

柔性税收征管能否缓解企业融资约束

——来自纳税信用评级披露自然实验的证据

孙雪娇, 翟淑萍, 于 苏

[摘要] 税收征管会对企业发挥重要的治理作用,现有研究已验证了强制性税收征管对企业的“约束效应”,本文则从柔性税收征管这一新的视角出发,从理论上分析柔性税收征管影响企业融资约束的“激励效应”。本文以2009—2016年A股上市公司为样本,利用国家税务总局的纳税信用评级披露制度刻画柔性税收征管,以此作为自然实验,采用PSM-DID方法分离出柔性税收征管对企业融资约束影响的“净效应”。研究结果表明,纳税信用评级结果披露后,评级高的企业,其融资约束水平显著降低,具体表现为:评级高的企业在评级披露后信贷资本成本显著降低,信贷融资规模显著提高。进一步揭示柔性税收征管发挥“激励效应”的作用机理发现,不同于强制性税收征管通过降低信息不对称和威慑机制发挥“约束效应”,柔性税收征管通过降低信息不对称和提高企业声誉发挥“激励效应”,缓解企业融资约束,而且柔性税收征管可以实现对强制性税收征管的“补充效应”。本文的研究结论不仅拓展了税收征管“激励效应”及其作用机理方面的理论,也为税收征管改革以及政府践行“创新监管方式”“推进诚信建设”提供了较为重要的政策借鉴。

[关键词] 柔性税收征管; 纳税信用评级; 激励效应; 融资约束

[中图分类号]F270 **[文献标识码]**A **[文章编号]**1006-480X(2019)03-0081-19

一、问题提出

一直以来,纳税(遵从或不遵从)与税收征管是纳税企业与政府之间长期博弈的结果。正如唐纳德·C·亚历山大所言:“没有,从不曾有,也绝不可能有自愿的税收制度”。因此,政府会采用各种手段实施税收征管,以保障税收收入的实现。现有的税收征管方式有两种:一种是通过强制性征管活动规范企业纳税行为,这些活动包括税收检查、征税、处置等活动;另一种是通过非强制性征管活动鼓励企业纳税,本文称之为“柔性税收征管”,如纳税信用评级制度。现行的税制设计和运行模式是税务机关强制征税—企业被动纳税,企业逃税—税务机关对企业查处、惩罚。税务机关主要通过纳税稽查等税务征收活动治理纳税违法、违规行为,监督企业关联交易等行为,向全国公布税收违法“黑

[收稿日期] 2018-07-03

[基金项目] 国家自然科学基金青年项目“向上盈余管理与激进避税行为交互关系识别与股票定价研究”(批准号71402114);国家自然科学基金青年项目“环境不确定性、管理者自信与企业创新投资:影响机理与经济后果”(批准号71502119)。

[作者简介] 孙雪娇,天津财经大学会计学院副教授,管理学博士;翟淑萍,天津财经大学会计学院教授,经济学博士;于苏,天津财经大学会计学院硕士研究生。通讯作者:孙雪娇,电子邮箱:sunxuejiao8053@163.com。感谢匿名评审专家和编辑部的宝贵意见,当然文责自负。

名单”,并联合其他单位(截至2016年底共有34个单位)实施联合惩戒措施,充分发挥制度的威慑作用。然而,现实中,在较为完备的强制性征管体制下,铤而走险的企业有增无减。根据《2017年中国税务稽查年鉴》统计,2016年查处骗税和违规退税挽回国家税款损失分别是2014年和2015年的4.88倍和1.95倍,在重点稽查对象的随机抽查工作中,共对66户企业集团查补税款高达230.83亿元。由此可见,强制性税收征管往往是通过强制性手段规范企业纳税活动,实现“约束”企业行为的“治理效应”(陈晓光,2016)。强制性税收征管下,政府以税收的方式“强制性”分享企业的利润,企业怀着不避税得不到利益而避税可能获得利益的心理,天然是寻求避税的,这使得传统的强制性征管模式存在合法性较差(指监管政策是否被自觉认可和服从)、实效性较低和回应性较差等问题(蒋建湘和李沫,2013)。

党的十九大报告指出,要“创新监管方式”“深化税收制度改革”“推进诚信建设”。在此背景下,税收诚信制度在助力“创新监管方式”和建设“信用中国”中将发挥重要作用。国家税务总局(简称国税总局)在2014年7月出台了《纳税信用管理办法(试行)》,自2014年10月1日起施行,其主旨是规范纳税信用管理,促进纳税人诚信自律,提高税法遵从度,推进社会信用体系建设。该办法针对所有纳税企业的纳税情况每年评定一次,信用等级分为A、B、C、D四个等级(2018年新增了M级,适用于新设立的未发生《信用管理办法》所列失信行为的企业)。对纳税信用A级纳税人,税务机关予以实行多项激励措施,其中包括:①国税总局主动向社会公告年度A级纳税人名单;②税务机关与相关部门对A级纳税人实施联合激励措施(包括融资激励措施)。纳税信用评级制度不同于以往的强制性税收征管:①纳税信用评级具有普遍性,所有纳税企业都要接受纳税评级,评级本身不带有选择性,而纳税稽查和反避税活动只是针对纳税风险较高的企业进行。②纳税信用评级具有柔软性,只“扬善”不“惩恶”,以往纳税稽查和反避税活动会公布企业的“黑名单”,而纳税信用评级只向社会公众披露评级为A的企业名单,即只披露“好消息”,不披露“坏消息”。③纳税信用评级在制度安排上设计了有效的纳税人参与机制,纳税人可以主动向主管税务机关提供评级佐证材料,纳税人对评级结果有异议的可以书面申请复评。④税务机关根据企业纳税评级的具体情况进行分级管理,采取不同的征税策略。对纳税信用A级纳税人,由国家发展和改革委员会和国税总局牵头联合各大部委对其实施联合激励措施,而对于B、C、D等级纳税人实施不同程度严格的纳税管理。纳税信用评级制度具有明显的激励特征,因此,本文以此次纳税信用评级制度来刻画柔性税收征管。目前纳税信用评级数据正逐步发挥资源配置作用,纳税信用评级A作为“好消息”可能为企业获得更多的融资机会、缓解企业融资约束。

融资约束是制约企业生产最优和发展规模实现的关键问题,2015年中央经济工作会议把“降成本”作为结构性改革五大任务之一,而降低企业融资成本被视为“降成本”任务的重要环节,可见企业普遍面临“融资难、融资贵”的困境。在这样的背景下,探讨税收征管政策对企业融资约束的影响具有较强的现实意义。现有文献对强制性税收征管的政策效应已有较多关注,从制度设计上,强制性税收征管通过相应的制度安排具有约束企业行为的作用。通过强有力的税收征管可以抑制企业避税(Lennox et al., 2015;陈晓光, 2016;李维安和徐业坤, 2013)、降低股价崩盘风险(江轩宇, 2013;刘春和孙亮, 2015)、降低代理问题(曾亚敏和张俊生, 2009)、抑制盈余管理(叶康涛和刘行, 2011)等。强制性税收征管对企业融资活动也会产生影响,但结论尚未取得一致。潘越等(2013)以税收努力程度和税收稽核程度代表税收征管,发现地区的税收征管力度越强越能够促进企业获得债务融资,且债务融资的成本也更低,即税收征管对公司的债务融资能力有显著的缓解作用;而于文超等(2018)以企业“是否接受税务检查”和“接受税务检查的次数”代表税收征管力度,发现强制性

税收征管加剧了企业融资约束程度。可见,强制性税收征管对融资约束的影响既有正向作用又有负向作用。而且在研究方法上,有关强制性税收征管对融资约束影响的文献研究设计存在潜在缺陷,没有剔除时间序列上其他事件可能带来的干扰,内生性问题没有得到很好的解决,从而使得研究结论偏颇并缺乏稳健性。以上文献均关注了税务检查等强制性税收征管制度的政策效应,但并未有研究对柔性税收征管加以关注。

相对于强制性征管的“约束效应”,以激励为特征的柔性监管是一种与传统强制性监管相对应的新型监管,体现了治理的合法性、透明度、责任性、法制、回应和有效性(蒋建湘和李沫,2013),强化了不避税的“激励效应”,使得一部分偏好税收激励措施的企业自觉纳税。因此,柔性税收征管旨在通过“激励”机制使企业认可及自愿服从税收法规制度以实现其政策目标的一种监管方式。区别于强制性税收征管的“约束效应”,柔性税收征管旨在提供纳税与激励并存的互利机制,以实现对强制性税收征管的一种补充。然而,与强制性税收征管相同,柔性税收征管通过分享企业利润具有“征税效应”,使企业现金流出增加,进而提高企业外部融资需求。因此,柔性税收征管措施能否实现政策预期发挥“激励效应”?在某种程度上,其是否能发挥对强制性税收征管的补充作用?这些问题值得深入探讨。

本文以融资约束为切入点,利用纳税信用评级披露作为自然实验,考察柔性税收征管是否具有“激励效应”。研究表明:纳税信用评级为A的企业在纳税信用评级披露后,由于信息不对称的降低和企业声誉的提高使得融资约束水平显著降低,且柔性税收征管发挥了对强制性税收征管的“补充效应”;进一步的证据显示,柔性税收征管提高了评级为A企业的信贷融资规模,并降低了其信贷资本成本。

本文的贡献主要体现在:①从柔性税收征管这一新的视角出发,研究了柔性税收征管对企业融资约束的影响。现有文献仅关注了强制性税收征管活动的政策效应,而对柔性税收征管鲜有研究,本文以融资约束为切入点,为考察柔性税收征管活动的政策效应提供了新的微观证据,同时也丰富了融资约束影响因素的相关文献。②现有文献关注了强制性税收征管的“约束效应”,对税收激励方面的研究还相对较少(陈晓光,2016),本文从柔性税收征管的特征出发,探讨柔性税收征管的“激励效应”,并进一步深入探讨柔性税收征管发挥其激励效应的具体机理。不同于强制性税收征管通过降低信息不对称和威慑机制发挥“约束效应”,柔性税收征管通过缓解信息不对称和提高声誉缓解企业融资约束,发挥了“激励效应”,进而丰富了柔性税收征管作用机理的相关文献。③本文的研究发现对于企业融资约束的缓解作用,柔性税收征管对强制性税收征管具有“补充效应”,该研究结果丰富了强制性税收征管与柔性税收征管关系的文献。④在研究设计方面,国税总局的纳税信用评级披露所具有的“自然实验”性质可使本文研究的因果关系检验免受内生性困扰,并且采用PSM方法进行样本匹配、运用双重差分模型可以控制时间序列上其他事件所带来的干扰,从而分离出由于柔性税收征管对企业融资约束影响的“净效应”,更为坚实地考查柔性税收征管与企业融资约束之间的因果关系,提高了研究结论的可信度与稳健性。

二、理论分析与研究假说

1. 柔性税收征管“激励效应”的理论分析与研究假说

(1)柔性税收征管“激励效应”的理论分析。已有较多文献验证了税收征管活动具有“约束效应”(陈晓光,2016;李维安和徐业坤,2013;江轩宇,2013;刘春和孙亮,2015;曾亚敏和张俊生,2009;叶康涛和刘行,2011;潘越等,2013),这里的税收征管活动范畴均指强制性征管。强制性税收征管通过

打击偷、逃、漏税、反避税等强制性税务检查增加企业“犯错”成本,从而减少企业“犯错”机会,即强制性征管活动通过约束企业行为发挥治理效应。具体而言,强制性税收征管通过降低信息不对称程度和威慑机制两条路径发挥“约束效应”:①盈余管理和避税等活动会降低信息的透明度,强制性税收征管可以通过降低企业的盈余管理(叶康涛和刘行,2011)和避税(陈晓光,2016)等约束企业行为,从而降低信息不对称程度;②强制性税收征管下,纳税违法、违规企业会被施以惩罚并被纳入“黑名单”而受到更为严格的监管,即通过威慑机制约束企业行为。在“约束效应”下,政府以税收的方式“强制性”分享企业的利润,会减少企业的留存收益和现金流,从而减弱了企业内源融资能力,进而增加了企业外部融资需求和融资成本,产生“征税效应”(于文超等,2018),且纳税稽查等征管活动涉及企业与政府之间的讨价还价,产生了较高的交易成本,由此增加了企业的税收遵从成本,造成“行政负担”(Moynihan et al.,2015;于文超等,2018)。因此,在强制性税收征管体制下,政府强制性分享企业利润,企业不寻求避税也不会获得激励,而寻求避税可能获得利益,因此,企业天然是在寻求避税的,这使得强制性税收征管存在合法性差等问题。

不同于强制性税收征管,柔性税收征管体现了以下特征:①通过激励机制引导规范纳税。柔性税收征管目的的实现并不依赖于国家强制执行,而是通过完备契约的激励措施引导被监管主体自愿做出规范纳税的行为。②注重征管的灵活性和柔性。对不同纳税人实施分级管理体现了柔性税收征管的灵活性,如纳税信用评级对评级为A、B、C、D的企业实施不同的管理策略;通过激励和协商机制,引导纳税人主动参与征管并反馈信息体现了柔性税收征管的柔性,如由企业主动向税务机关提供纳税评级的佐证资料,纳税人也可以对评级结果提出异议并申请复评。③注重征管的透明性。明确征管双方的责任和义务,征管过程和结果做到公开、透明,如纳税信用评级向社会公众公布评级管理办法、评级指标以及纳税信用评级结果为A的企业名单。

纳税信用评级制度体现了柔性税收征管的特征并具有“激励效应”,具体体现在以下三个方面:①提高了企业声誉。国税总局主动向社会公众披露纳税信用为A的纳税人名单,即向社会公众传递了评级为A企业良好声誉的信息,这一措施激励企业规范纳税。②提供便利企业纳税的服务。对于纳税评级为A的一般纳税人单次可领取3个月的增值税发票用量,且连续3年被评为A级的纳税人可以由税务机关提供绿色通道或专门人员帮助办理涉税事项等,这些激励措施可以降低评A企业的组织成本。③联合激励机制。国税总局连同其他部委对纳税信用A级纳税人实施联合激励措施,从项目审批、税收服务、财政资金使用、融资等方面给予41项政策优惠和绿色通道,如纳税信用评级结果共享机制成为银行向企业提供贷款的重要依据,银行会更愿意向纳税信用评级为A的企业提供贷款。可见,柔性税收征管通过增加对评级为A企业“好消息”的披露,向外界传递了官方认可的积极信号,降低了信息不对称程度,同时提高了企业声誉。因此,与强制性税收征管发挥“约束效应”的作用机理不同,柔性税收征管可以同时通过降低信息不对称和提高声誉两条路径发挥“激励效应”,尤其是其特有的声誉机制提高了征管模式的合法性,使得征管政策被纳税人自觉认可和服从的程度得到提高。

(2)柔性税收征管对融资约束影响“激励效应”的研究假说。根据融资约束产生的原因,柔性税收征管可以通过以下两条路径对缓解企业融资约束发挥激励作用。

柔性税收征管可以通过降低信息不对称缓解企业融资约束程度。融资约束产生的重要原因之一是外部资金提供者与资金需求者之间存在信息不对称(Fazzari et al.,1988;Kaplan and Zingales,1997),外部资金提供者需要搜集更多的相关信息加强对资金需求者的了解和监督,以防资金需求者道德风险的产生,而柔性税收征管可以通过降低信息不对称程度缓解融资约束,具体通过以下两

种方式:①柔性税收征管通过完备契约中的激励机制降低信息不对称程度。根据不完全契约理论,由于契约的不完备性,税收征管部门与企业间存在着信息不对称。对于企业的信息,企业比税收征管部门知悉更多,企业有动机利用机会主义行为进行避税。而柔性税收征管可以通过增加契约中的激励机制完备契约,激励企业通过契约的自我实施机制降低机会主义行为,即如果企业较少避税,税务部门则对企业实施更多的激励。由于避税具有复杂性,避税活动会降低企业信息的透明度(Desai and Dharmapala,2006),企业若想评级为A则应降低其避税程度^①,进而降低了信息不对称程度,缓解了融资约束。与此同时,契约中的激励机制包括财政资金使用和融资优惠等,纳税评级为A的企业也因享受激励措施而缓解了融资约束程度。②纳税信用评级为A对企业财务信息起鉴证作用,传递“好消息”的信号。由于在纳税信用评级中,税务机关能够对公司的账目进行检查,具有核实债务人清偿能力和降低债权人求偿成本的作用(潘越等,2013),且纳税信用评级结果由国税总局出具,具有较高的鉴证作用。国税总局主动披露纳税信用评级为A级的名单,意味着评级为A的纳税人对外被披露了更多的高质量信息。这些高质量的信息披露降低了纳税信用评级为A企业与外部资金提供者之间的信息不对称程度,从而缓解了评A企业的融资约束。

柔性税收征管可以通过提高声誉缓解企业融资约束程度。融资约束产生的一个重要原因是代理成本(Fazzari et al.,1988)。叶康涛等(2010)指出,声誉机制能够降低公司最终控制人与外部投资者之间的代理冲突,最终控制人的声誉有助于公司获得外部债务融资。纳税信用评价指标中不仅包括税务信息指标,还包括税务信息以外的指标,如纳税人在工商、质检、环保、银行等部门的信用记录,纳税信用评级为A,意味着企业享有良好的历史信用,从而可获得较高的声誉。根据声誉信息理论,声誉的形成作为一种信号传递活动在资金供求双方之间建立信任,纳税信用评级为A的信息披露降低了外部投资者对资金需求者的监督成本,进而降低了代理成本,缓解了融资约束。基于以上分析提出:

假说1:柔性税收征管缓解了纳税评级为A企业的融资约束程度。

2. 柔性税收征管“征税效应”的理论分析与研究假说

柔性税收征管对企业融资约束又可能具有“征税效应”。在资本市场尚不完善的背景下,中小企业普遍存在融资约束,企业通过避税增加留存收益、减少现金流出成为企业开展内源融资、缓解融资约束的有效途径之一(于文超等,2018)。然而,税收征管中的反避税活动会抑制企业的避税行为,假设企业的融资需求总量不变,由于降低避税而增加企业现金流出,从而降低了企业的内源融资能力,进而提高了企业外部融资需求,相比于较低成本的内部融资,外部融资需求的增加也提高了企业的融资成本(Myers and Majluf,1984)。已有文献也表明,存在融资约束的企业更倾向于通过避税来减少现金流出,从而缓解融资约束(Law and Mills,2015;王亮亮,2016;刘行和吕长江,2018)。在纳税信用评级指标中,反避税调查信息是评级的重要指标,反避税是严肃税收法纪的重要税收征管活动,纳税企业若想评级为A则应降低其避税程度。因此,那些纳税信用评级为A的企业,由于降低避税程度而加重外源融资需求和成本,从而加剧了评A企业的融资约束程度。基于以上分析提出:

假说2:柔性税收征管加剧了纳税评级为A企业的融资约束程度。

综上,柔性税收征管的“征税效应”与“激励效应”对企业融资约束的影响是截然相反的,究竟哪种效应发挥更大的作用是一个需要实证检验的问题。

① 具体可见国税总局发布的《纳税信用评价指标和评价方式(试行)》,反避税调查信息是评级的重要指标,反避税是严肃税收法纪的重要税收征管活动,纳税企业若想评级为A则应降低其避税程度。

三、研究设计

1. 样本和数据来源

本文选取 2009—2016 年 A 股非 ST、非金融保险行业上市公司为初始样本,按以下步骤进行剔除:①2016 年纳税信用评级为 A 的样本。为了使研究样本更加纯净,检验纳税信用评级披露作为一次外生冲击对融资约束的影响,本文剔除了所有 2016 年披露的评级为 A 的样本,即只保留 2015 年披露的评级为 A 的样本。②数据缺失的样本。③2013—2016 年四年数据不连续的样本。参照 Dyreng et al.(2016)的做法,要比较样本公司纳税信用评级披露前后的融资约束情况,样本公司至少有披露年份前后的数据(即披露之前的年份是 2013 年和 2014 年,披露之后的年份是 2015 年和 2016 年)。最终得到 12333 个样本观测值^①。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:基于国税总局官方网站,以年报中披露的统一社会信用代码为检索依据,采用爬虫技术收集了纳税信用评级数据^②。如果上市公司是子公司,则以子公司的评级结果作为该上市公司的评级结果;如果上市公司是母公司,则以母公司的评级结果作为集团评级结果,其财务指标采用合并报表数据,这也克服了那些母公司并非经营活动主体带来的相关问题。其他变量数据均来源于国泰安数据库。

2. 变量定义

(1)被解释变量。吴秋生和黄贤环(2017)将现有文献对企业融资约束的测度概括为四种:采用模型回归系数来构建现金流敏感系数(包括投资—现金流敏感系数、现金—现金流敏感系数)、采用公司特征单个指标测度、构建相关指数(KZ 指数、WW 指数、SA 指数)以及基于企业融资状况或管理层融资约束自我感知调查数据进行判别。各种测度比较而言,SA 指数法能较为综合全面地反映企业融资约束程度,且其不包含内生性变量,能够避免现金流敏感系数、KZ 指数和 WW 指数的测度偏误以及基于企业融资调查数据判别存在的主观性(吴秋生和黄贤环,2017)。SA 指数由 Hadlock and Pierce(2010)构建,其在中国情境的研究中得到较为广泛的应用(吴秋生和黄贤环,2017;姜付秀等,2016;刘莉亚等,2015;鞠晓生等,2013)。SA 指数为负且绝对值越大,说明企业受到的融资约束程度越严重(鞠晓生等,2013)。

(2)解释变量。纳税信用评级从 2014 年开始实施,于 2015 年 4 月披露上一年的评级结果(即 2014 年的信用评级结果于 2015 年 4 月披露),国税总局网站上只披露评级为 A 级的企业名单。本文使用 A 表示纳税信用评级的结果,如果企业纳税信用评级为 A 级,则 A 取值为 1,否则为 0;用 POST 表示纳税信用评级结果披露时间,评级结果披露后 POST 取值为 1,否则为 0。

(3)控制变量。为了控制影响企业融资约束的公司治理和公司特征等因素,借鉴吴秋生和黄贤环(2017)等,控制公司特征变量包括公司规模、资本结构、成长性、盈利能力、经营活动净现金流、短期债务变动率、成立年限,控制公司治理变量包括总经理与董事长是否两职合一、独立董事比例、第一大股东持股比例、股权集中度、管理层持股比例、最终控制人性质和企业避税程度等。

主要变量定义见表 1。

① 原始样本观测值为 19203 个,剔除 2016 年评级为 A 的样本(676 个),剔除数据缺失样本 5807 个(其中 A 缺失值为 3281 个),剔除四年数据不全样本 387 个。

② 感谢中南财经政法大学李春涛教授带领的爬虫俱乐部团队为本文的纳税信用评级原始数据所提供的爬虫技术处理工作。

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	SA 指数	SA	公司融资约束水平 $1-0.737 \times Size + 0.43 \times Size^2 - 0.04 \times Age1$
	现金持有的变动 总投资	CHCASH INV	现金及现金等价物净增加额/期初总资产 购建固定资产、无形资产和其他长期资产所支付的现金/期初总资产
解释变量	纳税信用评级为 A 的企业	A	当样本公司纳税信用评级在 2015 年被评为 A 时, 则 A 取值为 1, 否则取值为 0
	纳税信用评级披露日期	POST	纳税信用评级披露后(2015 年和 2016 年)取值为 1, 之前取值为 0
控制变量	负债能力	LEV	期初总负债/期初总资产
	盈利能力	ROA	税前利润/总资产
	公司规模	SIZE	期初总资产的自然对数
	公司年龄	AGE	公司成立年限
	经营活动净现金流	CF	经营活动产生的现金净流量/期初总资产
	短期债务变动率	SD	短期债务的变动/期初总资产
	成长性	GROWTH	营业收入增长率=(本年营业收入-上年营业收入)/ 上年营业收入
	股权集中度	HHI	前十大股东持股离散程度: 前十大股东赫芬达尔 指数
	管理层持股比例	MSH	管理层持股股数/年末总股数
	第一大股东持股比例	TOPI	第一大股东持股数/年末总股数
董事长与总经理两职合一	DUAL	董事长与总经理若为同一人取值为 1, 否则为 0	
独立董事比例	INDEP	独立董事人数/董事会人数	
最终控制人性质	SOE	当实际控股股东为国家股、国有股、国有法人股取 值为 1, 否则取 0	
企业避税程度	CHRATE	法定税率-实际税率	
行业哑变量	IND	中国证券监督管理委员会(证监会)2012 划分的行 业分类	
年度哑变量	YEAR	年份虚拟变量, 属于该年份取值为 1, 否则为 0	
分组变量: 强制性税收征管	税务稽查查实率	XAL	以《中国税务稽查年鉴》中的选案率代表
	税务稽查选案率	XPL	以《中国税务稽查年鉴》中增值税协查的选案率代表
分组变量: 信息不对称机制	审计师规模	BIG4	如果被“四大”审计取值为 1, 否则为 0
	分析师跟踪人数	ANALYSTS	分析师跟踪的数量加 1 取自然对数, 分析师跟踪 的数量大于均值时取值为 1, 否则为 0
分组变量: 声誉机制	因违规被证监会处理哑变量	ENF	采用肖海莲和胡挺(2007)的方法, 将没有因违规 被证监会处理取值为 1, 违规被证监会处理取值为 0
	违规频率	WEIGUIRATIO	违规被证监会处理次数/成立年限, 违规频率小于 均值时取值为 1, 否则为 0

3. 模型设计

为消除纳税信用评级披露自选择带来的内生性, 并排除时间序列上其他事件的混淆效应的潜在干扰, 考察纳税信用评级披露对公司融资约束产生的“净影响”, 本文采用倾向得分匹配(PSM)方法为纳税信用评级为 A 的企业匹配条件相当的公司作对照。构建如下双重差分(DID)模型来检验本文的假设:

$$SA = \alpha_0 + \alpha_1 A + \alpha_2 POST + \alpha_3 A \times POST + \sum \alpha_k (Control + IND + YEAR) + \varepsilon \quad (1)$$

其中, SA 为 SA 指数取绝对值, SA 值越高则表明企业融资约束程度越高, A 代表纳税信用评级结果, $POST$ 为纳税信用评级结果披露时间, 如果纳税信用评级结果披露后, 企业的融资约束程度有所降低则 $A \times POST$ 的系数 α_3 应显著小于 0。

四、实证结果与分析

1. 描述性统计和相关性分析

表 2 报告了各变量的描述性统计。Panel A 中全样本 A 指标的均值为 0.4460, 说明评级为 A 的公司占 44.6%; SA 均值为 3.4821, 中位数为 3.4755, 与现有文献对 SA 指数的描述性统计基本一致(如姜付秀等, 2016); SOE 的均值为 0.4332, 说明大概有 43% 的样本企业性质为国有企业。Panel B 为纳税信用评级为 A 与不是 A 两组样本比较, 结果显示, 公司规模、负债能力、经营活动净现金流、成长性、盈利能力、公司年龄和避税程度的均值均存在显著差异。

2. 倾向得分匹配(PSM)方法

本文对变量 A 进行配对, 将评级披露后被评为 A 的样本作为处理组, 将没有被评为 A 的样本作为对照组。理论上, 公司规模、负债能力、经营现金流、成长性、盈利能力、成立年限和纳税评级的评估指标可能构成企业是否能被评为 A 的影响因素, 理由如下: ①公司规模越大, 受税务等监管部门和社会公众的关注度越高, 经营和纳税越规范(刘行和叶康涛, 2014), 被评为 A 的可能性越大; ②公司负债率越高, 财务风险越高, 越有可能利用税盾效应进行避税节约支出(刘行和叶康涛, 2014), 被评为 A 的可能性越小; ③企业成长性越高, 避税程度越高(田高良等, 2016), 被评为 A 的可能性越小; ④企业盈利能力越低、经营现金流越低, 经营风险越大, 越有可能通过避税节约现金流, 被评为 A 的可能性越小; ⑤一方面企业成立年限越高经营则越规范, 越可能被评为 A , 但另一方面企业成立年限越高, 避税经历越丰富, 越难以被评为 A ; ⑥除了企业特征外, 纳税评级的评估指标内容也是影响企业评级的重要因素, 反避税调查信息是评级的重要指标, 因此, 当企业避税程度越高时, 被评级为 A 的可能性越低。描述性统计表 2 的 Panel B 表明, 纳税信用评级为 A 的样本与没有被评为 A 的样本比较而言, 其企业规模、负债能力、经营净现金流、成长性、盈利能力、成立年限和避税程度均存在显著区别。因此, 本文选取公司规模($SIZE$)、负债能力(LEV)、盈利能力(ROA)、经营活动现金流(CF)、成长性($GROWTH$)、成立年限(AGE)和避税程度($CHRATE$)以及行业哑变量作为协变量, 将 2015 年被评为 A 的样本作为处理组, 没有被评为 A 的样本作为对照组, 按照 1:1 的比例进行近邻有放回匹配。表 3 的平衡性检验结果显示, 处理组和控制组根据以上 7 个协变量和行业哑变量进行匹配后, 各变量在两组之间的偏差显著降低, 偏差的绝对值均小于 7%, 匹配后处理组和控制组协变量均值在 5% 显著性水平下不存在显著差异, 说明匹配效果较好。

3. 柔性税收征管对融资约束的影响: PSM-DID 方法

表 4 报告了纳税信用评级结果披露与企业融资约束的 OLS 回归结果。第(1)—(3)列中, 当逐渐加入控制变量时模型 R^2 逐渐提高, 说明随着控制变量的增加模型在不断优化; 第(3)列中, $A \times POST$ 的回归系数在 1% 的水平上显著为负, 说明纳税信用评级披露后, 评级为 A 的企业融资约束显著降低, 即纳税信用评级对评级为 A 的信息披露作为一种官方认可, 不但增加了评级为 A 企业的高质量信息披露, 同时提高了评级为 A 企业的声誉, 从而降低了信息不对称程度及外部投资者对企业的监督成本, 进而缓解了融资约束。可见, 柔性税收征管发挥了激励作用, 从而验证了本文的假说 1。

表 2 各变量描述性统计

Panel A: 全样本

变量	观测值	最小值	1/4 分位	均值	中位数	3/4 分位	最大值	标准差
SA	12333	2.7797	3.2623	3.4821	3.4755	3.7116	4.0360	0.2788
A	12333	0.0000	0.0000	0.4460	0.0000	1.0000	1.0000	0.4971
POST	12333	0.0000	0.0000	0.2840	0.0000	1.0000	1.0000	0.4509
SIZE	12333	18.9972	21.0727	22.0021	21.8331	22.7686	26.0590	1.3322
LEV	12333	0.0457	0.2750	0.4524	0.4490	0.6225	1.0244	0.2245
AGE	12333	1.0000	11.0000	15.0135	15.0000	19.0000	38.0000	5.5168
GROWTH	12333	-0.5916	-0.0308	0.2301	0.1077	0.2842	5.0765	0.6742
ROA	12333	-0.1883	0.0128	0.0374	0.0338	0.0623	0.2017	0.0537
CF	12333	-0.2104	0.0012	0.0407	0.0404	0.0845	0.2568	0.0768
SD	12333	-0.4138	-0.0123	0.0408	0.0352	0.0982	0.3949	0.1170
DUAL	12333	0.0000	0.0000	0.2287	0.0000	0.0000	1.0000	0.4200
TOPI	12333	8.6050	23.1417	35.5055	33.3423	46.3997	75.7854	15.4584
HHI	12333	0.0136	0.0737	0.1684	0.1360	0.2355	0.5784	0.1216
INDEP	12333	2.0000	3.0000	3.2315	3.0000	3.0000	5.0000	0.6121
SOE	12333	0.0000	0.0000	0.4332	0.0000	1.0000	1.0000	0.4955
CHRATE	12333	-0.5926	-0.0293	0.0215	0.0072	0.0743	0.7839	0.1707
MSH	12333	0.0000	0.0000	0.1017	0.0002	0.1047	0.8973	0.1866

Panel B: 区分纳税信用等级是否评级为 A

变量	纳税信用等级为 A		纳税信用等级不是 A		均值 t 检验
	观测值	均值	观测值	均值	
SIZE	5501	22.1090	6832	21.9161	-8.0165***
LEV	5501	0.4142	6832	0.4832	17.1613***
CF	5501	0.0487	6832	0.0343	-10.3753***
GROWTH	5501	0.1812	6832	0.2694	7.2382***
ROA	5501	0.0446	6832	0.0316	-13.3981***
AGE	5501	14.3714	6832	15.5304	11.6613***
CHRATE	5501	0.0136	6832	0.0279	4.6198***

4. 柔性税收征管缓解融资约束的作用机理检验

如前文所述,柔性税收征管可以通过降低信息不对称、提高声誉缓解企业融资约束程度,因此,这里通过检验是否在信息较为不对称以及声誉较差的情景下,柔性税收征管可以更大程度地降低企业融资约束,检验该影响机理。^①

(1)缓解信息不对称。通过检验是否在信息较为不对称的情景下柔性税收征管可以更大程度地降低企业融资约束,为柔性税收征管缓解信息不对称进而降低企业融资约束这一影响机理提供证据。参照姜付秀等(2016)的做法,本文选取了两种信息不对称的情景进行分组检验:被审计的会计师事务所规模和分析师跟踪人数。对于被审计的会计师事务所规模,相比小规模会计师事务所,由于大规模的会计师事务所所有动机和能力发现企业财报中的问题并能够精确反映(姜付秀等,

① 文中未列出完整的回归结果,可在《中国工业经济》网站(<http://www.ciejjournal.org>)下载附件。

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
LEV	U	0.4155	0.4672	-24.8000	-5.1500	0.0000
	M	0.4160	0.4113	2.2000	0.4500	0.6540
AGE	U	16.1250	17.2980	-21.9000	-4.5500	0.0000
	M	16.1420	16.2000	-1.1000	-0.2200	0.8250
GROWTH	U	0.1407	0.2832	-18.5000	-3.7600	0.0000
	M	0.1419	0.0955	6.0000	1.8600	0.0630
CF	U	0.0499	0.0368	18.9000	3.9300	0.0000
	M	0.0496	0.0457	5.6000	1.2000	0.2320
SIZE	U	22.3080	22.2380	5.5000	1.1400	0.2530
	M	22.2940	22.2590	2.8000	0.5700	0.5690
ROA	U	0.0340	0.0256	15.2000	3.1600	0.0020
	M	0.0339	0.0302	6.5000	1.3400	0.1790
CHRATE	U	0.0227	0.0388	-8.7000	-1.8000	0.0720
	M	0.0239	0.0255	-0.9000	-0.91000	0.8510

2016),从而小规模审计机构比大规模审计机构面临更严重的信息不对称。对于分析师跟踪人数,分析师可以挖掘企业层面更多的私有信息,从而提高股价的信息含量(Liu,2011),因此,分析师跟踪人数少的企业比分析师跟踪人数多的企业面临更严重的信息不对称。综上,本文考察在被审计的会计师事务所规模和分析师跟踪人数存在差异的两种情景下,纳税信用评级结果披露对融资约束的影响是否不同。

为检验以上影响机理,本文根据是否“四大”审计和分析师跟踪人数将样本分为4组,分组变量定义如表1所示。将4组样本分别对模型(1)进行回归,回归结果如表5所示。表5的第(1)、(2)列,对四大和非四大审计两组样本的OLS回归结果显示,在非四大审计样本组中($BIG4=0$), $A \times POST$ 的回归系数在5%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,表明,对于非“四大”审计企业,柔性税收征管对缓解融资约束发挥了更大的作用。表5的第(3)、(4)列,对分析师跟踪人数较少组和较多组的OLS回归结果显示,在分析师跟踪人数较少组中($Analysts=0$), $A \times POST$ 的回归系数在5%的水平上显著为负;在分析师跟踪人数较多组中($Analysts=1$), $A \times POST$ 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,柔性税收征管对缓解融资约束发挥了更大的作用。

综上,通过对上述两种情景下的分组回归分析,本文验证了纳税信用评级披露缓解了评级为A企业的信息不对称,从而降低了其融资约束程度这一分析逻辑。

(2)声誉机制。不同于强制性税收征管的威慑机制,声誉机制是柔性税收征管发挥治理效应特有的影响机理,也是其发挥激励作用的重要路径。通过检验是否在声誉较差的情景下柔性税收征管可以更大程度地降低企业融资约束,为柔性税收征管通过声誉机制传导缓解企业融资约束这一影响机理提供证据。本文选取了两种企业声誉存在差异的情景进行分组检验:是否因违规被证监会处罚和企业违规被处罚的频率。当企业因违规被证监会处罚或者企业因违规被处罚频率较高时,均会给企业声誉带来负面影响。而纳税信用评级结果由各地国税局鉴证,为纳税信用评级为A的企业提升了其声誉。因此,本文推断相比没有被处罚的企业,当企业因违规被处罚或者相比违规处罚频率较低企业而言企业违规处罚频率较高时,柔性税收征管能够更大程度发挥其对评级为A企业融资

表 4 柔性税收征管对融资约束的影响

变量名称	(1)	(2)	(3)
	SA(1:1)	SA(1:1)	SA(1:1)
<i>A</i>	-0.0156 (0.3422)	-0.0039 (0.7550)	-0.0057 (0.6279)
<i>POST</i>	0.1578*** (0.0000)	0.0284** (0.0267)	0.0727*** (0.0000)
<i>A</i> × <i>POST</i>	-0.0117* (0.0779)	-0.0262*** (0.0000)	-0.0229*** (0.0004)
<i>SIZE</i>		0.0094 (0.3067)	0.0057 (0.5224)
<i>LEV</i>		0.2076*** (0.0000)	0.1081*** (0.0013)
<i>AGE</i>		0.0288*** (0.0000)	0.0234*** (0.0000)
<i>GROWTH</i>		0.0047 (0.3031)	0.0121*** (0.0042)
<i>ROA</i>		0.0880 (0.3929)	0.2072** (0.0292)
<i>CF</i>		0.1444*** (0.0053)	0.1120** (0.0249)
<i>SD</i>		-0.1139*** (0.0001)	-0.0329 (0.2518)
<i>DUAL</i>			-0.0393*** (0.0001)
<i>TOPI</i>			0.0043*** (0.0045)
<i>HHI</i>			-0.8046*** (0.0001)
<i>INDEP</i>			-0.0143 (0.1615)
<i>SOE</i>			0.0622*** (0.0000)
<i>CHRATE</i>			0.0000 (0.9989)
<i>MSH</i>			-0.3228*** (0.0000)
常数项	3.7510*** (0.0000)	2.8800*** (0.0000)	3.0633*** (0.0000)
<i>YEAR/IND</i>	控制	控制	控制
<i>N</i>	6442	6442	6442
<i>Adj.R²</i>	0.1339	0.4730	0.5509

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%、10%水平下显著,括号内为 p 值,标准误差经过公司层面 Cluster 调整。以下各表同。

约束的缓解作用。

为检验以上影响机制,本文根据是否因违规被证监会处罚、企业违规被处罚的频率,将样本分

表 5 作用机理检验—信息不对称机制

变量名称	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>BIG4</i> =0	<i>BIG4</i> =1	<i>Analysts</i> =0	<i>Analysts</i> =1
<i>A</i>	-0.0090* (0.0813)	-0.0359 (0.1087)	-0.0131** (0.0479)	-0.0025 (0.7481)
<i>POST</i>	0.0626*** (0.0000)	0.0195 (0.7104)	0.0399*** (0.0053)	0.0616*** (0.0005)
<i>A</i> × <i>POST</i>	-0.0220** (0.0282)	0.0017 (0.9690)	-0.0258** (0.0477)	-0.0110 (0.4677)
常数项	2.5603*** (0.0000)	6.1362*** (0.0000)	1.8533*** (0.0000)	3.6416*** (0.0000)
控制变量	控制	控制	控制	控制
<i>YEAR/IND</i>	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	6046	396	3300	3142
Adj.R ²	0.5914	0.7500	0.6483	0.4985

为 4 组(分组变量定义如表 1 所示),并分别进行回归,回归结果如表 6 所示。表 6 的第(1)、(2)列中,对于是否因违规被证监会处罚两组样本的 OLS 回归结果显示,在因违规被证监会处罚样本组中(*ENF*=0),*A*×*POST* 的回归系数在 5%的水平上显著为负;在没有因违规被证监会处罚样本组中(*ENF*=1),*A*×*POST* 的回归系数并不显著,结果表明,对于曾因违规被证监会处罚的企业,柔性税收征管对缓解融资约束发挥了更大的作用。表 6 的第(3)、(4)列中,对于企业违规被处罚的频率较低和较高组的 OLS 回归结果显示,在企业违规被处罚的频率较高组中(*WEIGUIRATIO*=0),*A*×*POST* 的回归系数在 5%的水平上显著为负;在企业违规被处罚的频率较低组中(*WEIGUIRATIO*=1),*A*×*POST* 的回归系数并不显著。结果表明,对于因违规被处罚频率较高的企业,柔性税收征管对缓解融资约束发挥了更大的作用。

综上所述,通过对上述两种情景下的分组回归分析,本文验证了纳税信用评级披露提升了评级为 A 的企业声誉,进而降低了其融资约束程度这一分析逻辑。

(3)柔性税收征管对强制性税收征管的“补充效应”。如前所述,强制性税收征管通过降低信息不对称和威慑机制发挥了“约束效应”,而柔性税收征管可以通过降低信息不对称程度和提高声誉缓解企业融资约束,可见,柔性税收征管可以通过“声誉机制”对强制性征管“约束效应”进行有效补充。具体体现在,对于融资约束的影响方面,预期在强制性税收征管力度较低的地区,柔性税收征管可以有效地缓解企业融资约束,进而发挥显著的激励效应。

本文用企业所处地区税收稽查的查实率(*XAL*)和选票率(*XPL*)代表强制性税收征管的征管强度,根据查实率和选票率均值分组,将样本分为 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 7 所示。表 7 的第(1)、(2)列中,在查实率较低样本组中(*XAL-Low*),*A*×*POST* 的回归系数在 5%的水平上显著为负;在查实率较高样本组中(*XAL-High*),*A*×*POST* 的回归系数并不显著。同理,第(3)、(4)列中,在选票率较低样本组中(*XPL-Low*),*A*×*POST* 的回归系数在 10%的水平上显著为负;在选票率较高样本中(*XPL-High*),*A*×*POST* 的回归系数并不显著。结果表明,对于处于强制性税收征管较弱地区的企业,柔性税收征管对缓解融资约束发挥了更大的作用,即对于

表 6 作用机理检验—声誉机制

变量名称	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>ENF=0</i>	<i>ENF=1</i>	<i>WEIGUIRATIO=0</i>	<i>WEIGUIRATIO=1</i>
<i>A</i>	-0.0268*** (0.0002)	0.0075 (0.3177)	-0.0043 (0.5712)	-0.0080 (0.2376)
<i>POST</i>	0.0761*** (0.0000)	0.0560*** (0.0009)	0.0617*** (0.0002)	0.0616*** (0.0001)
<i>A</i> × <i>POST</i>	-0.0301** (0.0392)	-0.0146 (0.3016)	-0.0337** (0.0260)	-0.0144 (0.2762)
常数项	2.5011*** (0.0000)	3.3961*** (0.0000)	2.1450*** (0.0000)	3.3744*** (0.0000)
控制变量	控制	控制	控制	控制
<i>YEAR/IND</i>	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	2851	3591	2029	4413
Adj.R ²	0.5946	0.5428	0.6393	0.5400

表 7 柔性税收征管与强制性税收征管的“补充效应”检验

变量名称	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>XAL-Low</i>	<i>XAL-High</i>	<i>XPL-Low</i>	<i>XPL-High</i>
<i>A</i>	-0.0012 (0.8831)	-0.0103 (0.1296)	-0.0062 (0.4277)	-0.0063 (0.3754)
<i>POST</i>	0.0682*** (0.0005)	0.0709*** (0.0000)	0.1003*** (0.0000)	0.0439*** (0.0076)
<i>A</i> × <i>POST</i>	-0.0391** (0.0159)	-0.0104 (0.4421)	-0.0297* (0.0618)	-0.0183 (0.1779)
常数项	3.0443*** (0.0000)	3.0429*** (0.0000)	3.2275*** (0.0000)	2.9063*** (0.0000)
控制变量	控制	控制	控制	控制
<i>YEAR/IND</i>	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	2853	3589	3079	3363
Adj.R ²	0.5639	0.5457	0.5402	0.5687

企业融资约束的缓解,柔性税收征管的“激励效应”发挥了对强制性税收征管“约束效应”的补充效应,也进一步验证了柔性税收征管发挥了强制性税收征管所不具有的声誉效应。

5. 稳健性检验

(1)Placebo 检验。为了进一步增强结果的稳健性,本文参考许年行和李哲(2016)的方法,将纳税信用评级为 A 随机分配给上市公司,将新生成的处理组和控制组采用模型(1)重复回归 500 次。根据回归结果进行统计分析发现(见表 8 和图 1),系数

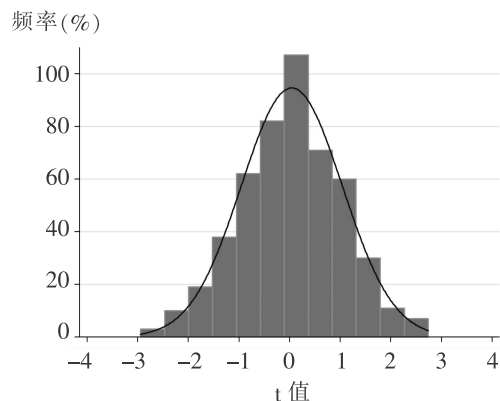


图 1 500 次 Placebo 检验结果

显著为正和显著为负的占比较小,意味着本文构造的虚拟处理效应并不存在,因此企业融资约束程度的降低确实是因为纳税信用评级为 A 的披露所致,而不是其他偶然因素或噪音所导致的。

表 8 虚拟处理效应回归结果的统计分布

方法	变量	均值	5%分位	1/4 分位	中位数	3/4 分位	95%分位	标准差	N
OLS	系数	0.0004	-0.0164	-0.0066	0.0009	0.0075	0.0167	0.0103	500
	t 值	0.0432	-1.5809	-0.6405	0.0844	0.7234	1.6132	0.9983	500

(2)平行趋势假定检验。双重差分估计方程使用的前提是处理组与控制组对于因变量的影响在政策实施前呈现平行趋势(Roberts and Whited, 2013),因此,为了进一步检验处理组在政策实施前后的融资约束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。对于本文的研究问题,如果平行趋势假定成立,在纳税信用评级披露之前的年份,评级是否为 A 与融资约束的关系在处理组(评级为 A 的组)与控制组(没有被评级为 A 的组)之间应是平行趋势(即共同趋势)。

参考 Dyreng et al.(2016)的方法,本文修正了模型(1),用实施前后各两年的独立年份及其与 A 的交乘项作为自变量进行平行趋势假定检验。平行趋势假定检验结果显示,评级披露前的年份与 A 的交乘项的回归系数不显著,说明在纳税信用评级披露之前,处理组与控制组对融资约束的影响呈现平行趋势;而评级披露后的年份与 A 的交乘项的回归系数均在 5%的水平上显著为负,说明纳税信用评级披露后,评级为 A 的企业融资约束显著降低,检验结果表明,处理组在政策实施前后的融资约束变化是由政策实施引起的,而不是时间效应。

(3)改变被解释变量的度量指标。本文采用现金—现金流敏感系数(*CHCASH*)、投资—现金流敏感系数(*INV*)来衡量融资约束,参照谢军和黄志忠(2014)等的控制变量,重新对模型(1)进行回归,结果显示, $A \times POST \times CF$ 的系数在 5%的水平下显著为负,所得结论与表 4 基本一致。

(4)改变 PSM 匹配比例。进一步改变 PSM 匹配比例进行稳健性检验,本文对变量 A 进行配对,协变量同前文所述,按 1:2 的比例进行有放回近邻匹配,研究结论保持不变。

(5)改变研究样本。一是仅保留纳税信用评级结果披露前后各两年的数据,即 2013—2016 年数据;二是仅保留纳税信用评级结果披露前后各一年的数据,即 2014 年和 2015 年数据,利用以上两组样本重新对模型(1)进行回归,研究结论均保持不变。

6. 进一步的证据

融资约束的缓解一方面表现为融资规模的增加,另一方面表现为融资成本的降低,因此,本文进一步检验柔性税收征管是否提高了企业的融资能力(包括信贷融资规模和股权再融资规模),以及柔性税收征管是否降低了企业资本成本(包括信贷资本成本和股权资本成本),为本文的研究结论提供进一步证据。

(1)柔性税收征管对股权再融资规模和信贷融资规模的影响。纳税信用评级为 A 代表着可信度高的“好消息”,其在一定程度上减轻了资金提供方和融资方之间的信息不对称程度。而且基于声誉机制,纳税信用评级为 A 代表企业享有良好的声誉,使得企业可以更顺利通过再融资申请或信贷申请的审核,因此,本文预测柔性税收征管提高了纳税评级为 A 企业的融资能力。参照模型(1)的 PSM-DID 方法建立如下模型(2),检验柔性税收征管对股权再融资规模和信贷融资规模的影响,如果纳税信用评级结果披露后企业的融资规模有所提高,则 $A \times POST$ 的系数 a_3 应显著大于 0:

$$LNSEO/LOAN = \alpha_0 + \alpha_1 A + \alpha_2 POST + \alpha_3 A \times POST + \sum \alpha_k (Control + IND + YEAR) + \varepsilon \quad (2)$$

其中, 股权再融资规模(LNSEO)包括公开增发、定向增发和配股, 等于三者之和加1取自然对数; 信贷融资规模(LOAN)考虑了会产生利息支出的银行短期借款和长期借款, 等于短期借款与长期借款之和除以总资产; 控制变量参照了林钟高等(2015)、汪平等(2015)以及其他公司治理和公司特征变量进行控制。

表9报告了纳税信用评级结果披露与信贷融资规模和股权再融资规模的OLS回归结果, 第(1)列为柔性税收征管对信贷融资规模的影响, $A \times POST$ 的回归系数在1%的水平上显著为正, 说明纳税信用评级披露后, 评级为A的企业获得信贷融资的规模显著增加。第(2)列为柔性税收征管对股权再融资规模的影响, 其回归系数为负但不显著, 说明评级后A级纳税人企业的股权再融资规模并没有增加。该结果可能的原因在于: 一方面, 相比股权融资, 纳税信用评级为A的企业更偏好信贷融资。理由是, 纳税信用评级为A的企业避税程度往往较低, 增加了其税收的现金支出, 而相比股权融资的股利不能在税前扣除, 信贷融资的利息支出可以起到抵税效应, 因此, 基于利息的“税盾效应”, 纳税信用评级为A的企业将更偏好利用信贷融资进行节税, 以弥补少避税带来的税收现金支出。另一方面, 纳税信用评级制度提供的联合激励机制的一个重要内容便是信贷支持, 评级为A的企业获得信贷支持的可能性和便利性更高; 且相比信贷融资, 股权再融资受法律约束较多, 增发、配股等再融资行为门槛相对较高, 企业为达到再融资标准, 通常会采取各种方式的盈余管理(祝继高和陆正飞, 2011), 而纳税信用评级为A的企业进行盈余管理的难度相对较大, 因此, 其更偏好选择信贷融资。

(2) 柔性税收征管对股权资本成本和信贷资本成本的影响。公司的经理人存在道德风险, 经理人可以利用不完全契约留下的漏洞和监督执行的困难实施机会主义行为, 资金提供者往往通过索取更高的收益来弥补其承受的更多风险(Jensen and Meckling, 1976), 这导致公司资本成本提高。本文预测纳税信用评级制度可以降低评级为A企业的资本成本, 原因在于: 纳税信用评级制度作为信息传播载体提高了评级为A企业经理人的声誉, 激励经理人规范纳税、减少避税, 缓解了资金提供方与融资方之间的信息不对称, 资金提供者也将降低其索取的资本收益。参照模型(1)的PSM-DID方法建立如下模型(3)检验柔性税收征管对股权资本成本和信贷资本成本的影响, 如果纳税信用评级结果披露后, 企业的资本成本有所降低则 $A \times POST$ 的系数 a_3 应显著小于0:

$$PEGCOST/INSTEREST = \alpha_0 + \alpha_1 A + \alpha_2 POST + \alpha_3 A \times POST + \sum \alpha_k (Control + IND + YEAR) + \varepsilon \quad (3)$$

其中, 股权资本成本(PEGCOST)借鉴Easton(2004)的PEG模型计算而得, 信贷资本成本(INSTEREST)借鉴潘越等(2013)的做法为财务费用除以总负债, 控制变量参照了潘越等(2013)、祝

表9 柔性税收征管对股权再融资规模和信贷规模的影响

变量名称	(1)LOAN		(2)LNSEO	
	系数	P值	系数	P值
A	-0.0282***	0.0001	-0.3613*	0.0867
POST	-0.0989***	0.0000	0.9747**	0.0475
A×POST	0.0170***	0.0099	-0.2838	0.5124
常数项	-0.1552*	0.0931	-24.5394***	0.0000
控制变量	控制		控制	
YEAR/IND	控制		控制	
N	5282		5584	
Adj.R ²	0.4055		0.1261	

继高和陆正飞(2011)以及其他公司治理和公司特征变量进行控制。

表 10 报告了纳税信用评级结果披露与股权资本成本和信贷资本成本的 OLS 回归结果,第(1)列为柔性税收征管对信贷资本成本的影响, $A \times POST$ 的回归系数在 5%的水平上显著为负,说明纳税信用评级披露后,评级为 A 企业的信贷资本成本显著降低了。第(2)列为柔性税收征管对股权资本成本的影响, $A \times POST$ 的回归系数不显著,说明纳税信用评级披露后,评级为 A 的企业股权资本成本没有显著变化。

表 10 柔性税收征管对股权资本成本和信贷资本成本的影响

变量名称	(1)INTEREST		(2)PEGCOST	
	系数	P 值	系数	P 值
A	0.0084*	0.0769	0.0006	0.6889
POST	0.0069	0.1760	0.0068***	0.0004
$A \times POST$	-0.0097**	0.0430	-0.0002	0.9212
常数项	0.0844*	0.0796	0.0909***	0.0000
控制变量	控制		控制	
YEAR/IND	控制		控制	
N	5581		4866	
Adj.R ²	0.2457		0.2780	

五、结论与启示

本文从柔性税收征管这一独特研究视角出发,基于税收征管的“激励效应”,就柔性税收征管对企业融资约束的影响进行了理论分析,以 2009—2016 年 A 股上市公司作为研究样本,利用国税总局的纳税信用评级披露作为自然实验,采用 PSM-DID 方法进行实证检验,并进一步分析了柔性税收征管影响融资约束的作用机理和具体表现。主要结论如下:

(1)柔性税收征管显著降低了评 A 企业的融资约束程度。纳税信用评级披露后,对于评级为 A 的企业,由于纳税信用评级披露了评级为 A 企业更多优质的正面信息,降低了评级为 A 企业的信息不对称并提高了其声誉,因此,评级为 A 企业的融资约束显著降低,即柔性税收征管具有“激励效应”。现有研究大多关注了强制性税收征管的“约束效应”,对税收激励方面的研究还相对较少(陈晓光,2016),本文的结论对于重新认识税收征管活动的治理职能有着重要的启示作用。

(2)柔性税收征管通过降低信息不对称和提高企业声誉缓解了企业融资约束,并能够对强制性税收征管模式发挥“补充效应”。尤其声誉机制是柔性税收征管影响融资约束的特有路径,也是其发挥“激励作用”的重要内在机理。以上结论具体表现为:在分析师跟踪人数较少以及被非“四大”审计两种信息不对称程度较为严重的情景下,在有违规被处罚经历以及违规次数较多两种企业声誉较差的情景下,以及在税务稽查实率和选票率较低两种强制性税收征管力度较弱的情景下,纳税信用评级的激励作用更大。这一结论表明,在企业处于信息不对称较严重、声誉较差以及强制性税收征管力度较弱的情况下,政府的柔性税收征管活动能够更显著发挥资源配置作用。

(3)进一步检验柔性税收征管缓解融资约束的具体表现发现,评级为 A 的企业在评级披露后信贷资本成本显著降低、信贷融资规模显著提高,但股权资本成本和股权再融资规模未显著变化,间接印证了负债利息的“税盾效应”,也充分说明纳税信用评级联合激励机制作用的发挥。

基于以上结论,本文的启示包括如下三点:

(1)为税务部门征管活动改革提供新的政策导向。相比于纳税稽查、反避税等强制性税收征管存在“约束效应”,具有柔性征管特征的纳税信用评级制度对企业具有激励作用,说明纳税信用评级制度可以作为强制性税收征管的有益补充,这对地方税收激励政策的探索提供了有益借鉴。虽然传统的强制性税收征管仍是当前政府税收监管的主流,但其合法性(这里指被纳税人自觉认可和服从)较差、民主化程度较低,可以逐步引入并扩大柔性税收征管的适用范围,并不断创新柔性税收征管的具体方式。本文所研究的纳税信用评级制度属于激励型征管模式,柔性监管还包括协商型监管、自我监管、行政指导等多种方式,如可以考虑鼓励纳税人在财务报告中自愿性披露纳税信息的自我监管模式等。柔性税收征管并不是要取代强制性征管,纳税信用评级对A级纳税人给予了更多的税收便利,且通过主动披露A级企业名单制度,降低了A级企业信息不对称并提高了其声誉;而税务检查等强制性征管通过打击偷、逃、漏税、反避税等活动建立“黑名单”制度,守信联合激励和失信惩戒机制“双剑合璧”,实现了税收征管的协同效应。与此同时,柔性税收征管的理念还可以用来推进传统强制性税收征管的民主化和法制化,更加尊重被征管主体的权利(蒋建湘和李沫,2013),激励纳税人自觉规范纳税。

(2)为完善柔性税收征管制度设计与执行提供政策建议:①进一步增加柔性税收征管的透明度,将公开制度作为柔性税收征管的核心程序。对于纳税信用评级,除现有公布的评级依据和部分评级结果外(只公布A级纳税人),建议还应公开评级过程以及逐步开放纳税信用评级为B、C、D的企业名单。现行税制的设计存在巨大的“征管空间”(高培勇,2006),给纳税人留有寻租的机会,同时征管方的自由裁量权也为纳税人造成行政负担(于文超等,2018),具体评级过程的公开可以增加纳税人的寻租成本,降低征管方自由裁量权的滥用;与此同时,建议增加评级结果的公开,无论“好消息”还是“坏消息”,均可以触动声誉机制,让守信者畅通无阻,失信者寸步难行,更大地发挥纳税信用评级制度的资源配置作用。②完善参与制度。良好的参与制度通过尊重被征管主体的权利可以增强纳税人对征管的自觉接受和认同,有利于实现对征管过程和结果的监督。现行纳税信用评级制度参与方式是纳税人对评级结果存在异议的可以书面申请复评,参与制度设计中还可以融合陈述申辩和听证,在复评中加入专家参与以保证复评的公开公正。③还可以考虑采取多主体监管方式,使监管权力得以分散,这也是治理多元化的必然趋势,如由税务机关通过授权或分权的方式聘请独立第三方机构对纳税人进行评级。总之,纳税信用评级制度作为新型的监管方式其政策效应不仅为税务部门征管活动改革提供政策借鉴,也为政府在其他监管方面践行“创新监管方式”“推进诚信建设”提供了较为重要的政策依据,从而更好地服务于企业,改善企业融资环境。

(3)为企业“规范纳税”和“诚实守信”会带来“经济收益”的观点提供有力的证据支持。融资约束源于外部资金提供者与资金需求者之间存在信息不对称和较高的代理成本(Fazzari et al.,1988; Kaplan and Zingales,1997),企业经理人将在激励与道德风险产生的成本和收益之间进行权衡,当经理人预期激励的收益大于其损失避税的成本时,将会选择规范纳税,反之则选择机会主义行为。从本文的研究结论可以看出,评级为A的企业融资约束程度、信贷资本成本得以降低,信贷融资能力得以提高。因此,对于融资约束较严重的企业,可以通过规范纳税、降低避税等途径提高纳税信用评级,借以向外部披露更多优质的正面信息,进而降低其信息不对称、提高声誉,有助于缓解其融资约束。尤其是对于雇佣小规模审计机构、分析师跟踪人数少等信息不对称程度较高的情景下,以及因违规被证监会处罚及处罚频率较高等企业声誉较差的情景下,企业可以借助良好的纳税信用评级披露更多有助于降低其信息不对称及提高其声誉的高质量信息。

[参考文献]

- [1]陈晓光. 财政压力、税收征管与地区不平等[J]. 中国社会科学, 2016,(4):53-70.
- [2]高培勇. 中国税收持续高速增长之谜[J]. 经济研究, 2006,(12):13-23.
- [3]姜付秀,石贝贝,马云飙. 信息发布者的财务经历与企业融资约束[J]. 经济研究, 2016,(6):83-97.
- [4]蒋建湘,李沫. 治理理念下的柔性监管论[J]. 法学, 2013,(10):29-37.
- [5]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):152-160.
- [6]鞠晓生,卢荻,虞义华. 融资约束、营运资本管理与企业创新可持续性[J]. 经济研究, 2013,(1):4-16.
- [7]李维安,徐业坤. 政治身份的避税效应[J]. 金融研究, 2013,(3):114-129.
- [8]林钟高,郑军,卜继栓. 环境不确定性、多元化经营与资本成本[J]. 会计研究, 2015,(2):36-43.
- [9]刘春,孙亮. 税收征管能降低股价暴跌风险吗[J]. 金融研究, 2015,(8):159-174.
- [10]刘莉亚,何彦林,王照飞,程天笑. 融资约束会影响中国企业对外直接投资吗?——基于微观视角的理论和实证分析[J]. 金融研究, 2015,(8):124-140.
- [11]刘行,吕长江. 企业避税的战略效应——基于避税对企业产品市场绩效的影响研究[J]. 金融研究, 2018,(7):158-173.
- [12]刘行,叶康涛. 金融发展、产权与企业税负[J]. 管理世界, 2014,(3):42-52.
- [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):109-121.
- [14]田高良,司毅,韩洁,卞一洋. 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,(3):104-120.
- [15]王亮亮. 金融危机冲击、融资约束与公司避税[J]. 南开管理评论, 2016,(1):155-168.
- [16]汪平,邹颖,兰京. 异质股东的资本成本差异研究——兼论混合所有制改革的财务基础[J]. 中国工业经济, 2015,(9):129-144.
- [17]吴秋生,黄贤环. 财务公司的职能配置与集团成员上市公司融资约束缓解[J]. 中国工业经济, 2017,(9):156-173.
- [18]肖海莲,胡挺. 大股东侵占、公司声誉与公司绩效——基于中国上市公司的经验证据[J]. 财贸研究, 2007,(6):108-114.
- [19]谢军,黄志忠. 区域金融发展、内部资本市场与企业融资约束[J]. 会计研究, 2014,(7):75-81.
- [20]许年行,李哲. 高管贫困经历与企业慈善捐赠[J]. 经济研究, 2016,(12):133-146.
- [21]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.
- [22]叶康涛,张然,徐浩萍. 声誉、制度环境与债务融资——基于中国民营上市公司的证据[J]. 金融研究, 2010,(8):171-183.
- [23]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.
- [24]曾亚敏,张俊生. 税收征管能够发挥公司治理功用吗[J]. 管理世界, 2009,(3):143-151.
- [25]祝继高,陆正飞. 产权性质、股权再融资与资源配置效率[J]. 金融研究, 2011,(1):131-148.
- [26]Desai, M. A., and D. Dharmapala. Corporate Tax Avoidance and High-Powered Incentives [J]. *Journal of Financial Economics*, 2006,79(1):145-179.
- [27]Dyreng, S. D., J. L. Hoopes, and J. H. Wilde. Public Pressure and Corporate Tax Behavior [J]. *Journal of Accounting Research*, 2016,54(1):147-186.
- [28]Easton, P. PE Ratios, PEG Ratios, and Estimating the Implied Expected Rate of Return on Equity Capital[J]. *Accounting Review*, 2004,(79):73-96.
- [29]Fazzari, S., R. Hubbard, and B. Petersen. Financing Constraints and Corporate Investment[J]. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1988,(1):141-206.
- [30]Hadlock, C. J., and J. R. Pierce. New Evidence on Measuring Financial Constraints: Moving Beyond the KZ Index[J]. *Review of Financial Studies*, 2010,23(5):1909-1940.

- [31]Jensen, M. C., and W. H. Meckling. Theory of the Firm; Managerial Behavior, Agency Costs, and Ownership Structure[J]. *Journal of Financial Economics*, 1976,3(4):305-360.
- [32]Kaplan, S., and L. Zingales. Do Investment-Cash Flow Sensitivities Provide Useful Measures of Financing Constraints[J]. *Quarterly Journal of Economics*, 1997,112(1):169-215.
- [33]Law, K., and L. Mills. Taxes and Financial Constraints; Evidence from Linguistic Cues [J]. *Journal of Accounting Research*, 2015,(53):777-819.
- [34]Lennox, C. S., W. Li, J. Pittman, and Z. T. Wang. The Determinants and Consequences of Tax Audits: Some Evidence from China[R]. SSRN Working Paper, 2015.
- [35]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.
- [36]Moynihan, D., P. Herd, and H. Harvey. Administrative Burden: Learning, Psychological, and Compliance Cost in Citizen-State Interactions[J]. *Journal of Public Administration Research and Theory*, 2015,25(1):43-69.
- [37]Myers, S. C., and N. S. Majluf. Corporate Financing and Investment Decision When Firms Have Information that Investors Do Not Have[J]. *Journal of Financial Economics*, 1984,13(2):187-221.
- [38]Roberts, M. R., and T. M. Whited. Endogeneity in Empirical Corporate Finance [J]. *Handbook of the Economics of Finance*, 2013,(2):493-572.

Can Flexible Tax Enforcement Ease Corporate Financing Constraints —Evidence from a Natural Experiment on Tax-Paying Credit Rating Disclosure

SUN Xue-jiao, ZHAI Shu-ping, YU Su

(School of Accountancy, Tianjin University of Finance & Economics, Tianjin 300222, China)

Abstract: Tax Enforcement plays an important role in corporate governance. Existing studies have verified that mandatory tax enforcement plays a “restraint effect” on enterprises. This paper theoretically analyses the “incentive effects” of flexible tax enforcement on financing constraints of enterprises from the new perspective of flexible tax enforcement. Taking A-share listed companies over the period 2009—2016 as a sample, we use the tax-paying credit rating disclosure system to describe the flexible tax enforcement as a natural experiment and adopt the PSM-DID method to separate the “net effect” of flexible tax enforcement on financing constraints. The results show that after the rating results are disclosed by A, the level of financing constraints is significantly reduced. The specific performance is that after the rating results are disclosed by A, the cost of credit capital significantly reduces. At the same time, the credit scale significantly increases. This paper further reveals the mechanism of the “incentive effect” of flexible tax enforcement. Compared with the reducing the information asymmetry and deterrent effect which mandatory tax enforcement plays a “restraint effect”, flexible tax enforcement plays an “incentive effects” and eases corporate financing constraints by reducing information asymmetry and improving corporate reputation. And flexible tax enforcement can play “supplementary effects” on mandatory tax enforcement. The conclusions of this paper not only expand the theories on the incentive effect of tax enforcement, but also provide more important policy implications for the reform of tax enforcement activities and the government’s practice of “innovating ways of supervision” and “promoting the sincerity construction” in other aspects of government supervision.

Key Words: flexible tax enforcement; tax-paying credit rating; incentive effect; financing constraints

JEL Classification: G32 H23 O17

[责任编辑: 覃毅]