

# 增值税税收中性与企业全要素生产率

## ——基于增值税留抵退税改革的研究

李 姝 金 振 谢雁翔 张潇匀\*

**摘要：**本文从增值税税收中性的角度，系统评估了增值税留抵退税对企业全要素生产率的影响。结果表明：留抵退税改革有助于发挥增值税税收中性的特点，提升了企业全要素生产率，上述结果在企业融资约束程度高和地区税收征管严格的样本中效果更显著；全要素生产率增长分解检验表明，留抵退税改革主要提高了技术进步率和规模效率而非纯技术效率；机制检验发现，改革后的试点企业通过增加创新投入、优化人力资本结构、扩大投资规模以及改善资本配置效率提高全要素生产率。本文系统评估了留抵退税改革的政策效果，有助于在理论上揭示税收中性对企业经营的重要意义，并为深入推进现代增值税制度建设提供参考。

**关键词：**增值税；税收中性；全要素生产率；留抵退税；税制改革

**中图分类号：**F812.42

### 一、引言

改革开放以来，中国经济依托要素投入与投资驱动的传统增长模式实现了长期的高速增长，年均经济增长率达到9%以上(刘伟、蔡志洲,2021)。在取得辉煌成就的背后，人口红利与资本报酬出现衰减，这要求中国经济必须由高速增长阶段转向高质量发展阶段。党的十九大报告为经济发展方式的转变指明了方向，强调指出“必须坚持质量第一、效益优先，以供给侧结构性改革为主线，推动经济发展质量变革、效率变革、动力变革，提高全要素生产率”。在创新驱动发展的背景下，企业作为经济发展的微观主体，其全要素生产率的提升不仅是自身竞争优势的主要来源，更是推动国家经济实力、科技实力、综合国力增长的重要依托。鉴于实践中受制于信贷紧缩背景下融资难与融资贵等问题，企业创新能力不足、资本配置有待优化，严重限制了全要素生产率的增长，这与依托全要素生产率实现经济发展的目标

\*李姝,南开大学商学院、南开大学中国公司治理研究院,邮政编码:300071;金振(通讯作者),南开大学商学院,邮政编码:300071,电子信箱:jinzhen59@163.com;谢雁翔,南开大学商学院,邮政编码:300071;张潇匀,南开大学商学院,邮政编码:300071。

本文得到国家社会科学基金重点项目“企业技术创新与现金资产配置的动态耦合机制及产业升级效应研究”(批准号:20AGL012)、南开大学文科发展基金一般项目“混合所有制改革背景下非国有资本选择与企业创新研究”(批准号:ZB21BZ0213)、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”(批准号:2021YJSB079)的资助。感谢匿名审稿人及编辑部的宝贵意见,作者文责自负。

尚存较大差距。

税收政策是政府影响企业生产经营决策的重要举措,增值税作为我国第一大税,对于现行税收体系十分重要。在历次税制改革中,增值税的调整方向均是改善增值税税收中性,避免税收征管阻碍资源配置、扭曲市场经济。然则现行增值税设计中返还链条不畅,使得税收中性原则受到了极大的扭曲并严重影响了企业生产经营活动。在依托全要素生产率驱动的高质量发展阶段,为进一步降低企业经营负担,《财政部 税务总局关于 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)规定,对装备制造等先进制造业、研发等现代服务业和电网企业的增值税期末留抵税额予以退还。区别以往增值税改革,留抵退税改革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(谢雁翔等,2022a)。例如:易成新能(股票代码:300080)2022 年 8 月留抵退税改革带来退税款 1.18 亿元,补充了公司现金流,助力全要素生产率的提升。<sup>①</sup>然而个案无法全面分析留抵退税改革的真实效果,何杨等(2019)、蔡伟贤等(2022)分别从市场价值和企业投资的角度评估了留抵退税改革的影响,但缺乏对全要素生产率的考察。因此,本文探究留抵退税改革对企业全要素生产率的作用,以期推动相关领域理论创新并拓展文献,同时为深化增值税改革,提升企业生产效率提供经验证据。

关于增值税改革如何影响企业全要素生产率,现有文献探讨了增值税税率简并、下调等税率政策与增值税转型、扩围等抵扣政策的实施效果。税率政策方面,刘柏惠等(2019)通过对增值税税率简并的政策检验发现,缩小上下游产业间的税率差异能够缓解资源配置扭曲,提升全要素生产率。抵扣政策方面,Liu 和 Mao(2019)基于增值税转型的维度发现,由生产型增值税转为消费型增值税后,企业被允许税前抵扣固定资产中的进项税额,从而缓解企业融资约束,促进生产设备更新,提高全要素生产率水平。Peng 等(2021)从增值税扩围的视角指出,营改增有助于企业专业化扩张,改善企业生产效率。畅通的留抵增值税返还链条是实现税收中性的重要保障(吴怡俐等,2021),而对应研究的缺乏不利于现代增值税制度完善和优质税收营商环境建设。增值税留抵退税改革不仅缓解了微观企业融资约束的困境,优化了企业生产经营环境,还有助于解决宏观税收征管强度较高、税负较重的问题,推进税收制度的民主化建设。因此,在提倡提高全要素生产率的背景下,本文将从全要素生产率的视角检验留抵退税改革的实际影响。

本文选取 2013—2019 年中国 A 股上市公司为样本数据,通过双重差分法考察增值税留抵退税改革对企业全要素生产率的影响。结果表明:(1)增值税留抵退税改革有效改善了税款留抵的非税收中性影响,提升了试点企业的全要素生产率,在平行趋势检验、安慰剂检验及一系列稳健性检验下结论依旧成立;(2)相较于融资约束较低和税收征管较弱的公司,留抵退税改革对融资约束较高和税收征管较强的企业影响更显著;(3)留抵退税改革主要通过技术进步率和规模效率而非纯技术效率影响全要素生产率,其作用机制在于增加创新投入、优化人力资本结构、扩大投资规模以及改善资本配置效率。

<sup>①</sup>资料来源:《河南易成新能源股份有限公司关于 2022 年 8 月收到增值税留抵退税的公告》(<http://static.cninfo.com.cn/finalpage/2022-09-05/1214540120.PDF>)。

相比之前文献,本文的边际贡献如下:第一,基于全要素生产率层面评估了留抵退税的实施效果,在理论内涵与实证数据层面丰富了税收中性原则下增值税改革与全要素生产率的相关文献;第二,现有文献分析了增值税税率变化、增值税转型、营改增等改革的政策效应,本文从税收中性的原则出发,基于留抵退税改革的研究情景探讨留抵税款返还的重要影响,在研究视角上拓展并补充现有增值税改革的文献;第三,通过阶段性评估留抵退税政策效果,既能为“助企纾困、减税降费”背景下全行业推开留抵退税改革、完善增值税税制改革找到实践数据支撑,也能为“十四五”高质量发展阶段盘活市场经营主体、深化财税金融体制改革提供政策启示。

## 二、政策背景与研究假说

### (一) 政策背景

不同于其他税种涉及各类主体利益权衡对企业生产经营的复杂影响,增值税因其覆盖范围广、易于转嫁及对利润影响小的特点被认为是具有较好税收中性的税种。当前增值税税制框架延续了1994年工商税制改革的主体内容,为维持财政收入稳定和应对投资过热引发的通货膨胀,我国实施生产型增值税,并要求“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”。增值税的计征原理是尽可能使政府对市场竞争保持中立,为市场主体公平竞争提供最佳的税收中性环境,但在上述增值税基础框架下,仍存在以下问题亟待调整。其一,生产型增值税造成重复征税和投资抑制。相较于消费型增值税,生产型增值税不允许抵扣固定资产的进项税额,这意味着企业购进机器设备时将承担额外增值税成本,不利于企业竞争力的提升。其二,营业税征管导致增值税链条中断和超额税负。二元税制下,营业税与增值税并行征收会引发增值税抵扣链条断裂,营业税不能抵扣的问题加重了企业税收负担。其三,增值税留抵不退致使税收返还链条不畅和经营活动扭曲。由于增值税多档税率并存以及成长期企业缺乏充足的销项税额,留抵税款长期存在并阻碍了市场对资源的配置作用,违背了税收中性的原则。

纵观我国历次增值税税制调整,避免税收征管扭曲市场经济、发挥增值税税收中性是其重点改革方向。针对增值税基础框架中的前两个问题,我国分别于2009年和2016年全面实施增值税转型与扩围,并在畅通增值税抵扣链条和解决重复征税的问题上初具成效。然而对于留抵不退的问题,虽有一系列部门规章陆续出台,但影响效果有限,企业留抵税款呈逐年增长的趋势(刘怡、耿纯,2018)。大规模的留抵税额不仅加剧了微观层面税负时间价值损失和融资约束问题,还引发了宏观层面财政收支失衡和经济金融风险。在减税降费的背景下,为补齐现代增值税制度建设中留抵不退的短板,财政部、税务总局联合出台财税〔2018〕70号文,要求对符合条件的装备制造等先进制造业、研发等现代服务业和电网企业在一定时期内未抵扣完的进项税额予以退还。此后,留抵退税在一系列改革中逐步完善。2019年3月,财政部、税务总局、海关总署联合颁布《关于深化增值税改革有关政策的公告》(财政部 税务总局 海关总署公告2019年第39号),宣布留抵退税全面扩围,自此我国建立了常态化留抵退税制度。可以预见,增值税留抵退税制度的持续深化改革将对宏观、微观经济主体产生持续深远的影响。

### (二) 理论分析与研究假说

全要素生产率反映为可观测要素投入的产出,衡量了不同维度经济单元的产出效率。

对企业而言,任何微观行为都是植根于宏观政策背景之下,经济政策的制定与实施对企业全要素生产率的影响不言而喻。税收政策作为政府调控经济的重要手段,其改革的重要目的是从根本上降低制度性交易成本,提高社会运转效率(Williamson,1999)。2018年起逐步深化的增值税留抵退税制度便是典型的降低制度性交易成本的税制改革(吴怡俐等,2021)。

传统观点认为,增值税只对商品或劳务的增值部分进行征税,较好地避免了重复征税的问题,同时其价外税的特点对企业利润影响也较小(侯卓,2020),因此增值税被认为是具有税收中性的税种。然而实践中,新兴企业和资本密集型企业普遍存在“高进、低销”现象,留抵不退积压的留抵税款相当于对企业资金的占用,由此产生的增值税税款在企业层面沉淀,导致企业要素投入和产出中的次优化配置,违背了税收中性的原则。在考虑资金贴现率的情况下,留抵不退使得企业无法立刻获得超额进项税金,造成了税负时间价值损失和融资约束加剧的问题,不利于全要素生产率的提升。伴随着留抵退税改革后增值税返还链条的畅通,在存量角度,企业获得了直接的留抵税款返还,有助于压缩财务费用,改善资金状况;在增量角度,畅通的增值税返还链条可以改善企业预期,发挥市场在资源配置中的作用。因此,留抵退税改革将促进企业全要素生产率的提升。

鉴于全要素生产率的变动可以分解为技术进步和技术效率改善两方面(Färe et al.,1994),结合留抵退税改革的影响分别进行探讨。在技术进步层面,技术进步反映为生产技术前沿的外移,有助于企业以更少投入获得更多产出,具体表现为企业创新活动。考虑到创新活动中固有的长周期和高风险的特点,技术进步离不开持续充足的研发投入,留抵退税改革通过税收返还改善了企业的现金流状况,有助于企业将更多资金投入研发创新活动(Howell,2016;杜剑等,2021);沉淀资金的激活更有助于提高技术人员数量和综合素质,为促进企业技术进步奠定良好基础。因此,留抵退税改革将通过推动技术进步提升全要素生产率。在技术效率改善层面,受制于要素配置扭曲、内部管理不完善等因素,企业生产活动多处于远离生产技术前沿的状态。技术效率改善反映为企业在现有生产技术水平下,通过强化资本劳动等生产要素间协调性提升生产效率。基于外部要素配置扭曲的角度,一方面,留抵退税改革减少了企业的资金占用,资本要素配置权放还企业有助于发挥市场在资源配置中的决定性作用,降低了企业经营的制度性成本;另一方面,企业资金状况得到较大改善,有助于把握市场投资机会,扩大投资规模,改善规模效率,提升全要素生产率(Liu and Lu,2015)。由此,本文提出:

假说1:留抵退税改革有助于提升试点企业全要素生产率,且技术进步、资本配置效率和规模效率改善是其主要影响机制。

鉴于增值税返还链条畅通改善了增值税税收中性,留抵退税改革促进试点企业全要素生产率提升可能存在较大的结构性差异。在微观层面,留抵退税对企业全要素生产率的影响在融资约束较高的企业中更明显。金融市场上普遍存在的信息不对称问题加重了信贷配给,由此引发的融资约束制约了企业对固定资产、生产技术、人力资本的整合与升级,不利于生产率的提升(Ferrando and Ruggieri,2018)。当面临较高的外部融资约束时,企业会优先将资金配置于生产经营环节,以平滑经营活动中的不确定性,从而难以把握净现值为正的投资机会,更缺乏资金维持不确定性较高的创新活动。留抵退税改革减少了企业资金的占用,降低了外部资本成本,退税资金直达企业有效缓解了融资约束水平,为后续固定资产更新、生

产技术优化、人力资本升级提供了现金流入,有助于全要素生产率的提升。然而,当面临较低的外部融资约束时,企业内部现金流充足,外部资本成本较低,并拥有充足的资金去实施提升全要素生产率的举措,因此留抵退税改革对其政策影响相对较弱。由此,本文提出:

假说2:试点企业面临的融资约束越高,留抵退税改革对全要素生产率的促进作用越强。

在宏观层面,留抵退税改革对企业全要素生产率的影响在征税强度高的企业中更加明显。在国地税合并之前增值税由国税局负责征管,理论上受地方征税强度的影响较小(于文超等,2018)。然而,实践中地方政府可以协调国税局通过预缴税、延期缴纳、高新技术企业认定等方式干预增值税征管,人为调整企业增值税负担。对于税收征管强度较高的地区,企业面临的税收负担较重。税收对企业收益强制分享的特性,将不可避免地降低企业生产环节资源投入,使企业放弃投资机会、减少研发投入以维持运营,不利于生产效率的提升(Bournakis and Mallick,2018)。留抵税款作为企业的沉淀资金,其退税改革的持续推进必将有效改善税收营商环境,降低企业留抵税款的行政成本,保护企业的合法权益。对于税收征管强度较弱的地区,企业的税收负担较轻,留抵退税改革的边际效果相对较弱。由此,本文提出:

假说3:试点企业面临的征税强度越高,留抵退税改革对全要素生产率的促进作用越强。

### 三、研究设计

#### (一)数据来源与处理

增值税留抵退税改革试点开始于2018年,考虑到政策实施阶段性特征的影响,借鉴吴怡俐等(2021)、蔡伟贤等(2022),以2013—2019年中国A股上市公司数据为初始样本<sup>①</sup>,采取如下处理:(1)剔除金融行业样本数据;(2)剔除ST和\*ST样本数据;(3)剔除关键变量缺失样本数据;(4)在1%和99%的水平上对连续变量进行缩尾。最终获取3447家上市公司18476个“公司-年度”样本观测值。另外,考虑到2019年4月起留抵退税全面扩围的影响,选取2016年一季度至2019年一季度的数据进行辅助检验。上述数据均源自于CSMAR数据库、WIND数据库。

#### (二)模型设计与变量定义

借鉴吴怡俐等(2021)、谢雁翔等(2022a)的做法,选取先进制造业、现代服务业以及电网企业作为处理组,其余企业作为控制组,通过双重差分模型评估留抵退税改革的政策净效应,并以公司层面的聚类稳健标准误差缓解异方差问题。具体模型如下:

$$TFP_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Treat_i \times Post_t + \alpha_2 Controls_{i,t} + Year_t + Firm_i + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

(1)式中: $Treat$ 为处理组虚拟变量,若公司所属行业为财税〔2018〕70号文件目录中的退还增值税期末留抵税额行业和电网企业,则取值为1,否则为0;若考察期间样本公司发生行业分类变化,则以截至2018年最近一次调整后的行业二级代码进行选择。 $Post$ 为留抵退税政策实施虚拟变量,企业2018年留抵退税改革之后取值为1,之前则为0。

<sup>①</sup>财政部 税务总局 海关总署公告2019年第39号文虽然试行了全行业的增值税期末留抵税额退税制度,但它的严格限制条件使其在实践中难以实施至全行业,特别是“纳税人连续六个月的增量留抵税额均大于零”的规定形成较高退税门槛,2019年8月财政部和税务总局印发《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》放宽了部分先进制造业的退税限制。经检验试点企业与控制组企业在税费返还与账面留抵税款规模方面仍存在显著统计差别,相关结果备索。

被解释变量是企业全要素生产率(*TFP*),年度层面的全要素生产率计算借鉴赵健宇和陆正飞(2018)、李姝等(2022)的做法,主要以OP法测度上市公司全要素生产率(*TFP\_OP*)。具体做法为:产出选取公司主营业务收入的自然对数测度,资本投入选取固定资产净额的自然对数测度,劳动投入选取员工人数的自然对数测度,中间品投入选取公司购建固定资产、无形资产和其他长期资产支付现金净额的自然对数测度。此外,主营业务收入以公司注册地工业生产者价格指数进行平减,资本投入与中间品投入以公司注册地固定资产投资价格指数进行平减。季度层面全要素生产率计算借鉴于新亮等(2022)的做法,通过移动平均比率法处理。

对于假说2和假说3,设置融资约束和税收征管分组变量,分别对模型(1)进行检验。对于融资约束,采用KZ指数、SA指数测度,若公司融资约束水平高于样本中位数时取值为1,否则为0。对于征税强度,借鉴刘春和孙亮(2015),以各地区实际税收收入与预期税收收入的差值或比值测度,公司税收征管强度高于样本中位数时取值为1,否则为0。

最后,借鉴赵健宇和陆正飞(2018)、李姝等(2022),在控制变量中纳入企业规模(*Size*)、资产负债率(*Lev*)、资产收益率(*Roa*)、营业收入增长率(*Growth*)、托宾Q(*TobinQ*)、固定资产占比(*PPETA*)、产权性质(*Soe*)、董事会规模(*Board*)、独立董事占比(*Indrat*)、二职合一(*Dual*)、经济发展水平(*GDP*),同时控制了年度固定效应及公司固定效应。

具体变量定义详见表1。

表1 变量定义说明

变量类型	变量名称	变量符号	变量定义
被解释变量	全要素生产率	<i>TFP_OP</i>	基于OP方法测算的企业全要素生产率
解释变量	留抵退税	<i>Treat</i>	若上市公司属于财税[2018]70号文中18个大类行业及电网企业取值为1,否则取值为0
		<i>Post</i>	2018及以后年份取值为1,否则取值为0
调节变量	融资约束	<i>FC_KZ</i>	将全样本的经营性净现金流、现金股利、现金持有、资产负债率和托宾Q按照行业和年度中位数分为高低两组,初步得到KZ指数;采用排序逻辑回归估计出各变量的回归系数;根据估计模型计算出融资约束KZ指数
		<i>FC_SA</i>	$-1-0.737 \times \text{企业规模} + 0.043 \times \text{企业规模平方} - 0.04 \times \text{年龄}$
	征税强度	<i>TE_M</i> <i>TE_D</i>	各地区实际税收收入-预期税收收入 各地区实际税收收入/预期税收收入
控制变量	企业规模	<i>Size</i>	总资产(元)的自然对数
	资产负债率	<i>Lev</i>	负债总额/总资产
	资产收益率	<i>Roa</i>	净利润/总资产
	营业收入增长率	<i>Growth</i>	(本年营业收入-上年营业收入)/上年营业收入
	托宾Q	<i>TobinQ</i>	市值/账面价值
	固定资产占比	<i>PPETA</i>	固定资产净额/总资产
	产权性质	<i>Soe</i>	国有企业取值为1,否则为0
	董事会规模	<i>Board</i>	董事会人数的自然对数
	独立董事占比	<i>Indrat</i>	独立董事人数/董事人数
	二职合一	<i>Dual</i>	董事长与总经理兼任取值为1,否则取值为0
经济发展水平	<i>GDP</i>	公司注册地所在省份当年GDP总量(亿元)的自然对数	

## 四、实证分析

## (一) 描述性统计分析

主要变量的描述性统计结果见表2。由表2可知,企业全要素生产率( $TFP_{OP}$ )的中位数为16.628,平均值为16.741,表明数据无明显偏态,且与已有文献测算结果接近。处理组变量( $Treat \times Post$ )均值为0.217,表明有21.7%的“公司-年度”样本受到留抵退税改革的影响。此外,公司规模( $Size$ )、资产负债率( $Lev$ )等控制变量分布均在合理范围内,与现有文献(赵健宇、陆正飞,2018)的结果基本一致,不再赘述。

表2 描述性统计结果

变量	N	Mean	SD	Min	P25	Median	P75	Max
$TFP_{OP}$	18 476	16.741	0.921	14.911	16.081	16.628	17.310	19.213
$Treat \times Post$	18 476	0.217	0.412	0	0	0	0	1
$Size$	18 476	22.232	1.290	19.692	21.317	22.066	22.955	26.179
$Lev$	18 476	0.428	0.206	0.057	0.263	0.417	0.580	0.924
$Roa$	18 476	0.033	0.067	-0.344	0.013	0.034	0.064	0.196
$Growth$	18 476	0.178	0.444	-0.627	-0.021	0.103	0.263	2.917
$TobinQ$	18 476	2.599	1.952	0.828	1.363	1.977	3.089	12.620
$PPETA$	18 476	0.212	0.161	0.002	0.086	0.178	0.304	0.695
$Soe$	18 476	0.337	0.473	0	0	0	1	1
$Board$	18 476	2.124	0.196	1.609	1.946	2.197	2.197	2.639
$Indrat$	18 476	0.376	0.053	0.333	0.333	0.364	0.429	0.571
$Dual$	18 476	0.276	0.447	0	0	0	1	1
$GDP$	18 476	11.188	0.417	10.050	10.881	11.221	11.499	12.009

## (二) 基准回归分析

为检验留抵退税改革对企业全要素生产率的影响,根据模型(1)进行双重差分估计,结果如表3所示。从第(1)列可知,交乘项 $Treat \times Post$ 的系数为0.032,在5%水平上显著为正,表明留抵退税改革显著提高了企业全要素生产率。经济意义方面,以第(1)列的估计系数为例,留抵退税改革后,后续期间试点企业的全要素生产率平均将提高0.191%( $0.032/16.741$ ),考虑到近年来我国全要素生产率的增速不足2%(王一鸣,2020),说明留抵退税的实施对于企业全要素生产率的提升具有显著经济意义。进一步采用LP方法、ACF方法、Wooldridge联合估计法测度全要素生产率,结果如第(2)—(4)列所示, $Treat \times Post$ 的系数均显著为正,更换测度指标并不影响主要结论。

此外,考虑到2019年4月起留抵退税全面扩围可能对文章结论造成影响,参考黄贤环和杨钰洁(2022)的做法,以2016年第一季度至2019年第一季度的季度数据进行辅助检验<sup>①</sup>,结果如表3第(5)—(8)列所示。可知,交乘项 $Treat \times Post$ 的系数均显著为正,这表明留抵退税改革在年度和季度层面均显著提高了企业全要素生产率,上述结论具有稳健性。

<sup>①</sup>季报和半年报不需要经过事务所审计,通常有比较严重的计量偏误和数据缺失,同时季度全要素生产率具有明显的季节趋势,因此仅作为假说1的辅助检验。

表 3

基准回归结果

	年度数据				季度数据			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	<i>TFP_OP</i>	<i>TFP_LP</i>	<i>TFP_ACF</i>	<i>TFP_WRDG</i>	<i>TFP_OP</i>	<i>TFP_LP</i>	<i>TFP_ACF</i>	<i>TFP_WRDG</i>
<i>Treat</i> × <i>Post</i>	0.032 ** (2.203)	0.029 ** (2.012)	0.030 * (1.945)	0.028 ** (1.991)	0.012 * (1.846)	0.013 ** (2.063)	0.012 * (1.765)	0.013 ** (2.073)
<i>Size</i>	0.378 *** (20.990)	0.476 *** (27.016)	0.143 *** (7.742)	0.474 *** (26.831)	0.186 *** (24.060)	0.390 *** (52.421)	0.141 *** (17.929)	0.400 *** (53.711)
<i>Lev</i>	0.212 *** (3.576)	0.281 *** (4.893)	0.212 *** (3.424)	0.280 *** (4.890)	0.386 *** (16.471)	0.426 *** (18.847)	0.377 *** (15.799)	0.425 *** (18.819)
<i>Roa</i>	0.714 *** (8.455)	0.694 *** (8.466)	0.728 *** (8.293)	0.690 *** (8.440)	0.116 *** (88.652)	0.118 *** (93.228)	0.116 *** (86.986)	0.118 *** (93.283)
<i>Growth</i>	0.177 *** (17.661)	0.187 *** (20.606)	0.172 *** (16.524)	0.186 *** (20.516)	0.002 *** (68.654)	0.002 *** (69.237)	0.002 *** (67.877)	0.002 *** (69.275)
<i>TobinQ</i>	0.007 ** (2.019)	0.009 *** (2.750)	0.007 * (1.751)	0.009 *** (2.799)	0.003 * (1.827)	0.005 *** (2.980)	0.003 * (1.680)	0.005 *** (2.994)
<i>PPETA</i>	-0.230 *** (-3.099)	-0.819 *** (-11.336)	-1.372 *** (-17.240)	-0.811 *** (-11.251)	-1.207 *** (-36.716)	-0.971 *** (-30.626)	-1.287 *** (-38.479)	-0.932 *** (-29.397)
<i>Soe</i>	-0.041 (-0.899)	-0.029 (-0.727)	-0.049 (-1.061)	-0.028 (-0.711)	-0.051 ** (-2.546)	-0.073 *** (-3.726)	-0.048 ** (-2.321)	-0.073 *** (-3.739)
<i>Board</i>	0.032 (0.694)	0.065 (1.450)	0.013 (0.267)	0.064 (1.420)	0.055 ** (2.258)	0.087 *** (3.698)	0.048 * (1.931)	0.087 *** (3.711)
<i>Indrat</i>	0.195 (1.578)	0.209 * (1.738)	0.184 (1.368)	0.207 * (1.725)	0.224 *** (2.983)	0.225 *** (3.104)	0.222 *** (2.908)	0.224 *** (3.094)
<i>Dual</i>	-0.018 (-1.371)	-0.018 (-1.378)	-0.019 (-1.292)	-0.018 (-1.380)	0.004 (0.585)	0.002 (0.336)	0.004 (0.621)	0.002 (0.321)
<i>GDP</i>	0.046 (0.723)	0.055 (0.922)	0.053 (0.842)	0.054 (0.900)	-0.007 (-0.654)	0.009 (0.883)	-0.010 (-0.895)	0.010 (0.916)
<i>cons</i>	7.509 *** (10.226)	4.636 *** (6.737)	8.110 *** (10.803)	4.697 *** (6.826)	5.965 *** (28.393)	4.134 *** (20.397)	6.303 *** (29.495)	4.107 *** (20.269)
时间/个体固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	18 476	18 476	18 476	18 476	36 033	36 033	36 033	36 033
调整 $R^2$	0.455	0.566	0.331	0.564	0.372	0.423	0.363	0.423

注: \*、\*\*、\*\*\* 分别表示统计检验在 10%、5%、1% 的水平上显著,括号内为  $t$  统计量,后文皆同,不赘述。

鉴于财税〔2018〕70 号文退还期末留抵税款纳税人的条件仅限于年度纳税信用等级为 A 级或 B 级的企业,但国家税务总局仅对年度 A 级纳税人名单主动向社会公告。本文在模型(1)中参考吴怡俐等(2021)的做法,将处于试点行业的所有企业均作为处理组,但这会使得回归结果中混入 M 级、C 级和 D 级企业的噪音。为进一步探讨留抵退税改革试点的净效应,本文通过国家税务总局官方网站查询纳税信用评级为 A 的企业名单<sup>①</sup>,并在基准回归的基础上进行三重差分检验,结果如表 4 所示。交乘项  $Treat \times Post \times RankA$  的系数显著为正,表明留抵退税改革对企业全要素生产率具有促进作用。进一步分组来看,纳税评级 A 级的试点企业具有显著的全要素生产率提升效应,纳税评级非 A 级的样本由于混入了潜在的非试点企业并不显著。

①如果纳税信用评级为 A 则  $RankA$  取值为 1,否则取值为 0。

表 4 考虑纳税信用等级的影响

	(1)	(2)	(3)
	三重差分	纳税评级 A 级	纳税评级非 A 级
	<i>TFP_OP</i>	<i>TFP_OP</i>	<i>TFP_OP</i>
<i>Treat</i> × <i>Post</i> × <i>RankA</i>	0.036* (1.929)		
<i>Treat</i> × <i>Post</i>	0.022 (1.258)	0.048*** (3.481)	0.006 (0.201)
<i>RankA</i>	0.001 (0.043)		
<i>cons</i>	4.294*** (9.496)	10.140*** (12.533)	6.657*** (6.469)
控制变量	Yes	Yes	Yes
时间/个体固定效应	Yes	Yes	Yes
N	18 465	9 911	8 554
调整 <i>R</i> <sup>2</sup>	0.612	0.432	0.461

留抵税款的退税基础是纳税人待抵扣税款规模,而不同发展阶段和商业模式的企业待抵扣税款存在较大差异(如图 1(a)所示),这可能导致纳入处理组的试点企业会因留抵税款不足而未享受实质性税收支持。由于基准回归中并未考虑不同企业账面留抵税款的差异性,借鉴谢雁翔等(2022b)的方法,在基准回归的基础上结合待抵扣税款规模分位数进行逐步切割分析。具体方法为:第一,获取待抵扣税款规模分位数 *quantile*;第二,从 *quantile*=0 开始,以 1%分位数为步长,对基准回归估计至 80%结束;第三,将交乘项系数值与对应分位点绘图得到非线性拟合线<sup>①</sup>,具体结果如图 1(b)所示。由图 1(b)可知,在考虑了账面待抵扣税款的影响后,留抵退税改革显著促进了企业全要素生产率。

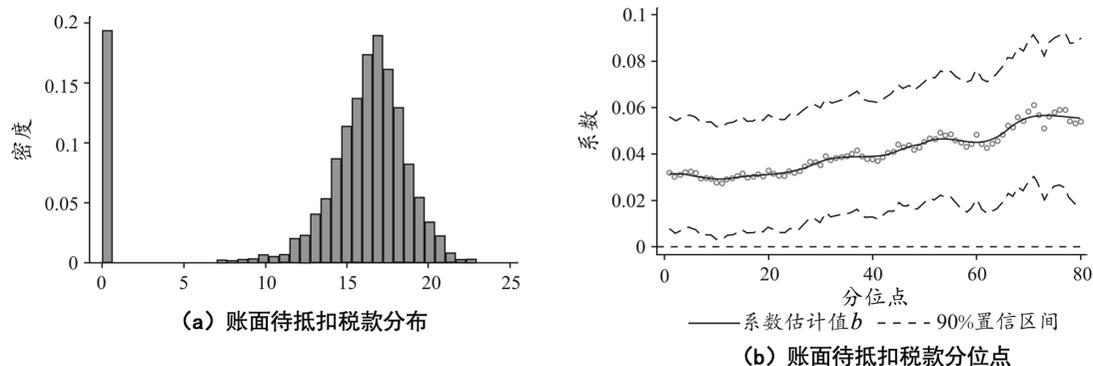


图 1 考虑账面待抵扣留抵税款的影响

### (三) 内生性问题和稳健性检验

#### 1. 平行趋势检验

借鉴 Cai 等(2016)的做法进行平行趋势检验,选取留抵退税改革前一年 2017 年为基准,将样本期间每一年 *Treat* 与 *Year* 的交乘项加入模型(1),具体为:

<sup>①</sup>第 *x* 次回归对应 *quantile*>*x*%的样本,从而第(*x*+1)次回归相当于第 *x* 次回归的子样本估计,这种做法虽然无法直接对 *quantile*=*x*%的分样本估计,但比对第 *x* 次和第(*x*+1)次的结果,可以捕捉到 *quantile*=*x*%的分样本信息。

$$TFP_{i,t} = \beta_0 + \sum_{t=2013}^{t=2019, t \neq 2017} \beta_1 Treat_i \times Year_t + \beta_1 Controls_{i,t} + Year_t + Firm_i + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

(2)式中:  $Year_t$  为年度虚拟变量, 分别为排除 2017 年的每一年,  $\beta_1$  为重点关心系数, 其他与模型(1)一致。图 2(a) 是留抵退税改革的平行趋势检验结果, 留抵退税改革前估计系数  $\beta_1$  均不显著, 符合双重差分模型的平行趋势假设; 留抵退税改革当年及之后年份估计系数  $\beta_1$  均反映为显著提升企业的全要素生产率水平。

## 2. 安慰剂检验

鉴于现有研究设计中潜在非观测因素可能产生的估计结果偏误, 借鉴 La Ferrara 等(2012)的做法, 将表 3 第(1)列作为基准估计, 依据留抵退税改革年份选取相应数量的处理组企业进行随机抽样检验, 模型(1)中留抵退税改革 ( $Treat \times Post$ ) 的系数估计值  $\hat{\alpha}_1$  表达式为:

$$\hat{\alpha}_1 = \alpha_1 + \theta \frac{cov(Treat_i \times Post_t, \varepsilon_{i,t} | X_{i,t})}{var(Treat_i \times Post_t | X_{i,t})} \quad (3)$$

(3)式中:  $X$  为可观测的所有控制变量和固定效应,  $\theta$  为非观测变量对结果的影响。若  $\theta$  为 0, 则得到无偏估计。但鉴于无法直接检验  $\theta$  是否为 0, 同时无法检验非观测因素对估计结果的影响, 在此前提下, 若能推出估计系数, 则能反推  $\theta$  是否为 0。为模拟留抵退税改革的随机冲击, 通过随机抽样 1 000 次提升安慰剂检验的效果。图 2(b) 是估计系数概率密度分布, 不难看出随机抽样估计值的分布集中位于 0 附近, 远小于基准估计系数 0.032。由此反推可知  $\theta$  为 0, 表明研究设计中非观测因素并不影响前文结论。

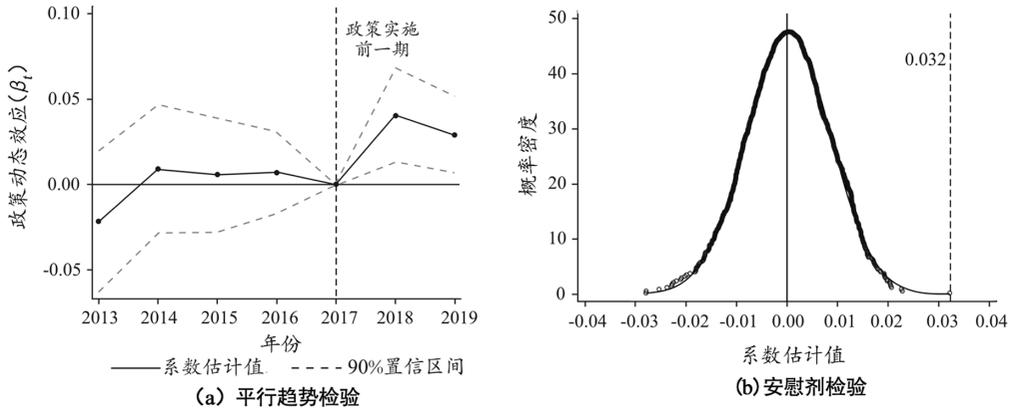


图 2 平行趋势检验及安慰剂检验

## 3. PSM 检验

双重差分模型要求处理组与控制组是随机分布的, 虽然留抵退税改革受一系列政策外生性的推动, 但仍可能受到某些企业特征因素的影响。为避免遗漏重要特征变量造成的系统性偏差, 本文进一步采用倾向性得分法进行匹配检验。选取企业规模 ( $Size$ )、资产负债率 ( $Lev$ )、资产收益率 ( $Roa$ ) 等作为协变量, 以 1 : 1 近邻匹配法为留抵退税改革试点企业匹配最相近的对照组。表 5 第(1)列汇报了 PSM 检验结果, 留抵退税改革的系数在 5% 的水平上显著为正, 结论保持不变。

## 4. 熵平衡法

考虑到 PSM 方法高度依赖于第一阶段 Logit 模型的设定且存在样本损失, 为进一步保证模型检验的随机性和外生性, 本文运用熵平衡法来缓解 PSM 方法的缺陷。具体做法是以

约束条件下最优化解为思路,为对照组的每一个观测值赋予一个连续性的权重,并采用加权估计的方式进行回归检验。熵平衡法检验结果见表5第(2)列,留抵退税改革系数( $Treat \times Post$ )在10%的水平上显著为正,结论不变,表明公司层面存在特征变量遗漏的影响并不存在。

### 5.其他稳健性检验

第一,Peng等(2021)研究指出,营改增有助于缩小间接税的税率差异,畅通制造业与服务业内间增值税抵扣链条,提高企业的全要素生产率。营改增为2016年全面实施,而本文的样本区间为2013—2019年,因此研究结论可能受营改增政策的影响。本文以营改增后的样本(2016—2019年)重复模型(1)的回归;第二,鉴于生产率提升时间周期问题以及缓解回归中互为因果产生的内生性,对解释变量滞后一期处理;第三,考虑到财税〔2018〕70号文于2018年6月颁布,以月度识别计算政策实施实际时间,则2018年 $Treat$ 为1/2,其余年份为1。上述稳健性检验结果如表5列(3)—(5)所示,可知,前文“留抵退税改革提升企业全要素生产率”的基本结论具有稳健性。

表5 稳健性检验结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	PSM	熵平衡	排除营改增	滞后变量	2018年为1/2
	$TFP\_OP$	$TFP\_OP$	$FP\_OP$	$TFP\_OP$	$TFP\_OP$
$Treat \times Post$	0.060** (2.028)	0.022* (1.861)	0.031** (2.447)	0.023* (1.693)	0.040** (2.313)
$cons$	7.512*** (6.993)	7.593*** (13.707)	9.783*** (11.507)	7.782*** (10.051)	7.510*** (10.228)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
时间/个体固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	5 897	18 476	11 739	14 384	18 476
调整 $R^2$	0.286	0.275	0.249	0.425	0.455

### 6.分位数回归

考虑到上市公司间行业异质性导致全要素生产率存在差异,运用分位数回归方法探讨留抵退税改革对企业全要素生产率的影响是否与分布的差异性有关。图3是留抵退税改革对1%~99%分位点上企业全要素生产率的影响情况。可以看出,在1%~99%分位点上,除两侧极端值外留抵退税改革( $Treat \times Post$ )的系数均显著为正,且影响程度随着分位数的变动呈现U型非线性变化,因此本文的研究结果不受全要素生产率的分布影响。

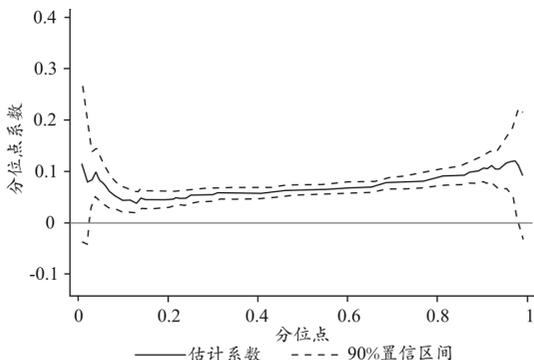


图3 分位数检验

## 五、拓展性研究

### (一) 异质性检验分析

上述分析验证了留抵退税改革有效改善了留抵不退的税收非中性影响,提升了企业全要素生产率。为深入理解其内在联系,考虑到二者与企业融资约束水平和地区征管环境等因素密切相关,进一步从这两方面探讨留抵退税改革与全要素生产率关系的异质性。

在微观层面,企业间融资约束存在差异,留抵退税改革可能因企业资金状况不同而难以发挥精准效能。为检验假说2,依据公司融资约束水平对样本企业按中位数进行分组,检验融资约束对留抵退税改革与企业全要素生产率的异质性影响,结果见表6第(1)—(4)列。可以看出,留抵退税改革系数( $Treat \times Post$ )对于高融资约束组均在5%的水平上显著为正,而对于低融资约束组均不显著,且各组间系数差异表现出显著的统计意义。因此,留抵退税的全要素生产率提升效应在融资约束较高的企业中更显著,假说2得以验证。

在宏观层面,尽管留抵退税改革对企业生产效率的影响具有普遍意义,但在实施效果上仍可能受到地区征管环境的影响。为检验假说3,根据征税强度的中位数将样本分为两组,分别检验留抵退税改革对企业全要素生产率的影响,结果见表6第(5)—(8)列。可以看出,留抵退税改革系数( $Treat \times Post$ )在高征税强度组显著为正,而在低征税强度组均不显著。进一步地,组间系数差异检验表明,留抵退税改革对不同征税强度地区企业全要素生产率的促进作用存在显著差异。结果支持了假说3,即企业面临的征税强度越高,留抵退税改革对试点企业全要素生产率的促进作用越强。

表6 异质性检验结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	根据 $FC\_KZ$ 分组		根据 $FC\_SA$ 分组		根据 $TE\_M$ 分组		根据 $TE\_D$ 分组	
	融资 约束高	融资 约束低	融资 约束高	融资 约束低	征税 强度高	征税 强度低	征税 强度高	征税 强度低
	$TFP\_OP$							
$Treat \times Post$	0.050** (2.246)	0.017 (0.903)	0.048** (2.336)	0.002 (0.115)	0.042** (1.978)	0.006 (0.312)	0.042* (1.952)	0.010 (0.513)
$cons$	7.108*** (6.671)	7.549*** (7.737)	7.254*** (7.851)	7.767*** (6.482)	7.236*** (5.240)	7.464*** (6.796)	7.199*** (5.290)	7.400*** (6.676)
控制变量	Yes							
时间/个体 固定效应	Yes							
N	8 693	8 567	8 858	8 775	9 160	9 316	9 223	9 253
调整 $R^2$	0.416	0.526	0.442	0.484	0.432	0.426	0.433	0.433
系数差异	0.033*		0.046**		0.036**		0.031*	

### (二) 全要素生产率的结构分析

静态层面的全要素生产率计算局限于分析公司当期生产经营状况,而动态层面的全要素生产率增长( $TFPG$ )通过估计前后两期产出增长率超过要素增长率的部分以计算时变生产效率。考虑到全要素生产率增长是技术进步和技术效率改善的累积结果,参考覃家琦等(2009)的做法,在动态层面测算全要素生产率增长( $TFPG$ ),并将其分解为技术进步率( $CTP$ )、规模效率( $CRTS$ )以及纯技术效率( $CTE$ )三个次级指标,分别替换模型(1)中的被解释变量,进一步考察留抵退税改革对全要素生产率增长、技术进步、规模效率、纯技术效率的

影响。

表7列示了全要素生产率增长及其分解检验结果。其中  $Treat \times Post$  对  $TFPG$  的回归结果显著为正,说明留抵退税改革显著促进了全要素生产率增长。在技术进步率( $CTP$ )、规模效率( $CRTS$ )为被解释变量的结果中, $Treat \times Post$  的系数均在1%的水平上显著为正,说明留抵退税改革显著提高了技术进步率和规模效率。在纯技术效率( $CTE$ )为被解释变量的结果中, $Treat \times Post$  的系数未通过显著性测试,即未发现相关证据支持留抵退税改革对纯技术效率的促进作用。考虑到纯技术效率主要受到企业生产经营管理的影响,而留抵退税并不直接改变企业的管理模式和组织架构,税负减少带来的自由现金流量可能加剧企业内部代理问题,因此纯技术效率方面的影响不明显。综上所述,留抵退税改革对企业全要素生产率的促进作用主要体现在技术进步率和规模效率,而非纯技术效率上。

表7 全要素生产率的分解检验

	(1)	(2)	(3)	(4)
	$TFPG$	$CTP$	$CRTS$	$CTE$
$Treat \times Post$	0.055*** (3.430)	0.001*** (3.573)	0.057*** (3.603)	-0.001 (-1.304)
$cons$	-5.261*** (-7.011)	0.016*** (6.669)	-5.261*** (-7.067)	0.051** (2.349)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
时间/个体固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
N	17 324	17 355	17 355	17 324
调整 $R^2$	0.081	0.725	0.084	0.740

### (三) 机制检验分析

理论分析表明留抵退税改革可以通过企业技术进步、规模效率改善与资本配置效率提升带动全要素生产率增长。对于技术进步,留抵退税改革带来大量的税收返还,有助于企业保持稳定的研发资金投入,并提高技术员工的数量和素质,鉴于研发创新是推动全要素生产率增长的重要来源,因此技术进步可能是留抵退税改革提高全要素生产率的潜在机制;对于规模效率,留抵退税改革有利于扩大企业投资规模,改善规模效率并提高全要素生产率;对于资本配置效率,税款返还提供的资金支持有助于企业及时把握投资机会,提升资本配置效率,进而带动全要素生产率增长。本文将对以上影响机制进行检验,以验证研究结论的可靠性。

在研究方法上,技术进步和规模效率的检验中参考江艇(2022)的思路,通过检验留抵退税改革是否显著影响中介变量,并依据已有文献和常识来验证两种机制的合理性;资本配置效率检验中运用“投资-投资机会敏感性”模型进行探讨。

首先,检验技术进步机制。企业技术进步的衡量指标包括研发投入占营业收入比重( $R\&D$ )和技术人员占比( $Skilllabor$ ),前者倾向于测度创新资本投入强度,后者侧重于衡量人力资本升级,其余变量定义与基准回归一致。具体模型为:

$$R\&D_{i,t}(Skilllabor_{i,t}) = \gamma_0 + \gamma_1 Treat_i \times Post_t + \gamma_2 Controls_{i,t} + Year_t + Firm_i + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

表8的第(1)和(2)列汇报了留抵退税改革在技术进步方面的结果, $Treat \times Post$  对研发投入占比和技术人员占比的回归系数均在1%的水平上显著为正,说明留抵退税改革显著提高了企业研发投入强度,改善了人力资本结构。因此,该结果支持了技术进步是留抵退税改革影响全要素生产率的潜在机制。

其次,检验规模效应渠道。选取投资水平(*Invest*)作为企业扩大投资规模,改善规模效率的中介变量,具体采用“(构建固定资产、无形资产及其他长期投资支出+取得子公司及其他营业单位支付的现金净额-处置固定资产、无形资产和其他长期投资收回的现金净额-固定资产折旧净额)/总资产”进行衡量,其余变量定义与基准回归一致。具体模型为:

$$Invest_{i,t} = \lambda_0 + \lambda_1 Treat_i \times Post_t + \lambda_2 Controls_{i,t} + Year_t + Firm_i + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

表8第(3)列为留抵退税改革在规模效率方面的结果。与吴怡俐等(2021)研究结果类似,*Treat*×*Post*对*Invest*的回归系数显著为正,表明留抵退税改革有助于扩大企业投资规模,改善规模效率,验证了留抵退税改革通过规模效率渠道对企业全要素生产率施加了影响。

最后,检验资本配置效率渠道。借鉴喻坤等(2014),运用“投资-投资机会敏感性”模型考察留抵退税改革是否有助于企业合理配置资本要素,把握市场投资机会,将生产经营活动向生产前沿面推进。具体模型为:

$$Invest_{i,t} = \eta_0 + \eta_1 Treat_i \times Post_t + \eta_2 TobinQ_{i,t-1} + \eta_3 Treat_i \times Post_t \times TobinQ_{i,t-1} + \eta_4 Controls_{i,t} + Year_t + Firm_i + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

(6)式中:*Invest*为投资水平,以滞后一期*TobinQ*衡量企业的投资机会。该检验主要以*Treat<sub>i</sub> × Post<sub>t</sub> × TobinQ<sub>i,t-1</sub>*的系数反映留抵退税改革对资本配置效率的影响。表8第(4)列为留抵退税改革对资本配置效率影响的结果,*Treat<sub>i</sub> × Post<sub>t</sub> × TobinQ<sub>i,t-1</sub>*的系数在5%的水平上显著为正,表明留抵退税改革通过资本配置效率渠道对企业全要素生产率施加了影响。

表 8 机制检验结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>R&amp;D</i>	<i>Skilllabor</i>	<i>Invest</i>	<i>Invest</i>
<i>Treat</i> × <i>Post</i>	0.002*** (7.460)	0.009*** (2.832)	0.088* (1.751)	-0.004 (-1.279)
<i>Treat</i> × <i>Post</i> × <i>TobinQ<sub>t-1</sub></i>				0.003** (2.553)
<i>TobinQ<sub>t-1</sub></i>				0.006*** (6.471)
<i>cons</i>	0.038** (2.248)	0.049 (0.278)	8.773*** (3.916)	0.663*** (6.139)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
时间/个体固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
N	18 476	17 933	17 507	17 507
调整 <i>R</i> <sup>2</sup>	0.058	0.022	0.029	0.102

## 六、研究结论与政策建议

本文基于中国经济高质量发展的迫切诉求和现代增值税制度建设的政策背景,选取2013—2019年中国A股上市公司数据作为样本,通过双重差分法检验留抵退税改革对企业全要素生产率的影响。结果表明:留抵退税改革有助于发挥增值税税收中性的特点,提升试点企业全要素生产率水平,上述结论经过平行趋势检验、安慰剂检验及一系列稳健性检验后依旧成立;全要素生产率增长分解检验表明,留抵退税改革主要通过技术进步率和规模效率而非纯技术效率影响全要素生产率,其影响机制主要体现在研发投入增加、人力资本升级、投资规模扩大以及投资-投资机会敏感性的提升;异质性分析显示,面临融资约束较高和税收征管较强的企业在留抵退税改革后全要素生产率的提升效果更显著。

上述实践经验结论具有以下积极政策内涵:第一,从增值税税制改革的角度来看,应继续坚定不移地推进增值税留抵退税政策。传统观点认为,增值税具有转嫁性的特点,不会构成企业纳税负担,但实践中销项税与进项税发生时间不统一,特别是以新兴企业为代表的“高进、低销”型企业积存大量的留抵税款,为企业带来沉重的税负压力。本文评估了留抵退税改革的政策效果,研究发现留抵退税改革减少了企业的资金占用,促进技术设备升级和投资规模扩大,有利于全要素生产率的提高。但现阶段改革中仍存在退税门槛较高、退税范围偏窄以及退税期限较长等问题,阻碍增值税返还链条的畅通,违背增值税税收中性的原则。因此,在后续改革中应逐步降低退税门槛、扩大退税范围以及缩短退税期限,在完成税收征管目标的同时帮助企业卸下税收留抵的沉重负担。第二,从税收营商环境的角度来看,应进一步提升税收治理能力和服务水平,优化税收营商环境。根据世界银行《2020 营商环境报告》,中国在世界营商环境中位列第 31,但在纳税指标中仅位列第 105,特别是增值税退税申报时间等分项指标存在较大提升空间。增值税留抵退税改革不仅是深化现代增值税制度建设的重要内容,还是优化税收营商环境的关键举措。税务机关应以“放管服”改革为抓手,降低留抵退税行政成本,提高服务效率,完善事中和事后管理条款,在确保税收监管目标实现的同时降低实体经济的税负压力,增强企业全球竞争力。第三,从企业内部治理的视角来看,应完善内部管理组织架构,提高公司运营效率。随着留抵退税改革的逐步推进,退税资金有助于纾解企业融资难题,赋能全要素生产率的提升。然而现金是最容易被滥用的流动资产,企业应谨防自由现金流增加引发的管理层机会主义行为,最大限度地提升退税资金的利用价值,依托融资环境的改善,优化内部管理组织模式和架构,完善激励与监督机制,以创新发展为导向合理配置退税资金,使落袋资金发挥精准效能。

### 参考文献:

1. 蔡伟贤、沈小源、李炳财、柴美华,2022:《增值税留抵退税政策的创新激励效应》,《财政研究》第 5 期。
2. 杜剑、江美玲、杨杨,2021:《税收激励对企业价值的影响——基于研发绩效的中介效应》,《江南大学学报(人文社会科学版)》第 5 期。
3. 何杨、邓栖元、朱云轩,2019:《增值税留抵退税政策对企业价值的影响研究——基于我国上市公司的实证分析》,《财政研究》第 5 期。
4. 侯卓,2020:《重识税收中性原则及其治理价值——以竞争中性和税收中性的结合研究为视角》,《财政研究》第 9 期。
5. 黄贤环、杨钰洁,2022:《增值税期末留抵退税能够抑制实体企业金融化吗?》,《上海财经大学学报》第 3 期。
6. 江艇,2022:《因果推断经验研究中的中介效应与调节效应》,《中国工业经济》第 5 期。
7. 李姝、金振、谢雁翔,2022:《员工持股计划对企业全要素生产率的影响研究》,《管理学报》第 5 期。
8. 刘柏惠、寇恩惠、杨龙见,2019:《增值税多档税率、资源误置与全要素生产率损失》,《经济研究》第 5 期。
9. 刘春、孙亮,2015:《税收征管能降低股价暴跌风险吗?》,《金融研究》第 8 期。
10. 刘伟、蔡志洲,2021:《中国经济发展的突出特征在于增长的稳定性》,《管理世界》第 5 期。
11. 刘怡、耿纯,2018:《增值税留抵规模、分布及成本估算》,《税务研究》第 3 期。
12. 覃家琦、齐寅峰、李莉,2009:《微观企业投资效率的度量:基于全要素生产率的理论分析》,《经济评论》第 2 期。
13. 王一鸣,2020:《百年大变局、高质量发展与构建新发展格局》,《管理世界》第 12 期。
14. 吴怡俐、吕长江、倪晨凯,2021:《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》第 8 期。
15. 谢雁翔、覃家琦、金振、耿明阳,2022a:《增值税税收中性与企业现金持有》,《财贸经济》第 12 期。
16. 谢雁翔、覃家琦、金振、刘洋,2022b:《增值税留抵退税与企业短贷长投》,《财政研究》第 9 期。
17. 于文超、殷华、梁平汉,2018:《税收征管、财政压力与企业融资约束》,《中国工业经济》第 1 期。
18. 于新亮、冯霄汉、康琢、于文广,2022:《新冠肺炎疫情、社保减免与企业全要素生产率》,《经济科学》第 4 期。

19. 喻坤、李治国、张晓蓉、徐剑刚, 2014:《企业投资效率之谜:融资约束假说与货币政策冲击》,《经济研究》第5期。
20. 赵健宇、陆正飞, 2018:《养老保险缴费比例会影响企业生产效率吗?》,《经济研究》第10期。
21. Bournakis, I., and S. Mallick. 2018. “TFP Estimation at Firm Level: The Fiscal Aspect of Productivity Convergence in the UK.” *Economic Modelling* 70(1):579-590.
22. Cai, X., Y. Lu, M. Wu, and L. Yu. 2016. “Does Environmental Regulation Drive away Inbound Foreign Direct Investment? Evidence from a Quasi-natural Experiment in China.” *Journal of Development Economics* 123(6):73-85.
23. Färe, R., S. Grosskopf, M. Norris, and Z. Zhang. 1994. “Productivity Growth, Technical Progress, and Efficiency Change in Industrialized Countries.” *The American Economic Review* 84(1):66-83.
24. Ferrando, A., and A. Ruggieri. 2018. “Financial Constraints and Productivity: Evidence from Euro Area Companies.” *International Journal of Finance & Economics* 23(3):257-282.
25. Howell, A. 2016. “Firm R&D, Innovation and Easing Financial Constraints in China: Does Corporate Tax Reform Matter?” *Research Policy* 45(10):1996-2007.
26. La Ferrara, E., A. Chong, and S. Duryea. 2012. “Soap Operas and Fertility: Evidence from Brazil.” *American Economic Journal: Applied Economics* 4(4):1-31.
27. Liu, Q., and Y. Lu. 2015. “Firm Investment and Exporting: Evidence from China’s Value-added Tax Reform.” *Journal of International Economics* 97(2):392-403.
28. Liu, Y., and J. Mao. 2019. “How Do Tax Incentives Affect Investment and Productivity? Firm-level Evidence from China.” *American Economic Journal: Economic Policy* 11(3):261-91.
29. Peng, F., L. Peng, and Z. Wang. 2021. “How Do VAT Reforms in the Service Sectors Impact TFP in the Manufacturing Sector: Firm-level Evidence from China.” *Economic Modelling* 99(1), 105483.
30. Williamson, O. E. 1999. “Public and Private Bureaucracies: A Transaction Cost Economics Perspectives.” *The Journal of Law, Economics, and Organization* 15(1):306-342.

## Value-Added Tax Neutrality and Total Factor Productivity of Enterprises: Evidence from the Reform of Uncredited VAT Refund

Li Shu<sup>1,2</sup>, Jin Zhen<sup>1</sup>, Xie Yanxiang<sup>1</sup> and Zhang Xiaoyun<sup>1</sup>

(1: Business School, Nankai University;

2: China Academy of Corporate Governance, Nankai University)

**Abstract:** Based on the perspective of value-added tax (VAT) neutrality, this paper systematically investigates the impact of the reform of uncredited VAT refund on the total factor productivity of enterprises. It is found that the reform of uncredited VAT refund helps give full play to the tax neutrality of VAT and improve the total factor productivity of enterprises. The above results are more significant when the financing constraint of enterprises is higher and the regional tax collection and management is stricter. The decomposition test of total factor productivity growth shows that the reform of uncredited VAT refund mainly improves the technological progress rate and scale efficiency rather than pure technical efficiency. The mechanism test finds that the pilot enterprises after the reform improve the total factor productivity by increasing innovation investment, optimizing human capital structure, expanding investment scale and improving capital allocation efficiency. This paper systematically evaluates the policy effect of the reform of uncredited VAT refund, which helps reveal the significance of tax neutrality to enterprise management in theory, and provides reference for further promoting the construction of modern VAT system.

**Keywords:** VAT, Tax Neutrality, Total Factor Productivity, Uncredited VAT Refund, Tax Reform

**JEL Classification:** D24, E62, H21

(责任编辑:陈永清)