

慧航

2025年10月



## 双重差分模型

违背Unconfoundedness假设,但是有面板数据的条件下:双重差分模型(Difference-in-differences)。

#### 一般设定:

- ① 分组变量:  $g_i = 1$ : 处理组;  $g_i = 0$ : 控制组。
  - 比如实施最低工资
  - unilateral divorce law
- ② 时间变量:  $d_t = 0/1$
- **3** 处理 $w_{it} = d_t \cdot g_i$
- **4** Outcome:  $y_{it}$

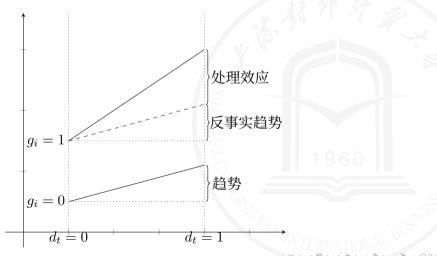
$w_{it}$	$g_i = 0$	$g_i = 1$
$d_t = 0$	0	0
$d_t = 1$	0	1





### 共同趋势假设

关键假设: 共同趋势 (Common trend)



## 双重差分模型

#### 双重差分模型:

● 第一次差分:对于两个不同的分组,分别计算:

$$\Delta_1 = \mathbb{E}(y_{it}|g_i = 1, d_t = 1) - \mathbb{E}(y_{it}|g_i = 1, d_t = 0)$$

$$\Delta_0 = \mathbb{E}(y_{it}|g_i = 0, d_t = 1) - \mathbb{E}(y_{it}|g_i = 0, d_t = 0)$$

2 第二次差分: 处理效应:

$$\tau = \Delta_1 - \Delta_0$$

共同趋势假设

#### 实践中,等价于使用回归:

$$y_{it} = c + \lambda \cdot d_t + \gamma \cdot g_i + \tau \cdot d_t \cdot g_i + u_{it}$$

即第一次差分:

$$\Delta_1 = \mathbb{E}(y_{it}|g_i = 1, d_t = 1) - \mathbb{E}(y_{it}|g_i = 1, d_t = 0) = \lambda + \tau$$

$$\Delta_0 = \mathbb{E}(y_{it}|g_i = 0, d_t = 1) - \mathbb{E}(y_{it}|g_i = 0, d_t = 0) = \lambda$$

第二次差分:

$$\tau = \Delta_1 - \Delta_0$$

## 双重差分模型中的控制变量

• 使用反事实的框架,处理效应为:  $y_{i1}(1) - y_{i1}(0) = \tau_i$ ,相应的处理组平均处理效应为:

$$\tau_{\text{ATT}} = \mathbb{E}(y_{i1}(1) - y_{i1}(0) | g_i = 1)$$

问题:  $\mathbb{E}(y_{i1}(0)|g_i=1)$ 不可观测!

• (平行趋势)假设:

$$\mathbb{E}(y_{i1}(0) - y_{i0}(0) | g_i = 1) = \mathbb{E}(y_{i1}(0) - y_{i0}(0) | g_i = 0)$$

• 那么:

$$\mathbb{E}(y_{i1}(0)|g_i = 1) = \mathbb{E}(y_{i0}(0)|g_i = 1) + \mathbb{E}(y_{i1}(0) - y_{i0}(0)|g_i = 0)$$

假设

$$\mathbb{E}\left(y_{it}\left(0\right)|x_{it}\right) = \alpha_i + \gamma_t + x'_{it}\beta$$

- 加入了时间和个体的虚拟变量(TWFE)
- 并没有给定分组,因而控制组和处理组都满足以上方程。
- 由于:  $\tau_{ATT} = \mathbb{E}(y_{i1}(1) y_{i1}(0) | g_i = 1, x_{it})$ ,从而:

$$\mathbb{E}(y_{i1}(1) | g_i = 1, x_{it}) = \tau_{ATT} + \mathbb{E}(y_{i1}(0) | g_i = 1, x_{it})$$

从而设定:

$$y_{it} = \alpha_i + \gamma_t + x'_{it}\beta + \tau_{ATT}w_{it} + u_{it}$$
$$= \alpha_i + \gamma_t + x'_{it}\beta + \tau_{ATT} \cdot d_t \cdot g_i + u_{it}$$

• 以上为标准设定: 加入控制变量、双向固定效应使得共同趋势假设成立。



#### 标准误的问题

- 在DID模型中, (广义的)自相关严重影响推断, cluster标准误(聚类标准 误)是必须的!
- 原因: 在DID模型中, 同一个体的误差项之间存在着时间上的相关性, 这种相关性会严重影响推断。
  - 系数问题不大
  - 但是标准误是错的!



### 双重差分:一定要面板数据吗?

- 传统上, 双重差分模型一般需要面板数据
- 但是实际上,不使用面板数据有时也可以使用双重差分模型:

  - Duflo(2001) 关于教育回报的研究中, 比较cohorts
    Archibong and Annan(2017)关于疾病与人力资本投资
    - 设定为:

$$edu = \beta \cdot MEMIN \cdot female + \cdots + u$$

- MEMIN为流行性脑膜炎的严重程度、为实际上的双重差分变量
- DID disease.do

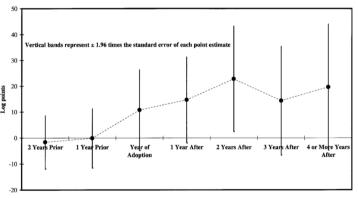
#### 检验:

- Placebo test:提前冲击发生的时间
- ② 平行趋势假设检验: 若冲击发生时间为 $t = \tilde{T}$ , 设定:

$$y_{it} = \alpha_i + \lambda_t + \sum_{\ell=-p,\ell\neq-1}^{q} \tau_l \cdot \mathbb{1}\left\{t = \tilde{T} + \ell\right\} \cdot g_i + x'_{it}\beta + u_{it}$$

- 3 标准:
  - ①  $\tau_{\ell}$ 当 $\ell$  < 0时(leads)不显著
  - ②  $\tau_{\ell}$ 当 $\ell \geq 0$ 时(lag)显著

## 平行趋势检验



Time passage relative to year of adoption of implied contract exception

Fig. 3.—Estimated impact of implied contract exception on log state temporary help supply industry employment for years before, during, and after adoption, 1979–95.



## 多期DID的静态设定

• 传统做法: 将 $d_t \cdot G_i$ 替换为 $w_{it}$ , 其中 $w_{it}$ 指第t期第i个个体是否接受处理:

$$w_{it} = \begin{cases} 1 & \text{个体} i \text{在时间} t \text{接受处理} \\ 0 & else \end{cases}$$

设定模型(TWFE):

$$y_{it} = \alpha_i + \lambda_t + \tau \cdot w_{it} + x'_{it}\beta + u_{it}$$



## 静态设定的问题

一般的DID使用如上的静态估计(双向固定效应)

$$y_{it} = \alpha_i + \gamma_t + x'_{it}\beta + \tau_{ATT}w_{it} + u_{it}$$

Goodman-Bacon(2021) 指出,以上设定:可以写成所有 $2 \times 2$ 的DID结果的加权平均,但是会有负的权重,从而识别失败



#### Goodman-Bacon分解

• 首先考虑没有控制变量的简单情况, 2×2的情况即最简单的只有处理组、对照组以及事前事后的设定:

$$y_{it} = c + \lambda \cdot d_t + \gamma \cdot g_i + \tau^{2 \times 2} \cdot d_t \cdot g_i + u_{it}$$

从而

$$\hat{\tau}^{2\times2} = \left(\bar{y}_{\text{Treat}}^{\text{Post}} - \bar{y}_{\text{Treat}}^{\text{Pre}}\right) - \left(\bar{y}_{Control}^{\text{Post}} - \bar{y}_{Control}^{\text{Pre}}\right)$$

• 然而对于多期DID,每个个体接受处理的时间 $t_i$ 是不同的,TWFE估计量:

$$y_{it} = \alpha_i + \lambda_t + \tau \cdot w_{it} + u_{it}$$

分步回归得到:

$$\hat{\tau} = \frac{\hat{\mathbb{C}}(y_{it}, \tilde{w}_{it})}{\hat{\mathbb{V}}(\tilde{w})} = \frac{\frac{1}{NT} \sum_{i} \sum_{t} y_{it} \tilde{w}_{it}}{\frac{1}{NT} \sum_{i} \sum_{t} \tilde{w}_{it}^{2}}$$

其中 $\tilde{w}_{it} = (w_{it} - \bar{w}_i) - (\bar{w}_t - \bar{w})$ ,即使用w对 $\alpha_i, \lambda_t$ 双向固定效应回归得到的残差。



#### Goodman-Bacon分解

- 考虑有三个cohort:
  - $t_i = k$  (early group)
  - $t_i = l$  (late group)
  - $t_i = \infty$  (control/untreat/never group)
- 几种不同的比较:
  - Treat v.s. Untreat:

$$\hat{\tau}_{j\infty}^{2\times2} = \left(\bar{y}_{j}^{\mathrm{Post}(j)} - \bar{y}_{j}^{\mathrm{Pre}(j)}\right) - \left(\bar{y}_{U}^{\mathrm{Post}(j)} - \bar{y}_{U}^{\mathrm{Pre}(j)}\right), j = k, l$$

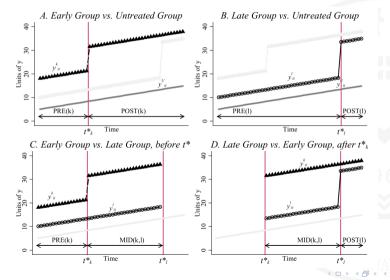
• Early v.s. Late, Before *l*:

$$\hat{\tau}_{kl}^{2\times2,k} = \left(\bar{y}_k^{\mathrm{Mid}(k,l)} - \bar{y}_k^{\mathrm{Pre}(k)}\right) - \left(\bar{y}_l^{\mathrm{Mid}(k,l)} - \bar{y}_l^{\mathrm{Pre}(k)}\right)$$

• Late v.s. Early, After k:

$$\hat{\tau}_{kl}^{2\times2,l} = \left(\bar{y}_l^{\mathrm{Post}(l)} - \bar{y}_l^{\mathrm{Mid}(k,l)}\right) - \left(\bar{y}_k^{\mathrm{Post}(l)} - \bar{y}_k^{\mathrm{Mid}(k,l)}\right)$$

#### 双向固定效应的问题



#### DID分解定理

双向固定效应的DID估计量可以被分解为:

$$\hat{\tau} = \sum_{j \neq u} s_{j\infty} \hat{\tau}_{j\infty}^{2 \times 2} + \sum_{k \neq \infty} \sum_{l > k} \left[ s_{kl}^k \hat{\tau}_{kl}^{2 \times 2, k} + s_{kl}^l \hat{\tau}_{kl}^{2 \times 2, l} \right]$$

其中

$$s_{j\infty} = \frac{(n_j + n_\infty)^2 n_{j\infty} (1 - n_{jU}) \bar{w}_j (1 - \bar{w}_j)}{\hat{\mathbb{V}}(w)}$$

$$s_{kl}^k = \frac{[(n_k + n_l) (1 - \bar{w}_l)]^2 \hat{\mathbb{V}}_{kl}^{w,k}}{\hat{\mathbb{V}}(w)}$$

$$s_{kl}^l = \frac{[(n_k + n_l) \bar{w}_k]^2 \hat{\mathbb{V}}_{kl}^{w,l}}{\hat{\mathbb{V}}(w)}$$

#### DID分解定理(续)

其中 $n_k = \sum_i \mathbb{1}\{t_i = k\}/N, \bar{w}_k = \sum_t \mathbb{1}\{t \geq k\}/T,$ 此外

$$\hat{\mathbb{V}}_{kl}^{w,k} = n_{kl} (1 - n_{kl}) \frac{\bar{w}_k - \bar{w}_l}{1 - \bar{w}_l} \frac{1 - \bar{w}_k}{1 - \bar{w}_l} \\ \hat{\mathbb{V}}_{kl}^{w,l} = n_{kl} (1 - n_{kl}) \frac{\bar{w}_l}{\bar{w}_k} \frac{\bar{w}_k - \bar{w}_l}{\bar{w}_k}$$

$$\mathbb{E}\sum_{j\neq u} s_{k\infty} + \sum_{k\neq \infty} \sum_{l>k} \left[ s_{kl}^k + s_{kl}^l \right] = 1_{\circ}$$

#### Goodman-Bacon分解

- 如果有K个不同的处理组cohort:
  - 有K个 $\hat{\tau}_{j\infty}^{2\times 2}$
  - 有 $K^2 K \uparrow_{kl}^{2 \times 2,k}$  以及 $\hat{\tau}_{kl}^{2 \times 2,l}$
  - 总共有 $K^2$ 个不同的 $2 \times 2^{n}$ ID估计量。
- 问题: 这样做可以识别什么?



- 记潜在结果 $y_{it}(k)$ 为一个属于k的cohort的个体i在第t期如果被处理的处理效应,从而 $y_{it}(t_i)$ 为实际看到的结果,记没有受到处理的潜在结果为 $y_{it}(\infty)$ ,如果 $t < t_i$ ,那么 $y_{it}(t_i) = y_{it}(\infty)$ 。
- 观察到的结果为:

$$y_{it} = w_{it}y_{it}(t_i) + (1 - w_{it})y_{it}(\infty)$$

• 定义cohort k在 $t \ge k$ 的ATT:

$$ATT_{k}(t) = \mathbb{E}\left[y_{it}(k) - y_{it}(\infty) | t_{i} = k\right]$$

• 对于某个时间段T,定义这一时间段的平均处理效应:

$$ATT_{k}(\mathcal{T}) = \frac{1}{|\mathcal{T}|} \sum_{t \in \mathcal{T}} \mathbb{E}\left[y_{it}(k) - y_{it}(\infty) | t_{i} = k\right]$$

• 记两个时间段假设未处理的潜在结果之差:

才间段假设未处理的潜在结果之差:
$$\Delta y_k^{\infty} (\mathcal{T}_1, \mathcal{T}_0) = \frac{1}{|\mathcal{T}_1|} \sum_{t \in \mathcal{T}_1} \mathbb{E} \left[ y_{it} (\infty) \left| t_i = k \right| - \frac{1}{|\mathcal{T}_0|} \sum_{t \in \mathcal{T}_0} \mathbb{E} \left[ y_{it} (\infty) \left| t_i = k \right| \right] \right]$$

• 那么对于i = k, l:

$$\beta_{j\infty}^{2\times2} = \left(\frac{1}{|\operatorname{Post}(j)|} \sum_{t \in \operatorname{Post}(j)} \mathbb{E}\left(y_{it}\left(k\right) | t_{i} = k\right) - \frac{1}{|\operatorname{Pre}(j)|} \sum_{t \in \operatorname{Pre}(j)} \mathbb{E}\left(y_{it}\left(\infty\right) | t_{i} = k\right)\right) - \left(\frac{1}{|\operatorname{Post}(j)|} \sum_{t \in \operatorname{Post}(j)} \mathbb{E}\left(y_{it}\left(\infty\right) | t_{i} = \infty\right) - \frac{1}{|\operatorname{Pre}(j)|} \sum_{t \in \operatorname{Pre}(j)} \mathbb{E}\left(y_{it}\left(\infty\right) | t_{i} = \infty\right)\right) = \operatorname{ATT}_{k}\left(\operatorname{Post}(j)\right) + \left[\Delta y_{k}^{\infty}\left(\operatorname{Post}(j), \operatorname{Pre}(j)\right) - \Delta y_{\infty}^{\infty}\left(\operatorname{Post}(j), \operatorname{Pre}(j)\right)\right]$$

#### • 同理:

$$\begin{split} \beta_{kl}^{2\times2,k} &= ATT_k\left(\operatorname{Mid}\left(k,l\right)\right) \\ &+ \left[\Delta y_k^{\infty}\left(\operatorname{Mid}\left(k,l\right),\operatorname{Pre}\left(k\right)\right) - \Delta y_l^{\infty}\left(\operatorname{Mid}\left(k,l\right),\operatorname{Pre}\left(k\right)\right)\right] \end{split}$$

$$\beta_{kl}^{2\times2,l} = ATT_k \left( \text{Post}(l) \right)$$

$$+ \left[ \Delta y_l^{\infty} \left( \text{Post}(l), \text{Mid}(k,l) \right) - \Delta y_k^{\infty} \left( \text{Post}(l), \text{Mid}(k,l) \right) \right]$$

$$- \left[ ATT_k \left( \text{Post}(l) \right) - ATT_k \left( \text{Mid}(k,l) \right) \right]$$

#### 最终, TWFE估计量识别了:

$$\hat{\tau} \xrightarrow{p} \text{VWATT} + \text{VWCT} - \Delta \text{ATT}$$

#### 其中:

• 第一项: 方差加权的ATT

$$\begin{aligned} \text{VWATT} &= \sum_{j \neq u} \sigma_{k\infty} \text{ATT}_k \left( \text{Post} \left( j \right) \right) \\ &+ \sum_{l \neq l} \sum_{i = l} \left[ \sigma_{kl}^k \text{ATT}_k \left( \text{Mid} \left( k, l \right) \right) + \sigma_{kl}^l \text{ATT}_k \left( \text{Post} \left( l \right) \right) \right] \end{aligned}$$

• 第二项: 方差加权的平行趋势

$$\begin{aligned} \text{VWCT} &= \sum_{j \neq u} \sigma_{k\infty} \left[ \Delta y_k^{\infty} \left( \text{Post} \left( j \right), \text{Pre} \left( j \right) \right) - \Delta y_{\infty}^{\infty} \left( \text{Post} \left( j \right), \text{Pre} \left( j \right) \right) \right] \\ &+ \sum_{k \neq \infty} \sum_{l > k} \left\{ \sigma_{kl}^{k} \left[ \Delta y_k^{\infty} \left( \text{Mid} \left( k, l \right), \text{Pre} \left( k \right) \right) - \Delta y_l^{\infty} \left( \text{Mid} \left( k, l \right), \text{Pre} \left( k \right) \right) \right] \right. \\ &+ \sigma_{kl}^{l} \left[ \Delta y_l^{\infty} \left( \text{Post} \left( l \right), \text{Mid} \left( k, l \right) \right) - \Delta y_k^{\infty} \left( \text{Post} \left( l \right), \text{Mid} \left( k, l \right) \right) \right] \right\} \end{aligned}$$

- 接下来假设平行趋势满足, 从而VWCT = 0。
- 第三项: 处理效应异质性:

$$\Delta ATT = \sum_{k \neq \infty} \sum_{l > k} \sigma_{kl}^{l} \left[ ATT_{k} \left( Post \left( l \right) \right) - ATT_{k} \left( Mid \left( k, l \right) \right) \right]$$

## 识别: 个体异质性但无时间异质性的处理效应

- 第一种情况: 个体有异质性, 但没有时间异质性, 从而ATT<sub>k</sub>( $\mathcal{T}$ ) = ATT<sub>k</sub>
  - 此时 $\Delta$ ATT = 0
  - 识别了:

$$VWATT = \sum_{k \neq \infty} ATT_k \left[ \sigma_{k\infty} + \sum_{j=1}^{k-1} \sigma_{jk}^k + \sum_{j=k+1}^K \sigma_{kj}^k \right]$$

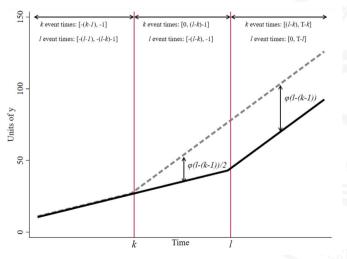
- $-\theta \omega_k^T \neq n_k$ , 从而没有识别ATT。与ATT的差距取决于:
  - 处理效应异质性的大小
  - 处理的timing
  - 研究权重 $\omega_k^T$ 或者直接加权(如Sun和Abraham,2021等)

### 识别:个体同质性、时间异质性的处理效应

- 第二种情况: 个体处理效应同质, 但是在时间上有异质性
  - 由于不同的 $\beta^{2\times 2}$ 都在时间上计算平均,所以也会有异质性,从而VWATT与ATT不相等
  - $\Delta ATT \neq 0!$
  - 由于 $\Delta$ ATT前面的系数是负的,可能导致估计出的符号都是错的!



## 时间异质性的处理效应





## 动态设定

• 动态设定:

$$y_{it} = \alpha_i + \lambda_t + \sum_{\ell=-p, \ell \neq -1}^{q} \tau_l \cdot \mathbb{1} \left\{ t = t_i + \ell \right\} + u_{it}$$

- Sun和Abraham(2021)对这一设定进行了分析,同样发现这一设定在异质性存在的情况下识别可能是有问题的
- 定义cohort的ATT (CATT):

$$CATT_{k,\ell} = \mathbb{E}\left[y_{i,k+\ell}\left(k\right) - y_{i,k+\ell}\left(0\right) \middle| t_i = k\right]$$

## 动态设定的潜在假定

#### 平行趋势假定

对于 $s \neq t$ , 对于所有的w, 有 $\mathbb{E}\left[y_{it}\left(\infty\right) - y_{is}\left(\infty\right) | t_i = k\right]$ 都相等。

- 实证中:  $w = \infty$ , 即控制组(never treated)可能不满足这一假定,那么需要控制组排除
- Goodman-Bacon: 加权版本的平行趋势, 比这里的条件弱



#### 处理前不可预见假设(no anticipatory behavior prior to treatment)

在处理之前没有处理效应,即对于所有的k和 $\ell < 0$ ,有 $\mathbb{E}\left[y_{i,k+\ell}(k) - y_{i,k+\ell}(\infty) \mid t_i = k\right] = 0$ 

- 不会根据对未来的预见调整行为
- 最好是个体根本不能预见整个的路径
- Goodman-Bacon: 假定如果 $t < t_i$ , 那么 $y_{it}(t_i) = y_{it}(\infty)$ , 更强

## 动态设定的潜在假定

#### 处理效应相对时间同质性

对于每个 $\ell$ , CATT $_{k,\ell}$ 与k无关, 从而CATT $_{k,\ell}$  = ATT $_{\ell}$ 。

• 每个个体都有相同的处理效应路径(而不管是哪个cohort)



#### • $\triangle w^{\ell} = \mathbb{1} \{t = t, +\ell\}$ $\downarrow \overline{\mu}$

• 那么静态设定为:

$$y_{it} = \alpha_i + \lambda_t + \tau \sum_{\ell \ge 0} w_{it}^{\ell} + u_{it}$$

 $w_{it} = \sum_{\ell > 0} w_{it}^{\ell}$ 

• 动态设定为:

$$y_{it} = \alpha_i + \lambda_t + \sum_{\ell=-P}^{-2} \tau_{\ell} w_{it}^{\ell} + \sum_{\ell=0}^{L} \tau_{\ell} w_{it}^{\ell} + u_{it}$$

• 完全动态设定, 考虑事前超过P期、事后超过L期的情况:

$$y_{it} = \alpha_i + \lambda_t + \tau_{-Pb} \sum_{\ell < -P} w_{it}^{\ell} + \sum_{\ell = -P}^{-2} \tau_{\ell} w_{it}^{\ell} + \sum_{\ell = 0}^{L} \tau_{\ell} w_{it}^{\ell} + \tau_{Lf} \sum_{\ell > L} w_{it}^{\ell} + u_{it}$$

#### 将以上设定统一为

$$y_{it} = \alpha_i + \lambda_t + \sum_{g \in \mathcal{G}} \tau_g \cdot \mathbb{1} \{t - t_i \in g\} + u_{it}$$

其中需要有一个组被排除,记为 $g^{\text{excl}} = \{\ell : \ell \notin \mathcal{G}\}$ 。

- 静态设定:  $g = [0, T], g^{\text{excl}} = [-T, -1]$
- 动态设定:  $g^{\text{excl}} = \{-T, ..., -K 1, -1, L + 1, ..., T\}$
- 完全动态:  $g^{\text{excl}} = \{-1\}$

#### 识别

#### 回归系数的识别

使用如上设定, 系数识别了:

$$\tau_{g} = \sum_{\ell \in g} \sum_{k \neq \infty} \omega_{k,\ell}^{g} \left[ \mathbb{E} \left( y_{i,k+\ell} - y_{i,0} \left( \infty \right) | t_{i} = k \right) - \mathbb{E} \left( y_{i,k+\ell} \left( \infty \right) - y_{i,0} \left( \infty \right) \right) \right]$$

$$+ \sum_{g' \neq g, g' \in \mathcal{G}} \sum_{\ell \in g'} \sum_{k \neq \infty} \omega_{k,\ell}^{g} \left[ \mathbb{E} \left( y_{i,k+\ell} - y_{i,0} \left( \infty \right) | t_{i} = k \right) - \mathbb{E} \left( y_{i,k+\ell} \left( \infty \right) - y_{i,0} \left( \infty \right) \right) \right]$$

$$+ \sum_{\ell \in g^{excl}} \sum_{k \neq \infty} \omega_{k,\ell}^{g} \left[ \mathbb{E} \left( y_{i,k+\ell} - y_{i,0} \left( \infty \right) | t_{i} = k \right) - \mathbb{E} \left( y_{i,k+\ell} \left( \infty \right) - y_{i,0} \left( \infty \right) \right) \right]$$

$$+ \sum_{t} \omega_{\infty,t}^{g} \left[ \mathbb{E} \left( y_{it} - y_{i,0} \left( \infty \right) | t_{i} = \infty \right) - \mathbb{E} \left( y_{it} \left( \infty \right) - y_{i,0} \left( \infty \right) \right) \right]$$

- $\tau_a$ 不仅仅含有 $\ell \in g$ 的部分,还有 $\ell \in \mathcal{G} g$ 的部分以及 $\ell \in g^{excl}$ 的部分!
- $\omega_{w,\ell}^g$ 可以通过估计:

$$w_{it}^{\ell} \cdot \mathbb{1}\left\{t_{i} = k\right\} = \alpha_{i} + \lambda_{t} + \sum_{i} \omega_{w,\ell}^{g} \cdot \mathbb{1}\left\{t - t_{i} \in g\right\} + v_{it}$$

多期/交错DID

• 对于 $\ell \in g$ ,相应的权重:

$$\sum_{\ell \in g} \sum_k \omega_{k,\ell}^g = 1$$

• 对于 $\ell \in g', \ell \in \mathcal{G} - g$ , 权重:

$$\sum_{\ell \in g'} \sum_k \omega_{k,\ell}^g = 0$$

• 对于排除组, 权重:

$$\sum_{\ell \in g^{excl}} \sum_k \omega_{k,\ell}^g = -1$$



#### • 如果假设共同趋势, 那么以上所有的

$$\mathbb{E}\left(y_{i,k+\ell} - y_{i,0}\left(\infty\right) \middle| t_i = k\right) - \mathbb{E}\left(y_{i,k+\ell}\left(\infty\right) - y_{i,0}\left(\infty\right)\right)$$

$$= \mathbb{E}\left(y_{i,k+\ell} - y_{i,0}\left(\infty\right) \middle| t_i = k\right) - \mathbb{E}\left(y_{i,k+\ell}\left(\infty\right) \middle| t_i = k\right) + \mathbb{E}\left(y_{i,k+\ell}\left(\infty\right) \middle| t_i = k\right)$$

$$- \mathbb{E}\left(y_{i,k+\ell}\left(\infty\right) - y_{i,0}\left(\infty\right)\right)$$

$$= \operatorname{CATT}_{w,\ell} + \mathbb{E}\left(y_{i,k+\ell}\left(\infty\right) - y_{i,0}\left(\infty\right) \middle| t_i = k\right) - \mathbb{E}\left(y_{i,k+\ell}\left(\infty\right) - y_{i,0}\left(\infty\right)\right)$$

$$= \operatorname{CATT}_{w,\ell}$$

从而

$$\begin{split} \tau_g &= \sum_{\ell \in g} \sum_k \omega_{k,\ell}^g \text{CATT}_{w,\ell} \\ &+ \sum_{g' \neq g, g' \in \mathcal{G}} \sum_{\ell \in g'} \sum_k \omega_{k,\ell}^g \text{CATT}_{w,\ell} \\ &+ \sum_{\ell \in g^{excl}} \sum_{k \neq \infty} \omega_{k,\ell}^g \text{CATT}_{w,\ell} \end{split}$$

• 如果额外假设无预见,那么对于 $\ell < 0$ , $\mathbb{E}(y_{i,k+\ell} - y_{i,k+\ell}(\infty) | t_i = k) = 0$ ,从 而:

$$\tau_g = \sum_{\ell \in g, \ell \geq 0} \sum_k \omega_{k,\ell}^g \mathsf{CATT}_{w,\ell} + \sum_{g' \neq g, g' \in \mathcal{G}} \sum_{\ell \in g', \ell \geq 0} \sum_k \omega_{k,\ell}^g \mathsf{CATT}_{w,\ell} + \sum_{\ell \in g^{excl}, \ell \geq 0} \sum_{k \neq \infty} \omega_{k,\ell}^g \mathsf{CATT}_{w,\ell}$$

• 如果额外假设处理效应相对时间同质性假设:

$$\tau_g = \sum_{\ell \in g} \omega_{\ell}^g \text{CATT}_{\ell} + \sum_{g' \neq g, g' \in \mathcal{G}} \sum_{\ell \in g'} \omega_{\ell}^g \text{CATT}_{\ell} + \sum_{\ell \in g^{excl}} \omega_{\ell}^g \text{CATT}_{\ell}$$

其中 $\omega_{\ell}^g = \sum_k \omega_{k\ell}^g$ , 可以通过估计:

$$w_{it}^{\ell} = \alpha_i + \lambda_t + \sum_{g \in G} \omega_{\ell}^g \cdot \mathbb{1} \left\{ t - t_i \in g \right\} + v_{it}$$

得到 (eventstudyweights)

• 完全动态设定:

$$\tau_{\ell} = \mathsf{ATT}_{\ell} + \sum_{\ell' \in \sigma^{excl}} \omega_{\ell'}^{\ell} \mathsf{ATT}_{\ell}$$

## 异质性处理效应

放弃处理效应的相对时间同质性假设,Sun和Abraham(2021)提出使用如下回归:

$$Y_{it} = \alpha_i + \lambda_t + \sum_{k \notin C} \sum_{\ell \neq -1} \delta_{k,\ell} \cdot \mathbb{1} \left\{ t_i = k \right\} \cdot \mathbb{1} \left\{ t = t_i + \ell \right\} + u_{it}$$

其中:

- $\mathbb{1}\{t_i=k\}$ 为cohort虚拟变量
- $\mathbb{1}\{t=t_i+\ell\}$ 为政策发生时间之后期数的虚拟变量
- C为控制组(从未受到处理的组),或者最晚受到处理的组如此, $\delta_{k,\ell}$ 估计了 $CATT_{k,l}$ 。接下来,使用 $CATT_{k,l}$ 的加权平均:

$$\hat{v}_g = \frac{1}{|g|} \sum_{\ell \in g} \sum_k \hat{\delta}_{k,l} \times w_k$$

其中 $w_k$ 为cohort k的比例。以上成为交互加权估计量(interaction-weighted estimator)

## Callaway和San't Anna(2021)

Callaway和San't Anna(2021)使用了另外的处理方法,但是极其类似:

• 非参数识别(使用never group):

$$\operatorname{ATT}(k, t; \delta) = \mathbb{E}\left[\left(\frac{w_{it}^g}{\mathbb{E}\left[w_{it}^g\right]} - \frac{\frac{p_k(X)C}{1 - p_k(X)}}{\mathbb{E}\left[\frac{p_k(X)C}{1 - p_k(X)}\right]}\right)(y_t - y_{g - \delta - 1})\right]$$

- 可以扩展到doubly robust
- 命令: csdid

### 双重差分模型:扩展

#### 其他方法:

- ① Triple differences: e.g.,某个地区g的某个特定组别r受到处理:加入两两交互项,三个变量的交互项的系数为处理效应。
- 2 DID+Matching:
  - 1 先匹配出子样本
  - 2 先差分, 再匹配
- 3 非线性DID: Changes-in-Changes: common trend假设的满足取决于y的 函数形式

# 非线性DID: CIC (Athey and Imbens, 2006)

假设:

- ①  $Y_i(0) = h(U_i, T_i)$ ,其中 $h(\cdot, \cdot)$ 对 $U_i$ 为单调的函数, $T_i$ 为时间
- ②  $U \perp T \mid G$ ,即给定分组,U的分布与时间独立
- 3 support假设

关键结论:

$$F_{Y^{N},11}(y) = F_{Y,10}\left(F_{Y,00}^{-1}(F_{Y,01}(y))\right)$$

其中 $F_{Y,qt}$ 为分布函数。进而处理效应:

$$\tau_{CIC} = \mathbb{E}(Y_{11}) - \mathbb{E}(F_{01}^{-1}(F_{00}(Y_{10})))$$



## 合成控制法

- 在一些比较宏观的问题上,处理组个体非常少(甚至只有一个)——DID失效。
- 可能的解决办法: 通过控制组个体的凸组合来构造反事实。
- 假设i = 0, 1, ..., N个个体,i = 0被处理,其他未被处理。
- 假设T=1,...,T, i=0被处理的时间为 $T_0$
- 通过因子模型理解: 如果未经过处理的个体数据生成过程为:

$$Y_{it}(0) = F_t' \lambda_i + Z_i' \zeta_t + u_{it}$$

那么可以使用控制组的Y预测处理组的Y



- 为J个个体赋予不同权重:  $w_1, ..., w_J, w_1 + \cdots + w_{J=1} \exists w_i \geq 0$  (凸组合)
- 给定一个半正定矩阵V, 选取权重:

$$w^* = \arg\min_{w} (X_0 - X'w)' V (X_0 - X'w)$$

- 特殊情况,如果 $X_0 = [Y_{00}, ..., Y_{0,T_0-1}]$ ,那么即使用处理组 $Y_0$ 对控制组 $Y_j$ 做时间序列回归
- 则处理效应:

$$\tau_{0t} = Y_{0t} - \sum_{j=1}^{J} w_j^* Y_{jt}$$

## 合成控制法

- Stata: synth命令
- V的选取: 交叉验证等方法都可以使用, 保证预测准确
  - 通常:

$$V^* = \arg\min_{V} \sum_{t=1}^{T_0 - 1} \left( Y_{0t} - \sum_{j=1}^{J} w_j Y_{jt} \right)^{\frac{1}{2}}$$

- nested选项
- 推断: placebo test构建p value
  - 假装未处理的个体被处理, 估计政策效应。

### HCW方法

- Hsiao, Ching and Wan(2012)提出,可以直接使用回归,而非构造凸组合的方法构建反事实。
- 如果假设在没有政策冲击的时候,未被处理的结果y由因子模型决定:

$$Y_{it}(0) = F_t' \lambda_i + \alpha_i + \epsilon_{it}$$

其中 $F_t$ 为K个不可观测的因子。

- 关键假设: 控制组的个体对处理组没有影响。
- 可以通过构造null space的方法构造反事实。
- 实际中:
  - ① 在政策发生之前,用 $Y_{0t}$ 对 $Y_t = \{Y_{it}, i = 1, ..., N\}$ 做时间序列回归
  - ② 预测 $Y_{0t}(1), t > T_0$
  - **3** 政策效应 $\tau = Y_{0t} Y_{0t}(1), t > T_0$



## HCW方法中的Lasso

Li和Bell(2017)推荐使用Lasso方法作为HCW方法中的模型选择

• 实例:中欧班列开通对于陕西省出口的影响: hcw\_lasso.do

