

国地税合并对企业合作创新的影响

徐建斌,高延隆

(江西财经大学 财政税务学院,江西 南昌 330013)

摘要:合作创新已成为科技创新的重要方式,强化企业科技创新主体地位必须大力推动企业合作创新。国地税合并构建了更为高效统一的税收征管体系,强化了税收征管的征税效应和治理效应,有助于企业合作创新活动的开展。将国地税合并作为一项准自然实验,基于沪深 A 股上市公司 2009—2022 年的数据构建双重差分模型,分析发现:国地税合并显著提升了企业合作创新水平,并能够通过提升企业商业信用水平、提高企业声誉、提升企业风险承担水平 3 条路径促进企业合作创新;国地税合并显著促进了规模较大企业、高科技行业企业、法治化水平较高地区企业的合作创新,但其合作创新促进效应在规模较小企业、非高科技行业企业、法治化水平较低地区企业中不显著。因此,应继续强化税收征管的独立性和规范性,提升涉税信息质量和共享水平,改善纳税服务,加强税务监管,优化征管资源配置,并提高地区法治化水平,以充分发挥税收征管促进企业合作创新的积极作用。

关键词:国地税合并;企业合作创新;税收征管;商业信用;企业声誉;风险承担

中图分类号:F812.42;F273.1 **文献标志码:**A **文章编号:**1674-8131(2025)03-0111-14

引用格式:徐建斌,高延隆.国地税合并对企业合作创新的影响[J].西部论坛,2025,35(3):111-124.

XU Jian-bin, GAO Yan-long. Impact of the merger of national and nocal taxation bureaus on enterprise cooperative innovation[J]. West Forum, 2025,35(3): 111-124.

一、引言

创新是引领发展的第一动力,企业是科技创新最活跃的生力军。党的二十届三中全会审议通过的

* 收稿日期:2024-12-18;修回日期:2025-04-11

基金项目:国家自然科学基金地区项目(72064017);江西省教育厅科学技术研究一般项目(GJJ2200511);江西省教育厅科学技术研究青年项目(GJJ2204106)。

作者简介:徐建斌(1987),男,江西广昌人;副教授,博士,主要从事财税政策与企业创新研究;E-mail: pfinance_husttax@163.com。高延隆(2000),通信作者,男,山东济宁人;硕士研究生,主要从事财税理论与政策研究;E-mail: gyklxf@163.com。

《中共中央关于进一步全面深化改革、推进中国式现代化的决定》提出,要强化企业科技创新主体地位,建立培育壮大科技领军企业机制,加强企业主导的产学研深度融合,建立企业研发准备金制度,支持企业主动牵头或参与国家科技攻关任务。单独的创新主体往往面临知识受限、研发风险大、研发周期长等难题,企业与其他企业、高校、科研机构、政府之间进行合作创新已成为大势所趋。合作创新不仅有助于创新主体开阔创新视野、丰富创新想法(Temel et al., 2023)^[1]、实现知识交换(Audretsch et al., 1996)^[2],还能够实现各创新主体共享创新成果、共担研发成本与风险(Antonioli et al., 2017)^[3]。当下,合作创新已成为加快实现高水平科技自立自强的重要路径之一。企业是合作创新的关键主体,必须提升企业合作创新的积极性,减少和消除不同主体间创新合作的障碍,并保障合作创新全过程的平稳顺利。

随着合作创新重要性的日益凸显,学界开始对影响企业合作创新的因素进行理论探讨与实证检验。从企业内部因素来看,技术前沿接近度(黄凯南等, 2023)^[4]、管理层校友关系网(谢光华, 2023)^[5]、数字化转型和数字技术应用(王巍等, 2023; 杨鹏等, 2025)^[6-7]等均会对企业合作创新产生积极影响,而融资约束等则会负向影响企业合作创新(张秀峰等, 2019)^[8]。从外部因素来看,一方面,企业的合作创新受到宏观经济环境的影响,比如,数字经济发展带来的城市创新环境改善有利于制造业企业合作创新的绩效提升(党琳等, 2021)^[9],高铁开通显著增加了企业跨区域合作创新的产出(王雨飞等, 2024)^[10]。另一方面,政府行为及相关制度也是推动企业合作创新的重要力量,比如,政府对创新注意力的提升会激励更广泛的主体参与合作创新(董红燕等, 2025)^[11],土地审批的“放管服”改革显著促进了企业合作创新的数量增加和效率提升(李建成等, 2024)^[12],政府研发补贴能够显著促进企业的创新合作(叶阳平等, 2023)^[13]。

税收直接关系企业的成本和利润,因而税收政策及税收征管的变化会对企业行为产生重要影响。为构建高效统一的税收征管体系,我国于 2018 年进行税收征管体制改革,将国税局与地税局两套税收征管机构正式合并,新税务机关实行以国家税务总局为主的垂直领导模式。国地税合并使得税务机关的征管能力和力度显著提升,企业逃避税行为会受到更严厉的打击,不仅缓解了征纳双方的信息不对称,而且有利于抑制征纳合谋行为(范子英等, 2022)^[14]。国地税合并的征税效应使企业实际税负上升,企业出于预防性储蓄动机将增加现金资产持有(叶永卫等, 2024)^[15]。同时,国地税合并后,政府的税收监管加强,产生税收征管的治理效应(Desai et al., 2007; 曾亚敏等, 2009)^[16-17],有助于缓解企业内部的代理冲突,从而提升企业信息披露质量(刘贯春等, 2023)^[18]、降低企业股价崩盘风险(云锋等, 2024)^[19]。少量文献考察了国地税合并对企业创新的影响。蔡伟贤等(2024)^[20]研究发现,国地税合并提高了企业创新质量和创新效率,兼具“提质”和“增效”双重效应。然而,关于国地税合并对企业合作创新的影响,还缺乏深入探究和经验证据。

鉴于上述,本文在既有研究基础上,探讨国地税合并对企业合作创新的影响及其机制,并采用 2009—2022 年沪深 A 股上市公司的数据进行实证检验。本文的边际贡献主要在于:第一,基于税收征管独立性视角考察国地税合并对企业合作创新的影响,拓展和深化了税收体制与企业创新之间的关系研究,并为通过国地税合并促进企业合作创新提供了经验证据。第二,从企业的商业信用、声誉、风险承担三个维度探讨了国地税合并促进企业合作创新的传导机制,有助于全面深入地理解税制优化对企业合作创新的积极作用。第三,进一步考察了国地税合并影响企业合作创新的企业规模异质性、行业科技属性异质性和地区法治化水平异质性,为充分发挥税收征管助力企业合作创新的积极作用提供了经验借鉴和政策启示。

二、理论分析与研究假说

2016 年,国家税务总局发布《关于推进国税、地税办税服务厅合作共建的指导意见》(税总发[2016]

42号),明确指出要整合国地税资源,增进办税效率。2018年,中共中央办公厅、国务院办公厅印发《国税地税征管体制改革方案》,提出将国税地税征管机构合并,新税务部门接受国家税务总局与地方政府的双重领导,且以国家税务总局为主。伴随着国地税合并,税收征管信息系统也进行了相应的整合,原“金税三期”国税与地税两套系统升级为统一的“并库版”,并于2019年正式上线,这为新税务机关税收征管工作的开展提供了极大便利。近年来,国地税合并的政策效果不断显现。一方面,对于税务机关而言,原国税局与地税局的各类征管资源重新配置,各层级征管职责进一步明确,涉税信息来源更为全面准确,税收征管效率明显提升。另一方面,对于纳税人而言,避免了重复接受纳税检查、重复纳税申报,办税成本大幅缩减,获得的纳税服务持续优化,税收遵从度也不断提升。

1. 国地税合并对企业合作创新的影响

从国地税合并对企业合作创新的直接影响来看:第一,国地税合并有助于企业寻求适宜的创新合作对象。原地税局以接受地方政府领导为主,在履行征税职责的过程中难免会考虑和照顾地方企业的发展。国地税合并为税收收入的应收尽收提供了重要保障(范子英等,2022)^[14],这使得地方政府在交通、数字信息等基础设施建设方面拥有了更大的财力支持,有助于提升企业对合作创新对象的搜寻能力,并降低合作过程中创新主体之间的沟通与监督成本(王巍等,2023;王雨飞等,2024)^{[6][10]}。第二,国地税合并有助于降低企业与其他创新主体的合作难度。合并前国税局与地税局分别作为执法主体,存在执法口径不一、重复执法等现象,而合并后税收征管的规范性和统一性得到显著提升。对于不同的纳税人,新税务机关的执法依据统一,不同地区的涉税事项处理、税收政策适用等也更加统一和公平,由此带来的税收征管环境规范化和标准化能够激发企业的创新热情(徐建斌等,2020)^[21],并减少企业与合作方在优惠政策认定条件等方面的分歧,降低企业与其他主体进行合作创新的难度。

基于以上分析,本文提出假说1:国地税合并显著促进了企业合作创新。

尽管合作创新日益普遍,但仍有诸多因素制约着企业的合作创新活动,如合作力量薄弱、合作关系不稳定、创新风险约束等。国地税合并能够改善企业信息环境,促使企业重视纳税信用,从而提升企业的商业信用和声誉,并提高企业的风险承担水平,有助于减少企业合作创新过程中的阻碍。因此,本文主要从商业信用、企业声誉、风险承担三个维度对国地税合并影响企业合作创新的路径进行探讨。

2. 国地税合并、企业商业信用与企业合作创新

一方面,国地税合并改善了企业信息环境,有助于企业的商业信用水平提升。国地税合并使原国税局与地税局各自掌握的信息聚合,有效解决了税收信息碎片化、信息失真等问题。同时,征管技术进步以及“金税三期”系统并库等为新税务机关动态全面获取涉税信息提供了技术支撑,有助于扫清征管盲区。面对税务机关信息整合分析能力和征管技术的提升,企业进行财务隐瞒和造假的风险大幅提升,促使企业的信息披露质量不断提高(刘贯春等,2023)^[18],这又使外界对企业信息的掌握更为准确和充分。商业信用是指企业通过推迟付款时间或提前收取价款等临时占用对方资金的行为,而信息透明度是影响企业获取商业信用的关键因素之一。企业信息透明度的提升有助于外部利益相关者对企业的经营状况、发展前景等作出更加准确的判断,从而提升供应商、客户等对企业的信任水平,有助于企业获得更多的商业信用(刘春林等,2021)^[22]。

另一方面,企业商业信用水平的提升能够在研发资金和合作渠道上对企业合作创新产生积极影响。合作创新需要持续稳定的资金投入以防止合作中断(张秀峰等,2019)^[8],商业信用作为有效的外部融

资渠道,能够为企业合作创新提供资金支持(姚星等,2019)^[23],并减轻企业在创新过程中调整研发成本的顾虑(Lian et al.,2024)^[24]。同时,商业信用可以通过产业链发展为企业的合作创新提供良好渠道。目前,产业链上下游企业进行合作创新的现象已经十分普遍,商业信用更是为具有纵向关联的企业搭建起合作创新的桥梁。比如,由创新型企业牵头,上下游企业通过共建创新联合体共破核心技术难题,有效推动产业链整体竞争力的提高(孙辉等,2021)^[25]。

基于以上分析,本文提出假说2:国地税合并能够通过提升企业商业信用水平促进企业合作创新。

3. 国地税合并、企业声誉与企业合作创新

一方面,国地税合并提高了企业的税收遵从度,有助于企业声誉的提高。第一,国地税合并显著减少了企业因申报不规范而影响纳税信用的现象。新税务机关实现了人员配置和业务流程的优化整合,且线上与线下办税齐头并进,实际的办税流程化繁为简,纳税人不必准备多套办税资料和各地奔波,企业因申报纳税程序复杂而影响纳税信用的问题得到了有效解决。第二,企业因对相关政策不熟悉而降低纳税信用的现象也大大减少。新税务机关积极履行各项税收政策的辅导工作,采取多种措施把征纳互动落到实处。例如,国地税合并后,宁波市税务局利用线上渠道直接与企业对接,通过政策辅导和及时提醒提高企业对纳税信用的重视程度^①。因此,在A级纳税人名单对外公开、发票领用便利等一系列措施的激励下,企业有动力追求更高的纳税信用等级,以提高企业的社会声誉(庞雨蒙等,2024)^[26]。

另一方面,企业声誉的提高能够在创新资源和合作稳定性上促进企业合作创新。声誉提高有助于企业吸引高质量的创新资源和创新合作伙伴(孟猛猛等,2023)^[27]。企业声誉提高意味着企业向外界传递出更积极的信号,这不仅使企业能够从市场中吸引更多更优质的风险投资和创新人才来开展创新活动,而且增加了企业合作创新的机会,会有更多的创新主体愿意与企业共享创新资源并进行合作创新(王启亮等,2021)^[28]。同时,良好的企业声誉有助于创新主体间建立起长期稳定的信任关系(李筱乐等,2023)^[29],而牢固稳定的创新合作关系能够为从合作意向达成到创新成果共享转化的合作创新全过程提供有效保障。

基于以上分析,本文提出假说3:国地税合并能够通过提高企业声誉促进企业合作创新。

4. 国地税合并、企业风险承担与企业合作创新

一方面,国地税合并缓解了企业代理问题,能够显著提升企业的风险承担水平。税收征管会对企业产生治理效应,是企业外部治理的有效手段之一。国地税合并形成的垂直征管体制使税务机关执法在很大程度上摆脱了地方政府的干扰(范子英等,2022)^[14],税收征管独立性的提升使原来地方政府放松税收征管力度的空间大幅缩小,“人情税”“关系税”等现象显著减少。与此同时,税务机关的稽查工作提质增效,进行跨区联合税务稽查更为便捷。国地税合并对税收属地化的破除以及税务稽查的变革,能有效抑制企业管理层为谋求私利而采取的避税活动(孙倩,2024)^[30],迫使企业的涉税行为趋于合规,进而缓解企业治理中的委托代理问题,减少股东与管理层之间的利益冲突,激励管理层为增加企业的长期效益而提升企业风险承担水平(闫华红等,2022)^[31]。

另一方面,企业风险承担水平的提升有助于增强企业的合作创新意愿。企业的研发创新活动通常

^① 资料来自国家税务总局网站:《宁波税务:国地税机构合并 更利纳税遵从》, <https://www.chinatax.gov.cn/n810219/n810744/n3414560/n3580223/n3580285/c3678467/content.html>。

具有周期长、风险高、不确定性强等特征,但管理层出于追求短期业绩的考虑而往往具有风险厌恶偏好,不利于创新活动的开展(李云鹤等,2022)^[32]。风险承担水平提升不仅有助于企业管理层打破创新风险厌恶倾向,还能在一定程度上打消创新合作伙伴的创新风险顾虑。同时,与外部主体进行合作创新是降低创新风险、提高创新质量、缩短创新周期的有效路径(王美英等,2024)^[33],这也会促使企业拓宽创新思维,增强合作意识,积极寻求更多的创新合作。

基于以上分析,本文提出假说4:国地税合并能够通过提升企业风险承担水平促进企业合作创新。

三、实证检验设计

1. 基准模型构建

为考察国地税合并对企业合作创新的影响,本文将2018年国地税合并作为一项准自然实验,以合并前所得税属于地税局征管的企业为处理组、合并前所得税属于国税局征管的企业为对照组,采用双重差分法(DID)进行实证检验。构建如下基准模型:

$$Patent_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Treat_i \times Post_t + \alpha_2 X_{it} + \delta_i + \mu_t + \varepsilon_{it}$$

其中,下标*i*和*t*分别代表企业和年份,被解释变量($Patent_{it}$)“合作创新”为*i*企业*t*年与其他单位进行合作创新的水平;核心解释变量($Treat_i \times Post_t$)“国地税合并”为国地税合并政策虚拟变量(政策冲击变量 $Treat_i$ 与政策实施时间变量 $Post_t$ 的交互项), X_{it} 为控制变量集合, δ_i 和 μ_t 分别表示企业固定效应和年份固定效应, ε_{it} 为随机误差项。

(1)企业合作创新水平的测度。考虑到专利从提交申请至最终授权存在较长的审批期限,且这一过程易受其他因素影响,而专利一经申请即可反映企业创新的事实,本文借鉴王雨飞等(2024)^[10]的研究,采用企业当年与其他单位联合申请的专利总量(包括发明专利、实用新型专利以及外观设计专利)来衡量企业合作创新水平,并进行对数化处理(加1后取自然对数)后得到变量“合作创新”。

(2)“国地税合并”的赋值方法。虽然国地税于2018年正式合并,但事实上2016年底国地税已普遍开始联合办公,因此借鉴刘贯春等(2023)^[18]的做法,将2017年作为国地税合并政策实施时点,即2017年及以后年份 $Post_t$ 取值为1,2017年以前 $Post_t$ 取值为0。考虑到所得税原属于地税局征管的企业受到国地税合并的影响更大(范子英等,2022)^[14],将该类企业设为处理组($Treat_i$ 取值为1),将所得税原属于国税局征管的企业归为对照组($Treat_i$ 取值为0)。

(3)控制变量的选取。借鉴叶阳平和马文聪(2023)^[13]、王美英等(2024)^[33]的研究,本文从企业的财务特征和治理结构两个方面选取12个控制变量,具体见表1。

表1 控制变量选取及测度方法

类 别	名 称	计算方法
财务特征	企业规模	企业员工总数的自然对数值
	企业年龄	观测年份与企业成立年份之差的自然对数值
	资产负债率	企业负债总额与资产总额之比
	总资产收益率	企业净利润与资产总额之比
	市值账面比	企业市值与资产总额之比
	营业收入增长率	企业当年营业收入与上年营业收入之差除以上年营业收入
	现金流比率	企业经营活动产生的现金流净额与资产总额之比

续表 1

类 别	名 称	计算方法
治理结构	两职合一	董事长与总经理为同一人时取值为 1, 否则取值为 0
	管理层持股比例	管理层持股数量占总股数比例
	机构持股比例	机构投资者持股数量占总股数比例
	分析师关注度	分析师跟踪人数加 1 的自然对数值
	董事会规模	董事会人数的自然对数值

2. 样本选择与数据处理

本文以沪深 A 股上市公司为研究样本,样本期间为 2009—2022 年。因检验风险承担机制的中介变量需使用前后一期的指标,数据获取的年限为 2008—2023 年。除企业联合专利申请数据、新闻报道数据来自中国研究数据服务平台(CNRDS)外,其余企业层面的数据均来自国泰安数据库(CSMAR),异质性分析中的地区法治化水平数据来自王小鲁等(2021)^[34]所著的《中国分省份市场化指数报告(2021)》。对样本进行如下筛选:剔除金融行业和样本期内被 ST、*ST 的样本,剔除样本期内从未进行过合作创新的样本,剔除所用变量数据缺失的样本,最终得到 16 969 个有效观测值。为避免异常值的影响,对所有连续变量进行前后 1%的缩尾处理。主要变量的描述性统计结果见表 2。“合作创新”变量的平均值为 0.904 2,最大值为 5.459 6,中位数为 0,表明样本企业合作创新水平差异较为明显,并且整体水平偏低。控制变量的统计数值均处于合理范围之内。进行变量相关性分析,结果显示,“国地税合并”与“合作创新”显著正相关,除个别值外控制变量间相关系数的绝对值低于 0.5,各方差膨胀因子(VIF)均远小于 10(最大值为 2.39),表明变量间不存在严重的多重共线性问题。

表 2 主要变量描述性统计结果

变 量		观测值	平均值	标准差	最小值	中位数	最大值
被解释变量	合作创新	16 969	0.904 2	1.309 7	0	0	5.459 6
核心解释变量	国地税合并	16 969	0.327 6	0.469 4	0	0	1
控制变量	企业规模	16 969	7.959 5	1.217 4	5.545 2	7.852 4	11.455 6
	企业年龄	16 969	2.841 7	0.346 9	1.791 8	2.890 4	3.555 3
	资产负债率	16 969	0.420 8	0.188 7	0.066 4	0.416 6	0.849 0
	总资产收益率	16 969	0.043 8	0.054 7	-0.177 2	0.041 1	0.205 9
	市值账面比	16 969	1.921 2	1.628 0	0.155 9	1.451 7	9.046 4
	营业收入增长率	16 969	0.162 9	0.297 0	-0.424 6	0.119 8	1.568 6
	现金流比率	16 969	0.053 4	0.063 6	-0.121 7	0.050 9	0.239 5
	两职合一	16 969	0.276 4	0.447 3	0	0	1
	管理层持股比例	16 969	0.135 8	0.190 8	0	0.012 6	0.674 3
	机构持股比例	16 969	0.443 0	0.254 7	0.002 9	0.462 6	0.921 0
	分析师关注度	16 969	1.624 8	1.212 4	0	1.609 4	3.850 1
	董事会规模	16 969	2.141 1	0.196 3	1.609 4	2.197 2	2.708 1

四、实证检验结果分析

1. 平行趋势检验与基准回归

使用双重差分法的重要前提是满足平行趋势假设,即在国地税合并前控制组与对照组样本的合作创新水平应具有一致的时间趋势。为避免多重共线性,本文以样本最早一年为基期,在基准模型的基础上构建如下模型进行平行趋势检验: $Patent_{it} = \alpha_0 + \sum_{t=1}^{t=7} \alpha_t Before_t + \beta_0 Current + \sum_{t=1}^{t=5} \beta_t After_t + \gamma X_{it} + \delta_i + \mu_t + \varepsilon_{it}$ 。其中, $Before_t$ 、 $Current$ 、 $After_t$ 为时间虚拟变量,对照组样本均取值为 0,处理组样本在国地税合并前 t ($1 \leq t \leq 7$) 年 $Before_t$ 取 1、在合并当年 $Current$ 取 1、在合并后 t ($1 \leq t \leq 5$) 年 $After_t$ 取 1,否则均取 0。平行趋势检验结果显示(见图 1),在国地税合并前各年度虚拟变量的回归系数均不显著,表明满足平行趋势假定;而在国地税合并后各年度虚拟变量的回归系数均显著为正,表明政策效应明显。

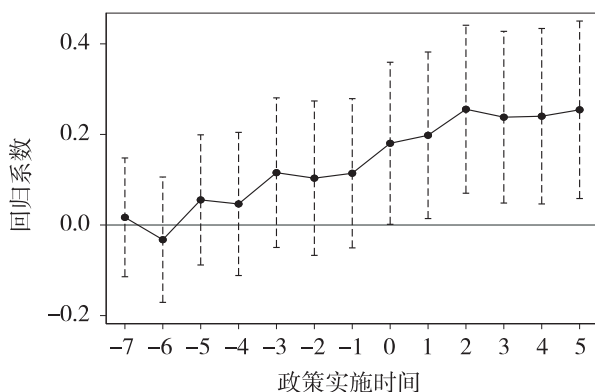


图 1 平行趋势检验结果

基准模型检验结果见表 3, 无论是否加入控制变量和控制固定效应, “国地税合并”对“合作创新”的估计系数均显著为正, 表明国地税合并显著提升了样本企业的合作创新水平, 假说 1 得到验证。

表 3 基准回归结果

变 量	合作创新	合作创新	合作创新	合作创新
国地税合并	0.237 9*** (0.021 3)	0.108 3* (0.057 7)	0.150 3** (0.060 9)	0.162 4*** (0.060 8)
企业规模			0.107 6*** (0.033 0)	0.106 6*** (0.033 1)
企业年龄			0.413 0* (0.236 0)	0.479 6** (0.237 0)
资产负债率			0.006 7 (0.126 0)	0.030 8 (0.125 8)
总资产收益率			0.574 1** (0.224 1)	0.396 6* (0.228 8)
市值账面比			-0.010 0 (0.011 9)	-0.012 0 (0.012 1)
营业收入增长率			-0.023 4 (0.026 0)	-0.024 4 (0.025 9)
现金流比率			-0.401 8** (0.162 4)	-0.371 2** (0.162 8)
两职合一				0.008 6 (0.031 8)
管理层持股比例				0.4873*** (0.139 9)
机构持股比例				-0.220 9* (0.117 9)
分析师关注度				0.034 1** (0.014 3)
董事会规模				-0.108 3 (0.097 1)
常数项	0.826 2*** (0.012 2)	0.868 7*** (0.018 9)	-1.158 3* (0.699 0)	-1.138 2 (0.743 3)
企业固定效应	未控制	控制	控制	控制
年份固定效应	未控制	控制	控制	控制
样本量	16 969	16 969	16 969	16 969
R^2	0.007 3	0.653 2	0.654 7	0.655 9

注:括号中数值为聚类到企业层面的稳健标准误,***、**、*分别表示在 1%、5%、10%的水平上显著,下表同。

2. 稳健性检验

(1)安慰剂检验。本文采用随机设置处理组的方法进行安慰剂检验,随机过程重复 1 000 次,伪政策变量估计系数的核密度及 P 值分布如图 2 所示。1 000 个伪政策变量的估计系数近似呈现正态分布并聚集于 0 附近,且与基准回归结果的距离明显, P 值也大多大于 0.1。因此,基准模型的回归结果未受到不可观测随机因素的干扰,处理组企业合作创新水平的提升并非由除国地税合并以外的偶然因素导致的。

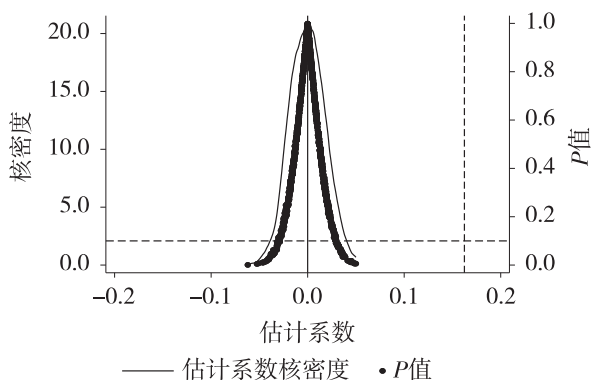


图 2 安慰剂检验结果

(2)PSM-DID 检验。为避免处理组样本与对照组样本间的系统性差异造成内生性问题,确保处理组与对照组具有充分可比性,使用倾向得分匹配法进行样本匹配。具体而言,以基准模型的控制变量为协变量,采用

Logit 模型获得样本的倾向得分,逐年进行有放回的 1 对 1 最近邻匹配(卡尺范围设为 0.05)。图 3 和图 4 分别展现了匹配前后的情况,匹配后的均值线与密度曲线明显更靠近,表明匹配效果较好,满足共同支撑假设。同时,逐年进行 Logit 回归,匹配后多数协变量系数不显著且绝对值减小,伪 R^2 变小,满足平衡性假设。使用纵向合并后的匹配样本进行双重差分检验,回归结果见表 4 的(1)(2)列,“国地税合并”的估计系数显著为正,表明在缓解样本选择偏误后国地税合并显著促进了企业合作创新的结论依然成立。

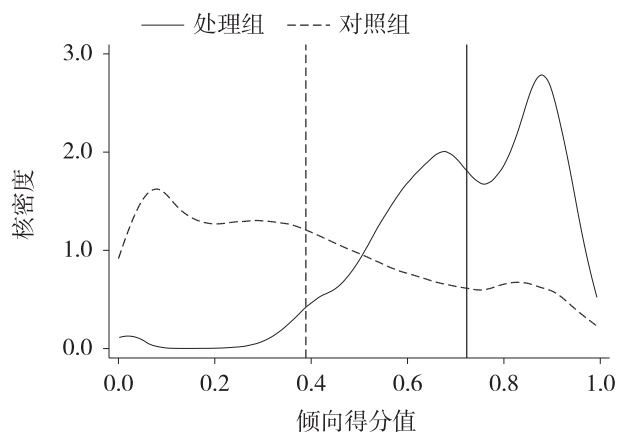


图 3 匹配前的核密度

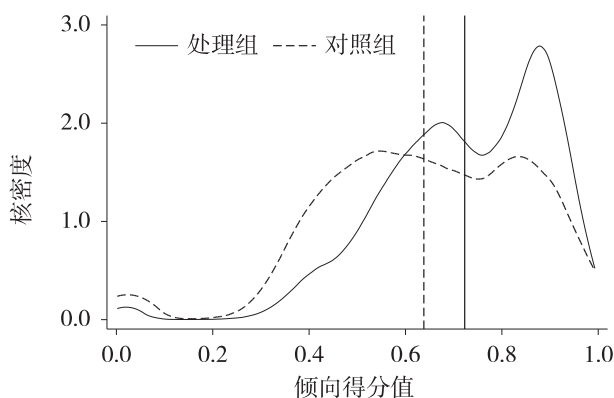


图 4 匹配后的核密度

(3)替换被解释变量。采用发明专利申请数量计算得到变量“合作创新 1”,以其为被解释变量重新进行检验,回归结果见表 4 的(3)列。

(4)删除特殊样本。国地税合并之前,西藏自治区仅设立了国税局,上海市的国税局与地税局联合办公(对外是“两块牌子”,实质为“一套班子”)。为避免实证结论受到特殊样本的干扰,将西藏与上海的样本删除后重新进行检验,回归结果见表 4 的(4)列。

(5)控制相关政策影响。在样本期间,除国地税合并外,税收“放管服”改革和“金税三期”工程也是

税收征管领域的重要变革,分别推动了税收营商环境的优化与税收征管数字化的升级,也可能对企业合作创新产生影响。为避免上述两项政策冲击对回归结果的干扰,构建“放管服”和“金税三期”2个政策虚拟变量,分别将其加入基准模型重新进行检验,回归结果见表4的(5)(6)列。

(6)调整固定效应。为排除行业、省份层面随时间变化因素的干扰,加入行业与年份交互固定效应和省份与年份交互固定效应重新进行检验,回归结果见表4的(7)列。

(7)更换回归模型。考虑到“合作创新”变量为非负值,属于受限被解释变量,且从表2的描述性统计来看存在多数零值,因而使用面板Tobit模型进行稳健性检验,回归结果见表4的(8)列。

上述稳健性检验结果均显示,国地税合并显著促进了企业合作创新水平提升,表明本文的分析结果具有较好的稳健性。

表4 稳健性检验结果

变 量	PSM-DID 检验		替换被解释变量	删除特定样本
	权重不为空样本	共同支撑假设样本		
	合作创新 (1)	合作创新 (2)	合作创新 1 (3)	合作创新 (4)
国地税合并	0.196 4 ^{**} (0.087 1)	0.155 1 ^{**} (0.063 7)	0.120 2 ^{**} (0.049 8)	0.135 7 ^{**} (0.062 3)
样本量	4 791	15 606	16 969	15 718
R ²	0.719 2	0.658 5	0.655 2	0.654 6
变 量	控制相关政策影响		调整固定效应	Tobit 模型
	合作创新	合作创新	合作创新	合作创新
	(5)	(6)	(7)	(8)
国地税合并	0.158 3 ^{***} (0.060 9)	0.161 5 ^{***} (0.060 8)	0.135 9 ^{**} (0.061 9)	0.122 8 ^{**} (0.054 9)
放管服	-0.044 3(0.049 7)			
金税三期		-0.080 8 [*] (0.046 0)		
企业固定效应	控制	控制	控制	未控制
年份固定效应	控制	控制	未控制	控制
行业-年份固定效应	未控制	未控制	控制	未控制
省份-年份固定效应	未控制	未控制	控制	未控制
样本量	16 969	16 969	16 949	16 969
R ²	0.656 0	0.656 0	0.684 0	

3. 机制检验

为检验商业信用、企业声誉和风险承担的中介作用,选取以下中介变量:一是“商业信用”,借鉴叶永卫等(2024)^[15]的做法,使用应付账款、应付票据与预收账款之和的自然对数值衡量;二是“企业声誉”,参照杜善重和马连福(2024)^[35]的研究,使用网络和报刊财经新闻对企业正面报道总数加1的自然对数值衡量;三是“风险承担1”和“风险承担2”,借鉴闫华红等(2022)^[31]的做法,首先计算企业 Roa (息税前利润与资产总额之比)与所在行业 Roa 均值的差值,然后滚动计算 $t-1$ 至 $t+1$ 时段该差值的标准差(“风险承担1”)和极差(“风险承担2”)。分别检验解释变量“国地税合并”对中介变量的影响,回归结果见

表5。“国地税合并”对“商业信用”“企业声誉”“风险承担1”“风险承担2”的回归系数均显著为正,表明国地税合并显著提升了企业商业信用水平、企业声誉和企业风险承担水平,进而促进了企业合作创新。由此,假说2、假说3和假说4得到验证。

表5 机制检验结果

变 量	商业信用	企业声誉	风险承担 1	风险承担 2
国地税合并	0.091 7*** (0.030 5)	0.067 9** (0.034 1)	0.003 2** (0.001 5)	0.006 2** (0.002 8)
样本量	11 226	16 586	16 963	16 963
R ²	0.959 3	0.820 8	0.471 1	0.472 1

4. 进一步讨论:异质性分析

(1) 企业规模异质性。国地税合并对企业合作创新的影响,可能因企业规模的不同而产生差别。一方面,与规模较小的企业相比,规模较大的企业经营范围更为宽泛,办税事项更为烦琐,可以从国地税合并带来的“一窗办”等税务服务优化中获取更多红利;另一方面,税收征管实践中普遍存在“抓大放小”的现象(孙鲲鹏等,2022)^[36],规模较大的企业税收贡献度较高、避税动机较强,会受到税务机关更多的关注和更严格的监管,国地税合并通过加大征管力度产生的治理效应也更强。此外,规模较大的企业往往拥有更多更高质量的创新资源,研发活动的组织能力也较强(Gallego et al., 2013)^[37],在合作创新条件和合作创新能力上具有显著优势。因此,国地税合并的合作创新促进效应在规模较大的企业中更显著。本文根据企业规模的行业年度均值将样本企业划分为“规模较大企业”与“规模较小企业”两组,分别进行检验,回归结果见表6的(1)(2)列,“国地税合并”的回归系数均为正,但仅在“规模较大企业”组中显著。由此可见,国地税合并显著促进了规模较大企业的合作创新,但对规模较小企业合作创新的影响不显著,与理论预期相符。

(2) 行业科技属性异质性。由于行业特征的不同,国地税合并对不同行业企业合作创新的作用效果可能存在差异。与非高科技行业的企业相比,高科技行业的企业对技术创新的依赖度更高,更需要通过高水平的创新活动来建立和维持市场优势(Duan et al., 2020)^[38]。同时,各类税收优惠政策内容繁杂且更替速度快,其中技术创新是税收激励的重要领域,高科技行业企业会因自身带有“高新技术”“创新”等鲜明特征而受到税务机关更具针对性的政策辅导和服务倾斜,这种优待使得高科技行业企业在寻求外部合作、开展研发合作等方面更具时间和成本优势。因此,国地税合并对高科技行业企业合作创新的促进作用会比非高科技行业企业更显著。本文借鉴刘宝华和王雷(2018)^[39]的做法,将样本企业划分为“高科技行业”(包括C27、C34、C35、C37、C38、C39、C40)与“非高科技行业”两组,分别进行检验,回归结果见表6的(3)(4)列,“国地税合并”的回归系数均为正,但仅在“高科技行业”组中显著。由此可见,国地税合并显著促进了高科技行业企业的合作创新,但对非高科技行业企业合作创新的影响不显著,与理论预期相符。

(3) 地区法治化水平异质性。从外部环境来看,税收征管水平与地区法治化水平相关,国地税合并对企业合作创新的影响可能因所在地区法治化水平的差异而表现出异质性。一方面,在法治化水平较高的地区,税务人员执法能力以及对新政策的适应力、执行力较强,对税收征管资源整合、政策执行“一把尺子”等要求的落实更到位,国地税合并带来的纳税服务水平提升、税收执法规范等政策效果能更充分地得到体现。另一方面,法治化水平较高地区对知识产权的保护力度往往较大,可以为创新者权益提

供更有效的保障,从而激励企业敢想敢创。因此,国地税合并的合作创新促进效应在法治化水平较高地区更显著。本文采用王小鲁等(2021)^[34]提供的2016年“市场中介组织的发育和法治环境”指数来衡量各省份的法治化水平,根据其均值将样本企业划分为“法治化水平较高”与“法治化水平较低”两组,分别进行检验,回归结果见表6的(5)(6)列,“国地税合并”的回归系数均为正,但仅在“法治化水平较高”组中显著。由此可见,国地税合并显著促进了法治化水平较高地区企业的合作创新,但对法治化水平较低地区企业合作创新的影响不显著,与理论预期相符。

表6 异质性分析结果

变 量	企业规模异质性		行业科技属性异质性		地区法治化水平异质性	
	规模较大企业	规模较小企业	高科技行业	非高科技行业	法治化水平较高	法治化水平较低
	合作创新	合作创新	合作创新	合作创新	合作创新	合作创新
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
国地税合并	0.214 7** (0.099 4)	0.107 7 (0.068 6)	0.280 9*** (0.095 4)	0.092 0 (0.077 7)	0.278 1*** (0.085 3)	0.014 9 (0.086 3)
样本量	7 901	8 847	7 021	9 927	8 367	8 597
R ²	0.715 1	0.584 5	0.666 5	0.666 6	0.688 7	0.617 9

五、结论与启示

在加快实现高水平科技自立自强的战略背景下,创新活动愈加复杂,技术更替不断加速,合作创新已成为科技创新的重要方式。企业是合作创新的关键主体,如何推动企业合作创新备受关注。国地税合并构建了更为高效统一的税收征管体系,不仅可以直接助力企业搜寻创新合作对象、降低企业创新合作难度,而且能够通过商业信用、企业声誉、风险承担等机制推动企业合作创新。本文将国地税合并作为一项准自然实验,基于沪深A股上市公司2009—2022年的数据构建双重差分模型,实证检验国地税合并对企业合作创新的影响,研究发现:(1)国地税合并显著提升了企业合作创新水平,该结论在经过平行趋势检验、安慰剂检验、PSM-DID检验、替换被解释变量、删除特殊样本、控制相关政策影响、调整固定效应、更换回归模型等稳健性检验后依然成立。(2)机制分析表明,国地税合并能够通过提升企业商业信用水平、提高企业声誉、提升企业风险承担水平3条路径促进企业合作创新。(3)异质性分析表明,国地税合并显著促进了规模较大企业、高科技行业企业、法治化水平较高地区企业的合作创新,但对规模较小企业、非高科技行业企业、法治化水平较低地区企业的创新合作没有显著影响。

基于上述结论,本文得到如下政策启示:第一,进一步完善税收征管体制,合理调整机构设置。要改进国地税合并后的垂直领导模式,提升税收征管工作的独立性与规范性,不应受外部因素干扰而放松税收征管力度,并确保各个地区征管标准统一、各项政策贯彻落实统一;要继续做好征管机构“健身”与“瘦身”工作,明确各部门职能职责,对于低效、重叠的岗位设置予以合并或取消,对于薄弱、不健全的岗位设置予以补强,切实提升税收征管能力与效率。第二,提升涉税信息质量和共享水平,改善纳税服务与加强税务监管并重,充分发挥税收征管的企业治理功效。税务机关应大力发挥信息中介的作用,借助大数据、人工智能等先进数字技术动态获取涉税信息,并主动进行涉税信息共享交换,促使企业提高信息披露质量,进而帮助企业打通合作创新的信息和融资渠道;税务机关应优化纳税服务,简化办税环节,拓宽征纳互动的线上线下渠道,加强对企业的税收政策辅导,降低企业合作创新的交易成本;税务机关应加

强对企业避税行为的监管,促使企业完善内部治理机制。第三,正确认识政策效果差异,强化政策间的协调配合。税务机关应把有限的征管资源聚焦于大型企业、高科技行业企业等,继续大力支持这些企业的合作创新。对于国地税合并的合作创新效应不明显企业,政府应当多措并举,如税收优惠、政府补贴等,通过打好政策“组合拳”真正助力企业合作创新。此外,各地应积极提高法治化水平,为通过改善税收征管促进企业合作创新提供良好的外部条件。

参考文献:

- [1] TEMEL S, MENTION A L, YURTSEVEN A E. Cooperation for innovation: More is not necessarily merrier[J]. *European Journal of Innovation Management*, 2023, 26(2): 446-474.
- [2] AUDRETSCH D B, FELDMAN M P. R&D spillovers and the geography of innovation and production[J]. *American Economic Review*, 1996, 86(3): 630-640.
- [3] ANTONIOLI D, MARZUCCHI A, SAVONA M. Pain shared, pain halved? Cooperation as a coping strategy for innovation barriers[J]. *Journal of Technology Transfer*, 2017, 42(4): 841-864.
- [4] 黄凯南, 魏晓珂. 企业技术前沿接近度对产学研合作创新的影响——基于知识吸收效应的视角[J]. *福建论坛(人文社会科学版)*, 2023(9): 56-73.
- [5] 谢光华. 高校校友关系网络、正式制度环境与企业合作创新——基于关系治理与契约治理互动视角[J]. *管理评论*, 2023, 35(11): 75-89.
- [6] 王巍, 姜智鑫. 通向可持续发展之路: 数字化转型与企业异地合作创新[J]. *财经研究*, 2023, 49(1): 79-93.
- [7] 杨鹏, 尹志锋, 孙宝文, 等. 数字技术应用与企业合作创新[J]. *经济管理*, 2025, 47(1): 108-127.
- [8] 张秀峰, 陈光华, 海本禄. 融资约束、政府补贴与产学研合作创新绩效[J]. *科学学研究*, 2019, 37(8): 1529-1536.
- [9] 党琳, 李雪松, 申烁. 数字经济、创新环境与合作创新绩效[J]. *山西财经大学学报*, 2021, 43(11): 1-15.
- [10] 王雨飞, 王云辉, 许可, 等. 高铁连通对企业跨区域合作创新的影响及作用机制[J]. *中国人口·资源与环境*, 2024, 34(5): 149-161.
- [11] 董红燕, 孙久文. 政府注意力配置对本地合作创新特征的影响——基于创新激励和资源配置扭曲视角的分析[J]. *社会科学*, 2025(2): 107-119.
- [12] 李建成, 黎婉玉, 黄丹蕾, 等. 土地“放管服”改革与跨区域合作创新效率[J]. *中国工业经济*, 2024(3): 100-118.
- [13] 叶阳平, 马文聪. 政府补贴、高管团队社会资本与企业创新合作[J]. *科研管理*, 2023, 44(5): 85-95.
- [14] 范子英, 朱星妹, 冯晨. 去属地化与企业税负: 基于国地税合并的研究[J]. *财贸经济*, 2022, 43(10): 23-39.
- [15] 叶永卫, 陶云清, 陈栋. 国地税合并、税收负担与企业应对——基于现金持有视角[J]. *经济学报*, 2024, 11(1): 319-348.
- [16] DESAI M A, DYCK A, ZINGALES L. Theft and taxes[J]. *Journal of Financial Economics*, 2007, 84(3): 591-623.
- [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(3): 143-151+158.
- [18] 刘贯春, 叶永卫, 张军. 税收征管独立性与企业信息披露质量——基于国地税合并的准自然实验[J]. *管理世界*, 2023, 39(6): 156-174.
- [19] 云锋, 曾林, 陶云清. 国地税合并能够降低股价崩盘风险吗[J]. *经济学报*, 2024, 11(2): 76-104.
- [20] 蔡伟贤, 周颖惠, 朱迪. 国地税合并与企业创新——抑制还是促进? [J]. *经济科学*, 2024(3): 70-90.
- [21] 徐建斌, 朱芸. 税收营商环境对企业技术创新的影响[J]. *税务研究*, 2020(2): 99-105.
- [22] 刘春林, 田玲. 人才政策“背书”能否促进企业创新[J]. *中国工业经济*, 2021(3): 156-173.
- [23] 姚星, 杨孟恺, 李雨浓. 商业信用能促进中国制造企业创新吗? [J]. *经济科学*, 2019(3): 80-92.
- [24] LIAN J, HUANG X S, WU X. How green bonds promote firms' green collaborative innovation? [J]. *Corporate Social Responsibility and Environmental Management*, 2024, 31(3): 2109-2126.
- [25] 孙辉, 张仁寿. 供应链纵向协同创新: 来自商业信用融资的证据[J]. *深圳大学学报(人文社会科学版)*, 2021, 38(1):

- 79-88.
- [26] 庞雨蒙,张建波. 柔性税收征管与企业数字化转型——基于纳税信用评级披露的准自然实验[J]. 当代财经,2024(4):30-43.
- [27] 孟猛猛,谈湘雨,刘思蕊,等. 企业 ESG 表现对绿色创新的影响研究[J]. 技术经济,2023,42(7):13-24.
- [28] 王启亮,虞红霞,李绩才. 企业家精神、企业声誉与组织间知识分享[J]. 科学学研究,2021,39(4):749-757.
- [29] 李筱乐,张军,李梦荷. 董监高责任险、企业声誉与绿色创新[J]. 上海财经大学学报,2023,25(2):93-106+121.
- [30] 孙倩. 税收征管数字化抑制了企业高管在职消费吗?——来自金税三期工程的经验证据[J]. 西部论坛,2024,34(1):96-110.
- [31] 闫华红,李晓艳,刘静. 税收征管数字化升级对企业风险承担水平的影响研究[J]. 财政研究,2022(9):89-103.
- [32] 李云鹤,吴文锋,胡悦. 双层股权与企业创新:科技董事的协同治理功能[J]. 中国工业经济,2022(5):159-176.
- [33] 王美英,汪洁,侯玉婷. 国家审计与国有企业产学研合作创新研究[J]. 审计研究,2024(2):47-59.
- [34] 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.
- [35] 杜善重,马连福. 数字化转型速度如何影响企业债务融资——基于“降成本”与“去杠杆”视角的研究[J]. 审计与经济研究,2024,39(02):52-62.
- [36] 孙鲲鹏,石丽娜. 企业互联网使用与大数据治税的效应[J]. 经济研究,2022,57(5):176-191.
- [37] GALLEGO J, RUBALCABA L, SUÁREZ C. Knowledge for innovation in Europe: The role of external knowledge on firms' cooperation strategies[J]. Journal of Business Research, 2013, 66(10): 2034-2041.
- [38] DUAN Y L, WANG W N, ZHOU W. The multiple mediation effect of absorptive capacity on the organizational slack and innovation performance of high-tech manufacturing firms: Evidence from Chinese firms [J]. International Journal of Production Economics, 2020, 229: 107754.
- [39] 刘宝华,王雷. 业绩型股权激励、行权限制与企业创新[J]. 南开管理评论,2018,21(1):17-27+38.

Impact of the Merger of National and Local Taxation Bureaus on Enterprise Cooperative Innovation

XU Jian-bin, GAO Yan-long

(School of Public Finance and Taxation, Jiangxi University of Finance and Economics, Nanchang 330013, Jiangxi, China)

Summary: In the strategic background of achieving a high level of self-reliance and strength in science and technology, the importance of technological innovation has been constantly highlighted. In practice, innovation activities have always been faced with dilemmas such as long R&D cycles, R&D risks and knowledge gaps. Individual innovation entities often struggle to achieve breakthroughs in research and development. As a result, cooperative innovation among enterprises, universities, research institutions, and governments has become more common. In recent years, the Central Committee of the Party and the State Council have paid high attention to cooperative innovation. However, existing studies from the perspective of fiscal and tax policies have mainly focused on the impact of government subsidies on enterprise cooperative innovation, with relatively less attention paid to the influence of external tax administration on this process.

Using the data of China's A-share listed companies from 2009 to 2022 and the quasi-natural experiment of the merger of the National Taxation Bureau (NTB) and Local Taxation Bureaus (LTB), this paper empirically explores the impact of the merger of NTB and LTB on enterprise cooperative innovation with the difference-in-

differences (DID) method. To begin with, the findings indicate that the merger of NTB and LTB significantly promotes the level of enterprise cooperative innovation, and this core conclusion also holds even after several robustness tests, including parallel trend test, PSM-DID test, replacement of dependent variable, deletion of specific samples, eliminating the interference of other policies, modifying fixed effects, changing regression method and placebo test. The mechanism analysis indicates that the merger can promote enterprise cooperative innovation through three pathways: enhancing corporate commercial credit, improving corporate reputation, and increasing corporate risk-taking levels. Further heterogeneity analysis reveals that the merger has a more pronounced effect on cooperative innovation for large enterprises, high-tech industry enterprises, and enterprises in regions with high levels of legal systematization.

Compared with the existing literature, the contributions of this research are listed as follows. First, from the special perspective of independence of tax collection and administration, this study explores the impact of the merger of NTB and LTB on enterprise cooperative innovation, thus enriching and deepening the research on the economic effects of external tax collection and administration on micro enterprises. Second, in terms of the mechanism test, this paper examines three mechanisms from the perspectives of commercial credit, corporate reputation and corporate risk-taking, which helps to comprehensively and deeply understand the positive role of the merger of NTB and LTB on enterprise cooperative innovation. Third, in terms of the heterogeneous test, from the perspectives of enterprise scale, enterprise industry and regional level of legalization, this study further verifies the heterogeneous impact of the merger of NTB and LTB on enterprise cooperative innovation, which provides empirical references and policy implications for tax collection and administration to promote enterprise cooperative innovation accurately and efficiently.

This research reveals the internal logic of the positive impact of the merger of NTB and LTB on enterprise cooperative innovation to a certain extent. It also provides important policy insights for the continuous deepening of tax administration reform by government departments in the future to promote enterprise cooperative innovation. The policy recommendations are specifically manifested in the following three points: First, it is necessary to maintain the vertical tax administration system and reasonably adjust institutional settings. Second, the capacity to obtain tax-related information should be enhanced, tax service quality should be improved, and the corporate governance function of tax administration should be valued. Third, differentiated policy effects should be emphasized, and the coordination and cooperation among policies should be strengthened.

Keywords: the merger of NTB and LTB; cooperative innovation; tax collection and administration; commercial credit; corporate reputation; risk-taking

CLC number: F812.42; F273.1

Document code: A

Article ID: 1674-8131(2025)03-0111-14

(编辑:朱德东;吴 倩)