

增值税税收中性与企业现金持有*

谢雁翔 覃家琦 金 振 耿明阳

内容提要: 本文将 2018 年颁布的留抵退税政策作为改善增值税税收中性的外生冲击,以 2013—2020 年非金融业上市公司数据,运用双重差分法探究留抵退税政策对企业现金持有的影响。研究发现:留抵退税政策缓解了留抵不退的非税收中性影响,降低了企业现金持有,资金来源分析验证了该政策对于企业资金状况的优化,上述结论在一系列检验后依旧成立。在截面差异层面,留抵退税政策兼具“资源效应”与“信号效应”,企业同时在税收禀赋维度和市场预期维度降低了现金持有,且对于极端持现企业影响更为显著。政策效果层面,留抵退税政策改善了企业生产经营周期上的高额持现行为,且对于纳税信用等级更高的企业影响更为显著。在经济后果层面,留抵退税政策下企业现金持有调整显著提升了经营绩效并降低了业绩波动,且对资本密度高的企业影响更大。本文从税收中性视角评估了留抵退税政策,丰富了留抵退税政策对企业行为影响的实证研究,为进一步完善留抵退税政策,优化现代财税金融体制提供了理论依据。

关键词: 增值税 税收中性 企业现金持有 留抵退税政策

作者简介: 谢雁翔,南开大学商学院博士研究生,300071;

覃家琦(通讯作者),南开大学金融学院教授,博士生导师,公司金融研究中心主任,300350;

金 振,南开大学商学院博士研究生,300071;

耿明阳,南开大学商学院博士研究生,300071。

中图分类号: F812.2, F832.5 **文献标识码:** A **文章编号:** 1002-8102(2022)12-0080-17

一、引言

财税制度作为助力经济高质量发展的财力基础和政策工具,不仅通过顶层设计直接激励微观经济主体,更通过税收营商环境优化发挥重要作用。世界银行发布的《全球营商环境报告 2020》显示,中国已连续两年位于全球营商环境改善幅度前十位经济体,但“纳税”指标仍有较大改善空间。

* 基金项目:国家自然科学基金面上项目“银行发展、债务资本与企业创新——宏微观相悖之谜及其解释”(71772091);天津市研究生科研创新项目“数字金融发展背景下企业现金持有与公司价值研究”(2021YJSB079)。感谢匿名审稿专家的宝贵意见,并感谢第十九届中国金融学年会湖南大学成程副教授和南开大学杨玉晨博士的意见,文责自负。覃家琦电子邮箱:qjq@nankai.edu.cn。

增值税作为我国的第一大税种,其税收中性原则表现在税收过程应尽可能避免对市场经济行为的扭曲,减轻企业超额税负、提升市场资源配置。然而,在现行增值税转嫁规律及可抵扣范围设计下,逐步积压的留抵税款不仅给企业带来了资金困境、影响了生产经营活动,更扭曲了税收中性原则,不利于税收营商环境的优化(倪娟等,2019)。为进一步减负实体企业、优化营商环境,2018年6月,财政部联合国家税务总局颁布《关于2018年退还部分行业增值税留抵税额有关税收政策的通知》(财税[2018]70号)(以下简称“财税[2018]70号文”),对装备制造等先进制造业、研发等现代服务业等18个大类行业及电网企业期末留抵税额予以退还。相比以往税收优惠政策的事后补贴,留抵退税政策打通返还链条不仅提升了企业现金流水平、改善了增值税税收中性,更有效地规避了“选择失败者”或被企业“制度套利”的风险(刘诗源等,2020);此外,作为优化营商环境的重要举措,留抵退税政策将进一步降低资本成本、提升市场前景并优化企业预期。那么,留抵退税政策的实施是否有效改善了增值税税收中性扭曲对于企业资金的占用?本文基于企业现金持有的视角进行探究。

现金是企业维持运营发展、应对未来风险、偿还到期债务及履行纳税义务的关键性流动资产,现金持有亦是企业财务决策的重要内容。较高的综合税负、严苛的税收环境不仅影响资金状况、调整市场预期,潜在的税负压力更会扭曲企业持现行为(McGuire等,2014)。一方面,高企的留抵税款占用企业资金,在提升资本成本的同时恶化了企业资金状况;另一方面,留抵不退的市场预期致使企业限制投资、高额持现,进一步扭曲了资源配置。根据CSMAR数据(见图1),^①2007—2020年上市公司留抵税额均值与存在留抵税额公司比例逐年上涨,2020年留抵税额总量更是接近6000亿元,与之对应的是企业居高不下的持现比例及持续增长的企业持现均值。^②可见,政府和企业两端资金的大幅积压会严重扭曲金融资源配置,与高质量发展阶段减负实体企业、盘活市场经济的要求不相适应。因此,伴随着留抵退税政策持续推进,在“落实减税降费、助力市场发展”的政策导向下,厘清留抵退税政策对于企业现金持有的影响,对于“十四五”期间完善现代财税金融体制、提升金融资源配置以及盘活企业发展均具有重要的理论及现实意义。

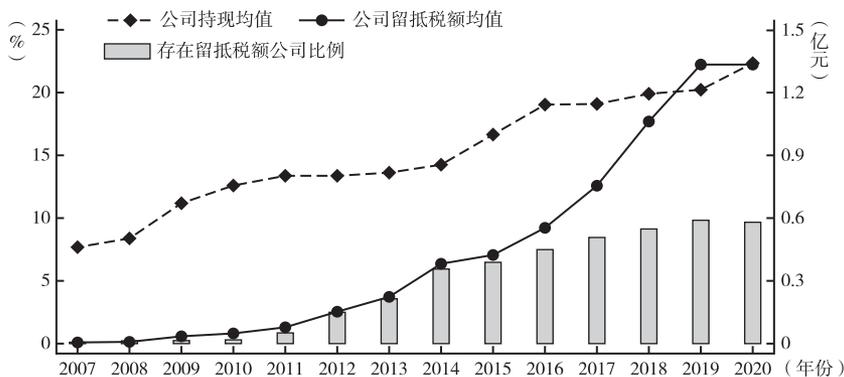


图1 2007—2020年上市企业持现水平与留抵税额统计

资料来源:作者绘制。

① 借鉴吴怡俐等(2021),留抵税款规模通过财务报表附注中其他流动资产的留抵增值税、待抵扣进项税额之和减去年末应交增值税计算;现金持有总量通过现金流量表期末现金及现金等价物余额计算。

② 考虑到企业规模的影响,通过企业资产总计进行处理,可知,上市公司现金持有占总资产比例持续保持较高水平,而待抵扣留抵税额占总资产比例持续上升,统计结果备案。

基于此,本文将2018年颁布的留抵退税政策作为改善增值税税收中性的外生冲击,以2013—2020年非金融业上市公司数据,运用双重差分法探究留抵退税政策对企业现金持有的影响。本文的研究贡献主要体现在三个方面。第一,从企业现金持有的视角,检验了留抵退税政策对企业持现影响的“资源效应”和“信号效应”,基于先进制造业、研发企业试点样本从交易动机和预防动机层面解释了企业的“高额持现之谜”,在理论内涵与实证数据层面丰富了中国情境下企业现金持有的文献。第二,联系宏观层面留抵退税政策与微观层面企业现金持有,基于税收中性理论视角验证了留抵退税政策对企业现金持有的重要影响,为进一步优化增值税税收中性、进行前瞻性财税制度设计提供新思路。第三,通过留抵退税政策的阶段性效果评估,既能为“十四五”时期新发展格局下全行业开放留抵退税政策、完善增值税税收制度提供实践经验参考,也能为进一步优化市场资源配置、激发市场主体活力带来积极的政策启示。

二、制度背景、理论分析与研究假设

(一) 增值税税收中性与留抵退税政策

我国现行的税制总体框架始于1994年的分税制改革,作为我国第一大税,增值税在现行税收体系中意义重大。《中华人民共和国增值税暂行条例》(国务院令〔1993〕第134号)规定“当期销项税额小于当期进项税额不足抵扣时,其不足部分可以结转下期继续抵扣”,增值税留抵税额作为销项税额不足抵扣进项税额的差额由此产生。长期以来,受制于财政收入、宏观经济等因素(楼继伟,2019),该政策较为稳定,在多次税制调整中,增值税改革的重要方向便是如何发挥税收中性的特点,避免税收过程对市场经济行为的扭曲干扰,提升市场资源配置效率。伴随着市场经济发展的深入,增值税改革逐渐将各类生产要素增值额纳入可抵扣范围(赵书博,2021),受价格倒挂、国家储备、多重税率等政策因素以及季节波动、行业特征、生产周期等非政策因素产生的留抵税款逐年增长。留抵不退的增值税设计不仅扭曲了税收中性原则,还影响了企业生产经营活动。基于企业税务调查数据,刘怡和耿纯(2018)发现2011年近30%的企业存在留抵,且留抵税款超过6000亿元,2016年更是超过1万亿元。中国经济50人论坛估计2018年中国增值税留抵税额已达上万亿元。^①国际上留抵税额的处理方式有直接退税、抵扣当期其他税种税款、留抵税款提供逾期利息等,仅少数国家采用增值税留抵制度,更多国家采用直接退税的处理办法(赵书博等,2019)。一方面,高额的留抵税款占用了企业资金、阻碍了资金合理配置,会影响企业生产经营;另一方面,留抵税款不退还会扭曲增值税税收中性原则,导致现行留抵税款处理无法与国际接轨,不利于现代财税金融体制及优质营商环境的构建。

区别于其他增值税改革,留抵退税政策旨在解决留抵税款占用导致的企业经营活动扭曲,补齐现代增值税制度建设中留抵不退的短板,有利于发挥增值税税收中性的特点。我国先后于2011—2017年对从事特定项目、特殊行业的企业进行增值税留抵退税,但上述改革适用范围较小,影响有限。2018年6月,财税〔2018〕70号文明确对合规企业退还留抵税款。此后,留抵退税政策逐步完善,2021年《政府工作报告》中明确“对先进制造业企业按月全额退还增值税增量留抵税额”。根据国家税务总局数据,2021年各级税务部门累计为3.1万户制造业企业

^① 陈益刊:《增值税改革难点:巨额留抵税款怎么退》,《第一财经》,2018年2月27日。

办理留抵退税 1322 亿元。^① 2022 年《政府工作报告》中,李克强总理指出大力改进增值税留抵退税制度,对留抵税额实行大规模退税,确保全年留抵退税约 1.5 万亿元,退税资金全部直达企业。可见,伴随着留抵退税政策的范围扩大,增值税税收中性的优化将对宏观经济与微观企业产生深远的影响。

(二)理论分析与研究假设

现有文献将企业现金持有动机主要总结为交易动机、预防动机、代理动机和税收规避四个层面(Bates 等,2009),在中国情境下,企业持现动机主要表现为交易动机、预防动机和代理动机(汪琼等,2020)。理论上,增值税留抵退税政策将有助于降低试点企业现金持有。首先,留抵退税政策打通了增值税留抵税款返还链条,相比于留抵结转企业,获得留抵退税的企业充分激活了沉淀留抵资金,内部现金流的增加将有助于压缩资本成本,资金状况的优化将降低企业持现的交易动机。其次,增值税留抵退税政策将改善企业对于税收负担、财务风险的预期,而财税环境的优化将直接作为市场营商环境提升的重要组成内容降低企业持现的预防动机。最后,尽管留抵退税政策对于企业公司治理层面的影响有限,但税负的减少、资金的改善及市场的优化将促使企业考虑到高额持现产生的代理成本而降低企业持现。因此,本文提出假设 H1。

H1:留抵退税政策有助于降低试点企业的现金持有。

畅通的返还链条是增值税发挥税收中性特点的重要前提(吴怡俐等,2021),一方面,留抵退税政策通过留抵税款退还改善了非税收中性对于资源配置的扭曲,进而使企业出于交易动机降低现金持有,具有“资源效应”;另一方面,在留抵退税政策背景下,企业会改善对增值税税收中性以及税收营商环境的预期,进而使企业出于预防动机降低现金持有,具有“信号效应”。

对于“资源效应”,企业持现的税收禀赋会得到有效改善。首先,高额留抵税款占用了企业资金,加大了企业税负,留抵退税政策直接激活了企业沉淀资金、改善了企业融资约束,可以预期留抵规模更大,融资约束更高的企业在留抵退税政策影响下持现调整更为显著;其次,增值税作为流转税,“营改增”产生的经营现金流量增加效应逐步显现,税负转嫁能力对于经营现金流量的影响也愈发突出(乔睿、陈良华,2017),相比具有定价权、易于向上下游厂商转嫁税负的高税负转嫁能力企业,转嫁能力较弱的企业现金减持调整将更为明显;最后,不同于以往基于生产盈利、税前利润的事后补贴及税收优惠,企业享受实质税收激励的难度较大(刘诗源等,2020),留抵退税对于盈利水平能力较弱、竞争能力较小的企业持现影响更大。

对于“信号效应”,一方面,留抵退税政策的持续推进将有效改善税收营商环境,^②相比税收征管力度弱、税收负担小的地区,税负较大地区的企业现金持有受留抵退税政策的影响更大;另一方面,留抵退税政策释放的“落实减税降费、助力市场发展”政策信号对于降低环境不确定性、稳定企业经营预期具有重要作用,可以预期留抵退税政策将有效缓解留抵不退的增值税非税收中性对市场经济行为的扭曲,对于环境不确定性高、经营波动性大的企业现金持有影响更大。

① 详见国家税务总局《减税降费促发展 缓税缓费强信心》。

② 《国务院关于印发实施更大规模减税降费后调整中央与地方收入划分改革推进方案的通知》(国发[2019]21号)、《税务总局等十三部门关于推进纳税缴费便利化改革优化税收营商环境若干措施的通知》(税总发[2020]48号)以及《国家税务总局关于进一步深化税务领域“放管服”改革 培育和激发市场主体活力若干措施的通知》(税总征科发[2021]69号)等政策文件先后明确了完善增值税留抵退税政策对于优化税收营商环境的重要性。

此外,相比于现金持有较为“平均”的企业,针对资源禀赋有限、现金持有极高的企业以及生产经营模式完善、现金持有极低的企业,留抵退税政策的“资源效应”和“信号效应”共同作用将对极端持现企业产生更大影响。基于上述分析,本文提出假设 H2。

H2:留抵退税政策对企业持现兼具“资源效应”和“信号效应”。“资源效应”下,企业持现的税收禀赋差异得以有效改善,“信号效应”下,企业持现的市场前景预期得以有效改善,“资源效应”和“信号效应”的共同作用将对极端持现的企业影响更大。

鉴于企业不同生命周期阶段所具备的不同发展特征会影响其投融资决策,在“资源效应”和“信号效应”的作用下,留抵退税政策对于不同生命周期企业的现金持有影响将存在差异。理论上,成长期企业融资约束较大、资本性支出较高且盈利能力有限的特征,不仅使其风险承担能力较低、享受实质税收优惠较难,还使其存在数额较大的留抵税额(刘诗源等,2020)。留抵退税政策不仅通过直接退还留抵税款优化了资金状况,更是通过财税环境提升改善了市场预期。相比于成长期企业,成熟期企业经营模式完善、盈利能力稳定,留抵退税政策带来的退还税额以及良好预期将进一步降低企业持现动机。不同于成长期和成熟期企业,衰退期企业销售额下降、市场份额减少,同时面临财务困难、退市威胁与被并购风险,留抵退税政策对于企业现金持有的影响将更多反映为对于企业资金状况的缓解。因此,本文提出假设 H3。

H3:相比衰退期企业,留抵退税政策对成长期、成熟期企业的现金持有影响更大。

留抵退税政策是“减税降费”背景下优化税收营商环境的重要组成部分,而良好的税收营商环境对于带动微观经济主体活力、增强纳税主体获得感具有重要意义(刘尚希、樊轶侠,2019)。在“信号效应”作用下,留抵退税政策对于不同信用等级纳税主体的现金持有影响将存在差异。根据财税[2018]70号文对于退还期末留抵税款纳税人条件的规定“退还期末留抵税额纳税人的纳税信用等级为 A 级或 B 级”,相比于其他试点企业,一方面,纳税信用等级更高的 A 级试点企业资金状况更好,留抵税款退还带来的资金改善将降低其持现水平;另一方面,留抵退税政策对于纳税信用 A 级试点企业更强的市场优化预期也会降低其现金持有。因此,本文提出假设 H4。

H4:相比于其他纳税信用等级企业,留抵退税政策对纳税信用等级 A 级企业现金持有的影响更大。

三、研究设计

(一)样本选择

以财税[2018]70号文的颁布作为改善增值税税收中性的外生冲击,选取2013—2020年全部A股上市公司作为研究初始样本。^①对初始样本处理如下:(1)删除样本期间IPO年度、挂牌

^① 为统一国民经济行业分类与证监会行业分类,匹配财税[2018]70号文附件中列出的18个大类行业的留抵退税企业,由于留抵退税政策于2018年颁布,为避免较长研究期间潜在的噪音干扰,借鉴吴怡俐等(2021),以2013—2020为研究样本期间。虽然《关于深化增值税改革有关政策的公告》(财税[2019]39号)试行全行业增值税期末留抵税额退税制度,但其严格的限制使留抵退税政策在实践中难以推广至全行业:一方面,纳税人“连续六个月增量留抵税额均大于零”形成了非常高的退税门槛;另一方面,“纳税信用等级为A级或者B级”直接将信用等级为M级的企业排除在外。虽然后续的《关于明确部分先进制造业增值税期末留抵退税政策的公告》(财税[2019]84号)放宽了部分先进制造业的退税限制,但仍存在处理组与控制组企业的显著差别。本文在稳健性检验中将进一步考虑“营改增”等增值税改革的影响,更换样本区间。

ST及退市样本;(2)删除金融行业样本;(3)删除关键变量数据缺失及利润率、资产负债率异常样本;(4)对相关连续变量在1%和99%的水平上进行缩尾处理避免异常值的影响。最终获得21533个“公司-年度”样本,涉及3490家公司。相关数据主要来自CSMAR数据库和Wind数据库。

(二)模型设计与变量定义

1. 模型设计

借鉴 Opler 等(1999)、Bertrand 等(2004),运用双重差分法检验留抵退税政策对企业现金持有的影响。依据财税[2018]70号文,将先进制造业、现代服务业等18个大类行业及电网企业作为处理组,^①以2018年作为政策时点。通过处理组与控制组在留抵退税政策前后时间趋势上的差异评估留抵退税政策的净效应。同时,控制年度和公司固定效应,具体为:

$$cashhold_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 treat_i \times post_t + \sum controls_{i,t} + \sum firm_i + \sum year_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中,下标*i*和*t*为公司和年份, ε 为随机干扰项。被解释变量*cashhold*为企业现金持有的代理指标;*treat*为试点企业分组变量,处理组为1,控制组为0;*post*为时间分组变量,2018—2020年为1,否则为0;*controls*为相关控制变量;*firm*为公司固定效应;*year*为年度固定效应; β_1 为重点关注系数,表示留抵退税政策对企业现金持有的影响程度。为缓解可能存在的异方差及序列相关问题,对回归系数标准误在公司层面进行聚类调整(下同)。

2. 被解释变量

现金持有(*cashhold*),借鉴 Faulkender(2002)、杨兴全和尹兴强(2018),分别以期末现金及现金等价物余额比总资产(*cash1*)、非现金资产(*cash2*)和营业收入(*cash3*)定义。鉴于企业持现存在较大行业差异,参考 Fresard(2010),通过年度-行业中位数及标准差调整。鉴于现金/总资产占比较大的公司净持现比率存在异常值(Foley等,2007),且营业收入潜在波动较大,主要以期末现金及现金等价物余额与总资产的比值(*cash1*)作为主要研究变量。

3. 核心解释变量

留抵退税政策(*treat × post*),*treat*为虚拟变量,若企业为财税[2018]70号文列出的18个大类行业及电网企业,则*treat*取值为1,否则为0,若样本期间公司行业变化,则手工筛选予以剔除;*post*为虚拟变量,留抵退税政策之后(2018年及之后)取值为1,否则为0。

4. 控制变量

参考 Opler 等(1999)、Bates 等(2009),控制变量依次选取企业规模(*size*)、财务杠杆(*lev*)、经营现金流(*ocf*)、净营运资本(*nwc*)、资本投入(*capex*)、企业成长性(*grow*)、股利支付率(*div*)、两职兼任情况(*dual*)、股权集中度(*top1*)、董事会规模(*board*)、独董比例(*indrat*)以及产权性质(*soe*)。

具体变量定义如表1所示。

① 感谢审稿专家的建议,处理组根据财税[2018]70号文列出的18个大类行业及电网企业匹配,财税[2018]70号文对退还期末留抵税款纳税人条件的规定为“退还期末留抵税额纳税人的纳税信用等级为A级或B级”,但由于国家税务总局仅对年度A级纳税人名单主动向社会公告,受数据所限,无法精确获取试点企业信用评级,且财税[2018]70号文对实际确定退税企业的退税具体标准不尽相同。因此,借鉴吴怡俐等(2021),直接将财税[2018]70号文列出的18个大类行业及电网企业作为处理组会使处理组中混入未接受处理的样本,导致对处理效应的低估;鉴于低估处理效应具有显著的经济与统计含义,且增值税作为流转税在行业间影响较大,实证结果并不能改变本文的核心结论。在政策效果检验中将试点企业进一步区分为纳税信用A级和纳税信用其他等级。

表 1

变量定义

| 变量类型 | 变量名称 | 符号 | 变量定义 |
|--------|--------|---------------|--|
| 被解释变量 | 现金持有 | <i>cash1</i> | 现金及现金等价物/总资产 |
| | | <i>cash2</i> | 现金及现金等价物/(总资产 - 现金及现金等价物) |
| | | <i>cash3</i> | 现金及现金等价物/营业收入 |
| | | <i>zcash</i> | 经年度 - 行业中位数及标准差处理的现金持有水平 |
| 核心解释变量 | 留抵退税政策 | <i>treat</i> | 哑变量, 财税[2018]70号文中18个大类行业及电网企业取1, 否则为0 |
| | | <i>post</i> | 哑变量, 2018及以后年度取值为1, 否则为0 |
| 控制变量 | 企业规模 | <i>size</i> | 企业年末资产总额的自然对数 |
| | 财务杠杆 | <i>lev</i> | 总负债/总资产 |
| | 经营现金流 | <i>ocf</i> | 经营活动产生的现金流量净额/总资产 |
| | 净营运资本 | <i>nwc</i> | (流动资产 - 流动负债 - 现金)/总资产 |
| | 资本投入 | <i>capex</i> | 购建固定资产、无形资产与其他长期资产所付现金/总资产 |
| | 企业成长性 | <i>grow</i> | 营业收入增长率 |
| | 股利支付率 | <i>div</i> | 每股股利/每股净利润 |
| | 两职兼任情况 | <i>dual</i> | 哑变量, 董事长与总经理兼任取1, 否则取0 |
| | 股权集中度 | <i>top1</i> | 第一大股东持股/总股本 |
| | 董事会规模 | <i>board</i> | 期末董事会人数的自然对数 |
| | 独董比例 | <i>indrat</i> | 期末独立董事人数/期末董事会人数 |
| | 产权性质 | <i>soe</i> | 哑变量, 国有企业取1, 否则取0 |

资料来源:作者根据相关资料整理。

四、实证检验结果

(一)描述性统计及相关系数检验

表2为各主要变量的描述性统计结果。^①由A栏可知,现金持有*cash1*(*cash2*)的均值为0.150(0.205),中位数为0.120(0.136),标准差为0.113(0.215),均值大于中位数表明中国上市公司存在高持现特征,右偏分布、右侧长拖尾的特征表明样本企业现金持有存在较大差异。经行业 - 年度调整的现金持有*zcash1*(*zcash2*)的均值为0.243(0.296),标准差与极差较原有现金持有均变大,表明与行业内企业现金持有差距较大。处理组变量(*treat* × *post*)的均值为0.277,表明研究样本中处理组占比27.7%。控制变量统计结果均处于合理的范围之内,不再赘述。

B栏汇报了企业现金持有(*cash1*、*cash2*)在留抵退税政策前后的差异变化。留抵退税政策实施前,处理组和控制组企业现金持有(*cash1*、*cash2*)存在显著差异(显著性水平均为1%)。具体来看,处理组企业*cash1*的均值比控制组的高出0.018,表明在留抵退税政策实施前处理组的企业持

① 受限于篇幅,仅汇报主要变量描述性统计,具体估计结果留存备案。

现水平显著高于控制组,鉴于处理组企业多为装备制造等先进制造业、研发等现代服务业,资金需求大、竞争风险大的特征致使该类企业更倾向于高额持有现金(卢馨等,2013),该结果与实际相符。留抵退税政策实施后,处理组企业 *cash1* 的均值依然显著高于控制组企业,但差额由 0.018 下降至 0.009,初步验证了假设 H1。*cash2* 与 *cash1* 基本一致,不再赘述。^①

表 2 描述性统计

| A 栏:全样本描述性统计 | | | | | | | | |
|----------------------|-------|--------|--------|-----------|--------------|------------|-------------------|-------|
| 变量 | 样本量 | 均值 | 标准差 | 最小值 | P25 | 中位数 | P75 | 最大值 |
| <i>cash1</i> | 21533 | 0.150 | 0.113 | 0.011 | 0.070 | 0.120 | 0.198 | 0.556 |
| <i>cash2</i> | 21533 | 0.205 | 0.215 | 0.011 | 0.075 | 0.136 | 0.247 | 1.252 |
| <i>zcash1</i> | 21533 | 0.243 | 0.972 | -1.155 | -0.453 | 0.000 | 0.699 | 3.515 |
| <i>zcash2</i> | 21533 | 0.296 | 0.948 | -0.823 | -0.308 | 0.000 | 0.545 | 4.261 |
| <i>treat × post</i> | 21533 | 0.277 | 0.447 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 1.000 | 1.000 |
| B 栏:按留抵退税政策分组描述性统计检验 | | | | | | | | |
| 变量 | 时点 | 处理组(1) | 控制组(2) | (1) - (2) | T - test dif | dif in dif | T-test dif in dif | |
| <i>cash1</i> | 政策前 | 0.161 | 0.143 | 0.018 | 8.504*** | -0.000 | -0.178 | |
| | 政策后 | 0.150 | 0.141 | 0.009 | 4.136*** | | (0.859) | |
| <i>cash2</i> | 政策前 | 0.225 | 0.191 | 0.034 | 8.105*** | -0.004 | -1.058 | |
| | 政策后 | 0.202 | 0.188 | 0.014 | 3.352*** | | (0.290) | |

注:***表示在 1% 的水平下显著,括号内为 P 值。

资料来源:作者计算整理。

(二) 基准回归检验

基准回归结果如表 3 所示,第(1)~(8)列结果显示,留抵退税政策(*treat × post*)的系数均显著为负,验证了研究假设 H1,即相比于未受留抵退税政策影响的企业,受留抵退税政策影响的企业在政策实施后显著降低了现金持有。该结论同时具有显著的经济意义,以 *cash1* 为例,相比于改革前试点企业 16.1% 的平均总资产现金持有比例,留抵退税实施政策后现金持有比例下降 0.14% (0.009×0.161),降幅为 5.59% ($0.009/0.161$),这对平均资产达到 115 亿元的试点企业样本来说,留抵退税政策将对试点企业平均节省近 1168 万元的增量现金储备积压 ($0.14\% \times 115$),从而有效改善企业的资金状况。控制变量对于企业现金持有的影响与既有经典文献估计结果基本一致,考虑到控制变量不是本文关注的重点且存在潜在的内生性问题,不再展开详述。

表 3 留抵退税政策影响企业现金持有的基准回归检验

| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) |
|---------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|---------------------|-----------------------|---------------------|-----------------------|-----------------------|
| | <i>cash1</i> | <i>cash1</i> | <i>zcash1</i> | <i>zcash1</i> | <i>cash2</i> | <i>zcash2</i> | <i>cash3</i> | <i>zcash3</i> |
| <i>treat × post</i> | -0.017*** (-5.536) | -0.009*** (-3.157) | -0.113*** (-4.146) | -0.044* (-1.766) | -0.022*** (-4.090) | -0.040* (-1.708) | -0.059*** (-5.337) | -0.056** (-2.147) |
| 常数项 | 0.155*** (183.681) | 0.195*** (2.806) | 0.025*** (3.333) | -0.123 (-0.202) | 0.345** (2.543) | 0.236 (0.417) | -0.431 (-1.347) | -1.555*** (-2.587) |

① 主要变量间的 Pearson 和 Spearman 相关系数绝对值均低于 0.6, VIF 均值为 1.37, 明显小于 10, 表明变量间并不存在严重的多重共线性问题。受限于篇幅, 具体估计结果留存备案。

续表 3

| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) |
|-----------------------|--------------|--------------|---------------|---------------|--------------|---------------|--------------|---------------|
| | <i>cash1</i> | <i>cash1</i> | <i>zcash1</i> | <i>zcash1</i> | <i>cash2</i> | <i>zcash2</i> | <i>cash3</i> | <i>zcash3</i> |
| 控制变量 | 否 | 是 | 否 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 公司/年度 固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| within R ² | 0.003 | 0.230 | 0.002 | 0.212 | 0.155 | 0.143 | 0.155 | 0.126 |
| <i>N</i> | 21533 | 21533 | 21533 | 21533 | 21533 | 21533 | 21533 | 21533 |

注：***、**和*分别在1%、5%和10%的水平下显著；括号中是经稳健标准误调整的t值(Cluster聚类至公司)。下同。

根据权衡理论,公司会在比较现金持有成本与收益的基础上确定目标持现存量,并在实际现金持有偏离该目标时进行现金流调整。因此,尽管现金持有作为“存量”指标,但现金的高流动性特征决定了在对企业现金持有的考察中需要同时考虑“存量”和“流量”两个维度的影响。为探究留抵退税政策对于企业现金状况的影响,在模型(1)的基础上分析企业现金结构。“存量”层面,货币资金作为企业现金及现金等价物的主要构成,在实践中企业通常统筹管理使用以实现效益最大化,事先并未严格按照用途分割进行专款专用(李普亮、贾卫丽,2020)。“流量”层面,一方面,考虑对于税款退还现金流的影响;另一方面,考虑现金的主要来源渠道,即经营活动产生的现金流、投资活动产生的现金流和筹资活动产生的现金流。具体模型如下:

$$cashform_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 treat_i \times post_t + \sum controls_{i,t} + \sum firm_i + \sum year_t + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

其中,*cashform*为企业现金状况的主要结构,^①包括货币资金、税收退还现金、经营销售现金、投资回收现金、处置回收现金及借款取得现金;其他同式(1)。由表4估计结果可知,货币资金显著为负,税收返还现金显著为正,其他现金流来源并不显著。这表明留抵退税政策对企业持现的影响主要表现为“存量”层面企业货币资金的减少;“流量”层面,退税现金的提升能有效缓解企业税负压力、改善企业资金状况,体现出留抵退税政策现金流补充的“资源效应”;鉴于留抵退税政策是对于增值税税收中性的完善,其对于企业生产经营活动产生的现金流影响不大。

表 4 企业现金状况的结构分析

| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
|---------------------|-----------------------|-----------------------|---------------------|--------------------|---------------------|----------------------|
| | 货币资金 | 税收退还现金 | 经营销售现金 | 投资回收现金 | 处置回收现金 | 借款取得现金 |
| <i>treat × post</i> | -0.0570** (-2.167) | 0.040* (1.868) | -0.012 (-0.570) | -0.037 (-1.513) | -0.007 (-0.299) | -0.007 (-1.259) |
| 常数项 | -0.353 (-0.562) | -3.541*** (-6.749) | 2.986*** (5.315) | -0.411 (-0.670) | 2.640*** (5.011) | -1.144** (-2.131) |

① 现金具有高流动性特征,期末现金及现金等价物源于现金流量表(直接法),主要由现金、银行存款和其他货币资金等项目组成。其中,货币资金作为“存量”指标来自资产负债表,而“流量”层面的现金流入也会影响企业现金水平。“流量”层面,税收返还现金、经营销售现金、投资回收现金、处置回收现金和借款取得现金分别对应现金流量表中“收到的税费返还”“销售商品、提供劳务收到的现金”“收回投资收到的现金”“处置固定资产、无形资产和其他长期资产所收回的现金净额”“取得借款收到的现金”。“存量”与“流量”指标相对独立,尽管留抵退税政策通过待抵扣留抵退税款返还对企业现金流产生正向影响,还可能存在其他现金流的阶段性或时期性影响,但根据权衡理论,留抵退税政策会降低企业目标持现存量。此外,税收返还现金反映为各项税费返还的加息,考虑到留抵退税政策对企业其他税费的影响有限,因此估计结果是对于处理效应的低估。

续表 4

| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
|-----------------------|-------|--------|--------|--------|--------|--------|
| | 货币资金 | 税收退还现金 | 经营销售现金 | 投资回收现金 | 处置回收现金 | 借款取得现金 |
| 控制变量/公司/ 年度固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| within R ² | 0.142 | 0.018 | 0.116 | 0.010 | 0.007 | 0.037 |
| N | 21533 | 21533 | 21533 | 21533 | 21533 | 21533 |

(三) 平行趋势、安慰剂及稳健性检验

1. 平行趋势检验

为进一步检验政策实施前的平行趋势以及政策可能存在的时滞性,借鉴吴怡俐等(2021)的做法,以留抵退税政策实施前一年 2017 年为基准,在模型(1)中加入样本期间每一年 $treat$ 与 $year$ 生成的交乘项,具体模型如下:

$$cashhold_{i,t} = \beta_0 + \sum_{t=2020, t \neq 2017}^{t=2013} \beta_t treat_i \times year_t + \sum controls_{i,t} + \sum firm_i + \sum year_t + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

其中, β_t 为重点关心系数,其他同式(1)。图 2 左侧为留抵退税政策估计系数 β_t 及其对应 90% 的置信区间。可知,留抵退税政策实施前系数 β_t 的估计值均不显著,满足试点企业与控制组企业的平行趋势假设;留抵退税政策实施当年以及之后年份的回归系数均显著降低了企业现金持有,且随着政策的实施,政策效果的统计显著性和经济显著性逐步减小。

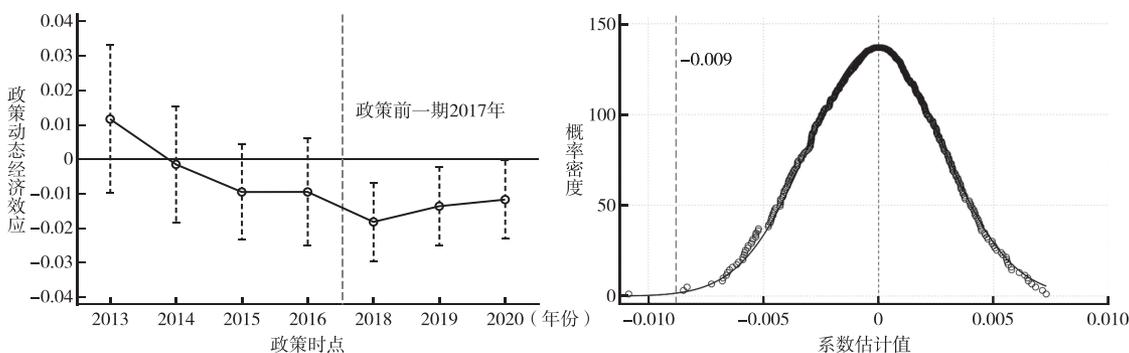


图 2 平行趋势检验及安慰剂检验

资料来源:作者绘制。

2. 安慰剂检验

鉴于留抵退税政策实施前试点企业与控制组企业潜在非观测遗漏变量可能对留抵退税政策产生影响,通过安慰剂检验排除遗漏变量的干扰。以表 4 第(2)列作为基准,依据留抵退税改革实施的年份,随机选取相应数量的企业进入处理组,以此进行间接分析。系数估计值为:

$$\beta_1^* = \beta_1 + \theta \frac{\text{cov}(treat_i \times year_t, \varepsilon_{i,t} | \sum controls_{i,t})}{\text{var}(treat_i \times year_t | \sum controls_{i,t})} \quad (4)$$

其中, *controls* 为可观测的所有控制变量;若 θ 为 0, 则得到无偏估计。通过随机过程抽样 500 次模拟留抵退税改革的随机冲击, 估计系数的概率密度分布如图 2 右侧所示, 可以发现随机分布的估计值集中在 0 附近, 远大于位于整体分布尾部的基准估计系数 -0.009 。由此反推 θ 为 0, 说明未观测的其他随机因素并不影响本文的基本结论。

3. 稳健性检验

(1) 被解释变量与核心解释变量的替换。被解释变量层面, 参考 Faulkender (2002)、杨兴全和尹兴强 (2018), 分别通过总资产、非现金资产、销售收入进行标准化, 鉴于企业现金持有行业异质性的影响, 通过年度 - 行业中值及标准差调整 [见表 3 第 (1) ~ (8) 列]; 核心解释变量层面, 将政策识别到月, 以政策实施实际时间计算, 2018 年 *treat* 为 1/2, 其余年份取 1。(2) 多维度控制遗漏变量。一是控制增值税实际税负^①及待抵扣留抵税额影响; 二是对省域层面的税收营商环境差异进行控制; 三是控制“时间 × 行业”“时间 × 省份”的高阶联合固定效应进行检验; 四是采用行业聚类及时间、公司层面双重聚类对异方差和自相关等潜在影响因素进行调整。(3) 考虑到观测值可能存在时间序列相关问题。其一, 为缓解回归中的逆向因果问题, 对解释变量均滞后一期处理; 其二, 对所有观测样本在政策实施前后取平均, 进行两期 DID 估计。(4) 子样本回归。首先, 考虑到初创企业存在高持现行为, 采用平衡面板估计; 其次, 鉴于 2018 年 6 月实行的留抵退税政策可能混入政策尚未实施的影响, 以 2019 年作为政策时点并删除 2018 年样本; 再次, 考虑到“营改增”改革与全面放开留抵退税政策的影响, 选取 2016—2020 年、2016—2019 年为样本期间分析; 最后, 考虑到同期固定资产加速折旧 [《关于设备器具扣除有关企业所得税政策的通知》(财税〔2018〕54 号)] 和研发费用加计扣除 [《关于提高研究开发费用税前加计扣除比例的通知》(财税〔2018〕99 号)], 分别选取制造业及排除高技术企业样本进行分析。(5) 样本自选择检验。一方面, 结合 PSM 和 DID 的方法, 采用 1:3 近邻匹配解决可观测变量的选择偏差并缓解时变与非时变的未观测变量的影响; 另一方面, 针对传统 PSM 存在样本损失的问题, 结合熵平衡匹配 (Entropy Balancing) 与 DID 方法进行估计。根据稳健性检验结果可知, “留抵退税政策降低企业现金持有”的核心结论并未发生改变。^②

五、拓展性研究

(一) 异质性检验

1. “资源效应”层面的异质性分析

根据留抵税款规模、融资约束程度、税负转嫁能力及市场竞争能力进行分组分析,^③结果如表 5 中 A 栏所示。可知, 在留抵税款规模和融资约束层面, 积压留抵税额规模更大、融资约束越严重的企业现金持有下降更显著, 反映出完善增值税返还链条、激活沉淀资金对于企业资金状况的改善; 在税负转嫁能力和市场竞争能力层面, 均反映出税负转嫁能力和市场竞争能力较弱的企业现金减持更为显著, 表明留抵退税政策的税款退还激励更能降低企业实质税负压力。

① 定义增值税实际税负 (*VATBurden*) 为增值税的现金流支出除以营业收入。

② 受限于篇幅, 具体估计结果留存备索。

③ 使用 WW 指数测度融资约束并按照年度中位数分组; 借鉴乔睿蕾和陈良华 (2017), 使用供应商议价能力和客户议价能力均值衡量企业的税负转嫁能力, 并按照年度中位数分组; 通过企业当年营业收入占行业总营业收入之比计算市场份额衡量市场竞争能力并按照年度中位数进行分组。

2. “信号效应”层面的异质性分析

根据区域层面税收征管力度、企业层面经营环境不确定性进行分组检验,借鉴董静等(2017)的做法,将环境不确定性分解为环境动态性与环境丰富性,估计结果如表 5 中 B 栏所示。^① 可知,税收征管力度越强、环境不确定性越高、环境动态性越高、环境丰富性越高的企业现金持有下降越显著。这表明在留抵退税政策持续推进背景下,企业会改善对于增值税税收中性以及税收营商环境的预期,进而使企业出于预防动机降低现金持有。

表 5 异质性检验

| A 栏:直接资源效应检验 | | | | | | | | |
|-----------------------|----------------------|---------------------|-----------------------|--------------------|-----------------------|----------------------|---------------------|-----------------------|
| 变量 | 留抵税款规模 | | 融资约束程度 | | 税负转嫁能力 | | 市场竞争能力 | |
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) |
| | 高 | 低 | 高 | 低 | 高 | 低 | 高 | 低 |
| <i>treat × post</i> | -0.007* (-1.936) | -0.007 (-1.540) | -0.016*** (-3.883) | 0.001 (0.394) | -0.004 (-1.125) | -0.010** (-2.342) | -0.000 (-0.006) | -0.018*** (-3.811) |
| 常数项 | -0.047 (-0.396) | 0.469*** (4.071) | 0.354*** (3.327) | 0.065 (0.590) | 0.198** (2.037) | 0.193* (1.832) | -0.045 (-0.426) | 0.377*** (2.884) |
| 控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 公司/年度固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| within R ² | 0.192 | 0.235 | 0.254 | 0.191 | 0.219 | 0.244 | 0.200 | 0.252 |
| N | 8189 | 8488 | 13192 | 8341 | 9881 | 11652 | 10617 | 10916 |
| Test diff(P) | -0.001(0.312) | | -0.017*** (0.000) | | -0.006** (0.022) | | 0.018*** (0.002) | |
| B 栏:间接信号效应检验 | | | | | | | | |
| 变量 | 税收征管力度 | | 环境不确定性 | | 环境动态性 | | 环境丰富性 | |
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) |
| | 强 | 弱 | 高 | 低 | 高 | 低 | 高 | 低 |
| <i>treat × post</i> | -0.010** (-2.486) | -0.004 (-1.056) | -0.012*** (-2.984) | -0.002 (-0.579) | -0.010*** (-2.637) | -0.003 (-0.712) | -0.006* (-1.784) | -0.004 (-0.875) |
| 常数项 | 0.192 (1.558) | 0.187** (2.227) | 0.315*** (3.745) | -0.111 (-0.988) | 0.275*** (3.076) | -0.074 (-0.677) | 0.171* (1.774) | 0.131 (1.013) |
| 控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 公司/年度固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| within R ² | 0.223 | 0.234 | 0.231 | 0.244 | 0.228 | 0.245 | 0.252 | 0.213 |
| N | 9258 | 12275 | 12818 | 8715 | 13074 | 8459 | 13074 | 8447 |
| Test diff(P) | -0.007*** (0.002) | | -0.010*** (0.000) | | -0.008* (0.060) | | -0.003 (0.206) | |

① 环境税负压力借鉴曾亚敏和张俊生(2009)的方法,计算企业所在地区税收征管力度并按照年度中位数分组;环境不确定性借鉴董静等(2017)的方法,通过时间预测模型衡量企业所处行业绩效波动程度,用以作为企业面临的环境不确定性,并将其分解为环境动态性与环境丰富性,上述市场环境变量均按照年度中位数分组。

3. 留抵退税政策对企业极端持现金的影响

鉴于企业现金持有的右偏厚尾分布特征(见图3左侧),为探究留抵退税政策对企业现金持有分布尾部特征的影响,运用分位数回归缓解一般均值回归的设定限制。具体形式为:

$$Quant_{\theta}(cashhold_{i,t} | treat_i \times post_i, et al.) \equiv \inf\{cashhold_{i,t}; F_{i,t}(cashhold_{i,t} | treat_i \times post_i, et al.) = \theta\} = \beta_0(\theta) + \beta_1(\theta)treat_i \times post_i + \sum controls_{i,t} + \sum firm_i + \sum year_i + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

式(5)为企业现金持有的条件分位数;解释变量系数为 θ 的函数,随着分位数 θ 的变化而变化; $F_{i,t}$ 为条件分布函数; θ 为被解释变量条件分布的分位数水平,取值范围为 $[0, 1]$;其他同式(1)。

图3右侧为留抵退税政策在企业现金持有1%~99%分位数上的影响情况。横轴是分位数,纵轴是留抵退税政策的影响系数,阴影部分内容为估计系数的置信区间。由图3可知,留抵退税政策的影响系数整体呈现出显著的下降趋势,与前文一致,但影响程度随着分位数的变动呈现“倒U型”非线性变化。具体来说,相比于现金持有较为“平均”的企业,留抵退税政策对于现金持有极高的企业以及现金持有极低的企业影响更大。可能的解释是现金持有极高的企业融资能力有限、风险承担水平较低,留抵退税政策的“资源效应”能够充分改善其资金状况进而降低现金持有;而现金持有极高的企业生产经营模式完善、风险承担能力较强,留抵退税政策的“信号效应”能够充分改善其市场持现预期进而降低现金持有。

综上,假设H2得以验证,即留抵退税政策对企业持现兼具“资源效应”和“信号效应”。“资源效应”下,企业持现的税收禀赋差异得以有效改善,“信号效应”下,企业持现的市场预期差异得以有效改善,“资源效应”和“信号效应”的共同作用将对极端持现的企业影响更大。

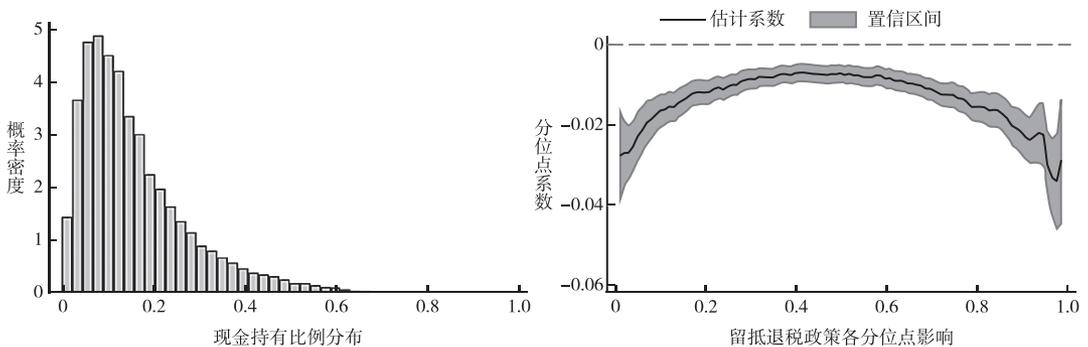


图3 现金持有比例分布及留抵退税政策对企业极端持现的影响

资料来源:作者绘制。

(二) 政策效果检验

由于高质量发展阶段增值税抵扣范围的扩大及大量新兴企业的快速发展涌入,增值税留抵税款将更广泛存在于高固定资产投资企业与新兴企业中。为进一步落实减税降费“红包”精准落袋、完善契合企业发展阶段的增值税激励制度,运用现金流模式法将样本企业划分为成长期(*grows*)、成熟期(*mature*)和衰退期(*fall*),探究留抵退税政策对不同生命周期阶段的企业持现影响。表6第(1)~(3)列结果显示,留抵退税政策表现出企业持现的“资源效应”,显著降低了成长期、成熟期

和衰退期企业的现金持有。第(4)列结果表明,相比于衰退期企业,留抵退税政策对成长期企业和成熟期企业现金持有的影响更大,验证了假设 H3。此外,鉴于留抵退税政策改善了非税收中性对于资金配置的扭曲,良好的税收营商环境对于促进微观经济主体活力、强化纳税主体获得感具有重要作用。根据国家税务总局提供的纳税信用等级进行分组分析,表 6 第(5)~(6)列结果显示,相比于基准回归估计系数 -0.009 [见表 3 第(2)列],留抵退税政策均显著降低了纳税信用等级 A 级企业 (*rankA*) 与其他纳税信用等级企业 (*other*) 的现金持有且纳税信用等级 A 级影响程度更大;①第(7)列结果表明,相比于其他纳税信用等级企业,留抵退税政策对纳税信用等级 A 级企业现金持有的影响更大,验证了假设 H4。上述结论印证了留抵退税政策对于纳税信用等级更高的企业持现产生的“信号效应”影响更大,这对于新发展格局下优化税收营商环境、推进社会信用体系建设具有积极的政策意义。

表 6 政策效果检验

| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) |
|---|-----------------------|-----------------------|----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| | <i>grow</i> | <i>mature</i> | <i>fall</i> | 全样本 | <i>rankA</i> | <i>other</i> | 全样本 |
| <i>treat</i> × <i>post</i> (<i>tp</i>) | -0.010*** (-2.665) | -0.020*** (-4.170) | -0.018** (-2.312) | | -0.018*** (-5.597) | -0.016*** (-4.104) | |
| <i>tp</i> × <i>grow</i> (<i>tp</i> × <i>rankA</i>) | | | | -0.014*** (-4.453) | | | -0.017*** (-5.552) |
| <i>tp</i> × <i>mature</i> (<i>tp</i> × <i>other</i>) | | | | -0.030*** (-9.359) | | | -0.015*** (-4.098) |
| <i>tp</i> × <i>fall</i> | | | | 0.004 (0.881) | | | |
| 常数项 | 0.175* (1.753) | 0.680*** (5.118) | 0.935*** (5.405) | 0.487*** (6.455) | 0.490*** (6.441) | 0.497*** (6.042) | 0.503*** (6.732) |
| 控制变量/公司/年度 固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| within R ² | 0.066 | 0.110 | 0.146 | 0.077 | 0.072 | 0.061 | 0.069 |
| <i>N</i> | 9059 | 8021 | 4453 | 21533 | 19919 | 17194 | 21533 |

(三) 经济后果检验

为探究留抵退税政策下企业持现调整能否有效改善经营业绩,稳定生产经营,本文分别从短期经营绩效、经营风险波动视角分析留抵退税政策冲击下企业持现调整的经济后果,具体模型如下:

① 财税[2018]70号文对于退还期末留抵税款纳税人的条件仅限于纳税信用等级 A 级或 B 级,但仅能获取 A 级数据。国家税务总局于 2014 年 7 月颁布《纳税信用管理办法(试行)》,该办法根据所有纳税企业纳税情况每年更新,信用等级分为 A、B、C、D 四个等级,2018 年将新设立未发生《纳税信用管理办法试行》所列失信行为的企业设立为 M 级;国家税务总局仅对年度 A 级纳税人名单主动向社会公告。囿于数据限制且考虑到增值税作为流转税在行业间影响较大,为检验处理组企业不同纳税信用等级潜在的异质性影响,将纳税信用等级 A 级与其他纳税信用等级分别与控制组进行回归,其中,纳税信用等级 A 级企业样本量为 4339,纳税信用其他等级企业样本量为 1614,两者共计 5953,占比 27.65%。通过处理组和控制组的估计系数直接反映为政策的异质性影响。

$$roa_{i,t}/volroa_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 treat_i \times post_i \times cashhold_{i,t} + \gamma_2 cashhold_{i,t} + \gamma_3 treat_i \times post_i + \sum controls_{i,t} + \sum firm_i + \sum year_i + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

其中, *roa* 和 *volroa* 分别为短期经营绩效及经营业绩波动,^① γ_1 为重点关注系数,表示留抵退税政策实施下,企业持现水平调整对被解释变量产生的影响,其他同式(1)。考虑到固定资本投入对于企业现金流的影响,根据企业资本密度(固定资产/员工人数)进行分组检验,估计结果如表7所示。可知,第(1)~(3)列反映出留抵退税政策下企业持现调整对于企业短期绩效的正向促进作用,第(4)~(6)列反映出留抵退税政策下企业持现调整对于企业经营业绩波动的改善,且上述影响均对于资本密度高的企业影响更为显著,这表明新发展格局下畅通增值税税收返还链条对于高资本投入企业稳定经营业绩、提升经营绩效具有重要意义。

表7 经济后果检验

| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
|---|------------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| | <i>roa</i> | 资本密度高 | 资本密度低 | <i>volroa</i> | 资本密度高 | 资本密度低 |
| <i>treat</i> × <i>post</i> × <i>cash1</i> | 0.019** (1.999) | 0.032** (2.285) | 0.005 (0.348) | -0.043*** (-4.107) | -0.051*** (-3.882) | -0.042** (-2.555) |
| <i>treat</i> × <i>post</i> | -0.006** (-2.478) | -0.008** (-2.432) | -0.003 (-0.831) | 0.009*** (3.748) | 0.011*** (3.525) | 0.008** (2.038) |
| <i>cash1</i> | 0.040*** (6.088) | 0.045*** (4.343) | 0.022*** (2.651) | -0.053*** (-7.817) | -0.038*** (-3.867) | -0.053*** (-5.445) |
| 常数项 | -0.371*** (-10.802) | -0.499*** (-8.879) | -0.377*** (-7.168) | -0.058 (-1.390) | -0.020 (-0.312) | -0.099 (-1.631) |
| 控制变量/公司/年度 固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| within R ² | 0.214 | 0.249 | 0.181 | 0.052 | 0.054 | 0.056 |
| N | 21533 | 10683 | 10850 | 14669 | 7217 | 7452 |
| Test diff(P) | 0.0278*** (0.002) | | | -0.009 (0.224) | | |

六、结论与建议

本文将2018年颁布的留抵退税政策作为改善增值税税收中性的外生冲击,以2013—2020年非金融业上市公司数据,运用双重差分法探究留抵退税政策对企业现金持有的影响。研究发现,留抵退税政策有效缓解了留抵不退的非税收中性影响,降低了企业现金持有,资金来源分析验证了该政策对于企业资金状况的优化,该结论在一系列检验后依旧成立。在截面差异层面,留抵退税政策兼具“资源效应”与“信号效应”,企业同时在税收禀赋层面和市场预期层面降低了现

① *roa* 由净利润/总资产计算;*volroa* 为最近三年内企业盈余波动,存在样本缺失。

金持有,且对于极端持现企业影响更为显著。在政策效果层面,留抵退税政策改善了企业生产经营周期上的高额持现行为,且对于纳税信用评级更高的企业影响更为显著。在经济后果层面,留抵退税政策下企业现金持有调整显著提升了经营绩效并降低了业绩波动,且对资本密度高的企业影响更大。

针对上述研究结论,本文结合留抵退税政策的具体实施具有以下研究启示。

第一,持续推进,深化留抵退税制度改革。现阶段留抵退税政策有效改善了增值税非税收中性的影响,畅通增值税返还链条对于减轻企业税负、稳定市场预期及提升经营绩效均具有积极作用,但政策覆盖范围较小、标准限定严格以及退税力度有限等问题仍然存在。因此,后续改革中扩大退税范围、降低退税门槛及提升退税比例是激发企业活力、实现高质量发展的重要内容。

第二,合理引导,助力税收营商环境优化。留抵退税政策的全面推广必然对税收征管及反避税监管提出新的要求,诸如退税效率有待提升、虚开发票骗税等潜在问题既会损害税收营商环境、影响企业市场预期,又会造成国家增值税款的大量流失、扰乱市场税收秩序。因此,同时在制度层面和激励层面强化退税流程监管、落实纳税信用捆绑对于新发展格局下完善增值税留抵退税政策、提升纳税遵从性、改善税收营商环境具有重要的政策启示。

第三,财税协同,完善现代财税金融体系。在“落实减税降费、助力市场发展”背景下,一方面,大规模留抵税款退还还会加大财政负担、倒逼财政体制改革;另一方面,财政体制改革有助于减税效果更好地发挥。鉴于留抵退税政策作为系统性工程“牵一发而动全身”,在顶层设计上应当统筹规划:既要考虑政策对于企业的异质性影响,在增量和存量层面针对重点行业、重点领域精准施策;又要注重财税体系的整体性,避免碎片式改革产生潜在的复杂税制及制度成本。

参考文献:

- 董静、汪江平、翟海燕、汪立:《服务还是监控:风险投资机构对创业企业的管理——行业专长与不确定性的视角》,《管理世界》2017年第6期。
- 李普亮、贾卫丽:《中国企业增值税税负压力的形成机理及化解路径》,《经济体制改革》2020年第3期。
- 刘尚希、樊轶侠:《论高质量发展与税收制度的适应性改革》,《税务研究》2019年第5期。
- 刘诗源、林志帆、冷志鹏:《税收激励提高企业创新水平了吗?——基于企业生命周期理论的检验》,《经济研究》2020年第6期。
- 刘怡、耿纯:《增值税留抵规模、分布及成本估算》,《税务研究》2018年第3期。
- 楼继伟:《40年重大财税改革的回顾》,《财政研究》2019年第2期。
- 卢睿、郑阳飞、李建明:《融资约束对企业R&D投资的影响研究——来自中国高新技术上市公司的经验证据》,《会计研究》2013年第5期。
- 倪娟、彭凯、苏磊:《增值税非税收中性?——基于可抵扣范围与税负转嫁能力的分析框架》,《会计研究》2019年第10期。
- 乔睿蕾、陈良华:《税负转嫁能力对“营改增”政策效应的影响——基于现金—现金流敏感性视角的检验》,《中国工业经济》2017年第6期。
- 汪琼、李栋栋、王克敏:《营商“硬环境”与公司现金持有:基于市场竞争和投资机会的研究》,《会计研究》2020年第4期。
- 吴怡俐、吕长江、倪晨凯:《增值税的税收中性、企业投资和企业价值——基于“留抵退税”改革的研究》,《管理世界》2021年第8期。
- 杨兴全、尹兴强:《国企混改如何影响公司现金持有?》,《管理世界》2018年第11期。
- 曾亚敏、张俊生:《税收征管能够发挥公司治理功用吗?》,《管理世界》2009年第3期。
- 赵书博:《改革开放以来我国税制改革的伟大成就、成功经验与未来展望》,《管理世界》2021年第10期。

15. 赵书博、张书慧、张雪:《“一带一路”沿线国家增值税比较研究》,《管理世界》2019年第7期。
16. Bates, T. W., Kahle, K. M., & Stulz, R. M., Why Do US Firms Hold So Much More Cash Than They Used to?. *Journal of Finance*, Vol. 64, No. 5, 2009, pp. 1985 – 2021.
17. Bertrand, M., Duflo, E., & Mullainathan, S., How Much Should We Trust Differences-in-Differences Estimates?. *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 119, No. 1, 2004, pp. 249 – 275.
18. Faulkender, M. W., Cash Holdings among Small Businesses. SSRN, No. 305179, 2002.
19. Foley, F. C., Hartzell, J. C., Titman, S., & Twite, G., Why Do Firms Hold So Much Cash? A Tax-Based Explanation. *Journal of Financial Economics*, Vol. 86, No. 3, 2007, pp. 579 – 607.
20. Fresard, L., Financial Strength and Product Market Behavior: The Real Effects of Corporate Cash Holdings. *Journal of Finance*, Vol. 65, No. 3, 2010, pp. 1097 – 1122.
21. McGuire, S. T., Wang, D., & Wilson, R. J., Dual Class Ownership and Tax Avoidance. *The Accounting Review*, Vol. 89, No. 4, 2014, pp. 1487 – 1516.
22. Opler, T., Pinkowitz, L., Stulz, R., & Williamson, R., The Determinants and Implications of Corporate Cash Holdings. *Journal of Financial Economics*, Vol. 52, No. 1, 1999, pp. 3 – 46.

VAT Neutrality and Corporate Cash Holdings

XIE Yanxiang, QIN Jiaqi, JIN Zhen, GENG Mingyang (Nankai University, 300071)

Abstract: This paper regards the reform of uncredited VAT refund in 2018 as an exogenous shock to enhance the neutrality of VAT, and uses the difference-in-differences method to analyze the impact of uncredited VAT refund reform on corporate cash holdings based on the data of non-financial listed companies from 2013 to 2020. The findings are as follows. The reform of uncredited VAT refund has alleviated the non-tax-neutral impact of non-refundable tax credits and reduced the level of corporate cash holdings. The analysis of funding sources also verifies that the policy can improve enterprises' financial conditions, a conclusion that is still valid after a series of tests. In terms of cross-sectional differences, the reform of uncredited VAT refund has both “resource effect” and “signal effect”: companies have reduced the level of cash holdings in the dimensions of tax endowment and market expectations, and the impact is more significant on companies with extreme cash holdings. In terms of policy effects, the reform of uncredited VAT refund has improved enterprises' high cash holding behavior in the production and operation cycle, and the impact is more significant on enterprises with higher tax credit rating. In terms of economic consequences, the adjustment of corporate cash holdings under the uncredited VAT refund policy has significantly improved business performance and reduced performance fluctuations, and the impact is greater on enterprises with high capital density.

Keywords: VAT, Tax Neutrality, Corporate Cash Holdings, Policy of Uncredited VAT Refund

JEL: G14, G34

责任编辑:汀 兰