:在数理统计中, 往往需要研究有关对象的某一项数量指标. 对这一数量指标进行试验或观察, 将试验的全部可能的观察值称为**总体**, 每个可能的观察值称为**个体**, 总体中所包含的个体的个数称为总体的**容量**, 总体按容量可分为**有限总体**和**无限总体**.

为什么总体可看成是一个随机变量?

总体的每一个个体是随机试验的一个观察值, 这个取值有一定的分布, 而且具有随机性. 所以一个总体对应一个随机变量 X , 可不区分总体与相应的随机变量, 笼统称为总体 X . X 的分布函数和数字特征就是总体的分布函数和数字特征.

6.1.1 总体和个体

定义:在数理统计中, 往往需要研究有关对象的某一项数量指标. 对这一数量指标进行试验或观察, 将试验的全部可能的观察值称为**总体**, 每个可能的观察值称为**个体**, 总体中所包含的个体的个数称为总体的**容量**, 总体按容量可分为**有限总体**和**无限总体**.

为什么总体可看成是一个随机变量?

总体的每一个个体是随机试验的一个观察值, 这个取值有一定的分布, 而且具有随机性. 所以一个总体对应一个随机变量 X , 可不区分总体与相应的随机变量, 笼统称为总体 X . X 的分布函数和数字特征就是总体的分布函数和数字特征.

6.1.1 总体和个体

定义:在数理统计中, 往往需要研究有关对象的某一项数量指标. 对这一数量指标进行试验或观察, 将试验的全部可能的观察值称为**总体**, 每个可能的观察值称为**个体**, 总体中所包含的个体的个数称为总体的**容量**, 总体按容量可分为**有限总体**和**无限总体**.

为什么总体可看成是一个随机变量?

总体的每一个个体是随机试验的一个观察值, 这个取值有一定的分布, 而且具有随机性. 所以一个总体对应一个随机变量 X , 可不区分总体与相应的随机变量, 笼统称为总体 X . X 的分布函数和数字特征就是总体的分布函数和数字特征.

6.1.1 总体和个体

定义:在数理统计中, 往往需要研究有关对象的某一项数量指标. 对这一数量指标进行试验或观察, 将试验的全部可能的观察值称为**总体**, 每个可能的观察值称为**个体**, 总体中所包含的个体的个数称为总体的**容量**, 总体按容量可分为**有限总体**和**无限总体**.

为什么总体可看成是一个随机变量?

总体的每一个个体是随机试验的一个观察值, 这个取值有一定的分布, 而且具有随机性. 所以一个总体对应一个随机变量 X , 可不区分总体与相应的随机变量, 笼统称为总体 X . X 的分布函数和数字特征就是总体的分布函数和数字特征.

6.1.2 样本的定义

设总体 X 的分布函数为 F , 在相同条件下, 对总体 X 进行 n 次重复独立的观察, 得到 n 个结果 X_1, X_2, \dots, X_n , 称随机变量 X_1, X_2, \dots, X_n 为来自总体 X 或来自分布函数 F 的, 容量为 n 的简单随机样本, 简称样本.

6.1.3 样本 X_1, X_2, \dots, X_n 的性质

- X_1, X_2, \dots, X_n 都与总体 X 具有相同的分布.
- X_1, X_2, \dots, X_n 相互独立.

设 x_1, x_2, \dots, x_n 分别为 X_1, X_2, \dots, X_n 的观察值, 称 x_1, x_2, \dots, x_n 为样本值, 又称为 X 的 n 个独立的观察值.

6.1.2 样本的定义

设总体 X 的分布函数为 F , 在相同条件下, 对总体 X 进行 n 次重复独立的观察, 得到 n 个结果 X_1, X_2, \dots, X_n , 称随机变量 X_1, X_2, \dots, X_n 为来自总体 X 或来自分布函数 F 的, 容量为 n 的简单随机样本, 简称样本.

6.1.3 样本 X_1, X_2, \dots, X_n 的性质

- X_1, X_2, \dots, X_n 都与总体 X 具有相同的分布.
- X_1, X_2, \dots, X_n 相互独立.

设 x_1, x_2, \dots, x_n 分别为 X_1, X_2, \dots, X_n 的观察值, 称 x_1, x_2, \dots, x_n 为样本值, 又称为 X 的 n 个独立的观察值.

6.1.2 样本的定义

设总体 X 的分布函数为 F , 在相同条件下, 对总体 X 进行 n 次重复独立的观察, 得到 n 个结果 X_1, X_2, \dots, X_n , 称随机变量 X_1, X_2, \dots, X_n 为来自总体 X 或来自分布函数 F 的, 容量为 n 的简单随机样本, 简称样本.

6.1.3 样本 X_1, X_2, \dots, X_n 的性质

- X_1, X_2, \dots, X_n 都与总体 X 具有相同的分布.
- X_1, X_2, \dots, X_n 相互独立.

设 x_1, x_2, \dots, x_n 分别为 X_1, X_2, \dots, X_n 的观察值, 称 x_1, x_2, \dots, x_n 为样本值, 又称为 X 的 n 个独立的观察值.

6.1.2 样本的定义

设总体 X 的分布函数为 F , 在相同条件下, 对总体 X 进行 n 次重复独立的观察, 得到 n 个结果 X_1, X_2, \dots, X_n , 称随机变量 X_1, X_2, \dots, X_n 为来自总体 X 或来自分布函数 F 的, 容量为 n 的简单随机样本, 简称样本.

6.1.3 样本 X_1, X_2, \dots, X_n 的性质

- X_1, X_2, \dots, X_n 都与总体 X 具有相同的分布.
- X_1, X_2, \dots, X_n 相互独立.

设 x_1, x_2, \dots, x_n 分别为 X_1, X_2, \dots, X_n 的观察值, 称 x_1, x_2, \dots, x_n 为样本值, 又称为 X 的 n 个独立的观察值.

6.1.2 样本的定义

设总体 X 的分布函数为 F , 在相同条件下, 对总体 X 进行 n 次重复独立的观察, 得到 n 个结果 X_1, X_2, \dots, X_n , 称随机变量 X_1, X_2, \dots, X_n 为来自总体 X 或来自分布函数 F 的, 容量为 n 的简单随机样本, 简称样本.

6.1.3 样本 X_1, X_2, \dots, X_n 的性质

- X_1, X_2, \dots, X_n 都与总体 X 具有相同的分布.
- X_1, X_2, \dots, X_n 相互独立.

设 x_1, x_2, \dots, x_n 分别为 X_1, X_2, \dots, X_n 的观察值, 称 x_1, x_2, \dots, x_n 为样本值, 又称为 X 的 n 个独立的观察值.

6.1.2 样本的定义

设总体 X 的分布函数为 F , 在相同条件下, 对总体 X 进行 n 次重复独立的观察, 得到 n 个结果 X_1, X_2, \dots, X_n , 称随机变量 X_1, X_2, \dots, X_n 为来自总体 X 或来自分布函数 F 的, 容量为 n 的简单随机样本, 简称样本.

6.1.3 样本 X_1, X_2, \dots, X_n 的性质

- X_1, X_2, \dots, X_n 都与总体 X 具有相同的分布.
- X_1, X_2, \dots, X_n 相互独立.

设 x_1, x_2, \dots, x_n 分别为 X_1, X_2, \dots, X_n 的观察值, 称 x_1, x_2, \dots, x_n 为样本值, 又称为 X 的 n 个独立的观察值.

实际中怎样抽取简单随机样本？(有限总体)

- 当总体容量不是很大时,从总体中抽取一个个体观察再放回,然后再抽取一个个体观察再放回,依次类推作放回抽样.
- 当总体中个体总数比样本容量大很多时,可采用不放回抽样,也可近似得到简单随机样本.

例6.1.1

设 X_1, X_2, \dots, X_n 为来自总体 X 的一个样本,则 X_1, X_2, \dots, X_n 必然满足()

- (A)独立但分布不同 (B)分布相同但不相互独立
(C)独立同分布 (D)不能确定

实际中怎样抽取简单随机样本？(有限总体)

- 当总体容量不是很大时,从总体中抽取一个个体观察再放回,然后再抽取一个个体观察再放回,依次类推作放回抽样.
- 当总体中个体总数比样本容量大很多时,可采用不放回抽样,也可近似得到简单随机样本.

例6.1.1

设 X_1, X_2, \dots, X_n 为来自总体 X 的一个样本,则 X_1, X_2, \dots, X_n 必然满足()

- (A) 独立但分布不同 (B) 分布相同但不相互独立
(C) 独立同分布 (D) 不能确定

实际中怎样抽取简单随机样本？(有限总体)

- 当总体容量不是很大时,从总体中抽取一个个体观察再放回,然后再抽取一个个体观察再放回,依次类推作放回抽样.
- 当总体中个体总数比样本容量大很多时,可采用不放回抽样,也可近似得到简单随机样本.

例6.1.1

设 X_1, X_2, \dots, X_n 为来自总体 X 的一个样本,则 X_1, X_2, \dots, X_n 必然满足()

- (A)独立但分布不同 (B) 分布相同但不相互独立
(C)独立同分布 (D) 不能确定

实际中怎样抽取简单随机样本？(有限总体)

- 当总体容量不是很大时,从总体中抽取一个个体观察再放回,然后再抽取一个个体观察再放回,依次类推作放回抽样.
- 当总体中个体总数比样本容量大很多时,可采用不放回抽样,也可近似得到简单随机样本.

例6.1.1

设 X_1, X_2, \dots, X_n 为来自总体 X 的一个样本,则 X_1, X_2, \dots, X_n 必然满足()

- (A)独立但分布不同 (B) 分布相同但不相互独立
(C)独立同分布 (D) 不能确定

实际中怎样抽取简单随机样本？(有限总体)

- 当总体容量不是很大时,从总体中抽取一个个体观察再放回,然后再抽取一个个体观察再放回,依次类推作放回抽样.
- 当总体中个体总数比样本容量大很多时,可采用不放回抽样,也可近似得到简单随机样本.

例6.1.1

设 X_1, X_2, \dots, X_n 为来自总体 X 的一个样本,则 X_1, X_2, \dots, X_n 必然满足()

- (A)独立但分布不同 (B) 分布相同但不相互独立
(C)独立同分布 (D) 不能确定

Outline

1 随机样本

2 统计量

3 抽样分布

6.2.1 设 X_1, X_2, \dots, X_n 是来自总体 X 的一个样本,

- 设 $g(X_1, X_2, \dots, X_n)$ 是 X_1, X_2, \dots, X_n 的函数,并且 g 中不包含未知参数,则称 $g(X_1, X_2, \dots, X_n)$ 是一个统计量.
- 设 x_1, x_2, \dots, x_n 是样本 X_1, X_2, \dots, X_n 的样本值,称 $g(x_1, x_2, \dots, x_n)$ 是 $g(X_1, X_2, \dots, X_n)$ 的观察值.

为什么要抽取样本构造统计量?

了解总体的性质,最理想的办法是对个体逐个观察,但不现实.

- 1 许多观察或试验是破坏性的,或则由于容量比较大,逐个观察或试验要耗费大量的人力、物力、财力.
- 2 直接使用样本有时太繁琐,不容易用数学方法来研究,难以提供有效的易了解的信息,因此必须对样本进行加工处理,构造不含未知参数的样本的连续函数.

6.2.1 设 X_1, X_2, \dots, X_n 是来自总体 X 的一个样本,

- 设 $g(X_1, X_2, \dots, X_n)$ 是 X_1, X_2, \dots, X_n 的函数,并且 g 中不包含未知参数,则称 $g(X_1, X_2, \dots, X_n)$ 是一个统计量.
- 设 x_1, x_2, \dots, x_n 是样本 X_1, X_2, \dots, X_n 的样本值,称 $g(x_1, x_2, \dots, x_n)$ 是 $g(X_1, X_2, \dots, X_n)$ 的观察值.

为什么要抽取样本构造统计量?

了解总体的性质,最理想的办法是对个体逐个观察,但不现实.

- 1 许多观察或试验是破坏性的,或则由于容量比较大,逐个观察或试验要耗费大量的人力、物力、财力.
- 2 直接使用样本有时太繁琐,不容易用数学方法来研究,难以提供有效的易了解的信息,因此必须对样本进行加工处理,构造不含未知参数的样本的连续函数.

6.2.1 设 X_1, X_2, \dots, X_n 是来自总体 X 的一个样本,

- 设 $g(X_1, X_2, \dots, X_n)$ 是 X_1, X_2, \dots, X_n 的函数,并且 g 中不包含未知参数,则称 $g(X_1, X_2, \dots, X_n)$ 是一个统计量.
- 设 x_1, x_2, \dots, x_n 是样本 X_1, X_2, \dots, X_n 的样本值,称 $g(x_1, x_2, \dots, x_n)$ 是 $g(X_1, X_2, \dots, X_n)$ 的观察值.

为什么要抽取样本构造统计量?

了解总体的性质,最理想的办法是对个体逐个观察,但不现实.

- 1 许多观察或试验是破坏性的,或则由于容量比较大,逐个观察或试验要耗费大量的人力、物力、财力.
- 2 直接使用样本有时太繁琐,不容易用数学方法来研究,难以提供有效的易了解的信息,因此必须对样本进行加工处理,构造不含未知参数的样本的连续函数.

6.2.1 设 X_1, X_2, \dots, X_n 是来自总体 X 的一个样本,

- 设 $g(X_1, X_2, \dots, X_n)$ 是 X_1, X_2, \dots, X_n 的函数,并且 g 中不包含未知参数,则称 $g(X_1, X_2, \dots, X_n)$ 是一个统计量.
- 设 x_1, x_2, \dots, x_n 是样本 X_1, X_2, \dots, X_n 的样本值,称 $g(x_1, x_2, \dots, x_n)$ 是 $g(X_1, X_2, \dots, X_n)$ 的观察值.

为什么要抽取样本构造统计量?

了解总体的性质,最理想的办法是对个体逐个观察,但不现实.

- 1 许多观察或试验是破坏性的,或则由于容量比较大,逐个观察或试验要耗费大量的人力、物力、财力.
- 2 直接使用样本有时太繁琐,不容易用数学方法来研究,难以提供有效的易了解的信息,因此必须对样本进行加工处理,构造不含未知参数的样本的连续函数.

6.2.1 设 X_1, X_2, \dots, X_n 是来自总体 X 的一个样本,

- 设 $g(X_1, X_2, \dots, X_n)$ 是 X_1, X_2, \dots, X_n 的函数,并且 g 中不包含未知参数,则称 $g(X_1, X_2, \dots, X_n)$ 是一个统计量.
- 设 x_1, x_2, \dots, x_n 是样本 X_1, X_2, \dots, X_n 的样本值,称 $g(x_1, x_2, \dots, x_n)$ 是 $g(X_1, X_2, \dots, X_n)$ 的观察值.

为什么要抽取样本构造统计量?

了解总体的性质,最理想的办法是对个体逐个观察,但不现实.

- 1 许多观察或试验是破坏性的,或则由于容量比较大,逐个观察或试验要耗费大量的人力、物力、财力.
- 2 直接使用样本有时太繁琐,不容易用数学方法来研究,难以提供有效的易了解的信息,因此必须对样本进行加工处理,构造不含未知参数的样本的连续函数.

6.2.1 设 X_1, X_2, \dots, X_n 是来自总体 X 的一个样本,

- 设 $g(X_1, X_2, \dots, X_n)$ 是 X_1, X_2, \dots, X_n 的函数,并且 g 中不包含未知参数,则称 $g(X_1, X_2, \dots, X_n)$ 是一个统计量.
- 设 x_1, x_2, \dots, x_n 是样本 X_1, X_2, \dots, X_n 的样本值,称 $g(x_1, x_2, \dots, x_n)$ 是 $g(X_1, X_2, \dots, X_n)$ 的观察值.

为什么要抽取样本构造统计量?

了解总体的性质,最理想的办法是对个体逐个观察,但不现实.

- 1 许多观察或试验是破坏性的,或则由于容量比较大,逐个观察或试验要耗费大量的人力、物力、财力.
- 2 直接使用样本有时太繁琐,不容易用数学方法来研究,难以提供有效的易了解的信息,因此必须对样本进行加工处理,构造不含未知参数的样本的连续函数.

6.2.1 设 X_1, X_2, \dots, X_n 是来自总体 X 的一个样本,

- 设 $g(X_1, X_2, \dots, X_n)$ 是 X_1, X_2, \dots, X_n 的函数,并且 g 中不包含未知参数,则称 $g(X_1, X_2, \dots, X_n)$ 是一个统计量.
- 设 x_1, x_2, \dots, x_n 是样本 X_1, X_2, \dots, X_n 的样本值,称 $g(x_1, x_2, \dots, x_n)$ 是 $g(X_1, X_2, \dots, X_n)$ 的观察值.

为什么要抽取样本构造统计量?

了解总体的性质,最理想的办法是对个体逐个观察,但不现实.

- ① 许多观察或试验是破坏性的,或则由于容量比较大,逐个观察或试验要耗费大量的人力、物力、财力.
- ② 直接使用样本有时太繁琐,不容易用数学方法来研究,难以提供有效的易了解的信息,因此必须对样本进行加工处理,构造不含未知参数的样本的连续函数.

例6.2.1

设 X_1, X_2, \dots, X_n 是来自总体 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ 的一个样本,其中 μ, σ^2 未知,则下面不是统计量的是()

(A) X_i ,

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

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

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

例6.2.1

设 X_1, X_2, \dots, X_n 是来自总体 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ 的一个样本,其中 μ, σ^2 未知,则下面不是统计量的是()

(A) X_i ,

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

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

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

6.2.2常用的统计量

设 X_1, X_2, \dots, X_n 是来自总体 X 的一个样本, x_1, x_2, \dots, x_n 是这一样本的观察值.

① 样本平均值 $\bar{X} \triangleq \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i;$

② 样本方差 $S^2 \triangleq \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2 = \frac{1}{n-1} \left(\sum_{i=1}^n X_i^2 - n\bar{X}^2 \right);$

③ 样本标准差 $S = \sqrt{S^2} = \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2};$

④ 样本 k 阶(原点)矩 $A_k = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^k, k = 1, 2, \dots;$

⑤ 样本 k 阶中心矩 $B_k = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^k, k = 2, 3, \dots;$

6.2.2常用的统计量

设 X_1, X_2, \dots, X_n 是来自总体 X 的一个样本, x_1, x_2, \dots, x_n 是这一样本的观察值.

① 样本平均值 $\bar{X} \triangleq \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i;$

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

③ 样本标准差 $S = \sqrt{S^2} = \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2};$

④ 样本 k 阶(原点)矩 $A_k = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^k, k = 1, 2, \dots;$

⑤ 样本 k 阶中心矩 $B_k = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^k, k = 2, 3, \dots;$

6.2.2常用的统计量

设 X_1, X_2, \dots, X_n 是来自总体 X 的一个样本, x_1, x_2, \dots, x_n 是这一样本的观察值.

① 样本平均值 $\bar{X} \triangleq \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i;$

② 样本方差 $S^2 \triangleq \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2 = \frac{1}{n-1} \left(\sum_{i=1}^n X_i^2 - n\bar{X}^2 \right);$

③ 样本标准差 $S = \sqrt{S^2} = \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2};$

④ 样本 k 阶(原点)矩 $A_k = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^k, k = 1, 2, \dots;$

⑤ 样本 k 阶中心矩 $B_k = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^k, k = 2, 3, \dots;$

6.2.2常用的统计量

设 X_1, X_2, \dots, X_n 是来自总体 X 的一个样本, x_1, x_2, \dots, x_n 是这一样本的观察值.

① 样本平均值 $\bar{X} \triangleq \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i;$

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

③ 样本标准差 $S = \sqrt{S^2} = \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2};$

④ 样本 k 阶(原点)矩 $A_k = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^k, k = 1, 2, \dots;$

⑤ 样本 k 阶中心矩 $B_k = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^k, k = 2, 3, \dots;$

6.2.2常用的统计量

设 X_1, X_2, \dots, X_n 是来自总体 X 的一个样本, x_1, x_2, \dots, x_n 是这一样本的观察值.

① 样本平均值 $\bar{X} \triangleq \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i;$

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

③ 样本标准差 $S = \sqrt{S^2} = \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2};$

④ 样本 k 阶(原点)矩 $A_k = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^k, k = 1, 2, \dots;$

⑤ 样本 k 阶中心矩 $B_k = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^k, k = 2, 3, \dots;$

6.2.2常用的统计量

设 X_1, X_2, \dots, X_n 是来自总体 X 的一个样本, x_1, x_2, \dots, x_n 是这一样本的观察值.

① 样本平均值 $\bar{X} \triangleq \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i;$

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

③ 样本标准差 $S = \sqrt{S^2} = \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2};$

④ 样本 k 阶(原点)矩 $A_k = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^k, k = 1, 2, \dots;$

⑤ 样本 k 阶中心矩 $B_k = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^k, k = 2, 3, \dots;$

6.2.2常用的统计量

设 X_1, X_2, \dots, X_n 是来自总体 X 的一个样本, x_1, x_2, \dots, x_n 是这一样本的观察值.

① 样本平均值 $\bar{X} \triangleq \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i;$

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

③ 样本标准差 $S = \sqrt{S^2} = \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2};$

④ 样本 k 阶(原点)矩 $A_k = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^k, k = 1, 2, \dots;$

⑤ 样本 k 阶中心矩 $B_k = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^k, k = 2, 3, \dots;$

上述统计量的观察值

$$① \quad \bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i;$$

$$② \quad s^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 = \frac{1}{n-1} \left(\sum_{i=1}^n x_i^2 - n\bar{x}^2 \right);$$

$$③ \quad s = \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2};$$

$$④ \quad a_k = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i^k, k = 1, 2, \dots;$$

$$⑤ \quad b_k = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^k, k = 2, 3, \dots.$$

上述统计量的观察值

$$① \quad \bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i;$$

$$② \quad s^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 = \frac{1}{n-1} \left(\sum_{i=1}^n x_i^2 - n\bar{x}^2 \right);$$

$$③ \quad s = \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2};$$

$$④ \quad a_k = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i^k, k = 1, 2, \dots;$$

$$⑤ \quad b_k = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^k, k = 2, 3, \dots.$$

上述统计量的观察值

$$① \quad \bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i;$$

$$② \quad s^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 = \frac{1}{n-1} \left(\sum_{i=1}^n x_i^2 - n\bar{x}^2 \right);$$

$$③ \quad s = \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2};$$

$$④ \quad a_k = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i^k, k = 1, 2, \dots;$$

$$⑤ \quad b_k = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^k, k = 2, 3, \dots.$$

上述统计量的观察值

$$① \quad \bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i;$$

$$② \quad s^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 = \frac{1}{n-1} \left(\sum_{i=1}^n x_i^2 - n\bar{x}^2 \right);$$

$$③ \quad s = \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2};$$

$$④ \quad a_k = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i^k, k = 1, 2, \dots;$$

$$⑤ \quad b_k = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^k, k = 2, 3, \dots.$$

上述统计量的观察值

$$① \quad \bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i;$$

$$② \quad s^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 = \frac{1}{n-1} \left(\sum_{i=1}^n x_i^2 - n\bar{x}^2 \right);$$

$$③ \quad s = \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2};$$

$$④ \quad a_k = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i^k, k = 1, 2, \dots;$$

$$⑤ \quad b_k = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^k, k = 2, 3, \dots.$$

上述统计量的观察值

$$① \quad \bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i;$$

$$② \quad s^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 = \frac{1}{n-1} \left(\sum_{i=1}^n x_i^2 - n\bar{x}^2 \right);$$

$$③ \quad s = \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2};$$

$$④ \quad a_k = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i^k, k = 1, 2, \dots;$$

$$⑤ \quad b_k = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^k, k = 2, 3, \dots.$$

上述统计量的观察值

$$① \quad \bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i;$$

$$② \quad s^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 = \frac{1}{n-1} \left(\sum_{i=1}^n x_i^2 - n\bar{x}^2 \right);$$

$$③ \quad s = \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2};$$

$$④ \quad a_k = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i^k, k = 1, 2, \dots;$$

$$⑤ \quad b_k = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^k, k = 2, 3, \dots.$$

例6.2.3

设总体 X 的数学期望为 μ , 方差为 σ^2 , X_1, X_2, \dots, X_n 是来自 X 的一个样本, \bar{X}, S^2 分别是样本均值和样本方差, 求 $E(\bar{X})$, $D(\bar{X})$ 和 $E(S^2)$.

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

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

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

例6.2.3

设总体 X 的数学期望为 μ , 方差为 σ^2 , X_1, X_2, \dots, X_n 是来自 X 的一个样本, \bar{X}, S^2 分别是样本均值和样本方差, 求 $E(\bar{X})$, $D(\bar{X})$ 和 $E(S^2)$.

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

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

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

例6.2.3

设总体 X 的数学期望为 μ ,方差为 σ^2 , X_1, X_2, \dots, X_n 是来自 X 的一个样本, \bar{X}, S^2 分别是样本均值和样本方差, 求 $E(\bar{X})$, $D(\bar{X})$ 和 $E(S^2)$.

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

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

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

例6.2.3

设总体 X 的数学期望为 μ , 方差为 σ^2 , X_1, X_2, \dots, X_n 是来自 X 的一个样本, \bar{X}, S^2 分别是样本均值和样本方差, 求 $E(\bar{X})$, $D(\bar{X})$ 和 $E(S^2)$.

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

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

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

例6.2.3

设总体 X 的数学期望为 μ , 方差为 σ^2 , X_1, X_2, \dots, X_n 是来自 X 的一个样本, \bar{X}, S^2 分别是样本均值和样本方差, 求 $E(\bar{X})$, $D(\bar{X})$ 和 $E(S^2)$.

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

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

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

例6.2.3

设总体 X 的数学期望为 μ ,方差为 σ^2 , X_1, X_2, \dots, X_n 是来自 X 的一个样本, \bar{X}, S^2 分别是样本均值和样本方差, 求 $E(\bar{X})$, $D(\bar{X})$ 和 $E(S^2)$.

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

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

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

假设总体 X 的 k 阶矩 $E(X^k) \stackrel{\text{记成}}{=} \mu_k$ 存在

因为 X_1, X_2, \dots, X_n 独立且与 X 同分布, 所以 $X_1^k, X_2^k, \dots, X_n^k$ 独立且与 X^k 同分布并且 $E(X_1^k) = E(X_2^k) = \dots = E(X_n^k) = \mu_k$.

由辛钦大数定理可知

- 当 $n \rightarrow \infty$ 时, $A_k = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^k \xrightarrow{P} \mu_k, k = 1, 2, \dots$.
- 若 g 为连续函数, 则 $g(A_1, A_2, \dots, A_k) \xrightarrow{P} g(\mu_1, \mu_2, \dots, \mu_k)$.

假设总体 X 的 k 阶矩 $E(X^k)$ 记成 μ_k 存在

因为 X_1, X_2, \dots, X_n 独立且与 X 同分布, 所以 $X_1^k, X_2^k, \dots, X_n^k$ 独立且与 X^k 同分布并且 $E(X_1^k) = E(X_2^k) = \dots = E(X_n^k) = \mu_k$.

由辛钦大数定理可知

- 当 $n \rightarrow \infty$ 时, $A_k = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^k \xrightarrow{P} \mu_k, k = 1, 2, \dots$.
- 若 g 为连续函数, 则 $g(A_1, A_2, \dots, A_k) \xrightarrow{P} g(\mu_1, \mu_2, \dots, \mu_k)$.

假设总体 X 的 k 阶矩 $E(X^k)$ 记成 μ_k 存在

因为 X_1, X_2, \dots, X_n 独立且与 X 同分布, 所以 $X_1^k, X_2^k, \dots, X_n^k$ 独立且与 X^k 同分布并且 $E(X_1^k) = E(X_2^k) = \dots = E(X_n^k) = \mu_k$.

由辛钦大数定理可知

- 当 $n \rightarrow \infty$ 时, $A_k = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^k \xrightarrow{P} \mu_k, k = 1, 2, \dots$.
- 若 g 为连续函数, 则 $g(A_1, A_2, \dots, A_k) \xrightarrow{P} g(\mu_1, \mu_2, \dots, \mu_k)$.

假设总体 X 的 k 阶矩 $E(X^k)$ 记成 μ_k 存在

因为 X_1, X_2, \dots, X_n 独立且与 X 同分布, 所以 $X_1^k, X_2^k, \dots, X_n^k$ 独立且与 X^k 同分布并且 $E(X_1^k) = E(X_2^k) = \dots = E(X_n^k) = \mu_k$.

由辛钦大数定理可知

- 当 $n \rightarrow \infty$ 时, $A_k = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^k \xrightarrow{P} \mu_k, k = 1, 2, \dots$.

- 若 g 为连续函数, 则 $g(A_1, A_2, \dots, A_k) \xrightarrow{P} g(\mu_1, \mu_2, \dots, \mu_k)$.

假设总体 X 的 k 阶矩 $E(X^k)$ 记成 μ_k 存在

因为 X_1, X_2, \dots, X_n 独立且与 X 同分布, 所以 $X_1^k, X_2^k, \dots, X_n^k$ 独立且与 X^k 同分布并且 $E(X_1^k) = E(X_2^k) = \dots = E(X_n^k) = \mu_k$.

由辛钦大数定理可知

- 当 $n \rightarrow \infty$ 时, $A_k = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^k \xrightarrow{P} \mu_k, k = 1, 2, \dots$.
- 若 g 为连续函数, 则 $g(A_1, A_2, \dots, A_k) \xrightarrow{P} g(\mu_1, \mu_2, \dots, \mu_k)$.

6.2.3 与总体 X 的分布函数 $F(x)$ 相应的统计量—经验分布函数

设 X_1, X_2, \dots, X_n 是总体 F 的一个样本,用 $S(x)$, $-\infty < x < \infty$ 表示 X_1, X_2, \dots, X_n 中不大于 x 的随机变量的个数. 定义经验分布函数 $F_n(x)$ 为

$$F_n(x) = \frac{1}{n} S(x), -\infty < x < \infty.$$

6.2.4 经验分布函数的一般算法

设 (x_1, x_2, \dots, x_n) 是相应于样本 (X_1, X_2, \dots, X_n) 的样本值,将它们按由小到大排列,并重新编号,设为 $x_{(1)} \leq x_{(2)} \leq \dots \leq x_{(n)}$,则经验分布函数的观察值为

$$F_n(x) = \begin{cases} 0, & \text{若 } x < x_{(1)}, \\ \frac{k}{n}, & \text{若 } x_{(k)} \leq x < x_{(k+1)}, k = 1, 2, \dots, n-1, \\ 1, & \text{若 } x \geq x_{(n)}. \end{cases}$$

6.2.3 与总体 X 的分布函数 $F(x)$ 相应的统计量—经验分布函数

设 X_1, X_2, \dots, X_n 是总体 F 的一个样本,用 $S(x)$, $-\infty < x < \infty$ 表示 X_1, X_2, \dots, X_n 中不大于 x 的随机变量的个数. 定义经验分布函数 $F_n(x)$ 为

$$F_n(x) = \frac{1}{n}S(x), -\infty < x < \infty.$$

6.2.4 经验分布函数的一般算法

设 (x_1, x_2, \dots, x_n) 是相应于样本 (X_1, X_2, \dots, X_n) 的样本值,将它们按由小到大排列,并重新编号,设为 $x_{(1)} \leq x_{(2)} \leq \dots \leq x_{(n)}$,则经验分布函数的观察值为

$$F_n(x) = \begin{cases} 0, & \text{若 } x < x_{(1)}, \\ \frac{k}{n}, & \text{若 } x_{(k)} \leq x < x_{(k+1)}, k = 1, 2, \dots, n-1, \\ 1, & \text{若 } x \geq x_{(n)}. \end{cases}$$

6.2.3 与总体 X 的分布函数 $F(x)$ 相应的统计量—经验分布函数

设 X_1, X_2, \dots, X_n 是总体 F 的一个样本,用 $S(x)$, $-\infty < x < \infty$ 表示 X_1, X_2, \dots, X_n 中不大于 x 的随机变量的个数. 定义经验分布函数 $F_n(x)$ 为

$$F_n(x) = \frac{1}{n}S(x), -\infty < x < \infty.$$

6.2.4 经验分布函数的一般算法

设 (x_1, x_2, \dots, x_n) 是相应于样本 (X_1, X_2, \dots, X_n) 的样本值,将它们按由小到大排列,并重新编号,设为 $x_{(1)} \leq x_{(2)} \leq \dots \leq x_{(n)}$,则经验分布函数的观察值为

$$F_n(x) = \begin{cases} 0, & \text{若 } x < x_{(1)}, \\ \frac{k}{n}, & \text{若 } x_{(k)} \leq x < x_{(k+1)}, k = 1, 2, \dots, n-1, \\ 1, & \text{若 } x \geq x_{(n)}. \end{cases}$$

例6.2.4

设某商店100天销售电视机的情况有如下统计资料

日出售台数	2	3	4	5	6	合计
天 数	20	30	10	25	15	100

设 X 表示商店1天销售的电视机台数(即总体), 求样本均值 \bar{X} , 样本方差 s_{100}^2 , 经验分布函数 $F_{100}(x)$ 的观察值.

$$\text{解: } \bar{X} = \frac{1}{100}[2 \times 20 + 3 \times 30 + 4 \times 10 + 5 \times 25 + 6 \times 15] = \frac{9}{2}$$

$$s_{100}^2 = \frac{1}{99}[4 \times 20 + 9 \times 30 + 16 \times 10 + 625 \times 25 + 36 \times 15 - 25 \times 81]$$

6.2.5 定理 Glivenko (1933)

对于任一实数 x , 当 $n \rightarrow \infty$ 时 $F_n(x)$ 以概率1一致收敛于分布函数, 即

$$P\left\{\lim_{n \rightarrow \infty} \sup_{-\infty < x < \infty} |F_n(x) - F(x)| = 0\right\} = 1.$$

例6.2.4

设某商店100天销售电视机的情况有如下统计资料

日出售台数	2	3	4	5	6	合计
天 数	20	30	10	25	15	100

设 X 表示商店1天销售的电视机台数(即总体), 求样本均值 \bar{X} , 样本方差 s_{100}^2 , 经验分布函数 $F_{100}(x)$ 的观察值.

$$\text{解: } \bar{X} = \frac{1}{100}[2 \times 20 + 3 \times 30 + 4 \times 10 + 5 \times 25 + 6 \times 15] = \frac{9}{2}$$

$$s_{100}^2 = \frac{1}{99}[4 \times 20 + 9 \times 30 + 16 \times 10 + 625 + 36 \times 15 - 25 \times 81]$$

6.2.5 定理 Glivenko (1933)

对于任一实数 x , 当 $n \rightarrow \infty$ 时 $F_n(x)$ 以概率1一致收敛于分布函数, 即

$$P\left\{\lim_{n \rightarrow \infty} \sup_{-\infty < x < \infty} |F_n(x) - F(x)| = 0\right\} = 1.$$

例6.2.4

设某商店100天销售电视机的情况有如下统计资料

日出售台数	2	3	4	5	6	合计
天 数	20	30	10	25	15	100

设 X 表示商店1天销售的电视机台数(即总体), 求样本均值 \bar{X} , 样本方差 s_{100}^2 , 经验分布函数 $F_{100}(x)$ 的观察值.

$$\text{解: } \bar{X} = \frac{1}{100}[2 \times 20 + 3 \times 30 + 4 \times 10 + 5 \times 25 + 6 \times 15] = \frac{9}{2}$$

$$s_{100}^2 = \frac{1}{99}[4 \times 20 + 9 \times 30 + 16 \times 10 + 625 + 36 \times 15 - 25 \times 81]$$

6.2.5 定理 Glivenko (1933)

对于任一实数 x , 当 $n \rightarrow \infty$ 时 $F_n(x)$ 以概率1一致收敛于分布函数, 即

$$P\left\{\lim_{n \rightarrow \infty} \sup_{-\infty < x < \infty} |F_n(x) - F(x)| = 0\right\} = 1.$$

Outline

1 随机样本

2 统计量

3 抽样分布

6.3.1 抽样分布的定义

- 统计量的分布称为抽样分布
- 在使用统计量进行统计推断时常需知道它的分布.
- 当总体的分布函数已知时,抽样分布是确定的, 然而要求出统计量的精确分布一般来说是困难的.
- 教学大纲要求掌握来自正态总体的几个常用统计量的分布(χ^2 分布、 t 分布、 F 分布).

6.3.1 抽样分布的定义

- 统计量的分布称为**抽样分布**
- 在使用统计量进行统计推断时常需知道它的分布.
- 当总体的分布函数已知时,抽样分布是确定的, 然而要求出统计量的精确分布一般来说是困难的.
- 教学大纲要求掌握来自正态总体的几个常用统计量的分布(χ^2 分布、 t 分布、 F 分布).

6.3.1 抽样分布的定义

- 统计量的分布称为**抽样分布**
- 在使用统计量进行统计推断时常需知道它的分布.
- 当总体的分布函数已知时,抽样分布是确定的, 然而要求出统计量的精确分布一般来说是困难的.
- 教学大纲要求掌握来自正态总体的几个常用统计量的分布(χ^2 分布、 t 分布、 F 分布).

6.3.1 抽样分布的定义

- 统计量的分布称为**抽样分布**
- 在使用统计量进行统计推断时常需知道它的分布.
- 当总体的分布函数已知时,抽样分布是确定的, 然而要求出统计量的精确分布一般来说是困难的.
- 教学大纲要求掌握来自正态总体的几个常用统计量的分布(χ^2 分布、 t 分布、 F 分布).

6.3.1 抽样分布的定义

- 统计量的分布称为**抽样分布**
- 在使用统计量进行统计推断时常需知道它的分布.
- 当总体的分布函数已知时,抽样分布是确定的, 然而要求出统计量的精确分布一般来说是困难的.
- 教学大纲要求掌握来自正态总体的几个常用统计量的分布(χ^2 分布、 t 分布、 F 分布).

6.3.1 抽样分布的定义

- 统计量的分布称为**抽样分布**
- 在使用统计量进行统计推断时常需知道它的分布.
- 当总体的分布函数已知时,抽样分布是确定的, 然而要求出统计量的精确分布一般来说是困难的.
- 教学大纲要求掌握来自正态总体的几个常用统计量的分布(χ^2 分布、 t 分布、 F 分布).

6.3.2 χ^2 分布定义

设 X_1, X_2, \dots, X_n 是来自总体 $X \sim N(0, 1)$ 的样本, 则称统计量

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

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

6.3.3 χ^2 分布的概率密度

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

其中 Γ 函数表达式为 $\Gamma(\alpha) = \int_0^{+\infty} x^{\alpha-1} e^{-x} dx$, 且有如下性质

$$\Gamma(\alpha + 1) = \alpha \Gamma(\alpha); \quad \Gamma(k + 1) = k! (k \in \mathbb{N}).$$

特别地, 当 $n = 2$ 时 $\chi^2(n)$ 分布就是参数为 $\frac{1}{2}$ 的指数分布.

6.3.2 χ^2 分布定义

设 X_1, X_2, \dots, X_n 是来自总体 $X \sim N(0, 1)$ 的样本, 则称统计量

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

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

6.3.3 χ^2 分布的概率密度

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

其中 Γ 函数表达式为 $\Gamma(\alpha) = \int_0^{+\infty} x^{\alpha-1} e^{-x} dx$, 且有如下性质

$$\Gamma(\alpha + 1) = \alpha \Gamma(\alpha); \quad \Gamma(k + 1) = k! (k \in \mathbb{N}).$$

特别地, 当 $n = 2$ 时 $\chi^2(n)$ 分布就是参数为 $\frac{1}{2}$ 的指数分布.

6.3.2 χ^2 分布定义

设 X_1, X_2, \dots, X_n 是来自总体 $X \sim N(0, 1)$ 的样本, 则称统计量

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

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

6.3.3 χ^2 分布的概率密度

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

其中 Γ 函数表达式为 $\Gamma(\alpha) = \int_0^{+\infty} x^{\alpha-1} e^{-x} dx$, 且有如下性质

$$\Gamma(\alpha + 1) = \alpha \Gamma(\alpha); \quad \Gamma(k + 1) = k! (k \in \mathbb{N}).$$

特别地, 当 $n = 2$ 时 $\chi^2(n)$ 分布就是参数为 $\frac{1}{2}$ 的指数分布.

6.3.2 χ^2 分布定义

设 X_1, X_2, \dots, X_n 是来自总体 $X \sim N(0, 1)$ 的样本, 则称统计量

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

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

6.3.3 χ^2 分布的概率密度

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

其中 Γ 函数表达式为 $\Gamma(\alpha) = \int_0^{+\infty} x^{\alpha-1} e^{-x} dx$, 且有如下性质

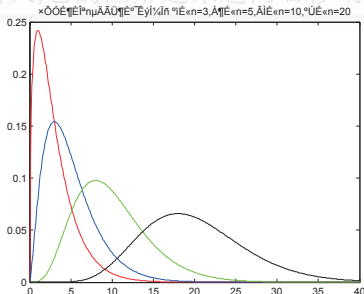
$$\Gamma(\alpha + 1) = \alpha \Gamma(\alpha); \quad \Gamma(k + 1) = k! (k \in \mathbb{N}).$$

特别地, 当 $n = 2$ 时 $\chi^2(n)$ 分布就是参数为 $\frac{1}{2}$ 的指数分布.

6.3.4 自由度为 n 的 χ^2 分布的密度函数的图像特征

红色 $\chi^2(3)$ 蓝色 $\chi^2(5)$ 绿色 $\chi^2(10)$ 黑色 $\chi^2(20)$

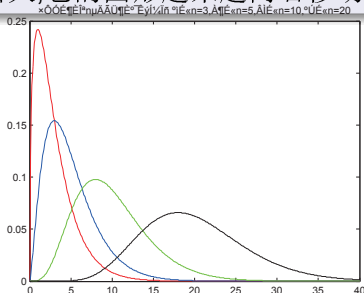
- 随着 n 的增大, 它的对称性越来越好, 峰度越来越小.
- 随着 n 的增大, 其图形越来越像正态分布的概率密度函数.
- 随着 n 的增大, 它的图形越来越向右移动, 且尾部越来越大.



6.3.4 自由度为 n 的 χ^2 分布的密度函数的图像特征

红色 $\chi^2(3)$ 蓝色 $\chi^2(5)$ 绿色 $\chi^2(10)$ 黑色 $\chi^2(20)$

- 随着 n 的增大, 它的对称性越来越好, 峰度越来越小.
- 随着 n 的增大, 其图形越来越像正态分布的概率密度函数.
- 随着 n 的增大, 它的图形越来越向右移动, 且尾部越来越大.



6.3.5 χ^2 分布的性质

- 可加性 设 $\chi_1^2 \sim \chi^2(n_1)$, $\chi_2^2 \sim \chi^2(n_2)$, 并且 χ_1^2, χ_2^2 相互独立, 则有 $\chi_1^2 + \chi_2^2 \sim \chi^2(n_1 + n_2)$.
- χ^2 分布的数学期望和方差 若 $\chi^2 \sim \chi^2(n)$, 则有 $E(\chi^2) = n$, $D(\chi^2) = 2n$.

证明:

$\because \chi^2 = X_1^2 + X_2^2 + \cdots + X_n^2, X_i \sim N(0, 1), E(X_i) = 0, D(X_i) = 1.$

$\therefore E(\chi^2) = \sum_{i=1}^n E(X_i^2) = \sum_{i=1}^n (D(X_i) + (E(X_i))^2) = n$, 又由分部积分法可得

$$E(X_i^4) = \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} x^4 e^{-\frac{x^2}{2}} dx = 3$$

所以 $D(X_i^2) = E(X_i^4) - (E(X_i^2))^2 = 3 - 1 = 2$,

从而 $D(\chi^2) = \sum_{i=1}^n D(X_i^2) = 2n$.

6.3.5 χ^2 分布的性质

- 可加性 设 $\chi_1^2 \sim \chi^2(n_1)$, $\chi_2^2 \sim \chi^2(n_2)$, 并且 χ_1^2, χ_2^2 相互独立, 则有 $\chi_1^2 + \chi_2^2 \sim \chi^2(n_1 + n_2)$.
- χ^2 分布的数学期望和方差 若 $\chi^2 \sim \chi^2(n)$, 则有 $E(\chi^2) = n$, $D(\chi^2) = 2n$.

证明:

$\because \chi^2 = X_1^2 + X_2^2 + \cdots + X_n^2, X_i \sim N(0, 1), E(X_i) = 0, D(X_i) = 1.$

$\therefore E(\chi^2) = \sum_{i=1}^n E(X_i^2) = \sum_{i=1}^n (D(X_i) + (E(X_i))^2) = n$, 又由分部积分法可得

$$E(X_i^4) = \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} x^4 e^{-\frac{x^2}{2}} dx = 3$$

所以 $D(X_i^2) = E(X_i^4) - (E(X_i^2))^2 = 3 - 1 = 2$,

从而 $D(\chi^2) = \sum_{i=1}^n D(X_i^2) = 2n$.

6.3.5 χ^2 分布的性质

- 可加性 设 $\chi_1^2 \sim \chi^2(n_1)$, $\chi_2^2 \sim \chi^2(n_2)$, 并且 χ_1^2, χ_2^2 相互独立, 则有 $\chi_1^2 + \chi_2^2 \sim \chi^2(n_1 + n_2)$.
- χ^2 分布的数学期望和方差 若 $\chi^2 \sim \chi^2(n)$, 则有 $E(\chi^2) = n$, $D(\chi^2) = 2n$.

证明:

$\because \chi^2 = X_1^2 + X_2^2 + \cdots + X_n^2, X_i \sim N(0, 1), E(X_i) = 0, D(X_i) = 1.$

$\therefore E(\chi^2) = \sum_{i=1}^n E(X_i^2) = \sum_{i=1}^n (D(X_i) + (E(X_i))^2) = n$, 又由分部积分法可得

$$E(X_i^4) = \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} x^4 e^{-\frac{x^2}{2}} dx = 3$$

所以 $D(X_i^2) = E(X_i^4) - (E(X_i^2))^2 = 3 - 1 = 2$,

从而 $D(\chi^2) = \sum_{i=1}^n D(X_i^2) = 2n$.

6.3.5 χ^2 分布的性质

- 可加性 设 $\chi_1^2 \sim \chi^2(n_1)$, $\chi_2^2 \sim \chi^2(n_2)$, 并且 χ_1^2, χ_2^2 相互独立, 则有 $\chi_1^2 + \chi_2^2 \sim \chi^2(n_1 + n_2)$.
- χ^2 分布的数学期望和方差 若 $\chi^2 \sim \chi^2(n)$, 则有 $E(\chi^2) = n$, $D(\chi^2) = 2n$.

证明:

$\because \chi^2 = X_1^2 + X_2^2 + \cdots + X_n^2, X_i \sim N(0, 1), E(X_i) = 0, D(X_i) = 1.$

$\therefore E(\chi^2) = \sum_{i=1}^n E(X_i^2) = \sum_{i=1}^n (D(X_i) + (E(X_i))^2) = n$, 又由分部积分法可得

$$E(X_i^4) = \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} x^4 e^{-\frac{x^2}{2}} dx = 3$$

所以 $D(X_i^2) = E(X_i^4) - (E(X_i^2))^2 = 3 - 1 = 2$,

从而 $D(\chi^2) = \sum_{i=1}^n D(X_i^2) = 2n$.

6.3.5 χ^2 分布的性质

- 可加性 设 $\chi_1^2 \sim \chi^2(n_1)$, $\chi_2^2 \sim \chi^2(n_2)$, 并且 χ_1^2, χ_2^2 相互独立, 则有 $\chi_1^2 + \chi_2^2 \sim \chi^2(n_1 + n_2)$.
- χ^2 分布的数学期望和方差 若 $\chi^2 \sim \chi^2(n)$, 则有 $E(\chi^2) = n$, $D(\chi^2) = 2n$.

证明:

$\because \chi^2 = X_1^2 + X_2^2 + \cdots + X_n^2, X_i \sim N(0, 1), E(X_i) = 0, D(X_i) = 1.$

$\therefore E(\chi^2) = \sum_{i=1}^n E(X_i^2) = \sum_{i=1}^n (D(X_i) + (E(X_i))^2) = n$, 又由分部积分法可得

$$E(X_i^4) = \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} x^4 e^{-\frac{x^2}{2}} dx = 3$$

所以 $D(X_i^2) = E(X_i^4) - (E(X_i^2))^2 = 3 - 1 = 2$,

从而 $D(\chi^2) = \sum_{i=1}^n D(X_i^2) = 2n$.

6.3.5 χ^2 分布的性质

- 可加性 设 $\chi_1^2 \sim \chi^2(n_1)$, $\chi_2^2 \sim \chi^2(n_2)$, 并且 χ_1^2, χ_2^2 相互独立, 则有 $\chi_1^2 + \chi_2^2 \sim \chi^2(n_1 + n_2)$.
- χ^2 分布的数学期望和方差 若 $\chi^2 \sim \chi^2(n)$, 则有 $E(\chi^2) = n$, $D(\chi^2) = 2n$.

证明:

$\because \chi^2 = X_1^2 + X_2^2 + \cdots + X_n^2, X_i \sim N(0, 1), E(X_i) = 0, D(X_i) = 1.$

$\therefore E(\chi^2) = \sum_{i=1}^n E(X_i^2) = \sum_{i=1}^n (D(X_i) + (E(X_i))^2) = n$, 又由分部积分

法可得

$$E(X_i^4) = \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} x^4 e^{-\frac{x^2}{2}} dx = 3$$

所以 $D(X_i^2) = E(X_i^4) - (E(X_i^2))^2 = 3 - 1 = 2$,

从而 $D(\chi^2) = \sum_{i=1}^n D(X_i^2) = 2n$.

6.3.5 χ^2 分布的性质

- 可加性 设 $\chi_1^2 \sim \chi^2(n_1)$, $\chi_2^2 \sim \chi^2(n_2)$, 并且 χ_1^2, χ_2^2 相互独立, 则有 $\chi_1^2 + \chi_2^2 \sim \chi^2(n_1 + n_2)$.
- χ^2 分布的数学期望和方差 若 $\chi^2 \sim \chi^2(n)$, 则有 $E(\chi^2) = n$, $D(\chi^2) = 2n$.

证明:

$\because \chi^2 = X_1^2 + X_2^2 + \cdots + X_n^2, X_i \sim N(0, 1), E(X_i) = 0, D(X_i) = 1$.
 $\therefore E(\chi^2) = \sum_{i=1}^n E(X_i^2) = \sum_{i=1}^n (D(X_i) + (E(X_i))^2) = n$, 又由分部积分法可得

$$E(X_i^4) = \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} x^4 e^{-\frac{x^2}{2}} dx = 3$$

所以 $D(X_i^2) = E(X_i^4) - (E(X_i^2))^2 = 3 - 1 = 2$,

从而 $D(\chi^2) = \sum_{i=1}^n D(X_i^2) = 2n$.

6.3.5 χ^2 分布的性质

- 可加性 设 $\chi_1^2 \sim \chi^2(n_1)$, $\chi_2^2 \sim \chi^2(n_2)$, 并且 χ_1^2, χ_2^2 相互独立, 则有 $\chi_1^2 + \chi_2^2 \sim \chi^2(n_1 + n_2)$.
- χ^2 分布的数学期望和方差 若 $\chi^2 \sim \chi^2(n)$, 则有 $E(\chi^2) = n$, $D(\chi^2) = 2n$.

证明:

$\because \chi^2 = X_1^2 + X_2^2 + \cdots + X_n^2, X_i \sim N(0, 1), E(X_i) = 0, D(X_i) = 1$.
 $\therefore E(\chi^2) = \sum_{i=1}^n E(X_i^2) = \sum_{i=1}^n (D(X_i) + (E(X_i))^2) = n$, 又由分部积分法可得

$$E(X_i^4) = \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} x^4 e^{-\frac{x^2}{2}} dx = 3$$

所以 $D(X_i^2) = E(X_i^4) - (E(X_i^2))^2 = 3 - 1 = 2$,

从而 $D(\chi^2) = \sum_{i=1}^n D(X_i^2) = 2n$.

6.3.5 χ^2 分布的性质

- 可加性 设 $\chi_1^2 \sim \chi^2(n_1)$, $\chi_2^2 \sim \chi^2(n_2)$, 并且 χ_1^2, χ_2^2 相互独立, 则有 $\chi_1^2 + \chi_2^2 \sim \chi^2(n_1 + n_2)$.
- χ^2 分布的数学期望和方差 若 $\chi^2 \sim \chi^2(n)$, 则有 $E(\chi^2) = n$, $D(\chi^2) = 2n$.

证明:

$\because \chi^2 = X_1^2 + X_2^2 + \cdots + X_n^2, X_i \sim N(0, 1), E(X_i) = 0, D(X_i) = 1$.
 $\therefore E(\chi^2) = \sum_{i=1}^n E(X_i^2) = \sum_{i=1}^n (D(X_i) + (E(X_i))^2) = n$, 又由分部积分法可得

$$E(X_i^4) = \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} x^4 e^{-\frac{x^2}{2}} dx = 3$$

所以 $D(X_i^2) = E(X_i^4) - (E(X_i^2))^2 = 3 - 1 = 2$,

从而 $D(\chi^2) = \sum_{i=1}^n D(X_i^2) = 2n$.

6.3.6 χ^2 分布分位点的定义

对于给定的正数 α , $0 < \alpha < 1$, 称满足条件

$$P\{\chi^2 > \chi_\alpha^2(n)\} = \int_{\chi_\alpha^2(n)}^{\infty} f(x)dx = \alpha$$

的点 $\chi_\alpha^2(n)$ 为 $\chi^2(n)$ 分布的上 α 分位点. 教材附录表格可查询 $\chi_\alpha^2(n)$.

当 $n \geq 45$ 时, $\chi_\alpha^2(n) \approx \frac{1}{2}(z_\alpha + \sqrt{2n-1})^2$, 其中 z_α 是标准正态分布的上 α 分位点.

6.3.6 χ^2 分布分位点的定义

对于给定的正数 α , $0 < \alpha < 1$, 称满足条件

$$P\{\chi^2 > \chi_\alpha^2(n)\} = \int_{\chi_\alpha^2(n)}^{\infty} f(x)dx = \alpha$$

的点 $\chi_\alpha^2(n)$ 为 $\chi^2(n)$ 分布的上 α 分位点.教材附录表格可查询 $\chi_\alpha^2(n)$.

当 $n \geq 45$ 时, $\chi_\alpha^2(n) \approx \frac{1}{2}(z_\alpha + \sqrt{2n-1})^2$, 其中 z_α 是标准正态分布的上 α 分位点.

6.3.6 χ^2 分布分位点的定义

对于给定的正数 α , $0 < \alpha < 1$, 称满足条件

$$P\{\chi^2 > \chi_\alpha^2(n)\} = \int_{\chi_\alpha^2(n)}^{\infty} f(x)dx = \alpha$$

的点 $\chi_\alpha^2(n)$ 为 $\chi^2(n)$ 分布的上 α 分位点.教材附录表格可查询 $\chi_\alpha^2(n)$.

当 $n \geq 45$ 时, $\chi_\alpha^2(n) \approx \frac{1}{2}(z_\alpha + \sqrt{2n-1})^2$, 其中 z_α 是标准正态分布的上 α 分位点.

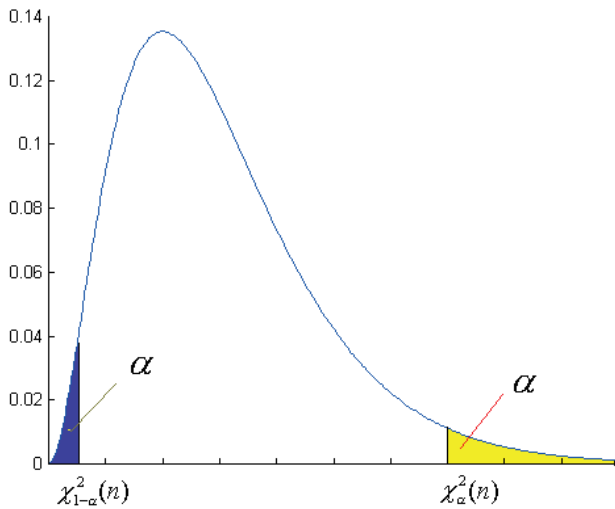
6.3.6 χ^2 分布分位点的定义

对于给定的正数 α , $0 < \alpha < 1$, 称满足条件

$$P\{\chi^2 > \chi_\alpha^2(n)\} = \int_{\chi_\alpha^2(n)}^{\infty} f(x)dx = \alpha$$

的点 $\chi_\alpha^2(n)$ 为 $\chi^2(n)$ 分布的上 α 分位点.教材附录表格可查询 $\chi_\alpha^2(n)$.

当 $n \geq 45$ 时, $\chi_\alpha^2(n) \approx \frac{1}{2}(z_\alpha + \sqrt{2n-1})^2$, 其中 z_α 是标准正态分布的上 α 分位点.



6.3.7 t 分布的定义

设随机变量 $X \sim N(0, 1)$, $Y \sim \chi^2(n)$, 且 X, Y 相互独立, 则称随机变量 $t = \frac{X}{\sqrt{\frac{Y}{n}}}$ 服从自由度为 n 的 t 分布, 记为 $t \sim t(n)$.

t 分布的概率密度函数

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

- $\lim_{|t| \rightarrow \infty} h(t) = 0$
- $h(t)$ 的图形关于 $t = 0$ 对称
- 由 Γ 函数的性质可得 $\lim_{n \rightarrow \infty} h(t) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{t^2}{2}}$.

6.3.7 t 分布的定义

设随机变量 $X \sim N(0, 1)$, $Y \sim \chi^2(n)$, 且 X, Y 相互独立, 则称随机变量 $t = \frac{X}{\sqrt{\frac{Y}{n}}}$ 服从自由度为 n 的 t 分布, 记为 $t \sim t(n)$.

t 分布的概率密度函数

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

- $\lim_{|t| \rightarrow \infty} h(t) = 0$
- $h(t)$ 的图形关于 $t = 0$ 对称
- 由 Γ 函数的性质可得 $\lim_{n \rightarrow \infty} h(t) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{t^2}{2}}$.

6.3.7 t 分布的定义

设随机变量 $X \sim N(0, 1)$, $Y \sim \chi^2(n)$, 且 X, Y 相互独立, 则称随机变量 $t = \frac{X}{\sqrt{\frac{Y}{n}}}$ 服从自由度为 n 的 t 分布, 记为 $t \sim t(n)$.

t 分布的概率密度函数

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

- $\lim_{|t| \rightarrow \infty} h(t) = 0$
- $h(t)$ 的图形关于 $t = 0$ 对称
- 由 Γ 函数的性质可得 $\lim_{n \rightarrow \infty} h(t) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{t^2}{2}}$.

6.3.7 t 分布的定义

设随机变量 $X \sim N(0, 1)$, $Y \sim \chi^2(n)$, 且 X, Y 相互独立, 则称随机变量 $t = \frac{X}{\sqrt{\frac{Y}{n}}}$ 服从自由度为 n 的 t 分布, 记为 $t \sim t(n)$.

t 分布的概率密度函数

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

- $\lim_{|t| \rightarrow \infty} h(t) = 0$
- $h(t)$ 的图形关于 $t = 0$ 对称
- 由 Γ 函数的性质可得 $\lim_{n \rightarrow \infty} h(t) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{t^2}{2}}$.

6.3.7 t 分布的定义

设随机变量 $X \sim N(0, 1)$, $Y \sim \chi^2(n)$, 且 X, Y 相互独立, 则称随机变量 $t = \frac{X}{\sqrt{\frac{Y}{n}}}$ 服从自由度为 n 的 t 分布, 记为 $t \sim t(n)$.

t 分布的概率密度函数

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

- $\lim_{|t| \rightarrow \infty} h(t) = 0$
- $h(t)$ 的图形关于 $t = 0$ 对称
- 由 Γ 函数的性质可得 $\lim_{n \rightarrow \infty} h(t) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{t^2}{2}}$.

6.3.7 t 分布的定义

设随机变量 $X \sim N(0, 1)$, $Y \sim \chi^2(n)$, 且 X, Y 相互独立, 则称随机变量 $t = \frac{X}{\sqrt{\frac{Y}{n}}}$ 服从自由度为 n 的 t 分布, 记为 $t \sim t(n)$.

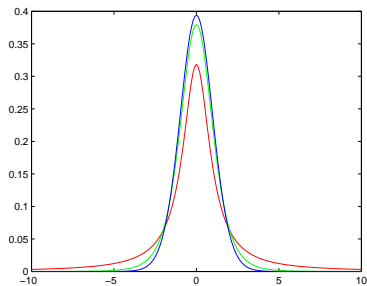
t 分布的概率密度函数

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

- $\lim_{|t| \rightarrow \infty} h(t) = 0$
- $h(t)$ 的图形关于 $t = 0$ 对称
- 由 Γ 函数的性质可得 $\lim_{n \rightarrow \infty} h(t) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{t^2}{2}}$.

$t(n)$ 分布概率密度函数图像

红色 $t(1)$ 绿色 $t(5)$ 蓝色 $t(20)$



6.3.8 t 分布的分位点

对于给定的 $\alpha, 0 < \alpha < 1$, 称满足条件

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

的点 $t_{\alpha}(n)$ 为 $t(n)$ 分布的上 α 分位点. 由 $h(t)$ 图像的对称性可知

$$\underline{t_{1-\alpha}(n) = -t_{\alpha}(n), t_{0.5}(n) = 0.}$$

当 $n \geq 45$ 时, $t_{\alpha}(n) \approx z_{\alpha}$, z_{α} 是标准正态分布的上 α 分位点.

6.3.8 t 分布的分位点

对于给定的 $\alpha, 0 < \alpha < 1$, 称满足条件

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

的点 $t_{\alpha}(n)$ 为 $t(n)$ 分布的上 α 分位点. 由 $h(t)$ 图像的对称性可知

$$t_{1-\alpha}(n) = -t_{\alpha}(n), t_{0.5}(n) = 0.$$

当 $n \geq 45$ 时, $t_{\alpha}(n) \approx z_{\alpha}$, z_{α} 是标准正态分布的上 α 分位点.

6.3.8 t 分布的分位点

对于给定的 $\alpha, 0 < \alpha < 1$, 称满足条件

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

的点 $t_{\alpha}(n)$ 为 $t(n)$ 分布的上 α 分位点. 由 $h(t)$ 图像的对称性可知

$$\underline{t_{1-\alpha}(n) = -t_{\alpha}(n), t_{0.5}(n) = 0.}$$

当 $n \geq 45$ 时, $t_{\alpha}(n) \approx z_{\alpha}$, z_{α} 是标准正态分布的上 α 分位点.

6.3.8 t 分布的分位点

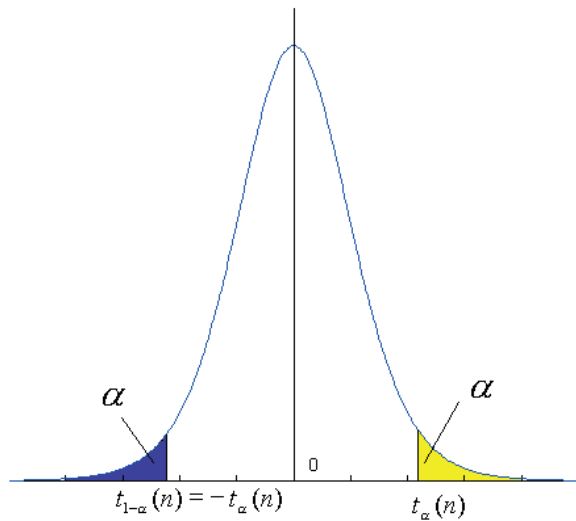
对于给定的 α , $0 < \alpha < 1$, 称满足条件

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

的点 $t_{\alpha}(n)$ 为 $t(n)$ 分布的上 α 分位点. 由 $h(t)$ 图像的对称性可知

$$t_{1-\alpha}(n) = -t_{\alpha}(n), t_{0.5}(n) = 0.$$

当 $n \geq 45$ 时, $t_{\alpha}(n) \approx z_{\alpha}$, z_{α} 是标准正态分布的上 α 分位点.



6.3.9 F 分布的定义及性质

设 $U \sim \chi^2(m)$, $V \sim \chi^2(n)$, 且 U, V 相互独立, 则称随机变量 $F = \frac{U}{\frac{V}{n}}$ 服从自由度为 m, n 的 F 分布, 记为 $F \sim F(m, n)$.

- 若 $X \sim t(n)$, 则 $X = \frac{Z}{\sqrt{\frac{Y}{n}}}$, 其中 $Z \sim N(0, 1)$, $Y \sim \chi^2(n)$,
从而 $X^2 = \frac{Z^2}{\frac{Y}{n}} \sim F(1, n)$;
- 若 $X \sim F(m, n)$, 则 $\frac{1}{X} \sim F(n, m)$.

6.3.10 $F(m, n)$ 分布的概率密度函数

$$f(x, m, n) = \begin{cases} \frac{\Gamma(\frac{m+n}{2})}{\Gamma(\frac{m}{2})\Gamma(\frac{n}{2})} \left(\frac{m}{n}\right)^{\frac{m}{2}} x^{\frac{m}{2}-1} \left(1 + \frac{m}{n}x\right)^{-\frac{m+n}{2}}, & x > 0, \\ 0, & x \leq 0. \end{cases}$$

6.3.9 F 分布的定义及性质

设 $U \sim \chi^2(m)$, $V \sim \chi^2(n)$, 且 U, V 相互独立, 则称随机变量 $F = \frac{\frac{U}{m}}{\frac{V}{n}}$ 服从自由度为 m, n 的 F 分布, 记为 $F \sim F(m, n)$.

- 若 $X \sim t(n)$, 则 $X = \frac{Z}{\sqrt{\frac{Y}{n}}}$, 其中 $Z \sim N(0, 1)$, $Y \sim \chi^2(n)$,
从而 $X^2 = \frac{Z^2}{\frac{Y}{n}} \sim F(1, n)$;
- 若 $X \sim F(m, n)$, 则 $\frac{1}{X} \sim F(n, m)$.

6.3.10 $F(m, n)$ 分布的概率密度函数

$$f(x, m, n) = \begin{cases} \frac{\Gamma(\frac{m+n}{2})}{\Gamma(\frac{m}{2})\Gamma(\frac{n}{2})} (\frac{m}{n})^{\frac{m}{2}} x^{\frac{m}{2}-1} (1 + \frac{m}{n}x)^{-\frac{m+n}{2}}, & x > 0, \\ 0, & x \leq 0. \end{cases}$$

6.3.9 F 分布的定义及性质

设 $U \sim \chi^2(m)$, $V \sim \chi^2(n)$, 且 U, V 相互独立, 则称随机变量 $F = \frac{\frac{U}{m}}{\frac{V}{n}}$ 服从自由度为 m, n 的 F 分布, 记为 $F \sim F(m, n)$.

- 若 $X \sim t(n)$, 则 $X = \frac{Z}{\sqrt{\frac{Y}{n}}}$, 其中 $Z \sim N(0, 1)$, $Y \sim \chi^2(n)$,
从而 $X^2 = \frac{Z^2}{\frac{Y}{n}} \sim F(1, n)$;
- 若 $X \sim F(m, n)$, 则 $\frac{1}{X} \sim F(n, m)$.

6.3.10 $F(m, n)$ 分布的概率密度函数

$$f(x, m, n) = \begin{cases} \frac{\Gamma(\frac{m+n}{2})}{\Gamma(\frac{m}{2})\Gamma(\frac{n}{2})} (\frac{m}{n})^{\frac{m}{2}} x^{\frac{m}{2}-1} (1 + \frac{m}{n}x)^{-\frac{m+n}{2}}, & x > 0, \\ 0, & x \leq 0. \end{cases}$$

6.3.9 F 分布的定义及性质

设 $U \sim \chi^2(m)$, $V \sim \chi^2(n)$, 且 U, V 相互独立, 则称随机变量 $F = \frac{\frac{U}{m}}{\frac{V}{n}}$ 服从自由度为 m, n 的 F 分布, 记为 $F \sim F(m, n)$.

- 若 $X \sim t(n)$, 则 $X = \frac{Z}{\sqrt{\frac{Y}{n}}}$, 其中 $Z \sim N(0, 1)$, $Y \sim \chi^2(n)$,
从而 $X^2 = \frac{Z^2}{\frac{Y}{n}} \sim F(1, n)$;
- 若 $X \sim F(m, n)$, 则 $\frac{1}{X} \sim F(n, m)$.

6.3.10 $F(m, n)$ 分布的概率密度函数

$$f(x, m, n) = \begin{cases} \frac{\Gamma(\frac{m+n}{2})}{\Gamma(\frac{m}{2})\Gamma(\frac{n}{2})} (\frac{m}{n})^{\frac{m}{2}} x^{\frac{m}{2}-1} (1 + \frac{m}{n}x)^{-\frac{m+n}{2}}, & x > 0, \\ 0, & x \leq 0. \end{cases}$$

6.3.9 F 分布的定义及性质

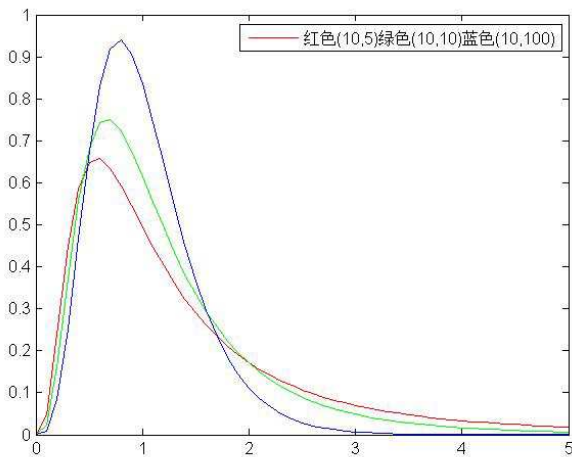
设 $U \sim \chi^2(m)$, $V \sim \chi^2(n)$, 且 U, V 相互独立, 则称随机变量 $F = \frac{U}{\frac{V}{n}}$ 服从自由度为 m, n 的 F 分布, 记为 $F \sim F(m, n)$.

- 若 $X \sim t(n)$, 则 $X = \frac{Z}{\sqrt{\frac{Y}{n}}}$, 其中 $Z \sim N(0, 1)$, $Y \sim \chi^2(n)$,
从而 $X^2 = \frac{Z^2}{\frac{Y}{n}} \sim F(1, n)$;
- 若 $X \sim F(m, n)$, 则 $\frac{1}{X} \sim F(n, m)$.

6.3.10 $F(m, n)$ 分布的概率密度函数

$$f(x, m, n) = \begin{cases} \frac{\Gamma(\frac{m+n}{2})}{\Gamma(\frac{m}{2})\Gamma(\frac{n}{2})} \left(\frac{m}{n}\right)^{\frac{m}{2}} x^{\frac{m}{2}-1} \left(1 + \frac{m}{n}x\right)^{-\frac{m+n}{2}}, & x > 0, \\ 0, & x \leq 0. \end{cases}$$

$F(m, n)$ 分布的概率密度函数图像



6.3.11 F 分布的分位点

对于给定的 $\alpha, 0 < \alpha < 1$, 称满足条件

$$P\{F > F_{\alpha}(m, n)\} = \int_{F_{\alpha}(m, n)}^{\infty} f(x, m, n) dx = \alpha$$

的点 $F_{\alpha}(m, n)$ 为 $F(m, n)$ 分布的上 α 分位点.

F 分布的上 α 分位点有如下的性质: $F_{1-\alpha}(m, n) = \frac{1}{F_{\alpha}(n, m)}$.

证明: 若 $F \sim F(m, n)$, 则由定义

$$\begin{aligned} 1 - \alpha &= P\{F > F_{1-\alpha}(m, n)\} = P\left\{\frac{1}{F} < \frac{1}{F_{1-\alpha}(m, n)}\right\} \\ &= 1 - P\left\{\frac{1}{F} \geq \frac{1}{F_{1-\alpha}(m, n)}\right\} = 1 - P\left\{\frac{1}{F} > \frac{1}{F_{1-\alpha}(m, n)}\right\} \\ &\Rightarrow P\left\{\frac{1}{F} > \frac{1}{F_{1-\alpha}(m, n)}\right\} = \alpha. \text{ 又由 } \frac{1}{F} \sim F(n, m) \text{ 可} \\ &\text{知 } P\left\{\frac{1}{F} > F_{\alpha}(n, m)\right\} = \alpha. \text{ 从而 } \frac{1}{F_{1-\alpha}(m, n)} = F_{\alpha}(n, m). \end{aligned}$$

6.3.11 F 分布的分位点

对于给定的 $\alpha, 0 < \alpha < 1$, 称满足条件

$$P\{F > F_{\alpha}(m, n)\} = \int_{F_{\alpha}(m, n)}^{\infty} f(x, m, n) dx = \alpha$$

的点 $F_{\alpha}(m, n)$ 为 $F(m, n)$ 分布的上 α 分位点.

F 分布的上 α 分位点有如下的性质: $F_{1-\alpha}(m, n) = \frac{1}{F_{\alpha}(n, m)}$.

证明:若 $F \sim F(m, n)$, 则由定义

$$\begin{aligned} 1 - \alpha &= P\{F > F_{1-\alpha}(m, n)\} = P\left\{\frac{1}{F} < \frac{1}{F_{1-\alpha}(m, n)}\right\} \\ &= 1 - P\left\{\frac{1}{F} \geq \frac{1}{F_{1-\alpha}(m, n)}\right\} = 1 - P\left\{\frac{1}{F} > \frac{1}{F_{1-\alpha}(m, n)}\right\} \\ &\Rightarrow P\left\{\frac{1}{F} > \frac{1}{F_{1-\alpha}(m, n)}\right\} = \alpha. \text{ 又由 } \frac{1}{F} \sim F(n, m) \text{ 可} \\ &\text{知 } P\left\{\frac{1}{F} > F_{\alpha}(n, m)\right\} = \alpha. \text{ 从而 } \frac{1}{F_{1-\alpha}(m, n)} = F_{\alpha}(n, m). \end{aligned}$$

6.3.11 F 分布的分位点

对于给定的 $\alpha, 0 < \alpha < 1$, 称满足条件

$$P\{F > F_{\alpha}(m, n)\} = \int_{F_{\alpha}(m, n)}^{\infty} f(x, m, n) dx = \alpha$$

的点 $F_{\alpha}(m, n)$ 为 $F(m, n)$ 分布的上 α 分位点.

F 分布的上 α 分位点有如下的性质: $F_{1-\alpha}(m, n) = \frac{1}{F_{\alpha}(n, m)}$.

证明: 若 $F \sim F(m, n)$, 则由定义

$$\begin{aligned} 1 - \alpha &= P\{F > F_{1-\alpha}(m, n)\} = P\left\{\frac{1}{F} < \frac{1}{F_{1-\alpha}(m, n)}\right\} \\ &= 1 - P\left\{\frac{1}{F} \geq \frac{1}{F_{1-\alpha}(m, n)}\right\} = 1 - P\left\{\frac{1}{F} > \frac{1}{F_{1-\alpha}(m, n)}\right\} \\ &\Rightarrow P\left\{\frac{1}{F} > \frac{1}{F_{1-\alpha}(m, n)}\right\} = \alpha. \text{ 又由 } \frac{1}{F} \sim F(n, m) \text{ 可} \\ &\text{知 } P\left\{\frac{1}{F} > F_{\alpha}(n, m)\right\} = \alpha. \text{ 从而 } \frac{1}{F_{1-\alpha}(m, n)} = F_{\alpha}(n, m). \end{aligned}$$

6.3.11 F 分布的分位点

对于给定的 α , $0 < \alpha < 1$, 称满足条件

$$P\{F > F_{\alpha}(m, n)\} = \int_{F_{\alpha}(m, n)}^{\infty} f(x, m, n) dx = \alpha$$

的点 $F_{\alpha}(m, n)$ 为 $F(m, n)$ 分布的上 α 分位点.

F 分布的上 α 分位点有如下的性质: $F_{1-\alpha}(m, n) = \frac{1}{F_{\alpha}(n, m)}$.

证明:若 $F \sim F(m, n)$, 则由定义

$$1 - \alpha = P\{F > F_{1-\alpha}(m, n)\} = P\left\{\frac{1}{F} < \frac{1}{F_{1-\alpha}(m, n)}\right\}$$

$$= 1 - P\left\{\frac{1}{F} \geq \frac{1}{F_{1-\alpha}(m, n)}\right\} = 1 - P\left\{\frac{1}{F} > \frac{1}{F_{1-\alpha}(m, n)}\right\}$$

$$\Rightarrow P\left\{\frac{1}{F} > \frac{1}{F_{1-\alpha}(m, n)}\right\} = \alpha. \text{ 又由 } \frac{1}{F} \sim F(n, m) \text{ 可}$$

$$\text{知 } P\left\{\frac{1}{F} > F_{\alpha}(n, m)\right\} = \alpha. \text{ 从而 } \frac{1}{F_{1-\alpha}(m, n)} = F_{\alpha}(n, m).$$

6.3.11 F 分布的分位点

对于给定的 α , $0 < \alpha < 1$, 称满足条件

$$P\{F > F_{\alpha}(m, n)\} = \int_{F_{\alpha}(m, n)}^{\infty} f(x, m, n) dx = \alpha$$

的点 $F_{\alpha}(m, n)$ 为 $F(m, n)$ 分布的上 α 分位点.

F 分布的上 α 分位点有如下的性质: $F_{1-\alpha}(m, n) = \frac{1}{F_{\alpha}(n, m)}$.

证明:若 $F \sim F(m, n)$, 则由定义

$$\begin{aligned} 1 - \alpha &= P\{F > F_{1-\alpha}(m, n)\} = P\left\{\frac{1}{F} < \frac{1}{F_{1-\alpha}(m, n)}\right\} \\ &= 1 - P\left\{\frac{1}{F} \geq \frac{1}{F_{1-\alpha}(m, n)}\right\} = 1 - P\left\{\frac{1}{F} > \frac{1}{F_{1-\alpha}(m, n)}\right\} \\ &\Rightarrow P\left\{\frac{1}{F} > \frac{1}{F_{1-\alpha}(m, n)}\right\} = \alpha. \end{aligned}$$

又由 $\frac{1}{F} \sim F(n, m)$ 可知
 $P\left\{\frac{1}{F} > F_{\alpha}(n, m)\right\} = \alpha$. 从而 $\frac{1}{F_{1-\alpha}(m, n)} = F_{\alpha}(n, m)$.

6.3.11 F 分布的分位点

对于给定的 $\alpha, 0 < \alpha < 1$, 称满足条件

$$P\{F > F_{\alpha}(m, n)\} = \int_{F_{\alpha}(m, n)}^{\infty} f(x, m, n) dx = \alpha$$

的点 $F_{\alpha}(m, n)$ 为 $F(m, n)$ 分布的上 α 分位点.

F 分布的上 α 分位点有如下的性质: $F_{1-\alpha}(m, n) = \frac{1}{F_{\alpha}(n, m)}$.

证明:若 $F \sim F(m, n)$, 则由定义

$$\begin{aligned} 1 - \alpha &= P\{F > F_{1-\alpha}(m, n)\} = P\left\{\frac{1}{F} < \frac{1}{F_{1-\alpha}(m, n)}\right\} \\ &= 1 - P\left\{\frac{1}{F} \geq \frac{1}{F_{1-\alpha}(m, n)}\right\} = 1 - P\left\{\frac{1}{F} > \frac{1}{F_{1-\alpha}(m, n)}\right\} \\ &\Rightarrow P\left\{\frac{1}{F} > \frac{1}{F_{1-\alpha}(m, n)}\right\} = \alpha. \end{aligned}$$

又由 $\frac{1}{F} \sim F(n, m)$ 可知 $P\left\{\frac{1}{F} > F_{\alpha}(n, m)\right\} = \alpha$. 从而 $\frac{1}{F_{1-\alpha}(m, n)} = F_{\alpha}(n, m)$.

6.3.11 F 分布的分位点

对于给定的 α , $0 < \alpha < 1$, 称满足条件

$$P\{F > F_{\alpha}(m, n)\} = \int_{F_{\alpha}(m, n)}^{\infty} f(x, m, n) dx = \alpha$$

的点 $F_{\alpha}(m, n)$ 为 $F(m, n)$ 分布的上 α 分位点.

F 分布的上 α 分位点有如下的性质: $F_{1-\alpha}(m, n) = \frac{1}{F_{\alpha}(n, m)}$.

证明: 若 $F \sim F(m, n)$, 则由定义

$$\begin{aligned} 1 - \alpha &= P\{F > F_{1-\alpha}(m, n)\} = P\left\{\frac{1}{F} < \frac{1}{F_{1-\alpha}(m, n)}\right\} \\ &= 1 - P\left\{\frac{1}{F} \geq \frac{1}{F_{1-\alpha}(m, n)}\right\} = 1 - P\left\{\frac{1}{F} > \frac{1}{F_{1-\alpha}(m, n)}\right\} \\ &\Rightarrow P\left\{\frac{1}{F} > \frac{1}{F_{1-\alpha}(m, n)}\right\} = \alpha. \text{ 又由 } \frac{1}{F} \sim F(n, m) \text{ 可} \\ &\text{知 } P\left\{\frac{1}{F} > F_{\alpha}(n, m)\right\} = \alpha. \text{ 从而 } \frac{1}{F_{1-\alpha}(m, n)} = F_{\alpha}(n, m). \end{aligned}$$

6.3.11 F 分布的分位点

对于给定的 $\alpha, 0 < \alpha < 1$, 称满足条件

$$P\{F > F_{\alpha}(m, n)\} = \int_{F_{\alpha}(m, n)}^{\infty} f(x, m, n) dx = \alpha$$

的点 $F_{\alpha}(m, n)$ 为 $F(m, n)$ 分布的上 α 分位点.

F 分布的上 α 分位点有如下的性质: $F_{1-\alpha}(m, n) = \frac{1}{F_{\alpha}(n, m)}$.

证明:若 $F \sim F(m, n)$, 则由定义

$$\begin{aligned} 1 - \alpha &= P\{F > F_{1-\alpha}(m, n)\} = P\left\{\frac{1}{F} < \frac{1}{F_{1-\alpha}(m, n)}\right\} \\ &= 1 - P\left\{\frac{1}{F} \geq \frac{1}{F_{1-\alpha}(m, n)}\right\} = 1 - P\left\{\frac{1}{F} > \frac{1}{F_{1-\alpha}(m, n)}\right\} \\ &\Rightarrow P\left\{\frac{1}{F} > \frac{1}{F_{1-\alpha}(m, n)}\right\} = \alpha. \text{ 又由 } \frac{1}{F} \sim F(n, m) \text{ 可} \\ &\text{知 } P\left\{\frac{1}{F} > F_{\alpha}(n, m)\right\} = \alpha. \text{ 从而 } \frac{1}{F_{1-\alpha}(m, n)} = F_{\alpha}(n, m). \end{aligned}$$

6.3.11 F 分布的分位点

对于给定的 $\alpha, 0 < \alpha < 1$, 称满足条件

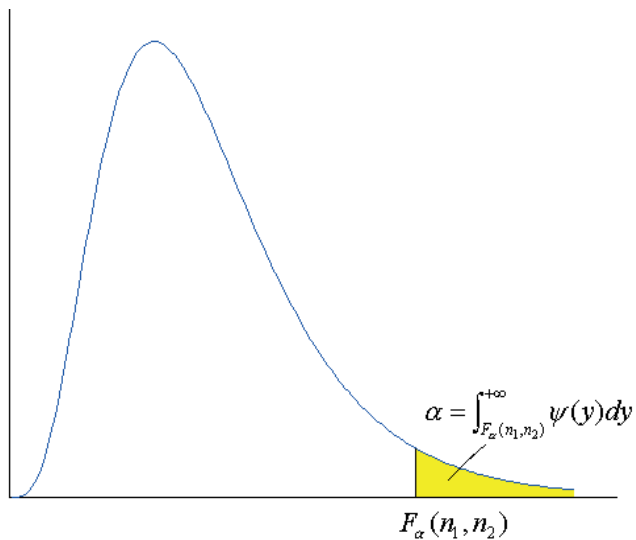
$$P\{F > F_{\alpha}(m, n)\} = \int_{F_{\alpha}(m, n)}^{\infty} f(x, m, n) dx = \alpha$$

的点 $F_{\alpha}(m, n)$ 为 $F(m, n)$ 分布的上 α 分位点.

F 分布的上 α 分位点有如下的性质: $F_{1-\alpha}(m, n) = \frac{1}{F_{\alpha}(n, m)}$.

证明:若 $F \sim F(m, n)$, 则由定义

$$\begin{aligned} 1 - \alpha &= P\{F > F_{1-\alpha}(m, n)\} = P\left\{\frac{1}{F} < \frac{1}{F_{1-\alpha}(m, n)}\right\} \\ &= 1 - P\left\{\frac{1}{F} \geq \frac{1}{F_{1-\alpha}(m, n)}\right\} = 1 - P\left\{\frac{1}{F} > \frac{1}{F_{1-\alpha}(m, n)}\right\} \\ &\Rightarrow P\left\{\frac{1}{F} > \frac{1}{F_{1-\alpha}(m, n)}\right\} = \alpha. \text{ 又由 } \frac{1}{F} \sim F(n, m) \text{ 可} \\ &\text{知 } P\left\{\frac{1}{F} > F_{\alpha}(n, m)\right\} = \alpha. \text{ 从而 } \frac{1}{F_{1-\alpha}(m, n)} = F_{\alpha}(n, m). \end{aligned}$$



正态总体的样本均值和样本方差的分布

设 X_1, X_2, \dots, X_n 是来自正态总体 $N(\mu, \sigma^2)$ 的样本, \bar{X} 和 S^2 分别是样本均值和样本方差, 则有

- 1 $\bar{X} \sim N(\mu, \frac{\sigma^2}{n});$
- 2 $\frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n-1);$
- 3 (\bar{X}) 与 S^2 相互独立;
- 4 $\frac{(\bar{X}-\mu)}{(\frac{S}{\sqrt{n}})} \sim t(n-1).$

正态总体的样本均值和样本方差的分布

设 X_1, X_2, \dots, X_n 是来自正态总体 $N(\mu, \sigma^2)$ 的样本, \bar{X} 和 S^2 分别是样本均值和样本方差, 则有

- 1 $\bar{X} \sim N(\mu, \frac{\sigma^2}{n});$
- 2 $\frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n-1);$
- 3 (\bar{X}) 与 S^2 相互独立;
- 4 $\frac{(\bar{X}-\mu)}{(\frac{S}{\sqrt{n}})} \sim t(n-1).$

正态总体的样本均值和样本方差的分布

设 X_1, X_2, \dots, X_n 是来自正态总体 $N(\mu, \sigma^2)$ 的样本, \bar{X} 和 S^2 分别是样本均值和样本方差, 则有

- 1 $\bar{X} \sim N(\mu, \frac{\sigma^2}{n});$
- 2 $\frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n-1);$
- 3 (\bar{X}) 与 S^2 相互独立;
- 4 $\frac{(\bar{X}-\mu)}{(\frac{S}{\sqrt{n}})} \sim t(n-1).$



正态总体的样本均值和样本方差的分布

设 X_1, X_2, \dots, X_n 是来自正态总体 $N(\mu, \sigma^2)$ 的样本, \bar{X} 和 S^2 分别是样本均值和样本方差, 则有

- 1 $\bar{X} \sim N(\mu, \frac{\sigma^2}{n});$
- 2 $\frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n-1);$
- 3 (\bar{X}) 与 S^2 相互独立;
- 4 $\frac{(\bar{X}-\mu)}{(\frac{S}{\sqrt{n}})} \sim t(n-1).$

正态总体的样本均值和样本方差的分布

设 X_1, X_2, \dots, X_n 是来自正态总体 $N(\mu, \sigma^2)$ 的样本, \bar{X} 和 S^2 分别是样本均值和样本方差, 则有

- 1 $\bar{X} \sim N(\mu, \frac{\sigma^2}{n});$
- 2  $\frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n-1);$
- 3  (\bar{X}) 与 S^2 相互独立;
- 4 $\frac{(\bar{X}-\mu)}{(\frac{S}{\sqrt{n}})} \sim t(n-1).$

正态总体的样本均值和样本方差的分布

设 X_1, X_2, \dots, X_n 是来自正态总体 $N(\mu, \sigma^2)$ 的样本, \bar{X} 和 S^2 分别是样本均值和样本方差, 则有

- 1 $\bar{X} \sim N(\mu, \frac{\sigma^2}{n});$
- 2 $\clubsuit \quad \frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n-1);$
- 3 $\clubsuit \quad (\bar{X})$ 与 S^2 相互独立;
- 4 $\frac{(\bar{X}-\mu)}{(\frac{S}{\sqrt{n}})} \sim t(n-1).$

两个正态总体的样本均值和样本方差

设 X_1, X_2, \dots, X_{n_1} 与 Y_1, Y_2, \dots, Y_{n_2} 分别是来自正态总体 $N(\mu_1, \sigma_1^2)$ 和 $N(\mu_2, \sigma_2^2)$ 的样本, 且这两个样本相互独立. 设 \bar{X} 和 \bar{Y} 分别是这两个样本的样本均值; S_1^2, S_2^2 分别是这两个样本的样本方差, 则有

$$\textcircled{1} \quad \frac{\left(\frac{S_1^2}{\sigma_1^2}\right)}{\left(\frac{S_2^2}{\sigma_2^2}\right)} \sim F(n_1 - 1, n_2 - 1);$$

$$\textcircled{2} \quad \text{当 } \sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \sigma^2 \text{ 时, } \frac{(\bar{X} - \bar{Y}) - (\mu_1 - \mu_2)}{S_w \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}} \sim t(n_1 + n_2 - 2),$$

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

两个正态总体的样本均值和样本方差

设 X_1, X_2, \dots, X_{n_1} 与 Y_1, Y_2, \dots, Y_{n_2} 分别是来自正态总体 $N(\mu_1, \sigma_1^2)$ 和 $N(\mu_2, \sigma_2^2)$ 的样本, 且这两个样本相互独立. 设 \bar{X} 和 \bar{Y} 分别是这两个样本的样本均值; S_1^2, S_2^2 分别是这两个样本的样本方差, 则有

$$\textcircled{1} \quad \frac{\left(\frac{S_1^2}{\sigma_1^2}\right)}{\left(\frac{S_2^2}{\sigma_2^2}\right)} \sim F(n_1 - 1, n_2 - 1);$$

$$\textcircled{2} \quad \text{当 } \sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \sigma^2 \text{ 时, } \frac{(\bar{X} - \bar{Y}) - (\mu_1 - \mu_2)}{S_w \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}} \sim t(n_1 + n_2 - 2),$$

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

两个正态总体的样本均值和样本方差

设 X_1, X_2, \dots, X_{n_1} 与 Y_1, Y_2, \dots, Y_{n_2} 分别是来自正态总体 $N(\mu_1, \sigma_1^2)$ 和 $N(\mu_2, \sigma_2^2)$ 的样本, 且这两个样本相互独立. 设 \bar{X} 和 \bar{Y} 分别是这两个样本的样本均值; S_1^2, S_2^2 分别是这两个样本的样本方差, 则有

$$\textcircled{1} \quad \frac{\left(\frac{S_1^2}{\sigma_1^2}\right)}{\left(\frac{S_2^2}{\sigma_2^2}\right)} \sim F(n_1 - 1, n_2 - 1);$$

$$\textcircled{2} \quad \text{当 } \sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \sigma^2 \text{ 时, } \frac{(\bar{X} - \bar{Y}) - (\mu_1 - \mu_2)}{S_w \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}} \sim t(n_1 + n_2 - 2),$$

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

两个正态总体的样本均值和样本方差

设 X_1, X_2, \dots, X_{n_1} 与 Y_1, Y_2, \dots, Y_{n_2} 分别是来自正态总体 $N(\mu_1, \sigma_1^2)$ 和 $N(\mu_2, \sigma_2^2)$ 的样本, 且这两个样本相互独立. 设 \bar{X} 和 \bar{Y} 分别是这两个样本的样本均值; S_1^2, S_2^2 分别是这两个样本的样本方差, 则有

$$\textcircled{1} \quad \frac{\left(\frac{S_1^2}{\sigma_1^2}\right)}{\left(\frac{S_2^2}{\sigma_2^2}\right)} \sim F(n_1 - 1, n_2 - 1);$$

$$\textcircled{2} \quad \text{当 } \sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \sigma^2 \text{ 时, } \frac{(\bar{X} - \bar{Y}) - (\mu_1 - \mu_2)}{S_w \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}} \sim t(n_1 + n_2 - 2),$$

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

课堂练习选择题

(1) 设二维随机变量 X, Y 都服从标准正态分布, 则下列正确的是 ()

- (A) $X + Y$ 服从正态分布 (B) $X^2 + Y^2$ 服从 χ^2 分布
(C) X^2 和 Y^2 都服从 χ^2 分布 (D) $\frac{X^2}{Y^2}$ 服从 F 分布

(2) 设随机变量 $X \sim t(n) (n > 1)$, $Y = \frac{1}{X^2}$, 则 ()

- (A) $Y \sim \chi^2(n)$ (B) $Y \sim \chi^2(n-1)$
(C) $Y \sim F(n, 1)$ (D) $Y \sim F(1, n)$

(3) 设随机变量 $X \sim N(1, 4)$, $(X_1, X_2, \dots, X_{100})$ 为来自总体 X 的一个样本, \bar{X} 为样本均值, 已知 $Y = a\bar{X} - b \sim N(0, 1)$, 则 ()

- (A) $a = -5, b = 5$ (B) $a = 5, b = 5$
(C) $a = \frac{1}{5}, b = -\frac{1}{5}$ (D) $a = -\frac{1}{5}, b = \frac{1}{5}$

课堂练习选择题

(1) 设二维随机变量 X, Y 都服从标准正态分布, 则下列正确的是 ()

- (A) $X + Y$ 服从正态分布 (B) $X^2 + Y^2$ 服从 χ^2 分布
(C) X^2 和 Y^2 都服从 χ^2 分布 (D) $\frac{X^2}{Y^2}$ 服从 F 分布
-

(2) 设随机变量 $X \sim t(n) (n > 1)$, $Y = \frac{1}{X^2}$, 则 ()

- (A) $Y \sim \chi^2(n)$ (B) $Y \sim \chi^2(n-1)$
(C) $Y \sim F(n, 1)$ (D) $Y \sim F(1, n)$
-

(3) 设随机变量 $X \sim N(1, 4)$, $(X_1, X_2, \dots, X_{100})$ 为来自总体 X 的一个样本, \bar{X} 为样本均值, 已知 $Y = a\bar{X} - b \sim N(0, 1)$, 则 ()

- (A) $a = -5, b = 5$ (B) $a = 5, b = 5$
(C) $a = \frac{1}{5}, b = -\frac{1}{5}$ (D) $a = -\frac{1}{5}, b = \frac{1}{5}$

课堂练习选择题

(1) 设二维随机变量 X, Y 都服从标准正态分布, 则下列正确的是 ()

- (A) $X + Y$ 服从正态分布 (B) $X^2 + Y^2$ 服从 χ^2 分布
(C) X^2 和 Y^2 都服从 χ^2 分布 (D) $\frac{X^2}{Y^2}$ 服从 F 分布
-

(2) 设随机变量 $X \sim t(n) (n > 1)$, $Y = \frac{1}{X^2}$, 则 ()

- (A) $Y \sim \chi^2(n)$ (B) $Y \sim \chi^2(n-1)$
(C) $Y \sim F(n, 1)$ (D) $Y \sim F(1, n)$
-

(3) 设随机变量 $X \sim N(1, 4)$, $(X_1, X_2, \dots, X_{100})$ 为来自总体 X 的一个样本, \bar{X} 为样本均值, 已知 $Y = a\bar{X} - b \sim N(0, 1)$, 则 ()

- (A) $a = -5, b = 5$ (B) $a = 5, b = 5$
(C) $a = \frac{1}{5}, b = -\frac{1}{5}$ (D) $a = -\frac{1}{5}, b = \frac{1}{5}$

课堂练习选择题

(4) 设 X_1, X_2, \dots, X_n 是来自正态总体 $N(\mu, \sigma^2)$ 的简单随机样本, \bar{X} 是样本均值, 记

$$S_1^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2, S_2^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2,$$

$$S_3^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \mu)^2, S_4^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \mu)^2,$$

则服从自由度为 $n-1$ 的 t 分布的随机变量是 ()

$$(A) t = \frac{\bar{X} - \mu}{\left(\frac{S_1}{\sqrt{n}}\right)}, \quad (B) t = \frac{\bar{X} - \mu}{\left(\frac{S_2}{\sqrt{n}}\right)}$$

$$(C) t = \frac{\bar{X} - \mu}{\left(\frac{S_3}{\sqrt{n}}\right)}, \quad (D) t = \frac{\bar{X} - \mu}{\left(\frac{S_4}{\sqrt{n}}\right)}$$

课堂练习选择题

(4) 设 X_1, X_2, \dots, X_n 是来自正态总体 $N(\mu, \sigma^2)$ 的简单随机样本, \bar{X} 是样本均值, 记

$$S_1^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2, S_2^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2,$$

$$S_3^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \mu)^2, S_4^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \mu)^2,$$

则服从自由度为 $n-1$ 的 t 分布的随机变量是 ()

$$(A) t = \frac{\bar{X} - \mu}{\left(\frac{S_1}{\sqrt{n}}\right)}, \quad (B) t = \frac{\bar{X} - \mu}{\left(\frac{S_2}{\sqrt{n}}\right)}$$

$$(C) t = \frac{\bar{X} - \mu}{\left(\frac{S_3}{\sqrt{n}}\right)}, \quad (D) t = \frac{\bar{X} - \mu}{\left(\frac{S_4}{\sqrt{n}}\right)}$$

课堂练习

- ① 设总体 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, 从总体抽取随机样本 X_1, X_2, \dots, X_{2n} ($n \geq 2$), \bar{X} 为样本均值, $\sigma > 0$, 求统计量

$$Y = \sum_{i=1}^n (X_i + X_{n+i} - 2\bar{X})^2 \text{ 的数学期望.}$$

- ② 设 X_1, X_2, X_3, X_4 是来自正态总体 $N(0, 2^2)$ 的简单随机样本, $Y = a(X_1 - 2X_2)^2 + b(3X_3 - 4X_4)^2$ 则 a, b 为何值时 Y 服从 χ^2 分布其自由度为多少?

- ③ 设随机变量 X 和 Y 相互独立且都服从正态分布 $N(0, 3^2)$, 而 X_1, X_2, \dots, X_9 和 Y_1, Y_2, \dots, Y_9 分别是来自总体 X 和 Y 的简单随机样本, 则统计量 $\frac{X_1 + X_2 + \dots + X_9}{\sqrt{Y_1^2 + Y_2^2 + \dots + Y_9^2}}$ 服从什么分布?

- ④ 设总体 X 服从标准正态分布, 而 X_1, X_2, \dots, X_n 是来自 X 的简单随机样本, 则统计量 $Y = \left(\frac{n}{5} - 1\right) \frac{\sum_{i=1}^5 X_i^2}{\sum_{i=6}^n X_i^2}$ 服从什么分布?

课堂练习

- ① 设总体 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, 从总体抽取随机样本 X_1, X_2, \dots, X_{2n} ($n \geq 2$), \bar{X} 为样本均值, $\sigma > 0$, 求统计量

$$Y = \sum_{i=1}^n (X_i + X_{n+i} - 2\bar{X})^2 \text{ 的数学期望.}$$

- ② 设 X_1, X_2, X_3, X_4 是来自正态总体 $N(0, 2^2)$ 的简单随机样本, $Y = a(X_1 - 2X_2)^2 + b(3X_3 - 4X_4)^2$ 则 a, b 为何值时 Y 服从 χ^2 分布其自由度为多少?

- ③ 设随机变量 X 和 Y 相互独立且都服从正态分布 $N(0, 3^2)$, 而 X_1, X_2, \dots, X_9 和 Y_1, Y_2, \dots, Y_9 分别是来自总体 X 和 Y 的简单随机样本, 则统计量 $\frac{X_1 + X_2 + \dots + X_9}{\sqrt{Y_1^2 + Y_2^2 + \dots + Y_9^2}}$ 服从什么分布?

- ④ 设总体 X 服从标准正态分布, 而 X_1, X_2, \dots, X_n 是来自 X 的简单随机样本, 则统计量 $Y = \left(\frac{n}{5} - 1\right) \frac{\sum_{i=1}^5 X_i^2}{\sum_{i=6}^n X_i^2}$ 服从什么分布?

课堂练习

- ① 设总体 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, 从总体抽取随机样本 X_1, X_2, \dots, X_{2n} ($n \geq 2$), \bar{X} 为样本均值, $\sigma > 0$, 求统计量

$$Y = \sum_{i=1}^n (X_i + X_{n+i} - 2\bar{X})^2 \text{ 的数学期望.}$$

- ② 设 X_1, X_2, X_3, X_4 是来自正态总体 $N(0, 2^2)$ 的简单随机样本, $Y = a(X_1 - 2X_2)^2 + b(3X_3 - 4X_4)^2$ 则 a, b 为何值时 Y 服从 χ^2 分布其自由度为多少?
- ③ 设随机变量 X 和 Y 相互独立且都服从正态分布 $N(0, 3^2)$, 而 X_1, X_2, \dots, X_9 和 Y_1, Y_2, \dots, Y_9 分别是来自总体 X 和 Y 的简单随机样本, 则统计量 $\frac{X_1 + X_2 + \dots + X_9}{\sqrt{Y_1^2 + Y_2^2 + \dots + Y_9^2}}$ 服从什么分布?
- ④ 设总体 X 服从标准正态分布, 而 X_1, X_2, \dots, X_n 是来自 X 的简单随机样本, 则统计量 $Y = (\frac{n}{5} - 1) \frac{\sum_{i=1}^5 X_i^2}{\sum_{i=6}^n X_i^2}$ 服从什么分布?

课堂练习

- ① 设总体 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, 从总体抽取随机样本 X_1, X_2, \dots, X_{2n} ($n \geq 2$), \bar{X} 为样本均值, $\sigma > 0$, 求统计量

$$Y = \sum_{i=1}^n (X_i + X_{n+i} - 2\bar{X})^2 \text{ 的数学期望.}$$

- ② 设 X_1, X_2, X_3, X_4 是来自正态总体 $N(0, 2^2)$ 的简单随机样本, $Y = a(X_1 - 2X_2)^2 + b(3X_3 - 4X_4)^2$ 则 a, b 为何值时 Y 服从 χ^2 分布其自由度为多少?

- ③ 设随机变量 X 和 Y 相互独立且都服从正态分布 $N(0, 3^2)$, 而 X_1, X_2, \dots, X_9 和 Y_1, Y_2, \dots, Y_9 分别是来自总体 X 和 Y 的简单随机样本, 则统计量 $\frac{X_1 + X_2 + \dots + X_9}{\sqrt{Y_1^2 + Y_2^2 + \dots + Y_9^2}}$ 服从什么分布?

- ④ 设总体 X 服从标准正态分布, 而 X_1, X_2, \dots, X_n 是来自 X 的简单随机样本, 则统计量 $Y = (\frac{n}{5} - 1) \frac{\sum_{i=1}^5 X_i^2}{\sum_{i=6}^n X_i^2}$ 服从什么分布?

课堂练习

- ① 设总体 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, 从总体抽取随机样本 X_1, X_2, \dots, X_{2n} ($n \geq 2$), \bar{X} 为样本均值, $\sigma > 0$, 求统计量

$$Y = \sum_{i=1}^n (X_i + X_{n+i} - 2\bar{X})^2 \text{ 的数学期望.}$$

- ② 设 X_1, X_2, X_3, X_4 是来自正态总体 $N(0, 2^2)$ 的简单随机样本, $Y = a(X_1 - 2X_2)^2 + b(3X_3 - 4X_4)^2$ 则 a, b 为何值时 Y 服从 χ^2 分布其自由度为多少?

- ③ 设随机变量 X 和 Y 相互独立且都服从正态分布 $N(0, 3^2)$, 而 X_1, X_2, \dots, X_9 和 Y_1, Y_2, \dots, Y_9 分别是来自总体 X 和 Y 的简单随机样本, 则统计量 $\frac{X_1 + X_2 + \dots + X_9}{\sqrt{Y_1^2 + Y_2^2 + \dots + Y_9^2}}$ 服从什么分布?

- ④ 设总体 X 服从标准正态分布, 而 X_1, X_2, \dots, X_n 是来自 X 的简单随机样本, 则统计量 $Y = \left(\frac{n}{5} - 1\right) \frac{\sum_{i=1}^5 X_i^2}{\sum_{i=6}^n X_i^2}$ 服从什么分布?

课堂练习

- ① 设总体 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, 从总体抽取随机样本 X_1, X_2, \dots, X_{2n} ($n \geq 2$), \bar{X} 为样本均值, $\sigma > 0$, 求统计量

$$Y = \sum_{i=1}^n (X_i + X_{n+i} - 2\bar{X})^2 \text{ 的数学期望.}$$

- ② 设 X_1, X_2, X_3, X_4 是来自正态总体 $N(0, 2^2)$ 的简单随机样本, $Y = a(X_1 - 2X_2)^2 + b(3X_3 - 4X_4)^2$ 则 a, b 为何值时 Y 服从 χ^2 分布其自由度为多少?
- ③ 设随机变量 X 和 Y 相互独立且都服从正态分布 $N(0, 3^2)$, 而 X_1, X_2, \dots, X_9 和 Y_1, Y_2, \dots, Y_9 分别是来自总体 X 和 Y 的简单随机样本, 则统计量 $\frac{X_1 + X_2 + \dots + X_9}{\sqrt{Y_1^2 + Y_2^2 + \dots + Y_9^2}}$ 服从什么分布?
- ④ 设总体 X 服从标准正态分布, 而 X_1, X_2, \dots, X_n 是来自 X 的简单随机样本, 则统计量 $Y = \left(\frac{n}{5} - 1\right) \frac{\sum_{i=1}^5 X_i^2}{\sum_{i=6}^n X_i^2}$ 服从什么分布?

课堂练习

设 X_1, X_2, \dots, X_n 为来自 $\chi^2(n)$ 的一个样本, \bar{X}, S^2 分别为样本均值和样本方差, 求 $E(\bar{X}), D(\bar{X}), E(S^2)$.

课堂练习

设 $X_1, X_2, \dots, X_n, n > 2$ 为来自总体 $N(0, \sigma^2)$ 的简单随机样本, \bar{X} 为样本均值, 记 $Y_i = X_i - \bar{X}, i = 1, 2, \dots, n$ 求

- 1 Y_i 的方差 $D(Y_i), i = 1, 2, \dots, n$;
- 2 Y_1, Y_n 的协方差 $\text{Cov}(Y_1, Y_n)$;
- 3 $P\{Y_1 + Y_n < 0\}$.

课堂练习

设 X_1, X_2, \dots, X_n 为来自 $\chi^2(n)$ 的一个样本, \bar{X}, S^2 分别为样本均值和样本方差, 求 $E(\bar{X}), D(\bar{X}), E(S^2)$.

课堂练习

设 $X_1, X_2, \dots, X_n, n > 2$ 为来自总体 $N(0, \sigma^2)$ 的简单随机样本, \bar{X} 为样本均值, 记 $Y_i = X_i - \bar{X}, i = 1, 2, \dots, n$ 求

- 1 Y_i 的方差 $D(Y_i), i = 1, 2, \dots, n$;
- 2 Y_1, Y_n 的协方差 $\text{Cov}(Y_1, Y_n)$;
- 3 $P\{Y_1 + Y_n < 0\}$.

课堂练习

设 X_1, X_2, \dots, X_n 为来自 $\chi^2(n)$ 的一个样本, \bar{X}, S^2 分别为样本均值和样本方差, 求 $E(\bar{X}), D(\bar{X}), E(S^2)$.

课堂练习

设 $X_1, X_2, \dots, X_n, n > 2$ 为来自总体 $N(0, \sigma^2)$ 的简单随机样本, \bar{X} 为样本均值, 记 $Y_i = X_i - \bar{X}, i = 1, 2, \dots, n$ 求

- 1 Y_i 的方差 $D(Y_i), i = 1, 2, \dots, n$;
- 2 Y_1, Y_n 的协方差 $\text{Cov}(Y_1, Y_n)$;
- 3 $P\{Y_1 + Y_n < 0\}$.

课堂练习

设 X_1, X_2, \dots, X_n 为来自 $\chi^2(n)$ 的一个样本, \bar{X}, S^2 分别为样本均值和样本方差, 求 $E(\bar{X}), D(\bar{X}), E(S^2)$.

课堂练习

设 $X_1, X_2, \dots, X_n, n > 2$ 为来自总体 $N(0, \sigma^2)$ 的简单随机样本, \bar{X} 为样本均值, 记 $Y_i = X_i - \bar{X}, i = 1, 2, \dots, n$ 求

- 1 Y_i 的方差 $D(Y_i), i = 1, 2, \dots, n$;
- 2 Y_1, Y_n 的协方差 $\text{Cov}(Y_1, Y_n)$;
- 3 $P\{Y_1 + Y_n < 0\}$.

课堂练习

设 X_1, X_2, \dots, X_n 为来自 $\chi^2(n)$ 的一个样本, \bar{X}, S^2 分别为样本均值和样本方差, 求 $E(\bar{X}), D(\bar{X}), E(S^2)$.

课堂练习

设 $X_1, X_2, \dots, X_n, n > 2$ 为来自总体 $N(0, \sigma^2)$ 的简单随机样本, \bar{X} 为样本均值, 记 $Y_i = X_i - \bar{X}, i = 1, 2, \dots, n$ 求

- 1 Y_i 的方差 $D(Y_i), i = 1, 2, \dots, n$;
- 2 Y_1, Y_n 的协方差 $\text{Cov}(Y_1, Y_n)$;
- 3 $P\{Y_1 + Y_n < 0\}$.

课堂练习

设 X_1, X_2, \dots, X_n 为来自 $\chi^2(n)$ 的一个样本, \bar{X}, S^2 分别为样本均值和样本方差, 求 $E(\bar{X}), D(\bar{X}), E(S^2)$.

课堂练习

设 $X_1, X_2, \dots, X_n, n > 2$ 为来自总体 $N(0, \sigma^2)$ 的简单随机样本, \bar{X} 为样本均值, 记 $Y_i = X_i - \bar{X}, i = 1, 2, \dots, n$ 求

- 1 Y_i 的方差 $D(Y_i), i = 1, 2, \dots, n$;
- 2 Y_1, Y_n 的协方差 $\text{Cov}(Y_1, Y_n)$;
- 3 $P\{Y_1 + Y_n < 0\}$.

作业1

设 X_1, X_2, \dots, X_{16} 和 Y_1, Y_2, \dots, Y_{25} 分别是两个独立总体 $X \sim N(0, 9)$, $Y \sim N(1, 9)$ 的样本, 以 \bar{X}, \bar{Y} 表示两个样本均值, 求 $E(\bar{X} - \bar{Y})$, $D(\bar{X} - \bar{Y})$ 和 $P\{|\bar{X} - \bar{Y}| > 1\}$.

作业2

设 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, X_1, X_2, \dots, X_n 为来自 X 的样本, 令统计量 $Y = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n |X_i - \mu|$, 求 $E(Y)$, $D(Y)$.

作业3

设总体 $X \sim U(a, b)$, X_1, X_2, \dots, X_n 是来自 X 的样本.

(1) 写出 (X_1, X_2, \dots, X_n) 的联合概率密度;

(2) 求 $E(\bar{X})$, $D(\bar{X})$.

作业1

设 X_1, X_2, \dots, X_{16} 和 Y_1, Y_2, \dots, Y_{25} 分别是两个独立总体 $X \sim N(0, 9)$, $Y \sim N(1, 9)$ 的样本, 以 \bar{X}, \bar{Y} 表示两个样本均值, 求 $E(\bar{X} - \bar{Y})$, $D(\bar{X} - \bar{Y})$ 和 $P\{|\bar{X} - \bar{Y}| > 1\}$.

作业2

设 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, X_1, X_2, \dots, X_n 为来自 X 的样本, 令统计量 $Y = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n |X_i - \mu|$, 求 $E(Y)$, $D(Y)$.

作业3

设总体 $X \sim U(a, b)$, X_1, X_2, \dots, X_n 是来自 X 的样本.
(1) 写出 (X_1, X_2, \dots, X_n) 的联合概率密度;
(2) 求 $E(\bar{X})$, $D(\bar{X})$.

作业1

设 X_1, X_2, \dots, X_{16} 和 Y_1, Y_2, \dots, Y_{25} 分别是两个独立总体 $X \sim N(0, 9)$, $Y \sim N(1, 9)$ 的样本, 以 \bar{X}, \bar{Y} 表示两个样本均值, 求 $E(\bar{X} - \bar{Y})$, $D(\bar{X} - \bar{Y})$ 和 $P\{|\bar{X} - \bar{Y}| > 1\}$.

作业2

设 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, X_1, X_2, \dots, X_n 为来自 X 的样本, 令统计量 $Y = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n |X_i - \mu|$, 求 $E(Y)$, $D(Y)$.

作业3

设总体 $X \sim U(a, b)$, X_1, X_2, \dots, X_n 是来自 X 的样本.
(1) 写出 (X_1, X_2, \dots, X_n) 的联合概率密度;
(2) 求 $E(\bar{X})$, $D(\bar{X})$.

作业1

设 X_1, X_2, \dots, X_{16} 和 Y_1, Y_2, \dots, Y_{25} 分别是两个独立总体 $X \sim N(0, 9)$, $Y \sim N(1, 9)$ 的样本, 以 \bar{X}, \bar{Y} 表示两个样本均值, 求 $E(\bar{X} - \bar{Y})$, $D(\bar{X} - \bar{Y})$ 和 $P\{|\bar{X} - \bar{Y}| > 1\}$.

作业2

设 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, X_1, X_2, \dots, X_n 为来自 X 的样本, 令统计量 $Y = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n |X_i - \mu|$, 求 $E(Y)$, $D(Y)$.

作业3

设总体 $X \sim U(a, b)$, X_1, X_2, \dots, X_n 是来自 X 的样本.

(1) 写出 (X_1, X_2, \dots, X_n) 的联合概率密度;

(2) 求 $E(\bar{X})$, $D(\bar{X})$.

作业4

设总体 X 服从 $N(0, \sigma^2)$ 分布, 而 X_1, X_2, \dots, X_9 是来自 X 的简单随机样本, 则统计量 $Y = \frac{2(X_1^2 + X_2^2 + X_3^2)}{X_4^2 + X_5^2 + \dots + X_9^2}$ 服从什么分布?

作业5

设 $X_1, X_2, \dots, X_n, X_{n+1}$ 为来自总体 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ 的一个样本,

$$\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n X_k, S^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{k=1}^n (X_k - \bar{X})^2, \text{ 则统计量}$$
$$Y = \frac{X_{n+1} - \bar{X}}{S} \sqrt{\frac{n}{n+1}} \text{ 服从什么分布?}$$

作业4

设总体 X 服从 $N(0, \sigma^2)$ 分布, 而 X_1, X_2, \dots, X_9 是来自 X 的简单随机样本, 则统计量 $Y = \frac{2(X_1^2 + X_2^2 + X_3^2)}{X_4^2 + X_5^2 + \dots + X_9^2}$ 服从什么分布?

作业5

设 $X_1, X_2, \dots, X_n, X_{n+1}$ 为来自总体 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ 的一个样本,

$$\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n X_k, S^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{k=1}^n (X_k - \bar{X})^2, \text{ 则统计量}$$
$$Y = \frac{X_{n+1} - \bar{X}}{S} \sqrt{\frac{n}{n+1}} \text{ 服从什么分布?}$$

作业4

设总体 X 服从 $N(0, \sigma^2)$ 分布, 而 X_1, X_2, \dots, X_9 是来自 X 的简单随机样本, 则统计量 $Y = \frac{2(X_1^2 + X_2^2 + X_3^2)}{X_4^2 + X_5^2 + \dots + X_9^2}$ 服从什么分布?

作业5

设 $X_1, X_2, \dots, X_n, X_{n+1}$ 为来自总体 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ 的一个样本,

$$\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n X_k, S^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{k=1}^n (X_k - \bar{X})^2, \text{ 则统计量}$$
$$Y = \frac{X_{n+1} - \bar{X}}{S} \sqrt{\frac{n}{n+1}} \text{ 服从什么分布?}$$

作业6

设 X_1, X_2, \dots, X_9 是来自正态总体的简单随机样本

$$Y_1 = \frac{X_1 + X_2 + \dots + X_6}{6}, Y_2 = \frac{X_7 + X_8 + X_9}{3},$$

$$S^2 = \frac{1}{2} \sum_{i=7}^9 (X_i - Y_2)^2, Z^2 = \frac{\sqrt{2}(Y_1 - Y_2)}{S}.$$

证明:统计量 Z 服从自由度为2的 t 分布.

作业7

设 X_1, X_2, \dots, X_9 是来自正态总体 $X \sim N(0, 3^2)$ 的简单随机样本, 求系数 a, b, c 使统计量

$Y = a(X_1 + X_2)^2 + b(X_3 + X_4 + X_5)^2 + (X_6 + X_7 + X_8 + X_9)^2$ 服从 χ^2 分布, 且求其自由度.

作业6

设 X_1, X_2, \dots, X_9 是来自正态总体的简单随机样本

$$Y_1 = \frac{X_1 + X_2 + \dots + X_6}{6}, Y_2 = \frac{X_7 + X_8 + X_9}{3},$$

$$S^2 = \frac{1}{2} \sum_{i=7}^9 (X_i - Y_2)^2, Z^2 = \frac{\sqrt{2}(Y_1 - Y_2)}{S}.$$

证明:统计量 Z 服从自由度为2的 t 分布.

作业7

设 X_1, X_2, \dots, X_9 是来自正态总体 $X \sim N(0, 3^2)$ 的简单随机样本,
求系数 a, b, c 使统计量

$Y = a(X_1 + X_2)^2 + b(X_3 + X_4 + X_5)^2 + (X_6 + X_7 + X_8 + X_9)^2$
服从 χ^2 分布,且求其自由度.

作业6

设 X_1, X_2, \dots, X_9 是来自正态总体的简单随机样本

$$Y_1 = \frac{X_1 + X_2 + \dots + X_6}{6}, Y_2 = \frac{X_7 + X_8 + X_9}{3},$$

$$S^2 = \frac{1}{2} \sum_{i=7}^9 (X_i - Y_2)^2, Z^2 = \frac{\sqrt{2}(Y_1 - Y_2)}{S}.$$

证明:统计量 Z 服从自由度为2的 t 分布.

作业7

设 X_1, X_2, \dots, X_9 是来自正态总体 $X \sim N(0, 3^2)$ 的简单随机样本, 求系数 a, b, c 使统计量

$Y = a(X_1 + X_2)^2 + b(X_3 + X_4 + X_5)^2 + (X_6 + X_7 + X_8 + X_9)^2$ 服从 χ^2 分布, 且求其自由度.