

武汉大学金融系2023秋季学期
金融学/金融工程专业博士生方法论专题课
第四讲：双重差分方法

授课人：刘岩

2023年10月23日

本讲内容

1. 双重差分方法的直观理解
2. 双重差分方法假设条件检验
3. 三重差分方法与多期DID
4. 应用实例1
5. 应用实例2

双重差分方法的直观理解

单重差分法

- 企业1和2所在省份A受到税法改革的影响，为处置组；企业3和4所在省份B未实施税法改革，为控制组

Id	year	q	tax
1	2010	7.00	0
1	2011	7.02	0
1	2012	7.04	0
1	2013	7.06	0
1	2014	7.60	1
1	2015	7.50	1
1	2016	7.60	1
1	2017	7.70	1
2	2010	6.50	0
2	2011	6.52	0
2	2012	6.54	0
2	2013	6.56	0
2	2014	7.20	1
2	2015	7.10	1
2	2016	7.10	1
2	2017	7.00	1

Id	year	q	tax
3	2010	6.00	0
3	2011	6.02	0
3	2012	6.04	0
3	2013	6.06	0
3	2014	6.20	1
3	2015	6.20	1
3	2016	6.20	1
3	2017	6.20	1
4	2010	5.50	0
4	2011	5.52	0
4	2012	5.54	0
4	2013	5.56	0
4	2014	5.70	1
4	2015	5.70	1
4	2016	5.70	1
4	2017	5.70	1

单重差分法

- $Treat_i$ 表示分组虚拟变量, $Post_t$ 表示时期虚拟变量
- $T_{\text{post}} = \mathbb{E}(Y_{it} | Treat_i = 1, Post_t = 1) = 7.35$
- $T_{\text{pre}} = \mathbb{E}(Y_{it} | Treat_i = 1, Post_t = 0) = 6.78$
- $C_{\text{post}} = \mathbb{E}(Y_{it} | Treat_i = 0, Post_t = 1) = 5.95$
- $C_{\text{pre}} = \mathbb{E}(Y_{it} | Treat_i = 0, Post_t = 0) = 5.78$

单重差分法

平均业绩			
	2010~2013年	2014~2017年	时间差异
处置组	$T_{\text{pre}} = 6.78$	$T_{\text{post}} = 7.35$	$T_{\text{post}} - T_{\text{pre}} = 0.57$
控制组	$C_{\text{pre}} = 5.78$	$C_{\text{post}} = 5.95$	$C_{\text{post}} - C_{\text{pre}} = 0.17$
截面差异	$T_{\text{pre}} - C_{\text{pre}} = 1$	$T_{\text{post}} - C_{\text{post}} = 1.40$	

- 处理组平均处理效应(average treatment effect on treated): $ATT = T_{\text{post}} - T'_{\text{post}}$
- 估计反事实结果 T'_{post} 的两种方法
 - 横截面单重差分: $T'_{\text{post}} = C_{\text{post}}$
 - 时间序列单重差分: $T'_{\text{post}} = T_{\text{pre}}$

横截面单重差分

- $Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 Treat_i + e_{it}$, 如果 $Post_t = 1$
- 数据的回归结果如下

<i>q</i>	<i>Coef.</i>	<i>Std. Err.</i>	<i>t</i>	<i>P > t </i>	[95% <i>Conf. Interval</i>]	
<i>Treat</i>	1.40	0.136277	10.27	0.000	1.107715	1.692285
_cons	5.95	0.0963624	61.75	0.000	5.743323	6.156677

- $\hat{\beta}_1 = 1.40$, 与 $\widehat{ATT} = T_{\text{post}} - C_{\text{post}} = 1.40$ 结果一致

横截面单重差分

- $\mathbb{E}(Y_{it} | Treat_i = 1) = \beta_0 + \beta_1 + \mathbb{E}(e_{it} | Treat_i = 1)$
- $\mathbb{E}(Y_{it} | Treat_i = 0) = \beta_0 + \mathbb{E}(e_{it} | Treat_i = 0)$
- $\mathbb{E}(Y_{it} | Treat_i = 1) - \mathbb{E}(Y_{it} | Treat_i = 0) = \beta_1 + \underbrace{\mathbb{E}(e_{it} | Treat_i = 1) - \mathbb{E}(e_{it} | Treat_i = 0)}$

横截面单重差分估计偏差
- 添加控制变量
 - $Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 Treat_i + \beta_2 Z_i + e_{it}$
 - 存在完全共线性和变量无法观测的问题

时间序列单重差分

- $Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 Post_t + e_{it}$, 如果 $Treat_t = 1$
- 数据的回归结果如下

<i>q</i>	<i>Coef.</i>	<i>Std. Err.</i>	<i>t</i>	<i>P > t </i>	[95% <i>Conf. Interval</i>]	
post	0.57	0.1365388	4.17	0.001	0.2771533	0.8628467
_cons	6.78	0.0965475	70.22	0.000	6.572926	6.987074

- $\hat{\beta}_1 = 0.57$, 与 $\widehat{ATT} = T_{\text{post}} - T_{\text{pre}} = 0.57$ 结果一致

时间序列单重差分

- $\mathbb{E}(Y_{it} \mid Post_t = 1) = \beta_0 + \beta_1 + \mathbb{E}(e_{it} \mid Post_t = 1)$
- $\mathbb{E}(Y_{it} \mid Post_t = 0) = \beta_0 + \mathbb{E}(e_{it} \mid Post_t = 0)$
- $\mathbb{E}(Y_{it} \mid Post_t = 1) - \mathbb{E}(Y_{it} \mid Post_t = 0) = \beta_1 + \underbrace{\mathbb{E}(e_{it} \mid Post_t = 1) - \mathbb{E}(e_{it} \mid Post_t = 0)}_{\text{时间序列单重差分估计偏差}}$
- 添加控制变量
 - $Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 Post_t + \beta_2 Z_t + e_{it}$
 - 存在完全共线性和变量无法观测的问题

双重差分法的直观理解

■ 方法1：从横向差异理解

■ 第一重差分

□ $T_{\text{post}} - T_{\text{pre}}$ = 处置效应+其他因素造成的处置组在2014年前后的差异

□ $C_{\text{post}} - C_{\text{pre}}$ = 其他因素造成的控制组在2014年前后的差异

■ 第二重差分

□ $[T_{\text{post}} - T_{\text{pre}}] - [C_{\text{post}} - C_{\text{pre}}]$ = 处置效应

■ 平行趋势假设

□ 其他因素造成的处置组在2014年前后的差异=其他因素造成的控制组在2014年前后的差异

双重差分法的直观理解

■ 方法2：从纵向差异理解

■ 第一重差分

- $T_{\text{post}} - C_{\text{post}}$ = 处置效应+其他因素造成的处置组和控制组在2014年后的差异
- $T_{\text{pre}} - C_{\text{pre}}$ = 其他因素造成的处置组和控制组在2014年前的差异

■ 第二重差分

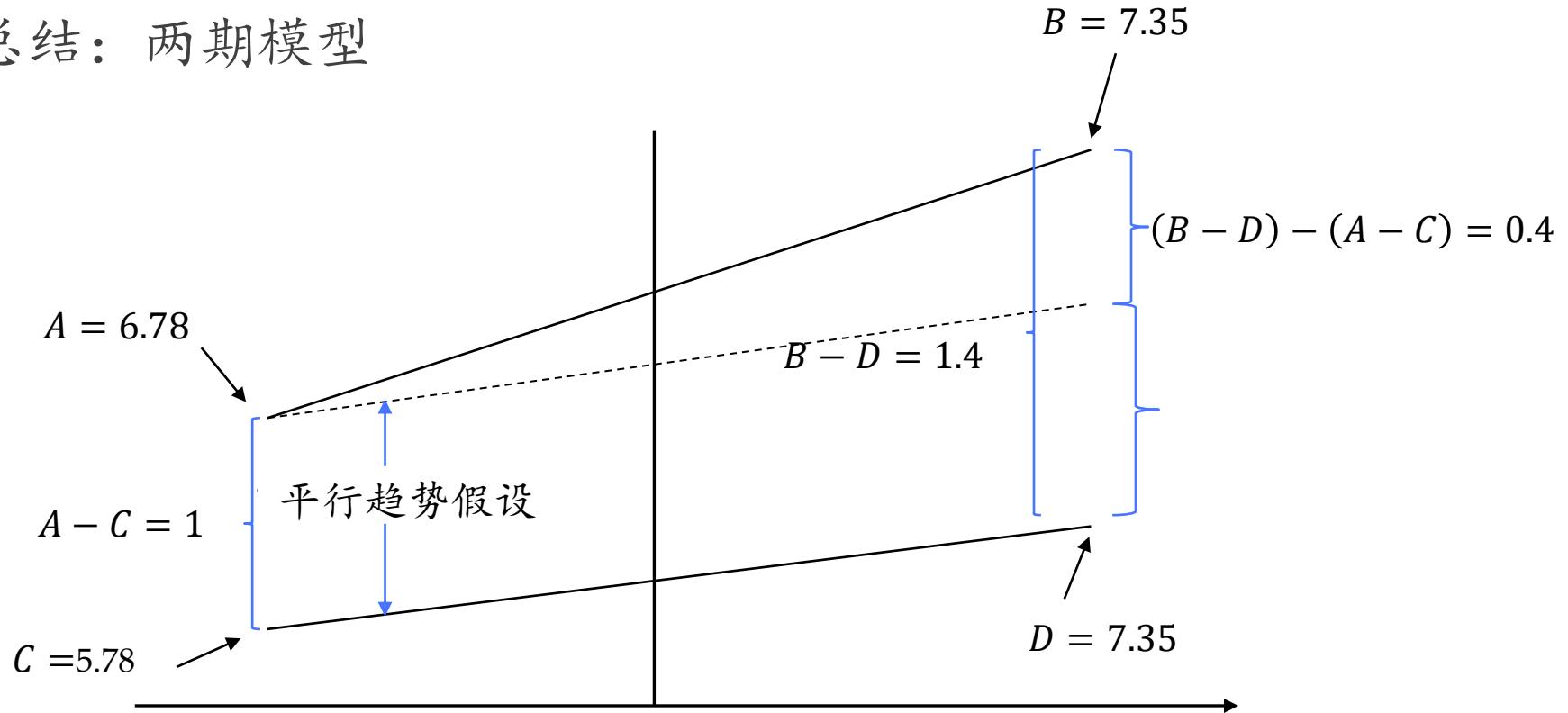
- $[T_{\text{post}} - C_{\text{post}}] - [T_{\text{pre}} - C_{\text{pre}}]$ = 处置效应

■ 差异不变假设

- 其他因素造成的处置组和控制组在2014年后的差异=其他因素造成的处置组和控制组在2014年前的差异

双重差分法的直观理解

- 平行趋势假设和差异不变假设的一致性
- 图形总结：两期模型



双重差分法回归模型

■ 基本双重差分法回归模型

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 Treat_i + \beta_2 Post_t + \beta_3 Treat_i \times Post_t + e_{it}$$
$$\mathbb{E}(e_{it} | Treat_i, Post_t) = 0$$

■ 控制组在处置事件发生前 Y_{it} 的均值

$$\mathbb{E}(Y_{it} | Treat_i = 0, Post_t = 0) = \beta_0$$

■ 控制组在处置事件发生后 Y_{it} 的均值

$$\mathbb{E}(Y_{it} | Treat_i = 0, Post_t = 1) = \beta_0 + \beta_2$$

双重差分法回归模型

- 处置组在处置事件发生前 Y_{it} 的均值

$$\mathbb{E}(Y_{it} \mid Treat_i = 1, Post_t = 0) = \beta_0 + \beta_1$$

- 处置组在处置事件发生后 Y_{it} 的均值

$$\mathbb{E}(Y_{it} \mid Treat_i = 1, Post_t = 1) = \beta_0 + \beta_1 + \beta_2 + \beta_3$$

- 处置组和控制组在处置事件发生前 Y_{it} 的均值差异

$$\mathbb{E}(Y_{it} \mid Treat_i = 1, Post_t = 0) - \mathbb{E}(Y_{it} \mid Treat_i = 0, Post_t = 0) = \beta_1$$

- 控制组在处置事件发生前后 Y_{it} 的均值变化

$$\mathbb{E}(Y_{it} \mid Treat_i = 0, Post_t = 1) - \mathbb{E}(Y_{it} \mid Treat_i = 0, Post_t = 0) = \beta_2$$

双重差分法回归模型

- 交乘项 $Treat_i \times Post_t$ 的估计系数 β_3 的经济含义
- 方法1：从横向差异理解
 - 处置组在处置前后 Y_{it} 的均值差异 - 控制组在处置前后 Y_{it} 的均值差异
$$\begin{aligned} & \mathbb{E}(Y_{it} | Treat_i = 1, Post_t = 1) - \mathbb{E}(Y_{it} | Treat_i = 1, Post_t = 0) \\ & - [\mathbb{E}(Y_{it} | Treat_i = 0, Post_t = 1) - \mathbb{E}(Y_{it} | Treat_i = 0, Post_t = 0)] \\ & = [(\beta_0 + \beta_1 + \beta_2 + \beta_3) - (\beta_0 + \beta_1)] - [(\beta_0 + \beta_2) - \beta_0] \\ & = \beta_3 \end{aligned}$$
- 方法2：从纵向差异理解
 - β_3 为双重差分估计量

双重差分回归模型：示例

- 回归结果如下

q	Coef.	Std. Err.	t	p> t 	[95% Conf. Interval]	
<i>Post</i>	0.17	0.1352247	1.26	0.219	-0.1069952	0.4469952
<i>Treat</i>	1	0.1352247	7.40	0.000	0.7230048	1.276995
<i>Treat post</i>	0.4	0.1912366	2.09	0.046	0.0082696	0.7917304
_cons	5.78	0.0956183	60.45	0.000	5.584135	5.975865

- $\hat{\beta}_3 = 0.4 \ SE(\hat{\beta}_3) = 0.191$

双重差分法回归模型：示例

- 使用个体和时间固定效应细化模型，提高模型精度，降低估计系数方差

$$Y_{it} = \beta_3 Treat_i \times Post_t + \alpha_i + \delta_t + e_{it}$$

q	Coef.	Std. Err.	t	p> t 	[95% Conf. Interval]	
Treat post	0.4	0.0295804	13.52	0.000	0.3382964	0.4617036
id1	7	0.0256174	273.25	0.000	6.946563	7.053437

- 交叉项 $Treat_i \times Post_t$ 的系数为 0.4，与简单固定效应模型结果一致，但标准误降低为 0.029

双重差分法回归模型：示例

- 一般只需得到处置组的平均处置效应，不再将 $Treat_i \times Post_t$ 细化为 $\alpha_i \times Year_t$
- 要研究事件对处置组在不同时间的影响，将交叉项 $Treat_i \times Post_t$ 中的 $Post_t$ 细化，例如

$$Y_{it} = \beta_3^1 Treat_i \times Post_1 + \beta_3^2 Treat_i \times Post_2 + \beta_3^3 Treat_i \times Post_{3+4} \\ + \alpha_i + \delta_t + e_{it}$$

双重差分法回归模型

■ 加入其他可观测的随时间变化的变量

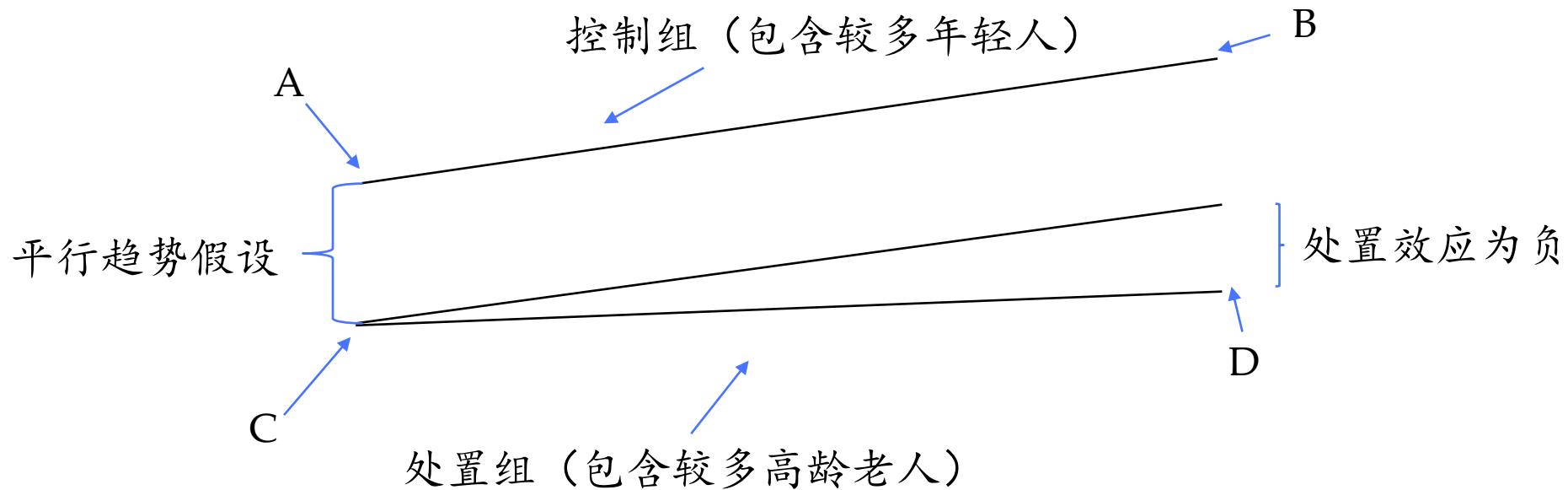
$$Y_{it} = \beta_3 Treat_i \times Post_t + \gamma X_{it} + \alpha_i + \delta_t + e_{it}$$

■ 加入控制变量 X_{it} 的意义及注意事项

- 模型的隐含假设是，处置组和控制组随时间变化的特征在同一时间上的变化是相同的，故加入新的控制变量 X_{it} 并不会改变估计值，只是分离出 e_{it} 的一部分变化，降低估计值的方差
- 基本的平行趋势假设不成立时，加入 X_{it} 可以降低估计误差
- 为避免过度控制误差，加入模型的其他控制变量应该是不受事件影响的变量

双重差分法回归模型

- 一般而言，双重差分需要加入控制变量，保证条件独立性假设成立，从而控制选择偏误



例子：服药对身体健康的影响

双重差分方法假设条件检验

双重差分法假设条件检验

- 平行趋势假设是使用双重差分法估计处置效应的关键假设
- 平行趋势假设：在没有处置事件发生的情况下，控制组和处置组的被解释变量的均值差异在不同时间内保持一致
- 除处置事件外的其他因素对处置组和控制组的影响是相同的

比较处置组和控制组在事件发生前的趋势差异

- $Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 Treat_i + \beta_2 Post_t + \beta_3 Treat_i \times Post_i + e_{it}$

- β_1 是处置组和控制组在事件发生前的平均差异

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1^{2010} Treat_i + \beta_1^{2011} Treat_i \times Year_{2011} \\ + \beta_1^{2012} Treat_i \times Year_{2012} + \beta_1^{2013} Treat_i \times Year_{2013} \\ + \beta_2 Post_t + \beta_3 Treat_i \times Post_i + e_{it}$$

- 进一步分析处置组和控制组在事件发生前每年的差异： β_1^{2010} 估计了两组在2010年的差异（基准差异）， β_1^{2011} 、 β_1^{2012} 、 β_1^{2013} 反映了这三年两组的差异相较于它们在2010年差异的变化；如果平行趋势假设成立，则 $\beta_1^{2011} = \beta_1^{2012} = \beta_1^{2013} = 0$

比较处置组和控制组在事件发生前的趋势差异

■ Stata命令：

gen treat=id<=2 产生组虚拟变量

gen post=year>=2014 产生时期虚拟变量

gen treatpost=post*treat 产生组和时期交叉变量

tab year , gen(year) 年虚拟变量

gen treaty2=treat*year2

gen treaty3=treat*year3

gen treaty4=treat*year4

reg q treat treaty2-treaty4 post treatpost

比较处置组和控制组在事件发生前的趋势差异

■ 回归结果：

q	Coef.	Std.Err
treatyear2	.02	.2859371
treatyear3	.04	.2859371
treatyear4	.06	.2859371

- 各系数既不经济显著也不统计显著，说明在税改发生前的三年，两组的差异相较于他们在2010年差异的变化基本为0，满足平行趋势假设
- 平行趋势假设检验只能检验事件发生前两组的趋势是否一致
 - 事件发生后，我们无法获知，如果事件不发生，两者的趋势是否仍然一致
 - 因此，平行趋势假设本质上是无法检验的

安慰剂(Placebo)检验：检验不受影响变量或组的结果

- 安慰剂检验：如果发现事件对本不该受影响的变量或组有影响，说明这个事件包含了其他作用
- 例如，在税法改革的A省，受影响的只是省属企业，对央属企业并没有影响。将样本分为省属企业和央属企业，并对每个子样本适用双重差分法估计事件的影响。对于央属企业的双重差分得到的处置效应用应为0。如果不为0，则说明A省在2014年前后发生了与税改无关的事件并由此影响了企业业绩。这意味着前面发现的税改对业绩的影响结果受到了其他因素的干扰，并无法证明税改对企业业绩有因果关系。

三重差分方法与多期DID

三重差分法

- 双重差分法的问题：存在其他混淆事件，并只发生在处置组，由此导致平行趋势假设不成立；即使处置事件未发生，混淆事件也会导致处置组和控制组有差异
- 三重差分法可以帮助我们解决这类问题

三重差分法

- 如果2014年后，A省不仅通过了新税法，还有其他利好因素发生
- 即使没有新税法，A省企业业绩在2014年后也会比B省企业业绩增长得快：平行趋势假设不成立，双重差分法无法识别出新税法对业绩的作用
- 如果新税法并不影响原本就有免税优惠的企业，可以将样本分为普通企业和免税企业，并对每个子样本使用双重差分法
- 对普通企业样本得到的双重差分结果反映了新税法和其他利好因素的作用；通过免税企业样本得到的双重差分结果反映了其他利好因素的作用；将前一个结果减去后一个结果（三重差分），反映了新税法对普通企业业绩的影响

三重差分法

- 回归模型：

$$\begin{aligned} Y_{it} = & \beta_0 + \beta_1 Treat_i + \beta_2 Post_t + \beta_3 High_i \\ & + \beta_4 Treat_i \times Post_t + \beta_5 Treat_i \times High_i + \beta_6 High_i \times Post_t \\ & + \beta_7 Treat_i \times High_i \times Post_t + e_{it} \end{aligned}$$

- 如果个体受事件影响，则 $High_i = 1$ ；否则 $High_i = 0$.
- β_4 代表其他因素对处置组的影响； β_7 代表事件对处置组的处置效应。

三重差分法

免税企业双重差分 ($High_i = 0$)	<i>Pre</i>	<i>Post</i>	横向差异
处置组 (T)	$\beta_0 + \beta_1$	$\beta_0 + \beta_1 + \beta_2 + \beta_4$	$\beta_2 + \beta_4$
控制组 (C)	β_0	$\beta_0 + \beta_2$	β_2

普通企业双重差分 ($High_i = 1$)	<i>Pre</i>	<i>Post</i>	横向差异
处置组 (T)	$\beta_0 + \beta_1 + \beta_3 + \beta_5$	$\beta_0 + \beta_1 + \beta_2 + \beta_3$ + $\beta_4 + \beta_5 + \beta_6 + \beta_7$	$\beta_2 + \beta_4 + \beta_6 + \beta_7$
控制组 (C)	$\beta_0 + \beta_3$	$\beta_0 + \beta_2 + \beta_3 + \beta_6$	$\beta_2 + \beta_6$

三重差分法

- 变量 $High_i$ 必须是外生的，即不受事件影响的变量
 - 本例中，普通企业和免税企业的划分是不受新税法影响的
 - 如果是会受事件影响的变量，可以使用它们在事件发生前的值进行分组
- 三重差分法另一目的：估计事件对不同个体处置效应的差异性
 - 例如，税法改革对省属企业的作用相较于央企的作用可能更大；如果定义 $High_i = 1$ ，如果省属，否则 $High_i = 0$
 - 通过三重差分法回归得到的系数 β_7 ，反映了税法对省企和央企业绩影响的差异
- 三重差分的平行趋势检验：Olden and Møen (2020, WP) “The Triple Difference Estimator”
 - 只需要一个平行趋势检验，即只需要把 $Post$ 替换为一组年份变量，保留前面两重 $Treat_1 \times Treat_2$ 不变

多期DID

- 也称为交错(staggered) DID
- 不同截面个体受到的同类冲击可能在不同时点发生

$$Y_{it} = Treat_{it} + X'_{it}\beta + \alpha_i + \delta_t + u_{it}$$

- $Treat_{it}$ 此时是随个体有时间差异
- 经典文献Jayaratne and Strahan (1996, QJE) “The Finance-Growth Nexus: Evidence from Bank Branch Deregulation”: 美国80年代开始的银行业分支结构州内及跨州设立去监管化
- 近几年理论文献有很多关于该类模型适用条件的讨论, 核心思想: 不同时点的处理效应在个体间应该趋于一致, 如果异质性太强, 则不适用
 - Cunningham (2021) *Causal Inference*一书有详尽讨论, 且该书有网络版

应用实例1： 供给侧改革与银行信贷渠道

供给侧结构性改革：政策措施

- 2015年12月18-21日，中央经济工作会议正式提出“去产能、去库存、去杠杆、降成本、补短板”五大任务
- 2016年2月14日，人民银行等8部委联合通知《关于金融支持工业稳增长调结构增效益的若干意见》
 - 着力加强金融对工业供给侧结构性改革的支持
 - 落实差别化工业信贷政策：“对产能严重过剩行业未取得合法手续的新增产能建设项目，一律不得给予授信；对长期亏损、失去清偿能力和市场竞争力的‘僵尸企业’，或环保、安全生产不达标且整改无望的企业及落后产能，坚决压缩退出相关贷款。”
 - 加快工业信贷产品创新
 - 改进工业信贷管理制度

结构性信贷政策：银行信贷渠道

- “三去一降一补”五大任务主要在行业层面展开
 - 去产能、去杠杆：采掘业、制造业(传统为主)、建筑业
 - 去库存：房地产等行业
- 中央力图以信贷政策为抓手，调整信贷资源行业配置
- **供给侧结构性改革有潜力作为一个识别结构性信贷政策整体影响的冲击**
 - 十八大后经济政策总纲，有明确的行业结构特征
- **问题：如何识别政策引起的银行信贷供给行为调整？如何估计其宏观效果？**

识别问题

理论方面

- 银行商业化改革多年，风险约束下的利润最大化与政策导向存在激励不兼容，地方政府也未必全力支持

实证方面

- 观测到的银行信贷行业配置，是银行信贷供给与企业信贷需求两方面共同作用
 - 供给侧改革本身对企业信贷需求有很大作用
 - 如何识别出信贷供给的变化？
- 银行可能在供给侧改革推进前，由于其他因素(如环保限产)，主动调整了行业信贷结构
 - 即使银行信贷供给变化，如何识别出供给侧改革的部分？

银行信贷配置渠道的识别策略

- 思路：利用银行层级分行业贷款结构以及银行经营地区受“三去”政策影响的双重异质性，构造三重差分模型
 - 银行分行业贷款结构：识别银行信贷供给的变动
 - 银行经营地区：识别供给侧政策影响
- 数据要求：覆盖全国各地区、15年前后的银行分行业贷款数据
 - 数据来源：中国银行业数据库
- 已有文献：受制于数据可得性，目前尚未见到类似微观实证研究
 - 从结构性政策角度讨论供给侧改革的文献，局限于财政政策

计量模型设定与变量定义

■ 初步的双重差分模型DID

$$LR_{bt} = \alpha + \beta TREAT_i \times POST_t + X_{bt}^\top \phi \\ + \gamma FIXEDIN_{i(t-1)}^p + \mu_{ib} + \tau_t + \varepsilon_{bt}$$

- bt 表示银行、年度、行业
- LR_{bt} 表示行业贷款占比，单位为百分比
- $TREAT_i$ 表示受到“三去”政策影响的行业
- $POST_t$ 表示政策实施后的年度
- X_{bt} 表示银行层级控制变量
- $FIXEDIN_{i(t-1)}^p$ 表示银行所在省份行业 i 上一年的固定资产投资所占比例
- μ_{ib} 为行业-银行fe
- τ_t 为年度fe

计量模型设定与变量定义

■ 基准的三重差分模型DDD

$$LR_{bti} = \alpha + \beta TREAT_b \times TREAT_i \times POST_t + \gamma TREAT_b \times POST_t \\ + X_{bt}^\top \phi + \gamma FIXEDIN_{i(t-1)}^p + \mu_{it} + \mu_{ib} + \tau_t + \varepsilon_{bti}$$

□ $TREAT_b$ 表示银行所在省份受到“三去”政策的重点影响

□ μ_{it} : 行业-时间fe, 完全控制行业信贷需求变化

■ DID模型无法完全消除“三去”政策时点前后的共同因素(confounding factor)

■ 加入 $TREAT_b$ 可以利用不同省份受“三去”政策影响的差别, 实现更可靠的识别

□ 利用 μ_{it} 控制无法观测的行业时间变化

政策时点 $POST_t$ 定义

- 样本期限：2012-2017
- 政策起作用的时间定为2015年及其后

$$POST_t = \begin{cases} 0, & t \leq 2014 \\ 1, & t \geq 2015 \end{cases}$$

- 原因：
 - 2015年11月初宣布实施供给侧结构性改革，但各部委前期调研及政策部署、安排均早于此时点
 - 2015年样本为年末样本，已经受到政策影响
- 基准结果中，为了避免2015争议，删去该年样本

行业分类及处置组*TREAT_i*定义

■ 考虑16个行业门类

- 20个国标行业门类：A农、林、牧、渔业；B采矿业；C制造业；D电力、燃气及水生产和供应业；E建筑业；F批发和零售业；G交通运输、仓储和邮政业；H住宿和餐饮业；I信息传输、软件和信息技术服务业；J金融业；K房地产业；L租赁和商务服务业；M科学研究和技术服务业；N水利、环境和公共设施管理业；O居民服务、修理和其他服务业；P教育；Q卫生和社会工作；R文化、体育和娱乐业；S公共管理、社会保障和社会组织；T国际组织
- MPQR合并为“科教文卫”行业；不考虑T

■ 根据中办、国办相关政策文件，在行业门类上，将处置组*TREAT_i*定义为： B采矿业，C制造业，E建筑业

过剩产能行业及省份分布(2014年底)

	钢铁	煤炭	建材			化工		有色金属		
	粗钢	焦炭	水泥	玻璃	烧碱	纯碱	尿素	氧化铝	原铝	
第一	河北	山西	江苏	河北	山东	山东	山东	河南	新疆	
	22.52%	18.33%	7.84%	15.51%	20.99%	17.31%	14.04%	25.90%	17.51%	
第二	江苏	河北	河南	湖北	江苏	河南	山西	山东	河南	
	12.39%	12.13%	6.86%	11.42%	16.53%	13.25%	12.77%	25.90%	13.86%	
第三	辽宁	山东	山东	广东	内蒙古	青海	河南	山西	山东	
	7.91%	9.63%	6.63%	10.33%	8.06%	12.99%	12.38%	18.90%	11.63%	
第四	山东	陕西	广东	山东	新疆	江苏	新疆	广西	内蒙古	
	7.79%	8.05%	5.95%	9.61%	7.45%	12.67%	6.73%	16.68%	9.67%	
第五	山西	内蒙古	四川	江苏	河南	河北	湖北	贵州	青海	
	5.26%	7.20%	5.89%	7.36%	5.72%	9.78%	6.00%	8.54%	9.58%	
第六	湖北	河南	安徽	福建	浙江	湖北	河北	云南	甘肃	
	3.72%	6.06%	5.21%	6.61%	4.76%	5.61%	5.50%	1.98%	8.77%	
第七	河南	江苏	浙江	浙江	河北	四川	四川	重庆	宁夏	
	3.50%	5.01%	4.99%	5.02%	3.80%	5.15%	5.45%	1.27%	5.70%	
合计	63.10%	66.41%	43.37%	65.86%	67.31%	76.76%	62.88%	99.18%	76.72%	

地区分类及处置组*TREAT_b*定义

- *TREAT_b* 定义为过剩产能占比平均超过5%的省区
 - 山东、河南、江苏、河北、山西5个省区的银行
 - 这5个省区均有至少3个产能过剩行业位列全国前7
- 5大国有、邮储、股份制银行也列入处置组

处理组共全国性+5省83家	对照组共25省132家
全国(18)、山东(16)、河南(4)、 江苏(31)、河北(10)、山西(4)	北京(2)、天津(3)、上海(2)、重庆(3)、安徽(4)、福建 (15)、广东(13)、甘肃(2)、广西(3)、贵州(6)、湖北(6)、 海南(1)、黑龙江(2)、湖南(2)、吉林(4)、江西(6)、辽宁 (13)、内蒙古(4)、宁夏(1)、青海(1)、四川(9)、陕西(2)、 云南(2)、浙江(25)

样本：银行类型、各年数量分布及规模占比

类型	邮政银行	国有银行	股份制银行	城商行	农商行	
数量	1	5	12	105	92	
年份	2012年	2013年	2014年	2015年	2016年	2017年
样本数量	184	204	212	215	215	211
年份	2012年	2013年	2014年	2015年	2016年	2017年
资产	90.67%	90.25%	88.87%	87.12%	85.62%	81.24%
贷款	81.34%	80.84%	81.09%	80.11%	80.01%	78.38%

控制变量

- 银行控制变量
 - 银行规模 $SIZE_{bt}$
 - 资本充足率 CAP_{bt}
 - 流动性比例 LIQ_{bt}
 - 不良贷款率 NPL_{bt}
- $FIXEDIN_{i(t-1)}^p$: 分省分行业固定资产投资占比
 - 各地分行业信贷需求控制变量

样本数据来源

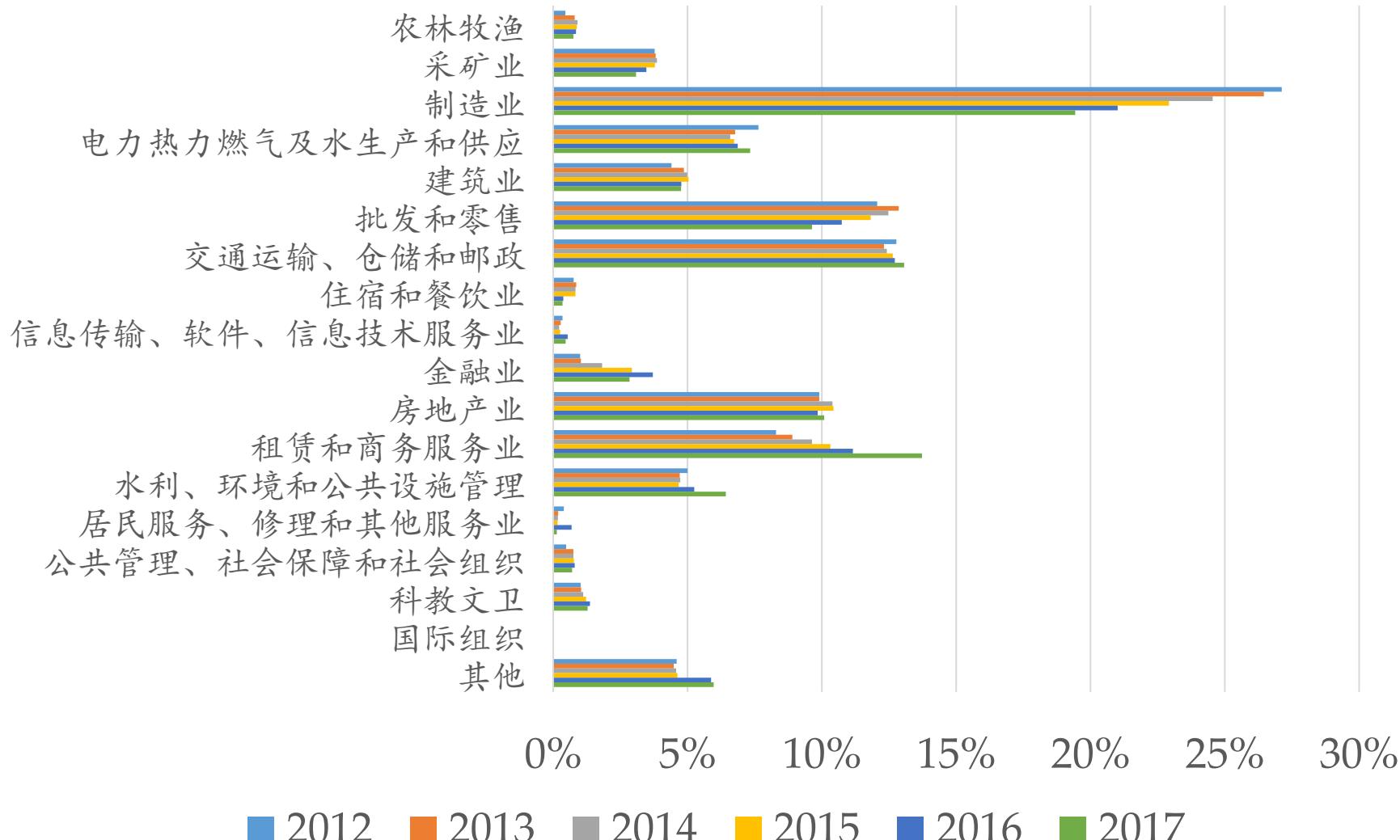
- “中国银行业数据库”(China Banking Database, CBD)
- 截止目前，CBD覆盖1200余家在中国境内经营的银行法人机构，数据样本可追溯到1999年，包括经营、风险、治理三大模块
 - 样本包含所有非农商行(政策性、国有、股份制、城商、外资、民营)
 - 以及1000余家农商行、农合行及部分信用社、村镇银行
 - 截止2021年底，中国境内的商业银行共计1600余家

处置组、对照组样本均值

处理组商业银行						
	处置组行业			对照组行业		
	观测数	平均值	标准差	观测数	平均值	标准差
$LR(%)$	1407	14.41	0.1643	6097	3.92	0.0713
$SIZE$	1407	11.8214	2.1451	6097	11.8214	2.1444
$LIQ(%)$	1407	55.9768	20.9737	6097	55.9768	20.9680
$CAP(%)$	1407	13.2803	4.3796	6097	13.2803	4.3784
$NPL(%)$	1407	1.5851	0.9557	6097	1.5851	0.9555

对照组商业银行						
	处置组行业			对照组行业		
	观测数	平均值	标准差	观测数	平均值	标准差
$LR(%)$	2205	11.45	0.1322	9555	4.44	0.0796
$SIZE$	2205	11.2487	1.2780	9555	11.2573	1.3194
$LIQ(%)$	2205	51.4200	14.9408	9555	51.4200	14.9382
$CAP(%)$	2205	13.5889	2.6742	9555	13.5889	2.6737
$NPL(%)$	2205	1.5287	0.9895	9555	1.5287	0.9893

分行业贷款变化情况



DID结果：银行信贷供给结构有变化

	(1)	(2)	(3)
$TREAT_i \times POST_t$	-2.081881***	-1.860801***	-1.860801***
$SIZE_{bt}$		0.027157	0.027157
LIQ_{bt}		0.001578	0.001578
CAP_{bt}		0.003264	0.003264
NPL_{bt}		0.056116	0.056116*
$FIXEDIN^p_{i(t-1)}$		16.377606***	16.377606***
行业-银行fe	控制	控制	控制
时间fe	未控制	控制	控制
标准误	普通	稳健	银行聚类
R ² (within)	0.0189	0.0223	0.0223
Unbalanced Panel: n = 3440, N = 16416			

DDD结果：供给侧改革的银行信贷渠道存在

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$TREAT_b \times TREAT_i$ $\times POST_t$	-0.935627***	-1.071313***	-1.009303***	-1.009303*	-1.009303**
$TREAT_b \times POST_t$	-0.048138	-0.023440	-0.035298	-0.035298	-0.035298
$TREAT_i \times POST_t$	-1.724975***	-1.442314***			
$FIXEDIN_{i(t-1)}^p$		17.106568***	7.255682**	7.255682	7.255682
银行层级变量	控制	控制	控制	控制	控制
行业-银行fe	控制	控制	控制	控制	控制
时间fe	未控制	控制			
行业-时间fe	未控制	未控制	控制	控制	控制
标准误	普通	普通	普通	稳健	银行聚类
R ²	0.0201	0.0238	0.0883	0.0883	0.0883
Unbalanced Panel: n = 3440, N = 16416					

平行趋势检验设定

- 使用如下回归模型

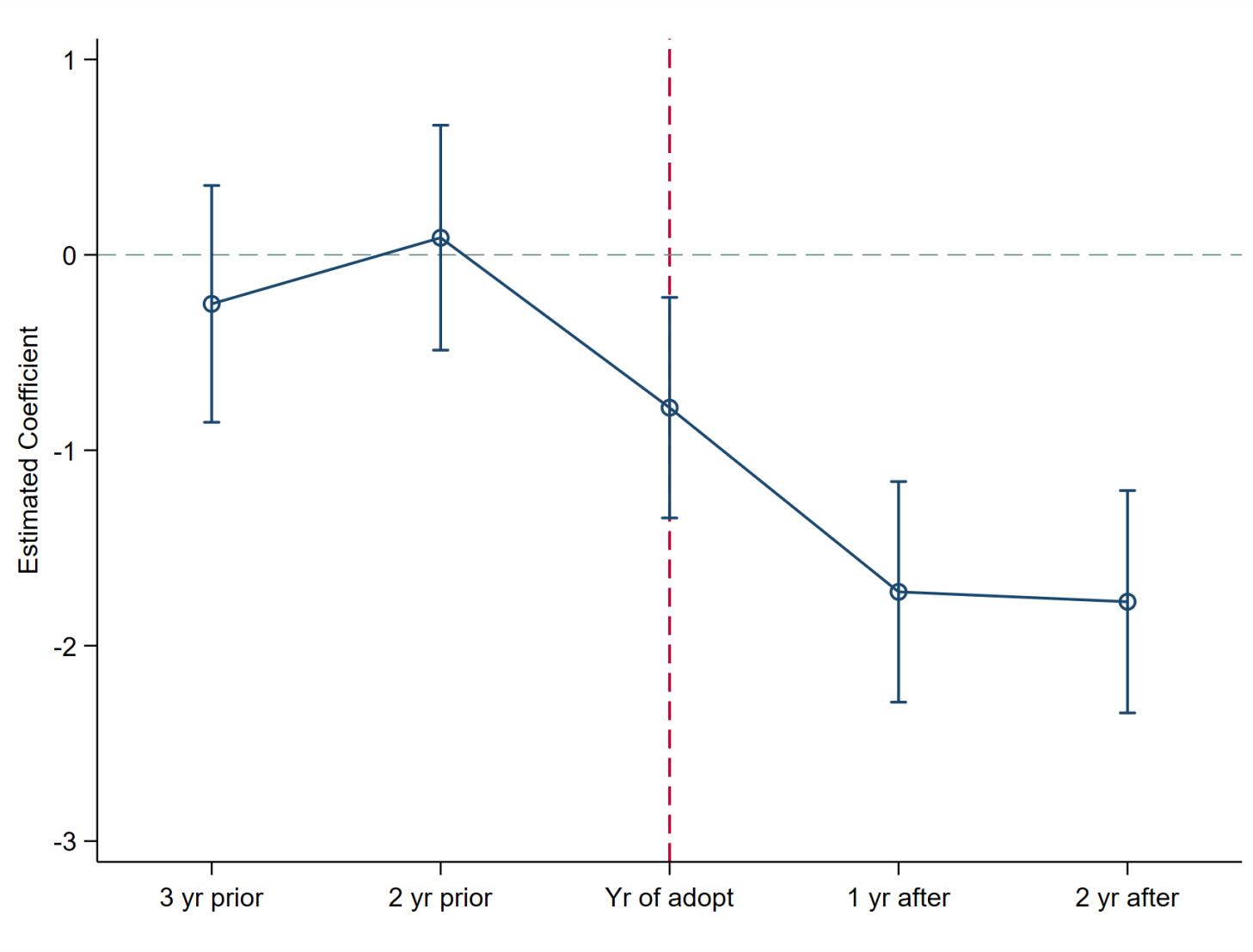
$$\begin{aligned} LR_{bt} &= \alpha + \sum_{\substack{j=-3 \\ j \neq -1}}^2 \beta_j TREAT_b \times TREAT_i \times TIME_j \\ &\quad + \gamma FIXEDIN_{i(t-1)}^p + X_{bt}^\top \boldsymbol{\phi} \\ &\quad + \mu_{it} + \mu_{ib} + \tau_t + \varepsilon_{bt}, \end{aligned}$$

- 其中，

$$TIME_j = \begin{cases} 1, & \text{if period} = j \\ 0, & \text{other} \end{cases}$$

- 2014年为基期

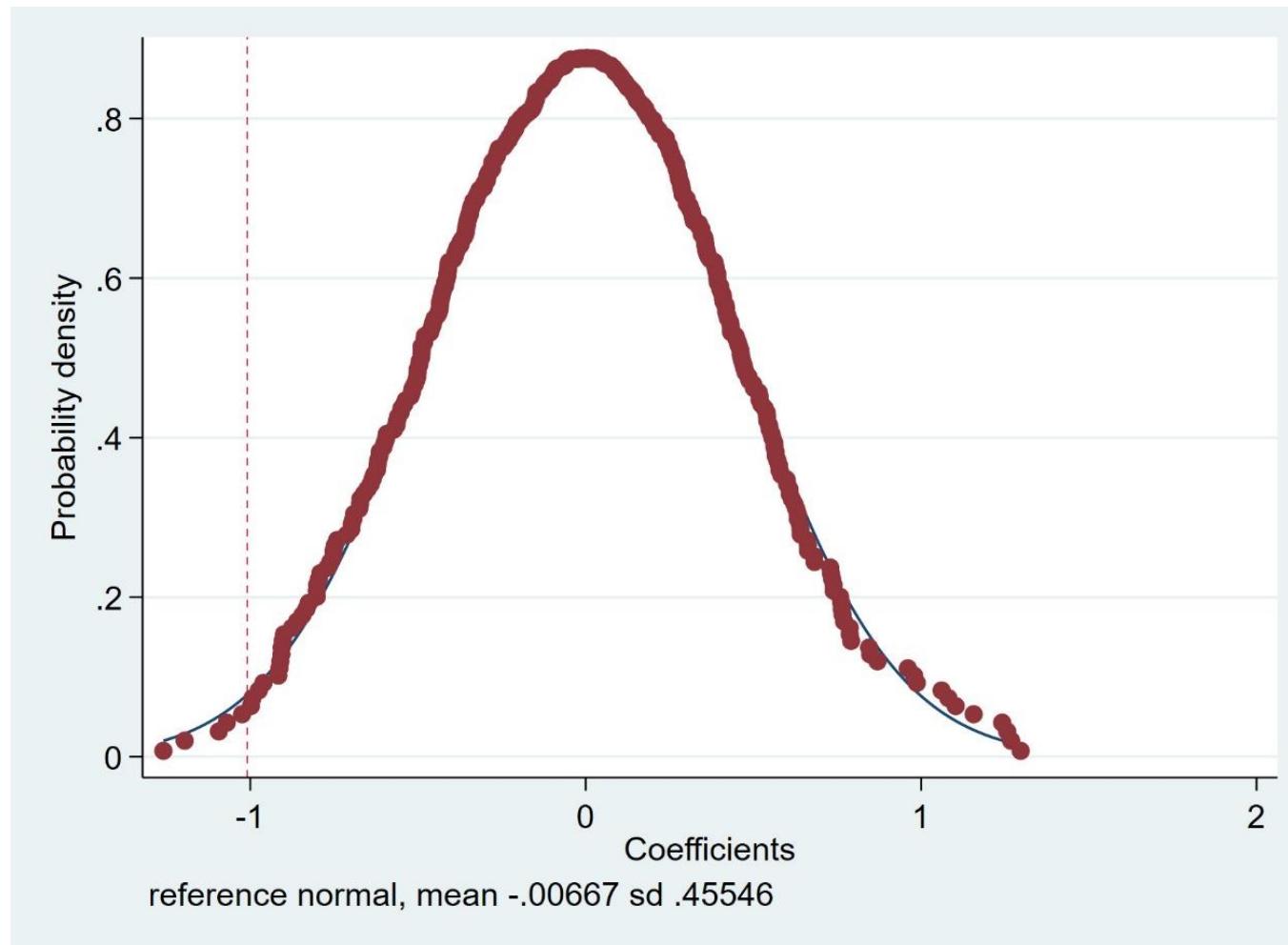
平行趋势检验结果：95%置信区间，加入2015



安慰剂检验：置换政策时点

	2013	2014	2016
$TREAT_b \times TREAT_i \times POST_t$	-0.000433	-0.582338	-0.920541**
$FIXEDIN_{i(t-1)}^p$	5.273269	8.321611**	5.301498
银行控制变量	控制	控制	控制
行业银行效应	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制
时间行业效应	控制	控制	控制
标准误	银行聚类	银行聚类	银行聚类
R ²	0.0788	0.0863	0.0808

安慰剂检验：银行随机分组，DDD系数分布



进一步的稳健性：共同因素与分组检验

- 控制地方政府债务限额：
- 政府地方政府债务通常与基建有关，而基建计入建筑业

- 控制2015年8·11汇改对外贸的冲击：
- 不同省份外贸依存度不同，可能对制造业贷款需求带来影响

- ✓ 银行规模异质性：不同规模银行在政策冲击下的异质性反应无显著差异
 - ✓ 剔除18家大行结果不变，规模*时间3次多项式控制亦不变

- ✓ 行业异质性：对制造业冲击最大，采矿业次之，对建筑业冲击不显著

- ✓ 将房地产加入处理组：政策效果基本不变

政策效果测算：政策效应百分比

- 处置组银行、处置组行业2014年的平均贷款占比为14.41%
- DDD估计结果，处置组银行、处置组行业在政策实施后，贷款占比下降1%
- 处置效应相比初始贷款占比为

$$\frac{1\%}{14.41\%} \approx 6.94\%$$

- 即政策效应带来了相对初始行业贷款占比7%的下降

政策效果测算：信贷下降水平值

- 按照前述5%的“三去”行业信贷占比下降，可以计算出2015-2017年对应行业信贷数额下降水平值为：5,111亿、5,512亿、5,792亿
- 2015-2017年“三去”行业固定资产投资年度变动额(当年减上年)为1,2610亿、4600亿、3860亿
- “三去”行业固定资产投资**反事实年度新增额**：“三去”政策带来的对应行业信贷下降额，加实际观测值
- 政策效应占反事实年度新增额比例为

2015	2016	2017
28.85%	54.51%	60.00%

政策效果测算：回归方法

因变量：分省分行业固定资产投资占比 <i>FIXIN</i>				
	(1)	(2)	(3)	(4)
$\widehat{LOAN_PRO}_{ipt}$	0.942991***	0.609671***	0.567126***	3.453830***
$\widehat{LOAN_QG}_{it}$	-0.279157*	-0.000424	0.040886	6.370491
<i>cons</i>	2.382815***	2.712626***	2.701399***	-62.515699
地区-行业固定效应	未控制	控制	控制	控制
时间固定效应	未控制	未控制	控制	控制
行业-时间固定效应	未控制	未控制	未控制	控制
<i>R</i> ²	0.1299	0.1420	0.1422	0.4596
Balanced Panel: n = 496, T = 6, N = 2,976				

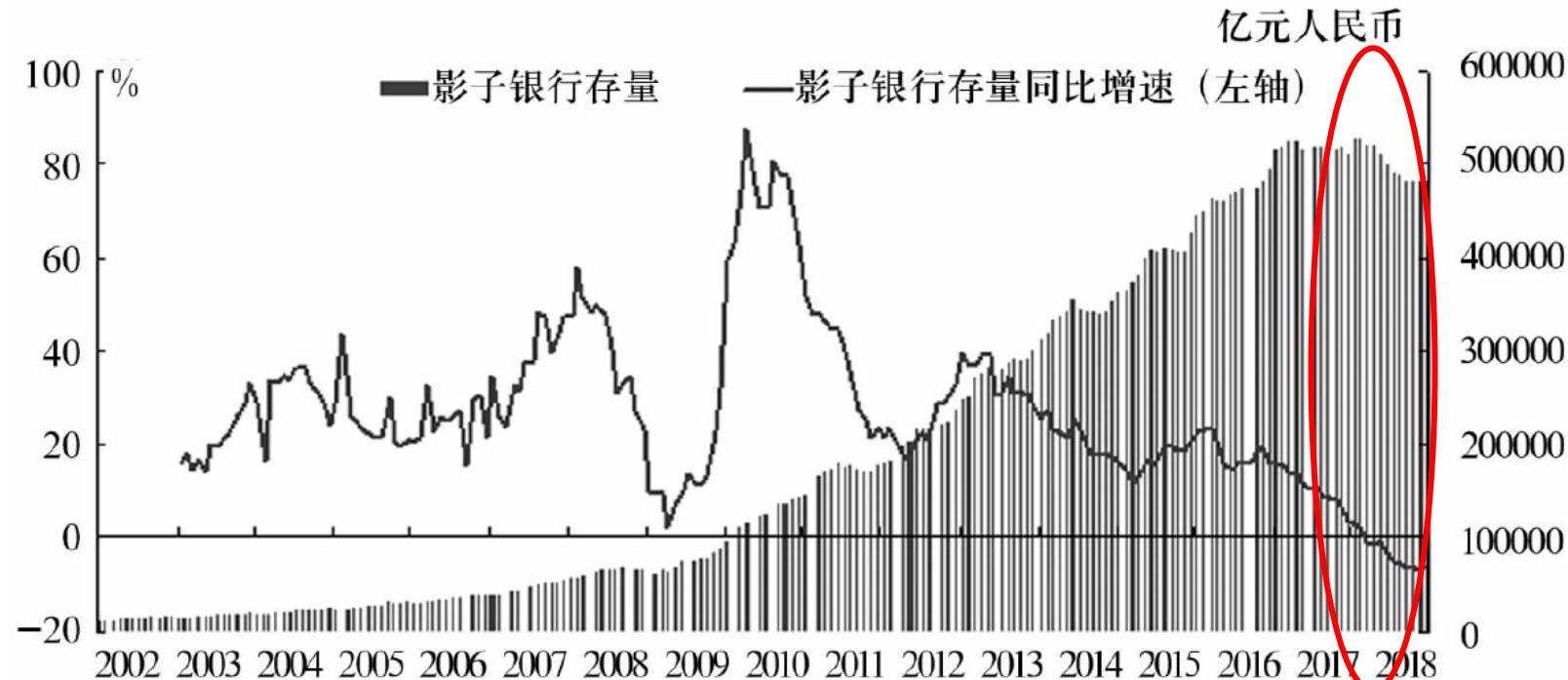
- 解释变量为DDD预测值：省-行业和全国-行业、时间
- $TREAT_b$ 本质是省、全国

国有经济环境的影响：潜在机制

- 省份层面的国有经济占比：无影响
 - 樊纲、王小鲁市场化指数的细项
- 行业层面的国有经济占比：显著影响
 - 测度：行业内国有及国有控股固定资产投资占比
 - 行业层面国有经济成分越高，信贷调控政策效果越显著
 - 与杨国超等（2020）、钟宁桦等（2021）企业层面分析结论一致
- 银行国有股权占比：显著影响
 - 测度：各个银行国有股权占比
- 整体结论：国有经济是落实结构性信贷政策的抓手

应用实例2： 资管新规与银行表外业务回表

中国影子银行：典型事实



左图：李文喆（2019
金融研究）影子银
行规模加总测算

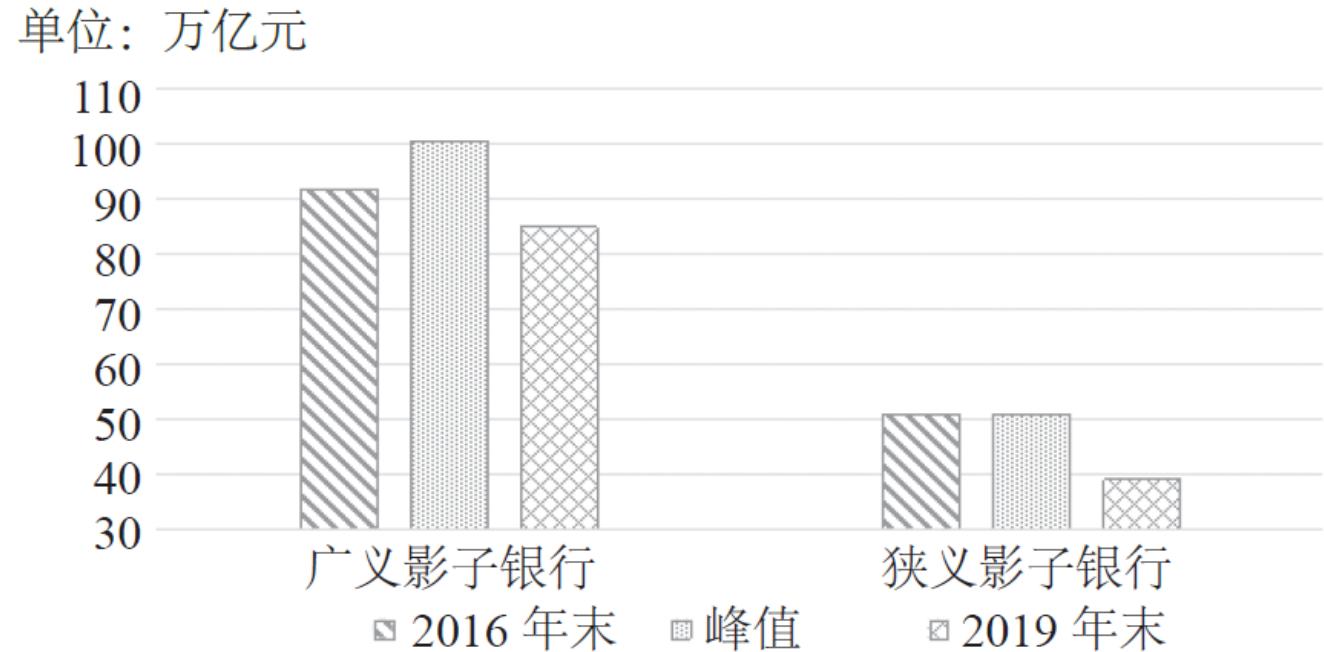
下图：银保监会
(2020) 中国影子银
行报告

影子银行已成为信贷资产非信贷化的通道。商业银行为了规避各类监管，将贷款转移至信
托公司等机构，信托公司以这些资产发行受益权产品，银行再购买，并以“投资类资产”记录
于资产负债表，从而实现监管套利。同业特定目的载体投资在2012—2016年间复合增长率超过
60%，到2016年底已高达23.05万亿元，部分股份制银行投资余额超过贷款2倍。信托公司事务
管理类业务迅速膨胀，年增速一度超过50%，其中一半以上是银行资金。

中国影子银行：典型事实

中国影子银行报告

中国银保监会政策研究局课题组
统计信息与风险监测部



影子银行规模大幅压缩。自2017年初开始集中整治，影子银行规模从历史高位大幅下降。截至2019年末，广义影子规模降至84.80万亿元，较2017年初100.4万亿元的历史峰值缩减近16万亿元。影子银行占GDP的比例从2016年底的123%下降至2019年底的86%，降幅达37个百分点。狭义影子规模降至39.14万亿元，较2016年底缩减了11.87万亿元。

中国影子银行的关键特征：表内外信贷的替代性

- 监管层与市场的主流看法：中国商业银行倾向于将表内信贷挪到表外，通过影子银行体系的（类）信贷产品，规避多种监管
 - 监管类型包括：资本监管，信贷额度监管，信贷投向监管
 - 结果：**银行的影子**, banking shadow
- 银行表内、表外业务间可能存在替代性，特别是对企业贷款
- 与国外（美国）的影子银行业务实践与理论解释有着重要的差别
 - 出发点相似：规避监管
 - 但美国的**影子银行(shadow banking)** 主要与资产证券化相关，可以不需要传统银行介入，资产端偏重按揭贷款，负债端偏重（二级市场）可交易债券
 - 利用低廉的市场利率——货币政策诱导，全球储蓄过剩，美元安全资产优势
 - 传统银行即便介入，也主要是进行信贷风险转移(credit risk transfer)
 - Buchak, Matvos, Piskorski, and Seru (2020): 美国影子银行对信息敏感型表内信贷的有限替代性

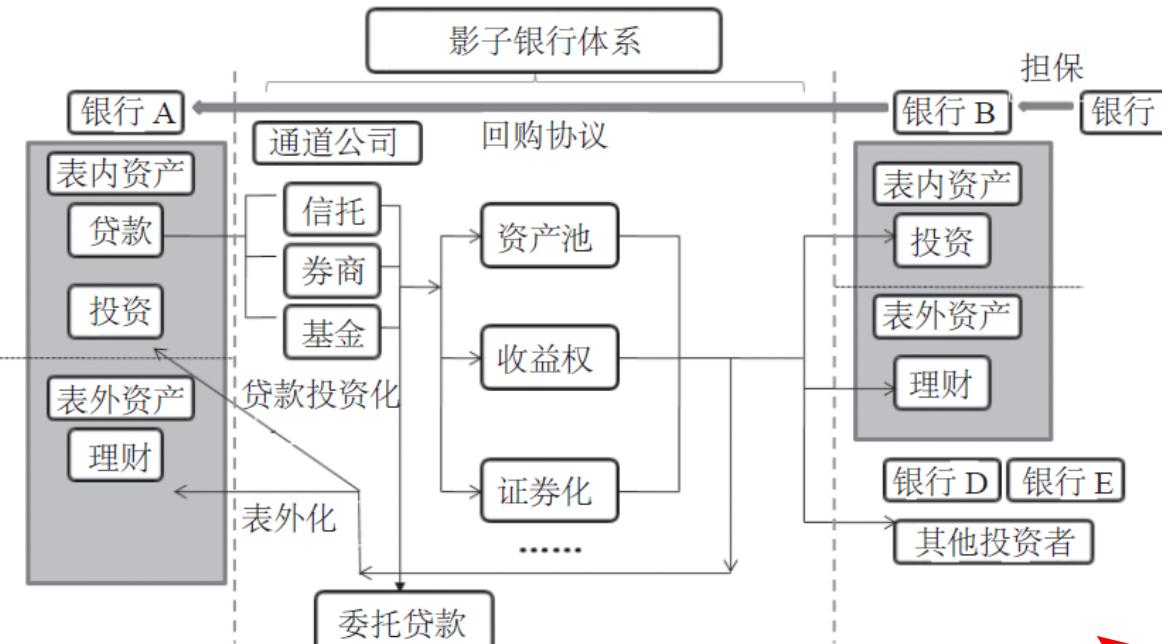
本文的研究：问题与识别思路

- 问题：针对中国的市场与监管特征，如何有效识别出银行表内与影子银行表外信贷间的替代性？
 - 若假设中国的影子银行业务不影响银行表内业务，即替代性为0，那么影子银行天然对中国经济的信贷供给环境有边际促进作用
 - 若假设替代性很强，则总量上可能并未增加“有效”金融供给
 - 原来可以由银行直接提供的信贷，可能需要“绕道”——资金链条加长，资金空转——反而增加社会整体融资成本
 - 原来就不“应”——取决政策及监管视角——提供的信贷，通过影子银行体系“绕道”，可能造成信贷过度供给，加剧金融外部性
- 识别思路：利用2017年开始，以资管新规为代表的影子银行业务整顿作为政策冲击，验证表外信贷是否回表，从而对替代性进行识别
 - 影子银行发展期不易作为识别冲击：连续不断的结构性冲击和机制变化
 - 相关文献：目前集中在企业方面，蒋敏等（2020），李青原等（2022）

识别策略：数据选择与估计方法

- 识别难点：估计银行自身由资管新规引起的信贷供给调整
 - 如果仅使用银行侧数据，很难有效控制企业信贷需求侧变化
 - 原因：2017前后，广泛的结构性政策调控同时影响银行与企业
 - 解决思路：使用贷款层级数据；次贷危机后银行信贷识别的潮流，Jimenez, Onegena, Degryse, ...
 - 中国问题：钱军，Allen，查涛，高昊宇，Ru，彭俞超.....
- 数据选择：CSMAR上市公司贷款数据
 - 贷款-公司-银行，可以更精确的控制公司面信贷需求
 - 搭配银行、企业层面数据，CBD, WIND
- 估计方法：利用Degryse et al. (2019, JFI)提出的企业侧多重交互固定效应，控制企业信贷需求，并保留尽可能多的单一银行贷款企业样本

识别策略：类DID构造



中国影子银行业务高度嵌套，
结构复杂，数据统计缺失，业
务产品层面可识别性差

■ 难点：如何定义合适的处理组？

- 政策本身针对所有银行

■ 思路：以2017政策冲击前银行表外
业务参与强度作为分组依据

- 政策颁布时点为2017.11，但考虑到前
期工作，将整个年份列入受影响期

■ 从资产层很难刻画银行表外业务参
与强度，转而借助银行利润结构

- 基准分析：非息收入占比
- 稳健性：多类分组

理论假设与实证模型

- 基准理论假设: 中国商业银行表内信贷与影子银行表外信贷存在替代性
 - 换言之, 资管新规实施后, 之前影子银行业务密集的银行, 会提高表内信贷投放意愿, 实现信贷回表
- 实证模型1: 线性概率模型

$$y_{firbt} = \beta TREAT_b \times POST_t + X_{bt}^\top \phi + \gamma SIZE_{ft} + \alpha_{irt} + \alpha_b + \varepsilon_{firbt}$$

- y_{firbt} : 省份 r 行业 i 企业 f 时间 t 是否从银行 b 获得贷款; 乘以100, 结果表示百分比
- X_{bt} : 银行规模, 资本充足率, 流动比率, 不良贷款率
- 识别来源1: 政策冲击项(资管新规2017)与处理组(影子银行业务敞口)
- 识别来源2: 行业-地区-时间交互——对比同地区、同行业、同年度企业从影子银行业务强度不同的银行所获得的贷款的概率; 行业为两位数代码, 共78个

- 实证模型2: Logit模型

$$y_{firbt}^* = \beta TREAT_b \times POST_t + X_{bt}^\top \phi + \gamma SIZE_{ft} + \alpha_{irt} + \alpha_b + \varepsilon_{firbt}$$

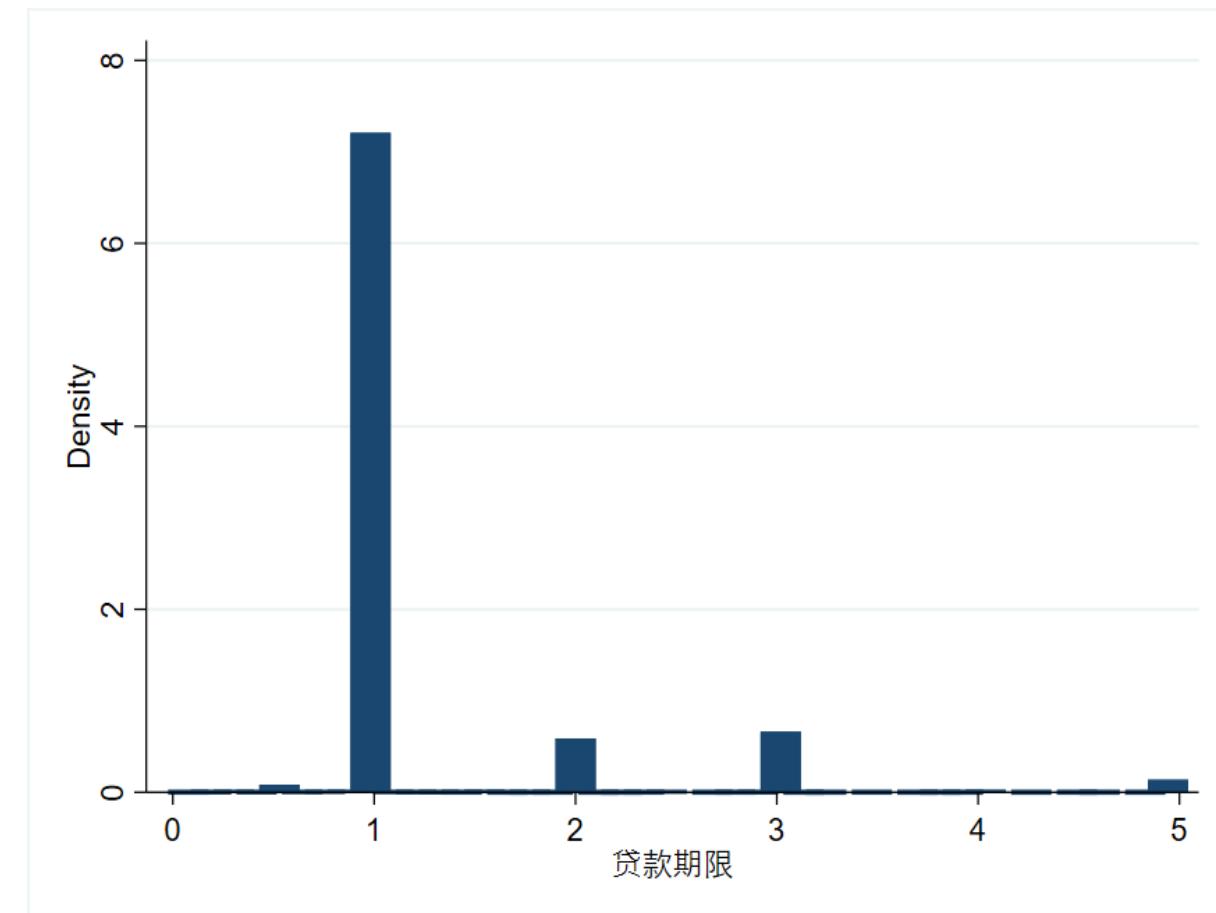
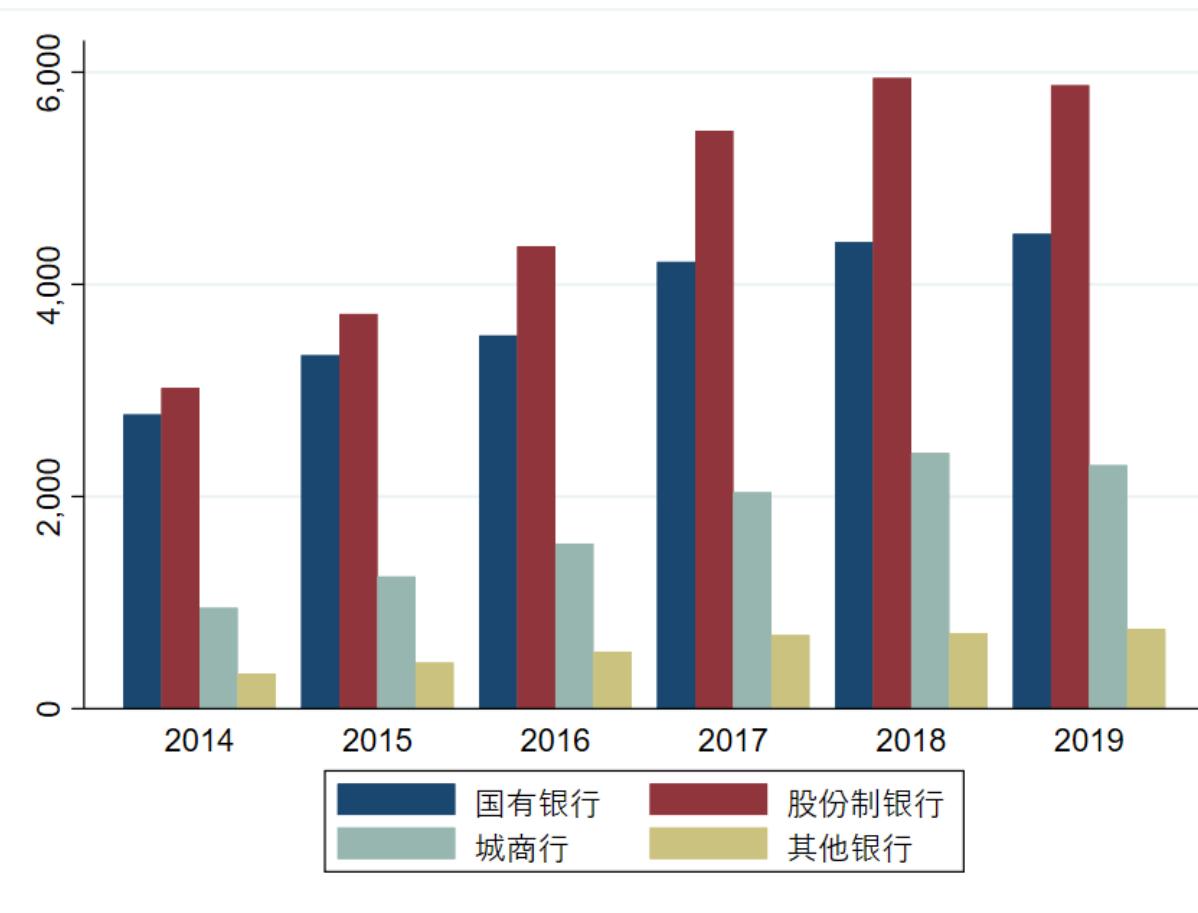
样本

- 企业-银行配对数据：基础样本为CSMAR上市公司银行贷款公告数据
 - 样本期：2014-2019，共65,041笔贷款公告
 - 数据结构调整：根据逐笔贷款数据中企业、银行、时间信息，构造企业-银行-年度面板，核心变量为 t 年企业 f 是否从银行 b 获得贷款
 - 面板数据样本107,394，每年15,500-19,400
 - 共涉及176家银行和2570家上市公司
- 可能偏误：银行 b 之前已经向企业 f 投放贷款，没有新增贷款公告
 - 控制：样本起始为2014，一般银行企业贷款为1-3年期；故2013年及之前若有贷款关系，则在2015-2016大概率到期

政策性	国有	股份制	城商	农商行	民营	外资
1	5	12	108	18	3	29

- 银行数据来自CBD，企业其他数据来自WIND

贷款笔数及贷款期限分布



处理组定义

- 在面板数据中，取2016年银行非息收入占比前50%
 - 非息收入：银行营业收入中来自非利息收入的部分，包括各种手续费、佣金等
 - 银行营收中利息收入为净额口径，包括贷款利息与其他金融投资的利息收入
 - 非息收入一般用于度量银行中间业务的收入，在影子银行业务下，主要反映为各种类信贷业务的“通道”收入，定价方式为业务规模的比例，如万分之5
 - 收入是流量，而非存量，政策时点为2017年，故年初非息收入占比主要反映冲击前的收入结构
 - 处理组共包含19家银行：中信银行、中信银行国际、光大银行、兴业银行、包商银行、华兴银行、华夏银行、宁波银行、平安银行、广发银行、恒丰银行、招商银行、民生银行、永丰银行、法兴银行、浙商银行、浦发银行、渤海银行、瑞士银行
- 处理组稳健性：1. “非标资产”占比分组，2. 理财产品业务规模交互项

基准结果：线性概率模型

	(1)	(2)	(3)	(4)
$TREAT_b \times POST_t$	2.3671***	2.3938***	2.3938***	2.1127***
$POST_t$	10.0929***			
$TREAT_b$	-0.7259*			
$SIZE_{bt}$		32.5507***	32.5507***	31.3474***
LIQ_{bt}		0.0473***	0.0473***	0.0524***
CAP_{bt}		0.0852***	0.0852***	0.0783***
NPL_{bt}		0.1027	0.1027	0.0519
$SIZE_{ft}$		3.2860***	3.2860***	9.9489***
ILT固定效应	未控制	控制	控制	控制
银行固定效应	未控制	控制	控制	未控制
银行-公司固定效应	未控制	未控制	未控制	控制
标准误	普通	稳健	公司聚类	公司聚类
R ²	0.0130	0.1794	0.1794	0.4060
Unbalanced Panel: n=19413, T=6, N=104799				

基准结果：Logit, 系数为边际效应

	(1)	(2)	(3)
$TREAT_b \times POST_t$	0.0974***	0.1075***	0.1204***
$POST_t$	0.4178***		
$TREAT_b$	-0.0315*		
$SIZE_{bt}$			1.7244***
LIQ_{bt}			0.0022***
CAP_{bt}			-0.0015
NPL_{bt}			-0.0035
$SIZE_{ft}$			0.5531***
ILT固定效应	未控制	控制	控制
银行固定效应	控制	控制	
银行-公司固定效应	未控制	未控制	控制
标准误	普通	普通	稳健
N	107394	96616	99615

平行趋势：线性概率，Logit

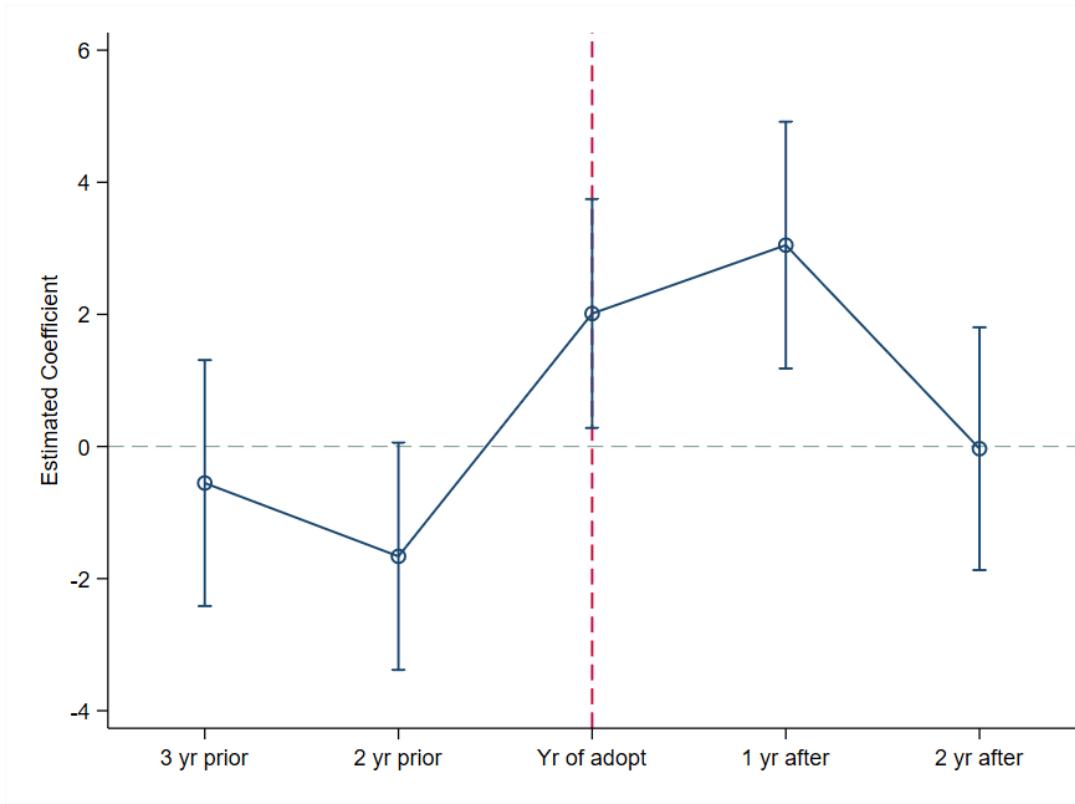


图1：LPM平行趋势检验系数估计及95%置信区间

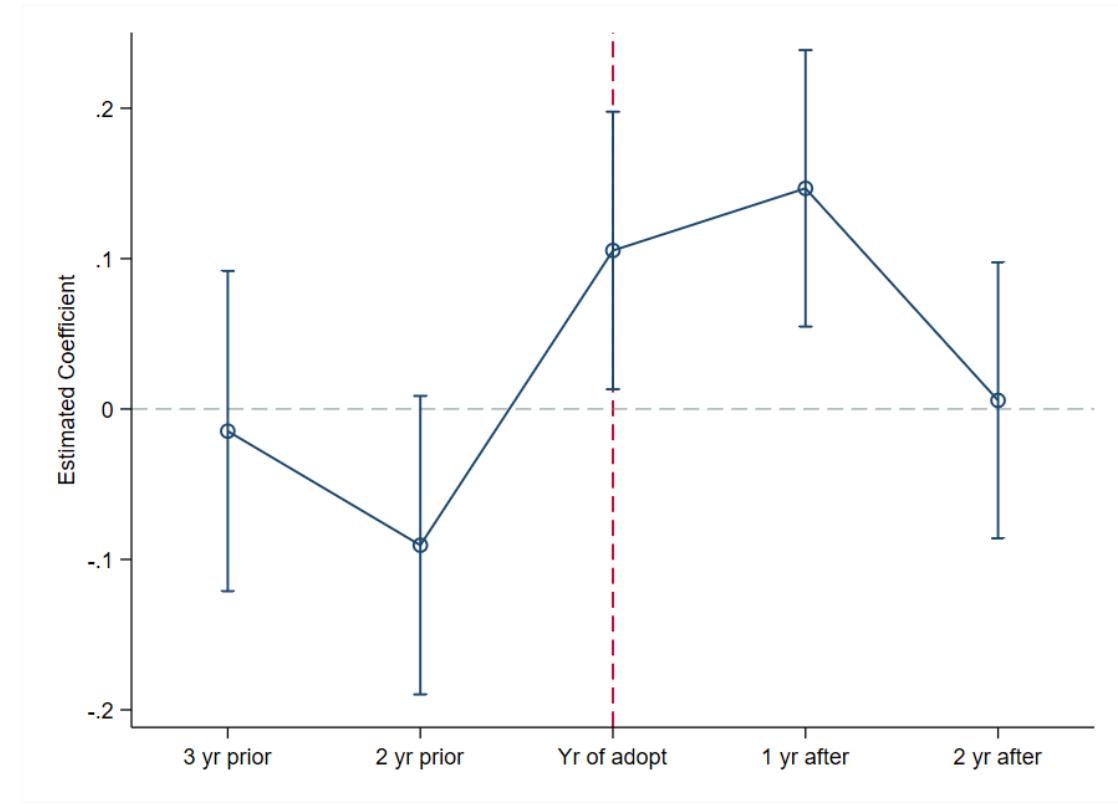
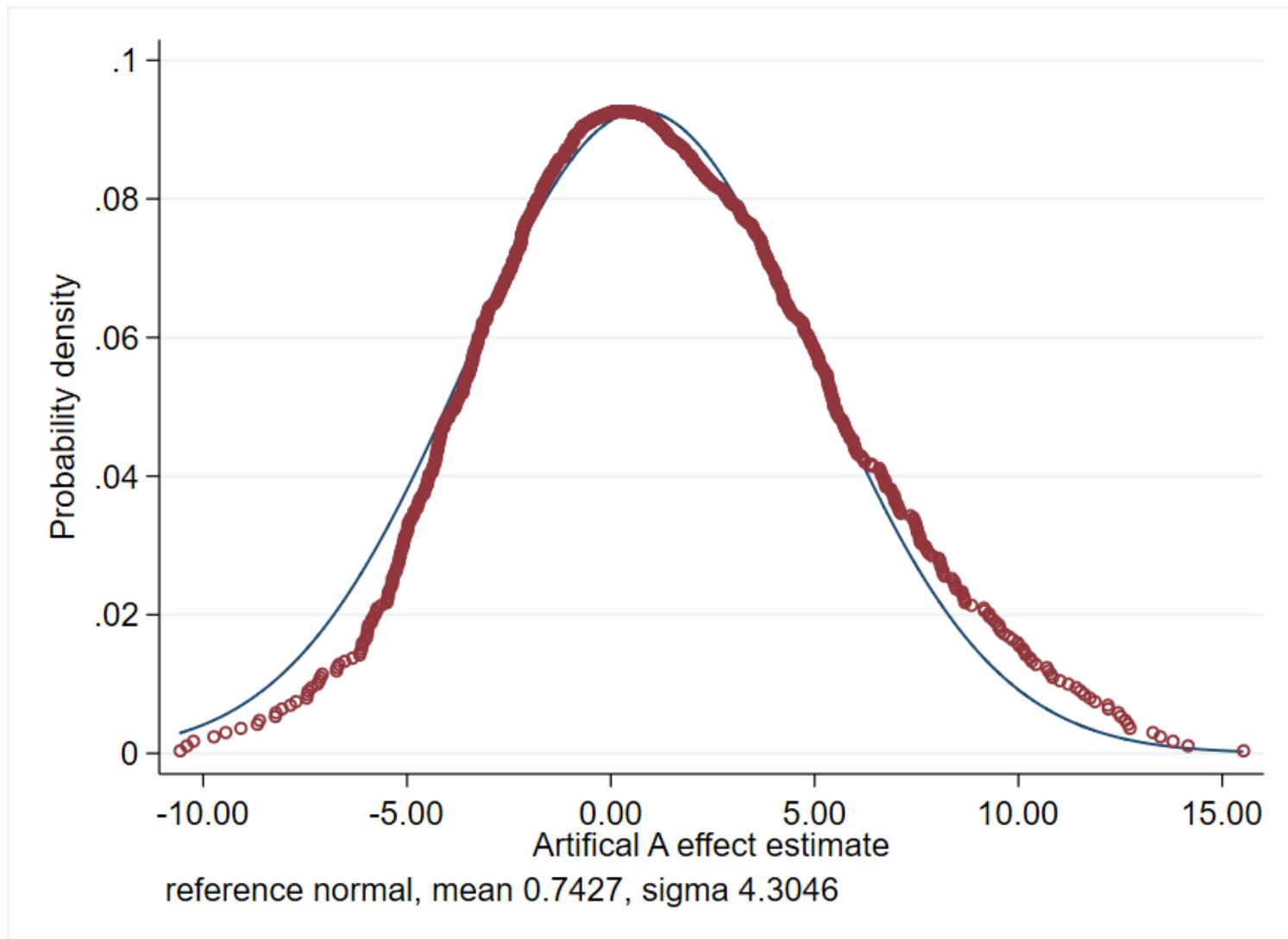


图2：Logit平行趋势检验系数估计及95%置信区间

安慰剂：176家银行随机抽取19家，500次



稳健性：资产端影子银行业务强度，金融投资占总资产比例分组

	LPM	Logit		
	(1)	(2)	(3)	(4)
$TREAT'_b \times POST_t$	6.3651***	6.3651***	6.6236***	0.3043***
ILT固定效应	控制	控制	控制	未控制
银行固定效应	控制	控制	未控制	未控制
银行-公司固定效应	未控制	未控制	控制	控制
标准误	稳健	公司聚类	公司聚类	稳健
R ²	0.1801	0.1801	0.4069	0.0345
N	104657	104657	104545	96373

- 与影子银行、非标业务密切联系金融投资：买入返售金融资产、应收款项类金融资产和可供出售金融资产，使用2016年数据计算
 - 不包含交易性金融资产与持有至到期投资

稳健性：负债端影子银行业务强度，理财产品规模

	LPM	Logit		
	(1)	(2)	(3)	(4)
$MWSR \times POST_t$	0.0432***	0.0432***	0.0370***	0.0020***
ILT固定效应	控制	控制	控制	未控制
银行固定效应	控制	控制	未控制	未控制
银行-公司固定效应	未控制	未控制	控制	控制
标准误	稳健	公司聚类	公司聚类	稳健
R ²	0.1837	0.1837	0.4105	0.0324
N	96425	96425	96323	88861

- 以2016-2017产品期限对计划发行额加权（365天权重为1），汇总得到各样本银行加权理财规模，再除以2017年末该银行的存款余额进行标准化
 - 考虑到缺失值问题，未进行分组

稳健性：删除2017样本，PSM

	LPM	Logit		
	(1)	(2)	(3)	(4)
$TREAT_b \times POST_t$	2.2170***	2.2170***	1.7674***	0.1001***
ILT固定效应	控制	控制	控制	未控制
银行固定效应	控制	控制	未控制	未控制
银行-公司固定效应	未控制	未控制	控制	控制
标准误	稳健	公司聚类	公司聚类	稳健
R ²	0.1841	0.1841	0.4333	0.0370
N	86081	86081	85959	71859

- 与基准结果保持一致
- 处理组银行做PSM，结果不变（估计系数3.7663***、2.8763**）

单笔贷款规模的政策效果

$$\ln loan_{firbt} = \alpha + \beta TREAT_b \times POST_t + X_{bt}^\top \phi + \gamma SIZE_{ft} + \alpha_{irt} + \alpha_b + \varepsilon_{firbt}$$

- 单笔贷款规模上近6%

	(1)	(2)	(3)
$TREAT_b \times POST_t$	0.0484**	0.0570***	0.0570**
$POST_t$	0.0273		
ILT固定效应	未控制	控制	控制
银行固定效应	控制	控制	控制
标准误	普通	稳健	公司聚类
R ²	0.0414	0.3605	0.3605
N	65030	63641	63641

经济机制：回表信贷集中在低风险企业

	低利息覆盖率 (1)	高利息覆盖率 (2)	低资产负债率 (3)	高资产负债率 (4)
$TREAT_b \times POST_t$	1.3022	3.5229***	3.2922***	1.4173
ILT固定效应	控制	控制	控制	控制
银行固定效应	控制	控制	控制	控制
标准误	公司聚类	公司聚类	公司聚类	公司聚类
R ²	0.2487	0.2273	0.2118	0.2356
N	43118	43549	53567	50961

- 基准信贷投放意愿回归扩充为DDD
- $TREAT_{f1}$: 按行业分，利息覆盖率高于中位数的公司
- $TREAT_{f2}$: 按行业分，资产负债率低于中位数的公司

经济机制：银行负债端回表，存款变化

	(1)	(2)	(3)
$TREAT_b \times POST_t$	166617.8**	176183.8*	176183.8***
$TREAT_t$	161775.8***		
银行固定效应	控制	控制	控制
时间固定效应	未控制	控制	控制
标准误	普通	普通	稳健
R ²	0.9820	0.9827	0.9827

- 银行层面DID，因变量为存款

经济机制：银行风险变化

	$y =$ 拨备覆盖率		$y =$ 风险加权资产占比	
	(1)	(2)	(3)	(4)
$TREAT_b \times POST_t$	38.9218**	32.265***	3.1926*	2.7671**
银行固定效应	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
标准误	普通	稳健	普通	稳健
R ²	0.6422	0.7356	0.8057	0.7908
N	1006	940	989	891

- 银行层面DID
- 银行对信贷回表呈现出前瞻性风险管理，且主动风险承担上升
 - 反过来，这也说明银行参与影子银行业务的动机之一，是规避风险与监管成本

进一步检验：企业融资成本，无影响

	$RATIO = NRATIO$			$RATIO = LRATIO$		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$RATIO \times POST_t$	-0.0022			0.0012		
$RATIO \times T_{2017}$		0.0011			0.0024	
$RATIO \times T_{2018}$		0.0040			0.0048	
$RATIO \times T_{2019}$		0.0019			0.0048	
$RATIO_{2016} \times POST_t$			-0.0021			-0.0009
公司固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
标准误	稳健	稳健	稳健	稳健	稳健	稳健
R ²	0.5800	0.5805	0.5687	0.5801	0.5802	0.5687

- 企业-年度面板回归：交互项为企业从处理组银行获得信贷占比
 - NRATIO：处理组银行个数占公司贷款银行总数比例
 - LRATIO：处理组银行贷款额度占比
 - 企业融资成本：当年利息支出/当年与上年生息负债均值