

城市商业银行设立、融资约束与行业效率

胡秋阳，李文芳

（南开大学 经济学院，天津 300071）

摘要：在新旧动能转换和经济结构转型背景下，构建完善的金融体系对优化金融资源配置、完善要素市场化配置体制机制至关重要。那么，作为金融供给侧结构性改革重点环节的地方金融机构发展是否缓解了融资约束，促进行业效率提升进而助力经济高质量发展？本文以制造业工业企业为样本，基于城市商业银行分批次设立的准自然实验构建多期双重差分模型，探究城市商业银行设立对行业资源配置效率和行业全要素生产率的作用效果并剖析其微观作用路径。研究发现，城市商业银行能够通过发挥自身软信息获取优势而非促进竞争，推动高盈利中小企业融资，具有显著的资源配置效应和效率效应，在市场化程度越高、行政干预越少的地区表现得越显著。本文的研究有助于系统理解小微企业金融服务助力经济高质量发展的效能，为推动金融供给侧结构性改革提供理论依据。

关键词：城市商业银行；全要素生产率；融资约束；多期DID模型

中图分类号：F830.3 **文献标识码：**A **文章编号：**1000-176X(2023)08-0087-13

一、问题的提出

党的二十大报告提出，高质量发展是全面建设社会主义现代化国家的首要任务，要着力提高全要素生产率，推动经济实现质的有效提升和量的合理增长。《中华人民共和国国民经济和社会发展第十四个五年规划和2035年远景目标纲要》提出，要健全具有高度适应性、竞争力、普惠性的现代金融体系，构建金融有效支持实体经济的体制机制。Brandt等^[1]研究发现，自2008年国际金融危机以来，中国全要素生产率增长速度放缓，从金融危机前十年的平均2.8%降至2009—2018年的0.7%。要素不合理配置造成的资源误置是导致生产率损失的关键，矫正要素错配是提升全要素生产率的核心路径。如Hsieh和Klenow^[2]指出，若中国的资源配置效率能够达到美国的水平，制造业全要素生产率将提高30%—50%，若消除要素市场扭曲，制造业全要素生产率可以提高86.6%—115%。金融体系作为现代经济的核心，是矫正要素错配、优化资源配置的有效手段。King和Levine^[3]认为，完善的金融体系能够降低交易成本、改善信息不对称、识别并投资

收稿日期：2023-05-19

基金项目：国家自然科学基金面上项目“资金关联、资金供求与资金配置：宏观资金流视角的应用一般均衡模型构建及政策分析”（71874090）；教育部人文社会科学研究规划基金项目“资金供求的一般均衡分析框架、模型及在中国经济中的应用”（18YJA790034）

作者简介：胡秋阳（1969—），男，吉林长春人，教授，博士，博士生导师，主要从事产业组织理论和数字金融发展研究。E-mail: huqiuyang@nankai.edu.cn
李文芳（通讯作者）（1996—），女，山东滨州人，博士研究生，主要从事数字金融和普惠金融研究。E-mail: lwf16622806291@163.com

于最有竞争力的企业和行业,从而改善资本跨企业配置,优化资源配置效率。中国金融体系以间接金融为主导,信贷资源配置效率直接影响企业融资规模和融资成本,对企业生存发展起决定性作用。在中国银行体系中,大型国有银行和全国性股份制银行占据主导地位,跨企业配置信贷资源时存在“规模歧视”“所有制歧视”,具有生产力优势和潜在行业竞争力的中小民营企业往往受到信贷配给约束,资源向高效企业流动过程受阻。Buera等^[4]研究发现,融资约束会造成企业间资本和人才错配,高效率的有潜力的企业难以入场,低效率的企业拒绝退场,最终造成效率损失。党的十九大以来,党中央、国务院深入推进金融供给侧结构性改革,着力“构建金融有效支持实体经济的体制机制”,要求“增强金融普惠性”,建设以地方银行业为核心的地方金融体系,具有地方性特征的城市商业银行、农村商业银行等金融机构迅猛发展。郭峰和熊瑞祥^[5]研究证实,地区金融机构的显著特征是本地化经营,金融资源主要服务当地企业和居民,具有“人缘、地缘、血缘”的软信息优势,为受信贷歧视的高效中小企业获取外部融资提供机遇和可能。那么,地方金融机构发展是否能够通过缓解高效中小企业融资困境、改善信贷资源配置,进而优化资源配置效率助力全要素生产率提升?这一问题的解答对于厘清地区金融发展的经验和教训,深刻认识小微企业金融服务高质量发展,系统理解提升小微企业金融服务效能如何助力经济高质量发展均有助益。

金融发展与经济增长的关系历来受到学术界重视,金融发展对实体经济影响的研究文献包括微观层面上的企业融资约束^[6]、企业进出口^[7]、企业投资及创新创业等^[8],宏观层面上的地区经济增长^[5]、外商直接投资^[9]、劳动力就业及收入分配等^[10]。关于地方金融对行业效率影响的研究,学者们并未探究具体的微观作用路径,侧重于地区整体层面资源配置效应^[11]。鉴于此,本文利用城市商业银行分批次设立的准自然实验,构建多期双重差分模型探究地方金融发展的资源配置效应、效率效应和微观作用机制。本文的边际贡献可能在于:第一,本文立足于城市商业银行与行业资源配置效率和行业全要素生产率的研究主旨,系统地考察了城市商业银行设立的经济效应,从经济高质量发展内涵出发、契合“提质增效”意义上金融服务实体经济主题。第二,本文将宏微观视角相结合,揭示了城市商业银行产生经济效应的具体作用路径,为降低制造业资源错配、促进行业高质量发展提供参照。此外,与已有研究多从竞争视角考察银行业发展的微观作用机制不同^[12],本文侧重于地方金融服务小微企业的市场定位,这有利于深化理解小微企业金融服务效能提升如何助力经济高质量发展。第三,本文借助城市商业银行设立的准自然实验构建多期双重差分模型,能够克服现有的关于银行业结构对实体经济影响和“小银行优势”存在性经验分析等相关研究中可能存在的内生性问题^[13],是对现有研究的补充。

二、理论分析与研究假设

金融市场不完备或金融摩擦的存在显著抑制了全要素生产率的提高。Modigliani和Miller^[14]研究指出,在完美无摩擦的资本市场中,企业的外部融资成本与内部融资成本相等,企业可以充分筹集用于投资的资金。此时,企业的实体投资决策将不受其外部融资约束的影响,资本能够流畅地从低生产率项目流向高生产率项目。然而,金融活动规模、结构和效率等方面发展水平低、金融契约不完善、信息不对称和委托—代理等问题的存在,导致资本市场不完善,企业外部融资成本显著高于内部融资成本,企业实体投资受融资摩擦制约,资本无法从低效率企业项目流向高效率企业项目,资本配置过程由于偏离效率原则存在错配问题。此外,企业面临的融资约束能够扭曲传统资本和人力资本在不同生产单位之间的分配,影响厂商的进入退出决策^[4]。而以上资源错配现象造成了较为严重的效率损失^[15]。

城市商业银行发展有助于完善金融体系,优化金融资源市场化配置。在中国,信贷供求矛盾阻碍资源配置效率,降低行业全要素生产率。市场化程度更高的小企业盈利能力和生产率水平整

体高于大型企业^[16]，但大中型银行主导型金融体系在信贷资金配置过程中往往歧视中小企业^[17]。以林毅夫和李永军^[6]为代表的经济学家所提出的“中小银行优势假说”和相关实证研究大部分支持中小银行的发展能够完善银行业结构，可以纾解生产效率较高、具有市场潜力的小规模企业的融资困境，因而以城市商业银行为代表的中小银行发展为改善信贷配置效率、优化资源配置提供了可能。

综上，笔者认为，城市商业银行的设立能够改善信贷资源配置，进而提升行业资源配置效率和行业全要素生产率，整体上提高行业效率，笔者称其存在“资源配置效应”“效率效应”。基于以上分析，笔者提出以下假设：

假设1：城市商业银行的设立能够提高行业效率。

假设1a：城市商业银行的设立能够提高行业资源配置效率。

假设1b：城市商业银行的设立能够提高行业全要素生产率。

城市商业银行等中小银行发展能够推进金融资源市场化配置的关键是其能够减轻高效中小企业面临的融资歧视，主要原因在于：一方面，如蔡宏波等^[18]指出，中小银行与小规模企业之间存在“金融共生”关系。受制于自身资产规模小、风险承受能力弱等问题，在与大型企业和有政府信用背书的国有企业的业务竞争中，中小银行相对国有银行和大型股份制银行往往处于劣势，必须瞄准中小企业业务形成其核心竞争力。另一方面，中小银行在获取中小企业信息方面拥有明显优势。除财务报表、抵押物等硬信息匮乏外，中小企业实行个人化或家庭化管理，个人魅力和才能是影响企业经营管理的关键因素，呈现“软信息”丰富的信息特征。而与组织结构复杂和信息传递链条较长的大型银行相比，组织结构较为简单、传递链条短的中小银行处理软信息的摩擦成本更低、更擅长获取和利用非公开信息，从而更愿意为依赖“软信息”、财务透明度较低但具有市场潜力的企业提供关系贷款。而且，作为深耕当地信贷市场的金融机构，中小银行更了解当地企业资金需求模式、产业结构变化以及政策形势，这种地缘关系也使得中小银行能够缓解信息不对称问题，为其与当地企业维系长期互动提供便利。基于以上分析，笔者提出如下假设：

假设2：城市商业银行的设立能够通过缓解中小企业面临的融资约束进而提高行业效率。

三、研究设计

(一) 变量选取

1. 被解释变量：行业效率

本文被解释变量为行业效率，用行业资源配置效率和行业全要素生产率两个变量衡量。行业资源配置效率通过行业生产率离散程度来反映，离散程度越低，意味着行业资源配置越有效率。借鉴 Hsieh 和 Klenow^[2]，选取四位数行业全要素生产率标准差 (TFPSD) 和 90—10 分位数差 (TFPQD) 作为行业生产率离散程度的代理变量。行业全要素生产率 (TFPI) 的计算则沿袭 Olley 和 Pakes^[19] 的方法，将其定义为行业内企业全要素生产率的加权平均值，选取企业市场份额作为权重，即企业增加值占四位数行业增加值的比例。对于企业全要素生产率，本文采用 OP 方法和 LP 方法测算。^①LP 方法和 OP 方法均可以修正传统估计方法存在同时性偏差问题，但 OP 方法使用生存概率模型估计企业进入退出行为，能够进一步减少样本选择偏误，本文以 OP 方法测得的企业全要素生产率作为基础性指标变量，以 LP 方法测得的企业全要素生产率用于稳健性检验。

2. 解释变量：是否成立城市商业银行 (Bank)

如果城市在样本期内设立过城市商业银行，则属于实验组城市，在设立城市商业银行的当年和之后的年份 Bank 取值为 1，否则为对照组城市，Bank 取值为 0。

^① 企业全要素生产率的详细计算过程未在正文中列出，留存备案。

3. 机制变量: 融资约束

本文机制变量为融资约束, 用行业外部融资依赖度 (Efd) 和企业内部融资约束 (FC) 两个变量来衡量。参照简泽等^[20]的方法, 利用企业资产负债率来表示企业外部融资依赖度, 将企业对外部资本的依赖程度在城市—产业层面加总得到城市—行业层面外部融资依赖度 (Efd), 加总方式为取 1998—2007 年企业外部融资依赖程度的平均值。借鉴蔡卫星^[21]等的相关研究, 采用企业利息支出/负债总计衡量企业内部融资约束 (FC)。

4. 控制变量

本文的控制变量主要从行业特征、城市特征和企业特征三个方面选取。(1) 行业特征方面, 借鉴吴晗和贾润崧^[22]的研究, 选取如下控制变量: 企业平均年龄 (iage), 用样本企业的平均年龄衡量; 企业规模 (iscale), 用企业从业人员年均人数的自然对数值衡量; 研发投入 (newsale), 用行业内企业新产品销售额占总销售额的比重均值衡量; 国有企业比例 (soe), 用国有企业占比衡量; 竞争程度 (HHI), 用行业每个竞争主体市场份额的平方总和衡量。(2) 城市特征方面, 参考陈勇兵等^[23]的研究, 控制一系列城市特征 B_{ct} 以保证处理组和对照组间的相似性。 $B_{ct} = S_{c, 1994} \times year_t$, 其中, $S_{c, 1994}$ 是依据城市商业银行设立政策文件选取的 1994 年地区事前特征变量, 包括: 地区城市信用社特征, 本文选取了城市信用社存款余额 (CXs)、城市信用社贷款余额 (CXf) 和城市信用社资本规模 (CXc) 的自然对数反映城市商业银行设立时各城市的金融结构基础; 地区经济发展环境 (Indue), 用第二产业产值占国内生产总值的比重衡量; 市辖区人口密度 (Pdensity), 用单位市辖区面积内人口数量的自然对数反映城市商业银行服务受众群体状况, 与其“服务城市居民”定位对应; 政府财政支出 (Gc), 用政府财政支出占 GDP 的比重衡量, 一定程度上反映政府对经济的干预; 地区企业存量 (Fnum) 和地区资本存量 (Fcap), 用企业保有量和企业资本存量的自然对数衡量。(3) 企业特征方面, 控制变量具体包括: 成立年限 (age), 用企业成立的时间计算; 企业规模 (size), 用企业从业人员数量衡量; 资产负债率 (lev), 用资产负债率衡量; 人均资本 (pcap), 用人均资本的自然对数值计算; 人均工资 (pwage), 用人均工资的自然对数值表示; 资产利润率 (ROA), 用企业的资产利润率衡量; $year_t$ 表示年份虚拟变量。

(二) 数据来源和处理

本文数据主要来源于中国工业企业数据库、中国银行业监督管理委员会官方网站公布的金融许可证信息、《中国金融年鉴》、《中国城市统计年鉴》、《中国分省份市场化指数报告》以及择城网、人民网、各地方政府网站以及百度百科等。企业层面数据来自中国工业企业数据库。该数据库包括全部国有及规模以上非国有工业企业样本, 具有样本大、指标多、时间长、地理信息具体等诸多优点, 能够较好地满足核心指标测算和异质性识别的需求。但聂辉华等^[24]指出, 该数据也存在着样本匹配混乱、指标存在缺失和指标大小异常等问题。本文借鉴 Brandt 等^[25]的研究, 构建非平衡面板, 统一了 2003 年前后四位数行业的统计口径, 并删除了数据库中的错误记录。在此基础上测算制造业企业全要素生产率和城市—行业层面生产率和生产率离散度。由于工业企业数据库 2008 年及其之后未提供工业增加值、中间品投入等测量行业全要素生产率所需要的关键指标, 因此, 本文所选数据区间为 1998—2007 年。根据《中国金融年鉴》, 结合各银行官方网站以及金融许可证信息, 获取城市商业银行所在地和成立时间等信息, 识别各地级市首次设立城市商业银行的时间。城市商业银行设立数据与郭峰和熊瑞祥^[5]存在一定出入。除数据源有一定差异外, 郭峰和熊瑞祥^[5]是以前一年 6—12 月和当年 1—5 月作为当年的城市商业银行设立数统计的, 本文则是以当年自然年进行统计的。本文选取的城市特征指标由《中国城市统计年鉴》计算获得。官员特征信息则主要来自择城网。为避免异常值影响, 本文连续变量在 1% 和 99% 水平上进行 Winsorize 缩尾处理, 最终获得行业层面样本 243 494 个, 企业层面样本 1 332 542 个。

(三) 描述性统计

本文关于被解释变量、解释变量、机制变量和控制变量的描述性统计结果如表1所示。从表1可以看出,各主要变量的描述性统计结果都在可控范围之内,可以进行实证分析。

表1 主要变量的描述性统计结果

类别	变量	符号	观测值	均值	标准差	最小值	最大值	
被解释变量	行业全要素生产率标准差	TFPSD	141 117	0.808	0.481	0	5.099	
	90—10分位数差	TFPQD	243 494	0.988	1.160	0	9.529	
	行业全要素生产率	TFPI	243 494	2.297	1.256	-3.513	8.743	
解释变量	是否设立城市商业银行	Bank	243 494	0.563	0.496	0	1	
机制变量	行业外部融资依赖度	Efd	243 494	0.605	0.224	0.000	15.417	
	企业内部融资约束	FC	1 332 542	2.766	5.465	-1.271	37.500	
控制变量	行业特征	企业平均年龄	iage	243 494	2.112	0.809	0.000	3.892
		企业规模	iscale	243 494	1.589	0.206	0.996	2.061
		研发投入	newsale	243 494	0.035	0.107	0.000	0.690
		国有企业比例	soe	243 494	0.166	0.326	0.000	1.000
		竞争程度	HHI	243 494	0.674	0.329	0.051	1.000
	城市特征	城市信用社存款余额	CXs	278	13.364	0.934	8.690	14.662
		城市信用社贷款余额	CXf	278	12.853	0.927	8.375	14.170
		城市信用社资本规模	CXc	278	9.617	0.847	5.841	10.956
		地区经济发展环境	Indue	278	0.516	0.139	0.137	0.874
		市辖区人口密度	Pdensity	260	1 118.808	1 026.444	24	5 466
		政府财政支出	Gc	260	0.075	0.033	0.012	0.232
		地区企业存量	Fnum	260	6.044	0.854	4.094	9.151
		地区资本存量	Fcap	260	12.783	1.232	9.760	16.702
	企业特征	成立年限	age	1 332 542	2.023	0.869	0.000	3.932
		企业规模	size	1 332 542	4.780	1.095	2.485	7.862
		资产负债率	lev	1332 542	0.590	0.285	0.011	1.475
		人均资本	pcap	1 332 542	3.986	1.147	1.030	6.791
		人均工资	pwage	1 332 542	2.431	0.625	0.614	4.115
资产利润率		ROA	1 332 542	0.078	0.156	-0.202	0.857	

(四) 模型设定

由于城市商业银行设立具有明显的分批分次、逐步推广的特征,本文借鉴郭峰和熊瑞祥^[5]的研究,采用多期双重差分模型考察城市商业银行设立的经济效应。

1. 基准回归模型

本文参考Beck等^[26]的做法,基于1998—2007年城市—行业—时间三维面板数据考察城市商业银行设立的资源配置效应和效率效应,设定多期双重差分模型如下:

$$Y_{cjt} = \alpha + \beta \text{Bank}_{ct} + \gamma X_{cjt} + \mu_{cj} + v_t + \varepsilon_{cjt} \quad (1)$$

其中,c、j和t分别表示城市、行业和年份。 Y_{cjt} 分别表示c城市t年份j行业的资源配置效率(TFPSD、TFPQD)和全要素生产率(TFPI)。 Bank_{ct} 表示c城市t年份是否设立城市商业银行。 X_{cjt} 表示城市特征和行业特征控制变量。 μ_{cj} 表示城市—行业固定效应, v_t 表示年份固定效应, ε_{cjt} 表示随机误差项。系数 β 反映了城市商业银行设立的影响。

2. 机制检验模型

本文借鉴江艇^[27]的研究,直接考察城市商业银行设立对企业是否具有融资纾困效果。考虑

到不同城市一行业存在差异性影响, 沿袭Rajan和Zingales^[28]的处理方法, 本文引入外部融资依赖度捕捉城市商业银行对不同城市一行业的影响差异, 模型设定如下:

$$Y_{cjt} = \alpha + \beta \text{Bank}_{ct} + \delta \text{Bank}_{ct} \times \text{Efd}_{cj} + \gamma X_{cjt} + \mu_{cj} + v_t + \varepsilon_{cjt} \quad (2)$$

其中, Efd_{cj} 表示c城市中四位数j行业的外部融资依赖度。系数 δ 反映了城市商业银行设立对不同外部融资依赖度行业资源配置效率或全要素生产率的影响差异。

企业层面, 检验城市商业银行设立是否缓解盈利能力更强的中小企业融资约束, 模型如下:

$$\text{FC}_{it} = \alpha + \beta_1 \text{Bank}_{ct} + \beta_2 \text{ROA}_{it} + \lambda \text{Bank}_{ct} \times \text{HROA}_{it} + \theta Z_{it} + \gamma X_{cjt} + \mu_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中, FC表示企业面临的融资约束程度。此外, 除了控制城市特征和行业特征变量外, 还控制了企业层面特征 Z_{it} , 控制企业个体效应 μ_{it} 。根据企业盈利能力是否高于行业中值将企业划分为高盈利($\text{HROA} = 1$)和低盈利($\text{HROA} = 0$)两种, 引入解释变量 $\text{Bank} \times \text{HROA}$, 其系数 λ 反映了城市商业银行设立对盈利能力更强的企业融资约束的影响差异。

四、实证分析

(一) 基准回归分析

本文基于模型(1)的估计结果如表2列(1)—列(2)所示, 从中可以看出, Bank对行业生产率离散程度的影响系数均显著为负, 表明城市商业银行设立能够显著降低城市内行业生产率的离散程度, 反映了行业资源配置效率有所改善。从经济意义上分析, 以列(1)为例, 按照TFPSD的估算均值为0.805计算, 城市商业银行设立使行业全要素生产率标准差(TFPSD)降低了2.86% ($0.023/0.805 \times 100\%$)。上述结果验证了资源配置效应的显著性, 即城市商业银行设立能够改善资源配置效率, 假设1a成立。进一步地, 对城市商业银行设立的效率效应检验结果如表2列(3)所示, 从中可以看出, Bank的系数显著为正, 说明设立城市商业银行能够显著提升行业全要素生产率(TFPI)水平。从经济意义来看, 按照TFPI的估算均值为2.316计算, 城市商业银行设立使行业全要素生产率提高了3.41% ($0.079/2.316 \times 100\%$)。以上结论验证了假设1b, 城市商业银行设立的效率效应显著, 即城市商业银行设立能够提高行业全要素生产率。

表2 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
	行业资源配置效率		行业全要素生产率
	TFPSD	TFPQD	TFPI
Bank	-0.023** (-1.992)	-0.026* (-1.841)	0.079*** (5.360)
控制变量	控制	控制	控制
城市一行业固定效应	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制
R ²	0.019	0.275	0.339
观测值	141 117	243 494	243 494

注: 括号内为t值, **、*和'分别代表1%、5%和10%的显著性水平, 下同。

(二) 平行趋势检验

借鉴Beck等^[26]的处理方法, 本文在基准回归中引入一系列虚拟变量追踪考察城市商业银行设立与行业资源配置和全要素生产率之间关系的动态变化:

$$Y_{cjt} = \alpha + \sum_{\tau=1}^5 \beta_{-\tau} D_{ct}^{-\tau} + \beta D_{ct}^0 + \sum_{\tau=1}^5 \beta_{+\tau} D_{ct}^{+\tau} + \gamma X_{cjt} + \mu_{cj} + v_t + \varepsilon_{cjt} \quad (4)$$

其中, D_{ct}^{τ} 表示一系列城市商业银行设立事件的虚拟变量, 如果事件发生, 取值为1, 否则为0。具体地, $D_{ct}^{-\tau}$ 表示城市商业银行设立事件发生前 τ 年, $D_{ct}^{+\tau}$ 表示城市商业银行设立事件发生后 τ 年。本文重点关注城市商业银行成立前后5年的时间窗口, 即 $\tau=1, 2, 3, 4, 5$, 对于时间节点

处的虚拟变量, D_{ct}^{-5} 表示城市商业银行设立前5年及以上, 而 D_{ct}^{+5} 表示城市商业银行设立后5年及以上。对城市商业银行设立年份 (year 0) 的估计结果进行去趋势化和中心化处理, 基于模型(4)对行业全要素生产率标准差 (TFPSD)^① 和行业全要素生产率 (TFPI) 的平行趋势检验结果如图 1a 和图 1b 所示。由图 1a 可知, 在城市商业银行设立之前, 各地区的资源配置效率无显著差异, 事前平行趋势假设成立, 城市商业银行的设立确实降低了行业生产率离散程度, 且影响效应整体随时间呈上升趋势。由图 1b 可知, 各地区的行业全要素生产率同样满足事前平行趋势假设, 城市商业银行设立能够显著提升行业全要素生产率水平, 并且影响效果整体上呈波动上升趋势。

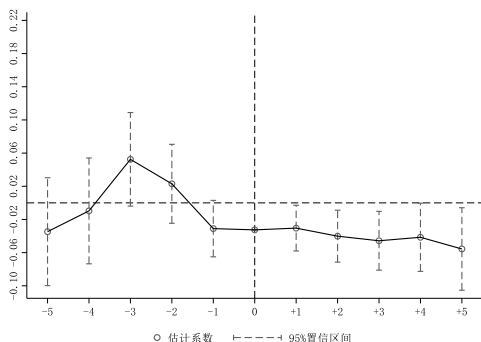


图 1a: 对 TFPSD 的平行趋势检验结果

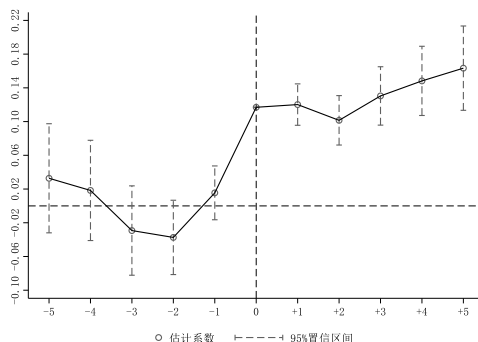


图 1b: 对 TFPI 的平行趋势检验结果

(三) 安慰剂检验

本文进行如下安慰剂检验: 为每个城市随机虚构城市商业银行成立时间, 再利用基准模型进行实证检验, 重点比较城市商业银行设立对行业生产率离散程度和行业全要素生产率的估计系数与基准回归的差异, 并进行了 500 次随机化测试。估计系数和对应 P 值的估计结果如图 2a 和图 2b 所示, 两张图分别呈现了对资源配置效应和效率效应的安慰剂检验结果。从中可以看出, 无论是资源配置效应还是效率效应, 在 500 次的随机化测试中, 解释变量的估计系数以零为均值呈现正态分布, 说明测试均符合随机化的要求。并且, 随机测试得到的估计系数均显著异于图中竖虚线所在的位置 (分别对应基准回归中解释变量的系数 -0.023 和 0.079), 说明资源配置效应和效率效应确实是由城市商业银行设立带来的结果, 而并非由其他特征导致的。

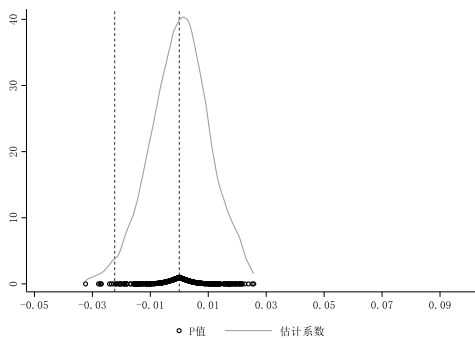


图 2a: 对 TFPSD 的安慰剂检验结果

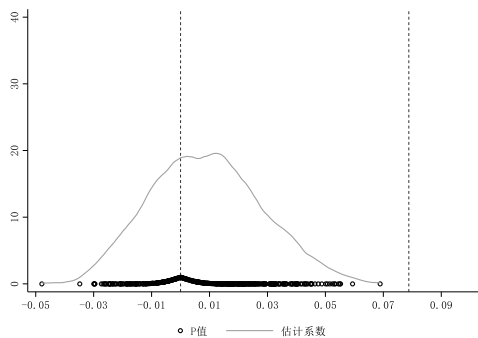


图 2b: 对 TFPI 的安慰剂检验结果

(四) 稳健性检验^②

为检验城市商业银行设立影响效应的稳健性, 本文围绕双重差分估计可能存在的相关疑虑而

① 行业生产率 90—10 分位数差同样通过了平行趋势假设的检验。
② 稳健性检验结果未在正文中列出, 留存备案。

展开, 从是否存在遗漏变量、是否存在测量误差、是否存在其他政策冲击干扰进行稳健性检验。

1. 工具变量估计

Bai和Jia^[29]研究指出, 当遗漏变量对政策前后的效果不同时, 双重差分模型不能完全排除由遗漏变量导致的内生性问题。城市商业银行是在许多地方城市信用社暴露出经济管理质量低和不良风险比例高等问题的背景下, 为防范化解地方金融风险设立的。可能存在不可观测因素在城市商业银行设立前后的经济影响不同, 同时, 该变量也影响当地金融风险, 这将导致估计结果偏误。因此, 本文对地方金融风险选择工具变量进行稳健性检验。

本文选取儒家学院数量(Confucian)作为地方金融风险的工具变量。首先, Fisman等^[30]发现, 文化等非正式制度是影响基于信任的金融活动的关键因素。陈颀^[31]进一步指出, 儒家文化历来重视信任并通过伦理教育指导和规范人们的行为, 在义利问题上强调“诚招天下客, 誉从信中来”“童叟无欺”等经营理念, 这在一定程度上能够影响当地金融服务对象的信用意识和违约风险, 进而影响地方金融风险, 满足相关性条件。当地儒家学院的开设本身并不直接影响企业间资源配置和行业全要素生产率水平, 能够满足外生性条件, 因此, 儒家学院数量能够较好地满足工具变量要求。工具变量第一阶段估计结果均明显拒绝弱工具变量假设, 说明工具变量较好地满足了相关性条件。第二阶段估计结果显示, 城市商业银行设立的资源配置效应和效率效应均显著, 说明本文基准结论稳健。此外, 工具变量估计系数大小和显著性均有一定程度的提高, 表明初始的DID估计结果是相对保守的。

2. 更换被解释变量估算方法

为避免行业全要素生产率计算方法选择造成的测量误差, 本文采用LP方法对行业全要素生产率进行替代性测度, 并基于模型(1)进行稳健性检验, 估计结果仍然显著支持研究结论。

3. 排除其他政策干扰

为了保证结论的严谨性, 本文借鉴陈勇兵等^[23]的相关研究, 从企业融资渠道和宏观经济发展状况等维度排除其他政策干扰。包括:(1)农村商业银行的设立和发展。由于农村商业银行与城市商业银行同属地方性金融机构, 其设立和发展也可能影响该地区的资源配置和全要素生产率。为排除该因素的干扰, 本文在基准模型(1)中进一步控制了各地区农商行数量的自然对数值(RCB)。(2)大中型银行分支机构。企业的融资渠道除中小银行外, 大型国有银行和全国性股份制银行也可能为其提供融资, 因此, 本文在基准模型中进一步控制了各地区不同年份已设立大中型商业银行网点数量的自然对数值(Bankbranch)。(3)外商直接投资。外商直接投资可能为企业提供资金, 在模型(1)中进一步控制各省市外商直接投资实际使用金额的自然对数值(lnFDI)。(4)交通基础设施。交通基础设施能显著影响全要素生产率, 各地区之间交通基础设施发展存在明显差异, 为排除该因素干扰, 在基准模型中引入各地区年末道路总长度的自然对数值(lnRoad)。此外, 还对上述因素全部进行控制。上述结果均与本文基本结论一致, 即在排除其他因素影响后, 本文结论依然稳健。

(五) 机制分析

表3和表4报告了对融资机制的检验结果。表3报告了基于模型(2)估计的行业层面证据。行业资源配置效应的估计结果如表3列(1)和列(2)所示, Bank × Efd对行业生产率离散程度(TFPSD、TFPQD)的系数均显著为负, 表明城市商业银行设立对该行业资源配置效率的积极影响对于更依赖外部融资的行业更显著。对行业全要素生产率(TFPI)的估计结果如表3列(3)所示, Bank × Efd的系数显著为正, 表明城市商业银行设立对行业全要素生产率的促进作用对于更依赖外部融资的行业更显著。吴晗和贾润崧^[22]指出, 中国行业外部融资依赖度在一定程度上可以反映行业资源配置状况的扭曲程度, 因此, 该结果从行业层面验证了城市商业银行设立可以改善信贷资源的配置。

表3 城市商业银行设立的融资机制验证:行业层面证据

变 量	(1)	(2)	(3)
	行业资源配置效率		行业全要素生产率
	TFPSD	TFPQD	TFPI
Bank	0.066 (1.561)	0.120*** (2.803)	-0.064 (-1.257)
Bank × Efd	-0.144** (-2.147)	-0.233*** (-3.561)	0.227*** (2.844)
R ²	0.020	0.275	0.339
观测值	141 117	243 494	243 494

注:对其他控制变量、城市—行业固定效应和年份固定效应均已控制,结果未进行汇报,留存备案,下同。

表4列(1)—列(3)报告了基于模型(3)的全样本和分样本回归结果。全样本估计结果显示, Bank × HROA的系数显著为负,表明就企业整体而言,城市商业银行设立有利于盈利能力较强的企业获得融资,优化了信贷资源配置。依规模划分样本时,中小企业和大型企业的估计结果分别如表4列(2)和列(3)所示,对比Bank×HROA的系数能够发现,中小企业的系数大小和显著性均高于大企业,这表明,相较于大企业,城市商业银行设立更有利于中小企业中盈利能力强的企业获得信贷资源。上述结论与理论研究中提出的中小银行发展能够促进信贷资源向有效率的企业流动、改善资源配置,通过缓解高效率中小企业面临的融资约束相一致。

与已有文献论证的以城市商业银行为代表的中小银行通过“银行竞争渠道”缓解企业融资约束不同^[32],本文强调城市商业银行设立通过获取和处理企业“软信息”,降低与中小企业的信息不对称程度,通过“信息渠道”缓解中小企业在信贷市场上的劣势地位。因此,本文进一步拆解了城市商业银行设立对缓解中小企业融资约束的详细作用机制。首先,区分不同地区期初银行业竞争程度,检验不同竞争程度下城市商业银行设立对中小企业融资的作用效果是否存在差异,依据银行分支机构数量计算基期银行业竞争水平,按照是否高于全国平均水平将地区划分为高竞争程度(comp_bank = 1)和低竞争程度(comp_bank = 0),模型(3)中引入Bank、HROA和comp_bank的交互项,针对中小企业样本得到的估计结果如表4列(4)所示,结果显示, Bank × HROA × comp_bank的系数显著为负,表明对于银行竞争程度越高的地区,城市商业银行设立对高盈利中小企业的作用效果更显著,这一结果与银行竞争加剧渠道的预期相反,表明城市商业银行设立通过加剧本地银行竞争的促进作用很小。其次,考察城市商业银行发挥获取利用“软信息”的优势缓解银行与中小企业信息不对称的信息渠道是否存在。借鉴Levine等^[33]的研究,从中小企业的进入年限和资产有形性两个维度考察。一方面,新进入中小企业相比在位中小企业信息更不透明、更依赖于“软信息”,如果信息渠道存在,城市商业银行设立的效果对新进入的中小企业应更为显著;另一方面,有形资产比例更低的中小企业信息不透明度更高,如果信息渠道存在,对于有形资产比例更低的中小企业作用效果应更为显著。为了比较城市商业银行设立对新进入中小企业(Dum_Entr = 1)和在位中小企业(Dum_Entr = 0)影响的差异。本文在模型(3)中引入Bank、HROA和Dum_Entr的交互项,针对中小企业样本得到的估计结果如表4列(5)所示,结果显示, Bank × HROA × Dum_Entr的系数显著为负,表明城市商业银行设立对新进入的中小企业的作用效果更为显著。最后,比较城市商业银行设立对有形资产比例较高和较低的中小企业的作用效果。依据企业无形资产占总资产的比例是否高于行业均值,将中小企业划分为资产有形性低(itang = 1)和有形性高(itang = 1)两种,在模型(3)中引入Bank、HROA和itang的交互项,再针对中小企业样本得到的估计结果如表4列(6)所示,结果显示, Bank × HROA × itang的系数显著为负,表明城市商业银行设立对资产有形性较低的中小企业的作用效果更为显著。上述结果与信息渠道存在的预期一致。以上结果验证了本文的假设2。

表4 机制检验结果:企业层面证据

变 量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	全样本	中小企业	大企业	中小企业		
Bank × HROA	-0.158*** (-12.756)	-0.156*** (-12.453)	-0.095* (-1.931)	0.003 (0.121)	-0.150*** (-11.850)	-0.102*** (-3.913)
Bank	0.078*** (2.785)	0.073** (2.550)	0.180* (1.810)	0.002 (0.060)	0.070** (2.565)	0.073** (2.545)
ROA	2.779*** (62.425)	2.806*** (62.292)	-0.692** (-2.250)	2.810*** (62.387)	2.804*** (62.255)	2.803*** (62.184)
Bank × HROA × comp_bank				-0.211*** (-8.415)		
Bank × HROA × Dum_Entr					-0.081*** (-3.212)	
Bank × HROA × itang						-0.042** (-2.356)
R ²	0.053	0.053	0.062	0.053	0.053	0.053
观测值	1 332 542	1 313 681	18 861	1 313 681	1 313 681	1 313 681

(六) 异质性分析

1. 市场化程度异质性

樊纲等^[34]研究指出,东部地区的市场化指数明显高于中西部地区,本文依地理位置将全样本划分为东部和中西部地区两组对模型(1)进行分样本回归,估计结果如表5所示。表5列(1)一列(4)报告了东部地区和中西部地区城市商业银行设立的行业资源配置效应估计结果。结果显示,东部地区Bank对行业资源配置效率的影响系数显著高于中西部地区。表5列(5)和列(6)是对东部地区和中西地区城市商业银行设立产生的效率效应的估计结果。结果表明,东部地区Bank对行业全要素生产率的系数显著高于中西部地区。上述结果说明,城市商业银行设立对于市场化程度较高的地区具有更为显著的行业资源配置效应和效率效应,即城市商业银行的作用效果与所在地区的市场化程度有关。

表5 市场化程度异质性回归结果

变 量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	行业资源配置效率				行业全要素生产率	
	TFPSD	TFPQD	TFPSD	TFPQD	TFPI	TFPI
	东部		中西部		东部	中西部
Bank	-0.035** (-2.362)	-0.047** (-2.202)	-0.006 (-0.328)	-0.012 (-0.603)	0.140*** (6.864)	0.031 (1.401)
R ²	0.018	0.265	0.026	0.290	0.375	0.315
观测值	83 918	126 505	57 199	116 989	126 505	116 989

2. 官员特征异质性

钱先航等^[35]发现,官员将自身的晋升意愿嵌入到作为银行股东的政府之中,影响了政府对银行信贷配置的行政干预激励,进而影响银行的资源配置效应和效率效应。本文依据地区市委书记是否发生更替划分样本,对模型(1)的估计结果如表6所示。结果显示,无论是资源配置效应还是效率效应,Bank的系数在市委书记晋升压力较小即发生官员更替的城市更为显著、影响效应更大,该结果表明,当市委书记发生变更时,地方官员晋升压力越小,对资源进行行政干预

的概率较低,城市商业银行设立的影响效应更为显著。

表6 官员特征异质性回归结果

变 量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	行业资源配置效率				行业全要素生产率	
	TFPSD	TFPQD	TFPSD	TFPQD	TFPI	
	是		否		是	否
Bank	-0.161** (-2.145)	-0.461*** (-4.160)	0.014 (0.766)	-0.013 (-0.541)	0.282*** (2.893)	0.190*** (8.114)
R ²	0.047	0.355	0.018	0.285	0.355	0.350
观测值	83 918	126 505	57 199	116 989	126 505	116 989

五、研究结论与政策建议

本文基于中国城市商业银行分批次组建、分步骤推广的准自然实验,以规模以上制造业企业为样本,构建多期双重差分模型探究城市商业银行设立对行业效率的作用效果和微观实现路径。研究表明:第一,城市商业银行设立能够改善行业资源配置效率,提升行业全要素生产率,具有显著的资源配置效应和效率效应。第二,机制检验结果显示,城市商业银行设立通过缓解高盈利中小企业的融资约束进而优化信贷资源配置。进一步对具体机制的详细拆分发现,城市商业银行主要通过发挥自身在软信息获取利用上的优势而非促进竞争而作用于企业融资。第三,异质性分析发现,城市商业银行设立的资源配置效应和效率效应在市场化程度较高、行政干预较少的地区更为显著。

根据以上研究结论,笔者提出以下政策建议:第一,应继续发展城市商业银行等地方性金融机构,发挥其小银行优势,构筑服务于当地经济及当地中小企业的金融服务体系,实现地区性和全国性银行机构间的优势互补,优化金融结构。第二,作为地方性金融机构,城市商业银行应牢牢把握服务本地中小微企业的市场定位,“扎根本土”而非“攻城掠地”,充分发挥其对当地经济发展、企业融资需求和企业信用状况的信息优势,提供差异化的特色服务。第三,地方政府应减少或避免对金融资源配置的干预,以最大限度减轻对市场机制的扭曲,进一步推动银行部门的市场化改革,畅通资金要素的市场化流动渠道。同时,要通过适当规制,避免银行机构仅仅通过兼并地方银行来争夺市场份额。

参考文献:

- [1] BRANDT L, LITWACK J, MILEVA E, et al. China's productivity slowdown and future growth potential[R]. Policy Research Working Paper series No. 9298, 2020.
- [2] HSIEH C, KLENOW P J. Misallocation and manufacturing TFP in China and India[J]. The quarterly journal of economics, 2009, 124(4): 1403-1448.
- [3] KING R G, LEVINE R. Finance and growth: Schumpeter might be right[J]. The quarterly journal of economics, 1993, 108(3): 717-737.
- [4] BUERA F J, KABOSKI J P, SHIN Y. Finance and development: a tale of two sectors[J]. The American economic review, 2011, 101(5): 1964-2002.
- [5] 郭峰,熊瑞祥.地方金融机构与地区经济增长——来自城商行设立的准自然实验[J]. 经济学(季刊), 2018, 17(1): 221-246.
- [6] 林毅夫,李永军.中小金融机构发展与中小企业融资[J]. 经济研究, 2001(1): 10-18.
- [7] 何欢浪,章韬,吴兰兰.城市商业银行异地设立与中国制造业企业出口[J]. 国际贸易问题, 2021(7): 74-91.

- [8] 陈长石, 姜廷廷, 刘晨晖. 中小银行如何影响科技企业进入——来自城市商业银行设立与跨区比较的经验证据[J]. 财贸经济, 2022, 43(9): 69-84.
- [9] ALFARO L, CHANDA A, KALEMLI-OZCAN S, et al. Does foreign direct investment promote growth? Exploring the role of financial markets on linkages[J]. Journal of development economics, 2010, 91(2): 242-256.
- [10] BLACK S E, STRAHAN P E. Entrepreneurship and bank credit availability[J]. The Journal of finance, 2002, 57(6): 2807-2833.
- [11] 刘晨晖, 陈长石. 城市商业银行能改善资本配置效率吗?[J]. 财经问题研究, 2018(10): 73-80.
- [12] 岳崴, 张强. 银行部门扩张、资源配置扭曲与经济增长[J]. 财经研究, 2020, 46(9): 123-137.
- [13] BERGER A N, CHEN R R, GHOUL S, et al. Who wins and who loses from bank geographic deregulation? Analysis of financially constrained and unconstrained firms[J]. Journal of corporate finance, 2020, 65(1): 101775.
- [14] MODIGLIANI F, MILLER M H. The cost of capital, corporation finance and the theory of investment[J]. The American economic review, 1958, 48(3): 261-297.
- [15] 林东杰, 崔小勇, 龚六堂. 金融摩擦异质性、资源错配与全要素生产率损失[J]. 经济研究, 2022, 57(1): 89-106.
- [16] SONG Z, STORESLETTEN K, ZILIBOTTI F. Growing like China[J]. The American economic review, 2011, 101(1): 196-233.
- [17] 张杰, 刘元春, 翟福昕, 等. 银行歧视、商业信用与企业发展[J]. 世界经济, 2013, 36(9): 94-126.
- [18] 蔡宏波, 宋研霏, 马红旗. 城市商业银行设立与僵尸企业的形成[J]. 中国工业经济, 2020(9): 80-98.
- [19] OLLEY G S, PAKES A. The dynamics of productivity in the telecommunications equipment industry [J]. Econometrica, 1996, 64(6): 1263-1297.
- [20] 简泽, 干春晖, 余典范. 银行部门的市场化、信贷配置与工业重构[J]. 经济研究, 2013, 48(5): 112-127.
- [21] 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.
- [22] 吴晗, 贾润崧. 银行业结构如何促进行业资源的有效配置——基于异质性企业进入退出视角的分析[J]. 当代经济科学, 2016, 38(5): 77-88.
- [23] 陈勇兵, 陈永安, 王贝贝. 金融如何支持创业: 基于城市商业银行设立的自然实验[J]. 世界经济, 2022, 45(12): 99-128.
- [24] 聂辉华, 江艇, 张雨潇, 等. 中国僵尸企业的现状、原因与对策[J]. 宏观经济管理, 2016(9): 63-68.
- [25] BRANDT L, Van BIESEBROECK J, ZHANG Y. Creative accounting or creative destruction? Firm-level productivity growth in Chinese manufacturing[J]. Journal of development economics, 2012, 97(2): 339-351.
- [26] BECK T, LEVINE R, LEVKOV A. Big bad banks? The winners and losers from bank deregulation in the united states[J]. The Journal of finance, 2010, 65(5): 1637-1667.
- [27] 江艇. 因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J]. 中国工业经济, 2022(5): 100-120.
- [28] RAJAN R G, ZINGALES L. Financial dependence and growth[J]. The American economic review, 1998, 88(3): 559-586.
- [29] BAI Y, JIA R. Elite recruitment and political stability: the impact of the abolition of China's civil service exam[J]. Econometrica, 2016, 84(2), 677-733.
- [30] FISMAN R, PARAVISINI D, VIG V. Cultural proximity and loan outcomes[J]. The American economic review, 2017, 107(2): 457-492.
- [31] 陈颀. 儒家文化、社会信任与普惠金融[J]. 财贸经济, 2017, 38(4): 5-20
- [32] CETORELLI N, STRAHAN P E. Finance as a barrier to entry: bank competition and industry structure in local US markets[J]. The Journal of finance, 2006, 61(1): 437-461.
- [33] LEVINE R, LIN C, PENG Q, et al. Communication within banking organizations and small business lending[J]. The Review of financial studies, 2020, 33(12): 5750-5783.
- [34] 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, 2011(9): 4-16.
- [35] 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.

Establishment of City Commercial Banks, Financing Constraints, With Industry Efficiency

HU Qiu-yang, LI Wen-fang

(School of Economics, Nankai University, Tianjin 300071, China)

Summary: The misplacement of resources due to incomplete financial markets is key to productivity losses, highlighted by the heterogeneity of financial frictions faced by firms of different sizes preventing high-performing small and medium-sized enterprises (SMEs) from accessing external financing. Since the 19th National Congress of the Communist Party of China (CPC), the CPC Central Committee and the State Council have vigorously promoted the construction of a local financial system with the local banking sector at its core, hoping to “enhance financial inclusion” by facilitating access to the credit market for high-performing SMEs. So, does the development of local financial institutions optimize the allocation of resources among enterprises and thus contribute to high-quality economic development? The existing literature on the impact of local finance on the real economy includes microscopic perspectives on corporate financing constraints, corporate imports and exports, and corporate performance, and macroscopic perspectives on regional economic growth, foreign direct investment, labor force employment, and income distribution. However, few studies have systematically examined the impact of local finance on resource allocation efficiency and TFP on “improving quality and efficiency.”

Using a quasi-natural experiment of establishing city commercial banks in batches in each region, this paper constructs a multi-period DID model to examine the impact of the establishment of city commercial banks on resource allocation efficiency and total factor productivity based on the data of manufacturing enterprises above designated size from 1998 to 2007. The study finds that the establishment of city commercial banks can improve inter-firm resource allocation and enhance total factor productivity, which remains robust after mitigating endogenous problems and conducting other robustness tests. Examining the mechanism behind the economic effect of city commercial banks can offer valuable insights for further mitigating resource mismatches and driving high-quality development of the industry. Thus, this paper examines the core mechanisms and detailed channels through which city commercial banks can exert their economic effects. The results show that the establishment of city commercial banks optimizes the allocation of credit resources among firms and improves total factor productivity in the industry by alleviating the financing constraints of highly profitable SMEs. Further analysis of the financing mechanism reveals that the establishment of a commercial city bank works on corporate financing by leveraging the bank’s advantage in accessing and utilizing “soft information” rather than changing the competitive landscape of local banks. Since the financial ecological environment affects the market-oriented operation of financial institutions, this paper also examines the heterogeneity of the economic effects of the establishment of city commercial banks based on two regional environmental dimensions: the degree of marketization and the characteristics of officials. It is found that the resource allocation effect and efficiency effect are more prominent in regions with a higher degree of marketization and fewer incentives for officials’ administrative intervention.

Key words: local finance; total factor productivity; resource allocation; multi-period DID

(责任编辑: 巴红静)

[DOI]10.19654/j.cnki.cjwtyj.2023.08.007

[引用格式]胡秋阳,李文芳.城市商业银行设立、融资约束与行业效率[J].财经问题研究,2023(8):87-99.