

中国环境政策创新对城市绿色竞争力的影响研究

黄小勇^{1,2}, 查育新²

(1. 江西师范大学财政金融学院, 江西 南昌 330022;

2. 江西师范大学管理科学与工程研究中心, 江西 南昌 330022)

摘要:绿色竞争力作为破解资源环境约束和培育竞争优势的新思路,已经成为中国经济社会高质量发展的重要内容。基于河长制演进的经验事实,采用双重差分法识别中国环境政策创新对城市绿色竞争力的作用。研究发现:河长制对城市绿色竞争力的提升作用显著,且在时间上和空间上呈现出异质性。此外,河长制主要通过引致绿色技术创新、降低污染排放强度和促进经济转型升级 3 个渠道对城市绿色竞争力产生间接影响。

关键词:环境政策创新;绿色竞争力;河长制

中图分类号:F205

文献标识码:A

文章编号:1005-0566(2022)08-0140-11

Impact of environmental policy innovation on urban green competitiveness in China

HUANG Xiaoyong^{1,2}, ZHA Yuxin²

(1. School of Finance, Jiangxi Normal University, Nanchang 330022, China;

2. Research Center of Management Science and Engineering, Jiangxi Normal University, Nanchang 330022, China)

Abstract: Green competitiveness, as a new idea to break the constraints of resources and environment and cultivate competitive advantages, has become an important part of China's high-quality economic and social development. Based on the empirical facts of the evolution of river chief system, this paper uses the double difference method to identify the role of China's environmental policy innovation on urban green competitiveness. It is found that the river chief system has an indigenous effect on the improvement of urban green competitiveness, and shows heterogeneity in time and space. In addition, the river chief system has an indirect impact on the green competitiveness of cities mainly through three channels: inducing green technology innovation, reducing pollution emission intensity and promoting economic transformation and upgrading.

Key words: environmental policy innovation; green competitiveness; river chief policy

2020 年,党的十九届五中全会强调,“要加快推动绿色低碳发展,持续改善环境质量”,凸显我国环境治理的必要性与紧迫性。以政府为主导的环境治理正式制度被认为是解决环境问题的一剂

“良方”^[1]。西方国家通过环境治理市场化,形成了借助市场机制来对企业、公众的行为予以引导或约束的环境治理模式。在“经济分权、政治集权”特性的制度安排下,近年来我国在实践中探索

收稿日期:2022-01-20 修回日期:2022-05-27

基金项目:国家社会科学基金重大项目“新一代人工智能对中国经济高质量发展的影响、趋向及应对策略研究”(20&ZD068);国家社会科学基金重点项目“数字化背景下激活农村闲置资源的产村融合共生路径研究”(21AGL020)。

作者简介:黄小勇(1977—),男,江西石城人,江西师范大学财政金融学院教授,博士,研究方向为创新与发展管理。通信作者:查育新。

出“河长制”“林长制”“湖长制”等一系列具有中国特色的创新性环境政策,其独特之处在于对环境公共物品采取各级党政领导负责下区域协同治理^[2]。那么,这一环境政策能否从根本上规避我国长期存在的环境治理内生动力不足?其执行模式如何?

中国作为世界上最大的发展中国家,致力于将提高绿色竞争力作为经济社会发展的重要航标。由此衍生出一个急需解答的问题,环境政策创新对绿色竞争力有影响吗?新常态下,国家和地区之间的竞争越来越体现在城市之间的较量,而绿色竞争力是城市品牌形象的重要内涵。那么,环境政策创新能否提升城市绿色竞争力?对这个问题的研究不仅有利于把握经济转型升级过程中的现实状态,还为推进中国经济社会高质量发展提供新的视角。

当前,随着各国政府对生态环境的重视程度越来越高,学界对环境治理的研究逐渐增多。其主要研究内容可以概括为3个方面:一是聚焦于政府财政支出对环境质量的影响。Bernauer等^[3]的研究表明政府财政支出占GDP的比重越高,公害物品的供给越高,即政府支出规模和环境治理之间存在显著的负相关。Bostan等^[4]的研究发现政府对环境保护的财政支出有利于提高环境治理效率,显著减少城市的一氧化碳排放量。李涛等^[5]认为政府财政支出行为有利于改善雾霾污染,但呈现空间互斥性。二是探究环境政策的治理效应。国内外学者围绕环境政策展开研究,得到了比较丰富的结论。范庆泉等^[6]认为环境税不仅可以促进经济增长,还能够降低污染水平,即产生“双重红利效应”。三是研究地方政府竞争对环境的作用。长期以来,地方政府被认为是地区环境质量的重要影响因素^[7]。在以GDP考核为基础的“晋升锦标赛”的激励下,地方政府存在牺牲环境换取经济增长的动机,即环境规制的“逐底竞争”^[8]。也有部分学者认为地方政府间的竞争可以促使地方政府自由选择发展政策,而差异化的环境保护政策可以有效提高绿色全要素生产率^[9]。

在绿色竞争力的研究方面,周杰琦等^[10]基于

中国转轨经济的特殊制度背景,研究发现要素市场扭曲削弱了中国环境规制对绿色竞争力的作用。张峰等^[11]采用拉开档次法、云模型和探索性空间数据分析等多种方法,从经济驱动、创新产出、能源节控、环境规制和社会保障5个维度对制造业绿色竞争力进行测度和特征分析。杜龙政等^[12]从治理转型的角度,分析环境规制、治理转型对中国工业绿色竞争力提升的复合效应。陈红喜等^[13]从价值链的角度,设计了企业绿色竞争力的评价指标体系,并基于问卷调查对指标体系进行修正。陈运平等(2012)^[14]通过因子分析法对分析得到影响区域绿色竞争力的主要影响因子,并在此基础上探索构建了测度区域绿色竞争力的指标体系。

总体来看,现有文献对财政支出、环境政策、地方政府间竞争3个方面如何影响环境质量进行了比较深入的探讨,而对绿色竞争力的研究较为匮乏。在绿色竞争力的研究中,只有部分学者从中观和微观的角度对工业绿色竞争力、制造业绿色竞争力、企业绿色竞争力等方面进行了有限的关注,缺少从城市层面研究绿色竞争力的文献。作为地方统筹城乡一体化、社会发展与社会保障一体化、产业结构一体化的核心地区,同时又是生态环境问题高度集中且激化的高度敏感地区,城市势必成为环境治理的前沿阵地和良好空间载体,因而从城市视角探讨环境治理政策创新对绿色竞争力的影响具有重要的理论与现实意义。

二、制度背景与理论分析

(一)制度背景

2019年发布的《中共中央关于坚持和完善中国特色社会主义制度推进国家治理体系和治理能力现代化若干重大问题的决定》明确了生态文明制度体系在国家治理体系中的重要地位,环境治理体系成为国家治理体系的重要组成部分。尽管中央政府对环境治理做了许多部署,但治理环境污染的“最后一公里”依然难以打通^[15]。对此,普遍认为在政治集权和经济分权的“中国式”制度安排下,地方政府基于自身利益最大化的动机,将更

多的财政支出用于生产性支出,以吸引流动性资源,导致中央的环境治理政策被“策略性执行”^[16]。因此,如何解决“自上而下”的环境治理政策与地方政府的激励不兼容问题已经成为中国政府面临的现实课题。在此背景下,中央政府提出构建中央统筹、省负总责、市县抓落实的环境治理领导责任体系,以提高地方政府环境治理自主性。

河长制是中国生态文明制度的重要组成部分,与其他环境政策相比具有很大的制度优势。首先,河长制在中国施行经历了地方首创、局部推广、全国推行 3 个发展阶段,与“自上而下”的环境政策有很大的不同,可以很好地克服“上有政策,下有对策”问题。此外,河长制作为创新性环境规制,在全国的渐进性推进为评估政策效果提供了很大的研究空间。其次,与征收环境税、排污费等激励型环境规制不同,河长制属于事前规制,可以更有利于识别政策效果。最后,河长制打破了行政界线,破解“九龙治水”难题。一方面,中国传统的环境规制往往是由各地环保部门牵头,公检法等多部门共治,容易陷入“有心无力”的态势,最终引致环境治理低效。而河长制将地方政府党政领导作为第一负责人,明晰权责,有效地解决了上述问题。另一方面,河长制的推行将行政区域内的污染问题内部化,克服了以往各个地方各自为政的问题。

需要进一步说明的是,如图 1 所示,河长制作为中国创新性环境治理政策,一方面,在以上级政府的评价为基础的“晋升锦标赛”制度安排下,地方政府的行为选择具有很大的自主性。通过明晰权责的方式,上级政府将环境治理的自主权下放,

使地方政府成为环境治理的第一责任人,既是环境政策的制定者,也是环境政策的执行者,接受上级政府的监督和考核。另一方面,“理性”的地方政府依据地区特征和环境状况,打破原有的科层权力构架,以实际的治理问题为导向,设立专门的环境治理机构,落实责任主体。与此同时,吸纳公众参与、实行社会监督,实现环境治理多元互动。

(二) 理论分析

绿色全要素生产率将资源消耗和污染排放纳入分析中,体现了新时代绿色发展理念要求,能够较好地反映国家或地区的绿色竞争力。因此,本文采用绿色全要素生产率来衡量绿色竞争力,并将其引入道格拉斯生产函数中,得到如下生产函数:

$$Y = A(EG, T) \times F(K, L) \quad (1)$$

在(1)中, Y 表示总产出; A 为技术进步的效率函数,即绿色全要素生产率(绿色竞争力)函数,受环境政策创新(EG)与其他因素(T)的影响; K 为资本投入量; L 表示劳动投入量。

环境政策创新(EG)主要通过以下机制影响绿色竞争力:①环境政策创新可以引致绿色技术提升,提高绿色竞争力。政府对环境治理支出的增加必然会挤占生产性支出,导致社会生产效率损失。随着一系列环境政策的创新,公众环保意识的增强和环境治理力度加大,绿色技术和绿色产品所带来的预期收益增加,企业为迎合市场需求和取得“先发优势”,投入更多的资源用于绿色技术创新,从而减少环境污染以及规避环境治理带来的效率损失,最终提高绿色竞争力。②环境政策创新降低污染排放强度,从而促进绿色竞争力提高。由于环境的公共物品属性和外部性特征,单纯依靠市场机制来治理环境会导致市场失灵。赋予地方政府更多的自主权,通过差别化的财税政府、转移支付、生态补偿等创新性手段,使环境污染成本和环境治理收益内部化,增加污染的排放成本,促进绿色生产和绿色消费,从而提高绿色竞争力。③环境政策创新可通过促进经济转型升级来提高绿色竞争力。在创新性思维作用下,一方面政府可以通过引导“高污染、高排放、高耗能”

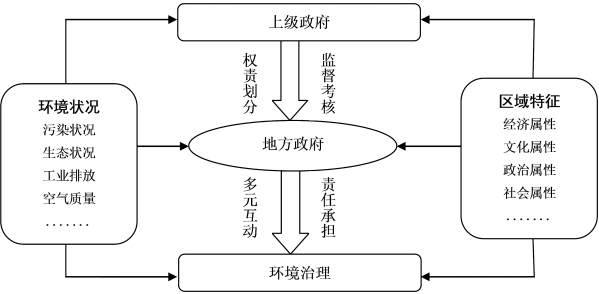


图 1 中国创新性环境治理政策的执行模式

的产业或企业运用绿色技术,发展绿色环保产业来推动经济转型升级,实现经济健康发展;另一方面政府可以通过推广先进的环保技术和清洁能源,来诱发生产结构和能源结构的优化,从而实现经济转型升级,提高绿色竞争力。

借鉴 Hulten 等^[17]对多元希克斯效率项的处理方法,将式(1)写成如下形式:

$$Y = A_{i,0} e^{\gamma t} EG_{i,t}^{\mu_i} T_{i,t}^{\tau_i} \times F(K_{i,t}, L_{i,t}) \quad (2)$$

在式(2)中, i 表示地区; t 表示年份; $A_{i,0}$ 表示各城市初始绿色竞争力; γ_i 表示外生的生产率变迁; μ_i 、 τ_i 分别衡量环境政策创新的溢出效应和其他因素的溢出效应。

对式(2)两端同时除以 $F(K_{i,t}, L_{i,t})$,便可以得到绿色竞争力的计算式:

$$GTFP_{i,t} = Y/F(K_{i,t}, L_{i,t}) = A_{i,0} e^{\gamma t} EG_{i,t}^{\mu_i} T_{i,t}^{\tau_i} \quad (3)$$

对式(3)取自然对数,得到:

$$\ln GTFP_{i,t} = \ln A_{i,0} + \gamma_i t + \mu_i \ln EG_{i,t} + \tau_i \ln T_{i,t} \quad (4)$$

通过式(4)可以看出,绿色竞争力的大小与环境政策创新的溢出效应 μ_i 的大小及正负相关,本文将对此进行讨论。

三、实证设计

(一)模型设定

为了评估中国创新性环境治理政策——河长制对城市绿色竞争力的影响,采用双重差分法,将实施河长制地区的城市归为处理组,把未实施河长制地区的城市归为控制组,构建一个组内和组间两次差分的准实验。具体基准回归模型设定为:

$$\ln GTFP_{it} = \beta hzz_{it} + \lambda X_{it} + \alpha_i + \beta_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

在式(5)中, $GTFP_{it}$ 为城市 i 第 t 年的绿色竞争力; hzz_{it} 为城市 i 在第 t 年是否实施了河长制的虚拟变量,具体取值规则为:如果城市 i 在第 t 年实施了河长制,赋值为 1,反之取值为 0; X_{it} 为控制变量的集合; α_i 为城市固定效应,用于捕捉其他非时变的不可观测特征; β_t 为时间固定效应,用于捕捉其他

时变的不可观测特征; ε_{it} 为误差项。

在环境治理过程中,首轮制度创新中失利的主体为了获取“制度租”,会对先发地区的政策进行模仿,从而导致首轮竞争中形成的“制度租”耗散殆尽^[18]。因此,随着河长制的不断推广,河长制的政策效应在时间上可能存在波动,导致河长制对城市绿色竞争力的带动效应会随着河长制实施时间的增加表现出较强异质性。参考曹清峰^[19]的研究,采用事件研究方法,研究河长制对绿色竞争力作用效果的时间异质性,模型设定为:

$$\ln GTFP_{it} = \alpha_0 + \sum_{k \geq 8, k \neq 1}^8 \alpha_k T_{it}^k + \gamma X_{it} + \alpha_i + \beta_t + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

在式(6)中, T 代表实施河长制这一事件的虚拟变量。假定实施河长制的年份为 y_i ,令 $k = t - y_i$ 当 $k \leq -8$ 时, $T - 8 = 1$, 否则为 0; 依次类推,当 $k = -7, -6, \dots, 6, 7$ 时,相应的 $D = 1$, 否则为 0; 当 $k \geq 8$ 时, $D = 1$, 否则为 0。

虽然在基准回归中我们估计了河长制对城市绿色竞争力的作用,但城市分布上的差异可能会对估计结果造成一定的偏误。因此,要考察由这种空间上的差异带来的影响,以识别河长制对绿色竞争力的净效应,而这可以通过对不同地区子样本的系数分别进行估计来实现。对此,选择将河长制和区域虚拟变量的交叉项加入回归模型来进行估计,构建模型如下:

$$\ln GTFP_{it} = \beta hzz_{it} + \beta_1 region_i + \beta_2 hzz_{it} \times region_i + \lambda X_{it} + \alpha_i + \beta_t + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

在式(5)的基础上,式(7)引入 $region_i$ 变量。其中, $region_i$ 是西部地区的虚拟变量,若 i 城市为西部城市,则 $region_i = 1$, 否则为 0。

(二)绿色竞争力的测算

本文采用 SBM 方向性距离函数与 Luenberger 生产率指数测度绿色全要素生产率,以此来表征绿色竞争力。

1. 测度方法:假定 $x = x_{ij} \in R_M^+$ 为投入要素的向量,生产的期望产出向量为 $y = y_{ij} \in R_N^+$, 非期望产出为 $p \in R_J^+$ 。假设在时期 t 地区 k 的生产可

能性集 $(x_{k,t}, y_{k,t}, p_{k,t})$ 满足闭集和凸集、产出弱可处置性、零结合性与投入的强可处置性,运用数据包络分析法进行模型化为:

$$F(x) = \left\{ (y^t, p^t) : \sum_{k=1}^K \gamma_k^t y_{km}^t \geq y_{km}^t, \forall m; \sum_{k=1}^K \gamma_k^t p_{ki}^t \geq p_{ki}^t, \forall i; \sum_{k=1}^K \gamma_k^t y_{kn}^t \geq x_{kn}^t, \forall n; \sum_{k=1}^K \gamma_k^t = 1, \gamma_k^t \geq 0, \forall k \right\} \quad (8)$$

在式(8)中, γ_k^t 表示横截面观测值的权重, $\sum_{k=1}^K \gamma_k^t = 1, \gamma_k^t = 1, \forall k$ 表示规模报酬可变,去掉这一约束条件则表示规模报酬不变。

考虑非期望产出的 SBM 方向性距离函数为:

$$S_V^{t,k}(x_{k,t}, y_{k,t}^g, y_{k,t}^p, g^x, g^y, g^p) = \max_{s^x, s^y, s^p} \left[\frac{1}{N} \sum_{n=1}^N \frac{s_n^x}{g_n^x} + \frac{1}{M+I} \left(\sum_{m=1}^M \frac{s_m^y}{g_m^y} + \sum_{i=1}^I \frac{s_i^p}{g_i^p} \right) \right] / 2$$

$$s. t. \sum_{k=1}^K \gamma_k^t x_{kn}^t + s_n^x = x_{kn}^t, \forall n; \sum_{k=1}^K \gamma_k^t y_{km}^t - s_m^y = y_{km}^t, \forall m; \sum_{k=1}^K \gamma_k^t p_{ki}^t - s_i^p = p_{ki}^t, \forall i; \sum_{k=1}^K \gamma_k^t = 1, \gamma_k^t \geq 0, \forall k; s_n^x \geq 0, \forall n; s_m^y \geq 0, \forall m; s_i^p \geq 0, \forall i \quad (9)$$

在式(9)中, S_V^t 表示生产技术可变规模报酬 (VRS) 下的方向性距离函数,而规模报酬不变 (CRS) 下的方向性距离函数用 S_C^t 表示; $(x^{t,k}, y^{t,k}, p^{t,k})$ 、 (g^x, g^y, g^p) 和 (s_n^x, s_n^y, s_i^p) 分别表示省份 K 的投入和产出向量、方向向量和松弛向量。 (s_n^x, s_n^y, s_i^p) 均大于零表示实际的投入和污染大于边界的投入和污染,而实际产出则小于边界的产出。因此, (s_n^x, s_n^y, s_i^p) 表示投入过度使用、污染过度排放及期望产出生产不足的量。

Chambers 等^[20] 提出了 Luenberger 生产率指数,该指标可同时考虑投入的减少和产出的增加,而无需选择测度角度,本文用该方法测算城市绿色全要素生产率。那么, t 期和 $t+1$ 期之间的 $GTFP$ 及其来源的表达式为:

$$GTFP_t^{t+1} = \frac{1}{2} \left\{ [S_C^t(x^t, y^t, b^t; g) - S_C^t(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1}; g)] + [S_C^{t+1}(x^t, y^t, b^t; g) - S_C^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1}; g)] \right\} \quad (10)$$

2. 投入指标方面。本文选取的投入指标为资本、劳动两大要素。劳动投入采用全社会从业人员,即单位从业人员和私营个体从业人员之和来衡量,相关数据来源于《中国城市统计年鉴》。资本投入采用城市固定资产投资额作为资本存量的近似估计。在估算的方法上,采用的是永续盘存法,并借鉴了 Young 等^[21] 的研究,假定折旧率为 6%。

3. 产出指标方面。本文的产出指标包括期望产出与非期望产出。由于经济发展是地区重要的最终成果,因而期望产出使用 2004—2018 年各城市的生产总值来表示;非期望产出选择用工业废水排放量、工业二氧化硫排放量与工业粉尘排放量来表示。

(三) 相关变量引入及说明

本文的解释变量即影响中国城市绿色竞争力的主要因素,分为核心变量和控制变量两类指标,后者包括财政自主度、对外经济、经济发展、基础设施、运输条件、城市规模、人力资本。

1. 河长制 (hzz): 本文借鉴沈坤荣等^[22] 的做法,通过百度搜索、政府网站、新闻报道等多种方式来确定推行河长制的时间,并以此作为地级市是否推行了河长制的虚拟变量。

2. 财政自主度 ($finance$): 在央地双重领导的制度下,财政自主权对地方政府的决策具有重要影响,可以反映地方对环境政策的干预程度。本文用财政一般预算内收入/地方财政一般预算内支表示财政自主度。

3. 对外经济 (fdi): 用各地区实际使用外商投资占 GDP 的比重来表示。FDI 可能用于验证“污染避难所假说”和“绿色港湾假说”,故 FDI 很可能对绿色竞争力具有影响。

4. 经济发展 (gdp): 用各地区的 GDP 增长率来表示。中国已世界第二大经济体,经济的发展可以为技术创新提供更好的软件和硬件基础,但

也可能增强资源环境约束,故有必要检测其对绿色竞争力的影响。

5. 基础设施(*infrastructure*):用公共设施投资占社会总投资的比重。在有限财政预算约束下,地方政府可以将财力投入到基础设施建设中,也可以投入到环境治理中,地方政府在环境治理与基础设施建设中的相机抉择行为可以很好地反映各地政府对绿色发展的支持程度。

6. 人力资本(*hcapital*):有利于促进地区技术进步,可以利用科技创新降低能源消耗、提升绿色竞争力。本文采用城市普通高等学校在校人数与城市年末总人口之比来衡量该指标。

7. 城市规模(*citysize*):根据 Duranton 等^[23]的

研究,城市规模是城市经济产出与劳动生产率的重要决定因素。城市规模一般涵盖了人口规模、土地规模和经济规模,国内外大部分学者用城市人口规模来表示。本文对城市规模采用年末城市常住人口来衡量。

8. 运输条件(*trans*):新经济地理学将运输成本看作是经济增长的一个内生变量,运输成本或贸易成本是决定产业选择、产业集聚与空间分布的重要因素,而这些都对绿色竞争力具有很大的影响^[24]。运输成本和运输条件主要取决于交通基础设施,其中最主要的是取决于铁路或公路密度。本文用“每平方公里的公路通行里程”指标来表示运输条件。

表 1 主要变量描述性统计

变量	变量符号	变量名称	处理方法	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
因变量	<i>GTFP</i>	绿色竞争力	SBM - Luenberger	4 275	1.744	0.679	0.595	6.856
自变量	<i>hzz</i>	河长制	见上文	4 275	0.189 2	0.391 8	0	1
控制变量	<i>finance</i>	财政自主权	预算内收入/财政预算内支出	427 5	0.581 8	0.283 5	0.022 8	8.390 1
	<i>graduate</i>	人力资本	每万人在校大学生数	4 275	0.043 4	0.040 0	0.000 2	0.288 9
	<i>citysize</i>	城市规模	年末城市常住人口	4275	1.427 6	1.838 4	0.143 5	24.65
	<i>gdp</i>	经济发展	GDP 增长率	4 275	0.111 2	0.049 9	-0.311	0.293
	<i>trans</i>	运输条件	每平方公里的公路通行里程	4 275	0.685 3	1.366 5	0.002 1	26.33
	<i>road</i>	基础设施	公共设施投资占全社会总投资比例	4 275	0.043 8	0.0440 3	0.000 1	0.614 4
	<i>fdi</i>	对外经济	年末实际使用外资/地区 GDP	4 275	0.026 5	0.036 1	0.000 1	0.758 1

(四)数据来源及处理

为了研究的需要,对所选取的样本数据进行了两个方面的预处理:①为了保证处理组与控制组的可比性,剔除数据缺失较为严重的拉萨市、毕节市、铜仁市、海东市,以中国 285 个地级及以上城市作为基础研究样本。这是因为地级及以上城市作为我国经济、政治和文化主要载体,在环境治理中扮演了重要的角色,众多行为主体都将城市作为多层环境治理中跨越层次的一个点,且作为地区的发展极,具有较强同质性。②为了控制制度环境的异质性,将研究样本的时间段选取为 2004 年以后(2004—2018 年)。这是因为 2004 年浙江省长兴县开始对城区河流试行河长制,由多个部门负责人担任河长,对水系开展清淤、保洁等整治行动,基本建立河长制的政策框架,之后这个模式被推广至全国。此外,本文所涉及的数据来自《中国统计年鉴》《中国城市统计年鉴》《各省(市)统

计年鉴》;针对数据缺失,采取均值法补齐,最终得到 285 个城市 2004—2018 年的平衡面板数据。

四、实证结果分析

(一)基准回归结果

为了确保检验结果的稳健性,本文在基准回归中,通过逐步加入控制变量的方式,考察了河长制对绿色竞争力的政策效应。

表 2 报告了基准回归结果,其中列(1)仅控制了城市与年份固定效应,未加入控制变量。而列(2)则报告了加入所有控制变量后的完整结果。结果显示,变量 *hzz* 的系数在 1% 的统计水平上显著为正,这表明实施河长制对所在地区的城市绿色竞争力具有显著提升效应。财政自主、人力资本、城市规模、经济发展、运输条件、基础设施、对外经济等控制变量对于绿色竞争力同样也存在显著的正向影响,与前文所做的理论预期一致。

表 2 基准模型回归结果

变量	lnGTFP		
	(1)	(2)	(3)
<i>hzz</i>	0.035 *** (13.86)	0.033 *** (13.163)	0.029 *** (5.975)
<i>hzz × region</i>			-0.019 ** (-2.396)
<i>finance</i>		0.006 ** (2.052)	0.014 ** (1.964)
<i>hcapital</i>		0.071 ** (2.061)	0.158 *** (2.757)
<i>citysize</i>		0.003 ** (2.460)	0.006 *** (2.987)
<i>gdp</i>		0.045 *** (3.379)	0.045 *** (2.374)
<i>trans</i>		0.007 *** (7.425)	0.007 *** (2.439)
<i>infrastructure</i>		0.105 *** (7.509)	0.111 *** (4.832)
<i>fdi</i>		0.147 *** (8.179)	0.150 *** (5.575)
城市固定效应	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制
样本量	4 275	4 275	4 275
<i>R</i> ²	0.165	0.207	0.254

注:括号内为 *t* 值,**、*** 分别表示 $p < 0.05$ 、 $p < 0.01$ 有统计学意义。

(二) 异质性分析

本文进一步分不同地区和不同时间来进行异质性分析,这既考虑到河长制对城市绿色竞争力的作用效果可能存在差异,也为本文的结果提供进一步的稳健性检验。

1. 时间异质性检验。图 2 报告了河长制对城市绿色竞争力提升效应的在时间上呈现的时间异质性。可以看出,河长制提升了城市绿色竞争力,但作用效果在时间上呈现出异质性。河长制在实施的第 5 年后,对绿色竞争力的提升作用趋于平缓,甚至出现缓慢下降的趋势,从实施的第 7 年开始,河长制对城市绿色竞争力长的提升效应开始又大幅提升。总体而言,随着河长制实施时间的增加,其对所在地区的城市绿色竞争力的带动效应大致经历了一个先变大后平稳再大幅提升的过程,这验证了河长制对城市绿色竞争力带动效应的时间异质性。对此可能的解释是:由于河长制比较好地适应了地方区域特征和环境状况,在实施之初对绿色竞争力具有显著的促进作用。然而,在河长制试点范围扩大之前,“搭便车”行为抑制了政策效应的发挥,之后随着河长制在中国的全面推广,环境治理的“外溢效应”再次得到发挥。

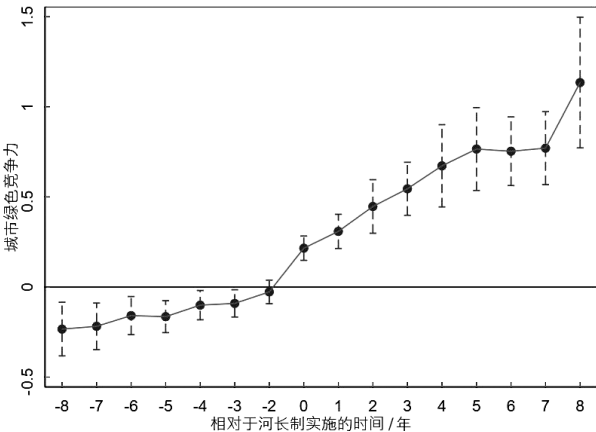


图 2 河长制作用效果的时间异质性

2. 空间异质性检验。如表 1 列(3)所示的回归结果表明,河长制对西部地区城市的绿色竞争力的作用效应被削弱了,但依然显著为正,约为 10.2%。可能的原因是西部地区的主要任务是维护社会稳定以及促进经济增长,且西部地区的资源禀赋、经济基础、社会结构等方面与东部和中部地区有着较大的差异,作为处理组或者控制组均存在不可比的问题,表现在环境治理对绿色竞争力的驱动效应弱于东部地区 and 中部地区。

(三) 识别假定检验

研究发现,实施河长制能够有效提升城市绿色竞争力,但是该结论仍有可能受到遗漏变量的影响,为了验证本文 DID 识别策略的可靠性,进行了以下识别检验。

1. 平行趋势假设检验。采用双重差分法的前提是需要满足平行趋势这一事前检验,即在河长制实施之前,处理组和控制组的绿色竞争力在时间上具有共同的趋势。图 3 报告了受河长制影响的处理组和未受河长制影响的控制组的绿色竞争力的变化趋势。可以发现,在 2014 年之前,处理组和控制组的城市绿色竞争力的变化趋势基本一致。2014 年,国务院新闻办公室举行了“加强河湖管理,建设水生态文明”新闻发布会,河长制从此向全国推广,平行趋势被打破,实施河长制地区的城市绿色竞争力相对于未实施的地区优势明显。

图 3 为城市绿色竞争力平行趋势图。图中横轴表示年份,纵轴表示绿色竞争力。以 2014 年河长制在全国扩大试点为分界点,图中的虚垂线为

2014 年扩大政策试点开始的年份,实曲线为实施河长制的城市,而虚曲线表示未实施河长制的城市。如图 3 所示,实施河长制地区和未实施河长制地区的城市绿色竞争力随时间变化呈现出平行趋势,即无论是 2014 年政策扩大试点实施前后,未实施河长制地区的城市绿色竞争力都略低于实施河长制的地区。然而,在 2014 年之后,这种差距在逐渐缩小,平行趋势被打破。因此,双重差分的平行趋势假说可以得到图形支持。

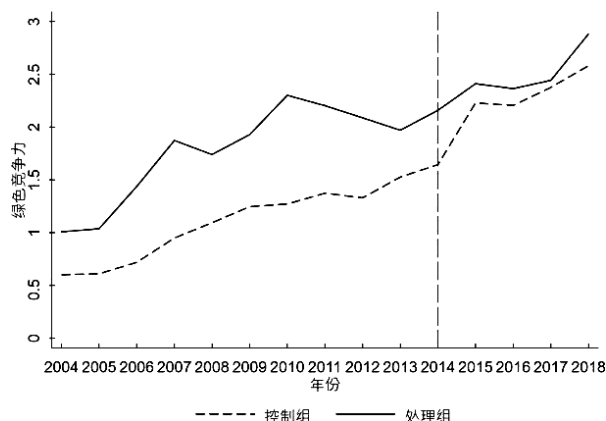


图3 绿色竞争力的平行趋势事前检验

2. 安慰剂检验。为了排除河长制对城市绿色竞争力的作用效果受到其他非观测遗漏变量的干扰,本文通过在全样本中随机选择 7 个样本作为处理组来进行间接检验,并使用表 2 列(2)的回归结果作为基准结果。根据估计式(1), hzz 系数估计值 β_1 的表达式为:

$$\hat{\beta}_1 = \beta_1 + \lambda \frac{cov(hzz_u, \varepsilon_u | X)}{var(hzz_u | X)} \quad (11)$$

在式(11)中, X 表示所有可观测的控制变量,若使得 β_1 的估计无偏,则 λ 为 0。但是困难在于这里无法得知 λ 是否为 0,并且也无法直接检验估计结果是否会受非观测因素的影响。如果本文依靠相关经济理论,通过计算机模拟的方式使得 hzz_u 不会对被解释变量产生影响,在此前提下,如果还能估计出 $\hat{\beta}_1 = 0$,则能反推出 λ 为 0。

为了提高安慰剂检验的可识别能力,本文将这个随机过程重复了 500 次,图 4 报告了估计系数的概率密度分布情况。由此可以发现,随机分配的估计值集中分布在零附近,估计系数的均值为

-0.005,基准估计结果(0.033)位于整个分布之外。因此,可以反推出 λ 为零,从而证明了不存在其他随机因素影响基本结论。换言之,说明了河长制的实施没有政策效应,反推出 2007 年实施的河长制对处理组的促进作用是真实存在的。综上所述,实施的河长制对绿色竞争力的正向显著影响并未受到未观测到的遗漏变量的干扰。

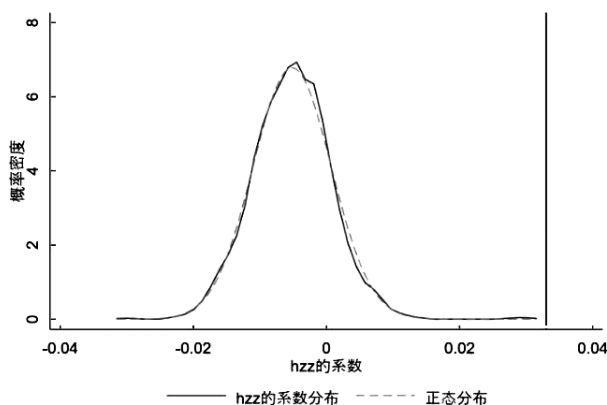


图4 安慰剂检验

(四)稳健性检验

1. SM-DID 方法是一种非线性参数估计方法。相比于双重差分法的具有两大优势:一是消除了样本选择性偏差问题,确保处理组选择的随机性;二是放松了线性关系的强假设。就本文而言,由于确定河长制实施年份的标准不同(开封市通过发布的河长制官方文件确定实施时间,而宁波市通过“河长制”的新闻报道确定实施时间),相比于传统 DID 方法,PSM-DID 方法的好处在于不需要考虑选取标准的年度变化,因为无论标准如何变化,匹配完成后处理组始终都是与自己特征近似的控制组进行比较。因此,为了确保上述回归结果的稳健性,本文使用 PSM-DID 方法进一步分析河长制对城市绿色竞争力的作用(见图 5)。具体而言:①分别采用近邻匹配、半径匹配、核匹配方法给实施河长制的样本(处理组)匹配控制组,使得处理组和控制组在河长制这项政策实施前尽可能没有显著差异,以减少河长制在实施时的选择偏误所带来的内生性问题。②利用双重差分法方法识别出河长制对城市绿色竞争力的净影响。回归结果如表 3 所示,其中第(1)一(3)列分别是半径匹配、核匹配、近邻匹配的估计结果。原

则上,不管采用何种匹配方法,最后的估计结果都不会相差太大^[27]。从表 3 中的 3 种匹配方式的估计结果可以看出,不同匹配方法的估计系数、符号和显著性水平与基准回归结果表 2 基本一致,因此本文估计的河长制对城市绿色竞争力具有显著的正向影响的结果是稳健的。

2. 更改样本时期。本文的回归主要基于 2004—2018 年的样本,但实际上河长制是在 2014 年以后开始大规模推行,样本实施前的时期可能过长。2011 年,在实施河长制 4 年后,江苏省无锡市 12 个国家考核断面水质和主要饮用水源地水质达标率为 100%,河长制对环境治理的成效显著,这一模式开始被公众所认知。因此,选取时间段为 2011—2018 年的样本进行稳健性检验。如表 3 第(4)列所示,实证结论与前文基本一致。

3. 控制变量滞后一期。为了降低潜在的内生性问题,本文将所有解释变量滞后一期,重新进行回归,实证结果如表 3 第(5)列所示。由此可以看

出,系数符号和显著性与基准回归结果基本一致,但是由于控制变量滞后一期,控制程度变弱,估计系数略微下降。再次验证了本文结论的稳健性。

表 3 稳健性检验结果

变量	lnGTFP				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	半径匹配	核匹配	近邻匹配	OLS	OLS
<i>hzz</i>	0.033 *** (6.205)	0.032 *** (6.198)	0.033 *** (6.198)	0.018 *** (5.479)	0.032 *** (6.052)
<i>finance</i>	0.006 (1.321)	0.005 (1.308)	0.006 (1.308)	0.004 ** (2.265)	0.007 (1.027)
<i>hcapital</i>	0.071 (1.048)	0.071 (1.046)	0.071 (1.046)	0.113 ** (2.196)	-0.019 (-0.272)
<i>citysize</i>	0.003 (1.228)	0.003 (1.216)	0.003 (1.216)	0.003 (1.343)	0.005 * (1.923)
<i>gdp</i>	0.050 ** (2.440)	0.045 ** (2.264)	0.045 ** (2.264)	0.048 ** (2.569)	0.065 ** (3.319)
<i>trans</i>	0.007 ** (2.399)	0.007 ** (2.397)	0.007 ** (2.398)	0.009 *** (3.891)	0.003 (1.595)
<i>infrastructure</i>	0.104 *** (4.281)	0.105 *** (4.283)	0.105 *** (4.283)	0.168 *** (7.270)	0.082 *** (3.830)
<i>fdi</i>	0.146 *** (5.181)	0.147 *** (5.191)	0.148 *** (5.191)	0.204 *** (6.277)	0.096 *** (2.701)
个体效应	是	是	是	是	是
时间效应	是	是	是	是	是
样本数	4 265	4 275	4 275	2 565	3 990
<i>R</i> ²	0.789 4	0.789 5	0.788 7	0.802 5	0.789 4

注:括号内为 *t* 值,*、**、*** 分别表示在 $p < 0.10$ 、 $p < 0.05$ 、 $p < 0.01$ 的统计水平上显著。

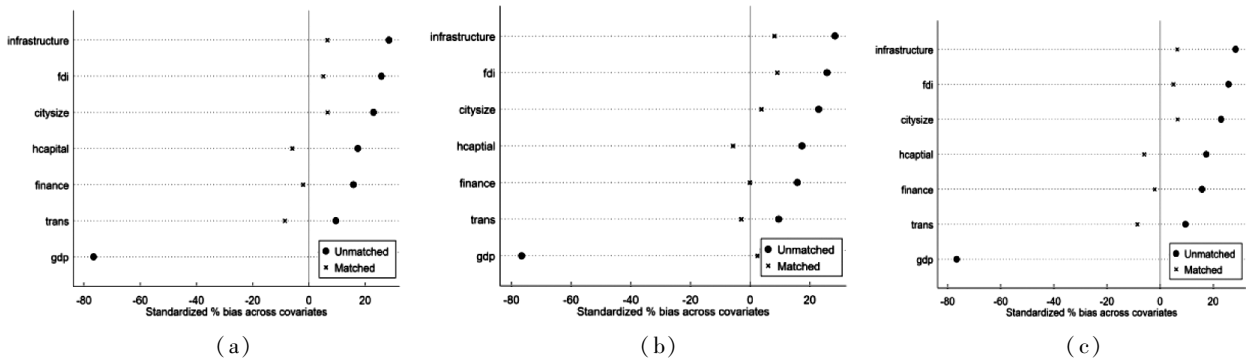


图 5 PSM + DID 检验匹配前后变量差异

(五) 机制检验

根据分析,河长制很可能通过降低污染排放强度、促进绿色技术创新和推动经济转型升级三种渠道来影响城市绿色竞争力。在此基础上,本文通过构建中介效应模型对河长制影响城市绿色竞争力的机制进行实证检验。

1. 污染排放强度 (*PE*)。本文借鉴蒋伏心等^[26]的做法,通过收集各城市的工业废水、工业烟粉尘、工业二氧化硫排放量,计算出各城市的主要污染物单位 GDP 的污染排放值,再对单位污染排放量进行线性标准化并进行加权平均整理,从而得出污染排放强度。

首先,对各行业的单位污染排放量进行线性标准化。

$$P_{ij} = \frac{U_{ij} - \min U_j}{\max U_j - \min U_j} \quad (12)$$

在式(12)中, U_{ij} 为单位产值 GDP 污染排放量; $\max U_j$ 和 $\min U_j$ 分别为各指标在所有城市中的最大值和最小值; P_{ij} 为指标的标准化值。

其实,计算各指标的调整系数 (W_j)。由于不同地区的差异较大,污染排放比重相差较大,即使属于同一城市,不同污染物的排放强度也存在着较大的差异。因此,使用调整系数可以近似地反映出这种污染特性的差异。其取值方

法如下:

$$W_j = \frac{E_{ij}}{\sum_{i=1}^m E_{ij}} / \frac{F_i}{\sum_{i=1}^m F_i} = \frac{E_{ij}}{F_{ij}} / \frac{\sum_{i=1}^m E_{ij}}{\sum_{i=1}^m F_i} \quad (13)$$

在式(13)中, E_{ij} 为 i 城市 j 污染物的污染排放量;

$\frac{E_{ij}}{\sum_{i=1}^m E_{ij}}$ 为 i 城市 j 污染物的污染排放量占所有城

市的比重; F_i 为城市 i 的国内生产总值; $\frac{F_i}{\sum_{i=1}^m F_i}$ 为 i

城市的 GDP 占所有城市的比重。计算出各年份的指标权重后,再计算样本期间的平均值。

最后,通过各单项指标的标准化值和平均权重,计算出排放强度:

$$S_i = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n w_j P_{ij} \quad (14)$$

2. 绿色技术创新(GT)。使用人均绿色专利申请数作为绿色技术进步的代理变量。

3. 经济结构转型升级(ET)。借鉴曾贤刚等^[27]的研究,采用第三产业与 GDP 之比来衡量。

从表5可以看出,河长制对污染排放强度的回归系数为-0.043,表明河长制对可以降低污染排放强度。模型(3)的回归结果显示,河长制对城市绿色竞争力的回归系数为正,污染排放强度的系数为负,且都在5%水平上显著,表明河长制可以通过降低污染排放强度来提高城市绿色竞争力。同理,当以技术创新和经济结构作为中介变量时,主要回归系数都显著为正,表明河长制可以通过促进技术创新和经济结构转型来提高城市绿色竞争力。综上所述,环境政策创新可以提高城市绿色竞争力,并且污染排放强度、技术创新、经济结构是3条有效的影响机制。

表5 中介机制检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	lnGTFP	PE	GT	ET	lnGTFP	lnGTFP	lnGTFP	lnGTFP
hzz	0.033 *** (13.163)	-0.043 ** (-2.236)	0.129 *** (10.158)	0.135 *** (10.44)				0.127 *** (10.066)
PE					-0.029 ** (-2.236)			-0.016 ** (-2.518)
GT						0.197 *** (10.16)		0.018 ** (2.293)
ET							0.072 ** (2.301)	0.036 ** (2.480)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	4 275	4 275	4 275	4 275	4 275	4 275	4 275	4 275
R^2	0.207	0.206	0.225	0.181	0.103	0.720	-0.031	0.227

注:括号内为t值,**、***分别表示 $p < 0.05$ 、 $p < 0.01$ 有统计学意义。

五、研究结论与政策启示

(一) 研究结论

中国的创新性环境治理政策——河长制的实施对城市绿色竞争力具有显著的提升作用,在通过了多种识别假定检验和稳健性检验后,该结论依然成立。财政自主、人力资本、城市规模、对外经济、交通运输、基础设施等因素同样对城市绿色竞争力产生显著的影响。异质性分析发现,由于地方政府的政治目标和资源禀赋的差异,河长制对西部地区城市绿色竞争力的驱动效应弱于东部地区和中部地区。此外,河长制对城市绿色竞争力的效应呈现出显著的时间异质性。不仅如此,

环境治理可以降低污染排放强度、促进绿色技术创新和推动经济转型升级,这有利于驱动绿色竞争力提升。

(二) 政策启示

第一,推动河长制成为我国区域环境治理的成功范本,从权利优化与制度配套两方面对传统环境治理政策进行突破,实现区域环境协同治理,为林长制、湖长制、湾长制等其他领域的治理政策提供经验借鉴和实践支撑。第二,调整地方政府考核目标,进一步降低GDP的权重,将绿色竞争力纳入考核内容,以期改变长期以来地方政府对环境公共物品供给的动力不足与片面追求经济利益

的境况。第三,合理制定差异化的环境治理政策。落实环境治理需要充分考虑西部地区的差异性,在环境治理制度的具体形式和内容上都应该给予特殊性。第四,作为国家治理体系的一部分,环境治理体系与治理能力现代化是人与自然和谐共生的重要体现。要建立权责明晰、目标明确、社会共同参与的现代环境治理体系。

参考文献:

- [1] BANZHAF H S, CHUPP B A. Fiscal Federalism and interjurisdictional externalities: new results and an application to US air pollution [J]. *Journal of public economics*, 2012 (96): 449-464.
- [2] 史玉成. 流域水环境治理“河长制”模式的规范建构——基于法律和政治系统的双重视角[J]. *现代法学*, 2018, 40(6): 95-109.
- [3] BERNAUER T, KOUBI V. Are bigger governments better providers of public goods? evidence from air pollution [J]. *Public choice*, 2013, 156 (3): 593-609.
- [4] BOSTAN I, ONOFREI M, DASCALU E D, et al. Impact of sustainable environmental expenditures policy on air pollution reduction, during European integration framework [J]. *The Amfiteatru economic journal*, 2016, 18(42): 286-302.
- [5] 李涛, 刘思玥. 分权体制下辖区竞争、策略性财政政策对雾霾污染治理的影响[J]. *中国人口·资源与环境*, 2018, 28(6): 120-129.
- [6] 范庆泉, 周县华, 张同斌. 动态环境税外部性、污染累积路径与长期经济增长——兼论环境税的开征时点选择问题[J]. *经济研究*, 2016, 51(8): 116-128.
- [7] 张彩云, 陈岑. 地方政府竞争对环境规制影响的动态研究——基于中国式分权视角[J]. *南开经济研究*, 2018 (4): 137-157.
- [8] 薄文广, 徐玮, 王军锋. 地方政府竞争与环境规制异质性: 逐底竞争还是逐顶竞争? [J]. *中国软科学*, 2018(11): 76-93.
- [9] 卞元超, 宋凯艺, 白俊红. 双重分权、竞争激励与绿色全要素生产率提升[J]. *产业经济评论*, 2018(3): 15-34.
- [10] 周杰琦, 韩兆洲. 环境规制、要素市场改革红利与绿色竞争力: 理论与中国经验[J]. *当代财经*, 2020(9): 3-15.
- [11] 张峰, 宋晓娜, 董会忠. 粤港澳大湾区制造业绿色竞争力指数测度与时空格局演化特征分析[J]. *中国软科学*, 2019(10): 70-89.
- [12] 杜龙政, 赵云辉, 陶克涛, 等. 环境规制、治理转型对绿色竞争力提升的复合效应——基于中国工业的经验证据[J]. *经济研究*, 2019, 54(10): 106-120.
- [13] 陈红喜, 刘东, 袁瑜. 低碳背景下的企业绿色竞争力评价研究——基于价值链视角[J]. *科技进步与对策*, 2013, 30(4): 116-120.
- [14] 陈运平, 黄小勇. 区域绿色竞争力影响因子的探索性分析[J]. *宏观经济研究*, 2012(12): 60-67.
- [15] 颜海娜, 曾栋. 河长制水环境治理创新的困境与反思——基于协同治理的视角[J]. *北京行政学院学报*, 2019 (2): 7-17.
- [16] 宋妍. 为发展而竞争: 地方政府多维度竞争的激励机制分析[J]. *中国人口·资源与环境*, 2020, 30(9): 39-45.
- [17] HULTEN C R, E BENNATHAN, SRINIVASAN S. Infrastructure, externalities, and economic development: a study of the Indian manufacturing industry [J]. *The World Bank economic review*, 2006, 20(2): 291-308.
- [18] 严汉平, 方芳. 东西部之间制度落差分析[J]. *财经科学*, 2009(2): 81-87.
- [19] 曹清峰. 国家级新区对区域经济增长的带动效应——基于 70 大中城市的经验证据[J]. *中国工业经济*, 2020(7): 43-60.
- [20] CHAMBERS R G, FARE R, GROSSKOPF S. Productivity growth in APEC countries [J]. *Pacific economic review*, 1996 (3): 181-190.
- [21] YOUNG, ALWYN. Gold into base metals: productivity growth in the people's republic of China during the reform period [J]. *Journal of political economy*, 2003, 111 (6): 1220-1261.
- [22] 沈坤荣, 金刚. 中国地方政府环境治理的政策效应——基于“河长制”演进的研究[J]. *中国社会科学*, 2018(5): 92-115, 206.
- [23] DURANTON G, MORROW P M, TURNER M A. Roads and trade: evidence from the US [J]. *The review of economic studies*, 2014, 81 (2): 681-724.
- [24] AMITI M. Location of vertically linked industries: agglomeration versus comparative advantage [J]. *European economic review*, 2005(49): 809-832.
- [25] VANDENBERGHE V, ROBIN S. Evaluating the effectiveness of private education across countries: a comparison of methods [J]. *Labour economics*, 2004, 11(4): 487-506.
- [26] 蒋伏心, 王竹君, 白俊红. 环境规制对技术创新影响的双重效应——基于江苏制造业动态面板数据的实证研究[J]. *中国工业经济*, 2013(7): 44-55.
- [27] 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.

(本文责编: 海 洋)