**全国高等医学院校教材**

**卫生统计学**

**(第2版)**

主 编 王 燕

**安** **琳**

**北京大学医学出版社**

责任编辑暴海燕 封面设计田重红

ISBN 978-7-81116-312-4

**定价：16.90元**

全国高等医学院校教材

**卫** **生** **统** **计** **学**

(第2版)

**主** **编** 王燕 安琳

**副** **主** **编** 罗树生

**编写人员** (按顺序笔画为序)

王晓莉 王 燕 任正洪

安 琳 易伟宁 罗树生 高燕秋 康楚云

**北京大学医学出版社**

图 书 在 版 编 目 (CIP) 数 据

卫 生 统 计 学 ( 第 2 版 ) / 主 燕 安 琳 主 编 . 一 北 京 ： 北 京 大学医学出版社，2008

ISBN 978-7-81116-312-4

I. 卫 … Ⅱ . ① 王 … ② 安 … Ⅲ . 卫 生 统 计 一 医 学 院 校 一 教 材IV.R195.1

中 国 版 本 图 书 馆 CIP 数 据 核 字 ( 2 0 0 8 ) 第 1 5 4 8 0 1 号

卫 生 统 计 学 ( 第 2 版 )

主 编： 王 燕 安 琳

出版发行：北京大学医学出版社(电话：010-82802230)

地 址：(100083)北京市海淀区学院路38号 北京大学医学部院内

网 址 ：<http://www.pumpress.com.cn> E -mail:booksale@bjmu.edu.cn

印 刷：北京东方圣雅印刷有限公司

经 销：新华书店

责任编辑：暴海燕 责任校对：杜悦 责任印制：郭桂兰

开 本：787mm×1092mm 1/16 印张：11 字数：267千字

版 次：2009年1月第2版2009年1月第1次印刷 印数：1- 5000册

书 号 ：ISBN 978-7-81116-312-4

定 价：16.90元

版权所有，违者必究

(凡属质量问题请与本社发行部联系退换)

**第2版前言**

卫生统计学是一门关于如何运用数理统计学的原理和方法进行医学科研， 特别是关于如何收集、整理、分析和解释医学数据的应用科学。本书的编者具 有多年教授卫生统计学的教学经验，了解初学者，特别是成人学生学习卫生统 计学的重点和难点，在编写时我们采用深入浅出的讲解，充分发掘和调动学生 日常生活和工作经验去理解统计中的各种概念和原理，而去掉了传统卫生统计 学大量的抽象概念和数理统计公式的推导。本书编写力求通俗易懂、简洁实用， 因此，对于已具有一定医疗卫生工作经验的人员学习卫生统计学的基本知识以 及解决科研中的实际问题具有一定的参考价值。

随着计算机的普及，为了使读者从繁重的手工计算中解脱出来，本书增加 了利用SPSS 统计软件来完成统计分析的计算过程。 SPSS 软件是目前国际上流 行的统计分析软件，为了帮助读者掌握该软件的使用方法，本书特意编写了一 章 SPSS 软件使用方法介绍，而且在其他各章中只要涉及可以用SPSS 软件实现 的统计计算，均在相应的章节中给出如何用SPSS 统计软件完成这些统计分析的 指导，同时也给出了SPSS 输出结果的形式和对结果的解释，极大地方便了读者 的学习和应用。

限于编者的学识和精力，本书难免有不足之处，我们将虚心吸取广大读者 和专家的批评与建议，争取在再版中给予弥补。

编者：安琳 王燕

2008年6月于北京

**目** **录**

[第一章 绪 论 ( 1)](#bookmark2)

[第一节 卫生统计学简介 ( 1)](#bookmark3)

[第二节 卫生统计学中的一些基本概念 ( 1)](#bookmark4)

[一 、观察单位(observation unit ) 与 变 量 (variable ) ( 1)](#bookmark5)

[二 、变量的类型 ( 1)](#bookmark6)

[三 、同 质 (homogeneity ) 与 变 异 (variation ) (2)](#bookmark7)

[四 、总 体 (population ) 与 样 本 (sample) (3)](#bookmark8)

[五 、随 机 抽 样 (random sampling ) (3)](#bookmark9)

[六 、误 差 (error ) (4)](#bookmark10)

[七 、概 率 (probability ) 与 频 率 (frequency) (5)](#bookmark11)

[第三节 卫生统计工作的基本步骤 (5)](#bookmark12)

[一 、设 计 (design) (5)](#bookmark13)

[二 、收集资料(collection of data ) (5)](#bookmark14)

[三 、整理资料(sorting of data) (6)](#bookmark15)

[四 、分析资料(analysis of data )与解释结果 (6)](#bookmark16)

[习 题 (7)](#bookmark17)

[**第二章** **数值变量的统计描述** (8)](#bookmark18)

[第一节 数值变量资料的频数分布 (8)](#bookmark19)

[一 、频数表的编制 (8)](#bookmark20)

[二 、频数分布的两个特征 ( 10)](#bookmark21)

[三 、频数分布的类型 ( 10)](#bookmark22)

[四 、频数表的用途 ( 10)](#bookmark23)

[第二节 数值变量资料的描述指标 ( 11)](#bookmark24)

[一 、描述集中趋势的指标 ( 11)](#bookmark25)

[二 、描述离散趋势的指标 ( 15)](#bookmark26)

[三 、用SP SS软件计算集中趋势与离散趋势指标 ( 19)](#bookmark27)

[第三节 正态分布及标准正态分布 (20)](#bookmark28)

[正态分布的概念和特征 (20)](#bookmark29)

[第四节 正态分布的应用 (23)](#bookmark30)

[一 、估计频率分布 (23)](#bookmark31)

[二 、医学参考值范围的估计 (24)](#bookmark32)

[三 、用SP SS 软件进行正态性检验 (25)](#bookmark33)

[习题 (26)](#bookmark34)

[第三章 分类变量的统计描述 (28)](#bookmark36)

[第一节 常用相对数 (28)](#bookmark37)

[一 、构 成 比 (proportion ) (28)](#bookmark38)

[二 、 率 (rate) (28)](#bookmark39)

[三 、 比 (ratio) (29)](#bookmark40)

[四 、动态数列 (30)](#bookmark41)

[第二节 应用相对数的注意事项 (31)](#bookmark42)

[一 、率与构成比的区别 (31)](#bookmark43)

[二 、计算相对数的分母不能过小 (31)](#bookmark44)

[三 、平均率(总率)的计算 (31)](#bookmark45)

[四 、资料的可比性 (31)](#bookmark46)

[五 、对样本率(或构成比)的比较应做假设检验 (32)](#bookmark47)

[第三节 标准化法 (32)](#bookmark48)

[一 、标准化法的意义和基本思想 (32)](#bookmark49)

[二 、标准化率的计算 (32)](#bookmark50)

[三 、应用标准化的注意事项 (36)](#bookmark51)

[习题 (36)](#bookmark52)

[**第四章** **统计表与统计图** (38)](#bookmark53)

[第一节 统 计 表 (38)](#bookmark54)

[一 、统计表的结构 (38)](#bookmark55)

[二 、统计表的种类 (38)](#bookmark56)

[三 、制表原则和要求 (39)](#bookmark57)

[四 、错误统计表的修改范例 (40)](#bookmark58)

[第二节 统 计 图 (40)](#bookmark59)

[一 、直 条 图 (bar graph) (41)](#bookmark60)

[二 、圆图和百分条图 (42)](#bookmark61)

[三 、普通线图和半对数线图 (44)](#bookmark62)

[四 、直 方 图 (histogram) (46)](#bookmark63)

[五 、散 点 图 (scatter diagram ) (47)](#bookmark64)

[习题 (48)](#bookmark65)

[**第五章** **总体均数的估计和假设检验** (50)](#bookmark66)

[第一节 均数的抽样误差与标准误 (50)](#bookmark67)

[一 、均数的抽样误差(sampling error) (50)](#bookmark68)

[二 、标 准 误 (standard error) (51)](#bookmark69)

[三 、均数标准误的计算 (51)](#bookmark70)

[四 、均数标准误的意义及与样本量的关系 (51)](#bookmark71)

[第二节 t 分 布 (t - distribution ) (51)](#bookmark72)

[第三节 总体均数的估计 (53)](#bookmark73)

[一 、点(值) 估 计 (point estimation) (53)](#bookmark75)

[二 、区 间 估 计 (interval estimation ) (53)](#bookmark76)

[第四节 假设检验的一般步骤 (55)](#bookmark77)

[一 、进行假设检验(hypothesis testing ) 的 原 因 (55)](#bookmark78)

[二 、假设检验的一般步骤 (55)](#bookmark79)

[第五节 均 数 的Z 检 验 (Z - test) (56)](#bookmark80)

[一 、大样本均数与某一已知总体均数比较的 Z 检验 (56)](#bookmark81)

[二 、两个样本均数的比较的 Z 检验 (57)](#bookmark82)

[第六节 均 数 的t 检 验 (t - test ) (58)](#bookmark83)

[一 、样本均数与总体均数比较的t 检验 (58)](#bookmark84)

[二 、两个样本均数比较的t 检验 (60)](#bookmark85)

[三 、配对数值变量的t 检验 (61)](#bookmark86)

[第七节 秩和检验 (63)](#bookmark87)

[两样本数值变量比较的秩和检验 (63)](#bookmark88)

[第八节 均数假设检验的注意事项 (65)](#bookmark89)

[习题 (66)](#bookmark90)

[**第六章** **多组数值变量的比较** (68)](#bookmark91)

[第一节 方差分析的基本思想和应用 (68)](#bookmark92)

[第二节 单因素方差分析 (68)](#bookmark93)

[一 、单因素方差分析中的变异 (68)](#bookmark94)

[二 、单因素方差分析的步骤和方法 (70)](#bookmark95)

[第三节 双因素方差分析 (72)](#bookmark96)

[一 、双因素方差分析时的变异 (72)](#bookmark97)

[二 、双因素方差分析的步骤和方法 (73)](#bookmark98)

[第四节 均数之间的多重比较 (75)](#bookmark99)

[第五节 多个总体方差的齐性检验 (78)](#bookmark100)

[一 、Bartlett x²检 验 (78)](#bookmark101)

[二 、Levene 检验 (79)](#bookmark102)

[第六节 多组数值变量的秩和检验 (79)](#bookmark103)

[一 、Kruskal - Wallis 秩和检验 (80)](#bookmark104)

[二 、Friedman 秩和检验 (82)](#bookmark105)

[习题 (83)](#bookmark106)

[**第七章** **简单线性相关与回归** (86)](#bookmark107)

[第一节 直线相关 (86)](#bookmark108)

[一 、散点图 (86)](#bookmark109)

[二 、相关系数 (88)](#bookmark110)

[三 、直线相关的应用 (91)](#bookmark111)

[第二节 直 线 回 归 (91)](#bookmark112)

[一 、概念 (91)](#bookmark113)

[二 、回归方程 (92)](#bookmark114)

[三 、回归方程的计算 (92)](#bookmark115)

[四 、回归系数的假设检验 (92)](#bookmark116)

[五 、回归直线的描绘 (94)](#bookmark117)

[六 、直线回归的应用 (95)](#bookmark118)

[第三节 应用直线相关与回归的注意事项 (95)](#bookmark119)

[一 、注意事项 (95)](#bookmark120)

[二 、相关与回归的区别 (96)](#bookmark121)

[三 、相关与回归的联系 (96)](#bookmark122)

[习题 (96)](#bookmark123)

[**第八章** **分类变量的参数估计和假设检验** (98)](#bookmark124)

[第一节 率的抽样误差与标准误 (98)](#bookmark125)

[一 、率的抽样误差 (98)](#bookmark126)

[二 、率的标准误的计算 (98)](#bookmark127)

[三 、率的标准误的意义 (99)](#bookmark128)

[第二节 总体率的估计 (99)](#bookmark129)

[一 、点(值) 估计 (99)](#bookmark130)

[二 、区间估计 (99)](#bookmark131)

[第三节 率 的Z 检验 ( 100)](#bookmark132)

[一 、一个样本率与一个总体率比较的Z 检 验 ( 100)](#bookmark133)

[二 、两个样本率比较的Z 检 验 ( 101)](#bookmark134)

[第四节 成组设计四格表资料的 x ²(卡方)检验 ( 101)](#bookmark135)

[一、x² 分 布 ( 101)](#bookmark136)

[二 、成组设计四格表(2×2列联表)资料 ( 102)](#bookmark137)

[三、x² 检验的基本思想 ( 103)](#bookmark138)

[四 、四格表x²检验的应用条件与计算 ( 104)](#bookmark139)

[五 、成组设计四格表资料的确切概率法 ( 106)](#bookmark140)

[六 、四格表x²检验的 SPSS 操作及输出结果 ( 107)](#bookmark141)

[第五节 R×C 列联表的x ²检验 ( 108)](#bookmark142)

[第六节 配对设计四格表资料的 x ²检验 ( 110)](#bookmark143)

[一 、配对设计四格表 ( 110)](#bookmark144)

[二 、配对设计四格表 x²检验的计算 ( 110)](#bookmark145)

[习题 ( 111)](#bookmark146)

[**第九章** **医学人口统计**  ( 113)](#bookmark147)

[第一节 人口数与人口构成 ( 113)](#bookmark148)

[一 、人口数量 ( 113)](#bookmark149)

[二 、人口性别年龄构成及人口金字塔 ( 113)](#bookmark150)

[第二节 生育与计划生育统计 ( 116)](#bookmark152)

[一 、常用生育统计指标 ( 116)](#bookmark153)

[二 、常用计划生育工作指标 ( 118)](#bookmark154)

[三 、与出生有关的其他常用指标 ( 119)](#bookmark155)

[第三节 死 亡 统 计 ( 119)](#bookmark156)

[一 、测量死亡水平的指标 ( 119)](#bookmark157)

[二 、死因构成与死因顺位 ( 122)](#bookmark158)

[习 题 ( 122)](#bookmark159)

[**第十章** **疾** **病** **统** **计** ( 123)](#bookmark160)

[第一节 疾病分类和常用统计指标 ( 123)](#bookmark161)

[一 、疾病分类 ( 123)](#bookmark162)

[二 、疾病统计常用指标 ( 124)](#bookmark163)

[第二节 病例随访资料的生存分析 ( 127)](#bookmark164)

[一 、直接法 ( 128)](#bookmark165)

[二 、寿命表法 ( 129)](#bookmark166)

[习题 ( 133)](#bookmark167)

[附录1 统计用表 ( 135)](#bookmark168)

[附 录 2 SPSS for Windows 应用简介 ( 150)](#bookmark169)

[附录3 习题答案 ( 157)](#bookmark170)

**第一章** **绪论**

**第一节** **卫生统计学简介**

统计学 (statistics), 是关于数据的收集、整理、分析、解释和表述的科学。统计学分 成两个主要领域：数理统计学和应用统计学。数理统计学侧重于建立统计方法和讲述统计方 法的原理；应用统计学则是结合特定专业研究特点，使数理统计学原理与方法具体化，从而 产生加以前缀的统计学，如，社会统计学、心理统计学、生物统计学等。卫生统计学 (health statistics), 属于应用统计学的范畴，是数理统计学的基本原理和方法在医学的应 用，是关于医学研究中资料的收集、整理、分析、解释和表述的一门科学。卫生统计学是进 行医学研究中认识事物数量特征与关系的一门方法学，亦是为制定卫生政策提供定量依据的 一门方法学。为什么要学习卫生统计学?简言之是为了进行医学领域的科学研究和科学决 策。

卫生统计学的基本内容包括三个方面：①卫生统计学的基本原理和方法，包括医学科研 设计和数据处理的基本统计理论和方法。②健康统计，包括医学人口统计、疾病统计、生长 发育统计等。③卫生服务统计，包括卫生资源、卫生服务等统计。根据教学目的的需要，本 教材主要包括：卫生统计学的基本原理和方法中的数据处理的基本统计理论和方法；健康统 计中的医学人口统计和疾病统计。

在学习卫生统计方法之前，我们首先需要了解卫生统计学中的一些基本概念和卫生统计 工作的基本步骤。

**第二节** **卫生统计学中的一些基本概念**

**一、观察单位** **(observation unit) 与变量** **(variable)**

观察单位是指被观察或测量对象的最基本单位，亦称个体，可以是一个人、一只鼠、一 个样品、一个采样点、一个地区等。对每个观察单位的某项特征进行测量或观察，该项特征 称为变量，得到的被观察单位的该项特征值称为变量值 (value of variable),亦称观察值或 指标值。例如，为了了解某地区2岁以下儿童的卡介苗接种情况，课题组检查了该地区200 名2岁以下儿童的卡疤，这个例子中，观察单位为一名2岁以下儿童，变量为卡疤，变量值 为“阳性”或“阴性”。

**二、变量的类型**

变量以其变量值的特点，分为两大类，即，数值变量和分类变量，分类变量又可分为无

工

序分类变量和有序分类变量。不同类型的变量需要选用不同的统计指标和统计方法进行分 析。根据分析需要，不同类型变量之间可进行转换。

(一)数值变量 (numerical variable)

通过测定每个观察单位的某项特征的大小所得到的数据，称为数值变量，其变量值是以 数值表示的，通常有度量衡单位。例如，调查某地2岁男孩的身体发育状况，这时， 一个2 岁男孩是观察单位，测量指标为身高 (cm) 、 体重 (kg) 、 血红蛋白 (g/L) 、 牙齿数(个) 就是数值变量。描述数值变量常用的统计指标有平均数，标准差等(见第二章)。统计分析 方法有t 检验、z 检验、方差分析、直线相关与回归等(见第五、六、七章)。

(二)分类变量 (categorical variable)

通过确定每个观察单位的某项特征的性质或类别得到的数据，称为分类变量，其变量值 是定性的，表现为互不相容的类别或属性，没有度量衡单位。例如，研究得到的每个儿童卡 疤“阳性”或“阴性”的数据就是分类变量。通常，作为对分类变量资料进行初步整理，先 按类别将观察单位分组，如分为“阳性”组和“阴性”组，然后清点每组中的人数，对这样 得到的数据做进一步分析。描述分类变量常用的统计指标有率、构成比等(见第三章),统 计分析方法有 z 检验、x² 检验(见第八章)。

**分类变量又可分为几种类型：**

1. 无序分类变量 包括(1)二项分类变量，特点是其变量值分为两类，如检查2岁儿 童卡疤得到的阳性或阴性；观察某药对某病患者疗效得到的有效或无效。(2)多项分类变 量，特点是其变量值分为两类以上，如职业、血型等变量。

2. 有序分类变量 特点是其变量值是多项分类且各类之间有程度的差别。如文化程度， 可分为：文盲、小学、初中、高中和大专及以上等；如疗效，可按疗效的不同程度，分为治 愈、显效、有效和无效。

(三)数据转换 (data transformation)

根据分析的需要，数值变量可转换为分类变量。例如，观察得到100名婴儿出生体重 (克),这是数值变量资料。如果欲分析低出生体重婴儿所占的比例，可以将出生体重<2500 克定义为低出生体重；≥2500克定义为非低出生体重两类，这时就成了二项分类的变量。 如果分组再细一些，将出生体重为<2500克定义为低出生体重，2500至<4000克定义为正 常出生体重，≥4000克定义为高出生体重，这时数值变量就成了有序分类变量。

很多情况下，为了便于计算机的识别和运算，对分类变量可以进行赋值。例如，男女分 别赋值为1和2,文化程度是按文盲、小学、初中、高中、大专及以上分组，可分别赋值为 0、1、2、3、4。这种赋值仅是一种“数据代码”,这些变量的本质还是分类变量，应该按分 类变量进行统计分析。

**三、同质** **(homogeneity) 与变异** **(variation)**

研究对象具有的相同的状况或属性等共性称同质或同质性；对于同质的各观察单位，其 某变量值之间的差异，称为变异。例如，研究某地2005年活产婴儿的出生体重，同质是指 是同一地区、同一年份、同为活产；这些活产婴儿出生体重不尽相同，存在差异，这种体重 值之间的差异就是变异。又如，研究某新药治疗胃溃疡的效果，所有研究对象都必须是确诊

为胃溃疡的病人且病情相似，在这种同质的基础上观察治疗效果，有的人治愈，有的人未 愈，这种差异就是变异。卫生统计学所研究的对象都是以同质为基础，并具有变异的事物， 这也是之所以用变量这一术语来表示观察单位的特征的原由。

**四** **、总体** **(population) 与样本** **(sample)**

总体是根据研究目的确定的同质观察单位的全体，确切地说，是同质的所有观察单位某 项变量值的集合。例如，欲研究某地2005年活产婴儿的出生体重，该地2005年所有活产婴 儿的出生体重值就构成一个总体。又如，欲了解某地区2005年4月20日时2岁以下儿童的 卡介苗接种情况，该地该时所有2岁以下儿童的卡疤情况就构成一个总体。这两个例子的总 体都明确了一定时间、一定空间，理论上说，观察单位的数量是可知的、有限的，称为有限 总体。有时总体是抽象的，如欲研究某药治疗胃溃疡的效果，这里总体是指所有胃溃疡病 人，但没有时间和地点的限制，观察单位总数量是不可知的，该总体称为无限总体。

样本是指总体中的一部分观察单位的某项变量值的集合，这一部分必须是对总体具有代 表性的，或说是总体的缩影。对于有限总体，保证样本对总体具有代表性的手段是随机抽 样。随机抽样的概念和具体方法见下段。例如，欲调查某地2005年活产婴儿的出生体重， 从该地区2005年出生婴儿随机抽取200名，测量其出生体重，这200名婴儿的出生体重值 就是样本。对于无限总体，只有通过明确样本定义，从而抽象出样本是某总体的缩影，或说 样本对某总体具有代表性，如用某药治疗了200例胃溃疡病人，它的总体就是所有可能影响 疗效的情况与样本相同的胃溃疡病人。

通常，医学研究不可能也没必要对总体中的每个观察单位进行观测或检测，例如，确定 某品牌冰棍是否符合卫生标准，只能抽取一定的样本进行检测；再如，欲研究某药治疗胃溃 疡的效果，也只能治疗部分病人。通常情况下，医学研究是对样本进行研究，也称为抽样研 究 (sampling study),但其目的是通过样本的信息去推论总体的特征。如何用样本信息推论 总体特征，正是卫生统计学的奥妙所在。

**五、随机抽样** **(random sampling)**

随机抽样是指总体中每个观察单位都有一个不为零的机会被抽中作为样本，抽中哪个作 为样本具有一定的偶然性。常用的随机抽样方法有下面四种。

(一)单纯随机抽样 (simple random sampling)

即先将调查总体的全部观察单位编号，再用抽签或产生随机数字等方法随机抽取部分观 察单位作为样本。单纯随机抽样是最基本的抽样方法，是其他抽样方法的基础。该方法要求 对被抽样的总体中的每个观察单位编号，需要观察单位的名册。

(二)系统抽样 (systematic sampling)

又称间隔抽样或机械抽样。将总体的所有观察单位按一定顺序排列，按照一定间隔抽取 一个观察单位，进而抽取若干个观察单位组成样本。例如，某班有100个学生，需要10个 学生作为样本，抽样间隔为10。首先，将100个学生按照学号排列，然后，在1、2、 ……

9、10数字中用单纯随机抽样抽取一个数字，假定抽中的是数字3,则排在第3位、第13 位、 ……、第83位、第93位的同学被抽中作为样本。该方法要求对被抽样的总体中的所有

观察单位排序。

”(三)分层抽样 (stratified sampling)

即先按某种特征将总体分为组别或类别，统计上叫“层”,再从每一层内进行随机抽样。 例如，先将100个学生按照性别分为“男”、“女”两层，再按上述单纯随机抽样或系统抽样 方法抽取样本。

(四)整群抽样 (cluster sampling)

调查总体中本身存在小“群体”,用随机抽样的方法抽取若干个“群体”,这些被抽中的 “群体”包括的所有观察单位作为样本。例如，100个学生中有10个小组，将“小组”作为 “群体”,给10个小组编号为1、2…9、10,在1～10数字中用单纯随机抽样抽取一个数字， 该数字代表的小组中的所有学生作为样本。

**六、误差** **(error)**

任何周密设计的科学研究，都不可能没有误差。医学研究中的误差通常指测量值与真值 之差，其中包括系统误差、随机测量误差及抽样误差，抽样误差是统计学研究和处理的重要 内容。随机测量误差及抽样误差又同属于随机误差。

(一)系统误差 (systematic error)

系统误差是某种必然因素所致，不是偶然机遇造成的，具有一定的方向性，使观察结果 一律偏高或偏低。系统误差一旦发生，统计学是无能为力的，因此，要尽可能避免。大多数 系统误差可以通过周密的研究设计和调查(或测量)过程中的严格质量控制措施得以解决。 系统误差发生的常见情况包括：①操作方法不正确或问卷调查时方法有误；②医生掌握疗效 标准偏高或偏低；③周围环境的改变，如实验室内室温过高或过低；以及现场调查时出现不 必要的行政干预；④仪器不准或试剂不合格，例如，测量血压，要求血压计的水银面与0平 行，如果使用的血压计没校正，高出4 mmHg, 那么测定出的血压值都高4 mmHg。

(二)随机测量误差 (error of random measurement)

随机测量误差是偶然机遇所致，故无方向性，对同一样品多次测定，结果有高有低，不 完全一致。随机测量误差是不可避免的，再精确的测量仪器也会存在误差，但只要将误差控 制在一定的允许范围内，读出的数据都可以使用。

(三)抽样误差 (sampling error)

在抽样研究中，即使消除了系统误差，控制了随机测量误差，样本统计指标与总体统计 指标间仍会存在差别，称这种差别为抽样误差。抽样误差是由于个体差异及抽样造成的，是 客观存在、不可避免的。抽样误差可以通过统计方法进行估计，也可通过增大样本使其减 小。我们可以通过一个实验来理解什么是抽样误差。假定已知某年某地所有1000名13岁女 学生身高的总体均数(μ)是155.4cm, 该地每一个13岁女学生都有一个身高测量值，我们 将这1000名女生的身高值 (cm) 都录入计算机，存在数据库里作为一个有限总体。在这样 一个有限的总体中做多次重复抽样，每次均抽取30例 (n; 30) 组成一个样本，可以算出 每一个样本的平均身高 (X), 因为是完全随机抽样，数据库中的每一个学生的身高值都有 可能被抽到，最终得到的样本均数 (X;) 可能是153.6,153.1,154.9, …158.7等。可以 看到样本均数 (X) 与总体均数(μ)间有一定差别，而且样本均数与样本均数间也有差

别，这种误差既不是系统误差，也不是测量误差，完全是由抽样造成。因此我们讲，只要是 对存在变异的观察单位进行抽样研究，必然存在抽样误差，这种误差虽然是不可避免的，但 可以认识它、估计它，并可缩小它。

**七、概率** **(probability) 与频率** **(frequency)**

概率与频率都是表示某事件发生的可能性大小的数值。概率是对总体而言，频率是对样 本而言。概率用符号 P 来表示，数值在0与1之间，即0≤P≤1, 也可用百分数表示。P 越 接近1,表明某事件发生的可能性越大， P 越接近0,表明某事件发生的可能性越小。频率 可用小写 p 表示，取值范围及意义与概率相同。如用某药治疗200个病人，其治愈率为 80%,这80%是频率。频率是从一次试验或一个样本计算得到的某事件发生率，若经过多 次试验或对许多人的治疗，其治愈率稳定在80%,这时可以说，某药治愈某病的可能性， 即概率为80%。卫生统计学中的许多结论都是根据概率得到的。 一般常将 P≤0.05 称为小 概率事件，表示某事件发生的可能性很小，是几乎不可能发生的事件。具体的应用，在以后 的章节中将会介绍。

**第三节** **卫生统计工作的基本步骤**

设计、收集资料、整理资料、分析资料与解释结果是卫生统计工作的四个基本步骤，这 四个步骤是紧密联系不可分割的，某一环节发生错误，都可影响研究结果的正确性。

**一、设计** **(design)**

设计是开展研究工作的前提和依据，一个完整的设计应包括研究全过程的内容，具体包 括研究的意义、研究目的、研究假设、研究内容、研究方法、研究对象、抽样方法、样本含 量、问卷设计、统计指标、分析方法、资料整理、质量控制、预期结果、经费预算、人员安 排和进度等等。卫生统计学要解决的设计主要是统计学设计，主要是围绕资料收集、整理、 分析这一过程的设计，具体包括针对研究方法、研究对象、抽样方法、样本含量、问卷设 计、统计指标、整理资料方法、分析方法以及质量控制方法等方面的设计。

**二、收集资料** **(collection of data)**

收集资料的任务是按照设计要求取得准确可靠的原始数据。

(一)卫生统计资料的来源

卫生统计资料的来源是多方面的，可概括为经常性资料和一时性资料两大类：

1. 经常性资料： 一般指医疗卫生工作中的记录。①统计报表，如医院工作报表、居民 病伤死亡原因报表、疫情报表、妇幼卫生年报表等。②医疗卫生工作记录和报告单(卡), 如医院病历、健康检查记录、各种医学检验记录及传染病报告卡等。

2. 一时性资料：为某项研究而专门设计的现场调查、实验或试验。

(二)卫生统计资料的要求

原始资料是卫生统计工作的基本依据，俗话说“烂棉花织不出好布”,把好收集资料质

量这一关非常关键，要努力做到：

1. 资料完整、正确。完整是指调查项目填写完整无空项，若确实不详可填写“不详”。 正确是指填写的内容准确无错误。

2. 有足够的数量。原始数据要有一定的数量才能反映事物的规律性，但并不是越多越 好，足够即可。多少数量达到足够?具体的样本量计算方法未被包含在这本书中，可参见其 他卫生统计学教材。

3. 具有代表性、可比性。代表性是指样本对总体要有代表性。对于有限总体，随机抽 样保证样本的代表性；对于无限总体，明确样本的定义，可推测样本代表的总体。可比性是 指两组或多组资料比较时，除观察问题或实验因素不同外，其他因素要求尽量一致，例如， 比较两种药物治疗胃溃疡的疗效，两组病人除了用药不同外，其他因素，如病情等，应尽可 能一致。保证可比性的方法是随机化分配。

**三、整理资料** **(sorting of data)**

整理资料的任务是清理原始数据，使其条理化、计算机数据化，以便进一步计算指标和 分析。

(一)原始数据的检查与核对

原始数据的常规检查包括：①检查原始记录的数据有无错误和遗漏；②各项目是否按要 求或填表说明填写；③有无不合逻辑的项目等。这部分检查核对应在调查现场时做，以便及 时更正。

(二)建立数据库，进一步净化数据

1. 利用计算机数据库软件建立数据库。

2. 将原始数据录入计算机。最好采取双人录入方法以避免录入过程的错误，双人录入 方法即两个人分别录入每一份原始数据，然后核查并更正录入不一致的数据。

3. 数据的取值范围检错。可以在数据库建立时，对某些变量的取值范围给予规定，如， 性别变量取值范围为“1”、“2”或“男”、“女”;出生体重变量取值范围为1500g—6000g, 等等；也可利用频数分布表检查是否有异常值的出现，如在“结婚年龄”的频数表中出现 “14岁”这样结婚年龄很低的，要与原始数据核对。

4. 数据间的逻辑关系检错。逻辑检查是为了检查变量值之间是否有矛盾。例如，吸烟 的调查，某一被调查者的年龄填写“23岁”,吸烟史填写“25年”,这显然是不可能。数据 间的逻辑关系检错可以通过编写计算机语句，利用计算机完成。

对于通过范围检错和逻辑关系检错，检查出来的不合理的数据，尽量通过重新调查进行 更正，如果不可能重新调查，只能在分析时剔除不合理的数据或列为不详。

**四、分析资料** **(analysis of data) 与解释结果**

分析资料的任务是按研究设计的要求，结合变量的类型计算有关指标，阐明事物的内在 联系和规律。统计分析主要包括：①用一些统计指标、统计图表等描述资料的数量特征和分 布规律。②对样本统计指标做参数估计和假设检验，目的是用样本信息推论总体特征。最 后，还需要结合卫生统计学知识与专业知识对分析结果做出恰当的解释。

本书中主要介绍分析资料的方法，但绝不能认为分析资料是卫生统计工作的全部，卫生 统计工作的四个基本步骤，即，设计、收集资料、整理资料、分析资料与解释结果是紧密联 系不可分割的，某一环节发生错误，都可影响研究结果的正确性。另外，由于计算机的普 及，除了设计和资料收集需要大量的人工操作外，整理资料和分析资料都可在计算机上完 成。一些统计软件，例如，SPSS、SAS、Stata 等都可以做数据的录入、检错和分析。用计 算机替代人工操作，确实提高了效率，但“电脑”是不能完全替代“人脑”的。例如，如何 分组?分几组?计算什么指标?用什么图表示?选用什么方法进行假设检验?对分析结果的 解释等，都是“人脑”决定的，计算机仅是操作的工具。有了计算机及计算软件这一强有力 的工具，并不意味着人工分析计算就没有必要了，通过人工分析计算，可以帮助我们加深对 分析指标和方法的理解、记忆和运用。本书在重点讲授人工分析的基础上，介绍了SPSS 软 件的操作。计算机 SPSS 软件的操作作为一个基本技能，有助于学生今后的学习与工作。



1. 卫生统计学与医学的关系是什么?

2. 变量的类型有哪些?各有什么特点?有什么联系?分清变量类型有什么意义?

3. 请说出同质与变异的基本概念，并结合例子给以解释。

4. 请举例说明总体和样本的基本概念。抽样研究的目的是什么?思考：某医生用某药治疗 了前来就医的200例胃溃疡患者，这200例胃溃疡患者的治疗效果是不是样本?是否是 随机抽样?它的总体是什么?研究的目的是什么?

5. 误差的概念及分类是什么?抽样误差产生的原因是什么?

6. 卫生统计工作的基本步骤是什么?

7. 收集资料时，对资料的要求是什么?

(王燕)

**第二章** **数值变量的统计描述**

描述性分析是统计分析中不可缺少的一个组成部分，它可以帮助我们对所研究的事物的 概况有一个大致的了解，同时，也为进一步的统计分析做好准备。对于数值变量资料的统计 描述可以使用统计表、统计图以及有关的描述统计量。这一章我们要学习通过频数表以及用 描述资料分布的集中趋势和离散趋势指标来对数值变量资料进行统计描述。

**第一节** **数值变量资料的频数分布**

在实际工作中，我们所收集得到的数值变量资料往往数量较大，直接观察这些数据通常 很难看出其分布的规律。因此，对于数值变量资料，当观察值个数较多时，可将观察值及其 相应的频数列表，编制成频数分布表，简称频数表 (frequency table)。通过编制好的频数 表，我们可以对这些数据的分布规律有所了解。

**一** **、频数表的编制**

例2 . 1 某研究欲了解我国某贫困地区3岁以下儿童体格发育状况。2000年在该地区随 机抽取了一定数量的3岁以下健康儿童，对其进行了体重、身高、头围等指标的测量。其中 100名2岁组健康男童的身高测量值如下(单位： cm):

75.4 79.5 81.5 83.0 84.0 84.8 85.8 85.2 88.2 89.5 76.3 79.2 81.3 83.0 84.0 84.1 86.0 87.0 88.3 90.1 77.5 79.1 81.2 83.0 84.2 85.0 86.0 87.0 88.3 89.8 78.5 80.2 82.4 83.1 84.2 85.0 86.1 87.1 88.6 90.2 77.6 80.0 82.5 83.1 84.3 85.0 86.3 87.2 88.8 90.5 77.9 80.3 82.6 83.5 84.5 85.2 86.4 87.3 87.6 91.0 79.0 80.8 82.9 83.5 84.7 85.2 86.7 87.5 89.0 91.5 79.6 81.0 82.1 83.5 84.9 85.3 86.7 87.5 89.0 91.2 79.4 81.0 82.4 83.7 84.9 85.3 86.9 88.0 89.3 92.0

79.5 81.3 82.5 83.7 84.8 85.7 86.8 87.9 89.2 93.5

研究者希望通过以上数据对该地区2岁组健康男童的身高有一个初步的概括性的了解。 以例2 . 1资料为例的频数表编制步骤如下：

( 一 )手工编制频数表的过程

1. 求全距。找出观察值中的最大值、最小值，二者的差距即全距，又称极差。在本例

中最大值为93.5cm, 最小值为75.4cm, 故全距=93.5cm-75.4cm=18.1cm。

2. 确定组数、组距及写出组段。频数表的组数是根据研究目的及观察例数确定的， 一 般设8～15个组段，例数较少时组数可相应少些，例数较多时组数可酌情多些。

组距为相邻两组段下限值之差，各组段的组距可相等，也可不等。相等组距可用全距/ 组数来估计。常取全距的1/10取整作为组距。本例中若取组数为10,则18.1/10=1.81, 取整为2cm, 即组距定为2cm。

根据组距写出各组段的起点，即下限，各组段的终点，即上限。第一组段要包括最小观 察值，最后一个组段要包括最大观察值。各个组段要从本组的下限开始，不包括本组的上 限，如表2.1所示，第(1)栏：“75～”组段，包括了身高在75cm 至未满77cm 的观察值。

3. 列表划记。将原始数据采用划记法计数，得到各个组段的观察单位数，这就完成了 频数表。见表2.1。

( 二 ) 用SPSS 软件绘制频数表

用SPSS 软件绘制频数表的前期工作，如找最大值、最小值，确定组数，计算组距等， 同手工绘制频数表步骤。写组段的工作可以通过Transform—Recode—Into Different Varia- bles命令，产生一个新的“组段”变量来实现，然后用Analyze-Descriptive Statistics-- Frequencies—Display Frequency Table命令做出新变量“组段”的频数表。输出结果中Fre- quency 为各组频数值，Percent 为各组频数占总数的百分比， Cumulative Percent 为累计百 分比。SPSS 软件输出的频数表如下：

**组段**

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  | | Frequency | Percent | Valid Percent | Cumulative  Percent |
| 75~ | | 2 | 2.0 | 2.0 2.0 | |
|  | 77~ | 4 | 4.0 | 4.0 | 6.0 |
|  | 79~ | 11 | 11.0 | 11.0 | 17.0 |
|  | 81~ | 13 | 13.0 | 13.0 | 30.0 |
|  | 83~ | 22 | 22.0 | 22.0 | 52.0 |
| Valid | 85~ | 19 | 19.0 | 19.0 | 71.0 |
|  | 87~ | 15 | 15.0 | 15.0 | 86.0 |
|  | 89～。 | 9 | 9.0 | 9.0 | 95.0 |
|  | 91~ | 4 | 4.0 | 4.0 | 99.0 |
|  | 93～95 | 1 | 1.0 | 1.0 | 100.0 |
|  | Total | 100 | 100.0 | 100.0 |  |

然后再将上面计算机输出的结果整理成表2.1形式的频数表。

**表2.12000年某地区100名2岁健康男童身高的频数分布**

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| 身高组段(cm)  (1) | 频数  (2) | 频率(%)  (3) | 累计频率(%)  (4) |
| 75~ | 2 | 2.0 | 2.0 |
| 77~ | 4 | 4.0 | 6.0 |
| 79~ | 11 | 11.0 | 17.0 |
| 81~ | 13 | 13.0 | 30.0 |
| 83~ | 22 | 22.0 | 52.0 |
| 85~ | 19 | 19.0 | 71.0 |
| 87~ | 15 | 15.0 | 86.0 |
| 89~ | 9 | 9.0 | 95.0 |
| 91~ | 4 | 4.0 | 99.0 |
| 93～95 | 1 | 1.0 | 100.0 |
| 合计 | 100 | 100.0 | 一 |

**二、频数分布的两个特征**

从频数表可以粗略地看出频数分布的两个重要特征：集中趋势 (central tendency) 和离 散趋势 (tendency of dispersion)。如表2.1,100名2岁健康男童的身高分布规律是：身高 向中央部分(即83cm～组段)集中，且身高在83～85cm 及接近83～85cm 者居多，这反映 的是集中趋势；从中央到两侧(即由身高83～85cm 组段到比之身高更小组段和比之身高更 大组段)频数分布逐渐减少，这反映的是离散趋势。

**三、频数分布的类型**

频数分布可分为对称分布和偏态分布两种类型。对称分布是指集中位置在正中，左右两 侧频数分布大致对称，如表2 . 1,该100 名2岁健康男童身高的频数分布是以均数 (84.6cm) 为中心，低于均数的人数与高于均数的人数大致相等。偏态分布是指集中位置偏 向一侧，频数分布不对称。若集中位置偏向数值小的一侧，为正偏态分布；若集中位置偏向 数值大的一侧，则为负偏态分布。不同类型的分布，应采用相应的描述性指标和统计分析方 法。

**四、频数表的用途**

1. 频数表可揭示资料的分布特征和分布类型。因而在文献报道中，常将频数表作为陈 述资料的形式。

2. 便于进一步计算和分析。

3. 便于发现特大或特小的可疑值。例如，有时在频数表中，连续出现几个组段的频数 为0后，又出现了一些频数，此时，就要怀疑这些频数对应的特大值或特小值的准确性，应 进一步检查、核对。

第 二 节 数值变量资料的描述指标

对于数值变量资料，我们通常用两类指标来描述其分布的规律， 一类是反映该资料中所 有观察值趋向的中心位置的指标，即集中趋势指标；另一类是反映这些观察值之间变异程度 的指标，即离散趋势指标。

一、描述集中趋势的指标

对数值变量资料进行描述分析时，经常用到平均数 (average)。 平均数是表示一组性质 相同的变量值的集中位置或平均水平的指标。对一组数值变量资料计算平均数的前提是这组 资料必须是同质的，即资料中的观察值都来自同一总体。否则，计算出来的平均数就没有实 际意义。

平均数的种类很多，以下介绍在医疗卫生领域常用的三种平均数指标：算术均数、几何 均数和中位数。

( 一 )算术均数 (arithmetic mean)

算术均数简称均数 (mean), 总体均数用希腊字母μ表示，样本均数用X 表示。均数反 映一组观察值在数量上的平均水平。

1. 均数的计算方法

(1)直接法 即将所有观察值X₁,X₂,X₃…,X 。 直接相加再除以观察值的个数n, 写 成公式为：

(2.1)

式中， ∑ 为求和符号，  为各观察值的总和。

例2 . 2 某地区10名2岁健康男童的身高 (cm) 分别为84 . 5,87 . 5,76 . 1,82 .8,

86.2,80.2,85.2,83.0,81.5,90.6,求平均身高。



=83.8(cm)

(2)加权法 当观察值个数较多时，用公式(2. 1)计算均数比较麻烦，为计算方便， 可先将各观察值分组列成频数表，用加权法求均数。加权法计算公式为：

 (2.2)

式 中 ，X,X₂,X₃,…,X 。 分别为各组段的组中值，即各组段的下限与相邻较大组段 的下限相加除以2。如“83～”组段的下限为83,相邻的下一组为“85～”组段，其下限为 85,则“83～”组段的组中值X₅=(83+85)/2=84, 余仿此。实际上，公式(2.2)是作 为公式(2. 1)的近似计算。这里我们用了各组数据的组中值 X 来代表各组数据。 f,f₂,

f₃,…,fn 分别为各组段的频数，这里的 f 起了“权重”的作用，它权衡了各组中值由于 频数不同对均数的影响，即频数多，权重大，作用也大；频数小，权重小，作用也小，故本 法称为加权法。

对表(2. 1)资料用加权法求平均身高列出表2.2。代入式2.2,得



**表2.2某地区100名2岁健康男童身高均数的计算(加权法)**

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| 身高组段  (1) | 频数，f  (2) | 组中值，X  (3) | fX  (4)=(2)×(3) |
| 75~ | 2 | 76 | 152 |
| 77~ | 4 | 78 | 312 |
| 79~ | 11 | 80 | 880 |
| 81~ | 13 | 82 | 1066 |
| 83~ | 22 | 84 | 1848 |
| 85~ | 19 | 86 | 1634 |
| 87~ | 15 | 88 | 1320 |
| 89~ | 9 | 90 | 810 |
| 91~ | 4 | 92 | 368 |
| 93～95 | 1 | 94 | 94 |
| 合计 | 100( ∑f) |  | 8484( ∑fX) |

2. 均数的应用

均数是用来描述一组性质相同的观察值的平均水平的指标。均数适用于对称分布资料， 因为这时均数位于分布的中心，最能反映分布的集中趋势。特别是正态分布资料，均数更有 其重要作用(详见有关章节)。对于偏态分布资料，均数则不能很好地反映分布的集中趋势， 可用几何均数、中位数等描述。

(二)几何均数 (geometric mean)

某些资料如抗体的滴度、细菌计数等，其频数分布呈明显偏态，资料中的少数数据过分 偏大，各观察值之间常呈倍数变化(等比关系),则算术均数对这种资料的集中趋势或平均 水平的代表性较差，因为个别大数据使算术均数偏向大的一边。这时，宜用几何均数反映其 平均水平。几何均数用G 表示。

1. 几何均数的计算方法

(1)直接法。即将 n 个观察值 (X₁,X₂,X₃,…,Xn) 的乘积开 n 次方， 写成公式为：

G=“X₁X₂X₃…X (2.3)

写成对数形式为：

(2.4)

式中：  为反对数符号。

例2.3 5人的血清滴度为1:2,1:4,1:8,1:16,1:32,求平均滴度。

本例先求平均滴度的倒数：

G=52×4×8×16×32=8

或



G=1g⁻¹0.903=8

故平均滴度为1:8。

( 2 ) 加 权 法 当 观 察 值 个 数 n 较多时，先将观察值分组列成频数表，再用公式(2.5) 计算：

 (2.5)

例2.4 某医院检验 一 批共23位肝炎患者的相关抗原(HAA), 滴 度 如 下 ： 1 : 8 ,

1:1,1:2,1:4,1:4,1:1,1:8,1:2,1:4,1:16,1:8,1:32,1:4,1:16,

1 : 1 , 1 : 2 , 1 : 3 2 , 1 : 4 , 1 : 2 , 1 : 4 , 1 : 1 , 1 : 2 , 1 : 4 。 这 批 肝 炎 患 者 HAA 的平均 滴度是多少呢?

对上述资料用加权法计算平均滴度见表2.3。

**表2.3例2.4平均滴度的计算**

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 抗体滴度  (1) | 人数，f  (2) | 滴度倒数，  (3) | X | lgX  (4) | flgX  (5)=(2)×(4) |
| 1:1 | 4 | 1 |  | 0.0000 | 0.0000 |
| 1:2 | 5 | 2 |  | 0.3010 | 1.5050 |
| 1:4 | 7 | 4 |  | 0.6021 | 4.2147 |
| 1:8 | 3 | 8 |  | 0.9031 | 2.7093 |
| 1:16 | 2 | 16 |  | 1.2041 | 2.4082 |
| 1:32 | 2 | 32 |  | 1.5051 | 3.0102 |
| 合计 | 23( ∑f) |  |  |  | 13.8474( ∑f\*lgX) |



G=1g⁻¹0.6021=4

故平均滴度为1:4。

2. 几何均数的应用

(1)几何均数常用于呈等比数列的资料，即变量值呈倍数关系，如血清中抗体滴度和血 清凝集效价等，尤其适用于对数正态分布的资料。对数正态分布即原始数据呈偏态分布，经 对数变换后(用原始数据的对数值 lgX 代替X) 服从正态分布。

(2)计算几何均数时应注意：①观察值中不能有0;②观察值不能同时有正值和负值， 若全是负值，计算时可把负号去掉，得出结果后再加上负号。

(三)中位数 (median) 及百分位数 (percentile)

中位数(简记为M) 是将数据按大小顺序排队后，位置处在最中间的那个数值。在全 部观察值中，比中位数大和比中位数小的数的数目一样多。

百分位数也是一种常用来描述数值变量资料特征的统计指标，用P. 表示，指将 n 个 观

察值从小到大依次排列，再把它分成100等份，对应于 X% 位的数值即为第 X 百分位数。 P₅₀ 即中位数(第50百分位数),因此，中位数也是一个特定的百分位数。

1. 中位数的计算方法

(1)直接法。将观察值按大小顺序排列，按式(2.6)或式(2.7)计算。 n 为奇数时

 (2.6) n 为偶数时

M=[X()+X (号+1)]/2 (2.7)

式 中 ，n 为观察值的总个数，    为观察值按顺序排列后的位次， X(去), X(号), X(号+1)为相应位次上的观察值。

例2 . 5 临床观察7名某病患者，其潜伏期(天)各为：2,3,3,5,6,9,16,求其 中位数。

本例n=7, 为奇数，按式(2 .6),中位数所在位次为  即位于第四位的数值，

也就是将上面7个数由小到大顺序排列后，位于第四位的那个数——5, *M=X* *共)=* *X₄ =5* *(天)*

例2 .6 若在例2.4增加一例，其潜伏期为20天，求中位数。

本例n=8, 为偶数，按式(2.7),居于中间位置的两个数为5和6,那么中位数就是：



(2)频数表法。

对于频数表资料，可按式(2.8)、式(2.9)求百分位数 P, 和中位数M。



式 中 ，Px—— 第 X 百分位数；

L-——P 所在组段的下限；

f,-- P, 所在组段的频数；

i—— 该组段的组距；

∑fi-— 小于L 各组段的累计频数。



(2.8)

(2.9)

例2 . 7 2003年非典期间，北京市某区有明确接触史的 SARS 患者共有38例，其潜伏 期 ( 天 ) 分 别 为 3 , 1 1 , 9 , 1 8 , 7 , 6 , 1 5 , 6 , 1 , 4 , 1 , 0 , 3 , 9 , 1 1 , 5 , 5 , 6 , 7 , 6 , 0,3,15,6,13,7,13,3,22,5,5,1,9,8,15,4,13,1。现欲了解这些患者的平 均潜伏期是多少天?最短多少天发病?最长潜伏期是多少天?

将上述 SARS 患者潜伏期的资料，按频数表编制的步骤整理为表2.4。平均潜伏期和潜 伏期第95百分位数的计算如表2.4。

**表2.4计算中位数、百分位数用表**

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| 潜伏期(天)  (1) | 频数，f  (2) | 累计频数 ∑f  (3) | 累计频率(%)  (4) |
| 0~ | 12 | 12 | 31.6 |
| 5~ | 16 | 28 | 73.7 |
| 10~ | 5 | 33 | 86.8 |
| 15~ | 4 | 37 | 97.4 |
| 20～22 | 1 | 38 | 100.0 |

由第(1)、(4)栏可见，95%在86 .8%与97 .4%之间，故 P₉₅ 在“15~”组段内。 L= 15,i=5,f₉₅=4,n=38,X=95, ∑fi=33, 代入式(2 . 8)得：



同理知M 在“5~”组段内， L=5,i=5,fM=28,n=38,∑f.=12, 代入式(2 . 9) 得 ：



因此，平均潜伏期为7.2天，最短潜伏期为0,最长潜伏期为22天。

2. 中位数的应用

中位数常用于描述偏态分布资料的集中位置，反映位次居中的观察值的水平。它不是由 全部观察值综合计算出来的，不受两端特小值和特大值的影响。当资料呈明显偏态分布、分 布的一端或另一端无确定数值或资料的分布不清楚时，用中位数描述集中位置较X 、G 更合 理。中位数和均数在对称分布的资料中，理论上数值相同。

二、描述离散趋势的指标

集中趋势和离散趋势是频数分布的两个重要侧面，测定其集中趋势和离散趋势就可较全 面地分析所研究的事物。前面我们介绍了用平均数表示资料的集中位置，这一节介绍一些离 散趋势的指标，用以描述一组数值变量资料的观察值之间参差不齐的程度，即离散程度或变 异度。

例2 .8 有甲乙两组各5人的第一小时末血沉(毫米/小时)测量结果如下：

甲组：4 5 6 7 8

乙组：2 4 6 8.10

这两组变量值的均数都是6,但两组数据显然不尽相同，甲组比较集中，即数据间变异 较小，而乙组比较分散，即数据间变异较大。可见，平均数与离散趋势指标结合起来才能全 面说明一组计量资料的分布特征。常用离散趋势指标有全距、四分位数间距、方差、标准差 和变异系数等。

( 一 ) 全 距(range)

亦称极差，用R 表示。全距是一组观察值中最大值与最小值之差，描述了数据分布的 范围。全距大，说明变异度大；反之，说明变异度小。如例2.8中：

R甲 = 8 — 4 = 4

R乙 = 1 0 - 2 = 8

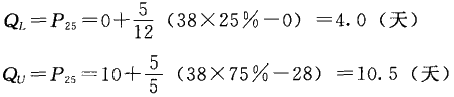
甲组全距较小，乙组全距较大，说明甲组数据比较集中，乙组数据比较分散，即甲组的 变异度较小，乙组的变异度较大。

用全距来表达变异度的大小，简单明了，但它没有反映组内所有数据的变异度，而是只 考虑了最大值与最小值两个数据，易受极端值的影响，因此不够全面和稳定。

(二)四分位数 (quartile) 间 距

四分位数间距用Q 表示，为上四分位数Qu ( 即P⁷5) 与下四分位数Ql ( 即P₂5) 之差。 这样，P₂5、M 与P75 将数据四等分， P75与 P₂5之间包括了全部观察值的一半。与极差类似， Q 越大，说明变异度越大；反之， Q 越小，说明变异度越小。

例2 .9 求表2.4中数据的四分位数间距。



Q=Qu-QL=P₇5—P₂5=6.5 ( 天 )

四分位数间距比极差稳定，但仍然未考虑到每个观察值的变异度。

( 三 ) 方 差 (variance) 方差的计算公式为： 总体方差

样本方差





(2.10)

(2.11)

式中o² 表示总体方差，μ为总体均数， N 为总体中观察值的个数； s² 表示样本方差， X 为样本均数， n 为样本例数。

由上式可知，方差考虑了总体中每个观察值 X 与总体均数μ之差，即离均差 (X 一 μ)。 由 于 (X 一 μ)有正有负，而总和为0,即 ∑ (X 一 μ)=0,这样仅用离均差来求和不能反映 变异度的大小。故将离均差平方后再相加，即 ∑ (X- μ)²。 考虑到离均差平方和还受观察 值个数的影响，所以对离均差平方和按例数取平均值，所得到的方差相当于平均每例变异的 大小。这样得到方差即为离均差的平方和 ∑ (X-μ)² 除以观察值的总个数 N 。 在实际工作 中经常得到的是样本资料，用样本均数X 估计总体均数μ,用样本例数n 代替N 。 这样按式 (2. 10)算得的结果常比实际o² 小，英国统计学家 W.S.Gosset 提出用n—1 代替 n 来校正， 于是得到了样本方差的计算公式(2.11)。

式2 . 11中的 n—1, 在统计学上称为自由度 (degree of freedom)。自由度的意义是随机 变量能自由取值的个数。自由度n-1 在式2. 11中的意义是，它描述了当X 固 定 时 ，n 个X 中能够自由变动的观察值个数。例如，有一个 n=4 的样本，固定 X=6, 当自由确定4,7, 8三个数据后，第四个数据只能是5。因此，在这个例子中，当X 固定为6时，4个 X 中 能

够自由变动的只有4 - 1=3个。

方差全面反映了一组观察值的变异程度，同类资料比较时，方差越大，表明数据间离散 程度(即数据间的变异)越大。

(四)标准差 (standard deviation)

方差的平方根就是标准差。与方差不同的是，标准差的度量单位与原来变量的度量单位 相同，因此，有些时候为便于进一步的统计计算，常常用标准差来描述数据分布的离散程 度 。

1. 计 算

标准差的计算公式为：

总体标准差

 (2.12)

样本标准差

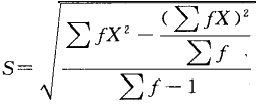
 (2.13)

数学上可以证明离均差平方和 ∑ (X-X)²=∑X²-(∑X)²/n, 故式(2 . 12)可变为： 直接法



(2.14)

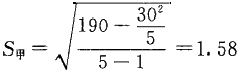
加权法



(2.15)

例2. 10 试计算例2.8中甲乙两组数据的标准差。

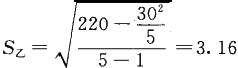
甲组：n=5,∑X=4+5+6+7+8=30

∑X²=4²+5²+6²+7²+8²=190 按式(2 . 14)得

(毫米/小时)

乙组：n=5,∑X=30,∑X²=220

按式(2 . 14)得



(毫米/小时)

Sz>S 甲，表明乙组的离散程度比甲组大。

例2 . 11 求表2.2中100名2岁健康男童身高的标准差。

由表2 . 2,已知 f₂=8484, 再用第(3)、(4)栏相乘后相加，得 ₂²=

76×152+78×312+…+94×94=721208 代人式(2. 15)



2. 意义

标准差全面反映了一组观察值的变异程度，两组观察值在单位相同，均数相近的条件 下，标准差大说明这组观察值的变异较大，即观察值围绕均数分布较离散，均数的代表性 差；反之，说明各观察值多集中在均数周围，均数的代表性好。

3. 应用

标准差可用于：

(1)表示观察值的变异程度；

(2)计算变异系数；

(3)计算标准误，详见第五章；

(4)结合均数描述正态分布特征，详见本章第三节；

(5)根据正态分布原理，应用于求正常值范围，详见本章第三节。

(五)变异系数 (coefficient of variation)

变异系数简记为CV, 亦称离散系数，是标准差与均数之比用百分数表示，写成公式 为 ：

(2.16)

全距、四分位间距和标准差都与观察值的单位相同，而变异系数是相对数，没有单位， 更便于资料间的分析比较。它常用于

1. 比较度量衡单位不同的多组资料的变异度

例2. 12 在例2. 1提到的研究中，研究得到的100名2岁健康男童身高均数为84.8cm, 标准差为3.79cm; 体重的均数为13.0kg, 标准差为1.43kg, 试比较身高与体重何者变异度 为大。

由于身高与体重度量衡单位不同，不能直接比较标准差，而应计算变异系数来比较二者 变异程度的大小。

身高



体重



可见，2岁健康男童体重的变异度大于身高的变异度。

2. 比较均数相差悬殊的多组资料的变异度

例2. 13 某研究在某市随机抽取100名3岁男孩，测得身高均数X₁=96.10cm, 标 准

差 S₁=3.15cm; 随机抽取100名18岁男生，测得身高均数 X₂=172.20cm, 标准差 S₂=

4.17cm 。 问3岁男孩身高与18岁男生身高相比，哪一个离散度更大?

本题若直接比较二者的标准差，就会得出18岁男生身高的变异度较大的结论。但实际 上像这种二者身高均数相差较大的情况，不宜直接比较标准差，而应比较变异系数：





可见3岁男孩身高离散度相对大一些。

三、用 SPSS 软件计算集中趋势与离散趋势指标

以上介绍的集中趋势和离散趋势的各指标的计算方法，都是基于手工计算的方法。与频 数表的计算机编制一样，在实际工作中我们通常是使用各种统计软件在计算机上直接得到这 些描述性指标。以例2. 1资料为例，利用Analyze—Descriptive Statistics—Frequencies 命令 可以产出均数、中位数等集中趋势指标，以及标准差、方差、极差等离散趋势指标。 SPSS 软件给出的例2.1资料的有关描述性指标如下：

身高

|  |  |
| --- | --- |
| N Valid  Missing Mean  Median  Std.Deviation Variance  Range  Minimum Maximum  Percentiles 25  50  75 | 100  0  84.64 84.85  3.77  14.23  18.1  75.4  93.5  82.40 84.85  87.28 |

其中Mean 表示均数， Median 表示中位数， Std.Deviation 表示标准差， Variance 表示 方差，Range 是全距，Percentiles 是百分位数。由上表我们可以得到这100名2岁健康男童 的身高均数为84 .6cm, 标准差为3 . 77cm 。 分别与前面用加权法计算得到的算术均数 84.8cm 和用加权法计算得到的标准差3.79cm 比较，数值大小二者都近似相等，微小差异 的产生是由于软件计算均数和标准差时都是直接计算的。

同样地，例2.7资料用SPSS 软件计算出来的有关指标如下：

潜伏期

|  |  |
| --- | --- |
| N Valid  Missing  Median Minimum Maximum | 38  0  6  0  22 |

其中中位数为6天，最短潜伏期为 · 0天，最长潜伏期为22天。同样，因为用SPSS 软 件计算中位数时，采用的是直接法，即将38个数从小到大排列，找到位置居中的那个数。 而前面我们计算例2.7资料的潜伏期中位数是从频数表资料出发，使用的是频数表法(计算 得到中位数为7.2天),所以两种方法得到的平均潜伏期稍有不同。

第 三 节 正态分布及标准正态分布

正态分布的概念和特征

在医疗卫生和社会经济领域中，有许多随机变量的频数分布类似例2. 1那样，呈中间 (靠近均数处)多，两头少，左右对称，如某地区同性别同年龄组儿童的体重、身高、肺活 量，测量的误差，在同一条件下产品的质量等等。描述这类指标的频数分布规律，可以用概 率论中一种最重要的连续随机变量分布——正态分布 (normal distribution)。

1. 正态分布的定义及图形特点

如果随机变量 X 的概率密度是：



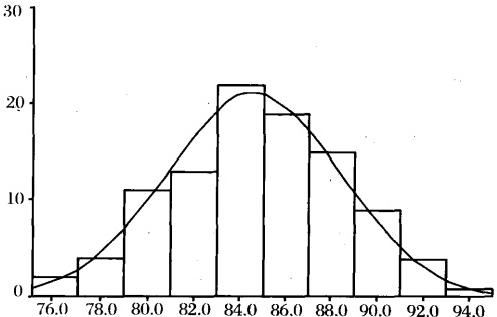
∞<X<∞

(2.17)

则称X 服从正态分布，记作 X～N(μ,o²)。

式中μ为随机变量X 的均数；σ为随机变量X 的标准差；π为圆周率； e 为自然对数的 底，即2.71828。以上均为常数，仅X 为变量。

X～N(μ,ø²) 通常读做随机变量 X 服从均数为μ,方差为o² 的正态分布。

将表2. 1的100名2岁健康男童身高频数表资料绘成图2. 1的直方图，可见高峰位于中 部，左右两侧大致对称。可以设想，如果观察人数逐渐增多，身高组距逐渐减少，绘出的频 数分布图就会趋向于一条光滑的钟形曲线，这条钟形曲线近似于数学上的正态分布曲线，见 图2. 1。正态曲线是一条高峰位于中央(均数所在处),两侧完全对称，两端向远离均数方 向逐渐降低，但永远不与横轴相交的钟形曲线。

频 数

身高(cm)

图2.1 某地区100名2岁健康男童身高频数分布接近正态分布示意图

为应用方便，常将式(2. 17)做如下的变量变换(即Z 变换):



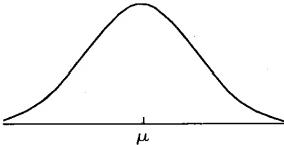
(2.18)

Z 变换后，μ=0,σ=1,使原来的正态分布变换为标准正态分布 (standard normal dis- tribution), 亦 称Z 分布，如图2.2。于是式(2. 17)化成

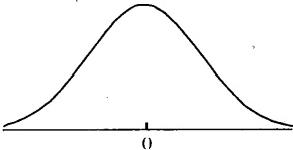
 (2.19)

式中φ (Z) 为标准正态分布的密度函数，即纵坐标高度。

根据 X 和 Z 的不同取值，分别按式(2. 17)和式(2. 19)可以绘出正态分布和标准正 态分布的图形，如图2.2。



A 正态分布



B 标准正态分布

图2.2 正态分布与标准正态分布示意图

2. 正态分布的特征

(1)正态曲线在横轴上方均数处最高；

(2)正态分布以均数为中心，左右对称；

(3)正态分布有两个参数，即均数μ和标准差σ。μ是位置参数，决定了图形的中心位 置，μ越大，则曲线沿横轴向右移动；σ是变异度参数，决定了曲线的形状，σ越大，则曲 线越平缓(详见图2.3、图2.4)。有了μ和o, 就把正态分布确定下来了。故常用N(μ,

o²) 表示均数为μ,标准差为ø²的正态分布，于是标准正态分布就表示为 N(0,1)。

(4)正态曲线下的面积分布有一定规律。详见下文。

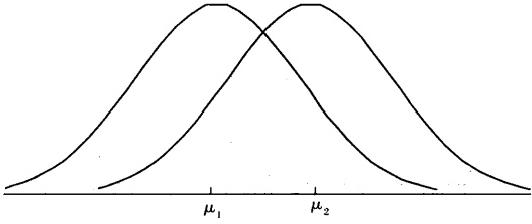


图2.3 两个正态分布，均数不等(μ<μ2),标准差相等

μ₂

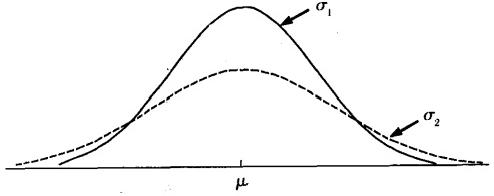


图2.4 两个正态分布，均数相等，标准差不等 (g₁<a2)

3. 正态曲线下面积的分布规律

如图2.5所示，横轴上某一组段 X₁~X₂ 与其上相应的正态曲线所围成的面积 P, 可以 表示组段 X₁~X₂ 的频率。正态曲线下面积 P 可以通过对式(2 . 17)和式(2 . 19)积分求 得。为了省去计算的麻烦，统计学家已编成了附表1“标准正态分布曲线下的面积”。用查 表代替计算时应注意：

(1)表中曲线下面积为自-∞到 Z 的面积；

(2)当μ、σ已知时，先根据Z 变换求得 Z 值，再查表；

(3)当μ、σ未知时，常分别用样本均数 X 和样本标准差S 来估计，即



(4)曲线下对称于0的区间面积相等，如区间( 一 ∞, - 1 . 96)与区间(1 . 96,+∞) 的面积相等；

(5)曲线下横轴上的总面积为100%或1。

正态曲线下，μ±1.960及μ±2.58σ区间内的面积各占总面积的95%及99%,见图2.6 所示。对于标准正态分布，因为μ=0,ø=1,所以对应于95%及99%总面积的区间分别是 (-1.96,1.96)和(-2.58,2.58)。这样，对于近似正态分布的资料，只要求得均数和标 准差，就可对其频数分布做出概括估计。

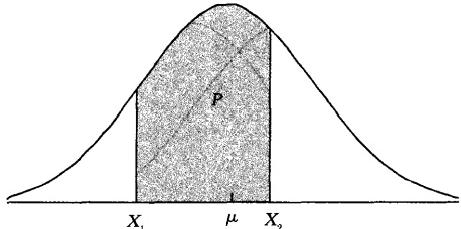


图2.5 正态曲线下面积示意图

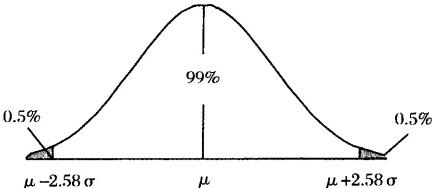
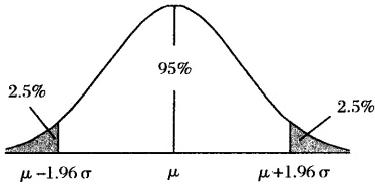


图2.6 正态曲线下面积分布示意图

第 四 节 正态分布的应用

正态分布是一种很重要的连续型随机变量的分布，是很多统计方法的基础。本节重点介 绍在医疗卫生领域中利用正态分布估计频率分布及制定医学参考值范围。

一 、估计频率分布

对于近似正态分布的资料，可以利用正态曲线下面积的分布规律，对该资料的频率分布 做出估计。

例2.14 前例2 . 1 中，某地区2000年100名2岁男童的身高资料，已知均数 X= 84.8cm, 标准差S=3.79cm 。 试估计①该地区2岁男童中，身高不足80.0cm 者占该地区2 岁男童的比例；②该地区2岁男童中，身高在80.0～90.0cm 之间的占地区2岁男童的比 例。

解：①首先求80.0cm 所对应的 Z 值



求该地区2岁男童中，身高不足80.0cm 者占该地区2岁男童的比例，也就是求正态曲 线下Z=-1.27 左侧的面积。查附表1, ( 一 1 . 27)=0 . 1020,故理论上该地区2岁男童 中，身高不足80.0cm 者占该地区2岁男童的10 .2%。

②90.0cm 所对应的Z 值为



查 附 表 1 , ( 一 1 . 37)=0 . 0853,由曲线下两侧面积对称可得：Φ(1 . 37)=1 一 Φ (一 1.37)=1—0.0853=0.9147,正态曲线下区间(一 1.27,1.37)上的面积等于区间(一 ∞,1 . 37)上的面积减去区间( 一 ∞, - 1 . 27)上的面积：Φ(1 . 37) 一 Φ( -1.27)=

0.9147—0.1020=0.8127。故理论上该地区2岁男童中身高在80.0～90.0cm 之间的占该地 区2岁男童的81 . 27%。

二 、医学参考值范围的估计

(一)医学参考值范围的定义

医学参考值范围 (reference range) 又称医学正常值范围，它是指特定健康状况的人群 的解剖、生理、生化等各种数据的波动范围。这里所说的“特定健康状况的人”是指排除了 有关疾病和因素对所研究指标有影响的所谓“正常人”。例如，在制定发汞正常值范围时， 那些无明显肝、肾疾病，无汞作业或接触史，未服用含汞药物的人就成为“正常人”,而那 些具备上述条件但患有气管炎的人仍属于“正常人”范畴。习惯上是确定包括95%(或 80%,90%,99%)的人的界值。

根据指标的实际用途，医学参考值范围有单侧的，也有双侧的。例如，白细胞的医学参 考值范围就有上、下双侧界值，因为白细胞数无论过高或过低均属异常；某些指标过高为异 常，那么对于这些指标，医学参考值范围只需确定上限，如尿铅；某些指标过低为异常，对 于这些指标，医学参考值范围只需确定下限，如肺活量。

(二)医学参考值范围的估计(以95%参考值范围为例)

1. 正态分布法：适用于正态或近似正态分布资料

双侧界值：X±1.96S

单侧上界：X+1.645S

单侧下界：X-1.645S

例2. 15 求例2. 1资料该地区2岁健康男童身高的95%正常值范围。

由前已知该100名男童身高的均数 X=84.8cm, 标准差 S=3.79cm, 故该地区2岁健 康男童身高的95%正常值范围是：

(X-1.96S,X+1.96S)

即(84.8- 1.96×3.79,84.8+1.96×3.79)

(77.4cm,92.2cm)

2. 百分位数法：适用于偏态分布资料

双侧界值： P2.5,P₉7.5

单侧上界： P95

单侧下界：P₅

例2. 16 某年某市238例正常人发汞值见表2.5(1)(2)栏，试确定该市正常人发汞值 95%正常值范围。

由于一般以发汞值过高为异常，故本例实际上是要确定单侧95%正常值范围的上限， 即求 P95。





=2.65(μg/g)

该市正常人发汞值95%正常值范围为≤2.65μg/g。

**表2.5某年某市238例正常人发汞值频数分布**

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| 发汞值(μg/g)  (1) | 频数  (2) | 累计频数  (3) | 累计频率(%)  (4) |
| 0.3一 | 20 | 20 | 8.4 |
| 0.7一 | 66 | 86 | 36.1 |
| 1.1一 | 60 | 146 | 61.3 |
| 1.5- | 48 | 194 | 81.5 |
| 1.9一 | 18 | 212 | 89.1 |
| 2.3— | 16 | 228 | 95.8 |
| 2.7一 | 6 |  |  |
| 3.1- | 1 |  |  |
| 3.5- | 0 |  |  |
| 3.9一 | 3 |  |  |
| 合计 | 238 |  |  |

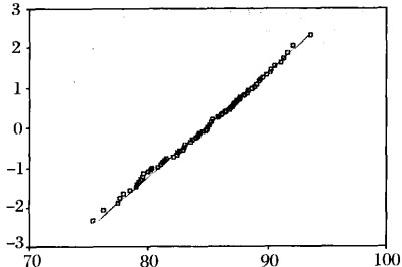
**三、用** **SPSS 软件进行正态性检验**

考察一个资料是否为正态分布，可以通过前面提到的直方图来大致观察，也可以利用 SPSS 软件提供的专门模块来做正态性检验。以例2.1资料为例，利用 Analyze—Descriptive Statistics—Explore 命令，点开 Plots 子对话框，选择 Normality plots with test 选项，可以 绘制正态分布图，并进行变量是否符合正态分布的检验。 SPSS 软件输出的有关结果及对结 果的解释如下：

**Tests** **of** **Normality**

|  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  | Kolmogorov-Smirnov | | | Shapiro-Wilk | | |
| Statistic | df | Sig. | Statistic | df | Sig. |
| 身高 | .039 | 100 | .200 | .994 | 100 | .934 |

其中两种正态性检验方法的零假设都是假设资料服从正态分布。 Normal Q-Q Plot of 身长



Expected Normal

Observed Value

上图为结果中给出的正态Q-Q 图，如果数据呈正态分布，则图中数据点应和理论直线 基本重合。从以上本例正态性检验的结果，可以说这个资料服从正态分布。



一 、简答题

1. 简述均数、几何均数和中位数的特点及适用范围。

2. 简述四分位数间距、标准差和变异系数的特点及适用范围。

3. 简述频数分布表的用途。

4. 什么是正态分布?正态曲线下面积分布规律是什么?

5. 医学参考值范围的含义是什么?确定的原则和方法是什么?

二 、最佳选择题

1. 描述一组偏态分布资料的集中趋势，以( )指标较好

A.R *B.M* C.X D.S E.S²

2. 标准正态曲线下，从-1.96到1.96之间的面积占曲线下总面积的( )

A.45% B.90% C.95% D.99% E.47.5%

3. 若已知正常人血胆固醇的分布服从正态分布，在某地正常人群中随机抽取样本，计算其 血胆固醇含量的离散趋势指标最宜选( )

A.CV B.Q C.R D.S E.G

4. 欲比较血红蛋白与空腹血糖值这两组数据的变异程度，宜采用( )

A. 方 差 B. 极差 C. 标准差 D. 变异系数 E. 四分位数间距

三 、计算题

1. 某高校对本校健康男生100名测定了血清总蛋白含量，结果如下表。

(1)编制频数表并指出其分布特征；

(2)计算其平均数、标准差。

**表** **某校100名健康男生血清总蛋白含量(单位：克/升)**

|  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 74.3 | 78.8 | 68.8 | 78.0 | 70.4 | 80.5 | 80.5 | 69.7 | 71.2 | 73.5 |
| 79.5 | 75.6 | 75.0 | 78.8 | 72.0 | 72.0 | 72.0 | 74.3 | 71.2 | 72.0 |
| 75.0 | 73.5 | 78.8 | 74.3 | 75.8 | 65.0 | 74.3 | 71.2 | 69.7 | 68.0 |
| 73.5 | 75.0 | 72.0 | 64.3 | 75.8 | 80.3 | 69.7 | 74.3 | 73.5 | 73.5 |
| 75.8 | 75.8 | 68.8 | 76.5 | 70.4 | 71.2 | 81.2 | 75.0 | 70.4 | 68.0 |
| 74.0 | 72.0 | 76.5 | 74.3 | 76.5 | 77.6 | 67.3 | 72.0 | 75.0 | 74.3 |
| 73.5 | 79.5 | 73.5 | 74.7 | 65.0 | 76.5 | 81.6 | 75.4 | 72.7 | 72.7 |
| 67.2 | 76.5 | 72.7 | 70.4 | 77.2 | 68.8 | 67.3 | 67.3 | 67.3 | 72.7 |
| 75.8 | 73.5 | 75.0 | 72.7 | 73.5 | 73.5 | 72.7 | 81.6 | 70.3 | 74.3 |
| 73.5 | 79.5 | 70.4 | 76.5 | 72.7 | 77.2 | 84.3 | 75.0 | 76.5 | 70.4 |

2. 美国公共卫生总署所做 HANES 研究(1976～1980年期间国人健康与营养调查研究) 中，年龄为10岁的男孩平均身高约为146cm, 标准差约为8cm, 试估计在该研究中有多 少百分数的10岁男孩其身高在138cm 与154cm 之间?又有多少在130cm 与162cm 之间?

3.HANES 中的男子，平均收缩血压是121mmHg, 标准差是22mmHg 。 指出75mmHg, 115mmHg,135mmHg,210mmHg 这些血压测量值是否正常。

4 . 10人接种某种疫苗后，测定抗体滴度如下：1:2,1:2,1:4,1:4,1:4,1:4,1:

8,1:8,1:16,1:32。求该疫苗的平均滴度。

5. 调查测定某地107名正常人尿铅含量 (mg/1) 如下：

尿铅含量 0～ 4～ 8～ 12～ 16～ 20～ 24～ 28～ 合计

例数 14 22 29 18 15 6 1 2 107

(1)简述该资料的分布特征；

(2)描述其集中趋势；

(3)选用何种指标描述其离散趋势较好?

(4)求正常人尿铅含量的95%正常值范围。

(高燕秋)

**第三章** **分类变量的统计描述**

在前面的章节我们已经学过分类变量的描述性统计指标，而分类变量常用相对数来进行 统计描述。相对数是学习分类变量统计分析方法的基础。

**第一节** **常用相对数**

相对数是两个有联系的指标之比，其意义随相比较的两个指标的性质不同而不同。常用 的相对数可分为以下几类。

**一** **、构成比** **(proportion)**

构成比又称为构成指标，它是指一事物内部某一组成部分的观察单位数与该事物各组成 部分的观察单位总数之比，用来说明一事物内部各组成部分所占的比重或分布。构成比常以 百分数表示，计算公式为：

(3.1)

**表3.1某省1992年护理人员学历结构**

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
| 学历(1) | 人数(2) | 构成比(%)(3) |
| 大学本科 | 99 | 0.14 |
| 大学专科 | 1284 | 1.74 |
| 中等专科 | 53521 | 72.65 |
| 无规定学历 | 18763 | 25.47 |
| 合计 | 73667 | 100.00 |

如表3 . 1,某省1992年共有护理人员73667人，学历为大学本科的有99人，仅占 0. 14%;中等专科有53521人，占72.65%,比例最高。由本例我们可看出构成比有如下两 个特点：

1. 各组成部分的构成比之和为100%(有时由于尾数取舍的影响，其和不等于100%)。

2. 某一部分所占比重增大，其他部分会相应的减少。如果大学本科学历人数增加，其 他学历人数不变，那么大学本科的构成比将上升，同时，其他学历的构成比将会有不同程度 的下降。

**二、率** **(rate)**

率又称为频率指标，是指某种现象在一定条件下，实际发生的观察单位数与可能发生该

现象的总观察单位数之比，用来说明某种现象发生的频率大小或强度。常用百分率(%)、 千分率(‰)、万分率(1/万)、十万分率(1/10万)等表示。计算公式为：

(3.2)

采用不同的比例基数，其主要目的是使算得的率至少保留一至二位整数。

**表3.2某地某年四种** **常见心血管病死** **亡率**

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| 病名 | 某地某年平均人口数 | 死亡人数 | 死亡率(1/10万) |
| 高血压 | 172665 | 40 | 23.2 |
| 冠心病 | 172665 | 11 | 6.4 |
| 脑卒中 | 172665 | 253 | 146.5 |
| 风心病 | 172665 | 38 | 22.0 |

表3.2所列4种心血管病的死亡率即为频率指标，反映了不同疾病的死亡频率，也可以 比较不同疾病对人群健康的影响大小。率指标的大小仅决定于某种现象的发生数和可能发生 该现象的总数，不受其他率的影响；并且各率之和不为1(如等于1则只是巧合)。这是与 构成比的不同之处。

频率和构成比的主要区别在于构成比是观察结果各分类的构成，如上例的护理人员学历 的构成比；而频率是将可能发生某现象者作为分母，而该现象的实际发生人数作为分子，如 上例的心血管病的死亡率。

三 、比 (ratio)

比又称相对比，是两个有联系的指标之比，是对比的最简单形式。常以倍数或百分数表 示 ( % ) 。 如 果A 指标大于 B 指标，结果用倍数表示，反之用百分数表示。计算公式为：

(3.3)

前面介绍的构成比和率的取值均在0～1之间，而相对比则可以大于1。

相比较的两个指标可以性质相同，如一个地区人口的性别比；也可以性质不相同，如人 口数与耕地面积之比。医学人口学中最常见的相对比有性别比、儿童妇女比等。如某年某地 出生婴儿中，男性婴儿有185人，女性婴儿有176人，则出生婴儿性别比为：

185/176=1.05(倍) 或 176/185×100%=95.14%

但实际工作中出生性别比常用男性出生数/女性出生数。

计算相对比时， A、B 两指标既可以是绝对数(如上例),也可以是相对数。例如某研 究人员研究吸烟与肺癌的关系时，在一组吸烟人群中统计得肺癌死亡率为54.0/10万，在非 吸烟组中(对照组)肺癌死亡率为9.0/10万。则吸烟者与不吸烟者相比，肺癌死亡率的相 对危险度为：

(倍)

**四、动态数列**

按照一定的时间顺序，将某事物的统计指标依次排列起来，以便于观察和比较该事物在 时间上的发展变化趋势，称为动态数列。

**表3.31996** **—2005年某医院年门诊量(人次)的发展动态**

|  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 年份  (1) | 门诊量  (2) | 绝对增长量 | | 发展速度% | | 增长速度% | |
| 累计  (3) | 逐年  (4) | 定基比  (5) | 环比  (6) | 定基比  (7) | 环比  (8) |
| 1996 | 32500 | 一 | - | 100.0 | 100.0 | 一 | — |
| 1997 | 35200 | 2700 | 2700 | 108.3 | 108.3 | 8.3 | 8.3 |
| 1998 | 37400 | 4900 | 2200 | 115.1 | 106.3 | 15.1 | 6.3 |
| 1999 | 38600 | 6100 | 1200 | 118.8 | 103.2 | 18.8 | 3.2 |
| 2000 | 39900 | 7400 | 1300 | 122.8 | 103.4 | 22.8 | 3.4 |
| 2001 | 40800 | 8300 | 900 | 125.5 | 102.3 | 25.5 | 2.3 |
| 2002 | 41500 | 9000 | 700 | 127.7 | 101.7 | 27.7 | 1.7 |
| 2003 | 42000 | 9500 | 500 | 129.2 | 101.2 | 29.2 | 1.2 |
| 2004 | 42800 | 10300 | 800 | 131.7 | 101.9 | 31.7 | 1.9 |
| 2005 | 43300 | 10800 | 500 | 133.2 | 101.2 | 33.2 | 1.2 |

如表3.3所示，动态数列可分析如下指标：

(一)绝对增长量

说明事物在一定时期内所增加的绝对数量。如表中(3)、(4)列，可计算：

1.累计增长量 以1996年门诊量为基数，各年的数量与之相减即得，见表3.3第(3) 栏，如2000年门诊数量累计增长量=39900-32500=7400人次；

2. 逐年增长量 下一年数量与上一年数量相减，见表3.3第(4)栏，如2000年门诊 量的逐年增长量=39900-38600=1300人次。

(二)发展速度和增长速度

1. 定基比发展速度 统一用某个时间的指标作基数，其他各时间的指标与之相比。表 3.3中第(5)栏为以1996年门诊数量作基数的定基比发展速度。如2000年门诊量定基比 发展速度为39900/32500×100%=122.8%。

2. 环比发展速度 以前一个时间的指标作基数，相邻的后一个时间的指标与之相比。 见表3.3中第(6)栏。如2000年门诊量环比发展速度为39900/38600×100%=103.4%。

3. 定基比增长速度 定基比增长速度=定基比发展速度-1(或100%)。如发展速度直 接用两指标相比得到，则减1;如发展速度用百分数表示，则减100%,如本例。见表3.3 中第(7)栏。如2000年门诊量定基比增长速度为122.8%—100%=22.8%。

4. 环比增长速度 环比增长速度=环比发展速度- 1(或100%),见表3 . 3中第(8) 栏。如2000年门诊量环比增长速度为103.4%—100%=3.4%。

注意：如定基比(环比)增长速度为负值，即发展趋势为减少，则减少最多为100%, 减少量绝不可能超过1倍。

**第二节** **应用相对数的注意事项**

**一** **、率与构成比的区别**

构成比和率是两种性质不同的指标，构成比只能说明事物内部各组成部分的比重，不能 说明某现象发生的频率或强度。但在实际工作中，以构成比代替率的错误现象时有发生。例 如某地某年门诊诊断流感患者共274267人，其中城市居民有154241人，占56.24%,农村 农民有120026人，占43.76%,这时容易错误地得出城市人流感发病率高的结论。实际上 这组数据只反映出医院门诊诊断流感患者中城市居民多于农民，不能反映流感发病率。农村 可能是由于当地农民对流感不重视，到医院就诊比例小。要计算流感发病率，必须用发生流 感的病例数除以当地当时总人口数。

**二、计算相对数的分母不能过小**

在计算相对数时分母不宜过小，分母过小会使相对数波动较大。观察单位足够多时，计 算的相对数比较稳定，能够正确反映实际情况。如用某种新药治疗了5例病人，全部治愈， 计算治愈率得5/5×100%=100%,若4例治愈，则治愈率为80%,80%到100%波动太 大，但实际上只有一例的变化。这时最好用绝对数表示。如果必须用率表示，应同时列出置 信区间(率的置信区间的计算将在后面章节介绍)。

**三、平均率(总率)的计算**

对观察单位数不等的几个率，不能直接相加求其平均率。而应用合计的数据来计算。例 如表3.4:

**表3.4某市** **各区流感发病率**

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
|  | 平均人口数 | 新发病例数 | 发病率(%) |
| 甲区 | 100000 | 20000 | 20.0 |
| 乙区 | 80000 | 12000 | 15.0 |
| 丙区 | 40000 | 6500 | 16.3 |
| 合计 | 220000 | 38500 | 17.5 |

表3.4中求平均率时将三个区各自的发病率相加或相加后除以3求平均都是错误的，正 确的平均发病率(又称总发病率)=38500/220000×100%=17.5%。

**四、资料的可比性**

决定率或构成比等相对数大小的因素是多方面的。所以进行两个或多个率的比较时，除 了所研究的因素以外，还有其他重要的影响因素应相同或相近，要在相同的条件下对比。主 要应注意以下两方面：

1. 研究方法相同，观察对象同质，观察时间相等，地区、民族等客观条件一致。例如

比较不同抗生素治疗肺炎患者的疗效，要求给药方式一样，剂量一致，用药时间相同，而且 患者的客观条件要尽可能一致，如均为12岁男孩，生活在同一城市，病情一样，无其他伴 发病症。

2. 其他影响因素在各组的内部构成是否相同。如果两组资料的年龄、性别等构成不同 时，只能分年龄、性别比较各小组的率或对各组进行标准化后比较标准化率(见下节)。

**五、对样本率(或构成比)的比较应做假设检验**

由于样本率和构成比都存在抽样误差，所以比较时必须进行差别的假设检验。

**第三节** **标准化法**

**一、标准化法的意义和基本思想**

当两组资料进行比较时，如果其内部不同小组率有明显差别而且各小组内部构成(如年 龄)也明显不同，直接比较两个总率是不合理的。如比较两地的总死亡率，因为年龄因素对 死亡率有明显影响，所以如果两地人口年龄构成不同就会影响总死亡率的高低。此时，年龄 成为混杂因素，只有消除其影响，才能正确反映地区因素对死亡率的影响。

在统计学里，常采用标准化法消除资料内部构成对总率的影响。例如表3.5 对两种疗法 疗效进行比较。

**表3.5两种疗法疗效比较**

|  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 治疗 |  | 旧疗法 |  |  | 新疗法 |  |
| 分组 | 治疗人数 | 痊愈人数 | 治愈率% | 治疗人数 | 痊愈人数 | 治愈率% |
| 成人组 | 100 | 50 | 50.0 | 200 | 100 | 50.0 |
| 儿童组 | 200 | 20 | 10.0 | 100 | 10 | 10.0 |
| 合计 | 300 | 70 | 23.3 | 300 | 110 | 36.7 |

从表3.5中合计治愈率来看，新疗法的治愈率(36.7%)比旧疗法(23.3%)高。但我 们分别观察成人组和儿童组就发现，新旧疗法的治愈率都是一样的，即成人组50.0%,儿 童组10.0%。新旧疗法总治愈率之所以相差很大，是由于两种疗法选择的样本人群年龄构 成不同。新疗法组成人所占比例高，而且成人的治愈率高，造成总率较旧疗法组高。因此想 要正确比较两种疗法的疗效，必须先将两治疗组的年龄构成按照统一的标准进行校正，然后 计算出校正后的标准化总率再进行比较。这种统一构成，然后计算标准化率的方法称为标准 化法。由此可看出标准化法的基本思想：采用统一的标准构成以消除构成不同对总率的影 响，使通过标准化后的标准化总率具有可比性。

**二、标准化率的计算**

标准化率又叫调整率，计算的关键是选择统一的标准构成。

计算标准化率的步骤如下：

(一)标准构成的选择

标准构成的选择方法有三种：

1. 在比较的两组资料中任选一组资料的内部构成作为标准构成；

2. 两组资料各部分之和组成的构成作为标准构成；

3. 选择有代表性的、较稳定的、数量较大的人群，例如世界的、全国的、全省的、本 地区的或本单位历年累计的数据。

国际的资料进行比较时需采用世界通用的标准，如世界卫生组织常用下列人口年龄构成 比计算各国的肿瘤死亡率的标准化率。

年龄组(岁)0 — 1— 5— 10— 15— 20— 25- 30— 35- 40—

% 2.4 9.6 10.0 9.0 8.0 8.0 8.0 6.0 6.0 6.0 年龄组(岁)45 — 50— 55— 60— 65— 70-- 75— 80— 85一

% 6.0 5.0 4.0 4.0 3.0 2.0 1.0 0.5 0.5 (二)按照标准构成计算标准化率

例3 . 1 对表3.5资料，求新旧两种疗法的标准化治愈率。

本例可选任一组病人的样本构成或两组各部分病人数之和作为标准构成计算标准化率。 我们试采用旧疗法组病人构成作为标准及两组各部分病人数之和作为标准分别计算。

1. 以旧疗法组病人构成作为标准构成

**表3.6新旧两种** **疗法的标准化治** **愈率(以旧疗法组病** **人构成作为标** **准构成)**

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 治疗 |  |  | 旧疗法 |  | 新疗法 |
| 分组  (1) | 标准治疗人数  (2) | 原治愈率%  (3) | 预期治愈人数 (4)=(2)×(3) | 原治愈率%  (5) | 预期治愈人数 (6)=(2)×(5) |
| 成人组 | 100 | 50.0 | 50 | 50.0 | 50 |
| 儿童组 | 200 | 10.0 | 20 | 10.0 | 20 |
| 合计 | 300 | 23.3 | 70 | 36.7 | 70 |

(1)将标准人口构成的各年龄组人口数(本例以旧疗法组人数作为标准构成)乘上原 来相应年龄组的治愈率，得出新旧疗法各年龄组按标准人口计算的预期治愈人数见表3.6第 (4)栏和第(6)栏。计算公式为：

小组预期(治愈或死亡等)人数=小组标准人口构成人数×原小组率 (3.4)

(2)分别把各年龄组按标准人口计算的预期治愈人数相加，得出按标准人口计算的预期 总治愈人数，再除以标准总人口数，即得标准化治愈率。计算公式为：

K 为 1 0 0 % …



(3.5)

由于采用旧疗法组构成为标准构成，故旧疗法标准化治愈率不变，仍为23.3%; 新疗法标准化治愈率=(50+20)/(100+200)×100%=23 . 3%

由此可见，新旧疗法的标准化治愈率相同。

2. 以新旧疗法两组各部分病人之和作为标准构成。

**表3.7新旧两种** **疗法的标准化治** **愈率(以两组各部分病** **人之和作为标** **准构成】**

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 治疗 |  |  | 旧疗法 |  | 新疗法 |
| 分组 | 标准治疗人数 | 原治愈率% | 预期治愈人数 | 原治愈率% | 预期治愈人数 |
| (1) | (2) | (3) | (4)=(2)×(3) | (5) | (6)=(2)×(5) |
| 成人组 | 300 | 50.0 | 150 | 50.0 | 150 |
| 儿童组 | 300 | 10.0 | 30 | 10.0 | 30 |
| 合计 | 600 | 23.3 | 180 | 36.7 | 180 |

计算公式同上。

旧疗法标准化治愈率=(150+30)/(300+300)×100%=30 .0%

新疗法标准化治愈率=(150+30)/(300+300)×100%=30.0%

新旧两种疗法的标准化治愈率仍然相同。可见，选用不同的标准构成得出的结论是一致 的。但应当注意，以上两种标准化方法算出的标准化率的数值不一样，甚至会有较大的差 异，故用不同的标准构成计算出的标准化率不能互相比较。

**例3.2** 对表3.8资料，求甲、乙两县胃癌的标准化死亡率。

**表** **3.8甲乙** **两县各年龄** **组人口数及** **胃癌死亡率** **(1/10万)**

|  |  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 年龄组 |  | 甲县 | |  |  | 乙县 | |  |
| (岁) | 人口数 | 人口构成 | 胃癌死 亡 数 | 胃癌死 亡 率 | 人口数 | 人口构 成 | 胃癌死 亡 数 | 胃癌死 亡 率 |
| (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) | (9) |
| 0~ | 205734 | 0.55 | 0 | 0.00 | 214790 | 0.60 | 0 | 0.00 |
| 30~ | 42681 | 0.11 | 2 | 4.69 | 44123 | 0.13 | 3 | 6.80 |
| 40~ | 40328 | 0.11 | 12 | 29.76 | 40121 | 0.11 | 13 | 32.40 |
| 50~ | 35641 | 0.10 | 48 | 134.68 | 32297 | 0.09 | 44 | 136.24 |
| 60~ | 29895 | 0.08 | 91 | 304.40 | 18399 | 0.05 | 57 | 309.79 |
| 70~ | 17649 | 0.05 | 65 | 368.29 | 7538 | 0.02 | 28 | 371.45 |
| 合计 | 371928 | 1.00 | 218 | 58.61 | 357268 | 1.00 | 145 | 40.59 |

由上表可发现，甲县每一年龄组的死亡率均低于乙县，但其总胃癌死亡率为58.61/10 万，高于乙县(40.59/10万)。这一矛盾是由甲乙两县年龄构成不同造成的。用标准化法可 消除其影响。

(1)选定当年全市各年龄组人口数作标准人口构成，见表3.9第(2)栏。

(2)计算甲、乙两县的胃癌标准化死亡率。

**表3.9** **用标准人口构成人** **数计算胃癌** **标准化死** **亡率(1/10万】**

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  |  |  | 甲县 |  | 乙县 |
| 年龄组(岁) | 标准人口数 | 原胃癌死亡 率(1/10万) | 预期胃癌死 亡人数 | 原胃癌死亡率 (1/10万) | 预期胃癌死 亡人数 |
| (1) | (2) | (3) | (4)=(2)×(3) | (5) | (6)=(2)×(5) |
| 0~ | 1658427 | 0.00 | 0 | 0.00 | 0 |
| 30~ | 241682 | 4.69 | 11 | 6.80 | 16 |
| 40~ | 262145 | 29.76 | 78 | 32.40 | 85 |
| 50~ | 204512 | 134.68 | 275 | 136.24 | 279 |
| 60~ | 138619 | 304.40 | 422 | 309.79 | 429 |
| 70~ | 88546 | 368.29 | 326 | 371.45 | 329 |
| 合计 | 2593931 | 58.61 | 1112 | 40.59 | 1138 |

表3.9中第(2)栏是当年全市各年龄组人口数，作为标准构成。

表3.9中第(4)栏是甲县预期胃癌死亡人数。如甲县30～岁组预期胃癌死亡人数为：

241682×4.69/10万=11(人)

第(4)栏最后一行1112为甲县各年龄组预期死亡人数之和，即总预期胃癌死亡人数。 表3.9中第(6)栏是乙县预期胃癌死亡人数。如乙县30～岁组预期胃癌死亡人数为：

241682×6.80/10万=16(人)

第(6)栏最后一行1138为乙县总预期胃癌死亡人数。

甲县胃癌标准化死亡率=1112/2593931×100000/10万=42.87/10万

乙县胃癌标准化死亡率=1138/2593931×100000/10万=43.87/10万

由此可见，甲县的胃癌标准化死亡率低于乙县，与分年龄组比较结论一致，这就解决了 未标化前出现的矛盾。

本例如将标准人口数换为标准人口构成比，则可用各组标准人口构成比乘以本组原胃癌 死亡率得到各组胃癌分配死亡率，最后将各年龄组分配胃癌死亡率相加得出标准化死亡率。 计算公式如下：

小组分配率=小组标准人口构成比×原小组率

标准化率=各小组分配率之和 (3.6)

**表3.10** **应用标准人口构** **成比计算胃癌标准化死** **亡率(1/10万** **)**

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 年龄组(岁)  (1) | 标准人口  构 成 比  (2) | 甲县 | | 乙县 | |
| 原胃癌死亡率  (3) | 分配胃癌死亡率  (4)=(2)×(3) | 原胃癌死亡率  (5) | 分配胃癌死亡率  (6)=(2)×(5) |
| 0~ | 0.6393 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 |
| 30~ | 0.0932 | 4.69 | 0.44 | 6.80 | 0.63 |
| 40~ | 0.1011 | 29.76 | 3.01 | 32.40 | 3.28 |
| 50~ | 0.0788 | 134.68 | 10.61 | 136.24 | 10.74 |
| 60~ | 0.0534 | 304.40 | 16.25 | 309.79 | 16.54 |
| 70~ | 0.0342 | 368.29 | 12.56 | 371.45 | 12.67 |
| 合计 | 1.0000 | 58.61 | 42.87 | 40.59 | 43.85 |

表3.10中第(2)栏是当年全省标准人口构成比(根据各年龄组人口数计算得到)。

表3.10中第(4)栏是甲县各年龄组分配胃癌死亡率。如30～岁组分配胃癌死亡率为：

4.69×0.0932≈0.44/10万

表3.10中第(6)栏是乙县各年龄组分配胃癌死亡率。如30～岁组分配胃癌死亡率为：

6.80×0.0932≈0.63/10万

甲乙两县的胃癌标准化死亡率分别由各年龄组分配胃癌死亡率相加得到：

甲县标准化胃癌死亡率：

(0.00+0.44+3.01+10.61+16.25+12.56)/10万=42.87/10万 乙县标准化胃癌死亡率：

(0.00+0.63+3.28+10.74+16.54+12.67)/10万=43.85/10万

计算结果与用标准人口数计算的结果一致，甲县的胃癌标准化死亡率低于乙县。

**三、应用标准化的注意事项**

(一)选用不同的标准构成，所计算得到的标准化率数值会有所不同，但一般情况下相 互比较的两组资料间的相对水平不变。

(二)分别比较各小组率时，可以不计算标准化率，而直接进行比较。例如可以直接比 较甲、乙两县各年龄组的胃癌死亡率，而无需进行标准化。只有在比较总体率时，才需要标 准 化 。

(三)标准化后的标准化率，已经不再反映当地的实际水平，它只是在两组资料进行比 较时反映两者的相对水平。如比较两地胃癌死亡率时，标化死亡率已不是当地实际胃癌死亡 水平，它只说明在共同标准下，两地胃癌死亡水平的相对高低。



1. 请将下表资料空白处填写完整。

**某地各年龄组恶性肿瘤死亡情况**

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 年龄  (岁) | 人口数 | 死亡总数 | 其中恶性肿瘤 死亡数 | 恶性肿瘤死亡 恶 性肿瘤死亡  占 总 死 亡 的 % 率(1/10万) | 年龄别死亡 率(‰) |
| 0- | 162574 |  | 8 | 2.91 | |
| 20- |  | 130 |  | 20.00 27.19 | |
| 40- | 60812 | 352 | 90 |  | |
| 60- |  |  |  | 73 | |
| 合计 | 340771 | 1454 | 197 | 13.55 | |

2. 某人根据下表资料，说明沙眼20岁组患病率最高，你同意吗?说明理由。 **某医院门诊沙眼病人年龄构成比**

|  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 年龄组  沙眼人数 | 0- | 10- | | 20- | 30- | 40- | | 50- | 60- | 70- | | 合计 |
| 21 | 45 | | 184 | 142 | 85 | | 38 | 12 | 7 | | 534 |
| 构成比% 3.93 8.43 34.46 26.59 15.92 7.12 2.25 1.31 100.00   |  |  |  |  |  |  |  | | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | | 3. 试就下表资料分析比较甲、乙两医院乳腺癌术后标准化生存率。 **甲乙两医院乳腺癌术后五年生存率** | | | | | | | | 腋下淋巴 |  | 甲医院 |  |  | 乙医院 |  | | 转移情况 | 病例数 | 生存数 | 生存率 | 病例数 | 生存数 | 生存率 |   无 55 42 76.36 351 248 70.66 | | | | | | | | | | | | |
| 有 461 250 54.23 78 36 46.15   |  | | --- | | 合计 516 292 56.59 429 284 66.20 | | 4. 试就下表资料分析比较甲、乙两县的食管癌死亡率。  请按照所给当时当地标准人口构成，计算甲乙两医院标准化食管癌死亡率。  **甲乙两县食管癌死亡率(1/10万)** | | 年龄组 甲县 乙县 |   (岁) 人口数 死亡数 死亡率 人口数 死亡数 死亡率 | | | | | | | | | | | | |
| (1)  0- | (2) | | (4) | | (5) | | (6) | | (8) | | (9) | |
| 187243 | | 1 | | 0.5 | | 141845 | | 0 | | 0 | |
| 30- | 33416 | | 6 | | 17.6 | | 20064 | | 3 | | 12.5 | |
| 40- | 28748 | | 30 | | 102.7 | | 19849 | | 16 | | 82.3 | |
| 50- | 20348 | | 75 | | 367.1 | | 16537 | | 57 | | 341.8 | |
| 60- | 12641 | | 84 | | 667.8 | | 11812 | | 72 | | 612.4 | |
| 70- 5385 35 651.3 7522 48 638.1  合计 287781 231 80.1 217629 196 89.9  **当时当地标准人口构成**   |  |  |  | | --- | --- | --- | | 年龄组 | 人口数 | 人口构成比 |   0- 1238078 0.67 | | | | | | | | | | | | |
| 30- | 181745 | | | | | 0.10 | | | | | | |
| 40- | 177870 | | | | | 0.10 | | | | | | |
| 50- | 132480 | | | | | 0.07 | | | | | | |
| 60- | 77680 | | | | | 0.04 | | | | | | |
| 70- 37272 0.02  合计 1845125 1.00 | | | | | | | | | | | | |

(罗树生)

**第四章** **统计表与统计图**

统计表 (statistical table) 与统计图 (statistical graph) 是统计描述的重要工具。它们 具有简单、明了、易于理解和接受的优点，同样的事实，用文字说明可能需要进行较长篇幅 的叙述和解释，而且还受语言不同的限制，而用统计表或统计图则可一目了然。统计表是以 表格的形式列出统计指标，便于资料的计算、分析和对比；统计图是以各种几何图形显示统 计数据的大小、分布、结构以及关系。

**第一节** **统计表**

统计表是以表格的形式，表达被研究对象的特征、内部构成及研究项目分组之间的数量 关系。医学卫生领域所用的统计表主要用于汇总数据的描述，如合计数、平均数和率等，而 不包括记录原始数据的调查表。

**一、统计表的结构**

统计表的结构如图所示，由标题、标目、线条、数字组成，有些统计表还有备注。

标题

纵标目

横标目

**表4** **.** **1某省三个地区2000年儿童第一恒齿患龋率比较**

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| 地 区  高氟区  干预区  低氟区 合 计 | 检查人数  71  46  48  165 | 患龋人数  45  31  43  119 | 患龋率(%) 63.4  67.4  89.6  72.1 |

顶 线

标目线

分隔线 底 线

标题是表格的总名称，如表4.1的标题是：“某省三个地区2000年儿童第一恒齿患龋率 比较”。标目分为横标目和纵标目，横标目说明横行数字的属性，位于表格的左侧，例如表 1中的“地区” 一栏中的“高氟区、干预区、低氟区”;纵标目说明每一列中数字的属性， 位于表格的第一横行，例如表4.1中的“检查人数、患龋人数、患龋率”。在组合表中还有 总标目，位于纵标目的上方，例如表4.3中的“血膜阳性人数”。表格中还有线条和数字， 以及备注。备注是对于表格的文字说明。

**二、统计表的种类**

统计表分为两类， 一类是简单表，另一类是组合表。

简单表是按一种研究特征分类的统计表，只按一个纵(横)标目分组，例如表4.2。

**表4.2某地某年60岁以上男、女高血压患病率**

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| 性别 | 观察人数 | 患病人数 | 患病率(%) |
| 男 | 4000 | 612 | 15.3 |
| 女 | 3845 | 466 | 12.1 |
| 合计 | 7845 | 1078 | 13.7 |

组合表是将两种或两种以上的特征结合起来作为分组标志的统计表，按两个或两个以上 纵(横)标目分组，纵标目上方冠以总标目。例如表4.3。

**表** **4.3疟疾** **患者脾肿程度与血膜阳性的关系**

|  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 脾肿程度 | 检查人数 | 血膜阳性人数 | | | 血膜阳性率(%) | | |
| 恶性疟 | 间日疟 | 合计 | 恶性疟 | 间日疟 | 合计 |
| 未触及 | 315 | 12 | 13 | 25 | 3.8 | 4.1 | 7.9 |
| 脾肿I度 | 122 | 8 | 9 | 17 | 6.6 | 7.4 | 13.9 |
| 脾肿Ⅱ度 | 70 | 14 | 5 | 19 | 20.0 | 7.1 | 27.1 |
| 脾肿Ⅲ度 | 26 | 6 | 5 | 11 | 23.1 | 19.2 | 42.3 |
| 脾肿IV度 | 4 | 0 | 1 | 1 | 0.0 | 25.0 | 25.0 |
| 合计 | 537 | 40 | 33 | 73 | 7.4 | 6.1 | 13.6 |

**三、制表原则和要求**

(一)制表原则

1. 重点突出，简单明了。 一张表只能有一个中心内容，对需要说明的问题应该明确显 示。

2. 主谓分明，层次清楚。合理排列横、纵标目，使人一目了然。

(二)制表的基本要求

1. 标题 概括说明表的内容，必要时可注明资料的时间和地点，置于表的上方。内容 要求简洁扼要，最好不要超过一行。标题中尽可能包括表的编号。

2. 标目 用以指明表内数字的含义。统计表的好坏，关键在于对标目的安排。横标目 用来指明表内同一横行数字的含义，位于表的左侧。它在表中作主语，表示被研究事物。纵 标目则用来指明同一纵列数字的含义，它在表中作谓语，表示被研究事物的各项统计指标。 如果将横标目和纵标目连在一起阅读，可以组成一句完整而通顺的话。例如表4.1中，第一 行中的数字可以叙述为“1980年在高氟区检查了71人，患龋人数为45人，患龋率为 63.4%”。必要时可有总标目。

3. 线条 统计表中对线条的基本要求是力求简洁，除必须绘制的顶线、底线、标目线 之外，应尽量减少其他不必要的线条，不使用斜线、竖线。

4. 数字 表内数字必须准确无误， 一律用阿拉伯数字，同一指标的数字的小数位数应 一致，位次对齐。表内不宜留空项，数字为零者用“0”填入，暂缺或未记录用“…”表示， 无数字用“一”表示。

5. 备注 需要说明某一项目时可用“\*”标示，将备注写在表的底线下方。

**四、错误统计表的修改范例**

下例是一个绘制错误的统计表，试将其改正。

**表4.4部分地区人口增长举例**

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| 地区 | 年代 | 增长百分率 | 平均年增长率 |
| A县 | 1949-1999 | 121.42% | 24.38% |
| B县 | 1949-1999 | 231.55% | 36.99% |
| C县 | 1949-1999 | 496.65% | 55.62% |
| D县 | 1949-1999 | 202% | 34% |

注 ：D 县的数据是指绿洲上的人口

表4.4存在的问题：标题表述不完整，意义不明确；表中列出了一些不必要的项目， 如：年代；纵标目“增长百分率”、“平均年增长率”表述不确切，数字的单位应该放在纵标 目中；数字位数不齐；表中出现了竖线；备注没有在表中标出。应将其改成下表：

**表4.51949—1999年部分地区人口增长情况**

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
| 地区 | 增长百分比(%) | 平均年增长百分比(%) |
| A县 | 121.42 | 24.38 |
| B县 | 231.55 | 36.99 |
| C县 | 496.65 | 55.62 |
| D县\* | 202.00 | 34.00 |

注 ：D 县的数据是指绿洲上的人口

**第二节** **统计图**

统计图是通过点的位置、线段的升降、直条的长短和面积的大小来表现事物的数量关 系。其特点是直观、形象、利于对比等。而且除了用于描述性统计外，统计图现在也越来越 多地用于统计推断。

医学研究和卫生统计中常见的统计图有：直条图、直方图、圆图、百分条图、线图和散 点图等。各种统计图的适用条件、绘制要点都各不相同，需要根据自己的分析目的并结合资 料的性质来合理选择统计图。

制图的基本要求：

1. 根据资料的性质和分析目的，选择合适的统计图。

2. 统计图要有标题，标题应能说明图的内容，必要时写明地点时间。标题写在图体下

方的中央位置。

3. 绘制有坐标轴的图形时，要有纵横轴的标目，表示量的轴要标注原点、尺度、单位 等，纵横轴的长度比例要合适，通常以5:7为宜。

4. 在同一张图内比较不同事物时，须用不同颜色或不同样式的线条区别表示，并附图 例说明。摆放图例的位置要与图体协调。

用 SPSS 软件绘制统计图：

SPSS 软件具有非常强大的统计图绘制功能，其鼠标操作的图形化操作界面不仅能绘制 简单的统计图，还能够制作精美复杂的组合图。用SPSS 绘制统计图可以简单地分为两个步 骤：第一步是根据数据文件选择所需作图的记录和变量，利用绘图菜单和对话框生成图形； 第二步是在图形编辑窗口中对图形进行编辑和修饰，如添加标题、调整图形大小、颜色，增 删图形元素等。

SPSS 绘图所用的数据比较灵活，在一些图形的预定义对话框中可以提供多达三种不同 的数据来源(如直条图和线图):一是Summaries for groups of cases,作图数据来自一个变 量，根据另一个分类变量进行分组，每组数据的汇总值(合计值、均值等)生成一个直条 (或线条等);二是 Summaries of separate variables, 作图数据来自多个变量，每个变量的汇 总值生成一个直条(或线条等);三是 Values of individual cases, 作图数据来自个体观察 值，每个个体的单个变量的观察值生成一个直条(或线条等)。

**一、直条图** **(bar graph)**

直条图是用等宽直条的长短来表示相互独立的各指标的数值大小，是最常用的显示分组 数据的图形。常用的有单式和复式直条图两种。

图4.1和图4.2分别显示的是单式直条图和复式直条图。直条图的绘制要点如下：

1. 纵轴应从零开始，中间不要折断，否则不能正确反映两个指标的实际比例，甚至误 导读者。例如图4.1中如果纵坐标从20开始(虚线所示),则看起来容易误认为肺结核的发 病率是疟疾的2倍左右。在实际应用中偶尔也会有纵坐标不为零的情况，例如所比较指标的 数据特别大，而不同组之间差别不大时，为了观察组间差别时可考虑纵坐标起点不为零，但 要求绘图者加以注明或强调，以免引起误导。

2. 各直条的宽度应当相等，为和直方图区别，直条间要有间隔，且间隔应相等，间隔 以直条的宽度或半条宽为宜。复式直条图在同一组之间无间隔。

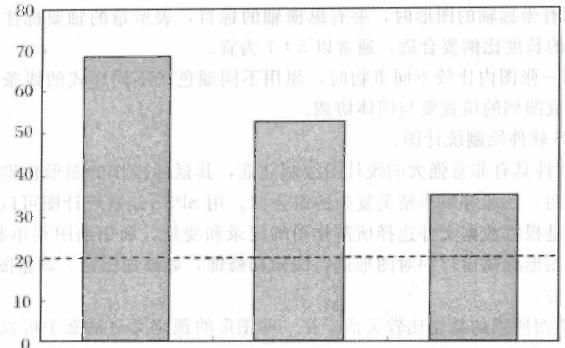
3. 同一组内的复式直条图要用不同的颜色或图案绘制，并用图例说明。

4. 直条最好按长短的顺序由大到小或由小到大排列，以便比较。

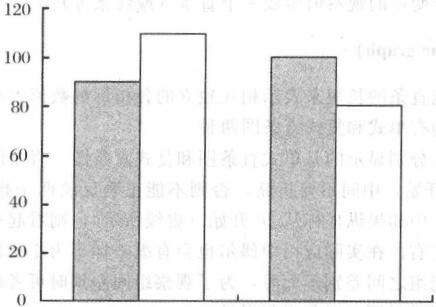
用 SPSS 软件绘制直条图：

选择 Graph—Bar, 在对话框中选择 Simple 绘制单式条图，选择 Clustered 绘制复式条 图。然后选择Define 进入条图通用界面，将需要绘图的变量选入 Variable 框，根据作图目 的选择适当的统计指标，常用的有均数、合计值等。然后将分组变量选入 Category Axis, 点击OK 即可。若画复式条图还要将分组变量选人 define lines by。对图形的进一步编辑可 用鼠标双击图形，进入 Chart Editor 窗口进行编辑。

发病率

(1/10万)

病毒性肝炎 肺结核 痢疾

图4.1 2003年我国部分县市几种传染病的发病率(1/10万)

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
| 死亡率  (1/10万) |  |  |
|  |  | □ 男  □ 女 |
|  | 癌症 心血管疾病 |  |

图4.2 某地1995年癌症、心血管疾病死亡率

**二** **、圆图和百分条图**

圆图 (pie graph) 和百分条图 (percent bar graph) 都适用于构成比资料。圆图又叫饼 图，是用圆的总面积表示事物的全部，圆内各扇形面积表示各部分所占的构成比。百分条图 的作用与圆图相同，是以一个直条的面积为100%表示事物的全部，其中各段的面积表示各 部分所占的构成比。百分条图属于堆栈式条图，比圆图更适用于多组构成比的比较。

1. 圆图的绘制要点

(1)每3.6°为1%,用3.6乘以百分数即为所占扇形的度数。

(2)从相当于时钟12点或9点的位置开始顺时针方向绘图。

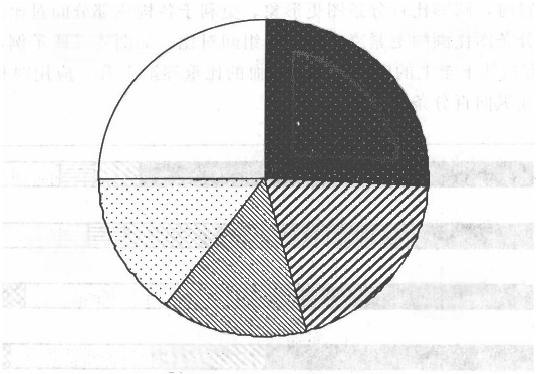
(3)各部分用不同图案或颜色表示，并在图上标出各部分百分比和名称，或者下附图例 说明。

(4)当比较不同资料的百分构成时，可以画两个或多个大小相等的圆，在每个圆的下面

写明标题，并用相同的图例表示同一个构成部分。

用 SPSS 软件绘制圆图：

选择Graph—Pie 后，在Data in Chart are 对话框中选择适当的数据定义类型，最常用 的 是Summaries for groups of cases。然后选择Define 进入饼图通用界面，将需要绘图的变 量选人 define slices by 框，点击OK 即可。



恶性肿瘤

25.47

心脏病

14.43

脑血管病

19.95

呼吸系病

14.63

其他疾病

25.52

图4.3 2003年我国部分城市主要疾病死因构成(%)

2. 百分条图的绘制要点

(1)一定要有标尺，画在图的上方或下方，起始的位置、总长度和百分条图一致，并和 百分条图平行。全长为100%。

(2)按各部分所占百分比的大小排列，在图上标出百分比。

(3)在图外要附图例说明。

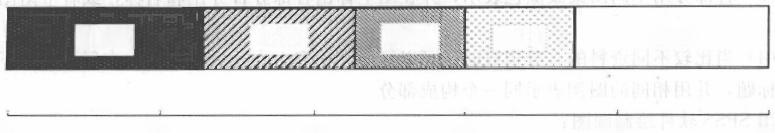
(4)多组比较：若要比较的事物不止一个时，可以画几个平行的百分条图，以示比较。 各条图的排列顺序相同，图例相同。

用 SPSS 软件绘制百分条图：

与直条图的绘制方法类似，但需要使用计算好的构成比数值，而不是原始记录。选择 Graph 一Bar, 在对话框中选择 Stacked 绘制堆栈式条图，在Data in Chart are 对话框中选择 Values of individual cases。然后选择Define 进入条图通用界面，将全部代表构成比数值的 变量选入 Bars Represent, 点 击 OK 即可。

■恶性肿瘤2脑血管病 ■呼吸系病 口心脏病 □其他疾病

0 20 40 60 80 100(%)



25.47 19.95 14.63 14.43 25.52

图4.42003我国部分市主要疾病死因构成(%)

只有一组资料时，圆图比百分条图更形象、更利于各构成部分间对比；要显示多组资料 的构成比时，百分条图比圆图更紧凑，更利于组间对比。如图4.5所示例，孕产妇死亡原因 构成比中，6个省按从下至上的顺序，产科出血的比重逐渐上升。应用时根据实际情况可选 用横向百分条图或纵向百分条图。

F

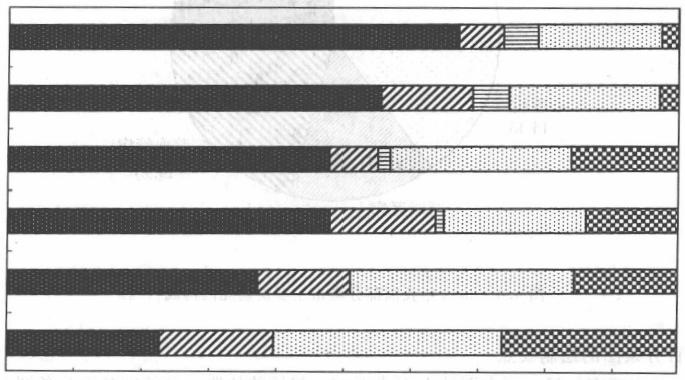
E

D

C

B

A



0 10 20 30 40 50 60 70 80 90 100

图产科出血□妊高症 目产褥感染 内科合并症**☒其他**

百分比%

图4.52003年部分省孕产妇死亡原因构成

**三** **、普通线图和半对数线图**

线图是常用的统计图形之一，用来反映事物的连续的动态变化规律。根据坐标轴尺度的 不同，可分为普通线图和半对数线图。

1. 普通线图 (line graph) 普通线图是用线段的升降来表示某事物随时间变化的情 况，或某现象随另一现象变化的过程。适用于连续性资料，纵横轴均为算术尺度。如图 4.6。

绘制要点：

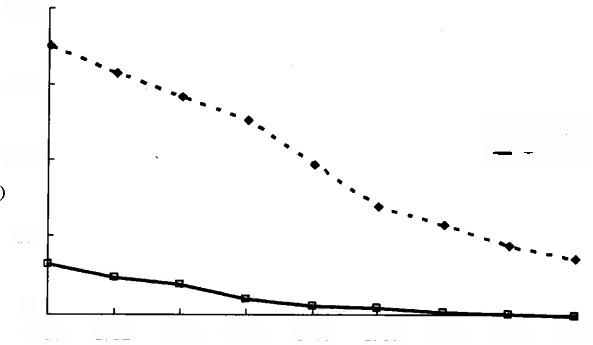
(1)纵轴坐标可以不从0开始，因此在看图时要注意纵轴的起点。

(2)相邻的点用直线连接，不要用平滑的曲线连接。无数据的组段用虚线连接。直线不 能任意外延。

(3)同一张线图上不要画太多条曲线，否则不易分清。当有两条或两条以上曲线在同一 张线图上时，须用不同颜色或不同的线型加以区分，并附图例加以说明。

用 SPSS 软件绘制线图：

选择 Graph—Line, 在对话框中选择 Simple 绘制单式线图，选择 multiple 绘制多重线 图。然后选择Define 进人线图通用界面，将需要绘图的变量选入 Variable 框，根据作图目 的选择适当的统计指标。然后将分组变量选入 Category Axis, 若画多重线图则还要将分组 变量选入define lines by, 最后点击 OK。



200

150

· → - 结核 日 伤 寒

(1/10万)

50

0

1950 1952 1954 1956 1958

1960 1962 1964 1966

死亡率

100

年份

图4.6 某地1950—1966年结核病与伤寒死亡率(1/10万)

2. 半对数线图 (semi-logarithmic line graph) 半对数线图用于连续性资料，表示事 物的发展速度(相对比),尤其适用于绝对值相差悬殊的资料间比较。其横轴为算术尺度， 纵轴为对数尺度。如图4.7。

绘制要点：

横坐标是算术尺度，纵坐标是对数尺度，起点不能为0或是小于0,可以是0. 1、1、10 等。如果有半对数坐标纸，用原来的数据作图；如果没有半对数坐标纸，则可以将原来的数 据转化为对数后用方格纸作图。其他的要求和线图相同。

用 SPSS 软件绘制半对数线图：

半对数线图的绘制过程同普通线图，只是在普通线图绘制完成后需要点击图形进入 Chart Editor 窗口，对纵轴尺度进行对数变换。具体方法为：在普通线图上双击纵轴，弹出 Properties 对话框，选择 Scale 页，将 Type 改 为Logarithmic。

死 亡 率

(1/10万)

1000.0

100.0

- - 结 核 病

一 日 伤寒

10.0

1.0

0.1

1950 1952 1954 19561958 1960 1962 1964 1966

年份

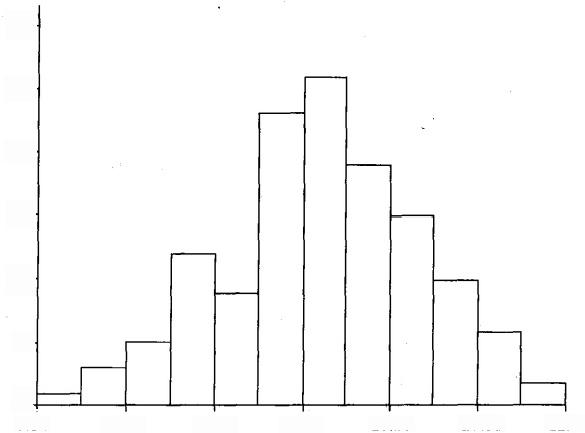
图4.7 某地1950—1966年结核病与伤寒死亡率(1/10万)

普通线图纵轴的变化反映的是绝对值的差值，图4.6显示结核病与伤寒死亡率均有下 降，但就绝对值而言，结核病下降的更多。同时需注意的是结核病的死亡率在1950年比伤 寒要高得多，因此普通线图显然不能很好地反映下降速度。半对数线图纵轴的变化反映的是 对数值的差值，反映的是变化速度。如图4.7纵轴为死亡率的对数值，反映的是相对比。

**四** **、直方图** **(histogram)**

直方图是用矩形的面积表示某个连续变量的频数或频率分布。适用于连续性资料。绘制 要点如下(图4.8):

频 数



30-

25-

20-

15-

10-

5-

0上

7.50 10.00 12.50 15.00 17.50 20.00 22.50

**握力(千克)**

图 4 . 8 某 小 学 1 3 1 名 1 0 岁 男 生 握 力 ( 千 克 ) 的 分 布

1. 横轴为连续性变量。

2. 对于组距相等的资料可以直接用频数或频率为纵坐标作图。组距不等的资料先进行 换算，全部转化为组距相等的频数(原频数/组距),用转化后的频数作图。

3. 纵轴需从“0”开始，横轴以等组距为宜，各矩形间不留空隙，成一密闭的图形。

用 SPSS 软件绘制直方图：

选择 Graph—Histogram, 在对话框中将需要绘图的变量选入 Variable 框，最后点击

OK。

**五** **、散点图** **(scatter diagram)**

散点图是用点的密集程度和趋势表示两种现象间的关系。适用于双变量资料，且两变量 均为连续性变量。以自变量x 为横坐标，因变量 y 为纵坐标，在直角坐标平面图上，绘出 每对变量值的交点。从散点图上散点的大致分布趋势可以粗略地看出两个变量间相关的方向 和密切的程度。

散点图的绘制方法较为简单，坐标轴的起点没有限制，只要包括了所有样本点的取值范 围即可，但要注意个别极大或极小值可能对图的整体效果产生负面影响，不利于揭示两变量 之间的关系(图4.9)。

用 SPSS 软件绘制散点图：

选择 Graph—Scatter/dot, 在对话框中选择 Simple Scatter, 然后点击 Define 进入散点

图通用界面，将需要绘图的变量分别选人X Axis 和 Y Axis 框，点击 OK 即可。

胰

岛 25

素

(mU/L)20

血糖(mmol/L)

图4.920名糖尿病人血糖与胰岛素的散点图

习 题

**一** **、最佳选择题**

1. 统计表中的数字一律用阿拉伯数字表示，同一指标( )

A. 左边第一位数字对齐 B. 小数点对齐 C. 中间一位数字对齐 D. 对齐无要求 2. 反映某地连续10年肺癌死亡率变化趋势最好绘制下列哪种统计图( )

A. 直条图 B. 饼图 C. 线图 D. 直方图

3. 直方图适用于表示( )

A. 相互独立资料 B. 构成比资料 C. 连续变量资料的频数分布 D. 双变量资料

**二** **、讨论题**

下表是复方猪胆胶囊治疗两型老年性慢性支气管炎患者的疗效比较，请指出所存在的问题， 并对表进行修改。着重讨论以下问题：

(1)横标目和纵标目的合理设置及其相互关系；

(2)如何整齐排列数据；

(3)如何精简线条。

**两个组的疗效观察**

|  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 分型及疗效 | | 单纯型慢性支气管炎 | | | | 喘息型慢性支气管炎 | | | |
| 疗效 | 指标 | 治愈 | 显效 | 好转 | 无效 | 治愈 | 显效 | 好转 | 无效 |
| 例数 | 60 | 98 | 51 | 12 | 23 | 83 | 65 | 11 |
| 合计 | 209 | | | 12 | 171 | | | 11 |
| % | 94.6 | | | | 94.0 | | | |

**三、绘制统计图**

1. 根据下表资料，绘制一个统计图

**1964** **—1968年急性** **心肌梗死患者** **的病死率**

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 年份 | 病例数 | 死亡例数 | | 病死率(%) | |
| 住院期 | 急性期 | 住院期 | 急性期 |
| 1964 | 17 | 8 | 7 | 47.1 | 41.2 |
| 1965 | 13 | 5 | 4 | 38.5 | 30.8 |
| 1966 | 15 | 7 | 6 | 46.7 | 40.0 |
| 1967 | 15 | 6 | 6 | 40.0 | 40.0 |
| 1968 | 12 | 4 | 4 | 33.3 | 33.3 |
| 合计 | 72 | 30 | 27 | 41.7 | 37.5 |

2. 我国1949年和1999年的出生率和死亡率见下表，请绘制适当的统计图。 **我国1949年和1999年的出生率和死亡率**

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
| 年度 | 出生率(‰) | 死亡率(‰) |
| 1949 | 36.00 | 20.00 |
| 1999 | 14.04 | 6.46 |

(罗树生)

**第五章** **总体均数的估计和假设检验**

在医学研究中，研究对象总体的数量往往是巨大的，有时甚至是无限大的，不可能也没 有必要对总体中的每一个个体进行研究。例如，欲知2000年中国12岁男孩身高是否与日本 12岁男孩身高不同，那么研究对象总体为2000年中国、日本全体12岁男孩的身高，这时 没有可能亦没有必要对这个总体的每个个体的身高进行测量。再例如：欲知某种新药是否对 胃溃疡患者有效，那么,不可能对作为研究对象总体的古、今、中、外所有胃溃疡患者都服 该药后的效果进行观察。因此，在医学研究实践中，更多的是对样本进行研究，然后运用统 计学原理，用样本去推论总体。在统计学理论上，用样本信息推论总体特征的过程称为统计 推断 (statistical inference)。统计推断包括两方面内容：(1)参数估计；(2)假设检验。

参数估计是指运用统计学原理，用从样本计算出来的统计指标量(样本统计指标称为样 本统计量 statistic) 对总体该统计指标量(总体统计指标称为总体参数 parameter) 进行估 计。例如，欲知14岁以下儿童发铅含量的水平，不必对每一个14岁以下儿童都做发铅含量 的测定，而是对14岁以下儿童进行抽样，仅对这一 “样本”中的儿童进行检查，再运用统 计学原理推论出所有14岁以下儿童发铅含量的水平。这一统计学过程就是参数估计。

假设检验又称显著性检验，是指由样本间存在的差别对样本所代表的总体间是否存在着 差别做出判断。例如，我们分别从甲、乙两地随机抽取300名健康成年男子测量血压，两地 样本人口血压的平均值不同，那么这个差别只是由于个体差异造成的，还是由于两地健康成 年男子血压值确实存在差别而造成的呢?这一问题可以通过假设检验得到回答。

参数估计与假设检验的方法很多，本章讲解的是均数的参数估计及均数的“Z 检验”、 均数的 “t 检验”、秩和检验。在学习这些方法之前，需要掌握抽样误差和标准误的概念， 以及 “t 分布”等知识。所以，本章首先介绍这些知识。

**第一节** **均数的抽样误差与标准误**

**一、均数的抽样误差** **(sampling error)**

由于总体中各个个体间存在的差异，即使严格遵守随机抽样的原则，从同一总体中抽取 相同样本量的不同样本，所得的样本均数可能会不同。例如在一所高校内随机抽取100名男 学生测其身高，可能第一次抽取的较高的人多一些，而第二次又恰好抽取较矮的人多一些。 结果第一次抽取样本的身高均值可能比第二次大，二者与总体均数μ间亦存在一定差异，这 是由于抽样造成的。概括地说，抽样误差是由于个体间存在差异及抽样造成的。这种由于抽 样引起的样本统计量与总体参数之间的差异称为抽样误差。由抽样引起的样本均数与总体均 数之差 (X 一 μ)就称为均数的抽样误差。

二、标准误 (standard error)

只要总体中的个体间存在差异，当只对部分个体进行研究时抽样误差就是不可避免的， 既然有抽样误差的存在，就需要有个指标定量表示其大小，我们首先可能想到用 (X-μ) 表示均数的抽样误差，但由于总体均数μ通常是不知道的，所以我们不可能用 (X-μ) 表 示均数抽样误差的大小，而是用称为标准误的指标定量表示抽样误差的大小。什么是标准误 呢?从同一总体抽取数个样本，计算出的数个样本均数X₁、X₂、X …… 是不相同的，是有 差异的。前面第二章第二节已经学过，表示个体变量值X₁ 、X₂ 、X … … 的变异可计算指标 标准差，同样，表示样本均数 X₁ 、X₂ 、X … … 的变异亦可计算标准差，样本均数的标准差 叫做标准误。概括地说：标准误是表示抽样误差大小的指标，是样本均数的标准差。

三、均数标准误的计算

从理论上讲，如果可以得到来自同一总体的一系列样本均数X₁、X₂、X₃……, 可以用 计算个体变量值标准差的方法计算出样本均数标准差，即，标准误。但实践中，几乎不可能 亦没有意义获得来自同一总体的一系列样本均数，那么如果只有一个样本，如何计算标准误 呢?统计学家已经证明，标准误可按下式计算：

 (5.1)

σ为总体标准差；n 为样本例数； σx为总体标准误。由于总体标准差的大小通常是无法 知道的，故可用样本标准差 S 代替σ,则：

 (5.2)

S 为样本标准差；n 为样本例数；Sx 为样本标准误。实践中应用公式5.2计算标准误。

例5 . 1 为了了解某地健康成年女性的血红蛋白含量，随机抽取了225人，结果算出X =117.6g/L,S=10.2g/L, 求其标准误的大小。



四、均数标准误的意义及与样本量的关系

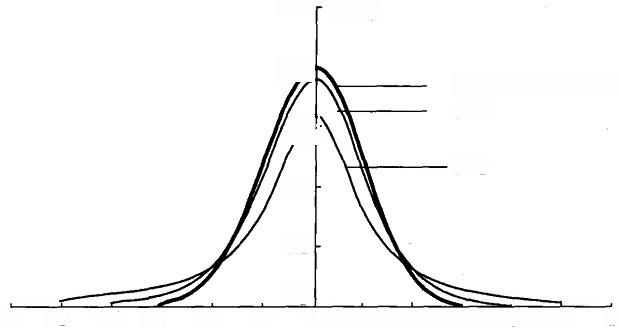
标准误反映了抽样误差的大小。标准误越小，说明抽样误差越小，用样本均数估计总体 均数的可靠性越大。

从计算式中还可以看出：S 一 定时，n 越大，也就是样本量越大，标准误越小。所以我 们可以通过增加样本量来减小抽样误差。

第 二 节 t 分 布 (t-distribution)

前面第二章已介绍过，标准正态分布，又称Z 分布，是一个均数为0,标准差为1的正 态分布。与 Z 分布的曲线相比较，t分布曲线也是以0为中心、单峰、两侧对称的曲线。所

不同的是：曲线中点处比标准正态曲线低，两侧尾部翘起的比标准正态曲线高。 t 分布曲线 形状与样本含量有密切关系。样本越小，严格地说是自由度越小，则t 分布与标准正态的差 别越大。即：集中在远侧t 值的个数相对较多，曲线峰值低、尾部翘起的高。随自由度逐渐 增 大 ，t 分布趋向于标准正态分布。因此， t 分布曲线是一组曲线，当 t 曲线下面积为95% 时，界值并不是一个常量，而是随自由度大小而变化的，这是和Z 分布不同的。见图5.1:



f(t)

0.4

v=∞ (标准正态曲线) v=5

93

v=1

0.2

0.1

1 2 3 4 5 6

-6 -5 -4 -3 -2 -1

00

0.5

图5.1 不同自由度下的t 分布图

t 值表：由于t 分布曲线是一簇曲线，t 曲线下的尾部面积，如 P=0.05 时 ，t 界值不是 一个常量，而是随自由度v 不同而变化。为了应用，统计学家编制了不同自由度、不同概率 下的t 界值表，见附表2。横标目为自由度，自由度用v 表示，纵标目为概率，用 P 表示。 表中的数字为相应的 t 界值。例如，当v=10,P ( 双 侧 ) = 0 . 0 5 时 ，t 界值为2.228,表示 为 to.05.10=2.228。其含义是：当v=10 时，绝对值≥2.228的t 值占曲线下面积的5%。见 图5.2所示。也就是出现绝对值比2.228大的可能性小于0.05(5%)。

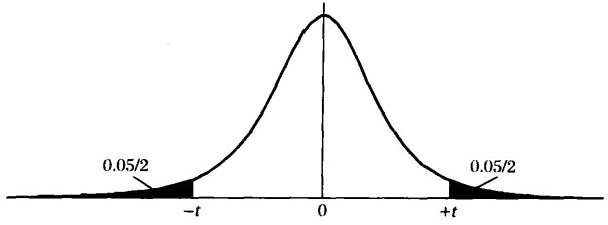


图5.2 t 曲线下面积示意图

从 t 值表可以看出两个规律：

(1)v 一 定时，P 值越小， t 界值越大，即v一定时，若t₁>t2, 则 P₁<P₂。

( 2 ) 当 P 值一 定时，v 越大，t 界值越小。

例如：①当v=10 时 ， P (双侧)=0 . 05 t=2.228

P (双侧)=0 . 01 t=3.169

② 当P (双侧)=0 . 05时， v=9 t=2.262

v=10 t=2.228

第 三 节 总体均数的估计

总体均数的估计是参数估计中的一个重要内容，总体均数估计指由样本均数估计总体均 数，包括点(值)估计和区间估计。

一 、点 ( 值 ) 估 计 (point estimation)

以样本均数作为总体均数的估计值。例如，例5. 1中，X=117.6g/L, 那么总体均数μ 的估计值也是117.6g/L 。 点值估计没有考虑抽样误差，只是对总体参数的大致估计。

二 、区间估计 (interval estimation)

根据样本均数计算出有(1- α)把握的包含总体均数的一个数值范围，这个数值范围称 为总体均数的置信区间 (confidence interval,CI), 该(1 - α)称为置信度 (confidence lev- el), 一 般α取0 . 05或0 . 01,则置信度为95%或99%,即 一 般计算总体均数的95%或99% 置信区间。本节介绍两种计算总体均数置信区间的方法。

( 一 ) Z 分布法

1. 计算公式：

(X-Z 。 ·Sx,X+Z 。 ·Sx) 即 (X±Z 。 ·Sx) (5.3)

2. 应用条件：样本量n≥100, 已知或可计算出样本均数 (X) 及标准差 (S)。

3. 例 题

例5 .2 在某市成人中随机抽取400人测每分钟脉搏，测得 X=74.5 次/分， S=6 次/ 分。求该市成人脉搏的95%置信区间和99%置信区间。

(1)该市成人脉搏的95%置信区间

X=74.5 次/分，α=0.05(双侧),Z.=1.96,S=6 次/分， n=400



成人脉搏的95%置信区间是73.9次/分～75. 1次/分。

(2)该市成人脉搏的99%置信区间

X=74.5 次/分，α=0.01(双侧), Z.=2.58,S=6 次/分， n=400



成人脉搏的99%置信区间是73.7次/分～75.3次/分。

4. 意义

本例某市成人脉搏均数虽然不能确切地知道其数值，但可做出该市成人脉搏均数为 73.9次/分~75. 1次/分的结论，说对的概率是95%,说错的概率是5%;做出该市成人脉 搏均数为73.7次/分~75.3次/分的结论，说对的概率是99%,说错的概率是1%。在做区 间估计时，平均100次有95次或99次正确，每一次的结论正确与否是偶然的，既然把握程 度达到95%或99%,就接受这一结论，但并不是说估计的总体均数的区间是绝对正确的。

(二)t 分布法

1. 计算公式

(X 一t..·Sx,X+ta·Sx) 即 (X±ta·Sx) (5.4)

2. 应用条件：已知或可计算出样本均数 (X) 及标准差 (S)。

3. 例题

例5 .3 某产科医生统计正常妇女骨盆 X 线的资料40例，得骨盆入口前后径均数 12.0cm, 标准差0.9cm, 求妇女骨盆人口前后径均数的95%置信区间。

X=12.0cm,S=0.9cm, 本例n=40, 为小样本，自由度v=n-1=40—1=39

a=0.05 (双侧),查表t.05,39=2.023



正常妇女骨盆人口前后径均数的95%置信区间是11.7～12.3cm。

4. 意义

置信区间的意义：虽然不能确切地知道所有正常妇女骨盆入口前后径的均数，但有 95%的把握认为11.7～12.3cm 这个范围包含了正常妇女骨盆入口前后径的总体均数。

(三)区间估计的准确度和精确度

准确度是指说对的可能性的大小，可用(1— α)来衡量。99%的置信区间的准确度比 95%的置信区间的准确度要高。因为用(1—α)=99%算出一个置信区间时，不包括总体均 数的可能性只有1%,而用(1 —a)=95% 算出的置信区间，错误的可能性是5%。

精确度是指区间范围的宽窄，范围越宽精确度越差。所以99%的置信区间其精确度要 差于95%的置信区间。

准确度和精确度是互相矛盾的。对于同一样本估计的包含总体参数的区间越大，那么准 确性越高，而精确性就越差。

在a 确定的情况下，增加样本量可以在不影响准确度的情况下提高精确度，因为当α确 定 后 ，n 越 大 ，Sx=S/√n 越小，在同一 Z。或t。(即同一准确度)的情况下，则区间范围越 小，即精确度越高。

在 SPSS 软件中，可以用以下命令，直接用原始数据计算总体均数的置信区间：选择 AnalyzeDescriptive Statistics-Explore, 打 开 Statistics 模块，在 “Confidence Interval

for” 后面的框中填入相应置信度的数字即可以计算任意置信度的置信区间，如计算总体均 数95%的置信区间，填上95。

**第四节** **假设检验的一般步骤**

**一** **、进行假设检验** **(hypothesis testing) 的原因**

为什么要进行假设检验呢?从前面学习抽样误差的概念时，我们已经知道，由于总体中 各个个体间存在差异，即使严格遵守随机抽样的原则，从同一总体中抽取相同样本量的不同 样本，计算出来的某项指标的样本均数 X₁、X₂、X₃…… 是不相同的，而且与总体均数值也 不相同。反过来思考，当一个样本均数 X₁ 与另一个样本均数X₂ 的数值不相同时，就有两 种可能性：

(1)X₁ 所代表的总体均数值与 X₂ 所代表的总体均数值是相同的，即两个样本来自同 一总体，是抽样误差造成了两个样本均值的不相同，这时，统计学上就不能认为这两样本均 值的差别有意义，或说差别无显著性。

(2)X₁ 所代表的总体均数值与 X₂ 所代表的总体均数值不相同，即两个样本来自不同 总体，这时，统计学上就认为这两样本均值的差别有意义，或说差别有显著性。

由于当样本均值不相同时，有两种可能情况，我们就需要运用统计学原理科学地判断是 第一种情况的可能性有多大，如果可能性很小，比如≤5%,那么就不认为是第一种情况， 而认为是第二种情况。反之，如果是第一种情况的可能性不太小，比如>5%,则不认为不 是第一种情况。如何进行判断，统计学上称为假设检验。下面讲述假设检验的一般步骤。

**二、假设检验的一般步骤**

假设检验有一个基本步骤。所有的假设检验都是按照这样的步骤进行。下面我们就来说 明假设检验的一般步骤。

(一)建立假设

建立两种假设： 一种是“检验假设”或者称“无效假设”,用H。表示。另一种是“备 择假设”,用H₁ 表示。H。假设即是假设两总体均数相等，例如：假设中国12岁男孩和日 本12岁男孩的身高相同，克山病地区人群的血硒含量和非克山病地区人群的血硒含量无差 别，等等。H₁ 是与 H。相反的假设，例如：假设中国12岁男孩和日本12岁男孩的身高不 同，克山病地区人群的血硒含量和非克山病地区人群的血硒含量有差别，等等。 H₁ 与 H₀ 是相反的，两个假设包括了所有可能发生的情况。当计算出的结果使我们拒绝 H。时就接受 H₁; 当不能拒绝 H。时就不接受 H₁。

(二)确定显著性水平(显著性水平用字母α表示)

显著性水平 (significance level) 就是我们用来区分大概率事件和小概率事件的标准， 是人为规定的。当某事件发生的概率≤α时，则认为该事件为小概率事件，是不太可能发生 的事件。通常α取0.05(5%)。

(三)计算统计量

根据资料特点和研究目的选择适当的公式计算出统计量，比如计算出Z 值或t 值。

(四)确定概率值(概率用字母 P 表示)

查表得到Z。或 t., 将计算得到的Z 值或t 值与它们进行比较，得到 P 值的大小。根据 Z 分布和t分布我们知道，如果 | ZI≥Z。 ( 或 |tl≥ta), 则P≤α; 如 果 | ZI<Z ( 或 lt|<t.,), 则 P>α

(五)做出推断结论

如果 P≤a, 认为在检验假设 Ho 成立的条件下，得到等于或大于现有统计量 Z 值或 t 值的可能性≤α,属于小概率事件，则拒绝 H₀, 接受 H₁, 推断结论是样本均数差别有统计 学意义；两总体均数不相等，或者某一总体均数大于(或小于)另一总体均数。如果 P>a,

认为在检验假设 Ho 成立的条件下，得到大于现有统计量 Z 值 或t 值的可能性大于α,不属 于小概率事件，则不拒绝 H₀, 推断结论是：样本均数差别无统计学意义；不认为两总体均 数不相等。

第 五 节 均 数 的 Z 检 验 (Z-test)

本章介绍的均数的假设检验包括 Z 检验和t 检验，二者适用于不同的情况。

一 、大样本均数与某一已知总体均数比较的Z 检验

( 一 )目的

比较这一样本均数所代表的未知总体均数μ与已知总体均数μ。有无差别。

(二)计算公式

(5.5)

对公式的说明： X 为样本均数，μo 为已知总体均数， Sx 为样本均数的标准误。公式的

含义是：如果检验假设成立，即μ=μ0,大样本时， 近似服从标准正态分布 (Z 分 布),故计算得到的是Z 值 。

(三)适用条件

1.已知某一总体均数μo

2. 可以计算得到或已知一个样本均数 (X)

3. 可以计算得到或已知一个样本标准误 (Sx)

4. 样本的例数n≥100

( 四 ) 例 题

例5 .4 已知20～29岁健康女子的收缩压均数为114.0mmHg, 现某医师随机抽样调查 了 某 高 原 地 区 2 0 ～ 2 9 岁 健 康 女 子 1 0 0 人，收缩压均数为119 . 8mmHg, 标 准 差 为 10.6mmHg, 能否认为高原地区20～29岁健康女子与一般20～29岁健康女子的收缩压均数 不同。

分析：本例中20～29岁健康女子收缩压均数114.0mmHg 是总体均数μ0;100名高原 地区20～29岁健康女子收缩压均数119.8mmHg 是样本均数，用X 表示；所有高原地区20 ~29岁健康女子收缩压均数是其总体均数，用μ表示。本例是要研究高原地区20～29岁健

康女子收缩压均数与 一般地区20～29岁健康女子收缩压均数是否不同，即μ和 μo 是否不 同 。

检验步骤如下：

1. 建立检验假设

检验假设：高原地区20～29岁健康女子收缩压均数与一般20～29岁健康女子收缩压均 数相同。

备择假设：高原地区20～29岁健康女子收缩压均数与一般20～29岁健康女子收缩压均 数不同。

用数学式表示检验假设与备择假设，即： H₀:μ=μ0;H₁:μ≠μ0

2. 确定显著性水平：本例确定α=0.05

3. 计算统计量



本 例 ：n=100,X=119.8mmHg,S=10.6mmHg,μo=114.0mmHg, 代入计算公式

中进行计算：



4. 确定概率值

前 面 介 绍Z 分 布 时 已 经 讲 过 ： | Z|<1.96,P>0.05; |Z|≥1.96,P≤0.05;

|Z|≥2.58,P≤0.01 。 本 例 Z=5.47>2.58, 则 P<0.01 。 其含义是，如果检验假设 H₀

成立，出现现有样本均数值的可能性小于0 .01,即小概率的事件(不太可能发生的事件)。

5. 做出推断结论

因为显著性水平α定的是0 . 05,现得到的P 值<0 . 01,则认为原检验假设不成立，可 以拒绝检验假设 H₀, 接受备择假设 H₁, 认为100名高原地区20～29岁健康女子血压均数 与一般20～29岁健康女子血压均数差别有统计学意义；认为高原地区20～29岁健康女子血 压均数与一般20～29岁健康女子血压均数不同。

二 、两个样本均数的比较的Z 检验

( 一 ) 目 的

由两个样本均数X₁ 和 X2 的差别去推断两样本所代表的总体均数μ和μ2 间有无差别。

( 二 ) 公 式  (5.6)



其 中

上式中X₁ 和 X₂ 分别为两个样本均数， Sx,-x₂ 为 X₁ 和 X₂ 之差的标准误。本公式的含

义是：如果检验假设成立，即μ=μ2,经数理统计学推导，大样本时， 近似服从 标准正态分布 (Z 分布),故计算得到的是Z 值 。

(三)适用条件

1. 可以计算得到或已知两样本均数X₁ 和 X₂ 及它们的标准差S₁ 和 S₂

2. 两个样本的样本量均不小于100,n₁≥100 且 n₂≥100

(四)例题

例5 . 5 某医生欲研究正常男、女新生儿血中甘油三酯浓度是否不同。研究者在某地随 机抽取正常男性新生儿375名，测定得到血中甘油三酯浓度的均数为37.6mg/100ml, 标 准 差为22.5mg/100ml; 随机抽取正常女性新生儿367名，测定得到血中甘油三酯浓度的均数 为38.8mg/100ml, 标准差为25.8mg/100ml 。 问男、女新生儿的血中甘油三酯浓度是否不 同。

分析：375名正常男性新生儿血中甘油三酯浓度均数为样本均数 (X₁), 所有正常男性 新生儿血中甘油三酯浓度均数为其总体均数(μ1);367名正常女性新生儿血中甘油三酯浓 度均数为另一样本均数 (X₂), 其所有正常女性新生儿血中甘油三酯浓度均数为其总体均数 (μ2)。通过 X₁ 和 X₂, 研究两总体μ1和μ2是否不同，也就是所有的男性新生儿血中甘油三 酯浓度均数和女性新生儿是否不同。

检验步骤如下：

1. 建立检验假设

检验假设：正常男、女新生儿血中甘油三酯浓度均数相同

备择假设：正常男、女新生儿血中甘油三酯浓度均数不同

即 ：H₀:μ1=μ2;H₁:μ≠μ2

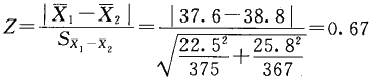
2. 确定显著性水平：α=0.05

3. 计算统计量

因本例 n₁>100 且 n₂>100, 故可计算统计量 Z 值 ：

本例： n=375 X₁=37.6mg/100ml S₁=22.5mg/100ml

n₂=367 X₂=38.8mg/100ml S₂=25.8mg/100ml 代入公式：



4. 确定概率值

因为Z=0.67<1.96, 则 P>0.05。

5. 做出推断结论

因为α=0.05,现得到的 P 值>0 .05,所以不拒绝检验假设 H₀, 不能认为正常男、女 新生儿血中甘油三酯浓度均数不同。

第 六 节 均 数 的t 检 验 (t-test)

一 、样本均数与总体均数比较的t 检验

( 一 )目的

比较一个样本的均数所代表的总体均数和已知的总体均数μ。是否不同。

(二)公式

 (5.7)

自由度v=n—1

这一公式和前面大样本均数和总体均数比较的 Z 检验的公式在形式上是一致的，但二 者所计算的统计量不同，根据检验水准确定的界值不同。因此，同样的 X 和μo, 计算出相 等的 Z 值和t 值，可以得出不同的结论。何者是正确的取决于样本的自由度，也就是样本量 的大小。样本量大时可用Z 检验，取Z 检验的界值，亦可用t 检验，取 t 检验的界值，而样 本量小时必须用t 检验，取t 检验的界值。

(三)适用条件

1.已知某一总体均数μo

2. 可以计算得到或已知一个样本均数 (X) 及标准误 (Sx)

3. 样本来自正态总体或近似正态总体。样本是否来自正态总体或近似正态总体呢?一 是根据经验判断，人体的生理指标，如身高、体重、血红蛋白含量等， 一般是服从正态分布 或近似正态分布的。二是，作为数值变量，当样本量大于30时，其样本均数一般是服从正 态分布或近似正态分布的。

(四)例题

例5 .6 根据以往巨大样本量的统计，已知某地非难产儿出生体重均数为3.20kg, 某医 生随机抽取25名难产儿的出生体重，平均出生体重为3.42kg, 标准差为0.42kg, 问出生体 重与难产是否有关联。

分析：本例n=25, 是小样本，因样本含量小， 的分布服从t 分布，故用t 检 验。经巨大样本量统计的非难产儿出生体重均数3.20kg 为总体均数μo,25 名难产儿出生体 重均数3.42kg 为样本均数X, 而所有难产儿出生体重均数为总体均数μ,我们检验的目的 是看μ和μ。是否不同，若难产儿的平均出生体重和非难产儿婴儿出生体重不同，则说明难 产和出生体重间是有关联的。

检验步骤如下：

1. 建立检验假设

检验假设：难产儿平均出生体重与非难产儿平均出生体重相同

备择假设：难产儿平均出生体重与非难产儿平均出生体重不同

数学式： H₀:μ=μ0;H₁:μ≠μo

2. 确定显著性水平：α=0.05

3. 计算统计量

n=25,X=3.42kg,μo=3.20kg,Sx=0.42kg



4. 确定概率值

n=25, 自由度v=25-1=24。 经查表得to.05,24=2.064

t>to.05,24,P<0.05

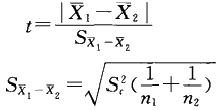
5. 做出推断结论

因 为P<0.05, 所以拒绝检验假设H₀, 接受备择假设H₁, 可以认为难产儿平均出生体 重与非难产儿平均出生体重不同，难产和出生体重有关联。结合本题中 X>μo, 可以认为难 产儿的出生体重比非难产儿大。

用 SPSS 软件实现单样本均数的 t 检验的方法如下：选择 Analyze--Compare Means— One—Sample t Test, 在对话框中将源变量从变量框内移入 Test Variable 框内，在 Test Value 框中键入已知的总体均数。输出的结果中可以显示t 值、自由度及t 检验的P 值 。

二 、两个样本均数比较的t 检验

( 一 )目的

检验两样本均数X₁ 、X₂ 所代表的总体均数μ1、μ2 是否相同。

(二)公式： (5.8)

式中两样本均数之差的标准误：



其中合并标准差的平方

自由度v=n₁+n₂-2 (注意两个小样本均数比较时 t 检验的自由度计算公式与一个小样 本均数与总体均数比较的t 检验自由度的计算公式不同。)

(三)适用条件

1. 可以计算得到或已知两样本均数X₁ 和 X₂ 及它们的标准差 S₁ 和 S₂

2. 两样本都来自正态总体或近似正态总体。样本是否来自正态总体或近似正态总体的 判断同上。

3. 两总体方差相同，即，方差齐。判断方差齐的简单方法，就是看 S² 和 S₂ 不能相差太 大，如果 S 较大)/S 较小)<2则可以认为两方差齐。

( 四 ) 例 题

例5 . 7 某医师为研究妊高征孕妇的凝血酶时间 (TT) 与健康非孕妇女是否相同，在 妊高征孕妇和健康妇女中进行了随机抽样，抽取妊高征孕妇27名，TT 均数为15.9秒，标 准差为2 . 6秒；健康妇女25名，TT 均数为15.3秒，标准差为2. 1秒，根据这一研究，请 问妊高征孕妇的凝血酶时间 (TT) 与健康非孕妇女是否相同?

分析：妊高征孕妇的凝血酶时间均数为一个总体均数，用字母μ1表示；健康非孕妇女 的凝血酶时间均数为另一总体均数，用字母μ2 表示；现已知两个样本均数，分别用字母 X₁ 和 X₂ 表示，研究目的是：两个总体均数是否不同，即μ1≠μ2?其检验步骤如下：

1. 建立检验假设

检验假设：妊高征孕妇的凝血酶时间均数与健康非孕妇女相同

备择假设：妊高征孕妇的凝血酶时间均数与健康非孕妇女不同

*H₀:μ=μ2;H₁:μ≠μ2*

2. 确定显著性水平：α=0.05。

3. 计算统计量

n,=27,nz=25,X₁=15.9,X₂=15.3,S₁=2.6,S₂=2.1









4. 确定概率值 P

自由度v=n₁+nz-2=27+25-2=50, 经查表得 to.05,50=2.009, 本 例 t=0.91<

2.009,p>0.05。

5. 做出推断结论

因为P>0.05,a=0.05, 所以不拒绝检验假设 H₀, 差异没有统计学意义，尚不能认为

妊高征孕妇的凝血酶时间与健康非孕妇女不同。

用 SPSS 软件实现两样本均数的 t 检验的方法如下：选择 Analyze—Compare Means一 Independent—Samples t Test, 将分析变量送入 Test 框中，将分组变量送入Grouping 框中。 输出的结果中第一张表为对需检验变量的基本情况描述；第二张表首先用F 检验作了方差 齐性检验，用于判断方差是否齐；然后分别给出两组在方差齐和不齐时的t 检验结果，如果 方差齐性检验结果为方差齐，则看 Equal variances assumed 一行给出t 检验结果，反之，则 看 Equal variances not assumed 一行给出 t'检验的结果。

三 、配对数值变量的t 检验

( 一 ) 目 的

通过对两组配对数值变量的比较，判断不同的处理效果是否有差别，或某种治疗方法是 否起作用。

(二)公式  (5.9)

自由度v= 对 子 数 - 1

对公式的说明：解决配对资料的检验问题时，首先要计算两组配对观察值的差值d 以 及其均数d 。 如果两组资料无差别，理论上差值d 的总体均数 μa 应为0。所以可将这类问题 看成样本均数d 与总体均数0的比较。上式中， d 为两组资料的差值，d 为差值的均数，Sa 为差值的标准误。

(三)适用条件

两组配对数值变量。下列几种情况可以得到两组配对资料：①将人或动物进行配对，配 好的每对个体分别随机地分到两个不同的处理组中去，接受不同处理。②观察同一批病人在

治疗前后的变化，治疗前的数值和治疗后的数值也是配对资料。③同一批病人或动物用不同 的方法处理。例如对同一病人用两种方法检验其血中某种抗体，这样得到的数据资料是配对 资料。如果配对资料同时又为数值变量，则可称为配对数值变量。

( 四 ) 例 题

例5 .7 某研究者欲研究控制饮食是否对高血脂病人有疗效，对18名高血脂病人控制 饮食一年，观察18名病人控制饮食前后血清胆固醇的变化，得到资料如下表第(2)、(3) 栏所示，此种疗法是否有效?

**表5.1高血脂病人控制饮食前后血清胆固醇变化**

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| 编号  (1) | 控制饮食前胆固醇(mg%)  (2) | 控制饮食后胆固醇(mg%)  (3) | 差值d  (4) | d²  (5) |
| 1 | 215 | 232 | -17 | 289 |
| 2 | 208 | 214 | -6 | 36 |
| 3 | 217 | 200 | 17 | 289 |
| 4 | 240 | 250 | -10 | 100 |
| 5 | 195 | 225 | -30 | 900 |
| 6 | 150 | 150 | 0 | 0 |
| 7 | 210 | 173 | 37 | 1369 |
| 8 | 300 | 268 | 32 | 1024 |
| 9 | 184 | 193 | -9 | 81 |
| 10 | 173 | 186 | -13 | 169 |
| 11 | 212 | 210 | 2 | 4 |
| 12 | 207 | 200 | 7 | 49 |
| 13 | 250 | 200 | 50 | 2500 |
| 14 | 150 | 157 | -7 | 49 |
| 15 | 205 | 193 | 12 | 144 |
| 16 | 164 | 239 | -75 | 5625 |
| 17 | 286 | 286 | 0 | 0 |
| 18 | 203 | 167 | 36 | 1296 |
| 合计 26 13924 | | | | |

检验步骤如下：

1. 建立检验假设

检验假设：控制饮食对高血脂病人血胆固醇无影响，即控制饮食前后血清胆固醇差值的 总体均数为零。

备择假设：控制饮食对高血脂病人血胆固醇有影响，即控制饮食前后血清胆固醇差值的 总体均数不等于零。

H₀:μa=0;H₁:μa≠0

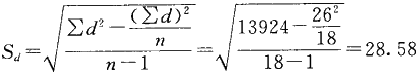
根据所给资料可以计算得到18名病人控制饮食前后血胆固醇差值的均数 d=1.44, 1.44是样本均数，不等于零，但我们假设 (H₀) 它的总体均数为零(μ=0)。

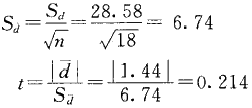
2. 确定显著性水平：α=0.05

3. 计算统计量

n=18,∑d=26,∑d²=13924

d=26/18=1.44





4. 确定概率值

自由度v=18-1=17, 经查表得 to.05,17=2.110,t=0.214<t0.05,17,P>0.05

5. 做出推断结论

因 为 P>0.05, 故不能拒绝检验假设H₀,18 名病人控制饮食前后血胆固醇差异没有统 计学意义，不能认为控制饮食前后高血脂病人血胆固醇不同，即尚不能认为控制饮食对高血 脂病人有效。

在 SPSS 软件中，选择 Analyze—Compare Means--Paired—Samples t Test, 进行配对 资料的t 检验。

第 七 节 秩 和 检 验

前面介绍的均数的区间估计及假设检验，都是要求个体变量值服从正态分布，或当样本 较大时，样本均数服从正态分布。这种要求样本来自总体分布型是已知的，在此基础上对总 体参数进行估计或检验，称为参数统计 (parametric statistics)。但在医学研究中，许多数 据不符合参数统计的要求，这时有两种处理的方法。 一是，进行数据转换，使其符合参数统 计方法的要求。二是，选择非参数检验方法，非参数检验 (non-parametric test) 方法是对 样本来自的总体分布不作要求(如不要求样本来自正态分布)的 一类假设检验方法。

非参数检验的主要优点是对样本的总体分布不作要求，适用的范围广，尤其是当变量中 有不确定数值时，如<0 . 5mg, 可用非参数检验。同时，非参数检验方法的缺点是，其检验 功效低于相应的参数统计方法。因此，如果数据符合参数统计的要求首选参数统计方法。本 节仅介绍一种非参数检验方法，即两样本数值变量比较的秩和检验。

两样本数值变量比较的秩和检验

例5 . 8 某实验室观察局部温热治疗小鼠肿瘤的疗效，以生存日数作为观察指标，实验 结果见表5 .2,试检验两组小鼠生存日数有无差别?

**表5.2两组小鼠发生肿瘤后生存日数**

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| 实验组 | |  | 对照组 |
| 生存日数 | 秩次 | 生存日数 | 秩次 |
| 10 | 9.5 | 2 | 1 |
| 12 | 12.5 | 3 | 2 |
| 15 | 15 | 4 | 3 |
| 15 | 16 | 5 | 4 |
| 16 | 17 | 6 | 5 |
| 17 | 18 | 7 | 6 |
| 18 | 19 | 8 | 7 |
| 20 | 20 | 9 | 8 |
| 23 | 21 | 10 | 9.5 |
| 90以上 | 22 | 11  12  13 | 11  12.5  14 |
| n₁=10 | T₁=170 | N₂=12 | T₂=83 |

(一)假设检验步骤

1. 建立假设

H₀: 两组小鼠生存日数总体分布相同

H₁: 两组小鼠生存日数总体分布不同

2. 确定检验水准：α=0.05

3. 计算统计量

(1)编秩 将两组原始数据分别从小到大排队，再将两组原始数据由小到大统一编秩。 编秩时如遇同组相同数据顺列秩次，如实验组第3、4两个数据皆是15,其秩次列为15、 16;如遇不同组相同数取平均秩次，如两组各有一个生存日数10天，应编秩次9、10,均 取平均秩次(9+10)/2=9 . 5。

(2)求秩和并确定检验统计量 当两组样本例数不等时，以样本例数小者为n1, 其 秩 和为检验统计量 T 。 当 n₁=n₂ 时，可任取一组的秩和为 T 。本 例 n₁=10,nz=12, 检验统 计量T=170。

4. 确定 P 值：查附表4的 T 界值表。先找到n₁ 与 n₂-n₁ 相交处所对应的4行界值， 再逐行考虑：将检验统计量 T 值 与T 界值相比，若 T 值在界值范围内，其 P 值大于相应的 概率；若 T 值恰好等于界值，其P 值等于相应的概率；若 T 值在界值范围外， P 值小于相 应的概率。本例 n₁=10,n₂-n₁=2,T=170, 查 附 表 4 , 得 P<0.01。

5. 做出推断结论。按α=0.05,拒绝 H₀ 、 接受H₁, 故可认为实验组生存日数比对照组 长。

(二)正态近似法

如果n₁ 或 n₂-n1 超出附表4的范围，可按式5. 10计算 Z 值 ：

(5.10)

式 中 ，N=n₁+n₂;0.5 为连续性校正数。公式5.10是在无相同秩次，即在无相同观察值的 情况下使用，在相同秩次不多时可得近似值。

相同秩次出现，对计算秩和没有影响，故用查表法确定 P 值，不会影响检验结果，而 用式5. 10计算统计量 Z 时，常因相同秩次的影响，使 Z 值偏小，故在相同秩较多(比如超 过25%)时，应按式5 . 11进行校正。 Z 经校正后略偏大， P 值相应减少。

*Z.=Z/√C* (5.11)

式 中 ，C=1-∑(t³ 一t;)/(N³-N),t;: 第 j 个相同秩次的个数，如表5.2生存日

数秩次为9 . 5的有2个，秩次为12 . 5的也有2个，即t₁=2,t₂=2, ∑ (t³ 一t;)=(2³—

2)+(2³ — 2)=12。若无相同秩次， ∑ (t³ 一t;)=0, 式5 . 11中 C=1, 即成式5. 10。 用 SPSS 软件进行成组设计两样本比较的秩和检验，选择 Analyze—Nonparametric

Tests—2 Independent Samples 进行检验。

第 八 节 均数假设检验的注意事项

1. 进行假设检验，在判断结果时，可能发生两型错误。

(1)拒绝了实际成立的检验假设 H₀, 这叫第I 型错误 (type I error)。如果显著性水 平α定为0.05,则犯第 I 型错误的概率≤0.05。例： H₀:μ=μ0,H₁:μ≠μ0,α=0.05,

计算统计量t>to.05,,P<0.05, 则拒绝 H₀, 接受 H₁, 这时会犯第I 型错误，因为H。不 是绝对不成立，而是成立的可能性小于0.05,被拒绝了，所以犯拒绝了实际上成立的检验 假设H。这个错误的概率小于0.05。

(2)接受了实际上不成立的检验假设 H₀, 这叫第Ⅱ型错误 (type Ⅱ error)。犯第Ⅱ型 错误的概率用β表示，β值一般不能确切地知道。例如：当α=0.05时，计算统计量 t< t.05,,P>0.05, 则不拒绝 H₀, 因 为H。成立的概率不太小 (P>0.05) 所以则不拒绝 H₀,

但如果两总体均数实际不同，就犯了第Ⅱ型错误。犯第Ⅱ型错误的概率β,在α 一定时，可 根据两总体均数实际之差计算得到，但一般两总体均数实际之差是不知道的，所以β值也是 未知的。

虽然β值一般是未知的，但有两个规律：

①当样本含量一定时，α愈小，则β愈大；反之α愈大则β愈小。这是因为只有接受 H₀ 时，会犯第Ⅱ型错误，α愈小(如取0.01),t 界值大，愈易接受 H₀, 则犯第Ⅱ型错误的概 率大，即β大。反之α愈大(如取0. 1),t 界值小，愈不易接受 H₀, 则犯第Ⅱ型错误的概 率小。

②当α一定时，增加样本含量，可以减少β。这是因为当 n 增加时，标准误减小，得到 的 t 值大，且t 界值减小，易拒绝 H₀, 不易接受H₀, 则犯第Ⅱ型错误的概率减少。

2. 选用的假设检验方法应符合其应用条件 如果在本书找不到符合条件的方法，应参 阅其他内容全面的卫生统计学书籍。

3. 正确理解假设检验的结论

如果α=0 .05,当 P≤0.05, 则拒绝检验假设H₀, 它的含义是检验假设 H。成立的条件

下，出现现用统计量的概率等于小于0.05,是不太可能的事件，所以拒绝检验假设 H₀, 但

并不是H 。绝对不成立，这时拒绝H。还是冒一定风险，可能犯第I 型错误。例如：23名心 肌梗死病人与25名正常人血清β脂蛋白均数的比较，得到P<0.01, 因为α=0.05,所以拒 绝 H₀, 结论是心肌梗死病人与正常病人血清β脂蛋白均数不同。这个结论说错的概率小于 0.01。

如果α=0.05,当P>0.05, 则不拒绝 H₀, 它的含义是 H₀ 成立的条件下，出现现有统 计量的概率不太小，比0.05大，所以不拒绝 H₀, 但并不是 H₀ 绝对成立。不拒绝 H₀ 时可 能犯第Ⅱ型错误。例如：18名高血脂病人控制饮食前后血清胆固醇的比较，得到P>0.05,

因为α=0.05,所以不拒绝 H₀, 结论是不能认为高血脂病人控制饮食前后血清胆固醇含量 不相同。但并不能肯定控制饮食前后高血脂病人胆固醇含量一定相同。当不拒绝 H。时， 一 般不作“两个均数相同”这样的结论，而作“不认为两个总体均数不相同”这样较委婉的结 论 。

4. 当不能拒绝 H。时，即差异无显著性时，应考虑到两方面的因素。 一方面可能总体 均数的确无差异，另一方面也应考虑到可能是由于观察对象个体之间的变异大(即 S 大), 而观察对象数目又不够多，因此差异没有表现出统计学意义。

5. 过去习惯上，当拒绝 H 。(P≤0.05) 时推论为样本差异显著;当拒绝 H₀(P≤

0.01)时推论为样本差异高度显著;当不拒绝 H。时推论为样本差异不显著。现在推荐的写 法是，当拒绝 H₀ 时推论为样本差异有统计学意义；当不拒绝 H 。时推论为样本差异没有统 计学意义。

卫生统计学说的差异显著或不显著(差异有统计学意义或没有统计学意义)与日常用语 中差别大小是两个概念，不要混淆。例如，两个样本均数差别有显著性或无显著性，不但取 决于两个样本均数之间的差别的大小，还取决于两个样本均数之差的变异的大小，即标准误 的大小。

6. 显著性检验有双侧检验及单侧检验， 一般认为双侧检验较稳妥，故较常用。本书介 绍的方法都是双侧显著性检验方法，如果想了解单侧显著性检验方法，可参阅王燕、康晓平 主编的《卫生统计学》等其他卫生统计学书籍。

习 题

一 、最佳选择题

1. 总体均数95%的置信区间是：

A.X±1.96S B.X±to.05.v ·Sx C.X±t.o1.v·Sx D.μ±1.96ox

2. 两样本均数比较，经t 检验，差别有显著性时，P 越小，说明：

A. 两样本均数差别越大 B. 两总体差别越大

C. 越有理由认为两总体均数不同 D. 越有理由认为两样本均数不同 3. 两样本均数作比较的t 检验的自由度是：

A.n₁+n₂ B.n₁+n₂—1 C.  D.n₁+n₂—2

4. 对于相同样本比较，分别取以下显著性水平，以 的第Ⅱ型错误最小。

A.α=0.01 B.α=0.05 C.α=0.10 D.α=0.20

**二、计算题**

1. 在某地随机抽查了360名男性成人的血红细胞数，测得均数为4.66×10¹²/L, 标准差为

0.58×10¹2/L。现普遍接受的标准均值为4.84×10¹²/L, 问这次抽查的男性成人的红细 胞均数是否低于标准值。

2. 某医院用某种中草药治疗高血压病人10名，治疗前后舒张压的变化如下表，问该中草药 对于降低舒张压有无作用。

|  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 治疗前后 |  |  |  | 舒张期血压(mmHg) |  |  |  |
| 治疗前 | 115 | 110 | 129 | 109 110 116 116 | 116 | 120 | 104 |
| 治疗后 | 116 | 90 | 418 | 87 92 90 110 | 120 | 88 | 96 |

3. 某研究者在克山病区随机测量35名急性克山病患者与37名健康人的血磷值，得到结果 如下表，问该地急性克山病患者与健康人的血磷值是否不同。

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| 组别 | 例数 | 血磷值均数(mg%) | 血磷值标准差(mg%) |
| 急性克山病人 | 35 | 4.71 | 0.60 |
| 健康人 | 37 | 3.36 | 0.50 |

4. 分别测得15例健康人和12例Ⅲ度肺气肿病人痰中α₁抗胰蛋白酶均数和标准差如下，问 Ⅲ度肺气肿病人的该指标是否不同于健康人?

健康人：X₁=2.067,S₁=1.015

病人： X₂=4.325,S₂=1.156

(王燕)

**第六章** **多组数值变量的比较**

前面介绍了单个样本与已知总体和两个样本间数值变量进行比较的方法(包括 t 检验、 Z 检验和秩和检验)。但实际生活和工作中可能遇到的情况不仅是这两种情况，还可能遇到 多组数值变量的比较。这时如果仍用以前介绍过的方法，就可能得不到正确的结论。此时， 就需要用其他方法 —— 方差分析 (analysis of variance, 简称 ANOVA) 或相应的秩和检验 来解决，本章将着重介绍这些方法。

**第一节** **方差分析的基本思想和应用**

方差分析的基本思想就是，根据研究的设计方法，按照分析的需要，将研究得到的所有 观察数据之间的变异——总变异，分解成两个或多个部分之后再作分析。

我们已经学过，衡量变异的指标有方差、标准差等，这里我们选用方差来反映变异的大 小，方差分析因此而得名。

方差分析是一种重要的参数统计方法。与其他参数统计分析方法一样，方差分析对所要 分析处理的资料有一定的要求。方差分析要求数据是随机独立的，各组数据来自正态分布总 体，且方差相等(俗称方差齐)。在实际应用中，对资料的正态性要求并不十分严格，只要 资料具有较好的对称性、没有离群值即可；但对资料等方差的要求比较严格。若资料的方差 不齐，则不能采用方差分析的方法比较多组数值变量。此时若强行采用方差分析方法，那么 得到的结果是不可信的。

方差分析的应用十分广泛。具体来说，方差分析可用于：(1)比较两个或多个样本均 数。如用于两个样本均数的比较，则结果与用前面的t 检验方法的结果完全相同；(2)分析 两个或多个因素之间的交互作用；(3)分析回归方程等。

**第二节** **单因素方差分析**

在实验研究中，如按完全随机化原则将受试对象随机分配到一个研究因素的多个水平/ 状态中去，观察并评价不同水平下的实验效应；在调查研究中，如按研究因素的不同水平/ 状态分组，考察并评价该研究因素的作用，这样获得的资料，统称为完全随机设计资料，统 计分析时就要采用方差分析的方法。由于这种设计的研究中只有一个研究因素，此时所采用 的方差分析被称为单因素方差分析 (one-way ANOVA)。单因素方差分析，只能分析一个 研究因素的作用/效应。

**一** **、单因素方差分析中的变异**

我们以具体实例来说明。

例6 . 1 在探讨硫酸氧钒降糖作用的实验中，测得三组动物每日进食量，结果见表6.1。 试问硫酸氧钒对动物的每日进食量有无影响?

**表6.1不** **同实验组大鼠的每日进食量(mg/g)**

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
|  | 糖尿病加低剂量 钒组 | 糖尿病加高剂量 钒组 | 糖尿病不加钒组 | 合计 |
|  | 25.84 | 26.46 | 46.89 |  |
|  | 27.60 | 25.19 | 47.21 |  |
|  | 30.97 | 28.70 | 42.42 |  |
|  | 25.61 | 23.70 | 47.70 |  |
|  | 25.82 | 24.48 | 40.75 |  |
|  | 25.64 | 25.19 | 41.03 |  |
|  | 29.72 | 28.01 | 45.98 |  |
|  | 27.42 | 23.70 | 43.46 |  |
|  | 23.64 | 26.10 | 44.34 |  |
|  | 30.06 | 24.62 | 45.32 |  |
| 均数(X;) | 27.23 | 25.62 | 44.51 | 32.45(X) |

从表6. 1所列数据，我们可以看出：

1. 经过处理的30只动物每日进食量不尽相同，相互之间有差异。这种差异称为本次研 究观察指标的总变异，反映了所有观察值之间总的变异情况，可用其离均差平方和 (sum of square of deviations from mean,简称 SS)SS 总来表示，用下式计算：



式 中i 为处理组序号， j 为各处理组中各观察值的序号。

(6.1)

即各观察值与总均数差值的平方和。总变异包括了使用硫酸氧钒(处理因素)的作用和 各动物之间的随机变异。

2. 这三种状态下大鼠每日进食量也不相同，存在差异。我们称这种差异为组间变异， 用各组样本均数X, 与总均数X 的离均差平方和表示，即

式中n;为第i 组的样本量。



(6.2)

组间变异反映了各种状态之间的变异，包括了处理因素的作用和随机变异。

3.即使在同一种状态下，各大鼠每日进食量也不相同，相互之间也有差异。我们把这 种差异称为组内变异，用各组内部每一个观察值与其所在组的均数 X; 的差值的平方和表 示，即

 (6.3) 由于各状态下各个受试对象都接受了相应的处理，因此组内变异不包含处理因素的作

用，只包括各个受试对象之间的随机变异，反映着各处理组内部观察值之间的变异。

这样，完全随机设计资料的总变异被分解成了组间变异和组内变异，且存在如下关系：

SS 总=SS 组间+SS 组内 (6.4)

相应地，完全随机设计资料的总自由度也被分解成组间自由度和组内自由度，同样存在

以下关系：

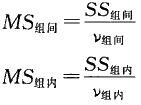
其中，



总 =N-1 V组向=k—1 组内=N 一k

(6.5)

式 中N 为总的观察对象数， k 为处理组数。

离均差平方和的大小，除了与变异的大小有关外，还受观察对象个数的影响(更确切地 说，离均差平方和与自由度有关)。完全随机设计时，各组的观察对象数可以相等，也可以 不等(尽管各组的观察对象数相等时效率高),这样使得各部分离均差平方和的自由度可能 不相等，相互之间不能直接比较大小。为了比较的目的，我们将各离均差平方和除以各自的 自由度，而得到一个新的可以直接比较的指标——均方 (mean square,简称 MS)。

(6.6)

(6.7)

理论上讲，假如硫酸氧钒对大鼠每日进食量没有影响，即这三组大鼠每日进食量相等， 那么这三组大鼠每日进食量的组间变异应该等于其组内变异，因为此时处理因素的作用为零 (即处理因素没有作用),无论组间变异还是组内变异，都只反映随机变异。此时反映组间变 异的组间均方 MS 组向就应该等于反映组内变异的组内均方MS 组内，两者的比值 MS 组间/ MS组内就应该等于1。即使由于抽样误差的影响，两者的比值不刚好等于1,或大于1,或小 于1,但与1相差也不会太大。相反，如果硫酸氧钒对大鼠每日进食量有影响，这三组大鼠 的平均每日进食量不相等，那么这三组大鼠每日进食量的组间变异因包括了处理因素的作用 而远大于其组内变异，此时反映组间变异的组间均方MS 组向就应该大于反映组内变异的组内 均方MS组内，两者的比值MS 组向/MS组内就应该比1大许多。为了更精确地判断处理因素是 否有作用，我们构造一个新的统计量 F:

 (6.8)

如果处理因素没有作用，新统计量F 服从以组间自由度为第 一 (分子)自由度、组内 自由度为第二(分母)自由度的F 分布。这样我们就可以利用F 分布的规律对各处理组均 数是否相等作假设检验了。计算得到统计量 F 后，我们可以利用F 分布计算得到的F 界值 表查得此时的F 界值Fa(V且向“组内),然后比较统计量 F 和 F 界值Fec(m向 ·“班肉)的大小。如果 F< Fe(V组间“组内),那么P>a, 各处理组均数之间的差别不显著/无统计学意义，认为处理因素没 有作用；相反，如果 F≥Fa(组间“组内),那么P≤a, 各处理组均数之间的差别显著/有统计学 意义，认为处理因素有作用。

二 、单因素方差分析的步骤和方法

方差分析的步骤和方法与前面讲的假设检验的一样。

1. 建立检验假设，确定检验水准。

在例6.1中，研究的目的是通过比较经过处理的三组大鼠每日进食量，以考察硫酸氧钒 对糖尿病大鼠每日进食量的影响。因此这里的检验假设是

H₀: 经过不同处理后三组大鼠的平均每日进食量相等，即：μ=μ2=μ3

H₁ : 经过不同处理后三组大鼠的平均每日进食量不全相等或全不相等。

α=0.05

2. 计算检验统计量F 值。

单因素方差分析的计算公式归纳总结于表6.2中。

**表6.2单因素方差分析计算公式**

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| 变异来源 | SS |  | MS | F |
| 组间 | ∑n;(X,一X)² | k-1 | SS向/v组间 | MS组向/MS组内 |
| 组内 | (X,-X,)² | N一k | SS/内 |  |
| 总 | 22(X₀-X)² | N-1 |  |  |

例6. 1中，k=3,n₁=nz=n₃=10,N=30,X₁=27.23,X₂=25.62,X₃=44.51,

X=32.45。 代入表6.2中所列的相应公式，即可得到计算结果，见表6.3。

**表6.3三组大鼠每日进食量的方差分析结果**

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 变异来源 | 离均差平方和 | 自由度 | 均方 | F | P |
| 组间  组内 总 | 2193.88  134.20  2328.06 | 2  27  29 | 1096.94  4.97 | 220.69 | 0.05 |

3. 确定P 值，做出推断结论。

本例中，F=220.69,V 组向=2,V组内=27。查附表5,得到F 界 值F.05(2,27)=3.35。因 此 ，F=220.69>3.35=F.05<2,27),P<α, 三组大鼠的平均每日进食量差别有统计学意义， 可以认为硫酸氧钒对糖尿病大鼠每日进食量有影响。

手工进行方差分析的计算比较麻烦，可利用计算机帮助完成。在SPSS 统计分析软件 中，可用One-way ANOVA进行单因素方差分析。在主菜单中点击Analyze-—Compare Means -One-way ANOVA, 将观察指标(本例中为大鼠每日进食量)选人 Dependent list 框中，将研究/处理因素变量(本例为三组大鼠的组别)选人Factor 框中，最后点击OK 即可得到方差分析结果。SPSS 中单因素方差分析结果如下：

***ANOVA***

大鼠每日进食量(mg/g)

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  | Sum of Squares | Df | Mean Square | F | Sig. |
| Between Groups Within Groups. Total | 2193.883  134.202  2328.085 | 2  27  29 | 1096.942  4.970 | 220.693 | .000 |

其中，第一列说明“变异的来源”,第二列显示“离均差平方和”,第三列为“自由度”,第四 列为“均方”,第五列为“统计量 F”, 第六列则为 “P”; 第二行显示“组间”的情况，第三行 显示“组内”的情况，最后一行则为总的情况。需要提醒注意的是，在统计软件的输出结果 中 ，P 值一栏经常会出现0.000或1.000这样的结果，这是由于统计软件在运算过程中规定的 小数位数和四舍五入而造成的。抄录结果时最好写成 P<0.001,P<0.05 或 P>0.99。

**第三节** **双因素方差分析**

在医学研究中，有时尽管只考察一个处理因素的作用，但常控制一个非处理因素，以使 得各处理组之间的基本条件更相近。我们把这个非处理因素称为配伍因素，这样的研究设计 称为配伍组设计或随机区组设计 (randomized block design)。配伍组设计实际上是配对设计 的扩展，在实验研究中常将动物按窝别等特征进行配伍，再随机分配到各个处理组中。对同 一受试对象不同时间点上的观察研究，或者给同一样本不同的处理，也都是配伍组设计。配 伍组设计，各处理组的样本数相同，而且由于每一个区组内研究对象的特征已尽可能相同/ 近，各处理组间研究对象的可比性更好，减少了个体差异对研究结果的影响，这样使得配伍 组设计的研究效率更高。由于配伍组设计涉及了两个因素，因此配伍组设计资料所用的方差 分析称为双因素方法分析 (two-way ANOVA)。

**一** **、双因素方差分析时的变异**

**例6.2** 用右旋糖酐铁和VB₁₂ 联合治疗8名缺铁性贫血患者，分别测量其治疗前后的血 红蛋白，以观察这种联合治疗方法对血红蛋白的影响，结果见表6.4。试分析这种联合疗法 的疗效。

本例中，研究者主要要观察采用这种联合疗法后不同时间患者的血红蛋白水平，以评价这 种联合疗法的疗效，因此研究中的主要研究因素是不同时间，为处理因素；同时我们还可以看 到，研究中的不同受试对象的血红蛋白水平不一样，治疗后的反应也不完全相同，因此研究对 象的不同也影响研究结果，但研究对象不是主要研究因素，所以我们称它为配伍因素。

**表6.4用** **联合疗法治疗缺铁性贫血患者前后的血红蛋白** **(mg/100ml)**

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 患者编号 | 治疗前 | 10天 | 治疗后 20天 | 30天 | 均数(X) |
| 1 | 6.4 | 7.5 | 9.5 | 12.4 | 9.0 |
| 2 | 7.5 | 8.0 | 10.4 | 13.2 | 9.8 |
| 3 | 8:4 | 9.2 | 9.5 | 11.4 | 9.6 |
| 4 | 7.8 | 7.6 | 11.2 | 12.6 | 9.8 |
| 5 | 6.9 | 8.1 | 8.8 | 10.6 | 8.6 |
| 6 | 7.2 | 7.5 | 9.0 | 11.3 | 8.8 |
| 7 | 7.0 | 8.4 | 10.5 | 11.4 | 9.3 |
| 8 | 8.2 | 8.5 | 10.1 | 12.5 | 9.8 |
| 均数(X) | 7.4 | 8.1 | 9.9 | 11.9 | 9.3(X) |

与单因素方差分析时一样，所有受试对象在不同时间的血红蛋白不一样，存在总变异。 同时，不同时间(处理因素)的平均血红蛋白 (X) 不相同，在双因素方差分析时我们称 它为处理间变异，它包括了处理因素的作用和随机变异；不同受试对象(配伍因素)的平均 血红蛋白 (X;) 也不相同，我们称它为配伍间变异，它包括了配伍因素的作用和随机变异。 这样，双因素方差分析时总变异被分解为处理间变异、配伍间变异和误差三个部分，相应的 总自由度也被分解为处理间自由度、配伍间自由度和误差项自由度。各部分变异、自由度和 均方的计算公式为：

,V 总 =N-1

,V 处理=k—1,MS ,V 配伍=n-1,MS

处理=SS 处理/处理 配伍=SS 配伍/V配伍

 ,V 误差= (k—1)(n-1),MS 式 中N 为总的观察样本数，等于处理组数 (k) 与 配 伍 组 数 (n)

(6.9)

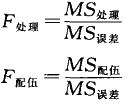
误差=SS 误差/v误差 的乘积。

而且存在以下关系：

SS总 =SS处理+ SS 配伍+SS 误差 总=处理十配伍十误差

(6.10)

与单因素方差分析时一样，如果处理因素没有作用，也就是即使使用了联合疗法，不同 时间的血红蛋白水平仍一样，那么处理因素间的变异只包括随机变异，与误差项变异一样， 处理因素均方 (MS 处理)应该等于误差项均方 (MS 误差),处理因素均方与误差项均方的比 值 (MS 处理/MS误差)应该等于1。即使由于抽样误差的作用，这个比值不刚好等于1,也应 该与1相差不太大。而如果处理因素有作用，使用联合疗法后不同时间的血红蛋白水平有改 变，那么处理因素间的变异因包括了处理因素的作用而大于误差项变异，处理因素均方就要 远大于误差项均方，处理因素均方与误差项均方的比值就要远大于1。同样，如果配伍因素 没有作用，那么配伍因素均方 (MS 配伍)与误差项均方的比值 (MS 配伍/MS 误差)就应该接近 1;如果配伍因素有作用，那么这个比值就应该大于1。为了判断处理因素和配伍因素的作 用，构造新的统计量F:



(6.11)

这个统计量的分布规律和特征与单因素方差分析的完全一样，作假设检验的方法也一样。

二 、双因素方差分析的步骤和方法

1. 建立检验假设，确定检验水准

双因素方差分析时，既可以对处理因素做检验，也可以对配伍因素做检验。对于例 6.2,对处理因素的检验假设是：

H₀ : 不同时间的血红蛋白均数相等

H₁: 不同时间的血红蛋白均数不全相等或全不相等

对配伍因素的检验假设是：

H₀: 不同患者的血红蛋白均数相等

H₁: 不同患者的血红蛋白均数不全相等或全不相等 α=0.05

2. 计算检验统计量 F

双因素方差分析时的计算公式归纳总结并列于表6.5中。

**表6.5双因素方差分析的计算公式**

|  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 变异来源 | | SS | V | | MS | F |
| 处理间 |  | | | k—1 |  |  |
| 配伍间 |  | | | n—1 |  |  |
| 误差 |  | | | (k-1)(n-1) |  | |
| 总 |  | | | N-1 |  | |

将例6.2的各项数据代入表6.5的各项公式中，计算结果见表6.6。

**表6.6用联合疗法治疗不同时间患者的血红蛋白的方差分析结果**

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 变异来源 | 离均差平方和 | 自由度 | 均方 | F | P |
| 处理间 | 97.38 | 3 | 32.46 | 78.84 | <0.05 |
| 配伍间 | 7.06 | 7 | 1.01 | 2.45 | >0.05 |
| 误差 | 8.65 | 21 | 0.41 |  |  |
| 总 | 113.0888 | 31 |  |  |  |

本例中， F 处理=78.84, F 配伍=2.45,V处理=3,V配伍=7,v误差=21。查附表5: F 界值 表，可知 Fo.05(3,21)=3.07,F.DB5(7,21)=2.49 。 因 此 ，F 处理=78 .84>3 .07=F.053.21),P 处理< a, 不同时间患者的血红蛋白均数差异有统计学意义，可以认为不同时间患者的血红蛋白均 数不相等； F 配五=2.45<2.49=Fo.o₅7,21),P 配伍>a, 不同患者间血红蛋白均数差异没有统 计学意义，尚不能认为不同患者间血红蛋白均数不同。

SPSS 中 用GLM Univariate Analysis 进行双因素方差分析。在主菜单中点击 Ana- lyze——General Linear Model——Univariate … , 选择测量指标到 Dependent Variable 框 中，将分组变量和区组变量选入 Fixed Factor(s) 框中；点击 Model 按钮，选择Custom 选 项，并将分组变量和区组变量都选人 Model 框中，点击 Continue 按钮回到主对话框；点击 OK 按钮便可进行双因素方差分析。

SPSS 软件双因素方差分析结果如下：

Tests of Between-Subjects Effects

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| Dependent Variable:血红蛋白(mg/100ml) | | | | | |
| Source | TypeⅢ Sum of Squares | df | Mean Square | F | Sig. |
| Corrected Model | 104.442(a) | 10 | 10.444 | 25.367 | .000 |
| Intercept | 2786.311 | 1 | 2786.311 | 6767.389 | .000 |
| NO | 7.059 | 7 | 1.008 | 2.449 | .053 |
| GROUP | 97.384 | 3 | 32.461 | 78.842 | .000 |
| Error | 8.646 | 21 | .412 |  |  |
| Total | 2899.400 | 32 |  |  |  |
| Corrected Total | 113.089 | 31 |  |  |  |
| a R Squared=.924(Adjusted R Squared=.887) | | |  | | |

阅读结果时，只要看“NO” (配伍组，即病人)、“GROUP” (处理组，即不同时间)、 “Error” ( 误 差 ) 和 “Corrected Total” (总变异)项。

第 四 节 均数之间的多重比较

无论是单因素方差分析，还是双因素方差分析，都只能回答所要比较的几组均数是否相 同。当这几组均数不相等时，方差分析不能回答其中哪些组的均数相等，哪些组的均数不相 等。这时，如果采用前面介绍的t 或 Z 检验方法，每两组进行一次检验，如有三个组，则需 要做3次比较检验；有四个组，则需要做6次比较检验。每次检验犯 I 型错误的最大允许概 率都为α,多次比较后总的I 型错误概率将明显增大到1 - (1 -a)” ( 其 中 n 为比较的总次 数 ) ,n 越大，总的I 型错误概率就越大，这显然是不合适的。

统计学中，这种多个样本均数间的两两比较，又称为样本均数间的多重比较 (multiple comparison) 。 进行样本均数间多重比较的方法很多，常见的包括：

1.LSD 检验：称为最小显著差法(least significant difference), 是对多个比较组中某 一对或某几对均数的差aAB=XA-Xg 的总体水平是否为0的检验，检验统计量为t, 计算公 式为：

 (6.12)



式 中 ，XA 和Xs 为两个对比组的样本均数， nA 和nB 分别是这两个组的样本量， MS 误差为方 差分析中计算得到的误差项均方(单因素方差分析时为组内均方)。

检验统计量t 的自由度等于方差分析中误差项或组内变异的自由度。 LSD 检验的具体方 法，与前面介绍的t 检验方法相同。

2.SNK 检验：SNK 是 Student-Newman-Keuls 的缩写。该法的检验统计量为q 值 ，

故常称为q 检验，常用于多个样本均数间每两个均数的比较。检验统计量q 的计算公式为：



(6.13)



式 中 ，XA 和XB 为两个对比组的样本均数， nA 和 ns 分别是这两个组的样本量， MS误差为方 差分析中算得的误差项均方(单因素方差分析时为组内均方)。

检验统计量q 的自由度等于方差分析中误差项或组内变异的自由度。检验统计量q 的分 布与两比较组之间的组间跨度a 及其自由度有关。所谓组间跨度a 是指XA 和 XB 之间涵盖 的均数个数(包括XA 和XB 自身在内)。检验时，如果q<qa(a,, 那 么 P>α, 两比较的均 数差异没有统计学意义，两组均数相同；反之， q≥Qaca,), 那么 P≤α, 两比较的均数差异 有统计学意义，两组均数不同。需要注意的是，进行比较时应先将这些要比较的均数按大小 顺序依次排列。

例 6 .3 对例6. 1资料作两两比较。

H₀: 任何两对比组的总体均数相等，即μA=μB

H₁: 任何两对比组的总体均数不相等，即μA≠μB

α=0.05

将三个样本均数从小到大依次排列，并编上组次：

组次 1 2 3

均数 25.62 27.23 44.51

组别 糖尿病加高剂量钒组 糖尿病加低剂量钒组 糖尿病不加钒组

将各项数据代入公式，计算检验统计量，查附表6得到q 界值，并列出如下(表6 . 7) 的两两比较计算表：

表6.7 三个样本均数两两比较的q 检验

|  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 对比组  A 与 B | 两均数之差  XA-XB | 标准误  Sa | 9值 | 组数 α | q界值 | | P |
| α=0.05 | α==0.01 |
| 1与3 | —18.90 | 0.7050 | 26.81 | 3 | 3.49 | 4.45 | <0.01 |
| 1与2 | 一1.62 | 0.7050 | 2.30 | 2 | 2.89 | 3.89 | >0.05 |
| 2与3 | -17.28 | 0.7050 | 24.51 | 2 | 2.89 | 3.89 | <0.01 |

由表6.7可知，1与3和2与3对比组，均数差异有统计学意义，可以认为糖尿病不加 钒组和糖尿病加低剂量钒组及糖尿病加高剂量钒组的每日进食量不同，但1与2对比组均数 差异无统计学意义，糖尿病加低剂量钒组和糖尿病加高剂量钒组的每日进食量没有不同。综 合分析就可以认为，硫酸氧钒可以使糖尿病大鼠每日进食量降低。

3.Dunnett-t 检验：适用于多个试验组与一个对照组均数差别的多重比较。检验统计 量 t 计算公式为：



(6.14)



式中，X, 是第i 个试验组的均数，X。为对照组的均数，n; 和n。分别是这两个组的样本量， Sa,为这两个比较组均数差值的标准误，d 为这第i个试验组的均数X, 与对照组均数X。的 差 ，MS 误差为方差分析中计算得到的误差项均方(单因素方差分析时为组内均方)。

检验统计量t 的自由度等于方差分析中误差项或组内变异的自由度。检验统计量 t 分布 不但与自由度有关，还与试验组数有关，这是 Dunnett-t 分布与普通 t 分布的唯一区别。 Dunnett-t 检验的步骤，与前面介绍的t 检验相同。

在SPSS 中，只要在作方差分析出现主对话框时，点击Post Hoc…, 然后选择相应的多 重比较方法，点击Continue 按钮回到主对话框，再点击OK 即可进行多重比较。

Multiple Comparisons

Dependent Variable: 大鼠每日进食量 (mg/g)

LSD

|  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| (I)动物组别 | (J)动物组别 | Mean  Difference  (I-J) | Std.Error | Sig. | 95%Confidence Interval | |
| Lower Bound | Upper Bound |
| 糖尿病加低剂量钒组 糖尿病加高剂量钒组 糖尿病不加钒组  糖尿病加高剂量钒组 糖尿病加低剂量钒组 糖尿病不加钒组  糖尿病不加钒组 糖尿病加低剂量钒组  糖尿病加高剂量钒组 | | 1.6170  -17.2780( ·)  -1.6170  一18.8950(")  17.2780(“) 18.8950() | .99704  .99704  .99704  .99704  .99704  .99704 | .116  .000  .116  .000  .000  .000 | 一.4288  -19.3238  —3.6628  —20.9408  15.2322  16.8492 | 3.6628  —15.2322  .4288  一16.8492  19.3238  20.9408 |

\*The mean difference is significant at the.05 level.

上表是在SPSS 中对例6. 1资料采用LSD 方法得到的多重比较结果。

大鼠每日进食量 (mg/g)

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
|  | 动物组别 | N | Subset for alpha=.05 | |
| 1 | 2 |
| Student-Newman-Keul 糖尿病加高剂量钒组  s(a) 糖尿病加低剂量钒组  糖尿病不加钒组 Sig. | | 10  10  10 | 25.6150  27.2320  .116 | 44.5100  1.000 |

Means for groups in homogeneous subsets are displayed

a Uses Harmonic Mean Sample Size =10.000.

上表是在 SPSS中对例6. 1资料采用SNK 方法得到的多重比较结果。均数被列在同一 列中的，对应的比较组均数差别无统计学意义；而均数列在不同列的，则对应的比较组均数 差别有统计学意义。因此，糖尿病加低剂量钒组和糖尿病加高剂量钒组大鼠每日进食量没有

不同，糖尿病不加钒组和糖尿病加低剂量钒组及糖尿病加高剂量钒组大鼠每日进食量不同， 与手工检验结果一样。

Multiple Comparisons

Dependent Variable; 血红蛋白 (mg/100ml)

Dunnett t(2-sided)

(I)治疗前后不 同的时间

治疗后10天 治疗后20天

治疗后30天

(J)治疗前后不 同的时间

治疗前 治疗前

治疗前

Mean

Difference

(I-J)

.675

2.450(\*) 4.500(\*)

Upper Bound

1.487 3.262

5.312

Lower Bound

一 . 1 3 7

1.638 3.688

Std.Error

.3208 .3208

.3208

Sig.

.117 .000

.000

95%Confidence Interval

Based on observed means.

\*The mean difference is significant at the.05 level.

a Dunnett t-tests treat one group as a control,and compare all other groups against it.

上表是在SPSS 中对例6.2资料采用Dunnett-t 检验方法得到的多重比较结果。我们可 以看出，联合治疗后10天患者的血红蛋白水平没有变化，20天和30天时血红蛋白水平已 经升高。

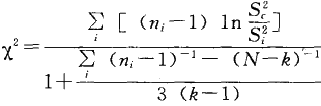
第 五 节 多个总体方差的齐性检验

前面讲到方差分析是一种参数统计方法，要求资料方差齐，因此在作方差分析前应先考 察资料的方差是否齐，作方差齐性检验，方差齐时，方可直接作方差分析。

两个总体方差齐性检验采用F 检验(见两成组数值变量均数比较),多个总体方差齐性 检验过去常采用Bartlett x² 检验，但这两种检验都要求资料服从正态分布，当资料的分布明 显呈偏态分布时，计算结果偏差较大。现在更多的采用 Levene 检验，这种方法适用于任何 分布的两组或多组资料的方差齐性检验，但计算比较繁琐。

一 、Bartlett x² 检验

检验统计量 x² 的计算公式为：



(6.15)

式中n; 为第i 处理组的样本量； S? 为第i 处理组的方差； S2 为各处理组的合并方差，等于组 内或误差的均方(即MS 组内或MS 误差); N 为总样本量，等于各处理组样本量之和； k 为处 理组数。

检验统计量 x² 服从自由度v=k—1 的 x² 分布。

例6.4 用Bartlett x² 检验对例6.1资料作方差齐性检验。

1. 建立检验假设，确定检验水准

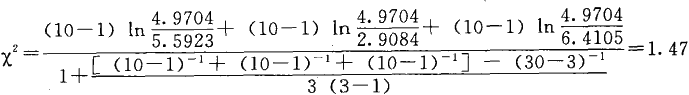
H₀: 三组大鼠每日进食量的方差相等。

H₁: 三组大鼠每日进食量的方差不相等。

α=0.10

2. 计算检验统计量x²

例6 . 1中k=3,n₁=n₂=n₃=10,N=30,S²=5.5923,S²=2.9084,S³=6.4105, S²=4.9704, 将这些数据代入公式6-15,便可得检验统计量x²



自由度v=k—1=3—1=2

3. 确定P 值，作出推断结论

以自由度 v=2 查 x² 界值表得 x.10(2)=4.61, 因此检验统计量 x²<x'.10(2),P>α, 三 组大鼠每日进食量的方差差异无统计学意义，可以认为三组大鼠每日进食量的方差齐。

二、Levene 检验

采用Levene 检验作方差齐性检验，首先要将原始观测值X; 转换为相应离均差的绝对值 Z;, 即

Z;=|X;-X;| (6.16)

式中 X; 为第i 处理组的均数。

然后按以下公式计算检验统计量 F

 (6.17)

式中N 为各处理组的总样本量，k 为处理组数，n;为第i 处理组的样本量，Z, 为第i处理组 Z; 的均数，Z 为各处理组Z; 的总的均数。

检验统计量 F 服从v₁=k—1,v2=N 一k 的 F(v₁,₂2)分布。这样就可用两总体方差齐性检 验的F 检验方法，作出多个总体方差是否相等的结论。

在 SPSS 中，在方差分析的主对话框中按Options … 按钮，在Statisics 中选择 Homoge- neity of variance test, 然后按 Continue 按钮回到方差分析主对话框，完成方差分析后，就 可在结果中找到如下对例6.1资料的 Levene 方差齐性检验的结果：

Test of Homogeneity of Variances 大鼠每日进食量 (mg/g)

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| Levene  Statistic | df1 | df2 | Sig. |
| 1.196 | 2 | 27 | .318 |

第 六 节 多组数值变量的秩和检验

前面介绍的方差分析属于参数检验方法，对资料有严格的要求，不是所有的多组数值变

量资料比较都可以用。当完全随机化设计资料的方差不齐时，就不能用单因素方差分析来进 行比较。遇到这种情况时，我们可以采用非参数检验的方法。(其他不适合作参数检验的情 况，也应用非参数检验。)这里我们介绍两种常用的多组数值变量的秩和检验方法

Kruskal-Wallis 法和 Friendman 法。

一 、Kruskal-Wallis 秩和检验

本法适用于观察指标为数值变量的完全随机化设计资料的比较。

例6.5为说明皮质醇与肥胖之间的关系，测定三组人的血浆总皮质醇，结果见表6.8。 试比较这三组人的血浆总皮质醇有无差别。

**表6.8三组人的血浆总皮质醇测定值(μg/L)**

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 正常人 | | 单纯性肥胖 | | **复合性肥胖** | |
| 测定值 | 秩次 | 测定值 | 秩次 | 测定值 | 秩次 |
| 0.4 | 1 | 0.6 | 2 | 9.8 | 20 |
| 1.9 | 4 | 1.2 | 3 | 10.2 | 21 |
| 2.2 | 6 | 2.0 | 5 | 10.6 | 22 |
| 2.5 | 8 | 2.4 | 7 | 13.0 | 23 |
| 2.8 | 9 | 3.1 | 10.5 | 14.0 | 25 |
| 3.1 | 10.5 | 4.1 | 14 | 14.8 | 26 |
| 3.7 | 12 | 5.0 | 16 | 15.6 | 27 |
| 3.9 | 13 | 5.9 | 17 | 15.6 | 28 |
| 4.6 | 15 | 7.4 | 19 | 21.6 | 29 |
| 7.0 | 18 | 13.6 | 24 | 24.0 | 30 |
| R; | 96.5 |  | 117.5 |  | 251 |
| n; | 10 |  | 10 |  | 10 |

1. 建立检验假设，确定检验水准

H₀: 三组人的血浆总皮质醇的总体分布相同，即三组人的血浆总皮质醇相同。

H₁: 三组人的血浆总皮质醇不相同。

α=0.05

2. 编秩。

将三组观察值统一从小到大编秩。凡属不同组的相同观察值一律取平均秩次，如第一和 第二组各有一个观察值为3.1,均取原秩次10和11的平均秩次10.5;对于同一组内的相同 观察值，如第三组的两个观察值15.6,则可不必取平均秩次。

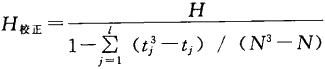
3. 求检验统计量 H。

检验统计量 H 的计算公式为：

 (6.18)

式中R; 为第i 个样本组的秩和，n; 为第i 个样本组的样本量， N=∑ni 为各组样本量之总 和。

当各样本组中相同秩次较多(如超过25%)时，用上式计算得到的检验统计量将偏小，

需要用下式进行校正：

(6.19)

式中 l 为相同秩次(称为结)的个数， t;为第j 结内相同观察值的个数。

本例 R, 和n; 见表6 . 8下面，N=30, 相同秩次不多，直接代入公式6.18得



4. 确 定P 值，作出统计推断。

当样本组数 k 等于3时，可查附表8。检验统计量 H 值越大， P 值越小；反之 H 值越 小 ，P 值越大。当样本组数大于3,或者各组样本量 n; 超出了附表8的范围时，检验统计量 H 的分布近似于自由度 v=k—1 的 x² 分布。

本例 k=3, 但 n₁=n₂=n₃=10 超出了附表8的范围，只能用近似 x² 分布法。本例自由

度 v=k-1=2, 查 x² 值表，得 x.52)=5.99, 故 H>xa.5(2,P<a, 三组人的血浆总皮质

醇差异有统计学意义，三组人的血浆总皮质醇含量不相同。

在 SPSS 中通过 Nonparametric Tests 模块来实现 Kruskal-Wallis 秩和检验。先在主菜

单中点击 Analyze—Nonparametric Tests, 选择 K Independent samples … , 出现 Tests for

Several Independent Samples的主对话框，将测量指标选入Test Variable List 窗口，将分组 变量选入到Grouping variable窗口，点击 Define Range 按钮定义分组变量的最大值和最小 值，按Continue 按钮返回主对话框，从 Test Type中选择 Kruskal-Wallis H 检验方法，点 击 OK 即可进行比较。本例用SPSS 进行 Kruskal-Wallis 秩和检验的结果为：

Ranks

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
|  | 人群 | N | Mean Rank |
| 血浆总皮质醇含 正常人  量 ( g / L ) 单纯性肥胖  复合性肥胖 Total | | 10  10  10  30 | 9.65 11.75  25.10 |

Test Statistics(a,b)

|  |  |
| --- | --- |
|  | 血浆总皮质 醇含量  (μg/L) |
| Chi-Square Df  Asymp.Sig. | 18.130  2  .000 |

a Kruskal Wallis Test

b Grouping Variable: 人群

二 、Friedman 秩和检验

又称M 检验，适用于配伍组设计资料的多重比较。

例6 . 6 每隔两个月抽样检查三个作坊生产的黄豆芽中维生素 C 含量 (mg/100g), 结 果见表6.9。试分析三个作坊的黄豆芽中维生素 C 含量有无不同。

**表6.9三个作坊的黄豆芽中维生素C含量(mg/100g)**

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| 采样日期 | 甲作坊 | 乙作坊 | 丙作坊 |
| 2 月 | 11.4(3) | 5.8(2) | 3.5(1) |
| 4 月 | 6.4(1) | 8.6(3) | 7.5(2) |
| 6 月 | 11.2(3) | 7.0(1) | 9.8(2) |
| 8 月 | 13.8(3) | 10.8(2) | 10.4(1) |
| 10月 | 7.3(1) | 8.8(2) | 9.3(3) |
| 12月 | 8.3(3) | 6.2(2) | 2.5(1) |
| 秩次和R; | 14 | 12. | 10 |

注：表中括号内的数字为同一配伍组内各观察值的秩次

1. 提出检验假设，确定检验水准

H₀ : 三个作坊的黄豆芽中维生素 C 含量的总体分布相同，即三个作坊生产的黄豆芽中 维生素C 含量相同。

H₁ : 三个作坊生产的黄豆芽中维生素 C 含量不相同。

α=0.05

2. 编秩

每一个配伍组数据由小到大编秩。编秩时，若有相同数据一律取平均秩次。本例按各月 份数据分别编秩，结果见表6.9中括号内的数字。

3. 计算检验统计量M

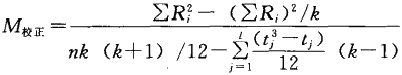
检验统计量M 的计算公式为：



(k+1)

(6.20)

式中k 为处理组数， n 为配伍组数， R; 为各处理组的秩和。

当各配伍组内相同观察值较多，相同秩次较多(超过25%)时，用公式6.20求得的检 验统计量M 值偏小，应该用下式校正：

(6.21)

式中l 为结数， t, 为 第j 结内相同观察值/秩次的个数，余同公式6.20。

本例，同一配伍组中没有相同秩次，因此不要校正，将相应数据代入公式6.20,计算 得到检验统计量M



4. 确 定P 值，作出推断结论

当 n 和k 比较小时，可查检验统计量M 界值表，而确定 P 值大小。M 值越大，P 值越 小；反之，M 值越小，P 值越大。当检验统计量M 界值表不能查到时，检验统计力量 M 服 从自由度为k—1 的 x² 分布。

本例n=6,k=3, 没有超出检验统计量 M 界值表范围，查得界值M=42, 所以P>α, 三个作坊的黄豆芽中维生素 C 含量差异无统计学意义，认为这三个作坊生产的黄豆芽中维 生素 C 含量相同。

在 SPSS 中，点击 Analyze——Nonparametric tests——K Related Samples … , 出 现 Tests for Several Related Samples 主对话框，将测量指标选入Test Variables窗口，在Test type 中选择 Friedman, 最后点击 OK 按钮，便可进行 Friedman 秩和检验。需要注意的是， 在 SPSS中进行Friedman 检验时，数据输入的格式应是每种处理为一个变量，每个区组/配 伍组为一个记录。

在 SPSS 中本例数据采用Friedman 检验的结果为：

**Ranks**

|  |  |
| --- | --- |
|  | Mean Rank |
| 甲作坊生产的黄豆芽中维生素C含量 乙作坊生产的黄豆芽中维生素C含量  丙作坊生产的黄豆芽中维生素C含量 | 2.33 2.00  1.67 |

**Test Statistics(a)**

|  |  |
| --- | --- |
| N  Chi-Square df  Asymp.Sig. | 6  1.333  2  .513 |

a Friedman Test

习 题

1. 什么情况下要用方差分析?

2. 方差分析的基本思想是什么?

3. 单因素方差分析与双因素方差分析有什么区别?

4. 在 SPSS中对配伍组设计资料作多重比较可选用哪种方法?用非参数统计方法比较配伍组 设计资料时，对于资料的输入格式有什么特殊要求?

5. 为研究血清唾液酸含量对慢性胃部疾病的诊断价值，随机测定了部分正常人、慢性胃炎、 溃疡病和胃癌患者的血清唾液酸含量 (mg/dl), 结果见表6.10。试分析血清唾液酸含量 对慢性胃部疾病的诊断价值。

**表1不同人群的血清唾液酸含量(mg/dl)**

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| 正常人 | 慢性胃炎患者 | 胃溃疡患者 | 胃癌患者 |
| 43.10 | 45.68 | 44.04 | 68.21 |
| 41.46 | 47.20 | 45.12 | 67.40 |
| 42.35 | 47.50 | 44.07 | 65.38 |
| 41.42 | 44.39 | 46.77 | 66.12 |
| 42.01 | 47.80 | 46.28 | 66.44 |
| 43.12 | 48.11 | 48.56 | 62.21 |
| 42.05 | 46.45 | 44.87 | 66.15 |
| 40.20 | 47.01 | 48.58 | 60.36 |
| 42.24  41.16 | 45.44 | 47.32 |  |

6. 某医院为了考察三种不同镇静剂对失眠患者的疗效，随机征集了21名失眠患者并随机分 成三组，每组使用一种镇静剂，观察患者服药后睡眠延长的时间，结果见表6.11。试问 这三种镇静剂的疗效是否相同?

**表2使用不同镇静剂后失眠患者的睡眠延长时间(单位：分钟)**

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
| 氯硝基安定 | 硝基安定 | 安定 |
| 60 | 72 | 22 |
| 46 | 88 | 38 |
| 45 | 90 | 40 |
| 66 | 64 | 35 |
| 80 | 48 | 32 |
| 106 | 74 | 40 |
| 95  104 |  | 34 |

7. 为了研究心脏体外循环手术对病人的 IgG 水平的影响，某医师分别在术前、术中体外循 环转流前、术中体外循环转流后、术后三天和术后八天五次测量了病人血中IgG 的含量 (mg/L), 结果见表6.12。试分析心脏体外循环手术对病人IgG 水平的影响。

**表3** **13例心脏体** **外循环手术病人不同时间的** **IgG含量(m** **g/L)**

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 病人编号 | 术前 | 转流前 | 转流后 | 术后3天 | 术后8天 |
| 1 | 10.90 | 5.23 | 3.97 | 10.20 | 11.50 |
| 2 | 11.80 | 6.68 | 2.92 | 10.90 | 9.81 |
| 3 | 11.70 | 13.50 | 8.70 | 13.50 | 12.30 |
| 4 | 8.50 | 8.60 | 3.50 | 9.00 | 10.50 |
| 5 | 16.20 | 15.30 | 1.23 | 7.03 | 10.20 |
| 6 | 10.30 | 2.63 | 2.75 | 9.69 | 8.79 |
| 7 | 9.90 | 7.85 | 2.49 | 6.39 | 8.59 |

**续表**

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 病人编号 | 术前 | 转流前 | 转流后 | 术后3天 | 术后8天 |
| 8 | 7.80 | 8.80 | 10.70 | 11.20 | 8.73 |
| 9 | 13.00 | 13.20 | 8.10 | 7.70 | 10.90 |
| 10 | 11.90 | 12.20 | 8.90 | 12.50 | 12.20 |
| 11 | 10.50 | 3.38 | 4.34 | 11.00 | 8.50 |
| 12 | 14.70 | 14.00 | 11.80 | 9.60 | 13.20 |
| 13 | 11.10 | 10.00 | 3.95 | 10.10 | 11.30 |

8. 为研究某药对血吸虫病人 SGPT 的影响，某研究者用该药连续治疗7名血吸虫病患者三 周，治疗前后病人 SGPT 的变化见表6. 13。试分析该药对血吸虫病人的 SGPT 有无影 响 。

**表4用** **某药治疗血吸** **虫病人不同时** **间的SGPT单** **位数**

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| 患者编号 | 治疗前 | 1 周 | 治疗后 2周 | 3周 |
| 1 | 63 | 188 | 138 | 63 |
| 2 | 90 | 238 | 220 | 144 |
| 3 | 54 | 300 | 83 | 92 |
| 4 | 45 | 140 | 213 | 100 |
| 5 | 54 | 175 | 150 | 36 |
| 6 | 72 | 300 | 163 | 90 |
| 7 | 64 | 207 | 185 | 87 |

(任正洪)

**第七章** **简单线性相关与回归**

前面我们描述了单个变量的分布特征以及单个变量不同组之间的比较方法。在医学上，许 多变量之间是相互联系的，例如：身高与体重、体温与脉搏、母亲产前检查次数与婴儿体重， 父亲身高与儿子身高等。在这些变量中，它们之间联系的程度和性质也各不相同。例如，体温 和脉搏的关系就比产前检查次数与婴儿体重之间的关系密切得多，而体重和身高的关系则介于 二者之间。另外，可以说父亲的身高影响儿子的身高，父亲的身高是“因”,儿子的身高是 “果”;但是，有的变量之间因果不清，只是伴随关系，例如丈夫的身高和妻子的身高之间，就 不能说有因果关系。相关与回归就是用于研究和解释两个变量之间相互关系的。

**第一节** **直线相关**

**一** **、散点图**

散点图 (scatter plot) 是把两个变量的关系在直角坐标系中用一些散在的点表示出来， 从而可以直观的看出两个变量之间的相互关系。

为了研究父亲与成年儿子身高之间的关系，卡尔 · 皮尔逊(英格兰1857-1936)测量 了1078对父子的身高。把1078对数字表示在直角坐标系上，如图7.1。用水平轴 X 上的数

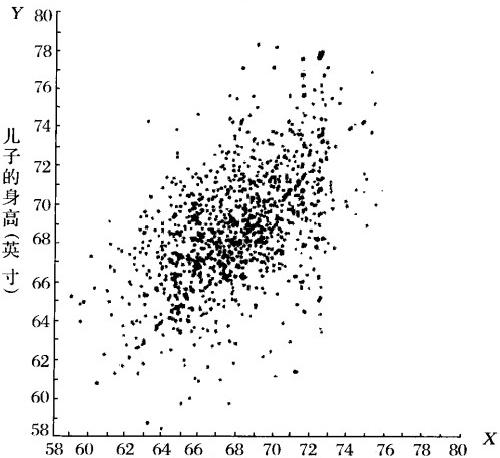
父亲的身高(英寸)

图7.1 儿子与父亲身高相关关系散点图

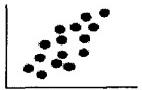
代表父亲身高，垂直轴 Y 上的数代表儿子的身高，1078个点所形成的图形是一个散点图。 它的形状像一块橄榄状的云，中间的点密集，边沿的点稀少，其主要部分是一个椭圆。

产儿体重

从上图可以看出， 一个变量 X 与另一个变量 Y 之间的大概趋势，即随着 X 的增加， Y 也在增加，随着X 的 减 小 ，Y 也在减小，其变化趋势总是同向的。

图7.2给出了各种相关类型的示意图。左上第一个图，散点呈椭圆形分布，两变量 X 、 Y 同时增大或减小，变化总是同向的，称为正相关 (positive correlation);左上第二个图， X、Y 呈反向变化，称为负相关 (negative correlation)。左下二图散点在一直线上，X、Y 同向变化，称为完全正相关， X 、Y 呈反向变化，称为完全负相关。而右侧四图，各散点排 列或杂乱无章或弯曲，不是线性或看不出变化趋势，称零相关 (zero correlation)。

正相关

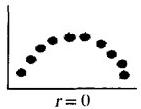
()<r<1

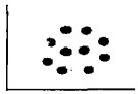
负相关



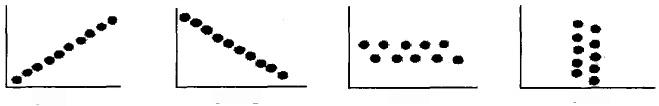
-1<r<0

零相关



*r=(*

完全相关



r=l r=-1 r=0 *r=()*

图7.2 相关系数示意图

利用SPSS 软件可以做散点图。首先打开SPSS, 进入 SPSS 操作窗口，按照下述程序选择 数据库中的两个变量做散点图： Graphs—Scatter--Simple—Define。例如，打开例7. 1数据库， 将产儿体重做因变量 (Y), 尿雌三醇含量作自变量 (X), 按照上述程序，结果见下图：

4.50-

O

4.00-

O

o00 O

8

●

3.50-

3.00-

。

O O

●

。

O

O

2.50-

2.00-

5.00 10.00 15.00 20.00 25.00

孕妇尿中雌三醇含量与产儿的体重散点图

30.00

**尿雌三醇**

可以看出两个变量“尿雌三醇”和“产儿体重”之间可能存在正相关关系。

二 、相关系数

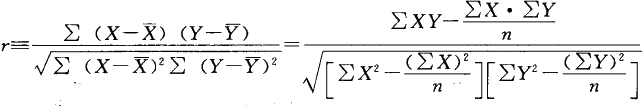
( 一 )概念

为了进一步对两个变量之间的密切程度进行数量上的描述，需要引入一个新名词——相 关系数 (correlation coefficient)。样本的相关系数用字母 r 表示。 “r” 可以衡量两个变量关 系的密切程度和方向。

相关系数r 的值在—1和1之间，但可以是此范围内的任何值。正相关时， r 值 在 0 和 1 之间，散点云图是斜向上的，这时一个变量增加，另一个变量也增加；负相关时， r 值在一 1和0之间，散点云图是斜向下的，此时一个变量增加，另一个变量将减少。 r 的绝对值越 接近1,两变量的关联程度越强， r 的绝对值越接近0,两变量的关联程度越弱。

(二)计算公式

相关系数r, 可用两个变量的原始数据进行计算得到，公式为：

 (7.1)

r 的计算结果说明了两个变量 X 与 Y 之间关联的密切程度(绝对值大小)与关联的方 向(正负号)。

例7 . 1 一个产科医师发现孕妇尿中雌三醇含量与产儿的体重有关。于是设想，通过测 量待产妇尿中雌三醇含量，可以预测产儿体重，以便对低出生体重进行预防。因此收集了 31例待产妇24小时的尿，测量其中的雌三醇含量，同时记录产儿的体重，结果见表7. 1。 问尿中雌三醇含量与产儿体重之间相关系数是多少?是正相关还是负相关?

**表7.1待产妇尿雌三醇含量与产儿体重**

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 编号  (1) | 尿雌三醇  (mg/24h)  (2) | 产儿体重 (kg)  (3) | 编号  (1) | 尿雌三醇  (mg/24h)  (2) | 产儿体重 (kg)  (3) |
| 1 | 7 | 2.5 | 17 | 17 | 3.2 |
| 2 | 9 | 2.5 | 18 | 25 | 3.2 |
| 3 | 9 | 2.5 | 19 | 27 | 3.4 |
| 4 | 12 | 2.7 | 20 | 15 | 3.4 |
| 5 | 14 | 2.7 | 21 | 15 | 3.4 |
| 6 | 16 | 2.7 | 22 | 15 | 3.5 |
| 7 | 16 | 2.4 | 23 | 16 | 3.5 |
| 8 | 14 | 3.0 | 24 | 19 | 3.4 |
| 9 | 16 | 3.0 | 25 | 18 | 3.5 |
| 10 | 16 | 3.1 | 26 | 17 | 3.6 |
| 11 | 17 | 3.0 | 27 | 18 | 3.7 |
| 12 | 19 | 3.1 | 28 | 20 | 3.8 |
| 13 | 21 | 3.0 | 29 | 22 | 4.0 |
| 14 | 24 | 2.8 | 30 | 25 | 3.9 |
| 15 | 15 | 3.2 | 31 | 24 | 4.3 |
| 16 | 16 | 3.2 |  |  |  |

资料来源：Rosnser B:Fundamentals of Biostatistics P.364,Duxbury Press,1982

根据公式要求，为得到  、∑Y 、∑X² 、∑Y² 和  对表7. 1进行计算，结果见表 7.2。

从表中的计算获得  ∑Y=99.2 ∑X²=9876 ∑Y²=324.18

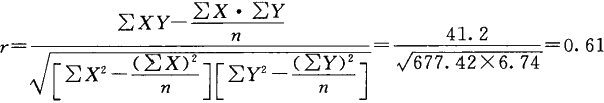
∑XY=1750 n=31







代入公式(7 . 1)中求 r:



从计算结果可以知道，31例待产妇尿中雌三醇含量与产儿体重之间程正相关，相关系 数是0.61。

**表7.2相关系数计算表**

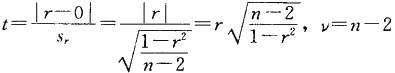
|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| 尿雌三醇 X(mg/24h)  (1) | X²  (2) | 产儿体重  Y(kg)  (3) | Y²  (4) | XY  (5) |
| 7 | 49 | 2.5 | 6.25 | 17.5 |
| 9 | 81 | 2.5 | 6.25 | 22.5 |
| 9 | 81 | 2.5 | 6.25 | 22.5 |
| 12 | 144 | 2.7 | 7.29 | 32.4 |
| 14 | 196 | 2.7 | 7.29 | 37.8 |
| 16 | 256 | 2.7 | 7.29 | 43.2 |
| 16 | 256 | 2.4 | 5.76 | 38.4 |
| 14 | 196 | 3.0 | 9.00 | 42.0 |
| 16 | 256 | 3.0 | 9.00 | 48.0 |
| 16 | 256 | 3.1 | 9.61 | 49.6 |
| 17 | 289 | 3.0 | 9.00 | 51.0 |
| 19 | 361 | 3.1 | 9.61 | 58.9 |
| 21 | 441 | 3.0 | 9.00 | 63.0 |
| 24 | 576 | 2.8 | 7.84 | 67.2 |
| 15 | 225 | 3.2 | 10.24 | 48.0 |
| 16 | 256 | 3.2 | 10.24 | 51.2 |
| 17 | 289 | 3.2 | 10.24 | 54.4 |
| 25 | 625 | 3.2 | 10.24 | 80.0 |
| 27 | 729 | 3.4 | 11.56 | 91.8 |
| 15 | 225 | 3.4 | 11.56 | 51.0 |
| 15 | 225 | 3.4 | 11.56 | 51.0 |

续表

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| 尿雌三醇 X(mg/24h)  (1) | X²  (2) | 产儿体重 Y(kg)  (3) | Y²  (4) | XY  (5) |
| 15 | 225 | 3.5 | 12.25 | 52.5 |
| 16 | 256 | 3.5 | 12.25 | 56.0 |
| 19 | 361 | 3.4 | 11.56 | 64.6 |
| 18 | 324 | 3.5 | 12.25 | 63.0 |
| 17 | 289 | 3.6 | 12.96 | 61.2 |
| 18 | 324 | 3.7 | 13.69 | 66.6 |
| 20 | 400 | 3.8 | 14.44 | 76.0 |
| 22 | 484 | 4.0 | 16.02 | 88.0 |
| 25 | 625 | 3.9 | 15.21 | 97.5 |
| 24 | 576 | 4.3 | 18.49 | 103.2 |
| 合计534 | 9876 | 99.2 | 324.18 | 1750.0 |

(三)假设检验

上例中的相关系数 r 等于0.61,说明了31例样本中雌三醇含量与出生体重之间存在相 关关系。但是，这31例只是总体中的一个样本，由此得到的相关系数会存在抽样误差。因 为，总体相关系数 (p) 为零时，由于抽样误差，从总体抽出的31例，其 r 可能不等于零。 所以，要判断该样本的 r是否有意义，需要与总体相关系数p=0 进行比较，看两者的差别 有无统计学意义。这就要对 r 进行假设检验，判断r 不等于零是由于抽样误差所致，还是两 个变量之间确实存在相关关系。

对相关系数的假设检验，常用t 检验，选用统计量t 的计算公式如下：

(7.2)

对上例中的相关系数r 进行假设检验：

*H₀:p=0*

H₁:p≠0

α=0.05

r=0.61,n=31, 代入公式(7.2)



v=n—2=31-2=29

查 t 界值表(附表2), t.05.29=2.045, 上述计算 t=4.14,t>to.05,29, 由 于 t 越大，其

所对应的 P 值越小，因此由 t 所推断的P 值小于a(0.05), 按α=0.05水准拒绝 H₀, 接受

H₁, 认为临产妇24小时内尿中雌三醇浓度与产儿体重之间有正相关关系。

另外，可以直接查相关系数界值表。 v=n-2=31-2=29, 查相关系数界值表(附表 10)r.05.29 值为0.355,上面计算得到 r=0.61,r>ro.05.29,r 的大小与P 成反比，因此由 r

所推断的P 值小于ro.5,2 所对应的 P(a) 值，即 P<0.05, 推论与上述t 检验一致。

利 用SPSS 统计软件可以分析两个变量之间的相关关系。在SPSS 程序下对两个变量进 行相关分析的程序为： Analyze—Correlation—Bivariate—Bivariate correlation

打开例7.1数据库，将产儿体重与尿雌三醇含量进行相关分析，结果如下：

**Correlation**

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
|  | 尿雌三醇 | 产儿体重 |
| 尿雌三醇 Pearson Correlation  Sig. (2-tailed) N | 1  31 | .610\* .000  31 |
| 产儿体重 Pearson Correlation  Sig. (2-tailed) N | .610\* .000  31 | 1  31 |

·\*Correlation is significant at the 0.01 level(2-tailed)

相关系数r=0.610, 样本量31,P<0.01, 说明两个变量之间存在正相关关系。

**三、直线相关的应用**

前面我们已经讲过，相关是研究两个变量间的相互关系，而且这种相互关系是用相关系 数反映的。在确实存在相关关系的前提下，如果r 的绝对值越大，说明两个变量之间的关联 程度越强；如果r 绝对值越小，则说明两个变量之间的关系越弱。

一般说来，当样本量较大 (n>100), 并 对 r 进行假设检验，有统计学意义时， r 的绝 对值大于0.7,则表示两个变量高度相关； r 的绝对值大于0 .4,小于等于0 . 7时，则表示 两个变量之间中度相关； r 的绝对值小于等于0.4时，则两个变量低度相关。

**第二节** **直线回归**

前面我们讨论了待产妇尿中雌三醇含量和产儿体重之间的关系，知道了二者之间成正相 关。如果我们知道了一位待产妇的尿雌三醇含量，能推断出产儿的体重吗?或产儿的体重可 能在什么范围内呢?还有，随着身高的增加，体重也在增大，它们之间也成正相关关系。那 么,身高每增加1厘米，体重增加多少克呢?上面的相关关系分析不能提供给我们需要的答 案。这些要用直线回归的方法进行推断。

**一** **、概念**

当我们知道了两个变量之间有直线相关关系，并且一个变量的变化会引起另一个变量的 变化，这时，如果它们之间存在准确、严格的关系，它们的变化可用函数方程来表示，称之 为函数关系，它们之间的关系式叫函数方程。例如，弹簧的长度和它下面所挂重物的关系。 但在实际生活当中，由于其他因素的干扰，许多变量之间的关系并不是严格的函数关系，不 能用函数方程反映，为了区别于两变量间的函数方程，我们称这种关系式为直线回归方程， 这种关系为直线回归 (linear regression)。

直线回归就是用来描述一个变量如何依赖于另一个变量而变化。

二 、回归方程

直线回归的任务就是要找出一个变量随另一个变量变化的直线方程，我们把这个直线方 程叫做直线回归方程 (linear regression equation)。通用的表达式为：

Y=a+bX (7.3)

式中的Ý是由自变量X 推算应变量Y的 估 计 值 ，a 是回归直线在Y 轴上的截距，即 X=0 时 的 Ý 值 ；b 为样本的回归系数，即回归直线的斜率，表示当 X 变动一个单位时， Y 平均变动b 个单位。如果a 、b 已知，代入上式，就可求得直线回归方程。

三 、回归方程的计算

在数理统计中，用最小二乘法的原理可求出a 、b 的计算公式。

 (7.4)

a=Y-bX (7.5)

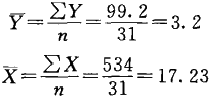
例7 . 2 根据表7.1的数据，求待产妇尿中雌三醇含量与产儿体重之间的回归方程。

从相关系数的计算中，已经求得：





而



分别代入公式：(7.5)(7.4)(7.3)



a=Y-bX=3.2—0.061×17.23=2.15

Y=a+bX=2.15+0.061X

这就是我们求得的样本的直线回归方程。

四 、回归系数的假设检验

与直线相关一样，直线回归方程也是从样本资料计算而得的，同样也存在抽样误差问题。 所以，需要对样本的回归系数b 进行假设检验，以判断b 是否从回归系数为零的总体中抽得。 为了判断抽样误差的影响，需对回归系数进行假设检验。总体回归系数一般用β表示。

例7 . 3 从表7 . 1的样本中得出的回归方程Ý=2 . 15+0 .061X 是否一定能说明雌三醇 与产儿体重之间存在回归关系?

要回答这个问题，就要对回归方程中的回归系数b 进行假设检验。对回归系数的假设检 验一般也用t 检验。

H₀:β=0

H₁:β≠0

α=0.05

统计量t 的计算公式为：  *v=n-2* (7.6)

式中：S₆ 为回归系数的标准误，计算公式如下：  (7.7) 其中 Sy.x 为各观察值 Y 到回归直线的距离的标准差，表示去除 X 影响后 Y 的变异，计算公 式为：

 (7.8)

根据上面的计算结果：







自由度v=31—2=29, 查 t 界值表(附表2),to.05,29=2.045,P<0.05, 按α=0 .05检 验水准，拒绝 H₀, 接受 H₁, 认为待产妇24小时尿中雌三醇含量与产儿体重之间存在直线 回归关系。

利用SPSS 统计软件进行分析，操作程序如下：

Analyze—Regression—Linear—Linear Regression, 对例7. 1进行分析，结果如下：

**Model** **Summary**

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| Model | R | R Square | Adjusted R Square | Std.Error of the Estimate |
| 1 | .610² | .372 | .350 | .38211 |

a.Predictors:(Constant),尿雌三醇

ANOVA

|  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| Model | | Sum off Squares | df | Mean Square | F | Sig. |
| 1 | Regression Residual  Total | 2.506 4.234  6.740 | 工  29  30 | 2.506  .146 | 17.162 | .000 |

a.Predictors;(Constant), 尿雌三醇 b.Dependent Variable: 产儿体重

**Coefficients"**

|  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| Model | | Unstandardized  Coefficients | | Standardized  Coefficients | t | Sig. |
| B | Std.Error | Beta |
| 1 | (Constant) 尿雌三醇 | 2.152  .061 | .262  .015 | .610 | 8.214  4.143 | .000  .000 |

a.Dependent Variable: 产儿体重

将上述三个表的结果进行整理，可以得到回归方程：

Y=2.15+0.061X

回归系数为0.061,统计检验的结果 P=0.000, 差异有显著性，认为产儿体重与母亲 产前尿雌三醇含量有回归关系。

**五、回归直线的描绘**

根据求得的回归方程，可以在自变量X 的实测范围内任取两个值，代入方程中，求得 相应的两个Ý值，以这两对数据找出对应的两个坐标点，将两点连接为一条直线，就是该 方程的回归直线。回归直线一定经过(0,a),(X,Y)。 这两点可以用来核对图线绘制是否 正确。

Y=2.15+0.061X

用上例中求得的回归方程描绘回归直线。取X₁=9(mg/24h),X₂=18(mg/24h) 代 人回归方程，求得 Y₁=2.70(kg),Y₂=3.25(kg), 以 点P₁(9,2.70) 和 P₂(18,3.25)

在坐标上画直线，如图7.3,即为该方程的回归直线。

出生体重

(kg)

4.4

4.2

4.0

3.8

3.6

3.4

3.2

3.0 2.8

2.6

2.4

789101112131415161718192021222324252627

雌三醇(mg/24h)

图7.3 待产妇尿雌三醇含量与产儿出生体重回归直线

**六、直线回归的应用**

(一)描述两变量之间的依存关系

通过回归系数的假设检验，若认为两变量之间存在直线回归关系，则可用直线回归来描 述 ：

Y=2.15+0.061X

这个回归方程就是待产妇尿雌三醇含量与产儿出生体重的定量表达式。

另外，直线回归方程还可以用于以下几个方面(详细内容可以参考其他统计学书籍)。

(二)利用回归方程进行预测

把自变量代入回归方程，对应变量进行估计，可求出应变量的波动范围。例如，已知某 待产妇的尿雌三醇浓度，代入回归方程，再用区间估计的方法，即可知道生产时，产儿体重 的范围。

(三)利用回归方程进行统计控制

我们知道，汽车的尾气是空气污染的一个重要原因，汽车的数量与空气的污染程度有直 线回归关系，为了控制空气的污染，可以通过限制汽车的数量来实现。如果给出空气污染的 最大指标值，用直线回归方程就可求出允许汽车上路的最大数量。

(四)利用多元回归描述多因素的影响

在实际应用中，我们会发现，通常一个结果的产生是由多种原因造成的。例如：儿子的 身高除了受父亲的身高影响之外，母亲的身高、出生后的营养、疾病等多种因素也会对其产 生影响。为了综合考虑这些因素，可以用多元回归的方法来解决。

**第三节** **应用直线相关与回归的注意事项**

**一、注意事项**

(一)实际意义

进行相关回归分析要有实际意义，不可把毫无关系的两个事物或现象用来做相关回归分 析。例如，有人说，孩子长，公园里的小树也在长。求孩子和小树之间的相关关系就毫无意 义，用孩子的身高推测小树的高度则更加荒谬。

(二)相关关系

相关关系不一定是因果关系，也可能是伴随关系，并不能证明事物间有内在联系。例 如，有人发现，对于在校儿童，鞋的大小与阅读技能有很强的相关关系。然而，学会新词并 不能使脚变大，而是涉及第三个因素—年龄。当儿童长大一些，他们的阅读能力会提高而且 由于长大也穿不下原来的鞋。

(三)利用散点图

对于性质不明确的两组数据，可先做散点图，在图上看它们有无关系、关系的密切程 度、是正相关还是负相关，然后再进行相关回归分析。

(四)变量范围

相关分析和回归方程仅适用于样本的原始数据范围之内，出了这个范围，我们不能得出 两变量的相关关系和回归关系。

二 、相关与回归的区别

( 一 )意义

相关反映两变量的相互关系，即在两个变量中，任何一个的变化都会引起另一个的变 化，是一种双向变化的关系。回归是反映两个变量的依存关系， 一个变量的改变会引起另一 个变量的变化，是一种单向的关系。

( 二 ) 应 用

研究两个变量的相互关系用相关分析。研究两个变量的依存关系用回归分析。

( 三 ) 性 质

相关是对两个变量之间的关系进行描述，看两个变量是否有关，关系是否密切，关系的 方向是什么,是正相关还是负相关。回归是对两个变量做定量描述，研究两个变量的数量关 系，已知一个变量值可以预测出另一个变量值，可以得到定量结果。

(四)相关系数r 与回归系数b

r 与b 的绝对值反映的意义不同。 r 的绝对值越大，散点图中的点越趋向于一条直线， 表明两变量的关系越密切，相关程度越高。 b 的绝对值越大，回归直线越陡，说明当X 变化 一个单位时，Ý的平均变化就越大。反之也是一样。

三 、相关与回归的联系

( 一 )关系

能进行回归分析的变量之间存在相关关系。所以，对于两组新数据(两个变量)可先做 散点图，求出它们的相关系数，对于确有相关关系的变量再进行回归分析，求出回归方程。

(二)相关系数r 与回归系数b

r 与 b 的符号一致。r 为正时， b 也为正，表示两变量是正相关，是同向变化。 r 为负 时 ，b 也为负，表示两变量是负相关，是反向变化。

r 与 b 的假设检验结果一致。对同一资料，可以证明 r 与 b 假设检验的统计量t 值的大 小相等，因而结果总是相同的。由于对 r 进行假设检验的统计量t 值计算公式比较简便，而 且还可以直接查表。所以，可用r 的显著性检验代替b 的显著性检验。

习 题

1. 请根据下面一组数据，做出它们的散点图。

X 1 3 4 5 7

Y 5 9 7 3 12

2 . 10名20岁男青年身高 (cm) 与前臂长 (cm) 的数据如下：

身 高 170173160155173188178183180165

前臂长 45 42 44 41 47 50 47 46 49 43

求他们身高与前臂长的相关系数，问20岁的男青年的身高与前臂长之间是否存在相关关系?

3. 下表为1960至1986年人均收入和消费支出(元)情况，求出收入与消费间的相关系数， 并求出由收入可预测消费的回归方程。

**某地1960—1986人均收入和消费表**

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
| 年份(年) | 收入(元) | 消费(元) |
| 1960 | 6036 | 5561 |
| 1961 | 6113 | 5579 |
| 1962 | 6271 | 5729 |
| 1963 | 6378 | 5855 |
| 1964 | 6727 | 6099 |
| 1965 | 7027 | 6362 |
| 1966 | 7280 | 6607 |
| 1967 | 7513 | 6730 |
| 1968 | 7728 | 7003 |
| 1969 | 7891 | 7185 |
| 1970 | 8134 | 7275 |
| 1971 | 8322 | 7409 |
| 1972 | 8562 | 7726 |
| 1973 | 9042 | 7972 |
| 1974 | 8867 | 7826 |
| 1975 | 8944 | 7926 |
| 1976 | 9175 | 8272 |
| 1977 | 9381 | 8551 |
| 1978 | 9735 | 8808 |
| 1979 | 9829 | 8904 |
| 1980 | 9722 | 8783 |
| 1981 | 9769 | 8794 |
| 1982 | 9725 | 8818 |
| 1983 | 9930 | 9139 |
| 1984 | 10419 | 9489 |
| 1985 | 10622 | 9830 |
| 1986 | 10947 | 10142 |

**参考文献**

1. 王绍贤主编.卫生统计学.北京医科大学函授部内部教材.1992.

2. 陆培廉主编.预防医学.人民卫生出版社，1997.10.

3. 魏宗舒等译.统计学.中国统计出版社，1997.10.

4. 杨树勤主编.卫生统计学.人民卫生出版社，1993.11.

5.SPSS 操作教程.

6. 余松林主编.医学统计学.人民卫生出版社，2003.3.

(王晓莉)

**第八章** **分类变量的参数估计和假设检验**

在实际研究中产生的数据资料，有许多属于分类资料，如：用某种疗法治愈和未愈的病 人数，用某种实验室检验方法得到的阳性和阴性人数，使用某种药物发生消化道副作用和没 有发生的人数，等等。此时研究资料以个数进行统计，不能计算均数这样的指标，而是要用 率等相对数指标来表示。对于这样的指标进行统计推论，不能用前面讲到的对均数使用的方 法，而应该采用分类变量的统计方法。

在这一章中，以率作为相对数指标的代表，讨论如何对分类变量进行参数估计和假设检 验。本章介绍的内容包括：率的抽样误差，总体率的估计，率的 Z 检验，成组设计四格表 资料的x² 检验，配对设计四格表资料的x² 检验和R×C 列联表资料的x" 检验。无论是对总 体率进行估计还是做假设检验，都需要先估计抽样误差的大小，才能用样本去推论总体情 况。

**第一节** **率的抽样误差与标准误**

**一、率的抽样误差**

如绪论中所述，统计学研究的总体中个体之间存在差异(变异),只要是抽样研究，抽 样误差就不可避免。因此，来自同一总体的不同样本率之间以及样本率与总体率之间不一定 完全相同，即使抽取样本的样本量完全相等也是如此。这种由于抽样引起的样本率与总体率 之间的差异就称为率的抽样误差。

前面讲到用于表示均数抽样误差的指标是均数的标准误。同样，率的抽样误差大小可以 用率的标准误来表示。

**二、率的标准误的计算**

首先我们对指标的表示符号约定如下：

若以π表示研究中出现某事件(如阳性、患病等)的总体率， n 表示在该总体中进行抽 样研究的样本量，X 表示该事件出现的例数，p 表示该事件的样本率 (p=X/n), 则样本率 p 的标准误op 可用如下公式计算：

op=√π(1-π)/n (8.1)

当总体率π未知时，我们就用样本率的标准误S, 作为总体率的标准误σp的估计值，计 算公式中以样本率来代替总体率：

Sp=√p(1 一p)/n (8.2)

在上式中，(1—p) 即是在样本中该事件不出现的率，可以用q 表示，那么公式可以写为：

*S,=√pq/n*

从上述公式中可以看出，样本量是计算率的标准误的分母，说明率的标准误与样本量的 大小有关。样本量 n 越大，则率的标准误越小，反之亦然。因此当条件允许时，可以通过增 加样本量来减少抽样研究的抽样误差。

**例8.** **1** 某城市为了解已婚妇女患子宫颈癌的情况，在城市内随机抽取了2000名已婚

妇女，其中经过确诊的子宫颈癌患者80例。计算本次调查的抽样误差。

解：

p=X/n=80/2000=0.04

S,=√p(1 一p)/n=√0.04×(1—0.04)/2000=0.0044

即，这次抽样研究的抽样误差是0.0044,或表示为0.44%。

**三、率的标准误的意义**

同均数的标准误类似，率的标准误是表示抽样误差大小的指标。率的标准误越小，说明 抽样误差越小，用样本率估计总体率的可靠性越大。

**第二节** **总体率的估计**

**一、点(值)估计**

不考虑抽样误差的大小，以样本率作为总体率的估计值即为点估计。如例8.1的样本率 p=4%. 那么认为总体率的估计值为4%,就是点估计。

**二、区间估计**

在第一节中我们介绍了率的抽样误差的计算方法，有了抽样误差的大小，我们可以按照 预先给定的把握(1—α),用样本率估计包含总体率的一个数值范围，这个数值范围称为总 体率的置信区间，(1—a) 称为置信度。 一般α取0.05或0.01,则置信度为95%或99%。

总体率的置信区间估计方法根据资料的分布不同而不同，在这里介绍一种基于二项分布 的正态分布法(本章不介绍二项分布，有关二项分布的理论可以参考其他统计书)。计算公 式如下：

*(p-Z/₂Sp,p+Za₂Sp)* (8.3)

必须注意公式8.3的应用条件是：当样本例数足够大，且样本率 p 和(1 —p) 均不太

· 小，通常认为，np≥5 且 n(1—p)≥5 。 假设我们研究的事件是发生阳性结果，则np 是阳 性例数 X,n(1—p) 是阴性例数 (n—X), 此时这一条件可以理解为：阳性例数和阴性例 数均不能小于5。

用公式8.3估计例8.1中该城市所有已婚妇女子宫颈癌的患病率，即对总体率的95% 置信区间进行估计。

n=2000,p=0.04,S,=0.0044,a=0.05,Za/2=1.96

95%置信区间为(0.04一 1.96×0.0044,0.04+1.96×0.0044)=(0.031,0.049)同 理可以估计99%置信区间为：

(0.04-2.58×0.0044,0.04+2.58×0.0044)=(0.029,0.051)

置信区间估计的结果是：按照95%的把握，估计该城市所有已婚妇女子宫颈癌的患病 率在3. 1% — 4.9%范围内；或者按照99%的把握，估计该城市所有已婚妇女子宫颈癌的患 病率在2 .9% — 5 . 1%范围内。

第 三 节 率 的 Z 检 验

例8 . 2 根据以往经验，胃溃疡病患者中有20%发生胃出血症状。在某研究中被观察的 152名65岁以上胃溃疡病患者中，有48例发生了胃出血症状，发生率是31.6%。能否认 为，65岁以上胃溃疡病患者胃出血的发生率与一般胃溃疡病患者胃出血的发生率不同?

例8 . 3 为了研究吸烟与老年慢性气管炎的关系，某研究小组在60岁以上的人群中进 行抽样，得到两个样本， 一个是吸烟组，共205名，其中慢性气管炎患者43名，患病率是 21 .0%;另一个是不吸烟组，共200名，其中慢性气管炎患者19名，患病率是9 .5%。能 否认为，60岁以上人群中慢性气管炎患病率与吸烟有关?

例8 . 2 中根据以往经验得到的胃溃疡病患者中有20%发生胃出血症状可以看作总体 率，152名65岁以上胃溃疡病患者的胃出血症状发生率31.6%则为样本率，这一例题需要 解决的是一个样本率与一个总体率的比较问题。例8.3则是两个样本率进行比较， 一个是吸 烟组，另一个是不吸烟组。这两个例题都可以用 Z 检验的方法进行推论。与前述总体率的 置信区间估计相同， Z 检验基于正态分布原理，其应用条件仍为： np≥5 且 n(1—p)≥5。

一 、一个样本率与一个总体率比较的 Z 检验

检验统计量Z 的计算公式：

 (8.4)

式中的分母 √ πo(1— πo)/n 即是总体率的标准误。

例8.2中， 一般胃溃疡病患者胃出血的发生率为总体率πo,πo=0.20,65 岁以上胃溃

疡病患者样本量 n=152, 样本率 p=0.316 。 样本中有48例发生胃出血， np≥5;104 例 没

有发生， n(1-p)≥5, 满足 Z 检验的应用条件。检验步骤如下：

H₀:65 岁以上胃溃疡病患者胃出血的发生率与一般胃溃疡病患者胃出血的发生率相

同，即π= πo=0.20

H₁ :65 岁以上胃溃疡病患者胃出血的发生率与一般胃溃疡病患者胃出血的发生率不 同，即π≠ πo

确定检验水准为双侧α=0.05



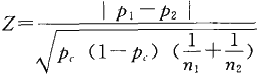
3 . 58>1 .96,即Z>Zo.05/2, 则 P<0.05, 拒绝 H, 可以认为65岁以上胃溃疡病患者

胃出血的发生率与一般胃溃疡病患者胃出血的发生率不同。

我们应该这样理解以上检验步骤得到的统计学推论：该研究样本来自的65岁以上胃溃 疡病患者与一般患者不是同一个总体，两个总体率是不相同的，这一结论有犯第I 类错误的 可能性，但错误概率不超过0.05。

二 、两个样本率比较的 Z 检验

检验统计量 Z 的计算公式：



(8.5)

式中的p. 是两个样本合在一起的总率，应该用两个样本的阳性例数之和除以两个样本

的总样本量，即 

例8.3中，吸烟组 n₁=205, 慢性气管炎患者 X₁=43; 不吸烟组 n₂=200,X₂=19。

n₁p₁≥5 且 n(1—p₁)≥5,n₂p₂≥5 且 n₂(1 一p₂)≥5, 满足 Z 检验的应用条件。

p₁=X₁/n₁=43/205=0.210

p₂=X₂/n2=19/200=0.095

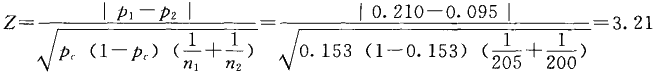


对两个样本率进行如下 Z 检验，如果推论结果是两个总体率不同，则在60岁以上人群 中慢性气管炎患病率与吸烟有关。

H₀:60 岁以上吸烟者与不吸烟者慢性气管炎患病率相同，即π₁=π2=0.153

H₁:60 岁以上吸烟者与不吸烟者慢性气管炎患病率不同，即π₁ ≠π2

确定检验水准为双侧α=0.05



3 . 21>1 . 96,即Z>Z0.05/2, 则 P<0.05, 拒绝 H₀, 可以认为60岁以上吸烟者与不吸 烟者慢性气管炎患病率不同，60岁以上人群中慢性气管炎患病率与吸烟有关。

第 四 节 成组设计四格表资料的x² (卡方)检验

由于不受样本分布条件的限制， x² 检验被广泛用于分类变量资料的两个或多个样本相 对数的比较，但在不同情况下使用的计算公式不同。当两个样本率进行比较时，使用的方法 为成组设计四格表资料的x² 检验。

一 、x² 分布

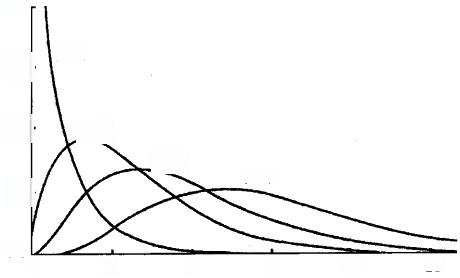
前面章节中介绍了正态分布和t 分布，在本节介绍 x² 检验之前首先介绍x² 分布。如图 8 . 1所示，x² 分布的图形特点明显区别于正态分布，只有正值，且图形不左右对称。

x² 分布右侧尾部面积为a 时的临界值记为x., 不同a( 即 概 率 P) 对应的 x² 界值见附 表11。从表中可以看出 x² 界值有以下规律：

(1)自由度》一定时，P 值越小，x² 界值越大，即v一定时，若 P₁>P₂, 则 x,,<x2… ;

(2)P 值一定时，v越大，x² 界值越大，即 P 值一定时，若 v>v2, 则 x&>x²2;

( 3 ) 当v=1 时 ，x₈2.=Z2,Z。 为标准正态分布的界值，如z0.os1=3.84,Z..=1.96, xó.05,1=z²0.05。



0.4r

v=l 0.3-

0.2 v=4

v=9

0.1-

0.0L

0 3

9 12 15

v=6

6

图8.1 x² 分布

二、成组设计四格表(2×2列联表)资料

前一节的例8.3可以从另一个角度去思考。研究样本共405名，被两个不同的变量分别 分为两组，一个变量是吸烟与不吸烟，另一个变量是患慢性气管炎与未患，我们就按照这样 的分组把资料整理成下面表格的形式：

**表8.1吸烟组与不吸烟组的老年慢性气管炎发生率比较**

|  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  |  | 患病 | 疾病 | 未患 | 合计 | 患病率(%) |
| 组别 | 吸烟 | 43 |  | 162 | 205 | 21.0 |
| 不吸烟 | 19 |  | 181 | 200 | 9.5 |
|  | 合计 | 62 |  | 343 | 405 | 15.3 |

在这张表格中，样本按照组别分为两组，而每一组仅有两种可能的结果，所以表格是 由两行两列组成的列联表 (contingency table), 叫做2×2列联表或四格表。四格表行变量 和列变量的位置可以交换，并且不影响计算结果。所有的研究对象都被分配在四种可能性中 的一种：“吸烟患病”、“吸烟未患病”、“不吸烟患病”与“不吸烟未患病”,每一种称为一个 格子，格子里面的数值由其所对应的组别变量和结果变量进行解释。四个格子的外围分别是 “行合计”与“列合计”,两个行合计或列合计之和是总样本量，总样本量也等于四个格子里 面数字之和。使用这样的四格表对两个随机设计的样本率进行比较，就是成组设计四格表资

料的x² 检验，也称为完全随机设计两组频数分布的 x² 检验。

四格表资料可以用如下一般形式表示：

**表8.2四格表资料的一般形式**

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
|  |  | 阳性 | 结果  阴性 | 合计 |
| 组别 | 1 | a | b | a+b |
|  | 2 | c | d | c+d |
|  | 合计 | a+c | b+d | a+b+c+d |

由于四个格子里的数字都是样本中实际发生的例数，或者说实际观察到的频数，称为 实际频数或观察频数 (observed frequency), 用0表示；为了区分四个格子里面的观察频 数，将它们分别记为： O,O₁₂,O₂₁,O₂。0 右下角的第一个数字表示行号，第二个数字

表示列号，例如， O₁ 表示第一行第一列的观察频数。四格表又可以写成如下形式：

表8.3 四格表资料的观察频数

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
|  |  | 阳性 | 结果 | 阴性 |
| 组别 | 1 | O₁ |  | O₁₂ |
| 2 | O₂L |  | O₂2 |

三 、x² 检验的基本思想

用表8.1的四格表形式解决例8.3的问题，目的仍然是回答两组样本率的差别是否有统 计学意义，因此检验假设 (H₀) 应为：吸烟与不吸烟的总体患病率相同。在这一检验假设 成立的情况下，两个总体率都等于两个总体合计的总体率；由于没有已知的合计总体率，我 们用合计样本率作为总体率的估计值。前面讲过，合计样本率应该等于两个样本的阳性例数

之和除以总例数，所以合计样本率 P。就 是( a+c) /(a+b+c+d)。 用 P. 作为总体率的估

计值，去计算吸烟组的患病人数，就是用吸烟组的样本人数乘以 P., 即 (a+b)×(a+

c)/(a+b+c+d) 。 如果用n, 表示行 (row) 合 计 (a+b), 用 n. 表示列 (column) 合 计 (a

十c), 用 n 表示总合计，则在检验假设成立的情况下，理论上吸烟组的患病人数应该等于：

(8.6)

用公式8.6计算出来的数值，是当 H。假设成立时的期望值，称为期望频数 (expected frequency) 或理论频数，用 E 表示。其他三个格子的期望频数也可以用这种方法计算，并 写在观察频数后面的括号中，如表8.4所示。





表8.4 老年慢性气管炎的观察频数与期望频数

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
|  |  | 患病 | 疾病  未患 | 合计 |
|  | 吸烟 | 43(31.4) | 162(173.6) | 205 |
| 组别 | 不吸烟 | 19(30.6) | 181(169.4) | 200 |
| 合计 | 62 | 343 | 405 |

期望频数是我们在检验假设成立的情况下计算出来的，那么如果检验假设确实成立，观 察频数与期望频数理论上应该相等；但是由于抽样误差的存在，样本合计率与总体合计率之 间存在误差，则观察频数与期望频数不一定完全相等；即使如此，两者之间有较大差别的概 率 P 也应该很小。从这一思想出发，我们就可以用观察频数与期望频数的差别大小来考察 Ho 成立的概率。这就是x 检验的基本思想，它是考察观察频数与期望频数吻合程度的一种 检验方法。数学上可以证明，所有格子(0-E)²/E 的和近似服从 x² 分布，其值称为 pear- son 卡方值 (pearson chi-square) 。x² 检验的一般计算公式为：

(8.7)

当观察频数0与期望频数E 的差别越大时， x² 值越大，说明二者的吻合程度越差，我们就 越有理由认为检验假设成立是小概率事件，因而做出两个样本不是来自同一总体的推论。

x² 分布与自由度有关，与前述 t 检验相类似，在确定 x² 界值时需要先计算自由度。列 联表 x² 检验的自由度可以用以下公式计算：

v= (行数 - 1)×(列数 — 1) (8.8)

四格表资料的行数=2、列数=2,则自由度v=1 。 如果检验水准为α=0.05,通过查 x² 界 值表，四格表 x² 检验的界值为xo.os.1=3.84。

四 、四格表 x² 检验的应用条件与计算

做 x² 检验时需要考虑资料是否满足一定条件，除了样本的随机性和样本个体之间的独 立性之外，对样本量 n 和期望频数E 有一定要求。究竟要多大的样本量和期望频数才能做 x² 检验，各统计学者的观点并不一致。以下介绍的标准供参考：

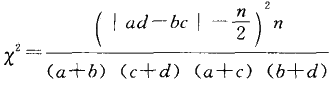
1.当 n≥40, 且四个 E≥5 时，用公式8.7或以下的四格表专用公式计算 pearson x²:

 (8.9)

四格表专用公式是对 x² 检验一般公式(公式8 . 7)进行数学推导得到的，其结果与一 般公式的区别仅在于计算误差。

2. 当 n≥40, 但有格子1<E<5 时，需用四格表校正x² 公式，或用确切概率法。校正 公式如下：

(8.10)



(8.11)

公式中的“一0.5”或“一n/2” 称为连续性校正系数，这 一校正被称为连续性校正 (continuity correction) 或 Yates 校 正 (Yates correction)。有些学者认为，当自由度为1 时，由于原始数据是二分类资料，不是连续性数据，而 x² 分布是连续性分布，因此未校正 公式计算的x² 值并不符合 x² 分布，即使四格表资料有大的样本量和期望频数，也应该进行 校正。但更多学者认为， Yates 校正令 x² 值变小，更不容易得到显著性的结论，从而做出 过于保守的推论，因此不宜常规使用。

3. 若 n<40, 或 E≤1 时，不宜用x² 检验，可用确切概率法。四格表的确切概率法在本 节后面介绍。

前一节用Z 检验的方法解决例8.3的问题，现用x² 检验的方法解此例题。

H₀:60 岁以上吸烟者与不吸烟者慢性气管炎患病率相同，即π1=π2=0.153

H₁:60 岁以上吸烟者与不吸烟者慢性气管炎患病率不同，即π₁ ≠πz

确定检验水准α=0.05。

本例 n≥40, 且四个 E≥5, 考虑用公式8.7或8.9分别计算如下：

(1)用公式8 . 7计算 x² 值





=10.25

(2)用公式8 . 9计算 x² 值



一般公式和专用公式中可以任选其一，由于专用公式不需要先计算所有的期望频数，所 以通常使用起来更简单一些。判断是否有期望频数小于5时，可以只计算四个中最小的一

个： 

两个公式结果略有计算误差，但都大于3.84,即 x²>x8.05,1, 则 P<0.05, 拒 绝 H₀, 可以认为60岁以上吸烟者与不吸烟者慢性气管炎患病率不同，60岁以上人群中慢性气管炎 患病率与吸烟有关。

用 Z 检验计算本例的Z 值是3 . 21,Z² 是10.30,约等于本次计算的 x² 值 。

例8 .4 某医生采用随机的方法，用甲、乙两种疗法治疗小儿单纯性消化不良，结果如 下表所示。比较两种疗法的效果是否有差别。

**表8.5甲乙两种疗法治疗小儿单纯性消化不良效果的比较**

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| 疗法 | 痊愈数 | 未愈数 | 合计 |
| 甲 | 26(28.8) | 7(4.2) | 33 |
| 乙 | 36(33.2) | 2(4.8) | 38 |
| 合计 | 62 | 9 | 71 |

本例总样本量大于40,而4个理论频数中，有2个小于5,考虑对x² 值的计算进行校 正。解题如下：

H₀: 甲乙两种疗法治疗小儿单纯性消化不良的痊愈率相同，

即π1=π2=62/71×100%=87.3%

H₁: 甲乙两种疗法治疗小儿单纯性消化不良的痊愈率不同，即π₁ ≠π2

确定检验水准α=0.05

用校正公式8. 10或8. 11分别计算如下：

(1)用公式8 . 10计算 x² 值

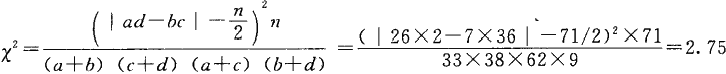






=2.75

(2)用公式8 . 11计算 x² 值



x² 值小于3 .84,即 x²<x.05,1, 则 P>0.05, 不拒绝 H₀, 尚不能认为两种疗法的效果 不同。

五 、成组设计四格表资料的确切概率法

如果四格表资料的n<40, 或有E≤1 时，可用确切概率法直接计算概率，这一方法又 称为 Fisher 确切检验 (Fisher's exact test)。确切概率法不同于x² 检验，不计算检验统计 量，而是列出四格表行合计和列合计固定不变的条件下，四个格子内所有可能的频数组合， 然后用下面的公式8.12直接计算各种组合的概率，把其中处理组之间率差大于等于样本率 差的所有组合的概率相加，得到的累计概率与检验水准a 比较，做出是否拒绝 H。的推论。

当四格表的行合计和列合计都固定不变时，四个格子中只要有一个格子数发生改变，其 他三个格子里面的数就会相应发生改变，而且改变成为的数值是唯一的，因此认为，四个格 子里面只有一个格子的频数是随机的，可以计算其为某一特定值的概率，并将这种概率分布 称为超几何分布 (hypergeometric distribution)。假设第一个格子里的频数用A 表示，则行 合计和列合计都固定不变时A 恰好等于a 的概率用此公式计算：

 (8.12)

例8 . 5 观察某药对流感预防效果的随机实验结果，如表8.6中所示，根据此数据考察 该药对预防流感是否有效。

**表8.6某药对流感预防效果的观察结果**

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| 组别 | 发病人数 | 未发病人数 | 合计 |
| 对照组 | 3 | 9 | 12 |
| 用药组 | 2 | 12 | 14 |
| 合计 | 5 | 21 | 26 |

本例总例数只有26例，最小的E 只有2 . 3,不宜用前述的 x² 检验，选择确切概率法。 计算步骤如下：

H₀ : 该药对流感没有预防效果，即π₁=π2=5/26=0.192

H₁: 该药对流感有预防效果，即 π1≠π2

确定检验水准为双侧α=0.05

下表列出了四个格子的所有6种排列组合， p₁ 是对照组的发病率、p₂ 是用药组的发病 率，概率 P 是用公式8.12计算的每种组合的概率，其中序号为1、2、4、5、6组的| pI 一 p₂l≥ 本例的样本率之差0.107,计算这五组的累计概率。

**表8.7各种组合四格表的确切概率**

|  |  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 序号 | a | b | c | d | P1 | P₂ | I p₁一p2 | 概率P |
| 1 | 0 | 12 | 5 | 9 | 0.000 | 0.357 | 0.357 | 0.030 |
| 2 | 1 | 11 | 4 | 10 | 0.083 | 0.286 | 0.202 | 0.183 |
| 3 | 2 | 10 | 3 | 11 | 0.167 | 0.214 | 0.048 | 0.365 |
| 4 | 3 | 9 | 2 | 12 | 0.250 | 0.143 | 0.107 | 0.304 |
| 5 | 4 | 8 | 1 | 13 | 0.333 | 0.071 | 0.262 | 0.106 |
| 6 | 5 | 7 | 0 | 14 | 0.417 | 0.000 | 0.417 | 0.012 |

P=0.030+0.183+0.304+0.106+0.012=0.635

将 P 和α进行比较，P>0.05, 即按当前的检验假设，出现用药组和对照组的发病率差 别为10.7%或更大的概率是0.635,这是一个大概率事件，不能拒绝 H₀, 尚不能认为该药 对流感有预防效果。

**六、四格表x² 检验的** **SPSS 操作及输出结果**

实现四格表检验的菜单：Analyze—Descriptive Statistics—Crosstabs

以例8.6为例，在Crosstabs 对话窗中给定row 变量和 column 变量，在Statistics 中选 定 Chi-square, 在 Cell display 中选定 Expected 和 Percentage, 可输出以下结果：

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  | | | outcome | | Toal |
| 发病人数 | 未发病人数 |
| group | 对照组 | Count | 3 | 9 | 12 |
|  |  | Expected Count | 2.3 | 9.7 | 12.0 |
|  |  | %within group | 25.0% | 75.0% | 100.0% |
|  | 用药组 | Count | 2 | 12 | 14 |
|  |  | Expected Count | 2.7 | 11.3 | 14.0 |
|  |  | %within group | 14.3% | 85.7% | 100.0% |
| Total |  | Count | 5 | 21 | 26 |
|  |  | Expected Count | 5.0 | 21.0 | 26.0 |
|  |  | %within group | 19.2% | 80.8% | 100.0% |

上表中列出四格表的观察频数 (Count) 、 期望频数 (Expected Count) 和行百分比(% within group); 表8.9中包括Pearson .478,连续性校正x² 值=0 .037, Fisher 确 切概率 P=0.635 (双侧)。表下面的注释 b显示：有2个格子的期望频数小于5,最小的 E 是2.31。由于样本量、期望频数都较小，选择 Fisher 确切概率检验的结果： P=0.635, 与 我们前面用公式8.12的计算结果一致。

Chi-Square Tests

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  | Value | df | Asymp.Sig.  (2-sided) | Exact Sig.  (2-sided) | Exact Sig.  (1-sided) |
| Pearson Chi-Spuare  Continuity Correction² Likelihood Ratio  Fisher's Exact Test  Linear-by-Linear Association  N of Valid Cases | .478  .037  .477  .459  26 | 1  1  1  1 | .490  .848  .490  .498 | .635 | .422 |

a.Computed only for a 2×2 table

b.2 cells(50.0%)have expected count less than 5.The minimum expected count is 2.31.

第 五 节 R×C 列 联 表 的x² 检 验

实际研究变量的分类可能超过两个，则资料整理成的列联表会多于2行或2列，习惯上 把行数为R、 列数为C 的表统称为R×C 表(行×列表),四格表是R×C 表的特例。 R×C 列联表资料的x² 检验可用于多个独立样本率的比较 (R×2 表)、两个或多个独立样本频数 分布的比较(2×C 表或R×C 表)。R×C 表x² 检验的计算可用一般公式(8.7),也可用以 下的专用公式。

(8.13)

式中O 是某个格子里的频数， n, 是这个格子对应的行合计， n. 是这个格子对应的列合 计。自由度为(行数 — 1)×(列数 — 1),即 (R-1)×(C—1)。

例8 .6 为研究不同剂量的某镇痛药镇痛效果是否有差别，研究人员在自愿的原则下， 将条件相似的53名产妇随机分成三组，分别按三种不同剂量服用该药，镇痛效果如下表。

表8.8 某药不同剂量的镇痛效果

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| 剂量(mg) | 有效 | 无效 | 合计 |
| 1.0 | 3 | 12 | 15 |
| 2.5 | 11 | 9 | 20 |
| 5.0 | 12 | 6 | 18 |
| 合计 | 26 | 27 | 53 |

本例是一个3×2表，目的是对三个剂量组的疗效是否相同进行检验。步骤如下： H₀ : 三种剂量镇痛药效果相同

H₁ : 三种剂量镇痛药效果不同 确定检验水准为α=0.05

用公式8. 13计算x² 值





=7.58

自由度v=(R-1)×(C-1)=(3—1)×(2—1)=2, 查 x² 界值表(附表11),xo.05.2=

5.99,7.58>5.99,x²>x.5.2,P<0.05, 拒绝 Ho, 差别有显著性，认为三种剂量镇痛药效 果不同，镇痛效果与剂量有关。

R×C 列联表x² 检验有以下几点注意事项。

1. 多组独立样本的 x² 检验，如果结果是拒绝 H。只能说明各组总体分布中至少有两组 不同，无法明确指出究竟是哪些组不同，哪些组相同，所以备择假设写成π≠πz≠π3 是 不 完整的，也不能做出所有总体分布中每两组都不相同的推论。

2. 如果结果变量是有序的(等级资料),x² 检验只能说明各处理组间效应在构成比上 有无差别，而无法比较疗效的好坏。例如：疗效分为治愈、好转、无效三个有序等级，若比 较两药疗效有无差别时，不宜用x² 检验，可用秩和检验(参见其他有关书籍)。

3.R×C 列联表x² 检验要求 E<5 的格子数不超过格子总数的1/5,并且没有一个格子 的 E<1。 如下表资料：

**表8.9某地某年不同年龄组钩虫感染情况**

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| 年龄 | 感染人数 | 未感染人数 | 合计 |
| 0- | 6(12.8) | 94(87.2) | 100 |
| 5- | 14(16.2) | 112(109.8) | 126 |
| 10- | 28(29.2) | 199(197.8) | 227 |
| 15- | 15(7.4) | 43(50.6) | 58 |
| 20- | 3(3.0) | 20(20.0) | 23 |
| 25- | 2(2.8) | 20(19.2) | 22 |
| 30- | 3(2.1) | 13(13.9) | 16 |
| 35- | 4(3.1) | 20(20.9) | 24 |
| 40- | 0(1.2) | 9(7.8) | 9 |
| 45- | 2(1.4) | 9(9.6) | 11 |
| 50及以上 | 7(4.9) | 31(33.1) | 38 |
| 合计 | 84 | 570 | 654 |

表8 . 9共有22个格子，其中有7个格子的期望频数小于5,占总数的31 . 8%,超过了 1/5,因此不宜进行x²检验，可以用两种方式处理： 一是扩大样本量，增加20岁以上样本 量的人数，直到满足 E 小于5的格子数不超过总格子数的1/5;二是如果没有条件扩大样本 量，在分析允许的情况下可以把相邻年龄组合并，也能将 E 小于5的格子数减少，以达到 检验要求。表8. 10是合并后的结果， E 小于5的格子数只有2个，可以进行x² 检验。

**表8.10合并年龄组后的钩虫感染情况**

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| 年龄 | 感染人数 | 未感染人数 | 合计 |
| 0- | 6(12.8) | 94(87.2) | 100 |
| 5- | 14(16.2) | 112(109.8) | 126 |
| 10- | 28(29.2) | 199(197.8) | 227 |
| 15- | 15(7.4) | 43(50.6) | 58 |

续表

其 当

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| 20- | 5(5.8) | 40(39.2) | 45 |
| 30- | 7(5.1) | 33(34.9) | 40 |
| 40- | 2(2.6) | 18(17.4) | 20 |
| 50及以上 | 7(4.9) | 31(33.1) | 38 |
| 合计 | 84 | 570 | 654 |

第 六 节 配对设计四格表资料的 x² 检 验

一 、配对设计四格表

例8 . 7 为考察两种试剂 (A 试剂和B 试剂)对 一 项临床指标的检验效果，进行了 一个 随机配对实验， 一共有60份血清，每 一份都用A 试剂和B 试剂进行测试，结果 A 试剂检验 阳性的血清有20份， B 试剂检验阳性的血清有25份，而两种试剂检验均为阳性的有15份， 请问两种试剂的检验效果是否有差别?本例可以整理成如下四格表：

**表8.11某种试剂与标准试剂的检验结果比较**

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| A试剂 | 十 | B试剂 | 合计 |
| 十 | 15(a) | 5(b) | 20 |
| 一 | 10(c) | 30(d) | 40 |
| 合计 | 25 | 35 | 60(n) |

在这一实验中，样本并没有随机分组，而是全部用两种试剂进行了测试。每种试剂的测 试结果只有两种，阳性和阴性，则每份标本有四种可能：两种试剂都阳性、 A 阳 性B 阴 性 、 A 阴 性 B阳性、两种试剂都阴性。把60份标本分别属于每种情况的频数绘成表8 . 11的形 式，就是配对设计的四格表。

二 、配对设计四格表 x² 检验的计算

配对实验设计同样可以检验两种处理方法的总体阳性率 πA 与 πB是否有差别，但与第四 节成组设计四格表不同的是，样本率的计算方法不一样。配对设计两样本率为 pA=(a+b)

/n,pB=(a+c)/n, 则 pA PB=(b 一c)/n 。 可见，两样本阳性率的差完全由 b c

决定，而与 a 和 d 无关，所以计算检验统计量时只考虑b 和 c 两个格子的频数，这是配对设 计四格表x² 检验的原理，此方法又称为 McNemar 检验。检验公式8 . 14和8 . 15是等价的， 可选其中之一计算x² 值 ：

中 E 是 b

a+c≤40



和 c 两个格子的期望频数，E=(b+c)/2。



时需做连续性校正，公式为：

(8.14)

(8.15)

(8.16)

(8.17)

配对设计四格表x² 检验的自由度为1。

例8.7的检验过程如下：

H₀: 两种试剂的检验效果没有区别，即 

H₁: 两试试剂的检验效果有区别，即B≠C 确定检验水准为α=0.05

本例 b+c=15<40, 用校正公式8. 17计算x² 值



1.07<3.84,x²<x₀.05,1,P>0.05, 按 a=0.05 水准不拒绝 H₀, 尚不能认为两种试 剂的检验效果不同。

在 SPSS 统计软件 crosstabs 对话窗中，选择 statistics 中的 McNemar 就可得到 Mc- Nemar 检验的概率P=0.302, 同样得到差别无显著性的结果。

习 题

一 、单项选择题

1. 衡量样本率 (P) 的抽样误差大小的指标是：

A.S B.P *C.Sp*

2. 比较三个地区学生中各种血型 (A 、B 、AB 、O) 人数的分布是否不同可进行：

A.x² 检验 B.t 检验 C.u 检验

3. 研究某种防治菌痢措施的效果，结果如下，若用四格表 x² 检验来检验这种措施是否有 效，四格表中的四个数字应为：

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| 分组 | 人数 | 菌痢例数 | 发病率(‰) |
| 实验组 | 4118 | 21 | 5.1 |
| 对照组 | 5217 | 72 | 13.8 |

A.

C.

|  |  |
| --- | --- |
| 4118 | 21 |
| 5217 | 72 |

|  |  |
| --- | --- |
| 21 | 4097 |
| 72 | 5145 |

B.

D.

|  |  |
| --- | --- |
| 4118 | 5.1 |
| 5217 | 13.8 |

|  |  |
| --- | --- |
| 21 | 5.1 |
| 72 | 13.8 |

4. 四个样本率比较， x² 检验结果 P<a, 可以认为：

A. 四样本率之间均不相同

B. 四样本率之间不全相同或全不相同

C. 四总体率之间均不相同

D. 四总体率之间不全相同或全不相同

5. 配对计数资料差别的卡方检验，其备择假设是.

*A.P₁=P₂ B.P₁≠P₂*

C.B=C D.B≠C

二 、计算题

1. 为研究初次分娩年龄与乳癌的关系，随机抽取了有生育史的300名乳癌患者和600名健

康对照者，两组妇女第一次分娩年龄如下表所示，分析初次分娩年龄与乳癌是否有关?

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| 分组 | <35岁 | ≥35岁 | 合计 |
| 乳癌 | 242 | 58 | 300 |
| 对照 | 702 | 98 | 800 |
| 合计 | 944 | 156 | 1100 |

2. 为了解某乡钩虫感染情况，随机抽查男200人，感染40人，女150人，感染20人，问 该乡男、女感染率是否相同?

3. 根据下表资料，比较三种不同药物的治疗效果。

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| 药物 | 有效 | 无效 | 合计 |
| 甲 乙 丙 | 33 | 7 | 40 |
| 37 | 13 | 50 |
| 36 | 16 | 52 |
| 合计 | 106 | 36 | 142 |

4. 某儿科观察不同培养液对淋巴细胞转化率的影响，取了30份肺炎患儿的标本，每份标本 分别接种于两种培养液，结果如下表，问两种培养液的效果是否相同?

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| 乙培养液 | 甲培养液 | | 合计 |
| 下降 | .正常 |
| 下降 | 22 | 2 | 24 |
| 正常 | 4 | 2 | 6 |
| 合计 | 26 | 4 | 30 |

(康楚云)

**第九章** **医学人口统计**

医学人口统计是应用人口统计学的理论和方法，从人类健康和卫生保健的角度研究人口 的数量、结构、变动及其与卫生事业发展的相互关系，是人口统计学在卫生保健领域中的应 用。一个地区的人口数量、人口的地区分布、人口的年龄性别构成，以及人口的出生死亡等 资料，不但是制定卫生规划的依据，也是评价卫生工作效果及人口健康状况的重要指标。医 学人口统计分为两大类：

1. 静态人口统计：是反映人口连续不断变化过程中某一时点的人口状况，如人口的数 量、不同特征(年龄、性别、职业、民族、文化程度等)人口构成。这类资料主要是通过人 口普查获得。

2. 动态人口统计(又称生命统计):反映某一时期内人口的变化情况，包括由出生、死 亡引起的人口自然变动，人口从一个地区向另一个地区迁移引起的机械变动，以及反映人口 从一个社会集团转入另一个社会集团引起的人口社会变动。在医学人口统计中，主要以人口 的自然变动作为其研究内容。这类资料通常是通过登记报告获得。

**第一节** **人口数与人口构成**

**一、人口数量**

人口总数是指一定的时期/时点、 一定的地域范围所有存活的人口总和。根据时间的不 同，可分为时期人口和时点人口。时期人口是指在一定地域内某一时期的平均人口数；时点 人口是指一定地域内某一特定标准时点上的瞬时人口总数。在进行时点人口统计时，标准时 点通常采用一年的中点，即某年7月1日0时(或6月30日24时)。例如，我国第四次全 国人口普查，其中大陆31个省、自治区、直辖市和现役军人1990年7月1日0时的人口为 113368万。第五次全国人口普查是在2000年11月1日进行的，与四普人口相比，十年零四个 月共增加了13215万人，我国大陆人口为126583万人。目前国际上统计人口数的方法有两种：

(1)实际人口：某一时点，某一地区调查时实际存在的人数(包括临时在该地的人)。 英美等国的人口普查采用实际人口。

(2)常住或法定人口：在某一地区居住一定时期(通常为半年或一年)及以上的人口 数，或某一地区户籍/登记人口数。我国前四次人口普查采用的是法定人口，第五次人口普 查采用的是常住人口。

**二、人口性别年龄构成及人口金字塔**

研究人口的性别年龄构成对卫生工作具有极其重要的意义。不同性别和年龄的人口，他 们的疾病谱和死亡谱有很大的差异，故所需提供的卫生服务内容也不同。因此，卫生工作者

应该了解自己服务地区人口的性别年龄构成。

1. 性别比 (sex ratio): 男性人口与女性人口的比值。其算式为：

 (9.1) 表示每100名女性所对应的男性人数。如果性别比大于100表示男性人口多于女性人

口，小于100表示女性人口多于男性人口，等于100表示两性人口数相等。常用的性别比指 标有出生性别比、总人口性别比、老年人口性别比等。根据在不同国家大量的观察，出生婴 儿男性多于女性，出生性别比一般在104～107 之间，但由于男性死亡率一般高于女性，故 随着年龄的增长，到青年时期，人口的性别比可降至100左右，到老年时期，则降至100以 下，即出现女多于男的现象。

2. 老龄人口构成(又称老年人口系数):65岁及以上的人口称老龄人口。老龄人口占 总人口的比例即为老龄人口构成。该指标反映人口老化的程度。计算公式为：

(9.2)

老龄人口构成是说明人口年老程度的指标，可作为划分人口类型的尺度，老龄人口构成 越大，人口越年老。按国际标准老龄人口构成在4%以下者为“青年人口”,4～7%者为 “壮年人口”,7%以上者为“老年人口”。

3. 少年儿童人口构成(又称少儿人口系数):指14岁及以下少年儿童人口占总人口的比重。

(9.3)

4. 老少比：指65岁及以上老年人口与0～14岁的少年儿童人口之比，表示每100名少 年儿童对应多少老年人，也是划分人口类型的指标之一。

 (9.4)

5. 人口负担系数 (dependency ratio): 指非劳动年龄人口数与劳动年龄人口数之比。 国际通用的年龄分组界限是0～14岁和65岁及以上者为非劳动年龄或被抚养年龄，15～64 岁者为劳动年龄。人口负担系数包括以下三个指标：





人口负担系数=少年儿童负担系数+老年负担系数



(9.5)

(9.6)

(9.7)

人口负担系数又称抚养比，是反映劳动人口负担程度的指标。此比值取决于人口年龄构 成类型。在年轻型人口中，老年负担系数相对较低；而在老年型人口中，老年负担系数较 高。一般发达国家的负担系数低于发展中国家，其中老年负担系数高于发展中国家，而少年 儿童负担系数低于发展中国家。

6. 人口金字塔(population pyramid): 它是一种用几何图形来形象地表示人口性别年 龄构成的方法。它以年龄为纵轴，由小到大从基底往上排列，以各年龄组男女人口各占总人

口的百分比构成(或人口的绝对数)为横轴，男性在左边，女性在右边来绘制的直方图，其 图形形如金字塔，故称为人口金字塔。

人口金字塔的形状是随着长期以来人口的出生、死亡、迁入和迁出而形成的， 一般变化 缓慢，但相隔数十年，也会有明显的变化。根据其形状及对人口未来发展的影响常分为三 型：①增长型人口：人口金字塔呈上尖下宽，多为出生率大于死亡率，表示人口不断增长。 ②静止型人口：除高龄组构成较小外，其他各年龄组构成相近，此类人口出生率基本等于死 亡率，人口总数基本稳定。③缩减型人口：人口金字塔呈现上下两头小，中间大， 一般多为 死亡率大于出生率，人口总数不断减少，如图9. 1所示。图9.2是利用我国1953年、1982 年和2000年三次人口普查资料绘制而成的人口金字塔图，其中1953年呈底大顶尖的金字 塔，属于增长型人口，5岁以下儿童占总人口的15.6%,反映了我国以前人口无节育情况下 的自然增长情况；1982年人口金字塔底部内收，5岁以下儿童比重锐减为9.2%,反映了推 行计划生育后人口出生率降低；2000年5岁以下比重进一步下降，占总人口的5.6%,而 65岁及以上人口在总人口中所占的比例由1990年的5 .6%,上升到2000年7 . 1%,中国人 口年龄结构已经从早期年轻人口占主要地位的增长型人口金字塔形向老年人口增加、5岁以 下儿童比重进一步下降，中间年龄人口占主要地位的缩减型人口转变。

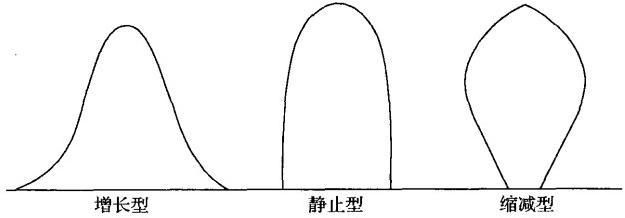
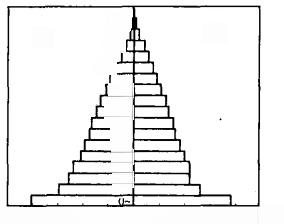


图9.1 人口金字塔类型示意图

增长型 缩减型



80-J

70-1

60-2

50-

40-

30

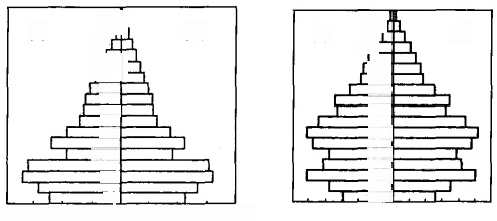
20二

10-

1086420246810(%)864202

女

男



女 男 80- 女

70-

60

50-

40-

30-

20=

10-

o-

4 6 8(%)12108642024681012(%)

50-

40-

30-

20-

T0- 0-

男 80-m

70-1

1953年 1982年 **2000年**

图9.2 1953～2000年我国不同年份的人口金字塔

第 二 节 生育与计划生育统计

生育是一个生理现象，也是一个人口现象。生理现象是指一个妇女具有生育的能力，称 为生育力；人口现象是指一定人口中的生育水平。人口中的生育水平总是与人口中的活产数 相关联，测量某一人口的生育水平，首先必须明确活产的定义。为了世界各国便于比较，联 合国对活产作了如下定义：“妊娠的产物全部从母体排出时，不论妊娠时间的长短，只要具 有呼吸、心跳、脐脉搏动、明确的随意肌运动等生命现象之一的即为活产”。

对于生育率的测量，目前还没有一个十分完美的方法和指标，多采用一系列的率和比进 行测量，每个指标在不同的分析中各有其优缺点。

一 、常用生育统计指标

1. 粗出生率 (crude brith rate 简记为 CBR): 指某年每千人口中的活产数，其算式为：

 (9.8) 上式中平均人口数的取值，若在人口普查年，可用普查资料；若为非人口普查年，则用

上 一年年末人口数与本年年末人口数的平均值。粗出生率的优点在于资料易获得，计算简 单，因而几乎世界所有国家均有此指标；其主要缺点是受人口年龄性别构成的影响大。若人 口中生育年龄的女性多，或人口较年轻，已婚率高的地区则粗出生率会偏高。因此，粗出生 率只能粗略地反映一个国家和地区的生育水平。

2. 总生育率 (general fertility rate 简记为GFR) 也称普通生育率，是指某年的活产数与 同年育龄妇女人口数之比，通常用千分率表示。其算式为：

(9.9)

上式分母中妇女人数理论上应为年中人数，实际工作中，许多地方均以年末人数代替。 总生育率是以妇女为分母计算的，故消除了人口性别构成对生育水平的影响。另外，从生理 上讲，女性在15岁以前及50岁以后生孩子是极为少见的，故生育率的计算仅取15～49岁 妇女。但在育龄妇女中，不同年龄组其生育能力是有很大不同， 一般讲，20～35岁为生育 旺盛期，35岁以后，生育能力就逐渐下降，所以这一指标还受育龄妇女内部年龄构成的影 响。因此，总生育率可以反映育龄妇女总的生育水平，但其受育龄妇女年龄构成的影响。

3. 年龄别生育率 (age specific fertility rate 简记为ASFR) 也称年龄组生育率，是指某 年每千名某 一 年龄(组)妇女的活产数。其算式为：

(9.10)

年龄别生育率消除了育龄妇女内部年龄构成对生育水平的影响，故比总生育率又进了一 步，它能反映不同年龄(组)育龄妇女的生育水平，不同地区不同时期同一年龄别生育率可 以直接比较。通常年龄别生育率多以5岁一个年龄组计算，所以要想得到这一指标，必须要 有各年龄组的育龄妇女数和活产数，但在不少发展中国家很难获得这一 资料。GFR 和 AS- FR 的计算见表9 . 1。

4. 总和生育率 (total fertility rate 简记为 TFR)

总和生育率是一定时期(如某一年)每岁一组的年龄别生育率总和，即 ∑ASFR 。 但通 常容易得到的是5岁一组的年龄别生育率，每一个5岁一组的年龄别生育率代表本组平均生 育率水平，用它来代替本组每岁的年龄别生育率来计算总和生育率，其计算公式为：

TFR=ASFR₁₅+ASFR₁₆+ASFR₁₇+ASFR₁₈+ASFR₁₉+ … … 十

ASFR₄5+ASFR₄6+ASFR₄7+ASFR₄₈+ASFR₄

=5×ASFR₁5~+ … …+5×ASFR₄5~

=5×∑ASFR;~ 其中：

∑ASFR: 代表每岁一组年龄别生育率。如ASFR₁₅ 表示15岁妇女的生育率。

∑ASFR;: 代表5岁一组年龄别生育率。如 ASFR₁5~: 表示15～19岁妇女的生育率。

式中5×ASFR₁₅~: 是用15～19岁组生育率 (ASFR₁5~) 代替15岁、16岁、17岁、18 岁和19岁生育率所得。其他年龄组生育率计算类推。

总和生育率是假定同时出生的一批妇女，按照某地某年的年龄别生育水平度过其一生的 生育过程，每个妇女(用‰表示则为每千名妇女)可能生育的子女数。它能综合反映各年龄 组育龄妇女生育率，能确切地说明人群的生育水平。它不受人口性别、年龄构成对生育水平 的影响，故不同地区、不同年度的总和生育率可以直接比较，因而应用甚广。它也是测量生 育水平的最好指标。

例：某地1988年搜集到表9 . 1第(1)～(3)栏资料，试求 GFR、ASFR 及 TFR。

**表9.1** **GFR,ASFR及TFR的计算**

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| 年龄  (1) | 妇女数  (2) | 出生婴儿数 (3) | 年龄别生育率(‰)  (4) |
| 15~ | 126203 | 2484 | 19.68 |
| 20~ | 116960 | 27327 | 233.36 |
| 25~ | 77523 | 11972 | 154.43 |
| 30~ | 87190 | 5798 | 66.50 |
| 35~ | 73060 | 1394 | 19.08 |
| 40~ | 52560 | 302 | 5.75 |
| 45～49 | 43920 | 60 | 1.37 |
| 合计 | 577416 | 49337 | 500.17 |







=19.68%

余类推，见表9 . 1第(4)栏。

TFR=5×∑ASFR=5×500.17%=2.50

TFR=2.50, 意为按当地1988年年龄别生育率水平生育，预计每个妇女一生平均生

2.5个孩子；或用千分率表示，即预计每1000名妇女一生平均生2500个孩子。

二 、常用计划生育工作指标

20世纪70年代末以来，我国确立了计划生育是我国基本国策的地位，狠抓计划生育工 作，使人口自然增长率从1970年的25.83‰,迅速下降到2005年的5.89‰。但由于我国人 口基数大，每年净增长人口数仍相当可观，故在相当长的时间内，我们仍将面临控制人口增 长的艰巨任务。因此，为了解和评价我国计划生育工作开展的情况，学习常用计划生育工作 指标是极为重要的。

避孕是控制出生的主要手段。对避孕应从“量”(普及程度)及“质”(避孕效果及安全 性)两个方面来测量。常用的指标介绍如下：

1. 避孕现用率 (contraceptive prevalence) 它是反映避孕普及程度的指标。其计算公 式为：

 (9.11) 上式中的分母为国际通用。我国计划生育部门常用“应该避孕的妇女数”做分母，且这

一分母的概念在各地也不统一。“应该避孕的妇女数”实际上是在育龄妇女中扣除了“不该 避孕的妇女”,故一般都比国际分母小。“不该避孕的妇女” 一般包括以下几类：①15—49 未婚妇女，②15—49岁离婚、丧偶妇女，③在婚，但有生育指标的妇女。这种做法是为了 适应我国当前计划生育评价的需要而采用的，但若对外公布或与国外比较时，则应该用国际 通用的分母。

2. 避孕失败率 (contraceptive failure rate) 其计算公式为：

(9.12)

这是最早用来评价避孕效果的指标。优点是计算简单，缺点是没有考虑避孕时间对避孕 效果的影响。因为避孕效果与避孕时间的长短关系密切。例如，宫内节育器在放置的早期极 易脱落，怀孕率较高，但在放置1～2年后，脱落率则很低，怀孕率也低，若避孕者中新使 用者多，失败率必然会高，但这不等于计划生育工作没有做好。所以在用该指标作为评价避 孕效果时应同时考虑时间因素。目前常用累计失败率作为评价避孕效果的指标，因为累计失 败率消除了使用时间长短不一对避孕效果的影响，故能较准确地反映避孕效果。累计失败率 在此不作介绍。

3. 人工流产率 (induced abortion rate) 是反映育龄妇女中人工流产强度的指标。其 算式为：

 (9.13) 式中的分母，15～49岁妇女人数为国际通用，我国常用20～49岁已婚妇女人数作为分

母。因此，在分析比较时应注意分母即育龄妇女的概念是否一致。

4. 计划生育率 指某年符合计划生育政策规定的活产数占活产总数的比例。其算式为：



5. 孩次率 指某年内活产总数中第 一 (二、多)产所占的比例。其算式为：



(9.14)

(9.15)

计划生育率和孩次率都是为了适应我国当前计划生育工作需要而制定的指标，它们可以 反映计划生育工作开展的情况，国际上没有这些指标，仅适用于我国当前的情况。

三 、与出生有关的其他常用指标

1. 低出生体重儿百分比 (proportion of low birth weight): 低出生体重儿是指新生儿出 生体重不足2500克者。低出生体重儿百分比是低出生体重儿数与活产数之比。其算式为：



低出生体重儿百分比在一定程度上反映居民健康水平及孕期保健的情况。

2. 畸形儿百分比，其公式为：



(9.16)

(9.17)

致畸的原因有遗传因素和环境因素，这一指标的高低与先天性畸形的定义和诊断水平密 切相关，不同地区和不同时期比较时要注意可比性。

第 三 节 死 亡 统 计

死亡是主要的生命事件之一 。死亡统计不仅能反映 一个国家和地区的居民健康水平，而 且也可以反映一个国家和地区的社会经济、文化教育及卫生服务等情况。因此，死亡统计是 制定卫生工作计划，评价卫生服务效果的重要依据；是人口学和医学研究的一项基础资料； 也是卫生统计工作的重要内容之一。

一 、测量死亡水平的指标

1. 粗死亡率 (crude death rate, 简 记 为 CDR) 也称普通死亡率，是指某年平均每千名 人口中的死亡数。其算式为：

式中，





(9.18)

如果在 一年中人口数均匀变化，年中人口数即7月1日零时的人口数就等于年平均人口 数，此时可用年中人口数代替年平均人口数。粗死亡率和粗出生率一样，具有资料易获得、 计算简单的优点，但该指标的高低受人口年龄构成的影响，故只能粗略地反映人口的死亡水 平，不能用来衡量和评价 一个国家的卫生文化水平。例如，表9 .2是几个国家2000年的人 口构成与粗死亡率。从中可以看出：中国的粗死亡率明显低于美国和瑞典，这是由于中国老

龄人口构成较该两国小所致，不能看成中国的医疗卫生水平比美国和瑞典高；而巴基斯坦国 的粗死亡率与美国和瑞典相近或相同，但从人口构成来看，巴基斯坦国0～14岁比重大，65 岁及以上人口所占比重远比美国、瑞典两国低，故可以认为巴基斯坦较高的粗死亡率是由于 低的医疗文化水平所致。

**表9.2几个国家2000年人口年龄构成与粗死亡率**

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| 国 家 | 0～14 | 人口年龄构成 15～64 | 65及以上 | 通死亡率 |
| 中 国 | 22.9 | 70.2 | 6.9 |  |
| 巴基斯坦 | 43.0 | 54.0 | 3.0 | 11.0 |
| 美 国 | 21.0 | 66.0 | 13.0 | 9.0 |
| 瑞 典 | 19.0 | 64.0 | 17.0 | 11.0 |

资料来源：实用卫生统计学P188(康晓平 主编)

2. 年龄别死亡率 (age-specific death rate, 简记为ASDR) 也称年龄组死亡率，是指一 年内某年龄组死亡人数与相应的平均人口数之比。通常多以5岁为一组来计算，其算式为：

(9.19)

年龄别死亡率消除了人口年龄构成不同对死亡水平的影响，故不同地区同一年龄组死亡 率可以进行比较。对年龄别死亡率进行分析可以明确卫生工作的重点人群。年龄别死亡率有 其自身的规律， 一般0岁组死亡率较高，以后随着年龄的增长迅速下降，至10～14岁时 (在发达国家为5～9岁)死亡率降至最低值，以后虽略有上升，但在40岁前一直处于低水 平，40岁以后，死亡率随年龄的增长而增高。

3. 婴儿死亡率 (infant mortality rate, 简记为IMR): 指某年不满1岁的婴儿死亡数与 同年活产数之比。其算式为：

 (9.20) 由于在生命的早期，婴儿对外界的抵抗能力差，极易患肺炎和传染病而导致死亡，故婴

儿死亡率是衡量一个国家卫生文化水平的敏感指标。不同地区、不同时期的婴儿死亡率可以 比较。在人民生活水平高，环境卫生条件和医疗保健服务好的地区，婴儿死亡率较低；反 之，婴儿死亡率较高。例如婴儿死亡率在最不发达国家可高达100‰以上，而在工业化国家 则不到10‰。

在婴儿时期，死亡并非均匀分布，出生第一个月内死亡的婴儿数占婴儿死亡总数的比重 大，通常出生后28天以内的死亡率往往比出生后28天至11月的死亡率还高，因此将婴儿 死亡率又分为新生儿死亡率与婴儿后期死亡率。

4. 新生儿死亡率 (neonatal mortality rate, 简记为NMR): 指某年未满28天新生儿死 亡数与同年活产数之比。其算式为：

(9.21)

新生儿的主要死因是先天畸形、产伤、早产等现代医学不易预防的疾病，而出生28天 以后的婴儿主要死因是肺炎、传染病、营养不良等易于防治的疾病。在发达国家，卫生条件

较好，有效地控制了由传染性疾病、营养不良、腹泻等疾病所致的婴儿死亡，因此，婴儿死 亡率被控制在一个较低的水平。在此类型的婴儿死亡中，较难控制的新生儿死亡相对较高。 在发展中国家，婴儿死亡率仍保持在一个较高的水平，婴儿后期死亡所占比重大，新生儿死 亡的比重相对较低，主要死因为腹泻、呼吸性疾病、急性传染病等。

新生儿死亡占婴儿死亡的百分比很有意义，一般来说，婴儿死亡率愈低，新生儿死亡占 婴儿死亡百分比愈高；婴儿死亡率愈高，新生儿死亡占婴儿死亡的比重愈低。

新生儿死亡率也是衡量一个国家或地区卫生文化水平，特别是妇幼保健水平的重要指 标。

5. 围产儿死亡率 (perinatal mortality rate)

围产儿死亡是指孕满28周及以上(或胎儿体重达1000克及其以上)的胎儿(含：死 胎、死产)至产后7天内的早期新生儿死亡。围产儿死亡率是指某年围产儿死亡人数与孕期 满28周及以上的死胎、死产数和活产婴儿数的比值。其算式为：



(9.22)

围产儿死亡率是评价妇产科、儿科医疗质量和妇婴保健，尤其是孕期保健的重要指标。

6. 孕产妇死亡率 (maternal mortality rate): 指某年孕产妇死亡数与同年活产数之比。 常用十万分率表示，其算式为：

 (9.23) 国际疾病分类对孕产妇死亡定义为：“妇女在妊娠期至产后42天以内，由于任何与妊娠

有关的原因所致的死亡称为孕产妇死亡，但不包括意外事故死亡。”这一定义中“与妊娠有 关的原因”可以分为两类：①直接产科原因：包括对妊娠并发症(妊娠期、分娩期及产褥 期)的忽视、治疗不正确等。②间接产科原因：妊娠之前已存在的疾病，由于妊娠使病情恶 化引起的死亡。

孕产妇死亡率不仅可以评价一个国家或地区的妇幼保健工作，而且可以间接反映一个国 家的卫生经济水平。

7.5岁以下儿童死亡率 (mortality under age 5): 指某年5岁以下儿童死亡数(包括婴 儿死亡数)与同年活产数的比值。其算式为：

 (9.24) 许多发展中国家，由于婴儿死亡率的资料不易准确，而5岁以下儿童死亡又很高，故联

合国儿童基金会常用5岁以下儿童死亡率作为综合反映婴幼儿死亡水平及儿童生存概率大小 的指标。

8. 死因别死亡率 (cause-specific death rate) 也称疾病别死亡率 (disease-specific mortality rate), 指某地某年平均每10万人口中死于某种疾病的人数。其算式为：

 (9.25) 死因别死亡率是死因分析的主要指标，它可以反映人群中各类病伤死亡的频率，即反映

各类病伤死亡对居民生命的威胁程度。

二 、死因构成与死因顺位

1. 死因构成(proportion dying of a specific cause): 指某年某类死因的死亡数占该年总 死亡数的百分比。其算式为：

(9.26)

2. 死因顺位：是指各种死因死亡数按其占总死亡数的比重由高到低排出的位次，也就 是将各种死因构成由大到小顺序排列。它反映某人群中主要的死亡原因，从而明确卫生保健 工作的重点方向。

我国2000年城市和农村死因顺位见表9.3,从表中可见城市和农村前五位死因相同， 但排序和死因构成有所不同。在城市前三位死因是恶性肿瘤、脑血管病和心脏病，合计占全 死因的63.6%。所以，恶性肿瘤、脑血管病和心脏病已成为危害我国城市居民健康的主要 原因。农村前三位死因为呼吸系统疾病、脑血管病和恶性肿瘤，合计占全死因的60.2%; 呼吸系统疾病是农村地区的首位死因，占全死因死亡的23. 1%,所以加强在农村地区开展 呼吸系统感染的防治，仍是我国卫生工作的重点。

**表9.32000年我国部分城市和农村前五位死因构成**

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| 顺位 | 城镇 | | 乡村 | |
| 死亡原因 | 构成比(%) | 死亡原因 | 构成比(%) |
| I | 恶性肿瘤 | 24.6 | 呼吸系统疾病 | 23.1 |
| 2 | 脑血管病 | 21.3 | 脑血管病 | 18.7 |
| 3 | 心脏病 | 17.7 | 恶性肿瘤 | 18.4 |
| 4 | 呼吸系统疾病 | 13.3 | 心脏病 | 11.9 |
| 5 | 意外和损伤 | 5.9 | 意外和损伤 | 10.5 |

资料来源：中国人口的死亡和健康P94(游允中，郑晓瑛 主编)

习 题

1. 请用你居住所在区(县)人口数据计算各年龄组性别构成，并绘制人口金字塔。

2. 某年某县基本人口资料如下表：

**某年某县人口基本情况**

|  |  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 人口数 | 育龄 | 出生 | 出生 | 出生 | 总死亡 | 恶性肿瘤死 | 婴儿死 | 新生儿 |
| 妇女数 | 活产数 | 男婴数 | 女婴数 | 人数 | 亡人数 | 亡人数 | 死亡数 |
| 707310 | 229760 | 11028 | 5630 | 5398 | 4484 | 919 | 419 | 314 |

根据以上资料计算该区：总生育率、粗出生率、出生性别比、粗死亡率、恶性肿瘤死亡 率、恶性肿瘤在总死亡中的构成比、婴儿死亡率、新生儿死亡率。

(安琳)

**第十章** **疾病统计**

疾病统计研究疾病在人群中的发生、发展和流行分布的特点与规律，阐明社会因素、自 然因素及生物因素对疾病发生发展的影响，评价疾病防治的效果。疾病可以有程度轻重不同 的症状和体征，也可以无症状。所以怎样确定是病例并加以统计，只能根据研究目的而确定 其内涵。对于疾病的确定要有明确的诊断标准，统一的命名和分类。目前一般都按国际疾病 分类 (international classification of diseases, 简称 ICD) 命名，以便于比较分析。

**第一节** **疾病分类和常用统计指标**

**一、疾病分类**

疾病命名是按一定体系(多按解剖系统)对每一种法定疾病给予确切的名称，是一个标 准化术语。疾病命名是以准确反映个别病伤事例为目的，为临床疾病命名的标准化服务。

疾病分类是在疾病命名的基础上，考虑到对疾病的认识及防治的需要，将一些具有共同 特征的疾病归纳在一起，加以分类。疾病分类主要为统计研究和预防疾病服务。

国际疾病分类是将有关疾病与其他健康问题的医学描述与诊断，转化为由字母数字所组 成的编码，该编码已成为国际公认的疾病统计标准分类。使用国际疾病分类便于信息贮存、 统计分析。不同国家、不同地区或相同国家、地区的不同医院之间按照这一国际标准，对疾 病、损伤中毒和死亡原因等健康问题进行编码与分类，获得的疾病与死因统计资料可以相互 比 较 。

目前我国已开始使用国际疾病分类第十版 (ICD-10) 。 表10 . 1是ICD-10 各章的内容 标题、编码的起止范围。

**表10.1** **ICD-10各章标题、起止编码及类目条数**

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
| 章的标题 | 起止编码 | 类目条数 |
| 第一章传染病与寄生虫病 | A00-B99 | 171 |
| 第二章肿瘤 | C00-D48 | 136 |
| 第三章血液及造血器官和某些涉及免疫机制的疾患 | D50-D89 | 34 |
| 第四章内分泌、营养和代谢疾病 | E00-E99 | 73 |
| 第五章精神和行为障碍 | F00-F99 | 78 |
| 第六章 神经系统疾病 | G00-G99 | 67 |
| 第七章 眼和附器的疾病 | H00-H59 | 47 |
| 第八章 耳和乳突的疾病 | H60-H95 | 24 |
| 第九章 循环系统疾病 | I00-I99 | 77 |
| 第十章 呼吸系统疾病 | J00-J99 | 63 |
| 第十一章 消化系统疾病 | K00-K93 | 71 |

**续表**

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| 第十二章 | 皮肤和皮下组织疾病 | L00-L99 | 72 |
| 第十三章 | 肌肉骨骼系统和结缔组织疾病 | M00-M99 | 79 |
| 第十四章 | 泌尿生殖系统疾病 | N00-N99 | 82 |
| 第十五章 | 妊娠、分娩和产褥期 | 000-099 | 75 |
| 第十六章 | 某些起源于围产期的情况 | P00-P96 | 59 |
| 第十七章 | 先天性畸形、变形和染色体异常 | Q00-Q99 | 87 |
| 第十八章 | 症状、体征和临床与实验室异常，未在他处分类者 | R00-R99 | 90 |
| 第十九章 | 损伤、中毒和某些其他外因引起的后果 | S00-T98 | 195 |
| 第二十章 | 发病和死亡的外因 | V01-Y98 | 372 |
| 第二十一章 | 影响健康状况和与保健机构接触的某些因素 | Z00-Z99 | 84 |

**二、疾病统计常用指标**

疾病统计的计算单位可以是一个人的每次患病——病例，也可以是每一个有病的人—— 病人。“病例”与“病人”的概念是有区别的。 一个“病人”在一定时期内(通常指一年) 可以同时患两种或两种以上的疾病或可能一病屡患，而作为两个或两个以上的病例。在疾病 统计中也常需要区别发病和患病。发病是指新发生某种疾病；患病是指患有某种疾病而不管 它是新发病还是老病，只要在检查时病尚未愈，都算在内。任何人新发生一种病都称“新病 例”,以第一次诊断时为准。由于该病未愈继续就诊者为“旧病例”,不再算作新病例。但有 些情况一个人可能算作几个新病例。

下列举例说明“病人”、“病例”、“新病例”和“旧病例”。如图10.1所示，假若观察期 为1年，为某年1月1日至12月31日，图中列举了5个病人(即用A 、B 、C 、D 和E 代号 表示),他们患某种疾病的情况如下： A 在观察期内发病并痊愈。B 在观察期内发病并痊愈， 又发病又痊愈。C 在观察期前发病，在观察期内痊愈，但在观察期内又发病又痊愈。 D 在观 察期前发病，但在观察期内痊愈。E 在观察期前发病并一直延续到观察期结束以后。从病例 统计分析，B 和 C 病人均可作为2个病例， A 、D 和 E 病人均为一个病例。从新发病例和旧 病例来看，A 、B1 、B2 和 C2 为新发病例， C1 、D 、E 为旧病例。图中 “L” 为调查时点， 在该调查时点A 、B1 、D 和E 为现患病例。

以“病人”为统计单位，可研究人群的患病病种、疾病的分布规律；通过“病人”的统 计，可以找到具体的患病病人，深人细致地探索病因，评价疾病的防治效果，确定重点防治 对象。以“病例”为统计单位，用于研究人群的患病频率以及疾病的变化规律。因此，统计 单位应根据研究目的来确定。

(一)反映疾病发生水平的指标

1. 发病率 (incidence rate): 表示在观察期内，可能发生某种疾病的一定人群中新发生 该病的频率。

 (10.1) 观察期间可以是年、季、月、旬或周等，最常用的观察期间是一年。“一定人群”可以

是某一地区的全部人口，也可是该地区某一性别、年龄组的人口，或从事某种职业的人口。

在通常情况下，发病率的分母泛指一般平均人口数；平均人口数的计算方法是：

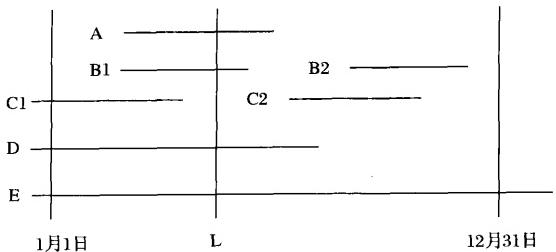


图10.1 一定时期内某病患病状态的示意图

平 均 人 口 数 = [ 本 期 初 ( 或 上 期 末 ) 人 口 数 + 本 期 末 人 口 数 ] / 2

若不容易得到期初和期末人口数时，也可用期中人口数代替。但在特殊情况下，特别要 注意分母中“可能发生某病的含义”,它是指对某病具有发病危险的人，而不包括不可能发 生某病的人。例如，计算麻疹发病率时，通常只包括未曾患过麻疹和未接种过麻疹疫苗的人 口数，因为曾患过麻疹或接种过麻疹疫苗的人是不会再患麻疹的。

分子中的新发病例数如图11 . 1中所示为： A+B1+B2+C2 。 比 例 基 数 K 可 为 1 0 0 % ,

1000‰,或100000/10万，视具体情况和习惯而采用。通常以能保证结果有1～2位整数为 宜，以下同理。

发病率是反映某病在人群中发生频率大小的指标，常用于衡量疾病的发生，研究疾病发 生的因果关系和评价预防措施的效果。

2. 时点患病率 (point prevalence rate) 又称患病率 (prevalence rate) 或现患率，指在 某时点上接受检查的人群中现患病例所占的比例。 一般用来表示病程较长的慢性病的存在或 流行的水平。分子中的现患病例数如图10 . 1中所示为： A+B1+D+E。

(10.2)

患病率一般是通过现况调查得到。“时点”在理论上是无长度的，但实际调查和检查不 可能无长度， 一般以不超过一个月为宜。

患病率的高低受发病率及病程两个因素的影响。患病率升高或降低的实际意义应具体分 析。如肿瘤患病率的增高，不一定表示发病率真的增高，因为可以因治疗措施的改进和患者 的寿命延长而使患病率增加。 一种病的患病率降低，也不一定表示发病率真的降低，因为可 以因治疗措施的改进使病程缩短，患病率也可相应减低。

3. 时 期 ( 期 间 ) 患 病 率 (period prevalence rate): 表示在观察期间， 一 定人群中存在 或流行某病的频度。

(10.3)

分子包括观察期间新病例数和旧病例数，正如图11.1中所示为： 该

指标的分子资料搜集比较困难， 一般较少应用。

4. 某病感染率 (infectious rate): 表示某个时点人群中感染某种病原体的频率。

 (10.4) 感染率是反映人群中感染某种病原体频率大小的指标。感染者不一定有临床表现，故其

结果常高于患病率。

(二)反映疾病构成情况的指标

反映某一地区、时间疾病相对情况的指标，有疾病构成百分比和疾病顺位。

1. 疾病构成百分比：表示某人群在一定期间内某种疾病的病例数在总病例数中的比重。

(10.5)



(10.6)

通常按不同性别、不同年龄组人群来计算疾病构成比，分析不同特征人群中的发病和患 病特点，找出主要的疾病种类。但疾病构成比并不能反映某病的发病水平。

2. 疾病顺位：疾病的顺位是根据疾病构成比来确定，按构成比大小将病种排队，构成 比大的病种顺位在前，构成比小的顺位在后即为疾病顺位。这一指标的特点是突出重点疾 病。疾病顺位和疾病构成比相同，它不能反映发病的水平。通常也按不同性别、不同年龄组 比较，指出防治重点。

(三)反映疾病防治效果的指标

疾病预防效果可以从人群的发病率变化中反映出来。而治疗效果的近期指标有治愈率、 有效率、病死率等，其主要适用于急性病；远期指标有生存率等，主要适用于慢性病如心血 管病等和预后较差的疾病如恶性肿瘤等。

1. 治愈率 (cure

rate): 表示接受治疗的病人中治愈的频率。



(10.7)

2. 有效率：表示接受治疗的病人中治疗有效的频率。



(10.8)

在比较治愈率和有效率时要注意对治愈和有效的标准要有明确而具体的规定，只有在标 准相同的情况下才可以相互比较。另外疾病的转归除与治疗措施有很大的关系外，和病情轻 重、病程长短、病人的年龄及全面健康状况等条件亦有关，比较时应充分考虑可比性问题。

3. 某病病死率 (case fatality): 表示在规定的观察时间内，某病患者中因该病而死亡 的频率。

 (10.9)

上式分母中患病情况不同，指标的概念也不同。如住院病人的病死率，分母为出院人 数。某一地区某病病死率的分母则包括该地区所有患该病的病人。故医院的病死率不能代表

地区的病死率。

(四)反映疾病对劳动生产力影响程度的指标

1. 病 ( 伤 ) 缺 勤 率 (absence rate): 指观察期间内职工应出勤日数中因病(伤)缺勤 日数所占的比例。

(10.10)

观察期间一般多用一年或一个月。病(伤)缺勤率以“缺勤日”为统计单位，缺勤日数 应按实际缺勤日计算。公假日和不满一日的不计算在内，连续缺勤六个月以上时，超过六个 月部分应另外计算。病(伤)缺勤率能较好地反映疾病对劳动力的影响。

2. 平均每例缺勤日数 (average absence days of each case): 指平均每 一 因病(伤)缺 勤事例的缺勤日数。

(10.11)

因病(伤)缺勤以“缺勤事例”为统计单位。因病(伤)缺勤一天或一天以上者计为一 个“缺勤事例”。因急性病(伤)缺勤，不论其中是否有间隔，只作为一个缺勤事例；慢性 病连续缺勤作为一个缺勤事例，有间隔时要分别计算。平均每例缺勤日数也能较好地反映疾 病对劳动力的影响。

第 二 节 病例随访资料的生存分析

评价疾病防治的近期效果， 一般可用治愈率、有效率及病死率等指标。在研究肿瘤或其 他预后较差疾病的治疗效果时，则需要长期随访观察，多采用生存率来评价。所谓生存率 (survival rate) 是指病人从某个规定时间(如发病、确诊、开始治疗或手术等)开始，到某 时点的生存概率。 一般以年为单位，有一年生存率、三年、五年和十年生存率等；对于生存 时间较短的情况也可以以月或日为单位。

在病例随访研究中，要明确规定整个研究的起止时间。观察时间太长，会加大实际工作 的困难，失访人数也会增加，资料会变得不完整；观察时间太短，有可能满足不了分析要 求。在实际工作中，要根据具体的研究目的、人力、物力来综合考虑。在搜集资料时，每个 病例开始观察的日期和随访的时间不可能相同，但随访要确定观察的起始时点。起点可以是 疾病的确诊日期、病人接受治疗或出院日期等，视具体情况而定。随访截止的原因有以下几 种情况：①在随访期间病人死于所研究的疾病；②在随访期间病人因其他疾病而不是因为所 研究的疾病死亡；③在随访期间病人因迁移等原因中途停止了观察；④病人因生存期较长或 开始进入随访的时间较晚，而出现有些研究对象到规定的随访截止时点仍活着，因此这些病 人的研究结果是未知的。以上后三种原因均未达到预期的终点即死于所研究的疾病，这些资 料无法获得观察对象的确切生存期，得到的是截尾数据 (censored data)。

在计算生存率时，因随访的起始时间不同，算出的生存率也会不同，报告和分析比较时 都应注意。下面介绍两种常用生存率的计算方法：直接法和寿命表法。

一 、直接法

观察满 n 年的人数中活满n 年的比率。其计算公式为：



(10.12)

例10 . 1 某研究小组对本地县医院1993年至2000年期间施行胃癌根治术后的病人进 行了八年的随访追踪观察，随访病人共243人。每一年随访结果如下：1993有29例胃癌根 治术后的病人进入随访观察，其中有一人术后不满一年死于胃癌，而术后活满一年的28例 病人中又有3例在术后2年内死亡，术后2年仍存活者为25例，根据每一年进入观察的病 人存活情况整理成表10.2。根据上述资料该研究小组希望了解该院胃癌根治术的疗效。

下面利用例10. 1的资料举例说明直接法计算生存率的方法。表10.2中第1列表示病人 术后进入随访观察的年份。第2列表示不同年份进入随访观察的病人数，本列合计则为八年 随访共计随访的病人数。如1993年为29,表示1993年有29例病人进入随访观察；该列合 计为243,为1993年至2000年共随访了243名病人。第3列至第10列分别表示病人进入随 访观察后在观察满一年、二年……八年仍存活的人数；其相应列的合计表示在随访八年中活 满一年、二年……八年总的存活人数。

根据公式10. 12,对表10.2的资料计算1～8年生存率。计算一年生存率首先要计算观 察满一年的人数和活满一年的人数，因为研究者在1993—2000年期间共随访了243例；对 这243例患者至少观察了一年，观察满一年的人数为表10.2中第2列合计，为243例；术 后活满一年的人数为表10.2中第3列合计，为213例。故



由于2000年手术的病例只观察了一年，因此计算二年生存率时就不应该包括它，故观 察满二年的病例为：总随访病人数减去2000年进入随访的病人数，即为：243—46=197



术后3-8年生存率类推。胃癌根治术后1—8年生存率见表10.3。

**表10.2** **某地1993** **—2000年** **胃癌根治术后随访** **结果**

|  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  | 随访 |  |  |  | 生存年数 | |  |  |  |
| 年份 | 人数 | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 |
| (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) | (9) | (10) |
| 1993 | 29 | 28 | 25 | 23 | 19 | 18 | 17 | 17 | 17 |
| 1994 | 26 | 24 | 19 | 18 | 18 | 18 | 16 | 16 |  |
| 1995 | 24 | 21 | 19 | 16 | 14 | 14 | 13 |  |  |
| 1996 | 32 | 27 | 23 | 21 | 18 | 16 |  |  |  |
| 1997 | 25 | 23 | 20 | 16 | 16 |  |  |  |  |
| 1998 | 36 | 31 | 29 | 26 |  |  |  |  |  |
| 1999 | 25 | 23 | 19 |  |  |  |  |  |  |
| 2000 | 46 | 36 |  |  |  |  |  |  |  |
| 合计 | 243 | 213 | 154 | 120 | 85 | 66 | 46 | 33 | 17 |

**表10.3某地胃癌根治术后8年生存率**

|  |  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 术后年数(n) | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 |
| 存活人数 | 213 | 154 | 120 | 85 | 66 | 46 | 33 | 17 |
| 随访满n年人数 | 243 | 197 | 172 | 136 | 111 | 79 | 55 | 29 |
| 存活率(%) | 87.65 | 78.17 | 69.77 | 62.50 | 59.46 | 58.23 | 60.00 | 58.62 |

直接法的优点是手工计算方法简单 、直观，在病例较多时误 差不大。缺点是当例数较少 时，有时会出现后一年比前一年生存率高的不合理现象，如上例出现七、八两年生存率均高 于六年的生存率；对截尾数据不能用来计算生存率，从而损失了信息。

**二、寿命表法**

寿命表法计算生存率是应用定群寿命表的基本原理，先计算出随访病人活满 x 年者在 下一年内的死亡概率，然后计算出相应各阶段的生存概率，根据概率乘法定律将各阶段概率 相乘而得到一定年限的生存率。

寿命表法计算生存率的优点是可以利用截尾资料，而且结果不会出现后一年比前一年生 存率高的不合理现象。缺点是计算相对复杂。

**例10.2** 某市肿瘤医院的研究人员想了解该院乳腺癌手术的疗效，对在1991—2000年 在该院住院手术的女性乳腺癌病人607例进行了随访观察，整理后的随访资料见表10.4。

下面以例10.2某市肿瘤医院对607例乳腺癌术后病人的10年随访资料为例，说明随访 资料计算生存率的原理和计算过程。

(一)整理数据

从原始记录中计算每个病人从进入随访到截止随访的生存时间 (survival time), 然后根 据截止随访的原因分别统计生存年数和失访病人的观察年数。前面已讲述了截止随访的四种原 因，对于第一种原因即死于所研究疾病的人，统计时应归类于生存年数一栏(表10.4第2列), 其余三种截止随访观察的原因(即截尾数据)在寿命表计算生存率时统称为失访，所以在统计时 均应归类于失访病人观察年数一栏(表10.4第3列)。随访资料最后整理成表10.4的形式。

**表10.4607例乳腺癌病人随访资料整理表**

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| 病人号 | 生存年数 | 失访病人  观察年数 | 备 注 · |
| (1) | (2) | (3) | (4) |

1

2

3

4

5

:

:

606 607

8年3个月

—

——



:

:

---

2年1个月

2年6个月

6年2个月

10年

4年7个月

:

:

3年

研究开始进入观察，观察到8年3个月时死于乳腺癌 本研究进行到7年半时进入观察，结束时还活着

研究进行到2年时开始进入观察，观察满6年2个月时 失去联系

研究开始就进入观察，在研究结束时还活着

研究开始进人观察，观察满4年7个月时死于其他疾病

:

略

略

注：备注一栏(第四列)可以省略，在此只是为了让读者便于理解

(二)编制原理、方法和步骤

根据表10.4进一步整理成表10.5的生存率计算表，表内各指标说明如下：

1.x: 随访年数， “x～” 表示观察满 x 年至未满x+1 年。如随访年数“0～”表示从 随访之日起到未观察满一年，“1～”指从观察满一年至未满二年，依此类推。

2.Wx: 期内失访人数，是指观察期内死于其他疾病或因迁移等原因失访或到规定随访 截止日期仍活者。上述情况在此统称为失访者，由表10.4中第3列失访病人观察年数统计 得到。符号 Wx 中下标“×”表示术后随访年数，以下符号中字母的下标“×”表示同样含 义。如W₁ 表示从随访满一年至未满二年的失访人数。

表10.4中2号、3号、5号、606号病人分别应归入到表10.5中“2～”、“6～”、“4 ~”、“3～”组的期内失访人数栏内。

3.Dx: 期内死亡人数，是指死于所研究疾病的人数，由表10.4第2列生存年数统计 得到。如 D₁ 表示从随访满一年至未满二年的死亡人数。

表10.4中的1号和607号病人应归人到表10.5“8～”和“2～”组的死亡人数栏内。

4.Lx: 期初观察人数，该607例乳腺癌术后患者虽不是同时开始进入随访，但都是从 术后0年开始进入观察的，故都可归为术后年数为“0～”的这一组，以后各组的期初观察 人数可按下式计算：

Lx+1=Lx--Wx 一 Dx (10.13)

本例：L=607,

L₁=L 。 一W 。-D₀=607—63-59=485,

L₂=L₁ 一 W₁ 一 D₁=485-71-69=345,

余类推。

5.Nx: 校正人数，其计算公式为

Nx=Lx Wx/2 (10.14)

Nx 相当于实际随访的人年数。本公式的基本假设是：每个失访者在这个区间内被随访 的时间是区间长度的一半。如：对于“0～”组，如果607人均没有失访，且都活满了1年， 那么这607人在随访观察的第一年内共计随访的人年数为607。现在有63人失访，她们被 随访的时间假定为本区间长度的一半(即半年),那么实际随访的人年数则为607 — 63/2= 575.5。

同 理 ，N₁=L₁—W₁/2=485—71/2=449.5, 余类推。

6.1qx: 死亡概率，指活满 X 年的病人在X+1 年内死亡的概率。其计算公式为：

1qx=Dx/Nx (10.15)

本例：“1～”组的死亡概率为

191=D₁/N₁=69/449.5=0.1535, 表示活满1年的病人在第二年内死亡的概率为 0. 1535,余类推。

7.px: 生存概率，指活满 X 年的病人活到X+1 年的概率，其计算公式为：

1Px=1 19x (10.16)

本例：1P1=1—191=1—0.1535=0.8465, 表示术后活满1年的病人再活一年的概率为 0.8465,余类推。

8.„Po:n 年生存率，指进入观察的病例能活满 n 年的概率，其公式为：

*„P₆=1po×₁p₁× … … ×1pn-1* (10.17)

本例，一年生存率，P₀=0.8975

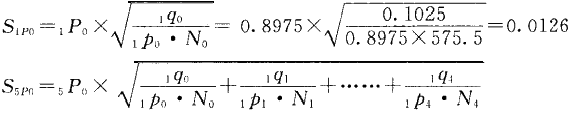
二年生存率₂P₀=1po×1p₁=0.8975×0.8465=0.7597

三年生存率₃P₀=po×1p₁×₁p2=2P₀×1pz=0.7597×0.8646=0.6568 余类推。

9.SPo:n 年生存率的标准误，计算公式如下：

(10.18)

本例，一年和五年生存率的标准误分别为





=0.0251

有了生存率及标准误，就可按正态近似原理估计总体生存率的置信区间。 本例术后五年生存率的95%置信区间为：

5P₀±1.96×S₅Pn=0.5250±1.96×0.0251, 即0.4758～0.5742

那么,本例乳腺癌术后5年生存率的95%置信区间为47.58%～57.42%。

**表10.5607例乳腺癌术后生存率计算表**

|  |  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 随访年数 | 期内失 | 期内死 | 年初观 | 校正 | 死亡 | 生存 | n=x+1年 | 生存率 |
| 访人数 | 亡人数 | 察人数 | 人数 | 概率 | 概率 | 生存率 | 的标准误 |
| X～~ | W | D, | L, | N, | 1q | 1p | „P, | SnPi |
| (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) | (9) |
| 0~ | 63 | 59 | 607 | 575.5 | 0.1025 | 0.8975 | 0.8975 | 0.0126 |
| 1~ | 71 | 69 | 485 | 449.5 | 0.1535 | 0.8465 | 0.7597 | 0.0186 |
| 2~ | 55 | 43 | 345 | 317.5 | 0.1354 | 0.8646 | 0.6568 | 0.0217 |
| 3~ | 38 | 30 | 247 | 228.0 | 0.1316 | 0.8684 | 0.6704 | 0.0239 |
| 4~ | 31 | 13 | 179 | 163.5 | 0.0795 | 0.9205 | 0.5250 | 0.0251 |
| 5~ | 26 | 7 | 135 | 122.0 | 0.0574 | 0.9426 | 0.4950 | 0.0261 |
| 6~ | 21 | 14 | 102 | 91.5 | 0.1530 | 0.8470 | 0.4193 | 0.0289 |
| 7~ | 11 | 4 | 67 | 61.5 | 0.0650 | 0.9350 | 0.3920 | 0.0301 |
| 8~ | 15 | 3 | 52 | 44.5 | 0.0674 | 0.9326 | 0.3656 | 0.0317 |
| 9~ | 34 | 0 | 34 | 17.0 | 0.0000 | 1.0000 | 0.3656 | 0.0317 |

(三)利用SPSS 统计软件计算生存率

在利用SPSS 软件进行寿命表的生存率分析前，需要把表10.5中第(1)栏随访年数、 第(2)栏期内失访人数和第(3)栏期内死亡人数的数据整理成表10.6显示的数据格式。 表10.6中期内人数 (number) 包括期内死亡人数和期内失访人数，结局 (status) 这一变 量是用于区分期内死亡人数和期内失访人数， status=1 为期内死亡人数，status=0 为期内 失访人数。下面是用SPSS 软件进行寿命表的生存率分析步骤。

首先对 number (期内人数)进行数据加权： Date-Weight Cases,出现 Weight Case 对 话框，点击 Weight Cases by, 然后把 number 变量选入 Frequency Variable: 框内，点击 OK。

对数据进行生存分析：Analyze-Survival-Life Tables,出 现 Life Tables 对话框，把x

变量选入 Time 框，并按组距为1划分组段。把status (结局)变量选如 Status 框，点击 De- fine Event, 出现 Life Table:Define Event for Status…对话框，Single Value 框填写1(即定 义“死亡事件”为1),点击Continue, 然后点击 OK 。SPSS 结果见Life Table表。

**表10.6** **生存分析数据格式**

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
| 生存年数  x | 期内人数 number | 结 局 status |
| 0 | 59 | 1 |
| 1 | 69 | 1 |
| 2 | 43 | 1 |
| 3 | 30 | 1 |
| 4 | 13 | 1 |
| 5 | 7 | 1 |
| 6 | 14 | 工 |
| 7 | 4 | 1 |
| 8 | 3 | 1 |
| 9 | 0 | 1 |
| 0 | 63 | 0 |
| 1 | 71 | 0 |
| 2 | 55 | 0 |
| 3 | 38 | 0 |
| 4 | 31 | 0 |
| 5 | 26 | 0 |
| 6 | 21 | 0 |
| 7 | 11 | 0 |
| 8 | 15 | 0 |
| 9 | 34 | 0 |



**Life Table"**

|  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| Interval  Start  Time | Number Entering  Interval | Number  Withdrawing during Interval | Number Exposed to Risk | Number o0  Terminal  Events | Proportion Ternuinating | Proportion Surviving | Cumulative Proportion Surviving at End of Interval | Std.Error of Cumulative Proportion Surviving at End of Interval | Probability Density | Srd.Error ol  Probability Density | Hazard Rate | Std.Error of Hazard Rate |
| 0 | 607 | 63 | 575.500 | 59 | .1025 | .8975 | ,8975 | .0126 | .1025 | .0126 | .1081 | .0140 |
| 1 | 485 | 71 | 449.500 | 69 | .1535 | .8465 | .7597 | .0186 | .1378 | .0154 | .1663 | .0199 |
| 2 | 345 | 55 | 317.500 | 43 | .1354 | .8646 | .6568 | .0217 | .1029 | .0148 | .1453 | .0221 |
| 3 | 247 | 38 | 228.000 | 30 | .1316 | .8684 | .5704 | .0239 | .0864 | .0150 | .1408 | .0257 |
| 4 | 179 | 31 | 163.500 | 13 | .0795 | .9205 | .5250 | .0251 | .0454 | .0122 | .0828 | .0229 |
| 5 | 135 | 26 | 122.000 | 7 | .0574 | .9426 | 4949 | .0261 | .0301 | .0111 | .0591 | .0223 |
| 6 | 102 | 21 | 91.500 | 14 | .1530 | .8470 | .4192 | .0289 | .0757 | .0191 | .1657 | .0441 |
| 7 | 67 | 11 | 61.500 | 4 | .0650 | .9350 | .3919 | .0301 | .0273 | .0133 | .0672 | .0336 |
| 8 | 52 | 15 | 44.500 | 3 | .0674 | .9326 | .3655 | .0317 | .0264 | .0149 | .0698 | .0403 |
| 9 | 34 | 34 | 17.000 | 0 | .0000 | 1.0000 | .3655 | .0317 | .0000 | .0000 | .0000 | .0000 |

a.The median survival time is 5.831

注 ：Number Entering Interval: 期初观察人数

Number Withdrawing during Interval: 失访人数

Number Exposed to Risk: 校正人数

Number Terminal Events:期内死亡人数

Proportion Terminating: 死亡概率

Proportion Surviving: 生存概率

Cumulative Proportion Surviving at End of Interval: 生存率

Std.Error of Cumulative Proportion Surviving at End of Interval: 生存率的标准误



1. 某地2000年平均人口50万，在2000年1月1日有肺结核患者500人，在2000年年内新 发生肺结核病人150;同年7月对该地进行了结核病普查，查出肺结核病患者575人，请 据此计算：

(1)2000年该地肺结核病的发病率?

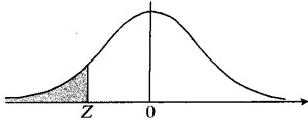
(2)该地2000年7月肺结核病的患病率?

2. 某医院从1983年开始到1998年对195名宫颈癌Ⅱ期手术的病人进行了随访研究。资料 如表中第(1)栏到第(3)栏。请用寿命表法计算①术后病人逐年生存率。②术后病人 五年内的死亡概率。③术后已活满五年的病人再活一年的概率。

**某医院1983—1998年宫颈癌术后存活情况**

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
| 术后 年数 | 宫颈癌 死亡人数 | 失访  人数 |
| 0- | 2 | 10 |
| 1- | 1 | 11 |
| 2- | 5 | 16 |
| 3- | 2 | 15 |
| 4- | 1 | 15 |
| 5- | 1 | 14 |
| 6- | 1 | 14 |
| 7- | 0 | 9 |
| 8- | 1 | 9 |
| 9- | 0 | 12 |
| 10- | 0 | 11 |
| 11- | 1 | 14 |
| 12- | 0 | 7 |
| 13- | 0 | 8 |
| 14- | 0 | 10 |
| 15- | 0 | 5 |

(安琳)

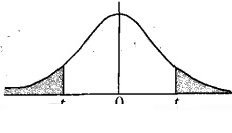


**附录1** **统计用表**

**附表1标准正态分布曲线下的面积，Φ(一Z)值**

|  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| Z 0.00 | 0.01 | 0.02 | 0.03 | 0.04 | 0.05 | 0.06 | 0.07 | 0.08 | 0.09 |
| —3. 0.0013 | 0.0013 | 0.0013 | 0.0012 | 0.0012 | 0.0011 | 0.0011 | 0.0011 | 0.0010 | 0.0010 |
| 一2.90.0019 | 0.0018 | 0.0018 | 0.0017 | 0.0016 | 0.0016 | 0.0015 | 0.0015 | 0.0014 | 0.0014 |
| —2. 0.0026 | 0.0025 | 0.0024 | 0.0023 | 0.0023 | 0.0022 | 0.0021 | 0.0021 | 0.0020 | 0.0019 |
| -2.70.0035 | 0.0034 | 0.0033 | 0.0032 | 0.0031 | 0.0030 | 0.0029 | 0.0028 | 0.0027 | 0.0026 |
| -2.60.0047 | 0.0045 | 0.0044 | 0.0043 | 0.0041 | 0.0040 | 0.0039 | 0.0038 | 0.0037 | 0.0036 |
| 一2.5 0.0062 | 0.0060 | 0.0059 | 0.0057 | 0.0055 | 0.0054 | 0.0052 | 0.0051 | 0.0049 | 0.0048 |
| -2.4 0.0082 | 0.0080 | 0.0078 | 0.0075 | 0.0073 | 0.0071 | 0.0069 | 0.0068 | 0.0066 | 0.0064 |
| —2.3 0.0107 | 0.0104 | 0.0102 | 0.0099 | 0.0096 | 0.0094 | 0.0091 | 0.0089 | 0.0087 | 0.0084 |
| —2.2 0.0139 | 0.0136 | 0.0132 | 0.0129 | 0.0125 | 0.0122 | 0.0119 | 0.0116 | 0.0113 | 0.0110 |
| —2. 0.0179 | 0.0174 | 0.0170 | 0.0166 | 0.0162 | 0.0158 | 0.0154 | 0.0150 | 0.0146 | 0.0143 |
| —2.0 0.0228 | 0.0222 | 0.0217 | 0.0212 | 0.0207 | 0.0202 | 0.0197 | 0.0792 | 0.0188 | 0.183 |
| —1.9 0.0287 | 0.0281 | 0.0274 | 0.0268 | 0.0262 | 0.0256 | 0.0250 | 0.0244 | 0.0239 | 0.0233 |
| —1.8 0.0359 | 0.0351 | 0.0344 | 0.0336 | 0.0329 | 0.0322 | 0.0314 | 0.0307 | 0.0301 | 0.0294 |
| -1.7 0.0446 | 0.0436 | 0.0427 | 0.0418 | 0.0409 | 0.0401 | 0.0392 | 0.0384 | 0.0375 | 0.0367 |
| —1.6 0.0548 | 0.0537 | 0.0526 | 0.0516 | 0.0505 | 0.0495 | 0.0485 | 0.0475 | 0.0465 | 0.0455 |
| —1.5 0.0668 | 0.0655 | 0.0643 | 0.0630 | 0.0618 | 0.0606 | 0.0594 | 0.0582 | 0.0571 | 0.0559 |
| -1.4 0.0808 | 0.0793 | 0.0778 | 0.0764 | 0.0749 | 0.0735 | 0.0721 | 0.0708 | 0.0694 | 0.681 |
| -1.3 0.0968 | 0.0951 | 0.0934 | 0.0918 | 0.0901 | 0.0885 | 0.0869 | 0.0853 | 0.0838 | 0.0823 |
| -1.2 0.1151 | 0.1131 | 0.1112 | 0.1093 | 0.1075 | 0.1056 | 0.1038 | 0.1020 | 0.1003 | 0.0985 |
| -1.1 0.1357 | 0.1335 | 0.1314 | 0.1292 | 0.1271 | 0.1251 | 0.1230 | 0.1210 | 0.1190 | 0.1170 |
| —1.0 0.1587 | 0.1562 | 0.1539 | 0.1515 | 0.1492 | 0.1469 | 0.1446 | 0.1423 | 0.1401 | 0.1379 |
| 一0.9 0.1841 | 0.1814 | 0.1788 | 0.1762 | 0.1736 | 0.1711 | 0.1685 | 0.1660 | 0.1635 | 0.1611 |
| 一0.8 0.2119 | 0.2090 | 0.2061 | 0.2033 | 0.2005 | 0.1977 | 0.1949 | 0.1922 | 0.1894 | 0.1867 |
| 一0.7 0.2420 | 0.2389 | 0.2358 | 0.2327 | 0.2296 | 0.2266 | 0.2236 | 0.2206 | 0.2177 | 0.2148 |
| —0.6 0.2743 | 0.2709 | 0.2676 | 0.2643 | 0.2611 | 0.2578 | 0.2544 | 0.2514 | 0.2483 | 0.2451 |
| —0.5 0.3085 | 0.3050 | 0.3015 | 0.2981 | 0.2946 | 0.2912 | 0.2877 | 0.2843 | 0.2810 | 0.2776 |
| —0.4 0.3446 | 0.3409 | 0.3372 | 0.3336 | 0.3300 | 0.3264 | 0.3228 | 0.3192 | 0.3156 | 0.3121 |
| 一0.3 0.3821 | 0.3783 | 0.3745 | 0.3707 | 0.3669 | 0.3632 | 0.3594 | 0.3557 | 0.3520 | 0.3483 |
| 一0.20.4207 | 0.4168 | 0.4129 | 0.4090 | 0.4052 | 0.4013 | 0.3974 | 0.3936 | 0.3807 | 0.3859 |
| 一0. 0.4602 | 0.4562 | 0.4522 | 0.4483 | 0.4443 | 0.4404 | 0.4364 | 0.4325 | 0.4286 | 0.4247 |
| 一0.00.5000 | 0.4960 | 0.4920 | 0.4880 | 0.4840 | 0.4801 | 0.4761 | 0.4721 | 0.4681 | 0.4641 |

注：Φ(Z)=1-Φ ( 一Z)。



**附表2** **t界值表**

|  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 自由度 单侧：  v 双侧： | 0.25  0.50 | 0.20  0.40 | 0.10  0.20 | 0.05  0.10 | 概率， P  0.025  0.05 | 0.01  **0.02** | **0.005**  0.01 | 0.0025  0.005 | 0.001  **0.002** | **0.0005**  **0.001** |
|  | 1.000 | 1.376 | 3.078 | 6.314 | 12.706 | **31.821** | 63.657 | 127.321 | **318.309** | **636.619** |
| 2 | 0.816 | 1.061 | 1.886 | 2.920 | 4.303 | **6.965** | 9.925 | 14.089 | **22.327** | **31.599** |
| 3 | 0.765 | 0.978 | 1.638 | 2.353 | 3.182 | **4.541** | 5.841 | 7.453 | **10.215** | **12.924** |
| 4 | 0.741 | 0.941 | 1.533 | 2.132 | 2.776 | **3.747** | 4.604 | 5.598 | **7.173** | **8.610** |
| 5 | 0.727 | 0.920 | 1.476 | 2.015 | 2.571 | **3.365** | 4.032 | 4.773 | **5.893** | **6.869** |
| 6 | 0.718 | 0.906 | 1.440 | 1.943 | 2.447 | **3.143** | 3.707 | 4.317 | **5.208** | **5.959** |
| 7 | 0.711 | 0.896 | 1.415 | 1.895 | 2.365 | **2.998** | 3.499 | 4.029 | **4.785** | **5.408** |
| 8 | 0.706 | 0.889 | 1.397 | 1.860 | 2.306 | **2.896** | 3.355 | 3.833 | **4.501** | **5.041** |
| 9 | 0.703 | 0.883 | 1.383 | 1.833 | 2.262 | **2.821** | 3.250 | 3.690 | **4.297** | **4.781** |
| 10 | 0.700 | 0.879 | 1.372 | 1.812 | 2.228 | **2.764** | 3.169 | 3.581 | **4.144** | **4.587** |
| 11 | 0.697 | 0.876 | 1.363 | 1.796 | 2.201 | **2.718** | 3.106 | 3.497 | **4.025** | **4.437** |
| 12 | 0.695 | 0.873 | 1.356 | 1.782 | 2.179 | **2.681** | 3.055 | 3.428 | **3.930** | **4.318** |
| 13 | 0.694 | 0.870 | 1.350 | 1.771 | 2.160 | **2.650** | 3.012 | 3.372 | **3.852** | **4.221** |
| 14 | 0.692 | 0.868 | 1.345 | 1.761 | 2.145 | **2.624** | 2.977 | 3.326 | **3.787** | **4.140** |
| 15 | 0.691 | 0.866 | 1.341 | 1.753 | 2.131 | **2.602** | 2.947 | 3.286 | **3.733** | **4.073** |
| 16 | 0.690 | 0.865 | 1.337 | 1.746 | 2.120 | **2.583** | 2.921 | 3.252 | **3.686** | **4.015** |
| 17 | 0.689 | 0.863 | 1.333 | 1.740 | 2.110 | **2.567** | 2.898 | 3.222 | **3.646** | **3.965** |
| 18 | 0.688 | 0.862 | 1.330 | 1.734 | 2.101 | **2.552** | 2.878 | 3.197 | **3.610** | **3.922** |
| 19 | 0.688 | 0.861 | 1.328 | 1.729 | 2.093 | **2.539** | 2.861 | 3.174 | **3.579** | **3.883** |
| 20 | 0.687 | 0.860 | 1.325 | 1.725 | 2.086 | **2.528** | **2.845** | **3.153** | **3.552** | **3.850** |
| 21 | 0.686 | 0.859 | 1.323 | 1.721 | 2.080 | **2.518** | **2.831** | **3.135** | **3.527** | **3.819** |
| 22 | 0.686 | 0.858 | 1.321 | 1.717 | 2.074 | **2.508** | **2.819** | **3.119** | **3.505** | **3.792** |
| 23 | 0.685 | 0.858 | 1.319 | 1.714 | 2.069 | **2.500** | **2.807** | **3.104** | **3.485** | **3.768** |
| 24 | 0.685 | 0.857 | 1.318 | 1.711 | 2.064 | **2.492** | **2.797** | **3.091** | **3.467** | **3.745** |
| 25 | 0.684 | 0.856 | 1.316 | 1.708 | 2.060 | **2.485** | **2.787** | **3.078** | **3.450** | **3.725** |
| 26 | 0.684 | 0.856 | 1.315 | 1.706 | 2.056 | **2.479** | **2.779** | **3.067** | **3.435** | **3.707** |
| 27 | 0.684 | 0.855 | 1.314 | 1.703 | 2.052 | **2.473** | **2.771** | 3.057 | **3.421** | **3.690** |
| 28 | 0.683 | 0.855 | 1.313 | 1.701 | 2.048 | **2.467** | 2.763 | 3.047 | **3.408** | **3.674** |
| 29 | 0.683 | 0.854 | 1.311 | 1.699 | 2.045 | **2.462** | 2.756 | 3.038 | **3.396** | **3.659** |
| 30 | 0.683 | 0.854 | 1.310 | 1.697 | 2.042 | **2.457** | 2.750 | 3.030 | **3.385** | **3.646** |
| 31 | 0.682 | 0.853 | 1.309 | 1.696 | 2.040 | **2.453** | 2.744 | 3.022 | **3.375** | **3.633** |
| 32 | 0.682 | 0.853 | 1.309 | 1.694 | 2.037 | **2.449** | 4.738 | 3.015 | **3.365** | **3.622** |
| 33 | 0.682 | 0.853 | 1.308 | 1.692 | 2.035 | **2.445** | 2.733 | 3.008 | **3.356** | **3.611** |
| 34 | 0.682 | 0.852 | 1.307 | 1.691 | 2.032 | **2.441** | 2.728 | 3.002 | **3.348** | **3.601** |
| 35 | 0.682 | 0.852 | 1.306 | 1.690 | **2.030** | **2.438** | **2.724** | 3.996 | **3.340** | **3.591** |
| 36 | 0.681 | 0.852 | 1.306 | 1.688 | **2.028** | **2.434** | **2.719** | **2.990** | **3.333** | **3.582** |
| 37 | 0.681 | 0.851 | 1.305 | 1.687 | **2.026** | **2.431** | **2.715** | **2.985** | **3.326** | **3.574** |
| 38 | 0.681 | 0.851 | 1.304 | 1.686 | **2.024** | **2.429** | **2.712** | **2.980** | **3.319** | **3.566** |
| 39 | 0.681 | 0.851 | 1.304 | 1.685 | **2.023** | **2.426** | **2.708** | **2.976** | **3.313** | **3.558** |
| 40 | 0.681 | 0.851 | 1.303 | 1.684 | **2.021** | **2.423** | **2.704** | **2.971** | **3.307** | **3.551** |
| 50 | 0.679 | 0.849 | 1.299 | **1.676** | **2.009** | **2.403** | **2.678** | **2.937** | **3.261** | **3.496** |
| 60 | **0.679** | **0.848** | 1.296 | **1.671** | **2.000** | **2.390** | **.2.660** | **2.915** | **3.232** | **3.460** |
| 70 | **0.678** | **0.847** | 1.294 | **1.667** | **1.994** | **2.381** | **2.648** | **2.899** | **3.211** | **3.435** |
| 80 | **0.678** | **0.846** | **1.292** | **1.664** | **1.990** | **2.374** | **2.639** | **2.887** | **3.195** | **3.416** |
| 90 | **0.677** | **0.846** | 1.291 | **1.662** | **1.987** | **2.368** | **2.632** | **2.878** | **3.183** | **3.402** |
| **100** | **0.677** | **0.845** | **1.290** | **1.660** | **1.984** | **2.364** | **2.626** | **2.871** | **3.174** | **3.390** |
| **200** | **0.676** | **0.843** | **1.286** | **1.653** | **1.972** | **2.345** | 2.601 | **2.839** | **3.131** | **2.340** |
| **500** | **0.675** | **0.842** | **1.283** | **1.648** | **1.965** | **2.334** | 2.586 | 2.820 | **3.107** | **3.310** |
| **1000** | **0.675** | **0.842** | **1.282** | **1.646** | **1.962** | **2.330** | 2.581 | 2.813 | **3.098** | **3.300** |
| ∞x | **0.6745** | **0.8416** | **1.2816** | **1.6449** | **1.9600** | **2.3263** | **2.5758** | **2.8070** | **3.0902** | **3.2905** |

**注：表上右上角图中的阴影部分表示概率** **P,** **以后附表同此**

**附表3**

**T界值表(配对比较的符号秩和检验用)**

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| N | 单侧：0.05  双侧：0 10 | 0.025  0.05 | 0.01  0.02 | .0.005  0.010 |
| 5 | 0-15 |  |  |  |
| 6 | 2-19 | 0-21 | 一 | 一 |
| 7 | 3-25 | 2-26 | 0-28 | 一 |
| 8 | 5-31 | 3-33 | 1-35 | 0-36 |
| 9 | 8-37 | 5-40 | 3-42 | 1-44 |
| 10 | 10-45 | 8-47 | 5-50 | 3-52 |
| 11 | 13-53 | 10-56 | 7-59 | 5-61 |
| 12 | 17-61 | 13-65 | 9-69 | 7-71 |
| 13 | 21-70 | 17-74 | 12-79 | 9-82 |
| 14 | 25-80 | 21-84 | 15-90 | 12-93 |
| 15 | 30-90 | 25-95 | 19-101 | 15-105 |
| 16 | 35-101 | 29-107 | 23-113 | 19-117 |
| 17 | 41-112 | 34-119 | 27-126 | 23-130 |
| 18 | 47-124 | 40-131 | 32-139 | 27-144 |
| 19 | 53-137 | 46-144 | 37-153 | 32-158 |
| 20 | 60-150 | 52-158 | 43-167 | 37-173 |
| 21 | 67-164 | 58-173 | 49-182 | 42-189 |
| 22 | 75-178 | 65-188 | 55-198 | 48-205 |
| 23 | 83-193 | 73-203 | 62-214 | 54-222 |
| 24 | 91-209 | 81-219 | 69-231 | 61-239 |
| 25 | 100-225 | 89-236 | 76-249 | 68-257 |
| 26 | 110-241 | 98-253 | 84-267 | 75-276 |
| 27 | 119-259 | 107-271 | 92-286 | 83-295 |
| 28 | 130-276 | 116-290 | 101-305 | 91-315 |
| 29 | 140-295 | 126-309 | 110-325 | 100-335 |
| 30 | 151-314 | 137-328 | 120-345 | 109-356 |
| 31 | 163-333 | 147-349 | 130-366 | 118-378 |
| 32 | 175-353 | 159-369 | 140-388 | 128-400 |
| 33 | 187-374 | 170-391 | 151-410 | 138-423 |
| 34 | 200-395 | 182-413 | 162-433 | 148-447 |
| 35 | 213-417 | 195-435 | 173-457 | 159-471 |
| 36 | 227-439 | 208-458 | 185-481 | 171-495 |
| 37 | 241-462 | 221-482 | 198-505 | 182-521 |
| 38 | 256-485 | 235-506 | 211-530 | 194-547 |
| 39 | 271-509 | 249-531 | 224-556 | 207-573 |
| 40 | 286-534 | 264-556 | 238-582 | 220-600 |
| 41 | 302-559 | 279-582 | 252-609 | 233-628 |
| 42 | 319-584 | 294-609 | 266-637 | 247-656 |
| 43 | 336-610 | 310-636 | 281-665 | 261-685 |
| 44 | 353-637 | 327-663 | 296-694 | 276-714 |
| 45 | 371-664 | 343-692 | 312-723 | 291-744 |
| 46 | 389-692 | 361-720 | 328-753 | 307-774 |
| 47 | 407-721 | 378-750 | 345-783 | 322-806 |
| 48 | 426-750 | 396-780 | 362-814 | 339-837 |
| 49 | 446-779 | 415-810 | 379-846 | 355-870 |
| 50 | 466-809 | 434-841 | 397-878 | 373-902 |

**附** **表** **4** **T 界值表(两样本比较的秩和检验用)**

双侧 P=0.10 P=0.05 P=0.02

单侧

P=0.05 P=0.025 P=0.01

1 行

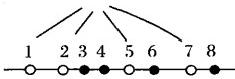
2 行

3 行 4行

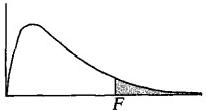
P=0.01

P=0.005

T=15



|  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| ni | | | | | | n₂ 一 n₁ |  |  |  |  |  |
| (较小n) 0 1 2 3 4 | | | | | | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 | 10 |
| 5 | 2  6-15  3  11-25  10—26  4  19—36  17-38  16-39  15-40  28-50  26—52 | 6-18  12-28  11-29  10-30  20—40  18-42  17-43  16—44  29-55  27-57 | 7-20  6-21  13-31  12-32  11-33  10—34  21—44  20-45  18-47  16—49  31-59  29-61 | 3-13  8-22  7-23  14-34  13-35  11-37  10—38  23—47  21-49  19-51  17-53  33-63  31—65 | 3-15  8-25  7-26  6-27  15-37  14-38  12—40  11-41  24-51  22-53  20-55  18-57  35-67  32-70 | 3-17  9-27  8-28  6-30  16-40  14-42  13一43  11-45  26—54  23-57  21-59  19-61  37-71  34-74 | 4-18  3-19  10-29  8-31  7-32  6-33  17-43  15-45  13-47  12-48  27-58  24-61  22—63  20-65  38-76  35—79 | 4-20  3-21  10-32  9-33  7-35  6-36  18—46  16-48  14一50  12-52  28—62  26—64  23—67  21-69  40-80  37—83 | 4-22  3-23  11-34  9-36  7-38  6-39  19-49  17-51  15-53  13-55  30—65  27—68  24-71  22-73  42—84  38--88 | 4-24  3-25  11-37  10—38  8-40  7-41  20-52  18—54  15-57  13—59  31—69  28-72  25-75  22-78  44-88  40-92 | 5-25  4-26  12-39  10-41  8-43  7-44  21-55  19-57  16-60  14—62  33-72  29—76  26—78  23-82  46-92  42-96 |
| 6 | 24—54  23-55 | 25-59  24-60 | 27-63  25—65 | 28—68  26-70 | 29--73  27—75 | 30-78  28-80 | 32—82  30-84 | 33-87  31-89 | 94-92  32-94 | 36—96  33-99 | 37-101  34-104 |
| 7 | 39一66  36—69  34—71 | 41-71  38-74  35-77 | 43-76  40-79  37—82 | 45—81  42-84  39-87 | 47—86  44-89  40-93 | 49-91  46-94  42-98 | 52-95  48-99  44—103 | 54-100  50—104  45-109 | 56-105  52—109  47—114 | 58-110  54-114  49-119 | 61-114  56—119  51-124 |
| 8 | 32-73  51-85 ·  49-87  45-91  43-93 | 34-78  54-90  51—93  47—97  45-99 | 35-84  56-96  53--9  49-103  47—105 | 37—89  59—101  55—105  51—109  49-111 | 38-95  62-106  58-110  53-115  51—117 | 40—100  64-112  60—116  56--120  53-123 | 41—106  67-117  62-122  58-126  54—130 | 43—111  69—123  65-127  60—132  56—136 | 44-117  72—128  67—133  62-138  58-142 | 45-122  75-133  70—138  64-144  60—148 | 47-128  77-139  72—144  66—150  62—154 |
| 9 | 6 6-105  6 2—109  5 9-112  5 6-115 | 69-111  65-115  61—119  58—122 | 72—117  68—121  63—126  61—128 | 75—123  71-127  66—132  63-135 | 78-129  73-134  68-139  65—142 | 81—135  76-140  71—145  67—149 | 84—141  79-146  73—152  69-156 | 87—147  82--152  76—158  72—162 | 90-153  84—159  78—165  74—169 | 93-159  87—165  81—171  76-176 | 96-165  90-171  83-178  78-183 |
| 10 | 8 2—128 7 8—132 7 4—136  7 1—139 | 86-134  81—139  77—143  73--147 | 89—141  84—146  79—151  76—154 | 92—148  88—152  82-158  79-161 | 96—154  91—159  85-165  81-169 | 99—161  94-166  88—172  84-176 | 103-167  97—173  91—179  86-184 | 106—174  100—180  93-187  89-191 | 110-180  103-187  96-194  92-198 | 113—187  107—193  99-201  94-206 | 17-193  110—200  102-208  97—213 |



**附表5.1** **F 界值表**

方差分析用(单尾);上行概率0.05,下行概率0.01 两样本方差齐性检验用(双尾);上行概率0.10

|  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 分母的  自 由 度  V2 | 分子的自由度，vi | | | | | | | | | | | |
| 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 | 10 | 11 | 12 |
| 1 | 161  4052 | 200  4999 | 216  5403 | 225  5625 | 230  5764 | 234  5859 | 237  5928 | 239  5981 | 241  6022 | 242  6056 | 243  6082 | 224  6106 |
| 2 | 18.51  98.49 | 19.00  99.00 | 19.16  99.17 | 19.25  99.25 | 19.30  99.30 | 19.33  99.33 | 19.36  99.34 | 19.37  99.36 | 19.38  99.38 | 19.39  99.40 | 19.40  99.41 | 19.41  99.42 |
| 3 | 10.13  34.12 | 9.55  30.82 | 9.28  29.46 | 9.12  28.71 | 9.01  28.24 | 8.94  27.91 | 8.88  27.67 | 8.84  27.49 | 8.81  27.34 | 8.78  27.23 | 8.76  27.13 | 8.74  27.05 |
| 4 | 7.71  21.20 | 6.94  18.00 | 6.59  16.69 | 6.39  15.98 | 6.26  15.52 | 6.16  15.21 | 6.09  14.98 | 6.04  14.80 | 6.00  14.66 | 5.96  14.54 | 5.93  14.45 | 5.91  14.37 |
| 5 | 6.61  16.26 | 5.79  13.27 | 5.41  12.06 | 5.19  11.39 | 5.05  10.97 | 4.95  10.67 | 4.88  10.45 | 4.82  10.27 | 4.78  10.15 | 4.74  10.05 | 4.70  9.96 | 4.68  9.89 |
| 6 | 5.99  13.74 | 5.14  10.92 | 4.76  9.78 | 4.53  9.15 | 4.39  8.75 | 4.28  8.47 | 4.21  8.26 | 4.15  8.10 | 4.10  7.98 | 4.06  7.87 | 4.03  7.79 | 4.00  7.72 |
| 7 | 5.59  12.25 | 4.74  9.55 | 4.35  8.45 | 4.12  7.85 | 3.97  7.46 | 3.87  7.19 | 3.79  7.00 | 3.73  6.84 | 3.68  6.71 | 3.63  6.62 | 3.60  6.54 | 3.57  6.47 |
| 8 | 5.32  11.26 | 4.46  8.65 | 4.07  7.59 | 3.84  7.01 | 3.69  6.63 | 3.58  6.37 | 3.50  6.19 | 3.44  6.03 | 3.39  5.91 | 3.34  5.82 | 3.31  5.74 | 3.28  5.67 |
| 9 | 5.12  10.56 | 4.26  8.02 | 3.86  6.99 | 3.63  6.42 | 3.48  6.06 | 3.37  5.80 | 3.29  5.62 | 3.23  5.47 | 3.18  5.35 | 3.13  5.26 | 3.10  5.18 | 3.07  5.11 |
| 10 | 4.96  10.04 | 4.10  7.56 | 3.71  6.55 | 3.48  5.99 | 3.33.  5.64 | 3.22  5.39 | 3.14  5.21 | 3.07  5.06 | 3.02  4.95 | 2.97  4.85 | 2.94  4.78 | 2.91  4.71 |
| 11 | 4.84  9.65 | 3.98  7.20 | 3.59  6.22 | 3.36  5.67 | 3.20  5.32 | 3.09  5.07 | 3.01  4.88 | 2.95  4.74 | 2.90  4.63 | 2.86  4.54 | 2.82  4.46 | 2.76  4.40 |
| 12 | 4.75  9.33 | 3.88  6.93 | 3.49  5.95 | 3.26  5.41 | 3.11  5.06 | 3.00  4.82 | 2.92  4.65 | 2.85  4.50 | 2.80  4.39 | 2.76  4.30 | 2.72  4.22 | 2.69  4.16 |
| 13 | 4.67  9.07 | 3.80  6.70 | 3.41  5.74 | 3.18  5.20 | 3.02  4.86 | 2.92  4.62 | 2.84  4.44 | 2.77  4.30 | 2.72  4.19 | 2.67  4.10 | 2.63  4.02 | 2.60  3.96 |
| 14 | 4.60  8.86 | 3.74  6.51 | 3.34  5.56 | 3.11  5.03 | 2.96  4.69 | 2.85  4.46 | 2.77  4.28 | 2.70  4.14 | 2.65  4.03 | 2.60  3.94 | 2.56  3.86 | 2.53  3.80 |
| 15 | 4.54  8.68 | 3.68  6.36 | 3.29  5.42 | 3.06  4.89 | 2.90  4.56 | 2.79  4.32 | 2.70  4.14 | 2.64  4.00 | 2.59  3.89 | 2.55  3.80 | 2.51  3.73 | 2.48  3.67 |
| 16 | 4.49  8.53 | 3.63  6.23 | 3.24  5.29 | 3.01  4.77 | 2.85  4.44 | 2.74  4.20 | 2.66  4.03 | 2.59  3.89 | 2.54  3.78 | 2.49  3.69 | 2.45  3.61 | 2.42  3.55 |
| 17 | 4.45  8.40 | 3.59  6.11 | 3.20  5.18 | 2.96  4.67 | 2.81  4.34 | 2.70  4.10 | 2.62  3.93 | 2.55  3.79 | 2.50  3.68 | 2.45  3.59 | 2.41  3.52 | 2.38  3.45 |
| 18 | 4.41  8.28 | 3.55  6.01 | 3.16  5.09 | 2.93  4.58 | 2.77  4.25 | 2.66  4.01 | 2.58  3.85 | 2.51  3.71 | 2.46  3.60 | 2.41  3.51 | 2.37  3.44 | 2.34  3.37 |
| 19 | 4.38  8.18 | 3.52  5.93 | 3.13  5.01 | 2.90  4.50 | 2.74  4.17 | 2.63  3.94 | 2.55  3.77 | 2.48  3.63 | 2.43  3.52 | 2.38  3.43 | 2.34  3.36 | 2.31  3.30 |
| 20 | 4.35  8.10 | 3.49  5.85 | 3.10  4.94 | 2.87  4.43 | 2.71  4.10 | 2.60  3.87 | 2.52  3.71 | 2.45  3.56 | 2.40  3.45 | 2.35  3.37 | 2.31  3.30 | 2.28  3.23 |
| 21 | 4.32  8.02 | 3.47  5.78 | 3.07  4.87 | 2.84  4.37 | 2.68  4.04 | 2.57  3.81 | 2.49  3.65 | 2.42  3.51 | 2.37  3.40 | 2.32  3.31 | 2.28  3.24 | 2.25  3.17 |
| 22 | 4.30 | 3.44 | 3.05 | 2.82 | 2.66 | 2.55 | 2.47 | 2.40 | 2.35 | 2.30 | 2.26 | 2.23 |
| 23 | 7.94 4.28  7.88 | 5.72 3.42  5.66 | 4.82 3.03  4.76 | 4.31 2.80  4.26 | 3.99 2.64  3.94 | 3.76 2.53  3.71 | 3.59 2.45  3.54 | 3.45 2.38  3.41 | 3.35 2.32  3.30 | 3.26 2.28  3.21 | 3.18 2.24  3.14 | 3.12 3.20  3.07 |
| 24 | 4.26  7.82 | 3.40  5.61 | 3.01  4.72 | 2.78  4.22 | 2.62  3.90 | 2.51  3.67 | 2.43  3.50 | 2.36  3.36 | 2.30  3.25 | 2.26  3.17 | 2.22  3.09 | 2.18  3.03 |
| 25 | 4.24  7.77 | 3.38  5.57 | 2.99  4.68 | 2.76  4.18 | 2.60  3.86 | 2.49  3.63 | 2.41  3.46 | 2.34  3.32 | 2.28  3.21 | 2.24  3.13 | 2.20  3.05 | 2.16  2.99 |

**附表5.2** **F界值表**

|  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 分母的  自由度  V2 | 14 | 16 | 20 | 24 | 30 | 分子的自由度，v1 | | | | | | |
| 40 | 50 | 75 | 100 | 200 | 500 | X |
| 1 | 245  6142 | 246  6169 | 248  6208 | 249  6234 | 250  6258 | 251  6286 | 252  6302 | 253  6323 | 253  6334 | 254  6352 | 254  6361 | 254  6366 |
| 2 | 19.42  99.43 | 19.43  99.44 | 19.44  99.45 | 19.45  99.46 | 19.46  99.47 | 19.47  99.48 | 19.47  99.48 | 19.48  99.49 | 19.49  99.49 | 19.49  99.49 | 19.50  99.50 | 19.50  99.50 |
| 3 | 8.71  26.92 | 8.69  26.83 | 8.66  26.69 | 8.64  26.60 | 8.62  26.50 | 8.60  26.41 | 8.58  26.35 | 8.57  26.27 | 8.56  26.23 | 8.54  26.18 | 8.54  26.14 | 8.53  26.12 |
| 4 | 5.87  14.24 | 5.84  14.15 | 5.80  14.02 | 5.77  13.93 | 5.74  13.83 | 5.71  13.74 | 5.70  13.69 | 5.68  13.61 | 5.66  13.57 | 5.65  13.52 | 5.64  13.48 | 5.63  13.46 |
| 5 | 4.64  9.77 | 4.60  9.68 | 4.56  9:55 | 4.53  9.47 | 4.50  9.38 | 4.46  9.29 | 4.44  9.24 | 4.42  9.17 | 4.40  9.13 | 4.38  9.07 | 4.37  9.04 | 4.36  9.02 |
| 6 | 3.96  7.60 | 3.92  7.52 | 3.87  7.39 | 3.84  7.31 | 3.81  7.23 | 3.77  7.14 | 3.75  7.09 | 3.72  7.02 | 3.71  6.99 | 3.69  6.94 | 3.68  6.90 | 3.67  6.88 |
| 7 | 3.52  6.35 | 3.49  6.27 | 3.44  6.15 | 3.41  6.07 | 3.38  5.98 | 3.34  5.90 | 3.32  5.85 | 3.29  5.78 | 3.28  5.75 | 3.25  5.70 | 3.24  5.67 | 3.23  5.65 |
| 8 | 3.23  5.56 | 3.20  5.48 | 3.15  5.36 | 3.12  5.28 | 3.08  5.20 | 3.05  5.11 | 3.03  5.06 | 3.00  5.00 | 2.98  4.96 | 2.96  4.91 | 2.94  4.88 | 2.93  4.86 |
| 9 | 3.02  5.00 | 2.98  4.92 | 2.93  4.80 | 2.90  4.73 | 2.86  4.64 | 2.82  4.56 | 2.80  4.51 | 2.77  4.45 | 2.76  4.41 | 2.73  4.36 | 2.72  4.33 | 2.71  4.31 |
| 10 | 2.86  4.60 | 2.82  4.52 | 2.77  4.41 | 2.74  4.33 | 2.70  4.25 | 2.67  4.17 | 2.64  4.12 | 2.61  4.05 | 2.59  4.01 | 2.56  3.96 | 2.55  3.93 | 2.54  3.91 |
| 11 | 2.74  4.29 | 2.70  4.21 | 2.65  4.10 | 2.61  4.02 | 2.57  3.94 | 2.53  3.86 | 2.50  3.80 | 2.47  3.74 | 2.45  3.70 | 2.42  3.66 | 2.41  3.62 | 2.40  3.60 |
| 12 | 2.64  4.05 | 2.60  3.98 | 2.54  3.86 | 2.50  3.78 | 2.46  3.70 | 2.42  3.61 | 2.40  3.56 | 2.36  3.49 | 2.35  3.46 | 2.32  3.41 | 2.31  3.38 | 2.30  3.36 |
| 13 | 2.55  3.85 | 2.51  3.78 | 2.46  3.67 | 2.42  3.59 | 2.38  3.51 | 2.34  3.42 | 2.32  3.37 | 2.28  3.30 | 2.26  3.27 | 2.24  3.21 | 2.22  3.18 | 2.21  3.16 |
| 14 | 2.48 | 2.44 | 2.39 | 2.35 | 2.31 | 2.27 | 2.24 | 2.21 | 2.19 | 2.16 | 2.14 | 2.13 |
| 15 | 3.70 2.43  3.56 | 3.62 2.39  3.48 | 3.51 2.33  3.36 | 3.43 2.29  3.29 | 3.34 2.25  3.20 | 3.26 2.21  3.12 | 3.21 2.18  3.07 | 3.14 2.15  3.00 | 3.11 2.12  2.97 | 3.06 2.10  2.92 | 3.02 2.08  2.89 | 3.00 2.07  2.87 |
| 16 | 2.37  3.45 | 2.33  3.37 | 2.28  3.25 | 2.24  3.18 | 2.20  3.10 | 2.16  3.01 | 2.13  2.96 | 2.09  2.89 | 2.07  2.86 | 2.04  2.80 | 2.02  2.77 | 2.01  2.75 |
| 17 | 2.33  .3.35 | 2.29  3.27 | 2.23  3.16 | 2.19  3.08 | 2.15  3.00 | 2.11  2.92 | 2.08  2.86 | 2.04  2.79 | 2.02  2.76 | 1.99  2.70 | 1.97  2.67 | 1.96  2.65 |
| 18 | 2.29  3.27 | 2.25  3.19 | 2.19  3.07 | 2.15  3.00 | 2.11  2.91 | 2.07  2.83 | 2.04  2.78 | 2.00  2.71 | 1.98  2.68 | 1.95  2.62 | 1.93  2.59 | 1.92  2.57 |
| 19 | 2.26  3.19 | 2.21  3.12 | 2.15  3.00 | 2.11  2.92 | 2.07  2.84 | 2.02  2.76 | 2.00  2.70 | 1.96  2.63 | 1.94  2.60 | 1.91  2.54 | 1.90  2.51 | 1.88  2.49 |
| 20 | 2.23  3.13 | 2.18  3.05 | 2.12  2.94 | 2.38  2.86 | 2.04  2.77 | 1.99  2.69 | 1.96  2.63 | 1.92  2.56 | 1.90  2.53 | 1.87  2.47 | 1.85  2.44 | 1.84  2.42 |
| 21 | 2.20 | 2.15 | 2.09 | 2.05 | 2.00 | 1.96 | 1.93 | 1.89 | 1.87 | 1.84 | 1.82 | 1.81 |
| 22 | 3.07 2.18  3.02 | 2.99 2.13  2.94 | 2.88 2.07  2.83 | 2.80 2.03  2.75 | 2.72 1.98  2.67 | 2.63 1.93  2.58 | 2.58 1.91  2.53 | 2.51 1.87  2.46 | 2.17 1.84  2.42 | 2.42 1.81  2.37 | 2.38  1.80 2.33. | 2.36 1.78  2.31 |
| 23 | 2.14  2.97 | 2.10  2.89 | 2.04  2.78 | 2.00  2.70 | 1.96  2.62 | 1.91  2.53 | 1.88  2.48 | 1.84  2.41 | 1.82  2.37 | 1.79  2.32 | 1.77  2.28 | 1.86  2.26 |
| 24 | 2.13  2.93 | 2.09  2.85 | 2.02  2.74 | 1.98  2.66 | 1.94  2.58 | 1.89  2.49 | 1.86  2.44 | 1.82  2.36 | 1.80  2.33 | 1.76  2.27 | 1.74  2.23 | 1.73  2.21 |
| 25 | 2.11  2.89 | 2.06  2.81 | 2.00  2.70 | 1.96  2.62 | 1.92  2.54 | 1.87  2.45 | 1.84  2.40 | 1.80  2.32 | 1.77  2.29 | 1.74  2.23 | 1.72  2.19 | 1.71  2.17 |

附录1 统计用表

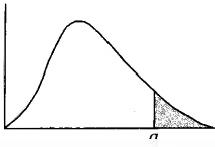


**附表5.3** **F界值表**

|  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 分母的  自由度  V2 | 分子的自由度，vI | | | | | | | | | | | |
| 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 | 10 | 11 | 12 |
| 26 | 4.22 | 3.37 | 2.98 | 2.74 | 2.59 | 2.47 | 2.39 | 2.32 | 2.27 | 2.22 | 2.18 | 2.15 |
| 7.72 | 5.53 | 4.64 | 4.14 | 3.82 | 3.59 | 3.42 | 3.29 | 3.17 | 3.09 | 3.02 | 2.96 |
| 27 | 4.21 | 3.35 | 2.96 | 2.73 | 2.57 | 2.46 | 2.37 | 2.30 | 2.25 | 2.20 | 2.16 | 2.13 |
| 7.68 | 5.49 | 4.60 | 4.11 | 3.79 | 3.56 | 3.39 | 3.26 | 3.14 | 3.06 | 2.98 | 2.93 |
| 28 | 4.20 | 3.34 | 2.95 | 2.71 | 2.56 | 2.44 | 2.36 | 2.29 | 2.24 | 2.19 | 2.15 | 2.12 |
| 7.64 | 5.45 | 4.57 | 4.07 | 3.76 | 3.53 | 3.36 | 3.23 | 3.11 | 3.03 | 2.95 | 2.90 |
| 29 | 4.18 | 3.33 | 2.93 | 2.70 | 2.54 | 2.43 | 2.35 | 2.28 | 2.22 | 2.18 | 2.14 | 2.10 |
| 7.60 | 5.42 | 4.54 | 4.04 | 3.73 | 3.50 | 3.33 | 3.20 | 3.08 | 3.00 | 2.92 | 2.87 |
| 30 | 4.17 | 3.32 | 2.92 | 2.69 | 2.53 | 2.42 | 2.34 | 2.27 | 2.21 | 2.16 | 2.12 | 2.09 |
| 7.56 | 5.39 | 4.51 | 4.02 | 3.70 | 3.47 | 3.30 | 3.17 | 3.06 | 2.98 | 2.90 | 2.84 |
| 32 | 4.15 | 3.30 | 2.90 | 2.67 | 2.51 | 2.40 | 2.32 | 2.25 | 2.19 | 2.14 | 2.10 | 2.07 |
| 7.50 | 5.34 | 4.46 | 3.97 | 3.66 | 3.42 | 3.25 | 3.12 | 3.01 | 2.94 | 2.86 | 2.80 |
| 34 | 4.13 | 3.28 | 2.88 | 2.65 | 2.49 | 2.38 | 2.30 | 2.23 | 2.17 | 2.12 | 2.08 | 2.05 |
| 7.44 | 5.29 | 4.42 | 3.93 | 3.61 | 3.38 | 3.21 | 3.08 | 2.97 | 2.89 | 2.82 | 2.76 |
| 36 | 4.11 | 3.26 | 2.86 | 2.63 | 2.48 | 2.36 | 2.28 | 2.21 | 2.15 | 2.10 | 2.06 | 2.03 |
| 7.39 | 5.25 | 4.38 | 3.89 | 3.58 | 3.35 | 3.18 | 3.04 | 2.94 | 2.86 | 2.78 | 2.72 |
| 38 | 4.10 | 3.25 | 2.85 | 2.62 | 2.46 | 2.35 | 2.26 | 2.19 | 2.14 | 2.09 | 2.05 | 2.02 |
| 7.35 | 5.21 | 4.34 | 3.86 | 3.54 | 3.32 | 3.15 | 3.02 | 2.91 | 2.82 | 2.75 | 2.69 |
| 40 | 4.08 | 3.23 | 2.84 | 2.61 | 2.45 | 2.34 | 2.25 | 2.18 | 2.12 | 2.07 | 2.04 | 2.00 |
| 7.31 | 5.18 | 4.31 | 3.83 | 3.51 | 3.29 | 3.12 | 2.99 | 2.88 | 2.80 | 2.73 | 2.66 |
| 42 | 4.07 | 3.22 | 2.83 | 2.59 | 2.44 | 2.32 | 2.24 | 2.17 | 2.11 | 2.06 | 2.02 | 1.99 |
| 7.27 | 5.15 | 4.29 | 3.80 | 3.49 | 3.26 | 3.10 | 2.96 | 2.86 | 2.77 | 2.70 | 2.64 |
| 44 | 4.06 | 3.21 | 2.82 | 2.58 | 2.43 | 2.31 | 2.23 | 2.16 | 2.10 | 2.05 | 2.01 | 1.98 |
| 7.24 | 5.12 | 4.26 | 3.78 | 3.46 | 3.24 | 3.07 | 2.94 | 2.84 | 2.75 | 2.68 | 2.62 |
| 46 | 4.05 | 3.20 | 2.81 | 2.57 | 2.42 | 2.30 | 2.22 | 2.14 | 2.09 | 2.04 | 2.00 | 1.97 |
| 7.21 | 5.10 | 4.24 | 3.76 | 3.44 | 3.22 | 3.05 | 2.92 | 2.82 | 2.73 | 2.66 | 2.60 |
| 48 | 4.04 | 3.19 | 2.80 | 2.56 | 2.41 | 2.30 | 2.21 | 2.14 | 2.08 | 2.03 | 1.99 | 1.96 |
| 7.19 | 5.08 | 4.22 | 3.74 | 3.42 | 3.20 | 3.04 | 2.90 | 2.80 | 2.71 | 2.64 | 2.58 |
| 50 | 4.03 | 3.18 | 2.79 | 2.56 | 2.40 | 2.29 | 2.20 | 2.13 | 2.07 | 2.02 | 1.98 | 1.95 |
| 7.17 | 5.06 | 4.20 | 3.72 | 3.41 | 3.18 | 3.02 | 2.88 | 2.78 | 2.70 | 2.62 | 2.56 |
| 60 | 4.00 | 3.15 | 2.76 | 2.52 | 2.37 | 2.25 | 2.17 | 2.10 | 2.04 | 1.99 | 1.95 | 1.92 |
| 7.08 | 4.98 | 4.13 | 3.65 | 3.34 | 3.12 | 2.95 | 2.82 | 2.72 | 2.63 | 2.56 | 2.50 |
| 70 | 3.98 | 3.13 | 2.74 | 2.50 | 2.35 | 2.23 | 2.14 | 2.07 | 2.01 | 1.97 | 1.93 | 1.89 |
| 7.01 | 4.92 | 4.08 | 3.60 | 3.29 | 3.07 | 2.91 | 2.77 | 2.67 | 2.59 | 2.51 | 2.45 |
| 80 | 3.96 | 3.11 | 2.72 | 2.48 | 2.33 | 2.21 | 2.12 | 2.05 | 1.99 | 1.95 | 1.91 | 1.88 |
| 6.96 | 4.88 | 4.04 | 3.56 | 3.25 | 3.04 | 2.87 | 2.74 | 2.64 | 2.55 | 2.48 | 2.41 |
| 100 | 3.94 | 3.09 | 2.70 | 2.46 | 2.30 | 2.19 | 2.10 | 2.03 | 1.97 | 1.92 | 1.88 | 1.85 |
| 6.90 | 4.82 | 3.98 | 3.51 | 3.20 | 2.99 | 2.82 | 2.69 | 2.59 | 2.51 | 2.43 | 2.36 |
| 125 | 3.92 | 3.07 | 2.68 | 2.44 | 2.29 | 2.17 | 2.08 | 2.01 | 1.95 | 1.90 | 1.86 | 1.83 |
| 6.84 | 4.78 | 3.94 | 3.47 | 3.17 | 2.95 | 2.79 | 2.65 | 2.56 | 2.47 | 2.40 | 2.33 |
| 150 | 3.91 | 3.06 | 2.67 | 2.43 | 2.27 | 2.16 | 2.07 | 2.00 | 1.94 | 1.89 | 1.85 | 1.82 |
| 200 | 6.81 | 4.75 | 3.91 | 3.44 | 3.14 | 2.92 | 2.76 | 2.62 | 2.53 | 2.44 | 2.37 | 2.30 |
| 3.89 | 3.04 | 2.65 | 2.41 | 2.26 | 2.14 | 2.05 | 1.98 | 1.92 | 1.87 | 1.83 | 1.80 |
| 6.76 | 4.71 | 3.88 | 3.41 | 3.11 | 2.90 | 2.73 | 2.60 | 2.50 | 2.41 | 2.34 | 2.28 |
| 400 | 3.86 | 3.02 | 2.62 | 2.39 | 2.23 | 2.12 | 2.03 | 1.96 | 1.90 | 1.85 | 1.81 | 1.78 |
| 6.70 | 4.66 | 3.83 | 3.36 | 3.06 | 2.85 | 2.69 | 2.55 | 2.46 | 2.37 | 2.29 | 2.23 |
| 1000 | 3.85 | 3.00 | 2.61 | 2.38 | 2.22 | 2.10 | 2.02 | 1.95 | 1.89 | 1.84 | 1.80 | 1.76 |
| 6.66 | 4.62 | 3.80 | 3.34 | 3.04 | 2.82 | 2.66 | 2.53 | 2.43 | 2.34 | 2.26 | 2.20 |
| 3.84 | 2.99 | 2.60 | 2.37 | 2.21 | 2.09 | 2.01 | 1.94 | 1.88 | 1.83 | 1.79 | 1.75 |
| x | 6.64 | 4.60 | 3.78 | 3.32 | 3.02 | 2.80 | 2.64 | 2.51 | 2.41 | 2.32 | 2.24 | 2.18 |

**附表5.4** **F界值表**

|  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 分母的  自由度  V2 | 分子的自由度，v | | | | | | | | | | | |
| 14 | 16 | 20 | 24 | 30 | 40 | 50 | 75 | 100 | 200 | 500 | 00 |
| 26 | 2.10  2.86 | 2.05  2.77 | 1.99  2.66 | 1.95  2.58 | 1.90  2.50 | 1.85  2.41 | 1.82  2.36 | 1.78  2.28 | 1.76  2.25 | 1.72  2.19 | 1.70  2.15 | 1.69  2.13 |
| 27 | 2.08  2.83 | 2.03  2.74 | 1.97  2.63 | 1.93  2.55 | 1.88  2.47 | 1.84  2.38 | 1.80  2.33 | 1.76  2.25 | 1.74  2.21 | 1.71  2.16 | 1.68  2.12 | 1.67  2.10 |
| 28 | 2.06 | 2.02 | 1.96 | 1.91 | 1.87 | 1.81 | 1.78 | 1.75 | 1.72 | 1.69 | 1.67 | 1.65 |
| 2.80 | 2.71 | 2.60 | 2.52 | 2.44 | 2.35 | 2.30 | 2.22 | 2.18 | 2.13 | 2.09 | 2.06 |
| 29 | 2.05 | 2.00 | 1.94 | 1.90 | 1.85 | 1.80 | 1.77 | 1.73 | 1.71 | 1.68 | 1.65 | 1.64 |
| 2.77 | 2.68 | 2.57 | 2.49 | 2.41 | 2.32 | 2.27 | 2.19 | 2.15 | 2.10 | 2.06 | 2.03 |
| 30 | 2.04  2.74 | 1.99  2.66 | 1.93  2.55 | 1.89  2.47 | 1.84  2.38 | 1.79  2.29 | 1.76  2.24 | 1.72  2.16 | 1.69  2.13 | 1.66  2.07 | 1.64  2.03 | 1.62  2.01 |
| 32 | 2.02 | 1.97 | 1.91 | 1.86 | 1.82 | 1.76 | 1.74 | 1.69 | 1.67 | 1.64 | 1.61 | 1.59 |
| 2.70 | 2.62 | 2.51 | 2.42 | 2.34 | 2.25 | 2.20 | 2.12 | 2.08 | 2.02 | 1.98 | 1.96 |
| 34 | 2.00 | 1.95 | 1.89 | 1.84 | 1.80 | 1.74 | 1.71 | 1.67 | 1.64 | 1.61 | 1.59 | 1.57 |
| 2.66 | 2.58 | 2.47 | 2.38 | 2.30 | 2.21 | 2.15 | 2.08 | 2.04 | 1.98 | 1.94 | 1.91 |
| 36 | 1.98  2.62 | 1.93  2.54 | 1.87  2.43 | 1.82  2.35 | 1.78  2.26 · | 1.72  2.17 | 1.69  2.12 | 1.65  2.04 | 1.62  2.00 | 1.59  1.94 | 1.56  1.90 | 1.55  1.87 |
| 38 | 1.96 | 1.92 | 1.85 | 1.80 | 1.76 | 1.71 | 1.67 | 1.63 | 1.60 | 1.57 | 1.54 | 1.53 |
| 2.59 | 2.51 | 2.40 | 2.32 | 2.22 | 2.14 | 2.08 | 2.00 | 1.97 | 1.90 | 1.86 | 1.84 |
| 40 | 1.95 | 1.90 | 1.84 | 1.79 | 1.74 | 1.69 | 1.66 | 1.61 | 1.59 | 1.55 | 1.53 | 1.51 |
| 2.56 | 2.49 | 2.37 | 2.29 | 2.20 | 2.11 | 2.05 | 1.97 | 1.94 | 1.88 | 1.84 | 1.81 |
| 42 | 1.94 | 1.89 | 1.82 | 1.78 | 1.73 | 1.68 | 1.64 | 1.60 | 1.57 | 1.54 | 1.51 | 1.49 |
| 2.54 | 2.46 | 2.35 | 2.26 | 2.17 | 2.08 | 2.02 | 1.94 | 1.91 | 1.85 | 1.80 | 1.78 |
| 44 | 1.92 | 1.88 | 1.81 | 1.76 | 1.72 | 1.66 | 1.63 | 1.58 | 1.56 | 1.52 | 1.50 | 1.48 |
| 2.52 | 2.44 | 2.32 | 2.24 | 2.15 | 2.06 | 2.00 | 1.92 | 1.88 | 1.82 | 1.78 | 1.75 |
| 46 | 1.91 | 1.87 | 1.80 | 1.75 | 1.71 | 1.65 | 1.62 | 1.57 | 1.54 | 1.51 | 1.48 | 1.46 |
| 2.50 | 2.42 | 2.30 | 2.22 | 2.13 | 2.04 | 1.98 | 1.90 | 1.86 | 1.80 | 1.76 | 1.72 |
| 48 | 1.90 | 1.86 | 1.79 | 1.74 | 1.70 | 1.64 | 1.61 | 1.56 | 1.53 | 1.50 | 1.47 | 1.45 |
| 50 | 2.48 | 2.40 | 2.28 | 2.20 | 2.11 | 2.02 | 1.96 | 1.88 | 1.84 | 1.78 | 1.73 | 1.70 |
| 1.90 | 1.85 | 1.78 | 1.74 | 1.69 | 1.63 | 1.60 | 1.55 | 1.52 | 1.48 | 1.46 | 1.44 |
| 2.46 | 2.39 | 2.26 | 2.18 | 2.10 | 2.00 | 1.94 | 1.86 | 1.82 | 1.76 | 1.71 | 1.68 |
| 60 | 1.86 | 1.81 | 1.75 | 1.70 | 1.65 | 1.59 | 1.56 | 1.50 | 1.48 | 1.44 | 1.41 | 1.39 |
| 2.40 | 2.32 | 2.20 | 2.12 | 2.03 | 1.93 | 1.87 | 1.79 | 1.74 | 1.68 | 1.63 | 1.60 |
| 70 | 1.84 | 1.79 | 1.72 | 1.67 | 1.62 | 1.56 | 1.53 | 1.47 | 1.45 | 1.40 | 1.37 | 1.35 |
| 2.35 | 2.28 | 2.15 | 2.07 | 1.98 | 1.88 | 1.82 | 1.74 | 1.69 | 1.62 | 1.56 | 1.53 |
| 80 | 1.82 | 1.77 | 1.70 | 1.65 | 1.60 | 1.54 | 1.51 | 1.45 | 1.42 | 1.38 | 1.35 | 1.32 |
| 2.32 | 2.24 | 2.11 | 2.03 | 1.94 | 1.84 | 1.78 | 1.70 | 1.65 | 1.57 | 1.52 | 1.49 |
| 100 | 1.79 | 1.75 | 1.68 | 1.63 | 1.57 | 1.51 | 1.48 | 1.42 | 1.39 | 1.34 | 1.30 | 1.28 |
| 2.26 | 2.19 | 2.06 | 1.98 | 1.89 | 1.79 | 1.73 | 1.64 | 1.59 | 1.51 | 1.46 | 1.43 |
| 125 | 1.77 | 1.72 | 1.65 | 1.60 | 1.55 | 1.49 | 1.45 | 1.39 | 1.36 | 1.31 | 1.27 | 1.25 |
| 2.23 | 2.15 | 2.03 | 1.94 | 1.85 | 1.75 | 1.68 | 1.59 | 1.54 | 1.46 | 1.40 | 1.37 |
| 150 | 1.76 | 1.71 | 1.64 | 1.59 | 1.54 | 1.47 | 1.44 | 1.37 | 1.34 | 1.29 | 1.25 | 1.22 |
| 2.20 | 2.12 | 2.00 | 1.91 | 1.83 | 1.72 | 1.66 | 1.56 | 1.51 | 1.43 | 1.37 | 1.33 |
| 200 | 1.74 | 1.69 | 1.62 | 1.57 | 1.52 | 1.45 | 1.42 | 1.35 | 1.32 | 1.26 | 1.22 | 1.19 |
| 2.17 | 2.09 | 1.97 | 1.88 | 1.79 | 1.69 | 1.62 | 1.53 | 1.48 | 1.39 | 1.33 | 1.28 |
| 400 | 1.72 | 1.67 | 1.60 | 1.54 | 1.49 | 1.42 | 1.38 | 1.32 | 1.28 | 1.22 | 1.16 | 1.13 |
| 2.12 | 2.04 | 1.92 | 1.84 | 1.74 | 1.64 | 1.57 | 1.47 | 1.42 | 1.32 | 1.24 | 1.19 |
| 1000 | 1.70 | 1.65 | 1.58 | 1.53 | 1.47 | 1.41 | 1.36 | 1.30 | 1.26 | 1.19 | 1.13 | 1.08 |
| 2.09 | 2.01 | 1.89 | 1.81 | 1.71 | 1.61 | 1.54 | 1.44 | 1.38 | 1.28 | 1.19 | 1.11 |
| 00 | 1.69 | 1.64 | 1.57 | 1.52 | 1.46 | 1.40 | 1.35 | 1.28 | 1.24 | 1.17 | 1.11 | 1.00 |
| 2.07 | 1.99 | 1.87 | 1.79 | 1.69 | 1.59 | 1.52 | 1.41 | 1.36 | 1.25 | 1.15 | 1.00 |



**附表6** **q 界值表** **(Newman-Keuls 法用)** 上行：P=0.05 下行P=0.01

|  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 组 数，a | | | | | | | | | |
| v | 2 | 3 | 4 | 5 | 6. | 7 | 8 | 9 | 10 |
| 5 | 3.64 | 4.60 | 5.22 | 5.67 | 6.03 | 6.33 | 6.58 | 6.80 | 6.99 |
| 5.70 | 6.98 | 7.80 | 8.42 | 8.91 | 9.32 | 9.67 | 9.97 | 10.24 |
| 6 | 3.46 | 4.34 | 4.90 | 5.30 | 5.63 | 5.90 | 6.12 | 6.32 | 6.49 |
| 5.24 | 6.33 | 7.03 | 7.56 | 7.97 | 8.32 | 8.61 | 8.87 | 9.10 |
| 7 | 3.34 | 4.16 | 4.68 | 5.06 | 5.36 | 5.61 | 5.82 | 6.00 | 6.16 |
| 4.95 | 5.92 | 6.54 | 7.01 | 7.37 | 7.68 | 7.94 | 8.17 | 8.37 |
| 8 | 3.26 | 4.04 | 4.53 | 4.89 | 5.17 | 5.40 | 5.60 | 5.77 | 5.92 |
| 4.75 | 5.64 | 6.20 | 6.62 | 6.96 | 7.24 | 7.47 | 7.68 | 7.86 |
| 9 | 3.20 | 3.95 | 4.41 | 4.76 | 5.02 | 5.24 | 5.43 | 5.59 | 5.74 |
| 4.60 | 5.43 | 5.96 | 6.35 | 6.66 | 6.91 | 7.13 | 7.33 | 7.49 |
| 10 | 3.15 | 3.88 | 4.33 | 4.65 | 4.91 | 5.12 | 5.30 | 5.46 | 5.60 |
| 4.48 | 5.27 | 5.77 | 6.14 | 6.43 | 6.67 | 6.87 | 7.05 | 7.21 |
| 12 | 3.08 | 3.77 | 4.20 | 4.51 | 4.75 | 4.95 | 5.12 | 5.27 | 5.39 |
| 4.32 | 5.05 | 5.50 | 5.84 | 6.10 | 6.32 | 6.51 | 6.67 | 6.81 |
| 14 | 3.03 | 3.70 | 4.11 | 4.41 | 4.64 | 4.83 | 4.99 | 5.13 | 5.25 |
| 4.21 | 4.89 | 5.32 | 5.63 | 5.88 | 6.08 | 6.26 | 6.41 | 6.54 |
| 16 | 3.00 | 3.65 | 4.05 | 4.33 | 4.56 | 4.74 | 4.90 | 5.03 | 5.15 |
| 4.13 | 4.79 | 5.19 | 5.49 | 5.72 | 5.92 | 6.08 | 6.22 | 6.35 |
| 18 | 2.97 | 3.61 | 4.00 | 4.28 | 4.49 | 4.67 | 4.82 | 4.96 | 5.07 |
| 4.07 | 4.70 | 5.09 | 5.38 | 5.60 | 5.79 | 5.94 | 6.08 | 6.20 |
| 20 | 2.95 | 3.58 | 3.96 | 4.23 | 4.45 | 4.62 | 4.77 | 4.90 | 5.01 |
| 4.02 | 4.64 | 5.02 | 5.29 | 5.51 | 5.69 | 5.84 | 5.97 | 6.09 |
| 30 | 2.89 | 3.49 | 3.85 | 4.10 | 4.30 | 4.46 | 4.60 | 4.72 | 4.82 |
| 3.89 | 4.45 | 4.80 | 5.05 | 5.24 | 5.40 | 5.54 | 5.65 | 5.76 |
| 40 | 2.86 | 3.44 | 3.79 | 4.04 | 4.23 | 4.39 | 4.52 | 4.63 | 4.73 |
| 3.82 | 4.37 | 4.70 | 4.93 | 5.11 | 5.26 | 5.39 | 5.50 | 5.60 |
| 60 | 2.83 | 3.40 | 3.74 | 3.98 | 4.16 | 4.31 | 4.44 | 4.55 | 4.65 |
| 3.76 | 4.28 | 4.59 | 4.82 | 4.99 | 5.13 | 5.25 | 5.36 | 5.45 |
| 120 | 2.80 | 3.36 | 3.68 | 3.92 | 4.10 | 4.24 | 4.36 | 4.47 | 4.56 |
| 3.70 | 4.20 | 4.50 | 4.71 | 4.87 | 5.01 | 5.12 | 5.21 | 5.30 |
| 2.77 | 3.31 | 3.63 | 3.86 | 4.03 | 4.17 | 4.29 | 4.39 | 4.47 |
| 3.64 | 4.12 | 4.40 | 4.60 | 4.76 | 4.88 | 4.99 | 5.08 | 5.16 |

**附表7.** **1** **Dunnet t-t 检验临界值表(单侧)**

(表中横行数字，上行P=0.05, 下行 P=0.01)

|  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 误差的  自由度  (v) | **处理数(不包括对照组)T** | | | | | | | | |
| 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 |
| 5 | 2.02 | 2.44 | 2.68 | 2.85 | 2.98 | 3.08 | 3.16 | 3.24 | 3.30 |
| 3.37 | 3.90 | 4.21 | 4.43 | 4.60 | 4.73 | 4.85 | 4.94 | 5.03 |
| 6 | 1.94 | 2.34 | 2.56 | 2.71 | 2.83 | 2.92 | 3.00 | 3.07 | 3.12 |
| 3.14 | 3.61 | 3.88 | 4.07 | 4.21 | 4.33 | 4.43 | 4.51 | 4.59 |
| 7 | 1.89 | 2.27 | 2.48 | 2.62 | 2.73 | 2.82 | 2.89 | 2.95 | 3.01 |
| 3.00 | 3.42 | 3.66 | 3.83 | 3.96 | 4.07 | 4.15. | 4.23 | 4.30 |
| 8 | 1.86 | 2.22 | 2.42 | 2.55 | 2.66 | 2.74 | 2.81 | 2.87 | 2.92 |
| 2.90 | 3.29 | 3.51 | 3.67 | 3.79 | 3.88 | 3.96 | 4.03 | 4.09 |
| 9 | 1.83 | 2.18 | 2.37 | 2.50 | 2.60 | 2.68 | 2.75 | 2.81 | 2.86 |
| 2.82 | 3.19 | 3.40 | 3.55 | 3.66 | 3.75 | 3.82 | 3.89 | 3.94 |
| 10 | 1.81 | 2.15 | 2.34 | 2.47 | 2.56 | 2.64 | 2.70 | 2.76 | 2.81 |
| 2.76 | 3.11 | 3.31 | 3.45 | 3.56 | 3.64 | 3.71 | 3.78 | 3.83 |
| 11 | 1.80 | 2.13 | 2.31 | 2.44 | 2.53 | 2.60 | 2.67 | 2.72 | 2.77 |
| 2.72 | 3.06 | 3.25 | 3.38 | 3.48 | 3.56 | 3.63 | 3.69 | 3.74 |
| 12 | 1.78 | 2.11 | 2.29 | 2.41 | 2.50 | 2.58 | 2.64 | 2.69 | 2.74 |
| 2.68 | 3.01 | 3.19 | 3.32 | 3.42 | 3.50 | 3.56 | 3.62 | 3.67 |
| 13 | 1.77 | 2.09 | 2.27 | 2.39 | 2.48 | 2.55 | 2.61 | 2.66 | 2.71 |
| 2.65 | 2.97 | 3.15 | 3.27 | 3.37 | 3.44 | 3.51 | 3.56 | 3.61 |
| 14 | 1.76 | 2.08 | 2.25 | 2.37 | 2.46 | 2.53 | 2.59 | 2.64 | 2.69 |
| 2.62 | 2.94 | 3.11 | 3.23 | 3.32 | 3.40 | 3.46 | 3.51 | 3.56 |
| 15 | 1.75 | 2.07 | 2.24 | 2.36 | 2.44 | 2.51 | 2.57 | 2.62 | 2.67 |
| 2.60 | 2.91 | 3.08 | 3.20 | 3.29 | 3.36 | 3.42 | 3.47 | 3.52 |
| 16 | 1.75 | 2.06 | 2.23 | 2.34 | 2.43 | 2.50 | 2.56 | 2.61 | 2.65 |
| 2.58 | 2.88 | 3.05 | 3.17 | 3.26 | 3.33 | 3.39 | 3.44 | 3.48 |
| 17 | 1.74 | 2.05 | 2.22 | 2.33 | 2.42 | 2.49 | 2.54 | 2.59 | 2.64 |
| 2.57 | 2.86 | 3.03 | 3.14 | 3.23 | 3.30 | 3.36 | 3.41 | 3.45 |
| 18 | 1.73 | 2.04 | 2.21 | 2.32 | 2.41 | 2.48 | 2.53 | 2.58 | 2.62 |
| 2.55 | 2.84 | 3.01 | 3.12 | 3.21 | 3.27 | 3.33 | 3.38 | 3.42 |
| 19 | 1.73 | 2.03 | 2.20 | 2.31 | 2.40 | 2.47 | 2.52 | 2.57 | 2.61 |
| 2.54 | 2.83 | 2.99 | 3.10 | 3.18 | 3.25 | 3.31 | 3.36 | 3.40 |
| 20 | 1.72 | 2.03 | 2.19 | 2.30 | 2.39 | 2.46 | 2.51 | 2.56 | 2.60 |
| 2.53 | 2.81 | 2.97 | 3.08 | 3.17 | 3.23 | 3.29 | 3.34 | 3.38 |
| 24 | 1.71 | 2.01 | 2.17 | 2.28 | 2.36 | 2.43 | 2.48 | 2.53 | 2.57 |
| 2.49 | 2.77 | 2.92 | 3.03 | 3.11 | 3.17 | 3.22 | 3.27 | 3.31 |
| 30 | 1.70 | 1.99 | 2.15 | 2.25 | 2.33 | 2.40 | 2.45 | 2.50 | 2.54 |
| 2.46 | 2.72 | 2.87 | 2.97 | 3.05 | 3.11 | 3.16 | 3.21 | 3.24 |
| 40 | 1.68 | 1.97 | 2.13 | 2.23 | 2.31 | 2.37 | 2.42 | 2.47 | 2.51 |
| 2.42 | 2.68 | 2.82 | 2.92 | 2.99 | 3.05 | 3.10 | 3.14 | 3.18 |
| 60 | 1.67 | 1.95 | 2.10 | 2.21 | 2.28 | 2.35 | 2.39 | 2.44 | 2.48 |
| 2.39 | 2.64 | 2.78 | 2.87 | 2.94 | 3.00 | 3.04 | 3.08 | 3.12 |
| 120 | 1.66 | 1.93 | 2.08 | 2.18 | 2.26 | 2.32 | 2.37 | 2.41 | 2.45 |
| 2.36 | 2.60 | 2.73 | 2.82 | 2.89 | 2.94 | 2.99 | 3.03 | 3.06 |
| 1.64 | 1.92 | 2.06 | 2.16 | 2.23 | 2.29 | 2.34 | 2.38 | 2.42 |
| x | 2.33 | 2.56 | 2.68 | 2.77 | 2.84 | 2.89 | 2.93 | 2.97 | 3.00 |

**附表7.2** **Dunnet t-t 检验临界值表(双侧)**

|  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  |  | (表 | 中横行数 | 字，上行P | =0.05,下 | 行P=0.0 | 1) |  |  |
| 误差的  自由度  (v) | 处理数(不包括对照组)T | | | | | | | | |
| 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 |
| 5  6  7  8  9  10  11  12  13  14  15  16  17  18  19  20  24  30  40  60  120  x | 2.57 4.03 2.45 3.71 2.36 3.50 2.31 3.36 2.26 3.25 2.23 3.17 2.20 3.11 2.18 3.05 2.16 3.01 2.14 2.98 2.13 2.95 2.12 2.92 2.11 2.90 2.10 2.88 2.09 2.86 2.09 2.85 2.06 2.80 2.04 2.75 2.02 2.70 2.00 2.66 1.98 2.62 1.96  2.58 | 3.03 4.63 2.86 4.22 2.75 3.95 2.67 3.77 2.61 3.63 2.57 3.53 2.53 3.45 2.50 3.39 2.48 3.33 2.46 3.29 2.44 3.25 2.42 3.22 2.41 3.19 2.40 3.17 2.39 3.15 2.38 3.13 2.35 3.07 2.32 3.01 2.29 2.95 2.27 2.90 2.24 2.84  2.21 | 3.39 5.09 3.18 4.60 3.04 4.28 2.94 4.06 2.86 3.90 2.81 3.78 2.76 3.68 2.72 3.61 2.69 3.54 2.67 3.49 2.64 3.45 2.63 3.41 2.61 3.38 2.59 3.35 2.58 3.33 2.57 3.31 2.53 3.24 2.50 3.17 2.47 3.10 2.43 3.04 2.40 2.98  2.37 | 3.66 5.44 3.41 4.88 3.24 4.52 3.13 4.27 3.04 4.09 2.97 3.95 2.92 3.85 2.88 3.76 2.84 3.69 2.81 3.64 2.79 3.59 2.77 3.55 2.75 3.51 2.73 3.48 2.72 3.46 2.70 3.43 2.66 3.36 2.62 3.28 2.58 3.21 2.55 3.14 2.51 3.08  2.47 | 3.88 5.73 3.60 5.11 3.41 4.71 3.28 4.44 3.18 4.24 3.11 4.10 3.05 3.98 3.00 3.89 2.96 3.81 2.93 3.75 2.90 3.70 2.88 3.65 2.85 3.62 2.84 3.58 2.82 3.55 2.81 3.53 2.76 3.45 2.72 3.37 2.67 3.29 2.63 3.22 2.59 3.15  2.55 | 4.06 5.97 3.75 5.30 3.54 4.87 3.40 4.58 3.29 4.37 3.21 4.21 3.15 4.09 3.10 3.99 3.06 3.91 3.02 3.84 2.99 3.79 2.96 3.74 2.94 3.70 2.92 3.67 2.90 3.64 2.89 3.61 2.84 3.52 2.79 3.44 2.75 3.36 2.70 3.28 2.66 3.21  2.62 | 4.22 6.18 3.88 5.47 3.66 5.01 3.51 4.70 3.39 4.48 3.31 4.31 3.24 4.18 3.18 4.08 3.14 3.99 3.10 3.92 3.07 3.86 3.04 3.82 3.01 3.77 2.99 3.74 2.97 3.70 2.96 3.67 2.91 3.58 2.86 3.50 2.81 3.41 2.76 3.33 2.71 3.25  2.67 | 4.36 6.36 4.00 5.61 3.76 5.13 3.60 4.81 3.48 4.57 3.39 4.40 3.31 4.26 3.25 4.15 3.21 4.06 3.17 3.99 3.13 3.93 3.10 3.88 3.08 3.83 3.05 3.80 3.04 3.76 3.02 3.73 2.96 3.64 3.91 3.55 2.86 3.46 2.81 3.38 2.76 3.30  2.71 | 4.49 6.53 4.11 5.74 3.86 5.24 3.68 4.90 3.55 4.65 3.46 4.47 3.28 4.33 3.32 4.22 3.27 4.13 3.23 4.05 3.19 3.99 3.16 3.93 3.13 3.89 3.11 3.85 3.69 3.81 3.07 3.78 3.01 3.69 2.96 3.59 2.90 3.50 2.85 3.42 2.80 3.33  2.75 |
| 2.79 | 2.92 | 3.01 | 3.08 | 3.14 | 3.18 | 3.22 | 3.25 |

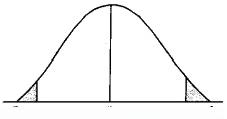
**附表8** **H界值表(三样本比较的秩和检验用)**

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| n | n₁ | n2 | n₃ | P 0.05 | 0.01 |
| 7 | 3  3  3 | 2  3  3 | 2  1  2 | 4.71 5.14  5.36 |  |
| 8 | 4  4  5  3 | 2  3  2  3 | 2  1  1  3 | 5.33 5.21 5.00  5.60 | 7.20 |
| 9 | 4  4  5  5 | 3  4  2  3 | 2  1  2  1 | 5.44 4.97 5.16  4.96 | 6.44 6.67  6.53 |
| 10 | 4  4  5  5  4 | 3  4  3  4  4 | 3  2  2  1  3 | 5.73 5.45 5.25 4.99  5.60 | 6.75 7.04 6.82 6.95  7.14 |
| 11 | 5  5  5  4 | 3  4  5  4 | 3  2  1  4 | 5.65 5.27 5.13  5.69 | 7.08 7.12 7.31  7.65 |
| 12 | 5  5 | 4  5 | 3  2 | 5.63  5.34 | 7.44  7.27 |
| 13 | 5  5 | 4  5 | 4  3 | 5.62  5.71 | 7.76  7.54 |
| 14 | 5 | 5 | 4 | 3.64 | 7.79 |
| 15 | 5 | 5 | 5 | 5.78 | 7.98 |

**附表9** **M 界值表(随机区组比较的秩和检验用)**

(P=0.05)

|  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 区组数 | 处 理 数 (K) | | | | | | | | | | | | | |
| (b) | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 | 10 | 11 | 12 | 13 | 14 | 15 |
| 2 | 一 | - | 20 | 38 | 64 | 96 | 138 | 192 | 258 | 336 | 429 | 538 | 664 | 808 |
| 3 | 一 | 18 | 37 | 64 | 104 | 158 | 225 | 311 | 416 | 542 | 691 | 865 | 1063 | 1292 |
| 4 | 一 | 26 | 52 | 89 | 144 | 217 | 311 | 429 | 574 | 747 | 950 | 1189 | 1460 | 1770 |
| 5 | 一 | 32 | 65 | 113 | 183 | 277 | 396 | 547 | 731 | 950 | 1210 | 1512 | 1859 | 2254 |
| 6 | 18 | 42 | 76 | 137 | 222 | 336 | 482 | 664 | 887 | 1155 | 1469 | 1831 | 2253 | 2738 |
| 7 | 24.5 | 50 | 92 | 167 | 272 | 412 | 591 | 815 | 1086 | 1410 | 1791 | 2233 | 2740 | 3316 |
| 8 | 32 | 50 | 105 | 190 | 310 | 471 | 676 | 931 | 1241 | 1612 | 2047 | 2552 | 3131 | 3790 |
| 9 | 24.5 | 56 | 118 | 214 | 349 | 529 | 760 | 1047 | 1396 | 1813 | 2302 | 2871 | 3523 | 4264 |
| 10 | 32 | 62 | 131 | 238 | 388 | 588 | 845 | 1164 | 1551 | 2014 | 2558 | 3189 | 3914 | 4737 |
| 11 | 40.5 | 66 | 144 | 261 | 427 | 647 | 929 | 1280 | 1706 | 2216 | 2814 | 3508 | 4305 | 5211 |
| 12 | 32 | 72 | 157 | 285 | 465 | 706 | 1013 | 1396 | 1862 | 2417 | 3070 | 3827 | 4697 | 5685 |
| 13 | 40.5 | 78 | 170 | 309 | 504 | 764 | 1098 | 1512 | 2017 | 2618 | 3326 | 4146 | 5088 | 6159 |
| 14 | 50 | 84 | 183 | 333 | 543 | 823 | 1182 | 1629 | 2172 | 2820 | 3581 | 4465 | 5479 | 6632 |
| 15 | 40.5 | 90 | 196 | 356 | 582 | 882 | 1267 | 1745 | 2327 | 3021 | 3837 | 4784 | 5871 | 7106 |

**附表10** **r界值** **表** r l

概率，P

|  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 自由度单侧：  v双侧： | 0.25  0.50 | 0.10  0.20 | 0.05  0.10 | 0.025  0.05 | 0.01  0.02 | 0.005  0.01 | 0.0025  0.005 | 0.001  0.002 | 0.000  0.001 |
| 1 | 0.707 | 0.951 | 0.988 | 0.997 | 1.000 | 1.000 | 1.000 | 1.000 | 1.000 |
| 2 | 0.500 | 0.800 | 0.900 | 0.950 | 0.980 | 0.990 | 0.995 | 0.998 | 0.999 |
| 3 | 0.404 | 0.687 | 0.805 | 0.878 | 0.934 | 0.959 | 0.974 | 0.986 | 0.991 |
| 4 | 0.347 | 0.608 | 0.729 | 0.811 | 0.882 | 0.917 | 0.942 | 0.963 | 0.974 |
| 5 | 0.309 | 0.551 | 0.669 | 0.755 | 0.833 | 0.875 | 0.906 | 0.935 | 0.951 |
| 6 | 0.281 | 0.507 | 0.621 | 0.707 | 0.789 | 0.834 | 0.870 | 0.905 | 0.925 |
| 7 | 0.260 | 0.472 | 0.582 | 0.666 | 0.750 | 0.798 | 0.836 | 0.875 | 0.898 |
| 8 | 0.242 | 0.443 | 0.549 | 0.632 | 0.715 | 0.765 | 0.805 | 0.847 | 0.872 |
| 9 | 0.228 | 0.419 | 0.521 | 0.602 | 0.685 | 0.735 | 0.776 | 0.820 | 0.847 |
| 10 | 0.216 | 0.398 | 0.497 | 0.576 | 0.658 | 0.708 | 0.750 | 0.795 | 0.823 |
| 11 | 0.206 | 0.380 | 0.476 | 0.553 | 0.634 | 0.684 | 0.726 | 0.772 | 0.801 |
| 12 | 0.197 | 0.365 | 0.457 | 0.532 | 0.612 | 0.661 | 0.703 | 0.750 | 0.780 |
| 13 | 0.189 | 0.351 | 0.441 | 0.514 | 0.592 | 0.641 | 0.683 | 0.730 | 0.760 |
| 14 | 0.182 | 0.338 | 0.426 | 0.497 | 0.574 | 0.623 | 0.664 | 0.711 | 0.742 |
| 15 | 0.176 | 0.327 | 0.412 | 0.482 | 0.558 | 0.606 | 0.647 | 0.694 | 0.725 |
| 16 | 0.170 | 0.317 | 0.400 | 0.468 | 0.542 | 0.590 | 0.631 | 0.678 | 0.708 |
| 17 | 0.165 | 0.308 | 0.389 | 0.456 | 0.529 | 0.575 | 0.616 | 0.662 | 0.693 |
| 18 | 0.160 | 0.299 | 0.378 | 0.444 | 0.515 | 0.561 | 0.602 | 0.648 | 0.679 |
| 19 | 0.156 | 0.291 | 0.369 | 0.433 | 0.503 | 0.549 | 0.589 | 0.635 | 0.665 |
| 20 | 0.152 | 0.284 | 0.360 | 0.423 | 0.492 | 0.537 | 0.576 | 0.622 | 0.652 |
| 21 | 0.148 | 0.277 | 0.352 | 0.413 | 0.482 | 0.526 | 0.565 | 0.610 | 0.640 |
| 22 | 0.145 | 0.271 | 0.344 | 0.404 | 0.472 | 0.515 | 0.554 | 0.599 | 0.629 |
| 23 | 0.141 | 0.265 | 0.337 | 0.396 | 0.462 | 0.505 | 0.543 | 0.588 | 0.618 |
| 24 | 0.138 | 0.260 | 0.330 | 0.388 | 0.453 | 0.496 | 0.534 | 0.578 | 0.607 |
| 25 | 0.136 | 0.255 | 0.323 | 0.381 | 0.445 | 0.487 | 0.524 | 0.568 | 0.597 |
| 26 | 0.133 | 0.250 | 0.317 | 0.374 | 0.437 | 0.479 | 0.515 | 0.559 | 0.588 |
| 27 | 0.131 | 0.245 | 0.311 | 0.367 | 0.430 | 0.471 | 0.507 | 0.550 | 0.579 |
| 28 | 0.128 | 0.241 | 0.306 | 0.361 | 0.423 | 0.463 | 0.499 | 0.541 | 0.570 |
| 29 | 0.126 | 0.237 | 0.301 | 0.355 | 0.416 | 0.456 | 0.491 | 0.533 | 0.562 |
| 30 | 0.124 | 0.233 | 0.296 | 0.349 | 0.409 | 0.449 | 0.484 | 0.526 | 0.554 |
| 31 | 0.122 | 0.229 | 0.291 | 0.344 | 0.403 | 0.442 | 0.477 | 0.518 | 0.546 |
| 32 | 0.120 | 0.225 | 0.287 | 0.339 | 0.397 | 0.436 | 0.470 | 0.511 | 0.539 |
| 33 | 0.118 | 0.222 | 0.283 | 0.334 | 0.392 | 0.430 | 0.464 | 0.504 | 0.532 |
| 34 | 0.116 | 0.219 | 0.279 | 0.329 | 0.386 | 0.424 | 0.458 | 0.498 | 0.525 |
| 35 | 0.115 | 0.216 | 0.275 | 0.325 | 0.381 | 0.418 | 0.452 | 0.492 | 0.519 |
| 36 | 0.113 | 0.213 | 0.271 | 0.320 | 0.376 | 0.413 | 0.446 | 0.486 | 0.513 |
| 37 | 0.111 | 0.210 | 0.267 | 0.316 | 0.371 | 0.408 | 0.441 | 0.480 | 0.507 |
| 38 | 0.110 | 0.207 | 0.264 | 0.312 | 0.367 | 0.403 | 0.435 | 0.474 | 0.501 |
| 39 | 0.108 | 0.204 | 0.261 | 0.308 | 0.362 | 0.398 | 0.430 | 0.469 | 0.495 |
| 40 | 0.107 | 0.202 | 0.257 | 0.304 | 0.358 | 0.393 | 0.425 | 0.463 | 0.490 |
| 41 | 0.106 | 0.199 | 0.254 | 0.301 | 0.354 | 0.389 | 0.420 | 0.458 | 0.484 |
| 42 | 0.104 | 0.197 | 0.241 | 0.297 | 0.350 | 0.384 | 0.416 | 0.453 | 0.479 |
| 43 | 0.103 | 0.195 | 0.248 | 0.294 | 0.346 | 0.380 | 0.411 | 0.449 | 0.474 |
| 44 | 0.102 | 0.192 | 0.246 | 0.291 | 0.342 | 0.376 | 0.407 | 0.444 | 0.469 |
| 45 | 0.101 | 0.190 | 0.243 | 0.288 | 0.338 | 0.372 | 0.403 | 0.439 | 0.465 |
| 46 | 0.100 | 0.188 | 0.240 | 0.285 | 0.335 | 0.368 | 0.399 | 0.435 | 0.460 |
| 47 | 0.099 | 0.186 | 0.238 | 0.282 | 0.331 | 0.365 | 0.395 | 0.431 | 0.456 |
| 48 | 0.098 | 0.184, | 0.235 | 0.279 | 0.328 | 0.361 | 0.391 | 0.427 | 0.451 |
| 49 | 0.097 | 0.182 | 0.233 | 0.276 | 0.325 | 0.358 | 0.387 | 0.423 | 0.447 |

50

0.096

0.181

0.231

0.273

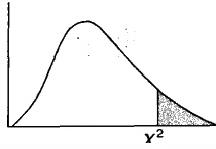
0.322

0.354

0.384

0.419

0.443



**附表11** **x²界值表**

|  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 自由度 | |  |  |  |  |  | 概率，P | |  |  |  |  |  |
| V | 0.995 | 0.990 | 0.975 | 0.950 | 0.900 | 0.750 | 0.500 | 0.250 | 0.100 | 0.050 | 0.025 | 0.010 | 0.005 |
| 1 |  |  |  |  | 0.02 | 0.10 | 0.45 | 1.32 | 2.71 | 3.84 | 5.02 | 6.63 | 7.88 |
| 2 | 0.01 | 0.02 | 0.05 | 0.10 | 0.21 | 0.58 | 1.39 | 2.77 | 4.61 | 5.99 | 7.38 | 9.21 | 10.60 |
| 3 | 0.07 | 0.11 | 0.22 | 0.35 | 0.58 | 1.21 | 2.37 | 4.11 | 6.25 | 7.81 | 9.35 | 11.34 | 12.84 |
| 4 | 0.21 | 0.30 | 0.48 | 0.71 | 1.06 | 1.92 | 3.36 | 5.39 | 7.78 | 9.49 | 11.14 | 13.28 | 14.86 |
| 5 | 0.41 | 0.55 | 0.83 | 1.15 | 1.61 | 2.67 | 4.35 | 6.63 | 9.24 | 11.07 | 12.83 | 15.09 | 16.75 |
| 6 | 0.68 | 0.87 | 1.24 | 1.64 | 2.20 | 3.45 | 5.35 | 7.84 | 10.64 | 12.59 | 14.45 | 16.81 | 18.55 |
| 7 | 0.99 | 1.24 | 1.69 | 2.17 | 2.83 | 4.25 | 6.35 | 9.04 | 12.02 | 14.07 | 16.01 | 18.48 | 20.28 |
| 8 | 1.34 | 1.65 | 2.18 | 2.73 | 3.49 | 5.07 | 7.34 | 10.22 | 13.36 | 15.51 | 17.53 | 20.09 | 21.95 |
| 9 | 1.73 | 2.09 | 2.70 | 3.33 | 4.17 | 5.90 | 8.34 | 11.39 | 14.68 | 16.92 | 19.02 | 21.67 | 23.59 |
| 10 | 2.16 | 2.56 | 3.25 | 3.94 | 4.87 | 6.74 | 9.34 | 12.55 | 15.99 | 18.31 | 20.48 | 23.21 | 25.19 |
| 11 | 2.60 | 3.05 | 3.82 | 4.57 | 5.58 | 7.58 | 10.34 | 13.70 | 17.28 | 19.68 | 21.92 | 24.72 | 26.76 |
| 12 | 3.07 | 3.57 | 4.40 | 5.23 | 6.30 | 8.44 | 11.34 | 14.85 | 18.55 | 21.03 | 23.34 | 26.22 | 28.30 |
| 13 | 3.57 | 4.11 | 5.01 | 5.89 | 7.04 | 9.30 | 12.34 | 15.98 | 19.81 | 22.36 | 24.74 | 27.69 | 29.82 |
| 14 | 4.07 | 4.66 | 5.63 | 6.57 | 7.79 | 10.17 | 13.34 | 17.12 | 21.06 | 23.68 | 26.12 | 29.14 | 31.32 |
| 15 | 4.60 | 5.23 | 6.26 | 7.26 | 8.55 | 11.04 | 14.34 | 18.25 | 22.31 | 25.00 | 27.49 | 30.58 | 32.80 |
| 16 | 5.14 | 5.81 | 6.91 | 7.96 | 9.31 | 11.91 | 15.34 | 19.37 | 23.54 | 26.30 | 28.85 | 32.00 | 34.27 |
| 17 | 5.70 | 6.41 | 7.56 | 8.67 | 10.09 | 12.79 | 16.34 | 20.49 | 24.77 | 27.59 | 30.19 | 33.41 | 35.72 |
| 18 | 6.26 | 7.01 | 8.23 | 9.39 | 10.86 | 13.68 | 17.34 | 21.60 | 25.99 | 28.87 | 31.53 | 34.81 | 37.16 |
| 19 | 6.84 | 7.63 | 8.91 | 10.12 | 11.65 | 14.56 | 18.34 | 22.72 | 27.20 | 30.14 | 32.85 | 36.19 | 38.58 |
| 20 | 7.43 | 8.26 | 9.59 | 10.85 | 12.44 | 15.45 | 19.34 | 23.83 | 28.41 | 31.41 | 34.17 | 37.57 | 40.00 |
| 21 | 8.03 | 8.90 | 10.28 | 11.59 | 13.24 | 16.34 | 20.34 | 24.93 | 29.62 | 32.67 | 35.48 | 38.93 | 41.40 |
| 22 | 8.64 | 9.54 | 10.98 | 12.34 | 14.04 | 17.24 | 21.34 | 26.04 | 30.81 | 33.92 | 36.78 | 40.29 | 42.80 |
| 23 | 9.26 | 10.20 | 11.69 | 13.09 | 14.85 | 18.14 | 22.34 | 27.14 | 32.01 | 35.17 | 38.08 | 41.64 | 44.18 |
| 24 | 9.89 | 10.86 | 12.40 | 13.85 | 15.66 | 19.04 | 23.34 | 28.24 | 33.20 | 36.42 | 39.36 | 42.98 | 45.56 |
| 25 | 10.52 | 11.52 | 13.12 | 14.61 | 16.47 | 19.94 | 24.34 | 29.34 | 34.38 | 37.65 | 40.65 | 44.31 | 46.93 |
| 26 | 11.16 | 12.20 | 13.84 | 15.38 | 17.29 | 20.84 | 25.34 | 30.43 | 35.56 | 38.89 | 41.92 | 45.64 | 48.29 |
| 27 | 11.81 | 12.88 | 14.57 | 16.15 | 18.11 | 21.75 | 26.34 | 31.53 | 36.74 | 40.11 | 43.19 | 46.96 | 49.64 |
| 28 | 12.46 | 13.56 | 15.31 | 16.93 | 18.94 | 22.66 | 27.34 | 32.62 | 37.92 | 41.34 | 44.46 | 48.28 | 50.99 |
| 29 | 13.12 | 14.26 | 16.05 | 17.71 | 19.77 | 23.57 | 28.34 | 33.71 | 39.09 | 42.56 | 45.72 | 49.59 | 52.34 |
| 30 | 13.79 | 14.95 | 16.79 | 18.49 | 20.60 | 24.48 | 29.34 | 34.80 | 40.26 | 43.77 | 46.98 | 50.89 | 53.67 |
| 40 | 20.71 | 22.16 | 24.43 | 26.51 | 29.05 | 33.66 | 39.34 | 45.62 | 51.81 | 55.76 | 59.34 | 63.69 | 66.77 |
| 50 | 27.99 | 29.71 | 32.36 | 34.76 | 27.69 | 42.94 | 49.33 | 56.33 | 63.17 | 67.50 | 71.42 | 76.15 | 79.49 |
| 60 | 35.53 | 37.48 | 40.48 | 43.19 | 46.46 | 52.29 | 59.33 | 66.98 | 74.40 | 79.08 | 83.30 | 88.38 | 91.95 |
| 70 | 43.28 | 45.44 | 48.76 | 51.74 | 55.33 | 61.70 | 69.33 | 77.58 | 85.53 | 90.53 | 95.02 | 00.42 | 04.22 |
| 80 | 51.17 | 53.54 | 57.15 | 60.39 | 64.28 | 71.14 | 79.33 | 88.13 | 96.58 | 01.88 | 06.63 | 12.33 | 16.32 |
| 90 | 59.20 | 61.75 | 65.65 | 69.13 | 73.29 | 80.62 | 89.33 | 98.65 | 07.56 | 13.14 | 18.14 | 24.12 | 28.30 |
| 100 | 67.33 | 70.06 | 74.22 | 77.93 | 82.36 | 90.13 | 99.33 | 09.14 | 18.50 | 24.34 | 29.56 | 35.81 | 40.17 |

**附录2** SPSS for Windows应用简介

**第一节** **SPSS 软件包概述**

**一、什么是** **SPSS**

SPSS 是软件英文名称 Statistical Package for the Social Science 的首字母缩写，即“社 会科学统计软件包”。它是美国SPSS 公司的产品，是国际上著名的统计软件之一。2000年 伴随 SPSS 产品服务领域的扩大和服务深度的增加， SPSS 公司已正式将英文全称更改为 Statistical Product and Service Solutions,即“统计产品与服务解决方案”。

**二、SPSS** **的发展历史**

美国SPSS 公司是1968年成立的，当时所推出的 SPSS 统计软件只能在大型机上运行。 1984年 SPSS 公司推出微机版本的基于DOS 环境的 SPSS/PC 和 SPSS/PC+ 。 后来，由于 微软Windows 的普及，SPSS 公司从1992年开始相继推出了Windows 操作系统的5.0及以 上版本。国内目前较流行的版本是8.0、10.0、12.0以及最新版本13.0。从SPSS12.0 开 始出现了简体中文版。

SPSS For Windows 的用户界面友好，使用方便，统计功能强大，是当今世界上最流 行、最受欢迎的统计软件包之一，它不但应用于社会科学，也被广泛应用于自然科学、技术 科学等领域。它的用户分布于通讯、医疗、银行、证券、保险、制造、商业、市场研究、科 研教育等行业，是世界上应用最广泛的统计软件之一。在国际学术界有条不成文的规定，即 在国际学术交流中，凡是用SPSS 软件完成的计算和统计分析，可以不必说明算法，由此可 见其影响之大和信誉之高。

**三、SPSS 的组成模块**

SPSS For Windows软件包由多个功能模块组成，包括 Base、Advanced Models、Re- gression Models 、Categories 、Tables 、Missing Value Analysis 、Complex Samples 、Con- joint 、Exact Tests 、Maps 、Trends 等。用户可以根据需要购买其中一部分，但 Base 模块 是必需的。

本次实习将以 SPSS13.0 英文版为蓝本，以医学科研领域的实际资料为例，介绍该软件 的具体使用方法。

**第二节** **建立数据文件的SPSS 命令**

下面介绍在SPSS 中建库并产生数据文件的方法。启动SPSS 后进入其主界面，即数据 编辑器 (Data Editor) 窗口，窗口左下角有数据视图 (Data View) 和变量视图 (Variable View) 可以相互切换，默认的是数据视图。在SPSS中建库的方法是先将主界面切换至变量

视图，依据变量清单的内容分别定义各变量，再把主界面切回至数据视图，开始录入数据， 完毕之后保存该数据文件。

一 、定义变量

1. 定义变量名 (Name): 如果使用的是英文版 SPSS For Windows, 取变量名最好用英 文或汉语拼音，而避免用中文，另外还要遵循以下原则：

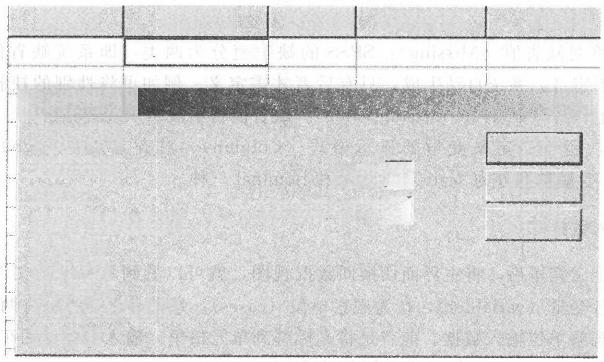
(1)变量名的首字符应该是英文字母，其后可以是任意字母、数字或一些诸如“@,1, \_,$”的特殊字符，但不可以是空格或“!,?,',\*”等。

(2)变量名的长度不能超过64字符，这意味着如果用中文取名，最多可以有32个字。

(3)变量名不允许重名，不能使用SPSS 的保留字 (Reserved Keywords), 比 如ALL, AND,BY,EQ,GE,GT,LE,LT,NE,NOT,OR,TO,WITH。

(4)变量名是不区分大小写的。

2. 定义变量类型 (Type):SPSS 默认的变量类型为数值型 (Numeric), 当单击格子的 右侧按钮会出现图1的定义变量类型的对话框。



Label

口

?]×

OK

Cancel

Help

定义变量类型的对话框

Name Type

Variable Type Numerig

C Comma

C Dot

C Scientific notation CDate

C Dollar

C Custom currency

C String

图 1

Width: 8

Decimal Places: 2

Decimals

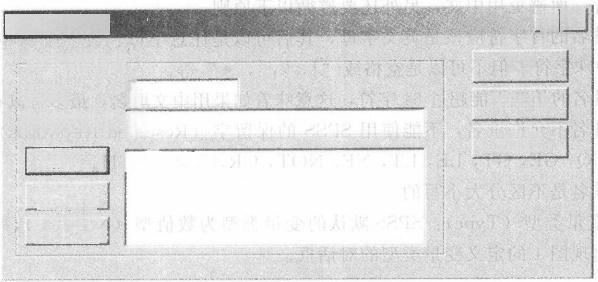
Width

**表1各种变量类型的含义**

|  |  |
| --- | --- |
| 类型 | 含义 |
| Numeric | 数值型 |
| Comma | 数值型，用逗点分隔 |
| Dot | 数值型，用小数点分隔 |
| Scientific Notation | 科学计数法 |
| Date | 日期型 |
| Dollar | 带美元符号的数值型 |
| Custom Currency | 用户自定义型 |
| String | 字符串型 |

3. 定义变量标签 (Label): 变量标签可以用中文，最多允许128个字，它不受 SPSS 保 留字的限制。数据视图下，将鼠标停留在有变量标签的变量名字上，该标签会自动弹出。

4. 定义变量值标签 (Values): 假 设 要 定 义 的 是 数 值 型 变 量 性 别 ， 其 中 1 代 表 男 ， 2 代 表女，可单击格子的右侧按钮，弹出图2的对话框后再作具体定义。变量值标签最多允许 6 0 个 字 符 。



Value Labels

Value Labels

Value: 2

Valug Label: 女

Help

Add 1.00=“男”

Chiange

Bemove

OK

Cancel

? ×

图 2 定义变量值标签的对话框

5. 定义变量缺省值 (Missing):SPSS 的缺省值分为两类，即系统缺省值和用户缺省 值。前者不需定义，系统自动生成，只有后者才需定义。例如可将性别的缺省值设定为9, 它属于离散值，即 “Discrete missing value”。缺省值将不被纳入统计分析中。

6. 此外，还可以定义变量的显示格式 (Column) 、 对齐方式 (Align) 和变量类型 (Measure) 。 变量类型分为 scale 、ordinal 和 nominal 三种。

**二、录入数据**

各变量定义完毕后，将主界面切换回数据视图，就可以看到一个数据文件的二维表格。 表格的列为各变量 (variables), 行为观察单位 (cases) 。 录入数据的方法有两种：按变量输 入数据及按观察单位输人数据。前者是将光标移到单元格里，输入数值，回车下移单元格直 至完毕。后者是通过按tab 键完成光标移动的。

**三、保存数据文件**

点工具栏的磁盘图标或在File菜单下选 save或 save as可以保存数据文件。在弹出的对 话框里，点 variables 可选择只保存一部分变量，点“保存类型”的下拉菜单可选择所存数 据文件的类型。SPSS 的默认数据格式是 sav。

**第三节** **常见的数据预处理命令**

数据预处理是数据分析的基础，它包括数据文件的合并拆分、增减变量或观察单位、数 据排序编秩、选择观察单位及建立新变量等。人们往往误认为数据预处理很容易，不必下很 大的工夫，这是非常错误的。

**一、文件合并** **(merge files)**

文件合并包括纵向和横向合并两种方式。纵向合并是指从外部数据文件中增加观测值到 当前数据文件中 (Add Cases)。横向合并是指从外部数据文件中增加变量到当前数据文件中 (Add Variables)。

1. 增加观测值 (Add Cases)

以 SPSS 自 带 数 据 Employee data.sav 为例，假设有数据结构相同的两个数据文件 e1.sav 和e2.sav, 前者的id 是1～200,后者的 id是201～474,进行Add Cases操作的具体 步骤如下：

(1)打开el.sav 作为当前数据文件。

(2)单击 Data 菜单中的合并文件 (Merge Files) 子菜单，然后选择增加观测值 (Add Cases) 命令，弹出选数据文件的对话框，选择需合并的文件 e2.sav。

(3)打开 e2.sav 后会弹出 Add Cases From 的对话框，框的左侧为不匹配变量 (Un- paired Variables),列出分属两个文件的不成对变量名，其中用["]标记表示工作文件， 用[+]标记的属于外部文件，框的右侧为新工作表文件，里面列出的是能合并到一起的匹 配变量。本例的两个数据文件完全匹配。

(4)单击确定 (OK) 按钮即可。

2. 增加变量 (Add Variables)

仍以 SPSS 自 带 数 据 Employee data.sav 为例，假设有两个数据文件 em1.sav 和 em2.sav, 它们的观测值个数均为474,并都有关键变量id 。前5例如图所示：

d lgendel bdate  educ  minoity 1m  0203M952 15  0 2m  05231958 16  0 3f  0726/1929 12  0 4f  04/151947 8  0 5m  0209/1955 15  0

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 0 | jobcat | salary | salbegin | jobtime | prevexp |
| 1 | 3 | 57000 | 527000 | 98 | 144 |
| 2 | 1 | 340,200 | 318750 | 98 | 36 |
| 3 | 1 | S21,450 | 512000 | 98 | 381 |
| 4 | 1 | 521,900 | $13,200 | 98 | 190 |
| 5 | 1 | 545,000 | 21,000 | 98 | 138 |

进行 Add Variables 操作的具体步骤如下：

(1)对eml.sav 和 em2.sav 分别按id 排升序，并将前者作为当前数据文件。

(2)单击 Data 菜单中的合并文件 (Merge Files) 子菜单，然后选择增加变量 (Add Variables) 命令，弹出选数据文件的对话框，选择需合并的文件em2.sav。

(3)打开 e2.sav 后会弹出 Add Variables From 的对话框，选择好在合并之后需要保留 的变量，选择关键变量id 到 key Variables 框内。

(4)在两个文件都提供数据 (Both files provide cases) 的单选框里打勾。

(5)单击确定 (OK) 按钮即可。

注意：如两个文件没有事先按关键变量进行排序，合并时将给出错误信息。

**二、增减变量和观察单位**

1. 增加一个新的变量列

例如要在第2列前增加一个新的列，使原来的第2列右移变成第3列，则可先激活第2 列的任一单元格，然后选Data 菜单的Insert Variable 命令。

2. 删除一个变量列

例如要删除第4个变量列，则可先点击第4列的列头，这时整个第4列被选中(呈黑底 白字状),然后按Delete 键，该列即被删除。

3. 增加一个新的观察单位(即增加一个新的行)。

例如要在第6个观察单位前增加一个观察单位(亦即在第6行前增加一行),可先激活 第6行的任一单元格，然后选 Data 菜单的 Insert Case 命令。

4. 删除一个行

例如要删除第9行(即删除这个观察单位的所有观察值),则可先点击第9行的行头， 这时整个第9行被选中(呈黑底白字状),然后按Delete 键。

**三、排序与编秩**

1. 排序

在进行数据文件的横向合并之前，需要对观察单位按关键变量排序，步骤是：

(1)打开数据文件。

(2)单击 Data 菜单中的排序 (sort cases) 命令，弹出对话框，将要排序的变量选入 sort by的矩形框内，然后选择排序的方式， Ascending 表示升序，Descending 表示降序。 如果选多个变量，系统将按变量选择的先后逐级依次排序。

(3)单击确定 (OK) 按钮即可。

2. 给变量值排秩序

一些统计分析方法(如秩和检验)需要对变量的秩次进行分析。 SPSS 中手动编秩的步 骤 是 ：

(1)单击 transform 菜单中的编秩 (rank cases) 命令，弹出对话框，将要编秩的变量 选入 variable(s) 的矩形框。

(2)在对话框左下部分的两个选项里选其一，smallest value 是指要将最小的变量值定 为秩次1,largest value 则相反。

(3)单击确定 (OK) 按钮即可。

**四、选择观察单位** **(select cases)**

有时，我们不需要分析全部数据，而只想分析其中满足特定条件的那部分数据，就需要 用到SPSS 的选择观察单位 (select cases) 命令。以SPSS 的 Employee data.sav 为例，把工 作类别jobcat 为经理 (Manager) 的观察单位选出来的步骤是：

(1)单击 Data 菜单中选择观察单位 (select cases) 命令，弹出对话框。

(2)选择if condition is satisfied,再 点if 按钮，在右上角的矩形框里写人选择记录的条

件，即 jobcat=3, 点 continue 按钮回到原对话框。

(3)如果 Select Cases 对话框里指定的是 Unselected Cases Are Deleted, 那么系统会删 除所有未满足特定条件的观察单位。如果是 Unselected Cases Are filtered,那么系统仅将它 们过滤，不作分析。

(4)单击确定 (OK) 按钮即可。

调用Select Cases命令完成定义后，SPSS 将在主窗口的最下面状态行中显示 Filter On 字样；若调用该命令后的数据库被用户存盘，则当这个数据文件再次打开使用时，仍会显示 Filter On字样，意味着数据选择命令依然有效。

**五、数据文件的拆分** **(split file)**

文件拆分的目的是要对不同的分组进行相同的统计分析。例如，按照工作类别 jobcat, Employee data.sav 的474名观察单位可分为3类，即Clerical 、Custodial 和 Manager, 拆分 的方法是：

(1)单击Data 菜单中选择拆分文件 (split file) 命令，弹出对话框。

(2)选择 organize output by groups, 再选groups based on jobcat。

(3)单击确定 (OK) 按钮。

如果想要取消拆分，则需要选择 analyze all cases,do not create groups。

**六、建立新变量** **(compute)**

在数据分析过程中，有时需要对原始数据进行运算，生成新的变量。数据运算分为算术 运算、关系运算以及逻辑运算三种，可通过 Transform 菜单中的 compute 命令来完成。例 如，欲求 Employee data.sav 数据中每名观察单位的薪水增加值(当前与开始的薪水之差), 方法是：

(1)单击 Transform 菜单compute 命令，弹出对话框。

(2)设定目标变量 (target variable) 的名字为 d, 点 type&label 看到它默认的变量类 型是numeric 。 点 continue 按钮回到原对话框。

( 3 ) 在numeric expression 窗口里输入表达式，本例为 “salary-salbegin” 。 表达式中 可以使用各种算术运算符号、逻辑运算符号和 function group 下面窗口里提供的函数。如果 只想对部分记录进行运算操作，可以点击if按钮，输入选择观察单位的条件。

(4)单击确定 (OK) 按钮即可。

**七、重新赋值** **(record)**

SPSS中对变量进行重新赋值有两种方法， 一种是在原变量中进行重新赋值，此时变量 中的原值将被新值取代；另一种是将重新赋值的结果存到另一个新变量中，保留原变量的值 不变。例如，Employee data.sav 中性别gender 是字符型变量，现在要用重新赋值的两种方 法将 “m” 与 “f” 的取值改为“1”和“2”。

1. 在原变量中进行重新赋值

(1)单击Transform 菜单record 子菜单，选 into same variables, 弹出对话框。

(2)将要作重新赋值的变量gender 选入 variables矩形框，下面的Old and New values 按钮会凸显出来，点击进入后分别将 “m” 与 “f” 的取值改为“1”和“2”,点continue 按 钮回到原对话框。注意新旧变量的类型均只能是字符型。

(3)如果是想对全部纪录作重新赋值的操作，单击确定 (OK) 按钮即可。

2. 重新赋值后建立新变量

(1)单击 Transform 菜单 record 子菜单，选 into different variables。

(2)先将要作重新赋值的变量gender 选入中间的对话框，再定义输出变量output varia- ble 的名字为sex, 点 change 接受改变后，进入下面的 Old and New values 对话框里，分别 将“m” 与“f”的取值改为“1”和“2”。注意要告诉系统所建立的新变量为数值型的，在 convert numeric strings to numbers 前打勾，点continue 按钮返回。

(3)单击确定 (OK) 按钮即可。

**八、其他常见命令**

SPSS 的数据预处理命令主要集中在Data 和 Transform 两个菜单中，还有许多常见命 令，例如数据汇总aggregate 、 数据加权weight cases、数据的行列互换 Transpose 等，由于 篇幅所限不能在这里介绍。即使是已介绍过的命令，其中也有许多技巧需要通过反复练习逐 步去体会。

**(易伟宁)**

**附录3** **习题答案**

**第一章** **绪论**

**(略)**

**第二章** **数值变量的统计描述**

二、1.B 2.C 3.D 4.D

**三** **、**

1. (1)频数表，正态分布

(2)73.7克/升，3.9克/升

2. 约68%在138cm 与154cm 之间(均数±1S)

约95%在130cm 与162cm 之间(均数±2S)

3.95%正常值范围：77～165 mmHg 75 mmHg——过低

115 mmHg—正常

135 mmHg-—正常

210 mmHg——过高

4.1:5.7

5. (1)集中位置偏向含量低的一侧，正偏态分布

(2)M=10.4mg/l

(3)极差或四分位数间距

(4)<22.4 mg/1

**第三章** **分类变量的统计描述**

1.

**某地各年龄组恶性肿瘤死亡情况**

|  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 年龄  (岁) | 人口数 | 死亡总数 | 其中恶性肿瘤  死亡数 | 恶性肿瘤死亡 占总死亡的% | 恶性肿瘤死亡 率(1/10万) | 年龄别死亡 率(‰) |
| 0- | 162574 | 275 | 8 | 2.91 | 4.92 | 1.69 |
| 20- | 95623 | 130 | 26 | 20.00 | 27.19 | 1.36 |
| 40- | 60812 | 352 | 90 | 25.57 | 148.00 | 5.79 |
| 60- | 21762 | 697 | 73 | 10.47 | 335.45 | 32.03 |
| 合计 | 340771 | 1454 | 197 | 13.55 | 57.81 | 4.27 |

2. 不能同意该作者的结论，此结论犯了以构成比代替率的错误。

3. 选用两医院内部构成之和作为标准构成。

**甲乙两医院乳腺癌术后五年标准化生存率**

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 腋下淋巴  转移情况 |  | 甲医院 | | 乙医院 | |
| 标准构成 病 例 数 | 原生存率 | 预期生存  数 | 原生存率 | 预期生存数 |
| 无 | 406 | 76.36 | 310 | 70.66 | 287 |
| 有 | 539 | 54.23 | 292 | 46.15 | 249 |
| 合计 | 945 | 56.59 | 602 | 66.20 | 536 |

甲医院标化生存率=63.74%,乙医院标化生存率=56 . 68%。

4. 标准人口构成选用题目提供的当时当地标准人口构成。

**甲乙两县食管癌死亡率(1/10万)**

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 年龄组  (岁) | 标准人口数 | 甲县 | | 乙县 | |
| 原食管癌 死 亡 率 | 预期食管癌死 亡率人数 | 原食管癌 死亡率 | 预期食管癌死 亡率人数 |
| (1) | (2) | (3) | (4)=(2)×(3) | (5) | (6)=(2)×(5) |
| 0- | 1238078 | 0.5 | 6 | 0.0 | 0 |
| 30- | 181745 | 17.6 | 32 | 12.5 | 23 |
| 40- | 177870 | 102.7 | 183 | 82.3 | 146 |
| 50- | 132480 | 367.1 | 486 | 341.8 | 453 |
| 60- | 77680 | 667.8 | 519 | 612.4 | 476 |
| 70- | 37272 | 651.3 | 243 | 638.1 | 238 |
| 合计 | 1845125 | 80.1 | 1469 | 89.9 | 1336 |

甲县标化食管癌死亡率=79.60/10万，乙县标化食管癌死亡率=72.38/10万。 此题还可用标准人口构成比计算，答案从略。

**第四章** **统计表与统计图**

**一、最佳选择题**

1.B 2.C 3.C

**二、讨论题**

该表存在以下主要问题：

1. 标题过于简单，没有描述表格的中心内容。

2. 横纵标目关系不清楚，纵标目名称重复过多。

3. 数字没有很好对齐，小数位数不一致。

4. 线条过多，存在不必要的竖线。

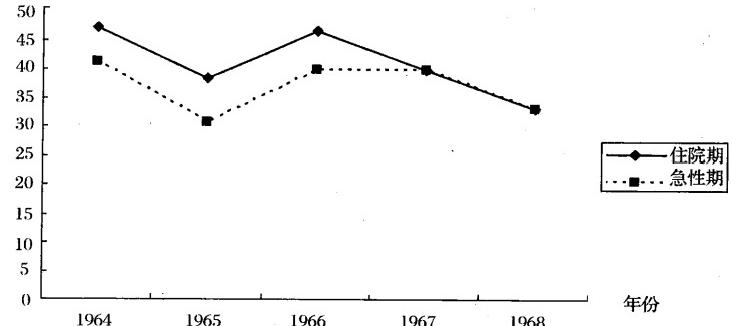
可做如下修改：

**某种疗法对两型慢性支气管炎的疗效**

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  | 治疗人数 | 有效人数 | | | 有效率(%) |
|  | 治愈 | 显效 | 好转 |
| 单纯型慢性支气管炎 | 221 | 60 | 98 | 51 | 94.57 |
| 喘息型慢性支气管炎 | 182 | 23 | 83 | 65 | 93.96 |
| 计 | 403 | 83 | 181 | 116 | 94.29 |

**三** **、绘制统计图**

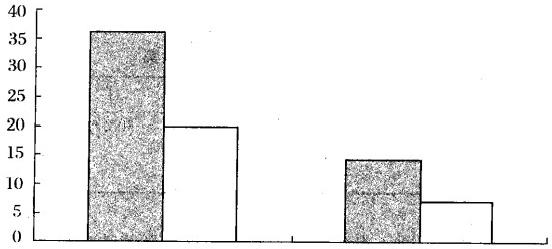
1. 本例为多年随时间变化的资料，适于绘制线图。



病 死 率 ( % )

1964-1968年急性心肌梗塞患者的病死率

2. 本例两组独立资料，适于绘制条图。



%o



□出生率

□ 死亡率

1949 1999

我国1949年和1999年的出生率和死亡率(‰)



**第五章** **总体均数的估计和假设检验**

一、1.B 2.C 3.D 4.D

二、1.u=—5.888,P<0.05, 拒绝 H₀, 可以认为该地男性红细胞数低于标准值。

2.t=3.9,P<0.01, 拒绝 H₀, 可以认为该中草药对于降低舒张压有作用。

3.u=20.1,P<0.01, 拒绝 H₀, 可以认为该地急性克山病患者与健康人的血磷值不同。

4.t=5.4,P<0.05, 拒绝 H₀, 可以认为Ⅲ度肺气肿病人的该指标不同于健康人。

**第六章** **多组数值变量的比较**

1. 多组数值变量均数的比较，需要用方差分析，但方差分析时要求资料随机独立、服从正 态分布、方差齐。

2. 方差分析的基本思想就是，根据实验设计，按照分析的需要，将实验得到的所有观察数 据之间的变异——总变异，分解成两个或多个部分之后再作分析。

3. 单因素方差分析用于完全随机设计资料，只能分析一个因素的作用，效率较低；分析时 将总变异分解成组间变异和组内变异两部分。而双因素方差分析用于配伍组设计资料， 可以分析两个因素的作用，而且效率较高；分析时将总变异分解成了处理因素间变异、 配伍因素间变异和误差三部分。

4. 在 SPSS 中对配伍组设计资料作多重比较可选用 LSD 、SNK 和 Dunnett-t 检验方法。采 用非参数统计方法 (Friedman 秩和检验)比较配伍组设计资料时，对于资料的输入格式 有特殊要求：要求每一个处理组为一个变量(一列),每一个区组在一个记录中(一行)。

5. 变量变换主要有两大用途，其一是使原来不服从正态分布的资料，通过变量变换而服从 或者近似正态分布；其二是使原来方差不齐的资料，通过变量变换而变成方差齐。

6. 因方差不齐 (F=3.245,P=0.035), 应先作变量变换。观察发现样本组的均数与标准 差成比例，故采用对数变换，直接求原始数据的常用对数。经过对数变换后，新变量的 方差齐 (F=1.774,P=0.172)。

**不同人群血清唾液酸含量对数值的方差分析结果**

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 变异来源 | 离均差平方和 | 自由度 | 均方 | F | P |
| 组间  组内 总 | 0.1797 0.0063  0.1861 | 3  32  35 | 0.0599  0.0002 | 303.60 | <0.001 |

结论：不同人群的血清唾液酸含量不同，胃溃疡患者和慢性胃炎患者的没有差异，但正常人 和胃溃疡或慢性胃炎患者、和胃癌患者的都不相同，胃溃疡或慢性胃炎患者和胃癌患者的也 不相同。血清唾液酸对慢性胃部疾病可能有诊断价值，并可能用于胃溃疡或慢性胃炎与胃癌 的鉴别诊断，但不能用于胃溃疡与慢性胃炎的鉴别诊断。

7. 经检验发现方差不齐 (F=7.267,P=0.005), 故不适合作方差分析，而采用非参数检

验 — Kruskal-Wallis 法秩和检验，结果 P<0.001, 这三种镇静剂的的疗效不同。

8. 因是配伍组设计，应用双因素方差分析，结果不同病人的 IgG 不同，术后不同时间的

IgG 不同。

**13例心脏体外循环手术病人不同时间IgG含量的方差分析结果**

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 变异来源 | 离均差平方和 | 自由度 | 均方 | F | P |
| 处理间(不同时间) | 255.0440 | 4 | 63.7610 | 10.92 | <0.001 |
| 配伍间(病人) | 214.6343 | 12 | 17.8862 | 3.06 | 0.003 |
| 误差 | 280.1740 | 48 | 5.8370 |  |  |
| 总 | 749.8523 | 64 |  |  |  |

9.虽然是配伍组设计资料，但正态性较差，考虑用非参数检验——Friedman秩和检验。检 验结果 P<0.001, 用该药治疗后，血吸虫病人的 SGPT 有改变。

**第七章** **简单线性相关与回归**

1. 两个变量的散点图 (SPSS 程序制作)。

12.0

10.0

8.0



6.0

◎

4.0

2.0

1 2 3 4 5 6 X

2.r=0.8227 假设检验结果：p<0.05 身高与臂长有正相关关系。

3.r=0.997 

**第八章** **分类变量的参数估计和假设检验**

O

7

**一、单项选择题**

1.C 2.C 3.D 4.D



**二、计算题**

1.x²=8.995,P<0.05, 拒绝 H₀, 认为初次分娩年龄与乳癌有关。

2.x²=2.682,P>0.05, 不拒绝 H₀, 尚不能认为该乡男、女钩虫感染率不同。

3.x²=2.121,P>0.05, 不拒绝 H₀, 尚不能认为三种药物的治疗效果不同。

4.x²=0.167,P>0.05, 不拒绝 H₀, 尚不能认为两种培养液的效果不同。

**第九章** **医学人口统计**

2. 总生育率=48.00‰,粗出生率=15.59‰,出生性别比=104:100, 粗死亡率=6.34‰,恶性肿瘤死亡率=129.93/10万，

恶性肿瘤在总死亡中的构成比=20.50%,婴儿死亡率=37.99%,

新生儿死亡率=28.47%。

**第十章** **疾病统计**

1. (1)2000年该地肺结核病的发病率=150/500000×100000/10万=30/10万。

(2)该地2000年7月肺结核病的患病率575/500000×100000/10万=115.5/10万。

2.①术后病人逐年生存率见下表

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| Interval  Start  Time | Number  Entering During  Interval | Number  Withdrawing During  Interval | Number  Exposed to Risk | Number  Terminal  Events | Cumulative  Propn Propn Propn  Surv Survviving  Terminating viving at End of Initerval |
| .0 195.0 10.0 190.0 2.0 .0105 .9895 .9895  1.0 183.0 11.0 177.5 1.0 .0056 .9944 .9839 2.0 171.0 16.0 163.0 5.0 .0307 .9693 .9537 3.0 150.0 15.0 142.5 2.0 .0140 .9860 .9403 4.0 133.0 15.0 125.5 1.0 .0080 .9920 .9328 5.0 117.0 14.0 110.0 1.0 .0091 .9909 .9244 6.0 102.0 14.0 95.0 1.0 .0105 .9895 .9146 7.0 87.0 9.0 82.5 .0 .0000 1.0000 .9146 8.0 78.0 9.0 73.5 1.0 .0136 .9864 .9022  9.0 68.0 12.0 62.0 .0 .0000 1.0000 .9022  10.0 56.0 11.0 50.5 .0 .0000 1.0000 .9022  11.0 45.0 14.0 38.0 1.0 .0263 .9737 .8784 12.0 30.0 7.0 26.5 .0 .0000 1.0000 .8784 13.0 23.0 8.0 19.0 .0 .0000 1.0000 .8784 14.0 15.0 10.0 10.0 .0 .0000 1.0000 .8784  15.0+ 5.0 5.0 2.5 .0 .0000 1.0000 .8784 | | | | | |

②术后病人5年内的死亡概率为0.0672。

③术后已活满5年的病人再活1年的概率为0.9909。