## 线性回归分析

授课教师: 吴翔

邮箱: wuhsiang@hust.edu.cn

March 16, 2019

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

# 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

```
## Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## (Intercept) -0.32 0.4138 -0.77 4.4e-01
## x 0.20 0.0038 52.93 8.0e-119
```

考虑 x 对 y 的效应,线性模型  $R^2=0.93$ ,预测值  $\hat{\beta}=(-0.32,0.2)$  接近实际值  $\beta=(-0.5,0.2)$ 。

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  $y = \beta_0 + \beta_1 x + \beta_2 z$ 。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  $\hat{\beta}=(34.76,-0.13)$  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?

### 如何学习线性回归?



图 1: Master & PhD students who are learning regression models

#### 理念:

- 方便有多门,归元无二路
- 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 2: 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.

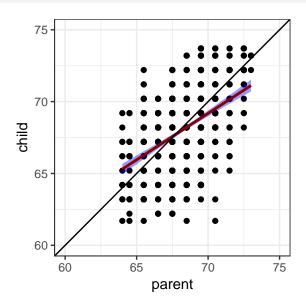
# 线性回归原理

## 缘起

### 变异与个体差异

- 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?

# 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)
- 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

## 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  $\epsilon_i$ , 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
- 预测性 (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

考虑收入 x 与中老年人抑郁水平 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  $\epsilon_i$  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  $y^k \sim N(\mu_{v|x^k}, \sigma^2)$ .
- 回归线穿过 (x<sup>k</sup>, μ<sub>ν|x<sup>k</sup></sub>)。

# 总体回归线

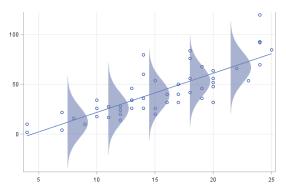


图 3: 总体回归线

# 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  $\mu_{v|x^k} = E(y|x = x^k)$  符合正态分布: 分位数回归
- A5. 正交 (严格外生) 假设
  - 误差项  $\epsilon$  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:

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

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

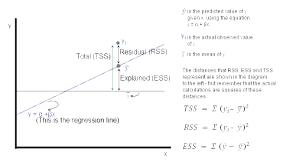


图 4: 变异的分解

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:

$$SST = \sum_{i=1}^{n} (y_i - \bar{y})^2$$

$$= \sum_{i=1}^{n} [(y_i - \hat{y}_i) + (\hat{y}_i - \bar{y})]^2$$

$$= \sum_{i=1}^{n} (y_i - \hat{y}_i)^2 + \sum_{i=1}^{n} (\hat{y}_i - \bar{y})^2$$

$$= SSE + SSR$$

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 误差 总变异	SSR SSE SST	n — р	$\begin{aligned} MSR &= SSR/(p-1) \\ MSE &= SSE/(n-p) \\ MST &= SST/(n-1) \end{aligned}$

相应地,可以构造 F 检验:

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

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:

$$F(\Delta df, df_{SSE}) = \frac{\Delta SSR/\Delta df}{MSE_{B}}? > F_{\alpha}$$

# 线性回归案例

## 中老年精神健康案例

从 CHARLS 数据中随机抽取样本 n=488,考虑中老年抑郁水平。income 为个人收入,以万元计;educ 表示教育水平是否在初中及以上,hukou 表示是否是城市户口。

表 2: 描述性统计量

变量	均值	标准差	最小值	最大值
cesd10	6.62	5.95	0	30
income	2.12	2.12	0.01	20
educ	0.76	0.43	0	1
hukou	0.28	0.45	0	1

# 收入与精神健康

表 3: 不同线性回归模型比较

模型 1	模型 2	模型 3
2.18 (0.05)	2.47 (0.11)	2.49 (0.11)
-0.18 (0.04)	-0.14 (0.04)	-0.12 (0.05)
-	-0.39 (0.13)	-0.34 (0.13)
-	-	-0.23 <sup>ns</sup> (0.12)
0.04	0.06	0.06
	2.18 (0.05) -0.18 (0.04) -	2.18 (0.05) 2.47 (0.11) -0.18 (0.04) -0.14 (0.04) - 0.39 (0.13)

课堂讨论: 应选择哪个模型?

# 变异分解与模型选择

# 最终模型

### 权衡精确性原则与简约性原则,选择模型 2。

```
> summary(fit2)
Call:
lm(formula = v \sim I(log(income)) + educ, data = charlswh)
Residuals:
   Min 10 Median 30
                              Max
-2.9758 -0.7034 0.0318 0.7732 3.0278
Coefficients:
            Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) 2.4686 0.1098 22.47 <2e-16 ***
-0.3875 0.1308 -2.96 0.0032 **
educ
Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
Residual standard error: 1.1 on 485 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.0551, Adjusted R-squared: 0.0512
F-statistic: 14.1 on 2 and 485 DF. p-value: 1.07e-06
```

图 5: 模型估计结果

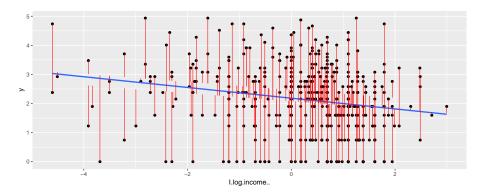
## 显著性与效应大小

- 统计显著性 (statistical significance)
- 效应大小 (effect size)

请参阅 Github 上的完整案例

课堂讨论: 二者有何区别?

# 回归结果图示



## 变异分解: 编程计算

```
# calculate predicted values
yhat <- predict.lm(fit2)
# calculate and print SST, SSR, and SSE
ybar <- mean(charlswh$y)
sst <- sum((charlswh$y - ybar) ^ 2)
ssr <- sum((yhat - ybar) ^ 2)
sse <- sum((charlswh$y - yhat) ^ 2)
c(sst, ssr, sse)</pre>
```

## [1] 679 37 641

## 变异分解: 系统输出

# variation decomposition

## I(log(income)) 1

```
## Df Sum Sq Mean Sq F value Pr(>F)
```

```
## educ 1 12 11.61 8.78 0.0032 **
## Residuals 485 641 1.32
## ---
## Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 '
```

26 25.79 19.50 1.2e-05 \*\*\*

# 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

$$y_i = egin{cases} [(y_i + \lambda_2)^{\lambda_1} - 1]/\lambda_1 & ext{ if } \lambda_1 
eq 0, \\ In(y_i + \lambda_2) & ext{ if } \lambda_1 = 0. \end{cases}$$

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

• 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

• 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(fit2)
```

```
## I(log(income)) educ
## 1.1 1.1
```

#### 异方差

#### 通常将违背残差分布假定的

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

• 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

● 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:  $Cov(X, \epsilon) = 0$
- ③ 独立同分布假设
  - 误差项相互独立:  $Cov(\epsilon_i, \epsilon_i) = 0$
  - 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:

- 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)

# 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—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
- ③ 高阶议题: 计量经济应用的前沿