

国地税合并、税收负担与企业应对¹

——基于现金持有视角

叶永卫² 陶云清³ 陈栋⁴

摘要 评估国地税合并改革的微观经济效应,不仅有助于各项企业税收优惠政策的全面落实,而且对于建立健全现代税收治理体系下的税收管理架构也具有重要意义。本文将国地税合并改革视为一项“准自然实验”,采用双重差分方法考察了其对企业行为决策的影响。实证结果显示,国地税合并改革之后,企业的预防性储蓄动机加强,进而增持更多现金资产,主要原因在于国地税合并改革显著增加了企业的税收负担。进一步的异质性分析发现,国地税合并改革对现金持有的影响会因企业内部特征和外部环境差异而呈现不同的作用效果,具体表现为在融资约束严重、盈利能力弱及税收征管环境差的企业中该效应更为凸显。此外,本文还发现,为缓解税收负担增加带来的财务压力,企业在国地税合并改革之后,一方面会减少投资支出、劳动投入和股利支付,另一方面会增加商业信用融资。本文结论表明,政府部门在深化税收征管改革以规范企业纳税行为的同时,需要特别注重税收负担给企业带来的财务压力,以避免阻碍企业长远发展。

关键词 国地税合并;税收负担;现金持有;预防性储蓄

0 引言

税收是国家财政收入的主要来源,也是国家进行宏观经济调控的重要手段,因而确保税收收入成为充分发挥国家治理能力的重要前提。然而,中国企

1 作者感谢国家社会科学基金重点项目“新发展格局构建中的金融资源有效配置机制研究”(21AJY011)的资助。

2 叶永卫,上海财经大学公共经济与管理学院博士研究生,E-mail:yeyongweivip@163.com。

3 陶云清(通讯作者),北京大学国家发展研究院、数字金融研究中心博士后,E-mail:taoyunqingzuel@126.com。

4 陈栋,中南财经政法大学金融学院硕士研究生,E-mail:chendongupup@163.com。

业普遍存在偷逃税的现象(Tang,2016;Chen et al.,2019;张克中等,2020),致使国家税源流失严重。从宏观层面来看,2017年中国大口径宏观税收(即全国财政收入占GDP比重)为28.4%,远低于发达经济体的平均水平(36%)^①,甚至低于巴西、印度等发展中国家。从微观企业层面来看,每年因逃税被立案调查的企业趋于增加,统计裁判文书网公布的判决书可知,近年来涉及企业逃税的判决案件呈现不断攀升的趋势。数据显示,2016年至2018年初,273户空壳企业3个月内虚开电解铜、圆钢等增值税发票76.23亿元,同时虚构农产品收购业务进行对冲,涉嫌偷逃税款11.93亿元^②。除上述情节严重的逃税案件外,企业还存在大量的隐性逃税方式,例如转移或瞒报营业利润、征纳合谋等(Chen et al.,2018;田彬彬和范子英,2018;金祥荣等,2019)。对此,近年来国家不断强调,要加快税收征管体制改革,推进税收治理体系治理能力现代化,以保障国家税收收入。

2014年起,为提高税收征管效率,确保国家税收职能的充分发挥,中央政府相继推行纳税信用评级制度、“金税三期”工程和国地税联合办税等重大举措。特别地,2018年3月13日,十三届全国人大一次会议提出,要改革国税地税征管体制,将省级和省级以下国税地税机构合并,具体承担所辖区域内的各项税收、非税收入征管等职责。随后,伴随着《国税地税征管体制改革方案》的颁布,国税地税机构合并工作逐步推进。那么,以顶层设计姿态登场的国地税合并改革在实际中能产生多大的政策效果?这有待进一步作出评估。理论上来说,国地税合并改革之后,组织管理模式的变化必然会影响执法机构的税收征管强度进而作用于企业的实际税负。具体而言,一方面,国家税务局和地方税务局合并之后,新成立的税务机构在国家税务总局的领导下实行垂直管理模式,这一变化打破了地方税务局与地方政府的隶属关系,减少了地方政府对税收执法的干扰。换言之,先前地方政府为开展税收竞争,对企业“先征后返”甚至违规认定高新技术企业的情况将一去不返。另一方面,国地税合并改革通过税务机构的精简和独立,构建了一个高效统一的税收征管体系,大幅减少了税收征管过程中的纳税成本与征税成本,进而极大地提升了税收征管效率。更为重要的是,有效避免了企业与税收征管队伍之间的征纳合谋。由此可见,国地税合并改革在一定程度上能够有效抑制企业的逃避税行为,企业实际税负随之增加。

在此前提下,税收缴纳作为企业一项重要的成本支出,国地税合并改革的“征税效应”无疑会增加企业的经营成本,对此企业将会采取怎样的应对措施?

① 相关数据引自:搜狐网,全球宏观税负比较(https://www.sohu.com/a/297432864_313170)。

② 相关数据引自:《国务院关于2018年度中央预算执行和其他财政收支的审计工作报告》。

根据预防性储蓄理论可知,当面临较为严重的融资约束时,企业会增持流动性较高的现金资产来防止企业陷入财务困境(Almeida et al., 2004; Chen et al., 2021; 刘贯春等, 2021; 舒鑫和于博, 2022)。国地税合并改革的“征税效应”会恶化企业的融资约束(于文超等, 2018), 直接在短期内加剧企业现金流断裂风险。基于这一逻辑, 国地税合并改革理应会增加企业的现金持有。特别是在新冠肺炎疫情蔓延和外部不确定性不断攀升的时候, “现金为王”愈发成为企业赖以生存和发展的法则。据此, 本文试图以现金持有为切入点, 考察企业如何应对国地税合并改革“征税效应”给企业经营活动带来的影响。这一工作不仅有助于评估国地税合并改革所产生的微观经济效应, 而且可以为现阶段的深化税收征管体制改革提供一定的理论借鉴和实践参考。

基于2015—2020年中国非金融类上市公司面板数据, 本文采用双重差分方法系统考察了国地税合并改革对企业现金持有的影响, 并对“征税效应”这一机制进行了检验, 同时对其他可能性解释进行了逐一排除。随后, 考虑到企业内部特征和外部环境的差异可能会导致国地税合并改革对企业现金持有产生不同影响, 本文从融资约束、盈利能力、财政压力以及执法力度等维度对两者关系展开异质性分析。最后, 本文基于“节流”、“开源”两个视角进一步讨论了国地税合并改革之后, 企业在投资、雇佣和融资等方面的调整。通过研究, 本文主要发现: (1) 国地税合并改革导致企业现金持有显著增加, 其核心机制在于“征税效应”, 即国地税合并改革显著增加了企业的税收负担。(2) 国地税合并改革对融资约束严重、盈利能力弱及税收征管环境较差的企业影响更大, 表现为现金持有水平上升幅度更大。(3) 在国地税合并改革之后, 企业一方面会减少投资支出、劳动投入和股利支付, 另一方面会增加商业信用融资, 以缓解税收负担增加带来的财务压力。

本文研究的边际贡献主要体现在以下三个方面: 第一, 有助于揭示国地税合并改革所产生的微观经济效应。国地税合并是中国税收征管体制改革过程中最为重大的变革之一, 备受实务界和学术界的关注和热议。目前, 关于国地税合并改革与微观企业行为的实证研究尚且不足。本文以现金持有为切入点, 考察了企业如何应对国地税合并改革“征税效应”给企业经营活动带来的影响。这不仅丰富这一领域的研究文献, 而且有助于更加深入理解国地税合并改革对微观企业行为的影响。第二, 揭示了税收征管影响企业现金持有的新机制。以往的文献侧重于讨论税收征管的“治理效应”或“约束效应”对企业现金持有的影响。不同于这些文献, 本文为国地税合并改革“征税效应”对企业现金持有的影响提供了微观证据, 拓展了税收征管与企业现金持有主题的研究边界。第三, 研究结论具有一定的政策启示意义。本文发现, 国地税合并改革增加了企业税收负担, 进而促使企业增持现金资产以进行预防性储蓄。这表明政

府部门在完善税收征管体系以规范企业纳税行为的同时,需要特别注重税收负担给企业带来的财务压力,以避免阻碍企业长远发展。

本文以下部分安排如下:第1部分为制度背景与理论分析,梳理了新中国成立以来的税收征管体制改革,在此基础上剖析了国地税合并改革的“征税效应”及其对企业现金持有的影响。第2部分为研究设计,详细介绍了识别策略、变量定义和样本数据来源及其选择依据。第3部分为实证结果分析,包括基准回归结果、作用机制检验和排他性解释。第4部分为稳健性检验,分别从平行趋势检验、安慰剂检验、替换核心变量定义方式、调整模型设定和改变研究样本等维度进行了稳健性测试。第5部分为异质性分析和拓展性研究。一方面,从企业内部特征和外部环境的角度对国地税合并改革与企业现金持有的关系展开异质性分析;另一方面,进一步讨论了国地税合并改革对企业投资、雇佣和融资等方面的影响。第6部分是结论,总结全文并提出针对性政策建议。

1 制度背景与理论分析

1.1 制度背景

新中国成立以后,伴随着财政管理体制改革,中国的税收征管系统也历经了多次重大变革。总体而言,税收征管系统的变化大致可分为3个阶段:1994年之前的地方税务局体系;1994—2017年的两局分设(国家税务局和地方税务局)体系以及2018年后实行的国家税务总局体系。

在1994年之前“财政包干、分灶吃饭”的财政管理体制下,全国仅有一套隶属于地方政府的税收征管系统。“分灶吃饭”加剧了地方保护主义和地方盲目投资行为(杜鹏程等,2021),在政府的授意下,地方税务局通常会以税收优惠为主要手段来吸引资本流入、“藏富于企业”,从而造成了严重的税收流失。除“藏富于企业”之外,地方政府还可能侵蚀中央财政的收入。原因在于:这一时期的央地税收收入划分基础是预算内收入总额,地方政府为了增加自身分成,往往通过税务部门将预算资金转移到预算外收入。由于税收征管系统隶属于地方政府,中央政府很难监测和纠正这一操作,这更加激励了地方政府的“预算外”扩张行为。因此,地方政府的预算外收入占预算收入的比例从1980年的48%上升至1993年的120%。与此同时,“两个比重”(全国财政收入占GDP比重和中央财政占全国财政收入比重)快速下滑,中央政府的财政收入严重不足(范子英和田彬彬,2016)。

为理顺中央政府和地方政府的财政配置权关系、解决空前的财政危机,国务院决定于1994年起开始实施分税制改革,通过分税种、分收入、分机构等举

措规避地方政府对税收部门的干扰。一方面,将中央财政与微观企业直接挂钩,不再需要跟地方政府进行汇总结算,将所有的税种划分为中央税、地方税和共享税三类,并明确规定了中央和地方政府税收分享规则。具体而言,中央税包括关税、消费税、央企和外企所得税等;地方税包括地方企业所得税、房产税和个人所得税等;对于税收比重较大的增值税,作为共享税在中央与地方政府间接比例分配(中央75%、地方25%)。另一方面,为了避免地方政府通过税务机构侵蚀中央财政收入,中央政府还建立了隶属于自己的税收系统以防止地方政府干扰中央税和共享税的征收。国家税务局和地方税务局在省、市、县三级均设有分支机构,其中国家税务局系统在国家税务总局的领导下实行垂直管理,每一级的国家税务局直接对上一级部门负责,与地方政府并不存在隶属关系,即地方政府无权干预任一级别国家税务局的运行。而地方税务局则由地方政府管理,包括机构设置、人员任命、运营资金的提供等。此外,为了避免国家税务局人员长期属地固定引致的征纳合谋等腐败问题,1998年起开始实施局长异地交流制度,国家税务局局长在同一地区的任期一般不超过5年。通过上述改革,地方政府对中央税和共享税的干预被最小化,“两个比重”迅速提高,同时也标志着国家税收征管系统进入国税地税分设的阶段。

尽管分税制改革通过分税种、分收入、分机构的举措集中了大部分的税收征管权,较好地规避了地方政府对中央财政收入的“蚕食”,但新的弊端也随之出现。以企业所得税为例,分税制改革后分设国税地税两套税收征管系统,其中地方税务局拥有所得税的实际征管权和收益权。虽然中央政府拥有统一制定名义税率的权力,但实际税率的高低取决于地方税务局的税收征管效率。换言之,地方政府可以通过干预地方税务局的税收征管来影响辖内企业实际税率的高低。大量的前期文献也发现,地方政府会对地方税务局的税收征管进行干预以展开税收竞争,如通过税收返还,降低征管力度甚至违规认定高新技术企业等方式来降低企业实际税率(Xu, 2011; Wu et al., 2013; 杜鹏程等, 2021),致使税收收入流失严重。为了提高税收征管效率并集中财力支援西部大开发,2002年中央政府推出了所得税分享改革,将原属于地方税的企业所得税转变为共享税,中央与地方的财政分享比例为各50%^①。需要特别指出的是,企业所得税由地方税转变为共享税之后,其实际征管权并未由地方税务局移交至国家税务局。这是因为分税制改革以来,国税地税一直是两套相对独立的税收征管系统,企业的纳税信息由地方税务局迁移至国家税务局面临诸多困难。对此,中央政府不得不采取“一刀切”政策,发布《关于所得税分享体制改革后税收征管范围的通知》(国税发[2002]8号),规定2002年1月1日(含)之后成立的企

^① 2003年这一分享比例调整为中央政府占60%,地方政府占40%。

业,其所得税由国家税务局负责征收,2001年12月31日(含)之前成立的所有企业,其所得税仍由地方税务局负责征收。但中央企业、港澳台企业以及外资企业不受此政策影响,其所得税一直由中央政府进行征收。2009年,所得税征管模式再一次发生变动。企业缴纳的主要税种是流转税和所得税,其中流转税实施“二元税制”,即制造业的流转税以增值税进行征收,而服务业则以营业税进行征收。这就意味着,对于2001年后成立的服务业企业来说,其营业税(营业税属于地方税)要在地方税务局进行缴纳,而其所得税则要在国家税务局进行缴纳。因此,为了降低征纳成本,避免不同机构间信息沟通障碍造成的征管效率损失,中央政府再次出台新规定,主营业务缴纳增值税的企业,其所得税随增值税在国家税务局进行缴纳,主营业务缴纳营业税的企业,其所得税随营业税在地方税务局进行缴纳。这一征管模式一直延续至2017年。

为进一步降低征纳成本,提高征管效率,2018年3月13日十三届全国人大一次会议提出,“改革国税地税征管体制。将省级和省级以下国税地税机构合并,具体承担所辖区域内的各项税收、非税收入征管等职责”。随后,中共中央办公厅、国务院办公厅联合印发《国税地税征管体制改革方案》,提出了国地税合并改革的主要任务及实施步骤、保障措施,并就抓好组织实施提出工作要求。至此,在经历了24年的分设后,国家税务局和地方税务局走向合并,企业所得税全部由合并后的税务局统一征收。从管理体制来看,合并后的税务局在职权划分上更接近于之前的国家税务局,以国家税务总局为主导,其常规运营受到地方政府的干扰较少,这意味着合并后的税务局的税收征管独立性得到了有效保障,且在局长异地交流等制度下,税收征管独立性会得到进一步加强(范子英和田彬彬,2016;田彬彬和谷雨,2018)。

1.2 理论分析

1.2.1 国地税合并改革的“征税效应”

尽管负责企业税收的直管部门为税务局,但实际上企业所承担的实际税负很大程度上取决于地方政府调控的税收执法力度(范子英和田彬彬,2016;田彬彬和谷雨,2018)。其主要原因在于:在国家税务机关实行“两局分设”的体制下,地方税务局作为地方政府的一个组成部门,其机构设置、人员任命、运营资金的提供等均受地方政府管辖。换言之,地方税务局的征税行为受到地方政府税收竞争的干扰,严重缺乏独立性和自主性。在此背景下,地方政府为推动企业发展、实现地区经济增长目标,往往会通过降低税收征管的手段“藏富于企业”或吸引资本流入(龙小宁等,2014;Lü and Landry,2014;Cai et al.,2018;许敬轩等,2019)。此外,地方税务局执法人员长期属地固定容易引发征管队伍与纳税企业间的征纳合谋,滋生“关系税”“人情税”等。由此可见,向地方税务局缴

纳所得税的企业所承担的实际税负相对较低。然而,2018 年国地税合并改革促使这类企业的征管机构发生了转变,这可能会导致其承担的实际税负也分发生相应变化。

一方面,根据《国税地税征管体制改革方案》的相关规定可知,新成立的税务机构在国家税务总局的领导下实行垂直管理模式,这意味着新型税务局的运营不再受地方政府的管辖,这将彻底打破税务局与地方政府的隶属关系,税务机构的独立性和自主性得以提高。此时,地方政府对税收执法的干扰被最小化。换言之,地方政府通过降低税收征管力度、“先征后返”甚至违规给予税收优惠“藏富于企业”的做法将成为历史。另一方面,国地税合并改革通过税务机构的精简和独立,构建了一个高效统一的税收征管体系,形成了全国范围内征管口径一致、执法尺度统一的局面。税收执法标准的统一与规范能够削弱执法人员在税收执行力度和税收征管环节中的自由裁量权,强化税收征管的威慑力,大幅减少“关系税”“人情税”。此外,在国家税务总局垂直管理以及局长异地交流等制度因素下,执法人员长期属地固定带来的征纳合谋问题得以改善。所以,国地税合并改革能够强化税收征管,促使企业的实际税负上升。数据显示,国地税合并改革之后,各地区税收稽查力度显著增强,如 2018 年河南省共查实骗税及违规退税 0.51 亿元,查补入库税收 2.61 亿,这表明国地税合并改革之后,企业逃避税空间被进一步压缩,实际税负增加。

1.2.2 国地税合并改革“征税效应”对企业现金持有的影响

由于金融抑制的存在,中国企业尤其是民营企业和中小企业普遍面临“融资难、融资贵”的困境(叶永卫和李增福,2020),通过避税活动减少税收支出以增加税后现金流成为企业开展内源融资、应对外部不确定性的有效手段之一。因此,税收征管加强在减少企业避税的同时,会恶化企业面临的融资约束。于文超等(2018)基于世界银行调查数据,研究发现税收征管的加强一方面降低了企业成功避税的机率,另一方面增加了企业避税的成本,企业税收负担随之增加,致使其融资约束加重;利用韩国上市公司的相关数据,Lim(2011)证实,在较高强度的税收征管之下,企业的税收支出成本上涨,导致企业的内源融资受限,融资成本增加。所以,国地税合并改革的“征税效应”理应也会通过减少企业的留存收益和现金流而削弱企业内部融资能力。在此背景下,企业会增持更多现金资产,其内在逻辑如下。

高流动性的现金资产扮演着调和企业现金流、平滑投资的重要角色(Acharya et al., 2007; Duchin, 2010),在面临融资约束的情况下,企业往往会通过增持现金的方式进行预防性储蓄,以防止资金链断裂给企业造成不利影响(Opler et al., 1999; Almeida et al., 2004; Han and Qiu, 2007; 陆正飞和韩非池, 2013)。例如,Opler et al. (1999)研究发现,当企业现金流面临较高不确定性而

又难以在资本市场获得融资机会时,企业通常会选择持有更多的现金;Bates et al. (2009)比较分析发现,1980—2006年美国上市公司的现金资产几乎增长了1倍,其背后驱动因素便是预防性的现金持有。因此,从预防性储蓄动机视角分析,当国地税合并改革“征税效应”致使企业融资约束加剧时,企业将增加现金持有。

基于上述理论分析,本文将重点探讨如下几个研究问题:国地税合并改革会对企业的现金持行为有产生怎样的影响?“征税效应”机制是否为主要的作用机制?在不同类型企业中,国地税合并改革与企业现金持有之间的关系是否会呈现出差异化模式?

2 研究设计

2.1 计量模型

为检验国地税合并改革对企业现金持有的具体影响,本文将这一改革视为一项“准自然实验”,构造如下双重差分模型:

$$\text{Cash}_{i,t} = \beta \text{Treat}_i \times \text{Post}_t + \alpha X_{i,t} + \eta_i + \delta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

上式中,下标*i*和下标*t*分别代表企业和年份,被解释变量Cash表示企业现金持有,分组变量Treat和政策冲击变量Post均为虚拟变量,分别用以表征受国地税合并改革影响的企业和国地税合并改革发生的时间。*X*代表一系列企业层面的特征变量,用以控制企业初始特征差异对回归结果的影响; η_i 和 δ_t 分别代表个体固定效应与时间固定效应,用以控制不随时间变化的企业固有特征和不同年份里的宏观因素对参数估计的干扰; $\varepsilon_{i,t}$ 为随机干扰项。在具体实证分析中,为排除异方差和序列相关对回归结果的影响,本文对回归系数的标准误在企业层面进行聚类调整。在计量模型(1)中,本文重点关注的估计系数为 β ,它捕捉了国地税合并改革对于企业现金持有的实际影响。根据理论分析,本文预期 β 显著大于0,即国地税合并改革增加了企业的现金持有。

由前文理论分析可知,国地税合并改革影响企业现金持有的核心机制在于改革带来的“征税效应”。为此,本文进一步构建如下模型来识别国地税合并改革的“征税效应”:

$$\text{ETR}_{i,t} = \gamma \text{Treat}_i \times \text{Post}_t + \alpha X_{i,t} + \eta_i + \delta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

其中, $\text{ETR}_{i,t}$ 表示企业*i*在*t*年的实际税负。其他变量设定与计量模型(1)相一致。在上式中,本文所关注的是估计系数 γ ,其测度了国地税合并改革产生的“征税效应”。结合前述理论分析,本文预期 γ 显著大于0,即国地税合并改革增加了企业的实际税负。

2.2 变量定义

被解释变量(Cash、ETR),参考既有文献的做法(Kalcheva and Lins,2007; Bates et al.,2009;底璐璐等,2020),本文采用现金与总资产的比值来度量企业的现金持有Cash;对于实际税负ETR,借鉴Shevlin(1987)、李万福和陈晖丽(2012)的方法,采用所得税费用与递延所得税费用之差除以企业利润来度量。同时,参考田彬彬等(2020)的做法,采用所得税费用与企业利润的比值来作为实际税负的度量指标,用以稳健性测试。

解释变量为Treat和Post的交互项,其中分组变量Treat表示企业是否受到改革影响,对于受国地税合并改革影响的企业,即改革前在地方税务局缴纳企业所得税的企业,Treat赋值为1,否则赋值为0;政策冲击变量Post表示当前年份是否发生国地税合并改革,对于改革之后的年份(即2018年及之后年份),Post赋值为1,反之赋值为0。

参考Opler et al.(1999)的研究,本文选取了如下8个企业层面的控制变量:(1)企业规模Size,采用企业总资产的自然对数来度量;(2)企业年龄Age,采用企业上市年限来度量;(3)资产负债率Lev,采用负债总额与企业总资产的比值来度量;(4)企业成长性Growth,采用本期营业收入增加额除以上期营业收入来度量;(5)账面市值比MB,采用股东权益与公司市值的比值来度量;(6)有形资产占比PPE,采用有形资产与企业总资产的比值来度量;(7)经营现金流Cflow,采用经营活动产生的现金净额与企业总资产的比值来度量;(8)股权集中度Top1,采用第一大股东持股比例来度量。

2.3 样本选择及变量描述性统计

本文选取沪深两市A股上市公司作为研究对象,样本区间为2015—2020年,原始数据主要来自于国泰安(CSMAR)和万德(Wind)两个数据库。之所以选择这一研究区间,原因在于国地税合并改革的年份为2018年,前后各3年的时间窗口在保证样本充裕性和对称性的同时,在一定程度上还避免了因时间跨度过长而引入其他政策冲击带来的混淆效应。考虑到数据质量对回归结果的影响,本文还对样本数据作了如下处理:剔除了金融类(包括银行、证券和保险)和ST类的上市公司,并删除了财务数据缺失严重的上市公司。特别地,为尽可能排除离群值对估计结果的干扰,对所有连续变量进行了前后各1%水平的缩尾(Winsorize)处理。主要变量的描述性统计如表1所示。

从Panel A的全样本描述性统计结果可知,实际税负ETR的均值为0.0153,标准差为0.4220,这表明不同企业所承担的实际税负存在一定差异;现金持有

Cash 的均值为 0.1779,这意味着平均来看,企业的现金持有率为 17.79%;处理变量 Treat 的均值为 0.5970,这意味着样本中实验组企业和对照组企业分别占 59.70%和 40.30%。政策冲击变量 Post 的均值为 0.5486,这表明政策冲击前后的样本大约各占一半,分布较为均匀。其他变量的描述性统计未见异常,可大致排除异常值对参数估计的干扰。进一步结合 Panel B 的分组描述性统计可以看出,对照组和实验组的企业特征变量存在显著差异,例如实验组企业具有更充沛的经营现金流,但面临较弱的盈利能力等。特征变量的差异性检验结果表明,在利用计量模型(1)进行因果关系识别时有必要纳入这些变量,以控制实验组和对照组企业的系统性差异。

表 1 变量的描述性统计

Panel A:全样本						
变量	观测值	均值	标准差	25%分位	中位数	75%分位
ETR	14575	0.0153	0.4220	0.0019	0.1033	0.1639
Cash	20385	0.1779	0.1258	0.0899	0.1444	0.2305
Treat	20385	0.5970	0.4905	0	1	1
Post	20385	0.5486	0.4976	0	1	1
Size	20385	22.2030	1.3005	21.2785	22.0473	22.9481
Age	20385	10.1418	7.8882	3.0000	8.0000	18.0000
Lev	20385	0.4174	0.2060	0.2518	0.4054	0.5662
Growth	19371	0.4446	1.2589	-0.0138	0.1552	0.4654
MB	19640	0.6101	0.2541	0.4162	0.6044	0.7991
PPE	20385	0.9177	0.0967	0.9013	0.9530	0.9774
Cflow	20385	0.0489	0.0706	0.0101	0.0485	0.0895
Top1	20385	33.6185	14.6742	22.1600	31.2700	43.1050
Panel B:分样本						
变量	对照组		实验组		均值差异	
	均值	标准差	均值	标准差		
ETR	0.0306	0.3559	0.0056	0.4586	0.0250	***
Cash	0.1897	0.1344	0.1700	0.1191	0.0197	***
Size	21.9312	1.1737	22.3865	1.3489	-0.4553	***
Age	4.9518	3.9116	13.6451	7.9651	-8.6933	***
Lev	0.3768	0.1896	0.4448	0.2121	-0.0681	***
Growth	0.3581	0.9092	0.4995	1.4346	-0.1413	***
MB	0.5777	0.2319	0.6318	0.2658	-0.0541	***
PPE	0.9142	0.0959	0.9201	0.0973	-0.0058	***
Cflow	0.0529	0.0683	0.0462	0.0720	0.0067	***
Top1	33.8148	14.8273	33.4859	14.5691	0.3288	

3 实证结果分析

3.1 基准回归结果

为检验国地税合并改革与企业现金持有的关系,本文基于计量模型(1)对全样本进行回归,结果报告于表 2。其中,第(1)列结果显示,在不纳入任何控制变量的情况下,交互项 $Treat \times Post$ 的估计系数为 0.0151,且通过了 1%水平的显著性检验,这初步表明国地税合并改革促使企业增加了现金持有。第(2)~(4)列结果显示,在逐步纳入企业规模、年龄和资产负债率等控制变量的情况下,交互项的估计系数仍显著为正,支持上述结论,说明基准回归结果具备一定的稳健性。进一步以第(4)列结果为例说明交互项估计系数的经济显著性。可以发现,交互项估计系数为 0.0071,这表明在国地税合并之后,实验组企业的现金持有比例较于对照组企业提升了 0.71%。由此可见,国地税合并改革之后,税收征管力度加强带来的“征税效应”会强化企业的预防性储蓄动机,进而促使企业增持更多现金资产。

表 2 国地税合并与企业现金持有

变量	被解释变量:现金持有 Cash			
	(1)	(2)	(3)	(4)
$Treat \times Post$	0.0151 *** (0.0032)	0.0087 *** (0.0032)	0.0032 *** (0.0008)	0.0071 ** (0.0031)
Size		0.0052 (0.0033)	0.0011 * (0.0006)	0.0232 *** (0.0036)
Age		0.0005 (0.0036)	-0.0007 (0.0009)	0.0011 (0.0036)
Lev		-0.1753 *** (0.0110)	-0.0261 *** (0.0024)	-0.1806 *** (0.0112)
Growth			0.0007 *** (0.0002)	0.0026 *** (0.0008)
Cflow			0.0209 *** (0.0033)	0.1975 *** (0.0133)
Top1			0.0001 *** (0.0000)	-0.0001 (0.0002)
MB				-0.0052 (0.0065)
PPE				0.3060 *** (0.0178)

续表

变量	被解释变量:现金持有 Cash			
	(1)	(2)	(3)	(4)
Constant	0.1937 *** (0.0017)	0.1452 * (0.0743)	-0.0388 ** (0.0187)	-0.5445 *** (0.0908)
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes
Firm FE	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	20385	20385	19247	18930
调整 R ²	0.0253	0.0647	0.0414	0.1227

注:括号内为经企业层面调整的聚类标准误,***、**和*分别表示在1%、5%和10%的置信水平上显著,FE表示固定效应(Fixed Effect)。

根据前文的理论分析可知,国地税合并改革之所以会促使企业增加现金持有,其根本原因在于:国地税合并改革的“征税效应”会通过减少企业的留存收益和现金流,进而削弱企业内部融资能力。概言之,“征税效应”是国地税合并改革影响企业现金持有的核心作用机制,也是本文逻辑成立的前提。基于此,本文利用计量模型(2)对国地税合并改革的“征税效应”进行考察。表3报告了详细的回归结果。观察结果不难发现,无论纳入控制变量与否,交互项的估计系数均为正值,且至少通过了10%水平的显著性检验,这说明国地税合并改革显著提高了企业的实际税负。由此可见,国地税合并改革之后,税务机构的独立性和自主性的增强以及税收执法标准的统一与规范,极大地提高税收征管效率和力度,使得企业的实际税负显著上升,从而“征税效应”机制得证。

表 3 国地税合并与企业实际税负

变量	被解释变量:实际税负 ETR			
	(1)	(2)	(3)	(4)
Treat×Post	0.0322 ** (0.0149)	0.0280 * (0.0151)	0.0258 * (0.0156)	0.0334 ** (0.0155)
Size		-0.0213 (0.0137)	-0.0209 (0.0140)	-0.0019 (0.0145)
Age		0.0107 (0.0171)	0.0140 (0.0165)	0.0085 (0.0169)
Lev		-0.1090 ** (0.0484)	-0.1092 ** (0.0493)	-0.1276 ** (0.0510)
Growth			0.0006 (0.0049)	0.0017 (0.0050)
Cflow			0.2082 *** (0.0716)	0.1692 ** (0.0717)

续表

变量	被解释变量：实际税负 ETR			
	(1)	(2)	(3)	(4)
Top1			0.0006 (0.0009)	0.0000 (0.0009)
MB				-0.1472 *** (0.0352)
PPE				0.1642 * (0.0963)
Constant	0.0464 *** (0.0069)	0.4740 (0.3076)	0.3979 (0.3168)	-0.0303 (0.3367)
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes
Firm FE	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	14475	14475	14038	13703
调整 R ²	0.0071	0.0084	0.0088	0.0120

注：括号内为经企业层面调整的聚类标准误，***、**和*分别表示在1%、5%和10%的置信水平上显著，FE表示固定效应(Fixed Effect)。

3.2 排除替代性解释

一部分研究发现,企业的避税活动会进一步加剧管理层与股东之间的信息不对称程度,为管理层的谋求私利行为创造有利条件,从而导致管理层与股东之间的委托代理冲突更为严重(叶康涛和刘行,2014)。在此情况下,管理层会利用现金资产的易侵占性达到利益攫取的目的,最终导致企业现金持有水平下降(Myers and Rajan, 1998; Dhaliwal et al., 2011; Foroughi and Mohamadi, 2014)。据此不难推断,国地税合并改革之后,企业的避税行为的减少将在一定程度上缓解管理层与股东之间的委托代理冲突,进而使企业现金资产被侵占的可能性趋于下降。概言之,国地税合并改革促使企业现金持有增加不一定是“征税效应”带来的,而可能是“治理效应”的结果。

因此,为排除“治理效应”这一替代性解释,本文进行了如下两方面工作:(1)理论上来说,如果“治理效应”是国地税合并改革促使企业增加现金持有的作用机制,那么该效应理应会在代理成本较高的企业更为凸显。基于此,本文参照 Ang et al. (2000)的做法,采用管理费用率来度量企业的代理成本,随后根据其中位数,将中位数及以上的企业视为高代理成本企业,中位数以下企业视为低代理成本企业,进行分组估计。表 4 列(1)~(2)报告了回归结果,可以发现,交互项的估计系数在两组企业中均显著为正,且经检验发现组间系数不存在差异,这一定程度上说明“治理效应”并非主要的作用机制。(2)为进一步排除“治理效应”机制的可能影响,本文将代理成本作为控制变量纳入计量模型(1),回

归结果见表 4 列(3)。观察结果可知,在控制了代理成本之后,交互项的估计系数仍然显著为正。上述结果一定程度上可以排除“治理效应”这一替代性解释。

表 4 排除治理效应

变量	被解释变量:现金持有 Cash		
	高代理成本	低代理成本	控制代理成本
	(1)	(2)	(3)
Treat×Post	0.0139 ** (0.0067)	0.0086 ** (0.0039)	0.0070 ** (0.0031)
Controls	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes
Firm FE	Yes	Yes	Yes
观测值	6808	12122	18929
调整 R ²	0.1394	0.1011	0.1226

注:括号内为经企业层面调整的聚类标准误,***、**和*分别表示在1%、5%和10%的置信水平上显著,FE表示固定效应(Fixed Effect)。

特别地,在本文的研究区间内某些政策的实施也会引致替代性解释,因而有必要对此进行逐一排除。第一,从2019年1月1日起,各项社会保险费的征收工作将由社会保险经办机构移至税务部门,这一社保征收机构改革减少了企业漏缴、少缴社会保险费的情况。作为企业一项重要的成本支出,社会保险缴费上涨同样会增加企业财务压力,进而促使企业增加现金持有以进行预防性储蓄,即企业现金持有增加也可能是社保征收机构改革后,企业社会保险缴费上涨造成的。为排除这一干扰,本文借鉴刘贯春等(2021)做法,采用社会保险费本期增加额除以上一年职工薪酬总额来度量企业社会保险缴费率Sb,并将其作为控制变量纳入回归方程,结果见表5列(1)~(2)。第二,2018年1月1日《中华人民共和国环境保护税法》(以下简称《环境保护税法》)正式实施,这意味着企业现金持有增加也可能是开征环保税带来。考虑到《环境保护税法》的实施理论上会对重污染行业产生更大影响,因此为排除这一影响,本文根据2017年环保部印发的《重点排污单位名录管理规定》构建了是否为重污染行业的虚拟变量Etax,并将其与《环境保护税法》的实施变量Post2018的交互项纳入回归方程,结果见表5列(3)~(4)。第三,2016年开始推进的“去杠杆”政策一定程度上会影响企业的流动性尤其是高负债企业,从而促使企业增加现金持有进行预防性储蓄。因此,为排除这一政策影响,本文将企业事前一年的负债水平Levm视为处理变量,随后将其与政策冲击变量Post2016的交互项纳入回归方程,结果见表5列(5)~(6)。观察结果可知,在控制了社保征收机构改革、开征环保税和“去杠杆”的影响之后,交互项Treat×Post的估计系数仍显著为正,前文结论依旧成立。

表 5 排除同期政策干扰

变量	被解释变量：现金持有 Cash					
	排除社保征收改革的影响		排除开征环保税的影响		排除“去杠杆”的影响	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Treat×Post	0.0154 *** (0.0033)	0.0070 ** (0.0031)	0.0148 *** (0.0032)	0.0066 ** (0.0031)	0.0139 *** (0.0031)	0.0060 ** (0.0030)
Sb	0.0023 ** (0.0010)	0.0010 (0.0009)				
Etax×Post			0.0110 *** (0.0031)	0.0111 *** (0.0029)		
Levm×Post2016					0.0024 (0.0018)	0.0019 (0.0017)
Controls	No	Yes	No	Yes	No	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Firm FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	20004	18571	20381	18927	20385	18930
调整 R ²	0.0256	0.1205	0.0268	0.1242	0.0322	0.1103

注：括号内为经企业层面调整的聚类标准误，***、**和*分别表示在1%、5%和10%的置信水平上显著，FE表示固定效应(Fixed Effect)。

4 稳健性检验

尽管表 2 至表 5 为国地税合并改革促进企业现金持有提供了诸多经验证据,同时通过了直接验证的方式,以及通过排除“治理效应”和同期政策干扰等间接方式证实了“征税效应”这一核心作用机制,但为进一步说明所得结论的可信度,本文试图进一步从平行趋势检验、安慰剂检验及调整模型设定方式等多个维度进行稳健性测试。

4.1 平行趋势检验

使用双重差分方法的一个重要前提是实证估计需要满足平行趋势假定,即在假定没有政策干预的情况下,实验组和对照组企业的潜在变化趋势是一致的,只有满足这一假定使用对照组作为实验组的反事实参照才是合理的。具体到本文,则是要保证在国地税合并改革之前,两组企业的实际税负和现金持有存在共同变动趋势。基于此,本文借鉴 Chen et al. (2018)和刘贯春等(2021)的做法,采用事件研究法考察了国地税合并改革对企业实际税负和现金持有的动态效应,以检验平行趋势和确认国地税合并改革产生政策效果的具体时点。具体而言,本文以 2017 年(即政策冲击前一年)为基期构建了如下计量模型:

$$\text{ETR}_{i,t}(\text{Cash}_{i,t}) = \sum_{2015}^{2020} \theta_t \text{Year}_t \times \text{Treat}_i + \alpha X_{i,t} + \eta_i + \delta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

上式中, θ_t 是重点关注的估计系数,其刻画了国地税合并改革对企业实际税负和现金持有的动态影响。其他变量的定义与计量模型(1)相一致。

图1描绘了两个回归方程中核心解释变量的估计系数及95%置信区间。可以发现,无论是对于企业的实际税负还是现金持有,在改革之前(即2015—2017年),交互项的估计系数均不显著,这说实验组和对照组企业的实际税负和现金持有不存在显著差异,满足事前平行趋势假定。与此同时,在改革之后(即2018—2020年),估计系数均显著为正,这表明在2018年国地税改革开展之后,政策效果开始逐渐显现,并且持续存在于往后几年。整体而言,图1一方面验证了平行趋势,另一方面也再次证实了前文的研究结论。

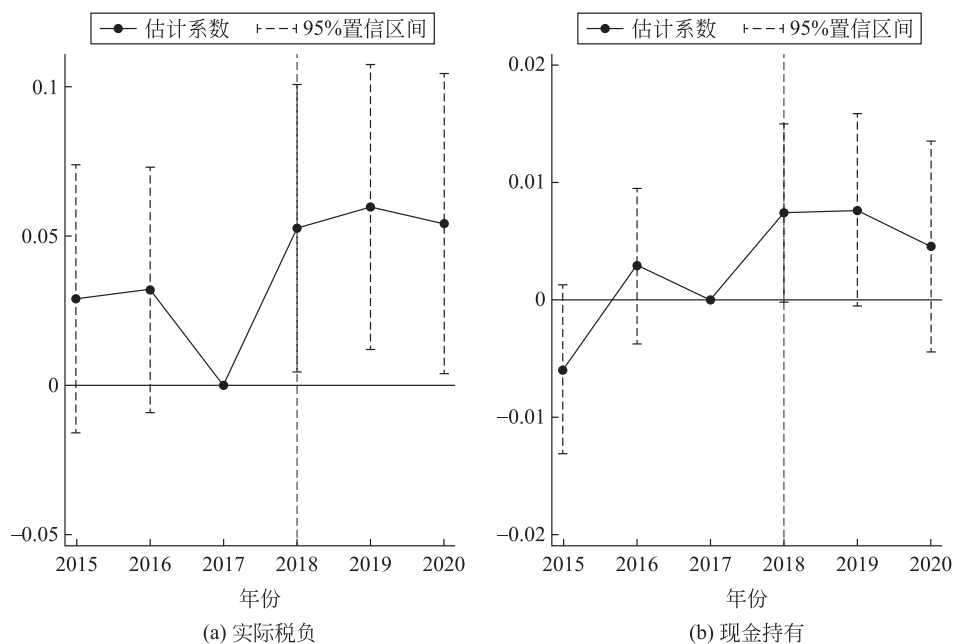


图1 平行趋势检验

4.2 安慰剂检验

考虑到本文的结果可能是偶然性因素引致的,如实验组企业恰好是某一类特殊企业,这种偶然性的巧合致使其拥有更高的实际税负和现金持有。因此,为了避免本文的结果是一种巧合,本文借鉴 Chetty et al. (2009) 的做法进行反事实估计。具体是,采用随机抽样的方法构造虚假的实验组和对照组,即生成一个虚假的分组变量 $Treat_F$ 。然后,将 $Treat_F$ 与政策冲击变量进行交乘得到虚假的核心解释变量 $Treat_F \times Post$ 。理论上,如果基准结果是由于国地税合并改革产生的,那么虚假核心解释变量的估计系数应趋近于0。相反,如果前文所

得到的基准结果是因为其他偶然性因素在起作用,那么虚假核心解释变量的估计系数就不为0,这说明前文的结论不成立。为提高结果的可靠性,本文进行了500次随机抽样实验,所得估计系数及其 p 值分布如图2所示。容易看出,无论是对于实际税负还是现金持有,在反事实估计中虚假核心解释变量的估计系数集中分布在0附近,尤其是两者的真实估计值(0.0071、0.0334,分别见表2列(4)和表3列(4)中的回归结果)明显落在核密度函数之外。这些结果间接说明,基准回归结果确实是国地税合并改革政策效果的体现,不存在偶然性因素导致的可能性。

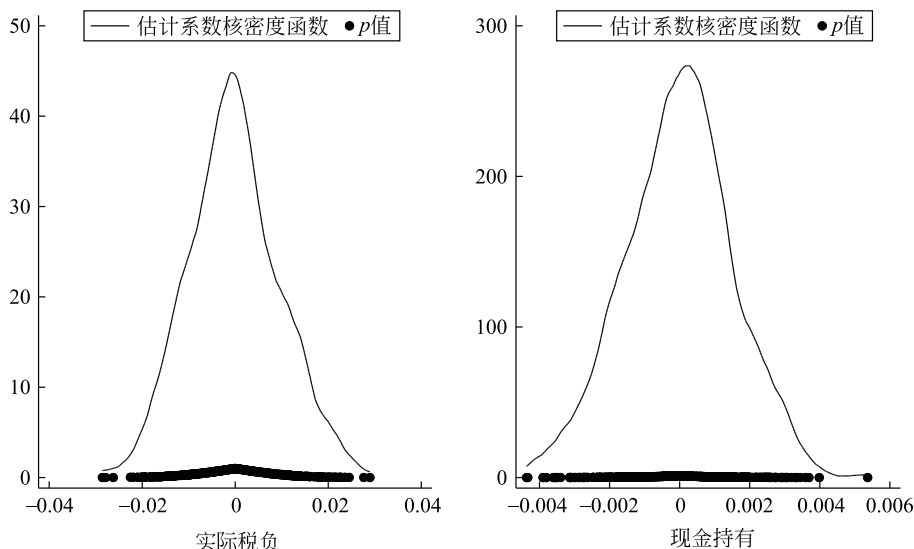


图2 安慰剂检验

4.3 剔除其他非正式因素影响

正如制度背景部分所述,2009年企业所得税的征管机构发生微调。具体是,如果企业主营业务缴纳增值税,那么其所得税随增值税在国家税务局进行缴纳;如果企业主营业务缴纳营业税,那么其所得税随营业税在地方税务局进行缴纳。然而,以增值税为主要税种的企业主要是制造业、建筑业等工业企业,而以营业税为主要税种的企业则更多为服务行业企业。因此,考虑到这一差异可能会对估计结果造成干扰,本文删除了2009年改革中所得税缴纳主体发生变化的企业样本,结果见表6列(1)~(2)。除此之外,考虑到2002年和2009年所得税征管范围划分文件的落实情况可能在不同地区存在差异,以及不同行业间现金持有水平的固有差异,本文在计量模型(1)和(2)的基础上进一步加入了省份-时间交互固定效应和行业-时间交互固定效应,结果见表6列(3)~(4)。观察

表 6 可知,在剔除了 2009 年所得税征管机构微调和行业、地区的时变特征等非正式因素的影响之后,交互项的估计系数仍显著为正,再次验证了前文所得结论。

表 6 剔除其他非正式因素影响

变量	排除 2009 年相关改革的影响		控制更多固定效应	
	ETR	Cash	ETR	Cash
	(1)	(2)	(3)	(4)
Treat×Post	0.0337 ** (0.0155)	0.0074 ** (0.0031)	0.0279 * (0.0166)	0.0071 ** (0.0031)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes
Firm FE	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	13544	18698	11830	18930
调整 R ²	0.0120	0.1228	0.0154	0.1248

注:括号内为经企业层面调整的聚类标准误,***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%的置信水平上显著,FE 表示固定效应(Fixed Effect)。

4.4 调整模型设定

为检验改变核心指标的定义方式是否会影响本文所得结论,本文参考田彬彬等(2020)的做法,采用所得税费用与企业利润的比值来作为实际税负的度量指标,同时采用企业持有现金的自然对数来作为现金持有的度量指标,重新进行回归,结果见表 7 列(1)~(2)。可以发现,替换被解释变量的定义方式并不会对回归结果造成影响。此外,考虑到计量模型(1)中的企业控制变量更多是规模特征和财务指标(股权集中度除外),忽略了公司治理因素对企业现金持有决策的重要影响。为此,本文增加了三个控制变量,依次为:(1)董事会规模,采用董事会人数来表示;(2)独立董事占比,采用独立董事占董事会人数的比重来表示;(3)两职合一,采用董事长和总经理是否为同一人的虚拟变量来表示。表 7 列(3)~(4)汇报了纳入更多控制变量的回归结果。观察结果可知,交互项的估计系数仍显著为正,与基准回归结果相一致。

表 7 调整模型设定

变量	替换被解释变量		加入治理层面变量	
	ETR1	Lncash	ETR	Cash
	(1)	(2)	(3)	(4)
Treat×Post	0.0014 ** (0.0006)	0.0491 ** (0.0206)	0.0360 ** (0.0157)	0.0068 ** (0.0031)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes

变量	替换被解释变量		加入治理层面变量	
	ETR1	Lncash	ETR	Cash
	(1)	(2)	(3)	(4)
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes
Firm FE	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	18811	18930	13499	18638
调整 R^2	0.0463	0.3995	0.0128	0.1222

注：括号内为经企业层面调整的聚类标准误，***、**和*分别表示在1%、5%和10%的置信水平上显著，FE表示固定效应(Fixed Effect)。

4.5 改变研究样本

由于历史遗留原因,上海市的国税、地税营运模式不同于其他省份和地区。在国地税合并改革之前,其他省份或地区的国税和地税是完全独立的两套税务系统,但上海市的国税局和地税局实际上“一套班子两块牌子”,一直合署办公。更为重要的是,国税局局长同时兼任地税局局长。因此,国地税合并改革对上海市的上市企业影响可能不大。类似地,由于经济发展较为滞后,辖区内企业较少,西藏自治区仅设置了国税局,即国地税合并改革对西藏自治区的上市企业基本没有影响。因此,为了排除这些特殊省份对回归结果的干扰,本文直接删除了上海市和西藏自治区的企业样本,重新回归的结果见表8列(1)~(2)。可以发现,交互项的估计系数仍显著为正。此外,为考察研究样本的敏感性,同时增加样本的前后可比性,本文将基准回归中的非平衡面板转化为平衡面板,即保证每家企业在每一年均有观测值,回归结果见表8列(3)~(4)。容易看出,与基准回归结果相比,改变研究样本的回归结果并未发生根本性变化。

表 8 改变研究样本

变量	删除上海和西藏样本		平衡面板	
	ETR	Cash	ETR	Cash
	(1)	(2)	(3)	(4)
Treat×Post	0.0376 ** (0.0160)	0.0072 ** (0.0032)	0.0315 * (0.0166)	0.0067 ** (0.0033)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes
Firm FE	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	13059	18027	11480	15199
调整 R^2	0.0126	0.1229	0.0117	0.1270

注：括号内为经企业层面调整的聚类标准误，***、**和*分别表示在1%、5%和10%的置信水平上显著，FE表示固定效应(Fixed Effect)。

5 进一步分析

在这一部分,本文将从两个方面对核心研究问题作进一步探讨。一方面,考察国地税合并改革对企业现金持有的影响是否会因企业内部特征和外部环境差异而发生变化;另一方面,考察国地税合并改革对企业其他财务决策行为的影响,以期为本文的理论逻辑提供更多经验证据。

5.1 异质性分析

(1) 融资约束的差异性。相较于发达国家,发展中国家的企业往往要面临更高层次的融资约束(Dethier et al., 2011)。同属于发展中国家,中国既有其他发展中国家融资约束成因的共性,也有其独特性,如政府信贷干预等,这导致中国企业面临的融资约束尤为严重(刘行等, 2019)。前文证实,国地税合并改革促进企业现金持有的核心作用机制在于“征税效应”带来的融资约束强化。基于这一逻辑,不难推断,国地税合并改革对现金持有的促进作用理应在融资约束严重的企业更为明显。为证实这一理论推断,借鉴 Hadlock and Pierce (2010)的做法,本文构建了企业的融资约束指数。随后,根据改革前的融资约束指数,将中位数及以上的企业视为融资约束严重的企业,中位数以下企业视为融资约束较轻的企业。随后进行分组回归,结果见表 9 列(1)~(2)。不难发现,交互项的估计系数在融资约束严重的企业为 0.0082,且通过了 5%水平的显著性检验,而在融资约束轻的企业其交互项的估计系数为 0.0024,且未通过显著性水平检验。这充分表明,国地税合并改革对现金持有的促进作用在融资约束严重的企业更为明显。

表 9 异质性分析 I :基于企业内部特征的分组检验

变量	融资约束		盈利能力	
	高	低	强	弱
	(1)	(2)	(3)	(4)
Treat×Post	0.0082 ** (0.0034)	0.0024 (0.0063)	-0.0013 (0.0050)	0.0079 ** (0.0035)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes
Firm FE	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	10603	8324	9155	9775
调整 R ²	0.0963	0.1548	0.1075	0.1202

注:组间系数差异结果显示,分组系数存在显著差异。括号内为经企业层面调整的聚类标准误,***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%的置信水平上显著,FE 表示固定效应(Fixed Effect)。

(2) 盈利能力的差异性。直观上,国地税合并改革对企业现金持有的影响也会因企业盈利能力不同而呈现出差异性模式。国地税合并改革的“征税效应”会通过减少企业留存收益和现金流降低企业内源融资能力,进而促使企业增加现金持有,那么国地税合并改革对现金持有的促进作用理应在盈利能力弱的企业更为明显。其原因在于:相对于盈利能力弱的企业,盈利能力强的企业具有通常具有较为充沛的现金流,因而对国地税合并改革“征税效应”带来的负向冲击具有相对较强抵御能力。为此,本文采用资产利润率 Roa 来作为企业盈利能力的度量指标,并根据改革前的盈利能力,将中位数及以上的企业视为盈利能力强的企业,中位数以下的企业视为盈利能力弱的企业,分组回归的结果见表 9 列(3)~(4)。容易看出,交互项的估计系数在盈利能力较弱的企业中显著为正,在盈利能力较强的企业中未通过 10% 水平的显著性检验,且前者系数明显大于后者($0.0079 > -0.0013$)。这充分说明,国地税合并改革对现金持有的促进作用在盈利能力弱的企业更为明显。

(3) 税收执法力度的差异性。前期文献研究发现,税务部门的税收努力程度与企业的实际税负成正比(于文超等,2018;Li et al.,2019),原因在于高强度的税收征管可以有效打击企业的逃避税行为。因此,如果企业面临的税收努力程度较高,国地税合并改革对其现金持有行为的影响理应较小,因为这类企业在改革前就具有较高的纳税遵从度。相反,对于面临较低税收努力的企业而言,其受国地税合并改革“征税效应”的影响将更大。为验证这一理论推断,本文借鉴 Desai and Dharmapala(2006)的做法,采用企业纳税遵从度(以适用所得税税率与实际税负的差值来表示)来度量企业面临的税收努力程度。随后,根据改革前的纳税遵从度,将中位数及以上的企业视为面临低税收努力的企业,中位数以下的企业视为面临高税收努力的企业,并进行分组回归,结果见表 10 第 1~2 列。观察结果可知,交互项估计系数在低税收努力组显著为正,而在高税收努力组则不显著,且前者系数远大于后者($0.0101 > 0.0028$),表明当税务部门的税收努力程度越低,国地税合并改革对企业现金持有的促进作用越强。

表 10 异质性分析 II:基于企业外部环境的分组检验

变量	税收努力程度		财政压力	
	高	低	大	小
	(1)	(4)	(3)	(4)
Treat×Post	0.0028 (0.0035)	0.0101 * (0.0052)	0.0036 (0.0038)	0.0119 ** (0.0053)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes

变量	税收努力程度		财政压力	
	高	低	大	小
	(1)	(4)	(3)	(4)
Firm FE	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	9665	9261	7815	11115
调整 R^2	0.0977	0.1197	0.1225	0.1256

注:组间系数差异结果显示,分组系数存在显著差异。括号内为经企业层面调整的聚类标准误,***、**和*分别表示在1%、5%和10%的置信水平上显著,FE表示固定效应(Fixed Effect)。

(4) 地区财政压力的差异性。地区财政压力的大小与税务部门的税收努力程度紧密相关(申珍妮,2018)。在财政压力较小的地区,税务部门的税收努力程度较低。与之形成鲜明对比的是,在财政压力较大的地区,政府为了缓解财政压力会促使税务部门提高税收努力程度,保证税收的“应收尽收”。因此,基于前文税收努力的逻辑,国地税合并改革对企业现金持有的促进作用理应会在财政压力较小的地区更为凸显。据此,本文采用省级层面的一般预算支出与一般预算收入的差值除以地区GDP总量来度量地方财政压力,然后根据改革前的财政压力,将中位数及以上的地区视为财政压力较大的地区,中位数以下的地区视为财政压力较小的地区,并进行分组回归。结果如表10第(3)~(4)列所示,交互项估计系数在财政压力较小的地区显著为正,而在财政压力较大的地区则不显著,且前者系数远大于后者(0.0119>0.0036),表明当地区财政压力越小,国地税合并改革对企业现金持有的促进作用越强。

5.2 拓展性研究

目前为止,本文发现国地税合并改革会促使企业增加现金持有,且这一些效应会因企业内部特征和外部环境的不同而呈现差异化。但为应对国地税合并改革“征税效应”带来的负面冲击,企业难道仅进行预防性储蓄?据此,本文分别从企业“节流”和“开源”两个视角,进一步讨论了国地税合并改革对企业其他财务决策行为的影响。

一方面,基于企业“节流”视角,本文分别考察了国地税合并改革对企业投资支出、劳动投入以及股利支付的影响。其中,投资支出Lninv采用购建固定资产、无形资产和其他长期资产支付的现金总额的自然对数来度量,劳动投入分别采用雇员规模Lnlab(以员工总数的自然对数来表示)和雇佣费用Lnlabcost(以员工薪酬总数的自然对数来表示)来度量,股利支付Div采用股利支付的自然对数来度量,回归结果汇报于表11。第(1)列结果显示,交互项的估计系数显著为负,表明国地税合并改革促使企业投资支出减少。第(2)~(3)列结果显示,无论是对于雇员规模还是雇佣费用,交互项估计系数均显著为负,表明国地

税合并改革导致企业雇员规模和雇佣费用显著下降。由第(4)列结果可知,交互项的估计系数在 10%水平显著为负,表明国地税合并改革之后,企业股利支付水平显著降低。上述结果说明,为应对国地税合并改革“征税效应”带来的财务压力,企业会选择通过减少投资支出、劳动投入以及股利支付等方式进行“节流”。

表 11 拓展性研究 I :国地税合并改革与企业“节流”

变量	Lninv (1)	Lnlab (2)	Lnlabcost (3)	Div (4)
Treat×Post	-0.0666 * (0.0354)	-0.0830 *** (0.0158)	-0.4030 ** (0.0186)	-0.1189 * (0.0710)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes
Firm FE	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	18742	18777	18894	8150
调整 R ²	0.0629	0.1251	0.0806	0.0769

注:组间系数差异结果显示,分组系数存在显著差异。括号内为经企业层面调整的聚类标准误,***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%的置信水平上显著,FE 表示固定效应(Fixed Effect)。

另一方面,基于企业“开源”视角,本文考察了国地税合并改革对企业信贷融资的影响。一般而言,既然国地税合并改革的“征税效应”会导致企业留存收益减少,陷入内源融资困境,那么一个直观的推论是:企业可能会增加外部融资以弥补内部资金不足。据此,本文考察了国地税合并改革对企业债务融资规模的影响。债务融资规模以企业债务总额的自然对数 Lnlev 进行度量,回归结果见表 12 第(1)列。可以发现,交互项的估计系数为 0.0714,且通过了 1%水平的显著性检验,表明国地税合并改革促使企业的债务融资需求增加。进一步本文分别考察了国地税合并改革对企业商业信用和银行贷款的影响。其中,商业信用采用应付账款、应付票据和预收账款之和的自然对数 Lntc 来度量(陈胜蓝和马慧,2018),银行贷款则以银行贷款总额的自然对数 Lnloan 进行度量,结果见表 12 列(2)~(3)。观察结果可知,对于商业信用,交互项的估计系数显著为正,但对于银行贷款,交互项的估计系数则不显著,这说明国地税合并改革之后,企业的债务融资更多依赖的是商业信用而非银行贷款。可能的原因是:对于企业本身而言,商业信用可以缓解各生产链的现金流压力,因而企业具有较强的商业信用融资需求;同时供应商由于具有监督优势和货物清盘优势,也愿意向客户提供商业信用融资,由此企业可以较容易获得商业信用融资。但是,由于金融抑制的存在,企业获得银行贷款的难度和成本较高。因此,相较于商业信用,企业更难获得银行贷款。

表 12 拓展性研究 II：国地税合并改革与企业“开源”

变量	Lnlev (1)	Lntrc (2)	Lnloan (3)
Treat×Post	0.0714*** (0.0147)	0.0360** (0.0148)	0.0514 (0.0453)
Controls	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes
Firm FE	Yes	Yes	Yes
观测值	18284	15763	14385
调整 R ²	0.7779	0.4990	0.4406

注：组间系数差异结果显示，分组系数存在显著差异。括号内为经企业层面调整的聚类标准误，***、**和*分别表示在1%、5%和10%的置信水平上显著，FE表示固定效应（Fixed Effect）。

6 结论

在国家不断强调要加快推进税收治理体系治理能力现代化的背景下，从企业现金持有视角出发剖析国地税合并改革对企业行为决策的影响，不仅有助于深入理解国地税合并改革产生的微观经济效应，而且可以为现阶段的深化税收征管体制改革提供理论依据和实践参考。理论分析表明，国地税合并改革的“征税效应”导致企业的留存收益减少，此时企业出于预防性储蓄考虑会选择增加现金持有。基于 2015—2020 年中国非金融类上市公司面板数据，本文将国地税合并改革视为一项“准自然实验”，采用双重差分方法考察了其如何影响企业的现金持有。结果显示，国地税合并改革显著增加了企业的现金持有，且经过平行趋势检验、安慰剂检验及一系列的敏感性测试之后，这一结论依旧成立。作用机制检验证实，“征税效应”是核心作用机制，即国地税合并改革显著增加了企业的实际税负。同时，排除了“治理效应”和同期政策引致的替代性解释。随后，异质性分析表明，国地税合并改革对企业现金持有的正向作用在融资约束严重、盈利能力弱及税收征管环境差的企业更为凸显。进一步，拓展性研究发现，为缓解税收负担增加带来的财务压力，企业在国地税合并之后，一方面会减少投资支出、劳动投入和股利支付，另一方面会增加商业信用融资。

结合上述结论，本文提出如下三个政策建议：（1）进一步深化税收征管体制改革、优化人力资本配置。通过机构的精简、合并以及税收标准的规范与统一，国地税合并改革初显成效，企业逃税行为减少，实际税负显著上升。据此，为最大化税收征管效能，一方面要通过完善机构设置，促使国地税合并改革后原本由国税、地税分管的各税种形成有机联动，另一方面，要科学配置“两套班子”的税务工作人员，减少因合并带来的职责交叉、重叠问题，避免税收管理措施碎片化、管理效果短期化等问题。如此，才能增强税收征管的震慑力，提高企业纳税

遵从度。(2)打好政策“组合拳”,辅以适当税收优惠政策。本文发现,国地税合并改革提高企业纳税遵从的同时,也增加了企业的财务压力,企业出于预防性储蓄动机增加现金持有。据此,在加强税收征管的同时,可以适当降低税率,减少企业成本支出,以避免过大的财务压力给企业的正常经营活动造成不利影响。(3)本文的一个重要结论是,国地税合并改革之后,企业会增加商业信用融资以应对“征税效应”导致的现金流出增加。由此,在国地税改革的过程中,可以给予企业一定的信贷优惠,降低企业信贷融资成本,同时拓宽企业融资渠道,为其提供更多融资机会,保证企业在面临资金困境时可以“开源”成功。

参考文献

- 陈胜蓝, 马慧. 2018. 贷款可获得性与公司商业信用——中国利率市场化改革的准自然实验证据[J]. 管理世界, 34(11): 108-120, 149.
- Chen S L, Ma H. 2018. Bank loans availability and corporate trade credit: Quasi-natural experiment evidence from interest rate liberalization of China[J]. *Journal of Management World*, 34(11): 108-120, 149. (in Chinese)
- 底璐璐, 罗勇根, 江伟, 等. 2020. 客户年报语调具有供应链传染效应吗? ——企业现金持有的视角[J]. 管理世界, 36(8): 148-163.
- Di L L, Luo Y G, Jiang W, et al. 2020. Does customers' annual report tone have a supply Chain contagion effect? —From the perspective of corporate cash holdings [J]. *Journal of Management World*, 36(8): 148-163. (in Chinese)
- 杜鹏程, 王姝勋, 徐舒. 2021. 税收征管、企业避税与劳动收入份额——来自所得税征管范围改革的证据[J]. 管理世界, 37(7): 105-118.
- Du P C, Wang S X, Xu S. 2021. Tax administration, tax avoidance and labor income share: Evidence from the corporate tax collection reform in China [J]. *Journal of Management World*, 37(7): 105-118. (in Chinese)
- 范子英, 田彬彬. 2016. 政企合谋与企业逃税: 来自国税局长异地交流的证据[J]. 经济学(季刊), 15(4): 1303-1328.
- Fan Z Y, Tian B B. 2016. Collusion for evasion: Evidence from the rotation of NTBs' directors in China [J]. *China Economic Quarterly*, 15(4): 1303-1328. (in Chinese)
- 金祥荣, 李旭超, 鲁建坤. 2019. 僵尸企业的负外部性: 税负竞争与正常企业逃税[J]. 经济研究, 54(12): 70-85.
- Jin X R, Li X C, Lu J K. 2019. Zombie firms' negative externality on normal firms: Higher tax rates and more tax avoidance[J]. *Economic Research Journal*, 54(12): 70-85. (in Chinese)

- 李万福,陈晖丽. 2012. 内部控制与公司实际税负[J]. 金融研究, (9): 195-206.
- Li W F, Chen H L. 2012. Internal control and corporate effective tax rate [J]. *Journal of Financial Research*, (9): 195-206. (in Chinese)
- 刘贯春,叶永卫,张军. 2021. 社会保险缴费、企业流动性约束与稳就业——基于《社会保险法》实施的准自然实验[J]. 中国工业经济, (5): 152-169.
- Liu G C, Ye Y W, Zhang J. 2021. Social security contributions, liquidity constraint and employment stabilization—A quasi-natural experiment from the enactment of social insurance law [J]. *China Industrial Economics*, (5): 152-169. (in Chinese)
- 刘行,叶康涛,陆正飞. 2019. 加速折旧政策与企业投资——基于“准自然实验”的经验证据[J]. 经济学(季刊), 18(1): 213-234.
- Liu X, Ye K T, Lu Z F. 2019. Accelerated depreciation policy and firm investment—Evidence from a quasi-natural experiment in China [J]. *China Economic Quarterly*, 18(1): 213-234. (in Chinese)
- 龙小宁,朱艳丽,蔡伟贤,等. 2014. 基于空间计量模型的中国县级政府间税收竞争的实证分析[J]. 经济研究, 49(8): 41-53.
- Long X Y, Zhu Y L, Cai W X, et al. 2014. An empirical analysis of spatial tax competition among Chinese counties based on spatial econometric models [J]. *Economic Research Journal*, 49(8): 41-53. (in Chinese)
- 陆正飞,韩非池. 2013. 宏观经济政策如何影响公司现金持有的经济效应?——基于产品市场和资本市场两重角度的研究[J]. 管理世界, (6): 43-60.
- Lu Z F, Han F C. 2013. How do macroeconomic policies affect the economic effects of corporate cash holdings? A study from the double angles of product market and capital market [J]. *Journal of Management World*, (6): 43-60. (in Chinese)
- 申珍妮. 2018. 财政压力与地方政府税收努力——基于省级数据的经验研究[J]. 税务研究, (10): 108-114.
- Shen Z N. 2018. Financial pressure and local government's tax efforts—Evidence from provincial data [J]. *Taxation Research*, (10): 108-114. (in Chinese)
- 舒鑫,于博. 2022. 融资约束、不确定性与企业投资结构——基于面板门槛回归模型的实证检验[J]. 金融经济研究, 37(4): 80-95.
- Shu X, Yu B. 2022. Financial constraint, uncertainty, and firm investment structure: An empirical test based on a panel threshold regression model [J]. *Financial Economics Research*, 37(4): 80-95. (in Chinese)
- 田彬彬,范子英. 2018. 征纳合谋、寻租与企业逃税[J]. 经济研究, 53(5): 118-131.
- Tian B B, Fan Z Y. 2018. Collusion, rent-seeking and tax evasion [J]. *Economic Research Journal*, 53(5): 118-131. (in Chinese)
- 田彬彬,谷雨. 2018. 征管独立性与税收收入增长——来自国税局长异地交流的证

- 据[J]. 财贸经济, 39(11): 53-66.
- Tian B B, Gu Y. 2018. Agency Independence and Tax Revenue Growth: Evidence from the Rotation of NTBs' Directors in China[J]. *Finance & Trade Economics*, 39(11): 53-66. (in Chinese)
- 田彬彬, 陶东杰, 李文健. 2020. 税收任务、策略性征管与企业实际税负[J]. 经济研究, 55(8): 121-136.
- Tian B B, Tao D J, Li W J. 2020. Tax revenue target, strategic collection and effective tax rate[J]. *Economic Research Journal*, 55(8): 121-136. (in Chinese)
- 许敬轩, 王小龙, 何振. 2019. 多维绩效考核、中国式政府竞争与地方税收征管[J]. 经济研究, 54(4): 33-48.
- Xu J X, Wang X L, He Z. 2019. Multidimensional performance appraisals, Chinese government competition and local tax administration[J]. *Economic Research Journal*, 54(4): 33-48. (in Chinese)
- 叶康涛, 刘行. 2014. 公司避税活动与内部代理成本[J]. 金融研究, (9): 158-176.
- Ye K T, Liu H. 2014. Corporate tax avoidance and internal agency costs[J]. *Journal of Financial Research*, (9): 158-176. (in Chinese)
- 叶永卫, 李增福. 2020. 续贷限制与企业技术创新[J]. 金融研究, (11): 151-169.
- Ye Y W, Li Z F. 2020. Rollover restrictions and corporate innovation[J]. *Journal of Financial Research*, (11): 151-169. (in Chinese)
- 于文超, 殷华, 梁平汉. 2018. 税收征管、财政压力与企业融资约束[J]. 中国工业经济, (1): 100-118.
- Yu W C, Yin H, Liang P H. 2018. Tax enforcement activities, fiscal pressure and firms' financial constraints[J]. *China Industrial Economics*, (1): 100-118. (in Chinese)
- 张克中, 欧阳洁, 李文健. 2020. 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, 55(3): 116-132.
- Zhang K Z, Ouyang J, Li W J. 2020. Why tax cuts cannot reduce the corporate burden: Information technology, taxation capacity and corporate tax evasion[J]. *Economic Research Journal*, 55(3): 116-132. (in Chinese)
- Acharya V V, Almeida H, Campello M. 2007. Is cash negative debt? A hedging perspective on corporate financial policies[J]. *Journal of Financial Intermediation*, 16(4): 515-554.
- Almeida H, Campello M, Weisbach M S. 2004. The cash flow sensitivity of cash[J]. *The Journal of Finance*, 59(4): 1777-1804.
- Ang J S, Cole R A, Lin J W. 2000. Agency costs and ownership structure[J]. *The Journal of Finance*, 55(1): 81-106.
- Bates T W, Kahle K M, Stulz R M. 2009. Why do U. S. firms hold so much more cash than they used to? [J]. *The Journal of Finance*, 64(5): 1985-2021.

- Cai J, Chen Y Y, Wang X. 2018. The impact of corporate taxes on firm innovation: Evidence from the corporate tax collection reform in China [R]. NBER Working Papers 25146.
- Chen D Q, Li S F, Xiao J Z, et al. 2014. The effect of government quality on corporate cash holdings[J]. *Journal of Corporate Finance*, 27: 384-400.
- Chen Y J, Li P, Lu Y. 2018. Career concerns and multitasking local bureaucrats: Evidence of a target-based performance evaluation system in China[J]. *Journal of Development Economics*, 133: 84-101.
- Chen Y S, Huang J Q, Liu H, et al. 2019. Regional favoritism and tax avoidance: Evidence from China[J]. *Accounting & Finance*, 58(5): 1413-1443.
- Chen Z, Liu Z K, Serrato J C S, et al. 2021. Notching R&D investment with corporate income tax cuts in China[J]. *American Economic Review*, 111(7): 2065-2100.
- Chetty R, Looney A, Kroft K. 2009. Salience and taxation: Theory and evidence[J]. *American Economic Review*, 99(4): 1145-1177.
- Desai M A, Dharmapala D. 2006. Corporate tax avoidance and high-powered incentives [J]. *Journal of Financial Economics*, 79(1): 145-179.
- Dethier J J, Hirn M, Straub S. 2011. Explaining enterprise performance in developing countries with business climate survey data[J]. *The World Bank Research Observer*, 26(2): 258-309.
- Dhaliwal D S, Huang S X, Moser W J, et al. 2011. Corporate tax avoidance and the level and valuation of firm cash holdings[R]. Working Paper.
- Duchin R. 2010. Cash holdings and corporate diversification [J]. *The Journal of Finance*, 65(3): 955-992.
- Foroughi D, Mohamadi S. 2014. An investigation into the relationship between corporate tax and firm cash holdings and its valuation[J]. *Journal of Tax Research*, 21(20): 101-122.
- Hadlock C J, Pierce J R. 2010. New evidence on measuring financial constraints: Moving beyond the KZ index [J]. *The Review of Financial Studies*, 23(5): 1909-1940.
- Han S J, Qiu J P. 2007. Corporate precautionary cash holdings[J]. *Journal of Corporate Finance*, 13(1): 43-57.
- Kalcheva I, Lins K V. 2007. International evidence on cash holdings and expected managerial agency problems [J]. *The Review of Financial Studies*, 20(4): 1087-1112.
- Lim Y. 2011. Tax avoidance, cost of debt and shareholder activism: Evidence from Korea[J]. *Journal of Banking & Finance*, 35(2): 456-470.
- Li W F, Pittman J A, Wang Z T. 2019. The determinants and consequences of tax audits: Some evidence from China [J]. *Journal of the American Taxation*

- Association*, 41(1): 91-122.
- Lü X B, Landry P F. 2014. Show me the money: Interjurisdiction political competition and fiscal extraction in China[J]. *American Political Science Review*, 108(3): 706-722.
- Myers S C, Rajan R G. 1998. The paradox of liquidity[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 113(3): 733-771.
- Opler T, Pinkowitz L, Stulz R. 1999. The determinants and implications of corporate cash holdings[J]. *Journal of Financial Economics*, 52(1): 3-46.
- Shevlin T. 1987. Taxes and off-balance-sheet financing: Research and development limited partnerships[J]. *The Accounting Review*, 62(3): 480-509.
- Tang T Y H. 2016. Privatization, tunneling, and tax avoidance in Chinese SOEs[J]. *Asian Review of Accounting*, 24(3): 274-294.
- Wu W F, Rui O M, Wu C F. 2013. Institutional environment, ownership and firm taxation[J]. *Economics of Transition*, 21(1): 17-51.
- Xu C G. 2011. The fundamental institutions of China's reforms and development[J]. *Journal of Economic Literature*, 49(4): 1076-1151.

NTB-LTB Merger Reform, Tax Burden and Corporate Response

—Based on the Cash Holding Perspective

Yongwei Ye¹ Yunqing Tao² Dong Chen³

(1. School of Public Economics and Administration, Shanghai University of Finance and Economics;

2. National School of Development, Institute of Digital Finance, Peking University;

3. School of Finance, Zhongnan University of Economics and Law)

Abstract Assessing the micro-economic effects of the merger of National Tax Bureaus (NTB)—Local Tax Bureaus (LTB) don't only contributes to the full implementation of various corporate tax preferential policies, but also has important significance for establishing and improving the tax management structure under the modern taxation governance system. We regard the NTB-LTB merger reform as a “quasi-natural experiment”, and use the difference in difference method to examine its impact on corporate behavior. The results show that after the NTB-LTB merger reform, the firms' preventive savings motives strengths, so they hold more cash assets. The reason is that the NTB-LTB merger reform increases firms' tax burden. The analysis of heterogeneity finds that the impact of the NTB-LTB merger reform on cash holdings will be different due to differences in firms' internal characteristics and the external environment. Specifically, this effect is more prominent in firm with severe financing constraints, weak profitability,

and facing poor tax collection environments. In addition, we also find that in order to alleviate the financial pressure caused by the increase in tax burden, after the NTB-LTB merger reform, enterprises will reduce investment expenditure and employment expenditure on the one hand, and increase commercial credit financing on the other hand. The conclusion of this paper indicates that while improving the tax collection system to regulate corporate taxation behavior, government need to pay special attention to the financial pressure that tax burdens bring to firms to avoid hindering the long-term development of enterprises.

JEL Classification D21, G32