

引用格式:叶阿忠,朱灵群,李田田,等.环境规制对资源型城市转型非线性影响[J].技术经济,2024,43(5):70-81.

YE Azhong, ZHU Lingqun, LI Tiantian, et al. Nonlinear effects of environmental regulation on the transformation of resource-based cities [J]. Journal of Technology Economics, 2024, 43(5): 70-81.

环境规制对资源型城市转型非线性影响

叶阿忠,朱灵群,李田田,张源野

(福州大学经济与管理学院,福州 350116)

摘要:为探究环境规制、资源型城市转型及其空间资源溢出间关系,从空间溢出视角出发,在2011—2021年的113个资源型地级市数据基础上,构建半参数门限空间杜宾模型(STSDM),探索了环境规制对资源型城市转型绩效的非线性关系及其非对称性空间溢出影响。结果表明:①线性假设下环境规制不利于城市转型绩效提升,但非线性假设下,环境规制在初期有利于资源型城市转型绩效提升,具备“边际效应递减”的非线性长期特征,偏导图呈弱“U形”特征;②资源型城市转型绩效在空间资源溢出效应上存在有非对称性;③资源型城市环境规制处于越高阶段,能够获得城市绩效转型的空间资源溢出红利越少。据此提出要因地制宜设立环境规制政策、建立长效环境保护机制等政策性建议。

关键词:非对称的空间资源溢出;城市转型绩效;弱U形;STSDM

中图分类号:G203 **文献标志码:**A **文章编号:**1002-980X(2024)05-0070-12

DOI:10.12404/j.issn.1002-980X.J23101614

一、引言

“十四五”规划提出城市更新作为加快城市发展方式、全面提升城市品质的关键举措,是事关中国未来推动城市空间结构的重要战略。近年来资源储量丰富、能源密集型产业集中的资源型城市在转型过程中面临着巨大的压力。归咎于其资源依赖性高的特点和资源指向性强天然“优势”^[1],在城市转型过程中资源型城市转型表现却差强人意,不少城市面临资源枯竭、转型成效缓慢等亟待解决的现实难题。而在数字时代背景下,资源要素在区域间的流动匹配愈发简易,转型成功的中心城市又能否可以通过数据、知识等新型要素资源,涓滴至转型程度较慢的外围城市,助力其转型,从而缩减城市间发展不平衡态势?这都是我国实现生态文明建设,走向真正的中国式现代化所必须正视的问题。

资源型城市高质量转型绝非一蹴而就的短期概念,而是一个需要长期践行的漫长进程。从马斯洛需求理论知,近代中国伴随着人们物质生活得到了基本保障,紧接着便会自发追寻更高水平的精神文明建设,此时人们愈发意识到生态环境对于高质量生活的重要性,然而在城市转型进程中污染问题常常伴随出现。基于传统波特假说和成本-收益假说,学界普遍认为,环境规制可以以多种方式影响企业的生产与经营成本^[2],但是对于环境规制如何影响城市转型尚未盖棺定论。因此,环境规制对城市转型绩效存在什么影响?二者间存在什么样的关系?中心城市转型又如何带动边缘城市转型?以及如何通过环境规制来破解资源型城市转型中的困境?这都是尚未解决的现实问题,也是本文致力探索的研究方向。

二、文献综述与机制分析

(一)文献述评

城市转型问题是目前资源型城市研究的主流^[3],而生态环境保护程度是提升资源型城市转型效率的重

收稿日期:2023-10-16

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: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:应用计量经济模型;朱灵群,福州大学经济与管理学院硕士研究生,研究方向:绿色经济、区域经济;张源野,福州大学经济与管理学院博士研究生,研究方向:技术进步,区域经济;李田田,福州大学经济与管理学院博士研究生,研究方向:技术进步,区域一体化。

要考量因素^[4]。环境库兹涅茨曲线理论被提出至今,大量国内外学者通过各类实证探究环境规制与城市转型间存在的经济关系,意图验证二者存在倒U形曲线的关系。Qiu等^[5]发现环境规制可以作为门槛变量进入经济模型,引导外资流向清洁生产行业,提高工业部门绿色全要素生产率。Guan^[6]借助面板平滑过度回归发现随着经济发展水平逐步提高,环境规制对产业结构合理化的抑制作用逐渐减弱。更多学者采取主流做法,将环境规制的高次项作为研究变量加入实证进行分析,刻画出环境规制与城市高质量转型间的U形或倒U形关系。例如,张婷^[7]认为环境规制与城市转型间存在U形的非线性关系;而Yu^[8]加入了空间视角,得出二者在直接效应上呈U形,间接效应上呈“倒U形”的非线性关系的结论。从过往研究中可以看出,尽管对环境规制于城市转型的长期影响并没有得出一致的结论,但学界对于环境规制与城市转型存在非线性关系已达成共识。

此外,区位决定论的普及引发诸多学者纷纷揽括空间视角对城市转型进行经济分析。包明齐和武兴伟^[9]从创新驱动视角出发,利用空间杜宾模型论证城市转型具有空间溢出效应;徐维祥等^[10]通过测度泰尔指数指出资源型城市转型绩效具备区域差异,并实证发现政策变量于城市转型的生态、社会转型方向都存在显著的空间溢出效应。然而,在现实中空间经济体依赖性程度存在分异,致使经济变量的空间效应应具有非对称性。郭艺等^[11]立足于“中心外围”理论,刻画了资源型城市产业升级的时空格局,得到资源型城市产业升级随区域中心城市距离增加而递增的空间异质性结论,表明了中心边缘城市的空间效应存在差异性特征。显然,学界对城市转型于区域间存在有空间效应的研究已日趋饱和,但在其空间非对称性上的研究仍是一片蓝海。

梳理过往文献,不难发现现有文献对于环境规制与城市转型间非线性关系进行了有益的探索,但仍存在一些局限。其一,在经济变量方面,多数学者预设环境规制高次项作为研究变量,探讨与城市转型间非线性关系,致使模型形式存有较高的误设风险;其二,在模型设定方面,现有研究重心仅停留于城市转型是否存在空间效应,鲜少关注城市转型在空间上呈现的异质性,深入探究城市转型在不同环境规制阶段下的分异表现,给出更具针对性政策建议。

有鉴于此,本文边际贡献在于:首先,从现实问题出发,将研究视角从省域转向更具针对性的资源型城市,并构建涵盖经济、社会、生态三方面的综合转型指标:城市转型绩效;其次,在实证模型方面综合考虑到经济变量门限效应与空间效应,证实资源型城市转型存在空间溢出效应的基础上,引入门限变量环境规制,构建门限空间模型(TSDM)来探索不同环境规制阶段下,城市转型在空间上资源溢出的非对称性,有助于地方政府“因材施教”,避免“一揽子”施政下政策工具失灵的风险;最后,为缓解函数设定不确定问题,将环境规制设定为半参数,通过局部最小二乘估计法等方法进一步构建半参数门限空间模型(STSDM),能较全面刻画环境规制与城市转型绩效间经济变量在现实中的复杂性,使模型更符合实际。

(二) 机制分析

1. 环境规制强度提升对本地资源型城市转型的非线性影响

早期由于粗犷的经济发展方式,加上缺乏合规的政策指引^[12],身陷资源诅咒的资源型城市已然滋生出一系列潜在痼疾。环境规制被视作达成可持续发展和解决资源短缺以及环境问题的重要因素^[13],近年来重回学界研究聚焦重心。不置可否的是,适当的环境规制是有助于企业节能减排,实现产业结构升级与产业结构高级化的,进而加快资源型城市转型进程。遗憾的是,学界对于环境规制在城市经济高质量发展方面产生的影响尚未达成一致。持悲观态势的一方基于合规性成本效应理论,认为环境规制的过度提升会提高企业的环境成本,在长期会形成类似柠檬市场,压缩初创企业的成长空间,不利于资源型城市产业结构更新与生产要素资源匹配^[14],据此有学者通过实证得出经济高质量发展在长期因环境规制强度提升会呈现边际报酬递减的趋势^[8,15];而持有积极态势的另一方则基于波特假说,认为环境规制的提升是可以刺激排污企业进行创新投资,企业会对自身经济利益和排污改进所需支出的费用进行衡量,产生创新性补偿^[16],促进产业结构升级,最终助力资源型城市转型成功。

因此,究其环境规制如何影响资源型城市转型是本文接继过往研究旨在厘清的研究重点。考虑到现实中环境规制与资源型城市转型绩效间经济关系的复杂性,不同于主流先行设定引入环境规制高次项进入模

型,本文尝试采取更为客观的半参数方法进行模型估计。

据此本文提出假设 1:

随着环境规制提升,本地资源型城市转型会呈现“边际效应递减”的非线性变化(H1)。

2. 环境规制对资源型城市转型绩效于空间上资源溢出非对称性的影响

新经济地理学的区位理论的盛行,揭示了经济活动存在有空间集聚与空间分散的基本机制,大量学者随之将研究视角转向经济变量在空间上的活动,近年来学界在空间计量方面接连取得丰硕的成果,其中许多空间计量文献证实了城市转型是存在有空间溢出效应的^[9,17],然而使用线性空间模型预设空间资源溢出是同质的,难以探索经济变量在空间溢出效应上的非对称性^[18]。为了更科学客观地厘清环境规制对不同类型下资源型城市于空间上的资源溢出效应的关系。本文在证实资源型城市间的转型绩效存在溢出效应的基础上,验证资源型城市转型绩效在空间上存在非对称性的资源溢出,进而着重研究不同环境规制阶段下,资源型城市转型绩效于空间上的溢出效应差异,据此文章提出以下两种对立的观点,为便于阅读下段将环境规制缩写为 ER(environmental regulation)。

(1)处于高 ER 下资源型城市,相较于低 ER 下资源型城市获得的城市场间空间资源溢出福利更多。一方面,高 ER 下资源型城市在产业升级过程中,随着本地 ER 进一步提升,会刺激高 ER 下城市与低 ER 下城市间的回流效应,产业区位重置假说认为:企业为了追求自身在短期能高效发展,将自身区域内污染密集产业的企业迁移至环境标准相对较低的低 ER 下资源型城市,以减缓合规成本效应带来的压力,从直接结果来看,污染密集企业的搬迁转移了高 ER 下资源型城市的排污压力,高 ER 的资源型城市能够从空间资源溢出中获得更多转型福利,从而拉大与低 ER 资源型城市间的差距。另一方面,对低 ER 的资源型城市,目前很难决定在多个行业间的经济增长和可承担的环境规制支出的平衡^[19]。因为随着 ER 提升,势必会增加低 ER 下资源型城市的本土企业的财政支出,处于收支平衡点的企业,考虑到成本与收益,部分企业最终会放弃引入高清洁、高排污的新技术,退出市场,据此低 ER 的资源型城市相较于高 ER 的资源型城市能够获得空间溢出福利更少。

(2)处于低 ER 下资源型城市,相较于高 ER 下资源型城市获得的城市场间空间资源溢出福利更多。一方面,ER 低的资源型城市制定实施各项环境政策、法律法规来制约、规范一系列经济活动,触发学习效应,相较于高 ER 资源型城市,能够更大幅度地降低本地企业对于外来高新知识的学习门槛,提高自身城市企业“素质”,加快适应引进外部先进城市企业的管理分工与清洁技术,更容易促使企业实现污染处理技术和生产技术的双重进步^[20],因此短期内低 ER 相较于高 ER 资源型城市可以获得更多空间资源溢出红利,进而缩小二者间城市转型的差距。另一方面,在数字时代下,随着环保清洁理念在区域间普及,当地居民在对涓滴效应下新来的环保理念认可后,低 ER 下资源型城市相较于高 ER 下资源型城市的居民,能产生更多的绿色效应。具体言之,处于数字网络内部的低 ER 城市在城市转型过程中也会伴随着人口、教育、数据等要素的流动,会自主能动降低家庭单位污染排放,实现有效减排,边际报酬递减规律下,进而有助于缩小低 ER 与高 ER 资源型城市间城市转型差距。

基于以上两点,本文提出以下两个假设:

ER 高的资源型城市相较 ER 低的资源型城市,通过污染企业搬迁,转移城市排污压力,获得更多城市转型的生态环境效应,同时能更好地吸收外部人才、数据等空间溢出资源,发挥本土企业创新补偿效应,拉大与低 ER 资源型城市间的转型绩效差距(H2a);

ER 低的资源型城市相较 ER 高的资源型城市,通过降低本土企业学习外来高新、节能技术的门槛,减弱合规成本效应的影响,更好地获取空间溢出福利,缩小与高 ER 资源型城市间的转型绩效差距(H2b)。

综上所述,本文聚焦重心在于探究环境规制对于资源型城市转型与资源型城市空间资源溢出效应之间的复杂关系,基于实证模型检验尝试回答以下两个问题:①环境规制是如何对资源型城市转型绩效产生非线性影响?②环境规制提升如何影响高环境规制下资源型城市与低环境规制下资源型城市间的非对称空间资源溢出?

三、模型构建与数据来源

(一) 模型构建

1. 简单 OLS 到空间杜宾 (SDM)

环境规制作为城市转型过程中强有力的政策工具,是资源型城市实现高质量转型,打造中国式现代化的关键举措。党的二十大上强调,数字经济的高创新性是全方位改造提升传统产业的重要支撑,必须通过改进监管技术与完善数字经济治理体系,将这一过程贯穿创新、生产等多个过程,才能确保城市能高质量发展。数据作为新兴生产要素也是考虑现实经济问题不容忽视的因素,据此建立基准线性回归方程(OLS)如式(1)所示。

$$TRA_{it} = C + \varepsilon_i + \alpha_1 Dig_{it} + \alpha_2 ER_{it} + \beta control_{it} + \mu_{it} \quad (1)$$

其中: i 为各资源型地级市; t 为时期; TRA 为城市转型绩效; Dig 为数字经济发展水平; ER 为环境规制强度; $control$ 为其他控制变量; ε_i 为个体效应; μ_{it} 为随机扰动项; C 为常数项; α_1 、 α_2 、 β 分别为线性回归方程下数字经济发展水平、环境规制强度及控制变量对资源型城市转型的影响。

学界普遍认为城市转型绩效在区域方面存在的空间效应是不容忽视的,而SDM模型作为空间滞后模型(SLM)和空间误差模型(SEM)的结合体,考虑被解释变量的空间效应外,兼顾了误差项对模型的影响,能够较全面反映资源型城市转型绩效在空间上的经济效应。为了完善模型(1)在空间视角上的缺陷,本文在通过空间杜宾各项实证检验的基础上,引入空间滞后项,模型如式(2)所示。

$$TRA_{it} = \rho TRA_{it} + \beta' control_{it} + \gamma' W_{it} control_{it} + \varepsilon_i + \mu_{it} \quad (2)$$

其中: ρ 为资源型城市间城市转型绩效的空间溢出效应,式(2)中的城市转型绩效的空间滞后项 ρTRA_{it} 为资源型城市间的资源溢出效应(后文令其为 TRA_{it}^*); β' 为资源型城市的本地经济变量(解释变量和控制变量)对资源型城市转型绩效的直接效应; γ' 为资源型城市的邻近城市经济变量(解释变量和控制变量)对资源型城市间接效应;而 W_{it} 则是空间权重矩阵,本文参考以往研究^[21],基于2011—2021年人均GDP平均值将空间经济地理嵌套矩阵作为空间权重主矩阵;为保证结果的稳健性,后文更换二阶反地理距离矩阵作为备择矩阵进行检验。此外在理论分析中指出,环境规制的阶段性差异使得高环境规制资源型城市与低环境规制资源型城市的空间资源溢出具有非对称性,然而简单的SDM模型无法解释经济变量在空间上的非对称性,因此有必要进行模型完善。

2. 非对称的空间资源溢出:门限空间模型(TSDM)

过往城市转型的空间计量研究更多的将研究重心倾斜在是否存在空间效应,遗憾的是,鲜少有研究考虑到现实中资源型城市间在空间上的相互作用往往是非对称的,为了深入探讨这一非对称性,本文通过工具变量估计被解释变量空间滞后项引入门限效应,从而避免内生性问题。引入门限模型能为采用非参数估计为门限空间模型与空间模型的分提供思路^[22],它可以更好的刻画出资源型城市在不同阶段的环境规制下获得空间资源溢出是存在结构性突变特征,而细分环境规制高的资源型城市与环境规制低的资源型城市各自的空间资源溢出,则能够根据资源型城市处在的不同环境规制阶段,制定相应针对性政策,更好地发挥政策工具的效果,有效规避由于ER分异带来的城市转型绩效于空间溢出上的结构性突变风险。因此设定空间门限模型如式(3)所示。

$$TRA_{it} = \beta_0 + \beta_1 TRA_{it}^* \times I(ER_{it} \leq \theta_1) + \beta_2 TRA_{it}^* \times I(ER_{it} > \theta_1) + \alpha control_{it} + \gamma' control_{it}^* + \varepsilon_i + \mu_{it} \quad (3)$$

其中: $I(\cdot)$ 为示性函数; θ_1 为待估门限值,式(3)表示单门限模型; β_1 、 β_2 、 α 、 γ' 为相应变量回归系数; β_0 为常数项,此处 $control_{it}$ 为其他控制变量, $control_{it}^*$ 为具备空间效应的经济变量。若 $\beta = \beta_1 = \beta_2$,即城市转型绩效不存在空间上的非对称性,此时模型从TSDM模型退化至SDM模型;若 $\beta_1 \neq \beta_2$,则可通过其大小分别衡量高环境规制下资源型城市与低环境规制下资源型城市空间资源溢出效应的大和小。

3. 环境规制非线性机制检验:半参数门限空间滞后模型(STSDM)

如机制分析所述,学界对于环境规制与城市转型间存在非线性关系已达成共识,但伴随前者强度的提升,城市转型绩效呈边际递增,或是边际递减仍尚存争议。因此,有必要在模型中引入环境规制作为半参数,以一种更为客观的方式来衡量环境规制对于资源型城市转型的非线性影响。一方面引入半参数的一大优势是可以有效避免非参数模型的“维度诅咒”,能够在应用中同时刻画经济变量的线性空间关系和非参项的非线性关系,避开由于未确定的函数形式而产生模型先设误判,使得模型设定更具科学性,从而更全面地解释环境规制与城市转型及城市转型的空间溢出间的非线性关系;另一方面,通过半参数模型估计 ER 与城市转型间的散点趋势图,可以更好地认识环境规制“倒 U”或“U”形曲线特征,最终确定 ER 成本与城市转型绩效间实现经济与绿色稳定协调增长的长期均衡拐点,以制定动态财政政策,实现稳点增长。因此,参考叶阿忠等学者教材《空间计量经济学》的半参数估计方法^[23],最终得到 STSDM 模型设定如式(4)所示。

$$TRA_{it} = \rho_1 TRA_{it}^* I_1(ER_{it} \leq \theta_1) + \rho_2 TRA_{it}^* I_2(ER_{it} > \theta_1) + \beta' control_{it} + \gamma' control_{it}^* + g(ER_{it}) + \varepsilon_i + \mu_{it} \quad (4)$$

为避免模型空间滞后项与误差项存在相关关系而产生的内生性,本文参考梁文明等^[24]采取工具变量法进行估计。假设城市转型绩效的空间溢出 TRA_{it}^* 为内生变量,非参项 $g(ER_{it})$ 为外生变量。若 $E[g(ER_{it})] \neq 0$,则将其移向 ε_i ,因此可设 $E[g(ER_{it})] = 0$ 。式(4)可消去变为

$$g(ER_{it}) = E(TRA_{it} | ER_{it}) - \varepsilon_i - \rho_1 E[TRA_{it}^* I_1(ER_{it} \leq \theta_1) | ER_{it}] - \rho_2 E[TRA_{it}^* I_2(ER_{it} > \theta_1) | ER_{it}] - \beta' E(control_{it} | ER_{it}) - \gamma' E(control_{it}^* | ER_{it}) \quad (5)$$

进而可得到 $g(ER_{it})$ 初步估计如式(6)所示。

$$\hat{g}(ER_{it}) = \hat{E}(TRA_{it} | ER_{it}) - \varepsilon_i - \rho_1 \hat{E}[TRA_{it}^* I_1(ER_{it} \leq \theta_1) | ER_{it}] - \rho_2 \hat{E}[TRA_{it}^* I_2(ER_{it} > \theta_1) | ER_{it}] - \beta' \hat{E}(control_{it} | ER_{it}) - \gamma' \hat{E}(control_{it}^* | ER_{it}) \quad (6)$$

其中: $\hat{E}(TRA_{it} | ER_{it})$ 、 $\hat{E}[TRA_{it}^* I_1(ER_{it} \leq \theta_1) | ER_{it}]$ 、 $\hat{E}[TRA_{it}^* I_2(ER_{it} > \theta_1) | ER_{it}]$ 、 $\hat{E}(control_{it} | ER_{it})$ 、 $\hat{E}(control_{it}^* | ER_{it})$ 分别对应 $E(TRA_{it} | ER_{it})$ 、 $E[TRA_{it}^* I_1(ER_{it} \leq \theta_1) | ER_{it}]$ 、 $E[TRA_{it}^* I_2(ER_{it} > \theta_1) | ER_{it}]$ 、 $E(control_{it} | ER_{it})$ 、 $E(control_{it}^* | ER_{it})$ 的局部线性估计。

通过式(5)和式(6)可得模型如式(7)所示。

$$TRA_{it} - \hat{E}(TRA_{it} | ER_{it}) = \rho_1 \{ [TRA_{it}^* I_1(ER_{it} \leq \theta_1) | ER_{it}] - \hat{E}[TRA_{it}^* I_1(ER_{it} \leq \theta_1) | ER_{it}] \} - \rho_2 \{ [TRA_{it}^* I_2(ER_{it} > \theta_1) | ER_{it}] - \hat{E}[TRA_{it}^* I_2(ER_{it} > \theta_1) | ER_{it}] \} - \beta' \hat{E}(control_{it} | ER_{it}) - \gamma' \hat{E}(control_{it}^* | ER_{it}) \quad (7)$$

最终借助 Epanechnikov 核函数依次估计模型系数 $\hat{\rho}_1$ 、 $\hat{\rho}_2$ 、 $\hat{\beta}'$ 、 $\hat{\gamma}'$ 与 $\hat{\varepsilon}_i$ 。据此,得到

$$\frac{\partial \hat{G}(TRA_{it})}{\partial TRA_{it}} = \frac{\partial \hat{G}(TRA_{it}; \alpha_i, \gamma_1, \gamma_2, \rho, \beta)}{\partial TRA_{it}} \quad (8)$$

(二) 数据来源及描述性统计

1. 被解释变量:城市转型绩效(TRA)

国内外研究对于城市转型效率和经济高质量发展的评价可以归纳为三种观点:①单一指标法。早期学者只考虑了城市转型的经济^[25]、绿色^[26]、产业^[27-28]等单个方面发展作为出发点构建衡量指标,但现阶段已然无法满足《规划》中城市高质量转型的概念。②综合指标体系法。许多学者通过主成分分析法^[29]、熵值法^[30]等主客观方法构建城市转型体系变量。③效率分析法。部分学者以绿色全要素生产率作为评估城市转型效率的代理变量^[14,31],以及立足投入产出视角通过 DEA 对城市转型效率程度进行评价^[32]。本文结合以上三种各有优劣的观点,为进一步客观探究资源型城市转型程度,更好诠释《规划》文件中的城市高质量转型,结合文件中全国资源型城市可持续发展主要指标,最终采取综合指标体系法,从经济、产业、社会三个维度通过 TOPSIS 熵权法构建城市转型绩效作为被解释变量,见表 1。

表 1 城市转型绩效体系

一级指标	二级指标	三级指标	指标方向	指标权重
资源型城市转型	经济产业效应	人均 GDP	+	0.13127
		地方财政一般公共预算收入	+	0.17270
		第三产业产值/第二产业产值	+	0.08281
		采矿业从业人员所占比例	-	0.18210
	社会民生效应	教育、科学支出占财政比例	+	0.04918
		医院数量	+	0.10034
		在岗职工平均工资/GDP	+	0.01404
		人均社会消费品零售总额	+	0.07436
	生态环境效应	单位 GDP 用水量	-	0.01038
		单位土地创造 GDP	+	0.17273
		城市污水处理率	+	0.00626
		生活垃圾回收率	+	0.00381

2. 核心解释变量和门限变量:ER(环境规制)

考虑地级市数据的可得性,本文参考过往研究^[10,26],通过构建水利、环境和公共设施管理业从业人员数与年末总人口之比来衡量地区环境规制水平。此外为了保证实证结果的稳健性,在后文稳健性检验引入由资源型城市在各年份的环保词汇占工作报告的比重作为环境规制的替代变量(ER_1)。

3. 其他控制变量

数字经济发展水平(Dig):关于数字经济发展水平的测度,基于过往学者构建的指标体系下^[33-34],结合国家统计局发布的《数字经济及其核心产业统计分类(2021)》文件,从数字产业化和产业数字化两个维度构建数字经济发展水平的指标体系。金融发展(Agg):本文采取区位熵系数(LQ)测算我国金融服务业的区域聚集程度^[35]。它可以相较客观衡量不同地区的金融要素在资源型城市的发展水平。其中 Agg 系数越大,该区域的金融集聚程度越高;政府干预(Gov):通过地方财政一般公共预算内支出与地区 GDP 之比来衡量政府干预程度^[17];城镇化水平($Urban$):通过地区常住人口与地区总人口之比来衡量地区城镇化水平^[10];对外开放程度($Open$):通过实际对外实际投资额度与 GDP 之比来衡量地区开放程度^[17];创新水平($Inno$):通过加总三种专利授权数总和来衡量地区创新水平。

4. 描述性统计

本文根据《全国资源型城市可持续发展规划(2013—2020年)》(后文简称《规划》)政策指引下划分的126个资源型地级市试点,综合考虑各地级市指标数据可得性,剔除出相关指标严重缺失的地级市,最终确定113个资源型地级市于2011—2021年面板数据作为本文研究样本进行分析。其中样本数据主要来源《中国城市统计年鉴》《区域经年鉴》等年鉴及中国知网、香港环亚经济数据库网站(CEIC数据库),通过各地级市的统计年鉴对缺失地级市的数据进行补充,最后通过线性插值法及平均三年增长率预测法对缺失数据进行完善^[36],得到平衡面板数据,为降低收集数据异方差问题和单位无量纲化方便后期 Stata、R 及 Matlab 软件运算,本文对全部变量都采取对数化处理。最终得到描述性统计如表 2 所示。

表 2 经济变量描述性统计

指标名称	变量符号	样本量	平均值	标准差	最小值	最大值
城市转型绩效	TRA	1243	2.968	0.576	1.270	4.216
数字发展水平	Dig	1243	3.808	0.230	2.899	4.375
政府干预	Gov	1243	2.918	0.457	1.886	4.134
金融集聚	Agg	1243	4.592	0.583	3.251	6.811
创新水平	$Inno$	1243	6.703	1.209	2.944	10.218
对外开放	$Open$	1243	4.082	1.593	-0.411	7.051
城镇化水平	$Urban$	1243	3.943	0.270	3.063	4.605
环境规制	ER	1243	2.786	0.627	0.448	4.466
环境规制(词频法)	ER_1	1243	3.497	0.505	0.000	5.867

四、实证分析

(一) 参数部分回归结果

1. OLS 与空间模型选择

本文首先采取 OLS 检验,如模型(1)所示,在线性假设下显然可见随着环境规制强度的提升,城市转型绩效的程度降低。这可能是因为环境规制强度的提升迫使高排污高经济效益的企业进行迁移,在短期可能会减弱资源型城市转型的经济效应;此外高环境规制意味着高环境监督成本,这对政府财政也是一种负担,而绿色环境效应往往又具备有时滞性,在有限经济基础下,实现环境、经济及社会转型在短期不太可能体现出来^[37],故可能呈现资源型城市转型绩效降低。

模型(2)~模型(4)是基于经济地理距离空间权重矩阵估计而得,城市转型绩效 TRA 与数字经济发展水平 Dig 在 2011—2021 年均通过局部 Moran 检验且显著水平皆高于 5%,为了证实模型不会退化且存在真实的空间效应,文章相继通过了 LM 检验(LM error = 64.091^{***}, LM lag = 32.801^{***})、LR 检验(选择个体固定)以及 Wald 检验(Wald = 42.53^{***}),考虑到篇幅所限,不于此展示。通过检验分析以及 R^2 的大小综合考究,选择个体固定的空间杜宾模型继续分析,值得一提的是,资源型城市转型绩效空间资源溢出 TRA^* 为正值且通过显著性检验,故在此基础上确定资源型城市间的转型绩效存在资源溢出的空间效应。

表 3 的(4)列结果可以看出,除城市转型绩效外,数字经济发展水平、对外开放程度、城镇化程度以及金融发展水平都具有空间效应。与过往基于省际或地级市数据得到环境规制在空间上存在有空间效应的结论不同^[5,13],本文发现资源型城市在环境规制在空间上却不存在空间效应,这可能是因为资源型城市间的距离较大且经济发展水平相较落后造成的。为了能更清晰地认识到环境规制与资源型城市绩效转型间的真实关系,有必要考虑二者间非线性关系。

表 3 OLS 与三种空间计量模型

变量名称	(1)	(2)	(3)	(4)
	OLS	SAR	SEM	SDM
ER	-0.095 ^{***} (0.035)	-0.039 ^{***} (0.014)	-0.036 ^{**} (0.015)	-0.040 ^{***} (0.014)
Dig	0.111 ^{***} (0.034)	0.292 ^{***} (0.039)	0.290 ^{***} (0.039)	0.326 ^{***} (0.041)
Gov	-0.586 ^{***} (0.068)	-0.512 ^{***} (0.023)	-0.518 ^{***} (0.022)	-0.531 ^{***} (0.027)
Agg	0.060 ^{***} (0.017)	0.026 (0.018)	0.052 ^{**} (0.017)	0.028 (0.018)
$Inno$	0.172 ^{***} (0.009)	0.171 ^{***} (0.009)	0.173 ^{***} (0.010)	0.166 ^{***} (0.007)
$Open$	0.027 ^{**} (0.011)	0.031 ^{***} (0.005)	0.030 ^{***} (0.005)	0.033 ^{***} (0.005)
$Urban$	-0.296 ^{**} (0.122)	-0.146 ^{***} (0.034)	-0.128 ^{***} (0.034)	-0.081 ^{**} (0.035)
TRA^*	—	0.168 ^{***} (0.047)	—	0.128 ^{***} (0.048)
$WDig$	—	—	—	-0.310 ^{***} (0.108)
$WOpen$	—	—	—	-0.032 ^{***} (0.011)
$WUrban$	—	—	—	-0.464 ^{***} (0.112)
$WAgg$	—	—	—	0.142 ^{***} (0.047)
城市固定	Yes	Yes	Yes	Yes
N	1243	1243	1243	1243
R^2	0.719	0.534	0.521	0.578

注:*表示 $p < 0.1$, **表示 $p < 0.05$, ***表示 $p < 0.01$;括号中为标准误。

2. 空间计量模型与半参数空间模型

表 4 中将核心解释变量环境规制以非线性形式加入模型(2)、模型(4),得到环境规制对城市转型绩效产生的非线性影响在模型(5)、模型(6)中以偏导图形式呈现,此部分仅对模型中参数部分做线性回归结果分析。首先,可以直观看到,无论是 SAR 模型还是 SDM 模型在环境规制作为非参项加入回归后,中心城市与边缘城市间的空间资源溢出效应仍旧存在;其次,考虑到 ER 的非线性,将其加入模型后,结果明显发现资源型城市间的空间资源溢出效应骤降,对此可以说明忽视环境规制非线性而直接进行线性估计造成了资源型城市空间资源溢出估计上的偏误,因此将环境规制作为半参数加入模型估计是十分有必要的。

表 4 空间模型与半参数空间计量模型

变量名称	(5)	(6)	(7)	(8)
	SAR 模型	SDM 模型	SSAR 模型 非线性	SSDM 模型 非线性
<i>ER</i>	-0.039*** (0.014)	-0.040*** (0.014)		
<i>Dig</i>	0.292*** (0.039)	0.326*** (0.041)	0.126** (0.051)	0.436*** (0.036)
<i>Gov</i>	-0.512*** (0.023)	-0.531*** (0.027)	-0.617*** (0.028)	-0.479*** (0.020)
<i>Agg</i>	0.026(0.018)	0.028(0.018)	0.058** (0.026)	0.041** (0.019)
<i>Inno</i>	0.171*** (0.009)	0.166*** (0.009)	0.073*** (0.011)	0.118*** (0.008)
<i>Open</i>	0.031*** (0.005)	0.033*** (0.005)	0.009(0.007)	0.011** (0.005)
<i>Urban</i>	-0.146*** (0.034)	-0.081** (0.035)	-0.269*** (0.048)	-0.106*** (0.034)
<i>TRA*</i>	0.168*** (0.047)	0.128*** (0.048)	0.013*** (0.001)	0.055*** (0.001)
<i>WDig</i>	—	-0.310*** (0.108)	—	-0.042*** (0.001)
<i>WOpen</i>	—	-0.032*** (0.011)	—	-0.030** (0.015)
<i>WUrban</i>	—	-0.464*** (0.112)	—	0.042(0.065)
<i>WAgg</i>	—	0.142*** (0.047)	—	-0.007(0.053)
城市固定	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	1243	1243	1243	1243
<i>R</i> ²	0.534	0.578	0.65	0.833

注：* 表示 $p < 0.1$ ，** 表示 $p < 0.05$ ，*** 表示 $p < 0.01$ ；括号中为标准误。

(二) 非线性估计下回归结果

1. 环境规制对资源型城市转型的边际效应递减的非线性影响

由图 1 代表环境规制对于城市转型绩效的偏导图,图 1 中横坐标表示环境规制,纵坐标估计值为环境规制对于资源型城市转型绩效影响的边际效应: $\partial g(\cdot)/\partial(ER)$,即环境规制提升 1%,引起城市转型绩效的百分比变化。

由图 1 可知,整体图像态势呈现非线性下降走势,环境规制对城市转型绩效增长产生弱“U 形”(近 L 形)影响,资源型城市转型绩效随着环境规制提升,出现边际效应递减的规律。其中,散点在 *ER* 区间[2.0, 3.9]上的分布呈现正负变化。

造成此种走势原因可能是基于以下两点:

首先,以本文假设 H1(*ER* 提升对于资源型城市转型绩效存在边际效应递减的非线性关系)视角出发,有学者提出资源型城市存在有“资源诅咒”概念^[38],资源型城市囿于自身拥有优越自然禀赋,间接造成政府采取环境规制措施的基础成本过高,过高的环境规制成本的直接影响是会从经济产业效应上抑制资源型城市转型增长率的增长。

其次,从宏观经济视角出发,资源型城市在实施环境规制提升的早期,通过区域间学习效应,引入高效清洁能源技术、高水平人才等高品质生产要素,迅速获取空间资源溢出带来的早期福利,此时生态效应带来的增量可以显著提升城市转型绩效;在蚕食完空间资源溢出效应带来的福利后,资源型城市自身经济发展基础将难以适配环境规制带来的生态效应,此时资源型城市需重新调整城市财政预算,资源型城市转型陷入一个动态均衡。政府将政策目标转向为在当下经济发展水平下寻得实现兼顾经济、生态、民生效益最大效率最高的长期均衡点[即 $\partial g(\cdot)/\partial(ER) = 0$ 的点],因此在 *ER* 在区间[2.0, 3.9]这一时期提升产生的影响表现相较挣扎;遗憾的是,囿于选择样本上的局限性,大多数资源型城市转型仍处在发展阶段,很难进一步评估在环境规制达到 3.9

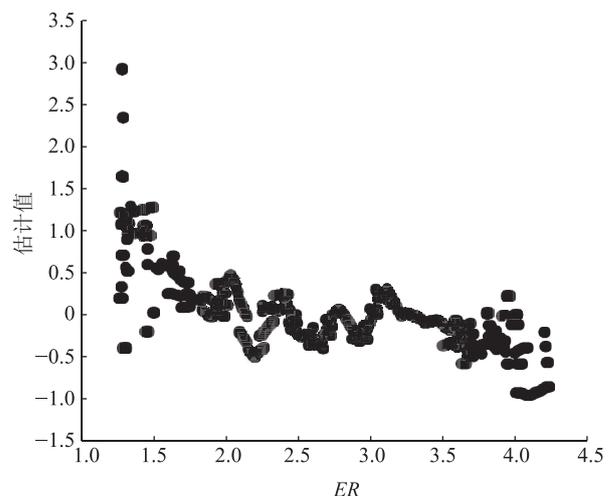


图 1 环境规制(对数)对城市转型绩效(对数)的偏导图

往后更高水平后,资源型城市转型绩效能否将呈现回调趋势。

综上所述,引入 ER 作为半参数后,与以往学者通过数值仿真发现环境规制与 TFP 增长呈弱“U 形”关系的研究一致^[14],本文同样发现环境规制对资源型城市转型绩效提升产生弱“U 形”影响,即资源型城市转型绩效会随环境规制提升呈边际效应递减的非线性变化。因此,结合整体散点的图形轨迹本文有理由认为假说 H1 成立。故利用半参数估计门限空间模型能更好地刻画环境规制与城市转型绩效间经济变量在现实中的复杂性。

2. 资源型城市转型空间资源溢出的非对称性

为进一步证实环境规制与资源型城市间的非线性关系,得到更为直观确切的实证结果,同时厘清本文另一假说环境规制与资源型城市间在空间上资源溢出效应的非对称性的关系。本文在空间杜宾模型的基础上引入门限回归,构建门限空间模型,再将含有空间效应被解释变量的线性回归修正为以环境规制为门限变量的门限回归。其中, ρ_1 与 ρ_2 的系数大小代表不同环境规制阶段下资源型城市转型绩效在空间上的资源溢出效应大小。

值得一提的是为了避免模型中存在的内生性问题,本文参考广义空间二阶段最小二乘理论,通过工具变量法,估计得到 $\hat{E}(TRA^*)$,再进行门限回归估计,后文半参数门限空间模型实现同理。

表 5 结果发现,门限空间杜宾模型(TSDM)下资源型城市间的城市转型绩效的空间资源溢出通过两机制检验,空间资源溢出系数分别为 1.93 与 1.899,二者都在 1% 的显著性水平上显著。环境规制单门限值为 2.673,经换算后可知在环境规制强度达到 14.48% 可以作为模型(9)机制划分界限。结果上看,一方面验证资源型城市间的空间资源溢出效应是具有非对称性的;另一方面,这也证实了前文假说 H2b:环境规制较低的资源型城市,可以更好地获得资源型城市转型绩效于空间上资源溢出福利。

虽然 TSDM 模型(9)结果可以回答前文假说,但随着环境规制的提升,资源型城市间的空间资源溢出效应大小从 1.93 下降至 1.899,显然两机制下的资源型城市资源溢出效应大小未发生较大的改变。考虑到现实中环境规制与城市转型绩效经济变量间的复杂性,环境规制往往以非线性形式存在,陈丛波(2022)指出忽略这种非线性可能使得空间自相关系数的估计结果发生偏误。为保证实证结论可靠性与完备性,有必要引入 STSDM 模型进行实证分析,模型结果如表 5 的(10)列所示。将 ER 作为非参项后,结果发生显著变化:①随着 ER 提升至更高水平,低 ER 下资源型城市与高 ER 下资源型城市间空间资源溢出效应差异大幅拉大;②门槛值由 2.673 变化为 1.552,经换算后可知,作为划分中心与边缘城市的环境规制强度由 14.48% 下降至 4.722%,这也验证将环境规制作为非参项引入模型的必要性。

造成如上变化的原因可能是资源型城市间对自身资源禀赋依赖程度存在不同,对应会采取分异的环境规制措施,据此《规划》将资源型城市划分为四类。相关文献表明高资源依赖惯性致使衰退型资源型城市的发展水平较落后于其他三类^[39]。从污染避风港学说理论拓展解释:高规制下的资源型城市会向低规制下城市进行能源密集型产业迁移并逐步成为后者支柱性产业。然而,随着环境意识及观念的普及,迁移企业合规成本效应会不断攀升,部分迁移企业创新补偿效应难以弥补合规成本效应带来利益流失,此时这部分企业遵循成本-收益假说再次进行迁移,直至最终退出市场,这一过程中,低规制城市能获得正的经济产业效应。因此低规制资源型城市相较于高规制资源型城市能够获得更多的空间资源溢出红利。

显然,通过线性假设下 ER 的变化,文章很难区分两类资源型城市(ER 高的资源型城市与 ER 低的资源型城市)在空间资源溢出效应上的异质性,现实中若不区分两类资源型城市,采取统一环境规制政策,势必会使得政策工具失灵,导致资源型城市高质量转型进程

表 5 门限空间模型与半参数门限空间模型

变量名称	(9)	(10)
	门限空间杜宾模型	半参数门限空间杜宾模型
$\rho_1 I_1(\cdot) TRA^*$	1.930*** (0.031)	3.206*** (0.145)
$\rho_2 I_2(\cdot) TRA^*$	1.899*** (0.030)	1.369*** (0.020)
ER	—	非线性
Control	Yes	Yes
城市固定	Yes	Yes
N	1243	1243
R ²	0.822	0.889

注: * 表示 $p < 0.1$, ** 表示 $p < 0.05$, *** 表示 $p < 0.01$; 括号中为标准误。

受阻。就此,本文认为有必要在门限空间(TSDM)模型的基础上采用半参数门限空间模型(STSDM),以确保能以“公平高效”的视角关注区域间合理均衡发展。

五、稳健性检验

(一) 替换空间权重矩阵

为保证结论可重复性与科学性,本文将空间权重主矩阵由经济地理距离矩阵更换为二阶反地理距离矩阵进行检验。从表6结果可以发现, ρ 的系数仍是随 ER 的增强呈现递减的趋势,且数值正负上仍体现为空间资源溢出,与先前检验仅存在数值大小上的差异。因此,文章假设环境规制提升会对资源型城市转型绩效带来边际递减效应与城市转型绩效间存在非对称性的结论成立。

(二) 更换核心解释变量

环境规制是一个整体工程,政府工作报告中对环保工作阐述越全面、越具体,那么在执行过程中环境规制就越可能得到落实^[26]。文章更换核心解释变量与非参项的衡量方式,采取词频法来度量环境规制,得到检验结果如表6所示。得到的检验结果与前文基本一致,再一次的证实文章假说的成立以及使用半参数门限空间模型的必要性。

图2对应的是更换核心解释变量后非参项的偏导图结果,排除掉极端点的影响,明显看出环境规制对于城市转型绩效间存在有边际递减的非线性效应,同时在环境规制分异的不同阶段,城市转型绩效间的空间资源溢出大小存在非对称性差异,与主检验偏导图的走势基本一致。

表6 稳健性检验表

变量名称	(11)	(12)
	更换空间权重矩阵 W_2	更换解释变量 (ER_1)
$\rho_1 I_1(\cdot) TRA^*$	0.308*** (0.004)	1.034*** (0.035)
$\rho_2 I_2(\cdot) TRA^*$	0.195*** (0.025)	0.989*** (0.108)
ER_1	非线性	非线性
控制变量	Yes	Yes
城市固定	Yes	Yes
N	1243	1243
R^2	0.899	0.756

注:*表示 $p < 0.1$, **表示 $p < 0.05$, ***表示 $p < 0.01$;括号中为标准误。

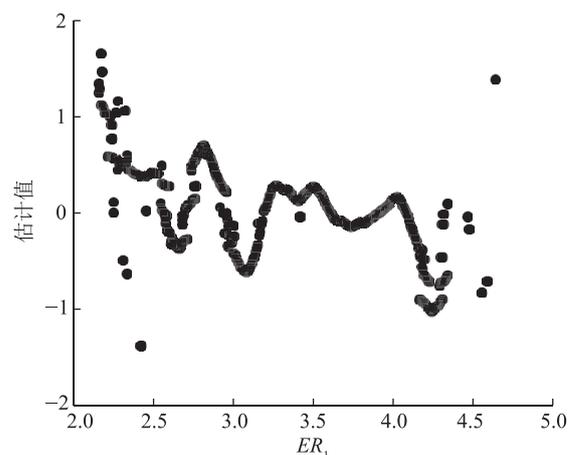


图2 环境规制词频法(对数)对城市转型绩效(对数)的偏导图

六、结论及政策建议

(一) 结论

党的十八大以来,我国高度重视生态环境保护,坚决向污染宣战,将生态文明建设作为中华民族永续发展的根本大计,建设美丽中国的必然选择。近年来在习近平生态文明思想的指引下,资源型城市逐步改变了以资源环境为代价换取经济社会增长的方式,党的二十大更是把人与自然和谐共生确定为中国式现代化的特征之一,种种迹象表明保证生态环境效应的稳定增长已然成为资源型城市转型面向现代化发展新阶段的新要求。

本文将环境规制作为核心研究变量,以促进资源型城市高质量转型为主要研究目的,基于《规划》可持续发展目标为衡量标准,探究环境规制与资源型城市绩效及其在空间上的资源溢出间的关系为导向,依托STSDM模型得到如下结论:①环境规制强度的提升使得资源型城市转型绩效呈边际效应递减的非线性特征;②资源型城市转型绩效的空间溢出效应呈非对称性,且环境规制提高至新的阶段会缩小资源型城市转

型绩效在空间上的资源溢出效应。

(二) 政策建议

在以上结论的基础上,本文提出如下建议:

(1) 由于非线性前提下短期环境规制对于资源型城市转型绩效呈现促进作用,而在到达效率均衡点后会出现近乎波动性下降的抑制性影响。处于转型早期的地方政府应及时完善地区环境规制措施,确保能全面吸收环境规制带来的正向效应,激发区域内企业的绿色发展潜力,充分发挥资源型城市转型的经济产业效应、社会民生效应以及生态环境效应,助力资源型城市转型;达到极值后,应动态调整环境规制政策,以实现兼顾经济、绿色、民生三方面效应的高效动态均衡点[即 $\partial g(\cdot)/\partial(ER) = 0$ 的点]为政策导向,建立健全的政策体系,带动资源型城市经济高质量发展和城市多方位转型的双赢。

(2) 考虑到不同 ER 下资源型城市在 ER 提升过程中所能获得的区域间转型绩效溢出有异。存在 ER 分异的地方政府应综合参照自身经济基础,因地制宜制定多元化多方位的适配性环境规制政策,从而获得最大程度上的空间资源溢出红利。“资源路径依赖”既是各个资源型城市重大特点之一,更是成为长久以来城市高质量转型受阻的“拦路虎”。早期优渥的资源禀赋弱化了地区制度力量,地区支柱性产业面临高端化转型难、成本高等现实难题,由于生产要素总是会自发流向高效资源配置的地区,长久以往区域间的人才流失、新兴清洁技术的信息堵塞等隐性痼疾便会纷沓而至,这些都是造成经济增长新旧动能转变效率低下的本质原因。新时代下,助力支柱性产业高效绿色转型与淘汰绿色资源低效配置企业是突破“资源诅咒”困境变革契机的有效手段。各地方政府要审时度势,根据各资源型城市在转型程度差异“因材施教”,应增加对于低 ER 资源型城市 ($ER \leq \theta$) 的区域政策扶持,重点规范如朔州、松原等成长型资源型城市科学发展,扶持衰退型资源型城市清洁替代产业,畅通二者与成熟型、再生型示范性资源型城市区域间的知识、技术及人才等新兴要素间流动,放大资源型城市转型的空间溢出效应,充分吸收 ER 早期带来的城市转型红利,以达成经济高质量转型发展资源型城市产业转型带来的绿色损害最小化。须对地方官员的考核机制进行适度创新,将环境、民生等指标的重要性上升至与经济指标同步,科学调控资源开发,合理布局产业结构,借助数据等高流通性新兴生产要素实现生产与技术的双重进步,保证当地行业组织运行畅通,方可打造长久可持续发展的示范资源型城市发展模式。

参考文献

- [1] 吴康, 张文忠, 张平宇, 等. 中国资源型城市的高质量发展: 困境与突破[J]. 自然资源学报, 2023, 38(1): 1-21.
- [2] 李佳佳, 郭雅娟, 刘嘉彤. 环境规制、外商直接投资与环境污染——基于中国城市面板数据的实证分析[J]. 经济问题, 2022(12): 45-52.
- [3] 赵建英. 中国资源型城市转型发展研究回顾与展望[J]. 经济问题, 2021(11): 17-25.
- [4] 王晓楠, 孙威. 黄河流域资源型城市转型效率及其影响因素[J]. 地理科学进展, 2020, 39(10): 1643-1655.
- [5] QIU S L, WANG Z L, GENG S S. How do environmental regulation and foreign investment behavior affect green productivity growth in the industrial sector? An empirical test based on Chinese provincial panel data[J]. Journal of Environmental Management, 2021, 287: 112282.
- [6] GUAN S, LIU J Q, LIU Y F, et al. The nonlinear influence of environmental regulation on the transformation and upgrading of industrial structure [J]. International Journal of Environmental Research and Public Health, 2022, 19(14): 8378.
- [7] 张婷, 李泽辉, 崔婕. 绿色金融、环境规制与产业结构优化[J]. 山西财经大学学报, 2022, 44(6): 84-98.
- [8] HE Y. How does environmental regulation affect industrial structure upgrading? Evidence from prefecture-level cities in China[J]. Journal of Environmental Management, 2023, 331: 117267.
- [9] 包明齐, 武兴伟. 创新驱动下城市产业生态转型升级研究——基于城市空间杜宾模型的实证[J]. 技术经济, 2020, 39(11): 60-69.
- [10] 徐维祥, 郑金辉, 周建平, 等. 资源型城市转型绩效特征及其碳减排效应[J]. 自然资源学报, 2023, 38(1): 39-57.
- [11] 郭艺, 曹贤忠, 曾刚. 高铁建设对特殊类型地区产业转型升级的影响——来自资源型城市的证据[J]. 地理研究, 2023, 42(5): 1326-1342.
- [12] 熊亚超, 张长立, 祁慧. 基于“工具-目标-效力”的中国资源型城市转型政策量化研究[J]. 干旱区资源与环境, 2023, 37(7): 9-18.
- [13] OUYANG X L, LI Q, DU K R. How does environmental regulation promote technological innovations in the industrial sector? Evidence from Chinese provincial panel data[J]. Energy Policy, 2020, 139: 111310.
- [14] 贾俊雪, 罗理恒, 顾嘉. 地方政府环境规制与经济高质量发展[J]. 中国工业经济, 2023(5): 99-117.
- [15] 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.

- [16] 张彩云, 寇冬雪, 周云波. 用能技术还是管理技术? ——绿色技术创新发生环节和类型的抉择[J]. 技术经济, 2022, 41(8): 47-59.
- [17] SHAO W, YIN Y F, BAI X, et al. Analysis of the upgrading effect of the industrial structure of environmental regulation; Evidence from 113 cities in China[J]. *Frontiers in Environmental Science*, 2021, 9: 692478.
- [18] PAUL E J. Applied spatial econometrics: Raising the bar[J]. *Spatial Economic Analysis*, 2010, 5(1): 9-28.
- [19] ZHU S J, LIU Y. Going green or going away: Environmental regulation, economic geography and firms' strategies in China's pollution-intensive industries[J]. *Geoforum*, 2014, 55: 53-65.
- [20] 程恋军, 王琳茜. 资源型城市经济高质量发展的制度组态研究——基于 NCA 和动态 QCA 的分析[J]. 城市问题, 2023(9): 22-33.
- [21] 王青, 刘思良, 程思进. 空间效应视角下数字经济对 FDI 区位选择的影响研究[J]. 工业技术经济, 2022, 41(9): 54-60.
- [22] 陈丛波, 叶阿忠, 陈娟. 信息通信技术对城市创新产出的影响[J]. 经济地理, 2022, 42(10): 92-99, 168.
- [23] 叶阿忠, 吴继贵, 陈生明. 空间计量经济学[M]. 厦门: 厦门大学出版社, 2015.
- [24] 梁文明, 叶阿忠. 市场潜能、政府财政竞争与区域收入差距[J]. 山西财经大学学报, 2023, 45(10): 47-61.
- [25] 陈妍, 梅林. 东北地区资源型城市经济转型发展波动特征与影响因素——基于面板数据模型的分析[J]. 地理科学, 2017, 37(7): 1080-1086.
- [26] 张建鹏, 陈诗一. 金融发展、环境规制与经济绿色转型[J]. 财经研究, 2021, 47(11): 78-93.
- [27] WANG L, WANG Z, MA Y. Heterogeneous environmental regulation and industrial structure upgrading: Evidence from China[J]. *Environmental Science and Pollution Research International*, 2022, 29(9): 13369-13385.
- [28] ZENG G A, LIU T Y. Analysis on spatial effect of environmental regulation on upgrading of industrial structure in China[J]. *Environmental Science and Pollution Research International*, 2023, 30(19): 55485-55497.
- [29] 聂雷, 王圆圆, 张静, 等. 资源型城市绿色转型绩效评价——来自中国 114 个地级市的检验[J]. 技术经济, 2022, 41(4): 141-152.
- [30] 王雪微, 杨旭, 吴相利, 等. 东北能源资源型城市转型的环境时空演变效应[J]. 环境科学与技术, 2021, 44(2): 229-236.
- [31] 张莹, 陈涛峰, 陈洪波, 等. 扶持政策对资源枯竭型城市高质量发展的促进效果[J]. 中国人口·资源与环境, 2022, 32(5): 46-56.
- [32] 任嘉敏, 郭付友, 赵宏波. 黄河流域资源型城市工业绿色转型绩效评价及时空异质性特征[J]. 中国人口·资源与环境, 2023, 33(6): 151-160.
- [33] 周闯, 郑旭刚, 张抗私. 数字经济赋能服务业就业: 行业异质性与空间效应[J]. 技术经济, 2023, 42(3): 167-178.
- [34] 赵涛, 张智, 梁上坤. 数字经济、创业活跃度与高质量发展——来自中国城市的经验证据[J]. 管理世界, 2020, 36(10): 65-76.
- [35] 戴金平, 冯帆. “集聚”还是“分散”? 数字金融对金融空间分布的影响研究[J]. 现代经济探讨, 2023(10): 43-57.
- [36] 王玉爽. 环境规制对绿色全要素生产率的影响——基于环境分权和空间溢出视角[J]. 中国流通经济, 2023, 37(9): 63-79.
- [37] 曾贤刚, 段存儒. 煤炭资源枯竭型城市绿色转型绩效评价与区域差异研究[J]. 中国人口·资源与环境, 2018, 28(7): 127-135.
- [38] 张子龙, 王博, 龙志, 等. 财政分权、产业升级、技术进步与“资源诅咒”——基于黄河流域资源型城市的实证分析[J]. 经济经纬, 2021, 38(3): 133-141.
- [39] 谭俊涛, 张新林, 刘雷, 等. 中国资源型城市转型绩效测度与评价[J]. 经济地理, 2020, 40(7): 57-64.

Nonlinear Effects of Environmental Regulation on the Transformation of Resource-based Cities

Ye Azhong, Zhu Lingqun, Li Tiantian, Zhang Yuanye

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

Abstract: In order to explore the relationship among environmental regulation, the transformation of resource-based cities, and spatial spillover of resources, a semi-parametric threshold spatial Durbin model (STSDM) was constructed based on data from 113 resource-based prefecture-level cities from 2011 to 2021, starting from the perspective of spatial spillover. The nonlinear relationship between environmental regulation on the transformation performance of resource-based cities and the impact of asymmetric spatial spillover is explored. The results show under the linear assumption, environmental regulation is not conducive to improving the transformation performance of cities. However, under the nonlinear assumption, environmental regulation is beneficial to improving the transformation performance of resource-based cities in the early stage. It has a non-linear long-term characteristic with a “diminishing marginal effect”, and the partial derivative plot shows a weak “U-shaped” feature. There is asymmetry in the spatial spillover effects on the transformation performance of resource-based cities. The higher the stage of environmental regulation in resource-based cities, they can obtain the fewer spatial spillover bonuses for the transformation of urban performance. Based on this, policy suggestions are put forward, such as adapting environmental regulation policies to local conditions and establishing a long-term environmental protection mechanism.

Keywords: asymmetric spatial spillover; urban transformation performance; weak U-shape; STSDM