

# 技术创新对能源利用效率影响的空间效应与机制

## ——基于中国278个地级以上城市的面板数据

陆杉<sup>1,2</sup>, 李雯<sup>3</sup>

- 湖南工商大学资源环境学院, 湖南长沙, 410205;
- 碳中和与智慧能源湖南省重点实验室, 湖南长沙, 410205;
- 湖南工商大学经济与贸易学院, 湖南长沙, 410205)

**摘要:** 基于空间视角, 利用2008—2019年中国278个地级市的面板数据, 运用空间杜宾模型和面板门槛模型, 实证检验技术创新对能源效率的直接效应、间接效应及门槛效应。研究表明: 技术创新不仅有利于提升本城市的能源利用效率, 还会通过溢出效应提升邻近城市的能源利用效率, 存在显著的空间溢出效应, 并且技术创新对能源利用效率的影响因城市区位和技术创新水平不同而存在异质性。绿色技术进步和产业结构升级在技术创新提升能源利用效率中发挥中介作用, 技术创新通过提高绿色技术进步和促进产业结构升级来提升能源利用效率。当经济发展水平较低时, 技术创新对能源利用效率有明显的抑制作用; 当经济发展水平越过一定临界值后, 技术创新能显著提升能源利用效率。

**关键词:** 技术创新; 能源利用效率; 经济发展水平; 空间杜宾模型

中图分类号: F124.3; F206

文献标识码: A

文章编号: 1672-3104(2024)02-0101-13

## 一、引言

随着中国经济的高速发展, 粗放型、高耗能的经济增长方式催生了环境污染严重和能源消耗巨大等问题。根据2022年《BP世界能源统计年鉴》, 我国能源消费总量占全球能源消费总量的26.5%, 排名世界第一, 比全球第一大经济体的美国高出近70%。当前, 我国的能源结构以煤炭为主, 且能源利用效率低下, 节能减排任重道远。

在知识经济时代, 技术创新愈加成为经济社会发展和科技进步的核心驱动力, 同时也对能源效率的提升和能源结构的优化有着重要意义<sup>[1]</sup>。

技术创新能推动研发和新技术应用, 促进产业结构升级, 优化能源利用方式和资源配置, 加快跨学科合作与创新, 从而提高能源生产、转换和使用的效率。因此, 探究技术创新对能源利用效率的影响是推动能源转型和可持续发展的必然要求, 也是实现碳达峰碳中和的现实需要。

技术创新作为技术进步的重要来源, 是节能减排的关键所在。学术界关于技术创新与能源利用效率的研究主要集中在两个方面: 一方面, 技术创新提升了能源利用效率。一些学者证实了技术创新能够促使企业提升生产效率, 通过减少能源浪费和能源消耗, 提高能源期望产出<sup>[2-3]</sup>。在技术创新水平较高的地区, 研发经费和科研人才更加充沛, 企业更愿意采用现有的技术对工艺进行创新, 且更有精力投入能源生产和污染物处理

收稿日期: 2023-11-02; 修回日期: 2024-03-01

基金项目: 长江生态环境保护修复联合研究(第二期)课题“长江流域生态环境协同治理体系设计与绩效评估”(2022-LHYJ-02-0402); 湖南省湘江实验室重大项目“能源行业‘双碳’进程预测与路径优化技术”(22XJ010008)

作者简介: 陆杉, 女, 广西玉林人, 湖南工商大学资源环境学院教授、碳中和与智慧能源湖南省重点实验室主任, 主要研究方向: 产业经济、供应链管理、经济理论及建模, 联系邮箱: lushan20031020@163.com; 李雯, 女, 湖南常德人, 湖南工商大学经济与贸易学院硕士研究生, 主要研究方向: 产业经济学

的技术研发。同时,在投资动机的驱使下,企业借助进口技术溢出培养自身的创新能力,并通过学习和竞争实现技术进步,提高能源效率<sup>[4]</sup>。此外,卢锐等<sup>[5]</sup>对能源利用效率进行分解,发现技术进步和技术效率均会提升能源效率,但技术进步的贡献大于技术效率。廖茂林等<sup>[6]</sup>从技术进步偏向性视角实证得出,无论是短期还是长期,能源偏向型技术进步对能源效率皆存在促进作用,并且这种促进在高耗能行业上更为明显。另一方面,技术创新并非必然提升能源利用效率。受到技术进步偏向的影响,技术创新对能源利用效率没有明显的正向影响<sup>[7]</sup>。原因有两点:一是技术创新水平并未达到绿色技术和清洁技术消化吸收所需的门槛,无法缓解能源利用效率<sup>[8]</sup>。二是能源利用效率的提高会产生直接的“反弹”效应,技术进步在提高能源利用效率的同时,不仅没有减少能源消费,反而提升了生产效率,增加了对能源的需求<sup>[9]</sup>。除了以上两方面外,还有学者发现原始创新和二次创新对能源效率的影响有所不同。宣烨和周绍东<sup>[10]</sup>研究发现中国工业行业的企业原始创新存在过度研发和重复建设,削弱了提升能源利用效率的功能,而二次创新深入挖掘了原始创新成果,并应用于生产实践,能较为明显地提升能源利用效率。

综上,现有研究对技术创新与能源利用效率进行了诸多探索,但仍存在不足:①已有研究往往采用传统线性计量模型探究技术创新的节能效应。而创新具有流动性和正外部性,传统的计量模型的空间同质性假设会导致估计结果有偏差,难以解释技术创新与能源利用效率之间的复杂关系。②大部分学者聚焦于技术创新对能源利用效率的直接效应,而并未有效阐明技术创新对能源利用效率的间接效应。此外,很少有文献关注技术创新与能源利用效率之间的非线性关系,以及在不同经济发展水平下技术创新对能源利用效率的影响。基于当前研究的不足,本文可能的边际贡献如下:①在研究视角上,从空间视角出发,将空间相关因素纳入计量模型中,构建空间计量模型实证探索技术创新对能源利用效率的空间溢出效应。②在机制分析上,从产业结构升级和绿色技术进步两方面深入剖析技术创新

影响能源利用效率的潜在影响机制,并探讨在不同经济发展水平下技术创新对能源利用效率的非线性影响。③在研究尺度上,以全国278个地级市为研究对象,在更为细化的空间尺度上探讨技术创新对能源利用效率影响的空间效应与影响机制。

## 二、研究假设

### (一) 技术创新对能源利用效率的直接影响

能源利用效率提升本质上依赖于技术创新。首先,技术创新加快了全球经济和工业的发展,带来了先进的生产工具和设备,如更高效的发动机和更智能的控制系统等。这些工具和设备能在同样的能耗下提供更高的产量,即通过提升要素生产效率,从而提高能源利用效率<sup>[11]</sup>。其次,技术创新还会带来对先进技术的学习,通过借鉴先进企业的能源管理方法,引入先进的能源管理系统、监测技术和优化控制手段,帮助实现能源的精细化管理和定制化供应,将进一步提高能源利用效率<sup>[12]</sup>。

技术创新存在空间溢出效应<sup>[13-14]</sup>。一方面,本地区的技术创新将会吸引更多的先进技术、创新知识和科研人员等创新要素,这些创新要素的区际流动加强了信息和资源的共享,促进了创新知识和创新技术外溢,从而改善周边城市的能源利用效率<sup>[15]</sup>。另一方面,技术创新在改善本地能源利用效率的同时,还会通过示范效应和警示效应改进邻近城市的能源利用效率<sup>[16]</sup>。基于此,本文提出假说1:

H1: 技术创新的提升能够改善能源利用效率,并存在显著的空间外溢效应。

### (二) 技术创新对能源利用效率的间接影响

(1)绿色技术进步的中介效应。技术创新的“节能红利”需要推动绿色技术进步来施展。就其方向而言,技术创新能通过推动绿色技术进步,从而提高能源利用效率。①技术创新会促进绿色技术进步。绿色技术进步是指减少环境污染,节约资源和能源,促进生态环境系统协调的技术、工艺和产品的进步<sup>[17]</sup>。一方面,技术创新

具有知识溢出的特点<sup>[13-14]</sup>, 即一项技术的创新不仅可以为创新者带来经济收益, 还会在其他领域产生正外部影响。技术创新的正外部性将会推动可持续发展领域新技术的涌现, 如可再生能源储存技术、清洁生产技术等。这些新技术的不断改进和发展有助于推动整个社会向绿色、环保的方向迈进。另一方面, 技术创新受到市场需求的驱动, 当环境保护和可持续发展逐渐成为社会共识时, 市场对绿色技术的需求也相应增加, 从而促使绿色技术进步。②绿色技术进步能提升能源利用效率。邵帅等<sup>[18]</sup>和徐佳<sup>[19]</sup>认为绿色技术进步是提高能源利用效率的重要力量, 其“技术红利”主要体现在减少能源资源浪费、提高能源产出效益以及推动可再生能源利用等方面, 通过将绿色创新成果转化成绿色生产力, 发挥节能效应, 从而改善能源利用效率。基于此, 本文提出假说 2:

H2: 技术创新能通过推动绿色技术进步提升能源利用效率。

(2) 产业结构升级的中介效应。技术创新的迅猛发展能够有效推动产业结构优化变革, 进而实现能源转型升级。就其方向而言, 技术创新能通过推动产业结构升级, 从而提高能源利用效率。

①技术创新会推动产业结构升级。新一代信息技术的快速发展推动着传统的产业链和价值链向数字化、智能化和网络化等方向升级, 为产业结构升级提供了前所未有的契机<sup>[20]</sup>。技术创新能够通过新产品和新服务的不断涌现, 促进产生新行业和新市场, 并推动原有产业向高附加值、低能耗、低污染的方向发展。同时, 技术创新还能不断更新产品和服务的技术含量, 引导消费者转变消费需求, 通过升级市场需求带动产业结构升级。②产业结构升级能促进能源利用效率提升。于斌斌<sup>[21]</sup>认为产业结构升级本质上是资源要素从低效率部门流向高效率部门, 使高效率部门的比例增加, 最终促使所有产业的生产率得到共同提高。产业结构升级使能源要素配置得以优化, 更合理地分配到不同领域, 能让等量的能源要素产生更多的经济产出, 提升能源利用效率。此外, 产业结构升级还能促使产业间专业化分工更加细致, 有利于节约生产成本, 提升能源生产效率。基于此, 本文提出假说 3:

H3: 技术创新能通过产业结构升级提升能源利用效率。

### (三) 技术创新对能源利用效率的门槛效应

在不同经济发展水平下, 技术创新对能源利用效率的影响可能有所不同。一方面, 经济发展会导致对能源需求增加, 从而可能抑制能源利用效率。当经济发展水平较低时, 政府为追求经济增长会降低环境监管力度, 创新成果倾向于促进经济增长而非提升能源利用效率。另一方面, 经济发展为技术创新提供了经济支撑和集聚平台。根据“极化效应”理论, 当一个地区经济发展达到一定水平时, 就能通过自身对信息、技术、资金等要素的吸引, 使技术进一步发展。伴随着经济增长和收入水平的提高, 公众环保意识增强, 环境治理水平和环境规制体系得以提高和完善, 从而倒逼企业降低能源消耗<sup>[22]</sup>。基于此, 本文提出假说 4:

H4: 技术创新对能源利用效率的影响在不同经济发展水平下存在非线性特征。当经济发展水平较低时, 技术创新对能源利用效率存在显著的抑制作用; 当经济发展水平越过一定临界值后, 技术创新对能源利用效率呈现显著的促进作用。

## 三、模型设定与数据说明

### (一) 模型设定

#### 1. 空间计量模型

基于理论分析和研究假说, 有必要将空间效应纳入模型, 探究技术创新对能源利用效率的空间溢出关系, 具体设定如下:

$$eu_{it} = a_0 + a_1 \sum_{j=1}^n W_{ij} eu_{jt} + a_2 cx_{it} + a_3 \sum_{j=1}^n W_{ij} cx_{jt} + a_4 X_{it} + a_5 \sum_{j=1}^n W_{ij} X_{jt} + u_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中,  $i$  和  $j$  代表城市;  $t$  代表年份;  $eu$  表示被解释变量能源利用效率;  $cx$  表示核心解释变量技术创新;  $X$  表示各控制变量;  $W_{ij}$  表示空间权重矩阵;  $a_0 \sim a_5$  表示待估计参数;  $u_i$  和  $\eta_t$  表示个体固定效应和时间固定效应;  $\varepsilon_{it}$  表示随机扰动项。需要说明的是, 本文分别采用地理距离矩阵<sup>[23]</sup>、邻接矩阵<sup>[24]</sup>、经济距离矩阵<sup>[25]</sup>和经济地理嵌套矩阵<sup>[26]</sup>对空

间计量模型进行处理,以保证回归结果的稳健性。

## 2. 中介效应模型

为进一步探究技术创新是否能通过绿色技术进步和产业结构升级作用于能源利用效率,参考任晓松<sup>[27]</sup>和彭山桂<sup>[28]</sup>的研究,构建了空间中介效应模型:

$$M_{it} = b_0 + b_1 cx_{it} + b_2 X_{it} + u_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$eu_{it} = c_0 + c_1 \sum_{j=1}^n W_{ij} eu_{jt} + c_2 cx_{it} + c_3 \sum_{j=1}^n W_{ij} cx_{jt} + c_4 M_{it} + c_5 \sum_{j=1}^n W_{ij} M_{jt} + c_6 X_{it} + c_7 \sum_{j=1}^n W_{ij} X_{jt} + u_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中,  $M_{it}$  表示中介变量产业结构升级或绿色技术进步;  $b_0 \sim b_2$  和  $c_0 \sim c_7$  表示待估计参数。

## 3. 门槛效应模型

为验证技术创新与能源利用效率间的非线性关系,本文基于 Hansen<sup>[29]</sup>提出的面板门限模型,以经济发展水平为门槛变量建立门槛模型:

$$eu_{it} = d_0 + d_1 cx_{it} \times I(gdp_{it} \leq \gamma_1) + d_2 cx_{it} \times I(\gamma_1 \leq gdp_{it} \leq \gamma_2) + \dots + d_n cx_{it} \times I(\gamma_{n-1} \leq gdp_{it} \leq \gamma_n) + d_{n+1} cx_{it} \times I(gdp_{it} \geq \gamma_n) + d_3 X_{it} + u_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中,  $gdp$  为门槛变量;  $\gamma$  为待估计的门槛值;  $I(\cdot)$  为指示函数,满足括号中的条件取值为 1, 否则取值为 0。

## (二) 变量说明

### 1. 被解释变量: 能源利用效率( $eu$ )

本文借鉴田成诗<sup>[30]</sup>的研究,采用考虑非期望产出的超效率 EBM 模型测算城市能源利用效率。其中,投入要素为能源消耗量、资本存量和劳动力投入。①能源消耗量。鉴于地级市其他能源数据缺失,本文使用燃油(吨)、天然气(万立方米)和电力(千瓦时)三种能源资源,分别乘以各自的折标准煤系数,最后加总得到能源消耗总量。②资本存量。参考白俊英<sup>[31]</sup>的研究,以 2000 年为基期,采用永续盘存法进行核算。③劳动力投入。以城市单位年末从业人数来衡量。产出要素方面,以地区生产总值为期望产出,以工业废水排放量、工业  $SO_2$  排放量和工业烟尘排放量为非期望产出。

### 2. 解释变量: 技术创新( $cx$ )

文献中通常使用专利数据衡量技术创新,但仅能代表创新成果产出。技术创新的衡量不仅要注重创新产出,更要体现出创新投入和创新产出之间的关联。因此,本文参考白俊红和蒋伏心<sup>[32]</sup>的研究,以创新效率作为技术创新的衡量指标,并利用熵值法进行测算。其中,创新投入分为创新人员投入和创新资金投入。①创新人员投入。以科研、技术服务和地质勘查业从业人员数来衡量。②创新资金投入。选取政府一般预算支出中的科学支出为代理变量。创新产出为专利授权总量,该指标能直接准确地衡量各城市科研创新成果。

### 3. 中介变量: 绿色技术进步( $gt$ )和产业结构升级( $is$ )

①绿色技术进步( $gt$ )。由于绿色专利申请数比绿色专利授权数更能体现绿色创新能力<sup>[33]</sup>,本文选用每万人绿色专利申请量作为绿色技术进步的代理变量,并取对数处理,其中绿色专利申请为绿色发明数量与绿色使用新型数量之和。②产业结构升级( $is$ )。产业结构高级化质量的内涵涉及产业比例演进和劳动生产率提高两个方面,能同时体现产业结构升级的“量”和“质”。因此,本文参考袁航<sup>[34]</sup>的研究,使用产业结构高级化质量表征产业结构升级。其具体公式如下:

$$is_{it} = \sum_{n=1}^3 y_{i,n,t} \times lp_{i,n,t}, n=1,2,3 \quad (5)$$

其中,  $i$  和  $t$  代表城市和年份,  $n$  代表第一产业、第二产业或第三产业,  $y_{i,n,t}$  表示  $i$  城市  $t$  时期第  $n$  产业产值占地区生产总值比重,  $lp_{i,n,t}$  表示  $i$  城市  $t$  时期第  $n$  产业的劳动生产率,采用产业增加值与该产业从业人数之比来衡量。

### 4. 控制变量

借鉴相关文献,本文选取如下控制变量:①政府干预( $gov$ )。以财政支出与财政收入之比表征<sup>[35]</sup>。市场机制无法有效解决节能减排技术的研发和推广问题,需要政府干预。合理的政府干预有助于解决市场失灵,强制性推行各种节能减排措施,增强能源治理水平。②环境治理( $eg$ )。采用政府工作报告中与“环保”一词相关词汇出现的词频占报告全文字数的比重作为环境治理的代理变量<sup>[36]</sup>。地方政府提高对环境治理的关注

度, 能促进能源结构调整和升级, 充分开发和利用清洁能源, 提高公众的环保意识, 减少能源消耗和浪费。③城市规模(*cs*)。利用人口密度来衡量<sup>[37]</sup>。城市规模扩张带来的资源集约利用虽能在一定程度上改善经济运行效率, 但也会加剧交通、供水和供电等方面的压力, 产生能源消耗增加和消费需求扩大等拥挤成本, 致使城市环境下行。④基础设施建设(*ic*)。以邮电业务总量与地区生产总值的比值来表征<sup>[32]</sup>。高度发达的邮电业务为城市居民提供了便捷的信息交流和实时互动渠道。然而, 这种通信基础设施的建设和运行需要大量能源支持, 从而对能源利用效率产生影响。⑤就业水平(*er*)。用城市单位从业人员数占年末总人口数比重表示<sup>[38]</sup>。较高的就业率能推动经济发展, 促进技术创新和资源利用效率改善, 从而提升能源利用效率, 但过多劳动力参与生产和服务行业时, 也会导致能源消耗增加。

### 5. 门槛变量: 经济发展水平(*gdp*)

根据技术波动理论, 经济发展水平可以被视为技术进步和创新活动的重要指标。经济发展水平较高的地区拥有更丰富的要素资源, 具有更完善的科技创新体系和研发基础设施, 能够进行更多的研发和创新活动, 促进技术进步。这些技术进步和创新活动的集聚将推动能源利用效率的改善, 并加速相关技术的传播。因此, 本文选取经济发展水平作为门槛变量, 以人均 GDP 取对数来衡量, 单位为万元。

#### (三) 数据来源

本文以 2008—2019 年中国 278 个地级以上城市的面板数据为研究样本(因数据缺失, 不含西藏和港、澳、台地区)。其中, 绿色专利数据来源于绿色专利数据库, 其他数据均来源于 EPS 数据库、《中国城市统计年鉴》《中国城市建设统计年鉴》和各省市的统计年鉴和统计公报等, 缺失值用线性插值法补齐。所有变量的描述性统计如表 1 所示。

## 四、结果与分析

### (一) 空间自相关分析

表 2 展示了城市技术创新和能源利用效率的

全局 *Moran's I* 检验结果。结果显示, 技术创新的 *Moran's I* 在研究期内均在 5% 水平下显著为正, 能源利用效率 *Moran's I* 在 1% 水平下显著为正, 二者整体呈现出上升趋势, 说明技术创新和能源利用效率均存在明显的空间正相关特性, 空间集聚水平不断上升, 因此, 有必要将空间因素纳入本文的研究范围中。

表 1 描述性统计

变量	观测值	平均值	标准差	最小值	最大值
<i>eu</i>	3 336	0.601 4	0.174 5	0.253 8	1.077 5
<i>cx</i>	3 336	0.020 6	0.051 4	0.000 1	0.744 9
<i>gov</i>	3 336	0.469 2	0.227 9	0.054 4	1.541 3
<i>eg</i>	3 336	0.003 3	0.001 4	0.000 3	0.012 4
<i>cs</i>	3 336	5.745 4	0.918 6	1.589 2	7.967 8
<i>ic</i>	3 336	0.025 2	0.019 0	0.002 3	0.273 8
<i>er</i>	3 336	0.127 1	0.120 0	0.023 9	1.473 1
<i>gt</i>	3 336	1.118 5	1.555 6	-2.604 4	4.547 5
<i>is</i>	3 336	6.473 4	0.352 9	5.517 5	7.836 1
<i>gdp</i>	3 336	4.678 4	3.298 1	0.009 9	46.774 9

为进一步分析能源利用效率的局部自相关特征, 本文选取 2008 年和 2019 年为时间截面, 绘制局部自相关空间分布图<sup>①</sup>。相较于 2008 年, 2019 年高高集聚和低低集聚的空间范围进一步扩大。2008 年高高集聚区主要集中在湖北、河南、福建和浙江等省份, 但到 2019 年, 高高集聚区的空间分布范围扩散至河南及整个长江中下游地区。2008 年低低集聚区主要集中在甘肃地区, 到 2019 年低低集聚区主要集中于甘肃、陕西、内蒙古、河北和辽宁等地区, 空间分布范围有所扩大。

### (二) 空间计量估计结果与分析

#### 1. 空间计量模型选择

对技术创新和能源利用效率进行初步空间相关性检验后, 发现技术创新与能源利用效率存在显著的空间效应。基于此, 本文通过 LM、Wald 和 LR 检验对模型的适配性进行估计, 如表 3 所示。结果显示, LM-lag、LM-error 和 Robust LM-error 检验在 1% 的置信水平上显著, 但 Robust LM-lag 检验未通过显著性检验。此外, LR 检验

表2 技术创新和能源利用效率的全局 Moran's I

	cx			eu		
	Moran's I	Z 值	P 值	Moran's I	Z 值	P 值
2008	0.005**	1.964	0.050	0.017***	3.994	0.000
2009	0.013***	3.697	0.000	0.014***	3.274	0.001
2010	0.020***	5.265	0.000	0.014***	3.350	0.001
2011	0.028***	6.973	0.000	0.023***	5.036	0.000
2012	0.034***	8.025	0.000	0.030***	6.398	0.000
2013	0.032***	7.639	0.000	0.014***	3.332	0.001
2014	0.024***	6.053	0.000	0.023***	5.127	0.000
2015	0.030***	7.029	0.000	0.037***	7.800	0.000
2016	0.025***	6.068	0.000	0.045***	9.221	0.000
2017	0.027***	6.493	0.000	0.049***	10.021	0.000
2018	0.035***	7.964	0.000	0.046***	9.526	0.000
2019	0.037***	8.244	0.000	0.096***	19.106	0.000

和 Wald 检验均通过显著性检验, Hausman 检验统计值为 102.52, 通过了 1% 的显著性检验。LR\_SDM\_ind 和 LR\_SDM\_time 检验的相关系数均在 1% 水平下显著。综合来看, 本文选用时空固定的 SDM 模型进行后续分析较为合适。

选取 SDM 的空间固定效应、时间固定效应和时空双固定效应分别进行回归估计, 回归结果如表 4 中(2)至(4)所示。结果显示, 能源利用效率的空间自相关系数 Spatial rho 显著为正, 表明城市能源利用效率的正向空间溢出效应显著, 意味着本城市能源利用效率的改变会对邻近城市能源利用效率产生显著影响, 该结果再次验证了分析能源利用效率时加入空间因素的必要性。因此, 在优化能源利用效率的过程中不能仅针对目标城市制定相关政策, 而应注重城市间减污降碳的联动合作。表 4 的结果表明, 在普通面板模型中, 控制时间效应和地点效应后, 技术创新的回归系数为 0.782, 通过了 1% 的显著性检验, 表明技术创新能显著提升能源利用效率。加入空间因素后, 在时空双固定 SDM 模型下, 技术创新(cx)的回归系数为 0.284, 且在 5% 的水平下显著, 再次表明了技术创新对能源利用效率的正向影响。技术创新的空间滞后项系数( $W \times cx$ )显著为正, 说明技术创新具有正向的空间外溢效应, 邻近城市技术创新水平提升会显著改善本城市的能源利用效率。

表3 LM、Wald、LR 检验

检验方法	统计值	P 值
Moran's I	50.672***	0.000
LM-error	318.215***	0.000
Robust LM-error	299.323***	0.000
LM-lag	20.174***	0.000
Robust LM-lag	1.281	0.258
Wald_spatial_lag	43.16***	0.000
Wald_spatial_error	45.05***	0.000
LR_spatial_lag	66.73***	0.000
LR_spatial_error	71.39***	0.000
Hausman 检验	144.29***	0.000
LR_SDM_ind	69.46***	0.000
LR_SDM_time	4089.01***	0.000

在表 4 的模型(4)中, 技术创新的空间滞后项显著不为零, 表明在时空双固定的 SDM 模型中, 各解释变量的回归系数无法有效反映该变量对被解释变量的空间溢出效应, 因此需要继续使用偏微分法将空间效应分解为直接效应、间接效应和总效应, 结果如表 5 所示。其中, 直接效应揭示了技术创新及控制变量对本城市能源利用效率的驱动效应, 间接效应展示了邻近城市的技术创新及控制变量对本城市能源利用效率的影响, 总效应描述了技术创新等变量变动对所有样本城市能源利用效率的影响。可以看出, 无论是直

接效应、间接效应还是总效应, 技术创新的估计值皆为正, 并通过 1% 的显著性检验, 表明技术创新不仅能提升本城市的能源利用效率, 而且能通过空间溢出效应显著改善邻近城市的能源利用效率。

表 4 技术创新对能源利用效率的空间回归结果

	<i>eu</i>			
	(1)普通面板模型	(2)空间固定效应	(3)时间固定效应	(4)时空双固定效应
<i>cx</i>	0.782*** (0.120)	0.348*** (0.127)	1.754*** (0.107)	0.284** (0.129)
<i>gov</i>	0.098*** (0.024)	0.067** (0.027)	0.037** (0.018)	0.059** (0.027)
<i>eg</i>	0.723 (1.413)	-1.579 (1.420)	-2.121 (2.125)	-1.433 (1.413)
<i>cs</i>	0.056 (0.038)	0.013 (0.035)	-0.028*** (0.005)	0.009 (0.035)
<i>ic</i>	-0.738*** (0.134)	-0.664*** (0.128)	-1.594*** (0.184)	-0.651*** (0.128)
<i>er</i>	-0.392*** (0.050)	-0.543*** (0.049)	-0.065* (0.037)	-0.535*** (0.049)
<i>W×cx</i>		1.515** (0.618)	-2.077* (1.255)	3.534*** (1.108)
<i>W×gov</i>		0.305*** (0.110)	-0.621*** (0.148)	0.761*** (0.194)
<i>W×eg</i>		0.632 (6.509)	20.023 (26.186)	39.224** (20.141)
<i>W×cs</i>		0.454 (0.302)	0.246*** (0.033)	1.190*** (0.370)
<i>W×ic</i>		1.873** (0.801)	3.250** (1.481)	-7.158*** (1.560)
<i>W×er</i>		0.089 (0.283)	1.873*** (0.591)	-0.923 (0.584)
<i>Spatial rho</i>		0.733*** (0.056)	0.600*** (0.091)	0.236* (0.135)
<i>Log-likelihood</i>		3 471.096 5	1 461.317 7	3 505.824 6
<i>N</i>	3 336	3 336	3 336	3 336

注: \*\*\*, \*\*, \* 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平, 括号内为标准误。下同。

就控制变量而言, 政府干预(*gov*)的直接效应、间接效应和总效应均显著为正, 表明地方政府更加注重本地区经济发展质量, 发挥“有形的手”以弥补市场机制在减污降碳方面的不足, 提升本地区的能源利用效率, 同时能够产生空间溢

出效应, 邻近地区的政府干预能显著提升本地地区的能源利用效率。环境治理(*eg*)的直接效应为负, 但不显著, 间接效应和总效应显著为正, 说明地方政府迫于环境压力重视环境治理, 但囿于存在短期考核压力而不得不发展高能耗产业, 这种粗放型经济增长方式必然会抑制产业低碳转型, 导致降低能源利用效率<sup>[39]</sup>。但从全国总体而言, 政府对环保的重视必然会严格管控环境治理, 企业将加大环保投资, 通过调整能源消费结构, 减少对化石能源的需求, 更加青睐于使用清洁能源<sup>[40]</sup>。城市规模(*cs*)的直接效应为正, 原因在于城市规模大、人口密集度高的城市更容易发挥规模效应, 使得能源可以被有效配置和利用, 从而提高能源利用效率<sup>[41]</sup>。基础设施建设(*ic*)的直接效应、间接效应和总效应显著为负, 说明城市建设交通和信息基础设施需消耗大量资源, 且城市基础设施的完善会吸引各类要素向城市集聚, 加大城市环境压力, 增加能耗的同时, 抑制了能源效率提升。就业水平(*er*)的直接效应和总效应显著为负, 原因在于随着就业率的提升, 人们获取稳定收入, 有能力支付较高水平的能源费用, 导致能源资源的紧张程度减轻, 而这可能带来能源滥用和浪费的问题, 降低本地区和全国总体的能源利用效率。

表 5 技术创新对能源利用效率的效应分解

	直接效应	间接效应	总效应
<i>cx</i>	0.297** (0.132)	4.754*** (1.641)	5.051*** (1.631)
<i>gov</i>	0.060** (0.026)	1.021*** (0.290)	1.081*** (0.283)
<i>eg</i>	-1.197 (1.349)	53.626** (28.371)	52.428** (28.374)
<i>cs</i>	0.011 (0.034)	1.596*** (0.530)	1.607*** (0.528)
<i>ic</i>	-0.666*** (0.123)	-9.728*** (2.390)	-9.227*** (2.026)
<i>er</i>	-0.535*** (0.048)	-1.341 (0.822)	-1.877** (0.81)

## 2. 稳健性检验

为验证技术创新对能源利用效应空间回归结果的可靠性, 本文进行了三个稳健性检验: ①

替换权重矩阵。权重矩阵是空间计量模型的核心,不同的权重矩阵会对计量结果产生差异化的影响。因此,本文将采用邻接矩阵、经济距离矩阵和经济地理嵌套矩阵替代地理距离矩阵,以进行稳健性检验。结果如表6列(1)至(3)。可以看出,在三种矩阵下,技术创新的提升对能源利用效率的直接效应、间接效应和总效应皆显著为正,作用方向与前文空间地理距离矩阵下的回归结果保持一致。②替换被解释变量。使用能源生产率( $ei$ )即能源经济效率作为能源利用效率的替代指标,以地区生产总值与能源消耗总量之比来衡量。其回归结果如表6列(4)。③缩尾1%处理。表6列(5)为经过1%缩尾处理后的样本回归结果,核心解释变量技术创新的回归系数依然显著为正。由此可见,本文的研究结果具有一定的稳健性,技术创新的提升不仅可以提升本地的能源利用效率,而且还能通过空间溢出效应,改善邻近地区的能源利用效率。因此, H1 得证。

### 3. 内生性检验

技术创新为区域内带来创新资源,营造了良好的创新环境,有助于实现能源利用效率的提升,然而能源利用效率较高的城市,可能对资源要素有更强的吸引力,更易推动技术创新,因而可能存在反向因果关系。因此,本文以各解释变量及被解释变量的一阶滞后项为工具变量,采用广义空间两阶段最小二乘法(GS2SLS)和二阶段系统广义矩估计法(二阶段系统 GMM)进行回归估计,可将二者回归结果作为内生性检验结果是否稳健的参考。如表7所示,在GS2SLS模型中,技术创新对能源利用效率的相关系数在1%水平

上显著为正,且能源利用效率的空间滞后项在1%水平上显著。此外,二阶段系统GMM模型回归结果显示,AR(1)和AR(2)的结果表明模型存在一阶自相关而不存在二阶自相关,Hansen检验说明不存在工具变量过度识别的问题,且技术创新的回归系数显著为正,再次验证了前文空间回归结果的稳健性。

### 4. 异质性分析

(1)城市区位异质性。为检验技术创新对能源利用效率的影响是否存在区位异质性,本文将278个地级市划分成东部、中部和西部三组进行分析,结果如表8列(1)至(3)所示。东部城市技术创新对本地能源利用效率有显著的正向促进作用,而对邻地和总体的能源利用效率影响为负,且不显著。中部城市的技术创新对本地、邻地和总体的能源利用效率皆有显著的提升作用。西部城市技术创新能显著提高本地能源利用效率,但对邻地和总体的能源利用效率提升效应不显著。此外,东部城市和邻近地区之间可能存在竞争资源的关系,尤其是在能源领域,技术创新导致能源需求增加,从而给邻近地区带来一定的能源压力,抑制了邻近地区的能源利用效率。相较于东部城市,中部城市在承接东部城市的制造业转移的过程中,带来了新的生产工具、设备和生产技术,有助于提升中部城市的技术创新,优化中部城市的产业结构,帮助中部城市改善能源利用效率<sup>[21]</sup>。同时,中部城市的技术溢出和技术扩散能帮助提升邻近地区的能源利用效率。西部地区具有广阔的资源 and 较好的环境优势,可以通过技术创新更大程度地实现能源利用效率的提升。但西

表6 稳健性检验

变量名称	效应类型	$eu$			$ei$	$eu$
		(1)邻接矩阵	(2)经济距离矩阵	(3)经济地理嵌套矩阵	(4)替换 Y	(5)1%缩尾
cx	直接效应	0.303** (0.132)	0.461*** (0.127)	0.336** (0.130)	4.650*** (0.565)	0.297** (0.132)
	间接效应	0.732*** (0.227)	0.599** (0.248)	1.134*** (0.273)	7.484* (4.520)	4.754*** (1.641)
	总效应	1.034*** (0.240)	1.060*** (0.266)	1.470*** (0.286)	12.134*** (4.436)	5.051*** (1.631)
控制变量		是	是	是	是	是

表 7 内生性检验

	(1)GS2SLS	(2)二阶段系统 GMM
<i>cx</i>	0.554*** (0.138)	5.732*** (1.975)
<i>Spatial rho</i>	0.748***	
控制变量	是	是
<i>Loglikelihood(wald)</i>	1 026.397	2 915.24***
<i>N</i>	3 336	3 336
<i>AR(1)</i>		0.000
<i>AR(2)</i>		0.526
<i>Hansen</i>		0.111

部城市在研发投入、技术人才储备和经济发展水平等方面较弱, 技术壁垒和市场竞争的相对滞后导致难以形成规模化的影响。因此, 尽管技术创新在一定程度上提升了西部城市的能源利用效率, 但对邻近地区的能源利用效率并没有显著改善。

(2)技术创新水平异质性。为分析不同技术创新水平对能源利用效率的影响, 使用 k-means 聚类分析法对 2008—2019 年技术创新均值进行分类, 划分为低创新水平城市和高创新水平城市两类, 据此分析技术创新对能源利用效率的作用效果, 结果如表 8 列(4)和(5)所示。在低创新水平城市, 技术创新对本地、邻地和总体的能源利用效率皆显著为正。在高创新水平城市, 技术创新水平对本地的能源利用效率有显著的提升作用, 而对邻地和总体的能源利用效率起着显著的抑制作用。在低创新水平城市, 技术创新存在大量改

进和升级空间, 通过引进和利用新能源技术及新管理方式, 优化生产过程和能源供给系统, 可以实现本地区能源的更有效利用。同时, 低创新水平城市在改善能源利用效率方面取得成功时, 能通过示范效应促进邻近地区能源利用效率提升。在高创新水平城市, 可以借助高技术研发能力加强污染处理和清洁能源研发, 优化能源结构, 促进本地能源利用效率提升。此外, 技术创新改善能源利用效率的努力会激发邻近城市“搭便车”的行为, 削弱邻近城市自身提升能源利用效率的努力程度, 从而抑制邻近城市的能源利用效率<sup>[42]</sup>。

(三) 进一步讨论: 中介机制与门槛效应检验

1. 中介机制检验

为验证 H2 和 H3, 本文参考任晓松等<sup>[27]</sup>的研究, 进一步讨论技术创新对能源利用效率的影响机制, 表 9 展示了地理距离矩阵下的中介效应检验结果。其中列(1)至(3)为产业结构升级的中介效应检验结果, 列(1)为技术创新(*cx*)对能源利用效率(*eu*)提升效应; 列(2)中, 技术创新(*cx*)的系数在 1%水平下显著为正, 表明技术创新能推动产业结构升级; 列(3)展示了产业结构升级(*is*)对能源利用效率(*eu*)的影响系数显著为正, 且系数  $0.246 < 0.284$ , 表明产业结构升级能改善能源利用效率, 并且在技术创新促进能源利用效率提升过程中起到传导作用, 技术创新通过促进产业结构升级来提升能源利用效率。这是因为技术创新通过改善资源配置效率、提高全要素生产率、开拓新产品和新服务等方式促进产业结构升级<sup>[43]</sup>, 有效改

表 8 异质性分析结果

变量名称	效应类型	<i>eu</i>				
		(1)东部城市	(2)中部城市	(3)西部城市	(4)低创新水平城市	(5)高创新水平城市
<i>cx</i>	直接效应	0.593*** (0.120)	0.573** (0.285)	2.005** (0.643)	0.438** (0.184)	0.320* (0.177)
	间接效应	-1.145 (1.382)	7.770** (3.752)	2.984 (6.275)	6.415* (3.414)	-1.033*** (0.261)
	总效应	-0.552 (0.693)	8.343** (3.769)	4.989 (6.515)	6.853** (3.371)	-0.712* (0.367)
控制变量		是	是	是	是	是

表9 中介效应结果

	<i>eu</i>	<i>is</i>	<i>eu</i>	<i>gt</i>	<i>eu</i>	<i>ei</i>	<i>is</i>	<i>ei</i>	<i>gt</i>	<i>ei</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
<i>cx</i>	0.284** (0.129)	0.611*** (0.146)	0.246** (0.128)	1.217** (0.561)	0.277** (0.129)	4.576*** (0.521)	0.611*** (0.146)	4.487*** (0.548)	1.217*** (0.561)	4.319*** (0.517)
<i>is</i>			0.064*** (0.015)					0.253* (0.065)		
<i>gt</i>					0.008** (0.004)					0.138*** (0.016)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是
创新集聚空间滞后项	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是
控制变量空间滞后项	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是
$R^2$	0.016	0.013	0.040	0.457	0.015	0.115	0.013	0.014	0.457	0.024
$N$	3 336	3 336	3 336	3 336	3 336	3 336	3 336	3 336	3 336	3 336

善了经济生产效率和能源消费结构,能源利用效率得以提升。列(4)和(5)为绿色技术进步的中介效应检验结果,可以看出,技术创新(*cx*)对绿色技术进步(*gt*)的影响显著为正,绿色技术进步(*gt*)对能源利用效率(*eu*)的影响也显著为正,且系数 $0.277 < 0.284$ ,意味着技术创新能通过推动绿色技术进步来提升能源利用效率。城市作为经济活力和创新能力的集聚地,能有效发挥创新驱动效应,通过改进传统技术和引进节能新技术提高能源利用效率。至此,H2和H3得到验证。列(6)至(10)为将被解释变量替换成能源强度(*ei*)的检验结果,可以看出,产业结构升级和绿色技术进步的部分中介效应在更换被解释变量后仍然显著有效,证实了空间中介效应模型估计的稳健性。

## 2. 门槛效应检验

本研究以经济发展水平(*gdp*)作为门槛变量检验技术创新对能源利用效率的非线性影响,采用人均GDP的对数值表征经济发展水平。依次在单一门槛、双重门槛和三重门槛模型假定下进行门槛自抽样检验,通过Bootstrap法重复抽取样本300次,得到F统计量分别为27.66、12.10和12.31,P值分别为0.057、0.330和0.183,说明技术创新对能源利用效率存在经济发展水平单一门槛效应。经计算,经济发展水平单一门

槛估计值为3.323,门槛模型回归结果如表10所示。

由表10可知,当经济发展水平等于或小于3.323时,技术创新的系数值在1%水平上显著为负,表明技术创新降低了能源利用效率;当经济发展水平高于3.323时,技术创新系数值增加至0.513,且在1%的水平上显著,表明技术创新能显著提升能源利用效率。总体而言,技术创新对能源利用效率呈现先抑制后促进的非线性特征。在经济发展水平较低时,可能存在技术壁垒、基础设施不完善、创新要素投入不足等问题,限制了技术创新对能源利用效率的正向影响。此外,地方政府会以牺牲生态环境为代价获取较高的经济效应,使得创新成果较少应用在节能减排领域。而经济发展水平越过临界值3.323后,可能会带来更多的政策支持、人力资源和投资,资源配置得以改善,知识和信息交流得以加强,有助于研发更高效的能源利用技术和工具,加速能源领域的创新进程。另外,当经济发展到一定水平后,消费者、企业和政府越来越重视节约资源和保护环境,政府将采取措施如资金支持、税收减免和监管改革等,以激励企业和个人参与改善能源利用的创新活动中,提升能源利用效率。由此,H4得证。

表 10 门槛效应检验

	系数	标准误	t 值
$cx(gdp \leq 3.323)$	-1.557***	0.567	-2.75
$cx(gdp \geq 3.323)$	0.513***	0.166	3.08
常数项	0.338	0.239	1.42
控制变量	是		
N	3 336		

## 五、结论与启示

本文基于 2008—2019 年 278 个地级市的面板数据, 实证探究了技术创新对能源利用效率的影响及作用机制, 研究表明: 技术创新能够显著提升能源利用效率, 且存在显著的空间外溢效应, 即技术创新不仅能促进本地能源利用效率的改善, 还会促进邻近地区能源利用效率的提高。对东部城市和西部城市而言, 技术创新对本地能源利用效率有显著的正向促进作用, 而对邻地和总体的能源利用效率作用不显著; 而对中部城市而言, 技术创新对本地、邻地和总体的能源利用效率皆有显著的提升作用。在低创新水平城市, 技术创新对本地、邻地和总体的能源利用效率皆显著为正; 在高创新水平城市, 技术创新对本地的能源利用效率有显著的提升作用, 而对邻地和总体的能源利用效率起着显著的抑制作用。在地理距离矩阵下, 技术创新能通过提高绿色技术进步和促进产业结构升级促进能源利用效率提升。此外, 技术创新对能源利用效率具有显著的经济水平单一门槛效应, 不同经济发展水平地区的技术创新程度对能源利用效率的影响不尽相同。当经济发展水平低于 3.323 时, 技术创新会抑制能源利用效率提高, 而经济发展水平越过门槛值 3.323 后, 技术创新对能源利用效率产生正向促进作用。

基于以上结论, 本文的政策启示如下:

(1) 挖掘技术创新潜力, 助力能源利用效率提升。政府应进一步推动创新驱动发展战略, 加强空间联动机制构建, 促进创新要素在区域内合理集聚, 并利用技术创新的空间溢出效应, 提升其

在能源利用效率方面的空间贡献。同时, 立足于各地实际, 针对性地制定节能降碳政策, 加强城市间的交流与合作, 积极探寻能效提升的先进经验, 促进城市间能源利用效率协同提升。

(2) 推动产业结构升级, 促进绿色技术进步。研究结论表明, 产业结构升级和绿色技术进步在技术创新与能源利用效率间发挥正向中介作用。因此, 一方面, 应充分发挥技术创新在加快产业结构升级的积极作用, 合理优化布局城市产业体系, 引导产业结构向高级化转型; 另一方面, 关注技术创新的绿色技术进步红利, 完善技术创新政策支持体系, 提升自主创新能力, 赋能城市低碳转型。

(3) 加快推进经济高质量发展, 构建区域节能降耗体系。对于经济发展水平较低的城市, 应加快推进经济高质量发展, 推动低碳技术研发与应用, 优化能源结构, 促进技术创新带动能源效率提高。对于经济发展水平较高的城市, 应保持经济增长在合理的区间内运行, 避免经济增长过快导致过度能源消耗。

### 注释:

① 限于篇幅, 空间分布图未能展示, 留存备案。

### 参考文献:

- [1] 牛美晨, 刘晔. 提高排污费能促进企业创新吗?——兼论对我国环保税开征的启示[J]. 统计研究, 2021, 38(7): 87-99.
- [2] 罗世华, 王栋. 碳交易政策对省域全要素能源效率的影响效应[J]. 经济地理, 2022, 42(7): 53-61.
- [3] 刘朝, 王梓林, 原慈佳. 结构视域下自主技术创新对工业碳排放的影响及趋势预测[J]. 中国人口·资源与环境, 2022, 32(7): 12-21.
- [4] 李平, 丁世豪. 进口技术溢出提升了制造业能源效率吗?[J]. 中国软科学, 2019(12): 137-149.
- [5] 卢锐, 陆芸, 陈郁炜, 等. 考虑行业耗能差异的技术进步、技术效率与制造业全要素能源效率研究: 基于 30 个行业面板数据的实证分析[J]. 管理工程学报, 2019, 33(3): 9-16.
- [6] 廖茂林, 任羽菲, 张小溪. 能源偏向型技术进步的测算及对能源效率的影响研究——基于制造业 27 个细分行

- 业的实证考察[J]. 金融评论, 2018, 10(2): 15-31, 122-123.
- [7] 杨志江, 朱桂龙. 技术创新、环境规制与能源效率——基于中国省际面板数据的实证检验[J]. 研究与发展管理, 2017, 29(4): 23-32.
- [8] 李斌, 陈崇诺. 异质型环境规制对中国工业能源效率影响的实证检验[J]. 统计与决策, 2016(3): 129-132.
- [9] HERRING H, ROY R. Technological innovation, energy efficient design and the rebound effect[J]. Technovation, 2007, 27(4): 194-203.
- [10] 宣烨, 周绍东. 技术创新、回报效应与中国工业行业的能源效率[J]. 财贸经济, 2011(1): 116-121.
- [11] LI K, LIN B Q. How to promote energy efficiency through technological progress in China?[J]. Energy, 2018, 143: 812-821.
- [12] 张万里, 宣旸. 智能化如何提高地区能源效率? ——基于中国省级面板数据的实证检验[J]. 经济管理, 2022, 44(1): 27-46.
- [13] 赵增耀, 章小波, 沈能. 区域协同创新效率的多维溢出效应[J]. 中国工业经济, 2015(1): 32-44.
- [14] 陈超凡, 蓝庆新, 王泽. 城市创新行为改善生态效率了吗? ——基于空间关联与溢出视角的考察[J]. 南方经济, 2021(1): 102-119.
- [15] 姚常成, 吴康. 集聚外部性、网络外部性与城市创新发展[J]. 地理研究, 2022, 41(9): 2330-2349.
- [16] 张兵兵, 周君婷, 闫志俊. 低碳城市试点政策与全要素能源效率提升——来自三批次试点政策实施的准自然实验[J]. 经济评论, 2021(5): 32-49.
- [17] 徐英启, 程钰, 王晶晶. 中国资源型城市碳排放效率时空演变与绿色技术创新影响[J]. 地理研究, 2023, 42(3): 878-894.
- [18] 邵帅, 范美婷, 杨莉莉. 经济结构调整、绿色技术进步与中国低碳转型发展——基于总体技术前沿和空间溢出效应视角的经验考察[J]. 管理世界, 2022, 38(2): 46-69, 4-10.
- [19] 徐佳, 崔静波. 低碳城市和企业绿色技术创新[J]. 中国工业经济, 2020(12): 178-196.
- [20] 刘莉君, 张静静, 曾一恬. 数字经济推动共建“一带一路”高质量发展的效应研究[J]. 中南大学学报(社会科学版), 2022, 28(5): 122-135.
- [21] 于斌斌. 产业结构调整如何提高地区能源效率? ——基于幅度与质量双维度的实证考察[J]. 财经研究, 2017, 43(1): 86-97.
- [22] 朱东波, 任力, 刘玉. 中国金融包容性发展、经济增长与碳排放[J]. 中国人口·资源与环境, 2018, 28(2): 66-76.
- [23] 张学良. 中国交通基础设施促进了区域经济增长吗——兼论交通基础设施的空间溢出效应[J]. 中国社会科学, 2012(3): 60-77, 206.
- [24] 田容至, 曹高航, 项松林, 等. 长江经济带区域创新创业能力对碳排放的影响及空间效应研究[J]. 长江流域资源与环境, 2023, 32(7): 1365-1378.
- [25] 洪正, 谢漾. 财政分权制度、市场分割同群效应与产能过剩[J]. 中南大学学报(社会科学版), 2021, 27(4): 111-127.
- [26] 邵帅, 李欣, 曹建华, 等. 中国雾霾污染治理的经济政策选择——基于空间溢出效应的视角[J]. 经济研究, 2016, 51(9): 73-88.
- [27] 任晓松, 孙莎. 数字经济对中国城市工业碳生产率的赋能效应[J]. 资源科学, 2022, 44(12): 2399-2414.
- [28] 彭山桂, 孙昊, 郭正宁, 等. 土地资源空间错配对中国产业转型升级的影响及作用机制[J]. 资源科学, 2022, 44(5): 871-885.
- [29] HANSEN B E. Threshold effects in non-dynamic panels: Estimation, testing, and inference[J]. Journal of Econometrics, 1999, 93(2): 345-368.
- [30] 田成诗, 张亚兵. 中国多中心城市空间结构与能源效率关系[J]. 自然资源学报, 2022, 37(1): 135-148.
- [31] 白俊红, 刘宇英. 对外直接投资能否改善中国的资源错配[J]. 中国工业经济, 2018(1): 60-78.
- [32] 白俊红, 蒋伏心. 协同创新、空间关联与区域创新绩效[J]. 经济研究, 2015, 50(7): 174-187.
- [33] 占华, 后梦婷, 檀菲菲. 智能化发展对中国企业绿色创新的影响——基于新能源产业上市公司的证据[J]. 资源科学, 2022, 44(5): 984-993.
- [34] 袁航, 朱承亮. 国家高新区推动了中国产业结构转型升级吗[J]. 中国工业经济, 2018(8): 60-77.
- [35] 汪克亮, 赵斌, 许如玉. 创新要素流动对能源效率的影响[J]. 统计研究, 2023, 40(4): 88-97.
- [36] 邓慧慧, 杨露鑫. 雾霾治理、地方竞争与工业绿色转型[J]. 中国工业经济, 2019(10): 118-136.
- [37] 聂国卿, 朱银彦, 张家培. 发展不平衡对中国雾霾污染空间外溢效应的影响研究[J]. 中南大学学报(社会科学版), 2022, 28(4): 80-93.
- [38] 杨水根, 王吉. 流通数字化促进了共同富裕吗? ——来自中国地级市的经验证据[J]. 产业经济研究, 2023(2): 112-125.
- [39] 周兵, 刘婷婷. 区域环境治理压力、经济发展水平与碳中和绩效[J]. 数量经济技术经济研究, 2022, 39(8): 100-118.
- [40] 尹彦辉, 孙祥栋. “双碳”目标下多元技术进步与环境治理支出的减排效应研究[J]. 统计与决策, 2023, 39(5): 70-75.

- [41] 田成诗, 李金. 大型城市紧凑度与能源效率的关系研究[J]. 自然资源学报, 2018, 33(10): 1781-1795.
- [42] 任亚运, 张广来. 城市创新能够驱散雾霾吗? ——基于空间溢出视角的检验[J]. 中国人口·资源与环境, 2020, 30(2): 111-120.
- [43] 孙勇, 张思慧, 赵腾宇, 等. 数字技术创新对产业结构升级的影响及其空间效应——以长江经济带为例[J]. 软科学, 2022, 36(10): 9-16.

## Spatial effect and mechanism of technological innovation on energy use efficiency: Panel data from 278 cities at or above the prefecture level in China

LU Shan<sup>1,2</sup>, LI Wen<sup>3</sup>

- (1. School of Resources and Environment, Hunan University of Technology and Business, Changsha 410205, China;
2. Hunan Key Laboratory of Carbon Neutrality and Smart Energy, Changsha 410205, China;
3. School of Economics and Trade, Hunan University of Technology and Business, Changsha 410205, China)

**Abstract:** Based on the spatial perspective, using the panel data of 278 prefecture-level cities in China from 2008 to 2019, and adopting the spatial Durbin model and panel threshold model, the article empirically tests the direct, indirect and threshold effects of technological innovation on energy efficiency. The research shows that technological innovation is not only conducive to improving the energy use efficiency of the local city, but also improves the energy use efficiency of neighboring cities through spillover effect with spatial spillover effect. It also finds that there exists significant spatial spillover effect, and that the impact of technological innovation on energy use efficiency is heterogeneous due to different urban locations and technological innovation levels. Green technology progress and industrial structure upgrading play an intermediary role in technological innovation to improve energy use efficiency, and technological innovation improves energy use efficiency by improving green technology progress and promoting industrial structure upgrading. When the level of economic development is low, technological innovation has an obvious inhibitory effect on energy utilization efficiency. When the level of economic development exceeds a certain critical value, technological innovation can significantly improve energy utilization efficiency.

**Key Words:** technological innovation; energy efficiency; economic development level; spatial Durbin model

[编辑: 陈一奔]