

创新要素对绿色经济的影响及空间效应研究

汪彬 刘晓阳 古晨光 陈洋毅¹

（中共中央党校（国家行政学院）经济学教研部，北京 100091）

【摘要】：中国社会正处于转变经济发展方式的关键阶段，以创新要素推动经济发展逐渐成为社会共识。文章通过搜集 2010—2019 年中国 30 个省份的空间面板数据，构建空间杜宾模型，实证分析创新要素集聚与绿色经济效率之间的关系以及空间溢出效应。研究结果显示：创新要素集聚与绿色经济效率之间存在着“倒 U”型曲线关系，同时创新要素集聚也具有显著的正向空间溢出效应；全国绿色经济效率在样本时间范围内处于上升趋势，在空间层面上呈现出由东部沿海地区向中西部内陆地区递减的趋势；根据空间异质性分析结果，相对于中西部地区，东部地区的创新要素集聚对绿色经济效率的作用强度更为显著，且具有更强的正向空间溢出效应。在此基础上，提出了加快创新要素集聚以提高绿色经济效率的政策建议。

【关键词】：创新要素集聚 绿色经济效率 空间溢出效应 空间异质性

【中图分类号】：F124.3 **【文献标识码】：**A **【文章编号】：**1007-5097（2022）08-0001-12

一、引言

绿色经济是一种兼顾经济发展与环境保护双重目标的新型发展方式。随着全球气候变化和世界经济增速减缓，一些西方国家把绿色发展视为经济增长的新动力，试图通过绿色经济革命来摆脱经济危机和应对气候变化的挑战（Attahiru 等，2019；Sica 等，2018）^[1,2]。基于发展现状，中国在推动经济发展的过程中，愈加重视生态环境保护问题。从党的十八大将生态文明建设纳入“五位一体”总体布局到党的十九大提出“人与自然和谐共生”，从党的十九届五中全会强调“绿色低碳发展”再到 2020 年中央经济工作会议将“碳达峰、碳中和”作为未来重点工作任务，绿色经济发展已经成为中国经济转型发展的必然要求和必然趋势^[3,4,5,6]。

中国一直致力于生态环境保护并取得了一定成效，但过去粗放式的增长模式也导致诸多生态污染问题频发，如“三废”排放量大、能源过度消耗、区域环境污染严重。因此，如何有效减少资源消耗、降低环境污染并发展绿色经济已成为中国社会经济发展任务的重中之重。在影响绿色经济发展的诸多要素中，创新要素极为重要，创新既是转变经济发展方式、提升经济发展质量的重要抓手，又是实现节能减排和资源高效利用的有效途径。如何全面认识创新要素与生态环境的关系，如何实现经济增长和环境改善的“双赢”局面，这些都是当前研究的重点难点问题。在上述背景下，研究创新要素集聚对绿色经济发展的影响机理并分析其空间效应，有利于发挥创新要素集聚优势，推动绿色低碳技术创新成果转化和绿色技术创新，有利于减污降碳协同增效，推进经济增长方式和增长动能的高质量变革，有利于在经济绿色化和绿色产业化的进程中实现更高质量、更有效率、更加公平、更可持续、更为安全的发展，有利于坚持创新驱动发展战略和“人与自然和谐共生”中国式现代化的实践遵循。本文立足于创新要素视角，通过对中国 30 个省份（不包括西藏和港澳台地区）创新要素集聚与绿色经济效率之间的实证研究，试图回答以下两

¹**作者简介：**汪彬（1983—），男，浙江衢州人，副教授、博士、政府经济管理教研室副主任，研究方向：区域经济学；刘晓阳（1998—），女，山东潍坊人，硕士研究生，研究方向：国企改革；古晨光（1997—），男（回族），河南郑州人，硕士研究生，研究方向：区域创新管理；陈洋毅（1998—），男，江西九江人，硕士研究生，研究方向：政治经济学。

基金项目：国家社会科学基金项目“产业分工视角下的大城市群协同发展问题研究”（18CGL046）

个问题：第一，创新要素集聚如何影响中国的绿色经济效率？第二，不同因素对绿色经济效率的影响程度及其溢出效应如何？

二、文献回顾

纵观国内外相关研究，就创新要素而言，大多数学者的研究集中于创新要素对企业发展和经济社会的影响问题。Hurtado-Torres 等(2018)认为，企业科技创新有利于增加企业的创新业绩、提高其科学技术学习能力，以应对经济全球化的挑战^[7]；Armanda 等(2019)指出，创新技术的进步可以使都市农业焕发活力，逐渐兴起第二次绿色革命^[8]；易信和刘凤良(2015)认为，技术创新的“水平效应”与“结构效应”会加速产业结构转型与促进经济增长^[9]；余泳泽和张先轸(2015)认为，只有选择要素禀赋、制度环境与经济发展阶段相匹配的创新模式，才能加快经济发展转型，提高全要素生产率^[10]。

国内外对绿色经济效率的研究十分广泛，从物流供应链、高新技术产业延伸到资源要素、经济集聚、绿色信贷等方向加以探讨，得出不同要素对绿色经济的影响不尽相同。Khan 等(2018)认为，物流供应链的发展会消耗能源和化石燃料等不可再生资源，进而降低绿色经济效率^[11]；胡安军等(2018)指出，高新技术产业集聚对绿色经济效率具有促进作用，且该作用呈现“U”型曲线关系，但高新技术产业专业化集聚却会抑制绿色经济效率的提高^[12]；李江龙和徐斌(2018)认为，经济分工以及伴随而来的锁定效应和路径依赖，会使资源充裕的地区在实现绿色经济增长方面处于劣势地位^[13]；林伯强和谭睿鹏(2019)认为，在基础设施、劳动力市场高级程度以及环境规制的作用下，经济集聚会对绿色经济效率产生“倒U”型作用^[14]；谢婷婷和刘锦华(2019)的研究结果表明，绿色信贷对绿色经济增长具有显著的正向促进作用，市场化进程与财政分权的提高也有利于绿色经济增长^[15]。

在绿色经济定量研究方面，学者们研究绿色经济所建立的模型和使用的方法也是各不相同。Lin 和 Zhu(2019)使用非径向方向距离函数构建绿色经济增长指数，并通过 System—GMM 回归分析方法进一步评估核心解释变量对绿色经济效率的影响^[16]；Sun 等(2017)采用熵权加权法和 TOPSIS 法综合建立评价模型，建立包含积极因素和抑制因素的评价体系，可以较好地规避评价的主观性和数据分布的局限性^[17]；杨文珂等(2021)基于演化博弈理论及模拟仿真手段，探索跨国绿色创新国际合作机会主义行为治理机制^[18]。

综上所述，目前在创新要素集聚与生态环境关系方面，已经积累了部分理论研究成果，但具有完整实证分析框架的文献较少，且研究创新要素集聚与绿色经济效率的实证文献更少。本文将在测算绿色经济效率的基础上，从空间计量经济学的角度分析创新要素集聚与绿色经济发展之间的关系，并为推动我国绿色经济发展提供一定的政策参考。本文主要围绕三个方面开展创新性研究。第一，构建创新要素集聚指数。一方面，参考中国创新指数评价体系，通过较为客观的熵值法并从创新投入和创新产出两个方面构建创新要素集聚指数；另一方面，基于资本要素投入、劳动要素投入、能源要素投入、期望产出和工业污染产出等多个维度构建绿色经济效率指标体系。第二，绿色经济效率测度和空间异质性分析。一方面，测度不同时期各省份的绿色经济效率值以及同一时期不同省份的绿色经济效率值；另一方面，将区域异质性纳入空间计量模型，研究创新要素集聚与绿色经济效率的空间异质性问题。第三，模型稳健性分析。一方面，通过变换两种空间权重矩阵判断计量模型的稳健性；另一方面，将绿色经济效率、创新集聚及其二次项的时间滞后项作为工具变量，并通过系统 GMM 方法解决模型潜在的内生性问题。

三、变量选取与模型设计

(一) 被解释变量

数据包络分析是由 Charnes 等(1978)提出的一种以线性规划为基础、以距离函数为方式的模型方法^[19]，传统的数据包络分析(DEA)里面包含 CCR、BCC 和 SBM 等若干种模型，鉴于 CCR 和 BCC 模型都是由径向距离函数构成的，而 SBM 模型则是由非径向距离函数构成，后者在很多现实问题的求解中发挥着更大的作用。本文借鉴 Tone(2003)的含有非期望产出的超效率 SBM 模型^[20]，通过不断加入更多的限制条件去考虑绿色经济效率、社会经济发展过程中存在的环境污染等问题。该模型将超效率和 SBM 模型结合起来，它虽然属于超效率 DEA 模型的范畴，但相比一般的径向 DEA 模型(如 BCC 模型和 CCR 模型)，却可以有效解决投入

要素的“松弛”问题 (Tone, 2001)^[21]。本文的绿色经济效率 (GEE) 评价体系包括要素投入、期望产出和非期望产出指标。

(1) 要素投入。资本要素投入, 用资本存量 (亿元) 表示, 借鉴张军等 (2004)^[22] 的永续盘存法 (PIM) 计算出折旧率和以 2010 年为基期的资本存量; 劳动要素投入, 用年末实际的就业总人数 (万人) 表示 (汪彬等, 2020)^[23]; 能源要素投入, 用电量 (亿千瓦时) 表示。

(2) 期望产出。经济效益产出, 用国内生产总值 (亿元) 来表示, 并用以 2010 年为基期的 GDP 平减指数进行平减处理 (苏乃芳等, 2016)^[24]; 社会效益产出, 用居民消费水平 (元) 来表示 (杨耀武和张平, 2021)^[25], 并用以 2010 年为基期的居民价格消费指数进行平减处理; 生态效益产出, 用建成区绿化覆盖率 (%) 表示 (武云亮等, 2021)^[26]。

(3) 非期望产出。主要是工业污染产出, 鉴于数据收集的完整性和可靠性, 本文选取二氧化硫排放量 (万吨)、氮氧化物排放量 (万吨) 和化学需氧量排放量 (万吨) 作为衡量非期望产出的指标 (陈晓红等, 2020)^[27]。

(二) 解释变量

为使研究的创新要素集聚 (IE) 更具有代表性和权威性, 本文借鉴中国创新指数 (CII), 从创新投入和创新产出两个维度构建创新要素体系, 并运用熵值法得出创新要素集聚指数; 同时引入创新要素集聚的二次项 (IE^2), 以验证“倒 U”型曲线关系。

(1) 创新投入。R&D 人员 (万人), 该指标是体现科技研发人才的投入集合, 可以反映地区科研人才的发展规模; R&D 经费内部支出 (亿元), 该指标在一定程度上可以反映地区对科技创新能力的原创程度、探索力度和远见性, 对创新效率和创新活动质量的提高有显著的推动作用。

(2) 创新产出。有效发明专利数 (件), 该指标是体现科研成果质量的重要指标之一, 可以很好地反映科技研发能力和科技人员的水平; 技术市场成交额 (亿元), 该指标可以反映科技市场的交易规模和交易质量, 体现了科技成果转化和技术转移的情况。

(三) 控制变量

为使研究结果保持客观性和准确性, 应当考虑除了创新要素集聚之外的可以影响绿色经济效率的控制变量。

(1) 产业结构 (ISS)。产业结构调整是一个国家或地区提高经济发展质量的必经之路, 它是一个由第一产业为主导产业转向以第三产业为主导产业的过程, 第三产业在国民经济体系中的比重越大, 环境效益和绿色经济效益就越大。本文用第三产业的增加值占国内生产总值的比重 (%) 表示产业结构 (范丹和孙晓婷, 2020)^[28], 并用以 2010 年为基期的 GDP 平减指数进行平减处理, 其系数预期为正值。

(2) 对外开放 (OG)。对外开放可以引进国外的先进人才资源, 促进技术革新、加快创新人才积累和体制机制创新, 实现专业化分工, 提高劳动生产率, 从而实现经济的高质量发展; 但是对外开放也会产生许多负面效应, 例如引入污染较大的企业, 导致引入地成为“污染企业聚集地”, 使得生态环境遭到破坏。本文选取实际使用外商投资额占国内生产总值的比重 (%) 表示对外开放 (董直庆和王辉, 2021)^[29], 其系数预期不确定。

(3) 基础设施 (lnPRA)。基础设施是物质资料生产和劳动力再生产的重要条件, 基础设施代表吸引外部投资和项目落户的能力, 良好的基础设施可以为经济活动的开展提供便利的社会环境, 加快城市化进程, 减少企业的运行成本, 为社会经济的高速发展奠定基础。本文选取人均道路面积 (平方米) 表示基础设施 (汪彬和郭贝贝, 2021)^[30], 并进行取对数处理, 其系数预期为正

值。

(4) 城市规模 (lnCisi)。城市规模与城市的服务种类和范围成正相关, 城市规模越大, 越有利于集聚人力、物力, 产生城市集聚效应, 推动城市化进程和城乡统筹发展; 但就中国而言, 因人口基数大, 绝大多数城市的人口规模远高于其他国家, 因而易于造成人员拥挤、交通堵塞、资源浪费和环境破坏等问题, 阻碍着城市的绿色经济发展。本文选取年末城市人口密度 (人/平方公里) 表示城市规模 (邬彩霞, 2021)^[31], 并进行取对数处理, 其系数预期为负值。

(5) 能源消费 (lnECS)。能源消费是国民经济运行的重要支柱, 也是加快国家工业化发展的重要推力, 但能源消费的不合理会导致能源过多消耗、资源浪费和利用率低等问题, 进而产生环境污染、绿色经济效率低下的现象。本文选取年末能源消费总量 (万吨标准煤) 表示能源消费 (张宁, 2022)^[32], 并进行取对数处理, 其系数预期为负值。

(6) 环境规制 (lnGIE)。政府重视环境保护和生态文明建设, 通过行政手段增加对环境治理的资金投入, 进行重点区域环境综合整治, 利于当地绿色经济的发展, 提高绿色经济效率。本文选取环境污染治理投资总额 (亿元) 表示环境规制, 并进行取对数处理, 其系数预期为正值。

(四) 数据来源

考虑数据的完整性及可获得性, 本文选取 2010—2019 年中国 30 个省份的面板数据进行实证分析。本文原始数据来源于相关年份的《中国统计年鉴》《中国科技统计年鉴》《中国高技术产业统计年鉴》《中国人口和就业统计年鉴》《中国环境统计年鉴》和 EPS 数据库。

(五) 空间计量模型的设计与构建

1. 空间自相关检验

进行空间自相关分析是为了判断某变量是否存在空间范围的相关度及存在怎样的关系度。空间自相关系数主要是衡量变量对某一领域的影响水平及其在空间内的分布状态。若某一变量的数值随着空间距离的减少而更相近, 则该变量具有空间正相关性; 若该变量的数值随空间距离的增加而更相近, 则该变量具有空间负相关性; 若该变量的数值不会随着空间距离的变化而变化, 则该变量不存在空间相关性。

对于空间自相关性的检验, 一般使用 Moran' sI, 其具有两种维度的测算方式: 全局 Moran' sI 和局部 Moran' sI。前者是描述整个空间范围的特征样本值, 对整个空间进行估测; 后者是对观测值在某个空间位置的特征描述, 考察某个区域附近的空间聚集情况。基于以上描述和实际需要, 本文利用全局 Moran' sI 测度各变量的空间相关性, 全局 Moran' sI 指数计算公式如下:

$$\text{Moran's } I = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} (X_i - \bar{X})(X_j - \bar{X})}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} \sum_{k=1}^n (X_k - \bar{X})^2} = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} (X_i - \bar{X})(X_j - \bar{X})}{S^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij}} \quad (1)$$

其中：n 为样本量； S^2 为样本方差； X_s 、 X_t 为空间区域 s 和 t 的观测值； W_{st} 为空间权重矩阵。当 $I>0$ 时，存在正的空间相关性；当 $I<0$ 时，存在负的空间相关性；当 $I=0$ 时，不存在空间相关性。

为了简化测算过程，可以通过标准统计量 Z 判断所选定的空间是否存在空间自相关性，其表达式为：

$$Z = \frac{\text{Moran's } I - E(I)}{\sqrt{\text{Var}(I)}} \quad (2)$$

其中， $E(I)$ 和 $\text{Var}(I)$ 分别是 Moran's I 的数学期望和方差。当 Z 值是正数时，则所研究空间存在正的空间自相关性，相关的观测值形成空间集聚状态；当 Z 值为负数时，则所研究的空间存在负的空间自相关性，相关的观测值都分散地分布在所研究的空间内。

2. 空间权重矩阵的设定

空间权重矩阵是空间计量模型的核心要素，它体现着地理要素之间的空间性关系。基于经济影响和污染扩散在空间层面的有限性，本文选用二元邻接矩阵来反映省份之间的空间性关系（Anselin, 1988）^[33]，若省份 i 与省份 j 在空间上相邻，则存在邻接关系，空间矩阵的权重为 1；若省份 i 与省份 j 在空间上不相邻，则不存在邻接关系，空间矩阵的权重为 0。该空间权重矩阵的构建公式为：

$$W_{ij}^1 = \begin{cases} 1, & \text{若 } i \text{ 与 } j \text{ 存在邻接关系;} \\ 0, & \text{若 } i \text{ 与 } j \text{ 不存在邻接关系} \end{cases} \quad (3)$$

（六）空间计量模型的构建

一般而言，空间计量模型分为三种类型，即空间滞后模型（SLM）、空间误差模型（SEM）和空间面板杜宾模型（SDM）。

（1）空间滞后模型（SLM）。主要用于研究某个变量的相邻区域是否受到该变量的影响，具体公式如下：

$$\begin{aligned} GEE_{it} = & C + \delta W \times GEE_{it} + \beta_1 IE_{it} + \beta_2 IE_{it}^2 + \\ & \beta_3 ISS_{it} + \beta_4 OG_{it} + \beta_5 \ln PRA_{it} + \\ & \beta_6 \ln Cisi_{it} + \beta_7 \ln ECS_{it} + \beta_8 GIE_{it} + \\ & \mu_i + \nu_t + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (4)$$

（2）空间误差模型（SEM）。适用于空间权重矩阵等重要变量被放置在误差项中的情况，即一些重要变量被忽略的情况，具体公式如下：

$$\begin{aligned}
GEE_{it} &= C + \beta_1 IE_{it} + \beta_2 IE_{it}^2 + \beta_3 ISS_{it} + \\
&\quad \beta_4 OG_{it} + \beta_5 \ln PRA_{it} + \beta_6 \ln Cisi_{it} + \\
&\quad \beta_7 \ln ECS_{it} + \beta_8 GIE_{it} + \\
&\quad \mu_i + \nu_t + \eta_{it} \quad (5) \\
\eta_{it} &= \gamma W \eta_{it} + \varepsilon_{it} \quad (6)
\end{aligned}$$

(3) 空间杜宾模型 (SDM)。适用于考虑空间滞后因子的情况，具体公式如下：

$$\begin{aligned}
GEE_{it} &= C + \delta W \times GEE_{it} + \beta_1 IE_{it} + \beta_2 IE_{it}^2 + \\
&\quad \beta_3 ISS_{it} + \beta_4 OG_{it} + \beta_5 \ln PRA_{it} + \\
&\quad \beta_6 \ln Cisi_{it} + \beta_7 \ln ECS_{it} + \beta_8 GIE_{it} + \\
&\quad \beta_9 W \times IE_{it} + \beta_{10} W \times IE_{it}^2 + \\
&\quad \beta_{11} W \times ISS_{it} + \beta_{12} W \times OG_{it} + \\
&\quad \beta_{13} W \times \ln PRA_{it} + \beta_{14} W \times \ln Cisi_{it} + \\
&\quad \beta_{15} W \times \ln ECS_{it} + \beta_{16} W \times GIE_{it} + \\
&\quad \mu_i + \nu_t + \varepsilon_{it} \quad (7)
\end{aligned}$$

其中：i 代表省份；t 代表年份；GEE 为被解释变量，即绿色经济效率；IE、IE² 为解释变量，分别表示创新要素集聚、创新要素集聚二次项；ISS、OG、lnPRA、lnCisi、lnECS 和 GIE 为控制变量，分别表示产业结构、对外开放、基础设施、城市规模、能源消费和环境规制；C 为常数项； δ 为衡量绿色经济效率的空间相关度； β 为待估计系数；W 为空间权重矩阵； μ_i 、 ν_t 分别为固定效应和随机效应； η_{it} 为误差项； $W \eta_{it}$ 为空间滞后误差项； ε_{it} 为随机误差项。

四、实证结果与分析

(一) 绿色经济效率的测算

本文通过 MaxDEA 软件并选取超效率 SBM 模型测算出 2010—2019 年 30 个省份的绿色经济效率值所列。

从全国层面来看，随着时间推移，2010—2019 年全国绝大多数省份的绿色经济效率值都呈上升趋势，这表明全国各地在发展经济的同时，更加注重生态环境保护；尤其党的十八大以来，各地加强环境综合治理、践行落实习近平生态文明思想、致力于建设美丽中国，使得生态文明建设取得积极成效，逐渐形成了经济发展和生态环境“双赢”的良好局面，故全国绿色经济效率整体呈现增长趋势。分区域层面来看，2010 年绿色经济效率较高的地区主要集中在东北地区、东部沿海地区和东南沿海地区；到了 2019 年，绿色经济效率较高的地区主要集中在东部沿海地区、东南沿海地区和成渝地区，尤其是京津冀、长三角、珠三角和成渝城市群以及这些城市群的周边区域。这表明党的十八大以来，城市群发展战略对于绿色经济效率的提升发挥着积极作用，城市群的绿色经济效率溢出效应明显。除此之外，相较于中西部地区，东部沿海和东南沿海地区绿色经济效率的提升程度更为显著。

可以看出，在 2010—2019 年时间跨度中，东部省份的绿色经济效率值明显高于中西部省份，全国绿色经济效率值呈现出由东部沿海地区向中西部内陆地区递减的趋势。其中，北京、上海、江苏、浙江、福建和广东等沿海省份的绿色经济效率较高，这些地区的经济发达、产业集聚，具备良好的人力资本、较强的创新能力，而且通过技术创新改造提升传统产业，大力发展战略新兴产业，产业结构趋于优化，能源消费结构趋于合理，生态环境治理能力强，因而这些地区的绿色经济效率水平较高。与之相反，

山西、内蒙古、江西、甘肃、青海、贵州等中西部省份的绿色经济效率较低，这些地区工业化水平相对较低，产业发展相对落后，为了加快工业化进程，一定程度上承接了东部地区的低端产业，高能耗、高污染等资源消耗型产业居多，产业结构有待优化；另外，这些地区也是传统的能源、矿产资源富集地，能源初级产品的开采、加工也容易带来环境污染问题。

（二）空间自相关的结果

本文通过 Stata 软件测算 2010—2019 年中国 30 个省份创新要素集聚与绿色经济效率的全局 Moran' sI。各省份的创新要素集聚与绿色经济效率的全局 Moran' sI 均大于 0，且几乎都在 1% 的显著性水平下通过检验。结果表明，创新要素集聚与绿色经济效率在所研究期间内具有明显的空间正相关性，对于创新要素集聚水平与绿色经济效率较高的地区，往往存在一个或多个创新要素集聚水平与绿色经济效率同样高的地区与之相邻（“H—H 的正相关”）。同理，对于创新要素集聚水平与绿色经济效率较低的地区，往往存在一个或多个创新要素集聚水平与绿色经济效率同样低的地区与之相邻（“L—L 的正相关”）。除此之外，创新要素集聚的 Moran' sI 在样本期间围绕 0.4 左右波动，绿色经济效率的 Moran' sI 在样本期间围绕 0.3 左右波动，由此可见，创新要素集聚与绿色经济效率的空间相关性持续稳定且处在较高水平。

（三）空间计量模型的选择

为了更好地研究创新要素集聚与绿色经济效率的关系，需要判断使用随机效应模型还是固定效应模型分析空间自相关。对此，本文进行 Hausman 检验，统计量 χ^2 的值为 86.85，伴随概率为 0.000，在 1% 的显著性水平下拒绝原假设。因此，选择固定效应模型分析后续实证问题。

为了选择更佳的空间计量模型，本文参考借鉴 Anselin(2001)^[34]的思路，对已有模型进行拉格朗日乘数（LM）检验。若 LM__SAC(LMError+LMLag__R) 或 LM__SAC(LMLag+LMError__R) 通过显著性检验时，则可以拒绝“不存在一般空间自相关”的原假设，即应当选择空间计量模型进行数据分析；若 LM__Error 或 LM__Error(Robust) 通过显著性检验时，则可以拒绝“误差不存在空间自相关”的原假设，即可以选择 SEM 进行数据分析；若 LM__Lag 或 LM__Lag(Robust) 通过显著性检验时，则可以拒绝“空间滞后因变量不存在空间自相关”的原假设，即可以选择 SLM 进行数据分析；若 LM__Error、LM__Error(Robust)、LM__Lag 和 LM__Lag(Robust) 四者都通过显著性检验时，SEM 或 SLM 都是适用的，如果此时 LM__Error(Robust) 的数值大于 LM__Lag(Robust)，则使用 SEM 相对更好。

根据 Anselin 等（1996）^[35]的判别原则，SEM、SLM 以及它们在稳健状态下的模型都在 1% 的显著性水平下拒绝原假设，因此，需要将空间因素纳入计量模型分析中，选择 SEM 或 SLM 进行数据分析皆可。进一步地，不管是否在稳健状态下，LM__Error 的值都高于 LM__Lag 的值，即 SEM 的结果检验比 SLM 更显著，故在以上两个空间计量模型中，选用 SEM 进行实证分析可能取得更好的效果。但考虑空间效应时，将空间概念引入模型之中，极可能使普通的面板模型产生有偏估计量，导致分析的结果不准确。基于上述问题，本文使用极大似然估计方法（MLE）对含有空间效应的模型进行回归分析，结合 SDM、SLM 和 SEM 的回归结果以及整体显著性情况，选择最优的空间计量模型。

鉴于上述的 Hausman 检验结果倾向于固定效应模型，同时为了使分析结果更加精准，本文选取时间和空间双固定模型，并分别对 SDM、SLM 和 SEM 三种空间计量模型进行回归分析，结果可见，SDM 的 R^2 和 log-likelihood 值均高于其他两者，且 SDM 相对于 SLM 和 SEM 而言，有着更显著的变量系数和数量更多的显著变量，即应当选择 SDM 进行后续的分析。

为了验证使用 SDM 的正确性，此时需进一步通过似然比（LR）检验和沃尔德（Wald）检验来判断 SDM 是否会简化为 SEM 或 SLM。LR 和 Wald 对应的空间误差检验、空间滞后检验均可以在 1% 的显著性水平下拒绝 SDM 简化为 SEM 或 SLM 的原假设，这也更加验证了使用 SDM 的正确性。

需要注意的是,由于空间杜宾模型中同时包含了被解释变量和解释变量的空间滞后项,因而空间杜宾模型测度的空间溢出效应实际上是全局效应而非局部效应(韩峰和阳立高,2020)^[36]。Anselin和Le(2006)^[37]指出,仅用空间杜宾模型的结果来分析解释变量对被解释变量的影响以及空间溢出效应可能会产生错误的结论;Elhorst(2014)^[38]也指出,空间计量模型中包含全局效应时,模型本身的估计结果并非代表解释变量的边际影响,需要比较分析各解释变量的作用效果差异。因此,结果仅能作为对所建模型的初步判断。在空间杜宾模型中,所有变量的系数都符合预期且都通过了1%显著性检验;创新要素集聚、产业结构、基础设施、环境规制确实可以提升绿色经济效率,创新水平越高、产业结构越合理、基础设施和环境规制越完善,则绿色经济效率越高;城市规模和能源消费会抑制绿色经济效率,城市人口越多、能源消费量越大,对环境的破坏也就随之变大,绿色经济效率就越低。为此,需要通过直接效应、间接效应来分析创新要素集聚等变量对绿色经济效率的空间效应影响(韩峰和阳立高,2020)^[36]。

(四) 空间效应的分析

鉴于空间计量模型的系数并不能直接反映解释变量对被解释变量的空间溢出效应(Fischer和Getis,2010)^[39],本文借鉴杜之利等(2021)^[40]的研究,通过解释变量和控制变量的直接效应、间接效应和总效应对空间计量模型结果进行后续分析。其中,直接效应指的是某变量对本地区绿色经济发展的影响,间接效应指的是周边地区某变量对本地区绿色经济发展的影响,总效应则是直接效应和间接效应的加总。

1. 全样本的空间效应分解

全样本空间杜宾模型的效应分解所列,可以发现:

对于解释变量而言,创新要素集聚(IE)的直接效应、间接效应和总效应均较为显著,其不仅对本地区绿色经济效率的提升具有显著作用,还可以促进周边地区绿色经济效率的提升,具有正向的空间溢出效应,这说明本地区的创新要素可以通过区域间的传导机制辐射到周边地区,在实现区域间创新技术协同发展的基础上推动绿色经济的发展。创新要素集聚二次项(IE²)的空间效应系数均为负数,创新要素集聚一次项(IE)的空间效应系数均为正数,这说明创新要素集聚与绿色经济效率之间存在“倒U”型曲线关系,创新要素集聚对绿色经济效率的提升作用并非一直增加,而是存在一定的阈值。当创新要素集聚未达到阈值时,其对绿色经济效率的正向拉动效应大于负向排挤效应,会一直促进绿色经济效率的提升;一旦创新要素集聚超过阈值,则会导致创新要素过度集聚,增加创新成本和降低创新资源的利用效率,进而阻碍绿色经济效率的提升。

对于控制变量而言,产业结构(ISS)对本地区及周边地区的绿色经济发展具有十分显著的促进作用,这说明产业结构升级优化能够加快区域产业结构转型的速度,通过不断革新科学技术提升区域的经济活力,提高生产效率,降低环境污染和资源浪费,营造实现经济效益和环境效益“双赢”的局面。对外开放(OG)和基础设施(lnPRA)可以推动本地区绿色经济发展,但是对周边地区绿色经济发展起抑制作用,这说明地区开放以及基础设施的完善会对周边地区产生“虹吸效应”,技术、人才、资金等优势资源要素向本地区聚集,进而减缓周边地区的发展。城市规模(lnCisi)和能源消费(lnECS)不利于本地区绿色经济的发展,但是对周边地区产生了正向的空间溢出效应,这说明城市规模扩大和能源消耗量增大会产生更多的生活垃圾、工业废水废气等污染物,对生态环境造成更大的污染,从而阻碍绿色经济发展;本地区污染物的增多可能会减少周边地区污染物的排放,本地区人员过于密集也会导致一部分就业人员向周边相邻地区分散,将部分企业和生产技术等带到周边相邻地区,产生了“逆城市化”现象,从而有利于周边地区的绿色经济发展。环境规制(lnGIE)对本地区绿色经济发展起推动作用,但会抑制周边地区绿色经济发展,这说明政府加大对本地区生态环境的监管会使得污染大的产业转移到周边地区,影响周边地区的生态环境,从而抑制周边地区绿色经济效率的提升。

2. 分样本的空间效应分解

鉴于中国幅员辽阔、区域间创新发展水平存在较大差异，东部地区创新能力和水平遥遥领先，中西部地区创新水平相对较低但追赶势头迅猛，本文将全国 30 个省份划分为东部、中西部地区并进行分样本空间效应分析，以验证创新要素集聚对绿色经济效率影响的区域异质性。

在区域层面上，就解释变量对绿色经济效率的作用强度而言，东部地区明显强于中西部地区。创新要素集聚（IE）对东部地区绿色经济效率的提升作用及其溢出效应较中西部地区更为显著。这可能的原因在于较中西部地区而言，东部地区凭借雄厚的经济实力、更好的医疗保障和发展平台等优越条件，汇聚了更多的创新型企业 and 创新人才资源，创新型企业 and 高新技术企业可以对产生的污染物进行有效处理、尽可能地减少环境污染，创新型人才资源则为当地经济发展提供强大动力，故东部地区的创新要素集聚可以更大程度地实现经济发展和环境保护“双赢”的局面，进而提升绿色经济效率。在东部和中西部地区，创新要素集聚二次项（IE²）的空间效应系数均为负数，这说明东部和中西部地区的创新要素集聚与绿色经济效率之间依然存在“倒 U”型曲线关系。

（五）稳健性检验

1. 变换空间权重矩阵

空间权重矩阵是空间计量模型的核心要素，不同的空间权重矩阵对实证结果的影响也不尽相同，上文选用二元邻接空间权重矩阵进行实证分析，但是该矩阵认为不相邻的省份之间不存在空间相关性的理念可能会与实际情况有所出入。为了真实反映不同省份的经济和地理情况，提高空间计量模型的精准度，本文选用不同的空间权重矩阵进行稳健性检验。

首先，本文参考李婧等（2010）^[41]的研究，选用地理距离空间权重矩阵进行稳健性检验。该空间权重矩阵的构建公式为：

$$W_{ij}^g = \begin{cases} \frac{1}{d_{ij}}, i \neq j; \\ 0, i = j \end{cases} \quad (8)$$

其中：该矩阵对角线上的空间权重均为 0； d_{ij} 表示省份 i 省会城市和省份 j 省会城市之间的地理距离；为减少距离单位和权重结果产生的误差，该矩阵采用地理距离的倒数形式作为空间权重。

其次，为了探究在地理和经济因素共同影响下创新要素集聚对绿色经济效率的影响，本文借鉴于斌斌（2015）^[42]的做法，将经济发展水平纳入地理距离空间权重矩阵的构建框架，选取经济距离空间权重矩阵进行稳健性检验。该空间权重矩阵的构建公式为：

$$W_{ij}^e = \begin{cases} \frac{1}{|Y_i - Y_j|}, i \neq j; \\ 0, i = j \end{cases} \quad (9)$$

其中： W_{ij}^e 为空间距离权重矩阵； Y_i 为 2010—2019 年省份 i 实际 GDP 的平均值；同时，该矩阵采用省份间实际 GDP 之差绝对值的倒数形式作为空间权重。

由所得结果可以发现：在两种空间权重矩阵中，创新要素集聚一次项（IE）、二次项（IE²）空间效应的系数符号均未发生变

化,且显著性水平基本相同;在地理距离空间权重矩阵中,其他控制变量空间效应的系数符号未发生明显变化,且显著性差异较小;虽然在经济距离空间权重矩阵中,能源消费(lnECS)间接效应和环境规制(lnGIE)总效应的符号有所变化,但核心解释变量的估计结果与上文结论基本保持一致。综合而言,本文创新要素集聚对绿色经济效率的实证结果是稳健、可靠的。

2. 内生性问题分析

在计量回归分析中,如果解释变量与扰动项存在一定的关系,则会产生内生性问题,进而使得统计结果不准确。常见的内生性问题主要分为遗漏变量偏差、选择变量偏差、数据测量误差和双向因果等问题。鉴于本文已经选取了足量且具有代表性的可以影响绿色经济效率的变量,可以在一定程度上规避因遗漏相关变量所带来的内生性问题,但是并不能解决创新要素集聚与绿色经济效率的双向因果内生性问题,可能创新要素集聚水平会影响绿色经济效率的提升,同时绿色经济效率的提升也会对创新要素集聚水平产生影响。工具变量法可以有效解决内生性问题,相对于两阶段最小二乘法(2SLS),广义矩估计(GMM)方法可以针对异方差进行稳健估计,故本文参考 Halleck 和 Elhorst(2017)^[43]的研究,对二元邻接空间权重矩阵下的空间杜宾模型进行估计,并运用工具变量法中的系统 GMM 方法来解决内生性问题。同时,借鉴韩峰和阳立高(2020)^[36]的做法,选取被解释变量绿色经济效率、解释变量创新集聚及其二次项的时间滞后项的两期变量作为工具变量进行估计结果所列。

AR(1)统计量的伴随概率小于 0.1,但 AR(2)统计量的伴随概率大于 0.1,因此,在 10%的显著性水平下不拒绝扰动项的二阶差分存在自相关的原假设;Sargantest 统计量的伴随概率大于 0.1,因此,在 10%的显著性水平下不拒绝所选取的工具变量是联合有效的原假设。同时,对比空间杜宾模型回归结果,除了城市规模变量的显著性有所下降,解释变量和其他控制变量的符号以及显著性水平均未发生明显变化。由此可见,本文运用工具变量法中的系统 GMM 方法,并选取被解释变量绿色经济效率、解释变量创新集聚及其二次项的时间滞后项的两期变量作为工具变量来解决内生性问题是合理的,而且估计结果也是稳健的。

五、主要结论与政策建议

本文利用 2010—2019 年中国 30 个省份面板数据,通过建立时间和空间双固定效应的空间杜宾模型,实证分析了创新要素集聚对绿色经济效率的影响及空间溢出效应。研究结果如下:①就解释变量而言,创新要素集聚具有显著的正向空间溢出效应,可以有效提升本地区及周边地区的绿色经济效率,同时创新要素集聚与绿色经济效率之间存在“倒 U”型曲线关系,即创新要素集聚对绿色经济效率的提升作用并非一直增加,而是存在一定的阈值。②就控制变量而言,产业结构对本地区及周边地区的绿色经济发展具有十分显著的促进作用;对外开放、基础设施和环境规制可以推动本地区绿色经济发展,但是对周边地区绿色经济发展起抑制作用;城市规模和能源消费不利于本地区绿色经济的发展,但是对周边地区产生了正向的空间溢出效应。③就绿色经济效率而言,在 2010—2019 年的时间跨度中,全国绿色经济效率整体呈现出上升趋势;在空间层面上,全国绿色经济效率呈现出由东部沿海地区向中西部内陆地区递减的趋势。④根据空间异质性结果,相对于中西部地区而言,东部地区的创新要素集聚对绿色经济效率的作用强度更为显著,且具有更强的正向空间溢出效应。

基于上述实证研究结论,针对国内发展现状,本文提出以下政策建议:①要充分发挥创新要素集聚对绿色经济发展的积极作用,各地区应着力加快创新要素集聚,不断提高自主创新能力,借助高新技术产业推动绿色经济增长,并通过创新要素集聚的空间溢出效应带动周边地区发展。需要注意的是,鉴于创新要素集聚与绿色经济效率之间存在阈值,各地区应实事求是、力所能及地开展创新投入和研发活动,避免出现盲目创新、过度创新导致的投入重复、资源浪费、效率低下等不利局面。②绿色经济离不开产业体系的支撑,由于产业结构对绿色经济效率的影响最大,应重点加快产业结构转型升级,大力构建现代化产业体系,坚持锻长板和补短板并重,优化调整产业链供应链布局,提升产业链供应链现代化水平(汪彬和阳镇,2022)^[44]。要推进更高水平的对外开放,既要拓宽对外渠道,完善投资环境和营商环境,积极承接高端产业和技术转移,也要注重对外开放的质量,避免成为“污染企业聚集地”。要全面建设更现代化的基础设施,加强信息、科技、物流等产业升级基础设施建设,布局建设新一代超算、云计算、人工智能平台、宽带基础网络等设施,借助科技基础设施建设来实现经济效益和生态效益的统一。既要加大生态环境保护政策支持力度,充分发挥政府在生态保护中的主体作用,加大对环保事业的资金投入,提高环境治理能力,也要引导金融信贷

政策往绿色经济发展领域倾斜,鼓励民间、社会各类主体参与绿色经济发展。③要继续深入实施区域重大战略和区域协调发展战略,增强区域发展的平衡性和协调性,破除“一亩三分地”思维和行政壁垒,打破阻碍商品要素资源自由流动的障碍,构建高质量的国土空间开发保护新格局,增强核心城市对周边地区的外溢效应,以城市群、经济带建设推进区域内、区域间绿色经济协同发展。一方面,东部沿海地区要大力提高创新策源能力,充分发挥国际竞争优势,尽快迈向全球价值链中高端,当好引领经济绿色发展的“主力军”和“排头兵”;另一方面,中西部内陆地区要尽快补齐短板,在加快推进工业化和城镇化的同时,更加注重提升创新集聚和产业优化水平,打造经济绿色发展的区域样板和新的动力源。

参考文献:

- [1] ATTAHIRU Y B, AZIZ M M A, KASSIM K A, et al. A Review on Green Economy and Development of Green Roads and Highways Using Carbon Neutral Materials[J]. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 2019, 101: 600–613.
- [2] SICA D, MALANDRINO O, SUPINO S, et al. Management of End-of-life Photovoltaic Panels as A Step towards A Circular Economy[J]. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 2018, 82(3): 2934–2945.
- [3] 胡锦涛. 坚定不移沿着中国特色社会主义道路前进为全面建成小康社会而奋斗[N]. *人民日报*, 2012-11-09(02).
- [4] 习近平. 决胜全面建成小康社会夺取新时代中国特色社会主义伟大胜利[N]. *人民日报*, 2017-10-19(02).
- [5] 鞠鹏, 殷博古. 中共十九届五中全会在京举行[N]. *人民日报*, 2020-10-30(1).
- [6] 黄敬文. 中央经济工作会议在北京举行[N]. *人民日报*, 2020-12-19(1).
- [7] HURTADO-TORRES N E, ARAGÓN-CORREA J A, ORTIZ-DE-MANDOJANA N. How Does R&D Internationalization in Multinational Firms Affect Their Innovative Performance? The Moderating Role of International Collaboration in the Energy Industry[J]. *International Business Review*, 2018, 27(3): 514–527.
- [8] ARMANDA D T, GUINÉE J B, TUKKER A. The Second Green Revolution: Innovative Urban Agriculture's Contribution to Food Security and Sustainability—A Review[J]. *Global Food Security*, 2019, 22: 13–24.
- [9] 易信, 刘凤良. 金融发展、技术创新与产业结构转型——多部门内生增长理论分析框架[J]. *管理世界*, 2015(10): 24–39, 90.
- [10] 余泳泽, 张先轸. 要素禀赋、适宜性创新模式选择与全要素生产率提升[J]. *管理世界*, 2015(9): 13–31, 187.
- [11] KHAN S A R, ZHANG Y, ANEES M, et al. Green Supply Chain Management, Economic Growth and Environment: A GMM Based Evidence[J]. *Journal of Cleaner Production*, 2018, 185: 588–599.
- [12] 胡安军, 郭爱君, 钟方雷, 等. 高新技术产业集聚能够提高地区绿色经济效率吗?[J]. *中国人口·资源与环境*, 2018, 28(9): 93–101.
- [13] 李江龙, 徐斌. “诅咒”还是“福音”: 资源丰裕程度如何影响中国绿色经济增长?[J]. *经济研究*, 2018, 53(9): 151–167.
- [14] 林伯强, 谭睿鹏. 中国经济集聚与绿色经济效率[J]. *经济研究*, 2019, 54(2): 119–132.

-
- [15]谢婷婷,刘锦华.绿色信贷如何影响中国绿色经济增长?[J].中国人口·资源与环境,2019,29(9):83-90.
- [16]LIN B Q,ZHU J P.Fiscal Spending and Green Economic Growth:Evidence from China[J].Energy Economics,2019,83:264-271.
- [17]SUN L Y,MIAO C L,YANG L.Ecological-economic Efficiency Evaluation of Green Technology Innovation in Strategic Emerging Industries Based on Entropy Weighted TOPSIS Method[J].Ecological Indicators,2017,73:554-558.
- [18]杨文珂,张广欣,何建敏.跨国绿色创新国际合作中机会主义行为治理机制研究[J].中国管理科学,2021,29(4):213-224.
- [19]CHARNES A,COOPER W W,RHODES E.Measuring the Efficiency of Decision Making units[J].European Journal of Operational Research,1978,2(6):429-444.
- [20]TONE K.Dealing with Undesirable Outputs in DEA:A Slacks-based Measure(SBM)Approach[C].Tokyo:GRIPS Research Report Series I,2003.
- [21]TONE K.A Slacks-based Measure of Efficiency in Data Envelopment Analysis[J].European Journal of Operational Research,2001,130(3):498-509.
- [22]张军,吴桂英,张吉鹏.中国省际物质资本存量估算:1952—2000[J].经济研究,2004(10):35-44.
- [23]汪彬,郭贝贝,李鸿磊.区域差异、规模分布与中国城市效率问题研究——基于285个地级市的实证研究[J].经济问题探索,2020(1):114-127.
- [24]苏乃芳,李宏瑾,张怀清.有关GDP平减指数的再认识[J].经济学动态,2016(5):62-73.
- [25]杨耀武,张平.中国经济高质量发展的逻辑、测度与治理[J].经济研究,2021,56(1):26-42.
- [26]武云亮,钱嘉兢,张廷海.环境规制、绿色技术创新与长三角经济高质量发展[J].华东经济管理,2021,35(12):30-42.
- [27]陈晓红,蔡思佳,汪阳洁.我国生态环境监管体系的制度变迁逻辑与启示[J].管理世界,2020,36(11):160-172.
- [28]范丹,孙晓婷.环境规制、绿色技术创新与绿色经济增长[J].中国人口·资源与环境,2020,30(6):105-115.
- [29]董直庆,王辉.城市财富与绿色技术选择[J].经济研究,2021,56(4):143-159.
- [30]汪彬,郭贝贝.基于城市效率视角的中国城市化道路思考[J].学习与探索,2021(9):123-129.
- [31]郭彩霞.中国低碳经济发展的协同效应研究[J].管理世界,2021,37(8):105-117.
- [32]张宁.碳全要素生产率、低碳技术创新和节能减排效率追赶——来自中国火力发电企业的证据[J].经济研究,2022,57(2):158-174.

-
- [33]ANSELIN L.Spatial Econometrics:Methods and Models[M].Dordrecht:Kluwer Academic Publishers,1988.
- [34]ANSELIN L.Spatial Effects in Econometric Practice in Environmental and Resource Economics[J].American Journal of Agricultural Economics,2001,83(3):705-710.
- [35]ANSELIN L,BERA A K,FLORAX R,et al.Simple Diagnostic Tests for Spatial Dependence[J].Regional Science and Urban Economics,1996,26(1):77-104.
- [36]韩峰, 阳立高. 生产性服务业集聚如何影响制造业结构升级?——一个集聚经济与熊彼特内生增长理论的综合框架[J]. 管理世界, 2020, 36(2):72-94, 219.
- [37]ANSELIN L,LE GALLO J.Interpolation of Air Quality Measures in Hedonic House Price Models:Spatial Aspects[J].Spatial Economic Analysis,2006,1(1):31-52.
- [38]ELHORST J P.Matlab Software for Spatial Panels[J].International Regional Science Review,2014,37(3):389-405.
- [39]FISCHER M M,GETIS A.Handbook of Applied Spatial Analysis:Software Tools,Methods and Applications [M].Heidelberg:Springer,2010.
- [40]杜之利, 苏彤, 葛佳敏, 等. 碳中和背景下的森林碳汇及其空间溢出效应[J]. 经济研究, 2021, 56(12):187-202.
- [41]李婧, 谭清美, 白俊红. 中国区域创新生产的空间计量分析——基于静态与动态空间面板模型的实证研究[J]. 管理世界, 2010(7):43-55, 65.
- [42]于斌斌. 产业结构调整与生产率提升的经济增长效应——基于中国城市动态空间面板模型的分析[J]. 中国工业经济, 2015(12):83-98.
- [43]HALLECK V S,ELHORST J P.Regional Labour Force Participation Across the European Union:A Time-space Recursive Modelling Approach with Endogenous Regressors[J].Spatial Economic Analysis,2017,12(2-3):138-160.
- [44]汪彬, 阳镇. 双循环新发展格局下产业链供应链现代化: 功能定位、风险及应对[J]. 社会科学, 2022(1):73-81.