

异质性环境规制、制度协同与 城市建设用地生态效率

钟成林¹, 胡雪萍²

(1.江西师范大学财政金融学院,江西 南昌 330022;2.中南财经政法大学经济学院,湖北 武汉 430073)

摘要:利用国家生态文明实验区(江西)核心建设区域2006~2017年相关数据,综合采用超效率SBM模型和门限面板回归模型,对激励性与非激励性环境规制及其交互作用对城市建设用地生态效率的影响机制进行实证检验。研究表明:第一,环境规制总体上抑制了城市建设用地生态效率的增长,但不同性质环境规制的影响效果差别明显;第二,激励性与非激励性环境规制对城市建设用地生态效率的影响存在显著的制度协同效应,“策动”环境规制强度的提升有效地促进了“关联”环境规制对城市建设用地生态效率影响效果的改善;第三,环境规制遵循意识对制度协同效应的发挥过程具有显著的调节作用,当社会规制遵循意识跨越临界点后,无论是激励性还是非激励性环境规制,其所激发的制度协同效应均有所改善。

关键词:激励性环境规制;非激励性环境规制;城市建设用地;生态效率;制度协同;规制遵循意识

中图分类号:F 062.2, F 061.5

文献标识码:A

文章编号:1000-260X(2019)06-0070-12

一、问题的提出及文献回顾

经过改革开放四十年的发展,我国城市经济取得了长足进步,但也为此付出了极为惨重的生态环境代价,严重威胁着我国城市经济社会的持续健康发展。在此背景下,如何妥善协调城市经济社会发展与生态环境保护的关系,提升城市建设用地的生态效率水平,就成为我国在构建社会主义现代化强国这一伟大征程中亟待破解的重大现实难题。

生态效率一词最早由瑞士学者 Schaltegger 和 Sturm 于 1990 年提出^[1],他们认为,生态效率是指价值增量与环境影响增量之比,但受当时发展环

境的影响,生态效率的思想并没有引起太大关注,直到 1992 年世界可持续发展工商理事会(WBCSD)将其作为一个商业概念加以阐述,生态效率的思想才开始为人们所熟知。与此同时,随着工业化进程的持续快速推进,生态环境问题也日益凸显,生态效率思想开始渗透到生产生活的各个领域,而土地作为最复杂的生态系统之一,对其开发利用过程进行生态效率评价的时间较短。所谓土地生态效率评价是指基于过程耦合土地利用与土地生态影响,从投入产出角度思考土地开发利用过程的生态环境代价^[2]。

目前国内外对土地生态效率的研究主要集中在两个方面:一是土地生态效率的测算。如国内学

收稿日期:2019-04-13

基金项目:国家社科基金项目“供给侧结构性改革背景下长江经济带市场化生态补偿机制的培育研究”(18CJL024);江西省社会科学规划青年博士基金项目“碳排放视角下的土地生态利益分配制度对城市建设用地生态效率的影响研究:以环鄱阳湖生态城市群为例”(17BJ09)

作者简介:钟成林,经济学博士,江西师范大学财政金融学院讲师,主要从事制度经济与发展经济研究;胡雪萍,经济学博士,中南财经政法大学教授、博士生导师,主要从事生态经济与发展经济研究。

者分别采用传统 DEA 法、生态系统服务价值法、Malmquist 指数法以及 SFA 法对黑龙江省^[9]、西南四省^[4]、宜昌城市边缘区^[5]、湖北快速城市化地区^[6]以及我国 30 个省份^[7]的土地生态效率进行了综合测算与评价;二是土地生态效率的影响因素研究。土地生态效率的影响因素众多,如土地利用结构^[8]、经济社会转型^[9]、土地利用程度^[10]、人均 GDP、第三产业产值占比以及第二产业从业人数^[11]等。

与此同时,关于环境规制对生态效率影响的研究主要集中在区域生态效率层面,从研究内容来看,主要聚焦于对波特有效竞争假说的验证上^[12],代表性观点如下:波特有效竞争假说在区域生态效率领域显著存在,环境规制有利于倒逼企业加快技术创新,促进经济增长,推动区域生态效率的有效提升^[13]。此外,环境规制对区域生态效率的影响还存在显著的正向空间外溢效应^[14];与此相反,部分学者则认为,环境规制显著地抑制了区域生态效率的增长,这主要是由于环境治理投资挤出了正常的经济投资,阻碍了经济增长,抑制了生态效率的有效提升^[15];其他学者的研究则指出,环境规制对区域生态效率的影响依环境规制实施时间的长短^[16]、强度大小^[17]及环境规制的类型^{[18][19][20]}而异。

国内外学者围绕土地生态效率的测算、传统因素对土地生态效率的影响以及环境规制对区域生态效率的影响等领域开展了大量研究,取得了丰硕的成果,但仍存在如下不足:首先,对土地生态效率的研究大多集中在区域土地利用层面,很少有人将城市建设用地作为生态效率的分析对象;其次,对环境规制与生态效率关系的研究主要集中在区域生态效率层面,较少有人分析环境规制对城市建设用地生态效率的影响,从环境规制交互作用视角出发的研究更是鲜见。有鉴于此,本文拟以城市建设用地的开发利用过程作为生态效率的研究对象,在将环境规制分为激励性与非激励性环境规制的基础上,着重考察二者的交互作用对城市建设用地生态效率的影响,系统推演其影响机理,并综合采用 SBM 模型和面板门限回归模型等定量分析方法对其进行实证检验,提出针对性较强的对策建议,以期为改善城市的生态环境状况,提升城市建设用地生态效率水平,妥善协

调城市土地开发利用过程中经济社会发展与资源开发利用、环境保护之间的关系提供有益的参考和借鉴。

二、异质性环境规制:概念及其影响机理

(一)异质性环境规制

环境规制是政府部门依照一定的环境保护法律、规章和制度对环境行为主体的生态环境行为所做的规范或限制。根据激励结构的不同,可将环境规制分为激励性和非激励性两类,即本文所称的异质性环境规制。这两类环境规制的概念及特征如下:

一是激励性环境规制,即能给规制对象带来规制遵循收益的环境规制,诸如固体废弃物综合回收利用率就属此类。由于遵循激励性环境规制能给规制对象带来一定收益,因此激励性环境规制具有自我实施的功能,在缺乏外界强制的情况下,规制对象也有自动遵循该类环境规制的激励。但值得注意的是,激励性环境规制的激励功能因其激励程度而异,激励程度越高,自我实施功能越强,激励性环境规制的实施效果就越好。激励性环境规制的自我实施能有效减少单位城市建设用地的污染物排放,提高单位城市建设用地的持续利用能力,促进单位城市建设用地生态效率的持续快速增长。

二是非激励性环境规制,即不能给规制对象带来任何规制遵循收益的环境规制。由于遵循非激励性环境规制更多回馈在环境效益和社会效益中,不仅不能给规制对象直接带来额外的收益,而且还要求规制对象付出相应的规制遵循成本(如购置污染治理设备、列装污染治理技术、培训或雇佣污染治理管理人员等)^[21],这将严重挫伤规制对象遵循非激励性环境规制的积极性,降低非激励性环境规制的遵从度。更有甚者,过高的环境规制遵循成本还可能强化规制对象通过加大污染物排放来弥补环境规制遵循成本投入的内生冲动,触发严重的“污染成本补偿效应”,加剧单位城市建设用地的污染物排放,弱化城市建设用地的持续

利用能力,抑制城市建设用地生态效率的持续快速增长。

(二)激励性环境规制与非激励性环境规制的制度协同效应

激励性与非激励性环境规制除了通过自身的独立作用渠道对城市建设用地生态效率产生影响之外,还会通过制度协同效应对“关联”环境规制影响城市建设用地生态效率的作用过程产生积极效果。具体而言,当(非)激励性环境规制的规制强度提升时,不仅“策动”环境规制本身的实施绩效及对城市建设用地生态效率的影响效果会得到有效改善^①,而且“关联”环境规制的实施绩效及其对城市建设用地生态效率的影响效果也会得到同步提升^②,这就是异质性环境规制之间的“制度协同效应”。

制度协同效应之所以会发生,主要是由于激励性与非激励性环境规制的适用对象并不完全独立,而是存在一定的交叠,要遵守激励性环境规制的规制对象同时也要受非激励性环境规制的制约,当特定地区的地方政府为了谋求经济发展方式转型而有意识地提高其中一种环境规制(激励性或非激励性环境规制)的强度时,这不仅有利于培养“策动”环境规制对象的规制遵循习惯,提升其规制遵循意识和规制遵循程度,而且还会改善与之共享规制遵循对象的“关联”环境规制(非激励性或激励性环境规制)的实施环境,提升其规制遵循程度,促进“关联”环境规制对城市建设用地生态效率影响效果的改善。

三、城市建设用地生态效率的测算

所谓城市建设用地生态效率是指在城市土地开发利用过程中为了获取既定数量的合意产出所消耗的资源投入及所付出的生态环境代价。在投入既定的情况下,为了获取既定数量的合意产出所付出的生态环境代价越小,则城市建设用地利用的生态效率越高。与此类似,在合意产出既定的情况下,单位城市建设用地上的资源消耗越少,生态环境影响越小,城市建设用地生态效率越高。为

明确城市建设用地生态效率的发展水平,实证检验激励性与非激励性环境规制的交互作用对城市建设用地生态效率的影响,首先需要采用一定的方法对其进行测定,而测算方法的选择及投入产出变量的界定就显得尤为重要。

(一)效率测算方法的选择

由于传统 DEA 模型的效率测算结果最大值为 1,无法解决同为 DEA 有效的相似决策单元的排序问题,更糟糕的是,传统 DEA 模型并未考虑投入冗余或产出不足给效率测算结果带来的影响,这在一定程度上降低了效率测算结果的精度。而超效率 SBM 模型不仅承袭了传统 DEA 模型的全部优点,而且还有效突破了传统 DEA 模型效率测算结果最大值为 1、无法容纳非期望产出、未考虑投入要素或产出冗余等诸多缺陷,极大地提高了效率测算结果的精度,拓展了计量模型的选择范围。有鉴于此,本文直接采用能容纳非期望产出的超效率 SBM 模型来对各地区的城市建设用地生态效率进行测算。

(二)超效率 SBM 模型简介

超效率 SBM 模型由 Tone 等人率先提出^[22],其核心计算步骤如下:首先,将所有的 DMU 纳入评估系统,并采用能容纳非期望产出的传统 SBM 模型对待评估 DMU 的 DEA 效率值进行测算,得到相应的效率前沿面及待评估 DMU 在其上的投影点;然后,将待评估 DMU 从评估系统中剔除,并用其余 DMU 的投入产出组合来表示,求解在此条件下能使得该 DMU 仍为 DEA 有效的投入要素扩张幅度或产出要素的缩减幅度,该扩张或缩减幅度就是待评估 DMU 的超效率值。

对于一个拥有 n 个相似决策单元(DMU), r 种投入 $X(x_1, x_2, \dots, x_r) \in R^+_{n \times r}$, s 种好产出 $Y^g(y^g_1, y^g_2, \dots, y^g_s) \in R^+_{n \times s}$ 和 m 种坏产出 $Y^b(y^b_1, y^b_2, \dots, y^b_m) \in R^+_{n \times m}$ 的生产系统而言,排除了待评估单元 DMU_k 后的有限生产可能性集合为:

$$\bar{P} = P \setminus (X_k, Y^g_k, Y^b_k) = \left\{ (\bar{X}_k, \bar{Y}^g_k, \bar{Y}^b_k) \mid \sum_{j=1, j \neq k}^n \lambda_j X_j \leq \bar{X}_k, \sum_{j=1, j \neq k}^n \lambda_j Y^g_j \geq \bar{Y}^g_k, \sum_{j=1, j \neq k}^n \lambda_j Y^b_j \leq \bar{Y}^b_k, \lambda \geq 0 \right\}$$

根据 Tone 等人的研究结果,用于评估 DMU_k 相对效率的超效率 SBM 模型为:

$$\rho^* = \text{Min} \frac{\frac{1}{r} \sum_{i=1}^r \bar{x}_i}{\frac{1}{s+m} (\sum_{l=1}^s \bar{y}_l^g + \sum_{d=1}^m \bar{y}_d^b)}$$
$$\begin{cases} \sum_{j=1, j \neq k}^n \lambda_j x_{ij} \leq \bar{x}_i (i=1, 2 \cdots r) \\ \sum_{j=1, j \neq k}^n \lambda_j y_{lj}^g \geq \bar{y}_l^g (l=1, 2 \cdots s) \\ \sum_{j=1, j \neq k}^n \lambda_j y_{dj}^b \leq \bar{y}_d^b (d=1, 2 \cdots m) \\ \sum_{j=1, j \neq k}^n \lambda_j = 1 \\ \bar{x}_i \leq x_{ik}, \bar{y}_l^g \geq y_{lk}^g, \bar{y}_d^b \leq y_{dk}^b \end{cases}$$

其中 ρ^* 即为所求解的超效率值, λ 为权重向量, $\sum_{j=1, j \neq k}^n \lambda_j = 1$ 表示规模报酬可变, $\bar{x}_i$ 、 $\bar{y}_l^g$ 和 $\bar{y}_d^b$ 分别表示待评估 DMU 在新前沿面 (剔除待评估 DMU 后的前沿面) 上的投影点所对应的投入、好产出及坏产出。若待评估 DMU 为非 DEA 有效, 则新旧前沿面将完全重合, 超效率值保持不变, 仍小于 1; 若待评估 DMU 为弱 DEA 有效, 则新旧前沿面也将完全重合, 超效率值也保持不变, 为 1; 但若待评估 DMU 为强 DEA 有效, 则新前沿面将发生后移, 新投影点的投入和 (或) 产出将会增加, 其超效率值将大于 1。

(三)投入产出变量的界定及处理

与传统 DEA 模型类似,超效率 SBM 模型在使用前也需要对投入产出进行清晰合理的界定,借鉴新古典经济增长模型对投入产出的界定方法,将地均非农产业 GDP 界定为“好产出”,地均资本和地均非农产业劳动力界定为投入。与此同时,借鉴德国环境经济账户的设定方法,将资源消耗(地均水资源消耗量和地均原煤消费量)界定为投入,将环境污染(地均工业废水、工业粉尘和二氧化硫排放量)界定为“坏产出”。

由于统计年鉴中给出的仅为历年的新增固定资产投资数据,而非固定资本存量数据,因此需要采用一定的方法对其进行估计,本文采用了如下估计方法:首先,假定固定资本服从累计迭代模式,即: $K_t = I_t + (1 - \delta)K_{t-1}$ (其中 K_t 和 K_{t-1} 分别表示第 t 和 $t-1$ 年的固定资本存量, I_t 为第 t 年的新增固定

资产投资, δ 为折旧率。此公式后文简称式(1));然后,假定在较长的时期内,固定资本存量和新增固定资产投资的增长率相等,即 $\sqrt[t]{\frac{K_t}{K_0}} = \sqrt[t]{\frac{I_t}{I_0}} = g$;最后,将 g 代入式(1)并令 $t=1$ 可得: $K_0 = \frac{I_1}{g + \delta}$;将 K_0 代入式(1)进行累积迭代并取 $\delta=10\%$ 便可得到历年的固定资本存量。

第二和第三产业 GDP 数据分别用第二和第三产业 GDP 平减指数进行平减处理,已统一调整至以 2000 年为基准的可比价格水平;新增固定资产投资用固定资产投资价格指数进行平减,已统一调整至以 2000 年为基准的可比价格水平。

(四)样本选择

环鄱阳湖生态城市群作为中国唯一一个以生态命名的城市群,是国家生态文明实验区(江西)的核心建设区域,对其城市建设用地生态效率问题开展研究不仅对改善湖区生态环境状况,满足湖区居民日益增长的生态环境需求,实现国家生态文明实验区(江西)在中部地区的绿色崛起具有重要的现实意义,而且能够对贫困落后地区探索绿色转型升级发展的新路径提供有益启示,为“美丽中国”建设积累丰富经验,发挥良好的示范作用。有鉴于此,本文拟以国家生态文明实验区(江西)核心建设区域——环鄱阳湖生态城市群 6 个地级市^③2003~2016 年的数据为样本,对其城市建设用地生态效率进行综合测算,并对异质性环境规制的制度协同作用影响城市建设用地生态效率的作用机理进行实证检验。各变量的描述性统计结果如表 1 所示。

表 1 变量描述性统计

指标性质	指标含义	单位	均值	最大值	最小值	方差
期望产出	非农产业 GDP	亿元/km ²	3.243	7.273	1.139	1.595
非期望产出(环境污染)	工业二氧化硫	万吨/km ²	97.420	274.792	37.302	47.777
	工业粉尘	万吨/km ²	847.131	3422.370	31.048	889.298
	工业废水	万吨/km ²	615.721	2615.958	50.182	449.551
投入(资源消耗)	水资源消耗量	亿立方米/km ²	0.156	5.455	0.033	0.697
	原煤消费量	万吨/km ²	5.698	14.833	0.445	3.557
	固定资本	亿元/km ²	10.421	30.287	3.648	5.699
	非农劳动力	万人/km ²	0.191	0.435	0.080	0.095

资料来源:EPS 系统《中国城市统计数据库》和《江西省市县统计数据库》。

(五) 城市建设用地生态效率的测算

利用国家生态文明实验区(江西)核心建设区域 2003~2016 年的相关数据,运用 Maxdea pro 软件,选用能容纳非期望产出的超效率 SBM 模型,对其城市建设用地生态效率进行了综合测算,具体结果如表 2 所示。

表 2 2003~2016 年国家生态文明实验区(江西)核心建设区域城市群城市建设用地生态效率

年份	南昌市	景德镇市	九江市	鹰潭市	上饶市	抚州市	环鄱阳湖城市群
2003	1.052	1.083	0.681	1.164	1.069	1.163	1.023
2004	1.042	0.888	0.569	0.880	1.009	0.809	0.823
2005	1.070	0.806	0.549	0.787	0.829	0.796	0.755
2006	1.004	0.654	0.593	0.713	0.742	0.769	0.692
2007	1.031	0.633	0.551	0.764	0.718	0.761	0.684
2008	1.033	0.642	0.742	1.029	0.677	0.755	0.763
2009	1.015	0.682	0.755	1.007	0.651	0.602	0.729
2010	1.000	0.751	0.701	1.009	0.607	0.548	0.707
2011	0.889	0.714	0.684	1.006	0.662	0.520	0.684
2012	1.007	0.727	0.656	1.054	0.664	0.543	0.712
2013	1.007	0.843	0.821	1.007	0.646	0.596	0.770
2014	1.022	1.006	1.018	1.021	0.616	0.635	0.840
2015	1.004	0.830	0.728	0.753	0.784	0.608	0.737
2016	1.000	1.124	1.023	1.495	1.048	0.697	1.047
2003~2016 平均	1.013	0.785	0.687	0.957	0.735	0.665	0.761

从整体层面来看,2003~2016 年,国家生态文明实验区(江西)核心建设区域的城市建设用地生态效率均值为 0.761,小于 1,相对较低,提升空间依然较大。从动态变化趋势来看,呈波动之势,变化形态大体类似于“W”形,其中 2007 年和 2011 年为该“W”形的两个波谷,而 2008 年为该“W”形的波峰。

从各地级市的测算结果来看,南昌市的城市建设用地生态效率最高,2003~2016 年其城市建设用地生态效率均值高达 1.013,超过了 1,这说明总体而言,南昌市是国家生态文明试验区(江西)核心建设区域城市建设用地生态效率的领头羊。从分年度的情况来看,除 2011 年以外,南昌市其余年份的城市建设用地生态效率均超过 1,这进一步验证了南昌市长期位居国家生态文明实验区(江西)核心建设区域城市建设用地生态效率前沿面的结论。与此同时,鹰潭市的城市建设用地生态效率紧随南昌市之后,2003~2016 年,其城市建设用地生态效率的均值达 0.957,极度逼近前沿面,从

分年度的测算结果来看,其在 2008 年前后发生了突变,2008 年以前鹰潭市的城市建设用地生态效率长期低于 1,但 2008 年以后其城市建设用地生态效率开始超过 1。此外,景德镇市的城市建设用地生态效率位居第三,2003~2016 年其城市建设用地生态效率的均值为 0.785,上饶市和九江市分列第四和第五,其城市建设用地生态效率均值分别为 0.735 和 0.687,抚州市的城市建设用地生态效率在考察期内排位最低,仅为 0.665。总体而言,各地区的城市建设用地生态效率差异较大,其中南昌市和鹰潭市相对较高,是国家生态文明实验区(江西)核心建设区域城市建设用地生态效率的“头雁”,引领着国家生态文明试验区(江西)核心建设区域城市建设用地生态效率的持续健康发展,而景德镇、上饶、抚州和九江等地区的城市建设用地生态效率相对较低,是国家生态文明实验区(江西)核心建设区域城市建设用地生态效率的短板。

四、实证检验

(一) 环境规制对城市建设用地生态效率影响

1. 模型设定

为实证检验环境规制对城市建设用地生态效率影响效果,分别设定了 3 个普通面板计量模型:

模型 1:环境规制总体模型

$$\ln LEE_{it} = \alpha \ln ERS_{it} + \sum \beta_j \ln x_{jit} + u_{it}$$

模型 2:非激励性环境规制模型

$$\ln LEE_{it} = \varphi_1 \ln jlers_{it} + \varphi_2 \ln jlers_{it} * \ln fjlrs_{it} + \sum \gamma_j \ln x_{jit} + u_{it}$$

模型 3:激励性环境规制模型

$$\ln LEE_{it} = \tau_1 \ln fjlrs_{it} + \tau_2 \ln jlers_{it} * \ln fjlrs_{it} + \sum \theta_j \ln x_{jit} + u_{it}$$

其中模型 1 为环境规制总体模型,主要用于检验环境规制对城市建设用地生态效率的总体影响,模型 2 和模型 3 分别为非激励性和激励性环境规制模型,分别用于检验非激励性和激励性环境规制对“关联”环境规制制度绩效的影响,即检验非激励性与激励性环境规制所激发的制度协同效应。

LEE 为被解释变量,表示城市建设用地生态效率,直接采用效率测算部分的结果。

x_j 为一组控制变量,各变量的含义及衡量方法

如下:Inc表示经济发展水平,考虑到城市主要以非农产业为主,故此处直接用市辖区人均非农产业GDP作为城市经济发展水平的一个量度。Ind为产业结构,用第三产业与第二产业产值之比来表示,与第二产业相比,第三产业的资源消耗更少,对环境的污染也更轻,因此第三产业与第二产业的产值之比越大,城市建设用地开发利用过程的生态环境代价会越低,城市建设用地生态效率将越高。FDI表示外商直接投资,与内资企业相比,外商直接投资企业的生产技术水平相对更高,这有利于减少生产过程中的污染物排放和单位城市建设用地开发利用过程的生态环境代价,促进城市建设用地生态效率的增长。Styl表示生态压力,直接用人口密度来刻画,人口密度的提升意味着人类活动的加强和对土地生态环境系统影响的加重,这将挤占城市建设用地的生态环境容量,弱化城市建设用地的持续利用能力,抑制城市建设用地生态效率的持续增长;但另一方面,生态压力的加大将倒逼城市政府加快产业结构转型升级步伐,加速绿色技术创新,刺激绿色技术进步,降低城市建设用地开发利用过程的生态环境代价,促进城市建设用地生态效率的增长。Rd表示研发投入,用财政科技支出占政府财政总支出的比重来表示,研发投入越多,技术进步越快,资源消耗越少,对生态环境的破坏越小,城市土地开发利用过程的生态环境代价就越小,城市建设用地的生态效率也将越高;Employment表示就业压力,用城镇登记失业率来表示,就业压力越大,招商引资门槛越低,引入企业的生产技术水平越低,对城市建设用地生态效率的抑制作用也越强。Zyjjys表示资源节约意识,直接用人均耗电量的倒数来表示,人均耗电量越少,说明居民的资源节约意识越强。选用该指标的原因在于,生活领域的生态环境行为较少受刚性法律制度的约束,能够较为贴切地反映城镇居民对资源使用的态度和倾向,城镇居民人均耗电量越少,说明资源节约意识越强,单位城市建设用地开发利用过程的资源消耗量也将越少,城市建设用地生态效率将越高。

jlrs表示激励性环境规制,用一般工业固体废物综合利用率和工业废水回收利用率两项细

分指标来表示,两项细分指标的数值越大,说明激励性环境规制的强度越高。

flrs表示非激励性环境规制,用污染物排放强度来表示,即工业污染物的排放量与工业增加值之比。考虑到数据的可获得性,此处考察了工业废水、工业二氧化硫和工业粉尘3类污染物,污染物的排放强度越低,说明环境规制越强。

ERS为环境规制的总体发展水平,包括激励性和非激励性环境规制两个部分。

由于各细分环境规制的量纲并不统一,不能直接相加,需要采用一定的方法对其进行综合。考虑到熵值法在确定各指标权重时较为客观(主要依据各变量的变异特征而定,变异大的指标熵值小,越重要,指标权重越大),故本文直接采用熵值法来对激励性与非激励性环境规制以及二者内部各细分指标进行加权。

2. 数据来源及处理

工业固体废弃物综合利用率、工业废水回收利用率数据来源于《江西统计年鉴》(2008~2017),工业废水、工业烟(粉)尘、工业二氧化硫排放量、市辖区城镇登记失业人口、年末总人口、第二和第三产业产值、外商直接投资、财政科技支出以及财政总支出数据来源于《中国城市统计年鉴》。

第二和第三产业GDP数据分别用第二和第三产业GDP平减指数进行平减处理,已统一调整至以2000年为基准的可比价格水平。外商直接投资先按当年汇率折算成以人民币计价的投资数额,然后再用固定资产投资价格指数进行平减,已统一调整至以2000年为基准的可比价格水平。

3. 模型估计及结果分析

利用国家生态文明实验区(江西)核心建设区域6个地级市2007~2016年^④的相关数据,运用STATA11.0软件,分别对模型1~3进行了估计,具体估计结果如表3所示。

从表3模型1的估计结果可以看出,ERS变量的系数结果在1%的显著性水平下显著,符号为负,弹性系数为-0.619,这说明环境规制总体上抑制了城市建设用地生态效率的增长,环境规制体系的总体强度每提高1个百分点,将导致城市建设用地生态效率下降0.619个百分点。

表 3 模型估计结果

被解释变量: LEE 城市建设 用地生态效率	环境规制对城市建设用地生态效率的 直接影响模型			规制遵循意识对制度协同 效应的调节作用模型	
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5
inc	0.684*** (0.11)	0.536*** (0.11)	0.547*** (0.11)	0.334* (0.056)	0.344* (0.053)
ind	-0.483 (0.21)	-0.320*** (0.11)	-0.327*** (0.11)	-0.113** (0.104)	-0.114** (0.102)
FDI	0.134*** (0.04)	0.176*** (0.05)	0.180*** (0.05)	0.052** (0.039)	0.046** (0.039)
Rd	-0.0532 (0.04)	-0.0672 (0.04)	-0.0721* (0.04)	-0.558 (0.102)	-0.543 (0.1)
Employment	-0.0518*** (0.04)	-0.0108*** (0.04)	-0.0113** (0.04)	-0.065** (0.033)	-0.066** (0.033)
Styl	-0.207* (0.12)	-0.191 (0.14)	-0.198 (0.14)	0.31 (0.145)	0.292 (0.145)
Envcons	0.719*** (0.1)	0.639*** (0.11)	0.650*** (0.11)	-0.75* (0.098)	-0.756* (0.098)
Zyjjys	-0.132** (0.1)	-0.054*** (0.12)	-0.060** (0.012)	-0.010* (0.007)	-0.006* (0.003)
Constant	-0.703 (0.77)	0.809 (0.79)	-0.536 (0.92)		
ERS	-0.619*** (0.13)				
jlers		0.356** (0.14)		0.328* (0.093)	
fjlers			-0.289*** (0.11)		-0.244* (0.071)
jlers*fjlers		0.031** (0.021)	0.105*** (0.092)		
jlers*fjlers1 (erscons<0.064)				0.068** (0.018)	-0.003*** (0.008)
jlers*fjlers2 (erscons>0.064)				0.114** (0.019)	0.142*** (0.018)
R ²	0.8297	0.7926	0.7967		
Hausman 值	15.3	13.61	13		
p 值	0.083	0.1913	0.2239		
模型选择	随机模型	随机模型	随机模型		

注:(1) 括号内的数值为标准误,*、**、*** 分别表示在 10%、5%和 1%的显著性水平下显著;(2)表中所有变量都已取对数。

从表 3 模型 2 的估计结果可以看到,jlers 变量的系数估计结果也通过了 5%的显著性检验,符号为正,弹性系数为 0.356,这说明激励性环境规制有效地促进了城市建设用地生态效率的增长。其主要原因在于,激励性环境规制具有自我激励功能(通过遵守激励性环境规制能获取相应收益,进而在一定程度上弥补规制遵循成本投入),这有利于激发规制对象的积极性,提升激励性环境规制的遵循程度,改善激励性环境规制的实施绩效,降低单位城市建设用地的污染物排放量,提高城市建设用地的持续利用能力,促进城市建设用地

生态效率的增长。

与此同时,从制度交互项 jlers*fjlers 的系数估计结果可以看到,其在 1%的显著性水平下显著,符号为正,弹性系数为 0.031。这说明,非激励性环境规制强度的提升有利于推动激励性环境规制对城市建设用地生态效率影响效果的改善,即“策动”环境规制 1(非激励性环境规制)与“关联”环境规制 1(激励性环境规制)对城市建设用地生态效率的影响存在显著的协同效应。这主要是由于激励性与非激励性环境规制的实施对象相互交叠,当地方政府为了谋求经济发展方式转型升级而有意识地提高非激励性环境规制的规制强度时(“策动”环境规制 1),不仅会直接提高非激励性环境规制本身的规制遵循程度,改善其实施效果,弱化其对城市建设用地生态效率的抑制作用,而且还会优化“关联”环境规制 1(激励性环境规制)的实施环境,强化激励性环境规制遵循对象的规制遵循意识,培养激励性环境规制对象的规制遵循习惯,提高环境规制遵循程度,改善其实施绩效,减少单位城市建设用地上污染物的排放,提高城市建设用地的持续利用能力,拓展城市建设用地的经济承载能力,刺激经济增长,从减排和增加产出两个方面强化激励性环境规制对城市建设用地生态效率的促进作用。

从表 3 模型 3 的估计结果可以看到,fjlers 变量的系数估计结果在 1%水平下显著,符号为负,弹性系数为-0.289。这说明,非激励性环境规制显著地抑制了城市建设用地生态效率的增长,非激励性环境规制的规制强度每提高 1 个百分点,将导致城市建设用地生态效率下降 0.289 个百分点,非激励性环境规制的作用方式与预期相一致。这主要是由于非激励性环境规制缺乏内生激励,通过遵守非激励性环境规制不仅无法直接获取规制遵循收益,而且还要投入规制遵循成本,这严重削弱了规制对象遵守非激励性环境规制的积极性,降低了非激励性环境规制的遵循程度,抑制了非激励性环境规制污染减排作用的有效发挥,刺激了污染物的排放,提高了单位城市土地开发利用过程的生态环境代价,抑制了城市建设用地生态效率的持续快速增长。更糟糕的是,为了弥补环境

规制遵循成本投入(政府强制要求投入),规制对象甚至还会加大污染产品的生产力度,这将触发“污染成本补偿”效应,加剧污染物的排放密度,弱化城市建设用地的持续利用能力,降低其经济承载数量,从减少产出和增加污染物排放两个方向同时抑制城市建设用地生态效率的增长。

另一方面,从环境规制交互项(jlers*fjlers)的系数估计结果可以看到,其在 1%的显著性水平下显著,符号为正,弹性系数为 0.105。这说明,激励性环境规制强度的提升(“策动”环境规制 2)有利于弱化非激励性环境规制(“关联”环境规制 2)对城市建设用地生态效率的抑制作用,即激励性环境规制所激发的制度协同效应显著存在。从作用强度来看,激励性环境规制所激发的制度协同效应(0.105)比非激励性环境规制所激发的制度协同效应(0.031)更为强劲,前者约为后者的 3 倍。之所以会存在这种差别,主要是由于激励性环境规制具有自我实施的功能,其规制强度的提升对规制对象规制遵循习惯形成及规制遵循意识提升的边际促进作用相对更大,对“关联”环境规制 2(非激励性环境规制)实施环境的优化能力更强,激发的制度协同效应也就更为明显。

(二)门槛效应实证分析

1. 门槛效应的检验

受环境规制遵循意识的调节,激励性与非激励性环境规制的交互作用对城市建设用地生态效率的影响可能存在一定的门槛,只有当环境规制遵循意识跨过这些门槛时,不同环境规制之间的制度协同效应才会得到有效发挥(或发生质的改变)。为了确定上述假设是否成立,首先需要对其进行门槛效应检验。

根据 Hansen 等人的研究结果,为从统计角度判断在门槛值嫌疑点前后的两个门限区间内,响应变量对被解释变量的影响是否存在显著差别,以及采用网格搜寻法得到的门槛值嫌疑点与样本中真实存在的门槛值是否一致,需要对单门限回归模型进行存在性和稳定性检验^[23]。只有当模型依次通过了存在性检验(拒绝原假设)和稳定性检验(接受原假设)时,才可以拒绝不存在门限效应的

原假设。

对于双门限效应的检验,除重复单门限效应检验的程序之外,还需在固定第二门限值嫌疑点的情况下对第一门限值进行回检,只有回检得到的第一门限值与单门限效应检验得到的第一门限值完全相同时才算通过回检。综上,只有其同时通过存在性、稳定性检验和回检,才能拒绝至少存在一个门限效应的原假设。对三个及以上门限效应的检验过程与此类似,整个检验过程要一直持续到接受原假设为止。

根据上述检验程序,采用 STATA11.0 软件,运用国家生态文明实验区核心建设区域(江西)2007~2016 年的相关数据,以城市建设用地生态效率为被解释变量,激励性(或非激励性)环境规制为响应变量,环境规制遵循意识为门限变量^⑤,对异质性环境规制(激励性与非激励性环境规制)的交互作用与城市建设用地生态效率间的门槛效应进行了检验,具体结果如表 4 所示。

表 4 门槛效应检验结果

原假设	门限变量	响应变量	门槛值嫌疑点	存在性检验		稳定性检验		结论
				LM 统计量的 F 值	P 值	LR 统计量的卡方值	5%临界值	
不存在门限效应	环境规制遵循意识 Erscons	制度交互项 jlers*fjlers	0.064	37.744	0.000	0.000	7.352	拒绝
最多只存在一个门限效应	环境规制遵循意识 Erscons	制度交互项 jlers*fjlers	0.026	7.628	0.020	16.171	7.352	接受
			0.064					

从表 4 可以看出,第一门限值嫌疑点为 0.064,存在性检验 LM 统计量的 F 值为 37.744,对应的 p 值为 0(自抽样 1000 次构造的模拟分布对应的 P 值),这说明在 5%的显著性水平下应拒绝异质性环境规制的交互作用对城市建设用地生态效率的边际影响在第一门限值嫌疑点的两侧不存在显著差别原假设。与此同时,稳定性检验 LR 统计量的卡方值为 0,小于 5%的临界值 7.352。这说明,采用网格搜寻法得到的估计的门限值与样本中真实存在的门限值并无显著差别。结合存在性和稳定性检验的检验结果可以判定,应拒绝不存在门限效应的原假设。为检验是否存在双门限效应,还需做双门限效应检验。

从双门限效应检验的结果可以看出,第二门限值嫌疑点为 0.026,LM 统计量的 F 值为 7.628,对应的 p 值为 0.02,这说明在 5% 的显著性水平下应拒绝在以 0.026 为分界点的两个门限区间内,异质性环境规制的交互作用对城市建设用地生态效率的影响不存在显著差别原假设。另一方面,稳定性检验 LR 统计量的卡方值为 16.171,大于 5% 的临界值 7.352,这说明采用网格搜寻法得到的估计的门限值嫌疑点与样本中真实存在的门限值在统计上存在显著的差别,估计的门限值嫌疑点并不稳定。综上,应接受最多只存在一个门限效应的原假设。

2. 门限回归模型的设定

从门限效应的检验结果可以看出,受环境规制遵循意识的调节,激励性与非激励性环境规制的交互作用对城市建设用地生态效率的影响存在单门限效应,对应的门限值点为 0.064,因此,本文分别构建了如下单门限回归模型:

模型 4: 非激励性环境规制门槛效应模型

$$\ln LEE_{it} = \alpha_1 \ln jlers_{it} + \beta \sum \ln X + \psi_1 I(\cdot) (\ln jlers_{it} * \ln fjlers_{it}) \\ (Erscons < \tau_1) + \psi_2 [1 - I(\cdot)] (\ln jlers_{it} * \ln fjlers_{it}) \\ (Erscons \geq \tau_1) + \xi_{it}$$

模型 5: 激励性环境规制门槛效应模型

$$\ln LEE_{it} = \alpha_1 \ln fjlers_{it} + \beta \sum \ln X + \psi_1 I(\cdot) * [\ln jlers_{it} * \ln fjlers_{it}] \\ (Erscons < \tau_1) + \psi_2 [1 - I(\cdot)] (\ln jlers_{it} * \ln fjlers_{it}) \\ (Erscons \geq \tau_1) + \xi_{it}$$

其中模型 4 主要用于检验非激励性环境规制所激发的制度协同效应对城市建设用地生态效率的非线性影响,模型 5 主要用于考察激励性环境规制所激发的制度协同效应对城市建设用地生态效率的非线性影响。

$jlers * fjlers$ 为响应变量,表示的是激励性环境规制与非激励性环境规制的交互项,其系数衡量的是激励性(或非激励性)环境规制所激发的制度协同效应的大小,交互项的系数越大,说明激励性(或非激励性)环境规制所激发的制度协同效应越强。 $Erscons$ 为门限变量,表示的是环境规制遵循意识,用城镇居民人均生活污水排放量的倒数来刻画,人均生活污水排放量越少,说明城镇居民的自我约束能力越强,环境规制遵循意识也会越高。 $I(\cdot)$

为示性函数,其取值规则如下:

$$I(\cdot) = \begin{cases} 1, Erscons < \gamma_1 \\ 0, Erscons \geq \gamma_1 \end{cases}$$

3. 门限模型的估计

利用国家生态文明实验区(江西)核心建设区域 6 个地级市 2003~2016 年的相关数据,借鉴 Hansen 等人的面板门限回归模型估计方法,采用 STATA11.0 软件,分别对模型 4~5 进行系统估计,具体估计结果如表 3 所示。

从表 3 模型 4 (非激励性环境规制门槛模型)的估计结果可以看出,当 $Erscons$ (环境规制遵循意识) 小于 0.064 时,响应变量(环境规制交互项 $jlers * fjlers1$) 的系数估计结果在 5% 的显著性水平下显著为正,弹性系数为 0.068。但当环境规制遵循意识 $Erscons$ 超过 0.064 时,响应变量(环境规制交互项 $jlers * fjlers2$) 对城市建设用地生态效率的边际影响将提升至 0.114,比第一门限区间提高了 85%,这说明受规制遵循意识的调节,非激励性环境规制所触发的制度协同效应是非线性的,随着规制遵循意识的不断提升,非激励性环境规制所触发的制度协同效应将不断增强。

与此类似,从模型 5 (激励性环境规制门槛模型)的估计结果可以看到,当规制遵循意识 $Erscons$ 小于 0.064 时,响应变量(环境规制交互项 $jlers * fjlers1$) 系数估计结果的符号为负,弹性系数为 -0.003,但当规制遵循意识 $Erscons$ 超过 0.064 时,响应变量(环境规制交互项 $jlers * fjlers2$) 系数估计结果的符号由负转正,弹性系数为 0.142,这说明环境规制遵循意识对激励性环境规制所激发的制度协同效应的调节作用不仅体现在作用强度上,更重要的是体现在作用方向上,只有环境规制遵循意识跨越临界最低水平时,激励性环境规制所激发的制度协同效应才会得以显化,其规制强度的提升才会弱化非激励性环境规制对城市建设用地生态效率的抑制作用。这主要是由于,遵循非激励性环境规制不仅不能给规制对象带来额外的收益,甚至还需要其付出一定的规制遵循成本,因此,在缺乏外界强制的情况下,非激励性环境规制并不能得到有效实施,故与激励性环境规制相比,非激励性环境规制的实施难度较大,对环境规制

遵循意识的要求更高,当实际的环境规制遵循意识低于临界最低水平时,“策动”环境规制 2(激励性环境规制)规制强度的提升虽然会增强规制对象的规制遵循意识,但其发展水平依然偏低,仍不足以推动规制对象对“关联环境规制”2(非激励性环境规制)遵循策略的改变,其所激发的制度协同效应也就无法得到有效发挥。更为甚者,激励性环境规制强度的提升还可能触发制度拮抗效应,诱使非激励性环境规制的规制对象在良好的生态环境的掩蔽下,加大对非激励性环境规制的对抗,这将进一步降低非激励性环境规制的遵循程度,恶化非激励性环境规制的实施环境,加剧单位城市建设用地的污染物排放,强化非激励性环境规制对城市建设用地生态效率的抑制作用。只有当实际的规制遵循意识超过临界最低水平时,“策动”环境规制 2(激励性环境规制)规制强度的提升所导致的规制遵循意识的增强才会推动“关联”环境规制 2(非激励性环境规制)规制对象规制遵循策略的改善,提升非激励性环境规制的遵循程度,弱化非激励性环境规制对城市建设用地生态效率的抑制作用。

五、结论及政策建议

本文利用国家生态文明实验区(江西)核心建设区域 2006~2017 年的相关数据,采用超效率 SBM 模型和门限面板回归模型,实证检验了激励性与非激励性环境规制及其交互作用对城市建设用地生态效率的影响,得到如下研究发现:

第一,环境规制总体上抑制了城市建设用地生态效率的增长,环境规制强度每提高 1 个百分点,将导致城市建设用地生态效率下降 0.619 个百分点。但不同性质的环境规制对城市建设用地生态效率的影响存在显著的差别,其中激励性环境规制有效地促进了城市建设用地生态效率的增长,而非激励性环境规制则显著地抑制了城市建设用地生态效率的提升。

第二,激励性与非激励性环境规制对城市建设用地生态效率的影响存在显著的制度协同效应,无论是激励性还是非激励性环境规制,其规制

强度的提升均能有效推动“关联”环境规制对城市建设用地生态效率影响效果的改善。但值得注意的是,不同环境规制所激发的制度协同效应是非对称的,与非激励性环境规制相比,激励性环境规制所激发的制度协同效应相对更为强劲。

第三,环境规制遵循意识对各类环境规制所激发的制度协同效应均具有显著的调节作用,当环境规制遵循意识超过临界点后,激励性与非激励性环境规制所激发的制度协同效应均会得到改善。但值得注意的是,这种调节作用是非对称的,与非激励性环境规制相比,环境规制遵循意识对激励性环境规制所激发的制度协同效应的调节作用更为强劲。

以上研究发现具有鲜明的政策内涵,在实际工作中,可以通过以下途径推动提升城市建设用地生态效率。

1. 深化环境监管体制改革,打破行政界限,以生态环境管理单元为单位,组建区域性乃至全国性的生态环境管理机构

无论是激励性还是非激励性环境规制,其对城市建设用地生态效率的影响均存在显著的制度协同效应,若任由各地分别制定各自的环境规制政策,势必导致环境规制体系的结构失衡,激励性与非激励性环境规制的配比失当,进而导致激励性与非激励性环境规制所激发的制度协同效应无法得到有效的发挥,因此应进一步深化生态环境管理体制,打破区域行政界限,以生态环境管理单元为单位,组建区域性乃至全国性的生态环境管理机构,由其统筹生态环境管理单元内的环境规制政策制定、执行和监督工作,全面提升整个区域乃至全国环境规制体系内部激励性与非激励性环境规制的协调性。

2. 优化环境规制体系结构,适当提高激励性环境规制的比重,合理确定规制实施次序,优先实施激励性环境规制

与非激励性环境规制相比,激励性环境规制所触发的制度协同效应更为强劲,因此为了降低城市建设用地生态效率提升的行政成本,环境规制规划部门应合理设计环境规制体系,持续优化环境规制结构,适当提高激励性环境规制在整个

环境规制体系中所占比重。与此同时,还应合理确定环境规制的实施次序,充分发挥激励性环境规制的先导性作用,在同等条件下,优先实施激励性环境规制。甚至在某些情况下,为了改善非激励性环境规制的实施效果,可有意识地先行实施配套性的激励性环境规制。

3. 加大规制遵循宣传教育力度,推动环境规制遵循意识持续快速增长

环境规制遵循意识对各类环境规制所触发的制度协同效应应具有显著的调节作用,在跨过临界规制遵循意识后,各环境规制所激发的制度协同效应均会得到有效改善,因此应加快环境规制遵循意识的培养进程,加大环境规制宣传教育力度,积极利用宣传栏、电视、网络、官方微博、官方微信公众号等平台开展环境规制遵循教育,提高社会公众特别是规制对象的规制遵循意识,优化环境规制的实施环境,降低环境规制的实施成本,提高环境规制的实施绩效。与此同时,还应加大环境规制的实施力度,更新环境规制监管手段,综合利用 Arcgis、通信卫星和遥感等现代信息技术手段,提高环境督查效率,弱化规制对象的机会主义倾向,增加规制对象的违法成本,用制度倒逼规制对象遵守环境规制,培养用户的规制遵循习惯,强化其规制遵循意识。

注:

- ① 策动环境规制是规制强度率先发生变动的环境规制。
- ② 关联环境规制是指与策动环境规制共享规制对象,进而规制遵循意识的环境规制。
- ③ 环鄱阳湖生态城市群主要包括南昌、九江、景德镇、鹰潭、上饶和抚州等 6 个地级市。
- ④ 实证部分的样本期间与效率测算部分的样本期间之所以不一致,主要是由于在 2007 年之前,环鄱阳湖生态城市群部分污染物排放指标数据缺失,若强行采用缺失数据来构建环境规制指标,势必会降低指标稳定性,加剧模型参数估计的偏误,有鉴于此,本文将实证部分的样本期间定在 2007~2016 年。
- ⑤ 环境规制遵循意识用城镇居民人均生活污水排放量的倒数来表示,选用该指标的原因在于,生活领域的污染物排放行为较少受到正式制度的约束,城镇居民能够根据自己的意愿进行排放,最能反映城镇居民对

生态环境问题及环境规制的态度,人均生活污水排放量越少,说明居民的自我约束能力越强,环境规制遵循意识也会越强。

参考文献:

- [1] Schaltegger S, Sturm A. Ökologischerationalität: Ansatzpunkte zur Ausgestaltung von Ökologieorientierten Managementinstrumenten [J]. Die Unternehmung, 1990, 44 (4): 273 - 290.
- [2] 游和远,吴次芳,林宁,等.基于数据包络分析的土地利用生态效率评价[J].农业工程学报,2011,27(3):309-315.
- [3] 谢曼曼,李秀霞.基于数据包络分析法的吉林省土地利用生态效率时空演化规律研究[J].水土保持通报,2015,35 (3):225-230.
- [4] 朱旭森.基于 DEA 的土地利用经济效率和生态效率评价——以西南地区为例[J].重庆师范大学学报(自然科学版),2016,33(4):194-200.
- [5] 李桂媛,郭琦,杨凡星.宜昌市城市边缘区土地生态效率及效益初探[J].三峡大学学报(自然科学版),2016,38(3): 48-52+63.
- [6] 潘润秋,易子豪,张琴.基于 DEA 模型和 Malmquist 生产效率指数的我国省际土地利用生态效率时空演变[J].江苏农业科学,2018, (5):1-6
- [7] 金贵,吴锋,李兆华,等.快速城镇化地区土地利用及生态效率测算与分析[J].生态学报,2017,37(23):8048-8057.
- [8] 李林,张文方,伍雯.我国城市土地利用结构生态效率 DEA 模型分析[J].广东土地科学,2015,14(04):13-19.
- [9] 杨皓然,吴群.碳排放视角下的江苏省土地利用转型生态效率研究——基于混合方向性距离函数[J].自然资源学报,2017,32(10):1718-1730.
- [10] 刘勇.江苏省土地利用程度与区域生态效率关系研究[J].中国土地科学,2010,24(4):19-24.
- [11] 谢花林,张道贝,王伟.鄱阳湖生态经济区城市土地利用效率时空差异及其影响因素分析[J].农林经济管理学报,2016,15(4):464-474.
- [12] Porter M, Claas V L. Toward a new conception of the environment: competitiveness relationship [J]. Journal of Economic Perspectives, 1995, 9(5): 97-118.
- [13] 乔美华.环境规制对 R&D 创新效率影响的双重效应——基于省际工业面板数据经验研究[J].现代经济探讨,2018,(9):79-89.
- [14] 屈文波.环境规制、空间溢出与区域生态效率——基于空间杜宾面板模型的实证分析[J].北京理工大学学报(社会科学版),2018,20(6):27-33.

- [15] 谢波,单灿阳,张成浩.科技创新、环境规制对区域生态效率的影响研究[J].生态经济,2018,34(4):86-92.
- [16] 张子龙,王开泳,陈兴鹏.中国生态效率演变与环境规制的关系——基于SBM模型和省际面板数据估计[J].经济经纬,2015,32(3):126-131.
- [17] 高瑜玲,林翊.环境规制对区域生态效率的影响——基于中国省际面板数据的检验[J].福建农林大学学报(哲学社会科学版),2018,21(3):44-50.
- [18] 任胜钢,蒋婷婷,李晓磊,等.中国环境规制类型对区域生态效率影响的差异化机制研究[J].经济管理,2016,38(1):157-165.
- [19] 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].人口·资源与环境,2017,27(4):110-118.
- [20] 任海军,姚银环.资源依赖视角下环境规制对生态效率的影响分析——基于SBM超效率模型[J].软科学,2016,30(6):35-38.
- [21] 张根文,邱硕,张王飞.强化环境规制影响企业研发创新吗——基于新《环境保护法》实施的实证分析[J].广东财经大学学报,2018,(6):80-88.
- [22] Tone K. A slacks-based measure of super-efficiency in data envelopment analysis[J].European journal of operational research,2002,143(1):32-41.
- [23] Hansen B E. Threshold effects in non-dynamic panel: estimation, testing and inference[J].Journal of econometrics,1999,93(2):345-368.

【责任编辑:龚紫钰】

Incentive and Non-incentive Environmental Regulation, Institutional Coordination and Ecological Efficiency of Urban Construction Land Use

ZHONG Cheng-lin¹, HU Xue-ping²

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

2.College of Economics, Zhongnan University of Economics and Law, Wuhan, Hubei, 430073)

Abstract: Based on the data of key construction areas of national ecological civilization pilot area (Jiangxi) from 2006 to 2017, using the SBM model and panel threshold model in combination, this paper makes an empirical study of the influence mechanism of incentive and non-incentive environmental regulations and their interaction on ecological efficiency of urban construction land. The findings is as follows: Firstly, environmental regulations generally restrain the growth of ecological efficiency of urban construction land, but the effects of environmental regulations significantly differ from one another. Secondly, there is a significant institutional synergy between the influence of incentive and non-incentive environmental regulations on the ecological efficiency of urban construction land. Thirdly, the awareness of environmental regulation compliance plays a significant regulatory role in the development of system synergy. When the awareness of social regulation compliance crosses the critical point, both the incentive and non-incentive environmental regulations can improve the institutional synergy.

Key words: incentive environmental regulation; non-incentive environmental regulation; urban construction land; ecological efficiency; institutional coordination; regulatory compliance consciousness