

# 银行业与制造业协同集聚的创新效应研究

## ——基于中国 257 地级市数据的实证检验

刘 馨,康志勇,左 欠,孙欣奇

(扬州大学 商学院,江苏 扬州 225127)

**[摘要]** 基于中国工业企业数据和金融活动普查数据库,构建了银行业和制造业协同集聚指数,研究了银行业与制造业协同集聚对制造业企业新产品创新的影响效果,并对其中的影响机制进行了深入探究。实证研究结果表明:银行业与制造业协同集聚水平的提升有效地促进了制造业企业的创新行为;进一步研究发现,协同集聚水平的提升主要通过改善企业融资约束的水平和长期债务融资的获得,从而促进企业的创新。协同集聚对不同类型的企业创新具有异质性影响,其作用会因企业规模、所有制以及所在地区等因素存在差异。通过采用不同方法及样本的检验后,上述结论依然成立。研究结论为优化产业集聚演进、推动创新驱动战略的实施提供了新的依据。

**[关键词]** 协同集聚;银行业;制造业;创新;中介模型;产业链;产业聚集

**[中图分类号]**F832;F273    **[文献标志码]**A    **[文章编号]**1004-4833(2023)04-0094-11

### 一、引言

党的十九届五中全会在《中共中央关于制定国民经济和社会发展第十四个五年规划和二〇三五年远景目标的建议》中,初次把“坚持创新驱动发展,全面塑造发展新优势”摆在各项规划任务首位,强调要“坚持创新在中国现代化建设全局中的核心地位,把科技自立自强作为国家发展的战略支撑”。中国经济发展正处于从追求速度向追求质量转变、从规模扩张向结构优化转变、从要素驱动向创新驱动转变的过程中,创新无疑成为中国经济转型的核心。其中,以制造业为主的实体经济部门自主创新能力能否得到培育和提升,既是决定一国经济可持续增长的微观基础<sup>[1]</sup>,更是关乎现代化经济体系和创新型国家能否建成的基础因素。当今时代,绝大多数创新都需要众多创新主体的协同参与。单个企业或产业难于独立完成创新价值的创造。创新主体之间也由原来的单一化关系向多元化关系转变,衍生出互补和共生等更为复杂的关系。众多企业、中介机构、供应商等围绕着同一个产业链的不同环节进行创新合作,形成一个复杂且不断演化的创新生态系统。市场竞争也从单纯的企业间竞争、供应链竞争演变为创新生态系统的竞争。集聚作为创新生态系统的重要构成对企业创新起到了积极的促进作用<sup>[2]</sup>。对传统产业集聚的研究,主要集中在对同一行业内的企业要在邻近的区位上选址集中的原因以及存在正反馈效应对企业创新的影响上。以“新”新经济地理学为代表的集聚理论认为,产业集聚可以通过分工优化、要素配置、竞争选择和创新溢出等效应强化资金链、产业链和创新链的空间集聚,促进企业创新研发。在市场机制和公共政策的推动下,中国经济的高速发展伴随着举世瞩目、大规模、多尺度的产业集聚。中国产业集聚演进的内外环境发生了深刻变化。尤其是随着中国金融市场的快速发展,银行业的集聚程度也在不断提高,在空间上与制造业形成了互动发展的格局。当制造业企业在地理上趋近时,带动了各类生产要素的集聚,特别是资本要素的集聚。为使生产要素最大限度地发挥其生产力,社会必然会对银行业产生较高需求,从而进一步引导银行业集聚。银行业与制造业协同集聚是经济发展到一定阶段的规律性特征,同时也是实现制造业高端化和经济创新驱动发展的重要支撑。

国内现有关于多产业协同集聚的研究更多的还是集中在具有上下游关联的二、三产业共同集聚或者生产性

**[收稿日期]**2022-05-06

**[基金项目]**教育部人文社会科学研究青年基金项目(20YJC630089);江苏省高校哲学社会科学研究一般项目(2019SJA1807);教育部人文社会科学研究规划基金项目(22YJA790029);江苏省社会科学基金一般项目(21EYB001);国家社会科学基金重大项目子课题(21ZDA022)

**[作者简介]**刘馨(1989—),女,江苏扬州人,扬州大学商学院讲师,博士,从事企业经济与风险管理研究;康志勇(1978—),男,江苏扬州人,扬州大学副教授,博士,从事企业经济与区域经济研究,通讯作者,Email:kangzhiyong@yzu.edu.cn;左欠(2000—),女,贵州六盘水人,扬州大学商学院硕士研究生,从事区域经济研究;孙欣奇(2000—),男,江苏扬州人,扬州大学商学院硕士研究生,从事金融市场与风险管理研究。

服务业与制造业的协同集聚上<sup>[3-4]</sup>。作为知识密集型服务业重要构成之一的银行业与制造业的协同集聚被关注的较少,特别是其对企业创新的影响以及其中的内在机制等问题的关注则更少。以往的研究发现,中国存在金融市场发展滞后和以垄断性银行机构为主的间接融资体系的双重抑制模式<sup>[5]</sup>,对具有投入数量大、周期长、不确定性高等特征的企业及国家自主创新能力体系的构建产生显著的抑制作用。银行业与制造业这两大产业的协同集聚能否改善中国现有金融市场发展的抑制效应、缓解企业融资困境、促进企业研发创新?如果可以,其中的作用机理是什么?对于上述问题,现有研究并未给出明确的回答。现实中,银行业和制造业的协同集聚不仅表现为产业关联,还体现为空间地理联动。城市恰恰是产业关联和空间联动的交汇点,不仅承载着银行业和制造业的协同集聚,也是创新资源和要素的集聚地,是企业创新活动的空间载体。因而无论是产业集聚理论的发展,还是中国新型城镇化发展以及创新战略实施的现实需要,在中国地级市层面上,研究银行业与制造业协同集聚对制造业企业的创新效应及其影响机制无疑具有重要的学术探讨价值和实践指导意义。

基于上述问题与思考,本文基于规模以上工业企业数据库和金融活动普查数据库,借鉴 Ellison 和 Glaeser (E-G)方法估算中国银行业与制造业在地级市层面上的协同集聚<sup>[6]</sup>,并就银行业与制造业协同集聚水平对制造业企业创新行为的影响效果与作用机制进行了全面分析。本文研究结论对于认识银行业与制造业协同集聚及其对企业创新的影响效果,探寻促进企业创新的有效措施提供了新的视角。相比于以往研究,本文的创新之处在于:第一,从地级市层面研究银行业与制造业协同集聚对制造业企业创新的影响,不仅拓展了产业协同集聚的相关研究,也为探寻我国创新驱动战略实施提供了一个新的、可能的研究维度;第二,本文研究采用银保监会提供的对全国银行业金融活动普查数据和中国工业企业数据,采用 E-G 等方法完成了对我国银行业和制造业企业协同集聚的测度,是国内唯一关于银行业与制造业协同集聚的相关研究;第三,本文不仅研究了协同集聚对创新程度以及创新持续时间的影响,还深入研究了银行业与制造业协同集聚影响制造业企业创新的机制,从融资约束、融资成本以及融资期限三个维度进行了分析和检验,从而为本文研究提供了更为可靠的经验证据。下文结构安排如下:第二部分基于文献回顾提出本文的研究假设;第三部分介绍本文研究的设计过程;第四部分完成对核心论点的检验及分析;第五部分是稳定性的检验;第六部分是结论和政策启示。

## 二、理论分析与研究假说

关于不同产业协同集聚的问题最早可以追溯至马歇尔对产业“杂居”问题的探讨,即考察不同行业的企业集聚现象,但早期的相关研究并未就不同产业集聚之间的互动关系及内在机理进行深入讨论。随着 20 世纪 90 年代新经济地理学兴起,学界开始对不同产业协同集聚的问题进行规范研究。Venables 基于上下游产业建立了一个垂直关联的产业集聚模型,提出关联产业基于“需求关联”和“成本关联”而发生协同集聚的机制<sup>[7]</sup>。上下游产业部门由于受产业成本之间关联的影响,在区位选择上趋向于邻近布局,最终两个产业部门会在一定空间形成上下游产业间集聚。在集聚形成的过程中,交通运输成本发挥着重要作用,运输成本越高,上下游产业间集聚特征就越明显。Olga 和 José-María 在 Krugman“中心—外围”模型的基础上,加入了生产性服务业部门,在一般均衡的分析框架下得出生产性服务业集聚在区域中心地区,制造业集聚在区域外围地区,整体呈现出新“中心—外围”空间分布状态<sup>[8]</sup>。目前,在协同集聚形成与演化的机制方面,国内外学者主要借鉴了制造业集聚的三种机制,即劳动池、知识外溢和上下游联系来解释产业协同集聚的形成与演化<sup>[9]</sup>。在实证方面,Ellison 和 Glaeser 构建的 E-G 指数对协同集聚进行了定量分析<sup>[6]</sup>。受制于 E-G 指数对样本数据质量有较高要求,Devereux 以及 Ellison 等又在 E-G 指数的基础上<sup>[9-10]</sup>,分别开发出 E-G 简化指数<sup>[11-12]</sup>。

银行业隶属于生产性服务业的范畴,具有显著依赖专业性知识<sup>[13]</sup>、为客户提供中间产品或服务<sup>[14]</sup>且与客户存在高度互动性<sup>[15]</sup>等特征。垂直关联模型也可以用来解释两者之间的空间定位<sup>[16]</sup>。银行业与制造业两大部门在产业上的垂直关联决定了两大产业的区位选择并非独立:银行业是制造业中间投入品的“供应商”,而制造业则是银行业的“客户”,两者之间存在投入产出关系。银行业为了接近“客户”所创造的市场并节省交易成本,倾向于提供“面对面”服务,其区位选择会趋向于在制造业周围(即需求关联)。Porterfeild 和 Pulver 认为高度集聚的生产性服务机构为了满足客户(制造业)的需求,会在制造业集聚地区附近开设分支机构<sup>[17]</sup>。与此同时,制造业企业为了更为便捷地获得资金,也会趋向于向银行业相对集中的地区周围布局(即成本关联),由此就产生了银行业与制造业在空间上协同集聚的现象。银行业与制造业的协同集聚会诱发庞大的资源在特定区

域内进行汇聚和整合,各种资源取长补短、开拓创新,产生1加1大于2的规模效应,放大原有制造业的多元化集聚和专业化集聚所具备的三种正外部性<sup>[18]</sup>,即:专业化的劳动力储备、专业经济、知识外溢以及竞争激励效应,促进制造业企业的创新投入。协同集聚不仅能吸引其他资源和相关行业的汇聚,还能有力地推动所在城市成为周边区域的“领头羊”,通过技术外部性和知识溢出效应对周围城市和区域进行带动和辐射,推动整个区域的技术创新和经济发展。因此,我们提出本文的第一个假设。

**假设1:银行业和制造业协同集聚会对制造业企业的创新研发有积极的促进作用。**

笔者认为银行业和制造业协同集聚对企业创新的积极影响不仅在于协同集聚所引发的三种正外部性,还在于通过协同集聚缓解融资约束这一核心作用。金融是促进制造业创新的关键环节,在金融部门发展相对滞后的背景下,外部融资渠道受限是我国企业创新和增长受抑制的主要因素<sup>[19]</sup>。首先,银行业和制造业协同集聚能提升市场竞争水平。随着协同集聚区市场竞争水平的提升,一方面意味着更多银行会参与信贷市场,增加信贷资金供给,为企业债务融资提供有利条件<sup>[20]</sup>;另一方面,市场机制的作用也能得到充分发挥,改善企业的融资约束<sup>[21]</sup>。其次,协同集聚缩短了银行与企业之间的空间距离,改善企业与银行之间的信息不对称问题,有助于缓解企业融资约束<sup>[22]</sup>。空间距离在银行获取信息的过程中发挥着重要作用,且信息质量与距离成反比<sup>[23]</sup>,距离银行较远的企业借贷交易的管理和信息搜集成本较高<sup>[24]</sup>。最后,协同集聚带来的空间距离的缩短还能减少融资过程中再谈判的频率<sup>[25]</sup>以及对企业进行事后监督和控制实施费用等代理成本。总而言之,协同集聚不仅能增强集聚经济的集聚力,构建集聚经济内部的关系网络,有利于形成企业间的信用共同体,形成风险共担机制,增强企业的融资能力;而且协同集聚区内的银行由于规模效应的存在,能够在集聚经济区内开设更多分支机构,拉近与企业的距离,对集聚区内的企业有更深入的了解,缓解信息不对称难题,降低开展融资业务的风险;同时对于以固定资产抵押开展融资的企业,协同集聚增强了固定资产的折现能力,降低了未来的坏账风险。因此,银行业和制造业协同集聚可以通过缓解企业的融资约束从而促进企业的创新投入,我们提出本文的第二个假设。

**假设2:银行业和制造业协同集聚会改善企业面临的融资约束促进企业的创新研发。**

考虑到,空间地理上的协同集聚能缓解信息非对称分布引发的道德风险和可能的逆向选择有利于一种信任关系<sup>[26]</sup>和厂商信誉的形成和发展<sup>[27]</sup>。协同集聚的企业和金融机构之间频繁且重复的谈判、签约、交易加深了对彼此的认识。社区银行与地方银行在与企业重复交易中具有信息优势,这在一定程度上会放松对企业融资规模的严格限制,扩大本地企业,特别是中小企业的信贷供给<sup>[28]</sup>。协同集聚压缩时空距离,增强了企业与金融机构之间的联结,处于协同集聚区的企业经常从事类似且重复的交易,导致其对未来状况的预测能力远高于非集聚区的厂商,因而可以签订更为完全的合约<sup>[29]</sup>,降低机会主义行为发生的可能性。因此,协同集聚在一定程度上有助于提高契约的完全性、加深企业与金融机构对彼此的信任并强化信誉效果,降低机会主义行为的发生率,从而可能有助于降低创新企业面临的融资成本。协同集聚能够增强银行内部的结构性竞争,通过增加信贷可得性、降低融资成本,缓解企业融资约束<sup>[30]</sup>。进一步,企业债务融资期限的长短往往和外部履约机制的完善程度成正比<sup>[31]</sup>,金融市场的外部环境以及信息的不对称所引发的道德风险是决定企业长期债务融资的关键<sup>①</sup>。银行业和制造业在空间上的协同集聚在一定程度上改变了企业的外部金融环境。协同集聚所形成的“信息”优势,缓解了债权人与债务人之间的信息不对称。考虑到长期债务,特别是民营中小企业长期债务的信息不对称性问题更加严重<sup>[32]</sup>,协同集聚不仅能缓解信息不对称,还能减少对企业进行事后监督和控制实施费用等代理成本。因此,协同集聚程度的提升有利于提高企业长期债务融资<sup>[33]</sup>。基于上述分析,我们提出本文的第三个假设。

**假设3:银行业和制造业协同集聚会通过增加信贷获得、降低融资成本及改善企业面临的债务期限促进企业的创新研发。**

### 三、实证模型与数据变量

#### (一)计量模型设定

在参考已有文献以及数据样本特征的基础上,本文设定如下模型进行检验:

<sup>①</sup>以银行为主导的金融体系中所提供的长期贷款,能够对外部融资依赖型产业的创新活动形成促进效应;相反,短期贷款在一定程度上会对外部融资依赖型产业的创新活动造成抑制效应<sup>[34]</sup>。

$$Innovation_{ijkt} = \alpha_1 Co\_agg_{jkt} + \beta X + \varepsilon_{ijkt} \quad (1)$$

其中,  $Innovation_{ijkt}$  表示地级市  $k$  属于行业  $j$  的企业  $i$  在  $t$  年的创新行为,  $Co\_agg_{jkt}$  是本文重点关注的解释变量(银行业和制造业协同集聚指数), 度量了地级市  $k$  制造业行业  $j$  和银行业在  $t$  年的协同集聚程度。 $X$  为一系列控制变量, 具体而言包括: 企业规模(*Size*), “熊彼特假说”认为企业规模大小是影响企业创新能力关键变量之一, 本文以年均从业人员的自然对数表示。工资水平(*Salary*), 较高的人均工资意味着较高的人力资本水平, 有利于企业研发活动。企业盈利水平(*ROA*), 一般认为, 企业盈利水平越高, 越有可能关注企业的长期发展, 进而促进企业的创新投入, 本文以净利润与总资产之比表示。资产负债率(*LEV*), 本文以总负债与总资产之比表示。企业的负债率在一定程度上反应企业的融资能力, 也会影响到企业生产率水平。出口(*Export*), 本文使用出口值除以销售额以控制对企业创新有潜在影响的“出口中学效应”和“出口竞争效应”。企业年龄(*Age*), 企业年龄的差异反应出企业所处于的不同生命周期阶段, 从而会有不同的创新策略影响企业的创新研发行为, 本文用样本所在当年年份减去企业开业年份表示。全要素生产率(*TFP*), 企业的创新研发决策往往具有自选性, 本文使用 OP 半参数方法来计算(具体估算方法可参见康志勇等<sup>[35]</sup>)。政府补贴(*Subsidy*), 政府补贴是影响企业研发行为的重要因素, 本文拟使用企业是否获得政府财政补贴的强度作为代理变量。企业所处的行业竞争因素(*HHI*), 定义为按照二分位行业企业的销售额计算的行业赫芬达尔—赫希曼指数。此外, 笔者还考虑了控制企业的所有制(*Ownership*)、行业(*Industry*)、省份地区(*Province*)和年份(*Year*)等固定效应。

## (二) 主要变量定义与估算

银行业和制造业协同集聚指数(*Co\_agg*, co-agglomeration)。Ellison 和 Glaeser 提出了测度产业间空间集聚程度的指标—协同集聚指数<sup>[6]</sup>。此方法考虑了不同行业内企业集中程度的差别, 较为准确地反映了两种产业之间的空间集聚程度。受限于该方法对数据的要求比较高, 不仅需要各行业在各区域产值(或从业人员)的数据, 而且需要各行业内企业集中程度的信息, 因此国内关于这一指数的相关研究较少。陈建军等以及张虎等简化了 E-G 指数的计算过程, 利用不同产业的区位熵指数, 将协同集聚指数表示为协同集聚质量与协同集聚深度之和<sup>[4,36]</sup>。本文采用以上两种方法进行估算, 简化 E-G 指数将在稳健性检验中使用。中国商业银行的市场化经营通常具有强烈的本地特征。例如, 在法律层面上, 《贷款通则》要求贷款人在发放异地贷款时必须报中国人民银行当地分支机构备案, 这对银行而言无疑增加了额外的成本。在部门规章层面上, 监管机构直接禁止了部分类型的异地贷款。例如, 中国人民银行和银保监会就明确禁止异地房地产贷款(银发[2003]121号、银发[2007]359号)。在客户层面上, 优质企业一般都被本地银行作为核心客户开发, 很少申请异地贷款。同时, Andersson 研究制造业与生产性服务业的协同集聚时发现, 空间距离会影响协同集聚, 两者的空间距离不能太远<sup>[16]</sup>。因此, 本文参考 Ellison 和 Glaeser 方法构建银行业和制造业基于地级市层面的协同集聚指数(*Co\_agg*)<sup>[6]</sup>, 具体指标过程如下<sup>①</sup>:

$$Co\_agg \equiv \frac{\frac{G_i}{[1 - \sum_r x_r^2]} - H_j - \sum_{i=1}^j \omega_i^2 \gamma_i (1 - H_i)}{1 - \sum_{i=1}^j \omega_i^2} \quad (2)$$

企业创新(IN, Innovation)。对企业创新活动度量指标的选择一直是相关研究的难点。一般看来, 衡量经济主体创新活动的指标通常包括创新投入和创新产出两个方面, 分别用研发支出、新产品数量和专利数量来衡量。基于本文所采用的工业企业数据库, 2007 年以后的数据不再提供企业研发投入数据。因此, 本文采用新产品产值占销售额的比重来表示企业创新行为, 样本时间跨度为 2006—2011 年。

## (三) 数据来源与处理

本文数据主要由两部分组成: 首先, 中国地级市层面的银行业集聚指标来源于银监会对全国银行业 2006—2011 年的金融活动普查数据。该数据包含不同类型银行的 1719 个县级市的就业人数、存贷款数额等信息。本文按照地级市行政区划代码将上述银行业普查数据进行汇总, 得到中国地级市银行业集聚指标; 其次, 制造业企业方面的数据来源于 2006—2011 年中国工业企业数据库。本文挑选了按二分位行业标准划分的 13 至 43 共 30

<sup>①</sup>协同集聚指标中具体变量设定以及详细计算过程请参考路江涌和陶志刚<sup>[11]</sup>。

个制造业行业企业。为了保证数据的有效性,消除了异常样本对研究结果的影响,本文对样本进行了如下处理:(1)剔除固定资产总值,流动资产,负债合计,固定资产净值年平均余额,年平均从业人数,利息支出等相关变量中存在负值或缺漏值的样本;(2)根据会计准则(GAAP)的规定,剔除流动资产小于总资产,固定资产小于总资产的样本;(3)剔除年平均从业人数小于8人的样本企业;(4)保留连续3年以上观测值的样本企业。针对这两个数据库,本文通过将各企业所在地级市代码与金融普查数据库中各地级市的区划代码进行匹配,最终得到2006—2011年257个地级市银行业集聚指标以及119990家微观企业的企业财务指标。

表1 主要变量的描述性统计

变量名称	观测数	均值	标准差	最小值	最大值
创新( <i>IN</i> , <i>Innovation</i> )	674637	0.030	0.124	0	0.800
协同集聚1( <i>Co_agg_4</i> )	674637	0.030	0.060	0.006	0.780
协同集聚2( <i>LQ_agg_4</i> )	674637	2.076	0.621	1.026	3.556
企业规模( <i>Size</i> )	674637	4.873	1.041	2.708	7.889
人均工资( <i>Salary</i> )	674637	32.3542	234.5080	10963.9	0.00464
盈利水平( <i>ROA</i> )	674637	0.116	0.176	-0.144	0.925
资产负债率( <i>Lev</i> )	674637	0.547	0.241	0.026	1.115
出口( <i>Export</i> )	674637	0.301	0.459	0	1
企业年龄( <i>Age</i> )	674637	10.71	8.156	1	51
全要素生产率( <i>TFP</i> )	674637	7.157	0.999	4.396	9.723
补贴强度( <i>Subsidy</i> )	674637	0.0044	2.4328	0	2.4328
行业竞争程度( <i>HHI</i> )	674637	0.0021	0.0024	0.9134	0.0001

注:描述性统计均根据本文数据库计算所得。

## 四、实证检验结果与分析

### (一) 相关性分析

针对计量模型最需要关注的是各主要解释变量之间可能存在的多重共线性问题,导致各主要解释变量系数的偏差和不稳定。本文使用Pearson方法分别估算了计量模型中各主要解释变量的相关系数,结果见表2。可以看出,主要解释变量和控制变量之间的相关系数均小于0.3,显著低于通常认为的共线性门槛值,因此可以认为变量之间不存在严重的多重共线性问题。

表2 皮尔逊相关系数矩阵

	<i>IN</i>	<i>Coagg3</i>	<i>Size</i>	<i>Salary</i>	<i>ROA</i>	<i>LEV</i>	<i>Export</i>	<i>Age</i>	<i>TFP</i>	<i>HHI</i>	<i>Subsidy</i>
<i>IN</i>	1	0.0014	0.0067	0.1998	0.0015	0.0074	0.1153	0.2725	0.0107	0.0086	0.2441
<i>Coagg4</i>	0.0005	1	0.0147	-0.162	-0.0059	0.0317	0.0886	0.0360	0.0175	0.0022	0.2326
<i>Size</i>	0.0065	0.0147	1	-0.033	0.0002	0.2379	-0.0104	0.0066	0.0041	0.0024	0.0285
<i>Salary</i>	0.0430	-0.1620	-0.0330	1	0.0295	-0.1118	0.0724	0.0402	0.1844	0.1132	-0.2033
<i>ROA</i>	0.0004	-0.0059	0.0002	0.0295	1	-0.0019	-0.0026	-0.0119	-0.0076	0.0016	-0.0095
<i>LEV</i>	0.0103	0.0317	0.2379	-0.1118	-0.0019	1	-0.0139	0.0166	0.0499	0.0014	0.0451
<i>Export</i>	0.0030	0.0886	-0.0104	0.0724	-0.0026	-0.0139	1	0.2722	0.0149	-0.0068	-0.0225
<i>Age</i>	0.0085	0.0360	0.0066	0.0402	-0.0119	0.0166	0.2722	1	-0.0107	-0.0086	0.2441
<i>TFP</i>	0.0207	0.0175	0.0041	0.1844	-0.0076	0.0499	0.0149	-0.0107	1	0.0771	0.0268
<i>HHI</i>	0.0090	0.0022	0.0024	0.1132	0.0016	0.0014	-0.0068	-0.0086	0.0771	1	0.0016
<i>Subsidy</i>	0.0074	0.2326	0.0285	-0.2033	-0.0095	0.0451	-0.0225	0.2441	0.0268	0.0016	1

注:表2左下部分提供的是以四分位行业计算的协同集聚系数为变量的相关系数矩阵,右上部分提供的是以三分位行业计算的协同集聚系数为变量的相关系数矩阵。

### (二) 全部样本的回归分析

从本文使用的样本数据特征来看,有一个问题必须加以关注,这就是我们的样本企业中只有约10%的企业有新产品产出,这就表明我们的样本数据中的因变量有大量企业新产品产值为“0”,存在删除受限因变量(Limited Dependent Variable)的问题,即因变量的观测值是连续的,但是受到某种限制因变量处于某一范围内的样本观测值都用一个相同的值代替,得到的观测值并不能完全反映因变量的实际状态。而直接使用线性OLS回归模型可能会导致因变量的拟合值为负,因此本文使用Tobit模型对计量方程进行估计,具体回归结果见表3。表3第(1)列、第(2)列分别是利用2006—2011年数据样本回归结果四分位和三分位行业计算的协同集聚指数。在有效控制了诸如市场竞争、企业规模、负债率以及地区、行业、时间因素后,无论是按照四分位还是三分位计算,银行业和制造业的协同集聚促进了企业的新产品研发。从表3第(1)列的结果可知,按照四分位行业计算的协同集聚对企业新产品产出有正向影响,回归系数为0.086且在1%的水平上通过了显著性检验。从表3第(2)列的结果可知,按照三分位行业计算的协同集聚对企业新产品产出有正向影响,回归系数为0.037且也在5%的水平上通过了显著性检验。同时,其他参数变量的结果也符合我们的预期。结合上述结果验证了假说1,银行业与制造业协同集聚的提升有利于企业创新。

考虑到协同集聚与企业创新研发之间的因果关系中可能存在着反向因果或者其他内生性问题,在前文模型设计中已加入了行业、地区以及年份固定效应以控制不可观测因素带来的影响,在一定程度上缓解了模型内部的内生性问题。由于协同集聚指数为地级市层面的变量,而创新研发为微观企业层面的变量,单个微观企业创新研发行为对协同集聚的影响非常小,因此反向因果关系十分微小。但本文在前文的基础上继续运用工具变量法来缓解模型中存在的反向因果问题,参照 Chong 等运用工具变量的思路<sup>[37]</sup>,以邻近地区银行业和制造业的协同集聚指数作为工具变量,具体结果见表 3 第(3)列至第(4)列。根据 Wald 检验中的 P 值可知,无法拒绝不存在内生性的原假设。从回归结果来看,无论四分位还是三分位行业计算的协同集聚指数,其回归系数都显著为正,这与 Tobit 模型检验的结果一致,说明检验结果稳健、可靠。

## (二) 影响机制检验

中介效应模型。在以上检验的基础上,本文进一步借助中介效应模型来研究银行业和制造业协同集聚<sup>①</sup>对微观企业融资约束等中介变量的影响效应以及协同集聚通过中介变量对制造业企业新产品创新的间接影响。构建的中介效应模型如下:

$$Innovation_{ijkt} = \alpha_1 \times Co\_agg_{jkt} + \beta X + \varepsilon_{ijkt} \quad (3)$$

$$Mediator_{ijkt} = a \times Co\_agg_{jkt} + X^* + \varepsilon_{ijkt} \quad (4)$$

$$Innovation_{ijkt} = c \times Co\_agg_{jkt} + b \times Mediator_{ijkt} + X^* + \varepsilon_{ijkt} \quad (5)$$

中介效应模型表明,如果将解释变量协同集聚对被解释变量企业新产品创新的影响进行分解,不仅含有协同集聚对新产品创新的直接影响,还包含通过中间变量对企业新产品创新产生的间接影响。按照上文的讨论,本文将选择企业融资约束、融资成本、长期债务以及债务结构作为中介变量(Mediator<sub>ijkt</sub>)进行检验。根据中介效应检验的原理,首先构造协同集聚(Co\_agg)对企业新产品创新(Innovation)的回归方程(3),检验协同集聚的系数是否显著;若回归系数显著,则进行第二步。第二步是构建协同集聚(Co\_agg)对中介变量(Mediator)的回归方程(4)以及协同集聚(Co\_agg)和中介变量(Mediator)同时对企业新产品创新(Innovation)的回归方程(5),检验中介效应是否存在。如果方程(4)和方程(5)中协同集聚(Co\_agg)的系数均显著,且方程(5)中介变量(Mediator)的系数也显著,则为部分中介效应;如果方程(4)中协同集聚(Co\_agg)的系数显著,方程(5)中介变量(Mediator)的系数显著但协同集聚(Co\_agg)的系数不显著,则为完全中介效应。

中介变量(Mediator)的设定。根据上文假说,本文设定以下四个直接变量:融资约束(FC, Financing Constraints)。本文采用 Hadlock 和 Pierce 提出的 SA 法来计算企业融资约束水平,其在 KZ 指数的基础上选用企业年龄和规模两个具有较强外生性的变量来构建<sup>[38]</sup>,并参考卢盛峰和陈思霞的做法,将企业 SA 指数取绝对值并加以对数化<sup>[39]</sup>。企业融资约束指标 FC 越大,说明企业融资约束程度越大<sup>②</sup>。贷款可得性(LA, Loan Availability)。本文参考孔东民等的方法,将短期非商业信用债务占总资产比重近似衡量企业贷款水平<sup>[40]</sup>。如果贷款水

表 3 基准模型回归结果

	Tobit		IVTobit	
	(1)	(2)	(3)	(4)
Co_agg_4	1.086 *** (12.16)		1.672 *** (9.31)	
Co_agg_3		1.037 ** (2.28)		1.458 ** (2.42)
Size	3.236 *** (45.43)	3.217 *** (45.17)	3.476 *** (41.34)	3.370 *** (40.00)
Salary	5.194 *** (5.50)	5.219 *** (5.52)	3.750 *** (3.43)	3.711 *** (3.37)
ROA	1.072 *** (3.99)	1.041 *** (3.87)	1.524 *** (5.29)	1.311 *** (4.56)
LEV	-1.134 *** (-6.70)	-1.110 *** (-6.56)	-1.046 *** (-5.49)	-0.929 *** (-4.90)
Export	5.018 *** (38.93)	5.011 *** (38.87)	5.498 *** (37.91)	5.451 *** (37.75)
Age	0.223 *** (19.14)	0.223 *** (19.13)	0.218 *** (16.10)	0.214 *** (15.81)
TFP	0.915 *** (17.55)	0.938 *** (18.00)	0.748 *** (12.32)	0.904 *** (15.52)
HHI	10.006 *** (11.15)	10.121 *** (11.27)	7.508 *** (5.39)	8.319 *** (6.02)
Subsidy	2.441 *** (30.68)	2.431 *** (30.55)	2.870 *** (31.73)	2.711 *** (29.59)
常数项	-66.427 *** (-37.17)	-66.356 *** (-37.12)	-69.282 *** (-33.16)	-69.406 *** (-32.86)
行业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
省份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
N	674637	674637	674637	674637
Wald 统计量			0.48	0.49
(p 值)			(0.4891)	(0.4811)

注: \*、\*\* 与 \*\*\* 表示 10%、5% 与 1% 的显著水平,括号内为 t 值。

<sup>①</sup>采用四分位行业计算的协同集聚进行中介效应检验与采用三分位行业计算的协同集聚指标并不影响结果,限于文章篇幅没有汇报,备索。

<sup>②</sup>本文还利用企业流动性指标代替融资约束指标来说明结论的稳健性<sup>[41]</sup>,其计算公式为(流动资产-流动负债)/企业总资产,结果与 SA 指标一致,限于篇幅没有汇报,备索。

平增量大于中位数，则认为企业贷款可得性提高。融资成本 (CF, Cost of Financing)。本文将数据库中企业利息支出除以扣除了应付账款后的负债总额来表示每个企业的资金使用成本<sup>[42]</sup>。企业债务期限结构 (DS, Debt Structure)。本文以企业当年年末长期债务除以企业当年年末总债务表示。表 4 分别报告了融资约束、融资成本和融资期限三种中介传导机制下四种中介变量的实证结果，按顺序对应的是 Case1(融资约束)、Case2(贷款可得性)、Case3(融资成本)和 Case4(债务期限结构)。本文使用 stata 中 sgmediation 命令来进行中介效应的检验。

Case1 展示了以企业融资约束为中介变量的检验结果。从结果来看，协同集聚水平的提升有效缓解了企业的融资约束水平。同时，融资约束中介变量的回归系数显著为负，且 sobel 检验在 1% 的水平上显著，因此表明存在“协同集聚→缓解融资约束→促进企业新产品创新”的影响机制，即存在部分中介效应，假说 2 得到验证。Case2 展示了以企业贷款可得性为中介变量的检验结果。从结果看，协同集聚水平的提升有利于企业贷款的获得，中介变量的回归系数显著为正，且 sobel 检验在 1% 的水平上显著，因此表明“协同集聚提升→贷款的可得性→促进企业新产品创新”的影响机制存在，即存在部分中介效应<sup>①</sup>。Case3 展示了以企业融资成本为中介变量的检验结果。从结果看，协同集聚水平的提升无法有效降低企业的融资成本，中介变量的回归系数为负但不显著，sobel 检验也显示中介效应不存在<sup>②</sup>，因此表明“协同集聚→降低融资成本→促进企业新产品创新”的影响机制不存在。Case4 展示了以企业债务期限结构为中介变量的检验结果。从结果看，协同集聚水平的提升有利于企业债务期限结构的改善，中介变量的回归系数显著为正，且 sobel 检验在 1% 的水平上显著，因此表明“协同集聚提升→改善债务期限结构→促进企业新产品创新”的影响机制存在，即存在部分中介效应。综合上述检验结果可知，协同集聚水平的提升能缓解企业融资约束的困境、促进企业创新，这种机制主要通过提高信贷资金的获得性和改善企业债务期限结构来实现。但协同集聚对降低融资成本的作用未能通过显著性检验，即无法有效降低融资成本。笔者认为出现这一情况和中国金融市场化改革进程密切相关。本文数据样本正好处于中国金融多元优化内延性改革的阶段(2002—2011 年)，虽然在逐步探索和实现利率市场化，但“贷款管下限，存款管上限”的阶段性特征仍未改变<sup>③</sup>。另外，受限制于样本数据，本文所使用的资金成本仅是显性成本，隐性成本则未能考虑。根据上文的分析和我们的实际调研，协同集聚可能会有效降低隐性成本，这也为我们未来的研究提供了方向。总之，协同集聚无法改变利率政策的设定，降低企业融资成本的作用也就无法得到充分体现。

## 五、稳健性检验与拓展分析

### (一) 稳健性检验

为保证结果更加稳健可靠，本文拟通过改变样本范围以及协同集聚计算方式对实证结果进行稳健性检验：

表 4 中介效应检验结果

Case1	(1)	(2)	(3)	Case2	(1)	(2)	(3)
	创新	融资约束	创新		创新	贷款可得性	创新
协同集聚	2.6290 ** (2.36)	-2.0869 *** (-10.28)	3.3408 ** (2.89)	协同集聚	2.6290 ** (2.34)	1.2634 *** (8.35)	3.1248 *** (3.45)
融资约束			-0.2937 *** (-11.43)	贷款可得性			1.5672 *** (10.31)
控制变量	Yes	Yes	Yes	控制变量	Yes	Yes	Yes
sobel			0.4322 *** (7.41)	sobel			0.2361 *** (4.09)
N	674637	674637	674637	N	674637	674637	674637
Case3	(1)	(2)	(3)	Case4	(1)	(2)	(3)
协同集聚	2.6290 *** (2.34)	-0.0501 (-0.12)	2.7584 *** (-1.95)	协同集聚	2.6290 *** (2.34)	0.7714 *** (3.50)	2.6805 *** (3.88)
融资成本			-0.0802 *** (4.85)	债务结构			0.1091 *** (7.27)
控制变量	Yes	Yes	Yes	控制变量	Yes	Yes	Yes
sobel			0.0041 (0.12)	sobel			0.0871 * (2.36)
N	674637	674637	674637	N	674637	674637	674637

注：\*\*\*、\*\*、\* 和 a 分别表示 0.1%、1%、5% 和 10% 的水平下显著；括号内为 t 值，中介效应系数的括号内为 Z 值。

<sup>①</sup>本文还使用每个企业的长期负债占总资产的比重作为中介变量进行检验，结果仍显示中介效应在。

<sup>②</sup>本文还使用每个企业的资金使用成本对所在行业平均资金使用成本的偏离程度，即相对融资成本作为中介变量进行检验。结果仍显示中介效应不存在。

<sup>③</sup>中国一直实施渐进的利率市场化改革。2013 年 7 月起才逐步放开贷款利率下限，此前贷款利率浮动处于“下限管理”阶段。本文数据样本处于贷款利率下限放开之前。在利率非市场化条件下，协同集聚也很难有效降低融资成本。

1. 改变样本范围。我国一直处于由银行业主导的金融体系中,虽然近年来推行放松银行进入管制,特别是允许更多股份制商业银行及城市商业银行和信用社的进入,但是国有大型商业银行处于垄断地位的格局并没有发生改变。资料显示,到2018年末,五家国有银行(工、农、中、建、交)的资产总额占银行业比例的37%,员工人数占银行业比例的40%。本文剔除国有大型商业银行样本,重新计算制造业和银行业E-G协同集聚指数并进行相关检验,估计结果如表5第(1)列和第(2)列所示。结果表明,主要结论仍然成立,即协同集聚促进了企业的新产品创新。这说明在剔除五大行后,尽管减少了近40%的金融资源,但制造业和股份制银行以及城商行的协同集聚的提升仍然显著地促进了企业的新产品创新。

2. 使用替代指标。上文的研究主要是基于E-G协同集聚指数来衡量制造业和银行业的协同集聚程度,本部分将采用另外一种简化计算的方法重新进行估算。参考陈建军等以及张虎等的处理方法<sup>[4,36]</sup>,在构建制造业和银行业区位熵指数以刻画集聚程度的基础上,估算制造业与银行业协同集聚程度,具体公式如下式(6)所示:

$$LQ_{ij} = \frac{q_{ij}}{q_j} / \frac{q_i}{q} \quad (6)$$

$LQ_{ij}$ 是j地区*i*( $i = ag\_man, ag\_bank$ )产业在全国的区位熵指数, $q_{ij}$ 是j地区*i*产业的就业人数; $q_j$ 是j地区份制造业与银行业的就业人数, $q_i$ 是全国*i*产业的就业人数, $q$ 是全国制造业与银行业的就业总人数。

$$LQ_{ag} = \left( 1 - \frac{|LQ_m - LQ_b|}{LQ_m + LQ_b} \right) + |LQ_m + LQ_b| \quad (7)$$

式(7)中, $LQ_m$ 为制造业的集聚指数, $LQ_b$ 为银行业的集聚指数, $LQ_{ag}$ 为制造业与银行业协同集聚指数,等式右边第一项代表协同集聚指数的质量,第二项代表协同集聚指数的深度,两项的和表明制造业与银行业集聚程度越高协同集聚质量越高、深度越广。总之,两个产业之间的集聚程度越高,协同集聚指数越大,协同性就越显著。本文计算了四分位以及三分位行业的 $LQ_{ag}$ 并进行了检验,估计结果如表5第(3)列和第(4)列所示。结果表明,主要结论仍然成立,即协同集聚促进了企业的新产品创新。这说明在更换计算方法后,制造业和银业的协同集聚提升仍然有效地促进了企业的新产品创新。

## (二) 协同集聚对企业创新持续时间的影响

在现实中,有些企业具有连续性的创新活动,但有些企业只在某个特定的时间段才有创新活动。如果忽略企业创新持续期,则难以全面地对协同集聚与制造业企业创新之间的关系进行评估。为了准确地考察协同集聚对制造业企业创新持续时间的影响,本文将采用Cloglog模型来考察协同集聚对企业创新持续时间的影响。借鉴Goerg等生存分析的方法<sup>[43]</sup>,构建制造业企业*i*在*t*时期的离散时间Cloglog生存分析模型:

$$Cloglog(1 - h_{ikt}) = \alpha_1 Co\_agg_{jkt} + \beta X + \gamma_t + \varepsilon_{ikt} \quad (8)$$

其中, $h_{ikt} = \Pr(T_i < t + 1 | T_i \geq t, x_{ikt}) = 1 - \exp[-\exp(\eta x_{ikt} + \tau_t)]$ 表述离散的时间风险,即指给定协变量*x*的企业在*t*-*q*时期存活但是在*t*时期失败的风险率,在实证检验的表格中显示为fail。若式(8)中风险率对数的系数为负,则对应协同集聚会缓解企业的创新风险,促进创新持续时间的延长; $\tau_t$ 是时间函数,为基准风险率,检验时间依存性的具体形式; $x_{ikt}$ 为协变量,包括协同集聚 $Co\_agg_{jkt}$ 和控制变量*X*;控制变量的定义和上文一致。参照陈勇兵和蒋灵多的研究,将企业创新持续时间定义为某一企业从有新产品产出至新产品产出停止所经历的持续

表5 稳健性检验结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
$Co\_agg\_4$	1.023 ** (2.03)			
$Co\_agg\_3$		1.033 ** (2.01)		
$LQ\_agg\_4$			0.081 *** (20.24)	
$LQ\_agg\_3$				0.112 *** (16.29)
$Size$	3.248 *** (45.32)	3.246 *** (45.30)	3.263 *** (45.75)	3.366 *** (40.86)
$Salary$	4.793 *** (5.05)	4.766 *** (5.02)	4.703 *** (4.98)	3.724 *** (3.43)
$ROA$	1.091 *** (4.03)	1.083 *** (4.00)	0.883 *** (3.28)	1.168 *** (4.07)
$LEV$	-1.152 *** (-6.75)	-1.151 *** (-6.75)	-1.130 *** (-6.68)	-0.972 *** (-5.14)
$Export$	5.016 *** (38.78)	5.020 *** (38.81)	4.976 *** (38.61)	5.389 *** (37.38)
$Age$	0.219 *** (18.72)	0.218 *** (18.68)	0.218 *** (18.69)	0.213 *** (15.82)
$TFP$	0.940 *** (18.00)	0.946 *** (18.11)	0.960 *** (18.41)	0.939 *** (16.18)
$HHI$	10.116 *** (11.22)	10.089 *** (11.19)	10.660 *** (11.89)	8.853 *** (6.42)
$Subsidy$	2.425 *** (30.42)	2.424 *** (30.42)	2.411 *** (30.32)	2.602 *** (30.27)
常数项	-67.127 *** (-37.35)	-67.200 *** (-37.39)	-67.929 *** (-37.93)	-70.001 *** (-33.62)
行业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
省份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
N	674637	674637	674637	674637

注: \*、\*\*与\*\*\*表示10%、5%与1%的显著水平,括号内为*t*值。下同。

时间年数<sup>[44]</sup>。考虑到样本期内涉及企业正常的进入与退出,为了剔除企业进入退出对企业创新持续时间的影响,本文选取样本期内持续经营的企业。进一步,我们将 2006 年没有新产品产出但在后续样本中存在新产品产出的样本作为检验样本,消除数据样本的左删除问题。在样本观测期内,当企业停止新产品产出即宣布“死亡”,并将该事件定义为“失败”(failures)事件。具体而言,在某一特定年份,若企业停止新产品产出就定义该企业的失败变量 fail 为 1;相反,则 fail 为 0。相应的,如果未观测到样本企业创新停止而引发的右删失问题,则可以有效利用生存分析方法加以合理解决。表 6 分别汇报了基于 E-G 方法和简化 E-G 方法计算的银行业和制造业四分位与三分位行业的协同集聚指数的检验结果。结果表明,协同集聚系数均显著为负,即协同集聚会显著降低企业的创新风险,延长其新产品创新持续时间。

### (三) 分样本检验结果

#### (1) 企业规模

考虑到企业规模不仅是影响企业研发创新的关键变量之一,特别是我国银行体系发展过程中仍然存在“金融抑制”及其演变出的规模歧视导致不同规模企业之间不对称的融资能力,笔者将样本以规模大小进行划分并重新进行回归检验(表 7)<sup>①</sup>。从回归结果可知,企业规模越小,协同集聚对其创新的促进作用越明显,协同集聚对中小规模企业的新产品创新都具有显著的促进作用,但对于大企业样本而言,则未能通过显著性检验。

#### (2) 企业所有制属性

协同集聚对不同所有制企业新产品创新的影响效果是否存在差异?所有制差异一直被认为是诱发金融资源不合理分配的主要原因。考虑到现阶段中国经济所处转型背景导致不同所有制企业在获得生产要素资源方面,特别是金融要素资源方面存在明显差异。因此,必须加入企业不同所有制类型的虚拟变量。具体的估算方法是按照企业注册投资资本所占比重( $\geq 50\%$ )将所有样本进行区分,包括国有、民营和外资三种类型。这种按照企业实收资本比重划分所有制类型的方法比单纯根据企业登记注册类型划分所有制更为可靠准确。表 7 汇报了协同集聚对不同所有制企业新产品创新的影响结果。从检验结果可知,协同集聚明显促进了民营企业的研发活动,对外资企业的促进作用次之,对国有企业的促进作用最小,只在 10% 的水平上通过显著性检验。对于民营企业而言,其在地区内不具有信息、地位等资源优势,存在与银行间信息的不对称性,因此,当地区内协同集聚水平提升时有利于缓解民营企业的融资困境,促进其创新。国有企业与银行系统,存在着天然联系,共同的基础往往导致国有企业并不会像民营企业一样面临严重的融资困境,因此协同集聚对国有企业样本的影响也相对最小、最不显著。

#### (3) 企业所在地区

我国由于东部地区与中西部地区经济发展的不平衡以及制度环境等要素禀赋的差异,有可能造成不同地区企业之间融资水平以及创新能力的差异。因此,本文将样本企业划分为东部和中西部<sup>②</sup>两个子样本分别进行检验,并判定检验样本的地区变化是否影响主要结论。回归结果见表 7 可知,银行业和制造业协同集聚只在东部

表 6 协同集聚对企业创新持续期的检验

	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Co_agg_4</i>	-0.103 *** ( -3.70)			
<i>Co_agg_3</i>		-0.104 ** ( -2.41)		
<i>LQ_agg_4</i>			-0.011 *** ( -3.70)	
<i>LQ_agg_3</i>				-0.012 *** ( -3.94)
控制变量	YES	YES	YES	YES
常数项	-7.218 *** ( -20.30)	-7.212 *** ( -20.29)	-6.869 *** ( -19.97)	-7.038 *** ( -20.53)
<i>Insig2u</i>	-13.546 *** ( -3.34)	-13.544 *** ( -3.34)	-14.166 *** ( -2.82)	-13.561 *** ( -3.43)
N	46605	46605	49372	49372

表 7 稳健性检验结果

	(1) 小规模	(2) 中规模	(3) 大规模
<i>Co_agg_4</i>	1.195 *** (7.15)	1.076 *** (9.75)	1.020 (0.87)
N	66550	585112	22975
	(1) 国有	(2) 民营	(3) 外商
<i>Co_agg_4</i>	1.035 * (1.76)	1.093 *** (11.63)	1.071 *** (3.41)
N	58389	519821	96427
	(1) 东部地区	(2) 西部地区	
<i>Co_agg_4</i>	1.116 *** (14.12)	1.009 (0.65)	
N	523396	151241	

<sup>①</sup>工业企业数据库将企业区分为大型、特大型、大一型、大二型;中型、中一型、中二型以及小型。本文将大型、特大型、大一型、大二型企业视为大规模企业;中型、中一型、中二型视为中等规模企业;剩余的小型视为小规模企业。

<sup>②</sup>我国东部地区包括辽宁、河北、天津、北京、山东、江苏、上海、浙江、福建、广东和海南等 11 个省(市);中西部地区包括黑龙江、吉林、山西、河南、安徽、湖北、湖南、江西、内蒙古、新疆、甘肃、青海、宁夏、陕西、四川、云南、贵州、广西、西藏和重庆等 20 个省(市)。

样本上促进了企业的新产品创新,而在中西部样本上虽然系数为正,但并没有通过显著性检验。笔者认为,东部地区拥有相对完善的知识产权保护等制度环境,更有利于协同集聚作用的发挥。

## 六、结论与启示

本文采用2006—2011年中国工业企业数据库以及金融普查数据库,在地级市层面计算银行业和制造业协同集聚的基础上,检验了银行业和制造业协同集聚对制造业企业新产品创新的影响。研究表明:(1)银行业和制造业协同集聚对企业新产品创新有显著的促进作用,不仅有利于企业创新投入,还有利于创新持续时间的延长;(2)通过中介效应模型发现,银行业和制造业协同集聚对制造业企业创新的影响,能够通过缓解企业融资约束、增加企业长期债务融资来实现,但银行业和制造业协同集聚降低企业融资成本的传导机制没有获得证据支持;(3)银行业和制造业协同集聚对不同类型企业新产品创新的影响程度具有异质性影响,其作用会因企业规模、所有制以及地区等因素存在差异。

本文研究成果具有重要的政策启示:首先,银行业与制造业协同集聚能力有待提高。从中国257个地级市产业协同集聚的历年变化情况来看,银行业与制造业协同集聚的整体水平尚偏低,且存在较大的波动,未来可以进一步通过相关政策引导加强协同集聚的程度。在推进协同集聚的发展时,采用差异化的产业发展优势协同定位,引导制造业合理地空间布局,促进制造业与银行业协同定位,打造两产业相匹配协同集聚模式,促进制造业企业的创新研发。其次,继续推进我国银行业市场化改革,打破国有银行的垄断地位,鼓励与引导不同类型商业银行分支机构的设立,消除资金要素流动的体制性障碍,完善多元化的银行业市场体系,加强银行业的空间集聚程度。通过发挥银行集聚的信息、资金优势,进一步优化制造业集聚,促进企业创新研发。最后,由于银行业和制造业协同集聚的创新作用存在行业以及地区差异,因此,相关部门针对行业以及地区企业创新的差异性在政策制定上也要有所区别。

### 参考文献:

- [1] Hsiao S H. PTE, innovation capital and firm value interactions in the biotech medical industry [J]. Journal of Business Research, 2014, 67(12): 2636 – 2644.
- [2] 约瑟夫·熊彼特.经济发展理论[M].北京:商务印书馆,1990.
- [3] 陈建军,陈菁菁.生产性服务业与制造业的协同定位研究——以浙江省69个城市和地区为例[J].中国工业经济,2011(6): 141 – 150.
- [4] 张虎,韩爱华,杨青龙.中国制造业与生产性服务业协同集聚的空间效应分析[J].数量经济技术经济研究,2017(2): 3 – 20.
- [5] 卢峰,姚洋.金融压抑下的法治、金融发展和经济增长[J].中国社会科学,2004(1): 42 – 55 + 206.
- [6] Ellison G, Glaeser E. Geographic Concentration in U. S. Manufacturing Industries: A Dartboard Approach[J]. Journal of Political Economy, 1997, 105(5): 889 – 927.
- [7] Venables A J. Equilibrium Locations of Vertically Linked Industries[J]. International Economic Review, 37(2): 341 – 359.
- [8] Olga A V, José-María C R. How do producer services affect the location of manufacturing firms? The role of information accessibility[J]. Environment & Planning A, 2001, 33(9): 1621 – 1642.
- [9] Ellison G, Glaeser E L, Kerr W R. What causes industry agglomeration? Evidence from coagglomeration patterns[J]. American Economic Review, 2010, 100(3): 1195 – 1213.
- [10] Devereux M, Griffith R, Simpson H. The geographic distribution of production activity in the UK[J]. Regional Science and Urban Economics, 2004, 34(5): 533 – 564.
- [11] 路江涌,陶志刚.中国制造业区域聚集及国际比较[J].经济研究,2006(3): 103 – 114.
- [12] 陈国亮,陈建军.产业关联、空间地理与二三产业共同集聚——来自中国212个城市的经验证据[J].管理世界,2012(4): 82 – 100.
- [13] 柳卸林.北京应大力发展知识密集型服务业——兼与上海高技术发展战略的比较[J].中国经济快讯,2002(33): 11 – 13.
- [14] Miles M P. The quality orientation: An emerging business orientation? [J]. Review, 1995, 17(1): 7 – 15.
- [15] 魏江,陶颜,王琳.知识密集型服务业的概念与分类研究[J].中国软科学,2007(1): 33 – 41.
- [16] Andersson M. Co-location of Manufacturing and Producer Services: A simultaneous equations approach[R]. Working Paper, 2004.
- [17] Porterfield S L, Pulver G C. Exports, impacts, and locations of services producers[J]. International Regional Science Review, 1991, 14(1): 41 – 59.
- [18] Swann P, Prevezer M. A comparison of the dynamics of industrial clustering in computing and biotechnology[J]. Research Policy, 1996, 25(7): 1139 – 1157.
- [19] 黎欢,龚六堂.金融发展、创新研发与经济增长[J].世界经济文汇,2014(2): 1 – 16.
- [20] Braggion F, Ongena S. Banking sector deregulation, bank-firm relationships and corporate leverage[J]. Economic Journal, 129(618): 765 – 789.
- [21] 郭晔,徐菲,舒中桥.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[J].金融研究,2019(1): 1 – 18.

- [22] 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].经济研究,2019(6):72-88.
- [23] Hauswald R, Marquez R. Competition and strategic information acquisition in credit markets[J]. Review of Financial Studies, 2006, 19(3): 967-1000.
- [24] Knyazeva A, Knyazeva D. Does being your bank's neighbor matter? [J]. Journal of Banking & Finance, 2012, 36(4): 1194-1209.
- [25] 戴静,刘贯春,许传华,张建华.金融部门人力资本配置与实体企业金融资产投资[J].财贸经济,2020,41(4):35-49.
- [26] Dei O G. Social concentration and local development: The case of industrial districts[J]. European Planning Studies, 2002, 10(10): 449-466.
- [27] Wood G A, Parr J B. Transaction Costs, Agglomeration Economies, and Industrial Location \* [J]. Growth and Change, 2005, 36(1): 1-15.
- [28] Berger A N, Hasan I, Zhou M. Bank ownership and efficiency in China: what lies ahead in the world's largest nation? [J]. Journal of Banking & Finance, 2009, 33(1): 113-130.
- [29] Langlois R N, Robertson P L. Firms, Markets and Economic Change: A Dynamic Theory of Business Institutions [M]. Florence, KY, USA: Routledge, 1995.
- [30] Guzman, M G. Bank Structure, Capital Accumulation and Growth: A Simple Macroeconomic Model[J]. Economic Theory, 2000, 16(2): 421-455.
- [31] Rajan R G, Zingales L. Financial Systems, Industrial Structure, and Growth[J]. Oxford Review of Economic Policy, 2001, 17(4): 467-482.
- [32] Fama E F, French K R. Testing Trade-Off and Pecking Order Predictions About Dividends and Debt[J]. Review of Financial Studies, 2002, 15(1): 1-33.
- [33] González, V M. Firm and country determinants of debt maturity: New international evidence[J]. International Finance, 2017, 20(3): 256-270.
- [34] Xin F, Zhang J, Chen Z, Du X. Do the types of subsidies and firms' heterogeneity affect the effectiveness of public R&D subsidies? Evidence from China's Innofund programme[J]. Asian Journal of Technology Innovation, 2017, 24(3): 1-21.
- [35] 康志勇,张宁,汤学良,刘馨.“减碳”政策制约了中国企业出口吗[J].中国工业经济,2018(9):117-135.
- [36] 陈建军,刘月,邹苗苗.产业协同集聚下的城市生产效率增进——基于融合创新与发展动力转换背景[J].浙江大学学报(人文社会科学版),2016,46(3):150-163.
- [37] Chong T L, Lu L, Ongena S. 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.
- [38] Hadlock C J, Pierce J R. New Evidence on Measuring Financial Constraints: Moving Beyond the KZ Index[J]. Review of Financial Studies, 2010, 23(5): 1909-1940.
- [39] 卢盛峰,陈思霞.政府偏袒缓解了企业融资约束吗?——来自中国的准自然实验[J].管理世界,2017, No. 284(5): 51-65+187-188.
- [40] David G, Richard K. Firm heterogeneity, exporting and foreign direct investment[J]. Economic Journal, 2010(517): F134-F161.
- [41] 孔东民,李海洋,杨薇.定向降准、贷款可得性与小微企业商业信用——基于断点回归的经验证据[J].金融研究,2021(3):77-94.
- [42] 邵挺.金融错配、所有制结构与资本回报率:来自1999~2007年我国工业企业的研究[J].金融研究,2010(9):51-68.
- [43] Goerg H, Kneller R, Murakoezy B. What makes a successful export? Evidence from firm-product-level data[J]. Canadian journal of economics, 2012, 45(4): 1332-1368.
- [44] 陈勇兵,蒋灵多.外资参与、融资约束与企业生存——来自中国微观企业的证据[J].投资研究,2012,31(6):65-78.

[责任编辑:杨志辉]

## Research on the Innovation Effect of Collaborative Agglomeration between Banking Industry and Manufacturing Industry: Empirical Test Based on the Data of 257 Prefecture Level Cities in China

LIU Xin, KANG Zhiyong, ZUO Qian, SUN Xinqi

(Business School of Yangzhou University, Yangzhou 225127, China)

**Abstract:** Based on the data of China's industrial enterprises and the census database of financial activities, this paper constructs the collaborative agglomeration index of banking industry and manufacturing industry, studies the effect of collaborative agglomeration of banking industry and manufacturing industry on new product innovation of manufacturing enterprises, and probes into the influencing mechanism. The empirical results show that: the improvement of the collaborative agglomeration level of banking industry and manufacturing industry effectively promotes the innovation behavior of manufacturing enterprises; further research finds that the improvement of the collaborative agglomeration level mainly promotes the innovation of enterprises by improving the level of financing constraints and the acquisition of long-term debt financing. Collaborative agglomeration has a heterogeneous impact on the innovation of different types of enterprises, and its effect is different due to enterprise size, ownership and location. Even if different methods and samples are used for testing, the above conclusions are still valid. The conclusions of this paper provide a new basis for optimizing the evolution of industrial agglomeration and promoting the implementation of innovation driven strategy.

**Key Words:** collaborative agglomeration; banking industry; manufacturing industry; innovation; mediation model; industry chain; industry agglomeration