合成控制法 + 合成双重差分

Synthetic Control Method + Synthetic Diff-in-Diff

杨点溢

Department of Government London School of Economics and Political Science

Spark 社科量化系列课程





本节课内容

① 双重差分法的问题 Problems with Diff-in-Diff

② 合成控制法 Synthetic Control Method

③ 合成双重差分 Synthetic Difference-in-Differences



• 我们知道对于双重差分法 (DID) 来说,很重要的假设是平行趋势 (parallel trends)



3/31

- 我们知道对于双重差分法 (DID) 来说,很重要的假设是平行趋势 (parallel trends)
 - 悲伤的是,现实的趋势不总是平行的



- 我们知道对于双重差分法 (DID) 来说,很重要的假设是平行趋势 (parallel trends)
 - 悲伤的是, 现实的趋势不总是平行的
 - 更悲伤的是,不平行的话很容易被看出来(易于检验)



- 我们知道对于双重差分法 (DID) 来说,很重要的假设是平行趋势 (parallel trends)
 - 悲伤的是, 现实的趋势不总是平行的
 - 更悲伤的是,不平行的话很容易被看出来(易于检验)
 - 所以符合平行假设时真的不能使用 DID



- 我们知道对于双重差分法 (DID) 来说,很重要的假设是平行趋势 (parallel trends)
 - 悲伤的是, 现实的趋势不总是平行的
 - 更悲伤的是,不平行的话很容易被看出来(易于检验)
 - 所以符合平行假设时真的不能使用 DID
- 案例: 两德统一对西德的经济影响 (Abadie, Diamond, and Hainmueller 2015)
 - 假说: 两德统一拖累了西德的经济
 - 结果变量: 人均 GDP (PPP, 2002USD)
 - 处理组: 西德
 - 控制组/对照组: OECD 其他国家

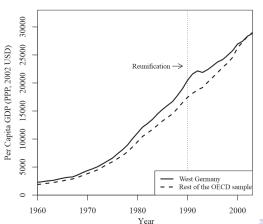


- 我们知道对于双重差分法 (DID) 来说,很重要的假设是平行趋势 (parallel trends)
 - 悲伤的是, 现实的趋势不总是平行的
 - 更悲伤的是,不平行的话很容易被看出来(易于检验)
 - 所以符合平行假设时真的不能使用 DID
- 案例: 两德统一对西德的经济影响 (Abadie, Diamond, and Hainmueller 2015)
 - 假说: 两德统一拖累了西德的经济
 - 结果变量: 人均 GDP (PPP, 2002USD)
 - 处理组: 西德
 - 控制组/对照组: OECD 其他国家
 - 悲伤: 并不是很平行



案例: 两德统一对西德的经济影响 (Abadie, Diamond, and Hainmueller 2015)

FIGURE 1 Trends in per Capita GDP: West Germany versus Rest of the OECD Sample





DID 的其它问题

- DID (或者说 TWFE) 要求处理组和对照组的差距可被归为
 - Time-invariant, unit-specific measures, or 单位固定效应
 - time-varying in the same way for all units 时间固定效应
 - SCM (合成控制法) 减弱了这个假设



DID 的其它问题

- DID (或者说 TWFE) 要求处理组和对照组的差距可被归为
 - Time-invariant, unit-specific measures, or 单位固定效应
 - time-varying in the same way for all units 时间固定效应
 - SCM(合成控制法)减弱了这个假设
- DID 在样本量小的时候面临着较大的 se
 - SCM 没完全解决这个问题,但是我们可以用别的推断方法 (inference methods)



17 Aug 2023

本节课内容

① 双重差分法的问题 Problems with Diff-in-Diff

② 合成控制法 Synthetic Control Method

③ 合成双重差分 Synthetic Difference-in-Differences



• 有时候我们很难找到和处理组真的相像的控制组



- 有时候我们很难找到和处理组真的相像的控制组
- 与此同时我们有一些和处理组比较像,但不完全一样的控制组⇒
 在 SCM 里叫做 Donor pool
 - 不满足平行趋势假设



- 有时候我们很难找到和处理组真的相像的控制组
- 与此同时我们有一些和处理组比较像,但不完全一样的控制组⇒
 在 SCM 里叫做 Donor pool
 - 不满足平行趋势假设
- 我们可以通过算法用 Donor pool "捏出",即 "合成" 出一个和处理 组相像的控制组 ⇒ 合成控制法



- 有时候我们很难找到和处理组真的相像的控制组
- 与此同时我们有一些和处理组比较像,但不完全一样的控制组⇒
 在 SCM 里叫做 Donor pool
 - 不满足平行趋势假设
- 我们可以通过算法用 Donor pool "捏出", 即 "合成" 出一个和处理 组相像的控制组 ⇒ 合成控制法
- 在两德统一的例子中,我们希望通过 OECD 国家"合成"出一个假想中从来没统一过的西德。



合成控制法基本信息

- 合成控制发 SCM 使用 Donor Pool 的加权平均来模拟处理单位(处理组一般只有 1 个单位)
 - 使用处理前 pre-treatment 时间段的各国的结果变量来计算出一个权重,使得"合成控制"单位的处理前趋势和处理单位最为相似
 - 权重是我们结果的一部分
 - 比如 Germany = 0.5France + 0.25UK + 0.25Poland(非真实例子)



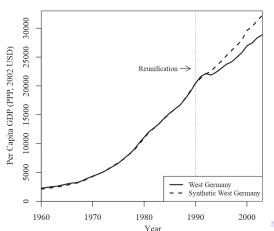
合成控制法基本信息

- 合成控制发 SCM 使用 Donor Pool 的加权平均来模拟处理单位(处理组一般只有 1 个单位)
 - 使用处理前 pre-treatment 时间段的各国的结果变量来计算出一个权重,使得"合成控制"单位的处理前趋势和处理单位最为相似
 - 权重是我们结果的一部分
 - 比如 Germany = 0.5France + 0.25UK + 0.25Poland(非真实例子)
- 合成控制法 SCM 是定性研究和定量研究之间的桥梁
 - 应该在 Donor Pool 里面涵盖哪些国家/地区?⇒ 对案例的了解
- 经常用来研究一个事件或者处理对国家/地区的影响



回到两德统一的例子 (Abadie, Diamond, and Hainmueller 2015)

FIGURE 2 Trends in per Capita GDP: West Germany versus Synthetic West Germany





SCM 的设定: 时间

- 时间由 t 表示, $t \in \{1, ..., T_0, ..., T\}$
- ◆ 处理 (事件)在 T₀ 之后发生
- 我们试图计算 T₀₊₁ 之后的处理效应(ATT)
 - 有 T_0 个处理前 (pre-treatment/pre-intervention) 时间段, $\{1,...,T_0\}$
 - 有 T₁ 个处理前 (pre-treatment/pre-intervention) 时间 段,{T₀ + 1,..., T}
 - $T = T_0 + T_1$





- 单位由 i 表示, $i \in \{1, ..., J+1\}$
 - 1 是被处理单位
 - *J*, 或者说第 {2,3,...,*J* + 1} **个单位**,是控制组,或者说"donor pool"
- Donor pool 需要满足以下条件:



- 单位由 i 表示, $i \in \{1, ..., J+1\}$
 - 1 是被处理单位
 - *J*, 或者说第 {2,3,...,*J* + 1} **个单位**,是控制组,或者说"donor pool"
- Donor pool 需要满足以下条件:
 - Untreated (during the observation period) (在此时间段内) 没受到处
 理



- 单位由 i 表示, $i \in \{1, ..., J+1\}$
 - 1 是被处理单位
 - J, 或者说第 {2,3,...,J+1} 个单位,是控制组,或者说"donor pool"
- Donor pool 需要满足以下条件:
 - Untreated (during the observation period) (在此时间段内) 没受到处
 理
 - 不受处理影响 No spillover



- 单位由 i 表示, $i \in \{1, ..., J+1\}$
 - 1 是被处理单位
 - J, 或者说第 {2,3,...,J+1} 个单位,是控制组,或者说"donor pool"
- Donor pool 需要满足以下条件:
 - Untreated (during the observation period) (在此时间段内) 没受到处
 理
 - 不受处理影响 No spillover
 - No large "idiosyncratic shocks" 自身的结果变量 (Y) 不应该受大的、 独有的因素影响



- 单位由 i 表示, i ∈ {1, ..., J+1}
 - 1 是被处理单位
 - J, 或者说第 {2,3,...,J+1} 个单位,是控制组,或者说"donor pool"
- Donor pool 需要满足以下条件:
 - Untreated (during the observation period) (在此时间段内) 没受到处
 理
 - 不受处理影响 No spillover
 - No large "idiosyncratic shocks" 自身的结果变量 (Y) 不应该受大的、 独有的因素影响
 - 和处理单位 (1) 相像,从而避免插值偏差 (interpolation bias)
 - 尽管 SCM 在一定程度上会避免这个问题



- 单位由 i 表示, $i \in \{1, ..., J+1\}$
 - 1 是被处理单位
 - J, 或者说第 {2,3,...,J+1} 个单位,是控制组,或者说"donor pool"
- Donor pool 需要满足以下条件:
 - Untreated (during the observation period) (在此时间段内) 没受到处
 理
 - 不受处理影响 No spillover
 - No large "idiosyncratic shocks" 自身的结果变量 (Y) 不应该受大的、 独有的因素影响
 - 和处理单位 (1) 相像,从而避免<mark>插值偏差 (interpolation bias)</mark>
 - 尽管 SCM 在一定程度上会避免这个问题
 - 处理单位不能高于/低于所有 donor pool 单位
 - 用前东欧国家捏不出刚改开的中国?(⇒ 期待一波 SDID)
 - 权重必须非负,加起来等于1(之后讲)
 - "The treated outcome (Y_{it}) is outside the convex hull of that of the donor pool (Y_{0t}) "



- $Y_t^{tr} = Y_{1t}$ =outcome for treated unit 处理单位的结果
- Y_t^{sc} =outcome for synthetic control unit 合成控制单位单位的结果
- Y_{0t} 为 donor pool 所有单位 (j = 2, ..., J + 1) 的结果 Y 在时间 t 的 集合 (vector).





- $Y_t^{tr} = Y_{1t}$ =outcome for treated unit 处理单位的结果
- Y_t^{sc} =outcome for synthetic control unit 合成控制单位单位的结果
- Y_{0t} 为 donor pool 所有单位 (j = 2, ..., J + 1) 的结果 Y 在时间 t 的 集合 (vector).
- ullet 我们只能观察到 Y_{it}^{tr} ,不能观察到 Y_{it}^{sc}
- 我们假设两者在 $t \le T_0$ (处理前) 时一样



- $Y_t^{tr} = Y_{1t}$ =outcome for treated unit 处理单位的结果
- Y_t^{sc} =outcome for synthetic control unit 合成控制单位单位的结果
- Y_{0t} 为 donor pool 所有单位 (j = 2, ..., J + 1) 的结果 Y 在时间 t 的 集合 (vector).
- ullet 我们只能观察到 Y_{it}^{tr} ,不能观察到 Y_{it}^{sc}
- 我们假设两者在 $t \le T_0$ (处理前) 时一样
- 处理效应 $\tau_{it} = Y_{it}^{tr} Y_{it}^{sc}$



- $Y_t^{tr} = Y_{1t}$ =outcome for treated unit 处理单位的结果
- Y_t^{sc} =outcome for synthetic control unit 合成控制单位单位的结果
- Y_{0t} 为 donor pool 所有单位 (j = 2, ..., J + 1) 的结果 Y 在时间 t 的 集合 (vector).
- ullet 我们只能观察到 Y_{it}^{tr} ,不能观察到 Y_{it}^{sc}
- 我们假设两者在 $t \leq T_0$ (处理前)时一样
- 处理效应 $\tau_{it} = Y_{it}^{tr} Y_{it}^{sc}$
 - 图像上来讲,为两条线在 $t > T_0$ (处理后) 的竖直距离
 - 平均处理效应 ATT= $\frac{1}{T_1}\sum_{t=t_0+1}^{T} \tau_{it}$



- $Y_t^{tr} = Y_{1t}$ =outcome for treated unit 处理单位的结果
- Y_t^{sc} =outcome for synthetic control unit 合成控制单位单位的结果
- Y_{0t} 为 donor pool 所有单位 (j = 2, ..., J + 1) 的结果 Y 在时间 t 的 集合 (vector).
- ullet 我们只能观察到 Y_{it}^{tr} ,不能观察到 Y_{it}^{sc}
- 我们假设两者在 $t \le T_0$ (处理前) 时一样
- 处理效应 $\tau_{it} = Y_{it}^{tr} Y_{it}^{sc}$
 - 图像上来讲,为两条线在 $t > T_0$ (处理后) 的竖直距离
 - 平均处理效应 ATT= $\frac{1}{T_1} \sum_{t=t_0+1}^{T} \tau_{it}$
- Zit 为协变量 covariates 的矩阵
 - 如果加控制变量的话



17 Aug 2023

SCM: 权重 weights

就如我们刚才讲的,合成控制的结果为 donor pool 的加权平均

$$Y_t^{sc} = \sum_{j=2}^{J+1} \omega_j^* Y_{jt}$$

- ullet 其中 ω^* (omega star) 为第 j 个控制单位在合成控制中的最优权重
- $W^* = \{\omega_2, \omega_3, ..., \omega_{J+1}\} \Rightarrow$ 最优权重的集合 (vector).

那怎么求这个权重呢?



在不加协变量 covariates 时,

$$\widehat{W}^* = \arg\min_{W} \{ \sum_{t=1}^{T_0} (Y_{1t} - Y_{0t}W)^2 \}.$$

- $Y_{0t}W = \widehat{Y}_t^{sc}$
- 翻译成人话: 寻找到一个权重, 让处理前的两条线捏到一起(线之间最小二乘)
- 限定条件: $\sum_{j=2}^{J+1} \omega_j^* = 1$
 - 权重加起来等于 1





在加协变量 Z_{it} 时,

$$\widehat{W}^* = \arg\min_{W} \{ \sum_{z=0}^{Z} \upsilon_z \sum_{t=1}^{T_0} (X_{zt}^{tr} - X_{zt}^{ct} W)^2 \}$$

其中:



在加协变量 Z_{it} 时,

$$\widehat{W}^* = \arg\min_{W} \{ \sum_{z=0}^{Z} \upsilon_z \sum_{t=1}^{T_0} (X_{zt}^{tr} - X_{zt}^{ct} W)^2 \}$$

其中:

• X_{zt} 包含了处理单位的第 z 个特征在第 t 个时间段的数值.



在加协变量 Z_{it} 时,

$$\widehat{W}^* = \arg\min_{W} \{ \sum_{z=0}^{Z} \upsilon_z \sum_{t=1}^{T_0} (X_{zt}^{tr} - X_{zt}^{ct} W)^2 \}$$

其中:

- X^{tr} 包含了处理单位的第 z 个特征在第 t 个时间段的数值.
 - Y 本身也是特征之一 (z=0 代表 $Y) \Rightarrow X_{0t} = Y_t$



SCM: 最优化求解 optimisation problem /2

在加协变量 Z_{it} 时,

$$\widehat{W}^* = \arg\min_{W} \{ \sum_{z=0}^{Z} \upsilon_z \sum_{t=1}^{T_0} (X_{zt}^{tr} - X_{zt}^{ct} W)^2 \}$$

其中:

- X^{tr} 包含了处理单位的第 z 个特征在第 t 个时间段的数值.
 - Y 本身也是特征之一 (z=0 代表 Y) $\Rightarrow X_{0t}=Y_t$
- X^{ct} 包含了 Donor pool 的第 z 个特征第 t 个时间段的 J×1 一维矩阵 (vector).



SCM: 最优化求解 optimisation problem /2

在加协变量 Z_{it} 时,

$$\widehat{W}^* = \arg\min_{W} \{ \sum_{z=0}^{Z} \upsilon_z \sum_{t=1}^{T_0} (X_{zt}^{tr} - X_{zt}^{ct} W)^2 \}$$

其中:

- X^{tr} 包含了处理单位的第 z 个特征在第 t 个时间段的数值.
 - Y本身也是特征之一 (z=0 代表 Y) $\Rightarrow X_{0t}=Y_t$
- X^{ct}_{zt} 包含了 Donor pool 的第 z 个特征第 t 个时间段的 J×1 一维矩阵 (vector).
- v_z (upsilon) 为特征的权重
 - 越重要的(即越能预测 Y 的)协变量权重越高



计算影响

如同前文所讲,结果计算可以通过:

$$\tau_{it} = Y_{it}^{tr} - Y_{it}^{sc}$$

$$ATT = \bar{\tau}_{it} = \frac{1}{T_1} \sum_{t=t_0+1}^{T} \tau_{it}$$

Arkhangelsky et al. (2021) 认为 SCM 的平均处理效应 ATT 的计算也可以用回归问题 Regression problem 的形式写出:

$$(\widehat{\Delta \tau}^{sc}, \ \widehat{\mu}, \ \widehat{\beta}) = \arg \min_{\tau, \mu, \beta} \left\{ \sum_{i=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} (Y_{it} - \mu - \beta_t - W_{it}\tau)^2 \widehat{w}_i^{sc} \right\}.$$





衡量拟合度: RMSPE

- The Root Mean Squared Prediction Error (RMSPE) 衡量的是模型的 拟合度.
 - 处理前应该拟合度高,处理后应该拟合度低(由于处理效应)。
- 处理前的 RMSPE:

$$RMSPE_{pre} = \sqrt{\frac{1}{T_0} \sum_{t=1}^{T_0} (Y_{1t} - \sum_{j=2}^{J+1} \omega_j^* Y_{jt})^2}$$

• 处理之后的 RMSPE:

$$RMSPE_{post} = \sqrt{\frac{1}{T_1} \sum_{t=T_0+1}^{T} (Y_{1t} - \sum_{j=2}^{J+1} \omega_j^* Y_{jt})^2}$$



Hypothesis Testing 假说检验

Placebo Method (安慰剂检验):

● 计算处理单位的处理后 RMSPE 和处理前 RMSPE 的比例 (Ratio of post-treatment RMSPE to pre-treatment RMSPE)

$$\textit{Ratio}_1 = \frac{\textit{RMSPE}_{\textit{post}}}{\textit{RMSPE}_{\textit{pre}}}$$

- 重复的为 donor pool 的每个单位做一次合成控制
- 按照从高到低 (desending order) 将得到的比例 Ratio 结果排序
- 计算处理单位在排行中的靠前程度:

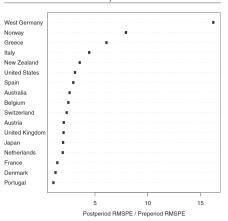
$$P
-value = \frac{Rank}{Total}$$

原理: 由于 donor pool 没有处理效应,Ratio 应该接近 1

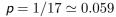
● p-value: 如果我们从列表中随机抽取一个单位,他的比例 ratio 至文 和处理单位一样高的几率

假说检验案例:两德统一 (Abadie, Diamond, and Hainmueller 2015)

FIGURE 5 Ratio of Postreunification RMSPE to Prereunification **RMSPE: West Germany and Control Countries**





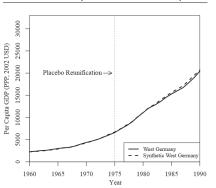




In-time placebo test

In-time placebo test 检验了模型的可信度。(使用处理时间前的一个时间作为 Placebo treatment date,来看模型的预测度)。理论上来讲,预测线应该和实际线重合:

FIGURE 4 Placebo Reunification 1975—Trends in per Capita GDP: West Germany versus Synthetic West Germany





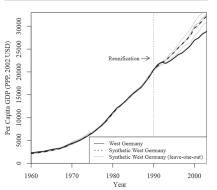


稳健性检验 Robustness Test

Leave-one-out test:

- 将 donor pool 中有正权重的单位每次踢出去一个,再跑 SCM
- 损失了一些准确性,但是能看到 ATT 的变化幅度
- 如果变化幅度小、证明结果稳健

FIGURE 6 Leave-One-Out Distribution of the Synthetic Control for West Germany







SCM 的变种

由于 SCM 的一些问题 (convex hull 等), 也有一些魔改的 SCM 版本可以参考

- 合成双重差分 SDID
- Xu (2017) 的 Generalized Synthetic Control Method
 - 权重加起来可以不= 1
 - 个体固定效应和随时间变化的系数交互



本节课内容

1 双重差分法的问题 Problems with Diff-in-Diff

② 合成控制法 Synthetic Control Method

③ 合成双重差分 Synthetic Difference-in-Differences



SDID:解决了 SCM 和 DID 的痛点

合成双重差分 (SDID) 方法由 Arkhangelsky et al. (2021) 发明, 继承了 SCM 和 DID 的优点, 部分解决了两者的痛点。

- 解决了 DID 平行趋势假设不满足的问题 (SCM 也解决)
- 处理组可以多于一个单位(相对于 SCM)
- 不怕处理组的结果比 Donor Pool 高/低太多(相对于 SCM)
- 惩罚了过度拟合 (overfitting) (相对于 SCM)
 - 没有 Convex Hull 的限制
- 权重较为均匀(相对于 SCM)
 - 不杀 Donor Pool (之后降到)
- 也可以多期应用 (staggered)
 - 不过需要额外 R 包支持
 - 不过 SCM 魔改版也可以多期
- 双重稳健性 (Double robustness property)
 - 单位权重 (ω) +时间权重 (λ)



但是 SDID 也有自己的问题

- 需要强平衡面板 (Balanced Panel)
 - 一点 missing data 不能有
- 加协变量 (covariates) 的机制不完善
 - 和 SCM 的处理方式不太一样
 - Arkhangelsky et al. (2021) 原版给的 covariates 支持很垃圾
 - 网友有一些野生改进(我没试过,也没看人用过)
- 计算 SE 的方式不太行
 - Placebo (大, 且慢)
 - Jackknife 快, 但需要处理组有 1 个以上单位
 - Bootstrap 超级慢,且需要处理组有1个以上单位
 - 弥补办法: 转换成 weighted regression



三者的区别可以用回归问题形式体现:

$$(\widehat{\Delta\tau}^{sdid}, \widehat{\mu}, \widehat{\alpha}, \widehat{\beta}) = \arg\min_{\tau, \mu, \alpha, \beta} \{ \sum_{i=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} (Y_{it} - \mu - \alpha_i - \beta_t - W_{it}\tau)^2 \widehat{\omega}_i^{sdid} \widehat{\lambda}_t^{sdid} \}.$$
(1)

$$(\widehat{\Delta\tau}^{did}, \widehat{\mu}, \widehat{\alpha}, \widehat{\beta}) = \arg\min_{\tau, \mu, \alpha, \beta} \{ \sum_{i=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} (Y_{it} - \mu - \alpha_i - \beta_t - W_{it}\tau)^2 \}.$$
 (2)

$$(\widehat{\Delta\tau}^{sc}, \widehat{\mu}, \widehat{\beta}) = \arg\min_{\tau, \mu, \beta} \{ \sum_{i=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} (Y_{it} - \mu - \beta_t - W_{it}\tau)^2 \widehat{\omega}_i^{sc} \}.$$
 (3)

- SDID 和 SC 的式子都有单位权重($\hat{\omega}_i$)⇒ "合成"
- DID 和 SDID 都有个体固定效应 (α_i) \Rightarrow "平行趋势" 和 "双重差分"
- 时间权重($\hat{\lambda}_t$) 是 SDID 独有的 ⇒ 双重稳健性

SDID 的权重计算

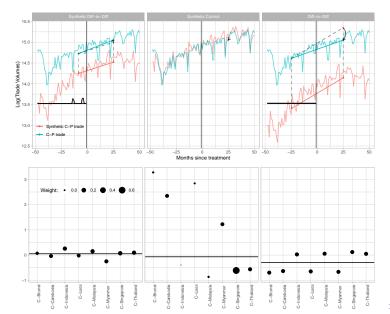
- 集計算正则化参数 (regularization parameter ζ)
 - 用来惩罚过度拟合 (over-fitting)⇒ 过于技术性,不细讲
- 计算单位权重 unit weight(ω̂^{sdid})
 - 跟SC差不多,但是加入了正则化参数 (来惩罚过度拟合和不均匀 权重
 - 多计算一个 â₀ 作为合成趋势和处理趋势之间的平行距离
- ③ 计算时间权重 time weight($\hat{\lambda}^{sdid}$)

$$\begin{split} \left(\hat{\lambda}_{0}, \ \hat{\lambda}^{\text{sdid}}\right) &= \underset{\lambda_{0} \in \mathbb{R}, \lambda \in \Lambda}{\min} \ \ell_{time}(\lambda_{0}, \lambda) \quad \text{ where} \\ \ell_{time}(\lambda_{0}, \lambda) &= \sum_{i=1}^{N_{\text{co}}} \left(\lambda_{0} + \sum_{t=1}^{T_{\text{pre}}} \lambda_{t} Y_{it} - \frac{1}{T_{\text{post}}} \sum_{t=T_{\text{pre}}+1}^{T} Y_{it}\right)^{2}, \\ \Lambda &= \left\{\lambda \in \mathbb{R}_{+}^{T} : \sum_{t=1}^{T_{\text{pre}}} \lambda_{t} = 1, \ \lambda_{t} = T_{\text{post}}^{-1} \text{ for all } t = T_{\text{pre}} + 1, \dots, T\right\}. \end{split}$$

• 直觉理解:(在 donor pool 中)挑选前后平行的时间段赋予高权重义



Huang and Yang (2023): 黄岩岛冲突对中菲贸易的影响





Inference Methods 检验方法

就像我们之前说的,官方给的 se 不大靠谱(特别是在只有一个处理单位的时候,多个还好一些):

- Placebo (大,且慢)
- Jackknife 快, 但需要处理组有 1 个以上单位
- Bootstrap 超级慢, 且需要处理组有 1 个以上单位

我们可以通过(未经专业学者正是)转换成 weighted regression 的方法来解决这个问题

- clustered SE (单位够多)
- wild-clustered bootstrap (单位不够多)
- Driscoll-Kraay (DK) (时间够多,解决 cross-sectionally and time-correlated errors)



R 实操

来练习一下吧!



References I

- Abadie, Alberto, Alexis Diamond, and Jens Hainmueller (2015). "Comparative Politics and the Synthetic Control Method". en. In: American Journal of Political Science 59.2, pp. 495–510. ISSN: 1540-5907. DOI: 10.1111/ajps.12116. URL: https: //onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.1111/ajps.12116 (visited on 08/12/2023).
- Arkhangelsky, Dmitry et al. (Dec. 2021). "Synthetic Difference-in-Differences". In: American Economic Review 111 (12), pp. 4088-4118. ISSN: 0002-8282. DOI: 10.1257/aer.20190159.
- Xu, Yiqing (2017). "Generalized Synthetic Control Method: Causal Inference with Interactive Fixed Effects Models". In: Political Analysis 25.1, pp. 57-76. DOI: 10.1017/pan.2016.2.

