

# 长三角区域规划与先进制造业企业全要素生产率

## ——基于PSM-DID模型的经验研究

安礼伟 蒋元明

(南京大学经济学院,江苏南京 210093)

**摘要:** 使用2006—2013年的中国工业企业数据,将2010年出台的《长江三角洲地区区域规划》作为准自然试验,采用PSM-DID方法研究《规划》实施对长三角区域先进制造业企业全要素生产率(TFP)的影响。实证结果表明:(1)《规划》实施提升了区域内先进制造业企业TFP。(2)动态地看,《规划》在实施之后持续促进了区域内先进制造业企业TFP的提升。(3)异质性分析表明《规划》实施未能显著促进区域内国有先进制造业企业TFP的提升,而显著促进了非国有企业TFP的提升;《规划》实施对先进制造业出口企业而非出口企业TFP的提升均具有显著促进作用,且对出口企业的促进作用较大。(4)《规划》实施通过产业集聚效应,缓解了先进制造业企业的融资约束压力,促进企业投资并提高资本深化程度,进而对企业TFP产生影响。(5)《规划》的实施存在区域溢出效应。研究结论强调了《规划》作为一项“跨区域综合性重大举措”对于区域一体化的必要性,并指出,利用区域规划破解地方政府各自为政的藩篱以促进区域内微观主体的共同发展,是一条可行之路。

**关键词:** 长三角区域规划;先进制造业;全要素生产率;倾向得分匹配-双重差分法;产业集聚;融资约束;溢出效应

中图分类号:F062.9 文献标识码:A 文章编号:1671-9301(2020)04-0045-16

DOI:10.13269/j.cnki.ier.2020.04.004

### 一、引言

当前,中国经济已转向高质量发展阶段,培育具有国际竞争力的产业群和城市群成为实现经济高质量发展的新动力源。先进制造业在未来经济转型发展中具有重要地位,党的十九大报告提出了“加快发展先进制造业”和“培育若干世界级先进制造业集群”的目标。在今后较长一段时期内,以先进制造业为主体的工业依然是支撑中国经济实现持续稳定增长的重要动力<sup>[1]</sup>,打造若干世界级先进制造业集群更是全球制造大国走向制造强国的一个重要标志<sup>[2]</sup>。长三角地区是推动中国经济转型、实现高质量发展的关键区域,也是中国先进制造业的重要集聚区。2010年5月,国务院正式批准下发了《长江三角洲地区区域规划》(下文简称《规划》)。2018年11月,习近平主席在首届中国国际进口博览会开幕式上宣布将支持长三角一体化发展并将其上升为国家战略。2019年12月,中共中央、国务院印发了最新的《长江三角洲区域一体化发展规划纲要》。2010年出台的《规划》将长三角16个城市<sup>①</sup>纳入其中,“做强做优先进制造业”是其重点目标之一。《规划》将先进制造业界定为电

收稿日期:2019-11-18;修回日期:2020-06-01

作者简介:安礼伟(1977—)男,江苏淮阴人,经济学博士,南京大学经济学院副教授,研究方向为国际贸易与国际投资;蒋元明(1996—)男,江苏宜兴人,南京大学经济学院硕士研究生,研究方向为国际投资。

基金项目:国家社会科学基金一般项目(19BJL127)

子信息产业、装备制造业、钢铁产业和石化产业,并在“产业集聚,优势分工”的原则下,对长三角16市先进制造业提出了如下要求:(1)电子信息产业须“立足优势、加快研发、促进集群”;(2)装备制造业要“提升水平、整合资源、加强配套”并采取“技术外溢和资本扩张等形式,进一步加强区内外产业配套协作”;(3)钢铁产业要“提高产业集中度,推动钢铁产业集约式发展”,通过“兼并重组和战略联盟”等途径,“促进产业集团化发展”;(4)石化产业应按照“立足优势、突破创新、促进集聚”的原则,“加快现有化工园区整合,推动产业集聚升级”。在具体的规划事项上,《规划》提出以沪宁杭为中心,沿沪宁、沪杭甬线集中布局先进制造业产业,推动长三角区域先进制造业产业集聚升级。作为指导长三角地区发展改革的纲领性文件和编制相关规划的依据,《规划》指出了区域内各城市发展定位和分工不够合理、区域整体优势尚未充分发挥等问题,提出了通过促进产业升级、提升制造业的层次和水平、打造若干规模和水平居国际前列的先进制造产业集群,将长三角地区建设成先进制造业中心和世界级城市群的目标。

本文将《规划》的出台作为一项准自然实验,采用PSM-DID方法,探索《规划》实施对先进制造业企业全要素生产率(TFP)的影响。研究意义体现在四个方面:首先,在“长江三角洲区域一体化发展”上升为国家战略的背景下,本文的研究为推动长三角地区高质量发展,以及进一步建设泛长三角区域内的先进制造业产业集群,提供了现实依据。其次,研究《规划》实施对不同类型企业的影响,可以为微观政策的制定提供启示。再次,本文从“《规划》实施—产业集聚—企业融资—资本深化—企业全要素生产率”的角度,考察《规划》实施影响先进制造业企业TFP的作用机制,这对于城市群进行顶层设计、培育先进制造业发展路径具有一定的启示意义。最后,对《规划》这类“跨区域综合性重大举措”的实施效果进行经验研究,丰富了产业或区域政策与TFP关系的相关研究。

## 二、文献综述与理论分析

### (一) 产业或区域政策的实施效果评述

关于产业或区域政策对生产率的影响,现有研究尚未得到一致结论。不少研究显示,产业或区域政策能够有效提升企业生产率。Moretti<sup>[3]</sup>发现区域政策有助于形成人力资本空间集聚,降低企业中间产品和劳动力搜寻成本,进而有助于生产率提高。Aghion *et al.*<sup>[4]</sup>利用中国1998—2007年的大中型企业数据研究发现产业政策可促进企业生产率增长,Mao *et al.*<sup>[5]</sup>也得出类似结论。宋凌云和王贤彬<sup>[6]</sup>指出,相对于非重点产业,被规划为重点产业的行业TFP总体上有显著提高。孙早和席建成<sup>[7]</sup>发现,产业政策能推动企业TFP的提升,且促进作用与地方市场化程度成正比。唐诗和包群<sup>[8]</sup>的研究表明,开发区内的主导产业政策通过吸引外商投资和要素资源流入,促进行业内企业生产率增长。李骏等<sup>[9]</sup>发现,产业政策对高竞争状态行业的生产率提升作用显著。林毅夫等<sup>[10]</sup>发现,政府设立国家级经济开发区对区内企业TFP存在积极影响。与上述研究不同,Glaeser and Gottlieb<sup>[11]</sup>发现,特定区域政策存在片面追求公平的现象,这将导致受政策支持企业逐渐丧失追求更高生产率的积极性。董香书和肖翔<sup>[12]</sup>研究“东北振兴”政策的实施效果后发现,“东北振兴”政策没能改善当地企业TFP。舒锐<sup>[13]</sup>、黄先海等<sup>[14]</sup>、孟辉和白雪洁<sup>[15]</sup>以政府补助为视角衡量产业政策实施效果时发现,政府补助强度高将诱发企业政策性补贴依赖行为,抑制企业生产率的提升。钱雪松等<sup>[16]</sup>以2009年十大产业振兴规划为自然实验,研究发现规划冲击导致实验组企业生产率显著下降。张莉等<sup>[17]</sup>也发现,重点产业政策从整体上显著抑制了相应行业内企业TFP的提升。现有研究结论的非一致性表明,通过产业或区域政策促进企业生产率提升是有条件的,TFP提升与否与政策特征、区域特征等有着密切联系。例如,张莉等<sup>[17]</sup>考察的是重点产业政策的影响,林毅夫等<sup>[10]</sup>的研究范畴局限于经济开发区层面等。本文和前期文献的不同之处表现在:一方面,区别于一般意义上的产业政策或区域政策,《规划》兼具产业政策的具象性和区域政策的地域性特征,是一项“跨区域综合性重大举措”,目前针对该领域的研究并不多见。另一方面,本文聚焦研究对于中国经济持续高质量发展贡献较大的资本密集型和技术密集型行业,也即聚焦研究《规

划》实施对先进制造业企业全要素生产率的影响,并深入挖掘《规划》实施之后的动态效应。

## (二) 理论分析

本文从“《规划》实施—产业集聚—企业融资—资本深化—企业全要素生产率”的视角研究《规划》实施对先进制造业企业 TFP 的影响,理论分析具体如下:

现有文献主要从两个方面探索产业集聚缓解企业融资约束的机制。从整体层面上看,地理空间上的产业集聚能够有效减少企业与企业、企业与金融机构、企业与社会投资者之间的信息不对称问题,降低逆向选择和道德风险的概率<sup>[18-21]</sup>。例如钱水土和翁磊<sup>[22]</sup>发现产业集群内部的社会资本通过非正规金融制度性安排缓解了企业融资难问题。从微观企业层面上看,产业集聚增强了同一条产业链上下游企业间的联系<sup>[23]</sup>,放大了企业拥有的“声誉效应”<sup>[18, 24-25]</sup>,企业商业融资将变得容易。另外,茅锐<sup>[26]</sup>研究发现,产业集聚增加了折变固定资产的企业遇见本产业内其他企业(即资产的最佳使用者)的概率,有助于降低企业的融资约束。黄鹏翔等<sup>[27]</sup>研究发现,产业集聚联合金融发展,通过提高企业资产的可抵押性,缓解了企业融资约束。

研究融资约束影响企业资本深化的视角主要包括投资机会不足和资源错配。立足于投资机会不足视角,现有研究大多证实融资约束导致有效投资不足,从而延缓企业资本深化进程。融资约束引发的过高外部融资成本,导致企业无法获取充足的资金来支持其投资机会<sup>[28-29]</sup>。任曙明和吕镛<sup>[30]</sup>使用中国装备制造业数据研究发现,由于面临融资约束,装备制造企业的投资机会常常得不到充足的资金支持。在考虑不同产权性质后,何光辉和杨咸月<sup>[31]</sup>发现,融资约束降低了民营企业的投资。相反,当企业融资约束降低时,资本深化过程开始启动<sup>[32]</sup>。刘胜强等<sup>[33]</sup>、熊广勤等<sup>[34]</sup>的研究都证实,融资约束的缓解可以有效增加企业 R&D 投资。基于资源错配视角的解释是对投资机会不足理论的进一步拓展。当企业面临融资约束时,企业倾向于内源融资,导致企业购置先进研发设备等高效投资的需求不能得到满足。考虑到投资活动是企业发展的必要途径,此时企业只能选择较为低效的投资领域,这将影响企业的最优生产投资决策<sup>[35-36]</sup>,阻碍企业高效资本深化进程的推进。Aghion *et al.*<sup>[37]</sup>、鞠晓生等<sup>[38]</sup>、罗长远和季心宇<sup>[39]</sup>进一步将高效投资聚焦为创新投资,低效投资为非创新投资。他们的研究证实:融资约束的缓解有助于促进企业创新投资的增加,并正向影响企业资本深化程度。

资本深化是推动 TFP 提升的重要原因<sup>[40-41]</sup>。学者们通常认为,资本深化将提高劳动力相对成本,因此,从需求数量角度来看,根据资本与技能劳动互补性理论<sup>[42]</sup>,企业为了降低运营成本将进一步改进发展策略,尝试用价格相对较低的物质资本和技术替代劳动力<sup>[43-44]</sup>,劳动力需求数量下降。从需求结构层面来看,企业会尽量减少对低技能劳动力的需求,增加对高技能劳动力的需求,提高劳动边际产出<sup>[45-46]</sup>,从而提升 TFP。内生增长理论认为,人力资本能够促进 R&D 活动并间接提升 TFP,而人力资本与产业结构的错配将制约产业技术创新和企业生产率提升<sup>[47]</sup>。因此,从供给角度来看,资本深化后,企业为了匹配先进设备等体现型技术进步,会着手改进企业内部劳动力整体素质结构,表现为产生更强的投资高质量人力资本的积极性,增加对高素质劳动力的储备,进而促进偏向性技术进步,提升 TFP。另外,资本深化过程同时也是“干中学”的过程<sup>[48]</sup>，“干中学”效应的存在将促使企业 TFP 上升。

《规划》实施在长三角促成的产业集聚效应与区域一体化发展红利可能会外溢到周边地区。Ying<sup>[49]</sup>与 Overman *et al.*<sup>[50]</sup>的研究都证实,在中国经济增长中,区域间存在着较强的相互影响。Brun *et al.*<sup>[51]</sup>研究发现,沿海地区的经济发展惯性溢出到了内陆地区。理论上,Marshall<sup>[52]</sup>认为,集聚会提高资源利用效率,带来知识或技术外溢,提升周边地区企业 TFP<sup>[53-56]</sup>。Krugman<sup>[57]</sup>进一步从市场潜能视角阐释地区间溢出效应的作用机理,认为发达地区凭借较大经济总量规模和较快发展速度促使其对周边地区产品需求水平的提升,带动周边地区经济发展。国内学者认为,区域溢出效应主要通过商品和要素的优化配置与便利流动带动周边地区经济发展<sup>[58-59]</sup>。另有一些学者认为,交通设施建设增进了区域一体化的空间溢出效应<sup>[60-61]</sup>。另外,程名望等<sup>[59]</sup>研究发现,溢出效应强度与城市间

的地理距离之间呈现反向关联特征。基于以上分析,本文提出如下研究假说:

假说 1 《规划》实施提升长三角地区先进制造业企业 TFP。

假说 2 《规划》实施通过促进长三角地区先进制造业产业集聚,缓解企业融资约束,推进资本深化,提升企业 TFP。

假说 3 《规划》实施形成的生产率促进效应存在邻近地理范围内的正向空间溢出效应。

### 三、识别方法、模型设定与数据

#### (一) 识别方法

本文运用倾向得分匹配-双重差分法(PSM-DID)实证研究《规划》实施对区域内先进制造业企业 TFP 的影响。DID 有效性须具备两个前提条件,即随机事件和随机分组,因此,单纯采用 DID 方法研究本文主题可能并不满足以上条件。首先,从出台时间角度来看,《规划》的实施有应对 2008 年金融危机影响的目的,可能并不满足随机事件假设;其次,从实施区域选择来看,在进行长三角区域规划的空间布局时,政府除了着眼于地理区位外,也看重区域内的城市发展特征,因此,《规划》实施这一政策冲击并不满足随机分组假设。

然而,由 Heckman *et al.*<sup>[62]</sup> 提出的 PSM-DID 方法可以解决上述问题。该方法的基本逻辑是先通过 PSM 方法寻找出与实验组企业具有相近特征的控制组企业,在满足平衡性的要求下再使用 DID 方法进行政策效应评估,这样可有效避免内生性干扰,分离出尽可能纯粹的政策效应。PSM 思想源于匹配估计量<sup>[63]</sup>,本文的基本思路是在未实施《规划》的控制组中找到先进制造业企业  $j$ ,使得  $j$  与实施《规划》的实验组中先进制造业企业  $i$  的可观测变量尽可能相似,即  $X_i \approx X_j$ 。当企业的个体特征对是否实行区域规划政策的概率完全取决于可观测的控制变量时,DID 方法能够有效识别《规划》实施对区域内先进制造业企业 TFP 的影响。DID 方法的使用机理建立在 Rosenbaum and Rubin<sup>[64]</sup> 提出的“可忽略性”假设基础上——在给定某些特征变量时,结果变量在实验组和控制组的分布完全相同,也即  $E(y_{0i} | x_i, D_i) = E(y_{0i} | x_i)$  且  $E(y_{1i} | x_i, D_i) = E(y_{1i} | x_i)$ 。 $D_i$  为处理变量,取值为 0 或 1,1 为接受处理,0 为不接受处理; $y_i$  为结果变量,当  $D_i = 1$  时,有  $y_{1i}$ ,当  $D_i = 0$  时,有  $y_{0i}$ ;  $x_i$  为协变量,包含了某些特征变量。均值“可忽略性”意味着,在给定  $x_i$  的情况下,  $y_{1i}$  与  $y_{0i}$  的均值都独立于  $D_i$ ,则在原则上可将  $x_i$  直接作为控制变量引入回归方程中,以解决遗漏变量问题。本文运用 Logit 回归测算实验组与控制组变量倾向得分,并根据倾向得分,采用  $k$  阶近邻匹配法(其中  $k$  取值为 3)进行样本匹配。考虑到先进制造业细分行业间的企业特征存在较大差异,本文采用分行业样本匹配的方式进行匹配处理。

#### (二) 基本模型设定

本文的基本计量模型设定如式(1)所示:

$$\ln tfp_{ikt} = \beta_0 + \beta_1 after_t \times proj_{ik} + \beta_2 proj_{ik} + \beta_3 after_t + \beta_4 control_{ikt} + \mu_i + \zeta_k + \lambda_t + \varepsilon_{ikt} \quad (1)$$

其中: $i$  表示企业, $k$  表示行业, $t$  表示年份; $\ln tfp_{ikt}$  为先进制造业行业  $k$  中的企业  $i$  在  $t$  年的 TFP; $proj_{ik}$  为分组虚拟变量,当  $i$  为实验组企业时  $proj_{ik} = 1$ ,当  $i$  为控制组企业时  $proj_{ik} = 0$ ; $after_t$  为时间虚拟变量,2010 年之前  $after_t = 0$ ,2010 年及之后  $after_t = 1$ ; $control_{ikt}$  为企业层面的控制变量; $\mu_i$  为个体固定效应, $\zeta_k$  为行业固定效应, $\lambda_t$  为时间固定效应。 $proj_{ik}$  和  $after_t$  交互项的系数  $\beta_1$  是本文关注的重点,它显示了《规划》实施对区域内先进制造业企业 TFP 影响的因果效应。

机制检验模型设定见式(2)和式(3)。

$$\begin{aligned} finance_{ikt} = & \beta_0 + \beta_1 after_t \times proj_{ik} \times indconc_{ct} + \beta_2 after_t \times proj_{ik} + \beta_3 proj_{ik} \times indconc_{ct} \\ & + \beta_4 after_t \times indconc_{ct} + \beta_5 indconc_{ct} + \beta_6 control_{ikt} + \mu_i + \zeta_k + \lambda_t + \varepsilon_{ikt} \end{aligned} \quad (2)$$

在式(2)中,对于资金约束变量( $finance_{ikt}$ ),本文借鉴许和连和王海成<sup>[65]</sup>的方法,采用先进制造业行业  $k$  中企业  $i$  在  $t$  年的应收账款与主营业务收入之比来表示,该值越大,意味着企业资金周转期越长,面临的融资约束越大。对于产业集聚度指标( $indconc_{ct}$ ),本文借鉴茅锐<sup>[26]</sup>的方法,在实际应用

上,根据本文研究主题,计算城市  $c$  中先进制造业行业(共九个二分类行业)的年产值赫芬达尔指数: $indconc_{ct} = \sum_{k=1}^N (x_{kct} / \sum_{k=1}^N x_{kct})^2$ 。其中  $x_{kct}$  为各个先进制造业细分行业中所有企业的年产值加总数,用以体现各细分行业的年产值。 $indconc_{ct}$  度量了城市  $c$  在  $t$  年的先进制造业产业集聚度,取值介于 0 和 1 之间,其取值越小,表示产业集聚度越低,反之表示产业集聚度越高。 $after_t \times proj_{ik} \times indconc_{ct}$  前的系数  $\beta_1$  为本文的主要考察对象。如果  $\beta_1$  显著为负,表明《规划》冲击通过促进长三角先进制造业产业集聚,降低了企业融资约束;反之表明收紧了企业的融资约束。

式(3)展现了融资约束通过促进(或抑制)企业资本深化影响 TFP 的中介效应。

$$\ln tfp_{ikt} = \beta_0 + c finance_{ikt} + \beta_1 control_{ikt} + \mu_i + \zeta_k + \lambda_t + \varepsilon_{ikt} \quad (3-1)$$

$$\ln capdeep_{ikt} = \beta_0 + \beta finance_{ikt} + \mu_i + \zeta_k + \lambda_t + \varepsilon_{ikt} \quad (3-2)$$

$$\ln tfp_{ikt} = \beta_0 + c' finance_{ikt} + \delta \ln capdeep_{ikt} + \beta_1 control_{ikt} + \mu_i + \zeta_k + \lambda_t + \varepsilon_{ikt} \quad (3-3)$$

其中  $\ln capdeep_{ikt}$  为先进制造业细分行业  $k$  中企业  $i$  在当期的资本深化程度,采用人均新增投资的对数值  $\ln(\text{当期新增投资}/\text{从业人员数})$  来表示,该值越大表明资本深化程度越高。中介效应等于式(3-2)和式(3-3)关键变量系数的乘积,即  $\beta\delta$ 。按照中介效应逐步检验回归系数的做法,若式(3-1)至式(3-3)的关键系数都显著,也即在  $c$ 、 $\beta$  和  $\delta$  都显著的情形下,则中介效应显著。本文预计: $c$  为负,即融资约束对生产率提升有负向影响; $\beta$  为负,即融资约束不利于企业资本深化进程; $\delta$  为正,即资本深化促进企业生产率提升; $\beta\delta$  为负,即企业融资约束的缓解能够通过加深资本深化程度提高企业 TFP。

区域溢出效应检验的基本计量模型设定如式(4)所示:

$$\ln tfp_{ikt} = \beta_0 + \beta_1 after_t \times proj'_{ik} + \beta_2 proj'_{ik} + \beta_3 after_t + \beta_4 control_{ikt} + \mu_i + \zeta_k + \lambda_t + \varepsilon_{ikt} \quad (4)$$

其中  $proj'_{ik}$  取值为 0 或 1,分别表示先进制造业行业  $k$  中企业  $i$  不位于 2016 年规划提及的 26 个城市范围内,以及企业  $i$  位于 2016 年规划提及的除 2010 年《规划》中核心 16 市外的 10 个新进城市辖区内。其余变量含义与式(1)相同。类似地,本文通过考察系数  $\beta_1$  的数值来探究《规划》实施的空间溢出效应。若《规划》的实施存在正向“涟漪效应”,则可以观察到  $\beta_1$  显著为正。

### (三) 数据来源与指标构建

本文以 2006—2013 年先进制造业企业为研究样本,参考已有研究<sup>[66-68]</sup>对中国工业企业数据库进行如下处理:(1)剔除不符合 GAAP 会计准则的企业;(2)剔除成立时间不准确以及雇员少于 5 人的企业;(3)剔除奇异值的影响,对所有连续变量进行上下 0.5% 缩尾处理和上下 0.5% 截尾处理。

由于《规划》从 2010 年开始实施,本文选择 2006—2009 年为《规划》出台之前的时期,2010—2013 年为《规划》出台之后的时期。区域内先进制造业企业为实验组,区域外匹配样本中先进制造业企业为控制组。与《规划》一致,先进制造业指电子信息产业、装备制造、钢铁产业和石化产业。按照《国民经济行业分类》(GB/T 4754-2017)先进制造业具体包含仪器仪表制造业、通用设备制造业、专用设备制造业、铁路、船舶、航空航天和其他运输设备制造业、电气机械和器材制造业、计算机、通信和其他电子设备制造业、黑色金属冶炼和压延加工业、石油、煤炭和其他燃料加工业、化学原料和化学制品制造业。《国民经济行业分类》在 2011 年进行了修编,本文参考陈林<sup>[69]</sup>的研究将 2003—2012 年、2013 年的中国工业企业数据库划分为两段不同的样本区间,将 2013 年属于先进制造业范围内的行业根据二分类与三分类代码进行汇总,并按照 2002 年版的《国民经济行业分类》进行统一调整。

目前学界比较主流的测算 TFP 的方法主要有 OP 法和 LP 法。相较于 OP 法,LP 法以中间投入而非投资作为计算 TFP 的代理变量,以解决投入变量的内生性问题,这样可以避免丢弃一些没有投资或投资为负的企业样本,从而能更好地反映企业 TFP 的变化。因此,本文采用 LP 法计算企业 TFP。考虑到工业企业数据库缺少 2008—2009 年、2011—2013 年企业的工业增加值,本文参考前人研究利用工业企业数据库中已有数据计算得出。借鉴余森杰等<sup>[70]</sup>的做法,2008 年的中间投入和工

业增加值计算公式为: 中间投入 = 工业总产值 × 产品销售成本 / 销售收入 - 工资支付 - 本年折旧; 工业增加值 = 工业总产值 - 中间投入 + 应交增值税。2009 年虽然缺少销售收入、工资支付与本年折旧, 但可以通过会计恒等运算获得, 其中: 销售收入为主营业务收入与其他业务收入的和; 工资支付采用当年先进制造业行业平均工资水平与从业人数的乘积近似估计, 由于各地区先进制造业平均工资水平有所差异, 本文将 2009 年的数据按照我国 31 个省(区、市)各自制造业平均工资水平与企业从业人数相乘, 以得到工资支付更准确的计算结果<sup>②</sup>, 平均工资水平数据来源于《中国劳动统计年鉴(2010)》; 本年折旧采用固定资产原值与折旧率的乘积近似估计, 参考前人研究, 折旧率取 15%。进一步, 本文运用余森杰等<sup>[70]</sup>的做法求出 2009 年的中间投入与工业增加值。2011—2013 年的工业企业数据库中有本年折旧、补贴收入、主营业务税金及附加、应交增值税、营业利润、利息支出等指标, 因此, 可直接利用如下公式计算: 工业增加值 = 本年折旧 + 补贴收入 + 主营业务税金及附加 + 应交增值税 + 营业利润 + 利息支出; 中间投入 = 工业总产值 - 工业增加值 + 应交增值税。同时本文借鉴了王贵东<sup>[71]</sup>的思路: 因为 TFP 对数值的密度函数较 TFP 更为对称, 所以采用对数值参与回归。另外, 参考王杰和刘斌<sup>[72]</sup>的做法, 以工业增加值而非工业总产值作为对 TFP 的估计参数。本文用分行业 PPI 对各个二分类行业内企业的工业总产值和工业增加值进行指数平减, 用固定资产投资价格指数对先进制造业企业固定资产净值进行指数平减, 用工业生产者购进价格指数对中间投入进行指数平减。平减指数所需数据全部来自中经网统计数据库, 并且以上所用平减指数均以 2006 年作为基期。对于控制变量的选择, 参考已有考察企业 TFP 的相关研究, 选取企业绩效、企业规模、资本密集度、负债比率、企业年龄、单位劳动产值和是否出口等作为企业特征变量, 具体定义见表 1。

#### (四) 倾向得分匹配 (PSM) 结果和描述性统计

##### 1. 倾向得分匹配核密度函数图

核密度函数图可以用来检验 PSM 质量, 实验组和控制组的核密度图重合部分越多表明匹配效果越好。图 1 显示了先进制造业代表性行业(石油加工、炼焦及核燃料加工业) PSM 前后的核密度<sup>③</sup>。图 1 显示, 在 PSM 之前, 控制组核密度图的偏度和峰度均与实验组偏离较大, 在 PSM 之后, 控制组与实验组核密度分布近乎重叠, 表明匹配质量较好。这为本文进一步使用 DID 方法探究《规划》实施对先进制造业企业 TFP 的影响奠定了良好的数据基础。

##### 2. 倾向得分匹配平衡性检验

为使 PSM 结果更具可靠性, 其结果应满足“条件独立性假设”, 即要求实验组与控制组企业在匹配变量上无明显差异。判断 PSM 是否有效的一般做法是查看匹配变量 (matched) 的标准偏差绝对值是否小于 20<sup>[63]</sup>, 标准偏差绝对值越小, 匹配效果越佳<sup>[73]</sup>。考虑到先进制造业细分行业之间的异质性, 本文采取了分行业倾向得分匹配的方式, 限于篇幅, 此处仅报告石油加

表 1 变量定义

变量类型	符号	含义
被解释变量	$\ln tfp$	企业 TFP, 取对数
关键变量	$after$	2010 年及之后取 1, 2010 年之前取 0
	$proj$	长三角规划区域内的先进制造业企业取 1, 否则取 0
控制变量	$roa$	企业绩效: 净利润/期末总资产
	$\ln size$	企业规模: 企业期末总资产, 取对数
	$\ln kratio$	资本密集度: 固定资产/从业人员数, 取对数
	$lev$	负债比率: 期末总负债/期末总资产
	$\ln age$	企业年龄: 当年年份 - 开业年份 + 1, 取对数
	$\ln lprt$	单位劳动产值: 工业增加值/从业人员数, 取对数
	$export$	是否出口: 企业有出口交货值取 1, 否则取 0

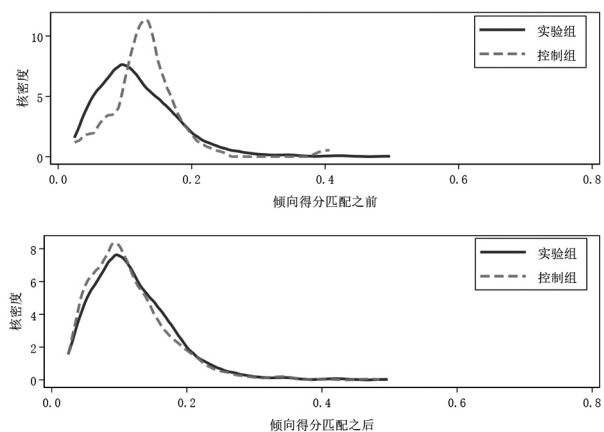


图 1 石油加工、炼焦及核燃料加工业 PSM 前后核密度函数

工、炼焦及核燃料加工业的平衡性分析表(表2)<sup>④</sup>。表2显示,匹配变量在PSM之后的标准偏差绝对值都在5%以内。同时,在查看T检验相伴概率值后,发现T值不再显著,表明接受了匹配后匹配变量均值相等的原假设,即PSM有效。

### 3. 变量描述性统计

表3报告了PSM后总样本主要变量的描述性统计结果<sup>⑤</sup>。由表3可知,采用LP法测算得到的 $\ln tfp$ 均值为5.4748,中位数为5.4057。这与现有一些基于中国工业企业数据、采用LP法测算企业TFP对数值的文献所得相差不多<sup>[30 71 74]</sup>,因此,本文的TFP估算尚是合理的。从控制变量的表现来看:全国大多数先进制造业企业资产收益率在3.72%左右,营利性尚可,但仍有较大的提升空间;大部分企业负债率达到了61.04%;有约30%的先进制造业企业存在出口行为。

## 四、经验检验结果与分析

### (一) 单变量DID的T检验结果

表4报告了先进制造业企业TFP在规划出台前后的变化。结果显示:平均而言,《规划》出台前(*before*),实验组先进制造业企业相较于控制组企业有着显著更低的TFP,两者差值约为0.0788;在《规划》出台后(*after*),实验组先进制造业企业相较于控制组企业有着显著更高的TFP,两者差值约为0.0676,形势出现了反转。这初步说明,《规划》的出台使长三角区域内先进制造业企业TFP超越了非长三角地区。

### (二) PSM-DID实证结果

表5报告了《规划》实施对先进制造业企业TFP影响的PSM-DID实证结果。模型(1)和模型(3)显示 $after \times proj$ 的系数在1%的水平下显著为正,无论是否控制行业固定效应都是如此,这表明《规划》实施提升了长三角地区先进制造业企业TFP。模型(2)和模型(4)分别报告了未控制和控制行业固定效应时,《规划》实施影响先进制造业企业TFP的动态效应回归结果。其中 $year10$ 、 $year11$ 、 $year12$ 和 $year13$ 为年份虚拟变量,分别表示在2010年、2011年、2012年和2013年取值为1,其他年份取值为0。将上述年份虚拟变量与分组变量 $proj$ 作交互项,其系数可以考察《规划》实施对TFP影响的动态效应。由估计结果可知,无论是否控制行业固定效应,《规划》冲击均在2010年及以后导致实验组企业TFP相较于控制组持续上升。上述实证结果意味着,《规划》的实施显著促进了长三角16市先进制造业企业TFP的增长,初步验证了假说1。

表2 石油加工、炼焦及核燃料加工业的平衡性检验结果

匹配变量	匹配前(U)	匹配后(M)	均值		标准偏差(%)		T检验 $P >  t $
			实验组	控制组	偏差	减少	
roa	U		0.08146	0.10739	-15.2	93.4	0.000
	M		0.08146	0.07936	1.0		0.780
lnsize	U		10.576	11.189	-32.7	91.5	0.000
	M		10.576	10.524	2.8		0.497
lnkratio	U		4.205	4.7451	-35.7	96.6	0.000
	M		4.205	4.2234	-1.2		0.773
lev	U		0.67788	0.63918	10.3	86.8	0.001
	M		0.67788	0.67278	1.4		0.739
lnlprt	U		4.767	4.7704	-0.2	-90.2	0.935
	M		4.767	4.7735	-0.5		0.909
lnage	U		2.2895	1.9884	45.1	96.2	0.000
	M		2.2895	2.278	1.7		0.665
export	U		0.08699	0.04094	18.9	91.3	0.000
	M		0.08699	0.08299	1.6		0.724

表3 主要变量描述性统计(总样本)

变量	观测值	均值	中位数	标准差	最小值	最大值
ln tfp	434 871	5.474 8	5.405 7	1.137 7	0.565 0	9.810 1
roa	434 871	0.076 7	0.037 2	0.135 3	-0.414 1	1.147 0
lnsize	434 871	10.419 5	10.254 9	1.543 3	6.753 4	16.682 6
lnkratio	434 871	3.778 3	3.829 3	1.369 9	-1.926 4	8.952 6
lev	434 871	0.606 1	0.610 4	0.292 0	0.000 4	2.110 9
lnlprt	434 871	4.073 9	4.120 6	1.211 3	-0.939 5	8.486 0
lnage	434 871	2.091 1	2.079 4	0.728 9	0	5.081 4
export	434 871	0.299 8	0	0.458 2	0	1

表4 《规划》实施对TFP的影响:单变量T检验结果

	实验组	控制组	diff
<i>before</i>	5.3513*** (0.0030)	5.4300*** (0.0028)	-0.0788*** (0.0042)
<i>after</i>	5.6315*** (0.0043)	5.5639*** (0.0042)	0.0676*** (0.0060)

注: \*、\*\*和\*\*\*分别表示10%、5%和1%的显著性水平,括号内为稳健标准误。

## (三) 稳健性检验

## 1. 平行趋势假设检验

保证 PSM-DID 结果满足无偏性的一个前提条件是满足平行趋势假定。如果实验组和控制组在事件发生之前存在时间趋势差异,那么生产率产生变化有可能不是由《规划》实施所致,而是由事前时间趋势不同引起的。因此,为了验证本文 DID 模型的适当性,需要验证在《规划》实施之前长三角城市与非长三角城市先进制造业企业全要素生产率是否存在平行趋势。图 2 显示,在《规划》实施之前,实验组和控制组的生产率水平大致保持相同增长趋势,而在《规划》出台之后,实验组和控制组企业全要素生产率的增长趋势出现明显变化,这说明本文 DID 模型符合平行趋势假设。

## 2. 改变样本匹配方法

本文使用 PSM 对实验组和控制组进行样本匹配,选用了  $k$  阶 ( $k=3$ ) 近邻匹配方法。为了使估计结果更加可靠,本文更换匹配方法重新匹配,分别采用核匹配、半径匹配、样条匹配、马氏距离匹配、局部线性回归匹配等方法匹配样本之后,再进行 DID 估计。如果六种匹配方法的 DID 估计结果差异不大,则表示估计结果具有稳健性。应用核匹配等其余五种匹配方法的 DID 估计结果见表 6。结果显示,在更换 PSM 匹配方法之后, DID 估计结果与表 5 模型(3)的基准回归结果比较接近,结果稳健。

## 3. 反事实检验

考虑到现实中可能存在实验组企业在《规划》出台之前,TFP 就显著高于控制组企业的情况。如 2008 年出台的《国务院关于进一步推进长江三角洲地区改革开放和经济社会发展的指导意见》(下文简称《指导意见》)对长三角 16 市先进制造业企业 TFP 的潜在影响。本文根据反事实研究思想,删除《规划》实施当年及以后年份的面板数据,仅保留 2006—2009 年的数据。将 2008 年作为反事实层面上的《规划》实施年份,其中  $after08$  设定为:2008 年及以后都为 1,其余为 0。 $after08 \times proj$  的系数就是反事实研究中的关键。如果  $after08 \times proj$  的系数不显著,则可以排除《指导意见》对长三角 16 市先进制造业 TFP 产生显著影响的可能性,反过来强化了 2010 年出台的《规划》有助于提升长三角区域内先进制造业企业生产效率的事实。表 7 的模型(1)和模型(2)报告了以 2006—2009 年数据为样本的回归结果,模型(3)和模型(4)报告了以 2007—2009 年数据为样本的回归结果。

表 5 《规划》实施对企业 TFP 影响的回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
$after \times proj$	0.037 9*** (0.002 9)		0.031 3*** (0.002 5)	
$year10 \times proj$		0.015 8*** (0.004 7)		0.012 6*** (0.004 2)
$year11 \times proj$		0.032 0*** (0.003 4)		0.027 0*** (0.003 0)
$year12 \times proj$		0.040 7*** (0.003 5)		0.036 0*** (0.003 1)
$year13 \times proj$		0.050 6*** (0.004 1)		0.038 8*** (0.003 3)
Cons	0.965 2*** (0.075 6)	0.229 5*** (0.068 1)	0.962 7*** (0.075 3)	0.227 6*** (0.067 9)
Control	Yes	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes	Yes
City	Yes	Yes	Yes	Yes
Firm	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry	No	No	Yes	Yes
N	434 871	434 871	434 871	434 871
R <sup>2</sup> ( Within)	0.897 6	0.897 6	0.925 1	0.925 1

注: \*、\*\* 和 \*\*\* 分别表示 10%、5% 和 1% 的显著性水平,括号内为稳健标准误; Control 表示控制变量,Year 表示时间固定效应, City 表示城市固定效应, Industry 表示二位数编码行业固定效应,下表中出现不再重复解释。

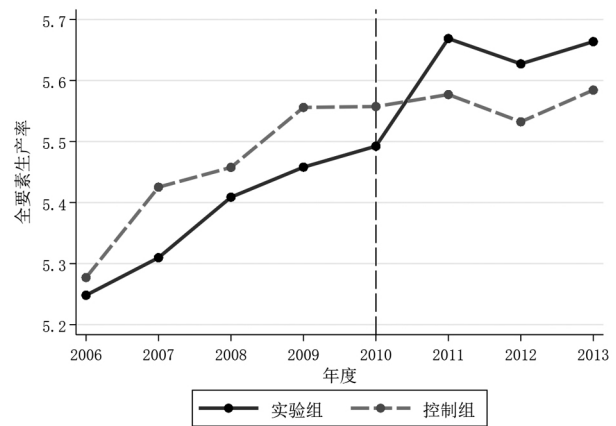


图 2 长三角和非长三角城市先进制造业企业全要素生产率平行趋势检验



表7中模型(1)和模型(2)的结果显示  $after08 \times proj$  的系数不显著, 无论是否控制行业固定效应均是如此。模型(3)和模型(4)同样表明, 无论是否控制行业固定效应  $after08 \times proj$  的系数均不显著。

#### 4. 排除其他事件的干扰

前文把长三角之外的全国其他区域的先进制造业企业作为控制组, 虽然针对控制组的选择已经分行业做了PSM处理, 但在现实中仍然存在一些无法识别的干扰性因素, 例如同时期珠三角地区、京津冀地区对辖区内先进制造业企业的政策激励。为了排除类似事件的干扰, 本部分将实验组与控制组的范围缩小到“泛长三角区域”<sup>⑥</sup>内, 再次进行DID回归<sup>⑦</sup>, 结果见表8。表8中模型(1)的关键变量系数显著为正, 表明相对于长三角16市, 属于非《规划》范围内的泛长三角区域内企业TFP显著低于实验组。模型(2)的动态效应显示《规划》实施两年内实验组企业TFP一直显著高于控制组, 但两年后的效应在统计学意义上不显著。这一结果产生的原因可能在于《规划》形成的“生产率促进效应”缓慢溢出到泛长三角区域。从动态效应系数的绝对数值逐年降低也可以看出上述趋势。在进一步控制行业固定效应后, 实证结论没有发生变化。

#### 5. 考虑序列相关的稳健性检验

本文使用的是2006—2013年的非平衡面板数据, 考虑到时序上的自相关和截面相关可能对本文结论带来干扰<sup>⑧</sup>, 本文采用Driscoll and Kraay<sup>[75]</sup>的方法获得异方差-序列相关-截面相关稳健性标准误, 实证检验结果如表9所示。表9显示, 在处理了自相关问题之后,  $after \times proj$ 的系数依旧显著为正, 且动态效应呈逐年上升趋势, 与前文结果一致。

#### 6. 分企业所有制性质的异质性讨论

本部分将企业按照所有制性质划分为国有、外资和“其他”类企业三个子样本, 分别研究《规划》实施的影响, 结果见表10的模型(1)至模型(6)。

表6 更换匹配方式的DID估计结果

	核匹配	半径匹配	样条匹配	马氏距离匹配	局部线性回归匹配
$after \times proj$	0.0327*** (0.0019)	0.0327*** (0.0019)	0.0331*** (0.0036)	0.0388*** (0.0033)	0.0317*** (0.0036)
Cons	0.4110 (0.2827)	0.4110 (0.2827)	-0.1232 (0.0940)	-0.0994 (0.0651)	-0.1067 (0.0745)
Control	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
City	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Firm	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	580121	580120	253165	248628	251549
R <sup>2</sup> (Within)	0.9162	0.9162	0.9119	0.9102	0.9120

注: \*、\*\*和\*\*\*分别表示10%、5%和1%的显著性水平, 括号内为稳健标准误。

表7 反事实检验结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
$after08 \times proj$	0.0057 (0.0123)	0.0085 (0.0121)	-0.0157 (0.0143)	-0.0137 (0.0140)
Cons	3.4331*** (0.0727)	3.3562*** (0.1048)	3.5130*** (0.0748)	3.2362*** (0.1253)
Control	Yes	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes	Yes
City	Yes	Yes	Yes	Yes
Firm	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry	No	Yes	No	Yes
N	264177	264177	200640	200640
R <sup>2</sup> (Within)	0.4436	0.4668	0.4406	0.4664

注: \*、\*\*和\*\*\*分别表示10%、5%和1%的显著性水平, 括号内为稳健标准误。

表8 泛长三角区域内的DID检验

	(1)	(2)	(3)	(4)
$after \times proj$	0.0068* (0.0033)		0.0048* (0.0026)	
$year10 \times proj$		0.0197** (0.0097)		0.0145* (0.0086)
$year11 \times proj$		0.0144* (0.0080)		0.0122* (0.0068)
$year12 \times proj$		0.0069 (0.0086)		0.0065 (0.0074)
$year13 \times proj$		-0.0108 (0.0097)		-0.0127 (0.0077)
Cons	0.3350*** (0.0812)	0.3362*** (0.0813)	0.1580* (0.0837)	0.1592* (0.0838)
Control	Yes	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes	Yes
City	Yes	Yes	Yes	Yes
Firm	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry	No	No	Yes	Yes
N	202536	202536	202536	202536
R <sup>2</sup> (Within)	0.8912	0.8912	0.9240	0.9240

注: \*、\*\*和\*\*\*分别表示10%、5%和1%的显著性水平, 括号内为稳健标准误。

结果显示,《规划》实施对区域内国有企业的影响并不显著,动态来看也是如此,其原因可能是国有企业对《规划》实施的调整速度较慢,或者大多数国有先进制造业企业本身已经具备较高的集聚水平,因此,《规划》带来的影响较弱。《规划》实施对区域内“其他”类先进制造业企业(模型5)的影响与总体特征类似(见表5),考虑到以民营企业为主体的“其他”类先进制造业企业占总样本的76.31%<sup>⑨</sup>,上述结论尚为合理。模型(6)的动态效应系数依旧显著,取值趋势呈现“U”形分布特征。模型(3)和模型(4)显示了外资企业对《规划》冲击的反应,  $after \times proj$  的系数显著为正,表明外资企业与大多数民营企业一样,TFP得到显著提升。不同的是,动态地看,外资企业在《规划》实施当年对《规划》的出台并不敏感,《规划》的实施甚至对其产生了显著的负向影响。这可能是由于外企需要对中国本土的政策有一个阶段的“消化期”,《规划》实施当年,外企在对《规划》的调整熟悉过程中付出了边际成本,在随后的几年内TFP逐步得到了显著提升。横向对比来看,外资企业DID关键变量系数的绝对数值也超过了《规划》实施对“其他”类企业的影响。综上所述,《规划》实施这一事件对不同产权性质的先进制造业企业TFP的影响表现出显著的异质性特征。

#### 7. 分企业出口状态的异质性讨论

异质性企业贸易理论<sup>[76]</sup>表明,出口企业相较于非出口企业一般具有较高的TFP。现有文献认为出口企业在反映企业特征的多项指标方面都强于非出口企业<sup>[40]</sup>。总样本中出口企业占比达30%,这为考察《规划》实施对出口类与非出口类企业TFP变化的异质性影响提供了数据支持。回归结果见表10的模型(7)至模型(10)。

表10 《规划》实施对企业TFP的影响:基于企业所有制和出口视角

	所有制类型						是否出口			
	国有		外资		“其他”类		是		否	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
$after \times proj$	0.004 2 (0.015 7)		0.035 4 *** (0.006 1)		0.031 4 *** (0.003 3)		0.039 2 *** (0.004 9)		0.038 6 *** (0.003 6)	
$year10 \times proj$		-0.029 5 (0.024 8)		-0.049 3 *** (0.011 7)		0.030 4 *** (0.005 2)		-0.042 2 *** (0.009 5)		0.034 8 *** (0.005 4)
$year11 \times proj$		0.007 5 (0.018 6)		0.024 0 *** (0.007 3)		0.027 0 *** (0.004 0)		0.029 1 *** (0.005 7)		0.037 0 *** (0.004 5)
$year12 \times proj$		0.009 0 (0.020 1)		0.046 7 *** (0.007 4)		0.029 9 *** (0.004 1)		0.045 4 *** (0.005 8)		0.039 3 *** (0.004 6)
$year13 \times proj$		0.011 3 (0.021 1)		0.061 5 *** (0.008 5)		0.038 8 *** (0.004 9)		0.068 3 *** (0.006 7)		0.042 0 *** (0.005 5)
Cons	0.835 1 *** (0.152 0)	0.829 6 *** (0.152 2)	0.649 1 *** (0.056 9)	0.658 7 *** (0.056 9)	0.707 9 *** (0.030 2)	0.706 6 *** (0.030 1)	1.495 6 *** (0.045 1)	1.491 1 *** (0.045 1)	0.910 2 *** (0.031 6)	0.909 1 *** (0.031 7)
Control	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
City	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Firm	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	21 336	21 336	81 745	81 745	331 790	331 790	130 364	130 364	304 507	304 507
R <sup>2</sup> ( Within)	0.911 1	0.911 1	0.917 6	0.917 7	0.892 2	0.892 2	0.906 3	0.906 5	0.896 0	0.896 0

注: \*、\*\*和\*\*\*分别表示10%、5%和1%的显著性水平,括号内为稳健标准误。

结果表明,《规划》实施对区域内先进制造业出口企业和非出口企业 TFP 均具有显著的提升作用,动态效应特征也与总体特征类似(见表 5)。此外,从  $after \times proj$  的系数来看,《规划》实施对出口企业 TFP 提升的作用高于非出口企业。从动态影响来看,《规划》出台当年对出口企业 TFP 产生了负向冲击,考虑到出口企业中外资企业占比高达 53.65%<sup>⑩</sup>,这一现象并不难以解释,具体见表 10 的模型(4)。在《规划》出台后的三年内,出口企业 TFP 提升效应逐渐超过了非出口企业。上述发现意味着,《规划》的实施对出台前具备较高生产效率的出口企业与较低生产效率的非出口企业而言,都能推动 TFP 提升,但对有出口行为的先进制造业企业 TFP 的提升效果更为显著。

### 五、作用机制检验

本部分从“《规划》实施—产业集聚—企业融资—资本深化—企业全要素生产率”的角度,探索《规划》实施提升企业 TFP 的机制。机制检验的回归结果见表 11 和表 12。

表 11 中模型(1)和模型(3)的结果显示,  $after \times proj \times indconc$  前的系数在 1% 的水平上显著为负,表明《规划》实施通过加深实验组先进制造业产业集聚程度缓解了企业融资约束。“产业集聚—企业融资”渠道得到验证。模型(2)的动态效应显示,在《规划》实施当年,缓解效应已经开始显现,在实施第二年达到峰值,此后逐渐回落。在考虑行业固定效应后,动态趋势特征依旧没有改变。以上结果为我们在探究完《规划》实施通过产业集聚效应降低长三角 16 市先进制造业融资约束之后,进一步对实验组企业 TFP 的促进效应机制进行考察,提供了经验基础。

表 12 中的模型(1)显示,  $finance$  前的系数显著为负,表明融资约束不利于企业 TFP 提升。在模型(2)中控制行业固定效应后,结论没有发生改变。模型(3)和模型(4)显示了融资约束对资本深化的影响:融资约束的存在不利于企业推进资本深化

进程。这和假说 2 吻合。在模型(1)和模型(2)的基础上分别加入中介变量  $lncapdeep$  后,得到模型(5)和模型(6)。在模型(5)中,资本深化对  $lntfp$  有正向影响,而融资约束对  $lntfp$  有负向影响。在加入资本深化变量后,  $finance$  前的系数绝对值变小,表明资本深化在一定程度上稀释了融资约束带来

表 11 “《规划》实施—产业集聚—企业融资”机制检验

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>finance</i>	<i>finance</i>	<i>finance</i>	<i>finance</i>
$after \times proj \times indconc$	-0.237 0*** (0.016 6)		-0.236 8*** (0.016 6)	
$year10 \times proj \times indconc$		-0.191 3*** (0.019 8)		-0.194 2*** (0.019 8)
$year11 \times proj \times indconc$		-0.303 4*** (0.072 4)		-0.302 9*** (0.072 4)
$year12 \times proj \times indconc$		-0.242 0*** (0.021 5)		-0.241 4*** (0.021 5)
$year13 \times proj \times indconc$		-0.172 5*** (0.014 5)		-0.171 8*** (0.014 5)
<i>Control</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>City</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Firm</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Industry</i>	No	No	Yes	Yes
N	433 570	433 570	433 570	433 570
R <sup>2</sup> ( Within)	0.154 1	0.154 1	0.274 2	0.274 2

注: \*、\*\* 和 \*\*\* 分别表示 10%、5% 和 1% 的显著性水平,括号为稳健标准误。

表 12 “企业融资—资本深化—企业全要素生产率”机制检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>lntfp</i>	<i>lntfp</i>	<i>lncapdeep</i>	<i>lncapdeep</i>	<i>lntfp</i>	<i>lntfp</i>
<i>finance</i>	-0.138 1*** (0.024 2)	-0.138 1*** (0.024 2)	-0.062 5** (0.026 3)	-0.062 1** (0.026 3)	-0.135 8*** (0.023 8)	-0.135 8*** (0.023 8)
<i>lncapdeep</i>					0.024 7*** (0.000 7)	0.024 7*** (0.000 7)
<i>Control</i>	Yes	Yes	No	No	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>City</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Firm</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Industry</i>	No	Yes	No	Yes	No	Yes
N	188 391	188 391	188 391	188 391	188 391	188 391
R <sup>2</sup> ( Within)	0.893 5	0.926 5	0.142 3	0.142 5	0.927 7	0.927 9

注: \*、\*\* 和 \*\*\* 分别表示 10%、5% 和 1% 的显著性水平,括号为稳健标准误。

的负向影响。另外  $\beta\delta$  的系数显著为负 ( $-0.0625 \times 0.0247$ ) ,也能够表明融资约束的缓解有助于资本深化程度的提高,进而对企业 TFP 产生促进作用。在模型 (6) 中控制行业固定效应之后,实证结果依旧高度一致。综上所述,表 11 与表 12 的回归结果证实,《规划》实施形成的产业集聚效应缓解了实验组企业的融资约束压力,进而推动其资本深化进程,提升企业 TFP。

#### 六、基于空间溢出视角的进一步讨论

2016 年 5 月,国务院批准下发《长江三角洲城市群发展规划》,与 2010 年《规划》不同,2016 年规划除涵盖 2010 年《规划》中的 16 个核心城市外,还将覆盖范围扩展到安徽省的 8 个城市以及江苏盐城和浙江金华,共计 26 个城市<sup>①</sup>。本部分进一步从空间溢出视角,探究长三角地区规划“扩容”的合理性。具体的实验设计逻辑是:将 2016 年规划中 10 个新进城市的先进制造业企业作为实验组,其他城市(不包括 16 个原位城市)的先进制造业企业作为控制组。这是因为考虑到:(1)这 10 个城市被 2016 年的规划列入其中,可以探究这种“扩容”是否有现实基础。(2)这 10 个城市与核心 16 市同处于长三角地区,经济联系比较紧密,因此,《规划》实施对核心 16 市先进制造业的促进作用更可能溢出到这 10 个同区域城市。回归结果见表 13。

表 13 中的结果显示  $after \times proj$  的系数显著为正,说明《规划》实施显著提升了长三角 16 市周边 10 个城市的先进制造业企业 TFP。在进一步控制行业固定效应后,  $\beta_1$  依旧显著。实证结果与 Overman *et al.* [50]、Kline and Moretti [77] 认为的产业或区域政策存在溢出效应的观点一致,并且验证了本文的假说 3。在考虑《规划》实施的动态影响后,结论依然稳健。从系数的时序走势上看,大致呈逐年上升的趋势,与本文基本模型的动态趋势一致(见表 5)。综上所述,《规划》实施的区域溢出效应意味着:(1)长三角 16 市依托《规划》的实施,不仅实现了自身先进制造业行业的生产效率改进,同时能外溢到周边邻近地区,实现“中心-外围城市”先进制造业协同发展。(2)长三角区域规划在 2016 年“扩容”的政策行为在一定程度上是有现实基础的,有利于推进长三角区域一体化深入融合发展。

#### 七、结论与启示

本文利用 2006—2013 年规模以上工业企业中先进制造业企业数据,运用 PSM-DID 方法,实证检验了《长江三角洲地区区域规划》的出台对先进制造业企业全要素生产率的影响。研究发现:(1)整体而言,《规划》出台对长三角 16 市先进制造业企业 TFP 有正向影响且呈现逐年上升的趋势特征。(2)从企业所有制性质、是否出口的异质性角度来看,《规划》实施对先进制造业企业 TFP 的影响主要体现在非国有企业中,国有企业对《规划》的出台并不敏感,《规划》实施对先进制造业出口企业 TFP 的影响相对较大。(3)“《规划》实施—产业集聚—企业融资—资本深化—企业全要素生产率”是《规划》实施影响先进制造业企业 TFP 的重要渠道。(4)由于《规划》实施具有显著的区域溢出效应,长三角地区邻近城市通过“近水楼台”效应实现了先进制造业企业 TFP 的提升。平行趋势检验、改变匹配方法、反事实检验、排除其他事件的干扰、考虑序列相关的稳健性检验、异质性分析等进一步验证了本文研究结论的可靠性。基于本文研究结论,我们提出如下几点政策建议:

表 13 《规划》实施的区域溢出效应检验结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
$after \times proj$	0.069 6 *** (0.007 4)		0.074 4 *** (0.006 2)	
$year10 \times proj$		0.036 0 *** (0.011 1)		0.024 5 *** (0.010 6)
$year11 \times proj$		0.057 6 *** (0.008 8)		0.057 0 *** (0.007 6)
$year12 \times proj$		0.084 9 *** (0.008 8)		0.085 9 *** (0.007 6)
$year13 \times proj$		0.081 2 *** (0.011 0)		0.103 5 *** (0.008 4)
Cons	0.766 1 *** (0.026 7)	0.550 9 *** (0.061 7)	0.766 8 *** (0.026 7)	0.551 1 *** (0.061 7)
Control	Yes	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes	Yes
City	Yes	Yes	Yes	Yes
Firm	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry	No	No	Yes	Yes
N	246 016	246 016	246 016	246 016
R <sup>2</sup> ( Within)	0.902 8	0.926 3	0.902 9	0.926 3

注: \*、\*\* 和 \*\*\* 分别表示 10%、5% 和 1% 的显著性水平,括号内为稳健标准误。

首先,国企改革刻不容缓。按照市场化原则,进一步深化国有企业改革是发挥国有企业在中国经济高质量发展中重要作用的必然要求。要切实实现从“管企业”逐步调整为“管资本”<sup>[78]</sup>,有序推动国有企业股权和产权的多元化,深入推进国有企业混合所有制改革,进一步完善国企内部激励、内部管理等公司治理制度,改进国企决策效率,充分发挥国有企业在经济社会中的“顶梁柱”作用。其次,积极对接,共同发展。区域外城市在制度上要主动与长三角地区对接,消除地区间的市场壁垒,增强与长三角地区城市的沟通协作<sup>[79]</sup>。周边地区要在考虑自身比较优势的基础上,学习和吸收长三角地区外溢的先进技术、管理经验、制度优势,积极对接长三角地区产业布局,参与长三角地区分工协作网络,把握发展机遇,实现优势产业动能释放,实现新旧动能转换,以此带动本地区优势产业集聚与微观企业发展。最后,政策引导,保驾护航。对于先进制造业企业而言,缓解融资约束是促进产业高质量发展的重要一环,政府的规划文件在一定程度上可以为企业融资提供“背书”,缓解了先进制造业企业发展的资金压力。因此,在坚持“市场决定性作用”的原则下,要充分发挥“有为政府”的服务职能,因地制宜、因势利导,提供匹配地区禀赋的政策性指引,持续推动“有为政府”和“有效市场”的良性互动,为区域内企业构建高质量发展的制度和政策环境,助力一定区域内乃至更广地域内微观企业的更好更快发展。

#### 注释:

- ①包括上海、江苏省的南京、苏州、无锡、常州、镇江、扬州、泰州、南通、浙江省的杭州、宁波、湖州、嘉兴、绍兴、舟山、台州。
- ②通过随机筛选,对比在2009年前后同一企业的工资支付水平,发现两者差异在合理区间内,因此可以信赖。
- ③其余先进制造业行业的核密度函数图备索。
- ④其余八个行业的平衡性分析结果备索。
- ⑤限于篇幅,实验组和控制组的描述性统计结果备索。
- ⑥包含上海、江苏、浙江、安徽全域共计41个城市。
- ⑦感谢匿名审稿人的建设性意见。当然,文责自负。
- ⑧感谢匿名审稿人的建设性意见。当然,文责自负。
- ⑨根据工业企业数据测算而得。
- ⑩根据工业企业数据测算而得。
- ⑪除保留之前的16个核心城市外,《长江三角洲城市群发展规划》中新增了江苏省的盐城,浙江省的金华,安徽省的合肥、芜湖、滁州、马鞍山、铜陵、池州、安庆、宣城。

#### 参考文献:

- [1]魏后凯,王颂吉.中国“过度去工业化”现象剖析与理论反思[J].中国工业经济,2019(1):5-22.
- [2]刘志彪.攀升全球价值链与培育世界级先进制造业集群——学习十九大报告关于加快建设制造强国的体会[J].南京社会科学,2018(1):13-20.
- [3]MORETTI E. Local multipliers[J]. American economic review, 2010, 100(2):373-377.
- [4]AGHION P, CAI J, DEWATRIPONT M, et al. Industrial policy and competition[J]. American economic journal: macroeconomics, 2015, 7(4):1-32.
- [5]MAO J, TANG S, ZHI Q. China as a ‘developmental state’ miracle: industrial policy, technological change, and productivity growth[J]. Social science electronic publishing, 2017, 3:1-53.
- [6]宋凌云,王贤彬.重点产业政策、资源重置与产业生产率[J].管理世界,2013(12):63-77.
- [7]孙早,席建成.中国式产业政策的实施效果:产业升级还是短期经济增长[J].中国工业经济,2015(7):52-67.
- [8]唐诗,包群.主导产业政策促进了企业绩效的增长吗?——基于外溢视角的经验分析[J].世界经济研究,2016(9):97-109+137.
- [9]李骏,刘洪伟,万君宝.产业政策对全要素生产率的影响研究——基于竞争性公平性视角[J].产业经济研究,2017(4):115-126.

- [10]林毅夫, 向为, 余森杰. 区域型产业政策与企业生产率[J]. 经济学(季刊) 2018(2): 781-800.
- [11]GLAESER E L, GOTTLIEB J D. The economics of place-making policies [J]. Brookings papers on economic activity, 2008, 1: 155-239.
- [12]董香书, 肖翔. “振兴东北老工业基地”有利于产值还是利润? ——来自中国工业企业数据的证据[J]. 管理世界 2017(7): 24-34+187-188.
- [13]舒锐. 产业政策一定有效吗? ——基于工业数据的实证分析[J]. 产业经济研究 2013(3): 45-54+63.
- [14]黄先海, 宋学印, 诸竹君. 中国产业政策的最优实施空间界定——补贴效应、竞争兼容与过剩破解[J]. 中国工业经济 2015(4): 57-69.
- [15]孟辉, 白雪洁. 新兴产业的投资扩张、产品补贴与资源错配[J]. 数量经济技术经济研究 2017(6): 20-36.
- [16]钱雪松, 康瑾, 唐英伦, 等. 产业政策、资本配置效率与企业全要素生产率——基于中国 2009 年十大产业振兴规划自然实验的经验研究[J]. 中国工业经济 2018(8): 42-59.
- [17]张莉, 朱光顺, 李世刚, 等. 市场环境、重点产业政策与企业生产率差异[J]. 管理世界 2019(3): 114-126.
- [18]OTTATI G D. Trust, interlinking transactions and credit in the industrial district [J]. Cambridge journal of economics, 1994, 18(6): 529-546.
- [19]LONG C, ZHANG X. Cluster-based industrialization in China: financing and performance [J]. Journal of international economics 2011, 84(1): 112-123.
- [20]张一林, 龚强, 荣昭. 技术创新、股权融资与金融结构转型[J]. 管理世界 2016(11): 65-80.
- [21]张天华, 陈博潮, 雷佳祺. 经济集聚与资源配置效率: 多样化还是专业化[J]. 产业经济研究 2019(5): 51-64.
- [22]钱水土, 翁磊. 社会资本、非正规金融与产业集群发展——浙江经验研究[J]. 金融研究 2009(11): 194-206.
- [23]周康. “邻居”的影响有多大——出口企业集聚与海外市场扩张[J]. 国际贸易问题 2015(4): 137-147.
- [24]GUISSO L, SAPIENZA P, ZINGALES L. The role of social capital in financial development [J]. American economic review 2004, 94(3): 526-556.
- [25]盛丹, 王永进. 产业集聚、信贷资源配置效率与企业的融资成本——来自世界银行调查数据和中国工业企业数据的证据[J]. 管理世界 2013(6): 85-98.
- [26]茅锐. 产业集聚和企业的融资约束[J]. 管理世界 2015(2): 58-71.
- [27]黄鹏翔, 梁双陆, 黄翔. 金融发展、产业集聚与企业融资约束[J]. 上海经济 2019(3): 78-97.
- [28]CARPENTER R E, FAZZARI S M, PETERSEN B C. Financing constraints and inventory investment: a comparative study with high-frequency panel data [J]. Review of economics and statistics, 1998, 80(4): 513-519.
- [29]BROWN J R, FAZZARI S M, PETERSEN B C. Financing innovation and growth: cash flow, external equity, and the 1990s R&D boom [J]. The journal of finance 2009, 64(1): 151-185.
- [30]任曙明, 吕镞. 融资约束、政府补贴与全要素生产率——来自中国装备制造企业的实证研究[J]. 管理世界 2014(11): 10-23+187.
- [31]何光辉, 杨咸月. 融资约束对企业生产率的影响——基于系统 GMM 方法的国企与民企差异检验[J]. 数量经济技术经济研究 2012(5): 19-35.
- [32]申广军. “资本—技能互补”假说: 理论、验证及其应用[J]. 经济学(季刊) 2016(4): 1653-1682.
- [33]刘胜强, 林志军, 孙芳城, 等. 融资约束、代理成本对企业 R&D 投资的影响——基于我国上市公司的经验证据[J]. 会计研究 2015(11): 62-68+97.
- [34]熊广勤, 周文锋, 李惠平. 产业集聚视角下融资约束对企业研发投入的影响研究——以中国创业板上市公司为例[J]. 宏观经济研究 2019(9): 88-101.
- [35]SHIN M, KIM S. The effects of cash holdings on R&D smoothing of innovative small and medium sized enterprises [J]. Asian journal of technology innovation 2011, 19(2): 169-183.
- [36]杨源源, 于津平, 杨栋旭. 融资约束阻碍战略性新兴产业高端化了吗? [J]. 经济评论 2018(5): 60-74.
- [37]AGHION P, ASKENAZY P, BERMAN N, et al. Credit constraints and the cyclical nature of R&D investment: evidence from France [J]. Journal of the European economic association 2012, 10(5): 1001-1024.
- [38]鞠晓生, 卢荻, 虞义华. 融资约束、营运资本管理与企业创新可持续性[J]. 经济研究 2013(1): 4-16.

- [39] 罗长远, 季心宇. 融资约束下的企业出口和研发: “鱼”与“熊掌”不可得兼? [J]. 金融研究, 2015(9): 140-158.
- [40] 张杰, 李勇, 刘志彪. 出口促进中国企业生产率提高吗? ——来自中国本土制造业企业的经验证据: 1999~2003 [J]. 管理世界, 2009(12): 11-26.
- [41] 何兴强, 欧燕, 史卫, 等. FDI 技术溢出与中国吸收能力门槛研究 [J]. 世界经济, 2014(10): 52-76.
- [42] GRILICHES Z. Capital-skill complementarity [J]. The review of economics and statistics, 1969, 51(4): 465-468.
- [43] SAMUELSON P A. Proof that properly anticipated prices fluctuate randomly [J]. Industrial management review, 1965, 6: 41-49.
- [44] ACEMOGLU D. Patterns of skill premia [J]. The review of economic studies, 2003, 70(2): 199-230.
- [45] ACEMOGLU D. Introduction to modern economic growth [C]. Princeton: Princeton University Press, 2009.
- [46] MADSEN J B. Growth and capital deepening since 1870: is it all technological progress? [J]. Journal of macroeconomics, 2010, 32(2): 641-656.
- [47] 王煌, 黄先海, 陈航宇, 等. 人力资本匹配如何影响企业加成率: 理论机制与经验证据 [J]. 财贸经济, 2020(1): 110-128.
- [48] ARROW K. Economic welfare and the allocation of resources for invention [C]//NELSON R R. The rate and direction of inventive activity: economic and social factors. Princeton: Princeton University Press, 1962.
- [49] YING L G. Measuring the spillover effects: some Chinese evidence [J]. Papers in regional science, 2000, 79(1): 75-89.
- [50] OVERMAN H G, RICE P, VENABLES A J. Economic linkages across space [J]. Regional studies, 2010, 44(1): 17-33.
- [51] BRUN J F, COMBES J L, RENARD M F. Are there spillover effects between coastal and noncoastal regions in China? [J]. China economic review, 2002(13): 161-169.
- [52] MARSHALL A. Principles of economic [C]. London: Macmillan, 1920.
- [53] 魏守华, 汤丹宁, 孙修远. 本地经济结构、外部空间溢出与制造业增长: 以长三角为例 [J]. 产业经济研究, 2015(1): 71-82.
- [54] 伍骏骞, 阮建青, 徐广彤. 经济集聚、经济距离与农民增收: 直接影响与空间溢出效应 [J]. 经济学(季刊), 2017(1): 297-320.
- [55] 赵娜, 王博, 刘燕. 城市群、集聚效应与“投资潮涌”——基于中国 20 个城市群的实证研究 [J]. 中国工业经济, 2017(11): 81-99.
- [56] 曹芳芳, 程杰, 武拉平, 等. 劳动力流动推进了中国产业升级吗? ——来自地级市的经验证据 [J]. 产业经济研究, 2020(1): 57-70+127.
- [57] KRUGMAN P. Increasing returns and economic geography [J]. Journal of political economy, 1991, 99(3): 483-499.
- [58] 黄文, 张羽瑶. 区域一体化战略影响了中国城市经济高质量发展吗? ——基于长江经济带城市群的实证考察 [J]. 产业经济研究, 2019(6): 14-26.
- [59] 程名望, 贾晓佳, 仇焕广. 中国经济增长(1978—2015): 灵感还是汗水? [J]. 经济研究, 2019(7): 30-46.
- [60] 王雨飞, 倪鹏飞. 高速铁路影响下的经济增长溢出与区域空间优化 [J]. 中国工业经济, 2016(2): 21-36.
- [61] 陈凯, 张方. 生产性公共支出、空间溢出效应与区域经济差距——基于多地区动态一般均衡模型的分析 [J]. 中国人口·资源与环境, 2017(4): 58-67.
- [62] HECKMAN J J, ICHIMURA H, TODD P E. Matching as an econometric evaluation estimator: evidence from evaluating a job training programme [J]. The review of economic studies, 1997, 64(4): 605-654.
- [63] ROSENBAUM P R, RUBIN D B. Constructing a control group using multivariate matched sampling methods that incorporate the propensity score [J]. The American statistician, 1985, 39(1): 33-38.
- [64] ROSENBAUM P R, RUBIN D B. The central role of the propensity score in observational studies for causal effects [J]. Biometrika, 1983, 70(1): 41-55.
- [65] 许和连, 王海成. 简政放权改革会改善企业出口绩效吗? ——基于出口退(免)税审批权下放的准自然试验 [J]. 经济研究, 2018(3): 157-170.
- [66] 聂辉华, 江艇, 杨汝岱. 中国工业企业数据库的使用现状和潜在问题 [J]. 世界经济, 2012(5): 142-158.
- [67] BRANDT L, VAN BIESEBROECK J, ZHANG Y. Creative accounting or creative destruction? Firm-level productivity growth in Chinese manufacturing [J]. Journal of development economics, 2012, 97(2): 339-351.
- [68] 曹亚军, 毛其淋. 政府补贴如何影响了中国企业产能利用率? [J]. 产业经济研究, 2020(2): 58-72.

- [69]陈林. 中国工业企业数据库的使用问题再探[J]. 经济评论 2018(6): 140-153.
- [70]余森杰, 金洋, 张睿. 工业企业产能利用率衡量与生产率估算[J]. 经济研究 2018(5): 56-71.
- [71]王贵东. 中国制造业企业的垄断行为: 寻租型还是创新型[J]. 中国工业经济 2017(3): 83-100.
- [72]王杰, 刘斌. 环境规制与企业全要素生产率——基于中国工业企业数据的经验分析[J]. 中国工业经济 2014(3): 44-56.
- [73]SMITH J A, TODD P E. Does matching overcome Lalonde's critique of nonexperimental estimators? [J]. Journal of econometrics 2005, 125(1-2): 305-353.
- [74]张天华, 张少华. 中国工业企业全要素生产率的稳健估计[J]. 世界经济 2016(4): 44-69.
- [75]DRISCOLL J C, KRAAY A C. Consistent covariance matrix estimation with spatially dependent panel data[J]. Review of economics and statistics 1998, 80(4): 549-560.
- [76]MELITZ M J. The impact of trade on intra-industry reallocations and aggregate industry productivity[J]. Econometrica, 2003, 71(6): 1695-1725.
- [77]KLINE P, MORETTI E. Local economic development agglomeration economies and the big push: 100 years of evidence from the Tennessee Valley authority[J]. The quarterly journal of economics 2014, 129(1): 275-331.
- [78]周敏慧, 陶然. 中国国有企业改革: 经验、困境与出路[J]. 经济理论与经济管理 2018(1): 87-97.
- [79]周欣, 谭红英, 邓雪嵩, 等. 长江经济带工业集聚与生态环境脱钩时空分析[J]. 重庆工商大学学报(社会科学版) 2019(4): 53-61.

(责任编辑: 李 敏)

## Yangtze River Delta regional planning and total factor productivity of advanced manufacturing enterprises: an empirical study based on the PSM-DID model

AN Liwei, JIANG Yuanming

(School of Economics, Nanjing University, Nanjing 210093, China)

**Abstract:** Using the data of China's industrial enterprises from 2006 to 2013, and taking the "Regional Plan for the Yangtze River Delta Region" issued in 2010 as a quasi-natural experiment, this paper adopts the PSM-DID method to study the impact of the implementation of the "Plan" on the total factor productivity (TFP) of advanced manufacturing enterprises in the Yangtze River Delta region. The empirical results show that: (1) The implementation of the "Plan" has improved the TFP of advanced manufacturing enterprises in the region. (2) Dynamically, the "Plan" has continuously promoted the TFP growth of advanced manufacturing enterprises in the area after its implementation. (3) Heterogeneity analysis shows that the implementation of the "Plan" fails to significantly promote the TFP increase of state-owned enterprises in advanced manufacturing industry in the region, but it significantly improves the TFP increase of non-state-owned enterprises. The implementation of the "Plan" significantly promotes the TFP increase of both export and non-export enterprises in advanced manufacturing industry, and has a more significant promotion effect on export enterprises. (4) The implementation of the "Plan" has an impact on enterprise TFP by relieving the pressure of financing constraints on advanced manufacturing enterprises through industrial agglomeration, increasing enterprise investment, and raising the degree of capital deepening. (5) The implementation of the "Plan" has regional spillover effects. The findings of the study emphasize the necessity of the "Plan" for regional integration as a "major cross-regional comprehensive measure", and indicate that it is a feasible way to use regional planning to break down the barriers of local government's separate governance and promote the common development of micro-subjects in the region.

**Key words:** Yangtze River Delta regional planning; advanced manufacturing industry; total factor productivity; PSM-DID; industrial agglomeration; financing constraints; spillover effect