

# 信息化强征管与自觉纳税遵从

陈思霞<sup>1</sup>, 刘 锋<sup>1</sup>, 卢盛峰<sup>2</sup>

(1. 中南财经政法大学 财政税务学院, 湖北 武汉 430074; 2. 武汉大学 经济与管理学院, 湖北 武汉 430072)

**摘 要:** 文章从正式登记的视角研究了信息化强征管是否有助于发挥增值税自我强化的纳税遵从特征。文章通过大批量提取文本信息识别出全国注册登记企业的行业属性, 构建了行业层面的正式登记率指标, 并进一步以分省的投入产出表为基础来计算行业前向关联指数和后向关联指数, 检验“金税三期”是否显著提高了行业正式登记率。增值税上、下游反向制约和互相监督的制度特征使得增值税具有天然自我强化型的纳税遵从特征, 理论上应有利于促进上游行业纳税人自觉地进行正式登记, 降低非正式经济空间。研究表明, “金税三期”不仅提高了全行业的平均正式登记率, 而且更加显著地提高了上游行业的正式登记率。机制分析表明, 遵循增值税非对称激励机制来实施监管、跨区域进行联合信息管理以及促使上游行业形成更强的征管威慑预期, 是“金税三期”有利于发挥增值税自觉纳税遵从效应的主要原因。研究还发现, 离开信息强征管手段的支撑, 增值税制度并不能自动引导产生纳税遵从。研究认为, 当征管力度不充分时, 增值税引导纳税人自觉纳税遵从的特征无法得到充分发挥, 甚至可能导致更加严重的纳税不遵从结果。因此, 良好的税收制度需要借助信息化强征管手段, 才能将制度优势充分落到实处。

**关键词:** 信息化征管; 纳税遵从; 自我强化; 正式性

中图分类号: F812.42 文献标识码: A 文章编号: 1001-9952(2023)02-0034-15

DOI: 10.16538/j.cnki.jfe.20221116.401

## 一、引 言

围绕“简税制、宽税基、低税率、严征管”的目标, 中国进行了一系列重要的税收制度改革。以“减税”为核心的税收制度改革创造了政策红利, 但一个值得关注的现象是, 部分企业试图通过税制改革契机, 非法获取不正当利益, 这削弱了税收制度改革的积极效应。<sup>①</sup>如何借助信息化强征管将政策红利准确地落到实处并惠及守法经营企业尤为重要。中共中央办公厅、国务院办公厅《关于进一步深化税收征管改革的意见》指出, 要建立以“信用和风险”监管为基础的税务监管新体系, 从源头上保证各项税收制度规范的稳定性和统一性, 确保标准化的税收规范不被破坏。在新时代背景下, 研究信息化强征管如何助力释放税收制度红利便具有积极的现实意义。

由于存在非对称激励机制与第三方信息机制, 增值税具有自我强化(*self-enforcement*)的纳税遵从特征(Pomeranz, 2015; Naritomi, 2019)。下游购买方需要索取合法的扣税凭证申报抵扣进项

收稿日期: 2022-08-04

基金项目: 国家自然科学基金面上项目(72073145, 72073103)

作者简介: 陈思霞(1987—), 女, 湖南邵阳人, 中南财经政法大学财政税务学院副教授;

刘 锋(1995—)(通讯作者), 男, 湖南邵阳人, 中南财经政法大学财政税务学院博士研究生;

卢盛峰(1985—), 男, 湖北黄石人, 武汉大学经济与管理学院教授, 博士生导师。

<sup>①</sup> 例如, 2022年中国实施了更大力度的增值税留抵退税政策, 但同时也发生了多起企业利用留抵退税优惠政策骗取退税案件。案件的详细内容可见国家税务总局网站“税案通报”专栏。

税额, 逆向激励了上游销售方主动进行税务登记并接受税务机关管理(Hoseini, 2020; Hoseini 和 Briand, 2020; De Neve 等, 2021), 压缩“非正式”经济空间。那么为什么增值税自我强化的纳税遵从机制发挥欠佳? 有研究认为, 增值税自觉纳税遵从与税务征管强度互为补充(Waseem, 2019)。税务机关获取涉税信息的可追溯凭证, 并且使企业感知到征管威慑。基于惩罚纳税不遵从的威慑预期, 纳税人才会自觉提高纳税遵从(Waseem, 2022)。因此, 税务部门是否有足够强大的征管能力识别并交叉比对发票真实性, 通过有效的第三方信息威慑纳税不遵从, 决定了增值税能多大程度上发挥自觉纳税遵从效应(李艳等, 2020)。不难看出, 脱离税收征管体系建设来讨论增值税的制度优势是不合适的。那么增值税自觉纳税遵从的制度优势是否需要依靠信息化强征管才能够充分实现? 弄清上述事实有助于提供如何通过加强信息化征管以充分发挥税收制度内在优势的相关经验。

本文以“正式登记”作为衡量自觉纳税遵从的主要指标, 并基于全国工商注册登记数据库提供的企业经营范围信息, 使用机器学习方式批量提取有关企业主营业务范围的文本信息, 结合国民经济行业分类标准为每一户注册登记企业匹配出两位行业代码。在此基础上, 分省份、分行业对注册登记企业进行加总, 计算出“省份、行业、年份”层面的正式登记率。根据 2007 年和 2012 年分省份的“投入和产出表”构造企业所在行业的产业前向关联和后向关联指数。在实证检验上, 研究主要基于以涉税信息收集与分析为核心的“金税三期”工程(简称“金税三期”), 检验信息化强征管地区相对于信息化弱征管地区的正式登记率是否显著提高, 以及该效应在上、下游行业间的非对称性。如果“金税三期”能够更显著地提高上游行业的正式登记率, 则能够有力地证明在直接征管效应之外, 信息化强征管有助于充分发挥增值税自觉纳税遵从特征。

研究结果表明, “金税三期”显著地提高了正式登记率, 并且“金税三期”的正式登记效应在上游行业中更加显著。在中国“以票控税”的增值税征管体制下, 信息化强征管有助于更好地发挥增值税的自觉纳税遵从效应。“金税三期”税收征管遵循了增值税通过下游逆向约束上游的应用机制, 对上游行业形成了更强的征管威慑, 其跨区信息追踪与监管又进一步强化了纳税人的征管威慑预期。在上述因素的共同推动下, “金税三期”为发挥增值税的自我强化纳税遵从提供了基础性条件, 增值税的自觉纳税遵从效应取得了更好的效果。同时, 研究还发现, 在剥离了税收征管因素后, 单纯的增值税治税功能并不能有效地转化为企业实际的纳税遵从效应。结论总体表明, 好的制度设计仍然依赖于国家强有力地执行并维持征管秩序, 税务机关需要强化征管, 并不断弥补制度设计上可能存在的漏洞。制度设计与管理执行两者只有良性互动和互相促进, 才能够充分发挥增值税制度的自觉纳税遵从效应。

本文可能的研究贡献为: 首先, 本文从正式登记的角度衡量自觉纳税遵从, 并基于产业关联的视角, 分析“金税三期”是否显著地增加了上游行业的正式登记率, 进而准确识别出信息化强征管有助于发挥增值税自觉纳税遵从特征。既有研究多集中于研究“金税三期”的直接征管效应(张克中等, 2020; 李艳等, 2020; 樊勇和李昊楠, 2020; 蔡伟贤和李炳财, 2021; 魏志华等, 2022), 本文从“征管助力释放制度红利”的角度丰富了“金税三期”征管效应的相关研究。其次, 既有文献通过不同的技术方法测算了“隐性经济”规模及其对资源配置的扭曲程度(Schneider和 Enste, 2000; Chaudhuri 等, 2006; 杨灿明和孙群力, 2010), 而本文从企业注册登记这一经营初始环节入手, 加深了有关“隐性经济”和税源管理的相关研究, 为我国有效治理非正式经济、规范税收和经济管理工作提供了新思路。最后, 本文从自觉纳税遵从特征的角度评估了增值税制度的治税效应。既有研究认为“营改增”产生了积极的减税效应(陈钊和王旻, 2016; 范子英和彭飞, 2017; 李永友和严岑, 2018; 孙晓华等, 2020), 然而本文将征管因素从“营改增”改革中剥离出来, 发现增

值税制度并不会自动地创造并强化纳税人的自觉遵从,这拓展了有关“营改增”经济效应评估的相关研究。

## 二、制度背景与理论分析

### (一)制度背景

1994年中国实施了分税制改革,确定了以增值税为主的流转税体系,并确定实施“以票控税”的征收管理办法。为配合增值税“以票控税”的征收管理工作,在1994年至1998年,“金税一期”首先在50个大中城市试点。由于当时缺乏大数据处理能力和条件,“金税一期”存在问题。因此,“金税一期”无法准确“以票控税”,缺乏足够的激励来约束上游企业正式登记。1998年中国开始推行“金税二期”,建立中国税收管理信息系统2.0版(*China Tax Administration Information System 2.0, CTAIS2.0*)强化税源监控。“金税二期”由增值税防伪税控开票、认证、计算机稽核及发票协查四个子系统组成,依托增值税稽核系统、增值税协查系统实现专用发票的比对,监督企业如实报税(许善达,2009)。然而,“金税二期”尚未做到跨部门涉税信息的有效验证,“以票控税”精准度有待提高。以“正式登记”为例,假设A为某一类型的市场主体,挂靠在B企业名下,A向客户C企业提供相关服务,A提供服务后由被挂靠方B向C企业开票。当C企业的款项到达B企业后,B企业扣下管理费和税点,剩下的全部金额转入A个人账户,如图1所示。如果仅从“发票流”的角度来看,C企业凭票抵扣相关成本,而市场主体A却隐瞒身份,没有按照其真实所得申报纳税。

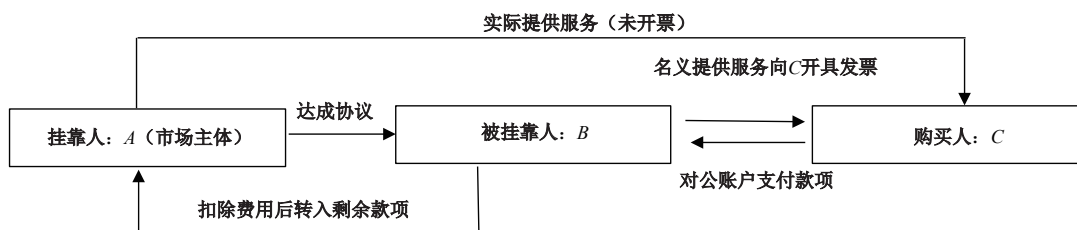


图1 非正式登记市场主体的逃税方式

相对于“金税一期”和“金税二期”,“金税三期”最明显的优势在于打造了基于多维数据分析的信息化税务监管体系。依托大数据分析和云计算,“金税三期”能够从银行、海关、社保和其它政府部门获取比较准确的涉税信息,有利于税务部门通过货物流、资金流、发票流的“三流”比对方式,检验发票记载经济事项是否真实,进行“以票控税”的精准监管(蔡伟贤和李炳财,2021)。与此同时,“金税三期”在全国形成了统一的技术平台,完成了税务信息在总局和省局两级的集中处理,便于税务机关跨区跟踪分析涉税信息。总体来说,“金税三期”跨越了仅仅依靠税票进行征管的缺陷,建立起不限地域、全国统一标准、综合使用“票、资金、物流”多维涉税信息的分析平台,更能充分发挥增值税通过下游反查上游的非对称激励约束机制,实现其自觉纳税遵从效应。<sup>①</sup>

### (二)理论分析

基于内嵌于抵扣链条的非对称激励和第三方信息机制,增值税具备自我强化的纳税遵从特征。在非对称激励方面,上游卖家倾向于隐瞒收入,下游买家则偏好虚报成本,这在买家和卖家

<sup>①</sup>“金税三期”采用了渐进推广模式,分三个阶段完成了系统上线:2013年,“金税三期”在重庆、山西、山东的税务局率先上线运行;2014年,“金税三期”系统优化完善后,在广东(深圳市除外)、河南、内蒙古自治区上线;2015年,“金税三期”试点地区继续增加吉林、海南等14个省或自治区;2016年底,“金税三期”已在全国范围内实现覆盖。“金税三期”一般先试行双轨上线,即在原有的CTAIS2.0和“金税三期”系统中同时运行。在条件成熟之后,从双轨运行切换至“金税三期”独立系统运行。

之间自动形成互相监督的制约力量,防止交易双方逃税。在第三方信息机制方面,上游供应商和下游购买方通过开具发票或发票申报抵扣进项税额提供了第三方信息,从而有利于税务机关交叉稽核上、下游的购销交易情况,防止上游供应商隐瞒收入和下游购买方虚报成本(Pomeranz, 2015; Naritomi, 2019; De Neve 等, 2021)。相对于其它税种,增值税制度也就具备了更高的纳税遵从制度优势。

增值税自觉纳税遵从特征依赖于强制性税收征管对纳税人施加的威慑预期(Waseem, 2022)。Allingham 和 Sandmo(1972)研究发现,风险厌恶的纳税人面对严厉的征管威慑时会自觉地汇报真实收入。一旦交易双方预期税务部门缺乏足够的征管能力来发现并惩处纳税违规行为,相关主体实施财务合谋、进行虚假纳税申报的概率会极大提高(Best 等, 2021),纳税人存在强烈的动机去规避税收制度的治税约束。

“金税三期”极大地增强了税务机关对海量涉税数据的处理和分析能力,从“资金流、发票流、货物流”三个层面更加准确地判定销售方是否基于真实交易开具增值税发票、购买方有无虚假抵扣成本以及交易双方是否存在共谋性财务操纵,促使纳税人形成强烈的征管威慑预期。在信息化强监管的威慑效应下,交易双方将产生积极的内在激励,从而向税务部门如实申报(田彬彬等, 2021)。因此,增值税将更好地发挥自觉纳税遵从效应。根据以上内容,本文提出:

假设 1:“金税三期”有利于提高正式登记率。

增值税自觉纳税遵从的特征通常可以通过产业关联流向进行识别(Waseem, 2022)。在函数表达式上,增值税自我强化的纳税遵从效应是前向关联指数的单调增函数,体现出产业关联上的非对称效应(Hoseini, 2020)。前向关联越强意味着:第一,纳税人的客户更有可能是企业而非个体消费者,B2B 交易模式导致上游供应商更难隐匿身份和收入。第二,作为一般纳税人的购进企业有获取发票、抵扣进项税额的内在激励。如果销售方企业没有进行正式的税务登记,则无法开出可供购买方抵扣的增值税发票,而这将增加下游各个环节生产商的经营成本。第三,纳税人的购买客户也有可能是其它企业的上游供应商。如果纳税人的购买客户也有激励进行正式税务登记,这会进一步强化纳税人进行税务登记的意愿。

“金税三期”并没有特定地将上游行业或者下游行业作为重点监管目标。在不考虑增值税自觉纳税遵从效应的情况下,“金税三期”的正式登记效应在上游和下游行业间应该是对称的。但是,如果增值税自我增强的纳税遵从效应在“金税三期”的支持下得到充分发挥,应观察到“金税三期”产生了上、下游间不对称的正式登记效应,即上游行业相对于下游行业有更强的登记需求,其不进行正式登记被查处的风险更高。因此,上游行业会更大幅度地提高正式登记率。基于以上分析,本文提出:

假设 2:“金税三期”有利于发挥增值税的自觉纳税遵从效应,会对上游行业产生更强的正式登记激励。

“金税三期”的主要征管手段之一是依据下游申报抵扣进项税额信息,交叉稽核上游销售方的涉税信息。一方面,“金税三期”可以确认下游买方的进项税额是否可以抵扣,另一方面,可以核实上游卖方的销售收入数据是否真实准确。由下游提交的涉税信息逆向约束上游涉税行为恰好是增值税非对称激励机制下产生自觉纳税遵从效应的主要渠道。同时,一旦“金税三期”遵循增值税非对称激励机制进行征收管理,其对上游行业相关企业产生的征管威慑会强于下游行业的相关企业。因此,“金税三期”依照增值税“下游约束上游”的非对称激励机制实施征管并产生威慑,应是“金税三期”增强增值税自觉纳税遵从效应的主要机制之一。

相对于“金税一期”和“金税二期”，“金税三期”通过信息互联等现代化数据处理方式，加强了跨区域涉税信息的联合追踪与调查，对纳税人形成了更强的征管威慑。由于自觉纳税遵从效应与税收征管强度互补，更严格的税收征管强化了纳税遵从的内在激励。从正式登记的角度来看，上游的增值税纳税人会更加显著地提高正式登记水平。基于以上分析，本文提出：

假设3：“金税三期”通过非对称激励机制进行征管以及跨区涉税信息追踪，强化了增值税的自觉纳税遵从。

### 三、数据、指标和描述性统计

#### (一)数据来源与处理

本文的数据主要包括三个部分。第一份数据是中国2010—2019年工商企业注册登记数据。研究使用了2010年1月1日至2019年5月1日以来工商企业注册登记的日均数据，共3 509 963条。由于该数据库没有提供注册登记企业所属行业信息，研究基于文本分析技术，根据注册企业在“经营范围”栏次中填写的字段内容识别出企业所属行业，最终得到能区分省份和行业信息的注册登记企业样本3 355 925个，用以加总计算各省份分行业年均正式注册登记的企业数量。<sup>①</sup>第二份数据来自2007年和2012年中国分省份的42个部门的投入产出表，该表用来计算2007年和2012年分省份与分行业的产业关联度。在数据处理过程中，删除了西藏自治区，并在统计口径上将42个行业归并为40个行业。第三份数据为省级宏观数据，通过《中国统计年鉴》和《中国税务稽查年鉴》进行加工和整理。

#### (二)变量选择与定义

在正式登记率指标方面，市场主体进行正式登记从税源管理上反映了企业是否自觉纳税遵从。然而由于缺乏税务登记的数据，本文只能通过市场主体的工商注册登记信息来反映其正式登记情况。根据《中华人民共和国税收征管法》规定，“生产经营纳税人应该自领取营业执照起30日内进行税务登记，税务部门根据市场主体工商登记的信息核定税种、发票，为市场主体办理税务登记”。从这一角度来看，工商注册登记是税务登记合适的代理指标(*proxy*)。这里分省和二位行业代码加总注册企业数量，进而得到以“省份、行业、年份”为单位的新增正式登记企业数量。从边际增长效应来看，正式登记率最为精准的测度方法应是“新增正式登记企业数量除以新增市场主体总数量”，见式(1)：

$$\text{正式登记率} = \Delta x_{pit} / \Delta y_{pit} \quad (1)$$

其中， $\Delta x_{pit}$ 为省份 $p$ 行业 $i$ 第 $t$ 年新增正式登记企业数量，而 $\Delta y_{pit}$ 为省份 $p$ 行业 $i$ 第 $t$ 年的新增市场主体总数量。

由于存在非正式经济，没有公开数据统计每年新增市场主体总数，可能导致式(1)无法测度。本文寻找的替代方法是将新增正式登记企业分为两个部分，一部分是由经济增长或行业扩张带来的企业正常数量的增加，另一部分是企业登记数量的超额增长部分。使用当年各省份分行业新增注册登记企业数除以行业增加值增长指数，其中行业增加值增长指数由各省份分行业产出增加值除以上年度产出增加值得到。另外，将由行业扩张带来的企业注册登记的正常增长趋势剥离掉，假定企业登记数量超额增长部分更可能受到“金税三期”的影响。具体见式(2)：

$$\text{正式登记率} = \text{各省各行业当年新增正式登记数量} / \text{各省分行业产出增加值增长指数} \quad (2)$$

<sup>①</sup> 限于篇幅，省略工商注册登记企业的行业属性识别步骤，读者若是感兴趣可以向作者索取。本文所获取的工商注册登记数据到2019年5月1日截止，在构建“省份、行业、年份”的面板数据时，年度面板中的观测期间不含2019年。

市场主体如果办理工商注册登记后没有办理税务登记,将导致正式登记率偏高。因此,研究使用“三证合一”税收登记管理制度改革来解决上述问题。2015年之后,中国全面推广了“三证合一”改革,对注册登记企业实现“一证一号”管理,完成工商注册登记即完成税务登记。这就为实证估计提供了更多可选择的识别策略。具体而言,研究剔除了2015年之前上线“金税三期”的地区所含的注册登记企业样本,而仅以2015年及以后上线“金税三期”的省份所含的注册登记企业样本进行回归。对于这一部分保留样本来说,其所在省份实施“金税三期”后的工商注册登记数等于税务登记数,即便在“金税三期”开始前样本所在地区的税务登记数小于工商注册登记数,也只造成“向下”的估计偏误。<sup>①</sup>

行业前向关联度通常表示为,当国民经济各个部门(包括行业*i*本身)的最终需求增加一个单位时,行业*i*应该增加的总产出。前向关联包括部门之间的直接前向关联和间接前向关联,本文通过分省份40个部门投入产出表的利昂惕夫逆矩阵计算行业间的前向关联度(*fl*)和后向关联度(*bl*)。<sup>②</sup>为了准确衡量产业关联的相对强度,本文进一步计算某一行业的前向关联度相对于其他行业的前向关联的程度,使用同样的方法计算行业*i*的后向关联指数,定义行业*i*的*FL*和*BL*指数如下:

$$FL_{i,year} = fl_{i,year} / \sum_{j=1}^{40} fl_{j,year}, year = 2007 \text{ or } 2012 \quad (3)$$

$$BL_{i,year} = bl_{i,year} / \sum_{j=1}^{40} bl_{j,year}, year = 2007 \text{ or } 2012$$

最终使用的行业关联指数为2007年和2012年该行业关联指数的平均值,即:

$$FL_i = (FL_{i,2007} + FL_{i,2012}) / 2 \quad (4)$$

$$BL_i = (BL_{i,2007} + BL_{i,2012}) / 2 \quad (5)$$

为了直接观察正式登记率的趋势变化,这里分行业关联度位置绘制了行业正式登记率的变化趋势图,如图2和图3所示。

根据图2和图3可以看出,在“金税三期”实施前后,对于前向关联度最低的行业来说,其正式登记率基本没有变化。“金税三期”实施后,随着行业前向关联指数的增加,行业的正式登记率提高得更快,这一趋势在前向关联最高分位的行业上最为明显。

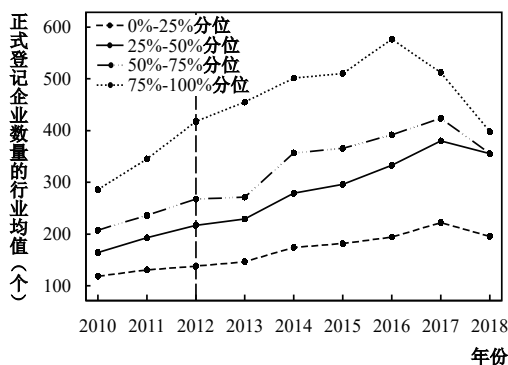


图2 前向关联各分位正式登记率变动趋势

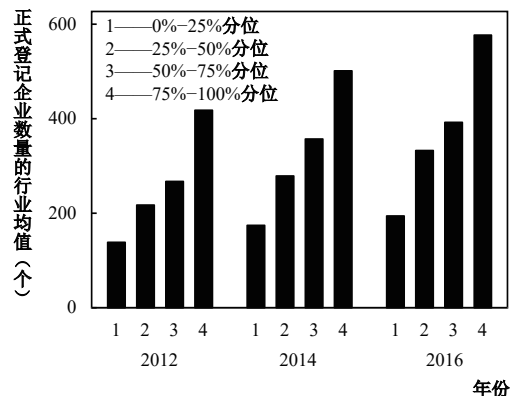


图3 前向关联各分位正式登记率分布

<sup>①</sup> 对“营改增”政策评估来说,工商注册登记和税务登记不一致可能导致向上的估计偏误。但是在向上的估计偏误情况下,估计系数不显著,真实的估计效应也不显著。

<sup>②</sup> 限于篇幅,省略行业间关联指数具体的计算方法,读者若是感兴趣可向作者索取。

行业的正式登记率通常还受到地区经济发展水平、财政收支政策、产业结构等因素影响。为了提高结果的准确性,回归模型中依次纳入人均GDP、人口自然增长率、财政收入、财政支出、税收结构、地区产业结构、企业法人增长率、行业增加值增加率等控制变量。<sup>①</sup>为减少异常值的影响,本文对价格变量均进行对数化处理。

(三)描述性统计

表1的结果显示,不同省份和行业间正式登记率有较大差异,行业正式登记超额增长数的最大值约为4952,最小值仅为2,均值为78。大约分别有41.46%的样本受到了“金税三期”的影响。从产业关联程度上看,行业的平均前向关联指数为0.0241,后向关联指数为0.0245。

表1 主要变量描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
正式登记率对数(户)	8 352	4.3603	1.9316	0.5667	4.4976	8.5075
“营改增”	8 352	0.0934	0.2910	0.0000	0.0000	1.0000
“金税三期”	8 352	0.4146	0.4927	0.0000	0.0000	1.0000
前向关联指数FL(%)	8 352	2.4132	1.5145	0.8712	1.8959	10.7667
后向关联指数BL(%)	8 352	2.4516	0.5515	1.1603	2.4661	5.1886
人均GDP对数(万元)	8 352	10.7053	0.4189	9.6906	10.6302	11.9100
人口自然增长率(%)	8 352	11.3119	2.6377	5.3600	11.7200	17.8900
财政收入对数(亿元)	8 352	7.5577	0.8107	5.0226	7.6091	9.4014
财政支出对数(亿元)	8 352	8.3008	0.5609	6.5595	8.3576	9.6633
税收结构(%)	8 352	27.3933	10.0347	12.1005	24.4688	58.2927
地区产业结构(%)	8 352	47.4897	8.1321	32.6562	46.9105	82.6948
企业法人增长率(%)	8 352	10.1488	18.2868	-45.9016	8.9708	83.8221
行业增加值增长率(%)	8 352	10.4236	7.8603	-8.9050	9.7233	31.1592

注:以上数据由作者手工整理得到。

四、实证设计与结果分析

(一)实证设计

根据“金税三期”在不同省(直辖市、自治区)逐步推行的改革特征,本文构造渐进式双重差分法模型对假设1进行检验,具体见式(6):

$$Register_{pit} = \alpha + \beta_1 CTAIS\_3 + \beta X_{pit} + \gamma_p + \delta_t + \vartheta_i + \gamma_p \times T + \vartheta_i \times T + \varepsilon_{pit} \quad (6)$$

其中,  $Register_{pit}$  表示省份  $p$  行业  $i$  在  $t$  年度的正式登记率,  $CTAIS\_3$  为“金税三期”的政策变量,若省份  $p$  在  $t$  年度上线了“金税三期”则赋值为1,反之赋值为0。  $X_{pit}$  是控制变量。  $\gamma_p$  为省份固定特征变量,控制地区非时变的不可观测遗漏变量的影响。  $\delta_t$  为时间固定变量,控制全国性冲击对行业正式登记率的影响。  $\vartheta_i$  为行业固定特征变量,控制行业层面的固定差异对正式登记率的影响。为了保证估计结果的精准性,模型进一步控制了省份的时间趋势特征( $\gamma_p \times T$ )和行业的时间趋势特征( $\vartheta_i \times T$ )。  $\varepsilon_{pit}$  为扰动项,标准误均在行业层面聚类,而  $\alpha$  为常数项。  $\beta_1$  为核心解释变量的回归系数,根据假设1的推导,系数  $\beta_1$  应该显著为正。<sup>②</sup>

① 税收结构=(增值税+企业所得税)/财政收入,地区产业结构=第三产业增加值/GDP,企业法人增长率=当期企业法人单位增长数/上一期企业法人单位增长数,行业增加值增加率=当期行业产出增加值/上一期行业产出增加值。

② 为精确“金税三期”系统上线的时间,若“金税三期”的双轨实施时间在下半年,则设定其实施时间为下一年。同时,本文在后续部分将通过月度数据的估计来减少这种设定所带来的偏误。

接下来,根据假设 2,检验“金税三期”的正式登记效应是否为前向关联指数的增函数。这里构建三重差分模型进行检验,见式(7):

$$Register_{pit} = \alpha + \sigma_1 FL_{pit} \times CTAIS\_3_{pit} + \sigma X_{pit} + \gamma_p + \delta_i + \vartheta_i + \gamma_p \times T + \vartheta_i \times T + \vartheta_i \times \gamma_p + \varepsilon_{pit} \quad (7)$$

其中,  $FL_{pit} \times CTAIS\_3_{pit}$  为行业前向关联指数( $FL$ )与“金税三期”政策变量的三重交互项。为了保证估计结果的精准性,在式(6)的基础上,式(7)还控制了“行业和省”联合固定效应( $\vartheta_i \times \gamma_p$ )。其他变量定义与式(6)一致。此时,  $\sigma_1$  为重点关注的三重差分估计系数,根据假设 2,  $\sigma_1$  系数应该显著为正。

本文同时检验了“营改增”的正式登记效应及该效应在上下游之间的非对称性,回归模型同式(6)和式(7),仅将“金税三期”政策变量替换为“营改增”政策变量,即若该省该行业当年实施或者已经实施了“营改增”则为 1, 否则为 0。在营业税制度下,购买方没有进项税额抵扣的需求,税务部门难以获取可追溯的查税凭证,上游供应商隐匿身份被发现查处的概率也相对较低。如果增值税制度本身能够有效治理纳税遵从,那么,当营业税制度改变为增值税制度后,在非对称激励和第三方信息报告机制的影响下,正式登记率应该显著提高。

## (二)基准回归结果

本文首先借助式(6)来检验“金税三期”对行业正式登记率的影响,具体回归结果见表 2 的列(1)。列(1)估计结果显示,“金税三期”试点地区的平均正式登记率显著高出非试点地区约为 6.67% ( $e^{0.0646} - 1 \approx 6.67\%$ )。“营改增”政策变量的估计系数虽然为正,但在统计意义上不显著,如列(2)所示。这说明增值税并未充分发挥其自觉纳税遵从功能。由于“营改增”和“金税三期”政策在实施时间、空间上存在一定的重合,为了将两项政策的影响相互剥离,列(3)将两项政策变量同时放入估计模型。结果显示,“金税三期”显著提高了正式登记率,但“营改增”仍未显著促进企业正式登记。表 2 的列(4)–列(6)汇报了考虑“三证合一”后筛选子样本的估计结果,研究显示,“金税三期”显著地提高了正式登记率,且工商注册登记与税务登记不一致导致了结果低估。总体来说,信息化强征管提高了行业的正式登记率,支持了假设 1。而“营改增”没有显著提高行业正式登记率。缺乏信息化征管的支持,增值税制度的自觉遵从效应并未得到有效发挥。

表 2 “金税三期”与正式登记率

	全样本			子样本		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
“金税三期”	0.0646*** (0.0182)		0.0643*** (0.0181)	0.1072*** (0.0257)		0.1069*** (0.0256)
“营改增”		0.1188 (0.1415)	0.1183 (0.1416)		0.0986 (0.1537)	0.0978 (0.1539)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
趋势效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	8 352	8 352	8 352	7 478	7 478	7 478
$R^2$	0.8556	0.8554	0.8556	0.8528	0.8527	0.8528

注:列(1)–列(3)是全样本(不含西藏自治区)回归结果,列(4)–列(6)是剔除 2015 年“三证合一”改革之前已经上线“金税三期”省份所含登记样本的估计结果。固定效应包含省份、时间和行业。趋势效应为省份时间趋势和行业时间趋势。\*、\*\*和\*\*\*分别表示在 10%、5%和 1%的显著性水平下显著,括号内数值为行业层面聚类标准误。

接下来借助式(7)检验假设 2。表 3 的列(1)–列(3)展示了全样本下的估计结果。结果显示,“金税三期”显著提高了位于上游行业的正式登记率,前向关联度更强的行业正式登记率平均提



高约 5.26% ( $e^{0.0513}-1 \approx 5.26\%$ ), 回归结果支持了假设 2。“营改增”未能有效地促进上游行业提高正式登记率, 说明缺乏信息监管而仅靠增值税自身的制度设计还不能有效地激励企业自觉纳税。表 3 的列(4)—列(6)汇报了子样本回归结果, 与前述结论高度一致。

表 3 “金税三期”与上游行业正式登记率

	全样本			子样本			后向关联全样本		后向关联子样本	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
前向关联×“金税三期”	0.0513*** (0.0142)		0.0502*** (0.0141)	0.0624*** (0.0162)		0.0607*** (0.0162)		0.0626** (0.0242)		0.0642** (0.0237)
前向关联×“营改增”		0.0538 (0.0598)	0.0331 (0.0595)		0.0672 (0.0570)	0.0436 (0.0570)				
后向关联×“金税三期”							0.0353*** (0.0114)	-0.0230 (0.0254)	0.0553*** (0.0165)	-0.0044 (0.0280)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
趋势效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	8 352	8 352	8 352	7 478	7 478	7 478	8 352	8 352	7 478	7 478
R <sup>2</sup>	0.8594	0.8599	0.8599	0.8570	0.8574	0.8575	0.8596	0.8599	0.8572	0.8575

注: 列(1)—列(3)是全样本(不含西藏自治区)回归结果, 列(4)—列(6)是剔除2015年“三证合一”改革之前已经上线“金税三期”省份所含登记样本的估计结果。列(7)—列(10)检验了“金税三期”是否提高了下游行业的正式登记率。其中, 列(7)和列(8)汇报的是全样本估计结果, 列(9)和列(10)汇报的是剔除“三证合一”改革之前已经上线“金税三期”省份所含登记样本的估计结果。固定效应含省份、时间、行业以及省份行业联合固定效应。趋势效应为省份时间趋势和行业时间趋势。\*、\*\*和\*\*\*分别表示在10%、5%和1%的显著性水平下显著, 括号内数值为行业层面聚类标准误。

本文还进行了替代性假说检验, 即“金税三期”是否显著提高了后向关联程度更强行业的正式登记率。实证检验的逻辑是, 如果正式登记率提高主要是“金税三期”直接征管的效果, 那么行业正式登记率的变化应该在上下游间呈现对称性, 即上游和下游的正式登记率应该呈现同样的增长趋势。这里将式(7)中的三重差分变量替换为后向关联×“金税三期”, 估计结果见表 3 的列(7)—列(10)。回归结果表明, 单独考察“金税三期”对下游行业正式登记率的影响时, “金税三期”也显著提高了下游行业的正式登记率, “金税三期”确实产生了直接征管效应。然而, 将前向关联×“金税三期”和后向关联×“金税三期”两项三重差分项同时放入估计模型中时, “金税三期”更加显著地提高了上游而非下游行业的正式登记率。信息化强监管并非只是单纯地增强监管以促进税源登记, 更是有利于充分发挥增值税的纳税遵从自我约束机制。

(三) 稳健性检验

1. 平行趋势检验。实验组和对照组的正式登记率在“金税三期”之前不存在扩大或者变小的变动趋势差异, 是使用 *Difference-in-differences* (DD) 模型的基本前提。由于“金税三期”分省份试点并逐步推开, 这里通过构建 DD 动态模型检验平行趋势, 回归模型见式(8):

$$Register_{pit} = \alpha + \beta_{\tau} \sum_{\tau=-\tau_1}^{\tau=\tau_2} CTAIS\_3_{\tau pit} + \beta X_{pit} + \delta_i + \vartheta_i + \varepsilon_{pit} (\tau \neq -1) \quad (8)$$

其中,  $\tau_1$ 和 $\tau_2$ 分别表示政策前时期数和政策后时期数,  $CTAIS\_3_{\tau}$ 为“金税三期”政策变量。例如,  $CTAIS\_3_{-1}$ 表示当年是否为该省上线“金税三期”的前一年, 如果是赋值为 1, 否则为 0, 依次类推。若“金税三期”实施前实验组和对照组在正式登记率差异的变化上没有显著的事前趋势, 则政策前各时点的估计系数差异应接近 0 且不显著。这里选择政策前一期( $\tau = -1$ )为基准对比期, 平行趋势检验结果如图 4 所示。

估计结果显示,“金税三期”实施前五期,各时期点的双重差分估计系数均接近0,且统计量不显著,说明DD模型满足平行趋势假设。“金税三期”实施之后,试点地区的正式登记率显著提高且保持了稳定增长趋势,结果支持了研究使用DD模型和三重差分模型的可行性。

2. 遗漏变量。<sup>①</sup>本文研究采用了两种方式缓解遗漏变量带来的估计偏误。一方面,尝试在式(7)中控制行业时间固定效应,以排除不可观测的行业特征对正式登记率的动态影响。回归结果支持了基本结论。另一方面,参考Chetty等(2009)的研究,通过随机模拟的方式设置安慰剂检验。图5报告了随机模拟估计系数的分布状况。结果显示,虚拟政策变量的估计系数值集中在0附近,1000次随机虚拟政策并未显著地提高正式登记率。同时,随机模拟结果完全落在真实估计系数的左侧,并且远小于真实估计系数,说明真实估计几乎不受随机因素和潜在未观测因素的影响。综上所述,估计模型不存在严重的遗漏变量问题。

3. 其他稳健性检验。<sup>②</sup>第一,研究剔除了含免征增值税行业的样本进行回归。估计结果表明,在剔除了免征增值税行业样本后,“金税三期”仍然显著提高了正式登记率,尤其是上游行业的正式登记率。第二,考虑注册资本认缴登记制改革。为了排除工商注册登记制度改革的影响,将回归样本期间缩短在2014—2019年。估计结果表明,虽然“金税三期”和“金税三期”×前向关联的估计系数值减小,但是依旧显著为正,基本结论成立。第三,虚假注册。本文采用了两种检验方法。一是虚假注册企业一般选择在省份交界地区进行注册,企业往往利用省际交界地区信息交换不便和征管薄弱的特点来逃避税务机关的检查。因此,本文删除了位于省份边界县登记注册的企业样本进行回归,主要结论依旧成立。二是在工商注册登记信息库中,部分企业或许并未列示注册资金或者填报的注册资金为零,零资金注册登记的企业更有可能存在虚假注册的行为。因此,删除了注册资金为零的样本后重新计算“省份、行业、年份”层面的注册登记企业数量,并据此进一步计算正式登记率进行回归,结论依旧成立。第四,基于月度面板数据的再估计。使用企业注册登记的月度面板数据能更加精准地捕捉“金税三期”对正式注册登记的即时影响。改用月度面板数据的结果显示,“金税三期”政策变量、“金税三期”与前向关联指数三重差分项的估计系数均在1%的显著性水平下显著为正。第五,替换被解释变量、数据加总到省级层面和省份聚类。使用“各省各行业每年新增正式登记企业数量/各省分行业每年法人单位增长指数”替代被解释变量。将省份内不同行业的正式注册登记率加总到省级层面,从宏观视角验证相关假设以及将标准误聚类在省级层面。所有回归结果均显示,上述模型的变动基本不改变本文的主要结论。

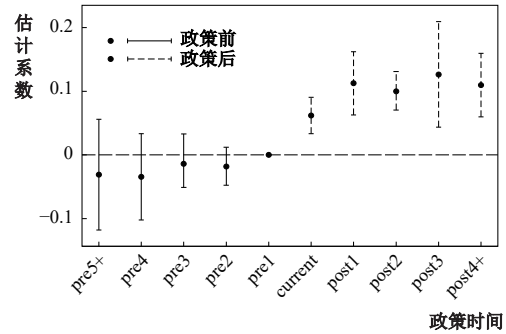


图4 平行趋势图

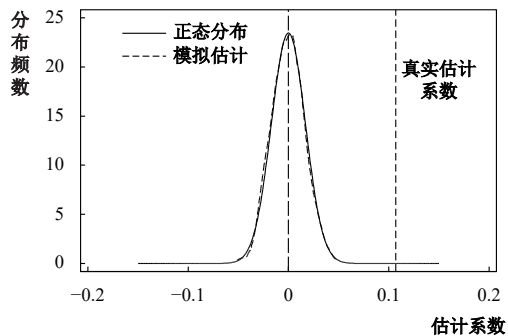


图5 安慰剂检验(重复1000次)

① 限于篇幅,省略回归结果,读者若是感兴趣可向作者索取。

② 限于篇幅,省略回归结果,读者若是感兴趣可向作者索取。

#### (四) 异质性分析<sup>①</sup>

1. 注册资金规模。具体而言,分别计算“省份、行业、年份”层面注册资金在 100 万元人民币(含)以上和以下企业的正式登记率。<sup>②</sup>再分别检验“金税三期”对大规模企业正式登记率和小规模企业正式登记率的影响以及大规模企业和小规模企业正式登记率在上下游行业间的非对称性。估计结果显示,从平均效应上看,“金税三期”更加显著地促进了大规模企业的正式登记率。

2. 产业属性。从中国产业分布的特征来看,第二产业主要以制造业为主,一直是税务机关稽查的重点行业。第三产业主要以服务业为主,相当一部分企业的服务对象是终端个体消费者。从边际效应上看,在第二产业中“金税三期”对增值税自觉纳税遵从效应的促进作用会弱于第三产业。估计结果显示,无论是第二产业内部还是第三产业内部,“金税三期”均提高了正式登记率。同时,以上两个群组的正式登记效应均表现出在上下游间的非对称性影响。从系数值的大小上看,“金税三期”对第二产业正式登记率的影响要小于第三产业。

3. 地区市场化水平。依据 2010 年市场化水平得分的中位数,将样本划分为市场化水平较高地区组和市场化水平较低地区组,分别检验“金税三期”对行业正式登记的影响。回归结果表明,“金税三期”显著提高了低市场化水平地区的正式登记率,而对高市场化水平地区的正式登记率没有显著影响。但是,不论是高市场化水平地区还是低市场化水平地区,上游行业的正式登记率增长得更快,“金税三期”均有利于增值税自觉纳税遵从效应的发挥。

#### (五) 机制检验

第一,“金税三期”根据增值税的非对称激励机制实施征管,进而有利于发挥增值税自我增强的治税功能。遵循这一逻辑,进项抵扣需求较低的行业,其向上游行业索取发票的需求下降,下游约束上游的“力量”减弱。对于这一类行业而言,“金税三期”实施征管的难度会加大,对纳税人施加的征管威慑会降低,导致正式登记效应不显著。对于存量留抵税额较多的行业来说,由于相关企业暂时抵扣不了进项税额,通过发票获取进项税额的需求会显著下降。<sup>③</sup>那么对存量留抵税额较多行业的上游销售方来说,其正式登记的相对提升幅度应该不显著。本文通过 2018 年实施留抵退税政策的试点行业识别留抵税额多的行业,再使用“该行业与留抵退税行业的前向关联程度除以该行业与全行业的前向关联程度”来区分该行业与留抵退税行业的相对前向关联程度,分别以 20% 和 50% 为划分标准,将样本区分为“与留抵退税行业强关联组”和“与留抵退税行业弱关联组”,估计结果如表 4 所示。结果显示,在与留抵退税试点行业前向关联度更紧密的行业子样本中,“金税三期”发挥增值税自觉遵从制度优势的效应均显著低于与留抵退税行业前向关联度不紧密的行业。这证明了假设 3,“金税三期”遵循增值税非对称激励机制实施征管,这是充分发挥增值税自觉纳税遵从效应的主要原因。

第二,征管威慑。“金税三期”根据增值税非对称激励机制实施征管,从而为充分发挥增值税自觉纳税遵从效应提供了基础条件,应该能观察到“金税三期”对上游行业产生了更大的征管威慑。为了检验上述机制,本文重新计算了地区层面的产业前向关联度,构造核心解释变量为“金税三期”政策变量与地区产业前向关联程度的三重交互项,被解释变量为税务部门的选案查实率和户均稽查收入。<sup>④</sup>如果上述机制成立,三重交互项的估计系数应该显著为正,回归结果见

<sup>①</sup> 限于篇幅,省略异质性检验结果,读者若是感兴趣可向作者索取。

<sup>②</sup> 本文对注册登记资金进行了单位口径统一调整和外币口径统一调整,统一注册登记资金口径为人民币(万元)。描述性统计显示,注册资金中位数为 100 万元。

<sup>③</sup> 这里是增值税留抵退税政策实施之前的情况。中国于 2019 年 4 月份启动增量留抵退税政策,2021 年对制造业继续放宽留抵退税条件。留抵退税政策实施后,上述传导效应会减弱。

<sup>④</sup> 这里将各省份各行业的前向关联指数进行加总得到地区前向关联指数。地区税务稽查查实率和户均稽查收入数据来源于《中国税务稽查年鉴》。

表5的列(1)和列(2)。回归结果再次证明了假设3,即地区的产业前向关联程度越强,“金税三期”的实施更加显著地提高了税务稽查部门的案件查实率和户均稽查收入。“金税三期”基于下游约束上游的非对称激励实施征管,并对前向关联程度强的行业形成了更高的征管威慑,为充分发挥增值税自觉纳税遵从效应提供了基础条件。

表4 机制检验 1:非对称激励

	留抵退税行业前向关联度 >20%FL		留抵退税行业前向关联度 >50%FL		留抵退税行业前向关联度 ≤20%FL		留抵退税行业前向关联度 ≤50%FL	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
“金税三期”	0.0920** (0.0411)		0.0567 (0.0506)		0.1128*** (0.0394)		0.1204*** (0.0302)	
前向关联×“金税三期”		0.0295** (0.0139)		0.0560 (0.0360)		0.1240*** (0.0251)		0.0597*** (0.0170)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
趋势效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	3 359	3 359	2 024	2 024	4 119	4 119	5 454	5 454
R <sup>2</sup>	0.8933	0.8978	0.8851	0.8877	0.8540	0.8601	0.8696	0.8743

注:回归不含西藏自治区和“三证合一”之前已经上线“金税三期”省份所含注册登记样本。表中固定效应、趋势效应与基准回归一致,\*、\*\*和\*\*\*分别表示在10%、5%和1%的显著性水平下显著,括号内为行业层面的聚类标准误。

表5 机制检验 2:征管威慑与跨地区信息管理

	征管威慑		跨地区信息管理	
	(1)查实率	(2)户均稽查收入	(3)内部控制	(4)合法合规
“金税三期”×地区前向关联	0.3626 <sup>+</sup> (0.2042)	0.1040 <sup>+</sup> (0.0584)		
“金税三期”	-0.1830 <sup>+</sup> (0.1027)	-0.0553 <sup>+</sup> (0.0309)	-1.2071 (0.8632)	-1.3531 (0.8961)
跨区信息管理			-1.9791 (1.2447)	-2.8248** (1.1530)
“金税三期”×跨区信息管理			3.4779*** (1.2786)	4.3879*** (1.6496)
控制变量	控制	控制	控制	控制
固定效应	控制	控制	控制	控制
观测值	188	234	5 570	5 570
R <sup>2</sup>	0.6250	0.6823	0.0574	0.0607

注:表5的列(1)和列(2)汇报了征管威慑的估计结果。控制变量包括人均GDP、GDP增长对数、第三产业增加值占GDP比重、地区财政收入规模、地区财政支出规模。固定效应含年份和省份。列(3)和列(4)检验了跨地区信息管理的结果,跨区信息征管通过受到“金税三期”影响的与母公司非同一地区的控股子公司比重衡量得到,内部控制指数和合法合规指数均直接取自迪博内控评级数据库。控制变量包括企业净资产利润率、资产负债率、规模、经营现金流量、成立年限、是否为国有控股、公司第一大股东持股比例、是否被四大会计师事务所审计、营业收入增长率。固定效应含公司和年份。括号内均为省份层面的聚类标准误,\*、\*\*和\*\*\*分别表示在10%、5%和1%的显著性水平下显著。

第三,“金税三期”通过何种方式形成了更强的征管威慑。本文主要检验了“金税三期”是否通过跨区信息管理对纳税人形成征管威慑。本文使用了2010—2019年中国沪深A股上市非金融公司的相关数据对前述机制进行检验。<sup>①</sup>为了有效识别“金税三期”的跨区信息征管效应,研

<sup>①</sup> 考虑到上市公司内控制度一般相对完善,内控治理主要集中于成立年限较短的成长期企业(Doyle等,2007;刘启亮等,2012),这里将研究样本主要限定于成立时间不足十年的上市公司。

究搜集了每一家上市公司的母公司所在地及其控股子公司所在地。其中,“金税三期”变量的赋值方式是,如果母公司所在地当年实施了或者已经实施“金税三期”,则为1,否则为0。跨区信息管理变量的赋值是,当年该上市公司非同一地区控股子公司受到“金税三期”影响的比重。被解释变量为该上市公司的内部控制指数得分和公司合法合规指数得分。<sup>①</sup>如果“金税三期”与跨区信息管理变量的三重交互项显著为正,则说明当更多的子公司与母公司同时被“金税三期”影响时,税务部门可以通过“金税三期”跨区信息分析对公司内部交易进行有效监管,形成更强的税收征管威慑,公司会自觉提高对相关法律法规的遵从程度。回归结果见表5的列(3)和列(4)。回归结果显示,“金税三期”与跨区信息征管的三重交互项的估计系数显著为正,当公司中有更多异地的控股子公司受到“金税三期”的影响时,上市公司显著提高了公司内部缺陷控制治理水平,包括对相关法律法规的遵从程度。检验结果表明,通过跨区域的信息追踪与分析,“金税三期”对企业形成更强的征管威慑,进而提高了纳税遵从水平。

## 五、结论与启示

本文从“正式登记”视角出发,将产业关联纳入分析框架,检验信息化强征管是否有助于充分发挥增值税自觉纳税遵从的制度优势。研究发现,“金税三期”显著提高了正式登记率,而仅依靠增值税制度本身并不能有效地引导自觉纳税遵从。机制研究表明,“金税三期”税收征管遵循了增值税通过下游逆向约束上游的应用机制,通过信息化征管手段促使上游行业形成了更强的征管威慑预期,“金税三期”的跨区信息管理是增强征管威慑的主要因素。在上述因素的推动下,“金税三期”为发挥增值税自我强化纳税遵从效应提供了基础性条件,增值税的自觉纳税遵从效应得到了更好发挥。异质性检验表明,信息化强征管手段对于大规模企业、第三行业相关企业和市场化程度较低地区的企业发挥了更强的自觉纳税遵从效应。

基于以上结论,本文的政策启示在于:第一,可靠的制度设计依赖于国家强有力地执行并维持正确的征管秩序。税务机关需要通过强化执行征管不断弥补改革进程中可能触发的税收风险。本文的研究表明,信息化强征管有利于促进企业自觉纳税遵从,而缺乏信息化征管支撑下的税收制度优势无法得到充分发挥。税务主管部门应充分考虑税收制度改革可能引发的税务风险,并通过设计相应的信息化征管手段,跨领域、跨行业、全方位追踪纳税人的经营行为,使税务部门的风险管控更具针对性。制度设计与管理执行应该良性互动和互相促进,全面保障税制改革成果的有效应用。第二,持续推进“以数治税”,依靠信息技术全面提高税收征管效率,使得企业提高纳税遵从。本文的研究表明,基于多维度、多方面信息搜集、处理和分析的征管模式会对纳税人产生强大的威慑效应,约束纳税不遵从行为,进而更好地发挥税收制度本身的优势。“以票控税”转向“以数治税”是税收征管体制改革的大趋势。具体而言,税务部门可借助发票全域、全环节、全要素电子化改革为突破口,多方位持续拓展大数据资源,全面提升税收征管效能,并最终借助信息化征管产生的威慑效能引导纳税人自觉纳税遵从。第三,因地制宜地探索各地建设税收信息化征管系统的最优路径。本文的研究表明,信息化监管在市场化程度相对较低的地区和第三行业相关企业中会产生更强的自觉纳税遵从效应。由于各地存在产业结构、市场化程度和信息化基础设施水平等方面的差异,各地应从本地实际出发进行探索和尝试,根据地区实际情况来细化措施。

<sup>①</sup> 上市公司数据来源于国泰安数据库,企业内控指标数据来源于迪博内控评级数据库。

## 主要参考文献:

- [1]蔡伟贤,李炳财. 税收征管、税收压力与企业社保遵从[J]. *世界经济*, 2021, (12): 201–224.
- [2]陈钊,王旸. “营改增”是否促进了分工: 来自中国上市公司的证据[J]. *管理世界*, 2016, (3): 36–59.
- [3]樊勇,李昊楠. 税收征管、纳税遵从与税收优惠: 对金税三期工程的政策效应评估[J]. *财贸经济*, 2020, (5): 51–66.
- [4]范子英,彭飞. “营改增”的减税效应和分工效应: 基于产业互联的视角[J]. *经济研究*, 2017, (2): 82–95.
- [5]高旭军. 投资效率与交易安全保障之平衡——论我国注册资本登记制度改革[J]. *东方法学*, 2015, (1): 46–55.
- [6]李艳,杨婉昕,陈斌开. 税收征管、税负水平与税负公平[J]. *中国工业经济*, 2020, (11): 24–41.
- [7]李永友,严岑. 服务业“营改增”能带动制造业升级吗?[J]. *经济研究*, 2018, (4): 18–31.
- [8]刘启亮,罗乐,张雅曼,等. 高管集权、内部控制与会计信息质量[J]. *南开管理评论*, 2013, (1): 15–23.
- [9]孙晓华,张竣喏,郑辉. “营改增”促进了制造业与服务业融合发展吗[J]. *中国工业经济*, 2020, (8): 5–23.
- [10]田彬彬,杨健鹏,汪丹,等. 第三方信息获取与税收征管效率: 来自有奖发票推行的证据[J]. *世界经济*, 2021, (9): 103–124.
- [11]魏志华,王孝华,蔡伟毅. 税收征管数字化与企业内部薪酬差距[J]. *中国工业经济*, 2022, (3): 152–170.
- [12]许善达. 中国税务信息化回顾与展望[J]. *电子政务*, 2009, (10): 26–33.
- [13]杨灿明,孙群力. 中国各地区隐性经济的规模、原因和影响[J]. *经济研究*, 2010, (4): 93–106.
- [14]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): 116–132.
- [15]Allingham M G, Sandmo A. Income tax evasion: A theoretical analysis[J]. *Journal of Public Economics*, 1972, 1(3–4): 323–338.
- [16]Chaudhuri K, Schneider F, Chattopadhyay S. The size and development of the shadow economy: An empirical investigation from states of India[J]. *Journal of Development Economics*, 2006, 80(2): 428–443.
- [17]Chetty R, Looney A, Kroft K. Saliency and taxation: Theory and evidence[J]. *American Economic Review*, 2009, 99(4): 1145–1177.
- [18]De Neve J E, Imbert J C, Spinnewijn J, et al. How to improve tax compliance? Evidence from population-wide experiments in Belgium[J]. *Journal of Political Economy*, 2021, 129(5): 1425–1463.
- [19]Doyle J, Ge W L, McVay S. Determinants of weaknesses in internal control over financial reporting[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2007, 44(1–2): 193–223.
- [20]Fan H C, Liu Y, Qian N, et al. The dynamic effects of computerized VAT invoices on Chinese manufacturing firms[R]. CEPR Discussion Paper No.DP12786, 2018.
- [21]Hoseini M. Value-added tax, input-output linkages and informality[J]. *Economica*, 2020, 87(347): 813–843.
- [22]Hoseini M, Briand O. Production efficiency and self-enforcement in value-added tax: Evidence from state-level reform in India[J]. *Journal of Development Economics*, 2020, 144: 102462.
- [23]Li J J, Wang X. Does VAT have higher tax compliance than a turnover tax? Evidence from China[J]. *International Tax and Public Finance*, 2020, 27(2): 280–311.
- [24]Naritomi J. Consumers as tax auditors[J]. *American Economic Review*, 2019, 109(9): 3031–3072.
- [25]Pomeranz D. No taxation without information: Deterrence and self-enforcement in the value added tax[J]. *American Economic Review*, 2015, 105(8): 2539–2569.
- [26]Schneider F, Enste D H. Shadow economies: Size, causes, and consequences[J]. *Journal of Economic Literature*, 2000, 38(1): 77–114.
- [27]Waseem M. Overclaimed refunds, undeclared sales, and invoice mills: Nature and extent of noncompliance in a value-added tax[J]. Proceedings. Annual Conference on Taxation and Minutes of the Annual Meeting of the National Tax Association, 2019, 112: 1–56.

[28]Waseem M. The role of withholding in the self-enforcement of a value-added tax: Evidence from Pakistan[J]. *The Review of Economics and Statistics*, 2022, 104(2): 336–354.

## Information-based Powerful Management and Self-enforcement of Tax Compliance

Chen Sixia<sup>1</sup>, Liu Feng<sup>1</sup>, Lu Shengfeng<sup>2</sup>

(1. *School of Public Finance and Tax, Zhongnan University of Economics and Law, Wuhan 430074, China;*

2. *School of Economics and Management, Wuhan University, Wuhan 430072, China)*

**Summary:** In recent years, China has been implementing a series of tax abatement policies. However, a substantial number of firms evade tax through the abuse of tax preferential policies. Under this circumstance, it is important for tax authorities to strengthen enforcement to make sure a precise release of tax reform bonus. Theoretically, VAT has built-in self-enforcement properties due to asymmetric incentives and third-party information mechanisms. In VAT, upstream sellers want to hide sales but downstream buyers intend to overreport input costs, the opposing force constrains trading partners from tax evasion. With respect to tax registration, VAT's self-enforcement properties should make upstream sellers officially register in the tax-collection system, as downstream buyers would not get invoices to deduct input costs if sellers failed to register.

In this paper, we study how information-based powerful tax-collection management exploits the full use of VAT's self-enforcement properties. The main data we use come from Industrial & Commercial Registration database. Through massive text scanning, we extract industry affiliation information and match the industrial code for each registered firm. Aggregating the number of firm registration by industry and by province, we construct formal registration index at the province-industry-year level. Furthermore, we calculate industries' forward-linked and backward-linked indices based on the province-level input-output table. After these data working, we construct the DID model to examine the effect of the Golden III project on the formal registration rate, especially among industries with stronger forward-linked properties. The results show that, the Golden III project, which is an information-based technological tax-collection system, enhances the formal registration rate. The effect is more pronounced for upstream industries. Three reasons explain why the Golden III project facilitates a better use of self-enforcement properties in VAT: First and foremost, it manages tax collection based on the asymmetric incentive mechanism embedded in VAT. Second, it imposes a stronger deterrence effect on upstream sellers, as sellers expect higher detection risks than buyers when tax authorities carry out intensive inspections following the asymmetric incentives mechanism. Third, it collects VAT-related information for tax audit analysis across regions and strengthens tax enforcement. As traditional enforcement and self-enforcement is complementary, VAT's self-enforcement properties are more effective as traditional enforcement is improved. We also examine the effect of Business-to-VAT (BTV) reform on the formal registration rate, and find that BTV has no significant effect on the formal registration rate. Without powerful tax-collection management, the self-enforcement property in VAT compliance cannot play its role, perhaps leading to worse tax non-compliance.

This paper points out that: The self-enforcement property in VAT can be better exploited when effective tax enforcement is at play, and tax authorities should strengthen enforcement to make sure that a good tax can fully reach its potential.

**Key words:** information-based management; tax compliance; self-enforcement; formality

(责任编辑 顾 坚)