

数字化转型的微观治理效应： 基于会计-税收差异视角

李晓冬 石福安

【摘要】数字化转型是推动实体企业高质量发展的必然路径,因此,数字化转型的微观经济后果正成为学界研究的重要话题。基于2009-2021年沪深A股上市公司数据,从会计-税收差异视角检验数字化转型的微观治理效应、影响机制及其异质性效果。研究表明,数字化转型对会计-税收差异具有治理效应,即数字化转型会显著抑制会计-税收差异。机制分析与检验发现,数字化转型的治理效应表现为内部控制质量改善和信息透明度提升效应,从而能够抑制管理层私利行为所引发的会计-税收差异。异质性分析显示,数字化转型对会计-税收差异的治理效应在代理成本和融资约束程度较高、媒体关注度较低的组更显著。拓展性检验表明,相较于小额、负向和非操纵性会计-税收差异,大额、正向和操纵性会计-税收差异更具有信息含量,相应地,数字化转型的治理效应也更为明显。

【关键词】数字化转型;会计-税收差异;内部控制;信息透明度

【作者简介】李晓冬,博士,中国人民大学商学院工商管理博士后,中国政府审计研究中心研究员(北京 100872);石福安(通信作者),首都经济贸易大学会计学院博士研究生(北京 100070)。

【原文出处】《甘肃社会科学》(兰州),2023.6.190~201

【基金项目】国家自然科学基金项目“风险导向式企业经营绩效评价指标体系的构建与应用研究”(71572118)。

引言

在大数据、区块链、云计算、人工智能和ChatGPT等新一代信息技术和自然语言处理技术的驱动下,企业生产流程、运营、组织、管理和商业模式都在迅速实现数字化转型升级与系统性重塑,这是社会生产力和生产关系的一次巨大跃迁,是经济高质量发展和新发展格局构建的重要着力点。数字技术与传统生产要素的深度融合将释放出巨大经济潜能,数字经济成为重塑世界经济版图、支撑中国经济实现高质量发展的新动能^[1],在促进经济高质量发展和推进中国式现代化进程中发挥着不可估量的引领和拉动作用。为进一步发挥数字经济的新引擎和新动能作用,稳步推进企业数字化转型,党的二十大报告指出,要促进数字经济和实体经济深度融合,加快建设数字中国。因此,促进数字技术与实体经济深度融

合、加快数字化转型是实现高质量发展这一首要任务的关键抓手,是赋能实体企业高质量发展的必然路径。企业是促进数字技术与各类传统生产要素实现互补、耦合和协同的重要载体。数字技术的快速发展及其与实体企业的深度融合,正在重构企业市场响应、资源配置、风险管控、趋势洞察与内部控制等能力。加快推进数字化转型已经成为企业降本增效、优化资源配置效率、推动人力资本结构升级、改善公司治理质量和提高全要素生产率,进而增强企业韧性和实现高质量发展的关键策略。在此背景下,考察数字化转型的微观治理效应、作用机制及其边界条件具有较强的理论和现实意义。

当前,数字化转型正在推动企业治理结构、内部流程和经营模式等传统商业逻辑发生系统性重构与转变^[2],因而数字化转型的微观经济后果正成为学界

研究的重要话题。已有文献发现,数字化转型会对企业业绩、股票流动性、企业分工、全要素生产率、劳动收入份额和脱虚向实以及外部审计行为等产生重要影响,但尚未有文献从会计准则与税收法规交叉视角探讨数字化转型的微观治理效应。因此,本文拟基于会计-税收差异视角,系统考察数字化转型对会计-税收差异的治理逻辑、作用机制及其异质性效果,以弥补这一研究空白。

税收和会计作为经济体系中的两个重要分支,既有交叉又有区别,二者关于所得税的处理亦有所不同。近年来,中国会计准则与国际会计准则持续趋同,不仅增加了应纳税所得额税前调整的项目内容,而且使其形式日趋繁杂^[2]。而从税收法规方面看,企业所得税改革一直在持续推进,中国税制改革已与税收国际惯例相协调^[3]。会计准则与所得税法的各自改革和国际协调使得二者间的关系日益复杂,它们在收入、费用和损失确认方面的差异越来越大,作为二者分离的直接后果——会计-税收差异指标也日趋扩大。因此,会计-税收差异受到会计与税务领域学者的共同关注与持续追踪。当前,国内外研究均发现,会税制度性差异、盈余管理和税收规避是导致会计-税收差异产生并不断扩大的主要原因^[4-5]。会计-税收差异不仅反映了会税之间的制度性差异,而且能够表征管理层在盈余管理和税收规避等方面的策略或行为^[6]。在数字经济时代,数字技术的广泛应用使企业的经营管理行为和流程发生系统性重构^[7],从而能够有效改善企业的内部控制质量,提高信息透明度,缓解代理冲突。实际上,盈余管理和税收规避是管理层权衡成本收益后的结果,因而是企业重要的经营决策行为。数字化转型具有明显的内部控制质量改善和信息透明度提升效应,在此情况下,数字化转型是否会影响管理层自利动机驱使下的盈余管理和避税等代理行为,进而影响会计-税收差异?这一影响的作用机制是什么?对这一问题的探讨是本文所关注和解决的重点内容。

基于此,以2009—2021年沪深A股上市公司为样本,从会计-税收差异视角理论分析与实证检验数字化转型的微观治理效应、影响机制及其异质性效果。对这一问题的探究,不仅有助于从会计-税收差

异视角更加全面地评估数字化转型的微观效果,为国家加快推动数字化转型提供微观决策依据,而且有利于抑制管理层的自利行为,改善公司治理质量,从而促进企业实现高质量发展。与已有研究相比,本文的贡献在于:第一,目前鲜有学者从会计准则和税收法规交叉视角研究数字化转型的微观经济后果,本文基于这一视角检验数字化转型的微观治理效应,拓展并深化了数字化转型经济后果的相关文献。第二,现有研究多从会计与税收制度性差异、盈余管理和避税等视角探究会计-税收差异的影响因素,较少有文献关注信息化或数字化战略对会计-税收差异的影响,本文结合数字经济时代的数字化转型新趋势分析数字化转型这一战略决策对会计-税收差异的影响,丰富了会计-税收差异的影响因素研究,为数字化背景下加强会计准则和税收法规协调、推动建设高质量会计准则标准提供参考借鉴。第三,基于“基准分析—机制检验—异质性情境”的研究框架,明确了数字化转型抑制会计-税收差异的多维机制以及不同情境下的异质性效果。本文从数字化转型发挥的治理效应即内部控制质量改善和信息透明度提升效应的渠道机制进行分析,打开了数字化转型与会计-税收差异之间的“黑箱”,厘清了数字化转型的治理逻辑。同时,异质性讨论明确了数字化转型抑制会计-税收差异的边界条件,为构建差异化的政策举措提供经验证据。

一、文献回顾

回顾数字化转型微观经济后果的已有研究,相关文献主要聚焦于数字化转型对公司治理和企业自身以及外部审计行为的影响等方面。研究发现,在数字经济时代,区块链、人工智能、大数据和云计算等数字技术在企业中的广泛和深入应用,使企业的治理结构和内部管理正在发生变革和重构并进行适应性调整^[1]。与此同时,得益于上述变化,数字化转型使公司治理质量正在得到显著改善,表现为随着数字化转型程度的提高,不仅能够降低企业成本、提高资产使用效率、改善内部控制质量、降低信息不对称,而且能够弱化代理冲突、降低管理层的非理性行为、优化人力资本结构、降低外部交易成本和提高经营性收益。因此,数字化转型有助于降低企业人工

成本规模、增强盈利能力、改善财务状况、提高经济效益、促进社会责任承担、提升股票流动性、降低融资成本、促进企业创新、提高专业化分工水平、劳动收入份额和全要素生产率、促进企业脱虚向实并增强韧性,最终有助于提升企业价值。从外部审计行为看,数字化转型对审计费用的影响并不确定;在数字化程度较高的企业,审计师对关键审计事项的披露更为充分和谨慎^[8]。

从上述研究发现,学界在数字化转型的微观后果领域取得了较为丰富的研究成果,但尚未有文献基于会计准则与税法法规交叉视角探讨数字化转型的微观治理效应及其作用机制,这为本文奠定了较好的研究基础。已有研究对会计-税收差异的影响因素进行了较为充分地探讨,归纳起来主要集中在会计和税收制度性差异、盈余管理和税收规避三个方面。其中,会计和税收制度性差异^[9]是系统性影响因素,而盈余管理^[10-12]和税收规避^[13]等机会主义行为导致会计利润偏离应税收益则是会计-税收差异产生的两个主要的非系统性影响因素。

综上所述,学界已就数字化转型的微观后果作了一定的积累与讨论,研究文献较为丰富,但却忽略了会计-税收差异这一重要的经济后果。因此,基于会计-税收差异视角探讨数字化转型的微观治理效应便成了一项重要的研究议题。本文将对这一问题进行深入探讨,以弥补现有文献的不足,并进一步探讨其背后潜在的影响机制与异质性效果。

二、理论分析与研究假设

企业是推动经济社会发展、促进各类生产要素实现与先进数字技术深度融合,从而以数字技术驱动生产过程、商业模式和经营管理实现全流程变革的重要微观主体,数字化转型会影响企业包括会计-税收差异在内的各类财务和经营决策行为,尤其是数字化基础设施的建设,为企业内部的信息交流与共享提供了良好平台。而数字技术与传统生产要素的深度融合能够进一步改善企业的内部控制质量、提高信息透明度,从而抑制管理层私利动机驱使下的盈余操纵和税收规避等机会主义行为,进而降低会计-税收差异。具体来说,数字化转型对会计-税收差异的治理效应主要通过内部控制质量改善和信

息透明度提升效应来实现。

(一)数字化转型、内部控制质量改善与会计-税收差异

数字化转型的微观治理效应之一表现为内部控制质量的改善,从而能够有效抑制管理层的自利动机,进而抑制会计-税收差异的扩大。数字化转型升级和数字技术与企业各要素的全面深度融合,必然会使企业的生产经营流程和管理模式发生颠覆式创新与重构,从而导致内部控制发生全流程和系统性变革^[14],进而影响内部控制质量。本文从内部控制五要素视角来分析数字化转型对内部控制质量的改善效应,进而分析对会计-税收差异的影响。

第一,从内部环境要素看,数字化转型使内部环境趋于协同化。数字化时代驱动企业目标发生战略性变革^[1],由此导致企业治理结构、生产流程、营销模式、研发模式和企业文化等内部环境也发生革命性转变。数字技术与企业各环节和流程的深度融合使企业的治理结构变得日趋扁平和无边界,从而降低了对信息和数据传递的时空阻碍,使得部门和员工之间的沟通与协作日益高效,强化与拓展了企业的协同控制理念,优化了内部控制环境,有利于改善内部控制质量。第二,从风险评估要素看,数字化转型使风险评估的效果得以提升。企业实施风险评估的基础在于及时获取充分适当的信息并对风险因素进行有效识别。新一代数字技术的应用使企业获取的数据范围更深更广,并能够实现海量数据实时存储和调用,在此基础上借助数字技术能够精准识别并有效预测企业经营活动中的风险因素及其发生的概率和损失,同时能够实时感知、分析风险信息的变化并实时制定最优的风险应对策略,且上述过程完全能够实现自动化和智能化,极大提高了风险评估的效率和效果,从而有利于改善内部控制质量。第三,从控制活动要素看,数字化转型使控制活动日趋智能化。随着人脸识别、语音识别和身份验证等人工智能技术在企业权限管理中的应用,这些数字技术使企业的控制活动突破了时空束缚而成为新型牵制手段,并且大大提高了控制活动的灵活性、及时性、有效性和智能性,从而有利于改善内部控制质量。第四,从信息与沟通要素看,数字化转型使信息与沟

通的有效性得以提高。数字化技术在企业中的广泛和深度使用,打破了“部门墙”,消除了“信息孤岛”,极大增强和提高了员工和部门之间的沟通交流效率,从而有利于改善内部控制质量。第五,从内部监督要素看,数字化转型使内部监督机制得以强化。数字化技术融入并重构企业的业务流程,能够实时还原企业生产、经营和管理等全流程数据,这使得实时、动态和全面监控企业各业务流程成为可能,因此,数字化转型提高了内部监督的智能化水平,丰富了内部监督渠道和方式,强化了内部监督机制,从而有利于改善内部控制质量。

综上所述,数字化转型从内部控制五要素方面全面提升和改善了企业的内部控制质量。而内部控制质量越高,其产生的治理作用就越有效,表现为企业的违规风险显著降低,管理层以谋取私利为目的的机会主义行为得到显著抑制。同时,高质量的内部控制会使管理层更加谨慎地权衡盈余管理和税收规避的成本与收益,从而减少避税行为。此外,盈余管理和避税牵扯企业经营活动中的诸多环节并需它们的协同和配合,因此,高质量内部控制产生的牵制作用会显著抑制盈余管理和税收规避等代理行为,从而抑制会计-税收差异的扩大。由此,形成了“数字化转型→内部控制质量改善→会计-税收差异降低”的作用路径。

(二)数字化转型、信息透明度提升与会计-税收差异

企业数字化转型的微观治理效应之二表现为信息透明度的提升,从而能够有效抑制管理层自利动机驱使下的盈余管理和税收规避行为,进而抑制会计-税收差异的扩大。数字化技术的应用在企业内部各部门之间形成数据穿透从而促进了信息孤岛的互联互通,增强了企业内部各部门间信息的交流与整合^[1],使得信息在企业内部更加透明、公开和不易篡改。当企业的数字化技术应用程度较低时,数据和信息的处理方法较为落后,处理效率较低,此时更多的私有信息被管理层所掌握,企业员工和外部利益相关者很难及时获取,企业的信息透明度较低,股东、员工和外部利益相关者难以有效识别和监督经理层的自利行为,这为其通过盈余管理和税收规避

行为获得超额收益创造了条件,此时企业的会计-税收差异较大。当企业实施数字化转型、数字化技术应用程度较高时,一方面,极大拓展了企业处理数据的深度和广度,能够将沉淀在生产经营全流程和组织系统内部海量、非结构化和非标准化的数据信息通过编码等技术输出为标准化和结构化信息^[15],不仅大大提高了信息的可利用程度,有助于优化生产经营流程^[16],而且极大增强了信息存储能力^[1],加速了信息的生成和扩散,使信息更易于在不同部门间实现交换、传递与整合。同时,数字技术与各生产要素的深度融合使企业整个生产经营和管理流程都能够实现数据还原,这对各级管理层和员工而言,每项业务流程场景都实现了完全透明,因而企业内部的信息透明度更高。另一方面,数字化转型推动企业的组织结构由传统的垂直化和科层制的金字塔式向扁平化和网络化转变^[1],使得企业的经营决策、生产流程和资源配置活动更加灵活、透明和公开,进一步提高了信息透明度。此外,数字化连接跨越了企业的内外部边界^[1],使企业能够更方便和高效地向市场“推送”信息。相较于以往,外部利益相关者获取的信息含量更为充分,由此缓解了企业内部和外部利益相关者间的信息不对称,从而提高了信息透明度。随着企业信息透明度的提升,股东、员工、分析师和税务部门等利益相关者更易于发现管理层的自利行为,由此大大压减了盈余管理和税收规避的调整空间,削弱了管理层的自利动机,限制了管理层利用信息不对称进行盈余管理和避税的自由裁量权,从而抑制了会计-税收差异的扩大。由此,形成了“数字化转型→信息透明度提高→会计-税收差异降低”的作用路径。

综上所述,数字化转型能够改善内部控制质量和提高信息透明度,从而抑制管理层私利动机驱使下的盈余管理和税收规避等代理行为,进而降低会计-税收差异。据此提出以下假设。

H1:数字化转型具有抑制会计-税收差异的治理效应。

H2:数字化转型通过发挥内部控制质量改善效应来抑制会计-税收差异。

H3:数字化转型通过发挥信息透明度提升效应

来抑制会计-税收差异。

三、实证研究设计

(一)样本与数据来源

选取2009-2021年沪深A股上市公司数据为样本。起始年份确定为2009年是为避免会计准则变迁和金融危机的双重影响,确保数据内涵的一致性。同时,按照以下标准对初始样本进行了相应筛选:(1)剔除金融保险类公司;(2)剔除税前利润小于等于0的公司;(3)剔除所得税费用小于等于0的公司;(4)剔除ST、PT、*ST和已退市公司;(5)剔除其他数据缺失的公司。按照上述标准,最终得到24281个公司年度观测值。为消除和避免极端值的影响,在1%和99%分位数上对连续变量作了Winsorize处理。上市公司年报从深交所和上交所官网获得,内部控制、名义所得税税率和其他财务数据分别取自迪博(DIB)、万得(Wind)和国泰安(CSMAR)数据库。

(二)变量定义和实证模型设计

1. 变量定义

(1)被解释变量为会计-税收差异(BTD)。与刘行和叶康涛^[7]的计算方法相一致, $BTD=(\text{会计利润}-\text{应税收益})/\text{期末总资产}$,其中,应税收益=当期所得税费用/名义所得税税率=(所得税费用-递延所得税费用)/名义所得税税率。

(2)核心解释变量为数字化转型(DCG)。当前,学界对数字化转型的定量测度方法并没有形成共识,

对年报内容进行文本分析是研究企业战略转型和行为变化的常用方法。因此,借鉴吴非等^[15]对数字化转型程度的测度方法,利用python软件爬取上市公司年报中与数字化转型相关的关键词词频数来度量。由于该类词频数量呈现出典型的右偏分布特征,故使用数字化转型词频数量加1取对数来衡量数字化转型强度。

(3)中介变量为内部控制质量(IC)和信息透明度(TRANS)。借鉴张钦成和杨明增^[14]使用迪博数据库中的内部控制指数除以100来衡量内部控制质量。借鉴Bushman^[18]和辛清泉等^[19]使用盈余质量、信息披露考评分值、分析师跟踪人数和盈余预测准确性以及审计质量五个指标的样本百分等级的平均值构建信息透明度的综合指标TRANS来度量信息透明度。

(4)控制变量。为控制其他可能会对会计-税收差异产生影响的因素,借鉴刘行和赵晓阳^[20]选取企业规模、资产负债率、净资产收益率、第一大股东持股比例、账面市值比、股权性质、是否四大会计师事务所、董事会规模和两职合一等作为控制变量,并控制行业和年度固定效应。变量定义如表1所示。

2. 实证模型设计

构建基准回归模型检验数字化转型对会计-税收差异的治理效应。同时,为检验内部控制质量改善和信息透明度提升效应的作用机制,借鉴温忠麟等^[21]的方法,通过构建模型(1)~(3),并利用中介效应

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	会计-税收差异	BTD	$(\text{会计利润}-\text{应税收益})/\text{期末总资产}$,其中,应税收益=(所得税费用-递延所得税费用)/名义所得税税率
核心解释变量	企业数字化转型	DCG	年报中与数字化转型相关的关键词词频数加1取对数,表示企业的数字化转型程度
中介变量	内部控制质量	IC	内部控制指数/100
	信息透明度	TRANS	使用盈余质量、信息披露考评分值、分析师跟踪人数和盈余预测准确性以及审计质量的样本百分等级的平均值构建的综合指标
控制变量	企业规模	SIZE	期末资产总额的自然对数
	资产负债率	LEV	期末负债总额/期末资产总额
	净资产收益率	ROE	期末净利润/期末所有者权益
	第一大股东持股比例	TOP1	第一大股东持股数/总股数
	账面市值比	BM	期末所有者权益总额/市值
	股权性质	SOE	若企业为国企取值为1,否则为0
	是否四大会计师事务所	BIG4	若企业被四大会计师事务所审计时为1,否则为0
	董事会规模	BOARD	董事会总人数取对数
	两职合一	DUAL	若董事长和总经理兼任时取值1,否则为0
	时间	YEAR	年度虚拟变量,若企业属于某一年度取值为1,否则为0
行业	INDUSTRY	行业虚拟变量,若企业属于某一行业取值为1,否则为0	

程序予以验证。

$$BTD_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 DCG_{i,t} + \sum_j \alpha_j Controls_{i,t} + \sum Industry + \sum Year + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

$$IC/TRANS_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 DCG_{i,t} + \sum_j \beta_j Controls_{i,t} + \sum Industry + \sum Year + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

$$BTD_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 DCG_{i,t} + \gamma_2 IC_{i,t}/TRANS_{i,t} + \sum_j \gamma_j Controls_{i,t} + \sum Industry + \sum Year + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

其中, i 表示企业, t 表示年度, j 表示控制变量的序号, $j=2, 3, \dots, 10$, 被解释变量 $BTD_{i,t}$ 表示 i 企业在第 t 年的会计-税收差异, 核心解释变量 $DCG_{i,t}$ 表示 i 企业在第 t 年的数字化转型程度, $Controls$ 是一系列控制变量, $Industry$ 和 $Year$ 分别表示行业和时间固定效应, ε 是随机误差项, 中介变量 $IC_{i,t}/TRANS_{i,t}$ 表示 i 企业在第 t 年的内部控制质量和信息透明度。本文预期 DCG 的系数 α_1 显著为负, 即数字化转型能够抑制会计-税收差异的扩大。

四、实证结果分析

(一) 描述性统计与单变量检验

1. 描述性统计

表2报告了各主要变量的描述性统计结果。数字化转型的均值为1.308, 最大值为4.990, 最小值为0, 标准差为1.390, 表明数字化转型程度在不同企业间具有较大差异。会计-税收差异的均值为0.001, 最小值为-0.068, 最大值为0.089, 标准差为0.026, 结果与以往文献基本保持一致, 说明不同企业间的会计-税收差异较大。其他变量的结果与以往研究基本一致。

2. 单变量检验

按照数字化转型程度的行业-年度中值, 将样本

企业划分为两组并进行单变量均值 t 检验和中位数 Wilcoxon 秩和检验。无论是均值还是中位数差异检验的结果均表明, 数字化转型程度较高企业的会计-税收差异更小^①。这初步验证了假设1, 即数字化转型对会计-税收差异具有治理效应。另外, 本文发现在不同数字化转型程度下, 企业特征变量均存在显著差异, 这可能会导致研究结论存在其他替代性解释。为此在内生性检验中增加了PSM配对检验以排除企业特征差异对会计-税收差异的影响。

(二) 基准回归结果

表3是数字化转型对会计-税收差异治理效应的基准回归结果。第(1)列是只控制行业和时间固定效应的结果, DCG 的系数显著为负, 说明数字化转型能够抑制会计-税收差异。第(2)列是加入企业层面所有控制变量的结果, DCG 的系数仍然显著为负, 说明基准回归结果稳定, 在排除其他因素影响后, 数字化转型对会计-税收差异具有明显的治理效应, 与本文的理论预期相一致。

(三) 内生性检验

为缓解数字化转型与会计-税收差异之间可能存在的反向因果、遗漏变量偏误、测量误差以及样本自选择等问题, 采用倾向得分匹配(PSM)、Heckman两阶段模型、滞后自变量以及工具变量方法对内生性问题进行了相应处理, 结果如表4和表5。由表4可知, 在使用倾向得分匹配^②、Heckman两阶段模型^③和滞后自变量控制内生性问题后, 结果均支持原假设。

数字化转型与会计-税收差异之间可能存在反向因果关系, 也可能存在同时影响会计-税收差异和

表2 描述性统计

变量	样本数	均值	1/4分位数	中值	3/4分位数	标准差	最小值	最大值
BTD	24281	0.001	-0.012	-0.001	0.012	0.026	-0.068	0.089
DCG	24281	1.308	0.000	1.099	2.303	1.390	0.000	4.990
IC	24281	6.548	6.337	6.753	7.061	1.217	0.000	8.707
TRANS	24281	0.367	0.245	0.363	0.484	0.184	0.005	0.990
SIZE	24281	22.230	21.303	22.049	22.961	1.288	19.899	26.171
LEV	24281	0.420	0.260	0.414	0.571	0.200	0.048	0.859
ROE	24281	0.092	0.044	0.079	0.123	0.065	0.004	0.340
TOP1	24281	0.351	0.236	0.332	0.450	0.147	0.094	0.748
BM	24281	0.334	0.219	0.311	0.427	0.155	0.060	0.778
SOE	24281	0.390	0.000	0.000	1.000	0.488	0.000	1.000
BIG4	24281	0.061	0.000	0.000	0.000	0.239	0.000	1.000
BOARD	24281	2.135	1.946	2.197	2.197	0.195	1.609	2.708
DUAL	24281	0.266	0.000	0.000	1.000	0.442	0.000	1.000

表3 数字化转型对会计-税收差异的治理效应

变量	(1)	(2)
	BTD	BTD
DCG	-0.001*** (-3.64)	-0.001*** (-3.95)
SIZE		0.000 (1.08)
LEV		-0.022*** (-9.71)
ROE		0.109*** (19.48)
TOP1		-0.008*** (-3.98)
BM		-0.001 (-0.26)
SOE		0.003*** (4.87)
BIG4		0.000 (0.27)
BOARD		-0.002 (-1.22)
DUAL		-0.000 (-0.59)
_cons	0.026*** (4.33)	0.025*** (2.93)
YEAR	Yes	Yes
IND	Yes	Yes
N	24281	24281
Adj-R ²	0.072	0.158

注: *、**、***分别代表10%、5%和1%的显著性水平, 括号内为t值, 均采用企业层面的聚类稳健标准误估计, 以下各表同。

数字化转型的遗漏变量, 从而引起内生性偏差。借鉴现有文献做法, 使用两种工具变量来克服内生性问题。

(1)参考黄群慧等^[23]使用1984年各城市邮电数据

(IV1)作为工具变量, 它满足相关性和外生性的约束条件: 在过往的历史发展进程中, 企业所在地通信手段的使用会从技术成熟度和社会偏好等方面对样本期内企业采用新信息技术的接受程度和应用程度造成影响, 因此1984年各城市的邮电数与企业的数字化转型具有相关性, 但与企业的其他行为并不存在直接的相关关系, 因而满足外生性条件。鉴于1984年各城市的邮电数是截面数据, 无法直接用于构造面板数据的工具变量。因此, 本文使用1984年各城市每百人固定电话数分别与滞后一期的全国互联网网民数的交乘项作为当期数字化转型的工具变量, 且通过了识别不足和弱工具变量检验。2SLS回归结果如表5第(1)(2)列所示。由第(2)列可知, DCG的系数显著为负, 说明原假设依然成立。

(2)参考王敬勇等^[23]使用同省份同行业其他企业数字化转型程度的均值(IV2)作为工具变量, 它满足相关性和外生性的约束条件: 同省份同行业数字化转型程度的均值在一定程度上反映了该省整个行业数字化转型程度的总体状况, 一般而言, 行业内其他企业的数字化转型程度越高, 本企业的数字化转型程度也越高, 二者之间存在相关性, 但其他企业数字化转型程度的均值与本企业的其他行为并不存在直接的相关关系, 对于会计-税收差异而言是外生的, 且通过了识别不足和弱工具变量检验。表5第(4)列显示DCG的系数显著为负, 说明原假设仍成立。

表4

内生性检验

变量	PSM 检验	Heckman 两阶段模型		解释变量滞后一期和两期	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	BTD	第一阶段 DCG_DUMMY	第二阶段 BTD	BTD	BTD
DCG	-0.001*** (-3.89)		-0.001*** (-3.30)		
IV		0.000** (2.20)			
IMR			0.029** (2.30)		
L.DCG				-0.001*** (-3.38)	
L2.DCG					-0.001*** (-3.20)
控制变量/YEAR/IND	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	16574	21716	13202	18371	15702
Adj-R ²	0.163		0.180	0.164	0.170

表 5

工具变量法

变量	IV1		IV2	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	第一阶段 DCG	第二阶段 BTD	第一阶段 DCG	第二阶段 BTD
IV	0.000*** (4.83)		0.747*** (47.04)	
DCG		-0.008** (-2.14)		-0.002*** (-4.42)
控制变量/YEAR/IND	Yes	Yes	Yes	Yes
N	21721	21721	24221	24221
Adj-R ²	0.172	0.021	0.235	0.155
F 值	240.94		305.21	
Kleibergen-Paap rk LM statistic	23.363***		1251.500***	
Kleibergen-Paap rk Wald F statistic	23.325 [16.38]		2215.62 [16.38]	

注:方括号内为 Stock-Yogo 弱工具变量识别 F 检验在 10% 显著性水平上的临界值。

(四)稳健性检验

为保证基本估计结果的稳定性,作了一系列稳健性检验^④。(1)更换被解释变量的度量方法。使用剔除应计利润影响后的会计-税收差异即 DDBTD 来重新度量会计-税收差异。(2)更换解释变量的度量方法。本文采用两种方法对数字化转型进行替代性度量,即参考祁怀锦等^[7]使用与数字化转型相关的无形资产占比和构造企业是否进行数字化转型的虚拟变量来度量。(3)剔除受疫情影响的样本区间。新冠疫情发生后国家出台的大量税收优惠政策可能会对会计-税收差异的计算造成影响,故剔除 2020 年和 2021 年的样本重新进行回归。(4)考虑企业策略性信息披露行为的影响。参考袁淳等^[24]对样本进行如下处理:剔除高新技术企业;剔除与数字化转型相关的词频数为 0(即数字化转型程度为 0)的样本;剔除信息披露质量被深圳证券交易所考评为 C 和 D 的样

本。经过以上稳健性检验,结果依然支持原假设,即数字化转型对会计-税收差异具有治理效应。

五、进一步分析

(一)作用机制检验

内部控制质量和信息透明度可能构成数字化转型抑制会计-税收差异的两个渠道机制。基于此,利用中介效应模型予以验证,结果如表 6 所示。

由第(1)(2)列可知,数字化转型能够抑制会计-税收差异,同时较好的内部控制质量可以有效降低会计-税收差异,且通过了 Sobel 检验。因此,本文认为结果支持“数字化转型→内控控制质量改善→会计-税收差异降低”这条路径。第(3)(4)列的结果表明,数字化转型能够抑制会计-税收差异,同时较高的信息透明度可以降低会计-税收差异,且通过了 Sobel 检验。因此,本文认为结果支持“数字化转型→信息透明度提升→会计-税收差异降低”这条路径。综上所述

表 6

机制检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	IC	BTD	TRANS	BTD
DCG	0.021*** (2.74)	-0.001*** (-3.87)	0.003*** (2.70)	-0.001*** (-3.81)
IC		-0.001*** (-3.91)		
TRANS				-0.008*** (-4.74)
控制变量/YEAR/IND	Yes	Yes	Yes	Yes
N	24281	24281	24281	24281
Adj-R ²	0.132	0.159	0.474	0.160
Sobel 检验	-3.063***		-3.761***	

述,理论推导与中介效应检验的结果相一致,数字化转型能够改善内部控制质量、提高信息透明度,进而能够有效抑制会计-税收差异。

(二)异质性分析

在不同的异质性情境下,数字化转型对会计-税收差异的治理效应可能存在非对称性。为此,基于内外部治理视角,从内部代理成本、外部融资约束与媒体监督三方面进行了分样本检验。

1.代理成本的调节效应

按照 Jensen 和 Meckling 的代理理论,股东和管理层之间存在委托-代理关系,但由于管理层本身具有道德风险,加之信息不对称客观存在,使得管理层可以很容易地损害股东利益,甚至将其据为己有。因此,具有较高代理成本的企业其委托代理问题更为严重,管理层通过盈余管理和避税等行为谋取私利的动机也更为强烈^[25]。而数字化转型具有信息透明度提升效应,即数字化转型能够实现信息互联互通,降低信息不对称,此时管理层出于以在职消费和自身私利为目的而进行避税和盈余操纵等机会主义行为的边际成本会增加,因而这些行为发生的可能性将降低,会税差异也会缩小。因此,对于较高代理成本的企业,数字化转型对会计-税收差异治理效应的边际影响更明显。

借鉴 Ang^[26]使用管理费用率(销售费用与管理费用之和占营业收入的比值)衡量代理成本,以同行业同年度管理费用率的中值为界将样本分为两组。使用基准回归模型(1)分别进行检验,结果如表7第(1)(2)列所示。在高代理成本组,数字化转型与会计-税收差异显著负相关,而低代理成本组二者的关系并不显著,且通过了组间系数差异检验,表明数字化转

型对会计-税收差异的治理效应在代理成本较高的企业更显著。

2.融资约束的调节效应

面对整体金融资源不足的现状,尤其是在投资者保护较弱、资本市场发展较为滞后的地区,企业更多依赖内源融资^[27]。研究发现,融资约束程度较高的企业会更多地选择内源融资^[28]。税收作为一项重要的现金流出,本质上是政府对企业利润的强制性分享。避税可以降低企业的成本支出,防止现金流出,是重要的内源性融资方式^[29]。因此,当面临较高的融资约束时,企业更有可能通过避税来获取资金^[30]。契约不完备和信息不对称客观上增加了股东对管理层的监督难度,此时管理层有强烈的动机通过盈余操纵和税收规避等手段在获取内源融资的同时满足私人收益最大化,这时会计-税收差异将明显增大。而数字化转型提升了信息透明度,会极大抑制管理层的盈余操纵和税收规避行为,盈余操纵和避税影响下的会计-税收差异也将随之减小。因此,对于具有较高融资约束的企业,数字化转型对会计-税收差异的治理效应更明显。

借鉴陈峻和郑慧琼^[31]构建企业融资约束程度变量FC指数(取值在0~1之间),以同行业同年度融资约束指数的中值为界将样本分为两组。使用基准回归模型(1)分别进行检验,结果如表7第(3)(4)列所示。数字化转型与会计-税收差异显著负相关,且二者关系在两组间通过了组间系数差异检验,表明数字化转型对会计-税收差异的治理效应在融资约束程度较高的企业更显著。

3.媒体关注的调节效应

媒体作为重要的外部监督机制能够缓解各种代

表7 异质性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	代理成本高组 BTD	代理成本低组 BTD	融资约束高组 BTD	融资约束低组 BTD	媒体关注度低组 BTD	媒体关注度高组 BTD
DCG	-0.001*** (-4.34)	-0.000 (-1.14)	-0.001*** (-3.89)	-0.000* (-1.83)	-0.001*** (-4.23)	-0.000** (-2.17)
控制变量/YEAR/IND	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	11857	12424	11827	11851	10391	13890
Adj-R ²	0.157	0.176	0.140	0.193	0.168	0.161
组间差异检验的P值	0.000		0.087		0.013	

注:组间差异检验使用费舍尔组合检验方法,P值是自体抽样(Bootstrap)1000次的经验P值。

理问题^[32]。在新型转轨经济体中,媒体发挥公司治理作用的机制在于其能够诱发行政介入、增大企业违规成本^[33],从而对管理层形成监督压力并对其行为起到监督和约束作用,提高管理层不当行为被发现的概率。同时,媒体关注能够引发外部监管机构介入,使管理层机会主义行为的收益转换为成本^[34],加大其因此而承担的边际代价,进而能够有效抑制代理行为。此时,在盈余管理和避税影响下的会计-税收差异也会降低。媒体关注度较低的企业信息不对称程度更加严重,这为管理层通过避税等“抽租”行为谋取私利提供了更大空间。而数字化转型能够发挥明显的信息透明度提升效应,降低内外部利益相关者和管理层之间的信息不对称,改善信息环境,管理层进行盈余操纵和避税的成本将大于收益,进而能够有效抑制其私利行为,使得在盈余操纵和避税行为影响下的会计-税收差异也会降低。因此,数字化转型对会计-税收差异的治理效应在媒体关注度较低的企业表现得更加显著。

借鉴田高良等^[32]将某一篇新闻报道中出现次数最多的企业定义为该企业的媒体关注,并且使用标题新闻总数加1取对数来衡量媒体关注度。以同行业同年度媒体关注度的中值为界将样本分为两组。使用基准回归模型(1)分别进行检验,结果如表7第(5)(6)列所示。在媒体关注度低组,数字化转型与会计-税收差异显著负相关,且二者关系在两组间通过了组间系数差异检验,表明数字化转型对会计-税收差异的治理效应在媒体关注度较低的企业更显著。

六、拓展性分析与讨论

会计-税收差异是一个蕴含丰富信息含量的指标^[12]。依据不同的标准,会计-税收差异可以分为不

同类型。目前实证文献主要以会计-税收差异的大小、方向和性质作为分类标准。相较于小额、负向和非操纵性会计-税收差异,大额、正向和操纵性会计-税收差异更可能蕴含了管理层的机会主义行为,因而更具有信息含量。因此,按照上述三类标准进一步探讨数字化转型对会计-税收差异的治理效应在不同情形下是否存在显著差异。

(一)数字化转型对大额和小额会计-税收差异的影响

相较于小额会计-税收差异,大额会计-税收差异更可能是在管理层私利动机影响下由盈余管理和避税等机会主义行为驱动的结果,因而更可能蕴含信息含量。数字化转型能够显著抑制会计-税收差异,本文预测数字化转型对大额会计-税收差异的治理效应更明显。以同年度同行业会计-税收差异的中值为界将样本分为两组,结果如表8第(1)(2)列所示。与理论预期相一致,数字化转型对大额会计-税收差异的治理效应更明显。

(二)数字化转型对正向和负向会计-税收差异的影响

与会计准则相比,税收法规对应纳税所得额的调整更为苛刻,因此,从理论上讲,会计利润小于应税所得即负向会计-税收差异属于正常现象,而正向会计-税收差异则可能蕴含盈余管理和避税等机会主义行为的信息含量。数字化转型能够抑制会计-税收差异,为此本文预测,数字化转型对正向会计-税收差异的治理效应更明显。借鉴已有做法,如果会计利润大于应税收益则为正向会计-税收差异,反之,则为负向会计-税收差异,结果如表8第(3)(4)列所示。数字化转型与负向会计-税收差异的回归系

表8

拓展性分析

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	大额税会差异	小额税会差异	负向税会差异	正向税会差异	操纵性税会差异	非操纵性税会差异
	BTD	BTD	BTD	BTD	O_BTD	INO_BTD
DCG	-0.001*** (-5.35)	-0.000 (-0.35)	0.000 (0.44)	-0.001*** (-4.58)	-0.000*** (-3.24)	-0.000** (-2.09)
控制变量/YEAR/IND	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	11827	12454	12537	11744	24281	24281
Adj-R ²	0.384	0.146	0.060	0.313	0.019	0.154

数为正且不显著,而与正向会计-税收差异的系数显著为负。因此,数字化转型对正向会计-税收差异的治理效应更明显。

(三)数字化转型对操纵性和非操纵性会计-税收差异的影响

操纵性会计-税收差异是指通过可操纵性应计项目导致的会计-税收差异;而非操纵性会计-税收差异是指会计-税收差异的产生未涉及会计估计和会计政策选择等。Tang和Firth^[6]认为,由于制度规定不同导致的会计-税收差异属于正常现象,而盈余管理和避税行为则是导致该指标不断扩大的重要原因。此外,一些可操纵性应计项目需要经过会计人员的职业判断,由此产生的会计利润与应税收益之间的差异属于操纵性会计-税收差异。操纵性会计-税收差异通常蕴含着盈余管理和避税等信息,因而是对企业真实财务状况和经营业绩的扭曲,对盈余质量的损害更为明显。因此,操纵性会计-税收差异更具有信息含量。数字化转型能够有效抑制会计-税收差异,为此本文预测,数字化转型对操纵性会计-税收差异的治理效应更明显。借鉴赵国庆^[35]对操纵性和非操纵性会计-税收差异的度量检验数字化转型对它们的影响,结果如表8第(5)(6)列所示,数字化转型对操纵性会计-税收差异的治理效应更明显。

七、结论与启示

数字化技术正在快速融入企业生产、营销、研发、组织和产品设计等各个流程,带来了企业全方位和深层次变革。数字经济背景下,智能化升级和数字化转型已经成为企业获取竞争新优势进而实现高质量发展在战略方向上的不二选择。鉴于此,基于2009-2021年沪深A股上市公司数据,从会计-税收差异视角探讨数字化转型的微观治理效应及其作用机制和边界条件。结果表明,数字化转型能够发挥有效的治理效应以抑制会计-税收差异。机制分析与检验发现,数字化转型主要通过内部控制质量改善和信息透明度提升效应这两条机制发挥治理作用。异质性分析显示,数字化转型对会计-税收差异的治理效应在代理成本和融资约束程度较高、媒体关注度较低的情况下更显著。拓展性检验表明,数字化转型对大额、正向和操纵性会计-税收差异的治

理效应更明显。根据上述结论得出以下政策启示。

第一,企业要强化数字化转型的公司治理赋能效应。本文发现,数字化转型能够显著抑制管理层私利行为引发的会计-税收差异。因此,企业应积极顺应数字经济时代的发展潮流和国家数字经济政策红利,加强数字基础设施建设,大力推动大数据、区块链、机器学习、人工智能等数字技术与企业生产、经营和管理等流程的深度融合,充分发挥数字化转型的微观治理效应。同时将数字技术嵌入内部控制五要素以不断改善企业的内部控制质量,充分发挥内部控制牵制和制约的公司治理作用,从而抑制管理层的自利行为,降低代理冲突,进而提高公司治理质量,促进企业实现高质量发展。

第二,企业要加强内外部信息共享的数字化平台建设,缓解内部股东、员工和管理层之间、企业内部与外部利益相关者之间的信息不对称,不断提高企业的信息透明度。本文发现,数字化转型具有信息透明度提升效应,从而能够影响管理层的盈余管理和税收规避策略。因此,企业要强化数字基础设施建设,增强企业内部之间、企业内部与外部之间的高效沟通,降低信息不对称,不断提高信息透明度,从而便于利益相关者对管理层自利行为的监督。此外,企业在推动数字化技术应用、更精准地发挥数字化转型的微观治理效应时,需要根据内外部情境中诸如代理成本、融资约束程度和媒体关注度等方面的异质性特征而有所侧重。

第三,数字化转型能够有效抑制会计-税收差异的扩大,而会计-税收差异天然地与盈余管理和税收规避行为有关。这对税务监管部门的启示在于,税务部门应大力推动金税工程建设,充分利用数字化技术实现与企业内部数据的互联互通和信息的跨平台整合,打造实时和智能化的动态信息监管平台,全天候、全过程加强对企业的纳税监管,不断压减企业利用盈余管理和税收规避等手段进行偷税漏税等违法行为发生的空间,切实提高国家税收征管的严肃性,保障国家税收的稳定性与持续性。

注释:

①限于篇幅,检验结果未展示,留存备索。

②平衡性测试的结果表明,匹配效果较为理想,且实验组和对照组各变量的偏差都在10%以内,满足配对的平衡性假设,本文的配对有效。限于篇幅,检验结果未展示,留存备索。

③第一阶段工具变量的构造方法见后文IV1。

④因篇幅所限,检验结果未展示,留存备索。

参考文献:

- [1]戚聿东,肖旭.数字经济时代的企业治理变革[J].管理世界,2020,36(6):135-152+250.
- [2]戴德明,周华.会计制度与税收法规的协作[J].经济研究,2002(3):44-52.
- [3]盖地.税务会计原则、财务会计原则的比较与思考[J].会计研究,2006(2):40-46+96.
- [4]Desai M A. The divergence between book income and tax income[J]. Tax Policy and the Economy, 2003(17): 169-206.
- [5]Desai M A. The degradation of reported corporate profits[J]. Journal of Economic Perspectives, 2005, 19(4): 171-192.
- [6]Tang T Y, Firth M. Can book-tax differences capture earnings management and tax management? Empirical evidence from China[J]. The International Journal of Accounting, 2011, 46(2): 175-204.
- [7]祁怀锦,曹修琴,刘艳霞.数字经济对公司治理的影响:基于信息不对称和管理者非理性行为视角[J].改革,2020(4):50-64.
- [8]耀友福,周兰.企业数字化影响关键审计事项决策吗?[J].审计研究,2023(1):123-135.
- [9]戴德明,姚淑瑜.会计-税收差异及其制度因素分析:来自中国上市公司的经验证据[J].财经研究,2006(5):48-59.
- [10]Phillips J D, Pincus M P K, Rego S O. Earnings management: new evidence based on deferred tax expense[J]. The Accounting Review, 2003, 78(2): 491-521.
- [11]叶康涛.盈余管理与所得税支付:基于会计利润与应税所得之间差异的研究[J].中国会计评论,2006(2):205-224.
- [12]Hanlon M, Heitzman S. A review of tax research[J]. Journal of Accounting and Economics, 2010(2-3): 127-178.
- [13]Ayers B C, Jiang J X, Laplante S K. Taxable income as a performance measure: the effects of tax planning and earnings quality[J]. Contemporary Accounting Research, 2009, 26(1): 15-54.
- [14]张钦成,杨明增.企业数字化转型与内部控制质量:基于“两化融合”贯标试点的准自然实验[J].审计研究,2022(6):117-128.
- [15]吴非,胡慧芷,林慧妍,等.企业数字化转型与资本市场表现:来自股票流动性的经验证据[J].管理世界,2021,37(7):130-144+10.
- [16]Liu D, Chen S, Chou T. Resource fit in digital transformation[J]. Management Decision, 2011, 49(10): 1728-1742.
- [17]刘行,叶康涛.会计-税收差异与薪酬契约[J].中国会计评论,2012(2):179-200.
- [18]Bushman R M, Piotroski J D, Smith A J. What determines corporate transparency?[J]. Journal of Accounting Research, 2004, 42(2): 207-252.
- [19]辛清泉,孔东民,郝颖.公司透明度与股价波动性[J].金融研究,2014(10):193-206.
- [20]刘行,赵晓阳.最低工资标准的上涨是否会加剧企业避税?[J].经济研究,2019,54(10):121-135.
- [21]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.
- [22]黄群慧,余泳泽,张松林.互联网发展与制造业生产率提升:内在机制与中国经验[J].中国工业经济,2019(8):5-23.
- [23]王敬勇,孙彤,李珮,等.数字化转型与企业融资约束:基于中小企业上市公司的经验证据[J].科学决策,2022(11):1-23.
- [24]袁淳,肖土盛,耿春晓,等.数字化转型与企业分工:专业化还是纵向一体化[J].中国工业经济,2021(9):137-155.
- [25]李春涛,王悦,张璇.激进避税行为与股价暴跌风险:外部监管视角与因果识别策略[J].财贸经济,2021,42(6):37-53.
- [26]Ang J S, Cole R A, Lin J W. Agency costs and ownership structure[J]. The Journal of Finance, 2000, 55(1): 81-106.
- [27]王彦超.融资约束、现金持有与过度投资[J].金融研究,2009(7):121-133.
- [28]Fazzari S M, Hubbard R G, Peterson B C, et al. Financing constraints and corporate investment[J]. Brookings Papers on Economic Activity, 1988(1): 141-195.
- [29]Edwards A, Schwab C M, Shevlin T. Financial constraints and cash tax savings[J]. The Accounting Review, 2015, 91(3): 859-881.
- [30]陈作华,方红星.融资约束、内部控制与企业避税[J].管理科学,2018,31(3):125-139.
- [31]陈峻,郑惠琼.融资约束、客户议价能力与企业社会责任[J].会计研究,2020(8):50-63.
- [32]田高良,司毅,韩洁,等.媒体关注与税收激进:基于公司治理视角的考察[J].管理科学,2016,29(2):104-121.
- [33]李培功,沈艺峰.媒体的公司治理作用:中国的经验证据[J].经济研究,2010,45(4):14-27.
- [34]江轩宇.税收征管、税收激进与股价崩盘风险[J].南开管理评论,2013,16(5):152-160.
- [35]赵国庆.税金差异、审计风险与审计收费:基于中国A股制造业上市公司数据的实证研究[J].财经问题研究,2014(9):100-106.