

税收征管独立性对企业盈余管理的影响

——基于国地税合并政策分析

冀云阳¹ 潘钰²

(1.湖南大学 经济与贸易学院,湖南 长沙 410079; 2.湖南省怀化市发展和改革委员会,湖南 怀化 418000)

摘要: 税收征管制度是国家治理体系的重要组成部分,其独立性不仅关系国家财政收入的稳定性和可持续性,而且直接影响企业的财务决策。本文以国地税合并为准自然实验,利用2013—2021年上市公司样本数据,实证检验了提升税收征管独立性对企业盈余管理行为的影响及其潜在机制。研究发现,提升税收征管独立性能够显著抑制企业的盈余管理行为,这主要是因为税收征管独立性提升能发挥抑制企业避税、提高公司治理效能的作用。异质性分析发现,该抑制作用对非国有、内外部治理能力弱以及处于地方政府干预程度较高地区的企业更加显著。上述研究结果具有重要的政策含义,中央政府应持续推动税收征管独立性改革,并考虑地区和企业间差异,营造更加公平高效的税收营商环境。

关键词: 税收征管独立性; 盈余管理; 企业避税; 公司治理; 国地税合并; 税收征管

中图分类号: F812.42 **文献标识码:** A **文章编号:** 1003-5230(2025)02-0054-13

一、引言

税收在国家治理中扮演着至关重要的角色,具有基础性、支柱性和保障性作用。党的十八大以来,我国致力于推进税收现代化进程,而税收征管体制改革是推进税收现代化过程中不可或缺的一环。在现代税收征纳关系中,税务部门承担征收企业税收的职责,而企业则有义务依法纳税,前者依据税收征管权监督企业纳税遵从情况,从而发挥公司外部治理效能。然而,在分权制背景下,地方政府对税务系统的行政干预则会制约上述职能的发挥,不利于营造公平、公正、竞争中性的营商环境。

2018年中共中央、国务院先后印发《深化党和国家机构改革方案》和《国税地税征管体制改革方案》两大改革方案,明确提出将国家税务局与地方税务局合并(以下简称“国地税合并”),实行以国家税务总局为主和省级政府双重领导的管理体制。此项改革旨在通过集中税收征管权、统一企业所得税征管标准,提高税费征管能力和效率。这一改革在制度层面和组织结构上显著提升了税收征管主体的

收稿日期: 2024-09-09

基金项目: 国家自然科学基金青年项目“经济高质量发展背景下地方政府债务扩张的资源配置效应及其优化路径研究”(72003046)

作者简介: 冀云阳(1989—),男,河北邢台人,湖南大学经济与贸易学院副教授,博士;

潘钰(1999—),女,湖南怀化人,湖南省怀化市发展和改革委员会中级经济师。

独立性^[1],有助于减少政企之间的潜在合谋风险,加强税务机关对企业经营等涉税状况的监管^[2]。

盈余管理作为企业的一种策略性手段,是指在编制财务报告和策划经济交易过程中,管理者往往会利用自身的专业判断对财务报告进行语句修饰,以误导利益相关者对公司真实经济状况的理解,或影响基于财务报告数据订立经济合同^[3]。已有研究发现,企业会基于避税、管理者报酬、债务预期及财务预期等动机操纵盈余管理^{[4][5]}。企业过度实施盈余管理行为,将影响外部利益相关者对企业的评价和信任度,加剧资本市场信息不对称,进而扰乱市场秩序,影响国家税收稳健运行。本文以国地税合并为准自然实验,利用2013—2021年上市公司数据,实证检验了税收征管独立性提升对企业盈余管理行为的影响效应及其潜在机制。研究发现,提升税收征管独立性能够显著抑制企业的盈余管理行为,这主要源于税收征管独立性所发挥的抑制企业避税、提高公司治理效能的作用;异质性分析发现,该抑制作用对非国有、内外部治理能力弱、受地方政府干预高的企业影响更加显著。

本文的边际贡献体现在以下三个方面。第一,本文的研究有助于丰富税收征管独立性相关文献,对相关研究增添新的视角和内容。已有文献分别探讨了国地税合并带来的税收征管独立性提升对企业税负^[6]、债务融资行为^[7]和信息披露质量^[1]的影响,或是研究异地局长交流制度、取消税收管理员制度这类税收征管系统内部管理机制调整对税收收入增长^[2]和企业避税^[8]的影响。本文探索加强税收征管独立性对企业盈余管理产生的具体影响,以期促进相关领域研究。此外,在机制方面,本文从避税效应和公司治理效能两个作用机制,理论分析并实证验证了税收征管独立性对企业盈余管理影响的作用机制,这有助于加深对税收征管与企业盈余管理行为之间相互作用的理

解。第二,拓展了关于企业盈余管理影响因素的研究范畴。以往的研究表明,财税制度改革会影响企业的盈余管理行为。Scholes等、Wilkie以1986年美国所得税制改革为背景研究发现,改革后企业的盈余管理行为增多^{[9][10]}。基于国内的财税体制改革实践,一些学者分析了这些改革如何影响企业的盈余管理行为,如“所得税分享改革”^{[11][12][13]}“省直管县”改革^[14]和“营改增”政策^[15]等,相关研究发现,税收征管力度的增强通常能够抑制企业的盈余管理行为。在税收征管对盈余管理的影响方面,学者们以“金税三期”实施为背景,研究发现大数据税收征管能够抑制企业的盈余管理行为^{[5][16][17]}。学者们还从不同影响路径深入剖析税收征管与盈余管理的关系,如控制权和现金流权分离度^[18]、内部控制^[19]和税收激进^[20]等。然而,税收征管独立性的提升会对企业盈余管理行为产生怎样的影响,已有研究还鲜有涉及。本文以国地税合并为准自然实验,科学评估税收征管的独立性提升对企业的盈余管理行为的影响,以弥补现有文献的不足。

第三,本文研究具有重要的政策含义和实践价值。通过深入探讨税收征管独立性对企业盈余管理行为的影响,不仅有助于深化对税收制度与企业财务行为的理解,也为完善税收征管制度、规范企业财务行为和降低税收风险提供经验支持。

二、制度背景与理论分析

(一)制度背景

1994年分税制改革之后,中央政府从三个方面提高调控力度、削弱地方政府干扰。一是税务机构设置方面,拆分原有税务局,分别设立为国家税务局和地方税务局,其中前者由国家税务总局实行垂直领导,地方税务局则继续实行原有的属地管理。二是税收收入分配体制方面,划分税种为中央税、地方税和央地共享税。三是税收征管方面,国税局肩负着征管中央税和中央地方共享税的重要职责,对于中央地方共享税,国税局将进行全额征收,并在征收完成后,根据既定的比例,将相应的税款划拨给地方政府,其他税种则由地方税务局进行征管。尽管当时中央政府完全掌控税收立法权、解释权、修订权,税收执行权则下放至地方,地方政府不仅负责管辖地税务局人员设置、办公经费等情况,地方领导的评价往往也是国税局干部任免和考核的重要参考,导致地方政府在税收征管上存在一定的干预行为。在激烈的地区GDP竞争压力下,地方政府通常会采取加大税收优惠力度、调整税收执法强度等干预措施^[21],以增强地区吸引外来资本的税收竞争力^[22]。

为适应发展的需要,对西部大开发给予足够的财政支持,2002年国家进行了所得税收入分享体制改革,对完全归属地方的所得税进行调整,将其变为中央与地方共享税,并设定了50%的固定划分比例,2003年后该比例改为6:4。按照共享税的征收分配性质,本应该变更税务局征收,但是基于分税制改革后国地税分属不同部门管辖,两者之间独立办公,缺乏交流,信息沟通不畅,变更税务局会面临税务业务衔接困难、增大税收征收成本等问题。在2009年,为了提高征管效率以及征管质量,国家税务总局对于新增企业的所得税征收范围进行重新设定,即对于新注册的企业,如果在流转税征收中以增值税为主则在国税局缴纳,以营业税为主则在地税局缴纳,这是因为在企业缴纳的税种中主要是流转税和所得税,在我国流转税又采用二元税制的设计。若按照之前的征收模式,国地税之间存在信息沟通不畅的问题,税务局难以掌握企业的真实业务情况,更难将数据与申报信息匹配判断。自2012年开始,开始营改增试点并逐步全面实行,新增企业仍然实行上述征收模式,但营业税的取消让其实施目的不复存在,企业都需在国税局缴纳增值税,依然难以获取由地税局征收企业所得税的企业实际经营情况,这也为后续国地税之间的业务合作奠定基础。此后,税收征管体制进行了三次大变革,第一次始于2015年国地税“合作”,第二次始于2018年国地税“合并”,目前则正进行着第三次变革“合成”。2018年国地税合并终结了税务系统24年的分设,有效降低了地方政府在税收征管方面的干扰。税收征管独立性作为税收制度的核心要素之一,对于确保税收制度的公平、效率和法治性具有举足轻重的地位。而国地税合并的实施会抑制地方政府为谋求竞争优势干预税收征管的行为,从而提高税收征管独立性。

(二)理论分析与研究假设

国地税合并和提高税收征管独立性的同时,也会对企业盈余管理产生影响。根据现有研究,在企业盈余管理动机中,避税和提高管理者报酬是较为常见的。从避税动机来看,为降低税收负担,企业往往通过策略性调整当期应计项目实施向下的盈余管理,进而开展避税活动。这能够直接作用于当期会计盈余的数额和应纳税款的数额,实现税款的暂缓支付,从而有助于减少企业当期的现金流出,让企业在短期内实现更灵活的财务管理^[23]。基于经典的逃税理论(AS)框架,企业的纳税遵从主要是通过评估逃税成本和收益后做出的选择^[24]。第一,从避税成本来看,征税机构独立性的提高意味着地方政府干预的减少和征管效率的提升。一方面,国地税合并形成以国家税务总局为主的双重领导体制,地方政府对税务局失去直接管辖权,伴随而来的是其对税务部门的干预空间极大减弱^[25];另一方面,国地税合并后,税务机构执法口径将得到统一,税收征管实现规范化、标准化,税务稽查工作更加公正、高效^[26]。这不仅减轻了企业的“人情税”和“关系税”负担^[27],还显著提升了税务监管水平和违法查处力度。在这样的税收征管环境下,企业过度实施向下的盈余管理被发现的风险增大,违规避税以谋取私利的成本将显著上升,从而抑制盈余管理行为。

第二,根据信息不对称理论,在征纳关系中,纳税人通常掌握着更为详尽且深入的财务与经营信息,这种信息优势为企业利用会计政策调整、操控交易时间或构造复杂交易结构等进行避税提供了潜在的契机与空间^[28]。在国地税合并之前,机构分设使涉税信息变得碎片化,两个税务管理部门负责征收不同的税种,国税局负责征收中央税和中央地方共享税,地税局负责征收地方税。这严重弱化了税务机关通过企业所得税和增值税之间的勾稽关系进行交叉稽核来获取涉税信息的能力。在这一背景下,企业可能会利用两个部门间的信息不对称和征税差异,向税务机关提供不一致的信息,以此来粉饰财务状况和操纵会计盈余。然而,这种基于信息不对称的策略性盈余管理行为在国地税合并之后面临较大的风险。事实上,国地税合并促使税务部门构建了一个以风险管理和信用管理为核心的新型税收管理体系,两大部门在纳税信息共享方面实现突破,通过数据交换、信息交互的方式共享国税局、地税局双方的内部涉税信息,共同采集第三方涉税信息,并应用涉税信息联合开展企业纳税分析。随着税收征管体系的整合,征纳双方信息不对称问题得到缓解,税源信息的透明度得到了显著提升^[16]。这显然有助于增强税收稽查的威慑程度,提升企业对税收风险的关注,从而抑制逃税避税行为。诸多文献证实,国地税联合稽查能够强化税收风险管理,对于抑制避税具有持续性的积极作

用^{[22][29]}。基于此,本文提出以下研究假设。

H1:税收征管独立性的提升能够降低企业避税动机,进而抑制企业的盈余管理行为。

从公司治理视角来看,现代企业实行所有权与经营权分离,委托代理问题普遍存在,股东与管理层之间的利益冲突和信息不对称问题凸显,内部治理机制存在缺陷。所有者为了保证自身权益、降低代理成本,往往会采取激励措施使管理者和自身利益趋同,例如,视公司业绩目标达成情况,决定是否给予管理者额外薪酬、股份、分红、职位晋升等。此时会诱发管理层的利己主义,促使管理层通过收入确认、费用确认、利润转移和关联交易等^{[30][31]}手段实施向上的盈余管理,营造出更为理想甚至脱离实际的经营业绩^[32]。对于如何解决此类问题,现有研究认为应通过加强外部监督以降低代理成本、提高企业信息披露质量^{[33][34]}。而税收征管恰恰能够作为外部治理机制,对公司治理起到积极作用^[35],如抑制股东的“掏空”行为^[36]、规范企业信息披露^[24]及减少关联交易等,这能够降低股东与管理层之间的代理成本,优化企业信息环境。

国地税合并作为加强税收征管的制度安排,在提升税收征管公正性和规范性的同时,也有助于发挥税务部门在企业治理中的外部治理效能,影响企业盈余管理行为的实施。具体而言,合并后的税务部门能够更全面、便捷地获取企业的涉税信息,进而对企业运营状况进行实时监督,这种外部监督促使企业在进行税务申报时提供更为准确和真实的财务信息。这有助于提高企业涉税信息披露的质量,从而遏制管理层机会主义行为,防止其利用职权进行盈余管理。田彬彬等的研究证实,税种的合并征管能够发挥信息的交叉稽核机制,增加涉税信息获取,进而有利于税收征管效率的提升^[33]。此外,为了维护良好的纳税信用记录,避免潜在的道德风险与声誉损失,企业在面临盈余管理的诱惑时,可能会更加审慎地权衡利弊,减少盈余管理行为的发生,以维护其在市场中的正面形象与长期竞争力。基于以上分析,本文提出如下研究假设。

H2:税收征管独立性的提升能够发挥外部治理效能,进而抑制企业的盈余管理行为。

三、研究设计

(一)计量模型设定

为检验税收征管独立性对企业盈余管理的影响效应,本文以国地税合并为准自然实验,参考范子英等^[6]、刘贯春等^[1]等学者的做法,构建如下双重差分模型:

$$DA_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \text{treat}_{i,t} \times \text{post}_{i,t} + \beta_2 \text{controls}_{i,t} + \mu_i + \alpha_1 + \epsilon_{i,t} \quad (1)$$

式(1)中, $DA_{i,t}$ 是被解释变量,表示企业*i*第*t*年的盈余管理程度;交互项 $\text{treat}_{i,t} \times \text{post}_{i,t}$ 是本文的核心解释变量。 $\text{controls}_{i,t}$ 表示一系列可能影响企业盈余管理行为的特征因素,包括企业规模、资产收益率、资产负债率、企业年龄、两职合一度、企业现金流净额等。 μ_i 和 α_1 分别代表个体固定效应和时间固定效应,以此排除企业不随个体变化的个体特征和不随时间变化而对企业产生影响的固定特征; $\epsilon_{i,t}$ 为随机干扰项。本文的核心关注点是 $\text{treat}_{i,t} \times \text{post}_{i,t}$ 交互项的估计系数 β_1 ,这一系数反映了实验组和控制组企业在国地税合并前后的盈余管理程度差异。

(二)变量说明

1.被解释变量。盈余管理指标是本文的被解释变量,本文参考 Dechow^[37]的做法,采用修正的 Jones 模型进行度量,具体计算方法如下。

$$\frac{TA_{i,t}}{A_{i,t-1}} = \beta_0 \frac{1}{A_{i,t-1}} + \beta_1 \frac{\Delta \text{REV}_{i,t}}{A_{i,t-1}} + \beta_2 \frac{\text{PPE}_{i,t}}{A_{i,t-1}} + \epsilon_{i,t} \quad (2)$$

式(2)中, $TA_{i,t}$ 是企业*i*第*t*期的总应计利润,是营业利润与经营活动现金流净额的差额;为消除规模效应, $A_{i,t-1}$ 是企业*i*第*t-1*期期末的资产总额; $\Delta \text{REV}_{i,t}$ 是企业*i*第*t*年度的营业收入变动额; $\text{PPE}_{i,t}$ 是企业*i*第*t*期固定资产净额。按照分行业分年度将相关数据进行回归,将求出的回归系数代入公式得到非操纵性应计利润 $NDA_{i,t}$,式(3)中, $\Delta \text{REC}_{i,t}$ 是企业*i*第*t*年度的应收账款的变动额。

$$NDA_{i,t} = \hat{\beta}_0 \frac{1}{A_{i,t-1}} + \hat{\beta}_1 \frac{\Delta \text{REV}_{i,t} - \Delta \text{REC}_{i,t}}{A_{i,t-1}} + \hat{\beta}_2 \frac{\text{PPE}_{i,t}}{A_{i,t-1}} \quad (3)$$

再将 $NDA_{i,t}$ 代入式(4),得到修正的可操纵性应计利润 $DA_{i,t}$,并将其取绝对值,该绝对值直接反映了企业盈余管理的程度,数值越大,表明企业的盈余管理行为越显著;反之,数值越小,则意味着企业的盈余管理程度相对较低。

$$DA_{i,t} = \frac{TA_{i,t}}{A_{i,t-1}} - NDA_{i,t} \quad (4)$$

2.核心解释变量。本文的核心解释变量为 $treat_{i,t} \times post_{i,t}$ 的交互项。其中, $treat_{i,t}$ 是处理变量,若企业在国地税合并前于地税局缴纳企业所得税则 $treat_{i,t}$ 取值为 1,否则为 0,具体政策见下表 1。 $post_{i,t}$ 作为政策冲击变量,国地税合并于 2018 年实施,因此当样本处于 2018 年及之后年份则取值为 1,否则为 0。

表 1 企业所得税缴纳政策梳理

时间	依据政策
2002 年之前	中央企业与外资企业在国税局缴纳企业所得税,其他企业在地税局缴纳
2002 年	新注册企业在国税局缴纳企业所得税
2009 年	新注册企业,主营业务主要缴纳增值税的企业在国税局缴纳企业所得税,主要缴纳营业税的则在地税局缴纳
2018 年	由合并后的税务局征管

注:依据国家税务总局等官方网站政策信息进行手动整理。

3.控制变量。本文借鉴叶康涛和刘行^[24]、孙雪娇等^[16]等学者的研究选取控制变量,具体包括:企业规模(size),利用总资产的自然对数衡量;资产收益率(ROA),利用净利润除以平均总资产;资产负债率(lev),利用期末总资产除以总负债;企业年龄(age),利用企业成立年数取对数;两职合一度(dual),即 CEO 和董事长是否同一人,是则取值为 1,否则为 0;第一大股东持股比例(S1)。

(三)数据说明

本文以 2013—2021 年沪深 A 股上市公司数据为研究样本。其中,企业层面数据来源于希施玛数据库和中国研究数据服务平台,而各省的相关数据则通过查阅历年《中国税务统计年鉴》和《中国统计年鉴》并经过计算得出。为确保研究的有效性和准确性,对收集到的数据进行了以下步骤处理:(1)剔除金融、保险行业公司,因为这些行业的财务特性和运营模式与其他行业存在显著差异,可能会对研究结果产生干扰;(2)剔除样本期内被标记为 ST 和 PT 的公司,因为这些公司通常面临财务困境或存在其他严重问题,其数据可能不具有代表性;(3)剔除核心变量数据缺失严重的样本公司;(4)剔除异常极端值。处理后最终获得 23735 个样本,其中实验组 13501 个样本,对照组 10234 个样本。

对数据样本进行描述性统计,结果如表 2 所示。盈余管理 DA 指标最小值为 0,最大值为 6.2560,平均值是 0.0709,说明样本企业进行盈余管理行为差异大,存在盈余管理行为严重的企业,这种差距可能是企业存在于不同征管强度地区,也可能是基于不同股权性质等多种原因。处理变量 treat 均值为 0.5090,这一数值表明,在国地税合并之前,有 56.9%的企业样本在地税局缴纳企业所得税,这一比例为我们提供了关于样本中企业税收征管归属情况的直观了解。政策冲击时点变量 Post 均值为 0.5310,表明政策冲击前的样本则占比为 46.9%。

四、实证结果分析

(一)基本实证结果分析

表 3 报告了模型(1)的基准回归结果,其中第(1)列未加控制变量和固定效应,第(2)列加入固定效应,其结果显著为负,接着在第(3)列考虑了其他可能影响企业进行盈余管理的潜在因素,加入控制变量,核心解释变量系数在 5%水平下显著为负。这些回归结果有效验证了本文假说,即税收征管独立性显著抑制了企业盈余管理行为的实施。相较于在国税局缴纳所得税的企业而言,国地税合并会显著抑制在地税局缴纳所得税的企业的盈余管理操纵。

表 2

变量描述性统计表

变量	样本数量	均值	标准差	最小值	最大值
DA	23735	0.0709	0.1130	0	6.2560
treat×post	23735	0.2880	0.4530	0	1
treat	23735	0.5690	0.4950	0	1
post	23735	0.5310	0.4990	0	1
lev	23735	0.4260	0.2030	0.0080	1.9570
size	23735	22.3200	1.3280	15.5800	28.5500
roa	23735	0.0399	0.0749	-1.8590	0.9690
S1	23735	0.3380	0.1480	0.0029	0.9000
dual	23735	0.2870	0.4520	0	1
age	23735	2.8870	0.3270	1.0990	4.1430

表 3

基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
	DA	DA	DA
treat×post	-0.0029 ** (0.0013)	-0.0031 ** (0.0013)	-0.0034 ** (0.0015)
lev			0.0348 *** (0.0064)
size			-0.0061 *** (0.0009)
roa			-0.1220 *** (0.0298)
S1			-0.0057 (0.0064)
dual			0.0046 *** (0.0016)
age			0.0011 (0.0023)
Constant	0.0718 *** (0.0008)	0.0718 *** (0.0008)	0.1940 *** (0.0209)
固定效应	N	Y	Y
Observations	23735	23735	23735
R-squared	0.0580	0.0600	0.0740

注:括号内为稳健标准误,***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平,下同。

根据上文理论分析,为降低企业税收负担,企业往往通过向下的盈余管理开展避税活动;而在企业所有权和经营权分离的背景下,管理层基于自身利益最大化考虑,可能实施向上的盈余管理。为了检验税收征管独立性对两种不同方向的盈余管理行为的影响,本部分区分式(4)中盈余管理数值方向,当它大于零时表示向上的盈余管理,小于零则表示向下的盈余管理。然后,将其取绝对值后作为被解释变量,进行分样本回归,结果见表4。第(1)列为向下的盈余管理,核心解释变量在5%水平上显著为负;第(2)列为向上的盈余管理,核心解释变量在10%水平上显著为负。以上结果表明,税收征管独立性提升对两类盈余管理均具有抑制作用。

表 4

区分盈余管理方向的回归结果

变量	(1)	(2)
	向下的盈余管理	向上的盈余管理
treat×post	-0.0037 ** (0.0018)	-0.0036 * (0.0020)
控制变量	Y	Y
固定效应	Y	Y
Observations	10721	13014
R-squared	0.0757	0.2507

(二)稳健性检验

为保证基准回归结果的稳健性,本文通过以下四种方式展开检验,具体做法如下。

1.平行趋势检验。双重差分方法适用的前提是实验组与控制组需要满足平行趋势假设,这意味着在不存在政策干预的情况下,两组应展现出一致的变化趋势。为了确保研究的严谨性和准确性,本文进一步采用了事件研究法来进行平行趋势检验。具体而言,以政策前一年 2017 为基准期,构建了模型(5)来检验平行趋势假设:

$$DA_{i,t} = \beta_0 + \delta \sum_{2013}^{2021} treat_{i,t} \times year_t + \beta_2 controls_{i,t} + \mu_i + \alpha_1 + \epsilon_{i,t} \quad (5)$$

式(5)中 $year_t$ 表示位于 t 年的时间虚拟变量,其他变量设计与模型(1)一致。图 1 是平行趋势检验的动态结果,可见在政策实施之前,政策时间虚拟变量系数数值较小,各年度系数的 95% 置信区间与 0 相交,系数均不显著,表明实验组和对照组盈余管理行为为无显著差异,这也说明本文模型符合平行趋势假设,可以用来检验税收征管独立性与企业盈余管理的因果关系。此外,在政策实施当期及之后一年不显著,在 2020 年显著,说明国地税合并政策效应具有滞后性。

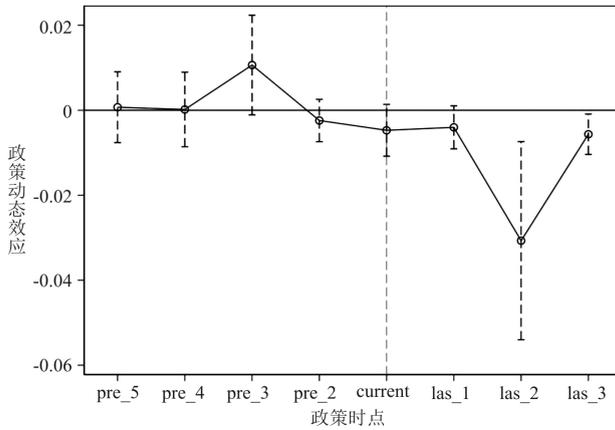


图 1 平行趋势检验

2.安慰剂检验。为了确保本文的实证结果并非由于偶然性事件导致,例如处理组的样本恰好是某一类特殊企业,或者是随着经济社会的不断进步,企业纳税遵从度也在提升,从而减少了盈余管理行为等因素对结果的潜在影响。本文采用安慰剂检验来排除未知因素影响。具体而言,通过随机抽样生成了此次政策所涉及的实验组和对照组企业名单,并进行了 500 次随机抽样实验。所得估计系数分布如图 2 所示,可以观察到随机生成的系数基本符合正态分布,且主要集中在 0 值附近,估计系数主要在 $[-0.01, 0.01]$ 区间内。这一结果表明,本文所得到的实证结果并非由偶然因素造成,而是政策实施对企业盈余管理行为的真实抑制效应。

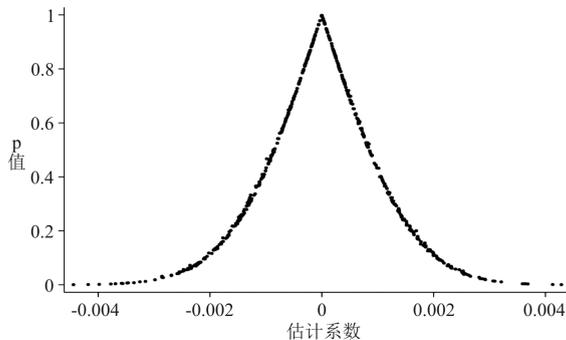


图 2 安慰剂检验结果

3.PSM-DID 检验。为了减轻样本选择性偏差所带来的影响,本文进一步实施了 PSM-DID 检验。

这一方法旨在更准确地估计政策效应,同时控制潜在的样本选择性问题。首先本文选取企业规模、资产收益率、资产负债率、企业年龄、两职合一度和股东企业掌控制度作为协变量,用 Logit 模型计算出倾向性匹配得分,之后用卡尺范围内的最邻近匹配法进行匹配,匹配情况如图 3 所示,匹配后的控制变量分布区域更接近于 0 附近,说明匹配效果比较好,可以进行后续研究。将匹配后的数据代入模型(1)再次进行双重差分,从表 5 第(1)列结果可以看到交互项系数显著为负。这说明国地税合并后企业盈余管理行为得到抑制,不会受样本选择偏差的影响,以此证明本文基准回归的稳健性。

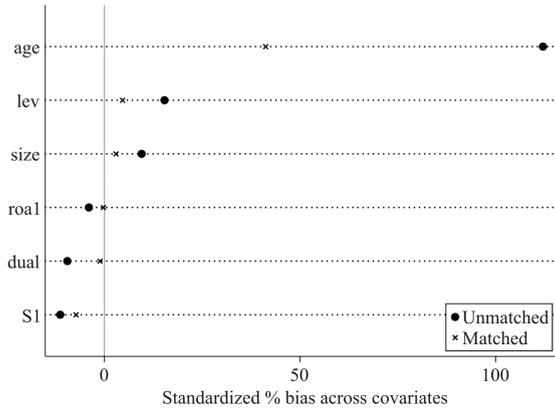


图 3 控制变量标准化分布图

4. 替换被解释变量。应计盈余管理指标具有多种测算方法,本文进一步使用 DD 模型和非线性应计模型测度盈余管理来替换原有的被解释变量。由表 5 第(2)列结果可知,更换盈余管理计算模型之后进行回归后发现,核心解释变量系数依然显著为负,这也表明本文基础回归结果具有较好的稳健性。

5. 排除其他政策的干扰。在 2013—2021 的样本期间内,我国实施了“金税三期”工程,进行了“营改增”的试点及全面推广实施,这两个政策可能对企业盈余管理产生不同程度的影响。其中,“金税三期”工程在征管工具方面加强了税务部门的征管能力;“营改增”从减税效应方面降低了企业的税收负担,从分工效应方面有助于推动企业向更加专业化的分工方向发展,实现更加合理的经营模式。对此,本文构建了“金税三期”工程实施的虚拟变量 td 以及“营改增”的虚拟变量 ygz ,依据企业所在地区是否实施政策进行赋值,政策实施前取值为 0,实施当年之后则赋值为 1。表 5 第(3)列分别控制“金税三期”工程、“营改增”虚拟变量,此时核心解释变量的系数依然在 5% 水平下显著。这也再次验证本文基准回归结果的稳健性,国地税合并政策的实施,的确对企业实施盈余管理行为产生了抑制作用。

表 5 稳健性检验回归结果 I

变量	(1)	(2)		(3)	
	PSM-DID	替换被解释变量		排除其他政策干扰	
		DD 模型	非线性模型	金税三期	营改增
$treat \times post$	-0.0034 ** (0.0015)	-0.0089 ** (0.0035)	-0.0035 *** (0.0011)	-0.0034 ** (0.0015)	-0.0034 ** (0.0015)
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y
固定效应	Y	Y	Y	Y	Y
Observations	23709	23178	23477	23735	23735
R-squared	0.0740	0.0370	0.0890	0.0740	0.0740

6. 删除特殊地区样本。考虑到样本数据的准确性和代表性,本文在回归分析中删除了上海和西藏地区的样本。这一做法主要基于以下两个原因。一是上海自分税制实施以来一直采取国地税合署办公的特殊模式,在这种模式下,尽管国地税在名义上是分开的,但实际组织管理上是一套领导成员,各级国税局长同时兼任当级地税局长,在区级层面上国地税也并未做出明确的区分,这种特殊的税务

管理方式可能导致上海地区的税务数据与其他地区存在显著差异,从而对样本数据回归结果的准确性产生潜在影响;二是西藏地区的企业数量相对较少,且大部分地区仅保留了国税局而未设置地税局,情况可能导致西藏地区的税务数据在数量和种类上都有所局限,进而使其缺乏足够的代表性。基于以上两点考虑,本文决定剔除上海和西藏的样本后再进行回归分析。回归结果如下表6所示,交互项系数都显著为负。

7.交互固定效应。在研究国地税合并的影响时,必须注意到这一改革主要涉及省级及以下税务机关的整合,因此,不同行业企业受到冲击影响程度和影响时间都不一致,该影响可能源于不同行业的特性、对政策敏感度等,为确保结果的稳健性和可靠性加入行业与时间交互固定效应,回归结果如表6第(2)列所示。同时,税收政策的实施一般是依据行政区域为单位实施,每个地区之间实施情况不同,对于政策反应速度不同,也会对企业纳税行为的影响产生差异,因此加入地区与时间交互固定效应,结果如表6第(3)列所示。回归结果显示,本文结论稳健。

表6 稳健性检验回归结果II

变量	(1)	(2)	(3)
	删除特殊政策地区	控制行业与时间交互效应	控制地区与时间交互效应
treat×post	-0.0042*** (0.0016)	-0.0043*** (0.0015)	-0.0042*** (0.0016)
控制变量	Y	Y	Y
固定效应	Y	Y	Y
行业×时间效应		Y	
地区×时间效应			Y
Observations	21740	21700	21740
R-squared	0.0730	0.1600	0.0870

(三)机制检验

1.避税效应。正如前文理论分析所言,避税是企业进行盈余管理的主要推动力,随着税收征管独立性的提升,税收征管力度得以加强,企业偷税漏税的成本会显著上升,在这种情况下,企业为了规避这些风险,将会减少通过避税手段进行的盈余管理行为。为验证此逻辑机制,本文首先验证国地税合并带来的税收征管强度变化在其中发挥的作用,在此借鉴叶康涛和刘行^[24]等学者的方法,按照各地区实际税收收入与预期可获取的税收收入之比衡量各地区的税收征管力度,并按照年度中位数划分强税收征管地区以及弱税收征管地区,然后进行分样本回归。根据表7第(1)(2)列的结果,国地税合并对企业盈余管理的抑制效应在税收征管强度较低的地区体现得更为明显,这间接表明税收征管强度变化作用的存在。其次,借鉴刘贯春等^[1]、张克中等^[38]的研究方法,采用扣除应计利润影响后的会计税收差异(DDBTD)模型来量化企业的纳税遵从度,税会差异越小,即表明企业避税程度越低。将该项数据代入公式(1)作为被解释变量回归,结果如表7第(3)所示,交互项在1%的水平下显著为负,表明国地税合并显著降低了企业的避税程度,减少了企业逃税行为的实施。

2.公司治理效能。由理论分析可知,企业经营权和所有权分离会促使管理层进行盈余管理谋求自身利益。而随着税收征管独立性的提升,税务部门所发挥的公司外部治理效能也会相应增强,此时股东与管理者之间的信息不对称得到缓解,企业盈余管理行为将得到抑制。在公司外部治理效能方面,本文参考李青原等^[11]、孙雪娇等^[16]的做法,以股票流动性(Tover)衡量企业外部治理效能,将该指标代入公式(1)作为被解释变量回归。其中股票流动性以年内日均换手率表示,因为股票流动性与信息不对称程度呈现负相关关系,良好的企业治理能够提高企业的透明度和信息披露的可靠性,从而增强投资者对企业的信心,这种信心反映在股票市场上,就表现为股票的流动性提高。进一步,我们还使用信息披露质量(PL)反映信息不对称缓解作用。回归结果如表7第(4)(5)列所示,交互项的回归系数显著。这说明税收征管独立性提升,会通过发挥外部治理效能,增强企业信息透明度,信息不对称得到缓解,推动公司治理能力提高,从而减少企业实施盈余管理行为。

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	强税收征管	弱税收征管	DDBTD	Tover	PL
treat×post	-0.0035 (0.0029)	-0.0038** (0.0018)	-0.0040*** (0.0010)	0.0267*** (0.0095)	0.0075* (0.0045)
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y
固定效应	Y	Y	Y	Y	Y
Observations	7638	16095	23735	23735	19432
R-squared	0.1000	0.0740	0.1060	0.3800	0.4032

(四)异质性分析

1.股权性质。不同股权性质的企业对于政策的敏感度是不同的,刘行和杨松岩^[39]研究发现,国有企业和政府这一天然关联关系会让国有企业有更大动机进行盈余操纵,且税收征管强度与之呈现正相关关系。本文依据企业股权性质进行了分样本估计,结果如表 8 第(1)(2)列所示,税收征管独立性对于非国有企业盈余管理行为抑制作用更加显著。主要原因在于,第一,从企业收益分享者角度分析,国家对国有企业享有最终控制权,与此同时,也是税收收入的收取者和使用执行者,而非国有企业的收益是不同类型股东共享,因此国有企业在实施盈余管理行为时需要承担更高的税收成本^[39];第二,从企业经营目标角度分析,国有企业的经营目标兼具社会目标和经济目标,而非国有企业经营目标往往是实现公司价值最大化;第三,从企业高管人员特征角度分析,国有企业高管往往具有一定行政级别而带有“准官员”身份特征^[40],这种身份可能会促使他们通过增加税款缴纳来寻求政治上的晋升,同时,身为“准官员”的国有企业高管做决策时往往会更加谨慎,他们更倾向于规避因采取激进避税策略而可能带来的隐性成本^[41]。

2.地方政府干预程度。理论分析提出,地方政府在国地税合并后对于税务系统的干预能力极大降低,企业实施盈余管理行为被发现的风险增大,进而抑制了企业盈余管理行为实施。基于该逻辑,本文借鉴刘贯春等^[1]的做法,利用市场化水平指数来刻画地方政府对税收干预强度,地区的市场化水平越低,往往意味着政府在资源配置、政策制定以及市场运行等方面对该地区的干预程度越高。本文按照地区市场化指数中位数进行划分,若高于中位数,将该地区的企业划分为低干预组,反之则划分为高干预组。分组回归结果如下表 8 第(3)(4)列所示,税收征管独立性提升,显著抑制了处于地方政府干预强地区的企业实施盈余管理,而对处于地方政府干预弱的地区的企业则不显著。

表 8 股权性质和地方政府干预程度的异质性回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	国企	非国企	高干预组	低干预组
treat×post	-0.0022 (0.0021)	-0.0055** (0.0021)	-0.0064*** (0.0023)	-0.0002 (0.0020)
控制变量	Y	Y	Y	Y
固定效应	Y	Y	Y	Y
Observations	8080	15651	11277	12455
R-squared	0.1030	0.0790	0.0710	0.0860

3.公司治理能力。税收征管独立性提升通过缓解信息不对称,发挥外部治理效能,抑制企业盈余管理,因此可以预测内部治理能力不同的企业对于政策实施敏感度也将有所差异。本文以公司独立董事占比来刻画企业内部治理水平,依据独立董事占比中位数,将中位数以上企业划分为高内部治理组,以下企业则划分为低内部治理组。公司独立董事设置的目的在于对管理层和控股股东的监督,以减少或是避免对其他利益相关者造成损害。在外部治理水平方面,以外部审计刻画,即利用企业是否聘请“四大”会计师事务所进行划分,聘请“四大”会计师事务所则为高外部治理组,反之则为低外部治理组。这是由于四大会计师事务所审计专业性强,对企业内部信息将会核实得更加细致专业,处理审

计事项时有更强的独立性,其出具的审计结论会更精准。因此,由“四大”会计师事务所担任上市企业的外部审计者,企业受到的外部监管约束更强。分组回归结果如表 9 所示,税收征管独立性提升,对于内部治理能力较弱和外部治理能力较弱的企业盈余管理抑制效应更加显著。

表 9 公司治理能力的异质性回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	内部治理能力强	内部治理能力弱	外部治理能力强	外部治理能力弱
treat×post	-0.0035 (0.0022)	-0.0035* (0.0021)	-0.0056 (0.0051)	-0.0031** (0.0016)
控制变量	Y	Y	Y	Y
固定效应	Y	Y	Y	Y
Observations	12033	11702	1395	22338
R-squared	0.0810	0.0760	0.2010	0.0720

五、结论和政策建议

税收征管制度作为国家治理体系的重要组成部分,其独立性不仅关系国家财政收入的稳定性和可持续性,而且直接影响企业的财务决策。本文以国地税合并为准自然实验,采用 2013—2021 年中国 A 股上市公司数据,通过双重差分方法,实证检验了税收征管独立性的提升对企业盈余管理行为的影响效应和潜在机制。研究发现以下基本结论。第一,税收征管独立性提升会显著抑制企业的盈余管理行为。第二,税收征管独立性提升能够通过抑制企业避税行为实施和提高公司治理效能抑制企业盈余管理行为。第三,税收征管独立性提升对企业进行盈余管理行为的抑制作用对非国有、内外部治理能力弱、受地方政府干预高的企业影响更加显著。本文的具体政策建议如下。

第一,维护税收征管独立性,提升税收征管效率。税收征管独立性的提升会抑制企业盈余管理行为的实施已经通过上文实证验证,这意味着未来税务部门应当在征管过程中确保独立性,为公司运营提供公平的营商环境。对此应该继续推动税收征管独立性改革,一方面对易于被企业利用的税务政策进行细致化改革,另一方面加强数字化赋能税收征管全流程,并且加强税务专业化人才培养。

第二,充分考虑地区和企业的实际差异,以实现政策的协同和精准落地。一方面是要在全国范围内统一税收征管标准和税收征管流程,减少地区间的税收征管差异,加强对税收征管标准的监督和检查。另一方面,在制定标准时,应充分考虑差异,确保标准既具有普适性,又能够体现灵活性和针对性,允许各地区根据实际情况进行适当调整和优化,以更好地适应地方经济发展和企业需求。

第三,提升公司内部治理水平。实证证明,公司内部治理水平会显著影响管理层实施盈余管理行为,可以通过完善公司治理结构,强化董事会的作用、建立健全独立董事制度、增加独立董事在董事会中的比例、完善监事会制度等。也可以通过建立健全内部控制体系、完善激励与约束机制、加强信息披露和透明度等方面提升内部治理水平。

参考文献:

[1] 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.

[2] 田彬彬,谷雨.征管独立性与税收收入增长——来自国税局长异地交流的证据[J].财贸经济,2018(11):53—66.

[3] Healy, P. M., Wahlen, J. M. A Review of the Earnings Management Literature and its Implications for Standard Setting[J]. Accounting Horizons,1999,13(4): 365—383.

[4] 苏冬蔚,林大庞.股权激励、盈余管理与公司治理[J].经济研究,2010(11): 88—100.

[5] 李增福,骆展聪,杜玲,等.“信息机制”还是“成本机制”? ——大数据税收征管何以提高了企业盈余质量[J].会计研究,2021(7):56—68.

[6] 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.

- [7] 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.
- [8] 王小龙,陈金皇,许敬轩.税收管理员制度、征管独立性与企业税收遵从[J].经济体制改革,2020(6):131—138.
- [9] Scholes, M., Wilson, P., Wolfson, M. Firms' Response to Anticipated Reductions in Tax Rates: The Tax Reform Act of 1986[J]. Journal of Accounting Research, 1992(30): 161—191.
- [10] Wilkie, P. Corporate Average Effective Tax Rates and Inferences about Relative Tax Preferences[J]. Journal of The American Taxation Association, 1988, 10(1): 75—88.
- [11] 李青原,蒋倩倩.税收征管与盈余管理——基于“所得税分享改革”准自然试验[J].经济评论,2020(5):3—16.
- [12] 李增福,董志强,连玉君.应计项目盈余管理还是真实活动盈余管理? ——基于我国2007年所得税改革的研究[J].管理世界,2011(1):121—134.
- [13] 张莹,王雷.所得税改革提高了企业盈余管理的税收成本吗? [J].现代财经(天津财经大学学报),2014(6):103—113.
- [14] 李广众,贾凡胜.政府财政激励、税收征管动机与企业盈余管理——以财政“省直管县”改革为自然实验的研究[J].金融研究,2019(2):78—97.
- [15] 吴斌,徐雪飞,陈锋.营改增、税收征管与资本市场质量——基于中国上市公司盈余质量视角的实证检验[J].宏观质量研究,2021(1):96—112.
- [16] 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.
- [17] 朱凯,潘舒芯,胡梦梦.智能化监管与企业盈余管理选择——基于金税三期的自然实验[J].财经研究,2021(10):140—155.
- [18] Haw, I.M., Hu, B., Hwang, L.S., Wu, W. Ultimate Ownership, Income Management and Legal and Extra-legal Institutions[J]. Journal of Accounting Research, 2004, 42(2): 423—462.
- [19] 陈骏.税收负担与盈余管理:基于内部控制的研究视角[J].财贸研究,2016(6):131—142.
- [20] 李彬,李海霞,唐萍.税收征管、税收激进与盈余管理[J].统计与信息论坛,2018(12):54—63.
- [21] 胡洪曙,李捷.财政竞争对企业税负不平等的影响[J].中南财经政法大学学报,2023(2):52—64.
- [22] 杨晓妹,刘文龙,林凯琳.国地税机构合并对规范地方政府税收行为的逻辑解析及延伸思考[J].税务研究,2019(5):92—96.
- [23] 李增福,郑友环.避税动因的盈余管理方式比较——基于应计项目操控和真实活动操控的研究[J].财经研究,2010(6):80—89.
- [24] 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.
- [25] 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.
- [26] 卢真,李升,谭云.从优化税务营商环境角度看国地税征管体制改革[J].税务研究,2018(8):18—20.
- [27] 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.
- [28] 张明昂,陈斌开,岳林峰.国地税征管体制改革、信息获取与企业避税——基于国地税合作的证据[J].经济科学,2023(2):71—88.
- [29] 伦玉君,邓巍巍,李珺.当前国地税合作中存在的问题及政策建议[J].税收经济研究,2015(6):1—4.
- [30] 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—180.
- [31] 刘宝华,罗宏,周微.股权激励行权限制与盈余管理优序选择[J].管理世界,2016(11):141—155.
- [32] 杨永聪,李齐笑.大数据税收征管与企业税负粘性——来自“金税三期”工程准自然实验的证据[J].产业经济评论,2024(6):147—171.
- [33] 田彬彬,余白雪,叶菁菁.合并征管、信息获取与企业实际税负[J].世界经济,2022(12):153—174.
- [34] 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.
- [35] Desai, M.A., Dyck, A., Zingales, L. Theft and Taxes[J]. Journal of Financial Economics, 2007, 84(3): 591—623.
- [36] 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.
- [37] Dechow, P. M., Sloan, R. G., Sweeney, A. P. Detecting Earnings Management[J]. The Accounting Re-

view, 1995(70):193—225.

[38] 张克中, 欧阳洁, 李文健. 缘何“减税难降负”: 信息技术、征税能力与企业逃税[J]. 经济研究, 2020(3): 116—132.

[39] 刘行, 杨松岩. 国有股权与基于所得税费用的盈余管理[J]. 经济管理, 2021(2): 175—187.

[40] 杨瑞龙, 王元, 聂辉华. “准官员”的晋升机制: 来自中国央企的证据[J]. 管理世界, 2013(3): 23—33.

[41] Hanlon, M., Heitzman, S. A Review of Tax Research[J]. Journal of Accounting and Economics, 2010, 50(2-3): 127—178.

**The Impact of Tax Collection and Management Independence on
Earnings Management of Enterprises:
Based on the Analysis of National and Local Tax Consolidation Policies**

JI Yunyang¹ PAN Yu²

(1. School of Economics and Trade, Hunan University, Changsha 410079, China;

2. Huaihua Development and Reform Commission of Hunan Province, Huaihua 418000, China)

Abstract: As an important part of the national governance system, the independence of tax collection and administration is not only related to the stability and sustainability of the national fiscal revenue, but also directly affects the financial decision-making of enterprises. This paper takes the consolidation of state and local taxes as the natural experiment, and uses the sample of listed companies from 2013 to 2021 to empirically test the effect and potential mechanism of improving the independence of tax collection and administration on the earnings management behavior of enterprises. The results show that the independence of tax collection and management can significantly inhibit the earnings management behavior of enterprises, which is mainly due to its role in inhibiting corporate tax avoidance and improving the efficiency of corporate governance. Heterogeneity analysis shows that the inhibition effect is more significant for non-state-owned enterprises, enterprises with weak internal and external governance capabilities, and enterprises in areas with high degree of local government intervention. The above research results mean that we should continue to promote the reform of the independence of tax collection and administration, and take into account the differences between regions and enterprises to create a more equitable and healthy tax business environment.

Key words: Tax Collection and Management Independence; Earnings Management; Tax Avoidance; Corporate Governance; Consolidation of State and Local Taxes; Tax Collection and Administration

(责任编辑: 肖加元)