

# 社保费征管体制改革如何影响企业避税

## ——来自社保费征管部门转换的准自然实验证据

孙雪娇, 范润, 翟淑萍

(天津财经大学 会计学院, 天津 300222)

**摘要:** 社保费征管部门转换作为社保费征管体制的重要改革对劳动者权益保护和企业均产生了广泛而深远的影响。现有关于社保费征管部门转换对企业影响的研究只涉及企业价值与成本加成率, 文章就此从避税的角度分析社保费征管部门转换的治理效应, 并以2008-2018年A股上市公司为初始样本进行实证检验。结果显示: 社保费由税务部门全责征收后, 企业避税程度显著降低; 社保费征管部门转换提高了企业会计信息透明度, 进而抑制了企业避税; 社保费征管部门转换对企业避税的治理效应仅体现在税收征管较弱的地区、审计质量较低以及分析师关注度较低的企业中。文章的研究结论有助于政策制定者厘清“社保转税”改革对企业的潜在影响, 对政府进一步优化社保改革具有借鉴意义。

**关键词:** 社保费征管部门转换; 避税; 信息透明度; 准自然实验

**中图分类号:** F275.5 **文献标识码:** A **文章编号:** 1009-0150(2021)02-0076-17

### 一、引言

社保费征管体制对劳动者和企业均产生了重要而深远的影响。截至2019年1月, 中国约有浙江、河南、黑龙江等6个省份及厦门、宁波市的社会保险资金由税务部门全责征收, 其余省市由社保机构全责征收或由税务部门代为征收。《中国劳动保障发展报告2017》指出, 在社保机构全责模式和税务部门代征下, 存在数据传输时间长、质量差以及税务部门与社保机构合作不畅的问题。2018年, 十九届三中全会审议通过的《深化党和国家机构改革方案》指出: “为提高社会保险资金征管效率, 将基本养老保险费、基本医疗保险费、失业保险费等各项社会保险费交由税务部门统一(全责)征收(即“社保费征管部门转换”, 简称“社保转税”)。”同年7月, 《国税地税征管体制改革方案》明确提出了“社保转税”的执行日期为2019年1月1日。但是, 2019年1月部分省市却推迟执行“社保转税”。原因可能是, 社保费由税务部门征收后可能会增加企业社保费缴费负担, 进而降低劳动雇佣, 导致失业率上升。而这源于目前社保费的征管效率不高, 存在不少“操作空间”, 一些企业为降低劳动力成本, 隐瞒实际工资水平, 不为员工如实申报社保费, 甚至不缴纳社保费, 而一些员工为了眼下到手工资多一些, 往往默许了企业的这种不合规行为。如果进行“社保转税”, 这些“操作空间”将被消除, 企业劳动力成本将会上升。中国的养老金权益债务实际上处于隐性负债状态, 2016年全国大约三分之二的省份养老保险基金当期收

收稿日期: 2020-07-26

基金项目: 国家自然科学基金面上项目“交易所问询监管的影响因素及治理效应——基于财务报告问询函的证据”(71972140)。

作者简介: 孙雪娇(1983—), 女, 河北秦皇岛人, 天津财经大学会计学院副教授、硕士生导师(通讯作者);

范润(1996—), 男, 江苏海安人, 天津财经大学会计学院硕士研究生;

翟淑萍(1975—), 女, 天津市人, 天津财经大学会计学院教授、博士生导师。

不抵支,到2022年预计将有半数省份养老基金收不抵支。<sup>①</sup>社保费的高低取决于“税基”和“费率”两个因素,长期以来,各种不规范的缴费行为,严重侵蚀了税基,社保费收不上来,支出却必须得到保证,社保费率就很难降下去。只有把社保缴费基数做实,才能为整体降低费率争取更大空间。<sup>②</sup>社保费改为由税务部门统一征收,主要目的是通过征收体制改革,提高社会保险资金征管效率,依法堵住社保缴费漏洞,使得社保资金在可持续增长的同时,也能够规范企业社保缴费行为及其与之相关的财务行为。在这一背景下,探讨“社保转税”政策实施对企业的实质性治理效果具有重要的理论与实践意义。

然而,关于“社保转税”政策的微观企业经济后果的研究极为匮乏。现有文献中,沈永建等(2020)用事件研究法检验了2018年7月20日社保征管部门转换政策颁布事件对企业价值的负面影响,即关注了该转换政策颁布事件的短期市场效应(即投资者的反应);李新等(2020)发现税务部门全责征收社会保险费通过提高企业的实际缴费比例可以显著降低企业成本加成率。更多的与社保政策相关的研究主要集中于社会保险费(率)的提高对企业劳动力支出及其潜在影响,包括由于劳动力成本提高进而对企业劳动力雇佣、企业生产效率、企业投资、资本劳动比、避税的影响(马双等,2014;赵静等,2015;赵健宇和陆正飞,2018;唐珏和封进,2019;魏志华和夏太彪,2020)。需要注意的是,社保费率政策与社保征管部门转换政策有较大的区别。社保费具有“准税收”的性质(许红梅和李春涛,2020)，“社保转税”后,税务部门的征管效率高于社保部门,将会规范各种不合规的缴费行为,企业的劳动力成本可能上升。而避税是企业降低税负支出的重要策略,也是企业减少现金支出的现实方式,因此,企业可能通过提高避税来规避“社保转税”带来的劳动力成本提高。但是,还有另一种可能,即“社保转税”改革后,社保机构会将社保费的数据信息与税务机关进行交接,税务机关掌握企业的信息将比改革前更多,且由于“税费同源”,税务部门可将企业所得税、个人所得税申报基数与社保费缴费基数进行对比(郑秉文,2019),税务机关掌握更多企业财务信息,提高了对企业财务账目的检查能力,可以更为精确地实施税费管理,提高了企业会计信息透明度,从而降低了企业避税程度。由此可见,“社保转税”政策在影响企业社保缴费行为的同时,也影响企业避税行为,即企业既可能提高避税程度,也可能降低避税程度。

与此同时,从外部监管视角对企业避税影响因素的研究主要集中于税收征管强度与涉税问询函,如江轩宇(2013)发现税收征管不仅能够降低企业的税收激进程度,还可以通过改善公司治理有效降低股价未来大幅下跌的风险。Kubick等(2016)发现相对于没有收到涉税问询函的公司,收到涉税问询函的公司在此之后会相应减少避税行为。从外部治理视角对企业避税影响的研究主要集中于机构投资者调研、媒体关注、投资者实地调研(李昊洋等,2018;严若森等,2018;潘俊等,2019)等。也有学者从制度政策方面考查了其对企业避税的影响,刘行和赵晓阳(2019)发现最低工资标准的上涨会增加企业的劳动力成本与生产调整难度,使企业在遭遇负面冲击时更有可能陷入经营困境,此时企业会通过税收规避来抵御风险。尽管避税活动能够帮助企业将更多的现金留在企业内部(Frischmann等,2008),但同时企业避税会引发严重的代理问题,损害股东利益(Desai和Dharmapala,2009),给企业带来风险成本(Badertscher等,2013)。由此可见,如何完善相关政策以抑制企业的避税行为、降低代理成本、保护投资者合法权益并提升企业价值是具有现实意义的研究问题,而现有文献缺乏从“社保转税”政策视角探讨企业

<sup>①</sup>参见刘燕斌、郑东亮、莫荣,等:《中国劳动保障发展报告2017》,社会科学文献出版社2017年版;王延中、单大圣、龙玉其,等:《中国社会保障发展报告2019》,社会科学文献出版社2019年版。

<sup>②</sup>参见吴秋余:《社保费,堵漏洞才能降负担》,《人民日报》2018年10月12日。

避税行为的相关成果。因此,本文从企业避税视角理论探讨并实证检验“社保转税”的政策效果。

由于一些省市早在2019年1月1日前便陆续进行了“社保转税”,本文以2008–2018年A股上市公司为初始样本,检验中国省市陆续进行的社保费征管部门转换对企业避税的影响。研究发现:“社保转税”后,税务机关掌握了更多的企业财务信息,提高了企业会计信息透明度,进而抑制了企业避税;同时,“社保转税”对企业避税的治理效应仅体现在税收征管较弱地区、审计质量较低以及分析师关注度较低的企业中。

本文的贡献主要体现在:第一,本文从企业避税这一新的角度理解社保费征管部门转换对企业财务行为的治理效应,丰富了社保费征管部门转换对微观企业行为影响的文献,也拓展了社保征管体制改革在会计研究中的应用领域。第二,本文从社保费征管部门转换视角探讨企业避税的影响因素,在丰富企业避税影响因素相关文献的同时,拓展了劳动经济学与公司金融交叉研究的领域。第三,本文的研究结论为考察社会保险的政策效应提供了新的微观证据,具有重要的现实意义。《中国企业社保白皮书2018》显示,从企业缴纳社保合规度来看,企业参保在及时性、险种覆盖面上遵守程度较好,但社保基数合规性仍面临较大压力。“社保转税”是保证社保“税基”、为降低社保费率争取空间的重要改革,其政策效应意义重大。本文的研究结论表明,“社保转税”可以显著抑制企业避税、规范企业财务行为,从而为“社保转税”保证社保“税基”提供了重要的政策依据。

## 二、制度背景、理论分析与研究假说

### (一) 制度背景

《国税地税征管体制改革方案》明确提出“社保转税”的执行日期为2019年1月1日,但是部分省市却推迟执行“社保转税”。截至2019年1月,我国现行的社保费征收方式有三种:(1)社保全责征收模式。由社保部门全责征收,包括数额核定和征收,我国的山东、北京、天津等12个省份及深圳市采用社保全责征收模式。(2)税务全责征收模式。由税务部门全责征收,包括数额核定和征收,我国的浙江、河南、黑龙江等6个省份及厦门市、宁波市采用税务部门全责征收。(3)税务代征模式。由社保部门核定数额、税务部门代为征收,我国的河北、江苏、安徽等14个省份及大连市采用税务代征模式。“社保转税”的目的是为了提高社保费的征管效率,《中国企业社保白皮书2019》显示,我国企业社保合规比例持续提升,2019年社保基数完全合规企业占比达29.9%,较2018年提升了2.85个百分点。另外,统一按最低基数下限参保的企业比例为28.4%,较2018年下降了3.3个百分点。可见,虽然社保合规的企业比例不断提升,但整体的合规比例数仍不足30%。据统计,2017年全国养老保险缴费流失34%,其中,针对上市公司,苏剑(2019)对2017年我国3 000多家上市公司5项社保费缴费情况作出估算,其社保费大约少缴三分之一,即2017年少缴社保费2 779亿元,流失约38%。综上,我国目前已完成“社保转税”的省市仍占少数,社保费征管效率有待提高。

### (二) 理论分析与研究假说

相对于社保机构,“社保转税”能够保证企业社保费的缴费税基,提高社保费的征管效率,主要体现在以下三方面:第一,由社保机构负责用人单位社会保险费的核定,向税务部门传送征管计划,而税务机关并不直接核定费基和企业工资总额,这种核定环节和征收环节的分离增加了社保机构与税务机关之间沟通协调的成本,更容易导致信息不对称。“社保转税”后,社保机构会将社保费的数据信息与税务机关进行交接,税务机关有“金税工程”等信息平台,对企业的财务信息掌握得更为全面(刘辉和刘子兰,2020),可以将企业所得税、个人所得税申报基数

与社保费缴费基数进行对比,提高数据真实性,降低信息不对称程度。第二,税务代征模式下,社保机构与税务机构各司其职、权利义务分散,从而使得税务机构监督动力与努力程度下降,导致代理问题的产生。“社保转税”后,税务机关成为社保费征收的唯一责任人,权责明晰,进而提高其社保费征收与监督的努力程度,缓解征管机构之间的委托代理问题。第三,税务机关与社保机构相比,税务机关是政府的执法机构,拥有的企业信息资源和人力资源更为丰富,包括有独立的征收体系和专业的征收团队,征收经验丰富,征收力度强大(刘军强,2011)。基于以上分析可以得出,“社保转税”使得税务机关有更强的能力和更大的动力来保证企业社保费的缴费税基,以提高社保费的征缴效率。现有文献也发现,“社保转税”可以提高征管效率,如李波和苗丹(2017)发现在税务机关全征模式和代征模式合并分析的情况下,税务机关为征管主体地区的参保率和征缴率要好于社保经办机构为征管主体的地区;唐珏和封进(2019)发现“社保转税”后,使企业社保实际缴费率上升约3个百分点,参保率提高约5个百分点。

“社保转税”在保证企业社保费的缴费税基、加强企业社保费征收的同时,也会影响企业避税行为,其逻辑如下:一方面,“社保转税”提高了社保费的征管效率,社保税基虽得到保证,但同时提高了企业的成本支出。对于企业而言,社会保险费与工资的发放形式不同,但是两者都需要企业为员工买单,都属于企业的劳动力成本范畴(白雪洁和于庆瑞,2019)。“社保转税”后,征管效率得到提高,企业缴纳社保费的“操作空间”将被消除,企业的劳动力成本上升。对于员工而言,企业为员工“上社保”并按规定缴纳社保费,虽然提高了对劳动者的权益保护,但不能使员工在短期内获得高于其预期的工资,并且大多数员工认为企业给员工“上社保”是企业被迫采取的行动,而非主动关心员工所为(刘行和赵晓阳,2019),不会提高员工工作的积极性。因此,“社保转税”后,企业在劳动力成本上升的同时,并不能获得额外的收入,而社保缴费属于实实在在的现金支出,使得企业的净现金流出增加(魏志华和夏太彪,2020)。避税是企业降低税负支出的重要策略,也是企业减少现金支出的现实方式,相比通过减少广告费、研发投入、投资以及裁员等方式减少支出,采用避税的方式降低成本对企业正常生产经营的影响较小,机会成本较低(刘行和赵晓阳,2019)。因此,“社保转税”后,企业会提高避税程度,以此来抵消劳动力成本上升的负面影响。

另一方面,“社保转税”通过提高社保费征管效率,提高了企业的信息透明度。基于信息不对称理论,在税务全责征收模式下,税务机关若能够完全掌控社保费征收的全部流程,则企业会计信息透明度将得到提高,从而可以提高税务机关对企业的监管能力,压缩企业的避税空间。从税务机关的角度看,税务机关能够对公司的账目进行检查,具有核实企业账目的作用(潘越等,2013)。税务机关掌握企业纳税登记信息,可以利用日常稽核和税务稽查的有利条件,在对企业进行税务稽核的同时展开社会保险费缴纳情况检查,做到相互约束和相互促进(彭雪梅等,2015)。尤其是“社保转税”改革后,社保机构会将社保费的数据信息与税务机关进行交接,税务机关全面负责社会保险费的申报、核定和征收等工作,税务机关将比改革前掌握更多的企业信息。且由于“税费同源”,税务部门可将企业所得税、个人所得税申报基数与社保费缴费基数进行对比(郑秉文,2019),使得税务机关能够更精确地实施税费管理,而税务机关征收征管能力的增强,加大了企业避税风险,从而降低了企业避税程度。从企业的角度看,“社保转税”前,一些企业为降低劳动力成本,隐瞒实际工资水平,不为员工如实申报社保费,而“社保转税”提高了社保费的征管效率,企业的会计信息透明度将得到提高,企业对劳动力成本的“操纵”难度加大,从而加大了企业避税操作的难度和成本,管理层在权衡风险和收益后会降低其避税动机。因此,作为一项重要的外部监督治理机制,税务机关全责征收社保费,通过掌握更

全面的企业财务信息,提高了企业信息透明度,可以有效提高企业纳税缴费的遵从度,从而降低企业避税程度。因此,“社保转税”后企业会降低避税程度。

基于以上分析,“社保转税”对企业避税的影响是截然相反的,究竟“社保转税”的政策效应如何?这是一个需要通过实证检验的问题,因此,本文提出以下竞争性假说:

假说1a:“社保转税”后,企业提高了避税程度。

假说1b:“社保转税”后,企业降低了避税程度。

### 三、研究设计

#### (一)样本和数据来源

考虑到2008年开始实行的新《企业所得税法》对企业避税的影响,本文以2008年作为研究起点,选取2008–2018年间A股非ST、非金融保险行业上市公司为初始样本,按以下顺序进行剔除:(1)利润总额小于0和等于0的样本,理由是该种情况下无法计算避税指标实际所得税率(刘行和叶康涛,2013);(2)实际所得税率小于0和大于1的样本,即剔除实际所得税率的异常值对研究结论的影响(吴联生,2009;Chen等,2010);(3)企业注册地发生变更的样本;(4)企业政策发生前一年和政策发生当年数据不连续的样本;(5)在2008年之前就发生“社保转税”的样本(辽宁、福建、浙江分别于2000年、2001年和2006年实施税务全责征收模式);(6)数据缺失的样本。最终得到12228个观测样本。为了消除极端值的影响,对所有涉及的连续变量在1%和99%分位上进行了Winsorize处理。

本文使用的数据来源如下:各省市实施“社保转税”改革的具体时间通过人工浏览各省市人民政府、人力资源与社会保障局等政府官方网站方式收集获得,税务稽查查实率和选票率的数据通过《中国税务稽查年鉴》手工收集获得,企业适用的法定税率和机构投资者持股比例来自WIND数据库,其他均来自于国泰安数据库。

#### (二)变量定义

1. 被解释变量。由于我国上市公司享受广泛的税收优惠政策,各企业的名义税率不尽相同(吴联生,2009),为了消除企业适用不同名义税率的影响,本文参考刘行和叶康涛(2013)的方法,使用法定税率与实际所得税率之差(CHRATE)来度量企业避税程度。CHRATE越大,表示企业避税越激进。

2. 解释变量。广东、黑龙江、河南分别于2009年、2013年和2017年将社保征缴模式转变为税务全责征收模式,按照《深化党和国家机构改革方案》规定,北京、天津、内蒙古、陕西、湖北、上海、江苏、江西、山东等省份应于2019年进行最后一批“社保转税”改革全覆盖实施。本文用TREAT表示是否发生“社保转税”,若企业的注册地在广东、黑龙江和河南时,则TREAT取值为1,否则取值为0;用POST表示发生“社保转税”的时间,实施政策当年及以后POST取值为1,否则取值为0。广东的样本于2009年及以后,黑龙江的样本于2013年及以后,河南的样本于2017年及以后,其POST取值为1,其余为0。

3. 中介变量。借鉴黎文靖和孔东民(2013),采用Dechow和Dichev(2002)的DD模型计算盈余质量的绝对值(Opaque)来衡量公司的信息透明度。该值越大,说明会计信息可能受到的操纵越大,从而会计信息透明度越低,反之,则信息越透明。

4. 控制变量。为了控制影响企业避税活动的公司特征和公司治理等因素,借鉴吴联生(2009)、刘行和赵晓阳(2019)的研究,控制公司特征变量包括公司规模、成立年限、资产负债率、固定资产比率、无形资产比率、资产流动性、成长性、账面市值比、审计意见是否为非标意

见、投资收益,控制公司治理变量包括总经理与董事长是否两职合一、最终控制人性质、机构投资者持股比例等。此外,本文还加入了年度和行业哑变量,用于控制不同年份的宏观经济环境和行业因素的影响。主要变量定义如表1所示:

表1 主要变量定义

变量类型	变量名称	变量符号	变量说明
被解释变量	法定与实际税率之差	<i>CHRATE</i>	法定税率-(所得税费用-递延所得税费用)/(税前会计利润-递延所得税费用/法定税率)
解释变量	“社保转税”改革政策实施哑变量	<i>TREAT</i>	样本公司注册地处于实施“社保转税”的省份(广东、黑龙江、河南),则 <i>TREAT</i> 取值为1,否则为0
	“社保转税”改革政策实施时间哑变量	<i>POST</i>	“社保转税”之后 <i>POST</i> 取值为1(广东的样本于2009年及以后,黑龙江的样本于2013年及以后,河南的样本于2017年及以后),否则为0
中介变量	信息透明度	<i>Opaque</i>	根据Dechow和Dichev(2002)的DD模型计算盈余质量的绝对值
控制变量	公司规模	<i>SIZE</i>	总资产的自然对数
	公司年龄	<i>AGE</i>	公司成立年限
	资产负债率	<i>LEV</i>	期末总负债/期末总资产
	固定资产比率	<i>PPE</i>	期末固定资产净额/总资产
	无形资产比率	<i>INTANG</i>	期末无形资产净额/总资产
	资产流动性	<i>Asset</i>	流动资产/总资产
	成长性	<i>GROWTH</i>	(当年主营业务收入-上年主营业务收入)/上年主营业务收入
	账面市值比	<i>BM</i>	股东权益合计/总市值
	投资收益	<i>Return</i>	投资收益/利润总额
	审计意见是否非标	<i>Audit</i>	当期审计意见为标准无保留为0,否则为1
	两职合一	<i>Dual</i>	董事长与总经理两职合一取1,否则取0
	最终控制人性质	<i>SOE</i>	当实际控股股东为国有时取值为1,否则取0
机构投资者持股比例	<i>Institution</i>	期末机构投资者持股比例	
行业哑变量	<i>IND</i>	证监会2012划分的行业分类	
年度哑变量	<i>YEAR</i>	年份虚拟变量,属于该年份取值为1,否则为0	
进一步检验分组变量: 强制性税收征管	税收稽查的查实率	<i>XAL</i>	以《中国税务稽查年鉴》中的选案准确率代表,地区选案准确率大于中位数时取值为1,否则为0
	税务稽查的选票率	<i>XPL</i>	以《中国税务稽查年鉴》中增值税协查的选票率代表,地区选票准确率大于中位数时取1,否则为0
进一步检验分组变量: 分析师关注程度	分析师跟踪人数	<i>ANALYSTS</i>	分析师跟踪的数量加1取自然对数,分析师跟踪数量大于中位数时取值为1,否则为0
进一步检验分组变量: 审计质量	审计师规模	<i>BIG4</i>	如果被“四大”审计取值为1,否则为0

### (三) 模型设定

由于本文的研究对象为不同省份的微观企业,为了进一步解决可能存在的政策自选择问题,采用PSM方法为“社保转税”后的企业匹配对照公司,这也可以使得处理组与对照组满足共同趋势假设。另外,由于实施“社保转税”的样本公司实施时间不同,对样本公司构成了时间交错的外部冲击。因此,构建如下多期双重差分模型(Bertrand和Mullainathan, 1999),对各省市“社保转税”后的避税活动进行估计。基准模型如下:

$$CHRATE_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 TREAT \times POST + \alpha_2 TREAT + \alpha_3 POST + \sum \alpha_k (Control) + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中,CHRATE为企业的避税程度,该值越大表示企业避税越激进。TREAT为样本公司是否发生“社保转税”的哑变量,POST代表发生社保转税的时间,如果“社保转税”后企业的避税程度有所降低则TREAT×POST的系数 $\alpha_1$ 应该显著小于0。

## 四、实证结果与分析

### (一) 描述性统计

表2报告了各变量的描述性统计。其中, CHRATE指标中位数为0.0039, 说明半数以上企业实际所得税率低于适用的法定税率, 即半数以上的样本公司可能存在避税行为, 其最大值为0.2309, 最小值为-0.7110, 说明各公司之间避税程度的差异明显。TREAT的均值为0.1251, 说明样本公司中12.51%实施了“社保转税”。SOE均值为0.4661, 表明有46.61%的样本企业属于国有企业。其余各指标的描述性统计结果与现有研究无显著差异。

表2 描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	最小值	1/4分位	中位数	3/4分位	最大值
CHRATE	12228	-0.0075	0.1218	-0.7110	-0.0265	0.0039	0.0400	0.2309
TREAT	12228	0.1251	0.3309	0	0	0	0	1
POST	12228	0.0897	0.2858	0	0	0	0	1
SIZE	12228	22.2388	1.3053	20.0030	21.2932	22.0405	22.9995	26.3262
AGE	12228	15.9384	5.5398	1	12	16	20	37
LEV	12228	0.4267	0.2017	0.0510	0.2644	0.4261	0.5838	0.8529
PPE	12228	0.2239	0.1663	0.0024	0.0962	0.1876	0.3167	0.7251
INTANG	12228	0.0471	0.0536	0	0.0157	0.0331	0.0574	0.3435
BM	12228	0.6204	0.2414	0.1348	0.4306	0.6201	0.8101	1.1196
Asset	12228	0.5651	0.2084	0.0868	0.4219	0.5858	0.7247	0.9549
GROWTH	12228	0.2026	0.3806	-0.4001	0.0113	0.1302	0.2908	2.4022
Return	12228	0.2415	0.6446	-0.2122	0.0004	0.0366	0.1729	4.6026
Audit	12228	0.0087	0.0927	0	0	0	0	1
SOE	12228	0.4661	0.4989	0	0	0	1	1
Dual	12228	0.2188	0.4135	0	0	0	0	1
Institution	12228	41.1748	23.2534	0.4052	22.5587	42.0749	59.2227	89.2856

### (二) 倾向得分匹配(PSM)方法与平行趋势检验

本文对变量是否为“社保转税”实施地区的企业(TREAT)进行配对, 将入选“社保转税”的样本作为处理组, 将没有入选的样本作为对照组进行配对。最终选取公司规模(SIZE)、成立年限(AGE)、资产负债率(LEV)、资产流动性(Asset)、账面市值比(BM)、董事长与总经理是否两职合一(Dual)、最终控制人性质(SOE)作为协变量, 通过逐年匹配的方法, 按照1:2的比例进行近邻有放回匹配, 匹配后得到4317个公司年度观测值。平衡性检验结果如表3所示, 匹配后处理组与对照组之间的偏差显著降低, 其绝对值均小于7%, 且处理组和对照组的均值不存在显著差异, 说明匹配效果较好。

双重差分模型估计结果无偏的重要前提是处理组与对照组对因变量的影响在政策实施前呈现平行趋势(Roberts和Whited, 2013), 因此, 为了检验处理组在政策实施前后的避税程度变化是由于政策实施引起的, 而不是纯粹的时间效应, 本文进行了平行趋势假定检验。本文借鉴Beck等(2010)采用的事件研究方法, 在基准模型(1)中引入一系列时间差的虚拟变量, 构建如下模型来进行检验:

$$CHRATE_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 D_{i,t}^{-4} + \dots + \beta_4 D_{i,t}^{-1} + \beta_5 Current_{i,t} + \beta_6 D_{i,t}^1 + \dots + \beta_{12} D_{i,t}^7 + \sum \alpha_k (Control) + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

表3 平衡性检验

协变量	未匹配U/匹配M	处理组	控制组	%偏差	t值	p值
SIZE	U	22.4300	22.0970	26.7000	2.9700	0.0030
	M	22.4050	22.3660	3.1000	0.2600	0.7950
AGE	U	16.4440	14.9650	28.6000	3.3400	0.0010
	M	16.3870	16.5730	-3.6000	-0.3200	0.7480
LEV	U	0.4643	0.4147	24.1000	2.7200	0.0070
	M	0.4622	0.4494	6.2000	0.5400	0.5910
Asset	U	0.5443	0.5695	-13.8000	-1.6200	0.1060
	M	0.5549	0.5223	-5.3000	-0.4600	0.6440
BM	U	0.6713	0.6119	27.7000	3.1200	0.0020
	M	0.6693	0.6658	1.6000	0.1400	0.8910
Dual	U	0.2126	0.1297	22.1000	2.4200	0.0160
	M	0.2064	0.2126	0.0000	-0.0000	1.0000
SOE	U	0.5039	0.7014	-41.1000	-4.3300	0.0000
	M	0.5039	0.5039	0.0000	0.0000	1.0000

其中,  $D_{i,t}^j$ 表示第t年为企业i在实施“社保转税”前的第j年,  $D_{i,t}^j$ 表示企业i在实施“社保转税”后的第j年,  $Current_{i,t}$ 表示企业i在实施“社保转税”的当年。检验结果如图1所示, 图1中原点表示政策效应的系数大小, 直线部分表示置信区间。图1显示在实施“社保转税”之前的年份, 处理组与对照组在避税程度的变化趋势上不存在显著差异, 从而满足平行趋势假定; 实施“社保转税”后, 政策效果存在一定的后滞效应, 到了“社保转税”的第2年, 其抑制企业避税的效果开始显现。总体而言, 平行趋势检验证明, “社保转税”前处理组和对照组的避税程度变化呈现平行趋势, 而“社保转税”后, 对企业避税活动起到了抑制作用。

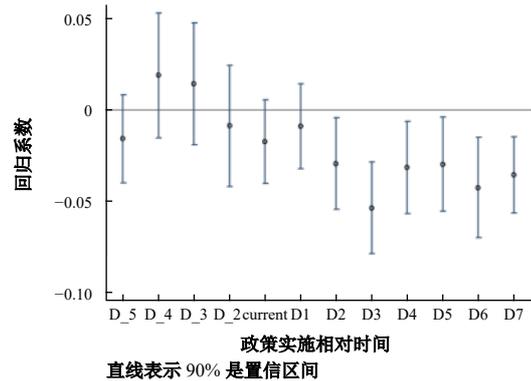


图1 平行趋势检验

### (三)“社保转税”对企业避税的影响: PSM-DID方法

本文利用倾向得分匹配后的样本对模型(1)进行回归。表4报告了“社保转税”对企业避税的OLS回归结果。其中, 第(1)–(3)列中当逐渐加入控制变量时模型不断优化, 第(1)列只控制了行业和年份的影响,  $TREAT \times POST$ 的系数在5%的水平上显著为负; 第(2)列和第(3)列又分别进一步加入了公司特征控制变量和公司治理变量, 结果显示 $TREAT \times POST$ 的回归系数均在1%的水平上显著为负, 说明实施了“社保转税”的地区企业避税程度显著降低, 验证了本文的假设1b。第(3)列结果显示,  $TREAT \times POST$ 的回归系数为-0.0230, 表明“社保转税”后, 相较于没有实施“社保转税”企业, 实施“社保转税”企业的法定与实际税率之差降低了约2.3%。研究结果表明, 基于信息不对称理论, “社保转税”后税务机关通过掌控社保费征收的全部流程, 能够掌握更多的企业财务信息, 提高了企业会计信息透明度, 使得税务机关可以更精确地对企业税费实施监管, 同时也加大了企业避税的难度与风险, 因而降低了企业避税程度。

表4 “社保转税”对企业避税的影响

变量	(1)	(2)	(3)
<i>TREAT</i> × <i>POST</i>	-0.0196**(-2.0825)	-0.0221***(-3.1889)	-0.0230***(-3.3143)
<i>TREAT</i>	0.0212*** (2.6674)	0.0217*** (3.6679)	0.0210*** (3.5334)
<i>POST</i>	0.0020(0.2933)	0.0028(0.5210)	0.0012(0.2203)
<i>SIZE</i>		0.0093*** (4.8895)	0.0091*** (4.0513)
<i>AGE</i>		0.0000(0.0211)	0.0002(0.5185)
<i>LEV</i>		-0.0719***(-5.5533)	-0.0722***(-5.5656)
<i>PPE</i>		-0.0930***(-4.5840)	-0.0926***(-4.5406)
<i>INTANG</i>		-0.1821***(-4.0978)	-0.1805***(-4.0719)
<i>BM</i>		-0.0187*(-1.6797)	-0.0112(-0.8801)
<i>Asset</i>		-0.0547***(-3.2505)	-0.0549***(-3.2653)
<i>GROWTH</i>		0.0177*** (3.4585)	0.0168*** (3.2922)
<i>Return</i>		-0.0142**(-2.5471)	-0.0134**(-2.4111)
<i>Audit</i>		0.0926*** (4.5490)	0.0911*** (4.3116)
<i>SOE</i>			-0.0169***(-3.5315)
<i>Dual</i>			-0.0014(-0.2885)
<i>Institution</i>			0.0002*(1.7597)
常数项	0.0000(0.0000)	-0.1111**(-2.3731)	-0.1130**(-2.2247)
<i>YEAR/IND</i>	控制	控制	控制
N	4317	4317	4317
Adj.R <sup>2</sup>	0.0215	0.0487	0.0514

注：\*\*\*、\*\*、\*分别表示在1%、5%、10%的水平上显著，括号内为t值，标准误差经过公司层面Cluster调整，下同。

#### (四)“社保转税”抑制避税的作用机制检验：信息透明度的中介效应

如前文所述，“社保转税”便于税务机关掌握企业财务信息，提高了企业信息透明度，而更为透明的信息环境又可以抑制管理层避税行为的发生(李昊洋等, 2018; 潘俊等, 2019)。为了检验“社保转税”改革实施是否通过增强企业会计信息透明度进而抑制企业避税，本文参照温忠麟和叶宝娟(2014)，在模型(1)的基础上进一步构建如下模型：

$$Opaque_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 TREAT \times POST + \beta_2 TREAT + \beta_3 POST + \sum \beta_k (Control) + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

$$CHRATE_{i,t} = \delta_0 + \delta_1 TREAT \times POST + \delta_2 Opaque + \delta_3 TREAT + \delta_4 POST + \sum \delta_k (Control) + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

其中，信息透明度(Opaque)为中介变量，政策的总效应为 $\alpha_1$ ，直接效应为 $\delta_1$ ，变量Opaque中介效应为 $\beta_1 \times \delta_2$ 。前文中 $\alpha_1$ 在1%的水平上显著为负，根据中介效应模型的检验步骤，如果回归中 $\beta_1$ 和 $\delta_2$ 都显著， $\delta_1$ 也显著，并且 $\beta_1 \times \delta_2$ 与 $\delta_1$ 正负同号，则表明中介效应成立，即“社保转税”改革政策的实施通过提高企业信息透明度进而抑制企业避税。严谨起见，同时采用了Sobel和矫正偏差的非参数百分位Bootstrap方法对中介效应做进一步检验。

表5显示，“社保转税”通过提高企业的信息透明度显著降低了企业避税。第(1)列结果说明税务部门统一征收各项社会保险费后企业的避税活动受到了抑制，政策效应为2.30%；第(2)列显示，TREAT×POST的回归系数在5%的水平上显著为负，表明“社保转税”改革实施后，企业显著提高了会计信息透明度。加入中介变量后，第(3)列TREAT×POST的系数和Opaque的系数均显著，并且第(2)列TREAT×POST的系数和第(3)列Opaque的系数两者之积与第(3)列TREAT×POST的系数同号。回归结果说明，“社保转税”改革政策的实施通过提高企业信息透明度进而抑制了

企业的避税活动。Sobel检验显示, Sobel Z值小于0.05, Bootstrap检验(见表6)也显示, 其回归的矫正偏差后的95%置信区间不包含0, 说明结果稳健, 中介效应显著。综上, “社保转税”改革政策的实施通过提高企业信息透明度进而抑制了企业的避税行为。

表5 “社保转税”对企业避税影响的机制检验

变量	(1)	(2)	(3)
	<i>CHRATE</i>	<i>Opaque</i>	<i>CHRATE</i>
<i>TREAT</i> × <i>POST</i>	-0.0230***(-3.3143)	-0.0043**(-2.3647)	-0.0223***(-3.2178)
<i>TREAT</i>	0.0210*** (3.5334)	0.0009(0.5198)	0.0208*** (3.5107)
<i>Opaque</i>			0.1467*** (2.6207)
<i>POST</i>	0.0012(0.2203)	-0.0006(-0.4936)	0.0013(0.2378)
<i>SIZE</i>	0.0091*** (4.0513)	0.0020*** (3.6965)	0.0088*** (3.8937)
<i>AGE</i>	0.0002(0.5185)	0.0001(1.3249)	0.0002(0.4675)
<i>LEV</i>	-0.0722***(-5.5656)	-0.0153***(-4.6717)	-0.0700***(-5.3587)
<i>PPE</i>	-0.0926***(-4.5406)	-0.0132***(-2.6467)	-0.0906***(-4.4276)
<i>INTANG</i>	-0.1805***(-4.0719)	-0.0398***(-4.4794)	-0.1747***(-3.9237)
<i>BM</i>	-0.0112(-0.8801)	-0.0301***(-9.3582)	-0.0067(-0.5173)
<i>Asset</i>	-0.0549***(-3.2653)	0.0076(1.5626)	-0.0560***(-3.3478)
<i>GROWTH</i>	0.0168*** (3.2922)	0.0155*** (7.7076)	0.0145*** (2.7476)
<i>Return</i>	-0.0134**(-2.4111)	0.0011(1.5190)	-0.0136**(-2.4356)
<i>Audit</i>	0.0911*** (4.3116)	0.0073(1.2142)	0.0900*** (4.2846)
<i>SOE</i>	-0.0169***(-3.5315)	-0.0043***(-3.9408)	-0.0162***(-3.4026)
<i>Dual</i>	-0.0014(-0.2885)	0.0004(0.3176)	-0.0014(-0.3009)
<i>Institution</i>	0.0002*(1.7597)	-0.0000(-0.4063)	0.0002*(1.7722)
常数项	-0.1130**(-2.2247)	0.0163(1.2485)	-0.1154**(-2.2720)
<i>YEAR/IND</i>	控制	控制	控制
N	4317	4317	4317
Adj.R <sup>2</sup>	0.0514	0.1295	0.0524
<i>SobelZ</i>		-2.053** (0.0401)	

表6 Bootstrap中介效应检验

	<i>ObservedCoef.</i>	<i>z</i>	<i>P&gt; z </i>	<i>95%Conf. Interval</i>
<i>Ind_eff</i>	-0.0008	-2.27	0.023	[-0.0020605, -0.0003219]
<i>Dir_eff</i>	-0.0252	-3.74	0.000	[-0.0380008, -0.0120135]

### (五) 稳健性检验

#### 1. 替换被解释变量

(1)考虑到税费返还以及税务纠纷可能会持续若干年, 仅仅采用当期的法定与实际税率之差可能无法真实反映企业避税情况, 因此采用法定与实际税率之差的五年平均值*CHRATEMEAN*作为因变量进行稳健性检验, 对模型(1)重新进行回归, 回归结果如表7第(1)列所示, *TREAT*×*POST*的系数在5%的水平上显著为负, 所得结论保持不变。

(2)参考江轩宇(2013)采用会计利润与应税利润差异(BTD), 即[利润总额-(所得税费用-递延所得税费用)/法定税率]/上一年资产总额, 作为因变量进行稳健性检验。BTD越大表明企业避税越激进, 重新回归结果如表7第(2)列所示, *TREAT*×*POST*的系数在5%的水平上显著为

表7 稳健性检验

变量	替换被解释变量		固定效应	改变研究样本	安慰剂检验
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>CHRATEMEAN</i>	<i>BTD</i>	<i>CHRATE</i>	<i>CHRATE</i>	<i>CHRATE</i>
<i>TREAT</i> × <i>POST</i>	-0.0143**(-2.0820)	-0.0061**(-2.4897)	-0.0187**(-1.9950)	-0.0165**(-2.0642)	-0.0042(-0.3738)
<i>TREAT</i>	0.0171**(2.3665)	0.0035(1.5601)		0.0137*(1.9597)	0.0051(0.5254)
<i>POST</i>	0.0011(0.1958)	0.0039**(2.3291)		-0.0000(-0.0043)	0.0021(0.3059)
<i>SIZE</i>	0.0057*(1.8268)	0.0022*** (3.0395)	-0.0005(-0.0647)	0.0095*** (4.1535)	0.0092*** (2.7178)
<i>AGE</i>	0.0001(0.1243)	0.0007*** (5.4357)	-0.0011(-0.6661)	0.0000(0.1008)	0.0001(0.1092)
<i>LEV</i>	-0.0655***(-3.7504)	-0.0371***(-9.1703)	-0.0718**(-2.1962)	-0.0731***(-5.4237)	-0.0750***(-3.9942)
<i>PPE</i>	-0.0590**(-2.2579)	-0.0535***(-7.1068)	-0.0769**(-1.9992)	-0.0785***(-3.6538)	-0.0968***(-3.1600)
<i>INTANG</i>	-0.1473**(-2.3974)	-0.0555***(-3.7773)	-0.0969(-1.1297)	-0.1509***(-3.3028)	-0.1969***(-2.8559)
<i>BM</i>	0.0182(1.3024)	0.0014(0.3341)	-0.0191(-0.9677)	-0.0104(-0.8001)	-0.0113(-0.6999)
<i>Asset</i>	-0.0369*(-1.6857)	-0.0588***(-8.0403)	-0.0640**(-2.3340)	-0.0402**(-2.2582)	-0.0566**(-2.1690)
<i>GROWTH</i>	0.0079** (2.2638)	0.0050(1.5394)	-0.0036(-0.6377)	0.0167*** (3.1221)	0.0170*** (3.2553)
<i>Return</i>	-0.0041(-0.8121)	-0.0027***(-2.7343)	-0.0065(-1.0265)	-0.0161***(-2.7627)	-0.0141***(-2.0310)
<i>Audit</i>	0.0401*(1.8293)	0.0003(0.0632)	0.0752*(2.4132)	0.1006*** (4.4153)	0.0935*** (3.1513)
<i>SOE</i>	-0.0156***(-2.5884)	-0.0026*(-1.7298)	-0.0179(-0.7201)	-0.0166***(-3.4072)	-0.0180***(-2.7674)
<i>Dual</i>	0.0014(0.2650)	-0.0030*(-1.7911)	-0.0076(-1.1047)	0.0008(0.1655)	-0.0035(-0.5794)
<i>Institution</i>	0.0002** (2.3591)	0.0000(0.7451)	-0.0001(-0.8324)	0.0002*(1.9449)	0.0002(1.4416)
常数项	-0.0985(-1.3962)	-0.0098(-0.4857)	-0.0375(-0.2286)	-0.1227**(-2.4029)	-0.1015(-1.4018)
<i>YEAR/IND</i>	控制	控制	控制	控制	控制
N	4317	4317	4317	4117	4186
Adj.R <sup>2</sup>	0.1284	0.0884	0.0843	0.0497	0.0503

负, 研究结论依旧保持不变。

## 2. 固定效应回归

为了避免不同上市公司个体间差异的影响, 本文使用固定效应回归对模型(1)进行检验。回归结果如表7第(3)列所示, *TREAT*×*POST*的系数在5%的水平上显著为负, 研究结果不变, 表明研究结论不受使用模型的影响。

## 3. 改变研究样本

剔除样本政策发生前一年、当年、后一年和后三年数据不连续的样本, 结果如表7第(4)列所示, 研究结论仍保持不变。

## 4. 安慰剂检验

除了“社保转税”事件影响外, 可能存在其他政策或随机因素对企业避税活动造成影响而导致前文结论不成立, 因此本文改变“社保转税”的时间进行反事实检验。具体地, 将“社保转税”实施的年份设定为提前一年, 构建虚假时期的虚拟变量, 并保持公司这一虚拟年份前后一年数据连续。回归结果如表7第(5)列所示, *TREAT*×*POST*的系数回归结果不显著, 说明企业避税活动的减少确实是由“社保转税”引起的。

## 五、进一步分析

### (一)“社保转税”抑制企业避税的异质性检验: 税收征管强度差异

如前文分析, 从企业的角度看, “社保转税”增强了企业会计信息透明度, 加大了企业避税

难度,从而降低了企业避税;而从税务机关的角度看,“社保转税”增强了企业会计信息透明度,从而提高了税务机关对企业的监管能力,增强了税务机关的税收征管能力,降低了企业避税。因此,本文通过检验是否在税收征管较弱的地区,“社保转税”可以更大程度地抑制企业避税来进一步验证这一路径。本文采用企业所处地区税收稽查的查实率(XAL)和选票率(XPL)代表地区税收征管强度,根据查实率和选票率的中位数将样本企业分为4组(分组变量定义如表1所示),并分别对模型(1)进行回归,回归结果如表8所示。表8的第(1)、(2)列中,在查实率低(XAL\_Low)的样本组中,TREAT×POST的回归系数在1%的水平上显著为负;在查实率高(XAL\_High)的样本组中,TREAT×POST的回归系数并不显著。同理,在第(3)、(4)列中,在选票率低(XPL\_Low)的样本组中,TREAT×POST的回归系数在5%的水平上显著为负;在选票率高(XPL\_High)的样本组中,TREAT×POST的回归系数并不显著。结果表明,在税收征管强度较弱的地区,“社保转税”对抑制企业避税发挥了更大的作用,即避税程度的降低并不依赖于该地区税收征管强度的大小,说明“社保转税”这一政策冲击对抑制避税活动存在显著效果。综上所述,无论是站在企业的角度还是站在税务机关的角度,“社保转税”均能降低企业避税。

表8 “社保转税”与企业避税—税收征管强度差异

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>XAL_High</i>	<i>XAL_Low</i>	<i>XPL_High</i>	<i>XPL_Low</i>
<i>TREAT</i> × <i>POST</i>	-0.0132(-1.2169)	-0.0361***(-2.8607)	-0.0050(-0.5182)	-0.0486**(-2.2526)
<i>TREAT</i>	0.0138(1.5388)	0.0331*** (2.9081)	0.0230** (2.5481)	0.0384** (1.9941)
<i>POST</i>	0.0032(0.3798)	-0.0008(-0.0831)	-0.0048(-0.5637)	0.0068(0.7621)
<i>SIZE</i>	0.0079** (1.9741)	0.0092** (2.0858)	0.0112*** (2.9280)	0.0088** (2.0550)
<i>AGE</i>	0.0001(0.1072)	0.0003(0.3706)	0.0007(1.1897)	-0.0003(-0.3410)
<i>LEV</i>	-0.0789***(-3.8158)	-0.0634**(-2.3712)	-0.0661***(-3.0921)	-0.0822***(-3.3719)
<i>PPE</i>	-0.0805**(-2.2613)	-0.1097***(-2.7600)	-0.0760**(-2.2537)	-0.1126***(-2.9064)
<i>INTANG</i>	-0.1581**(-2.0382)	-0.2000**(-2.1136)	-0.1192(-1.6081)	-0.2507***(-2.9855)
<i>BM</i>	-0.0144(-0.7046)	-0.0038(-0.1819)	0.0011(0.0613)	-0.0343(-1.5731)
<i>Asset</i>	-0.0247(-0.8056)	-0.0937***(-2.7500)	-0.0447(-1.5135)	-0.0749**(-2.2600)
<i>GROWTH</i>	0.0181** (2.5412)	0.0173** (2.4414)	0.0169** (2.3027)	0.0146** (2.0422)
<i>Return</i>	-0.0056(-0.7994)	-0.0243**(-2.1016)	-0.0035(-0.5139)	-0.0236**(-2.5324)
<i>Audit</i>	0.0798*** (2.9082)	0.0999** (2.2274)	0.1092*** (3.1243)	0.0563* (1.7462)
<i>SOE</i>	-0.0225***(-2.8276)	-0.0088(-1.0218)	-0.0206***(-2.6865)	-0.0138(-1.5589)
<i>Dual</i>	-0.0056(-0.6564)	0.0043(0.5699)	-0.0010(-0.1438)	-0.0019(-0.2272)
<i>Institution</i>	0.0002(1.3176)	0.0002(1.0241)	0.0002(1.2407)	0.0001(0.7600)
常数项	-0.1314(-1.5792)	-0.0605(-0.6120)	-0.2355***(-2.6798)	-0.0076(-0.0871)
<i>YEAR/IND</i>	控制	控制	控制	控制
N	2264	2053	2187	2130
Adj.R <sup>2</sup>	0.0596	0.0513	0.0589	0.0589
经验p值	0.009***		0.017**	

注:“经验p值”用于检验组间差异TREAT×POST的显著性,通过Chow检验得到。下同。

## (二)“社保转税”抑制企业避税的异质性检验:信息透明度差异

前文已证实“社保转税”通过提高企业信息透明度进而影响企业避税,那么影响信息透明度的因素也会影响“社保转税”与企业避税之间的关系,而分析师关注程度和审计质量正是影响信息透明度的重要因素。因此,从分析师关注程度和审计质量两方面探讨其是否对“社保转

税”与企业避税的关系产生显著影响,进一步验证本文的分析逻辑。

### 1. 信息透明度异质性: 分析师关注程度

分析师拥有足够的精力和能力,能够以较低成本挖掘公司内部的私有信息,并将其进一步解读,从而便于投资者的理解和使用(Hong等, 2000; Chang等, 2006; Liu, 2011)。Arya和Mittendorf(2007)发现,分析师对上市公司信息的解读与传递,能够提高市场信息供给水平,增加股价中公司基本面的信息含量,进而能够提高上市公司信息透明度。本文用分析师跟踪人数代表分析师关注程度,预期在分析师跟踪人数较少的情境下,“社保转税”对企业避税的抑制作用更显著。本文根据分析师跟踪人数将样本分为2组,分组变量定义如表1所示。将2组样本分别对模型(1)进行OLS回归,回归结果如表9的第(1)、(2)列所示,在分析师跟踪人数较少组中(Analysts=0),TREAT×POST的回归系数在1%的水平上显著为负;在分析师跟踪人数较多组中(Analysts=1),TREAT×POST的回归系数并不显著。结果表明,对于分析师跟踪人数较少的企业,“社保转税”对抑制企业避税发挥了更大的作用。

表9 “社保转税”与企业避税—分析师关注程度和审计质量差异

变量	分析师关注程度		审计质量	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	ANALYSTS=0	ANALYSTS=1	BIG4=0	BIG=1
TREAT×POST	-0.0384***(-2.6190)	-0.0045(-0.5012)	-0.0219***(-3.0225)	-0.0369(-1.3230)
TREAT	0.0272**(2.3215)	0.0110(1.3168)	0.0212*** (3.4202)	0.0262(1.1113)
POST	0.0049(0.5011)	-0.0032(-0.4148)	0.0018(0.3162)	-0.0106(-0.4613)
SIZE	0.0053(0.7967)	0.0067*(1.8027)	0.0098*** (3.5893)	-0.0048(-0.7539)
AGE	0.0002(0.1908)	0.0001(0.1549)	0.0003(0.6260)	-0.0008(-0.4664)
LEV	-0.0681***(-2.6010)	-0.0728***(-3.5232)	-0.0701***(-5.1302)	-0.0965(-1.5971)
PPE	-0.1339***(-3.4833)	-0.0409(-0.9873)	-0.1065***(-4.8259)	0.0654(0.5799)
INTANG	-0.2720**(-2.5857)	-0.0635(-0.9290)	-0.1872***(-3.9638)	0.1473(0.6913)
BM	0.0073(0.2839)	-0.0095(-0.4733)	-0.0074(-0.5639)	-0.0053(-0.0990)
Asset	-0.0728**(-2.2423)	-0.0289(-0.8413)	-0.0601***(-3.4412)	0.0197(0.1734)
GROWTH	0.0111(1.6221)	0.0222*** (2.7766)	0.0156*** (2.9634)	0.0325*(1.7805)
Return	-0.0159**(-2.0708)	-0.0062(-0.6302)	-0.0150***(-2.6395)	0.0203(0.9238)
Audit	0.1162*** (3.3519)	0.0033(0.1154)	0.0716*** (3.3572)	0.0683(1.3751)
SOE	-0.0255***(-2.8875)	-0.0050(-0.6591)	-0.0190***(-3.7727)	0.0237(1.5150)
Dual	-0.0026(-0.3037)	0.0004(0.0538)	-0.0023(-0.4487)	-0.0011(-0.0663)
Institution	0.0002(1.1970)	0.0001(0.7447)	0.0002*(1.7515)	0.0005(1.3567)
常数项	-0.0054(-0.0392)	-0.1772**(-2.1672)	-0.1062(-1.6063)	0.1518(0.8246)
YEAR/IND	控制	控制	控制	控制
N	2300	2017	3953	364
Adj.R <sup>2</sup>	0.0531	0.0557	0.0569	0.0204
经验p值	0.032**		0.084*	

### 2. 信息透明度异质性: 审计质量

规模较大的审计机构有动机也有能力发现企业财务报表中没有及时披露或者没有公允报告的信息,并将其更精确地反映出来,因此聘用小规模审计机构的公司,其信息不对称程度相对较高(Bushman和Smith, 2001; Dye, 1993)。可见,较高的审计质量可以提高企业财务报告的信

息质量,增强企业信息透明度。基于本文的分析逻辑,预期在审计质量较低的情境下,“社保转税”对企业避税的抑制作用更显著。本文用是否“四大”审计代表审计质量,并根据是否为“四大”审计将样本分为2组,分组变量定义如表1所示。将2组样本分别对模型(1)进行OLS回归,回归结果如表9的第(3)、(4)列所示,在非四大审计样本组中( $BIG4=0$ ), $TREAT \times POST$ 的回归系数在1%的水平上显著为负;在“四大”审计样本组中( $BIG4=1$ ),其回归系数并不显著,结果表明,对于非“四大”审计企业,“社保转税”对抑制企业避税发挥了更大的作用。

## 六、研究结论与启示

本文从“社保转税”改革这一研究视角出发,以2008–2018年A股上市公司为初始样本,检验了中国省市陆续进行的社保费征管部门转换对企业避税的影响。主要结论如下:(1)“社保转税”改革实施后,企业避税程度降低了。(2)检验其影响机制发现,“社保转税”后,税务机关掌握的企业财务信息更加丰富,可将个人所得税等申报基数与社保费缴费基数进行对比,提高了税务机关的监管能力,也提高了会计信息透明度,进而抑制了企业避税。(3)进一步证据显示,仅在税收征管较弱的地区、审计质量较低以及分析师关注度较低的企业,“社保转税”对企业避税发挥了治理效应。

基于以上结论,本文的政策启示包括以下三点:(1)应全面持续执行“社保转税”,规范企业缴费纳税行为。所谓“税费同源”可以使得企业的纳税信息与社保费缴费信息相互印证,提高信息的透明度和信息质量,使得“社保转税”不但可以提高社保费的征管效率,还可以提高税务机关对企业税收的征管能力,可见社保费征缴与税收征缴可以相得益彰。且社保费具有“准税收”的性质(许红梅和李春涛,2020),因此可行的方案是,可以将社保费征管制度直接融入《税收征管法》(王乾和王明世,2020),进一步完善“社保转税”后社保费征管制度的征管制度设计,提高公共管理服务效率。(2)应进一步降低社保税率或是加大企业社保费的税收抵扣支出。《中国劳动保障发展报告2017》显示,2016年全国大约三分之二的省份养老保险基金当期收不抵支,且这个数字在逐期增长,因此“社保转税”改革刻不容缓,但是“社保转税”后企业的劳动力成本会上升,且伴随着企业避税程度的降低,这使得“社保转税”后企业现金支出增大,会给企业经营带来较大压力,这也可以用来解释2019年部分省市推迟执行“社保转税”的现象及其背后的原因。为了降低“社保转税”给企业带来的现金支出的负担,可行的方案是,在保证“税基”的基础上进一步降低社会保险费率,或者可以适当提高企业社保费的税收抵扣力度,这样既可以保护劳动者权益,又可以减轻企业现金支出负担。(3)对于税收征管能力较弱地区、审计质量较差以及分析师关注度较少等信息透明度较低的企业,可以率先执行“社保转税”。虽然,2019年部分省市为了暂时缓解经济下行的压力,推迟执行“社保转税”,但是“社保转税”能够提高企业信息透明度,并提高税收征管能力,因此为了保证“税基”并提高企业会计信息质量,建议税收征管能力较弱的地区、审计质量较差以及分析师关注度较少等信息透明度较低的企业应尽快执行“社保转税”改革。

### 主要参考文献:

- [1]白雪洁,于庆瑞.劳动力成本上升如何影响中国的工业化[J].*财贸经济*,2019,(8).
- [2]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,(5).
- [3]李波,苗丹.我国社会保险费征管机构选择——基于省级参保率和征缴率数据[J].*税务研究*,2017,(12).

- [4] 李昊洋,程小可,姚立杰. 机构投资者调研抑制了公司避税行为吗?——基于信息披露水平中介效应的分析[J]. *会计研究*,2018,(9).
- [5] 黎文靖,孔东民. 信息透明度、公司治理与中小股东参与[J]. *会计研究*,2013,(1).
- [6] 李新,蒋越,徐微. 社保征收机构对企业成本加成率的影响研究[J]. *宏观经济研究*,2020,(8).
- [7] 刘辉,刘子兰. 社会保险费征缴体制改革会提高企业的社保合规程度吗?——基于中国工业企业数据库的分析[J]. *经济社会体制比较*,2020,(4).
- [8] 刘军强. 资源、激励与部门利益:中国社会保险征缴体制的纵贯研究(1999–2008)[J]. *中国社会科学*,2011,(3).
- [9] 刘行,叶康涛. 企业的避税活动会影响投资效率吗?[J]. *会计研究*,2013,(6).
- [10] 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,(10).
- [11] 马双,孟宪芮,甘犁. 养老保险企业缴费对员工工资、就业的影响分析[J]. *经济学(季刊)*,2014,(2).
- [12] 潘俊,景雪峰,刘金钊. 投资者实地调研、业绩压力与企业避税[J]. *上海财经大学学报*,2019,(5).
- [13] 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).
- [14] 彭雪梅,刘阳,林辉. 征收机构是否会影响社会保险费的征收效果?——基于社保经办和地方税务征收效果的实证研究[J]. *管理世界*,2015,(6).
- [15] 沈永建,梁方志,蒋德权,等. 社会保险征缴机构转换改革、企业养老支出与企业价值[J]. *中国工业经济*,2020,(2).
- [16] 苏剑. 社保征缴改革的宏观经济效应[J]. *原富*,2019,(1).
- [17] 唐珏,封进. 社会保险缴费对企业资本劳动比的影响——以21世纪初省级养老保险征收机构变更为例[J]. *经济研究*,2019,(11).
- [18] 王乾,王明世. 税务征收体制下的社会保险费征管制度建设研究[J]. *税务研究*,2020,(5).
- [19] 魏志华,夏太彪. 社会保险缴费负担、财务压力与企业避税[J]. *中国工业经济*,2020,(7).
- [20] 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).
- [21] 吴联生. 国有股权、税收优惠与公司税负[J]. *经济研究*,2009,(10).
- [22] 许红梅,李春涛. 劳动保护、社保压力与企业违约风险——基于《社会保险法》实施的研究[J]. *金融研究*,2020,(3).
- [23] 严若森,钱晶晶,祁浩. 公司治理水平、媒体关注与企业税收激进[J]. *经济管理*,2018,(7).
- [24] 赵静,毛捷,张磊. 社会保险缴费率、参保概率与缴费水平——对职工和企业逃避费行为的经验研究[J]. *经济学(季刊)*,2015,(4).
- [25] 赵健宇,陆正飞. 养老保险缴费比例会影响企业生产效率吗?[J]. *经济研究*,2018,(10).
- [26] 郑秉文. 社会保险降费与规范征收:基于公共政策分析的思考[J]. *税务研究*,2019,(6).
- [27] Arya A, Mittendorf B. The interaction among disclosure, competition between firms, and analyst following[J]. *Journal of Accounting and Economics*,2007,43(2–3):321–339.
- [28] Badertscher B A, Katz S P, Rego S O. The separation of ownership and control and corporate tax avoidance[J]. *Journal of Accounting and Economics*,2013,56(2–3):228–250.
- [29] Beck T, Levine R, Levkov A. Big bad banks? The winners and losers from bank deregulation in the United States[J]. *The Journal of Finance*,2010,65(5):1637–1667.
- [30] Bertrand M, Mullainathan S. Is there discretion in wage setting? A test using takeover legislation[J]. *The Rand Journal of Economics*,1999,30(3):535–554.
- [31] Bushman RM, Smith AJ. Financial accounting information and corporate governance[J]. *Journal of Accounting and Economics*,2001,32(1):237–333.
- [32] Chang X, Dasgupta S, Hilary G. Analyst coverage and financing decisions[J]. *The Journal of Finance*,2006,61(6):3009–3048.
- [33] Chen S P, Chen X, Cheng Q, et al. Are family firms more tax aggressive than non-family firms?[J]. *Journal of Financial Economics*,2010,95(1):41–61.

- [34] Dechow P M, Dichev I D. The quality of accruals and earnings: The role of accrual estimation errors[J]. *The Accounting Review*, 2002, 77(S-1): 35-59.
- [35] Desai M A, Dharmapala D. Corporate tax avoidance and firm value[J]. *Review of Economics and Statistics*, 2009, 91(3): 537-546.
- [36] Dye R A. Auditing standards, legal liability, and auditor wealth[J]. *Journal of political Economy*, 1993, 101(5): 887-914.
- [37] Frischmann P J, Shevlin T, Wilson R. Economic consequences of increasing the conformity in accounting for uncertain tax benefits[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2008, 46(2-3): 261-278.
- [38] Hong H, Lim T, Stein J C. Bad news travels slowly: Size, analyst coverage, and the profitability of momentum strategies[J]. *The Journal of Finance*, 2000, 55(1): 265-295.
- [39] Kubick T R, Lynch D P, Mayberry M A, et al. The effects of regulatory scrutiny on tax avoidance: An examination of SEC comment letters[J]. *The Accounting Review*, 2016, 91(6): 1751-1780.
- [40] Liu M H. Analysts' incentives to produce industry-level versus firm-specific information[J]. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 2011, 46(3): 757-784.
- [41] Roberts M R, Whited T M. Endogeneity in empirical corporate finance[J]. *Handbook of the Economics of Finance*, 2013, (2): 493-572.

## How does the Reform of Social Insurance System Affect Corporate Tax Avoidance? Evidence from a Quasi-natural Experiment of the Transfer of Department in Social Insurance Contributions

Sun Xuejiao, Fan Run, Zhai Shuping

(School of Accounting, Tianjin University of Finance and Economics, Tianjin 300222, China)

**Summary:** As an important reform of social insurance system, the transfer of department in social insurance contributions has a wide and far-reaching impact on both the protection of workers' rights and enterprises. In 2018, *Plan for Deepening the Reform of Party and State Institutions*, which was deliberated and adopted at the Third Plenary Session of the 19th CPC Central Committee, pointed out that in order to improve the collection and management efficiency of social insurance funds, the basic endowment insurance, basic medical insurance, unemployment insurance and other social insurance will be uniformly and fully collected by the tax department (the transfer of department in social insurance contributions). It is proposed to plug the loopholes of social security payment through reform in accordance with the law, so as to make the social security fund grow sustainably, and regulate the social security payment behavior and related financial behavior of enterprises. However, the existing research on the micro enterprise economic consequences of the transfer of department in social insurance contributions is extremely scarce, which only involves the enterprise value and cost markup ratio of enterprises. This paper attempts to analyze the governance effect of the transfer of department in social insurance contributions from the perspective of tax avoidance and take the listed companies of China's A-share from 2008 to 2018 as the initial sample for empirical test. The research finds

that: The degree of tax avoidance is reduced after social insurance contributions are uniformly and fully collected by the tax department. The specific examination of the impact mechanism shows that, after the transfer of department in social insurance contributions, the tax department can master more financial information of enterprises and check their financial accounts through tax collection and audit, which improves the transparency of accounting information, and then restrains enterprise tax avoidance. Further study finds that the governance effect of the transfer of department in social insurance contributions on corporate tax avoidance is only reflected in the enterprises with weak tax collection and management, low audit quality and low analyst attention. From the new perspective of enterprise tax avoidance, this paper understands the governance effect of the transfer of department in social insurance contributions on enterprise financial behavior, enriches the literature on the impact of the transfer of department in social insurance contributions on micro enterprise behavior. The findings are helpful for policymakers to clarify the potential impact of the reform of the transfer of department in social insurance contributions on enterprises, and have policy implications for the government to further optimize social security system.

**Key words:** transfer of department in social insurance contributions; tax avoidance; information transparency; quasi-natural experiment

(责任编辑: 王西民)

---

(上接第60页)

the CEO and the CFO in family business strengthens the positive relationship between performance below historical aspirations and financial fraud. This paper has practical significance and enlightenment to standardize the legal operation of the firm, improve the corporate governance structure, and strengthen the internal control mechanism. This research has following contributions: First, it reveals the internal motivation that drives the firm to take financial fraud: performance below historical aspirations, which enriches the existing research in the field of corporate moral failure. Second, based on the perspective of motivation-ability, it introduces the CEO's management autonomy into the framework of performance below historical aspirations and financial fraud, discusses the regulating effect of internal governance mechanism, expands the boundary of the influence of performance below historical aspirations on the firm's financial fraud, and makes up for the previous literature which overemphasizes the impact of aspirations on executives' risk-taking motivation and ignores the importance of risk-taking ability. Third, it expands the boundary of corporate performance feedback from the perspective of corporate moral hazard, enriches the existing research based on the theory of corporate behavior, and provides a reasonable research direction for scholars in this field.

**Key words:** performance below historical aspirations; management autonomy; financial fraud; behavioral theory of the firm

(责任编辑: 王西民)