

# 大数据税收征管对企业税收遵从度的影响研究

张志强<sup>a</sup>, 韩凤芹<sup>b</sup>

(中国财政科学研究院, a. 研究生院 b. 教科文研究中心, 北京 100142)

**[摘要]** 大数据税收征管对于构建“以数治税”新格局、推进税收治理体系和治理能力现代化具有重要意义。以 2015—2019 年中国 A 股上市公司数据为研究对象, 以实施的金税三期工程为契机, 考察大数据税收征管对企业税收遵从度的影响。研究发现: (1) 大数据税收征管显著提高企业税收遵从度。(2) 大数据税收征管通过降低企业真实盈余管理、降低企业寻租行为和加剧企业融资约束三个影响机制促使企业提高税收遵从度。(3) 改善企业信息透明度和大数据税收征管的共同作用能够更为有效提高企业税收遵从度, 而大数据税收征管对企业税收遵从度的提高作用在审计质量较低、独立董事比例较低、两职合一的企业更显著。研究对于加强数字政府建设和形成数字治理新格局具有重要借鉴意义, 税务机关应注重发挥大数据税收征管的治理效应。

**[关键词]** 金税三期工程; 大数据税收征管; 税收遵从度; 公司治理机制; 税收治理体系

**[中图分类号]** F275.5; F812.42 **[文献标志码]** A **[文章编号]** 1004-4833(2023)05-0086-11

## 一、引言

2022 年 6 月 23 日, 国务院发布《关于加强数字政府建设的指导意见》(国发〔2022〕14 号)提出:“充分运用数字技术支撑构建新型监管机制, 以数字化手段提升监管精准化水平, 以一体化在线监管提升监管协同化水平。”作为加强税收征管数字化建设的重要抓手, 我国实施的金税三期工程基于大数据、云计算、人工智能等数字技术, 以智能化为特征, 以税务数据大集中为核心, 总体上实现了“一个平台、两级处理、三个覆盖、四类系统”目标, 标志着我国税收征管真正进入“以数治税”新阶段, 对推进税收征管现代化具有里程碑意义。当前我国企业税收不遵从问题仍比较突出, 《中国税务稽查年鉴(2010—2018)》统计结果显示, 2009—2017 年我国税务稽查机构查补收入呈上升趋势, 2017 年查补收入高达 1921.97 亿元, 每年查补收入占全国税收收入比例均在 1% 以上, 并成为一种延续态势。我国实施金税三期工程带来的大数据税收征管能否提高企业税收遵从度? 自 2013 年起, 金税三期工程在我国各地区采用分批次、分阶段逐步推行模式, 造成同一地区企业在系统上线前后、同一时间点上试点地区和非试点地区企业所面临的税收征管数字化水平差异<sup>[1]</sup>, 为研究金税三期工程带来的大数据税收征管对企业税收遵从度的影响提供良好的契机。

关于大数据税收征管的研究, 在企业盈余管理方面, 朱凯和潘舒芯等研究发现, 实施金税三期工程带来的大数据税收征管促使企业增加使用应计盈余管理替代真实盈余管理<sup>[2]</sup>; 而李增福和骆展聪等研究发现, 大数据税收征管促使企业更多地采用真实盈余管理<sup>[3]</sup>。那么, 大数据税收征管对企业真实盈余管理到底产生何种影响? 孙雪娇和翟淑萍等研究发现, 大数据税收征管通过提高企业税收遵从度抑制企业盈余管理<sup>[4]</sup>, 但是未探讨大数据税收征管能否通过企业盈余管理影响机制对企业税收遵从度产生影响。在企业寻租行为方面, 田彬彬和范子英、张敏和刘耀淞等研究发现, 寻租行为加剧企业避税活动<sup>[5-6]</sup>; 张克中和欧阳洁等理论分析认为, 金税三期工程带来的大数据税收征管能够有效防止寻租行为干扰税收征管活动<sup>[7]</sup>, 但未实证检验大数据税收征管、企业寻租行为和企业税收遵从度之间关系。在企业融资约束方面, 蔡昌和林高怡等研究发现, 大数据税收征管有效缓解企业融资约束<sup>[8]</sup>; 而李晓艳和梁日新等研究发现, 大数据税收征管加剧企业融资约束<sup>[9]</sup>。那么, 大数据税收征管对企业融资约束到底产生何种影响? 大数据税收征管能否通过企业融资约束影响机制对企业税收遵从度

**[收稿日期]** 2021-07-15

**[基金项目]** 《中国财政科学研究院鼓励和资助研究生开展科研活动的管理办法》资助项目

**[作者简介]** 张志强(1990—), 男, 山东临沂人, 中国财政科学研究院研究生院博士研究生, 从事财政理论与政策、财务与会计研究, E-mail: 792933481@qq.com; 韩凤芹(1969—), 女, 河北唐山人, 中国财政科学研究院教科文研究中心主任, 研究员, 博士生导师, 从事财政理论与政策研究。

产生影响?国家实施金税三期工程的初衷是提高企业税收遵从度。因此,应该重点关注金税三期工程带来的大数据税收征管对企业税收遵从度的影响。唐博和张凌枫、张克中等、樊勇和李昊楠研究发现,我国实施金税三期工程带来的大数据税收征管显著提高企业税收遵从度<sup>[1,7,10]</sup>,但是未深入探讨大数据税收征管能否通过企业真实盈余管理、企业寻租行为和企业融资约束三个影响机制对企业税收遵从度产生影响。此外,信息透明度、审计质量、独立董事和两职合一等公司治理机制因素也是影响企业税收遵从度的重要因素。李燕、颜敏、张月兰等研究发现,企业信息透明度的改善能够有效提高企业税收遵从度<sup>[11-13]</sup>。Defond和Jiambalvo、李春涛等、丁锐和徐高双、孙雪娇等研究发现,企业聘请审计质量较高的会计师事务所开展审计工作能够有效提高企业税收遵从度<sup>[14-17]</sup>。Fama和Jensen、岳殿民和李雅欣、陈佳宁和孙兴国、许艳研究发现,独立董事通过发挥监督职能、咨询职能和声誉机制等能够有效提高企业税收遵从度<sup>[18-21]</sup>。颜淑姬、蒋燕和宋霞研究发现,两职合一使总经理权力过大,弱化董事会独立性和监督职能,加剧企业避税活动<sup>[22-23]</sup>;而杜永奎和初立明研究发现,两职分离使董事会能够有效发挥监督职能,弱化企业避税和会计信息质量之间负向关系<sup>[24]</sup>。

本文创新点和贡献体现在以下两个方面:第一,根据国家实施金税三期工程建设的初衷,深入探讨大数据税收征管通过降低企业真实盈余管理、降低企业寻租行为和加剧企业融资约束三个影响机制促使企业提高税收遵从度。第二,深入探讨在不同公司治理机制因素下大数据税收征管对企业税收遵从度的影响的异质性分析,表明改善企业信息透明度和大数据税收征管在提高企业税收遵从度方面存在互补效应,而提高审计质量、提高独立董事比例、实行两职分离和大数据税收征管在提高企业税收遵从度方面存在替代效应。

## 二、理论分析和研究假设

### (一)大数据税收征管对企业税收遵从度的影响

我国实施金税三期工程带来的大数据税收征管帮助税务机关全面掌握企业涉税信息,能够通过以下三个影响机制促使企业提高税收遵从度。第一,大数据税收征管通过降低企业真实盈余管理促使企业提高税收遵从度。由于应计盈余管理行为更容易被监管机构关注,而真实盈余管理行为更具灵活性和隐蔽性,面临的监管压力相对较小,企业更倾向于通过真实盈余管理开展避税活动<sup>[25]</sup>。实施金税三期工程前,税收信息技术覆盖面小,税务机关获取税源信息渠道单一,难以准确了解企业经营活动和核实企业纳税信息,信息不对称性较高,容易诱发企业通过真实盈余管理开展避税活动<sup>[1]</sup>。金税三期工程基于大数据、云计算、人工智能等数字技术,以税务数据大集中为核心,建立全国统一规范的应用系统平台和第三方涉税信息共享机制,实现税务机关、工商、银行、社保等部门涉税信息互通共享和相互印证,涉税信息在政府各部门间顺畅流转,有效实现税务数据整合,获得对事物的全景性认识,降低征纳双方之间信息不对称性,极大地提高税源管理能力。金税三期工程基于对企业经营活动和纳税信息的全面掌握,依靠强大的数据分析能力,对企业各涉税环节和财务指标进行全面比对分析,让企业通过真实盈余管理开展避税活动被发现的概率上升,提高企业真实盈余管理的税收成本,降低企业通过真实盈余管理开展避税活动的动机,促使企业提高税收遵从度<sup>[1-2,26]</sup>。第二,大数据税收征管通过降低企业寻租行为促使企业提高税收遵从度。现行税制在初始设计时预留巨大“征管空间”<sup>[27]</sup>,税务人员在税收征管过程中拥有较大的自由裁量权,为企业通过寻租行为开展避税活动创造条件<sup>[5]</sup>。金税三期工程统一全国征管数据标准和口径,依托统一的应用系统平台实现涉税信息共享,涉税信息在总局和省局两级集中处理,以流程化管理为导向,所有业务流程、人员岗位都纳入一个系统,全流程考核和监督执法过程,实现由“人管人”向“程序管人”转变,每一步操作都有一定的前置条件和后续流程,最大程度避免不规范操作,确保每一个操作都有据可依,每一个流程都符合规范,使税收征管流程更具规范性,系统内嵌异常信息监控,涉税风险能够实现自动识别和预警,极大地压缩税务人员的操作弹性和空间,有效地遏制“人情税”和“关系税”,压缩企业通过寻租行为开展避税活动空间,促使企业提高税收遵从度<sup>[2,4,7,28]</sup>。第三,大数据税收征管通过加剧企业融资约束促使企业提高税收遵从度。税收是企业重要现金支出,避税活动能够节省企业现金支出,增加企业现金流量和留存收益,这也成为企业开展内源性融资和缓解融资约束的重要途径<sup>[29]</sup>。金税三期工程实现对各级国地税、所有税种、所有涉税环节的全覆盖,依托“一个平台、两级处理、三个覆盖、四类系统”,极大地提高税收征管能力,特别是为税收征管提供大数据支撑,税务机关能够更加全面、及时、有效地掌握涉税信息和实现信息共享,从企业的收益、成本、应纳税额和银行账户等多维度跟踪和记录企业涉税信息,降低征纳双方之间信息不对称性,提高对企业监管精准化水

平,增加企业避税风险和成本,抑制企业潜在避税活动,减少企业现金流量和留存收益,加剧企业内源性融资约束<sup>[7-8]</sup>。大数据税收征管的“征税效应”减少企业内源性融资,导致企业外源性融资需求上升<sup>[9]</sup>。信息不对称性使银行、财政等部门难以准确辨别企业真实资质,增加企业通过盈余操纵等方式获取银行贷款、政府补贴等外源性融资的概率<sup>[30]</sup>。而大数据税收征管带来的信息互通共享,使银行、财政等部门在信息搜集和分析上更具优势,银行、财政等部门依靠更加充足的信息对企业进行审查,提高企业通过盈余操纵等方式获取银行贷款、政府补贴等外源性融资难度。此外,企业和银行、财政等部门可能会形成一定寻租行为,帮助企业获得银行贷款、政府补贴等外源性融资。而大数据税收征管通过税务机关、银行、财政等部门之间信息互通共享实现相互监督和制衡,提高银行、财政等部门向企业发放银行贷款、财政补贴等外源性融资的规范性,使企业通过寻租行为获取银行贷款、政府补贴等外源性融资的风险和难度上升。基于上述分析,本文提出研究假设 H1。

H1:限定其他条件不变,大数据税收征管显著提高企业税收遵从度。

## (二)公司治理机制异质性分析

### 1. 大数据税收征管、信息透明度和企业税收遵从度

改善企业信息透明度通过缓解代理问题、改善融资约束和提供数据源支持对企业税收遵从度产生重要影响。第一,在代理问题方面,避税活动造成企业整体组织架构更为复杂、经营业务更加隐蔽、会计处理更加繁杂、财务报表信息含量下降、信息不对称性上升,导致薪酬激励契约失效,加剧管理者和股东之间代理冲突,为管理者掩盖其利益侵占等自利行为提供便利<sup>[31-32]</sup>。自利的管理者通过构造隐蔽且复杂交易开展避税活动,实施超额薪酬、在职消费、过度投资和转移资产等寻租行为,降低来自企业内外部的监督约束,逃脱法律的监督和惩处<sup>[33-34]</sup>。提高企业信息透明度将管理者的决策行为置于大众有效监督之下,能够及时跟踪和调查管理者的决策效果,使管理者实施税收激进行为的风险和成本上升,有效抑制管理者谋取私利的机会主义避税行为<sup>[35-36]</sup>。第二,在融资约束方面,避税活动增加企业经营结构和财务状况的复杂性和模糊性,加剧企业内外部之间信息不对称性,提高外部投资者信息搜集成本、监督成本和识别风险难度,增加企业股东和外部投资者之间代理问题,降低外部投资者投资意愿并相应提高投资成本,加剧企业融资约束<sup>[35]</sup>。改善企业信息透明度能够降低外部投资者信息搜集成本、监督成本和识别风险难度,帮助外部投资者更好地了解企业经营状况和财务状况,能够直接监督企业经营活动、把握企业真实盈利和预测企业未来经营绩效,降低道德风险和逆向选择问题。企业在高质量信息披露下对自身行为形成良好约束,向外部投资者传递企业积极信号,降低外部投资者对企业未来收益预测风险,吸引更多外部投资者参与企业股权融资和债权融资,改善企业融资环境,有效缓解企业融资约束,弱化企业避税动机<sup>[37-39]</sup>。第三,在数据源支持方面,信息在税收征管中发挥基础性作用,直接关系税收征管活动的准确性和有效性。大数据税收征管基于税务机关掌握的企业涉税信息进行逻辑关系的全面、详实比对分析,识别和判断企业是否存在避税活动。数据源充分性是大数据税收征管有效发挥作用的前提条件。企业对外披露更多信息,帮助税务机关扩充涉税数据源,降低信息不对称性,使税务机关更加全面了解企业生产经营活动,对企业纳税信息进行更加准确核实。在大量可用数据源支持下,大数据税收征管依靠强大的数据分析能力,将企业披露的信息和多方数据源进行比对分析,提高税源管理能力,避税活动被发现的概率、风险和成本上升,促使企业提高税收遵从度。因此,改善企业信息透明度和大数据税收征管的共同作用能够更为有效提高企业税收遵从度。基于上述分析,本文提出研究假设 H2。

H2:限定其他条件不变,相较于信息透明度较低的企业,大数据税收征管显著提高信息透明度较高的企业税收遵从度。

### 2. 大数据税收征管、审计质量和企业税收遵从度

会计师事务所的审计质量对企业税收遵从度产生重要影响。第一,在专业能力方面,相较于“非四大”会计师事务所,“四大”会计师事务所的培训体系更完善、人员专业素质更高、审核流程更严格,更有能力准确识别企业避税活动。第二,在独立性方面,相较于“非四大”会计师事务所,“四大”会计师事务所规模更大、累积准租金更多,有更多的利益和其声誉紧密关联,审计失败需要承担更高的声誉损害、诉讼风险和投资者损害赔偿赔偿责任<sup>[37]</sup>,会更加注重维护自身声誉和品牌形象,更加保持独立性和自主性,严格执行审计程序,准确识别、报告和纠正企业避税活动的激励动机更大<sup>[14-15]</sup>。第三,在企业压力方面,相较于“非四大”会计师事务所,“四大”会计师事务所依靠较强的专业能力和独立性更可能发现企业避税活动,给企业造成更大的外部压力。为平衡各利益

相关者的关系,企业会及时了解税收法律法规变化,保持和税务机关之间良好沟通,主动规范自身涉税行为,提高企业税收遵从度<sup>[16]</sup>。因此,相较于聘请“非四大”会计师事务所的企业,聘请“四大”会计师事务所的企业税收遵从度较高。大数据税收征管能够弥补较低的审计质量在提高企业税收遵从度方面的不足。基于上述分析,本文提出研究假设 H3。

H3:限定其他条件不变,大数据税收征管显著提高审计质量较低的企业税收遵从度。

### 3. 大数据税收征管、独立董事和企业税收遵从度

独立董事对企业税收遵从度产生重要影响。第一,在监督职能方面,现代企业所有权和经营权相分离产生的代理问题,容易诱发管理者谋取私利的机会主义避税行为,损害股东利益甚至企业价值。我国独立董事制度要求独立董事必须充分发挥监督职能,承担规范企业行为和保护股东利益的职责<sup>[40]</sup>。独立董事通过直接参与董事会决策和独立发表意见等方式履行监督职能,有效抑制管理者的机会主义避税行为<sup>[18]</sup>。第二,在咨询职能方面,我国税收法律法规内容繁杂,企业涉税事项复杂繁琐,企业单独处理难度较大,需要专业人员协助企业处理涉税事项。我国大多数独立董事是来自公司经营、财税、法律等领域的专业人士,具有丰富的专业知识、实务经验和良好的社会网络关系。独立董事依靠自身独特优势发挥咨询功能,帮助企业解读税收法律法规、制定税收筹划方案以及识别和评估避税风险,有效抑制企业激进避税行为<sup>[19]</sup>。第三,在声誉机制方面,良好的声誉能够给当事人带来较高的社会地位和丰厚的物质利益<sup>[41]</sup>。良好的声誉需要长期积累和持续维持,但是声誉损失只是朝夕的事情<sup>[20]</sup>。独立董事通常是社会各领域声誉较高的成功人士。如果独立董事所任职的企业发生避税活动,独立董事不仅会因自身失职行为而承担连带赔偿责任,还会严重损害其声誉甚至产生连锁效应而失去其他企业的任职资格<sup>[42-43]</sup>。为维护好自身声誉,独立董事具有较强的动机认真履行职责,抑制企业避税活动。因此,相较于独立董事比例较低的企业,独立董事比例较高的企业税收遵从度较高。大数据税收征管能够弥补较低的独立董事比例在提高企业税收遵从度方面的不足。基于上述分析,本文提出研究假设 H4。

H4:限定其他条件不变,相较于独立董事比例较高的企业,大数据税收征管显著提高独立董事比例较低的企业税收遵从度。

### 4. 大数据税收征管、两职合一和企业税收遵从度

两职合一对企业税收遵从度产生重要影响。第一,在资源调动方面,对于两职分离的企业而言,总经理持有的权力相对较小,对企业资源控制能力相对较弱,运用自身权力调动各种人力、物力和获得各方协同支持开展避税活动的的能力相对较小,避税活动在操作层面的可行性较低,避税活动空间被大大压缩,从而提高企业税收遵从度<sup>[44-45]</sup>。第二,在经营决策方面,两职分离意味着企业的经营决策权相对分散,总经理对监督和评估其经营活动的治理体系影响相对较小,总经理在企业内部构筑利益壕堑和形成“一言堂”局面的可能性相对较小,总经理不得不和他意见相左的其他高管商量决策,使其制定符合自身利益最大化决策的能力相对较低,推进税收激进行为会面临更多质疑和反对意见,形成对总经理开展避税活动谋取私利的有效约束,从而提高企业税收遵从度<sup>[46-47]</sup>。第三,在监督机制方面,对于两职分离的企业而言,董事会的独立性和监督作用相对较强,权力制衡机制有效发挥作用,总经理的权力受到有效监督和约束,总经理开展避税活动谋取私利被发现的概率、风险和成本上升,弱化总经理开展避税活动的动机,从而提高企业税收遵从度<sup>[20,23-24]</sup>。因此,相较于两职合一的企业,两职分离的企业税收遵从度较高。大数据税收征管能够弥补两职合一在提高企业税收遵从度方面的不足。基于上述分析,本文提出研究假设 H5。

H5:限定其他条件不变,大数据税收征管显著提高两职合一的企业税收遵从度。

## 三、研究设计

### (一) 模型设计

借鉴郑玉做法<sup>[48]</sup>,为解决样本选择性偏差等内生性问题对估计结果造成的偏误,本文以核匹配的倾向得分匹配方法为基准构建回归模型(1)进行实证分析,探讨我国实施金税三期工程带来的大数据税收征管对企业税收遵从度的净效应。

$$ATT = E[ DDBTD_{it}(1) | p, JSSQ_{it} = 1 ] - E[ DDBTD_{it}(0) | p, JSSQ_{it} = 1 ] \quad (1)$$

其中, $DDBTD_{it}$ 表示企业税收遵从度; $JSSQ_{it}$ 表示处理组和对照组变量; $p$ 表示倾向得分概率,采用 *logit* 模型

估计倾向得分概率 ( $p$ )；选择固定资产集中度 ( $GDZC$ )、无形资产集中度 ( $WXZC$ )、第一大股东持股比例 ( $HOLD$ )、企业年龄 ( $AGE$ )、账面市值比 ( $MB$ ) 作为协变量。

## (二) 变量定义

### 1. 被解释变量

借鉴田彬彬和范子英、李春涛和王悦等做法<sup>[5,15]</sup>，采用扣除应计利润影响后的会计 - 税收差异 ( $DDBTD$ ) 指标衡量企业税收遵从度，该指标取值越小，企业税收遵从度越高。根据模型 (2) 计算扣除应计利润影响后的会计 - 税收差异 ( $DDBTD$ ) 指标：

$$BTD_{it} = \alpha \times TACC_{it} + u_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

在模型 (2) 中，未扣除应计利润影响的会计 - 税收差异 ( $BTD_{it}$ ) 等于利润总额减去应纳税所得额后的差额和期末总资产的比例；总应计利润 ( $TACC_{it}$ ) 等于净利润减去经营活动产生的现金流量净额后的差额和期末总资产的比例； $\mu_i$  表示企业  $i$  在样本期间的残差均值； $\varepsilon_{it}$  表示企业  $i$  在  $t$  年的个体残差； $DDBTD_{it}$  等于两项残差 ( $\mu_i$  与  $\varepsilon_{it}$ ) 之和，表示  $BTD_{it}$  中不能被总应计利润 ( $TACC_{it}$ ) 解释的部分。

### 2. 解释变量

借鉴唐博和张凌枫等、樊勇和李昊楠做法<sup>[1,10]</sup>，本文采用企业所在地区金税三期系统运行设置虚拟变量衡量大数据税收征管 ( $JSSQ_{it}$ )，对于金税三期系统上线年份的确定，将每年上半年实现金税三期系统上线的地区视为当年实施，将每年下半年实施金税三期系统上线的地区视为下一年实施。当企业所在地区在第  $t$  年实施金税三期系统上线运行时，则企业第  $t$  年及以后年份的  $JSSQ_{it}$  赋值为 1；当企业所在地区第  $t$  年未实施金税三期系统上线运行时，则企业第  $t$  年的  $JSSQ_{it}$  赋值为 0。

### 3. 协变量

借鉴李建军和范源源做法<sup>[49]</sup>，在模型 (1) 中加入一组协变量：(1) 固定资产集中度 ( $GDZC$ )，采用企业年末固定资产净值和总资产比例衡量；(2) 无形资产集中度 ( $WXZC$ )，采用企业年末无形资产净值和总资产比例衡量；(3) 第一大股东持股比例 ( $HOLD$ )，采用企业第一大股东持股数量和总股数比例衡量；(4) 企业年龄 ( $AGE$ )，采用企业观测年份  $t$  减去企业注册年份加上 1 年衡量；(5) 账面市值比 ( $MB$ )，采用企业年末总资产和股票总市值比例衡量。

### 4. 中介变量

一是真实盈余管理 ( $RM$ )。借鉴 Roychowdhury、李增福和郑友环做法<sup>[25,50]</sup>，本文从销售操纵、生产操纵和酌量性费用操纵三个方面衡量真实盈余管理，三种操纵方式分别用异常经营活动现金流量、异常生产成本和异常酌量性费用计量。本文首先通过回归模型 (3) 至模型 (7) 估算出经营活动现金流量、生产成本和酌量性费用的正常值；然后根据企业销售操纵、生产操纵和酌量性费用操纵当年发生的实际值减去其正常值，得出其异常值；最后得到真实盈余管理 ( $RM$ ) 等于异常生产成本减去异常经营活动现金流量和异常酌量性费用。正常经营活动现金流量、正常生产成本和正常酌量性费用的具体估算过程如下：

正常经营活动现金流量 ( $CFO_t$ ) 和销售额存在如式 (3) 的线性关系：

$$\frac{CFO_t}{TA_{t-1}} = a_0 + a_1 \frac{1}{TA_{t-1}} + a_2 \frac{SALES_t}{TA_{t-1}} + a_3 \frac{\Delta SALES_t}{TA_{t-1}} + \varepsilon_t \quad (3)$$

正常生产成本为销售产品成本加上当年存货的变动额。销售产品成本 ( $COGS_t$ ) 和当期销售存在如式 (4) 的线性关系：

$$\frac{COGS_t}{TA_{t-1}} = a_0 + a_1 \frac{1}{TA_{t-1}} + \beta_0 \frac{SALES_t}{TA_{t-1}} + \varepsilon_t \quad (4)$$

存货变化额 ( $\Delta INV_t$ ) 和当期及上期销售变动额存在如式 (5) 的线性关系：

$$\frac{\Delta INV_t}{TA_{t-1}} = a_0 + a_1 \frac{1}{TA_{t-1}} + \beta_0 \frac{SALES_t}{TA_{t-1}} + \beta_1 \frac{\Delta SALES_t}{TA_{t-1}} + \varepsilon_t \quad (5)$$

根据式 (4) 和式 (5)，可用式 (6) 估计正常生产成本：

$$\frac{PROD_t}{TA_{t-1}} = a_0 + a_1 \frac{1}{TA_{t-1}} + \beta_0 \frac{SALES_t}{TA_{t-1}} + \beta_1 \frac{\Delta SALES_t}{TA_{t-1}} + \varepsilon_t \quad (6)$$

可用式(7)估计正常酌量性费用:

$$\frac{DISEXP_t}{TA_{t-1}} = a_0 + a_1 \frac{1}{TA_{t-1}} + \beta_0 \frac{SALES_t}{TA_{t-1}} + \varepsilon_t \quad (7)$$

其中, $CFO_t$ 表示企业正常经营活动现金流量; $TA_{t-1}$ 表示企业在  $t-1$  年总资产; $SALES_t$ 表示主营业务收入; $\Delta SALES_t$ 表示主营业务收入变化额; $COGS_t$ 表示销售产品成本; $\Delta INV_t$ 表示存货变化额; $PROD_t$ 表示企业正常生产成本; $DISEXP_t$ 表示企业正常酌量性费用。

二是寻租行为(XZHD)。借鉴陈俊和徐捍军等做法<sup>[51]</sup>,本文回归模型(8)计算超额管理费用作为企业寻租行为衡量指标。

$$Mgtexp_{it} = a_0 + a_1 LnSale_{it} + a_2 Lev_{it} + a_3 Growth_{it} + a_4 Board_{it} + a_5 Staff_{it} + a_6 Big4_{it} + a_7 Age_{it} + a_8 Magin_{it} + a_9 Herfindahl_{5it} + \sum Industry_{it} + \sum Year_{it} + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

在模型(8)中, $Mgtexp_{it}$ 表示管理费用除以同期营业收入; $LnSale_{it}$ 表示营业收入取自然对数; $Lev_{it}$ 表示资产负债率; $Growth_{it}$ 表示营业收入增长率; $Board_{it}$ 表示董事会规模; $Staff_{it}$ 表示企业员工总数; $Big4_{it}$ 表示会计师事务所类型,若为“四大”会计师事务所,则取值为1,否则取值为0; $Age_{it}$ 表示企业上市年限; $Magin_{it}$ 表示企业毛利率; $Herfindahl_{5it}$ 表示企业前五大股东赫芬达尔指数,衡量股权集中度。对模型(8)中所有连续变量按照1%和99%分位数进行 Winsorize 缩尾处理,回归取得的参差值即为超额管理费用,记为 XZHD,作为企业寻租行为衡量指标。

三是融资约束。具体包括三个指标:(1)融资约束(SA),借鉴孙雪娇和翟淑萍等做法<sup>[52]</sup>,采用模型(9)计算SA指数衡量,SA指数为负数且其值越小,则企业融资约束程度越高。(2)政府补贴(SUBSIDY),采用1和政府补贴总额之和取自然对数衡量。(3)银行借款总额(JKZE),采用银行借款总额和总资产比例衡量。

$$SA_{it} = -0.737 \times SIZE_{it} + 0.043 \times SIZE_{it}^2 - 0.04 \times AGE_{it} \quad (9)$$

在模型(9)中, $SA_{it}$ 表示  $i$  企业  $t$  年融资约束; $SIZE_{it}$ 表示  $i$  企业  $t$  年年末总资产(单位:百万元)取自然对数; $AGE_{it}$ 表示  $i$  企业  $t$  年成立年限,企业成立年限等于样本观测年份减去企业成立年份加1年。

### 5. 调节变量

一是信息透明度(NKBG)。采用企业是否披露年度内部控制评价报告设置虚拟变量衡量,当企业披露年度内部控制评价报告时,NKBG赋值为1;当企业不披露年度内部控制评价报告时,NKBG赋值为0。二是审计质量(BIG4)。采用企业聘用审计师是否来自国际四大会计师事务所设置虚拟变量衡量,当企业聘用“四大”审计师时,BIG4赋值为1;当企业聘用“非四大”审计师时,BIG4赋值为0。三是独立董事(DLDS)。采用企业独立董事人数占董事会总人数比例是否超过1/3设置虚拟变量衡量,当企业独立董事比例超过1/3时,DLDS赋值为1;当企业独立董事比例未超过1/3时,DLDS赋值为0。四是两职合一(DUAL)。采用企业年度董事长和总经理是否为同一人设置虚拟变量衡量,当企业年度董事长和总经理为同一人时,DUAL赋值为1;当企业年度董事长和总经理不是同一人时,DUAL赋值为0。

#### (三)数据处理和数据来源

本文选取2015—2019年中国A股上市公司数据作为研究对象,以实施的金税三期工程为契机,实证分析大数据税收征管对企业税收遵从度的影响。根据研究需要,对原始数据按照以下步骤进行处理:(1)为减轻ST、\*ST企业的财务状况或其他状况存在异常值对估计结果可能造成偏差,剔除样本期内的ST、\*ST等状态异常的企业样本;(2)考虑到金融保险行业的经营特殊性,剔除样本期间内金融保险行业的企业样本;(3)剔除计算会计-税收差异(BTD)变量的所得税费用、名义所得税税率、总资产缺失值和零值的企业样本;(4)剔除固定资产密集度(GDZC)、无形资产密集度(WXZC)、账面市值比(MB)变量的缺失值和零值企业样本;(5)剔除西藏自治区的企业样本;(6)剔除独立董事(DLDS)、两职合一(DUAL)变量的缺失值企业样本;(7)为构造平衡面板数据,剔除2015—2019年非连续性企业样本。最终本文得到1960家上市公司9800个样本观测数据。为减轻极端值对估计结果可能造成偏误,对所有连续变量分别在1%和99%百分位上进行 Winsorize 缩尾处理。本文样本数据来源如下:除企业名义所得税税率来源于万德资讯(Wind)数据库外,企业层面的其他数据均来源于国泰安(CSMAR)数据库,企业财务指标数据采用合并报表数据。

#### 四、实证分析

##### (一) 描述性统计分析

根据表 1 全样本主要变量描述性统计结果发现:(1) *DDBTD* 变量的均值为 -0.001,中位数为 0.0038,最小值为 -0.356,最大值为 0.213,表明企业税收遵从度在全样本期间内存在较大差异。(2)由 *GDZC* 变量、*WXZC* 变量、*HOLD* 变量、*AGE* 变量和 *MB* 变量的均值、中位数、标准差、

最小值和最大值可知,各协变量总体上在全样本期间内存在较大差异。根据表 2 处理组和对照组主要变量描述性统计结果发现:(1)相较于未实施金税三期工程的企业,实施金税三期工程的企业税收遵从度衡量指标(*DDBTD*)的均值、最小值相对较小,初步表明实施金税三期工程带来的大数据税收征管提高企业税收遵从度。(2)由处理组和对照组各协变量的均值、中位数、标准差、最小值和最大值可知,处理组和对照组各协变量总体上在样本期间内存在较大差异。

表 1 全样本主要变量描述性统计

变量	N	Mean	Median	SD	Min	Max
<i>DDBTD</i>	9800	-0.001	0.0038	0.043	-0.356	0.213
<i>JSSQ</i>	9800	0.719	1	0.45	0	1
<i>GDZC</i>	9800	0.21	0.176	0.155	0.002	0.666
<i>WXZC</i>	9800	0.048	0.036	0.05	0.0001	0.321
<i>HOLD</i>	9800	0.339	0.32	0.14	0.093	0.713
<i>AGE</i>	9800	19.535	19	5.306	9	33
<i>MB</i>	9800	0.604	0.586	0.258	0.115	1.173

表 2 处理组和对照组主要变量描述性统计

变量	对照组: $JSSQ_{it} = 0$						处理组: $JSSQ_{it} = 1$					
	N	Mean	Median	Sd	Min	Max	N	Mean	Median	Sd	Min	Max
<i>DDBTD</i>	2758	0.0004	0.0027	0.036	-0.249	0.176	7042	-0.001	0.0043	0.046	-0.356	0.213
<i>GDZC</i>	2758	0.203	0.168	0.153	0.002	0.666	7042	0.213	0.181	0.156	0.002	0.666
<i>WXZC</i>	2758	0.046	0.035	0.047	0.0001	0.321	7042	0.049	0.036	0.051	0.0001	0.321
<i>HOLD</i>	2758	0.352	0.333	0.142	0.093	0.713	7042	0.334	0.313	0.139	0.093	0.713
<i>AGE</i>	2758	17.826	18	5.104	9	33	7042	20.204	20	5.233	9	33
<i>MB</i>	2758	0.473	0.44	0.22	0.115	1.173	7042	0.655	0.652	0.254	0.115	1.173

##### (二) 平衡性检验

根据表 3 平衡性检验结果发现:在倾向得分匹配后,处理组和对照组的各协变量偏差均明显下降,偏差绝对值均小于 6.5%,通过 *t* 值(或 *P* 值)发现匹配后处理组和对照组的 *GDZC* 变量、*WXZC* 变量、*AGE* 变量均值在 1% 显著性水平上不存在显著性差异,说明处理组和对照组之间匹配效果较好。

##### (三) 实证结果

1. 大数据税收征管对企业税收遵从度的影响

根据表 4 大数据税收征管对企业税收遵从度的影响发现:由核匹配的倾向得分匹配方法 *ATT* 值为 -0.003, *t* 值为 -2.82 且其绝对值大于 1.96 可知,大数据税收征管显著提高企业税收遵从度,支持本文研究假设 H1。这意味着金税三期工程带来的大数据税收征管实现税务机关和工商、银行、社保、财政等部门之间涉税信息互通共享,降低征纳双方之间信息不对称性,极大地提高税收征管能力,企业开展避税活动被发现的概率、风险和成本上升,促使企业提高税收遵从度。

##### 2. 影响机制检验

本文进一步实证检验大数据税收征管能否通过降低企业真实盈余管理、降低企业寻租行为和加剧企业融资约束三个影响机制促使企业提高税收遵从度。第一,真实盈余管理影响机制检验。表 5 影响机制结果和表 6 中介效应检验发现,真实盈余管(*ZSY*)变量的 *ATT* 值为 -0.03, *t* 值为 -4.15 且其绝对值大于 1.96,可知大数据税收征管显著降低企业真实盈余管理;在中介效应检验中,真实盈余管(*ZSY*)变量间接效应 95% 置信区间不含

表 3 平衡性检验

协变量	未匹配 U / 匹配 M	处理组 均值	对照组 均值	% 偏差	% 偏差 下降幅度	<i>t</i> 值	<i>p</i> 值
<i>GDZC</i>	<i>U</i>	0.2126	0.203	6.5	74.8	2.9	0.004
	<i>M</i>	0.213	0.216	-1.6		-0.9	0.368
<i>WXZC</i>	<i>U</i>	0.0485	0.046	5.5	98.8	2.4	0.016
	<i>M</i>	0.0484	0.048	-0.1		-0.04	0.972
<i>HOLD</i>	<i>U</i>	0.334	0.35	-13.2	72.6	-5.89	0
	<i>M</i>	0.336	0.34	-3.6		-2.12	0.034
<i>AGE</i>	<i>U</i>	20.204	17.83	46	94.1	20.38	0
	<i>M</i>	20.07	20.21	-2.7		-1.61	0.107
<i>MB</i>	<i>U</i>	0.655	0.47	76.3	91.8	32.98	0
	<i>M</i>	0.647	0.63	6.3		3.63	0

表 4 大数据税收征管对企业税收遵从度的影响

变量	ATT	S. E.	<i>t</i> 值	N(T)	N(UT)	N
<i>DDBTD</i>	-0.003	0.001	-2.82	6923	2758	9681

注:ATT 表示平均处理效应,N(T)和 N(UT)分别表示处理组样本数量和对照组样本数量,N 表示样本总量。

零值,可知大数据税收征管通过降低企业真实盈余管理促使企业提高税收遵从度。这是因为金税三期工程带来的大数据税收征管实现税务机关和其他部门之间涉税信息互通共享,降低信息不对称性,依靠强大的数据分析能力,提高企业通过真实盈余管理开展避税活动被发现的概率,有效抑制企业通过真实盈余管理开展避税活动。第二,寻租行为影响机制检验。由表5影响机制结果和表6中介效应检验发现,由寻租行为(*XZHD*)变量的 *ATT* 值为  $-0.011$ , *t* 值为  $-6.29$  且其绝对值大于  $1.96$  可知,大数据税收征管显著降低企业寻租行为;在中介效应检验中,由寻租活动(*XZHD*)变量间接效应  $95\%$  置信区间不含零值可知,大数据税收征管通过降低企业寻租行为促使企业提高税收遵从度。这是因为金税三期工程带来的大数据税收征管提高税收征管规范性,有效限制税务人员自由裁量权,企业通过寻租行为开展避税活动的难度、风险和成本上升,促使企业提高税收遵从度。第三,融资约束影响机制检验。由表5影响机制结果和表6中介效应检验发现,融资约束(*SA*)变量的 *ATT* 值为  $-0.022$ , *t* 值为  $-3.44$  且其绝对值大于  $1.96$ ,可知大数据税收征管加剧企业融资约束;在中介效应检验中,由融资约束(*SA*)变量间接效应  $95\%$  置信区间不含零值可知,大数据税收征管通过加剧企业融资约束促使企业提高税收遵从度;由政府补贴(*SUBSIDY*)变量的 *ATT* 值为  $-0.308$ , *t* 值为  $-4.12$  且其绝对值大于  $1.96$  可知,大数据税收征管降低企业政府补贴数量,在中介效应检验中,由政府补贴(*SUBSIDY*)变量间接效应  $95\%$  置信区间不含零值可知,大数据税收征管通过降低企业政府补贴数量促使企业提高税收遵从度;银行借款总额(*JKZE*)变量的 *ATT* 值为  $-0.026$ , *t* 值为  $-6.27$  且其绝对值大于  $1.96$ ,可知大数据税收征管降低企业银行借款总额,在中介效应检验中;由银行借款总额(*JKZE*)变量间接效应  $95\%$  置信区间不含零值,可知大数据税收征管通过降低企业银行借款总额促使企业提高税收遵从度。这是因为金税三期工程不仅抑制企业潜在避税活动,加剧企业内源性融资,还增加企业通过盈余操纵、寻租行为获取政府补贴、银行贷款等外源性融资难度,为获得财政、银行等部门对企业信任程度,促使企业提高税收遵从度。因此,大数据税收征管能够通过降低企业真实盈余管理、降低企业寻租行为和加剧企业融资约束三个影响机制促使企业提高税收遵从度。

### 3. 公司治理机制异质性分析

根据表7公司治理机制异质性分析发现:一是在信息透明度方面,当 *NKBG* = 0 时, *ATT* 值为  $-0.013$ , *t* 值为  $-1.91$  且其绝对值小于  $1.96$ ;当 *NKBG* = 1 时, *ATT* 值为  $-0.003$ , *t* 值为  $-2.36$  且其绝对值大于  $1.96$ 。这些表明相较于信息透明度较低的企业,大数据税收征管显著提高信息透明度较高的企业税收遵从度,支持本文研究假设 *H2*。这意味着相较于较低的信息透明度,较高的信息透明度不仅能够缓解代理问题和融资约束进而弱化企业避税动机,还能够为大数据税收征管提供数据源支持,改善企业信息透明度和大数据税收征管的共同作用能够更为有效提高企业税收遵从度。二是在审计质量方面,当 *BIG4* = 0 时, *ATT* 值为  $-0.003$ , *t* 值为  $-2.44$  且其绝对值大于  $1.96$ ;当 *BIG4* = 1 时, *ATT* 值为  $0.005$ , *t* 值为  $1.34$  且小于  $1.96$ 。这些表明大数据税收征管显著提高审计质量较低的企业税收遵从度,支持证明本文研究假设 *H3*。这意味着相较于较低的审计质量,较高的审计质量依

表5 影响机制结果

变量	ATT	S. E.	t 值	N(T)	N(UT)	N
ZSY	-0.03	0.007	-4.15	6494	2410	8904
XZHD	-0.011	0.002	-6.29	6923	2758	9681
SA	-0.022	0.006	-3.44	6923	2758	9681
SUBSIDY	-0.308	0.075	-4.12	6923	2758	9681
JKZE	-0.026	0.004	-6.27	5943	2297	8240

表6 中介效应检验

变量名称	Coef.	Std. Err.	T 值	P 值	[95% Conf. Interval]	
ZSY	_bs_1	0.0012	0.0003	3.94	0	(0.0006, 0.0018)
	_bs_2	-0.0028	0.0009	-3.08	0.002	(-0.0046, -0.001)
XZHD	_bs_1	0.001	0.0002	5.69	0	(0.0006, 0.0012)
	_bs_2	-0.002	0.001	-2.49	0.013	(-0.0044, -0.0005)
SA	_bs_1	-0.00014	0.00006	-2.49	0.013	(-0.00025, -0.00003)
	_bs_2	-0.0014	0.0009	-1.52	0.128	(-0.0032, 0.0004)
SUBSIDY	_bs_1	-0.0002	0.00007	-3.19	0.001	(-0.00035, -0.00008)
	_bs_2	-0.0013	0.001	-1.38	0.168	(-0.0032, 0.00057)
JKZE	_bs_1	0.0011	0.0002	5.36	0	(0.0007, 0.0015)
	_bs_2	-0.0036	0.001	-3.56	0	(-0.0056, -0.0016)

注:500次 Bootstrap 中介效应检验, \_bs\_1 表示间接效应, \_bs\_2 表示直接效应。

表7 公司治理机制异质性分析

变量名称	ATT	S. E.	t 值	N(T)	N(UT)	N
<i>NKBG</i> = 0	-0.013	0.007	-1.91	151	142	293
<i>NKBG</i> = 1	-0.003	0.001	-2.36	6750	2616	9366
<i>BIG4</i> = 0	-0.003	0.001	-2.44	6508	2590	9098
<i>BIG4</i> = 1	0.005	0.004	1.34	407	168	575
<i>DLDS</i> = 0	-0.003	0.001	-2.27	3396	1377	4773
<i>DLDS</i> = 1	-0.003	0.002	-1.83	3449	1381	4830
<i>DUAL</i> = 0	-0.002	0.001	-1.98	5028	1957	6985
<i>DUAL</i> = 1	-0.005	0.002	-1.99	1812	801	2613



靠较强的专业能力、独立性和给企业造成较大外部压力,有效抑制企业避税活动,大数据税收征管对企业税收遵从度的提高作用在审计质量较低的企业更显著。三是在独立董事方面,当  $DLDS = 0$  时,  $ATT$  值为  $-0.003$ ,  $t$  值为  $-2.27$  且其绝对值大于  $1.96$ ; 当  $DLDS = 1$  时,  $ATT$  值为  $-0.003$ ,  $t$  值为  $-1.83$  且其绝对值小于  $1.96$ 。这些表明相较于独立董事比例较高的企业,大数据税收征管显著提高独立董事比例较低的企业税收遵从度,支持证明本文研究假设 H4。这意味着相较于较低的独立董事比例,较高的独立董事比例能够更好地发挥监督职能、咨询职能和声誉机制从而有效抑制企业避税活动,大数据税收征管对企业税收遵从度的提高作用在独立董事比例较低的企业更显著。四是在两职合一方面,当  $DUAL = 0$  时,  $ATT$  值为  $-0.002$ ,  $t$  值为  $-1.98$  且其绝对值大于  $1.96$ ; 当  $DUAL = 1$  时,  $ATT$  值为  $-0.005$ ,  $t$  值为  $-1.99$  且其绝对值大于  $1.96$ 。这些表明相较于两职分离的企业,大数据税收征管显著提高两职合一的企业税收遵从度,支持证明本文研究假设 H5。这意味着相较于两职合一,两职分离使总经理持有的权力相对较小,对企业资源控制能力相对较弱,受到更多的监督和约束,弱化总经理开展避税活动的动机,大数据税收征管对企业税收遵从度的提高作用在两职合一的企业更显著。

(四) 稳健性检验

表 8 稳健性检验

模型	变量名称	ATT	S. E.	t 值	N(T)	N(UT)	N
(1)	<i>BTD</i>	-0.005	0.001	-4.66	6923	2758	9681
(2)	<i>DDBTD</i>	-0.003	0.001	-2.01	6923	2758	9681
(3)	<i>DDBTD</i>	-0.003	0.001	-2.01	6923	2758	9681
(4)	<i>DDBTD</i>	-0.003	0.001	-2.3	6923	2758	9681
(5)	<i>DDBTD</i>	-0.003	0.001	-2.26	6923	2758	9681
(6)	<i>DDBTD</i>	-0.003	0.001	-3.03	7042	2758	9800
(7)	<i>DDBTD</i>	-0.002	0.001	-2.09	7042	2758	9800
(8)	<i>DDBTD</i>	-0.003	0.001	-3.16	6953	2758	9711
(9)	<i>DDBTD</i>	-0.002	0.001	-2.1	7040	2758	9798
(10)	<i>DDBTD</i>	-0.003	0.001	-2.85	6859	2758	9617
(11)	<i>DDBTD</i>	-0.003	0.001	-2.63	5272	1818	7090

1. 被解释变量替代方法检验。本文采用会计-税收差异 (*BTD*) 指标衡量企业税收遵从度进行检验。根据表 8 稳健性检验发现:模型(1) 会计-税收差异 (*BTD*) 变量  $ATT$  值为  $-0.005$ ,  $t$  值为  $-4.66$  且其绝对值大于  $1.96$ ,证实大数据税收征管显著提高企业税收遵从度。2. 其他倾向得分匹配方法检验。根据表 8 稳健性检验发现:模型(2)至模型(7)依次为 1 对 1 近邻匹配、卡尺内 1 对 1 匹配、半卡尺匹配、局部线性回归匹配、样条匹配、马氏匹配的企业税收遵从度

(*DDBTD*) 变量  $ATT$  值均负值,  $t$  值的绝对值均大于  $1.96$ ,证实大数据税收征管显著提高企业税收遵从度。3. 删除部分控制变量方法检验。根据表 8 稳健性检验发现:模型(8)和模型(9)依次为删除第一大股东持股比例 (*HOLD*) 变量、同时删除第一大股东持股比例 (*HOLD*) 和账面市值比 (*MB*) 变量进行检验,企业税收遵从度 (*DDBTD*) 变量  $ATT$  值均负值,  $t$  值的绝对值均大于  $1.96$ ,证实大数据税收征管显著提高企业税收遵从度。4. 排除其他政策干扰方法检验。在样本期间内,自 2014 年起国家税务总局联合相关部门实施纳税信用管理制度改革,2015 年开始对外披露企业纳税信用评级结果,不同纳税信用评级企业享受联合激励措施或面临联合惩戒措施,会影响企业税收遵从度,造成基准估计结果的偏误。因此,本文尝试控制纳税信用管理制度来验证本文研究结论的稳健性。具体而言, *RATING* 表示企业纳税信用评级,当企业纳税信用评级为 A 级时, *RATING* 赋值为 1; 否则, *RATING* 赋值为 0。根据表 8 稳健性检验发现:模型(10)中企业税收遵从度 (*DDBTD*) 变量  $ATT$  值为  $-0.003$ ,  $t$  值为  $-2.85$  且其绝对值大于  $1.96$ ,表明在控制纳税信用管理制度影响后,大数据税收征管仍显著提高企业税收遵从度。5. 剔除部分样本方法检验。考虑到北京、上海、广州和深圳四个一线城市经济社会发展水平较高,造成基准估计结果的偏误。因此,本文将北京、上海、广州、深圳四个一线城市样本剔除。根据表 8 稳健性检验发现:模型(11)中企业税收遵从度 (*DDBTD*) 变量  $ATT$  值为  $-0.003$ ,  $t$  值为  $-2.63$  且其绝对值大于  $1.96$ 。

五、结论与启示

在党中央、国务院高度重视加强数字政府建设的大背景下,对大数据税收征管的实施效果进行分析尤为必要。本文以 2015—2019 年中国 A 股上市公司数据为研究对象,以实施的金税三期工程为契机,运用 PSM 方法,考察大数据税收征管对企业税收遵从度的影响。研究发现:一是大数据税收征管显著提高企业税收遵从度,经过一系列稳健性检验表明结论具有可信性。二是大数据税收征管通过降低企业真实盈余管理、降低企业寻租行为和加剧企业融资约束三个影响机制促使企业提高税收遵从度,三个影响机制均通过 Bootstrap 中介效应检验。三是改善企业信息透明度和大数据税收征管的共同作用能够更为有效提高企业税收遵从度,而大数据税收征管

对企业税收遵从度的提高作用在审计质量较低、独立董事比例较低、两职合一的企业更显著,进一步证明大数据税收征管在提高企业税收遵从度方面的有效性。

基于上述研究结论,本文得出如下政策启示:第一,在大数据税收征管方面,政府依托“金税工程”,进一步深化大数据、云计算、人工智能等新兴技术在税收征管中的应用,加强税务机关和企业、银行、财政等部门之间涉税信息互通共享,构建税收协同共治共享格局,打破涉税信息互动壁垒,畅通涉税信息渠道,提高涉税信息搜集、分析和共享效率,降低信息不对称性,提升税收监管精准化、规范化水平,有效抑制企业通过盈余操纵、寻租行为等方式开展避税活动,营造公平竞争的税收环境,促进企业依法诚信纳税。第二,在信息透明度方面,企业应该主动改善信息透明度,对外披露更多真实有用的信息,缓解管理者和股东之间代理问题,提高避税活动的风险和成本,增强外部投资者、税务机关等获取企业信息的质量和含量,提高外部投资者投资意愿,降低征纳双方之间信息不对称性,为大数据税收征管提供更加充足的数据源支持,有效提高企业税收遵从度。第三,在审计质量方面,会计师事务所应该注重加强自身建设,提升专业能力和职业素养,保持独立性和自主性,注重维护自身声誉,严格执行审计程序,实现审计规范化、精准化,提高审计质量。企业应该充分认识到审计工作的重要性,尽可能聘用审计质量较高的会计师事务所,注重发挥审计工作在防范企业税务风险方面的积极作用。第四,在独立董事方面,企业应该进一步提高上市公司独立董事比例,保证独立董事能够代表所有股东利益,保证独立董事拥有充分话语权,保证独立董事独立行使权利和充分发挥监督、咨询职能;建立健全独立董事声誉机制,使声誉机制能够切实发挥作用,加大对独立董事违规、失职的责任处罚力度,使独立董事更好地履行自身职责,有效抑制企业避税活动。第五,在两职合一方面,企业应该重视权力过度集中对企业经营决策的负面影响,深化以优化权力配置为导向的公司治理机制改革,尽可能实现企业总经理和董事长两职分离,使权力制衡机制有效发挥作用,更好地发挥董事会独立性和监督职责,有效限制总经理运用自身权力开展避税活动的动机。

#### 参考文献:

- [1]唐博,张凌枫.税收信息化建设对企业纳税遵从度的影响研究[J].税务研究,2019(7):62-69.
- [2]朱凯,潘舒芯,胡梦梦.智能化监管与企业盈余管理选择——基于金税三期的自然实验[J].财经研究,2021(10):140-155.
- [3]李增福,骆展聪,杜玲,等.“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[J].会计研究,2021(7):56-68.
- [4]孙雪娇,翟淑萍,于苏.大数据税收征管如何影响企业盈余管理?——基于“金税三期”准自然实验的证据[J].会计研究,2021(1):67-81.
- [5]田彬彬,范子英.征纳合谋、寻租与企业避税[J].经济研究,2018(5):118-131.
- [6]张敏,刘耀淞,王欣,等.企业与税务局为邻:便利避税还是便利征税?[J].管理世界,2018(5):150-164.
- [7]张克中,欧阳洁,李文健.缘何“减税难降负”:信息技术、征税能力与企业逃税[J].经济研究,2020(3):116-132.
- [8]蔡昌,林高怡,王卉乔.税收征管与企业融资约束——基于金税三期的政策效应分析[J].会计研究,2021(5):107-120.
- [9]李晓艳,梁日新,李英.大数据税收征管能否抑制企业“脱实向虚”?——基于“金税三期”的准自然实验证据[J].现代财经,2022(7):37-56.
- [10]樊勇,李昊楠.税收征管、纳税遵从与税收优惠——对金税三期工程的政策效应评估[J].财贸经济,2020(5):51-66.
- [11]李燕.会计信息透明度与企业避税关系研究[J].财会通讯,2016(30):18-22.
- [12]颜敏,王佳欣.会计信息可比性会抑制企业的避税行为吗[J].财会月刊,2019(5):58-66.
- [13]张月兰,张颖萍,袁育明,等.企业社会责任信息披露对避税的影响研究[J].商业会计,2021(18):64-70.
- [14]Defond M L, Jiambalvo J. Factors related to auditor-client disagreements over income-increasing accounting methods[J]. Contemporary Accounting Research, 1993, 9(2):415-431.
- [15]李春涛,王悦,张璇.激进避税行为与股价暴跌风险——外部监管视角与因果识别策略[J].财贸经济,2021(6):37-53.
- [16]丁锐,徐高双.强制内部控制审计和企业避税[J].会计之友,2021(9):26-32.
- [17]孙雪娇,范润,翟淑萍.社保费征管体制改革如何影响企业避税——来自社保征管部门转换的准自然实验证据[J].上海财经大学学报,2021(2):76-92.
- [18]Fama D, Jensen F. Separation of ownership and control[J]. Journal of Law and Economics, 1983, 26(2):301-325.
- [19]岳殿民,李雅欣.法律背景独立董事声誉、法律环境与企业违规行为[J].南方金融,2020(2):22-31.
- [20]陈佳宁,孙光国.独立董事网络位置、税收规避与企业价值[J].财务研究,2020(1):52-65.
- [21]许艳.独立董事、税收激进与融资约束[J].审计与经济研究,2021(1):90-100.
- [22]颜淑姬.基于公司治理视角的家族上市公司避税研究[J].南京审计学院学报,2015(5):69-76.
- [23]蒋燕,宋霞.股权集中度、两职合一与企业避税[J].财会通讯,2021(6):84-86+162.
- [24]杜永奎,初立明.论领导权结构、企业避税与会计信息可靠性的关系[J].西南石油大学学报(社会科学版),2018(5):29-34.
- [25]李增福,郑友环.避税动因的盈余管理方式比较——基于应计项目操控和真实活动操控的研究[J].财经研究,2010(6):80-89.

- [26] 吴斌,王星月. 大数据税收征管与企业非效率投资——基于金税三期准自然实验的证据[J]. 会计之友,2022(7):128-135.
- [27] 高培勇. 中国税收持续高速增长之谜[J]. 经济研究,2006(12):13-23.
- [28] 李宏钟,余劲,于建欣,等. “金税三期”构架下财税信息化管理的思考——以成都高新区地方税务局为例[J]. 国际税收,2017(2):78-81.
- [29] 于文超,殷华,梁平汉. 税收征管、财政压力与企业融资约束[J]. 中国工业经济,2018(1):100-118.
- [30] 杨国超,刘静,廉鹏,等. 减税激励、研发操纵与研发绩效.[J]. 经济研究,2017(8):110-124.
- [31] 赵良玉,林锐尘. 避税、信息不对称与企业信息披露[J]. 会计与经济研究,2020(5):41-55.
- [32] 陈冬,唐建新. 高管薪酬、避税寻租与会计信息披露[J]. 经济管理,2012(5):114-122.
- [33] 张纯,吕伟. 信息披露、信息中介与企业过度投资[J]. 会计研究,2009(1):60-66.
- [34] 廖歆欣,刘运国. 企业避税、信息不对称与管理层在职消费[J]. 南开管理评论,2016(2):87-99.
- [35] 后青松,袁建国,张鹏. 企业避税行为影响其银行债务契约吗——基于A股上市公司的考察[J]. 南开管理评论,2016(4):122-134.
- [36] 权小峰,吴世农. CEO权力强度、信息披露质量与公司业绩的波动性——基于深交所上市公司的实证研究[J]. 南开管理评论,2010(4):142-153.
- [37] 黄超,王敏,常维. 国际“四大”审计提高公司社会责任信息披露质量了吗?[J]. 会计与经济研究,2017(5):89-105.
- [38] 李刚,陈利军,刘国栋. 会计信息可比性与债务融资——基于中国上市公司的实证分析[J]. 中国注册会计师,2015(3):68-74.
- [39] 刘星,陈西婵. 证监会处罚、分析师跟踪与公司银行债务融资——来自信息披露违规的经验证据[J]. 会计研究,2018(1):60-67.
- [40] 龚光明,王京京. 财务专家型独立董事能有效抑制盈余管理吗——来自深市2003—2011年的经验证据[J]. 华东经济管理,2013(12):1-10.
- [41] 毛建辉. 独立董事声誉能抑制大股东掏空行为吗?——基于中小板的经验数据[J]. 南京审计大学学报,2018(5):66-74.
- [42] 戴亦一,陈冠霖,潘健平. 独立董事辞职、政治关系与公司治理缺陷[J]. 会计研究,2014(11):16-23+96.
- [43] 辛清泉,黄曼丽,易浩然. 上市公司虚假陈述与独立董事监管处罚——基于独立董事个体视角的分析[J]. 管理世界,2013(5):131-143+175+188.
- [44] Slemrod J. The economics of corporate tax selfishness[J]. National Tax Journal,2004,57(4):877-899.
- [45] 张德刚,徐睿. 管理层权力对企业避税效果影响研究[J]. 商业经济,2021(3):147-150+152.
- [46] 代彬,刘怡,彭程. 高管性别、权力配置与企业税收激进行为[J]. 云南财经大学学报,2017(3):110-123.
- [47] 杨兴全,张丽平,吴昊旻. 市场化进程、管理层权力与公司现金持有[J]. 南开管理评论,2014(12):34-45.
- [48] 郑玉. 高新技术企业认定、外部融资激励与企业绩效——基于倾向得分匹配法(PSM)的实证研究[J]. 研究与发展管理,2020(6):91-102.
- [49] 李建军,范源源. 光环之下:纳税声誉能否提高企业税收遵从[J]. 当代财经,2020(8):28-40.
- [50] Roychowdhury S. Earnings management through real activities manipulation[J]. Journal of Accounting and Economics,2006,42(3):335-370.
- [51] 陈骏,徐捍军,林婧华. 企业寻租如何影响审计意见购买?[J]. 会计研究,2021(7):180-192.
- [52] 孙雪娇,翟淑萍,于苏. 柔性税收征管能否缓解企业融资约束——来自纳税信用评级披露自然实验的证据[J]. 中国工业经济,2019(3):81-99.

[责任编辑:杨志辉]

## Research on the Impact of Big Data Tax Collection and Management on Corporate Tax Compliance

ZHANG Zhiqiang<sup>a</sup>, HAN Fengqin<sup>b</sup>

(a. Graduate School; b. Centre for Education, Science and Culture, China Academy of Financial Sciences, Beijing 100142, China)

**Abstract:** Big data tax collection and management is of great significance for building a new pattern of “governing tax with numbers” and promoting the modernization of tax governance system and governance capabilities. This paper takes the data of China’s A-share listed companies from 2015 to 2019 as the research object, takes the implementation of the third phase of the Golden Tax Project as an opportunity to investigate the impact of big data tax collection and management on corporate tax compliance. The research found that: (1) The big data tax collection and management has significantly improved corporate tax compliance. (2) Big data tax collection and management promotes enterprises to improve tax compliance through three influence mechanisms: reducing the real earnings management of enterprises, reducing the rent-seeking behavior of enterprises, and intensifying the constraints on enterprise financing. (3) The joint effect of improving corporate information transparency and big data tax collection and management can more effectively improve corporate tax compliance, while the effect of big data tax collection and management on corporate tax compliance is more significant in companies with lower audit quality, in companies with a lower percentage of independent directors, in companies with duality of COB and CEO. The research has important reference significance for strengthening the construction of digital government and forming a new pattern of digital governance, tax authorities should pay attention to the governance effect of big data tax collection and management.

**Key Words:** the third phase of the Golden Tax Project; big data tax collection and management; tax compliance; corporate governance mechanism; tax governance system