

doi:10.19920/j.cnki.jmsc.2025.09.002

减税的创业效应：来自“营改增”的证据^①

陈永安¹，陈勇兵²，程 垦^{3*}

(1. 湖南大学经济与贸易学院，长沙 410079；2. 厦门大学经济学院，厦门 361005；
3. 合肥工业大学经济学院，合肥 230601)

摘要：破除产业间税制障碍是全面推进减税降费以支持实体经济发展的关键。本研究基于2009年—2015年中国工商注册企业数据库，考察“营改增”对地区创业活动的影响。研究发现“营改增”显著提高了地区创业活动水平。此外，针对服务业实施的“营改增”税制改革政策措施，不仅推动了专业化分工生产体系的建立，优化了地区产业结构，而且通过产业间上下游关联实现了创业促进作用的跨行业传导，间接带动了下游相关制造业的发展。总体上，“营改增”期间平均每增加一家新企业政府需要付出约55万元左右的减税成本，政府平均每增加10万元减税成本可以引导约1万元左右的资金流入实体经济。本研究的发现为未来完善税收政策，支持实体经济发展提供了定量政策评估参考。

关键词：营改增；创业；专业化分工；产业间关联；减税效率

中图分类号：F812；F276 **文献标识码：**A **文章编号：**1007-9807(2025)09-0013-22

0 引言

减税降费是支持市场主体的“及时雨”，是稳定宏观经济和优化产业结构的强劲动力，是推动先进制造业和现代服务业深度融合，顺应新一轮科技革命和产业变革，实现经济高质量发展的重要支撑^②。如何实现更有效的减税，用最小的减税力度实现最大的社会福利增加值，是当前持续推进全面减税降费政策和财政收支矛盾日益加剧背景下，需要重点考虑的问题。当前我国经济发展同时面临需求收缩、供给冲击和预期转弱三重压力，持续激发市场主体活力，扩大战略性新兴产业投资、培育壮大新的增长点增长极，加快构建现代化产业体系成为当务之急^③。但是，随着两业融合步

伐不断加快，各种发展不平衡、协同性不强、深度不够和政策环境、体制机制存在制约等问题愈发突出。为服务业和制造业互促共进提供比较宽松的政策环境，必须打破传统产业界限，制定有利于产业融合发展的税收政策。营业税改征增值税（以下简称“营改增”）作为大规模减税降费政策中最重要的一环，旨在减少服务业的重复性征税问题，有利于完善和延伸服务业与制造业之间的税收抵扣链条，优化产业结构，促进第二、第三产业融合发展。截至2015年底，前期试点“营改增”累计实现减税6412亿元^④。包括增值税改革在内，“十三五”时期各类新增减税降费累计更是高达7.6万亿元^⑤。那么，“营改增”政策是否确实起到激活市场主体活力的作用，是否推动了产业融

① 收稿日期：2023-02-14；修订日期：2024-10-17。

基金项目：国家社会科学基金重大项目(19ZDA067)。

通讯作者：程 垦(1996—)，男，江西上饶人，博士，讲师。Email: kencheng0717@foxmail.com

② 《关于推动先进制造业和现代服务业深度融合发展的实施意见》，发改产业〔2019〕1762号。

③ 《关于扩大战略性新兴产业投资培育壮大新增长点增长极的指导意见》，发改高技〔2020〕1409号。

④ 参见2016年3月18日国务院常务会议，http://www.gov.cn/guowuyuan/2016-03/18/content_5055337.htm。

⑤ 参见中央党史和文献研究院，《全面建成小康社会大事记》，人民出版社，2021。

合发展?其背后的影响机制和渠道又是什么呢?进一步地,“营改增”政策的总体减税效率如何?对以上问题的回答,有助于厘清税收政策在支持实体经济发展方面的作用机理和经验教训,进一步可为未来完善税收政策提供定量政策评估参考。

持续激发市场主体活力,鼓励和弘扬企业家精神是保持经济增长、促进社会创新、优化资源配置的核心。然而,企业家精神往往存在于众多新建企业之中,并且一个地区的成功取决于创新的企业家,地区创业水平直接反映出一个地区的创新潜力和市场活力^[1]。因此,地区创业的成因成为相关研究的焦点,越来越多的文献专注于解释为什么地区创业水平会存在空间差异^[1-3]。大量学者试图从内生经济增长理论、产业组织理论、金融发展理论、制度经济学等不同角度解释创业活动的地区差异。既有研究发现地区要素禀赋决定了创业所需外部资源的使用,其中风险资本获取是创业活动外部资金支持的重要途径^[4-7],人力资本构成是创业成功的重要因素^[8,9]。市场结构也被证实是地区创业活动空间差异的重要原因之一,其中垄断封闭的市场结构和垂直一体化的大公司体制,严重制约了知识溢出,阻碍了地区新企业的成立^[10]。此外,更有大量学者反复强调了地区制度、文化、经济等相关的环境因素也会直接或间接地影响着地区创业活动的开展^[11-17]。然而令人遗憾的是,关于税收如何影响地区创业活动的研究相对匮乏。仅有的文献大都集中在企业所得税、资本所得税、综合所得税、累进税等税率调整政策如何影响地区创业活动^[18-20],但是忽略了产业间的税制差异对税率调整政策实施效果的影响。

区别于传统税收政策,“营改增”并没有直接下调企业税率,而在于破除产业间税制障碍,减少重复性征税,是“结构性改革”的重要措施^[21]。在1994年的分税制框架中,制造业和服务业被设定为两种完全不同的税制,其中制造业以增加值为税基缴纳增值税,服务业以销售额为税基缴纳营业税,因此同为流转税的两种税制设计直接导致了服务业的重复征税问题。作为针对服务业的税制改革措施,实施“营改增”之后,服务业的中间投入品的进项税可以扣除,产业间的抵税环节得

到畅通,产业分工协作得到细化优化。虽然服务业“营改增”与制造业无直接关系,但是由于税收抵扣链条延长至服务业,下游制造业企业在采购上游服务业提供的服务时能够取得增值税发票,进而降低了制造业的税收成本,带动制造业的转型升级,最终实现第二、第三产业融合发展。

鉴于此,本研究以“营改增”为准实验考察税制改革对地区创业活动的影响。首先,本研究整理了2009年—2015年中国工商注册企业数据库,衡量了地区人均创业活动水平;然后,基于Kovak^[22]的做法测算了地区“营改增”冲击强度指标;最后,以“营改增”分地区逐步推广的准实验特征,采用双重差分法估计了“营改增”对地区人均创业数量的影响。研究发现“营改增”之后,受冲击较大的地区相对于受冲击较小的地区,地区“营改增”冲击每增加一个单位,地区人均创业数量将平均增加约0.336个/万人。此外,本研究一系列稳健性检验进一步证实了上述研究发现。

进一步地,本研究探讨了“营改增”促进地区创业活动增加可能的具体机制渠道。区别于传统税收政策,“营改增”并没有直接下调企业税率,而是针对服务业进行的一种税制改革,其最大特点在于减少重复性征税,完善和延伸服务业与制造业之间的税收抵扣链条,优化产业结构,促进第二、第三产业融合发展,本质上是一种“结构性减税”的政策措施。产业结构的优化过程是创造性地打破原市场均衡,创造创业机会和保持经济增长的重要途径。实际上,“营改增”可以基于产业间关联,通过推动专业化分工生产体系的建立^[23,24]和加强上下游产业间的联系^[21]实现产业结构整体的优化升级,进而创造更多的创业机会,实现地区创业活动数量的提升。研究发现,一方面,“营改增”更多地促进了与原母公司非关联的新企业的创立,并且从整体上促进了地区服务机构的发展,实现了激发市场主体活力和优化产业结构的目的。另一方面,“营改增”不仅直接促进了试点行业的创业活动,而且对非试点行业的创业活动也起到了显著的促进作用。此外,研究发现针对服务业实施的“营改增”税制改革措施,还对地区制造业的创业活动产生了积极的影响,并且制造业与上游服务业关联度越高,“营改增”对其的创业促进作用越强。

最后,为了考察“营改增”政策的总体减税效率,本研究回答了两个重要的问题:1)单位创业的减税成本是多少;2)单位减税成本可以引导多少资金流入实体经济。具体而言,本研究参照 Busso 等^[25]和 Chaurey^[26]等的做法,采用包络反推法(back-of-the-envelope calculation)计算得出,每新增一家新企业,政府所需负担的减税成本在2013年约为38.347万元,2014年约为53.573万元,2015年约为75.643万元,并且在2013年—2015年期间平均每增加一家新企业需要付出约52.355万元的减税成本。类似的,每年全国新增注册资本总额与新增减税成本的比值在2013年约为0.129,在2014年约为0.069。也就是说,2013年政府每增加10万元减税成本可以向实体经济中注入约1.29万元左右的资本(2014年约为0.69万元)。

本研究可能的边际贡献主要有以下三个方面:第一,区别于传统从税率调整角度考察税收政策对创业活动的影响研究^[18-20],本研究基于“营改增”这一独特的中国税收政策,从税制调整角度考察了产业间的税制差异对地区创业活动的影响,强调了消除产业间税制障碍在促进实体经济发展中的重要作用,为税收如何影响创业的文献提供了一个转型发展中大国的典型案例;第二,区别于以往基于中国工业企业数据库等研究制造业企业市场进入行为的相关文献^[27-30],本研究基于中国工商注册企业数据库,研究了针对服务业的“营改增”政策如何影响地区制造业的新企业创立活动,突出了产业间关联在实体经济发展中的重要作用,为推动先进制造业和现代服务业深度融合,加快发展服务业以支撑制造业转型升级提供新的思路;第三,区别于现有文献仅仅关注了“营改增”的减税效果^[21, 24, 31],本研究进一步地探讨了“营改增”的减税效率。基于包络反推法,本研究考察了“营改增”的总体减税效率,试图回答单位创业的减税成本和单位减税成本可以引导多少资金流入实体经济这两个问题。一方面,为“营改增”在促进地区创业方面的经济效率提供了初步判断;另一方面,为优化未来更大力度减税降费的政策设计,实现用最小的减税力度实现最大的社会福利增加值的目标,提供可资借鉴的微观证据。

1 制度背景与实证策略

1.1 制度背景

为了创造满足国家产业结构优化和市场经济主体发展迫切需要的税收环境,1994年我国开始进行全面的分税制改革,包括针对制造业实施的增值税政策和服务业实施的营业税政策。随着第三产业的战略地位和重要性的提升,税制与市场经济体制运行脱节问题愈发突出。具体地,营业税和增值税税制并存的情况不仅不利于产品在制造业和服务业之间的流通,也产生了同一个产品在生产环节和销售环节重复征税的问题^[21, 32]。

为此经国务院批准,财政部、国家税务总局在2011年11月16日联合下发了“营改增”的试点方案,选择上海市于2012年1月1日起对交通运输业(不含铁路运输业)和六种现代服务业(简称为“1+6”行业)开始进行“营改增”改革试点。2012年9月1日起,试点的“1+6”行业由上海市分批推广至北京、江苏、安徽、福建、广东、天津、浙江、湖北八省市,并且在2013年8月1日开始“营改增”试点范围扩展到全国所有地区。此后,全国范围“营改增”试点行业也陆续扩围,2013年8月1日新纳入广播影视业,2014年1月1日新纳入铁路运输和邮政业,同年6月1日新纳入电信业,最后2016年5月1日开始将剩余建筑业、房地产业、金融业和生活服务业四个服务行业全部纳入“营改增”试点行业范围。具体“营改增”改革进程如表1所示。

“营改增”改革进程表现出鲜明的分地区逐步推广的准实验特征,这为本研究使用双重差分法的研究设计提供了一个绝佳的范本。在本研究的分析过程中,地区作为推行“营改增”政策的执行单位,在“营改增”过程中表现出差异化的冲击程度:一方面表现为“营改增”试点地区和非试点地区的差异;另一方面,“营改增”试点地区之间也因为试点行业占地区产业结构比重的不同表现出差异化的冲击强度。因此,尽管“营改增”在全国铺开所有地区在相同行业上面临相同的“营改增”政策冲击,但是地区的产业结构差异导致了“营改增”政策冲击的空间差异。

表 1 “营改增”改革进程

Table 1 Reform process of business tax replaced with value added tax reform

改革时间	试点地区	试点行业
2012 年 1 月	上海	“1+6”行业
2012 年 9 月	北京	“1+6”行业
2012 年 10 月	江苏、安徽	“1+6”行业
2012 年 11 月	福建、广东	“1+6”行业
2012 年 12 月	天津、湖北、浙江	“1+6”行业
2013 年 8 月	全国(除试点地区外)	“1+6”行业
2013 年 8 月	全国	广播影视业(新增)
2014 年 1 月	全国	铁路运输和邮政业(新增)
2014 年 6 月	全国	电信业(新增)
2016 年 5 月	全国	建筑业、房地产业、金融业和生活服务业(新增)

区别于传统税收政策,“营改增”最大的特点在于减少重复征税,是“结构性改革”攻坚战中的实招,可以促使社会形成更好的良性循环。作为针对服务业的税制改革措施,“营改增”通过专业化分工生产体系的建立和上下游产业间关联的加强,间接带动相关制造业的发展,促进了产业结构整体的优化升级。一方面,购买服务的企业可以从外包公司获得相应的增值税专用发票,在计算应交增值税款时进行抵扣。因而“营改增”消除了企业分工细化的税制障碍,鼓励服务机构脱离母体公司,促进了制造业与服务机构分工协作^[23, 24]。另一方面,上游服务业从营业税纳税人身份转变为增值税纳税人身份,使得下游制造业企业在采购上游服务业提供的服务时能够取得增值税发票,增加了可以抵扣的进项税额,从总体上降低了下游制造业企业原本的税收成本。因而“营改增”推动了企业将投入中间品的生产环节分离出去,有利于不同企业专业化发展主营业务,促进了上下游产业间分工协作^[21]。

1.2 地区“营改增”冲击

本研究试图比较“营改增”前后,受“营改增”冲击较大地区与受“营改增”冲击较小地区人均创业数量的差异,以此来评估“营改增”对地区创业活动的影响。值得注意的是,直接比较“营改增”试点地区和非试点地区在政策实施前后的地区人均创业数量差异存在严重的选择性偏误问题。“营改增”进程表现出明显的分地区逐步推广的特征,由于“营改增”针对的是服务业中的部分试点行业,不同地区产业结构的差异会对“营改增”地区冲击衡量带来严重干扰,从而对本研究

的识别带来严重威胁。直观地说,当一些地区最重要的行业成为“营改增”冲击影响行业时,这些地区的企业税收负担会出现更大幅度的下降。基于上述思路,本研究借鉴 Kovak^[22]刻画地区“营改增”冲击强度为

$$Treatment_c = \frac{\sum_j Emp_{c2010} \times I(treated_j = 1)}{\sum_j Emp_{c2010}} \quad (1)$$

其中 Emp_{c2010} 表示城市 c 行业 j 的基期就业人数,数据来源于 2010 年第六次人口普查数据。 $I(treated_j = 1)$ 为示性函数,如果行业 j 是受“营改增”冲击影响行业则取 1,否则为 0。值得注意的是,虽然“营改增”是针对服务业施行的税制改革措施,但是“营改增”政策的最终目的是优化产业结构,促进第二、第三产业融合发展。基于产业关联的视角,本研究在识别受“营改增”冲击影响的行业时,同时包括了“营改增”试点行业 and 所有制造业行业^[24, 31]。尽管如此,本研究在后续的研究中对地区“营改增”冲击强度进行重新度量,额外考虑了两个替代指标,一个是将冲击影响行业只局限于试点服务业,另一个是根据产业间关联的强度对制造业行业进行加权处理。因此, $Treatment_c$ 是受“营改增”冲击影响行业的加权平均值,以基期城市中每个行业就业占当地总就业的份额为权重。尽管所有地区在相同行业上面临相同的“营改增”政策冲击,但是地区的产业结构差异导致了“营改增”冲击的地区差异。因此,式(1)衡量了每个城市受到的“营改增”冲击强度。

表 2 “营改增”冲击强度的地区分布

Table 2 Regional distribution of business tax replaced with value added tax reform impact strength

城市	省份	冲击强度	主要产业	主要产业就业份额
Panel A “营改增”冲击最大的 5 个地区				
东莞	广东	0.777	皮革制品制造(192)	0.079
中山	广东	0.711	纺织服装制造(181)	0.110
深圳	广东	0.647	电子元件制造(406)	0.060
苏州	江苏	0.635	纺织服装制造(181)	0.067
佛山	广东	0.597	家用电器具制造(395)	0.055
Panel B “营改增”冲击最小的 5 个地区				
普洱	云南	0.069	谷物及其他作物的种植(011)	0.494
定西	甘肃	0.062	谷物及其他作物的种植(011)	0.638
武威	甘肃	0.059	谷物及其他作物的种植(011)	0.690
松原	吉林	0.057	谷物及其他作物的种植(011)	0.706
陇南	甘肃	0.056	谷物及其他作物的种植(011)	0.667

表 2 显示了“营改增”冲击强度的地区分布。其中,受“营改增”冲击较大的地区就业主要集中在纺织服装制造、电子元件制造等劳动密集的行业,并且这些地区产业结构相对丰富。然而,受“营改增”冲击较小的地区就业集中在农业行业,并且这些地区产业结构相对单一,例如吉林省松原市,谷物及其他作物的种植业占该地区总就业的份额高达 70%。可以看出“营改增”主要影响试点服务业和上下游关联的缴纳增值税的制造业,并且主要作用于产业结构相对丰富的地区。此外,地区“营改增”冲击强度最大值为 0.777 和最小值为 0.056,标准差为 0.122,这为本研究利用“营改增”冲击研究地区人均创业数量差异提供了充足的变量变动。

1.3 地区人均创业数量

本研究地区新注册企业数据主要来源于中国工商注册企业数据库,该数据库包含所有企业的工商注册号、成立日期、核准日期、所属行业、登记机关、所属地区等维度信息。本研究整理了 2009 年—2015 年全国每年新建企业的数据,从城市—行业等多种维度口径统计每年新成立企业的数量。一方面,区别于以往关于个人自我雇佣创业行为的影响研究,虽然个体工商户也是创业的重要形式之一,但是往往只拥有个人的人力资本,基本没有企业规模,其风险承担能力和研发创新能力微乎其微。相较而言,新建企业数量可以反映市场规模,并且新建企业是包含创新能力企业家精

神的核心载体^[1]。从这个意义上说,地区新建企业数量更能准确反映该地区的真实创业水平。另一方面,区别于以往文献中数据库存在的固有缺陷,例如基于中国工业企业数据库分析企业市场进入的相关研究^[27, 28],由于中国工业企业数据库仅收录规模以上大中型制造业企业,并不能很好地体现地区创业活动的整体全貌。因此,中国工商注册企业微观数据库这一包含全部企业样本的行政级别大数据,可以支撑本研究对地区整体创业活动的影响研究。

本研究参照叶文平等^[33]的思路和做法,通过观测时间段内新注册企业数来衡量地区创业活动水平,使用劳动力市场法将观测时间段内新注册企业数标准化来消除地区规模的影响。考虑到创业的主体为地区适龄劳动力人口,本研究根据第六次人口普查数据统计各地区 15 岁~64 岁劳动力人口占地区总人口的比重,依此使用地区 15 岁~64 岁劳动力数量衡量地区劳动力市场规模。综上所述,本研究使用地区新注册企业数量与地区适龄劳动力数量的比值来衡量地区人均创业数量水平。

1.4 计量方程设定

为了识别“营改增”对地区创业活动的影响,本研究采用双重差分法(DID)进行政策效果评估。鉴于此,本研究设定基准计量模型如下

$$Entrep_{ct} = \beta RTR_{ct} + \gamma X_{ct} + \eta_c + \theta_{pt} + \varepsilon_{ct} \quad (2)$$

式中 $Entrep_{ct}$ 表示城市 c 在年份 t 的人均创业数

量,具体地使用地区新注册企业与地区适龄劳动力数量的比值来衡量。 RTR_{ct} 为本研究核心解释变量,衡量了城市 c 在年份 t 受“营改增”冲击的大小,具体地, $RTR_{ct} = Treatment_c \times Post_{ct}$, 其中 $Post_{ct}$ 表示城市 c 在年份 t 是否被选为“营改增”试点城市。 η_c 表示城市固定效应, θ_{pt} 表示省份一年份固定效应,用来捕捉省份层面随时间变化的宏观经济波动等不可观测因素的干扰, ε_{ct} 表示随机误差项,聚类稳健标准误控制在城市层面。本研究关注的核心解释变量系数为 β , 其经济含义可以解释为“营改增”实施前后,受冲击较大地区相对于受冲击较小地区在人均创业数量影响上的差异。

考虑到双重差分法最重要的潜在识别假设之一就是受“营改增”冲击强度不同的地区之间具有相同的事前平行趋势。虽然, RTR_{ct} 已经很好地捕捉了地区“营改增”政策的外生冲击部分,但是“营改增”试点城市的选择并非完全随机,即试点城市和非试点城市之间可能在 2012 年政策实施之前就表现出显著差异。考虑到“营改增”政策的具体实施细节,本研究根据《营业税改征增值税

试点方案》等文件在式(2)中引入 X_{ct} 等一系列城市社会经济变量^⑥, 以此构造条件随机化实验。具体地 $X_{ct} = S_c \times year_t$, 其中 $year_t$ 表示样本期内年份虚拟变量, S_c 表示根据“营改增”政策文件中试点城市选取依据选择的一系列城市基期特征变量,具体包括:第三产业人员比重、公共财政收入、财政自治能力(公共财政收入与公共财政支出的比值)、直接税份额(直接税占税收总收入的比重)、GDP 增长率、人口密度、工业企业数目等。

1.5 描述性统计

本研究各项经济指标数据来源主要包括中国工商注册企业数据库、《中国城市统计年鉴》、第六次人口普查数据和投入产出表等。考虑到 2008 年金融危机对宏观经济的巨大冲击,本研究选取 2009 年之后的样本以尽可能排除宏观经济冲击对本研究识别的干扰。考虑到 2016 年 5 月“营改增”政策开始在全国服务业所有行业全面推广,因此本研究研究样本截止时间设定为 2015 年。最后,本研究整理出中国 279 个地级市 2009 年—2015 年的面板数据集。表 3 显示了本研究所涉及的主要变量的描述性统计结果。

表 3 描述性统计

Table 3 Descriptive statistics

变量	均值	标准差	最小值	最大值
Panel A 地区“营改增”政策冲击				
<i>Treatment</i>	0.228	0.122	0.057	0.777
<i>RTR</i>	0.094	0.148	0	0.777
Panel B 地区人均创业数量				
<i>Entrep</i> (个/万人)	0.190	0.192	0.015	1.761
Panel C 控制变量				
第三产业就业占比(ln)	3.931	0.263	2.941	4.463
公共财政收入(ln)	13.599	0.993	11.190	16.404
公共财政收入/公共财政支出	0.480	0.223	0.069	1.085
直接税/税收总额	0.427	0.086	0.214	0.693
GDP 增长率/%	11.229	4.563	-4.700	22.600
人口密度(人/km ²)	5.725	0.867	2.443	7.349
工业企业数目(ln)	6.540	1.064	3.367	9.213

⑥ 详情参见《营业税改征增值税试点方案》(财税[2011] 110 号),根据该方案的条款一和条款二中的实施细则,“营改增”改革选取现行试点地区主要考虑经济发展状况、财政承受能力、征管基础设施等因素。先期选择经济辐射效应明显、改革示范作用较强的地区开展试点。

2 计量结果分析

2.1 基准结果

本研究基准估计结果如表4所示,从表4的结果中可以看出“营改增”确实显著促进了地区创业活动的增加.具体地,表4第(1)列仅控制了城市 and 年份的固定效应,表4第(2)列中进一步控制了“营改增”政策文件中涉及关于试点城市选择的事前决定因素,结果均显示“营改增”实施前后,受冲击较大地区相对于受冲击较小地区具有更高的创业活动水平.本研究式(2)的基准估

计结果如表4第(3)列所示,考虑到地区创业可能存在的空间自相关问题,表4第(4)列进一步地将聚类稳健标准误控制在省份层面.从表4第(3)列和表4第(4)列的结果中可以看出,“营改增”试点后,受冲击较大的地区相对于受冲击较小的地区,地区“营改增”冲击每增加一个单位,人均创业数量平均增加约0.336个/万人.考虑到样本期内地区人均创业数量的标准差($sd(Entrep_{ct})$)为0.192,地区“营改增”冲击的标准差($sd(RTR_{ct})$)为0.148,则一单位地区“营改增”冲击的标准差变动将引起地区人均创业数量相对于均值变动25.9% ($0.336 \times 0.148 \div 0.192 = 25.9\%$)左右.

表4 “营改增”改革对地区人均创业数量的影响

Table 4 The impacts of business tax replaced with value added tax reform on the number of new firms per capita in the region

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
RTR	0.093 ***	0.073 **	0.336 ***	0.336 **
	(0.032)	(0.036)	(0.126)	(0.149)
控制变量	否	是	是	是
城市 FE	是	是	是	是
年份 FE	是	是	否	否
省份—年份 FE	否	否	是	是
观测值	1 880	1 558	1 536	1 536

注：*** 代表1%的显著性水平，**代表5%的显著性水平，*代表10%的显著性水平，后表同。

2.2 动态处理效应

为了更加直观地考察受“营改增”冲击较大地区相对于受“营改增”冲击较小地区在地区人均创业数量方面的动态差异,本研究参考 Jacobson 等^[34]的做法,利用事件分析法(event study)进行更为直观的动态分析.具体地,本研究回归方程设计如下

$$Entrep_{ct} = \beta_k \sum_{k=-5, k \neq -1}^{2+} D_{t_{c0}+k} + \gamma X_{ct} + \eta_c + \theta_{pt} + \varepsilon_{ct} \quad (3)$$

其中 $D_{t_{c0}+k}$ 表示一系列“营改增”试点城市事件,如果事件发生,则为 $Treatment_c$, 否则为零.具体地, t_{c0} 表示不同城市被选为“营改增”试点城市的时间, k 表示相对于该城市选为“营改增”试点城市事件发生的前后年份($k = -5, -4, -3, -2, 0, 1, 2$).本研究除去了 $k = -1$ 的事件发生点,因此本研究将“营改增”试点冲击当年作为基准年份.本研究主要关注参数 β_k 的大小,即反映“营改增”改革的第 k 年对地区间人均创业数量的影响大小.

为了更为直观地反映出“营改增”改革对地区间人均创业数量的动态影响,图1给出了式(3)的点估计结果和95%的置信区间.从图1中可以看出,“营改增”改革之前,各地区人均创业数量的差异不能拒绝显著为零的原假设,满足双重差分方法的事前平行趋势假设.而“营改增”改革之后,“营改增”显著促进了地区人均创业数量的增加,并且这种人均创业数量促进作用逐年上升.

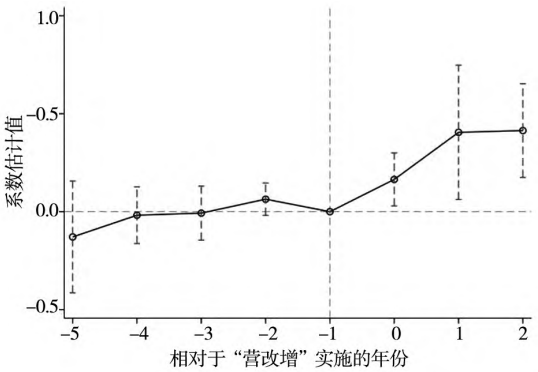


图1 动态处理效应

Fig. 1 Dynamic treatment effect

2.3 内生性问题的讨论

虽然本研究通过引入“营改增”政策文件中涉及的有关试点城市选择的参考因素,尽可能地控制处理组和控制组在政策实施前可观测因素的差异,并且前文的动态事件分析法也证实了本研究双重差分法研究设计满足事前平行趋势假设,即“营改增”之前各地区在人均创业数量上并没有显著差异.但是,本研究的结论依然可能受到其他不可观测因素的干扰,尤其是地区“营改增”冲击(RTR_{it})的内生性问题. RTR_{it} 的内生性主要来源于两个方面:第一,地区“营改增”冲击强度($Treatment_{it}$)的内生性问题.考虑到 $Treatment_{it}$ 的衡量中涉及地区产业结构,而地区产业结构的形成与地区不同行业的企业存量息息相关,这样可能造成潜在的地区创业活动和 $Treatment_{it}$ 之间的反向因果关系;第二,城市被选择为“营改增”试点城市的时间上($Post_{it}$)可能存在的内生性问题.考虑到地区新企业的成立和地区何时被选择为“营改增”试点城市可能同时受到其他不可观测遗漏变量的共同影响,例如商业文化、社会稳定性等,这样可能造成本研究参数估计结果有偏.

首先,针对地区创业活动和地区“营改增”冲

击强度之间可能存在的反向因果关系,参考 He 等^[35]的做法,选取 2009 年的地区人均新建企业数对地区“营改增”冲击强度进行回归,结果如表 5 第(1)列所示,可以看出事前地区创业活动和地区“营改增”冲击强度之间并不存在显著的相关关系.此外,从图 1 的动态趋势图中可以看出,地区间创业活动的变化趋势在“营改增”政策冲击发生前并没有表现出显著差异.因此,本研究的结论不太可能受到地区创业活动和地区“营改增”冲击强度之间潜在反向因果关系的干扰.

其次,针对其他不可观测遗漏变量可能带来的内生性问题,本研究着重考察了处理组和控制组在地区创业特征方面的差异,包括地区创业增长率、城乡创业结构、新企业寿命和新企业注册资本规模等,以检验“营改增”试点城市之间是否满足准实验的环境设定,结果如表 5 第(2)列—表 5 第(5)列所示.可以看出,“营改增”试点城市之间在地区总体新企业数量增长率、市辖区和市辖区新成立企业数量的比例、地区新成立企业的平均存活年限和地区新成立企业的平均注册资本规模等方面并没有表现出显著的差异.因此,本研究的结论也不太可能受到其他不可观测遗漏变量的影响.

表 5 内生性问题的讨论

Table 5 Discussion on endogeneity

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	2009	创业 增长率	城乡 创业结构	企业 寿命	注册资本 规模	农林牧渔	二三产业 比重
RTR	0.122 (0.091)	-0.215 (0.222)	-0.091 (0.432)	-0.393 (0.329)	-1.035 (1.183)	0.010 (0.017)	-0.010 (0.236)
$RTR \times Share$							0.474 ** (0.239)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是
城市 FE	否	是	是	是	是	是	是
省份—年份 FE	否	是	是	是	是	是	是
观测值	208	1 607	1 607	1 561	1 565	1 578	1 607

注:表中第(1)列均为城市的截面数据,被解释变量均为对应样本期内的地区人均创业数量,核心解释变量为基期地区“营改增”冲击强度($Treatment_{it}$).第(2)列~第(7)列均为城市 2009 年—2015 年的面板数据,核心解释变量为地区“营改增”冲击(RTR_{it}),聚类稳健标准误均控制在城市层面.其中,第(6)列被解释变量为 2009 年—2015 年期间农林牧渔业的地区人均创业数量.第(7)列被解释变量为 2009 年—2015 年期间地区人均创业数量,核心解释变量为地区“营改增”冲击(RTR_{it})和地区基期(2011 年)第二、第三产业人员占比($Share_{it}$)的交互项,回归中还同时控制了 $Share_{it}$ 和 $Post_{it}$ 的交互项,限于篇幅限制,此处省略.

最后,考虑到“营改增”试点行业均是服务业,“营改增”的根本目的是优化产业结构,促进第二、第三产业融合发展,而第一产业不在此次改革目标范围内,尤其是第一产业中非服务性质的

农林牧渔业.因此,如果不存在其他不可观测遗漏变量的影响,那么农林牧渔业的地区人均创业数量应该不受“营改增”政策冲击的影响,并且第二、第三产业比重较高的地区应该表现出更强的

地区人均创业数量。鉴于此,本研究将式(2)中的被解释变量变换为地区人均农林牧渔业新企业数量,估计结果如表 5 第(6)列所示。可以看出,农林牧渔业的人均创业数量在地区间确实没有显著差异。同时,本研究在式(2)中引入地区基期第二、第三产业人员占比(*Share*)和地区“营改增”冲击的交互项,估计结果如表 5 第(7)列所示。可以看出,确实地区第二、第三产业比重越高,“营改增”的地区创业促进效果越强。综上所述,本研究的基准结果真实可信。

2.4 稳健性检验

2.4.1 缩小样本区间

本研究在构建基准回归中地区“营改增”冲击强度指标时,仅使用“营改增”初期“1+6 行业”作为“营改增”涉及的试点行业,并未纳入 2013 年后陆续新增的铁路运输、邮政服务业和电信业等试点行业,这样可能造成整个样本期内地区“营改增”冲击强度的低估。因此,为了排除可能存在的测量偏差问题,本研究将回归样本缩短至 2009 年—2013 年,删除 2013 年后地区“营改增”冲击强度可能被低估的样本期,缩短样本期后的估计结果如表 6 第(1)列所示。可以看出缩小样本区间后的参数估计结果依然显著稳健,表明本研究地区“营改增”冲击强度并不存在显著的测量偏差问题。

2.4.2 长差分模型

考虑到地区要素从流动到再配置,以及创业活动从构想到实现需要一定的时间成本,因此不

同时期的地区创业活动结果可能低估了“营改增”对地区创业活动的潜在真实影响。因此,本研究参考 Dix-Carneiro 和 Kovak^[36]的做法,进一步采用长差分模型估计“营改增”冲击对 2011 年—2015 年地区人均创业数量的累积影响,依此更加准确地估计“营改增”对地区创业活动的真实影响,估计结果如表 6 第(2)列所示。可以看出,“营改增”冲击显著提高了地区人均创业数量,无论是用传统双重差分模型还是长差分模型估计,本研究的基准结论依然稳健。

2.4.3 “营改增”冲击强度的重新度量

考虑到制造业行业在 2012 年“营改增”改革之前已经完成税制改革,因此将制造业行业纳入本次受“营改增”冲击影响行业,可能会高估地区“营改增”冲击强度,进而造成估计结果的低估。因此为了降低制造业行业的权重,更加准确衡量本次受“营改增”政策冲击的效果,本研究同时构造了两个额外的代理变量进行稳健性检验:第一,根据投入产出关联,将不同制造业行业按照“营改增”试点行业占其总中间投入的比重作为权重纳入地区“营改增”冲击强度测度指标;第二,在测度地区“营改增”冲击强度时只用“营改增”试点行业作为“营改增”冲击影响行业。表 6 第(3)列汇报了第一个代理变量的估计结果,表 6 第(4)列汇报了第二个代理变量的估计结果,结果均验证了“营改增”政策对地区创业确实有促进效果,并且参数估计结果在数值上更大,这进一步说明本研究的基准估计结果是被低估并且前文基本结论是可信的。

表 6 稳健性检验
Table 6 Robustness test

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	缩小样本区间	长差分模型	加权指标	仅试点指标
<i>RTR</i>	0.394 **	0.374 ***	0.308 ***	0.300 ***
	(0.187)	(0.080)	(0.069)	(0.065)
控制变量	是	是	是	是
城市 <i>FE</i>	是	否	是	是
省份—年份 <i>FE</i>	是	否	是	是
观测值	1 231	258	1 530	1 530

注：表中各列被解释变量均为对应样本期内的地区人均创业数量,核心解释变量为地区“营改增”冲击,聚类稳健标准误控制在城市层面。其中第(1)列的样本期为 2009 年—2013 年;第(2)列为城市的截面数据,被解释变量为 2015 年地区人均创业数与 2011 年地区人均创业数量的差值,核心解释变量为地区“营改增”冲击强度(*Treatment*);第(3)列中地区“营改增”冲击强度的测度中只用“营改增”试点行业作为“营改增”冲击影响行业;第(4)列中地区“营改增”冲击强度的测度中对不同制造业行业按照“营改增”试点行业占其总中间投入的比重进行加权处理。

2.4.4 空间溢出效应

尽管地区维度的“营改增”冲击强度指标在一定程度上避免了行业间溢出效应对因果识别造成的影响,但是潜在的地区间空间溢出效应仍然可能对前文的基准结论带来干扰.因此,本研究参照 Huang 等^[37]的做法,检验同省内其他地区的“营改增”冲击是否会影响本地区“营改增”冲击的创业效果.具体的,以地区间地理距离的倒数为权重,加总得到本地区遭受到的来自其他地区的间接“营改增”冲击指标(*IRTR*),这意味着,如果某地区距离本地区越近,那么该地区对本地区的空间溢出效应越大.表 7 分别汇报了三种地区“营改增”冲击强度测度指标下空间溢出效应的

检验结果.其中,表 7 第(1)列、表 7 第(3)列和表 7 第(5)列将间接“营改增”冲击指标(*IRTR*)以控制变量的形式引入式(2)中,可以看出在控制本地区遭受到的间接“营改增”冲击影响之后,本地区“营改增”冲击的创业效果依然存在,并且核心解释变量系数的回归结果较为稳健.表 7 第(2)列、表 7 第(4)列和表 7 第(6)列直接汇报了间接“营改增”冲击对本地区创业活动的影响,可以看出间接“营改增”冲击指标(*IRTR*)的参数估计结果在统计上并不显著,说明间接“营改增”冲击对本地区创业活动的影响可以忽略.综上所述,潜在的空间溢出效应对本研究基准结果的影响较小,前文的基本结论真实可信.

表 7 空间溢出效应检验

Table 7 Tests for spatial spillover effects

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	基准指标		加权指标		仅试点指标	
<i>RTR</i>	0.405 ***		0.310 ***		0.308 ***	
	(0.148)		(0.069)		(0.066)	
<i>IRTR</i>	-0.110	0.003	-0.485	-0.385	-0.523	-0.217
	(0.090)	(0.084)	(0.660)	(0.708)	(0.488)	(0.538)
控制变量	是	是	是	是	是	是
城市 <i>FE</i>	是	是	是	是	是	是
省份—年份 <i>FE</i>	是	是	是	是	是	是
观测值	1 530	1 530	1 530	1 530	1 530	1 530

2.5 排除其他政策干扰

虽然“营改增”政策分地区逐步推广的特征,已经排除了大部分同时期其他政策冲击可能对基本结论造成的干扰,但是为了研究的严谨性,本研究接下来着重从地方金融发展、外商直接投资、交通基础设施、地方政府干预和数字普惠金融四个方面进行进一步稳健性检验.

2.5.1 地方金融发展

金融信贷是地区创业活动的重要投入要素之一^[4,5],并且地方金融市场的发展会显著促进地区人均创业数量的提升^[38].考虑到 2008 年金融危机之后全国城市金融系统逐渐发展和完善,势必会对地区创业活动的展开产生影响.鉴于此,本研究在原基准回归式(2)中进一步引入各个地区期初金融机构数量的对数值和年份虚拟变量的交互项(*Finan*),尽可能控制住地方金融发展对地区创业活动可能造成的影响,估计结果如表 8

第(1)列所示.从结果中可以看出,控制地方金融发展对地区创业活动的影响后,本研究的结论依然稳健.

2.5.2 外商直接投资

创业活动的另一个融资渠道就是外商直接投资.自 1995 年商务部颁布《鼓励外商投资产业目录》以来,尤其是中国加入 WTO 后,中国进一步放宽外资行业准入门槛,大力引进外资.伴随着大量外资的流入,地区的金融储蓄缺口和外汇缺口得以缓解.大量的研究发现外商直接投资对于中国经济增长、企业创新和外贸发展等均发挥着重要的作用^[39].因此,考虑到外商直接投资可能对地区创业活动的影响,本研究在原基准回归模型中进一步控制各个地区外商直接投资额,即在式(2)中引入各地区期初外商直接投资实际使用金额的对数值和年份虚拟变量的交互项(*FDI*),估计结果如表 8 第(2)列所示.从结果中可以看

出,控制外商直接投资对地区创业活动的影响后,本研究的结论依然稳健.

2.5.3 交通基础设施

地区经济活动很大程度依赖于交通基础设施体系,便利的城市交通基础设施可以强化各个经济主体之间的区际联系.交通基础设施的完善,能够促进生产要素地区间的自由流动,便利地区间的贸易往来,推动地区间的产业转移,优化地区间的资源配置等,进而会对地区创业活动产生影响.因此,考虑到城市交通基础设施可能对地区创业的影响,本研究在原基准回归模型中进一步控制各个地区城市交通基础设施建设情况,即在式(2)中引入各地区期初道路面积的对数值和年份虚拟变量的交互项(*Road*),估计结果如表 8 第(3)列所示.从结果中可以看出,控制交通基础设施建设对地区创业活动的影响后,本研究的结论依然稳健.

2.5.4 地方政府干预

制度与创业的诸多研究均指出,政府干预是地区创业活动的重要影响因素之一^[13].考虑到中国的城市领导人对地方经济活动有着关键的控制,城市领导人的晋升取决于城市的经济绩效,在其任届晚期,晋升激励强度增加时,对经济绩效的过度关心会提高其对地方经济活动的干预程

度^[40].因此,为了排除在本研究样本期内地方政府干预对地区创业活动的影响,本研究在原基准回归模型中进一步控制各个地区政府对市场经济活动的干预程度,即在式(2)中引入各地区期初市长任期长度指标和年份虚拟变量的交互项(*Phase*),估计结果如表 8 第(4)列所示.从结果中可以看出,控制地方政府干预对地区创业的影响后,本研究的结论依然稳健.

2.5.5 数字普惠金融

随着“十四五”时期,第五代移动通信、工业互联网、大数据中心等新型基础设施的大规模建设,我国全面开启了数字经济时代,尤其是大数据和人工智能技术的应用,深刻改变了传统的金融模式^[41],并且许多文献已经论证了数字金融对创业活动产生的显著影响^[5, 6].因此,为了排除在本研究样本期内数字技术的普及,尤其是地区数字金融对创业活动的影响,本研究采用北京大学数字金融研究中心发布的数字普惠金融指数作为控制变量,在原基准回归模型中进一步控制各个地区数字普惠金融水平,即在式(2)中引入 2011 年—2015 年各地区数字普惠金融指数(*Digital*),估计结果如表 8 第(5)列所示.从结果中可以看出,控制数字普惠金融对地区创业的影响后,本研究的结论依然稳健.

表 8 排除其他政策干扰
Table 8 Exclusion of other policies

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	地方金融 发展	外商直接 投资	交通基础 设施	地方政府 干预	数字普惠 金融	综合
<i>RTR</i>	0.305 * (0.175)	0.331 ** (0.147)	0.320 * (0.164)	0.424 ** (0.171)	0.440 *** (0.161)	0.435 *** (0.154)
<i>Finan</i>	是	否	否	否	否	是
<i>FDI</i>	否	是	否	否	否	是
<i>Road</i>	否	否	是	否	否	是
<i>Phase</i>	否	否	否	是	否	是
<i>Digital</i>	否	否	否	否	是	是
控制变量	是	是	是	是	是	是
城市 <i>FE</i>	是	是	是	是	是	是
省份—年份 <i>FE</i>	是	是	是	是	是	是
观测值	1 431	1 500	1 546	1 546	1 092	1 028

此外,本研究还综合考虑了以上所有政策对“营改增”促进人均创业数量的影响,即同时控制

各地区地方金融发展、外商直接投资、交通基础设施、地方政府干预和数字普惠金融等因素,估计结

果如表 8 第(6)列所示.从结果中可以看出,在控制一系列其他政策对地区创业活动的影响后,“营改增”依然显著提高了地区人均创业数量水平.

3 机制分析

区别于传统税收政策,“营改增”并没有直接下调企业税率,而是针对服务业进行的一种税制改革,其最大特点在于减少重复性征税.虽然表面上“营改增”是针对服务业实施的税制改革措施,但却是“结构性改革”攻坚战中的实招,间接带动相关制造业的发展,最终目的是促进第二、第三产业融合发展以优化产业结构.值得注意的是,产业结构的优化过程是创造性地打破原市场均衡,创造创业机会和保持经济增长的重要途径.实际上,“营改增”可以基于产业间关联,通过推动专业化分工生产体系的建立^[23, 24]和加强上下游产业间的联系^[21]实现产业结构整体的优化升级,进而创造更多的创业机会,实现地区创业活动数量的提升^[42-44].

3.1 专业化分工

“营改增”推动了企业专业化分工生产体系的建立.“营改增”之前,如果本企业的服务由内设的服务机构提供,则该部分服务不征收营业税;如果本企业内设的服务机构独立出来,并向本企业提供服务,那么该部分服务所带来的销售收入需要额外缴纳营业税.因此,分离服务的税负明显高于企业内部提供的情况,从而制约了企业服务机构的发展.“营改增”之后,企业服务机构独立为法人企业,再向原企业提供服务的时候,只需要在开具的相应的增值税专用发票,便可以作为原企业的“进项税额”在计算增值税时抵扣.因此,无论企业服务机构是内设还是独立,均不会影响企业真实税负^[23, 24].可以看出“营改增”可以消除企业分工细化的税制障碍,有利于母体公司组织架构重组,将企业内部单位转变成独立的经济核算单元,实现对核心生产环节的精细化管理,更重要的是释放出更多的业务市场空间,增加相关业务与市场衔接的端口,鼓励更有活力和创造力的新企业参与竞争,增强市场活力和业务创新.

实际上,这种企业专业化分工生产体系有助于市场新企业的创立.首先,专业化分工生产体系推动了大企业的纵向分离,将原本自给自足的产品生产网络逐步拆分为外包.那些离开原企业并且掌握了某个生产工序或环节的专业技术和管理经验的人员,通常会自立门户创办新企业.因此,专业化分工过程中会衍生出很多新的创业者,从而催生大量新企业的出现^[3];其次,生产同类型产品链上不同中间环节的企业,为了降低不同环节之间的信息不对称性问题,提高不同环节之间的资源配置效率,会选择地理位置上的聚集,并且逐渐形成了专业化、网络化的专业化生产网络.这种行业内专业化分工生产体系能够在推动专业技术应用和实现规模经济的同时,降低企业之间交易成本和新企业资本进入壁垒,分摊新企业生产风险,进而鼓励新企业的进入^[45];最后,行业内分工企业的生产网络,促进了专业劳动力的聚集,有助于新技术和新思想的应用与传播.匹配合适劳动力是创业成功的关键^[1],新知识与老知识之间的碰撞与融合更是创业思想的源泉^[46].专业化外部性有利于知识的溢出,在激发创新和创业上发挥着重要作用.

遵循上述的逻辑,如果“营改增”实现了企业专业化分工生产体系的建立,那么遭受“营改增”冲击较大的地区就应该出现更多独立的非关联新企业.鉴于此,本研究参照 Brandt 等^[47]的做法,将每年新成立的企业中带有“分公司”、“子公司”、“分厂”、“子厂”、“分部”等字样的新企业认定为与母公司存在关联的关联新企业,将不存在上述字样的新企业认定为与母公司不存在关联的非关联新企业,试图从地区新企业创立视角为“营改增”促进企业专业化分工提供经验证据.因此,本研究利用式(2)对关联新企业 and 非关联新企业样本分别进行估计,估计结果如表 9 Panel A 第(1)列和表 9 Panel A 第(2)列所示.可以看出“营改增”均显著促进了地区关联企业和非关联企业的成立,并且从估计参数数值大小上可以看出,“营改增”对地区非关联企业的促进作用更强,说明“营改增”对地区人均创业数量的提升主要体现在促进地区非关联新企业成立.进一步地,本研究在式(2)中引入地区人均创业数是否属于非关联新

企业部分的虚拟变量 ($Ncon$)，如果该部分创业属于地区非关联企业，则为 1，否则为 0，并且引入与地区“营改增”冲击 (RTR) 的交互项，估计结果如

表 9 Panel A 第(3)列所示。结果进一步证实了相比于地区关联新企业，“营改增”冲击确实更多地促进了地区非关联新企业的成立。

表 9 专业化分工效应

Table 9 Specialized division of labor effect

Panel A 新建企业			
变量	(1)	(2)	(3)
	关联新建	非关联新建	是否关联新建
RTR	0.012 *	0.560 ***	0.164 ***
	(0.007)	(0.176)	(0.056)
$Ncon \times RTR$			0.517 **
			(0.226)
控制变量	是	是	是
城市 FE	是	是	是
省份—年份 FE	是	是	是
观测值	1 584	1 584	3 334
Panel B 产业结构			
变量	第三产业/第二产业	第三产业 GDP 占比	
RTR	0.093	0.031 *	
	(0.093)	(0.018)	
控制变量	是	是	
城市 FE	是	是	
省份—年份 FE	是	是	
观测值	1 686	1 686	

此外，“营改增”专业化分工更多地是鼓励了服务机构外包的发展。“营改增”之前，内设服务机构为本公司提供的服务可以不缴纳营业税，如果内设服务机构独立出母体，再向原企业提供服务所带来的营业收入需要缴纳营业税。因此，外包服务时的企业税负大于内部提供，从而制约了服务的外包发展。“营改增”之后，虽然提供服务的外包公司需要缴纳增值税，但是购买服务的企业可以从外包公司获得相应的增值税专用发票，在计算应交增值税款时进行抵扣。这时，服务机构无论是作为内设机构还是外包公司，均不会对购买服务的企业造成额外的税收负担。因此，“营改增”可以消除服务机构外包的税制障碍，促进了制造业与服务机构分工协作，推动了服务机构外包机构的发展^[23, 24]。

鉴于此，参照干春晖等^[48]的做法，构造地区产业结构指标，即第三产业增加值与第二产业增加值的比值，以及第三产业增加值占地区 GDP 的比重，依此来考察“营改增”对地区服务机构发展

的偏向性影响。从表 9 Panel B 第(1)列中可以看出，遭受“营改增”政策冲击较大地区其第三产业增加值与第二产业增加值的比值略有提升。进一步地，从表 9 Panel B 第(2)列中可以看出，遭受“营改增”政策冲击较大地区其第三产业增加值占地区 GDP 的比重表现出更明显的提升。结果表明“营改增”确实促进了地区服务机构的发展。

实际上，上述研究发现与陈钊和王旻^[24]研究发现相一致，该研究通过企业经营范围的变化发现“营改增”促进专业化分工机制的存在。同时范子英和彭飞^[21]利用企业增加值占比度量分工程度，通过比较上下游产业互联程度的差异，从行业层面为“营改增”的专业化分工渠道提供了经验证据。而本研究则从地区新企业创立的视角，为“营改增”专业化分工渠道的存在提供了新的佐证。综上所述，“营改增”确实存在专业化分工渠道，并且优化了地区产业结构，从整体上激发了市场主体活力。

3.2 产业间关联

“营改增”加强了上下游产业间的关联。“营改增”之前,服务业最终品所需中间投入品,无论是外购还是自己生产,均不纳入成本抵扣范围.这导致企业采用同时生产中间品和最终品的垂直一体化生产方式,抑制了企业专业化分工协作,降低了产业间的联动水平.“营改增”之后,服务业在缴纳增值税的时候可以将从上游行业购进的投入中间品作为进项税额进行抵扣,降低了服务业原本的税收成本,推动企业将投入中间品的生产环节分离出去,有利于不同企业专业化发展主营业务,促进产业间分工协作^[21].例如,虽然制造业不在此次“营改增”改革试点行业范围,但是“营改增”改变了与制造业关联的上游服务业增值税纳税人身份,使上游服务业从营业税纳税人身份转变为增值税纳税人身份,从而使下游制造业企业在采购上游服务业提供的服务时能够取得增值税发票,进而降低制造业税收成本.所以,通过上下游关联度延长税收抵扣链条,可以促进制造业和服务业的深度融合^[31].

产业间关联度的提升为创业机会的产生营造了良好的环境.首先,对于上游供应商,上下游关联度的提升,拉近了与拥有不同细分差异化消费需求市场的下游购买方的距离,有利于发现多样化的消费者群体带来的新市场需求,进而增加了上游行业的创业机会;其次,对于下游购买方,上下游关联度的提升,拉近了与拥有多样化投入品市场的上游供应商的距离,有利于实现多样化投入品的使用,从而激发本行业的创新与发展,进而增加了下游行业的创业机会^[46].最后,行业间关

联度的提升,加强了不同行业间劳动力的流动,拥有不同知识技能背景的劳动力交流,有助于激发新的创业灵感.并且,多样化生产结构下的行业间知识溢出能够创造更多的创业机会,进而促进交叉创新和创业成功.

鉴于此,为了检验“营改增”地区创业促进作用可能存在的产业间关联渠道,本研究将地区创业活动划分为样本期内试点行业和非试点行业.其中,样本期内试点行业子样本反映的是“营改增”冲击对地区行业的直接创业促进作用.由于非试点行业的冲击只能来自于与其上下游关联的“营改增”试点行业,因此,样本期内非试点行业子样本反映的是“营改增”冲击对地区行业的间接创业促进作用.对于非试点行业子样本,本研究进一步细分为非试点服务业、2016 年最后纳入“营改增”范围的服务行业以及制造业等多个细分子样本.对于以上不同子样本的参数估计结果如表 10 所示.表 10 Panel A 第(1)列和表 10 Panel A 第(2)列分别汇报了样本期内试点行业和非试点行业的估计结果.可以看出“营改增”均显著促进了地区试点行业和非试点行业的创业活动,并且从估计参数数值大小上可以看出,“营改增”对地区行业的间接创业促进更强.此外,本研究在式(2)中引入地区人均创业数是否属于非试点行业部分的虚拟变量(N_{pol}),如果该部分创业属于非试点行业,则为 1,否则为 0,并且引入与地区“营改增”冲击(RTR)的交互项,估计结果如表 10 Panel A 第(3)列所示.结果进一步论证了相比与“营改增”对地区行业的直接创业促进作用,其对地区行业的间接创业促进作用更为明显.

表 10 产业间关联效应

Table 10 Inter-industry correlation effects

Panel A 试点行业与非试点行业			
变量	(1)	(2)	(3)
	试点行业	非试点行业	是否试点行业
RTR	0.091 *** (0.035)	0.205 ** (0.088)	0.133 *** (0.047)
$N_{pol} \times RTR$			0.123 ** (0.056)
控制变量	是	是	是
城市 FE	是	是	是
省份一年份 FE	是	是	是
观测值	1 685	1 685	3 400

续表 10
Table 10 Continues

Panel B 服务业			
变量	非试点服务业	2016 新增试点	制造业
<i>RTR</i>	0.150 **	0.102 **	0.055
	(0.059)	(0.046)	(0.046)
控制变量	是	是	是
城市 <i>FE</i>	是	是	是
省份—年份 <i>FE</i>	是	是	是
观测值	1 685	1 685	1 685

表 10 Panel B 第(1)列~表 10 Panel B 第(3)列分别汇报了非试点行业细分子样本的估计结果。表 10 Panel B 第(1)列汇报了样本期内非试点服务业的估计结果,结果显示“营改增”确实也促进了地区非试点服务业的创业活动。进一步地,考虑到本研究的样本期为 2009 年—2015 年,2016 年最后纳入“营改增”范围的建筑业、房地产业、金融业和生活服务业四个服务行业并没有计入本研究“营改增”冲击直接影响行业范畴,因此该四个服务业的创业也来自于“营改增”地区创业促进作用的产业间关联渠道。对 2016 年最后纳入“营

改增”范围的服务行业子样本的估计结果如表 10 Panel B 第(2)列所示,结果显示“营改增”确实也促进了非样本期内的非试点服务业的地区创业活动。

表 10 Panel B 第(3)列汇报了样本期内制造业行业的估计结果,结果显示“营改增”确实对地区制造业行业的创业活动产生了积极的影响。但是,由于“营改增”对制造业行业的影响存在显著的异质性,与上游行业关联度越强的制造业,即中间投入越大,进项抵扣就会越多,从而“营改增”冲击的影响越大^[21],因而在整体上表现出统计上的不显著。

表 11 上游服务业对下游制造业的异质性影响

Table 11 The heterogeneous impact of upstream services on downstream manufacturing

变量	关联度高/低	关联度高低(连续)		
	(1)	(2)	(3)	(4)
	基准冲击	基准冲击	加权后的冲击	仅试点行业的冲击
<i>RTR</i>	0.006	-0.006 **	-0.022 ***	-0.025 ***
	(0.007)	(0.003)	(0.007)	(0.007)
<i>CorrUp</i> × <i>RTR</i>	0.015 *	0.061 ***	0.177 ***	0.223 ***
	(0.009)	(0.022)	(0.058)	(0.061)
控制变量	是	是	是	是
城市 <i>FE</i>	是	是	是	是
行业—年份 <i>FE</i>	否	是	是	是
省份—年份 <i>FE</i>	是	是	是	是
观测值	3 333	40 868	40 868	40 868

为了检验“营改增”通过上游服务业对下游制造业产生的异质性影响,本研究根据 2010 年全国投入产出表计算得到制造业与上游服务业的关联度指标(*CorrUp*),并且以与地区“营改增”冲击(*RTR*)的交互项形式引入式(2),估计结果如表 11 所示。其中,表 11 第(1)列中的 *CorrUp* 为虚拟变量,如果该部分制造业创业属于与上游行业关联度高的部分,则为 1,否则为 0。结果显示,“营

改增”确实对与上游服务业关联度高的制造业产生了更强的创业促进作用。进一步地,本研究将样本细分到地区—行业层面,将 *CorrUp* 以二位码行业层面的连续变量引入(2)式,如果下游制造业行业的中间品投入中来自上游服务业的比重越大,则该制造业行业与上游服务业的关联度越高,回归结果如表 11 第(2)列~表 11 第(4)列所示。从表 11 第(2)列的结果中可以看出,制造业与上

游服务业关联度越高,“营改增”对其的创业促进作用越强.在表 11 第(3)列中本研究根据投入产出表重新调整地区“营改增”冲击指标表测度中制造业的权重.为了更加直观反映针对服务业实施的“营改增”税制改革对相关制造业的影响,本研究将地区“营改增”冲击指标的测度局限在试点服务业后重新代入回归,结果如表 11 第(4)列所示.可以看出针对服务业实施的“营改增”税制改革政策措施,确实通过产业间上下游关联渠道实现了创业促进作用的跨行业传导,间接带动了地区下游相关制造业的发展.

4 进一步分析

前文的分析证明了“营改增”对地区人均创业数量提升有显著的促进作用,但是考虑到税收成本和创业活动收益,“营改增”政策的总体减税效率水平如何仍然不清楚.值得注意的是,“营改增”可能会产生诸多成本:第一,“营改增”的减税成本.由于“营改增”直接带来大部分行业税负降低,导致政府税收收入减少,加重了财政负担;第二,税制规划设计费用.“营改增”是用新税制替代旧税制的过程,在这个过程中需要对新税制进行设计,对制度变迁的过程进行规划,这个过程会额外产生大量成本;第三,税收的实施成本.增值税较之营业税,在税种设计原理和税制构成要素等方面都更为复杂,征税部分的征收成本和纳税人的遵从成本都会上升.此外还有其他成本,诸如摩擦成本等.考虑到“营改增”实施的成本当中,减税成本是其最主要的成本来源,并且其他诸如

实施环节产生的成本无法定量估计,因此本研究主要从减税成本角度考察“营改增”的政策成本.

本研究参照 Busso 等^[25]和 Chaurey^[26]的做法,使用包络反推法考察了“营改增”政策的总体减税效率.“营改增”在人均创业数量提升方面的表现主要体现在新企业成立和新增注册资本规模两个方面.一方面,考虑到企业在正常经营时,注册资本多用于公司的投资、运营和发展.例如,一家企业刚成立时,需要新建厂房、购买机器设备、招聘员工等,这些资金大都来自企业的注册资本.因此,企业初期的注册资本能够较好的反应一个新企业给社会带来的收益,同时也反映出“营改增”向实体经济中引入的资本规模.鉴于此,本研究主要从地区新增注册资本规模和地区每年新注册企业总数两个角度,重点回答两个问题:1)单位创业的减税成本是多少;2)单位减税成本可以引导多少资金流入实体经济.

首先,需要估计出“营改增”对地区创业总数的影响.本研究根据中国工商注册企业数据库整理出地区每年新注册企业总数,然后以对数值形式带入式(2)中进行回归,估计结果如表 12 所示.表 12 第(1)列仅控制了控制变量以及城市和年份的固定效应,表 12 第(2)列控制了省份-年份的固定效应.类似地,考虑到地区人口规模对创业总数的影响,本研究进一步在回归中控制了地区户籍人口总数(*Pop*)的一次项和二次项,估计结果如表 12 第(3)列所示.以表 12 第(3)列为例,“营改增”实施前后,受冲击较大的地区相对于受冲击较小的地区,地区创业总数平均高出 19.7 个百分点.

表 12 “营改增”改革对地区创业总数的影响

Table 12 The impacts of business tax replaced with value added tax reform on the total number of new firms in the region

变量	(1)	(2)	(3)
<i>RTR</i>	0.221 ***	0.216 ***	0.197 ***
	(0.064)	(0.065)	(0.063)
<i>Pop</i>	否	否	是
控制变量	是	是	是
城市 <i>FE</i>	是	是	是
年份 <i>FE</i>	是	否	否
省份-年份 <i>FE</i>	否	是	是
观测值	1 568	1 568	1 568

其次,根据估计的“营改增”对地区创业总数的平均影响($\hat{\beta}$),全国创业总数的反事实结果为 $\tilde{n} = n/(1 + \hat{\beta})$,其中 n 为实际观测到的全国创业总数,即根据中国工商注册企业数据库整理出的每年新注册企业总数.因此,“营改增”对全国创业总数的影响为实际全国创业总数和反事实情况下全国创业总数的差值,即 $n - \tilde{n}$.

最后,表13给出了“营改增”政策总体减税效率的测算细节.具体地,全国创业总数的实际观测值在2013年为2 221 494家,2014年为2 175 360家,2015年为2 141 502家.反事实估计结果显示,如果

没有“营改增”政策,全国创业总数应该在2013年约为1 855 885家,2014年约为1 817 343家,2015年约为1 789 058家.因此“营改增”给全国带来的创业数目增加分别在2013年约365 609家,2014年约358 017家,2015年约352 444家.本研究结合“营改增”改革后每年的减税规模,即2013年1 402亿元,2014年1 918亿元,2015年2 666亿元^⑦.本研究计算得到“营改增”后,每年增加一家企业所需要花费的减税成本,即每新增一家新企业所需负担的减税成本在2013年约为38.347万元,2014年约为53.573万元,2015年约为75.643万元^⑧.

表13 “营改增”政策的总体减税效率

Table 13 The impacts of business tax replaced with value added tax reform on the overall tax reduction efficiency

Panel A 创业成本						
年份	(1) 真实值/ 个	(2) “营改增” 效果	(3) 反事实取值/ 个	(4) 创业收益/ 个	(5) 减税成本/ (亿元)	(6) 创业成本/ (万元/个)
2013	2 221 494	0.197	1 855 885	365 609	1 402	38.347
2014	2 175 360	0.197	1 817 343	358 017	1 918	53.573
2015	2 141 502	0.197	1 789 058	352 444	2 666	75.643
Panel B 资本税收比						
年份	资本规模/ 元			资本收益/ (亿元)	减税成本/ (亿元)	资本税收比
2013	49 629.42			181.450	1 402	0.129
2014	36 748.17			131.565	1 918	0.069

同时,本研究还参考 Criscuolo 等^[49]和 Garrett 等^[50]的做法,考察了“营改增”政策实施后2013年—2015年期间平均单位创业的减税成本.具体地,正如前文中估计结果所示,“营改增”对地区创业总数的平均促进作用约为19.7%,全国各地区“营改增”冲击强度平均值约为0.228.此外,根据中国工商注册数据统计得到样本期内期初(2011年)全国创业总数为2 431 539家.因此计算得到全国“营改增”政策实施后的2013年—2015年期间年均新增企业数目约为120 715个

($2\,431\,539 \times (e^{0.197} - 1) \times 0.228$).据统计2013年—2015年期间“营改增”政策年平均新增减税规模为632亿元^⑨,由此可以估算得出在2013年—2015年期间每增加一家新企业平均需要付出约52.355万元/个(632亿元÷120 715个)的减税成本.

另一方面,表13也给出了新增注册资本规模与减税成本比值的估计.具体地,2013年新建企业注册资本金额的均值约为49 629.42元,

⑦ 数据来源于上海财经大学公共政策与治理研究院2017年7月发布的《中国全面实施“营改增”试点一周年评估报告》.详见网址: <http://www.chinatax.gov.cn/n810219/n810724/c2732681/5083947>.此处,考虑到2012年的营改增试点地区政策实施未满一年,故在后文的分析过程中,暂不讨论2012年的效果.

⑧ 值得注意的是,“营改增”带来的税收优惠不仅作用于新进入的企业,而且作用于在位企业,因此本文的估计结果是对单位创业所需减税成本投入的高估.同理,后文的估计结果是对单位减税成本可以吸引注册资本规模效果的低估.

⑨ 《中国全面实施“营改增”试点一周年评估报告》中指出,2012年—2015各年度减税分别为426亿元、1 402亿元、1 918亿元和2 666亿元.

2014 年新建企业注册资本金额的均值约为 36 748.17 元. 因此“营改增”给全国带来的新增注册资本总额分别为 2013 年约 181.450 亿元, 2014 年约 131.565 亿元^⑩. 本研究计算得到“营改增”后, 每年全国新增注册资本总额与新增减税成本的比值在 2013 年约为 0.129, 在 2014 年约为 0.069. 也就是说, 2013 年每增加 10 万元减税成本可以向实体经济中注入约 1.29 万元左右的资金(2014 年约为 0.69 万元)^⑪.

5 结束语

本研究利用“营改增”分地区逐步推广的准实验, 探讨了税收政策对地区创业活动的影响. 首先整理了 2009 年—2015 年中国工商注册企业数据库和中国城市统计年鉴等数据库, 根据劳动力市场法衡量了地区人均创业数量水平. 然后, 基于 Kovak^[22] 的做法测算了地区“营改增”冲击强度. 最后, 以“营改增”这一准实验, 采用双重差分法估计了“营改增”对地区创业活动的影响. 研究发现, “营改增”之后, 受冲击较大的地区相对于受冲击较小的地区, 地区“营改增”冲击每增加一个单位, 地区人均创业数量将平均增加约 0.336 家, 这意味着“营改增”解释了地区间人均创业数量差异的 25.9% 左右. 此外, 一系列稳健性检验进一步证实了上述研究发现. 在机制分析方面, 本研究研究发现针对服务业实施的“营改增”税制改革政策措施, 不仅推动了专业化分工生产体系的

建立, 优化了地区产业结构, 而且通过产业间上下游关联实现了创业促进作用的跨行业传导, 间接带动了下游相关制造业的发展. 最后, 本研究基于包络反推法考察了“营改增”政策的总体减税效率: 总体上, “营改增”期间平均每增加一家新企业需要付出约 55 万元左右的减税成本, 平均每增加 10 万元减税成本可以引导约 1 万元左右的资金流入实体经济.

本研究的结论为未来税收政策的完善提供了可供参考的经验证据. 首先, 针对服务业实施的“营改增”税制改革政策措施, 有效缓解了二三产业间的税制障碍, 有效促进了服务业和制造业的融合发展, 为顺应新一轮科技革命和产业变革, 增强制造业核心竞争力、培育现代产业体系、实现高质量发展提供了重要支撑; 其次, 为抵御当前经济下行压力, 实现经济稳中求进, 保证更多的市场主体生得下、长得大、活得好, 需要进一步实施新阶段的税收政策, 破除制约市场主体发展不合理的制度性障碍, 弘扬企业家精神, 扩大战略性新兴产业投资、培育壮大新的增长点增长极, 加快构建现代化产业体系, 持续激发市场主体活力; 最后, 在实施积极财政政策的同时, 需要兼顾宏观政策的稳健性和有效性. 市场主体是政策效果的受益者和“阅卷人”, 保证普惠直达市场主体, 确保稳住宏观经济大盘, 就需要提高在压减政府支出的同时为市场主体纾困的效率, 在帮助市场主体减负的同时, 进一步优化未来税收政策, 提高政策的针对性、操作性和有效性.

参 考 文 献:

- [1] Glaeser E L, Rosenthal S S, Strange W C. Urban economics and entrepreneurship[J]. Journal of Urban Economics, 2010, 67(1): 1-14.

⑩ 全国新增实体经济资本总额为新企业的注册资本均值和全国创业数目增量的乘积. 本文假设“营改增”不影响新进入企业的注册资本规模, 即“营改增”只是改变企业对进入市场的预期收益, 而不影响企业的进入门槛. 例如, 2013 年全国新增实体经济资本总额(181.450 亿元) = 2013 年新企业的注册资本(49 629.42 元) × 2013 年全国创业数目增量(365 609 家).

⑪ 由于 2014 年的公司法改革对公司资本制度做了较大幅度的修改, 取消了最低注册资本的要求, 这使得 2015 年很多新企业可以以很少的注册资本进入市场, 从而拉低了新进入企业的平均注册资本规模. 鉴于 2015 年与 2013 年—2014 年在全国企业平均新增注册资本规模上没有可比性, 故此处不再汇报 2015 年的估计结果.

- [2]倪鹏途, 陆 铭. 市场准入与“大众创业”: 基于微观数据的经验研究[J]. 世界经济, 2016, 39(4): 3-21.
Ni Pengtu, Lu Ming. Market access for “mass entrepreneurship”: Empirical research based on microeconomic data[J]. The Journal of World Economy, 2016, 39(4): 3-21. (in Chinese)
- [3]张 萃. 什么使城市更有利于创业?[J]. 经济研究, 2018, 53(4): 151-166.
Zhang Cui. What makes cities more entrepreneurial? [J]. Economic Research Journal, 2018, 53(4): 151-166. (in Chinese)
- [4]Drover W, Busenitz L, Matusik S, et al. A review and road map of entrepreneurial equity financing research: Venture capital, corporate venture capital, angel investment, crowdfunding, and accelerators[J]. Journal of Management, 2017, 43(6): 1820-1853.
- [5]谢绚丽, 沈 艳, 张皓星, 等. 数字金融能促进创业吗? ——来自中国的证据[J]. 经济学(季刊), 2018, 17(4): 1557-1580.
Xie Xuanli, Shen Yan, Zhang Haoxing, et al. Can digital finance promote entrepreneurship? Evidence from China[J]. China Economic Quarterly, 2018, 17(4): 1557-1580. (in Chinese)
- [6]杨 佳, 陆 瑶, 李纪珍, 等. 数字时代下普惠金融对创业的影响研究——来自中国家庭微观调查的证据[J]. 管理科学学报, 2022, 25(11): 43-68.
Yang Jia, Lu Yao, Li Jizhen, et al. The impact of inclusive finance on entrepreneurship in the digital age: Evidence from Chinese household micro survey[J]. Journal of Management Sciences in China, 2022, 25(11): 43-68. (in Chinese)
- [7]范琳琳, 周铭山. 风险投资经验、投资行为与初创科技企业存活——基于风险投资税收优惠的准自然试验[J]. 管理科学学报, 2023, 26(12): 135-154.
Fan Linlin, Zhou Mingshan. Venture capital experience, investment behavior, and survival of technology start-ups: A quasi-natural experiment based on venture capital tax credits[J]. Journal of Management Sciences in China, 2023, 26(12): 135-154. (in Chinese)
- [8]Kotha R, George G. Friends, family, or fools: Entrepreneur experience and its implications for equity distribution and resource mobilization[J]. Journal of Business Venturing, 2012, 27(5): 525-543.
- [9]Ko E J, McKelvie A. Signaling for more money: The roles of founders' human capital and investor prominence in resource acquisition across different stages of firm development[J]. Journal of Business Venturing, 2018, 33(4): 438-454.
- [10]Falkinger J, Grossmann V. Oligarchic land ownership, entrepreneurship, and economic development[J]. Journal of Development Economics, 2013, 101: 206-215.
- [11]York J G, Lenox M J. Exploring the sociocultural determinants of de novo versus de alio entry in emerging industries[J]. Strategic Management Journal, 2014, 35(13): 1930-1951.
- [12]Williams N, Vorley T. Institutional asymmetry: How formal and informal institutions affect entrepreneurship in Bulgaria [J]. International Small Business Journal, 2015, 33(8): 840-861.
- [13]李加鹏, 吴 蕊, 杨德林. 制度与创业研究的融合: 历史回顾及未来方向探讨[J]. 管理世界, 2020, 36(5): 204-219 + 219.
Li Jiapeng, Wu Rui, Yang Delin. The intersection of institutional theory and entrepreneurship research: Literature review and research directions[J]. Journal of Management World, 2020, 36(5): 204-219 + 219. (in Chinese)
- [14]王 博, 朱 沅. 制度改善速度与机会型创业的关系研究[J]. 管理世界, 2020, 36(10): 111-126.
Wang Bo, Zhu Hang. Research on the relationship between speed of institutional improvement and opportunity-motivated entrepreneurship[J]. Journal of Management World, 2020, 36(10): 111-126. (in Chinese)
- [15]周冬梅, 陈雪琳, 杨 俊, 等. 创业研究回顾与展望[J]. 管理世界, 2020, 36(1): 206-225 + 243.
Zhou Dongmei, Chen Xuelin, Yang Jun, et al. Entrepreneurial research: A review and prospects[J]. Journal of Management World, 2020, 36(1): 206-225 + 243. (in Chinese)

- [16] 万海远. 城市社区基础设施投资的创业带动作用[J]. 经济研究, 2021, 56(9): 39–55.
Wan Yuanhai. The unintended consequences of urban community infrastructure investment on entrepreneurship in China [J]. Economic Research Journal, 2021, 56(9): 39–55. (in Chinese)
- [17] 丁浩员, 李 怡, 靳玉英. “一带一路”倡议、市场进入与企业长期经济绩效[J]. 管理科学学报, 2024, 27(7): 118–141.
Ding Haoyuan, Li Yi, Jin Yuying. The Belt and Road Initiative, market entry, and long-term firm performance[J]. Journal of Management Sciences in China, 2024, 27(7): 118–141. (in Chinese)
- [18] Gentry W M, Hubbard R G. Tax policy and entry into entrepreneurship[J]. American Economic Review, 2000, 90(2): 283–287.
- [19] Rin M, Di Giacomo M, Sembenelli A. Entrepreneurship, firm entry, and the taxation of corporate income: Evidence from Europe[J]. Journal of Public Economics, 2011, 95(9–10): 1048–1066.
- [20] Sedlacek P, Sterk V. Reviving American entrepreneurship? Tax reform and business dynamism[J]. Journal of Monetary Economics, 2019, 105(8): 94–108.
- [21] 范子英, 彭 飞. “营改增”的减税效应和分工效应: 基于产业互联的视角[J]. 经济研究, 2017, 52(2): 82–95.
Fan Ziyang, Peng Fei. The effects of “business tax replaced with vat reform” on firms’ tax cuts and industrial division based on the perspective of industrial interconnection[J]. Economic Research Journal, 2017, 52(2): 82–95. (in Chinese)
- [22] Kovak B K. Regional effects of trade reform: What is the correct measure of liberalization? [J]. American Economic Review, 2013, 103(5): 1960–1976.
- [23] 潘明星. 营业税改征增值税: 效应分析与改革建议[J]. 财政研究, 2013, (12): 64–67.
Pan Mingxing. On replacing sales tax with value-added tax: Effect analysis and suggestions on the reform [J]. Public Finance Research, 2013, (12): 64–67. (in Chinese)
- [24] 陈 钊, 王 旸. “营改增”是否促进了分工: 来自中国上市公司的证据[J]. 管理世界, 2016, (3): 36–45+59.
Chen Zhao, Wang Yang. Does “business tax replaced with vat reform” promote division of labor: Evidence from Chinese listed companies[J]. Journal of Management World, 2016, (3): 36–45+59. (in Chinese)
- [25] Busso M, Gregory J, Kline P. Assessing the incidence and efficiency of a prominent place based policy[J]. American Economic Review, 2013, 103(2): 897–947.
- [26] Chaurey R. Location-based tax incentives: Evidence from India[J]. Journal of Public Economics, 2017, 156(12): 101–120.
- [27] 李俊青, 刘帅光, 刘鹏飞. 金融契约执行效率、企业进入与产品市场竞争[J]. 经济研究, 2017, 52(3): 136–150.
Li Junqing, Liu Shuaiguang, Liu Pengfei. Financial contract enforcement, entry and product market competition[J]. Economic Research Journal, 2017, 52(3): 136–150. (in Chinese)
- [28] 毕青苗, 陈希路, 徐现祥, 等. 行政审批改革与企业进入[J]. 经济研究, 2018, (2): 140–155.
Bi Qingmiao, Chen Xilu, Xu Xianxiang, et al. Administrative approval reform and firm entry[J]. Economic Research Journal, 2018, (2): 140–155. (in Chinese)
- [29] 章 韬, 申 洋. 企业进入、税收与集聚外部性——基于产业关联的实证研究[J]. 经济学(季刊), 2020, 19(3): 825–846.
Zhang Tao, Shen Yang. Firm entry, tax and agglomeration economies: Empirical study based on industrial linkages[J]. China Economic Quarterly, 2020, 19(3): 825–846. (in Chinese)
- [30] 陈建伟, 苏丽锋, 郭思文. 进口渗透、需求异质性与企业进入[J]. 中国工业经济, 2021, (7): 175–192.
Chen Jianwei, Su Lifeng, Guo Siwen. Import penetration, demand heterogeneity and firm entry[J]. China Industrial Economics, 2021, (7): 175–192. (in Chinese)
- [31] 李永友, 严 岑. 服务业“营改增”能带动制造业升级吗? [J]. 经济研究, 2018, 53(4): 18–31.

- Li Yongyou, Yan Cen. Will replacing BT with VAT for the service industry lead the manufacturing industry to upgrade? [J]. *Economic Research Journal*, 2018, 53(4): 18–31. (in Chinese)
- [32] 方军雄, 陈 宁, 何慧华, 等. 增值税进项税额加速抵扣的投资效应——基于 2018 年财税 70 号文件的证据[J]. *管理科学学报*, 2023, 26(12): 62–84.
- Fang Junxiong, Chen Ning, He Huihua, et al. The effect of accelerated deduction of input VAT on investment: Evidence on No. 70 Fiscal and Tax Notification in 2018[J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2023, 26(12): 62–84. (in Chinese)
- [33] 叶文平, 李新春, 陈强远. 流动人口对城市创业活跃度的影响: 机制与证据[J]. *经济研究*, 2018, 53(6): 157–170.
- Ye Wenping, Li Xinchun, Chen Qiangyuan. How immigrant populations affect city entrepreneurship activity: Mechanisms and evidence[J]. *Economic Research Journal*, 2018, 53(6): 157–170. (in Chinese)
- [34] Jacobson L S, Lalonde R J, Sullivan D G. Earnings losses of displaced workers[J]. *American Economic Review*, 1993, 83(4): 685–709.
- [35] He G, Wang S, Zhang B. Watering down environmental regulation in China[J]. *Quarterly Journal of Economics*, 2020, 135(4): 2135–2185.
- [36] Dix-Carneiro R, Kovak B K. Trade liberalization and regional dynamics[J]. *American Economic Review*, 2017, 107(10): 2908–2946.
- [37] Huang Z, L Li, G Ma, et al. Hayek, local information, and commanding heights: Decentralizing state-owned enterprises in China[J]. *American Economic Review*, 2017, 107(8): 2455–2478.
- [38] 赵 涛, 张 智, 梁上坤. 数字经济、创业活跃度与高质量发展——来自中国城市的经验证据[J]. *管理世界*, 2020, 36(10): 65–76.
- Zhao Tao, Zhang Zhi, Liang Shangkun. Digital economy, entrepreneurship, and high-quality economic development: Empirical evidence from urban China[J]. *Journal of Management World*, 2020, 36(10): 65–76. (in Chinese)
- [39] 罗长远. 外国直接投资、国内资本与中国经济增长[M]. 上海: 上海人民出版社, 2005.
- Luo Changyuan. Foreign Direct Investment, Domestic Capital and China's Economic Growth[M]. Shanghai: Shanghai People's Publishing House, 2005. (in Chinese)
- [40] Wang Z, Zhang Q, Zhou L A. Career incentives of city leaders and urban spatial expansion in China[J]. *Review of Economics and Statistics*, 2020, 102(5): 897–911.
- [41] 姜富伟, 马 甜, 张宏伟. 高风险低收益? 基于机器学习的动态 CAPM 模型解释[J]. *管理科学学报*, 2021, 24(1): 109–126.
- Jiang Fuwei, Ma Tian, Zhang Hongwei. High risk low return? Explanation from machine learning based conditional CAPM model[J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2021, 24(1): 109–126. (in Chinese)
- [42] Short J C, Ketchen Jr D J, Shook C L, et al. The concept of “opportunity” in entrepreneurship research: Past accomplishments and future challenges[J]. *Journal of Management*, 2010, 36(1): 40–65.
- [43] Grégoire D A, Shepherd D A. Technology-market combinations and the identification of entrepreneurial opportunities: An investigation of the opportunity-individual nexus[J]. *Academy of Management Journal*, 2012, 55(4): 753–785.
- [44] Suddaby R, Bruton G D, Si S X. Entrepreneurship through a qualitative lens: Insights on the construction and/or discovery of entrepreneurial opportunity[J]. *Journal of Business Venturing*, 2015, 30(1): 1–10.
- [45] Long C, Zhang X. Cluster-based industrialization in China: Financing and performance[J]. *Journal of International Economics*, 2011, 84(1): 112–123.
- [46] Glaeser E L, Kerr W R. Local industrial conditions and entrepreneurship: How much of the spatial distribution can we explain? [J]. *Journal of Economics & Management Strategy*, 2009, 18(3): 623–663.

- [47] Brandt L, Van Biesebroeck J, Wang L, et al. WTO accession and performance of Chinese manufacturing firms[J]. American Economic Review, 2017, 107(9): 2784–2820.
- [48] 干春晖, 郑若谷, 余典范. 中国产业结构变迁对经济增长和波动的影响[J]. 经济研究, 2011, 46(5): 4–16+31. Gan Chunhui, Zheng Ruogu, Yu Dianfan. An empirical study on the effects of industrial structure on economic growth and fluctuations in China[J]. Economic Research Journal, 2011, 46(5): 4–16+31. (in Chinese)
- [49] Criscuolo C, Martin R, Overman H G, et al. Some causal effects of an industrial policy[J]. American Economic Review, 2019, 109(1): 48–85.
- [50] Garrett D G, Ohrn E, Suárez Serrato J C. Tax policy and local labor market behavior[J]. American Economic Review: Insights, 2020, 2(1): 83–100.

The entrepreneurial effect of tax cuts: Evidence from the business tax replaced with value added tax reform

CHEN Yong-an¹, CHEN Yong-bing², CHENG Ken^{3*}

1. School of Economics and Trade, Hunan University, Changsha 410079, China;
2. School of Economics, Xiamen University, Xiamen 361005, China;
3. School of Economics, Hefei University of Technology, Hefei 230601, China

Abstract: Breaking down tax system barriers between industries is crucial for advancing tax cuts and fees to support the real economy. Using the micro-level data from the nationwide enterprise registration database (SAIC) for 2009–2015, this study examines the impact of the business tax replaced with value added tax reform (VAT reform) on regional entrepreneurial activities. The findings indicate that the VAT reform significantly increased the level of regional entrepreneurship. Furthermore, implemented specifically in the service sector, the reform not only facilitated the establishment of production systems with specialization of production and optimized regional industrial structures, but also enabled cross-industry transmission of entrepreneurship-promoting effects through industrial input-output linkages, indirectly boosting the development in related downstream manufacturing sectors. Overall, during the VAT reform period, the government incurred an average tax reduction cost of approximately 550 000 Yuan per newly established enterprise. Additionally, every 100 000 Yuan in tax reduction costs enabled the channeling of about 10 000 Yuan into the real economy sector. This research provides a quantitative policy evaluation reference for enhancing tax policies aimed at supporting the development of the real economy in the future.

Key words: business tax replaced with value added tax reform; entrepreneurship; specialization of production; input-output linkages; tax cut efficiency