

税收征管独立性与企业杠杆操纵

——基于国地税合并的准自然实验

孙泽宇¹, 王改便², 孙 凡²

(1. 北京师范大学 湾区国际商学院, 广东 珠海 519087; 2. 山西财经大学 会计学院, 山西 太原 030031)

[摘要]以降低账面杠杆率为表现的杠杆操纵不仅加剧了企业财务风险,还助长了系统性金融风险。以 2018 年国地税合并作为准自然实验,构造双重差分模型系统考察这一重要税制改革对企业杠杆操纵的影响及作用机制。研究发现,国地税合并显著抑制了企业杠杆操纵,同时抑制了表外负债和名股实债这两种主要的杠杆操纵方式,降低债务融资成本与增加商业信用获取是两个可能的影响机制。异质性分析结果表明,国地税合并对企业杠杆操纵的抑制作用在银企关联程度低、规模小、税收征管强度高的样本企业中更为显著。研究结论为遏制企业杠杆操纵提供了基于税制改革层面的新治理思路,也对全面评估税制改革经济后果并有效深化税制改革具有有益的启发。

[关键词] 税收征管独立性;企业杠杆操纵;国地税合并;债务融资成本;商业信用

[中图分类号] F812.2 **[文献标志码]** A **[文章编号]** 1004-4833(2025)02-0085-11

一、引言

2023 年底召开的中央经济工作会议明确指出,2024 年经济工作要坚持稳中求进、以进促稳的总基调,同时要做好防范化解处置重点领域风险工作,提高金融风险抵御能力。国家金融与发展实验室公布的数据显示,我国 2023 年宏观杠杆率为 287.8%,同比上升 13.5 个百分点,非金融企业的杠杆率更是连续两年大幅上升。杠杆率过高不仅会诱发企业出现流动性危机与偿付性危机,还可能增加金融体系的不稳定性及脆弱性,积聚系统性金融风险^[1]。我国于 2015 年起开始实施强制性去杠杆政策,这使得国内企业面临的去杠杆压力陡增,因此出于迎合政策监管要求的目的,上市公司往往会进行杠杆操纵^[2]。常见的杠杆操纵手段主要有将租赁业务设计为经营租赁的表外负债^[3]、将实为“债权”的永续债确认为“股权”的名股实债、利用非经常性损益的确认向上调节盈余^[4]等。已有研究发现,若仅考虑表外负债或名股实债方式,则有半数以上的非金融类 A 股上市公司进行了杠杆操纵;若进一步考虑会计手段,则存在杠杆操纵行为的公司高达九成以上^[5-6]。由此可见,公司杠杆操纵行为存在一定普遍性。公司杠杆操纵不仅未实质性去除杠杆,还可能引发系统性金融风险^[7]。因此,探究杠杆操纵治理机制以确保精准稳妥去杠杆和切实防范化解重大金融风险具有重要意义。

税收征管作为国家税收政策执行的关键环节,在改善企业治理进程中发挥着重要的外部监督作用。有研究发现,税收征管力度的增强有助于抑制企业盈余管理行为^[8]、降低企业避税程度^[9]、提高企业财务报告质量^[10]。那么,税务部门作为企业重要的外部监管方,部门间的合并与地方政府税收干预变化能否抑制企业杠杆操纵?2018 年我国国地税征管体制改革拉开序幕,其中一项重要的内容就是国地税合并。国地税合并可以有效规避地方政府在税收征管过程中可能施加的不当干预行为,提升税收征管机构独立性。作为一个外生事件,国地税合并为研究税收征管独立性及其对企业杠杆操纵的影响提供了一个良好的准自然实验环境。有鉴于此,本文构建双重差分模型探究税收征管独立性提升对企业杠杆操纵的影响及内在机理。

从理论上讲,国地税合并可能会对企业杠杆操纵产生两种相反的影响:一方面,国地税合并后新型税务机构实行双重领导体制,税收征管权被收紧,税收征管部门的独立性大幅提升,这会加重企业实际税负,加剧企业融资约束程度,进而诱发其进行杠杆操纵;另一方面,国地税合并实现了对企业涉税信息的集中管理和信息真实性

[收稿日期] 2024-07-01

[基金项目] 国家自然科学基金面上项目(72172116)

[作者简介] 孙泽宇(1994—),男,山西太原人,北京师范大学湾区国际商学院特聘副研究员,博士,从事宏微观结合研究;王改便(1999—),女,山西忻州人,山西财经大学会计学院硕士研究生,从事宏微观结合研究;孙凡(1968—),男,山西朔州人,山西财经大学会计学院教授,博士,从事会计电算化研究,E-mail:707350026@qq.com。

的交叉验证,倒逼企业改善信息披露质量,而信息披露质量的提升不仅有助于降低企业债务融资成本,还有助于其获得更多商业信用,最终会使企业获取外部融资的能力增强,从而减少杠杆操纵行为。由此可见,税收征管独立性提升如何影响企业杠杆操纵尚不明晰,有待于进一步实证检验。

基于前述分析,本文以2018年国地税合并这一外生事件作为准自然实验情境,基于2013—2022年我国沪深两市A股非金融类上市公司的微观数据,深入探究税收征管独立性提升对企业杠杆操纵的影响及内在机理。研究发现,国地税合并所引致的税收征管独立性提升能有效抑制企业杠杆操纵,同时抑制了表外负债和名股实债这两种主要的杠杆操纵行为,降低债务融资成本和增加商业信用获取是两个主要影响机制;异质性分析结果表明,国地税合并对企业杠杆操纵的抑制作用在银企关联程度低、规模小、税收征管强度高的样本企业中更为显著。

本文的研究贡献主要体现在三个方面:首先,拓展了近年来我国税制改革在微观企业层面所引致经济效应的相关研究,为全面准确评估财税改革效果提供了独特视角。2018年国地税合并是我国税制改革的重要内容,相关研究一部分聚焦于其产生的税收效应,如强化税收征管力度^[11]、增强企业纳税遵从度^[12],另一部分则主要讨论其产生的非税效应,如提高信息透明度^[13]、改善投融资期限错配^[14]、促进企业创新^[15],但尚未有研究系统考察其对企业杠杆操纵行为的影响。本文选取微观企业杠杆操纵这一新颖视角,切入国地税合并这一外生的准自然实验,构造双重差分模型系统考察税收征管独立性提高对企业杠杆操纵的外部抑制作用。其次,将税制改革这一宏观政策因素有效纳入企业杠杆操纵研究框架,从实践层面为切实遏制微观企业杠杆操纵提供了基于强化税收征管独立性的治理思路。以往有关企业杠杆操纵宏观影响因素的研究主要聚焦于资本市场开放^[16]和再融资新规政策^[17],鲜有研究从税收政策视角来探讨其对企业杠杆操纵的治理效应,本研究有效填补了这一不足。最后,以理论与实证相结合的方式明晰了国地税合并影响企业杠杆操纵的两条内在途径,强调了债务融资成本与商业信用在缓解企业杠杆操纵中所发挥的关键作用,为有关部门提升目标企业杠杆操纵治理效率提供了一定的借鉴。研究结果在客观上揭开了税收征管独立性与企业杠杆操纵之间的逻辑黑箱。

二、文献回顾

(一)企业杠杆操纵的相关文献

“杠杆操纵”这一概念由许晓芳和陆正飞首次正式提出,即企业利用监管规则的不完全性,采用表外负债和名股实债等财务手段降低资产负债表中的杠杆率的行为^[18]。其中,表外负债手段是指将相关负债表外化,以避免进入企业资产负债表^[3],具体手段有长期租赁、代销商品、售后回租、来料加工、合资经营、相互抵押、担保融资等;名股实债是指形式上采用股权投资方式筹资,但实际上通过设定固定回报和退出机制来达到更接近于债券融资的手段^[19]。

现有关于企业杠杆操纵的研究主要围绕其动机、影响因素和经济后果三个方面展开。动机方面,有研究发现,迎合监管政策的去杠杆要求^[2,20]和缓解自身融资约束^[2,21]的需求会诱发企业进行杠杆操纵。影响因素方面,一些研究从宏观政策制度视角切入,发现资本市场开放^[16]和再融资新规^[17]均会抑制企业杠杆操纵行为;另一些研究则从微观公司治理特征层面入手,发现国企党组织^[22]和非国有股东参与^[23]均会对企业杠杆操纵产生有效治理作用,机构投资者^[24]和媒体关注^[25]等主要外部利益相关者亦能有效抑制企业杠杆操纵。经济后果方面,一些研究认为,企业杠杆操纵会误导股东、债权人等利益相关者的信息决策,加剧股东与经理人、股东与债权人之间的代理冲突,降低企业投融资效率,甚至会引发企业债务违约风险^[26];另一些研究认为,企业杠杆操纵会误导政府和监管部门,使其对企业杠杆风险做出误判,从而做出不符合实际的决策,进而影响宏观经济调控效果^[18]。

综上所述可以发现,已有研究尽管涉及宏观政策对杠杆操纵的治理作用,但尚未有文献探讨税务体制改革如何影响企业杠杆操纵。

(二)国地税合并经济效应的相关文献

2018年国地税合并是适应经济社会发展需求,全面提升税收治理能力和治理水平的重大制度变革,其经济效应引起了学界广泛关注,相关研究聚焦于两个主题:一是国地税合并的税收效应,国地税合并强化了税收征管独立性,震慑了原有征纳合谋行为,有效遏制了企业逃税行为^[11],同时促使纳税人在更为严格的监管环境下自觉提升纳税遵从度,增强了纳税意识^[12];二是国地税合并的非税效应,国地税合并会导致企业税负加重,因此企业倾向于增持更多现金资产来应对可能的资金链断裂等问题^[27],国地税合并后强有力的税收征管也显著改善

了企业信息披露质量^[13],银行与企业间的信息不对称程度显著降低,企业因此获得更多长期贷款,其投融资期限错配得到有效改善^[14],此外,国地税合并后税收征管的外部监督效力也有所增强,进而减少了企业代理成本,并切实促进了企业创新^[15]。

综上所述,已有文献对国地税合并发挥的经济效应进行了相对丰富的研究,尤其在非税效应层面提出了国地税合并改善投融资期限错配、提高信息透明度、促进企业创新等观点,但尚未有文献探讨国地税合并对企业杠杆操纵的影响。据此,本文聚焦于企业杠杆操纵这一新颖视角,深入探讨国地税合并所产生的非税效应及潜在影响,揭示国地税合并影响企业杠杆操纵的渠道和机制,以期为该领域的研究增加新的边际贡献。

三、制度背景与理论分析

(一) 制度背景

2018年,第十三届全国人民代表大会第一次会议审议并通过了《关于国务院机构改革方案的决定》,将省级及以下国税与地税机构进行合并,实行以国家税务总局为主与省(区、市)人民政府双重领导的管理体制。这一改革举措标志着在经历了24年的分设之后,国家税务总局和地方税务局正式走向合并。在合并之前,国税局、地税局分设导致机构重复设置、人员膨胀、税收征管成本上升,而且在税务登记、发票管理、纳税申报、税款征收、税务稽查等方面存在界定模糊、多头重复的情况,这给实践操作带来了较多困扰^[28]。合并后,国税地税业务实现了“一厅通办”“一网办理”和12366纳税热线“一键咨询”,从根本上解决了纳税人“两头跑”的问题。此外,在税务机构改革的过程中,合并国地税稽查局并设立多个跨区稽查局,通过精简机构有效提升了稽查质效,优化了税务组织结构并强化了征管职责。国地税合并有助于降低征管成本、提升征管效率,可以有效避免税收流失。

(二) 理论分析

从一个角度来说,国地税合并可能会通过降低债务融资成本和增加商业信用获取抑制企业杠杆操纵。

第一,国地税合并通过降低企业债务融资成本抑制其杠杆操纵。企业债务融资成本直接反映了自身借债要付出的代价,同时揭示了其在资本市场上获得外部融资的难度,即能否以相对较低的债务融资成本获取外部融资^[29]。现实中,债权人往往会通过设置严苛的债务契约条款、限制债务水平标准等方式来提高债务融资成本,这使得企业获取外部融资的难度加大,进一步诱发其进行杠杆操纵。国地税合并后,原本由国税局与地税局分管的税种整合在一个税务系统,实现了信息高度聚合。税务机关通过税种间的因果关系、勾稽关系对税收进行比对分析,能够及时发现企业数据失真问题,减少企业向上和向下的盈余管理行为。有研究发现,强化税收征管能有效改善征管数据的质量,提高税务机关的数据分析能力,进而有效抑制企业盈余管理行为^[30]。高质量的盈余信息能够缓解债权人与企业之间的信息不对称,债权人要求的风险溢价降低,企业债务融资成本随之降低^[31]。此时,企业获取外部融资的难度减小,其通过杠杆操纵粉饰自身财务报表以扩充外部融资的动机明显弱化,考虑到杠杆操纵所带来的风险,企业不再将杠杆操纵作为摆脱自身融资困境的首选策略,从而杠杆操纵程度会降低。

第二,国地税合并通过增加商业信用获取抑制企业杠杆操纵。商业信用是银行贷款的一种重要替代性融资^[32],获取足额且及时的商业信用同样有助于企业缓解融资困境,进而遏制其从事杠杆操纵的主观动机。国地税合并有效提升了国家税务机关的税收征管能力和效率,在税收强监管日益深化的大环境下,微观企业依法足额纳税能为其带来良好的社会声誉与认同,因此能够向其供应链伙伴传递有关企业合法合规经营且拥有社会责任感的积极信号,进而赢得客户及供应商的信赖和支持,以获得增量商业信用^[33]。此外,国地税合并后的税务机关可以借助“金税三期”等电子信息平台多渠道多环节对纳税企业的经营活动进行有效监控,进而治理企业较为隐蔽的关联交易行为,而企业关联交易情况是其供应链伙伴用以评估供应链相关风险的一项重要依据^[34]。因此,国地税合并对相关企业关联交易的有效外部治理能够降低供应商及客户的供应链风险,从而增强供应链伙伴对企业长期稳定发展的信任与支持,有助于促使其适度放宽商业信用条件,以更好支持企业发展并巩固供应链关系。许晓芳等认为,企业融资需求是杠杆操纵的核心动机,企业融资能力越强,其进行财务杠杆操纵的动机就越小^[5]。企业能够获得更多的商业信用,意味着其通过除银行信贷等正规渠道之外的其他融资方式获取资金的能力显著提升,进而会减少杠杆操纵行为。

综上,本文提出假设H1。

H1:其他条件不变,国地税合并会抑制企业杠杆操纵。

从另一个角度来讲,国地税合并也可能会加剧企业杠杆操纵。国地税合并后,税收征管机构的独立性进一步提升,纳税人通过非正式支付方式(如业务招待费)与征管人员达成“征纳合谋”的动机减弱,从而有效抑制了企业避税行为^[35]。此外,国地税合并后不断增大的税收征管力度也表明企业避税行为被査处的概率以及由此所产生的避税成本将显著提高,这会促使企业减少避税行为。因此,国地税合并会抑制企业避税活动,使得企业实际税负加重。税收作为政府对企业利润的“强制性”分享,会挤占企业留存收益和现金流,压缩其内部融资空间,进而加剧企业融资约束^[36]。此时,企业需要从外部及时获取信贷资源来补充经营活动所需的现金流,出于维护外部债权人对企业的信心以及增强自身融资能力的考虑,企业会有更强烈的动机进行杠杆操纵。基于以上分析,本文提出假设 H2。

H2:其他条件不变,国地税合并会加剧企业杠杆操纵。

四、研究设计

(一)样本选择与数据来源

国地税合并政策从 2018 年开始执行,为保证区间平衡性,本研究选取 2013—2022 年我国沪深两市非金融类 A 股上市公司为样本,并进行以下处理:(1)剔除 ST 类企业;(2)剔除金融类企业;(3)剔除数据缺失的企业;(4)为减少数据偏误的影响,剔除年初及年末均有有息负债但当年没有利息支出、当年有利息支出但年末没有有息负债的样本^[6]。所需数据主要来自 CSMAR 数据库、CNRDS 数据库及 Wind 数据库。为减少极端异常值的影响,我们对所有连续变量进行上下 1% 的缩尾处理,最终得到 21723 个企业-年度观测值。

(二)模型构建

Imbens 和 Wooldridge 指出,在自然实验中,实验组和对照组样本均来自是否会被某项政策影响的特定群体而非随机,鉴于双重差分模型可以有效控制两组样本之间的系统性差异,从而为研究实验组在政策实施前后的变化提供了可能^[37]。因此,本文将 2018 年国地税合并改革视为一项准自然实验,使用双重差分模型考察国地税合并对企业杠杆操纵的影响,构建如下双重差分模型(1):

$$Levm_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 PostList_{i,t} + \sum Controls + \sum Firm + \sum Year + \sum Province + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

$Levm$ 为被解释变量,表示企业杠杆操纵;核心解释变量为交互项 $PostList$,表示国地税合并; $Controls$ 表示一系列控制变量。此外,本文还控制了个体($Firm$)、时间($Year$)和省份($Province$)层面固定效应。

(三)变量定义

1. 被解释变量

本文的被解释变量是企业杠杆操纵($Levm$),参考许晓芳等的研究^[2],采用基本的 XLT-LEVM 行业中位数法测度企业杠杆操纵程度,该方法估计的是狭义的杠杆操纵水平,即只考虑表外负债和名股实债的情况^[18],杠杆操纵程度由模型(2)计算得到。

$$Levm_{i,t} = \frac{Debt_b_{i,t} + Debt_ob_{i,t} + Debt_nsrd_{i,t}}{Asset_b_{i,t} + Debt_ob_{i,t}} - Lev_{i,t} \quad (2)$$

其中, $Debt_b$ 为账面负债, $Debt_ob$ 为表外负债, $Debt_nsrd$ 为名股实债, $Asset_b$ 为账面资产, Lev 为账面杠杆率。

首先,我们对表外负债指标($Debt_ob$)进行估计:(1)构建模型(3)对样本进行分年度分行业 Tobit 回归,计算出企业真实总资产周转率。(2)根据账面销售收入与真实总资产周转率之比计算得出真实总资产,真实总资产高于账面总资产的部分即为公司表外负债。具体计算方式见模型(4):

$$Turnover_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Lev_{i,t} + \beta_2 Size_{i,t} + \beta_3 Profit_sale_{i,t} + \beta_4 Soe_{i,t} + \beta_5 Top1_{i,t} + \beta_6 Growth_{i,t} + \beta_7 Market_share_{i,t} + \beta_8 Nonexper_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

其中, $Turnover$ 是企业账面总资产周转率, Lev 为账面杠杆率, $Size$ 是公司规模, $Profit_sale$ 是销售利润率, Soe 是产权性质, $Top1$ 是第一大股东持股比例, $Growth$ 是公司成长性, $Market_share$ 是市场份额, $Nonexper$ 是非执行董事占比。

$$Debt_ob_{i,t} = \frac{Income_{i,t}}{Turnover_{i,t}^*} - Asset_b_{i,t} \quad (4)$$

其中, $Income$ 是销售收入, $Turnover^*$ 是模型(3)的拟合值即真实总资产周转率, $Asset_b$ 为账面资产。

其次,我们对名股实债指标($Debt_nsrd$)进行估计:(1)构建模型(5)对样本进行分年度分行业 Tobit 回归,模型拟合值为企业真实有息负债利息率。(2)以真实有息负债利息率与账面有息负债总额相乘得到真实利息支出,真实利息支出低于账面利息支出的部分即为异常利息支出。(3)根据异常利息支出与真实有息负债利息率之比计算得出公司名股实债。具体计算方式见模型(6):

$$Ir_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Lev_{i,t} + \beta_2 Size_{i,t} + \beta_3 Cflow_{i,t} + \beta_4 Soe_{i,t} + \beta_5 Roa_{i,t} + \beta_6 Growth_{i,t} + \beta_7 Market_share_{i,t} + \beta_8 Ppe_{i,t} + \beta_9 Cashneed_{i,t} + \beta_{10} Current_{i,t} + \beta_{11} Age_{i,t} + \beta_{12} Loan_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

其中, Ir 是账面有息负债利息率, Lev 为账面杠杆率, $Size$ 是公司规模, $Cflow$ 是经营活动现金流, Soe 是产权性质, Roa 是盈利能力, $Growth$ 是公司成长性, $Market_share$ 是市场份额, Ppe 是有形资产比率, $Cashneed$ 是筹资需求, $Current$ 是流动比率, Age 是上市年限, $Loan$ 是银行借款比率。

$$Debt_nsrd_{i,t} = \frac{Ie_book_{i,t} - Ir_{i,t}^* \times Debt_bi_{i,t}}{Ir_{i,t}^*} \quad (6)$$

其中, Ie_book 是账面实付利息, $Debt_bi$ 是账面有息负债总额, Ir^* 是模型(5)的拟合值即真实有息负债利息率。

2. 解释变量

本文的解释变量是国地税合并($PostList$),国地税合并后原先在地税局缴纳税款的企业取值为 1, 否则为 0, 由分组变量 $List$ 和政策冲击变量 $Post$ 交乘得到。本文借鉴刘贯春等的做法^[13], 分组变量 $List$ 表示企业是否受到国地税合并的影响, 为虚拟变量。如果企业的原税收征管机关为地税局, 合并后由国税局征管, 则为实验组, $List$ 取值为 1; 如果企业的原税收征管机关为国税局, 则为对照组, $List$ 取值为 0。政策冲击 $Post$ 同样为虚拟变量, 如果样本观测值处于 2018 年及之后, $Post$ 取值为 1, 否则取值为 0。

选取适配的实验组与对照组是运用 DID 进行因果识别的关键。本文通过梳理国家对企业所得税征收管理归属的调整过程, 按照企业缴纳所得税机构的不同将样本进行分类, 具体见表 1。在税收执法实践中, 国税局和地税局的执法力度存在差异。地税局更容易受地方政府影响, 其税收征管独立性相对较低; 而国税局由国家税务总局垂直管理, 同时实行局长异地交流任职机制, 因此与地税局相比其有着较高的独立性。范子英

等研究指出, 国地税合并对原先向地税局缴纳所得税的企业产生了更大程度的影响^[11]。鉴于此, 本文将原先在地税局缴纳所得税的企业作为实验组, 始终在国税局缴纳所得税的企业作为对照组。

3. 控制变量

本文借鉴许晓芳等^[2]、林炳洪等^[25]的研究, 控制一系列可能对企业杠杆操纵产生影响的变量, 变量具体定义如表 2 所示。

表 1 实验组与对照组样本分布情况

组别	企业
对照组 (始终向国税局缴纳所得税的企业)	2002 年之前的中央企业与外资企业 2002 年至 2008 年的新企业 2008 年后以缴纳增值税为主要税种的新企业
实验组 (合并之前向地税局缴纳所得税的企业)	2002 年之前除中央企业和外资企业的其他企业 2008 年后以缴纳营业税为主要税种的新企业

表 2 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	企业杠杆操纵程度	$Levm$	由基本 XLT-LEVM 法得到杠杆操纵程度
解释变量	国地税合并	$PostList$	原先在地税局缴纳税款的企业取值为 1, 否则为 0
控制变量	企业规模	$Size$	资产总额的对数
	资产负债率	Lev	负债总额与资产总额比值
	公司盈利能力	Roa	营业利润与资产总额比值
	产权性质	Soe	国企取 1, 否则为 0
	企业成长性	$Growth$	营业收入增长率
	独立董事占比	$Inde$	独立董事人数除以董事会总人数
	经营性现金流	$Cflow$	经营活动产生的现金流量净额除以总资产
	投资机会	$Tobin$	股票市场价值与债务账面价值之和除以总资产
	前三大股东持股	$Top3$	前三大股东持股比例之和
	董事会规模	$Board$	董事会人数的自然对数
	国际“四大”审计	$Big4$	国际四大会计师事务所取值为 1, 否则为 0
	审计师行业专长	Msa	基于审计客户总资产计算
	机构持股比例	Inv	机构持股占公司流通股比例
	分析师关注度	Ana	分析师跟踪数量加 1 取自然对数
	媒体关注度	$Media$	报刊财经对该企业年度报道数量加 1 取自然对数
	行业竞争	Hhi	基于营业收入的赫芬达尔指数
	公司	$Firm$	公司固定效应
	年份	$Year$	年份固定效应
	省份	$Province$	省份固定效应

五、实证结果与分析

(一)描述性统计结果

由表3可知, *Levm* 的均值为 0.12, 标准差为 0.133, 说明国地税合并之前企业间的杠杆操纵程度存在一定差异。分组变量 *List* 的均值为 0.681, 说明在地税局缴纳所得税的企业在总样本中占比达 68.1%。另外, 平均而言, 样本公司的资产规模为 22.443, 资产负债率为 45.6%。

(二)基准回归结果

表4汇报了国地税合并与企业杠杆操纵的回归结果。列(1)为没有加入控制变量的回归结果, 国地税合并的系数为 -0.015, 在 1% 的水平上显著为负, 表明国地税合并的确能够显著抑制企业杠杆操纵行为, H1 得到验证。为使回归结果更加稳健, 本文加入控制变量, 结果如列(2)所示, 国地税合并的系数仍然显著为负, H1 仍然成立。列(2)中 *PostList* 的估计系数为 -0.012, 说明国地税合并使得企业的杠杆操纵程度下降了 0.012, 对于 *Levm* 而言下降程度相当于样本均值的 10% (0.012/0.120)。

从控制变量的回归结果来看, *Size* 的回归系数显著为负, 这在一定程度上表明公司资产规模越大, 杠杆操纵程度越小, 原因可能是大规模公司更容易获得外部融资, 其进行杠杆操纵的动机更弱; *Lev* 的回归系数显著为正, 表明企业资产负债率越高, 杠杆操纵程度越大, 这可能是因为资产负债率过高的企业其进行杠杆操纵粉饰报表的动机更强; *Roa* 的系数显著为负, 表明企业盈利能力对杠杆操纵具有抑制作用; *Growth* 的系数显著为正, 表明企业成长性越强, 杠杆操纵程度越大, 这可能是因为企业在成长期为获取融资, 通过杠杆操纵粉饰报表的动机较强; *Indc* 和 *Top3* 的系数显著为负, 表明独立董事和大股东持股会抑制企业杠杆操纵; *Cflow* 和 *Board* 的系数显著为正, 表明经营性现金流和董事会规模会加剧企业杠杆操纵程度; *Tobin* 的系数显著为正, 表明与低市账比的企业相比, 高市账比的企业进行杠杆操纵的可能性更大; *Msa* 的回归系数显著为负, 表明审计师行业专长更有助于其识别企业的杠杆操纵行为; *Hhi* 的回归系数显著为正, 表明行业竞争程度越大, 企业杠杆操纵程度越大, 这可能是因为当面对激烈的产品市场竞争时, 管理层为了避免报告亏损或实现特定的业绩目标, 会通过盈余管理等手段调整报告利润, 从而进行杠杆操纵。

(三)区分企业杠杆操纵类型

由于上市公司会更多地采用表外负债和名股实债两种手段进行杠杆操纵, 因此本文借鉴许晓芳等的做法^[2], 构建经公司资产标准化后的表外负债 (*Debt_ob*) 和名股实债 (*Debt_nsrld*) 指标, 通过区分杠杆操纵手段进一

表3 主要变量描述性统计结果

变量	样本量	均值	中位数	标准差	最小值	最大值
<i>Levm</i>	21723	0.120	0.080	0.133	-0.000	0.604
<i>List</i>	21723	0.681	1	0.466	0	1
<i>Post</i>	21723	0.559	1	0.497	0	1
<i>PostList</i>	21723	0.353	0	0.478	0	1
<i>Size</i>	21723	22.443	22.263	1.280	20.077	26.389
<i>Lev</i>	21723	0.456	0.446	0.196	0.085	0.947
<i>Roa</i>	21723	0.035	0.037	0.075	-0.332	0.226
<i>Soe</i>	21723	0.376	0	0.484	0	1
<i>Growth</i>	21723	0.163	0.100	0.405	-0.580	2.499
<i>Indc</i>	21723	0.383	0.375	0.075	0.250	0.600
<i>Cflow</i>	21723	0.047	0.046	0.066	-0.151	0.239
<i>Tobin</i>	21723	2.017	1.602	1.309	0.834	8.612
<i>Top3</i>	21723	0.479	0.470	0.151	0.178	0.855
<i>Board</i>	21723	2.297	2.303	0.255	1.609	2.944
<i>Inv</i>	21723	0.446	0.462	0.243	0.004	0.916
<i>Ana</i>	21723	1.343	1.099	1.188	0	3.784
<i>Big4</i>	21723	0.065	0	0.243	0	1
<i>Msa</i>	21723	0.070	0.061	0.051	0.003	0.191
<i>Media</i>	21723	4.735	4.331	2.013	1.386	10.811
<i>Hhi</i>	21723	0.006	0.002	0.008	0.001	0.046

表4 国地税合并与企业杠杆操纵的回归结果

变量	(1)	(2)	变量	(1)	(2)
	<i>Levm</i>	<i>Levm</i>		<i>Levm</i>	<i>Levm</i>
<i>PostList</i>	-0.015 *** (0.002)	-0.012 *** (0.005)	<i>Board</i>		0.022 *** (0.000)
<i>Size</i>		-0.042 *** (0.000)	<i>Inv</i>		0.015 (0.215)
<i>Lev</i>		0.045 *** (0.003)	<i>Ana</i>		0.000 (0.779)
<i>Roa</i>		-0.061 *** (0.003)	<i>Big4</i>		0.011 (0.309)
<i>Soe</i>		0.000 (0.995)	<i>Msa</i>		-0.123 *** (0.001)
<i>Growth</i>		0.011 *** (0.000)	<i>Media</i>		-0.001 (0.472)
<i>Indc</i>		-0.022 * (0.074)	<i>Hhi</i>		0.728 * (0.088)
<i>Cflow</i>		0.274 *** (0.000)	<i>Cons</i>	0.125 *** (0.000)	1.016 *** (0.000)
<i>Tobin</i>		0.003 ** (0.013)	<i>Firm FE</i>	Yes	Yes
<i>Top3</i>		-0.077 *** (0.000)	<i>Year FE</i>	Yes	Yes
			<i>Province FE</i>	Yes	Yes
			Adj. R ²	0.567	0.597
			N	21723	21723

注:括号内为经公司层面聚类调整的 P 值, ***、** 和 * 分别代表 1%、5% 和 10% 的显著性水平, *Firm FE*、*Year FE*、*Province FE* 分别代表公司、年份、省份层面固定效应。下同。

步分析国地税合并如何影响企业杠杆操纵。结果如表 5 所示,交互项 *PostList* 的系数均显著为负,表明国地税合并同时抑制了表外负债和名股实债两种杠杆操纵行为。

(四) 稳健性检验

1. 平行趋势检验

实验组企业和对照组企业在政策冲击前要保持共同的变化趋势,这是双重差分法的应用前提,因此本文需要验证 2018 年政策实施之前实验组企业与对照组企业的杠杆操纵变化无显著差异。为检验样本是否满足平行趋势假定,本文构建如下模型(7):

$$Levm_{i,t} = \beta_0 + \sum_{n=-5}^{n=4} \beta_n PostList^n + \sum Controls + \sum Firm + \sum Year + \sum Province + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

其中, *PostList*^{*n*} 由分组变量 *List* 和年度虚拟变量 *Year* 交乘得到, *PostList*^{*n*} 是实行国地税合并的第 *n* 年, *n* 小于 0 表示实行国地税合并前第 *n* 年, *n* 大于 0 表示实行国地税合并后第 *n* 年。β_{*n*} 反映了国地税合并政策实施第 *n* 年实验组企业与对照组企业之间杠杆操纵差异,当 *n* 小于 0 时,若 β_{*n*} 不显著异于 0,则表明在国地税合并政策实施前,实验组与对照组企业杠杆操纵无显著性差异,即满足平行趋势假定。回归结果如表 6 列(1)所示, *PostList*⁻⁵、*PostList*⁻⁴、*PostList*⁻³、*PostList*⁻² 和 *PostList*⁻¹ 的估计系数均不显著,表明实验组企业和对照组的杠杆操纵程度在国地税合并改革之前保持平行,不存在显著差异,满足平行趋势假设; *PostList*⁰、*PostList*⁺³ 和 *PostList*⁺⁴ 的系数显著为负,表明国地税合并政策实施后,企业杠杆操纵程度显著下降,且这种抑制作用持续存在于之后多期; *PostList*⁺¹ 和 *PostList*⁺² 的系数不显著,这可能是因为国地税合并政策实施的前几年尚处于磨合期,各项数据整合困难,岗位调整、业务合并、系统并库等存在一个过渡期^[38]。

2. 反事实检验

为了证实本研究的核心发现的确是由外生政策冲击事件引起的,本文通过更改国地税合并政策的实施时间来进行反事实检验,从而验证国地税合并改革对企业杠杆操纵所产生的实际影响。本文将国地税合并政策实施的年份提前 3 年,并与分组变量 *List* 交乘,构建虚假的国地税合并政策变量 (*RPostList*)。具体而言,以 2015 年作为政策开始实施的年份,如果企业此前在税务局缴纳所得税款,则 *RPostList* 取值为 1,否则取值为 0,并对模型(1)进行回归,结果如表 6 列(2)所示。将国地税合并的改革时间向前平推 3 年后, *RPostList* 的估计系数不显著,表明抑制企业杠杆操纵的确是国地税合并政策所致,而非时间趋势或其他未观察到因素的影响。

3. 内生性检验

首先,为缓解可能因样本选择偏差而引发的内生性问题,本文借鉴 Hainmueller^[39] 提出的熵平衡方法进行处理。熵平衡匹配是以实现协变量间精准平衡为研究思路,为对照组的每个观测样本赋予一个连续型权重,从而

表 5 国地税合并对不同企业类型杠杆操纵影响的回归结果

变量	(1)	(2)
	<i>Debt_ob</i>	<i>Debt_nsrd</i>
<i>PostList</i>	-0.057*** (0.001)	-0.007** (0.020)
<i>Controls</i>	Yes	Yes
<i>Firm FE</i>	Yes	Yes
<i>Year FE</i>	Yes	Yes
<i>Province FE</i>	Yes	Yes
Adj. R ²	0.750	0.480
N	21723	21723

表 6 平行趋势、反事实和内生性检验结果

变量	平行趋势检验 反事实检验 熵平衡匹配法 增加遗漏变量			
	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Levm</i>	<i>Levm</i>	<i>Levm</i>	<i>Levm</i>
<i>PostList</i>			-0.016*** (0.001)	-0.012*** (0.006)
<i>RPostList</i>		-0.003 (0.400)		
<i>PostList</i> ⁻⁵	0.010 (0.339)			
<i>PostList</i> ⁻⁴	0.005 (0.620)			
<i>PostList</i> ⁻³	0.003 (0.769)			
<i>PostList</i> ⁻²	-0.010 (0.302)			
<i>PostList</i> ⁻¹	-0.014 (0.148)			
<i>PostList</i> ⁰	-0.016* (0.099)			
<i>PostList</i> ⁺¹	-0.012 (0.238)			
<i>PostList</i> ⁺²	-0.014 (0.144)			
<i>PostList</i> ⁺³	-0.017* (0.078)			
<i>PostList</i> ⁺⁴	-0.021** (0.045)			
<i>Edu</i>				-0.029 (0.606)
<i>Cpa</i>				0.049 (0.520)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Firm FE</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year FE</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Province FE</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
Adj. R ²	0.597	0.597	0.651	0.597
N	21723	21723	21723	21723

使得实验组与对照组在各个协变量上都有相近的分布矩(如均值、方差、偏度等),同时尽可能地减少了样本损失。本文选取全部控制变量作为协变量,并考虑变量的一阶矩、二阶矩和三阶矩,在最大程度上实现了实验组和对照组的精确匹配。匹配结果如表7所示,经熵平衡法匹配后,实验组与对照组各协变量的均值、方差、偏度均接近一致,表明匹配是有效的,而经熵平衡法匹配后的回归结果如表6列(3)所示,国地税合并的系数仍显著为负。其次,为防止遗漏控制变量带来的内生性问题,本文进一步在控制变量中加入税务人员的学习能力(*Edu*)和税务人员的专业能力(*Cpa*)。这是因为国税地税两大机构合并并在精简机构的同时,对税务人员的能力提出了更高要求,税务人员较强的学习能力与专业素养能够确保税务工作的准确性和高效性,进而影响政策合并效率与效果。此外,税务人员作为改革政策落地的执行者,其学习能力和专业能力对于识别企业复杂的避税操作和盈余操纵尤为重要,这会影响企业的盈余质量,而盈余质量会影响企业的融资能力,进而影响其杠杆操纵行为。本文借鉴赵玉洁和孙雪娇^[12]的做法,税务人员的学习能力(*Edu*)采用各省份税务人员中本科及以上学历人员占比进行衡量,税务人员的专业能力(*Cpa*)采用各省份税务人员中注会和注税人员占比进行衡量。加入这两个控制变量后的回归结果如表6列(4)所示,国地税合并的系数仍显著为负。以上结果表明在缓解内生性问题后,本研究的主检验结果依旧稳健。

表7 熵平衡匹配平衡性检验结果

变量		实验组			对照组		
		均值	方差	偏度	均值	方差	偏度
<i>Size</i>	匹配前	22.661	1.726	0.572	22.324	1.551	0.823
	匹配后	22.661	1.726	0.572	22.661	1.726	0.572
<i>Lev</i>	匹配前	0.469	0.038	0.230	0.449	0.038	0.262
	匹配后	0.469	0.038	0.230	0.469	0.038	0.230
<i>Roa</i>	匹配前	0.032	0.007	-1.760	0.036	0.005	-1.502
	匹配后	0.032	0.007	-1.760	0.032	0.007	-1.760
<i>Soe</i>	匹配前	0.435	0.246	0.264	0.344	0.226	0.656
	匹配后	0.435	0.246	0.264	0.435	0.246	0.264
<i>Growth</i>	匹配前	0.125	0.140	2.917	0.183	0.176	2.762
	匹配后	0.125	0.140	2.917	0.125	0.140	2.917
<i>Indc</i>	匹配前	0.378	0.005	0.696	0.386	0.006	0.677
	匹配后	0.378	0.005	0.696	0.378	0.005	0.696
<i>Cflow</i>	匹配前	0.051	0.004	0.005	0.045	0.004	-0.032
	匹配后	0.051	0.004	0.005	0.051	0.004	0.005
<i>Tobin</i>	匹配前	1.752	1.357	3.238	2.162	1.850	2.466
	匹配后	1.752	1.357	3.238	1.752	1.357	3.238
<i>Top3</i>	匹配前	0.467	0.022	0.335	0.485	0.023	0.197
	匹配后	0.467	0.022	0.335	0.467	0.022	0.335
<i>Board</i>	匹配前	2.305	0.066	0.012	2.292	0.064	-0.025
	匹配后	2.305	0.066	0.012	2.305	0.066	0.012
<i>Inw</i>	匹配前	0.439	0.055	-0.089	0.450	0.061	-0.116
	匹配后	0.439	0.055	-0.089	0.439	0.055	-0.089
<i>Ana</i>	匹配前	1.117	1.446	0.664	1.466	1.350	0.148
	匹配后	1.117	1.446	0.664	1.117	1.446	0.664
<i>Big4</i>	匹配前	0.064	0.060	3.557	0.066	0.061	3.509
	匹配后	0.064	0.060	3.557	0.064	0.060	3.557
<i>Msa</i>	匹配前	0.066	0.002	0.516	0.072	0.003	0.434
	匹配后	0.066	0.002	0.516	0.066	0.002	0.516
<i>Media</i>	匹配前	4.932	5.765	0.786	4.628	3.083	1.039
	匹配后	4.932	5.765	0.786	4.932	5.765	0.786
<i>Hhi</i>	匹配前	0.005	0.000	2.697	0.006	0.000	2.646
	匹配后	0.005	0.000	2.697	0.005	0.000	2.697

六、进一步研究

(一)影响机制检验

首先,国地税合并通过抑制管理层向上和向下的盈余操纵行为,改善企业盈余质量,降低企业债务融资成本。其次,国地税合并通过传达正面声誉信息,稽查企业关联交易情况,减轻供应链风险,进而帮助企业获取更多商业信用。企业获取外部融资的能力增强,会减少杠杆操纵行为,因此国地税合并可能通过降低债务融资成本和增加商业信用获取两条路径来抑制企业杠杆操纵。

1.降低债务融资成本

根据前文分析可知,国地税合并通过降低企业债务融资成本抑制其杠杆操纵,基于此,本文采用企业财务费用之和与公司总负债扣除应付账款、应付票据、预收账款和其他应付款后的负债之比作为企业债务融资成本(*Cost*)的衡量

指标,并借鉴温忠麟等的方法^[40]进行中介效应检验。表8列(1)中国地税合并的系数为-0.012,在1%的水平上显著,说明国地税合并可以显著降低企业债务融资成本;列(2)中债务融资成本对企业杠杆操纵的系数为

表8 机制检验结果

变量	降低债务融资成本		增加商业信用获取	
	(1) <i>Cost</i>	(2) <i>Levm</i>	(3) <i>Tc</i>	(4) <i>Levm</i>
<i>PostList</i>	-0.012 *** (0.000)	-0.010 ** (0.026)	0.054 *** (0.008)	-0.012 *** (0.008)
<i>Cost</i>		0.331 *** (0.000)		
<i>Tc</i>				-0.010 *** (0.000)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Firm FE</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year FE</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Province FE</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
Adj. R ²	0.533	0.623	0.635	0.598
N	21249	21249	21722	21722
Sobel Z		-5.368 ***		-2.143 **

0.331, 在 1% 的水平上显著, 同时通过了 Sobel Z 检验, 说明债务融资成本在国地税合并与企业杠杆操纵的关系中发挥了部分中介作用, 国地税合并通过降低债务融资成本抑制了企业杠杆操纵。

2. 增加商业信用获取

由前文理论分析可知, 国地税合并通过增加商业信用获取进而抑制企业杠杆操纵。基于此, 本文参考陈胜蓝和马慧的研究^[41], 采用应付账款、应付票据、预收账款之和与销售成本之比来衡量企业商业信用 (Tc)。表 8 列(3)中国地税合并的系数为 0.054, 在 1% 的水平上显著为正, 说明国地税合并可以显著增加商业信用获取; 列(4)中商业信用对企业杠杆操纵的系数为 -0.010, 在 1% 的水平上显著, 同时通过了 Sobel Z 检验, 说明商业信用在国地税合并与企业杠杆操纵的关系中起到了部分中介作用, 国地税合并通过增加商业信用获取抑制了企业杠杆操纵。

(二) 异质性分析

为进一步研究国地税合并对企业杠杆操纵的抑制作用在不同情景下存在的差异, 本文从银企关联程度、公司规模、地区税收征管强度三个方面进行异质性分析。

1. 银企关联程度

获取外部融资是企业杠杆操纵的主要动机, 而陈仕华和马超研究发现, 企业聘请有银行工作背景的人员担任高管有助于其获得更多银行贷款^[42]。因此, 相较于弱银企关联型企业, 强银企关联型企业进行杠杆操纵的动机更小, 国地税合并对企业杠杆操纵的抑制作用在弱银企关联型企业中可能更加显著。本文借鉴高延歌和冯建的做法^[43], 如果企业拥有银行背景的在职高管, 则将其视为强银企关联型企业 ($High$), 否则视为弱银企关联型企业 (Low)。由表 9 列(1)和列(2)可见, 在弱银企关联型企业组中解释变量的回归系数显著为负, 但在强银企关联型企业组中这一系数不显著, 对组间差异进行费舍尔检验得到的 P 值为 0.000, 小于 1%, 表明组间系数差异显著。

2. 企业规模

大企业的税收贡献多, 往往因作为重点税源企业而受到税务部门的重点监督, 而且企业规模越大, 代表其偿债能力与成长潜力越强, 供应商越愿意提供商业信用; 而小企业受到税务部门的关注较少, 而且在经营过程中更容易陷入融资困境, 其通过粉饰财务报表进行杠杆操纵的动机会更强烈。因此, 国地税合并对企业杠杆操纵的抑制作用会在小规模企业中更显著。为验证这一推论, 本文参考俞杰和李璐露的做法^[44], 采用资本密集程度来衡量企业规模, 高于全样本中位数为大企业 ($High$), 反之为小企业 (Low)。由表 9 列(3)和列(4)可见, 在小规模企业中解释变量的回归系数显著为负, 而在大规模企业中这一系数不显著, 对组间差异进行费舍尔检验得到的 P 值为 0.021, 小于 5%, 表明组间系数差异显著。

3. 地区税收征管强度

既有文献指出, 税收通过挤占企业留存收益和减少现金流量发挥“征税效应”, 进而削弱企业内部融资能力, 加剧企业融资约束^[36]。因此, 在税收征管强度高的地区, 企业融资约束更严重, 其进行杠杆操纵的动机更加强烈, 国地税合并对企业杠杆操纵的抑制作用会更显著。本文参考叶康涛等的做法^[8], 采用各省份实际税收收入与预期可获取的税收收入的比值来衡量当地税收征管强度, 再将该比值与全样本中位数进行比较, 税收征管强度高于全样本中位数的地区为税收征管强度较高组 ($High$), 反之则为税收征管强度较低组 (Low)。由表 9 列(5)和列(6)可见, 在税收征管强度高组中解释变量的回归系数显著为负, 而在税收征管强度低组中这一系数不显著, 对组间差异进行费舍尔检验得到的 P 值为 0.005, 小于 1%, 表明组间系数差异显著。

表 9 异质性检验结果

变量	银企关联程度		企业规模		地区税收征管强度	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>Levm</i> <i>High</i>	<i>Levm</i> <i>Low</i>	<i>Levm</i> <i>High</i>	<i>Levm</i> <i>Low</i>	<i>Levm</i> <i>High</i>	<i>Levm</i> <i>Low</i>
<i>PostList</i>	-0.003 (0.787)	-0.013*** (0.006)	-0.004 (0.453)	-0.012** (0.048)	-0.016** (0.015)	-0.005 (0.393)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Firm FE</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year FE</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Province FE</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Adj. R ²	0.626	0.631	0.494	0.673	0.615	0.651
N	6643	15080	10862	10861	11072	10651
Difference	0.000		0.021		0.005	

注: 本文使用的组间系数差异检验方法为抽样 1000 次的费舍尔组合检验。

七、研究结论与政策启示

杠杆操纵不仅会使企业偿债压力攀升,进而加剧破产风险,还可能引发系统性金融风险,因此有效约束企业杠杆操纵行为已然成为全面深化改革以及促进国家治理体系和治理能力现代化的重要一环。本文将国地税合并视为一项准自然实验,采用沪深两市2013—2022年A股非金融类上市公司年度数据,使用双重差分法考察了国地税合并引致的税收征管独立性提升对企业杠杆操纵的影响。研究发现,国地税合并对企业杠杆操纵产生了显著的外部治理效应,同时抑制了表外负债与名股实债这两种主要杠杆操纵行为,降低债务融资成本和增加商业信用获取是两个主要影响机制;异质性分析发现,国地税合并对企业杠杆操纵的治理效应在银企关联程度低、规模小、税收征管强度高的样本企业中更加显著。

结合所得结论,本文提出以下政策建议:第一,银企关系是企业的一种社会资本,企业可以引入不同银行背景的高管,有效利用银企关系获取资金。企业通过与银行建立银企关系能有效增强自身通过正规渠道获取资金的能力,进而可以减少杠杆操纵行为。第二,银行等金融机构可以利用信息技术,在大数据支撑的基础上多渠道、多角度分析客户群体,精准地针对不同客户制定差异化的金融产品和服务,更好地帮助中小企业走出融资困境。中小企业的信贷融资能力增强,其杠杆操纵行为会相应减少。第三,税务部门要打好政策“组合拳”,依法严查企业逃避税行为,同时要持续推进减税降费政策的精准滴灌,降低企业税负,弱化企业因内源融资不足而进行杠杆操纵的动机。税务部门可以借助大数据为企业提供“一企一策”的定制化辅导,助力企业充分享受税收红利。

参考文献:

- [1] 马建堂,董小君,时红秀,等. 中国的杠杆率与系统性金融风险防范[J]. 财贸经济,2016(1):5-21.
- [2] 许晓芳,陆正飞,汤泰劼. 我国上市公司杠杆操纵的手段、测度与诱因研究[J]. 管理科学学报,2020(7):1-26.
- [3] Kraft P. Rating agency adjustments to GAAP financial statements and their effect on ratings and credit spreads[J]. The Accounting Review,2015,90(2):641-674.
- [4] 谢德仁,张新一,崔宸瑜. 经常性与非经常性损益分类操纵——来自业绩型股权激励“踩线”达标的证据[J]. 管理世界,2019(7):167-181.
- [5] 许晓芳,汤泰劼,陆正飞. 控股股东股权质押与高杠杆公司杠杆操纵——基于我国A股上市公司的经验证据[J]. 金融研究,2021(10):153-170.
- [6] 吴晓晖,王攀,郭晓冬. 机构投资者“分心”与公司杠杆操纵[J]. 经济管理,2022(1):159-175.
- [7] DeAngelo H, Gonçalves A S, Stulz R M. Corporate deleveraging and financial flexibility[J]. The Review of Financial Studies,2018,31(8):3122-3174.
- [8] 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.
- [9] 潘越,王宇光,戴亦一. 税收征管、政企关系与上市公司债务融资[J]. 中国工业经济,2013(8):109-121.
- [10] 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.
- [11] 范子英,朱星姝,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.
- [12] 赵玉洁,孙雪娇. 国地税征管体制改革与企业税收遵从——来自国地税合并自然实验的证据[J]. 上海财经大学学报,2023(2):33-48.
- [13] 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.
- [14] 叶永卫,陶云清,云锋. 国地税合并与企业投融资期限错配改善[J]. 财政研究,2022(10):100-115.
- [15] 蔡伟贤,周颖惠,朱迪. 国地税合并与企业创新——抑制还是促进? [J]. 经济科学,2024(3):70-90.
- [16] 管考磊,朱海宁. 资本市场开放与公司杠杆操纵:基于“沪深港通”的经验证据[J]. 世界经济研究,2023(4):73-86.
- [17] 卿小权,赵雪晴,赵文静,等. 再融资新规的治理效应研究——基于企业杠杆操纵的证据[J]. 财经研究,2024(7):156-169.
- [18] 许晓芳,陆正飞. 我国企业杠杆操纵的动机、手段及潜在影响[J]. 会计研究,2020(1):92-99.
- [19] 高萍,郑植. PPP项目税收政策研究——基于PPP模式全生命周期税收影响的分析[J]. 中央财经大学学报,2018(12):14-24.
- [20] 李晓溪,杨国超. 为发新债而降杠杆:一个杠杆操纵现象的新证据[J]. 世界经济,2022(10):212-236.
- [21] 饶品贵,汤晟,李晓溪. 地方政府债务的挤出效应:基于企业杠杆操纵的证据[J]. 中国工业经济,2022(1):151-169.
- [22] 翟淑萍,毛文霞,白梦诗. 国有上市公司杠杆操纵治理研究——基于党组织治理视角[J]. 证券市场导报,2021(11):12-23.
- [23] 马新啸,窦笑晨. 非国有股东治理与国有企业杠杆操纵[J]. 中南财经政法大学学报,2022(3):45-59.
- [24] 卿小权,董启琛,武瑛. 股东身份与企业杠杆操纵——基于机构投资者视角的分析[J]. 财经研究,2023(2):138-153.
- [25] 林炳洪,李秉祥,张涛. 媒体关注能抑制企业杠杆操纵行为吗? ——基于“去杠杆”背景的分析[J]. 海南大学学报(人文社会科学版),2024(5):151-160.
- [26] 李晓溪,饶品贵,岳衡. 银行竞争与企业杠杆操纵[J]. 经济研究,2023(5):172-189.

- [27] 叶永卫,陶云清,陈栋. 国地税合并、税收负担与企业应对——基于现金持有视角[J]. 经济学报,2024(1):319-348.
- [28] 陈娴,孙文基,林鹏生. 我国税权划分的现状、问题与对策[J]. 财政研究,2011(10):45-47.
- [29] 朱凯,陈信元. 金融发展、审计意见与上市公司融资约束[J]. 金融研究,2009(7):66-80.
- [30] 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.
- [31] 冯展斌. 盈余质量、政治冲击与债务融资成本[J]. 华东经济管理,2017(9):45-52.
- [32] 陆正飞,杨德明. 商业信用:替代性融资,还是买方市场? [J]. 管理世界,2011(4):6-14.
- [33] 粟金霞,周利国. 供应链视角下企业 ESG 表现对客户违约风险的影响研究[J]. 管理学报,2024(9):1392-1400.
- [34] 郭春,罗劲博. 大客户“兼任”供应商与企业供应链韧性[J]. 当代财经,2024(3):139-152.
- [35] 汤晓建,张俊生,林斌. 税收征管规范化降低了企业避税程度吗?——基于税务行政处罚裁量基准的准自然实验[J]. 财经研究,2021(6):19-32.
- [36] 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.
- [37] Imbens G W, Wooldridge J. What's new in econometrics: Difference-in-differences estimation[C]. Conference Proceeding, 2007.
- [38] 李建英,刘锦鸿. 国地税合并对税收征管效率影响及政策建议[J]. 地方财政研究,2019(6):80-85.
- [39] Hainmueller J. Entropy balancing for causal effects: A multivariate reweighting method to produce balanced samples in observational studies[J]. Political Analysis, 2012, 20(1): 25-46.
- [40] 温忠麟,张雷,侯杰泰,等. 中介效应检验程序及其应用[J]. 心理学报,2004(5):614-620.
- [41] 陈胜蓝,马慧. 贷款可获得性与公司商业信用——中国利率市场化改革的准自然实验证据[J]. 管理世界,2018(11):108-120.
- [42] 陈仕华,马超. 高管金融联结背景的企业贷款融资:由 A 股非金融类上市公司观察[J]. 改革,2013(4):111-119.
- [43] 高延歌,冯建. 企业 ESG 表现与“存贷双高”异象[J]. 当代财经,2024(5):142-153.
- [44] 俞杰,李璐露. 增值税留抵退税对企业纳税遵从的影响研究[J]. 当代财经,2023(12):39-52.

[责任编辑:王丽爱]

Tax Collection Independence and the Leverage Manipulation of Enterprises: Quasi-Natural Experiment Based on Merger of STB and LTBs in China

SUN Zeyu¹, WANG Gaibian², SUN Fan²

(1. Bay Area International Business School, Beijing Normal University, Zhuhai 519087, China;

2. School of Accounting, Shanxi University of Finance and Economics, Taiyuan 030031, China)

Abstract: Leveraged manipulation, which is manifested by reducing the book leverage ratio, not only exacerbates corporate financial risks, but also contributes to systemic financial risks. Taking the 2018 national and local tax merger as a quasi-natural experiment, this paper systematically investigates the impact and mechanism of this important tax reform on corporate leverage manipulation by constructing a difference-in-difference model. The results show that the merger of national and local taxes significantly inhibits the leverage manipulation of enterprises, and at the same time inhibits the two main leverage manipulation methods of off-balance sheet liabilities and real debts, and reducing debt financing costs and increasing commercial credit access are two of the possible influencing mechanisms. The results of heterogeneity analysis show that the inhibition effect of national and local tax merger on corporate leverage manipulation is more significant in the samples with low bank-enterprise linkage, small-scale enterprises, and high tax collection and management intensity. The conclusion of this study provides a new governance idea based on tax reform to curb corporate leverage manipulation, and also provides useful inspiration for comprehensively evaluating the economic consequences of tax reform and effectively deepening tax reform.

Key Words: tax collection independence; corporate leverage manipulation; merger of STB and LTBs; debt financing costs; commercial credit