

# 环境规制能否助推中国工业高质量发展？

——基于动态空间 Durbin 模型的实证研究

李莉莉，叶阿忠

(福州大学 经济与管理学院, 福州 350108)

**摘要:** 经济新常态下,通过制定合理的环境规制政策引导技术创新对推动工业高质量发展具有重要意义。本文基于 2007—2019 年中国 30 个省份数据(因数据缺失,不包括西藏和港澳台地区),借助动态空间 Durbin 模型及半参数空间 Durbin 模型系统考察了环境规制对工业高质量发展的影响。研究发现:中国工业高质量发展存在时间惯性和空间溢出性;环境规制对工业高质量发展的影响呈“U”型,并存在地区异质性和空间溢出效应;同时,环境规制对工业高质量发展具有产业结构调整效应和技术进步调节效应。因此,地方政府有必要科学设置环境规制强度,通过“创新补偿效应”引导经济发展动力向技术驱动和产业结构优化转变,加强跨区域企业技术研发交流合作,创新区域工业高质量发展协同机制。

**关键词:** 环境规制;工业高质量发展;动态空间 Durbin 模型;半参数空间 Durbin 模型

**中图分类号:** F062.9 **文献标志码:** A **文章编号:** 1002—980X(2022)12—0099—12

## 一、引言

工业高质量发展是适应经济由高速增长迈向高质量发展阶段的必然要求和建设社会主义现代化强国的关键抓手。改革开放 40 年来,凭借制度红利、人口红利及资源红利等优势,中国工业取得了举世瞩目的发展成就,同时也因求“量”不求“质”积累了高投入、高能耗、高排放、低附加、低效率等结构性风险。在如今经济政治格局动荡、逆全球化盛行的国际背景下,面对全球价值链重塑、发达国家和新兴经济体的市场“双端挤压”,以及国内产能过剩、资源短缺、关键领域技术创新能力不足、环境污染、生态破坏等困境,中国工业正接受着严峻挑战(郭朝先,2019)。基于内外挤压的复杂形势,党的十九大报告指出中国经济已由高速增长阶段转向高质量发展阶段。《中国制造 2025》《“十四五”规划纲要》等文件进一步提出要大力发展绿色经济,加快发展方式绿色转型,协同推进经济高质量发展和生态环境高水平保护。传统粗放发展之路已走到尽头,新时代中国工业必将革故鼎新,绿色高质量发展“芯”模式将作为工业发展的基础性和关键性思想指引我们砥砺前行。然而,由于工业发展的负外部效应和环境资源的公共品特性,使得仅依靠市场机制难以推进工业向轻污低耗转型,需借助政府环境规制政策才能够对生态保护的“市场失灵”加以矫正。环境规制对工业高质量发展会产生什么影响?不同地区环境规制作用效果是否有差?其中的传导机制如何?在人民对“金山银山”与“绿水青山”的双重诉求下,如何设定环境规制才能行之有效地推动工业高质量发展?关于以上问题的思考对中国工业突破资源环境约束瓶颈,实现绿色高质量发展具有重要意义。

## 二、文献回顾

学界关于工业高质量发展的研究视角较为多元,主要集中在工业高质量发展的动态演变、动力机制、实现路径和测算体系 4 个方面。在当前大力实施制造强国战略,推动工业高质量发展的攻关期,如何客观衡量工业高质量发展,正确阐明其制约及驱动因素成为当前和今后一个时期内做好工业经济工作的重要命题。明晰工业绿色高质量发展的理论内涵是科学构建评估指标体系的基本前提(陈禹静,2022)。刘会武等(2021)认为高质量发展是依靠创新驱动来实现,具有多元化综合性社会发展目标的一种经济发展的高端形态和阶段。杜宇等(2020)认为工业高质量发展应从工业化角度出发,形成创新驱动进步、经济生态协调、区域布局合理、价值链高端攀升的发展体系。基于此,本文将工业高质量发展理解为以新发展理念为导向,通过推动工业领域动力变

收稿日期:2022-10-27

基金项目:国家自然科学基金“半参数门限空间滞后模型理论研究及其应用”(72073030)

作者简介:李莉莉,福州大学经济与管理学院硕士研究生,研究方向:世界经济、区域经济;(通讯作者)叶阿忠,博士,福州大学经济与管理学院教授,博士研究生导师,研究方向:计量经济。

革、效率变革、质量变革,逐步实现产出效率高、资源配置优、经济环境协调、社会成果共享的发展。

对于工业高质量发展的衡量,现有研究多采用单一指标法对其进行表征,如李科等(2022)、Liu et al(2021)等认为全要素生产率代表由创新带来的效率改进,推动绿色全要素生产率是实现工业高质量发展的核心表现。然而,单一指标无法从不同角度全面体现经济高质量发展特性,更多的学者采用综合指标法从不同角度构建指标体系评价工业高质量发展。如李标和孙琨(2022)<sup>76-77</sup>从工业高质量发展内蕴的“要素投入优质化、生产过程绿效化、产出供给高效化、内部结构合理化”四个方面对其进行衡量。宋晓娜和张峰(2019)从新发展理念出发构建指标体系,认为推动我国经济高质量发展的宏观路径是围绕着创新、协调、绿色、开放、共享五个方面展开的。尽管综合指标法更加全面,但依旧存在指标选取歧义较大、无法体现高质量发展的内在要求等问题,一定程度上降低了评价结果的科学性和准确性(安淑新,2018)。

关于环境规制对工业高质量发展的影响研究目前较少,多数学者从门槛调节效应、中介传导路径、时空尺度、异质性等角度出发分析不同环境规制对高质量发展的影响机制与作用效果。对于环境规制与工业高质量发展的关系,不同的学者有不同看法。多数学者认为两者之间符合“U”形关系,如陈浩和罗力菲(2021)、刘怡君和方子扬(2021)利用空间模型从结构转换和科技创新两个角度进行研究,结果证明环境规制和经济高质量发展间存在“U形”动态规律,中国平均环境规制强度已处于“U形”曲线上升阶段。原伟鹏等(2021)基于区域异质性进行实证研究,发现垂直型环境规制与经济高质量发展呈现“U”形关系特征。杨仁发和郑媛媛(2020)、武云亮等(2021)认为环境规制通过技术创新对制造业高质量发展的影响为“U”形,在不同的技术创新水平下存在异质性。

部分学者认为适度的环境规制可以产生创新补偿效应从而弥补成本提高带来的损失,支持“强波特假说”观点。田丽芳和刘亚丽(2020)认为正式和非正式环境规制均促进经济高质量发展,其作用明显程度随地方政府竞争阶段不同而不同。吴慧和上官绪明(2021)认为环境规制存在显著的负向空间溢出效应,对黄河流域经济高质量发展有显著促进作用。Li和Hu(2021)、Ouyang et al(2020)、上官绪明和葛斌华(2020)认为环境规制存在负向空间溢出效应,对经济发展质量具有显著的直接提升效应。还有部分学者呈其他观点,Yuan和Xiang(2018)、杨丹等(2020)认为环境规制抑制产业高质量发展,强波特假说无法得到支撑。叶娟惠(2021)实证检验环境规制对经济高质量发展的非线性影响,结果证明,二者间存在“M”型的非线性关系。吴爱东和李翔(2021)根据面板向量自回归(PVAR)模型的结果认为,短期内环境规制增强有利于制造业高质量发展,但长期来看二者间关系具有不确定性。

综上所述,国内外文献研究均聚焦于环境规制对高质量发展的影响上,此类研究存在以下两个方面的局限性,一是关于工业高质量发展的研究较少,对于环境规制与工业高质量发展二者关系的把握尚显不足;二是侧重分析环境规制对工业高质量发展的线性影响,忽略了环境规制具有空间溢出效应的典型事实。与以往研究不同,本文以绿色高质量发展为切入点,从创新驱动、经济效益、绿色低碳、协调共享四个维度衡量工业发展质量,并将环境规制与技术进步、产业结构纳入统一分析框架,不仅剖析了环境规制对工业高质量发展的非线性和空间影响,还探明了环境规制对工业高质量发展影响的地区异质性和时期异质性。

本文可能的创新和贡献在于:①根据新发展理念和新型工业化道路要求构建综合指标体系全面刻画工业高质量发展,实证检验工业高质量发展的时间继起性和空间相关性,填补了现有工业高质量发展研究的空白;②考虑到工业高质量发展的动态可持续性,基于省级面板数据同时运用时间固定效应模型、静态和动态空间Durbin模型,并进行比较分析,探明了不同区域、不同时期环境规制对经济高质量发展的直接影响和空间影响的差异,弥补了以往文献忽略的动态效应,更加全面地刻画二者关系;③运用半参数空间Durbin模型并绘制偏导图,更加准确地刻画并验证了环境规制对工业高质量发展的“U”型影响,为结论的可靠性提供更完整的证据。

### 三、机制分析和假设提出

中国工业早期由于长期保持“三高两低”的粗放发展模式,使生态付出了沉痛的代价,当前资源过度使用、环境持续恶化已成为制约工业发展的“绊脚石”,日益严重的环境问题已不允许被动等待未知“环境库兹涅茨曲线”拐点的到来,进行工业绿色转型刻不容缓。环境规制作为治理环境污染的有效手段,能够通过增加生产成本、激励技术创新、转换产业结构、形成投资转移等方式改变当前工业“先污染、后洁净”发展模式,对于实现绿色高质量发展有着举足轻重的作用。本文从环境规制影响工业高质量发展的直接效应、产业结

构升级效应和空间溢出效应入手,探讨二者之间的理论逻辑。

### (一)环境规制影响工业高质量发展的直接效应

环境规制通过“成本效应”和“创新效应”对工业高质量发展分别产生抑制和促进作用。一方面,根据“遵循成本假说”,环境规制水平的提高会使企业不得不更新生产设备、改进生产工艺、提高治污投入、缴纳污染税以达到政府的环保要求和减排标准,而这无疑将导致企业运行成本增加。在环境规制初期,企业将有限的资金转移到污染治理领域会减少企业的创新支出和生产性投入,形成“成本挤占”效应,从而压缩企业利润和收入,不利于工业高质量发展。事实上,环境规制对企业技术创新既有负面的“抵消效应”,也有正面的“创新补偿效应”。首先,根据“波特假说”,环境规制政策的实施在一定程度上会激励企业进行自主创新。由环境规制引发的自主创新通过开发新技术、新产品推动企业技术水平进步,从而提升劳动生产率、提高资源配置效率,增强企业竞争力;技术水平提升又将进一步推进新旧动能转换、激发市场活力,促进工业高质量发展。其次,政府会对遵守环境规制的企业给予财政上的支持,并通过税费减免、设立专项资金、为新能源材料购买提供便利等对企业的绿色行为进行积极引导,最终,推动工业高质量发展。

综上,环境规制对工业高质量发展究竟是负向的抑制作用还是正向的促进作用取决于遵循成本效应和创新补偿效应作用程度的高低对比。短期内环境规制提高因增加企业负担抑制了工业高质量发展,而长期来看,企业却因技术进步、生产效率提升实现了超额利润,从而促进工业高质量发展。其实,环境规制引致的技术进步并非始终促进工业高质量发展,当环境规制水平较低时,技术进步能够通过提升生产率和经济发展效益推动工业高质量发展;而当环境规制过高时,企业的“创新补偿”无法弥补高端技术开发的巨额成本,技术进步将成为工业高质量发展的绊脚石。另外,由于中国东中西部地区资源禀赋、产业结构、科技创新、工业发展水平参差不齐,同时各地区环境政策和环保标准迥异。因此,不同地区环境规制的作用效果也大相径庭。

据此,本文提出假设1:

环境规制对工业高质量发展具有技术进步调节效应,二者间呈“U”形的非线性关系,且存在区域异质性(H1)。

### (二)环境规制影响工业高质量发展的产业结构升级效应

环境规制不仅可以通过成本效应和创新效应对工业高质量发展产生直接影响,还可以通过倒逼产业结构合理化、激励产业结构高级化推动产业结构绿色转型,结构优化引致的技术进步和资源配置效率提升有助于进一步推进工业高质量发展。一方面,环境规制利用市场机制的“铁手腕”强制淘汰排污严重、技术落后、效率低下企业,并使污染密集型产业承担更高的环境成本,资金更多流向资本和技术密集型产业,造成不同类型产业比较优势的差异(陈浩和罗力菲,2021);另一方面,趋严的环境规制会对高污染产业形成“进入壁垒”,严格的环保标准、高昂的治污成本都将使高能耗企业望而却步,从而达到抑制污染密集产业成长,推动产业结构合理化的目的。最后,在“创新补偿效应”的作用下,企业会在“干中学”的过程中进行要素升级,产业将趋于高技术化、高附加值化,落后产能逐渐被驱离市场,新兴产业不断涌现,最终推动产业结构高端化转型,实现工业高质量发展。

根据以上分析,本文提出假设2:

环境规制对工业高质量发展具有产业结构调节效应(H2)。

### (三)环境规制影响工业高质量发展的空间溢出效应

环境规制对工业高质量发展的空间效应根源于地方政府规制政策竞争,由于各地政府执法力度不同及利益激励的政企合谋现象频出,各地区环境规制强度产生区域化差异。根据“污染天堂假说”,污染密集型产业为追求成本最小化倾向于将经济活动转移到环境规制相对宽松地区。中国不同地区环境规制强度的差异化导致企业重新选址,将生产活动转移到环境标准较低区域以规避“遵循成本”,从而形成“投资转移效应”。实践中,经济发达地区环境政策执行力较强,而临近地区执行力较弱或故意放松管制以吸引发达地区高生产率企业迁入。此时污染密集型产业更倾向于转入环境规制强度弱、要素成本低、区位条件优越的周边地区进行生产,形成污染产业转移。一方面,这种“产业区位重置效应”能够促进低规制地区经济增长、带动效率提升、刺激技术进步,产生正向溢出效应推动地区发展;另一方面,此类以“绿水青山”为代价换来“金山银山”的发展方式会使得当地经济过度依赖污染产业,环境规制持续弱化。不断削弱的环境规制又将引发要素利用率低、技术创新停滞、资源过度损耗、环境污染严重等一系列问题,对工业高质量发展产生负向溢出效应。

综上,本文提出假设 3:

环境规制对工业高质量发展具有正向和负向空间溢出效应(H3)。

## 四、模型构建和变量设定

### (一)模型构建

“地理学第一定律”认为事物之间存在普遍的相关性,且距离越近的事物相关性越强。因此,一个地区的工业经济发展不仅与自身有关,还受到周边城市空间溢出效应的影响。传统的计量模型无法反映空间效应的影响,需要借助空间计量方法进行分析。空间计量的两个基准模型为空间滞后模型(SAR)和空间误差模型(SEM),分别描述了空间自相关和空间扰动相关,空间 Durbin 模型(SDM)是二者的组合扩展形式,更具有—般性。为了减少异方差、极端值和度量单位等的影响,本文构造对数形式的空间 Durbin 模型进行实证分析。由于经济发展是一个动态的、持续的过程,当前经济发展情况会受到当期因素和前期因素的共同影响,出于对经济增长连续性的考虑,本文在空间 Durbin 模型的基础上引入被解释变量的时空—阶滞后项,以修正静态空间面板模型的偏差,提高估计结果的准确性和可靠性;同时,为了检验工业高质量发展和环境规制之间是否存在非线性关系,将环境规制的二次项纳入该模型,构建计量模型如式(1)所示。

$$\ln ihqd_{it} = \alpha + \rho W \ln ihqd_{it} + \gamma \ln ihqd_{i,t-1} + \eta W \ln ihqd_{i,t-1} + \beta_1 \ln er_{it} + \beta_2 (\ln er_{it})^2 + \beta_3 \ln X + \theta_1 W \ln er_{it} + \theta_2 W (\ln er_{it})^2 + \theta_3 W \ln X + \delta_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中: $ihqd_{it}$ 为省份*i*第*t*年的工业高质量发展水平; $er_{it}$ 为省份*i*第*t*年的环境规制强度; $X$ 为与经济相关的控制变量; $\alpha$ 为地区间的客观异质性; $\rho$ 为空间自相关系数,反映工业高质量发展的空间溢出效应程度; $\gamma$ 和 $\eta$ 为被解释变量时间滞后和时空滞后的待估参数; $\beta$ 和 $\theta$ 为外生解释变量的待估参数; $W$ 为空间权重矩阵; $\delta_i$ 为时间固定效应, $\varepsilon_{it}$ 为满足正态独立分布的随机扰动项。

关于空间权重矩阵的设定,本文借鉴林光平等(2006)的做法,使用两个省份经济发展水平差距的倒数进行构建,具体公式为: $W_{ij} = 1/|\bar{Y}_i - \bar{Y}_j|$ 。其中, $\bar{Y}_i = \sum_{t=1}^T Y_{it}/T$ ( $i \neq j$ ),表示省份*i*在*T*时期内 GDP 的平均值。在以上的经济距离矩阵中,两省份的经济发展水平越相近,二者之间的空间依赖性越高,权重也就越大。

### (二)变量定义和数据来源

#### 1. 被解释变量

工业高质量发展( $ihqd$ )。工业高质量发展是充分、均衡的发展,是包含发展方式、发展结果、民生共享等多个维度的供给更优、效益更高的发展(李标和孙琨,2022<sup>25</sup>),工业高质量发展水平的衡量应充分体现新发展理念内涵,顺应新型工业化道路要求。本文参考高运胜和杨阳(2020)从创新驱动、经济效益、绿色低碳和开放共享四个维度构建中国工业高质量发展评价指标体系。具体而言,创新驱动指企业通过自主研发推动技术进步,从而转换经济增长动力、加快价值链高端化,是提升工业高质量发展水平的重要途径。对创新水平的衡量不仅要涵盖创新投入和创新产出,还应反映创新强度。经济效益综合反映了工业企业竞争力和收益的提高,是实现工业高质量发展的必然要求和直观体现。工业高质量背景下的经济高效通常表现为工业企业投入产出效率高、经济效益好、工业增速稳步提升(侯建等,2022)。绿色低碳主要体现产业对生态环境的影响情况。实现工业高质量发展必须坚持从“两山论”出发,将资源环境约束纳入决策框架,着力降低污染物排放量,使工业发展各环节对生态环境的损害最小化、资源配置效率最优化。由于生态环境污染主要受废水、废气、废物排放影响。因此绿色低碳指标用废水、废物、二氧化硫、二氧化碳排放和能源消耗情况来衡量(付晨玉和杨艳琳,2020)。协调共享代表社会福利享受现状,污染治理、就业人数和高端发展则说明了人民生活环境的改善、就业环境的改进及未来发展的广阔前景,是工业发展对社会的贡献程度的综合体现。根据以上理论框架,本文选取了工业高质量发展的 4 个一级指标、15 个二级指标对其进行衡量,并采用熵权法得出客观的综合评分,详见表 1。

#### 2. 核心解释变量

环境规制( $er$ )。环境规制的测量方法大致分为单一指标法、综合指标法、分类测评法。单一指标法,是从排污费用征收、污染治理投资和政策等角度出发,采用人均收入、单位企业支付的排污费用、污染治理成本与工业产值的比值、工业污染治理项目完成投资额、工业污染治理总投资与工业增加值的比值、政府环保检查次数、

表1 工业高质量发展指标体系

目标	一级指标	二级指标	指标衡量方式	属性
工业高质量发展	创新驱动	创新投入	规模以上工业企业 R&D 经费支出/规模以上工业企业主营业务收入	+
		创新产出	规模以上工业企业专利授权数/规模以上工业企业 R&D 经费支出	+
		创新强度	规模以上工业企业 R&D 经费支出/规模以上新产品销售收入	+
	经济效益	增速	工业增加值同比	+
		效率	工业企业主营业务收入/工业就业人数	+
		盈利	工业企业利润总额/工业企业主营业务收入	+
	绿色低碳	废水排放	工业废水排放量/工业企业主营业务收入	-
		废气排放	工业二氧化硫排放量/工业企业主营业务收入	-
		固体废物排放	工业烟(粉)尘排放量/工业企业主营业务收入	-
		二氧化碳排放	工业二氧化碳排放量/工业企业主营业务收入	-
		能源消耗	能源消费量/工业企业主营业务收入	-
	协调发展	污染治理	工业污染治理完成投资/工业企业主营业务收入	+
		就业人数	工业从业人数	+
		高端发展	高技术产业主营业务收入/工业企业主营业务收入	+

注: +、- 分别表示赋值法的正指标和负指标。

环境污染治理投资等衡量环境规制强度(Dean et al, 2009)。综合指标法,大体分为两类,一是基于污染排放,选取各省份废水排放达标率、二氧化硫去除率、烟(粉)尘去除率和固体废物综合利用率,构建环境规制的综合测量体系(傅京燕和李丽莎, 2010);二是从多角度综合考察,构建反映不同国家不同行业环境规制水平的综合指标。分类测评法是指将环境规制按不同手段或主体进行分类进行测评的方法,如张平等(2016)将根据环境规制手段不同将其分为费用型环境规制和投资型环境规制,分别采用排污费征收额和污染治理投资总额度量。彭星和李斌(2016)根据环境规制涉及政府、企业、居民不同主体将其分为命令控制型环境规制、经济激励型环境规制和自愿型环境规制。张华(2016)将环境规制分为支出、监管和收益三个环节并选取相关指标进行衡量。据此,本文选取污染治理项目本年完成投资与工业 GDP 的比值对环境规制水平进行衡量。

### 3. 控制变量

工资水平(*uas*),用城镇单位就业人员平均工资表示;产业结构(*ins*),用第三产业 GDP 与第二产业 GDP 的比值来衡量;经济发展水平(*pgdp*),用人均生产总值来衡量;技术进步(*sat*),用政府科学技术支出与一般预算支出的比值来衡量;城镇化率(*ur*),用城镇人口比重来衡量。

### 4. 数据来源

基于数据的完整性和可获得性,本文选取 2007—2019 年我国 30 个省份(不包括西藏及港澳台地区)面板数据作为研究样本。相关数据均来自历年《中国统计年鉴》《中国环境统计年鉴》《中国能源统计年鉴》《火炬统计年鉴》、国家统计局网站、全球统计数据/分析平台(EPS)和万得(WIND)数据库,对个别缺失数据采用插值法、线性拟合法进行计算填补。

## 五、模型演绎

### (一)空间相关性检验

经济指标存在空间相关性是进行空间计量分析的前提。表 2 给出了经济距离矩阵下我国 2007—2019 年各省份工业高质量发展的全局莫兰指数(Moran's *I*)。结果显示,工业高质量发展的全局莫兰指数统计值显著为正,表明各省份工业高质量发展存在较强的正向依赖性,具有空间集聚特征,使用空间计量方法进行分析十分有必要。

通过可视化的 2019 年局部莫兰指数散点图(图 1)可以发现,大多数省份位于散点图的第一、三象限,表明各省份工业高质量发展存在显著的空间正相关性,在空间上呈现出“高-高”集聚和“低-低”集聚态势。其中,表现出“高-高”型工业高质量发展集聚的省份有北京、上海、江苏、浙江、山东、福建、河南、四川,表现为“低-低”集聚的省份有广西、山西、甘肃、吉林、贵州、云南、山西、海南、青海、西藏,表明我国东部和西部地区各省工业高质量发展在地理分布上呈现显著的空间依赖性。

表2 2007—2019 年全局莫兰指数

年份	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019
Moran's <i>I</i>	0.278	0.294	0.331	0.35	0.356	0.347	0.349	0.271	0.343	0.313	0.332	0.301	0.298
<i>Z</i>	2.721	2.864	3.202	3.36	3.392	3.326	3.375	2.668	3.382	3.122	3.287	3.024	3.007
<i>P</i>	0.007	0.004	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.008	0.001	0.002	0.001	0.002	0.003

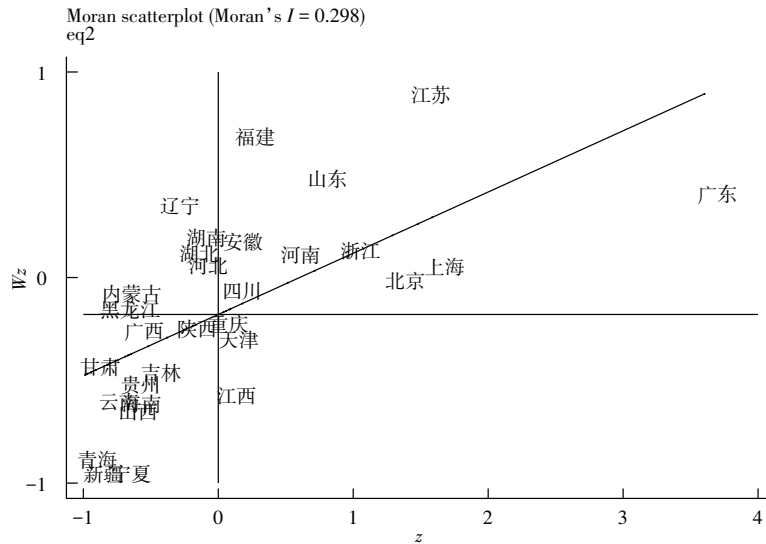


图 1 2019 年局部 Moran's I 散点图

### (二) 回归结果分析

在进行面板回归前,需要先进行数据相关性、多重共线性及单位根检验,经检验,变量间相关系数在 0.8 以下,各变量方差膨胀因子 (variance inflation factor, VIF) 最大值为 2.24,说明变量间不存在严重的多重共线性;同时,采用 LLC (Levin-Lin-Chu) 法和 IPS (Im-Pesaran-Shin) 法进行单位根检验,各变量均在 5% 显著性水平下拒绝原假设,表明变量序列是平稳的。

本部分选用 3 类模型,模型一为时间固定效应回归模型,模型二为静态空间 Durbin 模型,模型三为加入了时空滞后项的动态空间 Durbin 模型。其中,列(1)、(3)、(5)为不包含环境规制二次项的估计结果,列(2)、(4)、(6)为包含二次项的估计结果。关于使用空间模型的合理性方面,拉格朗日乘数检验 (Lagrange multiplier, LM) 结果表明:在 1% 的显著性水平下 LM(error) 和 LM(lag) 均显著,采用空间 Durbin 模型比空间误差模型 (SEM) 和空间滞后模型 (SAR) 更合理;Hausman 检验结果支持采用固定效应模型;个体固定效应、时间固定效应和双固定效应的选择性检验表明时间固定效应优于其他效应;似然比检验 (likelihood ratio, LR) 证明 SDM 模型没有退化为 SEM 和 SAR 模型。综上所述,本文构建时间固定效应空间 Durbin 模型进行实证分析,回归结果见表 3。

由表 3 知:①无论是时间固定效应的非空间模型还是空间模型,环境规制的二次方项系数均在 1% 显著性水平下显著,说明环境规制与工业高质量发展间呈非线性关系。②比较模型一和模型二、模型三结果可知,非空间模型估计系数明显高于空间模型系数,表明时间固定效应模型由于忽略空间相关性导致系数估计结果偏大。比较模型二、模型三,静态和动态空间 Durbin 模型的部分控制变量系数符号相反,说明静态空间 Durbin 模型估计的解释变量对被解释变量的影响效应结果不准确。③工业高质量发展滞后一期  $\ln ihqd_{i-1}$  的系数为 0.990,在 1% 置信度水平下通过检验,表明当期工业高质量发展与上期密切相关,中国工业高质量发展具有动态、积极的正向连续性。在 1% 显著性水平下,  $W \ln ihqd_{i-1}$  的系数为 0.415,表明上期邻近省份工业高质量发展水平会对本地省份工业高质量发展情况产生影响。因此,建立包含时空交互效应的动态空间模型能够更加有效地描述工业高质量发展时间和空间上的溢出效应。④静态和动态空间 Durbin 模型的空间溢出效应  $\rho$  的估计系数皆显著为正,表明工业高质量发展存在显著的空间自相关。⑤列(4)  $R^2$  最高,说明加入时空滞后项的动态空间 Durbin 模型拟合度最好,更具代表性,故本文后续以此为基准模型进行研究。

在非空间模型中,系数大小表示解释变量变化对被解释变量的边际影响,然而,在空间 Durbin 模型中,直接采用回归系数分析是不准确的。因此,动态 Durbin 模型中,可以用自变量对因变量长短期的直接、间接和总效应进行分析。根据表 3 列(6)的估计结果,报告了解释变量变化对工业高质量发展的直接效应、溢出效应及总效应(表 4)。

直接效应反映某地区自变量对因变量的影响大小。由表 4 知,在动态空间 Durbin 模型下,环境规制  $\ln er$  和  $\ln^2 er$  的长期直接效应为 -2.132 和 0.382,表明环境规制强度对工业高质量发展水平影响呈“U”型非线性特

表3 模型回归结果比较

解释变量	被解释变量:lnihqd					
	模型一		模型二		模型三	
	固定效应回归模型		静态空间 Durbin 模型		动态空间 Durbin 模型	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
lnihqd					1.264*** (0.024)	0.990*** (0.024)
Wlnihqd					2.106*** (0.080)	0.415*** (0.079)
lner	0.076*** (0.011)	-0.199*** (0.049)	0.029 (0.019)	-0.217** (0.085)	0.148*** (0.009)	-0.173*** (0.040)
(lner) <sup>2</sup>		0.043*** (0.007)		0.037*** (0.013)		0.037*** (0.006)
lnuas	-0.040 (0.046)	-0.049 (0.044)	0.132*** (0.045)	0.136*** (0.043)	0.241*** (0.021)	0.092*** (0.021)
lnins	-0.160*** (0.031)	-0.165*** (0.030)	-0.022 (0.037)	-0.033 (0.035)	0.220*** (0.017)	0.049 (0.017)
lnpgdp	0.232*** (0.021)	0.233*** (0.020)	0.091* (0.047)	0.076* (0.045)	0.088*** (0.022)	0.025 (0.021)
lnsat	0.079*** (0.027)	0.070*** (0.026)	0.413*** (0.032)	0.415*** (0.030)	-0.247*** (0.017)	-0.028 (0.017)
lnur	0.035 (0.048)	0.046 (0.046)	-0.189*** (0.069)	-0.198*** (0.066)	-0.267*** (0.032)	-0.110*** (0.031)
Wlner			-0.114*** (0.034)	0.693*** (0.198)	0.387*** (0.018)	0.651*** (0.094)
Wln <sup>2</sup> er				-0.114*** (0.028)		-0.078*** (0.013)
Wlnuas			-0.170*** (0.065)	-0.136** (0.063)	0.634*** (0.031)	0.141** (0.031)
Wlnins			-0.492*** (0.129)	-0.503*** (0.123)	0.124** (0.060)	0.036 (0.058)
Wlnpgdp			-0.094 (0.098)	-0.079 (0.094)	0.434*** (0.046)	0.232*** (0.045)
Wlnsat			0.255*** (0.074)	0.277*** (0.072)	-1.385*** (0.039)	-0.358*** (0.039)
lnur			0.175 (0.136)	0.152 (0.130)	-0.923*** (0.064)	-0.154** (0.062)
$\rho$			0.348*** (0.066)	0.400*** (0.064)	0.351*** (0.067)	0.306*** (0.066)
N	390	390	390	390	360	360
R <sup>2</sup>	0.339	0.397	0.635	0.594	0.487	0.821

注:\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平下显著;括号内为标准误。

征,即环境规制对工业高质量发展的作用表现为“先抑制后促进”,拐点为 2.791。原因在于,短期内环境规制主要表现为“遵循成本效应”,一些高能耗、高污染企业在环境规制的高额排污费和税收下难以维持正常运转,导致企业停产或产业转移;从长期来看,环境规制主要表现为“创新补偿效应”,企业通过产品补偿和工艺补偿解决了资金挤出问题,推动工业高质量发展,验证了假设 1 的正确性。明确环境规制强度处于拐点前还是拐点后,能给政策制定者带来更多的启示。从全国样本来看,lner 的平均值为 3.342,处于“U 形”曲线的上升阶段,说明中国平均环境规制强度跨越了门槛值,促进工业高质量发展。

技术进步 lnsat 的短期和长期直接效应在 1% 和 5% 水平下显著,分别为 -0.060 和 0.239,这表明短期内科技投入的增加会抑制工业高质量发展,而长期则会促进其发展。原因在于短期内科技投入将增加企业运营成本,不利于企业的长期运营,而长期内,科技成果转化促进工业高质量发展的正向调节效应逐渐凸显,有利于工业高质量发展水平的提升。人均 GDP 直接效应短期显著而长期不显著,说明短期内经济增长也是工业经济高质量发展的一部分。产业结构和工资水平的长短期直接效应均在 1% 水平下显著为正,而城镇化率的长短期直接效应显著为负,说明工资水平的提高和产业结构升级能够推动中国工业高质量发展,简单城镇化率的提高并不能促进工业高质量发展,还需要进一步深化城乡一体化改革,推动城乡统筹发展。

间接效应用于度量邻近地区解释变量的变化对本地区被解释变量的影响,反映了所有地区累积的空间溢出效应。由表 4 知,环境规制一次项的间接效应系数为负,二次项系数为正,皆在 1% 显著性水平下通过检验,说明环境对工业高质量发展的空间溢出效应表现为先促进后抑制。可能的原因是邻近地区规制水平上升,环境规制的“投资转移”效应发挥作用,高污染企业纷纷转移至规制水平较低的本地进行生产,起初这些高生产率企业的引入会带动经济增长、促进技术进步、推动本地工业发展,但随着对污染产业依赖程度的加深,本地环境规制水平进一步削弱形成“污染天堂”,最终导致资源过度损耗与生态失衡产生负向溢出效应阻碍工业高质量发展。假设 3 得到验证。

解释变量的直接效应与估计系数不相等,说明存在反馈效应。反馈效应是指本地区自变量对其他地区的影响又反过来影响本地区,数值上等于直接效应与模型系数之差。由表 3 和表 4 知,环境规制直接效应和系数不等,显然存在反馈效应,进一步证明环境规制对工业高质量发展存在空间溢出效应。从短期来看,技术进步 lnsat 的直接效应和回归系数为 -0.060 和 -0.028,皆在 1% 水平下显著。技术进步的反馈效应为 -0.033,是直接效应的 53.33%。同理,工资水平 lnuas 的反馈效应为 0.0143,是直接效应的 13.402%;产业结构 lnins 的反馈效应为 0.0049,是直接效应的 4.59%;经济发展水平 lnpgdp 的反馈效应为 0.02,是直接效应的 44.643%;城

镇化率  $\ln ur$  的反馈效应为  $-0.014$ , 是直接效应的  $11.20\%$ 。从长期来看, 技术进步、工资水平、产业结构、经济发展水平、城镇化率的反馈效应分别为直接效应的  $111.77\%$ 、 $82.46\%$ 、 $85.76\%$ 、 $130.19\%$ 、 $82.62\%$ 。这表明数据中存在较大的反馈效应, 且长期反馈效应远远高于短期反馈效应, 进一步证明了控制变量存在显著的空间溢出性, 邻近地区的经济环境极大地影响本地工业高质量发展水平, 这种影响随时间推移愈加显著。

表 4 动态空间 Durbin 模型的直接效应、间接效应和总效应

解释变量	被解释变量: $\ln ihqd$					
	短期			长期		
	直接效应	间接效应	总效应	直接效应	间接效应	总效应
$\ln er$	$-0.118^{***}(0.041)$	$0.830^{***}(0.148)$	$0.711^{***}(0.16)$	$-2.132^{***}(0.346)$	$1.453^{***}(0.351)$	$-0.679^{***}(0.144)$
$(\ln er)^2$	$0.031^{***}(0.006)$	$-0.093^{***}(0.020)$	$-0.062^{***}(0.022)$	$0.382^{***}(0.051)$	$-0.323^{***}(0.053)$	$0.059^{***}(0.019)$
$\ln uas$	$0.107^{***}(0.021)$	$0.238^{***}(0.055)$	$0.345^{***}(0.067)$	$0.527^{***}(0.159)$	$-0.330^{***}(0.182)$	$-0.330^{***}(0.059)$
$\ln ins$	$0.054^{***}(0.019)$	$0.065(0.087)$	$0.119(0.100)$	$0.343^{***}(0.123)$	$-0.457^{***}(0.149)$	$-0.113(0.096)$
$\ln pgdp$	$0.045^*(0.023)$	$0.333^{***}(0.068)$	$0.378^{***}(0.079)$	$-0.109(0.177)$	$-0.255(0.203)$	$-0.364^{***}(0.082)$
$\ln sat$	$-0.061^{***}(0.019)$	$-0.509^{***}(0.073)$	$-0.569^{***}(0.087)$	$0.239^*(0.123)$	$0.307^{**}(0.155)$	$0.546^{***}(0.083)$
$\ln ur$	$-0.124^{***}(0.033)$	$-0.261^{***}(0.091)$	$-0.385^{***}(0.108)$	$-0.634^{***}(0.245)$	$1.005^{***}(0.282)$	$0.371^{***}(0.108)$

注:  $***$ 、 $**$ 、 $*$  分别表示在  $1\%$ 、 $5\%$ 、 $10\%$  的水平下显著; 括号内为标准误差。

### (三) 调节效应分析

科学技术是第一生产力, 是社会进步的核心动力, 科技创新能力已经越来越成为综合国力竞争的决定性因素。产业结构是衡量经济发展水平的重要标志, 调整产业结构是转变发展方式、实现经济持续增长的重要因素。那么技术进步和产业结构变化是否会促进工业高质量发展? 环境规制水平变化能否影响二者对工业高质量发展的作用效果? 在动态空间 Durbin 模型中进一步引入环境规制与技术进步、环境规制与产业结构的交互项进行研究, 构建模型如下:

$$\ln ihqd_{it} = \alpha + \rho W \ln ihqd_{it} + \gamma \ln ihqd_{i,t-1} + \eta W \ln ihqd_{i,t-1} + \beta_1 \ln er_{it} + \beta_2 (\ln er_{it})^2 + \beta_3 \ln X + \beta_4 \ln er_{it} \times \ln sat_{it} + \theta_1 W \ln er_{it} + \theta_2 W (\ln er_{it})^2 + \theta_3 W \ln X + \theta_4 W \ln er_{it} \times \ln sat_{it} + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$\ln ihqd_{it} = \alpha + \rho W \ln ihqd_{it} + \gamma \ln ihqd_{i,t-1} + \eta W \ln ihqd_{i,t-1} + \beta_1 \ln er_{it} + \beta_2 (\ln er_{it})^2 + \beta_3 \ln X + \beta_4 \ln er_{it} \times \ln sat_{it} + \theta_1 W \ln er_{it} + \theta_2 W (\ln er_{it})^2 + \theta_3 W \ln X + \theta_4 W \ln er_{it} \times \ln sat_{it} + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

表 5 列(1)、(2)和列(3)、(4)分别报告了加入环境规制与技术进步、环境规制与产业结构交互项的估计结果。比较列(1)、(2)回归结果发现, 动态 SDM 模型  $R^2$  更高, 环境规制与技术进步交叉项的系数在两个模型中均在  $1\%$  置信水平下显著为负, 表明在高规制地区, 科技进步对工业高质量发展的促进作用较弱。这是因为环境规制的实施迫使企业加强污染治理, 企业因而要承担如污染税缴纳、排污费购买、三废处理费等额外治污费用, 使得企业运行成本提高, 对生产和创新投入产生“挤出效应”, 从而减缓产品质量的升级, 抑制了科学技术的发展; 另一方面, 环境规制政策的实施会对企业决策增加新的约束, 在企业进行选址、要素配置等决策时都要考虑环境规则的限制, 表现为对科技进步的“约束效应”。最终, 环境规制的加强抑制了科技进步。

通过表 5 列(3)、(4)的实证结果发现, 在  $1\%$  的显著水平下, 环境规制与产业结构的交互项系数在动静两种 SDM 模型下均显著为正, 这表明环境规制和产业结构对工业高质量发展存在协同抑制效应, 规制强度越大, 产业结构对工业高质量发展的抑制作用越强。这是因为环境规制政策的实施提高了地区的环保标准, 促使企业更新设备、改变生产工艺, 从而降低污染排放, 适应新的环境标准。最终, 政府为了有效减少污染排放, 会制定更加严格的环境政策, 强制淘汰高污染、高能耗行业, 导致企业转移和产业结构变迁。当规制强度过高使得“创新补偿”无法弥补“遵循成本”时, 与日俱增的亏损将迫使企业退出市场, 工业产出减少, 第三产业与第二产业 GDP 的比值降低, 从而抑制工业高质量发展。这证实了假设 2。

表 5 含交互项的动态空间 Durbin 模型回归

解释变量	被解释变量: $\ln ihqd$			
	静态空间 Durbin 模型	动态空间 Durbin 模型	静态空间 Durbin 模型	动态空间 Durbin 模型
$\ln ihqd$		$1.031^{***}(0.024)$	$0.992^{***}(0.024)$	$0.992^{***}(0.024)$
$W \ln ihqd$		$0.579^{***}(0.080)$	$0.759^{***}(0.080)$	$0.759^{***}(0.080)$
$\ln er$	$0.200^{***}(0.075)$	$0.225^{***}(0.035)$	$0.089^{***}(0.009)$	$0.089^{***}(0.009)$
$\ln ins$	$-0.030(0.037)$	$0.053^{***}(0.017)$	$0.383^{***}(0.047)$	$0.383^{***}(0.047)$
$\ln sat$	$0.597^{***}(0.086)$	$0.116^{***}(0.041)$	$-0.061^{***}(0.018)$	$-0.061^{***}(0.018)$
$\ln er \times \ln sat$	$-0.063^{**}(0.026)$	$-0.056^{***}(0.012)$		

解释变量	被解释变量:lnihqd			
	静态空间 Durbin 模型	动态空间 Durbin 模型	静态空间 Durbin 模型	动态空间 Durbin 模型
lner × lnins			-0.099*** (0.014)	-0.099*** (0.014)
Wlner	0.014 (0.158)	0.300*** (0.073)	0.128*** (0.017)	0.128*** (0.017)
Wlnins	-0.466*** (0.128)	0.022 (0.059)	0.733*** (0.164)	0.733*** (0.164)
lnsat	0.388* (0.211)	-0.201** (0.097)	-0.541*** (0.042)	-0.541*** (0.042)
Wlner × lnsat	-0.052 (0.060)	-0.073*** (0.027)		
Wlner × lnins			-0.216*** (0.044)	-0.216*** (0.044)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
ρ	0.350*** (0.066)	0.168** (0.067)	0.207*** (0.066)	0.207*** (0.066)
N	390.000	360.000	360.000	360.000
R <sup>2</sup>	0.678	0.839	0.797	0.797

注:\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平下显著;括号内为标准误。

#### (四)地区和时期异质性

中国地大物博,东部、西部、中部地区资源禀赋、政策条件、产业结构、科学技术和经济发展水平迥异,地方政府在不同地区和时期制定、实施的环境规制政策存在一定差异。本文将样本分为三大地理区域、两大时间区间,进一步探讨不同地区和时期环境规制与工业高质量发展二者关系的差异。通过表6结果对比可知:

(1)三大区域环境规制与工业高质量发展的非线性关系截然不同,东部地区呈倒“U”形、西部地区呈“U”形,拐点分别为3.5526和1.8579,西部地区作用不显著。这表明东部地区环境规制对工业高质量发展的影响为先促进后抑制,主要是因为东部地区工业化进程早,市场化程度高,技术创新水平处于领先地位,具有更加完善的政策制度和法律体系,是先进制造业发展的主力军。目前,东部地区工业发展正向价值链高端攀升,环境规制的促进作用在早期便已释放,随着高端技术创新和前沿科技开发成本的日益上涨,环境规制的作用效果也微乎其微。

西部地区环境规制对工业高质量发展的影响为先抑制后促进,拐点为1.8579,这是由于西部地区资源丰富,产业布局以劳动密集型、资本密集型产业为主,在环境政策实施早期,“挤出效应”显著,部分企业会因难以承担高昂的环境成本而破产。因此短期内环境规制将抑制工业高质量发展。面对政府愈发严格的环境规制政策,企业一方面通过技术创新生产出高质量的环境友好型产品,在降低成本的同时提升产品的竞争力;另一方面通过引进或研发先进工艺和生产流程,减少污染排放,提高资源利用率和生产率,这将会对绿色技术创新产生一定的推动作用,从而促进工业高质量发展。通过计算,2007—2019年间东中西部地区的lner平均值依次为3.057、3.3734、3.605,均处于促进阶段。因此从全国来看,环境规制能够促进工业高质量发展。

(2)2007—2019年环境规制对工业高质量发展始终表现为积极促进作用,促进程度由2007—2012年的0.063降至2013—2019年的0.047,表明规制强度逐年增加的同时,成本增额渐渐赶超创新带来的效率和产品补偿,环境规制对工业高质量发展的促进效用逐步发挥。以上分析证明了假设1成立。

表6 地区异质性和时期异质性

解释变量	被解释变量:lnihqd							
	东部地区		中部地区		西部地区		2007—2012年	2013—2019年
	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
lnihqd	1.118*** (0.031)	1.223*** (0.031)	0.916*** (0.049)	0.939*** (0.052)	1.190*** (0.048)	1.782*** (0.046)	1.521*** (0.037)	0.914*** (0.035)
Wlnihqd	0.914*** (0.210)	1.449*** (0.208)	-0.006 (0.199)	-0.088 (0.209)	0.334** (0.156)	3.548*** (0.154)	0.292** (0.130)	0.168 (0.110)
lner	0.056*** (0.009)	0.405*** (0.050)	0.018** (0.009)	0.007 (0.053)	0.097*** (0.020)	-0.353*** (0.109)	0.063*** (0.014)	0.047*** (0.013)
(lner) <sup>2</sup>		-0.057*** (0.008)		0.002 (0.008)		0.095*** (0.015)		
Wlner	0.115*** (0.031)	2.126*** (0.209)	0.020 (0.034)	0.181 (0.132)	0.063 (0.046)	6.096*** (0.279)	0.122*** (0.027)	0.077*** (0.026)
W(lner) <sup>2</sup>		-0.334*** (0.035)		-0.024 (0.018)		-0.818*** (0.038)		
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
ρ	0.008 (0.180)	0.192 (0.181)	0.316** (0.157)	0.102 (0.162)	0.005 (0.121)	1.907*** (0.120)	0.076 (0.114)	0.149 (0.093)

续表6

解释变量	被解释变量:lnihqd							
	东部地区		中部地区		西部地区		2007—2012年	2013—2019年
	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
短期直接效应								
ln <sub>er</sub>	0.057*** (0.011)	0.530*** (0.134)	0.018* (0.009)	0.006 (0.052)	0.099*** (0.019)	-1.967*** (0.212)	0.062*** (0.014)	0.051*** (0.013)
(ln <sub>er</sub> ) <sup>2</sup>		-0.076*** (0.021)		0.002 (0.007)		0.284*** (0.027)		
短期间接效应								
ln <sub>er</sub>	0.125*** (0.045)	2.857*** (0.834)	0.013 (0.027)	0.172 (0.129)	0.068 (0.042)	-4.384*** (0.638)	0.116*** (0.029)	0.101*** (0.031)
(ln <sub>er</sub> ) <sup>2</sup>		-0.448*** (0.130)		-0.024 (0.018)		0.515*** (0.079)		
N	132	132	96	96	132	132	150	180
R <sup>2</sup>	0.645	0.448	0.827	0.869	0.201	0.004	0.902	0.925

注:\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平下显著;括号内为标准误。

### (五) 拓展分析:半参数空间 Durbin 模型验证

鉴于环境规制对工业高质量发展的影响复杂,传统线性模型无法准确刻画二者关系,为了提高模型变量影响机制估计的准确性,本文在动态空间 Durbin 模型的基础上,参考曾岚婷和叶阿忠(2017)、邱丽萍和叶阿忠(2019)等使用的非线性空间滞后模型,引入非参数项,建立半参数空间 Durbin 模型:

$$\ln ihqd_{it} = \alpha + \rho W \ln ihqd_{it} + \gamma \ln ihqd_{i,t-1} + \eta W \ln ihqd_{i,t-1} + G(\ln er_{it}) + \beta_1 \ln X + \beta_2 W \ln X + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中:G(ln<sub>er<sub>it</sub></sub>)为未知非线性函数,描述了环境规制对工业高质量发展的影响。

图 2 为环境规制对工业高质量发展的偏导图,即环境规制的工业高质量发展弹性估计值,显示了不同环境规制水平下,规制强度每提升一个百分比所带来的工业高质量发展水平增速的变化率。该图表明环境规制与工业高质量发展之间存在复杂的非线性关系,且影响存在单门槛效应,门槛值为 3.761,即随着环境规制强度的增加,对工业高质量发展的影响表现为先抑制后促进。这主要是因为环境规制实施初期“遵循成本效应”显著,随着企业对环境规则的适应,创新补偿效应逐渐占主导地位,最终使得环境规制与高质量发展之间总体呈现“U”形关系,进一步验证了假设 1。

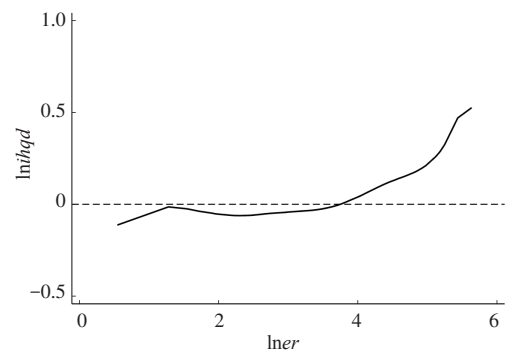


图 2 环境规制对工业高质量发展的偏导图  
(∂lnihqd/∂ln<sub>er</sub>)

### (六) 稳健性检验

为确保以上研究结果的稳健性和可靠性,表 7 列(1)和(2)、列(3)和(4)分别是替换空间权重矩阵为 0-1 矩阵和工业经济距离矩阵回归的结果。结果显示,各指标的系数符号与表 2 基本相同。由此可见,不同的空间权重矩阵并未改变环境规制对工业高质量发展的影响情况,进一步证明三个假设的合理性。

表 7 稳健性检验

解释变量	被解释变量:lnihqd			
	0-1空间权重		工业经济距离空间权重	
	(1)	(2)	(3)	(4)
lnihqd	1.145***(0.025)	0.883***(0.024)	1.160***(0.022)	1.149***(0.022)
Wlnihqd	1.112***(0.098)	0.137(0.096)	-0.375***(0.055)	-0.332***(0.054)
ln <sub>er</sub>	0.052***(0.008)	-0.144***(0.042)	0.048***(0.008)	-0.062(0.042)
(ln <sub>er</sub> ) <sup>2</sup>		0.026***(0.006)		0.016***(0.006)
Wln <sub>er</sub>	0.103***(0.021)	0.282***(0.068)	-0.008(0.016)	0.048(0.083)
W(ln <sub>er</sub> ) <sup>2</sup>		-0.043***(0.010)		-0.008(0.012)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
ρ	0.186**(0.081)	0.058(0.080)	0.074(0.072)	0.080(0.063)
N	360.000	360.000	360.000	360.000
R <sup>2</sup>	0.827	0.912	0.914	0.915

注:\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平下显著;括号内为标准误。

## 六、结论与政策启示

本文基于2007—2019年中国30个省份面板数据,采用动态空间Durbin模型及半参数空间Durbin模型系统考察了环境规制与工业高质量发展间的非线性关系。研究发现,工业高质量发展水平存在时间惯性和空间溢出效应,环境规制与工业高质量发展间呈现“U”形关系,并通过空间溢出效应进一步影响工业高质量发展;同时,在遵循成本效应和创新补偿效应的作用下,环境规制对工业高质量发展具有技术进步和产业结构逆向调节效应;另外,由于中国各地区经济发展水平和资源禀赋的差异,环境规制对工业高质量发展的影响在不同地区表现迥异,东部发达地区呈倒“U”形,表现为先促进后抑制,而西部欠发达地区则呈“U”形表现为先抑制后促进;最后,半参数空间Durbin模型突破了普通线性模型假设的局限性,准确地刻画了环境规制与工业高质量发展间的非线性关系,结论与动态空间Durbin模型总体回归结果相同,进一步证明了二者间的“U”形关系。

根据以上研究,本文提出几点政策建议:①科学设置环境规制强度,充分发挥其对工业高质量发展的促进作用。适度的环境规制可以激励企业进行技术创新,过高的环境规制会因加大“成本效应”而加重企业负担。地方政府应从长期视角出发,做到“约束”和“激励”相结合,合理设置环境政策,推动技术进步和产业升级,促进经济生态协调发展。②环境政策的设定要因地制宜、因时而异。不同地区应根据自身发展特点制定适当环境规制政策,东部地区要对中西部地区起到引领示范作用,制定相对严格的环境政策以激励绿色创新技术发展;西部地区应转变经济发展方式,禁止通过降低环境规制强度吸引外资,谨防成为“污染天堂”。③工业高质量发展具有显著的时间继起性和空间相关性,环境规制政策也存在典型的外部性和空间溢出效应。应进一步加强跨区域企业技术研发交流合作,创新区域工业高质量发展协同机制,探明地方政府合作困境,明确合作补充,制定合理的利益协调机制,创造良性竞争环境,促进区域协同共进发展。

### 参考文献

- [ 1 ] 安淑新, 2018. 促进经济高质量发展的路径研究: 一个文献综述[J]. 当代经济管理, 40(9): 11-17.
- [ 2 ] 陈浩, 罗力菲, 2021. 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[J]. 北京理工大学学报(社会科学版), 23(6): 27-40.
- [ 3 ] 陈禹静, 2022. 中国工业绿色高质量发展的时空格局演变及驱动因素分析[J]. 学术论坛, 45(3): 60-71.
- [ 4 ] 杜宇, 黄成, 吴传清, 2020. 长江经济带工业高质量发展指数的时空格局演变[J]. 经济地理, 40(8): 96-103.
- [ 5 ] 付晨玉, 杨艳琳, 2020. 中国工业化进程中的产业发展质量测度与评价[J]. 数量经济技术经济研究, 37(3): 3-25.
- [ 6 ] 傅京燕, 李丽莎, 2010. FDI、环境规制与污染避难所效应——基于中国省级数据的经验分析[J]. 公共管理学报, 7(3): 65-74, 125-126.
- [ 7 ] 高运胜, 杨阳, 2020. 全球价值链重构背景下我国制造业高质量发展目标与路径研究[J]. 经济学家, (10): 65-74.
- [ 8 ] 郭朝先, 2019. 当前中国工业发展问题与未来高质量发展对策[J]. 北京工业大学学报(社会科学版), 19(2): 50-59.
- [ 9 ] 侯建, 白婉婷, 陈建成, 2022. 创新活力对区域工业高质量发展的门槛机理研究: 环境规制视角[J]. 科技管理研究, 42(1): 1-8.
- [ 10 ] 李标, 孙琨, 2022. 新时代中国工业高质量发展的理论框架与水平测度研究[J]. 社会科学研究, (3): 73-83.
- [ 11 ] 李科, 袁玮鸿, 罗晶, 等, 2022. 中国工业绿色增长效率的测算及其变化特征[J]. 经济地理, 42(4): 44-53.
- [ 12 ] 林光平, 龙志和, 吴梅, 2006. 中国地区经济 $\sigma$ -收敛的空间计量实证分析[J]. 数量经济技术经济研究, (4): 14-21, 69.
- [ 13 ] 刘会武, 赵祚翔, 马金秋, 2021. 区域高质量发展测度与创新驱动效应的耦合检验[J]. 技术经济, 40(9): 1-13.
- [ 14 ] 刘怡君, 方子扬, 2021. 环境规制能否助推制造业高质量发展? ——基于科技创新的中介和溢出效应检验[J]. 资源开发与市场, 37(12): 1409-1416, 1496.
- [ 15 ] 彭星, 李斌, 2016. 不同类型环境规制下中国工业绿色转型问题研究[J]. 财经研究, 42(7): 134-144.
- [ 16 ] 邱丽萍, 叶阿忠, 2019. 对外直接投资的逆向技术溢出效应研究——基于半参数面板空间滞后模型[J]. 软科学, 33(4): 29-33.
- [ 17 ] 上官绪明, 葛斌华, 2020. 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, 30(6): 95-104.
- [ 18 ] 宋晓娜, 张峰, 2019. 高质量发展下工业发展质量测度及趋势研究[J]. 软科学, 33(12): 36-41.
- [ 19 ] 田丽芳, 刘亚丽, 2020. 双重环境规制对经济高质量发展的门槛效应分析——基于地方政府竞争视角[J]. 技术经济与管理研究, (8): 20-25.
- [ 20 ] 吴爱东, 李翔, 2021. 环境规制对制造业高质量发展的动态影响——基于PVAR模型的实证研究[J]. 中南林业科技大

- 学报(社会科学版), 15(4): 60-69.
- [21] 吴慧, 上官绪明, 2021. 环境规制和产业升级对黄河流域经济高质量发展的影响[J]. 人民黄河, 43(9): 14-19.
- [22] 武云亮, 钱嘉兢, 张廷海, 2021. 环境规制、绿色技术创新与我国经济高质量发展——基于中介效应及调节效应的实证检验[J]. 成都大学学报(社会科学版), (3): 16-31.
- [23] 杨丹, 周萍萍, 周祎庆, 2020. 绿色创新、环境规制影响产业高质量发展机制研究——基于调节效应和门槛效应的分析[J]. 经济问题探索, (11): 121-131.
- [24] 杨仁发, 郑媛媛, 2020. 环境规制、技术创新与制造业高质量发展[J]. 统计与信息论坛, 35(8): 73-81.
- [25] 叶娟惠, 2021. 环境规制与中国经济高质量发展的非线性关系检验[J]. 统计与决策, 37(7): 102-108.
- [26] 原伟鹏, 孙慧, 闫敏, 2021. 垂直型环境规制对我国经济高质量发展的影响研究[J]. 华东经济管理, 35(5): 71-81.
- [27] 曾岚婷, 叶阿忠, 2017. 技术创新视角下外商直接投资与金融发展的空间非线性关系——基于半参数空间模型的实证检验[J]. 工业技术经济, 36(11): 126-132.
- [28] 张华, 2016. 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, (7): 74-90.
- [29] 张平, 张鹏鹏, 蔡国庆, 2016. 不同类型环境规制对企业技术创新影响比较研究[J]. 中国人口·资源与环境, 26(4): 8-13.
- [30] DEAN J, LOVELY M, WANG H, 2009. Are foreign investors attracted to weak environmental regulations evaluating the evidence from China[J]. Journal of Development Economics, (90): 1-13.
- [31] LI D, HU S, 2021. How does technological innovation mediate the relationship between environmental regulation and high-quality economic development empirical evidence from China[J]. Sustainability, 13(2233): 1-20.
- [32] LIU Y, LIU M, WANG G, et al, 2021. Effect of environmental regulation on high-quality economic development in China: An empirical analysis based on dynamic spatial Durbin model[J]. Environmental Science and Pollution Research, (5): 1-18.
- [33] OUYANG X, LI Q, DU K, 2020. How does environmental regulation promote technological innovations in the industrial sector? Evidence from Chinese provincial panel data[J]. Energy Policy, 139: 111310.
- [34] TOBLER W, 1970. A computer movie simulating urban growth in the Detroit region [J]. Economic Geography, 46(1): 234-240.
- [35] YUAN B, XIANG Q, 2018. Environmental regulation, industrial innovation and green development of Chinese manufacturing: Based on an extended CDM model[J]. Journal of Cleaner Production, 176(2): 895-908.

## Can Environmental Regulation Boost the High-quality Development of Chinese Industry? An Empirical Study Based on Dynamic Spatial Durbin Model

Li Lili, Ye Azhong

(School of Economics and Management, Fuzhou University, Fuzhou 350108, China)

**Abstract:** Under the new normal of the economy, it is of great significance to guide the development of science and technology and promote the high-quality development of the industry through formulating reasonable environmental regulation policies. Based on the data of 30 provinces in China from 2007 to 2019 (Due to the lack of data, the statistical data mentioned here do not include Hong Kong Special Administrative Region, Macao Special Administrative Region and Taiwan Province. ), the impact of environmental regulation on the development of high-quality industry was systematically examined with the help of dynamic spatial Durbin model and semi-parametric spatial Durbin model. The results show that there are temporal inertia and spatial spillovers in high-quality industrial development. The impact of environmental regulation on high-quality industrial development is U-shaped, and there are regional heterogeneity and spatial spillover effects. Environmental regulation has the adjustment effect of industrial structure and technological progress on the high-quality development of industry. Therefore, it is necessary for local governments to scientifically set the intensity of environmental regulation and guide the transformation of economic development momentum to technology-driven and industrial structure optimization through the “innovation compensation effect”. Local governments should also strengthen cross-regional exchanges on technology research and development and innovate coordination mechanisms for high-quality development of regional industries.

**Keywords:** environmental regulation; industrial high-quality development; dynamic space Durbin model; semi-parametric space Durbin model