

定向降准政策支持县域小微企业融资的效能分析 ——基于供应链的视角

胡月

(湖南大学金融与统计学院, 湖南省长沙市, 410079; 招商银行股份有限公司博士后工作站, 广东省深圳市, 518000)

摘要: 金融支持小微企业健康发展是打通流通堵点, 加快“双循环”新发展格局形成的重要基础。已有研究表明定向降准政策能从整体上支持小微企业融资, 但由于信贷周期存在结构效应, 定向降准政策能否有效支持县域小微企业仍需探讨。运用信用创造理论、贷款定价比较优势原理和马克思的流通经济论, 先剖析定向降准政策影响县域小微企业贷款量、贷款成本及企业与供应链的紧密程度影响政策效果的理论机理。在此基础上, 运用 2011-2019 年新三板小微企业数据, 在倾向得分匹配的基础上采用双重差分方法进行实证分析。结果表明, 定向降准政策的实施能够促进县域小微企业提升贷款量并降低其贷款成本。定向降准政策的增量和降价效果存在区域和行业异质性, 三农部门中的小微企业受到的政策支持不多。相较于供应商, 县域小微企业与客户关系越紧密, 其受到贷款量提升作用更强。

关键词: 定向降准; 县域小微企业; 贷款量; 贷款成本; 供应链关系

一、引言

金融作为现代经济运行的核心和社会资源配置的枢纽, 具有引导和优化资源配置, 助力创新创业活动和产业升级多方面的功能(邱兆祥, 2021)。当前金融和实体经济循环不畅, 是制约国内经济循环的重要因素(王一鸣, 2020)。金融和实体经济循环不畅的重要表现之一是小微企业融资难、融资贵。由于我国金融体系以间接融资为主, 这一问题着重表现在银行信贷方面。在覆盖率上, 有贷款的小微企业占正常经营小微企业比重为 25%, 个体工商户贷款覆盖率大概是 16%。¹ 在审批时间上, 小微企业获得首次贷款距企业成立的平均年限为 4 年零 4 月(余文健等, 2020), 但其平均生存周期却仅为 3 年。²

为纾解小微企业的融资困难, 中国人民银行推出了定向降准政策。它是针对三农领域和小微企业等特定部门降低存款准备金率的结构化货币政策。相较于普遍降准或量化宽松等政策, 定向激励和“微刺激”的实施方式不仅更符合稳健货币政策“灵活适度”的目标取向, 在解决实体经济局部失衡问题方面也更为有效(Churm et al., 2018; 笄哲, 2020), 理论上能够实现缓解小微企业融资困难的目标。自 2014 年颁布实施以来, 我国小微企业贷款量伴随贷款总量呈现上升趋势(图 1)。采用双重差分等实证方法, 部分研究同样表明定向降准政策整体上发挥了促进小微企业贷款量上升的作用(郭晔等, 2019; 陈书涵等, 2019; 笄哲, 2020; Wei 等, 2020)。由此来看, 定向降准政策的正确导向性毋庸置疑。

在十四五规划进一步强调构建金融有效支持实体经济的体制机制背景下, 定向降准政策支持小微企业融资的效能仍有一些问题亟待探讨。首先, 商业银行是定向降准政策直接作用的对象。尽管定向降准政策在同时间颁布, 但所释放的信贷资源在位于城区和县域的小微企业中可能仍然存在市场自发的信贷分配³现象, 不一定能为县域小微企业带来充分的信贷支

¹ https://finance.sina.com.cn/roll/2019-06-13/doc-ihvhiqay5447144.shtml?cre=tianyi&mod=pcpager_news&loc=38&r=9&rfunc=76&tj=none&tr=9

² <http://news.cctv.com/2018/03/01/ARTIHfdKuk11HFxvHqfZFk2180301.shtml>

³ 市场自发的信贷分配是指在竞争性市场中, 金融机构基于理性行为而形成的资金分配现象。具体而言, 信

持。参照金融周期结构效应的分析逻辑（彭文生，2017），相较县域小微企业，位于城区的小微企业由于区位、抵押物、信息传递等因素存在优先获得政策释放的信贷资金的可能性。在短期内，生产要素价格等相对固定，城区小微企业的实际购买力上升，更利于业务拓展和自身发展。对于后期被政策影响的县域小微企业，一方面从定向降准政策中获得的信贷资源可能更为有限；另一方面，在获得信贷资源时，由于工资与价格已经上涨，其实际购买力下降，在业务拓展中更易处于不利地位，难以形成良性循环，进一步影响后续融资。图1显示，在定向降准政策首次实施之后，县域小微企业所占有的信贷资源略微增加，但仍远低于位于城区的小微企业。同时，中央银行的宏观调控货币政策通过银行信贷渠道具有结构效应，主因是由于产业内和区域内生产要素的特点及其配置的差异导致其对货币政策的反应不一，进而带来实施货币政策效果的结构差别（黄宪和沈悠，2015）。因此，属于不同区域和行业的县域小微企业可能不会受到同等力度的政策支持。

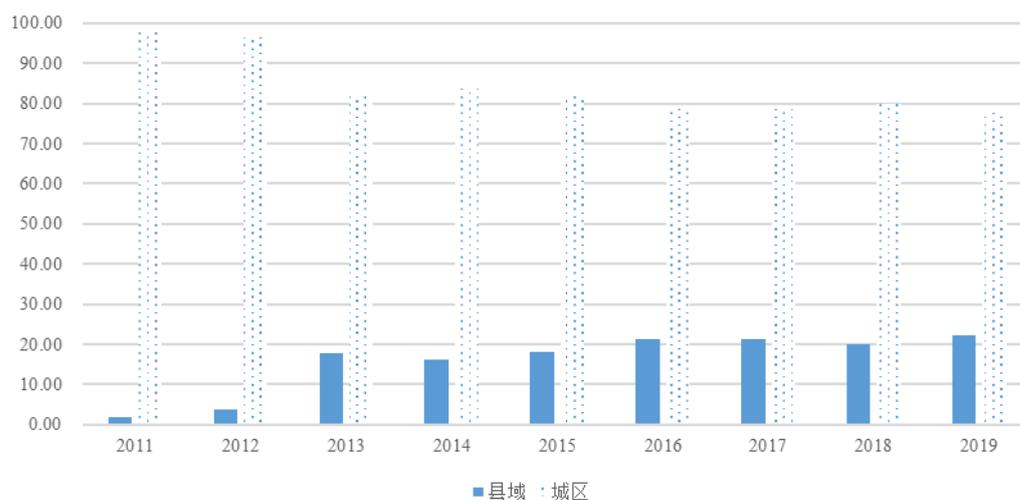


图1 2011-2019 县域和城区小微企业债务占总债务量之比 (%)⁴

其次，定向降准政策效果持续性不强（管哲，2020）。图3显示，小微企业的贷款增速虽然在定向降准政策实施之后出现跃升，但跃升趋势平均持续2个季度左右。⁵ 政策效果持续性不强，与商业银行为约束小微企业投资行为，减小其因选择高风险投资项目而破产的机率，更倾向于提供短期借款有关（陈书涵等，2019）。但更加深层的原因在于，释放的信贷资金并未得到有效使用。以“政府之手”调结构是“头痛医头、脚痛医脚”，作用效果至多是短期内缓解局部的结构失衡症状，没有在结构失衡的根源和症结上下工夫（陈彦斌和陈小亮，2014）。小微企业对贷款的需求往往源于自身经营资金紧张。而资金紧张由市场需求变化引发上下游企业账款挤压、经营决策失败导致销售回款减少、收入水平下降无法匹配前期债务规模等等导致（王玉玲，2019），并非贷款难导致了小微企业资金紧张。根据经济日报—中国邮政储蓄银行小微企业运行绩效指标⁶，在定向降准政策工具创设之后，小微企业的

息不对称使得银行在分配信贷时偏向长期客户和能提供更多更好抵押物的部门或企业（彭文生，2017）。

⁴ 数据根据 Wind 新三板企业中符合各行业小微企业划分标准的负债数据计算而得。根据彭文生（2017），负债是存量，代表的是相关部门占有的信贷资源的累积。由于2020年有疫情因素干扰，未纳入统计区间。

⁵ 样本期间，中国人民银行在2014年4月25日、6月16日，2015年2月5日、4月20日、6月28日、9月6日、12月24日，2018年1月25日、4月25日、7月5日和10月15日实施了定向降准。

⁶ 经济日报—中国邮政储蓄银行小微企业运行指数由经济日报社和中国邮政储蓄银行于2014年初开始启动编制，按月采集、联合发布，反映我国小型、微型企业及个体工商户月度综合运行态势与发展状况。其包

经营绩效并未出现明显提升，且低于临界值 50（图 2）。这反映定向降准释放的信贷资金可能并未对小微企业经营绩效提升产生明显作用。即定向降准虽然能提高小微企业信贷可得性，但并不能促进小微企业加快完成“生产—流通—消费”的循环。信贷资金未能进入有效率的生产领域，难以产生稳定回报，使得小微企业再度回到经营资金紧张的状态，不能在后续的贷款申请中获得授信。

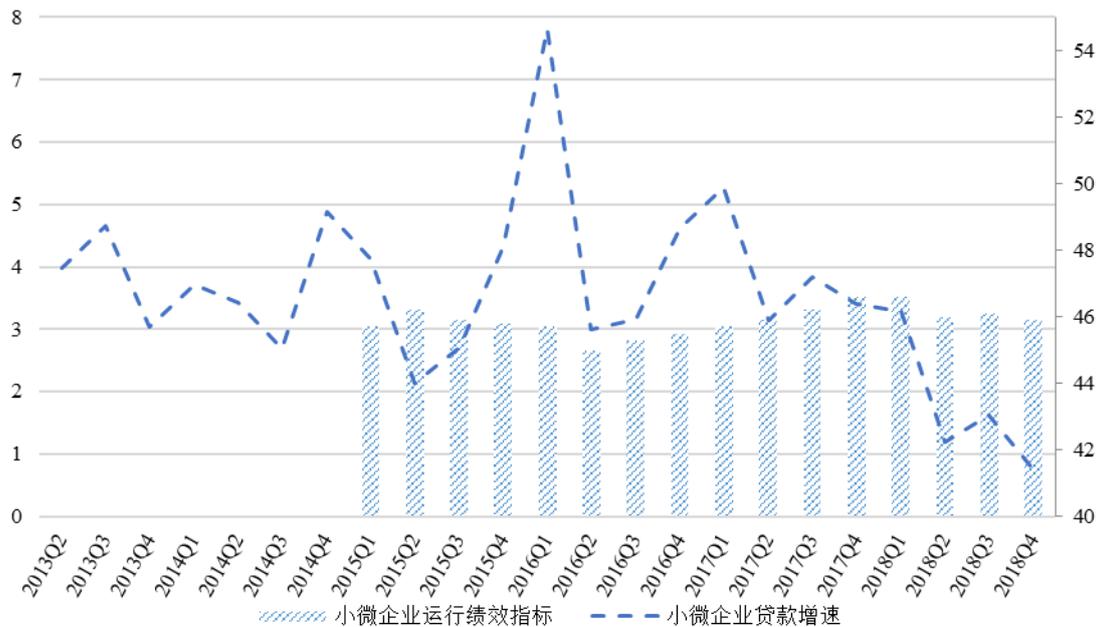


图 2 贷款增速 (%) 和运行绩效指标

当前相关研究暂未考察定向降准对县域小微企业融资的影响，也未从县域小微企业层面分析如何增强定向降准政策效果。县域是推进城乡融合发展的基本单元，也是国内循环和地域分工的基础。⁷ 经济结构问题主要表现为产业结构不合理和地区发展不协调（黄宪和沈悠，2015）。对定向降准支持县域小微企业融资的效能对分析能为以金融支持乡村振兴、推动城乡均衡发展中的具体实践提供借鉴。同时，已有研究显示小微企业广泛分布于一般生产加工业与非银行商贸服务业等下游行业（孔丹凤和陈志成，2021），受上游产能过剩的影响，其经营绩效被明显抑制（林毅夫等，2010；刘玉斌等，2019）。中央纲领性文件已经表明供应链产业链发展是推进供给侧改革和支持实体经济的重要抓手。⁸ 因而，从供应链视角进行分析具有必要性和现实意义。鉴于此，本文运用信用创造理论、贷款定价比较优势原理和马克思流通经济论等剖析定向降准影响县域小微企业融资的理论机理；随后使用 2011 至 2019 年新三板企业数据样本，通过双重差分方法分析定向降准对小微企业贷款量和贷款成本的影响；在此基础上，加入交互项进一步考察小微企业所拥有的供应链关系对定向降准政策效果

含市场、绩效、扩张、采购、风险、融资、信心、成本八大分项指标。指数及分项指标取值范围均为 0 到 100，以 50 为临界点。指数大于 50 时，表示状况趋好，反之则表示状况趋差。

⁷ 国家发展改革委关于印发《2021 年新型城镇化和城乡融合发展重点任务》的通知；https://www.ndrc.gov.cn/xxgk/zcfb/tz/202104/t20210413_1272200_ext.html

⁸ 2017 年，《国务院办公厅关于积极推进供应链创新与应用的指导意见》明确指出，供应链作为供给侧结构性改革的重要抓手，有利于拓宽中小微企业的融资渠道，确保资金流向实体经济。2020 年，《中国共产党第十九届中央委员会第五次全体会议公报》进一步强调要坚持把发展经济着力点放在实体经济上，推进产业基础高级化、产业链现代化，提高经济质量效益和核心竞争力。

的影响。

相较已有研究,本文的主要贡献在于:将金融周期带来的结构效应纳入考虑,针对县域小微企业进行定向降准政策的效能分析,丰富定向降准影响小微企业融资的相关研究。基于贷款定价比较优势原理和马克思流通经济论,剖析定向降准政策影响县域小微企业融资的理论机理,为后续相关研究的理论分析提供借鉴。同时,从供应链视角出发,重点关注定向降准释放资金如何有效支持小微企业生产经营、打通循环中的堵塞点,对定向降准政策等结构性货币政策进一步实施进行系统性的思考,为金融管理部门和金融机构的管理和运营提供理论参考。此外,本文在实证分析中还同时使用小微企业贷款量和贷款成本作为评价标准。

二、机理分析

1. 定向降准政策对小微企业融资的影响⁹

当超额准备金率和现金持有比率不变时,法定存款准备金率降低将使货币乘数提高。根据信用创造理论,更高的货币乘数意味着银行流动性增加,信用创造能力增强,信贷规模扩大。定向降准的本质是对降低特定金融机构的法定存款准备金率,以达到支持三农和小微领域的政策目标。同时,已有研究表明非常规货币政策可以发挥管理公众通胀预期、稳定利率预期和市场信心的积极作用(伍桂和何帆,2013)。因此,定向降准还能够通过预期传导机制影响商业银行对小微企业贷款的态度。

对于融资成本而言,实施定向降准能够增加贷款资金供给,通过供求变化带来贷款利率水平下降。根据可贷资金成本率计算公式同样可知,其他条件不变时,存款准备金率下降使得商业银行可用资金增加¹⁰,可用资金成本率下降,进而拉低存款吸收的成本。在所面对的小微企业风险水平未发生明显变化时,商业银行因获取资金成本降低进而提供相对较低的贷款价格,使得小微企业的贷款成本降低。

2. 定向降准政策对县域小微企业融资的影响

基于RAROC的银行贷款定价比较优势原理表明经营成本较低的银行在对信用等级高的客户进行贷款定价时存在价格优势,经营成本较高的银行对信用等级低的客户进行贷款定价时存在价格优势(彭建刚等,2007)。¹¹该比较优势原理可绘制为图4(推导过程见附录)。图3中,银行1和银行2可分别视为拥有不同经营目标的农村商业银行和大型商业银行。

⁹ 由于我国以间接融资为主,以下分析中的融资均以银行贷款作为代表。

¹⁰ 资金成本率是确定银行盈利性资产价格的基础,贷款是商业银行重要的盈利性资产。可用资金成本率=(利息成本+营业成本)/(存款资金-法定存款准备金-超额存款准备金-留存现金)

¹¹ 具体推导过程见彭建刚、吕志华、张丽寒和屠海波《基于RAROC银行贷款定价的比较优势原理及数学证明》。

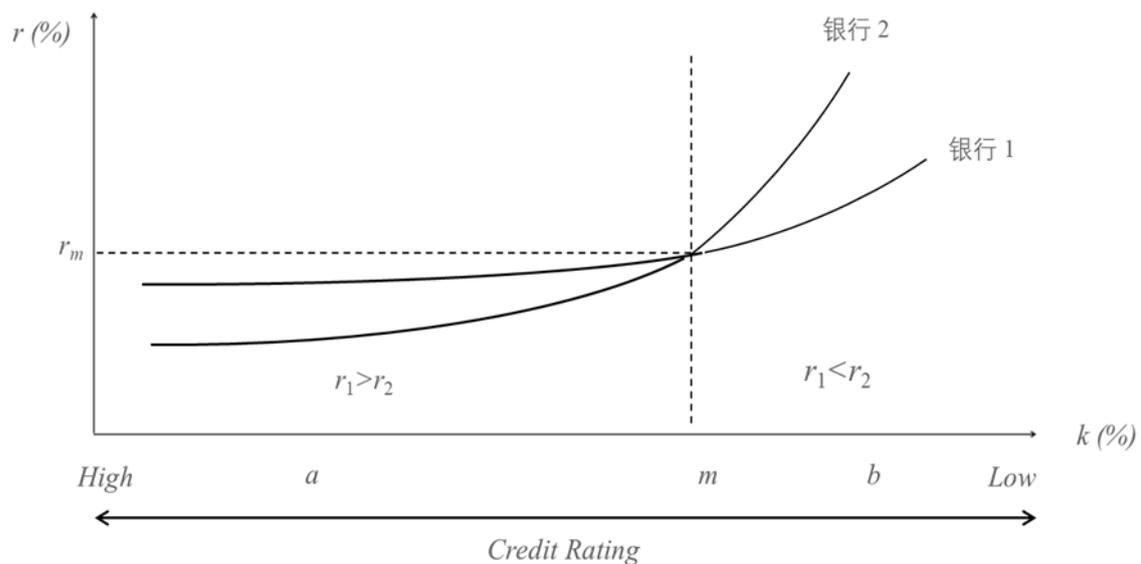


图3 银行1和银行2的贷款利率曲线

农村商业银行的目标和使命是服务三农，为地方（主要是县域地区）经济提供支持。大型商业银行更偏重于利润最大化。农商行相对较高的成本体现在资金、经营和风险成本三方面。相较于大型银行，农商行经营区域有限，网点数量较少，不具备规模优势。同时，仅少量农商行有权进入银行间市场获取资金，其农村客群更偏好定期存款，也使其资金成本更高。在经营中，农商行同大银行一样需要在网点中配备和更新相关服务设备和技术。但受限于较小的规模和客户，难以受益于规模经济，经营成本相对高。在风险成本方面，一方面农商行相对集中的经营区域和贷款客群，使其不具有通过地理或客群方面的分散降低风险成本的天然优势。另一方面，农商行的风险控制和转换技术有限，也使其具有较高的风险成本。同时，分别以利息支出占计息负债比例、营业费用占营业收入比例和不良贷款率作为三种成本的代理变量，从实际数据比较大型银行和农商行的成本。¹² 由表1可知，除资金成本与大型银行相近，农商行的经营成本和风险成本均高于大型银行。

同时，坚守在县域的农商行，其客户必然主要由农户、小微企业构成。小微企业的不良贷款率普遍高于大型企业。农商行服务客户的信用等级明显低于大型银行。根据贷款定价的比较优势原理，农商行在服务县域小微企业中具有贷款定价的比较优势。基于贷款定价上的比较优势，当中国人民银行对农商行或符合规定的农商行降低法定存款准备金率时，农商行有更高的意愿对县域小微企业进行授信。由于该比较优势的存在，定向降准的实施也更有利于促进县域小微企业贷款成本的降低。

表1 大型商业银行和农村商业银行成本比较

年份	资金成本 (%)		经营成本 (%)		风险成本 (%)	
	大型银行	农商行	大型银行	农商行	大型银行	农商行
2010	1.41	1.24	42.64	40.91	1.00	1.90

¹² 其中，农商行数据为23家农商行平均值。分别为北京农商行、长沙农商行、成都农商行、重庆农商行、东莞农商行、佛山农商行、顺德农商行、广州农商行、合肥科技农商行、江苏江南农商行、江阴农商行、九台农商行、吴江农商行、张家港农商行、江苏紫金农商行、昆山农商行、南昌农商行、南海农商行、上海农商行、天津滨海农商行、厦门农商行、瑞丰银行、温岭农商银行。

2011	1.99	1.78	41.57	38.29	0.85	1.60
2012	2.59	2.14	41.25	38.13	0.86	1.76
2013	2.12	2.20	41.86	39.83	1.00	1.67
2014	3.09	2.51	41.48	38.51	1.18	1.87
2015	2.36	2.25	35.82	45.29	1.60	2.48
2016	1.66	1.97	33.50	38.42	1.71	2.49
2017	1.63	2.23	32.33	39.29	1.62	3.16
平均值	2.11	2.04	38.81	39.83	1.23	2.12

3. 企业供应链关系对定向降准政策效果的影响

进一步基于马克思的流通经济论展开机理分析。马克思（1885）认为资本增殖与流通时间有关，即流通时间约等于零或近于零，资本的职能越大，资本的生产效率就越高，它的自行增殖就越大。同时，他指出资本的流通时间会限制资本的生产时间，从而也会限制它的价值增值过程。流通时间不仅包括 $W-G'$ （商品—货币资本）阶段中产成品进入市场的时间，还包括 $G-W$ （货币资本—商品）阶段中货币资本购买生产要素转化为生产资本的时间。根据他的另一观点，采用信用的方式出售商品等，可以加速商品流通和资本的循环与周转，节省各种流通费用，加快再生产过程。

在供应链关系¹³中，企业可以通过商业票据与上游供应商和下游客户进行结算，加速资金周转、加快库存周转（庄伯超等，2015；李艳平，2017；陈武朝等，2021）。根据马克思的观点，企业所拥有的供应链关系有助于减少 $W-G'$ （商品—货币资本）阶段和 $G-W$ （货币资本—商品）阶段的流通时间，实现投入资金的回笼与增值。周转效率改善使供应链关系发挥促进企业业绩上升的作用（宋华和卢强，2017；李艳平，2017），进而有利于企业的发展。同时，由于企业买方与卖方地位的差异，导致供应商关系与客户关系对企业的影响存在不对称性（Itzkowitz，2013）。相比供应商关系，客户关系的终止对企业现金流的冲击更为直接，更为严重；另一方面，供应商关系处于企业价值链的开端，而客户关系处于企业价值链的末端（王勇和刘志远，2015）。因此，企业所拥有的客户关系对资金周转加快和业绩提升的影响更强烈。

马克思也分析了商业信用和银行信用的关系。他认为，通过商业信用所贷方出去的资本，是作为产业资本的一部分的商业资本，并没有脱离再生产过程。由于其自身存在的两个局限¹⁴，使得商业信用远远不能满足扩大再生产的需要。银行信用的出现，弥补了商业信用的局限。银行信用并不意味着商业信用的停滞，二者之间不能相互取代。马克思指出再生产过程活跃，商业信用和银行信用都会扩大。已有研究表明，基于供应链关系的决策协调和信息共享有助于企业的产量和业绩提升（叶飞和薛运普，2011；但斌等，2013；冯长利等，2015）。拥有供应链关系的企业不仅对有更多的融资需求，也因业绩提升被青睐拥有更高的获贷机率。相较于未拥有供应链的企业，企业在拥有供应链关系后能够获得更有利于自身的贷款合约，包括更低的融资成本、更多的贷款数量、更长的融资期限以及更少的抵押品（Kim et al.，2015；王迪等，2016；Rahaman et al.，2020）。因此，定向降准释放流动性后，供应链关

¹³ 企业的供应链关系是指企业在日常经营活动中与其供应商或客户建立起来的以购销交易为基础的商业关系以及衍生发展而来的包括私人关系在内的其他关系（王迪等，2016；李欢等，2018）。

¹⁴ 一是受职能资本家所能支配的准备金的限制；二是资本回流的快慢的限制，即商品到货币转化的时间和价格变动的限制。

系紧密，特别是客户关系紧密的县域小微企业贷款量可以被更大幅度地提升。

在对贷款价格的影响方面，马克思的流通经济理论没有直接的启示。根据已有研究，一方面稳定可靠的客户关系有助于银行获取被授信企业的经营信息，更有效地提高对贷款企业的监督和控制，进而缓解贷款发放前后的逆向选择和道德风险问题(Myers and Majluf, 1974; Jensen and Meckling, 1976)，可能带来更低的贷款价格。另一方面，较高程度的客户集中度会使供应链上下游进行较多的专用性投资，这种专用性投资会使各方违约成本增加，由此绑定了双方长期合作关系，供应链之间的利益与共关系使得双方在财务方面休戚相关；客户集中度风险与较高营运资金水平上的风险相叠加，导致公司总体风险更高，外部市场融资成本增加（周华和谭跃，2018）。因此，定向降准对供应链关系紧密的小微企业贷款价格的影响不确定。

三、研究设计

1. 样本选择和数据来源

借鉴郭晔等（2019）的做法，本文从新三板中选取企业作为小微企业样本。相对于其他小微企业，新三板公司经营存续期较长，财务数据相对完整。以 2011 年至 2019 年在县域发展经营的新三板企业作为研究样本。

样本企业在定向降准政策实施前一年（2013 年）的营业收入平均值为 133.5 万元，最大值为 2638.31 万元。不同行业样本企业的营业收入平均值、最大值及界定标准报告在表 2 中。其中，各行业小微企业界定标准来自《关于印发中小企业划型标准规定的通知》（工信部联企业〔2011〕300 号）。由于员工人数指标的数据缺失严重，本文以营业收入平均值与最大值以作补充说明。表 2 显示，样本企业符合文件中对小微企业的界定，后文均以小微企业称之。

本文以小微企业是否位于县域作为实验组和控制组的划分标准。首先，按照《关于印发中小企业划型标准规定的通知》（工信部联企业〔2011〕300 号）对各行业新三板企业进行筛选，根据定向降准政策实施之前（2013 年）的企业营业总收入筛选出小微企业。在此基础上，使用倾向得分匹配法根据小微企业规模、成长性、所处地区和行业、流动性、收益率和资本结构等方面对位于城区和位于县域的小微企业进行匹配。位于县域地区的小微企业尚在少数，导致倾向得分匹配中出现了多个控制组小微企业配一个实验组小微企业的情形，即满足匹配条件的控制组企业数量大于实验组企业。因而，本文在匹配之后，对控制组企业进行随机抽样，保证实验组和控制组企业数量相同。由于本文在分析中以小微企业的贷款量和贷款成本作为标准进行分析，因而上述过程需要进行两次，存在两套估计样本。

本文的数据来源为：小微企业数据来自于 Wind 新三板企业数据库，市级层面控制变量来自 EPS 数据平台的区域经济数据库。为了避免疫情期间政策实施频率过高以及经济指标波动变化带来的干扰，样本区间为 2011 至 2019 年。

2. 模型构建

本文将采用双重差分方法考察普惠金融降准对新三板企业贷款量和贷款成本的影响。在上部分划分实验组和控制组的基础上，构建双重差分变量和相应实证模型。

（1）定向降准对小微企业贷款量和贷款成本的影响

首先构建模型（1）考察定向降准对小微企业贷款可得性的影响，具体如下：

$$V_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 D_t \times S_i + \gamma X_{it} + A_i + B_t + B_t \times H_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

模型(1)中,以小微企业借款与资产比值作为贷款可得性的代理变量,记作 V_{it} 。双重差分变量 $D_t \times S_i$ 作为定向降准政策的代理变量,是模型中的关键解释变量。其中, D_t 和 S_i 均为虚拟变量, D_t 在定向降准发生当年(2014年)及之后年份取值为1, S_i 取值为1时代表企业*i*属于实验组。 $D_t \times S_i$ 取值为1时代表该企业受到降准政策冲击。若 α_1 显著为正,则代表定向降准政策实施产生了县域小微企业贷款可得性提升的积极效果,反之。 X_{it} 为包含企业和县域层面的控制变量矩阵,指标及其具体含义见表5。 A_i 为个体固定效应, B_t 为时间固定效应, $B_t \times H_i$ 为时间固定效应与行业固定效应的交互项,分别用于控制不随时间变化的个体特征、年度事件冲击以及随时间变化的行业固定效应。 ε_{it} 为残差项。

类似地,构建模型(2)考察定向降准对小微企业贷款成本的影响,具体如下:

$$P_{it} = \alpha_0 + \beta_1 D_t \times S_i + \delta X_{it} + A_i + B_t + B_t \times H_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

以小微企业利息支出占借款的比例衡量贷款成本,记作 P_{it} 。 β_1 为重点关注的系数,若其显著为负,则表明定向降准能显著降低企业的贷款成本。类似式(1),式(2)中同样加入控制变量、个体固定效应、时间固定效应和随时间变化的行业固定效应。

参考阮睿等(2021)的做法,本文在模型(1)和(2)引入一系列时间虚拟变量得到动态模型(3)和(4),对政策效果的趋势进行考察。

$$V_{it} = \alpha_0 + \sum_{k=-3}^2 \alpha_k D_t^k \times S_i + \gamma X_{it} + A_i + B_t + B_t \times H_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$P_{it} = \alpha_0 + \sum_{k=-3}^2 \beta_k D_t^k \times S_i + \delta X_{it} + A_i + B_t + B_t \times H_i + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

变量 D_t^k 用于表示定向降准政策实施前后的年份。具体包括实施前三年(2011年)、实施前二年(2012年)、实施前一年(2013年)、实施当年(2014年)、实施后第一年(2015年)和实施后第二年(2016年)。 α_k 和 β_k 是重点关注的系数,可以反映政策冲击的动态效果。

模型(3)和(4)除了反映定向降准影响贷款可得性和贷款成本上的时间趋势,还可用于双重差分模型的平行趋势前提检验(Beck等,2010;杨青等,2019)。平行趋势假设要求实验组和控制组在受到政策冲击之前拥有相同的变化趋势,即具有可比性。当系数 α_k 和 β_k 在政策实施前不显著,在政策实施之后($k=1,2,3$)显著,则说明实验组和控制组小微企业的贷款可得性和贷款成本在受到冲击前是满足平行趋势假设的。

(2) 小微企业供应链关系对定向降准效果的影响

本文使用交互项进一步探讨供应链关系在定向降准政策对县域小微企业融资产生作用的影响。构建政策实施变量 $D_t \times S_i$ 与反映小微企业供应链关系的虚拟变量构建交互项,加入模型(1)、(2)。拓展后的模型见式(5)、(6),用于反映定向降准能否更好地支持与供应链联系紧密的县域小微企业融资。

$$V_{it} = \mu_0 + \rho_1 D_t \times S_i + \rho_2 U_{it} + \rho_3 D_t \times S_i \times U_{it} + \delta X_{it} + A_i + B_t + B_t \times H_i + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

$$P_{it} = \mu_0 + \mu_1 D_t \times S_i + \mu_2 U_{it} + \mu_3 D_t \times S_i \times U_{it} + \delta X_{it} + A_i + B_t + B_t \times H_i + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

参考 Patatoukas (2012)、李任斯和刘红霞 (2016) 和吉利和陶存杰 (2019) 的研究, 本文以客户集中度、供应商集中度、从客户处获得的商业信用融资量和从供应商处获得的商业信用融资量衡量小微企业与供应链的紧密程度。 U_{it} 为虚拟变量, 当反映小微企业与供应链关系的指标大于其所处行业均值时, U_{it} 取 1, 反之 U_{it} 取 0。 ρ_3 和 μ_3 是重点关注的系数, 当它们为正时, 表明定向降准政策对与供应链联结更紧密的县域小微企业发挥更强的贷款量提升作用和贷款价格提升作用; 为负时, 表明定向降准政策对与供应链联结更紧密的县域小微企业发挥更强的贷款量降低作用和贷款价格降低作用。

(3) 稳健性检验设计

本文采用两种方式进行稳健性检验, 其一是在更换实验组和控制组的划分方法。即以县域企业作为考察样本, 以企业是否属于小微企业作为划分标准。同样采用倾向得分匹配方法和控制组内随机抽样方法构建分析样本。

其二是以替换变量方式进行稳健性检验。本文将以资产负债率和利息支出占总负债比值替换模型 (1)、(2) 中的被解释变量。表 2 展示了文章实证分析中各类型变量, 定义及计算方法和单位。由于长期贷款数据缺失较多, 长期贷款科目因到期年限不同在实际报表统计中需进行会计科目调整, 且缺乏项目调整相关数据和信息。¹⁵ 因此本文以企业短期借款或总负债构建企业贷款量和贷款成本的代理变量。

表 2 变量定义

变量	变量定义或计算方式	单位
企业变量		
贷款量	企业短期借款/企业总资产	%
贷款成本	利息支出/短期借款	%
供应商集中度	前五名供应商采购金额占全部采购金额的比重	%
客户集中度	前五名客户销售金额占全部销售金额的比重	%
从客户处得到的融资	(预收账款-应收账款)/营业总收入	%
从供应商处得到的融资	(应付账款-预付账款)/营业总成本	%
总资产周转率	销售收入净额/平均资产总额	%
销售净利率	净利润/销售收入	%
流动比率	流动资产/流动负债	%
企业规模	总资产的自然对数	—
固定资产周转率	销售收入/固定资产净值	%
营业外收支占比	营业外收支总额/净利润总额	
ROA	税后净利润/总资产	%
成本收入比	营业总成本/营业总收入	
营业收入增长率	第 t 年营业收入总额-第 t-1 年营业收入总额/第 t-1 年营业收入总额	%
市级经济变量		
人力资本	中学及以上在校学生数/年末总人口	

¹⁵ 当长期贷款到期年限小于 1 年时, 所涉及的金額会从长期贷款科目移入一年内到期的非流动负债科目。

财政负担	一般预算支出/一般预算收入	
企业杠杆	市级工业企业负债/资产	%
人均 GDP	企业所在县域的人均 GDP 的自然对数	—
平均营业状况	市级工业企业营业收入/工业企业数	万元

四、定向降准支持县域小微企业融资的效能分析

1. 描述性统计

表 3 报告了相关变量数据的描述性统计。其中，实验组（县域）和控制组（城区）小微企业的贷款量指标平均值分别为 21.695% 和 17.594%，标准差分别为 14.751 和 12.021。实验组小微企业在 2011-2019 年间拥有更高比例的贷款，一定程度上反映定向降准政策对县域小微企业贷款量提升的积极作用。但标准差数据表明县域小微企业拥有的贷款比例在组内的差异更大，信贷配置更加不均。类似地，实验组的贷款成本指标平均值（12.471%）高于控制组（7.942%），其离散程度同样高于控制组。可能的原因在于，相对城区小微企业而言，县域小微企业经营状况相对较差，风险相对较高。平均来看，实验组小微企业的客户集中度为 64.112%，略高于控制组小微企业（59.717%）；实验组和控制组企业的供应商集中度分别为 57.803% 和 56.451%，数值相对接近。这表明小微企业的供货和销售渠道具有较高的集中和固定程度。两组企业能从客户处得到的融资量平均值均为负，表明在与客户交易中以赊销等方式进行的销售量更高，被客户占用了营运资金。其中，控制组（城区）小微企业对客户的赊销量远高于实验组小微企业，表明城区小微企业被客户占用资金的比例更高。从供应商处得到的平均融资量反映实验组和控制组小微企业分别能通过预收货款等形式占用供应商的资金。相较于县域小微企业，城区小微企业在占用供应商资金的比例上同样更高。

在企业 and 市级层面的控制变量中，两组企业的销售净利率、流动比率、企业规模、营业外收支占比和市级经济变量平均值上相对接近。县域小微企业的固定资产周转率远低于城区小微企业，表明企业对固定资产的利用率。一方面与管理水平差异有关，另一方面也可能源于县域小微企业拥有的固定资产比例较低。固定资产周转率的差异与 ROA 相对应。县域小微企业对固定资产的利用程度不高，由总资产报酬率代表的获利能力也相对较低。此外，实验组小微企业的成本收入比和销售收入增长率均低于控制组小微企业。

表 3 描述性统计

变量	实验组（县域小微企业）		控制组（城区小微企业）	
	平均值	标准差	平均值	标准差
贷款量	21.69491	14.75083	17.59389	12.0212
贷款价格	12.47123	30.90898	7.941832	16.88407
客户集中度	64.11159	22.54704	59.71703	24.76836
供应商集中度	57.80309	22.97706	56.45064	22.17951
从客户处得到的融资量	-35.6771	1.511008	-52.89271	5.578244
从供应商处得到的融资量	11.88694	0.514863	14.56719	0.652441
销售净利率	-38.63973	361.2216	-37.14147	740.89
流动比率	2.464259	6.65016	2.378161	

				3.685002
企业规模	17.85962	0.928539	17.56187	1.067889
固定资产周转率	5.903347	40.37409	138.3228	1219.327
营业外收支占比	-3.640253	414.3734	-5.725208	1527.135
ROA	1.235934	15.0201	3.693658	15.50383
成本收入比	-3903.001	121474.8	135.6585	551.5418
营业收入增长率	26.66865	323.7506	183.4075	16.85429
人力资本	13.38097	.320095	13.28898	.1298715
财政负担	2.685856	5.146866	2.379998	7.281846
企业杠杆	0.5261897	.0879202	0.5733199	.1094302
人均GDP	10.93199	.6966995	11.1699	.5318754
平均经营状况	2.601769	1.141796	3.393892	1.429217

2. 基准回归

在对模型（1）、（2）进行估计之前，先对数据样本进行 1%和 99%的缩尾处理。表 4 报告了双重差分模型（1）、（2）的回归结果。政策变量系数反映了定向降准对县域小微企业贷款量和贷款成本的影响。其中，列（1）、（3）为未控制随时间变化行业固定效应的回归结果，列（2）、（4）为控制随时间变化行业固定效应的回归结果。

以小微企业贷款量为被解释变量，未控制随年份变化的行业固定效应时，双重差分变量系数（8.6892）为正，且在 10%水平上显著。控制随年份变化的行业固定效应后，双重差分变量系数略升至 13.3544，显著性水平提升至 5%。系数表明定向降准政策可以通过降低存款准备金率刺激商业银行向县域小微企业释放更多流动性，促进小微企业贷款量上升。同时，企业层面控制变量中，流动比率（-3.5428）、企业规模（-1.7048）、营业外收支占比（-0.006）、ROA（-0.0592）和营业收入增长率（-0.1465）对小微企业贷款量具有的负向影响。这表明流动性越强、规模越大、主营业务外经营比例越高、利润率越高和收入增长越快的小微企业，所需的贷款量越少。销售净利率（0.0132）、固定资产周转率（0.0063）和成本收入比（0.0043）则与小微企业贷款量之间存在正向关系。这反映小微企业净利润来源销售收入的比例越高、对固定资产利用程度越高、运行效率越低，贷款量越高。在市级经济变量中，财政负担对小微企业贷款量具有的负向影响。这表明地方政府财政支出越多，小微企业可能拥有更多的补贴，所需贷款量越少。

以小微企业贷款成本作为被解释变量时，双重差分系数为负。未控制随年份变化的行业固定效应时，双重差分变量系数（-14.0299）在 1%水平上显著为负。这表明定向降准政策能通过增加商业银行可贷资金、影响信贷资金供求关系，进而降低县域小微企业的贷款成本。控制随年份变化的行业固定效应后，双重差分变量系数值下降为-11.7020，显著性水平降至 15.9%。企业层面控制变量中，销售净利率、有形资产占比、存货周转率和企业规模与县域小微企业贷款成本存在负向关系。总资产周转率和流动比率则与县域小微企业贷款成本存在正向关系。但上述影响均不具有统计意义上的显著性。

表 4 定向降准对贷款量和贷款价格的影响：基准回归

	贷款量	贷款价格
--	-----	------

	(1)	(2)	(3)	(4)
			-14.0299**	
定向降准	8.6892* (4.7898)	13.3544** (6.3704)	* (5.3333)	-11.7020 (8.2545)
销售净利率	0.0116 (0.0229)	0.0132 (0.0239)	0.0076 (0.0229)	0.0077 (0.0290)
流动比率	-3.5514** *	-3.5428** *	0.4145 (1.0995)	-0.0072 (1.4952)
企业规模	-1.7048 (1.1826)	-1.2294 (1.3109)	0.6013 (2.2821)	-0.9368 (3.4159)
固定资产周转率	0.0053 (0.0111)	0.0063 (0.0136)	-0.0099 (0.0111)	-0.0057 (0.0314)
营业外收支占比	-0.0006 (0.0033)	-0.0006 (0.0036)	0.0029 (0.0053)	0.0049 (0.0066)
ROA	-0.0630 (0.0448)	-0.0592 (0.0477)	0.0173 (0.1096)	0.1325 (0.1553)
成本收入比	0.0023 (0.0219)	0.0043 (0.0228)	0.0276 (0.0229)	0.0237 (0.0285)
营业收入增长率	-0.1610 (0.1002)	-0.1465 (0.1061)	-0.6513 (0.5488)	-0.7849 (0.8371)
人力资本	10.8638 (8.0535)	11.8527 (9.2139)		
财政负担	-0.7915 (2.4760)	-0.7956 (2.6126)		
企业杠杆			14.9472 (16.2788)	-9.1449 (25.0017)
人均地区生产总值			-4.1154 (5.6234)	-22.7764 (14.3348)
平均营业状况			-1.4325 (1.0952)	-1.0718 (1.8765)
Constant	50.7210** (21.6220)	39.4617 (24.1096)	44.5924 (56.5782)	285.0610* (168.8354)
企业固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
行业×年份	否	是	否	是
Observations	533	520	218	190
R-squared	0.7822	0.7985	0.5064	0.5163

3. 动态分析

表 4 已经显示定向降准能够显著增加小微企业获得的贷款量,降低其贷款成本。接下来对模型(3)、(4)进行估计,并将年度双重差分系数绘制在图 3 中,分析定向降准效果的动态影响并检验研究样本是否满足平行趋势假设。表 5 显示,在政策实施之前,不论以贷款量还是贷款价格为被解释变量,组别变量和年份变量交互项均并不显著。这表明定向降准政策在 2014 年之前未对县域小微企业产生冲击。在 2014 年,即政策实施当年,定向降准政策立即对贷款量提升和贷款成本降低产生显著的促进作用。因此,样本符合平行趋势假设检验。

表 5 定向降准对贷款量和贷款价格的影响：动态分析

	贷款量		贷款价格	
	(1)	(2)	(3)	(4)
实验组×2011	2.2647 (6.0653)	2.2647 (1.7519)	-3.1879 (13.1862)	-3.1879 (2.5037)
实验组×2012	-2.8299 (3.9827)	-2.8299 (4.1021)	-3.1728 (6.6128)	-3.1728 (2.0669)
实验组×2013	2.5033 (2.5064)	2.5033 (1.4330)	0.6893 (4.8071)	0.6893 (2.7980)
实验组×2014	3.2165** (1.4555)	3.2165*** (0.9325)	-3.7514 (3.5320)	-3.7514** *
实验组×2015	1.1531 (1.1128)	1.1531 (0.6682)	-2.1662 (3.0614)	-2.1662* (1.0045)
实验组×2016	0.7900 (0.9935)	0.7900 (0.5747)	-2.4462 (2.2678)	-2.4462** (0.9930)
控制变量	是	是	是	是
Constant	47.6162* (21.5940)	47.6162** (11.2246)	125.6485 (108.1630)	125.6485* (50.0687)
企业固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	否	是	否	是
Observations	533	533	218	218
R-squared	0.7783	0.7783	0.4968	0.4968

4. 异质性分析

在考察定向降准对小微企业贷款量和贷款成本作用的基础上,本文继续探讨其异质性特征。先根据县域小微企业信贷资源占比变化进行分析,随后在样本分组的情况下进行双重差分分析。

(1) 县域小微企业信贷资源占比分析

借鉴已有研究的做法(彭文生,2017),本文以负债作为信贷资源的存量,分析不同区域和不同行业的县域小微企业信贷资源占比在定向降准前后的变化。小微企业信贷资源占比数据由1307家新三板县域小微企业2011至2019年的数据计算得到。

图4展示了位于东部、中部和西部三区域县域小微企业信贷资源占比变化。定向降准之前,位于东部地区的样本县域小微企业占据样本小微企业所拥有的信贷资源一半以上,西部地区的县域小微企业占有的信贷资源最少。2014年定向降准首次颁布实施之后,位于东部地区的县域小微企业虽依旧拥有最多信贷资源,但信贷资源占比呈现波动下降趋势。位于西部地区的小微企业信贷资源占比整体呈上升趋势,并逐步超过位于东部地区县域小微企业信贷资源占比。上述变化趋势与近年来支持中西部发展的政策相吻合。西部地区的县域小微企业从包括定向降准在内的一系列政策中获得了更多信贷资源。分区域来看,定向降准政策使得不同区域的县域小微企业拥有的信贷资源逐步均衡。

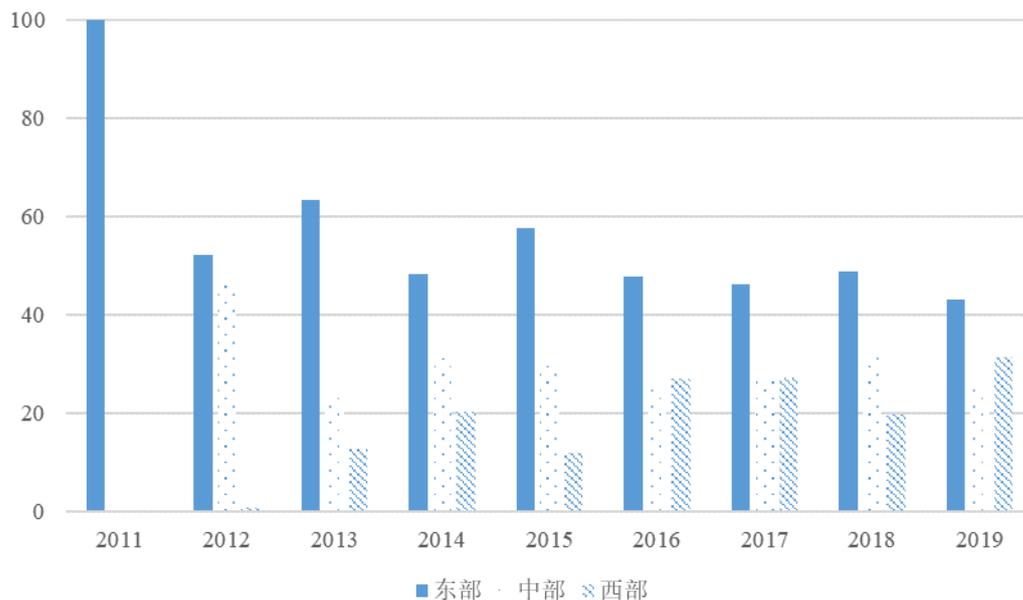


图4 按区域划分县域小微企业信贷资源占比变化 (%)

表6汇报了来自15个行业的县域小微企业在2011至2019年间的信贷资源占比变化。由表中数据可以明显看出，定向降准政策实施前后，属于制造业的县域小微企业始终占据着半数以上的信贷资源。其次是电力、热力、燃气及水生产和供应业。不同于制造业，位于电力、热力、燃气及水生产和供应业的县域小微企业信贷资源占比整体呈上升趋势。由于钢铁、煤炭等“两高一剩”行业属于制造业和电力、热力、燃气及水生产和供应业，定向降准像小微领域释放的资金可能依旧流入“两高一剩”行业。

尽管在2014年定向降准政策实施之后，属于农、林、牧、渔业的县域小微企业拥有的信贷资源占比上升，但拥有的信贷资源与前两者相比依旧悬殊。一方面是因为当前涉农小微企业数量本身偏少，尤其是进入新三板的涉农小微企业。另一方面，相较于制造业等行业，农林牧渔业的县域小微企业通常存在抵押品不足、抗风险能力弱等特点，在县域小微企业领域内算违约风险偏高的群体。当商业银行获得定向降准政策释放的资金后，可能会出于安全性，向抵押品相对充足的制造业等行业的小微企业授信。表6反映出定向降准政策对不同行业的小微企业存在结构效应，向农、林、牧、渔业县域小微企业释放的信贷资源有限。

表6 按行业划分县域小微企业信贷资源占比变化 (%)

	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019
农、林、牧、渔业	0.00	4.63	0.51	0.82	4.01	2.78	3.80	3.86	3.00
制造业	100.00	85.42	53.12	44.88	64.72	53.77	53.98	61.58	53.36
电力、热力、燃气及水生产和供应业	0.00	0.00	3.27	4.76	9.10	23.93	24.31	16.28	28.66
建筑业	0.00	0.00	1.68	1.95	2.00	2.78	2.70	3.48	2.79
批发和零售业	0.00	0.00	2.49	3.28	1.77	1.90	1.81	2.44	1.83
交通运输、仓储和邮政业	0.00	0.00	0.03	1.82	1.57	1.22	0.87	1.11	1.29
信息传输、软件和信息技术服务业	0.00	0.65	0.90	0.69	1.35	1.15	1.54	1.87	1.72

房地产业	0.00	0.00	0.00	0.00	0.06	0.28	0.23	0.26	0.26
租赁和商务服务业	0.00	9.30	29.09	19.10	8.01	6.75	5.22	3.77	2.50
科学研究和技术服务业	0.00	0.00	0.47	1.65	0.48	0.48	0.52	0.51	0.52
水利、环境和公共设施管理业	0.00	0.00	4.62	13.71	3.10	2.51	3.14	3.50	3.12

(2) 双重差分分析

表 7 Panel A 前 4 列报告了定向降准政策对小微企业贷款量的区域异质性作用。未控制随时间变化的行业固定效应时，第 (3) 列的双重差分变量系数在 10% 水平上显著为正。这表明定向降准能显著提升中西部地区县域小微企业的贷款量。这与图 6 中中西部地区贷款量逐步提升的分析结果类似。后 4 列报告了定向降准政策对小微企业贷款量的行业异质性作用。双重差分结果表明，定向降准政策对属于工业行业和非工业行业的县域小微企业贷款成本均有显著的正向影响。这表明，定向降准政策对于农林牧渔业等更为弱势的部门没有明显的偏好。同时，双重差分变量系数值表明前者系数值更高，反映了定向降准政策对属于工业行业的县域小微企业贷款量的提升力度更高。

表 7 定向降准对贷款量和贷款价格的影响：异质性分析

	东部	东部	中西部	中西部	工业	工业	非工业	非工业
Panel A: 被解释变量为贷款量								
定向降准	-7.5942 (9.0289)	-0.6188 (10.6737)	11.2602* (5.9823)	12.1372 (7.8878)	12.9592** (6.5187)	12.9592** (6.5187)	11.0235*** (3.7189)	11.9413*** (4.2150)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
Constant	93.0419*** (29.4036)	79.7748** (33.4515)	-56.4028 (36.3265)	-75.4468* (43.0758)	45.0662 (28.5297)	45.0662 (28.5297)	31.8263 (30.0905)	-19.8347 (35.7890)
企业固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
行业×年份	否	是	否	是	否	是	否	是
Observations	341	327	154	141	352	352	222	210
R-squared	0.7599	0.7849	0.8738	0.8688	0.7705	0.7705	0.7934	0.8456
Panel B: 被解释变量为贷款价格								
定向降准	4.2087 (9.3398)	7.3726 (10.4049)	-14.2913** (6.6503)	-10.2031 (9.4071)	-11.0774* (5.6607)	-11.0774* (5.6607)	9.3265* (5.3499)	28.4285 (18.6951)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
Constant	-636.5452 (649.3999)	-3,224.6387 (3,031.9238)	176.7786 (204.9125)	169.6462 (271.2846)	128.2541 (113.5247)	128.2541 (113.5247)	118.0705 (131.7258)	383.9456 (262.2540)
企业固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
行业×年份	否	是	否	是	否	是	否	是
Observations	52	35	122	97	246	246	102	74
R-squared	0.6248	0.9273	0.6432	0.6471	0.4018	0.4018	0.6925	0.7947

表 7 Panel B 前 4 列展示了定向降准政策对小微企业贷款成本的区域异质性作用。在中西部县域小微企业样本中，双重差分变量系数为负。在未控制随行业变化的行业固定效应时，系数在 5% 水平上显著为负。这表明，相较于位于东部地区的县域小微企业，定向降准政策显著降低中西部地区小微企业的贷款成本。后 4 列汇报了定向降准政策对小微企业贷款价格的行业异质性作用。对于工业行业的小微企业而言，关键系数在在 10% 水平上显著为负，表

明定向降准政策能促进该行业的县域小微企业贷款成本的降低。但对于非工业行业的小微企业，双重差分变量系数为正。在控制随时间变化的行业固定效应前后，分别在 10%和 15%水平上显著。这表明定向降准政策虽然促进了非工业行业县域小微企业贷款量提升，但提高了非工业行业的县域小微企业贷款成本。可能的原因在于，受影响的商业银行获得政策流动性后，尽管提高了非工业行业县域小微企业的贷款数量或扩大了贷款覆盖的非工业行业县域小微企业数量，但在授信中出于风险控制的考虑通过提高贷款价格的方式覆盖风险。

(3) 稳健性检验

动态分析和异质性分析在一定程度上证明了定向降准支持县域小微企业贷款量增加和贷款价格降低的稳健性。本部分进而选取已地处县域的企业样本，按照其是否属于小微企业进行实验组和控制组的划分，即小微企业划入实验组，非小微企业划入控制组。同样地，使用倾向得分匹配法进行实验组和控制组小微企业的匹配。由于控制组小微企业数量超过实验组小微企业数量，再次使用随机抽样从匹配后的控制组小微企业中抽取与实验组企业数量相同的企业样本。检验结果汇报在表 8 中。

表 8 定向降准对贷款量和贷款价格的影响：稳健性检验

	贷款量		贷款价格	
	(1)	(2)	(3)	(4)
定向降准	14.2712** * (3.3104)	15.5539** * (3.4009)	-51.0704 (33.6114)	-62.6055 (42.9705)
控制变量	是	是	是	是
Constant	47.7409 (32.4150)	41.6433 (33.5281)	443.2949 (336.4719)	565.1574 (435.6366)
企业固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
行业×年份	否	是	否	是
Observations	581	568	247	246
R-squared	0.7610	0.7700	0.0652	0.0761

5. 基于供应链视角的进一步探讨

(1) 基准回归

表 9 报告了在供应链视角下定向降准影响县域小微企业贷款量和贷款成本的进一步探讨。估计时，均加入控制变量并同时控制年份固定效应和个体固定效应。类似于之前的表格，第 (1)、(3) 列展示了未控制随时间变化的行业固定效应的估计结果，第 (2)、(4) 列则展示控制随时间变化的行业固定效应后的模型估计结果。

子表 A 报告了以客户集中度作为小微企业与客户关系的代理变量时，定向降准政策对小微企业融资的影响。以贷款量为被解释变量时，政策变量系数和交互项系数均为正。在控制随时间变化的行业固定效应后，系数在 5%水平上显著为正。这表明定向降准能对与客户关系紧密的小微企业产生更强烈的贷款量提升作用。交易占比越大，贷款量提升作用越强。以贷款成本为被解释变量时，政策变量系数为负，交互项系数为正。对于客户集中度更高，跟客户联结更紧密的小微企业，定向降准政策可能会促进其贷款成本的上升。可能的原因在于，交易量越大，风险相关度越高，因此银行在定价时考虑风险带来的成本。但这种影响不具有

统计意义上的显著性。

以供应商集中度作为小微企业与供应商关系的代理变量时,定向降准政策对小微企业融资影响的估计结果汇报在子表 B 中。以贷款量为被解释变量时,政策变量系数为正,交互项系数均为负。但不具有显著性。与子表 A 类似,以贷款成本为被解释变量时,交互项系数为正。这种影响同样不具有统计意义上的显著性。这部分的估计结果与已有研究类似,即买方和卖方地位差异以及客户关系带来的经济后果对产量、业绩、利润等影响更直接,客户关系对企业的影响通常大于供应商关系。

子表 C 报告了以与客户交易的商业信用融资为客户关系的代理变量时,定向降准政策影响小微企业融资的估计结果。以贷款量为被解释变量时,政策变量系数为正。在控制随时间变化的行业固定效应后,政策变量系数在 20%水平上显著为正。交互项系数分别为 4.4389 和 5.0709,在 5%水平上显著为正。前两列的回归结果表明,定向降准能对在客户交易中获得更多融资的小微企业产生更强烈影响。小微企业能从客户交易中获得更多商业融资,定向降准对其贷款量提升的作用越强烈。第(3)、(4)列以贷款成本为被解释变量时,政策变量系数为负,且分别在 10.1%和 21.1%水平上显著。交互项系数显著为负,这表明定向降准对该类小微企业贷款成本的影响更强烈。即能从与客户交易中获得商业融资量越多,贷款成本降低幅度越大。

子表 D 展示了以与供应商交易中的商业信用融资为代理变量时,定向降准政策影响小微企业融资的估计结果。前两列显示,以贷款量为被解释变量时,政策变量系数和交互项系数均为正。与子表 B 类似,交互项系数不具有显著性。后两列显示,以贷款成本为被解释变量时,政策变量系数为负,且控制随时间变化的行业固定效应后,在 15.7%水平上显著。交互项系数为正,但并不显著。影响不明显的原因可能依然在于供应商关系对企业的影响若于客户关系。

表 9 基于供应链视角的进一步探讨:基准回归

	贷款量		贷款价格	
	(1)	(2)	(3)	(4)
子表 A: 以客户集中度作为代理变量				
定向降准	7.5146 (4.9059)	13.4446** (6.3927)	-15.2212** (6.6196)	-11.2113 (8.7357)
客户集中度	-2.9499* (1.5171)	-4.7336*** (1.6850)	-0.5003 (2.6392)	-2.0918 (3.7675)
定向降准×客户集中度	2.8900 (2.0180)	4.4262** (2.1931)	3.2696 (3.6822)	1.2980 (4.8744)
Observations	533	520	217	190
R-squared	0.7844	0.8032	0.5204	0.5177
子表 B: 以供应商集中度为代理变量				
定向降准	9.5824* (4.9040)	13.9613** (6.4347)	-14.5076** (6.5812)	-13.0534 (8.5213)
供应商集中度	1.9807 (1.2556)	2.0932 (1.3800)	-3.2852 (2.6293)	-3.8667 (3.2814)
定向降准×供应商集中度	-1.4301 (1.7495)	-1.6421 (1.8754)	2.0987 (3.5575)	3.4046 (4.2281)
Observations	533	520	217	190
R-squared	0.7837	0.7999	0.5228	0.5223

子表 C: 以与客户交易的商业信用融资为代理变量

定向降准	4.6576 (5.1702)	8.9431 (6.6635)	-11.4984 (6.9640)	-12.2572 (9.7411)
客户融资量	-2.1668 (1.5233)	-2.2418 (1.6748)	0.0580 (2.8323)	-2.2790 (3.9838)
定向降准×客户融资量	4.4389** (2.1727)	5.0709** (2.3512)	-2.8593 (3.9392)	-0.5345 (5.1459)
Observations	533	520	217	190
R-squared	0.7846	0.8013	0.5201	0.5204
子表 D: 以与供应商交易的商业信用融资为代理变量				
定向降准	8.8352* (4.8105)	13.4004** (6.3763)	-13.1340** (6.3705)	-11.8956 (8.3572)
供应商融资量	-2.3090* (1.3863)	-2.7575* (1.5503)	-3.0055 (3.7213)	-3.7941 (5.0876)
定向降准×供应商融资量	0.6268 (1.8217)	1.0392 (1.9814)	0.6476 (4.4058)	0.1182 (5.8168)
Observations	533	520	217	190
R-squared	0.7847	0.8014	0.5214	0.5234

(2) 稳健性检验

同样地,本部分更换实验组和控制组企业的划分方式进行稳健性检验。检验结果报告在表 10 中。

表 10 基于供应链视角的进一步探讨:稳健性检验

	贷款量		贷款价格	
	(1)	(2)	(3)	(4)
子表 A: 以客户集中度作为代理变量				
定向降准	14.7131*** (3.5670)	15.7582*** (3.6589)	-5.8531 (9.8423)	-4.9365 (9.8866)
客户集中度	-0.2910 (1.2388)	-0.3811 (1.3153)	-2.9209 (2.2882)	-2.2117 (2.3068)
定向降准×客户集中度	-0.4607 (2.0009)	-0.1714 (2.0975)	6.4466* (3.5928)	4.9905 (3.7745)
Observations	581	568	299	271
R-squared	0.7677	0.7760	0.3399	0.4572
子表 B: 以供应商集中度为代理变量				
定向降准	15.1237*** (3.4429)	16.7770*** (3.5482)	-3.8991 (10.0660)	-4.0125 (10.1027)
供应商集中度	0.4712 (1.0808)	1.1789 (1.1405)	-1.5966 (2.4394)	-1.8603 (2.5036)
定向降准×供应商集中度	-0.9510 (1.7143)	-1.6118 (1.7920)	2.6607 (3.8354)	2.8208 (4.1680)
Observations	581	568	299	271
R-squared	0.7678	0.7766	0.3309	0.4536
子表 C: 以与客户交易的商业信用融资为代理变量				
定向降准	13.7533*** (3.4576)	14.8559*** (3.5680)	-3.0184 (9.8261)	-3.6320 (9.7909)
客户融资量	-0.3643 (1.4495)	-0.5182 (1.5153)	2.0284 (3.4635)	0.2744 (3.4903)
定向降准×客户融资量	1.5358 (2.0751)	1.7138 (2.1355)	2.4753 (5.0096)	3.8904 (5.1273)

Observations	581	568	299	271
R-squared	0.7679	0.7763	0.3349	0.4553
子表 D: 以与供应商交易的商业信用融资为代理变量				
定向降准	14.6214*** (3.3262)	15.8925*** (3.4260)	-1.6209 (9.7662)	-2.8205 (9.7458)
供应商融资量	-2.1657* (1.2547)	-1.9788 (1.3220)	-0.4041 (2.9715)	-2.1586 (3.0435)
定向降准×供应商融资量	1.1562 (1.8229)	0.7955 (1.8938)	-2.4490 (4.3057)	-1.5727 (4.5269)
Observations	581	568	299	271
R-squared	0.7694	0.7775	0.3317	0.4566

五、结论与建议

本文以小微企业数据为研究样本,基于供应链视角分析了定向降准政策支持县域小微企业融资的效能。研究表明:(1)定向降准政策的实施能增加县域小微企业贷款量,降低其贷款成本,两种作用均具有显著性。(2)定向降准政策的增量和降价效果存在区域和行业上的异质性。其中,位于中西部地区的县域小微企业受到的政策支持更强。分行业看,尽管定向降准同时促进了属于工业行业和非工业行业的县域小微企业贷款量提升,但前者力度更高;另外,定向降准促进了工业行业的县域小微企业贷款价格降低,但抬升了非工业行业县域小微企业的贷款价格。由于“两高一剩”行业属于工业行业,因而三农部门中的小微企业受到的政策支持不多。(3)企业与供应链的紧密程度会对定向降准政策支持县域小微企业融资产生影响。具体而言,小微企业与客户关系越紧密,其受到贷款量提升作用更强。但与供应商的关系是否紧密,则对政策的支持效果没有明显影响。可能的原因在于,更加紧密的客户关系加快了企业的生产循环和业绩提升,既有更多融资需求,也能在同等情况下更受银行青睐,因此能受到更强的政策支持。

根据实证结论,基于金融应有效支持实体经济发展的理念,本文提出如下政策建议用于进一步提升定向降准政策支持县域小微企业融资的效能。

第一,细化定向降准政策支持小微领域的考核和监管,设定重点行业的最低政策资金占比。本文实证结果表明,工业行业中的县域小微企业在贷款量和贷款价格两方面均能从定向降准政策中得到更多支持,非工业行业,特别是农林牧渔业中的县域小微企业,受到的支持力度小于工业行业,反映了商业银行在支持县域小微企业中的自发选择。因此,对于享受政策优惠的商业银行,可考虑根据当地县域农林牧渔业企业总规模和数量占比,设定其对农林牧渔业中县域小微企业的最低信贷占比并纳入下一期考核。同时,地方监管部门加强对信贷在行业分配中的监管,约束其在支持县域小微企业时的行业选择,减少流入“两高一剩”行业的政策资金。

第二,鼓励商业银行发挥资源整合和债权人监督作用,积极引导县域小微企业联结供应链产业链。一方面,商业银行在发挥金融中介作用的同时,也积累了较多的信息。可考虑鼓励商业银行与县域政府合作,利用信息和资源优势引导当地小微企业融入相关供应链、产业链,或参与打造县域特色的供应链、生产链条。另一方面,商业银行在对小微企业授信后成为其债权人,可以对公司经营和治理发挥债权人监督作用,引导所授信的小微企业与供应链、产业链联结,进行分工合作,提高生产效率和绩效。可考虑对为包含县域小微企业在内的供应链提供保理等供应链金融业务的商业银行实施额外的存款准备金率优惠,并根据其所开展

业务与县域小微企业，特别是三农领域的小微企业的紧密程度分设不同的档次。或根据商业银行开展的符合要求的供应链金融业务量和与县域小微企业、三农发展的紧密程度发放不同数量的中央银行票据等流动资金。

第三，将商业银行释放的贷款资金使用效果纳入定向降准考核范围，增强定向降准政策支持实体经济的有效性。当前定向降准考核以贷款余额和增量为标准，对资金的使用效率关注不够。这不利于农业等弱势产业和县域经济的发展，也让商业银行继续采取提高利率的方式控制风险。可考虑增加资金使用效率考核标准，结合贷款余额、增量的标准进行综合评价，决定考核对象的准备金率档次。

参考文献

【1】陈书涵、黄志刚和林朝颖，2019，《定向降准货币政策传导路径与效果研究》，《投资研究》第3期，第38~50页。

【2】陈武朝、张海燕和侯林秀，2021，《推动应收账款票据化》，《中国金融》第4期，第64~65页。

【3】陈彦斌和陈小亮，2014，《中国经济“微刺激”效果及其趋势评估》，《改革》第7期，第5~14页。

【4】但斌、伏红勇、徐广业和陈伟，2013，《考虑天气与努力水平共同影响产量及质量的农产品供应链协调》，第9期，第2229~2238页。

【5】笄哲，2020，《结构性货币政策能纾解小微企业融资困境吗》，《金融经济研究》第2期，第51~62页。

【6】冯长利、张明月、刘洪涛、张慧中和何明海，2015，《供应链知识共享与企业绩效关系研究——供应链敏捷性的中介作用和环境动态性的调节作用》，《管理评论》，2015第11期，第181~191页。

【7】郭晔、徐菲和舒中桥，2019，《银行竞争背景下定向降准政策的“普惠”效应——基于A股和新三板三农、小微企业数据的分析》，《金融研究》第1期，第1~18页。

【8】黄宪和沈悠，2015，《货币政策是否存在结构效应的研究综述——基于中国信贷传导渠道的视角》，《经济评论》，第04期，第148~155页。

【9】吉利和陶存杰，2019，《供应链合作伙伴可以提高企业创新业绩吗？——基于供应商、客户集中度的分析》，《中南财经政法大学学报》第1期，第38~46+65+159页。

【10】孔丹凤和陈志成，2021，《结构性货币政策缓解民营、小微企业融资约束分析——以定向中期借贷便利为例》，《中央财经大学学报》第2期，第89~101页。

【11】李任斯和刘红霞，2016，《供应链关系与商业信用融资——竞争抑或合作》，《当代财经》第4期，第115~127页。

【12】李艳平，2017，《客户关系型交易与制造业企业业绩:影响效应与机制》，《宏观经济研究》第2期，第130~141页。

【13】林毅夫、巫和懋和邢亦青，2010，《“潮涌现象”与产能过剩的形成机制》，《经济研究》，第10期，第4~19页。

【14】刘鹤，2020，《加快构建以国内大循环为主体、国内国际双循环相互促进的新发展格局》，《人民日报》，2020-11-25(006)。

【15】刘玉斌、葛健和郭树龙，2019，《上游产能过剩是否影响了下游企业绩效？——基于中国工业企业面板数据的实证考察》，《产业经济研究》第3期，第63~76+126页。

- [16] 马克思, 1885, 《资本论: 第二卷》, 人民出版社, 第 150~155 页。
- [17] 彭建刚、吕志华、张丽寒和屠海波, 2007, 《基于RAROC 银行贷款定价的比较优势原理及数学证明》, 《湖南大学学报(自然科学版)》, 第 12 期, 第 80~84 页。
- [18] 彭文生, 2017, 《渐行渐近的金融周期》, 中信出版社, 北京, 第 74~80、181~207 页。
- [19] 邱兆祥, 2021, 《金融要服务好构建新发展格局》, 《人民日报》, 20210218-09。
- [20] 阮睿、孙宇辰、唐悦和聂辉华, 2021, 《资本市场开放能否提高企业信息披露质量?——基于“沪港通”和年报文本挖掘的分析》, 《金融研究》, 第 2 期, 第 188~206 页。
- [21] 宋华和卢强, 2017, 《什么样的中小企业能够从供应链金融中获益?——基于网络和能力的视角》, 《管理世界》, 第 6 期, 第 104~121 页。
- [22] 王迪、刘祖基和赵泽朋, 2016, 《供应链关系与银行借款——基于供应商/客户集中度的分析》, 《会计研究》第 10 期, 第 42~49+96 页。
- [23] 王勇和刘志远, 2016, 《供应商关系与企业现金持有——来自中国制造业上市公司的经验证据》, 《审计与经济研究》, 第 1 期, 第 83~91 页。
- [24] 王一鸣, 2020, 《百年大变局、高质量发展与构建新发展格局》, 《管理世界》第 12 期, 第 1~13 页。
- [25] 王玉玲, 2019, 《提升金融服务民营和小微企业政策精准度》, 《金融时报》2019-04-15。
- [26] 伍桂和何帆, 2013, 《非常规货币政策的传导机制与实践效果: 文献综述》, 《国际金融研究》第 7 期, 第 18~29 页。
- [27] 叶飞、薛运普, 2011, 《供应链伙伴间信息共享对运营绩效的间接作用机理研究——以关系资本为中间变量》, 《中国管理科学》第 6 期, 第 112~125 页。
- [28] 余文健、白当伟和汪天都, 2020, 《利用替代性数据提升小微企业首次获贷能力》, 《中国普惠金融发展研究》, 中国金融出版社, 北京, 第 73~78 页。
- [29] 周华和谭跃, 2018, 《产权性质、客户集中度与营运资金动态调整》, 《财经理论与实践》第 03 期, 第 83~90 页。
- [30] 庄伯超、余世清和张红, 2015, 《供应链集中度、资金营运和经营绩效——基于中国制造业上市公司的实证研究》, 《软科学》第 3 期, 第 9~14 页。
- [31] Churm, R., Joyce, M., Kapetanios, G., and Theodoridis, K. 2018. "Unconventional Monetary Policies and the Macroeconomy: The Impact of the UK's QE2 and Funding for Lending Scheme." The Quarterly Review of Economics and Finance, In Press.
- [32] Itzkowitz, J., 2013. "Customers and cash: How relationships affect suppliers' cash holdings." , Journal of Corporate Finance, 19: 159-180.
- [33] Jensen, M. and Meckling, W., 1976. "Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs and Ownership Structure" , Journal of Financial Economics, 3(4): 305~360.
- [34] Kim, J.B., Song, B.Y. and Zhang Y., 2015. "Earnings Performance of Major Customers and Bank Loan Contracting with Suppliers" , Journal of Banking & Finance, 59: 384-398.
- [35] Myers, S. and Majluf, N., 1984. "Corporate Financing and Investment Decisions When Firms Have Information that Investors do not Have" , Journal of Financial Economics, 13(2): 187~221.
- [36] Patatoukas, P. N. 2012. "Customer-Base Concentration: Implications for Firm Performance and

Capital Markets." *Accounting Review*, 87: 363-392.

[37] Rahaman, M.M., Rau, P.R, and Zaman, A.A. 2020. "The Effect of Supply Chain Power on Bank Financing." , *Journal of Banking & Finance*, 114: 105801.

[38] Wei, X.Y., Li, J., and Han, L.Y., 2020. "Optimal Targeted Reduction in Reserve Requirement Ratio in China." , *Economic Modelling*, 85: 1-15.

Analysis on the Supporting Performance of RCC on County SME: A Perspective of Supply Chain

Hu Yue

(College of Finance and Statistics, Hunan University, Changsha, Hunan 410079; Post-Doctoral Institute, China Merchant Bank, Shenzhen, Guangdong, 518000)

Abstract: Supporting small and micro enterprises' smooth operation with financial tools is an important basis for removing circulation blockage and promoting the formation of a new development pattern of "double circulation". Existing studies have shown that the targeted RRR reduction policy can support the financing of small and micro enterprises wholly, whereas the structural effect of credit funds and the weak sustainability of policies remain to be discussed. Applying the credit creation theory, the principle of comparative advantage of loan pricing and Marx's theory of circulation economy, the theoretical mechanism that the targeted RRR policy affects the loan volume, loan cost of small and micro enterprises in counties and how closeness between enterprises and supply chain work in the policy implementation are analyzed. Employing the data of small and micro enterprises on the National Equities Exchange and Quotations from 2011 to 2019, the empirical analysis is carried out with the difference-in-difference method on the basis of propensity score matching. The empirical results show that the implementation of the targeted RRR reduction policy can promote the county small and micro enterprises' credit volume increase and loan cost reduce. There are regional and industrial heterogeneity in the effect of the targeted RRR reduction policy, and small and micro enterprises in the agricultural and rural sectors receive little policy support. Compared with supplier relationship, the closer the relationship between small and micro county enterprises and customers, the stronger the improving effect in credit volume.

Keywords: Targeted RRR Reduction Policy; County Small and Micro Enterprise; Credit Volume; Credit Cost; Supply Chain Relationship