

# 创新对中国城市生态效率的影响研究

## ——基于空间溢出分解的视角

罗能生 余燕团\*

**摘要:**在创新驱动城市绿色发展的背景下,需要高度重视区域异质性,并通过创新及其空间溢出等途径协同提升城市生态效率。本文将凸共同前沿拓展到非凸共同前沿,并利用改进的数据包络分析模型测度了中国 2003-2015 年 191 个地级及以上城市的生态效率,研究了城市创新空间溢出的高位压力和低位吸力对生态效率的提升机制。主要发现有:邻近地区城市创新的高位压力对本市生态效率提升具有显著的促进作用,表现为“见贤思齐”效应,且这种提升作用不会随距离阈值的增大而出现衰减。分组比较发现,东部城市、环境保护重点城市、非资源型城市和两控区城市创新能力的高位压力对生态效率具有明显的提升作用,表明“见贤思齐”效应依然占主导。实证研究表明:地方政府应高度重视城市创新的正、负向空间溢出,积极发挥“见贤思齐”的积极作用,避免“见劣自绥”的负面影响,对不同城市类型采取差异化约束机制,坚持分类指导、特色发展,以快速有效地提升城市生态效率,实现区域绿色发展、协调发展的目标。

**关键词:**城市创新;空间溢出;生态效率;异质性;非凸共同前沿

### 一、引言

党的十九大报告中指出,创新是引领发展的第一动力,是建设现代化经济体系的战略支撑。从唯物辩证法的角度看,发展的实质和途径就是创新(王永芹,2014)。然而,技术进步与创新发展空间巨大,国民整体研究水平仍有待提高(连平等,2018),不仅仅是因为技术进步与创新是一个经济体实现长期可持续经济增长的关键,更重要的是,技术创新对城市绿色发展具有显著的促进作用(Zhang et al., 2018)。生态效率综合考虑了资源、环境和经济的协调发展,为衡量区域

\*罗能生,湖南大学经济与贸易学院,邮政编码:410079,电子信箱:lns1122@163.com;余燕团,湖南大学经济与贸易学院,邮政编码:410079,电子信箱:yantuanyu@163.com。

本文系国家自然科学基金项目“异质性资源禀赋下城市生态效率度量、空间溢出及其驱动机制研究”(41571524)、国家社会科学基金重大招标项目“推进我国区域经济、政治、社会、文化及生态协同发展研究”(11&ZD012)、国家社会科学基金重大招标项目“交通污染排放的社会外部性及其对公共健康的影响研究”(17ZDA081)的阶段性成果。感谢匿名审稿人的宝贵意见,文责自负。

绿色发展和生态文明建设水平提供了一个综合性视角(黄建欢,2016),而城市创新通过提高资源利用效率、降低环境污染和提高经济产出等渠道进一步影响生态效率。基于此,本文将深入考察城市创新及其空间溢出对生态效率的影响机制,在当前实施创新驱动绿色发展阶段,对这一问题的阐释将有利于进一步识别城市生态效率提升的关键因素,为推进绿色发展和建设美丽中国进程中相关政策的制定和设计提供参考。

国内外研究创新与生态效率的文献相对较少,主要是从某个侧面研究创新与效率的关系。如科技创新与技术效率(马述忠、柴宇曦,2016),科技创新与资源效率(叶依广、孙林,2002),科技创新与能源效率(贾军、张卓,2013),科技创新与碳生产率(李小平等,2016)。现有文献对中国生态效率的研究主要有两条主线:一是深化和拓展生态效率的测度方法。现有的测算方法主要有单一比值法(或生态成本价值指数模型)、数据包络分析法、随机前沿分析法和生态足迹法等几种。其中,DEA 和 SFA 具有客观赋权的优势,因而被广泛用于测度生态效率(Huang et al., 2014;Orea & Wall,2016;Orea & Wall,2017)。梳理已有研究发现,采用 DEA 测度生态效率的文献相对较多。例如 CCR 模型(Zhang et al.,2008),BCC 模型(王恩旭、武春友,2011),方向性距离函数(汪克亮等,2016),超效率 DEA 模型(付丽娜等,2013;陈真玲,2016),综合考虑 SBM(Tone, 2001)和超效率(Andersen & Petersen,1993)、非期望产出的 DEA 模型(Huang et al.,2014),共同前沿 DEA 模型(刘丙泉等,2016),综合考虑共同前沿、非期望产出和超效率的 SBM 模型(Huang et al.,2018;黄建欢等,2018;Yu et al.,2018)。为了得到更加全面、准确的测度结果,学者们仍在不断对 DEA 模型进行改进和创新,相关研究仍是今后长时间内学界关注的重点之一。二是生态效率提升的影响机制分析,与本研究主题密切相关的主要文献有王瑾(2014)、陈林心等(2016)、黄建欢和许和连(2016)、梁星和卓得波(2017)、卢燕群和袁鹏(2017)以及 Zhang 等(2018)。值得注意的是,Zhang 等(2018)基于 105 个城市的面板数据和空间计量方法,研究了技术创新对城市生态效率的影响,发现技术创新对生态效率提升具有显著的推动作用。本文的创新之处在于:一是改进和拓展了生态效率的测度方法;二是利用更加综合的城市创新指数(寇宗来、刘学悦,2017)衡量城市创新能力;三是研究样本更大。

本文余下安排为:第二部分为城市创新及其空间溢出影响生态效率的机制分析;第三部分介绍了空间溢出和生态效率的测度、计量模型与样本数据;第四部分为实证结果与分析;最后是本文的结论与政策建议。

## 二、城市创新及其空间溢出影响生态效率的机制

城市创新主要体现在宏观的科技创新、中观的行业绿色技术创新、微观层面的企业技术创新等层面,其在环境保护和生态效率提升方面发挥着重要作用。城市创新主要通过技术外溢(扩散)等途径影响邻近城市。而现实中城市间存在着策略互动影响,竞争、模仿、合作以及其他层面的关系(黄建欢等,2018)。不仅如此,城市间的创新能力差距越大则竞争压力越大,

由此可能产生的空间溢出效应越明显,对生态效率的作用越凸出。

关于创新影响生态效率的研究,已有文献从实证计量检验的角度出发,运用不同的模型与分析方法,得出了丰富的研究结论,但基本都认为创新能力的提高有利于区域生态效率的提升。例如,郭莉等(2009)基于中国28个省(市、区)2002年的相关数据实证发现工业创新能力对产业生态效率的作用明显大于环境科技水平;付丽娜等(2013)运用超效率DEA方法测度了长株潭“3+5”城市群各城市2005-2010年的生态效率,并基于面板数据的Tobit模型考察了生态效率的影响因素,实证结果发现研发强度对生态效率有显著的正向影响;王瑾(2014)运用超效率DEA方法测度了中国30个省(市、区)2007-2011年的工业生态效率,并实证发现东南沿海地区的工业自主创新对生态效率提升具有显著的促进作用;武春友等(2015)测算了1998-2012年中国各区域和1971-2011年国际各国的生态效率,并实证发现研发与试验支出占GDP比重是生态效率的正向影响因素;陈林心等(2016)运用空间面板数据模型探讨了创新、创业对生态效率的提升作用,实证发现创新和创业对生态效率的贡献度分别为32.13%和18.9%;黄建欢和许和连(2016)发现专利授权总数对生态效率提升具有积极的直接效应,且对邻近区域具有正向空间溢出效应;梁星和卓得波(2017)运用熵权法综合评价了中国2006-2015年30个省(市、区)的生态效率,分析了经济发展、技术创新等因素对生态效率的影响机理,发现技术创新对生态效率的提升作用最大。卢燕群和袁鹏(2017)则采用规模报酬可变的DEA模型测算了2005-2014年中国30个省(市、区)的工业生态效率,并基于空间计量模型实证检验了技术创新对工业生态效率具有正向促进作用。王亚平等(2017)梳理了科技创新对绿色发展的影响机制,认为科技创新可以通过推动农业绿色生产、工业绿色生产、绿色消费和绿色生活的途径影响绿色发展。既有文献取得了丰富的研究成果,但至少还可以从两方面进行拓展,其一,考虑异质性因素的城市生态效率的测度方法;其二,借鉴空间计量理论,利用城市层面大样本数据对城市创新的空间溢出进行量化和测度,并进一步研究其如何影响生态效率的提升,是否存在距离阈值效应。

大部分文献考察空间溢出效应是基于空间计量模型,但这只能观测总体空间溢出效应的影响方向和大小,本质上并未将空间溢出进行量化,本文认为本地城市生态效率提升主要来源于邻近城市空间溢出的两种力量,即高位压力和低位吸力(黄建欢等,2018)。本文首先测度了城市创新的高位压力和低位吸力,然后研究其与生态效率提升的关系,最后根据实证结果提出对应的政策启示。具体地,城市创新的高位压力即指相对本地而言,邻近区域的创新能力处于高位,这种差距会对本地形成一种向上的压力。当邻近区域对本地的创新能力高位压力越大,意味着该区域在创新能力上越落后于邻近区域,故该区域面临着更大的创新能力提升的压力,因此可能会出现两种相反的局面:(1)在“见贤思齐”效应下,该区域利用后发优势,努力赶超周边区域,实现加速发展,使得创新能力加速,有利于生态效率提升;(2)在“虹吸效应”下,邻近区域创新能力越高,越容易吸引本地的人才和企业入驻,加速资本和科技等资源要素的

流入,影响本地经济发展,进而不利于生态效率提升。基于此,本文提出如下待检验假说。

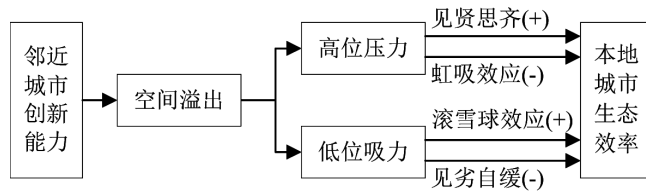
H1:在“见贤思齐”的效应下,邻近区域对本地创新能力的高位压力促进本地生态效率提升;

H2:在“虹吸效应”的作用下,邻近区域对本地创新能力的高位压力阻碍本地生态效率提升。

城市创新的低位吸力即指相对本地而言,邻近区域的创新能力处于低位,这种差距会给本地一种向下的吸力。邻近区域对本地区的创新能力低位吸力越大,意味着该区域在创新能力上越高于邻近区域,相对邻近城市而言,该区域面临的创新能力提升的压力较小。此时亦可能出现两种情况:(1)在“滚雪球效应”下,本地仍然加速提升创新能力,保证经济发展质量的前提下增加经济产出,有助于生态效率提升;(2)该区域发现自己创新能力相对居高后,在“见劣自缓”的效应下,有意或者无意地弱化创新能力,或者因为缺乏后劲而无法提升城市创新能力,进而影响经济发展,不利于生态效率增长。基于此,本文提出如下待检验假说。

H3:在“滚雪球效应”的作用下,邻近区域对本地创新能力的低位吸力促进本地生态效率提升;

H4:在“见劣自缓”的效应下,邻近区域对本地创新能力的低位吸力阻碍本地生态效率提升。



注:“+”表示促进,“-”表示抑制。

图1 邻近城市创新空间溢出影响本地城市生态效率的路径

城市在进行生产资料的更新换代和增设污染治理设备时,会在短期内增加生产成本,如果要提升全社会总福利或广义社会财富,同时考虑经济效益和环境质量,就必须采用“清洁技术”或环保新产品的研发,从本质上提高城市创新能力。进入新时代,以创新、创业精神加快生态文明建设将得到学界和政界的认可和推广。城市创新不仅可以提高资源利用效率,还可以从源头和末端进行环境污染治理,减少污染物排放,提高规模经济和范围经济等,对生态效率有明显的促进作用。本文预期假说 H1 更可信。

### 三、空间溢出和生态效率的测度、计量模型与样本数据

#### (一) 空间溢出和生态效率的测度方法

(1) 高位压力和低位吸力。用  $SO_{it}^H$  ( $SO_{it}^L$ ) 表示高位压力(低位吸力),即在邻近城市  $j$  的创新能力 ( $inno$ ) 比本地区  $i$  高(低)的情况下,测算本地  $i$  与邻近城市  $j$  上一期创新能力的差值与空间权重矩阵的乘积之和,具体测算方法如下:

$$SO_{it}^H = \sum_{j \in J_i} w_{ij} (inno_{j(t-1)} - inno_{i(t-1)}), \text{ if } inno_{j(t-1)} \geq inno_{i(t-1)}, j \in \tau_i \quad (1)$$

$$SO_{it}^L = \sum_{j \in K_i} w_{ij} (-inno_{j(t-1)} + inno_{i(t-1)}), \text{ if } inno_{j(t-1)} < inno_{i(t-1)}, j \in \tau_i \quad (2)$$

其中,  $J_i$  为一定邻近范围内比  $i$  城市创新能力强的所有城市集合,  $K_i$  为一定邻近范围内比  $i$  城市创新能力弱的所有城市集合,  $\tau_i$  表示  $i$  城市的某一邻近距离范围内所有城市集合。

(2) 空间权重矩阵设定。任何城市的发展都不可避免地会受到城市网络中其他城市的外在影响, 这种影响的强度和方向取决于施加影响城市的等级规模和相互之间的地理距离(张浩然、衣保中, 2011)。本文综合考虑两个城市的人口规模和地理距离作为衡量权重的两个因素, 具体测算公式如下:

$$w_{ij} = \frac{Pop_{j(t-1)}/D_{ij}}{\sum_{j \in \Delta_i} Pop_{j(t-1)}/D_{ij}} \quad (3)$$

其中,  $Pop_{j(t-1)}$  为相邻城市  $j$  的上一期城市人口数量,  $D_{ij}$  表示城市  $i$  和  $j$  之间的距离,  $\Delta = J$  时表示空间权重矩阵用于测算高位压力,  $\Delta = K$  时表示空间权重矩阵用于测算低位吸力。至此, 通过设定不同距离阈值的空间权重矩阵可以进行不同邻近城市数量的高位压力或低位吸力对生态效率提升的敏感性分析。

(3) 生态效率。为了充分考虑异质性技术, 学者们运用共同前沿 DEA 方法进行效率的测度, 但构造的共同前沿大多为凸的, 由于凸共同前沿包括了部分不可行的投入产出组合(Tiedemann et al., 2011; Huang et al., 2013), 因此会出现共同前沿面上有些决策处理单元(DMU)效率值被低估的现象, 而且还会得到共同技术比(MTR)大于 1(Afsharian, 2017; Walheer, 2018)的错误结果。基于此, Afsharian 和 Podinovski(2018)给出了测算非凸共同前沿技术下效率值的线性规划方法。本文在 Huang 等(2018)研究的基础上, 进一步将凸共同前沿拓展到非凸共同前沿的情形, 即同时考虑非凸共同前沿和非期望产出的超效率 SBM 模型(称为 NCMeta-US-SBM 模型), 并将其用于测度城市的生态效率。模型简要说明如下:

假设被评价的 DMU 数量为  $N$ , 根据其异质性特征可以划分为  $G(G > 1)$  组, 每组含有  $N_g$  个 DMU, 则有  $\sum_{g=1}^G N_g = N$ 。每个 DMU 有三类要素: 投入变量、期望产出和非期望产出, 分别用以下变量表示:  $x = [x_1, x_2, \dots, x_M] \in \mathbf{R}_+^M$ ,  $y = [y_1, y_2, \dots, y_R] \in \mathbf{R}_+^R$ ,  $b = [b_1, b_2, \dots, b_J] \in \mathbf{R}_+^J$ , 其中  $M, R$  和  $J$  分别依次表示三类变量的个数。考虑超效率和共同前沿时, 第  $g$  组第  $o$  个决策单元( $o = 1, 2, \dots, N_g; g = 1, 2, \dots, G$ )的凸生产可能集  $P^{c-meta}$  和非凸生产可能集  $P^{nc-meta}$  分别定义为:

$$\begin{aligned} P^{c-meta} = \{ & (x_m, y_r, b_j) \mid x_{mg'o} \geq \sum_{g=1}^G \sum_{n \in g', n \neq o \text{ if } g=g'} \lambda_{gn} x_{mgn}, m = 1, 2, \dots, M; \\ & y_{rg'o} \leq \sum_{g=1}^G \sum_{n \in g', n \neq o \text{ if } g=g'} \lambda_{gn} y_{rgn}, r = 1, 2, \dots, R; \\ & b_{jg'o} \geq \sum_{g=1}^G \sum_{n \in g', n \neq o \text{ if } g=g'} \lambda_{gn} b_{jgn}, j = 1, 2, \dots, J; \\ & \sum_{g=1}^G \sum_{n \in g', n \neq o \text{ if } g=g'} \lambda_{gn} = 1; \lambda_{gn} \geq 0; \\ & g = 1, 2, \dots, G; n \in g', n \neq o \text{ if } g = g' \} \end{aligned} \quad (4)$$

$$\begin{aligned}
 P^{nc-meta} = \{ & (x_m, y_r, b_j) \mid x_{mg'o} \geq \sum_{g=1}^G \sum_{n \in g', n \neq o \text{ if } g=g'} \gamma_{gn} x_{mgn}, m = 1, 2, \dots, M; \\
 & y_{rg'o} \leq \sum_{g=1}^G \sum_{n \in g', n \neq o \text{ if } g=g'} \gamma_{gn} y_{rgn}, r = 1, 2, \dots, R; \\
 & b_{jg'o} \geq \sum_{g=1}^G \sum_{n \in g', n \neq o \text{ if } g=g'} \gamma_{gn} b_{jgn}, j = 1, 2, \dots, J; \\
 & \sum_{g=1}^G \sum_{n \in (g'=1), n \neq o \text{ if } g=g'} \gamma_{gn} = \varphi_1, \sum_{g=1}^G \sum_{n \in (g'=2), n \neq o \text{ if } g=g'} \gamma_{gn} = \varphi_2 \\
 & \sum_{g=1}^G \sum_{n \in (g'=G), n \neq o \text{ if } g=g'} \gamma_{gn} = \varphi_G; \\
 & \left. \sum_{g=1}^G \varphi_g = 1; \varphi_g = 1 \text{ or } 0; \gamma_{gn} \geq 0; n \in g', n \neq o \text{ if } g = g' \right\}
 \end{aligned} \tag{5}$$

其中,  $\lambda$  和  $\gamma$  为权重,  $\varphi_g (g = 1, 2, \dots, G)$  为第  $g$  个群组前沿投入产出组合的子集约束。式 (4) 和 (5) 分别定义了凸共同前沿和非凸共同前沿的生产可能集, 且  $P^{c-meta}$  和  $P^{nc-meta}$  有如下关系:  $P^{nc-meta} \subseteq P^{c-meta}$ , 因此非凸共同前沿下的效率值不小于凸共同前沿下的效率值。为便于说明, 考虑两个群组前沿 I 和 II, 分别对应图 2 中的  $GHDEF$  和  $BCJKL$ , 由两个群组前沿共同包络形成凸共同前沿 ( $BCDEF$ ) 和非凸共同前沿 ( $BCIDEF$ )。显然, 凸共同前沿包含了不可行的投入产出组合, 即图 2 中阴影区域  $CID$  部分。以无效决策处理单元  $A_0$  为例, 考虑群组前沿面 I 和 II, 投入导向和产出导向下的效率值分别为:

$$\begin{aligned}
 \text{前沿面 I: } E_i^I &= \frac{A_0 A_4 - A_0 A_1}{A_0 A_4}; E_o^I = \frac{A_0 A_8}{A_0 A_8 + A_0 A_6} \\
 \text{前沿面 II: } E_i^{II} &= \frac{A_0 A_4 - A_0 A_2}{A_0 A_4}; E_o^{II} = \frac{A_0 A_8}{A_0 A_8 + A_0 A_5}
 \end{aligned}$$

其中, 下标  $i$  和  $o$  分别表示投入导向和产出导向。容易得出, 分别以凸共同前沿面和非凸共同前沿面为参考, 群组前沿面下的效率值是相等的, 不同之处在于无效率决策处理单元投影到凸共同前沿面和非凸共同前沿面上的效率值。

考虑凸共同前沿面和非凸共同前沿面, 投入导向和产出导向下的效率值分别为:

$$\begin{aligned}
 \text{凸共同前沿: } E_i^{c-meta} &= \frac{A_0 A_4 - A_0 A_3}{A_0 A_4}; E_o^{c-meta} = \frac{A_0 A_8}{A_0 A_8 + A_0 A_7} \\
 \text{非凸共同前沿: } E_i^{nc-meta} &= \frac{A_0 A_4 - A_0 A_2}{A_0 A_4}; E_o^{nc-meta} = \frac{A_0 A_8}{A_0 A_8 + A_0 A_6}
 \end{aligned}$$

显然,  $A_0 A_2 \leq A_0 A_3$ , 从而,  $E_i^{nc-meta} \geq E_i^{c-meta}$ , 且当  $A_0 A_2 = A_0 A_3$  时,  $E_i^{nc-meta} = E_i^{c-meta}$  成立;  $A_0 A_6 \leq A_0 A_7$ , 从而,  $E_o^{nc-meta} \geq E_o^{c-meta}$ , 且当  $A_0 A_6 = A_0 A_7$  时,  $E_o^{nc-meta} = E_o^{c-meta}$  成立。这是投入导向

或产出导向的结果,而非导向是它们的综合结果。综上,若不考虑非凸共同前沿,部分 DMU 的效率值会被低估,进而导致评价结果存在偏差,也会对实证研究中的计量检验产生影响。

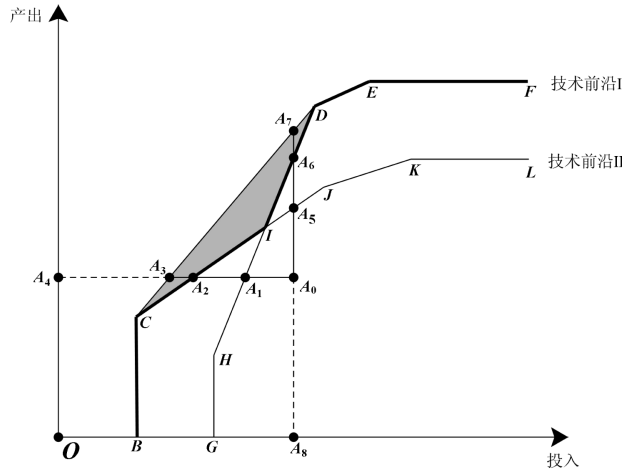


图2 凸共同前沿和非凸共同前沿

在规模报酬可变的假设下,考虑非凸共同前沿和超效率时,第  $g$  组第  $o$  个决策单元 ( $o = 1, 2, \dots, N_g; g = 1, 2, \dots, G$ ) 相对于非凸共同前沿的非导向、非径向 SBM 效率值可以通过求解以下规划得到:

$$[\text{NCMeta} - \text{US} - \text{SBM}] \rho_{g'o}^{\text{nc-meta}^*} = \min \frac{1 + \frac{1}{M} \left( \sum_{m=1}^M \frac{s_{mg'o}^x}{x_{mg'o}} \right)}{1 - \frac{1}{R+J} \left( \sum_{r=1}^R \frac{s_{rg'o}^y}{y_{rg'o}} + \sum_{j=1}^J \frac{s_{jg'o}^b}{b_{jg'o}} \right)} \quad (6)$$

$$s.t. \ x_{mg'o} - \sum_{g=1}^G \sum_{n \in g', n \neq o \text{ if } g=g'} \gamma_{gn} x_{mgn} + s_{mg'o}^x \geq 0, m = 1, 2, \dots, M;$$

$$\sum_{g=1}^G \sum_{n \in g', n \neq o \text{ if } g=g'} \gamma_{gn} y_{rgn} - y_{rg'o} + s_{rg'o}^y \geq 0, r = 1, 2, \dots, R;$$

$$b_{jg'o} - \sum_{g=1}^G \sum_{n \in g', n \neq o \text{ if } g=g'} \gamma_{gn} b_{jgn} + s_{jg'o}^b \geq 0, j = 1, 2, \dots, J;$$

$$1 - \frac{1}{R+J} \left( \sum_{r=1}^R \frac{s_{rg'o}^y}{y_{rg'o}} + \sum_{j=1}^J \frac{s_{jg'o}^b}{b_{jg'o}} \right) \geq \varepsilon;$$

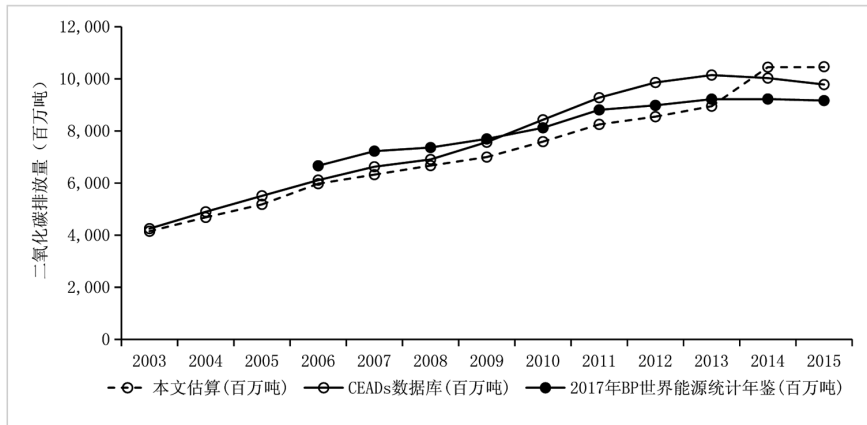
$$\sum_{g=1}^G \sum_{n \in (g'=1), n \neq o \text{ if } g=g'} \gamma_{gn} = \varphi_1, \sum_{g=1}^G \sum_{n \in (g'=2), n \neq o \text{ if } g=g'} \gamma_{gn} = \varphi_2, \dots, \sum_{g=1}^G \sum_{n \in (g'=G), n \neq o \text{ if } g=g'} \gamma_{gn} = \varphi_G;$$

$$\sum_{g=1}^G \varphi_g = 1; \varphi_g = 1 \text{ or } 0; s^x, s^y, s^b, \gamma \geq 0.$$

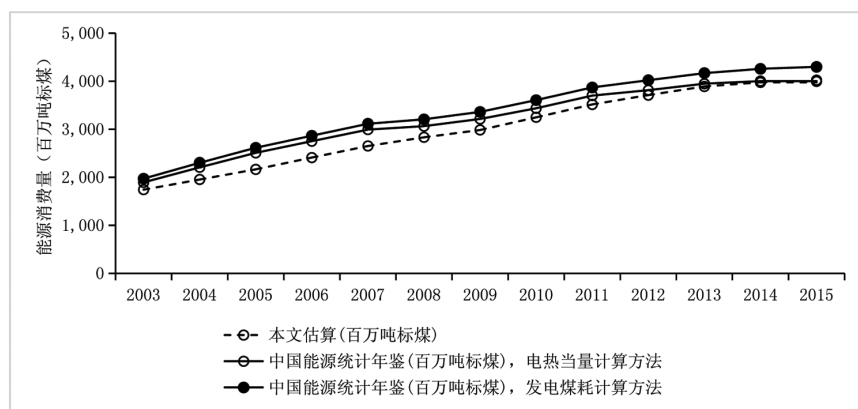
其中,  $\varepsilon$  是非阿基米德无穷小量, 这里添加约束条件  $1 - \frac{1}{R+J} \left( \sum_{r=1}^R \frac{s_{rg'o}^y}{y_{rg'o}^y} + \sum_{j=1}^J \frac{s_{jg'o}^b}{b_{jg'o}^b} \right) \geq \varepsilon$  是为了确保目标函数的分母不为 0。  $s^x$ ,  $s^y$  和  $s^b$  分别为投入变量、期望产出和非期望产出对应的松弛变量,  $\gamma$  为权重向量。

该模型的优点在于不仅考虑了异质性技术, 而且解决了无可行解、跨期可比性和前沿面上决策单元的区分等问题, 该方法相对更综合、精确。采用 MaxDEA 软件测算效率, 为全面和准确地测度生态效率, 应尽可能考虑各种投入变量和产出变量, 详细说明如下:

资本投入采用城市固定资本存量, 城市固定资本存量根据柯善咨和向娟(2012)的方法测算, 由湖南大学经济与贸易学院经济数据研究中心提供。劳动投入采用各城市历年从业人员数作为代理变量。土地投入采用各城市建成区面积作为代理变量。能源投入采用各城市所有一次能源的消费量(换算为标准煤)作为代理变量(Huang et al., 2017)。



(a) 二氧化碳排放量对比



(b) 能源消费量对比

图 3 二氧化碳排放量和能源消费量数据来源对比



好产出选用各个城市的实际地区生产总值,换算为 2010 年不变价。坏产出主要考虑环境污染,选用了 4 个指标:CO<sub>2</sub>排放量、SO<sub>2</sub>排放量、废水排放总量和烟(粉)尘排放量。其中城市层面的碳排放数据利用省级煤炭、原油和天然气的份额衡量的一次能源消费总量标准单位计算,估算方法来源于 Huang 等(2017),有关省级能源消费量的数据来自历年《中国能源统计年鉴》。为避免指标之间的高相关性和奇异值的影响,利用熵权法构建环境污染指数作为坏产出指标以综合反映环境约束指数,该指数越大(小)意味着污染物排放越多(少)。为了保证数据的质量,本文将估算的 CO<sub>2</sub>排放量和能源消费量与国家统计局、CEADs 数据库和 2017 年《BP 世界能源统计年鉴》公布的相关数据进行了对比,见图 3。从图 3 中可发现,本文估算的 CO<sub>2</sub>排放量和能源消费量与官方公布的数据相差均较小,且变化趋势大致相同。因此,采用估算的数据进行效率(相对效率)测算时,能在一定程度上反映近十多年尤其是 2003 年党的十六届三中全会明确提出“科学发展观”以来中国地级及以上城市生态效率的变化趋势,扩大研究样本从而尽可能地包含全部地级及以上城市,这是本文的下一步研究工作。

## (二) 生态效率影响机制的计量模型

为考察城市创新的空间溢出如何影响城市生态效率的提升,本文将测算的高位压力和低位吸力视作回归模型的核心解释变量,以观察空间溢出对生态效率提升的影响。为尽可能缓解内生性问题,模型中以当期生态效率与上期生态效率的比值  $Y_{i(t)}/Y_{i(t-1)}$  作为被解释变量,衡量生态效率提升的效果,构建如下计量模型:

$$Y_{i(t)}/Y_{i(t-1)} = \alpha + \beta_1 SO_u^H + \beta_2 SO_u^L + X\xi + \eta_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

(7)式中, $X$ 为包含相关控制变量的矩阵; $\eta_i$ 为城市个体效应; $\mu_t$ 为时间效应; $\varepsilon_{it}$ 为随机效应; $\beta_1$ 表示高位压力对生态效率增长的影响程度; $\beta_2$ 表示低位吸力对生态效率增长的影响程度。

计量模型涉及的变量说明如下:

(1) 生态效率比值( $ee\_rate$ ):根据 NCMeta-US-SBM 方法测算出生态效率值,用本期与上一期的比值衡量本期生态效率的提升。

(2) 城市创新能力( $inno$ ):选择城市创新指数来综合反映城市的创新能力,关于创新指数的详细测算过程参考寇宗来和刘学悦(2017)。 $Hpwd\_inno$ 代表城市创新的高位压力, $Spwd\_inno$ 代表城市创新的低位吸力。

(3) 控制变量方面,参考 Huang 和 Xia(2016)关于规模效应、技术效应和结构效应等方面的考虑,本文选择对生态效率有较大影响的 4 个因素:人口密度、外资利用、产业结构和环境规制。人口密度( $pop\_den$ )为年末人口数与行政区域面积的比值(单位:万人/平方公里);外资利用( $fdi\_gdp$ )用规模以上外商投资企业工业总产值与 GDP 比值来衡量;产业结构( $sec\_gdp$ )用第二产业占各城市 GDP 比重表示;本文选取二氧化硫去除率、生活污水处理率和固体废物综合利用率 3 个指标,并运用熵权法综合 3 类指标来整体衡量环境规制( $er$ )。其中二

氧化硫去除率为工业二氧化硫产生量与工业二氧化硫排放量之差占工业二氧化硫产生量的比。上述变量的含义与描述性统计见表 1。

变量名	变量含义	均值	标准差	最小值	最大值
<i>ee_rate</i>	生态效率比值	0.9999	0.1009	0.2908	2.1420
<i>inno</i>	城市创新能力	0.0877	0.4029	0.0000	8.4906
<i>pop_den</i>	人口密度	0.0465	0.0354	0.0021	0.2662
<i>fdi_gdp</i>	外资利用	0.1383	0.1997	0.0000	1.4432
<i>sec_gdp</i>	产业结构	0.4962	0.1140	0.1517	0.9097
<i>er</i>	环境规制	0.5842	0.1867	0.0436	0.9771

注:为使变量 *inno* 的估计系数不至于过小,实证过程中将城市创新指数缩小 100 倍,下同。

### (三) 研究样本与数据来源

由于受到一次能源消费数据的限制,本文的研究样本包括 191 个地级及以上城市,样本区间为 2003-2015 年。但是,研究样本数占全国地级市数量的比重超过了三分之二;且几乎确保了研究样本中涵盖每个省份的代表性城市,如省会城市等;从经济总量来看,2003 年和 2015 年样本城市 GDP 总量分别约占全国城市 GDP 总量的 83% 和 82%。因此,本文选取的研究样本具有代表性。具体数据来源于历年《中国统计年鉴》《中国工业经济统计年鉴》《中国环境统计年鉴》《中国环境年鉴》《中国能源统计年鉴》《中国区域经济统计年鉴》《中国城市统计年鉴》《中国城市建设统计年鉴》以及各省市历年的统计年鉴。

## 四、实证结果与分析

### (一) 城市创新的空间溢出与生态效率的时空效应

本文进一步观察了距离阈值为 750 千米时,中国 191 个地级及以上城市在两个年度(2004 年和 2015 年)的城市创新低位吸力和生态效率提升的空间分布情况。通过对比分析,可以初步观察城市创新与生态效率提升的时空变迁及联系。主要结论有:(1)从空间分布来看,城市创新低位吸力较高的城市主要分布在东部沿海城市和中部的部分城市<sup>①</sup>;(2)从时间跨度来看,2004 年到 2015 年,邻近地区对本地创新能力的低位吸力有增强趋势,且 2015 年城市创新低位吸力的地区差距较 2004 年更为明显;(3)生态效率提升较大的城市主要分布

<sup>①</sup>国家“七五”规划(1986-1990)将中国划分为 3 个经济区域:东部、中部和西部。东部地区由北京市、天津市、河北省、辽宁省、上海市、江苏省、浙江省、福建省、山东省、广东省和海南省组成;中部地区由山西省、内蒙古自治区、吉林省、黑龙江省、安徽省、江西省、河南省、湖北省、湖南省和广西壮族自治区组成;西部地区由四川省、贵州省、云南省、西藏自治区、陕西省、甘肃省、青海省、宁夏回族自治区、新疆维吾尔自治区组成。

在东部地区,广大中西部城市生态效率提升相对趋缓,从 2004 年到 2015 年,全国城市生态效率的提升有增强趋势;(4)以上观察初步说明城市创新的低位吸力与生态效率提升之间存在一定程度的相关关系。

表 2 不同距离阈值下城市创新空间溢出的估计结果

变 量	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)	模型(5)
	350km	550km	750km	950km	1150km
<i>Hpwd_inno</i>	0.0367** (2.0855)	0.0406** (2.1813)	0.0414** (2.0835)	0.0453** (2.2740)	0.0465** (2.2217)
<i>Spwd_inno</i>	-0.0192 (-1.1124)	-0.0188 (-1.0885)	-0.0189 (-1.0931)	-0.0197 (-1.1188)	-0.0256 (-1.2838)
<i>pop_den</i>	3.5002*** (3.4957)	3.4729*** (3.4358)	3.4416*** (3.3399)	3.4488*** (3.3705)	3.5080*** (3.5964)
<i>fdi_gdp</i>	0.0153 (0.2132)	0.0173 (0.2385)	0.0118 (0.1636)	0.0168 (0.2402)	0.0141 (0.2012)
<i>sec_gdp</i>	0.1316** (2.2903)	0.1569** (2.5733)	0.1580** (2.5201)	0.1588** (2.5412)	0.1631** (2.5609)
<i>er</i>	0.0385** (2.1474)	0.0409** (2.2634)	0.0420** (2.3138)	0.0415** (2.2973)	0.0417** (2.2970)
个体效应	控制	控制	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	0.7259*** (13.2557)	0.7133*** (12.7782)	0.7140*** (12.4760)	0.7128*** (12.5868)	0.7083*** (12.7232)
观测值	2292	2292	2292	2292	2292
R <sup>2</sup>	0.1377	0.1384	0.1381	0.1385	0.1382

注:①括号内为稳健 t 统计量;②\*\*\*表示 1% 水平上显著,\*\*表示 5% 水平上显著,\*表示 10% 水平上显著。下表同。

### (二) 城市创新的空间溢出与生态效率提升:全样本观察

借鉴黄建欢等(2018)的做法,本文分别在距离阈值为 350、550、750、950 和 1150 千米的情况下,使用双向固定效应模型估计,回归结果如表 2 所示。当距离阈值为 350 公里时,城市创新高位压力(*Hpwd\_inno*)的系数显著为正,且每增加 1 个单位,生态效率会提升 3.67%,且随着距离阈值的增大,生态效率增幅逐渐增加,表明城市创新的高位压力促进生态效率提升,“见贤思齐”效应显著,验证了假说 H1。与此同时,城市创新的低位吸力(*Spwd\_inno*)对城市生态效率的影响方向均为负,说明邻近地区城市创新的低位吸力对生态效率的提升作用有限,并未发挥“滚雪球效应”。对于不同的距离阈值,城市创新的空间溢出对生态效率提升的影响均为高位促进、低位抑制,且城市创新的高位压力对生态效率提升随着距离的变化有逐渐增强的趋势。

### (三) 城市创新的空间溢出与生态效率提升:分组观察

前述分析已经表明城市创新的高位压力对生态效率提升具有显著的促进作用,空间溢出效应

明显,然而各区域在区位条件、资源禀赋、环境政策等方面存在差异,那么,这种差异是否会导致空间溢出效应也具有区域差异呢?因此非常有必要结合不同区位、资源禀赋和政策环境来分别进行样本分组,观察和分析各组子样本城市创新的空间溢出与生态效率提升的影响机制。本文参考黄建欢等(2018)的思路,将样本城市划分为东部城市和中西部城市、资源型城市和非资源型城市、环境保护重点城市和非环境保护重点城市。此外,因为环境规制强度的不同而对其生态效率的提升造成不同程度的影响,故进一步将样本分为两控区城市<sup>①</sup>和非两控区城市。本文研究样本中东部城市、重点城市、资源型城市 and 两控区城市的数量分别为 71、117、78 和 127。

选取距离阈值为 750 千米的数据作为研究对象,得到表 3 中的估计结果,基于高位压力和低位吸力的空间溢出效应,分别观察东部和中西部城市、资源型城市和非资源型城市、重点城市和非重点城市、两控区城市和非两控区城市的创新能力空间溢出如何影响城市生态效率提升。

表 3 分组回归结果

变 量	模型 (1)	模型 (2)	模型 (3)	模型 (4)	模型 (5)	模型 (6)	模型 (7)	模型 (8)
	东部城市	中西部城市	重点城市	非重点城市	资源型城市	非资源型城市	两控区城市	非两控区城市
<i>Hpwd_inno</i>	0.0588 ** (2.5471)	-0.0338 * (-1.7412)	0.0551 *** (3.0135)	-0.0067 (-0.1368)	0.0007 (0.0284)	0.0493 ** (2.2999)	0.0500 ** (2.3831)	-0.0754 (-1.2377)
<i>Spwd_inno</i>	-0.0160 (-0.8780)	0.0070 (0.1115)	0.0001 (0.0126)	-0.3712 ** (-2.0205)	0.2862 (0.9997)	-0.0144 (-0.8327)	-0.0169 (-0.9797)	0.1598 (0.7179)
<i>pop_den</i>	3.8128 *** (3.7305)	2.9221 * (1.7267)	0.7690 (0.6839)	4.5089 *** (20.9579)	6.5288 *** (3.1666)	3.3447 *** (2.8589)	3.5581 *** (3.4765)	2.8948 (1.2411)
<i>fdi_gdp</i>	0.0864 (0.9541)	-0.1456 ** (-2.5800)	0.0025 (0.0306)	-0.0465 (-0.5329)	0.0578 (0.6014)	-0.0037 (-0.0455)	0.0528 (0.6140)	-0.0510 (-0.7399)
<i>sec_gdp</i>	0.1241 (0.9758)	0.1650 ** (2.3762)	0.1072 (1.3610)	0.0719 (0.8772)	0.1525 * (1.7693)	0.2169 ** (2.4329)	0.1523 * (1.9281)	0.1754 * (1.8343)
<i>er</i>	0.0478 (1.3233)	0.0409 * (1.9771)	0.0637 ** (2.5828)	0.0169 (0.6985)	0.0134 (0.5178)	0.0575 ** (2.3068)	0.0188 (0.9308)	0.0692 ** (2.1335)
个体效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	0.6209 *** (6.6146)	0.7770 *** (11.1506)	0.8377 *** (11.1652)	0.7712 *** (20.3717)	0.6918 *** (8.9738)	0.6491 *** (7.7614)	0.6909 *** (10.1053)	0.7669 *** (7.7733)
观测值	852	1440	1404	888	936	1356	1524	768
R <sup>2</sup>	0.2030	0.1073	0.1079	0.2568	0.1418	0.1531	0.1582	0.1316

<sup>①</sup>《大气污染防治法》规定,根据气象、地形、土壤等自然条件,可以将已经产生、可能产生酸雨的地区或者其他二氧化硫污染严重的地区,划定为酸雨控制区或者二氧化硫污染控制区,即“两控区”。具体的划分标准参考《酸雨控制区和二氧化硫污染控制区划分方案》,详见:[http://www.zhb.gov.cn/gkml/zj/wj/200910/t20091022\\_172231.htm](http://www.zhb.gov.cn/gkml/zj/wj/200910/t20091022_172231.htm)。

表3结果显示,东部城市创新能力的高位压力对生态效率的提升具有显著的促进作用,且每增加1个单位,生态效率增长率会提高5.88%,表明“见贤思齐”效应占主导;中西部城市创新的高位压力对生态效率的提升具有显著的抑制作用,且每增加1个单位,生态效率增长率会降低3.38%,表明“虹吸效应”占主导。受制于地理区位条件,中西部城市创新能力的空间溢出效应对生态效率提升的作用有限,而东部城市充分利用自身的区位优势,提高对外开放水平,加速并实现经济快速发展,促进生态效率提升。进一步发现,人口密度的提高有利于城市生态效率提升,这意味着人口集聚程度越高的城市通过提高资源利用效率,如土地集约利用等,从而间接提升生态效率。

重点城市、非资源型城市和两控区城市创新能力的高位压力对生态效率具有明显的提升作用,且每增加1单位,生态效率增长率分别提高5.51%、4.93%和5%,表明“见贤思齐”效应依然占主导,验证了假说H1。不同城市类型的人口集聚和环境规制水平对生态效率具有促进作用。非重点城市创新能力的低位吸力对生态效率提升具有显著的抑制作用,表明“见劣自缓”效应较突出。

上述研究发现,经济发达的东部等地区的城市因经过多年的经济高速发展,具备较高的创新能力,城市创新的空间溢出对生态效率提升的促进作用最为明显。而广大中西部地区由于经济发展水平和技术吸收能力较低,且大量的高技能劳动力流入东部沿海城市,在“虹吸效应”作用下,不利于该地区城市生态效率的提升。国家设立环境保护重点城市和两控区城市等环境政策有利于发挥城市创新的空间溢出效应,其对城市生态效率具有显著的提升作用。资源丰裕城市非但没有从资源大规模开发中受益,反而陷入资源优势陷阱而影响经济发展质量,这些地区经济总量大、集聚程度高、资源环境负荷过大,导致环境质量明显退化(石敏俊等,2016),这可能是资源型城市创新能力空间溢出对生态效率提升的作用不显著的一个解释。

#### (四) 稳健性分析

采用具有异质性特征的共同前沿模型测算生态效率时,不同群组具有不同的技术水平,而一个城市的技术水平在一定程度上代表了城市的创新水平,为了反映不同城市的创新差距,本文进一步测算了不同城市的技术差距比( $TGR$ ),同时作为核心解释变量在实证过程中进行稳健性分析。首先,采用同时考虑群组前沿、非期望产出和超效率的SBM模型(Group-US-SBM模型)测算群组前沿下的效率值。下式中的符号说明与模型(6)相同。

$$\begin{aligned}
 [\text{Group} - \text{US} - \text{SBM}] \rho_{g'o}^{nc\text{-}group*} &= \min \frac{1 + \frac{1}{M} \left( \sum_{m=1}^M \frac{s_{mg'o}^x}{x_{mg'o}} \right)}{1 - \frac{1}{R+J} \left( \sum_{r=1}^R \frac{s_{rg'o}^y}{y_{rg'o}} + \sum_{j=1}^J \frac{s_{jg'o}^b}{b_{jg'o}} \right)} \\
 \text{s.t. } x_{mg'o} - \sum_{n \in g', n \neq o \text{ if } g=g'} \lambda_{gn} x_{mgn} + s_{mg'o}^x &\geq 0, m = 1, 2, \dots, M; \\
 \sum_{n \in g', n \neq o \text{ if } g=g'} \lambda_{gn} y_{rgn} - y_{rg'o} + s_{rg'o}^y &\geq 0, r = 1, 2, \dots, R; \\
 b_{jg'o} - \sum_{n \in g', n \neq o \text{ if } g=g'} \lambda_{gn} b_{jgn} + s_{jg'o}^b &\geq 0, j = 1, 2, \dots, J; \\
 1 - \frac{1}{R+J} \left( \sum_{r=1}^R \frac{s_{rg'o}^y}{y_{rg'o}} + \sum_{j=1}^J \frac{s_{jg'o}^b}{b_{jg'o}} \right) &\geq \varepsilon; \\
 s^x, s^y, s^b, \lambda &\geq 0.
 \end{aligned} \tag{8}$$

其次, 根据  $\rho_{g'o}^{nc\text{-}meta*}$  和  $\rho_{g'o}^{nc\text{-}group*}$  可以进一步测算技术差距比:

$$TGR_{g'o} = \frac{\rho_{g'o}^{nc\text{-}meta*}}{\rho_{g'o}^{nc\text{-}group*}} \tag{9}$$

最后, 将  $TGR_{g'o}$  作为核心解释变量进行稳健性分析。估计结果见表 4 和表 5。比较发现, 主要观测变量的系数符号和显著性变化不大, 表明前文结论是稳健的。

表 4 不同距离阈值下城市创新空间溢出的估计结果: 以  $TGR$  为核心解释变量

变 量	模型 (1)	模型 (2)	模型 (3)	模型 (4)	模型 (5)
	350km	550km	750km	950km	1150km
<i>Hpwd_tgr</i>	0.0823** (2.0015)	0.0963* (1.8551)	0.1376** (2.4988)	0.1231* (1.9131)	0.0779 (1.1609)
<i>Spwd_tgr</i>	-0.0539 (-1.0173)	-0.0524 (-0.9264)	-0.0462 (-0.7628)	-0.0516 (-0.8328)	-0.0756 (-1.1872)
<i>pop_den</i>	3.1396** (2.5631)	3.1454** (2.5326)	3.1151** (2.4677)	3.0837** (2.4070)	3.0796** (2.4004)
<i>fdi_gdp</i>	0.0016 (0.0193)	0.0071 (0.0843)	-0.0019 (-0.0233)	-0.0079 (-0.0950)	-0.0062 (-0.0748)
<i>sec_gdp</i>	0.1439** (2.5237)	0.1393** (2.4994)	0.1384** (2.4599)	0.1367** (2.4296)	0.1369** (2.4368)
<i>er</i>	0.0422** (2.4138)	0.0427** (2.4641)	0.0440** (2.5500)	0.0430** (2.4778)	0.0419** (2.3975)
个体效应	控制	控制	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	0.7268*** (11.0972)	0.7238*** (10.9983)	0.7155*** (10.7626)	0.7212*** (10.8374)	0.7329*** (10.9425)
观测值	2,292	2,292	2,292	2,292	2,292
R <sup>2</sup>	0.1292	0.1293	0.1316	0.1302	0.1288

表 5 分组回归结果:以TGR为核心解释变量

变 量	模型 (1)	模型 (2)	模型 (3)	模型 (4)	模型 (5)	模型 (6)	模型 (7)	模型 (8)
	东部城市	中西部城市	重点城市	非重点城市	资源型城市	非资源型城市	两控区城市	非两控区城市
<i>Hpwd_tgr</i>	0.1503 (1.3158)	0.1064 (1.6345)	0.1254 * (1.8134)	0.1566 * (1.7459)	0.0510 (0.5924)	0.1897 *** (2.7698)	0.1606 ** (2.4782)	0.1234 (1.2153)
<i>Spwd_tgr</i>	0.1498 (1.1536)	-0.0794 (-1.2298)	-0.1147 (-1.3670)	0.0034 (0.0368)	-0.0869 (-0.7716)	-0.0098 (-0.1447)	-0.0916 (-1.4206)	0.0434 (0.3514)
<i>pop_den</i>	3.3924 ** (2.4575)	2.2597 (1.3214)	0.1875 (0.1593)	4.6733 *** (19.2510)	5.6279 ** (2.3582)	3.0425 ** (2.1734)	3.1298 ** (2.3568)	2.6676 (1.1079)
<i>fidi_gdp</i>	0.0725 (0.6531)	-0.1469 ** (-2.4185)	-0.0505 (-0.5928)	-0.0385 (-0.4250)	0.0774 (0.7335)	-0.0229 (-0.2499)	0.0244 (0.2339)	-0.0736 (-0.8453)
<i>sec_gdp</i>	0.0667 (0.5479)	0.1827 *** (2.6946)	0.0764 (0.9966)	0.0827 (1.0268)	0.1563 * (1.9769)	0.1488 * (1.8596)	0.1060 (1.5031)	0.1862 * (1.9600)
<i>er</i>	0.0294 (0.7855)	0.0498 ** (2.5489)	0.0607 ** (2.5901)	0.0234 (1.0182)	0.0196 (0.9097)	0.0550 ** (2.1645)	0.0178 (0.8733)	0.0753 ** (2.4243)
个体效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	0.6614 *** (5.9074)	0.7731 *** (10.7272)	0.8784 *** (11.5035)	0.7256 *** (16.3422)	0.7083 *** (7.5228)	0.6678 *** (7.0790)	0.7162 *** (8.8302)	0.7373 *** (6.9706)
观测值	852	1,440	1,404	888	936	1,356	1,524	768
R <sup>2</sup>	0.1687	0.1156	0.0908	0.2596	0.1448	0.1400	0.1449	0.1307

## 五、结论与政策建议

生态效率本质上是资源、环境和经济三个系统的协调发展程度,生态效率的协同提升意味着区域在资源、环境和经济方面的全面协调可持续发展,而生态效率的区域分化不仅与国家“十三五”规划的“协调”和“绿色”发展理念背道而驰,且不利于实现美丽中国的宏伟目标。因此,在资源耗竭、环境污染和经济新常态下实现生态环境的持续改善,识别和探索生态效率提升的关键影响机制,将成为中国生态文明建设的关键问题。基于上述现实背景,本文运用DEA、探索性数据分析和实证检验的方法,深入研究了城市创新及其空间溢出对生态效率的影响机制。主要结论包括:第一,城市生态效率呈现由东向西逐步降低的梯度差距,且生态效率增长与城市创新的空间溢出有较强的相关关系;第二,全样本和分样本实证结果均显示,城市创新的高位压力对生态效率提升具有显著的促进作用,表明“见贤思齐”效应更突出,且作用大小受城市类型的影响不大;第三,不同城市创新的测度方法稳健地支持了前述结论。

本文实证发现为了解城市生态效率的现状、预测未来发展趋势提供了更全面细致的依据,并且揭示一些值得重点关注的现实问题及其可能的原因,同时也为当前中国大力推进绿色发展战略、实现区域生态效率均衡发展提供了有意义的政策建议。具体表现在:

(1)城市生态效率短期内无法实现较高的稳态水平,原因可能在于长期以来区域经济的

非均衡发展,而且大部分高污染、高耗能工业企业向中西部地区转移,从而加剧了该地区的环境污染,不利于生态效率的协同提升和区域的均衡发展。平均而言,中西部城市的生态效率较东部城市的生态效率低 12.1%左右,意味着有关管理部门必须采取有力措施,鼓励中西部城市采取清洁能源技术和新能源补贴政策,着力突破技术锁定,促进地区间资源和劳动力等要素流动,帮助中西部城市走出黑色发展模式,转向绿色发展,有效提升生态效率。

(2)在提升城市生态效率方面,除了考虑规模效应、环境规制和产业结构等因素外,需要重点提高城市创新能力,还需关注区位特征、环境保护政策等因素,地理位置和环境保护政策的不同,城市创新的空间溢出方向和大小均有所差别,地方政府应高度重视城市创新的正、负向空间溢出,积极发挥“见贤思齐”的积极作用,避免“见劣自绥”的负面影响。

(3)在推进和实现绿色发展的过程中必须高度重视城市的异质性特征。针对中国各地区在城市创新、资源禀赋和制度环境等方面存在较大差异性的现实,相关的环境政策和环境标准也要有地区差异性和特色性。因地制宜,构建环保技术创新驱动生态环境可持续发展的内在动力机制;加大改革力度制定针对性政策和提高城市环境规制强度,促使其实现经济均衡发展和生态效率全面提升的双赢目标。

## 参考文献:

- [1]陈林心,何宜庆,程家鼎. 创新、创业与生态效率提升研究——基于长江中游城市群的空间面板模型[J]. 华东经济管理,2016,30(10):87-94.
- [2]陈真玲. 生态效率、城镇化与空间溢出——基于空间面板杜宾模型的研究[J]. 管理评论,2016,28(11):66-74.
- [3]付丽娜,陈晓红,冷智花. 基于超效率 DEA 模型的城市群生态效率研究——以长株潭“3+5”城市群为例[J]. 中国人口·资源与环境,2013,23(4):169-175.
- [4]郭莉,L. Malesu,胡筱敏. 环境技术创新对产业生态管理的影响[J]. 中国人口·资源与环境,2009,19(2):78-82.
- [5]黄建欢,谢优男,余燕团. 城市竞争、空间溢出与生态效率:高位压力和低位吸力的影响[J]. 中国人口·资源与环境,2018,28(3):1-12.
- [6]黄建欢,许和连. 中国区域生态效率的时空演变和提升机制[J]. 湖南大学学报(社会科学版),2016,30(1):60-70.
- [7]黄建欢. 区域异质性,生态效率与绿色发展[M]. 北京:中国社会科学出版社,2016.
- [8]贾军,张卓. 中国高技术产业技术创新与能源效率协同发展实证研究[J]. 中国人口·资源与环境,2013,23(2):36-42.
- [9]柯善咨,向娟. 1996-2009年中国城市固定资本存量估算[J]. 统计研究,2012,(7):19-24.
- [10]寇宗来,刘学悦. 中国城市和产业创新力报告 2017[R]. 2017.
- [11]李小平,杨翔,王洋. 国际贸易提高了中国制造业的碳生产率吗? [J]. 环境经济研究,2016,1(2):8-24.
- [12]连平,周昆平,唐建伟,刘学智. 新时代中国经济发展趋势展望[J]. 科学发展,2018,(110):14-20.
- [13]梁星,卓得波. 中国区域生态效率评价及影响因素分析[J]. 统计与决策,2017,(19):143-147.
- [14]刘丙泉,于晓燕,李永波. 基于共同前沿模型的中国区域生态效率差异研究[J]. 科技管理研究,2016,



36(5):211-214.

[15] 卢燕群,袁鹏. 中国省域工业生态效率及影响因素的空间计量分析[J]. 资源科学,2017,39(7):1326-1337.

[16] 马述忠,柴宇曦. 科技创新、资源配置与技术效率——以浙江省高技术产业为例[J]. 中共浙江省委党校学报,2016,32(1):60-66.

[17] 石敏俊,范宪伟,逢瑞,陈旭宇. 透视中国城市的绿色发展——基于新资源经济城市指数的评价[J]. 环境经济研究,2016,1(2):46-59.

[18] 汪克亮,王丹丹,孟祥瑞. 基于技术差距的中国地区工业生态效率研究[J]. 安徽理工大学学报(社会科学版),2016,18(4):25-31.

[19] 王恩旭,武春友. 基于超效率 DEA 模型的中国省际生态效率时空差异研究[J]. 管理学报,2011,08(3):443-450.

[20] 王瑾. 工业技术与资源环境协调发展的实证研究——基于超效率 DEA 生态效率和区域面板数据[J]. 科技管理研究,2014,(22):208-212.

[21] 王亚平,任建兰,程钰. 科技创新对绿色发展的影响机制与区域创新体系构建[J]. 山东师范大学学报(人文社会科学版),2017,62(4):68-76.

[22] 王永芹. 对创新驱动绿色发展的思考[J]. 河北学刊,2014,(2):222-225.

[23] 武春友,于文嵩,郭玲玲. 基于演化理论的生态效率影响因素研究[J]. 技术经济,2015,34(5):63-69.

[24] 叶依广,孙林. 资源效率与科技创新[J]. 中国人口·资源与环境,2002,(6):17-19.

[25] 张浩然,衣保中. 地理距离与城市间溢出效应——基于空间面板模型的经验研究[J]. 当代经济科学,2011,33(3):117-123.

[26] Afsharian, M. Metafrontier Efficiency Analysis with Convex and Non-convex Metatechnologies by Stochastic Nonparametric Envelopment of Data[J]. Economics Letters, 2017, 160: 1-3.

[27] Afsharian, M. and V. V. Podinovski. A Linear Programming Approach to Efficiency Evaluation in Nonconvex Metatechnologies[J]. European Journal of Operational Research, 2018, 268(1): 268-280.

[28] Andersen, P. and N. C. Petersen. A Procedure for Ranking Efficient Units in Data Envelopment Analysis[J]. Management Science, 1993, 39(10): 1261-1264.

[29] Huang, C. W., C. T. Ting, C. H. Lin, and C. T. Lin. Measuring Non-convex Metafrontier Efficiency in International Tourist Hotels[J]. Journal of the Operational Research Society, 2013, 64(2): 250-259.

[30] Huang, J., and J. Xia. Regional Competition, Heterogeneous Factors and Pollution Intensity in China: A Spatial Econometric Analysis[J]. Sustainability, 2016, 8(2): 171.

[31] Huang, J., J. Xia, Y. Yu, and N. Zhang. Composite Eco-efficiency Indicators for China Based on Data Envelopment Analysis[J]. Ecological Indicators, 2018, 85: 674-697.

[32] Huang, J., X. Yang, G. Cheng, and S. Wang. A Comprehensive Eco-efficiency Model and Dynamics of Regional Eco-efficiency in China[J]. Journal of Cleaner Production, 2014, 67(3): 228-238.

[33] Huang, J., Y. Yu, and C. Ma. Energy Efficiency Convergence in China: Catch-up, Lock-in and Regulatory Uniformity[J]. Environmental and Resource Economics, 2017, 70(1): 107-130.

[34] Orea, L. and A. Wall. A Parametric Approach to Estimating Eco-Efficiency[J]. Journal of Agricultural Economics, 2017, 68(3): 901-907.

[35] Orea, L. and A. Wall. Measuring Eco-efficiency Using the Stochastic Frontier Analysis Approach[M]. Germany:Springer, 2016.

[36] Tiedemann, T., T. Francksen, and U. Latacz - Lohmann. Assessing the Performance of German

Bundesliga, Football Players: A Non-parametric Metafrontier Approach[J]. Central European Journal of Operations Research, 2011, 19(4): 571–587.

[37] Tone, K. A Slacks-based Measure of Efficiency in Data Envelopment Analysis[J]. European Journal of Operational Research, 2001, 130(3): 498–509.

[38] Walheer, B. Aggregation of Metafrontier Technology Gap Ratios: The Case of European Sectors in 1995–2015[J]. European Journal of Operational Research, 2018, 269(3): 1013–1026.

[39] Yu, Y., J. Huang, and N. Luo. Can More Environmental Information Disclosure Lead to Higher Eco-Efficiency? Evidence from China[J]. Sustainability, 2018, 10(2): 528.

[40] Zhang, B., J. Bi, Z. Fan, Z. Yuan, and J. Ge. Eco-efficiency Analysis of Industrial System in China: A Data Envelopment Analysis Approach[J]. Ecological Economics, 2008, 68: 306–316.

[41] Zhang, J., Y. Chang, L. Zhang, and D. Li. Do Technological Innovations Promote Urban Green Development? —A Spatial Econometric Analysis of 105 Cities in China[J]. Journal of Cleaner Production, 2018, 182: 395–403.

## **Impacts of Innovation on China’s Urban Eco-efficiency: The Perspective of Spatial Spillovers and Its Decomposition**

Luo Nengsheng and Yu Yantuan

(School of Economics and Trade of Hunan University)

**Abstract:** It is necessary to attach great importance to regional heterogeneity in the presence of innovation driven urban green development, promoting ecological efficiency through innovation and its spatial spillovers. In this study, we extend the convex metafrontier to non-convex one and measure the eco-efficiency of 191 prefectural-level cities in China by using the proposed DEA model to research the promotion mechanisms of the spatial spillovers from city innovation including higher-order pressure and lower-order suction on eco-efficiency during the period of 2003–2015. The main findings are as follows: the higher-order pressure of city innovation in neighboring areas exerts a significant boosting effect on the local regions’ eco-efficiency, indicating the effect of “Witnessing Excellence and Emulating (WEE)” is prominent, and the effect will be strengthened with the distance threshold increasing. The subgroup estimation results show that the higher-order pressure of city innovation of the prefecture in eastern region, the prefectures listed as key environmental protection, the prefectures do not list as resource-based cities and two control zones have a significant positive effect on eco-efficiency, indicating that the hypothesis of WEE plays a dominant role. The empirical findings suggest that we should attach great importance to the positive and negative spatial spillovers of city innovation, actively play the positive role of WEE other than the oppose patterns and adopt differential restraint mechanisms for different types of cities. In order to improve the eco-efficiency of prefecture-level cities quickly and effectively, and achieve the goal of regional green development and coordinated development, the government should adopt differential constraint mechanism for different cities.

**Keywords:** Urban Innovation; Spatial Spillovers; Eco-efficiency; Heterogeneity; Non-convex Metafrontier

**JEL Classification:** Q55, Q56, Q57, R15

(责任编辑:卢玲)