

自由贸易试验区的供应链关联效应与企业全要素生产率提升

高正昊,刘宏曼,翟荣花

(中国农业大学 经济管理学院,北京 100083)

摘要: 自由贸易试验区的设立为企业整合供应链资源与提升生产效率提供了重要的制度创新。从供应链关联视角出发,基于2009—2023年沪深A股上市公司数据,考察了自贸试验区对企业全要素生产率的影响。研究发现,自贸试验区通过强化供应链的地理邻近与经济关联,不仅促进了上下游企业的空间集聚,也激励了供应链持股行为,最终通过供应链整合显著提升了企业全要素生产率。机制分析表明,生产率提升主要源于两方面:一是空间集聚带来的成本降低与技术外溢效应,二是股权关联带来的资源优化与风险共担效应。异质性分析显示,该提升效应在高运营成本企业、高研发投入企业、高融资约束企业以及制造业企业中更为明显。为理解自贸试验区的微观经济效果提供了供应链层面的解释,对通过高水平开放推动企业高质量发展具有启示意义。

关键词: 自由贸易试验区;供应链关联;企业全要素生产率;制度型对外开放;制度创新

中图分类号: F741; F727 **文献标志码:** A **文章编号:** 1672-6049(2026)01-0001-11

DOI:10.20211/j.cnki.jnufe.2026.01.008

一、引言

现阶段,世界经济增长乏力,贸易保护主义盛行,局部冲突不断发酵,经济全球化遭遇前所未有的挑战。与此同时,中国已经步入转变发展方式、培育新增长动力的关键时期,推动生产效率跃升与发展质量提高已然成为构建新发展格局的迫切要求。在当前全球经济格局深刻调整与国内发展动能转换的关键阶段,企业作为经济运行的微观基础,既是突破外部约束、参与国际市场的重要力量,也是承接增长重担、推动经济高质量发展的关键载体。然而随着国内外环境的深刻变化,企业增长动能不足问题日益突出,多而不强、全而不优的问题依然突出。如何统筹推进企业内部效率提升与高水平对外开放,已成为我国当前亟待破解的重要课题,更是新时代回应经济全球化浪潮的必然要求。在此背景下,中国自由贸易试验区(以下简称“自贸试验区”)于2013年首次设立,并逐步扩展至全国多个省市。截至目前,全国已先后设立八批共22个自贸试验区,形成了新一轮制度型对外开放的高地。作为中央推进制度型对外开放而实施的一项重大举措,自贸试验区已然成为激发企业提质增效的重要抓手。基于此,本文探讨了自贸试验区对企业全要素生产率的影响及其作用机制,研究结论对于在高水平对外开放格局下发挥制度创新优势、促进企业全要素生产率增长、形成可复制可推广的高质量制度型对

收稿日期:2025-08-30;修回日期:2026-01-10

基金项目:北京市社会科学基金重点项目“北京自由贸易试验区研究”(25BJ02010)

作者简介:高正昊(1994—),男,河南驻马店人,中国农业大学经济管理学院博士研究生,研究方向为国际贸易理论与政策;刘宏曼(1976—),女,黑龙江哈尔滨人,通讯作者,管理学博士,中国农业大学经济管理学院教授、博士生导师,研究方向为国际贸易理论与政策;翟荣花(1997—),女,甘肃临洮人,中国农业大学经济管理学院博士研究生,研究方向为国际贸易理论与政策。

外开放平台,具有重要的指导作用和现实意义。

自2013年以来,自贸试验区逐步在全国范围内推广,相关研究也随之兴起,并在经济发展、贸易增长、投资促进及产业结构调整等宏观政策效应方面形成了较为丰富的研究成果^[1-3]。在此基础上,学者们开始尝试从企业创新、生产转型、生产率提升以及企业出口等视角探讨自贸试验区的微观经济效应。例如,方云龙和刘佳鑫^[4]研究发现,自贸试验区通过政府补贴与融资支持,有效促进了企业创新,提升了创新质量;孙江永和李凤琴^[5]研究发现,自贸试验区可以强化区内竞争机制、改善企业财务状况、提升企业信息传播与风险应对能力,进而推动企业生产数字化转型;刘珊等^[6]则以自贸试验区促进当地企业的创新与数字化转型为机制,考察了对区内企业全要素生产率的积极作用;谢申祥等^[7]以及王永进和燕晓娟^[8]侧重考察了自贸试验区的出口效应,发现自贸试验区通过加速企业数字化转型、引导产业协同集聚推动了出口贸易规模的扩大,并通过吸引外资进入加剧了市场竞争,倒逼出口产品质量升级。

与本研究紧密相关的另一支文献是关于供应链对企业生产效率影响的相关文献。已有研究主要从供应链韧性、供应链配置、供应链管理模式的视角进行了探讨。部分研究指出,下游企业数字化转型可通过稳定供需关系、提高供应商创新、优化供需匹配,增强供应链韧性,进而提高核心企业的生产效率^[9-10];同时,更加集中的供应链配置,以及更近的供应链地理距离,有助于降低物流与沟通成本、促进技术创新与资源有效配置,进而显著提升企业生产绩效^[11];除此之外,供应链金融与供应链持股等管理模式的应用,可通过优化信贷资源配置、提高资源整合效率,进而提升企业全要素生产率^[12-13]。

总体而言,已有文献基本肯定了自贸试验区对企业发展的积极影响,并充分讨论了供应链对企业生产效率的提升作用,但二者均是以单一孤立的视角进行研究。随着自贸试验区建设的深入推进,提升区内企业生产效率不再仅仅取决于政策对企业本身的直接作用,还有赖于依托试验区构建起关联紧密、运行高效的供应链体系。有效发挥自贸试验区的供应链资源整合能力,对于企业优化要素配置、提升生产效率、破除发展困境具有重大意义。基于此,本研究着重关注以下问题:自贸试验区能否突破传统区位导向政策局限,通过激活供应链资源整合功能,提升企业全要素生产率?其内在机制是什么?这一提升效应在不同产权性质的企业、不同行业类别的企业、不同发展基础的地区之间是否存在显著差异?

与已有研究相比,本文可能的贡献如下。首先,在研究视角方面展开分析。区别于现有研究普遍将自贸试验区视为一般性“区位导向政策”,忽视了其在整合供应链资源方面的关键功能。本研究突破了传统政策评估范式,首次系统地关注了供应链关联对于企业生产效率提升的关键作用,丰富了自贸试验区微观经济效应的相关研究。其次,在理论机制方面展开分析。本文突破了传统研究将政策效应简单归因于税收优惠或准入便利的局限,构建了一个以供应链关联为核心机制的理论框架,系统阐述了其通过“成本降低与技术外溢”和“资源优化与风险共担”双重路径产生的协同促进作用,为推动制度型开放与企业高质量发展协同推进提供了新的理论借鉴。最后,在变量测度方面展开分析。本研究突破了既有研究采用供应链集中度或韧性等单一静态指标的局限,创新性地从“地理集聚”与“股权关联”两个维度共同刻画供应链关联,不仅更全面地捕捉了自贸试验区的供应链关联效应,也为后续研究提供了可借鉴的多维度测度方法。

二、理论分析

作为我国高水平对外开放的重要载体,自贸试验区能够通过供应链供地保障、投资自由化等制度创新优化供应链关联,破除要素流动壁垒,重塑区域经济格局,并形成对企业全要素生产率的深层驱动。

(一) 自由贸易试验区、供应链空间集聚与企业全要素生产率

在用地政策方面,国务院印发《关于推进自由贸易试验区贸易投资便利化改革创新若干措施》,其中提出“在自贸试验区实行产业链供地,对产业链关键环节、核心项目涉及的多宗土地实行整体供应。”相关政策希望通过差异化供地模式、租金补贴、固定资产投资奖励等方式,系统性降低供应商的

入驻与运营成本。此类政策通过促进供应链空间集聚,压缩企业相关成本、推动供应链企业间技术外溢,进而协同提升企业生产效率。

第一,成本降低效应。当核心企业与上下游企业在特定区域内集聚时,可直接降低物流运输、信息沟通与交易协调成本,进而促进资源有效配置^[14],提高企业生产率,形成“成本压缩—资源再分配—效率提升”的良性循环。第二,技术溢出效应。地理邻近加速了技术经验、管理模式等隐性知识在供应链企业间的流动,能为企业开展创新活动提供重要支撑^[14]。并且,相比于封闭孤立的地理环境,知识溢出及创新活动更易发生在联系紧密的地理环境中^[15],地理邻近性有利于企业间通过实地考察、面对面互动沟通等方式获取知识、技术等创新资源。此外,集聚所带来的竞争效应也倒逼企业主动优化流程、加强协作,推动整个供应链采用更先进的技术与管理手段,从而在整体上提升全要素生产率。据此,提出假说1。

假说1:自贸试验区通过促进供应链企业间的空间集聚,进而提升区内企业全要素生产率。

(二) 自由贸易试验区、供应链持股与企业全要素生产率

供应链持股是指供应商或客户持有企业股份,通过控股等股权联结方式与企业建立关联的一种经济现象^[11]。自贸试验区的设立通过推动投资管理制度与金融开放创新,为供应链持股创造了有利条件。第一,自贸试验区推行“准入前国民待遇+负面清单”管理模式,对负面清单外的投资项目实行备案登记制,大幅简化了企业投资和股权投资的审批流程^[16]。同时,鼓励企业以技术、设备等多样化非货币形式出资参与投资,为供应链上下游企业通过股权纽带开展合作提供了更加灵活、开放的制度环境。第二,金融开放措施为供应链持股提供了资金流动便利。自贸区推广自由贸易账户体系,支持全产业链保税模式、保税研发、保税维修再制造等项目,提供政府补贴、贷款贴息等支持^①。促进资金在区内外自由流动,实现资本项目可兑换^②。自贸区企业可通过自由贸易账户进行集团内及供应链上资金集中管理和跨境结算^③。同时,跨境资本管制的放松与跨境股权投资支持政策为供应商与客户投资企业提供了更多融资渠道,供应链金融工具的创新(如跨境供应链融资、贸易融资等),为企业的供应链持股行为提供了便利。

这些制度措施本质上是通过市场化手段激活供应链的资源整合功能,优化企业间资源配置,引导企业间风险共担,促进企业全要素生产率的提升。在资源优化方面,首先,供应链持股强化了信息共享与知识协同,有利于上下游企业目标趋同,推动信息双向透明化^[17],有效缓解供需错配,提升投资与经营效率^[18]。其次,股权合作促进了隐性知识沿供应链流动,推动联合研发与工艺协同,形成创新合力。最后,持股关系拓展了企业融资渠道^[19],使企业能更便捷地获取资金以投入技术创新,进而提升全要素生产率^[20]。在风险共担方面,供应链持股通过构建利益共同体,显著增强了协同合作的稳定性^[11]。股权关联强化了成员间的相互制衡,抑制机会主义行为。这种“一荣俱荣一损俱损”的连带效应倒逼各方遵守契约,减少逆向选择与道德风险,从而提升整体合作质量与生产运营效率,进而显著提升企业全要素生产率。据此,提出假说2。

假说2:自贸试验区促进了供应链持股,从而提升区内企业的全要素生产率。

三、研究设计

(一) 计量模型

本文参考 Benmelech *et al.*^[21] 与刘啟仁等^[22] 相关文献的研究思路,构建以自贸试验区为准自然实验的双重差分估计策略:

$$TFP_{it} = \alpha FTZ_{it} + \sum \beta_i Controls_{it} + \delta_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

①资料来源《中国(上海)自由贸易试验区专项发展资金使用管理办法》《关于实施自由贸易试验区提升战略的意见》

②资料来源《中国(上海)自由贸易试验区条例》以及各地区自贸试验区实施条例

③资料来源《上海市浦东新区促进中国(上海)自由贸易试验区自由贸易账户业务发展若干规定》

其中 TFP_{it} 表示 i 企业 t 年全要素生产率; FTZ_{it} 表示自由贸易试验区政策冲击变量; $Controls_{it}$ 为一系列控制变量; ε_{it} 为残差项。此外,为了排除企业的非时变特征和不依赖于地区特征变动的时变宏观经济环境因素,本文同时纳入了企业固定效应 δ_i 与时间固定效应 γ_t 。

(二) 核心变量

1. 核心被解释变量

本文的被解释变量为企业层面的全要素生产率。关于该指标的测算,本文采用 Levinsohn and Petrin^[23] 提出的半参数法(以下简称“LP”法)。考虑到 LP 法在 OP 法的基础上以中间投入作为代理变量,能较好解决传统计量方法中的内生性与样本选择问题,被众多学者广泛运用。因此,本文同时在基准回归中采用 LP 法测算企业全要素生产率。

2. 核心解释变量

自贸试验区政策。政策冲击变量 FTZ_{it} 用虚拟变量反映,设立自贸试验区的城市当年及以后年份取值为 1,否则为 0。需要说明的是,如果城市设立时间在上半年,则将当年确定为开设年份,若开设年份为下半年,则将开设年份后推一年。

3. 控制变量

参考已有文献^[24-29] 的做法,本文进一步在基准模型中纳入企业层面控制变量:资产收益率 (Roa)、公司规模 ($Size$)、财务杠杆 (Lev)、董事会规模 ($Board$)、企业年龄 (Age)、企业现金流水平 ($Cash$)、企业性质 (Soe)、独立董事比例 (Ind)、两职合一 (Dua)、企业相对价值 (Tob)、当地经济发展 ($Gdpgrowth$)、资本市场发展 (Em)。

(三) 数据来源与描述性统计

本文选取 2009—2023 年沪深 A 股上市公司为研究样本,同时按照惯例对数据做了如下处理:(1)剔除金融类、房地产类公司;(2)剔除未披露前五大供应商相关信息或披露信息不全的企业样本;(3)剔除 ST 和 PT 企业;(4)对连续变量进行 1% 至 99% 的极端值缩尾处理。本文所使用的上市公司基本数据整理自 CNRDS、国泰安、Wind 三个权威数据库,并以此为基础匹配上市公司前五大客户或供应商信息。对于有缺失值的变量,以国泰安数据库为基准,依次采用 Wind 和 CNRDS 数据库的数据对缺失值进行填补,并剔除填补后仍存在大量缺失的样本,以保留有效样本进行分析。除此之外,由于样本时间区间

为 2009—2023 年,同时新疆自由贸易试验区挂牌设立时间为 2023 年 11 月,为保证双重差分估计策略的可行性,本文在基准回归中将新疆作为对照组进行分析,并在稳健性检验中排除新疆样本进一步进行分析,主要变量的描述性统计结果见表 1。

四、实证结果与分析

(一) 基准回归结果

基于实证分析策略,表 2 汇报了基准回归分析结果。列(1)中,未纳入任何控制变量与固定效应;列(2)至列(4)中,依次考虑企业特征与其他时变和非时变因素的影响,分别纳入年份、企业固定效应、控制变量。核心解释变量系数均显著为正,表明自贸试验区设立显著提升了区内企业的全要素生产率,假说 1 得到初步验证。

表 1 描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
TFP	9 074	8.375 3	1.084 8	3.886 0	13.106 3
FTZ	9 074	0.300 2	0.458 4	0	1
Roa	9 074	0.034 1	0.074 1	-0.328 8	0.210 6
$Size$	9 074	9.506 2	1.345 6	2.708 1	15.199 4
Lev	9 074	0.425 1	0.203 6	0.055 9	0.979 6
$Board$	9 074	8.479 6	1.715 9	5	15
Age	9 074	2.158 4	0.772 1	0.693 1	3.332 2
$Cash$	9 074	0.047 6	0.069 1	-0.161 8	0.250 3
Soe	9 074	0.292 1	0.454 8	0	1
Ind	9 074	0.377 3	0.053 8	0.307 6	0.571 4
Dua	9 074	0.300 4	0.458 5	0	1
Tob	9 074	2.496 3	13.648 4	0.037 7	982.981
$Gdpgrowth$	9 074	0.089 7	0.080 1	-0.178 2	0.346 1
Em	9 074	3.975 4	1.478 3	0	6.100 1

(二) 识别检验

1. 平行趋势检验

在进行分析时,需要满足平行趋势假设,即在自贸试验区设立之前,自贸试验区所在城市内企业与其他城市内企业的全要素生产率变化趋势不存在显著差异。为此,本文参考郭峰等^[30]的研究,采用事件研究法进行动态效应分析,以检验自贸试验区与非自贸试验区在自贸试验区设立前企业全要素生产率变化趋势是否满足平行趋势假设,估计模型见式(2):

$$TFP_{it} = \sum \alpha_n D_{it}^n + \sum \beta_i Controls_{it} + \delta_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中 D_{it}^n 为企业 i 在 t 年距离自由贸易试验区成立是否为 n 年的虚拟变量,若城市 i 在 T 年设立自由贸易试验区,当 $t - T = n$ 时 D_{it}^n 取值为 1,否则为 0,在进行参数估计时,选择试验区成立前一期为基期。本文将自贸试验区设立前的第五年及之前数据归并为实施前的第五期,政策实施后第五年及之后数据归并为第五期,具体分析结果见下图 1。

图 1 展示了基于式(2)的平行趋势检验结果。结果表明,在自贸试验区设立前,企业全要素生产率间不存在系统性差异,不存在事前趋势。

在利用双向固定效应模型进行多期双重差分估计时,由于处理效应在组间或处理时间内可能存在的异质性,使得估计结果存在偏误^[31]。为了解决双向固定效应估计中处理效应的异质性可能带来的潜在偏误,借鉴 Cengiz *et al.*^[32]的研究,采用堆叠双重差分法(Stacked-DID) 构造新的回归样本进行重新估计,具体分析结果见图 2。图 2 展示了 Stacked-DID 稳健估计的动态效应趋势。可以看出,在自贸试验区设立前,估计系数仍在 10% 的水平下均不显著,说明在考虑潜在的处理效应异质性后,实验组与对照组企业全要素生产率在自贸试验区设立之前,变动趋势不存在系统性差异,证明了基准回归结论的稳健性。

表 2 基准回归结果

变量	(1) TFP	(2) TFP	(3) TFP	(4) TFP
FTZ	0.2584*** (0.0246)	0.4293*** (0.0467)	0.3178*** (0.0607)	0.1450** (0.0461)
Roa			-0.7513** (0.2907)	0.1680 (0.1388)
Size			-0.0167 (0.0234)	0.0515** (0.0203)
Lev			-0.0506 (0.1798)	-0.0254 (0.0958)
Board			-0.0109 (0.0200)	-0.0042 (0.0153)
Age			-0.0623* (0.0348)	0.3248*** (0.0471)
Cash			-0.1615 (0.3360)	-0.1435 (0.1137)
Soe			0.0092 (0.0853)	-0.1085 (0.1133)
Ind			0.2339 (0.5690)	-0.5013 (0.4677)
Dua			-0.0356 (0.0591)	-0.0069 (0.0334)
Tob			-0.0011*** (0.0004)	-0.0005 (0.0004)
Gdpgrowth			-0.1494 (0.2826)	-0.0092 (0.1318)
Em			-0.0354 (0.0271)	0.2052*** (0.0610)
常数项	8.2889*** (0.0142)	8.2464*** (0.0142)	8.7912*** (0.4175)	6.5749*** (0.3198)
企业固定效应		√		√
年份固定效应		√		√
样本量	9074	9074	9074	9074
调整的 R ²	0.0119	0.7965	0.0214	0.8233

注:***、**和* 分别表示在 1%、5%和 10%的显著性水平下显著,括号内为城市层面的聚类标准误。

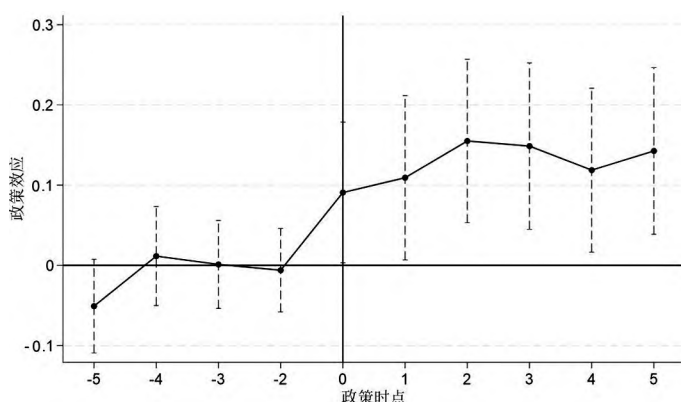


图 1 平行趋势检验

2. 安慰剂检验

为排除不可观测随机因素的干扰,本研究进一步采用安慰剂检验。具体通过随机抽样构建“政策虚拟变量”,并基于基准模型重复进行1000次估计。如图3所示,随机得到的估计系数呈正态分布,且绝大多数偏离实际估计值,表明基准结果受随机因素干扰的可能性较低,检验通过。

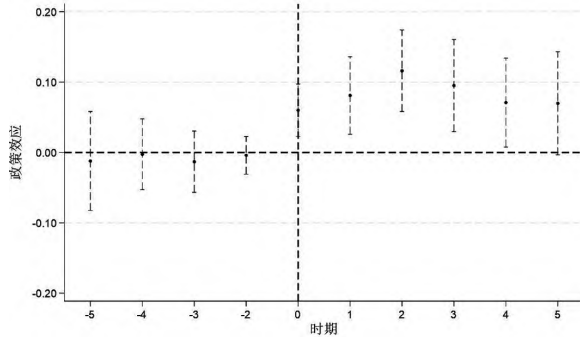


图2 Stacked-DID的平均处理效应

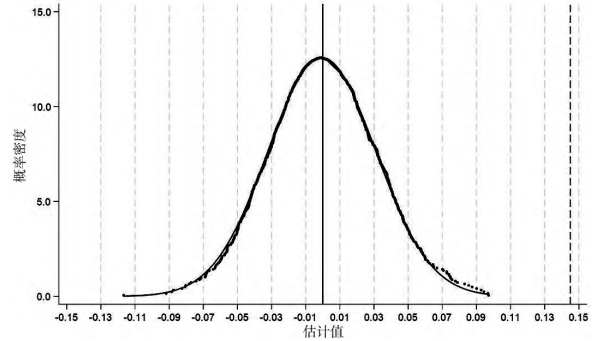


图3 安慰剂检验

(三) 稳健性检验

1. 替换被解释变量

本文进一步采用已有研究常用的固定效应法(FE)、最小二乘法(OLS)、广义矩估计法(GMM)以及OP法测算企业全要素生产率,替换被解释变量进行稳健性检验,具体结果见表3。替换被解释变量后,核心解释变量系数仍显著为正,与基准回归结果一致,说明基准回归结论稳健。

2. 排除其他政策干扰

由于自贸试验区所在城市可能会同时受到其他政策的作用,进而干扰其真实效果。为此,我们进一步考虑了“国家级大数据综合试验区”试点、“智慧城市”试点、“知识产权示范区”试点的影响,参考郭峰等^[30]的做法,构造政策试点城市虚拟变量与政策试行年份虚拟变量的交互项,并将其纳入基准回归模型进行分析。即若城市*i*在*t*年设立了3种政策的其中一种,则该城市在*t*年及以后赋值为1,其余情况赋值为0,回归结果见表4。结果显示,在排除其他同期政策后,基本结论仍成立,进一步证明了基准回归结论的稳健性。

表3 替换被解释变量后的回归结果

变量	(1) <i>TFP_OLS</i>	(2) <i>TFP_FE</i>	(3) <i>TFP_GMM</i>	(4) <i>TFP_OP</i>
<i>FTZ</i>	0.1874** (0.0953)	0.2018** (0.0571)	0.0827** (0.0390)	0.0544** (0.0173)
控制变量	√	√	√	√
企业固定效应	√	√	√	√
年份固定效应	√	√	√	√
样本量	9074	9074	9074	9074
调整的R ²	0.8393	0.8427	0.7894	0.8139

注:***、**和* 分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下显著,括号内为城市层面的聚类标准误。

表4 排除其他政策的检验结果

变量	(1) <i>TFP</i>	(2) <i>TFP</i>	(3) <i>TFP</i>	(4) <i>TFP</i>
<i>FTZ</i>	0.1150** (0.0474)	0.1425** (0.0471)	0.1341** (0.0470)	0.1158** (0.0495)
大数据综合试验区	0.1278** (0.0448)			0.1109** (0.0440)
智慧城市		0.0674 (0.0502)		0.0581 (0.0499)
知识产权示范区			0.0910** (0.0446)	0.0492 (0.0462)
控制变量	√	√	√	√
企业固定效应	√	√	√	√
年份固定效应	√	√	√	√
样本量	9074	9074	9074	9074
调整的R ²	0.8237	0.8230	0.8233	0.8239

注:***、**和* 分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下显著,括号内为城市层面的聚类标准误。

3. 其他稳健性检验

一是,更换聚类标准误。本文的基准回归采用城市层面的聚类标准误,考虑到各行业之间的序列相关性,进一步在行业-年份层面对标准误进行聚类。表5的列(1)汇报了更换聚类标准误之后的结果,核心解释变量在1%的水平下显著为正,说明基准回归结果对于计算标准误差的替代方法是稳健的。

二是,倾向得分匹配估计。为解决自贸试验区与非试验区之间可能存在的系统性差异所造成的“自选择”问题,本研究使用倾向得分匹配法(PSM)进行分析。首先,以控制变量作为匹配变量,进行1:3近邻匹配,为实验组企业匹配基本特征相似的对照组企业,之后再使用匹配后的样本进行双重差分检验。表5的列(2)汇报了PSM-DID的分析结果,结果显示,核心解释变量系数仍显著为正,基准回归结果稳健。

三是,更换样本容量。

第一,考虑到北京、上海、天津和重庆四大直辖市的经济水平较高,企业全要素生产率的变化可能与其他城市存在显著差异,为避免基准结论由少数样本驱动,将前述四大直辖市的样本剔除,相应估计结果见表5的列(3)。第二,剔除新疆样本进行分析,由于样本时间区间为2009—2023年,同时新疆自由贸易试验区挂牌设立的时间为2023年11月,但其可能在挂牌

前便已经启动政策筹备工作,导致其在对照组中可能会造成一定的估计偏误。因此,表5的列(4)汇报了剔除新疆样本后的分析结果。结果显示,在排除特定样本后,核心解释变量系数仍显著为正。

四是,纳入多维固定效应。考虑到行业与所在城市特征因素会对基准结论产生影响,本文进一步引入城市与行业固定效应进行检验,以控制仅随城市与行业变化但未被观测到的因素产生的影响。

五、进一步分析

(一) 机制分析

基于前述理论分析,自由贸易试验区设立可以促进当地企业全要素生产率的提升。对此,本文继续从上下游关联企业空间集聚、供应链持股视角进行分析。参考江艇^[33]的研究,本文采用机制变量对核心解释变量直接回归的方式进行检验,模型如下:

$$M_{it} = \alpha FTZ_{it} + \sum \beta_i Controls_{it} + \delta_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中, M_{it} 为机制变量,其余变量与式(1)相同。

1. 供应链空间集聚

自由贸易试验区通过其供应链用地政策,促进上下游关联企业空间集聚,进而提升区内企业全要素生产率。本文采用企业距供应商地理距离(Dis_S)及客户地理距离(Dis_C)衡量自贸试验区企业与上下游关联企业的空间集聚程度。具体来说,鉴于企业供应商完整信息的缺失,参考李万利等^[34]的做法,使用企业与前五大供应商间的平均地理距离作为供应商地理距离的代理指标。其中,供应商的经纬度数据源于国泰安数据库所载信息的地理编码转换;继而,通过与企业自身坐标进行计算,得出该距离值,将结果加1取对数处理。

表5 其他稳健性检验结果

变量	(1) 更换行业-年份 聚类标准误 <i>TFP</i>	(2) PSM-DID <i>TFP</i>	(3) 剔除直辖市 样本 <i>TFP</i>	(4) 剔除新疆 样本 <i>TFP</i>	(5) 纳入多维 固定效应 <i>TFP</i>
<i>FTZ</i>	0.1815*** (0.0287)	0.2271** (0.0550)	0.1713** (0.0496)	0.1820*** (0.0425)	0.1826** (0.0628)
控制变量	✓	✓	✓	✓	✓
企业固定效应	✓	✓	✓	✓	✓
年份固定效应	✓	✓	✓	✓	✓
行业固定效应					✓
城市固定效应					✓
样本量	9074	7104	7270	8964	9074
调整的R ²	0.8211	0.8498	0.8132	0.8203	0.8230

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下显著,括号内为聚类标准误。

表6结果显示,核心解释变量在列(1)中系数显著为负,表明自贸试验区政策显著促进了区内企业与上游供应商的地理邻近。然而,列(2)中系数不显著,说明该政策对企业与下游客户之间距离的影响有限。这一差异可能源于自贸试验区的供应链供地政策,该政策通过对供应链关键环节实行土地整体供应与定向调配,优先保障核心企业及其配套供应商的用地需求,从而降低了上游企业的区位成本。相比之下,下游客户布局更多受区域市场容量与消费习惯等终端需求因素影响,并未受到供地政策的直接干预,因此未呈现显著的空间集聚效应。

自贸试验区的供应链供地政策虽以培育本地化供应集群为目标,但供应商平均距离的缩短可能源于非政策因素导致的迁移,未必反映真实的集群效应。为区分政策效果与“空间邻近假象”,需进一步检验自贸试验区是否显著提升了供应商本地化比例(*RSameCity*)。参考蔡庆丰等^[35]的做法,用企业前五大供应商中与企业处于同城市的供应商的比例衡量。表6的列(3)结果表明,核心解释变量显著为正,说明自贸试验区设立也显著促进了供应商本地化比例的提升,证明了自贸试验区供应链供地政策的有效性,也验证了自贸试验区通过吸引上游供应商空间集聚进而促进当地企业全要素生产率提升这一机制。据此,研究假说1成立。

2. 供应链持股

除此之外,自由贸易试验区有利于供应链持股,促使区内企业与上下游关联企业形成风险共担、目标一致、知识共享的利益共同体,进而为提升企业全要素生产率提供持续动力。据此,本文借鉴Haw *et al.*^[36]与胡海峰等^[11]的研究,对企业的供应链持股水平(*StockRatio*)进行测度。在数据构建方面,本研究执行了以下步骤:(1)从国泰安数据库获取上市公司前十大股东的名称、持股排名、持股数量及比例等基本信息,缺失数据通过Wind、CNRDS与锐思数据库补全。(2)自国泰安供应链信息表提取上市公司前五大客户与供应商的名称、注册地、购销金额及占比等信息,同样借助上述数据库对缺失项进行补充。(3)将前十大股东与前五大客户或供应商进行名称精确匹配,保留匹配成功样本。(4)针对因自愿披露导致的名称不规范或使用简称的情形,将未匹配样本与中国工商注册企业信息数据库进行二次匹配,补全信息并添加统一工商注册号。(5)依据工商注册号对前十大股东与供应链企业进行再次精确匹配。(6)剔除经上述步骤仍无法匹配的样本。(7)最终计算每家上市公司前十大股东中隶属于其前五大客户或供应商的持股比例平均值,以百分数表示。

表6的列(4)结果显示,核心解释变量系数显著为正,表明自由贸易试验区设立能够显著促进供应链持股行为,实现企业与上下游关联企业的资本整合,优化了企业资源配置,实现了企业生产率的提升。据此,研究假说2成立。

(二) 异质性分析

1. 成本异质性分析

根据前述分析,自贸试验区通过推动供应链空间集聚降低物流与协调成本,形成“空间集聚—成本下降—生产率提升”的传导路径。基于该逻辑,本文以2009年企业期间费用率中位数为界设置虚拟变量,高于中位数取1,否则取值为0,并构造其与核心解释变量的交互项。结果见表7的列(1)。结果显示,交互项系数显著为正,表明自贸试验区的生产率提升效应在运营成本较高的企业中更为突出,从而验证了上述机制。

表6 机制分析结果

变量	(1) 供应商距离 <i>Dis_S</i>	(2) 客户距离 <i>Dis_C</i>	(3) 供应商本地化比例 <i>RSameCity</i>	(4) 供应链持股 <i>StockRatio</i>
<i>FTZ</i>	-0.1047** (0.0468)	0.1020 (0.0909)	0.2180** (0.0691)	0.2034** (0.0947)
控制变量	√	√	√	√
企业固定效应	√	√	√	√
年份固定效应	√	√	√	√
样本量	5361	4676	5025	5074
调整的R ²	0.4110	0.5668	0.5829	0.7586

注:***、**和* 分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下显著,括号内为城市层面的聚类标准误。

2. 研发投入异质性

空间集聚不仅有利于降低显性成本,更重要的是通过地理邻近,强化知识溢出和技术扩散。这意味着,更专注于技术创新且研发投入越高的企业,其生产率的提升会更加明显。基于此,借鉴李全和李姿璇的做法^[37],本文以基期企业研发投入与营业总收入之比的中位数为基准设置虚拟变量,大于该中位数样本赋值为1,否则赋值为0,并将该虚拟变量与核心解释变量交互项纳入模型中进行分析,结果见表7的列(2)。分析结果显示,交互项系数显著为正,表明在研发投入占比更高的企业,自贸试验区的生产率提升效应更加明显。

3. 行业异质性

自贸试验区通过促进供应链空间集聚降低企业物流成本和协调成本,更直接惠及中间品采购占比高、物流依赖强、供应链层级清晰的制造业企业。因此,自贸试验区对制造业企业的生产率提升效应理应更为明显。据此,本文以企业所属行业设置虚拟变量^①,将制造业行业样本赋值为1,非制造业赋值为0,并将该虚拟变量与核心解释变量交互项纳入模型中进行分析,结果见表7的列(3)。结果显示,交互项系数显著为正,表明自贸试验区对于制造业企业的生产率提升效应更加明显。

4. 融资约束异质性

根据前述机制,自贸试验区通过投资管理制度改革与金融开放创新,降低了供应链股权投资门槛,有助于企业借助股权纽带缓解融资约束、优化资源配置。由此推断,融资约束较强的企业从自贸试验区政策中的生产率获益应更为显著。为此,本文参考盛明泉等^[38]的做法,以基期企业SA指数的中位数为界设置虚拟变量,构建其与核心解释变量的交互项。表7的列(4)结果显示,交互项系数显著为正,印证了融资约束较强的企业确实获得了更大的生产率提升,从而支持了“供应链持股—融资约束缓解—生产率提高”这一作用路径。

六、研究结论与建议

本文从供应链关联视角,基于自贸试验区设立这一准自然实验,选取2009—2023年沪深A股上市公司为研究样本,分析了自贸试验区对企业全要素生产率的影响。研究结果发现:(1)自贸试验区设立提升了区内企业的全要素生产率;(2)生产率提升主要源于空间集聚带来的成本降低与技术外溢效应、股权关联带来的资源优化与风险共担效应;(3)自贸试验区的全要素生产率提升效应在不同特征企业之间存在一定差异,其对运营成本更高企业、研发投入占比更高企业、融资约束更强企业以及制造业企业产生的效果更加明显。

基于研究结论,本文提出如下建议:(1)深化自贸试验区供应链管理模式创新,强化供应链资源整合与生产协同功能。积极探索“供应链+产业园区”模式,引导上下游企业在空间上有序集聚,通过共建产业集群、共享发展平台,促进技术、人才与资本在更广范围内高效配置。(2)探索金融机制创新,引导金融机构围绕供应链全链条开发多元化融资工具,着力构建覆盖供应链各环节的现代金融服务

表7 异质性分析结果

变量	(1) TFP	(2) TFP	(3) TFP	(4) TFP
FTZ	0.0610 (0.0407)	-0.011 (0.0330)	0.0522 (0.0524)	0.0227** (0.0319)
FTZ × Cost	0.1627** (0.0474)			
FTZ × Tech		0.0764* (0.0430)		
FTZ × Industry			0.2473** (0.0910)	
FTZ × SA				0.2545** (0.0792)
控制变量	✓	✓	✓	✓
企业固定效应	✓	✓	✓	✓
年份固定效应	✓	✓	✓	✓
样本量	9074	9074	9074	9074
调整的R ²	0.8393	0.8117	0.8163	0.8328

注:***、**和* 分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下显著,括号内为城市层面的聚类标准误。

①根据证监会颁发的《上市公司行业分类指引》所公布的分类标准,将企业所属行业分为制造业与非制造业。

体系。通过创新融资模式、优化资金配置、强化风险管理,系统性提升供应链资源配置效率。(3)构建差异化政策支持体系,强化企业分类扶持措施,充分考虑企业所有制及发展实际等方面的差异,通过针对性政策工具,提升供应链整体协同水平,最终形成以点带面全域协同的高质量发展体系。

参考文献:

- [1]康继军,郑维伟.中国内陆型自贸区的贸易创造效应:扩大进口还是刺激出口[J].国际贸易问题,2021(2):16-31.
- [2]司春晓,孙诗怡,罗长远.自贸区的外资创造和外资转移效应:基于倾向得分匹配——双重差分法(PSM-DID)的研究[J].世界经济研究,2021(5):9-23+134.
- [3]黎绍凯,李露一.自贸区对产业结构升级的政策效应研究——基于上海自由贸易试验区的准自然实验[J].经济经纬,2019,36(5):79-86.
- [4]方云龙,刘佳鑫.自由贸易试验区设立能促进企业创新吗?——来自创业板上市公司的经验证据[J].国际金融研究,2021(9):25-33.
- [5]孙江永,李凤琴.自由贸易试验区赋能企业数字化转型:理论逻辑与实践路径[J].世界经济研究,2024(7):13-28+134.
- [6]刘珊,马莉莉,郭家琛.制度型开放与企业全要素生产率——来自准自然实验的证据[J].国际贸易问题,2024(5):159-174.
- [7]谢申祥,王晖,范鹏飞.自由贸易试验区与企业出口产品质量——基于上海自贸试验区的经验分析[J].中南财经政法大学学报,2022(2):121-134.
- [8]王永进,燕晓娟.自由贸易试验区、商业信贷网络与企业出口[J].管理世界,2024,40(11):48-65+172.
- [9]陶锋,王欣然,徐扬,等.数字化转型、产业链供应链韧性与企业生产率[J].中国工业经济,2023(5):118-136.
- [10]葛顺奇,关乾伟,罗伟.供应链配置与企业绩效表现:效率与稳定[J].世界经济研究,2022(4):32-46+135-136.
- [11]胡海峰,白宗航,王爱萍.供应链持股与企业高质量发展——基于全要素生产率视角[J].中国工业经济,2024(9):137-155.
- [12]孙浦阳,宋灿.贸易网络、市场可达性与企业生产率提升[J].世界经济,2023,46(3):125-153.
- [13]宛晴,程小可,杨鸣京,等.大客户地理邻近性能够抑制公司违规吗?[J].中国软科学,2019(8):100-119.
- [14]饶品贵,王得力,李晓溪.高铁开通与供应商分布决策[J].中国工业经济,2019(10):137-154.
- [15]鲍群,张云云,赵秀云.供应商地理距离与企业全要素生产率[J].财贸研究,2023,34(8):99-110.
- [16]潘越,汤旭东,宁博,等.连锁股东与企业投资效率:治理协同还是竞争合谋[J].中国工业经济,2020(2):136-164.
- [17]王倩倩,蒋殿春.供应链持股与企业对外直接投资[J].世界经济研究,2025(10):46-61+136.
- [18]BROOKS C, CHEN Z, ZENG Y. Institutional cross-ownership and corporate strategy: the case of mergers and acquisitions [J]. Journal of corporate finance, 2018(48): 187-216.
- [19]王迪,刘祖基,赵泽朋.供应链关系与银行借款——基于供应商/客户集中度的分析[J].会计研究,2016(10):42-49+96.
- [20]WUTTKE D A, BLOME C, HENKE M. Focusing the financial flow of supply chains: an empirical investigation of financial supply chain management [J]. International journal of production economics, 2013, 145(2): 773-789.
- [21]BENMELECH E, BERGMAN N, SERU A. Financing labor [J]. Review of finance, 2021, 25(5): 1365-1393.
- [22]刘啟仁,吴绍永,叶承辉.自由贸易试验区建设与企业供应链风险——基于供需平衡视角[J].国际贸易问题,2024(2):1-16.
- [23]LEVINSOHN J, PETRIN A. Estimating production functions using inputs to control for unobservables [J]. The review of economic studies, 2003, 70(2): 317-341.
- [24]GIANNETTI M, LIAO G, YU X. The brain gain of corporate boards: evidence from China [J]. The journal of finance, 2015, 70(4): 1629-1682.
- [25]胡珺,方祺,龙文滨.碳排放规制、企业减排激励与全要素生产率——基于中国碳排放权交易机制的自然实验[J].

- 经济研究, 2023, 58 (4): 77 - 94.
- [26]戴宏伟, 郑立晨. 当断则断: 重点产业政策退出、过度投资缓解与企业绩效高质量发展[J]. 数量经济技术经济研究, 2024, 41 (3): 68 - 88.
- [27]宋敏, 周鹏, 司海涛. 金融科技与企业全要素生产率——“赋能”和信贷配给的视角[J]. 中国工业经济, 2021(4): 138 - 155.
- [28]赵宸宇, 王文春, 李雪松. 数字化转型如何影响企业全要素生产率[J]. 财贸经济, 2021, 42 (7): 114 - 129.
- [29]沈坤荣, 乔刚, 林剑威. 智能制造政策与中国企业高质量发展[J]. 数量经济技术经济研究, 2024, 41 (2): 5 - 25.
- [30]郭峰, 曹友斌, 熊云军, 等. 国家级新区设立与企业空间布局: 基于镇级面板数据的分析[J]. 经济研究, 2023, 58 (8): 191 - 208.
- [31]刘冲, 沙学康, 张妍. 交错双重差分: 处理效应异质性与估计方法选择[J]. 数量经济技术经济研究, 2022, 39(9): 177 - 204.
- [32]CENGIZ D, DUBE A, LINDNER A, et al. The effect of minimum wages on low-wage jobs[J]. The quarterly journal of economics, 2019, 134(3): 1405 - 1454.
- [33]江艇. 因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J]. 中国工业经济, 2022(5): 100 - 120.
- [34]李万利, 刘虎春, 龙志能, 等. 企业数字化转型与供应链地理分布[J]. 数量经济技术经济研究, 2023, 40 (8): 90 - 110.
- [35]蔡庆丰, 吴奇艳, 吴冠琛. 地方隐性债务、银行风险感知与企业信贷可得性[J]. 中国工业经济, 2024(1): 112 - 130.
- [36]HAW I M, SWINK M, ZHANG W. The role of direct equity ownership in supply chains[J]. Journal of operations management, 2023, 69(4): 586 - 615.
- [37]李全, 李姿璇. 创新投入视角下 ESG 表现对企业高质量发展的影响——来自 A 股市场非金融企业的经验证据[J]. 河南师范大学学报(哲学社会科学版), 2024, 51(5): 57 - 65.
- [38]盛明泉, 龙卉卉, 鲍群. 战略差异度、技术创新与企业全要素生产率——来自 A 股上市公司的经验证据[J]. 河南师范大学学报(哲学社会科学版), 2024, 51(2): 30 - 38.

(责任编辑: 刘淑浩; 英文校对: 谈书墨)

The Supply Chain Association Effect of China's Pilot Free Trade Zones and the Improvement of Firms' Total Factor Productivity

GAO Zhenghao, LIU Hongman, ZHAI Ronghua

(College of Economics and Management, China Agricultural University, Beijing 100083, China)

Abstract: China's Pilot Free Trade Zones (FTZs) are a crucial institutional innovation that enables firms to integrate supply chain resources effectively and enhance production efficiency. Using panel data of Shanghai and Shenzhen A-share listed companies from 2009 to 2023, this paper employs a multi-period difference-in-differences approach to examine how FTZs affect firms' total factor productivity through supply chain linkages. The results show that FTZs strengthen the geographical proximity and economic linkages within supply chains. These aspects promote the spatial agglomeration of upstream and downstream firms and stimulate equity participation along the supply chain, thereby significantly increasing firms' total factor productivity through supply chain integration. Mechanism analysis reveals that the improvement in productivity primarily stems from the reduction in production costs and the technological spillover effects generated by spatial agglomeration, as well as the optimization of resource allocation and the risk-sharing effects brought by equity linkages within the supply chain. The heterogeneity results suggest that the estimated improvement effect is significantly stronger for manufacturing firms and firms facing higher operating costs, undertaking greater R&D investment, and experiencing more severe financing constraints. This study provides a supply chain-based explanation for the micro-economic effects of FTZs and offers important implications for promoting high-quality enterprise development through increasing openness.

Key words: pilot free trade zones; supply chain association; firms' total factor productivity; institutional opening-up; institutional innovation