

数据要素跨部门共享能缓解中小企业融资约束吗?

——基于“银税互动”的准自然实验

孙莹^{1,2}, 李姣^{1,2}, 马新啸^{1,2}

(1. 中国海洋大学管理学院, 山东 青岛 266100; 2. 中国企业营运资金管理研究中心, 山东 青岛 266100)

摘要:打破“政府数据孤岛”是新时代建设全国统一大市场的必然要求,数据要素如何服务微观企业成长构成经济社会高质量发展的关键环节。依托“银税互动”平台,数据要素可通过跨部门共享释放金融动能继而影响中小企业的融资约束。借助我国各地市陆续实施“银税互动”的准自然实验,以2009—2022年中小企业板和创业板上市公司为样本,研究政府数据跨部门共享对中小企业融资约束的影响及作用机理,并进行不同产权性质和金融资源发达程度的异质性分析。结果表明:相较于所在地未实施“银税互动”的中小企业,所在地实施“银税互动”的中小企业的融资约束问题得到显著缓解,且该结论在经过一系列稳健性检验和内生性分析后依然成立。机制检验结果表明,“银税互动”通过降低中小企业与银行之间的信息不对称程度、改善中小企业与银行之间的委托代理问题和提振其他利益相关者对中小企业未来发展信心的机制实现缓解效果,且该缓解效果在非国有中小企业和所在地金融资源匮乏的中小企业中更为明显。研究成果表明,以“银税互动”为典型的数据要素跨部门共享实践有助于中小企业高质量发展,不仅对“银税互动”和企业融资约束的学术研究作出了重要拓展,同时为党和国家不断健全数据要素市场化配置体制机制提供了政策参考。

关键词:数据要素;数据孤岛;银税互动;融资;融资约束;中小企业

中图分类号:F275

文献标志码:A

文章编号:1671-4970(2024)05-0129-14

在国家提倡“大众创业、万众创新”和推动经济高质量发展的新时代背景下,如何缓解中小企业的融资困境、助力中小企业健康发展,成为学术界和实践层面亟待解决的难题。纵观我国经济发展的历史,中小企业一直存在抵押品不足、融资困难等瓶颈,如《中小微企业融资缺口:对新兴市场微型、小型和中型企业融资不足与机遇的评估》报告,我国中小企业融资需求

规模为4.4万亿美元,而融资供给仅为2.5万亿美元,缺口比重高达43.18%^[1]。党的十八大以来,中央多次指出要强化对市场主体的金融支持,有效缓解企业特别是中小微企业“融资难、融资贵”的问题;党的十八届三中全会将“发展普惠金融”确立为国家战略,发力解决中小企业“融资难”的问题;《中共中央关于制定国民经济和社会发展第十四个五年规划和二〇

引用本文:孙莹,李姣,马新啸.数据要素跨部门共享能缓解中小企业融资约束吗?——基于“银税互动”的准自然实验[J].河海大学学报(哲学社会科学版),2024,26(5):129-142.

基金项目:国家社会科学后期资助项目(23FGLB067);国家自然科学基金青年项目(72302224);“泰山学者”工程专项经费资助项目(tsqn202306100)

作者简介:孙莹(1983—),女,副教授,博士,主要从事资本效率与财务风险研究。E-mail:sunyingouc@163.com

三五年远景目标的建议》明确提出,要“完善促进中小微企业和个体工商户发展的政策体系,加大税费优惠和信贷支持力度”;党的二十大报告进一步提出要“支持中小微企业发展”;党的二十届三中全会再次强调中小企业是需要资本密集关怀的群体,必须更好发挥市场机制作用,创造更加公平、更有活力的市场环境,实现资源配置效率最优化和效益最大化。在此背景下,如何有效缓解中小企业的融资约束,促进其平稳和高质量发展,成为实践层面和学术层面极具重要性的研究话题。

关于中小企业“融资难”的纾困方式,学者们从内部控制^[2]、信息披露^[3]等内部制度以及政府干预^[4]、金融环境^[5]等外部环境展开了一系列研究,但由于各种深层次原因,中小企业的融资约束问题仍然存在。2015年,《关于开展“银税互动”助力小微企业发展活动的通知》提出了缓解中小企业融资约束的针对性举措,且大量文献表明,“银税互动”产生了许多积极影响。如,陈果等指出,“银税互动”能够发挥协同治理的价值,实现企业、商业银行和税务部门多方共赢^[6];陈彪等通过构建内生化的融资约束模型,从理论的角度证实了“银税互动”能够缓解中小企业的融资约束^[7];杨龙见等以2015—2017年浙江省中小企业为样本,为“银税互动”缓解中小企业“融资难”提供了实证证据^[8]。然而,已有研究尚未考虑各地市“银税互动”实施情况的差异,也未考察“银税互动”对全国中小企业融资约束的影响及作用机理。有鉴于此,本研究手工搜集全国297个地市开始实施“银税互动”的时间,以2009—2022年中小企业板和创业板上市公司为研究样本构建准自然实验,围绕“银税互动”对中小企业融资约束的影响及作用机理进行实证检验。

此次研究的贡献主要体现在以下三方面:第一,首次将“银税互动”视为一项多时点政策,并以各地级市和直辖市为单位手工搜集“银税互动”实施时间,构建了大样本下准确衡量“银税互动”的全新指标,对“银税互动”实施时间的精确度量进行了有益拓展;第二,考察“银税互动”对中小企业融资约束的影响及作用机理,展示了“银税互动”能够缓解中小企业

融资约束及作用机制的实证证据,对“银税互动”相关学术研究进行了有益补充;第三,从中小企业、金融机构和政府部门的角提出了对策建议,能够为党和国家进一步优化各项调控政策、加大中小企业金融服务力度提供参考意义和借鉴价值。

一、制度背景与理论分析

1. “银税互动”实施的制度背景

2015年,国家税务总局与中国银行业监督管理委员会联合发布了《关于开展“银税互动”助力小微企业发展活动的通知》(下文简称《通知》),创造性地提出了中小企业融资新方式。“银税互动”旨在通过税务部门、银保监部门和银行业金融机构合作,将中小企业的纳税信用转化为融资信用,帮助中小企业获得免抵押、免担保的贷款。在“银税互动”政策的支持下,有融资需求的中小企业可以在相关平台选择贷款产品,并授权税务部门将纳税数据推送给贷款银行,银行将根据中小企业的纳税情况提供相应的贷款额度。整个过程安全、高效,能够在保障中小企业纳税信息安全的情况下为中小企业提供免抵押、免担保的信用贷款。可见,“银税互动”盘活了企业的纳税信息,是降低企业融资成本、实现企业高质量发展的关键之举。

事实上,在《通知》发布之前,就有部分地市将纳税信用与金融信贷结合,助力企业将纳税信用转换为真金白银。如,2012年温州市洞头区农信联社推出“税源贷”业务,依据企业上年度纳税金额授予10~20倍的信用贷款,且上年纳税金额3倍以内贷款部分可以享受优惠利率^①;2014年,武汉市国税局与招商银行武汉分行合作推出纳税信用贷,符合条件的企业可以凭借纳税证明获得信用贷款^②。通过手工收集数据得出各地市“银税互动”实施时间分布如图1所示。由图1可知,在全国297个地市(包

①《洞头联社推出“税源贷”“贷”动实体经济发展》,洞头新闻2012年4月19日报道,详见:<http://www.dtxw.cn/system/2012/04/19/010988801.shtml>。

②《纳税信用贷,信用真能换来钱》,环球网2016年1月26日报道,详见:<https://m.huanqiu.com/article/9CaKmJTtsDT>。

括 4 个直辖市和 293 个地级市)中,有 24 个地
市在 2015 年之前就开始将纳税信用转换为贷
款信用,帮助中小企业获得贷款;有 223 个地
市在国家发布《通知》的当年及次年开始实施“银
税互动”;另有 50 个地市在 2016 年后陆续开始
实施“银税互动”。

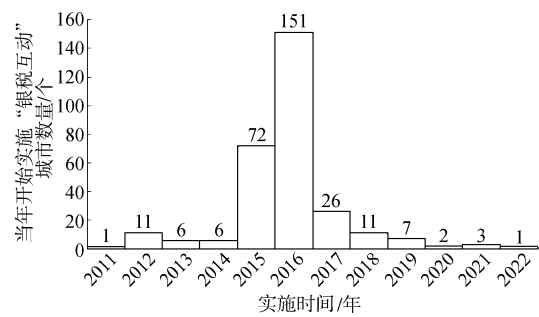


图 1 我国各地市“银税互动”实施时间分布

2. “银税互动”对中小企业融资约束的影响

中小企业“融资难”是各国经济发展中亟
待解决的重大课题。造成中小企业“融资难”
的原因是多方面的:首先,在信息披露方面,中
小企业面临着严峻的生存挑战,无暇顾及内部
制度的建立和执行,而监管部门又难以实施统
一有效的监管,导致中小企业信息环境较不透
明^[9]。其次,在抵押担保方面,中小企业成立
时间短、规模小且积累少,缺乏优质的抵押品,
同时中小企业经营风险较高,难以获取大额担
保^[10]。最后,在金融支持方面,大型金融机构
考虑到成本效益原则倾向于较少为中小企业
提供融资^[11],而小型金融机构受限于自身规模无
法支撑中小企业发展。“银税互动”搭建起税
务部门、银行业金融机构和中小企业多方共享
的信息平台,发掘中小企业纳税数据中的“含
金量”,不仅能够弥补中小企业信息质量差、缺
乏抵押和担保的缺陷,也能激励金融机构加大
对中小企业的服务力度,对缓解中小企业的融
资约束困境具有十分重要的意义。基于以上分
析,提出如下假设。

假设 1:“银税互动”能够显著缓解所在地
中小企业面临的融资约束困境。

(1) 信号效应

“银税互动”能够降低中小企业与金融机
构之间的信息不对称程度,缓解其面临的融资
约束困境。已有研究表明,信息不对称是造成

中小企业“融资难”的主要原因之一^[12]。小型
金融机构主要为中小企业提供金融服务,两者
之间形成的长期合作和共同监督关系使得小型
金融机构具有信息优势;而大型金融机构的人
事调动较为频繁,经理人员对当地中小企业的
了解程度较差,叠加其发放贷款的规模效应和
成本效益原则,往往不愿意向中小企业提供融
资^[11]。“银税互动”实施后,金融机构可以获
取中小企业的纳税数据,并据此评估中小企业
的经营状况和未来发展能力,这不仅能够激励
大型金融机构积极参与中小企业的融资过程,弥
补小型金融机构资金不足的缺陷,而且能够降低
小型金融机构搜集信息的成本,提高小型金融机
构发放贷款的质量。因此,“银税互动”能够改
善金融机构与中小企业之间信息不对称的现状,
在降低金融机构信息搜集成本的同时提高金融
机构掌握信息的质量,从而促使金融机构向中
小企业发放贷款,缓解中小企业面临的融资约束
问题。基于以上分析,提出如下假设。

假设 2:“银税互动”能够降低中小企业与
金融机构之间的信息不对称程度,进而缓解中
小企业面临的融资约束困境。

(2) 治理效应

“银税互动”能够改善银行与中小企业之
间的委托代理问题,缓解中小企业面临的融资
约束困境。当银行与中小企业达成信贷契约
后,中小企业的道德风险导致银企之间存在严
重的委托代理问题。作为债权人,银行的基本
诉求是债务人如约清偿到期债务,因此会对债
务人发放现金股利等减少自由现金流的行为产
生风险厌恶,并希望债务人保持较高的会计稳
健性,保持保守的财务和运营情况^[13]。然而,
上市公司第一大股东持股比例较高,加之债权
人缺乏有效的监督途径,滋生了上市公司侵害
债权人利益的行为^[14]。“银税互动”实施后,
银行不仅可以获取中小企业纳税数据中的“硬
信息”,而且可以从中推断难以量化的“软信
息”,此时银行将履行外部监督与治理的职能,
约束债务人利用自由现金流进行损害债权人利
益和企业价值的机会主义行为^[15],并通过贷款
政策奖优罚劣。因此,“银税互动”赋能银行发
挥外部监督的治理效应,倒逼企业提高经营管

理质量,从而减轻银行对中小企业道德风险的担忧,化解中小企业的融资约束难题。基于以上分析,提出如下假设。

假设 3:“银税互动”能够缓解中小企业与金融机构之间的委托代理问题,进而缓解中小企业面临的融资约束困境。

(3) 资源效应

“银税互动”能够增强中小企业获取其他经济资源的能力,缓解中小企业面临的融资约束困境。替代性融资理论认为信贷配给的存在使得有些企业无论支付多高的利息,都无法从银行获得贷款,因此转向寻求商业信用以缓解融资约束^[16];而买方市场理论认为,只有当被授予方的信用状况和经营能力较为乐观时,授予方才愿意提供商业信用^[17]。“银税互动”以政府增信的方式助力中小企业融资,能够拓宽中小企业的融资渠道,消除商业信用供给方对中小企业还款能力的歧视,助力中小企业增加商业信用规模^[18]。此外,国家大力推行“银税互动”、税收优惠和财政补贴等政策以期缓解中小企业“融资难”的问题,这些措施并不是单独发挥作用的,“银税互动”增强了政府与中小企业之间的关联程度,能够消除部分政策歧视,进一步加大中小企业享受的政策优惠力度,以更彻底地解决中小企业的融资约束问题。基于以上分析,提出如下假设。

假设 4:“银税互动”能够帮助中小企业获得其他经济资源,进而缓解中小企业面临的融资约束困境。

综合以上分析,理论框架如图 2 所示。

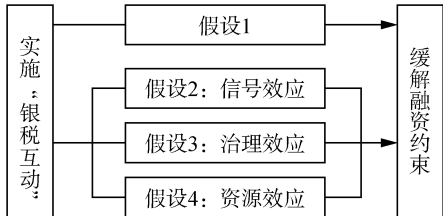


图 2 “银税互动”缓解中小企业融资约束的理论框架

二、研究设计

1. 样本选取与数据来源

为研究“银税互动”对中小企业融资约束的影响及作用机理,选取 2009—2022 年中小企

业板和创业板上市公司作为研究对象,这是因为“银税互动”是一项旨在将纳税信用转化为融资信用,为中小企业发放免抵押、免担保的信用贷款的举措。可以说,“银税互动”是为中小企业量身定制的优惠政策,探究“银税互动”与中小企业融资约束的关系蕴藏着重要的政策价值。而在期间选择方面,为规避金融危机的影响,选取 2009—2022 年为样本期间。

值得注意的是,“银税互动”的实施时间是通过手工搜索各地市人民政府和税务局等官方网站以及各大银行和新闻媒体等的相关报道,取最早时间作为各地市“银税互动”的实施时间。以四川省成都市为例,首先,在成都市人民政府网检索“银税互动”,最早的相关报道为《成都日报》于 2021 年 12 月 8 日发布的《鼓励消费、优化服务 青羊区出台助企纾困 23 条实施意见》;其次,在国家税务总局四川省税务局检索“银税互动”,将最新报道更新为人民网于 2021 年 8 月 12 日发布的《成都:“春雨润苗百千万”滋养小微企业成长》;最后,在检索过程中发现,成都市有关“银税互动”的融资产品包括“银税通”“税贷通”和“纳税 e 贷”等,通过在百度中组合检索发现,2013 年 11 月 26 日成都一小微企业通过纳税记录成功获得银行 70 万元的授信额度。因此,成都市实施“银税互动”的时间为 2013 年 11 月。北京、天津、上海和重庆这 4 个直辖市是以直辖市内各个市辖区为单位,重复上述检索步骤,得出各个市辖区“银税互动”的实施时间,并从中选取最早的时间作为直辖市“银税互动”的实施时间。为缓解检索过程中产生的偏误,若某地“银税互动”实施时间为 1~6 月,则该地“银税互动”实施时间为当年;若某地“银税互动”实施时间为 7~12 月,则该地“银税互动”实施时间为次年。其他财务数据均来自 CSMAR 数据库。在回归过程中,剔除金融行业上市公司、财务数据异常公司、上市状态异常公司、所属城市为非地级市公司(如所属城市为自治州)以及变量数据缺失的样本,最终得到 15 996 个中小企业-年度观测值。

2. 模型设定

(1) 基准回归模型

为检验“银税互动”对中小企业融资约束

的影响,构建如下基准回归模型:

$$KZ_{i,t}=\beta_0+\beta_1BTINTAC_{i,t}+\beta_iX_{i,t}+\mu_i+\vartheta_t+\varepsilon_{i,t}$$

(1)

式中: $KZ_{i,t}$ 为衡量中小企业融资约束的 KZ 指数; $BTINTAC_{i,t}$ 为中小企业所在地是否实施“银税互动”的虚拟变量; $X_{i,t}$ 为一系列控制变量,包含影响企业融资约束的其他因素; μ_i 和 ϑ_t 为个体固定效应和年份固定效应; $\varepsilon_{i,t}$ 为随机误差项; i 为企业; t 为时间。

(2)中介效应模型

为验证“银税互动”对中小企业融资约束的作用机制,借鉴江艇的研究方法^[19],在基准模型的基础上构建如下中介效应模型:

$$MED_{i,t}=\alpha_0+\alpha_1BTINTAC_{i,t}+\alpha_iX_{i,t}+\mu_i+\vartheta_t+\varepsilon_{i,t}$$

(2)

式中: $MED_{i,t}$ 为中介变量,共有 6 个,对应前述 3 条作用机制:信号效应中衡量信息不对称的机构投资者持股比例($IISHARE$)和分析师规模($ANALYSTS$);治理效应中衡量企业与银行委托代理问题的股利支付率(DIV)和会计稳健性($CONV$);资源效应中中小企业获取的商业信用规模(TC)和政府补助规模(SUB)。

3. 变量定义

(1)被解释变量

借鉴已有研究^[20],使用 KZ 指数衡量中小企业的融资约束,即选取经营性净现金流、现金持有量、派现水平、负债程度和成长性 5 个因素作为融资约束的代理变量,采用排序逻辑方法构建 KZ 指数,回归结果如表 1 所示。与已有研究结果一致^[20],在我国低经营性净现金流、低现金持有、低派现、高负债水平以及拥有较多投资机会的上市公司,通常面临着较为严峻的融资约束。运用该估计结果,即可求出 KZ 指数, KZ 指数越大,企业面临的融资约束程度越高。

(2)核心解释变量

$BTINTAC$ 为核心解释变量,是衡量中小企

业所在地是否实施“银税互动”的虚拟变量。当考察年度在实施“银税互动”之后的年份时取值为 1,反之为 0。

(3)中介变量

假设 2 采用机构投资者持股比例($IISHARE$)和分析师规模($ANALYSTS$)衡量信息不对称程度^[12];机构投资者作为专业化的投资主体,在收集和分析信息方面具有独特优势,其一举一动都会向市场传递相应的信息^[21];作为证券市场中的专业分析人员,分析师不仅会整理市场上的公开信息,也会挖掘部分私有信息^[22]。因此,较高的机构投资者持股比例和较大的分析师规模都意味着上市公司信息不对称程度较低。

假设 3 采用股利支付率(DIV)^[23]和会计稳健性($CONV$)^[24]衡量银企之间的委托代理问题:分配现金股利会减少公司的自由现金流,增加到期无法偿还债务的风险;而较高的会计稳健性能够增强债权人对会计报告的信心,减轻债权人对无法收回债务的担忧,因此较低的股利分配率和较高的会计稳健性都意味着银企之间的委托代理问题较轻。

假设 4 采用商业信用规模(TC)和政府补助规模(SUB)衡量企业从其他方获取的经济资源;商业信用得益于其快捷、低成本、无担保等优势,成为中小企业可获得的横向经济资源;而与税收相关的各种政策优惠则是中小企业从政府获得的纵向经济资源,因此较高的商业信用规模和较高的政府补助规模都意味着上市公司获取经济资源的能力较强。

(4)控制变量

选取公司规模($SIZE$)、资产负债率(LEV)、成长性($TOBINQ$)、现金流(CF)、现金持有量($CASH$)、管理费用率($COST$)、公司年龄(AGE)、股权集中度($TOP1$)、董事会规模($BOARD$)、董事会独立性($INDEP$)和两职合一($DUAL$)等影响公司融资约束的变量(表 2)。

表 1 中小企业融资约束程度(KZ 指数)估计模型的回归结果

变量	$\frac{CF_{i,t}}{A_{i,t-1}}$	$\frac{DIV_{i,t}}{A_{i,t-1}}$	$\frac{C_{i,t}}{A_{i,t-1}}$	$LEV_{i,t}$	$TOBINQ_{i,t}$	R^2	Chi^2	N
KZ	-11.126*** (-49.49)	-28.450*** (-34.01)	-4.530*** (-46.82)	5.205*** (53.62)	0.521*** (38.86)	0.276	14 552.08	15 996

注:***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平上显著。括号内为 z 值。

表 2 变量定义

变量类型	变量名	变量定义
被解释变量	<i>KZ</i>	企业融资约束,采用 <i>KZ</i> 指数进行衡量
解释变量	<i>BTINTAC</i>	“银税互动”虚拟变量,上市公司会计年度在实施“银税互动”之后的年份时取值为 1,反之 之为 0
中介变量	<i>IISHARE</i>	机构投资者持股比例,以公司年末机构投资者持股比例衡量
	<i>ANALYSTS</i>	分析师规模,以年末分析师人数加 1 后取对数衡量
	<i>DIV</i>	股利支付率,以每股现金股利除以每股收益衡量
	<i>CONV</i>	会计稳健性,以会计盈余对“坏消息”反应系数相对“好消息”反应系数的倍数/100 衡量
	<i>TC</i>	商业信用规模,以(应付账款+应付票据+预收账款)/期初总资产衡量
	<i>SUB</i>	政府补助规模,以与税收相关的政府补助除以营业收入衡量
控制变量	<i>SIZE</i>	公司规模,以公司年末总资产的自然对数衡量
	<i>LEV</i>	资产负债率,以总负债除以总资产衡量
	<i>TOBINQ</i>	成长性,以托宾 <i>Q</i> 值衡量
	<i>CF</i>	现金流,以经营活动产生的现金流量净额除以期末总资产衡量
	<i>CASH</i>	现金持有量,以(货币资金+短期投资净额+交易性金融资产)/期末总资产衡量
	<i>COST</i>	管理费用率,以管理费用除以营业收入衡量
	<i>AGE</i>	公司年龄,以上市年数加 1 后取对数衡量
	<i>TOP1</i>	股权集中度,以第一大股东持股比例衡量
	<i>BOARD</i>	董事会规模,以董事会总人数取自然对数衡量
	<i>INDEP</i>	董事会独立性,以独立董事人数占董事会总人数的比值衡量
	<i>DUAL</i>	两职合一,董事长和总经理由一人兼任时为 1,否则为 0

三、实证结果与分析

1. 描述性统计分析

表 3 汇报了变量的描述性统计结果。样本期间,中小企业 *KZ* 指数(*KZ*)的平均值为 0.717,表明我国中小企业面临较为严峻的融资情况;标准差为 2.328,表明中小企业之间的融资约束状况存在较大差异。“银税互动”虚拟变量(*BTINTAC*)的平均值为 0.758,表明样本期间有 75.8%的公司所在地实施了“银税互

动”。其余变量与已有文献结果基本一致,未见显著差异。

2. 基本回归结果

表 4 为“银税互动”影响中小企业融资约束的基本回归结果。第(1)(2)列表明,当不控制时间与个体固定效应或仅控制时间固定效应时,*BTINTAC* 的回归系数并不显著。第(3)(4)列表明,当控制个体固定效应或同时控制时间和个体固定效应时,*BTINTAC* 的回归系数在 1%的水平上显著为负,说明在控制随时间和个

表 3 变量描述性统计

变量	样本数	平均值	标准差	最小值	P25	P50	P75
<i>KZ</i>	15 996	0.717	2.328	-6.536	-0.611	0.993	2.333
<i>BTINTAC</i>	15 996	0.758	0.428	0.000	1.000	1.000	1.000
<i>SIZE</i>	15 996	21.751	0.957	19.961	21.044	21.656	22.342
<i>LEV</i>	15 996	0.365	0.188	0.047	0.212	0.348	0.499
<i>TOBINQ</i>	15 996	2.200	1.259	0.949	1.390	1.798	2.539
<i>CF</i>	15 996	0.046	0.066	-0.146	0.008	0.044	0.085
<i>CASH</i>	15 996	0.220	0.150	0.023	0.107	0.177	0.295
<i>COST</i>	15 996	0.096	0.067	0.011	0.051	0.080	0.121
<i>AGE</i>	15 996	1.742	0.652	0.000	1.386	1.792	2.303
<i>TOP1</i>	15 996	0.315	0.136	0.081	0.210	0.297	0.400
<i>BOARD</i>	15 996	2.239	0.242	1.386	2.079	2.197	2.398
<i>INDEP</i>	15 996	0.390	0.075	0.200	0.333	0.375	0.429
<i>DUAL</i>	15 996	0.379	0.485	0.000	0.000	0.000	1.000

表 4 “银税互动”与中小企业融资约束:基本回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>BTINTAC</i>	0.020 (1.14)	-0.026 (-0.85)	-0.152*** (-6.01)	-0.092*** (-2.81)
<i>CONSTANT</i>	5.419*** (22.69)	5.232*** (21.68)	9.320*** (16.36)	8.434*** (13.78)
控制变量	是	是	是	是
<i>YEAR</i>	不控制	控制	不控制	控制
<i>FIRM</i>	不控制	不控制	控制	控制
<i>N</i>	15 996	15 996	15 996	15 996
<i>Adj-R²</i>	0.864	0.866	0.887	0.888

注:括号内为*t*值。下同。

体变化的遗漏变量问题后,“银税互动”对中小企业融资约束具有缓解作用。第(4)列表明,“银税互动”实施后,中小企业的融资约束指数平均下降0.092,表明“银税互动”有效缓解了中小企业面临的融资约束问题。假设1得以验证。

3. 稳健性检验

(1)检验手工搜集“银税互动”实施时间的准确性

从理论层面看,及时原则是新闻传播的方法原则^[25],是影响新闻价值的重要因素,所以新闻报道一般不存在严重滞后的情况。从收集数据的结果看,绝大多数新闻报道中都包含“先行开展”“率先推出”和“首批获益”等特殊表述,由此将新闻报道的时间作为地市开始实施“银税互动”的时间具有准确性。

从实证层面看,将“银税互动”实施时间分别提前一年和两年,重新进行基准回归,回归结果如表5第(1)列和第(2)列所示。由结果可知,无论将“银税互动”实施时间提前一年还是两年,“银税互动”对中小企业融资约束的影响都不再显著,表明搜集的时间并不存在滞后情况。此外,2013年被广泛认为是大数据元年,

从2013年起新闻报道将更加及时。因此,保留2013年及以后的样本进行回归,回归结果如表5第(3)列所示。结果表明,“银税互动”仍然能够显著缓解中小企业的融资约束困境,这也进一步证明了搜集数据的准确性。

(2)异质性处理效应检验

近年来,许多学者发现即使控制了个体和时间固定效应,DID模型也在估计处理组的平均处理效应时存在偏误^[26]。参考已有研究^[26],采用*twowayfweights*命令对异质性处理效应进行检验。结果表明,在所有11 926个权重中,7 110个权重为正,4 816个权重为负,负权重占比较大,可能存在异质性处理效应。因此,采用*fuzzydid*命令估计存在异质性处理效应时的局部平均处理效应(*LATE*),处理变量为衡量“银税互动”是否实施的虚拟变量*BTINTAC*,处理状态变化的指示量为相邻两期是否实施“银税互动”的变动(*G_T*)及其一阶前移(*G_Tplus1*),时间变量为*YEAR*。表6显示,*Wald_TC*估计的模糊DID估计值为-0.531,且在10%的水平上显著。表明考虑异质性处理效应后的局部处理效应仍然存在,回归结果具有稳健性。

表 5 “银税互动”与中小企业融资约束:稳健性检验 1

变量	(1) 提前一年	(2) 提前两年	(3) 保留 2013 年及以后
<i>BTINTAC</i>	-0.031 (-0.93)	-0.026 (-0.71)	-0.095** (-2.28)
<i>CONSTANT</i>	8.394 (13.71)	8.390 (13.66)	9.193 (13.47)
控制变量	是	是	是
<i>YEAR</i>	控制	控制	控制
<i>FIRM</i>	控制	控制	控制
<i>N</i>	15 996	15 996	13 570
<i>Adj-R²</i>	0.887	0.887	0.886

表 6 “银税互动”与中小企业融资约束:稳健性检验 2

变量	LATE	Std_Err	t	p_value
Wald_TC	-0.531	0.316	-1.680	0.093

(3)内生性处理

为处理“银税互动”与中小企业融资约束困境之间的内生性问题,即各地市可能是在识别出本地中小企业存在融资约束后才实施“银税互动”,构建城市-年度面板数据进行反向回归。以某地市当年是否实施“银税互动”为被解释变量,以某地市所有中小企业融资约束分年度均值为解释变量,以基准回归中控制变量的分年度、分城市均值为控制变量,剔除重复值后进行二元 logistic 回归。由表 7 可知,城市融资约束程度对当年是否实施“银税互动”并无显著影响,表明“银税互动”与中小企业融资约束困境之间不存在内生性问题。

(4)平行趋势检验

为验证企业在“银税互动”实施前后的融资约束变化是由于“银税互动”的实施引起的,而不是纯粹的时间效应,选取“银税互动”实施前后四期进行平行趋势检验。由图 3 可知,在“银税互动”实施之前的年份,处理组与对照组的融资约束状况并不存在显著差异,表明运用双重差分方法能够识别出“银税互动”对中小企业融资约束的影响作用。

(5)安慰剂检验

为验证实证结果并非偶然性事件所致,进行随机抽取处理组和对照组的安慰剂检验,将抽样过程重复 500 次,绘制的估计系数核密度图如图 4 所示。从图 4 可以看出,BTINTAC 的系数集中分布在 0 的附近,并且大部分 p 值都在 0.1 以上。同时,BTINTAC 的实际估计系数(-0.092)在图中位于小概率事件的范围内。因此,“银税互动”对中小企业融资约束的影响并非偶然性事件,研究结论具有可靠性和稳健性。

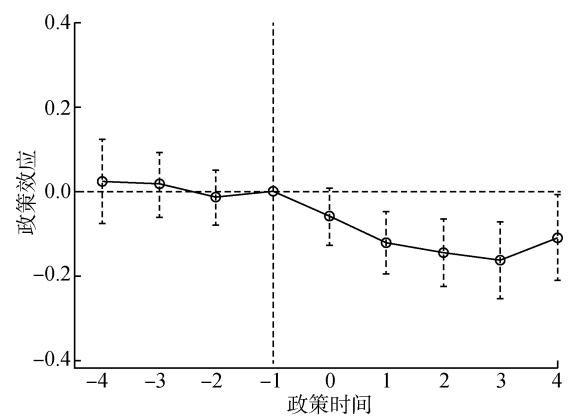


图 3 平行趋势图

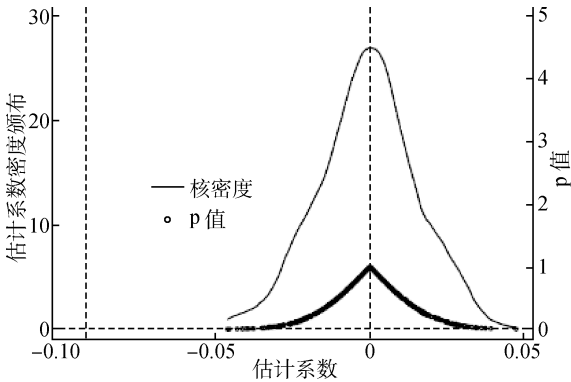


图 4 安慰剂检验图

(6)缓解样本选择偏差

为进一步控制样本选择偏差对估计效应的影响,采用以下 3 种方法进行稳健性检验:①倾向得分匹配。将控制变量按照最邻近匹配原则和 1 : 1 有放回的匹配比例进行匹配后,采用模型(1)进行回归,结果如表 8 第(1)列所示。②熵平衡匹配。熵平衡匹配能够在不损失任何样本观测值的前提下,以更少的限制性假设实现更大的协变量平衡^[27]。对处理组和对照组的控制变量进行熵平衡匹配后,采用模型(1)进行回归,结果如表 8 第(2)列所示。③剔除直辖市样本。由于直辖市通常具有较高的社会福利和社会地位,能够为中小企业创造相对宽松的融资环境,因此剔除北京、天津、上海和重

表 7 “银税互动”实施与中小企业融资约束:稳健性检验 3

变量	KZ_CITY	CONSTANT	CONTROL	Chi ²	Pseudo R ²	N
BTINTAC	-0.117 (-1.25)	-18.744 *** (-7.13)	控制	442.21	0.317 p=0.000	2 172

表 8 “银税互动”与中小企业融资约束:稳健性检验 4

变量	(1) PSM 匹配	(2) 熵平衡匹配	(3) 剔除部分样本
<i>BTINTAC</i>	-0.119* (-1.85)	-0.221*** (-4.02)	-0.073** (-2.03)
<i>CONSTANT</i>	14.562*** (8.04)	10.143*** (12.87)	8.580*** (12.92)
控制变量	是	是	是
<i>YEAR</i>	控制	控制	控制
<i>FIRM</i>	控制	控制	控制
<i>N</i>	5 256	15 996	13 483
<i>Adj-R²</i>	0.902	0.904	0.890

庆 4 个直辖市的样本,并采用模型(1)进行回归,结果如表 8 第(3)列所示。回归结果表明,无论采用哪种匹配方式,*BTINTAC* 的系数均显著为负,回归结论保持稳健。

(7)更换融资约束的衡量方式

根据已有文献,*WW* 指数也可以作为衡量企业融资约束的指标,*WW* 指数越大,企业面临的融资约束越严重^[28],因此将基准回归模型中的被解释变量替换为 *WW* 指数进行回归,得到的结果如表 9 第(1)列所示。回归结果表明,*BTINTAC* 的系数在 5%的水平上显著为负,表明更换融资约束的衡量方式后,“银税互动”仍然可以显著缓解中小企业的“融资难”问题。

此外,也有学者提出采用现金-现金流模型考察企业的融资约束问题^[29],以 *CF*×*BTINTAC* 的系数反映“银税互动”对企业现金-现金流敏感性的影响,表 9 第(2)列显示,*CF*×*BTINTAC* 的系数为-0.071,且在 1%的水平上显著,说明“银税互动”实施后中小企业从经营活动产生的现金流中留存现金的数量显著减少,表明

“银税互动”的实施减少了中小企业对内部资金的依赖,有效缓解了中小企业面临的融资约束问题。综上,经过一系列稳健性检验后,研究结论保持不变。

四、作用机制分析

1. 信号效应:降低信息不对称

为检验“银税互动”通过降低中小企业与金融机构之间的信息不对称程度缓解中小企业融资约束的作用机制,基于江艇的两步法检验机制进行检验^[19],回归结果见表 10。列(2)(4)中 *BTINTAC* 的系数显著为正,说明“银税互动”显著增加了中小企业的机构投资者持股比例和分析师跟踪规模,释放了更多中小企业的经营信息,降低了信息不对称程度。已有研究表明,信息不对称增加了企业融资过程中的交易成本和信息成本,加剧了企业的融资约束困境^[2]。可见,“银税互动”能够激励机构投资者和分析师关注中小企业,从而改善中小企业的信息环境,最终缓解中小企业的融资约束问题。假设 2 得以验证。

表 9 “银税互动”与中小企业融资约束:稳健性检验 5

变量	WW 指数		变量	现金-现金流模型	
	(1) <i>WW</i>			(2) <i>ΔCASH</i>	
<i>BTINTAC</i>	-0.003** (-2.47)		<i>CF</i> × <i>BTINTAC</i>	-0.071*** (-2.87)	
<i>CONSTANT</i>	0.244*** (16.98)		<i>CONSTANT</i>	-0.598*** (-14.21)	
控制变量	是		控制变量	是	
<i>YEAR</i>	控制		<i>YEAR</i>	控制	
<i>FIRM</i>	控制		<i>FIRM</i>	控制	
<i>N</i>	15 996		<i>N</i>	15 410	
<i>Adj-R²</i>	0.794		<i>Adj-R²</i>	0.189	

注:前两列中的控制变量与基准回归模型一致,后两列中的控制变量为现金-现金流模型中的控制变量。

表 10 “银税互动”与中小企业融资约束:降低信息不对称的作用机理

变量	(1) 基准回归	(2) <i>IISHARE</i>	(3) 基准回归	(4) <i>ANALYSTS</i>
<i>BTINTAC</i>	-0.092*** (-2.81)	0.012*** (2.69)	-0.092*** (-2.81)	0.102*** (3.46)
<i>CONSTANT</i>	8.434*** (13.78)	-1.672*** (-22.48)	8.434*** (13.78)	-15.650*** (-39.58)
控制变量	是	是	是	是
<i>YEAR</i>	控制	控制	控制	控制
<i>FIRM</i>	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	15 996	15 996	15 996	15 996
<i>Adj-R²</i>	0.888	0.839	0.888	0.673

2. 治理效应:缓解委托代理问题

为检验“银税互动”通过改善中小企业与金融机构之间的委托代理问题缓解中小企业融资约束的作用机制,基于江艇的两步法检验机制进行检验^[19],回归结果见表 11。列(2)中 *BTINTAC* 的系数显著为负,说明“银税互动”降低了中小企业发放的现金股利;列(4)中 *BTINTAC* 的系数显著为正,说明“银税互动”提高了会计稳健性。已有研究表明,股利支付^[30]和会计稳健性^[13]都会造成银行与中小企业之间的委托代理问题,可见,“银税互动”能够发挥银行的监督与激励作用,降低中小企业的道德风险,缓解中小企业的融资约束困境。假设 3 得以验证。

3. 资源效应:获取其他利益相关者的资源

为检验“银税互动”通过帮助中小企业获取其他经济资源缓解中小企业融资约束的作用机制,基于江艇的两步法检验机制进行检验^[19],回归结果见表 12。列(2)(4)中 *BTINTAC* 的系数显著为正,说明“银税互动”显著增加了中小企业的商业信用规模和与税收相

关的政府补助规模,帮助中小企业获得了更多的经济资源。已有研究表明,商业信用^[20]和政府补助^[31]都能起到缓解中小企业融资约束的作用,可见,“银税互动”能够发挥资源效应,帮助中小企业获取商业信用和政府补助等经济资源,从而缓解中小企业的融资约束问题。假设 4 得以验证。

4. 异质性分析

(1)产权性质

国有企业拥有政府隐性担保的优势,在市场中具有良好的声誉,更易获取资金和资源^[32],因此相对国有企业,民营企业的融资约束问题更为突出。本研究检验了“银税互动”缓解融资约束的作用在不同产权性质的企业之间的差异,表 13 的前两列表明,“银税互动”有助于缓解非国有企业的融资约束,而对于国有企业则不明显。可见,“银税互动”政策将纳税信用转换为融资信用,能够弥补非国有企业在产权性质方面的先天不足,缓解金融机构的信贷歧视,为民营企业争取更多的信贷资源。

表 11 “银税互动”与中小企业融资约束:缓解委托代理问题的作用机理

变量	(1) 基准回归	(2) <i>DIV</i>	(3) 基准回归	(4) <i>CONV</i>
<i>BTINTAC</i>	-0.092*** (-2.81)	-0.024** (-2.06)	-0.092*** (-2.81)	0.068** (2.11)
<i>CONSTANT</i>	8.434*** (13.78)	0.114 (0.75)	8.434*** (13.78)	1.657*** (3.85)
控制变量	是	是	是	是
<i>YEAR</i>	控制	控制	控制	控制
<i>FIRM</i>	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	15 996	15 996	15 996	14 317
<i>Adj-R²</i>	0.888	0.266	0.888	0.218

注:第(4)列样本量有所减少是由部分计算结果为缺失值所致。

表 12 “银税互动”与中小企业融资约束：获取其他经济资源的作用机理				
变量	(1) 基准回归	(2) <i>TC</i>	(3) 基准回归	(4) <i>SUB</i>
<i>BTINTAC</i>	-0.092*** (-2.81)	0.012*** (3.63)	-0.092*** (-2.81)	0.044* (1.79)
<i>CONSTANT</i>	8.434*** (13.78)	-0.387*** (-7.47)	8.434*** (13.78)	-1.157*** (-4.66)
控制变量	是	是	是	是
<i>YEAR</i>	控制	控制	控制	控制
<i>FIRM</i>	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	15 996	15 996	15 996	15 996
<i>Adj-R²</i>	0.888	0.685	0.888	0.382

表 13 “银税互动”与中小企业融资约束：异质性分析				
变量	产权性质		金融环境	
	(1) 非国有企业	(2) 国有企业	(3) 金融资源匮乏	(4) 金融资源丰富
<i>BTINTAC</i>	-0.083** (-2.31)	-0.123 (-1.42)	-0.125** (-2.18)	-0.001 (-0.03)
<i>CONSTANT</i>	8.354*** (12.44)	11.777*** (6.18)	-1.157*** (-4.66)	8.369*** (13.66)
控制变量	是	是	是	是
<i>YEAR</i>	控制	控制	控制	控制
<i>FIRM</i>	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	13 909	2 087	8 701	7 295
<i>Adj-R²</i>	0.885	0.899	0.888	0.890

(2) 金融环境

受规模小、可供抵押资产少等因素的影响，中小企业在信贷市场中处于天然的劣势地位，如若所在地金融资源匮乏，将更使得其融资状况雪上加霜。参考已有研究^[33]，采用“各省份金融机构存贷款余额之和与 GDP 的比值”衡量中小企业所在地金融资源的丰富程度，并按分年度中位数将样本分为所在地金融资源匮乏组和金融资源丰富组以进行分组回归。表 13 的后两列表明，“银税互动”有助于缓解所在地金融资源匮乏组中小企业的融资约束，而对于所在地金融资源丰富组中小企业则不明显。可见，“银税互动”将企业的纳税信用转换为融资信用，催生出了一系列免抵押、免担保的金融产品，在降低中小企业融资成本的同时拓宽了中小企业的融资渠道，发挥了“降本增量”的双重作用。

五、结 语

数字经济时代，数据要素全面赋能作用日益凸显，数据成为基础性资源和关键生产要素。

数字化驱动中小企业高质量发展，是中小企业高质量发展情境由传统技术范式向数字化范式跃迁的过程^[34]。数据要素跨部门共享为化解中小企业“融资难”问题提供了全新的解决方案。本研究考察“银税互动”对中小企业融资约束的影响及作用机理，结果表明：相较于所在地未实施“银税互动”的中小企业，所在地实施了“银税互动”的中小企业的融资约束得到了一定程度的缓解。经过异质性处理效应检验、内生性处理、平行趋势检验、安慰剂检验、缓解样本选择偏差和更换融资约束的衡量方式等一系列稳健性检验后，研究结论保持不变。进一步研究发现：首先，“银税互动”将纳税信用转换为融资信用，降低了银行与中小企业之间的信息不对称程度，缓解了中小企业面临的融资约束。其次，“银税互动”赋能银行发挥外部监督的作用，抑制中小企业损害债权人利益的机会主义行为，缓解了中小企业面临的融资约束。最后，“银税互动”通过政府增信的方式，提振了其他利益相关者对中小企业未来发展的信

心,缓解了中小企业面临的融资约束。异质性检验结果表明,“银税互动”对中小企业融资约束的缓解作用在非国有企业和所在地金融资源匮乏的企业中更为明显。

此次研究“银税互动”是否以及如何化解中小企业“融资难”的问题具有如下三方面的启示:第一,中小企业应当注重提升自己的纳税信用,积极申请“银税互动”贷款。研究结论表明,“银税互动”能够缓解中小企业的融资约束问题,因此企业应积极适应国家政策导向,充分把握“银税互动”政策带来的机遇,加快步入守信中小企业行列。在战略层面,要明确企业的使命、愿景、价值观,营造诚实守信、积极向上、奋发进取的良好文化氛围;在制度层面,要加强内部控制,强化诚信教育和培训,提升全流程的质量管理,增加企业透明度;在实践层面,要按规定进行税务登记,及时完成纳税申报和税款缴纳,保持良好的纳税信用。

第二,金融机构要积极响应国家政策,让位实体经济发展。“银税互动”激励金融机构加大对中小企业的信贷支持力度,既有助于中小企业恢复生产活力,也能显著扩大金融机构贷款规模,因此金融机构应充分认识到其与中小企业并不存在“你死我活”的矛盾冲突,必须打破利益藩篱,重塑资本流向,与中小企业共同繁荣发展。具体而言,金融机构要消解对中小企业的规模歧视,积极创新“银税互动”产品,畅通经济金融良性循环,开创双赢的良好局面。同时,大型银行要充分发挥引领作用和“头雁”效应,依托自身优势强化对中小企业的金融支持举措,以点带面形成辐射引领,推动构建有利于中小企业发展的金融生态环境。

第三,政府应当善用“有形之手”的调控作用,激发更大的经济活力。“银税互动”以政府增信的方式疏通了中小企业的融资过程,化解了中小企业面临的融资约束难题,因此政府应积极发挥政府“有形之手”与市场“无形之手”的协同作用,激发中小企业的经济活力和创造热情。首先,要关注阻碍中小企业发展的融资痛点,以需求为导向创造性地推行针对性政策及相关配套措施,完善信用制度建设,充分发挥政府隐性担保的作用,提高中小企业贷款的可

得性。其次,要深入中小企业进行大调研、大走访,以中小企业的获得感作为评判政策有效性的首要标准,根据中小企业的反馈不断完善政策体系,提升服务水平。最后,要发挥政府引导作用,采用多种支持和激励政策,鼓励中小企业的利益相关者加大对中小企业的信贷支持,多方参与形成合力,共同推动中小企业高质量发展。

受数据可得性的限制,选用中小企业板和创业板上市公司为研究样本探究“银税互动”对中小企业融资约束的影响及作用机理可能会产生相关理论是否适用非上市中小企业的疑问。事实上,尽管上市公司拥有更广泛的融资渠道和更高的声誉,但其仍然面临融资约束问题,需要“银税互动”等政策的帮助。此次研究结论表明,“银税互动”能够通过降低信息不对称、缓解委托代理问题和获取经济资源等机制缓解上市公司的融资约束问题,根据脏数据理论,这一结论在非上市中小企业中应该更为明显,因此不存在适用性有限的问题。

参考文献:

[1] KHANNA M, WIMPEY J S, BRUHN M, et al. Assessment of the shortfalls and opportunities in financing micro, small and medium enterprises in emerging markets [R]. Presented on the World Bank Group website, Washington D. C, 2018.

[2] 程小可,杨程程,姚立杰. 内部控制、银企关联与融资约束——来自中国上市公司的经验证据 [J]. 审计研究,2013(5):80-86.

[3] 李竹薇,刘森楠,李津津,等. 提高信息披露质量能否缓解上市企业的融资约束——融入产权性质分类的证据 [J]. 投资研究,2019, 38 (8): 143-158.

[4] COHEN D A, LI B. Customer-base concentration, investment, and profitability: the U. S. government as a major customer [J]. The Accounting Review, 2020,95(1):101-132.

[5] 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, 2019,54(6):72-88.

[6] 陈果,陈文裕. 协同治理视角下的银税互动 [J]. 税务研究,2017(2):117-120.

[7] 陈彪,罗鹏飞,杨金强. 银税互动、融资约束与小

- 微企业投融资[J]. 经济研究, 2021, 56(12): 77-93.
- [8] 杨龙见, 吴斌珍, 李世刚, 等. “以税增信”是否有助于小微企业贷款?——来自“银税互动”政策的证据[J]. 经济研究, 2021, 56(7): 96-112.
- [9] 陈蕾. 信息不对称视角下的中小企业融资困境分析[J]. 投资研究, 2011(10): 56-65.
- [10] 李毅, 向党. 中小企业信贷融资信用担保缺失研究[J]. 金融研究, 2008(12): 179-192.
- [11] 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.
- [12] 姜付秀, 石贝贝, 马云飙. 信息发布者的财务经历与企业融资约束[J]. 经济研究, 2016, 51(6): 83-97.
- [13] 饶品贵, 姜国华. 货币政策波动、银行信贷与会计稳健性[J]. 金融研究, 2011(3): 51-71.
- [14] 江伟, 沈艺峰. 大股东控制、资产替代与债权人保护[J]. 财经研究, 2005(12): 95-106.
- [15] 沈红波, 张广婷, 阎竣. 银行贷款监督、政府干预与自由现金流约束——基于中国上市公司的经验证据[J]. 中国工业经济, 2013(5): 96-108.
- [16] 余明桂, 潘红波. 政府干预、法治、金融发展与国有企业银行贷款[J]. 金融研究, 2008(9): 1-22.
- [17] GIANNETTI M, BURKART M, ELLINGSEN T. What you sell is what you lend? Explaining trade credit contracts [J]. The Review of Financial Studies, 2011, 24(4): 1261-1298.
- [18] 余明桂, 潘红波. 所有权性质、商业信用与信贷资源配置效率[J]. 经济管理, 2010, 32(8): 106-117.
- [19] 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.
- [20] 魏志华, 曾爱民, 李博. 金融生态环境与企业融资约束——基于中国上市公司的实证研究[J]. 会计研究, 2014(5): 73-80.
- [21] 李维安, 李滨. 机构投资者介入公司治理效果的实证研究——基于 CCGI^{NK} 的经验研究[J]. 南开管理评论, 2008(1): 4-14.
- [22] CHANG X, DASGUPTA S, HILARY G. Analyst coverage and financing decisions[J]. The Journal of Finance, 2006, 61(6): 3009-3048.
- [23] 王茂林, 何玉润, 林慧婷. 管理层权力、现金股利与企业投资效率[J]. 南开管理评论, 2014, 17(2): 13-22.
- [24] 刘运国, 吴小蒙, 蒋涛. 产权性质、债务融资与会计稳健性——来自中国上市公司的经验证据[J]. 会计研究, 2010(1): 43-50.
- [25] 杨保军, 王阳. 论新媒介环境下新闻传播的“时效统一”原则[J]. 当代传播, 2018(3): 4-8.
- [26] DE CHAISEMARTIN C, D'HAULTOEUILLE X. Two-way fixed effects estimators with heterogeneous treatment effects [J]. The American Economic Review, 2020, 110(9): 2964-2996.
- [27] HAINMUELLER J. Entropy balancing for causal effects: a multivariate reweighting method to produce balanced samples in observational studies [J]. Political Analysis, 2012, 20(1): 25-46.
- [28] 何贤杰, 肖土盛, 陈信元. 企业社会责任信息披露与公司融资约束[J]. 财经研究, 2012, 38(8): 60-71.
- [29] 万良勇, 廖明情, 胡璟. 产融结合与企业融资约束——基于上市公司参股银行的实证研究[J]. 南开管理评论, 2015, 18(2): 64-72.
- [30] 陈信元, 陈冬华, 时旭. 公司治理与现金股利: 基于佛山照明的案例研究[J]. 管理世界, 2003(8): 118-126.
- [31] 雷鹏, 梁彤缨, 陈修德, 等. 融资约束视角下政府补助对企业研发效率的影响研究[J]. 软科学, 2015, 29(3): 38-42.
- [32] 魏群, 靳曙畅. 货币政策、商业信用与科技创新投资[J]. 科技进步与对策, 2018, 35(11): 124-130.
- [33] 张亦春, 王国强. 金融发展与实体经济增长非均衡关系研究——基于双门槛回归实证分析[J]. 当代财经, 2015(6): 45-54.
- [34] 何瑛. 数字化变革推动中小企业高质量发展的理论逻辑与实践路径[J]. 求索, 2023(6): 53-62.

Can Cross-Departmental Sharing of Data Elements Resolve the Financing Constraints of Small and Medium Enterprises? A Quasi-Natural Experiment Based on the Policy of Tax Credit Bank Loans /SUN Ying^{1,2}, LI Jiao^{1,2}, MA Xinxiao^{1,2}(1. College of Management, Ocean University of China, Qingdao 266100, China; 2. China Business Working Capital Management Research Center, Qingdao 266100, China)

Abstract: Breaking the data silos of government is necessary to build a unified national market in the new era. How data elements serve enterprise' growth constitutes a key aspect of high-quality economic and social development. Relying on the "tax credit bank loans" platform, data elements can release financial momentum through cross-departmental sharing, thereby affecting the financing constraints of small and medium-sized enterprises (SMEs). With the help of the quasi-natural experiment of tax credit bank loans implemented one after another in several Chinese cities, and using the listed companies on the SME Board and the Second Board from 2009 to 2022 as the research sample, this paper studies the impact and mechanism of government data circulation on the financing constraints of SMEs, and conducts heterogeneous analysis based on different property rights and the level of financial resource development. The main findings are as follows. The financing constraints of SMEs in locations where tax credit bank loans have been implemented have been significantly alleviated compared with those in locations where tax credit bank loans have not been implemented, and this conclusion still holds after a series of robustness tests and endogeneity analyses. The mechanism test results indicate that, this can be achieved by reducing information asymmetry between SMEs and banks, improving principal-agent issues between SMEs and banks, and boosting the confidence of other stakeholders in the future development of SMEs. Moreover, this alleviating effect is more pronounced in non-state-owned SMEs and SMEs in areas with scarce financial resources. This paper shows that tax credit bank loans, as an example of cross-departmental sharing of data elements, contribute to the high-quality development of SMEs, which not only expands the academic research on "tax credit bank loans" and enterprise financing constraints, but also provides policy references for the Party and the State to continuously improve the institutional mechanism of market-oriented allocation of data elements.

Key words: data elements; data silos; tax credit bank loans; financing; financing constraints; small and medium enterprises