

DOI: 10.19361/j.er.2025.06.04

国有企业如何影响 供应链上下游企业全要素生产率 ——基于溢出效应视角

李雪松 高辛睿*

摘要: 本文基于溢出效应的视角,利用2014—2023年中国A股制造业上市公司面板数据,探究了国有企业对供应链上下游企业全要素生产率的影响。研究发现,国有企业对供应链上下游企业全要素生产率存在溢出效应,供应链上包含国有企业的企业全要素生产率更高,且这种作用在链长制下显著增强。机制检验显示,国有企业主要通过减少企业非效率投资,提升企业创新质量和保障企业商品流转效率的方式提升企业全要素生产率。本文研究还表明,国有企业能够有效提升供应链上下游企业全要素生产率并推动链上其他国有企业积极承担社会责任,最终促进地区宏观经济的增长。

关键词: 国有企业;供应链溢出;全要素生产率;链长制

中图分类号: F276;F424

一、引言

在全球化和产业分工日益深化的背景下,供应链上企业联系愈发紧密,一个环节的中断或受损就可能引发连锁反应,导致企业经营活动受到严重影响。一旦风险来临,处于一条供应链上的企业都无法独善其身,自然成为利益共同体(唐松、谢雪妍,2021)。这种上下游的日常合作互动,极大程度地促进了供应链上下游企业间信息、知识、风险等各种溢出(鲍群等,2023),进而对供应链整体的稳定发展产生影响。在百年未有之大变局加速演变,国际竞争不断加剧的背景下,供应链的稳定发展问题已不仅仅是单纯的经济问题,也是安全问题。可以说,供应链发展不稳定,我国产业安全和发展利益就难以得到保障。

国有企业是供应链中重要节点,能够对行业内企业的生产经营活动产生重要影响(Jin et al., 2025)。近年来,国有企业综合实力不断增强,截至2023年,中央企业资产总额达到

* 李雪松,武汉大学经济与管理学院,邮政编码:430072,电子信箱:james08_whu@163.com;高辛睿,武汉大学经济与管理学院,邮政编码:430072,电子信箱:2023201050008@whu.edu.cn。

本文得到科学技术部国家重点计划研究项目“订单驱动的产业链完整性评估和风险预警理论”(2022YFB3304300)、国家社会科学基金重大项目“新发展阶段伟大实践与发展经济学理论创新研究”(21&ZD071)的资助。感谢匿名审稿人和编辑部的宝贵意见,文责自负。

86.6万亿元,是2012年底的2.8倍,增加值、收入、利润与2012年相比均增长一倍左右,营业收入利润率、全员劳动生产率等效率指标稳定增长,经济运行持续保持稳中有进、质效向好;科技创新能力加快提升,“十三五”期间中央企业研发投入年均增长14.5%,取得了一批标志性成果,在关键材料、核心元器件等领域实现重大突破;发展活力持续增强,中国特色现代企业制度不断完善,涌现出一批发展方式新、公司治理新、经营机制新、布局结构新的现代新国企;服务国计民生功能作用充分彰显,2013年以来累计上缴税费超过20万亿元,投入和引进各类扶贫资金过千亿元,在重大灾害中冲锋在前,充分彰显了责任担当^①。多年来,国有企业积累了雄厚的物质资源和人力资源,为推动经济社会发展、增强综合国力作出了重要贡献。

国有企业一方面凭借其在产业基础能力与供应链韧性建设中的独特优势,充当穿针引线的组织者(赵勇、初晓,2021),推动产业链上中下游有机结合,促进要素集聚(刘志彪、孔令池,2021);另一方面,作为产业链上的“管理者”,国有企业围绕产业链战略需求部署创新链,提升产业链的完整性与竞争力(中国社会科学院工业经济研究所课题组、曲永义,2022;赵晶等,2022),均使得产业链链长制在实施过程中展现出独特价值(胡登峰等,2024)。

本文认为,国有企业能对供应链上下游企业产生溢出效应:首先,国有企业作为市场主体,可以构建协同合作体系,以较低成本实现各主体的一致行动,避免投资效率损失(李雪松等,2022);第二,国有企业肩负突破关键技术瓶颈等社会责任(贾根良,2023),可以通过产业基金等形式,提升供应链上下游企业创新质量(Fang et al., 2025);第三,国有企业是保稳定的中流砥柱,面临风险时能够保障供应链上其他企业的商品流转效率,帮助企业存续(经济学研究热点课题组、李军林,2024)。本文预期,相较于供应链上不包含国有企业的企业,供应链上包含国有企业的企业会有更高的投资效率、创新质量和商品流转效率,进而具有更高的全要素生产率。而推行产业链链长制,对充分发挥国有企业重大作用,带动各类企业提高资源要素利用效率和经营管理水平,引导公有制经济和非公有制经济形成定位清晰、各具特色、分工合理、布局优化的产业链发展模式,增强国有企业对供应链上其他企业的溢出效益,推动实现产业链供应链现代化大有裨益。

相比既有文献,本文可能的学术贡献在于:第一,目前有关研究公有制经济与非公有制经济共同发展的文献大多从理论层面论述其可行性和必要性,其中有部分文献指出公有制经济的重要作用,但是较少文献从供应链溢出视角探究公有制经济与非公有制经济共同发展这一话题。而本文实证检验了国有企业对供应链上下游企业全要素生产率的影响,为研究国有企业在供应链上的作用,探索公有制经济与非公有制经济共同发展提供了新视角。第二,本文研究发现,国有企业会从投资效率、创新质量和商品流转效率三方面提升供应链上下游企业全要素生产率,揭示了国有企业维护产业链供应链稳定发展的微观作用机制。第三,产业链链长制实施以来,不少学者对其展开相关研究,但是大多关注地方政府,对于中央企业担当产业链链长的作用局限于理论分析,本文聚焦中央企业实证检验了产业链链长

^①资料来源:《国新办举行“推动高质量发展”系列主题新闻发布会》,载于国新网(<http://www.scio.gov.cn/live/2024/34360/index.html>)。

制对国有企业供应链溢出效应的影响,丰富了相关研究内容。

二、理论分析与研究假说

国有企业作为国家经济体系的中坚力量和产业链核心,具有推动产业链全要素生产率提升的独特使命。技术进步方面,国有企业特别是国有龙头企业在实现科技自立自强进程中具有较强的综合实力和丰富的经验积累,且肩负维护国家安全、保护国民经济命脉的战略重任,必须对全产业链自主创新发挥前瞻性、战略性的引导作用(叶光亮等,2023)。国有企业可以基于整体发展的战略布局将创新资源投向产业链重要或薄弱环节,如利用“揭榜挂帅”等方式鼓励产业链上有关企业加强基础研究,对产业共性技术、关键核心技术和前沿技术进行探索创新,最终形成更具创新力的产业链。资源配置效率方面,国有企业由于具有重要战略地位,能主动联系上下游相关企业进行产业链整合,加强产业协同,进而根据市场需求或国家战略部署形成分工合作、互荣共生、利益共享的产业生态,统筹高效利用投资,提升企业投资效率。此外,在出现产业链供应链风险时,国有企业还可以利用供应链平台等,通过市场采购、专业化分包等方式为同行业中小企业提供持续稳定的订单,帮助其提升商品周转效率,降低运营成本,增强企业的抗风险能力和灵活响应市场变化的能力。链长制背景下,国有企业一方面作为链长,占据产业链和价值链的核心位置,吸引企业围绕其开展生产经营活动(张成思、郑宁,2019),在企业间起“牵线搭桥”作用,引导产业链、供应链、创新链等更好融合,形成相互循环、相互促进的发展格局(刘志彪、孔令池,2021)。另一方面,国有企业本身也是市场主体,具有专业的技术能力和充分的市场信息。国有企业链长能发挥兼具贯彻国家战略和追求经济效益的二元功能优势,更好贯彻国家战略需求(中国社会科学院工业经济研究所课题组、曲永义,2022)。因此,本文提出:

假说1:国有企业能够提升供应链上下游其他企业全要素生产率,链长制增强了这一促进作用。

具体而言,国有企业能够通过以下三条路径影响供应链上下游企业全要素生产率。

首先,国有企业凭借其资源整合能力,可以构建产业链协同合作体系,与供应链上下游企业在业务、产品上优势互补,相互支撑,形成紧密联系,使得企业间能够共享信息、协同决策,以极低成本实现各主体一致行动,在降低交易成本的同时,促进信息自由流动和资源优化配置,提高投资效率。此外,协同合作体系有利于国有企业把握市场机遇,统筹产业链投资行为与方向,有效规避投资效率损失。例如,中国石油天然气集团有限公司(简称中石油)利用天然气产业链优化模型,精准分析进口气效益、储气库注采节奏等关键要素,有效支持了天然气资源池的调整优化。2023年3月,面对国内天然气资源的阶段性富余,中石油通过模型测算,及时提出“优先考虑压减部分进口气”的建议,这一决策为产业链创造了超过3000万元的额外效益,充分体现了优化资源配置对提升投资效率的重要作用^①。因此,本文

^①中国石油有效利用天然气产业链优化技术和成果为保障天然气安全稳定供应、降本增效提供有力支撑,大大提升了产业链价值。资料来源:《打造“最强大脑”赋能“蓝金”增值》,载于中国石油新闻中心(<https://news.cnpc.com.cn/system/2024/05/23/030132912.shtml>)。

提出：

假说2：国有企业能够减少供应链上下游企业低效投资，进而提高这部分企业全要素生产率。

其次，国有企业大多位于产业链核心地位，肩负突破关键技术瓶颈的社会责任，可以根据产业发展实际情况培育和发展新技术。国有企业可以利用自身强大实力主动进行技术研发，破解核心技术和关键零部件难题，当新技术得到应用后，通过与其他企业合作就可能产生技术溢出，提升其他企业创新水平。更重要的是，从承担社会责任看，国有企业可以构建全产业链知识图谱，在更大范围整合资源要素，发挥系统集成合力引领核心技术攻关，既获取创新成果、提升技术水平，又能让部分企业获得充足研发资金，提升企业创新质量。在国有企业的支持下，供应链上企业面临的创新风险大大降低，创新动力也得到提升，可以进一步追求更高质量的创新成果谋求更好发展。例如中国建材集团积极牵头组建新材料产业基金，协同资本市场、运用外部资金共同支持中小微企业度过创新成果转化的“初创期”，助力新材料创新成果在产业端顺利转化成现实生产力^①。因此，本文提出：

假说3：国有企业能够有效提升供应链上下游企业创新质量，进而提高这部分企业全要素生产率。

最后，国有企业能在应对经济周期波动或市场失灵等挑战方面发挥关键作用，其在供应链风险中迅速响应，可以有效提升商品流转效率。当供应链遭遇风险时，国有企业不但能够运用资源优势规避供应链风险对自身的影响，还能根据国家战略需求为供应链上的其他企业提供一定帮助。通过大数据平台等先进技术的应用，国有企业能够精准掌握市场需求和库存状况，促进人流、物流、资金流、信息流高效联通，畅通供应链，帮助企业减少库存积压和资金占用，缓解经营资金压力。例如，大唐集团的风电项目在2020年如期投产，不仅带动了上游制造企业的复苏，也促进了全产业链的回暖。这种能力不仅体现了国有企业在供应链风险管理中的独特优势，也进一步验证了其通过提升商品流转效率促进企业全要素生产率提升的有效性^②。因此，本文提出：

假说4：国有企业能够提升供应链上下游企业商品流转效率，进而提高这部分企业全要素生产率。

三、研究设计

(一) 数据来源与处理

本文以2014—2023年中国A股制造业上市公司为研究样本，并进行了以下处理：剔除

^①中国建材集团发挥国有资本投资公司优势，用长期资本、耐心资本、战略资本支持创新成果更快转化落地。目前，集团已培育397家高新技术企业，打造21家制造业单项冠军企业，源源不断地为发展新质生产力提供新动能、新机遇。资料来源：周育先，2024：《展现科技创新引领产业创新的国企担当》，《经济日报》4月21日第01版。

^②2020年，国家电网等大型国有企业维持对部分民营企业的采购需求，为其提供了相当的支持。资料来源：《中国大唐：高质量链接上下游产业》，载于国务院国资委网站(<http://www.sasac.gov.cn/n2588025/n2588124/c14892721/content.html>)。

样本中已退市公司数据;剔除样本区间内 ST、* ST 和 PT 公司数据;剔除数据异常和严重缺失的公司数据。对数据各连续变量的 5%与 95%分位数进行缩尾处理,以避免极端值的影响,最终获得 14443 个观测值。本文数据来源于国泰安数据库、Wind 数据库、企查查、各省份统计年鉴以及各省份统计局统计公报等。

(二) 模型设定

为考察国有企业在供应链上发挥的作用,验证假说 1,本文基准回归部分采用如下固定效应模型:

$$TFP_LP_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Supplychain_SOE_{i,t} + \alpha_2 Controls_{i,t} + \lambda_j + \delta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

(1)式中,下标 i 和 t 分别表示企业和年份, $TFP_LP_{i,t}$ 表示 i 企业 t 年的全要素生产率, $Supplychain_SOE_{i,t}$ 表示 i 企业 t 年前五大供应商或客户是否有国有企业, $Controls_{i,t}$ 表示与企业有关的控制变量集合, $\varepsilon_{i,t}$ 为随机扰动项。考虑到国有企业与非国有企业的发展情况在不同行业间差别较大,模型控制了行业固定效应 λ_j 和年份固定效应 δ_t ,并采用稳健标准误估计。

(三) 变量定义

被解释变量方面, TFP_LP 表示企业全要素生产率。本文参考鲁晓东和连玉君 (2012),用主营业务收入度量总产出(Y),用职工人数度量劳动要素投入(L),用固定资产的账面价值度量资本要素投入(K),用购建固定资产、无形资产和其他长期资产的现金支付净额度量企业当期投资(I),以上市公司退市、借壳上市和主营业务变更设定公司退出所在行业和市场的情形($EXIT$),分别采用 LP 法和 OP 法度量企业全要素生产率。采用 LP 法估计的企业全要素生产率作为被解释变量,采用 OP 法估计的企业全要素生产率进行稳健性检验^①。

解释变量方面,本文选用 $Supplychain_SOE$ 来定义企业供应链上下游是否存在国有企业,其含义是当企业 i 的前五大供应商或客户包含国有企业时取 1,否则取 0。近年来有关衡量供应链溢出效应的文献相当丰富,主要度量方式就是搜集企业前五大客户或前五大供应商的相关信息(唐松、谢雪妍,2021;鲍群等,2023)。因此,本文选取企业的前五大供应商或客户是否存在国有企业来衡量企业的供应链上下游是否存在国有企业。

$Controls$ 表示一系列企业层面的控制变量。本文选取企业规模($Size$)、固定资产增长率(Fa)、资本密集度(Ppe)、独立董事占比($Indep$)、账面市值比(Bm)、股权集中度(Top)以及银行借款占比($Debt$)作为控制变量。具体而言,学界已有大量研究证明本文选取的控制变量会对企业全要素生产率存在影响:企业规模一般与企业全要素生产率分布相同(罗德明等,2012);固定资产增长率、资本密集度、独立董事占比、账面市值比、股权集中度和银行借款等其他控制变量同样会对企业全要素生产率产生重要影响(曾嶒、唐松,2023)。

主要变量的定义与说明详见表 1。

^①鲁晓东和连玉君(2012)指出,OP 法可以较好地解决估计企业全要素生产率的内生性问题,而 LP 法可以缓解 OP 法以投资额作为代理变量的数据丢失问题,故本文做此安排。

表 1

变量定义

变量类型	变量符号	变量名称	变量定义
被解释变量	<i>TFP_LP</i>	全要素生产率	LP 法计算全要素生产率
解释变量	<i>Supplychain_SOE</i>	企业供应链上下游是否存在国有企业	当企业的前五大供应商或客户包含国有企业时取 1, 否则为 0
	<i>Size</i>	企业规模	总资产的自然对数
	<i>Fa</i>	固定资产增长率	(固定资产本期期末值 - 固定资产本期期初值) / 固定资产本期期初值
	<i>Ppe</i>	资本密集度	总资产 / 营业收入
	<i>Indep</i>	独立董事占比	独立董事数量 / 董事数量
	<i>Bm</i>	账面市值比	总资产 / 市值
	<i>Top</i>	股权集中度	公司前 3 位大股东持股比例之和
	<i>Debt</i>	银行借款占比	(短期借款 + 一年内到期的非流动负债 + 长期借款) / 总资产

四、实证结果分析

(一) 描述性统计

主要变量描述性统计结果如表 2 所示, 并根据样本前五大供应商和客户中是否存在国有企业分为两个子样本, 表 2 第(6)和第(7)列为不存在国有企业和存在国有企业两个子样本的组内均值, 第(8)列用 *t* 统计量检验样本差别的显著性结果。可以看出, 两个子样本中企业特征上除全要素生产率和企业规模外均存在较为显著的差别。

表 2

变量描述性统计结果

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值	不存在 国有企业	存在 国有企业	组间差异
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>TFP_LP</i>	14443	7.8031	0.8152	6.4388	9.4970	7.8022	7.8095	0.7252
<i>Size</i>	14443	22.0440	1.0058	20.4568	24.1950	22.0407	22.0674	0.2985
<i>Da</i>	14443	0.1452	0.2891	-0.1460	0.9852	0.1518	0.0973	0.0000 ***
<i>Ppe</i>	14443	2.1782	1.1081	0.8258	5.0364	2.1634	2.2859	0.0000 ***
<i>Indep</i>	14443	37.8771	5.1017	33.3333	50.0000	37.9707	37.1972	0.0000 ***
<i>Bm</i>	14443	0.5598	0.2197	0.1958	0.9634	0.5572	0.5787	0.0001 ***
<i>Top</i>	14443	45.4527	14.483	23.1251	70.2325	45.5685	44.6112	0.0050 ***
<i>Debt</i>	14443	0.1350	0.1202	0.0002	0.3886	0.1326	0.1524	0.0000 ***

注: *** 代表估计系数在 1% 检验水平下显著。

由于本文意图检验链长制背景下国有企业对供应链上下游企业全要素生产率影响是否发生改变, 必须先对“链长制”实施前后企业全要素生产率的分布做一个前置性检验。2021 年 9 月 8 日, 国资委发布消息称争取于当年 9 月发布第一批“链长”企业名单^①, 2022 年 5 月国资委召开中央企业现代产业链链长建设工作推进会, 为第二批链长企业授牌。^② 因此, 本文以 2021 年为界限将研究样本划分为 2021 年前后两个子样本, 利用 Stata 中 *distcomp* 命令

^① 资料来源: 刘丽靓, 2021:《国资委: 争取 9 月发布第一批“链长”企业名单》, 《中国证券报》9 月 9 日第 A02 版。

^② 资料来源:《国资委召开中央企业现代产业链链长建设工作推进会 着力提升固链补链强链塑链能力在现代产业体系构建中更好发挥支撑引领作用》, 载于国务院国资委网站 (<http://www.sasac.gov.cn/n2588020/n2877938/n2879597/n2879599/c24673286/content.html>)。

绘制了中央企业担当产业链链长前后企业全要素生产率的分布情况。如图 1 所示,图中横轴表示全要素生产率,纵轴表示全要素生产率的累积分布频率;坐标系内实线曲线表示链长制实施后的全要素生产率累积分布,虚线曲线表示“链长制”实施前全要素生产率累积分布,且实施前后 p 值远小于 1%,拒绝“链长制”实施前后全要素生产率分布相等的原假设,说明“链长制”实施后企业全要素生产率要显著高于实施前全要素生产率。

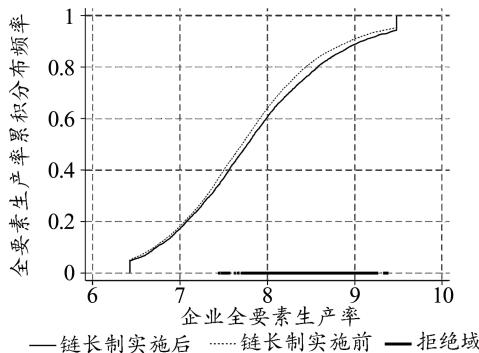


图 1 “链长制”背景下企业全要素生产率的经验累积分布函数图

(二) 基准回归

本文采用逐步回归法对模型(1)进行回归分析,回归结果见表 3。

表 3

基准回归结果

变量	TFP_LP			
	(1)	(2)	(3)	(4)
Supplychain_SOE	0.0369 *** (4.7383)	0.0409 *** (5.0960)	0.0423 *** (5.4867)	
Supplychain_SOE_rate				0.1220 *** (5.0870)
Size	0.5924 *** (229.6741)	0.6115 *** (232.0737)	0.6102 *** (220.5356)	0.6097 *** (220.1807)
Fa	-0.0706 *** (-8.5894)	-0.0683 *** (-8.2152)	-0.0763 *** (-9.2839)	-0.0768 *** (-9.3396)
Ppe	-0.3603 *** (-1.4e+02)	-0.3631 *** (-1.4e+02)	-0.3577 *** (-1.4e+02)	-0.3575 *** (-1.4e+02)
Indep		0.0028 *** (6.1815)	0.0014 *** (3.1717)	0.0014 *** (3.1564)
Bm		-0.0372 *** (-3.0327)	-0.0660 *** (-4.9182)	-0.0649 *** (-4.8378)
Top		-0.0002 (-1.2348)	-0.0001 (-0.6475)	-0.0001 (-0.6351)
Debt		-0.3249 *** (-15.0280)	-0.3276 *** (-15.2850)	-0.3273 *** (-15.2897)
_cons	-4.4651 *** (-76.1476)	-4.9119 *** (-79.5562)	-4.8302 *** (-75.3054)	-4.8183 *** (-75.1396)
行业固定效应	YES	NO	YES	YES
时间固定效应	YES	NO	YES	YES
样本数	14443	14443	14443	14443
调整的 R^2	0.8890	0.8833	0.8913	0.8913

注:括号内数值为聚类稳健标准误调整的 t 值, ***、**、* 分别代表估计系数在 1%、5%、10% 检验水平下显著,下同

表3第(1)、(2)、(3)列分别表示模型(1)加入部分控制变量且控制固定效应、加入全部控制变量但不控制固定效应以及同时加入全部控制变量和控制固定效应的回归结果。回归结果显示,核心解释变量 *Supplychain_SOE* 系数显著为正,说明国有企业提升了供应链上下游企业的全要素生产率。鉴于这一指标无法很好衡量国有企业对供应链上下游企业全要素生产率的影响程度,本文还计算了企业前五大供应商或客户中国有企业数量的比重 (*Supplychain_SOE_rate*) 替换(1)式中核心解释变量 (*Supplychain_SOE*) 对全要素生产率进行重新回归,回归结果如表3第(4)列所示,可以看出该变量回归系数显著为正,说明企业前五大供应商或客户中国有企业数量的比重越高,对供应链上下游企业全要素生产率的促进作用就越强,企业前五大供应商或客户中国有企业数量的比重每上升1个单位,全要素生产率增长0.1220个单位。

表4第(1)、(2)列报告了以2021年为分界点的分样本检验结果,核心解释变量的回归系数分别为0.0373和0.0542,且均显著。为避免2021年前后两个子样本回归系数间的差异是由于全要素生产率的自然增长,本文定义变量 *Post* 为中央企业是否担当产业链链长,即若时间在2021年及之后, *Post* 为1,否则为0,并将 *Post* 和 *Supplychain_SOE* 的交乘项与 *Post* 一同加入回归模型(1)式,得到模型(2)式重新回归^①,即:

$$\begin{aligned} TFP_LP_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1 Supplychain_SOE_{i,t} + \beta_2 Post_{i,t} + \beta_3 Supplychain_SOE_{i,t} \times Post_{i,t} + \\ & \beta_4 Controls_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (2)$$

回归结果如表4第(3)列所示,核心解释变量、*Post* 与二者交乘项的回归系数均显著为正,充分证明中央企业担当产业链链长对于国有企业促进供应链上下游企业全要素生产率提升的正向调节作用。表3和表4的回归结果验证了假说1。

表4 链长制影响检验

变量	2021年及以前	2021年后	加入 <i>Post</i> 及交乘项
	(1)	(2)	(3)
<i>Supplychain_SOE</i>	0.0373 *** (4.2947)	0.0542 *** (2.6060)	0.0373 *** (3.7839)
<i>Post</i>			0.0385 *** (7.7505)
<i>Supplychain_SOE</i> × <i>Post</i>			0.0275 * (1.6641)
<i>Controls</i>	YES	YES	YES
行业固定效应	YES	YES	NO
时间固定效应	YES	YES	NO
样本数	8982	5461	14443
调整的 <i>R</i> ²	0.8808	0.9058	0.8839

(三) 稳健性检验^②

1. 更换被解释变量

本文采用OP法计算的企业全要素生产率替换LP法计算的企业全要素生产率对模型

^①为避免多重共线性,加入 *Post* 及其交乘项的回归并没有加入固定效应。

^②稳健性检验结果参见《经济评论》网站(<http://jer.whu.edu.cn>)附件。

重新回归。回归结果表明, *Supplychain_SOE* 的系数与基准回归一致, 进一步支持了本文的主要结论。

2. 加入城市-时间联合固定效应

为控制企业所在城市随时间变化的特征, 本文在回归中加入城市-时间联合固定效应。回归结果与基准回归一致, 模型稳健性得到验证。

3. 更改聚类层次

基准回归中采用了稳健标准误估计, 为进一步检验不同聚类层次对回归结果显著性的影响, 本文选择在企业层面聚类重新回归, 结果显示, 核心解释变量系数仍然正向显著, 验证了模型的稳健性。

(四) 内生性讨论

1. 熵匹配法

接下来, 我们将供应链上下游不存在国有企业的企业作为控制组, 存在国有企业的企业作为处理组。描述性统计中发现, 企业特征间存在显著差异, 这可能影响企业合作决策, 进而影响到回归结果的真实性。因此, 本文采用熵平衡方法, 同时控制处理组与对照组样本协变量的一阶矩、二阶交叉矩和三阶矩多维度进行调整, 最大程度上使两组样本协变量在满足约束条件下实现精确匹配, 并参照 Hainmueller(2012), 选择最优权重时, 同时考虑协变量和各个变量的二次项、三次项以及交叉项, 最终估算出熵平衡的权重。经熵平衡匹配后, 回归结果如表 5 第(1)列所示, 核心解释变量回归系数仍然显著为正。

2. 工具变量法

为进一步检验模型的稳健性, 本文还采用工具变量法控制内生性的影响。本文参考方明月等(2022)、郭峰等(2023)构建工具变量的思路, 一是选取上一年度该企业所在行业所有企业供应链上下游是否存在国有企业的虚拟变量的平均值作为工具变量。这一工具变量优势在于:首先, 一个企业是否与国有企业合作可能会受该行业整体与国有企业合作环境的影响, 即一个行业与国有企业发展方向更贴合, 该行业企业可能与国有企业合作程度就更高。其次, 行业内企业与国有企业的平均合作情况与单个企业全要素生产率关系不大。表 5 第(2)列回归结果显示, 核心解释变量回归系数仍显著为正, 且相关检验均通过。这表明, 国有企业促进供应链上下游企业全要素生产率提升的结论依然稳健。

二是选取各行业 2004 年的国有企业数量(*SOE_NUM*)作为非国有企业的前五大供应商或客户是否包含国有企业的工具变量。这一工具变量优势在于:首先, 同行业内非国有企业与国有企业的合作情况与行业本身特征相关, 例如若行业为国有企业数量占比较高的行业, 非国有企业与国有企业的合作必然更加紧密, 其前五大供应商或客户就更容易出现国有企业, 因此, 这一工具变量满足相关性条件。其次, 2004 年的行业内国有企业数量并不会直接影响 2014—2023 年行业内企业的全要素生产率水平。因此, 该工具变量也满足外生性条件。考虑到该指标并不随时间变化, 因此本文同时收集了 2014—2023 年 A 股上市国有企业的平均总资产数据(*AVE_SOE*), 通过这一当期数据与 2004 年行业内国有企业数量相乘, 得到最终回归中使用的工具变量, 即:

$$IV_{i,t} = SOE_NUM_i \times AVE_SOE_{i,t} \quad (3)$$

使用工具变量的两阶段最小二乘回归后, 得到回归结果如表 5 第(3)列所示, 与基准回

归结果一致,且通过相关检验,模型稳健性得到验证。

3. 系统 GMM 法

本文还采用系统 GMM 法进一步控制模型的内生性。首先,考虑到全要素生产率较高的企业可能未来发展同样较好,全要素生产率仍然相对较高,本文加入被解释变量的一阶滞后项,建立动态面板模型(4)式:

$$TFP_LP_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 Supplychain_SOE_{i,t} + \gamma_2 Controls_{i,t} + \gamma_3 TFP_LP_{i,t-1} + \lambda_j + \delta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

其次,为规避时间上反向因果影响,全要素生产率高的企业可能更易与国有企业合作,使其成为主要供应商或客户。本文选择用核心解释变量的一阶滞后项替换核心解释变量(*Supplychain_SOE*),建立动态面板模型(5)式,重新对被解释变量进行回归:

$$TFP_LP_{i,t} = \theta_0 + \theta_1 Supplychain_SOE_{i,t-1} + \theta_2 Controls_{i,t} + \lambda_j + \delta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

(4)式和(5)式中的回归结果分别如表 5 第(4)、(5)列所示,可见核心解释变量系数仍然正向显著,且通过了相关检验,模型稳健性得到验证。

表 5 内生性检验

变量	熵匹配法	工具变量法 1	工具变量法 2	系统 GMM 法 1	系统 GMM 法 2
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>Supplychain_SOE</i>	0.0293 *** (3.6725)	0.2052 *** (3.5715)	0.5654 ** (2.5165)	0.1782 ** (2.4033)	
<i>L.TFP_LP</i>				0.1869 *** (4.0186)	
<i>L.Supplychain_SOE</i>					0.1043 *** (44.4745)
<i>Controls</i>	YES	YES	YES	YES	YES
行业固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
时间固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
识别不足检验 (Anderson 检验)		0.0000	0.0000		
弱工具变量检验 (Cragg-Donald 检验)		403.352 > 16.38	18.798 > 16.38		
过度识别检验 (Sargan)		恰好识别 (equation exactly identified)	恰好识别 (equation exactly identified)		
AR(1)				0.000	0.000
AR(2)				0.171	0.164
Hansen 检验				0.132	0.981
样本数	14443	12186	14137	7935	7942
调整的 <i>R</i> ²	0.8939	0.8840	0.8401		

五、作用机制检验与异质性分析

(一) 作用机制检验

上述分析初步验证了国有企业对供应链上下游企业全要素生产率的影响,本文第二部分理论分析中指出,相较于没有国有企业供应商和客户的企业,有国有企业供应商或客户的企业会有更高的投资效率、创新质量和商品流转效率。下面本文分别对这三条机制路径进

行检验。

1. 投资效率

投资效率会对企业全要素生产率产生重要影响(钱雪松等,2018)。为验证假说 H2,本文选择用企业非效率投资指标(*absinv*)衡量企业投资效率,具体计算方式为:首先,本文借鉴江轩宇和许年行(2015)的方法,建立回归模型(6)式估计公司的预期正常投资水平:

$$\begin{aligned} Invest_{i,t} = & \phi_0 + \phi_1 Q_{i,t-1} + \phi_2 Lev_{i,t-1} + \phi_3 Cash_{i,t-1} + \phi_4 Age_{i,t-1} + \phi_5 Size_{i,t-1} + \phi_6 Return_{i,t-1} + \\ & \phi_7 Invest_{i,t-1} + Year + Code + e_{i,t} \end{aligned} \quad (6)$$

(6)式中:*Invest* 是企业投资支出,计算方式为:(购建固定资产、无形资产和其他长期资产支付的现金+取得子公司及其他营业单位支付的现金+投资支付的现金-处置固定资产、无形资产和其他长期资产收回的现金净额-处置子公司及其他营业单位收到的现金净额-收回投资收到的现金)/期初总资产; *Q* 为企业的托宾 *Q* 值,计算方式为:(股权市值+债券账面价值)/总资产账面价值; *Lev* 为资产负债率; *Cash* 为年末现金资产与总资产的比值; *Age* 为企业上市年数的自然对数; *Return* 为考虑现金红利再投资的年个股回报率; *Year* 和 *Code* 分别为年份和企业哑变量。模型(6)回归得到的残差 *e_{i,t}* 即为企业过度投资水平,当 *e_{i,t}*>0 时,企业存在过度投资水平,当 *e_{i,t}*<0 时,企业存在投资不足。本文通过对得到的残差取绝对值得到企业非效率投资指标(*absinv*)。其值越大,表示非效率投资现象越严重,投资效率越低,将该指标纳入(7)式进行回归:

$$absinv_{i,t} = \mu_0 + \mu_1 Supplychain_SOE_{i,t} + \mu_2 Controls_{i,t} + \lambda_j + \delta_i + \varepsilon_{i,t} \quad (7)$$

(7)式中:*absinv_{i,t}* 指企业非效率投资,其余变量和符号含义与基准回归相同。回归结果如表 6 第(1)列所示,发现在供应链上下游存在国有企业的企业非效率投资指标有所下降,说明企业的投资效率得到提升,验证了假说 2。

2. 创新质量

现有文献一般利用研发投入和专利数量两类指标衡量企业的创新能力,但企业技术创新活动面临较高不确定性,研发投入难以有效转化为创新产出。因此,如果用研发投入测度企业技术创新能力可能会影响回归结果的真实性。所以本文参考 Feng 和 Li(2021),用发明专利申请数占专利申请总量比重和发明专利授权数占专利授权总数比重衡量企业创新质量,并对其做取对数处理,记作 *invpat1*、*invpat2*。将上述两个指标纳入(8)式、(9)式进行回归:

$$invpat1_{i,t} = \rho_0 + \rho_1 Supplychain_SOE_{i,t} + \rho_2 Controls_{i,t} + \lambda_j + \delta_i + \varepsilon_{i,t} \quad (8)$$

$$invpat2_{i,t} = \eta_0 + \eta_1 Supplychain_SOE_{i,t} + \eta_2 Controls_{i,t} + \lambda_j + \delta_i + \varepsilon_{i,t} \quad (9)$$

(8)式和(9)式中:*invpat1_{i,t}* 指发明专利申请数占专利申请总量比重, *invpat2_{i,t}* 指发明专利授权数占专利授权总数比重,其余变量和符号含义与基准回归相同。回归结果如表 6 第(2)、(3)列所示,核心解释变量的回归系数均显著为正,说明国有企业有效促进了供应链上下游企业创新质量的提升,验证了假说 3。

3. 商品流转效率

经济不景气时,国有企业通过应急保供、扩大需求等措施,能够有效发挥维稳作用,缓解企业经营现金压力和市场需求不足的窘境。因此,本文参考曾嶒和唐松(2023),采用产能利用率衡量企业的商品流转效率。根据已有研究,固定资产周转情况能够较好地衡量上市企业的产能利用率(刘莉亚等,2018)。因此,本文定义变量 *turnover*,等于固定资产周转天数的

自然对数,以衡量企业的商品流转效率。该指标数值越小,表示产能利用率越高,即商品流转效率越高。固定资产周转天数计算方式为:固定资产周转天数=365/(营业收入/固定资产期末净额)。将 $turnover$ 纳入(10)式进行回归:

$$turnover_{i,t} = \omega_0 + \omega_1 Supplychain_SOE_{i,t} + \omega_2 Controls_{i,t} + \lambda_j + \delta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (10)$$

(10)式中: $turnover_{i,t}$ 指企业商品流转效率,其余变量和符号含义与基准回归相同。回归结果如表 6 第(4)列所示,核心解释变量的回归系数显著为负,说明国有企业有效促进了供应链上下游企业商品流转效率的提升,验证了假说 4。

表 6 机制检验

变量	机制检验			
	absinv	invpat1	invpat2	turnover
	(1)	(2)	(3)	(4)
Supplychain_SOE	-0.1234 ** (-2.1005)	0.0530 *** (2.8578)	0.0907 *** (3.6072)	-0.0668 *** (-3.2745)
Controls	YES	YES	YES	YES
行业固定效应	YES	YES	YES	YES
时间固定效应	YES	YES	YES	YES
样本数	10574	12919	13938	14443
调整的 R^2	0.3678	0.1667	0.1797	0.3522

(二) 异质性分析

1. 企业规模

企业相对规模会对企业竞合行为产生重要影响。为验证企业规模是否会影响国有企业对供应链上下游企业全要素生产率的促进作用,本文提取研究样本当年企业所在行业所有企业总资产中位数,如果该企业资产规模超过中位数,则认为该企业为规模较大企业,反之为规模较小企业,并对这两组企业分别回归。回归结果如表 7 第(1)、(2)列所示,解释变量回归系数均显著为正,但国有企业对供应链上下游规模较小企业全要素生产率的促进作用不如规模较大企业。可能的原因是企业间强强联合能够形成优势互补,对企业全要素生产率的提升更为有效。

2. 融资约束

国有企业能够为企业提供产业基金和信用支持,进而为企业提供充足的现金流。因此,融资约束也可能影响国有企业在产业链上的作用,融资约束较紧的企业可能有较强动机积极与国有企业合作以获取资金支持,缓解企业融资约束。本文利用 SA 指数来衡量企业的融资约束环境,如果企业的 SA 数值大于同行业企业当年 SA 指数的中位数,则将其定义为融资约束紧的企业,反之则定义为融资约束松的企业。回归结果如表 7 第(3)、(4)列所示,结果显示国有企业对供应链上下游融资约束较紧的企业作用更显著。

3. 企业性质

企业性质同样会对企业全要素生产率产生重要影响。本文将样本企业分为非国有企业和国有企业,分别进行回归。回归结果如表 7 第(5)、(6)列所示,发现国有企业对供应链上下游非国有企业全要素生产率的促进作用比对国有企业更显著。可能的原因是在部分产业链中,国有企业位于产业链上游或核心位置,规模也相对较大,因而对溢出效应的吸收效果不如其他民营企业显著。

表 7 异质性检验结果

变量	规模较小	规模较大	融资约束松	融资约束紧	非国有企业	国有企业
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Supplychain_SOE	0.0360 *** (3.2104)	0.0441 *** (4.4107)	0.0410 *** (3.9883)	0.0446 *** (3.8490)	0.0580 *** (5.9636)	0.0211 * (1.6998)
Controls	YES	YES	YES	YES	YES	YES
行业固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
时间固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
样本数	7134	7307	7223	7218	11373	3070
调整的 R^2	0.7898	0.8704	0.8761	0.9036	0.8791	0.9109

六、进一步分析

异质性分析显示,国有企业对供应链上下游非国有企业全要素生产率的促进作用显著强于国有企业,本文猜想,国有企业是否通过引导产业链上其他国有企业更多承担社会责任,推动非国有企业发展生产,形成一种协同推动地区经济增长。下面本文对此进行检验。

本文参考肖红军和李井林(2018)的研究成果,从政府责任绩效、员工责任绩效等6个维度衡量企业社会责任综合表现^①。由于不同企业情况、性质有所差异,为更好衡量企业社会责任,本文利用熵值法从6个维度构建企业社会责任指标(*CSP*)而非选择使用相等权重的加权平均法来计量企业社会责任表现。

企业承担社会责任是一种长期行为,且短期无法使企业获利(唐棣、金星晔,2023)。因此,本文认为应当考虑企业承担社会责任的动态效应,将计算得到的企业社会责任表现(*CSP*)与其一阶滞后项一同纳入(11)式进行回归:

$$CSP_{i,t} = \sigma_0 + \sigma_1 Supplychain_SOE_{i,t} + \sigma_2 Controls_{i,t} + \sigma_3 CSP_{i,t-1} + \lambda_j + \delta_i + \varepsilon_{i,t} \quad (11)$$

(11)式中:*CSP_{i,t}*指企业社会责任,其余变量和符号含义与基准回归相同。为对比国有企业和非国有企业承担社会责任的差异,在对(11)式进行回归时,将样本划分为国有企业和非国有企业进行分组回归,回归结果如表8所示。结果发现对整体和非国有企业回归的解释变量回归系数不显著,而对国有企业回归的解释变量回归系数显著为正,充分说明国有企业承担了更多社会责任。

地区经济增长与微观企业发展息息相关。本文参考曾嶒和唐松(2023)的做法,选用不变价计算的GDP作为被解释变量衡量某省份发展状况,用*RealGDP*表示;用一省份前五大供应商或客户包含国有企业的企业数量作为解释变量,用*Prov_sumSOE*表示。控制变量包括:政府财政收入状况(*Govincome*),计算方式为省级政府年度一般公共预算收入与名义GDP之比;居民收入状况(*perincome*),计算方式为各省份年度全体居民人均可支配收入取对数;人均GDP(*agdp*),计算方式为各省份年度人均地区生产总值取对数;GDP增长率(*gdpgrowth*),反映GDP的增长状况,计算方式为各省份年GDP增长率;城镇化率(*Urb*),计算方式为城镇常住人口数除以全省常住人口数;产业结构(*Industry*),计算方式为第二产业

^①各维度计算方式参见《经济评论》网站(<http://jer.whu.edu.cn>)附件。

增加值占地区生产总值比重。此外,本文还控制了省份固定效应和时间固定效应。回归结果如表8第(4)列所示。其中,Prov_sumSOE系数显著为正,说明在前五大供应商或客户包含国有企业的企业数量越多的地区,地区实际GDP呈现增长态势,这表明国有企业能够通过促进国有企业和非国有企业协同发展推动地区宏观经济增长。

表8 进一步分析回归结果

变量	CSP			RealGDP
	整体企业	非国有企业	国有企业	
	(1)	(2)	(3)	
Supplychain_SOE	-0.0193 (-0.9579)	-0.0028 (-0.1315)	0.0137 ** (2.2920)	
L.CSP	0.1903 *** (11.2582)	0.1858 *** (9.9776)	0.2618 *** (25.1799)	
Prov_sumSOE				0.0004 *** (3.8583)
Controls	YES	YES	YES	YES
行业固定效应	YES	YES	YES	NO
时间固定效应	YES	YES	YES	YES
省份固定效应	NO	NO	NO	YES
样本数	11621	9033	2588	307
调整的 R^2				0.9987

七、结论与建议

本文以中央企业担当产业链链长为研究背景,考察了国有企业对供应链上下游企业全要素生产率的影响。研究结果表明,国有企业可以通过提高企业投资效率、创新质量和商品流转效率对供应链上下游企业产生溢出效应,促进供应链上下游企业全要素生产率提升,且这种正向效应在中央企业担当产业链链长后得到增强。本文还发现这种效应存在异质性影响,会受企业规模、融资约束和企业性质等企业自身特征的影响。此外,本文还证实国有企业能够促进供应链上下游其他国有企业积极承担社会责任,这种影响与对非国有企业全要素生产率的影响形成协同最终表现为地区经济增长。本文研究证明,国有企业充分彰显了中国特色社会主义重要物质基础的责任和担当,不仅发挥了主力军作用,还引领带动了产业链上其他企业的发展。

根据上述结论,本文提出如下政策建议:

(一) 推动混合所有制改革,进一步促进供应链深度融合

在供应链关键节点上推动国有企业与非国有企业形成利益共同体,激发各类经营主体活力。支持有实力的企业通过牵头建立技术联盟或行业促进会等形式,在技术方面牵头攻关“卡脖子”技术难题,供应方面搭建供应链平台利用联合采购等形式提高商品流转效率,促进供应链上下游企业深度融合。此外,由链长企业主导,联合供应链上下游企业,共同制定“精准投资计划”,明确投资方向和重点,对投资项目进行科学评估,确保投资效率和效益,优化产业链投资布局。

(二) 深化链长制实践,引领产业链供应链现代化

建议进一步推广链长制,深化链长制实践。可以通过建立链长制绩效评估体系,将产业

链供应链整体效能提升纳入国有企业考核指标,激励国有企业主动担当,积极引领产业升级和供应链韧性提升。同时,鼓励国有企业作为链长,深化产学研用结合,聚焦关键技术攻关和成果转化。建立协同创新平台,实现创新资源的优化配置和高效共享,以科技创新推动产业创新,提高全要素生产率。

(三)发挥国有企业职能,增强供应链韧性

深入实施国有企业改革深化提升行动,做强做优主业,增强核心功能、提高核心竞争力。一是进一步明晰不同类型国有企业功能定位,聚焦“三个集中”明确国有企业的主责主业和国有资本的重点投资方向,加强重点行业统筹布局和投资引导。二是在突发事件或市场波动来临之际,由国有企业牵头,联合供应链上下游企业,共同构建“应急保供机制”、“风险预警机制”,提升供应链整体抗风险能力。

(四)优化营商环境,为民营企业提供更多机会

一是支持民营企业在市场竞争中提升自身在产业链、价值链中的位置,鼓励有能力的民营企业牵头国家重大技术攻关任务。二是破除民营企业融资难题,建立健全全方位、多层次的金融服务体系保障民营企业的融资需求。比如可以组建民营企业政策性纾困救助基金,解决民营企业流动性问题等。三是对于中小型民营企业,相关部门可以制定相应政策精准扶持小微企业以及政策发展导向型产业,促进中小企业专精特新发展。

参考文献:

1. 鲍群、石绍炳、盛明泉,2023:《供应链嵌入视角下客户生产率溢出效应》,《经济理论与经济管理》第4期。
2. 方明月、林佳妮、聂辉华,2022:《数字化转型是否促进了企业内共同富裕?——来自中国A股上市公司的证据》,《数量经济技术经济研究》第11期。
3. 郭峰、熊云军、石庆玲、王靖一,2023:《数字经济与行政边界地区经济发展再考察——来自卫星灯光数据的证据》,《管理世界》第4期。
4. 胡登峰、黄紫微、李博、王文海、陈丛波,2024:《关键核心技术突破助推链长职能的培育机制研究——以中国建材补链强链为例》,《管理世界》第6期。
5. 贾根良,2023:《国有企业的新使命:核心技术创新的先锋队》,《中国人民大学学报》第2期。
6. 江轩宇、许年行,2015:《企业过度投资与股价崩盘风险》,《金融研究》第8期。
7. 经济学研究热点课题组、李军林,2024:《2023年中国经济学研究热点分析》,《经济学动态》第4期。
8. 李雪松、党琳、赵宸宇,2022:《数字化转型、融入全球创新网络与创新绩效》,《中国工业经济》第10期。
9. 刘莉亚、金正轩、何彦林、朱小能、李明辉,2018:《生产效率驱动的并购——基于中国上市公司微观层面数据的实证研究》,《经济学(季刊)》第4期。
10. 刘志彪、孔令池,2021:《双循环格局下的链长制:地方主导型产业政策的新形态和功能探索》,《山东大学学报(哲学社会科学版)》第1期。
11. 鲁晓东、连玉君,2012:《中国工业企业全要素生产率估计:1999—2007》,《经济学(季刊)》第2期。
12. 罗德明、李晔、史晋川,2012:《要素市场扭曲、资源错置与生产率》,《经济研究》第3期。
13. 钱雪松、康瑾、唐英伦、曹夏平,2018:《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》,《中国工业经济》第8期。
14. 唐棣、金星晔,2023:《碳中和背景下ESG投资者行为及相关研究前沿:综述与扩展》,《经济研究》第9期。
15. 唐松、谢雪妍,2021:《企业持股金融机构如何服务实体经济——基于供应链溢出效应的视角》,《中国工业经济》第11期。

- 16.肖红军、李井林,2018:《责任铁律的动态检验:来自中国上市公司并购样本的经验证据》,《管理世界》第7期。
- 17.叶光亮、王泽荣、汪洋,2023:《跨国研发下国有企业的最优技术选择策略》,《中国工业经济》第8期。
- 18.曾嶒、唐松,2023:《新冠疫情下国有企业的经济稳定器作用——基于供应链扶持的视角》,《经济研究》第3期。
- 19.张成思、郑宁,2019:《中国实业部门金融化的异质性》,《金融研究》第7期。
- 20.赵晶、刘玉洁、付珂语、张勇、李欣,2022:《大型国企发挥产业链链长职能的路径与机制——基于特高压输电工程的案例研究》,《管理世界》第5期。
- 21.赵勇、初晓,2021:《“国进民进”:国有企业在对外直接投资中的作用》,《世界经济》第5期。
- 22.中国社会科学院工业经济研究所课题组、曲永义,2022:《产业链链长的理论内涵及其功能实现》,《中国工业经济》第7期。
23. Fang W., M. Fang, and P. Wang. 2025. "State-owned Equity Investment Funds and Corporate Innovation." *Finance Research Letters* 71, 106426.
24. Feng, W. and J. Li. 2021. "International Technology Spillovers and Innovation Quality: Evidence from China." *Economic Analysis and Policy* 72 (7): 289–308.
25. Hainmueller, J. 2012. "Entropy Balancing for Causal Effects: A Multivariate Reweighting Method to Produce Balanced Samples in Observational Studies." *Political Analysis* 20 (1): 25–46.
26. Jin, H., N. Jiang, W. Su, and S. Dalia. 2025. "How Does Customer Enterprise Digitalization Improve the Green Total Factor Productivity of State-owned Suppliers: From the Supply Chain Perspective." *Omega* 133, 103248.

How Do State-owned Enterprises Affect the Total Factor Productivity of Upstream and Downstream Enterprises in the Supply Chain: Based on the Perspective of Spillover Effect

Li Xuesong and Gao Xinrui

(Economics and Management School of Wuhan University)

Abstract: Based on the perspective of the spillover effect, this paper explores the impact of state-owned enterprises on the total factor productivity of upstream and downstream enterprises in the supply chain by using the panel data of China's A-share manufacturing listed companies from 2014 to 2023. It is found that state-owned enterprises have a spillover effect on the total factor productivity of upstream and downstream enterprises in the supply chain. Enterprises with state-owned enterprises in the supply chain have higher total factor productivity, and this effect is significantly enhanced under the "Chain-Leader-Institution". The mechanism test shows that state-owned enterprises can improve their total factor productivity mainly by reducing inefficient investment, improving innovation quality, and guaranteeing commodity circulation efficiency. This study also shows that state-owned enterprises can effectively promote the improvement of total factor productivity of upstream and downstream enterprises in the supply chain and actively assume social responsibilities of other state-owned enterprises, and ultimately promote regional macroeconomic growth.

Keywords: State-owned Enterprises, Supply Chain Spillover, Total Factor Productivity, Chain-Leader-Institution

JEL Classification: M00, L60, L3

(责任编辑:彭爽)