

# 税收激励与民营经济创业

——来自“营改增”的证据

余泳泽 陈建\*

**摘要：**减税降费是释放民营经济活力的重要举措。本文以“营改增”这一结构性减税政策实施为例，从理论上厘清税收激励影响民营企业增长的内在机理，并构建渐进双重差分模型考察了“营改增”政策对民营经济创业的增长效应。研究发现，“营改增”政策实施显著促进了民营经济创业增长。机制分析表明，“营改增”政策主要通过减税形成的税收激励促进创业活动的增长。减税对服务业占比高的城市和非创业型试点城市的民营经济创业增长的影响更强。拓展分析表明，减税的创业增长效应在受“营改增”政策影响较大、对企业税收依赖较强、财政自主权较高以及出台较多创业配套政策的城市中得以增强。本文研究结论为充分发挥税收激励的民营经济创业增长效应，助力民营经济发展壮大提供了启示。

**关键词：**税收激励；民营经济；“营改增”；创业增长

**中图分类号：**F812.42；F276.5

## 一、引言

民营经济作为现代化建设的重要力量，在促进国家经济增长、助力科技自立自强、解决民生就业问题和贡献财政税收来源等方面发挥了积极作用。在推进经济高质量发展的当下，民营经济布局新兴产业和未来产业，在提升产业链供应链韧性、实现双循环新发展格局以及发展新质生产力等方面都大有作为。但近十余年来我国民营经济发展却表现出阶段性震荡和趋势性收缩的特征，民营企业的固定资产投资增长率以及民营经济创业增长率接连下滑，民营经济迎来向高质量发展转型的阵痛期（任晓猛等，2022）。2023年7月发布的《中共中央 国务院关于促进民营经济发展壮大的意见》，从市场准入、要素获取和营商环境等方面为民营企业发展提供有力政策支持，相关政策举措旨在打通民营经济发展的堵点和困点，拓宽民营企业生存空间。

一直以来，减税降费都是政府减轻民营企业负担，激发民营经济活力直接有效的办法

\*余泳泽，南京财经大学国际经贸学院，邮政编码：210023，电子信箱：yongze125@126.com；陈建（通讯作者），南京财经大学财政与税务学院，邮政编码：210023，电子信箱：chenjian\_ncu@163.com。

本文得到国家自然科学基金面上项目“社会失信的空间传染效应与创新知识溢出：量化识别、机制分析与传染路径”（42471190）、国家自然科学基金青年项目“社会失信传染与企业流动性风险：量化识别、治理模式与机制研究”（72303092）、国家自然科学基金青年项目“开发区建设与制造业创新窘境破解：影响机制、作用效果与政策优化”（72103086）的资助。感谢匿名审稿专家的宝贵意见，作者文责自负。

(潘士远等,2023),但稳定的宏观税负是有效发挥政府职能的保证,是实现国家治理体系和治理能力现代化的财力保障(杨灿明、詹新宇,2016)。相对于疫情期间出台的大规模、普惠性减税降费举措而言,在经济逐渐复苏的情形下更需要税收政策提质增效,实施目标导向和问题导向相结合的结构性减税降费,从而实现既支持民营经济恢复,又能稳定宏观税负缓解财政压力的目标。因此,分析结构性减税政策形成的税收激励,对于提高民营经济创业增长率,促进民营经济发展壮大显得尤为关键。

始于2012年的“营改增”政策为本文的研究提供了重要的契机。作为我国自分税制改革以来规模最大的结构性减税政策之一,实行“营改增”政策的重要目的就是“放水养鱼”,扶持经营困难的企业,吸引新企业的进入,从而缓解经济下行压力(倪红福等,2016)。针对服务业进行营业税改征增值税,由此纠正税制扭曲、形成减税效应,对于广泛分布于第三产业的民营企业是积极的市场信号,为潜在民营企业进入提供了重要吸引力。一方面,以小微企业为代表的民营企业面临较为严峻的外部环境,提高了民营企业的创业成本,制约了民营企业的健康可持续发展(刘现伟、文丰安,2018;刘志彪,2019)。另一方面,民营企业的出资人是自然人,追求利润最大化目标(吕志军、王贞洁,2024),更容易受到税收激励降低企业经营成本的影响而进入市场。相对而言,国有企业的成立不仅要考虑经济利益还要兼顾社会效益,追求多元化目标(郭洪涛,2012);外资企业的设立更多受制于市场准入和投资壁垒的影响,对税收激励的反应并不明显(杨栋旭、于津平,2022)。“营改增”政策带来的税收激励在民营经济中得到放大,尤其是面临发展困境时能减轻税收负担、提高潜在收益,有力化解经营风险。此外,民营企业体量小、经营灵活且独立性强,进入和退出的门槛较低,面对税收激励更容易做出反应。

关于促进民营经济发展的问题引起相当多的文献关注,其主要从金融市场环境、外部宏观环境和政策制度环境等方面进行讨论。关于金融市场环境,既有金融集聚和影子银行发展缓解民营企业融资困境的传统金融理论(张玄等,2019;张晶等,2019);也有互联网资本和数字普惠金融发展促进民营经济高质量发展的数字金融观点(王文涛、曹丹丹,2020;葛和平、吴倩,2022)。关于外部宏观环境,经济环境不确定性和宏观税负的趋势性会提升民营企业的经营压力(于文超、梁平汉,2019;杨继生、黎娇龙,2018)。关于政策制度环境,制度环境优化和市场化程度提高可以扩大民营经济规模(马忠新,2021;程俊杰,2016),社会失信环境阻碍了民营企业的成长(余泳泽等,2020a)。民营经济活动受市场环境制约,激励民营经济创业更需要财税政策支持。合理的政策工具组合是促进创新创业的重要抓手(汤临佳等,2022),创新创业政策和财税政策是支持创业活动尤其是小微企业创业的坚实保障(曲婉、冯海红,2018;吴翌琳、黄箐,2018)。税收负担会抑制创业活动,普惠性减税降费则可以通过降低成本和稳预期发挥创业激励效应(冯海波、周懿,2019;梁季等,2022)。2017年美国政府实施《减税和就业法案》产生的减税刺激了新企业的进入,使得公司数量和总产出大幅增加(Sedláček and Sterk, 2019)。尽管相关文献也认识到税负对民营经济发展的影响,但更多运用财税政策支持民营经济创业和民营企业增长的建议仅限于讨论性研究,缺乏检验减税降费尤其是结构性减税促进民营经济创业的经验性证据。

相关研究重视通过降低民营企业税负和免除民营企业费用等减税降费政策推动巨量小微企业发展(任晓猛等,2022;潘士远等,2023),但遗憾的是现有研究尚未给出减税促进民营经济创业的实证证据,也没有分析税收激励民营经济创业的内在机理。相较于民营经济的

创业政策支持,税收激励能够降低企业的税收成本,减轻企业的经营压力,直接提供盈利预期。尤其是在税制改革中产生的减税具有长期稳定的特点,能够提供积极稳定的激励。因此,研究“营改增”政策对于民营企业增长的影响,对于财税政策适度加力,提质增效以及支持民营经济发展壮大具有重要的现实指导意义。为此,本文基于2009—2016年地级市层面数据,利用“营改增”冲击,采用渐进双重差分模型从地方政府税收激励角度识别“营改增”政策的民营经济创业效应。在现有文献的基础上,本文可能的边际贡献在于:(1)从税收激励的角度丰富和拓展了民营经济发展的相关研究。本文以“营改增”试点政策作为研究对象,从城市层面考察了“营改增”结构性减税的民营经济创业效应,有助于进一步深化税制改革,以税收激励促进民营经济发展壮大提供现实依据。(2)在理论层面厘清了税收激励促进民营经济创业增长的具体机制。强调减税能够为民营企业进入带来更强的吸引力和减轻民营企业创业的外部环境压力,为充分发挥税收激励的民营经济创业效应提供了理论支撑。(3)在实证层面有效识别“营改增”政策对不同城市的异质性影响。从产业结构和城市类型角度分析结构性减税带来的创业增长差异,以此为促进结构性减税精准有效发力,进一步释放减税带来的民营经济创业效应提供思路。

## 二、政策背景与理论机制

### (一) 政策背景

“营改增”是我国自分税制改革以来最为重要的财税改革之一,其主要目的是打通和延伸税款抵扣链条,消除营业税和增值税并存带来的重复征税问题。从2012年1月1日起,我国开始在部分地区和行业开展深化增值税制度改革试点,逐步将此前征收营业税的服务业改征增值税。2012年初,上海市率先开始在交通运输业和部分现代服务业开展“营改增”试点。2012年9月至12月,交通运输业和部分现代服务业“营改增”试点分4批次扩大至北京市、江苏省和安徽省等8个省市。2013年8月1日起,全国范围内铺开交通运输业和部分现代服务业“营改增”试点,同时将广播影视服务纳入试点范围。2014年1月1日,铁路运输和邮政业在全国范围内实施“营改增”试点,6月1日,电信业也被纳入“营改增”试点行业。2016年5月1日,试点范围扩大到建筑业、房地产业、金融业和生活服务业,并将所有企业新增不动产所含增值税纳入抵扣范围。至此,所有营业税所涉行业均完成“营改增”转变。

虽然“营改增”过程艰难,但改革取得的减税成绩斐然。“营改增”减税效果主要来自两方面:一是试点企业主要是服务业因税制转换产生的税负下降。服务业此前以企业营业额为税基缴纳营业税,改革后以增值额为税基缴纳增值税,虽然税率有所不同,但企业购买固定资产和办公耗材等的支出可以进行进项抵扣,税基大为缩减。此外,为保证改革后试点行业总体税负不会增加,新增了分别适用于交通运输业和部分现代服务业的11%和6%两档低税率,新增的税率均取自试点行业营业税实际税负转换为增值税税率水平区间的最低值。二是非试点企业因增加抵扣减少重复征税。改革后制造业企业购买服务支出可以进行进项税额抵扣,相较此前不能抵扣而重复征税的情况也会减轻企业税负。另外,针对部分纳税人因试点范围有限和中间投入比率低等出现税负增加情况,凡是进行试点的地区均出台相应的财政扶持政策,对发生实际税负有所增加的企业进行财政补贴和税收优惠。自2012年起实施“营改增”至2017年中已累计减税1.61万亿元,尤其是自2016年5月1日全面推开“营改增”后减税力度更是空前,截至2017年6月直接减税8500多亿元,实现所有行业税负只

减不增。

## (二)理论机制

“营改增”政策能够带来积极的减税效果,对于广泛分布于服务业的民营企业有着显著的激励作用。在税收激励方面,“营改增”政策能够有效解决服务业存在的重复征税问题,打通制造业和服务业之间的抵扣链条,纠正“税收非中性”的状态,降低宏观层面的税负。虽然“营改增”政策的实施存在行业差异和滞后性,小部分企业实际税负可能增加,但改革从整体上减轻了试点行业的税负,尤其是针对小规模纳税人企业具有明显的减税效应(李艳艳等,2020)。在受益对象上,“营改增”试点行业主要为生产性服务业,而后推行至生活性服务业等所有行业,涉及行业更靠近下游产业。即使是最初偏向中间层次的生产性服务业试点,也可以通过税收抵扣链条减少重复征税,降低下游企业成本支出(张静、贺颖,2023)。同时,“营改增”政策允许小规模纳税人依照简易办法征税,为小微企业带来了更大程度的减税。因此,“营改增”产生的减税效应更直接地使广泛分布于服务业中的民营企业和小微企业受益,所产生的税收激励也更加明显。

具体而言,企业进入往往受到企业税负的负面影响,当减少营业税这类流转税时,则能有效激励创业资本投资(Djankov et al.,2010;Da Rin et al.,2011;Kitao,2008)。“营改增”政策削弱了营业税和增值税两种流转税并存的税制扭曲,增值税抵扣链条延伸将服务业增值税纳入抵扣范围,不仅增加了服务业外包需求,扩大了市场规模,也激励了集团企业剥离服务部门,进而成立新的服务业企业(汪殊逸等,2024)。同时,针对潜在的企业家群体而言,是否开展创业活动取决于创业可行性和创业回报(Darnihamedani et al.,2018)。“营改增”政策实施提高了要素边际回报,增加了企业留存利润,能够扩大民营经济创业者的收益,吸引民营企业进入。不仅如此,税收优惠带来的获得感有效提升了民营企业信心,为恢复民营经济发挥了重要的预期改善作用(万海远等,2024)。“营改增”要求对所有行业税负“只减不增”的政策宗旨提供了乐观信号,增强了企业发展预期,提升了市场主体经营信心,有助于形成良好的民营经济发展环境。

此外,在民营企业发展面临诸多约束条件的情况下,税收激励能够极大缓解民营企业发展问题,降低民营创业者的外部环境阻力。作为影响发展中国家创新创业水平的重要因素,税负对于以小微企业为代表的民营企业而言压力更大(余泳泽等,2017)。在高融资约束的现实困境中,民营企业常常缺乏足够的闲置资金和财务灵活性,缴纳税款成为部分民营企业重要的成本负担。在较大的税负压力下,民营企业可能存在较强的寻租避税动机,影响了公平竞争环境的塑造,不利于民营经济发展。同时,税负压力过大还会给民营企业带来较强的流动性约束。微观层面的经验证据表明,流动性约束会显著降低创业者创业概率(尹志超等,2020)。要素资源的获取劣势是抑制民营企业发展的重要因素,由于民营企业尤其是中小民营企业本身要素获取成本高、难度大,进一步限制了其生存发展空间。作为大规模减税政策,“营改增”政策能够显著减少民营企业用于缴纳税收的现金支出,缓解其流动性约束,改善其资源可得性和生产要素成本,为企业发展提供更多机会,进而提升了民营企业创业意愿和成功概率。

基于上述政策背景和理论分析,本文提出以下研究假说:

研究假说:“营改增”作为结构性减税政策,能够对民营企业产生税收激励,促进民营经济创业增长。



### 三、研究设计

#### (一) 模型设定

作为财税体制改革中的重要环节,始于 2012 年的“营改增”试点政策更多是外生于民营经济创业行为的政策冲击,可以将其视为一次税收激励的准自然实验。考虑到“营改增”试点政策分批次扩大到全国范围,为科学探讨试点政策对地区民营经济创业的影响,本文设定以下渐进双重差分回归模型:

$$ent_{i,t} = \alpha + \beta reform_{i,t} + \gamma X_{i,t} + city_i + year_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

(1)式中: $ent_{i,t}$ 表示*i*城市*t*年度的民营经济创业增长率, $reform_{i,t}$ 表示“营改增”的0—1变量, $X_{i,t}$ 表示一系列控制变量, $city_i$ 为不可观测的城市固定效应, $year_t$ 为年份固定效应, $\varepsilon_{i,t}$ 为随机扰动项。估计系数 $\beta$ 度量了“营改增”政策前后对城市民营经济创业增长率冲击的平均差异,若所得到的估计值 $\hat{\beta} > 0$ 且在统计上显著,表明与“营改增”政策实行前相比,试点政策的推行显著提高了试点城市的民营经济创业增长率。

#### (二) 变量选取

##### 1. 被解释变量

民营经济创业增长率(*ent*):本文采用城市新注册民营企业数量的增长率,即用该城市本年度新注册民营企业数量的增量与上年度新注册民营企业数量的比值来衡量城市民营经济创业增长情况。使用增长率评估城市民营经济创业情况,在去除规模效应和消除区域差距的基础上,能够清晰反映财税改革的长期性带来的创业累积效应,更加真实地反映税收激励的影响效果。基于对比和稳健性考虑,本文也呈现了没有经过去规模化处理的地区新注册民营企业数(*pnum*)的回归结果。

##### 2. 解释变量

“营改增”改革(*reform*):本文将“营改增”试点政策作为一项准自然实验,以*reform*表征“营改增”改革。具体地,如果*i*城市在*t*年推行“营改增”试点,则*reform*取值为1,否则为0。虽然“营改增”政策最终在全国推行,但不同批次的城市推行的年份并不相同。由于改革的开始时间具体到月份,而实证过程以年为单位,考虑到政策效果存在时间滞后性,本文将上海市的改革时间定义为2012年,改革始于2012年下半年省市的改革时间定义为2013年,即北京市、江苏省和安徽省等8个省市的改革时间定义为2013年,其余省市的改革时间定义为2014年。

##### 3. 控制变量

结合已有研究(白俊红等,2022)的做法,本文还控制了潜在可能影响民营经济创业增长的其他变量。具体包括:(1)城市经济发展水平(*lnagdp*)。本文采用人均GDP取对数来刻画城市的经济发展水平,以缓解极端值和异方差问题。(2)产业结构(*industry*)。本文采用产业结构指数衡量城市的产业结构,公式为: $industry = \sum ind_k \times k (k = 1, 2, 3)$ ,其中 $ind_k$ 表示第*k*产业增加值占GDP的比重。(3)金融发展程度(*finance*)。鉴于我国银行业在金融体系中占据主导地位,其活动可以较好地反映金融发展程度,本文采用年末地方金融机构各项贷款余额占GDP的比重衡量当地的金融发展程度。(4)市场化程度(*market*)。本文采用GDP与一般公共预算支出的比值反向刻画城市的市场化程度。(5)互联网普及率

(*internet*)。本文采用每百人互联网用户数衡量城市的互联网普及率。

### (三) 数据说明

本文选用2009—2016年全国280余个地级市的面板数据,分析税收激励对民营经济创业的影响效应。其中新注册民营企业数通过搜集整理企业工商注册信息获得,控制变量及财政税收相关数据来源于2010—2017年《中国城市统计年鉴》以及EPS数据库,部分缺失数据由相关城市统计年鉴和财政决算报表补充。

为了对样本期内各城市民营经济创业增长率以及潜在影响民营经济创业的各控制变量有一个直观的认识,本文对上述变量做描述性统计分析,具体结果见表1。可以注意到,样本中民营经济创业增长率的均值为0.155,最小值为-0.688,最大值为4.063,不同地区的民营经济创业数量的增长率具有显著差异性。具体来看,无论是民营经济创业增长率还是新注册民营企业总数,“营改增”后的样本均值都直观上大于“营改增”前的样本均值,且相对变化较为明显。当然“营改增”前后的时间不同,各控制变量以及其他未观测到的因素都可能不同程度的变化,民营企业扩张行为愈加活跃是否为政策影响的结果,需待下一步模型验证。

表1 相关变量描述性统计

变量名称	变量含义	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
<i>pnum</i>	新注册民营企业数量	2250	28233	33836	632	370832
<i>ent</i>	民营经济创业增长率	2250	0.155	0.231	-0.688	4.063
<i>pnum(reform=0)</i>	新注册民营企业数量	1317	21027	22012	632	211793
<i>pnum(reform=1)</i>	新注册民营企业数量	933	38405	43609	1350	370832
<i>ent(reform=0)</i>	民营经济创业增长率	1317	0.124	0.210	-0.499	1.519
<i>ent(reform=1)</i>	民营经济创业增长率	933	0.199	0.251	-0.688	4.063
<i>reform</i>	“营改增”虚拟变量	2250	0.415	0.493	0	1
<i>lnagdp</i>	经济发展水平	2250	10.476	0.620	8.410	13.056
<i>industry</i>	产业结构	2250	2.247	0.138	1.831	2.797
<i>finance</i>	金融发展程度	2250	0.854	0.521	0.132	7.450
<i>market</i>	市场化程度	2250	6.462	2.697	0.450	22.789
<i>internet</i>	互联网普及率	2250	15.938	17.212	0.006	366.353

## 四、实证分析

### (一) 基准回归分析

本文采用渐进双重差分模型识别“营改增”试点政策对城市民营经济创业增长的影响。表2报告了基本的回归结果。其中,第(1)列是未考虑控制变量及城市和年份固定效应的估计结果,第(2)列控制了城市个体固定效应和年份固定效应,在第(1)、(2)列的基础上加上城市层面的控制变量分别得到第(3)、(4)列的估计结果。基准回归结果表明无论在何种情形下,模型中估计的“营改增”改革的系数均显著为正,一定程度上表明与尚未推进“营改增”试点的城市相比,“营改增”政策显著促进了试点城市的民营经济创业。如前文所述,这可能是“营改增”试点使得企业税负在一定程度上减轻,给予潜在民营企业企业家更充分的创业动机,促进了城市民营经济创业的增长,表现为税收激励的民营经济创业效应。

表2 基准回归结果

变量	<i>ent</i>			
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>reform</i>	0.074 *** (7.41)	0.140 ** (2.40)	0.092 *** (8.28)	0.140 ** (2.41)
<i>lnagdp</i>			-0.044 *** (-3.24)	0.045 (0.89)
<i>industry</i>			0.071 (1.32)	0.556 *** (2.97)
<i>finance</i>			-0.009 (-1.07)	-0.007 (-0.67)
<i>market</i>			0.004 (1.64)	0.005 (0.83)
<i>internet</i>			0.000 (0.12)	0.000 (1.51)
<i>Constant</i>	0.125 *** (21.75)	0.217 *** (14.73)	0.396 *** (3.57)	-1.503 ** (-2.01)
城市固定效应	No	Yes	No	Yes
年份固定效应	No	Yes	No	Yes
N	2282	2282	2250	2250
R <sup>2</sup>	0.025	0.087	0.031	0.090

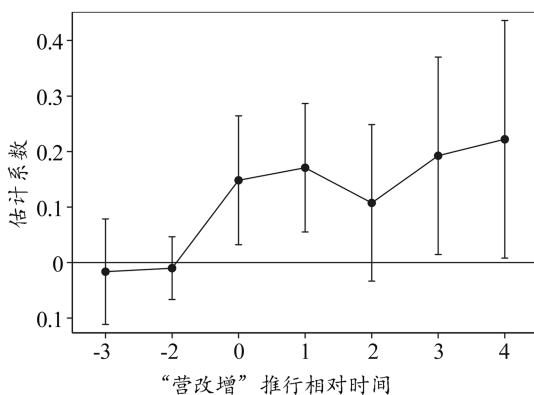
注：\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著，括号内为聚类稳健标准误对应的 *t* 值。下表同。

## (二) 平行趋势检验和动态效应分析

使用渐进双重差分模型进行政策评估的一个重要前提是要满足平行趋势假定,即在没进行“营改增”改革前,处理组和控制组城市在民营经济创业增长率上保持一个大致相同的变化趋势,否则难以判断政策前后的差异是否为政策冲击的结果。因为各城市推进“营改增”试点的时间不一致,需要为每个城市设定实施“营改增”试点政策相对时间值的虚拟变量。为此本文采用事件分析法,构造以下模型进行平行趋势检验:

$$ent_{i,t} = \alpha + \sum_{n \geq -3, n \neq -1}^4 \beta_n reform_{i,t}^n + \gamma X_{i,t} + city_i + year_t + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

(2)式中:时间虚拟变量  $reform_{i,t}^n$  为各城市推行政策前后年份的观测值,在对应城市进行“营改增”试点的第 *n* 年取值为 1,其余年份取值为 0。本文选取的样本观测期为 2009—2016 年,最先作为试点城市推行“营改增”的上海市在 2012 年开始实施,没有多于-3 期的样本值,因此模型中只设定了改革前 3 期的时间虚拟变量,其他城市多于改革前 3 期的时间归并至-3 期。即以“营改增”改革的前 1—3 期的时间虚拟变量作为参考年份进行政策发生前的平行趋势检验。同时为避免产生多重共线性的影响,以政策推行的前一期作为基期来考察“营改增”的政策效应。结果如图 1 所示,在政策推行前相对时间虚拟变量估计系数置信区间显著包含 0,表明以改革前一期为基准,在政策发生前,处理组和控制组在创业增长率方面并没有显著差异,即本文设立的基准回归模型满足平行趋势假定。在政策推行后,当年的估计系数显著提升,表明试点政策带来了民营经济创业增长率的上升。同时注意到,在政策推行后几年的时间,显著性水平有所降低,表明综合各类影响民营经济创业行为的因素,试点政策的民营经济创业增长效应并不稳定,但这并不影响本文的基本论证结果。



注:图1实心点的上下实线表示95%的置信区间。

图1 平行趋势检验

### (三) 反事实检验

为了检验渐进双重差分模型评估“营改增”政策带来的税收激励对民营经济创业增长效应的有效性和稳健性,本文采用假定政策推行时间的办法进行反事实检验。本文分别假设“营改增”在真实试点的前一年和后一年发生,此时如果虚设的政策时间估计系数显著为正,则表明改革的净效应不是来自“营改增”,而是由其他因素导致,即可能存在除了“营改增”之外的其他政策或随机性因素导致民营经济创业增长率的差异。反之如果系数不显著,则进一步验证了前文的结论。具体而言,本文分别假定“营改增”试点的起始年份为2011年和2013年,各批次试点城市顺序不变,按照之前的定义,令各地在虚设的政策时间之前的年份取值为0,其余为1,继而观察回归结果。表3报告的相关结果表明,两个回归的估计系数均不显著,一定程度上排除了其他因素导致民营经济创业增长率差异的可能性,证实了“营改增”政策对民营经济创业增长率的正向影响。

表3 反事实检验结果

变量	<i>ent</i>	
	(1)	(2)
政策提前一年	-0.017 (-0.72)	
政策推迟一年		-0.004 (-0.11)
控制变量	Yes	Yes
城市固定效应	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes
N	2250	2250
$R^2$	0.081	0.081

更一般地,本文为每一个城市样本随机抽取样本期内时间作为政策时间进行安慰剂检验,进一步检验回归结果是否受到某些不可控因素的干扰。具体地,采取对“营改增”政策实施年份虚拟变量随机抽样的方式进行,即为每个城市随机设置实施“营改增”政策年份,1000次随机抽样的安慰剂检验结果如图2所示。安慰剂检验结果表明,“营改增”政策实施年份虚拟变量在抽样中的回归系数及其对应的 $p$ 值均呈现均值为0的正态分布的特征,且 $p$ 值大多高于0.1,注意到本文的真实估计系数约为0.14,显著异于安慰剂检验的结果。这也一



一定程度上表明, 本文的估计结果没有明显受到非观测城市特征等潜在因素的影响, 从事实角度验证了基准回归结果具有稳健性。

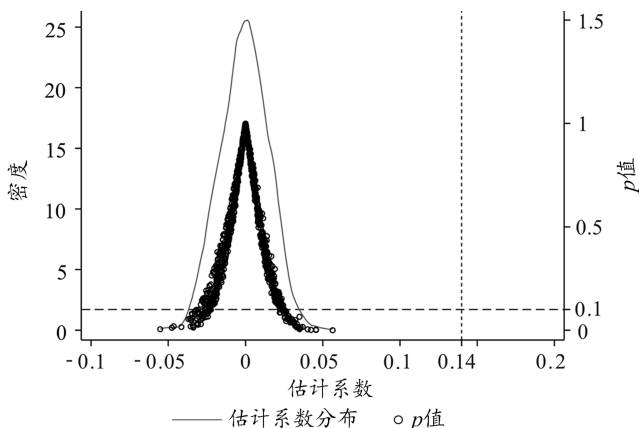


图 2 安慰剂检验

#### (四) 稳健性检验

##### 1. 基于 PSM-DID 的检验

尽管双重差分的方法可以分离出政策的平均处理效应, 但由于推行“营改增”试点的省市顺序并非随机挑选, 不同城市推进试点政策是因为试点城市符合某些特性, 存在与后试点城市不一致的初始条件, 而这样的差异有可能影响每个城市的民营经济创业。即该试点政策并非严格意义上的自然实验, 所以在评估其政策效应的时候可能存在选择偏差的问题。为此, 本文进一步采用倾向得分匹配双重差分方法 (PSM-DID) 进行检验, 以尽可能控制不可观测但不随时间变化的组间差异, 进一步缓解样本自选择带来的内生性问题。具体地, 考虑将包括经济总量 (GDP 取对数)、产业结构、财政收入结构 (税收收入与一般公共预算收入的比值) 在内的因素作为匹配变量, 在匹配效果较好的基础上估计“营改增”政策对民营经济创业增长率的影响。表 4 第 (1) 列满足共同支撑条件的截面 PSM 估计结果表明, *reform* 的系数为 0.140 且显著, 与基准回归结果无实质差别, 这进一步表明“营改增”试点政策对城市民营经济创业增长的激励效应是稳健的。

##### 2. 替换被解释变量指标

衡量地区创业水平的指标通常会进行一定的去规模化处理, 为了便于比较和阐述边际效应, 本文尝试采用没有过去规模化处理的新注册民营企业数量直接刻画民营经济创业情况。为使其更加接近正态分布和同方差的假定, 对其进行对数化处理, 回归结果如表 4 第 (2) 列所示。结果表明“营改增”试点政策显著提升了城市的新注册民营企业数量, 改革进行后城市民营企业创业数量增长了 5.2%, 对城市民营经济发展壮大产生了重要的激励效应, 基准回归结果具有稳健性。

##### 3. 调整样本

第一, 扩充样本期。前文基准回归的样本考察期为 2009—2016 年, 试点政策实施的时间跨度不大, 为此本文选择在原有样本时间区间内往前和往后继续扩充两年, 考察试点政策实施的长期效果是否稳健, 检验结果如表 4 第 (3) 列所示。回归结果表明, “营改增”的估计系数依然显著, 基准回归结果具有稳健性。第二, 缩尾处理。根据描述性统计, 被解释变量

城市创业增长率和控制变量如经济发展水平和互联网普及率存在明显离群值,离群值的存在可能使估计结果有偏。因此,本文对所有连续变量进行上下 1%分位双边缩尾,在剔除极端值的影响后,其最后报告的回归结果如表 4 第(4)所示。回归结果表明,试点政策带来的税收激励对民营经济创业具有显著的促进作用。本文结论稳健成立。

#### 4. 省份层面聚类

尽管基准回归中已经控制了城市层面的聚类标准误,但考虑到“营改增”试点是在省份层面推进,同省份城市均在同一年受到改革影响,也即意味着误差项可能存在一定的相关性。为了更好地反映改革影响的真实变化,本文继续将标准误聚类在更高层级的省份层面,以使估计系数尽量无偏。表 4 第(5)列的估计结果依然显著为正,同样支持了本文的基本结论。

表 4 稳健性检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>ent</i>	<i>lnpnum</i>	<i>ent</i>	<i>ent</i>	<i>ent</i>
<i>reform</i>	0.140** (2.40)	0.052* (1.74)	0.144** (2.48)	0.085*** (3.06)	0.206** (2.30)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
城市固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	2176	2250	3334	2250	2241
R <sup>2</sup>	0.090	0.763	0.092	0.104	0.068

#### 5. 异质性处理效应

考虑到渐进双重差分模型识别政策效果时,可能会由于存在处理效应的异质性而产生显著的估计偏误。即渐进双重差分双向固定效应模型仅考虑了政策从无到有的情况,由于可能存在负权重,估计系数可能有负值,这意味着,当负权重占比较大时,估计的结果可能并不稳健。为解决该异质性问题,借鉴 De Chaisemartin 和 D' Haultfoeuille (2020)的方法,用 DIDM 估计量分析状态转换的即时处理效应,结果显示“营改增”对民营经济创业增长的政策效果为 0.143,此结果与原估计结果 0.140 差异不大,一定程度上说明潜在的异质性处理对于本文的估计结果并无实质性影响。另外,本文采用 Callaway 和 Sant' Anna (2021)的方法,将尚未接受处理个体作为控制组,估计“营改增”政策激励民营经济创业的组别-时期平均效应,基于逆概率加权最小二乘法得到的双重稳健 DID 估计量为 0.112。虽然以上两种估计量在计算过程中损失部分样本,但其得到的估计结果仍然与基准回归结果接近,即表明本文估计的结果是稳健的。

#### 6. 排除其他政策干扰<sup>①</sup>

为准确识别“营改增”试点政策是产生民营经济创业增长效应的主要政策影响因素,本文进一步排除其他相关政策对民营企业创业行为的影响。在样本考察期内,国家创新型城市试点政策正逐渐推广,而此类创新驱动政策可以直接促进城市创业活跃度的提升(白俊红

<sup>①</sup>同时关注到,2009 年人力资源和社会保障部公布国家级创建创业型城市名单,但其后并未有进一步扩展变化,因此在模型中加入城市固定效应能够缓解其可能导致的估计偏误。随着 2015 年《国务院关于大力推进大众创业万众创新若干政策措施的意见》的发布,相关政策举措同时在全国范围内铺开推广,理论上在估计模型中加入年份固定效应可以抑制该事件对本文政策效应识别的干扰。

等,2022)。同时 2014 年开始逐渐推进落实的“宽带中国”战略也体现出信息基础设施建设的创业效应(温永林、张阿城,2023)。为排除以上政策可能对民营企业增长存在的潜在影响,本文将这两项政策作为外生冲击事件进行稳健性检验。具体地,在基准回归模型中依次加入国家创新型城市试点和“宽带中国”试点这两项政策实施的年份虚拟变量,以尽量控制其对估计结果的影响,结果如表 5 第(1)、(2)列所示。从结果可以发现,在控制了这两项政策以后,“营改增”试点政策这一虚拟变量的估计系数仍然显著为正,一定程度上说明“营改增”试点具有明显的民营经济创业增长效应。

表 5 排除政策干扰的回归结果

变量	ent	
	(1)	(2)
<i>reform</i>	0.136 ** (2.38)	0.141 ** (2.43)
创新城市	0.089 *** (3.35)	
宽带中国		0.025 (1.34)
控制变量	Yes	Yes
城市固定效应	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes
N	2250	2250
R <sup>2</sup>	0.095	0.091

### (五) 中间机制检验

为了检验“营改增”政策产生减轻企业税负效果的可能性,本文构建以下双重差分以及三重差分模型评估“营改增”政策对企业税负的影响。模型设定如下:

$$tax_{m,j,t} = \alpha + \beta reform_{m,t} + \gamma X_{m,j,t} + firm_m + industry_j + year_t + \varepsilon_{m,j,t} \quad (3)$$

$$tax_{m,j,t} = \alpha + \beta_0 reform_{m,t} \times treat_{j,t} + \beta_1 reform_{m,t} + \beta_2 treat_{j,t} + \gamma X_{m,j,t} + firm_m + industry_j + year_t + \varepsilon_{m,j,t} \quad (4)$$

(3)、(4)式中:下标  $m$  表示企业,  $j$  表示行业,  $t$  表示年份。  $tax_{m,j,t}$  表示企业总税负,以现金流量表中企业支付的各项税费除去税费返还后的金额占营业收入比重衡量。  $reform_{m,t}$  表示  $m$  企业所在城市  $t$  年是否实行“营改增”改革。由于试点行业和试点城市并非同时推进,当“营改增”政策在原先部分行业、部分城市实施并推广到全国后,又逐渐纳入更多的试点行业,直至 2016 年 5 月 1 日所有营业税所涉行业均完成“营改增”转变,因此设置  $treat_{j,t}$  表示  $j$  行业  $t$  年是否被纳入到营改增的范围。  $X_{m,j,t}$  表示控制一系列微观企业层面可能与企业税负相关的控制变量,主要包括企业规模(总资产自然对数)、资产负债率(总负债与总资产之比)、固定资产比率(固定资产与总资产之比)、存货密集度(存货与总资产之比)、盈利能力(净利润与总资产之比)、企业年龄(统计年份与注册年份之差加 1)、市场价值(托宾 Q 值)、第一大股东持股比例。  $firm_m$  表示企业个体固定效应;  $industry_j$  表示行业固定效应;  $year_t$  表示年份固定效应;  $\varepsilon_{m,j,t}$  表示随机扰动项。同时剔除固定资产比率为 0、净利润率大于 1 或小于 -1、存货密集度大于 1 或小于 0 以及企业总税负大于 1 的样本,剔除样本期内 ST、\* ST 和金融行业样本。样本为 2009—2016 年全部 A 股上市公司,数据来源于国泰安数据库。

由于前文使用渐进双重差分模型进行估计,为保持一致性在此呈现试点城市和推进年

份双重差分的结果。同时已有研究(范子英、彭飞,2017)表明,“营改增”改革没有在全国各行业全面推广之前,减税效应总体上是不显著的。本文得到同样的结论,结果见表6第(1)列。但考虑到改革不仅在城市层面是渐进的过程,在行业内层面也是逐步推广且慢于城市,可以认为减税的过程也是逐渐传递到行业继而体现为企业个体的减税效应。因此,本文在双重差分的基础上不加入企业固定效应,而只加入行业固定效应,得到的结果如表6第(2)列所示,可以发现“营改增”改革的减税效应更快地反映到了行业上,结果具有一定的解释力。

为了更加精准地刻画“营改增”过程中体现的减税效果,本文继续使用三重差分模型,将改革试点行业进程加入模型中,更加精准地估计“营改增”改革能否减轻试点行业的企业税负,结果见表6第(3)列。结果表明“营改增”政策确实通过完善增值税的抵扣链条,避免了对试点行业企业的重复征税,体现出“营改增”政策的减税效应。本文将样本企业区分为民营企业 and 国有企业,进一步分析“营改增”政策在不同所有制性质企业的减税效应差异,结果分别如表6第(4)、(5)列所示。结果表明“营改增”政策在民营企业具有更大程度上的减税效果,且民营企业减税程度为国有企业的近两倍。也即在主要以大规模企业为主的上市企业中,“营改增”带来的结构性减税政策让民营企业受益更深,在受到具有倾向性的结构性减税和更明显的税收激励下,民营经济得以发展壮大。

表 6 中间机制检验结果

变量	tax				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>reform</i>	0.001 (0.56)	-0.007*** (-3.43)	0.002 (1.12)	0.004 (1.63)	-0.000 (-0.15)
<i>treat</i>			0.003 (0.82)	0.0005 (0.11)	0.002 (0.43)
<i>reform</i> × <i>treat</i>			-0.012*** (-3.91)	-0.015*** (-3.48)	-0.009** (-2.04)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
行业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
个体固定效应	Yes	No	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	14891	14891	14891	7303	6770
R <sup>2</sup>	0.056	0.437	0.059	0.081	0.080

## (六) 异质性分析

### 1. 产业结构差异

“营改增”先行试点的行业主要是交通运输业和现代服务业企业,而后逐渐扩展到其他服务业。改革后企业可以将中间投入从纳税中扣除,从产业关联的视角来看,“营改增”带来的减税效应主要降低了第二产业和第三产业的总体税负。但作为结构性减税改革,第三产业的税负降低效应无疑更为明显(孙正,2017)。因此,第三产业占比越高的城市受到改革的减税效应影响应该越大,对创业的税收激励也越强。同时相较于国有企业和外资企业,民营企业在服务业的活力更强,也更容易形成相应的产业集聚。本文根据各城市产业结构情况,按照服务业占比中位数将城市划分为服务业占比较低的城市和服务业占比高的城市,考察减税激励在不同产业结构类型方面促进民营企业增长的差别。表7第(1)、(2)列回归结果表明,税收激励民营经济创业增长效应在服务业占比低的城市不显著,而在服务业占比高的城市则表现出减税对民营经济创业增长的直接带动作用。



## 2. 城市类别差异

2009年人力资源和社会保障部开展了首批国家创业型城市创建工作,除四个直辖市外,各省份均有获批的试点城市。创业型城市建设一方面以放宽市场准入和简化行政审批的方式降低民营经济创业的制度成本,另一方面通过各类政策支持缓解了民营经济创业融资约束(曾婧婧、温永林,2021)。在“营改增”政策实施之前进行的创业型城市建设向潜在入场的民营企业释放了积极的利好信号,以税收优惠、资金补贴、市场准入以及设置创业孵化基地等方式引导创业行为,各类扶持政策同样为民营经济创业提供支持。然而这些创业型城市在减税改革的影响下,民营经济创业潜力已被充分挖掘,地方政府没有足够的政策空间,难以支持民营企业进一步增长,“营改增”的税收激励效应就可能受到影响。本文将样本分为是否为创业型城市试点进行分组回归,结果如表7所示。第(3)、(4)列的结果表明,“营改增”政策产生的税收激励在创业型试点城市的结果不显著,而在非创业型试点城市的结果更为明显。

表7 异质性检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	服务业占比低的城市	服务业占比高的城市	创业型试点城市	非创业型试点城市
<i>reform</i>	0.200 (1.55)	0.105*** (2.75)	0.004 (0.07)	0.177** (2.46)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
城市固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
N	1127	1123	605	1645
R <sup>2</sup>	0.077	0.110	0.089	0.104

## (七) 拓展分析

## 1. 受改革影响程度的调节

营业税是改革前地方政府的主要税收来源,改革试点一方面减轻了企业的税负,另一方面减少了地方政府的税收收入,从而增大地方政府的财政压力。当城市营业税收入规模越大时,受“营改增”政策的影响也会越大,出于增加财政收入的动机,地方政府可能会通过鼓励民营经济创业培养税源的方式缓解减收压力。为此,本文借鉴张莉等(2022),在基准回归模型的基础上,加入受“营改增”政策影响程度的交互项,交互项系数如果显著为正,说明“营改增”政策确实通过地方政府的财政压力影响了民营经济的创业行为。本文以营业税占GDP的比重(*influence*)来衡量受“营改增”政策的影响程度。需要说明的是,由于“营改增”政策直接影响了地方政府营业税税额,为了避免内生性,本文只利用“营改增”政策实施前的数据,即以2009—2011年各城市营业税占GDP比重的均值作为受影响程度的度量指标,回归结果见表8。第(1)列的交互项系数显著为正,说明改革前营业税越重要的城市,受到“营改增”政策的影响越大,迫于财政压力,改革后地方政府有更强的意愿支持民营经济创业增长。

## 2. 税收依赖和财政自主权的调节

企业税收构成财政税收的重要组成部分,尤其是重点税源企业更是各级政府财政收入的重要来源(席鹏辉、栾璿,2024),“营改增”政策在减轻企业税负的同时,也给地方税收体系和财政收入带来明显的冲击,加剧了地方政府财政压力(卢洪友等,2016)。如果地方财政中企业税收占比越大,说明地方财政对企业税收的依赖程度越深。在“营改增”带来财政压

力的背景下,越是依赖企业税收的地方政府越有可能积极鼓励支持民营企业发展,以扩大税源缓解减收压力,这在一定程度上能够放大“营改增”的民营经济创业效应。为此,本文以企业缴纳的增值税、营业税和企业所得税占一般公共预算收入的比重来衡量企业税收占比(*enttax*),分析企业税收依赖对政策效应的调节。进一步,本文以财政收支占比考虑地方政府财政自主权(*fd*)对政策效应的调节。财政自主权越高的地方政府越能够灵活调整财政支出结构,有更大的财政补贴空间吸引要素资源(余泳泽等,2020b),更有利于民营经济创业活动的开展。本文预期“营改增”前一般公共预算收入越高,财政自主权越高的地方政府更能放大税收激励的民营经济创业效应。同样为了避免反向因果,本文仍然以上述两个变量在改革前,即2009—2011年的均值作为度量进行回归,回归结果见表8。第(2)、(3)列的交互项显著为正,说明“营改增”政策实施之前,地方政府财政收入对企业税收依赖度越高,财政自主权越强,地方政府便会有更强的意愿和能力鼓励民营企业创业。

### 3. 政府创业配套政策的调节

在受“营改增”政策影响较大、对企业税收更为依赖以及财政自主权较高的地区,地方政府受到减税导致财政收入减少的影响越大,从而形成相应的财政压力。在此背景下,发挥好财政减收在降低流转税税负、全面支持民营企业发展的作用,以充实税基、扩大税源是提振实体经济发展的关键(张新、安体富,2013)。在“营改增”政策影响下,地方政府希望通过减税效应,激发经济内生活力和创新动力,尤其是吸引更多民营企业参与其中。基于以上压力和出发点,有为政府势必发挥主观能动性,出台相应创业配套政策鼓励民营经济创业。当政府更加主动适应改革,出台的配套政策更加丰富时,民营经济的创业增长率应该更高。为考察地方政府积极适应变化,鼓励创业扩税源的过程,本文借鉴白俊红等(2022)的做法,搜集2009—2016年各城市发布的创业政策数量(*policy*),在具体年份内统计创业政策法规数量,将其与“营改增”交互加入基准模型中。表8第(4)列显示,在“营改增”政策为市场主体减轻税负,促进创业的背景下,政府出台配套政策法规,通过营造宽松便捷的市场准入环境等方式鼓励城市创业活动,相应的政策对于放大税收激励带来的创业效应起到了积极的调节作用,政府支持创业的政策有效促进了税收激励民营经济创业增长。

表 8 拓展分析回归结果

变量	<i>ent</i>			
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>reform</i>	0.105 (1.62)	0.094 (1.44)	0.040 (0.52)	0.121 ** (2.15)
<i>reform</i> × <i>influence</i>	2.097 *** (2.81)			
<i>reform</i> × <i>enttax</i>		0.088 ** (2.43)		
<i>reform</i> × <i>fd</i>			0.222 *** (2.74)	
<i>reform</i> × <i>policy</i>				0.018 * (1.69)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
城市固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
N	2 246	2 246	2 246	2 250
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.092	0.092	0.093	0.091

## 五、结论及政策启示

发展民营企业,壮大民营经济对构建社会主义市场经济体制、实现双循环新发展格局进而推动经济社会高质量发展具有重要意义。本文借助财税体制改革中的“营改增”试点政策构建渐进双重差分模型,利用2009—2016年工商注册数据评估了基于中国财税体制下“营改增”结构性减税政策对民营经济创业的影响。研究发现,考察期内“营改增”试点政策显著促进了推行试点政策城市的民营经济创业增长,并且这一结论得到了一系列稳健性检验的支持。机制分析的结果表明,改革主要通过减税的税收激励促进民营经济创业增长。异质性分析结果显示,“营改增”政策在服务业占比高的城市和非创业型试点城市产生的税收激励对民营经济创业增长的影响更强。拓展分析发现,对于改革前营业税占比越高、对企业税收收入越依赖、财政自主权越高和政府出台创业措施的地区,改革后的税收激励效应越强,民营经济创业增长率越高。

基于本文的研究结论,可以得到以下启示:

第一,实施精准有效的减税政策,发挥好税收激励带来的民营经济创业增长效应。优化调整现行的普惠性减税降费结构,降低民营企业的超额税费负担,增强民营主体的创业获得感和安全感,支持民营经济做大做强;同时结合地方财政负担和民营经济发展状况,利用结构性减税政策引导民营企业在新兴产业和未来产业布局,提高自主创新能力,塑造核心竞争力,为民营经济有序健康发展创造良好的税收环境。

第二,政府对企业征税应当以低税负、扩税源为指导。在缺乏活力的市场积极降低企业税负,增强民营企业发展信心,激发民营经济创业热情,促进民营经济发展壮大,从而“做大蛋糕”,扩充税源,促进财政增收。具体地,地方政府要积极转换思维,转变政府职能,配合宏观减税环境出台更多鼓励创业政策,发挥好减税降费和鼓励创业政策之间的协同性。在面临较大财政压力时,地方政府应该通过努力营造优质高效的政务环境、宽松和谐的创业环境、富有活力的市场环境和公正严明的法治环境,吸引市场主体投资兴业,促进民营企业 and 经济高质量发展。

第三,在推进减税政策的过程中,要注意结构性减税的倾向性,考虑产业布局和地方财政方面的差异。一是为激活民营企业内生活力,应该注重民营企业的产业分布,更多地将减税政策向产业下游倾斜。相关结构性减税应该更加精准有效地助力民营经济高质量发展,以税收优惠政策将民营企业布局向发展新质生产力和实体经济的方向上引导。二是要切实考虑各地受政策影响的程度,利用好各地差异化的财政能力实现政策成果的最大化。税收优惠政策不仅影响市场主体,同样影响政府收支,地方政府要积极作为,引导民营经济健康发展。

### 参考文献:

- 1.白俊红、张艺璇、卞元超,2022:《创新驱动政策是否提升城市创业活跃度——来自国家创新型城市试点政策的经验证据》,《中国工业经济》第6期。
- 2.程俊杰,2016:《制度变迁、企业家精神与民营经济发展》,《经济管理》第8期。
- 3.范子英、彭飞,2017:《“营改增”的减税效应和分工效应:基于产业互联的视角》,《经济研究》第2期。
- 4.冯海波、周懿,2019:《税收负担与中小企业创业活跃度——基于省级面板数据的分析》,《税务研究》第2期。

- 5.葛和平、吴倩,2022:《数字普惠金融对民营经济高质量发展的影响研究》,《经济问题》第11期。
- 6.郭洪涛,2012:《国有企业经济目标和社会目标间的权衡——基于企业社会责任发展历程的分析》,《现代经济探讨》第3期。
- 7.李艳艳、徐喆、曲丽泽,2020:《营改增的减税效应——基于双重差分模型的检验》,《税务研究》第8期。
- 8.梁季、吕慧、郭宝棋,2022:《减税降费促进创业了吗?——基于营商环境的有调节中介模型》,《财政研究》第12期。
- 9.刘现伟、文丰安,2018:《新时代民营经济高质量发展的难点与策略》,《改革》第9期。
- 10.刘志彪,2019:《平等竞争:中国民营企业营商环境优化之本》,《社会科学战线》第4期。
- 11.卢洪友、王云霄、祁毓,2016:《“营改增”的财政体制影响效应研究》,《经济社会体制比较》第3期。
- 12.吕志军、王贞洁,2024:《国有资本参股与民营企业战略选择》,《中南财经政法大学学报》第4期。
- 13.马志新,2021:《营商制度环境与民营经济发展——基于营商文化“基因”的历史考察与实证》,《南方经济》第2期。
- 14.倪红福、龚六堂、王茜萌,2016:《“营改增”的价格效应和收入分配效应》,《中国工业经济》第12期。
- 15.潘士远、陈秀茂、任晓猛、史晋川,2023:《优化减税降费结构:提振民营经济发展的重要路径》,《经济学家》第7期。
- 16.曲婉、冯海红,2018:《创新创业政策对早期创业行为的作用机制研究》,《科研管理》第10期。
- 17.任晓猛、钱滔、潘士远、蒋海威,2022:《新时代推进民营经济高质量发展:问题、思路与举措》,《管理世界》第8期。
- 18.孙正,2017:《流转税改革促进了产业结构演进升级吗?——基于“营改增”视角的PVAR模型分析》,《财经研究》第2期。
- 19.汤临佳、梅子、郭元源,2022:《我国“创业创新”系列政策实施效果研究:基于政策组合效应的视角》,《科研管理》第5期。
- 20.万海远、张尉、陈基平、辛柯均,2024:《税收政策支持与企业预期转变》,《经济研究》第4期。
- 21.汪殊逸、袁从帅、刘志阔,2024:《税制改革、营商环境与市场活力:兼论改革协同作用》,《世界经济》第1期。
- 22.王文涛、曹丹丹,2020:《互联网资本与民营经济高质量发展:基于企业创新驱动路径视角》,《统计研究》第3期。
- 23.温永林、张阿城,2023:《信息基础设施建设能促进创业吗?——基于“宽带中国”示范城市建设的准自然实验研究》,《外国经济与管理》第7期。
- 24.吴翌琳、黄箐,2018:《基于倾向得分匹配法的创业政策实证研究——以财税政策评估为例》,《宏观经济研究》第9期。
- 25.席鹏辉、栾璿,2024:《中国基层财政重点税源的分布、演变与建设》,《世界经济》第12期。
- 26.杨灿明、詹新宇,2016:《中国宏观税负政策偏向的经济波动效应》,《中国社会科学》第4期。
- 27.杨栋旭、于津平,2022:《东道国外商投资壁垒与中国企业大型对外投资——基于投资边际、模式与成败三重视角》,《国际经贸探索》第5期。
- 28.杨继生、黎娇龙,2018:《制约民营制造企业的关键因素:用工成本还是宏观税负?》,《经济研究》第5期。
- 29.尹志超、刘泰星、王晓全,2020:《农村收入差距抑制了农户创业吗?——基于流动性约束与人力资本投资视角的实证分析》,《中国农村经济》第5期。
- 30.于文超、梁平汉,2019:《不确定性、营商环境与民营企业经营活力》,《中国工业经济》第11期。
- 31.余泳泽、郭梦华、胡山,2020a:《社会失信环境与民营企业成长——来自城市失信人的经验证据》,《中国工业经济》第9期。
- 32.余泳泽、王岳龙、李启航,2020b:《财政自主权、财政支出结构与全要素生产率——来自230个地级市的检验》,《金融研究》第1期。
- 33.余泳泽、张少辉、杨晓章,2017:《税收负担与“大众创业、万众创新”——来自跨国的经验证据》,《经济管理》第6期。
- 34.曾婧婧、温永林,2021:《政府创业政策对城市创业的影响及其作用机制——基于国家创业型城市的准自然实验》,《经济管理》第4期。
- 35.张晶、冯晶、王润北,2019:《影子银行是我国金融市场的必要补充吗?——基于省级民营经济增长的实证检验》,《经济社会体制比较》第5期。



- 36.张静、贺颖,2023:《“营改增”的企业投资效应——兼议间接税减税的作用》,《经济理论与经济管理》第5期。
- 37.张莉、陆铭、刘雅丽,2022:《税收激励与城市商住用地结构——来自“营改增”的经验证据》,《经济学(季刊)》第4期。
- 38.张新、安体富,2013:《“营改增”减收效应分析》,《税务研究》第10期。
- 39.张玄、冉光和、陈科,2019:《金融集聚对区域民营经济生产率的空间效应研究——基于空间面板杜宾模型的实证》,《管理评论》第10期。
- 40.Callaway, B., and P. H. C. Sant' Anna. 2021. “Difference-in-differences with Multiple Time Periods.” *Journal of Econometrics* 225(2): 200-230.
- 41.Da Rin, M., M. Di Giacomo, and A. Sembenelli. 2011. “Entrepreneurship, Firm Entry, and the Taxation of Corporate Income: Evidence from Europe.” *Journal of Public Economics* 95(9-10): 1048-1066.
- 42.Darnihamedani, P., J. H. Block, J. Hessels, and A. Simonyan. 2018. “Taxes, Start-up Costs, and Innovative Entrepreneurship.” *Small Business Economics* 51:355-369.
- 43.De Chaisemartin, C., and X. D' Haultfoeuille. 2020. “Two-way Fixed Effects Estimators with Heterogeneous Treatment Effects.” *American Economic Review* 110(9): 2964-2996.
- 44.Djankov, S., T. Ganser, C. McLiesh, R. Ramalho, and A. Shleifer. 2010. “The Effect of Corporate Taxes on Investment and Entrepreneurship.” *American Economic Journal: Macroeconomic* 2(3): 31-64.
- 45.Kitao, S. 2008. “Entrepreneurship, Taxation and Capital Investment.” *Review of Economic Dynamics* 11(1): 44-69.
- 46.Sedláček, P., and V. Sterk. 2019. “Reviving American Entrepreneurship? Tax Reform and Business Dynamism.” *Journal of Monetary Economics* 105: 94-108.

## Tax Incentives and Private Economic Entrepreneurship: Evidence from the Policy of VAT Reform

Yu Yongze<sup>1</sup> and Chen Jian<sup>2</sup>

(1:School of International Economics and Business,Nanjing University of Finance and Economics;  
2:School of Public Finance and Taxation,Nanjing University of Finance and Economics)

**Abstract:** Reducing taxes and fees is a key measure to unleash the vitality of private enterprises. This paper takes the implementation of the structural tax reduction policy of “VAT reform” as an example to clarify the unique mechanism of tax incentives influencing the growth of private enterprises from a theoretical perspective. It builds a sequential double-differenced model to examine the actual effect of the “VAT reform” policy on the entrepreneurial growth of the private economy. The study found that the implementation of the “VAT reform” policy significantly promoted the entrepreneurial growth of the private economy. The mechanism analysis shows that the “VAT reform” policy mainly promotes the growth of entrepreneurial activities through tax incentives that reduce the tax burden of enterprises. The reduction of taxes has a stronger impact on the entrepreneurial growth of the private economy in cities with a high proportion of services and non-entrepreneurial cities. The extension analysis shows that the entrepreneurial growth effect of tax reduction is enhanced in cities where the “VAT reform” policy has a greater impact, where enterprises have stronger dependence on taxes, where local governments have higher fiscal autonomy, and where more entrepreneurial support policies have been implemented. The research conclusions provide policy implications for fully leveraging the entrepreneurial growth effect of tax incentives for the private economy.

**Keywords:** Tax Incentives, Private Economy, VAT Reform, Entrepreneurial Growth

**JEL Classification:** H25, H71, L26

(责任编辑:惠利、陈永清)