

统筹协调的作用： “链长制”提升了企业全要素生产率吗？^{*}

黄 寿 峰

摘 要：作为一项政府治理模式的制度创新，“链长制”对于稳定产业链供应链韧性和实现产业链自主可控具有重要意义。本文基于2015—2023年中国A股上市公司数据，采用双重差分模型，考察了“链长制”对企业全要素生产率的作用效果。研究发现：“链长制”能够显著提升企业的全要素生产率，该结论在经过了一系列稳健性检验后依旧成立。机制研究表明，“链长制”能够通过提高行业内资源配置效率、提升产业链韧性（降低供需波动偏离度和提高企业合作研发能力）对企业全要素生产率产生积极作用。进一步研究发现：在企业层面，“链长制”对于国企、成长期和成熟期、融资约束大的企业影响更加显著；在行业层面，“链长制”促进了集中度大的行业、资本和技术密集型行业内企业全要素生产率的提升；在城市层面，在城市群的地区“链长制”的实施效果更明显，财政压力加剧会削弱“链长制”的实施效果，而良好的制度环境有利于“链长制”的实施。拓展性分析表明，“链长制”有助于缓解经济政策不确定性对企业全要素生产率的负向作用，并且该效应在政务服务信息化和企业数字化转型程度更高的样本中更加显著。

关键词：链长制；全要素生产率；资源配置效率；产业链韧性

DOI:10.11714/jssu.sse.202604018

一、引 言

在百年未有之大变局下，产业链供应链风险不断加大，“脱钩断链”风险不断增加，企业全要素生产率的提升和企业创新能力的加强面临更加严峻的挑战。Huang & Luk (2020)的中国经济政策不确定性指数(Economic Policy Uncertainty, EPU)表明，2015年以来，中国经济政策不确定性指数波动幅度大，上升趋势明显。由于经济冲击会通过生产网络逐级传导，并且生产网络的存在会放大经济冲击的影响(Acemoglu et al., 2012)，这势必会影响产业链上企业全要素生产率。

在此背景下，“链长制”这一具有中国体制特色的新型政府治理模式应运而生。它以政府官员担任产业链“链长”，统筹协调所管辖区域范围内产业链上下游企业的生产活动，实现产业扶持精准化；由辖区内具有核心地位的企业担任“链主”，发挥产业链主导作用，提升产业链的自我发展、自我治理能力，形成产业链先进标准，对外部资源进行整合，让各企业协同发展，从而有效克服产业链上的供求矛盾。那么，面对各种不确定因素的交织影响，“链长制”能否切实促进企业全要素生产率的提升？其具体影响机理与作用机制是什么？应该如何做好相关配套工作才能更好地发挥“链长制”的作用？显然，回答好这些问题有助于实现党的二十大报告提出的“着力提高全要素生产率，着力提升产业链供应链韧性和安全

^{*} 收稿日期：2025—12—23

基金项目：国家自然科学基金面上项目“财政预算增长目标对资源配置的影响研究”(72173108)

作者简介：黄寿峰，厦门大学经济学院财政系、厦门大学宏观经济研究中心(厦门 361005)。

水平”^①。有鉴于此,本文基于2015—2023年中国A股上市公司数据,实证考察了“链长制”对企业全要素生产率的实施效果,并进一步揭示了其作用机制和有效提升路径。结果显示,“链长制”能够通过提高行业内资源配置效率和提升产业链韧性提升企业全要素生产率,实施“链长制”后,所在地区的企业全要素生产率水平平均提升了5.5%,并且这种效果在不同企业层面、不同行业层面和不同城市层面呈现出显著的异质性。经济政策不确定性会显著降低企业全要素生产率,而“链长制”的实施有效缓解了该负向作用,并且政务服务信息化水平越高、企业数字化转型水平越高,越有利于“链长制”发挥积极作用。

本文的边际贡献主要体现在以下几个方面:

(1)系统揭示“链长制”这一创新治理模式的微观经济效应,有效补充了“链长制”政策效果评估相关研究。目前对“链长制”的研究主要集中于理论定性解析“链长制”的内涵、功能及其实践活动上(中国社会科学院工业经济研究所课题组,2022;刘刚等,2022)。随着研究的深入,一些文献开始评估“链长制”的政策效果,发现“链长制”能显著提升地方贸易出口质量(周钰丁等,2023),有效促进各地区的产业链现代化(孟祺,2023),提升企业韧性和企业创新能力(詹新宇和梁蓝心,2024)。本文全面揭示了“链长制”对于企业全要素生产率的影响机理,打开了“链长制”实现政策效应背后的黑箱,并且本文进一步研究了“链长制”在经济政策不确定性下的稳定作用,这对于客观评估“链长制”的实施效果,尤其应对重大不确定性的实际效果具有重要现实意义。

(2)有助于为推进国家治理体系和治理能力现代化提供借鉴和启示,极大丰富了产业政策影响企业全要素生产率的相关文献。产业政策被广泛应用于促进国内经济发展、推动关键部门提高核心竞争力,部分学者认为产业政策对微观企业全要素生产率的提升具有重要作用(林毅夫,2017;韩永辉等,2017;戴小勇和成力为,2019;Aghion et al., 2015;宋凌云和王贤彬,2013;黎文靖和郑曼妮,2016)。也有学者则认为产业政策会给微观企业带来负面影响,降低企业全要素生产率(杨继东和罗路宝,2018;王克敏等,2017)。但这些研究基本忽视了政府协同市场精准施策的作用。“链长制”通过信息高效共享精准对接需求,与市场主体协同治理,发挥有为政府和有效市场合力的创新制度。本文对“链长制”影响企业全要素生产率的全面综合评估,有利于为地方政府转变治理方式,更好推进国家治理体系和治理能力现代化,协调产业链联动与市场机制有机结合提供借鉴。

(3)为更好提升企业创新能力提供了良好借鉴,丰富了企业全要素生产率的影响文献。现有研究表明,经济政策不确定性(王丽纳等,2020)、财税政策(汪佩洁等,2022)、地方政府债务(刘潘和张子尧,2023)、环境规制(胡珺等,2023)、知识产权保护(Lin et al., 2010)、市场环境(杜运周等,2022)、数字化转型(陶锋等,2023;韩峰和姜竹青,2023)、产权性质(侯晓辉等,2011)、管理效率(李唐等,2018)等都会影响企业全要素生产率。本文从有为政府与有效市场有机融合的视角出发,分析“链长制”对企业全要素生产率的影响,有助于从“援助之手”维度理解有为政府对企业的的作用,并为政府与市场协同赋能企业可持续发展提供重要参考和指导意义。此外,对政务服务信息化、企业数字化转型等在其中的作用分析,可为因地制宜发展新质生产力提供方向。

二、研究假说

“链长制”是一套政企融合协同发展的管理模式,侧重于有效市场和有为政府的结合,主要包括协调和引领两大功能。一方面,“链长制”鼓励“链主”企业发挥其在市场上的核心竞争力及影响力,积极组织参与供需对接、产品推介、上下游协作配套活动以及创新联动,促进市场主体向产业链集聚,推动产业链企业供需结构升级,激活企业提升生产率的动力。另一方面,“链长”以“服务者”的形象协同“链主”企业

① 习近平:《高举中国特色社会主义伟大旗帜 为全面建设社会主义现代化国家而团结奋斗——在中国共产党第二十次全国代表大会上的报告(2022年10月16日)》,北京:人民出版社,2022年,第28页。

共同服务于产业链上下游企业,为链上企业精准提供要素保障、政策帮扶、信息共享等帮助,从而克服市场失灵,并根据各个地区的产业发展情况,选择重点产业及具有战略意义的新兴企业制定具体的实施方案和规划,实现产业链韧性的提高以及产业链竞争力的提升。因此,本文提出假说1。

假说1:“链长制”能够促进企业全要素生产率的提升。

从管理模式上看,“链长制”是一种全新的战略性产业管理体制。“链长制”为每一条重点产业链配备“链长”和“链主”,对产业链的财政、金融、税收优惠、标准制定、招商引资等相关活动进行规划决策,成为产业链发展的“第一责任人”,实行问责管理制,在协调保障过程中不断打破现有的行政壁垒,有利于实现资源有效配置,提升企业全要素生产率。从要素配置上看,“链长制”是由管理型向服务型政府意识的转变。产业链上下游企业间关系的处理以及资源配置本质上是一种市场行为,但当市场机制无法发挥其最优效应时,“链长制”是对市场机制的一种协调和补充,充分发挥其“穿针引线”的作用。从行业间的资源配置来看,被纳入“链长制”的产业大多为相关省市的重点发展产业,银行更倾向于为产业政策重点支持的企业提供信贷支撑(王克敏等,2017),这在一定程度上矫正了资本错配。与此同时,由于“链主”对产业链信息了解更加充分,因此,“链长”能通过联合“链主”企业精准识别产业链中各企业的实际难题,有效统筹整合和引导各类资源,促进企业全要素生产率的提升。因此,本文提出假说2。

假说2:“链长制”通过提高资源配置效率,促进企业全要素生产率。

提高产业链韧性的关键在于提高产业链应对外部冲击时的恢复能力和抵抗能力,具体而言,主要表现在降低供需波动率和提高合作研发能力上。

(1)降低供需波动度

根据长鞭效应原理,企业由于信息不对称,往往会准备比需求量更多的库存以适应客户需求量的变化,并且沿着供应链上级逐级递增。因此当需求由于经济环境、价格等因素出现一点点的波动时,这一波动就会沿着供应链逐级传导,逐渐被放大,不利于产业链的稳定。因此,产业链韧性提高就要求企业在日常经营活动中能够准确预测需求,监测市场动态,降低长鞭效应。

而“链长制”通过搭建产业链供应链风险监测体系以及组织多方谈判、建立定期交流会面机制等方式,积极推动平等互惠、高效便捷的企业信息交流,让不同企业充分表达自身诉求,就供给、需求、库存、价格、技术、资金、风险等方面的内容进行充分沟通,打破信息传递的障碍,消除产业链内部的种种壁垒,强化供给与需求的精准对接能力,从而做出合理的库存决策,找到产业链协同的“最优解”。与此同时,“链长制”能将企业微观数据与宏观经济政策信号联动分析,动态调整区域产业链扶持政策,从而在经济政策调整窗口期精准对接企业供需,这有利于企业及时调整库存,制定合理的生产决策,减小供需波动的偏离度,优化企业内部的资源配置和供给效率,从而提升全要素生产率(陶锋等,2023)。

(2)提高合作研发能力

提高自主创新能力,掌握关键核心技术是企业全要素生产率提高的根本。“链长制”的实施强化了科技创新和产业创新的深度融合。从“链长”维度看,政府积极引进和培育高层次创新创业人才,集中资源联合高校、科研院所等研发机构建立公共研发平台,并加大企业的研发补助,引导企业增加研发投入。从“链主”维度看,“链主”企业联合产业链上的重点企业组建产学研合作联盟,增加企业间的合作研发;在遴选“链主”的过程中,要求申报的企业必须具有较强的研发实力和核心自主知识产权,并牵头或参与产业创新中心、产业示范基地、重点实验室等研发平台,以奠定创新链的主体地位。

可见,“链长制”一方面可以加深与产业链关系网络中的伙伴企业进行业务往来,为交易企业增加研发投入提供融资渠道和资金支持等外部资源;另一方面,也有利于降低核心企业与上下游企业间的信息不对称性,建立信任关系实现信息与知识的传递、流通和交换(宋华和卢强,2017),降低企业独立开展研发活动的风险,提升研发效率,从而促进企业全要素生产率的提升。由此,本文提出假说3。

假说3:“链长制”通过降低供需波动偏离度及提高合作研发能力两方面提高产业链韧性,促进企业全要素生产率。

随着百年未有之大变局的不断演进,全球经济发展不确定性不断加剧,经济政策不确定性不断加大。经济政策不确定性不仅会加大企业信息不对称性,对企业投资产生不利影响(刘贯春等,2022),而且会使企业面临未来现金流的不确定性,推迟研发创新活动或减少研发投入(Bhattacharya et al., 2017)。而“链长制”的实施能够有效降低不确定性因素给企业带来的风险。首先,“链长制”积极推进政府与企业之间、企业与企业之间信息交流平台的搭建,强化资源配置,打破信息传递的障碍,降低企业信息不对称性。其次,“链长制”通过搭建产业链供应链风险监测体系,使企业及时识别外来干扰和风险,并根据市场释放出的信号灵活应对。最后,“链长制”以高标准遴选“链主”企业,推动产业链上的企业协同攻关关键核心技术,实现创新资源的传递、交换、融合,保障产业链供应链安全稳定。

与此同时,“链长制”中政企双方的信息化建设、数字化水平在应对经济政策不确定性方面发挥了重要作用。一方面,数字化平台能够实时整合产业链上下游企业的动态数据、市场需求变化及政策调整信息,缩短政策传导时滞,提高政策的精准性和有效性,为“链长”提供精准决策依据,帮助企业在政策不确定性中快速调整生产布局;与此同时,政务服务信息化能够打破部门间数据壁垒,促进各部门协同联动,增强企业对政策环境的可预期性。另一方面,数字化企业依托物联网、大数据等技术形成实时动态的产业链数据库,有利于“链长”基于企业数字化系统反馈的实时产能数据,将企业微观数据与宏观经济政策信号联动分析,动态调整区域产业链扶持政策,从而在经济政策调整窗口期快速响应企业需求,降低经济政策不确定性对企业的冲击。由此,本文提出假说4。

假说4:“链长制”能缓解经济政策不确定性对企业全要素生产率的不利冲击,政务服务信息化水平和企业数字化转型程度越高,该效应越显著。

三、研究设计

(一)模型构建

本文构建多时点双重差分模型识别“链长制”实施对企业全要素生产率的影响:

$$TFP_{cjt} = \beta_0 + \beta_1 Post_{ct} \times Treat_{cj} + \gamma X_{it} + \mu_i + \theta_c + \delta_j + \lambda_t + \varepsilon_{cjt} \quad (1)$$

其中, i 表示企业, c 表示城市, j 表示行业, t 表示年份。 $Post_{ct} \times Treat_{cj}$ 是政策变量, $Treat_{cj}$ 表示是否为实施“链长制”的城市 c 所列重点产业链的行业 j ,根据产业链名称与国民经济行业分类(GB/T 4754-2017)的行业三位代码匹配,识别出对应的行业。 $Post_{ct}$ 为政策实施时间变量,城市 c “链长制”实施当年及以后年份取1,否则为0。系数 β_1 衡量的是“链长制”对企业全要素生产率的影响,若 β_1 显著为正,则表示“链长制”对企业生产率有明显的促进效果。 X_{it} 为影响企业全要素生产率的控制变量, μ_i 是个体固定效应、 θ_c 是城市固定效应、 δ_j 是行业固定效应、 λ_t 是年份固定效应、 ε_{cjt} 表示残差项。

(二)样本选择与数据来源

本文选择2015—2023年中国A股上市公司作为研究样本。“链长制”的推行时间以及实施的产业链根据地方政府官方网站所公布的文件整理得到。企业层面的其他数据来自CSMAR数据库。此外,本文对研究样本进行以下处理:(1)为使企业在“链长制”政策实施前后具有可比性,删除2016年后上市的企业;(2)删除金融类的企业样本,同时,由于该政策实施时间覆盖了疫情期间,医药制造业在此期间经营绩效等方面比较突出,因此剔除医药制造行业减少实施效果识别偏差;(3)删除核心解释和被解释变量缺失的企业;(4)剔除ST、*ST类企业和资产负债率大于1的企业;(5)在1%和99%水平上进行缩尾处理。最终,本文包含2491家公司,21308个观测值。

(三)变量定义

1. 被解释变量

企业全要素生产率(*TFP*)。企业全要素生产率的测算,常见的有最小二乘法(OLS)、广义矩估计法(GMM)、固定效应法(FE)、Olley-Pakes法(OP法)和Levinsohn-Petrin法(LP法)五种(黄勃等,2022)。本文使用LP法测算对数形式的全要素生产率,其他测算方法在稳健性检验中展示。

2. 核心解释变量和控制变量

本文的核心解释变量是政策变量 $Post \times Treat$,此外,在模型中纳入其他相关控制变量,如企业规模(*Size*)、企业年龄(*Age*)、净资产收益率(*Roe*)、资产负债率(*Lev*)、资产现金流量比(*Cash*)、企业成长性(*Grow*)、股权集中度(*Top10*)、托宾Q值(*TobinQ*)等。具体的变量名称、描述和定义说明如表1所示。

表1 具体变量名称、描述和定义说明

	符号	名称	测量指标
被解释变量	<i>TFP</i>	全要素生产率	使用LP法测算
核心解释变量	$Post \times Treat$	政策虚拟变量	<i>Treat</i> 表示是否为实施链长制城市所列重点产业链行业; <i>Post</i> 表示城市是否实施链长制
控制变量	<i>Size</i>	企业规模	企业员工数量的对数形式
	<i>Age</i>	企业年龄	1加企业年龄的对数形式
	<i>Roe</i>	净资产收益率	净利润与股东权益余额之比
	<i>Lev</i>	资产负债率	总负债与总资产之比
	<i>Cash</i>	资产现金流量比	经营活动现金流净额与总资产之比
	<i>Grow</i>	企业成长性	营业收入增长率
	<i>Top10</i>	股权集中度	前十大股东持股比例
	<i>TobinQ</i>	托宾Q值	市值与总资产之比

四、实证结果与分析

(一)基本回归

1. 基准回归结果

表2结果显示,在不加入控制变量的情况下, β_1 系数在1%的水平下显著为正,在加入控制变量后, β_1 估计系数仍然在1%的水平上显著为正。这意味着在实施了“链长制”之后,企业全要素生产率平均提升了5.5%,假说1得到了初步印证。

表2 基准回归

	(1)	(2)	(3)
$Post_{it} \times Treat_{it}$	0.088*** (0.024)	0.061*** (0.018)	0.055*** (0.019)
控制变量	NO	YES	YES
企业固定效应	YES	YES	YES
行业固定效应	YES	NO	YES
城市固定效应	YES	NO	YES
时间固定效应	YES	YES	YES
Observations	21308	21308	21308
R-squared	0.004	0.0246	0.264

注:括号内数值为聚类至城市层面的标准误,***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。如没有特别说明,下同。

2. 平行趋势检验

本文基于基准模型设定以下的动态回归模型进行检验:

$$TFP_{cjt} = \beta_0 + \sum_{k=-6}^{k=4} \alpha_k Post_k \times Treat_{ej} + \gamma X_{it} + \mu_i + \theta_c + \delta_j + \lambda_t + \varepsilon_{cjt} \quad (2)$$

其中 k 表示与受到冲击当年相差的时期数, $\{\alpha_k\}$ 反映了事件冲击前后实验组与控制组在某一时期的差异情况。本文以“链长制”实施的前一期($k=-1$)为基期,平行趋势检验结果表明,在事件发生前,实验组与对照组之间在10%显著性水平内没有明显的差别^①。在政策实施当年起,实验组样本的企业全要素生产率得到显著提升,且该影响逐年递增,直到第3期后政策实施效果不再显著,“链长制”实施效果会随时间推移逐渐削弱。

(二) 稳健性检验^②

1. 安慰剂检验

为了排除其他混杂因素的干扰,本文进行了安慰剂检验。通过虚构实验组和事件冲击时点,即在2491家企业中随机抽取833家企业作为虚构的实验组,并虚构各个城市“链长制”实施的时间,将随机分配的样本进行回归,该过程重复1000次。结果显示,回归系数在0附近呈现正态分布,且大多数回归结果不显著,这表明“链长制”的效果不是随机产生,而是真实存在的。

2. Goodman-Bacon 分解

由于多时点双重差分模型估计在双向固定效应下存在处理效应异质性(Baker et al., 2022)。本文根据Goodman-Bacon(2021)的研究思路分解估计量,结果如表3所示。从分解结果来看,“坏的处理组”的权重较小,多时点双重差分模型估计量不存在严重偏误问题,即使用多时点双重差分模型也不会使估计结果产生大的偏误,所得结果相对可靠。

3. 倾向得分匹配估计(PSM-DID)

由于各地政府往往选择当地重点产业或战略新兴产业作为链长制的目标产业,这些产业可能自身发展潜力较好,因此实验组和控制组之间的特征差异可能会引起样本自选择问题。本文采用PSM-DID重新进行回归, β_1 估计系数在5%水平上依然显著为正,基准结果具有较强的稳健性。

4. 更换被解释变量测度方式

本文通过OP法、OLS法、FE法和GMM法重新测度企业全要素生产率,分别定义为 TFP_{OP} 、 TFP_{OLS} 、 TFP_{FE} 、 TFP_{GMM} 。回归结果表明,在更换了测度方式后,“链长制”仍然对企业全要素生产率具有显著正向促进作用。

5. 排除同期政策干扰和其他稳健性检验

在样本期间内,营改增政策、固定资产加速折旧政策以及国家创新型城市试点政策可能也同样会影响企业全要素生产率,因此,需要排除这些政策干扰。(1)由于营改增政策于2016年全面铺开,因此本文删除2015年和2016年样本,与此同时,考虑到长沙市没有了事前样本,本文进一步删除了长沙市样本。(2)借鉴黄寿峰和赵岩(2023)的做法,在基准模型中控制固定资产加速折旧的政策变量。(3)本文进一步控制国家创新型城市试点的政策变量以排除该政策的干扰影响。结果显示,排除这些同期政策干扰后,“链长制”的作用效果依然显著为正,基准回归结果基本稳健。

此外,本文还进一步考虑其他稳健性检验。(1)更换标准误聚类层级,将标准误聚类至行业、城市—行业层面。(2)剔除4个直辖市样本。考虑到北京、上海、天津、重庆4个直辖市与其他地区相差较大,因此剔除这4个城市样本进行稳健性检验。(3)更换为平衡面板。基准模型中使用的是非平衡面板,在此将样本更换为平衡面板重新回归。实证结果均表明,“链长制”的实施显著提升企业的全要素生产率的结论较为稳健。

①② 篇幅关系,在此没有列示,备索。

(三)作用机制分析

1. 资源配置效率渠道

根据假说2,“链长制”能够提高企业资源,Hsieh & Klenow(2009)也发现,中国与美国相比,存在严重的资源要素错配,若纠正这种资源扭曲可以使中国制造业企业全要素生产率提升25%—40%。本文借鉴王海成等人(2023)的研究,将城市 c 的3位码行业 j 按照企业要素份额进行加权的生产率分解:

$$TFP_{cj} = \sum_i \theta_{cji} TFP_{cji} = \overline{TFP}_{cj} + \sum_i (\theta_{cji} - \overline{\theta}_{cj}) (TFP_{cji} - \overline{TFP}_{cj}) \quad (3)$$

其中, TFP_{cji} 是企业 i 的全要素生产率, θ_{cji} 表示在城市 c 的企业 i 在产业 j 要素份额中的占比, $\overline{TFP}_{cj}$ 表示在城市 c 的行业 j 内各个企业生产率的均值, $\overline{\theta}_{cj}$ 表示城市 c 行业 j 内各个企业要素份额的平均数。式(3)第一项反映了企业全要素生产率的大小,第二项是企业全要素生产率与所占行业要素份额间的协方差,它反映了一个城市中各行业内企业间的资源配置效率。由此,本文可测得城市 c 行业 j 内的劳动配置效率和资本配置效率。

表3给出了资源配置效率机制的回归结果。从回归结果来看,“链长制”对劳动配置效率及资本配置效率的影响在1%的水平上均显著为正,这表明:“链长制”能够精准识别资源供需双方,提高行业内企业间的资源配置效率,促进企业全要素生产率的提升。

表3 资源配置效率机制检验

	(1)	(2)	(3)	(4)
	劳动配置效率	劳动配置效率	资本配置效率	资本配置效率
$Post_{ct} \times Treat_{cj}$	0.039*** (0.011)	0.041*** (0.012)	0.051*** (0.018)	0.049*** (2.68)
控制变量	NO	YES	NO	YES
企业/行业/城市/时间固定效应	YES	YES	YES	YES
Observations	21308	21308	21308	21308
R-squared	0.005	0.008	0.006	0.006

2. 产业链韧性渠道

(1)降低供需波动偏离度

借鉴Shan et al. (2014)、巫强和姚雨秀(2023)的研究,采用生产波动对需求波动的“偏离”程度作为产业链恢复能力的代理指标:

$$AR_{it} = \frac{Var(Production_{itp})}{Var(Demand_{itp})} \quad (4)$$

$$Production_{itp} = COGS_{itp} + Inv_{itp} - Inv_{itp-1} \quad (5)$$

$$Demand_{itp} = COGS_{itp} \quad (6)$$

其中 i 表示企业, t 表示年份, p 表示季度。具体地, $Var(\cdot)$ 表示波动性,用季度标准差表示,利用上市公司四个季度披露的财务指标计算,分子和分母分别表示生产与需求的波动性,二者波动的比率越小,则说明偏离程度越小,恢复能力越强; $Production_{itp}$ 是企业生产量,通过式(5)计算得到, $COGS_{itp}$ 是企业营业成本, Inv_{itp} 是企业存货净值, Inv_{itp-1} 是上一期企业存货净值; $Demand_{itp}$ 是企业需求量,用 $COGS_{itp}$ 企业营业成本来衡量。此外,对企业生产和需求进行一阶差分和对数处理,消除时间趋势的影响。

为进一步探讨数字化转型在其中的作用,借鉴吴非等(2021)的做法,采用上市企业年报中涉及“数字化转型”的词频数量作为企业数字化转型DT的代理指标。表4第(1)(2)列的回归结果表明,“链长制”显著降低了链上企业的供需波动偏离度,而企业数字化转型有助于进一步降低供需波动偏离度,从而提升该作用的发挥。

(2)提高合作研发能力

本文以企业研发支出占总资产的比重作为研发投入的代理变量(由于研发支出与总资产的量级差异较大,本文以企业研发投入占总资产的比重乘以100度量),以企业当年联合申请的发明专利数加1的对数形式反映合作研发创新能力,数据分别来源于CSMAR数据库和CNRDS数据库。从表4第(3)(4)列的结果可以看出,“链长制”的开展提高了企业的研发投入,增强了产业链上企业协同创新的能力,从而提升企业全要素生产率水平。

表4 供需波动偏离度机制和企业创新能力机制检验

	(1)	(2)	(3)	(4)
	供需波动偏离度	供需波动偏离度	研发投入	合作研发
$Post_{ct} \times Treat_{cj}$	-0.014** (0.007)	-0.013** (0.006)	0.145*** (0.042)	0.055* (0.032)
$DT_{cjt} \times Post_t \times Treat_{cj}$		-0.036*** (0.011)		
DT_{cjt}		-0.104 (0.089)		
控制变量	YES	YES	YES	YES
企业/行业/城市/时间固定效应	YES	YES	YES	YES
Observations	20198	20198	17954	21308
R-squared	0.006	0.008	0.035	0.019

五、异质性与进一步分析

(一)行业企业特征

1. 产权性质

本文将样本企业划分为国有企业和非国有企业进行分组回归,结果如表5第(1)(2)列所示:国有企业政策效应在1%水平上显著为正,而非国有企业的政策效应不显著,这可能是由于国有企业与政府的关系更加密切,当其出现经营困难或风险时更容易被识别。当然,这并非说“链长制”对非国有企业就不重要,究其可能原因,一方面是非国有企业出现经营困难或风险相对更难被第一时间识别,因此,要进一步推进政务服务信息和企业数字化转型,以便精准识别风险、为企业纾困解难,下文表7中政务服务信息和企业数字化转型的作用也体现了这一点,很多省市在“链长制”的实践中也非常重视相关工作;另一方面,非国有企业往往资源配置效率较高,对市场风险的感知能力也相对更为灵敏,因此,“链长制”对其作用相对国有企业更不明显,这从表7行业竞争程度的结果能得到一定的佐证。

2. 行业竞争程度

本文引入赫芬达尔指数(HHI)衡量行业竞争水平,该指数数值越大,代表行业集中度越高,行业竞争程度越小。本文依据政策实施前各行业HHI指数的中位数进行分组,若行业HHI指数高于中位数为“行业竞争小”组,否则为“行业竞争大”组。表5第(3)(4)列分组回归结果表明,竞争性较小或是集中度更高的行业,“链长制”的实施对企业全要素生产率的提升效果更加显著,而竞争更激烈的行业则不显著。

3. 生命周期

处于不同生命周期阶段的企业所面临的关键约束不同,本文借鉴刘诗源等(2020)的研究,将样本企业划分为成长期、成熟期和衰退期三组样本进行异质性检验,结果见表5列(5)―(7)。结果表明,“链长制”的政策效果集中体现在成长期和成熟期企业,这是由于衰退期企业开展研发创新的动力、意愿和能力远远低于成长期和成熟期企业。

表5 产权性质、融资约束与企业生命周期的异质性检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	非国企	国企	行业竞争大	行业竞争小	成长期	成熟期	衰退期
$Post_{it} \times Treat_{ij}$	0.027 (0.018)	0.123*** (0.034)	0.004 (0.015)	0.107*** (0.036)	0.039* (0.021)	0.060*** (0.023)	0.073 (0.046)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
企业/行业/城市/时间固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Observations	13008	8300	10063	11245	8762	7545	5001
R-squared	0.255	0.282	0.311	0.228	0.264	0.283	0.203

(二)地区特征

1. 城市群与非城市群

城市群作为中国经济发展的重要空间组织形态,能够很好地承载产业链供应链在空间上合理高效布局、协调分工所需的基础条件,使“链长制”发挥“1+1>2”的效应。为此,本文根据公司所在地将样本企业划分为“城市群”组和“非城市群”组并进行分样本回归。表6第(1)(2)列的结果显示,“链长制”对全要素生产率的提高在城市群中效果更为明显,这也符合前文的预期。

2. 财政压力差异

地方政府的财政压力可能会削减地方政府对于区域创新、人才资源的配置能力,降低企业的研发效率,降低产业链强链、延链的发展目标。本文按照政策实施前各地市财政压力(以财政收支缺口度量)的中位数将样本分为“高财政压力”和“低财政压力”两组进行分组回归。表6第(3)(4)列结果显示:在财政压力小的样本中政策效应显著为正,而在财政压力较大的样本中不显著。该结果表明,地方政府财政压力的增加会削弱“链长制”实施的政策效果。

3. 制度环境差异

有为政府的引领必须依托于有效市场进行,因此市场制度环境是保障“链长制”有效实施的重要因素。本文选取《中国分省份市场化指数报告(2016)》中市场中介组织的发育和法治环境这一分项指标作为依据,衡量市场制度环境的质量。本文以政策实施前各省份市场制度环境质量的中位数划分“优制度环境”和“劣制度环境”两组并进行分组回归。表6第(5)(6)列回归结果表明:夯实地区市场制度环境,消除制约企业高质量发展的制度障碍能够促进“链长制”发挥有效的政策作用。

表6 城市群与非城市群、财政压力差异和制度环境差异分析

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	非城市群	城市群	高财政压力	低财政压力	劣制度环境	优制度环境
$Post_{it} \times Treat_{ij}$	0.041 (0.027)	0.081*** (0.024)	0.031 (0.022)	0.082*** (0.028)	0.029 (0.025)	0.081*** (0.023)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
企业/行业/城市/时间固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Observations	10767	9541	10448	10860	9061	12247
R-squared	0.296	0.235	0.282	0.251	0.293	0.245

(四)进一步分析

1. “链长制”在政策不确定性影响企业全要素生产率中的作用

近年来,国际地缘政治变化动荡、贸易保护主义抬头等加剧了全球经济的不确定性,经济政策不确定性的增加真的对我国企业全要素生产率产生了不利影响吗?“链长制”能否有效降低这种不利影响?

本文在基准模型中引入Huang & Luk(2020)的中国经济政策不确定性指数(EPU),同时进一步加入GDP增速以控制时期特征,其他控制变量与前面相同。回归结果如表7第(1)(2)列所示:经济政策不确定性确实显著抑制了企业全要素生产率,而“链长制”的实施能有效缓解该抑制作用。

表7 进一步分析

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	TFP_{LP}	TFP_{LP}	政务信息化高	政务信息化低	数字化转型高	数字化转型低
EPU_t	-0.077*** (0.013)	-0.092*** (0.016)	-0.122*** (0.019)	-0.074*** (0.025)	-0.137*** (0.021)	-0.034 (0.024)
$EPU_t \times Post_{ct} \times Treat_{cj}$		0.051* (0.028)	0.103** (0.046)	0.009 (0.0037)	0.077** (0.040)	0.033 (0.041)
$Post_{ct} \times Treat_{cj}$		-0.029 (0.040)	-0.096* (0.052)	0.023 (0.063)	-0.076 (0.059)	0.000 (0.063)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
企业/行业/城市/时间固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Observations	21308	21308	9144	12164	9621	11687
R-squared	0.283	0.250	0.294	0.244	0.278	0.257

2. 政务服务信息化和企业数字化转型的作用

本文将中央党校(国家行政学院)电子政务研究中心发布的《中国电子政务发展报告》中的省级政府网上政务服务能力指数作为省级政府政务信息化的代理指标,同时借鉴吴非等(2021)的做法度量企业数字化转型,而后分别以政务信息化和企业数字化转型的中位数划为政务信息化(企业数字化转型)高和政务信息化(企业数字化转型)低的两组,分别回归,分析政务信息化和企业数字化转型在缓解经济政策不确定性对企业全要素生产率不利影响中的作用。表7第(3)(4)列和第(5)(6)列 $EPU_t \times Post_{ct} \times Treat_{cj}$ 的系数对比表明:政务信息化高或者企业数字化转型水平高的那组,“链长制”的实施能够显著降低经济政策不确定性对企业全要素生产率的抑制作用,而政务信息化低或者企业数字化转型水平低的那组,“链长制”的缓解效果不明显,这凸显了政务信息化和企业数字化转型在“链长制”实施过程中的重要性,也反映了“链长制”有别于传统产业政策,它能够通过“链主”和“链长”之间的共商、共享、共建,实现信息高效共享精准对接需求,从而发挥有为政府和有效市场的合力,提高企业全要素生产率。

六、研究结论与政策建议

本文以2015—2023年中国A股上市公司作为研究样本,研究了“链长制”对企业全要素生产率产生的影响,并通过多种稳健性检验验证其结果的可靠性。进一步地,本文从多个角度探讨政策效果的异质性以及调节效应分析基于本文的研究结果,提出以下政策建议:

(1)强化政府资源统筹能力,加强产业链信息交流和协同创新。各地方应加快构建服务型政府,提高要素资源整合能力,实现服务补链:一是要搭建高效便捷的企业信息交流反馈平台。二是要构建产学研一体化创新平台,加强企业与高校、科研机构之间的交流,给予相关的科研主体必要的资金和政策支持。三是要加强对产业链中纾困对象的甄别能力和帮扶力度,推进民营企业深度融入产业链,带动民营经济高质量发展。

(2)发挥链主主体作用,优化制度环境质量。为了充分发挥产业链中链主等各市场主体的主导作用,链长应当重点优化制度环境质量:一是明确政府职责边界,做到有所为,有所不为。二是健全知识产权保护、反垄断管制、公平竞争审查等市场监督机制,降低企业研发创新的制度成本和风险。

(3)破除地区行政壁垒,加强区域间的合作。各级政府应摒弃地方保护主义陋习,建立不同地区间

长期有效的协商交流机制,共同讨论和制定有利于激活市场的具体协作方案,致力于降低企业跨地区迁移的门槛和创新要素跨区域流动的壁垒。

(4)加快推进政务服务信息化进程,加速推进企业数字化转型步伐。国家和各地方政府应加快数字政府建设,提升政务信息化水平,引领企业进行数字化转型,促进我国数字经济高质量和可持续发展。各级政府应加强对国有企业和非高新技术企业数字化转型的引导,加大对企业数字化转型的扶持,全方位助力各类型企业完成数字化转型。

[参 考 文 献]

- 戴小勇,成力为. 产业政策如何更有效:中国制造业生产率与加成率的证据. 世界经济,2019(3):69—93.
- 杜运周,刘秋辰,陈凯薇,等. 营商环境生态、全要素生产率与城市高质量发展的多元模式——基于复杂系统观的组态分析. 管理世界,2022(9):127—145.
- 韩峰,姜竹青. 集聚网络视角下企业数字化的生产率提升效应研究. 管理世界,2023(11):54—77.
- 韩永辉,黄亮雄,王贤彬. 产业政策推动地方产业结构升级了吗?——基于发展型地方政府的理论解释与实证检验. 经济研究,2017(8):33—48.
- 侯晓辉,李婉丽,王青. 所有权、市场势力与中国商业银行的全要素生产率. 世界经济,2011(2):135—157.
- 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. 经济研究,2023(4):77—94.
- 黄勃,李海彤,江萍,等. 战略联盟、要素流动与企业全要素生产率提升. 管理世界,2022(10):195—212.
- 黄寿峰,赵岩. 税收优惠与企业绿色创新. 财政研究,2023(2):68—81.
- 李唐,董一鸣,王泽宇. 管理效率、质量能力与企业全要素生产率——基于“中国企业——劳动力匹配调查”的实证研究. 管理世界,2018(7):86—99+184.
- 黎文靖,郑曼妮. 实质性创新还是策略性创新?——宏观产业政策对微观企业创新的影响. 经济研究,2016(4):60—73.
- 林毅夫. 产业政策与我国经济的发展:新结构经济学的视角. 复旦学报(社会科学版),2017(2):148—153.
- 刘刚,殷建瓴,唐寅. 战略产业管理中的“有效市场,有为政府”:链长制的实践与优化对策. 中国行政管理,2022(12):66—72.
- 刘贯春,张军,刘媛媛. 宏观经济环境、风险感知与政策不确定性. 世界经济,2022(8):30—56.
- 刘潘,张子尧. 地方公共债务与资源配置效率:企业间全要素生产率分布差异的视角. 经济研究,2023(10):114—133.
- 刘诗源,林志帆,冷志鹏. 税收激励提高企业创新水平了吗?——基于企业生命周期理论的检验. 经济研究,2020(6):105—121.
- 孟祺. 产业政策与产业链现代化——基于“链长制”政策的视角. 财经科学,2023(3):93—107.
- 宋华,卢强. 什么样的中小企业能够从供应链金融中获益?——基于网络和能力的视角. 管理世界,2017(6):104—121.
- 宋凌云,王贤彬. 重点产业政策、资源重置与产业生产率. 管理世界,2013(12):63—77.
- 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. 中国工业经济,2023(5):118—136.
- 王海成,张伟豪,夏紫莹. 产业规模偏好与企业全要素生产率——来自省级政府五年规划文本的证据. 经济研究,2023(5):153—171.
- 王克敏,刘静,李晓溪. 产业政策、政府支持与公司投资效率研究. 管理世界,2017(3):113—124+145+188.
- 王丽纳,李敬,李玉山. 经济政策不确定性与制造业全要素生产率提升——基于中国各省级季报数据的分析. 财政研究,2020(9):65—79.
- 汪佩洁,蒙克,黄海,等. 社会保险缴费率与企业全要素生产率和创新. 经济研究,2022(10):69—85.
- 吴非,胡慧芷,林慧妍,等. 企业数字化转型与资本市场表现——来自股票流动性的经验证据. 管理世界,2021(7):130—144+10.
- 巫强,姚雨秀. 企业数字化转型与供应链配置:集中化还是多元化. 中国工业经济,2023(8):99—117.
- 杨继东,罗路宝. 产业政策、地区竞争与资源空间配置扭曲. 中国工业经济,2018(12):5—22.
- 詹新宇,梁蓝心. 链长制如何“链”出企业技术创新. 中国工业经济,2024(11):137—155.
- 中国社会科学院工业经济研究所课题组,曲永义. 产业链链长的理论内涵及其功能实现. 中国工业经济,2022(7):5—24.
- 周钰丁,王孝松,蔡露露. 产业链“链长制”推动地方贸易高质量发展了吗. 国际贸易问题,2023(7):87—104.
- Acemoglu, D., Carvalho, V. M., Ozdaglar, A., et al. The Network Origins of Aggregate Fluctuations. *Econometrica*, 2012,

80(5): 1977–2016.

Aghion, P., Cai, J., Dewatripont, M., et al. Industrial Policy and Competition. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2015, 7(4): 1–32.

Baker, A. C., Larccker, D. F., & Wang, C. C. Y. How Much Should We Trust Staggered Difference-in-differences Estimates? *Journal of Financial Economics*, 2022, 144(2): 370–395.

Bhattacharya, U., Hsu, P. H., Tian, X., et al. What Affects Innovation More: Policy or Policy Uncertainty? *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 2017, 52(5): 1869–1901.

Goodman-Bacon, A. Difference-in-differences with Variation in Treatment Timing. *Journal of Econometrics*, 2021, 225(2): 254–277.

Hsieh, C. T., & Klenow, P. J. Misallocation and Manufacturing TFP in China and India. *The Quarterly Journal of Economics*, 2009, 124(4): 1403–1448.

Huang, Y., & Luk, P. Measuring Economic Policy Uncertainty in China. *China Economic Review*, 2020, 59: 101367.

Lin, C., Lin, P., & Song, F. Property Rights Protection and Corporate R&D: Evidence from China. *Journal of Development Economics*, 2010, 93(1): 49–62.

Shan, J., Yang, S., Yang, S., et al. An Empirical Study of the Bullwhip Effect in China. *Production and Operations Management*, 2014, 23(4): 537–551.

The Role of Overall Coordination: Does the “Chain Leader System” Enhance the Total Factor Productivity of Enterprises?

Huang Shoufeng

Abstract: As an institutional innovation of the government governance model, the “chain leader system” is of great significance for stabilizing the resilience of the industrial chain and supply chain and realizing the independence and controllability of the industrial chain. Based on the data of China’s A-share listed companies from 2015 to 2022, this paper uses a difference-in-difference model to investigate the effect of the “chain leader system” on the total factor productivity of enterprises. The results show that: (1) The “chain leader system” can significantly improve the total factor productivity of enterprises, and this conclusion is still valid after a series of robustness tests. (2) Mechanism test shows that the “chain leader system” can play a positive role in the total factor productivity of enterprises by improving the efficiency of resource allocation in the industry, improving the resilience of the industrial chain (reducing the deviation of supply and demand fluctuations and enhancing the cooperative R&D capabilities). (3) Further research finds that at the enterprise level, the “chain leader system” has a more significant impact on state-owned enterprises, enterprises in the growth and maturity stages, and enterprises with large financing constraints. At the industry level, the “chain leader system” promotes the improvement of the total factor productivity of enterprises in industries with large concentration, capital and technology-intensive industries. At the city level, the implementation effect of the “chain leader system” is more obvious in the areas of urban agglomerations, and the intensification of fiscal pressure will weaken the implementation effect of the “chain leader system”, while a good institutional environment is conducive. (4) The expansive analysis shows that the “chain leader system” can help alleviate the negative effect of economic policy uncertainty on the total factor productivity of enterprises; furthermore, this effect is more significant in regions with high level of government informatization or high level of enterprise digital transformation.

Keywords: chain leader system; total factor productivity; resource allocation efficiency; industry chain toughness

【责任编辑:周吉梅;责任校对:周吉梅,赵洪艳】