

商业银行网点扩张如何影响企业创新： 理论与经验证据

张伟俊 袁凯彬 李万利*

内容提要 本文利用经纬度信息构造中国企业层面邻近银行网点数据,系统考察银行网点扩张对非上市企业创新的作用机制和渠道。研究发现,股份制和城市商业银行网点扩张对企业创新具有显著促进效应,在运用倍差法、边界断点回归及一系列稳健性检验后依然成立。银行网点扩张主要通过银行竞争渠道促进企业创新,而金融可及性渠道不显著。此外,银行网点扩张仅对中等规模企业创新产生影响,对小微和大型企业创新的影响不显著,但有助于抑制无创新企业的政策套利倾向。本文从理论和经验两方面揭示银行网点扩张影响企业创新的内在逻辑,对深化银行业金融改革和缓解中小企业融资难问题具有重要启示。

关键词 银行网点扩张 地理距离 企业创新 金融摩擦

一 引言

大量研究表明,商业银行扩张与企业绩效息息相关(Demirgüç-Kunt and Maksimovic, 1998; Beck *et al.*, 2004)。近年来,中国以银行业为主导的金融市场结构正在发生深刻变化,其中最值得关注的是国有银行改革、利率市场化不断推进及放松银行市场准

* 张伟俊:中山大学国际金融学院 中山大学高级金融研究院;袁凯彬(通讯作者):西南财经大学金融学院 四川省成都市温江区柳台大道555号格致楼611130;李万利:湖南大学金融与统计学院;电子信箱:zhangwj1125@foxmail.com(张伟俊);kaibin.yuan@foxmail.com(袁凯彬);liwanli0223@hnu.edu.cn(李万利)。

作者感谢国家自然科学基金青年项目(72002068)的资助,感谢两位匿名审稿专家宝贵的意见和建议。当然,文责自负。

入政策的相继出台。这些变化引发了股份制和城市商业银行崛起,加速了银行间竞争,导致传统国有银行垄断的银行市场逐渐重构。由此在中国经济发展方式转型的重要阶段,股份制和城市商业银行扩张对企业产生的经济效应也逐渐受到学者关注。

创新既是一国经济发展的重要动力,也是企业建立竞争优势的重要保障。中国共产党第十八次全国代表大会明确提出“科技创新是提高社会生产力和综合国力的战略支撑,必须摆在国家发展全局的核心位置”,第十九次全国代表大会报告也进一步指出“我国经济已由高速增长阶段转向高质量发展阶段”。然而,当前中国实体经济发展表现动力不足、创新能力不强,特别是中小企业仍然受内外部因素(如融资环境)制约,企业效率低下和创新水平不足等问题愈加明显,这在一定程度上限制了中国经济高质量发展。其中值得思考的一个问题是,在一系列金融体制改革背景下,商业银行扩张,特别是股份制和城市商业银行扩张在创新型国家建设和高质量发展战略目标中发挥怎样的作用?其能否将信贷资金更好地引入实体企业尤其是富有效率但融资难的中小企业的创新活动,帮助实体经济提升质量和效率?厘清上述问题,不仅能够为银行扩张的微观经济后果提供经验证据,也可有关部门进一步深化金融体制改革、缓解中小企业融资难等问题提供重要政策参考。

鉴此,本文将系统考察银行网点扩张对企业创新的影响效应和内在机理。首先,我们构建一个纳入外部金融摩擦和创新因素的简化模型,充分考虑内部现金流、外部金融摩擦与企业创新的交互作用,捕捉融资约束相对紧束的非上市企业特征。其次,基于中国工业企业数据库、非上市企业专利数据库及银行网点数据,采用网络爬虫技术获取企业与银行网点经纬度数据,构造企业-时间层面银行网点扩张测度指标。最后,利用回归分析检验理论模型。本文研究结果表明,股份制和城市商业银行网点扩张促进了企业创新水平,作用机制在于企业获取信贷资源的成本下降。在信贷供给侧渠道方面,银行网点扩张主要通过加剧银行竞争作用于企业创新,而金融可及性渠道在中国数据中未找到支撑论据。在信贷需求侧渠道方面,银行网点扩张的创新效应仅在具有一定抵押品的中等规模企业中显著,对小微和大型企业不显著。此外,银行网点扩张能够在一定程度上抑制企业利用研发激励政策套取政府补贴的机会主义倾向,尤其在银行网点扩张幅度较大时,这类企业的研发投入行为将逐渐与常规企业趋同。最后,银行网点扩张还有助于模仿型企业的创新水平出现跃迁,尤其在网点扩张高分位上表现明显,其创新产出水平几近原创性企业门槛。这不仅对坚持创新驱动的高质量发展战略具有重要启示意义,也对深化中国金融改革提出了新思考。

本文边际贡献和研究意义主要包括如下方面:第一,针对银行网点扩张与创新的

因果识别,区别于 Amore *et al.* (2013)、Cornaggia *et al.* (2015)、Hombert and Matray (2017)、Bai *et al.* (2018)利用美国商业银行管制放松政策以及 Levine and Warusawitharana (2021)借助欧盟主权债利差变化等外生冲击,本文基于企业与银行网点的详细地址,结合高德地图应用程序接口(Application Programming Interface, API)爬取经纬度,构造高度细化的企业邻近银行网点扩张指标来规避内生性干扰,并结合渐进双重差分模型和地理边界断点回归模型辅以论证。第二,本文首次基于中国数据全面考察银行网点扩张的银行业竞争和金融可及性双重渠道。尽管学者们聚焦单一银行业竞争渠道展开了丰富的探索性研究,但未涉及银行网点扩张产生的金融可及性改善,如 Chong *et al.* (2013)、唐清泉和巫岑(2015)及姜付秀等(2019)。金融可及性作为普惠金融的重要体现,与中小企业融资问题密切相关(Berger *et al.*, 2017),但在中国的作用还有待论证。第三,区别于多数侧重经验分析的相关研究(Amore *et al.*, 2013; Cornaggia *et al.*, 2015; 唐清泉和巫岑, 2015; 蔡竞和董艳, 2016),本文构造了一个简化理论模型,刻画银行网点扩张对企业创新的作用机制,可为后续公司金融理论模型和纳入银行扩张因素的动态随机一般均衡模型构建提供理论参考。

本文余下内容安排为:第二部分是文献述评与研究假说;第三部分介绍模型构建、变量设定及数据来源;第四部分为基准回归和稳健性检验;第五部分从融资约束和成本角度分析股份制和城市商业银行网点扩张对企业创新的作用机制;第六部分分别从供给和需求侧进行渠道检验;最后是全文总结。

二 文献述评与研究假说

(一)文献述评

有关金融发展对经济发展尤其技术创新的影响,自 Schumpeter (1911) 以来持续受到学术和政策界关注。Rajan and Zingales (1998) 最早基于因果效应发现金融扩张可有效促进宏观经济发展。Beck *et al.* (2004) 的研究也发现了相似结论。然而,Levine (2005) 在《经济增长手册:第一卷》中指出跨国样本研究往往存在较大内生性问题,而且在技术上很难克服。对此, Karlan and Morduch (2010) 在《发展经济学手册:第五卷》中也进一步强调存在两方面问题:其一,金融扩张与经济发展存在较强的双向因果关系,导致难以识别金融扩张对经济发展的影响;其二,既有研究大多采用跨国样本数据,而宏观数据囿于样本规模较小、数据加总层级较高等限制,造成作用机制和内生性考察较为困难。沿着上述逻辑,学者们将样本细化到企业层面,进一步探讨金融扩张

与技术创新的关系,例如聚焦非正规金融(Ayyagari *et al.*, 2010)、风险投资(Lerner *et al.*, 2011)、商业银行扩张(Amore *et al.*, 2013; Cornaggia *et al.*, 2015; Bai *et al.*, 2018)。在金融扩张相关研究中,商业银行扩张与企业创新的关系还未达成一致。由于企业创新过程涉及研发活动,而研发活动的产出存在不确定性,这就可能导致债务融资会限制企业展开研发,因此商业银行扩张未必促进企业创新(Atanasov *et al.*, 2007)。对此,Chava *et al.* (2013)、Cornaggia *et al.* (2015)及Hombert and Matray(2017)借助美国放开银行管制的准自然实验,在排除内生性问题后支持上述论断。但也有研究发现了相反证据,即商业银行扩张会促进创新(Ayyagari *et al.*, 2010; Amore *et al.*, 2013; Bai *et al.*, 2018)。由此可见,虽然不少国外学者研究银行扩张对创新的影响,但结论并不统一。

学者们基于中国数据也展开了相关研究(Chong *et al.*, 2013;唐清泉和巫岑,2015;蔡竞和董艳,2016;姜付秀等,2019;张璇等,2019)。相对国外经验证据存在较大分歧,中国证据则一致认为,商业银行扩张引起的银行业竞争有助于企业获取信贷资源,从而促进创新。例如Chong *et al.* (2013)基于世界银行数百家中国企业的调查数据发现,银行竞争加剧有助于中小企业获得信贷资源。沿着相似思路,唐清泉和巫岑(2015)与姜付秀等(2019)利用中国A股上市企业数据也得出同样结论,并指出该效应在小型企业和民营企业中更明显。还有部分研究利用更大样本的中国工业企业数据得出了相似结论,仅在异质性分析中与前述研究存在细微分歧(蔡竞和董艳,2016;张璇等,2019)。通过梳理上述文献可知,来自中国的结论与Atanasov *et al.* (2007)及Hombert and Matray(2017)以美国数据为样本的结论相反。那么究竟是中国情境下的银行扩张与美国存在本质差异导致结论出现分歧,还是因为潜在的内生性问题产生了有偏估计?

值得说明的是,目前中国商业银行扩张的文献在指标构造上使用地级市层面加总数据来反映银行扩张,无法规避两方面的内生性疑虑。一方面,地级市层面加总的银行网点扩张数据与当地经济发展存在同向变动趋势,导致其混杂了多方面的干扰因素。不同文献利用地级市层面加总数据反映性质迥异的因素,例如反映地区金融发展水平(Fafchamps and Schündeln, 2013; Chen *et al.*, 2020)、银行竞争程度(蔡竞和董艳, 2016;姜付秀等,2019)、金融可及性(Bellucci *et al.*, 2013; Hollander and Verriest, 2016)以及区域营商环境(Bhuian, 1997)。因此倘若用地级市层面加总数据研究银行扩张对创新的影响,将因遗漏变量难以判断其究竟反映银行竞争还是其他指标。另一方面,企业能够获取的外部融资在地理范围上存在“阈值半径”,该值在国外研究中为16–20公里(Amore *et al.*, 2013; Berger *et al.*, 2017; Skrastins and Vig, 2018)。考虑中国地级市

平均半径高达 92.7 公里,使用地级市加总数据构造指标来反映企业层面数据必然面临较大测度误差^①。依据计量经济理论,无论遗漏关键变量还是测度误差问题,均会导致有偏估计,因此中国银行网点扩张与企业创新的关系还有待进一步检验。

国内外对银行扩张与创新关系的研究不断推进,原因是学者们发现早期研究利用宏观层面加总数据构造指标存在严重的内生性问题,二者因果关系多年来悬而未决。鉴此,本文将利用网络爬虫技术获取中国企业和银行网点的经纬度,构造企业层面随时间变动的银行网点扩张指标,有效克服遗漏变量和测度误差等内生性问题,并结合中国工业企业样本重新审视银行网点扩张对创新的因果效应,揭示其作用机制和渠道。

(二) 研究假说

在前文分析基础上,本文参照 Doraszelski and Jaumandreu (2013) 和 Levine and Warusawitharana (2021) 的研究范式,构建关于企业外部融资、金融摩擦与创新的简化理论模型,探究影响企业创新的因素及内在机制。

1. 产出。本文定义企业总产出为科布-道格拉斯生产函数:

$$Y = f(K, AL) \quad (1)$$

其中, Y 、 K 、 A 及 L 分别表示企业产出、资本、技术水平以及劳动力。假定技术外生,产出价格标准化为 1,企业以固定工资率(ω)雇佣劳动者,则企业利润最大化为^②:

$$\pi = \max(Y - L\omega) \quad (2)$$

2. 外部融资。企业无论进行实物投资还是研发投入,最初均使用企业生产创造的内部现金流。当企业投资超过内部现金流时,企业需要通过外部融资来补充不足。外部融资企业会受到金融摩擦影响,假定企业获取外部融资的单位成本为 ϕ 。参照 Gomes (2001) 和 Levine and Warusawitharana (2021) 的研究思路,本文构建关于企业单个金融决策的模型。由于我们关注企业研发投入与创新水平的关系,因此定义 D 为企业进行创新的研发投入,假定企业仅通过银行部门获取外部融资(F),并不考虑其他融资方式, F 满足如下设定:

$$F = I + D + 0.5\lambda I^2/K - \pi \quad (3)$$

其中, F 表示企业需要通过外部融资获得的资金; I 是企业固定投资; λ 为参数; $0.5\lambda I^2/K$ 是本文设定的二次调整成本函数,以确保企业投资最优。如果 F 大于 0,则

① 根据韦倩等(2014)测算,中国地级行政单位的平均面积约为 2.7 万平方公里,等效为平均半径为 92.7 公里的圆面积。根据后文计算结果,中国企业获取的银行资源在半径约 20 公里时达到最大,即所谓阈值半径。两者相差 4.6 倍,换算为等效圆面积后将存在 21.2 倍的测度误差。

② 我们定义利润为企业当期投资的内部现金流。

表示企业投资大于当期盈利(现金流),说明企业内部资金不足,需要外部融资;如果 F 小于 0,则表示企业还有盈余资金可作为分红。

3. 企业创新。本文定义企业创新是研发投入占资本比例(D/K)的增函数 $g(D/K, \varepsilon)$ 。由于企业创新通常发生在次年或更远年份,因此定义企业创新发生在次年的函数为:

$$H' = g(D/K, \varepsilon) \quad (4)$$

其中, H' 表示企业次年的创新; ε 为其他影响企业创新的外生变量。借鉴 Aghion and Howitt(1992)的方法,假定创新函数 $g(D/K, \varepsilon)$ 满足稻田条件,则有:

$$\partial g(D/K, \varepsilon) / \partial D > 0 \quad \text{且} \quad \partial^2 g(D/K, \varepsilon) / \partial D^2 < 0 \quad (5)$$

通过(3)和(5)式可得 $\partial F / \partial D > 0$, 可推出:

$$\partial D / \partial F > 0 \quad \text{且} \quad \partial g(D/K, \varepsilon) / \partial D > 0 \quad (6)$$

由此可推出(7)式和本文假说1。

$$\partial g(D/K, \varepsilon) / \partial F = [\partial g(D/K, \varepsilon) / \partial D] (\partial D / \partial F) > 0 \quad (7)$$

假说1:企业通过银行进行外部融资会提升企业创新水平,这一作用对缺乏内部现金流的中小企业更明显。

根据贝尔曼方程,可得企业价值为:

$$V(K, D) = \max_{I, K', D} \{ -F[1 + \varphi \kappa(F > 0)] + \varphi E[V(K', H')] \} \quad (8)$$

其中, $K' = (1 - \delta)K + I$; δ 为资本折旧; $\kappa(F > 0)$ 是表示企业是否需要外部融资的示性函数,如果 F 大于 0,表示企业需要外部融资,该函数等于 1,否则为 0。 $E[V(K', H')]$ 表示企业次年价值的期望函数; φ 是企业贴现率。为将研发投入与企业创新合理地对应起来,需要满足以下条件:

$$\partial^2 E[V(K', H')] / \partial D^2 < 0 \quad (9)$$

(9)式的二阶条件代表企业研发投入的最优选择,即企业预期次年价值是研发投入的凹函数。当企业收益正好等于投入时,企业既不存在外部融资,也不存在盈余分红。企业根据目标约束决定物质资本和研发投入,即根据一阶条件做最优投资决定,此时边际收益等于边际成本:

$$1 + \phi \kappa(F > 0) = \varphi \{ \partial E[V(K', H')] / \partial D \} \quad (10)$$

进一步使用二阶导数来判断外部融资与企业创新的内在关系:

$$\frac{\partial}{\partial \phi} \left[\frac{\partial g(D/K, \varepsilon)}{\partial F} \right] = \frac{\partial}{\partial D} \left[\frac{\partial g(D/K, \varepsilon)}{\partial F} \right] \frac{\partial D}{\partial \phi} \quad (11)$$

根据(9)和(10)式可知:

$$\partial \phi / \partial D = \varphi \{ \partial^2 E[V(K', H')] / \partial D^2 \} < 0 \quad (12)$$

由于 $\partial\varphi/\partial D < 0$,可推出 $\partial D/\partial\varphi < 0$ 。由(5)和(6)式可推出:

$$\frac{\partial}{\partial D} \left[\frac{\partial g(D/K, \varepsilon)}{\partial F} \right] = \left[\frac{\partial^2 g(D/K, \varepsilon)}{\partial D^2} \right] \frac{\partial D}{\partial F} < 0 \quad (13)$$

因此由(11)式得到(14)式和本文假设2:

$$\frac{\partial}{\partial \phi} \left[\frac{\partial g(D/K, \varepsilon)}{\partial F} \right] = \frac{\partial}{\partial D} \left[\frac{\partial g(D/K, \varepsilon)}{\partial F} \right] \frac{\partial D}{\partial \phi} > 0 \quad (14)$$

假说2:外部融资摩擦提高了企业获取外部资金的成本进而降低了其研发创新水平。

外部融资摩擦增加将降低企业研发投入,此时,企业花费在研发投入上的预期收益下降,企业创新对研发投入变化的反映更敏感。换言之,当外部融资摩擦越严重时,企业创新对外部融资的敏感程度越强烈。因此,对受外部金融摩擦影响越强的融资企业,融资环境稍微变好就会大幅提升其创新水平。

三 研究设计

(一)模型构建和变量设定

参照 Cornaggia *et al.* (2015)研究银行竞争与企业创新的考察方式,本文构建如下识别股份制和城市商业银行网点扩张对非上市企业创新效应的计量模型:

$$\ln Apply_{it} = \alpha + \eta_i + \eta_t + \beta \ln Branch_{it} + \mathbf{IX} + \mu_{it} \quad (15)$$

其中,下标 i 和 t 分别表示企业和年份。被解释变量为非上市企业创新水平 ($Apply$),通常使用企业研发投入、专利申请数及专利授权数来衡量,本文主要以企业专利申请数(对数)展开分析。一方面,专利申请能够准确反映企业当前创新活动,对企业外部冲击做出较快反馈;另一方面,专利授权需要经历较长的审批周期,当期企业投入的创新更有可能计入次年或更远年份,难以准确刻画来自企业外部的影响效应。与林志帆和龙晓旋(2019)的研究类似,为保证结果可靠性,本文后续将使用专利授权数做稳健性检验。

我们主要关注企业邻近银行网点数的系数值 $\beta^{\textcircled{1}}$,该网点数用 t 年 i 企业一定范围内的股份制和城市商业银行网点数的对数($\ln Branch$)衡量。为准确衡量银企的信贷联系,我们剔除银行与企业在不同地级市的样本观测值。本文主要考察企业附近10-30公里半径范围内的网点数,这一方面是源于企业获取金融资源受阈值半径影响,与

^① 需要特别注意的是,企业创新具有一定的滞后性,为使回归结果更无偏有效,经验分析也将这种滞后性纳入分析,虽然(15)式并未列出相应滞后项。

距离更远的银行分支机构难以产生信贷联系(Skrastins and Vig,2018)。另一方面,随着考察的银企距离扩大,因果效应会受城市层面的混杂因素影响,导致系数估计有偏。例如,城市层面的经济发展水平和营商环境等宏观因素往往与城市层面的银行扩张存在强相关性(Karlan and Morduch,2010),继而通过混杂因素干扰估计值。

(15)式的 X 主要包括以下控制变量:(1)企业规模($\ln Scale$)使用企业年末职工数的自然对数衡量^①。(2)企业年龄($\ln Age$)使用当期年份减去企业注册时年份并取自然对数衡量。(3)政府补贴($\ln Sub$)使用企业当年政府补贴占总资产的比重衡量。由于企业创新活动可能受地方财政补贴影响(黎文靖和郑曼妮,2016),而地方财政补贴往往与地方金融发展水平存在强相关关系,为避免混杂因素干扰,有必要在模型中进行控制。(4)企业资产收益率(ROA)使用企业当年利润与总资产的比值衡量。(5)出口(EX)使用二值变量表示,若企业出口则定义为1,否则为0。Chen *et al.* (2020)的研究表明与非出口企业相比,出口更容易引起企业创新。此外,基准回归模型还包括企业固定效应(η_i)和时间固定效应(η_t)。企业固定效应用于排除企业层面不可观测因素导致的内生性问题,如企业在样本观测期前就已具备的信贷获取优势。时间固定效应用于捕捉宏观经济变化的共同冲击。 μ_{it} 为随机扰动项。

(二)数据来源和处理

本文样本为1998–2013年中国非上市企业,数据来源于中国工业企业数据库,跨年度合并构建面板数据、剔除不符合通行会计准则观测值的处理与Brandt *et al.* (2012)一致,其中对非上市企业的识别按企业名称匹配。

股份制和城市商业银行网点数据来自中国银行保险监督管理委员会(以下简称银保监会)披露的金融许可证数据。为构造详细的企业层面银行网点扩张数据,我们首先根据中国工业企业详细地址和银保监会金融许可证披露的商业银行网点详细地址,利用网络爬虫结合高德地图地理编码API抓取企业和网点层面的经纬度。若企业详细地址缺失,则按企业相邻年份的地址插值;若插值后仍然缺失,则按企业名称补全。经过以上处理,原始样本中仍可能存在较高比重的企业难以获取有效的经纬度数据^②。为避免剔除单一年度观测值可能导致样本非随机删失问题,我们将相应企业从

① 使用企业固定资产的自然对数衡量企业规模与使用企业职工人数衡量的结果差异较小,考虑中国工业企业数据库中部分企业固定资产数据缺失,本文主要使用企业职工人数的自然对数衡量企业规模。

② 无法获取有效经纬度主要包括两种情形:一是在隔年插值与企业名称插值处理后,仍然无法利用高德API获取有效经纬度信息;二是尽管在爬虫代码中试图限定企业所属地级市,但根据所获经纬度匹配县级市地理编码校验后,仍然存在与工业企业数据库报告的驻地信息不一致的企业观测值。

样本各期统一剔除。然后,在地级市层面为每个工业企业匹配市内的所有银行网点,并根据企业与银行网点的经纬度计算企业附近 10、15、…、30 公里以内的股份制和城市商业银行网点数。

非上市企业创新数据来自国家知识产权局中国研究数据服务平台(CNRDS)的非上市企业专利数据库(CIRD),涵盖样本期中国非上市企业所有专利信息,包括申请和获得授权的专利数。在整理基本数据后,利用企业名称与中国工业企业数据进行合并。

四 经验分析

(一) 基准回归结果

表 1A 部分报告了根据(15)式对全样本回归的结果。为避免低估系数值标准误而高估显著性,表 1 所有回归均聚类到企业层面。第(1)–(5)列分别报告了企业 10–30 公里范围内股份制和城市商业银行网点扩张对企业创新的回归结果。估计结果表明企业临近银行网点数的系数值均为正且在 30 公里范围内均显著^①,在 20 公里内的效应最大,即银行网点扩张会显著促进非上市企业的创新水平。考虑企业创新存在一定滞后效应,本文还使用了滞后 1 期和 2 期展开回归分析,分别见表 1B 和 C 部分^②。从结果看,银行网点扩张对非上市企业创新水平确实存在一定滞后效应,其中滞后 1 期的效应最大,同样在 20 公里范围内达到最大值。因此在后续分析中,本文主要使用企业 20 公里范围内银行网点数的滞后 1 期进行分析,即以表 1B 部分第(3)列为基准。

此外,估计结果表明银行网点数的系数值在统计意义上显著为正,且具有较强显著性。以表 1B 部分为例,结合统计性描述可知,股份制和城市商业银行在 20 公里范围内的标准差为 1.84,非上市企业创新的标准差为 0.95。结合 B 部分第(3)列可知银行网点数每变化 1 个标准差会引起非上市企业创新 0.06 个标准差变化^③。

① 随着考察企业附近特定地理距离不断扩大,尤其超过 35 公里后,系数值逐渐不显著。正如前文所述,随着距离范围扩大,银行网点数变量将开始混合更多混杂因素,例如城市层面的经济发展水平和营商环境等,此时利用 50 公里及以上的企业邻近银行网点数与直接利用城市层面简单合并样本的系数估计值将趋于一致。此外,随着距离增加, $\ln Branch$ 回归系数值呈先增后减的变化趋势,这源于企业获取金融资源在地理上存在阈值半径。随着距离继续增加,将混入更多零效应而“稀释”整体系数值大小。限于篇幅,未报告相应结果,见本刊网站(www.jweonline.cn)2021 年第 6 期本文的补充材料附录 1。

② 限于篇幅,未报告 C 部分回归结果,见本刊网站本文的补充材料附录 1。

③ 限于篇幅,未报告描述性统计结果,见本刊网站本文的补充材料附录 2。

表 1	基准回归结果				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	10 公里	15 公里	20 公里	25 公里	30 公里
A: 网点数当期回归					
ln Branch	0. 0171 *** (0. 0041)	0. 0190 *** (0. 0043)	0. 0199 *** (0. 0044)	0. 0177 *** (0. 0045)	0. 0124 *** (0. 0046)
观测值	360 118	360 118	360 118	360 118	360 118
R ²	0. 7959	0. 7959	0. 7959	0. 7959	0. 7959
B: 网点数滞后 1 期回归					
ln Branch	0. 0198 *** (0. 0043)	0. 0263 *** (0. 0046)	0. 0304 *** (0. 0048)	0. 0301 *** (0. 0049)	0. 0268 *** (0. 0051)
观测值	313 179	313 179	313 179	313 179	313 179
R ²	0. 8099	0. 8100	0. 8100	0. 8100	0. 8100
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
时间和企业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制

说明:括号内的值为企业层面聚类调整的稳健标准误,*、**及***分别表示回归系数在 10%、5%及 1% 水平上显著。除特别说明外,后表同。

(二) 稳健性检验

股份制和城市商业银行网点扩张与非上市企业创新存在正向关系是否受内生性问题干扰? 下面将识别二者的因果关系。

1. 控制可能的遗漏变量。在全球经济一体化背景下,企业间竞争程度日益激烈,企业为在市场中生存,尤其是部分中小企业,更倾向展开自发性的创新活动。如果不能准确控制来自企业内在自发创新这一重要影响因素,可能导致本文结果偏误。为此,我们进一步控制以下可能影响企业创新的解释变量。一是企业生产率水平(*tfp*),因为生产率水平越高的企业越倾向创新(König *et al.*,2020)。本文参照鲁晓东和连玉君(2012)使用 LP 方法估算非上市企业生产率水平^①。二是国有企业(*SOE*)虚拟变量,用于控制所有制作为混杂因素干扰回归结果(吴延兵,2012)。三是外商直接投资企业(*FDI*)虚拟变量,使用二值变量衡量 *FDI*,参照《外商投资统计制度》定义外资股权超过 10% 为 1,否则为 0。

① 本文也使用 OP 等方法计算企业的全要素生产率,其在后续回归分析中的结论基本同使用 LP 法的结论,因此后续分析均以 LP 法计算的结果列出。

由于基准回归主要关注股份制和城市商业银行网点扩张对企业创新的影响,为排除其他银行网点扩张的干扰,我们进一步控制其他银行网点数。此外,为排除可能来自省份和城市层面的混杂因素(如地方产业政策、营商环境等)干扰,本文还额外控制了省份趋势效应和城市趋势效应。上述考量下的所有回归结果均稳健^①。

2. 双重差分法。Klein and Olivei(2008)的研究表明,外资银行进入会通过“鲶鱼效应”促进一国银行业竞争和信贷供给扩张。我们利用外资银行首次进入地级市的时点构造渐进双重差分模型(time-varying Differences-in-Differences, DID)。一方面,由于各城市取消外资银行准入限制的时间不同,在数据结构上表现为一种较为外生的冲击,可有效规避反向因果造成的干扰;另一方面,由于不同城市入驻外资银行的时间存在差异,导致冲击时间分布难以与其他无关政策重合,有助于排除遗漏变量等内生性疑虑。参照 Bai *et al.* (2018)对连续变量与双重差分项交互处理的渐进 DID 模型设定,我们有如下设定:

$$\ln Apply_{it} = \theta_0 + \eta_i + \eta_t + \theta_1 \ln Branch20_{it} \times Entry_{ct} + \theta_2 \ln Branch_{it} + \theta_3 Entry_{ct} + \Psi X + \mu_{it} \quad (16)$$

其中, *Entry* 为判定外资银行进入状态的虚拟变量,当企业 *i* 所在地级市 *c* 从 *t* 年起入驻外资银行, *Entry* 取值为 1, 否则为 0。*Branch20* 代表企业 *i* 在时间 *t* 附近 20 公里以内的商业银行网点总数,以对数形式纳入回归。其他变量设定与基准回归相同。此外,考虑地级市层面可能存在随时间变化的混杂因素同时影响企业所在地附近的商业银行网点扩张和企业创新,我们在回归中统一加入城市趋势固定效应,从而 *Entry* 被城市趋势效应吸收。重点关注的 θ_1 值反映逐步放开外资银行进入冲击下,企业所在地商业银行网点扩张对企业创新的影响。需要补充的是,由于仅利用外资银行进入冲击下的银行网点数变化来衡量银行网点扩张,同时为避免冲击时间节点与银行网点扩张时间“错配”而使用当期银行网点数,所以 θ_1 值最终反映的因果效应可能存在低估。

表 2 汇报了渐进 DID 回归结果。第(1)列基于(16)式但未包含控制变量, θ_1 估计值为 0.0182 且在 1% 水平上显著。第(2)列进一步引入控制变量, θ_1 估计值和标准误差变化较小,依然稳健。这说明在渐进 DID 模型设定下,银行网点扩张对企业创新的影响仍然显著存在。由于 DID 模型依赖事前平行趋势假定,我们在表 2 第(3)和(4)列人为引入外资银行提前进入 1 至 2 年的交互项,结果显示 θ_1 相应估计值均不显著,即利用外资银行进入冲击的 DID 模型识别有效。

① 限于篇幅,未汇报回归结果,见本刊网站本文的补充材料附录 3。

表 2

稳健性检验:渐进 DID 模型估计结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
$\ln \text{Branch20} \times$ <i>Entry</i>	0.0182 *** (0.0026)	0.0181 *** (0.0026)	0.0173 *** (0.0025)	0.0170 *** (0.0025)
$\ln \text{Branch20} \times$ <i>F1. Entry</i>			0.0022 (0.0017)	0.0025 (0.0017)
$\ln \text{Branch20} \times$ <i>F2. Entry</i>			-0.0062 (0.0060)	-0.0069 (0.0060)
观测值	360 118	360 118	360 118	360 118
R ²	0.8025	0.8035	0.8025	0.8036
固定效应	控制	控制	控制	控制
控制变量	未控制	控制	未控制	控制

说明:*F1. Entry* 和 *F2. Entry* 分别代表将外资银行进入城市的时间提前 1 和 2 年。固定效应在基准回归包含的固定效应基础上,增加了城市趋势固定效应。

此外,人为重置各年份下的企业观测值构造安慰剂检验。具体地,将样本各年度放松外资银行进入的城市同企业观测值随机重置,重置时确保每年放松的城市数目不变,利用重置后样本重新回归。将上述过程重复 500 次,绘制安慰剂检验的系数估计值和 *t* 检验值的概率分布^①。结果表明,系数估计值和 *t* 值就在 0 值附近。表 2 第(1)列 θ_1 估计值为 0.0182,位于安慰剂概率分布的极右侧,再次验证了渐进 DID 估计结果的有效性和基准回归的稳健性。

3. 地理边界断点回归。为进一步排除不可观测因素的干扰,本文采用地理边界断点回归(boundary discontinuity, BD)再度展开稳健性检验。BD 回归依据个体层面的地理边界信息来构造断点,与标准断点回归不同,其将地理上的边界划分视为一个断点(Lee and Lemieux, 2010)。距离边界较小邻域内的企业具有非常相似的地理特征,例如因地形特征导致部分区域交通更便捷、地价或租金成本更具优势。这既可能为企业提供更优质的经营环境从而提升企业绩效,又可能吸引企业和银行网点同时选址甚至集聚,两者都会促进企业创新。因此企业创新水平变化并不全然是股份制和城市商业银行网点扩张的影响,会混杂遗漏变量和反向因果的干扰。利用 BD 回归可有效排除由地理特征引起的混杂因素干扰,其回归重点在于求解企业相对地理边界的距离。为此,我们基于经纬度数据计算每一个企业观测值相对所在地级市边界多边形(border polygon)的距离集合,从中选择最短距离来反映边界距离。借鉴 Lu *et al.* (2019)

① 限于篇幅,未汇报安慰剂结果,见本刊网站本文的补充材料附录 4。

与田文佳等(2019)的方法,本文使用距离地级市边界一定范围内的样本,运用BD模型展开稳健性检验。

表3汇报了BD模型的回归结果。第(1)列利用边界15公里内的企业观测值展开估计,股份制和城市商业银行网点的系数估计值为0.0308,略高于基准回归结果,在1%水平上显著。在此基础上,第(2)列加入共同边界,控制相邻地级市企业的共同地理因素,结果依然稳健。第(3)–(6)列考虑距边界更小范围内的局部估计,股份制和城市商业银行网点的估计结果均显著为正。表3回归结果显示,在利用内部有效性更高的BD模型考察内生性问题后,本文估计结果依然稳健。

表 3		稳健性检验:BD模型回归结果				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	距边界 15公里内	距边界 15公里内	距边界 10公里内	距边界 10公里内	距边界 5公里内	距边界 5公里内
ln Branch	0.0308 *** (0.0063)	0.0291 *** (0.0071)	0.0368 *** (0.0075)	0.0335 *** (0.0086)	0.0340 *** (0.0109)	0.0343 *** (0.0125)
观测值	248 621	201 106	187 316	151 321	108 279	88 707
R ²	0.7957	0.7914	0.7983	0.7945	0.8020	0.7992
固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
共同边界	未控制	控制	未控制	控制	未控制	控制

说明:共同边界参照田文佳等(2019)利用相邻地级市的配对虚拟变量进行设定。企业距边界距离测算方式为企业距离地级市边界经纬度的最短球面距离,其中地级市边界多边形的经纬度来自国家基础地理信息数据库。固定效应与基准回归一致,指时间和企业固定效应,后表同。

4. 更换被解释变量、剔除迁址企业和考虑其他层面聚类。基准回归主要利用专利申请数反映创新水平,考虑专利申请更能准确反映企业研发活动的即期水平(Amore *et al.*, 2013; Cornaggia *et al.*, 2015),下面将基准回归的被解释变量分别替换为专利授权数和研发投入展开稳健性检验,结果见表4第(2)和(3)列,商业银行网点系数均显著为正。此外,考虑工业企业数据库中存在极少数企业搬迁的观测值,尽管本文已统一控制企业固定效应,能够在较大程度上吸收企业迁址包含的混杂因素干扰,但谨慎起见,我们将迁址企业观测值从样本剔除后重新回归。第(4)–(6)列的估计结果显示,商业银行网点系数数值变化较小且依然稳健。

在此基础上,进一步考察聚类标准误。由于本文核心解释变量为企业附近一定地理范围内的银行网点数,其变异主要源于企业自身所处地理位置,因此前文遵循 Cam-

eron and Miller(2015)的建议,统一聚类至企业层面。另外也汇报了省级层面聚类和省-年双向聚类下的稳健标准误。从表4第(1)-(6)列的结果看,总体上标准误由大至小分别为省级层面聚类、省-年双向聚类及企业层面聚类,且在3种聚类下的股份制和城市商业银行网点数系数值均具备统计显著性,表明本文估计结果稳健。为避免低估标准误而高估系数值的显著性,后文将基于标准误最高的省级层面进行聚类。

表 4 稳健性检验:替换被解释变量、剔除迁址企业和考虑其他层面聚类						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	替换被解释变量			剔除迁址企业观测值		
	专利申请数	专利授权数	研发投入	专利申请数	专利授权数	研发投入
	0.0304 *** (0.0048) [0.0090] {0.0059}	0.0397 *** (0.0050) [0.0127] {0.0082}	0.0726 ** (0.0306) [0.0292] {0.0327}	0.0297 *** (0.0049) [0.0078] {0.0060}	0.0393 *** (0.0052) [0.0112] {0.0084}	0.0814 *** (0.0305) [0.0297] {0.0327}
	观测值	313 179	58 240	310 020	310 020	58 179
R ²	0.8100	0.8227	0.8054	0.8102	0.8230	0.8052
固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制

说明:圆括号内的值为企业层面聚类的稳健标准误,与基准回归相同;方括号内的值为省级层面聚类的稳健标准误;大括号内的值为省-年双向聚类的稳健标准误。工业企业的研发投入仅包括2005-2007年数据。

五 机制检验

上述研究结果表明,股份制和城市商业银行网点扩张对非上市企业创新具有显著正向影响,但二者内在逻辑关系还需进一步厘清。根据前文理论推导,外部金融摩擦是影响企业外部融资与创新关系的重要原因,而股份制和城市商业银行的扩张有助于降低金融摩擦,降低企业融资约束水平,进而促进企业创新。沿袭上述逻辑,本部分将从融资约束视角进一步探讨二者关系,以揭示股份制和城市商业银行网点扩张影响企业创新的内在作用机理。

(一) 基于融资约束视角的机制检验

随着银行间竞争加剧,商业银行绩效压力越来越大(Levine *et al.*,2004)。如果股份制和城市商业银行网点扩张增加了非上市企业的创新水平,那么银行网点扩张对受融资约束影响更严重企业的创新影响将更明显。这一内在关系的验证将对当前有效

缓解中小企业融资难、融资贵等问题提供重要政策启示和经验支持。同时,这也将使本文结论更可信,为商业银行网点数和企业创新不存在反向因果关系提供新佐证。

已有研究主要使用投资-现金流敏感性(姜付秀等,2016)、KZ 指数(Kaplan and Zingales,1997)及 SA 指数(Hadlock and Pierce,2010)衡量融资约束情况。受限于中国工业企业数据,本文使用利息支出在总债务中的占比衡量企业融资约束水平(FC_{iapt}),其值越高说明企业融资约束越强。选择该指标衡量企业融资约束水平还具有一大优势,即股份制和城市商业银行网点扩张会传导至本文关注的企业实际担负的利息率,能较好反映企业在商业银行网点扩张时的融资约束变化。为此,我们在(15)式基础上加入企业融资约束(FC)、股份制和城市商业银行网点扩张数与融资约束的交互项($\ln Branch \times FC$),并沿着前文逻辑使用政策效应最大的 20 公里范围进行计量检验。

回归结果见表 5,第(1)和(3)列使用专利申请数作为被解释变量,分别使用当期和滞后 1 期数据,同时为确保结果可靠,我们在第(2)和(4)列还使用专利授权数进行稳健性检验。表 5A 部分的回归结果表明,股份制和城市商业银行网点扩张对融资约束越严重企业的创新水平提升作用越强,这与前文分析结论一致。在此基础上,我们分别在企业融资约束 25、50 及 75 分位点验证该效应,结果均保持一致。从线性组合估计值看,随着分位点增加,企业融资约束程度越深,这种效应越强,再次验证了本文假说 2。这表明股份制和城市商业银行网点扩张对提高非上市企业创新水平部分是通过降低企业融资约束水平实现的。

表 5	机制检验			
	(1)	(2)	(3)	(4)
	当期		滞后 1 期	
	专利申请数	专利授权数	专利申请数	专利授权数
A:融资约束				
$\ln Branch \times FC$	0.0029 * (0.0015)	0.0025 * (0.0013)	0.0048 *** (0.0010)	0.0044 *** (0.0009)
25 分位点效应	0.0190 * (0.0094)	0.0289 ** (0.0125)	0.0296 ** (0.0116)	0.0373 *** (0.0135)
50 分位点效应	0.0214 ** (0.0098)	0.0310 ** (0.0128)	0.0335 *** (0.0119)	0.0410 *** (0.0138)
75 分位点效应	0.0231 ** (0.0101)	0.0324 ** (0.0131)	0.0362 *** (0.0121)	0.0436 *** (0.0140)
观测值	237 952	237 952	158 408	158 408
R ²	0.8106	0.8245	0.8442	0.8567

(续表 5)

	(1)	(2)	(3)	(4)
	当期		滞后 1 期	
	专利申请数	专利授权数	专利申请数	专利授权数
B:融资成本				
$\ln Branch \times cost$	0. 0125 *** (0. 0023)	0. 0101 *** (0. 0020)	0. 0103 *** (0. 0015)	0. 0091 *** (0. 0013)
25 分位点效应	0. 0045 (0. 0075)	0. 0195 (0. 0128)	0. 0201 (0. 0141)	0. 0732 *** (0. 0196)
50 分位点效应	0. 0245 ** (0. 0098)	0. 0355 ** (0. 0144)	0. 0365 ** (0. 0167)	0. 1022 *** (0. 0225)
75 分位点效应	0. 0414 *** (0. 0123)	0. 0491 *** (0. 0161)	0. 0504 ** (0. 0191)	0. 1266 *** (0. 0251)
观测值	310 786	310 786	221 523	221 523
R ²	0. 7984	0. 8124	0. 8300	0. 8436
固定效应	控制	控制	控制	控制
控制变量	控制	控制	控制	控制

(二) 基于融资成本视角的机制检验

本文使用融资成本衡量企业受到的外部金融摩擦,以验证外部金融摩擦是影响企业外部融资与创新的内在机制,为假说 2 提供经验证据,即股份制和城市商业银行网点扩张通过降低企业融资成本,进而提升企业创新水平。银行间竞争改变了银企关系。在国有五大行股份制改革前,信贷市场主要表现为卖方市场,企业为获得银行贷款,需要通过各种方式加强与银行负责人的交流,寻找和银行稳定的合作关系(Chen *et al.*,2013)。银行与企业普遍存在资源错配、效率低下等问题。随着股份制和城市商业银行网点扩张,银行市场竞争加剧,降低了企业相关融资成本,如利息、沟通成本等(Jiang *et al.*,2017)。

我们使用中国工业企业数据库中财务费用占总资产的比重衡量企业外部融资成本(*cost*),其中财务费用主要是企业为外部融资花费的成本,包含利息和相关支出。本文在(15)式基础上加入企业融资成本(*cost*)、股份制和城市商业银行网点扩张数与融资成本的交互项($\ln Branch \times cost$),同样使用 20 公里样本进行回归分析。表 5B 部分结果与 A 部分使用融资约束所得结果基本一致,这一方面验证了本文假说 2,即商业银行网点扩张通过降低企业外部金融摩擦促进创新,另一方面也说明该结论稳健。

综上所述,无论使用融资约束还是融资成本来衡量外部金融摩擦水平,结果均表明有效缓解外部金融摩擦是股份制和城市商业银行网点扩张影响企业创新的重要作用途径,该结论与前文理论分析吻合且稳健。

六 影响渠道分析

前文估计表明商业银行网点扩张通过减少外部金融摩擦促进非上市企业创新,下面我们将围绕信贷资金的供给和需求侧探究潜在的影响渠道,进一步明晰银企关系。

(一) 供给侧渠道:银行业竞争与金融可及性

银行网点扩张在供给侧的潜在效应可归为银行业竞争和金融可及性(*access to finance*)两个维度。一方面,银行业竞争效应在理论上指银行网点扩张会激化银行业市场竞争程度,降低信贷资金的硬性与软性成本(主要体现在利息与抵押品门槛),从而有助于推动企业创新(Ayyagari *et al.*, 2011;唐清泉和巫岑, 2015;蔡竞和董艳, 2016)。但另一方面,囿于债务融资的监管因素,企业研发活动亦会因银行竞争受到抑制(Chava *et al.*, 2013;Hombert and Matray, 2017)。即使同样基于美国数据,银行业竞争对企业创新的影响也存在较大争议。中国银行业竞争如何作用于企业创新是本文考察的第一个维度。

金融可及性与银行业竞争的侧重点不同,金融可及性主要用于衡量企业或居民获取金融服务的可及程度,尤指金融设施的有无和数量。Burgess and Pande(2005)与 Karlan and Morduch(2010)将金融可及性界定为用于获取信贷和储蓄的设施,如银行网点。传统理论通常假定金融市场在地理空间层面不存在摩擦成本,资本投入要素在区域间能够完全自由流动,但这一理想化的假定在部分研究中被证明不成立(Guiso and Zingales, 2004;Amore *et al.*, 2013)。学者们逐渐发现,银行网点在地理空间上的扩张对企业意味着更低的地理摩擦成本,如交通成本(Lee and Luca, 2019)、距离歧视导致的利息溢价(Bellucci *et al.*, 2013)及信息成本(Hollander and Verriest, 2016)。考虑中国幅员辽阔且区域间金融资源不均衡,金融体系又以银行为主导,银行网点扩张对企业获取信贷资金的重要性不言而喻,其对企业创新的作用直接反映普惠金融“攻坚最后一公里”的成效。

为从银行网点数变化中准确分离银行业竞争和金融可及性对企业创新的经济效应,本文将基于企业与银行的经纬度信息构造如下变量。参考 Bruhn and Love(2014)的识别方式,通过金融许可证数据识别企业附近 20 公里范围内的银行数,并依据银行数未增加但网点数增加的情形来判定金融可及性上升。当企业观测值满足该条件时,定义金融可及性虚拟变量(*ATF*)取值为 1,否则为 0。由于限定了银行数未增加,因此金融可及性渠道和银行竞争渠道难以重合。此外,借鉴 Bellucci *et al.* (2013)利用企业和最邻近银行网点的经纬度计算最短球面距离,作为金融可及性的替代变量(*NearestDis*)。

本文从以下角度定义银行业竞争:第一,基于企业附近一定范围内的银行数(而

非网点数)增加来判定附近银行竞争程度提升。当企业观测值满足该条件时,定义银行数增加虚拟变量(*Com*)取值为1,否则为0。第二,利用企业附近一定范围内的银行数来反映竞争程度(*Bank*)。当附近银行数增加时,企业面临的银行业竞争程度提升。第三,在前两种定义基础上加入限定条件,将银行业竞争定义为企业附近银行数增加但网点数不变虚拟变量(*N_Com*),排除银行竞争效应中可能存在的金融可及性。第四,基于企业附近一定范围内不同银行的网点数计算银行业赫芬达尔-赫希曼指数(*HHI*):

$$HHI_{it} = \sum_{b=1}^{N_{ibt}} (Branch_{ibt} / \sum_{b=1}^{N_{ibt}} Branch_{ibt})^2$$

其中,下标*b*代表银行;*N*表示城市内所有银行类型的数量;*Branch_{ibt}*代表*t*年*i*企业附近一定地理范围内*b*银行的网点数。沿着前文逻辑,在构造银行业竞争和金融可及性指标时,同样将地理范围限定为企业附近20公里以内。

我们将相应变量作为交互项加入(15)式,模型估计结果见表6。第(1)列交互项系数显示银行网点扩张时,如果银行数增加(*Com*),企业创新水平将显著提升。第(2)列将*Com*替换为银行数(*Bank*)的对数进行交互,系数估计值依然显著为正,表明

表6 供给侧渠道:银行业竞争与金融可及性						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	银行业竞争			金融可及性		
ln <i>Branch</i> × <i>Com</i>	0.0263 *** (0.0071)					
ln <i>Branch</i> × ln <i>Bank</i>		0.0281 *** (0.0081)				
ln <i>Branch</i> × <i>HHI</i>			-0.0396 *** (0.0124)			
ln <i>Branch</i> × <i>N_Com</i>				0.0308 *** (0.0089)		
ln <i>Branch</i> × <i>ATF</i>					-0.0213 (0.0391)	
ln <i>Branch</i> × ln <i>NearestDis</i>						-0.0073 (0.0043)
观测值	313 139	313 139	312 954	313 139	313 139	313 139
R ²	0.8100	0.8104	0.8101	0.8100	0.8099	0.8101
固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制

说明:控制变量除包含与基准回归相同的控制变量外,还包括构造交互项的变量。

由 *Bank* 增加反映的银行业竞争加剧将提升企业创新水平。第(3)列银行业 *HHI* 交互项的估计得到类似结论。当 *HHI* 越低,银行业竞争越激烈时,企业创新水平的提升幅度越大。第(4)列交互项的估计结果显示,银行网点数不变时,银行数量增加会提高企业创新水平。由于限制了企业附近银行网点不变,所以银行网点扩张中排除了金融可及性,估计结果进一步验证了银行网点扩张存在竞争效应渠道。第(5)列金融可及性交互项估计结果显示,仅银行网点数扩张而银行数未增加时,企业创新水平不会发生显著变化。第(6)列引入反映地理摩擦成本的最邻近网点距离交互项,系数估计值不显著。值得注意的是,尽管发达经济体的经验证据(Bellucci *et al.*, 2013; Hollander and Verriest, 2016)表明,邻近银行网点有助于改善银企间信息成本和降低利息溢价,但本文研究的中国企业样本不存在这样的结论。

综上所述,股份制和城市商业银行网点扩张主要通过竞争效应提升企业创新,该结论在一系列替代变量下均稳健成立。股份制和城市商业银行网点扩张提升企业创新的金融可及性效应不显著,这表明普惠金融意义上的“最后一公里”还有待突破。

(二)需求侧渠道:企业规模、创新类型与分化

从需求侧看,相对大型企业,内部现金流缺乏的中小企业对外部信贷资金的需求更强烈。因此,股份制和城市商业银行网点扩张对企业创新的促进作用可能因企业规模不同而存在显著差异。具体地,本文按照规模大小将企业划分为大型、中型与小微3类^①,图1刻画了企业规模的异质性检验结果。从大型(*Large*)企业看,效应估计值的95%置信区间包含0值,银行网点扩张对其创新水平的影响相对有限,与假说1的理论预期一致。但银行网点扩张对中型和小微企业的影响,与假说1的理论预期不完全相符。从小微企业(*Small*)看,95%置信区间包含0值,意味着小微企业在银行网点扩张中受益甚微,其创新水平提升有限。然而,这与供给侧渠道的分析结果吻合。一方面,金融可及性主要在小微企业融资中发挥作用(Bellucci *et al.*, 2013),但由于银行网点扩张在中国并未产生显著的金融可及性效应,所以其对中国小型企业创新的效应也

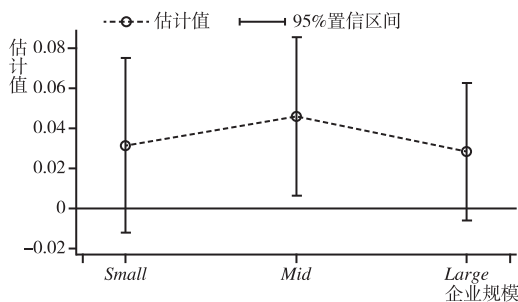


图1 需求侧渠道:企业规模

说明:根据异质性回归整理而得。

^① 考虑到现实中,中型和小微企业在抵押能力等方面存在一定差异,因此本文并未将中小企业划为一类,而是将中小企业细分为中型和小微企业,以便更深入探讨银行网点扩张对不同规模企业创新的异质性影响。

呈逻辑上的串联关系;另一方面,小微企业资产规模较小,能够用于充当贷款抵押品的资产有限,原本就较少利用银行融资,所以银行网点扩张提升企业创新的效应不显著^①。值得注意的是,中等规模(*Mid*)企业 95% 置信区间显著异于 0,即从需求端,银行网点扩张对企业创新的提升效应主要源于这部分具备银行融资所需抵押品条件的中等规模企业。自然地,中等规模企业在银行网点扩张后,基于所具备的财务能力向银行议价,获取成本相对占优的融资,进而投入研发活动以达到企业经营的良性循环^②。

为完善银行网点扩张影响企业创新的逻辑链条,本文下面将基于企业研发投入作更细化的论证。企业研发投入数据来自中国工业企业数据库 2005–2007 年值。我们考虑企业规模引起的研发投入差异,对研发投入指标做标准化处理,使用研发投入占总资产的比重来衡量。从图 2A 部分可看出,随着股份制和城市商业银行网点扩张,非上市企业研发投入占比逐渐上升,尤其在 70 分位点后急剧上升,这说明银行网点扩张通过减少企业融资成本提升了企业研发投入比重,与理论分析的企业外部融资会提高企业研发投入一致。需要说明的是,Fang *et al.* (2018)指出 2000 年后中国企业研发投入集聚增加,主要源于税收激励政策导致的套利行为,企业将非研发支出在财务报表中标记为研发开支,以骗取政府补贴,这就造成利用研发投入反映企业创新可能损失一定的精确度^③。

鉴此,本文进一步将样本区分为期初有创新和无创新企业,其中无创新企业相对有创新企业的研发投入可能更易混入政策套利因素的干扰,所以我们主要借助有创新企业的研发投入来推断银行网点扩张对企业创新的影响。由图 2B 部分可知,无论对期初有无创新的企业,银行网点扩张都引起了企业研发投入不同程度的提升。从高分位银行网点扩张幅度可推断,期初无创新企业的研发投入曲线逐渐收敛于期初有创新企业的研发投入曲线,这就意味着在获得充分的信贷资源后,期初无创新企业也开始投入更多的研发活动,在研发行为上逐渐趋同于有创新企业。由于图中构造的研发投入变化是考虑了企业异质性后的组内变化率,因此有理由认为,银行网点扩张在一定程度上纠

① Ayyagari *et al.* (2010)发现中国中小企业较少从银行贷款,更多借助亲缘关系和地下钱庄等非正规金融渠道融资。

② 此外,本文基于 2007–2013 年中国上市企业样本进行了样本外检验,发现上市企业样本与非上市大型企业结论相似。这进一步说明银行网点扩张的创新促进效应主要来自中等规模企业。限于篇幅,未报告回归结果,见本刊网站本文的补充材料附录 5。

③ 这是本文主要利用专利产出衡量企业创新的原因之一。另一原因是非上市企业与上市企业数据存在本质差异,如 König *et al.* (2020)发现模仿型创新企业不主动投入研发,而是学习并吸收原创型创新企业的生产活动,将其转化为自身的专利创新。

正了信贷资源误置导致企业利用研发进行政策套利的行为。实际上,企业利用政策骗取补贴的部分原因也源自获取外部金融资源困难(Fang *et al.*, 2018)。若企业能够从股份制和城市商业银行获取充足的资金,则政策套利的机会主义倾向将随之降低,期初无创新企业在银行网点扩张的上分位数曲线与期初有创新企业的相应曲线逐渐重合。

图2中A和B部分仅考虑了企业存在研发投入的情况,非上市企业数据还包括无研发投入企业。König *et al.* (2020)将无研发投入但存在专利产出的企业理论化为模仿型创新企业,研究发现这类企业主要是生产率较低和专利较少的企业,其不主动投入研发,而是通过被动学习模仿原创型创新企业来实现自身创新。沿着这一逻辑,我们将样本区分为有研发投入和无研发投入创新企业,结合股份制和城市商业银行网点扩张,探究信贷资源对这两类企业创新水平的影响。图2C部分显示,两类企业均从股份制和城市商业银行网点扩张中受益,与König *et al.* (2020)结论一致的是,原创型创新企业的创新水平整体上高于模仿型创新企业。不同之处在于,本文发现银行网点扩张后,企业创新水平出现“跃迁”。这表明,随着银行网点扩张幅度增加,企业创新水平提升程度越来越高,进一步支撑了基准回归结论。

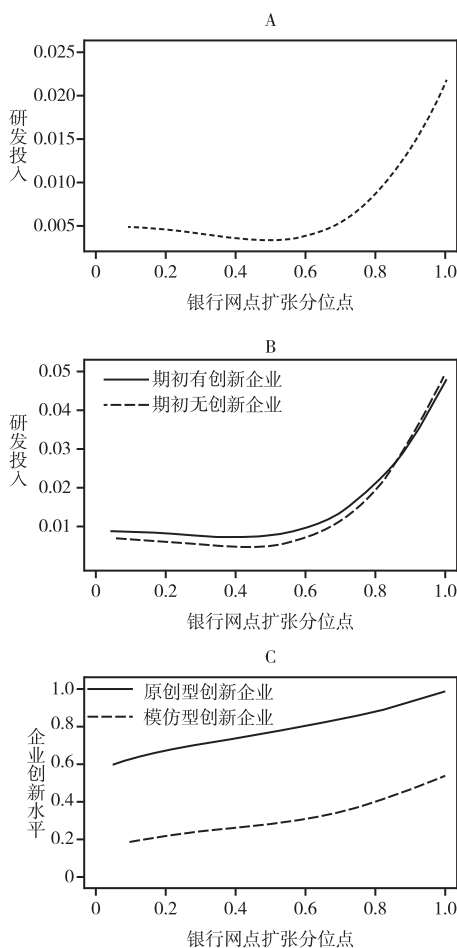


图2 需求侧渠道:创新类型与分化

说明:A-C的横轴均代表股份制和城市商业银行网点扩张幅度的不同分位点,纵轴均为相应变量的变化率。

七 结论

商业银行网点扩张与企业创新的关系是国内外学术界长期争论的议题,与中国高质量发展背景下如何解决中小企业融资难问题息息相关。为此,本文构建了一个关于

金融摩擦、外部融资与企业创新的简化模型,提出相应理论假说,并使用中国非上市企业数据进行验证,研究其内在逻辑关系并进行拓展分析。

本文主要结论如下:股份制和城市商业银行网点扩张显著促进了非上市企业创新,经过一系列稳健性检验,并使用渐进 DID 模型和 BD 模型检验后,结果依然稳健。机制分析发现,商业银行网点扩张对非上市企业创新的影响,主要由外部金融摩擦减少引起,一方面归因于企业实际担负的利息率下降,另一方面则源于企业融资成本下降。影响渠道分析结果表明,银行网点扩张并未产生普惠金融含义下的金融可及性改善,对小微企业创新水平提升有限。但银行网点扩张可在一定程度上抑制无创新企业的研发投入,而这一部分企业往往利用政策红利实施“骗补”行为,在银行网点扩张幅度较大时,其研发投入行为将逐渐与既有创新又有研发投入的常规企业趋于一致。

本文对中小企业融资难问题和推进银行业金融改革提出了新思考和启示。第一,银行网点扩张引起的信贷市场竞争尽管能够通过有效降低企业融资门槛进而提升企业创新水平,但并非“万能药”,仅主要作用于具有一定抵押品的中等规模企业,对抵押品欠缺的小微企业和融资约束相对宽松的大型企业缺乏显著效果,这就意味着解决中小企业融资难问题还需要配合财政政策等其他工具。第二,在互联网金融冲击下,传统商业银行网点的持续性也面临盈亏平衡问题,这就意味着粗放推动银行网点扩张来改善中小企业融资难问题存在高昂成本。如何协调银行和企业的成本与收益值得进一步研究。第三,在当前推进普惠金融的背景下,如何落实攻坚最后一公里以便提升金融可及性,惠及小微企业融资,也有待后续做进一步研究。

参考文献:

- 蔡竞、董艳(2016):《银行业竞争与企业创新——来自中国工业企业的经验证据》,《金融研究》第11期。
- 姜付秀、蔡文婧、蔡欣妮、李行天(2019):《银行竞争的微观效应:来自融资约束的经验证据》,《经济研究》第6期。
- 姜付秀、石贝贝、马云飙(2016):《信息发布者的财务经历与企业融资约束》,《经济研究》第6期。
- 黎文靖、郑曼妮(2016):《实质性创新还是策略性创新?——宏观产业政策对微观企业创新的影响》,《经济研究》第4期。
- 林志帆、龙晓旋(2019):《卖空威胁能否激励中国企业创新》,《世界经济》第9期。
- 鲁晓东、连玉君(2012):《中国工业企业全要素生产率估计:1999-2007》,《经济学(季刊)》第2期。
- 唐清泉、巫岑(2015):《银行业结构与企业创新活动的融资约束》,《金融研究》第7期。
- 田文佳、靖雯、龚六堂(2019):《晋升激励与工业用地出让价格——基于断点回归方法的研究》,《经济研究》第10期。
- 韦倩、王安、王杰(2014):《中国沿海地区的崛起:市场的力量》,《经济研究》第8期。
- 吴延兵(2012):《中国哪种所有制类型企业最具创新性?》,《世界经济》第6期。

- 张璇、李子健、李春涛(2019):《银行业竞争、融资约束与企业创新——中国工业企业的经验证据》,《金融研究》第10期。
- Aghion, p. and Howitt, p. “A Model of Growth through Creative Destruction.” *Econometrica*, 1992, 60(2), pp. 323–351.
- Amore, M.; Schneider, C. and Zaldokas, A. “Credit Supply and Corporate Innovation.” *Journal of Financial Economics*, 2013, 109(3), pp. 835–855.
- Atanasov, J.; Nanda, V. K. and Seru, A. “Finance and Innovation: The Case of Publicly Traded Firms.” SSRN Working Paper, No. 740045, 2007.
- Ayyagari, M.; Demirgüç-Kunt, A. and Maksimovic, V. “Formal versus Informal Finance: Evidence from China.” *Review of Financial Studies*, 2010, 23(8), pp. 3048–3097.
- Ayyagari, M.; Demirgüç-Kunt, A. and Maksimovic, V. “Firm Innovation in Emerging Markets: The Role of Finance, Governance, and Competition.” *Journal of Financial & Quantitative Analysis*, 2011, 46(6), pp. 1545–1580.
- Bai, J. J.; Carvalho, D. and Phillips, G. M. “The Impact of Bank Credit on Labor Reallocation and Aggregate Industry Productivity.” *Journal of Finance*, 2018, 73(6), pp. 2787–2836.
- Beck, T.; Demirgüç-Kunt, A. and Maksimovic, V. “Bank Competition and Access to Finance: International Evidence.” *Journal of Money, Credit and Banking*, 2004, 36(3), pp. 627–648.
- Bellucci, A.; Borisov, A. and Zazzaro, A. “Do Banks Price Discriminate Spatially? Evidence from Small Business Lending in Local Credit Markets.” *Journal of Banking & Finance*, 2013, 37(11), pp. 4183–4197.
- Berger, A.; Bouwman, C. and Kim, D. “Small Bank Comparative Advantages in Alleviating Financial Constraints and Providing Liquidity Insurance over Time.” *Review of Financial Studies*, 2017, 30(10), pp. 3416–3454.
- Bhuian, S. N. “Exploring Market Orientation in Banks: An Empirical Examination in Saudi Arabia.” *Journal of Services Marketing*, 1997, 11(5), pp. 317–328.
- Brandt, L.; Van Biesebroeck, J. and Zhang, Y. “Creative Accounting or Creative Destruction? Firm-Level Productivity Growth in Chinese Manufacturing.” *Journal of Development Economics*, 2012, 97(2), pp. 339–351.
- Bruhn, M. and Love, I. “The Real Impact of Improved Access to Finance: Evidence from Mexico.” *Journal of Finance*, 2014, 69(3), pp. 1347–1376.
- Burgess, R. and Pande, R. “Do Rural Banks Matter? Evidence from the Indian Social Banking Experiment.” *The American Economic Review*, 2005, 95(3), pp. 780–795.
- Cameron, A. C. and Miller, D. L. “A Practitioner’s Guide to Cluster-Robust Inference.” *Journal of Human Resources*, 2015, 50(2), pp. 317–372.
- Chava, S.; Oettl, A.; Subramanian, A. and Subramanian, K. V. “Banking Deregulation and Innovation.” *Journal of Financial Economics*, 2013, 109(3), pp. 759–774.
- Chen, Y.; Liu, M. and Su, J. “Greasing the Wheels of Bank Lending: Evidence from Private Firms in China.” *Journal of Banking & Finance*, 2013, 37(7), pp. 2533–2545.
- Chen, Z.; Poncet, S. and Xiong, R. “Local Financial Development and Constraints on Domestic Private-Firm Exports: Evidence from City Commercial Banks in China.” *Journal of Comparative Economic*, 2020, 48(1), pp. 56–75.

- Chong, T. T. ; Lu, L. and Ongena, S. “Does Banking Competition Alleviate or Worsen Credit Constraints Faced by Small-and Medium-Sized Enterprises? Evidence from China.” *Journal of Banking & Finance*, 2013, 37(9), pp. 3412–3424.
- Cornaggia, J. ; Mao, Y. ; Tian, X. and Wolfe, B. “Does Banking Competition Affect Innovation?” *Journal of Financial Economics*, 2015, 115(1), pp. 189–209.
- Demirgüç-Kunt, A. and Maksimovic, V. “Law, Finance, and Firm Growth.” *Journal of Finance*, 1998, 53(6), pp. 2107–2137.
- Doraszelski, U. and Jaumandreu, J. “R&D and Productivity: Estimating Endogenous Productivity.” *The Review of Economic Studies*, 2013, 80(4), pp. 1338–1383.
- Fafchamps, M. and Schündeln, M. “Local Financial Development and Firm Performance: Evidence from Morocco.” *Journal of Development Economics*, 2013, 103, pp. 15–28.
- Fang, L. ; Lerner, J. ; Wu, C. and Qi, Z. “Corruption, Government Subsidies, and Innovation: Evidence from China.” *NBER Working Papers*, No. 25098, 2018.
- Gomes, J. F. “Financing Investment.” *The American Economic Review*, 2001, 91(5), pp. 1263–1285.
- Guiso, L. and Zingales, S. L. “The Role of Social Capital in Financial Development.” *The American Economic Review*, 2004, 94(3), pp. 526–556.
- Hadlock, C. J. and Pierce, J. R. “New Evidence on Measuring Financial Constraints: Moving beyond the KZ Index.” *Review of Financial Studies*, 2010, 23(5), pp. 1909–1940.
- Hollander, S. and Verriest, A. “Bridging the Gap: The Design of Bank Loan Contracts and Distance.” *Journal of Financial Economics*, 2016, 119(2), pp. 399–419.
- Hombert, J. and Matray, A. “The Real Effects of Lending Relationships on Innovative Firms and Inventor Mobility.” *The Review of Financial Studies*, 2017, 30(7), pp. 56–75.
- Jiang, F. ; Jiang, Z. ; Huang, J. ; Kim, K. A. and Nofsinger, J. R. “Bank Competition and Leverage Adjustments.” *Financial Management*, 2017, 46(4), pp. 995–1022.
- Kaplan, S. N. and Zingales, L. “Do Investment-Cash Flow Sensitivities Provide Useful Measures of Financing Constraints?” *Quarterly Journal of Economics*, 1997, 112(1), pp. 169–215.
- Karlan, D. and Morduch, J. “Access to Finance,” in D. Rodrik and M. Rozenzweig, eds., *Handbook of Development Economics: Volume 5*. Amsterdam: Elsevier, 2010.
- Klein, M. W. and Olivei, G. p. “Capital Account Liberalization, Financial Depth, and Economic Growth.” *Journal of International Money & Finance*, 2008, 27(6), pp. 861–875.
- König, M. ; Storesletten, K. ; Song, Z. and Zilibotti, F. “From Imitation to Innovation? Where Is All That Chinese R&D Going?” *NBER Working Papers*, No. 27404, 2020.
- Lee, D. S. and Lemieux, T. “Regression Discontinuity Designs in Economics.” *Journal of Economic Literature*, 2010, 48(2), pp. 281–355.
- Lee, N. and Luca, D. “The Big-City Bias in Access to Finance: Evidence from Firm Perceptions in Almost 100 Countries.” *Journal of Economic Geography*, 2019, 19(1), pp. 199–224.
- Lerner, J. ; Sørensen, M. and Strömberg, p. “Private Equity and Long-Run Investment: The Case of Innovation.”

Journal of Finance, 2011, 66(2), pp. 445–477.

Levine, O. and Warusawitharana, M. “Finance and Productivity Growth: Firm-Level Evidence.” *Journal of Monetary Economics*, 2021, 117(1), pp. 91–107.

Levine, R. “Finance and Growth: Theory and Evidence,” in A. Philippe and D. Steven, eds., *Handbook of Economic Growth: Volume 1*. Amsterdam: Elsevier, 2005.

Levine, R.; Barth, J. R. and Caprio, G. “Bank Regulation and Supervision: What Works Best?” *Journal of Financial Intermediation*, 2004, 13(2), pp. 205–248.

Lu, Y.; Wang, J. and Zhu, L. “Do Place-Based Policies Work? Micro-Level Evidence from China’s Economic Zone Program.” *American Economic Journal: Economic Policy*, 2019, 11(3), pp. 325–360.

Rajan, R. G. and Zingales, L. “Financial Dependence and Growth.” *The American Economic Review*, 1998, 88(3), pp. 559–586.

Schumpeter, J. *The Theory of Economic Development*. U. S. Cambridge: Harvard University Press, 1911.

Skrastins, J. and Vig, V. “How Organizational Hierarchy Affects Information Production.” *Review of Financial Studies*, 2018, 32(2), pp. 564–604.

How Does Commercial Bank Branch Expansion Affect Firm Innovation? Theory and Empirical Evidence

Zhang Weijun; Yuan Kaibin; Li Wanli

Abstract: This paper constructs a new way of measuring bank branch expansion based on geographic coordinates at the firm level and it systematically investigates the mechanism and expansion channel of joint-stock bank branches in relation to the innovation of non-listed companies in China. The results show that the branch expansion of joint-stock and municipal commercial banks has a significant positive effect on firm innovation, which remains robust after using the difference-in-differences technique, boundary discontinuity regression and a series of robustness tests. Further analysis shows that bank branch expansion primarily promotes firm innovation through banking competition channel, while on the other hand it is noted that there is no significant evidence of access to finance channel. Bank branch expansion also only has an impact on medium-sized enterprise innovation, which is still restrained among large and small enterprises, and this helps to justify the arbitrage conduct of non-innovative enterprise toward incentive policies. This paper reveals the impact mechanism of the bank branch expansion on firm innovation based on both theoretical and empirical evidence, which has strong implications for deepening the financial reform of the banking sector and alleviating SMEs’ financing constraints.

Key words: bank branch expansion, geographic distance, firm innovation, financial friction

JEL codes: G21, G30, O16, O31

(截稿:2020年8月 责任编辑:吴海英 宋志刚)