

《计量经济学基础》(第四版) 学生习题解答手册

Student Solutions Manual for
use with Basic Econometrics
(Fourth Edition)

[美] 达摩达尔·N·古扎拉蒂 / 著

Damodar N. Gujarati



中国人民大学出版社

Education

Mc
Graw
Hill

经济
科学
译丛



梁晶工作室

LIJIANG PUBLISHING AND DESIGN STUDIO

<http://www.ljps.com.cn>

《计量经济学基础》(第四版)

学生习题解答手册

Student Solutions Manual for
use with Basic Econometrics
(Fourth Edition)

[美] 达摩达尔·N·古扎拉蒂 / 著

Damodar N. Gujarati

林少宫 / 校
费剑平 / 译

经济

科学

译丛



中国人民大学出版社

Education

图书在版编目 (CIP) 数据

《计量经济学基础》(第四版) 学生习题解答手册 / (美) 古扎拉蒂著; 费剑平译.

北京: 中国人民大学出版社, 2005

(经济科学译丛)

ISBN·7-300-06459-0

I. 计…

II. ①古…②费…

III. 计量经济学-解题

IV. F224.0-44

中国版本图书馆 CIP 数据核字 (2005) 第 038472 号

经济科学译丛

《计量经济学基础》(第四版)

学生习题解答手册

[美] 达摩达尔·N·古扎拉蒂 著

林少宫 校

费剑平 译

出版发行 中国人民大学出版社

社 址 北京中关村大街 31 号 邮政编码 100080

电 话 010-62511242 (总编室) 010-62511239 (出版部)

010-82501766 (邮购部) 010-62514148 (门市部)

010-62515195 (发行公司) 010-62515275 (盗版举报)

网 址 <http://www.crup.com.cn>

<http://www.ttrnet.com> (人大教研网)

经 销 新华书店

印 刷 河北涿州星河印刷有限公司

开 本 787×1092 毫米 1/16 版 次 2005 年 5 月第 1 版

印 张 9 插页 1 印 次 2005 年 5 月第 1 次印刷

字 数 217 000 定 价 18.00 元

版权所有 侵权必究 印装差错 负责调换

《经济科学译丛》

编辑委员会

学术顾问

高鸿业 王传纶
胡代光 范家骧
朱绍文 吴易风

主 编

陈岱孙

副主编

梁 晶 海 闻

编 委

王一江 王利民
王逸舟 贝多广
平新乔 白重恩
刘 伟 朱 玲
许成钢 张宇燕
张维迎 李 扬
李晓西 李稻葵
杨小凯 汪丁丁
易 纲 林毅夫
金 碚 姚开建
徐 宽 钱颖一
高培勇 梁小民
盛 洪 樊 纲

(按姓氏笔画排列)

前 言

本手册为《计量经济学基础》(第四版)中的 475 道问答题和解答题提供了回答和答案。大多数回答和答案都给得十分详尽。在少数无须详细解答的情况下,我就只给出一些指导。编写本手册是一件费时而又单调的工作。虽然我竭尽全力去检查解答的准确性,但仍难免存在个别数字上的错误或不准确,打印错误更是在所难免。若读者能将这些错误告诉我,以便在本手册重印时予以更正,则不胜感激。

有些问题的答案是定性的,因此可以广泛地进行讨论。在有些时候,求解一个问题或对一个经济现象进行模型化的方法不止一种。我希望各位教师能以自己的习题来补充这本《学生习题解答手册》。

欢迎读者提出各种建议和意见,以提高问答题和解答题的质量,以至本《学生习题解答手册》的任意一个方面。也欢迎对《计量经济学基础》(第四版)的各种评论。

达摩达尔·N·古扎拉蒂
美国西点军校社会科学系

目 录

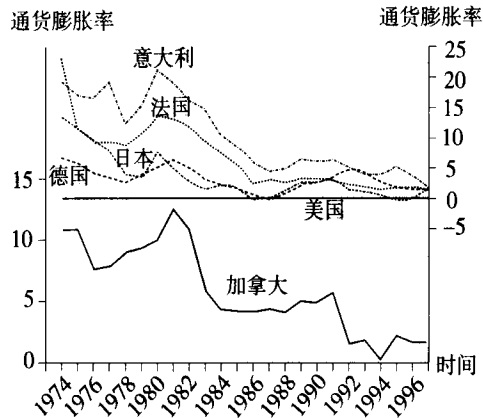
| | | |
|--------|---------------------|-----|
| 第 1 章 | 回归分析的性质 | 1 |
| 第 2 章 | 双变量回归分析：一些基本概念 | 5 |
| 第 3 章 | 双变量回归模型：估计问题 | 10 |
| 第 4 章 | 经典正态线性回归模型 | 17 |
| 第 5 章 | 双变量回归：区间估计与假设检验 | 19 |
| 第 6 章 | 双变量线性回归模型的延伸 | 28 |
| 第 7 章 | 多元回归分析：估计问题 | 33 |
| 第 8 章 | 多元回归分析：推断问题 | 40 |
| 第 9 章 | 虚拟变量回归模型 | 50 |
| 第 10 章 | 多重共线性：回归元相关会怎么样？ | 61 |
| 第 11 章 | 异方差性：误差方差不是常数会怎么样？ | 70 |
| 第 12 章 | 自相关：误差项相关会怎么样？ | 80 |
| 第 13 章 | 计量经济建模：模型设定和诊断检验 | 89 |
| 第 14 章 | 非线性回归模型 | 96 |
| 第 15 章 | 定性响应回归模型 | 99 |
| 第 16 章 | 综列数据回归模型 | 104 |
| 第 17 章 | 动态计量经济模型：自回归与分布滞后模型 | 109 |
| 第 18 章 | 联立方程模型 | 117 |
| 第 19 章 | 识别问题 | 120 |
| 第 20 章 | 联立方程方法 | 124 |
| 第 21 章 | 时间序列计量经济学：一些基本概念 | 128 |
| 第 22 章 | 时间序列计量经济学：预测 | 134 |

第 1 章 回归分析的性质

1.1 (a) 一些国家的通货膨胀率 (%) 如下所示。由于没有 1973 年以前的数据, 所以每年和上一年的比率是从 1974 年开始逐年向下排列的。

| 加拿大 | 法国 | 德国 | 意大利 | 日本 | 英国 | 美国 |
|-----------|-----------|------------|-----------|------------|-----------|-----------|
| 10.784 31 | 13.583 82 | 6.847 134 | 19.417 48 | 23.173 28 | 0.157 706 | 0.110 360 |
| 10.840 71 | 11.704 83 | 5.961 252 | 17.073 17 | 11.694 92 | 0.244 582 | 0.091 278 |
| 7.584 830 | 9.567 198 | 4.360 056 | 16.666 67 | 9.559 939 | 0.164 179 | 0.057 621 |
| 7.792 208 | 9.563 410 | 3.638 814 | 19.345 24 | 8.171 745 | 0.158 120 | 0.065 026 |
| 8.950 086 | 9.108 159 | 2.730 819 | 12.468 83 | 4.225 352 | 0.083 026 | 0.075 908 |
| 9.320 695 | 10.608 70 | 4.050 633 | 15.521 06 | 3.685 504 | 0.134 583 | 0.113 497 |
| 9.971 098 | 13.679 25 | 5.474 453 | 21.305 18 | 7.701 422 | 0.178 679 | 0.134 986 |
| 12.483 57 | 13.278 01 | 6.343 714 | 19.303 80 | 4.840 484 | 0.119 745 | 0.103 155 |
| 10.864 49 | 11.965 81 | 5.314 534 | 16.313 00 | 2.938 090 | 0.085 324 | 0.061 606 |
| 5.795 574 | 9.487 459 | 3.295 572 | 14.937 29 | 1.732 926 | 0.046 122 | 0.032 124 |
| 4.282 869 | 7.669 323 | 2.392 822 | 10.615 08 | 2.304 609 | 0.050 100 | 0.043 173 |
| 4.106 972 | 5.827 937 | 2.044 791 | 8.609 865 | 1.958 864 | 0.060 115 | 0.035 611 |
| 4.128 440 | 2.534 965 | -0.095 420 | 6.110 652 | 0.672 430 | 0.034 203 | 0.018 587 |
| 4.317 181 | 3.239 557 | 0.191 022 | 4.591 440 | 0.000 000 | 0.041 775 | 0.036 496 |
| 4.054 054 | 2.725 021 | 1.334 604 | 4.985 119 | 0.763 359 | 0.049 290 | 0.041 373 |
| 4.951 299 | 3.456 592 | 2.728 128 | 6.591 070 | 2.367 424 | 0.077 229 | 0.048 183 |
| 4.795 050 | 3.341 103 | 2.747 253 | 6.117 021 | 3.052 729 | 0.095 344 | 0.054 032 |
| 5.608 856 | 3.157 895 | 3.654 189 | 6.390 977 | 3.231 598 | 0.058 704 | 0.042 081 |
| 1.537 386 | 2.405 248 | 4.987 102 | 5.300 353 | 1.652 174 | 0.036 966 | 0.030 103 |
| 1.789 401 | 2.135 231 | 4.504 505 | 4.250 559 | 1.283 148 | 0.015 980 | 0.029 936 |
| 0.202 840 | 1.602 787 | 2.742 947 | 3.916 309 | 0.760 135 | 0.024 803 | 0.025 606 |
| 2.159 244 | 1.783 265 | 1.830 664 | 5.369 128 | -0.167 645 | 0.033 648 | 0.028 340 |
| 1.585 205 | 2.021 563 | 1.498 127 | 3.870 652 | 0.167 926 | 0.024 557 | 0.029 528 |
| 1.625 488 | 1.188 904 | 1.697 417 | 1.745 283 | 1.676 446 | 0.031 215 | 0.022 945 |

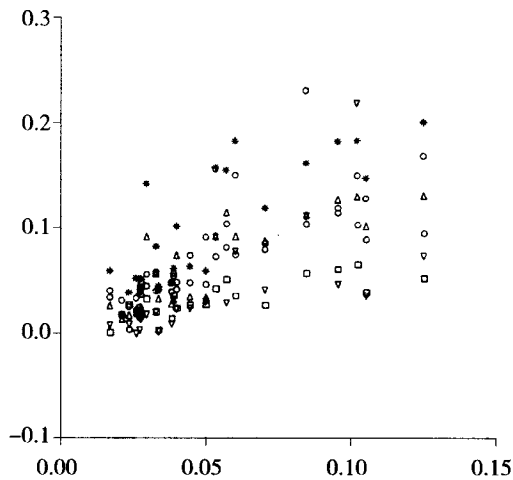
(b)



(c) 你从这个图中可以看出，每个国家的通货膨胀率总体来说是逐年递减的。

(d) 作为对变动性的一种度量，我们可以使用标准差。加拿大、法国、德国、意大利、日本、英国和美国的的标准差分别是 0.036, 0.044, 0.018, 0.062, 0.051, 0.060 和 0.032。由此可见，变动最大和最小的国家分别是意大利和德国。

1.2 (a) 这六个国家的通货膨胀率相对美国的通货膨胀率的散点图如下：

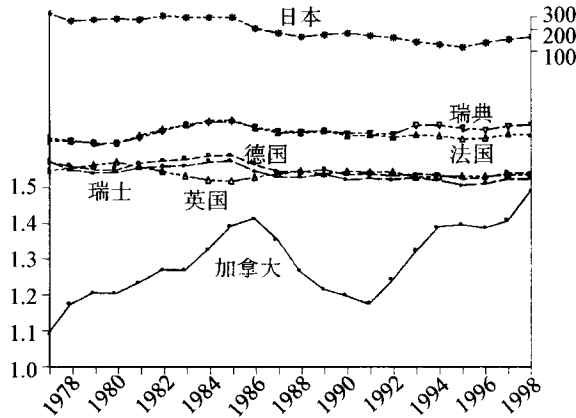


六个国家相对美国的通货膨胀率的散点图

(b) 如图所示，这六个国家的通货膨胀率与美国的通货膨胀率正相关。

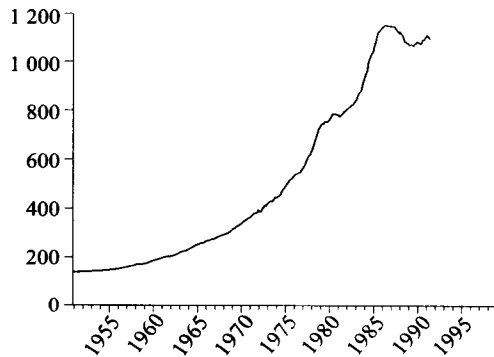
(c) 记住，相关并不意味着因果关系。为了弄清楚美国与其他国家的通货膨胀率之间是否存在因果联系，你还必须查阅国际经济学方面的书。

1.3 (a) 为了使视觉效果更好，我们把汇率的对数作为纵轴并把时间作为横轴进行描点。如你所见，汇率的波动性很大。比如，1977年，1美元约兑换268日元，但到了1995年，只能兑换约94日元。



(b) 同样，图中的升值与贬值都有。比如，1977—1995年，美元对日元基本上是贬值的，然后开始升值。与其他货币之间的关系也基本类似。

1.4 M1 货币供给图如下所示。随着 GDP 的增加，自然而然就需要更多的货币量为增加的产出提供货币。

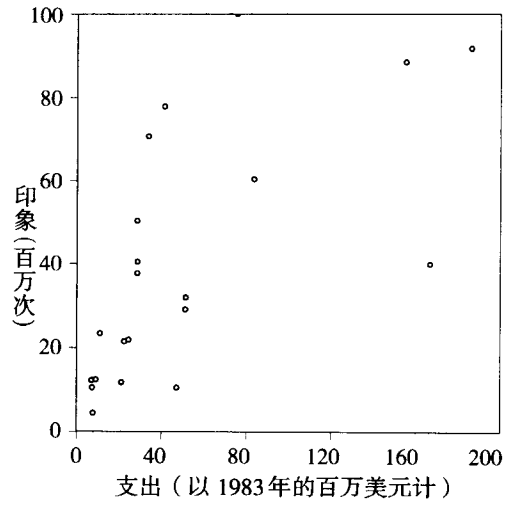


美国 M1 货币供给图，
1951 年 1 月—1999 年 9 月

1.5 有关变量包括：(1) 犯罪活动的工资或收入，(2) 非犯罪活动的小时工资或收入，(3) 犯罪被抓住的概率，(4) 抓住后被定罪的概率，(5) 定罪后预期的判决。注意，得到非法活动的收入数据并不容易。总之，可参见文中所引贝克尔 (Becker) 的文章。

1.6 分析中的一个关键因素是 65~69 岁年龄组中那些人的劳动参与率。劳工部搜集了劳动参与率方面的数据。在新法律实施以后，如果我们发现这些“高龄”公民的劳动参与率提高了，那就明显表明，原有的法律人为地限制了他们对劳动市场的参与。弄清楚这些工人找到哪些类型的工作以及他们的收入状况也会很有意思。

1.7 (a)、(b)和(c)如下图所示，这两个变量之间看来存在正相关关系，尽管还不是很强。这可能表明做广告是值得的；不然的话，对广告产业而言将是一个坏消息。



第 2 章 双变量回归分析：一些基本概念

问 答 题

- 2.1 它告诉我们 Y 的子总体的均值或平均对应值会如何随着一个或多个解释变量的固定值的变化而变化。
- 2.2 样本回归函数与总体回归函数的区别很重要，因为前者是后者的一个估计量。在多数情况下，我们所观测的只是给定总体的一个样本，并试图从给定的样本对总体作出某种推断。
- 2.3 一个回归模型永远也不可能对现实作出完全准确的描述。因此，回归子的实际值与从所选择的模型中估计出来的值之间必定不同。二者之差就简单地归纳为随机误差项，文中对其各种形式都有讨论。残差是指样本的随机误差项。
- 2.4 尽管我们完全可以使用均值、标准差和其他摘要度量来描述回归子的行为，但我们通常对找到影响回归子的因素很感兴趣。如果我们找到了这种影响因素，就能更好地预测回归子的均值。此外必须记住，计量模型常常是为了检验某个或某些经济理论而提出来的。
- 2.5 线性于其参数的模型；它可能是也可能不是线性于变量的。
- 2.6 模型 a、b、c 和 e 都是线性（于参数的）回归模型。如果我们令 $\alpha = \ln\beta_1$ ，则模型 d 也是线性的。
- 2.7 (a) 通过取自然对数，我们发现 $\ln Y_i = \beta_1 + \beta_2 X_i + u_i$ ，便成为一个线性回归模型。
(b) 如下被称为 logit 变换的变换使模型变成一个线性回归模型：

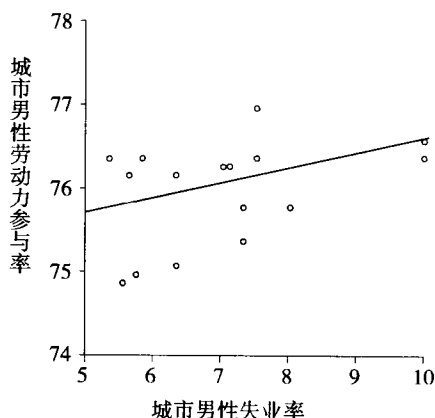
$$\ln[(1 - Y_i)/Y_i] = \beta_1 + \beta_2 X_i + u_i$$

- (c) 线性回归模型。
(d) 非线性回归模型。
(e) 因为 β_2 的幂指数是 3，所以不是线性回归模型。
- 2.8 本质上讲，一个可以转换成线性于参数的模型就是一个线性回归模型，比如上述模型 a。如果上一题模型 d 中的 $\beta_2 = 0.8$ ，那它便成为一个线性回归模型，因为 $e^{-0.8(X_i - 2)}$ 很容易就能计算出来。
- 2.9 (a) 把模型变换成 $(1/Y_i) = \beta_1 + \beta_2 X_i$ ，便成为一个线性回归模型。
(b) 把模型变换成 $(X_i/Y_i) = \beta_1 + \beta_2 X_i$ ，便成为一个线性回归模型。
(c) 把模型变换成 $\ln[(1 - Y_i)/Y_i] = -\beta_1 - \beta_2 X_i$ ，便成为一个线性回归模型。
注意：因此，原来的模型本质上都是线性模型。
- 2.10 这个散点图表明，一个国家的出口倾向越强，其真实工资的增长率就越快。这正是许多发展中国家采用出口导向型增长政策的原因。图中的回归线是基于 50 个发展中国家的样本而得到的，因此是一条样本回归线。

- 2.11 根据著名的赫克歇尔-俄林 (Heckscher-Ohlin) 贸易模型, 每个国家都倾向于出口那些在生产过程中较密集使用本国相对丰裕要素的产品。换言之, 这个模型强调了要素禀赋与比较优势之间的关系。
- 2.12 该图表明, 最低工资越高, 人均 GNP 就越低, 进而意味着最低工资法对发展中国家并非好事。但这个观点是有争议的, 最低工资的影响可能取决于它们对就业的影响、实施最低工资法的产业的性质和政府的实施力度。
- 2.13 由于这个回归线是基于 15 年的观测样本而得到的, 因此它是一条样本回归线。回归线附近的散点是实际数据点。实际消费支出与从回归线得到的估计值之差代表了 (样本) 残差。除 GDP 外, 诸如财富、利率等因素也可能影响消费支出。

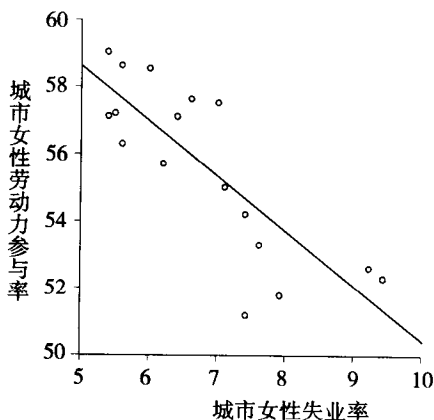
解 答 题

2.14 (a) 散点图如下:



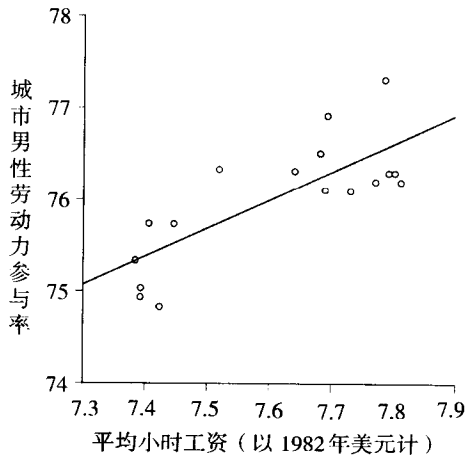
这两个变量之间的正相关关系看起来有些令人吃惊, 因为人们或许认为它们是负相关的。但劳动经济学中的增工假说 (added worker hypothesis) 表明, 当失业率上升时, 家中次要的劳动力就进入劳动市场以维持家庭收入水平。

(b) 散点图如下:

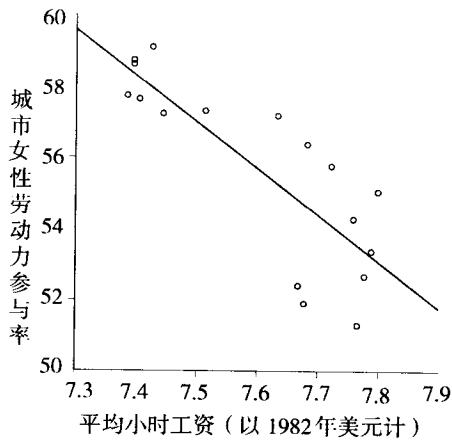


这里劳动经济学中的**减工假说** (discouraged worker hypothesis) 看来起了作用：失业打击了妇女就业的积极性，因为她们担心没有工作机会。

(c) 城市男性劳动力参与率相对平均小时工资 (以 1982 年美元计) 的散点图如下：

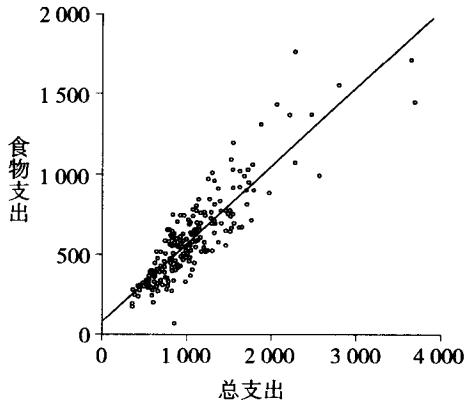


针对女性的相应散点图为：



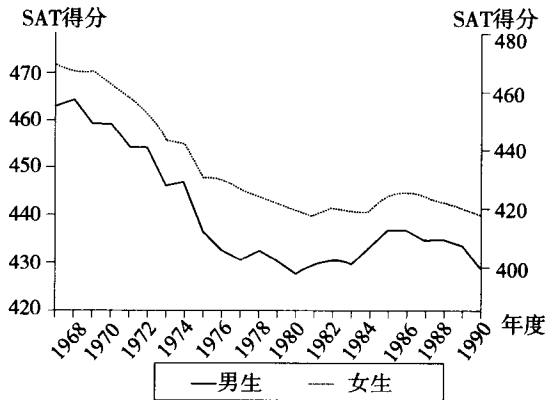
对男性和女性而言，这两个变量之间的关系是不对称的。男性对工资提高的反应积极，而女性的反应则相对消极。这听起来令人困惑。或许男性因工资提高而导致的收入增加促使女性离开劳动力市场，特别是对已婚夫妇而言。但须注意，我们这里所作的是双变量回归，若用多变量回归分析，结论则可能会有所改变。

2.15 (a) 散点图和回归线如下图所示：

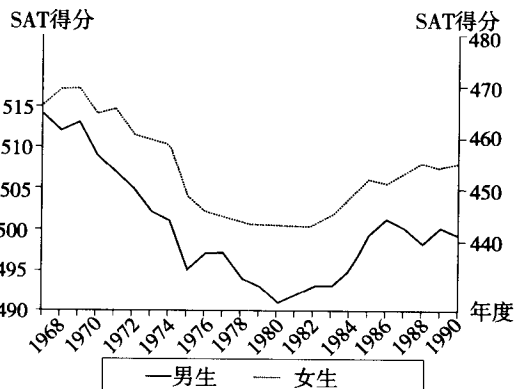


- (b) 随着总支出的增加，食物支出总体上也在增加。当总支出水平超过 2 000 卢比之后，二者的差异更大。
- (c) 我们不会认为食物支出会永远线性地（即以直线形式）增加下去。一旦基本需要得到满足，随着收入的增加，人们在食物上的支出将相对减少。即收入水平越高，消费者能自由支配的收入也越多。（a）中的散点图给出了这方面的某些证据：当收入水平超过 2 000 卢比后，食物支出的波动性更大。

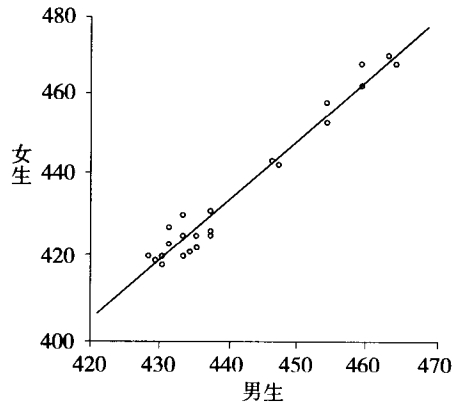
2.16 (a) 男生和女生语文分数的散点图如下：



男生和女生数学分数的相应散点图如下：



- (b) 男生和女生的语文分数呈逐年下降的趋势，而数学分数在 1980 年达到最低之后，无论是男生还是女生，都呈现出上升的趋势，当然不同的年份也有所波动。
- (c) 我们可以针对不同性别将数学分数对语文分数进行回归，从而得到一个简单的回归模型。
- (d) 散点图如下：



如上图所示，这两个分数呈同向变化的趋势。

第 3 章 双变量回归模型：估计问题

3.1 (1) $Y_i = \beta_1 + \beta_2 X_i + u_i$, 因此

$$\begin{aligned} E(Y_i | X_i) &= E[(\beta_1 + \beta_2 X_i + u_i) | X_i] \\ &= \beta_1 + \beta_2 X_i + E(u_i | X_i) && \text{因为 } \beta \text{ 为常数而 } X \text{ 是非随机的} \\ &= \beta_1 + \beta_2 X_i && \text{因为根据假定 } E(u_i | X_i) = 0 \end{aligned}$$

(2) 假定对所有的 i, j ($i \neq j$) 都有 $\text{cov}(u_i, u_j) = 0$, 于是

$$\begin{aligned} \text{cov}(Y_i, Y_j) &= E\{[Y_i - E(Y_i)][Y_j - E(Y_j)]\} \\ &= E(u_i u_j) && \text{利用(1)中的结论} \\ &= E(u_i)E(u_j) && \text{根据假定误差项不相关} \\ &= 0 && \text{根据假定每个 } u_i \text{ 的均值都为 } 0 \end{aligned}$$

(3) 给定 $\text{var}(u_i | X_i) = \sigma^2$, 于是根据假定有

$$\text{var}(Y_i | X_i) = E[Y_i - E(Y_i)]^2 = E(u_i^2) = \text{var}(u_i | X_i) = \sigma^2$$

3.2

| | Y_i | X_i | y_i | x_i | $x_i y_i$ | x_i^2 |
|----------|-------|-------|-------|-------|-----------|---------|
| | 4 | 1 | -3 | -3 | 9 | 9 |
| | 5 | 4 | -2 | 0 | 0 | 0 |
| | 7 | 5 | 0 | 1 | 0 | 1 |
| | 12 | 6 | 5 | 2 | 10 | 4 |
| Σ | 28 | 16 | 0 | 0 | 19 | 14 |

注意：其中 $\bar{Y} = 7, \bar{X} = 4$, 因此 $\hat{\beta}_2 = \frac{\sum x_i y_i}{\sum x_i^2} = \frac{19}{14} = 1.357$; $\hat{\beta}_1 = \bar{Y} - \hat{\beta}_2 \bar{X} = 1.572$ 。

3.3 PRF 是: $Y_i = \beta_1 + \beta_2 X_i + u_i$ 。

情形 1: $\beta_1 = 0, \beta_2 = 1$ 且 $E(u_i) = 0$, 从而 $E(Y_i | X_i) = X_i$;

情形 2: $\beta_1 = 1, \beta_2 = 0$ 且 $E(u_i) = X_i - 1$, 从而 $E(Y_i | X_i) = X_i$; 与情形 1 相同。

因此, 上述分析表明, 尽管在两种情形中假定的参数值完全不同, 但如果没有 $E(u_i) = 0$ 这个假定, 我们所得到的 Y 的条件分布可能是一样的, 因此就无法估计参数。

3.4 施加第一个约束我们得到 $\sum a_i = \sum (Y_i - \hat{\beta}_1 - \hat{\beta}_2 X_i) = 0$, 简化后即得到书中第一个正态方程。施加第二个约束我们得到 $\sum a_i X_i = \sum [(Y_i - \hat{\beta}_1 - \hat{\beta}_2 X_i) X_i] = 0$, 简化后即得到书中的第二个正态方程。第一个约束与假定 $E(u_i | X_i) = 0$ 相对应; 第二个约束所对应的

假定是, 总体误差项与解释变量 X_i 无关, 即 $\text{cov}(u_i, X_i) = 0$ 。

3.5 利用柯西-施瓦茨不等式可知 $\frac{E(XY)^2}{E(X)^2E(Y)^2} \leq 1$, 类似地, 也有 $r^2 = \frac{\sum (x_i y_i)^2}{\sum x_i^2 \sum y_i^2} \leq 1$ 。总体相关系数的平方 ρ^2 也具有这个性质。

3.6 注意 $\beta_{yx} = \frac{\sum x_i y_i}{\sum x_i^2}$ 和 $\beta_{xy} = \frac{\sum x_i y_i}{\sum y_i^2}$, 二者相乘便得到平方样本相关系数 r^2 的表达式。

3.7 尽管 $\beta_{yx} \beta_{xy} = 1$, 但仍然要研究究竟是 Y 对 X 回归抑或是 X 对 Y 回归的问题 (为了澄清理论或因果关系), 因为它只是说二者之积等于 1, 这并不等于说 $\beta_{yx} = \beta_{xy}$ 。

3.8 这两个 (排序) 变量的均值是 $\bar{Y} = \bar{X} = \frac{n+1}{2}$, 两个排序之间的相关系数为

$$r = \frac{\sum x_i y_i}{\sqrt{\sum x_i^2 \sum y_i^2}} \quad (1)$$

其中, 小写字母和通常一样表示相对于均值的离差。既然这种排序都是前 n 个自然数的排列, 所以

$$\sum x_i^2 = \sum X_i^2 - \frac{(\sum X_i)^2}{n} = \frac{n(n+1)(2n+1)}{6} - \frac{n(n+1)^2}{4} = \frac{n(n^2-1)}{12}$$

类似地有 $\sum y_i^2 = \frac{n(n^2-1)}{12}$,

于是

$$\begin{aligned} \sum d^2 &= \sum (X_i - Y_i)^2 = \sum (X_i^2 + Y_i^2 - 2X_i Y_i) \\ &= \frac{2n(n+1)(2n+1)}{6} - 2 \sum X_i Y_i \end{aligned}$$

因此 $\sum X_i Y_i = \frac{n(n+1)(2n+1)}{6} - \frac{\sum d^2}{2}$ (2)

由于 $\sum x_i y_i = \sum X_i Y_i - \frac{(\sum X_i \sum Y_i)}{n}$, 利用 (2) 式便得到

$$\frac{n(n+1)(2n+1)}{3} - \frac{\sum d^2}{2} - \frac{n(n+1)^2}{4} = \frac{n(n^2-1)}{12} - \frac{\sum d^2}{2} \quad (3)$$

将上述方程代入 (1) 便得到答案。

3.9 (a) 因为 $\sum x_i = 0$, 所以 $\hat{\beta}_1 = \bar{Y} - \hat{\beta}_2 \bar{X}$ 且 $\hat{\alpha}_1 = \bar{Y} - \hat{\beta}_2 \bar{x} = \bar{Y}$ (注意: $x_i = X_i - \bar{X}$)。 $\text{var}(\hat{\beta}_1) = \frac{\sum X_i^2 \sigma^2}{n \sum x_i^2}$, $\text{var}(\hat{\alpha}_1) = \frac{\sum x_i^2 \sigma^2}{n \sum x_i^2} = \frac{\sigma^2}{n}$, 所以这两个估计量的估计值和方差都不相等。

(b) 因为 $x_i = X_i - \bar{X}$, 所以 $\hat{\beta}_2 = \frac{\sum x_i y_i}{\sum x_i^2}$ 且 $\hat{\alpha}_1 = \frac{\sum x_i y_i}{\sum x_i^2}$; 很容易验证 $\text{var}(\hat{\beta}_2) = \text{var}(\hat{\alpha}_2) = \frac{\sigma^2}{\sum x_i^2}$, 即这两个斜率估计量的估计值和方差都相等。