

银行竞争与行业资源配置*

——来自中国规模以上工业企业的证据

章尹赛楠 李青原

摘要:资源配置效率的提高是实现经济高质量发展的基础,银行作为中国金融体系的核心,在信贷资源配置和企业融资方面发挥着关键作用。本文以1998—2013年中国工业企业数据为样本,借助中国商业银行分支机构信息构建银行竞争水平指标,检验了银行竞争对中国行业资源配置效率的影响。研究发现,银行竞争能够通过缓解企业融资约束促进具有更高生产效率的非国有企业固定资产投资和研发支出的增加,提高这类企业的经营绩效,从而改善城市一行业的资源错配。当行业面临的融资约束更高、融资依赖更强、会计信息质量更好及地区市场化程度更高时,银行竞争对资源配置的促进作用更为显著。以上结论丰富了金融部门竞争对资源配置影响的研究,也为中国金融市场化改革和普惠金融政策的实施提供了理论和实证支撑。

关键词:银行分支机构 银行竞争 资源配置 全要素生产率

一、引言

改革开放以来,中国经济取得了举世瞩目的成就,制度优势显著,治理效能提升,市场空间广阔,继续发展具有多方面优势和条件。同时,中国也面临着错综复杂的国内外环境带来的新问题和新的挑战,发展不平衡不充分的问题仍然突出。资源的高效配置是经济持续发展的重要基础(Restuccia & Rogerson, 2017),而中国信贷资源结构性错配依然存在。在后金融危机时代,中国的量化宽松政策使得银行业迅速扩张,竞争加剧。但银行业的发展在推动经济增长的同时,宽松的信贷政策也导致很多行业杠杆过高和产能过剩。金融资源在企业规模和产权上的配置也存在失衡问题,中国的商业银行更偏向于对国有企业发放贷款,甚至不乏低效的国有企业(钟宁桦等, 2016)。而更具活力的民营企业融资难、融资贵的问题却始终得不到解决。2023年10月,习近平总书记在中央金融工作会议上明确指出要“坚持把金融服务实体经济作为根本宗旨”,“坚持深化金融供给侧结构性改革”,“着力打造现代金融机构和市场体系,疏通资金进入实体经济的渠道”。如何深化金融供给侧结构性改革,发挥好金融优化资源配置功能,促进金融资源向现实生产力的不断转化仍是我国经济高质量发展阶段亟须解决的问题。

银行在缓解信息摩擦,改善资源配置并推动经济增长方面发挥着关键作用(Levine, 1997),但国内文献对银行竞争并未给予足够关注。相对于其他行业,银行部门的竞争程度不仅关系到该部门的服务生产效率、产品质量和创新程度(尹振涛、李泽广, 2021),还会影响企业获得外部融资的机会(姜付秀等, 2019),乃至企业创新行为和经营绩效。当然,学术界就银行竞争的经济后果研究仍未得出

* 章尹赛楠、李青原(通讯作者),武汉大学经济与管理学院,邮政编码:430064,电子邮箱:zhangyinsainan@whu.edu.cn, qyli@whu.edu.cn。基金项目:国家社会科学基金重大招标项目“政府职能转变的制度红利研究”(18ZDA113);国家自然科学基金重点项目“环境治理目标下的公司财务、会计和审计行为研究”(72332003)。感谢匿名审稿专家的意见,文责自负。

一致结论。在企业融资方面,根据市场力量假说(market power hypothesis),银行竞争压力能够激励银行进行创新,扩大服务范围,使得更多公司信贷可得性增加,并由于银行市场力量的削减,银行租金压缩,企业融资成本得以降低(Beck & Levine, 2004)。另一方面,根据信息假说(information hypothesis),存在信息不对称和代理成本的情况下,随着银行竞争程度的增加,银行和企业间难以建立长期信贷关系,尤其是信息不透明的企业,将面临更大的融资约束(Petersen & Rajan, 1995)。在企业投资方面,李志生和金凌(2021)以企业周边银行分支机构数量衡量银行竞争水平,发现银行分支机构数量的增加显著提高了企业投资水平和投资效率。但蔡庆丰等(2020)利用中国银行网点数据研究发现银行竞争带来的信贷可得性提高会导致企业“过度投资”,降低企业投资效率,并抑制企业的研发投入。此外,现有研究对银行竞争能否推动经济增长也存在争议。Love & Peria(2014)认为银行竞争更有利于提高信贷可得性,促进经济增长。而Deidda & Fattouh(2005)则认为银行业竞争同时具有专业化效应和成本效应,一方面由于企业融资需求的异质性,银行数量增加意味着银行专业化程度的提升,专业化银行能够在处理特定企业信息时发挥专业优势,提高效率促进经济增长;另一方面由于银行贷款技术是资本密集型的,银行竞争程度越高意味着经济资源消耗越大,从而会阻碍资本积累,并且随着经济发展程度的提高,银行专业化效应会逐渐削弱,银行竞争会对经济产生负面影响。贾春新等(2008)以银行分支机构增长衡量银行竞争程度,利用省际面板数据进行回归分析,发现银行竞争对中国经济增长有显著的正向影响。在银行竞争对资源配置的影响方面,张璇等(2020)利用1998—2007年工业企业数据,初步发现银行竞争有利于改善城市层面的资源错配,但其样本期间尚未涉及2009年以来中国银行分支机构设立管制放松的重要时段,也未对影响因素更为复杂的行业资源配置进行探讨。

党的二十大报告强调要“加快构建新发展格局,着力推动高质量发展”。^①加强金融结构的改革,优化资金供给结构,促进行业资源配置效率的提高是实现经济高质量发展的基础。基于此,本文利用中国银行分支机构数据,分别构建了城市—年度以及城市—行业—年度的银行竞争程度指标,以面临监管更弱、融资渠道更少的工业企业(1998—2013年)为样本,实证检验了银行竞争对城市—行业资源配置效率的影响。本文研究发现:首先,银行竞争有利于改善城市—行业的资源错配,为了减轻潜在内生性问题的影响,进一步借助2009年放松银行分支机构设立管制这一外生冲击事件构建双重差分模型,并得到一致的结论。其次,通过微观层面机制检验发现,银行竞争能够缓解企业融资约束,并促进具有更高生产效率的非国有企业固定资产投资和研发支出的增加,提高这类企业的经营绩效,从而改善城市—行业的资源错配。最后,异质性分析结果表明银行竞争的资源配置作用对面临更高融资约束以及更加依赖债务融资的行业更显著,进一步补充了银行竞争通过融资渠道影响资源配置的证据。此外,更高的企业会计信息质量有利于帮助银行贷前的信息甄别以及贷后对贷款人的监督,而更高的地区市场化程度为银行提供了更好的竞争环境,有利于促进银行资源配置效率的提升。

本文的边际贡献在于:第一,拓展和丰富了银行竞争中观层面经济后果的研究。目前无论是银行竞争对企业融资和投资行为的微观影响(姜付秀等,2019;蔡庆丰等,2020;李志生、金凌,2021),还是对经济增长和资源配置的宏观影响(贾春新等,2008;Love & Peria, 2014;张璇等,2020)都未得出一致结论。本文将银行竞争的经济后果研究拓展至城市—行业层面,实现了银行竞争经济效应从微观到宏观的衔接,支持了银行竞争的市场力量假说(Beck & Levine, 2004),回应了David & Venkateswaran(2019)关于加强从金融摩擦角度对中国资源配置效率研究的呼吁,并基于银行竞争视角对金融体系的资源配置效率(Almeida & Wolfenzon, 2005;李青原、章尹赛楠,2021;Whited & Zhao, 2021)做出了新的补充。第二,在中国财政分权的地方锦标赛竞争的背景下,我国地方保护和

^①习近平:《高举中国特色社会主义伟大旗帜 为全面建设社会主义现代化国家而团结奋斗——在中国共产党第二十次全国代表大会上的报告》,人民出版社2022年版。

市场分割形成的“诸侯经济”,使得资源配置呈现出分地区和分行业的差异(韩立岩、王哲兵,2005;李青原等,2013),本文将研究模型建立在城市一行业层面能控制和捕捉地区层面的差异,更好地识别银行竞争的边际效应。同时,借助2009年4月16日原银监会颁布《关于中小商业银行分支机构市场准入政策的调整意见(试行)》这一外生冲击事件构建双重差分模型,进一步控制了各城市银行类型的结构性差异,降低了研究中可能存在的遗漏变量和反向因果等内生性问题,增加了结论的稳健性。第三,随着银行市场化改革的推进和普惠金融系列政策的实施,中国银行竞争水平日渐增长,本文的研究结果为贯彻放松银行管制及普惠金融政策、促进金融供给侧结构性改革、发挥金融体系服务实体经济的作用提供了理论和实证支撑。提高银行分支机构布局的科学性、合理性、有序性,优化银行业竞争格局,有利于解决民营企业融资困境,激发企业创新活力。此外,制定高质量的会计标准体系、形成高质量的会计信息系统以及推动地区市场化进程也更有利于银行竞争红利的发挥。

二、制度背景与研究假设

如果完美市场(perfect market)的假设成立,各种要素完全自由流动、各种信息丰富对称,资源会以均衡价格在需求主体间进行合理配置,生产要素达到帕累托最优。现实中,市场很难完美,目前越来越多的研究从调整成本、不完美信息、金融摩擦及政策扭曲等分析资源错配的成因(Restuccia & Rogerson, 2017; David & Venkateswaran, 2019)。在有着世界上最大规模银行体系的中国,银行在信贷资源配置方面发挥着至关重要的作用(Havrylchyk & Poncet, 2007; Huang et al., 2019)。中国银行业的发展也经历了一个由高度集权到竞争加剧的过程。中华人民共和国成立初期,中国人民银行在作为国家中央银行的同时,也管理如储蓄、信贷、外汇等商业银行业务。随着1978年改革开放政策的推进,中国银行体系也开始逐步进行市场化改革。中国农业银行、中国银行、中国建设银行、中国工商银行相继成立,将商业银行业务从中国人民银行划出。1986年7月,交通银行重新组建,成为第一家全国性股份制商业银行。本文将中、农、工、建、交并称为国有五大行,随后,1988—2005年,中信银行、兴业银行、华夏银行等12家股份制商业银行陆续成立。但在很长一段时间里,由于银行分支机构准入限制的存在,国有银行和非国有银行并没有处于平等的竞争关系中,国有银行占据了绝对的主导地位。2008年,国有五大行分支机构的城市覆盖率高达84.9%,而12家股份制商业银行仅占9.5%。基于产业组织理论,银行垄断会加剧金融摩擦,使银行能够在提高贷款利率的同时压低存款利息,企业将面临较高的融资成本。此外,由于政府、国有银行和国有企业之间的政治及经济关联,国有企业的预算软约束使其缺乏提高生产效率的激励,而更具生产潜力的民营企业却面临着较高的融资约束。

自2007年以来,原银监会发布了一系列放松银行准入管制的政策,股份制商业银行与国有商业银行的竞争局面逐步打开。2013年10月15日,原银监会令[2013]1号的颁布全面解除了对所有银行的准入限制。截至2022年末,中国银行业金融机构已达4567家,机构类型20余种,银行业主体逐步多元化。^①对于中国这样的新兴加转轨的经济体,银行部门的制度变迁及市场化会对非金融企业和行业的资源配置产生重要影响(简泽等,2013)。关于银行竞争能否改善行业资源配置,一方面要考虑在银行竞争水平提升后,企业融资环境和投资效率是否得以优化,另一方面也要关注银行竞争对银行系统自身效率与风险的影响。首先,就企业融资而言,Aoki & Dinç(1997)将企业融资分为关系型融资和保持距离型融资。关系型融资有利于银行搜集大量关系企业的私有信息,降低信息不对称程度,缓解借贷过程中的道德风险和逆向选择问题,获得信息垄断租金、特殊关系租金等经济价值。而在保持距离型融资模式下,银行则需要依赖更多公开信息和更为复杂的贷款技术。随着银行竞争程度加剧,原有银企关系的打破会削弱银行对关系型贷款的发放意愿。根据市场力量假说,尽管企业获得的关系型融资减少,但是企业融资成本下降,融资来源增加,整体融资环境将得以改善

^①数据来源:国家金融监督管理总局(cbirc.gov.cn)。

(姜付秀等,2019;李志生等,2020)。而根据信息假说,银企关系的打破,使得更加依赖软信息获得融资的中小企业的融资难度进一步加剧,故而导致信贷配给的失衡(Petersen & Rajan,1995)。

其次,基于企业投资角度,如果银行竞争能够推动企业创新、促进技术进步则有利于行业资源配置效率的改善。Cornaggia et al.(2015)借助美国州际银行分支机构放松管制的准自然实验,发现银行竞争有利于促进从当地银行借款的融资依赖型企业的创新增加。根据蔡竞和董艳(2016)的研究结果,银行竞争对企业创新和研发行为具有积极作用,银行竞争可能通过提高企业创新水平而进一步激发生产效率的提升。然而,蔡庆丰等(2020)却发现银行竞争会造成企业研发投入的削减和过度投资的增加。此外,方芳和蔡卫星(2016)基于2000—2007年中国工业企业数据发现银行竞争有利于促进企业成长,且该促进作用对非国有企业和小企业更为显著。

最后,基于银行效率与风险角度,一方面,根据市场力量假说,竞争能够激发银行提高贷款技术和服务质量,促进银行运行效率的提升,有利于信贷资源的合理配置。另一方面,随着银行业竞争水平的提高,银行对客户的争夺会导致其租金价值的减少(Petersen & Rajan,1995),银行面临的绩效压力也将增大。根据信息假说,在不完全信息的信贷市场中,由于企业和银行间信息不对称的存在,银行竞争程度的提高可能会削弱银行的筛选激励(Boot & Thakor,2000),并由于客户质量下降而遭受经济损失,导致银行业运行效率下降。此外,银行业竞争的加剧会导致银行对风险的过度承担,引发系统性金融风险(Bushman et al.,2016;郭晔、赵静,2017),加剧资源配置的扭曲。Bushman et al.(2016)发现银行竞争会导致银行降低贷款担保标准,可能会将贷款发放到经济状况欠佳和生产力不高的企业。

随着放松银行准入管制政策的落地,中国银行业竞争格局的逐步打开,拓展了企业的信贷来源,信贷可得性提升,融资约束得以缓解、资本结构更加优化,为企业生产效率的提高加强了资金保障。但国有企业的预算软约束导致信贷资金并不一定能够更多地流入生产效率更高的民营企业。此外,由于信息不对称问题的存在,激烈的银行竞争也可能造成银行风险的过度承担行为,甚至诱发系统性金融风险,导致资源配置效率降低。基于此,本文提出以下零假设:

H₀:银行竞争不能缓解地区一行业的资源错配。

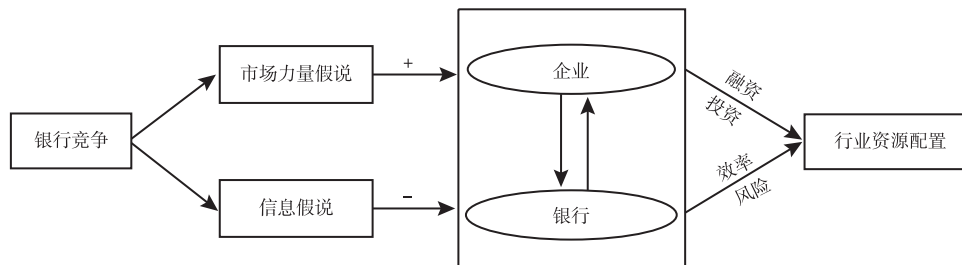


图1 理论分析框架

三、数据来源与研究设计

(一)数据来源

本文使用1998—2013年中国工业企业数据库的企业作为研究样本,并借鉴聂辉华等(2012)的方法,对其进行如下处理:剔除资产总额、固定资产及其他关键变量缺失的样本;剔除总资产为0、实收资本小于0、利润率大于99%,固定资产大于总资产、流动资产大于总资产以及企业从业人数小于8人、行业企业数小于5的极端样本。此外,由于文章涉及企业产权结构分析,进一步剔除营业收入低于500万元的国有企业,共得到2322981个企业一年度样本观测值。据2003年新的《国民经济行业分类》,对2003年以前的行业代码进行了调整,并根据三级行业分类,对行业层面连续变量进行1%~99%之外

的极端值缩尾处理获得139700个城市—行业—年度样本观测值。另外,与本文银行竞争水平相关数据来自于国家金融监督管理总局披露的银行分支机构金融许可证信息。依据原银监会2007年4月29日颁发的《金融许可证机构编码编制规则》对金融许可证信息进行数据处理,金融许可证上的机构编码共15位,分六部分,从左至右分别是机构类型代码、机构代码、组织类别代码、发证机关代码、地址代码、顺序代码。由此,可以得到每个银行分支机构的名称、类型、所在地区以及成立时间。

(二)变量测度

1. 资源错配。在完全竞争的市场中,企业的边际成本等于其可以接受的价格,高生产率的企业有着更高的边际产出和更低边际成本,从而将占据更高的市场份额,在一般均衡的条件成立时,企业均为高生产率企业,故企业间的边际产出和生产率相等(Hsieh & Klenow, 2009)。反之,当企业由于金融摩擦等因素扭曲了资本和劳动选择时,资源错配会导致全要素生产率分布状态趋于离散。借鉴Hsieh & Klenow(2009)的方法,本文用城市—行业—年度全要素生产率90%~10%分位数的差额(TFP_{9010})作为代理变量反映资源错配状况,并用全要素生产率标准差($TFPSD$)和城市—行业—年度上下四分位数差额(TFP_{QD})作为稳健性估计。其中,全要素生产率的计算参照李青原和章尹赛楠(2021)的方法,为避免同时性偏差和样本选择性偏差,分别采用OP和LP方法对全要素生产率进行估计。此外,由于Hsieh & Klenow(2009)的模型是建立在企业规模报酬不变的基础上的,考虑到规模报酬递增(或递减)的情况下,用全要素生产率的离散程度计算资源配置的扭曲会导致所计算结果误差偏大。本文还参考了Bau & Matray(2023)的做法构建资本边际产出价值和劳动边际产出价值90%~10%分位数的差额 $MRPK_{9010}$ 和 $MRPL_{9010}$ 对这一指标进行修正。

2. 银行竞争。一方面,本文借鉴Chong et al.(2013)、姜付秀等(2019)利用国家金融监督管理总局关于银行机构的金融许可证信息,计算出城市—银行—年度的分支机构数量,进而构建城市—年度银行业的赫芬达尔—赫希曼指数(HHI_{bank})、前三大银行分支机构占比($CR3$)和前五大银行分支机构占比($CR5$)的反向指标 BC_{hhi} 、 BC_{cr3} 和 BC_{cr5} 以衡量银行竞争水平。

BC_{hhi} 的计算方法如下:

$$BC_{hhi} = 1 - HHI_{bank} = 1 - \sum_{n=1}^N (Branch_n / Branch_{total})^2 \quad (1)$$

其中, $Branch_n$ 为该城市第 n 个银行分支机构数量, $n=1,2,\dots,N$ 。 $Branch_{total}$ 为该城市银行所有分支机构的数量。 $BC_{hhi} \in (0,1)$, BC_{hhi} 的值越大,表示银行市场集中程度越低,银行竞争程度越高。

BC_{cr3} 的计算方法如下:

$$BC_{cr3} = 1 - CR3 = 1 - (Branch_{1th} + Branch_{2th} + Branch_{3th}) / Branch_{total} \quad (2)$$

其中, $Branch_{1th}$ 、 $Branch_{2th}$ 和 $Branch_{3th}$ 为该城市分支机构数量最多的三家银行的分支机构数量, BC_{cr5} 的计算方法与之类似。 BC_{cr3} 、 $BC_{cr5} \in (0,1)$,该值越大表示该地区银行竞争水平越高。

另一方面,本文基于李志生等(2020)的方法,对同一城市—行业—年度工业企业10km、20km范围内银行分支机构数量均值加一取对数,构建城市—行业—年度层面银行竞争指标 Br_{10km} 、 Br_{20km} ,以衡量每个城市—行业—年度内企业面临的银行竞争平均水平。^①此外,本文对银行监管机构及企业进行了调研访谈,得知同一家银行的分支机构间不存在竞争关系,因此,在计算银行分支机构数量时,本文对李志生等(2020)的方法进行了调整,如果企业周围银行分支机构属于同一家银行时,本文将银行分支机构数量视为1。该指标在捕捉到各个城市间银行竞争差异的同时,也反映了银行竞争水平随时间和行业的变化趋势,以便于更好地研究银行竞争所导致的经济后果。

^①具体来说,本文基于企业总部和银行分支机构地址数据,通过百度地图搜索地址对应的经纬度,然后利用空间坐标距离公式计算企业与所有银行分支机构的距离。

(三)模型设定

根据生产要素需求主体的不同,资源配置分为地区、行业和企业三个层次(Restuccia & Rogerson, 2017)。中国经济的一个基本特征是地区间发展不平衡,地方保护主义和地区市场分割的存在阻碍了信贷等资源跨区域流动(周黎安,2007;Huang et al.,2019)。考虑到银行分支机构分布存在较大的地区差异,以及不同行业所需要素配额本身存在异质性,本文研究立足于城市—行业层面,构建如下实证模型:

$$TFP9010_{ict} = \beta_0 + \beta_1 BC_{ct} + X_{ict} + \varphi_{ci} + \omega_{it} + \varepsilon_{ict} \quad (3)$$

$TFP9010_{ict}$ 为位于城市 c 的行业 i 第 t 年的全要素生产率离散度, BC_{ct} 反映城市 c 第 t 年的银行竞争水平,即城市一年度银行业的赫芬达尔—赫希曼指数、前三大银行分支机构占比和前五大银行分支机构占比的反向指标 BC_hhi 、 BC_cr3 和 BC_cr5 。此外,后文为了进一步刻画不同城市—行业面临的银行竞争水平的差异,也利用对同一城市—行业一年度工业企业10km、20km范围内银行分支机构数量均值加一取对数构建的指标 Br_10km 、 Br_20km 对回归结果进行了稳健性检验。

X_{ict} 为其他控制变量,本文借鉴李艳和杨汝岱(2018)的方法选取控制变量:首先,对于行业的沉没成本和固定成本,本文通过管理费用率(ADM)、固定资产比重(PPE)、广告密度(ADV)、研发强度($R\&D$)从不同维度对其进行测度。当行业固定成本较高时,一方面,若企业生产率较低,将面临更低的盈利空间和更高的退出风险,但另一方面,行业的进入壁垒和退出成本也相应较高。其次,对于行业竞争因素,本文使用市场集中度(HHI)、产品市场规模($INDSIZE$)以及营业成本率($MARGIN$)来进行控制。其中市场集中度越高,表明行业竞争水平越低。而市场规模越大,表明潜在竞争者的进入威胁越大,也可能表明企业的投资需求更多,形成更大的市场进入壁垒。最后,使用企业数量($NFIRMS$)、外资企业占比($FCFIRM$)、资产负债率离散度($LEVDISP$)、规模离散度($SIZEDISP$)来控制城市—行业的其他分布特征。变量详细定义见表1。此外,借鉴Breuer(2021)的方法本文控制了城市—行业和行业一年度的固定效应,分别用 φ_{ci} 和 ω_{it} 表示,避免了同一城市和行业非时变的差异和同一行业和年度跨地区的差异对回归结果的影响。本文回归均在城市—行业层面聚类标准误。

表1 变量定义

变量符号	变量名称	具体定义
ADM	管理费用率	城市—行业一年度管理费用与营业收入的比值
PPE	固定资产比重	城市—行业一年度固定资产总计与总资产的比值
ADV	广告密度	城市—行业一年度广告费占销售收入的比重
$R\&D$	研发强度	城市—行业一年度研发支出占销售收入的比重
HHI	市场集中度	城市—行业一年度各企业销售收入权重的平方和
$NFIRMS$	企业数量	城市—行业一年度企业数量的自然对数
$FCFIRM$	外资企业占比	城市—行业一年度外资企业数量占行业企业数量的比重
$INDSIZE$	行业规模	城市—行业一年度总销售收入的自然对数
$MARGIN$	营业成本率	城市—行业一年度营业成本与营业收入的比值
$LEVDISP$	资产负债率离散度	城市—行业一年度的资产负债率标准差
$SIZEDISP$	规模离散度	城市—行业一年度的资产规模标准差

四、实证结果及分析

(一)描述性统计

根据表2,从分布特征上判断,城市—行业一年度间的全要素生产率离散度差异比较明显,标准差在0.309~0.955间变动,而城市—行业一年度间资本和劳动的边际产出价值的离散度标准差只在0.033~0.066间变动。所有资源配置的度量指标均值均大于中位数,说明在右侧存在部分城市—行

业一年度的资源错配程度较高,LP和OP估算的全要素生产率离散度、资本边际产出价值离散度、劳动边际产出价值离散度均呈现出一致的分布特征,表明本文估计的资源错配指标具有一定的准确性和关联性。此外,NFIRMS、INDSIZE及SIZEDISP的波动程度较高,表明我国区域行业间还存在一定的异质性,这为后续研究提供了现实条件和可能。

表2 描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
TFP9010_LP	139700	2.6118	0.9549	0.6604	2.5161	5.3701
TFP9010_OP	139700	2.1554	0.8608	0.5568	2.0282	4.9297
TFPSD_LP	139700	1.0193	0.3399	0.2953	0.9943	1.9929
TFPSD_OP	139700	0.8459	0.3088	0.2441	0.8087	1.8089
TFPQD_LP	139700	1.3323	0.6098	0.2105	1.2577	3.2570
TFPQD_OP	139700	1.0696	0.4945	0.1784	0.9998	2.7040
MRPK9010_LP	139700	0.0415	0.0326	0.0007	0.0341	0.1700
MRPK9010_OP	139700	0.1016	0.0661	0.0048	0.0880	0.3671
MRPL9010_LP	139700	0.0450	0.0334	0.0014	0.0373	0.1709
MRPL9010_OP	139700	0.0901	0.0592	0.0040	0.0774	0.3141
BC_hhi	139700	0.8454	0.0732	0.6081	0.8566	0.9707
ADM	139700	0.0653	0.0784	0.0000	0.0392	0.4426
PPE	139700	0.3872	0.2342	0.0131	0.3582	0.9336
ADV	139700	0.0002	0.0010	0.0000	0.0000	0.0081
RD	139700	0.0002	0.0015	0.0000	0.0000	0.0129
HHI	139700	0.2399	0.1672	0.0194	0.2040	0.8337
INDSIZE	139700	13.5582	1.5093	10.4404	13.4705	17.4848
NFIRMS	139700	2.5863	0.8546	1.6094	2.3979	5.2781
MARGIN	139700	0.8227	0.1515	0.1886	0.8589	1.0717
FCFIRM	139700	0.0210	0.0864	0.0000	0.0000	0.5455
LEVDISP	139700	0.2751	0.1050	0.0929	0.2593	0.7925
SIZEDISP	139700	1.1872	0.3733	0.3864	1.1624	2.2117

(二) 基准回归结果

表3列示了基准回归的主要结果。其中列(1)和列(2)的被解释变量为OP法计算的全要素生产率离散度,前者为未考虑控制变量结果,后者则加入了其他影响行业资源配置效率的控制变量,列(3)和列(4)的被解释变量为LP法计算的全要素生产率离散度。所有回归均控制了城市一行业和行业一年度固定效应,以缓解遗漏变量的干扰,并在城市一行业层面聚类标准误。根据回归结果,BC_hhi的回归系数均在1%的水平上显著为负。即银行竞争水平越高(低),全要素生产率离散度越低(高),银行竞争显著改善了城市一行业层面的资源错配程度,因此拒绝假设H₀。从经济意义上分析,以列(2)为例,银行竞争每增加一个标准差,以OP计算的全要素生产率离散度相对于其均值将会下降4.48%(1.326×0.073/2.156)。其他控制变量结果总体符合预期,PPE的符号为负,表明行业固定资产比重越高,企业固定成本越高,优胜劣汰机制更明显,全要素生产率离散度越低。HHI与MARGIN符号显著为正,表明市场竞争越弱,资源配置效率越低。

表3 基准回归

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	TFP9010_OP	TFP9010_OP	TFP9010_LP	TFP9010_LP
BC_hhi	-2.0417*** (-25.1115)	-1.3263*** (-16.0838)	-0.6056*** (-8.6561)	-1.2757*** (-17.5244)

续表 3

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>TFP9010_OP</i>	<i>TFP9010_OP</i>	<i>TFP9010_LP</i>	<i>TFP9010_LP</i>
<i>ADM</i>		0.7293*** (17.2913)		0.6614*** (16.7392)
<i>PPE</i>		-0.1113*** (-8.8166)		-0.0631*** (-5.4954)
<i>ADV</i>		27.3597*** (10.2232)		23.1823*** (9.7173)
<i>RD</i>		4.8369*** (2.8729)		2.3145 (1.4438)
<i>HHI</i>		0.2765*** (12.2210)		1.1524*** (43.9497)
<i>INDSIZE</i>		-0.0595*** (-12.8484)		0.1294*** (29.0537)
<i>NFIRMS</i>		0.0281*** (3.7079)		-0.0434*** (-5.6714)
<i>FCFIRM</i>		-0.1272*** (-3.9748)		0.1429*** (4.9753)
<i>MARGIN</i>		0.3576*** (10.8458)		0.3154*** (10.8646)
<i>LEVDISP</i>		0.4731*** (10.0164)		0.1767*** (4.2904)
<i>SIZEDISP</i>		0.1669*** (18.1856)		0.7312*** (71.8965)
城市—行业	是	是	是	是
行业—年度	是	是	是	是
观测值	139700	139700	139700	139700
Adj. R ²	0.1231	0.1440	0.1537	0.3328

注:括号内为经城市—年度聚类调整的稳健t值,***、**、*分别表示在1%、5%和10%水平上显著;表中省略了常数项的结果;下同。

(三) 稳健性检验

1. 替换被解释变量。为了增加结论的稳健性,本文还分别用OP、LP方法计算的全要素生产率在城市—行业层面的标准差*TFPSD_OP*、*TFPSD_LP*以及全要素生产率在城市—行业层面的上下四分之一分位数的差*TFPQD_OP*、*TFPQD_LP*作为全要素生产率离散度的替代变量。如表4 Panel A所示,在替换被解释变量后,*BC_hhi*的回归系数依然在1%水平上显著为负,与基准回归结果一致。此外,为了缓解全要素生产率离散度在规模报酬不变的假设不成立时可能高估资源配置的扭曲程度的问题,本文还借鉴Bau & Matray(2023)的做法,分别用OP、LP方法构建资本边际产出价值和劳动边际产出价值90%~10%分位数的差额*MRPK9010_OP*、*MRPK9010_LP*和*MRPL9010_OP*、*MRPL9010_LP*对资源配置的指标进行修正,回归结果列示在表4 Panel B中。如表4 Panel B所示,当资源配置指标替换为资本和劳动边际产出价值离散度后*BC_hhi*的回归系数依然在1%水平上显著为负。

2. 替换解释变量。本文使用基于城市前三大银行分支机构占比和前五大银行分支机构占比构建的银行竞争指标*BC_cr3*和*BC_cr5*作为银行竞争水平的替代变量。此外,本文也通过对同一城市—行业—年度工业企业10km、20km范围内银行分支机构数量均值加一取对数,构建城市—行业—年度层面银行竞争指标*Br_10km*、*Br_20km*,以衡量每个城市—行业—年度内企业面临的银行竞

争的平均水平,回归结果如表5所示,银行竞争水平指标系数均在1%的水平上显著为负,与基准回归结果保持一致。

表4 替换被解释变量

Panel A: 替换全要素生产率离散度的计算方式				
变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>TFPSD_OP</i>	<i>TFPSD_LP</i>	<i>TFPQD_OP</i>	<i>TFPQD_LP</i>
<i>BC_hhi</i>	-0.4854*** (-15.6439)	-0.4217*** (-16.2512)	-0.5603*** (-13.1873)	-0.6200*** (-14.2564)
控制变量	是	是	是	是
城市—行业	是	是	是	是
行业—年度	是	是	是	是
观测值	139700	139700	139700	139700
Adj. R ²	0.1602	0.3878	0.1050	0.2369
Panel B: 替换资源错配的定义				
变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>MRPK9010_OP</i>	<i>MRPK9010_LP</i>	<i>MRPL9010_OP</i>	<i>MRPL9010_LP</i>
<i>BC_hhi</i>	-0.0431*** (-9.1321)	-0.0184*** (-9.3261)	-0.0434*** (-10.7895)	-0.0199*** (-9.2982)
控制变量	是	是	是	是
城市—行业	是	是	是	是
行业—年度	是	是	是	是
观测值	139700	139700	139700	139700
Adj. R ²	0.1388	0.2934	0.3001	0.3687

表5 替换解释变量

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>TFP9010_OP</i>	<i>TFP9010_LP</i>	<i>TFP9010_OP</i>	<i>TFP9010_LP</i>
<i>BC_cr3</i>	-0.7510*** (-17.9155)			
<i>BC_cr5</i>		-0.6388*** (-20.4735)		
<i>Br_10km</i>			-0.1769*** (-12.9068)	
<i>Br_20km</i>				-0.2584*** (-20.4396)
控制变量	是	是	是	是
城市—行业	是	是	是	是
行业—年度	是	是	是	是
观测值	139700	139700	139700	139700
Adj. R ²	0.1456	0.3343	0.1407	0.3333

3. 替换固定效应。针对回归结论依旧存在遗漏变量的担忧,本文考虑用城市+行业+年度的固定效应代替城市—行业和行业—年度的固定效应,控制行业不随时间变化的因素以及行业不随城市资源禀赋变化的因素,从而减少结论的偏误。如表6所示,*BC_hhi*的回归系数均显著为负,研究结论仍然保持不变。

表6 替换固定效应

变量	(1)	(2)
	<i>TFP9010_OP</i>	<i>TFP9010_LP</i>
<i>BC_hhi</i>	-0.3685*** (-5.0236)	-0.1679** (-2.4257)
控制变量	是	是
城市	是	是
行业	是	是
年度	是	是
观测值	139700	139700
Adj. R ²	0.1839	0.3554

4. 潜在竞争者的威胁。银行除了面临在位者的竞争外,也可能会受到潜在竞争者的威胁。随着2001年中国加入世界贸易组织,外资银行进入中国的地域限制和客户限制被逐步放宽,会对中国地区资源配置产生影响(李青原、章尹赛楠,2021)。尽管在整个样本期内,中国银行分支机构(含营业网点)共216951家,外资银行分支机构(含营业网点)数量共1117家,外资银行分支机构数量占有所有银行分支机构总量的比重只有0.05%,^①对银行分支机构构建的银行竞争指标影响不大。但考虑到潜在竞争者——外资银行进入本地市场,可能会混淆银行竞争对各城市—行业资源错配的影响,本文进一步控制了外资银行进入对回归结果的影响。其中外资银行进入为指示变量*FB*,根据借鉴Lin(2011)的做法,^②如果企业所处地区允许外资银行进入并开放人民币业务,则该变量取值为1,否则为0。如表7所示,在控制外资银行进入这一外生冲击后,回归结果依然与基准回归保持一致。

表7 控制外资银行进入

变量	(1)	(2)
	<i>TFP9010_OP</i>	<i>TFP9010_LP</i>
<i>BC_hhi</i>	-0.3770*** (-4.4245)	-0.5775*** (-7.1436)
<i>FB</i>	-0.2462*** (-17.6535)	-0.1679*** (-14.6868)
控制变量	是	是
城市—行业	是	是
行业—年度	是	是
观测值	139700	139700
Adj. R ²	0.1530	0.3360

(四)内生性检验

1. 双重差分估计(DID)。为了保障金融市场的稳定运行,原银监会对中国的银行业进行了严格的管控。2006年1月12日原银监会颁布《中国银行业监督管理委员会中资商业银行行政许可事项实施办法》(银监会令[2006]2号),其中第四十六条规定“中资商业银行在一个城市一次只能申请设立1个支行。在该申请获得不同意筹建的批复或获得开业批准后,申请人方可再行申请”。而在政

^①数据来源:国家金融监督管理总局(cbirc.gov.cn)。

^②根据2001年底中国加入世界贸易组织的协议,应逐步取消对外资银行在中国的地域限制和客户限制。从2003年底开始,允许13个城市(成都、重庆、大连、福州、广州、济南、南京、青岛、上海、深圳、天津、武汉和珠海)以及5个省(广东、广西、湖南、江苏和浙江)的外资银行对同一城市的国内公司开展人民币业务。截至2004年底,北京、昆明、沈阳、厦门和西安的外资银行的人民币业务放开。截至2005年底,长春、哈尔滨、兰州和银川的外资银行也被列入名单。而在中国加入世界贸易组织的五年后(即2006年),国内所有地区限制均被取消,人民币业务对外资银行全面开放。

策颁布前国有银行几乎已在中国90%的城市设有分支机构,但股份制商业银行的分支机构的城市覆盖率仅有7%,该政策使得国有银行占据了中国银行业的绝对主导地位,并极大地限制了股份制商业银行与国有五大行公平竞争的能力。2009年4月16日原银监会《关于中小商业银行分支机构市场准入政策的调整意见(试行)》(银监办发[2009]143号)正式颁布,该文件的颁布在一定程度上打破了各城市股份制商业银行分支机构设置的壁垒,提高了各城市银行分支机构的竞争水平。

本文借助银监办发[2009]143号文件颁布的准自然实验构建双重差分模型,检验银行业放松管制带来的银行竞争对资源配置效率的影响,从而缓解基准回归中潜在的遗漏变量和反向因果等内生性问题。DID模型具体如下:

$$TFP9010_{ict} = \beta_0 + \beta_1 Exposure_c \times Post_t + X_{ict} + \varphi_{ci} + \omega_{it} + \epsilon_{ict} \quad (4)$$

其中, $Exposure_c$ 衡量了城市间银行放松管制程度的差异。根据银监办发[2009]143号文件的相关规定,“已在省会(首府)城市设有分行的股份制商业银行,在该城市所在省(自治区、直辖市)内的其他城市再申请设立下设分行和支行,不再受数量指标控制;股份制商业银行在同城设立支行,不受数量指标控制;符合前两项条件的行政许可事项改由拟设地银监局受理、审批。”即如果政策颁布前,12家股份制商业银行在该城市或者该城市所在省会城市设有分行或者支行,则该城市为放松管制的城市,其余城市则不受影响。另外,借鉴Chen et al.(2020)的方法,考虑到银监办发[2009]143号文件的颁布会加剧国有银行与股份制商业银行间的竞争,因此在[2009]143号令颁布前国有银行市场份额更高的城市将受到更大的政策冲击。本文利用国有五大行在每个城市内分支机构的比例,构建城市层面国有五大行集中度指标 $BIG5\%$, 从而对于放松银行管制的城市 $Exposure_c$ 等于 $BIG5\%$, 而对于未受政策冲击的城市 $Exposure_c$ 等于0。 $Post_t$ 是一个时点变量,在2009年之前取0,在2009年之后取值为1。其他变量定义与式(3)一致。回归结果如表8所示,与预期一致, $Exposure \times Post$ 的系数在1%的水平上显著为负,即放松银行管制带来的银行竞争能够改善城市一行业资源错配程度。

表8 双重差分估计

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	$TFP9010_OP$	$TFP9010_OP$	$TFP9010_LP$	$TFP9010_LP$
$Exposure \times Post$	-0.3552*** (-27.6452)	-0.2807*** (-19.2002)	-0.2132*** (-18.8566)	-0.3798*** (-30.3531)
控制变量	否	是	否	是
城市一行业	是	是	是	是
行业一年度	是	是	是	是
观测值	139166	139166	139166	139166
Adj. R ²	0.1253	0.1464	0.1583	0.3411

2. 平行趋势检验。双重差分估计量无偏的前提是满足平行趋势假定。借鉴Bertrand & Mullainathan (2003)的方法,本文通过在回归中加入 $Exposure$ 与政策发生前一年 $Post(-1)$ 、政策发生当年 $Post(0)$ 、政策发生一年后 $Post(+1)$ 和政策发生两年及以上 $Post(2+)$ 的年度指示变量交互项来捕捉政策发生前处理组和对照组样本在全要素生产率离散度上是否有显著差异。^①回归结果如表9所示, $Exposure$ 与 $Post(-1)$ 和 $Post(0)$ 的交互项均不显著,即在政策实施前处理组和对照组样本间不存在显著差异,而在政策实施后一年直至样本期结束,列(1)和列(2) $Exposure \times Post(+1)$ 、 $Exposure \times Post(2+)$ 的系数均显著为负,即政策效果存在一定滞后性。

^①平行趋势从事前一期开始是因为2006年《中国银行业监督管理委员会中资商业银行行政许可事项实施办法》的颁布也会对中国银行分支机构得空间分布造成冲击,在2009年事件发生前两年及更早的样本会受到混杂因素的影响。

表9 平行趋势检验

变量	(1)	(2)
	<i>TFP9010_OP</i>	<i>TFP9010_LP</i>
<i>Exposure</i> × <i>Post</i> (-1)	-0.0098 (-0.2437)	-0.0039 (-0.5739)
<i>Exposure</i> × <i>Post</i> (0)	-0.0163 (-0.4527)	-0.0072 (-0.9821)
<i>Exposure</i> × <i>Post</i> (+1)	-0.2637*** (-3.2375)	-0.0093* (-1.6706)
<i>Exposure</i> × <i>Post</i> (2+)	-0.0479* (-1.6554)	-0.0053** (-2.2811)
控制变量	是	是
城市—行业	是	是
行业—年度	是	是
观测值	139166	139166
Adj. R ²	0.1377	0.0270

3. 安慰剂检验。由于行业全要素生产率离散度的变化趋势可能受其他不可观测的因素影响,本文通过随机化政策发生时点的方法进行安慰剂检验(La Ferrara et al., 2012),由此判断放松银行管制对行业资源配置的作用是否由这些因素所驱动。为此,文本进行1000次随机抽样,并按照式(4)进行回归。检验结果如图2所示,在随机化政策发生时点后 $Exposure \times Post$ 的系数不再显著,系数核密度估计值和t值都分布在0附近。因此,银监办发[2009]143号文件的影响满足随机分配原则,银行放松管制带来的银行竞争对行业资源配置效率的影响不是由其他不可观测的因素推动的。

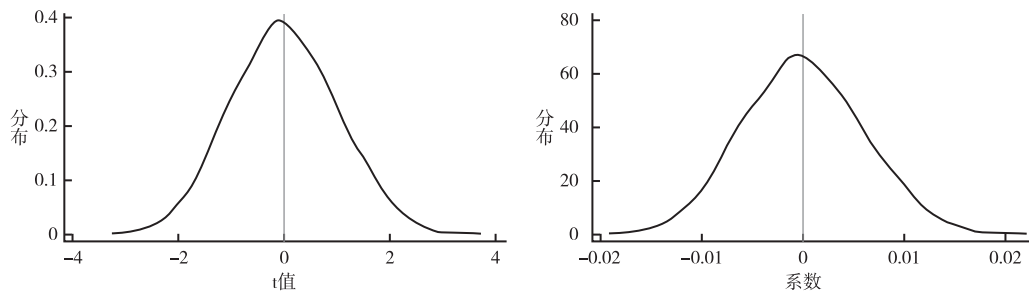


图2 安慰剂检验

4. 重复随机抽样。为缓解样本内部选择性偏差的问题,本文采用bootstrap方法来进行重复随机抽样,其中设定样本抽取量为2000,重复抽取500次。回归结果如表10所示,重复随机抽样与表8双重差分估计的结果并无实质性差异,进一步证明结论的稳健性。

表10 重复随机抽样

变量	(1)	(2)
	<i>TFP9010_OP</i>	<i>TFP9010_LP</i>
<i>Exposure</i> × <i>Post</i>	-0.2807*** (-35.8834)	-0.3798*** (-46.5382)
控制变量	是	是
城市—行业	是	是

续表 10

变量	(1)	(2)
	<i>TFP9010_OP</i>	<i>TFP9010_LP</i>
行业一年度	是	是
观测值	139166	139166
Adj. R ²	0.1464	0.3411

(五) 机制检验与异质性分析

1. 机制检验。基于前文结论,银行竞争能够缓解行业资源错配。行业资源配置效率的提高有赖于企业自身资源利用效率的最大化。金融摩擦的存在会扭曲要素价格,加剧信贷约束,导致企业因融资约束而无法发挥其生产潜力,造成企业间资源错配(Moll,2014)。由于国有企业通常拥有更多的固定资产,资金实力雄厚,加之受到政府的隐性担保和政策支持,银行更偏好向其提供贷款,甚至不乏低效的国有企业。而更具生产活力的民营企业却面临着较大的融资约束。本文试图从企业层面探究银行竞争是否有利于缓解金融摩擦,即银行竞争是否能够降低生产效率更高的非国有企业的融资难度,以及是否能够提高此类企业的投资效率,保障企业用于促进技术进步、生产效率提高的资金支出,提高企业经营绩效。

(1)企业融资。信贷约束是影响资源配置的主要金融摩擦之一(Moll,2014)。当企业面临较高信贷约束时,通常伴随着较高的资本成本和较低的投资机会敏感度,造成资本和劳动投入降低(Almeida & Campello,2007),扭曲企业间资源配置。根据市场力量假说,银行竞争有利于拓展企业融资来源,缓解企业融资约束。姜付秀等(2019)和李志生等(2020)发现银行竞争有利于降低企业的融资约束,提高企业债务水平,优化企业资本结构。此外,银行分支机构的增长在很大程度上缩短了企业与银行的空间距离。资金需求者(企业)和资金供给者(银行)之间地理距离紧密性有利于促进银行更有效地获取借款人的详细信息,降低贷款审批和监督成本,向更有发展前景的企业提供资金。若银行竞争能够缓解更具活力的非国有企业的融资约束,激发其生产潜力,则能够基于企业融资渠道对企业间资源配置产生积极作用。

本文以长期负债变化占期初总负债的比重作为企业获取新增银行信贷(*LOAN*)的代理变量,分析银行竞争水平对城市企业融资的影响,回归通过资产规模(*SIZE*)、企业的年龄(*AGE*)、管理费用率(*ADM*)、广告密度(*ADV*)、市场集中度(*HHI*)、营业成本率(*MARGIN*)等控制企业基本特征。另外,通过控制城市一行业和行业一年度的固定效应,同一城市和行业非时变的差异和同一行业和年度跨地区的差异对回归结果的影响。回归结果如表 11 中列(1)所示,*BC_hhi*的系数在 1% 的水平上显著为正,表明银行竞争缓解了该城市企业的融资约束。另外,本文将 *BC_hhi* 与 *NSOEHTFP* 交乘项引入模型,研究银行竞争对具有更高生产效率非国有企业的异质性影响。其中,当企业属于非国有企业且其全要素生产率高于城市一行业一年度中位数时指示变量 *NSOEHTFP* 定义为 1, 否则为 0。如表 11 中列(2)显示, *BC_hhi* 与 *NSOEHTFP* 交乘项系数在 1% 的水平上显著为正,即银行竞争能够在一定程度上缓解非国有企业融资难的问题,提高具有更高生产效率的非国有企业的信贷可得性。

表 11 银行竞争与企业融资

变量	(1)	(2)
	<i>LOAN</i>	<i>LOAN</i>
<i>BC_hhi</i>	2.4320*** (8.8311)	2.3125*** (8.7984)
<i>NSOEHTFP</i> × <i>BC_hhi</i>		0.2757*** (2.6420)
<i>NSOEHTFP</i>		-0.2379*** (-2.5892)

续表 11

变量	(1)	(2)
	LOAN	LOAN
控制变量	是	是
城市—行业	是	是
行业—年度	是	是
观测值	2322981	2322981
Adj. R ²	0.0045	0.0045

(2)企业投资与经营绩效。大量研究表明,融资约束会对长期固定资产投资和研发支出产生抑制作用(Aghion et al., 2010;解维敏、方红星, 2011),降低总体投资效率,阻碍企业技术进步和生产效率的提高。蔡竞和董艳(2016)发现银行竞争性市场结构有利于促进企业研发创新行为,且该作用对于中小企业更为显著。而蔡庆丰等(2020)则指出银行竞争带来的信贷可得性提高反而抑制了企业的研发投入,但该抑制效应主要体现在国有企业和大型企业上。因此,如果银行竞争能够增加生产效率更高的非国有企业的固定资产投资和研发投入,提高其投资效率,则有利于促进因融资约束而发展受限的非国有企业经营绩效的提高,进而改善企业间资源错配。

本文延续上文定义,分别将企业一年度层面PPE和R&D作为固定资产投资和研发投入的代理变量。由于工业企业数据库研发支出存在数据缺失的情况,本文将数据缺失样本的研发支出赋值为0,其他控制变量定义与企业融资的检验相同。银行竞争进入对企业固定资产投资和研发投资的影响分别见表12的列(1)和列(2)。如表12所示,BC_hhi与NSOEHTFP交乘项系数均显著为正,表明银行竞争对具有更高生产效率的非国有企业的资本形成和技术进步具有促进作用。此外,本文将资产利润率ROA作为企业经营绩效的代理变量,如表12列(3)所示,BC_hhi与NSOEHTFP交乘项系数均显著为正,进一步表明,银行竞争水平的提高,融资约束的缓解,有利于促进具有更高生产效率非国有企业投资效率和企业经营绩效的提升,从而提高行业的资源配置效率。

表 12 固定资产投资、研发支出与企业绩效

变量	(1)	(2)	(3)
	PPE	R&D	ROA
NSOEHTFP×BC_hhi	0.0301* (1.7885)	0.0002* (1.7023)	0.0486*** (3.6404)
BC_hhi	-0.3819*** (-5.5425)	0.0001 (0.4053)	0.2563*** (17.0067)
NSOEHTFP	0.0076 (0.5482)	-0.0001 (-0.9271)	-0.0026 (-0.2409)
控制变量	是	是	是
城市—行业	是	是	是
行业—年度	是	是	是
观测值	2320789	2320789	2320789
Adj. R ²	0.0276	0.0633	0.2579

2. 异质性分析。

(1)银行竞争、融资约束与资源错配。银行竞争对资源配置的改善,主要是因为提高了企业的信贷可得性。因此,对于融资约束企业占比更高的行业而言,随着信贷可得性的提高,将进一步激发那些具有成长机会企业的生产潜力,银行竞争对资源配置的改善效应将更显著。本文借鉴Hadlock &

Pierce(2010)的SA指数构建方法,^①计算企业层面融资约束度,并把企业融资约束由高到低排序,将高于中位数的企业定义为面临融资约束较高的企业。然后根据行业中面临较高融资约束企业的比重定义行业融资约束,构建指示变量FCIND。当FCIND高于行业融资约束中位数时,定义为1,否则为0。表13结果显示,列(1)(2)中BC_hhi与FCIND交乘项的回归系数均显著为负,表明银行竞争对固有融资约束更高行业的资源错配改善效果更为显著。进一步说明,当面临融资约束较高的企业获得银行贷款后,能够提升其资源利用效率,促成行业内企业间资源错配的改善。

表13 银行竞争、融资约束与资源错配

变量	(1)	(2)
	TFP9010_OP	TFP9010_LP
BC_hhi×FCIND	-0.1631** (-2.2634)	-0.2420*** (-3.5706)
BC_hhi	-1.1099*** (-12.5685)	-1.0457*** (-13.2553)
FCIND	0.1695*** (2.7453)	0.2376*** (4.1143)
控制变量	是	是
城市—行业	是	是
行业—年度	是	是
观测值	139514	139514
Adj. R ²	0.1437	0.3326

(2)银行竞争、融资依赖与资源错配。根据Rajan & Zingales(1998)的“金融发展与成长”假说,外部融资依赖程度更高的行业将得益于更多的金融发展红利。如果信贷条件的变化确实影响了行业资源配置效率,那么银行竞争对融资依赖程度更高的行业将带来更加显著的影响。本文借鉴Bertrand et al.(2007)的方法,首先根据长期负债占总资产的比重构造企业层面融资依赖程度指标,然后求出城市—行业层面企业融资依赖程度的均值,作为行业融资依赖水平。最后,构建行业融资依赖的指示变量FDIND,把行业融资依赖水平由高到低排序,当FDIND高于行业融资依赖中位数时,定义为1,否则为0。回归结果如表14列(1)(2)所示,银行竞争与融资依赖的交乘项BC_hhi×FDIND系数均显著为负,即银行竞争对资源配置的改善效应在融资依赖程度较高的行业更为显著。

表14 银行竞争、融资依赖与资源错配

变量	(1)	(2)
	TFP9010_OP	TFP9010_LP
BC_hhi×FDIND	-0.1886*** (-3.0980)	-0.1125** (-1.9783)
BC_hhi	-1.0589*** (-11.8932)	-1.0505*** (-12.8188)
FDIND	0.1948*** (3.7407)	0.1192** (2.4604)
控制变量	是	是
城市—行业	是	是
行业—年度	是	是
观测值	139514	139514
Adj. R ²	0.1438	0.3325

^①SA指数的公式为 $SA = -0.737SIZE + 0.043SIZE^2 - 0.04 - AGE$,其中,SIZE为企业资产规模,AGE为企业年龄。

(3)银行竞争、会计信息质量和资源错配。Roychowdhury et al.(2019)研究发现会计信息有利于促进企业微观层面的资源配置,但关于会计信息的宏观资源配置效率仍有待进一步探索。Hann et al.(2020)以美国制造业企业为样本,发现高质量会计信息能通过资本市场的渠道降低行业层面企业全要素生产率的离散度。而Breuer(2021)的研究结果表明高质量会计信息能够促进资本市场和产品质量市场竞争,但不能明显地提高行业资源配置效率。区域银行竞争水平的提升有赖于新银行的进入和分支机构扩张,与当地原有的银行相比,由于新进入的银行(或新开设的银行分支机构)对企业“软信息”的获取成本较高,会更加注重对企业“硬信息”的收集和处理,并将其作为授信的重要参考。据此,预期银行竞争的资源配置作用将对会计信息质量更高的行业带来更加显著的影响。

借鉴Bhattacharya et al.(2003)的做法,本文构造企业层面会计信息质量的指标 TAC 。^①本文首先将各企业层面会计信息质量指标由高到低排序,标记前25%的企业为高会计信息质量的企业,并按城市—行业—年度计算会计信息质量企业所占比重,测度行业会计信息质量。最后,根据城市—行业—年度会计信息质量的中位数构建指示变量 HAQ ,会计信息质量较高的城市—行业—年度定义为1,否则为0。表15中列(1)银行竞争与会计信息质量的交乘项 $BC_hhi \times HAQ$ 系数在1%的水平上显著为负,说明银行竞争对会计信息质量较高的行业资源错配改善效果更为显著。所以,就资产规模不足、融资约束较高的成长型企业而言,通过改善会计信息质量,增加“硬信息”的披露,有助于提高获取银行贷款的可能性,促进自身资源利用效率的改善。

表15 银行竞争、会计信息质量和资源错配

变量	(1)	(2)
	$TFP9010_OP$	$TFP9010_LP$
$BC_hhi \times HAQ$	-0.2068*** (-3.3129)	-0.0037 (-1.4570)
BC_hhi	-1.1061*** (-12.8852)	-0.0161*** (-7.7816)
HAQ	0.1883*** (3.5250)	0.0038* (1.7135)
控制变量	是	是
城市—行业	是	是
行业—年度	是	是
观测值	138702	138702
Adj. R^2	0.1437	0.3456

(4)银行竞争、市场化程度和资源配置。银行在竞争压力下收集和挖掘企业信息的动机增强,有利于降低银行和企业间的信息不对称程度(姜付秀等,2019),从而缓解企业融资约束。但由政府干预与控制造成的金融抑制现象(McKinnon,1973)会加剧金融市场中存在的信息不对称,导致企业最优投资机会得不到有效的资金支持。在中国财政分权和政治集权的制度框架内,基于地方官员的竞赛锦标赛体系(周黎安,2007),地方政府必然会直接或间接的干预信贷市场,控制金融资源。以往研究表明,政府对信贷市场的干预不仅会扭曲信贷数量(陆正飞等,2009),导致民营企业受到“信贷歧视”,还会通过利率优惠政策扭曲信贷价格(王珏等,2015)。基于此,本文预期在市场化程度更高的地区,银行竞争对行业资源配置效率的改善更为显著。本文以王小鲁与樊纲编制的《中国分省份市场化指数报告》中“市场化进程”总指数作为中国各省份市场化程度的代理变量,根据每年“市场化进程”总指数的中位数构建指示变量 $MARKET$,当该行业所处地区的市场化程度高于中位数时取值为

^①具体定义为: $TAC = \left(\frac{AC}{ASSET} \right) \times (-1)$ 。其中, $ASSET$ 为企业总资产, AC 为总应计利润,其等于净利润减经营活动现金流。对等式右边取负号,从而指标取值越大,表示会计信息质量越高。

1, 否则为0。回归结果如表16列(1)(2)所示, 银行竞争与市场化程度的交乘项 $BC_hhi \times MARKET$ 系数均在1%水平上显著为负, 即银行竞争对资源配置的改善效应在市场化程度更高的城市一行业更为显著。

表16 银行竞争、市场化程度和资源错配

变量	(1)	(2)
	$TFP9010_OP$	$TFP9010_LP$
$BC_hhi \times MARKET$	-0.5491*** (-3.4366)	-0.4719*** (-3.3070)
BC_hhi	-0.8835*** (-8.5068)	-0.8398*** (-8.9621)
$MARKET$	0.4935*** (3.5650)	0.3758*** (3.0172)
控制变量	是	是
城市一行业	是	是
行业一年度	是	是
观测值	139700	139700
Adj. R ²	0.1436	0.3324

五、结论与政策启示

近年来, 中国大力推进普惠金融和银行市场化改革, 银行分支机构和网点覆盖范围大幅提升, 银行竞争水平日渐增长。本文借助国家金融监督管理总局发布的中国商业银行分支机构信息构建城市银行竞争水平指标, 以1998—2013年中国工业企业为样本, 检验了银行竞争对城市一行业资源配置的影响。实证结果表明, 银行竞争显著提高了城市一行业的资源配置效率。机制检验结果发现, 银行竞争提高了企业的银行信贷可得性, 尤其对于具有更高生产效率的非国有企业, 其固定资产投资、研发支出均得以增加。此外, 银行竞争对更高生产效率的非国有企业经营绩效也具有促进作用。异质性分析结果表明银行竞争对资源配置的作用在面临更高融资约束和更加依赖债务融资的行业中表现得更为显著。这进一步补充了银行竞争通过融资渠道影响资源配置的证据。此外, 更高水平的企业会计信息质量有助于银行在贷前进行更准确的信息筛选, 同时提高对贷款人的贷后监督水平; 而更高的地区市场化程度为银行创造了更有利的竞争环境, 从而促进银行资源配置效率的提升。

本文的政策启示在于, 银行竞争水平的提升在改变银行市场结构、扩大信贷市场规模的同时, 也使得更多的信贷资源流向生产效率更高、发展潜力更好的民营企业, 企业间资源配置效率整体得以优化。这在一定程度上为解决中小企业融资难问题以及进一步提升中国资源配置效率、助力经济高质量发展提供了新思路。第一, 应以现有的放松银行管制政策及普惠金融政策为指引, 提高银行分支机构布局的科学性、合理性、有序性, 有效改善企业融资困局, 降低中小企业、民营企业的融资成本, 激发各类市场主体的生产潜力和创新活力, 优化资源配置结构。第二, 在推进结构性去杠杆的进程中, 要坚持服务普惠原则, 聚焦支持经济发展的重点领域和薄弱环节, 鼓励银行贷款流向融资依赖强、生产效率高但面临融资约束问题的企业和行业, 充分发挥金融服务实体经济的作用, 促进金融与实体经济的良性互动。第三, 银行竞争水平的提升也增加了银行对企业“硬信息”的需求, 对于硬性融资条件难以改变的企业而言, 改善会计信息质量有助于银行信贷的获得。就国家层面而言, 制定高质量的会计标准体系、形成高质量的会计信息系统也更有利于银行竞争红利的发挥。第四, 地区市场化水平的提高使得银行更注重资源的灵活配置, 以适应竞争加剧的环境。市场化进程的推进有利于激活金融创新, 促使银行更灵活地运用资金, 推动银行在不同行业和地区间更为高效的资源分配。

此外,本文研究也存在局限性。由于中国工业企业数据年份的限制,本文的研究难以捕捉到金融科技和互联网金融对传统商业银行的冲击。随着商业银行服务渠道逐步由线下转为线上,基于数字化渠道的重点布局,近年来大银行物理网点收缩较为明显,而对于网点数量较少、业务范围比较局限的中小银行来说,网点对于银行业务和客户拓展仍然发挥着重要的带动作用,股份制银行网点数量持续扩张。因此,对于银行而言,应利用金融科技重塑网点运营和服务模式,实现线上渠道与线下网点协同交互与优势互补,推动银行竞争由量到质的转变。此外,本文研究仅关注银行竞争对企业间资源配置作用,不涉及银行竞争可能对系统性金融风险带来的影响,但有关部门仍需要加强银行风险管理,牢牢守住不发生系统性金融风险的底线,优化银行的良性竞争环境。

参考文献:

- 蔡庆丰 陈熠辉 林焜,2020:《信贷资源可得性与企业创新:激励还是抑制?——基于银行网点数据和金融地理结构的微观证据》,《经济研究》第10期。
- 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。
- 方芳 蔡卫星,2016:《银行业竞争与企业成长:来自工业企业的经验证据》,《管理世界》第7期。
- 简泽 干春晖 余典范,2013:《银行部门的市场化、信贷配置与工业重构》,《经济研究》第5期。
- 郭晔 赵静,2017:《存款竞争、影子银行与银行系统风险——基于中国上市银行微观数据的实证研究》,《金融研究》第6期。
- 韩立岩 王哲兵,2005:《我国实体经济资本配置效率与行业差异》,《经济研究》第1期。
- 贾春新 夏武勇 黄张凯,2008:《银行分支机构、国有银行竞争与经济增长》,《管理世界》第2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。
- 李志生 金凌 孔东民,2020:《分支机构空间分布、银行竞争与企业债务决策》,《经济研究》第10期。
- 李志生 金凌,2021:《银行竞争提高了企业投资水平和资源配置效率吗?——基于分支机构空间分布的研究》,《金融研究》第1期。
- 李青原 李江冰 江春 Kevin X.D.Huang,2013:《金融发展与地区实体经济资本配置效率——来自省级工业行业数据的证据》,《经济学(季刊)》第2期。
- 李青原 章尹赛楠,2021:《金融开放与资源配置效率——来自外资银行进入中国的证据》,《中国工业经济》第5期。
- 李艳 杨汝岱,2018:《地方国企依赖、资源配置效率改善与供给侧改革》,《经济研究》第2期。
- 陆正飞 祝继高 樊铮,2009:《银根紧缩、信贷歧视与民营上市公司投资者利益损失》,《金融研究》第8期。
- 聂辉华 江艇 杨汝岱,2012:《中国工业企业数据库的使用现状和潜在问题》,《世界经济》第5期。
- 王珏 骆力前 郭琦,2015:《地方政府干预是否损害信贷配置效率》,《金融研究》第4期。
- 解维敏 方红星,2011:《金融发展、融资约束与企业研发投入》,《金融研究》第5期。
- 尹振涛 李泽广,2021:《竞争规避与银行金融创新扩散——基于同质化视角的实证检验》,《管理世界》第11期。
- 钟宁桦 刘志阔 何嘉鑫 苏楚林,2016:《我国企业债务的结构性问题》,《经济研究》第7期。
- 周黎安,2007:《中国地方官员的晋升锦标赛模式研究》,《经济研究》第7期。
- 张璇 高金凤 李春涛,2020:《银行业竞争与资源错配——来自中国工业企业的证据》,《国际金融研究》第6期。
- Almeida, H. & D.Wolfenzon(2005), "The effect of external finance on the equilibrium allocation of capital", *Journal of Financial Economics*, 75 (1): 133-164.
- Almeida, H. & M.Campello(2007), "Financial constraints, asset tangibility, and corporate investment", *The Review of Financial Studies*, 20 (5):1429-1460.
- Aghion, P. et al.(2010), "Volatility and growth: Credit constraints and the composition of investment", *Journal of Monetary Economics*, 57 (3): 246-265.
- Aoki, M. & S.Dinc (1997), "Relationship financing as an institution and its viability under competition", Stanford University Working Paper, No. 97-011.
- Beck, T. & R. Levine (2004), "Stock markets, banks, and growth: Panel evidence", *Journal of Banking & Finance*, 28(3): 423-442.
- Boot, A. W. & A.V.Thakor (2000), "Can relationship banking survive competition?", *Journal of Finance*, 55(2): 679-713.
- Bau, N. & A. Matray (2023), "Misallocation and capital market integration: Evidence from India", *Econometrica*, 91

- (1): 67—106.
- Bertrand, M. & S. Mullainathan(2003), “Enjoying the quiet life? Corporate governance and managerial preferences”, *Journal of Political Economy*, 111(5):1043—1075.
- Bertrand, M. et al.(2007), “Bank deregulation and industry structure: Evidence from the French banking reforms of 1985”, *Journal of Finance*, 62(2): 597—628.
- Bhattacharya, U. et al.(2003), “The world price of earnings opacity”, *The Accounting Review*, 78(3): 641—678.
- Breuer, M. (2021), “How does financial-reporting regulation affect industry-wide resource allocation?”, *Journal of Accounting Research*, 59(1): 59—110.
- Bushman, R.M.et al.(2016), “Bank competition: Measurement, decision-making, and risk-taking”, *Journal of Accounting Research*, 54(3): 777—826.
- Cornaggia, J. et al.(2015), “Does banking competition affect innovation?”, *Journal of Financial Economics*, 115(1): 189—209.
- Chong, T. T. L. et al. (2013), “Does banking competition alleviate or worsen credit constraints faced by small- and medium-sized enterprises? Evidence from China”, *Journal of Banking & Finance*, 37(9): 3412—3424.
- Chen, S. et al.(2020), “Bank competition and corporate environmental performance”, Nanyang Business School Research Paper, No. 20—15.
- Deidda, L. & B.Fattouh(2005), “Concentration in the banking industry and economic growth”, *Macroeconomic Dynamics*, 9(2): 198—219.
- David, J. M. & V.Venkateswaran (2019), “The sources of capital misallocation”, *American Economic Review*, 109(7):2531—2567.
- Havrylychuk, O. & S. Poncet(2007), “Foreign direct investment in China: Reward or remedy? ”, *World Economy*, 30(11):1662—1681.
- Hann, R. N. et al.(2020), “Information frictions and productivity dispersion: The role of accounting information”, *The Accounting Review*, 95(3):223—250.
- Hadlock, C.J. & J.R.Pierce(2010), “New evidence on measuring financial constraints: Moving beyond the KZ index”, *The Review of Financial Studies*, 23(5):1909—1940.
- Hsieh, C.T. & P.J.Klenow(2009), “Misallocation and manufacturing TFP in China and India”, *The Quarterly Journal of Economics*, 124(4):1403—1448.
- Huang, Y. et al.(2019), “Local crowding out in China”, *Journal of Finance*, 75(6):2855—2898.
- Levine, R. (1997), “Financial development and economic growth: Views and agenda”, *Journal of Economic Literature*, 35(2): 688—726.
- Love, I. & M. Peria(2014), “How bank competition affects firm’s access to finance”, *The World Bank Economic Review*, 29(3): 413—448.
- La Ferrara, E. et al.(2012), “Soap operas and fertility: Evidence from Brazil ”, *Applied Economics*, 4(4):1—31.
- Moll, B.(2014), “Productivity losses from financial frictions: Can self-financing undo capital misallocation?”, *American Economic Review*, 104(10): 3186—3221.
- McKinnon, R. I. (1973), *Money and Capital in Economic Development*, Brookings Institution Press.
- Petersen, M.A. & R.G.Rajan (1995). “The effect of credit market competition on lending relationships”, *The Quarterly Journal of Economics*, 110(2):407—443.
- Whited, T. M. & J. Zhao(2021), “The misallocation of finance”, *Journal of Finance*, 76(5): 2359—2407.
- Roychowdhury, S. et al.(2019), “The effects of financial reporting and disclosure on corporate investment: A review”, *Journal of Accounting and Economics*, 68(2—3), No.101246.
- Restuccia, D. & R.Rogerson(2017), “The causes and costs of misallocation”, *Journal of Economic Perspectives*, 31(3):151—174.
- Rajan, R. & L. Zingales(1998), “Financial development and growth”, *American Economic Review*, 88(3): 559—586.

Banking Competition and Industry Resource Allocation: Evidence from Chinese Major Industrial Enterprises

ZHANG Yinsainan and LI Qingyuan
(Wuhan University, Wuhan, China)

Summary: Improving the efficiency of resource allocation is the basis for achieving high-quality economic development. As the core of China's financial system, banks play a key role in credit resource allocation and corporate financing. This paper uses China's industrial enterprise data from 1998 to 2013 as a sample, and employs the branch information of Chinese commercial banks to construct the banking competition index to empirically tests the impact of banking competition on city-industry resource allocation efficiency. Firstly, banking competition is conducive to alleviating city-industry resource misallocation. To address potential endogeneity problems, this paper employs an exogenous shock event in 2009—the deregulation of the establishment of bank branch institutions—to construct a difference-in-differences (DID) model and obtains consistent results. Secondly, the mechanism test shows that banking competition can alleviate corporate financing constraints, promote fixed asset investment and R&D expenditures of non-state-owned enterprises with higher production efficiency, enhance their operational performance, and thereby improve city-industry resource allocation. Finally, heterogeneity analysis suggests that the resource allocation effect of banking competition is more significant for industries facing higher financing constraints and relying more on debt financing, providing additional evidence for the impact of banking competition on resource allocation through financing channels. Moreover, higher quality of accounting information is beneficial for banks to identify information before lending and supervise borrowers after lending. A higher regional marketization provides a better competitive environment for banks, improving the efficiency of bank resource allocation.

This paper enriches research on the impact of financial sector competition on resource allocation, and provides theoretical and empirical support for China's financial marketization reform and the implementation of inclusive financial policies. On one hand, this paper expands research on the real effects of banking competition to the city-industry level. It bridges the gap between micro and macro-economic effects of banking competition, supports the market power hypothesis of banking competition, and responds to the call from David & Venkateswaran (2019) to strengthen research on China's resource allocation efficiency from the perspective of financial friction. On the other hand, against the backdrop of China's fiscal decentralization and regional competition, the "feudal economy" formed by regional protection and market segmentation has led to differences in resource allocation across regions and industries. This paper establishes the research model at the city-industry level, which better controls and captures differences at the regional level, and helps identify the marginal effects of banking competition more effectively. In addition, this paper uses the exogenous shock event in 2009 to construct a DID model, which further controls the structural differences in bank types in each city and reduces endogeneity problems such as omitted variables and reverse causality.

The policy implications of this paper are as follows. Firstly, it is necessary to take the existing policies of banking entry deregulation and inclusive finance as a guide to scientifically, reasonably, and orderly improve the layout of bank branch institutions, reduce the financing costs of enterprises, and stimulate the production potential of market entities. Secondly, in the process of promoting structural deleveraging, we should adhere to the principle of inclusive services, encourage bank loans to flow to enterprises with high production efficiency but facing financing constraints, and promote a virtuous interaction between finance and the real economy. Thirdly, the increase in banking competition has raised the demand for "hard information" about enterprises. Improving the quality of accounting information is helpful in obtaining bank credit. At the national level, the formulation of a high-quality accounting standard system contributes to unleashing the dividend of banking competition. Lastly, the improvement in regional marketization makes banks pay more attention to flexible resource allocation, promoting more efficient resource distribution in different industries and regions.

Keywords: Bank Branch; Banking Competition; Resource Allocation; Total Factor Productivity

JEL Classification: D24, G21, G38

(责任编辑:金禾)

(校对:木丰)