

税收征管、财政压力与企业融资约束

于文超, 殷 华, 梁平汉

[摘要] 税务部门在税收征管环节的征管弹性带来行政负担,作用于企业感知的实际税负,进而影响企业的现金流和融资约束。本文基于世界银行 2012 年中国企业调查数据,利用企业层面的税务检查信息刻画税收征管活动强度,考察了税务部门的税收征管活动对于企业融资约束的影响,以及地方政府财政压力在其中的作用。研究发现,税收征管活动加剧了企业融资约束。平均而言,接受了税务检查的企业,其经营遇到融资障碍的可能性上升 14%,但是法制环境的改善可以显著减弱这一负面效应。地方政府此前一年财政盈余水平越低,辖区内企业当年面临税务检查的概率和次数则越高。工具变量估计和稳健性检验仍然支持这一结论。进一步分析显示,税收征管活动显著恶化了民营企业的融资约束,提高了企业的主观税负和非正规活动支出。这表明,不规范、具有弹性的税收征管活动确实影响企业经营。本文为深入理解税收征管活动对企业经营影响提供了新的微观证据,也为当前阶段深化税收制度改革、健全地方税体系和规范税收征管活动提供了政策启示。

[关键词] 税收征管; 财政压力; 融资约束

[中图分类号]F127 **[文献标识码]**A **[文章编号]**1006-480X(2018)01-0100-19

一、问题提出

近年来,企业税负高低问题成为社会上和学术界的热点话题。据中国民营企业税务问题研究课题组 2016 年针对 113 家民营企业的调查,有 87% 的受访企业认为税收负担很重和较重,认为较轻和很轻的仅占 1%^①。一方面,据世界银行调查各国企业经营者主观感受所得到的“企业营商环境调查”显示,2016 年中国在“缴纳税款”方面得分仅排名 189 个经济体中的 127 位,而在 2017 年则下降到 131 位。另一方面,中国大口径宏观税负(即政府全部收入占 GDP 比重)在 2012—2015 年接近 30%,不但明显低于发达国家 42.8% 的平均水平,甚至也低于发展中国家 33.4% 的平均

[收稿日期] 2016-08-10

[基金项目] 教育部人文社会科学重点研究基地重大项目“创新驱动与政府角色”(批准号 16JJD630009);国家自然科学基金青年项目“科层体制、实际权力结构与地方政府行为:理论与实证研究”(批准号 71503208);教育部人文社会科学研究青年项目“地方官员更替对企业避税的影响及其机制研究”(批准号 16YJC790129)。

[作者简介] 于文超,西南政法大学经济学院副教授,经济学博士;殷华,上海财经大学上海发展研究院助理研究员,经济学博士;梁平汉,中山大学中国公共管理研究中心研究员,中山大学政治与公共事务管理学院教授,博士生导师,经济学博士。通讯作者:梁平汉,电子邮箱:liangph5@mail.sysu.edu.cn。感谢第一届香樟经济学 Seminar(成都)与会学者的评论和建设性意见,感谢匿名评审专家和编辑部的宝贵意见,当然文责自负。

① 数据引自:财经网。民企税负到底重不重(<http://yuanchuang.caijing.com.cn/2016/1228/4217774.shtml>)。

水平^①。而且,中央政府一直将降低企业税负作为深化供给侧结构性改革的重要内容,2017年4月国务院推出六大减税措施,预计减轻各类市场主体税负3800多亿元。这说明,中国名义税负较低,但是企业实际感受到的税负较高。

现行税制在初始制度设计上就预留了巨大的“征管空间”(高培勇,2006),而税务机关及其工作人员在税收征管环节掌握着一定的自由裁量权(Lipsky,1977;韩志明,2008),具有一定的征管弹性,从而影响企业所感知的实际税负。从税务认定、涉税申请到纳税评估、税务处罚,税收的自由裁量权基本上存在于税收工作的每一个环节。在日常工作中,基层税务机关面临着自上而下设定的税收计划指标的压力,因此,在完成税收任务后,有时会采取消极征税政策,此时企业实际税负较低;有时则层层加码,加大收税努力,以完成既定税收任务,导致企业实际税负增加(吕冰洋和郭庆旺,2011)。这种人为调节税收收入的现象体现了自由裁量权对于企业税负的影响^②。税务征收活动对企业经营的影响不止于资金的转移,如果其过程规范性不足,则过程本身就会对企业施加压力,带来困扰^③。例如,笔者调研广东省部分企业时了解到,基层税务人员前往企业进行仔细的实地核查,此时如果遇到前来洽谈的客商,则会对企业信誉产生直接的负面影响。纳税稽查、反避税等工作都涉及企业与税务部门的讨价还价,具有较高的交易成本。有时基层税务人员还会控制抵扣进度,要求纳税人提高预缴税额,或要求纳税人故意延期缴纳税款等,这些都会对企业资金成本带来影响。总体而言,上述现象增加了企业的税收遵从成本,造成“行政负担”(Administrative Burden)(Moynihan et al.,2015)。

税收任务背后,不能忽视各级地方政府的重要影响。税务部门自不待言,即使就垂直管理的国家税务部门而言,由于共享税的存在,国家税务系统组织的税收收入也是地方收入的重要组成部分。因此,各级地方政府编制年度预算时,也会对当地国家税务局下达地方级的、常常与国家税务系统内部任务不一致的税收任务,而由于各地国家税务局在日常工作中需要地方政府提供支持,也将尽力完成地方政府下达的税收任务。因此,研究税收征管活动对企业经营活动的影响,以及考察地方政府财政压力在其中所发挥的作用,不仅有助于理解企业实际税负与名义税负的差异,也为改进财税制度、规范政府行为、构建健康的企业营商环境提供政策启示。

直观上,税收作为政府对企业利润的“强制性”分享,会减少企业留存收益和现金流,减弱企业内部融资能力,增加其外部融资需求和融资成本^④,因此,税收征管活动会产生“征税效应”。而且,这种效应往往逆经济周期变化,在经济下行压力增大时,税务部门为完成预先制定的税收任务,在征管环节会采取各种正式和非正式的手段增收促收,给企业施加了过高的税负,对企业融资的负面影响更大。融资是决定企业最优生产能力和发展规模实现的关键环节之一,而是否遭遇融资障碍也可

① 数据引自:中华人民共和国国家税务总局网站。“死亡税率”引发的税负问题思考(<http://www.chinatax.gov.cn/n810219/n810724/c2416344/content.html>)。

② 人为调节税收收入现象相当普遍。据国家审计署2011年发布的《国家税务局系统税收征管情况审计结果》显示,2009—2010年,15个省份62家地方国家税务局违规少征287户企业的税款达263亿元,而有9个省份103家国家税务局向397户企业违规提前多征33.57亿元。

③ 有文献发现,很多非税费用的数额不大,但其征收过程也会给企业带来较大困扰,如残疾人就业保障基金、中介机构收取的各项检测费、社会公益类收费等(刘蓉等,2017)。更一般而言,不规范的市场监管活动对企业经营也是一种困扰,所以“双随机抽查”成为商事制度改革和“放管服”改革中的重要环节。

④ 根据Myers and Majluf(1984)提出的“优序融资理论”,由于企业内部与外部市场信息不对称导致的外部融资溢价,企业内部融资成本最低也最方便,而企业外部融资成本要明显高于内部融资。

以是企业经营情况是否健康的一种度量;在市场经济环境下,一个健康的、能够产生现金流的企业更不容易遇到融资问题。现阶段,中国中小企业普遍面临着“融资难、融资贵”的困境,有效降低企业融资成本已成为当前宏观经济政策的一项重要内容^①。尤其是在宏观经济受到负向冲击时,企业融资困境加剧,现金流断裂的风险会直接在短期内加剧企业破产风险,“现金为王”成为企业奉行和倚重的经营法则(张会丽和吴有红,2012)。税收征管活动由于减弱了企业内部融资能力、加剧了融资约束,与企业经营活动之间的矛盾也更加突出。

本文利用世界银行2012年中国企业调查数据,以企业“是否接受税务检查”以及“接受税务检查的次数”刻画税收征管活动强度,实证考察税收征管活动对企业融资约束的影响及其机制。研究表明,税务征管活动显著加剧了企业所面临的融资约束。深入考察发现,税收征管活动对于企业融资约束的影响与企业所有制形式有关,其主要作用于民营企业,对于国有企业来说这种影响不显著。本文在稳健性分析中还考察了税收征管活动对于不同规模的企业的影响,并发现税收征管活动显著提高了企业的主观税负水平和非正规活动支出,这可视为税收征管影响企业融资约束的具体机制。此外,本文还发现,良好的地方法制环境可以规范税务部门的征管活动,从而降低企业实际税负,并缓解税收征管活动对企业融资活动的负面影响。另外,地方政府所面临的财政压力与税收征管活动强度密切相关。与本文接近的研究有:陈晓光(2016)基于区域而非企业层面的数据提供了政府税收征管影响企业税负的证据,于文超等(2015)考察了税收征管活动对于企业生产效率的影响,但是并未考察融资活动层面,也没有评估税收征管活动的传导机制。相比之下,本文将税收征管活动与企业主观税负的关系作为影响机制纳入研究框架,着重关注税收征管活动对企业融资活动的影响,并且提供了地方政府财政压力直接影响税务部门税收征管活动的证据,以期全面评估税收征管的经济效应提供一个有益视角。

值得一提的是,税收对企业经营活动的影响一直受到公司金融文献的密切关注,国外学者针对税收如何影响企业股利分配、兼并重组、薪酬政策、投资决策等行为进行了深入研究(Graham,2003;Devereux et al.,2008;Davies and Eckel,2010),国内文献则大多基于中国特殊的财税体制,考察税收对企业不同方面决策的影响。例如,许多论文研究了2008年企业所得税改革引起的税率变化对工资跨期转移、债务比重与避税活动的影响(王跃堂等,2010;毛程连和吉黎,2014;王亮亮和王娜,2015)。近年来,越来越多的文献开始关注税收征管活动的经济效应,发现强有力的税收征管将规范企业纳税行为,抑制企业避税活动(陈晓光,2016;Lennox et al.,2015),并在宏观层面增加政府税收收入(周黎安等,2011;吕冰洋和樊勇,2006)。税收征管还能规范上市公司的经营,如减少代理成本、抑制盈余管理、获取债务融资等(曾亚敏和张俊生,2009;叶康涛和刘行,2011;潘越等,2013),对企业融资产生正面的“治理效应”。这些文献大多关注宏观层面的税收征管强度,忽视了企业异质性的影响,且税收征管的“治理效应”主要影响企业外部融资环境。相比之下,本文通过构建企业层面的税收征管信息,更注重税收征管的“征税效应”对企业内部融资的影响。

本文的贡献主要体现在两方面:①揭示了税收征管活动影响企业经营行为的新机制。不同于以往文献多关注税收征管的“治理效应”,本文以企业融资约束作为切入点,利用企业微观层面的税务检查信息刻画税收征管活动强度,为评估考察税收征管的“征税效应”提供了微观证据;②研究结论为理解地方政府基于财政压力影响企业层面的税收征管活动提供了实证支持,也可为改革地方政府预算体制,规范税务部门的税收征管活动,从而促进企业发展提供政策借鉴。

^① 2015年中央经济工作会议把“降成本”作为结构性改革的五大任务之一,而降低企业融资成本被视为“降成本”任务的重要一环。

二、理论分析与假说

在中国目前的税收征管体系下,虽然各税种的法定税率往往由中央政府统一确定,地方政府缺乏制定税率的法定权限,但是各级地方政府对税收征管工作负有领导与协调的责任,可以通过下达地方级税收任务的方式向国税和地税部门施加压力,层层加码,获取更高的财政收入^①。具体而言,当前的地方政府承担了大量的基础设施建设、社会民生等事务,面临着政绩竞争,需要大量财政资金,有着不断扩大财政收入的热情。而且,税收作为上级的考核目标之一,对地方官员的升迁也产生影响(Lü and Landry, 2014)。因此,地方政府下达的税收计划往往是“以支定收”,经常制定高增长的税收任务。面对税收任务的压力,税务部门也难以坚持“应收尽收”原则,会采用各种正式和非正式的手段增收促收。正式的手段包括纳税评估、开展反避税工作、在税务稽查中扩大选案范围和加快查处速度等。非正式手段则包括基层税务人员更加频繁地约谈企业、控制抵扣进度、调节税款入库时间等。因此,税务部门在税收征管活动中拥有相当的弹性空间,这种权力的使用影响着企业的经营。

总体而言,税收征管活动的“征税效应”影响企业融资约束的理论机制体现在两方面:①税收征管会抑制企业潜在的避税活动。据国家税务总局统计,2013年的全国税务稽查共检查纳税人17.70万户,查补收入1234亿元,占当年税收收入的1.12%^②。Lennox et al.(2015)基于中国企业数据的研究也表明,经历过政府税收审计的企业,其有效税率会明显提升。抑制企业避税是严肃税收法纪、促进税收公平的重要体现,但是在中国金融市场不甚完善的背景下,中小企业获取外部融资困难重重,通过避税活动增加留存收益和现金流成为企业开展内源融资、缓解融资约束、应对外部风险的有效途径之一(陈德球等,2016;刘行和叶康涛,2014;胡晓等,2017)。税收征管会减少企业避税,提高企业外部融资需求和融资成本(Lim, 2011)。②即使纳税较为规范的企业,在税收征管活动面前也不得不承受更高的税负,从而导致经营成本增加。由于中国的法制环境尚不健全,在税收征管活动中,企业除了缴纳显性“税”、“费”之外,还需要支付一系列隐形费用,如税务部门的罚款和摊派、税务部门“吃拿卡要”的腐败成本、企业为应对检查付出的人员时间成本等,这些非正规活动都将增加企业经营成本^③。基层税务人员的约谈和实地核查还可能给企业带来信誉的负面影响,从而迫使企业选择自查补税。而且,当地方经济下滑时,税务部门为完成既定税收目标,可能促使企业缴纳“过头税”或预缴未来税收^④,甚至以“查税”、“罚没”的方式获取非税收入,使企业雪上加霜,损害企业融资能力。据统计,2012年前三季度地方非税收入累计达10344亿元,同比增长27.80%,而全国税收收入增幅则比2011年同期大幅度回落18.80%。一些地方甚至将罚没收入作为遏制财政收入下滑的稳定增长点和突破点^⑤。

① 例如,有研究指出即使对于增值税这一主要由国税负责征管的税种而言,地方政府可以与国税部门负责人协调,放松监管,也可以协调国税部门采用“预缴税”或者“延期缴纳”的方式人为调整企业的增值税负担,或者通过高新技术企业认定等方式干预增值税征收(Chen, 2017)。

② 数据引自:中华人民共和国国家税务总局网站。堵住千亿税收漏洞——税务总局详解堵漏增收五大举措(<http://www.chinatax.gov.cn/n810341/n810780/e1158735/content.html>)。

③ 数据引自:人民网。中小企业税费有多重(<http://gd.people.com.cn/GB/123946/16240741.html>)。

④ 资料来源:财经网。过头税痼疾(<http://misc.caijing.com.cn/chargeFullNews.jsp?id=113867808&time=2014-01-27&cl=106>)。

⑤ 数据引自:中国网。警惕非税收入抵消减税成效(http://opinion.china.com.cn/opinion_7_57307.html)。

综上所述,税收征管的“征税效应”将挤占企业留存收益和现金流,减弱企业内部融资能力,增加企业融资成本和融资困难,而这种困难对于缺乏足够外部融资渠道的民营企业、中小企业而言可能更加严重。基于此,本文提出:

假说 1:税收征管活动所产生的“征税效应”将加剧企业融资约束。

税收征管活动的“征税效应”受到法制环境的调节作用。法制环境作为企业营商环境的重要组成部分,主要通过影响企业避税活动和税务部门征管活动两个途径影响“征税效应”。就企业避税活动而言:①法制环境的改善提高了避税的机会成本。在法制环境较好的地区,税收执法更加严格,企业避税活动被查处可能性更高,面临更严厉的税收处罚和更高声誉损失,这会提高企业纳税遵从度。②法制环境的改善减少了避税活动的边际收益。良好的法制环境通过提升金融契约执行效率、减少借贷双方的信息不对称而缓解企业融资约束(Leuz et al., 2003; 于文超和何勤英, 2013),企业通过避税缓解自身融资约束的动机将减弱。③在法制环境不完善的地区,地方政府可能通过放松税收征管、提供税收优惠的方式吸引投资或留住企业(刘慧龙和吴联生, 2014),这为企业避税活动提供了“可乘之机”;而法制环境较好的地区,企业避税空间将受到明显“压缩”。因此,在法制环境越好的地区,企业避税活动越少,税收征管活动通过抑制避税加剧企业融资约束的效应将弱化。

更为重要的是,在法制环境较好的地区,政府权力边界更加明确,政府行为更加规范。这能遏制税务部门的违规征税行为,而且减少了企业营商环境的不确定性风险,弱化企业采取非正规活动避税的动机。由此导致在面临税收征管活动时,企业的“隐形费用”显著减少。税收征管活动的规范化有助于改善企业融资约束。结合上述两方面分析,本文提出:

假说 2:在法制环境较好的地区,税收征管对企业融资约束的影响更弱。

中国税种和名义税率虽然相对统一,但不同地区的税收征管强度和税收执法力度存在明显差异。在财政分权背景下,财政盈余状况作为地方政府关心的一项重要目标,无疑会影响税收征管活动。因为良好的财政盈余状况既是政府提供必要公共服务(如医疗、教育、环境保护)、改善民生、维护社会和谐稳定的前提条件,也是政府改善地区投资环境(如完善的基础设施)、吸引稀缺性资源流入的重要保障,因此,相关实证研究也将地方财政盈余状况视为地方政府政绩的重要组成部分(钱先航等, 2011; 逯东等, 2014)。财政盈余状况直接影响到地方政府制定的税收计划,而强化辖区内企业的税收审计和税收执法是税务部门完成既定税收计划的重要手段。如陈晓光(2016)发现,2005年全国农业税取消带来的地方财政压力增加,会促使地方政府加强税收征管,进而提高了辖区企业的税收负担。

值得注意的是,地方政府为提升财政盈余水平而加强税收征管这一逻辑从理论上易于理解,但在经验识别上存在一定困难。这是因为,地区财政盈余水平往往使用财政收支缺口衡量,而地区税收征管强度往往通过非预期税收收入来刻画(曾亚敏和张俊生, 2009; 叶康涛和刘行, 2011; 潘越等, 2013),这两个指标构建上存在较强关联性;同时,财政盈余水平提升可能是税收征管加强的结果而非原因。为准确识别财政盈余与税收征管之间的因果关系,本文利用世界银行 2012 年提供的企业层面税务检查信息,考察此前一年地方财政盈余水平对企业当年面临的税收征管强度的影响。综合上述分析,本文提出:

假说 3:此前一年地方财政盈余水平越低,企业当年面临的税收征管活动强度越大。

三、研究设计

本文研究样本来源于世界银行在 2011 年 12 月至 2013 年 2 月进行的中国企业调查,包含

2700 家民营企业和 148 家国有企业,共 2848 家企业。从行业分布看,涉及制造业、服务业两大类行业。调查内容包含企业经营环境和财务绩效两大部分,具体包含企业 2011 年的基本信息、基础设施与服务、销售与供应、竞争环境、土地与许可、创新与科技、犯罪、融资、政企关系、劳动力雇佣、绩效等方面内容。调查所涉及的区域覆盖中国东、中、西三大区域的 25 个主要城市,包含北京、上海两个直辖市。样本企业通过分层随机抽样方法获取,具有较高准确性和较强代表性。为了保证问卷数据的真实可靠,世界银行还在问卷结束之后对 1119 家企业进行了电话回访。另外,城市层面数据来自对应年份的《中国城市统计年鉴》《中国区域经济统计年鉴》等。

1. 变量定义

为了检验税收征管对企业融资约束的影响,本文构建如下回归方程:

$$atf_i = \alpha_1 tm_i + \alpha_2 Control_i + \sum \phi_j Industry_j + \varepsilon_i \quad (1)$$

其中,被解释变量 *atf* 描述企业融资约束。已有文献中经常采用公开的财务数据,通过估计模型参数或构建综合指数(投资—现金流敏感性、现金—现金流敏感性、KZ 指数、WW 指数)来反映企业面临的融资约束;另外,使用调查数据中企业对自身融资状况的主观评价来衡量融资约束也是较为常见的研究策略(Ayyagari et al.,2010;Chong et al.,2013)。考虑到样本数据的可得性,并参照已有文献的衡量方法(蒋冠宏,2016;肖晶和栗勤,2016;张三峰和张伟,2016),本文利用问卷中“融资可得性(Access to Finance)对企业当前运行造成的障碍”来测度融资约束。受访企业对融资可得性的主观评价能较好地反映企业现实经营中融资成本的高低和融资难易程度。该问题选项分别为无障碍、较小障碍、一般障碍、较大障碍以及非常严重障碍,本文将变量 *atf* 依次赋值为 4、3、2、1、0,在不引起歧义的前提下,变量 *atf* 数值越大视为企业面临的融资约束越小。

在对该问题做出明确回答的 2817 家样本企业中,回答“非常严重障碍”和“较大障碍”的企业分别占 0.64%、3.62%,回答“一般障碍”的比例为 15.23%,回答“较小障碍”和“无障碍”的比例分别为 36.71%、43.81%。由于一些样本企业的特征信息存在缺失,在基准回归中最终用到的企业数为 2543 家,其中,选择“非常严重障碍”、“较大障碍”、“一般障碍”、“较小障碍”、“无障碍”的比例分别占 0.63%、3.42%、16.24%、36.81%、42.90%。因此,基准回归使用的样本企业融资可得性的分布与全样本并未有明显差异,具体见表 1。

表 1 企业融资约束调查结果的分布情况

| | 全样本 | | 基准回归样本 | |
|--------|------|--------|--------|--------|
| | 观测值 | 占比(%) | 观测值 | 占比(%) |
| 非常严重障碍 | 18 | 0.64 | 16 | 0.63 |
| 较大障碍 | 102 | 3.62 | 87 | 3.42 |
| 一般障碍 | 429 | 15.23 | 413 | 16.24 |
| 较小障碍 | 1034 | 36.71 | 936 | 36.81 |
| 无障碍 | 1234 | 43.81 | 1091 | 42.90 |
| 合计 | 2817 | 100.00 | 2543 | 100.00 |

在方程(1)右边,关键解释变量 *tm* 代表企业所面临的税收征管活动强度,本文利用企业层面的税务检查信息构建该变量。这是因为,税务检查是税收征管活动的核心环节,税收征管法明确规定税务部门有权对纳税企业的生产经营场所、账簿、财务报表、商品、货物及相关凭证展开检查,审核

企业税款缴纳的准确性,有效管理税源,促使企业树立依法纳税意识。而基层税务人员如果要向企业施加压力增收促收,也需要在与企业主面对面的税务检查情境下进行。因此,是否接受税务检查以及税务检查次数能较好地刻画税收征管活动强度。具体而言,问卷与此相关的问题有两个:“过去一年企业是否有税务官员检查或访问”、“过去一年企业被税务官员检查或访问的次数”,针对上述两个问题分别定义变量 $tm1$ 、 $tm2$,其中, $tm1$ 为二元虚拟变量,代表企业过去一年是否被税务官员检查或访问, $tm2$ 代表企业被税务官员检查或访问的次数^①。

此外,本文还考虑了其他控制变量(*Control*)对融资约束(即融资可得性)的影响。具体包括:*auditor* 为企业财务信息透明度,使用企业财务报表是否有外部审计衡量。*soe* 表示是否为国有企业,对国有企业样本,取值为 1,否则为 0。*commerce* 为企业商业信用利用情况,使用赊购方式购买原材料的比重衡量。商业信用能有效减少企业对外部融资的依赖,缓解企业融资约束(孙浦阳等,2014)。*export* 表示企业是否为出口企业,出口能通过提高获取流动性的便利性、分散市场风险以及发送“信号”等渠道帮助企业获得更多外部融资(罗长远和李姝醒,2014)。*competition* 为企业外部竞争环境,使用“非正规部门竞争者的活动对企业当前运行的障碍程度”衡量,根据对应选项“没有障碍”、“较小障碍”、“一般障碍”、“较大障碍”、“非常严重障碍”,本文将变量 *competition* 依次赋值为 0、1、2、3、4,*competition* 取值越大,表示企业面临的外部竞争越激烈。激烈的市场竞争将增加企业破产风险和未来收益不确定性,使贷款人对公司的偿债能力持消极态度,从而使企业获得外部融资更加困难。*number* 表示“被调查企业由多少子公司组成”,企业内部不同子公司能通过有效资金配置提高企业整体资金使用效率,从而改善企业整体融资可得性。方程还控制了企业基本特征规模(*size*)和年龄(*lnage*),其中,*size* 为企业规模,使用企业营业收入的自然对数衡量,*lnage* 代表企业成立年限的自然对数。

另外,本文还需控制如下两个因素:①*business* 表示企业所在城市是否为主要商业城市,主要商业城市往往具备发达的金融中介和较高的金融市场化水平,能有效减少信贷市场上的信息不对称,提升金融机构贷款效率,提升企业融资可得性。②*court* 为企业对当地法制环境的主观评价,当企业被问及“当地法院系统是公平、公正且廉洁的”时,选项分别为“非常不同意”、“倾向于不同意”、“倾向于同意”、“非常同意”,相应取值分别为 1、2、3、4,数值越大代表企业对当地法制环境的主观评价越高。此外,本文还控制企业所处的二级行业虚拟变量 *Industry*。这里假设随机扰动项 ε 服从标准正态分布。

为检验假说 2,本文需要考察税收征管、法制环境对企业融资约束的交叉影响。本文在方程(1)加入交叉项 $tm1 \times court$ ($tm2 \times court$);同时,为获得稳健性结果,还加入税收征管与地区法制环境的交叉项 $tm1 \times law$ ($tm2 \times law$),其中,地区法制环境 *law* 使用企业对当地法制环境的主观评价 *court* 构建,具体为变量 *court* 在城市层面的加权平均值,权数为样本企业营业收入。

为检验假说 3,本文将通过方程(2)考察地方财政盈余如何影响税收征管强度。其中,被解释变量为企业是否受到税务检查 $tm1$ 、企业受到税务检查次数 $tm2$;关键解释变量 *surplus* 代表地方财政盈余水平,使用地方财政收入与财政支出之差除以财政收入衡量,文章使用上一年的地方财政盈余水平。*Control* 代表方程控制变量,本文参照 Lennox et al.(2015)的研究,加入如下变量:是否国有产权 *soe*,国有企业与政府存在“天然”联系且彼此熟悉,这可能弱化国有企业面临的税收征管;是否出口企业 *export*,出口企业由于涉及到退税等活动与税务部门“打交道”机会更多;政府管制 *regu*,税收征管是政府干预企业的重要途径,受更多政府管制的企业往往面临更强的税收征管;企业年龄和规

^① 对于那些未被税务官员检查或访问的企业($tm1=0$),本文将变量 $tm2$ 设定为 0。

模 $\ln age$ 、 $size$, 成立年限更长、规模更大的企业更容易受到税务部门重点关注。另外, 本文还控制法制环境水平 $court$ 、是否位于主要商业城市 $business$ 、企业所处行业虚拟变量 $Industry$ 等因素对税收征管活动的影响。控制变量中, 政府管制 $regu$ 使用“企业高管每周应对政府监管要求花费的时间比例”衡量, 其余变量定义与前文一致。由于在现有的征税体制下, 税务部门往往根据既定收入目标来制定征管计划^①, 因此, 后文还将进一步考察此前一年地区税收收入增长率 $taxgro$ 对税收征管活动的影响:

$$tm_i = \beta_0 + \beta_1 surplus_c + \beta_2 Control_i + \sum_j r_j Industry_j + \sigma_i \quad (2)$$

2. 数据描述

表 2 给出了文中主要变量的描述性统计。在基准回归样本中, 变量 $tm1$ 、 $tm2$ 均值分别表示, 有 68.90% 的样本企业有税务官员的检查或访问, 税务官员检查或访问样本企业的平均次数为 1.69 次。变量 law 的最大值、最小值分别为 3.77、1.88, 变量 $surplus$ 的最大值、最小值分别为 0.08、-0.87, 变量 $taxgro$ 的最大值、最小值分别为 0.75、0.09, 可见, 不同城市之间法制环境水平、地方财政状况的最大值与最小值存在明显差异。变量 $auditor$ 、 soe 、 $export$ 均值意味着, 有 71.53% 的样本企业存在外部审计, 4.60% 的企业为国有企业, 24.07% 的企业为出口企业。变量 $commerce$ 均值表明企业使用赊购方式购买原材料的比重均值为 63.85%, 这说明企业商业信用的使用比较普遍。变量 $competition$ 、 $number$ 的离散系数分别为 1.02、2.42, 说明不同企业的外部竞争环境和子公司数量存在显著差别。

表 2 描述性统计

| 变量 | 观测值 | 平均值 | 中位数 | 标准差 | 最小值 | 最大值 |
|---------------|------|---------|---------|--------|---------|----------|
| atf | 2543 | 3.1793 | 3.0000 | 0.8678 | 0.0000 | 4.0000 |
| $tm1$ | 2543 | 0.6890 | 1.0000 | 0.4630 | 0.0000 | 1.0000 |
| $tm2$ | 2450 | 1.6857 | 2.0000 | 1.8312 | 0.0000 | 30.0000 |
| $auditor$ | 2543 | 0.7153 | 1.0000 | 0.4514 | 0.0000 | 1.0000 |
| soe | 2543 | 0.0460 | 0.0000 | 0.2095 | 0.0000 | 1.0000 |
| $commerce$ | 2543 | 0.6385 | 0.7000 | 0.2970 | 0.0000 | 1.0000 |
| $export$ | 2543 | 0.2407 | 0.0000 | 0.4276 | 0.0000 | 1.0000 |
| $competition$ | 2543 | 0.8643 | 1.0000 | 0.8781 | 0.0000 | 4.0000 |
| $number$ | 2543 | 2.4176 | 1.0000 | 5.8594 | 1.0000 | 90.0000 |
| $\ln age$ | 2543 | 2.4296 | 2.3979 | 0.5189 | 0.0000 | 4.8903 |
| $size$ | 2543 | 16.6945 | 16.5236 | 1.7481 | 4.6052 | 24.4122 |
| $business$ | 2543 | 0.8761 | 1.0000 | 0.3295 | 0.0000 | 1.0000 |
| $court$ | 2543 | 2.6422 | 3.0000 | 0.6762 | 1.0000 | 4.0000 |
| $regu$ | 2478 | 1.3232 | 0.0000 | 3.8435 | 0.0000 | 100.0000 |
| law | 2543 | 2.7098 | 2.6601 | 0.4994 | 1.8843 | 3.7715 |
| $surplus$ | 2543 | -0.2378 | -0.1544 | 0.2364 | -0.8650 | 0.0832 |
| $taxgro$ | 2543 | 0.2804 | 0.2485 | 0.1489 | 0.0864 | 0.7544 |

① 感谢匿名审稿人提出“税务部门根据既定税收目标而制定税收征管计划”这一建设性意见, 本文将进一步实证检验地区税收收入增长率对税收征管活动的影响。

四、实证分析

1. 税收征管与企业融资约束:基准回归

由于被解释变量 atf 是一个介于 0—4 之间的有序响应变量,本文选择 Ordered Probit 模型对方程(1)进行极大似然(ML)估计以便能得到回归系数的一致估计量。

表 3 汇报了税收征管对企业融资约束的影响。为检验估计结果稳健性,本文还采用普通最小二乘法估计进行了估计。表 3 的第(1)、(3)列报告了最小二乘法的估计结果,第(2)、(4)列报告了 Ordered Probit 模型回归结果。结果显示,无论本文的解释变量使用 $tm1$ 还是 $tm2$,其系数都在 1%水平上显著为负。这表明,税收征管将显著恶化企业的融资约束,从而初步证实了本文第一个研究假说。

然而,变量 $tm1$ 、 $tm2$ 可能存在内生性,这源于如下两方面:①一些难以准确测量的遗漏变量会同时影响税收征管和融资约束,例如,政治关联会通过“资源效应”和“信号效应”帮助企业获得更多外部融资(于蔚等,2012),且政治关联能通过减少政府和企业之间信息不对称、提供产权保护等途径减弱税收征管强度,但寻找衡量样本企业政治关联的直观指标存在困难;②税收征管与融资约束之间可能互为因果,税务部门可能将潜在的避税企业作为重点检查对象,而那些面临较大融资障碍的企业更有动机通过避税的方式缓解自身融资约束,由此会面临更强有力的税收征管。

表 3 税收征管对企业融资约束的影响:初步证据

| 解释变量 | (1) | (2) | (3) | (4) |
|-----------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
| | OLS | Ordered Probit | OLS | Ordered Probit |
| $tm1$ | -0.2862*** (0.0348) | -0.3885*** (0.0502) | | |
| $tm2$ | | | -0.0432*** (0.0109) | -0.0541*** (0.0142) |
| 控制变量 | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 观测值 | 2543 | 2543 | 2450 | 2450 |
| R ² | 0.1195 | | 0.1066 | |
| Pseudo R ² | | 0.0550 | | 0.0486 |

注:***、**、* 分别表示 1%、5%、10%的显著性水平,括号中为经过 White-robust 调整的稳健标准误。

本文所使用数据是一个横截面数据,为了解决内生性偏误,本文使用同一城市其他样本企业面临的税收征管强度的平均值分别作为变量 $tm1$ 、 $tm2$ 的工具变量 $tm1_iv$ 、 $tm2_iv$ 。表 4 报告了相应的两阶段最小二乘估计(2SLS)结果。表 4 第(1)、(3)列汇报的第一阶段估计结果显示,工具变量 $tm1_iv$ 、 $tm2_iv$ 系数在 1%水平上显著为正,同时,弱工具变量检验 Cragg-Donald Wald F 统计量的取值分别为 453.26、454.21,远远大于 16.38 的临界值,说明本文选取的工具变量通过了弱工具变量检验。表 4 第(2)、(4)列报告的第二阶段回归结果显示,变量 $tm1$ 、 $tm2$ 系数为负且在 1%水平上显著,可见,即使考虑了可能存在的内生性偏误,严格的税收征管依然会加剧企业融资约束。

表 4 税收征管对企业融资约束的影响:2SLS 估计

| 解释变量 | 使用 <i>tm1</i> 衡量税收征管强度 | | 使用 <i>tm2</i> 衡量税收征管强度 | |
|-------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| | 第一阶段 | 第二阶段 | 第一阶段 | 第二阶段 |
| <i>tm1_iv</i> | 0.9148*** (0.0405) | | | |
| <i>tm1</i> | | -1.0149*** (0.1009) | | |
| <i>tm2_iv</i> | | | 1.0294*** (0.0400) | |
| <i>tm2</i> | | | | -0.1701*** (0.0240) |
| 控制变量 | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 观测值 | 2543 | 2543 | 2450 | 2450 |
| R ² | | | | |
| Centered R ² | 0.2377 | -0.0166 | 0.2270 | 0.0411 |
| 弱工具变量检验 | | 453.2550 | | 454.2120 |

注:***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平,括号中为经过 White-robust 调整的稳健标准。

2. 税收征管与企业融资约束:边际效果

表 3 中的 Ordered Probit 模型汇报的是解释变量的偏回归系数,缺乏现实经济涵义。为了解释方便,表 5 汇报了各解释变量对融资约束的边际概率影响(边际效果)。首先关注变量 *tm1* 的系数^①,相对于未接受税务检查的企业,接受税务检查使得企业融资可得性对企业运行造成“非常严重障碍”、“较大障碍”、“一般障碍”、“较小障碍”的概率分别上升 0.71%、2.43%、6.91%、4.07%，“无障碍”的概率下降 14.11%。

在控制变量中,外部审计 *auditor* 增加企业的财务透明度,减少资金借贷双方的信息不对称,从而降低外部融资成本,缓解了融资约束。变量 *soe* 为负但不显著,一个可能的解释是样本中的国有企业数量太少(仅占全样本的 5%),后文将就此问题进行分样本回归。变量 *competition* 系数表明,市场竞争程度每增加一个标准差(0.88),融资可得性造成“非常严重障碍”、“较大障碍”、“一般障碍”、“较小障碍”的概率分别上升 0.46%、1.58%、4.48%、2.64%,融资可得性“无障碍”的概率下降 9.14%,这表明激烈的市场竞争会增加企业未来收益的不确定性,进而增加了企业获取外部融资的难度。变量 *number* 系数显示,子公司数目每增加一个标准差(5.86),融资可得性造成“非常严重障碍”、“较大障碍”、“一般障碍”、“较小障碍”的概率分别下降 0.06%、0.23%、0.76%、0.47%,融资可得性“无障碍”的概率上升 1.52%,这说明,企业下属子公司形成的内部资本市场能提高资金配置效率,改善企业融资可得性。变量 *size* 系数表明企业营业收入和恶化的融资约束相关联,一种可能的解释是,虽然规模较大的企业更容易获得外部融资(银行贷款、政府补贴),但因自身发展需要对外部融资的需求也较高,由此导致企业融资可得性对企业运营形成明显障碍。

此外,相比于未处于主要商业城市的企业,企业融资可得性对那些处于主要商业城市的企业造

① 使用 *tm2* 所得到实证结果类似,具体请参见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejjournal.org>)公开附件。

表 5 税收征管对企业融资约束的影响:边际效果 (Ordered Probit)

| 解释变量 | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
|--------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
| | 非常严重障碍 | 较大障碍 | 一般障碍 | 较小障碍 | 无障碍 |
| <i>tm1</i> | 0.0071*** (0.0017) | 0.0243*** (0.0039) | 0.0691*** (0.0091) | 0.0407*** (0.0055) | -0.1411*** (0.0178) |
| <i>auditor</i> | -0.0028** (0.0011) | -0.0095*** (0.0035) | -0.0270*** (0.0100) | -0.0159*** (0.0057) | 0.0552*** (0.0200) |
| <i>soe</i> | -0.0004 (0.0026) | -0.0013 (0.0090) | -0.0037 (0.0256) | -0.0022 (0.0151) | 0.0076 (0.0523) |
| <i>commerce</i> | -0.0000 (0.0014) | -0.0001 (0.0050) | -0.0002 (0.0142) | -0.0001 (0.0083) | 0.0004 (0.0289) |
| <i>export</i> | 0.0003 (0.0010) | 0.0011 (0.0036) | 0.0030 (0.0102) | 0.0018 (0.0060) | -0.0061 (0.0207) |
| <i>competition</i> | 0.0052*** (0.0012) | 0.0179*** (0.0024) | 0.0509*** (0.0053) | 0.0300*** (0.0036) | -0.1039*** (0.0104) |
| <i>number</i> | -0.0001* (0.0001) | -0.0004* (0.0003) | -0.0013* (0.0007) | -0.0008* (0.0004) | 0.0026* (0.0014) |
| <i>lnage</i> | -0.0009 (0.0008) | -0.0030 (0.0028) | -0.0084 (0.0080) | -0.0049 (0.0047) | 0.0172 (0.0164) |
| <i>size</i> | 0.0010*** (0.0003) | 0.0034*** (0.0010) | 0.0096*** (0.0027) | 0.0056*** (0.0016) | -0.0195*** (0.0054) |
| <i>court</i> | -0.0049*** (0.0012) | -0.0168*** (0.0027) | -0.0478*** (0.0064) | -0.0282*** (0.0040) | 0.0977*** (0.0126) |
| <i>business</i> | -0.0055*** (0.0017) | -0.0191*** (0.0047) | -0.0543*** (0.0129) | -0.0320*** (0.0077) | 0.1110*** (0.0257) |
| <i>Industry</i> | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 观测值 | 2543 | 2543 | 2543 | 2543 | 2543 |

注:***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平,括号中为经过 White-robust 调整的稳健标准误。

成障碍的可能性降低,这表明主要商业城市能为企业发展提供良好的金融市场和外部环境,有助于改善企业融资约束。变量 *court* 回归系数表明,法制环境改善也有助于改善企业融资约束。平均而言,企业对当地法制环境评价每上升一个标准差(0.68),企业融资可得性造成“非常严重障碍”、“较大障碍”、“一般障碍”、“较小障碍”的概率分别下降 0.33%、1.14%、3.25%、1.92%，“无障碍”的概率上升 6.64%。

3. 税收征管、法制环境与企业融资约束

本文采取在方程 (1) 中分别加入交叉项 $tm1 \times lawdum$ 、 $tm2 \times lawdum$ ^①与 $tm1 \times court$ 、 $tm2 \times court$ 方

① *lawdum* 为二元虚拟变量,当城市法制环境得分 (*law*) 小于 25 个城市法制环境得分中位数时,变量 *lawdum* 赋值为 0,否则为 1。本文的研究重点在于法制环境水平的高低比较,而非分析法制环境水平的边际影响,用二元虚拟变量便于简单明了地比较和说明地区法制环境的调节作用。

法,研究法制环境将如何影响税收征管与企业融资约束之间的关系。表6给出 Ordered Probit 估计结果。第(1)、(2)列采用是否接受过税务检查衡量税收征管活动强度,第(3)、(4)列采用税务检查次数衡量税收征管活动强度。在第(1)列中,交叉项 $tm1 \times court$ 系数为正且 p 值为 0.13,接近 10%的显著性水平。第(2)—(4)列交叉项系数显著为正,说明随着法制环境的改善,税收征管活动加剧企业融资约束的“征税效应”将弱化,这支持了假说 2。考虑到变量 $tm1$ 、 $tm2$ 可能存在的内生性,本文还进行了 2SLS 回归,前述结论依然稳健^①。

表 6 税收征管对企业融资约束的影响:不同法制环境的比较 (Ordered Probit)

| 解释变量 | (1) | (2) | (3) | (4) |
|---------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
| $tm1$ | -0.6848*** (0.1986) | -0.4556*** (0.0711) | | |
| $tm2$ | | | -0.2285*** (0.0616) | -0.1076*** (0.0243) |
| $tm1 \times court$ | 0.1168 (0.0760) | | | |
| $tm1 \times lawdum$ | | 0.1899* (0.0989) | | |
| $tm2 \times court$ | | | 0.0656*** (0.0227) | |
| $tm2 \times lawdum$ | | | | 0.1011*** (0.0290) |
| $court$ | 0.1853*** (0.0627) | | 0.1432*** (0.0498) | |
| $lawdum$ | | -0.2704*** (0.0818) | | -0.3628*** (0.0649) |
| 控制变量 | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 观测值 | 2543 | 2543 | 2450 | 2450 |

注:***、**、* 分别表示 1%、5%、10%的显著性水平,括号中为经过 White-robust 调整的稳健标准误。

4. 地区财政盈余与税收征管

前文分析发现了税收征管活动的“征税效应”,税收征管活动会加剧企业融资约束,且这一效应在法制环境较好的地区更弱。本文仅能观察到企业是否接受税务检查以及接受税务检查的次数,而无法识别每一次税务检查的具体内容和实际效应。一个有待厘清的问题在于,本文所构建的税收征管活动指标多大程度上受地方政府财政压力的影响。为回答这一问题,文章将考察上一年地方财政盈余与税收收入增长率对企业所受税收征管活动的影响。表 7 分别以是否接受税务检查、接受税务检查次数作为被解释变量,基于方程(2)进行了回归分析,并报告了相应的 Probit 边际效应系数和 OLS 回归系数。

结果表明,变量 $surplus$ 系数显著为负,表示此前一年财政盈余水平越低,企业当年面临税务检查的概率和次数越高,这支持了研究假说 3。为避免特定年份数据可能导致的估计偏误,本文还分别

① 受报告篇幅所限,具体 2SLS 估计结果请参见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.org>)公开附件。

考察滞后两年(2009年、2010年)平均财政盈余水平 $surplus_r1$ 、滞后三年(2008年、2009年、2010年)平均财政盈余水平 $surplus_r2$ 对税收征管活动的影响。表7第(3)—(6)列结果表明, $surplus_r1$ 、 $surplus_r2$ 系数在1%水平上显著为负,这意味着,此前两年(此前三年)的平均财政盈余水平越低,企业当年面临更强有力的税收征管,验证了假说3的稳健性。另外,表7第(7)、(8)列显示变量 $taxgro$ 系数为正但不显著,可见,此前一年税收收入增长率对企业当前面临的税收征管活动无显著影响。这表明当地方政府税收收入保持增长时,政府增加税收任务,加大税收征管的激励也较小。

表7 地区财政盈余与税收征管

| 解释变量 | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) |
|---------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|--------------------|--------------------|
| | Probit | OLS | Probit | OLS | Probit | OLS | Probit | OLS |
| | 检查概率 | 检查次数 | 检查概率 | 检查次数 | 检查概率 | 检查次数 | 检查概率 | 检查次数 |
| $surplus$ | -0.2371*** (0.0400) | -1.1102*** (0.1611) | | | | | | |
| $surplus_r1$ | | | -0.2729*** (0.0512) | -1.3097*** (0.2108) | | | | |
| $surplus_r2$ | | | | | -0.3133*** (0.0550) | -1.4563*** (0.2211) | | |
| $taxgro$ | | | | | | | 0.0459 (0.0640) | 0.0664 (0.2247) |
| 控制变量 | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 观测值 | 2598 | 2507 | 2598 | 2507 | 2598 | 2507 | 2598 | 2507 |

注:***、**、* 分别表示 1%、5%、10%的显著性水平,括号中为经过 White-robust 调整的稳健标准误。

5. 稳健性检验

为了检验前述结论的稳健性,本文从如下两方面展开讨论:①考虑“金税三期”工程试点的影响。金税三期工程旨在构建现代化税收管理系统,推进税收管理规范化和制度化。自2013年起,金税三期应用系统首先在重庆、山东、山西3个地区国家税务局、地方税务局试点运行,自2015年1月起,金税三期优化系统依次在广东、内蒙古、河南以及其他地区推广上线^①。尽管从实施日期看,金税三期工程并未对样本期(2011年)的税收征管活动产生实际影响,但企业预期到未来金税三期系统上线带来的征税环境变化,可能会调整当前纳税行为;同时,各地区税务部门为筹备工程试点,需要提前投入大量人力和物力,这也可能影响当期税收征管活动。由于研究样本未包含重庆、山西两地城市,本文剔除2013年3个试点地区中济南、青岛、烟台3个城市的企业样本,相关结论未发生实质性变化。②考虑新产品(新服务)引入的影响。前文分析强调,税收征管的“征税效应”将挤占企业留存收益和现金流,减弱企业内部融资能力,但这一逻辑假定企业的生产规模和产品保持相对稳定。如果企业前期致力于引入新产品或新服务,可能占用企业大量资金和留存收益,进而降低企业

① 资料来源:中国税务报(2016年8月5日B7版)，“金三”建设历程(http://www.ctaxnews.net.cn/html/2016-08/05/nw.D340100zgswb_20160805_3-11.htm?div=-1)。

融资可得性,加剧融资约束。对此,本文在方程(1)中加入二元虚拟变量 *newpr* 作为解释变量,以表示“企业过去三年是否引入新产品(新服务)”,结果表明引入新产品(新服务)的企业面临更强融资约束,但表3—表7关键结论依然成立^①。

五、拓展性研究

1. 分样本估计

中国税务部门的税收征管活动存在较大“自由裁量权”,执行者有着较大的灵活性来决定执行力度,因此,税收征管的具体效果也不可避免地受到企业个体特征的影响,而与税收公平的原则出现背离。本文将通过一系列分样本估计对税收征管的异质性效应展开深入分析。

(1)国有企业和民营企业的比较。由于国有企业样本数量的限制,在表5回归结果中没有发现产权性质对企业融资约束产生显著影响。但是直觉上,税收征管对国有企业和民营企业融资约束的影响可能存在差异,这是因为国有企业存在着“预算软约束”,能获得财政补贴和银行优惠贷款,即使税收征管能够规范其纳税行为,减少其留存收益,也不会影响其外部融资能力。而且,国有企业的所有权性质本身可能弱化税收征管强度。表8的分样本回归结果表明,变量 *tm1*、*tm2* 在国有企业样本中影响不显著,在民营企业样本中则显著为负。可见,税收征管加剧融资约束这一效应对民营企业而言更明显。

表8 分样本估计:国有企业和民营企业的比较(Ordered Probit)

| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) |
|------------|---------------------|---------------------|------------------------|------------------------|
| | 国有企业 | 国有企业 | 民营企业 | 民营企业 |
| <i>tm1</i> | -0.1688 (0.2227) | | -0.4018*** (0.0514) | |
| <i>tm2</i> | | -0.0839 (0.0884) | | -0.0545*** (0.0144) |
| 控制变量 | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 观测值 | 117 | 108 | 2426 | 2342 |

注:***、**、* 分别表示 1%、5%、10%的显著性水平,括号中为经过 White-robust 调整的稳健标准误。

(2)不同规模企业的比较。从纳税活动看,规模越大的企业在纳税活动中往往具有较强“政企沟通”能力和“税务规划”能力,但规模较大的企业作为“重点税源”也通常受到当地税务部门的关注,需要为当地政府“贡献”更多税收。因此,税收征管对企业融资约束的影响是否因规模而不同,取决于上述两种效应的综合作用。与方程(1)不同,这里关注以企业雇员数目为标准所衡量的企业规模大小。遵循世界银行调查问卷对企业规模的划分,5人以上、19人以下为小型企业,20人以上、99人

^① 正如匿名审稿人所指出的,本文研究的一个重要前提是企业生产规模和产品是相对稳定的,而当企业有新产品(新服务)引入时,税收征管将如何影响企业融资约束仍需要实证检验;同时,金税三期工程分阶段、分地区实施也将导致地区之间税收征管方式和实际效应存在差异。在此,感谢审稿人的宝贵意见。稳健性检验具体估计结果参见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.org>)公开附件。

以下为中型企业,100人以上为大型企业。表9报告的分样本估计结果显示,总体而言,无论小型、中型还是大型企业,变量 $tm1$ 、 $tm2$ 系数都显著为负(第(4)列 $tm2$ 系数 p 值为 0.12),因此企业规模未对税收征管活动的“征税效应”产生实质影响。

表 9 分样本估计:不同规模企业的比较(Ordered Probit)

| 解释变量 | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
|-------|------------------------|----------------------|------------------------|---------------------|------------------------|------------------------|
| | 小型企业 | 小型企业 | 中型企业 | 中型企业 | 大型企业 | 大型企业 |
| $tm1$ | -0.3194*** (0.1036) | | -0.3075*** (0.0784) | | -0.5899*** (0.0873) | |
| $tm2$ | | -0.0688* (0.0400) | | -0.0353 (0.0228) | | -0.0719*** (0.0223) |
| 控制变量 | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 观测值 | 533 | 520 | 965 | 935 | 1045 | 995 |

注:***、**、* 分别表示 1%、5%、10%的显著性水平,括号中为经过 White-robust 调整的稳健标准误。

2. 影响机制检验

前述分析表明,税收征管会显著加剧企业融资约束。由于本文把融资约束看作企业经营情况的一个表象,需要更深入探讨税收征管活动直接影响企业经营的具体机制。直觉上,税收征管活动发生在税务人员与企业之间,不规范的税收征管活动会给企业增加负担。然而,企业面对不规范的税收征管活动的困扰会采取一定的措施应对。因此,本文从这两方面分析税收征管活动的影响机制。

(1) 税收征管与主观税负。税务人员在选择企业进行税收检查也是要考虑成本收益的,其目的是获取更多的税收,因此,税收征管活动必然会与企业的税收负担直接联系。现有文献往往使用所得税率衡量企业税负水平,但由于问卷未提供企业所得税率信息,本文使用主观税负感受衡量企业税负。本文按照如下原则构造描述企业税负水平的变量 $burden$: 当企业被问及“税率对企业运营形成多大阻碍”时,根据对应选项“没有障碍”、“较小障碍”、“一般障碍”、“较大障碍”、“非常严重障碍”将变量 $burden$ 依次赋值为 0、1、2、3、4。 $burden$ 取值越大,表示企业主观感受到的税负水平越高。考虑到被解释变量 $burden$ 为 0—4 之间的离散值,本文仍使用 Ordered Probit 模型进行实证估计。回归方程的关键解释变量为 $tm1$ 、 $tm2$, 所使用控制变量为:企业人力资本水平($human$)、是否国有企业(soe)、营业增长率($growth$)、企业年龄($lnage$)、规模($size$)、行业虚拟变量、所处地区是否为主要商业城市($business$)、地区法制环境(law)^①。

表 10 第(1)、(2)列报告了模型估计的偏回归系数, $tm1$ 、 $tm2$ 系数在 1%水平上显著为正,说明税收征管确实会增加企业主观税负。在控制变量中,变量 law 系数显著为负,表明良好的地方法制环境可以起到规范税务部门的征税活动的作用,从而减少其对企业日常运营带来的负面影响(刘骏和刘峰,2014)。

① 存货密集度也是影响企业税负的重要因素,但由于服务业在该项指标上存在缺失,本文未能在方程中加入这一变量。

(2) 税收征管与非正规活动支出。税务人员在税收征管活动中的自由裁量权必然导致理性的企业对此作出应对,采取种种行动以求减少税负,在文献中这也被称为“逼租”(Dong et al.,2016)。借鉴已有研究(李后建和马朔,2016),本文使用“企业提供给政府官员的非正规支出或礼物占销售额比重”衡量非正规活动支出 $rent$ ^①。尽管非正规活动支出可能由税收活动之外的因素(如通关、市场准入等)引发,但税收征管是政府与企业打交道的重要内容。本文将企业非正规活动支出作为回归方程被解释变量,使用税收征管 $tm1$ 、 $tm2$ 作为关键解释变量,控制变量包括:外部竞争环境(*competition*)、是否国有企业(*soe*)、是否出口企业(*export*)、政府管制程度(*regu*)、企业年龄($\ln age$)、规模(*size*)、行业虚拟变量以及地区法制环境(*law*)、城市人均 GDP($gdpper$)、人口规模(自然对数)($\ln popu$)、城市人力资本(*cityhum*)等。其中,人均 GDP、人口规模、城市人力资本均取滞后一期值,城市人力资本使用城市每百万人口高校数衡量。

表 10 第(3)、(4)列报告了相应的 OLS 估计结果, $tm1$ 、 $tm2$ 系数均在 1%水平上显著为正,说明税收征管的确增加了企业非正规活动支出。控制变量中,*law* 系数显著为负,即地区法制环境改善有助于减少企业非正规活动支出。为避免由“遗漏变量”导致的内生性偏误,文章使用前文构建的城市层面税收征管强度平均值 $tm1_{iv}$ 、 $tm2_{iv}$ 分别作为 $tm1$ 、 $tm2$ 工具变量进行 2SLS 估计,结果表明税收征管依然对企业非正规活动支出产生显著正向影响^②。

表 10 税收征管对企业主观税负和非正规活动支出的影响

| 解释变量 | (1) | (2) | (3) | (4) |
|------------|-----------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
| | Ordered Probit | Ordered Probit | OLS | OLS |
| | 税负水平 | 税负水平 | 非正规活动支出 | 非正规活动支出 |
| $tm1$ | 0.2409*** (0.0492) | | 0.2155*** (0.0613) | |
| $tm2$ | | 0.0985*** (0.0203) | | 0.0531*** (0.0203) |
| <i>law</i> | -0.0963** (0.0438) | -0.1178*** (0.0452) | -0.1900*** (0.0472) | -0.1669*** (0.0424) |
| 其他控制变量 | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 观测值 | 2538 | 2451 | 1822 | 1764 |

注:***、**、* 分别表示 1%、5%、10%的显著性水平,括号中为经过 White-robust 调整的稳健标准误。由于部分样本企业未提供非正规活动支出信息,第(3)、(4)列回归使用的样本数明显变少。

六、结论与启示

税务部门在税收征管环节的征管弹性导致行政负担,作用于企业感知的实际税负,进而影响企

① 非正规支出通过如下问题测度:“通常来讲,为‘把事情做好’企业需要向政府官员提供非正规支付或礼物,这些事情涉及通关、税收、许可、规章及相关服务等,平均而言,像你们这一类的企业向政府官员提供的非正式支付或礼物占销售收入的比例是多少”。

② 具体 2SLS 估计结果请参见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.org>)公开附件。

业的现金流和融资约束。本文利用世界银行 2012 年中国企业调查数据,研究税收征管活动对企业融资约束的影响。结果发现,不规范的税收征管活动会加剧企业融资约束;同时,面临财政压力的地方政府会向税务部门施压,强化税收征管活动。相比于国有企业,税收征管更容易加剧民营企业融资约束。而良好的法制环境可以缓解企业融资约束,约束地方政府行为,降低企业实际税收负担。税收征管还会显著提高企业的税负水平和非正规活动支出。这表明,在中国当前的制度环境下,由于地方政府的财政压力和税务部门的自由裁量权,税收征管活动给企业带来行政负担,对企业经营产生负面影响。

习近平总书记在党的十九大报告中指出,要“加快建立现代财政制度,建立权责清晰、财力协调、区域均衡的中央和地方财政关系”,“深化税收制度改革,健全地方税体系”。本文为深入理解税收征管活动的经济效应提供了新的微观证据,也为推进税收征管改革、改善企业融资环境提供了一些政策启示:①文献中认为,税收征管产生的征税效应将不可避免地减少企业留存收益,增加企业实际税负水平,影响企业融资活动;同时,税收征管活动也是一种有效的公司治理外部机制,可以产生积极的治理效应,有助于企业长远发展。本文研究表明,中国目前的税收征管总体上体现出负面的征税效应,恶化了企业融资约束。因此,在今后的税收征管改革中,税务部门需要科学制定税收任务,深入推进办税便利化改革,简化纳税企业办税手续,提升税务部门工作效率和服务意识,减轻行政负担,降低企业纳税成本。大力提高信息技术在税收征管实务中的应用,通过不同部门之间的信息共享,提升税收执法工作的公平性。②本文表明,良好的法制环境会规范税务部门的征税活动,降低企业实际税负,提升企业融资可得性,营造良好的地区法制环境,“把权力关进笼子里”,推进税收征管工作法制化,有助于企业的发展。因此,要明确税务部门的权力边界、责任清单与执法细则,推进税收征管工作的规范化和公开化,通过制度约束、组织优化、信息公开等方式压缩税收征管工作的“自由裁量权”,加强社会公众对税收征管活动的监督力度,形成税收征管多方参与治理的局面。③地方政府的财政压力是影响税收征管活动的重要因素,如果地方政府一味追求税收高增长,则可能造成过高的企业税负,损害企业发展。因此,要按照党的十九大精神,合理划分中央和地方提供公共服务的职责范围,增强地方政府的财权与事权的统一性,深化税收制度改革,通过健全地方税体系而合理增加地方税收收入;改进政府预算模式,建立全面规范透明、标准科学、约束有力的预算制度,实行“量入为出”的预算原则;探索社会资本提供公共服务的有效途径(如 PPP 模式),缓解地方政府的财政支出压力。

〔参考文献〕

- [1]陈德球,陈运森,董志勇. 政策不确定性、税收征管强度与企业税收规避[J]. 管理世界, 2016,(5):151-163.
- [2]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.
- [3]高培勇. 中国税收持续高速增长之谜[J]. 经济研究, 2006,(12):13-23.
- [4]韩志明. 街头官僚的行动逻辑与责任控制[J]. 公共管理学报,2008,(1):41-48.
- [5]胡晓,刘斌,蒋水全. 产品市场竞争、税收规避与资本投资——基于资金压力和代理成本视角的实证考察[J]. 经济评论, 2017,(1):90-105.
- [6]蒋冠宏. 融资约束与中国企业出口方式选择[J]. 财贸经济, 2016,(5):106-118.
- [7]李后建,马翔. 官员更替、政府管制与企业贿赂[J]. 公共行政评论, 2016,(3):125-146.
- [8]刘行,叶康涛. 金融发展、产权与企业税负[J]. 管理世界, 2014,(3):41-52.
- [9]刘慧龙,吴联生. 制度环境、所有权性质与企业实际税率[J]. 管理世界, 2014,(4):42-52.
- [10]刘骏,刘峰. 财政集权、政府控制与企业税负——来自中国的证据[J]. 会计研究, 2014,(1):21-27.
- [11]刘蓉,寇璇,周川力. 企业非税费用负担究竟有多重——基于某市企业问卷调查的研究[J]. 财经科学, 2017,

- (5):124-132.
- [12]逯东,孙岩,周玮,杨丹. 地方政府政绩诉求、政府控制权与公司价值研究[J]. 经济研究, 2014,(1):56-69.
- [13]吕冰洋,樊勇. 分税制改革以来税收征管效率的进步和省际差别[J]. 世界经济, 2006,(10):69-77.
- [14]吕冰洋,郭庆旺. 中国税收高速增长的源泉:税收能力和税收努力框架下的解释[J]. 中国社会科学, 2011,(2):76-90.
- [15]罗长远,李姝醒. 出口是否有助于缓解企业的融资约束?——基于世界银行中国企业调查数据的实证研究[J]. 金融研究, 2014,(9):1-17.
- [16]毛程连,吉黎. 税率对外资企业逃避税行为影响的研究[J]. 世界经济, 2014,(6):73-89.
- [17]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.
- [18]钱先航,曹廷求,李维安. 晋升压力、官员任期与城市商业银行的贷款行为[J]. 经济研究, 2011,(12):72-85.
- [19]孙浦阳,李飞跃,顾凌骏. 商业信用能否成为企业有效的融资渠道——基于投资视角的分析[J]. 经济学(季刊), 2014,(4):1637-1652.
- [20]王亮亮,王娜. 税制改革、工资跨期转移与公司价值[J]. 管理世界, 2015,(11):145-160.
- [21]王跃堂,王亮亮,彭洋. 产权性质、债务税盾与资本结构[J]. 经济研究, 2010,(9):122-136.
- [22]肖晶,粟勤. 破除银行业垄断能够缓解中小企业融资约束吗[J]. 南开经济研究, 2016,(5):19-35.
- [23]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.
- [24]于蔚,汪淼军,金祥荣. 政治关联和融资约束:信息效应与资源效应——来自中国民营上市公司的经验证据[J]. 经济研究, 2012,(9):125-139.
- [25]于文超,何勤英. 投资者保护、政治联系与资本配置效率[J]. 金融研究, 2013,(5):152-166.
- [26]于文超,肖雅玲,肖忠意. 税务检查、税负水平与企业生产效率——基于世界银行企业调查数据的经验研究[J]. 经济科学, 2015,(9):70-81.
- [27]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.
- [28]张会丽,吴有红. 超额现金持有水平与产品市场竞争优势——来自中国上市公司的经验证据[J]. 金融研究, 2012,(2):183-195.
- [29]张三峰,张伟. 融资约束、金融发展与企业雇佣——来自中国企业调查数据的经验证据[J]. 金融研究, 2016,(10):111-126.
- [30]周黎安,刘冲,厉行. 税收努力、征税机构与税收增长之谜[J]. 经济学(季刊), 2011,(1):1-18.
- [31]Ayyagari, M., A. Demirgüçkunt, and V. Maksimovic. Formal Versus Informal Finance: Evidence from China[J]. *Review of Financial Studies*, 2010,23(8):3048-3097.
- [32]Chen, S. X. Industrial Favoritism over Local Political Cycles in China [R]. University of Western Australia Manuscript, 2017.
- [33]Chong, T. L., L. Lu, and S. Ongena. Does Banking Competition Alleviate or Worsen Credit Constraints Faced by Small and Medium-Sized Enterprises? Evidence from China[J]. *Journal of Banking & Finance*, 2013,37(9):3412-3424.
- [34]Davies, R. B., and C. Eckel. Tax Competition for Heterogeneous Firms with Endogenous Entry [J]. *American Economic Journal: Economic Policy*, 2010,2(1):77-102.
- [35]Devereux, M. P., B. Lockwood, and M. Redoano. Do Countries Compete over Corporate Tax Rates [J]. *Journal of Public Economics*, 2008,92(5-6):1210-1235.
- [36]Dong, Z., X. Wei, and Y. Zhang. The Allocation of Entrepreneurial Efforts in a Rent-seeking Society: Evidence from China[J]. *Journal of Comparative Economics*, 2016,44(2):353-371.
- [37]Graham, J. R. Tax and Corporate Finance: A Review [J]. *Review of Financial Studies*, 2003,16 (4):1075-1129.
- [38]Lennox, C. S., W. Li, J. Pittman, and Z. Wang. The Determinants and Consequences of Tax Audits: Some

- Evidence from China[R]. SSRN Working Paper, 2015.
- [39]Leuz, C., D. Nanda, and P. D. Wysocki. Earnings Management and Investor Protection: An International Comparison[J]. *Journal of Finance Economics*, 2003,69(3):505–527.
- [40]Lim, Y. Tax Avoidance, Cost of Debt and Shareholder Activism: Evidence from Korea [J]. *Journal of Banking & Finance*, 2011,35(2):456–470.
- [41]Lipsky, M. *Toward a Theory of Street-Level Bureaucracy* [A]. Hawley, W., and M. Lipsky. *Theoretical Perspectives on Urban Politics* [C]. Englewood Cliffs: Prentice-Hall, 1977.
- [42]Lü, X., and P. Landry. Show Me the Money: Interjurisdiction Political Competition and Fiscal Extraction in China[J]. *American Political Science Review*, 2014,108(3):706–722.
- [43]Moynihan, D., P. Herd, and H. Harvey. Administrative Burden: Learning, Psychological, and Compliance Costs in Citizen-State Interactions[J]. *Journal of Public Administration Research and Theory*, 2015,25(1):43–69.
- [44]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.

Tax Enforcement Activities, Fiscal Pressure and Firms' Financial Constraints

YU Wen-chao¹, YIN Hua², LIANG Ping-han³

- (1. School of Economics of Southwest University of Political Science & Law, Chongqing 401120, China;
2. School of Shanghai Development of Shanghai University of Finance and Economics, Shanghai 200433, China;
3. School of Government of Sun Yat-sen University, Guangzhou 510275, China)

Abstract: The discretionary power of the taxation authorities creates the administrative burden, and affects the perceived real tax burden of firms, consequently the firms' cash flow and financial constraints. This paper employs the World Bank's Chinese Firm Survey in 2012, constructs a measure of the firm-level tax enforcement activities based on the firm-level tax examination information, and examines the impact of tax enforcement activities on firms' financing activity under the background of fiscal pressure. The results suggest that stricter tax enforcement is significantly associated with stronger financial constraints. On average, the firms that receive tax examination are 14% more likely to have financial constraints in operations. But this negative effect is mitigated by the legal environment. Meanwhile, when the local government's financial surplus is lower in the previous year, the firms are significantly more likely to receive tax examination, and are more frequently visited by the tax enforcement authorities. Further, this paper shows that tax enforcement significantly deteriorates the private firms' financial constraints, and raises the firms' real tax burden and rent-seeking expenditure, indicating that the irregular and flexible tax enforcement negatively affects firm operations. This paper not only provides us with the new micro-evidence to understand deeply the economic effects of tax enforcement, but also the policy suggestions to promote the reform of tax administration, improve local tax system and standardize tax enforcement activities.

Key Words: tax enforcement; fiscal pressure; financial constraints

JEL Classification: H23 G32 G38

[责任编辑:覃毅]