

环境规制对工业企业绿色创新效率的影响

——基于空间杜宾模型的实证分析

游达明 欧阳乐茜

摘要:对我国省域工业企业绿色创新效率的测算和财政分权条件下不同环境规制对企业绿色创新效率影响的分析表明,工业企业绿色创新效率具有明显的正向空间集聚效应,财政分权对工业企业绿色创新效率存在显著的抑制作用,不同环境规制工具存在明显差异,财政分权和环境规制的交互效应在“行政命令型”环境规制中尤为显著。不同地区的环境规制以及与财政分权的交互效应具有显著的区域异质性。我国应优化财政分权制度与地方官员绩效考核评价体系,充分考虑环境规制工具与地方财政分权的交互效应,在不同区域选择不同的环境规制工具,制定跨区域的环境规制政策,发挥东部地区绿色创新的优势,进一步完善中西部地区的绿色创新补偿机制。

关键词:绿色创新效率;财政分权;环境规制;空间溢出效应

中图分类号:F279.2 **文献标识码:**A **文章编号:**1003-7543(2020)05-0122-17

近年来,环境保护和治理问题受到了社会各界的广泛关注。党的十九大报告中多次提到“生态文明建设”,提出“既要创造更多物质财富和精神财富以满足人民日益增长的美好生活需要,也要提供更多优质生态产品以满足人民日益增长的优美生态环境需要”。我国将生态环境保护的相关约束性指标写入《“十三五”生态环境保护规划》,全面推进工业等重点领域实施全面达标排放计划。创新作为五大发展理念之首,对一个地区的经济发展至关重要,而绿色创新既拥有创新的特征,又能为地区环境保护、环境治理提供有力的解决方案和技术支持。同时,绿色创新的双重外部性,必然导致市场配置上的无效性^[1],因而通过政府的环境规制政策进行干预,是增进社会福祉的必要条件。

在现有环境规制对企业创新影响的研究中,

大部分学者关注的是区域经济、创新环境及环境发展方面的因素,近几年部分学者也开始关注地方政府决策力与环境规制相互的影响效应。地方政府决策力往往取决于政府财政能力,于是财政分权在相关研究中被提及的频率越来越高。

一、相关文献综述

(一)关于绿色创新的相关研究

对于绿色创新,现阶段国内外学术界尚没有统一的界定,本文借鉴王彩明、李健对绿色创新的界定,认为绿色创新是“均衡经济效益提升与资源消耗减少、环境污染降低的创新”^[2]。为方便研究,本文假定“绿色创新”“生态创新”“环境创新”等类似研究术语为同一概念。

关于绿色创新的研究路径,肖仁桥等提出了内生努力与技术外部性效应两种途径:内生努力

基金项目:国家自然科学基金面上项目“环境规制与企业生态技术创新:基于央地分权视角的理论研究与实证研究”(71573283)。

作者简介:游达明,中南大学商学院教授、博士生导师;欧阳乐茜(通信作者),中南大学商学院博士研究生。

是指依靠企业研发人员和研发经费投入等方式,通过技术和人力积累产生效应;技术外部性则主要通过区域企业间绿色技术的溢出及扩散而产生效应^[3]。

就内生效应而言,现有研究主要以绿色创新效率作为绿色创新的重要测度指标,它是同时考虑区域创新与环境两种因素的创新发展质量的绿色指数。本文借鉴王惠、苗壮、王树乔的研究将其界定为一种“创新质量的绿色指数,综合考虑能源消耗和环境污染后创新发展质量的测评”^[4]。在绿色创新效率的研究方面,大量研究从创新投入和产出效率的角度,运用参数和非参数方法对绿色创新效率进行测度。张江雪等运用四阶段DEA模型对我国各省份工业企业技术创新效率进行实证研究,将创新效率分解为规模效率和纯技术创新效率^[5]。冯志军利用DEA-SBM模型对中国工业企业的绿色创新效率进行测算,结果表明东部地区的绿色创新效率显著高于东北地区和中西部地区^[6]。在模型改进方面,任耀等利用非参数的DEA-RAM方法,将创新效率和绿色效率结合起来建立联合模型,在内部结构上对区域绿色创新效率进行了针对性的分析,重点讨论了环境因素影响企业整体创新效率的程度^[7]。此外,也出现了少量运用MinDS模型对创新效率进行分析的研究。MinDS模型不仅拥有SBM模型非径向的优点,而且可以有效地解决投影点的距离问题,因而更能真实地反映研究主体的生态效率状况。

就技术的外部性而言,王彩明、李健运用时空分布对我国区域绿色创新绩效进行分析,结果表明空间维度下我国三大地区的绿色创新水平差异显著且两极分化严重,各省域绿色创新绩效空间集聚特征明显^[2]。肖仁桥等基于两阶段绿色创新价值的视角进行了空间溢出效应的研究,结果表明我国工业企业绿色创新两阶段产出呈显著空间正相关,其中环保投入和政府支持对相邻地区的绿色创新存在显著正溢出效应^[3]。

(二)关于环境规制对绿色创新影响效应的相关研究

对于环境规制的作用,现有研究有不同的观点。波特从动态的角度出发,肯定了环境规制对生态技术创新的影响。“波特假说”认为合理的环境规制政策可促使企业进行生态技术创新,产生创新补偿效应,弥补甚至超过环境规制成本,从而达到提高环境绩效和企业经济绩效的“双赢”状态^[8]。与此同时,部分学者认为,当市场条件改变时,被规制企业与政府之间的博弈条件或策略会发生改变,企业创新环境、生命周期等影响企业的因素也会发生改变,这些都可能使环境规制与生态技术创新在双赢与制约之间转化^[9]。Testa et al.指出,经济手段对生态技术创新有负面影响^[10];黄庆华等认为,环境规制不仅无法持续促进绿色创新,而且会诱发企业为补偿污染减排成本而加速提高污染性经济产出,从而恶化环境状况^[11]。

就环境规制工具的分类而言,Tietenberg将其分为“控制型”工具和“激励型”工具^[12]。前者具有强制性、命令性的特点,一般包括环境标准、市场准入、污染治理投资等;后者一般包括排污许可证颁发、排污费征收、政府环境专项补贴、押金返还制度等。

(三)关于财政分权、环境规制和绿色创新的关系研究

环境问题呈现成本高且短时间内经济效益不明显的特点,政府环境治理问题上发挥着不可替代的作用,但各地方政府在对当地环境治理和保护的力度和效果上存在着明显差异。同时,无论是企业创新还是绿色创新,都需要依靠多方面的支持和激励,比如产业集聚、研发资源禀赋和环境规制政策的制定与执行,这些都与地方政府的行为决策密不可分。政府行为决策主要取决于地方财力的大小,故中央政府赋予地方政府的财政权力对当地经济、创新和绿色创新有着不可忽视的影响。

现有的财政分权理论主要有有利观和不利

观两种结论。Tiebout、Oates 等人提出,地方政府在供应地方性公共品上具有效率和信息方面的优势^[13-14],而 Dijkstra 认为财政分权会使地方政府为吸引更多资本流入和留住有发展前景的企业而主动降低环境规制标准,进而导致环境污染问题加剧,即“竞争到底”。自 1994 年我国推行分税制改革以来,地方政府在经济上的自主权有所增加。同时,地方官员的政绩考核往往由上级政府决定^[15]。在此情形下,政绩考核的标准尤为关键,当绩效指标大幅度指向地方经济建设和生产发展时,地方政府可能会忽视环境问题甚至牺牲环境以争取最大可能的经济发展。Halkos & Paizanos 就财政分权对环境要素的影响进行了研究,认为无论从长期来看还是短期来看,财政分权对环境污染都有显著的影响^[16]。杜俊涛等指出,财政分权显著影响地方政府的环境治理投资程度,地方经济发展水平和中央政府的考核机制决定了地方政府在环境方面的重视程度^[17]。

就财政分权与企业创新或绿色创新的关系而言,Atkeson & Burstein 提出,相较于其他政策,政府对企业创新活动的直接补助更有利于促进创新^[18]。国际货币基金组织指出,增强对企业研发支出的补助和税收优惠可显著提高生产率^[19]。然而,杨志安等的研究表明,财政分权对企业绿色技术创新的影响存在明显的区域异质性,在东部和西部地区对绿色技术创新存在抑制作用,但在中部地区存在促进作用^[20]。

就财政分权与环境规制的交互效应而言,杜俊涛等^[17]、李光勤和刘莉^[21]在研究中都指出,财政分权会抑制绿色创新效率的提高和环境规制的实行,但通过环境规制的中介效应可以降低财政分权对绿色创新效率的不利影响,即地方政府可通过增加环境治理和创新的投入来提升绿色经济效率。罗能生和王玉泽基于空间杜宾模型研究发现,财政分权程度提升会引起生态效率的下降,同时环境规制也会增强其抑制作用^[22]。伍格致、游达明则研究了环境规制在财政分权的调

节作用下对技术创新和绿色全要素生产率的空间影响效应,并探讨了绿色效率与技术创新的空间异质性^[23]。

已有研究表明,环境规制对企业绿色创新的影响大部分是显著的,但因实证研究中样本的时空异质性,对“波特假说”的支持力度是存在差异的,这是本文的研究价值之一。财政分权视角在近年来逐渐进入创新研究的范畴,大部分集中于对绿色经济和政府补助等因素的研究,对企业绿色创新的影响效应研究因数据难以收集和变量选择上存在诸多质疑等问题而缺乏全面的探讨,对财政分权与环境规制交互作用的思考也不足,这也是本文选择该研究视角的原因之一。就研究方法而言,空间计量模型近年来应用于大量实证领域,但在绿色创新领域的研究尚缺乏系统的模型验证和统一的实证结论。基于此,本文试图通过空间计量模型对企业绿色创新效率进行空间集聚和空间溢出特征的验证,并对财政分权下不同环境规制工具对工业企业绿色创新效率的空间效应及区域异质性进行分析,从时序和空间两个角度探究企业绿色创新的发展趋势和影响效应。

二、理论基础与研究假设的提出

企业绿色创新是基于具体环境问题而产生的创新,与一般创新相比更具有针对性和特殊性,同时由于环境问题的区域异质性较强,企业绿色创新的区域粘滞性和本地化现象更显著,其所涵盖的期望产出和非期望产出都具有区域性特征。另外,区域内的价值观、态度、规范、惯例和期望被称为区域文化,拥有共同的区域文化有助于增强区域内企业互动和创新的力度,能更好地解释创新的区域集群现象。这种共同拥有的区域文化对企业研发人才的重视和研发资本投资规模的扩大都有直接的影响,可在投入角度上影响企业绿色创新效率。

环境规制往往通过行政处罚或市场调控的方式对企业的污染行为进行管控,并试图激励企

企业进行绿色创新,实现创新补偿机制以降低合规成本。由于环境问题的差异性,地方环境规制政策与实施工具往往具有显著的区域性特征,这有利于针对不同的环境问题进行企业行为调控。环境规制工具的选择和实施与企业绿色创新一致,也存在一定的区域特征。

本文以区域创新理论、公共利益理论和财政分权理论为理论基础,提出与企业绿色创新相关的研究假设,以期通过实证分析验证绿色创新的机理以及与环境规制、财政分权的作用关系。

(一)区域创新理论

经济主体之间的交流和信息的传播在一个特定区域范畴内比穿过不同地区更为方便有效^[24]。就创新而言,隐性知识与技术对企业和地理区位具有较强的粘性,在地理邻近或技术相似的条件更容易交流和模仿,这也是出现创新集群效应的主要原因。就市场效应而言,创新一旦以产出形式进入市场,就不得不面临技术层面、产品层面、流程及管理层面的创新溢出。因此,作为强外部性的生产性公共物品,研发活动在短期内缺乏增长效应,企业自主创新的动力往往不足。基于此,本文提出如下假设:

假设 1:我国工业企业绿色创新效率具有显著的空间集聚和溢出效应。

(二)公共利益理论

公共利益理论假定企业行为不能遵守某些规则而需要政府以维护公共利益的名义进行引导和规制,以保证社会福利的增加。环境作为一种公共物品,具有很强的非竞争性和非排他性,当个体或企业进行环境治理时势必会带来高额的成本,违背帕累托最优原则。在现实中,企业作为环境的消费者,一般不会主动为其付出成本。在这种情况下,如果缺乏政府规制,自由市场就无法满足这一公共物品的供给,因而政府进行环境规制具有充分的理论基础。政府规制一般是指为了增进公共利益或合法的私人利益,由政府进行宏观调控的一种方式。政府可采取直接干预市场机

制或间接改变企业决策来进行调控。

基于上述理论基础,本文借鉴 Tietenberg^[12]的研究将环境规制工具分为“行政命令型”和“市场激励型”,进而提出如下假设:

假设 2a:“行政命令型”环境规制具有显著的空间效应;

假设 2b:“市场激励型”环境规制具有显著的空间效应;

假设 3a:“行政命令型”环境规制对工业企业绿色创新效率具有显著影响;

假设 3b:“市场激励型”环境规制对工业企业绿色创新效率具有显著影响。

(三)财政分权理论及内生激励效应

财政分权理论强调分权可通过财政竞争和政治激励的方式使地方政府更好地承担地区经济发展的主要责任,从而影响地方经济增长。近年来,在内生增长模型的设置中,台航、张凯强、孙瑞将财政分权变量引入政府预算约束中,通过考察财政分权的支出部分对企业生产函数和技术进步方程的影响,并求最优解,从理论上揭示了财政分权对企业创新的正向激励机制。研究表明,地方政府增加生产性服务的供给将提高企业技术创新的边际生产率,进而激励企业增加自主研发比例^[25]。基于此,提出如下研究假设:

假设 4:财政分权对工业企业绿色创新效率具有显著影响;

假设 5a:财政分权和“行政命令型”环境规制的交互作用对工业企业绿色创新效率具有显著影响;

假设 5b:财政分权和“市场激励型”环境规制的交互作用对工业企业绿色创新效率具有显著影响。

三、研究设计

(一)变量与数据选择

考虑数据来源的可获取性和分析的全面性,本文采用2005—2017年我国30个省(区、市)的

省级数据作为面板分析的样本数据(不包括西藏),数据来源主要为《中国环境统计年鉴》《中国科技统计年鉴》《工业企业科技活动统计年鉴》《中国工业经济统计年鉴》《中国能源统计年鉴》《中国价格指数统计年鉴》和EPS数据库。考虑到研发产出和研发成果转化有一定的滞后期,这里将工业企业的财务、环境和运营指标的数据作滞后一期处理。

被解释变量为工业企业绿色创新效率(eie),通过MinDS-DEA模型进行测算而得。关于效率值的创新投入与产出变量的选取如表1(下页)所示。投入变量中,选择研发人员折合全时当量(X_1)和新产品开发经费支出(X_2)(考虑到时间效应,此指标数据用固定资产投资价格指数进行平减处理),另为了考察企业研发基础的区域异质性,加入研发资本存量(X_3)。本文采用永续盘存法进行核算,并参考了余永泽研究^[26]中对价格指数和折旧率等相关参数的权数设定和计算^①。相较于一般创新投入变量,绿色创新投入还考虑了能源消耗问题,用各地区能源消费总量(折合标准煤)(X_4)表示。产出变量包含期望产出和非期望产出,选取新产品销售收入(Y_1)、专利有效申请量(Y_2)、技术市场成交合同额(Y_3)和高技术产业工业总产值(Y_4)^②。非期望产出主要研究在研发活动中对环境的负面影响,指标选取环境污染排放指数(Y_5)和CO₂排放量(Y_6)。环境污染排放指数是将各地区工业废水排放量、工业SO₂排放量、工业粉尘排放量和工业固体废弃物产生量进行熵值法测算而成。CO₂排放量采用国际机构IPCC给出的通用计算方法^③。

解释变量为环境规制工具和财政分权。环境规制工具分为“行政命令型”环境规制(er_1)和“市场激励型”环境规制(er_2),前者主要针对地方政府对环境问题的治理投资,后者主要通过市场工具(如征收排污费、缴纳环境有关税目、鼓励性政策)对企业进行产出效益的调节。财政分权是地方政府财政自主性程度的重要表征,本文选择

人均财政支出指标进行分析,有效地剔除人口规模的影响。

控制变量选取对区域经济和绿色研发水平有影响的因素,以控制和减少其他因素对工业企业绿色创新效率的影响,以保证模型的有效性,分别从地区开放程度、城市经济特征、产业结构、公共环保资源、交通水平等方面进行考虑。为避免异方差问题,对变量中绝对数值的指标进行对数化处理。具体测算方法如表2(下页)所示。

(二)空间模型的建立与选择

本文拟建立三个空间计量模型,分别为空间滞后模型(SAR)、空间误差模型(SEM)和空间杜宾模型(SDM),并通过各类检验确定一个最合适的模型进行后续回归分析。

空间滞后模型假定被解释变量的空间滞后项会对被解释变量产生影响,公式如下:

$$eie = \rho W(eie) + \beta(fd, er_1, er_1 * fd) + Z + \varepsilon \quad (1)$$

①计算公式为: $K_t = (1 - \sigma)K_{t-1} + (1 - 0.5\sigma)I$,其中: K_t 为第 t 期的研发资本存量, σ 为折旧率, I 为研发投资流量。具体计算步骤为:以2005年为核算基期,根据公式 $K_{2005} = R \& D_{2005} / R \& DPI * (1 - 0.5 \sigma) / (\sigma + g)$ 进行计算,其中 $R \& DPI$ 为研发价格指数,用于平减,算法为 $R \& DPI = RMPI * (RM / R \& D) + FAPI * (FA / R \& D)$,即将研发投入分为日常性支出和资产性支出来分别计算。折旧率 σ 的计算借鉴余永泽研究^[26]的权数设定,即资产性支出占比的权数为0.17,日常性支出的占比为0.2。另由于《中国科技统计年鉴》于2009年以后明确将研发投入分成日常性支出和资产性支出,2009年以前的数据则在科技活动内部支出中分为劳务费、固定资产构建费和业务费,为了使数据能尽可能统一统计口径,本研究将2009年之前的研发投入按照科技活动中的固定资产比例和其他业务费用比例来计算资产性支出和日常性支出。

②为了更有针对性地研究工业企业研发创新的情况,期望产出中的总产值用高技术产业工业总产值替代整个工业企业的工业总产值,使产出变量与投入中的研发资本存量变量更加对应。

③计算公式为 $c_{i,j} = \sum \mu_j h_j d_j o_j / 44 / 12$ 。其中: μ_j 代表各地区燃料使用量; h_j 代表我国平均热值; d_j 代表原始排放系数; o_j 代表碳氧化因子; j 代表 j 类燃料类别,本文研究燃料中主要的六种类别,分别为煤炭、汽油、煤油、柴油、燃料油和天然气。

表 1 绿色创新效率的投入产出变量选取

指标	符号	指标性质
研发人员折合全时当量	X_1	投入变量
新产品开发经费支出	X_2	投入变量
研发资本存量	X_3	投入变量
能源消费总量	X_4	投入变量
新产品销售收入	Y_1	期望产出变量
专利有效申请量	Y_2	期望产出变量
技术市场成交合同额	Y_3	期望产出变量
高技术产业工业总产值	Y_4	期望产出变量
环境污染排放指数	Y_5	非期望产出变量
CO ₂ 排放量	Y_6	非期望产出变量

表 2 空间计量模型变量选取

指标	符号	计算公式
工业企业绿色创新效率	eie	通过 MinDS-DEA 模型测算所得
财政分权	fd	各省份预算内人均地方财政支出/(中央预算内人均财政支出+各省份预算内人均地方财政支出)
“行政命令型”环境规制	er_1	各省份工业污染治理投资额/工业增加值
“市场激励型”环境规制	er_2	排污费征收金额/工业增加值
投资开放度	z_1	各省份外商直接投资额/GDP
城镇化水平	z_2	城镇人口数/总人口数
贸易开放度	z_3	各省份进出口贸易总额/GDP
交通水平	z_4	各省份公路里程数
产业结构	z_5	各省份工业增加值/GDP
环保系统人力资本	z_6	各省份环保系统人员/总人口数

$$eie = \rho W(eie) + \beta(fd, er_2, er_2 * fd) + Z + \varepsilon \quad (2)$$

在空间误差模型中,随机扰动项的空间滞后项会对被解释变量产生影响,公式如下:

$$eie = \beta(fd, er_1, er_1 * fd) + Z + \varepsilon \quad (3)$$

$$eie = \beta(fd, er_2, er_2 * fd) + Z + \varepsilon \quad (4)$$

空间杜宾模型假定被解释变量、解释变量的空间滞后项都会对被解释变量产生影响,公式如下:

$$eie = \rho W(eie) + \beta_1(fd, er_1, er_1 * fd) + \beta_2 W(fd, er_1, er_1 * fd) + Z + \varepsilon \quad (5)$$

$$eie = \rho W(eie) + \beta_1(fd, er_2, er_2 * fd) + \beta_2 W(fd, er_2, er_2 * fd) + Z + \varepsilon \quad (6)$$

其中: eie 表示被解释变量工业企业绿色创新效率, $W(\cdot)$ 代表某变量的空间滞后项, fd 代表

财政分权, er_1 和 er_2 分别代表“行政命令型”和“市场激励型”环境规制工具。

首先,进行空间计量模型的 Wald 和 LR 检验,发现检验拒绝了混合面板数据模型,再进行 Hausman 检验。表 3(下页)以空间邻接权重矩阵(w_1)下为例进行了三个空间计量模型的检验,结果表明选择固定效应比随机效应更为恰当。

其次,通过 OLS 回归进行 LM-lag、LM-err、R-LMlag 和 R-LMerr 检验,结果如表 4(下页)所示。LM-err 和 R-LMerr 检验的 p 值小于 0.01,即在 1%的水平下拒绝原假设,而 LM-lag 和 R-LMlag 检验不拒绝原假设,因而理论上应倾向于选择 SEM 模型。

除了利用模型 LM 检验外,本文还就实际回

归结果进行了 SEM 模型和 SDM 模型的比较。空间邻接权重矩阵(w_1)和研发资本存量权重矩阵(w_4)下模型(3)和模型(5)的回归结果如表 5(下页)所示。表 5 中(1)和(2)分别为不加交互项和加交互项以后的回归结果,此处省略具体各变量的标准误。结果表明,无论是在哪种权重矩阵下,空间杜宾模型和空间误差模型都可以较好地体现被解释变量的空间效应;作为核心解释变量的财政分权和环境规制在加了交互项后的模型中都起显著作用,对于控制变量的结果也相对一致,R方值相差不大,空间杜宾模型略高于空间误差模型。但在空间杜宾模型中发现,财政分权、环境规制及二者交互项的空间滞后项在空间邻接权重矩阵下作用显著,空间滞后项对模型的构造和系数的影响是不能忽视的。针对本文的具体研究,SDM 模型相较而言不会造成重大偏误,也可以消除遗漏变量所带来的误差,故本文后续采用 SDM 模型进行空间效应研究。

(三)空间权重矩阵的设定

在空间计量研究初期,根据地理学第一定律多数研究都从区域边界是否接壤来判断区域创

新之间是否存在空间影响,随着空间溢出效应的研究不断深入,学者们逐渐也开始考虑地理距离、经济发展和创新因素上的“邻接”意义。本研究试图对比四种不同的空间权重矩阵下的变量的影响显著性程度,具体设定如下:

空间邻接权重矩阵(w_1):以两个省份间的行政区划位置是否相邻进行设定,相邻取 1,否则取 0,即 $w_{ij}=1, i \neq j$, 否则 $w_{ij}=0, i=j$ 。

地理距离权重矩阵(w_2):通过经纬度算出两省份省会城市的地理距离,以距离的倒数作为权重设定,即 $w_{ij}=1/d_{ij}, i \neq j; w_{ij}=0, i=j$ 。

经济距离权重矩阵(w_3):计算两省份间的人均 GDP 均值的差距,以均值差距的倒数作为权重设定,即 $w_{ij}=1/|GDP_i-GDP_j|, i \neq j; w_{ij}=0, i=j$ 。

研发资本存量权重矩阵(w_4):计算两省份之间的研发存量均值的差距,以均值差距的倒数作为权重设定,即 $w_{ij}=1/|R\&D_i-R\&D_j|, i \neq j; w_{ij}=0, i=j$ ^①。

① w_4 的设置是本文针对企业绿色创新进行的新权重矩阵设定,主要考察研发资本作为企业绿色创新的重要因素在空间上的依赖性水平。

表 3 Hausman 检验

SAR	SEM	SDM
$\chi^2(7) = (b-B)'[(V_b-V_B)^{-1}](b-B) = 38.32$	$\chi^2(7) = (b-B)'[(V_b-V_B)^{-1}](b-B) = 20.03$	$\chi^2(6) = (b-B)'[(V_b-V_B)^{-1}](b-B) = 18.95$
Prob> $\chi^2 = 0.0000$	Prob> $\chi^2 = 0.0072$	Prob> $\chi^2 = 0.0043$
(V_b-V_B is not positive definite)	(V_b-V_B is not positive definite)	(V_b-V_B is not positive definite)

注:这里是以 w_1 矩阵下环境规制变量为 er_1 的结果,其余矩阵下的结果可联系作者索取。

表 4 LM 检验

Test	Statistic	df	p-value
Spatial error:			
Moran's I	1.471	1	0.059*
Lagrange multiplier	3.046	1	0.081*
Robust Lagrange multiplier	3.058	1	0.080*
Spatial lag:			
Lagrange multiplier	1.400	1	0.237
Robust Lagrange multiplier	1.412	1	0.235

注:*表示在 10%的水平上显著。

表 5 w_1 和 w_4 权重矩阵下 SDM 模型与 SEM 模型的比较

MODEL	SDM				SEM			
	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
	w_1	w_1	w_4	w_4	w_1	w_1	w_4	w_4
fd	-7.588***	-8.281***	-6.387***	-7.661***	-6.977***	-8.163***	-6.653***	-7.934***
Wfd	-3.275**	-3.881**	-0.0534	-0.259				
er_1	-3.561	39.15***	-3.771	36.82**	-5.175	40.39***	-3.552	40.39***
Wer_1	-3.829	-27.61*	-3.686	-3.227				
er_1^2	1.28e-06	-1.16e-05*	1.90e-06	-1.04e-05*	2.26e-06	-1.17e-05*	1.41e-06	-1.20e-05*
$fd*er_1$		-752.5***		56.23		-778.2***		-755.8***
$W(fd*er_1)$		593.8*		-712.4***				
z_3	0.0606*	0.0643*	0.0488	0.0522	0.0388	0.0415	0.0498	0.0499
z_4	0.00331	0.00365	0.00517**	0.00466*	0.00509**	0.00504**	0.00518**	0.00466**
z_5	-0.0651	-0.0683*	-0.0742*	-0.0670	-0.0510	-0.0405	-0.0694	-0.0587
z_6	0.178**	0.182**	0.173*	0.178**	0.165*	0.165*	0.156*	0.161*
$W(eie)$	0.204***	0.216***	0.152**	0.151**	0.217***	0.243***	0.150**	0.161**
σ^2_{e}	0.0221***	0.0213***	0.0225***	0.0218***	0.0222***	0.0214***	0.0225***	0.0218***
$R-squared$	0.498	0.545	0.543	0.559	0.521	0.536	0.533	0.551

注：这里报告的是以环境规制变量为 er_1 的回归结果， er_2 的相关结果可联系作者索取；***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著。

四、实证分析

(一) 空间自相关检验

本文主要运用 Moran's I 指数对被解释变量工业企业绿色创新效率进行空间自相关检验。如表 6(下页)所示，Moran's I 指数均大于 0，除地理距离权重矩阵不能通过显著性检验外，其余权重矩阵均通过了检验，表明工业企业绿色创新效率的正向空间自相关关系显著，即工业企业绿色创新效率高值区趋向于与高值区集聚，低值区趋向于与低值区集聚。假设 1 得证。

(二) 全国层面的工业企业绿色创新效率分析

在研究全国层面的工业企业绿色创新效率时，空间邻接权重矩阵和研发资本存量权重矩阵都通过了显著性检验，地理距离权重矩阵设定下模型不显著。表 7 列出了空间邻接权重矩阵和研发资本存量权重矩阵的空间面板回归结果。

工业企业绿色创新效率的空间滞后项在两类权重矩阵下全部通过了 1% 水平的检验，即在

地理距离和经济距离假设下都显著地体现出空间自相关效应。其中，空间滞后项系数都为正，表明周围邻近省份的工业企业绿色创新效率提高，会显著地对本省份(地理距离和经济距离上相近的省域)有正向效应，省份之间的创新外部性显著。

财政分权变量的回归系数在两种权重矩阵下均为负，且在 1% 的水平上显著，这表明无论在哪一种距离权重矩阵的设定下，财政分权程度越高，对当地工业企业绿色创新效率越产生抑制作用。这一结论与大量以往相关研究结论一致，可能的原因是地方政府官员由于考核机制和标准倾向于经济发展而忽略环境问题，因而政府财政支出对环境有关的研发专项补贴、研发资源引进和研发基础设施建设等方面缺乏倾向性投资，没有向企业发出绿色创新转型的信号，对相关绿色研发激励不足。同时，从空间滞后项可以看出，在空间邻接权重矩阵下空间滞后项在 5% 的水平上显著为负，表明周边邻近地区将财政支出重点投

表6 Moran'I 指数检验:以 2017 年绿色创新效率值为例

Moran's I Test					
Matrix	Variables	I	sd(I)	z	p-value
w_1	eie	0.189	0.124	1.806	0.071*
w_2	eie	0.056	0.096	0.937	0.349
w_3	eie	0.061	0.087	1.099	0.072*
w_4	eie	0.012	0.129	0.361	0.048**

注:*,** 分别表示在 10%、5%的水平上显著。

入经济建设而非鼓励绿色创新,当地政府可能出现效仿行为。

就“行政命令型”环境规制模型而言,是否加入环境规制和财政分权的交互项效果差异非常明显。在两个权重矩阵下,没有考虑交互作用时 er_1 的一次项、二次项以及空间滞后项均不显著;加入交互项之后, er_1 的一次项回归系数为正,二次项系数为负,且均通过了 1%水平的显著性检验,这表明“行政命令型”环境规制和工业企业绿色创新效率之间存在显著的倒 U 型关系。在 U 型拐点之前,此类环境规制对工业企业绿色创新效率仍然存在促进作用,这可能是由于“行政命令型”环境规制强制性高,短时间内推动工业企业不得不进行生产线和研发改革以达到合规的标准,但在进行必要的改革和调整之后,工业企业长期发展中不再被合规的规制政策所束缚,甚至还会对绿色创新产生一定的抑制作用,这表明宏观调控手段不能替代市场效应的经济规律,我国工业企业绿色创新效率的发展仍旧处于前期发展阶段。交互项回归系数为正,且在 1%的水平上显著,这说明当地方财政权力充分作用于环境规制政策的制定与执行时,将会对工业企业绿色创新效率产生显著的提升作用。控制变量方面,大多数控制变量都通过了 5%或 10%的显著性水平检验,且基本只在单个权重矩阵下显著,在两类距离矩阵下都体现显著正向效应的只有环保系统人力资本变量,即当地环保系统人员数量越多,越能显著提升工业企业的绿色创新效率。因此,假设 3a、假设 4、假设 5a 成立。

在“市场激励型”环境规制模型中,是否加入环境规制和财政分权的交互项效果并不像在“行政命令型”环境规制模型中一样显著。两个权重矩阵下无论是否考虑交互作用,环境规制变量的一次项、二次项以及空间滞后项均不显著,这说明即使当地政府的财政权力对环境规制工具的制定与执行起到了支持效应,“市场激励型”环境规制也并未有效激励企业提升其绿色创新效率。这种激励无效不仅体现在当地的环境规制工具上,而且体现在周边邻近区域的环境规制工具上。该模型下控制变量的显著性较高一些,但也达不到 1%的显著性水平或者所有控制变量都存在显著效应。在两种权重矩阵下,交通水平变量、产业结构变量、环保系统人员变量基本通过 5%或者 10%的显著性水平检验。因此,假设 3b、假设 5b 不成立。

(三)全国绿色创新效率的空间溢出效应分析

为进一步考察工业企业绿色创新效率的空间溢出效应,这里对加入财政分权和环境规制交互项前后的模型的直接效应、间接效应和总效应进行分析。空间溢出效应是测量解释变量每变化一个单位对其他相关地区被解释变量影响的大小。总效应是指变量对被解释变量造成的综合影响,直接效应和间接效应分别表示变量对本地区和周边省份的平均影响,直接效应和间接效应的总和为总效应。如表 8 所示,以空间邻接权重矩阵下为例,财政分权变量对工业企业绿色创新效率的总效应显著为负,且对周边邻近地区的工业企业绿色创新效率也存在显著负向影响。加

入财政分权和环境规制的交互项后主要受到影响的是“行政命令型”环境规制模型, er_1 的一次项对当地工业企业绿色创新效率存在显著正效应, 对周边邻近地区的工业企业绿色创新效率存在显著负效应, 即当环境规制程度增加1%时, 当地工业企业绿色创新效率增加 37.72%, 周边地区工业企业绿色创新效率降低 22.14%。“行政

命令型”环境规制促使当地工业企业进行绿色创新的改革, 同时对周边区域的工业企业有创新挤出效应。环境规制的二次项在当地工业企业绿色创新作用下为显著负效应, 说明环境规制的效应呈倒 U 型曲线趋势, 当期依旧存在正向作用的“行政命令型”环境规制长期来看会逐渐降低对工业企业绿色创新效率的激励程度, 但对周边

表 7 w_1 和 w_4 权重矩阵下 er_1 和 er_2 的空间回归结果

VARIABLES	er_1				er_2			
	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
	w_1	w_1	w_4	w_4	w_1	w_1	w_4	w_4
fd	-7.588*** (1.243)	-8.281*** (1.271)	-6.387*** (1.414)	-7.661*** (1.449)	-8.061*** (1.280)	-8.223*** (1.789)	-6.558*** (1.572)	-5.447*** (1.937)
Wfd	-3.275** (1.445)	-3.881** (1.514)	-0.0534 (1.733)	-0.259 (1.818)	-3.250** (1.457)	-4.606** (2.193)	-0.165 (1.843)	-1.820 (2.166)
er_1 (or er_2)	-3.561 (8.857)	39.15*** (14.78)	-3.771 (9.062)	36.82** (15.08)	-1.63e-07 (1.12e-06)	-4.18e-08 (1.26e-06)	4.88e-07 (1.09e-06)	5.66e-07 (1.25e-06)
Wer_1 (or Wer_2)	-3.829 (8.103)	-27.61* (16.26)	-3.686 (7.193)	-3.227* (13.12)	1.17e-06 (7.30e-07)	9.62e-08 (1.42e-06)	2.73e-07 (7.82e-07)	-1.63e-06 (1.45e-06)
er_1^2 (or er_2^2)	1.28e-06 (5.10e-06)	-1.16e-05* (6.17e-06)	1.90e-06 (5.13e-06)	-1.04e-05* (6.24e-06)	-0 (0)	-0 (0)	-0 (0)	-0 (0)
$fd*er_1$ (or $fd*er_2$)		52.5*** (208.0)		56.23*** (330.5)		4.24e-07 (1.13e-05)		4.69e-06 (1.08e-05)
$W(fd*er_1)$ [or $W(fd*er_2)$]		593.8* (328.2)		-712.4*** (221.1)		1.71e-05 (1.96e-05)		2.27e-05 (1.48e-05)
z_3	0.0606* (0.0337)	0.0643* (0.0331)	0.0488 (0.0323)	0.0522 (0.0320)	0.0536 (0.0338)	0.0559 (0.0340)	0.0457 (0.0337)	0.0623* (0.0351)
z_4	0.00331 (0.00236)	0.00365 (0.00233)	0.00517** (0.00254)	0.00466* (0.00256)	0.00420* (0.00239)	0.00464* (0.00251)	0.00507* (0.00260)	0.00562** (0.00269)
z_5	-0.0651 (0.0413)	-0.0683* (0.0408)	-0.0742* (0.0416)	-0.0670 (0.0412)	-0.0922** (0.0464)	-0.0813* (0.0481)	-0.0829* (0.0454)	-0.0698 (0.0462)
z_6	0.178** (0.0903)	0.182** (0.0886)	0.173* (0.0899)	0.178** (0.0889)	0.152* (0.0887)	0.133 (0.0910)	0.164* (0.0913)	0.174* (0.0918)
eie	0.204*** (0.0726)	0.216*** (0.0719)	0.152** (0.0650)	0.151** (0.0648)	0.202*** (0.0724)	0.204*** (0.0724)	0.156** (0.0646)	0.152** (0.0647)
σ^2_{e}	0.0221*** (0.00159)	0.0213*** (0.00153)	0.0225*** (0.00161)	0.0218*** (0.00157)	0.0220*** (0.00158)	0.0219*** (0.00158)	0.0225*** (0.00162)	0.0223*** (0.00160)
$R-squared$	0.498	0.545	0.543	0.559	0.501	0.571	0.532	0.548

注: 为了便于对 er_1 和 er_2 的数据进行对比分析, 故在表格中将其一致的指标数据同行体现, 第 2—5 列为 er_1 数据, 第 6—9 列为 er_2 数据; **、*、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著; 括号内数字为标准误。

邻近地区工业企业绿色创新效应不显著。同样,对于交互项和大部分控制变量而言,也体现出对当地工业企业绿色创新有显著影响,但没有作用于周边地区。因此,假设 2a 得证。

在“市场激励型”环境规制模型中加入财政分权和环境规制的交互项并没有显著作用于工业企业绿色创新效率(见表 9,下页)。控制变量中交通水平对当地工业企业绿色创新效率有正向效应,主要作用于当地工业企业,产业结构和环保系统人力资本变量同时对当地和周边邻近地区的工业企业绿色创新效率产生同向影响作用。因此,假设 2b 不成立。

(四)稳健性检验

1. 不同空间权重矩阵设定的稳健性检验

为验证空间计量模型的稳健性,这里采用经济距离权重矩阵(w_3)进行检验。“行政命令型”环境规制模型下的回归结果与空间邻接权重矩阵和研发资本存量权重矩阵的结果近似:加入交互

项后模型整体的显著性提高,主要体现在财政分权变量、环境规制的一次项和部分二次项上,空间滞后项皆为负效应,交互项系数显著为正。在“市场激励型”环境规制模型下,加入交互项的效应不显著,并不能改变原有模型中各变量的显著性。财政分权变量系数和显著性与其他两个矩阵下的回归结果一致,环境规制和交互项作用不显著,与研发资本存量权重矩阵模型结果近似^①。这表明,本文的计量模型通过了不同空间权重矩阵的稳健性检验。

2. 不同变量指标的稳健性检验

为验证变量选择对相关效应的稳健性,这里采用财政收入变量替换财政支出变量进行检验,指标计算公式为各省份预算内人均地方财政收入/(中央预算内人均财政收入+各省份预算内人均地方财政收入)。在空间邻接权重矩阵和研发

^①受篇幅影响,这里未报告检验结果。若需要,可联系作者索取。

表 8 w_1 权重矩阵下的 er_1 模型的空间溢出效应

VARIABLES	(1)			(2)		
	直接效应	间接效应	总效应	直接效应	间接效应	总效应
fd	-7.547*** (1.256)	-2.119 (1.592)	-9.666*** (1.675)	-8.210*** (1.300)	-2.644* (1.775)	-10.854*** (2.100)
er_1	4.132 (8.535)	5.533 (9.053)	9.665 (12.48)	37.72*** (14.26)	-22.14* (19.31)	15.59*** (24.98)
er_1^2	1.72e-06 (4.99e-06)	4.54e-07 (1.46e-06)	2.17e-06 (6.35e-06)	-1.13e-05* (6.06e-06)	-3.18e-06 (2.34e-06)	-1.45e-05* (8.03e-06)
$fd*er_1$				732.9*** (200.5)	-499.7 (377.0)	233.2** (443.5)
z_3	0.0623* (0.0337)	0.0152 (0.0106)	0.0776* (0.0419)	0.0641* (0.0346)	0.0173 (0.0117)	0.0814* (0.0439)
z_4	0.00332 (0.00252)	0.000875 (0.000833)	0.00419 (0.00324)	0.00363* (0.00220)	0.00104 (0.000808)	0.00467* (0.00288)
z_5	-0.0677* (0.0396)	-0.0168 (0.0122)	-0.0845* (0.0493)	-0.066* (0.0413)	-0.0179* (0.0139)	-0.0839* (0.0530)
z_6	0.173* (0.0881)	0.0429 (0.0293)	0.215* (0.111)	0.182** (0.0910)	0.0501 (0.0340)	0.232** (0.118)

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%、10%的水平上显著。

资本存量权重矩阵的设定下都体现出近似的回归结果,财政分权环境规制及其空间滞后项的结果几乎一致,但财政分权和环境规制的交互项与财政支出变量所构建的模型结果更加显著^①。因此,本文变量选择通过稳健性检验。

(五)工业企业绿色创新效率的区域异质性分析

由于工业企业绿色创新具有显著的区域差异,因而这里重点探讨不同区域环境规制对工业企业绿色创新效率的影响是否存在一定的异质性特征。本文按照两种区域划分方式,分别将工业企业划分为统计区域和高(低)效率值区域。统计区域根据统计年鉴设定的区域划分方式进行划分;高(低)效率值区域根据前文对绿色创新效率的测算取其中位数的方式划分,高于中位数的区域称为高效率值区域,反之为低效率值区域。

1.按统计区域划分的异质性分析

这里将全国划分为东部、中部、西部和东北四大区域,分别对各区域工业企业绿色创新效率进行空间回归。与全国层面的工业企业绿色创新效率的空间效应不同,局部区域不仅在原有的地理距离(空间邻接权重矩阵)和经济距离(研发资本存量权重矩阵)下空间效应显著,而且在地理距离权重矩阵下通过了1%水平的显著性检验。此处仅呈现空间邻接权重矩阵下的回归结果与对应的全国层面的结果进行比较分析。

如表10(下页)和表11所示,无论是否考虑财政分权和环境规制的交互项,在各区域周边省份工业企业绿色创新效率对当地工业企业绿色创新效率均存在显著的正向影响,财政分权变量在四个区域都呈现负向显著效应,这表明无论地方财政分权程度是高还是低,都会对当地工业企业的绿色创新效率产生抑制作用,同时周边省份的财政分权程度越高,对当地工业企业绿色创新效率的抑制作用越显著。加入交互项后,“行政命令型”环境规制变量在大部分区域都呈现显著正向效应,二次项则体现为负向作用,交互项存在显著效应,这都与全国层面的工业企业绿色创新效率回归结果近似。就控制变量而言,投资开放度(z_1)和城镇化水平(z_2)在部分区域体现出一定的显著作用,区域差异较大。与全国层面的回归结果相比,大部分地区的控制变量效应更显著,中部地区几乎在所有控制变量上都呈现显著性特征。

与“行政命令型”环境规制模型不同,“市场激励型”环境规制模型体现出更大的区域异质性。核心解释变量“市场激励型”环境规制及其空间滞后项在大部分区域依然呈现不显著的特征,但在东部地区环境规制变量系数在所有权重矩阵下都通过了1%水平的显著性检验,二次项系数大

^①受篇幅影响,这里未报告检验结果。若需要,可联系作者索取。

表9 w_1 权重矩阵下的 er_2 模型的空间溢出效应

VARIABLES	(1)			(2)		
	直接效应	间接效应	总效应	直接效应	间接效应	总效应
fd	-8.029*** (1.292)	-1.979 (1.633)	-10.008*** (1.704)	-8.132*** (1.814)	-3.668* (2.482)	-11.800* (2.674)
z_4	0.00423* (0.00250)	0.00109 (0.000865)	0.00532* (0.00321)	0.00460* (0.00240)	0.00122 (0.000886)	0.00582* (0.00313)
z_5	-0.0953** (0.0443)	-0.0236 (0.0148)	-0.119** (0.0551)	-0.0778* (0.0478)	-0.0197* (0.0149)	-0.0974* (0.0598)
z_6	0.148* (0.0871)	-0.0371 (0.0281)	0.185* (0.110)	0.134* (0.0939)	0.0345* (0.0291)	0.169* (0.119)

注:***、**、* 分别表示在1%、5%、10%的水平上显著。

表 10 w_1 权重矩阵下 er_1 模型的区域分析

VAR- ABLES	东部地区		中部地区		西部地区		东北地区	
	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
fd	-4.878* (2.515)	-5.387** (2.399)	-8.842*** (2.581)	-9.005*** (2.500)	-12.08*** (3.651)	-11.51*** (3.477)	-8.330** (3.564)	-16.98*** (5.498)
Wfd	-4.766 (3.523)	-5.029* (3.349)	-12.81*** (3.703)	-12.16*** (3.622)	-0.919 (4.571)	-0.862* (4.405)	-6.294 (7.281)	-0.931** (8.746)
er_1	49.11 (31.97)	131.2*** (44.47)	10.88 (10.35)	45.61*** (17.32)	-3.891 (16.09)	71.07*** (26.36)	-10.42 (28.12)	119.1** (49.64)
Wer_1	-46.85* (24.78)	-11.10* (28.46)	3.302 (6.535)	-7.845* (17.72)	-4.896 (12.94)	-3.478* (25.08)	-13.56 (11.15)	233.7*** (75.60)
er_1^2	-2.72e-05 (3.11e-05)	-8.72e-05** (3.62e-05)	-6.11e-06 (7.21e-06)	-1.04e-05** (7.28e-06)	2.32e-06 (7.53e-06)	-2.01e-05** (9.61e-06)	-1.60e-07 (2.13e-05)	1.54e-05 (2.39e-05)
$fd*er_1$		629.9 (444.2)		731.1** (292.9)		1609*** (465.2)		2554*** (927.8)
$W(fd*er_1)$		-2394*** (667.1)		-189.0 (427.2)		-108.2 (754.9)		-4281*** (1314)
z_1	0.00591 (0.0673)	0.0394 (0.0729)	0.0828* (0.0465)	0.0879* (0.0475)	-0.0309 (0.0634)	-0.0366 (0.0624)	0.211*** (0.0693)	0.233*** (0.0772)
z_2	0.000858 (0.00205)	0.000367 (0.00195)	0.00732** (0.00334)	0.00670** (0.00324)	-0.00259 (0.0103)	0.00148 (0.0101)	0.00940** (0.00409)	0.0155*** (0.00441)
z_3	-0.211 (0.148)	0.0103 (0.154)	0.0865** (0.0369)	0.0779** (0.0360)	-0.0738 (0.0710)	-0.0279 (0.0704)	0.120 (0.0969)	0.191* (0.107)
z_4	-0.000728 (0.00667)	0.00713 (0.00671)	0.0129*** (0.00283)	0.0120*** (0.00276)	0.00311 (0.00603)	-0.00580 (0.00630)	0.000686 (0.00271)	-0.00163 (0.00277)
z_5	-0.226* (0.132)	-0.142 (0.133)	-0.118 (0.0819)	-0.137* (0.0809)	-0.0611 (0.0755)	-0.0280 (0.0724)	-0.983*** (0.257)	-1.051*** (0.253)
z_6	0.120 (0.224)	0.124* (0.225)	0.139 (0.115)	0.0898* (0.113)	0.0328 (0.174)	0.0645 (0.167)	0.257 (0.231)	0.412* (0.248)
eie	0.220** (0.105)	0.243** (0.103)	0.345*** (0.106)	0.374*** (0.111)	0.303*** (0.117)	0.312*** (0.116)	0.430*** (0.0847)	0.335*** (0.0959)
$sigma2_e$	0.0236*** (0.00296)	0.0212*** (0.00268)	0.00304*** (0.000435)	0.00285*** (0.000409)	0.0250*** (0.00332)	0.0226*** (0.00300)	0.000920*** (0.000122)	0.000871*** (0.000138)
$R-squared$	0.382	0.392	0.633	0.651	0.336	0.339	0.355	0.373

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%、10%的水平上显著。

表 11 w_1 权重矩阵下 er_2 模型的区域分析

VARI- ABLES	东部地区		中部地区		西部地区		东北地区	
	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
fd	-4.247* (2.862)	-2.671* (4.327)	-7.229*** (2.467)	-8.771*** (2.813)	-13.42*** (3.051)	-5.147** (5.737)	-4.224** (4.897)	-2.393** (7.465)
Wfd	-6.452* (3.708)	-8.562** (4.348)	-13.48*** (3.075)	-17.49*** (3.712)	-18.27*** (5.119)	-57.75*** (12.15)	-18.71 (19.50)	-46.07* (27.35)
er_2	2.71e-06*** (3.38e-06)	2.60e-06*** (3.51e-06)	2.23e-06 (6.80e-07)	4.04e-06 (1.11e-06)	2.70e-06 (7.02e-06)	7.59e-06 (6.53e-06)	2.12e-05 (6.99e-06)	2.66e-05 (9.27e-06)
Wer_2	-1.07e-07** (1.31e-06)	-1.31e-06** (2.66e-06)	3.9e-06 (2.99e-06)	2.65e-06 (1.18e-06)	-1.77e-05* (3.90e-06)	-4.66e-05* (9.91e-06)	1.02e-05 (4.72e-06)	9.76e-06 (1.26e-05)
er_2^2	-0 (0)	-0 (0)	-0 (0)	-0 (0)	0 (7.65e-11)	-1.14e-10 (9.16e-11)	-5.51e-11 (0)	-0 (0)
$fd*er_2$		1.40e-05** (2.41e-05)		-3.47e-05 (2.02e-05)		0.000161 (9.04e-05)		-9.21e-05 (8.99e-05)
$W(fd*er_2)$		2.00e-05 (2.87e-05)		-8.24e-05 (3.15e-05)		-0.000572 (0.000171)		8.48e-05 (0.000174)
z_1	-0.0476 (0.0713)	-0.0579 (0.0722)	0.125*** (0.0467)	0.140*** (0.0444)	-0.0756 (0.0488)	-0.0472 (0.0450)	-0.139* (0.0776)	-0.0618 (0.0913)
z_2	0.00140** (0.00213)	0.00917** (0.00217)	0.00539* (0.00313)	0.00802*** (0.00307)	0.0147 (0.00927)	0.00821 (0.00876)	0.00506 (0.00593)	0.0158** (0.00713)
z_3	-0.148 (0.149)	-0.129 (0.149)	0.101*** (0.0333)	0.0718** (0.0353)	-0.0512 (0.0585)	-0.0164 (0.0558)	0.188 (0.129)	0.266** (0.132)
z_4	-0.00368 (0.00788)	-0.00172 (0.00818)	0.0157*** (0.00251)	0.0120*** (0.00276)	0.00592 (0.00565)	0.00120 (0.00528)	-1.89e-05 (0.00330)	-0.00397 (0.00515)
z_5	-0.0837** (0.167)	-0.0575** (0.170)	-0.138* (0.0737)	-0.138* (0.0752)	0.224*** (0.0834)	0.228*** (0.0811)	-0.738** (0.328)	-0.750** (0.323)
z_6	0.0902* (0.226)	0.108* (0.226)	0.198* (0.115)	0.279** (0.113)	0.0552 (0.129)	-0.0472 (0.120)	0.412 (0.259)	0.654** (0.319)
eie	0.175* (0.105)	0.193* (0.106)	0.301*** (0.104)	0.394*** (0.102)	0.388*** (0.143)	0.415*** (0.141)	0.472*** (0.0948)	0.510*** (0.0950)
σ_{2_e}	0.0247*** (0.0309)	0.0245*** (0.0308)	0.0251*** (0.00354)	0.0224*** (0.00322)	0.0125*** (0.00165)	0.0104*** (0.00132)	0.00147*** (0.00297)	0.0138*** (0.00281)
$R-squared$	0.571	0.571	0.431	0.425	0.304	0.303	0.270	0.275

注：***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著。

多数仍不显著,这表明东部地区的工业企业绿色创新效率已经受到“市场激励型”环境规制一定程度上的正向效应影响。同样,财政分权和环境规制的交互项也只在东部地区呈现显著的正效应。

2.按效率值高低划分的异质性分析

根据前文工业企业绿色创新效率的测算值进行上中位数和下中位数的划分,将所有省份划分为绿色创新效率高值区和低值区,再分别进行空间回归分析。“行政命令型”环境规制模型回归结果和按照统计区域划分时的结果相近,故这里不呈现相关结果。“市场激励型”环境规制模型中低值区的解释变量在所有权重矩阵下作用都不显著,高值区的回归结果近似于按统计区域划分中的东部地区的结果,但解释变量及解释变量的交互项系数显著性没有按统计区域划分时的强,大多只通过5%的显著性水平检验。这可能是由于统计区域划分法将区域划分得更细,其空间效应体现得更客观和更具针对性。两种划分方法的回归结果趋于一致,主要是因为效率值划分下的区域和统计区域划分下的区域基本吻合(其中东部地区、部分中部地区和东北地区在效率高值区,部分中部地区和西部地区在效率低值区),同时也验证了前文对工业企业绿色创新效率值测算结果的准确性。

五、结论及政策建议

本文运用空间杜宾模型在不同空间权重矩阵下分析工业企业绿色创新效率的空间集聚和溢出特征,以及财政分权制度下“行政命令型”环境规制和“市场激励型”环境规制工具对工业企业绿色创新效率的影响效应,同时也充分考虑了财政分权与环境规制的交互效应。另外,将全国省域进行区域划分,对工业企业绿色创新效率的区域异质性进行分析,主要得到以下结论:

第一,财政分权在不同环境规制模型、不同空间权重矩阵设定下都对省域工业企业绿色创新效率存在显著负效应。在“行政命令型”环境规

制模型下,加入财政分权和环境规制交互项后的模型显著性变强,环境规制变量的一次项在大多数权重矩阵下呈显著正效应,部分权重矩阵下还存在二次项的负效应,即存在倒U型影响趋势。交互项系数也在大多数权重矩阵下显著为正。在“市场激励型”环境规制模型下,加入交互项的作用不明显,环境规制变量及交互项对工业企业绿色创新效率的影响不显著。

第二,将企业按统计区域和效率高低值区域划分后,财政分权在不同环境规制模型、不同空间权重矩阵下都存在显著负效应,加入交互项后“行政命令型”环境规制存在显著正效应,与全国省域的空间回归结果一致。“市场激励型”环境规制及其交互项在东部地区和绿色创新效率高值区存在显著正向作用,与全国省域的空间回归结果不一致。控制变量在区域空间模型中体现出更好的显著性,尤其是中部地区。

第三,就空间溢出效应而言,全国省域空间回归结果表明,财政分权、“行政命令型”环境规制及其交互项对周边邻近地区工业企业绿色创新效率存在显著的抑制作用,而“市场激励型”环境规制与交互项对周边地区工业企业绿色创新效率的空间效应不显著。在分区域的空间回归结果中,财政分权具有显著的负向空间溢出效应,“行政命令型”环境规制和交互项在大部分地区存在显著的负向外溢效应,“市场激励型”环境规制和交互项只在东部地区和效率高值区存在显著的负向外溢效应。

据此,本文提出如下政策建议:

第一,优化财政分权制度与地方官员绩效考核评价体系。促进经济发展与环境保护考核指标的有机平衡,使地方政府决策通过财政手段有效实现对企业绿色创新的指引和激励作用。同时,强化财政分权对环境规制工具的支撑作用,以此加强环境规制工具对企业绿色创新的推动作用。

第二,在运用“行政命令型”环境规制工具时,

要充分考虑到地方财政分权的交互效应。就短期而言,应推动和帮助企业进行绿色生产和创新的转型和发展;就长期而言,应逐步降低“行政命令型”环境规制的调控作用,更加重视“市场激励型”环境规制的激励效用,促使企业自发提升绿色创新效率。

第三,丰富和优化各区域的环境规制工具。中西部地区应增强“市场激励型”环境规制对企业绿色创新的推动作用,逐步将创新激励转移到市场调控方面,以期获得企业绿色创新的长期发展。

第四,制定跨区域合作的环境规制政策。充分利用绿色创新效率的空间集聚性和外部性,进一步发挥东部地区绿色创新的引领作用,不断完善中西部地区对企业绿色创新的补偿机制,合理避免地区间的竞相竞争。**Reform**

参考文献

- [1]游达明,朱桂菊.不同竞合模式下企业生态技术创新最优研发与补贴[J].中国工业经济,2014(8):122-133.
- [2]王彩明,李健.中国区域绿色创新绩效评价及其时空差异分析——基于2005—2015年的省际工业企业面板数据[J].科研管理,2019(6):29-42.
- [3]肖仁桥,宋莹,钱丽.企业绿色创新产出及其空间溢出效应研究——基于两阶段价值链视角[J].财贸研究,2019(12):71-83.
- [4]王惠,苗壮,王树乔.空间溢出、产业集聚效应与工业绿色创新效率[J].中国科技论坛,2015(12):33-38.
- [5]张江雪,朱磊.基于绿色增长的我国各地区工业企业技术创新效率研究[J].数量经济技术经济研究,2012(2):113-125.
- [6]冯志军.中国工业企业绿色创新效率研究[J].中国科技论坛,2013(2):82-88.
- [7]任耀,牛冲槐,牛彤,等.绿色创新效率的理论模型与实证研究[J].管理世界,2014(7):176-177.
- [8]PORTER M. America's green strategy [J]. Scientific American, 1991(4): 193-246.
- [9]DARNALL N, HENRIQUES I, SADORSKY P. Do environmental management systems improve business performance in an international setting? [J]. Journal of International Management, 2008,14(4): 364-376.
- [10]TESTA F, IRALDO F, FREY M. The effect of environmental regulation on firm's competitive performance: The case of the building & construction sector in some EU regions[J]. Journal of Environmental Management, 2011,92: 2136-2144.
- [11]黄庆华,胡江峰,陈习定.环境规制与绿色全要素生产率:两难还是双赢?[J].中国人口·资源与环境,2018(11):140-149.
- [12]TIETENBERG T H. Environmental economics and policy[M]. Aldershot, Hampshire, UK: Edward elgar, 1994.
- [13]TIEBOUT C M. Pure theory of local expenditures[J]. Journal of political economy, 1956(5): 416-424.
- [14]OATES W E, SCHAWAB R M. Economic competition among jurisdictions: efficiency enhancing or distortion inducing?[J]. Journal of Public Economics, 1988(3): 333-354.
- [15]张克中,王娟,崔小勇.财政分权与环境污染:碳排放的视角[J].中国工业经济,2011(10):65-75.
- [16]HALKOS G E, PAIZANOS E A. The effect of government expenditure on the environment: An empirical investigation[J]. Ecological Economics, 2013(91): 48-56.
- [17]杜俊涛,陈雨,宋马林.财政分权、环境规制与绿色全要素生产率[J].科学决策,2017(9):

- 65-92.
- [18] ATKESON A, BURSTEIN A T. Policies to stimulate innovation[J]. *Economic policy Paper*, 2011(287): 177-183.
- [19] INTERNATIONAL MONETARY FUND. Fiscal monitor: Acting now, acting together[R]. *World Economic and Financial Surveys*, 2016.
- [20] 杨志安, 王佳莹. 财政分权与绿色全要素生产率——基于系统 GMM 及门槛效应的检验[J]. *生态经济*, 2018(11): 132-139.
- [21] 李光勤, 刘莉. 环境规制、财政分权与中国绿色经济效率[J]. *华东经济管理*, 2018(1): 39-45.
- [22] 罗能生, 王玉泽. 财政分权、环境规制与区域生态效率——基于动态空间杜宾模型的实证研究[J]. *中国人口·资源与环境*, 2017(4): 110-118.
- [23] 伍格致, 游达明. 环境规制对技术创新与绿色全要素生产率的影响机制: 基于财政分权的调节作用[J]. *管理工程学报*, 2019(1): 37-50.
- [24] 吴玉鸣. 空间计量经济模型在省域研发与创新中的应用研究[J]. *数量经济技术经济研究*, 2006(5): 74-85.
- [25] 台航, 张凯强, 孙瑞. 财政分权与企业创新激励[J]. *经济科学*, 2018(1): 52-68.
- [26] 余永泽. 中国区域创新活动的“协同效应”与“挤占效应”——基于创新价值链视角的研究[J]. *中国工业经济*, 2015(10): 37-52.

The Impact of Environmental Regulation on the Green Innovation Efficiency of Industrial Enterprises: An Empirical Analysis Based on the Spatial Durbin Model

YOU Da-ming OUYANG Le-qian

Abstract: This paper measures the green innovation efficiency of provincial industrial enterprise in China and analyzes how different environmental regulations influence enterprise green innovation efficiency under fiscal decentralization. The results show that, enterprise green innovation efficiency has obvious positive spatial agglomeration effect; fiscal decentralization inhibits enterprise green innovation efficiency significantly; different types of environmental regulation have different impacts on the provincial green innovation efficiency, the interaction effect of fiscal decentralization and environmental regulation on the “administrative order” environmental regulation is more significant respectively; the impact of interaction effect has significant regional heterogeneity. Therefore, it may be vital to optimize the fiscal decentralization system and performance evaluation system of local officials, pay more attention to the interaction of fiscal decentralization and environmental regulation and selection of different environmental regulation tools, make cross-regional environmental regulation policy, take advantages of green innovation in east area, and develop the compensation mechanism of green innovation in midwest area.

Key words: green innovation efficiency; fiscal decentralization; environmental regulation; spatial spillover effect

(责任编辑: 文丰安)