

税收征管数字化的溢出效应研究

——基于银行信贷配置效率改善的视角

陈肖雄 黄晓迪 刘贯春 吴泓洁

摘要：本文基于2008—2019年的上市公司微观数据，将金税三期工程实施视为准自然实验，采用双重差分方法系统考察税收征管数字化对银行信贷配置效率的影响。研究发现：税收征管数字化使得高全要素生产率企业获得了相对更多的银行贷款，银行信贷配置效率得以提升，且该效应在金融科技发展水平较低和税收征管强度较低的地区、规模较小的企业和民营企业中更明显。进一步的机制检验表明，税收征管数字化显著推动了企业信息披露质量提高，缓解了银企之间的信息不对称，从而促进了银行信贷配置效率提升。此外，伴随着银行信贷配置效率提升，区域全要素生产率有显著提升，银行盈利水平有所提高，风险有所降低。本文的结论表明，深入推进税收征管数字化，发挥税收政策的宏观治理效应，对进一步优化金融要素配置有重要意义。

关键词：税收征管数字化 银行信贷配置效率 企业信息披露质量 全要素生产率 金税三期工程
中图分类号：F812；F832 **文献标识码：**A

一、引言

大力发展新质生产力是推动中国经济高质量发展的重要落脚点，其核心标志是全要素生产率大幅提升。发展新质生产力的重要途径之一是生产要素的创新性配置、高效配置。实现生产要素的高效配置需要更好地发挥金融对资源配置的引导作用。然而，作为中国实体经济融资主要方式的信贷融资长期存在资源错配问题（熊琛和金昊，2021）。信贷资源错配使得低全要素生产率企业获得过多信贷资源，不利于新质生产力形成和经济高质量发展（Song et al., 2011）。部分学者发现，如果中国资源配

【资助项目】 国家自然科学基金青年项目“税收征管数字化的资源配置效应与税制优化设计研究”（编号：72403210）；国家自然科学基金面上项目“地方财政压力的区域性银行发展效应与货币政策传导效应研究”（编号：72373169）；西南大学创新研究2035先导计划（编号：SWUPilotPlan026）。

【作者信息】 陈肖雄，西南大学经济管理学院、西南大学普惠金融与农业农村发展研究中心；黄晓迪（通讯作者），中国社会科学院大学应用经济学院，电子邮箱：cindyhuang680@163.com；刘贯春，中山大学岭南学院；吴泓洁，中国社会科学院大学应用经济学院。作者感谢匿名审稿专家的宝贵意见，文责自负。

置效率与美国相同或中国的资源错配问题得到纠正,生产率可上升至少 30% (Hsieh and Klenow, 2009; Brandt et al., 2013; 靳来群, 2015); 如果中国消除信息不对称导致的金融摩擦问题, 全要素生产率可增加 12%, 企业间资本边际产出的离散度可下降 50% (Brandt et al., 2013)。提高信贷配置效率是金融供给侧改革的重点之一。中国人民银行提出, “加大对重大战略、重点领域和薄弱环节的金融支持力度”, “坚持金融服务实体经济的根本宗旨”, “不断优化信贷结构”^①。因此, 在大力发展新质生产力和推动经济高质量发展的大背景下, 探讨如何提升银行的信贷配置效率, 更加有效地发挥金融对实体经济的支持作用, 具有重大现实意义。

大量文献对信贷配置效率的影响因素进行了探讨 (如李青原等, 2013; Bhandari and Javakhadze, 2017; 祝继高等, 2020)。银企之间的信息不对称被视为信贷配置效率的重要影响因素 (简泽等, 2018)。银行通过企业信息评估企业经营风险和发展前景, 确定企业是否满足贷款发放要求。当银行获取的企业信息不足以支撑其准确评估企业经营风险时, 银行会将抵押品或担保等作为贷款附加条件 (Stiglitz and Weiss, 1981)。拥有抵押品或担保的企业更容易满足银行的贷款条件, 从而获取信贷资源。然而, 中小民营企业虽然具有更高的生产率 (Brandt et al., 2013), 但有着更高的信息不对称程度 (Ahmed and Courtis, 1999) 和更低的抵押品和担保提供能力 (朱武祥等, 2020)。在上述背景下, 部分高全要素生产率企业由于难以满足银行的贷款要求而面临融资困境, 而部分全要素生产率较低的企业则由于有较强的抵押品和担保提供能力而更容易获得银行贷款, 信贷资源错配由此产生。若能有效提高企业信息披露质量, 使银行可以准确地根据企业披露的信息对企业的经营状况进行评估, 进而更精准地发放贷款, 银行信贷配置效率将得到显著提升, 最终赋能新质生产力发展。

随着大数据、云计算等技术的广泛应用和数字经济的蓬勃发展, 中国于 2013 年开始实施金税三期工程, 以推动税收征管体系数字化转型 (以下简称“税收征管数字化”)。这将提升企业信息披露质量, 成为改善银行信贷配置效率的重要突破口。理论上, 税收征管数字化显著提高了税务部门的税收征管和稽查能力, 使企业避税成本提高和避税难度增加 (李增福等, 2021)。税收征管数字化还会对企业形成威慑, 抑制企业的内幕交易和关联交易行为 (刘慧龙等, 2022; 刘贯春等, 2023)。企业将减少对自身经营信息的操纵和盈余管理, 企业信息披露质量得以提高 (李增福等, 2021; Zhao, 2023)。企业信息披露质量的提高使得银行能够更加准确地评估企业的经营状况和风险。高全要素生产率企业将因此获得更多贷款, 银行信贷配置效率随之得到改善。因此, 借助金税三期工程的实施考察税收征管数字化对银行信贷配置效率的影响, 不仅有助于更好地推动金融服务实体经济, 还可为后续税收征管数字化提供理论支撑。

基于上述分析, 本文将金税三期工程实施视为一项准自然实验, 系统考察税收征管数字化如何影响银行信贷配置效率。如果企业的银行信贷获取对企业生产率的敏感程度高, 那么, 生产率更高的企业将更容易获得银行信贷, 银行信贷配置效率随之提升。因此, 本文参照李广子和刘力 (2020) 的做

^①资料来源: 《国务院新闻办就贯彻落实中央经济工作会议部署、金融服务实体经济高质量发展情况举行发布会》, https://www.gov.cn/zhengce/202401/content_6928400.htm。

法，根据企业的银行信贷获取与企业全要素生产率之间的敏感度衡量银行信贷配置效率。区别于以往研究，本文的边际贡献主要体现在如下两个方面。第一，拓展税收征管数字化的经济效应的相关研究，深入考察税收征管数字化对银行信贷配置效率的溢出效应。已有相关文献主要从关联交易治理（刘慧龙等，2022）、企业内部薪酬差距（魏志华等，2022）和盈余信息质量（李增福等，2021；Zhao, 2023）等角度探讨税收征管数字化的影响，大都聚焦于税收征管数字化对企业行为和绩效的直接影响，未考虑对金融机构经营的溢出效应。仅有少量文献考察税收征管对企业信贷融资的影响（Gallemore and Jacob, 2020；刘贯春等，2023），但这些研究仅仅聚焦于税收征管对企业的直接影响，并未涉及信贷资源在企业间的配置。本文基于双重差分方法识别税收征管数字化对银行信贷配置效率的影响，对已有研究形成有益补充。第二，将财税政策实施、金融机构决策与实体企业信贷获取纳入统一分析框架，从税收征管视角展开分析，拓展银行信贷配置效率影响因素的相关研究，并丰富税收与金融协同共治的相关研究。前期研究多从银行竞争（Bai et al., 2018）、资本流动（Kaat, 2021）、地方政府财政压力（祝继高等，2020）和产业政策（李广子和刘力，2020）等角度探讨银行信贷配置效率的影响因素。已有的将税收与金融纳入统一分析框架的文献主要从地方政府债务、地方财政压力对金融机构的影响的角度展开研究（祝继高等，2020），但鲜有文献探讨政府税收征管政策对银行决策和信贷配置效率的影响。本文将财税政策实施、金融机构决策与实体企业信贷获取纳入统一分析框架，深入考察税收征管数字化对银行信贷配置效率的影响，为相关研究提供新的视角。

二、制度背景与理论分析

（一）制度背景

金税工程是中国税收管理信息系统工程（China Tax Administration Information System）的总称，是中国推进税收征管体系现代化和信息化建设的重要举措。1994年至今，金税工程建设经历了金税一期工程、金税二期工程、金税三期工程和金税四期工程4个阶段。金税一期工程和金税二期工程是中国推进税收征管体系现代化的早期探索。针对当时市场上伪造、交易增值税发票行为泛滥的问题，政府通过实施金税一期工程建设增值税发票稽核系统，加强对增值税的管理。金税二期工程的成功实施，构建了一套覆盖全国的完整的增值税发票监管系统，有效地打击了增值税偷税、逃税行为，提高了增值税征管效率。然而，税收征管体系仍然存在覆盖税种单一、数字化程度不足和税务信息的搜集、处理能力低下等问题。

政府充分运用大数据、云计算等新兴数字技术，通过实施金税三期工程，实现中国税收征管系统的数字化升级，是税收征管体系现代化和信息化建设中的重要里程碑。金税三期工程从2013年开始实施，到2016年实现全国覆盖，其影响广泛而深刻：第一，通过融合税收征管改革和数字技术创新，使税收征管体系实现对各税种、全国各地区和各征税环节的全面覆盖，有效管控了税收风险，打击了偷税、逃税行为；第二，实现了不同层级、不同部门税务信息的共享，构建了全国税务数据的“信息池”；第三，通过充分运用大数据、云计算等技术，有效提高了税务数据的精度、准度、深度和广度，使税收征管效率有了质的飞跃，实现了精准监管。金税三期工程的实施推动先进数字技术的应用，使

税务部门的税收征管和稽查效率得到显著提升。金税三期工程的实施实现了税收征管体系的数字化转型。这可能会通过影响企业信息披露质量，进而对银行部门产生正外部性。

（二）理论分析

银行在综合考虑成本和收益的情况下，基于利润最大化进行信贷投放（Greenwood et al., 2010）。市场上的企业良莠不齐，高生产率企业的盈利能力更强，因此，面临的融资约束更低，还款能力更强（Bai et al., 2018; 李青原和刘习顺, 2021）。银行在进行贷款决策时会预期到：贷款给高生产率企业会降低银行信贷风险，而且能够节省贷款后银行对企业的监督成本（Greenwood et al., 2010; Gallemore and Jacob, 2020）。所以，在银行能够精准地评估企业的经营状况和风险的情况下，理性的银行会将信贷投放给高生产率企业（Bai et al., 2018; Hann et al., 2020; 李青原和刘习顺, 2021），从而使得企业的银行信贷获取对企业生产率的敏感度上升，即提高了银行信贷配置效率（李广子和刘力, 2020）。

但由于银企信息不对称，银行无法准确地评估企业的经营状况和风险，导致信贷资源错配和效率损失。在实践中，企业真实的生产效率是其私有信息，许多企业出于防范竞争对手和避税等目的，会主动隐藏自身信息，进行盈余管理等信息操纵（李增福等, 2021）。上述行为会降低企业信息披露质量，加剧银企信息不对称，干扰银行对企业经营状况和风险的评估。此时，银行无法仅通过企业报告的经营状况、公开披露的会计信息等，准确评估企业的生产效率，需要借助提供抵押品和担保等措施降低信贷风险（李青原和刘习顺, 2021）。同时，大量的中小民营企业虽然生产率更高，但面临严重的信息不对称和抵押品、担保提供能力较弱的问题。上述情况使得生产率低的企业获取过多的信贷资源，而生产率高的企业的信贷资源不足，导致信贷资源错配和效率损失（Greenwood et al., 2010）。

税收征管数字化能提高企业信息的准确性和可信度，缓解银企信息不对称，提高银行对企业的甄别效率，使银行信贷投放更精准，最终提高银行信贷配置效率。具体而言，税收征管数字化将从以下两个方面提高企业的信息披露质量。一方面，税收征管数字化使企业避税成本更高，从而遏制了企业操纵相关信息的行为（张克中等, 2020）。金税三期工程的实施，一是使税务部门能直接和全面地获取企业信息；二是强化了税务部门与市场监管等部门的信息共享，全面拓展了税务部门的信息来源；三是使税务部门能够运用大数据和云计算等技术，更好地分析企业信息，识别潜在风险。金税三期工程实施使企业隐藏利润以避税的可能性大幅下降，倒逼企业提高其信息披露质量（李增福等, 2021）。

另一方面，税收征管数字化还会发挥外部治理作用，通过缓解委托代理冲突来提高企业信息披露质量。大量研究表明，上市公司存在经营权与所有权分离问题，引发股东和管理层的委托代理问题（刘贯春等, 2023）。管理层有动机借助内幕交易等复杂隐蔽活动来谋取私利，这会降低信息披露质量。税收征管数字化可以显著提高企业治理水平、缓解委托代理问题，提高企业信息透明度（孙鲲鹏和杨凡, 2023）。金税三期工程实施使企业面临更高效的监督和稽查，管理层通过隐蔽的财务操纵行为来谋取私利的难度大大增加。这会有效推动企业信息披露质量的提高。

银行会根据企业披露的会计信息来评估企业的经营状况和风险（李青原和刘习顺, 2021）。银行贷款给高生产率企业的信贷风险和监督成本更低（Greenwood et al., 2010; Gallemore and Jacob, 2020）。企业信息披露质量提高会增强银行对企业进行评估的准确性，有利于银行更加准确地识别高生产率企

业。因此，企业信息披露质量的提高能够使银行更多贷款给高生产率企业，从而提高企业的银行信贷获取和全要素生产率之间的敏感性，最终改善银行信贷配置效率。因此，本文提出如下研究假说。

H1：税收征管数字化将通过推动企业信息披露质量提升，提高企业银行信贷获取对企业全要素生产率的敏感度，即促使银行更多贷款给高全要素生产率企业，银行信贷配置效率随之提高。

三、数据来源、指标选取与计量模型

（一）数据来源

本文的沪深 A 股上市公司数据从国泰安 (CSMAR) 数据库^①获得。本文对原始数据进行如下处理：剔除金融类（银行、证券和保险）、ST 类、资不抵债和数据缺失严重的企业样本。为避免极端值对估计结果的影响，本文对所使用的全部连续变量进行前后 2% 的缩尾处理。考虑到中国证券监督管理委员会于 2007 年颁布了《上市公司信息披露管理办法》，为避免这一政策的干扰，本文样本的初始年份为 2008 年；为减少新冠疫情的影响，本文样本的截止年份为 2019 年。

（二）指标选取

1. 被解释变量。本文的被解释变量是企业贷款增速，借鉴 Kaat (2021) 的做法，以企业银行借款余额自然对数的差分来衡量。其中，企业银行借款余额为企业长期借款、短期借款与一年内到期的非流动负债之和（金钊等，2024）^②。

2. 核心解释变量。本文的核心解释变量为政策实施情况和全要素生产率的交互项（以下简称“交互项”）。若企业总部所在地级市当年已开始实施金税三期工程，政策实施情况赋值为 1；否则赋值为 0。本文借鉴 Levinsohn and Petrin (2003) 的做法，以企业营业收入为产出变量，以劳动投入（企业劳动雇佣人数）、资本投入（企业固定资产净值）和中间品投入（企业营业收入减去营业利润、各项税费支出、职工薪酬和固定资产折旧）为投入变量，采用 LP 法测算企业全要素生产率。在稳健性检验中，本文采用 OP 法测算企业全要素生产率。

3. 机制变量。本文的机制变量为企业信息披露质量，用三个变量衡量。首先，本文采用企业盈余管理情况刻画企业的信息披露操纵行为。具体而言，本文参照 Dechow and Dichev (2002) 的思路，计算上市公司的应计盈余管理水平。该数值越大，企业信息披露质量越差。其次，本文借鉴 Kim and Verrecchia (2001) 的做法，计算企业 KV 指数，该指数越大，企业信息披露质量越差^③。最后，本文采用交易所公布的企业信息透明度衡量企业信息披露质量。具体而言，企业透明度评级结果包括不合格、合格、良好和优秀 4 个等级。若企业信息透明度为优秀，则企业透明度评级变量赋值为 1；否则，赋值为 0。

^①国泰安 (CSMAR) 数据库网址：<https://data.csmar.com/>。

^②CSMAR 数据库“公司研究系列”中有企业银行借款比例（银行借款除以企业总资产）这一指标，故本文在计算时直接用该银行借款比例指标乘以企业总资产得到企业银行借款余额。

^③应计盈余管理水平和 KV 指数的详细度量方法见《中国农村经济》网站或中国知网本文附录一。

4.控制变量。参考蔡庆丰等（2020）和刘贯春等（2022）的研究，本文选择企业规模、盈利能力、账面市值比、高管持股比例、独立董事比例、股权集中度、产权性质和上市年份作为控制变量。

表 1 报告了主要变量的定义及描述性统计结果。

表 1 主要变量的定义及描述性统计结果

变量类型	变量名称	变量定义或赋值	观测值	均值	标准差
被解释变量	企业贷款增速	银行借款余额自然对数的差分	18634	0.163	0.744
核心解释变量	全要素生产率	企业的全要素生产率，采用 LP 法测算得到	18634	8.223	0.994
	政策实施情况	企业总部所在地级市开始实施金税三期工程=1，否则=0	18634	0.477	0.499
机制变量	应计盈余管理水平	借鉴 Dechow and Dichev（2002）的方法计算得到	16827	0.039	0.038
	KV 指数	借鉴 Kim and Verrecchia（2001）的方法计算得到	18532	0.463	0.191
	企业透明度评级	企业信息透明度评级为优秀=1，否则=0	15459	0.131	0.338
控制变量	企业规模	企业资产总额（亿元）	18634	134.654	457.442
	盈利能力	企业净利润与总资产的比值	18634	0.042	0.054
	账面市值比	企业总资产与市场价值的比值	18634	0.551	0.251
	高管持股比例	企业高管持股数与企业总股数之比	18634	5.836	12.832
	独立董事比例	独立董事与董事总人数之比	18634	0.371	0.053
	股权集中度	公司第一大股东的持股占比	18634	35.271	14.735
	产权性质	企业的产权性质：国有企业=1，非国有企业=0	18634	0.423	0.494
	上市年限	企业上市年限（年）	18634	9.834	6.532

注：企业规模、上市年份在后续回归中取对数。

（三）计量模型

为考察税收征管数字化对银行信贷配置效率的影响，本文借鉴 Bhandari and Javakhadz（2017）、李广子和刘力（2020）、Kaat（2021）的研究，构建如下模型：

$$\Delta Loan_{it} = \theta_0 + \theta_1 Digtax_{ct} \times Tfp_{it} + \theta_2 Digtax_{ct} + \theta_3 Tfp_{it} + \beta X_{it-1} + \mu_i + Industry_{jt} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

（1）式中： i 代表企业， c 代表城市， t 代表年份； $\Delta Loan_{it}$ 为企业 i 第 t 年的银行贷款增速； $Digtax_{ct}$ 为政策实施情况； Tfp_{it} 为企业 i 在第 t 年的全要素生产率； X_{it-1} 为滞后一期的控制变量，以减少控制变量层面可能的双向因果问题。为了进一步控制不随时间变化的企业个体特征的影响，本文加入企业个体固定效应 μ_i ；为了控制行业层面的宏观环境和有关冲击的影响，本文还加入行业一时间固定效应 $Industry_{jt}$ ； ε_{it} 为误差项。考虑到政策冲击主要来自地区层面，本文在地级市层面对标准差进行聚类，以避免异方差和序列相关等问题的干扰。

值得注意的是，（1）式并没有直接用银行信贷配置效率指标，而是通过检验企业银行信贷获取对全要素生产率的敏感度，来衡量银行信贷配置效率^①。如果交互项显著，且系数 θ_1 为正，说明企业银

^①企业银行信贷获取与全要素生产率之间的正向关系的分析见《中国农村经济》网站或中国知网本文附录二中的附表 A1。

行信贷获取对全要素生产率的敏感度在金税三期工程实施后有所提高。换言之，本文预测高生产率企业在金税三期工程实施后相对获得了更多银行信贷，银行信贷配置效率有所提升。

四、实证结果与分析

（一）基准回归结果

表 2 汇报了税收征管数字化影响银行信贷配置效率的估计结果，采用逐步添加控制变量的方式进行回归。不难发现，无论采取何种模型设定形式，交互项至少在 1% 统计水平上显著，且估计系数为正。这表明，金税三期工程实施显著提升了企业银行信贷获取对企业全要素生产率的正向敏感度。在金税三期工程实施之后，高生产率企业获得了相对更多的银行贷款，银行信贷配置效率显著提高。以表 2 方程 4 为例，企业全要素生产率的估计系数为 0.208，说明在金税三期工程实施前，银行信贷获取对全要素生产率的敏感度为 0.208。交互项的估计系数为 0.050，意味着金税三期工程实施使处理组企业银行信贷获取对全要素生产率的正向敏感度显著提高了 24.04% (0.050/0.208)。在金税三期工程实施后，全要素生产率高的企业获得的银行信贷大幅提高，金税三期工程实施对银行信贷配置效率的改善作用具有较强的经济显著性。综上所述，税收征管数字化有效改善了银行信贷配置效率，H1 得以验证。

此外，交互项估计系数还刻画了税收征管数字化对企业银行信贷获取的影响是否会在不同全要素生产率的企业中存在差异。具体来说，政策实施情况在 1% 的统计水平上显著，且估计系数为负，但交互项的系数为正。这表明，更高的全要素生产率能够缓解税收征管数字化对企业银行信贷获取的消极影响。特别地，当企业全要素生产率大于 8.720 (0.436/0.050) 时，税收征管数字化对企业银行信贷获取存在正向影响。税收征管数字化有利于高全要素生产率企业的银行信贷获取，即银行信贷更多地流向高生产率企业，银行信贷配置效率有所改善，这与前述分析一致。

表 2 税收征管数字化影响银行信贷配置效率的基准回归结果

变量	企业贷款增速							
	方程 1		方程 2		方程 3		方程 4	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
政策实施情况×全要素生产率	0.049***	0.018	0.051***	0.018	0.051***	0.018	0.050***	0.018
政策实施情况	-0.430***	0.150	-0.449***	0.151	-0.447***	0.151	-0.436***	0.152
全要素生产率	0.245***	0.025	0.207***	0.025	0.207***	0.025	0.208***	0.025
企业规模	-0.352***	0.026	-0.315***	0.025	-0.316***	0.026	-0.315***	0.026
盈利能力			1.259***	0.174	1.262***	0.172	1.246***	0.169
账面市值比			-0.210***	0.053	-0.212***	0.053	-0.211***	0.053
高管持股比例	0.001	0.001	-0.000	0.001	-0.000	0.001	-0.000	0.001
独立董事比例							-0.121	0.172
股权集中度					0.000	0.001	0.000	0.001
产权性质					0.052	0.061	0.053	0.061

表2 (续)

上市年限						-0.012	0.015
常数项	5.951***	0.493	5.525***	0.471	5.523***	0.474	5.551***
个体固定效应	控制		控制		控制		控制
行业-时间固定效应	控制		控制		控制		控制
观测值	18634		18634		18634		18634
组内 R ²	0.026		0.033		0.033		0.033

注：①***表示1%的显著性水平；②标准误是聚类到地级市层面的标准误。

(二) 机制检验

前文理论分析表明，金税三期工程实施能够推动高全要素生产率企业获得相对更多的银行贷款，并提高银行信贷配置效率，其根本原因是金税三期工程的实施会促进企业信息披露质量提高，进而使得银行更有能力评估企业的经营状况和风险。接下来，本文重点考察金税三期工程实施对企业信息披露质量的影响，具体估计结果如表3所示。

首先，表3方程1汇报了金税三期工程实施对企业KV指数的影响，结果表明，金税三期工程实施显著降低了企业KV指数，企业信息披露质量显著提高。其次，表3方程2汇报了金税三期工程实施对企业透明度评级的影响，结果表明，金税三期工程实施后企业信息透明度等级更有可能达到优秀，即金税三期工程实施提高了企业信息透明度。最后，表3方程3汇报了金税三期工程实施对企业应计盈余管理水平的影响，核心解释变量显著，且估计系数为负，表明企业盈余管理水平有所降低。上述结果表明，金税三期工程实施显著提高了企业信息披露质量，本文核心机制得以验证。

表3 税收征管数字化影响银行信贷配置效率的作用机制检验结果

变量	方程1	方程2	方程3
	KV指数	企业透明度评级	应计盈余管理水平
政策实施情况	-0.026*** (0.009)	0.036** (0.017)	-0.003* (0.002)
控制变量	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制
行业-时间固定效应	控制	控制	控制
观测值	18532	15459	16827
组内 R ²	0.017	0.016	0.009

注：①***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平；②括号内是聚类到地级市层面的标准误；③控制变量同表2方程4。

(三) 稳健性检验

为进一步确认基准回归结果的可信度，本文分别从平行趋势检验、排除同时期其他政策的影响、多时点双重差分模型修正估计和安慰剂检验等方面进行稳健性检验。

1. 平行趋势检验。使用双重差分方法需要满足平行趋势假设，即在金税三期工程实施之前，企业

银行信贷获取与企业全要素生产率之间的关系在对照组和实验组之间存在平行的变动趋势。本文借鉴 Jacobson et al. (1993) 和刘贯春等 (2022) 的做法，以金税三期工程实施的上一年作为基期，采用事件研究法检验平行趋势假设。图 1 汇报了核心解释变量的估计系数值及 95% 置信区间。可以看出，在金税三期工程实施前，核心变量均不显著，证实了平行趋势假设。

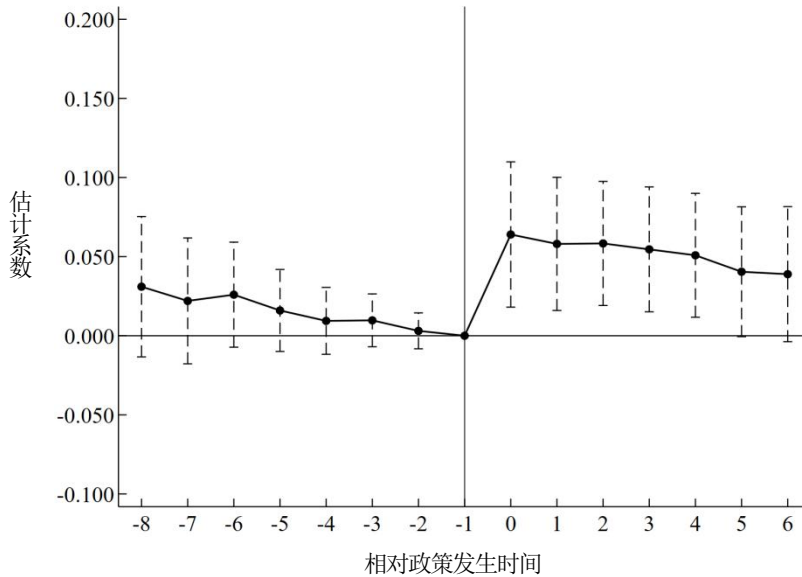


图 1 平行趋势检验结果

注：图中虚线表示 95% 置信区间，黑点表示估计系数大小，横实线表示估计系数等于 0，竖实线表示金税三期工程实施时点。

2. 排除同时期其他政策的影响。在金税三期工程实施时，同时期的其他政策可能影响企业银行信贷获取，本文需要排除同时期其他相关政策可能带来的干扰。

首先，中国政府自 2015 年开始实施供给侧结构性改革，以优化投融资结构为重要目标，去杠杆政策实施会对企业融资产生显著影响。本文借鉴刘贯春等 (2022) 的做法，剔除建筑材料、煤炭和钢铁等受供给侧结构性改革影响较大的行业的样本，重新回归，具体回归结果如表 4 方程 1 所示。其次，各地级市政府为了推动数据要素流动，自 2012 年起逐步建设公共数据开放平台。这能够丰富银行信息来源，影响银行风险管理能力，进而影响银行的信贷配置效率。本文构建公共数据开放平台设立情况的虚拟变量（若企业所在地级市当年设立了公共数据开放平台，则赋值为 1；否则，赋值为 0）与企业全要素生产率的交互项，并纳入模型。具体估计结果如表 4 方程 2 所示。最后，为促进数字经济蓬勃发展，中国政府积极推动数字基础设施建设，实施了宽带中国战略。大量研究表明，数字基础设施建设能有效缓解银企信息不对称，提高企业信贷可得性（叶永卫等，2023）。为排除宽带中国战略实施可能带来的混淆效应，本文构建宽带中国实施情况的虚拟变量（若企业所在地级市当年已成为宽带中国战略试点城市，则赋值为 1；否则，赋值为 0）与企业全要素生产率的交互项，并纳入模型。具体估计结果见表 4 方程 3。表 4 方程 4 同时剔除了受供给侧结构性改革影响较大的行业样本，并控制了

公共数据开放平台政策与宽带中国战略的影响。根据表 4 的估计结果，在考虑供给侧结构性改革、公共数据开放平台政策与宽带中国战略实施的影响后，交互项显著，且估计系数为正。这说明，同时期其他政策不会对本文的基准回归结果产生实质性影响。

表 4 排除同时期其他政策影响的回归结果

变量	企业贷款增速							
	方程 1		方程 2		方程 3		方程 4	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
政策实施情况×全要素生产率	0.096***	0.020	0.044**	0.020	0.054**	0.022	0.089***	0.026
政策实施情况	-0.796***	0.164	-0.391**	0.162	-0.473**	0.184	-0.745***	0.217
全要素生产率	0.183***	0.029	0.207***	0.025	0.209***	0.025	0.182***	0.029
公共数据开放平台设立情况×全要素生产率			0.040	0.028			0.029	0.032
公共数据开放平台设立情况			-0.352	0.249			-0.259	0.297
宽带中国实施情况×全要素生产率					-0.008	0.021	0.004	0.023
宽带中国实施情况					0.076	0.185	-0.034	0.198
控制变量	控制		控制		控制		控制	
个体固定效应	控制		控制		控制		控制	
行业—时间固定效应	控制		控制		控制		控制	
观测值	11856		18634		18634		11856	
组内 R ²	0.035		0.033		0.033		0.035	

注：①***、**分别表示 1%、5%的显著性水平；②标准误是聚类到地级市层面的标准误；③控制变量同表 2 方程 4。

3. 多时点双重差分模型修正估计。传统双向固定效应的多时点双重差分模型（TWFE）估计可能存在一定偏差（De Chaisemartin and D’Haultfoeuille, 2020），本文采用以下两种方法进行修正估计。首先，本文采用异质性分析的思路，将带有交互项的多时点双重差分模型转换为不带交互项的双重差分模型。根据本文的基准回归结果，税收征管数字化提高了企业银行信贷获取对全要素生产率的敏感度，税收征管数字化对高生产率企业银行信贷获取的促进作用理应更强。因此，本文将全要素生产率排名中位数以上的企业划为全要素生产率较高组，反之则属于全要素生产率较低组，并进行分组回归。表 5 方程 1 和方程 2 分别汇报了基于 De Chaisemartin and D’Haultfoeuille（2020）方法的估计结果，方程 3 和方程 4 分别汇报了基于 Callaway and Sant’Anna（2021）方法的估计结果。估计结果表明，金税三期工程实施有利于高生产率企业的银行信贷获取，降低了低生产率企业的信贷获取规模。上述结果表明，在考虑异质性处理效应后，金税三期工程实施使高生产率企业获得了更多贷款，减少了低生产率企业获得的信贷规模，从而提高了银行信贷配置效率，进一步间接验证了基准回归结果的稳健性。

表 5 多时点双重差分模型的修正估计结果

变量	企业贷款增速			
	修正方法 1		修正方法 2	
	方程 1 全要素生产率较高组	方程 2 全要素生产率较低组	方程 3 全要素生产率较高组	方程 4 全要素生产率较低组
政策实施情况	0.163** (0.072)	-0.171** (0.071)	0.107* (0.060)	-0.206** (0.078)
控制变量	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制

注：①**、*分别表示 5%、10%的显著性水平；②控制变量同表 2 方程 4；③由于回归命令的问题，表 5 未控制行业-时间固定效应；④括号内是聚类到地级市层面的标准误。

4. 安慰剂检验。尽管双重差分方法能够较大程度地克服遗漏变量问题，但是基准回归依旧可能存在遗漏重要变量问题。根据 Chetty et al. (2009) 的做法，本文通过不放回随机抽取的方式，构建一个虚拟的政策实施情况变量，重新进行回归。本文重复上述过程 500 次，得到的虚拟估计系数值和标准误如图 2 所示。不难发现，虚拟交互项的估计系数接近 0，且均远小于本文基准回归中的 0.050。因此，基准回归结果不存在遗漏重要解释变量导致的重大估计偏差问题。

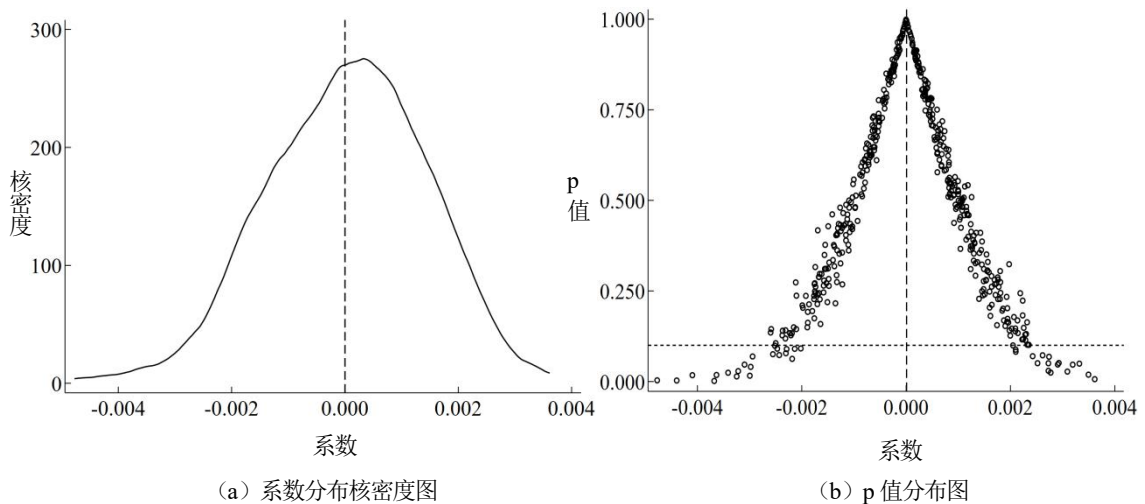


图 2 安慰剂检验结果

注：(a) 图中曲线为估计系数的核密度分布，竖虚线表示估计系数等于 0；(b) 图中的横坐标轴为估计系数值，纵坐标轴为对应的 p 值，横轴虚线对应 p 值为 0.1 的分界线。

5. 内生性讨论。前述估计仍然有以下两点因素可能带来内生性问题。

第一，处理变量非随机。金税三期工程在各地区逐步推行，政府部门推进金税三期工程时可能考虑各地区特征因素，使得实验组和对照组的划分非随机。本文以政策实施情况为被解释变量，以城镇化水平（地级市城市人口占地级市总人口的比重）、人均地区生产总值、政府支出规模（地级市一般

预算支出与地区生产总值的比值)、金融发展水平(地级市存贷款余额之和与地区生产总值的比值)、财政压力(一般公共预算收入和一般公共预算支出的差额与一般公共预算收入的比值)为解释变量进行回归。具体估计结果表明,人均地区生产总值与城镇化水平会影响金税三期工程实施情况^①。因此,本文参考 Li et al. (2016) 的做法,纳入事前选择变量(2012 年的人均地区生产总值与城镇化水平)与时间固定效应的交乘项,以控制地级市固有特征对处理变量的影响,从而排除实验组非随机分布带来的估计偏差。根据表 6 方程 1 的估计结果,交互项显著,且系数为正,说明处理变量非随机因素对基准回归结论没有显著影响。

表 6 考虑内生性的估计结果

变量	企业贷款增速			
	方程 1 考虑处理变量 非随机因素	方程 2 全要素生产率 滞后一期	方程 3 所有解释变量 滞后一期	方程 4 三重差分模型
政策实施情况×全要素生产率	0.052** (0.023)	0.043*** (0.016)	0.034** (0.016)	
政策实施情况	-0.443** (0.189)	-0.394*** (0.134)	-0.280** (0.136)	-0.275** (0.140)
政策实施情况×2012 年全要素生产率				0.029* (0.017)
控制变量	控制	控制	控制	控制
事前选择变量×时间固定效应	控制			
个体固定效应	控制	控制	控制	控制
行业-时间固定效应	控制	控制	控制	控制
观测值	14612	17241	17241	15690
组内 R ²	0.030	0.023	0.023	0.021

注: ①***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平; ②括号内是聚类到地级市层面的标准误; ③控制变量同表 2 方程 4。

第二, 税收征管数字化对企业全要素生产率的影响。税收征管数字化本身可能对企业全要素生产率产生影响, 从而导致内生性问题。针对这一问题, 本文采用以下两种方法: 一是采用滞后一期的企业全要素生产率作为核心解释变量, 重新回归, 具体估计结果见表 6 方程 2; 同时, 表 6 方程 3 还汇报了将所有解释变量均滞后一期的估计结果。二是以 2012 年的企业全要素生产率作为第三个维度(企业全要素生产率在其年度中位数以上, 赋值为 1; 否则, 赋值为 0), 采用三重差分模型进行估计, 具体估计结果如表 6 方程 4 所示。这些估计结果表明, 交互项显著且系数为正, 说明税收征管数字化对全要素生产率的影响不会对本文基准回归结果产生影响。

^①具体估计结果见《中国农村经济》网站或中国知网本文附录二中的附表 A2。

6.其他稳健性检验。本文还进行了如下稳健性检验：①替换被解释变量，以企业银行借款的增量与企业负债总规模的比值作为被解释变量，重新回归；②更换变量测算方法，采用OP法测算企业全要素生产率，重新回归；③替换核心解释变量，采用企业盈利能力作为企业全要素生产率的替代变量，重新回归；④考虑2008年金融危机之后，中央政府出台“四万亿”经济刺激计划的影响（影响时间持续到2011年），删除2012年之前的样本，重新回归；⑤考虑2016年之后的样本没有明确的对照组，本文删除2016年以后的样本，重新回归；⑥调整标准误聚类层级，将标准误聚类到企业层面；⑦增加控制变量，增加人均地区生产总值、地区生产总值增速和财政压力（一般公共预算收入与一般公共预算支出之差除以一般公共预算收入）变量，重新回归。根据表7的估计结果，无论采取何种方式，稳健性检验结果与基准回归结果基本一致，说明本文研究结论具有稳健性。

表7 其他稳健性检验结果

变量	企业贷款增速						
	方程1 替换被解释 变量	方程2 更换变量 测算方法	方程3 替换核心 解释变量	方程4 删除2012年 之前的样本	方程5 删除2016年 以后的样本	方程6 调整标准误 聚类层级	方程7 增加控制 变量
政策实施情况×全要素 生产率	0.015*** (0.004)	0.053** (0.027)		0.065*** (0.020)	0.044* (0.026)	0.050*** (0.015)	0.052*** (0.019)
政策实施情况×盈利能力			0.779** (0.315)				
政策实施情况	-0.137*** (0.037)	-0.230** (0.102)	-0.073** (0.033)	-0.564*** (0.164)	-0.378* (0.213)	-0.436*** (0.130)	-0.452*** (0.154)
盈利能力			1.058*** (0.230)				
全要素生产率	0.036*** (0.006)	0.074*** (0.027)		0.223*** (0.033)	0.239*** (0.036)	0.208*** (0.025)	0.206*** (0.025)
人均地区生产总值							-0.001 (0.001)
地区生产总值增速							0.001 (0.054)
财政压力							-0.037 (0.025)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业—时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	18634	18623	18634	14428	12044	18634	18634
组内R ²	0.034	0.025	0.024	0.036	0.037	0.033	0.033

注：①***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平；②括号内是聚类到地级市层面的标准误；③控制变量同表2方程4。

五、异质性分析

接下来，本文进一步考察税收征管数字化对银行信贷配置效率的提升作用在不同地区和不同类别企业层面是否存在差异。

（一）基于企业产权性质的异质性分析

大量研究表明，国有企业与政府之间的关系更加紧密，国有企业逃税动机更弱（孙鲲鹏和石丽娜，2022），国有企业有政府的隐性担保，更容易获得银行信贷（Faccio，2006）。因此，相较于国有企业，金税三期工程实施对银行信贷配置效率的提升作用应该在民营企业中更明显。为验证上述理论推断，本文根据企业产权性质将企业划分为国企组和民企组。具体估计结果如表8方程1和方程2所示。比较可知，交互项在民企组显著，在国企组不显著，同时通过了组间系数差异检验。这说明，金税三期工程实施对银行信贷配置效率的提升作用在民营企业样本中更显著。

表8 异质性分析结果

变量	企业贷款增速							
	方程1 民企组	方程2 国企组	方程3 税收征管 强度较高组	方程4 税收征管 强度较低组	方程5 金融科技发展 水平较低组	方程6 金融科技发展 水平较高组	方程7 企业规模 较大组	方程8 企业规模 较小组
政策实施情况× 全要素生产率	0.070** (0.028)	0.025 (0.021)	0.026 (0.038)	0.058** (0.024)	0.060** (0.029)	0.030 (0.027)	0.036 (0.025)	0.070* (0.042)
政策实施情况	-0.603** (0.235)	-0.224 (0.178)	-0.276 (0.323)	-0.491** (0.194)	-0.560** (0.240)	-0.229 (0.224)	-0.256 (0.230)	-0.658** (0.327)
全要素生产率	0.230*** (0.036)	0.201*** (0.043)	0.225*** (0.050)	0.160*** (0.029)	0.180*** (0.043)	0.178*** (0.038)	0.123*** (0.033)	0.204*** (0.044)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业—时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	10656	7730	5978	8551	7161	7333	7208	7296
组内R ²	0.037	0.029	0.029	0.037	0.029	0.034	0.031	0.030
系数差异检验	0.045**		-0.032**		0.030*		-0.034**	

注：①***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平；②括号内是聚类到地级市层面的标准误；③控制变量同表2方程4；④组间系数差异值采用费舍尔组合检验得到。

（二）基于事前税收征管强度的异质性分析

根据理论分析，金税三期工程实施对事前面临较大税收征管强度的企业的影响相对弱。为此，本文参照曾亚敏和张俊生（2009）的做法，采用各省份实际税收收入和预期税收收入之差来刻画各省份的税收征管强度，该指标越大，该地区的税收征管强度越高，企业实际偷税漏税越少。本文根据企业所在省份的税收征管强度的中位数，将企业划分为税收征管强度较高组和较低组。表8方程3和方程4

汇报了基于事前税收征管强度的异质性分析结果。比较可知，交互项在税收征管强度较低组显著，且系数为正，在税收征管强度较高组不显著，同时两组回归通过了组间系数差异检验。这说明，金税三期工程实施对银行信贷配置效率的提升作用在事前面临较低税收征管强度的地区中更明显。

（三）基于地区金融科技发展水平的异质性分析

地区金融科技发展可以降低银企之间的信息不对称，为银行信贷决策赋能，弱化税收征管数字化对银行信贷配置效率的提升作用。因此，金融科技发展水平较低的地区银企信息不对称问题更加突出，此时税收征管数字化对银行信贷配置效率的改善作用理应更强。为验证上述理论推断，本文借鉴宋敏等（2021）的测算方法，并以政策发生前（2012年）企业所在省份的金融科技子公司数量来衡量地区金融科技发展水平，将该变量等于或低于年度中位数的省份的企业划分为金融科技发展水平较低组，将该变量高于年度中位数的省份的企业划分为金融科技发展水平较高组。具体估计结果如表8方程5和方程6所示。交互项在金融科技发展水平较低组显著且系数为正，在金融科技发展水平较高组不显著，同时两组回归通过了组间系数差异检验。这说明，金税三期工程实施对银行信贷配置效率的提升作用在金融科技发展水平较低的地区更显著。

（四）基于企业规模的异质性分析

大企业一方面内控机制健全，通常具有更高的信息披露质量（李常青等，2008），另一方面具有更强的抵押品和担保提供能力，面临的融资约束较低（张嘉望等，2019）。因此，理论上，税收征管数字化对大企业的信贷获取的影响更低，对银行信贷配置效率的提升作用也更弱。为验证上述理论推断，本文采用企业资产规模来衡量企业规模，将企业资产规模高于年度中位数的企业划分为企业规模较大组，反之划分为企业规模较小组。具体估计结果如表8方程7和方程8所示。交互项在企业规模较小组显著且系数为正，在企业规模较大组不显著，同时两组回归通过了组间系数差异检验。这说明，金税三期工程实施对银行信贷配置效率的提升作用在企业规模较小组更显著。

六、进一步讨论：税收征管数字化对区域全要素生产率和银行绩效的影响

前文借助金税三期工程实施识别了税收征管数字化对银行信贷配置效率的提升作用，发现金税三期工程的实施提高了银行信贷配置效率，促进了高全要素生产率企业获得更多贷款。然而，高全要素生产率企业获得更多贷款是否会在宏观层面推动地区全要素生产率提高，从而赋能地区新质生产力发展？如果税收征管数字化能够产生上述积极影响，那么对不同资源错配程度的地区的影响是否不同？此外，税收征管数字化是否会对银行绩效产生溢出效应？接下来，本文将对上述问题展开讨论。

（一）税收征管数字化对区域全要素生产率的影响

本文首先考察税收征管数字化对区域全要素生产率的影响，进而分析税收征管数字化对新质生产力发展的赋能效应以及银行信贷配置效率在其中发挥的作用。理论上，税收征管数字化可能从两个方面对区域全要素生产率产生影响：一方面，税收征管数字化使得高生产率企业获得更多贷款，有效改善地区内部的资源配置效率；另一方面，税收征管数字化会增加企业税收负担，强化企业融资约束，

有可能对企业研发创新和投资行为产生负面影响。

为检验上述渠道的净效应，本文以地级市全要素生产率为被解释变量，以政策实施情况为核心解释变量，以滞后一期的城镇化水平、人均生产总值、政府支出规模、金融发展水平和财政压力为控制变量，运用面板固定效应模型估计税收征管数字化对区域全要素生产率的影响。参考余泳泽等（2019）的研究，本文以实际地区生产总值为产出变量，以从业人员（单位从业人员和私营个体从业人员之和）和固定资本存量（采用永续盘存法计算得到）为投入变量，运用随机前沿方法计算地级市全要素生产率。本文还控制了地级市层面的城市固定效应和年份固定效应。

表 9 汇报了金税三期工程实施对区域全要素生产率的影响。根据表 9 方程 1，金税三期工程实施提高了区域全要素生产率。这表明，金税三期工程实施使信贷资源更多地投向高生产率企业，有效改善了区域内的资源配置效率，提高了区域全要素生产率。

表 9 税收征管数字化对区域全要素生产率影响的估计结果

变量	地区全要素生产率				
	方程 1 全样本	方程 2 资源错配程度 较高组	方程 3 资源错配程度 较低组	方程 4 银行竞争程度 较低组	方程 5 银行竞争程度 较高组
政策实施情况	0.013* (0.008)	0.019* (0.011)	0.001 (0.010)	0.019* (0.010)	0.007 (0.012)
城镇化水平	0.031* (0.018)	0.035 (0.028)	0.008 (0.021)	0.050 (0.031)	0.018 (0.023)
人均生产总值	0.001 (0.001)	-0.000 (0.002)	0.001 (0.001)	0.001 (0.002)	0.000 (0.001)
政府支出规模	-0.010 (0.017)	-0.001 (0.042)	-0.021 (0.018)	-0.004 (0.023)	-0.020 (0.041)
金融发展水平	-0.004 (0.006)	-0.003 (0.009)	-0.005 (0.007)	-0.003 (0.011)	-0.003 (0.008)
财政压力	-0.000 (0.002)	0.001 (0.004)	-0.001 (0.002)	-0.002 (0.002)	0.003 (0.004)
常数项	0.344*** (0.019)	0.411*** (0.029)	0.283*** (0.023)	0.311*** (0.027)	0.366*** (0.025)
城市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	1847	993	854	887	894
组内 R ²	0.004	0.006	0.005	0.007	0.004
系数差异检验 p 值		0.018**		0.012*	

注：①***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；②括号内是聚类到地级市层面的标准误；③组间系数差异值采用费舍尔组合检验得到。

本文进一步考察资源配置效率改善在上述积极效应中的作用。一个地区的资源错配程度越高，税收征管数字化改善信贷资源配置效率的作用越强。因此，本文预测上述积极效应在资源错配程度高的地区更显著。为验证这一理论预期，本文借鉴刘潘和张子尧（2023）的做法，计算全要素生产率的离散度来衡量地区资源错配程度。所在地区的全要素生产率的离散度位于中位数以上的地区属于资源错配程度较高组，反之为资源错配程度较低组。分组估计结果如表9方程2和方程3所示。政策实施情况变量在资源错配程度较高组显著，且系数为正，在资源错配程度较低组不显著。这说明，金税三期工程实施对区域全要素生产率的提升作用在资源错配程度高的地区更明显。

已有研究表明，银行竞争程度提高有助于增加银行信息甄别力度，缓解银行与企业之间的信息不对称，改善资源配置效率（Bai et al., 2018）。因此，银行竞争程度较高地区的信贷配置效率本身较高，税收征管数字化通过改善信贷配置效率提高区域全要素生产率的边际效应会降低。故本文预测金税三期工程实施对区域全要素生产率的提升作用在银行竞争程度较低的地区更明显。为验证这一理论预期，本文参照方芳和蔡卫星（2016）的做法，采用地区前五大银行的市场份额之和来衡量地区银行竞争程度。前五大银行的市场份额高于中位数的地区属于银行竞争程度较低组，前五大银行的市场份额等于或小于其中位数的地区属于银行竞争程度较高组。具体估计结果如表9方程4和方程5所示。政策实施情况变量在银行竞争程度较低组显著，且系数为正，在银行竞争程度较高组不显著。这说明，金税三期工程实施对区域全要素生产率的提升作用在银行竞争程度较低的地区更明显。上述结果表明，税收征管数字化通过应用数字技术，改善了地区信贷资源配置效率，切实提高了区域全要素生产率。

（二）税收征管数字化对银行绩效的影响

本文进一步考察税收征管数字化是否会对银行绩效产生溢出效应。本文从银行盈利能力和银行风险两个维度，分析税收征管数字化对银行绩效的影响。借鉴郭晔和赵静（2017）和祝继高等（2020）的研究，本文以银行风险水平（不良贷款率）和盈利水平（资产回报率）为被解释变量，以政策实施情况为核心解释变量，以滞后一期的银行资产规模、银行资本充足率（银行资本与风险加权资产之比）、非利息收入占比（银行非利息收入与营业总收入之比）、流动资产比率（银行流动资产与资产总额之比）和贷款增速为控制变量，分析税收征管数字化对银行绩效的影响。本文还控制了银行个体固定效应和年份固定效应。

具体估计结果如表10所示。根据表10方程1，金税三期工程实施显著提高了银行盈利水平。根据方程4，政策实施情况显著，且系数为负，说明金税三期工程实施显著降低了银行不良贷款率，银行风险有所降低。上述结果与前文预期一致，税收征管数字化提高了企业信息披露质量，降低了银企之间的信息不对称，使得高生产率企业获得更多贷款。银行信贷配置效率的提高使得银行盈利水平提高，银行风险降低。

本文进一步分析银行数字化转型在其中的作用。本文根据谢绚丽和王诗卉（2022）构建的银行数字化水平，将数字化水平高于其中位数的银行划分为数字化水平较高组，将数字化水平等于或小于其

中位数的银行划分为数字化水平较低组。根据表 10 方程 2 和方程 3、方程 5 和方程 6 的估计结果，税收征管数字化对银行绩效的提升作用在数字化水平低的银行中更明显。这可能是因为数字化水平高的银行本身具有较强的数据获取与分析能力，即使没有金税三期工程，这类银行也具有较强的识别企业风险的能力。

表 10 税收征管数字化对银行绩效影响的估计结果

变量	盈利水平			风险水平		
	全样本 方程1	数字化水平低组 方程2	数字化水平高组 方程3	全样本 方程4	数字化水平低组 方程5	数字化水平高组 方程6
政策实施情况	0.075** (0.032)	0.107* (0.059)	-0.010 (0.039)	-0.155* (0.091)	-0.253* (0.138)	0.013 (0.104)
资产规模	-0.111* (0.065)	0.025 (0.082)	-0.031 (0.081)	0.330*** (0.120)	0.131 (0.306)	0.251** (0.099)
资本充足率	0.018*** (0.007)	0.032*** (0.012)	0.015 (0.011)	-0.027 (0.016)	-0.046* (0.024)	-0.012 (0.019)
非利息收入占比	-0.229*** (0.077)	-0.181 (0.141)	-0.033 (0.192)	0.367 (0.236)	0.055 (0.317)	0.124 (0.362)
流动资产比率	-0.032 (0.170)	0.103 (0.316)	-0.325 (0.213)	-0.699* (0.370)	-0.196 (0.504)	-0.328 (0.316)
贷款增速	0.001 (0.001)	0.003 (0.002)	0.001 (0.002)	-0.008*** (0.002)	-0.004 (0.004)	-0.004 (0.002)
常数项	3.522** (1.646)	-0.245 (2.105)	1.726 (2.199)	-6.071* (3.087)	-1.065 (7.635)	-5.195* (2.751)
个体固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	1647	443	428	1627	435	428
组内R ²	0.061	0.076	0.057	0.051	0.045	0.047
系数差异检验p值		0.117***			-0.266***	

注：①***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；②括号内是聚类到地级市层面的标准误。

七、研究结论与启示

大力发展新质生产力是推动中国经济高质量发展的重要落脚点，其核心标志是全要素生产率大幅提升。发展新质生产力的重要途径之一是生产要素的创新性配置、高效配置。实现生产要素的高效配置需要更好地发挥金融对资源配置的引导作用。提高信贷配置效率是金融供给侧改革的重点之一。在大力发展新质生产力和推动经济高质量发展的大背景下，探讨如何提升银行的信贷配置效率，更加有效地发挥金融对实体经济的支持作用，具有重大现实意义。

本文基于2008—2019年的上市公司数据，将金税三期工程实施作为一项准自然实验，通过双重差分方法识别税收征管数字化对银行信贷配置效率的影响。结果表明，金税三期工程实施显著提高了企业银行信贷获取对企业全要素生产率的正向敏感度，即全要素生产率高的企业因此获得相对更多的银行贷款，银行信贷配置效率得到有效提升。金税三期工程实施对企业信息披露质量的提升作用是上述影响背后的核心机制。此外，金税三期工程实施还改善了区域全要素生产率，提升了银行绩效。

结合上述研究结论，本文提出如下三方面的政策启示。

第一，进一步推进税收征管系统的数字化转型。政府部门应加快税收征管体系的数字化转型。

第二，推动税收征管数字化转型与减税降费等政策的协同推进。在推动税收征管体系数字化转型的同时，要协同推进减税降费等政策实施，从信贷总量和信贷结构两个维度促进经济高质量发展。

第三，有序推动税务部门与金融部门信息的互联互通。纳税信息是企业缴纳“真金白银”产生的“硬信息”，是企业信用资产的重要组成部分。在数字经济时代和“以数治税”的天网时代，最大化地发挥数字化税收征管体系对社会资源配置的正外部性和溢出效应，还需逐步建立和完善税务部门与金融部门之间信息的互联共享，健全相关法律法规，充分运用大数据优势，更好地发挥金融服务实体经济的作用。

参考文献

1. 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，第124-140页。
2. 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，第63-75页。
3. 郭晔、赵静，2017：《存款保险制度、银行异质性与银行个体风险》，《经济研究》第12期，第134-148页。
4. 简泽、徐扬、吕大国、卢任、李晓萍，2018：《中国跨企业的资本配置扭曲：金融摩擦还是信贷配置的制度偏向》，《中国工业经济》第11期，第24-41页。
5. 金钊、谢晨裕、王曦，2024：《同业市场波动、银行信贷与企业长期投资》，《管理世界》第8期，第177-199页。
6. 靳来群，2015：《所有制歧视所致金融资源错配程度分析》，《经济学动态》第6期，第36-44页。
7. 李常青、王毅辉、张凤展，2008：《上市公司“管理层讨论与分析”披露质量影响因素研究》，《经济管理》第4期，第29-34页。
8. 李广子、刘力，2020：《产业政策与信贷资金配置效率》，《金融研究》第5期，第114-131页。
9. 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，第527-548页。
10. 李青原、刘习顺，2021：《会计信息质量与资源配置——来自我国规模以上工业企业的经验证据》，《会计研究》第8期，第3-21页。
11. 李增福、骆展聪、杜玲、汤旭东，2021：《“信息机制”还是“成本机制”？——大数据税收征管何以提高了企业盈余质量》，《会计研究》第7期，第56-68页。

- 12.刘贯春、程飞阳、姚守宇、张军，2022：《地方政府债务治理与企业投融资期限错配改善》，《管理世界》第11期，第71-89页。
- 13.刘贯春、叶永卫、张军，2023：《税收征管独立性与企业信息披露质量——基于国地税合并的准自然实验》，《管理世界》第6期，第156-174页。
- 14.刘慧龙、张玲玲、谢婧，2022：《税收征管数字化升级与企业关联交易治理》，《管理世界》第6期，第158-176页。
- 15.刘潘、张子尧，2023：《地方公共债务与资源配置效率：企业间全要素生产率分布差异的视角》，《经济研究》第10期，第114-133页。
- 16.宋敏、周鹏、司海涛，2021：《金融科技与企业全要素生产率——“赋能”和信贷配给的视角》，《中国工业经济》第4期，第138-155页。
- 17.孙鲲鹏、石丽娜，2022：《企业互联网使用与大数据治税的效应》，《经济研究》第5期，第176-191页。
- 18.孙鲲鹏、杨凡，2023：《税收征管的公司治理作用与企业股价同步性》，《经济学（季刊）》第4期，第1599-1616页。
- 19.魏志华、王孝华、蔡伟毅，2022：《税收征管数字化与企业内部薪酬差距》，《中国工业经济》第3期，第152-170页。
- 20.谢绚丽、王诗卉，2022：《中国商业银行数字化转型：测度、进程及影响》，《经济学（季刊）》第6期，第1937-1956页。
- 21.熊琛、金昊，2021：《地方政府债务的宏观经济效应——基于信贷错配视角的研究》，《经济学（季刊）》第5期，第1545-1570页。
- 22.叶永卫、陶云清、李鑫，2023：《数字基础设施建设与企业投融资期限错配改善》，《经济评论》第4期，第123-137页。
- 23.余泳泽、刘大勇、龚宇，2019：《过犹不及事缓则圆：地方经济增长目标约束与全要素生产率》，《管理世界》第7期，第26-42页。
- 24.曾亚敏、张俊生，2009：《税收征管能够发挥公司治理功用吗？》，《管理世界》第3期，第143-151页。
- 25.张嘉望、彭晖、李博阳，2019：《地方政府行为、融资约束与企业研发投入》，《财贸经济》第7期，第20-35页。
- 26.张克中、欧阳洁、李文健，2020：《缘何“减税难降负”：信息技术、征税能力与企业逃税》，《经济研究》第3期，第116-132页。
- 27.朱武祥、张平、李鹏飞、王子阳，2020：《疫情冲击下中小微企业困境与政策效率提升——基于两次全国问卷调查的分析》，《管理世界》第4期，第13-26页。
- 28.祝继高、岳衡、饶品贵，2020：《地方政府财政压力与银行信贷资源配置效率——基于我国城市商业银行的研究证据》，《金融研究》第1期，第88-109页。
- 29.Ahmed, K., and J. K. Courtis, 1999, “Associations Between Corporate Characteristics and Disclosure Levels in Annual Reports: A Meta-Analysis”, *The British Accounting Review*, 31(1): 35-61.
- 30.Bai, J., D. Carvalho, and G. M. Phillips, 2018, “The Impact of Bank Credit on Labor Reallocation and Aggregate Industry Productivity”, *The Journal of Finance*, 73(6): 2787-2836.
- 31.Bhandari, A., and D. Javakhadze, 2017, “Corporate Social Responsibility and Capital Allocation Efficiency”, *Journal of Corporate Finance*, Vol.43: 354-377.

- 32.Brandt, L., T. Tombe, and X. Zhu, 2013, "Factor Market Distortions Across Time, Space and Sectors in China", *Review of Economic Dynamics*, 16(1): 39-58.
- 33.Callaway, B., and P. H. Sant'Anna, 2021, "Difference-in-differences with Multiple Time Periods", *Journal of Econometrics*, 225(2): 200-230.
- 34.Chetty, R., A. Looney, and K. Kroft, 2009, "Salience and Taxation: Theory and Evidence", *American Economic Review*, 99(4): 1145-1177.
- 35.De Chaisemartin, C., and X. D'Haultfoeuille, 2020, "Two-Way Fixed Effects Estimators with Heterogeneous Treatment Effects", *American Economic Review*, 110(9): 2964-2996.
- 36.Dechow, P. M., and I. D. Dichev, 2002, "The Quality of Accruals and Earnings: The Role of Accrual Estimation Errors", *The Accounting Review*, 77(s-1): 35-59.
- 37.Faccio, M., 2006, "Politically Connected Firms", *American Economic Review*, 96(1): 369-386.
- 38.Gallemore, J., and M. Jacob, 2020, "Corporate Tax Enforcement Externalities and the Banking Sector", *Journal of Accounting Research*, 58(5): 1117-1159.
- 39.Greenwood, J., J. M. Sanchez, and C. Wang, 2010, "Financing Development: The Role of Information Costs", *American Economic Review*, 100(4): 1875-1891.
- 40.Hann, R. N., H. Kim, W. Wang, and Y. Zheng, 2020, "Information Frictions and Productivity Dispersion: The Role of Accounting Information", *The Accounting Review*, 95(3): 223-250.
- 41.Hsieh, C., and P. Klenow, 2009, "Misallocation and Manufacturing TFP in China and India", *Quarterly Journal of Economics*, 124(4):1403-1448.
- 42.Jacobson, L. S., R. J. LaLonde, and D. G. Sullivan, 1993, "Earnings Losses of Displaced Workers", *The American Economic Review*, 83(4): 685-709.
- 43.Kaat, D. M. T. E., 2021, "Cross-Border Debt Flows and Credit Allocation: Firm-Level Evidence from the Euro Area", *Journal of Money, Credit and Banking*, 53(7): 1797-1818.
- 44.Kim, O., and R. E. Verrecchia, 2001, "The Relation among Disclosure, Returns, and Trading Volume Information", *The Accounting Review*, 76(4): 633-654.
- 45.Levinsohn, J., and A. Petrin, 2003, "Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables", *The Review of Economic Studies*, 70(2): 317-341.
- 46.Li, P., Y. Lu, and J. Wang, 2016, "Does Flattening Government Improve Economic Performance? Evidence from China", *Journal of Development Economics*, Vol.123: 18-37.
- 47.Song, Z., K. Storesletten, and F. Zilibotti, 2011, "Growing Like China", *American Economic Review*, 101(1): 196-233.
- 48.Stiglitz, J. E., and A. Weiss, 1981, "Credit Rationing in Markets with Imperfect Information", *The American Economic Review*, 71(3): 393-410.
- 49.Zhao, L., 2023, "The Effect of Tax Authority Enforcement on Earnings Informativeness", *European Accounting Review*, 32(1): 197-216.

The Spillover Effects of Digital Transformation of Tax Administration: From the Perspective of Improving Bank Credit Allocation Efficiency

CHEN Xiaoxiong^{1,2} HUANG Xiaodi³ LIU Guanchun⁴ WU Hongjie³

(1. College of Economics and Management, Southwest University;

2. Center for Inclusive Finance and Agricultural & Rural Development Research, Southwest University;

3. Faculty of Applied Economics, University of Chinese Academy of Social Sciences;

4. Lingnan College, Sun Yat-sen University)

Summary: One of the important ways to develop new quality productive forces is to promote the allocation efficiency of production factors, which requires a better guiding role of finance in resource allocation. However, credit financing, the main way of financing for China's real economy, has long suffered from resource misallocation. Therefore, it is of great practical significance to explore how to enhance the efficiency of banks' credit allocation to support the real economy more effectively.

Based on the microdata of listed companies from 2008 to 2019, this paper systematically examines the impact of digital transformation of tax administration on the allocation efficiency of bank credit. This study uses the difference-in-differences (DID) method with the implementation of the "Golden Tax III" project as the quasi-natural experiment. It is found that the digital transformation of tax administration makes firms with high total factor productivity (TFP) obtain relatively more bank loans, and bank credit allocation efficiency is improved. This finding holds in a variety of robustness tests, such as the parallel-trend assumption, the placebo test by randomly assigning the treatment variable, and alternative key variables. Cross-sectional analysis shows that the effect is more pronounced in regions with low fintech development and low intensity of tax enforcement, small enterprises, and private enterprises. Mechanism tests show that the digital transformation of tax administration significantly improves the quality of corporate disclosure, alleviating the information asymmetry between banks and enterprises, and thus improving the bank credit allocation efficiency. In addition, along with the improvement of bank credit allocation efficiency, the regional TFP is also significantly improved, with improved bank profitability and reduced bank risk.

The conclusion of this paper indicates that it is of great significance for further optimizing the allocation of financial factors to deepen the digital transformation of tax administration and leverage the macro governance effect of tax policies. This paper makes two marginal contributions. On the one hand, this paper effectively expands research on the economic effects of digital transformation of tax administration, innovatively examining the spillover effects of digital transformation of tax administration on bank credit allocation efficiency. On the other hand, this paper integrates fiscal and tax policies, financial institution decisions, and corporate credit acquisition into a unified analytical framework, expanding research on factors affecting bank credit allocation efficiency from the perspective of tax administration, and enriching literature on the collaborative governance of taxation and finance.

Keywords: Digital Transformation of Tax Administration; Bank Credit Allocation Efficiency; Quality of Corporate Disclosure; Total Factor Productivity; "Golden Tax III" Project

JEL Classification: G30; H20

(责任编辑：光明)