

银行部门扩张、资源配置扭曲与经济增长

岳 崴, 张 强

(湖南大学 金融与统计学院, 湖南 长沙 410006)

摘要:在经济模式转换和结构转型的大背景下,如何充分发挥金融体系的“效率效应”对于提升中国经济增长质量至关重要。基于2009年中小商业银行分支机构市场准入管制放松这一准自然实验,文章利用双重差分方法系统考察了银行部门扩张如何影响地区资源配置效率和经济增长。结果显示,银行部门扩张显著加剧了地区资源配置扭曲,造成了信贷供给的效率损失。作用机制检验发现,尽管银行部门扩张对企业生产率的非对称作用有助于改善资源配置,但是降低了低效率企业退出市场的概率,而这正是导致资源配置效率低下的关键原因。进一步,地区银行部门扩张显著促进了信贷规模扩张和经济增长,即信贷配置的“规模效应”比“企业间资源配置效应”更重要,符合现阶段“中国依旧处于金融抑制状态”的客观事实。此外,一个地区的市场化程度越低和行政干预越多,银行部门扩张的资源配置扭曲效应越强且经济增长效应越弱。文章的结论表明,在放松市场准入管制以充分发挥银行部门的信贷配置功能时,需要特别关注信贷资金的配置效率。

关键词: 银行部门扩张;资源配置扭曲;经济增长;双重差分估计

中图分类号: F832 **文献标识码:** A **文章编号:** 1001-9952(2020)09-0123-15

DOI: 10.16538/j.cnki.jfe.20200419.302

一、引言

伴随着中国经济步入“新常态”阶段,资本驱动型的传统增长模式难以为继,如何实现创新驱动型增长模式成为经济结构转型和稳增长的关键所在。金融部门作为一国经济的重要构成部分,通过吸收社会闲散资金并加以利用规模经济效应来促进经济增长。纵观世界各国经济发展历程,金融发展与经济增长之间存在正相关关系,而且这一观点得到了国内外学者的广泛认可(张成思和刘贯春,2015)。一般而言,金融体系影响地区经济发展的信贷配置功能可以简单归结为两大类:一是“数量效应”,具体表现为物质资本积累的加速;二是“效率效应”,具体表现为全要素生产率的改善。在经济模式转换和结构转型的大背景下,如何充分发挥金融体系的“效率效应”对于提升中国经济增长质量至关重要。

自1978年改革开放以来,中国金融体系经历了长时期的市场化改革进程,以中国人民银行为主导的“大一统”格局逐渐转变为银行、证券和保险等多种部门共生的多元化金融体系(刘贯春等,2017)。然而,中国金融体制依旧存在诸多的非市场因素,长期处于“抑制”状态。比如,在“银行主导型”的结构体系中,五大国有商业银行占据信贷市场的主导地位,金融所有制歧视依旧普遍存在(戴静和张建华,2013)。在中国特色社会主义市场经济体制下,金融体制改革能否实

收稿日期:2019-11-08

作者简介:岳崴(1986-),男,湖南长沙人,湖南大学金融与统计学院博士后;

张强(1954-),女,湖南常德人,湖南大学金融与统计学院教授、博士生导师。

现政策改革目标亟需验证。本文试图以2009年《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)》为突破点,实证检验银行业改革进程中的市场准入管制放松对地区资源配置和经济增长的影响,并细致梳理了潜在的作用机制。

2009年,中国银监会办公厅印发了《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),要求地方银监局及时传递到各商业银行。整体来看,该文件放松了对股份制商业银行和城市商业银行分支机构的准入管制,为采用双重差分方法来解决模型内生性问题提供了一个较好的准自然实验。本文选取城市商业银行作为研究对象,主要原因在于:(1)与股份制商业银行相比,城市商业银行的服务对象更加本地化;(2)城市商业银行的数量众多(2008年底约有120家),而股份制商业银行在全国范围内仅有12家,政策冲击极小;(3)股份制商业银行的改革重点在于省份之间的差异,^①同一省份内部各城市受到的政策冲击差异不大。

关于城市商业银行分支机构设立的改革内容,主要体现在如下四个方面:(1)在法人所在省份内部设立分支机构,不再受数量指标控制;(2)在法人所在省份内部设立分支机构不再报送银监会审签,而是由拟设地银监局审批;(3)对设立分行和支行不再设定统一的营运资金要求;(4)跨省设立分支机构仍需要由银监会进行审批。综上可知,城市商业银行所面临的市场准入管制程度在2019年4月后得到了放松,进入成本大幅度下降。更为重要的是,市场准入管制放松更多发生在城市商业银行法人所在的省份内部,跨省设立分支机构的进入成本依旧保持在较高水平。

本文利用2009年143号文这一准自然实验,基于2004—2013年商业银行分支机构数据、城市统计年鉴数据和规模以上工业企业数据,通过构建双重差分估计来系统考察银行部门扩张的宏观经济效应,主要包括资源配置效率和经济增长两个维度。首先,本文评估这一政策改革对地方银行部门扩张的促进作用。其次,利用地区工业企业生产率的标准差作为资源配置效率的度量指标,剖析银行部门扩张的资源配置效应,并从在位企业的生产率提升和企业进入退出两个视角进行作用机制检验。然后,本文从整体层面探讨银行部门扩张对地区经济增长的影响,并分析不同部门之间的结构性调整。最后,结合地区的市场化环境和官员特征,本文进行了一系列异质性检验。计量结果显示,银行部门扩张恶化了地区资源配置效率,但得益于信贷配置的“规模效应”,地区经济增长显著提升。特别地,上述效应在市场化程度较高和行政干预较少的地区更为突出。

不同于以往研究,本文的边际贡献在于:第一,立足于资源配置效率和经济增长的双重视角,系统考察了银行部门扩张的宏观经济效应。现有关于银行业发展的文献集中于地区经济增长、融资约束及生产率提升等视角,大多忽略了其对企业间资源配置效率的影响。^②第二,本文细致探讨了分支机构市场准入管制放松的改革效果。尽管已有大量工作考察了银行业的市场结构及竞争程度如何影响地区经济发展和企业投融资决策,但是很少有文献专门评估某一项银行业

^① 2009年143号文规定“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)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。”本文在计量模型中控制了省份—时间双向固定效应,尽可能剔除了股份制商业银行的改革效果,能够较为有效地识别出城市商业银行扩张的资源配置效应和经济增长效应。

^② 与本文直接相关的一篇文献为何欢浪等(2019),其采用股份制商业银行占比来衡量银行管制放松,结果证实了银行管制放松对资源配置的改善作用。不同于这一工作,本文在控制住股份制商业银行扩张的前提下,聚焦于城市商业银行扩张的重要作用,并发现银行扩张的资源配置扭曲效率和经济增长效应。结合核心指标的度量方式可知,何欢浪等(2019)关注的是银行业结构市场化改革,而本文则侧重于银行部门扩张,并且两者得到截然相反的研究结论。更为重要的是,当考察银行部门扩张或市场化改革的经济效应时,潜在假定为银行部门的服务对象主要为本地企业。显然,与股份制商业银行相比,城市商业银行的服务对象更加本地化。

改革的具体作用。第三,结合 2009 年 143 号文这一外生政策冲击,本文构建了双重差分估计模型,能够有效地克服计量模型中普遍存在的内生性问题。

二、理论分析与研究假说

市场准入管制放松不仅解除了中小商业银行跨区域经营的行政约束,而且降低了其设立分支机构的市场进入成本,从而有助于促进地方银行部门扩张。伴随着这一金融体制改革,资源配置效应显得尤为重要(Jayaratne 和 Strahan, 1996, 1998)。

一方面,银行部门扩张导致银行业竞争程度加剧,对借款人的筛选机制和监督机制也得以强化,从而有助于改善资源配置效率。Bai 等(2018)系统梳理了银行管制放松如何改善地区资源配置效率,两条潜在作用机制依次为:第一,由于高生产率企业的经济基本面更好,筛选机制强化使其更容易受到银行部门的青睐,由此获得较多信贷资金;第二,监督机制强化意味着借款人更加容易抵押未来的收入,由于高生产率企业具有更多的未来收入,从而更容易获得银行信贷。

另一方面,伴随着银行部门扩张,银行业竞争程度加剧有助于削减存款人与银行之间的信息不对称,从而吸收更多社会闲散资金(Gennaioli 等, 2014; 2015),使得所有企业信贷供给量趋于增加。然而,银行分支机构数量增加将降低银行的市场势力并带来更低的贷款成本,企业与银行之间原有的信贷关系遭到破坏(Petersen 和 Rajan, 1995; Bai 等, 2018)。同时,如果一个地区的优质客户资源有限,银行部门扩张必然会使得更多信贷资金流向品质较差的客户群。此外,新银行进入市场可能在最初阶段并不善于筛选和监管企业,只能通过依据抵押品数量和信用记录进行资金借贷,不利于高生产率的小企业获得银行信贷。

由此可见,从理论上讲,银行部门扩张对地区资源配置效率的作用并不明确。就中国而言,银行部门扩张的资源配置效应亦是如此。首先,伴随着更多中小商业银行进入信贷市场,银行业市场结构变得更加具有竞争性,小企业、非国有企业、新企业和高新技术企业的融资约束得到大幅度缓解(蔡卫星, 2019)。鉴于非国有企业和小规模企业的生产率整体上高于国有企业和大规模企业(Song 等, 2011; 刘瑞明和石磊, 2010),可以推断银行部门扩张有助于改善地区资源配置效率。其次,中国信贷市场存在普遍的所有制歧视,而且不同所有制企业的融资差异存在诸多非市场因素(戴静和张建华, 2013)。由于国有企业拥有中央政府和地方政府的隐性担保,更容易获得银行部门的信贷资金。同时,国有企业承担着政策传导、稳定就业和维持增长等社会职能,政府部门习惯通过干预资金流向来实现地区经济发展。特别地,小规模企业和非国有企业往往面临着抵押物不足和信用记录较少的困境,银行出于风险控制原则亦不愿意为这类企业提供信贷资金。显然,当银行信贷因政府干预而流向低生产率的国有企业和大规模企业时,银行部门扩张可能会恶化地区资源配置效率。Gao 等(2019)发现,市场准入管制放松引致的中国银行部门扩张使得国有企业获得了更多信贷资金,加剧了国有部门与非国有部门之间的信贷配置失衡。事实上,中国的金融体系整体上处于“抑制”状态,银行部门扩张带来的竞争效应相对有限,信贷供给增加更多被国有企业和大规模企业所俘获,从而恶化资源配置效率。结合上述理论分析,本文提出研究假说 1: 银行部门扩张会恶化资源配置效率。

进一步,在信贷规模效应的推动下,银行部门扩张有助于加速地区经济增长。给定中国企业尤其是非国有企业面临严重的融资约束,银行分支机构数量增加有助于缓解企业融资约束(Gao 等, 2019; 蔡卫星, 2019; 姜付秀等, 2019),进而获得更多信贷资金并增加固定资产投资,即“数量效应”。考虑到中国的经济增长模式仍旧为物资资本驱动型(刘贯春等, 2019),银行部门扩

张可通过固定资产投资来促进地区经济增长。除此之外,融资约束缓解能够为企业研发创新活动提供信贷资金,从而有助于改善企业全要素生产率(蔡卫星,2019),即“效率效应”。比如,姜秀等(2019)利用企业投资—现金流敏感性框架发现,银行业竞争显著缓解了企业融资约束并降低了债务融资成本;蔡卫星(2019)认为,一个竞争性的银行业市场结构能够显著提升企业生产率,且该效应在融资约束严重的企业更强。

需要特别说明的是,传统界定的“效率效应”是企业内生产率,本质上是“数量效应”作用于企业的结果变量,可以统称为信贷规模效应。换言之,传统视角未充分考虑企业间生产率分布,即忽略了银行部门扩张可以通过资源配置效率影响地区经济增长(Bai等,2018;何欢浪等,2019)。正如前文所述,银行部门扩张的资源配置效应不明确,故其对地区经济增长的综合影响取决于资源配置效应和信贷规模效应。鉴于信贷规模效应已达成一致共识,银行部门扩张的经济增长效应归根结底取决于资源配置效应的强弱,具体表现为:当资源配置效率表现为改善作用时,必然有助于促进地区经济增长;当资源配置效率表现为负向作用且作用强度大于信贷规模效应时,地区经济增长将受到抑制。考虑到中国金融体系长期处于“抑制”状态且银行业竞争程度较弱,不难推断银行部门扩张引致的信贷规模效应理应占据主导地位,从而加速地区经济增长。结合上述理论分析,本文提出研究假说2:银行部门扩张有利于地区经济增长。

此外,银行部门扩张对地区经济发展的影响还取决于一个地区的环境特征,本文从市场化环境和官员特征两个维度进行异质性探讨。首先,作为配置社会资源的两种手段,政府和市场的作用渠道存在显著差异。其中,政府主要依靠行政干预手段来调控生产要素分配,并不完全依据各类要素的边际产出。市场依据自发形成的价格来调控生产要素分配,完全取决于各类要素的边际产出。结合要素分配规则可得,市场的资源配置效应要优于政府(樊纲等,2011a;Zhu,2012)。其次,在以GDP为主要指标的政绩考核体系下,地方政府官员面临的晋升激励促使他们采用行政干预手段来调控地区经济增长(Li和Zhou,2005;周黎安,2007)。钱先航等(2011)、钱先航和曹廷求(2017)发现,政府官员配置资金的方式源于晋升压力、情感与理性的平衡等,导致资源配置效率较低。综上可知,一个地区的市场化环境越差或行政干预越多,银行部门扩张越有可能恶化资源配置效率且作用强度越大,地区经济增长越慢。结合上述理论分析,本文提出研究假说3:一个地区的市场化环境越差和行政干预越多,银行部门扩张越难以改善资源配置效率和促进经济增长。

三、研究设计

(一)计量模型

考虑到银行部门扩张与地区经济发展之间存在双向反馈关系,传统方法得到的估计结果很可能有偏误,如何准确识别因果关系成为本文的研究难点。给定143号文是银监会制定并实施的全国层面“一刀切”政策,对于地区银行部门扩张是一个较好的外生冲击事件,这为应用双重差分方法以克服模型内生性问题提供了宝贵机会。不过,当利用该政策改革来识别银行部门扩张的资源配置效应和经济增长效应时,一个重要前提是市场准入管制放松确实促进了地区银行部门扩张。为此,本文首先考察市场准入管制放松对地区银行部门扩张的影响,双重差分估计的模型设定为:

$$Bank_{cpt} = \alpha_0 + \theta Treat_c \times Post_t + \sum_j \alpha_j Control_{ct}^j + \mu_c + \gamma_t + \varphi_{pt} + \epsilon_{cpt} \quad (1)$$

其中,下标 p 、 c 和 t 分别代表省份、城市和年份; $Bank$ 表示银行部门扩张,本文分别从新增数量 New 、存量 $Stock$ 和密度 $Density$ 三个维度进行衡量; $Treat$ 为城市分组变量,用于刻画143号文对

不同城市的差异化影响,实验组城市赋值为1,否则赋值为0;*Post*为政策冲击的0-1虚拟变量,用于刻画143号文的实施,2009年及之后年份赋值为1,否则赋值为0。同时,为控制城市层面的异质性特征,本文纳入一系列控制变量*Control*,依次包括政府干预*Gc*、市场化率*Ud*、经济发展*Pgdp*、资本开放*Fdi*及人力资本*Edu*。

进一步,为尽可能避免遗漏变量问题,本文还控制了城市、时间及省份-时间三个层面的固定效应。一方面,城市固定效应 μ 用于刻画不随时间变化的城市固有特征,如地理位置和历史信息等。另一方面,时间固定效应 γ 用于刻画不随城市变化的宏观经济环境,包括国家领导人换届及国际经济形式等。更为重要的是,省份-时间双向固定效应 φ 能够有效控制城市所在省份的时变环境,包括省级领导人换届及政策调控等。需要特别说明的是,由于143号文的政策改革内容更多体现在城市商业银行法人所在的省份内部,引入省份-时间双向固定效应的另一重要原因在于:将实验组城市和对照组城市限定在同一省份,两者可比性较强。

其次,在证实市场准入管制放松对银行部门扩张的促进作用后,本文利用143号文这一准自然实验考察银行部门扩张对地区资源配置效率和经济增长的影响,双重差分估计的模型设定为:

$$Led_{cpi} = \beta_0 + \vartheta Treat_c \times Post_t + \sum_j \beta_j Control_{ct}^j + \mu_c + \gamma_t + \varphi_{pt} + \epsilon_{ct} \quad (2)$$

其中,*Led*表示地区发展状况,本文分别从资源配置效率*Rae*和经济增长*Eg*两个维度进行衡量;控制变量的选取与计量模型(1)完全一样,区别在于经济增长方程不再控制经济发展*Pgdp*。

在利用双重差分方法识别因果关系时,如何选取恰当的处理变量*Treat*尤为关键。结合政策改革内容(见143号文)和利益集团理论(Rajan和Zingales,2003),本文以城市是否已经存在城市商业银行分支机构作为处理变量,究其原因主要在于:一是,城市商业银行在2009年市场准入管制放松之前只允许设立在法人属地,而143号文放松了其同省其他城市设立分支机构的管制,无分支机构城市的银行部门有更大扩张空间。二是,2009年143号文明确规定,分支机构能否得到设立的审批权在拟设地银监局。结合利益集团理论可知,一个地区的在位银行数量越多,越有可能通过政治网络来抑制新分支机构进入以避免利润损失,即无分支机构城市的银行部门面临着更低的市场进入成本。

(二) 指标选取与数据来源

借鉴Gao等(2019)、Chen等(2020)的做法,地区银行部门扩张和控制变量的度量方式如下:

1. 城市商业银行分支机构新增数量*New*,用加1后的自然对数形式来表示。
2. 城市商业银行分支机构存量*Stock*,用加1后的自然对数形式来表示。
3. 城市商业银行新增密度*Density*,用新增数量占地区总人口的比重来表示。

4. 结合Hsieh和Klenow(2009)及刘贯春等(2017)的思路,地区经济发展状况的度量方式依次为:(1)资源配置效率*Rae*,用一个城市规模以上工业企业的生产率(包括全要素生产率和资产收益率)标准差来表示;(2)经济增长*Pgdp*,用地区GDP除以总人口来表示,折算至2000年常数价格并取自然对数。

5. 城市层面控制变量的度量方式依次为:(1)政府干预*Gc*,用财政支出占地区GDP的比重来表示;(2)市场化率*Ud*,用非农业人口占地区总人口的比重来表示;(3)资本开放*Fdi*,用外商直接投资完成额占地区GDP的比重来表示,并用当年汇率均值折算为人民币价格;(4)人力资本*Edu*,用每万人在校大学生数来表示,并取自然对数形式。

进一步,在测算地区资源配置效率时,需要利用企业指标来构建。特别地,在检验作用机制和剖析银行部门扩张的经济增长效应及其结构性调整时,需要采用企业数据进行验证。参考刘

贯春等(2017)和张天华等(2019)的做法,企业层面的主要指标选取及度量方式依次为:(1)全要素生产率 Tfp ,用 OP 法(Olley和Pakes,1996)测算得到;(2)资产收益率 Roa ,用利润总额占企业总资产的比重来表示;(3)资产收益率变化量 $Droa$,用 Roa 的一阶差分项来表示;(4)企业规模 $Size$,用企业总资产的自然对数形式来表示;(5)企业年龄 Age ,用设立年限来表示;(6)所有制形式 Soe ,以国有持股比例是否超过30%为划分标准,国有企业赋值为1,否则赋值为0;(7)有形资产 Tag ,用固定资产总额占企业总资产的比重来表示;(8)生存状态 $Exit$,下一年退出研究样本的企业赋值为1,否则赋值为0。

本文搜集了260个城市作为研究样本,时间跨度为2004—2013年。本文所涉及变量的原始数据来源于多个数据库:首先,银行分支机构数据来源于中国银监会官方网站,通过手动搜集商业银行分支机构的金融许可证信息(包括批准时间和办公地点等),并加总至城市层面。其次,除了地区资源配置效率需要自行构造外,其他城市变量的数据均来源于历年《中国城市统计年鉴》。然后,企业变量的数据来源于中国工业企业数据库,并遵照Brandt等(2012)和聂辉华等(2012)的做法对数据进行预处理。需要补充说明的是,工业企业数据库缺失2010年的数据,而且2008年及其之后未提供工业增加值等测算企业全要素生产率所需要的变量。为此,本文采用利润、税收和工资之和作为工业增加值的代理变量,测算得到2011至2013年企业全要素生产率。由于2008年和2009年存在指标缺失,未能得到企业全要素生产率。为消除数据异常值对估计结果可能造成的偏差,本文对所有连续变量进行1%水平的缩尾处理。

(三)典型事实分析

使用双重差分方法的一个重要前提是需要满足平行趋势,确保实验组城市和对照组城市具有可比性。基于分组样本均值,图1描绘了地区经济发展状况在不同组别城市的逐年动态趋势。观察图1a可得,实验组和对照组的人均真实GDP在2009年之前具有一致的上升态势,但是实验组的增长速度在2009年之后快于对照组,两者差距趋于缩小。同时,结合图1b可以发现,实验组和对照组的工业企业收益率标准差在2009年之前几乎重叠,但是实验组的上升速度在2009年之后快于对照组,两者差距不断扩大。这些结果充分表明,银行部门扩张不仅促进了地区经济增长,而且加剧了地区工业企业之间的资源配置扭曲。

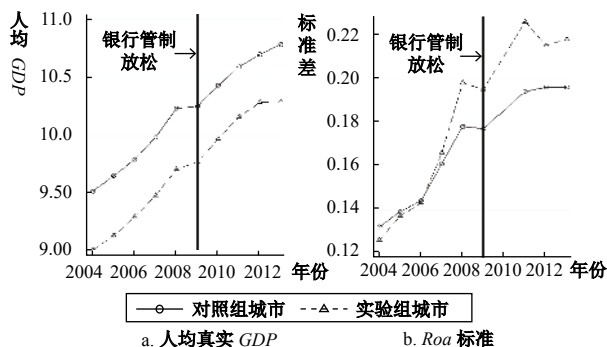


图1 市场准入管制放松、资源配置效率与经济增长

四、实证结果

(一)市场准入管制放松与银行部门扩张

表1汇报了市场准入管制放松与地区银行部门扩张的回归结果。观察回归结果第1至3列可知,无论是新增数量、存量还是新增密度作为因变量,交互项的估计系数均显著为正。这些结果充分表明,2009年143号文的出台能够显著促进地区城市商业银行的快速扩张。为说明估计结果的经济显著性,以第1列估计系数0.250为例,不难发现143号文使得城市商业银行的扩张速度提高了25%。由于城市商业银行新增数量的样本均值为1.74,可以推断市场准入管制放松使得城市商业银行分支机构每年平均增加0.44个(=1.74×0.25)。特别地,考虑到143号文的政策

改革对象为中小商业银行,本文进一步以五大国有商业银行和农村商业银行为研究对象进行安慰剂测试。结合第4至7列可得,无论是五大国有商业银行还是农村商业银行,交互项的估计系数均未能通过10%的显著性检验,即其他类型商业银行的扩张速度在2009年后未发生明显改变。综上可知,市场准入管制的放松有助于促进城市商业银行扩张,2009年143号文能够作为银行部门扩张的一个准自然实验。

表1 市场准入管制放松与银行部门扩张

变量	城市商业银行			五大国有商业银行		农村商业银行	
	New	Stock	Density	New	Stock	New	Stock
<i>Treat</i> × <i>Post</i>	0.250*** (0.078)	0.572*** (0.132)	0.432*** (0.086)	-0.017 (0.086)	0.002 (0.024)	0.136 (0.140)	-0.304* (0.178)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是	是	是
时期固定效应	是	是	是	是	是	是	是
省份-时期固定效应	是	是	是	是	是	是	是
观测值	2 416	2 416	2 416	2 416	2 416	2 416	2 416
调整 R^2	0.368	0.544	0.261	0.337	0.535	0.282	0.554
城市数	260	260	260	260	260	260	260

注:括号内为聚类到城市层面的稳健标准误;*,**和***分别代表10%、5%和1%的显著性水平。下同。

(二) 银行部门扩张的资源配置效应

表2汇报了银行部门扩张与地区资源配置效率的回归结果。回归结果中,第1至3列和第4至6列分别以工业企业的全要素生产率标准差和资产收益率标准差作为地区资源配置效率的度量指标。不难看出,无论采用哪种形式的度量指标,交互项的估计系数在不同模型设定方程中均显著为正。这些结果充分表明,伴随着银行部门扩张,地区资源配置效率反而有所恶化,即工业企业的生产率分布变得更加分散化,研究假说1得到证实。为说明估计结果的经济显著性,以第3列纳入所有控制变量的估计系数0.038为例,不难发现市场准入管制放松带来的城市商业银行扩张使得工业企业全要素生产率标准差上升0.038。结合资源配置效率的样本均值为0.830,容易推断银行部门扩张使得地区资源配置效率下降了4.58%(=0.038/0.830)。

表2 银行部门扩张的资源配置效应:全样本估计

变量	因变量为 Tfp 标准差			因变量为 Roa 标准差		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Treat</i> × <i>Post</i>	0.032* (0.017)	0.039** (0.016)	0.038** (0.017)	0.018*** (0.006)	0.011 (0.007)	0.012* (0.006)
控制变量	否	是	是	否	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是	是
时期固定效应	是	是	是	是	是	是
省份-时期固定效应	是	否	是	是	否	是
观测值	1 749	1 712	1 712	2 212	2 158	2 158
调整 R^2	0.217	0.100	0.235	0.584	0.419	0.605
城市数	260	260	260	260	260	260

进一步,为探讨银行部门扩张如何导致地区资源配置效率恶化,本文分别从在位企业的生产率提升和企业生存概率两个维度进行机制检验。首先,以企业资产收益率变化量 $Droa$ 为因变量,将企业资产收益率、城市分组变量及政策冲击变量的三重交互项作为主要解释变量,考察银

行部门扩张影响企业生产率的差异化模式。其次,以企业生存状态 *Exit* 为因变量,将企业资产收益率、城市分组变量及政策冲击变量的三重交互项作为主要解释变量,考察银行部门扩张如何影响不同生产率企业在市场中的生存概率。相应地,双重差分估计的模型设定依次为:

$$Droa_{icpt} = a_0 + \delta_1 Treat_c \times Post_t \times Roa_{it} + \delta_2 Treat_c \times Post_t + \delta_3 Treat_c \times Roa_{it} + \delta_4 Treat_c \times Roa_{it} + \delta_5 Roa_{it} + \sum_j b_j Control_{ct}^j + \sum_k c_k Control_{it}^k + \omega_i + \gamma_t + \varphi_{pt} + \epsilon_{icpt} \quad (3)$$

$$Exit_{icpt} = b_0 + \rho_1 Treat_c \times Post_t \times Roa_{it} + \rho_2 Treat_c \times Post_t + \rho_3 Treat_c \times Roa_{it} + \rho_4 Treat_c \times Roa_{it} + \rho_5 Roa_{it} + \sum_j b_j Control_{ct}^j + \sum_k b_k Control_{it}^k + \omega_i + \gamma_t + \varphi_{pt} + \epsilon_{icpt} \quad (4)$$

其中,下标 *i* 代表企业。不同于计量模型(1)和(2),除了城市层面的控制变量外,计量模型(3)和(4)还纳入企业层面的两个重要特征变量,依次包括企业规模 *Size* 和企业年龄 *Age*。同时,此处控制了企业 ω_i 、时间 γ_t 及省份-时间 φ_{pt} 三个层面的固定效应,以尽可能控制企业生产率变化和生存状态的其他决定因素。

表 3 汇报了机制检验的回归结果。回归系数第 1 至 3 列可知,无论采用何种模型设定形式,三重交互项的估计系数在企业资产收益率变化量方程中均显著为负。这些结果充分表明,伴随着地区银行部门扩张,高生产率企业与低生产率企业的资金利用效率差异趋于缩小。同时,结合第 4 至 6 列可得,三重交互项的估计系数在不同企业生产状态方程中均显著为正。这些结果一致表明,伴随着地区银行部门扩张,高生产率企业较低生产率企业的生存概率反而有所下降。究其原因可能在于:银行部门扩张带来的信贷资金供给更多配置到了低生产率企业,从而提升其在市场中的生存概率(在后文进一步证实)。可见,尽管地区银行部门扩张对企业生产率的非对称作用有助于改善资源配置效率,但是信贷供给增加使得低效率企业退出市场的概率变小,而这正是导致资源配置效率低下的关键原因。

表 3 资源配置扭曲加剧的原因剖析:生产率提升与生存概率

变量	因变量为 <i>Droa</i>			因变量为 <i>Exit</i>		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Treat</i> × <i>Post</i> × <i>Roa</i>	-0.046*** (0.006)	-0.039*** (0.006)	-0.041*** (0.006)	0.010* (0.005)	0.013** (0.006)	0.025*** (0.006)
城市控制变量	否	是	是	否	是	是
企业控制变量	否	否	是	否	否	是
城市固定效应	是	是	是	是	是	是
时期固定效应	是	是	是	是	是	是
省份-时期固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	1 018 467	977 205	974 354	1 191 498	1 161 421	1 161 309
调整 <i>R</i> ²	0.392	0.390	0.391	0.068	0.068	0.070
企业数	326 742	325 284	324 231	376 438	373 909	373 892

尽管表 1 在整体层面证实了银行部门扩张的资源配置效应,但是忽略了不同地区之间的差异化特征。接下来,本文结合地区特征进行异质性检验。首先,一个地区的市场化环境直接决定了资源配置方式,而市场较于政府干预通常能够更加有效地配置资源,不难预期银行部门扩张对资源配置效率的扭曲效应在低市场化地区更为凸显。考虑到东部沿海省份的市场化指数明显高于中西部地区(樊纲等,2011b),本文依据地理位置将全样本划分为东部和中西部两组,分样本估计结果见表 4 第 1 至 2 列。结果显示,交互项的估计系数在东部地区未通过显著性检验,但在中西部地区显著为正。这些结果充分表明,银行部门扩张的资源配置扭曲效应主要体现在市场化环境差的地区,而在市场化环境好的地区不存在这一效应,研究假说 3 得到证实。

表 4 银行部门扩张的资源配置效应: 异质性分析

变量	因变量为 <i>Roa</i> 标准差					
	地理位置		官员年龄		官员更替	
	东部	中西部	小于 55	大于 54	否	是
<i>Treat</i> × <i>Post</i>	0.005(0.007)	0.035***(0.009)	0.016*(0.009)	0.006(0.009)	0.015**(0.007)	-0.020(0.023)
控制变量	是	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是	是
时期固定效应	是	是	是	是	是	是
省份-时期固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	821	1 337	1 072	1 086	1 081	326
调整 R^2	0.624	0.609	0.556	0.628	0.524	0.779
城市数	97	163	254	260	259	219

其次,作为城市最高行政级别官员,市委书记面临的政绩考核使得其在地区经济发展过程中扮演着重要角色(Li 和 Zhou, 2005; 周黎安, 2007)。具体地,市委书记的政治晋升压力越大,越有动机干预资源配置(Wang 等, 2019),银行部门扩张的资源配置扭曲效应更为凸显。由于正局级官员在 54—55 岁之后获得的升迁机会大幅减少,较弱晋升激励意味着市委书记干预资源配置的动机较小。基于此,本文依据市委书记年龄将全样本划分为小于 55 岁和大于 54 岁两组,分样本估计结果见表 4 第 3 至 4 列。进一步,当市委书记发生更替时,行政干预资源配置的可能性较小,容易推断银行部门扩张对资源配置效率的扭曲效应在官员更替地区较弱,分样本估计结果见表 4 第 5 至 6 列。结果显示,交互项的估计系数在市委书记晋升压力较小(官员更替)的地区未通过显著性检验,但在市委书记晋升压力较大(官员未发生更替)的地区显著为正。这些结果充分表明,银行部门扩张的资源配置扭曲效应集中体现在行政干预较多的地区,而在行政干预较少的地区不存在这一效应,研究假说 3 得到证实。

(三)银行部门扩张的经济增长效应

除了前文的资源配置效应,本文还重点关注银行部门扩张对地区经济增长的影响。尽管表 2 至表 4 证实银行部门扩张会加剧资源配置扭曲,但是考虑到银行部门扩张带来的信贷规模增加,地区经济增长如何变化并不确定,具体表现为:当信贷规模效应占据主导地位时,地区经济增长速度加快;当资源配置扭曲效应占据主导地位时,地区经济增长速度下降。

表 5 汇报了银行部门扩张与地区经济增长的回归结果。一方面,利用 2004—2013 年城市统计数据,回归结果的第 1 至 3 列检验了银行部门扩张对地区信贷规模、经济增长和固定资产投资的影响。其中,信贷规模 *Loan* 和固定资产投资 *Fix* 分别采用金融机构贷款余额和固定资产投资的自然对数形式来表示。另一方面,利用 2004—2013 年中国工业企业数据库,第 4 至 6 列检验了银行部门扩张对企业新增信贷和经济产出的影响。其中,新增信贷 *Newdebt* 采用债务总额变化量占企业总资产的比例来表示,经济产出分别利用总产值和销售总额的自然对数形式来表示,依次记为 *ln output* 和 *ln sale*。不难发现,无论是城市层面还是工业企业层面,交互项在信贷规模方程和经济产出方程的估计系数均显著为正。这些结果充分说明,银行部门扩张有助于促进信贷规模增加,而且信贷规模效应较于资源配置扭曲效应更为重要,从而在整体上表现为促进地区经济增长,研究假说 2 得到了证实。

为进一步考察银行部门扩张的经济增长效应是否存在结构性特征,本文在中国工业企业数据库的基础上,考察了不同类型企业部门之间的异质性增长模式。具体而言,以企业总产出作为因变量,将刻画企业特征的分组变量 *Group*、城市分组变量与政策冲击变量的三重交互项作为主

要解释变量,回归结果见表 6。^①首先,回归结果中第 1 列利用全要素生产率作为企业特征变量,三重交互项的估计系数显著为正,说明银行部门扩张更加有利于高生产率企业的快速增长。其次,第 2 列利用规模大小作为企业特征变量,三重交互项的估计系数显著为负,说明银行部门扩张更加有利于小规模企业的快速增长。然后,第 3 列利用所有制形式作为企业特征变量,三重交互项的估计系数显著为负,说明银行部门扩张更加有利于非国有部门的快速增长。最后,第 4 列利用有形资产比例作为企业特征变量,三重交互项的估计系数显著为负,说明银行部门扩张更加有利于抵押物匮乏企业的快速增长。考虑到规模大小、国有性质和有形资产比例与企业全要素生产率负相关,可以推断银行部门扩张使得高生产率企业获益更多。^②

表 5 银行部门扩张的经济增长效应:全样本估计

变量	地级市证据			工业企业证据		
	<i>Loan</i>	<i>Pgdp</i>	<i>Fix</i>	<i>Newdebt</i>	<i>Lnoutput</i>	<i>Lnsale</i>
<i>Treat</i> × <i>Post</i>	0.030 ^{**} (0.015)	0.055 ^{***} (0.017)	0.035 ^{**} (0.015)	0.011 ^{***} (0.003)	0.067 ^{***} (0.003)	0.070 ^{***} (0.003)
控制变量	是	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是	是
时期固定效应	是	是	是	是	是	是
省份-时期固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	2 419	2 416	2 419	973 754	1 573 631	1 573 363
调整 <i>R</i> ²	0.938	0.967	0.964	0.100	0.491	0.489
城市数/企业数	260	260	260	323 931	426 332	426 309

表 6 银行部门扩张的经济增长效应:结构性特征

变量	因变量为 <i>Lnoutput</i>			
	<i>Tfp</i>	<i>Size</i>	<i>Soe</i>	<i>Tag</i>
<i>Treat</i> × <i>Post</i> × <i>Group</i>	0.009 ^{***} (0.003)	-0.015 ^{***} (0.002)	-0.056 ^{***} (0.013)	-0.117 ^{***} (0.009)
城市控制变量	是	是	是	是
企业控制变量	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是
时期固定效应	是	是	是	是
省份-时期固定效应	是	是	是	是
观测值	1 159 130	1 573 631	1 432 215	1 561 667
调整 <i>R</i> ²	0.604	0.493	0.485	0.499
企业数	373 250	426 332	382 434	425 415

此外,尽管表 5 在整体层面证实了银行部门扩张的经济增长效应,但是忽略了不同地区之间的差异化特征。^③从理论上讲,给定信贷规模效应,资源配置扭曲效应越严重,银行部门扩张对

① 国有资本占比超过 30% 的工业企业被定义为国有企业,有形资产比例用固定资产总额占企业总资产的比例来表示。

② 就本文而言,企业规模、国有性质和有形资产比例与全要素生产率的相关系数依次为-0.139、-0.099 和-0.061,而且一致通过 1% 的显著性检验。

③ 为检验分组系数差异(见表 4 和表 7)是否具有统计显著性,本文采用 *Wald* 统计量进行检验。结果显示,部分情形未能通过 10% 水平的显著性检验。尽管如此,分组系数差异却具有经济显著性。以表 7 第 1 至 2 列为例,交互项的估计系数分别为 0.094 和 0.050,依次代表实验组城市比控制组城市的经济增长速度要高 9.4% 和 5.0%,前者几乎是后者的 2 倍。由此可见,虽然部分分组系数差异未能通过统计显著性的检验,但是存在经济显著性。综上可知,表 4 和表 7 的异质性检验仍然能够为研究假说 2 和 3 提供经验证据。

地区经济增长的促进作用越小。类似于表 4, 本文依次从市场化环境和官员特征两个维度进行异质性检验, 回归结果见表 7。从回归结果的第 1 至 2 列可知, 交互项的估计系数在不同区域均显著为正, 但系数大小在东部地区明显大于中西部地区。这些结果说明, 一个地区的市场化环境越好, 银行部门扩张的经济增长效应越强, 研究假说 3 得到了证实。结合第 3 至 4 列可得, 当市委书记年龄大于 54 岁时, 交互项的估计系数显著为正, 但在市委书记年龄小于 55 岁的地区未通过显著性检验。同时, 依据第 5 至 6 列可知, 无论是否存在官员更替, 交互项的估计系数均显著为正, 但系数大小在官员更替地区明显大于官员未更替地区。这些结果充分表明, 政府官员对地区经济发展的行政干预越多, 银行部门扩张的经济增长效应越弱, 研究假说 3 得到了证实。结合表 4 可以推断, 官员晋升压力引致的行政干预并非必然推动地区经济增长, 反而可能会带来资源配置扭曲效应, 从而阻碍地区经济增长。

表 7 银行部门扩张的经济增长效应: 异质性分析

变量	因变量为 $Pgdp$					
	地理位置		官员年龄		官员更替	
	东部	中西部	小于 55	大于 54	否	是
$Treat \times Post$	0.094** (0.042)	0.050*** (0.017)	0.017 (0.022)	0.066** (0.030)	0.036** (0.017)	0.070* (0.041)
控制变量	是	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是	是
时期固定效应	是	是	是	是	是	是
省份-时期固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	917	1 499	1 208	1 208	1 301	364
调整 R^2	0.952	0.976	0.959	0.959	0.956	0.984
城市数	97	163	256	260	260	226

五、稳健性测试

双重差分估计通常会面临如下三个疑问: 一是平行趋势能否得到满足; 二是遗漏变量导致的内生性问题; 三是其他政策冲击的干扰。基于此, 本文依次从平行趋势、遗漏变量和剔除其他重大政策改革三个维度对前文研究结论进行稳健性检验。

首先, 不同于图 1 的典型事实分析, 本文进一步定量检验控制组和实验组的平行趋势。借鉴 Chen 等(2018)的思路, 利用事件研究法对 2009 年 143 号文的逐年效应进行估计。具体而言, 以 2009 年作为基准年份, 分别构建年份虚拟变量并将其与政策冲击变量的交互项引入计量模型(2)。以地区经济增长方程为例, 图 2 汇报了各年交互项的估计系数。不难看出, 交互项的估计系数在 2009 年之前未通过显著性检验, 而在 2009 年之后显著为正。这一结果充分表明, 平行趋势假设得到满足的同时, 2009 年是市场准入管制放松政策发挥作用的时间点, 即 143 号文不存在预期效应和滞后效应。

其次, 经济发展水平较发达的地区更容易吸引银行支行结构的进入, 实验组和控制组的城市可能不是随机的。针对这一问题, 本文引入了一系列城市层面的控制变量, 并控制了城市、时间及省份-时间三个层面的固定效应。然而, 即便如此, 遗漏变量问题依旧不能得到完全解决。为检验前文研究结论是否受到遗漏重要变量的干扰, 本文借鉴 Chetty 等(2009)和 Chen 等(2018)的思路, 将城市状态进行随机分配, 构建一个虚假的处理变量。特别地, 在所使用的 260 个城市样本中, 有 110 个城市为实验组, 其他 150 个城市为对照组。基于此, 本文从 260 个城市中随机抽取 110 个城市作为实验组, 剩余 150 个城市作为对照组, 并重复该操作 1 000 次。从理论上讲, 这

一虚假处理变量对地区经济发展应不存在任何影响(系数为 0), 否则意味着遗漏了重要变量。图 3 汇报了虚假处理变量与政策冲击变量的交互项的估计系数和对应 p 值。不难发现, 反事实估计的系数集中在 0 附近, 而且表 2 和表 5 的真实估计值均落在系数分布之外。由此可见, 遗漏变量不会对前文研究结论产生重大影响。

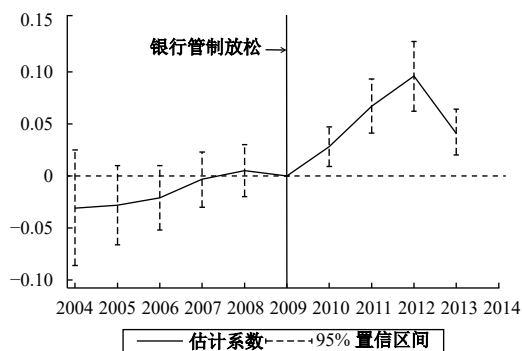


图 2 动态效应分析

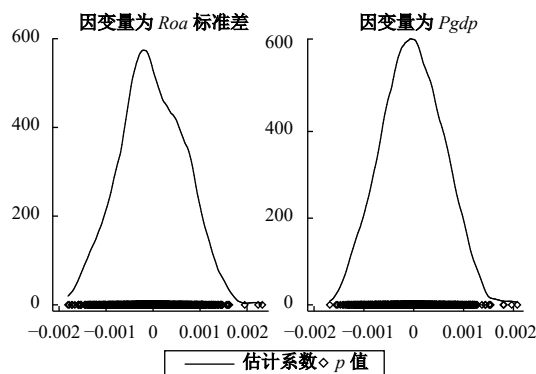


图 3 反事实估计

然后, 在利用 2009 年 143 号文作为银行部门扩张的一项准自然实验时, 2008 年金融危机及与其配套的“四万亿”刺激计划的影响不容忽视。鉴于银行部门通常是经济刺激计划的执行机构, 在刺激政策出台后, 银监会很可能会放松银行管制并降低分支机构设立标准, 即前文结论可能是 2008 年金融危机带来的影响。为解决这一疑虑, 借鉴 Cui 等(2018)的思路, 本文将 2008—2013 年划分为两个时间段, 依次为 2008—2010 年和 2011—2013 年。随后, 构建两个相应的 0—1 虚拟变量(记为 $Post_Fc1$ 和 $Post_Fc2$), 并将两者与处理变量的交互项引入计量模型(2), 以期区分金融危机和 2009 年 143 号文的作用, 估计结果见表 8 第 1 至 2 列。本质上, 这一识别策略的依据在于: 金融危机集中于 2008—2010 年, 作用是短期存在的, 而 2009 年 143 号文的作用则长期存在。类似地, 考虑到“四万亿”刺激计划的实施期为 2009—2011 年, 本文还将政策作用时期 2009—2013 年划分为 2009—2011 年和 2012—2013 年两个时间段, 估计结果见表 8 第 3 至 4 列。容易看出, 在控制住 2008 年金融危机和“四万亿”刺激计划的影响后, 2009 年 143 号文的作用依旧显著存在。事实上, 图 2 同样证实市场准入管制放松的政策效果持续存在于 2010—2013 年, 与表 8 相一致。

表 8 剔除金融危机的影响

变量	金融危机: 2008—2010 年		“四万亿”刺激计划: 2009—2011 年	
	Roa 标准差	Pgdp	Roa 标准差	Pgdp
$Treat \times Post_Fc1$	0.015 ^{**} (0.007)	0.077 ^{***} (0.020)	0.019 ^{**} (0.007)	0.068 ^{***} (0.019)
$Treat \times Post_Fc2$	0.017 ^{***} (0.006)	0.032 ^{**} (0.015)	0.014 ^{**} (0.006)	0.048 ^{***} (0.016)
控制变量	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是
时期固定效应	是	是	是	是
省份-时期固定效应	是	是	是	是
观测值	2 158	2 416	2 158	2 416
调整 R^2	0.607	0.968	0.605	0.967
城市数	260	260	260	260

注: $Post_Fc1$ 和 $Post_Fc2$ 分别为金融危机(“四万亿”刺激计划)区间和之后区间。

六、研究结论

在金融供给侧结构性改革的大背景下,有效评估银行业改革的宏观经济效应尤为关键。本文利用 2009 年《关于中小商业银行分支结构市场准入政策的调整意见》这一政策调整,基于 2004—2013 年商业银行分支机构数据、城市统计数据 and 工业企业数据,细致考察了银行部门扩张如何影响地区资源配置效率和经济增长。来自双重差分估计的计量结果表明,银行部门扩张显著加剧了地区资源配置扭曲,而且该效应在市场化环境较差和行政干预较多的地区更为突出。随后的机制检验发现,虽然银行部门扩张有助于改善低效率企业的生产率,但是也增加了低效率企业的生存概率,导致企业生产率分布变得更加分散。进一步,银行部门扩张能够促进信贷规模增加,而且这一效应能够抵消资源配置扭曲效应,从而在整体层面促进地区经济增长。特别地,在市场化环境较好和行政干预较少的地区,银行部门扩张的经济增长效应更强。

有鉴于此,本文强调银行部门扩张促进地区经济增长的同时会加剧资源配置扭曲。结合研究结论,本文有如下重要启示:第一,在当前阶段,经济增长模式依旧为资本驱动型,以市场化改革为导向的银行业改革整体而言是有效的,应持续强化推进;第二,除了强化信贷规模效应外,中国银行业改革的重要方向应转向重点关注资源配置效应,引导社会闲散资金更多流向高生产率企业,并及时淘汰低生产率的落后企业;第三,构建良好的市场化环境并减少行政干预,充分发挥市场的资源配置功能。

参考文献:

- [1]蔡卫星. 银行业市场结构对企业生产率的影响——来自工业企业的经验证据[J]. 金融研究, 2019, (4): 39—55.
- [2]戴静, 张建华. 金融所有制歧视、所有制结构与创新产出——来自中国地区工业部门的证据[J]. 金融研究, 2013, (5): 86—98.
- [3]樊纲, 王小鲁, 马光荣. 中国市场化进程对经济增长的贡献[J]. 经济研究, 2011a, (9): 4—16.
- [4]樊纲, 王小鲁, 朱恒鹏. 中国市场化指数——各地区市场化相对进程 2011 年报告[M]. 北京: 经济科学出版社, 2011b.
- [5]何欢浪, 铁瑛, 刘啟仁. 中国的银行管制放松促进了资源优化配置吗?[J]. 财经研究, 2019, (4): 83—95.
- [6]姜付秀, 蔡文婧, 蔡欣妮, 等. 银行竞争的微观效应: 来自融资约束的经验证据[J]. 经济研究, 2019, (6): 72—88.
- [7]刘贯春, 陈登科, 丰超. 最低工资标准的资源错配效应及其作用机制分析[J]. 中国工业经济, 2017a, (7): 62—80.
- [8]刘贯春, 刘媛媛, 张军. 中国省级经济体的异质性增长路径及模式转换——兼论经济增长源泉的传统分解偏差[J]. 管理世界, 2019, (6): 39—55.
- [9]刘贯春, 张军, 丰超. 金融体制改革与经济效率提升——来自省级面板数据的经验分析[J]. 管理世界, 2017b, (6): 9—22.
- [10]刘瑞明, 石磊. 国有企业的双重效率损失与经济增长[J]. 经济研究, 2010, (1): 127—137.
- [11]聂辉华, 江艇, 杨汝岱. 中国工业企业数据库的使用现状和潜在问题[J]. 世界经济, 2012, (5): 142—158.
- [12]钱先航, 曹廷求. 钱随官走: 地方官员与地区间的资金流动[J]. 经济研究, 2017, (2): 156—170.
- [13]钱先航, 曹廷求, 李维安. 晋升压力、官员任期与城市商业银行的贷款行为[J]. 经济研究, 2011, (12): 72—85.
- [14]张成思, 刘贯春. 经济增长进程中金融结构的边际效应演化分析[J]. 经济研究, 2015, (12): 84—99.
- [15]张天华, 刘子亮, 陈思琪, 等. 行政审批中心的资源配置效率研究——基于中国工业企业数据的分析[J]. 财经研究, 2019, (9): 127—140.
- [16]周黎安. 中国地方官员的晋升锦标赛模式研究[J]. 经济研究, 2007, (7): 36—50.

- [17] Bai J, Carvalho D, Phillips G M. The impact of bank credit on labor reallocation and aggregate industry productivity[J]. *The Journal of Finance*, 2018, 73(6): 2787–2836.
- [18] Brandt L, Van Biesebroeck J, Zhang Y F. Creative accounting or creative destruction? Firm-level productivity growth in Chinese manufacturing[J]. *Journal of Development Economics*, 2012, 97(2): 339–351.
- [19] Chen Y J, Li P, Lu Y. Career concerns and multitasking local bureaucrats: Evidence of a target-based performance evaluation system in China[J]. *Journal of Development Economics*, 2018, 133: 84–101.
- [20] Chen Z, Poncet S, Xiong R X. Local financial development and constraints on domestic private-firm exports: Evidence from city commercial banks in China[J]. *Journal of Comparative Economics*, 2020, 48(1): 56–75.
- [21] Chetty R, Looney A, Kroft K. Saliency and taxation: Theory and evidence[J]. *American Economic Review*, 2009, 99(4): 1145–1177.
- [22] Gao H Y, Ru H, Townsend R, et al. Rise of bank competition: Evidence from banking deregulation in China[R]. NBER Working Paper No.25795, 2019.
- [23] Gennaioli N, Shleifer A, Vishny R. Finance and the preservation of wealth[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 2014, 129(3): 1221–1254.
- [24] Gennaioli N, Shleifer A, Vishny R. Money doctors[J]. *The Journal of Finance*, 2015, 70(1): 91–114.
- [25] Hsieh C T, Klenow P J. Misallocation and manufacturing TFP in China and India[J]. *Quarterly Journal of Economics*, 2009, 124(4): 1403–1448.
- [26] Jayaratne J, Strahan P E. The finance-growth nexus: Evidence from bank branch deregulation[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 1996, 111(3): 639–670.
- [27] Jayaratne J, Strahan P E. Entry restrictions, industry evolution, and dynamic efficiency: Evidence from commercial banking[J]. *The Journal of Law and Economics*, 1998, 41(1): 239–274.
- [28] Li H B, Zhou L A. Political turnover and economic performance: The incentive role of personnel control in China[J]. *Journal of Public Economics*, 2005, 89(9-10): 1743–1762.
- [29] Olley G S, Pakes A. The dynamics of productivity in the telecommunications equipment industry[J]. *Econometrica*, 1996, 64(6): 1263–1297.
- [30] Petersen M A, Rajan R G. The effect of credit market competition on lending relationships[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 1995, 110(2): 407–443.
- [31] Song Z, Storesletten K, Zilibotti F. Growing like China[J]. *American Economic Review*, 2011, 101(1): 196–233.
- [32] Wang Z, Zhang Q H, Zhou L A. Career incentives of city leaders and urban spatial expansion in China[J]. *Review of Economics and Statistics*, 2019, doi: 10.1162/rest_a_00862.
- [33] Zhu X D. Understanding China’s growth: Past, present, and future[J]. *Journal of Economic Perspectives*, 2012, 26(4): 103–124.

Banking Sector Expansion, Resource Misallocation and Economic Growth in China

Yue Wei, Zhang Qiang

(College of Finance and Statistics, Hunan University, Changsha 410006, China)

Summary: Considering that the traditional capital-driven growth mode becomes unsustainable after China enters the “new normal” stage in 2012, it is of great significance to achieve innovation-driven growth

mode. As an important part of a country's economy, the financial sector promotes economic growth by absorbing idle funds and taking advantage of scale economies. Generally speaking, the credit allocation function can be classified into two categories: one is the quantity effect that accelerates physical capital accumulation; another is the efficiency effect that improves total factor productivity. Hence, it is crucial to exploit the efficiency effect of the financial system to improve the quality of China's economic growth.

By utilizing the 2009 bank deregulation on small- and medium-sized commercial banks as a quasi-natural experiment, this paper examines how banking sector expansion affects resource allocation and economic growth using the difference-in-differences (DID) method. The empirical results show that banking sector expansion significantly deteriorates resource allocation efficiency, leading to potential loss on credit supply. Moreover, although banking sector expansion improves resource allocation via asymmetric effects on firm productivity, it reduces the probability of firms with lower productivity exiting the market, which dominates the resource allocation effect of banking sector expansion. Further, banking sector expansion significantly promotes credit scale and economic growth. More specifically, the credit scale effect is more predominant than the resource allocation effect, which is consistent with the status of financial repression in China. In addition, the negative (positive) effect of banking sector expansion on resource allocation efficiency (economic growth) is stronger for cities with lower (higher) marketization degree and more (less) government interventions.

Our findings have important implications: First, market-oriented banking reform is effective on the whole and should be continuously strengthened. Second, in addition to strengthening the scale effect of credit, the important direction of China's banking reform should shift to the effect of credit reallocation, i.e., guiding more credit to productive enterprises. Third, to make full use of the market's resource allocation function, it is remarkable to build a good market environment and reduce administrative intervention.

This paper relates to the literature in three ways: First, while previous studies investigate how banking sector expansion affects firms' financial constraints and productivity, our study focuses on its effects on resource allocation efficiency and economic growth. Second, even though a plenty of previous studies explore how the market structure and competition of banking industry affect economic growth and firms' investment and financing decisions, little is known about the effect of the bank deregulation implemented in 2009, and our study fills this gap. Third, given that there is potential endogeneity in the existing literature when they commonly use OLS and GMM estimators, we design a DID estimation to identify causality.

Key words: banking sector expansion; resource misallocation; economic growth; DID

(责任编辑 石头)