

中国供应链生态系统发展质量提升机制研究

王 静

(西北政法大学商学院, 陕西 西安 710122)

摘 要: 基于 2010—2020 年 G20 国家的面板数据, 运用 OLS 回归模型和 Driscoll - Kraay 标准差固定效应模型, 从空间格局综合视角探讨中国供应链生态系统发展质量提升的驱动因素及其作用机制。研究表明: 中国供应链生态系统环境监管存在明显的滞后效应, 提高技术水平与制度水平是实现中国供应链生态系统发展质量提升的有效手段; 中国供应链生态系统环境监管的滞后效应在监管内因、外因、功能 3 个层面呈现出显著的空间异质性特征。机制检验表明, 提高技术水平与制度水平能够通过数字驱动增长效应和协同创新攀升效应两条路径来促进中国供应链生态系统发展质量提升, 实现供应链治理能力现代化目标。

关键词: 供应链生态系统发展质量; 环境监管; 滞后效应; 协同提升机制

中图分类号: F062.2 **文献标识码:** A **文章编号:** 1005 - 0566(2024)06 - 0033 - 10

Research on quality improvement mechanism of supply chain ecosystem development in china

WANG Jing

(School of Business, Northwest University of Political Science and Law, Xi'an 710122, China)

Abstract: Based on the panel data of G20 countries from 2010 to 2020, this paper uses OLS regression model and Driscoll-Kraay standard deviation fixed effect model to explore the driving factors and mechanism of improving the development quality of China's supply chain ecosystem from a comprehensive perspective of spatial pattern. The results show that the environmental supervision of China's supply chain ecosystem has obvious lag effect, and improving the technical level and institutional level is an effective means to improve the development quality of China's supply chain ecosystem. The lag effect of China's supply chain ecosystem environmental regulation shows significant spatial heterogeneity in three aspects: internal, external and functional. The mechanism test shows that the improvement of technology level and system level can promote the improvement of the development quality of China's supply chain ecosystem and realize the modernization of supply chain governance capacity through the two paths of digital-driven growth effect and collaborative innovation climbing effect.

Key words: quality of supply chain ecosystem development; environmental regulation; hysteresis effect; collaborative promotion mechanism

在当前逆全球化及全球产业链供应链加速重构中, 面临着越来越激烈的国家实力竞争、越来越复杂的社会经济矛盾和生态环境问题。不仅涉及

系统风险下的供应链生态系统质量提升机制, 还触及非系统风险下的供应链生态系统问题, 如意识形态风险、政治风险、军事风险等的影响, 呈现

收稿日期: 2023-08-06 修回日期: 2024-04-01

基金项目: 国家社会科学基金西部项目“新形势下我国产业链供应链安全稳定战略研究”(22XJY028)。

作者简介: 王静(1970—), 女, 陕西西安人, 博士, 马克思主义理论博士后, 管理科学与工程博士后, 西北政法大学商学院三级教授, 博士研究生导师, 研究方向为产业经济学、物资经济学、生态经济学、物流与供应链管理、应急管理。

出“短链化”“本地化”“多元化”“分散化”“绿色化”等发展趋势,进一步加速了全球价值链布局调整。“短链化”由于发达国家政策调整愈发谨慎关键技术输出,加剧了中国产业链供应链的“卡脖子”问题。“本地化”由于发达国家推动“再工业化”推动高端制造业“回流”本土,导致了中国产业链供应链面临转移风险攀升。“多元化”由于中美经贸摩擦持续升级,跨国企业采取“中国+1”或“中国+X”的产业多元化布局,致使中国产业链供应链面临经济效益和治理风险。“分散化”由于对外依存度高、消费占全球比重高暴露出全球产业链供应链过度集中引发的“断点”脆弱性和“断供”风险性,加剧了中国产业链供应链安全风险的威胁,加大了全球产业链供应链地缘政治风险。“绿色化”由于国际经贸投资规则深刻变化,尤其是俄乌战争导致全球能源投资体系出现重大转向,加速全球范围内的能源绿色低碳转型步伐,进而使中国产业链供应链安全稳定面临全新重大考验。

因此,在全球产业链供应链强烈的冲击下,中国对全球产业链供应链的关注重心从“效率”转向“安全”,从“非系统风险下的供应链生态系统问题”深入到“系统风险下的供应链生态系统质量提升机制”,中国急需通过技术与制度创新等多元途径加快中国供应链生态系统发展质量提升,推进绿色低碳、协同创新、韧性和安全的全要素驱动型经济增长方式转变,实现国家治理体系和治理能力现代化的战略目标。目前,在我国加快构建“双循环”新发展格局大背景下,一个值得深入思考的重要问题就是如何在推进对内高质量发展与外高水平开的过程中提升供应链生态系统发展质量确保我国供应链生态系统安全发展?更进一步地,供应链生态系统环境监管是否存在滞后效应以及是否具有异质性特征,其因素和作用是否存在呢?此外,有哪些路径可以推进我国供应链生态系统环境监管走向现代化治理,进而维护我国产业链供应链安全稳定?因此,本文以空间格局综合视角,全面探讨中国供应链生态系统发展质量提升的驱动因素及其作用机制,对新常态下我国生态文明建设、国家现代化建设、长治久安和兴旺发达具有重要意义。

从文献来看,与本文相关的研究主要沿着两

条脉络展开。第一条脉络主要关注非系统风险下的供应链生态系统问题,侧重于社会经济韧性在空间经济学领域的理论基础研究,形成了概念与理论研究阶段^[1]。第二条脉络聚焦于系统风险下的供应链生态系统影响,更加侧重于实体经济韧性在空间经济学领域的实践应用研究,这种空间不仅包括区域空间,还推广到不同的产业空间,共同引入区域经济学、产业经济学、生态经济学的理论中,逐渐形成了比较有影响的探索与实证研究阶段^[2-3]。实体经济作为现代经济核心,其内部产生的系统风险会对社会经济产生深远影响。系统风险下的供应链生态系统发展成为风险研究领域^[4]的核心问题,有效地度量 and 甄别系统风险下的供应链生态系统影响因素关系到环境监管政策的选择与安排。关于供应链生态系统环境监管的讨论,国内外都有一些理论拓展和实证研究,主要可以归为以下两类。第一类是运用产业数据的收集对绿色供应链监管及其绩效评价的问题进行实证研究。Srinivasan 等^[5]基于绿色制造建立供应链环境监管指标。Sarkis^[6]利用网络分析法评估绿色供应链监管绩效。张少华等^[7]基于行业面板数据分析我国环境污染影响。第二类是从监管涉及的企业责任主体角度考察对供应链生态系统环境质量的影响进行研究。Currie 等^[8]提出有害排放企业的营业和关闭对附近房屋价值及企业环境质量有显著的负向影响。Cicala^[9]则认为放松监管对供应链生态系统环境质量的改善更为有利。许松涛等^[10]研究了环境监管与重污染行业的投资效率问题。黄群慧^[11]、王静^[12]、杨丹辉^[13]、张其仔^[14]分别提出了产业链供应链安全稳定新挑战与新路径,参与全球绿色治理推动全产业链优化升级。

综上文献,发现以往的研究大多关注了供应链生态系统监管的必要性,肯定了供应链生态系统监管程度提高对供应链发展的积极影响。然而,在新的国内外宏观环境下,国际关系复杂多变及不确定性风险冲击影响了供应链生态系统环境监管检验的有效性,忽视了供应链生态系统环境的监管效果。此外,现有文献缺乏对空间异质性地中国供应链生态系统发展质量提升的驱动因素及其作用机制的全面探讨,忽视了空间维度上动态演变特征。为此,本文基于空间格局综合视角,

将空间异质性纳入考察后,从提高技术水平与制度水平的数字驱动增长效应和协同创新攀升效应两条路径出发,阐明了中国供应链生态系统发展质量提升的形成机制,并使用 G20 国家样本数据对中国供应链生态系统环境监管的滞后效应进行实证检验,探索中国供应链生态系统发展质量提升机制,实现供应链治理能力现代化目标,为培育中国产业链供应链国际竞争优势做出贡献。

一、理论基础与特征事实分析

(一) 理论基础

关于供应链生态,本文从生态角度强调运用生态思维确保经济行为活动中链内物质流和能量流对环境的危害最小,其实质是通过供应链整体协调优化、局部协调优化达到降低链间各个节点企业对环境的影响目的。与传统供应链“开路循环”形态相比供应链生态从生态角度体现的优点是“闭环回路”形态,链间各个节点企业相互供需关系体现在中上游企业与下游企业生产的产品以及废弃物。因此,对中国供应链生态系统发展质量提升机制研究,首先需要构建一个理论框架来进行分析。

1. 供应链生态系统环境质量对供应链生态系统健康水平的影响

环境对于健康的影响过程包含了污染、暴露以及计量反映函数 3 个关键要素^[15]。因此,环境污染对供应链生态系统健康水平的影响和危害,是供应链生态系统环境质量监管与治理的核心议题,是基于整个社会、生态系统的视域综合考量人类与自然健康可持续发展问题。为此,本文将聚焦于环境质量的环境污染度值,分析其对于供应链生态系统健康水平的影响。

在现有的研究中,未能真正解释中国供应链生态系统环境质量对于供应链生态系统健康水平影响的严重性和相对性。基于此,本文将采用统计、比较的方式,通过 G20 国家的面板数据分析,衡量这一问题的普遍情况,进而考察中国情境下的特殊性,特别是中国供应链生态系统环境的健康问题变化发展趋势,能够对中国供应链生态系统发展质量现实情况作出较为准确的判断。

2. 供应链生态系统环境监管对供应链生态系统环境质量的影响

供应链生态系统环境监管与供应链生态系统

环境质量之间存在一定的逻辑关系;供应链生态系统环境监管能够在一定程度上减缓供应链生态系统环境质量的恶化^[16]。因此,供应链生态系统环境质量也在一定程度上取决于供应链生态系统环境监管的水平。因而,本文对于中国供应链生态系统环境监管绩效的评价,因循这一思路,将中国的个案还原到国际整体趋势中进行分析。首先,依旧以 G20 国家为样本,观察此类国家在一定时期内的供应链生态系统环境监管水平与供应链生态系统环境质量变化情况;然后,分析供应链生态系统环境监管水平对于供应链生态系统环境质量的影响情况,强调制度作用的同时,还需要将技术水平作为供应链生态系统环境监管的重要内容纳入其中,对供应链生态系统环境监管绩效做出真实的判断。

根据中国和 G20 国家总体样本的分析,并结合具体的影响变量,对二者间的差异进行分析,既要判断供应链生态系统环境监管水平,包括技术水平和制度水平,同时也要考量其他影响因素,如城镇化水平、工业化水平和能源消费等,是否导致了二者间的差异。

3. 供应链生态系统环境监管走向现代化治理的成因与机理

供应链生态系统环境监管是为了实现供应链生态系统环境治理绩效的提升,即供应链生态系统健康水平和环境质量的改善,全面实现供应链生态系统发展质量的提升。监管滞后性问题的探究,首先需要明确为什么“监管”、为谁“监管”、如何“监管”的问题,进而设计出具有安全性、有效性、高质量及高性能的“治理”新工具、“治理”新标准或“治理”新方法。判断得出供应链生态系统环境监管走向现代化治理的具体成因与实现机理分析上,必须还原到中国转型经济的语境中,考察为什么会出现这种供应链生态系统环境监管滞后效应的现象,特别是对相关重点影响因素的研判和探究。

因而,本文对供应链生态系统环境监管走向现代化治理的结构性成因和形成机理予以深度剖析,基于微观和宏观两条主线建构分析框架,有效地建立供应链生态系统发展质量提升机制,实现中国供应链生态系统治理现代化提供科学的依据。

(二)特征事实

1. 供应链生态系统健康水平和环境质量波动引致监管程度变动

健康水平变动对环境质量有着显著影响,随着系统的健康水平增加,环境质量会显著增加,监管程度的提高则需要从环境技术专利扩散数量和环境税占总税收比重来衡量^[17]。从表 1 可以看

到,无论采用哪种方法衡量供应链生态收益率的平均值,上游中心地区供应链生态收益率的平均值都显著较高。

本文以煤炭开采和洗选业为例,从 SVAR 分析可知,健康水平提高会促进环境质量增加,并推动整个行业的供应链生态系统环境监管程度的提升。

表 1 供应链生态聚集程度及生态收益率的统计分析

主要类型	形态特征	空间分布	观测值	收益率_OP 平均值	收益率_OP 标准差	收益率_LP 平均值	收益率_LP 标准差
煤炭开采和洗选业	复合型	上游中心地区	14 216	3. 704	1. 213	6. 268	1. 129
		下游外围地区	87 054	3. 662	1. 184	6. 253	1. 120
黑色金属冶炼和压延加工业	主导型	上游中心地区	12 631	3. 654	1. 209	6. 257	1. 117
		下游外围地区	73 283	3. 614	1. 173	6. 242	1. 119
石油加工、炼焦及核燃料加工业	混合型	上游中心地区	13 509	3. 632	1. 098	6. 246	1. 105
		下游外围地区	69 751	3. 592	1. 164	6. 231	1. 108
通信设备、计算机及其他电子设备制造业	专业型	上游中心地区	89 382	3. 589	1. 143	6. 241	1. 120
		下游外围地区	95 117	3. 538	1. 129	6. 231	1. 115
仪器仪表及文化、办公用机械制造业	多样型	上游中心地区	89 879	3. 574	1. 142	6. 294	1. 143
		下游外围地区	95 252	3. 535	1. 134	6. 216	1. 113

注:只保留了工业制造企业。
资料来源:根据 2010—2020 年的国民经济和社会发展统计数据整理计算得到。

2. 供应链生态系统健康水平和环境质量受监管政策的影响

供应链生态系统健康水平和环境质量波动会显著影响监管程度,同时两者又受到监管政策的显著影响。表 2 反映了在 2010—2020 年期间,政府实施的以技术水平和制度水平为特征的环境监管政策,会影响供应链生态系统健康水平和环境质量,最终对整个供应链生态系统安全产生重要影响。

表 2 环境监管相关政策

技术水平: 环境技术专利的扩散数量	制度水平: 环境税占总税收的比重
2020 年全球专利申请量增长 4%,中国专利申请量同比增长 16.1%,以 68 720 件稳居世界第一,成为 G20 国家中的领头羊	G20 国家中环境税比重最高的 3 个国家分别是土耳其、印度和韩国,其环境税占本国总税收比重为 10% 以上
“十三五”以来,中国对于环境监管力度的加强,增加了企业对环境技术的采用率。从 2010 以来的年均环境技术专利扩散数量看,中国环境监管技术水平已形成了飞速提升趋势	2016 年前,中国环境税比重基本维持在 5% 左右,2016 年后,环境税比重达到 8% 左右,在 G20 国家中位居第五。中国环境监管制度水平也以较快的速度发展

资料来源:《世界知识产权组织:2020 年中国专利申请量以 68720 件稳居世界第一》[https://baijiahao. baidu. com/](https://baijiahao.baidu.com/),2021-03-02。

通过以上典型事实的直观描述,表明中国供应链生态系统健康水平、环境质量、监管程度具有一定的关联性,能够较为客观、真实地反映中国供应链生态系统发展质量的变化情况。本文初步认为政府的监管政策会对供应链生态系统健康水平

和环境质量以及供应链生态系统环境监管程度产生重要影响。据此,提出两个基本问题:第一,中国供应链生态系统环境监管是否存在滞后效应以及是否具有异质性特征?第二,能否通过数字驱动增长效应和协同创新攀升效应两条路径来促进中国供应链生态系统发展质量提升以实现供应链治理能力现代化目标?本文拟对上述问题做出解释,为探索中国式现代化产业链供应链安全稳定发展提供了全新的审视视角。

二、检验方法与数据说明

(一)检验方法

本文采用比较研究、制度分析以及嵌套分析方法。比较研究中“嵌套分析”(Nested Analysis)方法能为因果推论提供更可靠的依据。在具体的计量分析中,基于 G20 国家 2010—2020 年的样本数据,本文将从空间格局综合视角出发,分别考察中国供应链生态系统环境监管程度、供应链生态系统健康水平以及供应链生态系统环境质量状况相互之间的关系,并采用 OLS 回归模型、Driscoll-Kraay 标准差固定效应线性模型等不同的计量工具,对三者之间的匹配关系及影响程度进行深入分析,从而有效地识别出 G20 国家的范围内主要变量之间的相互关系,从而对“中国供应链生态系统发展质

量”问题的性质予以确证。

(二)数据来源与指标设定

本文旨在反映中国供应链生态系统发展质量动态发展特征的真实关系,对于中国供应链生态系统发展质量水平提升的衡量,中国目前尚无官方统计指标与资料。因此,选取 2010—2020 年的 G20 国家为分析样本,提炼出中国的供应链生态系统环境监管程度的客观标准、影响因素与形成机理。根据聂辉华等^[18]已有的研究,本文只保留了工业制造企业。为计算行业供应链生态系统健康水平,使用了《中国投入产出表》计算闭环供应链生态收益率的比例,平减指数来源于国研网数据库。因此,在研究指标的设定上,本文选取了供应链生态系统健康水平、供应链生态系统环境质量、供应链生态系统环境监管技术水平与制度水平以及其他控制变量构建计量模型。

1. 被解释变量:供应链生态系统发展质量水平的衡量指数

(1)供应链生态系统健康水平。即健康水平的指标选取,应能够“反映有意义的健康状况的各个方面”并“以适当的精确度进行测度”。评价指标中前者包括:闭环供应链生态收益率等,而后者主要指特定的包装材料与废料回收率、废旧产品再制造企业数量等,以环境污染为例,最为关心的就是再制造与回收率。两者从不同角度衡量了供应链生态系统健康水平和状况,测量较为客观、精确。原始数据来源于 Wind 数据库中 G20 国家及中国工业企业数据库的数据。包括总体的闭环供应链生态收益率、上游制造商的闭环供应链生态收益率、下游零售商的闭环供应链生态收益率、包装材料与废料回收率、废旧产品再制造企业数量,时间跨度为 2010—2020 年。

(2)供应链生态系统环境质量。随着中国经济增长的加速、人均收入的提升,环境污染的类型也逐渐发生着变化,当前能直接反映供应链生态系统环境质量状况的指标是环境污染的程度,主要的大气污染、空气质量都能够综合地表征供应链生态系统环境质量。原始数据来源于耶鲁大学环境法规政策中心等联合发布的环境绩效指标,该数据库通过对空气、生态系统、能源等细分指标加权合成取得最终指数值。

2. 核心解释变量:供应链生态系统环境监管程度的衡量指数

(1)技术水平。重点选择“环境相关技术专利的扩散数量”,这一指标能够反映跨国扩散投入市场,该技术越多说明该国环境监管的技术水平越高。

(2)制度水平。重点选择“环境相关税收在总税收中所占的比重”。这一指标能够阐明环境保护与经济增长发展的相关性,该比值越高则反映了监管力度越强。

本文对中国供应链生态系统环境监管程度的分析,主要包含技术水平和制度水平两个维度,现有文献选取了大量不同的衡量人力、物力、财力等方面的投入指标,不能真实客观地反映监管力度和水平,应尽可能地关注技术的实际应用状况和制度的落实情况^[19]。因此,“环境技术的采用程度”和“环境税的缴纳入库额度”将是两个较为理想的指标变量。同时,本文所选取的 G20 国家样本中,不同国家间环境监管程度衡量的差异较大,采用监管对象的“合规”程度,这两个指标从信度和效度上具有明显的优势。关于这两个指标的数据,将参考 OECD 数据数。两个指标的时间跨度都是 2010—2020 年。

3. 其他控制变量

在衡量以上主要变量之间关系时,必须考虑其他相关因素的影响,包括城镇化水平、工业在国民经济中所占的比重以及能源消费等要素,从而全面地识别出不同变量之间的关联度。

关于城镇化水平的相关文献认为其对于空气质量的影响是负面的,城镇化水平往往与供应链生态系统环境质量之间呈现出高度的正相关性。而工业在国民经济中所占比重的负面影响则尤为突出,产业结构和能源消费结构等因素都对污染物的排放产生了非常强的负面效果,进而影响了供应链生态系统的健康。分别用城镇人口比重、工业产值比重、人均能源消费、人均 GDP,来衡量城镇化水平、工业化水平、能源消费水平、经济发展水平,这些数据主要来自于世界银行数据库。

(三)内生性检验及相关处理

考虑到供应链生态系统环境监管程度和供应链生态系统发展质量水平之间可能存在双向因果

关系,因此进行了内生性分析。使用 Hausman 检验结果 P 值为 0.000,在一定程度上消减了内生性问题造成估计的结果偏误^[20]。此外,为避免全样本进行回归时同样出现的内生性问题,本文新建分样本较好剔除了“空间集聚”程度带来的影响效应,进一步说明了研究结论具有较高的可信度和可靠性。

(四)样本说明与描述性统计

本文选取了 G20 国家(剔除欧盟,共 19 国)作为观测样本,考虑从正向供应链:上游制造商负责新产品的生产并批发→下游零售商销售给市场终端→到逆向供应链:上游制造商负责废旧产品的回收与再制造。重点考察主要变量:供应链生态

系统发展质量水平(供应链生态系统健康水平、供应链生态系统环境质量)、供应链生态系统环境监管程度(技术水平、制度水平)。其中:健康水平包括总体的闭环供应链生态收益率,以及上游制造商和下游零售商各自的闭环供应链生态收益率,主要观察包装材料与废料回收率和废旧产品再制造企业数量问题;环境质量选择了环境污染水平值,指代供应链生态系统环境质量问题;监管程度指标选用环境技术专利的扩散数量和环境税占总税收的比重,分别衡量监管的技术水平和制度水平。同时,为了更好地控制其他相关因素对结果的影响,将人均 GDP、人均能源消费等作为控制变量纳入考量,如表 3 所示。

表 3 描述性统计

变量名	观测值	均值	标准差	最小值	最大值	标准误	95% 置信区间	
1. 供应链生态系统发展质量水平指标								
(1)供应链生态系统健康水平 闭环供应链生态收益率(总体)	3 190	75.944	7.564	71.451	95.147	0.498	74.945	74.795
闭环供应链生态收益率(上游制造商)	3 190	78.764	7.456	72.976	97.442	0.509	77.563	79.566
闭环供应链生态收益率(下游零售商)	3 190	73.543	7.321	70.561	81.948	0.493	72.263	74.109
包装材料与废料回收率	3 190	47.283	21.457	9.232	91.215	1.407	44.653	50.952
废旧产品再制造企业数量	3 190	20.705	10.579	6.413	53.024	0.849	75.427	17.950
(2)供应链生态系统环境质量 环境污染度值	3 190	15.332	9.806	3.930	50.923	0.788	12.918	15.578
2. 供应链生态系统环境监管程度指标								
(1)技术水平 环境技术专利扩散数量(对数)	3 190	6.387	3.092	0.000	11.751	0.325	5.958	6.709
(2)制度水平 环境税占总税收比重	2860	6.958	3.948	-8.513	19.551	0.395	5.867	7.421
3. 其他控制变量								
人均能源消费	3 190	518.299	109.578	14.189	439.622	7.459	143.736	172.992
人均 GDP(对数)	3 190	9.977	1.355	6.285	12.121	0.094	9.569	9.609
城镇化率	3 190	73.921	15.803	29.608	93.081	1.109	72.267	75.575
工业比重	3 190	33.083	9.707	20.591	68.857	0.686	33.895	35.405

在上述变量中,由于环境技术专利扩散数量、人均 GDP 两组变量数据分布趋势有偏,经过对数处理后各个变量的均值都大于标准差,说明样本的分布不存在极端异常值,稳定性较强。而从标准误和 95% 置信区间看,各样本的数值分布较为合理,能够符合计量分析要求。因此,样本的选择较为可靠。

三、实证检验与结果分析

(一)模型计量分析

1. 模型建构

基于上述分析,将 $Health_{it_Quality_{it}}$ 作为因变量代表供应链生态系统发展质量水平,衡量当期的

供应链生态系统健康水平和环境质量, $Inpaten_{it}$ 、 tax_{it} 作为自变量分别代表供应链生态系统环境监管程度的技术水平和制度水平, $Inpaten_{it}$ 与 tax_{it} 做交乘建立计量模型进一步检验供应链生态系统环境监管程度对供应链生态系统发展质量的健康水平和环境质量的综合影响效应。

$$\ln Health_{it_Quality_{it}} = \beta_0 + \beta_1 Inpaten_{it} + \beta_2 tax_{it} + \beta_3 Inpaten_{it} \cdot tax_{it} + \beta_4 Inpergdp_{it} + \beta_5 urbanrate_{it} + \beta_6 indval_{it} + \beta_7 PerEnCom_{it} + U_{it} \tag{1}$$

实证样本采用 20100—2020 年 G20 国家(剔除欧盟,共 19 国)的面板数据,下标 i 表示国家, t

表示年份。其中,因变量 $\ln Health_{it} - Quality_{it}$ 代表供应链生态系统发展质量水平,具体指代供应链生态系统健康水平和环境质量;核心自变量 $Inpaten_{it}$ 代表供应链生态系统环境监管程度的技术水平,具体指代环境技术专利扩散数量,取对数形式。 tax_{it} 代表供应链生态系统环境监管程度的制度水平,具体指代环境税占总税收比重。 $Inpaten_{it} \cdot tax_{it}$ 代表供应链生态系统环境监管程度的技术水平与制度水平的交互项;人均 GDP ($Inpergdp_{it}$),城镇化率 ($urbanrate_{it}$),工业产值比重 ($indval_{it}$),取对数形式,人均能源消费量 ($PerEnCom_{it}$),以 Btu 为单位取对数形式。常数项 β_0 , 各变量的回归系数项 $\beta_i (i=1, \dots, 7)$, 随机扰动项 U_{it} , 与各解释变量都不相关。

根据 Hausman 检验,其结果 $P=0.000$, 所以适宜采用固定效应模型;对时间固定效应进行检验,模型不存在显著的时间固定效应,因而重点考察其个体固定效应。同时,对该模型的自相关和异方差问题进行检验;Wooldridge test 统计量为 42.393,拒绝自不相关,可以判断该模型存在较为明显的自相关性;Modified Wald test 统计量为 574.660,拒绝方差齐性,从而认为模型存在异方差。由此可见,该模型既存在自相关也存在异方差。因此,采用 Driscoll-Kraay 标准差线性模型克服上述问题,通过修正非参数时间序列协方差估计量,使模型无论在横向个体相关还是在纵向时间依从上都能实现稳健预测。

2. G20 全样本数据

为了更精确地识别供应链生态系统环境监管的技术水平和制度水平各自的作用程度,以及两者之间的相互关系和影响程度,分别将其纳入模型(1)、模型(2)和模型(3)中进行回归分析;同时,设定技术水平和制度水平的交互项,建立模型(4),用以考量两者的交互效应。鉴于供应链生态系统环境监管程度、供应链生态系统健康水平和环境质量之间可能存在着一定的反向因果关系,而且监管程度的影响往往需要一定时间才能发挥作用,为此,对所有自变量和控制变量指标作滞后效应处理,模型(5)、模型(6)、模型(7)和模型(8)分别是滞后 1~4 期的回归模型,分别考量供应链生态系统环境监管对于其后各年的供应链生态系统发展质量的健康水平和环境质量的影响程度,如表 4 所示。

从表 4 可以看出,作为核心自变量,技术水平对于系统健康水平和环境质量的改善作用直到滞后两期模型中才开始显现,而制度水平则直到滞后 4 期模型中方能发挥显著的作用。即第 t 年的技术水平要到第 $t+2$ 年可以呈现出显著的积极作用,而制度水平的作用则需要到 $t+4$ 年。伴随着滞后效应,技术水平和制度水平对于系统健康水平和环境质量的负向作用系数逐渐增强,同时,显著性也逐步提升。这一结果否定了自变量和因变量之间的反向因果关系,并解决了由其所导致的内生性问题。

表 4 供应链生态系统环境监管程度对供应链生态系统发展质量水平的影响(全样本)

解释变量	$\ln Health_{it} - Quality_{it}$							
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5) 滞后 1 期	(6) 滞后 2 期	(7) 滞后 3 期	(8) 滞后 4 期
$Inpaten_{it}$	-0.097 (0.053)	-	0.185 (0.116)	-0.016 (0.334)	-0.212 (0.159)	-0.584** (0.258)	-1.269*** (0.105)	-1.357** (0.272)
tax_{it}	-	0.289*** (0.064)	0.309*** (0.070)	0.212 (0.192)	0.168 (0.142)	0.144 (0.131)	-0.002 (0.087)	-0.126* (0.076)
$Inpaten_{it} \cdot tax_{it}$	-	-	-	0.019 (0.028)	0.020 (0.021)	0.019 (0.021)	0.035* (0.016)	0.046*** (0.003)
$Inpergdp_{it}$	0.032 (0.067)	0.038 (0.069)	0.039 (0.069)	0.041 (0.068)	-0.014 (0.059)	-0.039 (0.047)	-0.001 (0.039)	-0.029 (0.031)
$urbanrate_{it}$	0.232** (0.078)	0.314** (0.122)	0.316** (0.095)	0.323*** (0.095)	0.190* (0.094)	0.150 (0.116)	0.083 (0.075)	0.007 (0.070)
$indval_{it}$	0.187*** (0.054)	0.475*** (0.117)	0.483*** (0.120)	0.497*** (0.122)	0.446*** (0.121)	0.363* (0.147)	0.296** (0.126)	0.235** (0.079)
$PerEnCom_{it}$	0.031** (0.009)	0.044*** (0.008)	0.045*** (0.008)	0.042*** (0.007)	0.037*** (0.009)	0.030*** (0.006)	0.021*** (0.005)	-0.004 (0.013)
β_0	-13.320** (5.240)	-31.104** (10.702)	-32.527** (11.393)	-32.205** (11.894)	-18.671 (11.309)	-8.518 (12.744)	3.878 (9.164)	16.346* (6.874)
固定效应	有	有	有	有	有	有	有	有
Observations	3 190	2 560	2 560	2 560	2 100	1 770	1 600	1 430
Number of id	19	16	16	16	16	16	16	16

注:“***”表示 $p < 0.01$,“**”表示 $p < 0.05$,“*”表示 $p < 0.10$ 均有统计学意义;括号里的数值为稳健标准误差。

进一步比较两个核心自变量在各个模型中的作用:首先,从两者需要的时间看,技术水平在滞后两期时能够发挥显著的作用,发挥作用的时间较快,而制度水平的作用时间则更加的漫长,说明技术水平是直接作用,制度水平则是间接作用。其次,从两者的影响系数看,在每一个模型中,技术水平的系数都小于制度水平,特别是在模型(8)中,两者都呈现出显著的负向作用时,技术水平影响系数的绝对值明显大于制度水平,说明技术水平能够针对性地解决健康水平和环境质量问题,作用效果更强。

与核心自变量的变化趋势明显不同,控制变量对于因变量的影响则是逐渐地减弱,无论是人均 GDP、城镇化率、工业比重,还是人均能源消费等因素,随着时间的滞后作用,影响系数不断变小。说明此类因素作用时间较短,并对系统健康水平和环境质量产生显著的负面影响,是当期的重要决定因素。

(二)稳健性检验

进行检验采用以下回归方式:①通过变更自变量测度方式对主回归模型进行检验;②基于稳健性回归中常用的系统 GMM 方法对模型进行检验。检验结果支撑本研究核心结论。

1. 变更自变量测度

考虑由单一制造商与单一零售商组成的闭环供应链生态系统:上游制造商、下游零售商两个企业聚集程度及总体的闭环供应链生态收益率规模,距离越近,权重越大,如式(2)所示。

$$Weight_{i-p,t} = \frac{\max(TA_t) - |TA_{it} - TA_{pt}|}{\sum_{p=1}^N [\max(TA_t) - |TA_{it} - TA_{pt}|]}$$

(2)

式(2)中,第 t 期上游企业 i 和下游企业 p 之间欧式距离逆为 $\max(TA_t) - |TA_{it} - TA_{pt}|$,所有欧式距离逆加总为 $\sum_{p=1}^N [\max(TA_t) - |TA_{it} - TA_{pt}|]$ 。回归结果如表 5 第(5)列,加权平均的供应链生态系统其他非工业制造企业的健康水平和环境质量水平为 $liq_it\ weight$,该系数在 5% 的水平下显著为正,强支撑了核心结论的可靠性。

2. 系统 GMM 模型

在 G20 国家全样本、全样本中剔除中国非工

业制造企业的分样本中,选择 GMM 主要考虑到该方法在消除分样本偏误上存在明显的优势,由于核心自变量监管的技术水平、制度水平与因变量健康水平和环境质量水平之间存在双向因果关系以及遗漏变量问题,将滞后 1 期的健康水平和环境质量水平内生变量作为工具变量,这样只通过当期的供应链生态系统环境监管程度对供应链生态系统发展质量的健康水平和环境质量产生影响,符合工具变量的外生性假定,能够更好地检验模型的稳健性,如表 5 所示。

表 5 稳健性检验

解释变量	ln Health _{it} -Quality _{it} (当期效应)		ln Health _{it} -Quality _{it} (滞后效应)		weight (权重 IV)
	(1) 全样本	(2) 分样本	(3) 全样本	(4) 分样本	
lnHealth _{it} - Quality _{it} 滞后项 (上年度水平)	0.759 *** (0.043)	0.787 *** (0.074)	0.911 *** (0.038)	0.989 *** (0.057)	-
liq_it weight	-	-	-	-	0.361 ** (1.997)
Inpaten _{it}	0.979 ** (0.396)	-0.065 (0.275)	-0.320 (0.239)	-0.647 *** (0.240)	-0.040 (-0.734)
tax _{it}	-0.032 (0.053)	-0.046 *** (0.054)	-0.219 *** (0.067)	-0.193 *** (0.062)	0.056 (1.463)
Inpaten _{it} · tax _{it}	-0.012 (0.013)	0.016 (0.017)	0.033 *** (0.012)	0.051 *** (0.013)	0.587 (1.039)
Inpergdp _{it}	0.011 (0.028)	0.012 (0.009)	0.022 (0.018)	0.029 (0.021)	1.220 (1.385)
urbanrate _{it}	-0.159 *** (0.036)	-0.046 (0.051)	-0.053 * (0.029)	0.037 (0.032)	0.186 ** (2.420)
indval _{it}	0.135 *** (0.038)	0.048 ** (0.021)	0.159 *** (0.025)	0.064 ** (0.032)	0.098 ** (1.084)
PerEnCom _{it}	-0.004 (0.005)	0.001 (0.003)	-0.002 (0.005)	-0.001 (0.006)	-0.059 ** (1.054)
β ₀	4.069 (2.887)	4.160 (4.234)	3.244 ** (1.547)	-1.230 (2.345)	1.116 * (1.832)
固定效应	有	有	有	有	有
Observations	2 100	2 000	1 770	1 750	1 750
Number of id	16	15	16	15	15

注:“***”表示 $p < 0.01$,“**”表示 $p < 0.05$,“*”表示 $p < 0.10$;括号里的数值为稳健标准误差。

根据表 5 的回归结果,供应链生态系统健康水平和环境质量的滞后项,即上一年度对本年度的健康水平和环境质量也具有非常显著的影响,无论是 G20 全样本模型,还是剔除中国非工业制造企业分样本模型,以及考虑滞后期的模型,这一变量的影响效应都是非常显著的,说明当年的健康水平和环境质量对于之后的健康水平和环境质量影响十分显著,也说明健康水平和环境质量的改善需要较长的时间才能真正实现。

(三)计量结果分析

由于政府部门的监管程度不同,以及供应链不同行业具有的要素组合和技术结构不同,因而对供应链生态系统环境监管的影响也会存在显著

差异,最终供应链生态系统环境监管形态呈现出显著的异质性特征。为此,对各经济变量的变动情况进行了考察。通过主要变量的相互影响作用、控制变量的主要影响作用的分析,实证检验了供应链生态系统环境监管效果的发挥具有一定滞后效应,并且在监管内因、外因、功能3个层面呈现出显著的空间异质性特征。再次表明中国供应链生态系统环境监管滞后效应存在,本文提出第一个基本问题中的“滞后效应、异质性特征”得以完全验证。

四、作用机制检验

根据上文中基准回归检验结果,进一步借助中介效应模型检验通过数字驱动增长效应和协同创新攀升效应两条路径来促进中国供应链生态系统发展质量提升,实现供应链生态系统现代化治理能力。为了检验这一机制的作用在现实中是否成立,本文构建中介模型分析如下:

$$\ln W_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln paten_{it} \cdot tax_{it} + \beta_2 \ln C + U_{it}$$

(3)

$$\ln Health_{it} - Quality_{it} = \lambda_0 + \lambda_1 \ln paten_{it} \cdot tax_{it} + \lambda_2 \ln W_{it} + \lambda_3 \ln C + U_{it}$$

(4)

式(3)、式(4)中, $\ln W_{it}$ 代表的是中介变量,具体包括数字驱动 ($\ln Dig$) 和协同创新 ($\ln Col$), $\ln C$ 代表基准回归模型中的四个控制变量。

表6中各列的检验结果,说明本文的核心结论依然成立。进一步 Sobel 检验中的 Z 值明显大于临界值,本文提出第二个基本问题中的“数字驱动增长效应、协同创新攀升效应”得以完全验证。

表6 中国供应链生态系统发展质量形成机制检验

解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	$\ln Dig$	$\ln Health_{it} - Quality_{it}$	$\ln Col$	$\ln Health_{it} - Quality_{it}$
$\ln paten_{it} \cdot tax_{it}$	0.356 *** (0.073)	0.429 *** (0.031)	0.034 *** (0.016)	0.577 *** (0.053)
$\ln Dig$	-	0.475 *** (0.012)	-	-
$\ln Col$	-	-	-	0.357 ** (0.130)
控制变量	控制	控制	控制	控制
年份/ 国家-行业	是	是	是	是
Within R ²	0.042	0.538	0.340	0.132
样本量	3 190	3 190	3 190	3 190
Sobel 检验	Z = 6.451 > 0.970, 中介效应显著		Z = 2.089 > 0.970, 中介效应显著	

五、结论与政策建议

(一) 结论

(1) 中国供应链生态系统环境监管存在明显

的滞后效应。监管困局其本质是技术水平、制度水平监管失灵问题。

(2) 中国供应链生态系统环境监管的滞后效应在监管内因、外因、功能三个层面呈现出显著的空间异质性特征。

(3) 机制检验表明,提高技术水平与制度水平能够通过数字驱动增长效应和协同创新攀升效应两条路径来促进中国供应链生态系统发展质量提升,实现供应链治理能力现代化目标。

(二) 政策建议

根据上述研究结论,进行了机制分析,进一步对提出的问题分析,并提出以下相关的政策建议。

第一,基于本文构建的微观主线:结构性逻辑,结合中国供应链生态系统发展质量中的“滞后效应、异质性特征”,应采取有针对性的优势培育政策,建构更加系统化的协同提升模式。首先,建立模式的本土特色。重点以“多元化、互协作、相制衡”构建中国供应链生态系统发展质量提升模式,建立协调机制、整合机制、信任机制以及共享机制,推动供应链生态系统环境“监管”向现代化“治理”演化,实现公开、透明、民主的供应链生态系统发展质量提升机制的可持续发展。其次,形成模式的开放特色。一方面,中国供应链生态系统应当充分利用自身在资本密集型产品生产中的中国大规模市场优势,还应更好发挥与中等收入的发展中国家贸易过程中的重叠需求和技术优势引力。另一方面,中国供应链生态系统应当提高市场资源优化配置能力,鼓励“强链”“补链”促进龙头企业引领的产业并购重组,提高技术密集型产品的数字驱动和协同创新,从而在与高收入经济体和发达国家贸易过程中掌握主动权。

第二,基于本文构建的宏观主线:过程性逻辑,结合中国供应链生态系统发展质量中的“数字驱动增长效应、协同创新攀升效应”,应采取有目的性的先发优势政策,建构更加高质量的协同提升机制。首先,建立“核心技术”的自主创新机制。一是加快形成供应链生态系统安全政策。以人类命运共同体理念为指导,打造全球技术创新合作中心。突破核心技术和关键环节,强化技术备份和生态系统构建,拉长板、补短板、强韧性是安全

保障的重要环节。二是加快形成供应链生态系统创新政策。充分发挥“链主”“隐形冠军”的引领作用,推动技术创新自立自强,建立“区块链+”“云+”等协同创新模式,形成供应链生态系统治理现代化的创新链。三是加快形成供应链生态系统效率政策。技术创新与市场紧密结合,通过市场发挥拉动作用,实现中国供应链生态系统环境“监管”向现代化“治理”的成功转型。其次,健全“两大效应”的现代保障机制。平衡财权和事权、局部和全局效益最大化的目标矛盾,协调区域布局,重点考量中国供应链生态系统发展质量提升模式的共赢边际平衡点。一方面,要充分发挥提高技术水平与制度水平产生的数字驱动增长效应。另一方面,要充分发挥提高技术水平与制度水平产生的协同创新攀升效应。加强对供应链企业产生的创新激励和绿色激励,充分发挥 FDI 技术溢出效应,促进中国供应链生态系统协同创新攀升。最后,优化“协同提升”的绩效评价机制。一是建立韧性评价体系。运用系统思维精准施策,建立指数体系和统计机制,完善风险预警机制和应急机制,提高供应链生态系统发展质量提升全过程弹性。二是建立黏性评价体系。积极参与全球绿色治理,建立完善多方共治的行动机制,形成推动供应链生态系统发展质量提升的政策合力。引入政策影响评价机制,完善协同提升政策和绩效评估制度,进一步地推动中国供应链生态系统发展质量提升的安全稳定、精益高效、协调共享、绿色循环的可持续进程。当前,中国产业链供应链正处于转型升级的关键时期,提高“数字驱动增长效应、协同创新攀升效应”促进中国供应链生态系统发展质量提升对于中国发展目标实现从“量”走向“质”、从“制造大国”走向“制造强国”具有重要意义。

参考文献:

- [1] REGGIANI A, DEGRAAFF T, NIJKAMP P. Resilience; an evolutionary approach to spatial economic system[J]. *Networks and spatial economics*, 2002, 12(2): 211-229.
- [2] BRISTOW G, HEALY A. Innovation and regional economic resilience: an exploratory analysis [J]. *Annals of regional science*, 2017, 60(5): 1-20.
- [3] 徐圆, 张林玲. 中国城市的经济韧性及由来: 产业结构多样化视角[J]. *财贸经济*, 2019(7): 142-149.
- [4] 杨子晖, 周颖刚. 全球系统性金融风险溢出与外部冲击[J]. *中国社会科学*, 2018(12): 36-45.
- [5] SRINIVASAN M, SHENG P. Feature-based process planning for environmentally conscious machining-part 2: microplanning [J]. *Robotics and computer integrated manufacturing*, 1999, 271(15): 154-159.
- [6] SARKIS J. Vertical cooperation in agricultural production-marketing chains, with special reference to product differentiation in pork[J]. *Agribusiness*, 2016, 177(12): 98-104.
- [7] 张少华, 陈浪南. 外包对于我国环境污染影响的实证研究: 基于行业面板数据[J]. *当代经济科学*, 2017(1): 52-57.
- [8] CURRIE J, DAVIS L, GREENSTONE M, et al. Environmental health risks and housing values: evidence from 1600 toxic plant openings and closings[J]. *American economic review*, 2015, 104(2): 311-316.
- [9] CICALA S. When does regulation distort costs? lessons from fuel procurement in US electricity generation [J]. *American economic review*, 2018, 107(4): 57-65.
- [10] 许松涛, 肖序. 环境规制降低了重污染行业的投资效率吗? [J]. *公共管理学报*, 2018(3): 112-117.
- [11] 黄群慧. 以产业链供应链现代化水平提升推动经济体系优化升级[J]. *马克思主义与现实*, 2020(6): 35-42.
- [12] 王静. 新发展格局下中国产业链供应链安全稳定战略的逻辑转换[J]. *经济学家*, 2021(11): 72-79.
- [13] 杨丹辉. 锻造全产业链的“绿色”长板[J]. *区域经济评论*, 2021(2): 135-137.
- [14] 张其仔. 产业链供应链现代化新进展、新挑战、新路径[J]. *山东大学学报(哲学社会科学版)*, 2022(1): 25-32.
- [15] WANG X, MAUZERRALL D L. Evaluating impacts of air pollution in china on public health: implications for future air pollution and energy policies[J]. *Atmospheric environment*, 2006, 40(9): 17-23.
- [16] 亨特布尔格, 路克斯. 生态经济政策: 在生态专制和环境灾难之间[M]. 葛竞天, 丛明才, 姚力, 译. 大连: 东北财经大学出版社, 2005: 55-63.
- [17] 苏丹妮, 盛斌, 邵朝对, 等. 全球价值链、本地化产业集聚与企业生产率的互动效应[J]. *经济研究*, 2020(3): 52-58.
- [18] 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): 86-91.
- [19] 张志明, 耿景珠, 杨攻研, 等. 国际疫情蔓延、全球产业链传导与中国产业链稳定[J]. *国际经贸探索*, 2022(2): 51-65.
- [20] 杜直前. 数字全球价值链参与对经济韧性的增强效应研究[J]. *经济学家*, 2023(4): 33-43.

(本文责编: 默 黎)