

“以数治税”能否揭露企业信用风险?

——来自债券市场的证据

王晨圣¹, 杨 乐^{1,2}, 张 悦²

(1. 北京化工大学 经济管理学院, 北京 100029; 2. 河南工程学院 会计学院, 河南 郑州 451191)

摘 要: 在信息不对称条件下, 传统税收征管模式使企业潜在信用风险得以延迟暴露。随着“以数治税”的推进, 税收征管数字化通过强化信息透明度和数据穿透能力, 以重塑企业信用风险在资本市场中的定价方式。本文以2021年12月启动的全面数字化电子发票试点(金税四期)作为制度冲击, 基于2020年1月至2024年12月企业债券二级市场月度信用利差数据, 采用双重差分方法检验税收征管数字化对信用风险显性化的影响。研究发现, “以数治税”显著推高了试点地区企业债券信用利差, 表明企业既有信用风险在市场定价中加速显性化; 该效应主要通过风险信号、风险兑现和风险联动三条机制实现, 并在现金流状况较弱、内部控制水平较低以及避税动机和避税行为更为突出的企业中表现得更为显著。研究表明, 税收征管数字化不仅提升了征管效能, 也通过强化资本市场的风险识别功能, 对金融稳定与治理现代化产生重要影响。

关键词: 以数治税; 金税四期; 全电发票; 债券二级市场; 信用风险

中图分类号: F270 **文献标识码:** A **文章编号:** 1001-4950(2026)08-0039-20

一、引 言

金融风险事关国家经济安全, 而企业层面的风险隐匿长期以来是金融风险治理中需要关注的问题。在信息不对称和监管穿透力有限的背景下, 一些企业通过虚开发票、跨期确认收入、成本异常归集等方式延缓真实风险的暴露, 往往使风险在长期潜伏后在资本市场集中释放(李青原和刘叶畅, 2019; 刘贯春等, 2025)。随着全国统一大市场建设的推进以及对金融稳定要求的提高, 提高风险识别的及时性与准确性逐渐成为现代治理的重要要求。在此背景下, 中国启动了以数字化、网络化和智能化为特征的税收征管改革(张玉明等, 2023)。2021年中办、国办印发《关于进一步深化税收征管改革的意见》, 提出到2025年基本建成功能强大的智慧税务, 标

收稿日期: 2025-09-22

基金项目: 河南省高等学校哲学社会科学基础重大项目(2024-JCZD-19); 教育部人文社科项目(25YJA630096)

作者简介: 王晨圣(1998—), 男, 北京化工大学经济管理学院博士研究生;

杨 乐(1983—), 男, 北京化工大学经济管理学院/河南工程学院会计学院副教授;

张 悦(1985—), 女, 河南工程学院会计学院教授(通信作者, 951841977@qq.com)。

志着“以数治税”进入系统化推进阶段。金税四期作为该改革的重要建设任务,其推进路径以全面数字化电子发票(全电发票)先行试点为突破口,并与税费业务整合、税务大数据风控等工程协同发展,为征管数字化奠定了数据与技术基础。与传统“以票控税”模式相比,这一改革显著提升了交易记录、税基构成和企业合规行为的可观察性,使部分可能因会计处理而延迟反映的风险更早显现。同时,税务端识别出的异常信息在信用信息公示和多部门共享机制下,具备进入市场主体风险认知体系的可能性,为投资者的风险定价提供了新的信息源。然而,这些机制是否通过债券市场体现为更敏感的信用风险定价、从而推动企业风险的更早揭示,仍缺乏系统的经验证据。

作为国家治理现代化的重要组成部分,“以数治税”并非单纯的技术性升级,而是通过制度化数据流、规则体系与监督体系的重构,改变了企业与政府、市场之间的约束结构与行为逻辑(赵乐等,2025)。其对资本市场的影响并非源于金融监管的直接介入,而是来自信息透明度与税务合规识别能力的系统性提升。随着涉税数据从被动申报转向实时采集、从碎片化分散转向结构化匹配、从部门内使用转向跨部门共享,原本容易被延迟、隐藏或局部化处理的违规行为与财务风险开始在更早阶段被识别,从而具备进入债券市场风险定价体系的可能性(Wang和Cui,2025)。这一穿透式信息能力的形成,体现为风险信号、风险兑现与风险联动三类机制的递进演化。

首先,风险信号机制体现在监管端对企业经营轨迹、税基结构与行为异常的识别能力明显增强,使税务风险标签、异常预警与合规评分能够以更细的粒度和更高的频率生成。与传统依赖报表披露的风险监测相比,这类基于底层数据形成的信号具有更高的真实性、可验证性和前瞻性,使资本市场能够在企业财务数据正式反映风险之前,提前识别潜在违约因素(Kotsogiannis等,2025)。在实践中,深圳税务机关依托电子发票和涉税数据的实时分析,对企业交易结构、发票流向和申报行为进行持续监测,在企业尚未进入正式稽查程序前便将其识别为重点关注对象,并据此形成分层化的风险画像。对于信息不对称现象显著的信用债市场而言,监管端生成的风险信号改变了投资者对企业未来偿付能力的主观判断,成为重新评估信用风险的重要依据。

其次,风险兑现机制体现为财务调节空间的显著收缩,使原本滞后的风险得以加速显性化。在强化数据校验与一致性比对的环境下,企业在收入确认、成本归集、交易处理等环节通过会计操作延缓风险暴露的可能性大幅降低。由此,真实杠杆压力、现金流紧张和利润波动被更早映射到可观察的数据之中(Chen和Xu,2024)。成都警税通过对电子发票和涉税数据开展集中分析,共计定性虚开发票11万余份,虚开金额31亿多元,其中虚开电子普通发票2807份,虚开金额1.05亿元。在短期内一次性识别并查处大量历史虚开发票行为,使原本可能在多年内逐步暴露的合规风险集中显性化。对于资本市场而言,这意味着违约强度的更新不再滞后,企业的真实偿债能力在更早阶段进入定价体系,推动信用利差对风险因素的敏感度提升。

最后,风险联动机制体现为税务风险不再局限于税收领域,而是通过信用信息公示、多部门协同与制度性联动向更广泛的资源配置环节外溢(赵欣等,2024)。在现代治理体系下,企业在财政补贴、政府采购、行政许可、金融授信等关键环节的资格往往与其税务表现形成交叉校验。实践中,黑龙江省税务局通过“银税互动”机制,与省内16家银行业金融机构实现涉税信息直连,将企业纳税信用等级直接作为信贷决策的重要依据。截至2022年8月,相关银行已通过该平台向近2000户企业累计发放信用贷款超过6亿元,并对部分企业实现授信额度的动态上调。这一制度安排表明,税务端形成的风险判断能够通过金融渠道迅速转化为融资条件与融资成本的变化,对于投资者而言,税务风险因这种联动机制而转化为更具系统性的信用风险,从而

提高债券融资活动的风险补偿要求,推动信用利差进一步走阔。

基于上述分析可以看出,“以数治税”改革虽以提升税收征管效能和纳税遵从度为直接目标,但其通过信息穿透和制度联动所产生的外溢效应,为企业信用风险在资本市场中的显性化提供了重要制度基础。通过强化风险信号的前置生成、压缩财务调节空间并推动风险向多部门、多场景联动扩散,税收征管数字化使原本可能被延后或掩盖的合规风险和财务脆弱性得以更早进入市场定价体系,体现为债券利差等信用指标对风险变化的敏感度提升。

基于上述背景,本文以2021年12月开始的全面数字化电子发票试点(金税四期)作为“以数治税”的政策冲击,基于2020年1月至2024年12月的债券市场月度数据,系统考察该政策是否通过债券市场利差变化对企业信用风险进行揭示。本文的边际贡献体现在三个方面。第一,从制度冲击的角度提出了风险揭露的分析框架。通过风险信号、风险兑现与风险联动三重机制,揭示了“以数治税”如何改变企业风险暴露的节奏与范围,从而深化了对制度性约束与市场风险定价之间关系的理解。第二,相较于现有研究多聚焦于税收监管对企业投资、风险承担或财政收支的影响,本文将研究重心转向债券市场,突出其作为信用风险定价核心场域对制度冲击的高度敏感性,并揭示了数字化征管并非仅通过改善公司治理和降低真实风险发挥作用,还可能通过风险信号强化、风险兑现前置和风险跨部门联动,将企业既有的潜在信用风险更充分地反映到融资成本之中,从而拓展了数字财政与资本市场交叉研究的范围。第三,本文从资本市场定价视角揭示了税收征管数字化的双重经济后果。“以数治税”在提升征管效能的同时,也通过资本市场强化了企业信用风险的显性化,并提高了融资成本。这提示政策制定者在推进治理现代化的过程中,需要在强化合规约束与维护金融稳定之间实现平衡,并通过配套安排降低制度冲击的过度传导。同时也提示企业需通过提升合规管理与数智化能力来缓释由风险揭露带来的融资约束。

二、文献回顾

现有研究普遍将税收征管数字化视为一种外部治理强化机制,认为其通过提升信息透明度与外部鉴证强度,约束企业避税与机会主义行为,进而重塑融资环境、治理结构与经营决策,对企业风险暴露产生系统性影响。相关证据显示,征管数字化一方面可能缓解融资约束、促进企业承担有效风险与创新活动(蔡昌等,2021),另一方面在改革推进初期亦可能因税负约束强化与合规成本上升,对全要素生产率、审计成本及经营活动形成阶段性冲击,其影响呈现“先抑后扬”的动态特征(李增福和朱进,2022;赵欣等,2024)。在微观层面,大量研究一致发现,税收征管数字化通过压缩盈余管理、关联交易等机会主义行为,改善企业经营规范性与信息质量,并伴随审计质量提升(孙雪娇等,2021;刘慧龙等,2022;张玉明等,2023;游家兴等,2025)。国际证据亦表明,电子发票等数字化工具能够提高销售、采购和税负申报水平,提高审计效率,从而推动企业真实经营规模与合规风险的提前显性化(Bellon等,2022;Kotsogiannis等,2025)。

从资本市场视角看,既有研究发现税收征管数字化通过改善信息环境和抑制代理行为,有助于降低股票市场中的噪声与极端风险,表现为股价崩盘风险和同步性下降以及收益波动收敛(张程睿和陈嘉滢,2023;Tu等,2025)。然而,信息经济学与资产定价理论指出,信息质量提升并不必然压低风险溢价,不确定性的解决方式与时点本身可能强化风险定价敏感性(Duffie等,1996;Ellahie等,2022)。在“以数治税”背景下,征管数字化既可能通过治理改善与税收信用提升降低融资成本(Wang和Cui,2025),也可能通过更广、更准、更快的风险识别机制,持续向市场释放高质量风险信号(孙鲲鹏等,2025)。相较于股票市场,债券市场以信用风险定价为核心,对企业现金流稳定性与违约风险变化更为敏感(Duffie和Singleton,1999;Huang等,

2023; Dai等, 2024), 且对外部监管信号与信息不确定性高度反应(Lu, 2010; Han, 2014)。尽管外部鉴证与信息透明度提升在部分情境下被发现有助于压低信用利差(肖土盛等, 2025), 但当制度性信息揭示潜在风险、触发信用事件或强化约束时, 债券市场的风险补偿要求亦可能上升(Ellul等, 2011)。总体而言, 现有文献多聚焦企业行为或股票市场反应, 对税收征管数字化在债券市场中究竟体现为风险溢价下降还是信用风险显性化上升, 尚缺乏系统检验与统一认识。

三、理论分析与研究假说

为揭示“以数治税”对企业信用风险的显性化机制及其在债券市场中的价格传导路径, 本文构建连续时间马尔可夫理论框架(Duffie和Singleton, 1999), 先明确模型核心设定与理论前提以奠定分析基础, 再参考Yong和Zhou(1999)的研究通过HJB方程刻画企业动态最优应对决策, 继而界定市场马尔可夫完美均衡并剖析其关键性质, 最终推导主假说并解析风险信号、风险兑现、风险联动三类核心机制, 证实“以数治税”对企业风险的揭示作用并最终体现在债券利差中。

(一) 模型基础设定

为揭示“以数治税”对企业信用风险的揭露机制及其在债券市场的价格传导路径, 本文构建连续时间马尔可夫框架下的理论模型。模型所刻画的经济体包含两类主体: 一是连续分布的企业集合($i \in [0, 1]$), 二是竞争性债券投资者。每家企业 i 的基础信用风险类型由不可观测参数 $\theta_i \in (0, 1)$ 刻画, 该类型通过单调映射 $h(\theta)$ 决定企业基础违约强度(满足 $h(\theta) > 0, h'(\theta) > 0$, 即风险类型越高, 基础违约概率越大)。时间维度采用连续时间框架($t \in [0, \infty)$), 贴现率设为外生常数 $r > 0$, 核心价格目标变量为债券信用利差。

考虑到在税收征管强化和数据穿透能力提升的制度环境下, 不同企业在税务流程、发票管理、内控体系与数智化建设方面存在显著差异, 因此其对征管冲击的吸收与调整能力也呈现出异质性。借鉴经典税收遵从理论中纳税主体可通过投入与安排影响合规结果, 并需承担相应成本的建模思想(Allingham和Sandmo, 1972), 本文在企业层面引入税务合规能力参数 $a_i \geq 0$ 。该参数可理解为企业在税务合规管理、内控执行与数字化治理等方面的综合能力。

同时, 设定企业的信用风险状态分为未标记(U)与已标记(L)两类。 U 可理解为未被税务系统或跨部门协同体系纳入风险标记或重点关注的常态状态; L 则表示企业已被识别并进入风险标记状态, 后续将触发更强的数据校验、合规约束与跨部门联动。在两状态间服从马尔可夫转换(Duffie等, 1996): $U \xrightarrow{\lambda(\delta, e)} L, L \xrightarrow{\rho(\delta)} U$ 。其中 $e \geq 0$ 表示企业针对“以数治税”的应对投入(Slemrod和Yitzhaki, 2002), 企业通过应对投入 e 尝试降低进入 L 的概率, 但需要承担成本 $C_m(e)$, 满足连续可微且严格凸, 同时 $C'_m(0) = 0, C''_m(e) > 0$, 即边际成本递增。

“以数治税”的实施强度由外生参数 $\delta \geq 0$ 衡量, 其根据前文分析对企业信用风险的影响通过风险信号、风险兑现、风险联动三类机制实现。

1. 风险信号机制。本文将风险信号机制分为到达强度和脱标强度两个层面。到达强度是指企业从未标记 U 到已标记 L 的发生强度, 其表述为:

$$\lambda(\delta, e) = \lambda_0 \exp(\phi\delta - \eta e), \lambda_0, \phi, \eta > 0. \quad (1)$$

“以数治税”的实施强度 δ 上升提高识别频率($\frac{\partial \lambda}{\partial \delta} > 0$), 企业应对投入 e 则降低被识别概率($\frac{\partial \lambda}{\partial e} < 0$)。而脱标强度则是指企业由已标记 L 回到未标记 U 的发生强度, 反映风险信号的标签黏性。设企业从 L 回到 U 的强度为:

$$\rho(\delta) = \rho_0 \exp(-\chi\delta), \rho_0, \chi > 0. \quad (2)$$

基于此可知,在给定 (δ, e) 下,两状态马尔可夫的稳态中,企业处于已标记状态 L 的概率为:

$$\pi_L(\delta, e) = \frac{\lambda(\delta, e)}{\lambda(\delta, e) + \rho(\delta)}. \quad (3)$$

该占比是制度影响市场定价与企业决策的关键中介变量。

2.风险兑现机制。当企业进入 L 状态后,更强的税收监管稽查压缩财务调节空间,使原本可被延后处理的税负压力、合规成本与现金流挤压更快变成现实冲击,从而抬升企业的有效违约风险。为刻画这一风险兑现效应,本文引入兑现冲击项 $m(\theta, a, \delta) \geq 0$,满足 $\frac{\partial m}{\partial \delta} > 0, \frac{\partial m}{\partial \theta} > 0, \frac{\partial m}{\partial a} < 0$ 。为便于推导,设其参数化形式为:

$$m(\theta, a, \delta) = m_0 q(\theta) \exp(\tau\delta - \omega a), m_0, \tau, \omega > 0, q(\theta) > 0, q'(\theta) > 0. \quad (4)$$

3.风险联动机制。被标记信息通过跨部门协同与资源约束外溢至更广泛制度场景,形成额外的风险放大。本文参考Li等(2025)的研究使用一项随制度强度上升的外溢溢价刻画。

$$\ell(\delta) = \exp(\kappa\delta), \kappa > 0. \quad (5)$$

式(5)满足 $\frac{\partial \ell}{\partial \delta} > 0$ 。

进一步地,本文将三类机制组合到企业有效违约强度中。设未标记状态下的有效违约强度等于基础强度 $\tilde{h}_U(\theta) = h(\theta)$ 。进入已标记状态后,风险兑现使有效违约强度上升并进一步被风险联动放大为 $\tilde{h}_L(\theta, a, \delta) = \ell(\delta)[h(\theta) + m(\theta, a, \delta)]$ 。整体机制体现为从风险信号到风险兑现再到风险联动的递进机制。

在风险中性定价框架下,企业的无条件违约强度通过线性映射转化为债券信用利差(Dai等, 2024)。令信用利差是企业无条件有效违约强度的线性映射。

$$Spread(\theta, a, \delta) = \kappa_0 + \alpha[(1 - \pi_L(\delta, e))\tilde{h}_U(\theta) + \pi_L(\delta, e)\tilde{h}_L(\theta, a, \delta)], \alpha > 0. \quad (6)$$

其中, κ_0 可理解为与流动性、期限溢价等相关的基准项。将 $\tilde{h}_U, \tilde{h}_L$ 代入,得到更直观的形式:

$$Spread(\theta, a, \delta) = \kappa_0 + \alpha[(1 - \pi_L(\delta, e))h(\theta) + \pi_L(\delta, e)\ell(\delta)(h(\theta) + m(\theta, a, \delta))]. \quad (7)$$

基于上述论述,本文提出核心定义与基本假设如表1所示。

表1 模型核心定义与基本假设

编号	定义与假设
定义1	δ 代表特定地区、特定时期内“以数治税”制度的实施强度,为外生变量。 δ 提升时,表现为风险信号更强($\frac{\partial \lambda}{\partial \delta} > 0$)、更具黏性($\frac{\partial \rho}{\partial \delta} < 0$)、风险联动机制更强($\frac{\partial \ell}{\partial \delta} > 0$)、且风险兑现冲击更大($\frac{\partial m}{\partial \delta} > 0$)。
假设1	$\frac{\partial \lambda}{\partial \delta} > 0, \frac{\partial \lambda}{\partial e} < 0, \frac{\partial \rho}{\partial \delta} < 0, \frac{\partial \ell}{\partial \delta} > 0; h'(\theta) > 0$; 风险兑现 $m(\theta, a, \delta)$ 满足 $\frac{\partial m}{\partial \delta} > 0, \frac{\partial m}{\partial \theta} > 0, \frac{\partial m}{\partial a} < 0$; 应对成本函数 $C_m(e)$ 连续可微且严格凸, $C'_m(0) = 0, C''_m(e) > 0$ 。
假设2	参数 $r, \lambda_0, \rho_0, \alpha, \kappa_0$ 均为正的有限值; 对所有可行 (δ, e, θ) , 满足 $\lambda(\delta, e) + \rho(\delta) > 0$, 确保两状态转换非退化。
假设3	企业最优应对投入存在唯一内点解 $e^*(\theta, a, \delta) > 0$, 保证比较静态分析可微且效应可分解。

(二)企业规避行为与动态优化

在明确模型基础设定后,进一步刻画企业的动态最优决策,在给定“以数治税”制度强度

δ 下,即企业以贴现期望成本最小化为目标,在未标记与已标记两状态间选择最优应对投入。这一决策过程可通过HJB方程描述(Yong和Zhou, 1999),其核心是将跨期成本最小化问题转化为瞬时最优条件,进而推导最优应对投入与状态价值差的关系。

定义 $V_U(\theta, a; \delta)$ 与 $V_L(\theta, a; \delta)$ 分别为企业起始于未标记状态 U 和已标记状态 L 时的贴现期望成本。为保持与债券市场定价一致,企业在每单位时间承担的融资成本与有效违约强度成正比(Duffie和Singleton, 1999)。可以看出,在未标记状态下,企业需要承担融资成本 $\alpha h(\theta)$,同时可以选择应对投入 e 并承担成本 $C_m(e)$;在已标记状态下,企业需要承担更高的融资成本 $\alpha \ell(\delta)(h(\theta) + m(\theta, a, \delta))$,并以强度 $\rho(\delta)$ 脱标至未标记状态 U 。据此HJB方程可以写为:

$$rV_U = \min_{e \geq 0} \{C_m(e) + \alpha h(\theta) + \lambda(\delta, e)[V_L - V_U]\}, \quad (8)$$

$$rV_L = \alpha \ell(\delta)(h(\theta) + m(\theta, a, \delta)) + \rho(\delta)[V_U - V_L]. \quad (9)$$

式(8)与式(9)分别刻画了企业在未标记状态与已标记状态下的动态最优化问题。具体而,式(8)右侧包含三项:第一,企业应对投入 e 所需承担的当期投入成本 $C_m(e)$;第二,企业在未标记状态下面临的基准融资成本,其大小由基础违约强度 $h(\theta)$ 决定;第三,企业以到达强度 $\lambda(\delta, e)$ 进入已标记状态所带来的状态价值变化。而式(9)描述了企业一旦进入已标记状态后的动态成本结构。在该状态下,更强的数据校验与跨部门协同使企业面临由风险兑现与风险联动共同决定的更高融资成本,即 $\alpha \ell(\delta)(h(\theta) + m(\theta, a, \delta))$ 。其中, $m(\theta, a, \delta)$ 刻画税收征管强化对企业基本面产生的实质性兑现冲击,而放大因子 $\ell(\delta)$ 反映该冲击在跨部门联动中的进一步外溢。与此同时,企业仍存在以强度 $\rho(\delta)$ 脱标并回到未标记状态的可能。

为突出企业决策所关注的核心对象,定义两状态价值差 $\Delta V^*(\theta, a; \delta) \equiv V_L(\theta, a; \delta) - V_U(\theta, a; \delta)$ 。 ΔV^* 刻画企业处于已标记状态相对于未标记状态所需承担的净贴现成本差,是企业确定应对投入的核心参照。当 ΔV^* 越大,企业越有动机投入更多资源以降低被标记概率。进一步联立式(8)与式(9)消去 V_U, V_L 可得,在最优投入 $e = e^*(\theta, a; \delta)$ 下取到最小值,可得:

$$(r + \rho(\delta) + \lambda(\delta, e^*)) \Delta V^*(\theta, a; \delta) = \alpha \ell(\delta)(h(\theta) + m(\theta, a, \delta)) - \alpha h(\theta) - C_m(e^*). \quad (10)$$

进一步整理可得:

$$\Delta V^*(\theta, a; \delta) = \frac{\alpha(\ell(\delta)(h(\theta) + m(\theta, a, \delta)) - h(\theta)) - C_m(e^*)}{r + \rho(\delta) + \lambda(\delta, e^*)}. \quad (11)$$

式(11)中,其分子为已标记 L 相对于未标记 U 所增加的单位时间融资成本,其中不仅包含基础违约风险的揭示,还纳入了由税收征管强化所触发的风险兑现冲击 $m(\theta, a, \delta)$ 及其经风险联动机制放大的影响。同时,当期应对投入成本 $C_m(e)$ 会抵消部分净收益。分母则由贴现率与两类状态转移强度共同构成,反映风险标记的时间结构,脱标越困难($\rho(\delta)$ 越低)或越容易被再次标记($\lambda(\delta, e)$ 越高),被标记状态对企业的跨期影响就越持久,从而放大 ΔV 的决策权重。

根据假设3的设定,对式(8)中目标函数对 e 求导可得一阶条件:

$$C'_m(e^*) = -\frac{\partial \lambda(\delta, e^*)}{\partial e} \Delta V^*(\theta, a; \delta) = \eta \lambda(\delta, e^*) \Delta V^*(\theta, a; \delta). \quad (12)$$

其中利用了 $\frac{\partial \lambda(\delta, e)}{\partial e} = -\eta \lambda(\delta, e)$ 。该条件表明,企业最优应对投入满足边际投入成本等于通过降低被标记到达强度而节省的边际期望损失。

由式(8),在给定最优差值 $\Delta V^*(\theta, a; \delta) = V_L - V_U$ 的情况下, U 状态下被最小化的目标函数为 $\Psi(e) = C_m(e) + \alpha h(\theta) + \lambda(\delta, e) \Delta V^*(\theta, a; \delta)$,根据假设1可知, $C_m(e)$ 严格凸,且 $\lambda(\delta, e) = \lambda_0 \exp(\phi\delta - \eta e)$ 对 e 为凸函数。又由假设3与一阶条件式(12)可得 $e^* > 0 \Rightarrow C'_m(e^*) > 0$,从而 $\Delta V^*(\theta, a; \delta) > 0$ 。因此, $\lambda(\delta, e) \Delta V^*$ 为凸函数, $\Psi(e)$ 为严格凸函数,其内点最优解唯一。因此在假设1至假设3下,对任意给

定 (θ, a, δ) , 企业的最优应对投入 $e^*(\theta, a; \delta)$ 存在且唯一。进而可推论得出命题1: 在假设1至假设3下“以数治税”制度强度 δ 的提升将提高企业的最优应对投入水平, 即 $\frac{de^*(\theta, a; \delta)}{d\delta} > 0$ 。

由命题1可知, 在“以数治税”持续强化的背景下, 企业将通过增加应对投入对制度冲击作出策略性反应。然而, 由于应对投入存在成本且边际效果递减, 该反应通常只能部分抵消制度端在风险识别频率与标签持续性上的系统性强化。后文将进一步通过稳态已标记占比 π_L 的全导数, 刻画制度效应在均衡中占优的条件。

(三) 市场均衡形成与性质揭示

企业最优应对投入的确定为市场均衡的构建提供了微观基础, 本节进一步将企业的最优决策与债券市场的定价行为结合, 给出模型的均衡定义, 并分析“以数治税”制度强化如何通过影响风险标记改变市场中的信用风险分布。

由于企业之间不存在直接的战略互动, 且“以数治税”制度强度 δ 在个体层面外生给定, 企业的最优决策仅取决于自身特征 (θ, a) 与制度环境。因此, 均衡可以逐点构造, 而无需引入跨企业的策略协调或聚合博弈结构。基于此, 参考Maskin和Tirole (2001)提出的马尔可夫完美均衡(MPE), 可得本文核心定义2, 即给定制度强度 δ 与企业特征 (θ, a) , 若策略—价格映射 $\{e^*(\theta, a; \delta), Spread(\theta, a; \delta)\}$ 满足以下条件, 则称为马尔可夫完美均衡: ①企业的应对投入 $e^*(\theta, a; \delta)$ 在两状态马尔可夫环境下满足式(8)和式(9)所示的HJB方程, 以及式(12)所示的一阶最优条件; ②债券市场在竞争性、风险中性的环境下, 依据企业所诱导的风险状态分布对信用利差进行定价, 具体由式(7)确定, 其中风险信号占比 π_L 由式(3)得出。

在上述均衡框架下, 稳态已标记占比 π_L 是连接“以数治税”制度强度、企业应对行为与市场定价结果的关键中介变量。一方面, π_L 直接刻画了企业被识别并进入风险标记状态的长期比例; 另一方面, 信用利差函数即式(7)正式通过 π_L 对未标记与已标记两类状态下的融资成本进行加权。因此, 制度强度变化如何影响 π_L 是理解“以数治税”如何推动信用风险显性化的核心步骤。故进一步由式(3)对 λ, ρ, e 求偏导可得:

$$\frac{\partial \pi_L}{\partial \lambda} = \frac{\rho}{(\lambda + \rho)^2} > 0, \quad \frac{\partial \pi_L}{\partial \rho} = -\frac{\lambda}{(\lambda + \rho)^2} < 0, \quad \frac{\partial \pi_L}{\partial e} = \frac{\partial \pi_L}{\partial \lambda} \frac{\partial \lambda}{\partial e} = -\frac{\eta \lambda \rho}{(\lambda + \rho)^2} < 0. \quad (13)$$

上述结果表明, 提高风险信号到达强度 λ 会提高已标记状态的稳态占比, 而提高脱标强度 ρ 或企业应对投入 e 则会降低这一占比。在均衡中, 企业根据制度强度与自身特征选择最优应对投入 $e = e^*(\theta, a; \delta)$ 。因此, 对 $\pi_L(\delta, e^*(\delta))$ 关于 δ 求全导可得:

$$\frac{d\pi_L}{d\delta} = \underbrace{\frac{\partial \pi_L}{\partial \lambda} \frac{\partial \lambda}{\partial \delta}}_{\text{更易被识别}} + \underbrace{\frac{\partial \pi_L}{\partial \rho} \frac{\partial \rho}{\partial \delta}}_{\text{更难脱标}} + \underbrace{\frac{\partial \pi_L}{\partial e} \frac{de^*}{d\delta}}_{\text{企业规避}}. \quad (14)$$

式(14)刻画了“以数治税”制度强度变化对风险信号的三重影响路径。前两者反映直接作用, 即更高的识别强度与更低的脱标强度使企业更易且更久地处于已标记状态。第三项反映企业的策略性反应, 即企业通过提高应对投入试图降低被标记概率, 从而在一定程度上抵消制度冲击。因此, $\frac{d\pi_L}{d\delta}$ 的符号取决于制度端强化效应与企业规避反应之间的相对强弱。

进一步分析可知, 风险信号 π_L 的变化方向取决于风险信号到达强度与脱标强度的相对变化, 以及企业应对投入的调整幅度。注意到 $\pi_L = \frac{1}{1 + \rho/\lambda}$, 该函数对 $\ln(\lambda/\rho)$ 单调递增, 结合式(1)与式(2)可得 $\ln(\frac{\lambda}{\rho}) = \ln(\frac{\lambda_0}{\rho_0}) + (\phi + \chi)\delta - \eta e^*(\theta, a; \delta)$, 从而可得:

$$\frac{d}{d\delta} \ln\left(\frac{\lambda(\delta, e^*(\delta))}{\rho(\delta)}\right) = \phi + \chi - \eta \frac{de^*}{d\delta}. \quad (15)$$

由此可得假设4,即对所有可行的 (θ, a, δ) ,满足条件:

$$\phi + \chi > \eta \frac{de^*(\theta, a; \delta)}{d\delta}. \quad (16)$$

表明尽管企业会通过增加应对投入对制度强化作出反应,但在规避成本递增与能力约束的现实背景下,企业的应对行为难以完全逆转“以数治税”在风险信号生成与持续性方面的制度性提升。

进一步由式(15)与假设4可得 $\frac{d}{d\delta} \ln(\lambda/\rho) > 0$ 。结合 π_L 对 $\ln(\lambda/\rho)$ 的单调递增性质,可推论出命题2,在假设1至假设4下, $\frac{d\pi_L(\delta, e^*(\delta))}{d\delta} > 0$,即制度强度上升在均衡中总体上提高企业处于已标记状态的比例。

(四)核心假说提出与机制分解

在前述均衡框架下,本节在均衡条件下推导制度强度对信用利差的总效应,并将其系统性分解为三条相互衔接、层层递进的作用机制,即风险信号、风险兑现以及风险联动。同时,本文也将明确企业应对投入在这一传导链条中如何发挥抵消作用。

由式(7)可得,企业的信用利差可写为:

$$Spread(\theta, a; \delta) = \kappa_0 + \alpha[(1 - \pi_L)h(\theta) + \pi_L \ell(\delta)(h(\theta) + m(\theta, a, \delta))]$$

其中,稳态已标记占比 $\pi_L = \pi_L(\delta, e^*(\delta))$ 由企业最优应对行为内生决定。该表达式表明,信用利差本质上是未标记状态与已标记状态下有效违约强度的加权平均,而制度强度正是通过改变权重与状态内风险水平共同发挥作用。

在均衡中,对上述信用利差关于制度强度 δ 求全导得到:

$$\begin{aligned} \frac{dSpread}{d\delta} = & \alpha \frac{d\pi_L}{d\delta} [\ell(\delta)(h(\theta) + m(\theta, a, \delta)) - h(\theta)] \\ & + \alpha \pi_L(\delta, e^*) \cdot \frac{d\ell(\delta)}{d\delta} \cdot (h(\theta) + m(\theta, a, \delta)) \\ & + \alpha \pi_L(\delta, e^*) \cdot \ell(\delta) \cdot \frac{\partial m(\theta, a, \delta)}{\partial \delta}. \end{aligned} \quad (17)$$

式(17)给出了制度冲击作用于信用利差的完整分解,其经济含义可以依次理解为以下三条递进机制。

第一,风险信号机制。第一项中的 $\frac{d\pi_L}{d\delta}$ 反映“以数治税”制度强度上升如何通过更易被识别与更难脱标改变企业处于已标记状态的比例。由于已标记状态是风险兑现与风险联动发生的前提,该项刻画的是制度如何将更多企业推入会发生实质性冲击的风险区间。括号中的 $\ell(\delta)(h+m) - h$ 则表示企业一旦进入已标记状态,其单位时间融资成本相对于未标记状态所增加的边际幅度。

第二,风险兑现机制。第三项中的 $\pi_L \ell(\delta) m_\theta$ 刻画制度强度对企业基本面的直接冲击效应。更强的税收征管数字化压缩了企业的财务操作空间,使原本可被延后的税负压力、现金流压力与合规成本更快转化为现实冲击,并在风险联动机制的放大作用下进入债券定价。

第三,风险联动机制。第二项中的 $\pi_L \ell'(\delta)(h+m)$ 描述了在既定标记占比下,制度强度提升如何通过跨部门协同、融资条件收紧,对已兑现的风险形成额外放大。该项强调,即便风险标记比例不再变化,制度联动的增强仍会直接推高已标记企业的融资成本。

进一步地,为获得明确的方向性结论,注意到在模型设定下 $\ell(\delta) \geq 1$ 且 $m(\theta, a, \delta) \geq 0$,从而在

常规参数区间内有 $\ell(\delta)(h(\theta)+m(\theta,a,\delta))-h(\theta)\geq 0$ 。结合 $\ell'(\delta)>0$ 、 $m_\delta(\theta,a,\delta)>0$ 与假设4可知,式(17)中三项均为非负,且在非退化情形下严格为正。

由此可得命题3,即在假设1至假设4下,对任意企业特征 (θ,a) 与任意制度强度 δ 均有 $\frac{d\text{Spread}(\theta,a;\delta)}{d\delta}>0$ 。这表明“以数治税”制度强度的提升将通过风险信号生成、风险兑现加速与风险联动放大的递进链条,系统性推高债券信用利差,从而加速企业信用风险在市场定价中的显性化。

基于上述分析,本文得出以下假说:

H1:随着“以数治税”制度强度的提升,风险信号、风险兑现与风险联动的综合作用将推动企业既有信用风险更充分地进入市场定价过程,具体体现为企业债券二级市场信用利差的显著上升。

四、实证检验

(一)变量定义与实证模型构建

1.变量定义

被解释变量。本文的研究样本为2020年1月至2024年12月的企业债、公司债、中期票据。将债券数据与债券发行公司数据进行匹配后对样本进行如下筛选:(1)剔除非上市公司债券;(2)剔除金融类企业债券数据;(3)剔除无实际交易的债券数据;(4)剔除月末7日内无实际交易的债券数据;(5)剔除变量缺失的观测;(6)剔除ST或PT上市公司样本。依照上述方法筛选处理后,最后得到16116个债券月度观测数据,涉及2790只债券,共417家上市公司。对于利差计算,本文以月度到期收益率减去对应期限的无风险债券收益率进行测度,本文使用银行间回购利率作为无风险利率,信用债月度到期收益率为月末7日内所有有效交易的交易量加权平均到期收益率(叶彦艺等,2023)。具体地,本文参考Covitz和Downing(2007)与Huang等(2023)的方法,利用银行间七天回购定盘利率(FR007)及其利率互换定盘利率,使用三次样条插值法计算银行间回购利率。信用债发行信息、发行主体股票价格、公司财务数据来自国泰安数据库,债券发行、利率数据、月度交易数据来自Wind数据库。对于连续变量均在1%和99%水平上进行了winsor处理。

解释变量。2021年3月发布的《关于进一步深化税收征管改革的意见》标志着金税四期建设的启动。自2021年12月1日起,国家税务总局在广东省(除深圳市外)、上海市和内蒙古自治区率先试点推行全面数字化电子发票,此后试点范围逐步扩展至各省(自治区、直辖市)与计划单列市,并于2024年12月1日起在全国正式推广应用。相关文件将该轮改革统一表述为“发票电子化改革(金税四期)”(李俊坤,2022),各地在系统建设、项目采购等环节亦普遍使用“发票电子化改革(金税四期)”的表述,充分体现了全面数字化电子发票在金税四期政策实践中所承载的核心地位。相较于金税三期以纸质发票和普通电子发票为基础的“以票控税”模式,全电发票通过票面要素全量数字化、号码全国统一赋码和开票额度智能授予,依托统一电子发票服务平台实现发票全流程留痕和风险动态监控,在短期内显著改变了企业交易记录、税基形成与合规约束的机制。因此,将2021年12月启动的全面数字化电子发票试点(金税四期)视作“以数治税”的代表性制度冲击,在时间和地区上具有清晰的外生差异,满足双重差分识别的设定要求。基于此,本文以2021年12月开始的全面数字化电子发票试点(金税四期)作为“以数治税”的政策冲击,采用双重差分法探究金税四期对债券市场的影响。

控制变量。本文参考刘慧龙等(2022)、叶彦艺等(2023)的研究从发债企业层面、债券层面和发债企业所在地的城市层面三个维度选取控制变量。在发债企业层面,本文选取企业规模

(*Size*)、净利润增长率(*NPG*)、财务杠杆(*FL*)、托宾Q值(*TobinQ*)、融资约束(*SA*)、上年度是否亏损(*Loss*),以刻画企业的规模特征、经营效率、偿债能力与融资结构。在债券层面,本文选取债券发行量(*IA*)、显性担保(*EG*)、信用评级得分(*Rating*)作为控制变量,以反映债券本身的规模、期限结构及信用特征。在区域层面,本文选取城市地区生产总值(*GDP*)、城市税收收入(*Tax*)、政策关注度(*PA*)、政府治理能力(*GC*)作为控制变量,以反映地方经济发展、地方政府的治理能力等特征。上述控制变量能够较为全面地反映债券、发债企业与区域的基本特征,确保实证结果的稳健性。

具体变量定义见表2。

表2 主要变量说明

变量类型	变量名称	变量符号	变量含义
被解释变量	债券利差	<i>Spread</i>	月度到期收益率减去对应期限的无风险利率
解释变量	金税四期试点	<i>DID</i>	2021年12月开始的全面数字化电子发票试点(金税四期)
控制变量	企业规模	<i>Size</i>	企业总资产的自然对数
	净利润增长率	<i>NPG</i>	企业当期净利润相对于上期净利润的增长率
	财务杠杆	<i>FL</i>	普通股每股收益变动率与息税前利润变动率之比
	托宾Q值	<i>TobinQ</i>	企业市场价值与资产账面价值之比
	融资约束	<i>SA</i>	融资约束SA指数取绝对值
	上年度是否亏损	<i>Loss</i>	若企业上一年度净利润为负则取值为1,否则取值为0
	债券发行量	<i>IA</i>	单只债券发行规模(亿元)的自然对数
	显性担保	<i>EG</i>	虚拟变量,若债券存在抵质押担保或不可撤销的连带责任担保则取值为1,否则取值为0
	信用评级得分	<i>Rating</i>	根据债券的信用评级构建,以赋值方式将其进行量化以全国季度层面地区生产总值为基准测算城市季度GDP(亿元),通过二次插值方法将其转换为月度数据,并取对数
	城市地区生产总值	<i>GDP</i>	根据城市季度GDP在年度中的占比对税收收入(亿元)进行季度拆分,并通过二次插值方法转换为月度数据,并取对数
控制变量	城市税收收入	<i>Tax</i>	以城市层面当月以“金税四期”为关键词的百度指数予以度量
	政策关注度	<i>PA</i>	基于文本挖掘方法统计地级市政府工作报告中与城市治理相关关键词的出现频率,并取自然对数,作为政府治理能力的替代性指标
	政府治理能力	<i>GC</i>	

2.模型构建

为验证本文所提出的假说1,构建如下回归模型。

$$Spread_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 DID_{it} + \gamma C + \lambda_t + \eta_f + \varepsilon_{it} \quad (18)$$

其中,*i*代表某支债券,*t*代表月份,*f*表示某个发债企业,*Spread_{it}*表示某支债券的信用利差,*DID_{it}*表示核心解释变量即全面数字化电子发票试点(金税四期),*C*表示一系列控制变量,*λ_t*表示时间固定效应,*η_f*表示企业个体固定效应,*ε_{it}*表示随机误差项。

3.数据来源与描述性统计

鉴于数据的可得性与完整性,本文选取了2020年1月至2024年12月的企业债、公司债及中期票据相关数据作为研究对象,重点考察金税四期政策冲击对企业信用利差的影响及其传导机制。债券层面数据与发债企业财务数据来源于Wind和CSMAR数据库;宏观市场指标如国债收益率等来源于Wind数据库;区域层面数据来源于《中国统计年鉴》与《中国城市统计年鉴》。对于少量缺失值,本文采用均值法插补处理。描述性统计结果见表3。

表 3 描述性统计

变量	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
<i>Spread</i>	16116	0.9110	0.5739	0.1007	2.7943
<i>DID</i>	16116	0.4319	0.4954	0.0000	1.0000
<i>Size</i>	16116	25.6094	0.9927	21.4662	26.4523
<i>NPG</i>	16116	-0.1405	0.6347	-1.4631	0.7855
<i>FL</i>	16116	1.2996	1.0079	-1.9770	5.9433
<i>TobinQ</i>	16116	0.9629	0.1548	0.8074	1.3115
<i>SA</i>	16116	3.7090	0.3760	3.2107	4.6977
<i>Loss</i>	16116	0.1352	0.3419	0.0000	1.0000
<i>IA</i>	16116	2.5351	0.8207	-4.6052	5.2983
<i>EG</i>	16116	0.0637	0.2442	0.0000	1.0000
<i>Rating</i>	16116	20.6119	0.8675	18.0000	22.0000
<i>GDP</i>	16116	7.5060	0.8800	3.8428	8.5638
<i>Tax</i>	16116	2.0929	2.2385	-4.3445	7.2985
<i>PA</i>	16116	145.7476	107.9467	0.0000	756.5000
<i>GC</i>	16116	0.6858	0.5614	0.0000	2.1972

(二)基准回归检验

表4报告了全面数字化电子发票试点(金税四期)对企业债券二级市场信用利差的基准回归结果。整体来看,“以数治税”显著推高了试点地区企业债券信用利差,表明税收征管数字化通过强化信息透明度和风险识别,使企业既有信用风险更充分地进入市场定价。该结论在逐步引入时间固定效应、企业固定效应以及债券、企业和区域层面控制变量后依然稳健,假说1得到支持。在经济意义上,基于完整控制设定的列(3),金税四期试点的估计系数为0.060。结合描述性统计结果,当处理强度(*DID*)增加一个标准差时,企业债券信用利差平均上升约0.030个百分点,即约3.0个基点。这表明,“以数治税”强化了风险信号进入市场价格的链条,推动了信用风险的显性化,与理论分析预期一致。

表 4 基准回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Spread</i>	<i>Spread</i>	<i>Spread</i>	<i>Spread</i>
<i>DID</i>	0.033*** (3.48)	0.065*** (5.82)	0.060*** (4.95)	0.051*** (4.54)
控制变量	NO	NO	YES	YES
时间固定效应	NO	YES	YES	YES
个体固定效应	NO	YES	YES	YES
常数项	0.986*** (175.94)	0.879*** (158.88)	2.210 (1.20)	2.484 (1.45)
<i>N</i>	16116	16116	16116	16116

注:括号内为*t*值;*,**、***分别表示10%、5%和1%的显著性水平(下表同)。

(三)稳健性检验

1.平行趋势检验

为检验基准回归结果的稳健性并刻画政策效应的时间演化特征,本文在双重差分框架下对全面数字化电子发票试点(金税四期)实施前后进行了动态效应检验,结果如图1所示。政策实施前,处理组与对照组企业债券信用利差的动态系数均不显著,表明两组在政策冲击前具有可比的演化趋势,满足平行趋势假设。政策实施后,处理组企业债券信用利差相对于对照组显著上升,且该效应在随后时期持续扩大,呈现出明显的趋势性特征。表明“以数治税”引发的并非一次性价格反应,而是伴随制度运行逐步显现的持续性信用风险重估过程。

2. 替换被解释变量

为进一步提升研究结论的稳健性,本文参考肖土盛等(2025)相关研究的做法,将无风险利率替换为国债收益率重新计算债券利差,并在此基础上进行回归检验,结果如表4列(4)所示。实证结果与基准回归结论保持一致,表明全面数字化电子发票试点(金税四期)对债券利差的正向影响具有稳健性。

3. 基于PSM-DID的稳健性检验

为进一步验证基准回归结果的稳健性,本文在双重差分框架下引入倾向得分匹配(PSM-DID)方法。考虑到全面数字化电子发票试点(金税四期)在不同地区和企业间分批推进,且最终于全国推广。故本文基于企业层面首次被纳入试点的时间构造“早治组”与“晚治组”,以首次进入试点的月份作为处理时点,在同为最终被试点企业的样本中形成具有可比性的处理与对照关系,从而缓解处理时点异质性带来的识别偏误(Callaway和Sant'Anna, 2021; Goodman-Bacon, 2021)。在此基础上,本文选取首批试点发生前的最后一个月作为基期,仅使用该月的横截面数据对早治组与晚治组进行倾向得分匹配,并采用核密度匹配方法,通过连续加权方式提高两组样本在基准特征上的可比性。匹配结果如图2所示,匹配后处理组与对照组的分布差异显著收敛。在匹配样本上重新实施双重差分回归,结果如表5列(1)所示,核心解释变量DID的估计系数仍显著为正,且在1%水平上显著,表明基准结论在控制样本选择偏误后依然稳健。

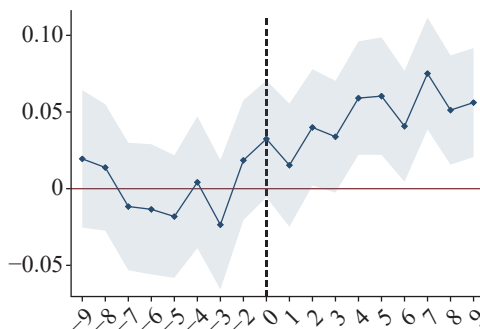


图1 平行趋势检验图

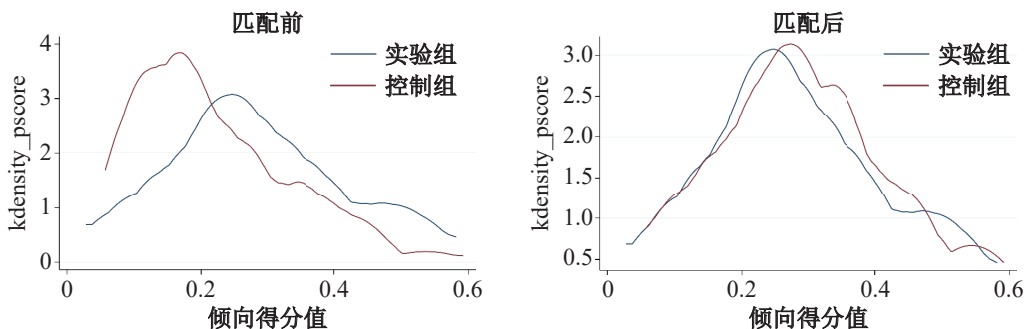


图2 核密度匹配图

4. 安慰剂检验

为进一步检验实证结果的可靠性,本文借鉴张超等(2024)的研究思路,进行了安慰剂检验。具体方法是随机赋予样本虚假的政策实施时间,并通过1000次重复抽样,在每次回归中重新估计金税四期试点对债券利差的影响。结果如图3所示。一方面,估计系数的核密度分布大多集中在零附近,说明在随机情境下并不存在系统性的偏差;另一方面,P值分布显示绝大多数结果未达到显著性水平,进一步反映了政策效应的真实性。总体而言,该检验结果支持了本文基准回归的稳健性,表明全面数字化电子发票试点(金税四期)显著推动了企业潜在信用风险在债券市场中的显性化定价。

5. 双重机器学习

在稳健性检验中,本文借鉴欧阳志刚和李伟(2024),引入双重机器学习(DML)框架对政

表 5 稳健性检验结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	PSM	双重机器学习	Heckman两步法 (第一步)	Heckman两步法 (第二步)	工具变量 (一阶)	工具变量 (二阶)
	<i>Spread</i>	<i>Spread</i>	<i>Traded</i>	<i>Spread</i>	<i>DID</i>	<i>Spread</i>
<i>DID</i>	0.076*** (3.58)	0.032*** (2.68)		0.060*** (4.95)		0.775*** (3.80)
<i>FMC</i>			0.157*** (8.77)			
<i>BT</i>			0.811*** (36.42)			
<i>BA</i>			-0.002*** (-7.27)			
<i>IMR</i>				0.117*** (5.62)		
<i>IV</i>					0.184*** (8.30)	
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
弱工具检验						68.90
不可识别检验						70.35***
内生性检验						15.41***
时间固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
个体固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
常数项	7.908*** (2.78)		-10.527*** (-26.94)	1.589 (0.86)	-3.476*** (-2.87)	6.926*** (2.93)
<i>N</i>	11 093	13 876	95 163	16 116	16 116	16 116

策效应进行再识别,采用Chiang等(2022)提出的多维聚类稳健交叉拟合方法,在训练阶段利用LASSO对高维控制变量进行选择与拟合,在估计阶段基于正交化残差识别处理效应,从而降低遗漏变量与函数形式设定误差对估计结果的影响。具体地,本文将样本随机划分为5个子样本并进行交叉拟合,在不同随机划分下重复估计20次以提高结果稳定性,回归结果如表5列(2)所示。结果显示,在DML框架下,全面数字化电子发票试点(金税四期)(*DID*)的估计系数在方向与显著性上均与基准回归保持一致,表明基准结果稳健。

6. Heckman两步法

在本文的基准回归中,债券信用利差仅在二级市场发生交易并形成可观测报价时才能获得,而债券是否被交易并非随机事件,若忽略这一样本选择机制,可能导致政策效应估计存在偏误。为此,本文采用Heckman两步法对债券进入回归样本的选择过程进行修正,在第一阶段构建选择方程,将样本期内所有存续的企业债、公司债和中期票据纳入,并以2020年1月至2024年12月期间是否在二级市场形成可观测利差(*Traded*=1)作为被解释变量。解释变量从企业、市场和债券个体三个层面选取,分别以发行主体月个股流通市值对数(*FMC*)衡量规模与

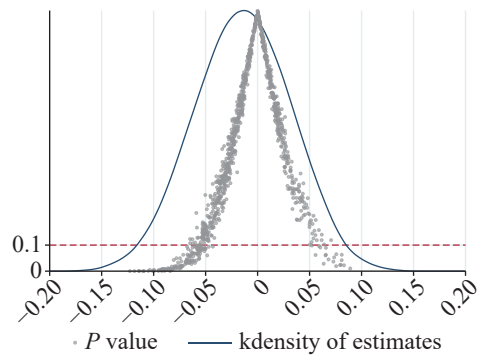


图 3 安慰剂检验图

市场关注度(Edwards等,2007),以企业债、公司债和中期票据月度成交量对数(*BT*)刻画市场流动性环境(Bao等,2011),以及以债券存续时间(*BA*,单位为月)反映生命周期特征,并据此计算逆米尔斯比率(*IMR*)以捕捉潜在选择性,第一阶段结果如表5列(3)所示。在第二阶段回归中,本文在已发生交易的债券样本中将*IMR*纳入双重差分模型以修正样本选择导致的误差项相关性,结果如表5列(4)所示,核心交互项*DID*的系数为0.060,且在1%水平上显著,而*IMR*项同样显著为正,表明“以数治税”推动信用风险显性化并抬升债券风险溢价的结论并非由二级市场交易选择机制所驱动,基准回归结果稳健。

7.工具变量法

为缓解潜在内生性问题,本文借鉴孙鲲鹏等(2025),从政策供给端与政策需求端交互的视角构建外生工具变量。作为自上而下推进的税收治理改革,全面数字化电子发票试点(金税四期)的实施强度既取决于中央层面对“以数治税”的制度供给力度,也取决于地方涉税事项复杂度所形成的现实治理需求,二者的交互能够影响政策冲击强度,但不直接作用于企业债券信用利差。在政策供给端,本文基于金税四期相关政策文件与权威报道构建关键词体系(见表6),并对《人民日报》日度文本进行词频统计,汇总形成月度政策关注度指标,以刻画中央层面对金税四期改革的阶段性制度供给强度;在政策需求端,本文以城市层面雇员规模超过15 000人的企业占比衡量涉税复杂度,用以刻画地方对数据化、智能化征管的现实需求。基于此,本文将中央政策供给强度与地方涉税复杂度的交互项作为工具变量,以刻画“以数治税”在不同时间与城市中的差异化冲击,该工具变量与金税四期推进显著相关,且仅通过制度冲击渠道影响债券信用利差,从而满足相关性与外生性的识别要求。

表 6 “以数治税”关键词

关键词层级	关键词
政策导向层	以数治税、智慧税务、税收征管数字化、税收征管信息化、税收征管现代化、税收治理现代化
制度执行层	智能稽核、智慧征管、数智税务、数字税务、智慧政务、数字政府、数字治理、大数据税收征管、金税工程、金税三期、金税四期、电子发票、全电发票、发票电子化、税费一体化、税务大数据、税务信息系统、税收管理系统升级、网上办税、非接触式办税、智能风控系统、智慧税务局、智能办税服务厅、数据赋能税收治理、云端办税、电子税务局、纳税服务数字化、税务数字基础设施、部门协同监管、跨部门信息共享、税警银联动、税银互动、银税合作、非税收入

回归结果如表5中的列(5)和列(6)所示。在第一阶段回归中,工具变量(*IV*)对核心解释变量*DID*呈现显著正向影响,说明所构建的工具变量与政策冲击之间高度相关,验证了工具变量的相关性与合理性。在第二阶段回归中,全面数字化电子发票试点(金税四期)(*DID*)对债券利差(*Spread*)的影响依旧显著为正,与基准回归结果保持一致,进一步验证了“以数治税”推动企业信用风险显性化并抬升债券信用利差的结论。同时,弱工具检验的*F*统计量为68.90,远高于Stock-Yogo临界值16.38,表明不存在弱工具问题,工具变量具有较强的解释力。总体而言,该结果不仅验证了工具变量设计的有效性,也增强了本文结论的稳健性。

(四)机制检验

为进一步识别“以数治税”影响企业债券信用利差的具体传导路径,本文开展中介效应分析。参考江艇(2022)的研究思路,中介效应检验有助于揭示制度冲击如何通过不同渠道作用于市场定价结果。结合前文理论推演,本文从风险信号、风险兑现和风险联动三个层面刻画“以数治税”的风险揭露机制,并在实证中分别构造相应的中介变量加以检验。

1. 风险信号

如前文所述,风险信号效应反映了“以数治税”通过强化外部监管信息供给,对企业信用风险进行前置识别的机制。随着涉税数据的系统整合和高频更新,税务执法活动已经从事后稽查转变常态化、可持续的风险识别和标签生成过程,这使得区域层面的税务处罚信息成为资本市场判断企业未来合规成本和监管风险的重要外部信号(Ye等,2023;王春飞等,2022)。当风险信号更为密集且可观测时,市场对企业信用风险的认知趋于谨慎,从而推高债券风险溢价。基于此,本文以企业所在城市月度税务处罚数量的对数值作为风险信号(*RS*)效应的代理变量进行机制检验,结果如表7列(1)所示。回归结果显示,*DID*与风险信号(*RS*)呈显著正相关,回归系数为0.238,且在1%水平上显著,表明在“以数治税”框架下,企业面临的合规风险更早、更频繁地进入市场视野,投资者因而在信用定价中提高了对潜在监管风险和合规成本的权重。这一发现从实证层面验证了风险信号机制的存在,说明“以数治税”并非仅通过改变企业内部财务状况影响债券利差,而是首先通过强化外部监管信息供给,推动信用风险在市场中的前置识别。

表 7 中介机制与调节效应检验结果

	(1) <i>RS</i>	(2) <i>RD</i>	(3) <i>RL</i>	(4) <i>Spread</i>	(5) <i>Spread</i>
<i>DID</i>	0.238*** (4.06)	-0.028*** (-2.98)	-0.564*** (-4.08)	0.087*** (6.31)	0.417*** (4.62)
<i>DID</i> × <i>OCR</i>				-0.616*** (-4.25)	
<i>DID</i> × <i>ICQ</i>					-0.047*** (-3.37)
<i>OCR</i>				0.865*** (7.51)	
<i>ICQ</i>					0.012 (1.31)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES
时间固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
个体固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
常数项	37.723*** (4.40)	6.376*** (4.45)	88.761*** (4.25)	3.602* (1.93)	2.339 (1.22)
<i>N</i>	16116	16116	16116	16116	16116

2. 风险兑现

如前文所述,风险兑现效应体现了“以数治税”通过提升税务透明度和数据可校验性,压缩企业财务操作空间,使既有潜在风险加速转化为可观测风险的机制。随着交易数据与财务数据一致性约束增强,企业通过会计调节或税务安排延后风险暴露的空间受到限制,原本隐含于财务报表背后的经营压力与债务风险更易被识别并反映于真实财务状况之中(Bellon等,2022)。当企业财务稳健性下降、违约风险上升时,投资者对其信用风险的定价随之调整,表现为信用利差扩大。基于此,本文以发债企业的*Z*指数作为风险兑现(*RD*)效应的代理变量进行机制检验(*Z*指数基于季度数据计算并等值填充至月度),该指标综合刻画企业盈利能力、资本结构与偿债能力,是衡量企业违约风险的重要工具(Altman等,2017)。实证结果如表7列(2)所示,*DID*与*RD*指数呈显著负相关,回归系数为-0.028,且在1%水平上显著,表明在制度冲击下,企业潜在财务风险被更早、更充分地显性化,从而验证了风险兑现机制的存在。

3. 风险联动

如前文分析,风险联动机制刻画了“以数治税”通过制度协同与资源配置约束,将税务风险

由征管领域扩展至财政支持与融资条件等其他领域的传导过程。随着税收征管数字化的推进,税务信息在财政、金融等部门间的可用性显著提高,企业税务合规状况与其获取政府资源和政策支持的能力联系更为紧密,税务风险上升可能通过削弱政府补助等制度性支持,进一步向融资环境外溢(张明等,2022;李真等,2020)。同时,涉税风险信息在不同市场和制度主体间扩散,增强了信用风险在债券市场中的放大效应。基于此,本文以发债企业获得的政府补助金额(取自然对数,并假定政府补助在各月均匀发生,据此构造月度序列)作为风险联动(*RL*)效应的代理变量进行机制检验,结果如表7列(3)所示。回归结果显示,*DID*与 RL 呈显著负相关,回归系数为-0.564,且在1%水平上显著,表明金税四期试点显著压缩了企业可获得的政策性支持。该结果说明,在“以数治税”框架下,税务风险通过制度性资源配置渠道向外部扩散,使企业在政策支持和资源获取方面面临更为严格的约束,从而间接影响其融资环境。

五、拓展性分析

(一)调节效应分析

1.基于企业现金流状况的调节效应分析

在“以数治税”全面推进的背景下,税收征管由事后核查转向实时动态监控,企业经营与财务信息透明度显著提升(孙鲲鹏等,2025),使既有风险暴露程度成为决定风险揭露强度的重要前置条件。经营活动现金流直接反映企业通过主营业务持续创造现金的能力,是衡量其财务脆弱性与风险暴露水平的核心指标(Liao和Liu,2022)。现金流充足的企业在制度实施前本身风险暴露较低,对涉税操作空间的依赖有限,税务透明度提升所能额外揭示的潜在风险相对有限;相反,现金流紧张的企业在制度冲击下更易集中显性化既有经营与偿债压力,并迅速传导至债券定价。基于此,本文以经营活动现金流与总资产之比(*OCR*)衡量企业现金流状况进行调节效应检验,结果如表7列(4)所示,交互项系数为-0.616,且在1%水平上显著,表明较低的既有风险暴露程度能够显著弱化“以数治税”风险揭露效应对债券信用利差的放大作用。

2.基于企业内部控制的调节效应分析

内部控制体系是企业风险识别、流程规范与信息披露的重要制度基础,决定了企业在外部监管强化时的风险暴露方式与缓冲能力(梁焱焱等,2025)。在“以数治税”持续推进的制度环境下,内部控制较为完善的企业,在制度实施前通常已处于较低的合规风险暴露状态,且其规范化流程和信息管理机制具备较强的风险缓冲能力,能够吸收并分散税收征管数字化带来的合规冲击,使涉税风险以更为渐进的方式显性化。相反,内部控制薄弱的企业风险缓冲空间有限,更容易在制度冲击下集中暴露既有涉税风险,并迅速传导至债券定价。基于此,本文参考李丹丹(2025)选取迪博内部控制指数(*ICQ*)衡量企业内部控制水平进行调节效应检验,结果如表7列(5)所示,交互项系数为-0.047,且在1%水平上显著,表明更强的风险缓冲能力能够显著削弱“以数治税”风险揭露效应对债券信用利差的放大作用。

(二)异质性分析

1.基于避税动机的异质性分析

企业避税动机的强弱决定了其在“以数治税”冲击下被风险揭露的潜在强度。避税动机较强的企业通常面临更高的税负压力或更紧的融资约束,其涉税信息中隐含的风险存量也相对更高,当税收征管由事后核查转向数据驱动的前置识别时,原有规避空间被压缩,涉税风险更易集中显性化并进入市场定价。基于这一逻辑,具体而言,参考王少华等(2025)的做法,本文以企业支付的各项税费扣除收到的税费返还后占营业收入的比重衡量实际税负。Graham(2003)的研究表明税负水平越高,企业通过税务筹划获取节税收益的边际激励越强,其潜在避税动机

也越为显著。故本文将在同一行业 and 同一年度内实际税负高于中位数的企业被界定为避税动机较强组,低于中位数的企业被界定为避税动机较弱组,并据此开展异质性分析。表8列(1)与列(2)的结果显示,“以数治税”对债券信用利差的推升效应仅在高避税动机企业中显著,而在避税动机较弱企业中不显著,表明税收征管数字化主要通过压缩规避空间,使既有涉税风险更快进入市场定价。

表 8 异质性分析结果

	(1) 高避税动机 <i>Spread</i>	(2) 低避税动机 <i>Spread</i>	(3) 高避税行为 <i>Spread</i>	(4) 低避税行为 <i>Spread</i>
<i>DID</i>	0.079*** (4.45)	0.019 (1.18)	0.067*** (3.43)	0.025 (1.60)
控制变量	YES	YES	YES	YES
时间固定效应	YES	YES	YES	YES
个体固定效应	YES	YES	YES	YES
常数项	-4.416 (-1.36)	4.087 (1.62)	7.342 (1.50)	3.896* (1.80)
<i>N</i>	7418	8698	5197	10919

2.基于避税行为的异质性分析

相较于避税动机,避税行为刻画的是企业是否已将规避税负的动机转化为可识别的实际操作,更直接反映企业既有涉税风险存量的大小。在“以数治税”通过数据比对和风险穿透压缩规避空间的背景下,既有避税行为越强的企业,其历史形成的涉税风险越容易被集中识别并进入市场定价。基于这一逻辑,本文参考刘行和叶康涛(2013),采用企业层面的避税程度指标衡量实际避税行为,并按年度中位数将样本划分为高、低避税行为组开展异质性分析。表8列(3)与列(4)的结果显示,“以数治税”对债券信用利差的推升效应仅在避税行为较强的企业中显著,而在避税行为较弱的企业中不显著,说明对于税务安排相对规范、既有涉税风险较低的企业而言,税收征管数字化并未引发明显的风险重估效应。

六、结论与建议

(一)研究结论

本文以2021年12月启动的全面数字化电子发票试点(金税四期)作为“以数治税”的代表性制度冲击,基于2020年1月至2024年12月企业债券二级市场的月度信用利差数据,系统检验了“以数治税”是否以及如何通过资本市场机制揭露企业的真实信用风险,并得到以下主要结论。

第一,实证结果显示,金税四期试点显著推高了试点地区企业债券信用利差。该结果说明,“以数治税”并非简单改变企业融资成本,而是通过压缩财务与税务操作空间、强化信息透明度,使原本可能被延后或掩盖的潜在信用风险更早进入市场定价过程,从而提高企业信用风险在债券市场中的显性化程度。

第二,机制检验结果显示,“以数治税”主要通过风险信号、风险兑现与风险联动三条路径影响企业债券信用利差。具体而言,在风险信号机制下,税收征管数字化强化了外部监管信息供给,区域层面税务执法活动及其信息扩散构成投资者评估企业未来合规成本与监管风险的重要信号;在风险兑现机制下,税务透明度提升压缩了财务操作空间,使企业既有的经营压力与偿债风险更快反映在真实财务状况中,加速潜在风险的显性化;在风险联动机制下,税务风险通过制度协同与资源配置约束向外部扩散,削弱企业获取政府补助等政策性支持的能力,并

放大信用风险在债券市场中的定价效应。上述机制共同构成了“以数治税”推动信用风险前置揭露的完整传导链条。

第三,调节效应分析表明,企业的风险暴露程度与风险缓冲能力在一定程度上影响了风险揭露对债券定价的冲击。具体来看,经营活动现金流充足、内部控制水平较高的企业,能够更有效地吸收和消化税收征管数字化带来的合规压力,使风险暴露过程更为平缓,从而显著削弱全面数字化电子发票试点(金税四期)对其债券信用利差的放大效应。

第四,异质性分析进一步显示,“以数治税”的风险揭露效应在不同企业中呈现出显著差异。具体而言,该效应在避税动机更强、避税行为更为突出的企业中更为显著,而在避税动机较弱或既有涉税风险较低的企业中不明显。这一结果表明,税收征管数字化所揭露的主要是既有的涉税风险存量,其对债券信用利差的影响更集中地体现在风险暴露概率较高的企业中,而非普遍性地抬升所有企业的融资成本。

(二)政策启示

从政府视角看,在持续推进“以数治税”的同时,应更加注重其对金融市场定价机制的外溢影响,统筹处理好风险揭露与金融稳定之间的关系,构建风险揭露、风险缓释、市场稳定相协调的制度框架。第一,应进一步完善跨部门数据共享与风险联动机制,在充分发挥全面数字化电子发票和税务大数据对涉税风险前置识别作用的同时,通过分级预警、差异化披露和分类处置等制度安排,避免风险信息的无序扩散引发市场过度反应,实现对信用风险的精准揭示。第二,应强化税收治理改革与金融监管政策的协同联动,推动建立税务、财政与金融监管部门的协同响应机制,对因风险显性化而阶段性融资受限,但基本面尚具韧性的企业提供合理的政策性流动性支持和信用缓释工具,防止信用收缩通过债券市场过度传导至实体经济。第三,应结合区域金融脆弱性和治理能力差异,因地制宜推进制度实施节奏,在金融风险承受能力较弱的地区同步加强风险披露与合规辅导,在治理基础较好、政策适应性较强的地区,更充分释放税收征管数字化改革的正向外溢效应,促进风险揭露与市场稳定的动态均衡。

从企业视角看,在“以数治税”不断深化的制度环境下,企业应将税收征管数字化视为倒逼治理升级的重要契机,通过提升合规适应能力来缓释信用约束。第一,应加快财务与税务管理的数字化和智能化升级,利用大数据、人工智能等工具提前识别涉税风险并进行动态调整,使风险暴露过程更加平缓,降低制度冲击对债券定价的集中影响。第二,应持续完善内部控制和治理结构,提高财务透明度与信息披露质量,减少因风险标签化和不确定性上升而引发的市场负面预期。第三,应更加重视资本市场中的信号管理,在制度性风险揭露环境下,通过稳健的财务政策、合理的资本运作安排以及有效的市场沟通,向投资者传递经营稳健性与风险可控性的信号,从而增强市场信任,缓释债券信用利差上行压力。

主要参考文献

- [1]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.
- [2]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.
- [3]李丹丹.国家审计如何促进国有企业转型升级?[J].审计研究,2025,(5):3-14.
- [4]李青原,刘叶畅.同行业间避税与企业的战略反应——来自我国A股上市公司的经验证据[J].金融研究,2019,(10):152-169.
- [5]李增福,朱进.“金税三期”税收征管对上市公司审计费用的影响[J].外国经济与管理,2022,44(1):105-118.
- [6]李真,席菲菲,陈天明.企业融资渠道与创新研发投入[J].外国经济与管理,2020,42(8):123-138.
- [7]梁焱焱,张勇,陈宓舟,等.会计信息的“紧箍咒”效应——来自银行风险承担的证据[J].统计研究,2025,42(5):92-103.

- [8]刘贯春, 张高荣, 陈肖雄. 税收征管信息技术进步与最优税制设计[J]. 管理世界, 2025, 41(6): 36-54.
- [9]刘行, 叶康涛. 企业的避税活动会影响投资效率吗?[J]. 会计研究, 2013, (6): 47-53, 96.
- [10]刘慧龙, 张玲玲, 谢婧. 税收征管数字化升级与企业关联交易治理[J]. 管理世界, 2022, 38(6): 158-175.
- [11]欧阳志刚, 李伟. 借贷便利工具、担保品渠道与小微企业贷款——基于双重机器学习的DID研究[J]. 管理评论, 2024, 36(8): 28-38.
- [12]孙鲲鹏, 侯微怡, 杨凡. 以数治税: 税务部门数据分析能力建设的效应[J]. 管理世界, 2025, 41(9): 131-147.
- [13]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.
- [14]王春飞, 葛秋辰, 郭云南. 行政监管措施与审计师声誉受损[J]. 会计研究, 2022, (10): 144-156.
- [15]王少华, 高明敏, 王静娟. 供应链金融能够助力企业“轻装前行”吗[J]. 经济管理, 2025, 47(3): 149-166.
- [16]肖土盛, 金泽宇, 郭泽菁. 证监会随机抽查制度是否发挥了“信息鉴证”效应?——基于债券市场的监管溢出视角[J]. 会计研究, 2025, (6): 151-163.
- [17]叶彦艺, 刘碧波, 施展. 债务协商、再融资风险与信用债定价——来自中国债券市场的证据[J]. 金融研究, 2023, (10): 104-124.
- [18]游家兴, 朱书谊, 于明洋, 等. 税收征管数字化升级与公司劳动投资效率[J]. 管理科学, 2025, 38(2): 85-101.
- [19]张超, 张新一, 郑国坚, 等. 去杠杆监管与企业合并范围异化——来自特殊合营安排的证据[J]. 管理世界, 2024, 40(7): 221-235.
- [20]张程睿, 陈嘉滢. 大数据税收征管与股价同步性——基于金税三期工程的准自然实验证据[J]. 财务研究, 2023, (2): 59-69.
- [21]张明, 孙玉英, 高江湖. 全流程智慧税务绩效建设的实践与探究——基于国家税务总局河北省税务局的创新实例[J]. 税务研究, 2022, (12): 121-125.
- [22]张玉明, 刘晗, 李双, 等. 数字化税收征管与企业研发操纵行为——基于金税三期工程的准自然实验[J]. 外国经济与管理, 2023, 45(8): 3-16.
- [23]赵乐, 孙鲲鹏, 吕昱婵, 等. 发票管理数字化的治税效应: 来自发票网上有奖查验的证据[J]. 世界经济, 2025, 48(4): 57-86.
- [24]赵欣, 陈颂凯, 王浩宇, 等. 税收征管信息化与企业风险承担水平——基于“金税三期”工程的准自然实验[J]. 中央财经大学学报, 2024, (8): 71-81.
- [25]Altman E I, Iwanicz - Drozdowska M, Laitinen E K, et al. Financial distress prediction in an international context: A review and empirical analysis of Altman's Z - score model[J]. *Journal of International Financial Management & Accounting*, 2017, 28(2): 131-171.
- [26]Bao J, Pan J, Wang J. The illiquidity of corporate bonds[J]. *The Journal of Finance*, 2011, 66(3): 911-946.
- [27]Bellon M, Dabla-Norris E, Khalid S, et al. Digitalization to improve tax compliance: Evidence from VAT e-Invoicing in Peru[J]. *Journal of Public Economics*, 2022, 210: 104661.
- [28]Callaway B, Sant'Anna P H C. Difference-in-differences with multiple time periods[J]. *Journal of Econometrics*, 2021, 225(2): 200-230.
- [29]Chen W Y, Xu J Y. Can digital tax enforcement reduce the risk of corporate debt default?[J]. *Economic Analysis and Policy*, 2024, 83: 1041-1060.
- [30]Chiang H D, Kato K, Ma Y K, et al. Multiway cluster robust double/debiased machine learning[J]. *Journal of Business & Economic Statistics*, 2022, 40(3): 1046-1056.
- [31]Dai H Y, Dong X Q, Xue F. Corporate credit risk and bond yield spreads: Market reactions to the spreads[J]. *Finance Research Letters*, 2024, 67: 105933.
- [32]Edwards A K, Harris L E, Piwowar M S. Corporate bond market transaction costs and transparency[J]. *The Journal of Finance*, 2007, 62(3): 1421-1451.
- [33]Ellahie A, Hayes R M, Plumlee M A. Growth matters: Disclosure and risk premium[J]. *The Accounting Review*, 2022, 97(4): 259-286.
- [34]Goodman-Bacon A. Difference-in-differences with variation in treatment timing[J]. *Journal of Econometrics*, 2021, 225(2):

254-277.

- [35]Huang J Z, Liu B B, Shi Z. Determinants of short-term corporate yield spreads: Evidence from the commercial paper market[J]. *Review of Finance*, 2023, 27(2): 539-579.
- [36]Kotsogiannis C, Salvadori L, Karangwa J, et al. E-invoicing, tax audits and VAT compliance[J]. *Journal of Development Economics*, 2025, 172: 103403.
- [37]Li S G, Peng F J, Wu B Z, et al. Closing the information gap: Tax data sharing and small business finance[J]. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 2025, 240: 107335.
- [38]Tu W J, Du A M, Saddler S B. Digital tax administration, investor risk perception, and stock return volatility[J]. *International Review of Economics & Finance*, 2025, 103: 104434.
- [39]Wang Y Y, Cui D D. Tax credit rating changes and the cost of debt financing: Evidence from China[J]. *The North American Journal of Economics and Finance*, 2025, 80: 102523.
- [40]Ye Y W, Zeng L, Tao Y Q, et al. Tax authority monitoring and corporate information disclosure quality in China[J]. *International Review of Financial Analysis*, 2023, 90: 102872.

Will “Data-driven Tax Governance” Reveal Corporate Credit Risks? Evidence from the Bond Market

Wang Chensheng¹, Yang Le^{1,2}, Zhang Yue²

(1. *School of Economics and Management, Beijing University of Chemical Technology, Beijing 100029, China*; 2. *School of Accounting, Henan University of Engineering, Zhengzhou 451191, China*)

Abstract: Under conditions of information asymmetry, traditional tax administration systems allow firms’ latent credit risks to remain partially concealed and delayed in market disclosure. With the advancement of “data-driven tax governance”, tax administration has strengthened information transparency and data penetration, potentially reshaping how corporate credit risks are priced in capital markets. Taking the nationwide pilot of fully digitalized electronic invoices (Golden Tax Phase IV), launched in December 2021, as an exogenous institutional shock, this paper uses monthly credit spread data from the secondary bond market spanning January 2020 to December 2024 and employs a DID design to examine whether tax administration digitalization accelerates the market revelation of corporate credit risks. The results show that “data-driven tax governance” significantly increases corporate bond credit spreads in pilot regions, indicating a heightened degree of credit risk revelation in market pricing. This effect operates primarily through three channels: risk signaling, risk realization, and risk linkage; and it is more pronounced among firms with weaker operating cash flows, less effective internal control systems, and stronger tax avoidance incentives and behaviors. The study suggests that tax administration digitalization not only improves tax enforcement efficiency but also enhances the risk-identification function of capital markets, with important implications for financial stability and the modernization of economic governance.

Key words: data-driven tax governance; Golden Tax Phase IV; fully digitalized electronic invoices; secondary bond market; credit risks

(责任编辑:王 孜)