

增值税分成比例调整与宏观产业结构变迁

——基于地方政府策略性行为的视角

□ 杨耀武 彭 湃

[摘要] “营改增”试点被赋予调整企业税负结构、推动服务业发展、促进产业结构转型的重要使命,但在全面推开“营改增”及增值税分成比例调整后,第三产业增速却明显下降,第二产业增速则稳中有升。为解释这一现象,本文基于地方政府策略性行为视角,构造“制造业公司—城市—年份”结构的面板数据并进行实证分析。研究结果表明,增值税分成比例调整强化了地方政府对制造业的引资激励,且受到财政负向冲击的城市引资动力更强,显著吸引了更多的制造业投资。机制检验表明,改善企业融资环境和提高企业盈利水平是本轮地方政府引资的重要渠道。本文认为应坚持系统观念,统筹顶层设计与基层实践,优化央地财政关系并畅通金融支持实体经济渠道。

[关键词] 税制变迁; 财政压力; 制造业引资; 非预期后果

[中图分类号] F812.2; F062.6 **[文献标志码]** A **[文章编号]** 1006-5024(2026)03-0040-11

[DOI] 10.13529/j.cnki.enterprise.economy.2026.03.004

[基金项目] 国家社会科学基金重大项目“发展新质生产力与完善现代化产业体系研究”(项目编号:24&ZD039)

[作者简介] 杨耀武,中国社会科学院经济研究所副研究员,博士,研究方向为宏观经济学、发展经济学;(北京 100836)

彭 湃,中国社会科学院大学经济学院硕士生,研究方向为宏观经济学、财税体制。(北京 102488)

Abstract: The pilot program of the Business Tax to VAT (BT-to-VAT) reform was entrusted with the important missions of adjusting corporate tax burden structures, boosting the development of the service sector, and promoting industrial structural transformation. However, following the nationwide implementation of the BT-to-VAT reform and the adjustment of the VAT revenue-sharing ratio, the growth rate of the tertiary industry declined notably, while that of the secondary industry remained stable with a slight increase. To explain this phenomenon, this paper constructs the panel data of "manufacturing firm-city-year" structure and conducts empirical analysis based on the perspective of strategic behavior of local government. The research findings indicate that the adjustment of the VAT revenue-sharing ratio has strengthened local governments' incentives to attract investment in the manufacturing sector. Moreover, cities subject to negative fiscal shocks exhibit stronger investment-attraction motives and thus attract significantly more manufacturing investment. Mechanism tests reveal that improving the corporate financing environment and enhancing corporate profitability are important channels through which local governments attract investment in this round. The paper proposes adhering to a systematic approach, coordinating top-level design with grassroots practice, optimizing central-local fiscal relations, and smoothing financial support channels for the real economy.

Keywords: tax system reform; fiscal pressure; manufacturing investment attraction; unintended consequences

一、引言

党的二十届四中全会通过的《中共中央关于制定国民经济和社会发展第十五个五年规划的建议》提出,建设现代化产业体系,巩固壮大实体经济根基。作为宏观经济结构的重要组成部分,产业结构一直受到经济学界的广泛关注。Kuznets(1971)^[1]系统研究了经济增长过程中的三次产业结构变化特征,发现以劳动力占比、产值占比和消费占比衡量的主要经济活动会在三次产业间持续递次转移,这一产业结构变化特征也被称为“Kuznets事实”。后续大量研究更为细致地分析了产业结构变迁的具体特征以及推动这种变迁的原因。Herrendorf等(2014)^[2]指出,随着经济增长,第一产业的增加值占比会持续下降,第二产业增加值占比通常呈驼峰形变化,第三产业增加值占比则呈持续上升态势。消费者对不同部门产品需求的收入弹性存在差异(Kongsamut等,2001^[3]),以及偏向性技术进步驱动的相对价格变化均会引起产业结构变迁(Ngai和Pissarides,2007^[4])。

除了推动产业结构变迁的内生因素,我国改革开放以来的经济实践表明,中央政府能够通过税制设计等渠道引导要素流动,发挥对产业结构的宏观调控作用。自2012年开展的“营业税改征增值税”试点(以下简称“营改增”)就被赋予了调整企业税负结构、推动服务业发展、促进产业结构转型的重要使命。图1给出了近年来我国三次产业增加值的增速变化情况,自2013年起第三产业增加值增速明显加快,表明“营改增”能够推动服务业发展。随着“营改增”扩围,特别是2016年全面推开“营改增”后,我国的宏观产业结构理应进一步向服务业转型。但实际上,自2016年起,我国第三产业增加值增速整体趋向下降,与之对应的是第二产业及制造业增加值增速趋稳甚至有所提升。^①到底什么因素导致了这一悖论的出现?本文尝试对这一问题给予解答。

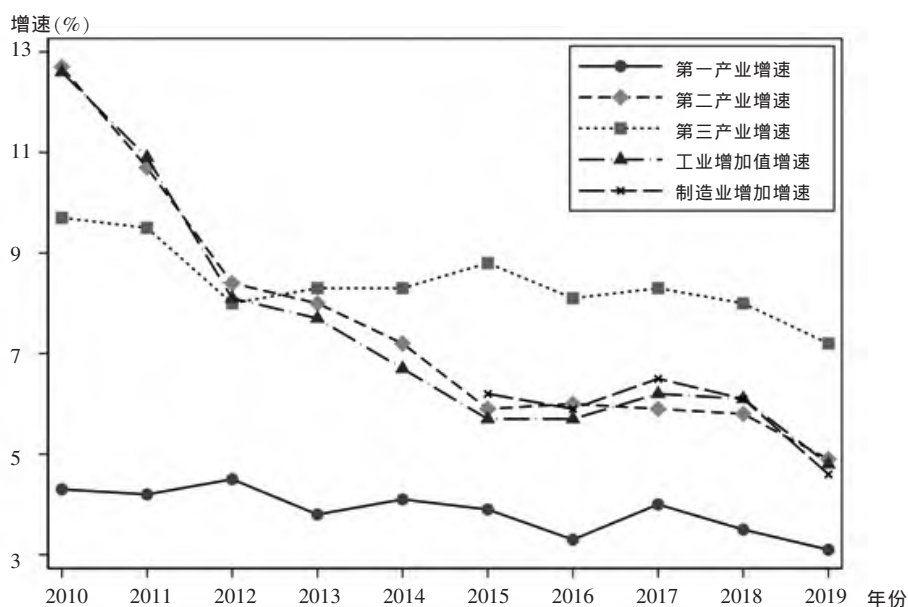


图1 2010—2019年中国分产业的增加值增速^②

现有研究表明,地方政府具有最大化自身财政利益的目标需求,税收分成比例的调整不仅影响地方政府的税收努力程度(田彬彬和范子英,2016^[5]),更会推动地方政府转向发展税收丰富度较高的行业(谢贞发等,2016^[6]),进而出现特定产业的有偏型进步。因此,营业税、增值税等相关税种的分成比例调整可能是前文产业结构异常变化的原因之一。有鉴于此,本文将制造业企业在当地设立子公司数量作为地方发展制造业的代理变量,探究2016年税制变迁对于地方发展制造业的影响。具体而言,本文利用2010—2019年我国A股制造业上市公司及其子公司数据,参考马光荣等(2020)^[7]、何凡等(2024)^[8]的做法,构建“母公司—城市对—年份”结构的非平衡面板数据,利用2016年全面推行“营改增”与紧随其后的增值税分成比例调整作为准自然实验,使用双重差分法对上文的猜想进行检验。

相比现有研究,本文的边际贡献可能主要有以下三点。一是为结构变迁领域提供了新的研究视角。除去经济增长带来的内生因素外,现有研究虽已尝试从商事改革、司法水平、汇率变动等制度性因素切入对经济结构变迁现象进行解释,但将财税制度特别是政府间收入划分关系作为研究对象的文献仍然较少。本文进一步为制度性结构变迁补充了增值税分成比例调整的新叙事。二是拓展了政策非预期后果的研究边界。现有文献中针对政策非预期后果特别是逆向后果的研究较多集中在公共卫生政策领域,本文深入分析了“营改增”全面推行后二、三产业结构的异常变迁现象及可能的成因,进一步填补了财政政策非预期后果的研究空白。三是将微观个体行为与宏观加总后果加以联系。现有研究针对税制调整影响个体行为的研究虽较为充分,但侧重于就微观谈微观,没有进一步与加总后可能产生的宏观后果加以联系。本文基于政府和企业行为解释宏观层面的产业结构异常变迁,一定程度上创新了研究范式。

二、制度背景与理论分析

(一)制度背景

政府间收入划分关系是财税体制的重要内容,是为各级政府提供财力、调动各级政府积极性的基础性制度安排,长期以来深刻影响着各级地方政府的行为决策逻辑。1994年的分税制改革根据中央和地方实际事权,按照税种性质统一划分了中央税、地方税和央地共享税,并由此建立起了中央和地方税收体系。此后,以营业税和增值税为主的流转税成为我国预算内收入的主要来源,其中营业税被划分为地方税,除铁道部门、各银行总行和保险总公司集中缴纳的部分归属中央外,其他部分全额归属地方政府;增值税则被划分为央地共享税,中央和地方按照75:25的比例进行税收分成。具体到征收环节,大致按照营业税对应服务业、增值税对应制造业的方式进行征收,即“营增并行”。根据《中国财政年鉴》的数据测算,2011年两者分别占地方税收收入的33.3%和14.6%,为地方的第一大和第三大税种。

但“营增并行”的模式造成了重复征税和抵扣链条不完整等问题,为此中央自2012年起分步试点“营业税改征增值税”。在试点期间,《营业税改征增值税试点方案》明确规定改征的增值税收入全额归地方所有、不参与常规的央地分成,确保了地方财政的平稳运行,但在2016年“营改增”全面推行后,营业税的彻底退出使得政府间收入分成到了必须调整的新阶段。按照国务院颁布的《全面推开营改增试点后调整中央与地方增值税收入划分过渡方案的通知》,当年增值税的央地分成比例由“75:25”调整为“50:50”。过渡期结束后,2019年颁布的《实施更大规模减税降费后调整中央与地方收入划分改革推进方案》继续维持了这一分成方案不变。总体上来说,增值税分成比例的调整有效弥补了地方主体税源的缺失,基本确保了地方基础财力的稳定,但也因此改变了相关税基行业的税收丰富度,进而彻底改变了地方发展制造业和服务业的制度性激励。

(二)理论分析

1. 税制变迁的产业效应

作为中央政府宏观调控的核心工具,财税政策能够直接改变资本等生产要素在各部门间的税后回报率,并借助企业的逐利动机实现资源的跨部门流动与产业的有偏型发展。学界近些年已对此类话题有所关注,如范子英和彭飞(2017)^[9]、乔俊峰和张春雷(2019)^[10]的研究表明,以“营改增”为代表的税制变迁能够改变企业成本结构、影响企业经营决策,进而间接推动产业结构变化。钱金保等(2025)^[11]的进一步研究亦表明“营改增”能够通过产业分工和信息揭示直接推动服务业发展和产业结构升级。席鹏辉和李瑶(2025)^[12]、谢贞发等(2025)^[13]的研究则发现税收优惠、财政补贴等工具能够通过降低企业实际税负、缓解企业融资约束等渠道实现特定部门与区域的产业发展。综合来看,无论是普惠性的税制改革(如“营改增”),还是差异性的区域财税政策,均可能对产业结构直接造成影响。但纵观现有研究,学界对“全局性税制变迁如何通过地方政府行为影响产业结构”这一中介机制的探讨仍然尚显不足。

财政分权理论和晋升锦标赛理论为理解此机制提供了关键性视角。Qian和Weingast(1996)^[14]认为在财

政分权机制下,地方政府可以和中央政府共享财政收入,因此存在内在激励发展经济,以获得更高的财政税收留成。Li和Zhou(2005)^[15]则认为官员晋升与其任职地经济增长高度相关,即中国存在“以经济增长为核心”的官员晋升激励制度,这种特殊的干部晋升机制是地方官员发展经济的内在动力。此外,地方政府可以通过税收收入留成投资基础设施建设、调整产业结构、推动科技创新等以撬动更大规模的经济增长,从而帮助本地官员晋升。传统的“为晋升而增长,为增长而竞争”从这个视角可以进一步理解为地方政府的“为税收而竞争”,地方政府具有强烈动机追求辖区的税收收入最大化。因此,政府间收入划分框架能够通过调控地方财政收入的方式,直接塑造和引导各级地方政府的行为。

2016年全面推行“营改增”与配套的增值税分成比例调整改变了地方政府的产业发展激励。原增值税的地方分成比例由调整前的25%上升至50%,使得谋求税源的地方政府有更强的激励发展制造业等原增值税税基产业;而对应的改征增值税(即原营业税)的收入由全额归地方所有变为央地间“五五分成”,分成比例下降减弱了地方发展服务业等原营业税税基产业的激励。两者在地方税源中重要性的此消彼长,驱使地方政府由优先发展服务业转向发展制造业,以适应新的政府间收入划分框架。同时,这一激励具有鲜明的区域异质性:在分成比例调整后,各地政府损失了改征增值税(原营业税)收入的50%,但额外获得了原有增值税收入的25%,两者的差值决定了地方财政在本次调整中遭受冲击的方向和强度。调整前服务化程度高、营业税占比重的城市将受到显著的财政负向冲击。由于地方财政支出具有刚性,将会导致受到冲击的地方政府财权—事权发生瞬时性错配,使得这些地方扩充财源的意愿更强。另外,由于增值税的特殊征收属性,产业链条长、产品附加值高的技术密集型制造业,以及固定资产投入大、生产链内部化/本地化程度高的资本密集型制造业,客观上更受地方政府青睐。由此,本文提出第一个待检验假设,包含两个子假设:

H1a: 增值税分成比例调整强化了地方政府的制造业发展激励,且财政受到负向冲击的城市所受激励更强。

H1b: 本轮引资竞争中地方政府更为倾向发展技术密集型和资本密集型制造业。

2. 制造业引资的具体机制

改善融资环境。如上文所述,本轮引资竞争的目标是以技术密集型和资本密集型为主的制造业企业。前者的核心竞争力在于持续创新,但研发环节具有长周期、高成本与强不确定性,对于中长期资金和耐心资本有较高需求。后者则依赖重资产投入启动生产,大规模的原始投入也决定了企业需要通过规模经济分摊成本,在扩张进程中又需要增量资金的进一步支持,因此也存在较强融资需求。除去自有留存资金,企业的资金来源可分为以股权和债权融资为主的直接外源融资和以银行信贷为主的间接外源融资,但与优序融资理论有所不同,我国以国有银行为主的金融体系决定了企业高度依赖银行信贷。众多研究表明,中国金融体系存在较为严重的“金融抑制”与信贷歧视,非国有企业和轻资产的创新型企业较难从正式渠道获得所需的银行信贷资金(卢峰和姚洋,2004^[16];徐飞,2019^[17])。从这个视角来看,可以改善企业融资环境的地方政府更容易吸引到以技术密集型和资本密集型为主的制造业企业。

事实上,作为区域资源的管理者,地方政府能够在改善企业融资环境中发挥积极作用。地方政府不仅能够通过财政存款、财政补贴、影响高管任免等手段诱导金融机构加大对当地经济建设的资金支持,更能够直接影响城市商业银行的信贷配置方向,引导中长期贷款向有利于政绩的领域定向流动,进一步优化金融服务的规模和质量,促进区域内资本的自由流动和金融资源配置的有效性。此外,作为一种新型工具,地方政府还可以设立各类政府引导基金,以撬动社会资本投向地区发展所需的重点领域,通过财政资金的杠杆效应缓解目标企业的外部融资约束(吴超鹏和严泽浩,2023^[18])。总的来说,地方政府有足够的力量改善辖区内的融资环境,从而吸引制造业企业前来扩产增投,带来地方税源的增长。由此,本文进一步提出以下假设:

H2: 地方政府能够通过增强信贷供给、提升金融服务、设立引导基金等渠道改善本地的融资环境,进而吸引制造业资本的流入。

提升盈利水平。区位选择理论表明,企业会权衡成本与收益来确定投资目的地,以实现利润最大化。制造业企业利润提升可以拆解为成本效应和规模效应,即单个产品各项成本的降低和产品销售规模的扩大。针对前

者,除生产经营所必需的成本外,为应对目的地行政主体干预和效率低下等支付的制度性交易成本是制约企业扩大投资的重要原因。由于地方保护主义的盛行、制度的不健全不完善与部分行政人员法律意识淡薄,企业在国内跨地区经营的总成本甚至高于跨国经营的总成本(宋渊洋和黄礼伟,2014^[19])。本轮引资竞争中,地方政府已经意识到降低制度性交易成本对于招商引资的重要性。具体而言,在投前环节,不少城市由过往的“政策型招商”转向“服务型招商”,在投中和投后环节,各地政府较多通过召开重点项目工作会、市领导现场办公等方式整合行政资源,推进目标企业的建设与生产进度,显著降低了企业与当地各部门的协调成本与可能的寻租成本。

随着中央政府对低价供地、税收优惠等传统引资渠道的逐渐规范,地方政府更倾向于通过政府采购等半市场化手段促进产业发展(张国胜等,2018^[20]),其能够从产品成本和市场规 模两个方面有效提升前来投资企业的盈利水平。一方面,地方政府作为市场上最大的单一购买主体,背靠国家信用与财政力量,采购规模庞大且在履约后通常不会变更供应商,能直接为制造业企业提供稳定的产品需求;另一方面,由于政府订单的社会关注度高,在采购流程中需要经历严格质量筛选和公开质量监督,获得政府采购也在无形中为相关企业的产品贴上“质量标签”(申志轩等,2024^[21]),从而提升消费者对于企业产品的认可,从间接渠道扩大了制造业企业的市场需求。对于前来投资的企业来说,地方政府采购的支持不仅意味着市场规模的扩大,更意味着销售环节中议价权的提高以及寻租成本的降低,使得产品变现成本下降和利润率上升。综上所述,本文进一步提出以下假设:

H3: 地方政府能够降低制造业企业的制度性交易成本与产品变现成本,同时能够提升制造业企业的市场规模,进而通过成本效应和规模效应提升前来投资企业的盈利水平,吸引制造业资本的流入。

三、研究设计和数据来源

(一)数据来源及构建

上市公司数据具有时间连续性好、质量较高等优点,且上市公司的子公司完整信息较易获取,因此本文借鉴马光荣等(2020)^[7]的做法,基于2010—2019年上市企业子公司数据和城市数据构建包含86265个“制造业母公司—投资目的地—年份”有效样本的非平衡面板数据,涵盖了2010—2019年1719家制造业上市公司在285个地级市的子公司分布情况。本文所使用的上市公司财务数据及子公司数据来自于CSMAR数据库和CNRDS数据库,城市税务数据和经济发展水平数据来自CEIC数据库,缺失值通过查找中国区域 经济统计年鉴、中国城市统计年鉴和各省统计年鉴补齐,城市营商环境数据来自于中国分省份市场化指数数据库,官员变迁数据手动整理自中国经济网地方党政领导人 物库和地方政府官网。

(二)识别策略

本文的核心目标是评估全面推开“营改增”后央地增值税分成比例调整对城市制造业发展的影响,为尽可能控制内生性问题,本文构建如下双重差分模型:

$$\text{Invest}_{i,c,j,t} = \beta_0 + \beta_1 \text{did}_{j,t} + \beta_2 X_{i,t} + \beta_3 W_{j,t} + \mu_t + \sigma_{ij} + \varepsilon_{i,c,j,t} \quad (1)$$

其中: i 、 c 、 j 、 t 分别表示制造业母公司、母公司所在城市、投资目的地城市、年份;被解释变量 $\text{Invest}_{i,c,j,t}$ 表示位于城市 c 的母公司 i 第 t 年在城市 j 的投资数量;解释变量 $\text{did}_{j,t}$ 表示目的地城市 j 在第 t 年是否受到了财政负向冲击,若有则为1,否则为0; $X_{i,t}$ 和 $W_{j,t}$ 分别是母公司和目的地城市层面的控制变量。同时,为使实证结果更为可靠,本文借鉴马光荣等(2020)^[7]的做法,在控制时间固定效应 μ_t 的基础上,将母公司—目的地城市对交互固定效应 σ_{ij} 引入模型,进一步吸收母公司所在地和投资目的地之间文化差异、地理距离等不随时间变化的因素,同时吸收母公司与投资目的地之间历史渊源等其他不随时间变化的因素。 $\varepsilon_{i,c,j,t}$ 为误差项,此处将标准误聚类到省份—年份层面。

(三)变量定义

1.被解释变量

本文的被解释变量是制造业引资强度。借鉴马光荣等(2020)^[7]的做法,本文采用子公司数量的自然对数

来衡量。使用这一变量的主要原因是在新公司法出台之前,认缴制下的注册资本和实缴资本具有较大区别,不少企业出现了股东随意认缴、天价认缴和实缴期限过长等问题,使得相关数据不能很好地衡量企业的真实投资水平。为了进一步提升实证结果的可信度,本文亦使用子公司注册资本的自然对数和认缴资本(注册资本×母公司控股比例)的自然对数来近似衡量投资额,并将其作为被解释变量进行稳健性检验。

2. 核心解释变量

本文的核心解释变量是增值税分成比例调整前后地方发展制造业的内在动力大小,正如前文理论部分所述,使用地方在税制调整后是否受到财政负向冲击进行衡量。具体而言,参考张训常和何炜(2024)^[22]的做法,本文采用以下公式进行测算:

$$\text{shock}_j = \frac{(0.5 \times \text{SAT}_{j,0} - 0.25 \times \text{VAT}_{j,0}) \times \alpha}{T_{j,0}} \quad (2)$$

其中: $\text{SAT}_{j,0}$ 、 $\text{VAT}_{j,0}$ 和 $T_{j,0}$ 分别表示本轮税制改革前城市 j 所能征收的全部营业税收入、增值税收入和一般公共预算收入, α 表示省和地级市之间的分成比例。^③若 shock_j 大于0,则说明该地在本轮改革中受到负向财政冲击,反之则说明没有。鉴于改革的年份是2016年,采用改革前一年的数据计算 shock 最为合适,但由于此时部分行业已经试行了“营改增”,地方上的增值税收入不仅包含传统征收增值税行业的增值税收入,还包括部分试点服务业行业的增值税收入(本应作为 $\text{SAT}_{j,0}$),因此,使用2015年的数据计算可能并不合适。

按照经济发展的一般规律,随着经济发展,服务业在GDP中的占比会逐步提升。如果不存在本轮税制调整,各地级市营业税收入占一般公共预算收入的比例就应该会逐渐提高,增值税收入占比会逐渐下降,即总体来说,和2015年相比,使用2011年及之前的数据计算 shock 值并测算政策效应,只会低估政策强度,而不会放大其影响。综上,为了确保结果的稳健性,本文采用“营改增”试点之前三年,即2009—2011年 shock 的平均值来测算本轮税制改革对于城市造成的财政压力,若 $\text{shock}_j > 0$,则解释变量 $\text{did}_{j,t}$ 在2016年及以后设为1,否则为0。

3. 控制变量

为了尽可能消除遗漏变量的影响,本文在回归模型中同时加入企业层面和城市层面的控制变量。企业特征变量包括:企业规模(size)、企业设立年限(age)、资产负债率(debt)、资产回报率(ROA)以及资本密集度(density);城市特征变量包括:经济发展水平(eco)、政府势力水平(gov)、营商环境水平(market);同时,考虑到2017年恰逢党的十九大召开,按照惯例,每次全国党代会召开之前的一两年,地方党委都要集中换届,为排除这一因素对因变量的影响,本文进一步在城市层面控制官员变迁(change)这一变量。各变量定义详见表1。

表1 主要变量定义及描述性统计结果

变量名	变量含义
did	城市是否受到财政冲击。若城市 j 的 shock 值大于0,则2016年及以后城市 j 的 did 取值为1,否则为0
lnNum	制造业引资变量。等于上市公司 i 第 t 年在城市 j 设立的子公司数量+1的自然对数
change	城市的主要官员是否变迁。若城市 j 在第 t 年的1—6月更换了市委书记,则当年的 change 值为1;7—12月份更换,则下一年的 change 值为1。否则为0
size	企业规模。使用总资产的自然对数衡量
age	企业设立年限。使用实际设立年限+1的自然对数衡量
debt	资产负债率。使用总负债占总资产的比重衡量
roa	资产回报率。使用净利润占总资产的比重衡量
density	资本密集度。使用人均固定资产净值衡量
eco	城市经济发展水平。使用人均GDP的自然对数衡量
gov	城市政府势力水平。使用一般公共预算支出占GDP的比重来衡量
market	城市营商环境水平。使用城市所属省份的樊纲指数(市场化指数)来衡量

四、实证结果分析

(一) 基准回归结果

表 2 报告了基准模型的回归结果,其中列(1)—(3)未控制企业和城市层面变量的回归结果显示,核心解释变量的系数始终显著为正,说明内在激励更高的城市显著吸引了更多制造业上市公司在当地设立子公司,且无论对于技术密集型企业还是资本密集型企业都具有显著的政策效应,理论分析部分的 H1a 和 H1b 得以验证。

考虑到企业特征和目的地的城市特征也可能影响引资效果,因而本文进一步控制了两者的主要特征变量,列(4)—(6)显示了控制相关变量的回归结果,与前述回归结果一致,相比未受到财政负向冲击的城市,受到财政负向冲击的城市发展制造业的内在动力更强,显著吸引了以技术密集型和资本密集型为主的制造业上市企业在当地设立子公司。

表 2 基准回归结果

变量	单变量回归			全变量回归		
	全样本	技术密集型	资本密集型	全样本	技术密集型	资本密集型
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	lnNum	lnNum	lnNum	lnNum	lnNum	lnNum
did	0.019*** (3.523)	0.024*** (3.313)	0.028*** (3.927)	0.019*** (3.963)	0.028*** (4.243)	0.025*** (3.553)
母公司控制变量	否	否	否	是	是	是
目的地控制变量	否	否	否	是	是	是
母公司-目的地固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
样本量	84019	42799	26032	84019	42799	26032
Adj R ²	0.820	0.817	0.824	0.826	0.825	0.830

注:括号内为稳健 t 值,***表示在 1%的水平上显著。

同时,本文也进一步引入虚拟变量 TargetInd,若企业为技术密集型或者资本密集型制造业,则将该变量赋值为 1,否则为 0,并将该变量与 did 的交乘变量(did_ind)引入基准模型。发现交乘项系数显著为正但 did 系数显著为负,表明本轮税制变迁在推动产业实体化进程中,可能也通过“腾笼换鸟”实现制造业内部的结构升级(受限于篇幅,结果留存备索)。

(二) 平行趋势检验

参照过往文献,本文构建如下回归方程进行验证:

$$\text{Invest}_{i,c,j,t} = r_0 + \sum_{k=-6}^3 \beta_k \text{did}_{j,t}^k + r_1 X_{i,t} + r_2 W_{j,t} + \mu_i + \sigma_{ij} + \varepsilon_{i,c,j,t} \quad (3)$$

其中:k 表示城市受到财政冲击后的第 k 年,由于样本年份为 2010—2019 年,全面推开“营改增”及增值税分成比例调整发生在 2016 年,因此 k 的最小取值是-6,最大取值是 3。同时,为了避免多重共线性问题,本文将改革前一年作为基期, β_k 表示相较于基期,受到财政冲击的第 k 年实验组与控制组之间制造业引资的差异。结果显示,在 95%置信区间下,税制变迁前的回归系数均在 0 值附近波动且不显著,表明税制变迁前实验组与控制组的制造业引资没有明显的趋势差异,满足平行趋势假设。由于篇幅限制,结果留存备索。

(三) 稳健性检验

此外,为了避免可能出现的内生性问题,本文采用安慰剂检验、更换被解释变量等方法进一步检验实证结果的稳健性。由于篇幅限制,本部分结果留存备索。

安慰剂检验。为排除不可观测的遗漏变量对结果可信度的影响,参考过往文献做法,本文进行间接安慰

剂检验。具体思路为:构建一个具有随机性且理论上不会对城市制造业引资有影响的变量 did' , 对应会得到一个错误的估计系数 β' , 将这一过程重复 1000 次, 并画出 1000 个 β' 的分布图。安慰剂检验结果显示 β' 集中分布在 0 值附近, 服从正态分布, 且远离实际系数, 因此可以认为通过了安慰剂检验。

更换被解释变量。本文采用上市公司在各地设立的子公司数量作为引资强度的代理变量, 但考虑到单一变量的主观性较强, 可能影响研究结论的可信度。借鉴马光荣等(2020)^[7]的做法, 本文进一步使用注册资本与认缴资本的自然对数作为被解释变量, 并代入基准模型重新进行回归。结果显示, 两种方式衡量的引资强度都与基准结果保持一致, 均在 1% 水平显著为正。

其他稳健性检验。此外为增强结论的可信度, 本文还进行了以下稳健性检验。(1)排除其他政策:控制样本时间内自由贸易试验区设立、宽带中国试点、物流标准化试点等并行政策的影响。(2)更换识别策略:换用强度双重差分法, 进一步采用 shock 值与政策时点变量 post 的交互项 (shock_post), 替代 did 项进行基准回归。(3)更改聚类维度:分别将聚类水平调整至母公司-目的地城市对层面和母公司层面。(4)控制前期影响:将被解释变量的滞后一期作为控制变量加入基准模型, 以控制企业前期投资对当期投资的影响。(5)调整控制变量:将营商环境水平的代理变量更改为城市商业信用环境指数 (CEI), 以避免省级市场化指数带来的测度误差。上述检验结果表明核心解释变量的系数均显著为正。

五、进一步分析

(一)机制分析

结合前文理论分析, 地方政府可能通过优化融资环境和提高盈利能力两种机制吸引制造业企业前来扩产增投, 本节将对这些作用机制进行检验。

1.改善融资环境机制

企业的融资渠道可分解为以银行信贷为主的间接融资和以股权、债权为主的直接融资, 在我国资本市场发展不健全民营企业和轻资产创新型企业在金融压抑的大背景下, 地方政府如果能够改善企业的融资环境, 应该能够显著吸引以技术密集型和资本密集型为主的制造业企业前来投资。为验证这一机制是否存在, 本文使用城市年度贷款余额的对数值 (lnLoan) 来衡量辖区内企业的信贷可得性水平, 同时使用城市金融从业人员的对数值 (lnPeople) 作为金融服务水平的代理变量。此外, 政府产业基金作为一种新型工具, 能够有效发挥杠杆作用, 引导社会资本投向目标产业和关键领域, 因此本文进一步借鉴吴超鹏和严泽浩(2023)^[18]的做法, 对清科数据库中的政府引导基金数据进行整理, 并使用城市层面引导基金总数的对数值 (lnNum1) 和产业基金总数的对数值 (lnNum2) 分别作为被解释变量进行回归。结果如表 3 列(1)—(4)所示, 政策系数均显著为正, 由此 H2 得以验证。

表 3 融资环境改善机制分析结果

变量	信贷支持	服务支持	引导基金支持	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	lnLoan	lnPeople	lnNum1	lnNum2
did	0.079*** (8.434)	0.055*** (3.365)	0.071** (2.193)	0.072*** (2.593)
控制变量	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是
样本量	2521	2846	2850	2850
Adj R ²	0.992	0.955	0.421	0.311

注:括号内为稳健 t 值, **、*** 分别表示在 1%、5% 的水平上显著。

2.提高盈利能力机制

追求利润最大化是企业开展投资活动的重要诉求, 前来建厂投资的企业如能获得更多利润, 显然会进一

步增强在当地的投资力度,同时也会形成示范效应,吸引更多的同行企业进入。如果这一机制成立的话,引资内在动力更强城市的制造业企业盈利水平就应该提升更为明显。由于工业企业数据库仅更新到2015年,因此本文使用上市公司数据综合测算了各城市的企业盈利水平。具体而言,参考王贤彬和陈春秀(2023)^[23]的研究,本文使用资产收益率(ROA)、资产周转率(ATO)和销售利润率(ROS)三个指标综合衡量企业的利润水平,并借鉴乔刚和钱圆圆(2025)^[24]的做法,将3个指标在城市层面取均值作为城市整体企业盈利水平的代理变量。^④结果如表4列(1)—(3)所示,处理组城市的企业盈利水平提高幅度更大。

事实上,企业整体盈利水平的提高可以进一步分解为以下两项来源:即单一产品利润值的提升和产品整体销售规模的扩大,前者对应生产、销售等环节成本的降低,后者对应产品销售市场和规模的进一步扩大。为了吸引目标企业进入或者扩投,相关城市会通过多种途径做好企业服务工作,从而降低企业投资和生产的制度性交易成本;此外,通过专项采购等渠道也能够降低企业产品的变现成本。有鉴于此,本文参考夏杰长和刘诚(2017)^[25]的做法,采用销售费用、管理费用与财务费用之和占总资产的比值来衡量企业的制度性交易成本,并参考何凡等(2024)^[8]的做法,采用销售费用占营业收入的比重衡量企业产品变现成本,并分别在城市层面求均值,作为制度性交易成本(costz)与产品变现成本(costs)的代理变量。回归结果如表4列(4)—(5)所示,相比对照组,处理组城市的两类企业成本均降低的更为明显。同时,本文亦计算了企业主营业务收入的对数值(sale1)和营业收入的对数值(sale2)在城市层面的均值,作为市场业务规模的代理变量。结果如表4列(6)—(7)所示,显然相关城市也能够通过扩大产品市场的方式提升企业的盈利水平。由此H3得以验证。

表4 盈利能力提高机制分析结果

变量	盈利能力提高			成本降低		市场扩大	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	ROA	ATO	ROS	costz	costs	sale1	sale2
did	0.014*** (3.009)	0.058** (2.535)	0.207** (1.996)	0.007** (2.511)	0.008*** (3.135)	0.110** (2.526)	0.112** (2.586)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是	是	是	是
样本量	2154	2152	2152	2153	2153	2152	2154
Adj R ²	0.332	0.588	0.080	0.606	0.652	0.752	0.750

注:括号内为稳健t值,***、**分别表示在1%、5%的水平上显著。

(二)异质性分析

前文已经表明,受到财政冲击的城市在本轮引资竞争中显著吸引到更多的制造业投资,显然这一结果是企业与政府双向互动的结果,如能进一步剖析实体资金的具体来源,则显然具有重要意义。本文试图从企业区位和企业性质两个视角切入,针对税制变迁下地方政府的引资策略进行实证考察。

1.企业区位

首先,本文根据母子企业区位建立本地投资(本市到本市)的虚拟变量,并与did构建交互项,代入基准模型(1)进行回归,结果如表5的列(1)所示。从总体来看,本轮税制变迁后,受到冲击城市的制造业引资主要来自于本地制造业企业的扩投,而来自外地的制造业引资事实上显著减少。事实上这是因为和2016年之前相比,全面推行“营改增”与新增增值税分成比例改革后,原增值税地方分成比例和原营业税地方分成比例的此涨彼伏激励了各地政府将制造业税源留在本地,因此即使受到冲击的城市进一步增强了引资力度,事实上可能也难以有效的吸收到跨域的流动资本。

2.企业性质

其次,本文进一步设立央国企虚拟变量,并在基准模型中引入该虚拟变量与did的交乘项进行分析。结果如表5列(2)所示,交乘项与did的回归系数分别在1%水平显著为负和显著为正,表明税制结构调整后,民营等非公有制企业在对照组城市的产业结构调整进程中发挥了更为重要的作用,而国有企业则与之相反,

本文认为“一带一路”倡议启动实施(2015年)后央国企积极“走出去”的投资战略能部分解释这一现象。更进一步,本文通过构造地方型国企虚拟变量考察国有企业的异质性投资,具体而言,若是省市级国企则将其赋值为1,若是中央企业则将其赋值为0,在生成与did的交互项后重新代入基准模型进行回归,表5列(3)的结果表明,相比政治站位更高、投资决策更广的中央和国家级企业,地方话语权更大的省市级国企仍是本轮地方引资竞争的主要来源。

表5 资金来源的异质性分析结果

变量	(1)	(2)	(3)
	lnNum	lnNum	lnNum
did×本市到本市	0.173***		
	(12.249)		
did×央国企		-0.053***	
		(-7.759)	
did×地方型国企			0.056***
			(6.356)
did	-0.011**	0.037***	-0.022**
	(-1.994)	(6.042)	(-2.574)
控制变量	是	是	是
固定效应	是	是	是
样本量	84019	84019	26864
Adj R ²	0.829	0.827	0.878

注:括号内为稳健t值,***、**分别表示在1%、5%的水平上显著。

六、研究结论与政策建议

(一)研究结论

本文的研究结果表明,增值税央地分成比例调整强化地方政府对制造业的发展激励,且受到财政负向冲击的城市发展制造业的动力更强,显著吸引更多的制造业投资。这一结论经过平行趋势检验、安慰剂检验、排除同期政策干扰等稳健性检验后依然成立。出于扩充税基的诉求,地方政府主要聚焦于发展技术密集型和资本密集型制造业,促进了相关企业在当地的“扩产增投”。机制检验表明,改善企业融资环境和提升企业盈利水平可能是本轮引资的重要渠道。异质性检验表明,本地企业、民营企业和地方国企是本轮地方政府发展制造业的主要资金来源。

(二)政策建议

1.坚持系统观念,在政策设计时兼顾顶层与基层两个视角

从本文研究结果来看,全面推开“营改增”及增值税央地分成比例调整后产业结构出现的反常变迁,本质在于中央推动产业升级与地方追求税收增长的目标未能形成有效协同。地方政府并非单纯的政策执行者,而是拥有独立利益诉求的行为主体,面对顶层设计规则,地方政府会有策略地进行应对以实现自身利益的最大化,引发宏观政策的“非预期性后果”。因此,中央政府在制定政策时应该充分考虑地方各级政府的行为逻辑,着力实现央地之间的激励相容,进而增强宏观政策的系统性、整体性与协同性。

2.进一步推进财税体制改革,构建权责清晰、财力协调、区域均衡的央地财政关系

分税制改革对支撑过去30多年经济社会持续发展发挥了积极作用,但也客观上导致了“财权上收、事权下沉”的局面,全面推开“营改增”后地方主体税种的缺失加剧了这一矛盾。在地方事权不断扩大的现实背景下,财权如未能实现优化配置,则容易引发地方政府对于非税收入的攫取,进而可能导致区域营商环境恶化。新一轮财税体制改革应改变以往重财权划分、轻事权界定的惯性思维,在确保中央调控能力的基础上,更好激发地方的主动性和活力。

3. 打造现代金融机构和市场体系,疏通资金进入制造业等实体经济的渠道

当前,企业融资结构过度依赖银行信贷,抵押物不足、风险评估复杂的民营及轻资产企业普遍面临一定的融资约束,因此需要进一步深化金融改革。这可通过差异化监管及优化考核机制,进一步引导金融机构对小微、民营制造业企业适当放宽抵押要求,并构建相适配的信用评价体系;同时,加快完善多层次资本市场,支持符合条件的制造业企业拓展股权、债券融资渠道,多措并举破解实体经济的“融资难、融资贵”问题。

注:

这里使用的是各次产业的实际增速,如果使用名义增速 2016 年以后第二产业增速提升更为明显;2015 年 12 月,中央经济工作会议提出推进供给侧结构性改革,去产能是“三去一降一补”的重要内容,如果没有其它影响因素,工业和制造业实际增加值增速下降应该更为明显;同时考虑到新冠疫情对产业结构的冲击,本文剔除了 2020 年及以后年份的样本。

国家统计局仅提供 2015 年以后的制造业增加值增速数据,本文撰写过程中亦绘制了规模以上制造业增加值增速作为参考,在 2015 年之前与工业增加值增速基本保持一致,呈较大幅度下降态势。

需要说明的是,在税制改革以前,各地级市公布的营业税收入、增值税收入数据实际上已经是和中央、省一级分成过后的数据。即统计年鉴中公布的各市营业税收入为 $(100\% \times \text{营业税总收入}) \times \alpha$,增值税收入为 $(25\% \times \text{增值税总收入}) \times \alpha$ 。

为排除行业间的指标差异,在城市层面求均值前,先对相关指标按照行业年度均值进行标准化处理。

参考文献:

- [1]Kuznets S.. Economic Growth of Nations: Total Output and Production Structure[M].Cambridge:Harvard University Press,1971.
- [2]Herrendorf B., Rogerson R., Valentinyi À.. Growth and Structural Transformation[A].Aghion P., Durlauf S. N. eds. Handbook of Economic Growth: Vol. 2[C].North-Holland:Elsevier,2014,855-941.
- [3]Kongsamut P., Rebelo S., Xie D., Beyond Balanced Growth[J].The Review of Economic Studies,2001,68(4): 869-882.
- [4]Ngai L. R., Pissarides C. A.. Structural Change in a Multisector Model of Growth[J].American Economic Review,2007,97(1): 429-443.
- [5]田彬彬,范子英.税收分成、税收努力与企业逃税:来自所得税分享改革的证据[J].管理世界,2016,(12):36-46.
- [6]谢贞发,席鹏辉,黄思明.中国式税收分成激励的产业效应:基于省以下增值税、营业税分成改革实践的研究[J].财贸经济,2016,(6):18-34.
- [7]马光荣,程小萌,杨恩艳.交通基础设施如何促进资本流动:基于高铁开通和上市公司异地投资的研究[J].中国工业经济,2020,(6):5-23.
- [8]何凡,陈波,黄炜.行业规范标准化与资本跨区流动:基于企业异地投资的研究[J].管理世界,2024,(7):204-225.
- [9]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,(2):82-95.
- [10]乔俊峰,张春雷.“营改增”、税收征管行为和企业流转税税负:来自中国上市公司的证据[J].财政研究,2019,(7):77-89.
- [11]钱金保,麦青,李林木.税制变革与产业结构转型[J].财贸经济,2025,(12):77-93.
- [12]席鹏辉,李瑶.战略性新兴产业发展与重点税源维护:基于断点回归的证据[J].数量经济技术经济研究,2025,(2):5-24.
- [13]谢贞发,李培,杨健鹏,等.区域发展战略、财税政策与平衡发展:基于 2000 年西部大开发战略的历史经验与启示[J].财政研究,2025,(4):30-45.
- [14]Qian Y., Weingast B.. China's Transition to Markets: Market-Preserving Federalism, Chinese Style[J].Journal of Economic Policy Reform,1996,1(2):149-185.
- [15]Li H., Zhou L. A.. Political Turnover and Economic Performance: The Incentive Role of Personnel Control in China[J].Journal of Public Economics,2005,89(9-10):1743-1762.
- [16]卢峰,姚洋.金融压抑下的法治、金融发展和经济增长[J].中国社会科学,2004,(1):42-55.
- [17]徐飞.银行信贷与企业创新困境[J].中国工业经济,2019,(1):119-136.
- [18]吴超鹏,严泽浩.政府基金引导与企业核心技术突破:机制与效应[J].经济研究,2023,(6):137-154.
- [19]宋渊洋,黄礼伟.为什么中国企业难以国内跨地区经营?[J].管理世界,2014,(12):115-133.
- [20]张国胜,匡慧妹,刘政.政府采购如何影响产能利用率?:来自中国制造企业的经验发现[J].经济管理,2018,(9):41-58.
- [21]申志轩,祝树金,文茜,等.政府数字采购与企业数字化转型[J].数量经济技术经济研究,2024,(5):71-91.
- [22]张训常,何炜.流动人口子女随迁还是留守:流入地财政压力的视角[J].世界经济,2024,(3):213-244.
- [23]王贤彬,陈春秀.重点产业政策与制造业就业[J].经济研究,2023,(10):34-54.
- [24]乔刚,钱圆圆.人工智能技术、创业生态与新企业进入[J].数量经济技术经济研究,2025,(8):110-130.
- [25]夏杰长,刘诚.行政审批改革、交易费用与中国经济增长[J].管理世界,2017,(4):47-59.

[责任编辑:孔 雯]