



环境规制对经济高质量发展的影响及空间效应

陈浩 罗力菲

The Influence of Environmental Regulations on High-quality Development and Spatial Effects

CHEN Hao LUO Lifei

在线阅读 View online: <https://doi.org/10.15918/j.jbitss1009-3370.2021.7783>

您可能感兴趣的其他文章

Articles you may be interested in

[环境规制能否有效驱动高质量发展? ——基于人力资本视角的理论与经验分析](#)

Can Environmental Regulation Effectively Drive High Quality Development?—Theoretical and Empirical Analysis based on Human Capital Perspective

北京理工大学学报(社会科学版). 2020, 22(5): 1 <https://doi.org/10.15918/j.jbitss1009-3370.2020.7314>

[环境规制、政府行为与产业结构升级](#)

Environmental Regulation, Government Behavior and Industrial Structure Upgrading

北京理工大学学报(社会科学版). 2019(3): 1 <https://doi.org/10.15918/j.jbitss1009-3370.2019.2328>

[碳中和目标下中国能源高质量发展路径研究](#)

Research on the High-quality Development Path of China's Energy Industry under the Target of Carbon Neutralization

北京理工大学学报(社会科学版). 2021, 23(3): 1 <https://doi.org/10.15918/j.jbitss1009-3370.2021.7522>

[环境规制对环境污染空间演变的影响](#)

The Influence of Environmental Regulation on the Spatial Evolution of Environmental Pollution

北京理工大学学报(社会科学版). 2018(1): 1 <https://doi.org/10.15918/j.jbitss1009-3370.2018.3863>

[地方政府环境规制竞争背景下地区间的企业污染排放行为](#)

Study on Pollution Emission Behavior of Regional Enterprises under the Local Government Environmental Regulation Competition

北京理工大学学报(社会科学版). 2018(5): 1 <https://doi.org/10.15918/j.jbitss1009-3370.2018.2498>

[环境规制对城市绿色全要素生产率的影响](#)

Impact of Environmental Regulation on Urban Green Total Factor Productivity

北京理工大学学报(社会科学版). 2020, 22(4): 39 <https://doi.org/10.15918/j.jbitss1009-3370.2020.3705>



关注微信公众号, 获得更多资讯信息

DOI: 10.15918/j.jbitss1009-3370.2021.7783

环境规制对经济高质量发展的影响及空间效应 ——基于产业结构转型中介视角

陈浩, 罗力菲

(中南财经政法大学 经济学院, 湖北 武汉 430073)

摘要: 在污染治理和经济转型的双重压力下, 环境规制是否以及如何影响经济高质量发展, 目前学术界尚未形成共识。基于2009—2018年中国30个省级行政区的面板数据, 从结构转换这一新的视角解构环境规制与高质量发展的作用通道, 构建空间杜宾模型刻画环境规制竞争, 探索对高质量发展的空间溢出效应。研究结果显示: (1) 环境规制对经济高质量发展具有显著且稳定的促进作用, 效率改进和技术进步是提升发展质量的主要来源。环境规制与高质量发展间存在“U形”动态规律, 中国平均环境规制强度已经处在“U形”曲线的上升阶段, 但低规制强度组尚处在“U形”曲线的下降阶段。(2) 环境规制通过产业结构合理化和高级化中介通道间接促进发展质量提升, 且产业结构中介效应大于环境规制的直接效应, 环境规制有助于激励产业结构合理化对要素重置效率的促进效应, 增强产业结构高级化对要素升级的促进效应, 进而助益经济高质量发展。(3) 考虑空间相关性后, 全局层面环境规制对高质量发展的促进作用有所减弱, 局部区域环境规制竞争产生了异质性的空间影响, 东部地方政府在环境规制执行上缺乏协同性, 对高质量发展具有负向空间溢出, 而中西部环境规制竞争具有正向空间溢出。从环境规制政策的制定和执行角度, 提出优化产业结构效应和空间效应的对策, 为推进经济高质量发展提供可行路径。

关键词: 高质量发展; 环境规制; 产业结构转型; 环境规制竞争

中图分类号: F062.9

文献标志码: A

文章编号: 1009-3307(2021)06-0027-14

改革开放以来, 中国经济在要素红利驱动下实现了长达40余年的高速增长, 也在客观上形成了粗放型的增长模式。当前不少地方政府的经济增长仍依赖于低质、低效的产业体系, 资源配置扭曲、产能过剩、创新不足等系统性风险不断积累, 生态环境承载力已逼近临界值^[1], 供给体系质量和效率的提高成为决定中国可持续发展的关键要素, 也是新一代产业革命潮流下重塑国际地位的重要变量。在此背景下, 党的十九大报告作出了“转向高质量发展阶段”的重要研判, 要求尽快“建设现代化经济体系, 提高全要素生产率”。无论从中国经济结构改革、资源环境约束的态势看, 还是从外部环境复杂性、全球产业革命的趋势看, 提高全要素生产率(以下简称TFP)都是推进经济高质量发展的核心动力源^[2-3], 内生增长理论也将TFP视作各国经济发展水平差距的决定要素^[4]。TFP本质上是一种资源配置效率, 强调一切除有形要素外的技术进步、体制改革等带来的产出增加, 2014年中国TFP仅达到美国43%的水平, 与其他发达国家相比也存在较大差距^[5], 意味着中国必须加快转向效率提升的集约型增长路径。

在向更高水平的集约型增长路径迈进的过程中, 除了促进TFP提高外, 经济产出的负外部环境效应是一个需要控制的因素。环境规制是中国污染防治的主要政策工具, 国家从“十一五”规划到“十四五”规划不断提升环境规制强度。环境经济学的传统观点认为, 规制强度高会挤占生产性投资, 不可避免地会降低生产效率和产业竞争力^[5]; 反之, 如果规制强度不足, 又难以激励企业在技术创新上的投入^[6]。环境规制能否促进发展效率提升, 不仅与环境规制的强度有关, 关键要看传导机制对经济高质量发展的重要性与匹配性。大多数研究从技术创新视角剖析环境规制对高质量发展的作用通道, 从理论角度看, 尽

收稿日期: 2021-02-25

基金项目: 国家社会科学基金项目“城市群战略下中心城市人口集聚的时空演变与空间效应研究”(20BRK019)

作者简介: 陈浩(1964—), 男, 教授, 博士生导师, E-mail: chhao64@163.com; 罗力菲(1997—)女, 博士研究生, 通信作者, E-mail: cclmm79635@163.com

① 数据来源于美国宾夕法尼亚大学建立的“佩恩表”数据库(PWT9.0)。

管这些研究对波特假说提供了一定的支撑,但均未能从结构性视角进一步揭示高质量发展如何实现的问题。从现实角度看,当前中国经济正处在市场不完善、要素流动不畅通、企业缺乏利益约束下的非均衡状态^[7-8],从经济非均衡状态向TFP提升的鞍点路径动态优化,不能忽视环境规制对市场失灵缺陷的矫正作用,也不能忽视产业结构转型对要素合理流向和发展效率提升的推动作用。目前环境规制与经济高质量发展的相关研究尚不多见,鲜有涉及作用通道优化的文献,本文基于高质量发展既需要环境规制引导又需要产业结构推动的典型事实,将三者纳入统一分析框架,不仅剖析环境规制对高质量发展的直接影响,而且从结构转换这一新的视角探索两者之间的可能性影响机制,相关结论为优化环境规制政策效力、推进环境规制和产业结构转型的协同作用、助益经济高质量发展提供新的突破口。

一、文献回顾

经济高质量发展的本质特征是通过高效率、高效益生产方式创造出高质量产出^[2]。目前主流测算方法有两类:第一类是将TFP作为高质量发展的代理指标^[9],该方法能较好地反映经济增长的效率、结构等因素,但无法反映经济增长方式的可持续性,有学者构造包含环境要素的绿色TFP指标,试图刻画增效和增绿共赢的经济高质量发展^[10-11]。第二类方法基于多维视角,构建涵盖经济发展的基本面、社会成果、生态成果等方面的指标体系,进而合成发展质量指数,该方法内涵和外延较广,但难以界定高质量发展与经济发展、可持续发展等范畴的本质区别,难以突出有效的经济增长的核心内涵^[12]。

有关环境规制和经济高质量发展的研究始于2018年,即在十九大正式提出高质量发展新表述之后,一些文献前瞻性地关注到环境规制对高质量发展的影响效应。王群勇和陆凤芝^[13]以DEA—Malmquist模型测度的TFP表征经济高质量发展,认为环境规制显著提升了经济增长质量且具有门槛效应。上官绪明和葛斌华^[11]发现,环境规制对高质量发展不仅具有直接促进作用,还强化了技术创新的质量提升效应。何兴邦^[14]发现,环境规制可以改善地区增长效率、绿色发展水平和社会福利,总体有利于高质量发展。孙玉阳等^[15]区分了异质性环境规制工具,发现行政型规制促进经济增长质量提升,而市场型规制起到抑制作用。陶静和胡雪萍^[16]进行了区域异质性分析,发现中部地区环境规制的质量提升效应最强,东部地区无明显促进作用。需要关注的是,学者基于不同方法和样本得到的结论莫衷一是,然而对于环境规制质量提升效应的解释仍局限于反映经济增长数量的“遵循成本效应”^[5]和“创新补偿效应”^[6],可见有关环境规制与经济高质量发展内在作用机制的研究有待进一步加强。

在部分考察环境规制对产业结构影响的文献中,隐含了环境规制可以间接促进结构优化、动能转换等发展质量提升因素的考虑,主要包含以下三种观点:(1)环境规制造成不同产业比较优势差异。童健等^[17]、沈能^[18]发现,不同要素投入结构和污染排放强度的产业,应对环境规制的弹性系数存在明显差异,清洁型产业的治污能力要优于污染型产业。(2)环境规制对不同部门技术进步速度的非均衡影响。李强^[19]基于Baumol模型发现,环境规制显著提升了服务业相对于工业部门的比例,前者的技术进步速度大于后者,并进一步带动生产要素向服务业部门配置。(3)环境规制对产业高级化和竞争力的影响,钟茂初等^[20]研究发现,环境规制达到门槛值时,能有效推动产业结构朝着高度化方向转型。原毅军等^[21]认为,环境规制通过倒逼企业改变投入结构和产品结构,促使边际治污成本较高的行业能够优化升级,从而对产业结构转型产生强劲的冲击。李小平等^[22]发现,环境规制使得中国贸易竞争力集中在劳动密集型行业和干净类产品上。

当经济处于非均衡状态时,结构转换对推动经济向高水平均衡演进具有重要影响,这是因为在现实经济中要素充分流动、市场出清等均衡假设几乎不可能满足,而结构转换能在非均衡状态下发生,产业结构转换伴随着要素动态转移、知识和技术创新,那么经济就能在更高水平的产业结构基础上实现高质量发展^{[8][23]}。余泳泽等^[10]、张永恒和郝寿义^[24]结合中国的实际情况,认为目前高质量发展的约束在于产业结构升级缓慢、产能过剩及产业创新水平低等。Kuznets^[25]发现,结构转换使得三次产业的相对重要性发生变化,进而影响资本、劳动等生产要素在产业部门间的分配,这一现象称为“库兹涅茨事实”。产业作为资源投入转换器和污染排放控制体,其结构转型能够优化资源配置通道、提升要素禀赋等级以及缓解

资源环境压力,对高质量发展具有“结构红利”。蔡跃洲和付一夫^[26]认为,通过优化产业结构将生产要素投入到更高效率的行业,对宏观经济TFP增长具有促进作用。王一鸣^[3]认为,推进产业结构高级化、提高产业链稳定性和竞争力是实现经济高质量发展的关键。

对比现有文献,本文的创新点在于:一是在研究视角上,现有分析环境规制对高质量发展影响的文献均未探讨产业结构调整在二者间的可能性作用机制。由于已有文献发现了环境规制、产业结构转型、高质量发展两两相关的经验证据,本文创新性地三者置于统一分析框架内,评估环境规制政策效果并寻找政策效力优化的作用渠道,探索产业结构合理化和产业结构高级化的培育机制,为地方政府发展效率提升和环境保护的双重诉求提供解决方案。二是在研究观点方面,鲜有文献考察环境规制对高质量发展的空间溢出效应。结合中国分权治理结构下,地方政府实际执行的环境规制强度存在较大差异,可能会造成区域经济发展质量的非均衡演进。本文采用了地方政府对环境污染企业的查处数据,从空间相关视角检验各区域环境规制执行互动对高质量发展的空间效应,为政府在高质量发展背景下制定差异化的环境规制政策提供参考。

二、机制分析和假设提出

(一)环境规制对经济高质量发展的直接影响机制

从理论上讲,分析环境规制影响高质量发展的逻辑机制,需要回归到制定环境规制的本源。根据“环境库兹涅茨曲线”,经济增长通过规模效应、结构效应、技术效应三种途径影响环境质量:经济增长不可避免地要增加投入,资源耗费和废弃物积累导致环境质量下降;随着经济发展水平提高,产出结构和投入结构的转变会减轻环境污染;经济增长与高效率技术紧密相关,通过提高资源利用效率或是用清洁技术代替肮脏技术,进而改善环境质量。“环境库兹涅茨曲线”描述的是,当经济发展到足够高的水平时,结构效应、技术效应超过了规模效应,自然地会出现环境质量从初期恶化到最终好转的“倒U形”现象。然而中国日益严重的环境问题已经不允许被动地等待未知拐点的到来,政府制定环境规制的目的在于改变“先污染、后洁净”的粗放型发展模式,从而通过改进生产效率和刺激技术进步来降低经济产出的负外部效应。

环境规制通过提升规模效率、资源配置效率以及促进技术进步调节了上述三种效应大小,进而对高质量发展产生影响。具体来看,环境规制使得污染型企业面临较大的外部成本,一些在减排之后仍无法达到规制要求的中小型企业将退出市场,或者通过兼并重组降低边际治污成本^[21],组织管理方式的改善有助于降低规模效应的负外部性;环境规制赋予稀缺环境资源经济价值,减轻资源错配引致的经济效率和社会福利损失^[17],要素投入市场的完善有助于增强结构效应的正向环境影响;环境规制对技术创新起到导向作用,根据希克斯的“引致创新”假设,环境使用成本要素相对价格的变化,会使得企业节约使用昂贵的环境要素,刺激产品创新和过程创新以降低生产成本,企业的主动选择将激发技术效应的正向环境影响。根据以上分析,本文提出以下假设:

假设1.环境规制对经济高质量发展具有直接正向影响,源于效率改进和技术进步两方面的因素。

(二)环境规制影响经济高质量发展的产业结构中介机制

环境规制通过多种手段影响产业结构转型方向,结构调整引致的资源配置优化和技术进步吸收,有助于持续强化环境规制的质量提升效应。

一方面,环境规制通过倒逼产业结构合理化对高质量发展产生了正向影响。首先,环境规制造成了不同类型产业比较优势的差异^[18],污染密集产业需要承担更高的环境成本,且技术研发能力较弱,难以通过更新生产流程等方式抵消成本;而清洁产业具备绿色竞争优势,倾向于通过优化要素结构、增加研发投入等方式应对环境成本上涨。趋严的环境规制通过增加进入障碍、抑制产业成长,重新对市场份额进行配置影响到产业结构合理化进程^[27]。其次,产业结构合理化是各产业间协调水平不断提升以及生产要素再配置的动态过程,有助于减轻资本深化、市场扭曲、垄断力量等导致资源误配的市场机制障碍,在一定程度上降低了经济发展的非均衡性,社会总生产效率的改善是推进高质量发展的重要原因。

另一方面，环境规制通过激励产业结构高级化对高质量发展产生了正向影响。在宽松的环境规制下，受市场风险、追求短期利润、绿色产品有效需求不足、创新基础薄弱等因素的限制，企业往往不会考虑生产力提高所带来的绿色创新机会^[28]。首先，趋严的环境规制能够遏制企业的短视行为，同时降低绿色创新的市场风险，激励更多企业在“干中学”的过程中进行要素升级（包括积累人力资本、信息化和知识增长），从而推动产业结构从低端向中高端转型。其次，产业结构高级化是主导部门依次更替以及对技术创新逐渐吸收的过程，产业趋于高附加值化、高技术化、高加工度化^[29]，在技术进步的推动下，低生产率部门逐渐退出市场，高生产率部门分工不断细化，带动新产业部门和新知识溢出出现，社会总生产前沿面前移是推进高质量发展的另一重要原因。基于产业结构转型中介机制，本文提出以下假设：

假设 2.环境规制对高质量发展具有产业结构中介效应，分为产业结构合理化和高级化两个作用通道。

(三)环境规制对经济高质量发展的空间溢出机制

根据“污染天堂假说”，当一国环境规制政策趋严后，污染产业会迁移到规制相对较弱的国家以规避遵循成本。在中国统一的环境政策下，地方政府的自由裁量空间导致了不同地区规制强度的差异^[30]，污染天堂效应在地区间也广泛存在。实践中中国各级环保部门隶属于当地政府，政府有能力干预环保部门的执法力度，特别是利润激励产生的政企合谋现象，对企业偷排行为的查处力度不足造成环境规制实际执行力弱化。环境规制对高质量发展的空间效应来源于规制政策竞争，特别是当环境规制具有产业结构转型效应时，一些经济发达的省份环境规制执行力较强，主动或被迫寻求产业结构优化，污染密集型产业瞄准了周边环境规制较低、区位优势、要素成本优势明显的省份。由于这些产业仍高于周边欠发达地区的平均生产率，邻地政府有动机放松规制执行力以吸引其迁入，此种政府策略性行为引致了污染产业转移^[31]，进而对区域高质量发展产生负向溢出效应。当转入地的经济发展过度依赖污染产业，地方政府的规制执行力可能不断弱化，进而持续削弱环境规制的产业结构优化效应，产生资源利用低效、技术进步停滞、污染积累等一系列危及高质量发展的问题。基于以上分析，本文提出以下假设：

假设 3.政府间环境规制竞争对区域高质量发展具有空间效应。

图 1 绘制了上述作用机理，环境规制不仅通过效率改进和技术进步对经济高质量发展产生直接影响，而且通过产业结构合理化和产业结构高级化两条传导渠道对高质量发展产生间接影响，同时政府间环境规制竞争引致的污染产业转移对区域高质量发展产生空间溢出效应。

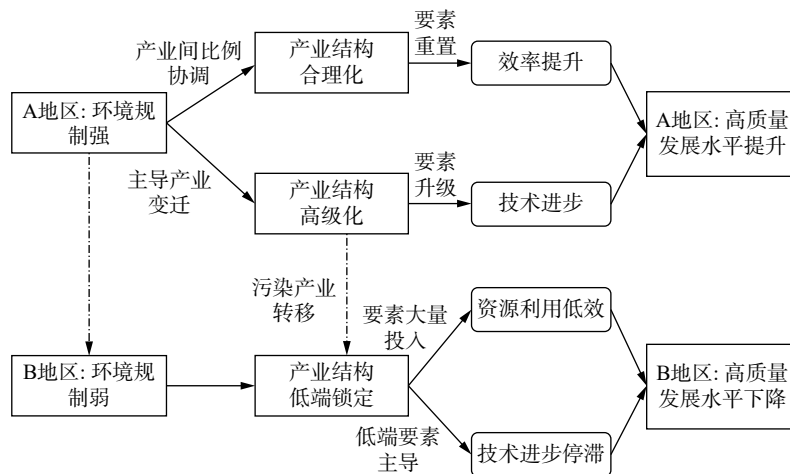


图 1 环境规制、产业结构与高质量发展的作用机理图

三、模型构建、变量选取与数据说明

(一)模型构建

1. 环境规制对经济高质量发展影响的基准模型和中介效应模型

经济高质量发展是一个持续变化的动态进程，且可能存在惯性，将其代理指标 GTFP 的滞后项纳入模型中。为系统检验环境规制对高质量发展的影响和中介机制，构建如下模型

$$GTFP_{it} = \alpha_0 + \varphi_0 GTFP_{it-1} + \alpha_1 ER_{it} + \xi Control_{it} + \varepsilon_{it} \tag{1}$$

$$TL_{it} = \alpha_0 + \beta_1 ER_{it} + \xi Control_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$TS_{it} = \alpha_0 + \beta_2 ER_{it} + \xi Control_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$GTFP_{it} = \alpha_0 + \varphi_1 GTFP_{it-1} + \lambda_1 ER_{it} + \lambda_2 TL_{it} + \lambda_3 TS_{it} + \xi Control_{it} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中, GTFP 代表绿色全要素生产率; ER 为环境规制强度; TL、TS 分别代表产业结构合理化、高级化; Control 表示控制变量。

式(1)为检验环境规制对高质量发展影响的基准回归模型。其中, φ_0 衡量了 GTFP 的动态变化; α_1 衡量了 ER 对 GTFP 的总效应。进一步地, 可将 GTFP 的分解项 EFFCH、TECHCH 作为因变量, 依次检验环境规制对生产效率改善、生产技术进步的影响。式(2)~式(4)为验证中介机制的递归型模型, 首先通过式(2)和式(3)考察环境规制对产业结构合理化、高级化的影响, 若 β_1 、 β_2 通过显著性检验, 则将 TL、TS 纳入式(4)进行中介效应估计, 若 λ_1 、 λ_2 、 λ_3 均通过显著性检验, 表明环境规制与高质量发展间的中介机制存在。从效应大小来看, ER 对 GTFP 的直接效应为 λ_1 , 直接效应占比 λ_1/α_1 , 产业结构合理化中介效应占比为 $\lambda_2\beta_1/\alpha_1$, 产业结构高级化中介效应占比为 $\lambda_3\beta_2/\alpha_1$ 。

2. 环境规制对经济高质量发展影响的空间计量模型

环境规制通过产业结构转型中介渠道, 对生产效率和生产技术产生双重作用, 进而影响本地区高质量发展水平(直接效应)。同时环境规制强度变化会引起邻地产业结构转变, 进而影响区域高质量发展水平(空间溢出效应)。基于此, 环境规制对 GTFP 的影响要素主要分为四个部分: 地区间的客观异质性(α_0)、地区内环境规制以及其他因素所造成的 GTFP 增长($\delta_1 ER_{it}$ 、 $\xi_1 Control_{it}$)、地区间关联因素造成的 GTFP 增长($\rho \sum_{j=1}^n W_{ij} GTFP_{jt}$ 、 $\delta_2 \sum_{j=1}^n W_{ij} ER_{jt}$ 、 $\xi_2 \sum_{j=1}^n W_{ij} Control_{jt}$)以及其他未知因素(μ_{it})。本文构建空间计量模型如下

$$GTFP_{it} = \alpha_0 + \rho \sum_{j=1}^n W_{ij} GTFP_{jt} + \delta_1 ER_{it} + \delta_2 \sum_{j=1}^n W_{ij} ER_{jt} + \xi_1 Control_{it} + \xi_2 \sum_{j=1}^n W_{ij} Control_{jt} + \varsigma_i + \varsigma_t + \mu_{it} \quad (5)$$

其中, W_{ij} 代表空间权重矩阵; ρ 为空间自回归系数, 反映 GTFP 的空间相依性; δ_2 为空间滞后项系数, 反映的是空间邻近省份 ER 对本省 GTFP 的影响, 该系数符号有效, 但无法直接解释空间效应的大小。为此根据 Lesage 和 Pace^[32] 的方法进行效应分解, 分别对解释变量求偏微分和交叉偏微分测算出本地效应和空间效应, 若两种效应符号相反, 表明地区间环境规制非对称执行, 反之则反是, 两种效应之和为总效应。根据 Elhorst 的方法, 将估计系数的分解应用到空间计量模型中, 即可解释空间效应的大小。

(二) 变量选取

1. 被解释变量

绿色全要素生产率(GTFP)。经济高质量发展既要求高效率、高效益的生产方式, 又强调生产过程的可持续性。其中 TFP 是衡量效率的最重要指标, 与著名经济学者吴敬琏和蔡昉所提倡的提高全要素生产率来促进高质量发展的观点相一致, 另外环境效率是衡量发展可持续性的重要方面, 进一步在 TFP 的基础上, 构造了包含能源投入和污染排放的 GTFP 作为被解释变量。对于 GTFP 的测度, 采用 DEA—Malmquist 方法, 该方法基于线性规划技术得到生产前沿面, 再以非径向距离函数(实际产出与前沿面最优产出之比)构造 Malmquist 指数, 具体过程如下:

非径向距离函数 $D(x, y)$ 的线性规划为

$$\begin{aligned} D(x, y, b, g) &= \max w_m^x \beta_m^x + w_s^y \beta_s^y + w_j^b \beta_j^b \\ \text{s.t.} \quad & \sum_{r=1}^R \sum_{n=1}^N z_n^r x_{mn} \leq x_m - \beta_m^x g_m^x \quad m = 1, 2, 3, \dots, S \\ & \sum_{r=1}^R \sum_{n=1}^N z_n^r y_{sn} \geq y_s + \beta_s^y g_s^y \quad s = 1, 2, 3, \dots, S \\ & \sum_{r=1}^R \sum_{n=1}^N z_n^r b_{jn} = b_j - \beta_j^b g_j^b \quad j = 1, 2, 3, \dots, J \\ & z_n^r \geq 0 \quad n = 1, 2, 3, \dots, N \quad r = 1, 2, 3, \dots, R \quad \beta_m^x \beta_s^y \beta_j^b \geq 0 \end{aligned}$$

基于产出角度的 Malmquist 指数根据 $D(x, y)$ 构造

$$M_t(x_{t+1}, y_{t+1}, x_t, y_t) = D_t(x_{t+1}, y_{t+1}) / D_t(x_t, y_t)$$

$$M(x_{t+1}, y_{t+1}, x_t, y_t) = \left[\frac{D_t(x_{t+1}, y_{t+1})}{D_t(x_t, y_t)} \times \frac{D_{t+1}(x_{t+1}, y_{t+1})}{D_{t+1}(x_t, y_t)} \right]^{\frac{1}{2}}$$

$$M(x_{t+1}, y_{t+1}, x_t, y_t) = \text{EFFCH}(x_{t+1}, y_{t+1}, x_t, y_t) \times \text{TECHCH}(x_{t+1}, y_{t+1}, x_t, y_t)$$

其中, (x_t, y_t) 表示 t 期投入产出组合; M_t 是在时期 t 的技术条件 T^t 下, 从 t 期到 $t+1$ 期的 GTFP 变化, 同理可知技术条件 T^{t+1} 下的 M_{t+1} 。根据 Caves 均值思想, 以 M_t 和 M_{t+1} 的几何均值 M 度量 GTFP 变化更为准确。在 GTFP 的实际测算中需要明确投入和产出指标, 本文的投入指标设定为资本、劳动力和能源, 产出指标设定为期望产出和非期望产出。其中, 资本投入数据运用永续盘存法估算的各省份资本存量来表示; 劳动力投入, 采用各省份年末总就业人数表示; 能源投入数据, 以各地区能源消费总量测度; 非期望产出数据, 运用熵权法测算的各省份单位产出三废排放量的综合指标来衡量; 期望产出数据, 以各地区生产总值测度。根据 2009—2018 年 30 个省份 (除西藏外) 的投入产出数据, 测算得到各省级区域的 GTFP, 并分解得到 EFFCH 和 TECHCH。

2. 核心解释变量

环境规制 (ER)。已有文献对 ER 的测度主要包括以下三类方法: 一是使用污染治理投资指标度量 ER, 该方法认为一地环境污染治理投入越多, 则环境规制强度越大。二是使用污染排放强度指标度量 ER, 通过对单位产值的各污染物排放量赋权加总, 形成该地区的污染排放强度综合指数。三是使用征收的排污税费度量 ER, 该方法认为一地征收的排污费越多, 环境规制强度越大。上述指标从污染治理投入或污染排放量层面测度 ER 掺杂了许多噪声, 本文考虑从政府执行层面直接刻画更为准确, 参考金刚和沈坤荣^[33] 的研究, 以各省查处的环境违规企业数占地区企业总数比重度量 ER, 该数据来源于公众环境研究中心公布的全国企业环境监管记录数据库。

3. 中介变量

1) 产业结构合理化 (TL)。产业结构合理化反映的是产业间协调程度, 基于偏离—均衡思想, 一些学者构造结构偏离度指标度量合理化程度, 但忽略了各产业权重差异。干春晖等^[34] 基于相对熵的思想, 以不同产业部门占经济体比重加权构造了泰尔指数, 既体现了产业间聚合质量, 又体现资源有效利用程度。本文改进泰尔指数使其成为产业结构合理化的正向指标, 具体方法如下

$$TL = \frac{1}{\sum_{i=1}^n \left(\frac{Y_i}{Y} \right) \ln \left(\frac{L_i}{L} \right)}$$

其中, TL 为泰尔指数; Y 为产值; L 为就业人数; $\frac{Y_i}{Y}$ 表示产出结构; $\frac{Y}{L}$ 表示劳动生产率; i 代表三次产业中的某一具体产业。

2) 产业结构高级化 (TS)。产业结构高级化体现的是主导产业部门变迁和对技术创新吸收的过程, 早期研究大多依据克拉克定律采用非农产业比值衡量高级化程度, 但这种方法无法体现目前信息化的动向。信息化推动下的结构高级化表现为知识型、服务型趋势, 众多学者以三产产值与二产产值之比度量 TS^[35], 本文沿用这一方法。

4. 控制变量

影响经济高质量发展的因素众多, 本文在模型中控制了一组地区特征变量, 以尽可能降低模型设定偏误。这组变量分为地区经济因素、财政因素、开放性因素以及技术因素四个维度, 分别用以下控制变量衡量: (1) 经济发展水平 (eco), 采用各省人均 GDP (万元) 测度。(2) 财政自主度 (fiscal), 采用各省预算内财政总收入占财政总支出比例测度。(3) 对外开放水平 (openness), 以各省进出口总额占地区 GDP 比重测度。(4) 人力资本水平 (human), 以各省高等学校平均在校生数占总人口比重测度。

(三) 数据说明

本文数据来源于《中国统计年鉴》《中国能源统计年鉴》《中国环境统计年鉴》以及企业环境监管记录数据库等。在数据处理的过程中, 遵循以下原则: (1) 数据的可得性。在度量 ER 时, 由于企业环

境监管记录数据库中仅公布了2009年起的数据,以此作为研究的起点。(2)数据的准确性。如在GTFP测算中,一些文献直接将统计年鉴中提供的固定资产原值作为资本投入,本文在考虑货币时间价值和折旧率后,根据永续盘存法测算得到的资本投入数据更为准确。(3)数据的完整性。个别年份缺失数据采用指数平滑法补齐。变量的描述性统计结果如表1所示。

四、实证结果分析

(一)环境规制对经济高质量发展的总效应估计

在面板回归之前,首先需要对数据的多重共线性、单位根进行预检验,经检验变量两两之间的相关系数最大值为0.63,进一步考察方差膨胀因子(VIF),各变量的VIF值均在2.25以下,说明变量间不存在严重的多重共线性问题。为避免模型中出现虚假回归问题,采用LLC法和IPS法进行了面板数据的单位根检验,在5%显著水平下各变量均拒绝了存在单位根的零假设,说明变量序列是平稳的。

模型(1)为动态面板模型,滞后一期GTFP作为解释变量出现,会产生内生性问题,为解决该问题对模型估计偏误的影响,采用SYS—GMM方法进行回归估计。表2报告了全国层面、不同规制强度分组的总效应估计结果,Sargan检验量说明不存在工具变量过度识别问题,AR(2)检验显示不存在二阶自相关,模型估计结果是有效且一致的。从全国层面的结果来看,第1列报告了环境规制对高质量发展的总效应为0.023,且通过了1%的显著性检验,表明政府查处环境污染企业的比例每提高1%,GTFP相应提高0.023%,证实了理论假设1。同时,GTFP滞后一期项的系数为正且显著,说明GTFP具有正向累积效应,与解垚^[36]所说的追赶效应有所不同,本文发现初期位于生产前沿面的省份GTFP增长速度更

表1 变量的描述性统计

变量符号	变量名称	均值	标准差
GTFP	绿色全要素生产率	1.047	0.097
ER	环境规制强度	0.007	0.013
TL	产业结构合理化	3.162	1.280
TS	产业结构高级化	1.081	0.611
eco	经济发展水平	4.856	2.489
fiscal	财政自主度	0.507	0.192
openness	对外开放水平	0.277	0.321
human	人力资本水平	0.019	0.005

表2 环境规制影响高质量发展的总效应估计结果

变量	全国			高规制地区	中规制地区	低规制地区	
	GTFP	EFFCH	TECHCH	GTFP	GTFP	GTFP	
Y(-1)	0.167** (0.016)	0.139** (0.021)	0.082*** (0.000)	0.261* (0.070)	0.219** (0.028)	0.152** (0.032)	0.106** (0.013)
ER	0.023*** (0.000)	0.012*** (0.000)	0.028*** (0.000)	0.031** (0.032)	0.043*** (0.000)	0.013** (0.038)	-0.014*** (0.000)
ER ²				2.508** (0.013)			
eco	0.052* (0.067)	0.038** (0.026)	0.061** (0.034)	0.118* (0.067)	0.107** (0.046)	0.058*** (0.000)	0.042** (0.022)
fiscal	-0.244 (0.592)	-0.373* (0.073)	-0.006* (0.055)	-0.253*** (0.003)	-0.031* (0.064)	-0.197* (0.062)	0.132** (0.041)
openness	0.130** (0.025)	0.092** (0.033)	0.189* (0.069)	0.019** (0.036)	0.167** (0.019)	0.156* (0.085)	0.077** (0.022)
human	0.018*** (0.006)	0.062*** (0.000)	0.300** (0.034)	0.033** (0.018)	0.291** (0.023)	0.036** (0.030)	-0.024* (0.063)
AR(1)	0.000	0.002	0.001	0.005	0.001	0.002	0.008
AR(2)	0.205	0.215	0.308	0.294	0.341	0.165	0.260
Sargan test	0.340	0.313	0.275	0.172	0.318	0.251	0.209

注: *、**、***分别表示10%、5%和1%的显著性水平;回归系数括号里的数为p统计量;AR、Sargan test的数分别为prob>z、prob>chi2的值。

快,可能的原因是这些省份在技术、知识、人力资本等要素上具有更高的积累,决定了其在实现GTFP的有效提高上具有更多优势。第2~第3列将因变量GTFP分别替换为EFFCH、TECHCH进行估计,ER变量仍在1%水平上显著,其中生产效率变化指数(EFFCH)的估计系数为0.012,意味着环境规制强度每提高1%,生产效率改进0.012%,技术进步指数(TECHCH)的估计系数为0.028,意味着环境规制强度每提高1%,生产技术进步0.028%。环境规制与效率改进和技术进步均为正相关,环境规制通过改善规模效率、资源配置效率以及激励技术创新,调节了经济增长的规模效应、结构效应、技术效应,支撑了GTFP增长。就影响效果而言,环境规制对技术进步的正向影响大于对效率改进的影响,技术进步是GTFP增长的主要原因,与原毅军和谢荣辉^[37]的研究结论相近,可以看出中国目前环保督察制度取得良好成效,各地政府对污染企业的查处力度显著增强,激励更多企业选择能够获得长期潜在收益的技术创新,验证了“强波特假设”的成立性。

为进一步解析环境规制对经济高质量发展的非线性影响,本文引入了ER的二次项进行回归,对应表2中的第4列,ER²的估计系数为2.508且显著,也就是说,提高环境规制强度对经济高质量发展具有先抑制后促进的动态影响,与多数文献得到的“U形”动态规律相一致^[20]。在确定了二者之间的“U形”关系后,明确环境规制强度处在“U形”曲线的上升阶段还是下降阶段,将给政策制定者带来更多的启示。由ER的一次项和二次项系数可推知曲线的拐点值为0.006,对于全国样本而言,ER的均值为0.007,这表明中国平均环境规制强度已经跨越了门槛值,对经济高质量发展的影响处于边际效应递增的阶段。考虑到各省份环境规制强度差异较大,不同规制强度地区可能处于“U形”曲线的不同位置,本文进一步将样本期内各省份ER从高到低排序,按每十个省份为一组进行分区,划分的结果为高规制强度组(ER>0.007)、中等规制强度组(0.004<ER<0.007)、低规制强度组(ER<0.004),运用SYS—GMM方法进行分组估计。估计结果显示,高规制强度组处在“U形”曲线的上升阶段,环境规制每提高1%,GTFP提高0.043%,远超过全国平均水平(0.023),中等规制强度组也处于“U形”曲线的上升阶段,而低规制强度组尚处在“U形”曲线的下降阶段,增强环境规制对GTFP增长呈现显著抑制作用。这可能是因为低规制组的地方政府对环境污染企业的惩处力度不足,企业更多选择末端治理方式,非生产性成本的增加造成产业生产效率损失^[38]。对于ER低于0.004的地区,政府应当持续加强对环境污染企业的查处比例以跨过“U形”曲线拐点,倒逼企业采取调整投入结构、改进生产工艺、提高技术水平等方式达到保持利润率的目的,尽早实现环境治理与效率提升的双重红利。

(二)中介效应检验

为考察产业结构转型在环境规制与高质量发展间的中介渠道,首先采用模型(2)和模型(3)检验环境规制的产业结构调整效应,表3中的第1~第2列展示了固定效应模型估计结果,TL、TS的估计系数均为正,且通过了1%的显著性检验,表明环境规制有效驱动了产业结构合理化和高级化进程。在此基础上,将TL、TS纳入中介效应模型中进行作用渠道检验,对应模型(4),表3中的第3列报告了系统GMM估计结果。模型(4)和模型(1)的变量符号均相同,表明环境规制与高质量发展间的正向关系具有稳定性,ER的直接效应为0.008,明显小于模型(1)总效应0.023,直接效应占比为34.78%,侧面说明部分中介效应存在。TL、TS的估计系数分别为0.169、0.232,结构合理化和结构高级化双中介渠道显著存在,验证了理论假设2。简单计算后可知,环境规制对高质量发展的促进作用中有40.65%可由产业结构中介机制进行解释:其一,产业结构合理化中介效应占比为15.43%(0.169×0.021/0.023),环境规制矫正了市场失灵下的资源错配现象,内生驱动生产要素流向技术水平高、研发能力强的产业部门,从而提升了要素配置效率和产业生产率。其二,产业结构高级化中介效应占比为25.22%,环境规制通过增加高素质人力资本需求,强化生产过程的技术创新以及促进要素升级,推进产业结构向服务化、信息化的高水平状态转型,对经济高质量发展带来了“结构红利”,这与产业结构软化导致中国经济发展“结构性减速”的观点相反^[35],近年来中国出现的结构性减速应该归因于经济发展惯性以及要素组合方法的固化,而环境规制对经济结构和资源配置具有强干预作用,地方政府可通过环境规制引导产业结构转型升级,促使经济走向以效率为主线的高水平增长路径。

表3 产业结构转型中介效应估计结果

变量	模型(2)	模型(3)	模型(4)	高规制地区	中等规制地区	低规制地区
	TL	TS	GTFP	GTFP	GTFP	GTFP
Y(-1)			0.210*** (0.000)	0.257*** (0.000)	0.243*** (0.002)	0.221** (0.037)
ER	0.021*** (0.000)	0.025*** (0.000)	0.008*** (0.000)	0.004*** (0.000)	0.008*** (0.006)	0.010*** (0.000)
TL			0.169*** (0.000)	0.160** (0.026)	0.209*** (0.000)	0.023** (0.013)
TS			0.232*** (0.000)	0.318*** (0.002)	0.174*** (0.000)	0.115*** (0.000)
eco	0.034*** (0.000)	0.117*** (0.001)	0.016** (0.039)	0.135** (0.017)	0.043* (0.072)	0.014** (0.030)
fiscal	-0.093** (0.045)	-0.311** (0.015)	-0.225** (0.022)	-0.182** (0.048)	-0.121 (0.447)	0.063* (0.075)
openness	0.460 (0.247)	0.259 (0.588)	0.101** (0.035)	0.094* (0.086)	0.075 (0.210)	0.036 (0.135)
human	0.194** (0.025)	1.800*** (0.000)	0.341*** (0.000)	0.533** (0.014)	0.384** (0.032)	0.140** (0.027)
AR(1)			0.002	0.000	0.000	0.004
AR(2)			0.330	0.291	0.405	0.152
Sargan test			0.262	0.214	0.259	0.320

注: *、**、***分别表示10%、5%和1%的显著性水平; 回归系数括号里的数为 p 统计量; AR、Sargan test的数分别为 $\text{prob}>z$ 、 $\text{prob}>\chi^2$ 的值。

为考察不同规制强度地区产业结构中介渠道的差异, 在此延续之前的分组方式, 对模型(4)进行分组中介效应检验。从估计结果来看, 产业结构合理化和高级化两条中介路径在三个分组中均显著为正, 说明无论环境规制强度高, 规制政策均能通过产业结构转型中介渠道发挥对高质量发展的正向促进作用。分渠道来看, 中等规制地区的产业结构合理化效应最强, 表明适中的环境规制强度对产业间比例协调和要素优化配置的作用更大。高规制地区的产业结构高级化效应最强, 说明这类地区新旧动能转换的积极作用已经发挥出来, 越严格的环境规制对工业的“创造性破坏”能力越强, 即打破原有制度下的产业路径依赖, 对新产业部门和新知识溢出的诞生产生强烈冲击^[39]。

(三) 异质性环境规制工具的稳健性检验

前文的实证分析重点考察了行政型环境规制对高质量发展的总效应与中介效应, 采用公众环境研究中心公布的环境违规企业数据是否具有稳定性, 还需要进行稳健性检验。为此, 本文将市场型规制工具(排污费征收金额 ER_1 、污染治理投资 ER_2)作为ER的替代变量, 分别进行总效应和中介效应估计, 表4报告了检验结果。在模型(1)的稳健性检验中, 排污费收入、污染治理投资对高质量发展的平均边际效应均在1%水平上显著, 前者边际效应为0.011, 后者为0.017, 表明ER对GTFP的总体正向影响是稳定的。在模型(4)的稳健性检验中, 排

表4 稳健性检验结果

变量	模型(1)	模型(4)	模型(1)	模型(4)
	总效应	中介效应	总效应	中介效应
Y(-1)	0.096** (0.033)	0.127** (0.025)	0.108*** (0.000)	0.138** (0.015)
ER_1/ER_2	0.011*** (0.000)	0.003*** (0.000)	0.017*** (0.002)	0.006*** (0.000)
TL		0.082*** (0.000)		0.066*** (0.000)
TS		0.179*** (0.000)		0.103** (0.017)
Control	控制	控制	控制	控制
AR(1)	0.006	0.001	0.002	0.001
AR(2)	0.402	0.355	0.249	0.398
Sargan test	0.146	0.227	0.213	0.252

注: *、**、***分别表示10%、5%和1%的显著性水平; 回归系数括号里的数为 p 统计量; AR、Sargan test的数分别为 $\text{prob}>z$ 、 $\text{prob}>\chi^2$ 的值。

污费收入下 TL 和 TS 的估计系数为 0.082 和 0.179, 污染治理投资下 TL 和 TS 的系数为 0.066 和 0.103, 中介变量均显著为正, 说明不同类型的规制工具都将通过结构合理化和高级化双渠道, 因而可通过环境规制工具的优化组合助推地区经济转型升级。从影响效应对比中可以发现, 行政型环境规制对高质量发展的总效应和中介效应均大于市场型规制工具, 这与冯志军等^[40]的结论相一致, 表明以“强制处理”为特征的行政型环境规制在保障经济发展质量上是切实有效的, 通过强化地方政府的环境监管职能能够更快化解污染产能, 置换环境容量和市场空间, 这是协调产业间份额和提升供给体系效率的重要途径, 而市场型规制工具引起的“挤出效应”使得多数企业技术创新投入缩减, 对经济结构转型的促进作用有所弱化。

(四) 空间效应检验

环境规制显著驱动了中国高质量发展, 那么在整体效率和质量改善的情形下, 是否存在局部的“政策洼地”? 一些学者认为环境规制的积极效应受到地方政府间竞争行为的影响, 金刚等^[33]指出规制竞争会加剧污染产业转移、产业结构低级化和产能过剩问题。赵宵伟^[41]发现了局部地区“逐底竞争”的证据, 认为环境规制竞争对经济增长数量具有负向空间溢出。在中国分权治理结构下, 各地区实际执行的环境规制强度存在较大差异, 特别是当环境规制具有产业结构优化效应时, 可能会造成区域经济发展质量的非均衡演进。为此, 有必要分析环境规制竞争对高质量发展的空间效应, 首先, 对核心变量进行全局莫兰指数检验, 如图 2、图 3 所示, 中国省际 ER 和 GTFP 的莫兰指数值均为正数, 并且呈逐年上升趋势, 对莫兰指数进行显著性检验均通过, 表明变量序列具有稳定的空间相关性。其次, 构建空间计量模型的

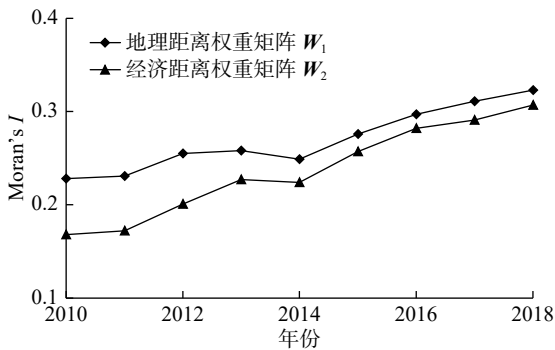


图 2 中国省际 ER 莫兰指数图

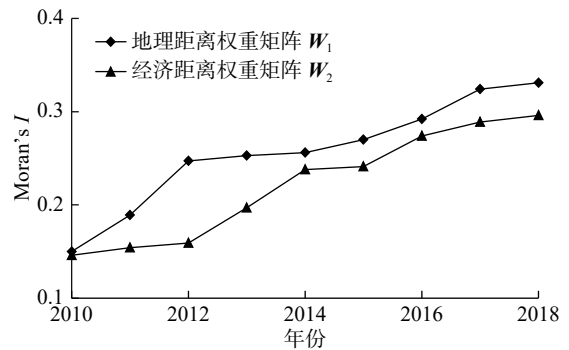


图 3 中国省际 GTFP 莫兰指数图

前提是基础模型本身存在空间相关性, 对模型 (1) 的残差序列进行 LM 和 Robust LM 检验, 表 5 展示了三种估计方法下的回归结果, 在 10% 显著性水平下, 模型 (1) 既存在空间滞后自相关, 又存在空间误差自相关, 其中双固定效应模型下的 LM 统计量最为显著, 因此采用双固定的空间杜宾模型进行效应估计, 对应模型 (5)。

模型 (5) 中具有空间相关性的变量为 ER、

GTFP, 对于空间权重矩阵 W 的选择, 考虑到空间相关性来源于地方政府规制竞争, 从区域竞争和经济竞争两个角度构建权重矩阵: (1) 地理距离权重矩阵 (W_1)。 W_{ij} 用省份 i 与省份 j 直线距离的倒数来衡量, $w_{ij}=1/|d_i-d_j|$ 。(2) 经济距离权重矩阵 (W_2)。 W_{ij} 用省份 i 与省份 j 人均 GDP 差值的倒数来衡量, $w_{ij}=1/|pgdp_i-pgdp_j|$ 。表 6 报告了空间杜宾模型的估计结果, 两种权重矩阵下 W GTFP 的估计系数均显著为正, 高质量发展水平呈现出空间集聚的特征, W_1 矩阵下 GTFP 的估计系数大于 W_2 , 说明地理邻接是空间溢出的主要途径, 本地区经济发展质量水平的提升, 在很大程度上辐射带动了周边地区 GTFP 的提升, 这既与地理分布、资源禀赋等自然因素相关, 也与交通便利、技术扩散、劳动力共享等社会经济因素相关^[42]。行政型环境规制对经济高质量发展具有负向空间影响, 为保证空间杜宾模型估计的稳健性, 将 ER 变量替换为排污费收入 (ER_1)、污染治理投资 (ER_2) 再次回归, 分别对应第 3、第 4 列, 可以看

表 5 基准模型 LM 检验结果

统计量	OLS	个体固定效应	双固定效应
LMLAG	13.866***	11.341***	18.425***
LMERR	2.105*	2.975*	15.804***
R_LMLAG	23.734***	18.379***	23.023***
R_LMERR	11.973***	10.013**	20.402***

注: *, **, ***分别表示 10%、5%和 1%的显著性水平。

出异质性环境规制工具对高质量发展的空间影响均稳定存在,但行政型环境规制的负向空间溢出大于市场型环境规制,这可能是因为环保部门的执法效率容易受到地方政府的干预,出于利润激励的政府竞争行为对区域高质量发展具有更大的空间影响。

空间杜宾模型的系数符号显著有效,但并不能准确刻画解释变量的边际影响,分解后的直接效应、间接效应和总效应才能真实反映“本地—邻地”效应,因此在拟合优度较好的 W_1 矩阵下,对行政型环境规制的空间效应以及区域异质性进一步探讨,估计结果如表7所示。

表7的第1列展示了全样本分解结果,ER的直接效应为0.019,且在1%的水平上显著,与不考虑空间溢出时ER的估计系数0.023相比明显减小,可见模型(1)中环境规制对本地高质量发展的影响被

高估。ER的空间效应为-0.003,说明环境规制对整体高质量发展存在负向空间溢出,验证了假设3。结合本地效应和空间效应,可以发现地方政府在环境规制执行上呈现差别化竞争的局面,使得一些地区沦为“污染天堂”,产业结构被低端锁定,难以对高质量发展起到良好的助推作用。考虑到中国不同区域间环境规制强度和经济发展水平的非均衡现状,有必要进行区域异质性讨论。

表7的第2~第4列报告了分样本分解结果,从直接效应上看,各区域ER对本地GTFP的影响均显著为正,其中东部ER的直接效应为0.026,中部和西部分别为0.017和0.008。东部较强的本地影响来源于较高的市场化程度,其包含了中国主要的经济发达省份,具有较高的技术水平、较完善的资源市场、较好的产业基础,环境规制政策充分利用了产业结构转型中介渠道,从而对GTFP增长起到更大的促进作用。中西部环境规制的本地效应虽不及东部,但也呈现出显著正向影响,中部作为工业生产的核心区域,长期以来形成了依靠单一要素红利发展(如劳动力红利、资源富集红利等)的产业路径依赖,环境规制对落后产能退出形成了有效的倒逼机制,促进该地区经济发展质量的提升,西部地区经济基础较为薄弱,实施与该地区相适宜的环境规制政策能够指引产业发展方向,激励技术创新,进而提升了经济增长活力^[16]。

从间接效应上看,东部和中西部呈现截然相反的局面。ER对东部区域GTFP具有负向溢出效应,估计系数为-0.005,也就是说邻近省份环境规制强度提高了1%,便会使得本省绿色全要素生产率下降0.005%,结合正向的直接效应0.026,反映了各省份环境规制间存在明显的竞争效应,识别为“你强我弱”的差异化竞争行为,这与郑金铃^[43]得出的结论一致,实践中中国东部各省产业层次差异明显,为协调区域的经济的发展,在产业转移的过程中存在区域定点对接现象,经济实力较弱的地区为吸引利高税大产业流入,更有可能降低环境规制强度,导致产业低端锁定和产业结构恶化,地方政府竞争下的“污染天堂负效应”对GTFP增长产生了显著的抑制作用。与东部区别明显的是,中、西部ER均产生了正向溢出效应,分别为0.007和0.004,结合正向的本地效应,说明中西部各省份环境规制趋于对称执行,污染产业

表6 空间杜宾模型估计结果

变量	模型(5)		稳健性检验(替换ER)	
	W_1	W_2	W_1	W_1
$W \times GTFP$	0.126*** (0.000)	0.096** (0.022)	0.087** (0.039)	0.059*** (0.004)
ER	0.015*** (0.000)	0.007*** (0.000)	0.011** (0.018)	0.006** (0.031)
$W \times ER$	-0.008*** (0.000)	-0.003** (0.035)	-0.006** (0.023)	-0.003* (0.065)
Control	控制	控制	控制	控制
LR_Lag	76.297***	80.310***	65.414***	68.827***
LR_Err	83.103***	69.681***	53.052***	61.362***
logL	320.199	288.614	243.015	289.238
R^2	0.553	0.416	0.498	0.505

注: *、**、***分别表示10%、5%和1%的显著性水平;括号里的数为p统计量。

表7 环境规制的直接、间接和总效应分解结果

变量	效应分解	全国	东部地区	中部地区	西部地区
ER	直接效应	0.019*** (0.000)	0.026*** (0.000)	0.017*** (0.000)	0.008** (0.039)
	间接效应	-0.003*** (0.000)	-0.005** (0.024)	0.007*** (0.000)	0.004** (0.033)
	总效应	0.016*** (0.000)	0.021*** (0.003)	0.024*** (0.000)	0.012*** (0.000)

注: *、**、***分别表示10%、5%和1%的显著性水平;括号里的数为p统计量。

转移无利可图,环境规制加强不仅可以激励本地产业结构合理化、高级化效应,还将通过示范效应带动邻地规制执行力加强,“竞相向上”的规制竞争策略促进了中西部区域整体GTFP增长。

从总效应来看,东、中、西部ER的总效应分别为0.021、0.024、0.012,中部地区环境规制的总效应最强。虽然东部ER的直接效应明显高于中部地区,但负向空间效应显著削弱了本地产业结构优化效应,弱化了东部区域环境规制的质量提升效应。因此在推进经济高质量协同发展的进程中,优化环境规制的空间溢出非常重要,经济环境迥异的省与省之间,需着力控制高污染产业转移,政府应加快构建区域一体化环境规制体系,使得各地政府相互监督、相互学习环境政策,充分发挥污染治理和产业升级的正外部性。

五、结论与政策建议

本文采用系统GMM方法和空间计量方法,实证分析了环境规制对经济高质量发展的直接效应、中介效应以及空间效应,结果显示:(1)从直接效应来看,行政型环境规制正向驱动了中国高质量发展,政府查处的环境污染企业比例每提高1%,GTFP平均提高0.023%,市场型环境规制的质量提升效应相对较弱。经济发展质量提升来源于环境规制作用下的效率改进和技术进步。环境规制与高质量发展存在“U形”动态关系,中国平均环境规制强度已经处在“U形”曲线的上升阶段,但低规制强度组尚处在“U形”曲线的下降阶段。(2)从产业结构转型中介渠道来看,环境规制政策效力优化的通道在于结构合理化和结构高级化。实证分析中发现产业结构中介效应占比40.65%,大于环境规制的直接效应34.78%,其中结构合理化效应占比为15.43%,结构高级化效应占比为25.22%。环境规制有助于充分激励产业结构合理化对要素重置效率的促进效应,增强产业结构中高端转型对要素升级的促进效应,进而助益高质量发展。(3)考虑了空间相关性后,发现地方政府间存在环境规制竞争现象,环境规制对整体高质量发展的推动作用有所减弱。从不同经济发展水平的地区来看,环境规制呈现异质性的空间效应,东部地方政府在环境规制执行上呈现差异化竞争的局面,对高质量发展具有显著的负向空间溢出,削弱了产业结构优化效应,而中西部环境规制竞争具有正向空间效应,叠加本地产业结构优化效应,对区域高质量发展产生了双重红利。

上述结论为环境规制政策的制定和执行带来重要启示:

第一,完善环境规制制度体系,提高环境政策的执行效率。加大政府对污染企业的查处力度不仅有利于生态环境治理,还能推进以效率为核心的经济增长,建议强化行政型环境规制工具,辅以排污税费等市场手段发挥外部效应,同时全面改革阻碍经济高质量发展的僵化机制,疏通环境规制政策发挥实际效应的堵点,包括健全资源价格机制,帮助企业兼并重组以及优化创新环境的相关政策,从而加强环境规制对效率改进、技术创新的积极影响。

第二,优化环境规制政策通道,加大产业结构合理化和高级化的调整力度。依据不同产业应对成本上涨的特点,采取约束与激励并重的环境规制政策,提高污染密集型产业的环保执法力度,增加清洁型产业治污投入的潜在收益,通过环境规制释放的积极信号,促进各产业发展份额和要素投入比例的协调。政府需建立一整套甄别具有发展潜力产业的机制,引导资金、人才、技术等高级要素向知识型、服务型产业转移,让产业结构转型真正成为连接环境规制和高质量发展的核心工具。

第三,引导地区间环境规制良性竞争,创新经济高质量发展协同机制。创新高质量发展协同机制的根本在于“自上而下”的顶层设计,在地方政绩考核体系改革中,应提升环保绩效、产业结构、全要素生产率等考核指标比重,同时中央政府应加强省级层面环保垂直管理,从而弱化地方政府对环境执法的干预。因地制宜地设计环境规制协同执行的有效机制,中西部地区应强化环境规制政策的学习共享机制,充分发挥产业结构优化的倒逼效应,东部地区需注意防范环境规制政策的负向溢出,完善产业转移监督机制,从局部地区的效率提升逐步过渡到全国范围的高质量发展。

参考文献:

- [1] 何强. 要素禀赋、内在约束与中国经济增长质量[J]. 统计研究, 2014(1): 70-77.
- [2] 国家发展改革委经济研究所课题组. 推动经济高质量发展研究[J]. 宏观经济研究, 2019(2): 5-17.
- [3] 王一鸣. 百年大变局、高质量发展与构建新发展格局[J]. 管理世界, 2020, 36(12): 1-13.
- [4] EASTERLY W, LEVINE R. It is not factor accumulation: stylized facts and growth models[J]. World Bank Economic Review, 2001(15): 177-219.
- [5] DENISON E F. Accounting for slower economic growth: the United States in the 1970s[J]. Southern Economic Journal, 1981, 47(4): 132-146.
- [6] PORTER M E. America's green strategy[J]. Scientific American, 1991(4): 168.
- [7] 范庆泉, 张同斌. 中国经济增长路径上的环境规制政策与污染治理机制研究[J]. 世界经济, 2018, 41(8): 171-192.
- [8] 刘志彪, 凌永辉. 结构转换、全要素生产率与高质量发展[J]. 管理世界, 2020, 36(7): 15-29.
- [9] 贺晓宇, 沈坤荣. 现代化经济体系、全要素生产率与高质量发展[J]. 上海经济研究, 2018(6): 25-34.
- [10] 余泳泽, 杨晓章, 张少辉. 中国经济由高速增长向高质量发展的时空转换特征研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2019, 36(6): 3-21.
- [11] 上官绪明, 葛斌华. 科技创新、环境规制与经济高质量发展: 来自中国278个地级及以上城市的经验证据[J]. 中国人口·资源与环境, 2020, 30(6): 95-104.
- [12] 逢锦聚, 林岗, 杨瑞龙, 等. 促进经济高质量发展笔谈[J]. 经济学动态, 2019(7): 3-19.
- [13] 王群勇, 陆凤芝. 环境规制能否助推中国经济高质量发展: 基于省际面板数据的实证检验[J]. 郑州大学学报(哲学社会科学版), 2018, 51(6): 64-70.
- [14] 何兴邦. 环境规制与中国经济增长质量: 基于省际面板数据的实证分析[J]. 当代经济科学, 2018, 40(2): 1-10.
- [15] 孙玉阳, 宋有涛, 杨春荻. 环境规制对经济增长质量的影响: 促进还是抑制: 基于全要素生产率视角[J]. 当代经济管理, 2019, 41(10): 11-17.
- [16] 陶静, 胡雪萍. 环境规制对中国经济增长质量的影响研究[J]. 中国人口·资源与环境, 2019, 29(6): 85-96.
- [17] 童健, 刘伟, 薛景. 环境规制、要素投入结构与工业行业转型升级[J]. 经济研究, 2016, 51(7): 43-57.
- [18] 沈能. 环境效率、行业异质性与最优规制强度: 中国工业行业面板数据的非线性检验[J]. 中国工业经济, 2012(3): 56-68.
- [19] 李强. 环境规制与产业结构调整: 基于Baumol模型的理论分析与实证研究[J]. 经济评论, 2013(5): 100-107.
- [20] 钟茂初, 李梦洁, 杜威剑. 环境规制能否倒逼产业结构调整: 基于中国省际面板数据的实证检验[J]. 中国人口·资源与环境, 2015, 25(8): 107-115.
- [21] 原毅军, 谢荣辉. 环境规制的产业结构调整效应研究: 基于中国省际面板数据的实证检验[J]. 中国工业经济, 2014(8): 57-69.
- [22] 李小平, 卢现祥, 陶小琴. 环境规制强度是否影响了中国工业行业的贸易比较优势[J]. 世界经济, 2012, 35(4): 62-78.
- [23] 李平, 付一夫, 张艳芳. 生产性服务业能成为中国经济高质量增长新动能吗?[J]. 中国工业经济, 2017(12): 5-21.
- [24] 张永恒, 郝寿义. 高质量发展阶段新旧动力转换的产业优化升级路径[J]. 改革, 2018(11): 30-39.
- [25] KUZNETS S. Quantitative aspects of the economic growth of nations: industrial distribution of national product and labor force[J]. Economic Development and Cultural Change, 1957, 5(4): 1-111.
- [26] 蔡跃洲, 付一夫. 全要素生产率增长中的技术效应与结构效应: 基于中国宏观和产业数据的测算及分解[J]. 经济研究, 2017, 52(1): 72-88.
- [27] 肖兴志, 李少林. 环境规制对产业升级路径的动态影响研究[J]. 经济理论与经济管理, 2013(6): 102-112.
- [28] ACEMOGLU D, AGHION P, BURSZTYN L, et al. The environment and directed technical change[J]. American Economic Review, 2012, 102(1): 131-166.
- [29] 林秀梅, 关帅. 环境规制推动了产业结构转型升级吗: 基于地方政府环境规制执行的策略互动视角[J]. 南方经济, 2020(11): 99-115.
- [30] 张华. 地区间环境规制的策略互动研究: 对环境规制非完全执行普遍性的解释[J]. 中国工业经济, 2016(7): 74-90.
- [31] 沈坤荣, 金刚, 方嫻. 环境规制引起了污染就近转移吗?[J]. 经济研究, 2017, 52(5): 44-59.
- [32] LESAGE J P, PACE R K. Introduction to spatial econometrics[M]. Boca Raton: CRC Press, 2009: 355-376.
- [33] 金刚, 沈坤荣. 以邻为壑还是以邻为伴: 环境规制执行互动与城市生产率增长[J]. 管理世界, 2018, 34(12): 43-55.
- [34] 干春晖, 郑若谷, 余典范. 中国产业结构变迁对经济增长和波动的影响[J]. 经济研究, 2011, 46(5): 4-16+31.
- [35] 于斌斌. 产业结构调整与生产率提升的经济增长效应: 基于中国城市动态空间面板模型的分析[J]. 中国工业经济, 2015(12): 83-98.
- [36] 解垠. 环境规制与中国工业生产率增长[J]. 产业经济研究, 2008(1): 19-25+69.
- [37] 原毅军, 谢荣辉. 环境规制与工业绿色生产率增长: 对“强波特假说”的再检验[J]. 中国软科学, 2016(7): 144-154.

- [38] 蒋伏心, 王竹君, 白俊红. 环境规制对技术创新影响的双重效应: 基于江苏制造业动态面板数据的实证研究 [J]. 中国工业经济, 2013 (7): 44-55.
- [39] SCHULZE A, PAUL MACDUFFIE J, TAUBE F A. Introduction: knowledge generation and innovation diffusion in the global automotive industry-change and stability during turbulent times[J]. *Industrial and Corporate Change*, 2015, 24 (3): 603-611.
- [40] 冯志军, 陈伟, 杨朝均. 环境规制差异、创新驱动与中国经济绿色增长 [J]. *技术经济*, 2017, 36 (8): 61-69.
- [41] 赵霄伟. 地方政府间环境规制竞争策略及其地区增长效应: 来自地级市以上城市面板的经验数据 [J]. 财贸经济, 2014 (10): 105-113.
- [42] 陈黎明, 王俊昊, 赵婉茹, 等. 中国区域绿色全要素生产率的影响因素及其空间特征 [J]. 财经理论与实践, 2020, 41 (4): 122-132.
- [43] 郑金铃. 分权视角下的环境规制竞争与产业结构调整 [J]. *当代经济科学*, 2016, 38 (1): 77-85.

The Influence of Environmental Regulations on High-quality Development and Spatial Effects

—Based on the Intermediate Perspective of Industrial Structure Transformation

CHEN Hao, LUO Lifei

(Economics School, Zhongnan University of Economics and Law, Wuhan Hubei 430073, China)

Abstract: Under the dual pressures of pollution control and economic transformation, the academic community has not yet reached a consensus on whether and how environmental regulations affect high-quality economic development. Based on the panel data of 30 province-level administrative regions from 2009 to 2018, this paper analyzed the relationship of environmental regulation and high-quality economic development from the perspective of structural transformation, and the spatial Durbin model was used to describe the competition of environmental regulations and explore the spatial spillover effect on high-quality development. The research found that: (1) Environmental regulation had a significant and stable promotion effect on high-quality development, in which efficiency improvement and technological progress were the main sources. There was a U-shaped dynamic law in environmental regulation and high-quality development. Now China's average environment regulation is already in the ascending stage of the U-shaped curve, but the low-regulation intensity group is still in the descending stage of the U-shaped curve. (2) Environmental regulation indirectly promoted the high-quality development through the intermediary channels of industrial structure rationalization and advancement, and the intermediary effect was greater than the direct effect. Environmental regulation is conducive to fully encouraging the industrial structure rationalization to reduce the efficiency of factor replacement, and enhance the positive effects of industrial structure advancement on the upgrading of factors, thereby contributing to high-quality development. (3) After the spatial relevance was considered, the effect of environmental regulations in promoting high-quality development weakened, and the competition of environmental regulations among local governments showed a heterogeneous impact. The eastern region lacked synergy in the implementation of environmental regulations, thus producing negative spatial spillovers, while in central and western regions, environmental regulations had positive spatial spillovers on high-quality development. Finally, in the formulation and implementation of environmental regulatory policies, the effects of industrial structure and spatial effects were optimized, and a feasible path to promote high-quality economic development was provided.

Keywords: high-quality development; environmental regulation; industrial structure transformation; environmental regulation competition

[责任编辑:孟青]