

中小银行更能促进中小企业创新吗*

任元明¹ 张 杰²

(1.首都师范大学马克思主义学院,北京 100048;
2.中国人民大学中国经济改革与发展研究院,北京 100872)



内容提要:在完善现代化金融体系的重要关口,主动发展与中小企业创新能力提升相匹配的中小商业银行体系,是中国推进金融供给侧结构性改革的重点所在。本文利用银行分支机构数据,构建了中小商业银行分支机构数量占地区银行机构分支机构数量总额的比例测度中小银行发展水平,实证检验了地级城市中小商业银行分支机构数量扩张对地区内工业企业创新投入可能产生的激励效应。研究发现,地级城市层面中小商业银行分支机构数量扩张只对地区内中小企业创新投入产生促进效应,对大企业不显著,验证了中国情境下中小银行更有利于中小企业创新的理论假说。机制检验发现,中小银行通过加剧内部竞争、缩短银企距离及缓解融资约束三条路径促进中小企业创新。进一步分析表明,中小银行扩张虽能提升其总体风险承担,但未加剧被动风险。本文结论为何种类型金融体系更有利于促进创新增添了来自中国的微观证据,也为中国今后的金融供给侧改革提供了参考价值。

关键词:中小银行 中小企业 创新 银行管制政策 促进效应

中图分类号:F061;F832 **文献标志码:**A **文章编号:**1002—5766(2025)05—0108—20

一、引言

中小企业作为创新的重要促进力量,普遍面临更为突出的融资难、融资贵问题,由此,能否发展出促进中小企业创新的中国特色现代金融体系,已然成为当前中国推动金融体系改革的基础性问题。从理论层面来看,中国学者提出了符合国情的“大银行适合大企业、中小银行适合中小企业”的二分法理论假说(林毅夫和李永军,2001)^[1],或多或少成为影响中国推动中小商业银行体系改革和发展的理论依据。从实践层面来看,2010年《中国人民银行、银监会、证监会、保监会关于进一步做好中小企业金融服务工作的若干意见》(银发[2010]193号)明确提出“积极发挥中小商业银行支持中小企业发展的重要作用”,要求中小商业银行准确把握“立足地方、服务中小”的市场定位,将工作重点放在支持地方经济建设,满足中小企业的特殊金融服务需求上来。在此发展目标的引导下,中国的中小商业银行步入快速发展道路。截至2024年底,中国银行业机构达4295家,其中,中小商业银行已经是中国银行体系的重要力量,包括城市商业银行124家,农村商业银行1563家,农村合作银行23家,农村信用社458家,以及村镇银行1638家^①。

收稿日期:2023-08-21

* 基金项目:国家社会科学基金重大项目“全面支持创新的中国特色基础制度研究”(20241GS0099)。

作者简介:任元明,男,讲师,研究领域为产业经济学、创新经济学与中国经济问题,电子信箱:renyuanming@163.com;张杰,男,教授,研究领域为产业经济学、创新经济学与中国经济问题,电子信箱:zhangjie0402@ruc.edu.cn。通讯作者:张杰。

① 国家金融监督管理总局.银行业金融机构法人名单(截至2024年12月末)[EB/OL].2025-03-17[2025-04-21]https://www.nfra.gov.cn/view/pages/governmentDetail.html? docId=1201355&itemId=863&generaltype=1。

中国中小商业银行的改革和发展历程,呈现出“管制放松→风险爆发→恢复管制”的探索式特征。2008年《中国银行业监督管理委员会农村中小金融机构行政许可事项实施办法》提出,允许符合条件的农村合作银行、农村商业银行设立异地支行。2009年,银监会印发《关于中小商业银行分支机构市场准入政策的调整意见(试行)》(下文简称《调整意见》),明确放宽中小商业银行异地设立分支机构市场准入限制,在省内设立分支行数量不再受指标限制,自此跨区域经营成为中小商业银行扩张的重要方式。以城市商业银行为例,2010年,全年有62家城市商业银行跨区设立103家异地分支行。这种快速扩张模式带来了一系列问题和风险。一方面,中小商业银行在诞生之初的定位是区域性银行,着重服务区域内的中小企业,异地发展势必导致中小商业银行削弱本地化服务功能;另一方面,中小商业银行的跨区域经营势必强化与大型商业银行的直接竞争,加剧金融资源配置不平衡,甚至出现经济欠发达地区存款“输血”经济发展较快城市的现象。2011年两会期间北京银行被点名批评,监管层开始反思城市商业银行激进扩张背后的风险。两会后,银监会暂缓审批城市商业银行跨区开设分支机构的申请。至此,政策开始收紧,城商行异地扩张放缓。为了进一步防范区域性金融机构风险积聚,2013年《中国银监会办公厅关于做好2013年农村金融服务工作的通知》(银监办发[2013]51号)明确限制城市商业银行跨区域经营,以控制无序扩张引发的金融风险。改革实践呈现的“政策钟摆效应”引发一个具有理论和实践层面双重价值的研究问题:中小商业银行改革是否真正实现了服务实体经济的制度初衷?其效能评价是否陷入“矫枉过正”的认知误区?尤其是在中国经济全面进入创新驱动发展阶段,如何激发中小商业银行满足中小企业创新能力提升产生的多层次融资需求?

为了回答上述问题,本文尝试从中小商业银行的管制放松改革政策及其背后蕴含的区域内中小银行分支机构数量的相对变化,探究其究竟能否促进区域内制造业中小企业创新投入的增加,也即从“中小银行是否更有利于中小企业创新”视角来重新评估中小商业银行改革政策的真实绩效,从而在更为重要的领域验证中国情境下“中小银行适合中小企业”理论假说的合理性,并为后续的中国中小商业银行体制改革提供支撑证据。与既有文献相比,本文的可能贡献体现在以下方面:第一,为林毅夫等(2009)^[2]提出的“中小银行适合中小企业”理论假说增添了关键领域的新证据,将“中小银行适合中小企业”理论假说拓展到“中小银行促进中小企业创新”领域,探寻中国情境下针对中小商业银行的发展战略定位以及推进的以中小银行异地设立支行管制政策放松为主的重要改革,究竟能否匹配和促进中小企业创新能力提升的理论和经验证据;第二,为中国情境下“中小银行促进中小企业创新”理论假说内在影响机制提供了独特证据,揭示中小银行通过内部竞争驱动、地理邻近效应、缓解融资约束三重机制发挥作用,特别是发现中小银行通过内部竞争和主动缩短与中小企业之间的银企距离机制,深化了对“小对小”服务优势形成机理的认知;第三,对中国推进与创新驱动发展相匹配的现代化金融体系改革提供了参考,利用中国银行管制政策变化的准自然实验,证实异地设行管制放松对中小企业创新的正向激励,为纠偏“风险规避式”政策回调提供实证依据。

二、理论分析与研究假设

1.“中小银行适合中小企业”理论假说、经验证据与相关争论

在银行机构主导的金融体系中,“大银行适合大企业、中小银行适合中小企业”假说(林毅夫和李永军,2001^[1];林毅夫等,2009^[2])广受关注。林毅夫和李永军(2001)^[1]较早提出,基于服务成本与风险偏好的差异性,大型金融机构更倾向于服务大型企业,而中小金融机构因信息获取与运营成本优势(Banerjee等,1994)^[3],展现出对中小企业融资需求更强的适配能力。这一理论框架在后续实证研究中得到验证,多数文献发现,银行业集中度与中小企业信贷可得性呈显著负相关(Shen

等,2009^[4];Berger和Black,2011^[5]),表明市场结构直接影响融资效率。

近年来,开始有文献尝试验证“中小银行适合中小企业”的理论假说在中国背景下是否成立,并试图揭示背后的可能机理。姚耀军和董钢锋(2014)^[6]通过投资—现金流敏感性分析,论证中小银行发展通过缓解融资约束而非降低代理成本提升企业投资效率,强调金融结构改革需优先发展中小银行。刘畅等(2017)^[7]发现中小金融机构单位信贷额对中小企业的边际支持效应是大型银行的四倍左右,基于微观数据验证了不同规模银行对中小企业信贷投放的效率差异。更深入的结构分析表明(刘晓光和苟琴,2016)^[8],银行业集中度与中小企业信贷约束呈非线性关联,单纯降低国有大银行占比难以优化融资环境,系统性培育中小金融机构才是支持中小企业融资的有效途径。李广子等(2016)^[9]发现中小银行发展不仅能降低中小企业与大企业在融资上的差异,还具备对冲宏观政策紧缩冲击的功能。张一林等(2019)^[10]发现,相对于规模较小的银行,大银行在甄别软信息方面不具有比较优势,需要发挥中小银行善于甄别企业家经营能力的比较优势,而不是通过行政干预要求大银行服务中小企业。

然而,也有文献揭示了中国情境下中小银行在促进中小企业发展中存在诸多突出问题。一是地方性中小银行机构容易受到地方政府的干预和控制,特别是当地区中小银行资本主要来源于地方政府时。当地方政府自身或者具有政府背景的中小企业充当了地方性中小银行机构的主要借款人时,就可能会产生“劣币驱逐良币”效应,对中小银行经营行为和经营优势产生严重的负面影响。二是随着信息技术和贷款技术的快速发展,银行机构依靠物理空间距离优势处理贷款信息成本的能力逐渐弱化,这就造成中小银行机构所具有的独特地理邻近区位优势逐步减弱,从而弱化了中小银行机构的独特贷款成本优势(Petersen和Rajan,2002^[11];李琳和栗勤,2011)^[12]。值得一提的是,谢平和陆磊(2003)^[13]发现,中小银行机构的区域分布并不像理论上那样具有布局广泛的特征,其分支机构覆盖的局限性制约了中小银行机构的业务拓展。三是传统的信息“二分法”仅考虑了中小银行机构在处理“软信息”方面的能力和优势,却没有将“软”“硬”信息综合起来考察,而忽略了银行机构随着时间推移而发生的总信息成本的消长演化(李华民和吴非,2017)^[14],所得出的结论可能具有一定的误导性。四是从中国大银行机构的成长过程和正常贷款行为逻辑来看,自身更擅长依靠构建银企之间的长期信任合作关系来控制贷款风险。

总的来说,争论焦点在于传统理论预设的“信息优势”与中国现实情境的结构性矛盾:支持性研究强调,中小银行依托地缘网络形成的软信息捕获能力比较优势,可有效缓解中小企业面临的融资问题;而质疑性研究则指出,地方行政干预会扭曲银企信息传递,数字技术冲击弱化了地理邻近价值,以及动态演化中“软”“硬”信息成本结构的重构会弱化中小银行“软”信息优势。客观事实是,要提高中小企业贷款的可获得性以及降低贷款成本,从根本上解决中国的中小企业融资难、融资贵顽疾,并非某一单项要素的改善就可以一役而毕其功的,也并非仅仅是仅仅增加中小型金融机构数量就能够奏效的,需要综合考虑政策环境、信用基础、金融结构以及信贷技术水平等多方面因素,从而提出一揽子系统的改革方案。

2. 中小银行如何影响中小企业创新:内在机制和理论假设

既有研究对中小银行与中小企业创新的关系存在争论:一方面,中小银行可能通过竞争驱动、地理邻近效应和融资约束缓解等机制促进中小企业创新;另一方面,中小银行也可能因信息假说、信贷配给和风险传递等机制抑制中小企业创新。本文从双向机制出发,基于中国情境展开分析,进而提出竞争性假说。

(1)中小银行促进中小企业创新的机制分析。第一,银行竞争机制。要科学理解中国银行机构之间的竞争水平和竞争状态,必须立足于观察中国当前银行机构之间独特的“结构性竞争”或“多层次竞争”特征(张杰等,2017)^[15]。中小银行分支机构扩张对中国银行机构之间竞争水平和竞

争状态产生的复杂影响效应,可以从三个方面理解:首先,随着不同类型中小商业银行分支机构的建立,中小商业银行内部间的竞争水平会受到直接影响;其次,由于中小商业银行分支机构占比的提高,中小商业银行势必会与大银行之间形成竞争,进而会导致当地整体银行竞争水平的提高;最后,中小银行机构之间的竞争水平变化以及中小银行机构和大银行机构之间的竞争水平变化信息,会由于“鲶鱼效应”,传导到并最终影响大银行机构之间竞争水平的变化。因此,中小银行分支机构数量的扩张可能会使得中小银行机构内部间的竞争水平加剧,倒逼中小银行更有动力针对中小企业的贷款行为和贷款风险进行针对性的自身经营策略变革,并将贷款资源下沉到规模更小的中小企业上,从而促进了中小企业加大创新投入。相反,大银行机构之间的竞争水平变化可能对中小企业创新的促进作用并不明显。

第二,银企距离机制。金融供给的地理因素是影响企业创新的重要原因之一。既有大量研究发现,银行竞争可以显著缩短银企距离,进而增加企业的融资可得性,促进企业创新(许和连等,2020^[16];李晓溪等,2023^[17])。不容忽视的客观事实是,针对中国中小银行“服务地方经济”的特殊定位以及中国当前银行机构之前存在着“结构竞争”与“多层次竞争”的特征,由于中小银行储蓄存款成本更高、规模更小,使其更难以更低的贷款利率与大银行竞争大规模企业的贷款。因此,中小银行分支机构数量扩张的最优策略是主动缩短与中小企业之间的银企距离,尽量降低中小企业的信息不对称,降低对企业的贷前审查和贷后监督成本(蔡庆丰等,2020)^[18],进而促进中小企业创新投入。相反,由于中小银行不具备向大规模企业贷款的相对竞争优势,使得中小银行不会主动缩短与大规模企业的距离,从而无法促进大规模企业创新投入。同时,由于中小银行不与大银行竞争大规模企业,中小银行分支机构扩张也很难激励大银行主动降低与大规模企业的银企距离。

第三,融资约束机制。众多文献发现,金融发展和金融结构的变化可以有效缓解企业融资约束,进而促进企业发展和经济增长(Rajan和Zingales,1998^[19];Brown等,2012^[20];Hsu等,2014^[21])。要验证本文提出的中国情境下“中小银行促进中小企业创新”理论假说成立的关键机制之一,就是要检验地区中小银行分支机构数量相对提升,是否通过缓解中小企业融资约束进而促进中小企业加大创新投入。一方面,中小企业因为其自身“软”信息的不对称,导致其自身的研发活动产生的外部融资需求更容易遭受银行机构的“规模歧视”(Shapiro和Stiglitz,1984)^[22]和融资约束(Brown等,2009)^[23];另一方面,针对那些依赖创新能力来提高市场竞争力的中小企业而言,自身发展难以形成稳定的现金流和持续的盈利能力,既存在较强的外部融资需求,也难以承受较高的融资成本。当外部融资成本降低时,必然会传导到中小企业加大创新投入的激励机制,进而促进中小企业加大创新投入(唐清泉和巫岑,2015^[24],张杰等,2017^[15])。因此,中小银行分支机构扩张会通过缓解中小企业融资约束、降低中小企业融资成本,进而促进中小企业加大创新投入。

(2)中小银行抑制中小企业创新的机制分析。第一,信息假说机制。信息假说机制的核心在于,银行竞争可能削弱银企间长期互动积累的“软信息”优势,从而抑制中小企业创新。中小银行通过地理邻近性和本地化服务形成的软信息是其评估中小企业风险的重要依据。然而,中小银行分支机构扩张引发的银行间竞争加剧,可能导致中小银行为争夺客户而缩短贷款审批周期,转而依赖标准化、可量化的“硬信息”,忽视对软信息的深度挖掘。Petersen和Rajan(1995)^[25]的研究表明,过度竞争会减少银行对企业的信息租金投入,导致高风险创新项目因信息不对称被排除在信贷支持之外。中小银行竞争加剧可能打破原有稳定的银企信任网络形成逆向选择问题:企业可能隐瞒真实风险以获取贷款,而银行因缺乏持续跟踪能力难以识别风险。这种信息传递效率的下降进一步加剧了中小企业的融资约束。此外,层级化扩张导致的管理半径扩大,加剧了软信息在跨区域传递中的失真,迫使银行采用标准化信贷模型,造成融资错配,进一

步抑制中小企业创新。

第二,信贷配给机制。与大型银行相比,中小银行的资本筹集能力相对较弱,在满足监管标准时可能会面临更大的压力,信贷扩张能力更容易受到限制,导致其对高风险创新项目更容易采取保守策略,表现为对抵押品要求提高、信贷期限缩短等,致使轻资产型创新企业更难获得融资支持。而当面临不良率升高时,中小银行可能更倾向于压缩高风险资产,转向低风险的传统行业贷款,导致创新型中小企业融资缺口扩大。根据信贷配给理论(Stiglitz和Weiss,1981)^[26],当中小银行分支机构扩张引发的市场竞争压低贷款利率至均衡水平以下时,中小银行会优先选择低风险客户以维持收益风险平衡,形成对高风险创新项目的挤出效应。而对于已获得信贷配给的中小企业,由于资金成本过低,其可能将信贷资金用于固定资产投资,进而对创新投资产生挤出效应(周达勇和董必荣,2022)^[27]。

第三,风险传导机制。大量理论文献表明,竞争降低了银行的特许经营价值,并诱使它们承担更多风险(Keeley,1990^[28];Repullo,2004^[29])。中小银行分支机构扩张引发银行间竞争加剧,可能会使中小银行利润率下降,导致其自身风险承担水平上升(Martinez-Miera和Repullo,2010^[30];郑宁等,2023^[31])。过度竞争导致信贷标准下降,中小银行为争夺市场份额而放松风险管控,短期内虽扩大信贷规模,但长期积累的不良资产会触发监管干预,迫使中小银行收紧信贷政策,形成“扩张—风险暴露—收缩”的周期性波动。这种波动会通过同业市场传导至整个金融体系,推高全行业风险溢价,间接抬升中小企业融资成本,进而抑制中小企业创新。此外,在竞争压力下,部分中小银行可能为追求高收益而盲目介入高风险创新项目,但因风控能力不足导致项目失败,这种“冒进—失败—收缩”模式不仅造成直接损失,更形成对后续创新信贷投入的负向激励。

因此,本文提出如下竞争性假设:

H₀: 中小银行促进了中小企业创新。

H₁: 中小银行抑制了中小企业创新。

三、研究设计

1. 数据来源和处理

本研究使用的数据如下:第一,企业创新数据来自2008—2014年的国家统计局全国创新调查企业数据库;第二,企业财务数据来自2008—2013年中国规模以上工业企业调查数据库;第三,关于银行数据是将中国研究数据服务平台(CNRDS)的中国商业银行分支机构信息,通过中国企业征信机构查询网核对所有存在、注销和退出的银行分支机构的具体开业时间后,更为准确地获得不同类型银行分支机构数量的面板数据;第四,城市层面数据来自相关年份的《中国城市统计年鉴》。本文将2008—2014年全国创新调查企业数据库与中国工业企业数据库按照企业名称与年份进行匹配,将匹配成功的企业样本保留,再与根据银行信息测算出的城市层面银行信息指标和《中国城市统计年鉴》进行匹配,最终获得2008—2013年179615家公司一年度样本。

2. 实证模型与变量定义

为了检验本文研究假设,本文建立如下形式的回归模型:

$$innov_{ict} = \beta_0 + \beta_1 SMB_{ct} + \delta X + \lambda_{ownership} + \lambda_i + \lambda_t + \xi_{ict} \quad (1)$$

其中, $innov_{ict}$ 为位于中国地级城市 c 的企业 i 在年份 t 的创新投入强度; SMB_{ct} 为中国地级城市 c 的中小商业银行机构在年份 t 的分支机构数量占地区银行机构分支机构数量总额的比例; X 为控制变量集合。 $\lambda_{ownership}$ 表示企业所有制固定效应, λ_i 表示企业个体固定效应, λ_t 表示年份固定效应。另外,考虑到很多银行的总部或者分行总部一般设立在省会城市,并对省内所有城市的银行分支机

构产生影响,同时,大部分城市商业银行可以在省内跨市新建银行分支机构,因此,省内的企业也更容易受到省内政策的共同影响,本文将标准误差进行省份层面的聚类。考虑到异常值干扰,本文对连续变量在 1% 水平上进行缩尾处理。

(1)被解释变量($innov_{ict}$)。为位于地级城市 c 的企业 i 在年份 t 的创新投入强度。考虑到中国情形下的微观企业创新活动在一定程度上依赖于各级政府的创新扶持政策的激励作用(张杰, 2021)^[32],本文将企业 R&D 内部投入资金额减去来源于政府创新补贴资金额后与主营业务收入的比值,作为衡量企业创新投入强度的核心指标。

(2)解释变量(SMB_{ct})。为中国地级城市 c 的中小商业银行机构在年份 t 的分支机构数量占地区银行机构分支机构数量总额的比例。本文将银行机构分为三类:国有商业银行、股份制商业银行及区域性中小银行(涵盖城市商业银行、农业商业银行、农村合作银行、农村信用社与村镇银行)。

(3)控制变量。企业层面的控制变量包括企业年龄(age)、企业资产规模($asset$)、企业销售利润率(ROS)、企业资本密度($capit_densi$)、企业杠杆水平($leverage$)、企业固定资产占比($fixed_asset$)、企业应收账款占比($receivable$)、企业应付账款占比($payable$);城市层面控制变量包括地级城市地区第二产业增加值占 GDP 比重($indus_struc$)、地区人均实际 GDP($lnpergdp$)。

具体变量定义如表 1 所示。

表 1 变量定义

变量名称	变量定义	计算方法
$innov$	企业创新投入强度	(企业 R&D 内部支出-企业获得政府创新补贴)/企业主营业务收入
SMB	中国地级城市中小商业银行支行机构数量比重	中国地级城市中小商业银行支行机构数量/地区内所有银行支行机构数量
age	企业年龄	企业年龄加 1 后取对数
$asset$	企业资产规模	企业总资产取对数
ROS	企业销售利润率	企业营业利润/企业主营业务收入
$fixed_asset$	企业固定资产占比	企业固定资产额/企业总资产
$capit_densi$	企业资本密度	企业固定资产/企业从业人员数
$leverage$	企业资产负债率	企业总负债/企业总资产
$receivable$	企业应收账款占比	企业应收账款/企业主营业务收入
$payable$	企业应付账款占比	企业应付账款/企业主营业务收入
$indus_struc$	企业所处地级城市的产业结构特征	企业所处地级城市的第二产业产值占 GDP 比重
$lnpergdp$	企业所处地级城市经济发展水平	企业所处地级城市人均实际 GDP 对数

3. 内生性问题与工具变量设计

针对(1)式,虽然本文通过增加微观企业和宏观经济层面的诸多控制变量以及控制发生动态调整的企业所有制性质、企业个体和年份固定效应,以此来缓解可能的遗漏重要变量问题,但依然面临着中小银行和企业创新活动之间的逆向因果关系而导致的可能内生性问题。例如,创新水平相对越高的地区往往意味着集聚着相对更多数量的创新企业,而创新投入相对越多的企业则需要更多的金融支持,从而吸引更多的银行进入当地并设立分支机构,从而对地区内中小银行的比例产生影响,这是 Robinson(1979)^[33] 阐述的“企业发展创造金融需求”逻辑的

体现。为解决此类问题,蔡庆丰等(2020)^[18]尝试采用企业地理辐射半径内的银行网点数量作为代理变量。但是,该方法可能依然面临逆向因果关系的困扰,因为越是经济发达地区内的企业,在地理半径内吸引的银行机构数量可能越多,考虑到中国情境下微观企业主要在各类产业园区、经济开发区等集聚分布的基本特点,这种方法面临的识别问题及其内生性问题可能更为严重。

更为合理的方法是构建外生性工具变量。为此,本文利用2008—2013年样本观察期间银监会针对中小商业银行机构的经营扩张范围进行的“管制放松→风险爆发→恢复管制”为主要特征的管制政策行为,并参考既有文献(盛斌和王浩,2022^[34];李晓溪等,2023^[17]),使用1984年城市中小银行分布和放松银行管制政策冲击虚拟变量构造工具变量。具体而言,第一,生成放松银行管制政策虚拟变量,根据政策冲击,分别将2008年、2009—2010年、2011—2013年三个区间赋值为0.5、1、0来依次识别管制政策行为;第二,由于在位者存在门槛效应(盛斌和王浩,2022)^[34],政策冲击对城市商业银行基数较低城市的更为显著,因此,以1984年城市中小银行分支机构数量比例来反映不同城市受到政策冲击的不同影响,将其与放松银行管制政策冲击虚拟变量相乘作为SMB的工具变量(IV_{ct})。本文工具变量第一阶段回归F值远大于10,较好地说明了相关性。就外生性而言,尽管1984年中国金融体系具有明显的计划经济色彩,中小银行分支机构数量比例可能并不以城市内企业创新强弱作为选址依据,可以较好地满足外生性要求,但考虑到1984年城市中小银行分布可能也并非随机,这也意味着可能存在潜在重大不可观测因素,使得工具变量可以直接影响中小企业创新。为此,本文应用“似然外生工具变量估计”(plausibly exogenous instruments framework)(Conley等,2012^[35];Liu和Lu,2015^[36]),考虑一个包含本文设计的工具变量的一般模型:

$$innov_{ict} = \beta_0 + \beta_1 SMB_{ct} + \gamma IV_{ct} + \delta X + \lambda_{ownership} + \lambda_i + \lambda_t + \xi_{ict} \quad (2)$$

其中, γ 可以反映所有工具变量不通过解释变量SMB_{ct}渠道影响被解释变量 $innov_{ict}$ 的效应,也在给定的 γ 下,利用如下回归方程,本文设计的工具变量可以估计出 β_1 的真实值:

$$\widetilde{innov}_{ict} = \beta_0 + \beta_1 SMB_{ct} + \delta \cdot X + \lambda_{ownership} + \lambda_i + \lambda_t + \xi_{ict} \quad (3)$$

其中, $\widetilde{innov}_{ict} = innov_{ict} - \gamma IV_{ct}$ 。因此,问题转化成如何准确估计 γ ,参考Nunn和Wantchekon(2011)^[37]、Liu和Lu(2015)^[36],本文将不存在城市商业银行的城市单独识别出,以这些城市为样本并控制同样的控制变量集和固定效应,将被解释变量 $innov_{ict}$ 对工具变量 IV_{ct} 进行回归,进而估计出 γ 。

四、实证结果与分析

1. 描述性统计与相关系数分析

表2列示了相关变量的描述性统计结果。样本中企业创新投入强度在0.03%~26.68%,企业的创新投入强度平均为3.99%,其中,中小企业的平均创新投入强度为4.41%,大企业平均创新投入强度为2.46%,标准差分别为0.05和0.03。可见,本文研究的样本中不管是中小企业还是大企业,其创新投入强度均具有较大的波动性,有利于实证检验核心解释变量对企业创新的影响。中小银行分支机构占比在10.93%~82.74%,平均而言,中小银行分支机构占比为48.01%。表明,地级城市层面中小银行分支机构占比存在较大的差异。另外,样本中有一部分企业的净利润是负的,这直接导致了ROS为负值,在ROS为负值的情况下,企业的外源性融资尤为重要,说明控制企业层面财务指标的必要性。本文对自变量组内变换后做VIF检验,发现所有自变量的VIF值均远小于5,说明不存在严重的多重共线性问题。

表 2 描述性统计

变量	观测值	平均值	标准差	最小值	中位数	最大值
<i>innov</i>	179615	0.0399	0.0424	0.0003	0.0302	0.2668
<i>SMB</i>	179615	0.4667	0.0934	0.1093	0.4801	0.8274
<i>age</i>	179615	2.3394	0.6135	0.6931	2.3979	3.9512
<i>asset</i>	179615	11.6769	1.5475	8.4743	11.5420	15.9782
<i>ROS</i>	179615	0.0569	0.0872	-0.2662	0.0455	0.3556
<i>fixed_asset</i>	179615	0.2945	0.2011	0.0050	0.2561	0.9070
<i>capit_densi</i>	179615	239.6103	646.6649	1.0534	79.8142	5448.4287
<i>leverage</i>	179615	0.5485	0.2348	0.0286	0.5593	1.0609
<i>receivable</i>	179615	0.1911	0.1966	0.0000	0.1339	1.0174
<i>payable</i>	179615	0.1371	0.1584	-0.0082	0.0885	0.8938
<i>indus_struc</i>	179615	50.8998	7.9326	17.0200	52.3800	90.9700
<i>lnpergdp</i>	179615	4.6433	0.5971	1.9536	4.6752	6.6335

表 3 列示了经组内中心化后主要变量的相关系数矩阵。可以看出,中国地级城市中小商业银行分支机构相对数量(SMB_{ct})与企业创新投入强度变量($innov_{ict}$)的相关系数为 0.019,在 1% 水平上显著,这说明,中国地级城市中小商业银行分支机构相对数量与企业创新投入强度存在正相关关系。

表 3 相关性系数矩阵

变量	序号	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>innov</i>	(1)	1.000					
<i>SMB</i>	(2)	0.019***	1.000				
<i>age</i>	(3)	-0.011***	0.248***	1.000			
<i>asset</i>	(4)	-0.085***	0.213***	0.515***	1.000		
<i>ROS</i>	(5)	-0.116***	-0.024***	-0.040***	0.059***	1.000	
<i>fixed_asset</i>	(6)	0.004**	-0.040***	-0.124***	-0.152***	-0.032***	1.000
<i>capit_densi</i>	(7)	0.003	0.022***	0.019***	0.109***	-0.004**	0.188***
<i>leverage</i>	(8)	-0.004**	-0.024***	-0.024***	0.014***	-0.121***	-0.087***
<i>receivable</i>	(9)	0.141***	0.039***	0.121***	0.192***	-0.102***	-0.139***
<i>payable</i>	(10)	0.129***	0.009***	0.023***	0.101***	-0.147***	-0.035***
<i>indus_struc</i>	(11)	-0.037***	-0.147***	-0.398***	-0.261***	0.040***	0.089***
<i>lnpergdp</i>	(12)	0.024***	0.208***	0.514***	0.367***	-0.058***	-0.090***
变量	序号	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
<i>capit_densi</i>	(7)	1.000					
<i>leverage</i>	(8)	-0.012***	1.000				
<i>receivable</i>	(9)	0.002	0.055***	1.000			
<i>payable</i>	(10)	0.019***	0.194***	0.327***	1.000		
<i>indus_struc</i>	(11)	0.005**	0.036***	-0.114***	-0.054***	1.000	
<i>lnpergdp</i>	(12)	0.001	-0.033***	0.114***	0.052***	-0.352***	1.000

注: *、**、***分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著,下同

2. 基准回归结果

为了对比分析中小银行对中小企业与大企业创新的异质性影响,本文参照国家统计局《统计上大中小微型企业划分办法(2017)》工业领域大中小类型企业分类标准,将全样本分为大企业和中小企业两组。表4列示了中小商业银行机构分支机构相对数量对地区内不同类型样本企业创新活动影响的OLS回归结果。其中,第(1)~(3)列为全样本估计结果,核心解释变量 SMB_{it} 回归系数均显著为正,这说明,在那些中小商业银行分支机构数量占比相对更高的城市,地区内工业企业的创新投入强度相对更高;第(4)~(6)列为中小企业样本的回归结果,在逐步纳入各种控制变量的估计结果中,核心解释变量回归系数呈现出稳定的显著性;第(7)~(9)列为大企业样本的回归结果,对比来看,核心解释变量回归系数均未呈现显著性。特别是在纳入了地区股份制商业银行分支机构相对数量 JSB 的第(3)、(6)、(9)列回归结果中,核心解释变量估计结果均未发生明显变化。这说明,即便考虑了地区内股份制商业银行机构占比的影响,也不会改变本文的主要检验结果。即中小银行分支机构数量相对上升促进了中小企业创新,本文 H_0 得到验证。

表4 OLS估计结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	全样本	全样本	全样本	中小企业 样本	中小企业 样本	中小企业 样本	大企业 样本	大企业 样本	大企业 样本
SMB	0.0070* (0.0036)	0.0122** (0.0047)	0.0129*** (0.0041)	0.0122** (0.0051)	0.0158** (0.0063)	0.0171*** (0.0054)	-0.0027 (0.0037)	-0.0003 (0.0038)	-0.0007 (0.0039)
age		-0.0064*** (0.0012)	-0.0062*** (0.0011)		-0.0075*** (0.0018)	-0.0072*** (0.0017)		-0.0005 (0.0007)	-0.0005 (0.0007)
$asset$		-0.0128*** (0.0005)	-0.0127*** (0.0005)		-0.0132*** (0.0007)	-0.0131*** (0.0006)		-0.0041*** (0.0007)	-0.0040*** (0.0006)
ROS		-0.0389*** (0.0041)	-0.0391*** (0.0041)		-0.0466*** (0.0047)	-0.0468*** (0.0047)		-0.0034 (0.0037)	-0.0034 (0.0037)
$fixed_asset$		0.0020* (0.0011)	0.0022* (0.0011)		0.0032** (0.0013)	0.0033** (0.0013)		-0.0026* (0.0015)	-0.0026* (0.0015)
$capit_densi$		0.0000*** (0.0000)	0.0000*** (0.0000)		0.0000*** (0.0000)	0.0000*** (0.0000)		0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)
$leverage$		-0.0079*** (0.0011)	-0.0079*** (0.0011)		-0.0074*** (0.0012)	-0.0074*** (0.0012)		-0.0049*** (0.0014)	-0.0048*** (0.0014)
$receivable$		0.0332*** (0.0020)	0.0331*** (0.0019)		0.0341*** (0.0022)	0.0340*** (0.0022)		0.0172*** (0.0028)	0.0172*** (0.0028)
$payable$		0.0274*** (0.0020)	0.0273*** (0.0019)		0.0257*** (0.0022)	0.0255*** (0.0022)		0.0178*** (0.0028)	0.0177*** (0.0028)
$indus_struc$			-0.0004*** (0.0001)			-0.0004** (0.0002)			-0.0001 (0.0001)
$lnpergdp$			0.0003 (0.0010)			0.0005 (0.0012)			-0.0005 (0.0004)

续表 4

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	全样本	全样本	全样本	中小企业样本	中小企业样本	中小企业样本	大企业样本	大企业样本	大企业样本
<i>JSB</i>			0.0229 (0.0509)			0.0377 (0.0640)			-0.0234 (0.0405)
常数项	0.0366*** (0.0017)	0.1944*** (0.0067)	0.2085*** (0.0123)	0.0386*** (0.0024)	0.1955*** (0.0092)	0.2091*** (0.0169)	0.0259*** (0.0017)	0.0808*** (0.0093)	0.0917*** (0.0109)
企业所有制/企业个体/年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是
观察值	179615	179615	179615	138147	138147	138147	36206	36206	36206
调整 R ²	0.590	0.613	0.613	0.580	0.602	0.602	0.634	0.641	0.641

注:括号内数值为聚类在省份层面的稳健标准误,下同

3. 工具变量回归结果

表 5 列示了中小银行机构分支机构相对数量对企业创新活动影响的 2SLS 回归结果。参考李晓溪等(2023)^[17],为了尽可能剔除企业的自选择效应,本文只保留在完整政策冲击期均存在的企业样本。其中,第(1)、(3)、(5)列分别为全样本、中小企业样本和大企业样本的工具变量回归结果,可以看出,在全样本和中小企业样本中,核心解释变量分别在 10% 和 5% 的水平上显著为正,而在大企业样本中,核心解释变量不显著。第(2)、(4)、(6)为利用“似然外生工具变量估计”方法剔除工具变量对被解释变量直接影响后在不同类型样本的回归结果,可以发现,核心解释变量回归系数依然在全样本和中小企业样本中显著为正,在大企业样本不显著。这说明,工具变量的回归结果仍然支持假设 H₀。

表 5 工具变量检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
		\widetilde{innov}_{ict}		\widetilde{innov}_{ict}		\widetilde{innov}_{ict}
企业样本类型	全样本	全样本	中小企业样本	中小企业样本	大企业样本	大企业样本
第一阶段回归	<i>SMB</i>					
<i>SMB_IV</i>	0.0947*** (0.0216)	0.0947*** (0.0216)	0.0955*** (0.0219)	0.0955*** (0.0219)	0.0801*** (0.0192)	0.0801*** (0.0192)
第一阶段 F 值	19.23	19.23	19.05	19.05	17.33	17.33
第二阶段回归	<i>innov</i>					
<i>SMB</i>	0.0365* (0.0196)	0.0549** (0.0216)	0.0449** (0.0197)	0.0632*** (0.0214)	0.0129 (0.0197)	0.0347 (0.0218)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制

续表 5

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
		\widetilde{innov}_{ict}		\widetilde{innov}_{ict}		\widetilde{innov}_{ict}
企业所有制/企业个体/年份固定效应	是	是	是	是	是	是
观察值	114126	114126	82500	82500	28604	28604
调整 R ²	0.058	0.056	0.053	0.051	0.023	0.017

4. 双重差分检验

2009年《调整意见》发布后,城市商业银行开始加大力度在同省份设立异地分支机构。城市商业银行新进入一个城市则会通过“鲶鱼效应”加剧当地银行竞争,尤其对于以“服务地方经济”为定位的中小银行更是如此,则势必会引起当地中小银行分支机构数量比例的增加。基于此,参考既有文献(张伟俊等,2021)^[38],本文利用2009年政策冲击后城市商业银行首次进入异地城市设立分支机构的时点,构造渐进双重差分模型。由于政策冲击具有外生性,且不同类型的城市商业银行会根据自身发展情况选择在不同的城市和不同的时点设立,因此,可以较好地满足双重差分的检验条件。具体模型设定如下:

$$innov_{ict} = \beta_0 + \beta_1 SMB_{ct} + \beta_2 SMB_{ct} \times Entry_{ct} + \beta_3 Entry_{ct} + \delta X + \lambda_{ownership} + \lambda_i + \lambda_t + \xi_{ict} \quad (4)$$

其中, $Entry_{ct}$ 为反映城市商业银行首次在异地设立分支机构的虚拟变量,也即在2009年、2010年只要有一家城市商业银行在某个城市第一次设立其分支机构,则该城市取1,否则取0。其余控制变量与基准模型保持一致。 β_2 反映在放松银行管制政策的冲击下中小银行分支机构数量比例对企业创新的影响。参考李晓溪等(2023)^[17],同样只保留在完整政策冲击期均存在的企业样本。表6第(1)~(3)列列示了渐进DID的回归结果。可以看出,在全样本和中小企业样本中,交互项的系数显著为正,而在大规模企业样本中交互项为正但不显著。这说明,中小银行分支机构数量扩张对全样本和中小企业样本创新具有显著的促进作用,而对大规模企业的创新无影响。考虑本文样本期间为2008—2013年,且受到政策冲击的城市最早出现在2009年,本文在第(4)~(6)列中将所有政策冲击时间提前一年,进行平行趋势验证。可以发现,第(4)~(6)列中交互项的估计值均不显著,也即本文利用的识别策略是有效的。

表 6 双重差分检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	全样本	中小企业样本	大企业样本	全样本	中小企业样本	大企业样本
$SMB \times Entry$	0.0147* (0.0079)	0.0179** (0.0086)	0.0008 (0.0035)			
$SMB \times FI \cdot Entry$				0.0059 (0.0098)	0.0043 (0.0094)	0.0066 (0.0060)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
企业所有制/企业个体/年份固定效应	是	是	是	是	是	是
观察值	114126	82500	28604	114126	82500	28604
调整 R ²	0.574	0.557	0.639	0.573	0.557	0.639

5. 稳健性检验结果^①

(1) 替换工具变量。通过上文对样本期间中国银行管制政策的梳理,可以得到重要的启示是,一方面,2008—2013年,中小银行设立分支机构数量由于经历相关政策冲击,必然呈现出不同程度的扩张或扩张放缓态势;另一方面,各地级城市层面的中小银行分支机构数量变化主要受三方面因素影响:一是针对中小银行自身的外生政策冲击信息;二是由于地区经济增长而引致的分支机构数量变化信息;三是银行业特有分支机构扩张决策信息。对比来看,以大型国有商业银行为代表的大银行,其在地级城市层面的银行分支机构数量变化信息中,主要包含的是由于地区经济增长而引致的分支机构数量变化信息和银行业特有分支机构扩张决策信息,并未受到针对中小银行的政策冲击影响。因此,本文通过构建如下回归模型来获得所需的政策冲击工具变量 $IV1$:

$$Bankbranch_small_{c,t} = \partial_0 + \partial_1 \cdot Bankbranch_large_{c,t} + \phi \cdot Z_{c,t} + \eta_c + \eta_t + \varepsilon_{c,t} \quad (5)$$

其中,被解释变量 $Bankbranch_small_{c,t}$ 表示地级城市 c 年份 t 的城市商业银行、农村商业银行、农村合作银行、农村信用社、村镇银行等为主的中小银行分支机构数量, $Bankbranch_large_{c,t}$ 表示地级城市 c 年份 t 的大银行分支机构数量,也即六大国有商业银行分支机构数量和13家全国股份制商业银行分支机构数量之和。在控制变量 $Z_{c,t}$ 集合中,设计了一系列反映地级城市层面的经济发展、要素禀赋、基础设施等因素变量,具体包括:人均实际GDP对数值、第二产业占GDP比重、第三产业占GDP比重、城市人口密度、普通高等学校数量、互联网宽带接入用户数、外商实际投资额、人均铺装道路面积、固定资产投资等。 $\varepsilon_{c,t}$ 是本文需要的残差项。很显然,在计量模型(5)中尽可能控制了一系列反映地级城市层面各类因素的控制变量,以及代表银行业特有的分支机构扩张决策信息 $Bankbranch_large_{c,t}$ 后得到的残差 $\varepsilon_{c,t}$ 中的信息,应该就只包含由于多轮银行管制政策造成的外生性冲击导致中小银行分支机构数量变化的信息,从而尽可能满足工具变量的排他性约束要求。借鉴 Chong 等(2013)^[39]、张杰等(2017)^[15]和姜付秀等(2019)^[40]等的设计思路,本文选择同一省份内与企业所处的地级城市GDP最为接近的三个地级城市内中小商业银行分支机构相对数量的平均值,作为核心解释变量的工具变量 $IV2$ 。其中的合理性在于:一是相关性方面,样本期间的政策主要鼓励中小商业银行在本省份内的其他地区优先设立分支机构,这就会导致在本地区长期经营的中小商业银行机构倾向于优先选择那些同一省份内的具有类似银行机构竞争水平和发展条件的其他地区设立分支机构,进而实现经营风险相对最低、交易成本相对较小的经营扩张模式。二是外生性方面,从影响逻辑角度来看,银行机构具有典型的层级式的治理结构,其核心逻辑在于每个不同层次地区的商业银行均对上一级商业银行负责,导致每一个商业银行分支机构的经营范围只能局限在本地区之内,从而使得其他地区的银行机构经营活动和竞争水平并不会直接影响本地区企业创新投入决策行为。利用 $IV1$ 和 $IV2$ 均得到一致的回归结果,说明了基准回归结果的稳健性。

(2) 区分企业创新支出结构。企业创新内部经费支出可以分为两个部分:一部分用来雇佣研发人员支付研发人员劳务费用等,形成经常性支出;另一部分则用来购买资产如建设厂房、购买设备等,形成资产性支出。相对于企业创新活动形成的研发人员工资支付需求,企业创新研发活动的资产性支出更倾向于形成较长周期的巨额资金需求,仅仅依靠企业的内源融资难以满足,更容易受到企业融资约束的影响和限制。由此,可以得出的一个推断是,倘若中小商业银行的经营范围扩张可以促进中小企业的创新投入,那么,就可以预期,中小企业创新投入活动之中的固定资产投资活动应该受到更为显著的促进效应,也即企业创新投入结构中的资产性支出占比会上升,而

^① 因篇幅所限,相关内容正文略去。详见本刊网站登载扩展资料中的附录。

研发人员劳务费用支出占比则会下降。本文依据企业创新活动中用于资产性支出占创新投入经费支出总额的比重作为被解释变量进行回归分析,发现核心解释变量依然在中小企业样本组中显著为正,在大企业样本组中不显著。由此说明,中小商业银行支行经营范围的扩张可以促进中小企业创新投入的资产性支出动机,但并未促进大企业创新投入的资产性支出动机。进一步证明了本文基准回归结果的稳健性。

(3)替换大中小企业划分标准。虽然本文前文按照国家统计局对工业行业大中小企业主营业务收入的划分标准,将全样本划分为中小企业与大企业,但并不能完全排除是否由于企业样本划分标准的特殊性而导致本文得到的主要经验结果。为此,一方面,本文将全样本按照企业主营业务收入的三分位区间特征,分别划分为主营业务收入相对较小的样本组、主营业务收入处于中间的样本组以及主营业务收入相对较大的样本组;另一方面,重新按照企业主营业务收入的5000万元和5亿元这两个新的节点,将企业主营业务收入小于等于5000万元的企业定义为小规模企业,将企业主营业务收入处于5000万~5亿元定义为中等规模企业,并将企业主营业务收入大于5亿元的定义为大规模企业。利用两种不同的划分方式进行重新检验,均发现核心解释变量的回归系数只是在小规模和中等规模企业样本组中显著为正,而在大规模企业样本组中并未呈现出显著性。且越是在小规模企业样本组中,回归系数的数值相对越大,通过不同样本组的回归系数组间差异检验,仍然可以发现这三组样本组的核心解释变量系数差异是显著的。这些经验结果表明,本文的核心实证结果不会随着企业规模的划分标准的变化而发生本质性变化的,进而再次验证了本文结论的稳健性。

五、机制分析的检验结果

1. 银行竞争机制

为了检验银行竞争机制,本文构建如下模型:

$$innov_{ict} = \beta_0 + \beta_1 HHI_{kct} + \delta X + \lambda_{ownership} + \lambda_i + \lambda_t + \xi_{ict} \quad (6)$$

其中,核心解释变量 HHI_{kct} 表示地级城市层面 k 类别银行机构之间的竞争水平。本文利用剔除了社区支行、储蓄所等不具有贷款业务分支机构后的数据库信息,根据各地级城市层面不同的银行类别,将城市内的银行竞争水平按照银行的类别分为大银行内部竞争水平、中小银行内部竞争水平以及由中小银行和大银行机构数量分布决定的整体的银行竞争水平,分别构建中国地级城市层面不同类别银行机构的赫芬达尔—赫希曼指数(HHI)作为地区内银行竞争程度的代理指标,具体计算方法如下:

$$HHI_{kct} = \sum_{j=1}^n (Bankbranch_{jket} / TotalBankbranch_{kct})^2$$

其中, $Bankbranch_{jket}$ 指在城市 c 银行类别为 k (中小银行、股份制银行、国有银行)的某个银行机构 j 在年份 t 的分支机构数量,而 $TotalBankbranch_{kct}$ 则指在城市 c 在年份 t 类别为 k 的银行分支机构的总数量,计算出的 HHI_{kct} 分别表示为 HHI_SMB_{ct} 、 $HHI_BigBank_{ct}$ 以及 $HHI_TotalBank_{ct}$ 。该指标是一个负向指标,数值相对越小,反映该地级城市不同类型银行机构之间竞争越激烈。表7第(1)~(3)列是中小银行内部间竞争作为核心解释变量的估计结果。可以发现,在全样本和中小企业样本组, HHI_SMB_{ct} 估计系数均在5%的水平上显著为负。第(4)~(6)列是大银行内部间竞争作为核心解释变量的估计结果。对比来看, $HHI_BigBank_{ct}$ 估计系数均不显著。还可以发现,以 $HHI_TotalBank_{ct}$ 作为核心解释变量的第(7)~(9)列的估计结果中,核心解释变量在10%的水平上显著为负。这说明,一方面,由于中小银行分支机构扩张引起的中小银行内部间的竞争水平提高,只针对地区内中小企业创新投入造成了显著的促进效应,并未对地区内大规模企业创新投入造成显

著作用效应;另一方面,由中小银行分支机构扩张引起的大银行机构内部间的竞争水平变化,并未对地区内中小企业或大规模企业创新投入产生影响,而由中小银行引致的整体银行竞争水平的提高,却对中小企业创新产生了显著的促进效应。由此揭示了中国情境下的中小商业银行促进中小企业创新的内在机制,是通过提高地区内中小银行内部间的竞争水平及整体银行竞争水平提升,来促进地区内中小企业创新投入的独特激励机制,这也再次支持了“中小银行更适合中小企业”的假说。

表7 机制分析:银行竞争

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	全样本	中小企业样本	大企业样本	全样本	中小企业样本	大企业样本	全样本	中小企业样本	大企业样本
<i>HHI_SMB</i>	-0.0047** (0.0017)	-0.0068** (0.0025)	-0.0007 (0.0020)						
<i>HHI_BigBank</i>				-0.0251 (0.0187)	-0.0258 (0.0270)	-0.0044 (0.0155)			
<i>HHI_TotalBank</i>							-0.0432* (0.0225)	-0.0567* (0.0312)	-0.0011 (0.0136)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
企业所有制/ 企业个体/年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是
观察值	179035	137625	36166	179615	138147	36206	179615	138147	36206
调整 R ²	0.614	0.603	0.641	0.613	0.602	0.641	0.613	0.602	0.641

2. 银企距离机制

为了检验银企距离机制,本文构建如下模型:

$$Distance_{ikct} = \beta_0 + \beta_1 SMB_{ct} + \delta X + \lambda_{ownership} + \lambda_i + \lambda_t + \xi_{ict} \quad (7)$$

其中,变量 $Distance_{ikct}$ 表示地级城市 c 的某个 i 企业在年份 t 距离类型为 k 银行分支机构的最短距离。本文分别利用本文使用的银行分支机构数据库和全国创新调查企业数据库中的银行和企业地址信息获取地理位置经纬度坐标,分别计算企业距离其最近的中小银行、国有商业银行和股份制商业银行分支机构的距离。其余解释变量和控制变量与本文基准回归保持一致。表8列示了中小银行分支机构扩张对不同类型银行银企距离的检验结果。第(1)~(3)列是中小银行银企距离变量作为被解释变量的估计结果。可以发现,在全样本和中小企业样本组中,核心解释变量 SMB_{ct} 回归系数在10%的水平上均显著为负。对比来看,在以股份制商业银行银企距离作为被解释变量的第(4)~(6)列,以及以国有商业银行银企距离作为被解释变量的第(7)~(9)列的估计结果中,核心解释变量的回归系数均未呈现出显著性。这说明,中小银行分支机构扩张可以通过缩短中小银行与中小企业的银企距离,进而降低中小企业的信息不对称,进而促进中小企业加大创新投入。中小银行分支机构扩张并没有降低股份制商业银行和国有商业银行的银企距离,也就不存在通过缩短股份制商业银行和国有商业银行与中小企业的银企距离,进而促进中小企业创新投入的机制。进一步支持了“中小银行更适合中小企业”的假说。

表 8 机制分析:银企距离

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	企业距中小银行最短距离			企业距股份银行最短距离			企业距国有银行最短距离		
	全样本	中小企业样本	大企业样本	全样本	中小企业样本	大企业样本	全样本	中小企业样本	大企业样本
<i>SMB</i>	-0.6659* (0.3464)	-0.6521* (0.3532)	-0.6522 (0.3988)	-0.0016 (0.1074)	-0.0489 (0.1352)	0.2428 (0.2588)	-3.3796 (38.6745)	-2.6074 (34.3918)	53.2403 (58.2330)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
企业所有制/企业个体/年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是
观察值	177195	136358	35676	177195	136358	35676	112952	136358	35676
调整 R ²	0.013	0.012	0.014	0.001	0.001	0.000	0.035	0.028	-0.002

3. 融资约束机制

本文构建如下的计量方程检验融资约束机制:

$$innov_{ict} = \beta_0 + \beta_1 SMB_{ct} \times FC_{ict} + \delta X + \lambda_{ownership} + \lambda_i + \lambda_t + \xi_{ict} \quad (8)$$

其中, FC_{ict} 为反映企业面临的融资约束的变量,用 SA 指数衡量(Hadlock 和 Pierce, 2010^[41]; 鞠晓生等, 2013^[42]), SA 指数的绝对值越大, 表明企业所遭受的外部融资约束越强。表 9 第(1)~(3)列为不同类型企业样本融资约束影响效应回归结果。可以发现, 在全样本和中小企业样本中, 交互项系数分别在 10% 和 5% 的水平上显著为负; 而在大规模企业样本中, 交互项系数不显著, 由于 SA 是负向指标, 这就说明, 中小银行对融资约束越大的中小企业的创新投入促进作用越明显。此外, 针对那些依赖创新能力来提高市场竞争力的中小企业, 自身发展难以形成稳定的现金流和持续的盈利能力, 它们既存在较高的外部融资需求, 也难以承受较高的融资成本, 其融资约束缓解的同时必然伴随着融资成本的降低, 而较低的融资成本有利于企业创新投入(张伟俊等, 2021)^[38]。为此, 本文构建如下模型:

$$finan_cost_{ict} = \beta_0 + \beta_1 SMB_{ct} + \delta \cdot X + \lambda_{ownership} + \lambda_i + \lambda_t + \xi_{ict} \quad (9)$$

其中, $finan_cost_{ict}$ 为企业利息支出额占企业主营业务收入比重度量的融资成本。表 9 第(4)~(6)列列示了相应的回归结果。具体来看, 在第(4)和(5)列的全样本与中小企业样本组的回归结果中, 核心解释变量回归系数均在 10% 水平上显著为负; 相反, 在第(6)列大规模企业样本组, 核心解释变量的回归系数并未呈现显著性。由此说明, 中小商业银行经营范围扩张可以降低中小企业融资成本, 进而促进中小企业创新投入。

表 9 机制分析: 融资约束

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	全样本	中小企业样本	大企业样本	全样本	中小企业样本	大企业样本
<i>SMB</i> × <i>FC</i>	-0.1319* (0.0697)	-0.2540** (0.0996)	0.0201 (0.0349)			
<i>SMB</i>				-0.0281* (0.0161)	-0.0303* (0.0160)	-0.0120 (0.0109)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
企业所有制/企业个体/年份固定效应	是	是	是	是	是	是

续表 9

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	全样本	中小企业样本	大企业样本	全样本	中小企业样本	大企业样本
观察值	179615	138147	36206	172591	131990	35454
调整 R ²	0.031	0.010	0.062	0.085	0.081	0.086

六、进一步分析:服务中小企业是否加剧了中小商业银行风险?

相较于大企业而言,中小企业存在天然的竞争劣势,其发展不确定性更大、信息不对称更严重和规模不经济特征突出。这使其更容易受到外部环境不确定性影响(顾海峰和于家珺,2019)^[43],进而面临更为严重的融资约束,这也是中小企业融资的“麦克米伦缺口”现象的原因所在。这自然引致的一个问题是,中小银行在支持中小企业创新的同时,是否会因为主动适配更高风险的中小企业进而给自身带来更高的风险?中小银行风险受到多方面因素的影响,既有内部管理和治理结构的缺陷,也有外部宏观经济环境和政策调整的影响。相较于大银行而言,受限于科技能力、人力资源及自身实力等因素,中小银行经营能力、风险管理能力及公司治理能力处于弱势,因此,当中小银行机构扩张在促进中小企业创新的同时,是否会通过市场竞争,努力提高经营效率(Jayaratne 和 Strahan, 1998)^[44],降低风险水平;还是会由于面临竞争压力,使得银行利润率下降,导致银行风险水平上升(郭晔和赵静,2017)^[45],这需要进一步分析。基于此,本文参考蔡庆丰等(2025)^[46]的研究,收集整理中小银行财务、经营和风险相关指标数据,采用能够综合反映银行风险的指标 Z-score 测度中小银行风险(*Risk*),并以中小银行分支机构扩张导致的城市中小银行比例上升作为核心解释变量,研究中小银行机构扩张是否会对其自身风险产生影响。考虑到 Z-score 的偏态特征,在下文的回归中对其进行了对数化处理。具体模型构建如下:

$$Risk_{ict} = \beta_0 + \beta_1 SMB_{ct} + \delta X + \lambda_i + \lambda_t + \xi_{ict} \quad (10)$$

其中, $Risk_{ict}$ 为城市 c 的中小银行 i 在 t 年的风险指标。控制变量集合 X 包括中小银行层面控制变量、城市层面的控制变量。具体为:中小银行规模(*size*),以银行总资产对数表示;资产负债率(*leverage*),以银行总负债占总资产的比率表示;经营效率(*opera_effic*),以银行息税前利润占总资产的比率表示;产业结构(*indus_struc*),以第二产业增加值占 GDP 比值表示;人均 GDP(*lnpergdp*),以地区人均生产总值对数表示;地区生产总值增长率(*GDP_rate*);户籍人口数(*population*);职工平均工资(*avera_wage*)。 λ_i 为银行个体固定效应, λ_t 为时间固定效应。为了与上文分析保持一致,回归模型聚类在省份层面。表 10 第(1)~(3)列列示了逐渐增加银行层面、城市层面的控制变量后地级城市中小银行分支机构相对数量对地级市内中小银行风险水平的回归结果。可以发现,核心解释变量系数均显著为正,这说明,地区内中小银行分支机构数量的扩张可能会导致中小银行整体风险水平的提高。但是,这是否会意味着中小银行的经营绩效或坏账率也会提升呢?据此,参考顾海峰和于家珺(2019)^[43],本文以中小银行不良贷款率衡量中小银行被动风险承担,并在对数化处理后作为被解释变量进行回归分析,结果如表 10 第(4)~(6)列所示。可以发现,在逐步纳入不同层面的控制变量后,核心解释变量均不显著。这说明,中小银行分支机构扩张导致的中小银行数量相对提升并没有对中小银行被动风险承担产生影响。也即,尽管中小银行在支持中小企业创新的过程中可能会由于风险的传导效应导致整体风险的上升,但这种风险承担可能是一种主动的行为,并没有导致其被动风险承担水平的上升,这可能源于中小银行对中小企业信息的主动挖掘与治理能力的提升。

表 10 中小银行扩张对中小银行风险的影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Z-score			不良贷款率		
SMB	3.1765** (1.4605)	2.5743* (1.4424)	2.5197* (1.2668)	0.0205 (0.5924)	-0.0270 (0.5880)	-0.0984 (0.6089)
银行层面控制变量	不控制	不控制	控制	不控制	不控制	控制
城市层面控制变量	不控制	控制	控制	不控制	控制	控制
银行个体/年份固定效应	是	是	是	是	是	是
观察值	1718	1713	1317	1693	1688	1298
调整 R ²	0.295	0.317	0.310	0.559	0.566	0.585

七、结论与建议

1. 研究结论

本文将林毅夫和李永军(2001)^[1]提出的“中小商业银行适合中小企业发展”理论假说,拓展到“中小商业银行促进中小企业创新”领域,利用中国微观创新调查企业数据库与中国工业企业数据库合并的大样本企业数据,实证检验了中国地级城市层面中小商业银行的经营扩张对地区内中小制造业企业创新投入的激励效应及其作用机制。研究发现,中小商业银行更能促进中小企业创新投入。机制检验表明,中小银行通过内部间竞争水平提高、主动缩短与中小企业银企距离、缓解中小企业融资约束和降低融资成本,促进了中小企业创新投入。进一步分析发现,中小银行在支持中小企业创新的过程中可能面临整体风险上升,但并未显著增加不良贷款率等被动风险,表明其风险控制能力可支撑创新导向的业务拓展。本文为“中小商业银行促进中小企业创新”理论假说提供了坚实的支持证据,说明了构建大中小合理分工的银行体系对促进我国实体经济部门实现创新驱动发展具有重要作用。

2. 政策建议

(1)优化银行体系结构,强化中小银行差异化定位。在构建中国特色的现代化金融体系中,应加快发展中小商业银行机构促进中小企业发展。当然,依靠国有大银行机构设立专门服务中小企业的机构部门的改革方向,是否会削弱和挤压中小商业银行机构在服务中小企业的特定优势地位和有效作用也需要得到谨慎和统筹性的考虑和安排。鉴于中小商业银行在促进中小企业创新中的独特作用,应坚定推进中小商业银行机构的改革与发展,以强化其服务中小企业的能力。在鼓励国有大银行设立专门服务中小企业部门的同时,需细致规划,确保这一改革不会削弱或挤压中小商业银行在服务中小企业方面的优势地位。建议通过政策引导和市场机制,促进两者之间的差异化竞争与合作,形成互补效应。

(2)完善中小银行风险监管框架,平衡创新激励与金融稳定。银行主管部门针对中小商业银行异地设立支行的管制放松政策取向的改革举措对于防范系统性金融风险意义重大,但在此过程中,不能简单地将中小商业银行的经营范围扩张所伴随的“脱实向虚”和引发影子银行渠道的金融风险问题,归结为中小商业银行的异地设立支行的经营扩张政策带来的。因此,主管部门应继续推进中小商业银行异地设立支行的管制放松政策,以促进其经营网络的合理扩张。为避免中小商业银行经营范围扩张可能带来的“脱实向虚”及影子银行风险,建议实施更为精细化的监管措施,如设立风险预警机制、加强对资金流向的监控,并强化信息披露制度,确保中小商业银行稳健经营。同时,建立风险共担机制,如政府担保基金或中小企业信贷保险,以降低中小商业银行的信贷

风险。

(3)构建多层次融资支持体系,缓解中小企业创新约束。即便中国的中小商业银行在改革进程中面临众多的发展问题和金融风险,但是,鉴于中国情境下中小商业银行对中小企业发展的独特作用,主动推进中小商业银行的扩张和发展是利大于弊的改革举措。建议政府对中小银行提供税收减免、财政补贴等激励措施,通过实施定向财税激励与风险补偿等政策组合,引导中小银行优化对中小企业的融资服务供给。可对中小银行发放的中小企业创新贷款给予税收减免或财政贴息,进一步降低其融资成本。鼓励地方政府联合中小银行开发“银政企”对接平台,定向匹配创新型中小企业的融资需求。此外,应加强对中小商业银行的人才培养和技术支持,提升其风险管理能力和服务质量,确保其在服务中小企业方面发挥更大作用。

3. 研究展望

尽管本文为中国情境下“中小银行促进中小企业创新”的假说提供了系统性证据,但仍存在若干值得深入探索的领域。首先,研究样本时间跨度集中于2008—2013年,未能涵盖近年来金融科技快速发展对中小银行服务模式的影响。随着数字化转型的加速,线上信贷、大数据风控等技术可能重塑银企关系,未来可结合数字金融发展背景,探讨技术赋能下中小银行与中小企业创新的动态关系。其次,本文聚焦地级市层面的分析,但中国区域间金融资源分布、政策执行力度及经济发展水平差异显著,后续研究可引入空间计量模型或区域异质性分析,揭示中小银行作用机制的空间分异特征。最后,中小银行内部治理结构(如股权性质、地方政府干预程度)可能影响其服务中小企业的效率,未来可进一步区分城商行、农商行等不同类型的中小银行的差异化表现,为政策制定提供更精细化的依据。

参考文献

- [1]林毅夫,李永军.中小金融机构发展与中小企业融资[J].北京:经济研究,2001,(1):10-18,53-93.
- [2]林毅夫,孙希芳,姜焱.经济发展中的最优金融结构理论初探[J].北京:经济研究,2009,(8):4-17.
- [3]Banerjee, A.V., T.Besley, and T.W.Guinnane. Thy Neighbor's Keeper: The Design of A Credit Cooperative with Theory and A Test [J]. The Quarterly Journal of Economics, 1994, 109, (2): 491-515.
- [4]Shen, Y., M.Shen, Z.Xu, and Y.Bai. Bank Size and Small-and Medium-sized Enterprise(SME) Lending: Evidence from China [J]. World Development, 2009, 37, (4): 800-811.
- [5]Berger, A.N., and L.K.Black. Bank Size, Lending Technologies, and Small Business Finance [J]. Journal of Banking & Finance, 2011, 35, (3): 724-735.
- [6]姚耀军,董钢锋.中小银行发展与中小企业融资约束——新结构经济学最优金融结构理论视角下的经验研究[J].上海:财经研究,2014,(1):105-115.
- [7]刘畅,刘冲,马光荣.中小金融机构与中小企业贷款[J].北京:经济研究,2017,(8):65-77.
- [8]刘晓光,苟琴.银行业结构对中小企业融资的影响[J].北京:经济理论与经济管理,2016,(6):58-71.
- [9]李广子,熊德华,刘力.中小银行发展如何影响中小企业融资?——兼析产生影响的多重中介效应[J].北京:金融研究,2016,(12):78-94.
- [10]张一林,林毅夫,龚强.企业规模、银行规模与最优银行业结构——基于新结构经济学的视角[J].北京:管理世界,2019,(3):31-47,206.
- [11]Petersen, M.A., and R.G.Rajan. Does Distance Still Matter? The Information Revolution in Small Business Lending [J]. The Journal of Finance, 2002, 57, (6): 2533-2570.
- [12]李琳,粟勤.银行规模优势、关系建构与中小企业贷款的可获得性[J].重庆:改革,2011,(3):114-120.
- [13]谢平,陆磊.金融腐败:非规范融资行为的交易特征和体制动因[J].北京:经济研究,2003,(6):3-13,93.
- [14]李华民,吴非.银行规模、认知偏差与小企业融资[J].北京:财贸经济,2017,(5):34-50.
- [15]张杰,郑文平,新夫.中国的银行管制放松、结构性竞争和企业创新[J].北京:中国工业经济,2017,(10):118-136.
- [16]许和连,金友森,王海成.银企距离与出口贸易转型升级[J].北京:经济研究,2020,(11):174-190.
- [17]李晓溪,饶品贵,岳衡.银行竞争与企业杠杆操纵[J].北京:经济研究,2023,(5):172-189.

- [18]蔡庆丰,陈熠辉,林焜.信贷资源可得性与企业创新:激励还是抑制?——基于银行分支机构数据和金融地理结构的微观证据[J].北京:经济研究,2020,(10):124-140.
- [19]Rajan, R., and L.Zingales.Financial Development and Growth[J].American Economic Review, 1998, 88, (3):559-586.
- [20]Brown, J.R., G.Martinsson, and B.C.Petersen.Do Financing Constraints Matter for R&D?[J].European Economic Review, 2012, 56, (8):1512-1529.
- [21]Hsu, P-H, X. Tian, and Y. Xu. Financial Development and Innovation: Cross-country Evidence [J]. Journal of Financial Economics, 2014, 112, (1):116-135.
- [22]Shapiro, C., and J.E.Stiglitz.Equilibrium Unemployment as A Worker Discipline Device[J].American Economic Review, 1984, 74, (3):433-444.
- [23]Brown, J.R., S.M.Fazzari, and B.C.Petersen.Financing Innovation and Growth: Cash Flow, External Equity, and The 1990s R&D Boom[J].The Journal of Finance, 2009, 64, (1):151-185.
- [24]唐清泉,巫岑.银行业结构与企业创新活动的融资约束[J].北京:金融研究,2015,(7):116-134.
- [25]Petersen, M.A., and R.G.Rajan. The Effect of Credit Market Competition on Lending Relationships[J].The Quarterly Journal of Economics, 1995, 110, (2):407-443.
- [26]Stiglitz, J. E., and A.Weiss.Credit Rationing in Markets with Imperfect Information[J].The American Economic Review, 1981, 71, (3):393-410.
- [27]周达勇,董必荣.银行信贷与中小企业二元创新投入[J].北京:经济管理,2022,(12):118-137.
- [28]Keeley M C.Deposit Insurance, Risk, and Market Power in Banking[J].The American Economic Review, 1990:1183-1200.
- [29]Repullo R.Capital Requirements, Market Power, and Risk-taking in Banking[J].Journal of Financial Intermediation, 2004, 13, (2):156-182.
- [30]Martinez-Miera D., Repullo R.Does Competition Reduce the Risk of Bank Failure?[J].The Review of Financial Studies, 2010, 23, (10):3638-3664.
- [31]郑宁,杨小洋,祁敬宇.银行扩张与风险承担水平——基于银行发起设立村镇银行视角[J].北京:金融评论,2023,(2):1-24,124.
- [32]张杰.中国政府创新政策的混合激励效应研究[J].北京:经济研究,2021,(8):160-173.
- [33]Robinson J.The Generalisation of The General theory[M].London:Palgrave Macmillan UK, 1979.
- [34]盛斌,王浩.银行分支机构扩张与企业出口国内附加值率——基于金融供给地理结构的视角[J].北京:中国工业经济, 2022, (2):99-117.
- [35]Conley T.G., C.B.Hansen, and P.E.Rossi.Plausibly Exogenous[J].Review of Economics and Statistics, 2012, 94, (1):260-272.
- [36]Liu Q., and Y.Lu.Firm Investment and Exporting: Evidence from China's Value-added Tax Reform[J].Journal of International Economics, 2015, 97, (2):392-403.
- [37]Nunn N., and L.Wantchekon.The Slave Trade and The Origins of Mistrust in Africa[J].American Economic Review, 2011, 101, (7):3221-3252.
- [38]张伟俊,袁凯彬,李万利.商业银行分支机构扩张如何影响企业创新:理论与经验证据[J].北京:世界经济,2021,(6):204-228.
- [39]Chong, T.T.-L., L.Lu, and S.Ongena.Does Banking Competition Alleviate or Worsen Credit Constraints Faced by Small-and Medium-sized Enterprises? Evidence from China[J].Journal of Banking & Finance, 2013, 37, (9):3412-3424.
- [40]姜付秀,蔡文婧,蔡欣妮,李行天.银行竞争的微观效应:来自融资约束的经验证据[J].北京:经济研究,2019,(6):72-88.
- [41]Hadlock, C.J., and J.R.Pierce.New Evidence on Measuring Financial Constraints: Moving beyond The KZ Index[J].The Review of Financial Studies, 2010, 23, (5):1909-1940.
- [42]鞠晓生,卢荻,虞义华.融资约束、营运资本管理与企业创新可持续性[J].北京:经济研究,2013,(1):4-16.
- [43]顾海峰,于家珺.中国经济政策不确定性与银行风险承担[J].北京:世界经济,2019,(11):148-171.
- [44]Jayaratne, J., and P.E.Strahan.Entry Restrictions, Industry Evolution, and Dynamic Efficiency: Evidence from Commercial Banking[J].The Journal of Law and Economics, 1998, 41, (1):239-274.
- [45]郭晔,赵静.存款竞争、影子银行与银行系统风险——基于中国上市银行微观数据的实证研究[J].北京:金融研究,2017, (6):81-94.
- [46]蔡庆丰,舒少文,邹静娴,黄蕾.普惠金融竞争下的中小银行风险重构——基于大型银行业务下沉的实证发现[J].北京:中国工业经济,2025,(2):99-117.

Can Small Banks Better Promote Innovation in SMEs?

REN Yuan-ming¹, ZHANG Jie²

(1.School of Marxism, Capital Normal University, Beijing, 100048, China;

2.Institute of China's Economic Reform and Development, Renmin University of China, Beijing, 100872, China)

Abstract: Small and medium-sized enterprises (SMEs), serving as vital drivers of innovation in China, consistently face pronounced challenges in accessing affordable financing. This makes the development of a modern financial system with Chinese characteristics to enhance SME innovation capabilities a fundamental issue in advancing supply-side structural reforms within China's financial sector. Theoretically, Chinese scholars have proposed the “big bank-big firm, small bank-small firm” dichotomy hypothesis, which has informed reforms in China's banking system particularly regarding the development of small and medium-sized commercial banks (SMCBs). Practically, the 2010 joint policy document (No. 193) by the People's Bank of China, CBRC, CSRC, and CIRC explicitly mandated SMCBs to adopt a market positioning of “local operations serving SMEs”, accelerating their rapid institutional growth to address SME-specific financial needs.

This study extends Lin's theoretical framework to investigate whether SMCBs can stimulate innovation among manufacturing SMEs. Utilizing merged microdata from the Chinese Micro-census Innovation Survey Database and the China Industrial Enterprise Database, we conduct city-level empirical analysis on how SMCB expansion affects SME innovation investment. This study's findings confirm that SMCBs significantly promote innovation inputs in SMEs through three mechanisms: 1) intensifying interbank competition, 2) reducing geographical proximity between SMCBs and SMEs, and 3) alleviating financing constraints while lowering capital costs. Notably, while SMCBs experience elevated active risks during innovation-oriented lending, their risk control capabilities prevent significant increases in non-performing loan ratios, suggesting sustainable risk management capacity. These results substantiate the “SMCBs promote SME innovation” hypothesis and underscore the importance of constructing a hierarchically structured banking system for China's innovation-driven development.

This study makes three key contributions to the existing literature. First, we extend Lin's original “size matching” hypothesis to the innovation domain, providing critical evidence that China's SMCB development strategy—particularly through deregulating cross-regional branch establishment—effectively enhances SME innovation capacity. Second, we elucidate the operational mechanisms behind the “small-to-small” advantage: competition-driven service improvement, geographical proximity effects, and dual alleviation of financing constraints (availability and cost). The identification of geographical proximity as an institutional response mechanism offers fresh insights into how SMCBs overcome information asymmetry barriers. Third, our quasi-natural experiment analysis of China's banking deregulation policies provides empirical justification for maintaining pro-innovation financial reforms, counteracting risk-averse policy reversals that might hinder SME innovation financing.

This study proposes three interconnected policy recommendations to optimize China's financial system reforms for SME development. The first strand emphasizes structural banking reforms to enhance the specialized role of SMCBs through differentiated positioning strategies, advocating coordinated measures to balance competition between state-owned megabanks and SMCBs while preserving the latter's comparative advantages in SME services. The second component advocates progressive deregulation permitting SMCBs' regional branch expansion, coupled with a tiered supervisory framework featuring real-time capital flow monitoring, shadow banking exposure disclosures, and financialization risk early-warning systems, complemented by risk-sharing mechanisms such as government-backed credit insurance. Finally, the third pillar proposes a multi-layered financing support system integrating targeted fiscal incentives (tax rebates, loan subsidies), institutionalized “Bank-Government-Enterprise” collaboration platforms, and capacity-building programs to strengthen SMCBs' technological and risk management capabilities.

Key Words: small and medium-sized commercial banks; small and medium-sized enterprises; innovation; banking regulatory policies; promotion effects

JEL Classification: G21, G32, O32

DOI: 10.19616/j.cnki.bmj.2025.05.006

(责任编辑:李先军)