引用格式：逯进，王广旭，张晓峒. 金融地理集聚与企业突破式创新[J]. 技术经济，2026，45(11)：117-136.

Lu Jin，Wang Guangxu，Zhang Xiaotong. Financial geographic agglomeration and firms' breakthrough innovation[J]. Journal of Technology Economics，2026，45(11)：117-136.

金融地理集聚与企业突破式创新

逯 进[1]，王广旭[1]，张晓峒[2]

(1. 青岛大学经济学院，青岛 266061；2. 南开大学经济学院，天津 300071)

摘 要：突破式创新是构建中国式现代化的核心驱动力，而金融资源的空间配置效率直接关乎金融服务赋能科技创新的实效。基于2013—2023年沪深A股上市公司面板数据，系统探讨金融地理集聚与企业突破式创新的关系及其作用机理。实证结果表明，金融地理集聚显著促进企业突破式创新，而缓解融资约束、降低银企信息不对称程度、提升耐心资本供给水平是金融地理集聚发挥创新赋能作用的重要传导路径。同时，异质性分析表明，在数字企业、受管制行业企业及重污染企业中上述效应更为突出。上述差异与数字企业的无形资产特征、受管制行业的制度约束及重污染企业的技术改造需求相呼应，体现出不同类型企业对专业化金融服务和稳定资金供给存在差异化依赖。这也提示，应结合企业创新特征与行业条件，提高本地金融供给与创新需求的适配程度。研究从金融空间"微观可达性"维度拓展了金融集聚与企业创新的理论分析框架，揭示了金融地理集聚对突破式创新影响的内在逻辑，为优化金融资源空间布局、完善科技金融服务体系、以金融赋能新质生产力发展提供了扎实的实证依据与政策启示。

关键词：金融地理集聚；突破式创新；融资约束；信息不对称；耐心资本

中图分类号：F832；F270 **文献标志码**：A **文章编号**：1002-980X(2026)11-0117-20

DOI：10.12404/j.issn.1002-980X.J26030806

一、引言

当前，中国经济已进入以科技创新为引领、面向高质量发展的攻坚阶段，但企业创新仍普遍停留在以模仿借鉴和"小步快跑"的渐进式改良为主的路径上，高水平"原创性、引领性"的成果相对不足，突破式创新仍显薄弱，难以全面破解"卡脖子"技术瓶颈，从而制约了科技和产业体系的自立自强[1-3]。为此，党的二十大报告提出把科技自立自强作为国家发展战略支撑，以国家战略需求为导向组织实施关键核心技术攻关，增强原创性、引领性科技成果供给。党的二十届四中全会进一步强调加快高水平科技自立自强、发展新质生产力，将加强原始创新和关键核心技术攻关作为重要任务。

相较于在既有知识基础上进行边际改进的渐进式创新，突破式创新更强调对既有技术范式和市场结构的根本性突破，其具有高新颖性、高不确定性和路径跳跃性，对产业分工格局和企业长期竞争优势具有更强的重塑能力[4-5]。在国际科技竞争加剧、技术壁垒持续固化的背景下，如何实现从以数量扩张为主的创新模式向以突破式创新为主导的创新格局转变，正在成为实现高质量发展和建设创新型国家的重要命题[1,3]。

要回答这一命题，需要明确的是，现实中是什么"卡住"了企业突破式创新的脖子？影响企业创新的因素很多，包括市场环境、制度安排等，但从突破式创新"投入大、周期长、失败率高、资产多为无形"的特征看，这类创新首先受制于能否获得与其投入规模、周期和风险相匹配的外部资金支持。从实践看，在缺乏足够且可持续的资金来源时，即使有可突破的技术方向、人才基础及制度条件，也难以将这些条件有效转化为实际创新成果。

收稿日期：2026-03-08

基金项目：国家社会科学基金一般项目"人口结构转变对我国经济发展影响的时空演化机制研究"(18BJL117)；山东省重点研发计划(软科学)重大项目"山东省加力提速工业经济高质量发展对策研究"(2023RZA02012)

作者简介：逯进(1974—)，博士，青岛大学经济学院教授，博士研究生导师，研究方向：公司金融等；(通信作者)王广旭(2001—)，青岛大学经济学院硕士研究生，研究方向：公司金融；张晓峒(1949—)，博士，南开大学经济学院教授，博士研究生导师，研究方向：计量经济学理论与应用。

因此,现实中最具约束性的环节集中在金融层面,与此相关的金融约束主要体现在以下方面:一是资金来源不足与外部融资困境所形成的融资约束;二是由技术复杂性和成果不确定性导致的融资交易中的信息不对称;三是与突破式创新长周期、高风险的资金需求不相匹配的"短视资本"占据主导地位,而愿意长期支持企业创新、共同承担不确定性风险的耐心资本相对匮乏[3,6-7]。具体而言,首先,突破式创新的长期性和高失败率,使企业仅依靠内部留存利润难以支撑持续高强度研发,其必须依赖外部资金补充。然而,商业银行的传统信贷授信与风控逻辑通常以抵押物、可验证现金流与历史经营表现为核心,对高不确定性、轻资产的创新项目适配性较弱,从而更容易形成融资约束[8-9]。其次,在银行主导的间接融资体系下,突破式创新往往依赖难以量化的"软信息"和前沿技术判断,其未来现金流和违约风险具有较高不确定性。商业银行等金融机构难以及时、准确地评估项目质量和企业能力,导致信息不对称和逆向选择问题非常严重,从而抬高了资金成本并压缩了可获得的资金规模[10-11]。最后,在以银行为主导的金融体系中,受资本约束和监管考核影响,金融机构绩效评价周期偏短,更倾向于配置低风险、短回报周期的投资项目,真正愿意在"看不清、算不准"的突破式创新上投入"耐心资本"的项目相对较少[12-13]。

如何破解上述约束,是横亘于企业突破式创新进程中的关键障碍。对此需要关注的一个重要现象是,金融机构及相关金融资源在空间上的布局和集聚程度与企业融资条件密切相关[14]。这就意味着,金融集聚可能会改变上述三类约束条件,进而深刻影响企业的突破式创新。一般而言,科技金融政策的传导与落地需要以特定地区的金融供给基础为条件,从而对企业创新的支持力度也会随地区金融机构集聚程度与金融服务可得性而呈现差异[15]。按此逻辑,金融资源在空间上的布局与集聚是如何通过影响上述三类约束而作用于企业突破式创新的?目前,有关于这一问题的讨论并不多见,既有文献多从金融发展水平、金融结构或金融深化等宏观维度讨论金融与创新的关系,认为金融发展、地方银行业扩张及区域金融集聚有助于提升企业研发投入、专利产出及绿色创新表现[11,16-19]。实际上,从一国金融资源的分布情况看,大多存在着以区域金融中心与广阔腹地并存的"核心-外围"空间分布结构。这一分布结构会导致金融资源"落在何处、以何种组织形态进入企业日常生产与创新决策"具有明显的空间异质性。受此影响,企业实际能够获得的金融供给很大程度上取决于其所在区域金融机构的分布状况。这意味着,如果要深入理解前述三类金融约束,需要从金融资源空间分布的影响展开观察,可能比单纯考察金融总量或平均水平的影响更为关键。

从企业视角看,金融资源的空间分布体现为企业周边一定范围内金融机构的数量。数量越多,代表金融地理集聚程度越高,则企业面临的区域金融供给环境越好,从而对企业获取金融资源和服务的便利性和可得性的影响越明显[20]。从基本逻辑看,金融地理集聚会通过影响前述三类金融约束而作用于企业的突破式创新。第一,从融资约束看,金融机构在局部集聚,意味着更充裕且更广泛化的信贷和股权资金供给[21]。一方面,这为企业在资金搜寻、议价和匹配过程中的时间与交易成本的下降提供了切实支撑;另一方面,集聚引致金融机构间的竞争加剧,从而有效缓解高风险创新项目的资金约束[17-18,22-24]。第二,从信息不对称看,空间邻近使金融机构更容易通过面对面沟通、实地调研和持续跟踪获取企业真实的"软信息",并在区域范围内形成信用评价和信息共享机制,降低逆向选择与道德风险,提高资金流向具有技术突破潜力项目的概率[10-11,20]。第三,从耐心资本看,金融地理集聚水平越高,则私募股权、风险投资等长周期资本将更倾向于在金融集聚区域布局,推动形成愿意共担不确定性、以长期价值为导向的"耐心资本"生态[13,19]。

与既有文献相比,本文的贡献主要有以下方面:第一,在研究视角上,将金融资源的空间分布纳入企业突破式创新分析框架,从企业周边金融资源"微观可达性"出发,考察金融地理集聚对企业技术轨道跃迁的影响。既有研究多从金融发展水平、金融结构或金融深化等维度讨论金融与创新的关系,而本文进一步强调金融资源"落在何处",以及企业能否在日常经营半径内接触到金融供给,对突破式创新具有重要影响,从而拓展了金融空间与企业创新研究的结合视角。第二,在变量测度上,以企业周边一定范围内金融机构数量刻画企业实际可接触的本地化金融供给水平,并以跨年专利技术相似度衡量企业创新活动对既有技术轨道的偏离程度。相比单纯使用地区金融总量或专利数量指标,这一处理更能同时体现金融资源的微观空间属性和突破式创新的技术跳跃特征。第三,在机制识别上,围绕缓解融资约束、降低信息不对称和提升耐心资本供给三条路径开展机制检验,为理解金融地理集聚对企业突破式创新的影响特征提供了新的经验证据。

二、理论分析与研究假设

本文在 Laeven 等[25]及陈雨露等[26]研究的框架基础上，结合中国情境下金融资源空间布局不均衡的特点，构建了一个包含最终产品部门、中间品企业和金融部门的两期模型，以此刻画金融地理集聚是如何通过缓解融资约束、降低信息不对称和提升耐心资本供给而提高企业的突破式创新投入的。时间分为两期 $t-1$ 与 t，每一期中间品的品种用连续区间 $i\in[0,1]$ 表示，i 代表一种差异化中间品，对应着一家生产企业。

（一）最终产品部门

假定经济体中存在一个完全竞争的最终产品部门。该部门在第 t 期使用区间 $i\in[0,1]$ 上的中间品投入 $y_{i,t}\geqslant 0$ 生产同质终端产品 $Z_t\geqslant 0$。终端产品的生产函数为 CES 形式如式(1)所示。

$$Z_t=\left(\int_0^1 y_{i,t}^{\frac{\sigma-1}{\sigma}}\mathrm{d}i\right)^{\frac{\sigma}{\sigma-1}},\quad \sigma>1 \tag{1}$$

其中：Z_t为第 t 期终端产品总产出；$y_{i,t}$为第 t 期对中间品品种 i 的使用量；σ 为各中间品之间的恒定替代弹性参数，$\sigma>1$ 保证中间品之间可以相互替代且中间品企业具有一定的市场势力。每个中间品 i 由一家企业生产。该企业在第 t 期的技术水平为 $A_{i,t}>0$，投入的可变生产要素为 $x_{i,t}\geqslant 0$。假定生产函数为如式(2)所示的线性形式。

$$y_{i,t}=A_{i,t}x_{i,t} \tag{2}$$

即在给定技术水平 $A_{i,t}$下，产出与投入成正比。可变要素的单位价格归一化为 1，由此生产 1 单位中间品的边际成本为 $\frac{1}{A_{i,t}}$。终端产品作为记账单位，其价格规范化为 1。在给定一组中间品价格 $p_{i,t}$，$i\in[0,1]$ 的条件下，终端产品部门在满足生产函数式(1)的前提下最小化总成本 $\int_0^1 p_{i,t}y_{i,t}\mathrm{d}i$，可以推导出中间品 i 的最优需求函数为

$$y_{i,t}=Z_t\left(\frac{p_{i,t}}{P_t}\right)^{-\sigma} \tag{3}$$

其中：$P_t\equiv\left(\int_0^1 p_{j,t}^{1-\sigma}\mathrm{d}j\right)^{\frac{1}{1-\sigma}}$ 为第 t 期终端产品的 CES 价格指数，也对应完全竞争最终产品部门的单位成本。本文以终端产品作为记账单位，将其均衡价格规范化为 1，故有 $P_t=1$。该规范化仅用于确定价格计量单位，并不要求各中间品价格相同。由此可得：

$$y_{i,t}=Z_t p_{i,t}^{-\sigma} \tag{4}$$

中间品企业在面对需求函数式(4)和单位边际成本 $\frac{1}{A_{i,t}}$ 时选择价格 $p_{i,t}$最大化利润。由一阶条件可得中间品的最优加成定价规则为

$$p_{i,t}=\chi\frac{1}{A_{i,t}},\quad \chi\equiv\frac{\sigma}{\sigma-1}>1 \tag{5}$$

其中：$p_{i,t}$为第 t 期中间品 i 的出厂价格；χ 为加成系数，等于替代弹性 σ 与 $\sigma-1$ 之比。由于 $\sigma>1$，有 $\chi>1$，即价格高于边际成本。将式(4)和式(5)代入利润表达式 $\pi_{i,t}=\left(p_{i,t}-\frac{1}{A_{i,t}}\right)y_{i,t}$，可得在第 t 期企业利润关于技术水平的函数如式(6)所示。

$$\pi(A_{i,t})=(\chi-1)\chi^{-\sigma}Z_tA_{i,t}^{\sigma-1}\equiv\kappa Z_tA_{i,t}^{\sigma-1} \tag{6}$$

其中：$\pi(A_{i,t})$ 为在技术水平为 $A_{i,t}$时企业 i 在第 t 期获得的利润；$\kappa\equiv(\chi-1)\chi^{-\sigma}>0$，为只依赖于替代弹性参数 σ 的常数。由于 $\sigma-1>0$，利润随技术水平 $A_{i,t}$单调增加。

（二）中间品企业与突破式创新

考虑代表性中间品企业 i。在 $t-1$ 期，该企业拥有既有技术水平 $A_{i,t-1}>0$。企业可以在 $t-1$ 期选择

进行突破式创新研发投入 $N_{i,t-1} \geqslant 0$，以期在 t 期实现技术水平的跳跃。假定一旦突破式创新成功，企业在 t 期的技术水平从原有水平 $A_{i,t-1}$ 跳跃到前沿水平 $A_{i,t}^{F}$，满足：

$$A_{i,t}^{F} = (1 + \lambda)A_{i,t-1}, \quad \lambda > 0 \tag{7}$$

其中：λ 为相对于既有技术路径的跃迁幅度，$\lambda > 0$ 为成功后的技术水平高于既有水平。若创新失败，则企业在 t 期的技术水平保持在 $A_{i,t-1}$。

令企业所在区域空间内的金融地理集聚水平为 G_i，其可理解为企业在一定半径（如1千米）内可接触的金融机构密度或数量。为刻画金融地理集聚影响突破式创新成功概率的微观过程，引入金融机构对企业创新项目质量的软信息识别。设项目真实质量为 q_i，金融机构观察到的信号为 $s_i = q_i + \varepsilon_i$，其中 ε_i 为信息噪声，信号精度记为 $\rho(G_i)$，且 $\rho(G_i) > 0$、$\rho'(G_i) > 0$。其经济含义是，金融机构空间集聚程度越高，企业周边金融机构越容易通过实地调研、面对面沟通、持续跟踪和本地信息交叉验证获取软信息，项目筛选和监督效率越高[10]。进一步设单位研发投入转化为创新成功概率的效率为 $\theta(G_i) = \bar{\theta}\rho(G_i)^{\eta}$，其中 $\bar{\theta} > 0, \eta > 0$，因此 $\theta(G_i) > 0, \theta'(G_i) > 0$。据此，企业突破式创新在 t 期成功的概率如式(8)所示。

$$\mu_i = \mu(N_{i,t-1}, G_i) = \theta(G_i)N_{i,t-1}^{\gamma}, \quad 0 < \gamma < 1 \tag{8}$$

其中：$\mu_i \in [0,1]$ 为企业 i 的创新成功概率；$\theta(G_i) > 0$，为与企业所处地区金融环境相关的效率参数，满足 $\theta'(G_i) > 0$。这表示金融机构空间集聚度的提高，改善了银行对企业软信息的掌握程度和项目筛选能力，从而减弱了信息不对称程度，并在给定研发投入 $N_{i,t-1}$ 的情况下提高了创新成功的概率[27]。$0 < \gamma < 1$ 为成功的概率对研发投入存在边际递减效应。

在给定研发投入 $N_{i,t-1}$ 和金融地理集聚水平 G_i 的条件下，企业在 t 期的技术水平是一个关于成功与失败两种状态的随机变量，期望值如式(9)所示。

$$E_t[A_{i,t}] = \mu_i A_{i,t}^{F} + (1 - \mu_i)A_{i,t-1} = A_{i,t-1}(1 + \lambda\mu_i) \tag{9}$$

其中：$\lambda\mu_i$ 刻画了相对于原有技术路径的期望技术跃迁幅度。由式(6)和式(9)得，企业在 t 期由突破式创新带来的期望利润增量（相对于不进行突破式创新的情形）如式(10)所示。

$$\Delta\pi_i \equiv E_t[\pi(A_{i,t}) - \pi(A_{i,t-1})] = \mu_i[\pi(A_{i,t}^{F}) - \pi(A_{i,t-1})] \equiv \bar{\pi}\mu_i \tag{10}$$

其中：$\Delta\pi_i$ 为企业 i 在 t 期由突破式创新带来的期望利润增量；$\bar{\pi} \equiv \pi(A_{i,t}^{F}) - \pi(A_{i,t-1}) > 0$，为在创新成功时每单位成功概率所对应的利润增量常数。

（三）金融地理集聚、融资成本与耐心资本

假定企业的突破式创新研发投入 $N_{i,t-1}$ 完全依赖外部融资。为进行研发，企业在 $t-1$ 期向本地金融部门申请贷款 $N_{i,t-1}$，贷款本息在 t 期按利率 $R(G_i)$ 偿还。其中，$R(G_i)$ 为每借入1单位资金在 t 期需要偿还的综合资金成本。贷款所要求的综合资金成本 $R(G_i)$ 取决于企业所在地区的金融地理集聚水平 G_i。为呈现金融地理集聚影响资金成本的具体渠道，将 $R(G_i)$ 分解为无风险利率、空间搜寻与融资匹配成本及风险溢价三部分。

$$R(G_i) = r_f + c(G_i) + \frac{\omega}{\rho(G_i)[1 + \tau(G_i)]} \tag{11}$$

其中：r_f 为无风险利率，是企业共同面对的基准资金价格；$c(G_i)$ 为企业获取外部资金时面临的空间搜寻、融资匹配、交易成本及金融服务定价加成，满足 $c'(G_i) < 0$，即金融机构空间集聚程度越高，企业接触资金供给方和匹配融资方案的成本越低[28]；$\omega > 0$ 为突破式创新项目的基础风险暴露；$\rho(G_i)$ 为金融机构对企业创新项目质量的软信息识别精度；$\tau(G_i) \geqslant 0$ 为金融集聚吸引风险投资、私募股权及投资银行等耐心资本进入后[29-30]，所带来的风险共担能力和期限匹配能力，满足 $\tau'(G_i) > 0$。也就是说，随着金融集聚水平 G_i 提高，耐心资本供给增强，长期、高风险创新项目获得的风险共担和期限匹配支持相应提高，从而降低企业融资回报要求 $R(G_i)$。因此，$\frac{\omega}{\rho(G_i)[1 + \tau(G_i)]}$ 表示由信息不对称和项目风险共同决定的风险溢价。为保证利率为正，假定 $R(G_i) > 0$ 对所有 G_i 成立。同时，在经济可行的金融地理集聚取值区间内，假定 $R(G_i)$ 连续可

微且存在正下界 $R_o > 0$，即 $R(G_i) \geqslant R_o$。

由式(11)对 G_i求导为

$$R'(G_i) = c'(G_i) - \frac{\omega[\rho'(G_i)(1+\tau(G_i)) + \rho(G_i)\tau'(G_i)]}{\rho(G_i)^2[1+\tau(G_i)]^2} < 0 \tag{12}$$

式(12)表明，金融地理集聚水平提高会降低企业开展突破式创新所面对的综合资金成本：一是企业周边金融机构增加降低资金搜寻和融资匹配成本；二是软信息识别精度提高压低信息风险溢价；三是耐心资本供给增强改善长期研发项目的期限匹配和风险共担条件。在金融中介充分竞争且无超额利润的假定下，单个企业将 $R(G_i)$ 视为外生给定，只通过自身的研发投入 $N_{i,t-1}$决策。企业在 $t-1$ 期的期望净收益为

$$\Pi_i(N_{i,t-1}, G_i) = \mu(N_{i,t-1}, G_i)\bar{\pi} - R(G_i)N_{i,t-1} \tag{13}$$

其中：$\Pi_i(N_{i,t-1}, G_i)$ 为企业 i 在 $t-1$ 期选择研发投入 $N_{i,t-1}$面对金融地理集聚水平 G_i时的期望净收益；$\mu(N_{i,t-1}, G_i)$ 由式(8)给出。式(13)第一项是突破式创新带来的期望利润增量，第二项是为融资研发投入而支付的利息成本。

(四)均衡研发投入

企业在 $t-1$ 期选择研发投入 $N_{i,t-1}$以最大化式(13)所给出的期望净收益。对 $N_{i,t-1}$求一阶导数并令其为零，可得代表性企业最优突破式创新投入 N_i^* 满足式(14)。

$$\frac{\partial \Pi_i}{\partial N_{i,t-1}} = \frac{\partial \mu}{\partial N_{i,t-1}}\bar{\pi} - R(G_i) = 0 \quad \Rightarrow \quad \gamma\theta(G_i){N_i^*}^{\gamma-1}\bar{\pi} = R(G_i) \tag{14}$$

其中：$\frac{\partial \mu}{\partial N_{i,t-1}} = \theta(G_i)\gamma N_{i,t-1}^{\gamma-1}$由式(8)求导得到。由于 $0 < \gamma < 1$，式(14)对应的解为最大值解。由式(14)可解得企业的最优研发投入为

$$N_i^*(G_i) = \left[\frac{\gamma\theta(G_i)\bar{\pi}}{R(G_i)}\right]^{\frac{1}{1-\gamma}} \tag{15}$$

其中：$\gamma\theta(G_i)\bar{\pi} > 0$，分母 $R(G_i) > 0$，而 $\frac{1}{1-\gamma} > 0$，因此 $N_i^*(G_i) > 0$。式(15)表明，成功概率效率参数 $\theta(G_i)$ 和单位成功概率利润 $\bar{\pi}$越高，或资金成本 $R(G_i)$ 越低，企业的最优研发投入越大。对式(15)两边取对数并对 G_i求导，可得最优研发投入对金融地理集聚的相对变化率为

$$\frac{1}{N_i^*}\frac{\partial N_i^*}{\partial G_i} = \frac{1}{1-\gamma}\left[\frac{\theta'(G_i)}{\theta(G_i)} - \frac{R'(G_i)}{R(G_i)}\right] \tag{16}$$

由式(16)可知，在 $R'(G_i) < 0$、$R(G_i) > 0$、$\theta(G_i) > 0$、$\theta'(G_i) > 0$、$0 < \gamma < 1$、$N_i^* > 0$ 的条件下，可得

$$\frac{\partial N_i^*}{\partial G_i} = \frac{N_i^*}{1-\gamma}\left[\frac{\theta'(G_i)}{\theta(G_i)} - \frac{R'(G_i)}{R(G_i)}\right] > 0 \tag{17}$$

式(17)表明，当企业所在区域的金融地理集聚水平 G_i提高时，其最优突破式创新研发投入 N_i^* 单调增加。这一结果由两部分共同驱动：一是金融集聚改善信息环境，降低了信息不对称程度，使 $\theta'(G_i) > 0$；二是金融集聚通过缓解融资约束和增加耐心资本供给压低资金成本，使 $R'(G_i) < 0$。

进一步地，将企业相对于既有技术路径的期望技术跃迁幅度定义为突破式创新产出。该产出既取决于企业是否实现创新成功，也取决于成功后相对于原有技术水平的跃迁幅度。由此，在最优研发投入下，企业在 t 期的突破式创新产出可写为

$$B_i(G_i) = \lambda\mu_i^* = \lambda\theta(G_i){N_i^*}^{\gamma} \tag{18}$$

其中：$B_i(G_i)$ 为企业在最优研发投入下的突破式创新产出；$\mu_i^* = \theta(G_i){N_i^*}^{\gamma}$，为在最优研发投入下的创新成功概率。对 G_i求导得

$$\frac{\partial B_i(G_i)}{\partial G_i} = \lambda\left[\theta'(G_i){N_i^*}^{\gamma} + \theta(G_i)\gamma{N_i^*}^{\gamma-1}\frac{\partial N_i^*}{\partial G_i}\right] > 0 \tag{19}$$

其中：不等式利用了 $\lambda > 0$、$\theta(G_i) > 0$、$\theta'(G_i) > 0$、$N_i^* > 0$、$0 < \gamma < 1$，以及式(17)中 $\frac{\partial N_i^*}{\partial G_i} > 0$。

式(19)说明，金融地理集聚最终提高了企业突破式创新产出。

综合上述分析，可以将金融地理集聚影响企业突破式创新的三条金融机制在模型中对应如下：第一，融资约束机制体现为 $c'(G_i) < 0$。企业周边金融机构越密集，资金搜寻、融资匹配和交易成本越低，企业开展长期研发所需外部资金的可得性越高。第二，信息不对称机制体现为 $\rho'(G_i) > 0$ 及 $\theta'(G_i) > 0$：空间邻近提高金融机构软信息获取精度，降低项目识别中的信息噪声，并提升单位研发投入转化为创新成功概率的效率。第三，耐心资本机制体现为 $\tau'(G_i) > 0$。金融地理集聚吸引风险投资、私募股权和产业基金等长期资本在本地形成持续投入的资本生态，改善突破式创新所需的期限匹配和风险共担条件。由此，金融地理集聚并非直接、机械地提高创新成功概率，而是通过“空间可达性提升—软信息精度提高—资金成本下降—长期资本支持增强”的链条，提高企业突破式创新产出。

因此，在该理论框架下，可以得到如下命题：在其他条件既定的情况下，金融地理集聚水平越高，企业面对的融资约束越弱、信息环境越透明、耐心资本供给越充足，其最优突破式创新投入和期望突破式创新产出水平越高。

由此，本文提出假设：

金融地理集聚促进了企业突破式创新(H1)；

金融地理集聚通过缓解企业融资约束，促进了企业突破式创新(H2)；

金融地理集聚通过降低信息不对称程度，促进了企业突破式创新(H3)；

金融地理集聚通过提高耐心资本供给，促进了企业突破式创新(H4)。

三、研究设计

(一)数据来源与处理说明

本文以2013—2023年沪深A股上市公司为研究样本。金融地理集聚数据主要来自金融许可证数据，按照成立日期和退出日期逐年保留当年存在的金融机构样本。在匹配数据时，以上市公司注册地作为企业空间位置，并据此匹配经纬度信息；金融机构位置则依据金融许可证数据中的机构地址信息进行地理编码。随后，根据企业和金融机构的经纬度数据判断两者是否在同一县范围内，再计算出同一县域内企业与金融机构之间的地理距离，进而测量金融地理集聚。企业层面的财务及治理等数据来自国泰安(CSMAR)数据库。为确保数据质量，剔除被实施特别处理(ST、*ST)的公司；删除关键财务指标缺失或异常(如总资产小于流动资产、累计折旧小于当年折旧等)的观测值；对连续变量剔除极端值并统一计量口径；剔除变量缺失严重的观测值。最终，得到3188家企业共15702个有效观测值。

(二)计量模型与变量定义

1. 模型设定

为了检验金融地理集聚和企业突破式创新之间的关系，建立双向固定效应模型如式(20)所示。

$$Innovation_IPC4_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Fd_1\ km_{it} + \sum_{k=1}^{10} \beta_k Control_{k,it} + \gamma_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (20)$$

其中：$Innovation_IPC4_{it}$ 为核心被解释变量，企业 i 在年份 t 的突破式创新水平；$Fd_1\ km_{it}$ 为核心解释变量，表示在年份 t 以企业 i 为中心测度的周边金融部门空间集聚程度，反映企业 i 所处的金融地理集聚水平；$Control_{k,it}$ 为控制变量，反映其他可能影响企业突破式创新水平的特征；γ_i 为企业个体固定效应，用于控制企业自身的未观测异质性；λ_t 为时间固定效应，用于控制不随个体变化但随时间变化的宏观经济波动或政策冲击；ε_{it} 为随机扰动项；α、β 为待估系数。

2. 变量说明

第一，突破式创新水平。突破式创新通常体现为企业对既有技术轨道的偏离及向新技术领域的探索。借鉴Byun等[31]关于突破式创新体现为探索新领域、偏离既有技术轨道的思想，本文根据国际专利分类

(IPC)主分类号前四位作为专利技术分类标准,计算企业在 t 年的专利技术领域与 $t-1$ 年专利技术领域之间跨年专利技术相似度,作为企业突破式创新技术轨道偏离特征的代理变量,计算公式如式(21)所示。

$$Innovation_{i,t}=\frac{\sum_{k=1}^{K}w_{ik,t}w_{ik,t-1}}{\sqrt{\sum_{k=1}^{K}w_{ik,t}^{2}}\sqrt{\sum_{k=1}^{K}w_{ik,t-1}^{2}}} \tag{21}$$

其中：$Innovation_{i,t}$ 为企业 i 在 t 年的跨年专利技术相似度；$w_{ik,t}$ 为企业 i 在 t 年属于第 k 类 IPC 技术领域的专利数量占其当年专利申请总量的比例；$w_{ik,t-1}$ 为企业 i 在 $t-1$ 年属于第 k 类 IPC 技术领域的专利数量占其该年专利申请总量的比例；K 为全部技术类别数量。

跨年专利技术相似度指标本质上为企业相邻年度专利技术分布向量之间的余弦相似度,用于刻画企业创新活动对既有技术轨道的延续程度。$Innovation_{i,t}$ 越低,即跨年专利技术相似度越小,说明企业当年专利技术结构相对于上一期技术结构的偏离程度越高,企业越可能进入新的技术领域,突破式创新特征越明显[32]。为检验结论是否依赖于相似度指标的特定构造,将在后文分别采用基于 IPC 第一位和前三位分类标准计算的跨年专利技术相似度替换基准指标。同时,进一步采用申请发明专利数量和申请专利知识宽度作为替代性度量。其中:申请发明专利数量以企业当年申请发明专利数加 1 后取自然对数衡量;申请专利知识宽度基于企业当年申请专利的 IPC 技术领域分布并参照赫芬达尔指数思想构造,计算公式如式(22)所示。

$$Innovation_Breadth_{it}=1-\sum_{k=1}^{K}w_{ik,t}^{2} \tag{22}$$

其中：$Innovation_Breadth_{it}$ 为企业 i 在 t 年的申请专利知识宽度。该指标越高,表明企业申请专利覆盖的技术知识领域越广、知识组合越多元,企业越可能突破原有技术路径并向新的技术领域延伸。

第二,金融地理集聚水平。参照陈乐一和李晟睿[20]的研究,利用企业周边一定范围内的金融机构数量,来衡量企业面临的金融地理集聚水平。金融机构数据来自金融许可证信息,样本覆盖银行类机构、农村金融机构、政策性金融机构、非银行金融机构及其他持牌金融机构。具体包括国有银行、股份制银行、城市银行、农村信用社、农村合作银行、村镇银行、外资银行、政策性银行、邮政储蓄所、信托公司、财务公司、金融租赁公司、消费金融公司、汽车金融公司、贷款公司、资金互助社、货币经纪公司、金融资产管理公司及其他类金融机构等。需要说明的是,该指标并不意味着上市公司全部金融服务均来自物理周边机构,而是用于刻画企业注册地附近可接触金融资源形成的本地化金融供给环境。对于突破式创新而言,外部资金供给、项目尽调、软信息获取、持续跟踪和长期资本支持均具有较强的信息依赖和长期合作特征,企业周边金融机构密度越高,金融服务可达性和本地化金融支持环境越充分。因此,本文将核心解释变量定义为企业周围 1 千米范围内金融机构数量的对数,并在后文中进一步将测度半径分别扩展至 5 千米、10 千米、15 千米和 20 千米开展稳健性检验。

第三,控制变量。结合现有文献与研究目标,在基准回归中纳入一系列企业层面的控制变量(表 1)。*ROE* 衡量企业盈利能力;*Mfee* 刻画管理费用负担;*Pay* 反映高管薪酬水平;*INV* 衡量存货占用程度;*Indep* 表征公司治理中独立董事监督强度;*Big*4 用于控制审计质量差异;*FirmAge* 衡量企业生命周期特征;*AgC*1_3 以总资产周转率刻画资产运营效率,并作为第一类代理成本的反向代理;*Top*5 反映股权集中度;*Cap*1 以资本-劳动投入结构近似资本密集度(取自然对数)。

第四,机制变量。首先,融资约束。采用 CSMAR 数据库提供的 *SA* 指数、*WW* 指数和 *FC* 指数衡量企业融资约束。需要说明的是,本文使用的是 CSMAR 数据库中的 *SA* 指数原始值,而非 *SA* 指数绝对值。由于 *SA* 指数原始值通常为负数,因此 *SA* 指数越大,即越接近 0,表示企业融资约束越小。*WW* 指数和 *FC* 指数越小,则表示企业融资约束越弱。为降低单一指标口径差异对机制检验结果的影响,同时采用上述三类融资约束指标进行检验。其次,信息不对称。参考宋敏等[33]及于蔚等[34]的方法,基于个股日交易数据构造股票市场微观结构指标,并据此刻画企业信息不对称程度。具体而言,流动性不足、价格冲击较强及收益率反转更明显,通常意味着股票交易中的逆向选择风险更高、企业信息不对称程度更强。因此,分别构造流动性比率、

表1　主要变量定义、构建方法与数据来源

变量类型	变量名称	符号	定义或构建方法	数据来源
核心被解释变量	突破式创新	*Innovation_IPC*4	基于IPC主分类号前四位构造企业相邻年度专利技术分布向量，并计算跨年余弦相似度；数值越低，突破式创新特征越明显	CSMAR
核心解释变量	金融地理集聚	*Fd_*1*km*	ln(企业注册地周围1千米范围内金融机构数量)	金融许可证数据、地理编码数据
机制变量	融资约束	*SA*、*WW*、*FC*	CSMAR提供的*SA*、*WW*、*FC*指数，*SA*数值越大，即越接近0，融资约束越小；*WW*、*FC*数值越小，融资约束越小	CSMAR
	信息不对称	*ASY*1、*ASY*2	基于流动性比率、非流动性比率和收益率反转指标，经同向化、标准化处理后提取第一、第二主成分	个股日交易数据
	耐心资本	*Pat*	从长期导向、风险承受力和战略性关系性三个维度选取基础指标，经同向化、标准化处理后采用熵值法加权合成	CSMAR及相关基础数据
工具变量	工具变量	*IV*	ln(滞后一期城乡居民年末储蓄余额)	中国城市统计年鉴
控制变量	净资产收益率	*ROE*	净利润/净资产	CSMAR
	管理费用率	*Mfee*	管理费用/营业收入	
	高管薪酬	*Pay*	ln(管理层年度薪酬总额)	
	存货占比	*INV*	存货净额/总资产	
	独立董事占比	*Indep*	独立董事人数/董事会人数	
	是否四大审计	*Big*4	四大会计师事务所审计为1(否则为0)	
	企业年龄	*FirmAge*	ln(当年年份-成立年份+1)	
	资产运营效率(总资产周转率)	*AgC*1_3	营业收入/平均总资产，作为第一类代理成本的反向代理	
	前五大股东持股比例	*Top*5	前五大股东持股数/总股本	
	资本密集度	*Cap*1	ln(总资产/员工人数)	

非流动性比率和收益率反转指标，并在同向化和标准化处理后，采用主成分分析法提取其第一主成分和第二主成分分别作为信息不对称的代理变量。最后，耐心资本。参考邱蓉等[35]的做法，从长期导向、风险承受力和战略性关系性三个维度构建耐心资本指标，具体包括长期投资者持股比例、短期投资者持股比例、持股稳定性、长期资本负债率、短期财务杠杆、资本增长保持率和管理层短视主义指标。对反映长期资金稳定性、长期资本承诺和持续投入能力的指标作正向处理，对反映短期资金压力、短期财务杠杆和管理层短视倾向的指标作反向处理，并在同向化、标准化处理后采用熵值法加权合成耐心资本指数，指数越高表示企业耐心资本水平越高。

3. 描述性统计

表2展示了主要变量的描述性统计。核心被解释变量企业突破式创新(*Innovation_IPC*4)均值为0.574，标准差为0.346，取值范围为0~1，表明样本企业在突破式创新水平上存在一定差异；核心解释变量金融地理集聚(*Fd_*1*km*)均值为1.750，标准差为1.201，取值范围为0~5.130，说明企业周边金融机构集聚程度差异较为明显；其余变量的统计特征均位于合理区间，无明显异常值，与已有研究基本一致。

表2　主要变量描述性统计

变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
*Innovation_IPC*4	15702	0.574	0.346	0	1.000
*Fd_*1*km*	15702	1.750	1.201	0	5.130
ROE	15702	0.056	0.202	-5.000	5.000
SA	13950	-3.857	0.240	-4.656	-3.117
WW	13950	-1.025	0.068	-1.250	-0.841
FC	13950	0.481	0.290	0.001	0.985
*ASY*1	15521	-0.291	0.520	-7.224	2.827
*ASY*2	15521	-0.282	0.650	-9.620	2.024
Pat	14664	0.043	0.043	0.001	0.995
IV	13862	18.066	0.966	13.481	19.737
Mfee	15702	0.122	0.236	0	2.000

续表

变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
Pay	15702	15.499	0.721	11.321	18.000
INV	15702	0.127	0.095	0	0.778
Indep	15702	0.379	0.056	0.167	0.800
*Big*4	15702	0.064	0.244	0	1.000
FirmAge	15702	2.958	0.301	1.609	3.871
*AgC*1_3	15702	0.470	0.359	0	5.000
*Top*5	15702	0.527	0.154	0.008	0.992
*Cap*1	15702	14.520	0.785	10.930	18.951

四、实证分析

(一)基准回归

表3展示了金融地理集聚对企业突破式创新的基准回归结果。被解释变量为 *Innovation_IPC*4，核心解释变量为 *Fd_*1*km*，标准误在企业层面聚类。(1)列未加入个体固定效应与时间固定效应，*Fd_*1*km* 的系数为-0.017，在1%水平显著；(2)列加入个体固定效应与时间固定效应后，*Fd_*1*km* 的系数为-0.016，在5%水平显著；(3)列进一步加入控制变量，并控制个体与时间固定效应，*Fd_*1*km* 的系数仍为-0.017，在5%水平显著。结果表明，企业周边金融机构集聚程度越高，企业突破式创新特征更为明显。从经济含义看，(3)列中 *Fd_*1*km* 的估计系数为-0.017。考虑到 *Fd_*1*km* 为企业周边金融机构数量的对数，本文进一步结合样本内变动幅度解释其影响。表2显示，*Fd_*1*km* 的标准差为1.201，因此金融地理集聚水平发生一个标准差的变化时，企业跨年专利技术相似度约下降0.020。由于跨年专利技术相似度越低，代表企业当年技术结构相对于上一期技术结构的偏离程度越高，企业越可能进入新的技术领域并形成技术轨道跃迁。(3)列同时完整展示了控制变量的估计结果，本文被解释变量为跨年专利技术相似度，因此控制变量系数为正表示企业创新活动更倾向于延续既有技术轨道，系数为负则表示企业技术结构相对于上一期偏离程度更高。从主要控制变量来看，*ROE* 的系数显著为正，说明盈利能力较强的企业更可能依托既有经营优势和技术基础开展延续性创新，其技术结构变化相对平稳。*Big*4 的系数显著为正，表明外部审计质量较高、财务信息更规范的企业，其创新活动更可能沿既有技术轨道展开。*FirmAge* 的系数显著为负，说明年龄较长的企业，其长期积累的知识基础和组织资源更可能为跨领域技术调整提供条件。*Top*5 的系数显著为正，说明股权集中度较高的企业创新活动更具有路径延续性，这与主要股东治理约束可能强化稳健型创新决策的逻辑相一致。

表3　基准回归结果分析

变量	(1)	(2)	(3)
	*Innovation_IPC*4	*Innovation_IPC*4	*Innovation_IPC*4
*Fd_*1*km*	-0.017***	-0.016**	-0.017**
	(0.004)	(0.007)	(0.007)
ROE			0.031**
			(0.015)
Mfee			-0.034**
			(0.016)
Pay			0.017*
			(0.009)
INV			-0.128**
			(0.064)
Indep			0.138*
			(0.077)
*Big*4			0.051**
			(0.022)
FirmAge			-0.135*
			(0.079)
*AgC*1_3			-0.001
			(0.012)
*Top*5			0.130**
			(0.054)
*Cap*1			-0.014
			(0.012)
_cons	0.603***	0.602***	0.842**
	(0.009)	(0.011)	(0.327)
时间固定效应	No	Yes	Yes
个体固定效应	No	Yes	Yes
R^2	0.003	0.581	0.583
观测值	15702	15702	15702

注：***、**、*分别表示1%、5%、10%的显著性水平；括号内为聚类在企业层面的稳健标准误。

(二)稳健性检验

1. 替换被解释变量与替换解释变量

为检验基准结论是否依赖于变量度量口径，从而

排除特定指标构造方式导致的偶然相关，从被解释变量与解释变量两方面进行替换。一方面，分别采用基于IPC前三位与IPC第一位分类标准计算的跨年专利技术相似度，构造*Innovation_IPC*3与*Innovation_IPC*1替换基准被解释变量；同时，采用申请发明专利数量（*Innovation_Patent*）和申请专利知识宽度（*Innovation_Breadth*）作为突破式创新的替代性度量。另一方面，考虑金融服务可得性可能随空间半径变化而产生差异，将金融地理集聚的测度半径由1千米扩展至5千米、10千米、15千米与20千米，分别构造*Fd_5km*、*Fd_10km*、*Fd_15km*、*Fd_20km*替换*Fd_1km*，并以*Innovation_IPC*4为被解释变量重新估计。表4结果显示，在以跨年专利技术相似度为被解释变量时，核心解释变量系数均显著为负；在以申请发明专利数量和申请专利知识宽度为被解释变量时，核心解释变量系数显著为正。不同指标下的估计结果在经济含义上保持一致，表明金融地理集聚提升会促进企业突破式创新，基准结论稳健。

2. 高阶固定效应与聚类标准误调整

首先，为缓解未观测的行业或城市层面随时间变化的共同冲击对识别结果的干扰，避免产业周期或城市层面景气波动等因素同时影响金融供给与企业创新从而引致遗漏变量偏误，本文在控制企业固定效应的基础上，分别吸收行业×年份联合固定效应、城市×年份联合固定效应，并同时吸收二者开展高阶固定效应稳健性检验，见表5的（1）列~（3）列。其次，考虑到误差项可能在更高层级存在相关性，若仍以企业层面聚类可能低估标准误并夸大显著性，参考祝树金等[36]的研究方法，通过聚类至更高层级以放松本文回归假设，将稳健标准误聚类在行业层面进行稳健性检验，见表5的（4）列。考虑到中国地方政府通常对地方政策和经济环境具有很强的影响力[37]，因此误差项在各城市-行业层面可能存在序列相关性，参照Cameron等[38]提出的双向聚类方法进一步更改聚类层级进行回归，见表5的（5）列。同时，考虑到同一城市和同一行业中企业特征因素在时间序列上存在一定程度的趋同性，本文还在年份-城市-行业层面对估计系数标准误进行了聚类调整[39]，见表5的（6）列。结果显示，在高阶固定效应设定及多次调整聚类层级后，金融地理集聚对企业突破式创新的影响方向与显著性保持一致，为基准结论提供了进一步支撑。

3. 排除公共卫生事件冲击及直辖市影响

为排除样本期内重大外生冲击与特殊城市样本对基准识别的干扰，进一步开展三项稳健性检验。首先，考虑到2020年公共卫生事件爆发可能同时影响金融机构供给、企业经营预期与创新投入，剔除2020年样本后重新估计。其次，考虑到公共卫生事件影响具有持续性，仅剔除2020年可能不足以完全排除疫情期间冲击，进一步剔除2020—2022年样本后重新估计。最后，4个直辖市在金融资源密度、行政层级与政策环

表4　替换被解释变量与替换解释变量

变量	（1）	（2）	（3）	（4）	（5）	（6）	（7）	（8）
	*Innovation_IPC*3	*Innovation_IPC*1	*Innovation_Patent*	*Innovation_Breadth*	*Innovation_IPC*4	*Innovation_IPC*4	*Innovation_IPC*4	*Innovation_IPC*4
Fd_1km	−0.015**	−0.012**	0.151***	0.005***				
	（0.007）	（0.006）	（0.029）	（0.001）				
Fd_5km					−0.021**			
					（0.008）			
Fd_10km						−0.024**		
						（0.011）		
Fd_15km							−0.025**	
							（0.013）	
Fd_20km								−0.031*
								（0.016）
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
个体固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
R^2	0.545	0.472	0.708	0.718	0.583	0.583	0.583	0.583
观测值	15702	15702	15702	15702	15702	15702	15702	15702

注：***、**、*分别表示1%、5%、10%的显著性水平；括号内为聚类在企业层面的稳健标准误。

表 5　高阶固定效应与聚类调整稳健性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	*Innovation_IPC*4	*Innovation_IPC*4	*Innovation_IPC*4	*Innovation_IPC*4	*Innovation_IPC*4	*Innovation_IPC*4
*Fd_*1*km*	−0.018***	−0.016**	−0.017**	−0.017***	−0.017***	−0.017***
	(0.007)	(0.008)	(0.008)	(0.006)	(0.004)	(0.006)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
个体固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
时间固定效应	No	No	No	Yes	Yes	Yes
行业×年份联合固定效应	Yes	No	Yes	No	No	No
城市×年份联合固定效应	No	Yes	Yes	No	No	No
企业层面聚类	Yes	Yes	Yes	No	No	No
行业层面聚类	No	No	No	Yes	No	No
城市×行业双向聚类	No	No	No	No	Yes	No
城市×行业×年份交互聚类	No	No	No	No	No	Yes
R^2	0.611	0.648	0.675	0.582	0.582	0.582
观测值	15677	15665	15640	15677	15640	15640

注：***、**、*分别表示 1%、5%、10%的显著性水平；括号内为聚类稳健标准误。

境等方面具有显著特殊性，可能导致其金融集聚与企业创新行为的关系不具有代表性。为检验结论是否由直辖市样本主导，进一步剔除北京、天津、上海与重庆的企业观测值后重新估计。表 6 结果显示，在剔除 2020 年、剔除 2020—2022 年及剔除直辖市样本后，*Fd_*1*km* 的系数均显著为负，说明在排除公共卫生事件冲击与直辖市样本影响后，金融地理集聚促进企业突破式创新的结论依旧成立。

4. 基于 bad control 的稳健性检验

为检验企业基期特征随时间变化可能引致的遗漏变量偏误对基准结果的影响，采用 bad control 方法[40]，逐步将企业基期特征与年份趋势的交互项纳入模型[41]，以更充分地控制企业初始差异及其动态演化。之所以选择 *ROE*、*Mfee* 与 *Pay* 作为 bad control 的基期特征，主要基于其与企业创新决策及金融可得性高度相关且在样本期内可能存在系统性时间趋势。*ROE* 反映盈利能力与内部资金积累，可能同时影响企业对外部金融服务的需求与创新投入强度；*Mfee* 刻画管理费用负担与资源配置效率，其变化可能伴随治理调整与经营策略转向，从而影响创新活动；*Pay* 体现管理层激励与代理冲突程度，可能影响风险承担与长期研发偏好。若上述基期差异在时间维度上呈现不同的演化路径，可能与金融地理集聚共同作用于企业突破式创新，从而影响识别。具体而言，以样本基期年份为基准，对 *ROE*、*Mfee* 与 *Pay* 按四分位分组，依次加入相应的“分组×年份”交互固定效应。表 7 的(1)列仅加入 *ROE*×年份交互，(2)列在此基础上进一步加入 *Mfee*×年份交互，(3)列在前两者基础上再加入 *Pay*×年份交互。结果显示，在不同 bad control 设定下，核心解释变量 *Fd_*1*km* 的估计系数均显著为负，说明金融地理集聚对企业突破式创新的影响不依赖于基期特征随时间变化的控制方式，基准结论稳健。

表 6　排除公共卫生事件冲击及直辖市影响

变量	(1)剔除 2020 年	(2)剔除 2020—2022 年	(3)排除直辖市影响
	*Innovation_IPC*4	*Innovation_IPC*4	*Innovation_IPC*4
*Fd_*1*km*	−0.019***	−0.014*	−0.015**
	(0.007)	(0.008)	(0.007)
控制变量	Yes	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes	Yes
个体固定效应	Yes	Yes	Yes
R^2	0.594	0.622	0.587
观测值	14147	10325	12588

注：***、**、*分别表示 1%、5%、10%的显著性水平；括号内为聚类在企业层面的稳健标准误。

表7　bad control影响

变量	(1)	(2)	(3)
	*Innovation_IPC*4	*Innovation_IPC*4	*Innovation_IPC*4
*Fd_*1*km*	−0.019** (0.009)	−0.019** (0.009)	−0.018** (0.009)
控制变量	Yes	Yes	Yes
个体固定效应	Yes	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes	Yes
ROE×年份交互固定效应	Yes	Yes	Yes
Mfee×年份交互固定效应	No	Yes	Yes
Pay×年份交互固定效应	No	No	Yes
R^2	0.525	0.526	0.527
观测值	8073	8073	8073

注：***、**、*分别表示1%、5%、10%的显著性水平；括号内为聚类在企业层面的稳健标准误。

5. 剔除 *Big*4 控制变量的稳健性检验

考虑到 *Big*4 变量通常反映企业外部审计质量、财务信息可信度和治理规范程度，而信息不对称又是本文的重要机制之一，若在基准模型中控制 *Big*4，可能存在部分吸收企业信息环境差异的情形。为检验基准结论是否依赖于该控制变量，进一步剔除 *Big*4 后重新估计基准模型，其他控制变量、企业固定效应、年份固定效应及企业层面聚类稳健标准误保持不变。表8结果显示，在剔除 *Big*4 后，*Fd_*1*km* 的估计系数为−0.016，并在5%水平上显著，与基准回归中核心解释变量的方向和显著性保持一致。这表明，金融地理集聚对企业突破式创新的促进作用并不依赖于是否控制四大会计师事务所审计变量，也说明基准结论并非由 *Big*4 所代表的外部审计质量差异驱动。

表8　剔除 *Big*4 控制变量后的回归结果

变量	*Innovation_IPC*4
*Fd_*1*km*	−0.016** (0.007)
ROE	0.031** (0.015)
Mfee	−0.034** (0.016)
Pay	0.017* (0.009)
INV	−0.129** (0.064)
Indep	0.138* (0.077)
FirmAge	−0.134* (0.079)
*AgC*1_3	−0.000 (0.012)
*Top*5	0.130** (0.054)
*Cap*1	−0.014 (0.012)
_cons	0.844** (0.328)
时间固定效应	Yes
个体固定效应	Yes
R^2	0.583
观测值	15702

注：***、**、*分别表示1%、5%、10%的显著性水平；括号内为聚类在企业层面的稳健标准误。

6. 剔除研发操纵样本的稳健性检验

突破式创新通常依赖持续、真实且具有技术不确定性的研发投入。若企业研发投入主要围绕政策认定门槛进行策略性调整，其研发支出可能更多服务于资质认定或外部评价，而不一定反映真实的技术突破投入。为检验基准结论是否受到研发操纵样本的影响，进一步剔除存在研发操纵的企业-年份观测后重新估计基准模型。参考董松柯等[42]的做法，先计算企业研发投入强度，即研发支出占营业收入的比例；然后根据企业营业收入规模匹配高新技术企业认定中相应的研发投入强度门槛。若企业研发投入强度位于对应门槛值以上且不超过门槛值1个百分点的区间内，则认为企业存在研发操纵行为，变量取值为1；否则取值为0。表9结果显示，在剔除研发操纵样本后，*Fd_*1*km* 的估计系数仍显著为负，说明金融地理集聚促进企业突破式创新的结论并不依赖于可能存在研发操纵的样本。该结果表明，本文识别到的促进效应并非由企业围绕政策门槛进行短期研发调整所驱动，基准结论保持稳健。

(三) 内生性检验

1. 熵平衡匹配

考虑到企业区位选择与金融机构空间布局可能并非随机，企业所处的金融地理集聚水平可能与企业盈利能力、治理结构与经营特征等可观测因素相关，从而带来样本选择偏误并影响对 *Fd_*1*km* 的识别。

采用熵平衡匹配对样本进行再加权，以 *Fd_1km* 相对行业-年度中位数的高低构造处理组指示变量（高于中位数取 1，否则取 0）。据此，使处理组与对照组在协变量分布上实现平衡，并在加权样本中控制企业固定效应与年份固定效应重新估计。表 10 的（1）列仅以与基准回归一致的控制变量作为匹配条件；（2）列在此基础上加入控制变量的交叉项、二次项与三次项以强化分布平衡。结果显示，两种匹配方案下 *Fd_1km* 的系数均显著为负，表明在缓解可观测选择偏误后，金融地理集聚仍显著促进企业突破式创新。

2. 倾向得分匹配

为在“样本可比性”层面提供补充证据，进一步采用倾向得分匹配（PSM）开展内生性检验：以 *Fd_1km* 相对行业—年度中位数的高低构造处理组指示变量（高于中位数取 1，否则取 0），并以与基准回归一致的控制变量估计倾向得分，实施 1∶3 最近邻匹配以获得特征更为接近的对照样本。表 11 与图 1 显示，匹配后各协变量的均值差异与标准化偏差显著收敛，处理组与对照组的可比性得到改善。

表 9　剔除研发操纵样本的稳健性检验

变量	*Innovation_IPC4*
Fd_1km	−0.011 ** （0.004）
控制变量	Yes
年份固定效应	Yes
企业固定效应	Yes
R^2	0.100
观测值	12423

注：***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平；括号内为聚类在企业层面的稳健标准误。

表 10　熵平衡匹配结果

变量	（1）	（2）
	Innovation_IPC4	*Innovation_IPC4*
Fd_1km	−0.017 *** （0.007）	−0.016 ** （0.007）
控制变量	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes
企业固定效应	Yes	Yes
R^2	0.589	0.593
观测值	15702	15702

注：***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平；括号内为聚类在企业层面的稳健标准误。

表 11　平衡性检验结果

变量	匹配前（U）/匹配后（M）	处理组均值	对照组均值	标准化偏差（%）	标准化偏差绝对值降低率（%）	*t* 检验统计量	*t* 检验 *p* 值（双侧）	方差比（处理组/对照组）
ROE	U	0.058	0.054	1.800		1.130	0.258	1.110 *
	M	0.058	0.056	0.900	53.000	0.570	0.570	1.200 *
Mfee	U	0.130	0.112	7.900		4.850	0.000	1.900 *
	M	0.127	0.124	1.600	79.200	0.990	0.323	1.120 *
Pay	U	15.540	15.451	12.400		7.720	0.000	1.020
	M	15.538	15.554	−2.300	81.400	−1.470	0.143	0.920 *
INV	U	0.129	0.124	5.000		3.110	0.002	1.130 *
	M	0.128	0.130	−1.300	74.300	−0.810	0.420	0.940 *
Indep	U	0.380	0.377	3.900		2.410	0.016	1.130 *
	M	0.380	0.380	−1.700	56.500	−1.080	0.281	1.060 *
Big4	U	0.082	0.042	16.900		10.390	0.000	
	M	0.081	0.078	1.200	92.900	0.700	0.484	
FirmAge	U	2.974	2.938	12.000		7.470	0.000	0.970
	M	2.974	2.975	−0.300	97.300	−0.210	0.833	1.060 *
AgC1_3	U	0.469	0.471	−0.500		−0.330	0.744	1.180 *
	M	0.469	0.467	0.700	−26.200	0.420	0.676	1.020
Top5	U	0.528	0.525	1.700		1.030	0.301	1.040
	M	0.528	0.528	−0.300	83.600	−0.180	0.860	0.990
Cap1	U	14.547	14.487	7.700		4.790	0.000	1.080 *
	M	14.545	14.545	0.000	99.600	0.020	0.985	1.000

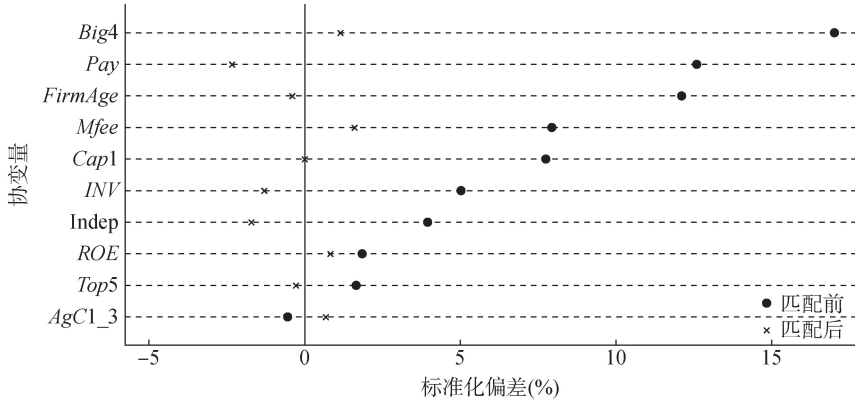


图 1　标准化偏差

在此基础上,本文在匹配样本上重新估计基准模型,并进一步采用核匹配作为替代匹配方法进行稳健性检验。表 12 结果表明,无论采用 1∶3 最近邻匹配还是核匹配,*Fd_1km* 的估计系数均显著为负,说明在降低可观测选择偏误后,金融地理集聚促进企业突破式创新的结论保持稳健。

表 12　匹配后样本回归

变量	(1) 1∶3 匹配 样本回归	(2)核匹配 样本回归
	*Innovation_IPC*4	*Innovation_IPC*4
Fd_1km	−0.017** (0.007)	−0.017** (0.007)
控制变量	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes
企业固定效应	Yes	Yes
R^2	0.567	0.559
观测值	13340	14978

注:***、**、*分别表示 1%、5%、10%的显著性水平;括号内为聚类在企业层面的稳健标准误。

3. 工具变量法

为缓解遗漏变量和反向因果可能带来的内生性问题,进一步采用工具变量法进行检验。借鉴陶锋等[43]的研究,选择滞后一期城乡居民年末储蓄余额的值取对数作为金融地理集聚的工具变量。选择该工具变量主要基于以下方面考虑:首先,从相关性看,城乡居民储蓄余额反映地区金融体系可吸收的资金基础和潜在金融服务需求。储蓄基础越强,金融机构在当地布局网点、吸收存款和开展金融服务的动力越强,因此滞后一期城乡居民年末储蓄余额与企业周边金融地理集聚水平存在相关性。其次,从外生性看,使用滞后一期储蓄余额,可以减弱企业当期突破式创新对工具变量的反向影响;同时,居民部门储蓄余额本身并不直接刻画企业当期专利技术结构变化。在控制企业固定效应、年份固定效应及企业层面财务和治理特征后,滞后一期居民储蓄余额对企业突破式创新的影响主要通过当地金融资源供给和金融机构空间布局发挥作用。表 13 展示了工具变量法估计结果,第一阶段中工具变量系数为 0.252,在 1%水平显著,表明工具变量与 *Fd_1km* 显著正相关;Kleibergen-Paap rk Wald *F* 统计量为 12.344,大于经验值 10,且 Cragg-Donald Wald *F* 统计量为 60.429,高于 Stock-Yogo 10%临界值 16.380,弱工具变量问题不明显;Kleibergen-Paap rk LM 统计量也显著,表明工具变量可识别。第二阶段中,*Fd_1km* 的系数为−0.684,在 1%水平显著,说明在工具变量识别框架下,金融地理集聚提升仍显著促进企业突破式创新。

表 13　工具变量法

变量	工具变量法	
	(1)第一阶段	(2)第二阶段
	Fd_1km	*Innovation_IPC*4
Fd_1km		−0.684*** (0.259)
IV	0.252*** (0.072)	
控制变量	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes
企业固定效应	Yes	Yes
Kleibergen-Paap rk LM statistic		9.276 (0.002)
Kleibergen-Paap rk Wald *F* statistic		12.344
Cragg-Donald Wald *F* statistic		60.429 (16.380)
观测值	13862	13862

注:弱工具变量检验分别使用 Kleibergen-Paap rk Wald F statistic 及 Cragg-Donald Wald *F* statistic,括号内的数字为 Stock-Yogo 在 10%水平上的临界值;可识别检验使用 Kleibergen-Paap rk LM statistic,括号内展示了对应统计量的 *p* 值。***、**、*分别表示 1%、5%、10%的显著性水平;回归系数下括号内为聚类在企业层面的稳健标准误。

五、机制检验与异质性分析

（一）机制检验

本文机制检验并非将融资约束、信息不对称与耐心资本视为一般金融发展路径，而是考察企业周边金融机构空间集聚如何转化为企业层面的金融条件改善。需要说明的是，融资约束、信息不对称和耐心资本并非只影响突破式创新，也会影响企业一般创新活动；但相较于沿既有技术路径进行局部改进的渐进式创新，突破式创新通常具有投入规模大、研发周期长、失败风险高、技术路径不确定性强和短期收益难以验证等特征，因此对稳定资金供给、项目质量识别和长期资本支持的依赖更强。具体而言，首先，局部金融机构密度提高降低企业搜寻和匹配外部资金的空间摩擦，改善资金可得性；其次，空间邻近与高频互动有助于金融机构获取企业软信息，提高创新项目质量识别能力；最后，私募股权、风险投资和产业基金等长期资金更容易在金融资源密集区域形成持续投入的本地资本生态，为长周期、高风险研发活动提供更稳定的期限匹配和风险共担支持。由此，三条机制分别对应金融地理集聚的资金可达性、信息可验证性和期限可匹配性，其作用重点是企业周边金融资源空间集聚对突破式创新所需金融条件的改善。

1. 融资约束

表 14 的（1）列～（3）列的回归结果显示，*Fd_1km* 对 *SA* 指数的影响为显著正向，*Fd_1km* 对 *WW* 指数与 *FC* 指数的影响均为显著负向，上述结果一致表明，金融地理集聚提升能够显著缓解企业融资约束，从而为后续突破式创新活动提供更稳定的资金支持。该结论与“债务悬挂”理论[44]相契合，即当企业存在一定规模的既有债务且外部再融资受限时，新增投资项目带来的现金流更可能优先用于提高债权人受偿，从而使股东能够获得的边际收益下降，企业产生投资不足。由于突破式创新具有投入规模大、回收期长与风险高的特征，研发过程往往需要跨期、连续的资金供给安排，对再融资能力与融资期限匹配更为敏感，因此在债务存量约束及再融资受限并存的情形下，企业更倾向于压缩或推迟此类长期研发投入，并将资源转向回收期更短、风险更低的项目。相应地，金融地理集聚提升后，企业周边可接触的金融机构和资金来源增加，资金搜寻、融资匹配与议价过程中的空间摩擦下降，企业获得外部资金的可得性与续贷稳定性提高，资金期限结构也更容易与研发周期相匹配，从而缓解由融资约束所强化的投资不足。由此，金融地理集聚通过缓解融资约束引致的投资不足，提高企业对长期研发投入的持续性，进而促进突破式创新。

2. 信息不对称

表 14 的（4）列和（5）列的回归结果显示，*Fd_1km* 对 ASY_1 与 ASY_2 的系数分别为-0.013 与-0.017，且均在 5%水平显著，表明金融地理集聚提升能够显著降低企业面临的信息不对称程度，从而为企业开展突破式创新提供更有利的信息环境。该结果与“柠檬市场”理论[45]所揭示的逆向选择逻辑一致，即在信息不对称条件下，外部资本提供者难以准确识别创新项目的真实质量与企业能力，优质项目容易被低估并在定价与资源配置中处于不利地位，进而抬高资金使用成本、压缩可获得资金规模。与此同时，企业也更可能因预期收益难以被市场充分认可而降低对高不确定性研发项目的投入意愿。相较于沿既有技术路径进行局部改进的一般创新，突破式创新具有技术复杂、结果不确定且成果难以在短期内验证的特征。因此，对“软信息”的持续获取与动态更新更为依赖，信息不对称加剧因而更容易削弱此类创新的资源支持与项目推进。相应

表 14　机制回归结果

变量	（1）	（2）	（3）	（4）	（5）	（6）
	SA 指数	*WW* 指数	*FC* 指数	ASY_1	ASY_2	*Pat*
Fd_1km	0.003* （0.001）	-0.002** （0.001）	-0.007** （0.003）	-0.013** （0.006）	-0.017** （0.008）	0.002** （0.001）
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
个体固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
R^2	0.980	0.871	0.881	0.803	0.793	0.674
观测值	13950	13950	13950	15521	15521	14664

注：***、**、*分别表示 1%、5%、10%的显著性水平；括号内为聚类在企业层面的稳健标准误。

地,金融地理集聚提升后,空间邻近与高频互动有助于金融机构通过实地调研、面对面沟通与长期跟踪获取企业软信息,并在本地形成更密集的信息网络与声誉约束,从而降低项目甄别与监督成本,缓解逆向选择与道德风险问题,提高资本对高新颖性、高不确定性创新活动的支持强度与稳定性,进而促进企业突破式创新。

3. 耐心资本

表14的(6)列的回归结果显示,*Fd_1km* 对耐心资本指标 *Pat* 的系数为0.002,且在5%水平显著,表明金融地理集聚提升能够显著提高企业可获得的耐心资本供给,从而为突破式创新提供更匹配其投入周期与风险特征的长期资金支持。该结果与"期限匹配"理论[46]关于长期投资依赖长期资金供给的核心逻辑一致,即相较于一般创新,突破式创新的价值实现更具跨期性和不确定性,研发过程中也更需要容忍失败和持续投入。若缺乏具有长期期限承诺与持续投入能力的耐心资本,企业难以维持研发计划的连续性与稳定性;相对地,当耐心资本供给更为充足时,企业能够依托更长期限与更稳定的资本承诺提高长周期研发投入的可持续性,从而更有利于突破式创新形成。进一步地,随着金融地理集聚水平提高,长期资金(如私募股权、风险投资、产业基金等)更倾向于在金融资源、专业中介和创新项目密集区域布局,并在本地形成持续投入的资本生态[29-30],耐心资本供给随之增加,企业获得长期资金支持的可能性与稳定性也相应提升。由此,金融地理集聚通过提高耐心资本供给水平,强化企业对长周期研发活动的资金保障,进而促进企业突破式创新。

(二)异质性分析

1. 数字企业异质性

按是否为数字企业将样本划分为数字企业与非数字企业。具体而言,参考国家统计局发布的《数字经济及其核心产业统计分类(2021)》并结合《中国上市公司协会上市公司行业统计分类指引》,将属于计算机、通信和其他电子设备制造业,电信、广播电视和卫星传输服务业,互联网和相关服务业及软件和信息技术服务业的上市公司认定为数字企业,其他行业上市公司则认定为非数字企业。表15的(1)列和(2)列显示,数字企业样本的系数为-0.028,绝对值显著高于非数字企业样本的-0.007,且组间系数差异检验的 p 为0.090,表明金融地理集聚对数字企业突破式创新的促进效应更强。

该结果与数字企业创新过程的要素禀赋与融资特征相吻合。数字企业的核心资产更多体现为数据、算法与软件等无形要素,研发活动具有投入前置、回报滞后与不确定性高等特征,传统依赖抵押品的融资方式对其适配性相对不足。例如,数字企业开展算法模型、工业软件、数据处理系统或平台架构等创新时,研发成果往往难以通过传统抵押品和短期现金流直接评估,更依赖外部资本对无形资产价值、技术迭代能力和长期成长性的识别。当地区金融地理集聚水平较高时,金融机构密度与专业化程度提升,资本供给结构更为多元,能够更有效对接数字企业的长周期研发需求并提供相应的融资安排,从而使数字企业在突破式创新上的改善幅度相对更为明显。

2. 行业管制程度异质性

依据行业是否属于管制行业,将样本划分为管制行业企业与非管制行业企业。具体而言,依据中国证监

表15　异质性分析结果

变量	是否为数字企业		是否为管制行业		是否为重污染企业	
	(1)数字企业	(2)非数字企业	(3)管制行业	(4)非管制行业	(5)重污染企业	(6)非重污染企业
Fd_1km	-0.028** (0.014)	-0.007 (0.007)	-0.029** (0.011)	-0.008 (0.008)	-0.027** (0.013)	-0.005 (0.007)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
企业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
R^2	0.598	0.578	0.582	0.578	0.559	0.590
观测值	3602	11970	4875	10737	3257	12155
组间系数差异检验 p 值	0.090		0.078		0.086	

注:***、**、*分别表示1%、5%、10%的显著性水平;括号内为聚类在企业层面的稳健标准误。

会《上市公司行业分类指引(2012 年修订)》识别企业所属行业，将行业代码为 B、C25、C31、C32、C36、C37、D、E48、G53、G54、G55、G56、I63、I64、K 和 R 的企业界定为管制性行业企业，其余企业界定为非管制行业企业。表 15 的(3)列和(4)列显示，在控制其他因素不变的条件下，管制行业样本中 Fd_1km 的系数显著为-0.029；非管制行业样本中 Fd_1km 的系数为-0.008 且不显著。说明金融地理集聚对企业突破式创新的促进作用在管制行业中影响幅度更大。进一步地，组间系数差异检验的 p 为 0.078，表明两组估计系数存在统计意义上的差异。

该异质性结果与管制行业的制度环境相一致：相较于非管制行业，管制行业往往面临更强的准入约束、合规要求与经营边界限制，创新项目在立项、验证与产业化过程中更易受到监管规则与审批流程的影响，资金投入的跨期性与不确定性也更突出。在此背景下，企业对外部金融资源的稳定供给与专业化金融服务的依赖更强，因而当企业周边金融机构集聚程度提高时，其在管制约束下推进高风险、长周期创新活动的边际改善更为明显；而非管制行业企业融资渠道相对多元、市场竞争机制更充分，金融地理集聚带来的增量支持同样存在，但边际效应相对温和。

3. 重污染企业异质性

按是否为重污染企业将样本划分为重污染企业与非重污染企业。具体而言，依据中国证监会《上市公司行业分类指引(2012 年修订)》识别上市公司所属行业，将行业代码属于 B06、B07、B08、B09、C17、C19、C22、C25、C26、C28、C29、C30、C31、C32 和 D44 的企业界定为重污染企业，其余企业界定为非重污染企业。表 15 的(5)列和(6)列显示，重污染企业样本的系数显著为-0.027，绝对值显著高于非重污染企业样本的-0.005，且组间系数差异检验的 p 为 0.086，表明金融地理集聚对重污染企业突破式创新的促进效应更强。

该结果与重污染企业的技术改造约束与创新投入特征相吻合。相较于非重污染企业，重污染企业的突破式创新往往更依赖绿色工艺替代、关键设备更新与系统性流程再造，这类创新通常具有投入规模大、试错成本高、回收周期长的特征，且在实施过程中更容易受到环保约束强化、排放标准趋严与合规风险上升的影响，从而对外部资金供给的稳定性与期限匹配提出更高要求。例如，企业推进节能降碳工艺替代、污染治理设备更新或生产流程系统性改造时，往往需要较大规模资本投入和较长试错周期。在此情形下，企业周边金融机构集聚程度提高，不仅有助于扩大可用资金供给并提升融资可得性；也更易形成面向节能减排与技术改造的专业化金融服务与配套产品，从而降低重污染企业推进高成本、长周期技术变革的资金约束与执行风险，使其突破式创新的改善幅度相对更为明显；相比之下，非重污染企业面临的合规压力与改造刚性相对较弱，金融地理集聚带来的融资改善同样发挥作用，但对其突破式创新的边际拉动相对更为温和。

六、结论与启示

基于 2013—2023 年沪深 A 股 3188 家上市公司 15702 个企业-年份观测值，利用企业周边 1 千米范围内金融机构数量的对数刻画金融地理集聚水平，并以基于 IPC 主分类号前四位构造的跨年专利技术相似度衡量突破式创新，在双向固定效应框架下识别出：金融地理集聚水平显著降低跨年专利技术相似度，即显著促进企业突破式创新。该结论在逐步引入企业固定效应与年份固定效应、加入企业层面控制变量后保持一致；在替换被解释变量口径、替换解释变量口径、引入高阶固定效应、调整聚类层级、剔除 2020 年公共卫生事件年份与四个直辖市样本、采用 bad control 方法纳入基期特征×年份交互项后仍然稳健。进一步地，在熵平衡匹配与倾向得分匹配改善样本可比性之后，核心系数方向与显著性不变；在工具变量法纠正潜在反向因果与样本选择偏误后，金融地理集聚促进企业突破式创新的结论依旧成立，表明结果具有较强的识别强度与稳健性。

机制层面，本文并未将金融地理集聚仅视为“金融发展程度”的替代指标，而是将其界定为企业在微观空间内可接触到的金融供给环境，并在统一识别口径下并行检验三条关键金融传导通道。第一，融资约束渠道方面，金融地理集聚显著提高 SA 指数并显著降低 WW 指数与 FC 指数，表明企业外部融资可得性增强、融资约束得到缓解，从而提高突破式创新所需长周期研发投入的连续性与稳定性。第二，信息不对称渠道

方面，金融地理集聚显著降低信息不对称代理变量 ASY_1 与 ASY_2，说明空间邻近与高频互动有助于金融机构获取并更新企业“软信息”，降低逆向选择与道德风险，提高资本对高不确定性创新项目的识别与支持强度。第三，耐心资本渠道方面，金融地理集聚显著提升耐心资本指标 Pat，意味着金融资源在局部空间的集聚不仅体现为信贷供给扩张，也更可能伴随长期资金供给能力增强与期限结构改善，从而缓解突破式创新的期限错配问题。三条机制在同一框架内被并行度量与比较，说明金融地理集聚通过“资金可得性-信息可验证性-期限可匹配性”的同步改善，将更高强度的金融供给转化为更具跳跃性的技术创新产出。

异质性方面，金融地理集聚对突破式创新的促进效应在不同企业群体中存在显著差异。相较于非数字企业，数字企业样本中 Fd_1km 系数绝对值更大且差异检验显著，表明当企业资产结构更偏向数据、算法与软件等无形要素、传统抵押融资适配性相对不足时，周边金融机构集聚所带来的融资方式多元化与专业化评估能力提升，更容易转化为突破式创新增量。相较于非管制行业，管制行业企业的促进效应更强，反映在准入约束、合规要求与审批流程更严格的制度环境下，企业对稳定资金供给、专业化金融服务与长期资本承诺的依赖更高，金融地理集聚对其突破式创新的边际改善更为明显。相较于非重污染企业，重污染企业的系数绝对值显著更大，说明在环保约束强化与技术改造刚性更高的背景下，突破式创新往往依赖绿色工艺替代、关键设备更新与系统性流程再造，对资金规模、期限匹配与风险共担提出更高要求，而金融地理集聚提升有助于扩大可用资金供给并形成更契合绿色改造的金融服务，从而放大其对突破式创新的促进作用。

据此，本文提出以下具有可操作性的政策启示。第一，推动科技金融政策从“宏观金融总量”导向转向“微观可达性”导向，将企业通勤半径内的金融服务覆盖、授信响应速度与长期资金供给能力纳入地方科技金融评价体系，并在创新要素密集区域优化金融机构空间布局，以降低企业融资搜寻成本与交易摩擦。第二，以缓解融资约束为抓手完善长周期研发的资金供给机制，鼓励金融机构发展与研发里程碑相衔接的中长期授信安排，配套贴息、风险补偿与政府性担保等分担机制，提升续贷稳定性并改善资金期限结构。第三，以降低信息不对称为重点，建设“软信息可验证”的本地化信息基础设施，推动银行、股权投资机构、担保机构与第三方专业服务机构在合规边界内开展联合尽调与信息共享，引入技术评估与项目里程碑核验机制，提高资本对高不确定性创新项目的识别效率与投放精准度。第四，将耐心资本供给作为科技金融的关键增量，在政府引导基金与产业基金中强化最低投资期限与投后服务要求，推动长期资金围绕创新集聚区形成稳定生态，并通过退出与研发进展、技术转化绩效相挂钩的条款安排，减少短期化激励对突破式创新的挤出。第五，分类施策提升政策投入产出比：对数字企业侧重发展无形资产定价与股权类、可转债类工具供给；对管制行业强化与监管流程相匹配的期限安排与稳定续贷机制；对重污染企业推动绿色金融工具与技术改造融资协同，重点解决长周期改造型创新的期限错配与风险共担问题。

尽管本文得到较为一致的经验证据，但仍存在一定局限：第一，样本以A股上市公司为主，尚未覆盖大量未上市中小企业，结论的外推性仍需在更完整的企业谱系中检验；第二，突破式创新以跨年专利技术相似度度量，虽能刻画技术“跳跃性”，但仍受专利分类口径与专利产出可观测性的约束；第三，金融地理集聚以企业注册地固定半径内金融机构数量衡量，尚难完全覆盖线上金融服务、跨区域资金配置及集团化企业多地经营所带来的金融联系。同时，本文主要关注综合金融地理集聚对突破式创新的影响，尚未进一步区分不同类型金融机构集聚的差异化作用。后续研究可结合更细分的金融机构功能分类和企业实际经营地信息，考察不同金融机构空间集聚对企业创新行为的异质性影响，并进一步扩展至新三板与专精特新专板企业，结合更长追踪窗口与更细粒度的空间冲击识别金融布局变动的因果效应，并在度量层面引入专利质量、引用网络或研发过程数据，以提高突破式创新识别的颗粒度与机制检验的解释力。整体而言，若能围绕融资约束、信息不对称与耐心资本供给三类关键摩擦开展针对性制度供给，并将金融资源的空间布局与科技金融工具的期限结构相匹配，金融地理集聚更有可能稳定转化为企业突破式创新的可持续增量。

参考文献

[1] 辜胜阻，吴华君，吴沁沁，等. 创新驱动与核心技术突破是高质量发展的基石[J]. 中国软科学，2018(10)：9-18.

[2] 诸竹君，袁逸铭，许明，等. 数字金融、路径突破与制造业高质量创新——兼论金融服务实体经济的创新驱动路径[J]. 数量经济技术经济研究，2024，41(4)：68-88.

[3] 孙健，李菡旻，袁淳，等. 数字金融与企业突破式创新——基于监督和融资双渠道的分析[J]. 管理评论，2024，36(2)：222-235.

[4] FUNK R J，OWEN-SMITH J. A dynamic network measure of technological change[J]. Management Science，2017，63(3)：791-817.

[5] 郑雨稀，杨蓉，HEYDARI M. 数字金融促进了突破式创新还是渐进式创新？[J]. 云南财经大学学报，2022，38(2)：49-69.

[6] 黄梅，万小龙. 科技创新和产业创新深度融合赋能新质生产力：逻辑理路、现实障碍与实践路径[J]. 科学管理研究，2025，43(2)：82-91.

[7] 马连福，高塬，秦鹤. 企业双元创新路径选择研究——基于资本配置效率的视角[J]. 科学学与科学技术管理，2019，40(8)：18-32.

[8] 毕晓方，翟淑萍，姜宝强. 政府补贴、财务冗余对高新技术企业双元创新的影响[J]. 会计研究，2017(1)：46-52，95.

[9] 陈啸，张峰，邹德仁. 金融集聚对企业创新质量的影响研究——基于战略性新兴产业的视角[J]. 商业研究，2025(4)：52-62.

[10] AGARWAL S，HAUSWALD R. Distance and private information in lending[J]. The Review of Financial Studies，2010，23(7)：2757-2788.

[11] BENFRATELLO L，SCHIANTARELLI F，SEMBENELLI A. Banks and innovation：Microeconometric evidence on Italian firms[J]. Journal of Financial Economics，2008，90(2)：197-217.

[12] CORNAGGIA J，MAO Y，TIAN X，et al. Does banking competition affect innovation？[J]. Journal of Financial Economics，2015，115(1)：189-209.

[13] FENG Y，ZOU L，YUAN H，et al. The spatial spillover effects and impact paths of financial agglomeration on green development：Evidence from 285 prefecture-level cities in China[J]. Journal of Cleaner Production，2022，340：130816.

[14] 邓可斌，旷鹏程. 城市群政策与城商行流动性创造——基于集聚效应和市场一体化效应的双重视角[J]. 财贸研究，2024，35(7)：17-34.

[15] 熊熊，陈庆冲，张雨萌. 科技金融40年：理论基础、政策工具与瓶颈突破[J]. 西安交通大学学报(社会科学版)，2025，45(5)：1-15.

[16] KING R G，LEVINE R. Finance and growth：Schumpeter might be right[J]. The Quarterly Journal of Economics，1993，108(3)：717-737.

[17] 丁焕峰，谢丽娟，孙小哲. 金融集聚支持区域创新：作用效果与传导路径[J]. 金融经济学研究，2022，37(2)：56-70.

[18] 高洪玮. 金融集聚、基础支撑与城市绿色创新——来自长江经济带的经验证据[J]. 经济与管理研究，2024，45(5)：96-113.

[19] HE Y，CHANG D，WEI R. Local financial agglomeration and corporate green innovation[J]. Asia-Pacific Journal of Financial Studies，2023，52(4)：539-564.

[20] 陈乐一，李晟睿. 金融地理集聚对企业韧性的影响研究——来自金融机构空间分布的证据[J]. 贵州社会科学，2025(6)：104-115.

[21] PAN F，YANG B. Financial development and the geographies of startup cities：Evidence from China[J]. Small Business Economics，2019，52(3)：743-758.

[22] 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.

[23] 刘志强，王慧晴，温颖. 金融集聚、制度质量对企业出口行为的影响研究[J]. 金融评论，2022，14(3)：102-123，126.

[24] 郭晓旭，张娆. 渐进性抑或颠覆性：金融集聚的创新激励效应研究[J]. 科技管理研究，2022，42(23)：169-180.

[25] LAEVEN L，LEVINE R，MICHALOPOULOS S. Financial innovation and endogenous growth[J]. Journal of Financial Intermediation，2015，24(1)：1-24.

[26] 陈雨露，蓝焕琪，马勇. 金融创新、金融结构与企业创新[J]. 经济研究，2025，60(3)：38-53.

[27] ZOU Y，WANG X. Distance，information and bank lending in China[J]. Pacific-Basin Finance Journal，2022，74：101793.

[28] LI F F，HUANG J Y. Analysis of financial agglomeration effect on corporate financing behavior[J]. Advanced Materials Research，2014，981：961-965.

[29] AIZENMAN J，KENDALL J. The internationalization of venture capital[J]. Journal of Economic Studies，2012，39(5)：488-511.

[30] DZIEKOŃSKI K，IGNATIUK S. Venture capital and private equity investment preferences in selected countries[J]. e-Finanse：Financial Internet Quarterly，2015，11(3)：128-137.

[31] BYUN S K，OH J M，XIA H. Incremental *vs*. breakthrough innovation：The role of technology spillovers[J]. Management Science，2021，67(3)：1779-1802.

[32] AHUJA G，MORRIS LAMPERT C. Entrepreneurship in the large corporation：A longitudinal study of how established firms create breakthrough inventions[J]. Strategic Management Journal，2001，22(6-7)：521-543.

[33] 宋敏，周鹏，司海涛. 金融科技与企业全要素生产率——“赋能”和信贷配给的视角[J]. 中国工业经济，2021(4)：138-155.

[34] 于蔚，汪森军，金祥荣. 政治关联和融资约束：信息效应与资源效应[J]. 经济研究，2012，47(9)：125-139.

[35] 邱蓉，田子豪，买俊鹏，等. 耐心资本与企业全要素生产率提升[J]. 证券市场导报，2024(12)：3-12.

[36] 祝树金，申志轩，文茜，等. 经济政策不确定性与企业数字化战略：效应与机制[J]. 数量经济技术经济研究，2023，40(5)：24-45.

[37] XU C. The fundamental institutions of China's reforms and development[J]. Journal of Economic Literature，2011，49(4)：1076-1151.

[38] CAMERON A C, GELBACH J B, MILLER D L. Robust inference with multiway clustering[J]. Journal of Business and Economic Statistics, 2011, 29(2): 238-249.
[39] 喻旭兰, 周颖. 绿色信贷政策与高污染企业绿色转型: 基于减排和发展的视角[J]. 数量经济技术经济研究, 2023, 40(7): 179-200.
[40] 黄炜, 张子尧, 刘安然. 从双重差分法到事件研究法[J]. 产业经济评论, 2022(2): 17-36.
[41] 聂长飞, 冯苑, 张东. 知识产权保护与经济增长质量[J]. 统计研究, 2023, 40(2): 73-88.
[42] 董松柯, 刘希章, 李娜. 数字化转型是否降低企业研发操纵? [J]. 数量经济技术经济研究, 2023, 40(4): 28-51.
[43] 陶锋, 胡军, 李诗田, 等. 金融地理结构如何影响企业生产率? ——兼论金融供给侧结构性改革[J]. 经济研究, 2017, 52(9): 55-71.
[44] MYERS S C. Determinants of corporate borrowing[J]. Journal of Financial Economics, 1977, 5(2): 147-175.
[45] AKERLOF G A. The market for "lemons": Quality uncertainty and the market mechanism[J]. The Quarterly Journal of Economics, 1970, 84(3): 488-500.
[46] MORRIS J R. On corporate debt maturity strategies[J]. The Journal of Finance, 1976, 31(1): 29-37.

Financial Geographic Agglomeration and Firms' Breakthrough Innovation

Lu Jin[1], Wang Guangxu[1], Zhang Xiaotong[2]
(1. School of Economics, Qingdao University, Qingdao 266061, China; 2. School of Economics, Nankai University, Tianjin 300071, China)

Abstract: Breakthrough innovation is recognised as a core driving force for Chinese modernisation. The effectiveness of financial services in supporting technological innovation is directly affected by the spatial allocation efficiency of financial resources. Panel data for Shanghai and Shenzhen A-share listed firms over the period from 2013 to 2023 were used. The relationship between financial geographic agglomeration and corporate breakthrough innovation was systematically examined. The underlying mechanisms were also investigated. A significant positive effect of financial geographic agglomeration on corporate breakthrough innovation is shown by the empirical results. Three key transmission channels are identified: the alleviation of financing constraints, the reduction of information asymmetry between banks and firms, and an increase in the supply of patient capital. More pronounced effects are also revealed by the heterogeneity analysis for digital firms, firms in regulated industries, and heavily polluting firms. These differences are associated with the intangible asset characteristics of digital firms, the institutional constraints on regulated industries, and the technological upgrading needs of heavily polluting firms. Differences in reliance on specialised financial services and a stable supply of funds are also indicated across firm types. Better alignment between the local supply of finance and innovation needs is therefore recommended in light of firms' innovation characteristics and industry conditions. The theoretical framework of financial agglomeration and corporate innovation is extended from the perspective of the micro-level spatial accessibility of financial resources. The underlying logic of the effect of financial geographic agglomeration on breakthrough innovation is clarified. Solid empirical evidence and policy implications are provided for optimising the spatial allocation of financial resources, improving the financial service system for science and technology, and supporting the development of new quality productive forces through finance.

Keywords: financial geographic agglomeration; breakthrough innovation; financing constraints; information asymmetry; patient capital