

# 供给侧结构性改革的银行信贷配置渠道

## ——基于 215 家银行分行业贷款数据的识别与评估\*

刘 岩<sup>†</sup>  
武汉大学

魏 昕<sup>‡</sup>  
中央财经大学

第一版：2019 年 7 月

最新版：2021 年 7 月

### 摘 要

2015 年开始的供给侧结构性改革中，“三去一降一补”五大任务集中体现为行业层面的结构性调整，相应的银行分行业信贷供给调控是一个重要的政策作用渠道。但由于各行业信贷需求的内生变化，该渠道的识别与政策效应评估存在着突出的困难。本文利用最新版“中国银行业数据库”中 2015 年前后全国范围超过 200 家银行的分行业信贷数据，从地区与行业两个维度构造处理组，通过三重差分估计实现政策识别。基准结果表明，供给侧改革通过银行信贷配置渠道发挥了显著的作用：与对照组相比，政策实施后银行对“三去”行业信贷供给平均多下降 5%。平行趋势、安慰剂及一系列稳健性检验，验证了上述结果的稳健性。进一步测算说明，通过银行信贷配置渠道，供给侧改革在 2015-2017 年削减了相关行业固定资产投资增量的 23%-55%。异质性检验表明，国有投资高占比行业和国有股权高占比银行对信贷结构渠道的贡献更大，呈现出国有经济在供给侧改革执行上的主导性。上述结果丰富了已有文献对供给侧改革政策作用渠道的认识，确认了银行信贷配置渠道在政策实施过程中的有效性与指引性。

**关键词：**供给侧改革；去产能；银行信贷行业配置；三重差分

**JEL 代码：**E50；E51；G21；G28

---

\* 本文受到国家社科基金重大项目（项目号 20&ZD105）、国家自然科学基金青年项目（项目号 71503191）、国际合作项目（项目号 7161101129）与教育部重大攻关项目（项目号 15JZD013）的资助。作者感谢蔡晓慧、戴觅、廖珂、刘冲、孙覃玥、王勇对本文的意见与建议，并感谢 YES（北京·2019）与第十六届中国金融学年会与与会者的点评。

<sup>†</sup> 通讯作者。武汉大学经管学院金融系副教授，电子邮箱：[yanliu.ems@whu.edu.cn](mailto:yanliu.ems@whu.edu.cn)。

<sup>‡</sup> 中央财经大学研究生。

## 一、引言

过去 30 年，我国的经济保持高速发展，1991-2018 年 GDP 年均增长率为 9.73%，2001 年后有近一半的年份，主要是投资推动着国民经济增长。2003 年后，中国固定投资主要流向制造业、建筑业与房地产业。早在 2005 年，我国就已出现了钢铁等部分产业盲目扩张，供大于求的矛盾日益突出。2008 年受到金融危机冲击后，大规模刺激计划的实施，进一步刺激了钢铁、水泥、金属等一些上游产业的快速复苏和扩张。2012 年底，我国产能过剩问题日益严重，钢铁、水泥、电解铝、平板玻璃产能利用率分别仅为 72%、73.7%、71.9% 和 73.1%，明显低于国际常规水平。截止 2015 年 12 月上述几大行业的生产价格指数（PPI）已连续 40 多个月呈现负增长状态，利润率大幅下滑，企业普遍经营困难。与此同时，中国的供需结构不协调问题日益突出。针对这一突出矛盾，中央政府推出供给侧结构性改革的一揽子措施，既谋划解决部分行业、产品供给总量过剩的问题，又协调解决部分行业、产品供给不足的问题。

2015 年 11 月 10 日，中央财经领导小组第十一次会议首次提出了“供给侧改革”，强调要在适度扩大总需求的同时，着力加强供给侧结构性改革。具体包括要有效化解过剩产能，促进产业优化重组；化解房地产库存，促进房地产业持续发展等。随后在 2015 年 12 月 21 日，中央经济工作会议中再次提及供给侧改革，主要是抓好去产能、去库存、去杠杆、降成本、补短板五大任务。近年来，随着“三去一降一补”政策的不断落实、推进，全国行业层面凸显的结构性问题，已经得到较大改善。其中尤其以去产能等“三去”政策为代表，通过金融、财政、市场监管等一揽子政策措施，有效遏制了产能过剩的势头，削减了相关行业库存，改善了其价格与盈利状况。尽管供给侧改革政策的发力点均集中在行业层面，具有鲜明的行业结构特征。然而，对一揽子供给侧改革政策可能存在的多个作用渠道，目前的认识与理解仍然较为宽泛。这一局面显然不利于供给侧改革的深化推进与精细化操作。

对供给侧改革政策作用渠道的量化评估存在两方面突出的难题。首先，供给侧改革通过金融、财政、市场等多个渠道产生影响，如何区分各个渠道的作用效果是一个难点。其次，各个作用渠道中，都存在广泛的内生性问题。以金融要素投入渠道为例，供给侧改革同时作用于行业内企业的资金需求与金融体系的资金供给两个方面，因此如何识别资金来源方面的供给侧政策措施，就面对无法避免的内生性挑战。

已有的供给侧改革研究，较多的聚焦于财政政策渠道，特别是针对不同行业所实施的差异化财政政策，如税收、补贴等。与此同时，作为企业最重要要素投入来源的银行信贷渠道，尽管备受关注，但目前为止仍然缺乏详实、系统的研究。从中国改革开放后历次宏观调控的经验来看，信贷资金的配置具有突出的重要性，尤其是对于部分“过热”行业投资的遏制，一般都需要银行信贷结构方面的大力配合。如果无法控制住企业、行业所获得的信贷资源支持，则很难实现行业结构调整的政策目标。这一经验充分表明银行信贷结构配置的引领作用。

尽管银行信贷结构渠道具有重要的政策传导潜力，然而由于上面已经提及的内生性问题，传统上很难通过宏观或者简单的企业、行业层面数据，对该渠道的政策效果进行准确的识别与评估。为了有效克服这一关键性障碍，本文直接从个体银行信贷的行业配置行为出发，在大样本支撑下，通过控制地区-行业、时间-行业等多维度的固定效应，获取较为准确的政策效应估计。具体而言，本文利用全国不同地区银行所受的供给侧改革“去产

能”政策影响大小的差异，以及各个行业本身所受政策影响的差异，构造两个维度的处理组，通过三重差分估计，实现较为清晰、准确的银行信贷结构渠道政策效果识别与评估。这也是本文的第一个贡献。

本文之所以能够通过三重差分估计，对供给侧改革的银行信贷结构渠道进行有效识别，原因在于本文相对已有文献，首次使用了大样本的银行分行业贷款数据。本文的数据来源为“中国银行业数据库”，基准样本包括了 215 家商业银行 2012-2017 年覆盖 16 个行业门类的贷款结构数据，总样本量接近 20000，样本银行分布于全国 30 个省区市。正是在如此大量的样本保证之下，本文得以充分控制多重交互固定效应的同时，获得准确有效的三重差分估计结果。这一应用也说明，中国庞大的银行体系中所包括的多样性与潜在的大样本数据来源，极有可能让我们能够克服以往信贷领域研究存在的局限，实现深入、可靠的因果推断。这也是本文对国内银行、信贷领域研究的一个贡献。

在基准的三重差分估计基础上，本文进行了一系列标准的稳健性检验，结果均说明基准回归结果的可靠性。在此基础上，本文对供给侧改革通过银行信贷结构渠道对重点行业“去产能”的政策效果，进行了量化评估。测算结果显示，供给侧改革使得相关行业信贷资源要素投入的占比下降了 5%。再结合相关行业 2014-2017 年的固定资产投资数据，可以推算得到信贷结构渠道所实现的供给侧改革政策作用，削减了相关行业固定资产投资增量的 23-55%，政策效果非常显著。这一结果确认了银行信贷结构渠道的主导性作用，为后续进一步深入推进供给侧改革，实现更精细的政策操作，提供了有益的量化参照。

建立了信贷结构渠道的政策有效性的结果之后，我们进一步从三个方面检验了国有经济环境是否对信贷结构的调整发挥作用：地区间国有经济环境差异，行业间国有经济占比差异，以及银行间的国有股权占比差异。结果说明，地区间国有经济差异并不对信贷结构渠道产生异质性影响，但国有经济高占比的行业和国有股权高占比的银行，事实上呈现出更强的信贷结构调整倾向，更大幅度的压缩了“三去”重点行业的信贷供给。这一结果意味着，供给侧改革过程中的信贷资源分配，可能并未出现大幅的“国进民退”趋势，反而是国有经济主体承担了大部分信贷削减的后果。

本文安排如下：第二节对相关文献进行梳理；第三节详细说明数据来源、处理组设定与实证模型设定；第四节报告基准回归结果和稳健性检验；第五节对信贷结构渠道在 2015-2017 年的实际政策作用大小进行测算；第六节进一步考虑国有经济环境、特征对信贷结构渠道的异质性影响；第七节总结。正文中省略的详细回归结果，均置于文末附录中。

## 二、文献综述

自 2008 年以来，中国资金的脱实向虚问题被越来越多的学者研究讨论。资金“脱实向虚”问题主要表现在资金越来越多地流向虚拟经济，如房地产和金融企业成为资金流向的热门行业，而制造业等实体经济却持续低迷，这是实体经济面供给侧结构失衡的必然产物，也有赖于深化供给侧结构性改革来得到解决。因此，在供给侧结构性改革的导向下，商业银行更应该引导资金流向合理部门，给改革提供金融支持，让金融“活水”注入实体经济。

目前关于供给侧改革的文献，主要集中在研究供给侧失衡的原因以及改革建议，也有一些学者，如 Woo (2016) 在供给侧改革实施之初曾认为软预算约束使过剩产能和僵尸企业存在，如果不能消除需求端的软预算约束机制，供给侧改革就无法发挥其全部潜力。

总的来说，关于供给侧改革背景下商业银行行为的研究较少。屠沂枫 (2016) 认为商业银行应该抓住金融供给侧改革的机遇，主动改变现有的信贷结构和信贷模式，在落实去

产能的同时维持自身的稳定经营。吴晗和贾润崧（2016）利用我国工业企业数据，从银行业市场结构的视角出发研究了行业资源配置效率问题，结果表明中小银行的发展将提高“僵尸企业”的生存风险，迫使其退出市场，促进高效率的企业成长，进而有效地降低行业资源错配程度。钱爱民和付东（2017）以 2003 年到 2015 年制造业上市公司为样本，基于供给侧的成因研究了信贷资源配置与产能过剩问题，实证分析结果显示低成本的信贷资金供给对企业产能扩张形成外部激励，降低了企业产能利用率，提高了产能过剩的概率。同时政府对信贷资源配置的干预也导致国有企业产能利用率下降严重。蔡则祥和董菁（2017）对银行信贷资金渠道“漏、弯、窄、堵”的表现及成因进行了研究，发现在供给侧结构性改革背景下，银行信贷资金并没有针对性地进入所要支持的实体经济，反而在一定程度上阻碍了经济结构调整的进程，故急需对银行信贷资金渠道进行修复和有效疏通。李振威（2017）采用金融企业绩效评价指标体系 PAIFI 对 10 家大型商业银行 2011 年到 2015 年的信贷数据进行分析，发现我国目前的信贷结构存在集中度过高、短期贷款占比较少等问题，故商业银行应顺应供给侧改革的发展调整优化信贷结构，把信贷资源从传统行业的中长期贷款中转到新兴产业的短期贷款。张德刚和蒋艳（2017）以 2009 年至 2014 年我国制造业上市公司为样本，发现银行信贷在整体上会推动企业的投资扩张行为，加剧产能过剩，银行应该在供给端对信贷实行总额控制，同时对信贷进行结构性调整。

总的来看，供给侧改革背景下关于商业银行的研究主要集中在商业银行目前信贷结构存在的问题、商业银行信贷资源配置对去产能的影响以及商业银行在改革中应如何调整信贷结构，而从事后角度对商业银行信贷行为的研究较少，可能是因为供给侧改革自 2015 年末才正式开始施行，样本数据较少。鉴于此，本文尝试利用最近几年的数据对商业银行在改革中信贷调整的实际情况进行研究。

本文利用双重差分和三重差分的方法来研究供给侧改革下，商业银行信贷结构的调整。在构造面板数据的情况下，利双重差分、三重差分来研究政策效果的做法已被越来越多的学者采用。Beck et al.（2010）利用双重差分方法来研究放松银行管制与美国收入不平等之间的关系。张莉等（2017）利用双重差分方法来评估重点产业政策对于资源配置的影响效应。王永进和冯笑（2018）采用双重差分和三重差分方法，系统地考察了行政审批制度改革对企业创新活动的影响，并对模型进行了一系列的稳健性检验。罗知等（2015）利用连续时间双重差分模型来剖析国有企业董事长的约束机制和激励机制，以揭示其与国有企业长期投资偏低的关系。刘晔和张训常（2017）利用三重差分模型从微观层面实证检验了碳排放交易制度对企业研发创新的影响。在研究了上述文献对双重差分和三重差分模型运用的基础上，本文结合双重差分和三重差分模型来实证分析供给侧改革对商业银行信贷政策调整的影响。

### 三、数据与实证方法

#### 1. 数据

##### 1.1. 数据样本

通过政策背景的介绍可以看出，国家关于产能过剩行业要去产能的政策要求贯穿 2006 年至今，只不过在经济发展的不同时期，政策要求的力度不同。而供给侧改革政策的提出始于 2015 年末，其主要工作内容包括“三去一降一补”，本文的主要关注点是供给侧改革的两个首要任务——去产能和去库存。要研究供给侧改革背景下商业银行信贷政策的调整情况，需要政策出台前后的样本数据。改革政策正式公布为 2015 年 11 月，考虑到政策制定的酝酿期，故本文将 2015 年末的数据作为政策实施的基期，要求至少有基期前两个年度

及基期后两个年度的数据，2015 年以前年度的数据作为政策实施前样本，2015 年及以后的数据作为政策实施后的样本。

银行的基本数据来自中国银行业数据库（China Banking Database）中的经营表和核心数据表，从上述报表中分别提取了商业银行分行业贷款余额年度数据，以及商业银行的特征数据作为控制变量，包括总资产、资本充足率、流动性比率、不良贷款率，再利用各商业银行年报、审计报告和信用评估报告对缺少的数据进行补充。最后共整理出了全国范围内共 215 家商业银行的年度数据，具体银行数据及其分布见表 1、表 2。表 3 列出了样本银行的资产、贷款规模占全国银行比例。

表 1：银行类型分布

类型	邮储银行	国有银行	股份制银行	城商行	农商行
数量	1	5	12	105	92

表 2：银行数量按年份分布

年份	2012 年	2013 年	2014 年	2015 年	2016 年	2017 年
样本数量	184	204	212	215	215	211

注：本样本为非平衡面板数据，上述银行至少包含四个年度数据

表 3：样本银行资产、贷款规模占全国银行比例

(1)						
年份	2012 年	2013 年	2014 年	2015 年	2016 年	2017 年
资产	80.28%	80.11%	79.38%	78.51%	77.36%	75.37%
贷款	75.20%	75.75%	75.55%	73.80%	74.03%	73.17%
(2)						
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%	83.53%
贷款	81.34%	80.84%	81.09%	80.11%	80.01%	80.07%

注：（1）口径为样本银行资产、贷款总额占全国银行业金融机构资产、贷款总额比例；（2）口径为样本银行资产、贷款总额占全国商业银行及邮储银行资产、贷款总额比例。全国银行业金融机构资产、贷款数据和全国商业银行资产数据来自 2017 年银监会年报，样本银行资产、贷款数据和全国商业银行贷款数据来自中国银行业数据库（CBD）

## 1.2. 行业处理组设定

本文行业分类标准采用《国民经济行业分类（2002）》国家标准，将国民经济行业划分为 20 个门类，包括：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。由于部分商业银行的少数年份信息披露不完全，故在上述行业的基础上，增加 U 其他类。

在实证分析中，由于各商业银行国际组织类贷款余额均较少或不披露，故在计量分析部分不考虑 T 国际组织和 U 其他类。除此之外，为了分析方便，将 M 科学研究和技术服务业、P 教育、Q 卫生和社会工作以及 R 文化、体育和娱乐业合并为科教文卫小计进行考虑，故共 16 个行业。

此外，笔者根据供给侧改革提出后国务院就此发布的一系列产业政策文件，整理出了改革中去产能、去库存涉及到的主要产业，见下表 4。总的来说，主要涉及到采矿业、制造业以及建筑业三大行业。

表 4：供给侧改革核心产业

政策文件/会议	政策要求	产业	国民经济行业分类标准中类名称	国民经济行业分类标准门类名称
《国务院关于煤炭行业化解过剩产能实现脱困发展的意见》（国发〔2016〕7号）	减压煤炭开采产能	煤炭	煤炭开采和洗选业	采矿业
《国务院关于钢铁行业化解过剩产能实现脱困发展的意见》（国发〔2016〕6号）	减压粗钢产能	钢铁	黑色金属冶炼和压延加工业	
《国务院办公厅关于促进建材工业稳增长调结构增效益的指导意见》（国办发〔2016〕34号）	减压水泥、平板玻璃过剩产能	建材工业	非金属矿物制品业	
《国务院办公厅关于营造良好市场环境促进有色金属工业调结构促转型增效益的指导意见》（国办发〔2016〕42号）	减压氧化铝、电解铝等过剩产能	有色金属	有色金属冶炼和压延加工业	制造业
《国务院办公厅关于石化产业调结构促转型增效益的指导意见》（国办发〔2016〕57号）	减压尿素、烧碱等过剩产能	石化产业	化学原料和化学制品制造业	
中央财经领导小组第十一次会议	去库存	房地产开发	房屋建筑业	建筑业

### 1.3. 地区处理组设定

本文结合双重差分模型（DID）和三重差分模型（DDD）来进行政策效果的评估。两个方法的主要思路都是将调查样本分为两组，一组是政策作用对象即处理组，另一组是非政策作用对象即对照组，观察两组对象在政策实施之后的变化差异即可反映出政策作用的效果。在双重差分模型中，我们将过剩行业看作处理组，非过剩行业看作对照组，观察政策实施后过剩行业相比非过剩行业贷款占比的变动情况。在三重差分模型中，进一步将银

行划分为处理组和对照组，三元交互项系数显示了与非过剩产业相比，政策给过剩产业带来的净效应。下文将介绍本文对银行进行分组的依据和分组情况。

由于本文中供给侧改革的产业政策是在全国范围内统一实施，即所有银行都将受到国家宏观政策的调控，并没有模型实际上要求的对照组。但考虑到不同地区的支柱产业不同，上述供给侧改革中的重点行业产量在不同地区的分布亦不相同。产量相对较少的地区并没有产量过剩的担忧，故不需过度缩减产能，而一些产能严重过剩的地区则需大幅缩减产能，这必将需要商业银行信贷政策的支持。因而本文将根据政策实施前一期，即 2014 年末过剩产业在各省的产量分布人为地将商业银行分为处理组和对照组。受限行业产量在各省市产量占比如表 5。

从区域角度看，部分省市受影响产业产量占比较大。其中山东省受影响最大，在上述筛选的 10 个行业中，山东省每个行业产量都在前七名，且有 3 个行业产量都占据全国第一；河南省有 9 个行业产量占比在前七名；江苏省有 7 个行业产量占比均在前七名；河北省有 6 个行业产量占比均在前七名；山西省有 4 个行业产量占比在前七名，且焦炭产量占比靠前（18.33%，第一）；此外新疆有 3 个行业产量占比在前七名，且个别行业（电解铝）产量占比靠前（17.51%，第一），也会受到供给侧改革较大影响。

表 5：2014 年过剩行业产量在各省市占比（单位%）

	钢铁	煤炭	建材		化工		有色金属		房地产	
	粗钢	焦炭	水泥	玻璃	烧碱	纯碱	尿素	氧化铝	电解铝	待售面积
第一	河北	山西	江苏	河北	山东	山东	山东	河南	新疆	江苏
	22.52	18.33	7.84	15.51	20.99	17.31	14.04	25.90	17.51	9.09
第二	江苏	河北	河南	湖北	江苏	河南	山西	山东	河南	广东
	12.39	12.13	6.86	11.42	16.53	13.25	12.77	25.90	13.86	8.80
第三	辽宁	山东	山东	广东	内蒙	青海	河南	山西	山东	辽宁
	7.91	9.63	6.63	10.33	8.06	12.99	12.38	18.90	11.63	7.74
第四	山东	陕西	广东	山东	新疆	江苏	新疆	广西	内蒙	河南
	7.79	8.05	5.95	9.61	7.45	12.67	6.73	16.68	9.67	5.94
第五	山西	内蒙	四川	江苏	河南	河北	湖北	贵州	青海	浙江
	5.26	7.20	5.89	7.36	5.72	9.78	6.00	8.54	9.58	5.62
第六	湖北	河南	安徽	福建	浙江	湖北	河北	云南	甘肃	山东
	3.72	6.06	5.21	6.61	4.76	5.61	5.50	1.98	8.77	5.47
第七	河南	江苏	浙江	浙江	河北	四川	四川	重庆	宁夏	湖南
	3.50	5.01	4.99	5.02	3.80	5.15	5.45	1.27	5.70	4.75
合计	63.10	66.41	43.37	65.86	67.31	76.76	62.88	99.18	76.72	47.41

通过上述产量对比，本文将山东省、河南省、江苏省、河北省、山西省和新疆维吾尔自治区共 6 个省份内的商业银行作为处理组。此外，由于邮政储蓄银行、国有银行和股份制银行在全国范围内经营，分支机数量较多、分布较广，受到国家宏观政策影响较大，故将这些银行也划分为处理组。其他省市的商业银行将作为对照组。最终分组结果如下表 6。

表 6：地区分组情况

处理组	对照组
全国及 6 省区共 84 家银行	24 省区共 131 家银行
全国 (18)、山东 (16)、河南 (4)、江苏 (31)、河北 (10)、山西 (4)、新疆 (1)	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)

注：括号内为商业银行数量

## 2. 实证方法

### 2.1. 变量定义与说明

为了研究供给侧改革的政策效果，本文主要考察在供给侧改革政策实施后，对照组商业银行向重点产业（采矿业、制造业、建筑业）的贷款投放是否显著减少。故选取商业银行各行业贷款余额占总贷款余额的比例作为因变量。

本文的主要变量说明及计算方法见表 7。

表 7：主要变量说明及计算方法

变量名	变量含义	变量计算方法
$LR_{bti}$	$b$ 银行 $i$ 行业贷款金额占贷款总额的百分比	行业贷款金额/贷款总额
$TREAT_b$	银行虚拟变量	如果银行为处理组银行，取值为 1，否则取值为 0
$TREAT_i$	行业虚拟变量	如果该行业为重点行业（采矿业、制造业、建筑业），取值为 1，否则取值为 0
$POST_t$	时间虚拟变量	2015 年之前取值为 0，否则取值为 1
$SIZE_{bt}$	银行规模	总资产的对数
$LIQ_{bt}$	银行流动性比例	流动资产/流动负债
$CAP_{bt}$	银行资本充足率	核心资本/总资本
$NPL_{bt}$	银行不良贷款率	不良贷款余额/贷款总额
$FIXEDIN_{i(t-1)}^p$	$p$ 地区 $(t-1)$ 年 $i$ 行业固定资产投资占总固定资产投资的比例	行业固定资产投资金额/固定资产投资总额

### 2.2. 模型设定

本文在实证分析部分分别采用了双重差分和扩展后的三重差分模型来研究银行在政策实施后的信贷调整情况，具体模型设定如下。



(1) 双重差分模型

模型设定为：

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

其中， $b$  表示样本银行， $i$  表示行业， $t$  表示年份， $p$  代表省区。 $LR_{bti}$  表示  $b$  银行  $i$  行业  $t$  时期的贷款余额占比； $TREAT_i$  用来衡量行业  $i$  是否为重点行业，若为采矿业、制造业、建筑业则取 1，否则取 0； $POST_t$  代表时间的虚拟变量，2014 年及之前的年份取值 0，表示此时供给侧改革政策还没实施，2015-2017 年取值为 1。 $TREAT_i \times POST_t$  是  $TREAT_i$  和  $POST_t$  的交互项，其系数  $\beta$  是本文关注的核心变量，其含义是：政策实施后，从样本银行总体来看，任意一个样本银行向过剩行业贷款投放的变动趋势。若其取值为负且显著，则说明银行减少了对产量过剩行业的信贷投放。 $FIXEDIN_{i(t-1)}^p$  为地区各行业资金需求结构的控制变量，代表  $p$  地区  $i$  行业上一年度固定投资金额占比。 $X_{bt}$  是包含了银行规模  $SIZE_{bt}$ 、资本充足率  $CAP_{bt}$ 、流动性比例  $LIQ_{bt}$  和不良贷款率  $NPL_{bt}$  的银行控制变量。 $\mu_{ib}$  控制了行业和银行的固定效应，不随时间变化而变化； $\tau_t$  代表不随银行和行业变化的时间固定效应， $\varepsilon_{bti}$  为残差项。

(2) 三重差分模型

模型设定为：

$$LR_{bti} = \alpha + \beta TREAT_b \times TREAT_i \times POST_t + \delta TREAT_b \times POST_t + X_{bt}^T \phi + \gamma FIXEDIN_{i(t-1)}^p + \mu_{ib} + \tau_{it} + \varepsilon_{bti} \quad (2)$$

在上述模型中加入银行虚拟变量  $TREAT_b$  构成三重差分模型。其中， $TREAT_b$  用来衡量商业银行  $b$  在改革实施后是否执行供给侧改革，若执行则取 1 代表处理组，未执行取 0 代表对照组。 $TREAT_b \times TREAT_i \times POST_t$  是  $TREAT_b$ 、 $TREAT_i$  和  $POST_t$  的交互项，其系数  $\beta$  是本文关注的核心变量，其含义是：政策实施后，处理组银行向过剩行业贷款与对照组银行之间的差异。若其取值为负且显著，则说明处理组银行与对照组银行相比，在供给侧改革政策实施后的确减少了对产量过剩行业的信贷投放。 $\mu_{it}$  是行业-年份交互固定效应，这可以完全控制住各个行业不同的时间趋势，吸收所有行业层面的时变信贷需求变化，从而有力的加强三重差分模型对政策作用下银行信贷供给行为变化的识别效力。其他变量含义同 (1) 式。

2.3. 描述性统计

表 8 列出了相关变量的描述性统计量，这里本文将样本分成了四组进行考察。可以看出处理组和对照组关于过剩行业的贷款投放都明显高于非过剩行业，同时处理组银行向过剩行业的贷款要稍高于对照组银行。处理组银行的规模和流动性比例要稍高于对照组银行，这可能是将全国性的大行加入处理组导致的，这一选择效应将在后文进行深入讨论。而四组银行的资本充足率和不良贷款比例控制则无明显差异。

表 8：描述性统计

变量	处理组商业银行									
	观测数	重点行业				非重点行业				
		平均值	标准差	最大值	最小值	观测数	平均值	标准差	最大值	最小值
$LR$	1443	0.1440	0.1636	0.9130	0	6253	0.0391	0.0712	0.7139	0
$SIZE$	1443	11.8000	2.1284	17.0770	8.5983	6253	11.8000	2.1279	17.0770	8.5983

<i>LIQ</i>	1443	55.9802	20.8442	23.9910	13.8700	6253	55.9802	20.8387	239.9100	13.8700
<i>CAP</i>	1443	13.2756	4.3316	88.3200	7.3300	6253	13.2756	4.3304	88.3200	7.3300
<i>NPL</i>	1443	1.6035	0.9692	8.4800	0	6253	1.6035	0.9689	8.4800	0

对照组商业银行

变量	重点行业					非重点行业				
	观测数	平均值	标准差	最大值	最小值	观测数	平均值	标准差	最大值	最小值
<i>LR</i>	2280	0.1140	0.1322	0.9035	0	9880	0.0445	0.0798	0.9181	0
<i>SIZE</i>	2280	11.2555	1.2801	14.6662	6.9379	9880	11.2639	1.3200	25.6662	6.9379
<i>LIQ</i>	2280	51.4800	14.8212	171.9100	14.5700	9880	51.4800	14.8187	171.9100	14.5700
<i>CAP</i>	2280	13.5867	2.6510	40.9300	0.0700	9880	13.5867	2.6505	40.9300	0.0700
<i>NPL</i>	2280	1.5385	0.9900	14.9600	0	9880	1.5385	0.9898	14.9600	0

注：*LR*单位为小数；*LIQ*、*CAP*、*NPL*单位为百分比

## 四、实证分析

### 1. 基准结果

#### 1.1. 双重差分模型

本文利用 Stata 对 (1) 式模型进行回归，回归结果见下表 9。表中第 (1) 列仅保留了 DID 模型的基本设定，控制了行业和银行交叉固定效应；第 (2) 列加入了银行层面的控制变量：银行规模、流动性比例、资本充足率、不良贷款率，以及地区层面的行业资金需求结构，并在此基础上控制了时间固定效应，且采用稳健标准误；由于本文数据为面板数据，考虑到政策的实施在行业和时间上可能具有连续性，故第 (3) 列在第 (2) 列的基础上进一步在银行层面聚类计算标准误。在下述回归结果中可以看到，三个模型中  $TREAT_i \times POST_t$  的系数都始终显著为负，这说明在政策实施后，样本银行确实显著减少了过剩产业的贷款投放，不同行业的政策效应显著存在。但在 DID 模型中，由于共线性问题，无法通过行业-时间交互虚拟变量  $IT_{it}$  来控制不同行业贷款时间趋势的差异。过剩行业贷款投放的减少，可能反映的是行业融资需求的趋势差异，因此 DID 模型并不能完全排除供给侧改革政策通过行业资金需求面产生作用的可能。

表 9：DID 模型回归结果

	(1)	(2)	(3)
$TREAT_i \times POST_t$	-0.017102*** ( $<0.0010$ )	-0.015208*** ( $<0.0010$ )	-0.015208*** ( $<0.0010$ )
$POST_t$	0.002515*** ( $<0.0010$ )	0.002012** (0.0370)	0.000894 (0.2870)
$SIZE_{bt}$		0.000434 (0.5420)	0.000434 (0.3930)
$LIQ_{bt}$		0.0000079 (0.7850)	0.0000079 (0.5560)
$CAP_{bt}$		0.000018 (0.9200)	0.000018 (0.6610)

$NPL_{bt}$		0.000571 (0.3100)	0.000571* (0.0930)
$FIXEDIN_{i(t-1)}^p$		0.168014*** ( $<0.0010$ )	0.168014*** ( $<0.0010$ )
$cons$	0.058354*** ( $<0.0010$ )	0.041866*** ( $<0.0010$ )	0.041866*** ( $<0.0010$ )
行业-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	稳健	银行聚类
$R^2$	0.0141	0.0176	0.0176

Unbalanced Panel: n = 3440, T = 4-6, N = 19856

注：估计值下方括号中数值为  $p$ -值；\*、\*\*、\*\*\*分别代表在 10%、5%、1% 的显著水平上显著；下同

### 1.2. 三重差分模型

为了完全排除需求端因素对银行贷款投放的影响，在模型中加入银行虚拟变量  $TREAT_b$  构成三重差分模型，即 (2) 式，实证结果如下表 10。表中第 (1) 列仅保留了三重差分模型的基本设定；第 (2) 列进一步加入了一系列银行层面的控制变量和地区层面的行业资金需求结构；第 (3) 列进一步控制了行业时间固定效应，排除了行业发展趋势对银行信贷投放的影响；第 (4) 列和第 (5) 列分别使用了稳健标准误和银行聚类标准误对回归模型进行估计。在五个模型中，交互项  $TREAT_b \times TREAT_i \times POST_t$  的系数  $\beta$  估计值都为负数且在不同显著水平下显著。同时， $TREAT_i \times POST_t$  系数也都显著为负，这与 DID 模型的回归结果保持一致。本文由此得出了初步结论，在供给侧改革实施后，处理组银行的确减少了向过剩产业的贷款投放，商业银行能遵循国家宏观政策的调控，合理地调节信贷结构，引导资源合理流向，为供给侧改革的成功实施提供了有力支持。

表 10: DDD 模型回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$TREAT_b$ $\times TREAT_i$ $\times POST_t$	-0.007261*** (0.0020)	-0.008353*** ( $<0.0010$ )	-0.007840*** ( $<0.0010$ )	-0.007840* (0.0710)	-0.007840* (0.0620)
$TREAT_b$ $\times POST_t$	-0.000701 (0.4830)	-0.000502 (0.6160)	-0.000601 (0.5360)	-0.000601 (0.6520)	-0.000601 (0.5850)
$TREAT_i$ $\times POST_t$	-0.014297*** ( $<0.0010$ )	-0.011924*** ( $<0.0010$ )	-0.053851*** ( $<0.0010$ )	-0.053851*** ( $<0.0010$ )	-0.053851*** ( $<0.0010$ )
$POST_t$	-0.002786*** ( $<0.0010$ )	-0.001074 (0.338 0)	-0.006926** (0.0240)	-0.006926 (0.1400)	-0.006926** (0.1400)
$SIZE_{bt}$		0.0004205 (0.5320)	0.000277 (0.6710)	0.000277 (0.7070)	0.000277 (0.6060)
$LIQ_{bt}$		0.0000074 (0.7130)	0.0000075 (0.7010)	0.0000075 (0.7850)	0.0000075 (0.5720)
$CAP_{bt}$		0.000031 (0.7030)	0.000029 (0.7090)	0.000029 (0.8720)	0.000029 (0.4910)

$NPL_{bt}$		0.000575 (0.1350)	0.000573 (0.1250)	0.000573 (0.2980)	0.000573* (0.0940)
$FIXEDIN_{i(t-1)}^p$		0.173112*** (<0.0010)	0.066159*** (0.0100)	0.066159 (0.1190)	0.066159 (0.1200)
$cons$	0.058358*** (<0.0010)	0.041560*** (<0.0010)	0.059931*** (<0.0010)	0.059931*** (<0.0010)	0.059931*** (<0.0010)
行业-银行固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	未控制	控制	控制	控制	控制
行业-时间固定效应( $IT_{it}$ )	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
$R^2$	0.0150	0.0187	0.0796	0.0796	0.0796
Unbalanced Panel: n = 3440, T = 4-6, N = 19856					

注：由于上述模型将  $IT$  视为控制变量，且其系数过多，本文篇幅有限，不予列出

## 2. 平行趋势检验

三重差分法有效的一个前提是平行趋势假设，即处理组银行和对照组银行在政策实施前其贷款投放分布应有相同的变动趋势。如果平行趋势假设成立，则在政策实施前，处理组和对照组银行向过剩行业与非过剩行业的贷款投放变动趋势无显著差异，只有在政策实施后两者才会产生差异。本文采用事件研究法（Event-Study）来考察。

为检验平行趋势，本文在原有模型 (2) 基础上建立如下回归模型：

$$LR_{bti} = \alpha + \sum_{\substack{j=-3 \\ j \neq -1}}^2 \beta_j TREAT_b \times TREAT_i \times TIME_{jt} + \delta TREAT_b \times POST_t + \gamma FIXEDIN_{i(t-1)}^p + X_{bt}^T \phi + IT_{it}^T \psi + \mu_{ib} + \tau_t + \varepsilon_{bti}, \quad (3)$$

其中，

$$TIME_{jt} = \begin{cases} 1, & \text{若 } t - 2015 = j \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$$

上式中， $TIME_{jt}$  是一个虚拟变量，仅在政策实施后（前）第  $j(-j)$  期取值为 1，反之为 0。故交互项  $TREAT_b \times TREAT_i \times TIME_j$  只有银行  $b$  过剩产业  $i$  在供给侧改革实施后（前）第  $j(-j)$  期取值为 1。本文仍利用上文 2012-2017 年的数据进行平行趋势检验。以政策实施之前第一期为基准组，交互项估计系数说明了处理组银行过剩产业贷款投向相对于对照组银行的变动。 $\beta_{-3}$  与  $\beta_{-2}$  显著为 0 则说明平行趋势假设成立，而  $\beta_0$ 、 $\beta_1$  与  $\beta_2$  为改革开始后随着时间变化产生的动态效应。 $\beta_j$  估计系数的大小及其 95% 置信区间见下图 1。

从图 1 可以看出，在政策期前[-3,-1]期，处理组银行和对照组银行对过剩产业贷款投向并没有明显差异，这在统计上表现在估计系数并不显著异于 0，图中表现在 95% 的置信区间包含了 0 值。这说明本文平行趋势假设成立，处理组和对照组银行在政策实施之前是可比的。政策实施后即 0 期之后，交互项系数估计值开始显著异于 0，且政策开始实施之后的第

一期和第二期都在 1%水平上显著异于 0，这说明处理组银行对过剩产业的信贷投放与对照组银行之间开始出现差异，政策效果开始显现。

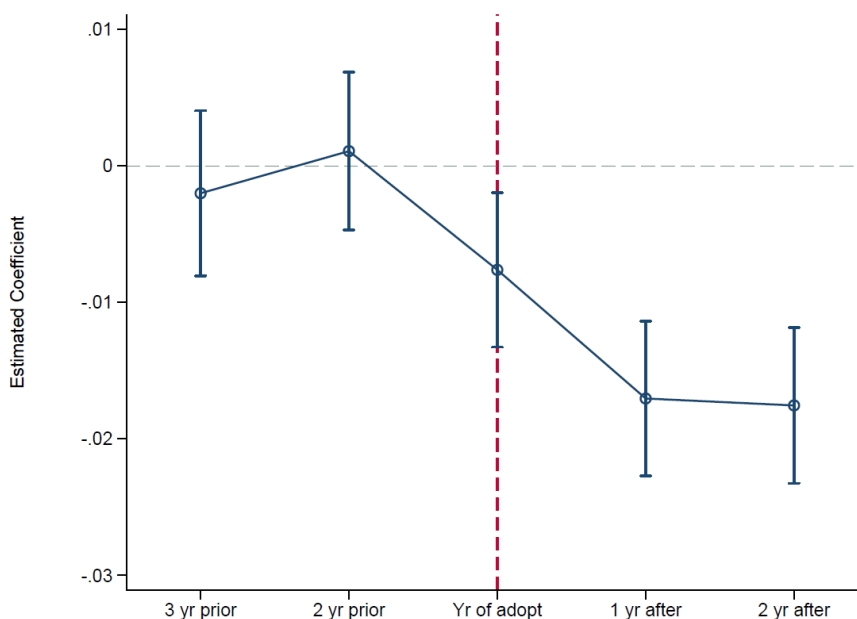


图 1：平行趋势检验系数估计及 95%置信区间

注：由于以政策实施之前第一期为基准，故图中无该期结果。

### 3. 稳健性检验

#### 3.1. 样本选择偏差

三重差分模型运用的另一个前提是处理组和对照组银行的选择是随机的，即供给侧改革“试点”银行的选择随机，银行规模、流动性比例、资本充足率、不良贷款等因素对是否是处理组银行没有影响。实际上本文是通过过剩产业产量分布从省市层面对样本银行进行分组，没有从银行特征方面对银行进行分组处理，这在一定程度上能避免这一问题。为了进一步定量分析人为分组的选择性偏差，本文采用 Logit 模型来检验处理组银行的选择标准。选取样本银行 2014 年末数据，以“是否为处理组银行”即  $TREAT_b$  为因变量，以银行的一组控制变量及过剩产业贷款占比 ( $OVERIN$ ) 为解释变量。结果如下表 11 中前三列。

表 11：样本选择效应回归结果及剔除 18 家银行后回归结果

		因变量： $TREAT_b$					
		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$SIZE$		0.27015*** (0.0042)		0.322734*** (0.0030)	-0.3095** (0.0362)		-0.351276** (0.0455)
$LIQ$			0.012032 (0.1672)	0.017553* (0.0562)		0.017740* (0.0565)	0.015096 (0.1074)
$CAP$			-0.202561** (0.0136)	-0.137682 (0.1181)		-0.125314 (0.1573)	-0.185927** (0.0452)
$NPL$			0.129915 (0.4293)	0.329466* (0.0709)		0.272167 (0.1051)	0.128578 (0.4767)

<i>OVERIN</i>	4.73969*** (<0.0010)	4.021525*** (<0.0010)	5.310167*** (<0.0010)	4.5544*** (<0.0010)	4.801325*** (<0.0010)	4.472041*** (<0.0010)
<i>cons</i>	-5.48418*** (0.000026)	-0.263687 (0.8226)	-5.727295*** (0.0098)	0.7710 (0.6479)	-2.420268* (0.0714)	2.72225 (0.3412)

从上述回归结果可以看出资产规模和过剩产业贷款占比为处理组银行选择的主要影响因素。过剩产业贷款占比成为决定性因素是因为本文是通过过剩产业产量分布来对样本银行进行分组，但此指标对本文的解释变量，即各行业贷款余额占比没有影响，故无需处理。

资产规模是决定性因素可能是数据收集过程导致的。首先，本文是人为地从省市层面对银行进行分组处理，每一省市都有资产规模大和小的银行，故理论上应该不存在这类问题。但由于本文数据收集是通过从商业银行年报和信用报告等文件中提取相关数据，数据不完全的银行将被删除。而一般来说，大规模的银行其信息披露将更规范、更完整，故导致本文收集到的样本银行中大规模银行较多。由于存在此类效应，本文将尝试剔除 18 家全国性商业银行再进行上述回归，因为这 18 家商业银行在表 4.1 的回归结果中被划分为处理组，且这些银行的资产规模皆较大，回归结果如表 11 中 (4) (5) (6) 三列所示。

由回归结果可以看出，在剔除 18 家全国性银行，银行规模对银行分组的选择效应显著性明显降低。在下文中本文将剔除 18 家全国性银行后重新对 (2) 式进行回归分析，其结果仍与初步结论相吻合。

这里本文为了更好地处理银行规模对处理组银行的选择效应，采用王永进和冯笑 (2018) 的做法，将银行规模  $SIZE$  与  $F(t)$ 、 $POST$  交叉后纳入回归方程以剔除样本的选择效应。其中  $F(t)$  为时间趋势  $t$  的三次多项式，表示  $SIZE$  对被解释变量的影响遵循特定的时间趋势。此时回归得到的  $TREAT_b \times TREAT_i \times POST_t$  系数仍为负，且在不同显著水平下显著，完整的回归结果见下表 12。

表 12: 处理样本选择效应后的基准回归结果

	(1)	(2)	(3)
$TREAT_b \times TREAT_i \times POST_t$	-0.007839*** (<0.0010)	-0.007839* (0.0720)	-0.007839* (0.0620)
$TREAT_b \times POST_t$	-0.000540 (0.5810)	-0.000540 (0.6930)	-0.000540 (0.6230)
$TREAT_i \times POST_t$	-0.0538509*** (<0.0010)	-0.0538509*** (<0.0010)	-0.0538509*** (<0.0010)
$SIZE \times F(t) \times POST$	控制	控制	控制
行业-银行固定效应	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制
时间-行业固定效应( $IT_{it}$ )	控制	控制	控制
标准误	普通	稳健	银行聚类
$R^2$	0.0797	0.0797	0.0797

Unbalanced Panel: n = 3440, T = 4-6, N = 19856

### 3.2. 分组问题处理

本文在人为分组过程中，由于邮政储蓄银行、国有银行和股份制银行并不是地区性银行，无法从省市层面对其进行划分，但考虑到这些银行是在全国范围内经营，受政策调控的影响较大，故将其并入处理组进行讨论。为了检验本文三重差分模型的稳健性，将这三类银行（共计 18 家银行）剔除，再次进行回归分析。回归结果如下表 13。从回归结果中可以看出，在前三列模型中  $TREAT_b \times TREAT_i \times POST_t$  的回归系数始终为负且显著，当采用稳健标准误和银行聚类标准误对回归结果进行调整时，三元交互项回归系数的显著性稍有降低。但  $TREAT_b \times TREAT_i$  的回归系数在五列模型中始终为负且显著。

表 13：剔除 18 家银行后样本数据回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
$TREAT_b$ $\times TREAT_i$ $\times POST_t$	-0.007437*** (0.0040)	-0.008132*** (0.0010)	-0.008132 (0.1200)	-0.008132* (0.1000)
$TREAT_b$ $\times POST_t$	-0.000987 (0.3730)	-0.000849 (0.4320)	-0.000849 (0.5700)	-0.000849 (0.4980)
$TREAT_i$ $\times POST_t$	-0.014297*** (<0.0010)	-0.050869*** (<0.0010)	-0.050869*** (<0.0010)	-0.050869*** (<0.0010)
行业-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
时间-行业固定 效应( $IT_{it}$ )	控制	控制	控制	控制
标准误	普通	普通	稳健	银行聚类
$R^2$	0.0138	0.0727	0.0727	0.0727

Unbalanced Panel: n = 3152, T = 4-6, N = 18144

### 3.3. 安慰剂检验

为了再次验证上述计量结果的稳健性，本文依次进行了以下两类安慰剂检验（Placebo Test）。

#### (1) 置换政策发生时间

考虑到置换政策发生时间后，在政策实施时间点前后仍需要保留若干年份的实验数据，故分本文分别以 2013 年、2014 年、2016 年作为实验组进行供给侧改革的时间，构造虚拟的政策变量并对模型 (2) 重新进行回归，回归结果见表 14。

表 14：安慰剂检验回归结果

	因变量：LR			
	2013	2014	2015	2016
$TREAT_b \times TREAT_i$ $\times POST_t$	0.000380 (0.9385)	-0.003320 (0.4167)	-0.007840* (0.0620)	-0.008959** (0.0237)
$TREAT_b \times POST_t$	控制	控制	控制	控制

行业-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
时间-行业固定效应( $IT_{it}$ )	控制	控制	控制	控制
标准误	银行聚类	银行聚类	银行聚类	银行聚类
$R^2$	0.0787	0.0789	0.0796	0.0799
Unbalanced Panel: n = 3440, T = 4-6, N = 19856				

从上述回归结果可以看出，当政策时点取 2013 年、2014 年时， $TREAT_b \times TREAT_i \times POST_t$  系数均不显著，证明 2015 年之前对照组银行与处理组银行向过剩行业贷款无明显差异，符合平行趋势假设。当时间点取 2015 年、2016 年时，交叉项系数为负且显著，说明政策实施后，处理组银行相比对照组银行明显减少了向过剩行业的贷款，政策效果开始显现。

### (2) 随机分组

本文实验模型中的处理组与实验组是人为分组，为了检验分组的稳健性，本文通过随机抽样的方式构建虚假实验组与对照组。具体操作为，在 215 个银行样本中，随机抽取 84 家银行作为实验组，剩余银行作为对照组，采用银行聚类稳健标准误对模型 (2) 进行回归，记录交叉项  $TREAT_b \times TREAT_i \times POST_t$  的估计系数，循环 500 次，考察估计系数的均值是否接近于 0。

本文在随机抽取 500 次并进行回归后，交叉项的回归系数分布情况如图 2。从图中可看出，交叉项系数分布的形状近似正态分布，且 500 次随机抽样得到的估计系数均值为  $1.8 \times 10^{-6}$ ，非常接近于 0，与预期一致，说明本文分组处理合理，实证分析结果稳健。

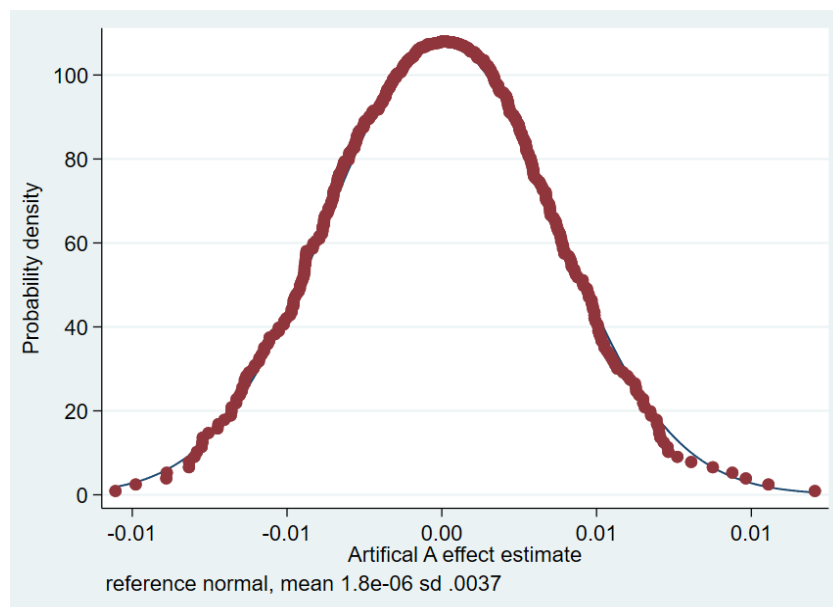


图 2：随机抽取 500 次后交叉项系数分布



#### 4. 排除潜在共同因素的影响

由于 2015 年前后还存在其他重要的政策冲击，这些冲击可能成为本文关注的“供给侧改革”冲击的潜在共同因素（confounding factors），从而影响 DDD 模型的政策识别精度。本小节中我们考察 2 个重要的同期政策冲击：8·11 汇改与新《预算法》实施。

##### 4.1. 排除 8·11 汇改影响

为控制 15 年 8·11 汇改影响，在原有模型中加入各省市货物进出口总额占 GDP 比例，即变量  $IE_t^p$  为控制变量<sup>1</sup>，并加入  $TREAT_b \times TREAT_i \times POST_t \times IE_t^p$  交互项。回归结果如表 15 所示， $TREAT_b \times TREAT_i \times POST_t$  项系数仍显著为负， $TREAT_b \times TREAT_i \times POST_t \times IE_t^p$  项系数为正，这说明进出口总额占 GDP 比例高的省市供给侧改革的政策效应要相对较弱，但该项系数在使用稳健标准误后显著性明显降低。同时，所有回归结果中控制变量  $IE_t^p$  的系数都不显著。

表 15：排除 8·11 汇改影响回归结果

	因变量：LR				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$TREAT_b$	0.036936***	0.036237***	0.032077***	0.032077	0.032077
$\times TREAT_i$					
$\times POST_t$	(0.0014)	(0.0019)	(0.0047)	(0.2159)	(0.1357)
$\times IE_t^p$					
$TREAT_b$	-0.018645***	-0.019531***	-0.017736***	-0.017736**	-0.017736***
$\times TREAT_i$					
$\times POST_t$	(<0.0010)	(<0.0010)	(<0.0010)	(0.0297)	(0.0056)
$TREAT_b$	-0.000701	-0.000567	-0.000669	-0.000669	-0.000669
$\times POST_t$	(0.4825)	(0.5708)	(0.4914)	(0.6150)	(0.5473)
$TREAT_i$	-0.014297***	-0.011912***	-0.053815***	-0.053815***	-0.053815***
$\times POST_t$	(<0.0010)	(<0.0010)	(<0.0010)	(<0.0010)	(<0.0010)
$IE_t^p$		-0.008033	-0.008168	-0.008168	-0.008168
		(0.1705)	(0.1511)	(0.3872)	(0.4905)
行业银行固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	未控制	控制	控制	控制	控制
行业时间固定效应( $IT_{it}$ )	未控制	未控制	控制	控制	控制
标准误	普通标准误	普通标准误	普通标准误	稳健标准误	银行聚类
R <sup>2</sup>	0.0156	0.0195	0.0803	0.0803	0.0803

Unbalanced Panel: n = 3,440, T = 4-6, N = 19,856

<sup>1</sup> 数据来源：各省市货物进出口总额数据来自中国统计年鉴，数据单位为美元的数据经当年平均汇率调整为人民币。各省市 GDP 数据来自国家统计局网站。

#### 4.2. 排除新《预算法》影响

2015年，新《预算法》开始实施，一方面，明确要政府的全部收入和支出都应当纳入预算，监督政府如何“花钱”；另一方面，有限允许地方政府举债。为了控制地方政府债务问题对供给侧改革政策效果的影响，在原有模型基础上，加上各省市当年地方债数据占GDP比例<sup>2</sup>，即变量 $(DEBT/DGP)_t^p$ ，作为控制变量，同时加入交互项 $TREAT_b \times TREAT_i \times POST_t \times DG_t^p$ ，回归结果如表16所示。结果显示，交互项系数显著性较低，说明地方政府问题对模型考虑的供给侧改革政策效应的影响较小。

表 16：排除新《预算法》影响回归结果

因变量：LR					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$TREAT_b$ $\times TREAT_i$ $\times POST_t$ $\times DG_t^p$	-0.040862** (0.0301)	-0.038541** (0.0418)	-0.021781 (0.2433)	-0.021781 (0.4791)	-0.021781 (0.4049)
$TREAT_b$ $\times TREAT_i$ $\times POST_t$	-0.001412 (0.6907)	-0.002833 (0.4261)	-0.004724 (0.1753)	-0.004724 (0.2383)	-0.004724 (0.2785)
$TREAT_b$ $\times POST_t$	-0.000701 (0.4826)	-0.000388 (0.7013)	-0.000492 (0.6164)	-0.000492 (0.7133)	-0.000492 (0.6590)
$TREAT_i$ $\times POST_t$	-0.014297*** ( $<0.0010$ )	-0.011931*** ( $<0.0010$ )	-0.053659*** ( $<0.0010$ )	-0.053659*** ( $<0.0010$ )	-0.053659*** ( $<0.0010$ )
$DG_t^p$		0.002661 (0.4523)	0.002534 (0.4609)	0.002534 (0.6569)	0.002534 (0.3809)
行业银行固定 效应	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	未控制	控制	控制	控制	控制
行业时间固定 效应( $IT_{it}$ )	未控制	未控制	控制	控制	控制
标准误	普通标准误	普通标准误	普通标准误	稳健标准误	银行聚类
R <sup>2</sup>	0.0153	0.0190	0.0797	0.0797	0.0797

Unbalanced Panel: n = 3,440, T = 4-6, N = 19,856

#### 5. 房地产行业对于 DDD 估计的影响

在基准 DDD 设定中，我们并未将房地产行业纳入直接受“去产能”政策影响的处理组，原因在于同期供给侧改革中的“去库存”政策指导下，房地产行业整体可能通过参与大规模“棚改”项目继续获得信贷支持。但由于“棚改”等政策性项目的具体数据不可

<sup>2</sup> 数据来源：各省地方债余额来自财政部中国地方债务信息公开平台，缺失数据取前后年度平均值或采用差值法进行补充；全国性银行地方债数据取值为 0。各省 GDP 数据来自国家统计局网站。

得，而同时在“房住不炒”政策下对房地产行业高杠杆的抑制也是客观存在的，因此有必要进一步检验将房地产行业纳入处理组时，基准结果的稳健性。表 17 汇报了重新定义处理组  $TREAT_i$  后的回归结果。对比表 10 的基准结果可见，将房地产行业纳入处理组后，DDD 项的系数绝对值略微减小，说明供给侧结构性改革后，房地产行业信贷供给的下降幅度低于制造业、采掘业与建筑业。但该项系数仍然显著为负，表明基准回归结果稳健。

表 17：将房地产作为处置行业回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$TREAT_b$	-0.006747***	-0.006698***	-0.006827***	-0.006827*	-0.006827**
$\times TREAT_i$					
$\times POST_t$	(0.0012)	(0.0013)	(0.0007)	(0.0602)	(0.0494)
$TREAT_b$	-0.000376	-0.000393	-0.000364	-0.000364	-0.000364
$\times POST_t$	(0.7189)	(0.7070)	(0.7184)	(0.7929)	(0.7451)
$TREAT_i$	-0.006742***	-0.003914***	-0.054520***	-0.054520***	-0.054520***
$\times POST_t$	(<0.0010)	(0.0036)	(<0.0010)	(<0.0010)	(<0.0010)
行业银行固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	未控制	控制	控制	控制	控制
行业时间固定效应( $IT_{it}$ )	未控制	未控制	控制	控制	控制
标准误	普通标准误	普通标准误	普通标准误	稳健标准误	银行聚类
$R^2$	0.0062	0.0103	0.0796	0.0796	0.0796
Unbalanced Panel: n = 3,440, T = 4-6, N = 19,856					

## 6. 信贷调整的行业与银行规模异质性

### 6.1. 行业异质性

为区分行业政策效应，我们以制造业为基准，分别设置采矿业、建筑业和房地产业虚拟变量  $D_1$ 、 $D_2$  和  $D_3$ 。在保留原有模型设置的情况下，加入  $D_1$ 、 $D_2$  和  $D_3$  与 DDD 模型交互项的乘积，结果如下。从结果可以看出，所有交互项系数都显著为正，说明采矿业、建筑业和房地产业的政策效应都没有制造业政策效应显著。

表 18：区分行业政策效果回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$TREAT_b$	0.058285***	0.059058***	0.028078***	0.028078**	0.028078**
$\times TREAT_i$					
$\times POST_t \times D_1$	(<0.0010)	(<0.0010)	(<0.0010)	(0.0133)	(0.0163)
$TREAT_b$	0.070227***	0.068661***	0.039139***	0.039139***	0.039139***
$\times TREAT_i$					
$\times POST_t \times D_2$	(<0.0010)	(<0.0010)	(<0.0010)	(0.0010)	(0.0019)
	0.072432***	0.076984***	0.027789***	0.027789**	0.027789**

$TREAT_b$ $\times TREAT_i$ $\times POST_t \times D_3$	(<0.0010)	(<0.0010)	(<0.0010)	(0.0181)	(0.0213)
$TREAT_b$ $\times TREAT_i$ $\times POST_t$	-0.056983***	-0.057865***	-0.030570***	-0.030570***	-0.030570***
	(<0.0010)	(<0.0010)	(<0.0010)	(0.0051)	(0.0063)
行业银行固定 效应	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	未控制	控制	控制	控制	控制
行业时间固定 效应( $IT_{it}$ )	未控制	未控制	控制	控制	控制
标准误	普通标准误	普通标准误	普通标准误	稳健标准误	银行聚类
$R^2$	0.0325	0.0377	0.0834	0.0834	0.0834
Unbalanced Panel: n = 3,440, T = 4-6, N = 19,856					

## 6.2. 银行规模异质性

为了区分银行规模异质性，加入 2014 年末总资产对数数据，将样本银行按资产规模对数降序排列，分为三组：71、71 和 70 家银行。以第一组，即规模最大的银行为基准，分别设置虚拟变量  $S_2$ 、 $S_3$  代表第二组和第三组银行，加入  $S_2$  和  $S_3$  与 DDD 模型交互项的乘积，结果如下。交互项系数都不显著，说明不同规模银行的政策效应差别不显著。

表 19：银行规模异质性检验回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$TREAT_b$ $\times TREAT_i$ $\times POST_t \times S_2$	0.003117 (0.4518)	0.002791 (0.5002)	0.003132 (0.4360)	0.003132 (0.6344)	0.003132 (0.6072)
$TREAT_b$ $\times TREAT_i$ $\times POST_t \times S_3$	0.002218 (0.5667)	0.001650 (0.6695)	0.001710 (0.6491)	0.001710 (0.8464)	0.001710 (0.8271)
$TREAT_b$ $\times TREAT_i$ $\times POST_t$	-0.009091*** (0.0052)	-0.009896*** (0.0023)	-0.009466*** (0.0027)	-0.009466** (0.0247)	-0.009466** (0.0271)
行业银行固定 效应	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	未控制	控制	控制	控制	控制
行业时间固定 效应( $IT_{it}$ )	未控制	未控制	控制	控制	控制
标准误	普通标准误	普通标准误	普通标准误	稳健标准误	银行聚类
$R^2$	0.0149	0.0186	0.0789	0.0789	0.0789

## 五、政策效果测算与评估

### 1. 政策效果的直接测算

由表 8 可以看出，处理组银行、重点行业 2014 年的平均贷款占比为 14.41%。根据表 4.2 三重差分模型的回归结果显示，处理组银行、重点行业在政策实施后，贷款占比下降 0.784%。政策效应导致的贷款下降为初始贷款占比的 5.44%，即供给侧改革政策带来的净政策效果为重点行业信贷供给占下降 5.44%。

在此基础上，我们可以进行如下反事实测算：如果不实施供给侧改革，重点行业将实现何种水平的固定资产投资增量？具体而言，在供给侧改革实施后，我们以全行业上一年实际实现的固定资产投资为基础，结合供给侧改革政策通过信贷结构渠道所实现的 5.44% 信贷配置下降，测算出重点行业当年未能实现的固定资产投资额。再将该部分“消失”的投资额，与当年实际实现增量相结合，推算出没有供给侧改革政策的条件下，重点行业固定资产投资将会出现的增量。将“消失”增量与反事实增量相比较，我们既能得出供给侧改革在重点行业固定资产投资水平值上的作用力度。相关测算见表 20。

表 20：供给侧改革信贷结构渠道政策力度测算

重点行业投资增量	年份		
	2015	2016	2017
信贷下降绝对值（亿元）	3970.26	4281.91	4651.19
固定资产投资实际增量（亿元）	12607.86	4599.53	3861.68
固定资产投资反事实增量（亿元）	16578.12	8881.44	8512.87
信贷下降/反事实投资增量百分比	23.95%	48.21%	54.64%

注：分行业固定资产投资水平值数据来源为国家统计局

上表最后一行，反映了供给侧改革通过银行信贷结构渠道，在 2015-2017 年每年各减少了多少比例的重点行业固定资产投资。最后的测算结果清晰说明，银行信贷结构渠道在供给侧改革中扮演了非常重要的角色，特别是在为去产能任务服务的削减金融资源要素投入方面，更是起到了主导的作用。

### 2. 政策效果的回归测算

上述直接测算是以 DDD 估计结果为基准，从银行层面的行业信贷供给调整幅度加总到全国分行业固定资产投资，进而估计出供给侧改革银行信贷渠道的作用大小。另外一种政策效果测算思路，是利用基准 DDD 估计得到的回归方程，在行业-银行（即地区处理组）层面计算政策效果的预测值，然后用地区层级分行业固定资产投资数据对回归测算政策引致的信贷结构指标进行回归，考察其系数大小。具体而言，我们进行如下处理。首先，通过基准三重查分模型（2）式，得到  $LR_{bti}$  的拟合值，注意这一拟合值可以理解为供给侧改革政策所决定的银行行业信贷结构。其次，我们分别在省市层面和全国层面对各银行各行业贷款占比拟合值进行平均，其中全国层面的平均数据是对全国性银行的数据进行平均，得到各省市各行业贷款占比数据  $LOAN\_PRO_{ipt}$  和全国层面各行业贷款数据  $LOAN\_QG_{it}$ 。最

后，用各地区分行业固定资产占比 $FIXIN_{ipt}$ 对 $LOAN\_PRO_{ipt}$ 和 $LOAN\_QG_{it}$ 进行回归。回归系数反映了供给侧改革政策通过改变银行信贷结构，进一步带来的固定资产结构调整。最终估计结果见表 21。当控制了行业时间固定效应后（第 4 列），省级信贷结构占比测算值的估计系数为 3.8，这意味着供给侧改革政策作用下，省级层面分行业固定资产投资调整幅度为 3.8%。这与上述直接测算结果非常接近，也再次确认了政策效果测算的科学性。

表21：供给侧改革政策效果的回归测算

因变量： $FIXIN$				
	(1)	(2)	(3)	(4)
$LOAN\_PRO_{ipt}$	1.258961*** (<0.0010)	0.980318*** (<0.0010)	1.042586*** (<0.0010)	3.845291*** (<0.0010)
$LOAN\_QG_{it}$	-0.611737*** (0.0001)	-0.367857** (0.0139)	-0.427970** (0.0111)	5.013876 (0.6969)
$cons$	0.024891*** (<0.0010)	0.026906*** (<0.0010)	0.026908*** (<0.0010)	-0.564054 (0.5212)
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
$R^2$	0.1299	0.1307	0.1311	0.4409
Balanced Panel: n = 496, T = 6, N = 2,976				

## 六、国有经济环境的影响

上述结果已经基本建立了供给侧改革通过银行信贷结构这一渠道发挥政策作用。接下来一个自然且受人关注的问题，在于银行信贷的结构调整中，非国有企业会否受到更突出的影响。推而广之，更一般的问题在于国有经济环境是否会对银行信贷结构的调整产生作用。我们从三个方面来检验这一异质性特征，首先考虑不同省区的国有经济占比因素，其次考虑行业层面的国有经济占比因素，最后我们考虑银行的国有股份额这一因素。

### 1. 地区国有经济环境异质性

在保留原有回归模型交叉项的同时，考虑不同地区国有与非国有经济的发展对政策实施效果的影响。我们采用王小鲁等（2017）的非国有经济发展指标 $S^p$ 的2014年末数据来衡量不同地区间国有与非国有经济发展的差异<sup>3</sup>。具体而言，在原有 DID、DDD 模型基础上，分别加入 $TREAT_i \times POST_t \times S^p$ 和 $TREAT_b \times TREAT_i \times POST_t \times S^p$ 两个交互项，并重新对模型进行回归估计。注意， $S^p$ 水平值的影响，已经被行业-银行固定效应所吸收。估计结果见表 22 与表 23；为了行文简洁，我们在正文表格中只汇报主要结果，而将完整结果列于附录表 A.9-A.10 中。

表 22：地区国有经济异质性 DID 模型回归结果

<sup>3</sup> 该指标由各省区“非国有经济在工业企业主营业务收入中所占比例”、“非国有经济在全社会固定资产投资中所占比例”和“城镇非国有经济就业人数占城镇总就业人数的比重”三个分项指数平均而得。

	(1)	(2)	(3)
$TREAT_i \times POST_t \times S^p$	0.000540 (0.3860)	0.000016 (0.9900)	0.000016 (0.9890)
$TREAT_i \times POST_t$	-0.021728*** ( $<0.0010$ )	-0.015068 (0.1670)	-0.015068 (0.1200)
行业-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	稳健	银行聚类
R <sup>2</sup>	0.0141	0.0176	0.0176
Unbalanced Panel: n = 3440, T = 4-6, N = 19856			

表 23: 地区国有经济异质性 DDD 模型回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$TREAT_b$ $\times TREAT_i$ $\times POST_t \times S^p$	0.001544 (0.1400)	0.001062 (0.3100)	0.001333 (0.1900)	0.001333 (0.5260)	0.001333 (0.4390)
$TREAT_b$ $\times TREAT_i$ $\times POST_t$	-0.021008** (0.0280)	-0.017798* (0.0630)	-0.019687** (0.0340)	-0.019687 (0.2530)	-0.019687 (0.1470)
行业-银行固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	未控制	控制	控制	控制	控制
行业-时间固定效应( $IT_{it}$ )	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 <sup>2</sup>	0.0151	0.0188	0.0797	0.0797	0.0797
Unbalanced Panel: n = 3440, T = 4-6, N = 19856					

从上述回归结果表明, 不论是 DID 模型还是 DDD 模型下, 供给侧改革的信贷结构渠道均为呈现显著的地区国有经济环境异质性。换言之, 银行信贷结构的调整, 并不会因为地区间国有经济环境水平的差异而呈现出明显的区别, 相关行业信贷供给的减少, 并未集中在民营经济发达的省份, 亦未仅通过国有经济高占比的省份发挥作用。

## 2. 行业国有经济占比异质性

下面将考虑不同行业国有与非国有经济投资占比因素的影响。本文采用不同行业的国有及国有控股固定资产投资占比  $S_i$  来衡量不同行业间国有经济与非国有经济发展差异的影响。数据来源于 2015 年中国固定资产投资统计年鉴。对实证模型的调整体现在, 在原有 DID、DDD 模型基础上, 分别加入  $TREAT_i \times POST_t \times S_i$  和  $TREAT_b \times TREAT_i \times POST_t \times S_i$  两个交互项, 并重新对模型进行回归估计。注意,  $S_i$  的水平值影响已经被行业-银行固定效应吸收。估计结果见下表 24 与表 25; 完整结果见附录表 A.11-A.12。

表 24: 行业国有经济异质性 DID 模型回归结果

	(1)	(2)	(3)
$TREAT_i \times POST_t \times S_i$	-0.666568*** ( $<0.0010$ )	-0.644990*** ( $<0.0010$ )	-0.644990*** ( $<0.0010$ )
$TREAT_i \times POST_t$	0.013735*** ( $<0.0010$ )	0.013933*** ( $<0.0010$ )	0.013933*** ( $<0.0010$ )
行业-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	稳健	银行聚类
R <sup>2</sup>	0.0381	0.0397	0.0397

Unbalanced Panel: n = 3440, T = 4-6, N = 19856

表 25: 行业国有经济异质性 DDD 模型回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$TREAT_b$ $\times TREAT_i$ $\times POST_t \times S_i$	-0.932008*** ( $<0.0010$ )	-0.920371*** ( $<0.0010$ )	-0.507719*** ( $<0.0010$ )	-0.507719*** (0.0020)	-0.507719*** (0.0030)
$TREAT_b$ $\times TREAT_i$ $\times POST_t$	0.035759*** ( $<0.0010$ )	0.034207*** ( $<0.0010$ )	0.015498*** ( $<0.0010$ )	0.015498*** (0.0080)	0.015498*** (0.0120)
行业-银行固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	未控制	控制	控制	控制	控制
行业-时间固定效应( $IT_{it}$ )	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 <sup>2</sup>	0.0333	0.0366	0.0833	0.0833	0.0833

Unbalanced Panel: n = 3440, T = 4-6, N = 19856

从上述回归结果可见，银行信贷结构渠道的作用具有显著的行业国有经济环境异质性。不论是 DID 还是 DDD 模型中，政策-处理差分变量与行业国有经济占比变量的交互项，均在 1% 的水平上显著为负。这说明，供给侧改革在通过银行信贷结构调整渠道产生作用时，在国有占比高的行业显示出更强的政策效果。这一结论间接表明非国有企业（主要是民营企业）在供给侧改革中可能并未受到明显的信贷供给压缩，反而是相应重点行业的国有企业可能承担了比较大的信贷压缩后果<sup>4</sup>。

<sup>4</sup> 由于使用的是行业层面数据，上述推断并不能直接证明非国有企业在供给侧改革中并未受到超过国有企业的信贷限制；原因在于我们无法完全控制各行业中国有与非国有企业的其他特征。不过上述关于国有投资高占比带来更大的信贷限制这一推断，至少在行业层面是成立的。



### 3. 银行国有股权异质性

最后，我们考察银行层面的国有股权异质性对信贷结构调整的影响。样本银行国有股占比  $S_b$  的数据来自中国银行业数据库 (CBD)<sup>5</sup>，我们使用样本银行 2014 年末数据的股权数据。与前两项分析类似，我们在原有 DID 和 DDD 模型中分别加入  $TREAT_i \times POST_t \times S_b$  和  $TREAT_b \times TREAT_i \times POST_t \times S_b$  两个交叉项，并重新对模型进行回归估计。注意， $S_b$  水平值影响已经被银行-行业交互固定效应吸收。估计结果见下表 26 与表 27；完整结果见附录表 A.13-A.14。

表 26: 银行国有股权异质性 DID 模型回归结果

	(1)	(2)	(3)
$TREAT_i \times POST_t \times S_b$	-0.000204*** (<0.0010)	-0.000202** (0.0250)	-0.000202*** (0.0030)
$TREAT_i \times POST_t$	-0.012552*** (<0.0010)	-0.010730*** (0.0010)	-0.010730*** (<0.0010)
行业-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	稳健	银行聚类
R <sup>2</sup>	0.0152	0.0188	0.0188
Unbalanced Panel: n = 3440, T = 4-6, N = 19856			

表 27: 银行国有股权异质性 DDD 模型回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$TREAT_b \times TREAT_i \times POST_t \times S_b$	-0.000221*** (0.0010)	-0.000219*** (0.0010)	-0.000219*** (0.0010)	-0.000219* (0.0890)	-0.000219** (0.0270)
$TREAT_b \times TREAT_i \times POST_t$	-0.002049 (0.4610)	-0.003187 (0.2520)	-0.002680 (0.3210)	-0.002680 (0.6540)	-0.002680 (0.6260)
行业-银行固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	未控制	控制	控制	控制	控制
行业-时间固定效应( $IT_{it}$ )	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 <sup>2</sup>	0.0156	0.0194	0.0803	0.0803	0.0803
Unbalanced Panel: n = 3440, T = 4-6, N = 19856					

<sup>5</sup> 银行国有股权比例定义为银行前十大股东中，政府部门直接持股与国有企业持股比例之和。

与行业内国有投资占比的结果非常类似，银行国有股权占比与 DID、DDD 模型中主要解释变量的交互项系数显著为负，即便在 DDD 估计银行聚类标准下（表 27 第 5 列），显著性也达到 2.7%。这一结果说明，银行国有股权占比越高，其信贷结构调整力度越大，对供给侧改革重点行业的信贷供给压缩越显著。这与行业内国有投资占比的异质性结果相吻合。两组结果共同表明，在信贷结构调整过程中，国有投资高占比行业与国有股权高占比银行在信贷压缩的政策贯彻力度最为显著，至少就行业层面的信贷结构而言，非国有经济主体并未受到超过国有经济主体的信贷削减。

## 七、结论

去产能的宏观调控政策自 2006 年起就已提上日程，但政策效果并不显著，加上 08 年金融危机冲击后政府的一系列刺激政策，导致部分产业产能过剩、供求结构失衡愈演愈烈。直至 2015 年底供给侧结构性改革的提出，去产能、去库存成为政府经济工作的首要任务，但鲜有关于这次供给侧改革政策效果的实证评估。而商业银行作为社会资源配置的核心部门，在此次改革中充当着重要角色。故本文从改革开始后商业银行信贷调整行为入手，对供给侧改革政策效果进行评估。

本文利用了全国范围内所有商业银行的披露信息及信用评级报告等资料，对商业银行 2012-2017 年分行业的信贷数据进行整理，最终共收集了 215 家商业银行的完整数据。首先利用双重差分模型进行实证分析，发现样本银行确实显著减少了向过剩行业的贷款投放，不同行业之间的政策效应显著存在。进而本文为了排除需求端因素对贷款变动趋势的影响，在双重差分模型中加入银行虚拟变量构成三重差分模型进行实证分析。通过对 2014 年过剩行业产量省级分布进行对比分析，选取了山东省、河南省、江苏省、河北省、山西省、新疆维吾尔自治区及全国性银行作为处理组银行，剩余银行作为对照组。利用三重差分对供给侧改革的政策效果进行评估，发现处理组银行在政策实施后确实减少了对过剩产业信贷的投放，说明商业银行在供给侧改革的实施过程中有按照国家政策方针的要求，合理调节信贷结构，引导社会资金流向合理的部门。随后本文又对模型进行了平行趋势检验和一系列稳健性检验，对模型出现的分组选择效应进行处理，最终结果都与本文初步回归结论保持一致。

如今供给侧改革已实行三年，实体经济供给侧改革取得明显成效，金融业经历了两年痛苦的去杠杆，以银行理财产品、非银行金融机构贷款产品和同业为代表的影子银行大幅度萎缩，金融部门和实体经济的杠杆已经显著下降，政府提出了进一步深化金融供给侧结构性改革。金融结构性失衡的根源是要素配置扭曲，这表现在银行贷款比重近几年出现的“两降三升”现象，即制造业和民营企业贷款大幅度下降，房地产、金融业和个人住房贷款比重上升。金融供给侧改革要调整市场结构、产品结构，还要调整银行结构，构建多层次、广覆盖、有差异的银行体系和信贷市场体系，商业银行将在新一轮的深化供给侧改革中必将担任更加重要的角色。

## 附录

表 A.1-表 A.8 报告了上文表 12-表 19 的完整结果。

表 A.1：处理样本选择效应后的基准回归结果

	(1)	(2)	(3)
$TREAT_b \times TREAT_i \times POST_t$	-0.007839*** (<0.0010)	-0.007839* (0.0720)	-0.007839* (0.0620)
$TREAT_b \times POST_t$	-0.000540 (0.5810)	-0.000540 (0.6930)	-0.000540 (0.6230)
$TREAT_i \times POST_t$	-0.0538509*** (<0.0010)	-0.0538509*** (<0.0010)	-0.0538509*** (<0.0010)
$POST_t$	-0.006391** (0.0490)	-0.006391** (0.2300)	-0.006391** (0.1880)
$SIZE_{bt}$	0.000391 (0.5710)	0.000391 (0.6510)	0.000391 (0.5300)
$LIQ_{bt}$	0.0000086 (0.6650)	0.0000086 (0.7590)	0.0000086 (0.5070)
$CAP_{bt}$	0.0000311 (0.6900)	0.0000311 (0.8630)	0.0000311 (0.4430)
$NPL_{bt}$	0.000569 (0.1280)	0.000569 (0.3030)	0.000569 (0.1020)
$FIXEDIN_{i(t-1)}^p$	0.066158** (0.0110)	0.066158** (0.1190)	0.066158** (0.1200)
<i>cons</i>	0.058594*** (<0.0010)	0.058594*** (<0.0010)	0.058594*** (<0.0010)
$SIZE \times F(t) \times POST$	控制	控制	控制
行业-银行固定效应	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制
时间-行业固定效应( $IT_{it}$ )	控制	控制	控制
标准误	普通	稳健	银行聚类
$R^2$	0.0797	0.0797	0.0797

Unbalanced Panel: n = 3440, T = 4-6, N = 19856

表 A.2: 剔除 18 家银行后样本数据回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
$TREAT_b$ $\times TREAT_i$ $\times POST_t$	-0.007437*** (0.0040)	-0.008132*** (0.0010)	-0.008132 (0.1200)	-0.008132* (0.1000)
$TREAT_b$ $\times POST_t$	-0.000987 (0.3730)	-0.000849 (0.4320)	-0.000849 (0.5700)	-0.000849 (0.4980)
$TREAT_i$ $\times POST_t$	-0.014297*** (<0.0010)	-0.050869*** (<0.0010)	-0.050869*** (<0.0010)	-0.050869*** (<0.0010)
$POST_t$	-0.002786** (<0.0010)	-0.007843** (0.0170)	-0.007843** (0.1280)	-0.007843 (0.1290)

$SIZE_{bt}$		0.000345 (0.6090)	0.000345 (0.6370)	0.000345 (0.5400)
$LIQ_{bt}$		0.0000065 (0.7530)	0.0000065 (0.8200)	0.0000065 (0.6400)
$CAP_{bt}$		0.000025 (0.7530)	0.000025 (0.8900)	0.000025 (0.5560)
$NPL_{bt}$		0.000564 (0.1420)	0.000564 (0.3070)	0.000564* (0.1000)
$FIXEDIN_{i(t-1)}^p$		0.068279*** (0.0100)	0.068279 (0.1070)	0.068279 (0.1090)
$cons$	0.058203*** ( $<0.0010$ )	0.05888*** ( $<0.0010$ )	0.05888*** ( $<0.0010$ )	0.05888*** ( $<0.0010$ )
行业-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
时间-行业固定效应( $IT_{it}$ )	控制	控制	控制	控制
标准误	普通	普通	稳健	银行聚类
$R^2$	0.0138	0.0727	0.0727	0.0727

Unbalanced Panel: n = 3152, T = 4-6, N = 18144

表 A.3: 安慰剂检验回归结果

因变量: $LR$				
	2013	2014	2015	2016
$TREAT_b \times TREAT_i$ $\times POST_t$	0.000380 (0.9385)	-0.003320 (0.4167)	-0.007840* (0.0620)	-0.008959** (0.0237)
$TREAT_b \times POST_t$	-0.001160 (0.3212)	-0.000903 (0.4169)	-0.000601 (0.5850)	-0.000850 (0.4603)
$TREAT_i \times POST_t$	-0.057211*** ( $<0.0010$ )	-0.055746*** ( $<0.0010$ )	-0.053851* ( $<0.0010$ )	-0.053399*** (0.0000)
$POST_t$	-0.006711 (0.1509)	-0.006805 (0.1463)	-0.006926** (0.1400)	-0.007161 (0.1316)
$SIZE_{bt}$	0.000284 (0.6017)	0.000281 (0.6039)	0.000277 (0.6060)	0.000302 (0.5893)
$LIQ_{bt}$	0.000007 (0.5790)	0.000008 (0.5626)	0.000008 (0.5720)	0.000006 (0.6553)
$CAP_{bt}$	0.000016 (0.7080)	0.000022 (0.6024)	0.000029 (0.4910)	0.000032 (0.4555)
$NPL_{bt}$	0.000570* (0.0926)	0.000569* (0.0910)	0.000573* (0.0940)	0.000572 (0.1003)

$FIXEDIN_{i(t-1)}^p$	0.059635 (0.1695)	0.061767 (0.1532)	0.066159 (0.1200)	0.066004 (0.1206)
<i>cons</i>	0.060488*** (<0.0010)	0.060279*** (<0.0010)	0.059931*** (<0.0010)	0.056152*** (<0.0010)
行业-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
时间-行业固定效应( $IT_{it}$ )	控制	控制	控制	控制
标准误	银行聚类	银行聚类	银行聚类	银行聚类
$R^2$	0.0787	0.0789	0.0796	0.0799
Unbalanced Panel: n = 3440, T = 4-6, N = 19856				

表 A.4: 排除 8·11 汇改影响回归结果

因变量: $LR$					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$TREAT_b$	0.036936***	0.036237***	0.032077***	0.032077	0.032077
$\times TREAT_i$					
$\times POST_t$	(0.0014)	(0.0019)	(0.0047)	(0.2159)	(0.1357)
$\times IE_t^p$					
$TREAT_b$	-0.018645***	-0.019531***	-0.017736***	-0.017736**	-0.017736***
$\times TREAT_i$					
$\times POST_t$	(<0.0010)	(<0.0010)	(<0.0010)	(0.0297)	(0.0056)
$TREAT_b$	-0.000701	-0.000567	-0.000669	-0.000669	-0.000669
$\times POST_t$	(0.4825)	(0.5708)	(0.4914)	(0.6150)	(0.5473)
$TREAT_i$	-0.014297***	-0.011912***	-0.053815***	-0.053815***	-0.053815***
$\times POST_t$	(<0.0010)	(<0.0010)	(<0.0010)	(<0.0010)	(<0.0010)
$POST_t$	0.002786***	0.000235	-0.007607**	-0.007607	-0.007607
	(<0.0010)	(0.8491)	(0.0141)	(0.1044)	(0.1101)
$SIZE_{bt}$		0.000554	0.000400	0.000400	0.000400
		(0.4118)	(0.5414)	(0.5900)	(0.5118)
$LIQ_{bt}$		0.000010	0.000010	0.000010	0.000010
		(0.6211)	(0.6149)	(0.7184)	(0.4730)
$CAP_{bt}$		0.000034	0.000032	0.000032	0.000032
		(0.6760)	(0.6789)	(0.8581)	(0.4390)
$NPL_{bt}$		0.000623	0.000617*	0.000617	0.000617*
		(0.1055)	(0.0989)	(0.2615)	(0.0740)
$FIXEDIN_{i(t-1)}^p$		0.173525***	0.066823***	0.066823	0.066823
		(<0.0010)	(0.0097)	(0.1120)	(0.1142)
		-0.008033	-0.008168	-0.008168	-0.008168

$IE_t^D$		(0.1705)	(0.1511)	(0.3872)	(0.4905)
<i>cons</i>	0.058354***	0.043126***	0.061668***	0.061668***	0.061668***
	(<0.0010)	(<0.0010)	(<0.0010)	(<0.0010)	(<0.0010)
行业银行固定 效应	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	未控制	控制	控制	控制	控制
行业时间固定 效应( $IT_{it}$ )	未控制	未控制	控制	控制	控制
标准误	普通标准误	普通标准误	普通标准误	稳健标准误	银行聚类
$R^2$	0.0156	0.0195	0.0803	0.0803	0.0803
Unbalanced Panel: n = 3,440, T = 4-6, N = 19,856					

表 A.5: 排除新《预算法》影响回归结果

因变量: $LR$					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$TREAT_b$	-0.040862**	-0.038541**	-0.021781	-0.021781	-0.021781
$\times TREAT_i$					
$\times POST_t$	(0.0301)	(0.0418)	(0.2433)	(0.4791)	(0.4049)
$\times DG_t^P$					
$TREAT_b$	-0.001412	-0.002833	-0.004724	-0.004724	-0.004724
$\times TREAT_i$					
$\times POST_t$	(0.6907)	(0.4261)	(0.1753)	(0.2383)	(0.2785)
$TREAT_b$	-0.000701	-0.000388	-0.000492	-0.000492	-0.000492
$\times POST_t$	(0.4826)	(0.7013)	(0.6164)	(0.7133)	(0.6590)
$TREAT_i$	-0.014297***	-0.011931***	-0.053659***	-0.053659***	-0.053659***
$\times POST_t$	(<0.0010)	(<0.0010)	(<0.0010)	(<0.0010)	(<0.0010)
$POST_t$	0.002786***	0.000711	-0.007167**	-0.007167	-0.007167
	(<0.0010)	(0.5665)	(0.0203)	(0.1270)	(0.1262)
$SIZE_{bt}$		0.000408	0.000251	0.000251	0.000251
		(0.5473)	(0.7022)	(0.7329)	(0.6350)
$LIQ_{bt}$		0.000006	0.000007	0.000007	0.000007
		(0.7539)	(0.7227)	(0.7996)	(0.6015)
$CAP_{bt}$		0.000031	0.000029	0.000029	0.000029
		(0.7016)	(0.7053)	(0.8703)	(0.4873)
$NPL_{bt}$		0.000537	0.000541	0.000541	0.000541
		(0.1650)	(0.1494)	(0.3278)	(0.1234)
$FIXEDIN_{i(t-1)}^P$		0.172589***	0.066503**	0.066503	0.066503
		(<0.0010)	(0.0101)	(0.1164)	(0.1171)
		0.002661	0.002534	0.002534	0.002534

$DG_t^p$		(0.4523)	(0.4609)	(0.6569)	(0.3809)
<i>cons</i>	0.058362***	0.041569***	0.059958***	0.059958***	0.059958***
	(<0.0010)	(<0.0010)	(<0.0010)	(<0.0010)	(<0.0010)
行业银行固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	未控制	控制	控制	控制	控制
行业时间固定效应( $IT_{it}$ )	未控制	未控制	控制	控制	控制
标准误	普通标准误	普通标准误	普通标准误	稳健标准误	银行聚类
$R^2$	0.0153	0.0190	0.0797	0.0797	0.0797
Unbalanced Panel: n = 3,440, T = 4-6, N = 19,856					

表 A.6: 将房地产作为处置行业会回归结果

因变量: $LR$					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$TREAT_b$	-0.006747***	-0.006698***	-0.006827***	-0.006827*	-0.006827**
$\times TREAT_i$	(0.0012)	(0.0013)	(0.0007)	(0.0602)	(0.0494)
$\times POST_t$					
$TREAT_b$	-0.000376	-0.000393	-0.000364	-0.000364	-0.000364
$\times POST_t$	(0.7189)	(0.7070)	(0.7184)	(0.7929)	(0.7451)
$TREAT_i$	-0.006742***	-0.003914***	-0.054520***	-0.054520***	-0.054520***
$\times POST_t$	(<0.0010)	(0.0036)	(<0.0010)	(<0.0010)	(<0.0010)
$POST_t$	0.001791***	-0.000211	-0.006980**	-0.006980	-0.006980
	(0.0058)	(0.8536)	(0.0232)	(0.1367)	(0.1365)
$SIZE_{bt}$		0.000452	0.000274	0.000274	0.000274
		(0.5045)	(0.6749)	(0.7098)	(0.6109)
$LIQ_{bt}$		0.000007	0.000008	0.000008	0.000008
		(0.7147)	(0.7012)	(0.7853)	(0.5723)
$CAP_{bt}$		0.000031	0.000029	0.000029	0.000029
		(0.7017)	(0.7095)	(0.8722)	(0.4911)
$NPL_{bt}$		0.000575	0.000573	0.000573	0.000573*
		(0.1367)	(0.1253)	(0.2976)	(0.0939)
$FIXEDIN_{i(t-1)}^p$		0.187051***	0.059372**	0.059372	0.059372
		(0.0000)	(0.0213)	(0.1686)	(0.1713)
<i>cons</i>	0.058358***	0.040344***	0.060414***	0.060414***	0.060414***
	(<0.0010)	(<0.0010)	(<0.0010)	(<0.0010)	(<0.0010)
行业银行固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	未控制	控制	控制	控制	控制

行业时间固定 效应( $IT_{it}$ )	未控制	未控制	控制	控制	控制
标准误	普通标准误	普通标准误	普通标准误	稳健标准误	银行聚类
$R^2$	0.0062	0.0103	0.0796	0.0796	0.0796
Unbalanced Panel: n = 3,440, T = 4-6, N = 19,856					

表 A.7: 区分行业政策效果回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$TREAT_b$	0.058285***	0.059058***	0.028078***	0.028078**	0.028078**
$\times TREAT_i$					
$\times POST_t \times D_1$	(<0.0010)	(<0.0010)	(<0.0010)	(0.0133)	(0.0163)
$TREAT_b$	0.070227***	0.068661***	0.039139***	0.039139***	0.039139***
$\times TREAT_i$					
$\times POST_t \times D_2$	(<0.0010)	(<0.0010)	(<0.0010)	(0.0010)	(0.0019)
$TREAT_b$	0.072432***	0.076984***	0.027789***	0.027789**	0.027789**
$\times TREAT_i$					
$\times POST_t \times D_3$	(<0.0010)	(<0.0010)	(<0.0010)	(0.0181)	(0.0213)
$TREAT_b$	-0.056983***	-0.057865***	-0.030570***	-0.030570***	-0.030570***
$\times TREAT_i$					
$\times POST_t$	(<0.0010)	(<0.0010)	(<0.0010)	(0.0051)	(0.0063)
$TREAT_b$	-0.000376	-0.000395	-0.000366	-0.000366	-0.000366
$\times POST_t$	(0.7153)	(0.7014)	(0.7163)	(0.7917)	(0.7437)
$TREAT_i$	-0.006742***	-0.003450***	-0.044551***	-0.044551***	-0.044551***
$\times POST_t$	(<0.0010)	(<0.0010)	(<0.0010)	(<0.0010)	(<0.0010)
$POST_t$	0.001791***	-0.000325	-0.007104**	-0.007104	-0.007104
	(0.0052)	(0.7726)	(0.0206)	(0.1297)	(0.1287)
$SIZE_{bt}$		0.000450	0.000280	0.000280	0.000280
		(0.5000)	(0.6682)	(0.7036)	(0.6025)
$LIQ_{bt}$		0.000007	0.000008	0.000008	0.000008
		(0.7108)	(0.7008)	(0.7849)	(0.5725)
$CAP_{bt}$		0.000031	0.000029	0.000029	0.000029
		(0.6979)	(0.7084)	(0.8721)	(0.4902)
$NPL_{bt}$		0.000575	0.000573	0.000573	0.000573*
		(0.1313)	(0.1245)	(0.2978)	(0.0939)
$FIXEDIN_{i(t-1)}^p$		0.217784***	0.084244***	0.084244**	0.084244**
		(0.0000)	(0.0013)	(0.0412)	(0.0407)
$cons$	0.058358***	0.038440***	0.057129***	0.057129***	0.057129***
	(<0.0010)	(<0.0010)	(<0.0010)	(<0.0010)	(<0.0010)
行业银行固定 效应	控制	控制	控制	控制	控制



时间固定效应	未控制	控制	控制	控制	控制
行业时间固定 效应( $IT_{it}$ )	未控制	未控制	控制	控制	控制
标准误	普通标准误	普通标准误	普通标准误	稳健标准误	银行聚类
$R^2$	0.0325	0.0377	0.0834	0.0834	0.0834
Unbalanced Panel: n = 3,440, T = 4-6, N = 19,856					

表 A.8: 银行规模异质性检验回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$TREAT_b$	0.003117	0.002791	0.003132	0.003132	0.003132
$\times TREAT_i$	(0.4518)	(0.5002)	(0.4360)	(0.6344)	(0.6072)
$\times POST_t \times S_2$					
$TREAT_b$	0.002218	0.001650	0.001710	0.001710	0.001710
$\times TREAT_i$	(0.5667)	(0.6695)	(0.6491)	(0.8464)	(0.8271)
$\times POST_t \times S_3$					
$TREAT_b$	-0.009091***	-0.009896***	-0.009466***	-0.009466**	-0.009466**
$\times TREAT_i$	(0.0052)	(0.0023)	(0.0027)	(0.0247)	(0.0271)
$\times POST_t$					
$TREAT_b$	-0.000641	-0.000437	-0.000544	-0.000544	-0.000544
$\times POST_t$	(0.5236)	(0.6638)	(0.5774)	(0.6844)	(0.6236)
$TREAT_i$	-0.014189***	-0.011800***	-0.053319***	-0.053319***	-0.053319***
$\times POST_t$	(<0.0010)	(<0.0010)	(<0.0010)	(<0.0010)	(<0.0010)
$POST_t$	0.002725***	0.001024	-0.006909**	-0.006909	-0.006909
	(<0.0010)	(0.3656)	(0.0262)	(0.1476)	(0.1464)
$SIZE_{bt}$		0.000442	0.000297	0.000297	0.000297
		(0.5135)	(0.6517)	(0.6879)	(0.5864)
$LIQ_{bt}$		0.000008	0.000008	0.000008	0.000008
		(0.6979)	(0.6844)	(0.7708)	(0.5447)
$CAP_{bt}$		0.000030	0.000029	0.000029	0.000029
		(0.7086)	(0.7136)	(0.8740)	(0.4926)
$NPL_{bt}$		0.000561	0.000560	0.000560	0.000560
		(0.1469)	(0.1363)	(0.3109)	(0.1017)
$FIXEDIN_{i(t-1)}^p$		0.172900***	0.065612**	0.065612	0.065612
		(0.0000)	(0.0117)	(0.1229)	(0.1232)
$cons$	0.058339***	0.041284***	0.059619***	0.059619***	0.059619***
	(<0.0010)	(<0.0010)	(<0.0010)	(<0.0010)	(<0.0010)
行业银行固定 效应	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	未控制	控制	控制	控制	控制
行业时间固定 效应( $IT_{it}$ )	未控制	未控制	控制	控制	控制
标准误	普通标准误	普通标准误	普通标准误	稳健标准误	银行聚类

R <sup>2</sup>	0.0149	0.0186	0.0789	0.0789	0.0789
Unbalanced Panel: n = 3,392, T = 4-6, N = 19,648					

表 A.9-A.14 报告了正文第六节政策渠道国有经济环境异质性检验的完整回归结果。

表 A.9: 地区国有经济异质性 DID 模型回归结果

	(1)	(2)	(3)		
$TREAT_i \times POST_t \times S^p$	0.000540 (0.3860)	0.000016 (0.9900)	0.000016 (0.9890)		
$TREAT_i \times POST_t$	-0.021728*** ( $<0.0010$ )	-0.015068 (0.1670)	-0.015068 (0.1200)		
$POST_t$	0.002515*** ( $<0.0010$ )	0.002012** (0.0370)	0.002012** (0.2890)		
$SIZE_{bt}$		0.000434 (0.5430)	0.000434 (0.3940)		
$LIQ_{bt}$		0.0000078 (0.7840)	0.0000078 (0.5530)		
$CAP_{bt}$		0.000018 (0.9200)	0.000018 (0.6610)		
$NPL_{bt}$		0.000571 (0.3070)	0.000571 (0.0930)		
$FIXEDIN_{i(t-1)}^p$		0.168093*** ( $<0.0010$ )	0.168093*** ( $<0.0010$ )		
$cons$	0.058353*** ( $<0.0010$ )	0.041866*** ( $<0.0010$ )	0.041866*** ( $<0.0010$ )		
行业-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	稳健	银行聚类		
R <sup>2</sup>	0.0141	0.0176	0.0176		
Unbalanced Panel: n = 3440, T = 4-6, N = 19856					

表 A.10: 地区国有经济异质性 DDD 模型回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$TREAT_b \times TREAT_i \times POST_t \times S^p$	0.001544 (0.1400)	0.001062 (0.3100)	0.001333 (0.1900)	0.001333 (0.5260)	0.001333 (0.4390)
$TREAT_b \times TREAT_i \times POST_t$	-0.021008** (0.0280)	-0.017798* (0.0630)	-0.019687** (0.0340)	-0.019687 (0.2530)	-0.019687 (0.1470)
$TREAT_b \times POST_t$	-0.000701 (0.4830)	-0.000503 (0.6150)	-0.000604 (0.5340)	-0.000604 (0.6500)	-0.000604 (0.5840)

$TREAT_i \times POST_t$	-0.014297*** ( $<0.0010$ )	-0.011945*** ( $<0.0010$ )	- 0.053946*** ( $<0.0010$ )	- 0.053946*** ( $<0.0010$ )	- 0.053946*** ( $<0.0010$ )
$POST_t$	0.002786*** ( $<0.0010$ )	0.001077 (0.3360)	-0.006918** (0.0240)	-0.006918 (0.1410)	-0.006918 (0.1400)
$SIZE_{bt}$		0.000419 (0.5340)	0.000275 (0.6740)	0.000275 (0.7090)	0.000275 (0.6090)
$LIQ_{bt}$		0.000008 (0.6920)	0.000008 (0.6750)	0.000008 (0.7640)	0.000008 (0.5340)
$CAP_{bt}$		0.000031 (0.6970)	0.000030 (0.7010)	0.000030 (0.8680)	0.000030 (0.4730)
$NPL_{bt}$		0.000582 (0.1310)	0.000582 (0.1200)	0.000582 (0.2890)	0.000582* (0.0890)
$FIXEDIN_{i(t-1)}^p$		0.1715820*** ( $<0.0010$ )	0.063569** (0.0140)	0.063569 (0.1340)	0.063569** (0.1370)
$cons$	0.058355*** ( $<0.0010$ )	0.041623*** ( $<0.0010$ )	0.060063*** ( $<0.0010$ )	0.060063*** ( $<0.0010$ )	0.060063*** ( $<0.0010$ )
行业-银行固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	未控制	控制	控制	控制	控制
行业-时间固定效应( $IT_{it}$ )	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
$R^2$	0.0151	0.0188	0.0797	0.0797	0.0797
Unbalanced Panel: n = 3440, T = 4-6, N = 19856					

表 A.11: 行业国有经济异质性 DID 模型回归结果

	(1)	(2)	(3)
$TREAT_i \times POST_t \times S_i$	-0.666568*** ( $<0.0010$ )	-0.644990*** ( $<0.0010$ )	-0.644990*** ( $<0.0010$ )
$TREAT_i \times POST_t$	0.013735*** ( $<0.0010$ )	0.013933*** ( $<0.0010$ )	0.013933*** ( $<0.0010$ )
$POST_t$	0.002580*** ( $<0.0010$ )	0.0022134** (0.0220)	0.0022134 (0.2020)
$SIZE_{bt}$		0.000428 (0.5430)	0.000428 (0.4020)
$LIQ_{bt}$		0.0000081 (0.7750)	0.0000081 (0.5450)
$CAP_{bt}$		0.000019 (0.9170)	0.000019 (0.6510)

$NPL_{bt}$		0.000574 (0.3040)	0.000574* (0.0900)
$FIXEDIN_{i(t-1)}^p$		0.105880*** (0.0030)	0.105880*** (0.0040)
$cons$	0.054150*** (<0.0010)	0.041841*** (<0.0010)	0.041841*** (<0.0010)
行业-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	稳健	银行聚类
$R^2$	0.0381	0.0397	0.0397

Unbalanced Panel: n = 3440, T = 4-6, N = 19856

表 A.12: 行业国有经济异质性 DDD 模型回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$TREAT_b$ $\times TREAT_i$ $\times POST_t \times S_i$	-0.932008*** (<0.0010)	-0.920371*** (<0.0010)	-0.507719*** (<0.0010)	-0.507719*** (0.0020)	-0.507719*** (0.0030)
$TREAT_b$ $\times TREAT_i$ $\times POST_t$	0.035759*** (<0.0010)	0.034207*** (<0.0010)	0.015498*** (<0.0010)	0.015498*** (0.0080)	0.015498*** (0.0120)
$TREAT_b$ $\times POST_t$	-0.000677 (0.4940)	-0.000493 (0.6190)	-0.000557 (0.5650)	-0.000557 (0.6750)	-0.000557 (0.6120)
$TREAT_i$ $\times POST_t$	-0.014319*** (<0.0010)	-0.012114*** (<0.0010)	-0.046305*** (<0.0010)	-0.046305*** (<0.0010)	-0.046305*** (<0.0010)
$POST_t$	0.002835*** (<0.0010)	0.001176 (0.2910)	-0.007001** (0.0220)	-0.007001 (0.1360)	-0.007001** (0.1350)
$SIZE_{bt}$		0.000424 (0.5250)	0.000276 (0.6730)	0.000276 (0.7080)	0.000276 (0.6100)
$LIQ_{bt}$		0.000007 (0.7220)	0.0000065 (0.7390)	0.0000065 (0.8130)	0.0000065 (0.6260)
$CAP_{bt}$		0.000031 (0.6980)	0.000027 (0.7310)	0.000027 (0.8820)	0.000027 (0.5250)
$NPL_{bt}$		0.000558 (0.1440)	0.000554 (0.1370)	0.000554 (0.3110)	0.000554* (0.0970)
$FIXEDIN_{i(t-1)}^p$		0.160727*** (<0.0010)	0.081046*** (0.0020)	0.081046** (0.0500)	0.081046** (0.0490)
$cons$	0.054520*** (<0.0010)	0.038684*** (<0.0010)	0.053808*** (<0.0010)	0.053808*** (<0.0010)	0.053808*** (<0.0010)
行业-银行固 定效应	控制	控制	控制	控制	控制

时间固定效应	未控制	控制	控制	控制	控制
行业-时间固定效应( $IT_{it}$ )	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
$R^2$	0.0333	0.0366	0.0833	0.0833	0.0833
Unbalanced Panel: n = 3440, T = 4-6, N = 19856					

表 A.13: 银行国有股权异质性 DID 模型回归结果

	(1)	(2)	(3)
$TREAT_i \times POST_t \times S_b$	-0.000204*** (<0.0010)	-0.000202** (0.0250)	-0.000202*** (0.0030)
$TREAT_i \times POST_t$	-0.012552*** (<0.0010)	-0.010730*** (0.0010)	-0.010730*** (<0.0010)
$POST_t$	0.002515*** (<0.0010)	0.002022** (0.0360)	0.002022 (0.2780)
$SIZE_{bt}$		0.000417 (0.5570)	0.000417 (0.4060)
$LIQ_{bt}$		0.000010 (0.7300)	0.000010 (0.4540)
$CAP_{bt}$		0.000023 (0.9010)	0.000023 (0.5800)
$NPL_{bt}$		0.000606 (0.2810)	0.000606* (0.0800)
$FIXEDIN_{i(t-1)}^p$		0.166740*** (<0.0010)	0.166740*** (<0.0010)
$cons$	0.058345*** (<0.0010)	0.041884*** (<0.0010)	0.041884*** (<0.0010)
行业-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	稳健	银行聚类
$R^2$	0.0152	0.0188	0.0188
Unbalanced Panel: n = 3440, T = 4-6, N = 19856			

表 A.14: 银行国有股权异质性 DDD 模型回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$TREAT_b \times TREAT_i \times POST_t \times S_b$	-0.000221*** (0.0010)	-0.000219*** (0.0010)	-0.000219*** (0.0010)	-0.000219* (0.0890)	-0.000219** (0.0270)

$TREAT_b$ $\times TREAT_i$ $\times POST_t$	-0.002049 (0.4610)	-0.003187 (0.2520)	-0.002680 (0.3210)	-0.002680 (0.6540)	-0.002680 (0.6260)
$TREAT_b$ $\times POST_t$	-0.000701 (0.4820)	-0.000500 (0.6170)	-0.000600 (0.5360)	-0.000600 (0.6520)	-0.000600 (0.5860)
$TREAT_i$ $\times POST_t$	-0.014297*** ( $<0.0010$ )	-0.011931*** ( $<0.0010$ )	-0.053830*** ( $<0.0010$ )	-0.053830*** ( $<0.0010$ )	-0.053830*** ( $<0.0010$ )
$POST_t$	0.002786*** ( $<0.0010$ )	0.001064 (0.3420)	-0.006941** (0.0240)	-0.006941** (0.1390)	-0.006941** (0.1390)
$SIZE_{bt}$		0.000433 (0.5200)	0.000290 (0.6570)	0.000290 (0.6940)	0.000290 (0.5940)
$LIQ_{bt}$		0.0000084 (0.6780)	0.000085 (0.6660)	0.000085 (0.7580)	0.000085 (0.5220)
$CAP_{bt}$		0.000030 (0.7070)	0.000029 (0.7130)	0.000029 (0.8740)	0.000029 (0.4940)
$NPL_{bt}$		0.000583 (0.1300)	0.000581 (0.1200)	0.000581 (0.2900)	0.000581* (0.0900)
$FIXEDIN_{i(t-1)}^p$		0.172625*** ( $<0.0010$ )	0.065559** (0.0110)	0.065559 (0.1200)	0.065559 (0.1220)
$cons$	0.058354*** ( $<0.0010$ )	0.041381*** ( $<0.0010$ )	0.059764*** ( $<0.0010$ )	0.059764*** ( $<0.0010$ )	0.059764*** ( $<0.0010$ )
行业-银行固 定效应	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	未控制	控制	控制	控制	控制
行业-时间固 定效应( $IT_{it}$ )	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
$R^2$	0.0156	0.0194	0.0803	0.0803	0.0803

Unbalanced Panel: n = 3440, T = 4-6, N = 19856

## 参考文献

- 洪银兴, 2016: 《正确认识供给侧结构性改革的目标和任务》,《群众》,第 10 期。
- 贾康, 2018: 《供给侧改革及相关基本学理的认识框架》,《经济与管理研究》,第 1 期。
- 贾康、苏京春, 2016: 《论供给侧改革》,《管理世界》,第 3 期。
- 李明、冯强、王明喜, 2016: 《财政资金误配与企业生产效率——兼论财政支出的有效性》,《管理世界》,第 5 期。
- 刘啟仁、赵灿、黄建忠, 2019: 《税收优惠、供给侧改革与企业投资》,《管理世界》,第 01 期。
- 史丹、张成, 2017: 《中国制造业产业结构的系统性优化——从产出结构优化和要素结构配套视角的分析》,《经济研究》,第 10 期。
- 苏冬蔚、连莉莉, 2018: 《绿色信贷是否影响重污染企业的投融资行为?》,《金融研究》,第 12 期。
- 王宇伟、盛天翔、周耿, 2018: 《宏观政策、金融资源配置与企业部门高杠杆率》,《金融研究》,第 1 期。
- 吴晗、贾润崧, 2016: 《银行业如何支持实体经济的供给侧改革?——基于企业进入退出的视角》,《财经研究》,第 12 期。
- 席鹏辉、梁若冰、谢贞发、苏国灿, 2017: 《财政压力、产能过剩与供给侧改革》,《经济研究》,第 09 期。
- 杨可方、李世杰、杨朝军, 2018: 《金融结构与中国产业升级的关联机制研究》,《管理世界》,第 8 期。
- 余斌、吴振宇, 2017: 《供需失衡与供给侧结构性改革》,《管理世界》,第 8 期。
- 张莉、朱光顺、李夏洋、王贤彬, 2017: 《重点产业政策与地方政府的资源配置》,《中国工业经济》,第 08 期。
- 蔡则祥、董菁, 2017: 《供给侧改革导向下银行信贷资金渠道研究》,《现代经济探讨》,第 7 期。
- 王国刚, 2018: 《金融脱实向虚的内在机理和供给侧结构性改革的深化》,《中国工业经济》,第 7 期。
- 刘晔、张训常, 2017: 《碳排放交易制度与企业研发创新——基于三重差分模型的实证研究》,《经济科学》,第 03 期。
- 罗知、赵奇伟、严兵, 2015: 《约束机制和激励机制对国有企业长期投资的影响》,《中国工业经济》,第 10 期。
- 钱爱民、付东, 2017: 《信贷资源配置与企业产能过剩——基于供给侧视角的成因分析》,《经济理论与经济管理》,第 04 期。
- 王永进、冯笑, 2018: 《行政审批制度改革与企业创新》,《中国工业经济》,第 02 期。

