

# 税收征管规范化与审计定价

## ——基于税务行政处罚裁量基准的准自然实验

汤晓建<sup>1,2</sup>, 杜东英<sup>1</sup>, 张俊生<sup>3</sup>, 林斌<sup>3</sup>

(1. 南京农业大学 金融学院, 江苏 南京 210095; 2. 东北财经大学 会计学院, 辽宁 大连 116025;  
3. 中山大学 管理学院, 广东 广州 510275)

**摘要:**健全税务行政处罚裁量基准制度是法治政府建设过程中地方税务部门税收征管治理改革的重要举措。文章以2016年起各省级税务局陆续出台的《税务行政处罚裁量基准》为准自然实验场景,探究了税收征管规范化与公司审计定价的关系。研究发现,各地方税务行政处罚裁量基准实施后,税收征管规范化显著提高了公司审计定价,而且这种关系尤其体现在避税程度较高和征纳合谋程度较高的公司中。研究结果表明,伴随着税务行政处罚裁量基准的实施,税收征管规范化促使审计师通过加大审计投入降低公司涉税违法风险,进而优化了上市公司外部治理环境。

**关键词:** 税收征管; 规范化; 税务行政处罚裁量基准; 审计定价; 准自然实验

**中图分类号:** F239.4; F275 **文献标识码:** A **文章编号:** 1009-0150(2022)02-0018-12

### 一、引言

税收征管作为企业重要的外部监督机制(Dyck和Zingales, 2004),不仅能够抑制企业激进的避税行为(Hoopes等, 2012; 范子英和田彬彬, 2013),而且也能够降低公司代理成本、减少盈余管理等(曾亚敏和张俊生, 2009; 叶康涛和刘行, 2011)。事实上,税收征管发挥公司治理作用主要体现在,税收征管力度的加强,加大了激进避税活动的税收稽查风险,直接影响了公司避税的边际成本(Desai等, 2007)。为了降低税收稽查处罚风险,公司在进行避税时往往会采用更加隐蔽或者更为复杂的方法(Dhaliwal等, 2004; Gupta等, 2016),这些复杂的交易和事项也为管理层隐藏自己的“抽租”行为蒙上了“面纱”(Slemrod, 2004)。因此,作为政府税收监管的执行单位,税务机关在税收稽查过程中会监督任何影响税源的行为(曾亚敏和张俊生, 2009)。根据《中华人民共和国税收征收管理法》中第五十四条规定,“税务机关有权检查纳税人的账簿、记账凭证、报表和有关资料,检查扣缴义务人代扣代缴、代收代缴税款账簿、记账凭证和有关资料”,

收稿日期: 2021-11-22

**基金项目:** 教育部人文社科青年基金项目“税务行政处罚裁量权研究: 量化、治理与微观经济后果”(20YJC790125); 中国博士后科学基金资助项目“地方税务部门执法治理改革与企业财税行为响应: 基于税务行政处罚裁量权的视角”(2021M700022); 江苏省高校哲学社会科学一般项目“上市公司使用结构化主体行为研究: 影响因素及经济后果”(2020SJA0057); 中央高校基本科研业务费人文社科基金项目(SKYZ2020009; SKYC2020020)。

**作者简介:** 汤晓建(1989—),男,江苏海门人,南京农业大学金融学院副教授,东北财经大学会计学院博士后(通讯作者);  
杜东英(1989—),女,山东济宁人,南京农业大学金融学院博士研究生;  
张俊生(1975—),男,河北秦皇岛人,中山大学管理学院教授、博士生导师;  
林斌(1962—),男,江西金溪人,中山大学管理学院教授、博士生导师。

针对税务稽查过程中产生的任何涉税可疑信息,税务机关都有权进行涉税项目的税务检查。而税收征管人员对涉税项目的税务稽查信息可能会引起审计师的关注,促使审计师增加对此涉税项目的进一步审计程序,进而影响审计定价。基于“金税工程三期”与审计定价关系的研究也表明,税务机关税收征管与审计师财务报表审计具有一定的互补性(郑建明和孙诗璐,2021;李增福和朱进,2022)。然而,总体而言,有关税收征管如何影响审计定价的研究仍然比较匮乏,既有的研究也主要考虑税收征管后置因素——征管能力提升对审计定价的影响,而较少考虑来自具有法律威慑力的税收征管前置因素——税务行政处罚裁量基准的影响。

因此,本文拟基于税收征管前置因素——税务行政处罚裁量基准视角来探究税收征管规范化对审计定价的影响。研究初衷主要源于两方面:其一,“金税工程三期”主要借助税收信息化的手段来提高事后税收征管能力(唐博和张凌枫,2019;张克中等,2020),以此实现税收征管全过程的监督,进而产生了一定的技术手段威慑。但“金税工程三期”并没有包含税收征管前置法律条款规范化对税收违法行为的法律威慑。而税务行政处罚裁量基准则明确了税收违法行为的具体处罚标准,能够对企业财税行为产生税收征管事前的法律威慑。其二,“金税工程三期”侧重“以票治税”,并于2016年在全国范围内实现全覆盖。而2016年以后各地方税务局才陆续出台相应的税务行政处罚裁量基准,且目前各省份的税务行政处罚裁量基准尚处于完善阶段。由此可见,现阶段侧重事后征管能力的提升对税收违法行为产生威慑作用的“金税工程三期”,并未真正与侧重事前征管法律威慑的“税务行政处罚裁量基准”产生有效融合<sup>①</sup>。因此,缺乏基于征管前置因素——税务行政处罚裁量基准考虑的税收征管研究可能是不完善的。事实上,完善的税收征管体制除了加强事后税收征管力度外,也需要更加明细的税务行政处罚裁量基准。如果仅仅依靠征管力度的提升,而缺乏相应约束甚至惩戒税收违法行为的税务行政处罚裁量基准的支撑,那么对税收违法行为的法律上的威慑作用是不够的。经验研究表明,缺乏执法基准考虑的税收征管事后的反而助长了企业避税行为(DeBacker等,2015)。

综上,自2016年起各省级税务局陆续出台的《税务行政处罚裁量基准》也为检验税收征管规范化与审计定价的关系提供了“准自然实验”研究场景。基于此,本文以2013–2020年我国A股上市公司为研究样本,基于税务行政处罚裁量基准实施的“准自然实验”场景,主要探究了税收征管规范化与公司审计定价的关系。研究结果表明,伴随着税务行政处罚裁量基准的实施,税收征管规范化显著提高了公司的审计定价。本文可能的研究贡献如下:第一,丰富了从税收征管前置因素——税务行政处罚裁量基准视角来探究税收征管规范化对审计定价影响的相关研究。以往研究主要是基于事后税收征管稽查视角来探究“金税工程三期”对审计定价的影响,尚未形成统一的研究结论(李增福和朱进,2022;郑建明和孙诗璐,2021)。本文基于我国省级层面各地方税务行政处罚裁量基准实践,在考虑税收征管前置法律因素后探究了税收征管规范化与公司审计定价的关系,进一步丰富了税收征管与审计定价关系文献。第二,本研究对深入探究税收征管规范化与审计定价的关系具有实践参考。本文揭示了伴随着税务行政处罚裁量基准的实施,税收征管规范化显著增加了公司审计投入,进而降低了公司所面临的涉税违法处罚风险,有助于通过规范税收征管体制优化上市公司外部治理环境,对审计师审计决策及改善公司审计质量具有一定的政策启示。

<sup>①</sup>截至目前,有29个省份按照《国家税务总局关于规范税务行政裁量权工作的指导意见》(国税发〔2012〕65号)和《税务行政处罚裁量权行使规则》(国税发〔2016〕78号)发布了各地方对应的税务行政处罚裁量基准。有2个省份(新疆和湖南)按照《国家税务总局关于规范税务行政裁量权工作的指导意见》而未按照《税务行政处罚裁量权行使规则》发布相应的税务行政处罚裁量基准。基于各地方按照《税务行政处罚裁量权行使规则》发布相应的税务行政处罚裁量基准,以及在本文的研究期间无法及时获得上市公司2021年的相关财务数据,因此,本文的研究设计仅考虑了截至2020年12月31日27个省份相应的税务行政处罚裁量基准的实施情况。

## 二、制度背景、理论分析与研究假设

### (一) 制度背景

健全税务行政处罚裁量权基准制度是法治政府建设过程中地方税务部门税收征管治理改革的重要举措。早在2012年,为了规范税收征管行为,切实保障纳税人合法权益,加快推进税务机关依法行政,构建和谐税收征纳关系,国家税务总局发布了《国家税务总局关于规范税务行政处罚裁量权工作的指导意见》(国税发〔2012〕65号)。该指导意见明确在赋予税务机关税务行政处罚裁量权的同时,必须对相应的税务行政处罚裁量权进行规范和控制。2015年中共中央、国务院印发的《法治政府建设实施纲要(2015—2020年)》指出,坚持严格、规范、公正、文明执法是我国法治政府建设的主要任务之一。该主要任务落实到税收领域就是健全税务行政处罚裁量权基准制度,以此促进税收征管规范化。随后,在2016年,国家税务总局发布了《税务行政处罚裁量权行使规则》(国税发〔2016〕78号,下文简称《行使规则》),规范了税务行政处罚裁量权的管理,细化、量化了税务行政处罚裁量标准。各省级税务局基于该《行使规则》也相继发布了各地方的《税务行政处罚裁量基准》,进一步规范了各地方税务行政处罚裁量权的范围、种类和幅度,细化、量化了各地方税务行政处罚裁量基准,保障了税收征管的公平性和合理性。2021年3月24日,中共中央办公厅、国务院办公厅印发的《关于进一步深化税收征管改革的意见》指出,在严格规范税务执法行为过程中要不断完善税务执法及税费服务相关工作规范,持续健全税务行政处罚裁量基准制度。

综上,税务行政处罚裁量权绝不意味着“随意裁量”,而是要求税务机关合法合理设定裁量基准,严格遵守法定程序,公正、公开行使裁量权力。通过对税务机关税务行政权力行使制定严格的裁量规则,能够切实减少“人情税”“关系税”,最大限度地规范税务人,促进执法公平和税法遵从,为经济社会的健康发展营造良好的税收环境。总体上,规范税务行政处罚裁量权的行使,明晰了各地方税收违法行为的具体处理基准,切实限制了税务机关与纳税人之间“征纳合谋”的寻租空间,增强了税务行政处罚法律上的威慑力,有助于促进税收征管的规范化。

### (二) 理论分析与研究假设

以往研究指出,公司会使用涉税项目进行盈余管理(Dhaliwal等, 2004; Gupta等, 2016)来达到避税的目的(Hanlon和Heitzman, 2010)。针对避税严重的企业,税收征管人员会加大对该企业涉税项目的税务检查力度,以此来抑制企业避税行为(Hoopes等, 2012)。税收征管人员对涉税项目的税务稽查信息可能会对审计师的财务报表审计活动产生一定的互补性,即审计师通过获取税务稽查信息来判断某项涉税项目是否需要进一步的审计程序。基于审计投入视角,如果某项被税务稽查的涉税项目中财务信息疑点较多,审计师可能会通过加大审计投入并对此涉税项目执行更严格的进一步审计程序,进而提高了审计定价。相反,基于审计风险视角,随着税收征管人员对可疑的涉税项目稽查力度的加大,公司的信息透明度能够得到显著改善(Hanlon等, 2014)。此时,税务稽查的有利信息可能通过公司信息透明度的改善降低审计风险,减少审计师的审计投入,进而降低审计定价。由此可见,综合审计投入和审计风险的结果来看,税收征管会显著影响审计定价。类似地,嵌入税收征管前置因素——税务行政处罚裁量基准视角的税收征管规范化也可能对审计定价产生影响。

基于审计投入的视角,伴随着税务行政处罚裁量基准的实施,税收征管规范化可能会显著提高公司审计定价。一方面,税收征管规范化明确了税收违法为具体的行政处罚标准,具有更强的法的事前威慑力,强化了税收违法成本的信号作用,促使审计师加大对企业涉税项目的

审计测试努力程度,进而通过提高审计定价降低企业涉税的违法风险。比如,针对纳税人欠缴应纳税款的税收违法行为处理,国家税务总局广东省税务局明确了具体的税收违法行为处理规定:“违法程度较轻的,妨碍追缴欠税金额1万元以下的,处欠缴税款0.5倍罚款”;“违法程度一般,妨碍追缴欠税金额1万元以上(不含本数)、10万元以下的,处欠缴税款0.5倍以上1倍以下罚款”;“违法程度严重,妨碍追缴欠税金额10万元以上的(不含本数),处欠缴税款1倍以上5倍以下罚款”。然而,税收征管法只明确了欠缴应纳税款所要承担的法律 responsibility,却并未明确具体的税收违法行为裁量基准。基于广东省税务行政处罚裁量基准,如果广东辖区企业欠缴应纳税款,它将面临不同税收违法程度相应的税务行政处罚。由此可见,伴随着各地方税务行政处罚裁量基准的实施,企业因税收违法被税务部门惩戒的力度显著提升,相应的惩戒效力也显著增强。所以,基于税务行政处罚裁量基准的税收征管规范化会加大审计师对涉税项目的审计检查力度,进而提高了审计定价。

另一方面,税收征管规范化在一定程度上完善了税收征管体制,限制了税务机关与企业“征纳合谋”的寻租空间,暴露了企业涉税项目的违规风险,促使审计师加大对涉税项目的审计投入,以此降低因“征纳合谋”的外部环境被打破后涉税违法风险。具体地,尚待完善的税收执法体制会助长税收征纳双方合谋避税行为,如具备较大税收征管自由裁量权的征管人员可能会通过接受贿赂的方式纵容企业避税(田彬彬和范子英,2018)。在各地方税务行政处罚裁量基准被明确前,税收征管人员的税收征管自由裁量权较大,很可能与企业之间形成“征纳合谋”的寻租空间,以此纵容企业避税,进而加大了企业涉税项目的违规风险。但在各地方税务行政处罚裁量基准被明确后,该类现象被显著抑制。例如,在税款征收管理类,针对纳税人不进行纳税申报、不缴或者少缴应纳税款的税收违法行为处理,国家税务总局天津分局明确了具体的税收违法行为处理规定。例如,“五年内首次发生的,处不缴或者少缴税款百分之五十的罚款”;“五年内发生两次以上的,处不缴或者少缴税款百分之五十以上二倍以下的罚款”;“有拒绝检查等特别严重情节的,处不缴或者少缴税款二倍以上五倍以下的罚款”。如果天津辖区企业不进行纳税申报、不缴或者少缴应纳税款,税款征收行政处罚裁量基准为税收征管人员针对此类税收违法行为提供了具体的税收征管处理基准。至此,税收征管人员自由裁量空间被压缩,税收征管人员与企业之间“征纳合谋”的外部环境被打破,暴露了企业涉税项目违规风险,促使审计师加大对涉税项目的审计投入,进而通过提高审计定价降低因“征纳合谋”外部环境被打破后的涉税违法风险。

综上,可以预期,伴随税务行政处罚裁量基准的实施,税收征管规范化可能会显著提高审计定价。但是,基于审计风险的视角,伴随税务行政处罚裁量基准的实施,税收征管规范化能够显著降低企业避税(汤晓建等,2021)和盈余管理,进而降低审计风险,减少审计师对涉税项目的努力程度,从而可能会导致审计定价的下降。也就是说,伴随税务行政处罚裁量基准的实施,税收征管规范化也可能显著降低审计定价。总体上,伴随税务行政处罚裁量基准的实施,税收征管规范化对审计定价的影响最终是综合了审计投入和审计风险影响之后的结果,进而表现为税收征管规范化既可能提高也可能降低审计定价。因此,本文提出如下竞争性假设:

H1a: 各地方税务行政处罚裁量基准实施后,税收征管规范化显著提高审计定价。

H1b: 各地方税务行政处罚裁量基准实施后,税收征管规范化显著降低审计定价。

以往文献表明,企业避税程度越高,其所支付的审计定价也越高(Donohoe和Knechel,2014)。一方面,公司主要采用预估应计税款(Dhaliwal等,2004)、税收应急储备(Gupta等,2016)等涉税项目进行盈余管理,增加了企业与审计师之间的信息不对称程度(Dhaliwal等,2004),以

此增加了审计师对涉税项目的努力程度,进而提高了审计定价。另一方面,在企业采用涉税项目进行盈余管理的同时,其往往也表现出较激进的避税政策,比如,会计-税收差异显著增大(Hanlon等,2012),加大了企业涉税审计风险,迫使审计师需要采用更专业、更复杂的审计技术来揭示企业涉税项目的审计风险情况,增加了审计师的审计投入,从而提高了审计定价。基于前文预期,伴随税务行政处罚裁量基准的实施,税收征管规范化对审计定价的影响在避税程度高的公司中更为显著。因此,本文提出如下第二个假设:

H2:各地方税务行政处罚裁量基准实施后,税收征管规范化对审计定价的影响在避税程度高的公司中更为显著。

尚待完善的税收征管体制会助长税收征纳双方合谋的避税行为,如具备较大税收征管自由裁量权的征管人员可能会通过接受贿赂的方式纵容企业避税(田彬彬和范子英,2018)。然而,企业避税会增加企业涉税审计风险,迫使审计师加大对企业涉税项目的审计测试努力程度,进而提高了审计定价(Donohoe和Knechel,2014)。由此可见,税收征管执法人员与经理人之间征纳合谋会显著提高公司审计定价。基于前文预期,伴随税务行政处罚裁量基准的实施,税收征管规范化对审计定价的显著影响尤其体现在征纳合谋程度高的公司中。因此,本文提出如下第三个假设:

H3:各地方税务行政处罚裁量基准实施后,税收征管规范化对审计定价的影响在征纳合谋程度高的公司中更为显著。

### 三、研究设计

#### (一)数据来源

基于截至2020年12月31日我国27个省份地方税务局实施的各地方税务行政处罚裁量基准,本文选取了2013—2020年我国A股上市公司的样本数据。具体地,本文根据如下原则进行数据选取:(1)剔除金融类企业的公司;(2)剔除\*ST、ST类公司;(3)剔除有缺失值的公司。最终得到19322家样本公司。为了降低异常值的影响,本文对连续变量在1%到99%分位数水平上进行了Winsorize处理。本文宏观经济数据来自CNRDS数据库,政府干预程度数据来源于王小鲁等2021年发布的《中国分省份市场化指数报告(2021)》,财务及其他数据来源于CSMAR数据库。

#### (二)变量定义

1. 审计定价( $AuditFee_{i,t}$ )。借鉴Donohoe和Knechel(2014)、文雯等(2020)对审计定价替代变量的取值方法,本文选取上市公司公开披露审计费用的自然对数作为审计定价替代变量( $AuditFee_{i,t}$ )。该数值越大,表明审计定价越高。

2. 税收征管规范化( $Rov$ )。鉴于不同省份出台并实施各地方《税务行政处罚裁量基准》的时间不同,这为设定税收征管规范化的替代变量( $Rov$ )指标提供了较好的条件。如果公司样本年份在地方税务行政处罚裁量基准实施当年及以后,设定税收征管规范化变量 $Rov$ 取值为1;否则, $Rov$ 取值为0。

3. 企业避税程度( $TAXAVOID_{i,t}$ )。以往文献主要关注企业所得税避税问题(汤晓建等,2021)。主要原因在于:增值税、消费税和营业税属于间接税,企业能将该税负转嫁给其他纳税人。而企业所得税属于直接税,该税负不能转嫁,由企业直接负担,相比间接税更容易被筹划。相对于间接税,税务行政处罚裁量基准实施更容易影响企业所得税避税问题。因此,本文选择企业所得税有效税率来衡量企业避税程度。借鉴Dyreng等(2008)的计算方法,企业有效税率( $ETR$ )等于所得税费用与税前会计利润的比值。参考刘行和赵晓阳(2019),本文将 $ETR$ 缩尾至

[0,1]的区间。由于我国很多企业享受税收优惠,直接用实际税率衡量避税程度可能不可比,所以本文进一步使用公司名义税率减去实际税率来衡量企业避税程度( $TAXAVOID_{i,t}$ )。其数值越大,表明企业避税程度越高;反之,其数值越小,表明企业避税程度越低。

4. 征纳合谋程度( $EC_{i,t}$ )。借鉴田彬彬和范子英(2018),将反映企业的寻租性贿赂支出的企业业务招待费占营业收入的比例作为征纳双方合谋程度替代变量的思路,为了最大限度地剔除与征纳合谋无关的寻租性贿赂支出的影响<sup>①</sup>,参考Zeng等(2016)、Kim等(2021),本文计算出公司寻租性支出程度( $EC_{i,t}$ )作为征纳合谋程度的衡量指标。具体模型如下:

$$ETC_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 ExecPay_{i,t} + \alpha_2 OwnCon_{i,t} + \alpha_3 BSize_{i,t} + \alpha_4 AccPay_{i,t} + \alpha_5 AccRcv_{i,t} + \alpha_6 SIZE_{i,t} + Industry + Year + \varepsilon \quad (1)$$

其中, $ETC$ 为业务招待费和差旅费之和与营业收入的比值; $ExecPay$ 为前三高管薪酬与营业收入比值; $OwnCon$ 为前十大股东股权集中度; $BSize$ 为董事会规模; $AccPay$ 为应付账款与营业收入比值; $AccRcv$ 为应收账款与营业收入比值; $SIZE$ 为公司规模; $\varepsilon$ 为公司寻租性支出程度( $EC$ )。公司寻租性支出程度( $EC_{i,t}$ )值越大,表明征纳合谋程度越高;反之,公司寻租性支出程度( $EC_{i,t}$ )值越小,表明征纳合谋程度越低。

5. 控制变量。参考Simunic(1980)、Donohoe和Knechel(2014)、魏志华和陈逸群(2019)等文献,本文选取如下控制变量:(1)净资产收益率( $ROE_{i,t}$ ),等于净利润与所有者权益总额的比值。(2)成长性( $GROWTH_{i,t}$ ),等于营业收入增长率。(3)资产负债率( $LEV_{i,t}$ ),等于公司负债总额与资产总额比值。(4)应收账款占比( $REC_{i,t}$ ),等于应收账款净额与资产总额比值。(5)存货占比( $INV_{i,t}$ ),等于存货总额与资产总额的比值。(6)公司规模( $SIZE_{i,t-1}$ ),等于当期期初资产的自然对数。(7)董事会规模( $BDSIZE_{i,t}$ ),等于董事会人数的自然对数。(8)两职合一( $DUAL_{i,t}$ ),如果董事长与总经理为同一人,则取值为1;否则取值为0。(9)是否“四大”审计( $BIG4_{i,t}$ ),如果公司被“四大”审计,取值为1;否则取值为0。(10)盈余质量( $DA_{i,t}$ ),借鉴Kothari等(2005),计算得出当期可操控性应计值。可操控性应计盈余值越大,表明公司盈余质量越差;反之,盈余质量越好。(11)上一年度审计意见情况( $OPINION_{i,t-1}$ ),当企业上一年度被出具非标准审计意见,则取值为1;否则取值为0。(12)企业性质( $SOE_{i,t}$ ),如果公司为国有企业,取值为1;否则取值为0。(13)审计任期( $Auditten_{i,t}$ ),其值为会计师事务所持续审计年限的自然对数。(14)会计师事务所变更( $Auditcha_{i,t}$ ),如果公司审计当年存在会计师事务所变更,则取值为1;否则取值为0。(15)经济发展水平( $Pergdp_{i,t-1}$ ),等于省份人均GDP的自然对数。(16)政府干预程度( $Interv_{i,t-1}$ ),参考王小鲁等(2021)<sup>②</sup>,如果地方政府与市场的关系按年度和省份排序的排名为后15名的,则 $Interv_{i,t-1}$ 取值为1,代表政府干预程度较高的地区;如果地方政府与市场的关系按年度和省份排序的排名为前16名的,则 $Interv_{i,t-1}$ 取值为0,代表政府干预程度较低的地区。此外,考虑到企业层面不随时间变化因素对本文回归结果的影响,本文控制了企业固定效应( $\mu_i$ )。最后,本文通过行业和年份虚拟变量控制了行业和年份固定效应。

<sup>①</sup>借鉴田彬彬和范子英(2018)征纳合谋变量设计的思路,受限于税收相关数据的公开性,现实中很难直接找到能够精确衡量税务机关与企业之间征纳合谋程度的替代变量,只能通过模型设定最大限度地剔除与征纳合谋无关的寻租性贿赂支出的影响来间接反映税收征纳合谋程度。虽然这一衡量仍然存在一定的噪音,但是,这种衡量目前可能是可行的。因为剔除噪音影响后的寻租性贿赂支出事实上包含了税收征管双方的合谋支出,但也可能仍然包括了其他类型的合谋支出;如果在这种影响下能够出现显著性系数,那么基于精确细分税收征纳双方合谋支出估计出的显著性系数只会更大。

<sup>②</sup>由于王小鲁等(2021)《中国分省份市场化指数报告(2021)》中反映政府干预程度的只有省份层面“政府与市场的关系排序(2008-2019)”指标,因此,本文主要以该报告中省份层面的“政府与市场的关系排序(2008-2019)”指标按年度和省份分类,并基于排名是否在后15名分组来判别不同区域的政府干预程度。

### (三) 模型设定

参考Simunic(1980)、Donohoe和Knechel(2014)、魏志华和陈逸群(2019)等研究,为了验证假设1,我们构建了如下多时点双重差分(DID)固定效应检验模型:

$$AuditFee_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Rov + \alpha_i Control_{i,t} + \mu_i + Industry + Year + \varepsilon \quad (2)$$

其中,如果 $\alpha_1$ 为正值(负值),且在统计上显著,则表明相对于各地方税务行政处罚裁量基准实施前,在各地方税务行政处罚裁量基准实施后,税收征管规范化显著提高(降低)审计定价。

为了验证假设2和假设3,本文分别构建如下多时点双重差分(DID)固定效应检验模型:

$$AuditFee_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Rov + \beta_2 TAXAVOID_{i,t} + \beta_3 Rov \times TAXAVOID_{i,t} + \beta_i Control_{i,t} + \mu_i + Industry + Year + \varepsilon \quad (3)$$

$$AuditFee_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 Rov + \gamma_2 EC_{i,t} + \gamma_3 Rov \times EC_{i,t} + \gamma_i Control_{i,t} + \mu_i + Industry + Year + \varepsilon \quad (4)$$

如果 $\beta_3$ 与 $\gamma_3$ 在统计上显著,则本文的假设2与假设3成立。

## 四、实证结果分析与讨论

### (一) 描述性统计结果分析

表1为本文主要变量的描述性统计结果。从中可以看出,  $AuditFee_{i,t}$ 均值为13.713,  $Rov$ 均值为0.447,  $TAXAVOID_{i,t}$ 均值为0.074,  $EC_{i,t}$ 均值为-0.0002。此外,有关控制变量方面,  $DUAL_{i,t}$ 均值为0.282,表明28.2%的样本公司董事长和总经理是同一人。  $BIG4_{i,t}$ 均值为0.054,表明有5.4%的样本公司选择了“四大”审计,而有94.6%的样本公司选择了非“四大”审计。  $OPINION_{i,t}$ 均值为0.027,表明2.7%的样本公司被出具了非标审计意见。  $SOE_{i,t}$ 均值为0.337,表明有33.7%的样本公司为国有企业,而66.3%的样本公司为民营企业。  $Auditcha_{i,t}$ 均值为0.104,表明10.4%的样本公司存在当期会计师事务所的变更。

表1 描述性统计结果

变量	样本量	均值	中位数	标准差	最小值	最大值
$AuditFee_{i,t}$	19322	13.713	13.592	0.608	11.775	18.143
$Rov$	19322	0.447	0.000	0.497	0.000	1.000
$TAXAVOID_{i,t}$	19322	0.074	0.100	0.150	-0.750	0.250
$EC_{i,t}$	19322	-0.000	-0.001	0.007	-0.016	0.037
$ROE_{i,t}$	19322	0.054	0.067	0.141	-0.867	0.313
$GROWTH_{i,t}$	19322	0.133	0.097	0.259	-0.290	0.782
$LEV_{i,t}$	19322	0.424	0.416	0.202	0.059	0.885
$REC_{i,t}$	19322	0.126	0.106	0.105	0.000	0.479
$INV_{i,t}$	19322	0.143	0.110	0.136	0.000	0.714
$SIZE_{i,t-1}$	19322	22.129	21.960	1.286	19.714	26.110
$BDSIZE_{i,t}$	19322	2.290	2.303	0.254	1.609	2.890
$DUAL_{i,t}$	19322	0.282	0.000	0.450	0.000	1.000
$BIG4_{i,t}$	19322	0.054	0.000	0.226	0.000	1.000
$DA_{i,t}$	19322	0.001	-0.001	0.065	-0.177	0.229
$OPINION_{i,t-1}$	19322	0.027	0.000	0.161	0.000	1.000
$SOE_{i,t}$	19322	0.337	0.000	0.473	0.000	1.000
$Auditten_{i,t}$	19322	1.927	2.079	0.692	0.693	3.219
$Auditcha_{i,t}$	19322	0.104	0.000	0.305	0.000	1.000
$Pergdp_{i,t-1}$	19322	11.195	11.221	0.423	10.183	12.011
$Interv_{i,t-1}$	19322	0.157	0.000	0.364	0.000	1.000

## (二) 回归结果分析

表2为税收征管规范化与审计定价关系的回归结果。其中,如第(1)列结果所示,在未控制影响公司审计定价相关控制变量时, $Rov$ 与 $AuditFee_{i,t}$ 在1%水平上显著正相关。如第(2)列结果所示,在控制影响公司审计定价相关控制变量后, $Rov$ 与 $AuditFee_{i,t}$ 在1%统计水平上存在显著正相关关系。由此表明,相对于各地方税务行政处罚裁量基准实施前,在各地方税务行政处罚裁量基准实施后,税收征管规范化显著提高了公司审计定价,从而支持了本文的假设H1a。其经济含义为,伴随着税务行政处罚裁量基准实施,税收征管规范化每增加1个标准差,公司的审计定价相应增加3.35%个标准差。总体上,这支持了基于审计投入视角税收征管规范化提高审计定价的观点。本文的结论表明税收征管规范化不仅增强了税收征管法律上的威慑力,促使审计师通过加大对企业涉税项目的审计投入来降低企业涉税违法风险,而且也限制了税务机关与企业“征纳合谋”的寻租空间,促使审计师通过增加审计投入来降低因“征纳合谋”外部环境被打破后的涉税违法风险。综合来看,税收征管规范化显著提高了审计定价。

表2 税收征管规范化与审计定价回归结果

变量	被解释变量: $AuditFee_{i,t}$		
	(1)	(2)	(3)
$Rov$	0.047*** (5.10)	0.041*** (5.15)	
$Rov(-3)$			0.002(0.24)
$Rov(-2)$			0.001(0.05)
$Rov(-1)$			0.011(1.35)
$Rov(0)$			0.048*** (4.79)
$Rov(1)$			0.023** (2.29)
$Rov(2)$			0.029*** (2.69)
$Rov(3)$			0.027** (1.99)
Constant	13.588*** (149.19)	6.935*** (13.83)	6.932*** (13.79)
控制变量	未控制	控制	控制
企业、年份与行业固定效应	控制	控制	控制
Adjusted-R <sup>2</sup>	0.381	0.514	0.514
样本数	19322	19322	19322

注: \*、\*\*和\*\*\*分别表示10%、5%和1%的显著性水平,括号内为经过异方差和公司层面聚类调整后的t值。受篇幅限制,控制变量结果未列示。下同。

此外,使用双重差分方法需要满足的重要前提是假定处置组和控制组在政策冲击之前具有平行趋势。具体地,结合本文基于税务行政处罚裁量基准实践的准自然实验,在各地方税务行政处罚裁量基准实施前,处置组和控制组样本之间对审计定价的影响无显著差异。在模型(2)的基础上进一步加入年度虚拟变量 $Rov(i)$ ,若各地方税务行政处罚裁量基准实施年份处于第 $i$ 年则为1,否则为0。具体地, $Rov(0)$ 为各地方税务行政处罚裁量基准实施当年的年度虚拟变量; $Rov(-3)$ 、 $Rov(-2)$ 、 $Rov(-1)$ 分别为在各地方税务行政处罚裁量基准实施前第三年、第二年、第一年的年度虚拟变量; $Rov(1)$ 、 $Rov(2)$ 、 $Rov(3)$ 分别为在各地方税务行政处罚裁量基准实施后第一年、第二年、第三年的年度虚拟变量。若 $Rov(-3)$ 、 $Rov(-2)$ 、 $Rov(-1)$ 的回归系数均不显著,则表明在各地方税务行政处罚裁量基准实施前,处置组和控制组样本之间对审计定价的影响无显著差异,符合双重差分平行趋势的重要前提。表2第(3)列显示, $Rov(-3)$ 、 $Rov(-2)$ 、 $Rov(-1)$ 与 $AuditFee_{i,t}$ 在统计上均不显著,表明在各地方税务行政处罚裁量基准实施前,处置组和控制组样本之间对审计定价的影响没有显著差异,符合双重差分平行趋势的重要前提。此外, $Rov(1)$ 、

$Rov(2)$ 、 $Rov(3)$ 分别与 $AuditFee_{i,t}$ 存在统计上显著的正相关关系,由此表明,在各地方税务行政处罚裁量基准实施后,处置组和控制组样本呈现出显著差异,进一步支持了假设H1a。

表3为基于避税程度和征纳合谋视角税收征管规范化与审计定价关系的回归结果。其中,列(1)基于避税程度视角的结果显示, $Rov \times TAXAVOID_{i,t}$ 与 $AuditFee_{i,t}$ 在1%统计水平上存在显著正相关关系。这表明,相对于各地方税务行政处罚裁量基准实施前,各地方税务行政处罚裁量基准实施后,税收征管规范化对审计定价的正向影响在避税程度高的公司中更为显著,从而支持了假设H2。这也表明避税程度高的公司涉税风险更大,

表3 税收征管规范化与审计定价回归结果:基于避税程度、征纳合谋视角

变量	被解释变量: $AuditFee_{i,t}$	
	(1)	(2)
$Rov$	-0.003(-0.48)	0.043*** (5.32)
$TAXAVOID_{i,t}$	-0.042** (-2.17)	
$Rov \times TAXAVOID_{i,t}$	0.075*** (3.02)	
$EC_{i,t}$		1.188** (2.12)
$Rov \times EC_{i,t}$		3.133*** (4.07)
Constant	7.247*** (15.59)	6.960*** (13.86)
控制变量	控制	控制
企业、年份与行业固定效应	控制	控制
Adjusted-R <sup>2</sup>	0.534	0.515
样本数	19322	19322

而税收征管规范化会促使审计师加大对涉税项目的审计投入,以此降低避税程度高的公司涉税违法风险,进而直接表现为税收征管规范化显著提升了避税程度高的公司审计定价。基于征纳合谋视角的结果如列(2)所示, $Rov \times EC_{i,t}$ 与 $AuditFee_{i,t}$ 在1%统计水平上存在显著正相关关系。相对于各地方税务行政处罚裁量基准实施前,各地方税务行政处罚裁量基准实施后,税收征管规范化对审计定价的正向影响尤其体现在征纳合谋程度高的公司中,从而支持了假设H3。这也表明征纳合谋程度高的公司涉税风险更大,而税收征管规范化抑制了税务机关与企业“征纳合谋”的寻租行为,促使审计师通过增加审计投入来降低因“征纳合谋”外部环境被打破后的涉税违法风险,进而直接表现为税收征管规范化显著提高了征纳合谋程度高的公司审计定价。

总体上,伴随税务行政处罚裁量基准的实施,税收征管规范化显著提高了公司审计定价,而且这种影响尤其体现在避税程度和征纳合谋程度较高的公司中。由此表明,伴随税务行政处罚裁量基准的实施,税收征管规范化显著提高了公司审计定价。

### (三) 稳健性检验<sup>①</sup>

1. 安慰剂检验。由于本文的研究发现可能是随机性结果,或许与省级层面各地方税务行政处罚裁量基准实施并没有任何关联。为了排除这种影响以证实本文“准自然实验”结果的稳健性,参考Chetty等(2009)的安慰剂检验方法,本文随机安排省级层面各地方税务行政处罚裁量基准实施的年份和地区,进行重复此过程的500次安慰剂检验。根据随机处理后 $Rov$ 的系数分布图,随机模拟得出的 $Rov$ 回归系数分布在0附近,而原模型的回归系数0.041完全独立于随机模拟得出的回归系数分布之外。因此,本文的研究结果并不是随机产生的,表明伴随税务行政处罚裁量基准的实施,税收征管规范化的确显著提高了审计定价。

2. 考虑政策出台时间差异的影响。实务中,税务部门的税收征管在一年内可能具有一定规律,比如年初强调实现税收收入“开门红”,年底会确保实现预期税收目标,已完成当年税收任务的地方可能要求企业下一年缴纳税款,未完成当年税收任务的地方会加大税收征管力度,进而税务行政处罚裁量基准在同一年份不同月份实施所产生的效果是不一样的。具体地,如果某一地方税务行政处罚裁量基准在12月或下一年1月或2月实施,那么该基准实施对当年的税收

<sup>①</sup>受篇幅限制,稳健性检验结果未列示,如有需要可以向作者索取。

征管可能存在强化作用(汤晓建等, 2021)。因此,有关 $Rov$ 设置口径可能会受到税务行政处罚裁量基准出台时间差异的影响。为了克服该影响,本文重新对 $Rov$ 进行了界定。具体而言,如果年份在各地方税务行政处罚裁量基准实施当年3月及其以后,取值为1;如果年份在各地方税务行政处罚裁量基准实施当年2月及其以前,取值为0。基于此,我们重新执行了模型(2)、模型(3)和模型(4),再次分别检验了假设H1a、假设H2和假设H3。结果表明,在考虑政策出台时间差异的影响后,前文的研究发现依旧成立。

3. 考虑国税总局《税务行政处罚裁量权行使规则》的影响。各省份实施的税务行政处罚裁量基准主要依据2017年1月1日国税总局实施的《税务行政处罚裁量权行使规则》。其中,该《行使规则》简要明确了税务行政处罚裁量中的行政处罚种类、遵循原则、基准制定以及规则适用条件。但是,该行使规则并未给出针对具体税收违法行为的裁量基准,也未考虑各省份税务行政处罚的实际情况。虽然《税务行政处罚裁量权行使规则》并未明确具体的税收违法行为裁量基准,不过,在省份一级税务部门未正式出台地方税务裁量基准前,所在省份基层税务部门可能会遵照国税总局《税务行政处罚裁量权行使规则》文件精神提前部署并落实所在区域税务行政处罚裁量基准。因此,本文的研究发现可能主要是来自国税总局《税务行政处罚裁量权行使规则》实施的影响,而不是各省份《税务行政处罚裁量基准》实施的影响。为了克服该影响,本文进一步控制了来自2017年1月1日国税总局实施的《税务行政处罚裁量权行使规则》的影响。具体地,本文对该影响变量 $Post$ 进行了如下定义:如果公司样本年份在国税总局《税务行政处罚裁量权行使规则》实施当年及其以后,取值为1;否则,取值为0。基于此,我们在控制变量 $Post$ 后重新执行了模型(2)、模型(3)和模型(4),再次分别检验了假设H1a、假设H2和假设H3。如果在重新检验中在控制变量 $Post$ 后假设H1a、假设H2和假设H3依旧成立,表明本文的研究发现主要受各省份《税务行政处罚裁量基准》实施的影响,而不是国税总局《税务行政处罚裁量权行使规则》实施的影响,由此证实本文的研究发现是稳健的。实证结果表明,在考虑国税总局《税务行政处罚裁量权行使规则》实施的影响后,前文的研究发现依旧成立。

4. 考虑“金税工程三期”的影响。随着2013年开始实施的“金税工程三期”在全国范围内的深入推进,“金税工程三期”对企业财务行为的影响效果也逐渐显现。比如,“金税三期工程”增强了大数据税收征管的力度,降低了企业逃税程度(张克中等, 2020)、抑制了公司股价崩盘风险(徐捍军, 2021)等。可见,“金税工程三期”的实施很可能对前文的研究发现产生干扰。因此,参考张克中等(2020)的研究,本文设置了“金税工程三期”的实施变量 $DIDI$ 。如果各省份企业相关数据对应的年份在“金税工程三期”实施当年及以后的,则 $DIDI$ 取值为1;否则,取值为0。在控制“金税工程三期”的实施变量 $DIDI$ 后,如果前文的研究发现依然成立,则证实前文的研究发现是稳健的。实证结果表明,在考虑“金税工程三期”影响后,前文的研究发现依旧成立。

## 五、结论与启示

基于各地方税务行政处罚裁量基准实践,本文主要探究了税收征管规范化与审计定价的关系。研究发现,伴随着各地方税务行政处罚裁量基准的实施,税收征管规范化显著提高了公司审计定价,而且这种正向影响尤其体现在避税程度高和征纳合谋程度高的公司中。本文的研究揭示:伴随着税务行政处罚裁量基准的实施,税收征管规范化能够显著影响审计师的审计定价决策,促使审计师加大审计投入来降低涉税违法风险。进一步地,税收征管体制规范化有助于为审计师优化审计定价决策提供制度支持,进一步优化上市公司外部治理环境。

本文的研究启示如下:一方面,应当充分发挥税收征管规范化对审计师审计行为的积极作用,以此改善上市公司外部治理环境。具体而言,在兼顾地方税收征管特色的前提下,税务部门应当对纳税人偷逃税等税收违法行为的税务行政处罚裁量基准更加具体化,尽可能暴露出企业涉税违规风险,促使审计师通过增加对涉税项目的审计投入来降低公司涉税违法风险,以此优化上市公司外部治理环境。另一方面,应当重点监管避税程度和征纳合谋程度较高企业的涉税违法风险。具体而言,税务部门应当进一步完善税收征管规范化改革,加强对公司涉税项目的税务稽查力度,以此打击避税程度和征纳合谋程度较高企业隐藏收入的逃税行为,构建良好的税收营商环境来保证税收征管公平正义。审计师应借助税务部门的税务稽查信息,加强对避税程度和征纳合谋程度较高企业涉税稽查项目的审计风险评估与测试,以此优化审计决策,改善公司审计质量。监管机构应借助税务部门的税务稽查信息,加强对避税程度和征纳合谋程度较高企业涉税稽查项目的信息披露监管,以改善信息披露环境,加强投资者利益保护。

#### 主要参考文献:

- [1] 范子英, 田彬彬. 税收竞争、税收执法与企业避税[J]. 经济研究, 2013, (9).
- [2] 李增福, 朱进. “金税三期”税收征管对上市公司审计费用的影响[J]. 外国经济与管理, 2022, (1).
- [3] 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).
- [4] 唐博, 张凌枫. 税收信息化建设对企业纳税遵从度的影响研究[J]. 税务研究, 2019, (7).
- [5] 汤晓建, 张俊生, 林斌. 税收征管规范化降低了企业避税程度吗?——基于税务行政处罚裁量基准的准自然实验[J]. 财经研究, 2021, (6).
- [6] 田彬彬, 范子英. 征纳合谋、寻租与企业逃税[J]. 经济研究, 2018, (5).
- [7] 王小鲁, 胡李鹏, 樊纲. 中国分省份市场化指数报告(2021)[M]. 北京: 社会科学文献出版社, 2021.
- [8] 魏志华, 陈逸群. 企业避税地直接投资与审计费用[J]. 审计研究, 2019, (3).
- [9] 文雯, 冯晓晴, 宋衍衡. 公司债务违约与审计师风险应对[J]. 会计与经济研究, 2020, (4).
- [10] 徐捍军. 大数据税收征管降低了股价崩盘风险吗?——基于“金税三期”的准自然实验[J]. 上海财经大学学报, 2021, (2).
- [11] 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).
- [12] 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).
- [13] 张克中, 欧阳洁, 李文健. 缘何“减税难降负”: 信息技术、征税能力与企业逃税[J]. 经济研究, 2020, (3).
- [14] 郑建明, 孙诗璐. 税收征管与审计费用——来自“金税三期”的准自然实验证据[J]. 审计研究, 2021, (4).
- [15] Chetty R, Looney A, Kroft K. Salience and taxation: Theory and evidence[J]. *American Economic Review*, 2009, 99(4): 1145–1177.
- [16] DeBacker J, Heim B T, Tran A, et al. Legal enforcement and corporate behavior: An analysis of tax aggressiveness after an audit[J]. *The Journal of Law and Economics*, 2015, 58(2): 291–324.
- [17] Desai M A, Dyck A, Zingales L. Theft and taxes[J]. *Journal of Financial Economics*, 2007, 84(3): 591–623.
- [18] Dhaliwal D S, Gleason C A, Mills L F. Last-chance earnings management: Using the tax expense to meet analysts' forecasts[J]. *Contemporary Accounting Research*, 2004, 21(2): 431–459.
- [19] Donohoe M P, Knechel W R. Does corporate tax aggressiveness influence audit pricing?[J]. *Contemporary Accounting Research*, 2014, 31(1): 284–308.
- [20] Dyck A, Zingales L. Private benefits of control: An international comparison[J]. *The Journal of Finance*, 2004, 59(2): 537–600.
- [21] Dyreng S D, Hanlon M, Maydew E L. Long-run corporate tax avoidance[J]. *The Accounting Review*, 2008, 83(1): 61–82.
- [22] Gupta S, Laux R C, Lynch D P. Do firms use tax reserves to meet analysts' forecasts? Evidence from the pre- and post-FIN 48 periods[J]. *Contemporary Accounting Research*, 2016, 33(3): 1044–1074.
- [23] Hanlon M, Heitzman S. A review of tax research[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2010, 50(2–3): 127–178.

- [24] Hanlon M, Hoopes J L, Shroff N. The effect of tax authority monitoring and enforcement on financial reporting quality[J]. *Journal of the American Taxation Association*, 2014, 36(2): 137–170.
- [25] Hanlon M, Krishnan G V, Mills L F. Audit fees and book-tax differences[J]. *Journal of the American Taxation Association*, 2012, 34(1): 55–86.
- [26] Hoopes J L, Mescall D, Pittman J A. Do IRS audits deter corporate tax avoidance?[J]. *The Accounting Review*, 2012, 87(5): 1603–1639.
- [27] Kim J B, Lee E, Tang X J, et al. Collusive versus coercive corporate corruption: Evidence from demand-side shocks and supply-side disclosures[J/OL]. *Review of Accounting Studies*, 2021. [https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract\\_id=3453690](https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=3453690), 2020-12-31.
- [28] Kothari S P, Leone A J, Wasley C E. Performance matched discretionary accrual measures[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2005, 39(1): 163–197.
- [29] Simunic D A. The pricing of audit services: Theory and evidence[J]. *Journal of Accounting Research*, 1980, 18(1): 161–190.
- [30] Slemrod J. The economics of corporate tax selfishness[J]. *National Tax Journal*, 2004, 57(4): 877–899.
- [31] Zeng Y M, Lee E, Zhang J S. Value relevance of alleged corporate bribery expenditures implied by accounting information[J]. *Journal of Accounting and Public Policy*, 2016, 35(6): 592–608.

## Normalization of Tax Enforcement and Audit Pricing : A Quasi-natural Experiment Based on the Tax Administrative Penalty Discretion Standards

Tang Xiaojian<sup>1,2</sup>, Du Dongying<sup>1</sup>, Zhang Junsheng<sup>3</sup>, Lin Bin<sup>3</sup>

(1. College of Finance, Nanjing Agricultural University, Jiangsu Nanjing 210095, China;

2. School of Accounting, Dongbei University of Finance and Economics, Liaoning Dalian 116025, China;

3. Business School, Sun Yat-sen University, Guangdong Guangzhou 510275, China )

**Summary:** The important action in the taxation area has been asked to implement the tax administrative penalty discretion standards as an important reform of local taxation department enforcement in the processing of the construction of law-based government in China. Prior studies of tax enforcement fail to consider the impact of the normalization of tax enforcement on audit pricing from the perspective of the tax administrative penalty discretion standards. In fact, based on the perspective of the tax administrative penalty discretion standards, on the one hand, the normalization of tax enforcement has fully absorbed the predisposing factors of tax enforcement, clarified the specific standards of taxation offences, strengthened the legal deterrence of tax enforcement, and further prompted auditors to reduce corporate tax violation risks by increasing auditing input in corporate tax-related projects. On the other hand, the normalization of tax enforcement could improve the tax enforcement system to some extent, curb the rent-seeking possibility of the collusion between tax supervisors and firms, significantly expose corporate tax violation risks, and further reduce corporate tax violation risks by increasing auditing input after the external environment is broken from the collusion between taxpayers and tax supervisors. Therefore, the normalization of tax enforcement may impact audit pricing.

(下转第77页)