

税收征管数字化何以赋能实体经济投资效率提升?

邱国庆¹, 李星如¹, 马妍妮²

(1. 辽宁大学 经济学院, 辽宁 沈阳 110036;

2. 中共辽宁省委党校 马克思主义学院, 辽宁 沈阳 110004)

[摘要] 文章基于2010—2020年我国A股非金融类上市公司的微观数据,利用我国税收征管数字化转型的“准自然实验”,采用双重差分模型检验税收征管数字化对实体经济投资效率的影响效应、作用机制和异质性特征。研究发现:(1)税收征管数字化能够有效降低实体企业非效率投资水平;(2)机制识别发现,税收征管数字化通过改善信息环境和缓解代理问题,促使实体企业投资效率更趋合理;(3)异质性分析表明,税收征管数字化对实体企业非效率投资的抑制作用在过度投资企业、非国有企业、非政治关联企业和东部地区企业中表现更明显。文章认为进一步强化税收征管数字化对提升实体经济投资效率具有重要作用,进而为实现经济“脱虚向实”战略目标赋能。

[关键词] 实体经济; 投资效率; 税收征管数字化

[中图分类号] F812.42, F275

[文献标识码] A

[文章编号] 1671-6973(2023)05-0025-15

一、问题的提出

当前,中国经济已经步入高质量发展新时代,提升实体经济投资效率成为实现稳增长和着力推动经济高质量发展的重要内容。近年来,“六稳”成为中央经济工作会议反复提及的高频词。作为“六稳”工作之一,“稳投资”不仅要增加投资规模,而且要保证投资方向,引导实体经济选择最具效率的投资方向和领域,积极扩大有效投资。^[1]现实中,非金融实体企业投资效率偏离最优水平,^[2]普遍存在非效率投资现象,导致实体经济“脱实向虚”,极大地阻碍了经济高质量发展。如何提高实体经济投资效率一直是政府部门、学术界关注的重点问题。理论上,实体企业投资具有一定外部性、不确定性或者市场失灵的特征,这意味着市场机制自身无法完全解决实体经济投资非效率问题,实体经济投资效率整体改善对于政府监督力量具有内在依赖性。近年来,税收征管作为一种重要的外部监督治理机制,充分发挥了公司治理的作用。特别是在数字经济背景下,大数据、人工智能等

[收稿日期] 2023-03-25

[基金项目] 沈阳市哲学社会科学规划项目“新发展格局下沈阳加强有效投资研究”(SY202217Y)。

[作者简介] 邱国庆(1991—),男,辽宁瓦房店人,经济学博士,辽宁大学经济学院副教授、硕士生导师,主要研究方向为财税理论与政策;李星如(1999—),女,浙江台州人,辽宁大学经济学院硕士研究生,研究方向为税收理论与政策;马妍妮(1992—),女,辽宁沈阳人,中共辽宁省委党校马克思主义学院讲师,研究方向为金融理论与政策。

新兴技术与税务监管的深度融合和高效联动,不仅实现税收征管能力现代化,还进一步强化其公司治理的功能。由此可见,税收征管数字化对实体经济投资效率具有重要影响。一方面,税收征管数字化能够改善企业信息环境并缓解企业代理冲突,通过提高企业信息披露透明度和约束管理层机会主义行为,促使实体经济投资效率趋于最优;另一方面,税收征管数字化成为引致企业实际税负上升的重要原因,在一定程度上削弱企业现金供给能力,导致实体经济投资水平下降。因此,税收征管数字化何以赋能实体经济投资效率提升成为关键问题。科学研判税收征管数字化与实体经济投资效率之间的关系,在当前谋求全面推进税收征管数字化升级和经济“脱虚向实”背景下具有十分重要的现实意义。

现有税收征管与实体经济投资效率的研究文献大多关注前者对推高实体经济投资效率的作用,例如:张玲和朱婷婷研究发现,税收征管对实体经济投资效率具有显著正向影响,抑制了实体经济非效率投资;^[3]相比强制性税收征管,柔性税收征管制度亦能够显著改善实体经济投资效率。^[4-5]随着数字技术进步与税收征管的深度融合,既有文献开始聚焦数字经济背景下税收征管数字化对实体经济投资效率的影响效应。结果表明,税收征管数字化能够发挥公司治理的作用,对实体经济非效率投资具有抑制作用,^[6-7]并能提高实体经济对外投资的可能性,^[8]同时抑制了实体经济“脱实向虚”。^[9]此外,近年来还有一些研究从不同维度(如关联交易^[10]、薪酬差距^[11]等)进一步证实了税收征管数字化的公司治理效应,但也有不少研究对于税收征管数字化的治理效应持怀疑态度,认为税收征管数字化导致企业实际税负水平上升,显著降低了实体经济投资水平^[12]和全要素生产率^[13]。可见,数字技术进步所带来的公司治理效应仍需进一步全面评估。

已有文献对实体经济投资效率予以一定关注,揭示出数字技术进步在实体经济非效率投资治理中的作用,为本文的研究提供了重要的理论依据。相比以往研究,本文可能的边际贡献在于:第一,本文将税收征管数字化纳入到实体经济投资效率影响因素中考量,为进一步考察实体经济“脱虚向实”的约束机制提供了有益思考;第二,在揭示二者关系的基础上,聚焦“信息效应”和“成本效应”的双重视角,丰富和拓展了数字技术进步影响实体经济投资效率的微观机制;第三,考虑到既有研究中税收征管数字化的公司治理效应具有异质性特征,本文提供了区别于已有研究文献视角的经验证据。

二、制度背景与理论分析

(一)制度背景

涉税信息的获取和监管能力的提升成为强化税收征管的重要举措。改革开放以来,从中央到地方都在不断完善税收征管体系,依托“金税工程”的实施,逐步提升了政府涉税信息的获取和监管能力。“金税工程”最早应用于流转税改革中,根据不同时期划分为“金税一期”“金税二期”和“金税三期”。其中,“金税一期”工程是在分税制背景下,采取信息化手段对增值税这一税种加强征管,但由于该政策试点范围有限、信息采集效率低和不准确等问题,“金税一期”工程的实际效果有限。在此基础上,为了弥补“金税一期”工程的不足,“金税二期”工程增加了增值税的防伪税控、稽核、协查系统,在税源监控、信息核实、税收监督等方面取得了显著成效,但与税收征管现代化的建设要求不相适应。

为了加快推进税收征管信息化、便捷化和高效化的进程,国家税务总局提出了“金税三期”工

程,这一政策着力强调运用大数据、云计算等现代信息技术,实现了涉税信息获取和监管能力的跨越式提升。首先,“金税三期”工程搭建了统一的技术基础平台。该平台打通各税务部门、各涉税环节的信息孤岛,实现了涉税数据的交叉审核、信息共享和流程监控。其次,“金税三期”工程构建了两级数据处理机制。通过立体化呈现纳税人涉税信息,为跨区域、跨行业追踪纳税人涉税事项赋能增效。再次,“金税三期”工程覆盖了所有税种、征收环节和国地税征管机构,有利于税务机关更为全面、及时地获取和监管涉税信息。最后,“金税三期”工程开发了一套决策支持系统。该系统深化了税收大数据整合与应用,通过比对关键性涉税数据信息和逻辑分析,可发现相应的税收风险和异常现象,及时锁定可疑涉税对象。可见,“金税三期”工程成为了税收征管数字化升级的重要手段。

此外,“金税三期”工程经历了“先试点、后推广”的中国特色经济体制改革的进程。2013年,“金税三期”在重庆、山西、山东首次上线运行。2014年,在系统优化完善的基础上,“金税三期”在广东、河南、内蒙古上线。2015年增加了吉林、海南等14个省、区试点,至2016年底,该工程已在全国范围内实现覆盖。可见,这一政策在试点地区和试点时间方面存在一定差异性,这种制度变革的差异性为本文的研究提供了一个良好的“准自然实验”。

(二)理论分析

1. 税收征管数字化、信息不充分与企业非效率投资

信息不充分已成为引致企业非效率投资的重要原因。一方面,相比股东,企业管理层能够掌握更多且更可靠的信息资源,企业管理层的投资决策往往存在一定的机会主义动机,企业股东难以有效对其监管;另一方面,信息不充分扭曲了资本市场配置,导致企业投资机会与资本市场流向失衡,出现劣质企业过度投资与优质企业投资不足的现象。以“金税三期”为代表的税收征管数字化能够整合涉税数据、企业数据与互联网数据等,实现企业数据与涉税信息的共享和相互验证,能够显著提升企业信息透明度,从而精准识别企业管理层投资决策的自利行为,以及约束企业管理层为了追求个人利益而采取过度投资行为。此外,“金税三期”使企业信息透明度不断提升,从而能准确把握企业真实经营水平和投资状况,将更准确、更完备的企业信息反馈给资本市场,这有利于资本市场更好地筛选出优质企业,促进劣质企业不断出清,减少劣质企业过度投资和优质企业投资不足的可能性,进而减少企业非效率投资。

2. 税收征管数字化、代理成本与企业非效率投资

股东与管理层之间的代理问题成为影响企业非效率投资的重要因素。由于股东与企业管理层之间的利益出发点有所差异,企业管理层的自利行为在一定程度上损害了企业投资效率。企业管理层更加注重投资项目所产生的私人利益和私人成本,当私人成本大于私人利益时,理性的企业管理层会减少投资以规避风险,导致企业投资不足;反之,企业管理层会增加投资以实现个人利益最大化,造成企业过度投资。税收征管数字化营造了良好的企业外部监管环境,进一步强化了政府监督力量,这有利于遏制企业管理层利益侵占行为,使其更加关注企业经营绩效。此外,税收征管数字化实现了涉税信息的集中处理,压缩了管理层实施财务造假、关联交易等违法行为的操作空间,将有助于缓解因代理问题引致的企业非效率投资问题。另外,相比传统税收征管模式,税收征管数字化使企业管理层投资决策更加公开透明,增强了管理层代理行为暴露后的惩罚力度,增加了代理行为被发现的风险,从而使管理层约束其投资决策的自利行为,促使企业内部监督机制不断完善,这也有利于缓解代理问题,减少企业非效率投资。

三、研究设计

(一)模型构建

由于“金税三期”工程逐步实施、分批试点,这一特征使得“金税三期”工程的政策具有准自然实验的性质。本文充分利用“金税三期”试点政策在时间和地区两个层面上的差异,构建多时点双重差分(DID)模型,实证检验税收征管数字化对实体企业非效率投资的影响,具体如式(1)所示。

$$lnefinv_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 revolution_{i,t} + \alpha_2 x_{i,t} + year + region + industry + \epsilon_{i,t} \quad (1)$$

式(1)中, $lnefinv$ 表示实体企业非效率投资; $revolution$ 为“金税三期”工程虚拟变量,用这一政策刻画税收征管数字化水平;系数 α_1 表示税收征管数字化对实体企业非效率投资的影响,为本文关注的核心回归系数; $x_{i,t}$ 表示其他随时间变动影响实体企业非效率投资的系列控制变量; $year$ 、 $region$ 和 $industry$ 分别表示控制时间固定效应、地区固定效应和行业固定效应; $\epsilon_{i,t}$ 为随机扰动项。

为了揭示税收征管数字化影响实体企业非效率投资的传导机制,本文进一步构建了回归模型式(2)和式(3)。其中, m 为中介变量,包括信息透明度和代理成本,利用式(2)考察税收征管数字化对信息透明度或代理成本的影响;利用式(3)考察税收征管数字化通过信息透明度或代理成本对实体企业非效率投资的影响。

$$m_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 revolution_{i,t} + \beta_2 x_{i,t} + year + region + industry + \epsilon_{i,t} \quad (2)$$

$$lnefinv_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 revolution_{i,t} + \gamma_2 m_{i,t} + \beta_2 x_{i,t} + year + region + industry + \epsilon_{i,t} \quad (3)$$

式(1)至式(3)构成了中介效应模型。只有当式(1)中 α_1 估计系数显著时,才能进一步考察税收征管数字化对实体企业非效率投资的传导机制。若式(2)中 β_1 和式(3)中 γ_2 均通过了显著性检验,说明税收征管数字化通过信息透明度或代理成本影响实体企业非效率投资,信息透明度或代理成本的中介效应为 $\beta_1 \times \gamma_2$,其占总效应的比例为 $\beta_1 \times \gamma_2 / \alpha_1$;若式(2)中 β_1 和式(3)中 γ_2 都未能通过显著性检验,则表明信息透明度或代理成本的中介效应不显著。当式(3)中 γ_1 显著,表明信息透明度或代理成本为部分中介变量,意味着税收征管数字化除了通过信息透明度和代理成本影响实体企业非效率投资外,还有其他作用机制间接地影响实体经济投资效率;反之,则说明信息透明度或代理成本为完全中介变量。

(二)变量定义

1. 被解释变量:实体企业非效率投资($lnefinv$)

本文采用Richardson的投资期望模型,^[14]针对实体企业非效率投资设定了如下模型进行测度:

$$lnvest_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 lnvest_{i,t-1} + \alpha_2 cash_{i,t-1} + \alpha_3 size_{i,t-1} + \alpha_4 lev_{i,t-1} + \alpha_5 growth_{i,t-1} + \alpha_6 ret_{i,t-1} + \alpha_7 age_{i,t-1} + year + industry + \epsilon_{i,t} \quad (4)$$

式(4)中, $lnvest$ 为企业新增资本投资规模, $cash$ 为企业净现金流, $size_{i,t-1}$ 为企业规模, $lev_{i,t-1}$ 为企业资本结构, $growth$ 为企业主营业务收入增长率, ret 为企业股票收益率, age 为企业年龄,并考虑了行业同时间的固定效应。本文采用模型(4)对企业当期最优投资规模进行测算,然后用实际投资规模减去最优投资规模,残差部分(绝对值)表示企业非效率投资。若残差值大于0则表示企业投资过度;反之,则表示企业投资不足。

2. 解释变量:税收征管数字化($revolution$)

本文用“金税三期”工程这一政策刻画税收征管数字化水平。“金税三期”工程是在全国范围内

分批上线、逐步实施的,这为本文的研究提供了一个良好的准自然实验。“金税三期”工程这一税收征管数字化实践由于前期设备调试、新老系统数据交接等因素,对公司治理的外部效应存在一定的滞后性。因此,本文将上半年试点的地区视为当年实施,将下半年试点的地区视为下一年实施。 $revolution_{i,t-1}$ 为“金税三期”工程实施的虚拟变量,若*i*企业所在地区在第*t*年实施了“金税三期”工程,则“金税三期”工程实施的虚拟变量在第*t*年及以后均为1,否则为0。表1报告了“金税三期”工程试点的地区和政策实施时间。

表1 “金税三期”工程试点地区和时间

| 金税三期试点时间 | 开展试点的地区 | 政策实施时间 |
|-----------|---|--------|
| 2013 年上半年 | 重庆 | 2013 年 |
| 2013 年下半年 | 山东(除青岛)、山西 | 2014 年 |
| 2015 年上半年 | 广东(除深圳)、河南、内蒙古 | 2015 年 |
| 2015 年下半年 | 宁夏、河北、西藏、贵州、云南、广西、湖南、青海、海南、甘肃 | 2016 年 |
| 2016 年上半年 | 安徽、新疆、四川、吉林 | 2016 年 |
| 2016 年下半年 | 辽宁(除大连)、大连、江西、福建(除厦门)、厦门、上海、青岛、北京、黑龙江、天津、湖北、陕西、江苏、浙江(除宁波)、宁波、深圳 | 2017 年 |

资料来源:作者自行整理

3. 控制变量

为了减少遗漏变量造成估计结果偏差,本文选取的控制变量如下:(1)企业规模(size),用总资产取对数衡量。企业规模越大,自由现金流越充足,资本市场信任度越高,会吸引更多的投资机会。(2)企业财务杠杆(lev),用企业年末总负债占总资产的比例表示。企业财务杠杆越高,企业负债融资比例越高,债权人规模越大,从而阻碍企业改善融资约束,抑制了企业投资效率提升。(3)企业成长能力(growth),用营业收入增长率来衡量。企业生命周期理论表明,企业成长能力与其获得投资机会之间具有正向相关关系。(4)企业年龄(age),用报告期年份减去上市年份加1后取对数表示。新上市企业为筹集资金、扩张规模,容易引发企业低效率投资行为。随着上市时间不断推移,企业投资决策会趋向成熟和稳健。(5)企业产权性质(soe),以国有企业赋值为1,反之为0表示。国有企业更具备充足的现金流,容易引发企业过度投资。相比国有企业,民营企业融资约束成本高,自由现金流相对缺少,容易引致企业投资不足。(6)企业净资产收益率(roe),用净利润占净资产的比例衡量。企业净资产收益率作为衡量企业盈利能力的重要指标之一,反映企业投入资本在经营期间获取额外利润的能力,该值越高,说明企业资源利用效率越高,其投资效率也会相应提高。(7)总资产周转率(turnover),用营业收入占总资产的比例来衡量。该指标代表企业资源配置效率,较高的资产周转率能够有效缓解企业非效率投资。(8)股权集中度(top1),用第一大股东持股比例衡量。企业投资决策受到公司股权结构的影响,大股东占比较高容易导致公司绝对控制权的相对集中,极易引发过度投资或投资不足。(9)管理层持股比例(mshare),选取管理层持股数量占总股本的比例来衡量。管理层持股占比具有激励效应,以增强管理层事业决心和风险承担能力为动机,这种激励效应会随着管理层持股比例的增加而增强。(10)管理层薪酬(top3pay),用管理层前三名薪酬总额取对数表示。对企业内部实行管理层薪酬激励,能够对高管自利行为起到约束作用,从而提高管理层投资决策效率,缓解企业非效率投资。(11)“两职合一”(dual),若企业董事长和总经理存在兼任为1,否则为0。董事长和总经理作为公司战略制定和执行的关键人员,掌握了企业主要的

决策权和经营权,对企业投资决策产生重要影响。(12)审计质量(big4),由普华永道、德勤、安永、毕马威“四大”会计师事务所承担审计为1,否则为0。拥有相对规范的审计流程和专业的审计人员的会计事务所,在监督企业财务工作合规性方面更为有效,从而约束企业非效率投资行为。(13)企业账面市值比(mb),用期末总市值占总资产的比例作为指标参数。企业账面市值比具有预测投资和实体经济增长机会的能力。(14)企业应收账款占比(rec),用应收账款占营业收入的比例来衡量。这是反映企业应收账款周转率的指标,与企业经营效率呈现负向相关关系,其值越高,说明企业营运资本管理效率越低。

表2 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 | 企业非效率投资 | <i>lneffinv</i> | 模型(4)回归残差的绝对值 |
| | 企业过度投资 | <i>overinvest</i> | 模型(4)回归的正残差值 |
| | 企业投资不足 | <i>underinvest</i> | 模型(4)回归的负残差值 |
| 解释变量 | 税收征管数字化 | <i>revolution</i> | 企业所在地区在“金税三期”工程实施前取值为0,实施后取值为1 |
| 控制变量 | 企业规模 | <i>size</i> | 总资产取对数 |
| | 企业财务杠杆 | <i>lev</i> | 总负债/总资产 |
| | 企业成长能力 | <i>growth</i> | 营业收入增长额/上年营业收入总额 |
| | 企业年龄 | <i>age</i> | 报告期年份减去上市年份加1后取对数 |
| | 企业产权性质 | <i>soe</i> | 国有企业取值为1,其他为0 |
| | 企业净资产收益率 | <i>roe</i> | 净利润/净资产 |
| | 企业总资产周转率 | <i>turnover</i> | 营业收入/总资产 |
| | 企业股权集中度 | <i>top1</i> | 第一大股东持股比例 |
| | 企业管理层持股比例 | <i>mshare</i> | 管理层持股数量/总股本 |
| | 企业管理层薪酬 | <i>top3pay</i> | 管理层前三名薪酬总额取对数 |
| | 企业“两职合一” | <i>dual</i> | 董事长与总经理若为同一个人取值为1,否则为0 |
| | 企业审计质量 | <i>big4</i> | 由普华永道、德勤、安永、毕马威会计师事务所审计取值为1,否则为0 |
| | 企业账面市值比 | <i>mb</i> | 期末总市值/总资产 |
| | 企业应收账款占比 | <i>rec</i> | 应收账款/营业收入 |
| | 年度虚拟变量 | <i>year</i> | 按不同的年份设定 |
| 虚拟变量 | 行业虚拟变量 | <i>industry</i> | 依据中国证监会《指引》中的行业分类设定 |
| | 地区虚拟变量 | <i>region</i> | 企业所在地区设定 |

(三)数据说明与描述性统计

本文选取2010—2020年我国沪深A股上市公司的微观数据。为了提高估计结果的稳健性,本文对原始数据进行如下处理:一是剔除金融保险行业数据;二是删除存在退市风险较高的ST、*ST类企业;三是剔除观测值缺失比较严重的样本;四是对连续变量进行双侧1%的缩尾处理(*Winsorize*),最终得到22438个样本观测值。本文所选取指标的原始数据主要来源于国泰安CSMAR数据库和Wind数据库,“金税三期”工程在全国范围内分批上线时间来源于国家税务总局。上述变量描述性统计结果如表3所示。结果表明,企业非效率投资均值为0.041,企业过度投资均值为0.058,企业投资不足均值为0.034,说明企业非效率投资水平相对较低,相比于过度投资而言,投

资不足的企业规模占比偏高,为 62.79%。税收征管数字化水平平均值为 0.528,说明样本期间有 52.8%的企业受到“金税三期”工程这一税收征管数字化举措的影响。

表 3 变量描述性统计

| 变量 | 样本量 | 均值 | 标准差 | 最小值 | 最大值 |
|--------------------|-------|--------|--------|--------|--------|
| <i>lnffinv</i> | 22438 | 0.041 | 0.046 | 0.001 | 0.275 |
| <i>overinvest</i> | 8349 | 0.058 | 0.085 | 0.000 | 0.994 |
| <i>underinvest</i> | 14089 | 0.034 | 0.031 | 0.001 | 0.436 |
| <i>revolution</i> | 22438 | 0.528 | 0.499 | 0.000 | 1.000 |
| <i>size</i> | 22438 | 22.281 | 1.252 | 20.101 | 26.001 |
| <i>lev</i> | 22438 | 0.439 | 0.202 | 0.066 | 0.871 |
| <i>growth</i> | 22438 | 0.165 | 0.372 | -0.508 | 2.089 |
| <i>age</i> | 22438 | 2.286 | 0.655 | 1.099 | 3.296 |
| <i>soe</i> | 22438 | 0.403 | 0.491 | 0.000 | 1.000 |
| <i>roe</i> | 22438 | 0.067 | 0.111 | -0.451 | 0.331 |
| <i>turnover</i> | 22438 | 0.653 | 0.437 | 0.088 | 2.438 |
| <i>top1</i> | 22438 | 35.941 | 14.741 | 9.091 | 73.221 |
| <i>mshare</i> | 22438 | 11.411 | 18.061 | 0.000 | 64.361 |
| <i>top3pay</i> | 22438 | 14.481 | 0.684 | 12.911 | 16.361 |
| <i>dual</i> | 22438 | 0.251 | 0.433 | 0.000 | 1.000 |
| <i>big4</i> | 22438 | 0.059 | 0.235 | 0.000 | 1.000 |
| <i>mb</i> | 22438 | 0.320 | 0.158 | 0.000 | 0.758 |
| <i>rec</i> | 22438 | 0.237 | 0.228 | 0.001 | 1.097 |

四、结果分析与讨论

(一)基准回归结果分析

为了揭示税收征管数字化与企业非效率投资之间的关系,本文对式(1)所示回归模型进行估计,结果如表 4 所示。表 4 第(1)列仅将税收征管数字化这一指标作为解释变量进行估计,结果显示税收征管数字化对企业非效率投资的系数在 1%的水平上显著为负,说明税收征管数字化能够显著抑制企业非效率投资。但上述估计过程忽视了时间趋势特征、地区和行业个体特征对估计结果造成的影响。因此,表 4 第(2)列同时控制时间和行业固定效应,结果显示税收征管数字化的影响系数在 1%的水平上显著为负,其绝对值变小,说明忽视了时间趋势特征和行业个体特征会高估税收征管数字化对企业非效率投资的治理效应。表 4 第(3)列在第(1)列的基础上进一步加入了影响企业非效率投资的控制变量,发现税收征管数字化的系数在 5%的水平上依然显著为负。第(4)列在第(1)列的基础上进一步加入地区固定效应,从中可以看出,税收征管数字化对企业非效率投资的回归系数依然在 5%的水平上显著为负,进一步验证了税收征管数字化对企业非效率投资具有抑制作用。

此外,控制变量符号方向基本符合预期。企业规模、企业成长能力、企业净资产收益率、企业应收账款占比与企业非效率投资之间呈现显著正向相关关系,说明企业总资产、营业收入增长率、净资产收益率和应收账款比例的提高会显著降低企业识别市场的能力,影响企业投资决策,成为引致

企业非效率投资的重要因素。然而,企业年龄、产权性质、总资产周转率、管理层薪酬和账面市值比与企业非效率投资之间呈现显著负向相关关系,说明相比民营企业,国有企业更具有完善的内外部治理机制,投资决策更具针对性和可行性。同时,企业上市时间越长、资产营运能力越强、账面市值比越高、管理层股权激励越强,企业投资效率越高。

表4 基准回归结果

| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) |
|---------------------------|--------------------|-------------------|-------------------|-------------------|
| | <i>lneffinv</i> | <i>lneffinv</i> | <i>lneffinv</i> | <i>lneffinv</i> |
| <i>revolution</i> | -0.012***(-17.311) | -0.006***(-3.129) | -0.004**(-2.549) | -0.004**(-2.555) |
| <i>size</i> | | | 0.009*** (6.472) | 0.009*** (6.397) |
| <i>lev</i> | | | 0.006(1.131) | 0.007(1.252) |
| <i>growth</i> | | | 0.026*** (16.008) | 0.026*** (16.074) |
| <i>age</i> | | | -0.013***(-4.902) | -0.013***(-4.838) |
| <i>soe</i> | | | -0.006***(-2.611) | -0.007***(-2.738) |
| <i>roe</i> | | | 0.036*** (9.243) | 0.036*** (9.288) |
| <i>turnover</i> | | | -0.021***(-8.332) | -0.021***(-8.371) |
| <i>top1</i> | | | -0.000(-0.478) | -0.000(-0.484) |
| <i>mshare</i> | | | -0.000(-1.114) | -0.000(-1.071) |
| <i>top3pay</i> | | | -0.003**(-2.394) | -0.003**(-2.425) |
| <i>dual</i> | | | 0.002(1.324) | 0.002(1.372) |
| <i>big4</i> | | | -0.003(-1.013) | -0.004(-1.161) |
| <i>mb</i> | | | -0.008**(-2.201) | -0.008**(-2.105) |
| <i>rec</i> | | | 0.008** (2.004) | 0.008** (2.083) |
| <i>constant</i> | 0.048*** (126.172) | 0.085*** (5.819) | -0.036(-1.145) | -0.047(-1.418) |
| <i>year fixed</i> | <i>no</i> | <i>yes</i> | <i>yes</i> | <i>yes</i> |
| <i>industry fixed</i> | <i>no</i> | <i>yes</i> | <i>yes</i> | <i>yes</i> |
| <i>region fixed</i> | <i>no</i> | <i>no</i> | <i>no</i> | <i>yes</i> |
| <i>observations</i> | 22438 | 22438 | 22438 | 22438 |
| <i>adj. R²</i> | 0.019 | 0.044 | 0.112 | 0.114 |

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平上显著;括号内为相应的t值。下表皆同

(二)稳健性检验

1. 平行趋势检验

在“金税三期”工程实施之前,处理组和控制组的企业非效率投资需要维持基本的平行趋势。本文通过事件研究法(ESA)探究“金税三期”工程这一税收征管数字化实践对上市公司非效率投资的动态效应,具体如式(5)所示。

$$lneffinv_{i,t} = \alpha + \beta_1 revolution_{i,t-6} + \beta_2 revolution_{i,t-4} + \beta_3 revolution_{i,t-2} + \beta_4 revolution_{i,t} + \beta_5 revolution_{i,t+1} + \beta_6 revolution_{i,t+2} + \beta_7 revolution_{i,t+3} + \gamma x_{i,t} + year + region + industry + \epsilon_{i,t} \quad (5)$$

其中, $revolution_{i,t-6}$ 为企业*i*在“金税三期”工程实施前第六年的虚拟变量, $revolution_{i,t-4}$ 为企业*i*在“金税三期”工程实施前第四年的虚拟变量, $revolution_{i,t-2}$ 为企业*i*在“金税三期”工程实施前

第二年的虚拟变量, $revolution_{i,t}$ 为企业 i 在“金税三期”工程实施当年的虚拟变量, $revolution_{i,t+1}$ 为企业 i 在“金税三期”工程实施后第一年的虚拟变量, $revolution_{i,t+2}$ 为企业 i 在“金税三期”工程实施后第二年的虚拟变量, $revolution_{i,t+3}$ 为企业 i 在“金税三期”工程实施后第三年的虚拟变量; $x_{i,t}$ 为系列控制变量; $\beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4, \beta_5, \beta_6, \beta_7$ 分别为企业 i 受到“金税三期”工程这一税收征管数字化举措的治理效果。

图1显示“金税三期”工程对企业非效率投资的平行趋势检验结果。结果表明,在“金税三期”工程实施前,税收征管数字化对企业非效率投资的影响不显著,处理组和控制组的企业非效率投资并不存在系统性的差异。因此,本文的基准回归结果通过了平行趋势检验。在“金税三期”工程实施当年,税收征管数字化的影响系数显著为负,说明“金税三期”工程这一税收征管数字化实践能够显著抑制企业非效率投资,随着税收征管数字化不断升级,企业非效率投资的治理效应呈现逐渐减弱的趋势。“金税三期”工程使税收征管更加透明有序,涉税信息获取和监管能力不断提升,在信息不对称和代理成本方面产生了治理效应,但也通过增强企业税负产生了成本效应。因此,在二者共同作用下,税收征管数字化的成本效应对治理效应产生了一定的挤出作用。

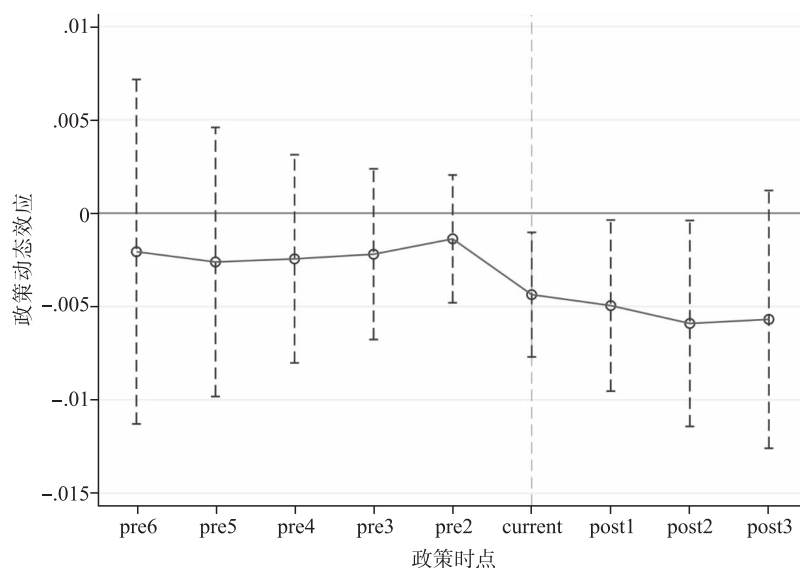


图1 “金税三期”工程实施的动态效应检验

2. 安慰剂检验

为了排除本文的研究结论由偶然性事件所致,进行了安慰剂测试。本文通过随机设定“金税三期”工程的实施时间和随机选择“金税三期”工程的试点地区两个方法进行安慰剂测试。由于“伪”试点时间和“伪”处理组是随机生成的,因此,税收征管数字化变量应该不会对企业非效率投资产生显著影响,即“伪”处理变量的回归系数应该在零点附近;否则,表明本文的模型设定存在偏差。据此,本文分别重复500次上述随机过程进行模型估计,并绘制了“伪”税收征管数字化变量估计系数的核密度图。研究发现,在两种随机过程下估计系数的均值都接近于0,且绝大多数回归估计系数不显著。换言之,税收征管数字化对企业非效率投资的治理效应并非偶然性事件,本文的实证结果具有可靠性和稳健性。

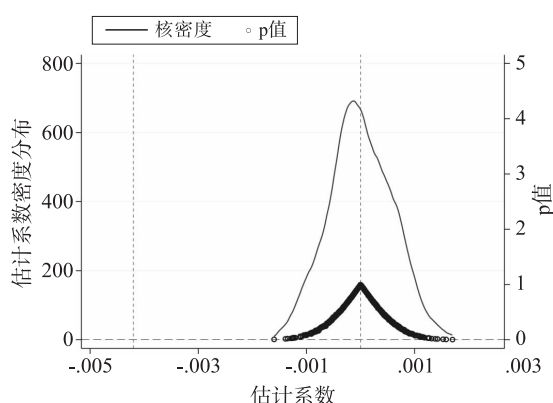


图2 随机设定时间的核密度图

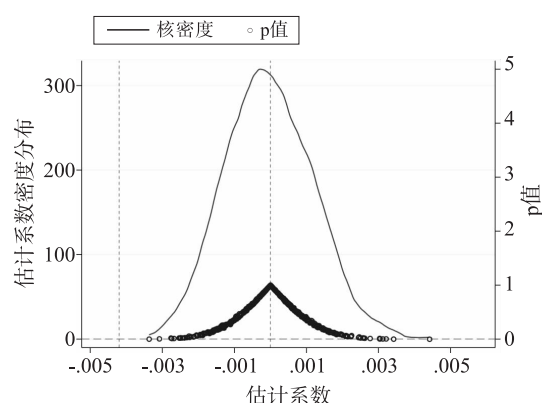


图3 随机选择试点地区的核密度图

3. 排除“营改增”政策干扰

由于金税三期”工程逐步实施、分批试点,这一特征与“营改增”政策可能存在交叉重叠。“营改增”政策通过减少重复征税和推动专业分工,缓解企业的融资约束压力并增加其盈利能力,从而影响企业的生产经营决策。本文为了尽可能地降低“营改增”政策对基准回归结果的干扰,一是将受到“营改增”政策影响比较大的服务业行业样本从总样本中剔除后重新回归;二是由于“营改增”政策打通了服务业和制造业之间的抵扣链条,“营改增”的减税效应最终体现在增值税、营业税的税负上,^[15]故本文选择增值税收入和营业税收入之和占营业收入比值(*vbt*)作为“营改增”政策的代理变量,从而得到区分出“营改增”政策冲击后的净效应。表5报告了排除“营改增”政策干扰后的估计结果。结果表明,无论是剔除服务业样本,还是考虑增值税和营业税的税负,发现税收征管数字化对企业非效率投资的估计系数分别在1%和5%的水平上显著为负,在考虑“营改增”政策干扰的因素之后,本文的研究结论依然成立。

表5 剔除“营改增”政策干扰的估计结果

| 变量 | (1) | (2) |
|---------------------------|-------------------|------------------|
| | 剔除服务业样本 | 考虑增值税、营业税 |
| <i>revolution</i> | -0.006***(-3.112) | -0.004**(-2.522) |
| <i>vbt</i> | | 0.005(1.274) |
| <i>constant</i> | -0.046(-1.015) | -0.053(-1.517) |
| <i>control variables</i> | <i>yes</i> | <i>yes</i> |
| <i>year fixed</i> | <i>yes</i> | <i>yes</i> |
| <i>industry fixed</i> | <i>yes</i> | <i>yes</i> |
| <i>region fixed</i> | <i>yes</i> | <i>yes</i> |
| <i>observations</i> | 15874 | 20893 |
| <i>adj. R²</i> | 0.112 | 0.117 |

4. 更换被解释变量

为了排除被解释变量的衡量方法对估计结果的干扰,本文还采用更换被解释变量的衡量方式来进行稳健性检验,以保证实证结果的可靠性。这里用当年购建固定资产、无形资产和其他长期资产支付的现金占年初总资产账面价值的比例作为企业非效率投资(*invet*)的指标参数。此外,企业成长机会也是影响企业投资水平的重要因素,为此模型纳入了企业成长性变量(*tobinQ*),其回归估

计结果如表 6 所示。结果表明,税收征管数字化对企业非效率投资治理效应的回归系数至少在 5% 的水平上显著为负,意味着税收征管数字化对企业非效率投资治理效应依然存在。上述结果进一步表明本文的实证结果较为稳健。

表 6 更换被解释变量的估计结果

| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) |
|---------------------------|--------------------|------------------|------------------|------------------|
| | <i>invet</i> | <i>invet</i> | <i>invet</i> | <i>invet</i> |
| <i>revolution</i> | -0.012***(-17.111) | -0.004**(-2.541) | -0.003**(-2.023) | -0.003**(-2.032) |
| <i>constant</i> | 0.047*** (125.093) | 0.073*** (5.003) | -0.041(-1.261) | -0.051(-1.484) |
| <i>control variables</i> | <i>yes</i> | <i>yes</i> | <i>yes</i> | <i>yes</i> |
| <i>year fixed</i> | <i>no</i> | <i>yes</i> | <i>yes</i> | <i>yes</i> |
| <i>industry fixed</i> | <i>no</i> | <i>yes</i> | <i>yes</i> | <i>yes</i> |
| <i>region fixed</i> | <i>no</i> | <i>no</i> | <i>no</i> | <i>yes</i> |
| <i>observations</i> | 21961 | 21961 | 21961 | 21961 |
| <i>adj. R²</i> | 0.019 | 0.043 | 0.105 | 0.107 |

(三)作用机制讨论

在数字经济背景下,数字技术与税收征管的深度融合和高效联动,实现了涉税信息的高效处理,产生显著的信息效应,促进了企业信息透明度提升,缓解了信息不充分问题,从整体上改善了企业信息环境。本文借鉴王化成等的做法,^[16]用企业盈余管理程度作为企业信息透明度的代理变量。其中,企业盈余管理程度用修正后 Jones 模型进行测度。一般而言,企业盈余管理程度与企业信息透明度之间具有负向相关关系,企业盈余管理程度越高,企业信息环境越差。表 7 报告了税收征管数字化、信息透明度与企业非效率投资的回归估计结果。从表 7 第(1)列可以看出,税收征管数字化对企业非效率投资具有显著负向影响,与前述结论一致。进一步观察税收征管数字化对企业信息透明度的回归结果,从第(2)列可以看出,税收征管数字化与企业盈余管理之间的关系在 5% 的水平上显著为负,意味着税收征管数字化能够显著提升信息透明度。表 7 第(3)列将税收征管数字化和企业信息透明度同时放入模型中对企业非效率投资进行回归,发现税收征管数字化对企业非效率投资的影响系数在 5% 的水平上显著为负,信息透明度对企业非效率投资的影响系数在 1% 的水平上显著为正。此外,Sobel 检验结果在 1% 的水平上显著,意味着存在信息透明度中介效应,其约占总效应的 5.31%。上述实证结果表明,税收征管数字化的信息效应成为企业非效率投资治理的重要路径。

表 7 作用机制检验结果:信息透明度

| 变量 | (1) | (2) | (3) |
|--------------------------|-------------------|------------------|-------------------|
| | <i>ln eff inv</i> | <i>DA</i> | <i>ln eff inv</i> |
| <i>revolution</i> | -0.004**(-2.455) | -0.006**(-2.159) | -0.004**(-2.347) |
| <i>DA</i> | | | 0.029*** (2.807) |
| <i>constant</i> | -0.051(-1.495) | 0.194*** (3.431) | -0.056* (-1.669) |
| <i>control variables</i> | <i>yes</i> | <i>yes</i> | <i>yes</i> |
| <i>year fixed</i> | <i>yes</i> | <i>yes</i> | <i>yes</i> |
| <i>industry fixed</i> | <i>yes</i> | <i>yes</i> | <i>yes</i> |

| 变量 | (1) | (2) | (3) |
|---------------------------|-----------------|-----------|-----------------|
| | <i>lneffinv</i> | <i>DA</i> | <i>lneffinv</i> |
| <i>region fixed</i> | yes | yes | yes |
| <i>observations</i> | 22001 | 22001 | 22001 |
| <i>adj. R²</i> | 0.114 | 0.053 | 0.116 |

“金税三期”工程这一税收征管数字化举措强化了公司治理的外部监督机制,使得管理层的自利行为受到约束,增强了管理层自利行为暴露后的惩罚力度,从而有助于缓解管理层与股东之间的代理冲突,降低企业代理成本。本文参考曾亚敏和张俊生的做法,^[17]用企业管理费用率作为企业代理成本的衡量指标。表8报告了税收征管数字化、代理成本与企业非效率投资的回归估计结果。从表8第(1)列可以看出,税收征管数字化与企业非效率投资之间具有显著负向相关关系。从第(2)列可以看出,税收征管数字化对企业代理成本的回归系数在5%的水平上显著为负,意味着“金税三期”工程这一税收征管数字化实践能够显著降低企业代理成本。表8第(3)列将税收征管数字化和代理成本同时放入模型中对企业非效率投资进行回归,回归结果表明税收征管数字化对企业非效率投资的影响系数在5%的水平上显著为负,代理成本对企业非效率投资的影响系数在1%的水平上显著为正。Sobel检验结果均在1%的水平上显著,说明存在代理成本中介效应,其约占总效应的21.61%。上述实证结果表明,税收征管数字化的成本效应成为企业非效率投资治理的重要路径。

表8 作用机制检验结果:代理成本

| 变量 | (1) | (2) | (3) |
|---------------------------|-------------------|-------------------|--------------------|
| | <i>lneffinv</i> | <i>msac</i> | <i>lneffinv</i> |
| <i>revolution</i> | -0.004** (-2.549) | -0.003** (-2.069) | -0.004** (-2.379) |
| <i>msac</i> | | | 0.108*** (9.662) |
| <i>constant</i> | -0.052 (-1.564) | 0.438*** (10.358) | -0.099*** (-2.953) |
| <i>control variables</i> | yes | yes | yes |
| <i>year fixed</i> | yes | yes | yes |
| <i>industry fixed</i> | yes | yes | yes |
| <i>region fixed</i> | yes | yes | yes |
| <i>observations</i> | 22418 | 22418 | 22418 |
| <i>adj. R²</i> | 0.114 | 0.319 | 0.121 |

(四)异质性分析:分样本回归

本文利用“金税三期”工程来识别税收征管数字化,上述的回归结果已经验证了税收征管数字化与企业非效率投资的因果关系。根据“金税三期”工程的特点,通过异质性分析,考察税收征管数字化升级对不同投资类型、企业类型、政治关联和不同地区的影响差异。

1. 不同类型投资的差异

为了区分税收征管数字化对不同类型非效率投资的影响,本文将企业非效率投资划分为过度投资和投资不足两种类型。表9第(1)列和第(2)列报告了税收征管数字化对企业不同类型非效率投资的影响。结果表明,税收征管数字化对企业过度投资的回归系数在5%的水平上显著为负,对企业投资不足的影响系数未能通过显著性检验,相比于企业投资不足,税收征管数字化对企业过度投资的治理效应更明显。税收征管数字化实现了企业信息公开透明,市场主体能够有效甄别企业

基本情况,从而有效防范企业过度投资。然而,企业投资不足更多是由投资者保守主义造成的,尽管税收征管数字化大幅提升了企业信息透明度,但短期内也无法改变相对保守的投资理念。

表 9 异质性分析结果:不同类型投资和企业性质的差异

| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) |
|---------------------------|-------------------|------------------|--------------|-------------------|
| | 过度投资 | 投资不足 | 国有企业 | 民营企业 |
| <i>revolution</i> | -0.015**(-1.972) | -0.002(-1.561) | 0.001(0.112) | -0.007***(-2.669) |
| <i>constant</i> | -0.431***(-3.909) | 0.089*** (2.739) | 0.039(0.838) | -0.097*(-1.807) |
| <i>control variables</i> | <i>yes</i> | <i>yes</i> | <i>yes</i> | <i>yes</i> |
| <i>year fixed</i> | <i>yes</i> | <i>yes</i> | <i>yes</i> | <i>yes</i> |
| <i>industry fixed</i> | <i>yes</i> | <i>yes</i> | <i>yes</i> | <i>yes</i> |
| <i>region fixed</i> | <i>yes</i> | <i>yes</i> | <i>yes</i> | <i>yes</i> |
| <i>observations</i> | 8349 | 14089 | 9035 | 13403 |
| <i>adj. R²</i> | 0.210 | 0.093 | 0.078 | 0.139 |

2. 不同类型的企业的差异

为了揭示税收征管数字化对不同类型的企业非效率投资的影响,本文将企业划分为国有企业和民营企业两种类型。表 9 第(3)和第(4)列报告了税收征管数字化对不同类型的企业非效率投资的影响。结果显示,税收征管数字化对民营企业非效率投资的回归系数为-0.007,在1%的水平上显著为负,对国有企业非效率投资影响不显著,说明这一治理效应在国有企业样本中不存在。相比于国有企业,税收征管数字化改善了民营企业的信息环境,提升了民营企业信息透明度,有利于增加民营企业融资机会,缓解了管理层与股东之间的代理冲突,降低其代理成本,从而提高了民营企业投资效率。

3. 政治关联的差异

政治关联的企业能够获得更多的资源,为企业投资决策提供充足的现金流。为了揭示税收征管数字化对政治关联企业非效率投资的影响,本文根据上市公司董事长或总经理是否曾担任过人大代表或政协委员,以及是否曾在中央和地方政府或军队等任职,将企业分为政商关联组和非政商关联组,具体回归结果如表 10 第(1)列和第(2)列所示。结果显示,税收征管数字化对政治关联的企业非效率投资影响不显著,对非政治关联的企业非效率投资的影响系数在1%的水平上显著为负,意味着税收征管数字化对非政治关联的企业非效率投资的治理效应更明显。因此,研究结论符合理论预期,涉税信息的集中和共享能实现对涉税信息真正意义上的监管,减轻寻租、合谋因素的影响。

表 10 异质性分析结果:政治关联和不同地区的差异

| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
|--------------------------|----------------|-------------------|------------------|----------------|------------------|
| | 政治关联组 | 非政治关联组 | 东部地区 | 中部地区 | 西部地区 |
| <i>revolution</i> | -0.002(-0.812) | -0.005***(-2.611) | -0.005**(-1.978) | -0.004(-1.016) | 0.004(0.799) |
| <i>constant</i> | -0.056(-0.908) | -0.066(-1.512) | -0.101**(-2.419) | -0.012(-0.197) | 0.205*** (2.614) |
| <i>control variables</i> | <i>yes</i> | <i>yes</i> | <i>yes</i> | <i>yes</i> | <i>yes</i> |
| <i>year fixed</i> | <i>yes</i> | <i>yes</i> | <i>yes</i> | <i>yes</i> | <i>yes</i> |
| <i>industry fixed</i> | <i>yes</i> | <i>yes</i> | <i>yes</i> | <i>yes</i> | <i>yes</i> |

| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
|---------------------------|-------|--------|-------|-------|-------|
| | 政治关联组 | 非政治关联组 | 东部地区 | 中部地区 | 西部地区 |
| <i>region fixed</i> | yes | yes | yes | yes | yes |
| <i>observations</i> | 7477 | 14961 | 15610 | 3724 | 3104 |
| <i>adj. R²</i> | 0.101 | 0.118 | 0.109 | 0.128 | 0.130 |

4. 不同地区的差异

为了揭示税收征管数字化对不同地区企业非效率投资的影响,本文根据企业所在地将样本企业划分为东部地区(京、津、冀、辽、沪、苏、浙、闽、鲁、粤、琼)、中部地区(晋、吉、黑、皖、赣、豫、鄂、湘)和西部地区(蒙、桂、渝、川、黔、滇、陕、甘、宁、新、青)。表10第(3)列至第(5)列报告了税收征管数字化对不同地区企业非效率投资的治理效应。结果显示,在东部地区,税收征管数字化对企业非效率投资的回归系数为-0.005,通过了5%的显著性水平检验,中部和西部地区未能通过显著性检验。相比中部和西部地区,“金税三期”工程在东部地区发挥了显著的治理作用,有效地减少了企业非效率投资。东部地区市场化水平较高,企业融资渠道较多,地方政府对企业干预也较少,造成了企业普遍存在过度投资现象;然而,中部和西部地区企业普遍存在企业投资不足问题,所以税收征管数字化对东部地区企业过度投资的治理效应更明显,对中部和西部地区企业投资不足治理效应不显著。

五、结论与政策启示

在数字经济背景下,数字技术和税收征管的深度融合和高效联动,能够显著增强公司治理的外部监督力量,其中包括实体企业非效率投资治理。本文选取2010—2020年我国A股上市公司的微观数据,借助“金税三期”工程这一税收征管数字化实践的准自然实验,实证检验税收征管数字化对企业非效率投资的治理作用。研究发现,税收征管数字化主要通过提升信息透明度和降低代理成本来有效抑制企业非效率投资水平。进一步研究发现,税收征管数字化的非效率投资治理效应在过度投资企业、民营企业、非政治关联企业和东部地区企业中表现更明显。

本文的研究结论具有重要的政策含义。第一,本文的证据表明,税收征管数字化可以在企业非效率投资治理中发挥重要的作用,这为运用税收征管数字化来治理企业非效率投资和持续推动税收征管数字化升级提供了证据支持。因此,下一步的税收征管改革应继续注重数字经济时代背景,借助现代信息技术,拓宽税收大数据的信息来源,从而持续提升税收征管数字化的治理效能。第二,本文的异质性分析表明,税收征管数字化对企业非效率投资的治理效应在投资类型、企业性质以及政治关联等多个维度存在异质性特征,所以需要注意税收征管数字化难以发挥治理作用的企业非效率投资类别。税收征管数字化治理作用不是“万金油”,不能代替公司内部的治理制度,因此,在发挥税收征管数字化治理作用的基础上,还应健全企业内部的监督制度、激励制度和信息公开制度等。第三,本文的作用机制表明,提高信息透明度、降低代理成本,是更好地发挥税收征管数字化在企业非效率投资治理中的作用的的重要条件,所以要想更好地发挥税收征管数字化在企业非效率投资治理中的作用,我们还应该持续提高信息透明度和降低代理成本。因此,在建设和推行税收征管数字化升级的过程中,应辅以改善企业信息环境和缓解代理冲突问题,从而持续优化税收征管数字化治理企业非效率投资的实施效果。

[参 考 文 献]

- [1] 李小林,常诗杰,司登奎. 货币政策、经济不确定性与企业投资效率[J]. 国际金融研究, 2021(07):86—96.
- [2] 解维敏. 中国企业投资效率省际差异及影响因素研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2018,35(09):41—59.
- [3] 张玲,朱婷婷. 税收征管、企业避税与企业投资效率[J]. 审计与经济研究, 2015,30(02):83—92.
- [4] 靳毓,文雯,冯晓晴. 柔性税收征管对企业投资效率的影响研究——基于纳税信用评级披露的经验证据[J]. 江苏社会科学, 2022(04):163—174.
- [5] 戴罗仙,蔡颖源. 柔性税收征管对企业投资效率的影响——基于纳税信用管理制度的研究[J]. 江淮论坛, 2022(04):53—59.
- [6] 吴斌,王星月. 大数据税收征管与企业非效率投资——基于金税三期准自然实验的证据[J]. 会计之友, 2022(07):128—135.
- [7] 李世刚,黄一松. 大数据税收征管能抑制企业过度投资吗? [J]. 税务研究, 2022(01):118—123.
- [8] 刘铠豪. 税收征管与企业对外投资:来自“金税工程三期”的证据[J]. 南方经济, 2021(12):37—57.
- [9] 李晓艳,梁日新,李英. 大数据税收征管能否抑制企业“脱实向虚”? ——基于“金税三期”的准自然实验证据[J]. 现代财经(天津财经大学学报), 2022(07):37—56.
- [10] 刘慧龙,张玲玲,谢婧. 税收征管数字化升级与企业关联交易治理[J]. 管理世界, 2022,38(06):158—176.
- [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(03):152—170.
- [12] 欧阳洁,黄永颖,张克中. 税收征管的数字化转型与企业投资:中国的经验证据[J]. 财贸研究, 2023,34(05):39—53.
- [13] 李建军,王冰洁. 税收征管、企业税负与全要素生产率——来自“金税三期”准自然实验的证据[J]. 经济学报, 2022(04):167—192.
- [14] Richardson S. Over-investment of free cash flow[J]. Review of Accounting Studies, 2006,11(2—3):159—189.
- [15] 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, 2017,52(02):82—95.
- [16] 王化成,曹丰,叶康涛. 监督还是掏空:大股东持股比例与股价崩盘风险[J]. 管理世界, 2015(02):45—57.
- [17] 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(03):143—151.

(责任编辑:蒋 萍)

How Can the Digital Tax Enforcement Ensure the Investment Efficiency of the Real Economy?

Qiu Guo-qing¹, Li Xing-ru¹, MA Yan-ni²

(1. School of Economics, Liaoning University, Shenyang, Liaoning 110036;

2. School of Marxism, Party School of Liaoning Province Party Committee, Shenyang, Liaoning 110004)

Abstract: Based on the quasi-natural experiment of the digital tax enforcement and the micro-data of China's A-share non-financial listed companies from 2010 to 2020, this paper investigates the effect, mechanism and heterogeneity of tax enforcement digitization on investment efficiency of real economy by using a difference-in-difference model. The results show that the digital tax enforcement can significantly reduce the level of inefficient investment of entity enterprises. Furthermore, the mechanism of the digital tax enforcement is that the investment efficiency of entity enterprises is more reasonable by improving the corporate information environment and alleviating agency problems. This effect mainly exists in over-invested corporations, non-state-owned enterprises, enterprises without political connections and enterprises in eastern China. The article suggests that digital tax enforcement is very important to promote investment efficiency of the real economy, which can enable the realization of the strategic goal of the transformation from virtual economy to the real economy.

Key words: real economy; investment efficiency; digital tax enforcement