线性回归分析:原理、建模与诊断

授课教师: 吴翔

邮箱: wuhsiang@hust.edu.cn

March 20, 2021

- 1 线性回归概述
- ② 线性回归原理
- ③ 线性回归建模
- 4 线性回归诊断
- 5 线性回归高阶议题 (*)

Section 1

线性回归概述



简单案例

考虑智力测验成绩 x、教育年限 z 和年收入 y (万元) 之间的关系。数据生成过程 (data generating process, DGP) $y=-0.5+0.2\cdot x$ 得到的样本。

```
# generate dataset
x <- rnorm(n = 200, mean = 110, sd = 10)
beta <- c(-0.5, 0.2)
y <- beta[1] + beta[2] * x + rnorm(n = 200, mean = 0, sd = 0.8)
z <- round(-2 + 0.1 * x + rnorm(n = 200, mean = 0, sd = 0.4))
dat <- data.frame(x = x, y = y, z = z)</pre>
```

回归分析

考虑 z 对 y 的效应, y = 7.58 + 1.55z, 且 $R^2 = 0.71$.

虚假 vs 真实效应

```
# linear regression
fit3 <- lm(y ~ x + z, data = dat)
summary(fit3)$coef</pre>
```

考虑模型 $y=\beta_0+\beta_1x+\beta_2z$ 。结果显示, y=-0.36+0.2x,且 $R^2=0.93$ 。

课堂思考: z 对 y 的效应, 是否显著?

正效应 vs 负效应?

```
# add a sample
dat1 <- rbind(dat, c(160, -100, 10))
fit4 <- lm(y ~ x, data = dat1)
summary(fit4)$coef</pre>
```

```
## Estimate Std. Error t value \Pr(>|t|) ## (Intercept) 34.76 6.784 5.1 7.1e-07 ## x -0.13 0.061 -2.1 4.2e-02 增加一个样本 c(160,-100,10), 重新考虑 x 对 y 的效应, R^2=0.02, 预测值
```

增加一个样本 c(160,-100,10),重新考虑 x 对 y 的效应, $R^2=0.02$,预测值 $\hat{\beta}=(34.76,-0.13)$ 大幅偏离实际值 $\beta=(-0.5,0.2)$ 。

课堂思考: x 对 y 的效应, 到底是正还是负?

遗漏了变量?



图 1: Dissertation defense

我: 我的统计模型是。。。估计了体育锻炼和抑郁症状的关系

答辩委员: 影响抑郁症状的因素非常多, 很多变量都没有纳入, 这个模型是有问题的!

课堂思考: 做统计模型, 到底需要纳入多少变量?

如何学习线性回归?



图 2: Master & PhD students who are learning regression models

理念:

- 方便有多门, 归元无二路: 原理 + 建模 + 诊断 » 软件操作
- 挽弓当挽强, 用箭当用长

课程存储地址

• 课程存储地址: https://github.com/wuhsiang/Courses

• 资源:课件、案例数据及代码



图 3: 课程存储地址

参考教材

- 谢宇. 回归分析. 北京: 社会科学文献出版社. 2010.
- 威廉·贝里. 理解回归假设. 上海: 格致出版社. 2012.
- 欧文·琼斯. R 语言的科学编程与仿真. 西安: 西安交通大学出版社. 2014.

Section 2

线性回归原理

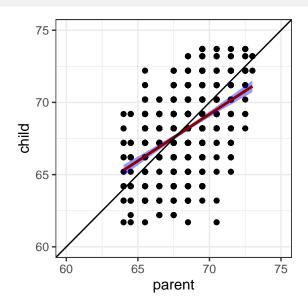


缘起

返回《物种起源》一书的年代,考虑遗传、变异与个体差异的问题:

- 随着物种的变异, 其个体差异是否会一直增大?
- 个体差异上的两极分化是否是一般规律?
- 遗传与个体差异有无关系?

Galton 的身高研究



什么是"回归"?

Galton 的身高研究发现:

- 父代的身高增加时,子代的身高也倾向于增加。
- 当父代高于平均身高时,子代身高比他更高的概率要小于比他更矮的概率;父代 矮于平均身高时,子代身高比他更矮的概率要小于比他更高的概率。
- 同一族群中,子代的身高通常介于其父代的身高和族群的平均身高之间。

回归效应:

- 向平均数方向的回归 (regression toward mediocrity), 或曰: 回归平庸
- 天之道, 损有余而补不足

Galton 的开创性研究

Francis Galton (以及 Karl Pearson) 研究

- 个体差异: 确立了社会科学研究与自然科学研究的根本区别
- 遗传与个体差异的关系: 倡导"优生学"
- 双生儿法 (twin method): 匹配方法 (matching) 之先河

课堂讨论: 匹配方法和随机对照试验方法的区别 (轮回)?

社会科学定量研究逻辑

社会科学定量研究与自然科学定量研究的区别:

- 核心区别:变异 (variation) vs 共相 (universal,相对应的是殊相 particular)
- 结论: 或然性 vs 必然性
- 方法: 归纳法 vs 演绎法
- 特征: 普适规律 vs 特定情境下的规律

因而, 社会科学定量研究即是, 在特定的**社会 (或管理) 情境**, 选取合宜的解释变量, 以尽可能理解总体中结果变量的变异的来源。

理解回归的三种视角

回归模型考虑解释变量 x 与结果变量 y 的关系,

$$y_i = f(X_i) + \epsilon_i = \beta X_i + \epsilon_i$$

将观测值 y_i 分为结构部分 $f(X_i)$ 和随机部分 ϵ_i , 并可以从**三个视角**来理解:

- 因果性 (计量经济领域): 观测项 = 机制项 + 干扰项
- 预測性 (机器学习领域): 观测项 = 预测项 + 误差项
- 描述性 (统计领域): 观测项 = 概括项 + 残差项

回归模型设定

考虑吸烟量 x 与血压 y 的关系, 回归模型为:

$$y_i = \alpha + \beta x_i + \epsilon_i.$$

暗含的假设:

- A1. 线性假设 ($E(y|x) = \beta x$): 非线性模型、结构模型
- A2. 同质性假设: 随机参数/效应模型、分层线性模型

总体回归方程

给定 $x=x^k$, 在的 ϵ_i i.i.d $\sim N(0,\sigma^2)$ 假定下,对回归模型求条件期望得到如下总体回归方程,

$$E(y|x=x^k) = \mu_{y|x^k} = \alpha + \beta x^k.$$

含义:

- 给定任意 x^k , 对应的 $y^k \sim N(\mu_{y|x^k}, \sigma^2)$ 。
- 回归线穿过 $(x^k, \mu_{y|x^k})$ 。
- $\delta \Delta \beta$ 刻画了 x 的变化对 y 的条件期望的影响。

总体回归线

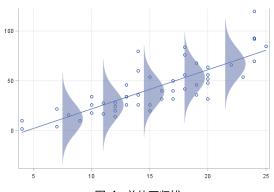


图 4: 总体回归线

简化示例: 虚拟变量 -> 多分类变量 -> 连续变量

暗含的假设

- A3. 独立同分布假设:
 - $E(\epsilon_i) = 0$: 随机效应模型中的随机截距参数
 - $Cov(\epsilon_i, \epsilon_i) = 0$: 时间序列模型、空间计量模型、嵌套模型
 - $\sigma_i = \sigma$: 异方差问题
- A4. 关于 y 的假设:
 - y 应是连续变量:广义线性模型
 - y 的条件期望 $\mu_{y|x^k}=E(y|x=x^k)$ 符合正态分布: 分位数回归
- A5. 正交 (严格外生) 假设
 - 误差项 ϵ 和 x 不相关,即 $Cov(x,\epsilon)=0$
 - 内生性问题

参数估计

普通最小二乘法 (ordinary least squares, OLS) 通过最小化残差平方和 (扩展到多元回归的情境 $y=\beta X+\epsilon$) 估计参数:

$$\min \, SSE = \min \sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_i)^2 = \sum_{i=1}^n (y_i - \beta X_i)^2 \label{eq:sse}$$

由偏导公式

$$\frac{\partial SSE}{\partial \beta} = 0$$

得到参数估计值

$$\hat{b} = (X'X)^{-1}X'y.$$

课堂思考: (1) 如何在熟悉的编程语言中,撰写函数估计多元线性模型? (2) 在实践中,OLS 会造成什么缺陷?

衡量估计方法

评判估计的黄金准则 (Fisher):

• 无偏性: 在总体中进行 M 次抽样, $E[\hat{b}_m]=\beta$ 。

• 有效性: 在众多估计量中, b 的抽样分布的方差最小。

一致性: 样本量增大时, b 趋近于 β。

课堂思考: 统计显著性与样本量有无关系?

变异分解逻辑

样本观测值 y_i 、均值 \bar{y} 、预测值 \hat{y} 之间的关系

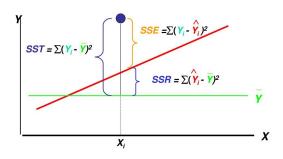


图 5: 变异的分解

板书演示: 变异分解逻辑

变异分解公式

总平方和 (sum of squares total, SST) 可以分解为回归平方和 (sum of squares regression, SSR) 和残差平方和 (sum of squares error, SSE) 之和,

具体而言:

$$\begin{split} SST &= \sum_{i=1}^{n} (y_i - \bar{y})^2 \\ &= \sum_{i=1}^{n} [(y_i - \hat{y}_i) + (\hat{y}_i - \bar{y})]^2 \\ &= \sum_{i=1}^{n} (y_i - \hat{y}_i)^2 + \sum_{i=1}^{n} (\hat{y}_i - \bar{y})^2 \\ &= SSE + SSR \end{split}$$

判定系数 (coefficient of determination) $R^2 = SSE/SST$.

板书演示: 变异分解推导

多元线性回归与方差分析

假定多元线性模型中,待估计的参数个数为 p,那么方差和自由度的分解如下:

- SST: 自由度为 n − 1
- SSE: 自由度为 n − p
- SSR: 自由度为 p-1

因而, 自由度的分解为:

$$n-1 = (n-p) + (p-1)$$

课堂思考: 假设模型有两个解释变量,其中 x_1 是连续变量, x_2 是包含 5 个分类的分类变量,SSR 的自由度为多少?

方差分析表

表 1: 多元线性回归的方差分析表

变异来源	平方和	自由度	均方
回归模型	SSR	p-1	MSR = SSR/(p-1)
误差	SSE	n-p	MSE = SSE/(n-p)
总变异	SST	n-1	MST = SST/(n-1)

相应地,可以构造 F 检验:

$$F(\mathrm{df}_{\mathrm{SSR}},\mathrm{df}_{\mathrm{SSE}}) = \frac{\mathrm{MSR}}{\mathrm{MSE}}? > F_{\alpha}$$

延伸内容: 聚类分析

模型选择

- 模型选择: 精确性原则 vs 简约性原则
- 情境: 假定在线性回归模型 A 的基础上,加了几个变量得到模型 B,应当如何在模型 A 和 B 之间选择?

构造 F 检验:

$$F(\Delta \mathrm{df}, \mathrm{df}_{\mathrm{SSE}}) = \frac{\Delta \mathrm{SSR}/\Delta \mathrm{df}}{\mathrm{MSE}_{\mathrm{R}}}? > F_{\alpha}$$

遗漏变量问题

遗漏变量 (omitted variables) 问题是指,真实模型为:

$$y \sim \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2.(1)$$

但遗漏了变量 x_2 ,且 $Cov(x_1,x_x) \neq 0$,从而模型被错误设定为:

$$y \sim \beta_1 x_1.(2)$$

记模型 (1) 的系数估计分别为 \hat{eta}_1 和 \hat{eta}_2 ,模型 (2) 的系数估计为 \tilde{eta}_1 ,模型 $x_2\sim\gamma x_1$ 的系数估计为 $\hat{\gamma}$,那么,可以证明:

$$\tilde{\beta}_1 = \hat{\beta_1} + \hat{\beta_2} \cdot \hat{\gamma}.$$

遗漏变量偏误

遗漏变量偏误 (omitted variable bias, OVB) 即为:

$$\mathsf{OVB} = \hat{\beta}_2 \cdot \hat{\gamma}.$$

课堂讨论: (1) 哪些变量一定要纳入模型,作为控制变量?(2) 哪些变量不必纳入模型作为控制变量?(3) 出现了遗漏变量,如何判断回归系数偏误的方向?

Section 3

线性回归建模



线性回归建模

本部分请参阅 slides!



Section 4

线性回归诊断



因变量分布与 Box-Cox 变换

当因变量不服从正态分布时, Box & Cox (1964) 建议采用如下 Box-Cox 变换

$$y_i = \begin{cases} [(y_i + \lambda_2)^{\lambda_1} - 1]/\lambda_1 & \text{ if } \lambda_1 \neq 0, \\ ln(y_i + \lambda_2) & \text{ if } \lambda_1 = 0. \end{cases}$$

将非正态的分布转换为正态分布。

课堂思考: (1) 对数变换或 Box-Cox 变换是否合适? (2) 如何推导出"变化比例"这一含义?

多重共线性

参数估计值

$$\hat{\beta} = (X'X)^{-1}X'y$$

要求 X'X 是**可逆 (非奇异)** 的。

- 完全多重共线性: 模型无法识别
- 严重多重共线性:不影响估计的无偏性和一致性,损害参数估计的**有效性**,及标准误会增大
- 判断标准: 方差膨胀因子 (variance inflation factor, VIF) 最大值超过 10,
 平均值明显大于 1

消除共线性

- ullet k 水平分类变量: 虚拟变量 (dummy variable) 化后,只能有 k-1 个虚拟变量
- 减少解释变量个数
- 维度规约: 因子分析
- ullet 变量选择: 如 lasso 等统计机器学习方法,尤其是 n < p 时模型无法识别的情形

```
suppressMessages(library(car))
```

```
# calculate VIF
vif(fit)
```

异方差

通常将违背残差分布假定的

• 自相关: $\mathsf{Cov}(\epsilon_i,\epsilon_j) \neq 0$

• 异方差: $Var(\epsilon_i) \neq Var(\epsilon_j)$

统称为异方差。异方差不影响估计的无偏性和一致性,但会损害估计的有效性。

处理异方差的方法包括:

- 调整标准误的计算,采用稳健标准误
- 采用广义最小二乘法 (generalized least squares, GLS) 估计模型

处理非线性

- ullet 纳入二次项: 处理 U 型关系
- 采用对数项: 处理比例关系
- 纳入交互项: 处理调节作用

高影响点及异常值处理

OLS 采用最小化误差平方和的方式,使估计值对异常值非常敏感

- **高影响点/高杠杆点** (influential/leverage points): 观测案例 *i* 对**回归系数**影响较大的点,通常可由 Cook 距离等统计量衡量
- 异常值:模型拟合失败的观测点,它们大幅偏离回归线,通常由标准化残差来衡量(其绝对值不宜大于5)

因而需要识别高影响点和异常值,并**谨慎判断**是否要排除这些观测样本。

实践中的回归假设

- 模型设定假设
 - 线性模型假设: $E(y|X) = \beta X + \epsilon$ (可检验)
 - 同质效应假设: $\beta_i = \beta$ (可检验, 高阶议题 *)
- ② 正交假设 (OLS 自动保证,不必检验)
 - 误差项均值为 0: $E(\epsilon) = 0$
 - 误差项与解释变量不相关: $\operatorname{Cov}(X,\epsilon)=0$
- 3 独立同分布假设
 - 误差项相互独立: $\operatorname{Cov}(\epsilon_i,\epsilon_j)=0$
 - 误差项方差相同: $Var(\epsilon_i) = \sigma^2$ (可检验)
- 正态分布假设 (大样本时,不必要)
 - 误差项服从正态分布: $\epsilon_i \sim N(0,\sigma^2)$

实践中的回归假设 (续)

由回归模型设定、OLS 估计衍生出来的问题:

- ① 结果变量 y 的分布 (可检验, Box-Cox 变换)
- ② 多重共线性 (可检验)
- 3 异常值 (可检验)

Section 5

线性回归高阶议题(*)



内生性与异质性

考虑是否上大学 ($D_i=0,1$) 和收入的关系

$$y_i = \alpha_i + \beta_i D_i.$$

• **内生性**: 匹配法 (matching) vs 随机控制试验法 (RCT)

• **异质性**: 分层线性模型

贝叶斯视角

背景:

- Efron 提出的 bootstrapping 方法
- 大数据时代的统计推断
- 频率学派 vs 贝叶斯学派

案例思考:

- 射击选手 B, 999/1000
- 射击选手 A, 100/100

案例思考



图 6: 灵犀一指 (999/1000) vs 小李飞刀 (100/100)

先验的作用

情境一 (先验 8/10):

- A: 先验 (8/10) + 数据 (999/1000) -> 后验 (1007/1010 = 0.9997) [获胜]
- B: 先验 (8/10) + 数据 (100/100) -> 后验 (108/110 = 0.9818)

情境二 (先验 9999/10000):

- A: 先验 (9999/10000) + 数据 (999/1000) -> 后验 (10998/11000 = 0.9998)
- B: 先验 (9999/10000) + 数据 (100/100) -> 后验 (10099/10100 = 0.9999) [获胜]

回归分析总结

- 回归假设与诊断:如何得到可靠的结论?
- ② 变异及其分解: 社会科学定量研究的核心
- 高阶议题: 计量经济应用的前沿