

# 税制改革、营商环境与市场活力： 兼论改革协同作用

汪殊逸 袁从帅 刘志阔\*

**内容提要** 本文聚焦考察营改增的政策效应,并分析这种效应是否取决于营商环境,为宏观财政政策效能的有效释放提供借鉴。本文基于全国工商登记注册数据,利用双重差分方法发现营改增不仅显著增加了试点服务业新成立企业数量,而且通过投入产出关系间接增加了新增工业企业数量。但值得注意的是,营改增对市场活力的影响非常依赖于区域营商环境状况,凸显出政策协同的重要性。在减税空间日益有限的情况下,优化营商环境,增强政策协同,是更大程度释放税收政策红利的有效路径。

**关键词** 税制改革 营商环境 政策协同

## 一 引言

党的十八大以来,党中央、国务院部署实施了一系列重大政策举措推动高质量发展,以减税为特征的税制改革是其中的重要组成部分。2013年至2021年,全国累计办理新增减税降费8.8万亿元,规模之大前所未有的<sup>①</sup>。以减税为导向和特征的税制改

\* 汪殊逸:上海财经大学公共经济与管理学院 电子信箱:wshuyi\_98@163.com;袁从帅:国家税务总局收入规划核算司 电子信箱:congshuaiy@163.com;刘志阔(通讯作者):复旦大学中国社会主义市场经济研究中心 电子信箱:liuzhikuo@fudan.edu.cn。

本文获得国家自然科学基金(72122005、72342030和72293565)和教育部分人文社科规划项目(21YJA790042)的资助,是复旦大学“当代中国经济与社会工作室”的系列研究成果之一。作者感谢合合信息的数据支持。本文曾在东北财经大学、复旦大学、上海财经大学、西南财经大学、浙江财经大学、中央财经大学等高校进行报告,作者感谢与会者的批评及修改建议。当然,文责自负。

<sup>①</sup> 十年来税务部门办理新增减税降费8.8万亿元。资料来源:[http://www.gov.cn/xinwen/2022-05/17/content\\_5690854.htm](http://www.gov.cn/xinwen/2022-05/17/content_5690854.htm)。

革旨在降低企业运营的成本和负担,激发市场主体活力,进而起到培育税源、增强经济发展后劲的效果。但同时减税也给各级财政带来巨大压力,大幅增加政府赤字规模,导致政府债务增长(尹李峰等,2021),诱致财政紧平衡(李全等,2022),并可能引发潜在财政风险(郭庆旺,2019)。随着财政可持续性受到影响,继续减税的空间有限,宏观政策工具箱的丰富程度也受到影响。因此,推进税制改革的关键是实现改革红利的充分释放,以增进市场活力和涵养整体税源,确保减税和财政可持续性的良性循环。

作为重要的宏观政策工具,税制改革效果如何,不仅取决于改革本身,还可能依赖或受制于其他维度的改革措施。这时,我们除了要关注税制改革本身,还要特别注意其他政策因素对其效果的影响。2022年8月29日,时任总理李克强在第十次全国深化“放管服”改革电视电话会议上强调,财政货币等宏观政策与“放管服”改革相辅相成,深化“放管服”改革是为市场主体“改良土壤”,创新实施宏观政策是“浇水施肥”,要以“放管服”改革优化营商环境,提升宏观政策效能<sup>①</sup>。这突出了“放管服”改革背后营商环境建设与其他宏观政策进行协同的重要性和必要性。对此,本文在研究税制改革对于市场活力影响的基础上,分析了这种效果是否取决于以多个变量衡量的营商环境,从而探索不同改革之间的政策协同作用,并进一步地对市场活力促进效应可能带来的后续影响进行探讨。

我们选择研究的税制改革为营改增。营改增是1994年分税制改革以来最重要的税制改革,对于构建中国现代税制体系和全面提升国家治理能力具有重要意义。营改增打通了二、三产业增值税抵扣链条,使得服务业只需缴纳基于本环节增值额计征的增值税,促进了产业分工,实现了制造业和服务业的融合发展、互促共进,进而带动整个市场活力的提升。这其中发挥作用的重要机制是税制扭曲的削弱以及由此引发的减税效应。一方面,营改增畅通了增值税全行业抵扣链条,无论是设备、原材料还是外购服务,进项税额均可抵扣,扫清了两税并存产生的扭曲效应,巩固了税收中性特征,从而促进市场交易、提升市场活力;另一方面,由于在税制设计上消除了重复征税,营改增也体现出明显的减税效果,根据2018年全国税务工作会议数据,营改增在2012至2017年间累计减税近2万亿元。在此背景下,本文研究了营改增优化完善流转税制度所产生的市场活力提升效应,更重要的是,进一步研究了这种效应的产生

<sup>①</sup> 李克强在第十次全国深化“放管服”改革电视电话会议上发表重要讲话,资料来源:[http://www.gov.cn/xinwen/2022-08/30/content\\_5707352.htm](http://www.gov.cn/xinwen/2022-08/30/content_5707352.htm)。

是否依赖于其他政策措施的协同作用。

具体而言本文主要包括如下内容:首先,本文基于试点逐步扩围的营改增改革,利用全国层面的工商登记注册数据,研究税制改革对试点行业市场活力的直接影响,以及对第二产业产生的间接溢出效应。其次,本文分析税制改革的效果是否依赖于地区层面的营商环境状况,借此考察税制改革与营商环境建设的政策协同作用。最后,本文分析市场活力对涵养税基的影响,对税制改革是否加大了财政压力的问题进行了回应。

本文的研究内容与以下四支文献密切相关。一是营改增改革的理论机制与影响效果。高培勇(2013)认为营改增不仅是税制改革的基础性举措,也是事关宏观政策的重要操作,并从理论层面分析了营改增的功能定位和潜在效果。由于营改增改革消除了已有流转税制下的重复征税问题,打通了增值税抵扣链条,大量文献聚焦于营改增改革背后的减税效应(彭飞等,2020;姚东旻等,2020;苏桔芳等,2021),并分析可能导致的分工效应(陈钊和王暘,2016;孙晓华等,2020),对企业要素投入的影响(彭飞和毛德凤,2021;彭飞等,2022)和对创新以及产业升级的促进(袁从帅等,2015;李永友和严岑,2018)。二是减税政策对于企业选址和创业的影响。Suárez Serrato and Zidar(2016)发现美国州所得税的降低显著促进了当地企业数量的增长,说明企业的有效税率对于企业的选址决策存在显著影响。对于中国减税政策效应的研究发现,多项政策,如增值税降低税率及扩大抵扣(何振和王小龙,2019)、固定资产加速折旧政策(王贝贝等,2022)等均会降低企业成本,从而促进企业进入、投资并进行雇佣等经济活动。三是营商环境制度改革和建设的重要作用。一方面,现有文献关注营商环境对企业设立、成长和创新的影 响。其中,毕青苗等(2018)创新地利用全国各地行政审批中心的设立,发现行政审批改革显著增加了企业进入;黄亮雄等(2020)发现商事制度改革显著提高了地区新增企业的增长率;夏后学等(2019)发现营商环境的优化有助于消除体制性障碍,促进市场创新活力。另一方面,夏杰长和刘诚(2020)从政策协同的视角研究契约精神与商事改革的互补性,发现在商事改革进展较好的地区契约精神对创新的作用更大。四是,大规模减税降费的财政风险影响。郭庆旺(2019)强调必须认识到减税降费可能带来的财政风险,尤其是对财政平衡状况、财政收入体系和地方财政产生的影响以及由此带来的财政可持续性问 题。目前对于该问题的研究结论并不一致:尹李峰等(2021)发现省级层面上采用收入占比反映的减税降费促进了地方债增长,助长了地方债务风险;但张牧扬等(2022)的研究发现增值税税率下调对地方政府债务形成“担保效应”,对债务扩张产生了抑制;同时,李昊楠和

郭彦男(2021)发现小微企业所得税优惠政策提高了企业纳税遵从度,从而部分弥补了因减税产生的税收收入损失。对于营改增可能产生的财政影响,田志伟和胡怡建(2014)利用CGE模型进行了分析,认为短期内减税效应会导致税收收入下降2%左右,在长期将因改革效应而增加税收收入。

现有文献不仅有助于我们认识税制改革的政策背景和直接效果,以及由此可能引发的财政风险问题,还有助于我们理解营商环境建设的重要作用。在此基础上,本文分析了税制改革对于市场活力的政策效应和后续影响,着重强调了营商环境的优化与税制改革的协同作用,由此探讨不同改革方案间进行政策协同的重要意义。研究发现:首先,营改增改革不仅促进了试点服务业的新成立企业数量,而且通过投入产出关系促进了工业企业的注册成立,这显示一项以减少制度扭曲、发挥减税作用为特征的税制改革能够有效激发市场活力。其次,税制改革促进企业设立、激发市场活力的效应,显著依赖于地区层面的营商环境,营商环境较差的地区该效应并不理想。本文采用已有文献中衡量营商环境的两套不同维度的指标发现,如上的政策协同结果非常稳健。最后,进一步研究显示,以营改增改革为代表的减税政策并未导致税收压力的显著上升。相反,由改革引致的企业活力的提升可起到培育税源的作用,同时减税之后的税收收入增长取决于企业活力的变化。综合上述结论看,只要减税能够激发市场活力,财政可持续能力就会得到提升,减税引起财政风险的概率就会降低。本文还发现,减税效果依赖于营商环境好坏。因此,在各个地区,尤其是那些营商环境较差的地区,持续改善营商环境变得非常重要。这些地区营商环境的改善将释放原本受限的减税效应,从而通过不同政策的协同作用取得存量改革效果。

本研究可能具有以下四个方面的贡献和创新之处。第一,本文着重考察营改增改革对于新生市场主体的影响,这丰富了已有文献针对营改增政策效应的研究,同时为研究减税对市场影响的文献提供了稳健性证据。第二,本文以新注册企业数量作为核心被解释变量,研究直接受营改增影响的服务业企业,并进一步分析对于工业企业的溢出影响,强调了新增企业这一指标背后反映的市场活力的重要经济意义,为分析改革对税源的涵养效应进行了铺垫。第三,本文从税制改革与营商环境建设的政策协同角度切入,考察税制改革政策作用的发挥与营商环境的关系,以理解改革系统性、整体性和协同性的重要内涵,进而凸显全面深化改革的重大意义,研究视角新颖。进一步地,各项宏观政策的效果也可能像税制改革一样,对以营商环境为代表的基础性制度因素具有依赖性。最后,本文还直接考察了减税的财政可持续问题。已有文献主要从理论和宏观数据上分析减税可能带来的财政风险,本文则利用细致的省份-

行业-年份维度的税收数据,考察减税促进的市场活力增长能否进一步促进税收收入的增加,从而缓解其可能带来的财政风险问题。

本文后续部分的安排如下:第二部分介绍营改增改革的制度背景与理论假说;第三部分具体阐释本文的数据来源和变量定义;第四部分分析营改增改革对于市场活力的政策效应;第五部分深入探究了营改增与营商环境的政策协同效应及税源涵养的效果;最后总结全文并提出政策建议。

## 二 制度背景与研究假说

### (一)制度背景

营改增作为自1994年分税制改革以来最为重要的税制改革,是构建中国现代税制体系、全面提升国家治理能力、具有里程碑意义的重大制度变革(胡怡建等,2017)。分税制改革以来,随着经济发展和新兴行业崛起,工业和服务业不断融合,割裂的流转税制、营业税重复征税等问题的负面影响逐渐凸显。其中阻碍分工深化的影响尤为突出,当时的税收制度既不利于服务业自身成长,也不利于产业融合发展。加之增值税和营业税分属国税、地税两个征管部门,矛盾更加明显。在中国经济结构矛盾趋于激化的背景下,出于调节经济结构的需要,中央政府于2012年开始启动了营改增改革(高培勇,2013)。营改增之前,中国的商品流转税是“双轨制”,主要是对工业课征增值税,对服务业课征营业税。营改增之后,服务业由缴纳营业税改为缴纳增值税。两个税种最大区别是税基不同,营业税依据销售额全额征税,而增值税实行抵扣制度,仅对商品在本环节的增值部分征税(马光荣,2017)。营改增的初衷是完善现有流转税制,打通增值税抵扣链条,减轻重复征税。改革在决策层面也设立了确保所有行业税负只减不增的目标,并在试点过程中对部分短期税负增加企业进行了补贴<sup>①</sup>。营改增政策实施后,不仅扩大了税基、拉长了产业链,还起到了显著的减税作用,2012至2017年累积减税近2万亿元。

由于营改增的复杂性,改革从部分地区和行业先行试点,并逐步推广至全国和全行业,具体改革时间见表1。在地区维度,上海市首先试点,主要原因在于上海是全国唯一没有分设国税地税的地方(范子英和彭飞,2017)。在行业选择上,最初试点行业

<sup>①</sup> 详见《部分企业税负增加怎么办(经济聚焦·营改增效果怎么样(下))》,《人民日报》,2013年2月19日第10版。资料来源:[http://www.mof.gov.cn/zhengwuxinxi/caizhengxinwen/201302/t20130218\\_733542.htm](http://www.mof.gov.cn/zhengwuxinxi/caizhengxinwen/201302/t20130218_733542.htm)。

被称为“1+6”行业<sup>①</sup>。随着时间的推移,营改增的范围在地区和行业两方面逐渐扩围。2012年8月1日起,试点的“1+6”行业由上海市分批推广至北京、天津、江苏、安徽、浙江、福建、湖北、广东8省市;一年之后扩围到全国所有地区。2014年1月1日起,铁路运输和邮政业纳入试点行业。由于行业特殊性,该次扩围没有采取分地区试点的方式,而是在全国范围内一次性同步实施。2014年6月1日起,国家进一步将电信业纳入全国营改增试点范围。剩余所有服务业行业自2016年5月在全国范围同步开始正式实施营改增。

表1 营改增改革时间表

改革开始时间	改革行业	改革地区
2012年1月1日	“1+6”行业	上海市
2012年9月1日	“1+6”行业	北京市
2012年10月1日	“1+6”行业	江苏省、安徽省
2012年11月1日	“1+6”行业	福建省、广东省
2012年12月1日	“1+6”行业	天津市、湖北省、浙江省
2013年8月1日	“1+6”行业	全国
2013年8月1日	新增广播影视服务	全国
2014年1月1日	新增铁路运输业、邮政业	全国
2014年6月1日	新增电信业	全国
2016年5月1日	所有行业全面实施	全国

资料来源:参考陈钊和王旻(2016)、范子英和彭飞(2017)和马光荣(2017)的研究整理。

上述的试点改革,为研究营改增的文章提供了识别条件。本文参照现有文献,采用双重差分的研究设计对营改增的政策效应进行识别和分析(陈钊和王旻,2016;范子英和彭飞,2017),具体的研究设计将于本文第四部分进行展开。

## (二)理论假说

本文主要研究税制改革对市场活力的影响,分析这种效果是否取决于营商环境,并讨论市场活力的释放对税收可持续发展的促进作用。首先,本节说明为何以新生市场主体来代理市场活力,以及营改增改革为何会促进新生市场主体的增加,并进一步探究了政策的溢出效应及政策效应的异质性。其次,本节通过讨论营商环境影响

<sup>①</sup> 其中,1是指交通运输业(包括陆路、水路、航空、管道运输),6是指6个现代服务业(包括研发和技术、信息技术、文化创意、物流辅助、有形动产租赁、鉴证咨询服务)。

新生企业主体进入的微观机制,分析了营改增改革与营商环境优化的制度关联。最后,本节分析了以新生企业数量为代表的市场活力提高与税收收入增长的因果关系,进而分析营改增的财政影响。

本文之所以利用新生企业来代理市场活力,主要基于以下几点原因:其一,从政策制定者角度,新生企业数量是反映市场活力的核心指标。如2020年9月时任总理李克强在全国深化“放管服”改革优化营商环境电视电话会议上的讲话指出,“放管服”改革有效激发了市场主体活力,其显著标志就是市场主体数量大幅增加。国内各类市场主体从2012年不到6000万户,到2019年底翻了1倍多,达到1.2亿户。其二,已有文献认为新生企业数量可以代表企业家精神,衡量一个地区的市场活力状况(Glaeser and Kerr, 2009; Delgado *et al.*, 2010)。其三,从政策效应上讲,营改增一方面会通过服务外包、分工效应等机制促进试点行业新生企业的成立,另一方面改革的减税效应也会促使新生企业的进入(Liu *et al.*, 2019)。

接下来,本文详细阐述营改增如何促进新生企业的出现。营改增改革以打通增值税抵扣链条、消除双重征税为核心,其激发市场活力、促进新生企业增长的重要逻辑在于以下两个维度:税制扭曲的削弱和税收成本的降低。其中,前者打通了抵扣链条,增强了税收中性,扫清了两税并存产生的资源配置扭曲,扩大了市场规模;后者降低了企业成本、激发了市场活力。随着抵扣链条更加畅通,微观层面的减税效果凸显。具体如下:

(1)税制扭曲的削弱。在营改增之前,服务业企业缴纳以销售收入全额计征的营业税,工业企业基于本环节增值额计征增值税,两种流转税制并存。该模式下的流转税制由于其非中性的特征,会对资源配置产生扭曲。营改增改革取消了营业税,打通了增值税抵扣链条,全行业可以层层抵扣增值税进项税额,服务业企业提供服务所缴纳的增值税可由下游企业作为进项税额进行抵扣,扫除了税收层面的制度障碍。这一方面增加了服务业外包需求,促进了试点行业新企业的出现;另一方面也促进了产业分工,集团企业可在战略层面剥离非核心但具有比较优势的服务业务,设立独立的服务业企业,使得市场活力进一步提升。

(2)税收成本的降低。营改增通过对产品和服务统一征收增值税,打通了二、三产业税收抵扣链条,第二产业中原增值税应税企业购买服务、服务业中原营业税应税企业购买原材料等,均可抵扣进项税额,有助于降低包括工业企业在内的全产业链各个企业税负。并且随着营改增的深入推进,增值税抵扣链条更加畅通,可抵扣进项税的外购服务和享受政策福利的试点行业不断增加,减税的规模和效果也会不断扩大

和增强。根据国家税务总局统计,营改增政策的减税规模从2012年的426亿增加至2016年的5736亿,具体可见表2。同时,减税效应并非仅发生在试点企业,非试点企业因抵扣税额的增加也获得较多的减税收益,从而形成了试点企业和下游企业产业链双向减税减负效应,进而有助于激发市场活力(胡怡建等,2017)。

表2 营改增减税规模及结构:2012-2016年 亿元

	合计减税		试点企业减税		非试点企业增加抵扣减税	
	减税规模	减税增长%	减税规模	年度占比%	减税规模	年度占比%
2012年	426	-	189	44.37	237	55.63
2013年	1402	229.11	600	42.8	802	57.2
2014年	1918	36.8	898	46.82	1020	53.18
2015年	2666	39	1446	54.24	1220	45.76
2016年	5736	115.15	3674	64.05	2062	35.95

资料来源:胡怡建等(2017)。

但是具体到不同所有制下的市场主体,因各自的战略目标和管理存在着显著的差异,如民营企业和非民营企业,在税制改革下会呈现显著的政策效应异质性。一方面,与民营企业更加关注自身收益最大化不同,外资企业会更加注重其全球战略的布局,国有企业作为壮大综合国力、促进经济社会发展、保障和改善民生的重要力量,其经营的战略目标则更加多元;另一方面,新成立的国有和外资企业,可能更加受到其他维度如注册流程等的影响,也可能由于存在更多避税措施,对于税制改革的反应并不明显(Fan and Liu, 2020)。根据以上分析,本文提出:

**假说一:**营改增会直接促进试点服务业中新企业出现,并通过投入产出关系间接促进第二产业的新成立企业数量,但政策效果更多体现在民营企业。

进一步,虽然营改增有助于增加新企业进入、激发市场活力,但这种效应不单单取决于税制改革本身,还依赖于营商环境。上述分析显示,营改增会通过降低企业税费成本产生激发市场活力的政策效应。而企业成本具有多样性,除税费成本外,还有融资成本、物流成本、人工成本,以及与营商环境密切相关的制度性交易成本。这些不同类型成本都会对企业活力产生影响,不同政策效应之间的协同作用也源自于此。比如,在腐败较为严重的城市,企业所得税减税对内资企业进入的促进作用大幅减弱(贾俊雪,2014)。政府近年来特别关注税费成本和制度性交易成本,前者是企业相对确定、显性的成本,后者则是企业生存环境中普遍存在的“暗礁”,它往往会严重困扰



企业的生产发展(刘尚希等,2019)。因此,营商环境背后的制度性交易成本可能是市场活力最基础、最直接的影响因素。如果制度性交易成本太高,则会对其他成本的改善效果存在挤出效应;降低制度性交易成本则有助于与税制改革形成互补作用,提升税制改革效能。Da Rin *et al.*(2011)发现减税政策对企业进入存在非线性影响,只有当平均有效税率降低到一定阈值时,减税才会起到促进作用。这暗示着其他类型成本的存在影响了税制改革的减税效应,如营商环境较差的地区因较高的不可观测的制度性成本,使得减税对企业整体成本的降低效果并不理想。反之,如果一地拥有较好的营商环境,制度性交易成本较低,减税发挥作用的临界点也会随之降低、效应随之增强。

此外,按照《优化营商环境条例》,营商环境是指企业等市场主体在市场经济活动中面对的体制机制性因素和条件,主要涉及市场主体保护、市场环境、政务服务、监管执法、法治保障等方面。国家实施的减税政策需要各地政府部门严格依法依规落实,也就是需要一个良好的营商环境作为保障。不然,即使税制改革增加了企业扩大投资的动机,也有可能受制于不公平竞争的市场环境。因此,我们认为,营商环境是影响市场活力的更为基础性的制度因素,税制改革效应的发挥依赖于营商环境。与此同时,营改增在税制意义上显著降低了企业税负,这可能引起更多企业进入从而增加竞争效应,因此企业在确定进入时的选址问题上会更加考虑营商环境,从而引起税制改革在区域间的异质性效果。对此,本文深入考察营改增与营商环境的这种协同效应,并提出:

**假说二:**营改增对市场活力的促进,依赖于改革区域的营商环境状况。

减税型的税制改革的代价是政府收入的减少,所以有必要关注财政的可持续性以及可能由减税引发的财政风险。一项税制改革的成败要看其最终是否激发了市场活力,进而通过培育税源实现了财政收入的可持续增长。目前,减税规模的核算体现为税制意义上的减税,主要衡量不同税制下同一企业的税负水平差异,这有助于我们理解微观企业的减税效应,但是无法回答宏观维度的税收收入变化。同时,宏观维度的整体税收收入变化,受到诸多因素的影响,也难以直观地看出哪些是税制改革起到的作用。因此,我们将基于地区-行业-年份维度的细分税收数据,利用改革试点创造的识别条件,直接检验整体税收收入的变化。

理论上,市场活力的提升能够培育壮大税源、促进税收收入增长,进而缓解减税产生的财政压力,反过来进一步拓展税收政策调整空间。从这个意义上讲,优化营商环境、释放减税政策激发市场活力的效应就更加重要。市场活力提升促进税收收入

增长主要有两个机制。第一,新进入企业产生税收收入。通常,新进入企业处于起步阶段,一般规模较小,享受较多针对中小企业的企业所得税和国内增值税优惠政策,但这并不意味着新进入企业不会贡献税收。国家税务总局数据显示,2016-2020年,新办涉税市场主体成立当年的有税申报率接近五成,即使在小微企业增值税免税销售额由每月3万元逐步提高至15万元的情况下,有税申报率总体仍呈增长态势<sup>①</sup>。第二,市场活力提升意味着老企业生产经营也向好,进而带动税收收入增长。虽然一般使用新进入企业衡量市场活力,但一个市场具有活力是新老企业都有活力。只有当老企业生产经营向好并扩大投资时,新企业数量才会增多。因此,提升市场活力也会促进老企业发展壮大,进而缴纳更多税收收入。

本文主要对上述机制一,即新进入企业对税收收入产生的影响进行分析,检验以新生企业数量为代表的市场活力,是否能够真正促进税收收入的增长,进而从财政可持续角度来分析现有税制改革和优化营商环境协同推进的重要意义。由此,本文提出:

**假说三:**以新生市场主体为代表的市场活力的增加,有助于培育税源促进税收收入增长。

### 三 数据来源和变量定义

本部分主要详细解释本文利用的数据和核心变量定义。数据主要来自国家工商总局的2007-2015年工商登记注册数据、工商空壳企业数据、2012年行业投入产出表数据、不同维度的营商环境指标和《中国税务年鉴》中的2007-2015年分省份、行业的税收收入数据。

#### (一)新生企业

为了衡量省份-行业-年份层面的新生企业数量,本文利用来源于国家工商总局的2007-2015年定期更新的工商登记注册数据。详细的数据解释可以参考Bai *et al.* (2020)和Dai *et al.* (2023)的研究。一方面,现有文献利用工商登记注册的基本信息计算企业数量,并以此衡量区域创业活动情况(莫怡青和李力行,2022);另一方面,现有文献利用工商登记注册的股权网络信息考虑企业间网络关系的影响(Shi *et al.*,

---

<sup>①</sup> 王军在培育市场主体优化营商环境研讨会上的主旨演讲,资料来源:[https://www.ctax.org.cn/csyw/202107/t20210710\\_1119553.shtml](https://www.ctax.org.cn/csyw/202107/t20210710_1119553.shtml)。

2019;Chen *et al.*, 2021;Shi *et al.*, 2021)。具体而言,该数据中的企业样本主要包含企业名称、经营范围、注册时间、注册地址、行业分类等详细信息。与现有的其他微观数据相比,该数据在本研究中有如下优势:第一,无论是制造业还是服务业企业,都在工商登记注册数据中有所体现;第二,与中国工业企业数据等微观数据相比,工商登记注册数据涵盖了所有在中国登记注册的企业,样本更为完整,特别适合于对企业进入情况的考察。

根据本文的研究内容,我们对于工商数据做了如下处理:其一,删除核心变量缺失数据。具体删除了注册地址、行业代码和成立年份缺失的样本。进一步地,为了保证数据质量,我们也删除了注册资本和实收资本都缺失的样本。其二,删除了工商登记注册当中的非企业注册信息<sup>①</sup>。此外,为了保证样本的平衡性,我们还删除了行业内样本非常少的行业<sup>②</sup>。

## (二)空壳企业

由于本文研究的核心被解释变量为省份-行业-年份层面的新生企业数量,该指标代理的市场活力可能受到包括空壳公司的虚假注册影响造成偏误。对此,本文使用启信宝空壳指数<sup>③</sup>,其通过模型算法和大数据挖掘技术,从企业经营场所、资产形态、企业人员、经营活动、经营资质以及风险信息等维度,全面扫描并识别疑似的空壳公司。但由于数据限制,我们仅能获得2014年之后二位代码行业及地区-行业门类逐年的空壳企业数量以及其占有存续企业比重,无法详细获得单个企业是否为空壳企业这一微观信息。由此,本文可以通过剔除空壳企业占比较高的行业对基准结果进行稳健性检验。本文所使用的空壳指标均为空壳企业占比指标,具体而言为样本涵盖的2014-2015年各行业空壳企业占有存续企业的比重。

在具体研究设计中,本文分别将空壳企业占比前20%的全部样本行业和试点样本行业<sup>④</sup>识别为空壳行业和试点空壳行业,在基准设计基础上进行剔除,观察政策效应的变动。进一步地,我们通过2014-2015年各行业空壳企业占比情况,构建了该时

① 按照国民经济行业分类与代码(GB/4754-2011),非企业样本主要包括:S公共管理、社会保障和社会组织;T国际组织。

② 具体包括:石油和天然气开采业、开采辅助活动、烟草制品业、航空运输业、管道运输业、水利管理业、社会工作、新闻和出版业。

③ 资料来源:qixin.com。

④ 文章仅展示了以前20%作为空壳行业的划分结果,本文对该空壳占比划分进行了多个门槛比例的稳健性检验,所得结果稳健。

期内各行业新增注册的非空壳企业数量,并对基准样本内的被解释变量进行替换,进而排除由空壳企业、虚假注册等对研究分析造成的干扰,实现稳健性检验。

### (三)投入产出

对于工业企业而言,营改增之后,购买试点行业的服务可以进行增值税进项抵扣,从而带来下游第二产业的减税。减税效果的大小取决于下游行业与营改增行业之间的产业关联度大小(马光荣,2017)。因此,如果一个行业的上游投入品当中,来自营改增行业的产品比重越高,营改增对这一行业减税的效果越大,对此我们需要计算行业间的投入产出关系。本文中,我们主要利用了《中国2012年投入产出表》。

我们根据投入产出表,计算了第二产业每个行业中营改增行业的投入占比,以此来衡量该行业受到营改增的影响程度,具体测算参考了陈钊和王旻(2016)、范子英和彭飞(2017)和马光荣(2017)等的研究。同时,考虑到该变量为连续性变量,我们根据投入占比进行排序,将中位数以上的行业定义为受营改增溢出影响的行业。进一步地,我们将受到溢出影响的行业,区分为是否为75%分位数以上,用来定义为高溢出行业 and 低溢出行业,借此分析营改增政策溢出效应的异质性。

### (四)营商环境

对于营商环境的度量,本文主要参考和利用已有学者的数据库,具体变量的选取和处理如下:(1)企业经营环境,具体数据来自王小鲁等(2018)。该数据来自国民经济研究所和中国企业家调查系统合作完成的调查。在本文中,我们主要选取了2012年之前的市场化指数、非国有占比等指标。(2)政商关系,具体数据来自聂辉华等(2018)。对于该指数,我们主要选择了政商关系、亲近指数和清白指数三个指标,分别代表整体政商关系以及亲、清两个具体维度的分项指标。对此,我们先将地级市的各项指标汇总计算到省级层面,然后再在省级层面进行排序,分别筛选出政商关系、亲近指数和清白指数排名靠前的省份。

本文主要想考察税制改革的效果是否取决于营商环境,由于营商环境存在多种可能的定义方式,并且本文的回归样本为省份-行业-时间层面,于是我们对以上营商环境指标,做了如下处理:第一,全部处理成省级层面的变量。由于部分指标为省级层面,部分指标为地级市层面,我们的回归样本主要是省级层面,于是我们将地级市层面的指标,简单平均到省级层面。第二,全部处理成不随时间变化的变量。之所以如此处理,主要原因在于:一方面,部分指标并不随时间变化,并且为近年统计指标。对此,我们的潜在假设为,营商环境具有一定的稳定性,各省之间的差异在一段时间内不会发生太大改变。对于随时间变化的指标,我们计算了各个年份的平均值。另

一方面,回归中控制了省份×时间的固定效应,已经吸收了省级层面营商环境变化的影响。第三,全部处理成营商环境高低的虚拟变量。由于不同衡量指标的单位不同,数值分布也存在差异,为了便于进行回归结果的解读,我们按照各类营商环境指标进行排序,以中位数为门槛分为高低两组。

#### (五) 税收收入

目前,中国税务统计资料在地区层面的信息披露主要包括几个维度:(1)分税种收入,具体又区分为国家税务局和地方税务局组织收入,以及中央级收入和地方级收入;(2)分行业税收收入,这个无法再细分税种,仅区分为国地税不同组织收入。根据本研究内容,我们从《中国税务年鉴》中整理了历年分省份、分行业的税收收入数据,以此考察营改增试点对于该行业和溢出行业整体税收收入的影响。

由于历年税务年鉴中行业分类并不完全一致,我们逐年对其进行了调整,具体而言我们比对了统计局发布的2011年行业代码,将各年税务年鉴中的细分行业进行整理归纳<sup>①</sup>,从而使得省份-行业逐年税收收入与本文主数据集的行业更加匹配。

## 四 税制改革和市场活力

本部分将营改增改革试点的逐步扩围视为准自然实验,通过双重差分方法研究其对市场活力的政策效应。

### (一) 基准分析

本文使用的基准回归模型设计如下:

$$firmnum_{pit} = \alpha_0 + \alpha_1 VAT\_reform_{pi} \times post_{pit} + \mu_{pi} + \tau_t + \varepsilon_{pit} \quad (1)$$

其中, $p$ 代表省份, $i$ 代表行业, $t$ 代表年份。 $firmnum_{pit}$ 为本文的核心被解释变量,是使用工商注册数据中新企业注册数量代理衡量的市场活力。该变量包括了各省份-行业-年份所有企业、民营企业和非民营企业注册数量,具体衡量方式为 $\ln(\text{新注册企业数}+1)$ ,后文简称为 $fn_{pit}$ 。核心解释变量中 $VAT\_reform_{pi}$ 代表 $p$ 省份 $i$ 行业是否经历了营改增试点推开过程,作为试点省份-行业则为1,反之为0; $post_{pit}$ 代表该省该行业该年是否已实施营改增改革,如在改革年份及以后则为1,反之为0。后文中将 $VAT\_reform_{pi} \times post_{pit}$ 简化表达为 $DID_{pit}$ 。

<sup>①</sup> 例如:对于汽车行业,我们单独分析2011年的汽车分项税收数据;对于橡胶和塑料行业,我们将2012年之后两个行业的税收进行了合并处理。

系数 $\alpha_1$ 为本文所关心的营改增政策效应,用来衡量营改增对试点行业的直接影响,如果其显著大于零,则说明营改增对市场活力产生了明显促进效果。模型(1)中控制了省份 $\times$ 行业的固定效应 $\mu_{pt}$ 和年份固定效应 $\tau_t$ ,并在政策分配的省份-行业维度进行聚类。此外,为控制地区层面及行业层面随时间变化因素的影响,本文进一步地将年份固定效应更换为省份 $\times$ 年份固定效应 $\gamma_{pt}$ 和行业 $\times$ 年份固定效应 $\delta_{it}$ ,从而控制了省级及行业层面时变遗漏变量,如省份层面和行业层面随时间变化的营商环境变动对于回归结果的干扰。

基准回归结果见表3。其中第(1)至(3)列的在基准回归的基础上逐步增加固定效应,发现核心解释变量系数 $\alpha_1$ 的估计量均为正,且始终在5%的统计水平上显著,表明营改增的实施显著促进了试点行业相较于非试点行业的企业注册数量,增加了试点行业的市场活力。由第(3)列的结果可知,当控制了省份 $\times$ 行业、省份 $\times$ 年份和行业 $\times$ 年份的固定效应后,即控制了省份、行业随时间变化的因素后,相较于非试点行业,营改增政策的实施使试点行业的新增注册企业数量增加了38.9%。在对试点前后的被解释变量进行对比后发现,试点行业平均新增注册数量提高了2.096倍<sup>①</sup>,这意味着本文估计出的营改增政策效应在试点行业的市场活力促进中贡献了18.56%(=0.389/2.096)。本文后续的研究分析均在第(3)列的模型设计之上展开。

表3 基准回归结果

	(1)	(2)	(3)
	全样本	全样本	全样本
<i>DID</i>	0.289*** (0.0357)	0.290*** (0.0349)	0.389** (0.171)
省份 $\times$ 行业固定效应	控制	控制	控制
年份固定效应	控制		
省份 $\times$ 年份固定效应		控制	控制
行业 $\times$ 年份固定效应			控制
样本量	21 522	21 522	21 522
R <sup>2</sup>	0.945	0.950	0.971

说明:小括号内为聚类到省份-行业层面的稳健标准误,\*、\*\*和\*\*\*分别表示10%、5%和1%的显著性水平。下表同。

① 该比值由作者依据原始数据计算得出。

与此同时,本文使用的工商注册数据可能会受到包括空壳企业、虚假注册等的干扰。为排除空壳企业虚假注册对基准回归结果造成的影响,本文在基准结果的基础上剔除空壳行业样本后重新回归。进一步地,我们通过使用启信宝空壳指数构建了与样本期重合的2014-2015年非空壳企业新增注册情况,在基准回归的基础上替换了对应年份的被解释变量,进行稳健性检验,回归结果见表4第(2)-(4)列。具体而言,第(2)列将所有行业中空壳企业占比前20%的行业进行了剔除,第(3)列则仅剔除了营改增试点行业中占比前20%的行业<sup>①</sup>,第(4)列为对样本期后两年的被解释变量进行非空壳化处理后的政策效应估计结果。

表4 稳健性检验:排除空壳企业影响

	(1)	(2)	(3)	(4)
	全样本	剔除空壳	仅剔除试点空壳	非空壳化处理
<i>DID</i>	0.389** (0.171)	0.424** (0.172)	0.367** (0.169)	0.361** (0.170)
省份×行业固定效应	控制	控制	控制	控制
省份×年份固定效应	控制	控制	控制	控制
行业×年份固定效应	控制	控制	控制	控制
样本量	21 522	16 941	20 696	21 522
R <sup>2</sup>	0.971	0.976	0.974	0.970

由于本文识别的空壳行业多数为非营改增试点的行业,即有相当一部分来自本文研究设计中的对照组。所以当剔除这一部分行业样本后,我们可以看到第(2)列的估计系数相较于第(1)列的基准结果有了一定的提高,即营改增政策的市场活力促进效果变得更加明显。而在我们仅剔除试点行业中空壳占比最高的前20%行业样本,以及对样本期后两年所有样本进行非空壳化处理后,由第(3)-(4)列结果我们可以发现,系数较基准回归略有下降,但统计层面依旧显著。这说明空壳企业和新增公司的虚假注册确实会导致高估政策效应,但是并未对本文的结论造成较大干扰。

## (二)内生性检验

1. 平行趋势检验。上文发现,在营改增改革实施后,试点行业相较于非试点行业

<sup>①</sup> 同时,我们依据是否试点对于行业的空壳占比进行了组间均值差异t检验,得到p值为0.785,即当剔除试点空壳行业后,是否为试点行业之间的空壳占比无显著差异。

新增注册企业数量的政策促进效应更大。但这一结果可能源自试点行业在政策实施前就存在新增注册企业数量上升速度更快这一趋势,从而使得本文的基准研究设计违背了双重差分法识别政策因果效应的前提——平行趋势假设。为了验证本研究中双重差分法的适用性,我们依事件研究法构造计量模型,检验营改增政策效应的事前趋势和事后动态效果。具体计量模型如下:

$$fn_{pit} = \beta_0 + \sum_{t=-4, t \neq -1}^3 \beta_t [VAT\_reform_{pi} \times 1(T_{pit} = t)] + \mu_{pi} + \gamma_{pt} + \delta_{it} + \varepsilon_{pit} \quad (2)$$

此处  $T_{pit}$  为试点省-行业距离试点的时间,试点后为正,试点前为负。本文以试点前第一期作为基期,并将政策发生4年以前的样本归集至政策前第4期。如图1所示,在营改增政策前,改革试点行业相较于其他行业并未反映出显著的新注册企业数量差异,而从改革当期开始试点行业新注册企业数量显著多于其他行业,且该差距逐年增大,这不仅说明营改增的政策效应满足事前的平行趋势,同时还反映出其市场活力的促进效应逐年递增<sup>①</sup>。这一逐渐递增的政策动态效应,源于随着时间的推移,特别是随着改革的推进,试点地区和行业的扩大,进项税抵扣将更加充分,增值税抵扣链条更加通畅。

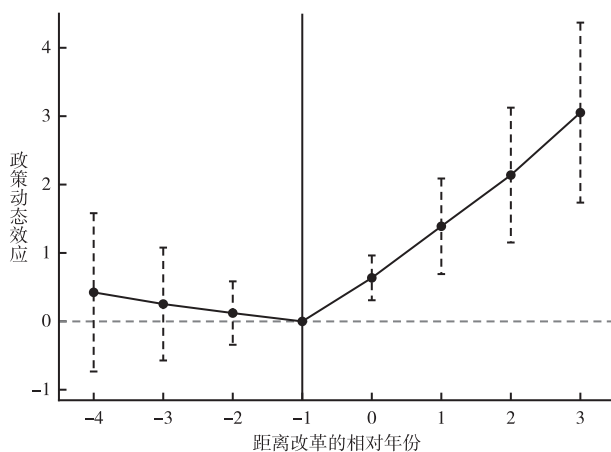


图1 平行趋势检验

2. 安慰剂检验。为进一步排除可能存在的遗漏变量对于本文结论有效性的影响,确保基准结果中对于营改增政策效果结论的稳健,本文参照 La Ferrara *et al.* (2012) 等文章的做法,通过随机生成实验组的方式进行安慰剂检验。

具体而言,我们随机地将营改增试点冲击赋予给定省份-服务业行业的观测值,并将试点的时间随机赋值为2012年、2013年和2014年3个年份之一,使得营改增政

<sup>①</sup> 受到政策推广各个环节的时间限制,图2所示政策后2期和政策后3期的实验组样本小于改革当期和政策后1期,即在事件分析法中对该两期进行统计估计时使用的观测值数量减少,标准误的估计值相应增大。此外,由于本文使用的是工商注册数据而非微观企业的抽样数据,回归结果不太可能受到抽样误差的影响,置信区间的相应扩大并不影响本文的结论。



策对于特定省份-行业的冲击变得随机,从而构建了一个安慰剂检验的政策虚拟变量  $VAT\_reform_{pi}^{false} \times post_{pi}^{false}$ 。由于该政策虚拟变量是随机生成的,故其生成的“伪”核心解释变量理应不会对模型中的被解释变量产生显著政策效应,即  $\alpha_1^{false} = 0$ 。如果存在显著影响本文政策效应估计的遗漏变量,则安慰剂处理下的系数应显著偏离0点。为避免小概率事件对于估计结果的干扰,本文将如上随机过程重复了500次,所有“伪”政策效应的点估计系数核密度及其对应p值分布如图2所示。首先“伪”政策效应系数的均值接近于0,且绝大多数p值大于0.1;其次本文估计的实际系数在安慰剂检验中明显属于异常值。综上,本文基准结果并未因遗漏变量产生显著偏误。

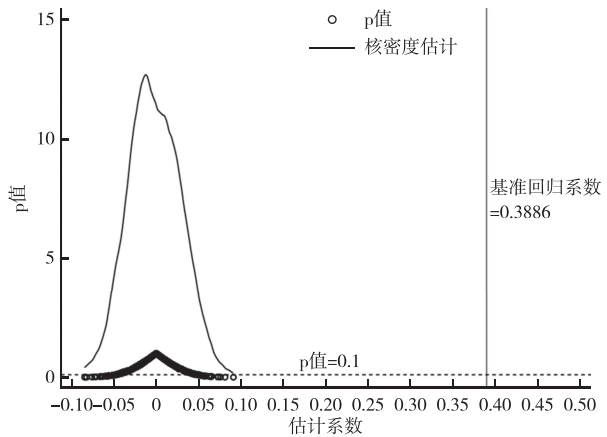


图2 随机分配营改增冲击的估计系数和p值

### (三) 异质性分析

本部分我们对于营改增促进市场活力这一效应进行了进一步的分析,以便判断这一效应在民企和非民营<sup>①</sup>两个子样本群中有何差异。此外,由于增值税的层层抵扣,营改增改革会对所有产业链上行业产生影响,为了进一步探究营改增政策的直接影响,我们分别在全样本、非农业样本和服务业样本中对政策效应进行考察,回归结果如表5所示。

首先,当我们将表5(1)-(3)列与(4)-(6)列分别进行比较的时候,会发现营改增政策对于企业市场活力的影响,主要发生在民营企业身上。对于非民营企业样本,无论是从经济维度还是统计维度,营改增的政策效应显著性均不如民营企业。

其次,由于营改增政策的试点行业均为服务业行业,我们不断地将样本范围由全样本缩小至服务业样本,即更换模型中对照组的设定,由此探索营改增政策的直接效果。具体来看,由表5(2)(3)两列可以得知,在以民营企业衡量的市场活力下,相较于非试点服务业,试点服务业由于营改增政策的影响,新注册公司数量增加了38.8%;但在将工业也纳入对照组的范畴中时,政策效应的估计值增加到了45.1%,且统计显

<sup>①</sup> 其中非民营企业包括国企和外企。

著性也有所增加。这一结果说明,工业行业相对于未纳入试点范围的服务业,其企业数量增速整体相对较慢,也符合这些年中国产业结构调整的宏观趋势。

表 5 异质性结果——民营企业注册数

	(1)	(2)	(3)
	全样本	非农企业	服务业企业
<i>DID</i>	0.432** (0.181)	0.451** (0.182)	0.388* (0.198)
省份×行业固定效应	控制	控制	控制
省份×年份固定效应	控制	控制	控制
行业×年份固定效应	控制	控制	控制
样本量	21 522	20 130	8784
R <sup>2</sup>	0.971	0.971	0.979

	(4)	(5)	(6)
	全样本	非农企业	服务业企业
<i>DID</i>	0.0815 (0.149)	0.0922 (0.150)	0.0964 (0.183)
省份×行业固定效应	控制	控制	控制
省份×年份固定效应	控制	控制	控制
行业×年份固定效应	控制	控制	控制
样本量	21 522	20 130	8784
R <sup>2</sup>	0.880	0.884	0.889

#### (四)溢出效应分析

根据理论假说的分析可知,营改增的政策受益不仅发生在服务业部门,第二产业部门也会受到改革的影响。对此,我们利用2012年投入产出表信息,通过工业样本专门考察这种溢出效应对新生企业的影响,以研究营改增政策溢出效应,并进一步探究溢出强度产生的异质性政策效应。我们将投入占比在75%分位数以上的行业视为高溢出行业( $spillover_h$ ),50%分位数至75%分位数之间的视为低溢出行业( $spillover_l$ ),构建了如(3)式的回归模型:

$$fn_{pjt} = \beta_0 + \beta_h spillover_{h,j} \times post_{pt} + \beta_l spillover_{l,j} \times post_{pt} + \mu_{pj} + \gamma_{pt} + \delta_{jt} + \varepsilon_{pjt} \quad (3)$$

在表6所示的研究结果中,我们发现:受投入产出关系影响,营改增政策对与其紧密关联的工业行业产生了溢出效应。原因在于,工业行业在改革后能把从试点行业采购的投入所产生的进项税额计入抵扣,从而减轻了税负。然而,这种溢出效应的

程度与试点行业投入的比例密切相关,具体见第(1)列。同样,这种溢出效应仅体现在民营样本中,具体见(2)(3)列的对比。进一步地,我们对表6中(1)(2)列所揭示的溢出效应动态特征进行了分析。

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	全部工业	民营工业	非民营工业	排除高溢出	排除所有溢出
$spillover_h \times post$	0.341** (0.164)	0.393** (0.178)	-0.240 (0.194)		
$spillover_l \times post$	0.174 (0.155)	0.193 (0.166)	0.0908 (0.147)		
<i>DID</i>				0.412** (0.174)	0.417** (0.180)
省份×行业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
省份×年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
行业×年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	11 346	11 346	11 346	18 605	15 689
R <sup>2</sup>	0.961	0.961	0.871	0.972	0.972

如图3所示,这两列的回归结果均满足事前平行趋势,且对于高溢出工业行业,溢出效应随年份不断扩大,该结果也与本文基准回归结果相吻合。

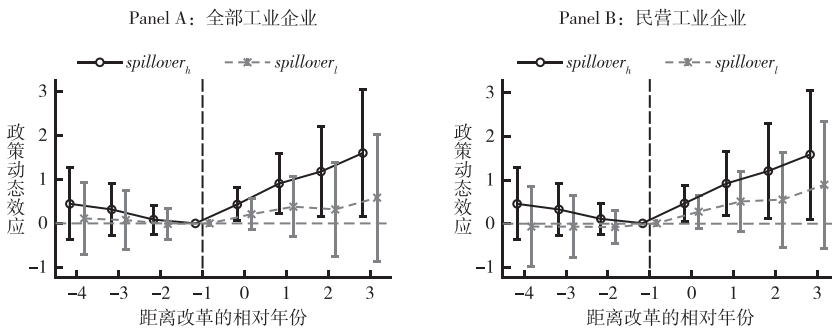


图3 工业企业溢出动态效果

值得注意的是,该研究设计假设营改增试点主要对本地区的第二产业产生影响,没有考虑省级地区之间的溢出效应。考虑到抵扣链条会传导到其他省份,从而也可

能存在溢出效应,这会导致本文结果的部分低估。此外,本文存在试点实验组政策效应向非试点地区-行业溢出现象,那么该溢出效应的存在会对文章的基准分析产生干扰。但是依据本文理论分析,由于营改增可以避免双重征税、打通增值税抵扣链条,同时依据政策设计时的基本原则“所有行业税负只减不增”,该税制改革对非试点行业产生的应该是与试点行业同向的溢出政策效应,即该溢出效应的存在会使得本文识别的税制改革政策效果产生低估。进一步地,本文在基准回归的基础上,依次将高、低溢出的工业企业进行剔除构建稳健性检验模型,研究溢出效应对本文研究结论的影响,结果如表6第(4)(5)列所示。与基准回归系数38.9%对比后可以发现,在将对照组中存在溢出效应的行业进行剔除后,文章识别的政策效应系数略有提升且统计层面上依旧显著,这一方面验证了营改增的溢出效应会使得基准分析的政策效应低估,另一方面说明本文研究设计中存在的溢出效应并不会对文章结论造成较大偏误。

综上,我们验证了假说一,即营改增改革会直接促进试点服务业的新生企业出现,并通过投入产出关系间接促进第二产业的新生企业数量,但政策效果更多体现在民营企业身上。

## 五 政策协同及税源培养

我们已经在上一部分分析了营改增对于试点行业及受到溢出影响行业的政策效应。本部分将进一步分析在税制改革背后营商环境起到的协同性作用。最后本文对于营改增政策的财政影响进行一定的说明分析。

### (一)政策协同效应

1.模型设定。为了考察税制改革和营商环境的协同效应,我们设定如下模型:

$$f_{nit} = \alpha_0 + \alpha_1 DID_{nit} + \alpha_2 DID_{nit} \times business_p + \mu_{jt} + \gamma_{it} + \delta_{it} + \varepsilon_{nit} \quad (4)$$

相较于基准模型,模型(4)加入税制改革和营商环境的交叉项。 $business_p$ 代表不同维度衡量的营商环境指标,主要包括上文提及的市场化指数、政商关系指数两套衡量指标下的多个维度。其中, $\alpha_2$ 代表税制改革在营商环境较好地区的效果是否更加明显,预期该符号显著为正,即较好的营商环境与税制改革产生了协同效应;而 $\alpha_1$ 代表税制改革在营商环境较差地区的效果。

由于营商环境的衡量主要体现在地区维度,已有文献从多个维度均发现区域营商环境对于企业进入的重要作用。本文在此基础上,着重强调了营商环境的优劣对

税制改革在企业活力促进上的异质性影响,营商环境本身随时间变化的因素对于被解释变量市场活力的影响已被吸收在省份×年份的固定效应内。

2. 回归结果。为了说明税制改革和营商环境的协同作用,同时考虑到营商环境指标源于统计调查因素等限制可能存在的主观性干扰,我们分别考察不同学者定义的两套营商环境指标,既可以保证本文结果的稳健性,说明本文结果不依赖于单个营商环境的度量;又可以进一步突出制度环境的重要性,也就是不同维度的制度环境对于税制改革的政策效果都起到重要作用。

表7 税制改革和营商环境:市场化指数

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	基准结果		市场化指数交互		
<i>DID</i>	0.389** (0.171)	0.252 (0.168)	0.262 (0.168)	0.241 (0.168)	0.250 (0.168)
<i>DID × market</i>		0.169*** (0.0482)			
<i>DID × relation</i>			0.157*** (0.0483)		
<i>DID × nonSOE</i>				0.182*** (0.0482)	
<i>DID × legal</i>					0.171*** (0.0482)
省份×行业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
省份×年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
行业×年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	21 522	21 522	21 522	21 522	21 522
R <sup>2</sup>	0.971	0.972	0.972	0.972	0.972

首先,我们考察樊纲等(2011)定义的市场化指数和税制改革的交互影响,回归结果见表7。其中第(1)列为基准回归结果,与表3的第(3)列完全一致。对于市场化指数与税制改革的交互影响,我们具体选择市场化总指数(*market*)以及分项指数当中更加偏向营商环境的度量指标,包括政府与市场关系(*relation*)、非国有经济的发展(*nonSOE*)和法治环境(*legal*)三个方面指数,结果分别对应表7的后4列。研究结果表明,税制改革对企业活力的促进程度受到市场化程度及各具体指数的影响。具体来看,每个交叉项的系数均显著为正,也即在营商环境较好的地区,税制改革的效果更

为明显。然而在营商环境相对落后的地区,税制改革的作用并未发挥显著影响,具体可见表7中(2)-(5)列第一行的政策主效应系数估计值。这也印证了本文理论分析部分阐释的,制度性交易成本造成的企业整体成本过高会影响减税效果的发挥,营商环境建设能与税制改革产生协同政策效果这一结论。

表8 税制改革和营商环境:政商关系

	(1)	(2)	(3)	(4)
	基准结果		政商关系交互	
<i>DID</i>	0.389** (0.171)	0.296* (0.168)	0.297* (0.168)	0.280* (0.168)
<i>DID</i> × <i>PC</i>		0.112** (0.0479)		
<i>DID</i> × <i>PC<sub>close</sub></i>			0.112** (0.0480)	
<i>DID</i> × <i>PC<sub>clean</sub></i>				0.133*** (0.0478)
省份×行业固定效应	控制	控制	控制	控制
省份×年份固定效应	控制	控制	控制	控制
行业×年份固定效应	控制	控制	控制	控制
样本量	21 522	21 522	21 522	21 522
R <sup>2</sup>	0.971	0.972	0.972	0.972

其次,我们分析了政策效应与聂辉华等(2018)衡量的政商关系之间的交互作用,回归表格见表8。和表7类似,表8第(1)列为基准结果。根据政商关系指标的定义,我们选取政商关系总指数(*PC*),回归结果见表8第(2)列。两个分项指标衡量的政商关系“亲近”指数(*PC<sub>close</sub>*)和政商关系“清白”指数(*PC<sub>clean</sub>*)的回归结果分别见第(3)(4)列。特别需要指出的是,该套政商关系指标的数据来自2016年,而本文的政策改革时段为2012-2015年,两者并不完全匹配。对此,我们隐含的潜在假设在于,该指数在省级层面短期内不会出现大幅变化,进而可以部分代理之前临近年份的营商环境优劣。根据回归结果可知,税制改革的效果同样在政商关系更佳地区,发挥出更明显的效果。在“亲”“清”两项指标当中,我们发现“亲”“清”的回归系数都非常显著,这说明“亲”“清”一个都不能少,一个也不能偏废,尤其要避免反腐之下的“懒政惰政”,体现构建“亲”和“清”的新型政商关系的重要性。

由此,我们验证了假说二,即税制改革对市场活力影响的效果,依赖该地区的营商环境状况。且税制改革的政策效果在各个指标体系、不同维度衡量下的营商环境中,均表现出在更好的营商环境中政策效果更为明显,而在营商环境不佳的地区税改效果相对有限,反映出了税制改革与营商环境建设较强的政策协同效应。

## (二)税源培养效应

上文发现,税制改革在市场活力的激发上产生了一定的预期效果,促进了新生企业的出现,并且这种效果依赖于营商环境,回归结果非常稳健。在此基础上,我们非常关心由此带动的市场活力增加是否会培育税源,这是减税政策能否抑制财政风险出现的重要条件。如果税制改革的效果,只是降低企业税负,并未导致培育税源,那么这种减税降费将难以持续,并可能由此引发财政风险。因此,我们非常关注税制改革对财政的影响。在本节,我们分别考察了营改增的实施是否降低了税收收入,进而增加了财政风险,以及市场新生企业数目的增加是否可以带来实际税收收入的增加。

我们根据《中国税收年鉴》构造了省份-行业-年份的税收收入数据,并对其进行了+1取自然对数的处理,以此来研究营改增政策、新生企业数目和税收收入的关系。具体回归结果见表9。其中,第(1)列为将基准设计中双重差分模型的被解释变量更换为对应省份-行业-年份的税收收入,从而探究税制改革本身对于财政收入的影响。第(2)列为本文基准结果的简单重复。后两列通过固定效应模型考察新生企业数目和新生工业企业数目对于对应行业税收收入的影响。

	(1)	(2)	(3)	(4)
	税收 DID	基准结果	全样本	工业企业
	$\ln tax$	$fn$	$\ln tax$	$\ln tax$
<i>DID</i>	-0.173 (0.105)	0.389** (0.171)		
<i>fn</i>			0.0767*** (0.0173)	0.122*** (0.0188)
省份×行业固定效应	控制	控制	控制	控制
省份×年份固定效应	控制	控制	控制	控制
行业×年份固定效应	控制	控制	控制	控制
样本量	19 973	21 522	19 973	10 829
R <sup>2</sup>	0.970	0.971	0.971	0.977

结果说明:(1)营改增并未对试点省份-行业税收收入产生显著负面影响。结合本文基准分析中营改增可以显著提高试点行业企业注册数量的研究发现,这一结果也进一步印证了已有文献中对营改增减税效果的分析。(2)由第(3)列的回归结果可知,新增注册企业增加一倍会使得省-行业税收收入增加7.67%,而这一效果在工业企业中更加明显。(3)结合基准回归中实施营改增使得新增注册企业增加38.9%。即由营改增试点产生的新增注册企业会增加2.98%(=7.67%×38.9%)的税收。由此,我们验证了假说三,即以新生市场主体为代表的市场活力的增加,有助于培育税源促进税收收入增长。从而,我们引申的含义在于,上文论述的税制改革导致市场活力的增加,确实可以产生扩大培育税源效应,进一步说明改革协同的重要作用。

## 六 结论及政策启示

本文利用2007-2015年工商登记注册数据,以营改增政策的实施为对象,研究了税制改革政策效果与营商环境的关系。研究发现:首先,营改增显著促进了试点行业企业的设立,并可以通过投入产出关系对第二产业产生溢出作用,显示出该项税制改革能够有效激发市场活力。其次,也是本文的核心发现:营改增促进企业设立、激发市场活力的效应取决于营商环境,税制改革只在营商环境好的地区有着显著成效,在营商环境不好的地区效果不够理想。并且,这一结论在采用不同的营商环境衡量指标下均非常稳健,这反映出营改增税制改革与营商环境建设存在着较强的政策协同作用。最后,进一步研究显示,企业活力的提升可起到培育税源、增加税收收入、扩大税基的作用,新生企业数量的增加显著促进了税收收入增长,税收收入增长取决于企业活力的变化。这意味着,只要减税能够激发市场活力,财政可持续能力就会得到提升,减税引起财政风险的概率就会降低。

综合来看,以上结论对宏观政策制定具有重要的现实意义。近年来,减税在中国宏观调控政策中发挥了重要作用,并且成为最受关注、最有力的政策措施之一。但随着减税力度不断加大,地方政府财政收支矛盾加剧、财政风险进一步凸显,特别是2020年疫情冲击之下中央发行两万亿元特别国债,与此同时社会各界对减税政策仍有较大期待,经济高质量发展也需要减税政策继续发力。面对这一形势,如何在财政紧平衡的状态下既能持续释放减税政策成效,又能避免财政风险就显得至关重要。本文研究表明,目前不宜继续单纯地实施增量减税政策,还应加快“放管服”改革,通过发挥良好营商环境的协同作用,充分释放已有减税政策的红利。特别是营商环境



较差的地区,一般也是经济相对落后、市场活力亟待提升的地区,如果不切实优化营商环境,减税只会增加财政风险,并不能带来明显的积极成效。国家在实施宏观政策时,应注重不同政策之间的协同作用,以“盘活”已有各项政策举措,更加充分地释放政策效应。此外,既然减税效应的发挥非常依赖于营商环境,那么其他宏观政策是否也是如此?不同的宏观政策之间是否也存在相互影响?这些问题也有待进一步地探究。

#### 参考文献:

- 毕青苗、陈希路、徐现祥、李书娟(2018):《行政审批改革与企业进入》,《经济研究》第2期。
- 陈钊、王旸(2016):《“营改增”是否促进了分工:来自中国上市公司的证据》,《管理世界》第3期。
- 樊纲、王小鲁、马光荣(2011):《中国市场化进程对经济增长的贡献》,《经济研究》第9期。
- 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。
- 高培勇(2013):《“营改增”的功能定位与前行脉络》,《税务研究》第7期。
- 郭庆旺(2019):《减税降费的潜在财政影响与风险防范》,《管理世界》第6期。
- 何振、王小龙(2019):《增值税减税能否激励企业进入?——来自中国的实证证据》,《财政研究》第7期。
- 胡怡建等(2017):《中国全面实施营改增试点一周年评估报告》, <https://www.chinatax.gov.cn/chinatax/n810219/n810724/c2732681/5083947/files/27326811.pdf>。
- 黄亮雄、孙湘湘、王贤彬(2020):《商事制度改革有效激发创业了吗?——来自地级市的证据》,《财经研究》第2期。
- 贾俊雪(2014):《税收激励、企业有效平均税率与企业进入》,《经济研究》第7期。
- 李昊楠、郭彦男(2021):《小微企业减税、纳税遵从与财政可持续发展》,《世界经济》第10期。
- 李全、宋高雅、贾康(2022):《新时代治理优化取向向下财政紧平衡的路径选择》,《经济学动态》第4期。
- 李永友、严岑(2018):《服务业“营改增”能带动制造业升级吗?》,《经济研究》第4期。
- 刘尚希、王志刚、程瑜、韩晓明、施文泼(2019):《降成本:2019年的调查与分析》,《财政研究》第11期。
- 马光荣(2017):《建立现代增值税制:“营改增”改革效果评价报告》, <http://ipft.ruc.edu.cn/docs/2019-03/c19cf0b2b12049ca95d0c5aef2baff0a.pdf>。
- 莫怡青、李力行(2022):《零工经济对创业的影响——以外卖平台的兴起为例》,《管理世界》第2期。
- 聂辉华、韩冬临、马亮、张楠迪扬(2018):《中国城市政商关系排行榜(2017)》, [http://nads.ruc.edu.cn/upfile/file/20180226095218\\_152147\\_32304.pdf](http://nads.ruc.edu.cn/upfile/file/20180226095218_152147_32304.pdf)。
- 彭飞、毛德凤(2021):《“营改增”政策能改善企业要素配置扭曲吗?——基于要素抵扣范围调整的视角》,《财政研究》第12期。
- 彭飞、许文立、吕鹏、吴华清(2020):《未预期的非税负担冲击:基于“营改增”的研究》,《经济研究》第11期。
- 彭飞、许文立、吴华清(2022):《间接税减税与劳动收入份额——来自“营改增”政策的证据》,《经济学(季刊)》第6期。
- 苏桂芳、陈昌楠、蓝嘉俊(2021):《“营改增”与劳动收入份额:来自中国上市公司的证据》,《财贸经济》

第1期。

孙晓华、张竣喃、郑辉(2020):《“营改增”促进了制造业与服务业融合发展吗》,《中国工业经济》第8期。

田志伟、胡怡建(2014):《“营改增”对财政经济的动态影响:基于CGE模型的分析》,《财经研究》第2期。

王贝贝、陈勇兵、李震(2022):《减税的稳就业效应:基于区域劳动力市场的视角》,《世界经济》第7期。

王小鲁、樊纲、胡李鹏(2018):《中国分省份市场化指数报告(2018)》,北京:社会科学文献出版社。

夏后学、谭清美、白俊红(2019):《营商环境、企业寻租与市场创新——来自中国企业营商环境调查的经验证据》,《经济研究》第4期。

夏杰长、刘诚(2020):《契约精神、商事改革与创新水平》,《管理世界》第6期。

姚东旻、张鹏远、朱泳奕(2020):《减税会扩大企业生产要素需求吗?——基于“营改增”改革的理论推测和实证检验》,《经济学动态》第10期。

尹李峰、李森、缪小林(2021):《减税降费是否带来地方债风险?——基于高质量税源的中介效应分析》,《财政研究》第3期。

袁从帅、刘晔、王治华、刘睿智(2015):《“营改增”对企业投资、研发及劳动雇佣的影响——基于中国上市公司双重差分模型的分析》,《中国经济问题》第4期。

张牧扬、潘妍、范莹莹(2022):《减税政策与地方政府债务——来自增值税税率下调的证据》,《经济研究》第3期。

Bai, C.; Hsieh, C.; Song, Z.M. and Wang, X. “The Rise of State-Connected Private Owners in China.” *NBER Working Paper*, No. w28170, 2020.

Chen, Q.; Chen, Z.; Liu, Z.; Serrato, J.C.S. and Xu, D. “Regulating Conglomerates in China: Evidence from an Energy Conservation Program.” *NBER Working Paper*, No. w29066, 2021.

Da Rin, M.; Di Giacomo, M. and Sembenelli, A. “Entrepreneurship, Firm Entry, and the Taxation of Corporate Income: Evidence from Europe.” *Journal of Public Economics*, 2011, 95(9–10), pp. 1048–66.

Dai R.; Mookherjee, D.; Munshi, K. and Zhang, X. “Entrepreneurship in China’s Structural Transitions: Network Expansion and Overhang.” *NBER Working Paper*, No. w31477, 2023.

Delgado, M.; Porter, M.E. and Stern, S. “Clusters and Entrepreneurship.” *Journal of Economic Geography*, 2010, 10(4), pp. 495–518.

Fan, Z. and Liu, Y. “Tax Compliance and Investment Incentives: Firm Responses to Accelerated Depreciation in China.” *Journal of Economic Behavior & Organization*, 2020, 176, pp. 1–17.

Glaeser, E.L. and Kerr, W.R. “Local Industrial Conditions and Entrepreneurship: How Much of the Spatial Distribution Can We Explain?” *Journal of Economics & Management Strategy*, 2009, 18(3), pp. 623–663.

La Ferrara, E.; Chong, A. and Duryea, S. “Soap Operas and Fertility: Evidence from Brazil.” *American Economic Journal: Applied Economics*, 2012, 4(4), pp. 1–31.

Liu, Z.; Wu, H. and Wu, J. “Location-Based Tax Incentives and Entrepreneurial Activities: Evidence from Western Regional Development Strategy in China.” *Small Business Economics*, 2019, 52(3), pp. 729–742.

Shi, M.Y.; Townsend, R.M. and Zhu, W. “Internal Capital Markets in Business Groups and the Propagation of Credit Supply Shocks.” *IMF Working Paper*, No.111, 2019.

Shi, X.; Xi, T.; Zhang, X. and Zhang, Y. “‘Moving Umbrella’: Bureaucratic Transfers and the Comovement of Interregional Investments in China.” *Journal of Development Economics*, 2021, 153, 102717.

Suárez Serrato, J. C. and Zidar, O. “Who Benefits from State Corporate Tax Cuts? A Local Labor Markets Approach with Heterogeneous Firms.” *The American Economic Review*, 2016, 106(9), pp. 2582–2624.

## **Tax Reform, Business Environment and Market Vitality: Debate on the Effect of Policy Synergy**

Wang Shuyi; Yuan Congshuai; Liu Zhikuo

**Abstract:** This paper mainly focuses on examining the policy effects of “replacing the business tax with the value-added tax” (abbreviated as VAT reform) and analyses whether these effects depend on the business environment, providing information on the effective deployment of fiscal policies. Based on nationwide business registration data, this study finds, using a difference-in-differences approach, that VAT reform has not only significantly increased the number of new service sector enterprises in pilot areas but has also indirectly led to an increase in new industrial enterprises through input-output relationships. However, it should be noted that the impact of the VAT reform on market vitality depends to a large extent on the regional business environment conditions, underlining the importance of policy synergy. In a situation where the scope for tax cuts is increasingly limited, improving the business environment and enhancing policy synergy emerge as effective pathways to maximise the benefits of tax policy adjustments.

**Key words:** tax reform, business environment, policy synergy

**JEL codes:** H20, H22, H25

(截稿:2023年9月 责任编辑:宋志刚)