

市场激励型环境规制工具对中国资源型城市高质量发展的影响

李 博¹, 王晨圣¹, 余建辉^{2,3}, 韩玉凯¹

(1. 天津理工大学管理学院, 天津 300384; 2. 中国科学院地理科学与资源研究所, 中国科学院区域可持续发展与模拟重点实验室, 北京 100101; 3. 中国科学院大学, 北京 100049)

摘要: 基于中国 114 个地级资源型城市 2011—2018 年的面板数据, 采用熵权法测算各资源型城市的高质量发展指数, 并利用系统 GMM 模型、静态面板门限模型和动态面板门限模型, 探讨市场激励型环境规制工具对中国资源型城市高质量发展的影响及其作用机制。结果表明: (1) 2011—2018 年中国资源型城市高质量发展水平在总体向好的同时也存在一定程度的极差扩大现象, 且在空间上呈现出“东高西低”的分布态势; (2) 市场激励型环境规制工具对资源型城市高质量发展指数存在显著的正向影响; (3) 市场激励型环境规制工具对资源型城市高质量发展的促进作用受到城市低碳生活基础设施水平的调节和制约, 存在门限效应。基于实证研究结果进一步分析了相应的政策含义。

关键词: 资源型城市; 市场激励型环境规制工具; 高质量发展; 系统 GMM; 动态面板门限模型

2021 年, 党的“十九届六中全会”审议通过《中共中央关于党的百年奋斗重大成就和历史经验的决议》, 强调必须实现创新成为第一动力、协调成为内生特点、绿色成为普遍形态、开放成为必由之路、共享成为根本目的的高质量发展^[1]。在新时代, 传统的粗放发展模式逐渐被摒弃, 高质量发展将作为经济发展的基础性和关键性指导思想^[2]。当前中国经济正处于增速换挡、结构调整的关键时期, 城市发展是中国经济社会实现高质量发展的主要阵地与动力源泉。而资源型城市是中国城市体系中不可或缺的重要组成部分, 同时资源型城市也是中国的重要能源资源战略保障基地。然而, 由于长期以来经济发展方式较为粗放的原因, 中国资源型城市的发展动力主要来源于资源型产业, 经济结构较为单一, 普遍存在由于资源依赖所导致的一系列问题。同时, 资源型城市的粗放发展还导致了较为严重的生态环境问题, 这一问题对资源型城市高质量发展的制约作用较之其他类型城市更为突出。因此, 积极推动资源型城市向高质量发展转型对维护中国国家能源安全促进社会和谐稳定发展、建设资源节约和环境友好型社会具有重要意义^[3]。党和国家高度重视资源型城市高质量发展, “十九大”以来, 中央和各地方政府均出台了一系列相关环境规制政策, 明显改善了中国城市的总体环境质量。但是, 资源型城市长期以来的粗放型发展模式导致其环境污染问题较为突出, 持续阻碍着其转型与高质量发展的进程。近年来, 伴随着市场经济的不断发展与繁荣, 市场激励型环境规制工具逐渐成为环

收稿日期: 2021-06-28; 修订日期: 2022-01-24

基金项目: 国家社会科学基金项目 (18BJY061)

作者简介: 李博 (1981-), 男, 天津人, 博士, 教授, 博士生导师, 主要从事城市与区域经济研究。

E-mail: mg2011818@126.com

通讯作者: 余建辉 (1983-), 男, 甘肃张掖人, 博士, 副研究员, 硕士生导师, 主要从事区域与城市发展研究。

E-mail: yujh@igsnrr.ac.cn

境规制政策工具的重要组成部分,在城市生态环境治理工作中被广泛应用。原因在于,一方面,与政府直接管制相比,市场激励型环境规制工具更具韧性,具有政策实施较为灵活和政策适用范围较为广泛的特点;另一方面,市场激励型环境规制工具的政策作用时间更长,对城市环境污染这类长期性问题可以进行更为有效地治理。因此,在“既要金山银山,又要绿水青山”的理论指导下与高质量发展目标的迫切要求下,探讨如何通过有效的市场激励型环境规制工具政策工具实现资源型城市的高质量发展具有重要的理论意义与现实意义。

当前对市场激励型环境规制工具和资源型城市高质量发展的研究日益广泛和深入,但考察市场激励型环境规制工具对资源型城市高质量发展作用的研究却并不多见。国内外学者主要从市场激励型环境规制工具对产业转型升级、技术进步、经济发展等方面的作用展开研究。如Poter^[4]认为,要让市场激励型环境规制工具发挥较大作用,就需要把环境问题由发展压力转化为竞争优势,并制定对环境成本具有一定敏感性的政策标准。贾瑞跃等^[5]研究发现,命令控制型环境规制工具对生产技术进步的作用并不显著,而市场激励型环境规制工具对生产技术进步的作用存在显著的正向影响。李永友等^[6]研究认为市场激励型环境规制工具,如二氧化硫排放权交易试点有助于城市绿色发展。何兴邦^[7]研究发现市场激励型环境规制工具在促进企业发展,提升地区整体协调发展水平等方面存在显著的正向作用。而针对资源型城市以资源经济为主导的特殊发展属性,李虹等^[8]以产业结构转型为视角,发现环境规制对资源型城市产业转型升级存在倒逼机制,环境规制的完善有助于加速资源型城市产业转型升级,进而提升资源型城市高质量发展水平。卢硕等^[9]则进一步以黄河流域为研究对象,深入剖析了环境规制政策对资源类与非资源类产业作用的异质性,同时得出环境规制政策对资源类产业路径创造存在倒“U”型关系的结论。Mohr^[10]通过研究认为环境规制会显著提升资源型城市科技创新投入,提升城市创新水平,进而推动资源型城市高质量发展。

综上所述,已有文献的发现为本文的进一步探索奠定了坚实基础,而本文的边际贡献主要在于:首先,基于“十八届五中全会”提出的五大发展理念和“十九大”提出的高质量发展理念,对中国资源型城市的高质量发展水平构建了正式的评价指标体系并进行了有效测度,为探究中国资源型城市高质量发展的现状与问题提供了较为客观的依据。其次,通过系统GMM模型考察并验证了市场激励型环境规制工具对资源型城市高质量发展的影响。最后,采用静态面板门限模型和动态面板门限模型探讨了在市场激励型环境规制工具对资源型城市高质量发展的作用中,城市低碳生活基础设施水平的调节和制约作用,从而进一步探索了市场激励型环境规制工具对资源型城市高质量发展的作用机制与规律。

1 模型构建与数据选取

1.1 资源型城市高质量发展评价指标体系的构建与数据选取

1.1.1 资源型城市高质量发展评价指标体系构建

高质量发展指数(*quality*):资源型城市高质量发展内涵包括,一方面,强调数量扩张和质量提高的统一;另一方面,也是产业转型升级质量不断提升的过程,其本质在于比经济增长质量范围更宽、要求更高的质量状态^[11]。因此应当从多视角对资源型城市高质量发展进行衡量,现有文献在高质量发展的评价指标体系构建上,大多采取五大发展理念

为指标体系框架，即“创新、协调、绿色、开放、共享”^[12]。本文参照现有研究，构建了由5个准则层，19个基础指标组成的高质量发展指标评价体系。指标体系如表1所示。

（1）创新。各城市创新发展水平应当是反映各城市在人才、科技、专利等方面的投入和产出水平。因此选取创新产出水平、科技研发投入、高等教育水平三方面指标予以表征^[12,13]。

（2）协调。协调发展主要包含各城市产业协调水平、城乡协调水平、经济发展协调水平等方面。故采用产业结构合理化指数、产业结构高级化指数、城乡收入差距、经济增长波动率和金融结构指数五个方面指标，来表征资源型城市协调发展^[14]。

姜海宁等^[15]研究认为产业结构高级化与合理化指数可以较好地表征资源型城市产业结构协调发展水平，因此参考干春晖等^[16]和付凌晖^[17]的相关做法，采用产业结构泰尔指数与高级化指数分别测度产业结构合理化与产业结构高级化水平。

产业结构泰尔指数 TL 。其中 Y 为GDP（万元）； Y_i 为三次产业产值（万元）（ $i=1, 2, 3$ ）； L 为三次产业就业人数总和（万人）； L_i 为三次产业从业人员数（万人）（ $i=1, 2, 3$ ）。当 $TL=0$ 时，说明该地三次产业结构合理，各生产部门生产率水平相同；当 $TL\neq 0$ 时，则说明产业结构偏离均衡状态，且偏离0越远产业结构越不合理，反之则越趋向于合理。

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

(1)

产业结构高级化指数 θ_j 。将三次产业中每个产业部门占GDP的比例作为空间向量的一个分量，从而组成三维向量： $X_0=(x_{1,0}, x_{2,0}, x_{3,0})$ ，然后分别计算 X_0 与产业结构基向量

表1 资源型城市高质量发展评价指标体系

Table 1 Evaluation index system for the high-quality development of resource-based cities

目标层	准则层	指标层	方向	基础指标计算方法	单位	权重
资源型城市高质量发展	创新	创新产出水平	+	专利授权量/常住人口总量	件/人	0.1304
		科技研发投入	+	科学技术支出/财政支出	%	0.0838
		高等教育水平	+	高等学校在校生人数/常住人口总量	人/万人	0.0708
		产业合理化	-	产业结构合理化指数	-	0.0031
		产业高级化	+	产业结构高级化指数	-	0.0165
	协调	城乡收入差距	-	城镇居民人均可支配收入/农村居民人均纯收入	%	0.0111
		经济增长波动率	-	前两年与本年度经济增速标准差	%	0.0040
		金融结构	+	存贷款总额/GDP	%	0.0961
		PM _{2.5} 年平均浓度	-	-	μg/m ³	0.0113
	绿色	生活垃圾无害化处理率	+	-	%	0.0066
		人均绿地面积	+	公园绿地面积/常住人口总量	hm ² /万人	0.1043
		单位GDP能源消耗	-	全社会用电量/GDP	kW·h/元	0.0007
		外商投资规模	+	当年实际使用外资/GDP	%	0.0975
	开放	贸易开放度	+	进出口总额/GDP	%	0.1373
		外商投资工业企业占比	+	外商投资企业/工业总企业数	%	0.0643
		交通通达度	+	道路总里程数/常住人口总量	km/万人	0.1250
	共享	人均教育经费	+	教育支出/常住人口总量	元/人	0.0214
		人均医疗服务	+	医疗机构总床位数/常住人口总量	张/万人	0.0133
		失业率	-	失业人数/常住人口总量	%	0.0027

$X_1=(1, 0, 0)$ 、 $X_2=(0, 1, 0)$ 、 $X_3=(0, 0, 1)$ 的夹角, 计算公式如下:

$$\theta_j = \arccos \left(\frac{\sum_{i=1}^3 (x_{i,j} \times x_{i,0})}{\sum_{i=0}^3 (x_{i,j}^2)^{\frac{1}{2}} \times \sum_{i=1}^3 (x_{i,0}^2)^{\frac{1}{2}}} \right), j=1, 2, 3 \quad (2)$$

而后根据式 (3) 计算产业结构高级化指数 W 。

$$W = \sum_{k=1}^3 \sum_{j=1}^k \theta_j = 3\theta_1 + 2\theta_2 + \theta_3 \quad (3)$$

(3) 绿色。由于资源型城市产业多以高污染的采掘业、冶金业等为主, 故绿色发展对于资源型城市可持续发展尤为重要。本文选取 $PM_{2.5}$ 年平均浓度、生活垃圾无害化处理率、人均绿地面积和单位 GDP 能耗四个方面的指标, 对资源型城市绿色发展水平进行表征^[12,18]。

(4) 开放。由于资源型城市特殊的产业结构, 出口产品较少, 出口对于经济发展影响较弱。又因为资源型城市高质量发展需要扩大招商引资规模, 故本文选取外商投资规模、贸易开放度和外商投资工业企业占比三个指标表征资源型城市开放发展水平^[14]。

(5) 共享。共享发展是指发展成果由人民共享, 主要包括公共基础设施、社会保障以及福利政策等。本文选取交通通达度、人均教育经费、人均医疗服务和失业率占比四个指标对资源型城市共享发展水平进行评价^[14,19]。

1.1.2 资源型城市高质量发展指数测算

为保证评价结果的客观性和合理性, 借鉴徐美等^[20]、崔学刚等^[21]对面板数据熵权赋值的相关方法, 采用如下步骤对高质量发展指数进行测算。

步骤1: 使用式 (4)、式 (5) 对指标矩阵进行规范化处理, 得到 Y_{ij} 。为方便计算, 对在标准化的数据稍作改动, 使得标准化后的数据落在 (0, 0.0001] 上。式 (4) 中 X_{ij} 为正向指标, 式 (5) 中 X_{ij} 为负向指标。

$$Y_{ij} = \frac{X_{ij} - \min(X_{ij}) + 0.0001}{\max(X_{ij}) - \min(X_{ij})} \quad (4)$$

$$Y_{ij} = \frac{\max(X_{ij}) - X_{ij} + 0.0001}{\max(X_{ij}) - \min(X_{ij})} \quad (5)$$

步骤2: 利用式 (6) 计算熵权 H_j :

$$H_j = -k \sum_{i=1}^m f_{ij} \ln f_{ij}, f_{ij} = Y_{ij} / \sum_{i=1}^m Y_{ij}, k = 1 / \ln m \quad (6)$$

式中: m 为样本数量 (个)。

进而采用式 (7) 将熵值转换为熵权 w_j :

$$w_j = (1 - H_j) / (n - \sum_{j=1}^m H_j) \quad (7)$$

步骤3: 通过式 (8), 根据熵权和规范化矩阵得出指数 C_i :

$$C_i = \sum_{j=1}^m w_j \times Y_{ij} \quad (8)$$

1.1.3 资源型城市高质量发展现状及差异分析

由表2可知, 中国资源型城市高质量发展水平在2011—2018年总体呈上升趋势, 但东北区域资源型城市高质量发展水平则呈下降趋势, 表明当前中国资源型城市高质量发展水平在总体向好的同时也存在一定程度的极差扩大现象。同时, 资源型城市高质量发展水平

也呈现出“东高西低”的态势，表明中国资源型城市高质量发展水平存在空间不均衡的特征。

出现上述情况的可能原因是：第一，东部区域资源型城市区位优势明显，经济发展水平较高，在产业发展方面也更具优势，其资源依赖水平低于其他区域资源型城市，因此东部区

域资源型城市高质量发展水平优于其他区域。第二，东北区域作为传统的老工业基地，在较长一段时期内面临着人口流失、资源枯竭等发展困境，此外东北区域在改革开放后失去了技术等方面的投资优势^[22]，因此东北区域资源型城市高质量发展水平呈现出较为明显的下降趋势。但由于其距东部发达区域较近，始终受到东部区域的经济辐射和带动，使其高质量发展水平仍然高于中西部区域资源型城市。第三，中西部区域资源型城市长期普遍存在资源依赖较重、经济基础薄弱、科教水平落后、人力物力匮乏等问题，尤其是西部区域资源型城市上述问题更为严重。因此，中西部区域资源型城市高质量发展水平低于东部区域，但由于中西部区域转型的释放空间更大^[23]，加之西部大开发、对口支援帮扶等政策的扶助，故中西部区域资源型城市高质量发展水平也在逐步提高。

1.2 市场激励型环境规制工具对资源型城市高质量发展影响的实证模型构建与变量选取

1.2.1 市场激励型环境规制工具的代理变量构建与数据选取

市场激励型环境规制工具 (*marketER*)：政府不是通过直接的行政手段，而是通过投资、价格、税收、补贴、信贷等间接的市场化举措，对城市环境污染进行引导性治理。市场激励型环境规制工具可以在推进行政干预的同时较好地兼顾市场调节方面的积极因素，充分发挥其正向的促进作用以及对环境的约束作用，较好地协调经济发展与环境保护问题。对于资源型城市而言，与政府直接管制相比，市场激励型环境规制工具更具政策韧性与灵活性，能够适用于更为广泛的政策对象。同时，市场激励型环境规制工具的政策实施效果更具长期性，且具有较强的政策指引性，可以有效引导相关生产部门尤其是工矿企业加快转型升级。在市场激励型环境规制工具的代理变量构建方面，现有研究主要采用排污费、各类环境收费的综合指数法、污染治理投资等加以代表^[24,25]。本文考虑到资源型城市在环境治理过程中，其面临的主要问题是由于矿产资源开发、重工业等高污染产业所带来的污染防治，以及城市建设中的相关生活污染治理。而由于长期以来政府主导式的发展模式，其治理过程中采取市场激励型环境规制工具主要依靠政府投资带动市场，进而发挥市场激励型环境规制工具的正向作用。同时，由于环境污染治理投资最能体现一个地区政府在推动市场激励型环境规制工具落地方面所付出的成本，因此这里选取各地区的环境污染治理投资占地区生产总值 (GDP) 的比例作为市场激励型环境规制工具的代理变量^[26]。此外，鉴于地级市层面未公布污染治理投资数据，故借鉴郑思齐等^[27]的做法，选取城市污水排放处理、城市园林绿化、市容环境卫生改善三个方面的投资额之和作为城市污染治理投资。

1.2.2 实证回归模型构建与数据选取

为了研究市场激励型环境规制工具对资源型城市高质量发展的影响，构建以下模型：

$$quality_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 marketER_{it} + bC_{it} + \mu_t + \eta_i + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

式中： i 表示城市； t 表示时间； $quality_{it}$ 为资源型城市高质量发展指数； $marketER_{it}$ 为市场激

表2 中国资源型城市高质量发展水平分布

Table 2 Distribution of high-quality development level of China's resource-based cities

	2011年	2014年	2018年	2011—2018年均值
东部	0.1421	0.1404	0.1544	0.1421
中部	0.1273	0.1230	0.1338	0.1273
西部	0.1064	0.1020	0.1165	0.1064
东北部	0.1378	0.1330	0.1296	0.1378

励型环境规制工具代理变量； μ_i 为时间固定效应； η_i 为个体固定效应； ε_{it} 为随机误差项； α_0 为常数项； b 为各控制变量的系数向量； α_1 是本文关注的核心参数，表示市场激励型环境规制工具对资源型城市高质量发展水平的影响，若市场激励型环境规制工具对资源型城市高质量发展水平存在提升作用，那么系数 α_1 应该显著为正； C_{it} 代表一系列控制变量，以提高回归的准确性，具体而言进行如下选取：（1）城市低碳生活基础设施水平（ LCI ）。采用城市年末人均公交车拥有量加以表征，这一指标主要参考大量已有研究进行构建，如鲍超等^[28]的研究将每万人拥有公交车数量作为反映低碳社会发展水平的重要权重指标，并指出公共交通可及性的提高有助于增加公共交通的乘坐率，从而有效提升城市低碳生活基础设施水平。李霞^[29]也以每万人拥有公交车数量为指标作为表征低碳生活方式的重要观测变量。徐翔等^[30]则指出为了践行城市低碳发展路径，不仅要以“低碳生活”理念引导居民的出行方式，更要不断完善城市的公共交通设施，提高公共交通在城市客运交通结构中的比例，更方便人们出行。（2）政府财政能力（ GFC ）。采用财政支出占GDP比例的对数进行衡量^[31]。资源型城市高质量发展水平受到政府政策影响较大，政府财政能力的扩大在一定程度上对于城市高质量发展起到促进作用。（3）人口密度（ PI ）。用该城市常住人口总量与该市行政辖区面积之比来表征^[32]。人口是资源型城市实现高质量发展的重要动力之一，人口的聚集可以有效提升资源型城市人力资源水平，进而对资源型城市高质量发展起到积极的促进作用。（4）经济发展水平（ EDI ）。采用人均GDP进行衡量，以2010年为基期对人均GDP进行平减处理，以消除价格因素影响^[33]。经济基础是资源型城市实现高质量发展的重要支撑，雄厚的经济基础可以有效加快资源型城市转型进程，提升资源型城市高质量发展水平。各控制变量描述见表3。

表3 控制变量描述

Table 3 Description of control variables

控制变量	计算方法
城市低碳生活基础设施水平	城市年末公交车拥有量/常住人口总量
政府财政能力	$\ln(\text{财政支出}/\text{GDP})$
人口密度	常住人口总量/行政辖区面积之比
经济发展水平	人均GDP

1.3 数据来源与描述性统计

本文以2013年国务院印发的《全国资源型城市可持续发展规划（2013—2020年）》确定262个资源型城市中116个地级资源型城市为研究对象。鉴于数据的完整性和可得性，在城市样本中剔除毕节市与莱芜市，并对于缺失数据采用均值法进行插补。选取114个资源型城市2011—2018年的年度数据作为研究样本，共观测912个观测值。相关数据来源为《中国城市统计年鉴》《中国城市建设统计年鉴》、各地级市国民经济和社会发展统计公报以及加拿大达尔豪斯大学大气成分分析组（Dalhousie University Atmospheric Composition Analysis Group）数据库（http://fizz.phys.dal.ca/~atmos/martin/?page_id=140）等。各统计变量描述见表4。

2 结果分析

2.1 面板数据单位根检验

在进行实证分析前，本文首先运用LLC、Fisher-PP、Fisher-ADF检验方法，对所选择的变量进行单位根检验，从而减少由于变量不平稳而造成的回归分析偏误。由表5可知，在LLC、Fisher-PP、Fisher-ADF三种不同的检验方法下，本文所选取的所有变量均

表4 变量描述性统计

Table 4 Descriptive statistics of variables

变量说明	变量名	观测值/个	均值	标准差	最小值	最大值
高质量发展指数	<i>quality</i>	912	0.1243	0.0508	0.0416	0.3945
市场激励型环境规制	<i>marketER</i>	912	0.0052	0.0066	0.0001	0.0679
城市低碳生活基础设施水平	<i>LCI</i>	912	2.3571	1.9128	0.1236	13.8115
政府财政能力	<i>GFC</i>	912	-1.5059	0.6045	-3.1263	1.7985
人口密度	<i>PI</i>	912	0.0321	0.0312	0.0010	0.2583
经济发展水平	<i>EDI</i>	912	44788.38	31708.12	5962.44	246211.10

表5 面板单位根检验结果

Table 5 Results of panel unit root test

变量	LLC 检验		Fisher-PP 检验		Fisher-ADF 检验	
<i>quality</i>	-13.5321***	(0.000)	602.9734***	(0.000)	626.5288***	(0.000)
<i>marketER</i>	-17.7748***	(0.000)	986.3730***	(0.000)	1122.6018***	(0.000)
<i>LCI</i>	-16.8148***	(0.000)	432.5595***	(0.001)	780.6987***	(0.000)
<i>GFC</i>	-7.2225***	(0.000)	731.5938**	(0.070)	540.1867***	(0.000)
<i>PI</i>	-15.9795***	(0.000)	435.8752***	(0.000)	702.3442***	(0.000)
<i>EDI</i>	-12.8340***	(0.000)	498.9403***	(0.000)	619.9466***	(0.000)

注：括号内为*P*值，*、**、***分别代表在10%、5%、1%水平下显著，下同。

通过了单位根检验，表明所选取的变量均为平稳变量，均可以较好地用于进一步的实证研究之中。

2.2 基准回归结果分析

表6为式（9）固定效应面板回归模型估计结果。通过逐步添加控制变量的回归方法可以发现：市场激励型环境规则工具对高质量发展指数始终存在较为显著的正向影响，说明在资源型城市采取市场激励型环境规制工具可以有效提升其高质量发展水平。其原因主要在于：市场激励型环境规制工具主要依靠政府引导运用市场工具对环境污染问题进行调节，由于其政策实施更为灵活且政策适用范围较广，因此对发展模式较为粗放的

表6 基准回归结果

Table 6 Results of benchmark regression

变量	<i>quality</i>							
	(I)		(II)		(III)		(IV)	
<i>marketER</i>	0.9057***	(7.4211)	0.5600***	(4.9487)	0.5576***	(4.9102)	0.5616***	(5.0087)
<i>LCI</i>	0.0033***	(3.3633)	0.0034***	(3.8651)	0.0034***	(3.8724)	0.0031***	(3.5492)
<i>GFC</i>			0.0372***	(13.4170)	0.0373***	(13.4076)	0.0400***	(14.2481)
<i>PI</i>					0.0460	(0.2722)	0.0535	(0.3203)
<i>EDI</i>							0.0000***	(4.6204)
个体效应	YES		YES		YES		YES	
时间效应	YES		YES		YES		YES	
常数项	0.0921***	(4.4231)	0.1066***	(5.2755)	0.1020***	(6.0633)	0.0867***	(6.3743)
<i>N</i> /个	912		912		912		912	

注：括号内为*t*值。

资源型城市向高质量发展方向的转型具有显著的政策作用。

2.3 稳健性检验

为进一步排除面板回归模型中可能存在的内生性问题对模型估计准确性的影响,进一步采取动态面板回归(简称“GMM模型”)来克服传统面板回归模型存在的问题。根据关于GMM研究的已有文献观点^[34-36],GMM模型主要可以分为系统GMM模型(system-GMM)和差分GMM模型(diff-GMM)等。考虑到差分GMM在实际回归中容易造成弱工具性的问题,本文选用系统GMM模型(system-GMM)的方法。

$$quality_{it} = \beta_0 + \beta_1 quality_{it-1} + \beta_2 marketER_{it} + bC_{it} + \mu_t + \eta_i + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

式中: $quality_{it-1}$ 为资源型城市高质量发展指数的滞后一期; β_0 为常数项; β_1 为资源型城市高质量发展指数滞后一期的系数; β_2 为市场激励型环境规制工具的系数。

在系统GMM模型回归结果的判定方面,现有研究认为:第一,系统GMM模型在克服内生性方面是否有效,取决于工具变量的有效性,因此为了识别模型设定是否有效,参照吕延方^[37]的做法,选用Hansen检验对模型内过度识别约束有效性进行分析。第二,为检验系统GMM回归中差分的残差项是否存在自相关问题,采用AR检验进行判断。第三,为检查模型设定是否存在的弱工具变量问题,采取Wald弱工具变量检验进行判断。

2.3.1 采用逐步添加法进行系统GMM回归

表7中列(I)至列(IV)分别给出了式(10)在逐步添加控制变量后的回归结果。由表7可知:(1)市场激励型环境规制工具对高质量发展始终存在显著的正向作用,这一结果与基准回归保持一致,进一步证明基准回归结果的稳健性。(2)AR检验显示一阶序列相关,二阶序列不相关的原假设,符合既定结论;Hansen检验P值均大于0.100,表明工具变量选择有效,符合既定结论;Wald检验P值均小于0.001,符合拒绝原假设的既定结论,表明不存在弱工具变量问题。

2.3.2 变换滞后项

为进一步排除内生性对回归结果准确性的影响,同时也为更加深入地探讨市场激励型环境规制工具对资源型城市高质量发展的作用,进一步对式(10)模型中的滞后期进行变换,构建如式(11)~式(13)所示的模型:

$$quality_{it} = \beta_0 + \beta_1 quality_{it-1} + \beta_2 marketER_{it} + bC_{it} + b_1 C_{it-1} + \mu_t + \eta_i + \varepsilon_{it} \quad (11)$$

$$quality_{it} = \beta_0 + \beta_1 quality_{it-1} + \beta_2 marketER_{it} + \beta_3 marketER_{it-1} + bC_{it} + \mu_t + \eta_i + \varepsilon_{it} \quad (12)$$

$$quality_{it} = \beta_0 + \beta_1 quality_{it-1} + \beta_2 marketER_{it} + \beta_3 marketER_{it-1} + bC_{it} + b_1 C_{it-1} + \mu_t + \eta_i + \varepsilon_{it} \quad (13)$$

式中: C_{it-1} 为控制变量的滞后一期; $marketER_{it-1}$ 为市场激励型环境规制工具代理变量的滞后一期。

表8显示了式(11)~式(13)的回归结果,结果表明当期的市场激励型环境规制工具对高质量发展指数均具有显著影响,而滞后一期的市场激励型环境规制工具则不具有显著影响。主要原因在于:由于资源型城市长期以来多采用较为粗放的发展模式,导致其市场体系发展相对滞后,而市场激励型环境规制工具更多依赖与之运行相匹配的市场环境^[38],因此其很难发挥长效性的政策作用。

2.4 门限效应分析

实证研究结果表明,当期的市场激励型环境规制工具对资源型城市高质量发展水平的提升具有显著促进作用。因此,更为深入地检验这一作用的影响机制与规律特点对于

表 7 系统 GMM 逐步添加法回归结果

Table 7 Regression results of system GMM using stepwise addition method

变量	quality							
	(I)		(II)		(III)		(IV)	
<i>L.quality</i>	0.2889**	(2.2649)	0.3435**	(2.5767)	0.3491***	(2.6784)	0.3280***	(2.7232)
<i>marketER</i>	1.2281***	(3.1135)	0.8019**	(2.2258)	0.7648**	(2.3617)	0.8043***	(2.7016)
<i>LCI</i>	0.0081***	(2.9428)	0.0100***	(3.5732)	0.0098***	(3.4905)	0.0084***	(3.4650)
<i>GFC</i>			0.0359***	(4.0165)	0.0368***	(4.1484)	0.0415***	(4.8583)
<i>PI</i>					0.1560	(1.2201)	0.1399	(1.2085)
<i>EDI</i>							0.0000***	(3.0046)
<i>AR(1)</i>	-2.48	(<i>P</i> =0.013)	-2.30	(<i>P</i> =0.022)	-2.32	(<i>P</i> =0.021)	-2.54	(<i>P</i> =0.011)
<i>AR(2)</i>	-0.31	(<i>P</i> =0.757)	-0.73	(<i>P</i> =0.467)	-0.71	(<i>P</i> =0.479)	-0.64	(<i>P</i> =0.524)
Hansen test	103.66	(<i>P</i> =0.191)	106.42	(<i>P</i> =0.884)	106.73	(<i>P</i> =0.999)	104.84	(<i>P</i> =1.000)
Wald	3457.72	(<i>P</i> =0.000)	1966.87	(<i>P</i> =0.000)	2218.92	(<i>P</i> =0.000)	3031.72	(<i>P</i> =0.000)
常数项	0.0921***	(4.4231)	0.1066***	(5.2755)	0.1020***	(6.0633)	0.0867***	(6.3743)
<i>N</i> /个	798		798		798		798	

表 8 系统 GMM 滞后项变换回归结果

Table 8 Regression results of system GMM by changing lag terms

变量	quality					
	(I)		(II)		(III)	
<i>L.quality</i>	0.4806***	(5.0796)	0.3410**	(2.5681)	0.4675***	(4.7300)
<i>marketER</i>	0.7139***	(2.6342)	0.7590**	(2.3588)	0.7358***	(2.7045)
<i>L.marketER</i>			-0.1135	(-0.5995)	0.1196	(0.6559)
<i>LCI</i>	0.0021	(1.3226)	0.0083***	(3.3928)	0.0020	(1.2881)
<i>GFC</i>	0.0423***	(4.9985)	0.0421***	(4.8436)	0.0426***	(4.8877)
<i>PI</i>	-0.2064	(-1.3052)	0.1372	(1.2149)	-0.2015	(-1.2482)
<i>EDI</i>	0.0000*	(1.8745)	0.0000***	(2.9808)	0.0000*	(1.8623)
<i>L.LCI</i>	0.0025*	(1.9728)			0.0026*	(1.8966)
<i>L.GFC</i>	-0.0330***	(-6.8922)			-0.0336***	(-6.7978)
<i>L.PI</i>	0.2144*	(1.7176)			0.2144*	(1.6939)
<i>L.EDI</i>	0.0000	(1.2882)			0.0000	(1.2977)
<i>AR(1)</i>	-2.83	(<i>P</i> =0.005)	-2.53	(<i>P</i> =0.011)	-2.82	(<i>P</i> =0.005)
<i>AR(2)</i>	-0.14	(<i>P</i> =0.888)	-0.57	(<i>P</i> =0.566)	-0.15	(<i>P</i> =0.879)
Hansen test	105.36	(<i>P</i> =1.000)	106.67	(<i>P</i> =1.000)	106.75	(<i>P</i> =1.000)
Wald	7779.75	(<i>P</i> =0.000)	2929.41	(<i>P</i> =0.000)	7542.64	(<i>P</i> =0.000)
常数项	0.0419***	(4.2433)	0.0869***	(6.1516)	0.0419***	(4.3673)
<i>N</i> /个	798		798		798	

发挥市场激励型环境规制工具的积极作用有重大意义。由于市场激励型环境规制工具是政府根据环境治理需要通过投资、价格、税收、补贴、信贷等间接的市场化举措对城市环境污染进行引导性治理的政策手段，其政策实施主体是政府，市场为中介，实施客体为企业和居民，因此市场激励型环境规制工具的政策效果除受政府政策强度影响之外，

还可能会受企业和居民绿色生产生活水平的影响。基于这一思考,并结合徐丽婷等^[39]的研究观点,即基础设施是制约城市群生态化水平与城市高质量发展的重要障碍因子之一,本文认为资源型城市低碳生活基础设施水平(LCI)在市场激励型环境规制工具与高质量发展指数的关系中将发挥一定的调节或制约作用,因此构建静态面板门限回归模型和动态面板门限回归模型,对其作用进行检验。

2.4.1 静态面板门限效应分析

根据估计与相关检验,市场激励型环境规制工具对资源型城市高质量发展具有显著的正向影响作用,故本文构建了如式(14)、式(15)所示的门限效应模型:

$$quality_{it} = bC_{it} + \beta_1 \times marketER_{it} \times I(LCI_{it} \leq \gamma_1) + \beta_2 \times marketER_{it} \times I(LCI_{it} > \gamma_1) + \mu_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (14)$$

$$quality_{it} = bC_{it} + \beta_1 \times marketER_{it} \times I(LCI_{it} \leq \gamma_1) + \beta_2 \times marketER_{it} \times I(\gamma_1 \leq LCI_{it} < \gamma_2) + \beta_3 \times marketER_{it} \times I(LCI_{it} > \gamma_2) + \mu_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (15)$$

式中: LCI 为门限变量; γ_i ($i=1, 2$) 为门限值; $I(\cdot)$ 为示性函数。

门限检验结果如表9所示,可以发现,市场激励型环境规制工具对资源型城市高质量发展的促进作用受到城市低碳生活基础设施水平的调节和制约,具体而言是一种单一门限的效应。根据表10中列(I)和列(II)的结果可知,当城市低碳生活基础设施水平超过门限值的水平时,市场激励型环境规制工具对资源型城市高质量发展的正向作用将得到明显加强,这一实证结果也验证了其调节和制约作用的存在。

表9 门限效应检验结果

Table 9 Results of threshold effect test

门限变量	解释变量	回归类型	门限类型	F值	置信区间	门限值
LCI	$marketER$	静态面板门限	单一门限	21.63**	5.6504, 7.1060	6.3600
			双重门限	14.75		
		动态面板门限	单一门限		0.6446, 3.8138	1.3475**

2.4.2 动态面板门限效应分析

为了进一步检验城市低碳生活基础设施水平在市场激励型环境规制工具与资源型城市高质量发展关系中的门限效应稳健性,同时解决静态面板门限模型中可能存在的内生性所导致的估计偏误问题,本文借鉴Kremer等^[40]的做法,采取两步法构建动态面板门限模型。

$$quality_{it} = bC_{it} + \beta_1 \times quality_{it-1} + \beta_2 \times marketER_{it} \times I(LCI_{it} \leq \theta_1) + \beta_3 \times marketER_{it} \times I(LCI_{it} > \theta_1) + \varepsilon_{it} \quad (16)$$

式中: θ_i 为门限值 ($i=1, 2$)。

根据表10中的动态面板门限效应检验结果可知,低碳生活基础设施水平在市场激励型环境规制工具对资源型城市高质量发展的促进作用中的门限效应,在动态面板门限模型中依然存在,并且也是一种单一门限效应。根据表10中列(III)的回归结果可知,在城市低碳生活基础设施水平超过门限值的水平后,市场激励型环境规制工具对资源型城市高质量发展的正向作用得到明显加强。

综上所述,动态面板门限模型所得出的结论与静态面板门限模型结论基本一致,即城市低碳生活基础设施水平在市场激励型环境规制工具对资源型城市高质量发展的促进作用中具有明显的调节和制约作用,即当城市低碳生活基础设施水平超过门限值水平

表10 门限回归结果
Table 10 Results of threshold regression

变量	静态面板门限				动态面板门限	
	quality				quality	
	(I)		(II)		(III)	
LCI	0.0028***	(3.2354)	0.0030***	(3.4133)		
GFC	0.0362***	(22.4581)	0.0350***	(21.3844)		
PI	0.1421	(0.8570)	0.1616	(0.9815)	-1.2740***	(-3.3005)
EDI	0.0000***	(5.8474)	0.0000***	(6.2080)		
marketER≤γ ₁	0.4162***	(3.7487)	0.8465***	(5.2006)	4.7647***	(3.0573)
marketER>γ ₁	3.4608***	(4.9891)			4.9824***	(2.6208)
γ ₁ ≤marketER<γ ₂			0.1989	(1.5821)		
marketER>γ ₂			3.3545***	(4.8675)		
常数项	0.1500***	(21.4400)	0.1465***	(20.8956)	0.0933***	(5.4646)
N/个	912		912		798	

后，市场激励型环境规制工具的积极作用得到明显加强，且这一结论具有一定的稳健性。因此，各资源型城市政府在运用市场激励型环境规制工具时，应积极采取多种措施，有效提升城市低碳生活基础设施水平，从而更好地发挥市场激励型环境规制工具对资源型城市高质量发展的促进作用，进而推动其尽快实现高质量发展的政策目标。

3 结论与政策建议

3.1 结论

本文基于2011—2018年中国114个地级资源型城市面板数据，通过构建市场激励型环境规制工具对资源型城市高质量发展的双向固定效应模型、系统GMM模型、静态面板门限回归模型，以及动态面板门限回归模型等方法深入探究市场激励型环境规制工具对资源型城市高质量发展的影响，得出主要结论如下：第一，2011—2018年中国资源型城市高质量发展水平在总体向好的同时也存在一定程度的极差扩大现象，且在空间上呈现出“东高西低”的分布态势；第二，市场激励型环境规制工具对资源型城市高质量发展水平提升具有显著的促进作用；第三，市场激励型环境规制工具对资源型城市高质量发展的促进作用受到城市低碳生活基础设施水平的调节和制约，即当资源型城市低碳生活基础设施水平超过一定的门限值后，市场激励型环境规制工具对资源型城市高质量发展的正向作用会得到明显增强。

3.2 政策建议

基于上述结论，本文从以下三个方面提出政策建议：

第一，积极推进市场激励型环境规制工具在资源型城市环境治理中的应用，发挥市场激励型环境规制工具对资源型城市高质量发展的促进作用，从而有效促进资源型城市的高质量发展。由于当前资源型城市环境问题依然突出，高质量发展水平亟待提升，而市场激励型环境规制工具能够起到有效促进资源型城市高质量发展的作用。因此，资源型城市在发展过程中应当着力加强市场激励型环境规制工具的使用，如推进环境税收改革、完善排污权交易机制等，实现以环境治理为抓手积极推进资源型城市高质量发展的

有效转型路径。同时,推动政策工具创新,在使用现有市场激励型环境规制工具的同时,各资源型城市应当从自身实际发展现状出发,采用定制化思路加大政策创新力度。

第二,立足区域发展现状,实施差异化政策,因地制宜地推进市场激励型环境规制政策工具有效落地。加快推动资源型城市高质量发展水平的提升就要求不同区域的资源型城市在推动自身实现高质量发展时应当采取差异化的政策。具体而言,一方面,要充分认识到东部区域资源型城市在经济总量和技术水平等方面的优势,对于这类发展水平较为领先区域的资源型城市应更为重视市场激励型环境规制工具的使用,巩固经济发展优势,激励其在产业数字化与数字产业化等方面的进步,推动产业转型,实现“腾笼换鸟”,提升高质量发展水平。另一方面,对于发展水平相对落后的中部、西部和东北区域资源型城市,则应当在使用市场激励型环境规制工具的同时,充分利用自身转型释放空间较大的优势,发挥能源保障基地作用,用好国家扶持政策,积极吸引非能源产业转移,加强资源环境保护,推进绿色开采技术应用,加大矿山治理和修复力度,并辅以推动产业转型、构建营商环境、积极融入区域一体化发展等其他多项政策,发挥政策组合效应,推动自身降低资源依赖,淘汰落后产能,有效缩小与先进地区资源型城市在高质量发展水平方面的差距。此外,对于面临人口流失压力与高质量发展水平滑坡等突出问题的东北区域资源型城市,还应当努力借鉴东部区域先进经验,在人才引进、城市建设、产业转型等方面下功夫,从而实现高质量发展水平的提升。

第三,应当重视城市低碳生活基础设施水平在市场激励型环境规制工具对资源型城市高质量发展影响中所发挥的积极调节作用。资源型城市应积极提升城市低碳生活基础设施的建设水平,加快推进与深化智慧交通的建设与应用,努力提升资源型城市低碳生活基础设施智慧化服务能力,大力宣传与鼓励市民采用以公共交通为主的绿色出行方式,如打造智慧交通体系、提升基础设施电气化水平、加强低碳技术开发与引进等,从而更为有效地激发市场激励型环境规制工具在实施过程中对高质量发展的促进作用。

参考文献(References):

- [1] 新华社. 步履坚定,共绘高质量发展新篇章:各地贯彻党的十九届六中全会精神纪实, http://www.hebcdi.gov.cn/2021-12/05/content_8682426.htm, 2021-12-05. [Xinhua News Agency. Step firmly, drawing a new chapter of high-quality development: All over the implementation of the spirit of the sixth plenary session of the 19th CPC Central Committee, http://www.hebcdi.gov.cn/2021-12/05/content_8682426.htm, 2021-12-05.]
- [2] 任保平. 新时代中国经济从高速增长转向高质量发展:理论阐释与实践取向. 学术月刊, 2018, 50(3): 66-74, 86. [REN B P. Theoretical interpretation and practical orientation of China's economy from high speed growth to high quality development. Academic Monthly, 2018, 50(3): 66-74, 86.]
- [3] 孙荣, 彭超. 东北地区煤炭类资源型城市转型的路径探索:基于地方政府主导的视角. 行政论坛, 2016, 23(5): 113-116. [SUN R, PENG C. Exploration on the transformation path of coal resource based cities in Northeast China: Based on the perspective of local government. Administrative Tribune, 2016, 23(5): 113-116.]
- [4] PORTER M E. America's green strategy. Entific American, 1991, 264(4): 193-246.
- [5] 贾瑞跃, 魏玖长, 赵定涛. 环境规制和生产技术进步:基于规制工具视角的实证分析. 中国科学技术大学学报, 2013, 43(3): 217-222. [JIA R Y, WEI J C, ZHAO D T. Environmental regulation and technological progress of production: Empirical study from the perspective of environmental regulation tools. Journal of University of Science and Technology of China, 2013, 43(3): 217-222.]
- [6] 李永友, 文云飞. 中国排污权交易政策有效性研究:基于自然实验的实证分析. 经济学家, 2016, (5): 19-28. [LI Y Y, WEN Y F. A study on the efficiency of emission trading policy in China: Empirical analysis based on natural experiment. Economist, 2016, (5): 19-28.]
- [7] 何兴邦. 环境规制与城镇居民收入不平等:基于异质型规制工具的视角. 财经论丛, 2019, (6): 104-112. [HE X B. In-

- investigating environmental regulation and income inequality of urban residents: The perspective of idiosyncratic regulatory tools. *Collected Essays on Finance and Economics*, 2019, (6): 104-112.]
- [8] 李虹, 邹庆. 环境规制、资源禀赋与城市产业转型研究: 基于资源型城市与非资源型城市的对比分析. *经济研究*, 2018, 53(11): 182-198. [LI H, ZOU Q. Environmental regulations, resource endowments and urban industry transformation: Comparative analysis of resource-based and non-resource-based cities. *Economic Research Journal*, 2018, 53(11): 182-198.]
- [9] 卢硕, 张文忠, 李佳洺. 资源禀赋视角下环境规制对黄河流域资源型城市产业转型的影响. *中国科学院院刊*, 2020, 35(1): 73-85. [LU S, ZHANG W Z, LI J M. Influence of environmental regulations on industrial transformation of resource-based cities in the Yellow River Basin under resource endowment. *Bulletin of Chinese Academy of Sciences*, 2020, 35(1): 73-85.]
- [10] MOHR R D. Technical change, external economies, and the porter hypothesis. *Journal of Environmental Economics & Management*, 2002, 43(1): 158-168.
- [11] 惠利, 陈锐钊, 黄斌. 新结构经济学视角下资源型城市高质量发展研究: 以德国鲁尔区的产业转型与战略选择为例. *宏观质量研究*, 2020, 8(5): 100-113. [HUI L, CHEN R F, HUANG B. Research on high quality development of resource-based cities from the perspective of new structural economics: Taking the industrial transformation and strategic choice of Ruhr area of Germany as an example. *Journal of Macro-quality Research*, 2020, 8(5): 100-113.]
- [12] 崔丹, 卜晓燕, 徐祯, 等. 中国资源型城市高质量发展综合评估及影响机理. *地理学报*, 2021, 76(10): 2489-2503. [CUI D, BU X Y, XU Z, et al. Comprehensive evaluation and impact mechanism of high-quality development of China's resource-based cities. *Acta Geographica Sinica*, 2021, 76(10): 2489-2503.]
- [13] 张恩众, 张守桢. 金融资本、金融结构与区域创新能力. *山东大学学报: 哲学社会科学版*, 2017, (1): 88-96. [ZHANG E Z, ZHANG S Z. Financial capital, financial structure and regional innovation capability. *Journal of Shandong University: Philosophy and Social Sciences*, 2017, (1): 88-96.]
- [14] 华坚, 胡金昕. 中国区域科技创新与经济高质量发展耦合关系评价. *科技进步与对策*, 2019, 36(8): 19-27. [HUA J, HU J X. Analysis on the coupling relationship between technology innovation and high-quality economic development. *Science & Technology Progress and Policy*, 2019, 36(8): 19-27.]
- [15] 姜海宁, 张文忠, 余建辉, 等. 山西资源型城市创新环境与产业结构转型空间耦合. *自然资源学报*, 2020, 35(2): 269-283. [JIANG H N, ZHANG W Z, YU J H, et al. Spatial coupling of innovative milieu and industrial structure transformation of resource-based cities in Shanxi province. *Journal of Natural Resources*, 2020, 35(2): 269-283.]
- [16] 干春晖, 郑若谷. 中国地区经济差距演变及其产业分解. *中国工业经济*, 2010, (6): 25-34. [GAN C H, ZHENG R G. The evolution of regional economic disparities in China and its decomposition by industry. *China Industrial Economics*, 2010, (6): 25-34.]
- [17] 付凌晖. 中国产业结构高级化与经济增长关系的实证研究. *统计研究*, 2010, 27(8): 79-81. [FU L H. An empirical research on industry structure and economic growth. *Statistical Research*, 2010, 27(8): 79-81.]
- [18] 张国兴, 冯朝丹. 黄河流域资源型城市高质量发展测度研究. *生态经济*, 2021, 37(5): 20-26. [ZHANG G X, FENG Z D. Research on the measurement of high-quality development of resource-based cities in the Yellow River Basin. *Ecological Economy*, 2021, 37(5): 20-26.]
- [19] 李红, 曹玲. 长江中游城市群经济高质量发展测度. *统计与决策*, 2021, 37(24): 101-105. [LI H, CAO L. Measurement of high-quality economic development in the Mid-Yangtze River city cluster. *Statistics & Decision*, 2021, 37(24): 101-105.]
- [20] 徐美, 刘春腊. 区域经济转型度的内涵及其评价: 以湘西地区为例. *自然资源学报*, 2015, 30(10): 1675-1685. [XU M, LIU C L. Connotation and evaluation of regional economic transition degree: A case study of the Western Hunan Area. *Journal of Natural Resources*, 2015, 30(10): 1675-1685.]
- [21] 崔学刚, 方创琳, 张蕾. 京津冀城市群环境规制强度与城镇化质量的协调性分析. *自然资源学报*, 2018, 33(4): 563-575. [CUI X G, FANG C L, ZHANG Q. Coordination between environmental regulation intensity and urbanization quality: Case study of Beijing-Tianjin-Hebei Urban Agglomeration. *Journal of Natural Resources*, 2018, 33(4): 563-575.]
- [22] 李江苏, 王晓蕊, 苗长虹. 基于两种 DEA 模型的资源型城市发展效率评价比较. *经济地理*, 2017, 37(4): 99-106. [LI W S, WANG X R, MIAO C H. Comparison of development efficiency evaluation in resource-based cities based on DEA model. *Economic Geography*, 2017, 37(4): 99-106.]
- [23] 李婧, 朱承亮, 安立仁. 中国经济低碳转型绩效的历史变迁与地区差异. *中国软科学*, 2013, (5): 167-182. [LI J, ZHU C L, AN L R. The fluctuation and regional difference of low carbon transition performance in China. *China Soft Science*, 2013, (5): 167-182.]
- [24] 蔡乌赶, 周小亮. 中国环境规制对绿色全要素生产率的双重效应. *经济学家*, 2017, (9): 27-35. [CAI W G, ZHOU X

- L. Dual effect of Chinese environmental regulation on green total factor productivity. *Economist*, 2017, (9): 27-35.]
- [25] 郭庆宾, 刘琪, 张冰倩. 不同类型环境规制对国际R&D溢出效应的影响比较研究: 以长江经济带为例. *长江流域资源与环境*, 2017, 26(11): 1752-1760. [GUO Q B, LIU Q, ZHANG B Q. A comparative study on the influence of different types of environment regulation on international R&D spillovers: A case study of the Yangtze River Economic Belt. *Resources and Environment in the Yangtze Basin*, 2017, 26(11): 1752-1760.]
- [26] 游达明, 蒋瑞琛. 中国环境规制工具对技术创新的作用: 基于2005—2015年面板数据的实证研究. *科技管理研究*, 2018, 38(15): 39-45. [YOU D M, JIANG R C. The role of environmental regulation tools in technological innovation in China: Empirical study based on panel data from 2005 to 2015. *Science and Technology Management Research*, 2018, 38(15): 39-45.]
- [27] 郑思齐, 万广华, 孙伟增, 等. 公众诉求与城市环境治理. *管理世界*, 2013, (6): 72-84. [ZHENG S Q, WAN G H, SUN W Z, et al. Public demands and urban environmental governance. *Management World*, 2013, (6): 72-84.]
- [28] 鲍超, 罗奎. 中国省会城市低碳发展水平的综合测度及分析. *中国科学院大学学报*, 2013, 30(4): 497-503. [BAO C, LUO K. Integrated assessment and analysis of the low-carbon development levels for Chinese provincial capital cities. *Journal of University of Chinese Academy of Sciences*, 2013, 30(4): 497-503.]
- [29] 李霞. 基于结构方程模型的低碳经济发展影响因素分析. *经济问题*, 2013, (11): 63-65. [LI X. Analysis on influencing factors of development of low carbon economy based on structural equation model. *On Economic Problems*, 2013, (11): 63-65.]
- [30] 徐翔, 王来峰. 中国居民低碳生活路径研究: 以湖北省为例. *生态经济*, 2012, (7): 189-193. [XU X, WANG L F. Research on path to the low-carbon life of residents in China: Taking Hubei province for example. *Ecological Economy*, 2012, (7): 189-193.]
- [31] 童昀, 刘海猛, 马勇, 等. 中国旅游经济对城市绿色发展的影响及空间溢出效应. *地理学报*, 2021, 76(10): 2504-2521. [TONG Y, LIU H M, MA Y, et al. The influence and spatial spillover effects of tourism economy on urban green development in China. *Acta Geographica Sinica*, 2021, 76(10): 2504-2521.]
- [32] 杨本建, 黄海珊. 城区人口密度、厚劳动力市场与开发区企业生产率. *中国工业经济*, 2018, (8): 78-96. [YANG B J, HUANG H S. Urban population density, thick labor market and firm productivity of development zone. *China Industrial Economics*, 2018, (8): 78-96.]
- [33] 吕延方, 王冬, 陈树文. 进出口贸易对生产率、收入、环境的门限效应: 基于1992—2010年中国省际人均GDP的非线性面板模型. *经济学(季刊)*, 2015, 14(2): 703-730. [LYU Y F, WANG D, CHEN S W. Research on the effect of China's foreign trade on productivity, earning and environment: Based on the threshold panel model. *China Economic Quarterly*, 2015, 14(2): 703-730.]
- [34] ARELLANO M, BOND S. Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *Review of Economic Studies*, 1991, 58(2): 277-297.
- [35] ARELLANO M, BOVER O. Another look at the instrumental variable estimation of error-components models. *Journal of Econometrics*, 1995, 68(1): 29-51.
- [36] BLUNDELL R, BOND S. Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics*, 1998, 87(1): 211-217.
- [37] 吕延方. 基于动态面板的能源环境约束下政策绩效评价. *宏观经济研究*, 2014, (2): 95-107. [LYU Y F. Policy performance evaluation under energy and environment constraints based on Dynamic Panel. *Macroeconomics*, 2014, (2): 95-107.]
- [38] 胡珺, 黄楠, 沈洪涛. 市场激励型环境规制可以推动企业技术创新吗? 基于中国碳排放权交易机制的自然实验. *金融研究*, 2020, (1): 171-189. [HU J, HUANG N, SHEN H T. Can market-incentive environmental regulation promote corporate innovation? A natural experiment based on China's carbon emissions trading mechanism. *Journal of Financial Research*, 2020, (1): 171-189.]
- [39] 徐丽婷, 姚士谋, 陈爽, 等. 高质量发展下的生态城市评价: 以长江三角洲城市群为例. *地理科学*, 2019, 39(8): 1228-1237. [XU L T, YAO S M, CHEN S, et al. Evaluation of eco-city under the concept of high-quality development: A case study of the Yangtze River Delta Urban Agglomeration. *Scientia Geographica Sinica*, 2019, 39(8): 1228-1237.]
- [40] KREMER S, BICK A, NAUTZ D. Inflation and growth: New evidence from a dynamic panel threshold analysis. *Empirical Economics*, 2013, 44(2): 861-878.]

The impact of market-oriented environmental regulation tool on high-quality development of China's resource-based cities

LI Bo¹, WANG Chen-sheng¹, YU Jian-hui^{2,3}, HAN Yu-kai¹

(1. School of Management, Tianjin University of Technology, Tianjin 300384, China; 2. Key Laboratory of Regional Sustainable Development Modeling, CAS, Institute of Geographic Sciences and Natural Resources Research, CAS, Beijing 100101, China; 3. University of Chinese Academy of Sciences, Beijing 100049, China)

Abstract: Based on the panel data of 114 resource-based cities in China from 2011 to 2018, the entropy weight method is used to calculate the high-quality development index of each resource-based city. The influence and its mechanism of market-oriented environmental regulation tool on the high-quality development of resource-based cities are discussed by using systematic GMM model, static panel threshold model and dynamic panel threshold model. The results show that: (1) From 2011 to 2018, while the overall level of high-quality development of resource-based cities in China is improving, there also exists a phenomenon of widening extreme differences, and the spatial differences show a distribution pattern of "high in the east and low in the west". Specifically, the high-quality development index is the highest in the eastern region, followed by the northeastern region, whereas it is lower in the central region and the lowest in the western region. (2) Market incentive environmental regulation tools have a significant positive influence on the high-quality development of resource-based cities, that is, the improvement of the intensity of market incentive environmental regulation tools will significantly improve the high-quality development level of resource-based cities. In addition, a systematic GMM model is adopted to avoid possible endogenous problems in the regression and improve the robustness of the empirical results. Moreover, after we use the robust approach of gradually adding control variables and changing lag terms, the regression results are still consistently significant, which further proves the robustness of the results. (3) The positive effect of market incentive environmental regulation tools on the high-quality development of resource-based cities is regulated and restricted by the level of urban low-carbon living influence structure. There exists a threshold in the relationship between market incentive environmental regulation tools and high-quality development level of resource-based cities, that is, when the urban low-carbon living index exceeds a certain threshold level, the positive effect of market incentive environmental tools on its high-quality development is strengthened. The corresponding political implications are further analyzed based on the above empirical results.

Keywords: resource-based cities; market-oriented environmental regulation; high-quality development; systematic GMM; dynamic panel threshold model