

产业链“链长制”推动地方贸易 高质量发展了吗

周钰丁 王孝松 蔡露露

摘要：随着全球经贸环境日趋复杂，以增强产品国际竞争力为重要内涵的贸易高质量发展被提升至空前高度。在这一背景下，我国部分省份为了谋求地方产业升级和完善，探索性地实施产业链“链长制”。对此，基于各省份 2017—2021 年间月度层面的海关微观贸易数据，本文运用双重差分法实证考察了产业链“链长制”对地方出口产品质量的影响效应。结论表明，产业链“链长制”的实施显著带动了地区出口产品质量的上升，平行趋势检验、安慰剂检验、Goodman-Bacon 分解以及其他稳健性估计均证实了该促进效应的存在。异质性分析表明，这一促进效应在东部地区最为明显，且在不同类型产品间具有广泛性。机制检验表明，带动产业集聚，优化营商环境，促进区域创新，落实配套政策是产业链“链长制”发挥积极作用的重要途径。上述研究结论为我国下一阶段全面、深入实施产业链“链长制”，推进产业链价值链高质量发展提供了经验证据。

关键词：产业链“链长制”；出口产品质量；双重差分法；产业集聚

[中图分类号] F727 [文献标识码] A [文章编号] 1002-4670 (2023) 7-0087-18

引言

自 2001 年加入 WTO 以来，我国积极参与全球产业链、价值链，并在多数行业深度融合，以产品质量为内涵的出口产品竞争力明显上升。近年来，为实现从“量”到“质”的转变，出口产品质量得到空前关注。然而，由于起步较晚，技术研发相对落后，同时外部经贸环境持续恶化，部分行业尤其是部分具有战略意义的核心制造业领域，仍然面临低端锁定以及技术“卡脖子”问题，在产品质量上的差异已经成为贸易领域落后于发达经济体最重要的因素之一。面对上述严峻挑战，2021 年 11 月 18 日，商务部发布的《“十四五”对外贸易高质量发展规划》进一步提出了包含“贸易综合实力进一步增强”“畅通循环能力进一步提升”“贸易开放

[收稿日期] 2022-12-31

[基金项目] 中国人民大学科学研究基金（中央高校基本科研业务费专项资金资助）项目“去工业化、资源错配与贸易网络”（23XNH063）

[作者信息] 周钰丁：中国人民大学经济学院博士研究生；王孝松：中国人民大学经济学院教授、博士生导师；蔡露露（通讯作者）：中国人民大学经济学院博士研究生，电子信箱 cailulu@ruc.edu.cn

合作进一步深化”等在内的五个主要目标，突显了深化贸易参与，提高贸易质量对我国未来经济高质量发展的重要性。

与此同时，近年来的国际形势发生重大变化。在这一背景下，以维护产业链的安全稳定与协同发展，推动地方产业做大做强为核心目标的产业链“链长制”在国内多个省份实行，并逐步成为指导地方产业发展的重要政策路径之一（林淑君和倪红福，2022）^[1]。具体来看，作为通过优化产业链发展环境推动地区产业升级的一项制度安排，产业链“链长制”由“链主”和“链长”两个核心元素构成。其中，“链主”是在市场机制作用下，产业链自然发展所形成的龙头企业，在产业链协同运转过程中能够凭借其关键地位，调整产业链发展节奏，淘汰内部相关落后产业，引领产业链良性发展；而“链长”由地方主要行政官员担任，承担对整个产业链发展制度把关、负责、规划、维护的任务，并主导重大项目的招商引资，研究、制定、落实支持产业发展的政策措施，串联协同招商、经信、科技、财政等部门的产业发展功能。产业链“链长制”着重针对地方发展的核心产业，既发展地方传统优势行业，又旨在培育部分战略新兴产业使其成为地方未来优势行业。作为经贸发展背景下的制度创新，“链长制”通过主要领导担任“链长”的制度设计，能良性统筹地方各地区间、各部门间以及各产业链经营主体间的协同发展，同时能够为相关需求主体提供切实可靠的配套制度与设施服务，进而在深度了解产业结构、技术分布、核心环节、发展瓶颈的基础上，具有针对性地在关键领域展开布局，并关注重点产业在上下游产业链中所具有的价值和所发挥的增值作用。伴随着“链长制”的不断开展，其已日渐成为地方政府“双招双引”，优化营商环境，推动产业升级和完善产业配套的重要制度支撑之一。

以实行产业链“链长制”的代表性省份浙江省为例，2019年9月，浙江省商务厅印发《关于开展开发区产业链“链长制”试点进一步推进开发区创新提升工作的意见》，提出建立“九个一”工作机制^①，在省内选拔27个“链长制”试点示范单位、38个“链长制”试点单位，涉及新材料、生物医药、食品、纺织、装备制造等一系列新兴与传统行业。在此基础上，通过由各区区长担任“链长”，加速地区产业发展规划和重要政策落地，借助大力招商引资，培育新兴产业，保障要素供给，强化技术地位等方式确保“链长制”持续发力。

面对贸易高质量发展空前重要和地方产业链“链长制”陆续实施的事实，一个值得考察的问题是，产业链“链长制”是否对贸易高质量发展起到了促进作用？其可能的作用机制是怎样的？与此同时，有关产业链“链长制”的研究缺乏定量、严谨的作用机制论证，相关理论与通过“链长制”提升产业链现代化水平这一战略要求之间的匹配程度有待提升。对此，本文基于2017—2021年间各省份月度贸易数据，实证检验了地方产业链“链长制”对出口产品质量的影响效应及作

^①其中包含一个产业链发展规划、一套产业链发展支持政策、一个产业链发展空间平台、一批产业链龙头企业培育、一个产业链共性技术支撑平台、一支产业链专业招商队伍、一名产业链发展指导专员、一个产业链发展分工责任机制、一个产业链年度工作计划。

用机制,旨在为相关政策的调整完善提供借鉴。

一、文献综述与研究假说

与本文相关的已有研究主要有两类:第一,有关出口产品质量测算、影响因素的分析;第二,有关产业链“链长制”发展现状、内涵、功能的定性讨论。

伴随着新新贸易理论的发展,以企业生产率异质性为重点的研究不断拓展。为刻画出口企业、消费者对产品价格、质量的选择过程,反映企业出口竞争力的产品质量已成为学界研究的一个热点问题。其中, Schott (2004)^[2] 认为产品质量与价值量成正比,可将产品的单位价值量视为产品质量的外在表现,并将其作为代理变量估算产品质量; Hallak 和 Schott (2011)^[3] 认为产品质量是企业生产效率、能力的外在表现,可以根据企业经营以及产品价格数据,从事后反推的角度,测算产品的出口质量,这种方法得到了广泛应用 (Khandelwal et al., 2013^[4]; Bas and Strauss-Kahn, 2015^[5])。国内学者,如余森杰和张睿 (2017)^[6] 等借鉴或改进上述思路,采用多种方法测算我国的出口产品质量,并应用至企业层面 (许家云等, 2017)^[7]。而就产品质量的影响因素而言,根据 Hallak 和 Schott (2011) 所提出的产品质量异质性理论,企业同时拥有生产效率和生产能力两方面的异质性,其中生产效率决定了企业生产过程中的可变成本。生产效率越高,对应企业的可变成本越低;而生产能力越高,则固定成本越低,此时生产效率、生产能力均与企业出口产品质量成正比。在此基础上,相关研究拓展至企业内外部因素,包含中间品贸易 (Bas and Strauss-Kahn, 2015)、地理距离 (Hummels and Skiba, 2004)^[8]、外商直接投资 (Anwar and Sun, 2018)^[9]、企业研发 (施炳展和邵文波, 2014)^[10]、经济政策不确定性 (王孝松和周钰丁, 2022)^[11] 等。

相较于产品质量方面较为成熟的讨论,有关产业链“链长制”的研究则以国内学者为主,且处于起步阶段,对其讨论多停留在定性分析层面。就其产生背景而言,地方省份集中于2020年前后提出产业链“链长制”具有国际、国内两个维度的深远渊源。其中,国际维度表现在自2018年起,中美贸易摩擦及其导致的我国出口不确定性加剧;国内维度表现在新冠疫情的扩散明显冲击了我国产业链供应链的安全与稳定。就其内涵与经济效应而言,刘志彪和孔令池 (2021)^[12] 认为,产业链“链长制”将市场机制与政府协调机制相融合,是开发区发展模式的转型与升级。由于生产分工差异,“链主”在不同生产工序、区段的协同能力受到一定限制,因此在制度安排上,由地方行政长官负责,担任产业链“链长”,以进一步完善产业链、创新链协同发展,并在此基础上带动产业链集聚发展。王曙光等 (2022)^[13] 认为,在全球性疫情背景下应运而生的“链长制”不仅发挥了稳定产业链的积极作用,同时也助力了“双循环”格局的形成。林淑君和倪红福 (2022) 指出,产业链“链长制”及其配套政策明显带动了产业链政策完善,尤其是在要素供给、金融支持、市场销售等产业循环重点领域,且为产业链发展打造了良好的营商环境。政府的相关配套优惠措施,能够使得企业以更低的成本获取生产所需的资本、土地等关键生产要素。进一步地,已有研究指出,产业链“链长制”所发挥的产业链治理、协调的积极功能,

主要通过破解技术瓶颈,带动产业链创新,填补技术缺口等七个方面实现(中国社会科学院工业经济研究所课题组和曲永义,2022)^[14]。

由于产业链“链长制”在区域营商环境、产业集聚、地区创新等方面发挥了较为明显的促进作用,而已有研究证实,上述特征同样是带动地方出口产品国际竞争力上升的重要因素,因此产业链“链长制”对地方出口产品质量存在潜在的正向效应。结合上述分析,本文提出第一个研究假说。

假说1:地方产业链“链长制”的实施及相关配套措施能够有效带动地区出口产品质量的上升。

此外,地方产业链“链长制”对出口产品质量的效应可能因地理区位、产业发展水平等因素的不同而呈现异质性特征。中国式现代化是人口规模巨大的现代化,而幅员辽阔、人口众多是我国的基本国情之一,不同区域经济社会发展存在明显差异。更确切地,不同区域在内外经济资源、产业发展生态、产业链“链长制”推行时间及具体方案等方面各有不同。对东部地区而言,较多产品处于产业链价值链上游,且“链长制”摸索、实践经历更为丰富,因此相关制度设计更为完备;而对西部地区而言,其产业发展阶段、集聚水平相较于东部等地区有一定差距,且产业链“链长制”实施时间整体偏短,这会影响“链长制”功能的发挥。因此,考虑到“链长制”对出口竞争力的提升作用与上述因素具有较为明显的关联性,也为了使得关于产业链“链长制”与出口产品质量的分析更为具体,本文进一步深入到区域维度考察产业链“链长制”对不同地区出口产品质量的异质性影响。基于上述特征事实和研究思路,本文提出第二个假说。

假说2:地方产业链“链长制”对地区出口产品质量的效应存在区域异质性。

从内涵上看,地方产业链“链长制”的实施具有带动地方产业集聚,推动产业协同发展的重要内涵。而作为规模效应的重要体现,地方包含上下游行业、同一行业中不同企业在内的产业集聚能够对出口行业的出口产品质量产生显著的正向效应(Rosenthal and Strange, 2004^[15]; Ellison et al., 2010^[16]; 苏丹妮等, 2018^[17])。首先,出口行业与其上游行业间的集聚一方面能够有效降低包含信息搜索成本、产品运输成本在内的经营成本,并直接表现为企业经营能力的有效提升,从而带动其出口产品质量的上升,另一方面使得下游出口行业能够拥有更为广阔的上游产品供应市场,从而有利于出口行业获取质量相对更高的中间产品以提高生产效率,增强自身产品的出口质量。其次,行业内企业的生产集聚能够形成对生产要素的有效需求,具体表现为,一方面,能够降低与专业型劳动力之间的搜索匹配成本,使得企业能根据生产计划灵活雇佣劳动力,提高对劳动力要素的使用效率,另一方面,使得生产企业能够更为便捷地从相关配套金融机构获得生产所需资金,从而缓解企业融资约束。综合上述作用机制,本文认为,产业集聚在地方产业链“链长制”产生产品质量提升效应的过程中具有重要作用。据此,本文提出第三个假说。

假说3:地方产业链“链长制”的实施可以通过推动产业集聚,提高企业经营水平,带动出口产品质量的上升。

从功能上看,产业链“链长制”通过系列措施,逐步成为地方政府“双招双引”,改善地区营商环境的重要制度安排之一。而作为经济高质量发展的基础支撑,市场主体同样期待良好的营商环境。相对完善的营商环境和市场机制,特别是完善的劳动力和金融市场机制,能使制造业企业有效吸收劳动力,同时使产业工人的灵活性上升,能够更有效地获取与自身技能相匹配的工作,避免信息不对称所导致的结构性失业,降低企业雇佣成本,从而高效组织产品生产;同时,更为高效、透明的金融市场使生产企业能以相对较低的使用成本获得生产所需的资金。除上述企业内部的作用途径外,作为推动企业出口产品质量上升的重要因素,外商直接投资(FDI)、中间品进口在其中发挥了重要作用,而已有研究结论表明,完善的营商、制度环境能够带动FDI流入,优化资源分配,充分利用外资,并放大企业进口中间品对出口产品质量的提升作用(Kasahara and Rodrigue, 2008^[18]; 许家云等, 2017; 刘宏等, 2020^[19])。

除上述因素外,产业链“链长制”的实施有利于加强各产业链主体的联系,形成一致行动和明朗的未来预期,增强各产业链主体的经营信心。在这一背景下,各产业链主体有动力加大自身研发投入以提升自身产业竞争能力;与此同时,以数字、通信技术为代表的前沿技术快速更新换代,使得技术创新的难度与风险日益提升,进而导致掌握核心技术、丰厚资金的产业内重点企业与普通中小企业在创新能力、投入方面的差距进一步拉大,长此以往将导致中小企业的创新热情减退。而产业链“链长制”的实行,使得大型企业与中小企业协同推进产业链的发展与产业创新链的培育。同样,在产业链“链长制”背景下,作为“链主”,拥有前沿技术的龙头企业能够凭借技术引领、资源引导、信息交流等途径整合行业内不同企业间的技术路线、生产方式,推动前沿技术在产业内部扩散,为产业深层次创新打下良好基础。基于上述分析,本文提出第四个假说。

假说4:地方产业链“链长制”的实施可以通过优化营商环境,提高创新热情,带动出口产品质量的上升。

二、实证设计与数据选取

借鉴Beck等(2010)^[20]的研究策略,本文采用多期双重差分(DID)方法,在各省“链长制”实施时间不一致的情况下,将是否实施产业链“链长制”作为准自然实验,考察其对地区出口产品质量的影响。具体地,将实施产业链“链长制”的省份视为处理组,反之则视为控制组,并将各省首次正式出台相关文件、政策的时间设定为产业链“链长制”开始实施的时期,各省份实施情况及时间如图1所示^①。所构造基准计量模型如式(1)所示:

$$Qua_{ijt} = \alpha + \beta chain_{it} + X_{it}\gamma + \lambda_t + \psi_i \times \eta_j + \lambda_i \times \eta_j + \varepsilon_{ijt} \quad (1)$$

^①由于西藏自治区数据缺失较为严重,因此在实证过程中未纳入西藏地区。

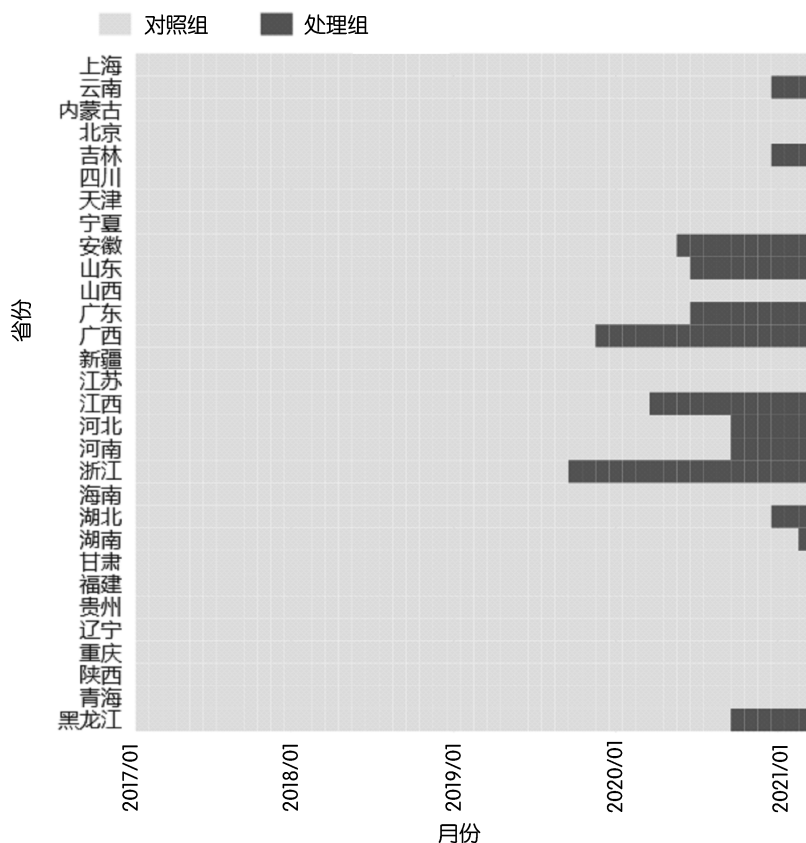


图1 各省份“链长制”实施时序图

资料来源：各省政府文件及公开报道。

其中, Qua_{ijt} 代表在 t 时期省份 i 的 HS4 分位行业 j 的出口产品质量; $chain_{it} = treat_i \times post_{it}$, $treat_i$ 为组别虚拟变量, 若省份 i 在 2017—2021 年之间某一月份实施产业链“链长制”, 则 $treat_i = 1$, 反之则 $treat_i = 0$, $post_{it}$ 为处理组的时期虚拟变量, 若省份 i 在 t 时期已实施产业链“链长制”, 则 $post_{it} = 1$, 反之则 $post_{it} = 0$; X_{it} 为控制变量集合; λ_t 为时间层面固定效应, $\psi_i \times \eta_j$ 为省份 \times 行业层面固定效应 (即本文的个体效应); $\lambda_t \times \eta_j$ 为时间 \times 行业层面固定效应; ε_{ijt} 为扰动项; α 为常数项。本文所使用的贸易数据来自中国海关进出口数据库, 包含了 2017 年 1 月至 2021 年 3 月各省微观贸易主体月度层面出口商品种类、出口国、出口额等详细信息; 产业链“链长制”实施时间、情况整理自各省政府文件以及公开报道; 控制变量与机制变量数据选取自国家统计局、各省份统计年鉴等。考虑到产业链“链长制”更侧重于地方重点产业, 本文将同一时期该省份产品质量位于中位数以上的行业视为地区重点产业, 纳入实证样本。

针对出口产品质量 (Qua) 这一指标, 参考 Roberts 等 (2012)^[21]、许家云等 (2017) 的研究范式, 本文采用具有代表性的回归反推法进行推算。结合已有研究

与数据可得性,本文主要加入以下省份一月度(一行业)层面控制变量:(1)各省工业增加值同比增速(*rate*);(2)工业生产者购进价格指数(*priceindex*);(3)工业企业规模(*lnenterprise*),为当期规模以上工业企业数的自然对数;(4)工业生产水平(*lnproduct*),为当期工业产成品金额的自然对数;(5)工业企业流动资产总计(*lncurrency*),为当期工业企业流动资产的自然对数;(6)工业企业资产总计(*lnasset*),为当期工业企业资产规模的自然对数;(7)该省当月该HS4分位行业出口规模(*exportdummy*),为根据分位数水平所构建的低、中、高三种类型的虚拟变量^①。

三、实证结果与分析

(一) 基准回归结果

表1报告了式(1)的实证结果。可以看出,列(1)—(4)中核心解释变量*chain*的回归系数均在1%的水平上显著为正,估计系数在0.0078左右,控制变量的加入对估计结果基本没有影响,证明控制变量并未导致明显的DID估计偏误。整体而言,基准回归结果表明,产业链“链长制”的实施对地区出口产品质量的提升效应显著存在。其可能的原因在于,首先,产业链“链长制”的实施带动了地方产业的生产集聚,进而更为有效地获取劳动要素与生产配套服务,并提高了前沿技术和信息在行业间的扩散程度;其次,产业链“链长制”的实施优化了地区营商环境,提高了投资与中间贸易水平,并放大了其对产品质量的积极效应;再次,产业链“链长制”通过一系列配套产业措施和服务,缓解了企业在土地、资金等生产要素方面的约束,降低了企业的营运成本;最后,地方推行产业链“链长制”有利于地方创新主体形成对未来创新收益的理性、明朗预期,进而提升创新热情,增加创新投入。上述渠道关联了行业生产效率与经营水平,从而有效提升出口产品质量。

表1 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Qua</i>	<i>Qua</i>	<i>Qua</i>	<i>Qua</i>
<i>chain</i>	0.0078*** (0.001)	0.0077*** (0.001)	0.0079*** (0.001)	0.0076*** (0.001)
时间固定效应	是	是	是	是
省份×行业固定效应	是	是	是	是
时间×行业固定效应	否	否	是	是
控制变量	否	是	否	是
N	642 081	642 081	637 997	637 997
adj. R ²	0.620	0.624	0.635	0.638

注:*、**、***分别表示在10%、5%、1%的显著性水平上显著,括号中为聚类到省份×行业层面的聚类标准误。下表同。

^①限于篇幅,出口产品质量的构造细节及各变量描述性统计结果,可登陆对外经济贸易大学学术刊物部网站“刊文补充数据查询”栏目查阅、下载。

(二) 动态效应与平行趋势检验

上述多期 DID 方法要求处理组与控制组在接受实验之前,在时间层面上具有一致的发展趋势,即平行趋势假设。为验证这一假设,同时考察产业链“链长制”实施对出口产品质量的动态效应,借鉴 Beck 等(2010)的做法,本文构建如下所示的事件分析方程:

$$Qua_{ijt} = \alpha + \sum_{m=-10}^{10} \beta_m D_{it}^m + X_{it} \gamma + \lambda_t + \psi_i \times \eta_j + \lambda_t \times \eta_j + \varepsilon_{ijt} \quad (2)$$

其中, D_{it}^m 为二值虚拟变量, m 为负(正)代表地区 i 是否在时期 t 的前(后) m 期实施产业链“链长制”,并将 $m < -10$ 的期数归入 $m = -10$,将 $m > 10$ 的期数归入 $m = 10$ 。此外,本文将 $m = -1$ 这一期设定为基期。其他变量含义与方程(1)一致。图2报告了基于式(2)的事件分析结果,虚线为估计量所对应的95%置信区间。可以看出,在5%的显著性水平上,在基期前,除距离基期较为遥远的 β_{-10} 外,其他回归系数均不显著;而在实行产业链“链长制”后,所得估计系数有多期显著为正。整体结果表明,在实施产业链“链长制”之前,实施地区与未实施地区的出口产品质量在时间趋势上基本不存在显著差异,平行趋势假设得以验证;而产业链“链长制”实施后,其对实施地区的出口产品质量具有显著的正向作用,所得结论验证了基准回归结果的可信性。

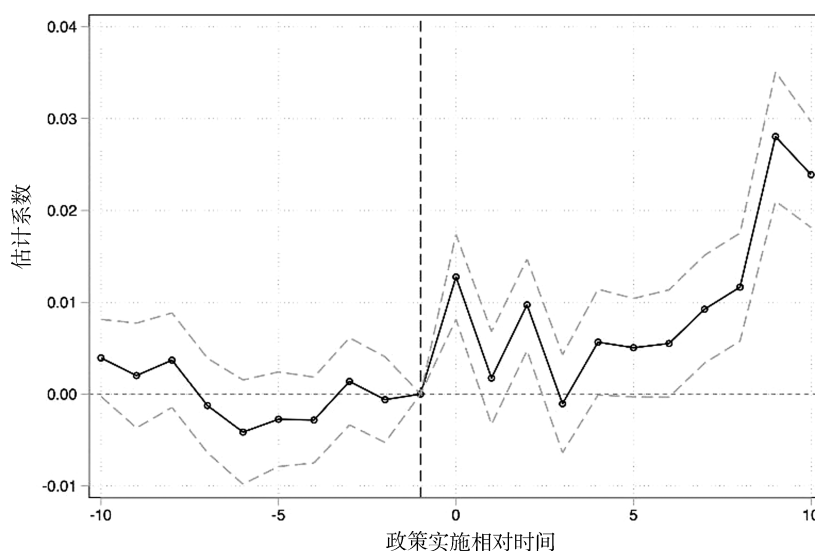


图2 动态效应(包含控制变量)

(三) 安慰剂检验: 实施时间提前

本文所选取的样本时间为2017—2021年,而产业链“链长制”的实施时间集中于2019年后。对此,本文将处理组产业链“链长制”的实施时间分别人为假设提前6个月(chain1)、12个月(chain2)、18个月(chain3),重复式(1)的实证过程,以进一步验证相关促进效应是由产业链“链长制”(chain),而非其他不

可观测因素带来的。从表 2 的回归结果可以看出，虽然核心解释变量 *chain1*、*chain2*、*chain3* 的回归系数仍然为正，但均不显著，即将“链长制”实施时间人为提前后，无法再观测到由该制度所带来的对出口产品质量显著的提升效应。综上，可认为通过了处理时间提前的安慰剂检验。

表 2 安慰剂检验结果：更换事件发生时间

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>Qua</i>	<i>Qua</i>	<i>Qua</i>	<i>Qua</i>	<i>Qua</i>	<i>Qua</i>
<i>chain1</i>	0.0007 (0.001)			0.0002 (0.001)		
<i>chain2</i>		0.0017 (0.001)			0.0013 (0.001)	
<i>chain3</i>			0.0012 (0.001)			0.0010 (0.001)
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
省份×行业固定效应	是	是	是	是	是	是
时间×行业固定效应	否	否	否	是	是	是
控制变量	是	是	是	是	是	是
N	642 081	642 081	642 081	637 997	637 997	637 997
adj. R ²	0.624	0.624	0.624	0.638	0.638	0.638

(四) 安慰剂检验：随机选取实施地区与实施时间

借鉴 Cai 等 (2016)^[22] 的做法，本文随机选取 13 个（基准回归中处理组个数）实施“链长制”的省份，并对于每个选取的省份随机选取实施时间以进行安慰剂检验。重复上述随机选取过程 500 次后，将所得的估计系数及核密度分布情况报告在图 3 中。可以看出，所得的 DID 估计系数集中分布于 0 附近，较为随机，且取值明显小于基准回归中 0.0078 左右的估计结果；就所得 t 值及其所对应的显著性而言，在 10% 水平上显著为正的结果仅占总体估计结果的约 5%，所得估计结果基本不显著。综上，可认为通过了该安慰剂检验^①。

(五) Goodman-Bacon 分解与异质性估计

从图 1 报告的各省份处理时点图可以看出，样本期内实施“链长制”的省份相对较少，且处理时点分布在样本区间的后 1/4，并不存在处理时间较长的个体。这意味着由后处理组 VS 先处理组所得的 2×2DID 估计量所占权重较低，其所导致的估计偏误相对不明显。在此基础上，借鉴 Goodman-Bacon (2021)^[23] 所提出的估计量偏误诊断方法，图 4 报告了相应的 Goodman-Bacon 分解权重结果。其中，处

①限于篇幅，t 值及分布情况以及不包含控制变量的安慰剂检验结果查阅同前。

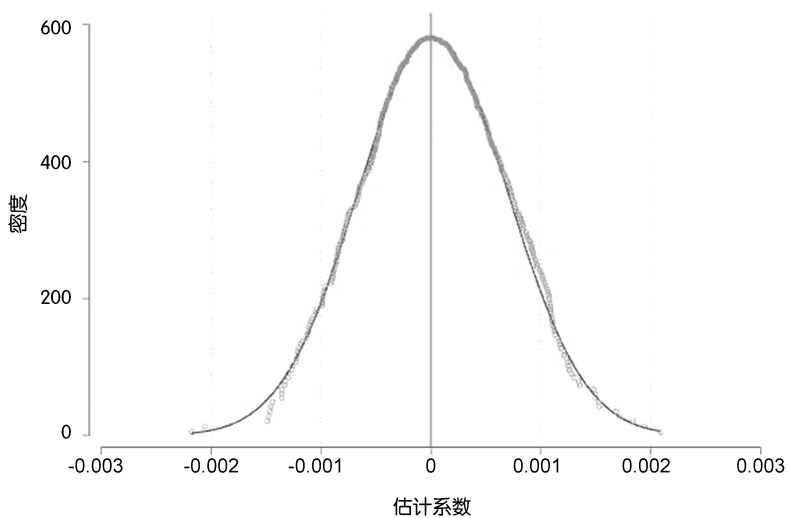


图3 安慰剂检验估计系数及分布（包含控制变量）

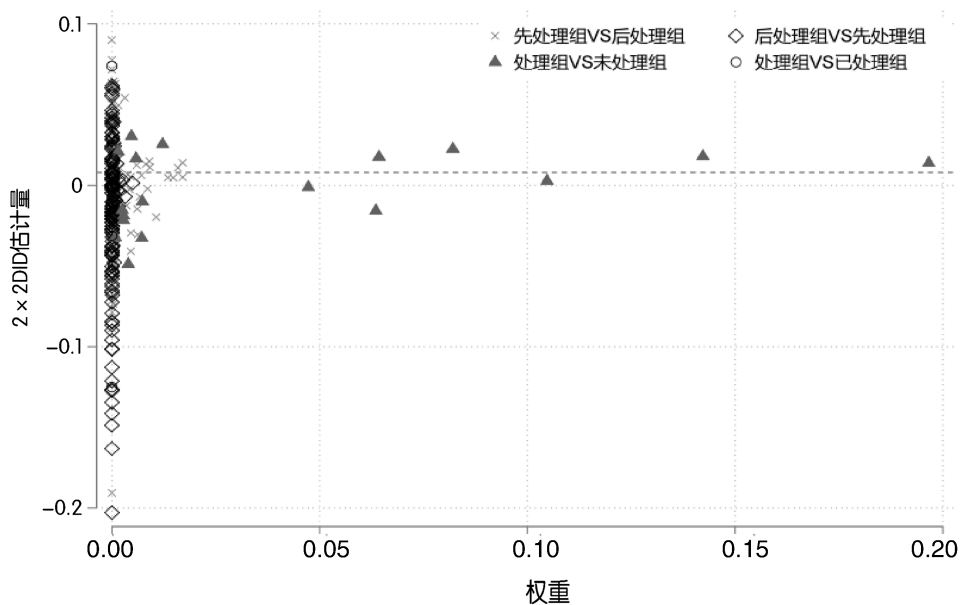


图4 Goodman-Bacon 分解结果

理组 VS 未处理组所得的 2×2 DID 估计系数的权重为 75.3%，先处理组 VS 后处理组所得估计系数的权重为 21.1%，处理组 VS 已处理组所得估计系数的权重为 0.4%，后处理组 VS 先处理组所得估计系数的权重仅为 3.2%，占比极小，证实基准回归所得的 DID 估计量是可信的。而除 Goodman-Bacon 分解外，基于当前有关 DID 异

质性处理效应的讨论，本文借鉴 Sun 和 Abraham (2021)^[24]、Callaway 和 Sant'Anna (2021)^[25]、Borusyak 等 (2021)^[26] 的异质性稳健估计方法，在异质性处理效应的视角下，验证所得结论是否稳健。其中，Sun 和 Abraham (2021) 从组别—时间处理效应角度出发，以后处理组和从未处理组为控制组进行加权估计；Callaway 和 Sant'Anna (2021) 与之思路类似，但在控制组处理以及计算方法上有所不同；相较之下，Borusyak 等 (2021) 基于插补法构造每期处理组个体的反事实估计量，并进一步加总为平均处理效应。基于上述三种估计方法的估计结果表明，与图 2、图 3 的事件分析法结论一致，在事前仅极少数时期的估计系数显著，而在事后多期系数显著为正^①，这进一步佐证了本文结论的可靠性。

(六) 更换被解释变量

除上述基于回归反推法所测算的出口产品质量外，本文改变出口产品质量的测算方式，以确保所得结论稳健。由于在回归反推法的测算过程中，出口产品价格与出口产品质量成正比 (Manova and Zhang, 2012)^[27]，因此使用行业的平均出口价格作为出口产品质量的代理变量是合理的。具体地，本文使用 HS4 分位行业产品的平均单位价值量 (*lnmeanprice*) 和以出口额为权重的加权单位价值量 (*lnweight-price*)。替换式 (1) 中的被解释变量，并重新进行实证检验，所得回归系数均在 1% 水平上显著为正。即在更换出口产品质量的测算方式后，仍然观测到了由产业链“链长制”实施所带来的显著促进效应。

四、拓展分析与影响机制检验

(一) 异质性分析

1. 分地理区位回归

考虑到国内不同地区在“链长制”实施阶段、贸易分工、产业链价值链位置等方面存在较为明显的差异，为考察产业链“链长制”对不同地区出口产品质量的异质性影响，本文按照省份所属地理区位将其分为东部地区、中部和东北部地区、西部地区^②，并重新进行相关检验，回归结果如表 3 所示。

从分地理区位回归结果可以看出，产业链“链长制”的出口产品质量效应在东部地区最为显著，在中部及东北部地区次之，在西部地区尚不显著。作为这一制度的先行者，东部地区产业链“链长制”实施时间相对较早，所取得的政策执行经验更为丰富，配套措施更为完善，能够更为明显地发挥产业链“链长制”的积极效应，同时完善其不足之处。与此同时，东中部等地区具有一定地区发展基础，同时存在明显成长空间的战略性重点产业较为集中，产业链“链长制”带动了这些重点行业的良性发展。而由于西部地区的实施时间相对较晚，相关措施积极效

^①限于篇幅，相关回归结果查阅同前。

^②参照国家统计局的划分标准，东部地区包含北京、天津、河北、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、海南；中部地区包含山西、安徽、江西、河南、湖北、湖南；西部地区包含内蒙古、广西、重庆、四川、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆；东北部地区包含黑龙江、吉林、辽宁。

应仍需更长时间来显现。

表3 分地理区位回归结果^①

变量	(1)	(2)	(3)
	东部	中部及东北部	西部
	<i>Qua</i>	<i>Qua</i>	<i>Qua</i>
<i>chain</i>	0.0086 ^{***} (0.002)	0.0056 ^{**} (0.003)	0.0061 (0.004)
控制变量	是	是	是
N	309 020	175 148	138 936
adj. R ²	0.723	0.573	0.528

2. 分行业类型回归

除地理区位层面的异质性外,参照吕越和尉亚宁(2020)^[28]的分类标准,本文根据产品的生产要素含量,将所涉行业分为劳动密集型、资本密集型和技术密集型三种类型,并按Brandt等(2017)^[29]所提供的对照表匹配至HS2017,以考察产业链“链长制”对出口产品质量的效应是否具有行业间的异质性。结果表明,核心解释变量*chain*的回归系数均至少在5%的水平上显著为正。在控制其他相关经济特征后,产业链“链长制”所发挥的积极效应在资本密集型行业最为明显,在劳动密集型和技术密集型行业中大致相同。除了按产品要素含量分类外,借鉴Nunn(2007)^[30]的测算思路,本文将出口产品分为低契约密度和高契约密度两组,以考察不同契约密度产品间,“链长制”的出口产品质量效应是否存在差异性。回归结果表明,核心解释变量*chain*的回归系数均显著为正,但对低契约密度出口产品的质量提升效应高于高契约密度出口产品,以上结论进一步验证了基准回归结果的稳健性^②。

(二) 机制检验

针对前文提出的影响机制假说,本文通过引入交互项,设计如下实证方程加以检验:

$$Qua_{ijt} = \alpha + \beta chain_{it} + \theta chain_{it} \times mec_{i(j)t} + \delta mec_{i(j)t} + X_{it} \gamma + \lambda_t + \psi_i \times \eta_j + \lambda_t \times \eta_j + \varepsilon_{ijt} \quad (3)$$

其中, $mec_{i(j)t}$ 为省份(省份—行业)层面的机制变量,其他变量含义同式(1)。结合上文所提出的研究假说,本文从带动产业集聚,优化营商环境,完善政策支持,促进地区创新四个角度分析其作用机制。

^①表中回归已同时控制时间、省份×行业、时间×行业固定效应,后续回归如无特殊说明,也均控制了这三种固定效应。

^②限于篇幅,相关回归结果查阅同前。

1. 产业集聚

作为产业协同发展的重要表现,地方产业集聚能有效带动出口产品质量上升。与此同时,“链长制”的制度安排发挥了推进产业协同以及产业内部、上下游产业间的良性发展,进而实现规模经济的重要作用。本文对这一作用机制的完整性加以验证。具体地,借鉴苏丹妮等(2018)的指标构建思路,本文选用区位熵测算地方产业的集聚水平,具体测算方式如式(4)所示。其中, agg_{ijt} 为 t 时期当月 i 省HS4分位行业 j 的区位熵, Ex_{ijt} 为 t 时期 i 省 j 行业的出口额, agg_{ijt} 取值越大,代表该行业越集聚,反之则该行业分布越分散。

$$agg_{ijt} = \frac{Ex_{ijt} / \sum_i Ex_{ijt}}{\sum_j Ex_{ijt} / \sum_i \sum_j Ex_{ijt}} \quad (4)$$

考虑到该指标为基于单一省份—产品层面的月度指标,存在较大的波动性,为平滑该指标,本文进一步对其进行离散化处理。具体地,将 agg_{ijt} 由高到低分为10组,并对应虚拟变量1至10($agg1_{ijt}$),以及由高到低分为5组,并对应虚拟变量1至5($agg2_{ijt}$),以确保结果稳健。基于所测算的两类产业集聚指数,表4报告了相应的回归结果。可以看出,交互项 $chain \times agg1$ 、 $chain \times agg2$ 的系数均在1%水平上显著为正,这意味着产业链“链长制”通过产业集聚发展,带动了地方产业出口产品质量的上升,与其培育产业发展动能的重要内涵相符。

表4 产业集聚机制检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Qua</i>	<i>Qua</i>	<i>Qua</i>	<i>Qua</i>
$chain \times agg1$	0.0021*** (0.000)		0.0023*** (0.000)	
$chain \times agg2$		0.0035*** (0.001)		0.0040*** (0.001)
控制变量	否	否	是	是
N	637 997	637 997	637 997	637 997
adj. R ²	0.642	0.641	0.642	0.641

2. 营商环境

优化地区营商环境是产业链“链长制”制度设计的重要目的之一,而在内涵上,良好的营商环境能有效提升企业产品质量。一方面,完善的营商、市场机制能够使企业在原材料和劳动力市场更为有效地获取生产要素,从而高效组织产品生产;另一方面,市场通过价格机制使企业更加追求管理能力的提升,从而提升其产品质量。与此同时,营商环境的不断完善能够放大其他出口产品质量决定因素的效应,如中间品进口、FDI等的积极作用。基于这一经济逻辑,本文考察相应的作用渠道。具体地,引入 $business$ 代表地区的营商环境水平,对应数据来自张三保和张

志学 (2022)^[31] 所构建的中国分省份营商环境指数。为确保所得结论的可信性, 本文将其进一步更换为地区市场化水平 *market*, 相应数据来自中国分省份市场化指数数据库。*business*、*market* 取值越大, 代表地区市场化程度越高, 营商环境越好。回归结果表明, *chain*×*business*、*chain*×*market* 的系数均至少在 10% 的水平上显著为正, 即存在产业链“链长制”的实行推动地方市场建设、营商环境的完善, 进而带动产业出口产品质量上升的作用路径^①。

3. 政策支持

地方政府在实施“链长制”后, 采取了更为积极的产业鼓励政策, 这些政策的实施可以有效提升企业的生产效率, 同时增强相关投资、创新主体的信心。政府的相关配套措施, 如就业指导、人才引进、税收减免、租金优惠等也会降低企业的生产成本, 提升企业的经营能力, 进而对企业在国际市场的长期竞争力产生积极效应; 此外, 经济基础设施的逐步完善降低了企业的运输、信息搜寻成本, 提高了相同生产条件下的价格竞争优势。对此, 本文采用 *solidpolicy*、*lnloan*、*loanrate* 三种指标测度地方政府政策支持力度。具体地, *solidpolicy* 代表各省月度工业用地交易笔数 (百件), 相应数据选取自中国土地市场官网。作为企业开展日常生产、经营活动的重要依托, 土地可获得性能够有代表性地体现地方政府对地方企业发展的政策支持。*lnloan* 代表各省月度存贷款余额之和的自然对数, *loanrate* 代表各省当年存贷款余额之和与 GDP 的比值, 具体数据均选取自中国人民银行。表 5 报告了相应的回归结果, 可以看出, 各交互项系数均至少在 5% 水平上显著为正, 这意味着地方产业链“链长制”的实行显著通过相关产业配套措施、服务的完善, 促进了地方出口产品质量的提升。

表 5 政策支持机制检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>Qua</i>	<i>Qua</i>	<i>Qua</i>	<i>Qua</i>	<i>Qua</i>	<i>Qua</i>
<i>chain</i> × <i>solidpolicy</i>	0.0046*** (0.001)			0.0043*** (0.001)		
<i>chain</i> × <i>lnloan</i>		0.0192*** (0.002)			0.0217*** (0.002)	
<i>chain</i> × <i>loanrate</i>			0.0149** (0.006)			0.0342*** (0.006)
控制变量	否	否	否	是	是	是
N	604 423	637 997	597 245	604 423	637 997	597 245
adj. R ²	0.638	0.635	0.638	0.641	0.639	0.641

^①限于篇幅, 相关回归结果查阅同前。

4. 地区创新

产业链“链长制”借助一系列治理机制促进产业链协同发展，推动各产业链参与主体形成共同信念和一致行动。这有利于相应创新主体形成对未来创新收益的稳定预期，进而提高其从事创新活动的积极性，而相关产业技术支撑的增强会进一步对产业的健康发展产生积极影响。对此，本文将专利申请情况视为地区创新的衡量指标，结合专利数据库所提供的各省份专利申请的月度数据，验证产业链“链长制”推动地区创新，破解技术瓶颈，提升出口产品质量的作用机制。回归结果如表6所示，其中 $\ln invent$ 、 $\ln use$ 、 $\ln perform$ 分别代表各省发明专利、实用新型专利、外观设计专利月度申请水平的自然对数。

回归结果表明，发明专利和实用新型专利所带来的促进效应大致相同，均明显大于外观设计专利所带来的促进效应。其原因在于，外观设计专利的研发难度相对较低，且创新多体现在产品的造型、包装方面，因此对出口产品质量的提升效应相对较弱。相较而言，发明专利和实用新型专利更侧重于生产技术、流程的改进，对产品质量的提升更为明显。

表6 地区创新机制检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>Qua</i>	<i>Qua</i>	<i>Qua</i>	<i>Qua</i>	<i>Qua</i>	<i>Qua</i>
<i>chain</i> × $\ln invent$	0.0027*** (0.001)			0.0033*** (0.001)		
<i>chain</i> × $\ln use$		0.0025*** (0.001)			0.0024*** (0.001)	
<i>chain</i> × $\ln perform$			0.0012* (0.001)			0.0021*** (0.001)
控制变量	否	否	否	是	是	是
N	637 997	637 997	637 997	637 997	637 997	637 997
adj. R ²	0.635	0.635	0.635	0.638	0.638	0.638

五、结论及政策建议

首先，基准回归结果表明，部分省份探索性实施的产业链“链长制”显著推动了以国际竞争力为内涵的出口产品质量的上升，这为未来我国应对外部不确定性冲击，增强产业链供应链韧性，持续推进贸易高质量发展提供了可行方案。然而，目前产业链“链长制”在运行过程中仍存在一定的潜在困境，表现为在部分地区，作为“链长”的政府代替作为“链主”的企业，以行政手段代替市场功能，导致市场机制的正常运转受到干扰，市场主体的经营活力降低。与此同时，部分地区过

度强调本地产业链的完整性,对生产要素的正常流动施加限制。在下一阶段,政府应注重坚守自身在正常经济运行周期中的服务者与中立者角色,维护而非干扰产业链“链长制”借助市场机制所发挥的资源配置功能,同时加强区域协调,整合区域资源要素,降低要素流动壁垒,减少市场分割所导致的价格机制失灵,进而推动要素在区域间有序、合理流动。

其次,异质性分析表明,该促进效应在东部、中部地区较为显著,但在西部地区尚不明显,其背后与东中部地区较早行动,积累了较为丰富的制度经验有关。这要求其他地区在下一阶段迎头赶上,充分借鉴东部、中部地区的发展经验,同时结合自身优势产业与发展现状,精准针对自身产业发展的薄弱环节,推动产业链发展逐步完善。

最后,机制研究表明,产业集聚是产业链“链长制”发挥质量提升效应的重要途径。对此,在区域层面上,各地方政府应结合自身的区位优势、资源优势、科技优势、产业优势等,根据相关“十四五”战略性新兴产业发展规划的部署,在本地区选择基础较好的细分领域优先发展,推动区域战略性新兴产业的集聚。切忌盲目求全、没有重心,以达到错位发展的目的。

[参考文献]

- [1] 林淑君,倪红福. 中国式产业链链长制:理论内涵与实践意义[J]. 云南社会科学, 2022 (4): 90-101.
- [2] SCHOTT P K. Across-product versus Within-product Specialization in International Trade [J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 2004, 119 (2): 647-678.
- [3] HALLAK J C, SCHOTT P K. Estimating Cross-country Differences in Product Quality [J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 2011, 126 (1): 417-474.
- [4] KHANDELWAL A K, SCHOTT P K, WEI S J. Trade Liberalization and Embedded Institutional Reform: Evidence from Chinese Exporters [J]. *American Economic Review*, 2013, 103 (6): 2169-2195.
- [5] BAS M, STRAUSS-KAHN V. Input-Trade Liberalization, Export Prices and Quality Upgrading [J]. *Journal of International Economics*, 2015, 95 (2): 250-262.
- [6] 余森杰,张睿. 中国制造业出口质量的准确衡量:挑战与解决方法[J]. *经济学(季刊)*, 2017, 16 (2): 463-484.
- [7] 许家云,毛其淋,胡鞍钢. 中间品进口与企业出口产品质量升级:基于中国证据的研究[J]. *世界经济*, 2017, 40 (3): 52-75.
- [8] HUMMELS D, SKIBA A. Shipping the Good Apples Out? An Empirical Confirmation of the Alchian-Allen Conjecture [J]. *Journal of Political Economy*, 2004, 112 (6): 1384-1402.
- [9] ANWAR S, SUN S. Foreign Direct Investment and Export Quality Upgrading in China's Manufacturing Sector [J]. *International Review of Economics & Finance*, 2018, 54: 289-298.
- [10] 施炳展,邵文波. 中国企业出口产品质量测算及其决定因素——培育出口竞争新优势的微观视角[J]. *管理世界*, 2014 (9): 90-106.
- [11] 王孝松,周钰丁. 经济政策不确定性、企业生产率与贸易高质量发展[J]. *中国人民大学学报*, 2022, 36 (2): 8-23.

- [12] 刘志彪, 孔令池. 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 [J]. 山东大学学报 (哲学社会科学版), 2021 (1): 110-118.
- [13] 王曙光, 郑鸾, 梁爽. 中国工业化进程中的产业园区制度演进与模式创新 [J]. 改革, 2022 (5): 90-101.
- [14] 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 [J]. 中国工业经济, 2022 (7): 5-24.
- [15] ROSENTHAL S S, STRANGE W C. Evidence on the Nature and Sources of Agglomeration Economies [M]. Handbook of Regional and Urban Economics, Elsevier, 2004: 2119-2171.
- [16] ELLISON G, EDWARD L G, WILLIAM R K. What Causes Industry Agglomeration? Evidence from Coagglomeration Patterns [J]. American Economic Review, 2010, 100 (3): 1195-1213.
- [17] 苏丹妮, 盛斌, 邵朝对. 产业集聚与企业出口产品质量升级 [J]. 中国工业经济, 2018 (11): 117-135.
- [18] KASAHARA H, RODRIGUE J. Does the Use of Imported Intermediates Increase Productivity? Plant-level Evidence [J]. Journal of Development Economics, 2008, 87 (1): 106-118.
- [19] 刘宏, 刘玉伟, 陈宇旺. 外商直接投资、营商环境与出口产品质量升级 [J]. 当代财经, 2020 (11): 100-112.
- [20] BECK T, LEVINE R, LEVKOV A. Big Bad Banks? The Winners and Losers from Bank Deregulation in the United States [J]. The Journal of Finance, 2010, 65 (5): 1637-1667.
- [21] ROBERTS M J, XU D Y, FAN X, et al. A Structural Model of Demand, Cost, and Export Market Selection for Chinese Footwear Producers [R]. NBER Working Paper Series, 2012, No. 17725.
- [22] CAI X, LU Y, WU M, et al. Does Environmental Regulation Drive away Inbound Foreign Direct Investment? Evidence from a Quasi-natural Experiment in China [J]. Journal of Development Economics, 2016, 123: 73-85.
- [23] GOODMAN-BACON A. Difference-in-Differences with Variation in Treatment Timing [J]. Journal of Econometrics, 2021, 225 (2): 254-277.
- [24] SUN L, ABRAHAM S. Estimating Dynamic Treatment Effects in Event Studies with Heterogeneous Treatment Effects [J]. Journal of Econometrics, 2021, 225 (2): 175-199.
- [25] CALLAWAY B, SANT' ANNA P H C. Difference-in-Differences with Multiple Time Periods [J]. Journal of Econometrics, 2021, 225 (2): 200-230.
- [26] BORUSYAK K, JARAVEL X, SPIESS J. Revisiting Event Study Designs: Robust and Efficient Estimation [J]. ArXiv Preprint ArXiv: 2108.12419, 2021.
- [27] MANOVA K, ZHANG Z. Export Prices Across Firms and Destinations [J]. The Quarterly Journal of Economics, 2012, 127 (1): 379-436.
- [28] 吕越, 尉亚宁. 全球价值链下的企业贸易网络和出口国内附加值 [J]. 世界经济, 2020, 43 (12): 50-75.
- [29] BRANDT L, JOHANNES V B, WANG L H, et al. WTO Accession and Performance of Chinese Manufacturing Firms [J]. American Economic Review, 2017, 107 (9): 2784-2820.
- [30] NUNN N. Relationship-Specificity, Incomplete Contracts and the Pattern of Trade [J]. Quarterly Journal of Economics, 2007, 122 (2): 569-600.
- [31] 张三保, 张志学. 中国省份营商环境研究报告 (2022) [R]. 北京大学—武汉大学营商研究联合课题组报告, 2022.

Does the “Chain Chief System” in the Industrial Chain Enhance High-quality Development of Local Trade

ZHOU Yuding WANG Xiaosong CAI Lulu

Abstract: In the face of the increasingly complex global economic and trade environment, the pursuit of high-quality trade development, with a focus on enhancing the international competitiveness of products, has reached unprecedented levels. In recent years, some provinces have taken the initiative to implement the “chain chief system” as a means to upgrade and improve local industries. This paper employs the difference-in-differences method and monthly customs micro trade data from 2017 to 2021 for each province, aiming to empirically examine the impact of the “chain chief system” on the quality of export products. Our findings reveal that the “chain chief system” has significantly promoted the quality of export products, and we confirm the existence of this promotion effect through robustness tests such as the parallel trend test, placebo test, Goodman-Bacon decomposition, and others. Furthermore, heterogeneity analysis demonstrates that the promotion effect is most pronounced in eastern regions and has a broad application across different types of products. Mechanism tests indicate that driving industrial agglomeration, optimizing the business environment, promoting regional innovation, and implementing supportive policies are the four critical pathways through which the “chain chief system” plays a positive role. These research conclusions provide empirical evidence for China to comprehensively and deeply promote the “chain chief system” in the industrial chain in the next stage, and to enhance the high-quality development of the industrial chain and global value chain.

Keywords: “Chain Chief System” in the Industrial Chain; Export Product Quality; Difference-in-Differences Method; Industrial Agglomeration

(责任编辑 张晨烨)