

# 面板数据因果推断

## 第一讲：经典固定效应模型

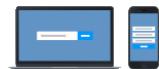
徐轶青

斯坦福大学

# 自我介绍和课程缘起

- 2007—2010，北京大学中国经济研究（CCER）硕士
  - 2010—2016，麻省理工学院政治学系博士，博士论文：  
《关于面板数据的因果推断方法》
  - 2016—至今，加州大学圣地亚哥分校、斯坦福大学
  - 经济学、政治学、统计学顶级刊物审稿人
- 
- 2016年起，教授博士生“因果推断”课程
  - 2018年起，教授杜克—西北大学“因果推断工作坊”
  - 2021年，教授连享会“因果推断”课程

[Join by Web](#)



- ① Go to [PollEv.com](https://PollEv.com)
- ② Enter **YIQINGXU641**
- ③ Respond to activity

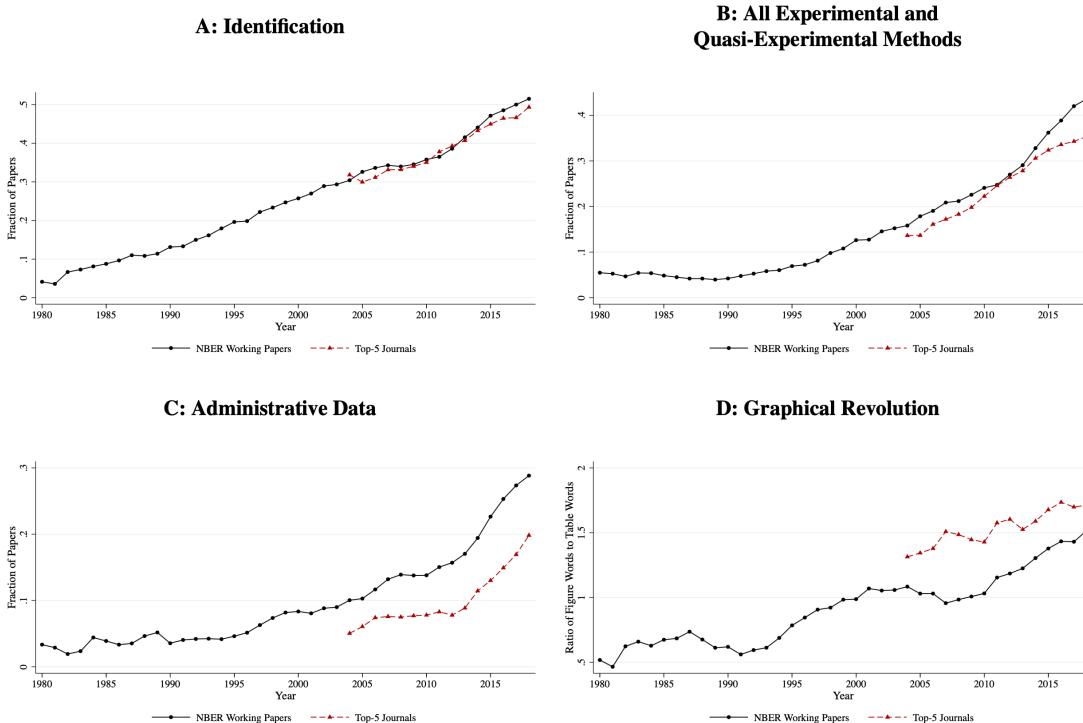


Stanford University

# 课程特点

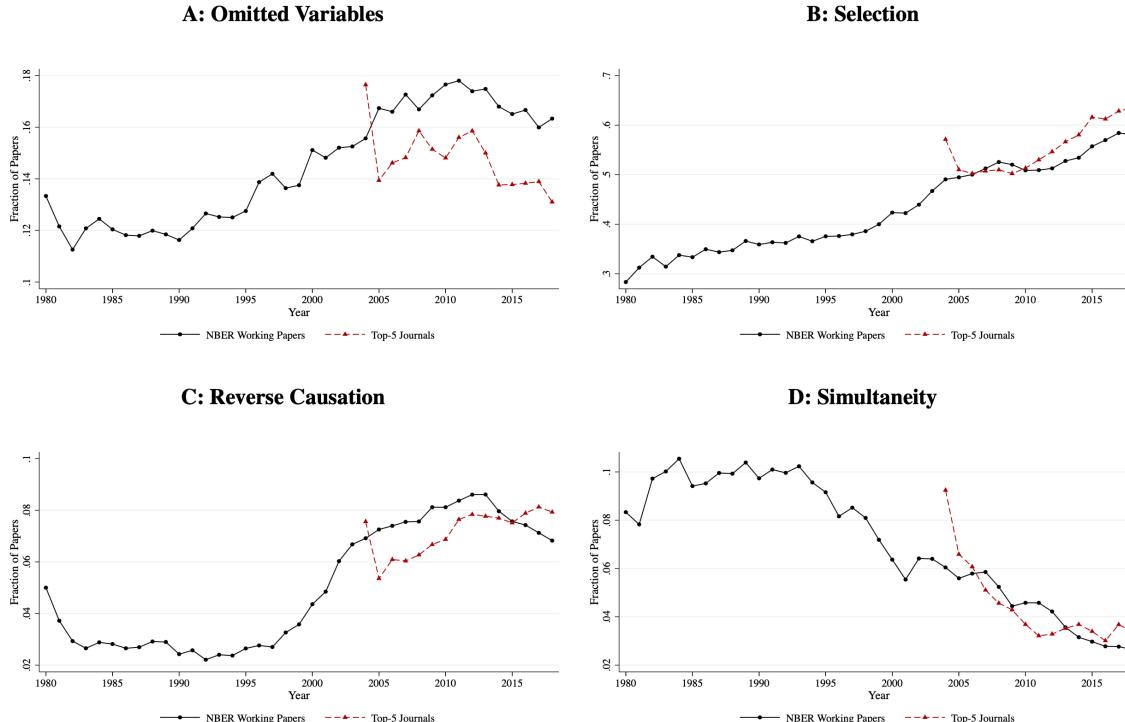
- 兼顾理论与实践
  - 会使用数学表达，但仅限于与核心思想相关的部分——可用于您的授课
  - 结合论文、数据和Stata代码，把对概念的理解转化为实操——可用于您的研究
  - 复习和实践一些统计学的核心知识——这是所有研究和教学的基础
- 兼顾当下流行的做法与理论前沿
  - 第一步，掌握目前在学界流行的操作方法
  - 比大多数人多走半步到一步
  - 同步了解最前沿在关心什么问题，为未来留出余量
- 要同时完成这两个目标不容易，希望大家保持耐心、随时提问！

# 缘起：基于因果推断的可信度革命 (Credibility Revolution)



Notes: This figure shows different dimensions of the “credibility revolution” in economics: Identification (Panel A), All Experimental and Quasi-Experimental Methods (Panel B), Administrative Data (Panel C), and the Graphical Revolution (Panel D). Panel D shows the ratio of the number of ‘Figure’ terms to the number of ‘Table’ terms mentioned. See Table A.I for a list of terms. The series show 5-year moving averages.

# 讨论遗漏变量、反向因果、同时性已经远远不够

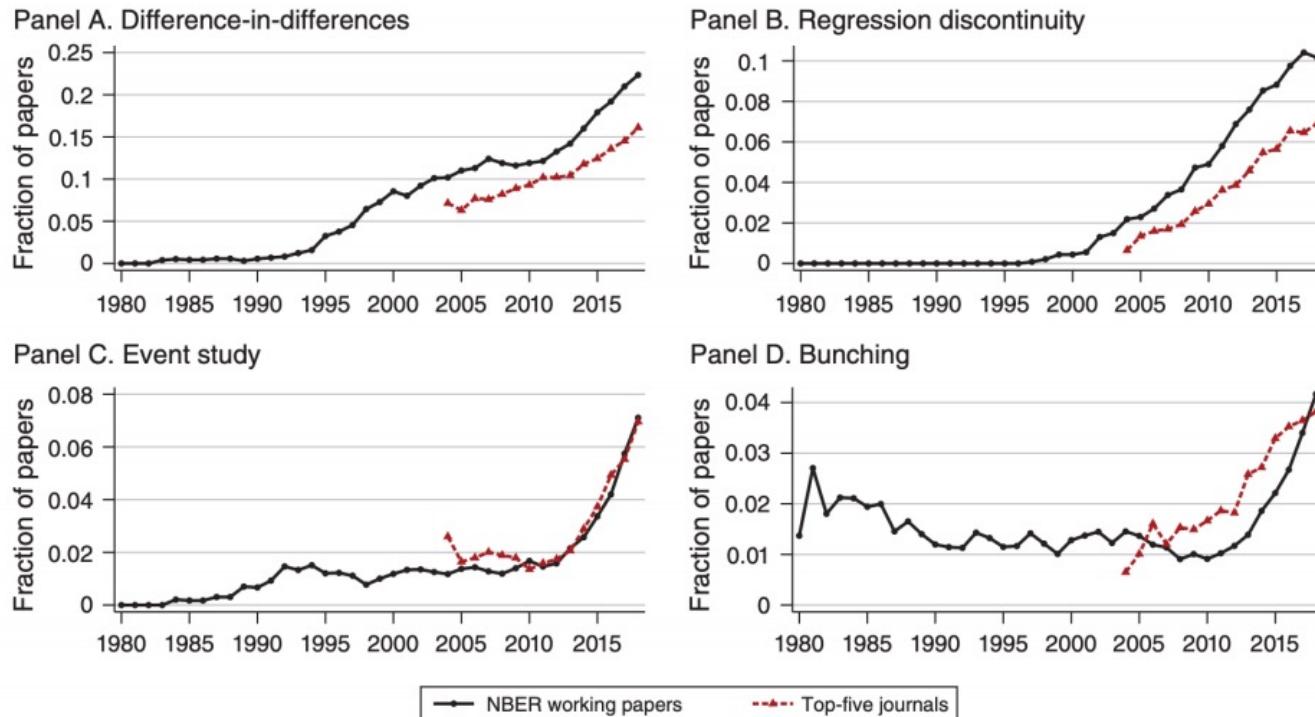


Notes: This figure shows the fraction of papers referring to each term. See Table A.I for a list of terms. The series show 5-year moving averages.

# 因果推断的几板斧

因果推断法	实现方法	优点	缺点
实验	田野实验、实验室实验	“黄金标准”（内部效度高）	昂贵、执行难、外部效度差
基于可观测变量的自选择 (Selection on Observable)	回归、分层、匹配、倾向分加权法	简单易行、适用于大部分数据	通常无法排除所有混淆变量
断点法	断点回归	接近“黄金标准”	断点 <b>非常</b> 难找
工具变量法	工具变量回归	适用于截面和面板数据	好的工具变量 <b>非常</b> 难找
使用面板数据的相关方法	倍差法、事件法、合成控制法等等	可用的面板数据非常多	如果执行得不好，结果不够透明

# 面板数据方法越来越流行

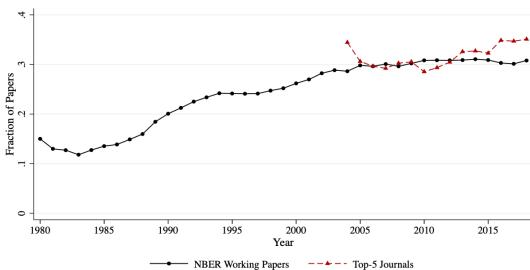


Currie, Kleven & Zwiers (2020)

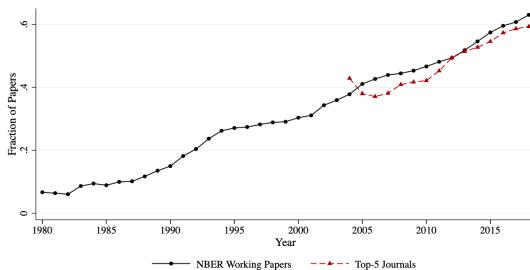
FIGURE 4. QUASI-EXPERIMENTAL METHODS

# 面板数据方法越来越流行

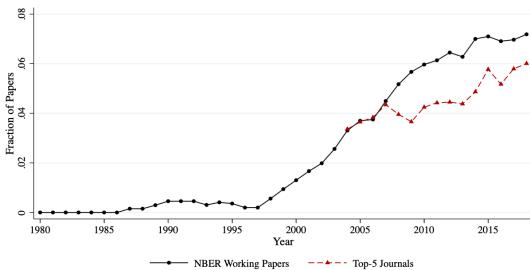
A: Instrumental Variables



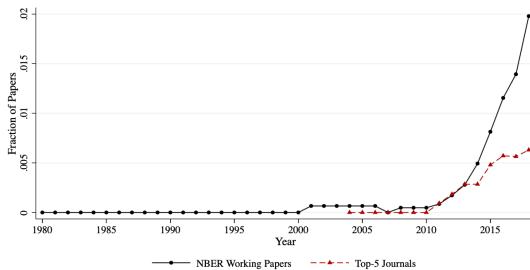
B: Fixed Effects



C: Matching



D: Synthetic Control

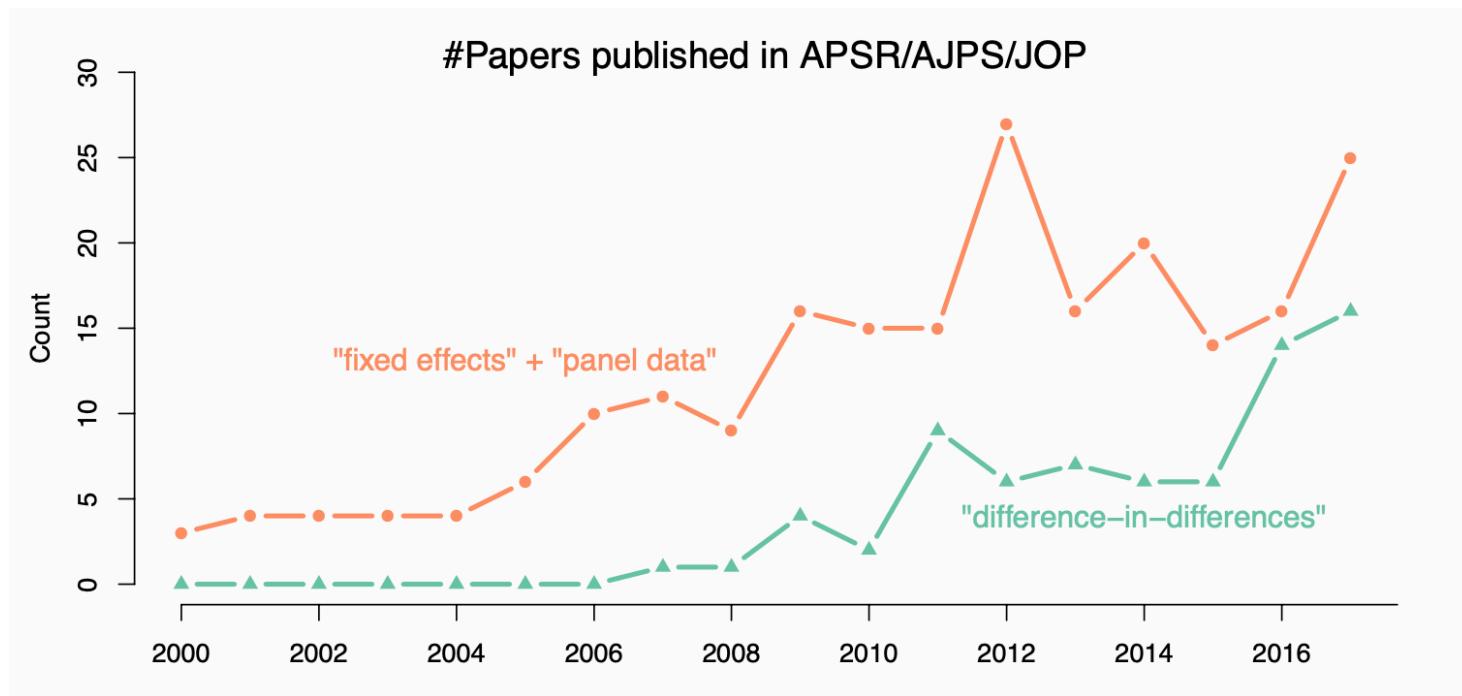


Notes: This figure shows the fraction of papers referring to each method. See Table A.I for a list of terms. The series show 5-year moving averages.

Currie, Kleven & Zwiers (2020)

Stanford University

# 来自政治学的证据



Xu (2022)

Stanford University

# 使用面板数据的典型论文

Card and Krueger (1994): 最低工资对就业的影响

- 比较新泽西州（最低工资增加）与宾夕法尼亚州（最低工资不变）餐馆工资、就业和价格变化

Lester and Reich (2010): Dube, William Lester and Reich (2016), Callaway and Sant'Anna (2021)等：最低工资对各类就业的影响

- Callaway & Sant'Anna (2021) 利用州最低工资的变动来研究其对青少年就业的影响。

Meyer, Viscusi and Durbin (1995): 周福利补贴金对因伤缺勤时间的影响。

- 比较高收入者（受政策变化的影响）和低收入者（不受政策变化影响），在周福利补贴金增加前后的因伤缺勤情况。估计了其在肯塔基州和密歇根州的效果。

# 使用面板数据的典型论文

Venkataramani, Shah, O'Brien, Kawachi and Tsai (2017): 美国儿童入境暂缓遣返移民计划 (DACA) 对健康的影响

- 比较计划实施前后符合DACA关键资格标准的个体（即移民时的年龄和政策实施时的年龄符合要求）的健康变化，以及不符合该标准的个体的健康变化。

Carey, Miller and Wherry (2020): Medicad覆盖面增加对医疗服务获得和参保人群医疗利用度的影响

- 比较2014年或2015年扩大医疗补助范围的州与2015年之前和之后均没有扩大医疗补助的州之间的保险覆盖率和医疗保健利用率差异，并使用了不同测量方式进行稳健性分析。

# 使用面板数据的典型论文（中文）

宋弘、封进、杨婉彧， 《社保缴费率下降对企业社保缴费与劳动力雇佣的影响》，《经济研究》，2021，56(01):90-104。

- ◆ 比较浙江省与江苏省的企业在社保降费政策执行前后的相关行为差异（社保降费仅在浙江省执行）。

徐舒、王貂、杨汝岱， 《国家级贫困县政策的收入分配效应》，《经济研究》，2020，55(04):134-149。

- ◆ 比较国家级贫困县与非贫困县间的差异，评估国家级贫困县设立的减贫效果及收入分配效应。

吕越、陆毅、吴嵩博、王勇， 《“一带一路”倡议的对外投资促进效应——基于2005—2016年中国企业绿地投资的双重差分检验》，《经济研究》，2019，54(09):187-202。

- ◆ 比较“一带一路”沿线国家和非“一带一路”沿线国家和地区所获得的中国企业海外绿地投资项目增长率的差异。

# 使用面板数据的典型论文（中文）

张川川、李雅娴、胡志安， 《社会养老保险、养老预期和出生人口性别比》，《经济学(季刊)》, 2017, 16(02):749-770。

- ◆ 比较参保组和未参保组养老预期差异，探究新农保政策对我国农村 45 岁及以上人口养老预期的影响。

沈坤荣、金刚， 《中国地方政府环境治理的政策效应——基于“河长制”演进的研究》，《中国社会科学》，2018(05):92-115。

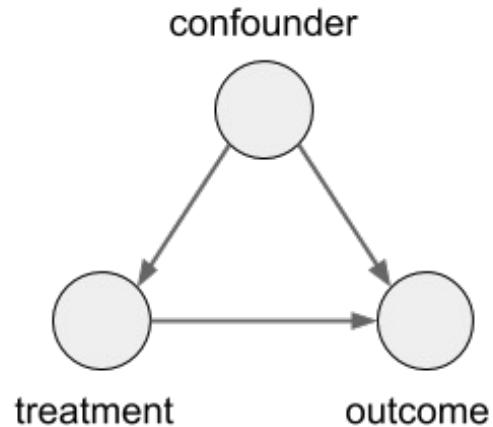
- ◆ 借助河长制在各地区渐进性推行的特征，比较河长制影响的处理组和未受河长制影响的控制组的污染状况，评估河长制这一地方性环境政策的治理效果。

曹清峰， 《国家级新区对区域经济增长的带动效应——基于70大中城市的经验证据》，《中国工业经济》，2020(07):43-60。

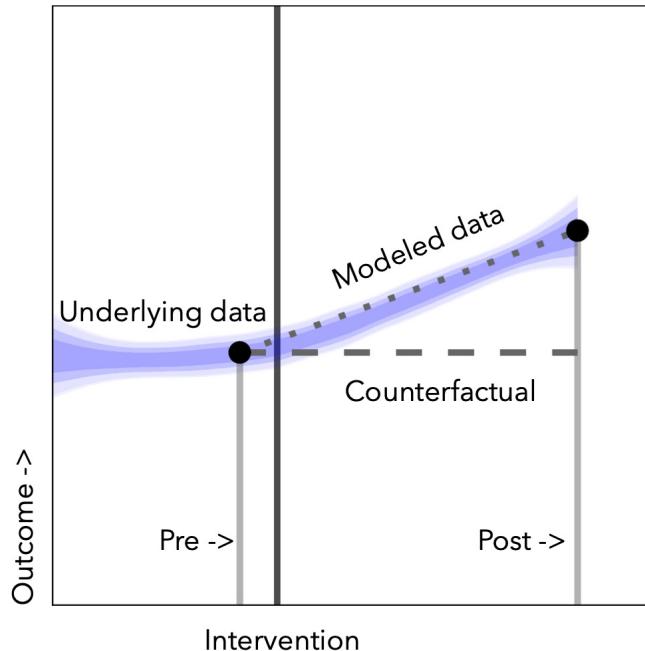
- ◆ 将国家级新区的渐进设立视为一项拟自然实验，评估国家级新区对所在城市经济增长带动效应的大小、持续时间及其空间溢出距离。

# 因果推断的思路与传统建模思路的差异

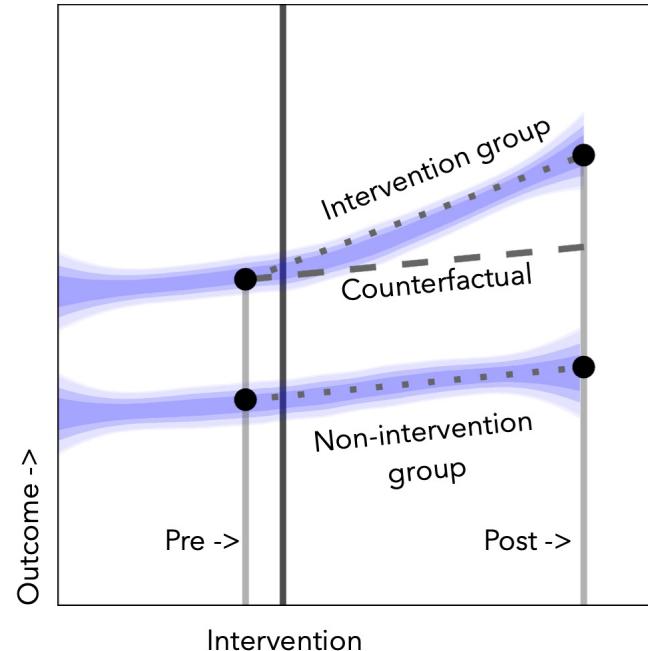
- 严格区分处理变量、结果变量和控制变量
- 对**处理变量 (D)** 分配机制格外关注：正面应对“自选择问题”——面板数据法尚在转型过程中
- 对**结果变量 (Y)** 的生成机制不做特别严格的假设：遗漏变量总是存在的
- 异质性：处理效应因人、因时而异
  - 须首先明确定义关心的因果效应参数
  - 对估计法提出新的要求
- 经常假设有限的总体 (Finite Population)



# 使用面板数据进行因果推断的基本思路

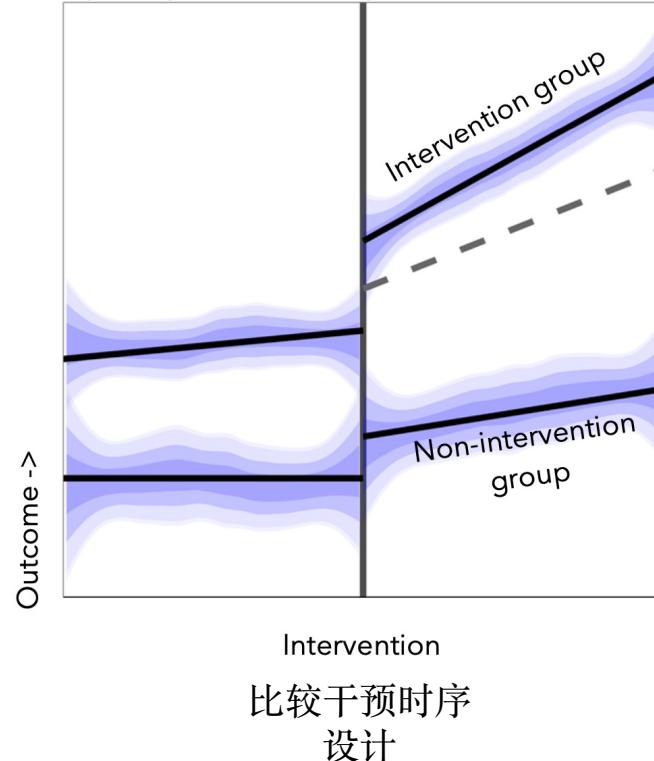
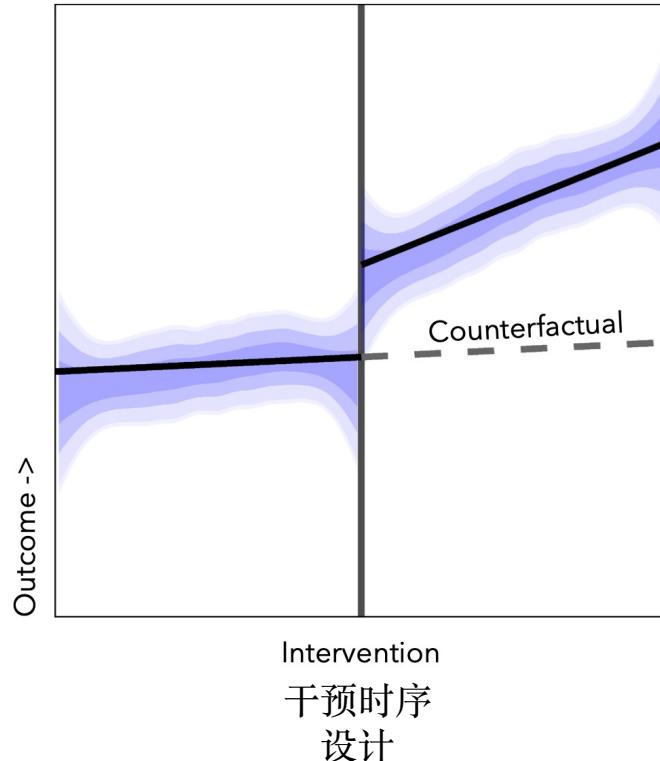


前后设计



倍差法设计

# 使用面板数据进行因果推断的基本思路



# 课程计划

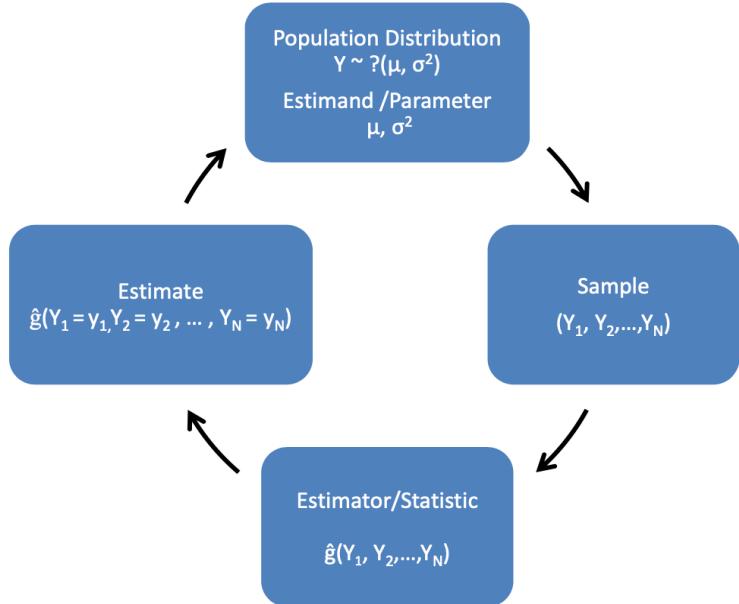
- 第一讲：经典双重固定效应模型
- 第二讲：双重差分法：因果推断的框架
- 第三讲：对双重固定效应模型的重新认识
- 第四讲：对异质性稳健的新估计量
- 第五讲：合成控制法及其拓展
- 第六讲：潜因子法与双重稳健法

# 第一讲大纲

- 缘起和课程计划
- 准备知识
- 复习：经典双重固定效应模型
  - 模型与假设
  - 点估计
  - 不确定性估计
  - 对关键假设的检验
- 研究实例
  - 宗族与公共品提供（离散处理变量）
  - 疟疾根治运动与人力资本积累（连续处理变量）
  - 宗族与饥荒（“广义”倍差法）

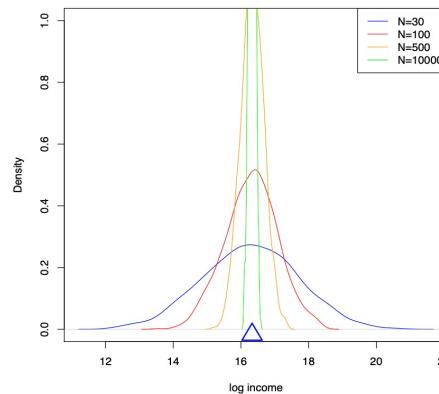
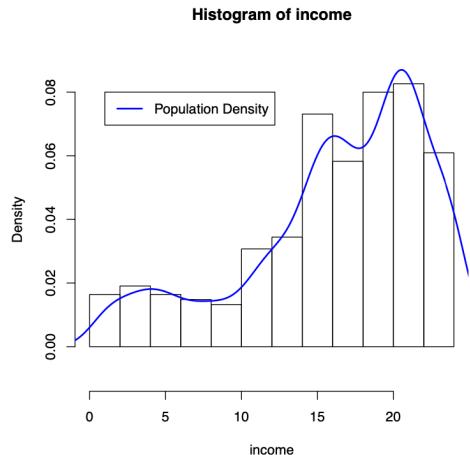
# 准备知识（一）：总体、样本、参数、估计量、估计值

- 总体：想了解的统计对象，可以是有限的或无限的。
- 样本：总体的一部分，可以是有代表性的或无代表性的；我们日常使用的数据通常是样本。
- 参数：想了解的总体的性质。
- 估计量：统计工具，是数据的函数。
- 估计值：将估计量应用于数据后得到的数值。
- 我们希望估计值能“大致”反应参数；是否能做到这一点由估计量的统计性质来决定。
- 问题：在因果推断里，这些概念分别对应什么？



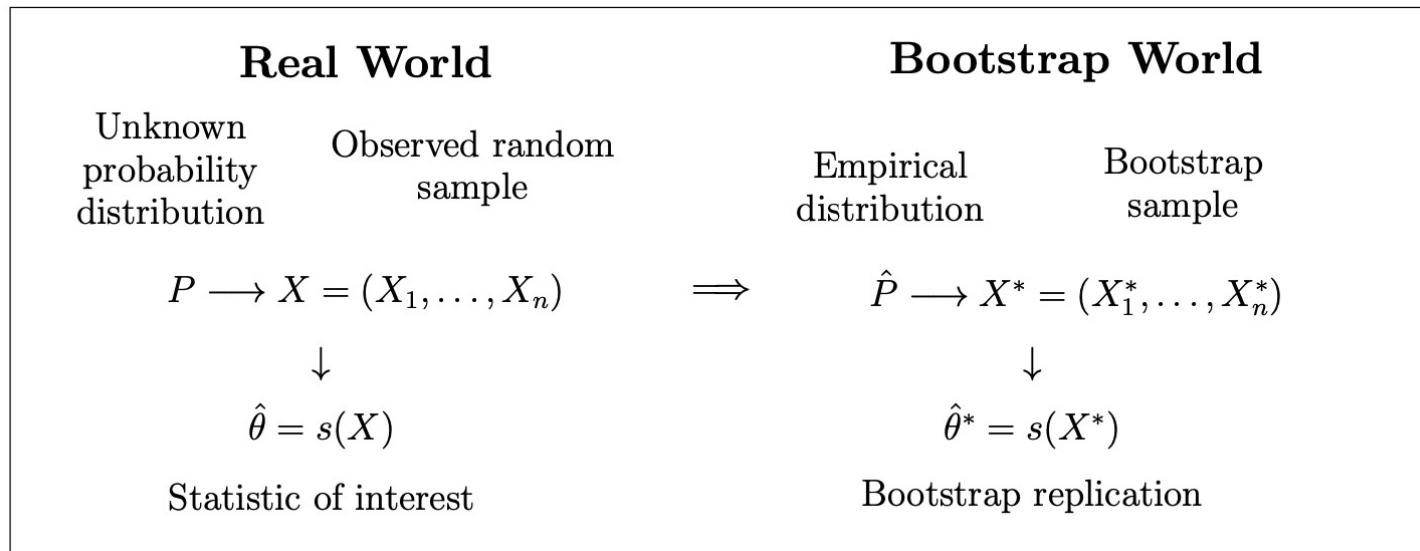
## 准备知识（二）：点估计、抽样分布和方差估计

- 点估计：即对总体的某个参数（如均值）的估计
- 抽样分布：由样本的随机造成的对同一个总体参数的点估计的分布
- 由于中心极限定理（Central Limit Theorem），在样本量较大时，抽样分机常常是接近正态分布的
- 方差估计（或标准误估计），即是对抽样分布的方差（或标准差）的估计



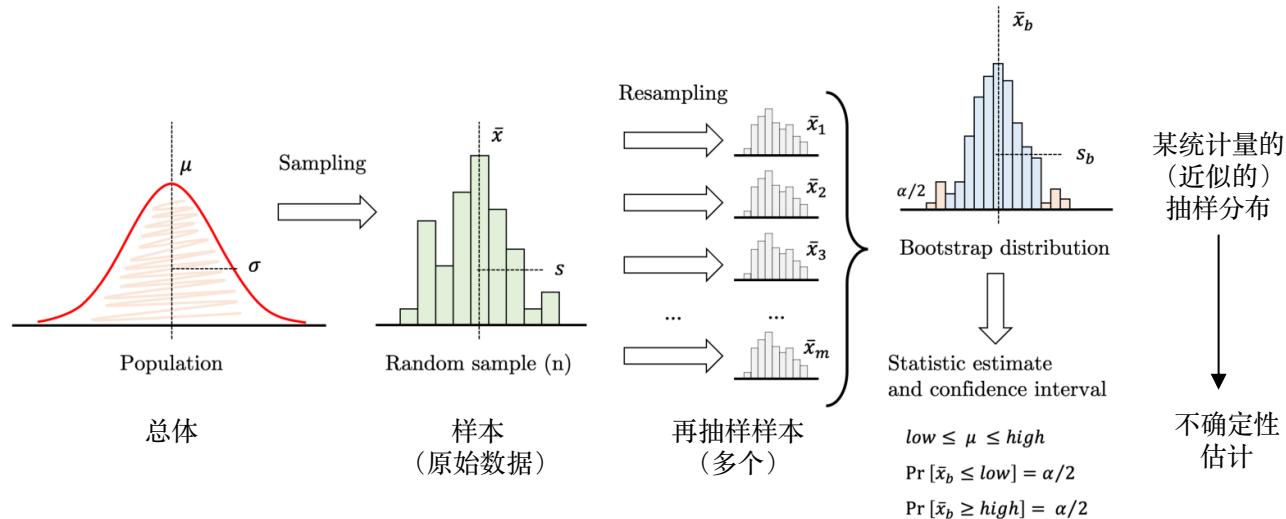
## 准备知识（三）：自助抽样法（bootstrap）

- 自助抽样法是获得不确定性估计（方差、标准误、置信区间）的有效方法
- 基本思想：通过从一个（较大的）样本中进行放回抽样（sample with replacement），来“模拟”从总体中进重复抽样，从而获得近似的估计量的抽样分布。



## 准备知识（三）：自助抽样法（bootstrap）

- 自助抽样法是获得不确定性估计（方差、标准误、置信区间）的有效方法
- 基本思想：通过从一个（**较大的**）样本中进行放回抽样（sample with replacement），来“模拟”从总体中进重复抽样，从而获得近似的估计量的抽样分布。



## 准备知识（四）：面板数据

- 面板数据（Panel Data）是包含多个个体，并且同一个人体有一系列不同时间观测点的数据。
  - 地方经济数据
  - 个人健康数据
  - 公司财务数据
  - 股票价格数据
- 面板数据同时包含了横截面和时间序列两个维度的数据：个体维度 ( $i=1, 2, \dots, N$ ) 和时间维度 ( $t=1, 2, \dots, T$ )。

ID	YEAR	INC	EDU	AGE	GENDER
1	2017	800	3	23	1
1	2018	1000	4	24	1
1	2019	1200	5	25	1
2	2017	1200	5	30	0
2	2018	1250	6	31	0
2	2019	1300	7	32	0

## 准备知识（四）：面板数据

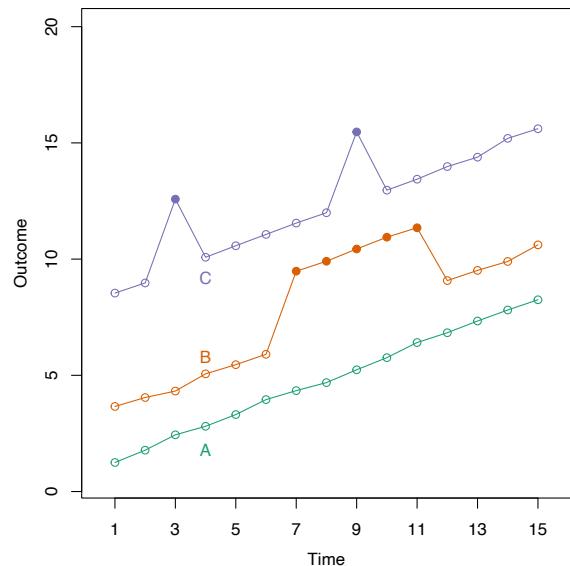
- 按数据维度分类：
  - 短面板：N比较大，T比较小
  - 长面板：N很小，T很大
  - 大面板：N比较大，T也较大
- 按是否有数据缺失分类：
  - 平衡面板：对于每个个体，它们都有相同时间T的观测点
  - 非平衡面板：对于每个个体，没有相同时间T的观测点
  - 如果非平衡面板数据缺失是由于随机原因造成的，它和平衡面板的处理方法并没有区别
  - 如果数据缺失是由于非随机因素造成的，我们必须考虑缺失的原因
  - 绝大多数理论围绕平衡面板展开；但绝大部分现实数据是非平衡面板

# 第一讲大纲

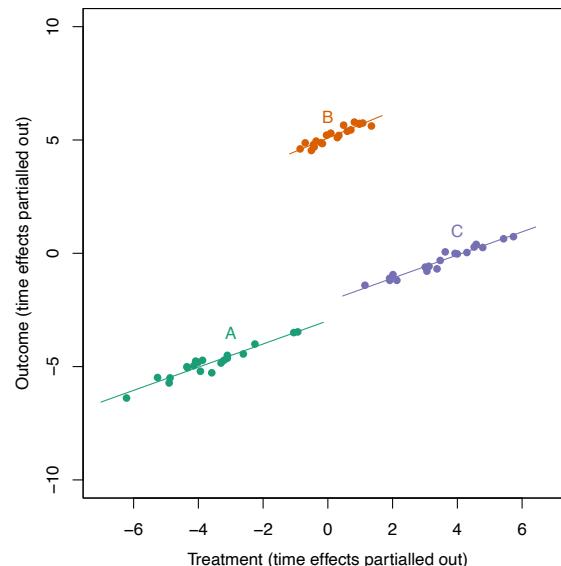
- 缘起和课程计划
- 准备知识
- 复习：经典双重固定效应模型
  - 模型与假设
  - 点估计
  - 不确定性估计
  - 对关键假设的检验
- 研究实例
  - 宗族与公共品提供（离散处理变量）
  - 疟疾根治运动与人力资本积累（连续处理变量）
  - 宗族与饥荒（“广义”倍差法）

# 双重固定效应：模型设定

- 模型设定  $Y_{it} = \tau D_{it} + \beta X_{it} + \alpha_i + \xi_t + \varepsilon_{it}$
- 特点：处理效应  $\tau$  是常数，不随时间和单位变化而变化



$D$ 是二元变量



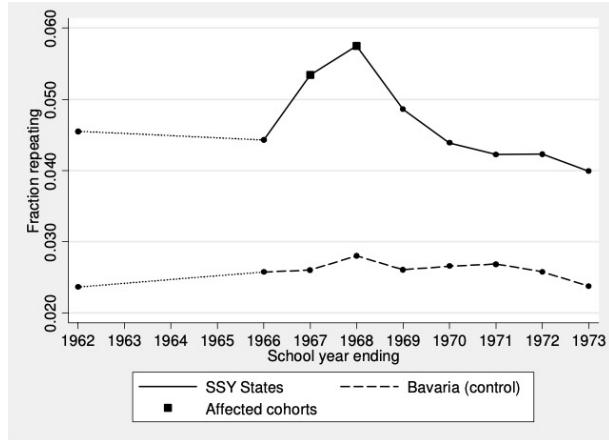
$D$ 是连续变量

# 双重固定效应模型：强外生性假设

- 模型设定  $Y_{it} = \tau D_{it} + \beta X_{it} + \alpha_i + \xi_t + \varepsilon_{it}$
- 强外生性假设： $\varepsilon_{it} \perp\!\!\!\perp D_{js}, X_{js}, \alpha_j, \xi_s \quad \forall i, j, t, s$ 
  - › 干扰项与自己和其他人的处理变量、协变量、不可观测不时变的混淆变量独立  
 $\varepsilon_{it} \perp\!\!\!\perp \mathbf{D}_i, \mathbf{X}_i, \alpha_i \quad \text{and} \quad \varepsilon_{it} \perp\!\!\!\perp \mathbf{D}_j, \mathbf{X}_j, \alpha_j$
  - › 条件于协变量、不可观测不时变的混淆变量、时间趋势后，处理变量与自己的结果变量独立，也与其他人的结果变量独立  
 $Y_{it} \perp\!\!\!\perp \mathbf{D}_i | \mathbf{X}_i, \alpha_i, \xi_s \quad \text{and} \quad Y_{jt} \perp\!\!\!\perp \mathbf{D}_i | \mathbf{X}_j, \alpha_j, \xi_s$
  - › 要求：处理变量“条件强外生”
  - › （通常认为的）优点：允许【处理变量】与【协变量、不可观测不时变的混淆变量、共同的时间趋势】相关
  - › 另，强外生性假设可以推出“平行趋势”假设

# 双重固定效应模型：Regression DD

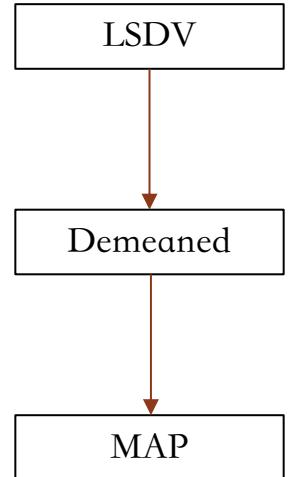
- Angrist & Pischke (2009)认为：双重固定效应模型对应的回归，是倍差法的延伸
- 根据两位作者，这种回归法的优势包括：
  - 在有多期、多组时，容易获得点估计值和标准差估计值
  - 可以应付不同类型的处理，如有强度的（离散的）处理变量、连续的处理变量
  - 可以容纳更复杂的模型设定，如地区或单位趋势
  - 可以绘制“动态处理效应图”（或“事实分析图”）
- 这些优势在最近十几年的应用经济学论文中大量显现，也引发了近年来的方法论讨论



# 双重固定效应模型：点估计

$$Y_{it} = \tau D_{it} + \beta X_{it} + \alpha_i + \xi_t + \varepsilon_{it}$$

- 在强外生假设下，OLS回归（或称Least Squared Dummy Variable, LSDV）可以得到对处理效应 $\tau$ 的一致估计，但可能非常慢，因为固定效应的维度很高
- 解决方案：使用去平均值后的Demeaned Estimator（Within Estimator的拓展）
  - 根据Frisch-Waugh-Lovell定理，对Y、D、X都先进行双重去均值（Y可不操作）
  - 再用去均值后的向量跑回归
- 上述方法只对平衡面板适用，对于不平衡面板，需要使用替换投射法（Method of Alternating Projections, MAP）进行去均值操作（Correia 2016）
- 该法是reghfe (Stata)和lfe (R)等包的理论基础



# 双重固定效应模型：不确定性估计

$$Y_{it} = \tau D_{it} + \beta X_{it} + \alpha_i + \xi_t + \varepsilon_{it}$$

- 在使用面板数据的大多数场景下，尤其处理变量和结果变量都存在很强的序列相关性，使得i.i.d.的抽样假设非常不现实
  - 试想：刚数据按时间维度复制一份接上，信息并没有增加
- 实证中的解决方法
  - 使用聚类的标准差 (Bertrand et al. 2004)
  - 聚类就至少取在处理有变异的层面上；或将数据压扁到那个层面
  - 当聚类的数量较少时（如<100），应考虑使用含聚类的自助抽样法（clustered bootstrap）(Cameron et al. 2008)

# 来自模拟的证据

Consider the following data generating process (DGP) in which  $i$  indexes observations ( $i \in \{1, \dots, 240\}$ ) and  $j$  represents cluster ( $j \in \{1, \dots, 30\}$ ) within which observations are nested:

$$\begin{aligned} Y_{ij} &= \beta_0 + \beta_1 X_{ij} + e_{ij} \\ X_{ij} &= \eta_{ij} + \mu_j \\ e_{ij} &= \alpha_{ij} + \epsilon_j \end{aligned}$$

in which  $\eta_{ij} \stackrel{iid}{\sim} N(0, 1)$ ,  $\alpha_{ij} \stackrel{iid}{\sim} N(0, 1)$ ,  $\mu_j \stackrel{iid}{\sim} N(0, 0.25)$  and  $\epsilon_j \stackrel{iid}{\sim} N(0, 0.25)$ .  $\beta_0 = 0.5$  and  $\beta_1 = 0.3$ .

Note that the DGP can also be written as:

$$Y_{ij} = 0.5 + 0.3X_{ij} + (\alpha_{ij} + \epsilon_j),$$

Table 3: Regression Output with Various SEs

SE Type	$\hat{\beta}_1$	$\hat{SE}(\hat{\beta}_1)$	$CI_{lo}^{95}$	$CI_{up}^{95}$
Ordinary	0.24	0.07	0.10	0.38
HC2	0.24	0.06	0.12	0.36
Clustered	0.24	0.13	-0.01	0.50
Bootstrap	0.24	0.06	0.12	0.37
Block Bootstrap	0.24	0.15	-0.03	0.58

Table 2: Coverage Probabilities

	Coverage Probability
standard.se	0.59
hc2	0.58
clr	0.90
boot	0.56
block.boot	0.91

# 双重固定效应模型的缺陷：传统认识

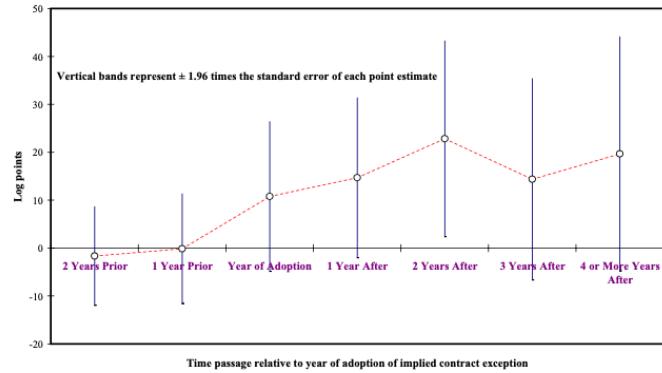
- 数据无法满足强外生性假设
  - 存在随时间变化的（时变的）的混淆变量，例如，在美国，经济成长期同时导致更多的警务花费和更低的犯罪率
  - 其中，一种常见的时变混淆变量是含异质性的时间趋势
  - 同时性：人力资本和经济发展互为因果
- 因此，需要对强外生性假设进行检验

# 检验关键假设：动态处理效应

$$Y_{it} = \sum_{s=-p, s \neq 0}^q \tau_s \mathbf{1}\{K_{it} = s\} + \beta X_{it} + \alpha_i + \xi_t + \varepsilon_{it}$$

其中  $K_{it} = s$  表示处理开始后第  $s$  期

- Angrist & Pischke (2009) 就已提出，可以使用“动态设定”对识别假设进行检验
- 既可用于检验强外生性假设，也可用于理解处理效应的持续性
- 缺点（传统认识）：
  - 只适用于二元（或离散）的处理变量
  - 需要选择基期（通常是处理前一期）
  - 检验的效力（power）比较弱



# 检验关键假设的其他场景

- 离散（但非二元）的处理变量：可拆解成多个二元处理变量进行检验
- 连续的处理变量：
  - 可拆解成分组离散的处理变量
  - 若起点不同、终点同，可检验结果变量与起点相关性的时序变化
- “广义”倍差法：所有人都接受了处理，但处理效应受到某变量“制约”（moderate）
  - 平行趋势假设不足以识别制约变量（moderator）的因果效应
  - 因果效应建立在Selection on Observable之上，需要进行含多交叉项的赛马（horse race）

# 第一讲大纲

- 缘起和课程计划
- 准备知识
- 复习：经典双重固定效应模型
  - 模型与假设
  - 点估计
  - 不确定性估计
  - 对关键假设的检验
- 研究实例
  - 宗族与公共品提供（离散处理变量）
  - 疟疾根治运动与人力资本积累（连续处理变量）
  - 宗族与饥荒（“广义”倍差法）

# 宗族与公共品提供（离散处理变量）

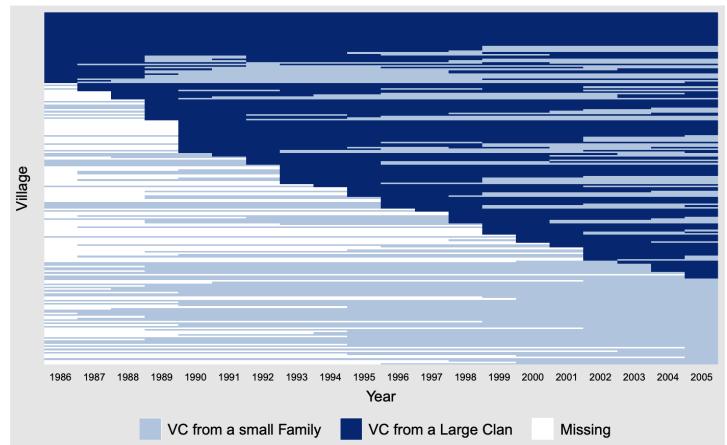
## Informal Institutions, Collective Action, and Public Investment in Rural China

YIQING XU Massachusetts Institute of Technology  
YANG YAO Peking University

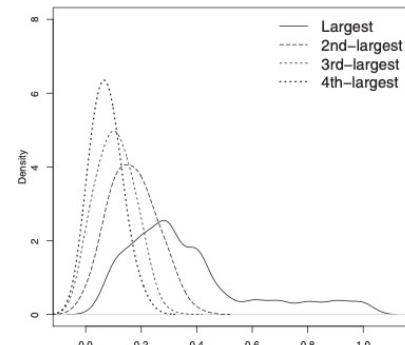
*Do informal institutions, rules, and norms created and enforced by social groups promote good local governance in environments of weak democratic or bureaucratic institutions? This question is difficult to answer because of challenges in defining and measuring informal institutions and identifying their causal effects. In the article, we investigate the effect of lineage groups, one of the most important vehicles of informal institutions in rural China, on local public goods expenditure. Using a panel dataset of 220 Chinese villages from 1986 to 2005, we find that village leaders from the two largest family clans in a village increased local public investment considerably. This association is stronger when the clans appeared to be more cohesive. We also find that clans helped local leaders overcome the collective action problem of financing public goods, but there is little evidence suggesting that they held local leaders accountable.*

Xu & Yao (2015) APSR: 在村庄选举的背景下，来自大家族的领袖对农村公共品提供的影响。

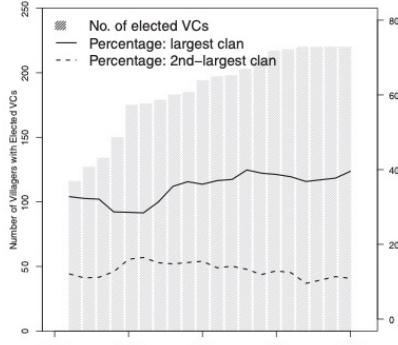
- 处理变量：来自大家族的村委主任
- 结果变量：公共品投资
- 样本：220个村×20年的非平衡面板
- 研究策略：面板数据法（双重固定效应模型）、断点设计。



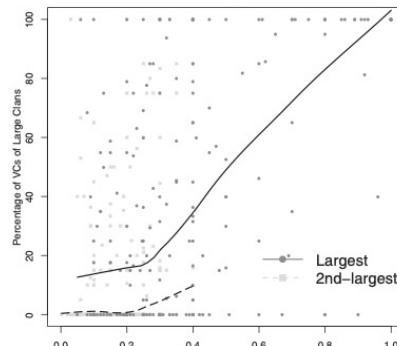
# 数据描述



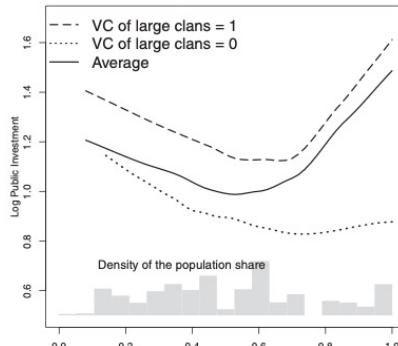
(a)



(b)



(c)



(d)

- a) 大姓人口比例的分布
- b) 前两大姓村长的比例
- c) 大姓人口比与当选概率的关系
- d) 大姓村主任与小姓村主任的投资额

# 主要结果

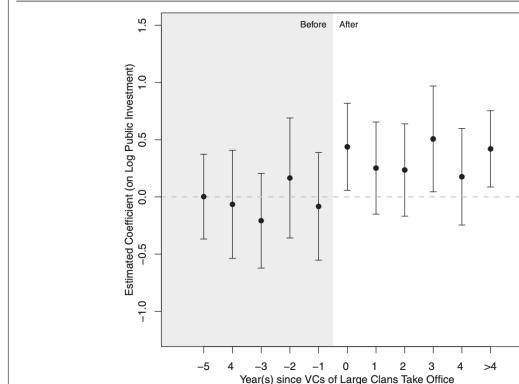
$$y_{it} = \beta_1 D_{it,1} + \beta_2 D_{it,2} + \eta_i + \delta_t + \epsilon_{it},$$

TABLE 2. VCs of Large Clans and Village Public Investment

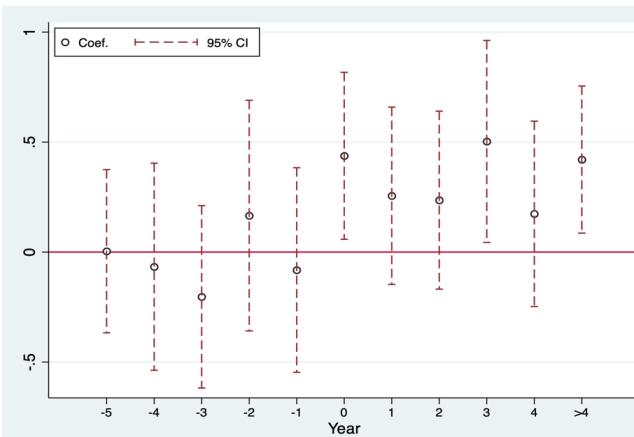
	Log Public Investment (1,000 yuan)					
	(1) OLS	(2) FE	(3) FE	(4) FE	(5) FE	(6) FE
VC of the largest clan	0.332 (0.126)	0.412 (0.148)	0.379 (0.148)	0.359 (0.189)	0.378 (0.157)	0.481 (0.200)
VC of the second-largest clan	0.183 (0.151)	0.303 (0.148)	0.328 (0.145)	0.256 (0.193)	0.367 (0.155)	0.421 (0.227)
Dependent variable mean	1.092	1.092	1.092	1.092	1.083	1.225
Year fixed effects	x	x	x	x	x	x
Village fixed effects		x	x	x	x	x
Provincial linear trends			x		x	x
Village linear trends				x		
NFS controls					x	x
Persons migrating out						x
Taxes to the upper-level government						x
Transfers from the upper-level government						x
Observations	3,742	3,742	3,742	3,742	3,513	2,530
Villages	220	220	220	220	217	208

Note: This table shows that the presence of a VC of large clans is associated with a larger amount of village public investment. Standard errors clustered at the village level are in parentheses. The dependent variable is the log amount of village investment (1,000 yuan) during that year. The independent variables are two dummy variables indicating whether a VC came from the village's largest or second-largest clan, respectively. The sample is based on village-year observations from 1986 to 2005 after village elections were introduced.

FIGURE 3. Dynamic Effect of VCs of Large Clans on Public Investment



Note: This figure shows the dynamic effect of VC of large clans on the amount of public investment. Each black dot is an estimated coefficient of a dummy variable indicating the year(s) since the most recent VC of large clans took office (or before he took office).



# 疟疾根治运动与劳动生成率（连续处理变量）

## Malaria Eradication in the Americas: A Retrospective Analysis of Childhood Exposure<sup>†</sup>

By HOYT BLEAKLEY\*

*This study uses the malaria-eradication campaigns in the United States (circa 1920) and in Brazil, Colombia, and Mexico (circa 1955) to measure how much childhood exposure to malaria depresses labor productivity. The campaigns began because of advances in health technology, which mitigates concerns about reverse causality. Malarious areas saw large drops in the disease thereafter. Relative to non-malarious areas, cohorts born after eradication had higher income as adults than the preceding generation. These cross-cohort changes coincided with childhood exposure to the campaigns rather than to pre-existing trends. Estimates suggest a substantial, though not predominant, role for malaria in explaining cross-region differences in income. (JEL I12, I18, J13, O15)*

Bleakley (2010) AEJ: 美洲1920年代的疟疾根治运动显著提高了原泛滥区、运动后出生的世代的劳动生产率。

- 处理变量：疟疾根治运动；该变量的强度，与运动前当地疟疾的严重程度有关
- 结果变量：劳动生产率的度量
- 美国样本：加总到地区×出生年（1825—1955）的劳动生产率数据
- 识别策略：比较cohort之间、出地生运动前疟疾的严重程度与劳动生产率的相关性

# 识别思路

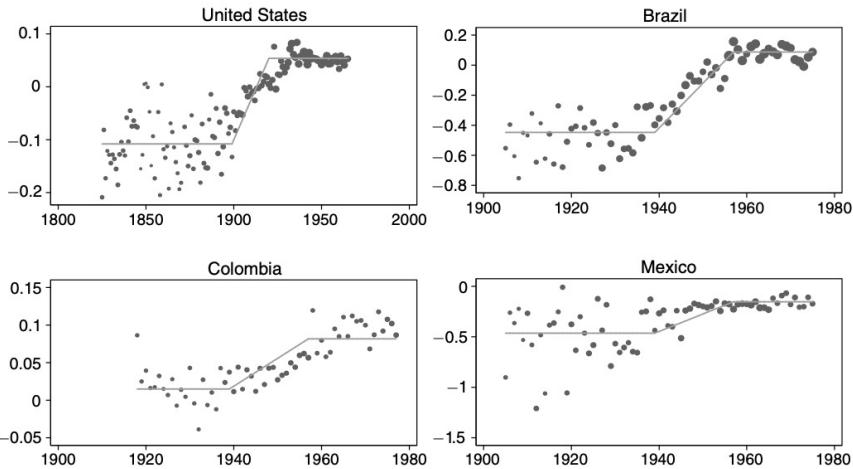
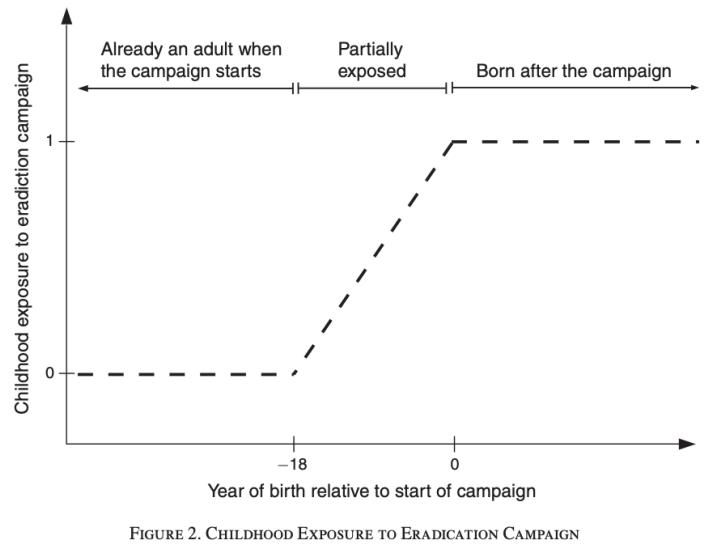
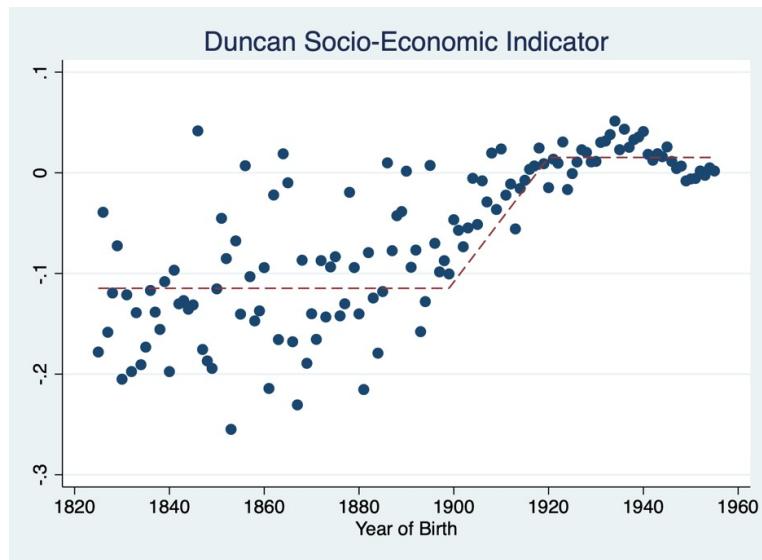
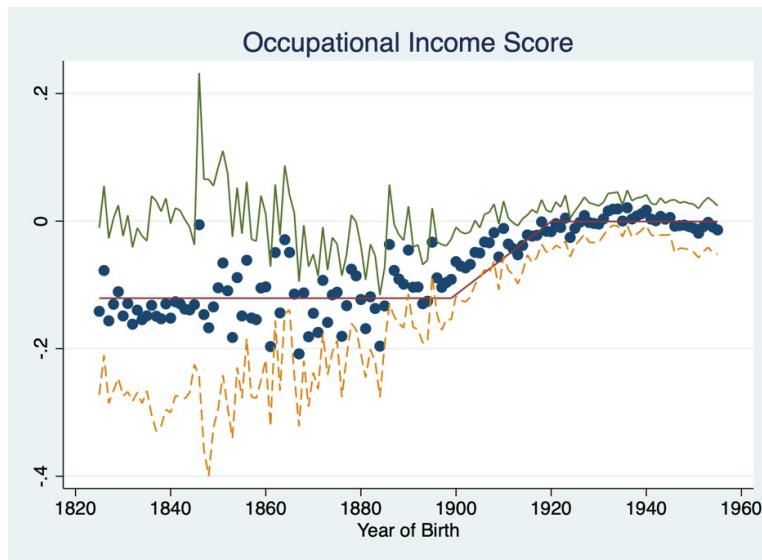


FIGURE 4. COHORT-SPECIFIC RELATIONSHIPS: INCOME AND PRE-CAMPAIN MALARIA

*Notes:* These graphics summarize regressions of income on measures of malaria prior to eradication. The y axis for each graphic plots the estimated coefficient on pre-campaign malaria in one's place of birth. Income is measured in logs and the malaria proxy is scaled by the gap between the ninety-fifth and fifth percentile areas. The x axis is the cohort's year of birth. For each year-of-birth cohort, OLS regressions coefficients are estimated using the cross section of areas of birth and census years. Each cohort's point estimate is marked with a dot, and the size of the dots are proportional to the inverse of the standard error on that coefficient. The dashed lines measure the approximate number of years of potential childhood exposure to the malaria-eradication activities. The regressions also include cohort-specific estimates of the mean-reversion variable, region dummies, and the 'full controls' specified in the text. The outcome, malaria, and control variables are described in the Appendix.

# Stata复制结果



# 宗族与饥荒（“广义”倍差法）

## Clans and calamity: How social capital saved lives during China's Great Famine

Jiarui Cao<sup>a</sup>, Yiqing Xu<sup>b</sup>, Chuanchuan Zhang<sup>c,\*</sup>

### ABSTRACT

---

This paper examines the role of social capital, embedded in kinship-based clans, in disaster relief during China's Great Famine (1958–1961). Using a county-year panel and a difference-in-differences strategy, we find that the rise in the mortality rate during the famine years is significantly less in counties with a higher clan density. Analysis using a nationally representative household survey corroborates this finding. Investigation of potential mechanisms suggests that social capital's impact on famine may have operated through enabling collective action against excessive government procurement. These results provide evidence that societal forces can ameliorate damages caused by faulty government policies in times of crisis.

- Cao, Xu & Zhang (2022) JDE: 研究在“大饥荒”期间，宗族对降低死亡率的影响。
- 数据一：县级面板数据：1855县×14年（1954—1966）
- 数据二：CFPS2010：18,972受访人

# 数据描述

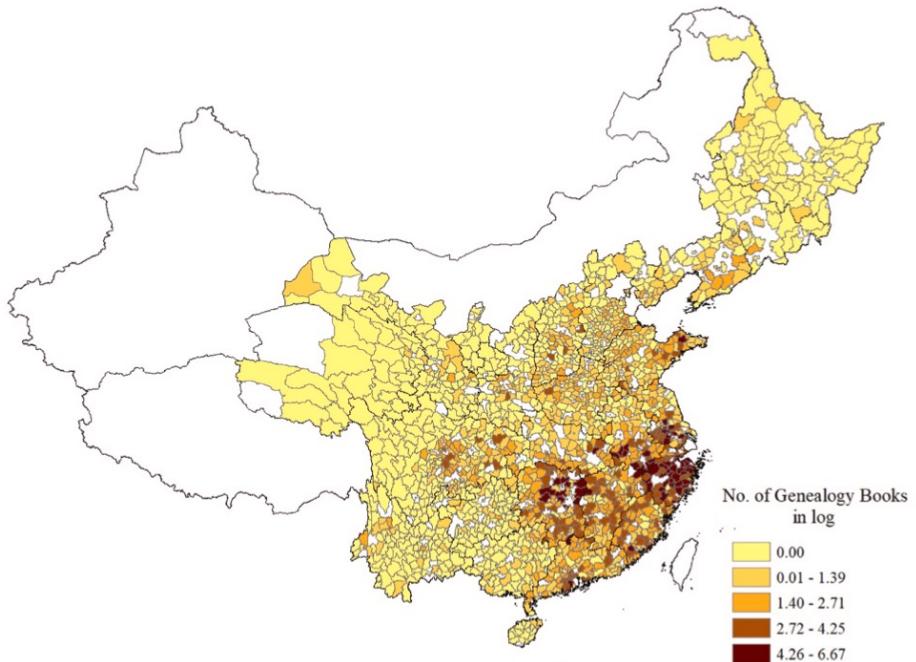
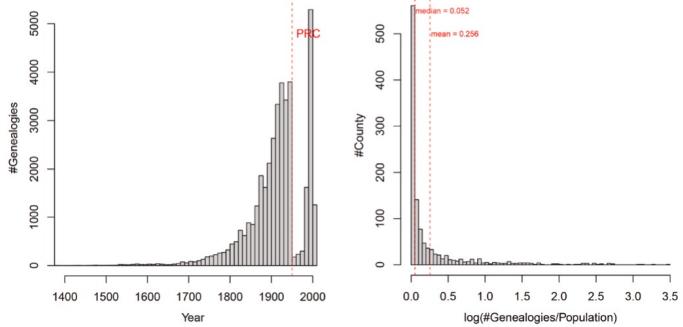


Fig. 3. Geographic distribution of clans.

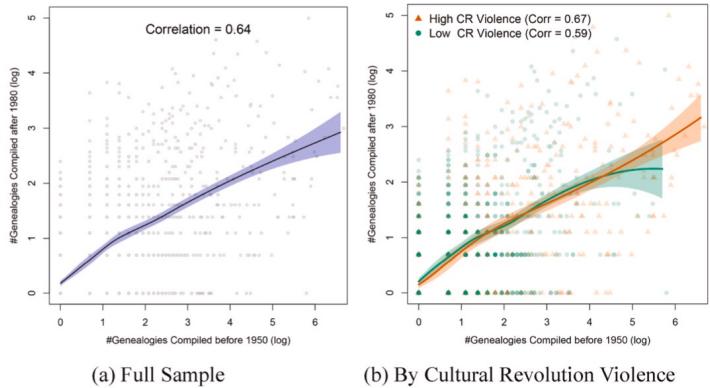
饥荒死亡率



(a) By Year of Compilation

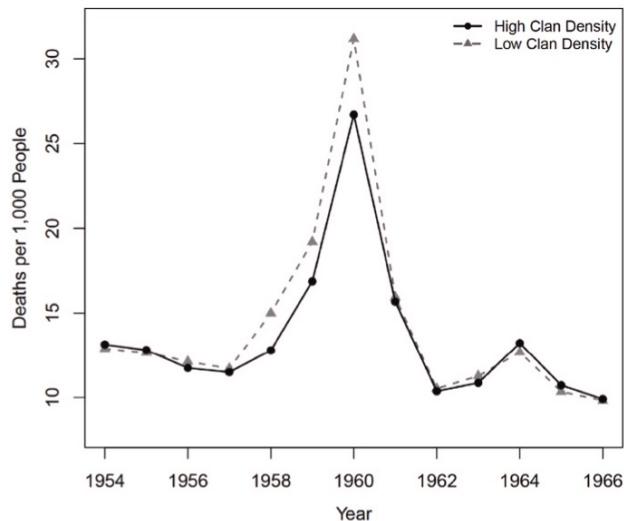
(b) By County

家谱数 (县级)

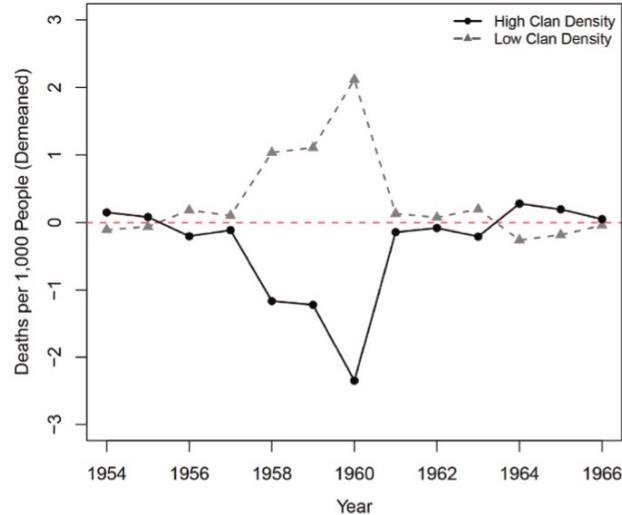


Stanford University

# 主要结果：县级数据



(a) Mortality Rate in Level



(b) Demeaned Mortality Rate

*Notes:* Regions are divided into two groups: high vs. low levels of clan density, based on whether the number of genealogies per capita is above or below the national mean.

# 主要结果：县级数据

$$Mortality_{ct} = \beta Clan_c * Famine_t + \gamma X_c * Famine_t + \delta_c + \lambda_t + u_{ct}$$

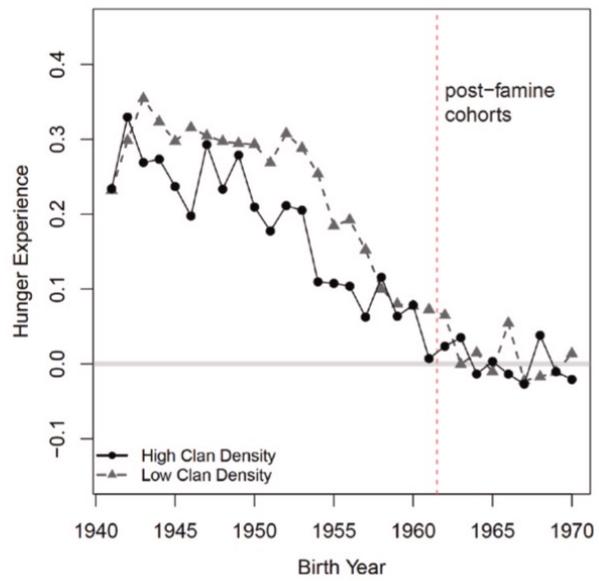
Table 1

Clans and mortality rate during the great famine.

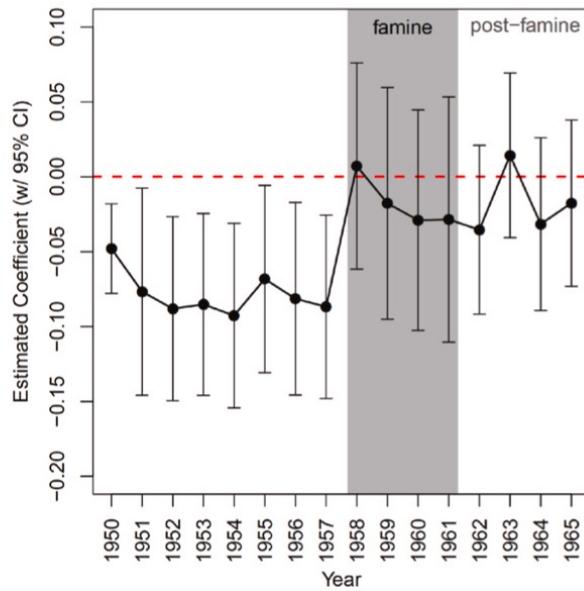
Outcome variable mean	Outcome variable: Mortality rate (%)					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	13.997	13.997	13.997	13.997	13.997	13.997
High clan density x Famine period	-1.456*** (0.596)	-2.325*** (0.655)	-2.254*** (0.698)			
Log (#Genealogies/pop) x Famine period				-3.285*** (0.398)	-4.108*** (0.597)	-4.296*** (0.661)
Grain output (PC) x Famine period	0.006* (0.003)	0.005* (0.003)		0.005* (0.003)	0.005* (0.003)	
Non-farming land ratio x Famine period	0.006 (0.031)	0.002 (0.033)		0.013 (0.031)	0.009 (0.033)	
Urbanization rate x Famine period	-0.075** (0.031)	-0.076** (0.034)		-0.088** (0.030)	-0.087** (0.033)	
Distance from Beijing x Famine period	0.004*** (0.001)	0.004*** (0.001)		0.004*** (0.001)	0.004*** (0.001)	
Distance from provincial capital x Famine period	0.002 (0.003)	0.003 (0.003)		0.001 (0.003)	0.002 (0.003)	
Historical migrants * Famine period	-0.078*** (0.011)	-0.081*** (0.012)		-0.053*** (0.011)	-0.055*** (0.013)	
Crop suitability index for rice * Famine period	0.379** (0.160)	0.392** (0.171)		0.460*** (0.164)	0.479*** (0.175)	
Share of minority * Famine period	-0.049*** (0.017)	-0.050*** (0.018)		-0.067*** (0.016)	-0.067*** (0.018)	
Averaged years of schooling * Famine period	-0.822** (0.406)	-0.899** (0.431)		-0.505 (0.408)	-0.572 (0.434)	
Observations	17,342	17,342	17,342	17,342	17,342	17,342
Number of counties	1448	1448	1448	1448	1448	1448
R-squared	0.388	0.407	0.428	0.390	0.409	0.430
County fixed effects	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year fixed effects	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
County-specific time trends	No	No	Yes	No	No	Yes

Notes: In columns (1)–(3), high clan density is a dummy variable indicating whether the number of genealogies in a county divided by the county's population size is above the national mean. In columns (4)–(6), we use the continuous measure. Famine period is defined 1958–1961. Grain output per capita, non-farming land ratio, and urbanization rate are measured in 1957; distance from Beijing and distance from provincial capital are spherical distances; crop suitability index for rice is from GAEZ (Global Agro-Ecological Zones); historical migrants denote the inflow of prominent families in the late Song Dynasty; the share of ethnic minorities and averaged years of schools are calculated based on people older than 40 years old in 1982 using the 1982 population census data. See Appendix B for details on data source. Standard errors clustered at the county level are reported in parentheses. \*\*\*p < 0.01, \*\*p < 0.05, \*p < 0.1. For easier comparisons of the coefficients, all regressions use the same sample in which data on all covariates are available.

# 主要结果：CFPS调查数据



(a) Average Hunger Experience



(b) Dynamic Effect of Clans on Hunger Experience

# 主要结果：CFPS调查数据

$$Hunger_{ijk} = \beta Clan_{ik} * PreFamine_{ij} + \gamma Z_{ijk} + \alpha_j + \sigma_k + \varepsilon_{ijk}$$

**Table 2**  
Clans and hunger experience.

	Outcome variable: Experienced hunger (=1, yes)			
	All	All	Rural	Urban
	(1)	(2)	(3)	(4)
Outcome variable mean	0.143	0.144	0.165	0.114
Panel A				
Share of households having a genealogy	-0.075** (0.036)	-0.084** (0.036)	-0.121** (0.046)	-0.011 (0.055)
x Pre-famine cohorts	No	Yes	Yes	Yes
Observations	18972	18720	10985	7735
Number of communities	576	563	313	250
R-squared	0.273	0.28	0.305	0.229
Panel B				
High genealogy share (dummy)	-0.032* (0.019)	-0.036* (0.019)	-0.060** (0.026)	0.001 (0.028)
x Pre-famine cohorts	No	Yes	Yes	Yes
Observations	18972	18720	10985	7735
Number of communities	576	563	313	250
R-squared	0.273	0.28	0.305	0.229

Notes: Control variables include dummies for gender, ethnicity, household registration status, education level, and number of siblings. All regressions include dummies for birth year and community. Standard errors clustered at the community level are reported in parentheses. \*\*\*p < 0.01, \*\*p < 0.05, \*p < 0.1.

# 讨论：此文中用到的，是倍差法吗？

- 在这个设定中，究竟什么是处理变量，是“宗族”还是“饥荒”？
- 理解一：饥荒是处理变量，宗族是制约变量（moderator），结果变量是死亡率
- 理解二：宗族是处理变量，结果变量是超过正常年的死亡率
- 不管是哪一种理解，处理前后的平行趋势，都不能从根本上识别宗族对死亡率的因果效应，因为宗族可能与其他制约变量相关
- 因此，需要进行上“赛马”，排除特别明显的变量

Table 1  
Clans and mortality rate during the great famine.

Outcome variable mean	Outcome variable: Mortality rate (%)						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	
	13.997	13.997	13.997	13.997	13.997	13.997	
High clan density x Famine period	-1.456*** (0.596)	-2.325*** (0.655)	-2.254*** (0.698)		-3.285** (0.398)	-4.108*** (0.597)	-4.296*** (0.661)
Log (#Genealogies/pop) x Famine period		0.006* (0.003)	0.005* (0.003)			0.005* (0.003)	0.005* (0.003)
Grain output (PC) x Famine period		0.004*** (0.001)	0.004*** (0.001)			0.004*** (0.001)	0.004*** (0.001)
Non-farming land ratio x Famine period		0.006 (0.031)	0.002 (0.033)			0.013 (0.031)	0.009 (0.033)
Urbanization rate x Famine period		-0.075** (0.031)	-0.076** (0.034)			-0.088** (0.030)	-0.087** (0.033)
Distance from Beijing x Famine period		0.004*** (0.001)	0.004*** (0.001)			0.004*** (0.001)	0.004*** (0.001)
Distance from provincial capital x Famine period		0.002 (0.003)	0.003 (0.003)			0.001 (0.003)	0.002 (0.003)
Historical migrants * Famine period		-0.078*** (0.011)	-0.081*** (0.012)			-0.053*** (0.011)	-0.055*** (0.012)
Crop suitability index for rice * Famine period		0.379** (0.160)	0.392** (0.171)			0.460*** (0.164)	0.479*** (0.175)
Share of minority * Famine period		-0.049*** (0.017)	-0.050*** (0.018)			-0.067*** (0.016)	-0.067*** (0.018)
Averaged years of schooling * Famine period		-0.822** (0.406)	-0.899** (0.431)			-0.505 (0.408)	-0.572 (0.434)
Observations	17,342	17,342	17,342	17,342	17,342	17,342	17,342
Number of counties	1448	1448	1448	1448	1448	1448	1448
R-squared	0.388	0.407	0.428	0.390	0.409	0.409	0.430
County fixed effects	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year fixed effects	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
County-specific time trends	No	No	Yes	No	No	No	Yes

Notes: In columns (1)–(3), high clan density is a dummy variable indicating whether the number of genealogies in a county divided by the county's population size is above the national mean. In columns (4)–(6), we use the continuous measure. Famine period is defined 1958–1961. Grain output per capita, non-farming land ratio, and urbanization rate are measured in 1957; distance from Beijing and distance from provincial capital are spherical distances; crop suitability index for rice is from GAEZ (Global Agro-Ecological Zones); historical migrants denote the inflow of prominent families in the late Song Dynasty; the share of ethnic minorities and averaged years of schools are calculated based on people older than 40 years old in 1982 using the 1982 population census data. See Appendix B for details on data source. Standard errors clustered at the county level are reported in parentheses. \*\*\*p < 0.01, \*\*p < 0.05, \*p < 0.1. For easier comparisons of the coefficients, all regressions use the same sample in which data on all covariates are available.

# 第一讲小结

- 双重固定效应模型依赖参数模型假设与强外生性假设
- 有多期数据时，可以用“动态因果效应”检验强外生性假设的可靠性
- 考虑几种延伸情况，包括离散的处理变量、连续的处理变量、广义倍差法
- “图示”大大增加了使用面板数据进行因果推断的透明性
- 在接下去几讲中，我们将：
  - 从因果研究设计的角度出发，再我们已经比较熟悉的面板数据法再讲一遍
  - 讨论双重固定效应模型的缺陷
  - 讨论所需假设不成立时的解决方案