## 反事实框架与主流计量方法

连玉君 曹昊煜

兰州大学

2022 年 12 月 23 日

理解计量经济学

- 理解计量经济学
  - 经济建模
  - 估计方法
  - 统计推断
- ② 反事实与主流计量方法
  - 潜在结果与因果参数
  - 选择性偏误
  - 两种识别思想
  - 四种主流因果推断方法
- 计量经济学与高质量研究
  - 如何构建计量经济学基础
  - 评审专家的目光: 以一篇论文为例
  - 论文成功的要素

## 主要内容

- 如何理解计量经济学的基本框架
- 反事实架构与主流计量经济方法
- 计量经济学与高质量论文的组织

- 理解计量经济学
  - 经济建模
  - 估计方法
  - 统计推断
- ② 反事实与主流计量方法
- ③ 计量经济学与高质量研究

### 当我们面对两组数据 Y 和 X,如何更好地使用 X 去预测 Y 是计量经济学的"元问题"

- 预测优劣的判别需要特定的标准,通常使用的标准是均方误 差  $\mathrm{MSE}(g) = \mathrm{E}(Y g(X))^2$
- 最小化均方误差的最优解是条件期望

$$\begin{split} \mathrm{E}(Y|X) &= \mathrm{argmin}_{g} \ \mathrm{MSE}(g) \\ &= \mathrm{argmin}_{g} \ \mathrm{E}(Y - g(X))^{2} \end{split}$$

因此,使用条件期望来预测 Y 在 MSE 意义下是最优的

## 线性建模思想

• 在确定了用于预测的函数后,我们可以建立回归方程

$$Y = E(Y|X) + \varepsilon$$

- 仅仅知道这些信息并不足够,因为条件期望的形式是未知的
- 考虑到形式上的约简性和解释的便利性,我们一般会假定条件期望符合线性形式,由此得到通常使用的回归方程

$$Y = X'\beta + \varepsilon$$

• 由此预测问题最终归结于一组线性参数的估计

- 当 Y 为连续情形时,一般假定其服从正态分布,线性模型 用来刻画条件期望
- 但如果 Y 为离散形式,正态分布的假定很可能是不满足的
- 仍然使用线性模型难以令人相信建模的合理性

## 非线性建模范例: Logit 模型

- 最常见的情形是被解释变量是 0-1 变量的情形
- 如果我们坚持使用线性模型来刻画条件期望,那么可以得到著名的线性概率模型

$$P(Y=1|X) = E(Y|X) = X'\beta$$

- 概率总是在 0-1 之前取值,但线性函数却不满足这一性质
- 因此我们要先刻画概率,再对概率的参数建立线性模型

## 非线性建模范例: Logit 模型

 若假定 Y 取 1 的概率服从逻辑分布,则该模型称为 Logit 模型,其中参数 u 代表对数几率比

$$P(Y=1) = \Lambda(u) = \frac{\exp(u)}{1 + \exp(u)}$$

 进一步对对数几率比进行参数建模,则有 u = X'β,则可以 得到 Lgoit 模型的完整形式

$$P(Y=1|X) = \Lambda(X'\beta) = \frac{\exp(X'\beta)}{1 + \exp(X'\beta)}$$

- 理解视角 1: Y 取 1 的概率服从依赖于 X 的逻辑分布
- 理解视角 2: 对数几率比的函数形式是 X 的线性函数

## 非线性建模范例: Poisson 模型

在部分情况下、Y的取值只能是非负的、如专利个数等。此时我们同样无法直接使用线性模型来刻画概率、更好的选择是泊松分布。

$$P(Y=y) = \frac{e^{-\lambda}\lambda^y}{y!}$$

• 进一步对参数  $\lambda$  建模,该参数的含义是 Y 的期望,为保证 其非负性,使用指数函数形式。

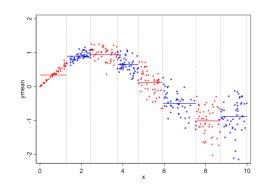
$$E(Y|X) = \lambda = \exp(X'\beta)$$

- 理解视角 1: Y 取 y 的概率服从依赖于 X 的泊松分布
- 理解视角 2: 条件期望函数形式是 X 线性组合的指数变换

- 实证分析中更偏爱对条件期望建模是基于 MSE 的优化问题 决定的
- 多数情况下,线性模型就可以较为简洁地刻画出经济变量间的关系
- 如果需要建立非线性的模型,那么需要使用"两步建模"的 思想
- 到目前为止,我们仅仅是在讨论如何构建一个合理的经济模型,还没有涉及到参数的估计问题

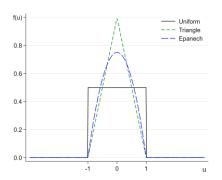
- 基本的参数估计包括 OLS, MLE 和 GMM 三类
- 三者都属于极值估计,一定情况下 GMM 可以转化为另外两 种估计方式
- 无论是线性还是非线性模型,归根结底都是估计一组参数

- 参数估计的缺陷在于 对于函数形式的假定 过于严格
- 非参数估计的主要思 想是使用局部信息尽 可能逼近数据
- 使用非参数估计需要 明确局部的范围和权 重的大小



## 非参数估计

- "局部"的范围由带宽决定,点的重要性由权重函数决定
- 常见的权重函数是核函数  $K(\frac{x_i-x}{b})$



核估计

$$\hat{m}_g(x) = \sum_i Y_i \cdot K\left(\frac{x_i - x}{h}\right) / \sum_i K\left(\frac{x_i - x}{h}\right)$$

局部线性回归

$$\min_{b_0, \mathbf{b}_1} \left\{ \sum_{i} \left[ Y_i - b_0 - \mathbf{b}_1 \left( \mathbf{x}_i - \mathbf{x} \right) \right]^2 \cdot K \left( \frac{\mathbf{x}_i - \mathbf{x}}{h} \right) \right\}$$

局部多项式回归

$$\min_{b_0,b_p} \left\{ \sum_i \left[ Y_i - b_0 - \sum_{p=1}^P \mathbf{b}_p (\mathbf{x}_i - \mathbf{x})^p \right]^2 \cdot K\left(\frac{\mathbf{x}_i - \mathbf{x}}{h}\right) \right\}$$

- 无论是参数估计还是非参数估计, Estimator 总是随机的, 我们只不过得到了当前样本下的一次估计而已
- 标准误正是刻画这种样本不确定性的指标,其形式依赖于我们对样本信息的假设
- 标准误的选择往往对应于差异化数据假设和对干扰项的理解

### 如果样本是 iid 的,那么标准误的形式非常简单

$$se(\hat{eta}) = \frac{\hat{\sigma}^2}{SST}$$

如果存在异方差性,我们需要对标准误进行调整,即 White 稳健标准误

$$\hat{V} = n^{-1} \sum_{t=1}^{n} X_t X_t' e_t^2 = \frac{X' D(e) D(e)' X}{n}$$

如果样本存在组内的相依性,那么仅使用上述的标准误可能 存在很大问题

### • 数据生成过程

$$Y_{ij} = \beta_0 + \beta_1 X_{ij} + e_{ij}, \ i = 1, 2, \cdots, 240; \ j = 1, 2, \cdots, 30$$

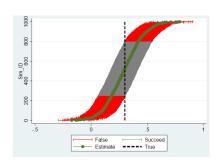
$$X_{ij} = \eta_{ij} + \mu_j$$

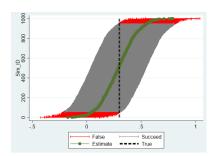
$$e_{ij} = \alpha_{ij} + \varepsilon_j$$

$$\eta_{ij} \sim N(0, 1), \ \alpha_{ij} \sim N(0, 1), \ \mu_j \sim N(0, 4), \ \varepsilon_j \sim N(0, 4)$$

$$\beta_0 = 0.5, \ \beta_1 = 0.3$$

## 异方差与聚类稳健标准误





- 建模: 对什么建模, 建立的模型形式是什么?
- ② 估计: 使用参数估计还是非参数估计?
- 排断: 是否需要进行聚类调整?
- 数据: 截面数据、时间序列还是面板数据?

- ② 反事实与主流计量方法
  - 潜在结果与因果参数
  - 选择性偏误
  - 两种识别思想
  - 四种主流因果推断方法
- ③ 计量经济学与高质量研究

## 潜在结果

理解计量经济学

- 如果存在 "平行宇宙",那么因果效应只需要比较两个世界 中同一个个体受到处理与否导致的差异即可
- 但事实上,我们只能观测到一个个体的一个状态,处理组只 能看到受处理的结果,控制组只能看到不受处理的结果
- 我们将同一个个体的两种结果分别表示为 Y<sub>0</sub>; 和 Y<sub>1</sub>; 那么:

$$Y_i = Y_{0i} + D_i(Y_{1i} - Y_{0i})$$

# 一般而言个体的因果效应存在异质性,即每个人的因果效应为:

$$TE_i = Y_{1i} - Y_{0i}$$

绝大多数情况下,我们无法处理个体的因果效应,因此我们 转而考虑平均的因果效应,特定的因果参数有三个

ATE = 
$$E(Y_{1i} - Y_{0i}) = E(Y_{1i}) - E(Y_{0i})$$
  
ATT =  $E(Y_{1i} - Y_{0i}|D_i = 1) = E(Y_{1i}|D_i = 1) - E(Y_{0i}|D_i = 1)$   
ATU =  $E(Y_{1i} - Y_{0i}|D_i = 0) = E(Y_{1i}|D_i = 0) - E(Y_{0i}|D_i = 0)$ 

### 有时候我们也可以获取一些协变量,那么我们转而计算条件 因果参数

$$\begin{aligned} \text{ATE}(\mathbf{x}) &= \text{E}(Y_{1i} - Y_{0i} | \mathbf{x}) = \text{E}(Y_{1i} | \mathbf{x}) - \text{E}(Y_{0i} | \mathbf{x}) \\ \text{ATT}(\mathbf{x}) &= \text{E}(Y_{1i} - Y_{0i} | D_i = 1, \mathbf{x}) \\ &= \text{E}(Y_{1i} | D_i = 1, \mathbf{x}) - \text{E}(Y_{0i} | D_i = 1, \mathbf{x}) \\ \text{ATU}(\mathbf{x}) &= \text{E}(Y_{1i} - Y_{0i} | D_i = 0, \mathbf{x}) \\ &= \text{E}(Y_{1i} | D_i = 0, \mathbf{x}) - \text{E}(Y_{0i} | D_i = 0, \mathbf{x}) \end{aligned}$$

简单地应用迭代期望率,可以将条件因果效应转换为无条件 的因果效应

$$E(Y) = E[E(Y|X)]$$

- 如果潜在结果与处理变量独立,那么组间均值差就是因果效应的一致估计
- 如果独立性并不满足,那么会出现选择性偏误

$$\begin{split} & \mathrm{E}(\boldsymbol{Y} \mid \mathbf{x}, D = 1) - \mathrm{E}(\boldsymbol{Y} \mid \mathbf{x}, D = 0) \\ & = \mathrm{E}\left(\boldsymbol{Y}_{1} \mid \mathbf{x}, D = 1\right) - \mathrm{E}\left(\boldsymbol{Y}_{0} \mid \mathbf{x}, D = 0\right) \\ & + \left[\mathrm{E}\left(\boldsymbol{Y}_{0} \mid \mathbf{x}, D = 1\right) - \mathrm{E}\left(\boldsymbol{Y}_{0} \mid \mathbf{x}, D = 1\right)\right] \\ & = \underbrace{\left[\mathrm{E}\left(\boldsymbol{Y}_{0} \mid \mathbf{x}, D = 1\right) - \mathrm{E}\left(\boldsymbol{Y}_{0} \mid \mathbf{x}, D = 0\right)\right]}_{Selection\ Bias} + \mathrm{ATT}(\mathbf{x}) \end{split}$$

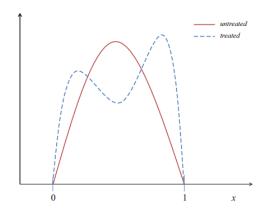
如果我们直接比较组间均值,得到的是 ATT 的有偏估计

• Heckman(1998) 将选择性偏差分解为三个部分

$$\begin{split} \mathbf{B}_{1} &= \int_{S_{1\mathbf{x}}} \bar{y}_{01} \mathit{dF}(\mathbf{x}, D=1) - \int_{S_{0\mathbf{x}}} \bar{y}_{00} \mathit{dF}(\mathbf{x}, D=0) \\ &= \underbrace{\int_{S_{1\mathbf{x}} - S_{\mathbf{x}}} \bar{y}_{01} \mathit{dF}(\mathbf{x}, D=1) - \int_{S_{0\mathbf{x}} - S_{\mathbf{x}}} \bar{y}_{01} \mathit{dF}(\mathbf{x}, D=0)}_{\mathbf{B}_{\mathbf{A}}} \\ &+ \underbrace{\int_{S_{\mathbf{x}}} \bar{y}_{00} [\mathit{dF}(\mathbf{x}, D=1) - \mathit{dF}(\mathbf{x}, D=0)]}_{\mathbf{B}_{\mathbf{B}}} + \underbrace{\int_{S_{\mathbf{x}}} \bar{y}_{01} \mathit{dF}(\mathbf{x}, D=1) - \int_{S_{\mathbf{x}}} \bar{y}_{00} \mathit{dF}(\mathbf{x}, D=1)}_{\mathbf{B}_{\mathbf{C}}} \end{split}$$

- 选择性偏误的三个来源分别是弱平衡、弱重叠和不可观测的 影响因素
- B<sub>A</sub> 和 B<sub>B</sub> 一般称为显性偏误, B<sub>C</sub> 称为隐性偏误

## 平衡与重叠



## 何谓识别?

- 传统计量经济学和因果推断中,对于"识别"的理解存在一 定的差异
- 传统计量经济学中,识别问题主要指的是能否满足一定的代数条件以确保参数的计算
- 在因果推断计量经济学中,识别问题主要指的是估计得出的 参数是否具有因果含义
- 传统计量中保证识别的条件一般是一组代数条件,而因果推断中的识别条件是对分配的假设

- 如何正确地识别因果效应取决于我们对分配机制的理解
- 如果选择机制是明确的,那么不存在隐性偏误,因为此时满足条件独立性

$$(Y_1, Y_0) \perp D|\mathbf{x}$$

- 如果选择机制并不清晰,那么我们无法通过加入协变量的方式消除选择性偏误,需要更加复杂的识别假设
- 因此,基本的识别策略可以分为"依可观测变量的选择问题"和"依不可观测变量的选择问题"

- 依可观测变量的选择
  - 回归调整方法
  - 倾向得分匹配

- 依不可观测变量的选择
  - 双重差分法
  - 断点回归法

• 回归调整需要的假设是条件均值独立  $E(Y_1|\mathbf{x},D)=E(Y_1|\mathbf{x})$  和  $E(Y_0|\mathbf{x},D)=E(Y_0|\mathbf{x})$ ,或者

$$E(Y_0|\mathbf{x}, D=1) = E(Y_0|\mathbf{x}, D=0)$$
  
 $E(Y_1|\mathbf{x}, D=0) = E(Y_1|\mathbf{x}, D=1)$ 

● 因果参数识别

$$ATE(\mathbf{x}) = E(Y_1|\mathbf{x}) - E(Y_0|\mathbf{x})$$

$$= E(Y_1|\mathbf{x}, D = 1) - E(Y_0|\mathbf{x}, D = 0)$$

$$= E(Y|\mathbf{x}, D = 1) - E(Y|\mathbf{x}, D = 0)$$

• 回归调整方法的主要问题仍然是对条件期望建模

- 使用回归方法来得到 ATE 的估计需要进行建模
- 对反事实建立一个一般化的参数模型

$$Y_1 = \mu_1 + g_1(\mathbf{x}) + e_1$$
  
 $Y_0 = \mu_0 + g_0(\mathbf{x}) + e_0$ 

• 其中  $E(e_g|\mathbf{x}) = 0$ ,该模型隐含了

$$E(Y_1|\mathbf{x}, D = 1) = E(Y|\mathbf{x}, D = 1) = \mu_1 + g_1(\mathbf{x})$$
  
 $E(Y_0|\mathbf{x}, D = 0) = E(Y|\mathbf{x}, D = 0) = \mu_0 + g_0(\mathbf{x})$ 

• 以及当两个模型的函数形式相同时,因果参数

ATE = 
$$E(Y_1|\mathbf{x}) - E(Y_0|\mathbf{x}) = \mu_1 - \mu_0$$

• 将反事实与实际观测关联在一起

$$Y = \mu_0 + D(\mu_1 - \mu_0) + g_0(\mathbf{x}) + D[g_1(\mathbf{x}) - g_0(\mathbf{x})] + e$$

• 因此当两个模型函数形式相同时,需要使用的回归方程是

$$Y = \alpha + \beta \cdot D + g_0(\mathbf{x}) + e$$

 此时我们说参数 β 识别了因果参数,而应用的识别假设是 条件独立假设

- 匹配方法依赖的假定有三个
  - 条件均值独立。 $E(Y_g|D,\mathbf{x}) = E(Y_g|\mathbf{x})$
  - 重叠假定。倾向得分满足  $0 < p(\mathbf{x}) = \Pr(D = 1 | \mathbf{x}) < 1$
  - 平衡性。 $\{(D \perp \mathbf{x}) | \text{Matching}\}$ ,即匹配后组间特征是平衡的
- 因果参数的识别

$$ATT = E(Y_1|D = 1, \mathbf{x}) - E(Y_0|D = 1, \mathbf{x})$$

$$= E(Y_1|D = 1, \mathbf{x}) - E(Y_0|D = 1, \mathbf{x})$$

$$+ [E(Y_0|D = 0, \mathbf{x}) - E(Y_0|D = 0, \mathbf{x})]$$

$$= E(Y_1|D = 1, \mathbf{x}) - E(Y_0|D = 0, \mathbf{x})$$

匹配方法实际上假定了匹配后,每一个分组内都是一个近似的随机试验

## • 反事实的定义

$$\widehat{Y}_{0i} = \begin{cases} Y_i & \text{if } D_i = 0\\ \sum_{j \in C(i)} h(i, j) Y_j & \text{if } D_i = 1 \end{cases}$$

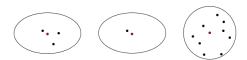
$$\widehat{Y}_{1i} = \begin{cases} \sum_{j \in C(i)} h(i, j) Y_j & \text{if } D_i = 0\\ Y_i & \text{if } D_i = 1 \end{cases}$$

• 估计因果效应

$$\widehat{\text{ATT}} = \frac{1}{N_1} \sum_{i \in \{D=1\}} \left( Y_i - \widehat{Y}_{0i} \right) = \frac{1}{N_1} \sum_{i \in \{D=1\}} \left( Y_i - \sum_{j \in C(i)} h(i,j) Y_j \right)$$

## 倾向得分匹配

- 匹配方法的基本思想是使用特定点附近样本的加权平均估计 反事实
  - 多么接近才能称之为"附近"?
  - 对于不同的样本如何赋予权重?
- 不同的匹配方法可以有不同的定义



### 倾向得分匹配

### • 常见匹配方法的控制组选择与权重计算

表 4: 倾向得分匹配方法

匹配方法	C(i)	h(i,j)
一对一匹配	{Singleton $j : \min_{j} \ p_i - p_j\ $ }	1
M 近邻匹配	$\{\text{First } j: \min_{j} \ \ p_i - p_j\ \}$	1/M
卡尺匹配	${j: \ p_i - p_j\  < r}$	$\frac{1}{N_{C(i)}}$
核匹配	全部控制组个体	$\frac{K_{ij}}{\sum_{i \in C} K_{ij}}$
局部线性匹配	全部控制组个体	$\frac{K_{ij}L_i^2 - K_{ij}\widehat{\Delta}_{ij}L_i^1}{\sum_{j\in \mathcal{C}} \left(K_{ij}L_i^2 - K_{ij}\widehat{\Delta}_{ij}L_i^1 + r_L\right)}$
岭匹配	全部控制组个体	$\frac{K_{ij}}{\sum_{j \in C} K_{ij}} + \frac{\widetilde{\Delta}_{ij}}{\sum_{j \in C} \left(K_{ij} \widetilde{\Delta}_{ij}^2 + r_R h \left  \widetilde{\Delta}_{ij} \right  \right)}$
分层匹配	全部控制组个体	$\frac{\sum_{b=1}^{B} 1[p(\mathbf{x}_i) \in I(b)] \cdot 1[p(\mathbf{x}_j) \in I(b)]}{\sum_{b=1}^{B} 1[p(\mathbf{x}_j) \in I(b)]}$

### 依可观测变量选择问题

- 回归调整和倾向得分匹配都旨在解决显性偏误的问题
- 二者依赖的核心假设实质是是相同的,都是给定协变量的取值后,组内近似于随机试验
- 这一假设是很强的,因为翻译成传统计量的语言,其意味着 控制住所有协变量后,D不存在内生性问题
- 多数情况下我们对处理的分配机制并不清楚,隐性偏误总是存在的。此时因果的识别需要依靠其他设定

同质性处理效应假设,对于 2×2 设计

$$ATE(s, t) = E(Y_{1st} - Y_{0st}|s, t) = \delta$$

即平均因果效应被假定为常数

• 平行趋势假设

$$E(Y_{0st}|s, t) = \gamma_s + \lambda_t$$
  

$$E(Y_{1st}|s, t) = \gamma_s + \lambda_t + \delta$$

也就是不论任何地区或时间,潜在结果的变化趋势是相同 的, 差异仅仅体现在截距上

无预期效应,即处理前未受到处理的反事实不会受到未来处 理与否的影响

### 数值示例

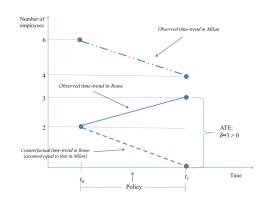
• 令处理组为 R, 控制组为 M, 那么待估计的 ATT 为

$$\textit{ATT}_\textit{R} = \mathrm{E}(\textit{Y}_{1\textit{Rt}_1}) {-} \mathrm{E}(\textit{Y}_{0\textit{Rt}_1})$$

• 根据潜在结果的建模

$$E(Y_{1Rt_1}) = \gamma_R + \lambda_{t_1} + \delta = 3$$
  
 $E(Y_{0Rt_1}) = \gamma_R + \lambda_{t_1} = ?$ 

• 无法直接识别出因果 参数



### 数值示例

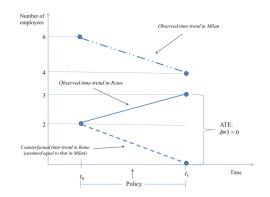
### • 对于处理组

$$\begin{split} & \mathrm{E}(Y_{1Rt_1}) = \gamma_R + \lambda_{t_1} + \delta = 3 \\ & \mathrm{E}(Y_{0Rt_0}) = \gamma_R + \lambda_{t_0} = 2 \end{split}$$

从而因果效应可以使 用下面的式子计算

$$\delta = 1 - (\lambda_{t_1} - \lambda_{t_0})$$

使用控制组计算趋势 变化



• 对于控制组

$$E(Y_{0Mt_1}) = \gamma_M + \lambda_{t_1} = 4$$
  
$$E(Y_{0Mt_0}) = \gamma_M + \lambda_{t_0} = 6$$

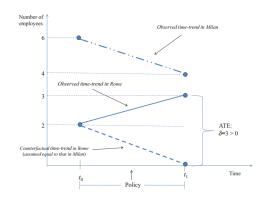
• 从而趋势变化为

$$\lambda_{t_1} - \lambda_{t_0} = 4 - 6 = -2$$

最后可以识别出因果效应

$$ATT_R = 1 - (-2) = 3$$

关键假定是平行趋势 假定和同质性因果效 应假定!!



根据平行趋势假设,对潜在结果建模

$$Y_{0st} = \gamma_s + \lambda_t + e_{0st}$$

$$Y_{1st} = \gamma_s + \lambda_t + \delta + e_{1st}$$

$$Y_{st} = Y_{0st} + D_{st}(Y_{1st} - Y_{0st})$$

● 做一些替换,可以得到观测值方程

$$Y_{st} = \gamma_s + \lambda_t + D_{st} \cdot \delta + e_{st}$$

ullet 此时称  $\delta$  识别了因果效应 ATT,使用结果变量对**双向固定** 效应和处理变量进行 OLS 估计即可得到因果效应的估计

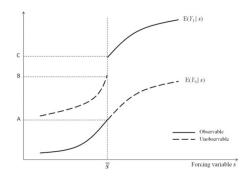
- 平行趋势假定是无法直接检验的
- 在多期情形下可以使用"事件研究法"来考察动态效应

$$Y_{it} = \alpha_0 + \sum_{p=-b, p\neq -1}^{T} \tau_p D_{i, t=p} + \varepsilon_{it}$$

使用政策开始前一期为基期,并纳入所有政策开始前后的时期数

### 断点回归

- 局部随机性:如果"标准"是相当随机的,那么断点的邻域内,样本将非常相似,可以作为彼此的反事实估计
- 连续性: 断点两侧反事实结果的条件期望是连续的



• 驱动变量 (Forcing variable) s 完全决定了分配机制

$$D_i = \mathbf{1}(s_i \geq \bar{s})$$

• 因果参数定义为断点两侧的极限值差

$$\begin{aligned} \text{ATE}_{\text{SRD}} &= \text{E}\left(Y_1 \mid s = \overline{s}\right) - \text{E}\left(Y_0 \mid s = \overline{s}\right) \\ &= \lim_{s \downarrow \overline{s}} \text{E}(Y \mid S = s) - \lim_{s \uparrow \overline{s}} \text{E}(Y \mid S = s) \end{aligned}$$

• 清晰断点回归的识别假设是反事实条件期望的连续性

# 在断点两侧的局部范围内 ∀ i ∈ {\$\bar{s}\$ - h < s\$; < \$\bar{s}\$ + h} 进行建模。</li> 截距差即为因果效应的估计

$$Y_{i} = \alpha_{L} + \delta_{L}(s_{i} - \bar{s}) + \varepsilon_{L,i}$$
  
$$Y_{i} = \alpha_{R} + \delta_{R}(s_{i} - \bar{s}) + \varepsilon_{R,i}$$

• 此时  $ATE = \alpha_R - \alpha_L$ 。为了获得因果效应的统计推断,将两个方程合为一个

$$Y_{i} = \alpha_{L} + ATE \cdot D_{i} + \delta_{L} (s_{i} - \bar{s}) + (\delta_{R} - \delta_{L}) \cdot D_{i} \cdot (s_{i} - \bar{s}) + \varepsilon_{i}$$

• 此时我们说 Di 的参数识别了因果效应

• 可以使用核估计简单地比较断点两侧样本的加权平均

$$\widehat{\mathsf{ATE}}_{\mathrm{SRD}} = \frac{\sum_{i \in \{R\}} K\left(\frac{s_i - \bar{s}}{h}\right) Y_i}{\sum_{i \in \{R\}} K\left(\frac{s_i - \bar{s}}{h}\right)} - \frac{\sum_{i \in \{L\}} K\left(\frac{s_i - \bar{s}}{h}\right) Y_i}{\sum_{i \in \{L\}} K\left(\frac{s_i - \bar{s}}{h}\right)}$$

使用断点两侧的样本进行局部多项式回归

$$Y_{i} = \alpha_{L} + ATE \cdot D_{i} + \sum_{p=1}^{P} \delta_{L,p} (s_{i} - \bar{s})^{p} + D_{i} \sum_{p=1}^{P} (\delta_{R,p} - \delta_{L,p}) \cdot (s_{i} - \bar{s})^{p} + \varepsilon_{i}$$

$$\forall i \in \{\bar{s} - h < s_{i} < \bar{s} + h\}$$

• 使用交叉验证等方法确定最优带宽

### 因果分析的基本思想

- 定义因果效应并确定识别假设
- 对反事实进行建模,刻画出反事实的函数形式,除了倾向得分匹配外,其他方法都对反事实进行了参数建模
- 建模后再次推导因果效应的形式,并将反事实与观测值联系 起来得到回归方程,明确哪一个参数代表因果效应
- 使用参数或非参数方法估计,并进行统计推断

- 理解计量经济学
- ② 反事实与主流计量方法
- 计量经济学与高质量研究
  - 如何构建计量经济学基础
  - 评审专家的目光: 以一篇论文为例
  - 论文成功的要素

### 计量经济学基础构建

- 注重传统理论计量的学习
  - 全面掌握计量经济学基础,可以参考伍德里奇的《计量经济 学导论》
  - 全面学习理论计量经济学的基本范式,可以参考洪永淼老师或者 Hayshi 的《计量经济学》
  - 从全面学习掌握到专题化学习,增加非参数和贝叶斯计量经 济学的学习
- 注重因果推断理论的学习
  - 不必完全掌握因果推断的全部细节,但基本的逻辑框架必须 搭建
  - 学习主流的基本因果推断教材,如《Mostly Harmless Econometrics》《Econometric Evaluation of Socio-Economic Programs》《Causal Inference: TheMixtape》
  - 通过追踪前沿文献和最新命令来实现方法的积累
- 注重计量经济学软件工具
  - 打好 Stata 的基础, 连老师的课程是首选
  - 多写代码,而不是仅仅用眼睛看别人的代码
  - 通过学习软件的帮助文档提高命令的积累

### 评审专家关注的要点

- 核心要点 1: 创新的效力
- 核心要点 2: 理论建模的含义
- 核心要点 3: 研究设计
- 核心要点 4: 度量问题
- 核心要点 5: 数据清洗
- 核心要点 6: 结果解释及其自洽性

### 我心中论文成功的要素

- 可信是关键, 在实证开始之前就让人相信你的故事
  - 尝试必要的数理建模
  - 提取明确的特征事实
- 明确研究设计及其对应的假设,必要的时候提供一些检验增强对假设的信心
- 做好数据清洗和变量度量,避免前后"两张皮"
- 细致地阐述机制,可信的机制是论文成功的必要条件
- 小心地组织全文的证据,并不是越多越好
- 提高行文间的逻辑性

## Thank You