引用格式：任元明，高婧怡. 银行机构空间扩张抑制了出口产品质量吗？——基于“低质进入”与“金融化挤出”双重视角的检验[J]. 技术经济，2026，45(4)：137-158.

Ren Yuanming，Gao Jingyi. Does bank spatial expansion suppress export product quality? Evidence from low-quality firm entry and financialization crowding-out[J]. Journal of Technology Economics，2026，45(4)：137-158.

银行机构空间扩张抑制了出口产品质量吗？

——基于“低质进入”与“金融化挤出”双重视角的检验

任元明[1]，高婧怡[2]

（1. 首都师范大学马克思主义学院，北京 100048；2. 北京理工大学经济学院，北京 102488）

摘 要：在中国持续推进金融机构体系优化与外贸提质增效的双重背景下，如何科学认识银行体系结构变化对出口产品质量的影响，已成为该领域研究的热点和重点问题。利用中国创新调查企业数据库中企业及银行分支机构地理位置信息，测算企业周边一定半径内银行分支机构数量作为银行机构空间扩张代理指标，从微观层面识别银行机构空间扩张对企业出口产品质量的影响。研究发现，银行机构空间扩张显著抑制了企业出口产品质量的提升，且该结论在多种稳健性检验下均保持一致。机制分析表明，银行机构空间扩张通过两条路径抑制企业出口产品质量：一是降低了企业进入门槛，导致生产率较低、质量较差的新进入企业比例上升，从而拉低整体出口质量；二是加剧企业金融化程度，挤占生产性投资，削弱研发投入和技术升级动力，抑制出口产品质量改善。异质性分析表明，银行机构空间扩张负面作用在中小企业与民营企业中更为明显；股份制银行占比越大银行机构空间扩张对出口产品质量的抑制效应更强，涉农银行占比越大银行机构空间扩张对出口产品质量的抑制效应更弱。研究结论为优化银行机构空间分布格局、提升金融资源配置效率及推动中国外贸提质增效提供一定的政策启示。

关键词：银行机构空间扩张；出口产品质量；金融地理结构；低生产率企业进入；金融化效应

中图分类号：F270；F832.5 **文献标志码**：A **文章编号**：1002-980X(2026)04-0137-22

DOI：10.12404/j.issn.1002-980X.J25122301

一、引言

在全球贸易格局加速重构和国内经济转型升级持续深化的背景下，出口产品质量已成为衡量一国出口竞争力和产业升级水平的重要维度。自加入世界贸易组织以来，中国出口贸易实现了令人瞩目的跨越式增长，规模从 2001 年的 2.2 万亿元激增至 2024 年的逾 25 万亿元，年均复合增长率高达 11.2%。然而，在出口规模持续扩大的同时，中国出口产品的整体质量相较于世界前沿水平仍存在显著差距，其竞争优势在很大程度上仍依赖于成本与规模，“以质取胜”的格局尚未根本确立。2025 年 10 月，《中共中央关于制定国民经济和社会发展第十五个五年规划的建议》明确提出要促进外贸提质增效，加快建设贸易强国。在此背景下，如何推动企业实现出口产品质量持续提升，进而提升中国企业在全球价值链中的分工地位与竞争优势，已成为贸易高质量发展的关键问题。

出口产品质量的提升离不开金融体系的融资支持。在中国以银行为主导的间接融资体系中，银行对企业融资约束、创新投入与出口行为等方面具有重要影响[1-4]。既有研究大部分基于“金融发展→融资约束缓解→企业绩效改善”的逻辑框架，认为银行竞争加剧或机构扩张能够缩短银企距离、改善信息获取效率[5]，提升信贷可得性[6-7]，缓解融资约束[8]，进而促进企业创新投入[9-10]与出口绩效提升[4]。按照这一理论预期，银行体系的空间扩张理应有助于企业产品质量升级。然而，中国银行体系的发展路径呈现出更为复杂的阶

收稿日期：2025-12-23

基金项目：国家社会科学基金青年项目“虚假叙事下美国对华经济竞争与中国应对策略研究”(24CGJ015)；北京市博士后科研活动经费资助项目“新质生产力驱动下北京科技服务业结构优化路径研究”(ZZ2025138)

作者简介：任元明(1991—)，博士，首都师范大学马克思主义学院讲师，研究方向：产业经济学、创新经济学与中国经济问题；(通信作者)高婧怡(1991—)，博士，北京理工大学经济学院副教授，研究方向：数字经济、产业政策、经济安全。

段性特征。过去一段时间,银行分支机构数量快速增加,空间布局不断下沉与扩展,形成较为密集的金融网点网络。但近年来,在风险防控强化与监管趋严背景下,部分银行网点出现结构性收缩与整合。无论是此前的快速扩张,还是当前的结构调整,银行空间布局的变化均对区域金融竞争格局与信贷资源配置方式产生了深远影响。在银行竞争加剧与盈利压力上升的背景下,金融资源是否仍然按照效率导向配置?银行空间扩张是否必然转化为企业质量升级?抑或可能通过改变出口企业构成结构与企业资源配置方向,对出口产品质量产生结构性影响?这些问题尚未得到系统检验。

现有文献虽从融资约束、银行竞争与出口行为等角度进行了大量探讨,但仍存在两方面不足。第一,多数研究将银行扩张等同于金融深化,强调融资约束缓解的正向效应,较少关注银行空间扩张可能带来的风险承担变化与资源配置偏向。第二,在机制层面,既有研究主要围绕"融资约束-创新投入"这一单一传导路径展开,尚未系统识别银行空间扩张如何通过影响出口企业构成结构以及企业资金配置方向,对出口产品质量产生综合性影响。从理论上看,银行空间扩张可能通过两条路径对出口产品质量产生影响。一是当银行竞争加剧并放松信贷标准时,融资门槛下降可能使部分生产率较低、产品质量较弱的企业进入出口市场,改变出口企业的整体构成,从而拉低平均出口产品质量。二是在信息不对称条件下,银行可能更加偏好信息透明、规模较大的企业,而在融资环境宽松时,这类企业可能强化金融资产配置倾向[11-13],减少研发与生产性投入,削弱产品质量提升动力。由此,银行空间扩张不仅影响企业是否进入出口市场,也可能改变企业资金使用方向,进而对出口产品质量产生双重影响。

基于此,本文利用中国创新调查企业数据库中企业及银行分支机构地理分布位置信息,测算企业周边一定半径内不同类型银行分支机构数量作为度量中国银行机构空间扩张指标,并与工业企业数据及海关数据合并匹配,从微观层面识别银行机构空间扩张对企业出口产品质量的影响效应。本文的可能贡献体现在三个方面:第一,突破既有文献将金融发展简单等同于金融深化的分析框架,从金融地理结构视角出发,揭示银行机构空间扩张可能通过资源配置扭曲抑制出口产品质量提升,修正了"银行竞争必然促进贸易升级"的单向预期;第二,从"低生产率企业进入"与"企业金融化挤出"双重机制出发,构建了银行空间扩张影响出口质量的结构性传导机制,揭示了银行扩张可能通过改变市场进入结构与企业投资结构两条路径影响出口质量,为理解金融结构变迁与产业升级之间的关系提供了新的解释框架;第三,构建微观企业—银行空间匹配数据库,并结合中国邮政储蓄银行制度性改革冲击进行识别,在数据精度与因果识别层面实现了拓展,提升了研究结论的可信度。本文研究为优化中国银行体系空间分布、提升金融资源配置效率以及推动出口贸易高质量发展等提供一定的政策启示。

二、理论分析与研究假设

一个运转良好的金融体系对经济发展至关重要。如果金融发展对宏观经济增长存在因果效应[14],那么金融发展也理应对微观企业技术创新、生产率提升乃至出口质量升级产生重要影响,因为宏观经济的发展是微观企业行为的加总[15]。在中国以银行为主导的间接融资体系中,银行机构空间扩张是金融供给结构变化的重要表现形式。银行机构在空间上的扩张,会改变区域金融竞争格局、银企关系结构及信贷资源的分布方式,其对企业行为的影响具有多重传导路径。从资金供给角度看,银行机构空间扩张使得企业更容易被金融机构触达,从而更容易获得贷款[16],尤其对中小企业而言,网点和机构布局的密度增加可能会提高其获得信贷的机会,降低其贷款成本[17]。从信息不对称角度看,银行机构空间扩张能够缩短银企距离,进而降低银行与企业的沟通成本和监督成本,有助于缓解信息不对称。在机构扩张的过程中,银行为了竞争客户,可能会更加重视关系型贷款的维持,从而更深入地搜集和挖掘企业信息,进一步缓解信息不对称。基于上述机制,银行机构空间扩张可能通过改善信贷可得性缓解企业融资约束[8],促进企业创新投入[9-10],进而改善企业绩效[18]。

然而,另一类理论与经验研究则提出了相反的可能性。信息假说指出,银行机构扩张伴随竞争加剧,可能削弱银行与企业之间的长期关系基础。当特许经营权价值下降时,银行缺乏动力进行深入风险甄别[19],在激烈竞争中更倾向于通过放松贷款标准或提高风险溢价维持盈利水平。由于中小企业在抵押资产与信用记录等"硬信息"方面处于劣势,银行在竞争压力下可能减少关系型贷款供给,从而强化其融资约束。此

外，若银行扩张以规模扩张为导向，风险承担上升与信贷结构偏向可能削弱信贷资源配置效率。由此可见，银行机构空间扩张既可能通过缓解融资约束促进企业升级，也可能通过改变竞争结构与风险承担机制扭曲资源配置效率，其对企业绩效的影响在理论上具有方向不确定性。

这一不确定性在出口产品质量问题上尤为突出。企业进入出口市场受到固定进入成本的制约，Manova[1]将融资约束引入 Melitz[20]异质性企业贸易模型，指出融资条件不仅影响企业生产规模，也决定其是否能够跨越出口门槛。对于出口企业而言，无论在进入前还是持续经营阶段，都需要大量资金覆盖生产、认证、运输与市场拓展等支出[21]。因此，融资约束不仅影响企业出口规模，更影响其产品结构与质量选择。从融资可得性效应视角看，银行机构空间扩张能够降低贷款利率、扩大信贷可得性边界、缓解融资约束，从而为产品研发、质量改进和国际市场拓展提供关键性资金支持。在此逻辑下，银行机构空间扩张应有助于企业通过技术升级和管理改进提升出口产品质量。然而，若银行机构空间扩张导致信贷资源配置从效率导向偏离，其最终可能对企业出口产品质量产生抑制效应。一方面，银行机构扩张可能降低银行的特许经营权价值，使其承担更多风险[22]，通过放松贷款标准或依赖抵押担保实现规模扩张，进而削弱对企业生产率与质量能力的甄别，使信贷资源流向低生产率企业；另一方面，银行在扩张后的竞争压力下，更倾向将信贷资源配置给信息透明度高的大企业，但这类企业在融资极为宽松时可能表现出“金融化倾向”，即将新增资金用于金融投资而非研发与生产[12]，并由此削弱创新投入与产品质量改进动力。此外，由于大企业更接近技术前沿，银行主导型金融可能难以通过激励企业创新驱动其技术进步[23]。由此，银行机构空间扩张对出口质量的总体作用可能呈现“促进”与“抑制”的双重效应。

基于此，本文提出竞争性假设：

银行机构空间扩张会促进出口企业产品质量提升（H1a）；

银行机构空间扩张会抑制出口企业产品质量提升（H1b）。

（一）低生产率企业进入效应

企业提升出口产品质量往往需要前期投入大量资金进行研发、产品设计与改良、高质量中间品的采购以及国际认证与营销等，因此融资约束成为制约企业产品质量升级的关键瓶颈。大量研究表明，融资约束的存在显著抑制出口产品质量提升。Bernini 等[24]利用法国企业数据发现，较高的杠杆水平会挤压企业的创新与高质量中间品投入，从而降低出口产品质量。孔祥贞等[25]进一步指出，融资约束通过限制高质量中间品进口显著降低了中国企业出口产品质量，特别是在高技术行业中作用更为突出。一类研究发现，银行机构空间扩张伴随的竞争效应可以通过缓解融资约束进而对出口产品质量提升产生积极作用。余静文和惠天宇[26]发现，银行竞争加剧能够改善企业的信贷可得性，提升研发与技能投入，从而促进出口产品质量升级。许和连等[3]发现银企距离缩短可以促进出口贸易转型升级。盛斌和王浩[4]发现银行竞争可以通过创新渠道提升企业出口国内附加值率。王浩等[27]的研究也显示，银行竞争可以通过缓解融资约束提升出口产品质量。马兆良和许博强[28]也指出银行竞争对制造业出口产品质量具有明显促进作用。这一类研究共同强调了“银行机构扩张→融资约束缓解→产品质量提升”的正向机制。然而，另一类研究提出了不同的视角。Manova[1]指出融资约束决定企业能否进入出口市场，当融资条件改善时，原本难以进入出口市场的低生产率企业能够顺利进入，从而改变出口结构。Chaney[2]也发现，信贷供给扩张有助于边际企业进入，但这类进入未必提升出口质量。张杰[29]发现融资约束与出口产品质量呈倒 U 型关系，而金融改革并未改变该关系。刘慧和王明益[30]进一步指出，银行机构空间扩张具有典型的“双刃剑效应”：它能缓解融资约束并提高持续出口企业的产品质量；它会促进大量低质量企业进入出口市场，拉低整体出口产品质量。考虑到中国银行机构空间扩张往往伴随着银行间竞争及银行结构竞争的加剧[31]，中小银行在激烈竞争中往往通过降低放贷标准、弱化风险识别能力来扩大客户基础，使得那些低生产率企业也能进入出口市场，进而抑制了出口产品质量提升。

基于此，本文提出假设：

银行机构空间扩张会降低企业进入出口市场门槛，使更多低生产率企业进入出口市场，从而总体上抑制出口产品质量提升（H2）。

(二)企业金融化挤出效应

银行贷款决策普遍受到信息不对称约束。根据信贷配给理论[32],在无法完全识别借款人风险的情况下,银行往往采取“优质客户优先”策略,即将信贷资源集中投向信息透明度更高、资产规模更大、抵押物更充足的企业。在银行机构空间扩张带来的市场压力下,这种融资偏向不仅不会削弱,反而可能被进一步强化。因为银行机构扩张会压缩银行利差,在盈利压力下,大型银行可能更加趋向风险规避,更加依赖“硬信息”作为企业获得银行贷款的依据,造成了融资能力强的企业获得更多信贷资源,而融资能力弱的企业获得的资源反而更少,形成“融资偏向效应”,导致信贷在企业间的分布向大企业和优质企业集中。就中国现实情况而言,这种融资偏向表现得尤为突出。中国银行体系长期由国有大型银行占据主导地位,它们在服务大企业方面具有天然优势,而中小银行主要支持中小企业。由于大银行掌握更多“硬信息”并更依赖大企业作为优质客户,当银行机构空间扩张时,大型银行与中小银行内部的竞争使大企业更容易获得过度信贷支持。然而,获得超额信贷的大企业并不必然将新增资金投入研发或产品质量改进,而可能加大金融资产配置以获取短期收益,表现出更强的金融化倾向[33-34]。这一金融化行为不仅会削弱企业创新投入,形成“研发挤出效应”,还会导致企业将资本从生产性领域转移至金融市场,引发“投资挤出效应”,进一步削弱企业创新和产品质量提升能力。在出口企业中,这一机制更具有不利影响。一方面,金融化会分流出口企业用于产品改进、高质量中间品采购以及生产流程升级等方面的资金;另一方面,金融化弱化了出口企业的长期竞争战略,使企业更倾向于通过短期利润最大化而非产品质量提升来参与国际竞争。实际上,出口产品质量的提升依赖长期、持续的研发活动和生产工艺改进,而企业金融化强化了其短期收益偏好,削弱了面向质量提升的长期投资动机。当银行机构空间扩张引发银行“内卷式”竞争加剧时,信贷资源进一步向信息透明、资产稳健的大企业集中,而这些企业在获得宽松信贷后进一步加深金融化行为,导致“融资集中→金融化扩张→创新挤出”的链条不断强化,从而对出口产品质量提升产生抑制效应。

基于此,本文提出假设:

银行机构空间扩张会强化对信息透明企业的融资偏好,通过推动其金融化扩张挤出技术创新和产品改进投入,进而抑制出口产品质量提升(H3)。

三、研究设计

(一)研究数据及样本

本文研究使用的数据主要来源有五个方面:第一,依据国家企业信用信息公示系统及官方备案企业征信机构批量查询导出功能,整理获得的所有现存及退出(注销、吊销)的银行业金融分支机构数据;第二,微观企业创新信息来源于2008—2014年的国家统计局《全国创新调查企业数据库》;第三,企业财务方面信息来源于2008—2013年中国规模以上工业企业调查数据库;第四,企业出口的数据主要来源于2008—2013年海关数据库及计算所得;第五,城市层面的控制变量数据信息来自《中国城市统计年鉴》。值得说明的是,首先,将构建的银行业分支机构数据库按照机构地址经纬度信息与2008—2014年全国创新调查企业数据库企业地址经纬度信息进行匹配,获得全国创新企业数据库企业层面的银行机构空间扩张指标;其次,将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;最后,利用海关数据库计算出口企业出口产品质量,并按照企业名称和年份与全国创新调查企业数据库进行匹配。最终获得包含银行、出口、创新和财务信息的185151个微观“企业-年份”样本数据库。

(二)模型设定

为了验证银行机构空间扩张对企业出口产品质量的影响,在借鉴已有文献的基础上,建立如式(1)所示的回归模型。

$$Quality_{it} = \beta_0 + \beta_1 Bankexpansion_{it} + \delta X_{it} + \gamma M_{ct} + \lambda_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中:被解释变量 $Quality_{it}$ 为企业 i 在 t 年份的出口产品质量;核心解释变量 $Bankexpansion_{it}$ 为企业 i 在年份 t 面临的银行机构空间扩张程度;X_{it} 为企业层面的控制变量;M_{ct} 为城市层面的控制变量;λ_i 为企业个体固定效应;λ_t 为时间固定效应;ε_{it} 为随机扰动项假设服从独立同分布;β、γ、δ 为待估系数。

（1）借鉴许家云等[35]采用事后推理法测算海关数据库出口产品质量 $Quality_{it}$。具体地，海关数据库出口数据较为详细，体现在产品-年份-出口目的国-企业四个维度，企业 i 在年份 t 对 m 国 h 产品的出口数量（q_{itmh}）可表示为

$$q_{itmh} = p_{itmh}^{-\sigma} \lambda_{itmh}^{\sigma-1} \frac{E_{tm}}{P_{tm}} \tag{2}$$

其中：h 产品为某一 HS8 位代码产品；p_{itmh} 为企业出口产品价格，即企业 i 在年份 t 对 m 国出口的 h 产品的价格；λ_{itmh} 为企业出口产品质量，即企业 i 在年份 t 对 m 国出口的 h 产品质量；E_{tm} 为 t 年 m 国的消费者总支出；P_{tm} 为 t 年 m 国的消费者价格指数；$\sigma > 1$ 为产品种类间的替代弹性。式（2）两边同时取对数得：

$$\ln q_{itmh} = -\sigma \ln p_{itmh} + (\sigma - 1)\ln \lambda_{itmh} + \ln E_{tm} - \ln P_{tm} \tag{3}$$

令 $\chi_{tm} = \ln E_{tm} - \ln P_{tm}$，$\epsilon_{itmh} = (\sigma - 1)\ln \lambda_{itmh}$，则控制年份-出口国层面的固定效应后得到如式（4）所示的模型。

$$\ln q_{itmh} = -\sigma \ln p_{itmh} + \chi_{tm} + \epsilon_{itmh} \tag{4}$$

$\epsilon_{itmh} = (\sigma - 1)\ln \lambda_{itmh}$ 就是本文所需的包含企业出口产品质量信息的残差项。为了估计残差项，最简单的方式是对上式进行最小二乘法（OLS）回归，但 OLS 回归会面临内生性问题：第一，式（4）仅考虑了出口产品质量和出口产品价格对产品需求量的影响，可能忽视了遗漏变量情况，如产品的多样化特征（水平产品种类）等。第二，由于产品质量 ϵ_{itmh} 与产品价格 $\ln p_{itmh}$ 之间可能存在互为因果的内生性关系，会导致该模型估计存在偏误。针对第一个问题，考虑到企业产品种类是市场规模的函数，本文借鉴 Khandelwal[36] 的思路的基础上，通过控制省份-时间层面的固定效应来消除这种影响。对于内生性问题，主要考虑构建出口产品价格的工具变量，参考既有文献，将企业 i 对 m 国之外的其他国家出口产品的平均价格作为该企业在 m 国出口价格的工具变量[35,37]。

在控制可能的遗漏变量及控制内生性问题后，对式（4）进行回归，得到 HS8 位码产品-年份-出口目的国-企业四个维度的出口产品质量（$quality_{itmh}$）如式（5）所示。

$$quality_{itmh} = \ln \hat{\lambda}_{itmh} = \frac{\hat{\epsilon}_{itmh}}{\sigma - 1} \tag{5}$$

为了使得所有年份产品质量具有可比性，标准化处理式（5）可得标准化后的出口产品质量（$st_quality_{itmh}$）。

$$st_quality_{itmh} = \frac{quality_{itmh} - MINquality_{itmh}}{MAXquality_{itmh} - MINquality_{itmh}} \tag{6}$$

其中：$MAXquality_{itmh}$、$MINquality_{itmh}$ 分别为针对某一 HS8 位码产品，在所有企业、所有年份、所有出口国层面上，也即样本层面的最大值和最小值。在标准化处理以后，获得标准出口产品质量后，再测算企业 i 年份 t 对 m 国出口 h 产品的出口金额（$values_{itmh}$）与企业 i 年份 t 总出口额（$values_{it}$）的比值作为权重，与标准产品质量相乘后，在出口目的国-产品对层面进行加总，进而得到本文使用的企业层面的出口产品质量：

$$quality_{it} = \sum_{mh} \left(\frac{values_{itmh}}{values_{it}} \times st_quality_{itmh} \right) \tag{7}$$

（2）核心解释变量 $Bankexpansion_{it}$ 表示利用距离企业一定半径范围内各种类型银行分支机构数量度量的银行机构空间扩张程度，该指标是严格剔除不能为企业贷款的银行分支机构后所得。既有文献主要以企业周边所有类型银行分支机构总数作为微观企业层面银行机构空间扩张程度的代理指标。本文借鉴其方法，除了测算企业周边不同类型银行网点总数外，还进一步严格根据国家金融监管总局对不同类型银行业金融机构类别的划分标准，将所有银行业金融机构分为政策性银行、国有商业银行、股份制银行、城市商业银行、民营银行、外资银行、农村商业银行、农村合作银行、农村信用社、村镇银行、信托公司、金融租赁公司、财务公司和其他金融机构，其中政策性银行中将中国进出口银行单独归为一类，股份制商业银行中由于中国邮政储蓄银行的特殊性，将中国邮政储蓄银行单独归为一类，共计 16 种类型。随后利用谷歌地图 API 坐标拾取系统分别获取银行分支机构信息数据库和全国创新调查企业数据库中银行分支机构与企业的地理

位置坐标经纬度信息,再利用JAVA编程语言,将两个数据库中的经纬度坐标进行匹配,并逐年计算企业周边半径3千米、5千米、10千米、30千米、50千米、100千米内16种不同类型金融机构的数量,以及不同类型金融分支机构距离企业的最近距离,进而获得企业周边银行业不同类型金融机构分布的详细信息。国外的一些研究中认为企业获得外部融资存在着16~20千米地理范围上的"阈值半径"[38]。考虑到中国县级行政区划地理半径平均值和中位值分别在34千米和23千米[3],中国地级市平均半径高达92.7千米[10],以及为了尽可能从微观层面估计银行机构空间扩张对企业出口产品质量的影响效应,本文选取企业5千米半径范围内的银行分支机构数量作为核心解释变量[4]。

(3)在控制变量集合中,借鉴已有文献,本文同样控制了企业层面的控制变量X_{it},具体包括:企业规模($\ln firmasset_{it}$)、企业年龄($\ln firmage_{it}$)、企业应收账款占比($Receivableratio_{it}$)、企业销售利润率(ROS_{it})、企业固定资产占比($Fixedassetratio_{it}$)、企业资本密度($Capitaldensity_{it}$)、企业杠杆水平($Leverage_{it}$)。反映企业所处的地级城市层面的一系列重要变量M_{ct},具体包括:中国地级城市地区第二产业增加值占GDP比重($Industrystructure_city_{ct}$)、地区人均实际GDP($\ln pergdp_city_{ct}$)、企业所在地城市距最近港口距离($Distance_city_{ct}$)。

(三)内生性处理与工具变量设计

针对式(1),本文通过增加微观企业和城市层面的诸多控制变量以及企业个体和年份固定效应,来缓解可能的遗漏重要变量问题。但出口企业可能由于其规模、政策扶持以及较高的生产率而吸引当地银行在其周边建立分支机构,进而加剧了周边银行机构空间扩张。这就使得研究银行机构空间扩张对企业出口行为的影响面临反向因果关系的内生性困扰,为此本文通过设计工具变量来解决其内生性问题。

从世界主要国家邮储金融发展历程看,邮政储蓄有其自身特点,大多经历从面向个人简单金融业务逐步发展为全能或专业商业银行阶段。中国邮政储蓄银行目前作为中国国有商业银行之一,也经历了非常独特的改革发展历程。新中国的邮政储蓄业务起步较晚,一直处于停办状态,直到1986年获国务院批准后,邮电部门与中国人民银行合作,在全国范围内重新开展了邮政储蓄业务。在1990年之前,邮政储蓄所筹资金全部缴存中国人民银行,由人民银行负责结息并按季度向邮政支付手续费。1990年起,为了激励邮政储蓄业务自我壮大,改为将部分存款转存央行,利用转存利差作为主要收入来源[39]。2003年后,邮政储蓄迎来初步改革,开始拥有新增存款资金的自主运营权或者按金融机构在中国人民银行的准备金存款利率进行转存。2005年国务院常务会议批准《邮政体制改革方案》,2016年12月31日中国银监会批准了中国邮政储蓄银行的成立,2007年3月,中国邮政储蓄银行正式成立。

中国邮政储蓄银行成立之初,虽然名义上结束了自1986年以来"只存不贷"的局面,但由于起步较晚,其成立之初并不能办理实质上的公司信贷业务。成立后,最初试点的也是针对个人的小额贷款业务。2007年6月22日,中国邮政储蓄银行第一个小额贷款营业部在长垣县魏庄镇揭牌成立,标志着小额信贷业务在全国的试点工作正式启动,但小额贷款业务主要针对个人,金额也较小,对企业的影响更是微乎其微。实际上,中国邮政储蓄银行直到2008年3月公司业务系统才在天津的5个试点网点成功上线,直到2010年6月公司信贷系统才在山东省分行试点运行成功,这才标志着中国邮政储蓄银行正式开启了对公业务。

自中国邮政储蓄银行改革筹划初期以来,"成立邮政储蓄银行"的改革取向始终未变。但与其他新成立的银行不同,依托网点数量优势,中国邮政储蓄银行在成立之初便已具有相当规模,成为全国唯一完整覆盖城乡二元市场、网点面最广的银行[39]。然而,由于其组建的特殊性,成立之初不仅会受到自身体制、机制重构的制约,还会受到当时的金融体系格局和金融市场竞争的影响。因此,成立之初的中国邮政储蓄银行的市场定位和发展方向是高度不确定的,并成为当时理论界和实践界争论的焦点[40]。即使在中国邮政储蓄银行资金放贷对象上,也存在着争论。例如,国务院发展研究中心金融研究所"邮政储蓄体制改革研究"课题组就曾提出,未来的中国邮政储蓄银行不应当是一个普通的商业银行,而应定性于以批发为主的特殊商业银行,认为中国邮政储蓄银行可以不做直接面对企业的贷款业务,只将资金批发给其他金融机构获取利差[40]。

因此,中国邮政储蓄银行成立之前"只存不贷"的特点和成立之后业务方向的不确定性以及开启公司贷款业务时间特点,让本文通过利用企业周围不同半径范围内中国邮政储蓄银行分支机构数量构建本文核心

解释变量的工具变量成为可能：一方面，该工具变量满足相关性要求，中国邮政储蓄银行开始办理公司信贷业务后，由于“鲶鱼效应”必然会对企业周边银行机构空间扩张形成冲击；另一方面，该工具变量也能较好地满足排他性要求，由于中国邮政储蓄银行成立之前“只存不贷”，其分支机构的建立并不是以提供融资给企业为目的，因此具有较好的外生性和排他性。具体构建方法如下：首先，本文将样本企业存续期内第一期中国邮政储蓄银行分支机构的数量，作为由于邮政储蓄银行成立以后导致企业周围半径内银行竞争加剧的一个外生冲击。这个冲击是不随时间变化的，只跟中国邮政储蓄银行成立初期时的分支机构的分布有关，而中国邮政储蓄银行分支机构的选址是不以办理企业对公业务为目的的，这就构成了企业层面的银行机构空间扩张的不随时间变化的外生冲击。其次，考虑到中国邮政储蓄银行实际上在2010年才真正意义上开启了公司信贷业务，本文以2010年为时间点，构造反映中国邮政储蓄银行对公业务开启与否的时间虚拟变量。最后，将以上两个变量交乘，作为企业层面银行机构空间扩张的工具变量（IV）。

四、实证结果

（一）描述性统计

表1展示了相关变量的描述性统计情况。样本中出口企业样本数为70310个，占全样本的37.97%，说明本文的出口企业样本具有较强的代表性。出口企业样本中，出口产品质量的平均值为0.7221，标准差为0.1289，中位数为0.7353。以企业周围半径5千米银行分支机构数量度量的银行机构空间扩张指标的平均值为47.4763，标准差为81.6297，中位数是20.0000。

表1　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
Quality	70310	0.7221	0.1289	0	0.7353	1.0000
Bankexpansion	185151	47.4763	81.6297	0	20.0000	925.0000
ln*firmasset*	185151	11.5912	1.5760	5.9789	11.4456	20.6717
ln*firmage*	185151	2.3355	0.6297	0	2.3979	4.2047
Receivableratio	185151	0.1983	2.9914	−1.9953	0.1255	1282.0000
ROS	185151	0.0557	0.4804	−192.5000	0.0469	17.5918
Fixedassetratio	185151	0.2974	0.2076	0	0.2565	8.4439
Capitaldensity	185151	922.2886	71932.0882	0	77.0353	2.6609×10^7
Leverage	185151	0.5458	0.2507	0	0.5547	14.5710
Industrystructure_city	185151	50.8630	7.9860	17.0200	52.2700	90.9700
ln*pergdp_city*	185151	4.6220	0.5910	1.9536	4.6674	6.6335
Distance_city	185151	169.1129	268.7226	1.7745	50.6083	2780.6788

（二）基本回归结果

表2展示了以企业周围半径5千米内银行分支机构数量反映的银行机构空间扩张对企业出口产品质量影响效应的OLS估计结果。（1）列为不纳入任何形式控制变量的估计结果，（2）列为控制企业个体固定效应和年份固定效应的回归结果，（3）列为在（2）列的基础上同时增加企业层面控制变量的估计结果，（4）列为在（3）列的基础上增加城市层面控制变量的回归结果。可以发现，（1）列~（4）列核心解释变量$Bankexpansion_{it}$的估计系数均在1%统计水平显著为负。这说明企业周边银行机构空间扩张的程度与企业出口产品质量呈现显著的负相关关系，也即企业周围银行机构空间扩张程度越大，企业出口产品质量越低。这一结果初步说明了银行机构空间扩张对企业出口产品质量的抑制效应。

表2　OLS估计结果

变量	（1）	（2）	（3）	（4）
Bankexpansion	−0.0001***	−0.0003***	−0.0002***	−0.0002***
	（0.0000）	（0.0001）	（0.0001）	（0.0001）
ln*firmasset*			0.0165***	0.0167***
			（0.0014）	（0.0014）

续表

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
ln*firmage*			0.0195***	0.0195***
			(0.0032)	(0.0032)
Receivableratio			−0.0153***	−0.0152***
			(0.0032)	(0.0033)
ROS			0.0159***	0.0153***
			(0.0056)	(0.0056)
Fixedassetratio			−0.0018	−0.0018
			(0.0041)	(0.0041)
Capitaldensity			−0.0000***	−0.0000***
			(0.0000)	(0.0000)
Leverage			0.0077**	0.0074**
			(0.0035)	(0.0035)
Industrystructure_city				−0.0002
				(0.0003)
ln*pergdp_city*				−0.0173***
				(0.0019)
Distance_city				0.0042
				(0.0089)
Constant	0.7249***	0.7399***	0.4933***	0.1065
	(0.0009)	(0.0030)	(0.0184)	(1.0134)
企业个体固定效应	No	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	No	Yes	Yes	Yes
观察值	70310	66808	66808	66808
调整 R^2	0.001	0.706	0.709	0.709

注：*、**、*** 分别代表10%、5%、1%的显著性水平；括号内为稳健标准误，所有回归模型均聚类到企业层面。

(三)工具变量回归结果

表3列示了银行机构空间扩张对企业出口产品质量影响的两阶段最小二乘法(2SLS)回归结果。其中，(1)列为以企业周围5千米银行分支机构数量度量的银行机构空间扩张程度指标作为核心解释变量，并根据其相同距离内周围邮政储蓄银行分支机构分布分别设计相应的工具变量，仅控制企业个体固定效应和年份固定效应进行2SLS估计的结果。可以看出，第一阶段回归中构建的*IV*在1%统计水平显著为正，这说明本文构建的工具变量与核心解释变量具有较强的正相关关系。在第二阶段回归中，核心解释变量的估计系数在1%统计水平显著为负，这说明银行机构空间扩张对企业出口产品质量的抑制效应。进一步地，(2)列为同时控制企业层面各种控制变量、城市层面控制变量和企业个体固定效应与年份固定效应进行2SLS估计的结果。可以发现，第一阶段回归中构建的工具变量回归系数在1%统计水平显著为正。第二阶段核心解释变量系数在1%水平显著为负，这再次说明了银行机构空间扩张对企业出口产品质量的抑制效应。此外，根据工具变量有效性检验结果，可以发现各模型第一阶段*F*远大于10，这说明本文所构建的工具变量的有效性。

表3　工具变量检验

变量	(1)		(2)	
	第一阶段	第二阶段	第一阶段	第二阶段
	Bankexpansion	*quality*	*Bankexpansion*	*quality*
IV	1.9870***		1.9936***	
	(0.0618)		(0.0612)	
Bankexpansion		−0.0009***		−0.0007***
		(0.0002)		(0.0002)
ln*firmasset*			0.0373	0.0167***
			(0.1467)	(0.0014)
ln*firmage*			−1.5521***	0.0179***
			(0.2729)	(0.0033)

续表

变量	(1)		(2)	
	第一阶段	第二阶段	第一阶段	第二阶段
	Bankexpansion	*quality*	*Bankexpansion*	*quality*
Receivableratio			0.3260 (0.2704)	−0.0149*** (0.0033)
ROS			−0.7992*** (0.3084)	0.0149*** (0.0056)
Fixedassetratio			0.4043 (0.2731)	−0.0014 (0.0041)
Capitaldensity			0.0000 (0.0000)	−0.0000*** (0.0000)
Leverage			0.6604** (0.2822)	0.0076** (0.0035)
Industrystructure_city			−0.2558*** (0.0284)	−0.0002 (0.0003)
ln*pergdp_city*			1.3189*** (0.4377)	−0.0161*** (0.0019)
Distance_city			1.3189 (0.1289)	0.0045 (0.0090)
企业个体固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
第一阶段 *F* 值	1035.02		1059.64	
观察值	66808	66808	66808	66808

注：*、**、*** 分别代表 10%、5%、1%的显著性水平；括号内为稳健标准误，所有回归模型均聚类到企业层面。

(四) 稳健性检验

1. 构建城市层面工具变量

尽管本文利用邮储银行改革的特殊历史背景构造企业层面的工具变量，可以较好地满足外生性和相关性要求。为了进一步缓解企业层面可能存在的不可观测因素，同时影响本文的核心解释变量和构建的工具变量造成估计偏误，尝试构建城市层面的工具变量进行稳健性检验。参考任元明和张杰[41]、李晓溪等[42]的研究使用 2000 年城市中小银行分布和在本文样本期间针对中小银行放松银行管制政策冲击构造工具变量。首先，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；其次，将其与 2000 年各城市中小银行分支机构数量占比相乘，作为本文核心解释变量的工具变量。该工具变量的合理性在于：一方面，外生的政策冲击使得各城市中小银行分支机构大力扩张，这势必会同步影响本文微观企业层面构造的银行机构空间扩张指标，且随着不同城市初始年份中小银行分支机构分布的不同，该针对中小银行的政策冲击必然会对不同城市产生不同的影响，也即该工具变量可以较好地满足相关性；另一方面，城市层面的指标和外生政策冲击进一步加强了工具变量的外生性，即该工具变量可以较好地满足外生性要求。表 4 展示了使用按照上述方法构造的城市层面的工具变量进行 2SLS 检验的结果。(1)列~(6)列分别为以企业周边半径 3 千米、5 千米、10 千米、30 千米、50 千米及 100 千米内银行分支机构数据量度量的银行机构空间扩张程度指标。在控制不同层面的控制变量后，核心解释变量均在 1%统计水平显著为负。这说明，即使使用本文构建的城市层面的工具变量进行 2SLS 检验，依然可以得出银行机构空间扩张显著抑制了企业出口产品质量的结论，也即本文得出的结论是稳健的。

2. Heckman 两步法

由于无法对非出口企业进行出口产品质量测算，在本文的基本回归方程中只包括出口企业样本，未包含非出口企业样本，由此可能产生样本的自选择问题，导致样本选择偏差。为此，采用 Heckman 两阶段法进行检验，进而克服样本选择偏差。具体第一步样本选择方程设计如式(8)所示。

表 4　城市层面工具变量的 2SLS 检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	3 千米	5 千米	10 千米	30 千米	50 千米	100 千米
第一阶段回归	*Bankexpansion*					
IV	−12.8962***	−32.3072***	−110.0720***	−491.0336***	−672.3000***	−1008.6220***
	(0.7936)	(1.6064)	(4.3373)	(11.7530)	(14.2535)	(26.6407)
第一阶段 *F* 值	264.06	404.47	644.02	1745.53	2224.76	1433.40
第二阶段回归	*Quality*					
Bankexpansion	−0.0022**	−0.0009**	−0.0003**	−0.0001**	−0.0000***	−0.0000***
	(0.0010)	(0.0004)	(0.0001)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)
ln*firmasset*	0.0167***	0.0167***	0.0166***	0.0166***	0.0166***	0.0167***
	(0.0014)	(0.0014)	(0.0014)	(0.0014)	(0.0014)	(0.0014)
ln*firmage*	0.0172***	0.0175***	0.0182***	0.0190***	0.0193***	0.0202***
	(0.0035)	(0.0034)	(0.0033)	(0.0033)	(0.0032)	(0.0032)
Receivableratio	−0.0149***	−0.0148***	−0.0149***	−0.0150***	−0.0151***	−0.0154***
	(0.0033)	(0.0033)	(0.0033)	(0.0033)	(0.0033)	(0.0033)
ROS	0.0145***	0.0148***	0.0150***	0.0153***	0.0153***	0.0152***
	(0.0056)	(0.0056)	(0.0056)	(0.0056)	(0.0056)	(0.0056)
Fixedassetratio	−0.0014	−0.0013	−0.0015	−0.0020	−0.0022	−0.0024
	(0.0041)	(0.0041)	(0.0041)	(0.0041)	(0.0041)	(0.0041)
Capitaldensity	−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	0.0075**	0.0076**	0.0076**	0.0075**	0.0073**	0.0070**
	(0.0035)	(0.0035)	(0.0035)	(0.0035)	(0.0035)	(0.0035)
Industrystructure_city	−0.0001	−0.0002	−0.0003	−0.0005	−0.0007*	−0.0014**
	(0.0003)	(0.0003)	(0.0003)	(0.0003)	(0.0004)	(0.0006)
ln*pergdp_city*	−0.0156***	−0.0158***	−0.0162***	−0.0160***	−0.0155***	−0.0151***
	(0.0021)	(0.0021)	(0.0020)	(0.0020)	(0.0021)	(0.0022)
Distance_city	0.0048	0.0047	0.0045	0.0042	0.0043	0.0044
	(0.0089)	(0.0090)	(0.0091)	(0.0091)	(0.0093)	(0.0096)
企业个体固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
观察值	66808	66808	66808	66808	66808	66808
调整 R^2	0.005	0.007	0.009	0.010	0.005	0.004

注：*、**、*** 分别代表 10%、5%、1%的显著性水平；括号内的数值为稳健标准误，所有回归模型均聚类到企业层面。

$$probit(export_dum_{it}=1)=\beta_0+\beta_1 export_dum_{i\text{-}1t}+\beta_2 Bankexpansion_{it}+\delta X_{it}+\gamma M_{ct}+\lambda_i+\lambda_t+\varepsilon_{it} \quad (8)$$

其中：$export_dum_{it}$ 为企业 i 在年份 t 是否进行出口的虚拟变量，出口取 1，否则取 0；$export_dum_{i\text{-}1t}$ 为 Heckman 两步法第一阶段额外控制的控制变量，借鉴许和连等[3]采用企业上一期是否出口虚拟变量 $export_dum_{i\text{-}1t}$ 作为这一排他性变量。第二步，将第一步样本选择方程获得的逆米尔斯比率（*imr*）加入出口产品质量决定方程（1）进行回归。表 5 展示了在纠正样本选择偏差后以不同半径范围内银行分支机构数量度量的银行机构空间扩张对企业出口产品质量的影响效应。（1）列～（5）列核心解释变量估计系数均在 10%统计水平及以上显著为负。其中，（1）列和（2）列在 1%统计水平显著为负。（1）列～（6）列的 *imr* 估计系数均在 1%统计水平显著为负，这说明本文得出结论在考虑样本选择偏差后依然成立。

3. 替换解释变量

为了验证所得结果的稳健性，本文将不同半径范围内企业周边银行分支机构数量作为核心解释变量 $Bankexpansion_{it}$，并控制所有层面的控制变量进行 2SLS 估计（表 6）。在距离企业 3 千米、5 千米、10 千米、30 千米、50 千米半径范围内的（1）列～（5）列的估计结果中，核心解释变量 $Bankexpansion_{it}$ 回归系数均在 1%统计水平显著为负，且随着距离企业半径范围的扩大，核心解释变量 $Bankexpansion_{it}$ 回归系数的绝对值越来越小。这就可以验证，以企业周围银行分支机构数量表征的企业周围银行机构空间扩张对企业出口产品质量的抑制效应是稳健的。同时，这种抑制效应在距离企业越近的范围表现得越明显。距离企业不同半

表 5　Heckman 两步法回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	3 千米	5 千米	10 千米	30 千米	50 千米	100 千米
Bankexpansion	−0.0005***	−0.0003***	−0.0001**	−0.0000*	−0.0000**	0.0000
	(0.0002)	(0.0001)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)
ln*firmasset*	0.0157***	0.0157***	0.0156***	0.0155***	0.0155***	0.0156***
	(0.0022)	(0.0022)	(0.0022)	(0.0022)	(0.0022)	(0.0022)
ln*firmage*	0.0081	0.0079	0.0081	0.0084	0.0085*	0.0088*
	(0.0051)	(0.0051)	(0.0051)	(0.0051)	(0.0051)	(0.0051)
Receivableratio	−0.0151***	−0.0150***	−0.0150***	−0.0150***	−0.0150***	−0.0151***
	(0.0050)	(0.0050)	(0.0050)	(0.0050)	(0.0050)	(0.0050)
ROS	0.0095	0.0096	0.0097	0.0099	0.0099	0.0100
	(0.0106)	(0.0106)	(0.0106)	(0.0106)	(0.0106)	(0.0106)
Fixedassetratio	0.0004	0.0005	0.0005	0.0003	0.0001	0.0003
	(0.0067)	(0.0067)	(0.0067)	(0.0067)	(0.0067)	(0.0067)
Capitaldensity	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	0.0038	0.0039	0.0039	0.0040	0.0039	0.0039
	(0.0058)	(0.0057)	(0.0057)	(0.0058)	(0.0058)	(0.0058)
Industrystructure_city	−0.0018***	−0.0018***	−0.0018***	−0.0019***	−0.0021***	−0.0017***
	(0.0005)	(0.0005)	(0.0005)	(0.0005)	(0.0005)	(0.0005)
ln*pergdp_city*	−0.0159***	−0.0158***	−0.0159***	−0.0156***	−0.0154***	−0.0164***
	(0.0022)	(0.0022)	(0.0022)	(0.0022)	(0.0022)	(0.0022)
Distance_city	0.0067***	0.0067***	0.0067***	0.0067***	0.0068***	0.0065***
	(0.0005)	(0.0005)	(0.0005)	(0.0005)	(0.0005)	(0.0005)
imr	−0.0218***	−0.0218***	−0.0218***	−0.0218***	−0.0219***	−0.0218***
	(0.0022)	(0.0022)	(0.0022)	(0.0022)	(0.0022)	(0.0022)
Constant	−0.0236	−0.0230	−0.0217	−0.0145	−0.0048	−0.0224
	(0.0785)	(0.0785)	(0.0785)	(0.0785)	(0.0786)	(0.0792)
企业个体固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
观察值	30729	30729	30729	30729	30729	30729
调整 R^2	0.718	0.718	0.718	0.718	0.718	0.718

注：*、**、*** 分别代表 10%、5%、1%的显著性水平；括号内为稳健标准误，所有回归模型均聚类到企业层面。

表 6　替换解释变量

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	3 千米	5 千米	10 千米	30 千米	50 千米	100 千米
第一阶段回归	*Bankexpansion*					
IV	1.7120***	1.9936***	2.3003***	1.9904***	1.4700***	1.6990***
	(0.0740)	(0.0612)	(0.0514)	(0.0443)	(0.3933)	(0.3933)
第一阶段 *F* 值	534.12	1059.64	1999.55	2017.97	1402.31	2236.86
第二阶段回归	*Quality*					
Bankexpansion	−0.0016***	−0.0007***	−0.0003***	−0.0001***	−0.0001***	−0.0000***
	(0.0004)	(0.0002)	(0.0001)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)
ln*firmasset*	0.0167***	0.0167***	0.0166***	0.0165***	0.0164***	0.0167***
	(0.0014)	(0.0014)	(0.0014)	(0.0014)	(0.0014)	(0.0014)
ln*firmage*	0.0180***	0.0179***	0.0181***	0.0179***	0.0183***	0.0203***
	(0.0033)	(0.0033)	(0.0033)	(0.0032)	(0.0032)	(0.0033)
Receivableratio	−0.0150***	−0.0149***	−0.0149***	−0.0147***	−0.0147***	−0.0155***
	(0.0033)	(0.0033)	(0.0033)	(0.0033)	(0.0032)	(0.0033)
ROS	0.0148***	0.0149***	0.0150***	0.0151***	0.0150***	0.0150***
	(0.0056)	(0.0056)	(0.0056)	(0.0056)	(0.0055)	(0.0056)
Fixedassetratio	−0.0015	−0.0014	−0.0014	−0.0020	−0.0025	−0.0026
	(0.0041)	(0.0041)	(0.0041)	(0.0041)	(0.0041)	(0.0041)

续表

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	3 千米	5 千米	10 千米	30 千米	50 千米	100 千米
Capitaldensity	−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	0.0075**	0.0076**	0.0077**	0.0077**	0.0074**	0.0069**
	(0.0035)	(0.0035)	(0.0035)	(0.0035)	(0.0035)	(0.0035)
Industrystructure_city	−0.0001	−0.0002	−0.0003	−0.0008**	−0.0016***	−0.0020***
	(0.0003)	(0.0003)	(0.0003)	(0.0003)	(0.0004)	(0.0005)
ln*pergdp_city*	−0.0162***	−0.0161***	−0.0161***	−0.0143***	−0.0121***	−0.0138***
	(0.0019)	(0.0019)	(0.0019)	(0.0020)	(0.0022)	(0.0020)
Distance_city	0.0046	0.0045	0.0045	0.0044	0.0048	0.0046
	(0.0089)	(0.0090)	(0.0091)	(0.0093)	(0.0098)	(0.0100)
企业个体固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
观察值	66808	66808	66808	66808	66808	66808
调整 R^2	0.008	0.008	0.009	0.008	0.005	0.004

注：*、**、*** 分别代表 10%、5%、1%的显著性水平；括号内为稳健标准误，所有回归模型均聚类到企业层面。

径范围内核心解释变量系数的变化趋势，本质上是更进一步的组间 DID 比较，加深了银行机构空间扩张对企业出口产品质量影响的因果关系论证[43]。本文后续的大量实证检验，都秉承这种思想，同时检验企业周围不同地理半径范围内银行机构空间扩张的影响效应，加深因果识别效应。

4. 替换被解释变量

对于出口产品质量的度量很容易想到的指标是出口产品的价格，一般而言出口产品质量越高，那么其出口价格应该也越高，实际上，早期对产品质量的测算也是基于单位价值量[44]。但目前主流文献对出口产品质量的研究在于通过需求法测算出口产品质量，其基于的原因有两点：一方面，一些学者认为要素价格负向扭曲效应在中国要素市场存在比较明显[45]，因为成本较低，导致中国高质量的出口产品定价较低；另一方面，中国出口企业竞争较为激烈，可能因此进入低价竞争，导致价格不能真实反映质量水平。即便如此，考虑到基于需求法测算的出口产品质量使用的复杂方法及对样本进行不同形式的剔除，本文使用出口产品的价格度量出口产品质量进行稳健性检验[46]。考虑到海关数据为企业-年份-产品-出口目的国四个维度，本文使用的出口产品价格具体计算方式如下：首先，计算每个企业每一年份出口产品-目的国维度出口金额占企业出口总额的比例；其次，将每个企业每一年份出口产品-目的国维度价格按照已计算的比例进行加权，进而得到企业-年份层面出口的平均价格；最后，将平均价格取对数。由于产品的价格由供给与需求共同影响，对于需求而言，国外的需求冲击对国内所有企业的影响是一样的，所以可以不予考虑。对于供给影响而言，除了企业提升自身的产品质量进而提高产品出口价格这一个渠道外，可能还存在着供给端的外生冲击。例如，工人工资的变化等，但这些外生冲击对所有企业影响是一致的，在控制企业层面的个体及时间固定效应后，这些影响就变得很小。

表 7 展示了将被解释变量替换为企业出口产品平均价格的对数后，银行机构空间扩张对企业出口产品质量的影响结果。可以发现，在企业周边半径 3 千米、5 千米、10 千米内，不管是否控制不同层面的控制变量，核心解释变量的估计系数在 1%统计水平显著为负，且随着半径的扩大，核心解释变量估计系数的绝对值逐渐缩小。这再次说明了银行机构空间扩张对企业出口产品质量具有显著的抑制效应，且这种效应随着半径的扩大在减小，进一步说明了基准回归结果具有稳健性。

表 7　替换被解释变量

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	3 千米	3 千米	5 千米	5 千米	10 千米	10 千米
Bankexpansion	−0.0055**	−0.0051**	−0.0034***	−0.0034***	−0.0014***	−0.0015***
	(0.0025)	(0.0025)	(0.0013)	(0.0013)	(0.0005)	(0.0005)

续表

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	3千米	3千米	5千米	5千米	10千米	10千米
ln*firmasset*		0.0218 (0.0285)		0.0216 (0.0285)		0.0211 (0.0285)
ln*firmage*		−0.0187 (0.0784)		−0.0219 (0.0784)		−0.0229 (0.0783)
Receivableratio		−0.1903*** (0.0602)		−0.1893*** (0.0602)		−0.1890*** (0.0601)
ROS		0.3084** (0.1327)		0.3079** (0.1326)		0.3078** (0.1327)
Fixedassetratio		−0.1871** (0.0854)		−0.1860** (0.0854)		−0.1856** (0.0854)
Capitaldensity		−0.0000 (0.0000)		−0.0000 (0.0000)		−0.0000 (0.0000)
Leverage		−0.0847 (0.0763)		−0.0841 (0.0763)		−0.0833 (0.0763)
Industrystructure_city		−0.0482*** (0.0061)		−0.0485*** (0.0061)		−0.0490*** (0.0061)
ln*pergdp_city*		−0.0468 (0.0445)		−0.0443 (0.0445)		−0.0431 (0.0445)
Distance_city		0.1583*** (0.0214)		0.1590*** (0.0217)		0.1591*** (0.0221)
Constant	4.1931*** (0.0485)	−11.1948*** (2.5682)	4.2447*** (0.0597)	−11.2029*** (2.5918)	4.2790*** (0.0692)	−11.1362*** (2.6451)
企业个体固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
观察值	66769	66769	66769	66769	66769	66769
调整 R^2	0.788	0.788	0.788	0.788	0.788	0.788

注：*、**、*** 分别代表10%、5%、1%的显著性水平；括号内为稳健标准误，所有回归模型均聚类到企业层面。

5. 控制企政距离

银行在对企业进行融资支持时必然会受到当地政府的影响，尤其是地方性城商行更容易受到当地政府对当地企业支持政策的约束，进而更倾向于支持本土企业。为此，本文根据企业地址经纬度坐标和其所在当地市、区政府地址经纬度坐标构建企业与政府距离指标，作为衡量企业与政府关系的变量。一方面，距离当地市政府更近的企业维持与政府的关系所花费的时间与交通成本更低，更容易与政府保持良好的关系；另一方面，银行分支机构与出口企业在选址方式上可能存在不同，一般而言在地方政府周围更倾向于聚集更多的银行网点，而出口企业可能更倾向于在城际交通更便利、更有利于货物运输的区域选址。基于以上两点原因，企政距离可能会成为同时影响银行机构空间扩张与企业出口行为的遗漏变量。为此，本章通过增加控制企政距离变量对基本回归估计进行稳健性检验。表8展示了在控制企业与当地市政府、区政府距离后银行机构空间扩张对企业出口产品质量影响的2SLS估计。从检验结果来看，企政距离并没有影响基本回归结果的方向和显著性，且各模型核心解释变量 $Bankexpansion_{it}$ 估计系数大小及其随着距离不同的变化趋势也没有发生明显变化，这进一步验证了本文所得估计结果具有稳健性。

表8　控制企政距离

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	3千米	5千米	10千米	30千米	50千米	100千米
第一阶段回归	*Bankexpansion*					
IV	1.7080*** (0.0741)	1.9901*** (0.0612)	2.3029*** (0.0504)	1.9880*** (0.0441)	1.4667*** (0.0393)	1.6963*** (0.0366)
第一阶段 *F* 值	531.78	1060.91	2087.91	2036.33	1391.48	2147.20
第二阶段回归	*Quality*					

续表

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	3 千米	5 千米	10 千米	30 千米	50 千米	100 千米
Bankexpansion	−0.0016***	−0.0007***	−0.0003***	−0.0001***	−0.0000***	−0.0000***
	(0.0004)	(0.0002)	(0.0001)	(0.0001)	(0.0000)	(0.0000)
ln*firmasset*	0.0168***	0.0168***	0.0167***	0.0166***	0.0165***	0.0168***
	(0.0014)	(0.0014)	(0.0014)	(0.0014)	(0.0014)	(0.0014)
ln*firmage*	0.0180***	0.0180***	0.0182***	0.0180***	0.0184***	0.0204***
	(0.0033)	(0.0033)	(0.0033)	(0.0032)	(0.0032)	(0.0033)
Receivableratio	−0.0150***	−0.0149***	−0.0150***	−0.0148***	−0.0148***	−0.0155***
	(0.0033)	(0.0033)	(0.0033)	(0.0033)	(0.0032)	(0.0033)
ROS	0.0147***	0.0148***	0.0148***	0.0150***	0.0149***	0.0149***
	(0.0056)	(0.0056)	(0.0056)	(0.0056)	(0.0055)	(0.0056)
Fixedassetratio	−0.0017	−0.0016	−0.0017	−0.0023	−0.0028	−0.0029
	(0.0041)	(0.0041)	(0.0041)	(0.0041)	(0.0041)	(0.0041)
Capitaldensity	−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	0.0074**	0.0075**	0.0075**	0.0075**	0.0072**	0.0067*
	(0.0035)	(0.0035)	(0.0035)	(0.0035)	(0.0035)	(0.0035)
Industrystructure_city	−0.0001	−0.0002	−0.0003	−0.0008**	−0.0016***	−0.0020***
	(0.0003)	(0.0003)	(0.0003)	(0.0003)	(0.0004)	(0.0005)
ln*pergdp_city*	−0.0162***	−0.0161***	−0.0162***	−0.0143***	−0.0120***	−0.0138***
	(0.0019)	(0.0019)	(0.0019)	(0.0020)	(0.0022)	(0.0020)
Distance_city	0.0046	0.0045	0.0045	0.0044	0.0048	0.0046
	(0.0089)	(0.0090)	(0.0091)	(0.0093)	(0.0098)	(0.0100)
企业与市政府距离	−0.0007	−0.0010*	−0.0015*	−0.0016**	−0.0022***	−0.0015*
	(0.0005)	(0.0005)	(0.0008)	(0.0007)	(0.0008)	(0.0008)
企业与区政府距离	−0.0014	−0.0012	−0.0004	0.0002	0.0016	0.0002
	(0.0027)	(0.0026)	(0.0020)	(0.0016)	(0.0015)	(0.0020)
企业个体固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
观察值	66808	66808	66808	66808	66808	66808
调整 R^2	0.008	0.009	0.009	0.008	0.006	0.004

注：*、**、*** 分别代表 10%、5%、1%的显著性水平；括号内为稳健标准误，所有回归模型均聚类到企业层面。

五、机制分析

(一)低生产率企业进入效应

为了检验低生产率企业进入效应，本文构建如式(9)所示模型。

$$NewExporter_{it}=\beta_0+\beta_1 Bankexpansion_{it}+\beta_2 Bankexpansion_{it}\times TFP_{it}+\beta_3 TFP_{it}+\delta X_{it}+\gamma M_{ct}+\lambda_i+\lambda_t+\varepsilon_{it} \tag{9}$$

其中：$NewExporter_{it}$ 为企业是否进入出口市场的虚拟变量，企业 i 在 t 年首次出口则取值 1，否则为 0；$Bankexpansion_{it}$ 为核心解释变量；TFP_{it} 为企业 i 在 t 年的全要素生产率，具体为参照 Brandt 等[47]、聂辉华等[48]分别使用 OP 和 LP 法测算所得。

表 9 展示了银行机构空间扩张对不同生产率企业进入出口市场的影响效应的 OLS 估计结果。(1)列~(3)列的 TFP_{it} 为使用 OP(Olley-Pakes)法测算的企业全要素生产率(TFP_OP)，(1)列~(3)列的核心解释变量 $Bankexpansion_{it}$ 为分别距离企业半径 5 千米、10 千米及 30 千米内的银行分支机构数量表征的银行机构空间扩张指标。可以发现，(1)列~(3)列的交互项 $Bankexpansion_{it}\times TFP_{it}$ 的估计系数均在 1%统计水平显著为负，这说明银行机构空间扩张使得那些生产率更低的企业更容易进入出口市场，进而拉低了平均企业出口产品质量。同样地，(4)列~(6)列的 TFP_{it} 为使用 LP(Levinsohn-Petrin)法测算的企业全要素生产率(TFP_LP)，(4)列~(6)列的 $Bankexpansion_{it}$ 为分别距离企业半径 5 千米、10 千米及 30 千米内的银行分支机构数量表征的银行机

构空间扩张指标。同样发现，(4)列~(6)列的交互项 $Bankexpansion_{it} \times TFP_{it}$ 的估计系数均在1%统计水平显著为负。这再次说明了，本文核心机制具有稳定性，即银行机构空间扩张通过低生产率企业的进入效应拉低了企业出口产品质量。

表9　低生产率企业进入效应

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	TFP_op			*TFP_lp*		
	3千米	5千米	10千米	3千米	5千米	10千米
第一阶段回归	*Bankexpansion*					
Bankexpansion	0.0005***	0.0003***	0.0002***	0.0008***	0.0004***	0.0002***
	(0.0001)	(0.0001)	(0.0000)	(0.0002)	(0.0001)	(0.0000)
Bankexpansion × TFP	−0.0000*	−0.0000***	−0.0000***	−0.0000**	−0.0000***	−0.0000***
	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)
TFP	0.0132***	0.0147***	0.0182***	0.0171***	0.0186***	0.0242***
	(0.0017)	(0.0018)	(0.0021)	(0.0020)	(0.0021)	(0.0024)
ln*firmasset*	0.0603***	0.0603***	0.0605***	0.0563***	0.0562***	0.0565***
	(0.0037)	(0.0037)	(0.0037)	(0.0037)	(0.0037)	(0.0037)
ln*firmage*	0.0326***	0.0329***	0.0330***	0.0307***	0.0308***	0.0302***
	(0.0084)	(0.0084)	(0.0084)	(0.0084)	(0.0084)	(0.0084)
Receivableratio	−0.0065	−0.0069	−0.0074	−0.0045	−0.0049	−0.0053
	(0.0054)	(0.0054)	(0.0054)	(0.0055)	(0.0055)	(0.0054)
ROS	−0.0116	−0.0116	−0.0110	−0.0162	−0.0164	−0.0150
	(0.0124)	(0.0124)	(0.0124)	(0.0125)	(0.0125)	(0.0124)
Fixedassetratio	0.0456***	0.0457***	0.0464***	0.0406***	0.0406***	0.0408***
	(0.0100)	(0.0100)	(0.0100)	(0.0099)	(0.0099)	(0.0099)
Capitaldensity	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	−0.0065	−0.0063	−0.0061	−0.0062	−0.0060	−0.0058
	(0.0088)	(0.0088)	(0.0088)	(0.0088)	(0.0088)	(0.0088)
Industrystructure_city	0.0128***	0.0129***	0.0133***	0.0127***	0.0127***	0.0131***
	(0.0007)	(0.0007)	(0.0007)	(0.0007)	(0.0007)	(0.0007)
ln*pergdp_city*	−0.0407***	−0.0412***	−0.0440***	−0.0409***	−0.0412***	−0.0434***
	(0.0063)	(0.0063)	(0.0063)	(0.0063)	(0.0063)	(0.0063)
Distance_city	−0.0008	−0.0009	−0.0008	−0.0008	−0.0009	−0.0008
	(0.0017)	(0.0017)	(0.0016)	(0.0017)	(0.0017)	(0.0017)
Constant	−1.0408***	−1.0452***	−1.1154***	−1.0683***	−1.0771***	−1.1784***
	(0.2884)	(0.2853)	(0.2771)	(0.2893)	(0.2861)	(0.2785)
企业个体固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
观察值	152830	152830	152830	152830	152830	152830
调整 R^2	0.076	0.076	0.076	0.076	0.076	0.077

注：*、**、*** 分别代表10%、5%、1%的显著性水平；括号内为稳健标准误，所有回归模型均聚类到企业层面。

(二)融资偏向与企业金融化效应

为了检验融资偏向与企业金融化效应，本文构建如式(10)所示的模型。

$$Financialization_{it} = \beta_0 + \beta_1 Bankexpansion_{it} + \beta_2 Bankexpansion_{it} \times SA_{it} + \beta_3 SA_{it} + \delta X_{it} + \gamma M_{ct} + \lambda_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

其中：$Financialization_{it}$ 为企业 i 在 t 年的金融化情况指标。受限于数据可得性，本文以企业当年固定资产形成率和企业投资收益率度量企业金融化情况。具体以企业当年形成的固定资产的增加额与企业当年资产总额的比值定义企业当年固定资产形成率，以企业当年投资收益额与企业当年利润总额比例定义企业投资收益率。其逻辑是，如果企业将从银行获得的融资并不是真正用来进行固定资产投资而是为了追求短期收益购买金融资产等，那么企业的固定资产形成率就会变低，也即企业的金融化水平就会增大。因此，固定资产形成率可以成为间接度量企业金融化情况的替代指标。由于工业企业数据库并没有传统意义上的金融资产指标，而是将

企业金融资产的收益统一计入投资收益，为此通过计算企业投资收益率来直接度量企业金融化程度。用 SA_{it} 指数衡量企业的融资约束[49]，*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，融资能力越弱。

表 10 展示了银行机构空间扩张对不同融资约束企业金融化情况的影响效应的 OLS 估计结果。(1)列和(2)列的被解释变量为 $Fixed_asset_formation_rate_{it}$，(2)列~(4)列的被解释变量为 $Investment_income_ratio_{it}$，(5)列和(6)列的被解释变量为 $lnper_private_innovation_spend_{it}$。其中，$lnper_private_innovation_spend_{it}$ 为企业 *i* 在 *t* 年的人均创新水平，参考张杰和白铠瑞[50]以当年科技活动经费支出额与企业创新人员数量之比的对数值表示。表 10 中(1)列和(2)列的交互项估计系数分别在 1%、5%统计水平显著为负，(3)列和(4)列的交互项估计系数均在 5%统计水平显著为正。这从间接和直接的角度说明，银行机构空间扩张使得那些融资约束更低的企业，也即更容易从银行获得融资的企业的金融化水平变得更高。同样地，(4)列~(6)列交互项估计系数分别在 10%、1%的统计水平显著为负。这说明，对于那些融资约束更小的企业，银行机构空间扩张使得它们的人均创新水平反而降低了，也即这些融资能力更强的企业表现出金融化水平对创新研发的挤出效应。这意味着，随着银行机构空间扩张的加剧，那些融资约束更低，更容易获得资金支持的企业并没有将资金全部用来进行创新研发投入，进而促进企业出口产品质量的提升。相反，这些企业反而表现出更高的金融化水平，表现出显著的“投资挤出效应”，进而抑制了出口产品质量的提升。

表 10　企业金融化效应

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Fixed_asset_formation_rate		*Investment_income_ratio*		lnper_private_innovation_spend	
	5 千米	10 千米	5 千米	10 千米	5 千米	10 千米
Bankexpansion	−0.0024***	−0.0008**	0.0109**	0.0056**	−0.0008	−0.0006*
	(0.0006)	(0.0004)	(0.0051)	(0.0026)	(0.0007)	(0.0003)
Bankexpansion × SA	−0.0007***	−0.0002**	0.0024**	0.0013**	−0.0004*	−0.0002***
	(0.0002)	(0.0001)	(0.0010)	(0.0006)	(0.0002)	(0.0001)
SA	0.8467***	0.8437***	−0.8313	−0.8837	0.0038	0.0193
	(0.0836)	(0.0853)	(0.6984)	(0.7320)	(0.0322)	(0.0330)
ln*firmasset*	0.3736***	0.3729***	0.0027	0.0032	0.1006***	0.1007***
	(0.0365)	(0.0364)	(0.1641)	(0.1647)	(0.0148)	(0.0148)
lnfirmage	0.0829***	0.0822***	−0.5210*	−0.5336*	0.0617*	0.0666*
	(0.0214)	(0.0208)	(0.2768)	(0.2821)	(0.0353)	(0.0353)
Receivableratio	−0.0154	−0.0154	0.4004**	0.4019**	−0.1628***	−0.1642***
	(0.0212)	(0.0212)	(0.2033)	(0.2034)	(0.0276)	(0.0277)
ROS	−0.1574	−0.1562	−0.0062	−0.0131	0.0806*	0.0815**
	(0.1677)	(0.1678)	(0.4001)	(0.3997)	(0.0414)	(0.0414)
Fixedassetratio	1.2223***	1.2228***	−0.4580	−0.4591	0.0276	0.0274
	(0.0462)	(0.0463)	(0.3418)	(0.3417)	(0.0428)	(0.0428)
Capitaldensity	−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	−0.0769***	−0.0769***	0.1306	0.1355	−0.0045	−0.0041
	(0.0234)	(0.0235)	(0.4986)	(0.4989)	(0.0335)	(0.0335)
Industrystructure_city	−0.0033**	−0.0032**	0.0260	0.0264	0.0148***	0.0148***
	(0.0013)	(0.0013)	(0.0225)	(0.0226)	(0.0032)	(0.0032)
ln*pergdp_city*	−0.0010	−0.0013	−0.0155	−0.0108	0.0092	0.0073
	(0.0066)	(0.0067)	(0.1867)	(0.1873)	(0.0152)	(0.0152)
Distance_city	0.0035***	0.0035***	0.0018	0.0003	−0.0036	−0.0034
	(0.0009)	(0.0009)	(0.0053)	(0.0054)	(0.0117)	(0.0118)
Constant	−2.7405***	−2.7425***	−2.8264	−2.9326	3.2397*	3.2454*
	(0.4121)	(0.4141)	(2.4442)	(2.4878)	(1.8179)	(1.8394)
企业个体固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
观察值	76534	76534	51293	51293	75898	75898
调整 R^2	0.176	0.175	0.134	0.134	0.528	0.528

注：*、**、*** 分别代表 10%、5%、1%的显著性水平；括号内为稳健标准误，所有回归模型均聚类到企业层面。

六、进一步分析

（一）不同类别银行影响效应

大量的既有文献认为，不同类别的银行对企业融资支持的效果是不同的[51]。为此，将企业周边不同半径内的银行按照类别分为国有银行、股份银行、城商银行、涉农银行、外资银行分类。其中，国有银行包括中、农、工、建、交、邮六大国有银行；股份银行包括招商银行、浦发银行、中信银行等12家股份制银行；城市商业银行包括北京银行、上海银行、南京银行等100多家城市商业银行；涉农银行包括农村合作银行、农村商业银行、农村信用社和村镇银行等3000多家；外资银行包括汇丰银行（中国）、东亚银行（中国）等银行。为检验不同类型银行的影响效应，本文构建如式（11）所示的模型。

$$Quality_{it} = \beta_0 + \beta_1 Bankexpansion_{it} + \beta_2 Bankexpansion_{it} \times Share_{ct} + \beta_3 Share_{ct} + \delta X_{it} + \gamma M_{ct} + \lambda_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (11)$$

其中：$Share_{ct}$为企业周边半径5千米内，银行类型为c在t年的分支机构数量所占的份额，定义为5千米内类型为c的银行分支机构数量与总银行分支机构数量的比值。

表11展示了银行机构空间扩张对企业出口产品质量的影响效应受不同类型银行分支机构数量所占份额影响的估计结果。（1）列、（3）列、（5）列交互项$Bankexpansion_{it} \times Share_{ct}$的估计系数不显著，这说明银行机

表11　不同类别银行的影响效应

变量	（1）	（2）	（3）	（4）	（5）
	国有银行	股份银行	城商银行	涉农银行	外资银行
Bankexpansion	−0.0002*	0.0002	−0.0001	−0.0003***	−0.0001
	（0.0001）	（0.0001）	（0.0001）	（0.0001）	（0.0001）
Bankexpansion × Share	0.0001	−0.0018***	−0.0005	0.0008***	−0.0005
	（0.0003）	（0.0005）	（0.0004）	（0.0003）	（0.0007）
Share	−0.0047	0.0714***	0.0674***	−0.0237***	−0.1448*
	（0.0077）	（0.0240）	（0.0157）	（0.0085）	（0.0855）
ln*firmasset*	0.0167***	0.0167***	0.0168***	0.0168***	0.0167***
	（0.0014）	（0.0014）	（0.0014）	（0.0014）	（0.0014）
ln*firmage*	0.0189***	0.0185***	0.0189***	0.0191***	0.0189***
	（0.0033）	（0.0033）	（0.0033）	（0.0033）	（0.0033）
Receivableratio	−0.0155***	−0.0155***	−0.0155***	−0.0155***	−0.0155***
	（0.0033）	（0.0033）	（0.0033）	（0.0033）	（0.0033）
ROS	0.0153***	0.0153***	0.0153***	0.0153***	0.0154***
	（0.0057）	（0.0057）	（0.0057）	（0.0057）	（0.0057）
Fixedassetratio	−0.0011	−0.0010	−0.0010	−0.0012	−0.0013
	（0.0041）	（0.0041）	（0.0041）	（0.0041）	（0.0041）
Capitaldensity	−0.0000***	−0.0000***	−0.0000***	−0.0000***	−0.0000***
	（0.0000）	（0.0000）	（0.0000）	（0.0000）	（0.0000）
Leverage	0.0072**	0.0072**	0.0070**	0.0072**	0.0072**
	（0.0035）	（0.0035）	（0.0035）	（0.0035）	（0.0035）
Industrystructure_city	−0.0001	−0.0001	−0.0002	−0.0001	−0.0002
	（0.0003）	（0.0003）	（0.0003）	（0.0003）	（0.0003）
ln*pergdp_city*	−0.0174***	−0.0171***	−0.0172***	−0.0174***	−0.0174***
	（0.0019）	（0.0019）	（0.0019）	（0.0019）	（0.0019）
Distance_city	0.0042	0.0042	0.0041	0.0042	0.0042
	（0.0089）	（0.0089）	（0.0089）	（0.0089）	（0.0089）
Constant	0.1085	0.0909	0.1064	0.1074	0.1077
	（1.0116）	（1.0087）	（1.0117）	（1.0105）	（1.0134）
企业个体固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
观察值	65548	65548	65548	65548	65548
调整R^2	0.711	0.711	0.711	0.711	0.711

注：*、**、***分别代表10%、5%、1%的显著性水平；括号内为稳健标准误，所有回归模型均聚类到企业层面。

构空间扩张对出口产品质量的影响不受国有银行、城市商业银行和外资银行分支机构数量所占份额的影响。(2)列的交互项估计系数在 1%统计水平显著为负,说明当企业周边股份制银行所占比例越大时,银行机构空间扩张对企业出口产品质量的抑制效应越大。(5)列的交互项估计系数在 1%统计水平显著为正,说明当企业周边涉农银行所占的比例越大时,银行机构空间扩张对企业出口产品质量的抑制效应越小。这说明了不同类别银行分支机构所占的份额不同对企业出口产品质量具有不同的复杂影响效应。

(二)不同规模企业效应

以间接融资为主的中国银行体系对中国企业的融资支持具有明显的“所有制歧视”和“规模歧视”效应[52]。本文按照企业规模(*size*)分组,研究银行机构空间扩张对不同规模企业出口的异质效应。根据国家统计局对工业行业大中小企业营业收入的划分标准,按照主营业务收入将样本企业划分为两组:中小规模企业(主营业务收入<40000 万元人民币)、大规模企业(主营业务收入≥40000 万元人民币)。将企业周边半径 5 千米内银行分支机构数量作为核心解释变量,回归结果见表 12。(1)列~(3)列的核心解释变量估计系数在 1%统计水平显著为负,(4)列~(6)列核心解释变量的估计系数并不显著。这说明银行机构空间扩张对企业出口产品质量的影响主要体现在中小规模企业,而在大规模企业样本中不再存在,即银行机构空间扩张对中小规模企业出口产品质量产生了显著的抑制效应,而对大规模企业出口产品质量影响并不显著。这可能源于银行机构空间扩张破坏了中小银行与中小规模企业的银企关系,不利于中小规模企业的创新[41],进而表现出对中小规模企业出口产品质量的抑制作用。

表 12　不同规模企业效应

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	中小规模企业			大规模企业		
	3 千米	5 千米	10 千米	3 千米	5 千米	10 千米
Bankexpansion	−0.0005***	−0.0002***	−0.0001***	−0.0002	−0.0001	−0.0000
	(0.0001)	(0.0001)	(0.0000)	(0.0003)	(0.0002)	(0.0001)
ln*firmasset*	0.0178***	0.0178***	0.0178***	0.0187***	0.0187***	0.0187***
	(0.0018)	(0.0018)	(0.0018)	(0.0034)	(0.0034)	(0.0034)
ln*firmage*	0.0146***	0.0146***	0.0146***	0.0226***	0.0226***	0.0225***
	(0.0040)	(0.0040)	(0.0040)	(0.0063)	(0.0063)	(0.0063)
Receivableratio	−0.0132***	−0.0132***	−0.0132***	−0.0163	−0.0163	−0.0161
	(0.0037)	(0.0037)	(0.0037)	(0.0100)	(0.0100)	(0.0100)
ROS	0.0119**	0.0119**	0.0119**	0.0265	0.0266	0.0267*
	(0.0052)	(0.0052)	(0.0052)	(0.0162)	(0.0162)	(0.0162)
Fixedassetratio	−0.0014	−0.0014	−0.0014	0.0005	0.0006	0.0005
	(0.0046)	(0.0046)	(0.0046)	(0.0093)	(0.0093)	(0.0093)
Capitaldensity	−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	0.0083**	0.0083**	0.0083**	0.0009	0.0010	0.0011
	(0.0039)	(0.0039)	(0.0039)	(0.0087)	(0.0087)	(0.0087)
Industrystructure_city	−0.0002	−0.0002	−0.0002	−0.0000	−0.0000	−0.0000
	(0.0004)	(0.0004)	(0.0004)	(0.0006)	(0.0006)	(0.0006)
ln*pergdp_city*	−0.0203***	−0.0203***	−0.0202***	−0.0106***	−0.0106***	−0.0106***
	(0.0021)	(0.0021)	(0.0021)	(0.0038)	(0.0038)	(0.0038)
Distance_city	−0.0808***	−0.0809***	−0.0812***	0.0107***	0.0107***	0.0107***
	(0.0024)	(0.0024)	(0.0024)	(0.0005)	(0.0005)	(0.0005)
Constant	8.8608***	8.8753***	8.9102***	−1.0537***	−1.0524***	−1.0536***
	(0.2709)	(0.2710)	(0.2712)	(0.1084)	(0.1083)	(0.1085)
企业个体固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
观察值	49991	49991	49991	14925	14925	14925
调整 R^2	0.711	0.711	0.711	0.690	0.690	0.690

注:*、**、*** 分别代表 10%、5%、1%的显著性水平;括号内为稳健标准误,所有回归模型均聚类到企业层面。

（三）不同所有制企业效应

为了研究银行机构空间扩张对不同所有制类型企业出口产品质量的异质效应，本文根据所有制类型将出口企业划分为国有+集体企业、独立法人+私人所有企业、港澳台+外商投资企业三种类型分样本进行检验，回归结果如表 13 所示。可以发现，不论核心解释变量是 5 千米内银行机构空间扩张指数还是 10 千米内银行机构空间扩张指数，在反映国有+集体企业、港澳台+外商投资企业样本的估计结果（1）列、（2）列、（5）列和（6）列中，核心解释变量的估计系数均不显著。而在反映独立法人+私人所有企业样本的估计结果（3）列和（4）列中，核心解释变量的估计系数均在 5%统计水平显著为负。这说明了，银行机构空间扩张对出口企业产品质量的抑制效应只在独立法人或私营企业中显著，而在国有企业、集体企业、港澳台企业和外资企业中不显著。

表 13　不同所有制企业效应

变量	（1）	（2）	（3）	（4）	（5）	（6）
	国有+集体企业		独立法人+私人所有企业		港澳台+外商投资企业	
	5 千米	10 千米	5 千米	10 千米	5 千米	10 千米
Bankexpansion	−0.0001 （0.0002）	−0.0000 （0.0001）	−0.0002** （0.0001）	−0.0001** （0.0000）	0.0001 （0.0001）	−0.0000 （0.0000）
ln*firmasset*	0.0225*** （0.0055）	0.0225*** （0.0055）	0.0153*** （0.0018）	0.0153*** （0.0018）	0.0119*** （0.0030）	0.0119*** （0.0030）
ln*firmage*	0.0036 （0.0072）	0.0035 （0.0072）	0.0166*** （0.0041）	0.0167*** （0.0041）	0.0447*** （0.0090）	0.0441*** （0.0091）
Receivableratio	−0.0133 （0.0107）	−0.0132 （0.0107）	−0.0121*** （0.0036）	−0.0122*** （0.0036）	−0.0191*** （0.0052）	−0.0191*** （0.0052）
ROS	0.0066* （0.0037）	0.0066* （0.0037）	0.0402*** （0.0097）	0.0403*** （0.0097）	0.0116 （0.0160）	0.0115 （0.0159）
Fixedassetratio	0.0167 （0.0162）	0.0166 （0.0162）	0.0019 （0.0049）	0.0019 （0.0049）	−0.0175** （0.0088）	−0.0174** （0.0088）
Capitaldensity	−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	0.0118 （0.0133）	0.0120 （0.0133）	0.0084* （0.0044）	0.0084* （0.0044）	0.0066 （0.0064）	0.0066 （0.0064）
Industrystructure_city	0.0016* （0.0008）	0.0016* （0.0009）	−0.0004 （0.0004）	−0.0004 （0.0004）	−0.0003 （0.0006）	−0.0003 （0.0006）
ln*pergdp_city*	−0.0004 （0.0084）	−0.0002 （0.0084）	−0.0165*** （0.0024）	−0.0165*** （0.0024）	−0.0209*** （0.0033）	−0.0209*** （0.0034）
Distance_city	0.0062 （0.0076）	0.0062 （0.0077）	0.0032 （0.0056）	0.0032 （0.0056）	0.0099 （0.0086）	0.0099 （0.0086）
Constant	−1.1330 （1.8207）	−1.1344 （1.8266）	0.6006*** （0.0325）	0.6026*** （0.0326）	0.6256*** （0.0528）	0.6318*** （0.0530）
企业个体固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
观察值	6433	6433	44380	44380	15489	15489
调整 R^2	0.656	0.656	0.703	0.703	0.753	0.753

注：*、**、*** 分别代表 10%、5%、1%的显著性水平；括号内为稳健标准误，所有回归模型均聚类到企业层面。

七、结论与政策建议

本文利用构建的银行业分支机构信息数据库与全国创新调查企业数据库、工业企业数据库和海关数据库匹配后所得微观数据库，从微观企业层面实证检验了银行机构空间扩张对企业出口产品质量的影响效应及其机制，发现银行机构空间扩张显著地抑制了企业出口产品质量。机制研究发现，银行机构空间扩张通过使更多的低生产率企业进入出口市场以及融资偏向和企业金融化效应抑制了企业出口产品质量的提升。进一步研究发现，在企业周围半径附近的股份制银行分支机构数量占比越多，银行机构空间扩张对企业出口产品的抑制作用越强，而在企业周围半径附近的涉农银行分支机构数量占比越多，银行机构空间扩张对

企业出口产品质量的抑制越弱。同时还发现,银行机构空间扩张对企业出口产品质量的抑制效应主要体现在中小规模企业样本和独立法人及私人所有企业样本中。在加快推进对外贸易高质量发展与加快建设金融强国建设的双重背景下,中国银行体系结构变化与对外贸易高质量发展紧密相连。本文旨在深入研究银行机构空间扩张与企业出口产品质量的关系及其具体的机制和路径,以期为当前深入推进金融供给侧结构性改革提供政策启示,进而更好地推进对外贸易高质量发展。本文的政策含义在以下四个方面:

第一,推动银行机构空间布局从"规模扩张导向"向"结构效率导向"转型,防止金融供给的低质量扩张。本文发现,银行机构空间扩张在一定条件下并未显著改善信贷资源配置效率,反而通过降低融资门槛、弱化风险甄别能力,促进低生产率企业进入出口市场,从而拉低整体出口产品质量。这表明,单纯依靠增加银行网点密度或金融机构数量,并不必然带来金融服务质量的提升。为此,应在宏观层面弱化对银行机构"做大规模、抢占市场"的激励导向,将金融机构空间布局优化纳入金融高质量发展的考核框架,重点关注金融资源配置效率与服务实体经济质量。监管部门可通过差异化准入、窗口指导和监管评级等方式,引导银行机构避免同质化、"内卷式"扩张,推动银行体系由"数量扩张型竞争"向"专业化、质量型竞争"转变。同时,应结合区域产业结构和外贸发展特点,合理引导不同类型银行在空间布局上的功能分工,避免在出口导向型产业集聚区形成过度竞争,从源头上缓解因银行空间扩张带来的低效率融资扩张问题。

第二,完善信贷筛选与风险定价机制,抑制低生产率企业"被动进入"对出口质量的负向冲击。本文机制分析表明,银行机构空间扩张通过降低出口市场进入门槛,使更多低生产率、低质量企业进入出口市场,是拉低出口产品质量的重要渠道之一。针对这一问题,政策重点不在于简单"收紧信贷",而在于提升信贷筛选的精准性和风险定价能力。一方面,应推动银行机构在信贷投放中更加注重企业长期生产率、技术积累和质量升级潜力,将企业全要素生产率、研发投入强度和质量改进记录等指标纳入授信评估体系,减少对短期财务指标和抵押物的过度依赖;另一方面,应鼓励银行加强对出口企业产品质量、国际认证、品牌建设等"软信息"的采集与利用,提升对出口企业真实竞争力的识别能力,从而在不人为抬高融资门槛的前提下,抑制低效率企业的无序进入,推动出口结构向"少而优""优而强"转变。

第三,防范银行空间扩张背景下的"融资偏向-金融化挤出"机制,引导信贷资金回归出口质量提升的长期目标。本文进一步发现,在银行机构空间扩张加剧的情况下,融资能力较强的企业更容易获得超额信贷支持,并倾向于将新增贷款配置于金融资产,从而挤出研发和生产性投资,抑制出口产品质量提升。对此,应从制度层面强化对信贷资金用途的引导和约束。一方面,监管部门可通过完善贷款资金流向监测机制、强化事前事中事后穿透式监管,防止信贷资金过度流向房地产、理财等非生产性领域;另一方面,可将企业金融资产占比、固定资产形成率、研发强度等指标纳入银行内部风险管理和授信评价体系,对"融资充裕但金融化程度较高"的企业实施差异化约束,引导银行将有限信贷资源更多配置于技术改造、工艺升级和质量提升项目,弱化短期金融收益导向。

第四,发挥中小银行和政策性金融的结构性功能,构建支持出口质量提升的长期金融供给机制。异质性分析表明,银行机构空间扩张对中小企业和民营企业出口产品质量的抑制效应更为显著,这在一定程度上反映了现有金融体系在支持中小出口企业质量升级方面仍存在结构性不足。为此,应在强化审慎监管的前提下,支持中小银行立足区域产业特色和外贸结构,发展差异化、专业化金融服务模式,提升其服务技术型中小出口企业的能力。同时,应进一步发挥政策性金融和开发性金融在支持出口提质增效中的引导作用,在重点产业链、外贸基地和出口集群中探索"质量导向型融资"模式,通过中长期信贷、科技创新再贷款、出口信用支持等政策工具,引导商业银行与产业政策协同发力,形成稳定、可持续的出口质量提升金融支持体系。

参考文献

[1] MANOVA K. Credit constraints, equity market liberalizations and international trade[J]. Journal of International Economics, 2008, 76(1): 33-47.

[2] CHANEY T. Liquidity constrained exporters[J]. Journal of Economic Dynamics and Control, 2016, 72: 141-154.

[3] 许和连, 金友森, 王海成. 银企距离与出口贸易转型升级[J]. 经济研究, 2020, 55(11): 174-190.

[4] 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]. 中国工业经济, 2022(2): 99-117.

[5] HERPFER C, MJOS A, SCHMIDT C. The causal impact of distance on bank lending[J]. Management Science, 2023, 69(2): 723-740.
[6] PETERSEN M A, RAJAN R G. Does distance still matter? The information revolution in small business lending[J]. The Journal of Finance, 2002, 57(6): 2533-2570.
[7] BREVOORT K P, HANNAN T H. Commercial lending and distance: Evidence from community reinvestment act data[J]. Journal of Money, Credit and Banking, 2006, 38(8): 1991-2012.
[8] 姜付秀, 蔡文婧, 蔡欣妮, 等. 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, 54(6): 72-88.
[9] 蔡竞, 董艳. 银行业竞争与企业创新——来自中国工业企业的经验证据[J]. 金融研究, 2016(11): 96-111.
[10] 张伟俊, 袁凯彬, 李万利. 商业银行网点扩张如何影响企业创新：理论与经验证据[J]. 世界经济, 2021, 44(6): 204-228.
[11] 李建军, 韩珣. 非金融企业影子银行化与经营风险[J]. 经济研究, 2019, 54(8): 21-35.
[12] ORHANGAZI Ö. Financialisation and capital accumulation in the non-financial corporate sector: A theoretical and empirical investigation on the US economy: 1973-2003[J]. Cambridge Journal of Economics, 2008, 32(6): 863-886.
[13] DEMIR F. Financial liberalization, private investment and portfolio choice: Financialization of real sectors in emerging markets[J]. Journal of Development Economics, 2009, 88(2): 314-324.
[14] RAJAN R, ZINGALES L. Financial development and growth[J]. American Economic Review, 1998, 88(3): 559-586.
[15] 姜国华, 饶品贵. 宏观经济政策与微观企业行为——拓展会计与财务研究新领域[J]. 会计研究, 2011(3): 9-18, 94.
[16] LOVE I, MARTINEZ PERIA M S. How bank competition affects firms' access to finance[J]. The World Bank Economic Review, 2015, 29(3): 413-448.
[17] 邓超, 敖宏, 胡威, 等. 基于关系型贷款的大银行对小企业的贷款定价研究[J]. 经济研究, 2010, 45(2): 83-96.
[18] 刘培森, 邹宝玲. 银行业竞争能促进乡村产业振兴吗？——基于新质生产力的视角[J]. 技术经济, 2024, 43(5): 57-69.
[19] PETERSEN M A, RAJAN R G. The effect of credit market competition on lending relationships[J]. The Quarterly Journal of Economics, 1995, 110(2): 407-443.
[20] MELITZ M J. The impact of trade on intra-industry reallocations and aggregate industry productivity[J]. Econometrica, 2003, 71(6): 1695-1725.
[21] 罗长远, 陈琳. 融资约束会导致劳动收入份额下降吗？——基于世界银行提供的中国企业数据的实证研究[J]. 金融研究, 2012(3): 29-42.
[22] KEELE Y M C. Deposit insurance, risk, and market power in banking[J]. The American Economic Review, 1990, 80(5): 1183-1200.
[23] 杨娟, 杨波. 银行主导型金融对制造业企业技术进步的影响——基于技术距离的视角[J]. 技术经济, 2023, 42(7): 52-64.
[24] BERNINI M, GUILLOU S, BELLONE F. Financial leverage and export quality: Evidence from France[J]. Journal of Banking & Finance, 2015, 59: 280-296.
[25] 孔祥贞, 覃彬雍, 刘梓轩. 融资约束与中国制造业企业出口产品质量升级[J]. 世界经济研究, 2020(4): 17-29, 135.
[26] 余静文, 惠天宇. 银行业竞争有助于产品质量升级吗——基于中国出口企业数据的分析[J]. 金融学季刊, 2019, 13(4): 23-46.
[27] 王浩, 孙禄, 屠年松. 银行业竞争、融资约束与中国制造业出口产品质量[J]. 国际经贸探索, 2021, 37(5): 82-98.
[28] 马兆良, 许博强. 银行业结构性竞争、统一大市场建设与制造业出口质量[J]. 商业研究, 2023(4): 1-9.
[29] 张杰. 金融抑制、融资约束与出口产品质量[J]. 金融研究, 2015(6): 64-79.
[30] 刘慧, 王明益. 银行业竞争对中国企业出口质量升级的"双刃剑"效应——基于质量调整和出口进入的双视角[J]. 上海财经大学学报, 2021, 23(2): 61-75.
[31] 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]. 中国工业经济, 2017(10): 118-136.
[32] STIGLITZ J E, WEISS A. Credit rationing in markets with imperfect information[J]. The American Economic Review, 1981, 71(3): 393-410.
[33] 王红建, 曹瑜强, 杨庆, 等. 实体企业金融化促进还是抑制了企业创新——基于中国制造业上市公司的经验研究[J]. 南开管理评论, 2017, 20(1): 155-166.
[34] 张成思, 郑宁. 中国实体企业金融化：货币扩张、资本逐利还是风险规避？[J]. 金融研究, 2020(9): 1-19.
[35] 许家云, 毛其淋, 胡鞍钢. 中间品进口与企业出口产品质量升级：基于中国证据的研究[J]. 世界经济, 2017, 40(3): 52-75.
[36] KHANDELWAL A. The long and short (of) quality ladders[J]. The Review of Economic Studies, 2010, 77(4): 1450-1476.
[37] NEVO A. Measuring market power in the ready-to-eat cereal industry[J]. Econometrica, 2001, 69(2): 307-342.
[38] SKRASTINS J, VIG V. How organizational hierarchy affects information production[J]. The Review of Financial Studies, 2019, 32(2): 564-604.
[39] 席晓琳. 中国邮政储蓄银行的市场定位与发展策略研究[D]. 济南：山东大学, 2008.
[40] 常虹. 邮政储蓄银行小额贷款业务发展策略研究[J]. 金融时报, 2009(7): 62-64.
[41] 任元明, 张杰. 中小银行更能促进中小企业创新吗[J]. 经济管理, 2025, 47(5): 108-127.
[42] 李晓溪, 饶品贵, 岳衡. 银行竞争与企业杠杆操纵[J]. 经济研究, 2023, 58(5): 172-189.
[43] 江艇. 因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J]. 中国工业经济, 2022(5): 100-120.

[44] HALLAK J C. Product quality and the direction of trade[J]. Journal of International Economics, 2006, 68(1): 238-265.
[45] 施炳展, 冼国明. 要素价格扭曲与中国工业企业出口行为[J]. 中国工业经济, 2012(2): 47-56.
[46] FAN H, LAI E L C, QI H S. Trade liberalization and firms' export performance in China: Theory and evidence[J]. Journal of Comparative Economics, 2019, 47(3): 640-668.
[47] BRANDT L, VAN BIESEBROECK J, ZHANG Y. Creative accounting or creative destruction? Firm-level productivity growth in Chinese manufacturing[J]. Journal of Development Economics, 2012, 97(2): 339-351.
[48] 聂辉华, 江艇, 杨汝岱. 中国工业企业数据库的使用现状和潜在问题[J]. 世界经济, 2012(5): 142-158.
[49] HADLOCK C J, PIERCE J R. New evidence on measuring financial constraints: Moving beyond the KZ index[J]. The Review of Financial Studies, 2010, 23(5): 1909-1940.
[50] 张杰, 白铠瑞. 中国高校基础研究与企业创新[J]. 经济研究, 2022, 57(12): 124-142.
[51] 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]. 管理世界, 2019, 35(3): 31-47.
[52] 张杰, 刘元春, 翟福昕, 等. 银行歧视, 商业信用与企业发展[J]. 世界经济, 2013(9): 94-126.

Does Bank Spatial Expansion Suppress Export Product Quality? Evidence from Low-Quality Firm Entry and Financialization Crowding-Out

Ren Yuanming[1], Gao Jingyi[2]
(1. School of Marxism, Capital Normal University, Beijing 100048, China; 2. School of Economics, Beijing Institute of Technology, Beijing 102488, China)

Abstract: Against the dual background of the continuous optimization of China's financial institution system and the improvement of foreign trade quality and efficiency, the effect of changes in banking structure on export product quality has become a key issue in this field. Enterprise-level data from the China Innovation Survey Database and geographic information on bank branches were used. The number of bank branches within a certain radius around each enterprise is calculated as a proxy for the spatial expansion of banking institutions. The effect of such expansion on firms' export product quality was identified at the micro level. It is found that the spatial expansion of banking institutions significantly inhibits the improvement of export product quality. The result remains robust after multiple robustness tests. Mechanism analysis indicates that this inhibitory effect is generated through two channels. Firstly, enterprise entry thresholds are lowered. Consequently, the proportion of new entrants with lower productivity and poorer quality is increased, which reduces overall export quality. Secondly, enterprise financialization is intensified. Productive investment is crowded out, and incentives for R&D input and technological upgrading are weakened. As a result, the improvement of export product quality is suppressed. Heterogeneity analysis shows that the negative effect is more pronounced in small and medium-sized enterprises and private enterprises. A higher share of joint-stock banks strengthens the inhibitory effect, whereas a higher share of agriculture-related banks weakens it. Policy implications are provided for optimizing the spatial distribution of banking institutions, improving the efficiency of financial resource allocation, and promoting the improvement of China's foreign trade quality and efficiency.

Keywords: bank spatial expansion; export product quality; financial geographic structure; low-productivity firm entry; financialization effects