

# “把薪助火”还是“杜渐防萌”:税收征管与企业债务违约风险

赵 燕<sup>1</sup>,林佳新<sup>2</sup>

(1.安徽财经大学 会计学院,安徽 蚌埠 233030;2.中南财经政法大学 会计学院,湖北 武汉 430073)

**[摘要]**税收征管变革作为国家治理现代化和服务高质量发展的重要内容,直接关系到企业决策行为与生产经营活动。税收征管既可能预防和减缓企业债务违约压力,也存在加剧债务违约的风险。鉴于此,基于2011—2021年沪深A股上市公司数据,考察税收征管对企业债务违约风险的影响。实证结果显示,税收征管强度的提升显著降低了企业债务违约风险。机制检验发现,税收征管通过提高企业纳税遵从度、优化资金配置结构,进而有效缓解了债务违约风险,但它并不会弱化减税降费政策的惠企初衷;良好的公司治理能够促进税收征管强度对企业债务违约的抑制作用。拓展性分析表明,税收征管力度的增强源自“金税三期”“国地税合并”改革等政策合力;税收征管对企业债务违约风险的抑制有助于提升其主业业绩水平。研究结论为进一步推进税收改革服务中国式现代化,减轻企业主体负担,提振实体活力,稳定经济提供了实践依据。

**[关键词]**税收征管;债务违约风险;纳税遵从度;资金配置结构;主业业绩

**[中图分类号]**F275;F812   **[文献标志码]**A   **[文章编号]**1004-4833(2024)05-0079-11

## 一、引言

目前,债务违约日益成为制约我国企业发展的焦点问题。随着经济结构性转型升级的持续推进,企业对借贷资金的依赖显著增强<sup>[1]</sup>。受疫情冲击和国际摩擦等新老问题交织叠加的影响,中国企业在资料配给、生产运营、技术流通与经贸往来等方面所受考验异常严峻,加剧了资金循环困难与市场供需失衡,企业债务安排的复杂度和难度加大,违约风险聚集,规模持续膨胀。据Wind数据统计,截至2023年底,国内企业债券实质违约1067支,逾期本金高达5261亿元,虽然近两年违约数量略有下降,但展期数量却激增至341支,是2016—2021年总和的3.9倍,债务压力依然突出。尤其是部分超大规模违约主体,如海航系、恒大系等连续巨额违约事件引发了严重的连锁效应,波及广泛、交叉感染,甚至造成区域性融资困难,给资本市场和金融系统带来冲击。守住不发生系统性风险的底线,是实现高质量发展目标的前提和保障。二十大报告指出,政府部门要加强宏观调控,提高治理能力,促进企业、产业和金融的良性循环。2024年3月,政府工作报告再次提出推进财税金融领域改革,合理使用财税政策、优化政策工具组合,化解重点领域风险。显然,风险治理依赖于宏观政策的协调配合以及监管机制的完善,特别是对微观主体经营活动的审慎监督和管理。

税收征管是产业政策的关键工具之一,也是我国监管制度的主要内容。近年来,国内税制改革多头并进,政策调整频率与改革力度持续加强。一是税基、税率与税种等税收制度的多轮调整,为企业提供“减税降费”发展机遇,引导产业结构调整升级,驱动企业创新发展<sup>[2]</sup>。二是税收征管技术环境的革新与优化,通过“金税工程”三期和四期建设,实现了现代化信息技术与税收监管体系的深度融合和高效协同<sup>[3]</sup>。三是税收征管机构组织变革的落实,“国地税合并”旨在缩减地方政府在税收执法中的自由裁量权和干预,确保税费“应收尽收”全面归集<sup>[4]</sup>。部分研究显示,“强征管,提效率”的税收努力在强化税源管理、丰富调控资金的同时,会增加企业的税负压力,继而影响企业和投资者决策,甚至对未来发展构成阻碍<sup>[5]</sup>。个别学者认为,制造业的实际税负水平已逼近“死亡税率”临界点,成为企业退出市场的主要原因之一<sup>[6]</sup>。那么,税收征管的加强是否与企业减负纾困、缓解债务风险之间构成冲突,触发了企业税负粘性与痛感,“把薪助火”地加剧了企业债务压力,还是及时有效地控

[收稿日期]2024-01-23

[基金项目]国家社会科学基金项目(20BJY023);安徽省高校自然科学研究重点项目(2022AH050603)

[作者简介]赵燕(1984—),女,安徽蚌埠人,安徽财经大学会计学院副教授,博士,硕士生导师,从事公司财务与公司风险管理研究,E-mail:zhaoy\_ah@sohu.com;林佳新(2002—),男,福建福州人,中南财经政法大学会计学院,从事公司治理与税收筹划研究。

制了风险,对债务违约起到“杜渐防萌”的预防作用,其背后逻辑与作用机制有待厘清。

鉴于此,本文聚焦于宏观政策干预下的微观企业经营活动,以2011—2021年我国沪深A股上市公司为研究样本,系统探讨税收征管强度对企业债务违约的影响。本研究有以下三点贡献:第一,从风险防范的视角审视税收征管的影响,通过企业债务违约距离的事前动态预警指标,有助于提前捕捉并防范潜在风险,约束实际违约事件的发生,保障其长期稳健发展。第二,税收征管在各级政府与企业动态博弈中发挥着外部治理功能,因而,本文从企业纳税遵从度和资金配置的路径机制、公司治理水平的调节机制,分别观测政策影响的形成路径以及内外治理机制的协同效果,有助于阐明政府税收征管和企业响应对违约风险管理的内在逻辑,其结论对多重制度下如何实施精准有效的企业债务综合监管将是有益补充。第三,税收征管强度是税收政策综合作用的结果,本文不同于既有研究对单一政策效果的论证,而是将税收“征管环境—征管强度—征管效果”置于同一研究框架中,先从政策强度的整体效应入手,再逐一识别具体政策的强度结果,并以实体企业的主业发展情况回应税收征管改革顶层设计,为提升国家治理能力现代化提供实证依据。

## 二、文献回顾与研究假设

### (一) 文献回顾与述评

#### 1. 企业债务违约影响因素研究

债务违约反映出企业面临资金链断裂的经营困境,也是评估金融稳定性与经济健康状态的关键指标。针对影响企业债务违约的内外因素,学者们分别从宏观经济形势、制度环境、政策调整、企业财务表现、财务行为、公司治理等多方面进行了有益的探讨。从外部因素来看,经济周期变化<sup>[7]</sup>、政策环境不确定性及金融市场的波动<sup>[8-10]</sup>等都会给企业正常运行带来困扰,加剧现金流紧张,使其陷入财务困境,尤其是当地方政府债务传导至银企关系时,会对企业融资产生“挤出”效应,融资成本和债务结构恶化造成企业资本结构调整困难<sup>[11]</sup>,进而诱发债务违约。在内部因素方面,企业财务表现<sup>[12]</sup>、业绩波动<sup>[13]</sup>、战略定位差异与财务战略激进程度<sup>[14-15]</sup>,以及盈余管理行为<sup>[16]</sup>等,也均被证实会引发企业债务违约。违约风险通过企业间借贷关系或供应链网络呈现“溢出”及“传染”效应,违约程度由此进一步加深<sup>[17]</sup>。

#### 2. 税收征管改革与企业财务行为研究

我国税收征管自1994年财税体系框架建立后,近十年间改革的步伐和深度前所未有,有关税收征管改革与企业行为关系的文献成果也较为丰富。税收执法力度与工作效率的提高,在降低制度性交易成本、提高税源信息透明度等方面,都对企业财务活动产生了显著的正面影响<sup>[18-19]</sup>。学界主要从税收政策对企业避税行为<sup>[20]</sup>、财务行为<sup>[21]</sup>、融资约束与资本结构<sup>[22-23]</sup>、资金配置<sup>[24]</sup>、创新行为<sup>[25]</sup>、信息披露<sup>[19]</sup>等关联性揭示出税收征管具有“征税效应”“激励效应”“治理效应”和“桥梁效应”等<sup>[22,26]</sup>。税收征管改革政策效应的细化研究,多围绕“金税三期”和“国地税合并”设计准自然实验,从信息化征管技术手段如何规范企业治理<sup>[27]</sup>、抑制不当财务行为<sup>[28]</sup>,以及征管组织机构独立性提高如何增强对企业涉税违规行为的识别<sup>[29]</sup>等方面展开。

现有文献围绕债务违约、税收征管对企业财务的影响均开展了大量研究,为深入探讨两者关系奠定了坚实基础。但尚存在以下三方面不足:一是从财税政策改革角度对企业债务违约的经验证据较少。二是对企业债务违约的观察多为实际违约情况,或关注单一的公司债券违约类型<sup>[30]</sup>,或从企业违约、诉讼次数和违规行为入手<sup>[31]</sup>,忽略了事前预判和防控风险的重要性。三是关于税收征管的研究视域偏窄,多停留于单项征管改革层面,尽管积极结论居多,但仍忽略了对税收征管政策组合效果的评价。据此,本文将对税收征管与企业债务违约之间的关系展开讨论。

### (二) 研究假设

新时期,我国税收征管改革着眼于服务税制改革和社会经济改革大局,征管配套措施持续升级,实现以2013年上线的“金税三期”工程为标志的征管技术手段变革和2018年“国地税合并”为代表的征管体制改革两大突破。现有文献表明,这两次改革都增强了税务机关的征管能力、征管力度和工作效率<sup>[19,22]</sup>,精准监管强度加大<sup>[32]</sup>。征管环境的变化使企业纳税活动、税收压力甚至经营目标发生相应改变。从征管效果来看,对企业债务违约风险可能具有正面和反面影响。

税收征管的“激励效应”和“桥梁效应”能够提升企业纳税遵从度、缓解企业的信誉风险。其一,税收征管强

度提升,意味着征管独立性和震慑力增强,税务机关能够及时发现企业数据失真问题,减少其盈余管理和避税行为<sup>[33]</sup>,实现“应收尽收”<sup>[34]</sup>,同时也会直接改变企业的行为方式<sup>[23,35]</sup>;另外,税收大数据和机构改革激活了政企之间的征纳互动,减税降费政策红利得以“应享尽享”,易于调动企业纳税遵从的积极性<sup>[36]</sup>。其二,强效的税收征管在保证企业积极履行纳税义务的同时,还向市场释放了纳税表彰和信用级别的正面声誉信息,企业信用资产增强更易于获得债务期限延展和长期外源融资,充实的自由现金流对防御企业因融资约束引发的投融资期限错配起到关键作用<sup>[37-38]</sup>,抑制了“短贷长投”和“金融化”带来的资金链断裂,避免债务无法偿付的违约风险<sup>[39]</sup>。此外,税收征管的“治理效应”提升了企业会计信息质量和透明度<sup>[33]</sup>。税务机关加大企业纳税信息审查力度,有能力及早捕捉并干预管理层对股东利益的侵占、转移、沉没资金甚至财务风险<sup>[40-41]</sup>,信息的公开透明便于媒体和公众掌握企业的真实情况,消除误解和猜测,减少负面新闻报道,避免声誉风险的积聚。特别是,当税收征管外部监督与公司内部治理机制形成协同效应时,企业内部制度调整优化,降低了股东与管理层的代理成本和避税空间,可以从源头上主动控制债务期限与比例,缓解企业财务信息的“战略性调整”行为<sup>[42-43]</sup>,将债务违约风险的侵蚀程度降到最低。由此可见,税收征管加强能够提升企业的纳税遵从度、优化资金配置结构,从而在预防和降低企业债务违约风险方面发挥“杜渐防萌”的作用。

除此之外,税收征管的“征税效应”会加重企业的经营压力。一方面,税收征管力度加强限制了企业避税操作空间,留存收益和现金流减少、成本负担增大,实际税负上升对企业利润造成“税收冲击”,可能拖累短期利润<sup>[44]</sup>。面对“税负痛苦”,企业会选择债务税盾、非债务税盾作为替代方式以提高企业价值<sup>[45]</sup>。而过高的债务比例也潜藏风险:当税盾难以稀释高税负的痛苦和实际资金需要时,企业会选择提高短期负债率进行“短贷长投”<sup>[46]</sup>,一旦项目无法盈利或资金链断裂,债务风险将会集中爆发。另一方面,根据避税代理理论,部分企业为应对政府监管,会构造一些复杂且不透明的交易活动,进行更为激进的避税活动,公司财务信息质量随之降低,信息不对称和代理问题恶化<sup>[47]</sup>,进一步诱发“寻租”行为。一旦被查处,企业不仅会面临严重的行政处罚和社会声誉损失,还可能因媒体曝光影响到投资者和公众信心。最后,在新古典投资理论框架下,税收征管具有明显的“融资约束”效应,特别是困境企业和纳税信用等级较低的企业,在获得银行贷款、政府补贴等外源性融资方面难度加大,导致内部要素资源配置不足,不仅影响了生产经营活动的积极性,也阻碍了科技创新和生产率提升<sup>[48-49]</sup>。综上可知,税收征管力度提升,使“征税效应”和征管压力加大,短期内可能会放大企业的经营负担和更激进的税收筹划行为、加剧融资约束和资金错配,进而“把薪助火”地加重了企业债务违约风险。

根据上述分析,本文提出竞争性假设 H1a、H1b。

H1a: 税收征管强度的提升缓解了企业债务违约风险。

H1b: 税收征管强度的提升加剧了企业债务违约风险。

### 三、研究设计

#### (一) 样本选择与数据来源

本文选取 2011—2021 年中国沪深 A 股上市公司作为研究对象,对初始数据进行如下筛选:(1)剔除金融业、保险业和房地产行业的公司;(2)剔除 ST 和 \*ST 等被特别处理的公司;(3)剔除关键指标值缺失的公司样本。在手工查阅公司年报对有差异和缺失的数据进行补充后,最终本文获得共计 22125 个观测值。所有财务及公司治理数据来自国泰安 CSMAR 数据库,地方税收收入、产业结构以及国内生产总值等宏观数据来源于国家统计局和《中国统计年鉴》。为控制极端值造成的潜在影响,本文对样本中所有连续变量均进行了上下各 1% 水平的 Winsorize 处理。

#### (二) 变量定义

##### 1. 被解释变量: 债务违约风险(EDF)

本文借鉴翟淑萍等<sup>[50]</sup>和 Crouhy M 等<sup>[51]</sup>的做法,采用 KMV 模型计算得出的违约概率来衡量企业债务违约风险。该模型基于 Merton 的债务定价理论<sup>[52]</sup>和 Black-Scholes 期权定价模型<sup>[53]</sup>,通过测度某个时点下公司资产价值与债务价值之间的距离予以衡量,利用市场信息为企业提供动态而实用的事前违约风险预测。模型具体步骤如下:

第一步,基于 BS 期权定价模型计算公司资产价值  $V_A$  以及资产波动率  $\sigma_A$ :

$$V_E = V_A N(d_1) - V_D e^{-rt} N(d_2) \quad (1)$$

$$\text{其中, } d_1 = \frac{\ln(V_A/V_D) + (r + 0.5\sigma_A^2)t}{\sigma_A\sqrt{t}}, d_2 = d_1 - \sigma_A\sqrt{t}.$$

$$\sigma_E = \frac{N(d_1)V_A\sigma_A}{V_E} \quad (2)$$

在式(1)中,  $e$  为自然常数;  $d_1$  和  $d_2$  是中间变量,  $N(d)$  表示标准累积正态分布函数;  $r$  为无风险收益率;  $t$  为公司债务偿还到期期限,一般设定为 1 年。  $V_E$  为公司股权价值,等于流通股数乘以日收盘价加上非流通股数乘以每股净资产;  $V_D$  为公司债权价值,以年末负债总额替代。式(2)中,  $\sigma_E$  为公司股权价值变动率,利用股票月收益率的标准差计算得出。

第二步,将求得的公司资产市场价值  $V_A$  和资产价值波动率  $\sigma_A$  代入式(3),计算企业的违约距离  $DD$ :

$$DD = \frac{E(V_A) - DP}{E(V_A)\sigma_A} \quad (3)$$

其中,  $DP = SD + 0.5LD$ 。

式(3)中,  $DD$  为企业的违约距离;  $E(V_A)$  为预期公司资产价值;  $DP$  为公司的违约点,它由企业流动负债期末余额  $SD$  和未偿还长期债务账面价值  $LD$  组成。

最后,本文根据违约距离( $DD$ )与预期违约概率的映射关系,运用标准累积正态分布函数求出企业违约风险( $EDF$ )。 $EDF$  值在 0~1 之间,该值越大,表明企业债务违约风险越高。

## 2. 解释变量: 税收征管强度( $TE$ )

本文以税收征管强度作为综合评估税收征管改革影响的指标。参考叶康涛和刘行<sup>[54]</sup>的方法,本文用公式(4)估算各地区预期可获得的税收收入。需要说明的是,由于本文初始样本已剔除第三产业中税收占比较高的金融、保险和房地产行业,因此在测算时仅考虑第一、第二产业总值。

$$\frac{Tax_{i,t}}{GDP_{i,t}} = \beta_0 + \beta_1 \frac{IND1_{i,t}}{GDP_{i,t}} + \beta_2 \frac{IND2_{i,t}}{GDP_{i,t}} + \beta_3 \frac{Open_{i,t}}{GDP_{i,t}} + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

其中,  $i$  代表不同省份、 $t$  为不同年度;

$Tax_{i,t}$  为各省各年度税收收入总额;  $GDP_{i,t}$  为国内生产总值;  $IND1_{i,t}$  和  $IND2_{i,t}$  为第一、第二产业国内生产总值;  $Open_{i,t}$  为进出口总额。本文将各地区的上述数据代入模型(4)后得出估计的相关系数,然后计算出预期的  $Tax_{i,t}/GDP_{i,t-est}$ 。税收征管强度  $TE$  为各地区实际税收收入与预期税收收入之比,  $TE = (Tax_{i,t}/GDP_{i,t})/(Tax_{i,t}/GDP_{i,t-est})$ 。 $TE$  值越大,说明该地区的税收征管强度越大。此外,本文以  $TE$  的年度省份中位数设置税收征管强度的虚拟变量( $TE\_dum$ ),当  $TE$  大于年度省份中位数时,表示该地区税收征管强度较大,  $TE\_dum$  取值为 1,反之为 0。

## 3. 控制变量(*Controls*)

借鉴主流文献研究,本文控制了一系列公司层面和省份层面可能影响债务违约风险的因素,包括企业规模( $Size$ )、资产负债率( $Lev$ )、资产收益率( $Roa$ )、现金流比率( $Cashflow$ )、企业成长性( $Growth$ )、股权集中度( $Top1$ )、两职合一( $Dual$ )、独立董事占比( $Indep$ )、产权性质( $Soe$ )、企业年龄( $Age$ )、年报是否经“四大”审计( $Big4$ )、市场化水平( $Market$ )、人均生产总值( $GDP$ )和产业结构( $IndStruc$ ),具体变量定义如表 1 所示。

此外,模型还引入了年份固定效应( $YearFE$ )和行业固定效应( $IndFE$ ),以控制不随时间变化的行业特征和时间趋势可能造成的影响。由于税收征管对于各细分行业的影响不同,因此本文中的行业类别参考证监会 2012 年版的二级分类。

表 1 变量定义

| 变量类型  | 变量名称   | 变量符号     | 变量定义   |
|-------|--------|----------|--|
| 被解释变量 | 债务违约风险 | EDF      | 基于 KMV 模型计算债务违约概率                                      |
| 解释变量  | 税收征管强度 | TE       | $TE = (Tax_{i,t}/GDP_{i,t})/(Tax_{i,t}/GDP_{i,t-est})$ |
|       |        | TE_dum   | 当 $TE >$ 当年省份中位数时取值为 1,反之为 0                           |
| 控制变量  | 企业规模   | Size     | 期末总资产的自然对数   |
|       | 资产负债率  | Lev      | 期末负债/期末总资产   |
|       | 资产收益率  | Roa      | 年度净利润/期末总资产  |
|       | 现金流比率  | Cashflow | 经营活动产生的现金流量净额/期末总资产                                    |
|       | 企业成长性  | Growth   | 营业收入增长率  |
|       | 股权集中度  | Top1     | 公司第一大股东持股数/总股数   |
|       | 两职合一   | Dual     | 董事长与总经理兼任时取 1,否则为 0                                    |
|       | 独立董事占比 | Indep    | 独立董事人数/董事会人数   |
|       | 产权性质   | Soe      | 国有企业取值为 1,否则为 0  |
|       | 企业年龄   | Age      | 上市年限加 1 的自然对数  |
|       | 年报四大审计 | Big4     | 公司年报经由四大事务所审计取 1,否则为 0                                 |
|       | 市场化水平  | Market   | 樊纲和王小鲁等所编制中国市场化指数                                      |
|       | 人均生产总值 | GDP      | 人均地区生产总值/10000   |
|       | 产业结构   | IndStruc | 第三产业本年增加额/10000  |

### (三)模型设计

本文构建模型(5)用于检验假设 H1a 和 H1b 中税收征管强度( $TE/TE_{dum}$ )对企业债务违约风险( $EDF$ )的影响。

$$EDF_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 TE_{i,t-1}/TE_{dum_{i,t-1}} + Controls_{i,t} + YearFE + IndFE + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

考虑到政策实施效果反馈的滞后性,同时为减轻内生性问题,模型中的解释变量  $TE$  和  $TE_{dum}$  均采用滞后 1 期。在本研究的分析框架中,特别关注解释变量的回归系数  $\alpha_1$ 。若该系数显著为负 ( $\alpha_1 < 0$ ),表明税收征管增强对企业债务违约风险具有显著的抑制和预防作用,假设 H1a 成立;反之,若该系数显著为正 ( $\alpha_1 > 0$ ),意味着税收征管增强可能加剧了企业的债务违约风险,假设 H1b 成立。

## 四、实证结果与分析

### (一)描述性统计

表 2 为主要变量的描述性统计结果。企业债务违约风险( $EDF$ )的均值为 0.158,标准差为 0.235,表明企业间债务违约风险差异化程度较高。税收征管强度( $TE$ )的均值为 0.987,最小值为 0.614,最大值为 1.513,反映出不同地区税收征管强度存在显著差异;税收征管强度虚拟变量( $TE_{dum}$ )的均值为 0.437,说明超过一半的样本企业所在地区的税收征管强度低于年度省份的中位数水平。此外,控制变量( $Controls$ )的描述性统计结果与现有研究保持一致。在进行回归分析之前,本文对模型中各变量进行了相关系数检验和方差膨胀因子检验,以评估多重共线性的可能性,其中各变量间的相关系数基本在 0.5 以下,方差膨胀系数( $VIF$ )均值为 1.80,远低于通常使用经验阈值 10,表明变量之间不存在明显的共线性问题,能够保证实证结果的可靠性。

### (二)税收征管强度与企业债务违约风险

表 3 为税收征管强度与企业债务违约风险关系的检验结果,采用“年度 - 行业”双重固定效应模型予以检验。列(1)和列(2)是解释变量为连续变量  $TE$  时,有无加入控制变量后的回归结果;列(3)和列(4)是解释变量为虚拟变量  $TE_{dum}$  时,有无加入控制变量的结果。

结果显示,税收征管强度( $TE_{i,t-1}/TE_{dum_{i,t-1}}$ )对企业债务违约风险( $EDF$ )的作用均在 1% 水平上显著为负 ( $-0.088^{***}, -0.032^{***}, -0.026^{***}, -0.013^{***}$ ),即伴随税收征管强度的增加,企业的债务违约风险会降低。综合来看,税收征管变革推动税收机制由管理向治理转变,征管力度的提升充分发挥出对企业的“治理效应”“桥梁效应”和“激励效应”,即当前期实施了更有力的财税征管,其制度刚性规范并引导着企业后续的经营活动,在降低违约风险方面起到积极正面的前瞻性作用,“杜渐防萌”的效果也因此得以体现,避免了可能加剧债务风险的情况,从而证实了假设 H1a 成立。

### (三)稳健性检验

#### 1. 工具变量法

为控制基准模型潜在的遗漏变量和内生性问题,本文采用工具变量两阶段最小二乘法(2SLS)予以重新估计。参考张勋等<sup>[55]</sup>的处理方法,本文选取企业所在省会城市与首都北京之间的空间地理距离  $Distance$ (以千米为单位的经纬度计算结果)作为工具变量,理由如下:一方面,该指标本身并不直接作用于企业的债务违约风险,而是可能通过影响税收征管的强度和效率产生间接影响;另一方面,北京作为政治行政中心,其政策制定和管理效率通常对其他省份起到示范效果,与北京较近的省份,由于信息流通更加便捷,与中央政府联系更为紧密,可能会更快、更有效地落实税收征管政策,提高征管的力度与效率。经检验,空间地理距离( $Distance$ )作为工具变量,在统计上不仅显示出了与税收征管强度的相关性,拒绝了弱工具变量( $F\text{-value} > 10$ ),而且其与债务违约风险

表 2 主要变量描述性统计结果

| 变量         | 样本数   | 平均值    | 中位数    | 标准差   | 最小值    | 最大值    |
|------------|-------|--------|--------|-------|--------|--------|
| $EDF$      | 22125 | 0.158  | 0.067  | 0.235 | 0.000  | 1.000  |
| $TE$       | 22125 | 0.987  | 0.972  | 0.198 | 0.614  | 1.513  |
| $TE_{dum}$ | 22125 | 0.437  | 0.000  | 0.496 | 0.000  | 1.000  |
| $Size$     | 22125 | 22.180 | 22.019 | 1.219 | 20.000 | 26.248 |
| $Lev$      | 22125 | 0.399  | 0.391  | 0.190 | 0.054  | 0.854  |
| $Roa$      | 22125 | 0.057  | 0.047  | 0.044 | 0.002  | 0.226  |
| $Cashflow$ | 22125 | 0.053  | 0.051  | 0.066 | -0.146 | 0.245  |
| $Growth$   | 22125 | 0.192  | 0.126  | 0.370 | -0.449 | 2.708  |
| $Top1$     | 22125 | 0.345  | 0.324  | 0.144 | 0.091  | 0.747  |
| $Dual$     | 22125 | 0.283  | 0.000  | 0.450 | 0.000  | 1.000  |
| $Indep$    | 22125 | 0.376  | 0.357  | 0.055 | 0.143  | 0.800  |
| $Soe$      | 22125 | 0.336  | 0.000  | 0.472 | 0.000  | 1.000  |
| $Age$      | 22125 | 2.116  | 2.197  | 0.785 | 0.693  | 3.434  |
| $Big4$     | 22125 | 0.057  | 0.000  | 0.232 | 0.000  | 1.000  |
| $Market$   | 22125 | 9.626  | 9.875  | 1.641 | 3.772  | 12.390 |
| $GDP$      | 22125 | 7.798  | 7.164  | 3.454 | 2.192  | 17.542 |
| $IndStruc$ | 22125 | 1.447  | 1.194  | 0.920 | 0.598  | 5.169  |

非直接关联,满足外生性条件,增强了作为工具变量的合理性与有效性。如表4中列(1)和列(2)所示,解释变量回归系数显著为负( $-0.335^{***}$ ),税收征管对企业债务违约仍具有缓解抑制作用,假说H1a依然成立。

## 2. 替换核心变量

为克服可能存在的度量误差,本文对核心变量进行替换。第一,替换被解释变量。参考聂伟新<sup>[56]</sup>的研究方法,使用企业当年现金流量债务比的相反数( $ED = -\text{现金流流量}/\text{债务总额}$ )重新度量债务违约风险: $ED$ 值越大,意味着企业承担债务总额的能力越弱,债务违约风险越高。第二,替换解释变量。借鉴叶康涛和刘行<sup>[54]</sup>的方法,选用实际税收收入与预测税收收入之差( $DTE$ )作为税收征管强度的替代变量: $DTE$ 值越大,税收征管强度越大。表4列(3)和列(4)所示,在分别替换了核心变量的度量方式后,税收征管强度对企业债务违约风险的回归系数均显著为负( $-0.020^{**}, -0.246^{***}$ ),证明税收征管强度能够显著降低企业债务违约风险,本文核心结论仍然成立。

## 3. 调整样本区间

主回归检验中的观测时间为2011—2021年,其间,2015年中国股市异动和2020—2021年疫情多轮暴发都对上市公司当年的经营活动造成了一定的冲击,这些因素可能对研究结果构成一定的内生性干扰。因而,在剔除2015年股市异动和2020年、2021年新冠疫情的影响的数据后,重新进行回归检验。结果如表4列(5)所示,在改变样本区间后,税收征管强度对于企业债务违约风险的影响在1%水平上显著负相关( $-0.028^{***}$ ),假设H1a依旧成立。

## 4. 安慰剂检验

为确保基准回归结论的稳健可靠,排除随机因素对结论可能产生的干扰,本文进行了严格的安慰剂检验。具体步骤为,通过随机生成1000个安慰剂 $TE_{t-1}$ 变量,并用它们替代真实的 $TE_{t-1}$ 变量代入模型(1)进行回归,从而得到一个基于假设数据的系数分布。检验结果如图1所示,通过模拟得到的P值和核密度函数呈现正态分布,且估计的回归系数与实际系数( $-0.032$ )存在显著偏差,证实了税收征管对企业债务违约风险的显著关系不是偶发现象,主检验结果较为稳健。

## 五、机制检验与拓展性分析

### (一) 中介机制检验

税收征管强度与债务违约风险之间的具体作用路径有待探明。因此,本文依据理论分析部分的逻辑陈述,参考温忠麟和叶宝娟<sup>[57]</sup>的层次法构建中介模型(6)和模型(7), $Mediator_{i,t}$ 代

表3 税收征管强度与企业债务违约风险回归结果

| 变量                  | (1)<br><i>EDF</i>      | (2)<br><i>EDF</i>      | (3)<br><i>EDF</i>      | (4)<br><i>EDF</i>      |
|---------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
| $TE_{t-1}$          | -0.088 ***<br>(-9.74)  | -0.032 ***<br>(-3.67)  |                        |                        |
| $TE_{-dum_{t-1}}$   |                        |                        | -0.026 ***<br>(-7.87)  | -0.013 ***<br>(-4.49)  |
| <i>Size</i>         |                        | 0.052 ***<br>(33.90)   |                        | 0.052 ***<br>(33.94)   |
| <i>Lev</i>          |                        | 0.504 ***<br>(52.58)   |                        | 0.504 ***<br>(52.59)   |
| <i>Roa</i>          |                        | -0.556 ***<br>(-14.58) |                        | -0.555 ***<br>(-14.57) |
| <i>Cashflow</i>     |                        | -0.136 ***<br>(-5.76)  |                        | -0.136 ***<br>(-5.75)  |
| <i>Growth</i>       |                        | -0.002<br>(-0.49)      |                        | -0.002<br>(-0.46)      |
| <i>Top1</i>         | 0.013<br>(1.37)        |                        | 0.013<br>(1.36)        |                        |
| <i>Dual</i>         | 0.002<br>(0.63)        |                        | 0.002<br>(0.62)        |                        |
| <i>Indep</i>        | 0.001<br>(0.04)        |                        | -0.002<br>(-0.01)      |                        |
| <i>Soe</i>          | 0.010 ***<br>(2.80)    |                        | 0.010 ***<br>(2.81)    |                        |
| <i>Age</i>          | -0.048 ***<br>(-19.12) |                        | -0.048 ***<br>(-19.18) |                        |
| <i>Big4</i>         | -0.092 ***<br>(-15.44) |                        | -0.092 ***<br>(-15.40) |                        |
| <i>Market</i>       | -0.003<br>(-0.20)      |                        | 0.002<br>(0.11)        |                        |
| <i>GDP</i>          | -0.003 ***<br>(-3.44)  |                        | -0.004 ***<br>(-4.35)  |                        |
| <i>IndStruc</i>     | -0.007 ***<br>(-2.90)  |                        | -0.006 **<br>(-2.38)   |                        |
| <i>Constant</i>     | 0.243 ***<br>(26.40)   | -0.985 ***<br>(-27.94) | 0.165 ***<br>(79.16)   | -1.013 ***<br>(-30.08) |
| <i>YearFE/IndFE</i> | Yes                    | Yes                    | Yes                    | Yes                    |
| N                   | 17790                  | 17790                  | 17790                  | 17790                  |
| Adj-R <sup>2</sup>  | 0.205                  | 0.475                  | 0.204                  | 0.475                  |

注:\*\*\*、\*\*、\*分别表示在1%、5%、10%水平下显著,括号内为t值。后表同。

表4 稳健性检验

| 变量                       | 工具变量法                          |                       | 替换变量法                |                        | 改变区间<br>(5)<br><i>EDF</i> |
|--------------------------|--------------------------------|-----------------------|----------------------|------------------------|---------------------------|
|                          | (1)<br><i>TE<sub>t-1</sub></i> | (2)<br><i>EDF</i>     | (3)<br><i>ED</i>     | (4)<br><i>EDF</i>      |                           |
| <i>Distance</i>          | -0.012 ***<br>(-13.23)         |                       |                      |                        |                           |
| <i>TE<sub>t-1</sub></i>  |                                | -0.335 ***<br>(-3.29) | -0.020 **<br>(-2.15) |                        | -0.028 ***<br>(-2.62)     |
| <i>DTE<sub>t-1</sub></i> |                                |                       |                      | -0.246 ***<br>(-2.62)  |                           |
| <i>Constant</i>          | 1.226 ***<br>(42.53)           | -0.618 ***<br>(-4.66) | 0.303 ***<br>(7.93)  | -1.023 ***<br>(-30.35) | -1.097 ***<br>(-24.41)    |
| <i>Controls</i>          | Yes                            | Yes                   | Yes                  | Yes                    | Yes                       |
| <i>YearFE/IndFE</i>      | Yes                            | Yes                   | Yes                  | Yes                    | Yes                       |
| N                        | 17790                          | 17790                 | 17790                | 17790                  | 12423                     |
| Adj-R <sup>2</sup>       | 0.427                          |                       | 0.718                | 0.475                  | 0.490                     |
| F-value                  | 243.14                         |                       |                      |                        |                           |
| Wald chi2                |                                |                       | 7905.49              |                        |                           |

表中介变量,分别对企业纳税遵从度(*DDBTD*)、资金配置结构(*SFLI*)和减税激励(*TC*)三种潜在的作用路径进行检验,以便阐明税收征管强度(*TE<sub>t-1</sub>*)与企业债务违约风险(*EDF*)之间的内在机制。

$$\text{Mediator}_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \text{TE}_{i,t-1} + \text{Controls}_{i,t} + \text{YearFE} + \text{IndFE} + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

$$\text{EDF}_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 \text{TE}_{i,t-1} + \gamma_2 \text{Mediator}_{i,t} + \text{Controls}_{i,t} + \text{YearFE} + \text{IndFE} + \varepsilon_{i,t} \quad (7)$$

### 1. 纳税遵从度(*DDBTD*)

2021年3月,中共中央办公厅、国务院办公厅印发《关于进一步深化税收征管改革的意见》,强调深入推进税收征管改革,大幅提高税法遵从度和社会满意度,降低征纳成本。纳税遵从度是衡量税收征管改革有效性的重要指标。伴随税收征管强度的提升,税收治理效能从制度和监管层面巩固并重,分类精准的税收监管在面对纳税企业时宽严相济,既能以最严格的标准防范逃避税,降低因财务问题引起的债务违约风险,又可以通过精细化服务和柔性征管措施,避免对企业正常生产经营造成影响,激励企业积极纳税,享受税收优惠,改善财务状况,减轻债务负担。据此,本文采用童锦治等人<sup>[58]</sup>的做法,用扣除应计利润影响的税会差异衡量纳税遵从度(*DDBTD*),该指标取值于模型(8)。

$$\text{BTD}_{i,t} = \alpha \text{TACC}_{i,t} + \mu_i + \varepsilon_{i,t} \quad (8)$$

其中,*BTD*=(税前会计利润-应税所得)/期末资产,*TACC*=(净利润-经营活动产生的净现金流)/期末资产。 $\mu_i$ 表示公司*i*在样本期间内残差的平均值, $\varepsilon_{i,t}$ 表示*t*年度残差与公司*i*平均残差 $\mu_i$ 的偏离度,*DDBTD*取值为二者之和( $\mu_i + \varepsilon_{i,t}$ ),代表*BTD*中不能被应计利润解释的那一部分,其值越小,则说明纳税遵从度越高。

回归结果如表5列(1)和列(2)所示,税收征管对企业纳税遵从度的回归系数在1%水平下显著负相关(-0.006\*\*\*),即税收征管越强,纳税遵从度越高。在加入中介变量后,税收征管强度对企业债务违约风险的系数仍显著为负(-0.031\*\*\*),表明税收征管强度能够通过提高企业纳税遵从度,从而抑制债务违约风险,企业纳税遵从度的中介效应成立。

### 2. 资金配置结构(*SFLI*)

当企业选择“短贷长投”,用滚动的短期负债去覆盖长期投资,极易使得企业陷入财务困境,甚至引发系统性金融风险<sup>[59]</sup>。税收征管强度与效能的提高,增强了企业的信息透明度和财务信息准确性,便于外部投资者更为精确地评估企业的偿债能力,吸引更多长期资金。宽裕的自由现金流帮助企业进行更加理性的投融资活动,鼓励企业采取与资产负债期限匹配的资金配置决策,优化负债结构,降低流动性危机。这样的措施有效地抑制了债务违约的风险,为企业的健康发展提供了坚实的财务支持。鉴于此,本文借鉴钟凯等<sup>[60]</sup>提出的“短贷长投”方法来度量企业资金配置结构(*SFLI*),具体计算方法是“固定资产等投资活动现金支出-(长期借款本期增加额+本期权益增加额+经营活动现金净流量+出售固定资产的现金流入)”,并利用上一年度的资产总额剔除企业规模。*SFLI*值越大,表明企业的投融资错配问题越严重。回归结果如表5第(3)、第(4)列所示,表明税收征管优化了企业的资金配置结构(-0.029\*\*\*),并由此有效地降低了企业的债务违约风险(-0.032\*\*\*),企业资金配置结构的中介效应成立。

### 3. 减税激励效果(*TC*)

减税降费激励作为国家干预经济、激发市场主体活力的重要手段,通过显著降低企业税负,有效纾解了企业的财务风险和经营压力,提升企业的市场竞争力和发展潜力。税收征管的强化是否会抵消财税政策“纾困惠企”目标的实现,结果尚不明晰。因此,本文引入企业税收负担降低率指标(*TC*)展开分析。该指标通过比较企业税收负担前后的变化率来衡量减税政策的实际影响。*TC*值越大,说明减税降费激励政策落实得越好。

表5中列(5)显示减税激励与税收征管之间没有显著的直接联系(0.024),使用Bootstrap法抽样1000次也未能通过检验,这表明税收征管的强化和减税激励政策在实施中并不冲突。值得注意的是,列(6)显示税收征管强度和减税激励对企业债务违约概率均有显著的负相关影响(-0.032\*\*\*、-0.009\*\*\*),表明这两项政策都能

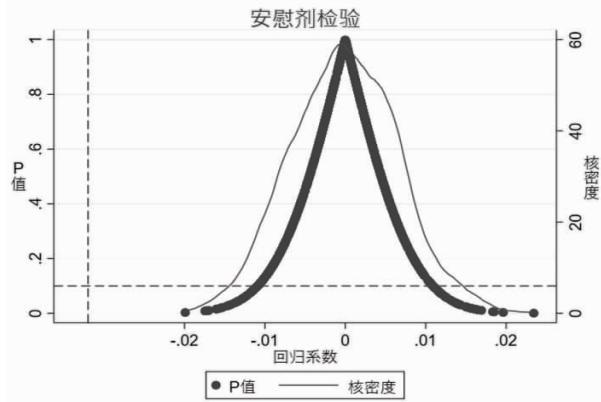


图1 安慰剂检验结果

有效抑制企业的债务违约行为且相互独立运作,从不同路径影响了企业的纳税行为和财务状况。这一结论揭示了政策组合工具协调的重要性,也为理解税收政策的经济意义和实施效果提供了重要依据。

## (二) 调节机制检验

在公司治理水平健全的情况下,企业能否发挥主体责任,与外部税收征管政策形成呼应,提升“内外共治”的整体监管效能,从而降低违约风险发生的概率?本文借鉴周茜等<sup>[61]</sup>的做法,选用高管薪酬、高管持股比例、独立董事比例、董事会规模、机构持股比例、股权制衡度以及董事长与总经理是否两职合一共7个指标,运用主成分分析法得到的第一主成分综合指数构建公司治理水平变量(*Gover*),该值越大,表明企业的公司治理水平越高。

表5中列(7)为公司治理水平的调节作用检验结果,公司治理水平(*Gover*)与交互项( $TE_{t-1} \times Gover$ )的系数在1%水平下均显著为负(-0.050\*\*\*、-0.043\*\*\*),表明公司治理能与税收

征管改革产生“协同效应”,增强内外部监管的整体效能,进一步降低违约风险。这种“内外共治”的监管机制不仅是将外部规制要求内化为公司的自我约束,更是通过提高企业对外部政策环境变化的响应能力和适应性,以达到防范风险的目标。

## (三) 拓展性分析

### 1. 税收征管环境变革

税收征管强度的提升,源自同期税收征管政策改革与制度的完善,鉴于本文使用税收征管强度作为综合评估税收征管改革影响的指标,因此对“金税三期”技术升级和“国地税合并”组织改革这两项关键的税收征管措施所带来的政策后果进行深入识别与检验,能为理解政策执行效果及其对经济行为的潜在影响提供完整的逻辑链条。

为评估两项政策对税收征管强度的具体影响,本文构建模型(9)进行研究分析,其中  $Policy_{i,t}$  包括“金税三期(GTP)”和“国地税合并(Treat  $\times$  Post)”两个政策变量:

$$TE_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Policy_{i,t} + \beta_2 Controls_{i,t} + YearFE + IndFE + \varepsilon_{i,t} \quad (9)$$

值得注意的是,“金税三期”与“国地税合并”改革实施时间有重叠,本研究着重评估每项改革对税收征管强度的独立影响,从而避免潜在的模型设定错误。在指标构造上,本文根据各省(区市)税务局公布的“金税三期”工程实际实施时间,利用多期双重差分模型检验数字化税收征管对于税收征管强度的作用:借鉴张志强和韩凤芹<sup>[62]</sup>的做法,将“金税三期”实施当年及其后续年份内的 GTP 指标赋值为 1,否则为 0。同时,本文将 2018 年的“国地税合并”视为一项准自然实验,采用范子英等学者<sup>[63]</sup>的方法进行指标构造,并构建双重差分模型:如果企业原先在地税局缴纳所得税,Treat 赋值为 1,反之为 0;当样本观测值处于 2018 及之后年份时,Post 取值为 1,反之为 0。通过  $Treat \times Post$  对税收征管强度进行回归。

表6的列(1)、列(2)的回归结果表明,“金税三期”和“国地税合并”改革均在1%水平上显著提高了各地区税收征管的强度(0.012\*\*\*, 0.024\*\*\*)。“金税三期”改革作为一项重要的技术更新和信息化转型项目,通过提升信息处理效率和税收服务质量,显著提升了税收管理的水平;而“国地税合并”改革则通过统一税务管理机构,有效减少了税收征管过程的冗杂和效率损失,显著提高了政策的执行力度。以上结果均表明这两项改革达成了提高税收征管效率和强度的目标,为理解财税政策在现代财政管理中的作用提供了重要的政策启示。

表5 机制检验

| 变量                      | 纳税遵从度                 |                        | 投融资结构                 |                        | 减税激励                 |                        | 公司治理<br>EDF            |
|-------------------------|-----------------------|------------------------|-----------------------|------------------------|----------------------|------------------------|------------------------|
|                         | (1)<br>DDBTD          | (2)<br>EDF             | (3)<br>SFLI           | (4)<br>EDF             | (5)<br>TC            | (6)<br>EDF             |                        |
|                         |                       |                        |                       |                        |                      |                        |                        |
| $TE_{t-1}$              | -0.006 ***<br>(-3.75) | -0.031 ***<br>(-3.54)  | -0.029 ***<br>(-3.10) | -0.032 ***<br>(-3.68)  | 0.024<br>(0.97)      | -0.032 ***<br>(-3.64)  | -0.022 ***<br>(-2.59)  |
| DDBTD                   |                       |                        | 0.189 ***<br>(4.43)   |                        |                      |                        |                        |
| SFLI                    |                       |                        |                       | 0.014 **<br>(2.01)     |                      |                        |                        |
| TC                      |                       |                        |                       |                        |                      | -0.009 ***<br>(-3.24)  |                        |
| Gover                   |                       |                        |                       |                        |                      |                        | -0.050 ***<br>(-20.60) |
| $TE_{t-1} \times Gover$ |                       |                        |                       |                        |                      |                        | -0.043 ***<br>(-6.44)  |
| Constant                | -0.027 ***<br>(-4.36) | -0.980 ***<br>(-27.80) | 0.419 ***<br>(11.16)  | -0.979 ***<br>(-27.67) | -0.239 **<br>(-2.38) | -0.987 ***<br>(-28.00) | -1.096 ***<br>(-31.11) |
| Controls                | Yes                   | Yes                    | Yes                   | Yes                    | Yes                  | Yes                    | Yes                    |
| YearFE/IndFE            | Yes                   | Yes                    | Yes                   | Yes                    | Yes                  | Yes                    | Yes                    |
| N                       | 17790                 | 17790                  | 17790                 | 17790                  | 17790                | 17790                  | 17790                  |
| Adj-R <sup>2</sup>      | 0.122                 | 0.475                  | 0.266                 | 0.477                  | 0.049                | 0.475                  | 0.488                  |

## 2. 主业业绩发展

本研究的核心结论揭示了税收征管对于降低企业债务违约风险的有效性,那么这一结果是否会对企业未来经营业绩产生影响?参考胡聪慧等<sup>[64]</sup>的做法,本文选取主营业务利润率衡量主业业绩发展水平( $M_{brp}$ ),检验企业的业绩表现。结果如表6列(3)、列(4)所示,税收征管强度( $TE_{t-1}$ )与未来业绩的回归系数显著为正(0.018\*\*\*、0.017\*\*\*),说明税收征管能够提高主业利润;企业债务违约风险与主业业绩显著为负(-0.015\*\*\*),结果表明税收征管能够通过缓解企业债务违约来促进企业未来主业发展。这一发现强调了税收征管在维护企业财务稳定性和促进长期发展方面的重要作用,加强征管措施不仅有助于企业减少债务风险,还能够进一步激发企业的经营活力和发展潜能。

表6 拓展性分析

| 变量                  | 金税三期                 | 国地税合并                | 主业未来业绩               |                       |
|---------------------|----------------------|----------------------|----------------------|-----------------------|
|                     | (1)<br>$TE$          | (2)<br>$TE$          | (3)<br>$M_{brp}$     | (4)<br>$M_{brp}$      |
| $GTP$               | 0.012 ***<br>(2.61)  |                      |                      |                       |
| $Treat \times Post$ |                      | 0.024 ***<br>(4.98)  |                      |                       |
| $TE_{t-1}$          |                      |                      | 0.018 ***<br>(3.11)  | 0.017 ***<br>(3.00)   |
| $EDF$               |                      |                      |                      | -0.015 ***<br>(-3.18) |
| <i>Constant</i>     | 1.126 ***<br>(43.05) | 1.120 ***<br>(42.98) | 0.471 ***<br>(20.19) | 0.437 ***<br>(18.03)  |
| <i>Controls</i>     | Yes                  | Yes                  | Yes                  | Yes                   |
| YearFE/IndFE        | Yes                  | Yes                  | Yes                  | Yes                   |
| N                   | 22125                | 22125                | 17790                | 17790                 |
| Adj-R <sup>2</sup>  | 0.435                | 0.436                | 0.522                | 0.524                 |

## 六、研究结论与启示

本文将财税理论与期权定价理论相结合,深入探讨了税收征管对企业债务违约风险的影响。实证结果表明,税收征管的强化显著降低了企业债务违约风险。具体而言,企业纳税遵从度的提高与资金配置结构的优化是税收征管抑制企业债务违约风险产生的主要原因,这一过程并未削减“减税降费”政策的有效性;良好的公司治理可以正向调节税收征管对企业债务违约风险的约束作用。拓展性分析表明,数智征管技术升级、征管组织机构整合改革提高了税收征管强度;税收征管对于企业债务违约风险的控制能够助力其主业业绩增长。以上研究结论对于企业经营管理以及我国税收征管体系的建设与完善具有以下启示:

对企业而言,依法诚信纳税是其基本义务与社会责任。在税收征管体系日趋完善的背景下,企业应杜绝税务违法行为的发生,消除因涉税问题造成企业价值波动等负面影响。企业财务部门需关注税收制度的变化,做好“金税四期”的对接工作;充分利用政策优惠合理安排税收筹划,缓解企业资金压力。而防范债务风险的关键在于增强企业内生动力和发展稳定性,企业应借好减税降费激励政策的“东风”,淘汰落后产能,增加创新研发,提升核心竞争力。除此之外,完善公司治理机制,缓解代理问题,对外重视特质性信息的披露,降低外部投资者因“信息差”负担的识别成本,以便获得更多的外部资金来维持企业的稳健发展;对内注重公司资金期限的合理配置,增强企业投融资决策的审慎性,建立债务风险预警机制,避免出现过高的现金流风险和杠杆率,强化企业抵御外部环境冲击的稳定性,提升企业韧性,降低违约风险概率。

就政府政策制定与优化,发挥税收征管在新质生产力形成中的促进作用而言,首先,国家要进一步发挥税收征管对企业发展的“治理效应”“激励效应”和“桥梁效应”,深化税收征管政策落实与完善,为缓解企业经营困难、降本增效,提供及时有力的财政政策支持。其次,税收征管内生于宏观调控政策对企业发展的执行监督过程之中,其影响长久而深远,这要求我国税务部门设计、实施更为精准的税收政策;积极推进中国税收征管工程建设数字化、智慧化转变,在税收领域不断推进和拓展“中国式现代化”实践。同时,充分发挥“政策组合拳”的正面作用,强化政策的集聚和联动效应,释放政策红利。最后,为企业税收信息提供更加畅通、透明的平台,优化企业内外部信息良性传递、提高信息资源使用效率,规范纳税信用评级,营造优质的税收征管环境和外部融资环境,防范化解重大风险,在保证税收公平的同时,为实体企业的稳健发展保驾护航。

### 参考文献:

- [1] 谭智佳,张启路,朱武祥,等.从金融向实体:流动性风险的微观传染机制与防范手段——基于中小企业融资担保行业的多案例研究[J].管理世界,2022(3):35-59.
- [2] 薛菁.新一轮减税降费、创新促进与制造业高质量发展[J].财经论丛,2022(6):15-28.
- [3] 魏志华,王孝华,蔡伟毅.税收征管数字化与企业内部薪酬差距[J].中国工业经济,2022(3):152-170.

- [4]叶永卫,云锋,邵传林.国地税合并与企业债务融资——基于税收征管独立性视角[J].南方经济,2022(9):18-35.
- [5]李小荣,叶楚豪,马海涛.税收政策与企业行为:基于准自然实验的研究评述[J].经济管理,2022(10):190-208.
- [6]王曙光,孙慧玲,朱子男.中国制造业“死亡税率”的测算与因应策略[J].财经问题研究,2019(1):92-98.
- [7]Kuehn L A, Schmid L. Investment - based corporate bond pricing[J]. The Journal of Finance, 2014, 69 (6):2741-2776.
- [8]Groba J, Serrano P. Foreign monetary policy and firms' default risk[J]. The European Journal of Finance, 2020, 26 (11):1047-1074.
- [9]Gopalakrishnan B, Mohapatra S. Insolvency regimes and firms' default risk under economic uncertainty and shocks[J]. Economic Modelling, 2020, 91 (9):180-197.
- [10]李亚超,鲍晓静.一体化程度、宏观经济波动与企业债务违约[J].现代财经(天津财经大学学报),2020(8):73-87.
- [11]刘宗明.“政府—企业”双重债务违约风险与财政政策有效性[J].中国工业经济,2022(8):44-62.
- [12]Ghaly M, Anh Dang V, Stathopoulos K. Cash holdings and labor heterogeneity: The role of skilled labor[J]. The Review of Financial Studies, 2017, 30 (10):3636-3668.
- [13]张治锋.超额商誉与债务违约:业绩波动的信号效应研究[J].现代财经(天津财经大学学报),2022(6):51-71.
- [14]王化成,侯粲然,刘欢.战略定位差异、业绩期望差距与企业违约风险[J].南开管理评论,2019(4):4-19.
- [15]郭婧,张新民.财务战略激进与企业债务违约[J].管理科学,2023(4):88-104.
- [16]叶志锋,胡玉明.盈余管理、债权保护与债务违约率——来自中国证券市场的证据[J].山西财经大学学报,2009(11):67-73.
- [17]张一栋,郁芸君,蒲明.担保圈危机、债务挤兑与区域风险治理[J].世界经济,2022(9):83-105.
- [18]田彬彬,林超,冯晨,等.制度性交易成本影响税收优惠落地吗?——基于税收遵从的视角[J/OL].管理世界,1-22[2024-07-04].<https://doi.org/10.19744/j.cnki.11-1235/f.20240205.001>.
- [19]刘贯春,叶永卫,张军.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[J].管理世界,2023(6):156-174.
- [20]赵仁杰,赵欣仪,钟世虎,等.征管模式、征管技术与税收治理——来自取消税管员固定管户的证据[J].经济研究,2023(9):133-151.
- [21]Dyck A, Zingales L. Private benefits of control: An international comparison[J]. The Journal of Finance, 2004, 59 (2):537-600.
- [22]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.
- [23]冯晨,周小昶,田彬彬,等.税收稽查体制改革与企业集团资本结构调整[J].经济研究,2023(8):100-119.
- [24]胡国柳,曾慧宇.税费政策与企业现金股利:影响机制与配置效率[J].财贸经济,2023(7):57-74.
- [25]Chen W, Jin R. Does tax uncertainty affect firm innovation speed? [J]. Technovation, 2023, 125 (7):1-22.
- [26]戴罗仙,蔡颖源.柔性税收征管对企业投资效率的影响——基于纳税信用管理制度的研究[J].江淮论坛,2022(4):53-59.
- [27]孙鲲鹏,杨凡.税收征管的公司治理作用与企业股价同步性[J].经济学(季刊),2023(4):1599-1616.
- [28]Li F, Lin T C. Innovative firms' cash holdings, tax policies, and institutional environments[J]. Financial Management, 2022, 51 (3):869-902.
- [29]李林木,于海峰,汪冲,等.赏罚机制、税收遵从与企业绩效——基于纳税信用管理制度的研究[J].经济研究,2020(6):89-104.
- [30]杨国超,蒋安璇.债券投资者的“保护盾”还是债务违约的“多米诺”——对债券交叉违约制度的分析[J].中国工业经济,2022(5):140-158.
- [31]黄小琳,朱松,陈关亭.债券违约对涉事信用评级机构的影响——基于中国信用债市场违约事件的分析[J].金融研究,2017(3):130-144.
- [32]黄保聪,李连友,谭光荣,等.税收征管、税收压力与公司资本结构——基于断点回归与双重差分模型的估计[J].会计研究,2023(9):104-118.
- [33]Tang X, Du D, Xie L, et al. Does the standardisation of tax enforcement improve corporate financial reporting quality? [J]. China Journal of Accounting Studies, 2022, 10 (4):481-502.
- [34]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.
- [35]游家兴,林慧,蓝永泉.税收稽查的震慑效应:一个预期博弃模型及其经验检验[J].经济研究,2023(12):59-76.
- [36]Jin P, Li G, Xiong W. Deterrence or conformity? —An analysis of digital economy taxpayer compliance behavior based on prospect theory[J]. Frontiers in Psychology, 2022, 13 (9):1-16.
- [37]Gomes A. Going public without governance: Managerial reputation effects[J]. The Journal of Finance, 2000, 55 (2):615-646.
- [38]翟淑萍,范润,赵玉洁.税收征管与企业投融资期限错配[J].现代财经(天津财经大学学报),2023(6):37-55.
- [39]张馨月,郝涛.投融资期限错配与企业债券违约风险[J].财经问题研究,2022(2):63-71.
- [40]王亮亮.控股股东“掏空”与“支持”:企业所得税的影响[J].金融研究,2018(2):172-189.
- [41]江轩宇.税收征管、税收激励与股价崩盘风险[J].南开管理评论,2013(5):152-160.
- [42]Rego S O, Wilson R. Equity risk incentives and corporate tax aggressiveness[J]. Journal of Accounting Research, 2012, 50 (3):775-810.
- [43]Xu W, Zeng Y, Zhang J. Tax enforcement as a corporate governance mechanism: empirical evidence from China[J]. Corporate Governance: An International Review, 2011, 19 (1):25-40.
- [44]欧阳洁,黄永颖,张克中.税收征管的数字化转型与企业投资:中国的经验证据[J].财贸研究,2023(5):39-53.
- [45]Miller M H, Modigliani F. Dividend policy, growth, and the valuation of shares[J]. The Journal of Business, 1961, 34 (4):411-433.
- [46]范文林,胡明生.固定资产加速折旧政策与企业短贷长投[J].经济管理,2020(10):174-191.
- [47]Hanlon M, Hoopes J L, Shroff N. The effect of tax authority monitoring and enforcement on financial reporting quality[J]. The Journal of the American Taxation Association, 2014, 36 (2):137-170.
- [48]吉贊,王贞.税收负担会阻碍企业创新吗?——来自“金税工程三期”的证据[J].南方经济,2019(3):17-35.

- [49] 张明. 税收征管与企业全要素生产率——基于中国非上市公司的实证研究[J]. 中央财经大学学报, 2017(1): 11–20.
- [50] 瞿淑萍, 韩贤, 张晓琳, 等. 数字金融能降低企业债务违约风险吗[J]. 会计研究, 2022(2): 117–131.
- [51] Crouhy M, Galai D, Mark R. A comparative analysis of current credit risk models[J]. Journal of Banking & Finance, 2000, 24(1–2): 59–117.
- [52] Merton R C. On the pricing of corporate debt: The risk structure of interest rates[J]. The Journal of Finance, 1974, 29(2): 449–470.
- [53] Black F, Scholes M. The pricing of options and corporate liabilities[J]. Journal of Political Economy, 1973, 81(3): 637–654.
- [54] 叶康涛, 刘行. 税收征管、所得税成本与盈余管理[J]. 管理世界, 2011(5): 140–148.
- [55] 张勋, 杨桐, 汪晨, 等. 数字金融发展与居民消费增长: 理论与中国实践[J]. 管理世界, 2020(11): 48–63.
- [56] 聂新伟. 刚性兑付、债务展期与债务违约——兼论市场与政府在信贷资源配置中的作用[J]. 财经问题研究, 2017(1): 93–100.
- [57] 温忠麟, 叶宝娟. 中介效应分析: 方法和模型发展[J]. 心理科学进展, 2014(5): 731–745.
- [58] 童锦治, 黄克珑, 林迪珊. 税收征管、纳税遵从与企业经营效率——来自我国上市公司的经验证据[J]. 当代财经, 2016(3): 24–32.
- [59] 刘贯春, 叶永卫. 经济政策不确定性与实体企业“短贷长投”[J]. 统计研究, 2022(3): 69–82.
- [60] 钟凯, 程小可, 张伟华. 货币政策适度水平与企业“短贷长投”之谜[J]. 管理世界, 2016(3): 87–98.
- [61] 周茜, 许晓芳, 陆正飞. 去杠杆, 究竟谁更积极与稳妥? [J]. 管理世界, 2020(8): 127–148.
- [62] 张志强, 韩凤芹. 大数据税收征管对企业税收遵从度的影响研究[J]. 审计与经济研究, 2023(5): 86–96.
- [63] 范子英, 朱星娟, 冯晨. 去属地化与企业税负: 基于国地税合并的研究[J]. 财贸经济, 2022(10): 23–39.
- [64] 胡聪慧, 燕翔, 郑建明. 有限注意、上市公司金融投资与股票回报率[J]. 会计研究, 2015(10): 82–88.

[责任编辑: 杨志辉]

## Fanning the Flames or Preventing Sparks: The Impact of Tax Collection and Management on Corporate Debt Default Risk

ZHAO Yan<sup>1</sup>, LIN Jiaxin<sup>2</sup>

(1. School of Accountancy, Anhui University of Finance and Economics, Bengbu 233030, China;

2. School of Accounting, Zhongnan University of Economics and Law, Wuhan 430073, China)

**Abstract:** Tax collection and management reform, as an essential component of national governance modernization and services to high-quality development, directly impacts corporate decision-making behaviors and production and operational activities. Tax collection and management can potentially prevent and mitigate corporate debt default pressures, yet it may also increase the risk of debt default. Given this context, this article examines the effects of tax collection and management on corporate debt default risk, utilizing data from Shanghai and Shenzhen A-share listed companies from 2011 to 2021. The empirical results indicate that an enhancement in the intensity of tax collection and management significantly reduces the risk of corporate debt default. Mechanism tests reveal that tax collection and management effectively alleviates the debt default risk by improving corporate tax compliance and optimizing the capital allocation structure, without weakening the original intention of tax reduction and fee reduction policies; robust corporate governance can enhance the suppressive effect of tax collection and management intensity on corporate debt default. Further analysis shows that the intensification of tax collection and management efforts stems from the synergistic effects of policies such as “Golden Tax Phase III” and the merger of National Tax Bureaus and Local Tax Bureaus. The inhibition of corporate debt default risk through tax collection and management contributes to the enhancement of core business performance levels. The research conclusions provide empirical evidence supporting the further advancement of tax reforms, which serve the Chinese model of modernization by reducing the primary burden on enterprises, stimulating the vitality of the real economy, and stabilizing the whole economy.

**Key Words:** tax collection and management; debt default risk; tax compliance; capital allocation structure; main business performance