

引用格式:孔令乾,王梦乐,于世海.创新驱动政策对全要素能源效率的影响:基于国家创新型城市试点政策的考察[J].资源科学, 2023, 45(9): 1884-1898. [Kong L Q, Wang M L, Yu S H. Impact of innovation-driven policies on total factor energy efficiency: Based on the national innovation city pilot policy[J]. Resources Science, 2023, 45(9): 1884-1898.] DOI: 10.18402/resci.2023.09.14

创新驱动政策对全要素能源效率的影响 ——基于国家创新型城市试点政策的考察

孔令乾^{1,2}, 王梦乐³, 于世海⁴

(1. 浙江农林大学生态文明研究院, 杭州 311300; 2. 浙江农林大学经济管理学院, 杭州 311300;

3. 首都经济贸易大学经济学院, 北京 100070; 4. 桂林理工大学商学院, 桂林 541004)

摘要:【目的】能源效率提升对节能降碳具有重要意义,揭示创新驱动政策对能源效率的影响,并深入探究其作用机制,为从创新驱动视角促进经济高质量发展提供科学依据。【方法】本文基于2004—2019年280个地级市面板数据,在采用Super-SBM法测算全要素能源效率的基础上,运用多时点双重差分模型考察了国家创新型城市试点政策对全要素能源效率的影响。【结果】①以国家创新型城市试点为代表的创新驱动政策能够显著促进城市全要素能源效率的提升,相较于非试点城市,创新试点城市的全要素能源效率平均提高3.3%。②创新型城市试点政策在行政级别更高、区位优势更好、非资源型城市、环境规划更弱和初始全要素能源效率较低的城市中表现更为明显。③绿色技术创新和产业结构优化是创新试点政策推动全要素能源效率提升的重要机制。拓展性分析表明,创新型城市试点政策对全要素能源效率的促进作用存在正向空间溢出效应。【结论】因此,应重视创新型城市试点政策的经验总结和推广、加强各地区统筹规划与合作、加大对绿色技术创新的支持力度、优化产业结构,进而推动全要素能源效率的提升。

关键词:创新城市试点;全要素能源效率;绿色技术创新;产业结构;环境规划

DOI: 10.18402/resci.2023.09.14

1 引言

面对日益严峻的资源环境压力,中国积极推动能源领域供给侧结构性改革,能源结构逐步优化、煤炭消费占比持续下降,但煤炭消费总量仍保持持续上升的态势,并且以煤炭为主的能源消费结构尚未根本改变^[1]。因此,提高能源效率就成为缓解资源消耗与城市经济增长矛盾的重要手段^[2,3]。创新是推动中国能源生产和消费革命的根本动力,是引领能源效率提升的关键因素,对实现新旧动能转换及促进能源可持续发展具有重要作用。而国家创新型城市试点政策是中国实施创新驱动发展战略的重要体现,且创新型城市建设中明确将“绿色低

碳”作为建设原则和目标。因此,创新型城市试点政策对能源效率会产生怎样的影响?又会通过何种渠道影响能源效率?厘清上述问题的逻辑与运行机制,对推动经济发展方式的转变以及中国经济高质量发展具有重要的意义。

20世纪初,创新学派的先驱熊彼特提出“创新是经济发展的本质”,在此基础上,Arrow提出“创新具有较强的外部性和不确定性”,因此需要外部支持来降低创新风险,如政府补贴、税收激励或贷款等。而创新型城市试点政策正是外部支持创新的集中体现,在创新驱动发展中发挥着重要作用^[4]。创新型城市试点政策是集聚创新资源、健全创新体

收稿日期:2023-02-19,修订日期:2023-07-07

基金项目:教育部哲学社会科学研究重大专项项目(2022JZDZ009);浙江省习近平新时代中国特色社会主义思想研究中心课题(22WH70066-8Z);浙江农林大学科研启动基金项目(2021FR050)。

作者简介:孔令乾,男,山东平邑人,讲师,研究方向为低碳经济。E-mail: Arvin_LQKong@163.com

通讯作者:王梦乐,女,河北邢台人,博士研究生,研究方向为低碳经济。E-mail: 964823717@qq.com

2023年9月

系和营造创新友好环境的多元政策体系。随着试点政策的推广,学界也开展了大量研究,主要集中于创新效应和环境效应的评估。首先,在创新效应方面,现有研究基本得出试点政策能够促进城市创新质量和企业创新水平提升的结论^[5-7]。其次,在环境效应方面,已有研究得出试点政策能够促进绿色全要素生产率的提升,且该促进作用呈边际效应递增趋势^[8],此外,试点政策还具有碳减排效应^[9]。

关于全要素能源效率的研究主要集中于测度与影响因素。在测度方面,主要分为两类,一是采用能源消耗强度和能源消耗综合指数来表示^[10,11],该方法仅将能源要素投入与经济产出进行比较,未考虑其他要素的替代作用,因此估计结果偏高;二是全要素能源效率指标,大多采用数据包络分析法(Data Envelopment Analysis),将物质资本、人力资本与能源消费作为投入要素,生产总值作为产出纳入该模型^[12],此后有学者考虑到能源投入带来的非期望产出,因此,又将污染物纳入到DEA模型中^[13]。尽管DEA模型的测算方法相较于单要素能源效率有了很大改善,但仍存在一定的弊端,不仅要求投入和产出以相同比例变动,且窗口宽度的选择存在一定的随意性。在影响因素方面,大多学者认为增强技术创新能力^[14]、优化产业结构^[15]、扩大对外开放^[16]和改善能源消费结构^[17]等能够提升能源效率,但也有学者证实了“能源回弹效应”的存在^[18],认为技术进步对全要素能源效率的影响存在负向作用。此外,能源价格^[19]、数字经济^[20]和一系列环境规制政策等^[21,22]也是影响能源效率的重要因素。

与既有研究相比,本文的边际贡献如下:一是研究视角上,从创新型城市试点政策的角度出发探讨其对全要素能源效率的影响。二是理论机制上,在综合应用熊彼特创新理论、配第-克拉克定理等基础上,从绿色技术创新和产业结构优化等方面,揭示了试点政策提升全要素能源效率的内在机制。三是实证研究上,基于卫星夜间灯光数据测度地级市能源消费量,采用非径向的Super-SBM模型测算全要素能源效率,克服了DEA模型存在的弊端;使用IV方法解决了内生性问题,并考察了试点政策的空间效应。四是政策上,通过异质性分析,为精准政策的提出提供了科学依据。本文旨在以国家创新型城市试点政策为切入点,深入探讨其对

城市全要素能源效率的影响及内在机理,为科学评价创新型城市试点的政策效应以及推动中国能源可持续发展提供有益参考。

2 政策背景与机理分析

2.1 政策背景

中国传统以牺牲资源环境为代价的粗放型经济发展模式具有效率低的特点,不仅违背了生态经济发展规律,而且造成了严重的环境污染与资源浪费,制约着经济的可持续发展。加快转变经济发展方式是实现经济高质量发展的必经之路,而创新正是突破经济发展瓶颈,实现经济发展方式转变的关键。为此,国务院于2005年颁布了《国家中长期科学和技术发展规划纲要》(国发[2005]44号),提出把建设创新型国家作为面向未来的重大战略选择,而城市作为经济发展的重要载体和人才聚集地,在推动创新方面具有重要作用。因此,中国政府提出了“创新型城市试点”的政策,该政策旨在选择若干城市进行试点,通过构建创新驱动发展模式,改善城市创新能力和创新环境,进而提升城市的核心竞争力。2008年,国家发改委批准深圳为全国首个试点城市。2010年,国家发改委和科技部共计批准44个试点城市,此后,试点城市的数量逐年增加,到2013年,试点城市总计61个。2018年两部委联合批准了17个试点城市,截至2022年,累计批准78个试点城市(区)。试点政策内容覆盖面广,包括一系列释放城市创新活力、挖掘城市创新潜力、提高城市创新能力的多元政策体系。各试点城市均已通过指标考核,政策实施效果达到预期,诸多学者也表明试点政策显著提升了城市创新水平^[5,6],且随着创新型城市建设的推进,能够间接推动节能型城市转型^[23]。试点政策实施后,与非试点城市形成了鲜明对比,这相当于经济学领域开展的“自然实验”,具有明显的外生性,为有效识别国家创新型城市建设对全要素能源效率的影响提供了难得的机会。

2.2 机理分析

创新型城市是自主创新能力强、科技支撑引领作用突出、经济社会可持续发展水平高、区域辐射带动作用显著的城市。创新型城市是国家经济发展迈入“创新驱动”阶段的重要标志,且创新型城市建设产生的技术效应、结构效应等是创新驱动的过程,反映在能源效率上,则产生了不断提升能源效

率的结果。Solow^[24]在1987年提出全要素生产率的概念,并且将其分解为技术进步与技术效率两个部分。其中,技术进步是指新技术的研究、开发和采用,技术效率是指通过对现有生产资源的配置和使用使其变得更加高效。创新型城市试点政策正是推动科技创新、实现资源配置优化的关键政策,对突破资源制约瓶颈、实现经济高质量发展具有重要作用。因此,本文将进一步探究试点政策对全要素能源效率的作用机理(图1),主要体现在3个方面:

(1)试点政策通过提升绿色技术创新水平,进而促进全要素能源效率的提升,即“技术效应”。熊彼特创新理论认为,创新是由经济、社会和文化环境等因素驱动的,这些因素可以激发企业、研究机构 and 个人的创造性和创新能力,进而提升整体创新水平。而创新型城市试点政策正是集各种驱动因素于一体的复杂体系,并且创新型政策环境主导下的城市发展尤为重视绿色经济绩效,更加致力于以绿色创新推动城市经济增长^[25]。具体来看,试点政策主要通过以下3个渠道提升绿色技术创新水平:

①试点政策通过合理引导资金流向,有效缓解绿色创新的融资约束。试点政策通过推动当地政府和银行等金融机构为研发创新提供投融资支持,扩大绿色创新的资金来源渠道、降低创新型企业的融资门槛,能有效缓解绿色创新的融资约束^[26]。例如,深圳市在《深圳国家创新型城市总体规划(2008—2015)》(简称《规划》)中提出,设立国家创新型城市建设专项资金,加强科技资金支持力度,扩大科技资金使用范围,为重大工程的实施提供资金保障等。此外,政府还以研发补贴、税收优惠等方式降低企业的研发成本,有效弥补绿色技术创新活动的

外部性风险^[27]。②试点政策通过创新人才集聚效应增强了城市绿色创新的内生动力。《推进创新型城市试点工作的指导意见》明确提出,要加强人才队伍建设,重点培养具有新能源、环保、节能、新材料等绿色技术研究领域的高层次人才。各试点城市积极制定创新型人才引培政策,不断优化创新型人才发展环境,比如在住房、子女教育、医疗、科研经费、人才评价等方面给予人才生活与工作提供便利,增强创新人才和技术的有效供给,推动人才集聚以形成人才优势,从源头提高城市的绿色创新能力^[28]。③试点政策能够加强绿色技术的应用。《建设创新型城市指标体系》文件中,明确要求将万元GDP综合能耗作为基础指标,这种政策指标考核要求有利于试点城市推广使用绿色技术,将低碳、节能、环保等要素融入城市建设与管理^[29]。如深圳市在《规划》中明确提出,要积极开展清洁能源、绿色建筑、固废治理等领域的技术创新与示范推广,利用大数据、云计算等技术手段,打造绿色城市示范项目,提高能源利用效率和节能减排水平。“技术效应”是提升全要素能源效率的最主要路径,在生产环节,技术创新能够提升技术水平、更新与改善能源设备;在储存和运输环节,机械化和智能化技术能减少能源损耗;在能源使用环节,自动化设备降低了单位产量的能耗。可以看出,绿色技术创新对全要素能源效率的提升贯穿始终。

(2)试点政策通过优化产业结构提升全要素能源效率,即“结构效应”。“配第-克拉克定理”揭示了产业结构的演变规律,而产业结构的优化升级能够直接改变能源要素投入产出关系,进而影响全要素能源效率。具体来看,试点政策主要通过以下两条

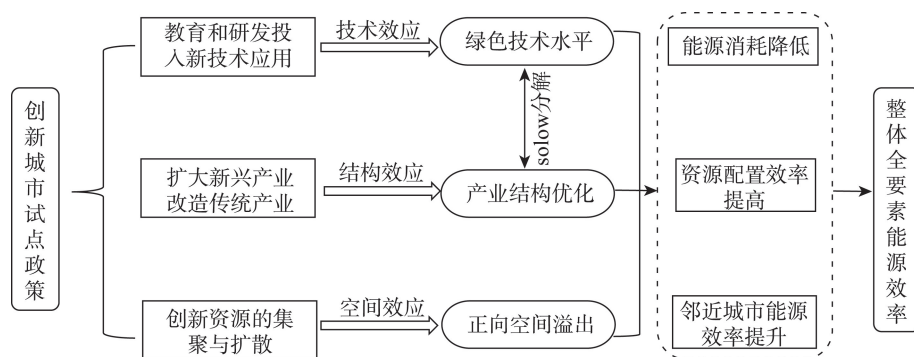


图1 创新城市试点政策对全要素能源效率的作用机理

Figure 1 Mechanism of impact of innovation city pilot policy on total factor energy efficiency

2023年9月

渠道优化产业结构:①试点政策能够推动高新技术产业发展。《建设创新型城市工作指引》文件中,明确提出了发展高新技术产业的要求,如高新技术企业数(家)占规模以上工业企业数量比重、高新技术企业主营业务收入占地区GDP比重、知识密集型服务业增加值等均为建设创新型城市的重要指标,且试点城市只有完成相关考核指标才能通过验收评估。而考核任务也会促使试点城市更加注重发展高新技术产业,且这类产业属于知识、技术密集型产业,具有绿色、清洁、低碳等特征,在促进产业结构升级的同时有助于降低能耗^[30]。与此同时,政府还出台了相应的措施来支持高新技术产业的发展,例如,深圳市在《规划》中明确提出要确保政府科技投入稳定增加、重点扶持创新型产业等。②试点政策还能够加速传统产业的改造。试点政策主要针对传统产业中的瓶颈问题和新的发展趋势,通过结合新的技术手段、改进企业管理等举措来推进传统产业的改造与升级^[31]。例如,杭州市在《关于推进创新型城市建设的若干意见》中提出,要加快运用高新技术和先进适用技术改造提升传统优势产业,实现经济发展从主要依靠资源消耗向依靠科技进步、劳动者素质提高、管理创新转变,促进传统产业向价值链的高端延伸。产业结构升级可以通过资源配置效应和结构红利效应促进能源效率提升。一方面,产业结构升级会引起各产业间规模比例发生变化。不同产业的能源需求、能源强度以及节能潜力相差较大,其中第二产业的能源消耗最大,然后是第一产业,最后是第三产业。相应地产业结构优化即从高能耗、低附加值的第二产业向低能耗、高附加值的第三产业转移,能够直接降低能源的需求和消耗量,提高资源配置效应,进而提高全要素能源效率水平。另一方面,“结构红利假说”认为,产业结构升级是要素在不同产业间重新配置与效率提升的过程,当能源要素由低生产率产业转移到高生产率产业时,等量的能源要素会产生更多的经济产出,这说明能源要素的自由流动会促进整体能源效率的提升^[32]。

(3)试点政策通过创新资源的集聚与扩散进一步促进邻近城市全要素能源效率的提升,即“空间溢出效应”。创新活动本身具有很强的空间外溢性,因此,试点政策不仅能促进本地区全要素能源

效率的提升,还能对邻近城市产生正向空间溢出效应。一方面,试点城市所实施的创新政策可能会成为邻近城市的模仿对象,产生“同群效应”^[33]。试点城市与邻近城市在自然资源禀赋条件方面较为相似,再加上信息化和网络化的便利性,很容易实现模仿,产生政策扩散效应,从而邻近城市的创新水平。另一方面,试点政策会引发区域内创新要素集聚,推动区域内资源共享与合作^[34],提高城市创新水平,进而对邻近城市产生知识和技术的溢出效应。尤其是试点政策还能有效推动新一代电子信息技术的发展,提高城市信息化水平,促进产业技术相互渗透融合,进而有利于发挥试点政策的辐射带动作用^[35]。因此,试点政策能够通过政策辐射效应和知识、技术的空间外溢效应,提高邻近城市的技术创新水平,加速传统粗放型发展方式向清洁、绿色、低碳的转型,进而促进全要素能源效率的提升。

根据上述分析,本文提出如下研究假设:

H1:创新型城市试点政策通过提升绿色技术创新水平,进而促进全要素能源效率的提升。

H2:创新型城市试点政策通过优化产业结构,进而促进全要素能源效率的提升。

H3:创新型城市试点政策不仅对本地区全要素能源效率有促进作用,还能对邻近城市全要素能源效率产生正向空间溢出效应。

3 模型构建、变量设定与数据来源

3.1 模型构建

3.1.1 多时点双重差分模型

由于创新试点城市的批复时间不同,因此,本文采用多时点双重差分模型(DID)来识别该试点政策对全要素能源效率的影响,具体模型如下:

$$Energy_{i,t} = \alpha + \beta Inno_Policy_{i,t} + \gamma Control_{i,t} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

式中: i 和 t 分别代表城市和年份; $Energy$ 表示城市全要素能源效率; $Inno_Policy$ 表示创新型城市试点政策,其为试点城市和时间的交互项,若城市 i 在第 t 年入选为创新试点城市,则 $Inno_Policy$ 为1,反之为0; $Control$ 为一系列控制变量; α 为截距项; β 是本文的核心待估参数,若 β 显著大于0,表示创新城市试点政策能够促进全要素能源效率的提升,反之亦反; γ 为控制变量的待估参数; μ 、 σ 分别表示城市和年份固定效应; ε 表示随机扰动项。

3.1.2 平行趋势检验

采用平行趋势检验法对多时点双重差分模型(DID)进行检验,即试点政策发生前实验组与对照组的变化趋势是否保持一致。为避免多重共线性,将-4期之前的时间变量归并至-4期,并将这一时间虚拟变量剔除。考虑到2008年试点政策仅批准深圳一个城市,而2010年试点城市批复数量规模最大,因此,本文主要分析2010年以后9期的动态效应,具体模型如下:

$$\begin{aligned} Energy_{i,t} = & \alpha + \beta_1 Before3_{i,t} + \beta_2 Before2_{i,t} + \\ & \beta_3 Before1_{i,t} + \beta_4 Current_{i,t} + \beta_5 After1_{i,t} \\ & + \beta_6 After2_{i,t} + \beta_7 After3_{i,t} + \beta_8 After4_{i,t} \\ & + \beta_9 After5_{i,t} + \beta_{10} After6_{i,t} + \beta_{11} After7_{i,t} \\ & + \beta_{12} After8_{i,t} + \beta_{13} After9_{i,t} + \gamma Control_{i,t} \\ & + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (2)$$

式中: $Before_{i,t}$ 与 $After_{i,t}$ 分别为政策实施前与政策实施后的核心解释变量; $Current_{i,t}$ 表示政策发生第一年; β_1 - β_3 表示核心解释变量的估计系数,若 β_1 、 β_2 、 β_3 不显著,则表明平行趋势检验通过。其余未提及变量含义与式(1)一致。

3.1.3 中介效应模型

为考察试点政策对全要素能源效率的作用机制,本文构建如下中介效应模型进行机制检验:

$$Energy_{i,t} = \alpha + \beta_1 Inno_Policy_{i,t} + \gamma Control_{i,t} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

$$w_{i,t} = \alpha + \beta_1 Inno_Policy_{i,t} + \gamma Control_{i,t} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

$$Energy_{i,t} = \alpha + \beta_2 Inno_Policy_{i,t} + \beta_3 w_{i,t} + \gamma Control_{i,t} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

式中: $w_{i,t}$ 为中介变量,即绿色技术创新和产业结构。本文采用绿色发明专利来衡量绿色技术创新水平,用第三产业占比、第二产业占比来衡量产业结构^[36]。

3.1.4 空间杜宾模型

为进一步考察试点政策对全要素能源效率的空间效应,构建模型如下:

$$\begin{aligned} Energy_{i,t} = & \alpha_0 + \rho W Energy_{i,t} + \phi_1 W Inno_Policy_{i,t} + \\ & \alpha_1 Inno_Policy_{i,t} + \phi_c W X_{i,t} + \alpha_c X_{i,t} + \\ & \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (6)$$

式中: ρ 代表空间自回归系数; W 是基于经纬度计算的空间地理距离权重矩阵; ϕ_1 和 ϕ_c 为解释变量以及控制变量空间交互项的弹性系数。

3.2 变量设定

(1)被解释变量:全要素能源效率($Energy$)(表1)。本文采用超效率SBM模型测算全要素能源效率,该模型克服了投入与产出同比例变化的前提要求,消除了选择差异所带来的影响,较好地解决了效率评价中的松弛问题^[37],并且能够进一步评价效率值大于1的决策单位。该模型假设生产系统有 n 个决策单元(DMU),每个决策单元有 m 项投入, q 个期望产出和 w 个非期望产出,具体公式如下:

$$\rho^* = \min \frac{\frac{1}{m} \sum_{i=1}^m \bar{x}_i / x_{ik}}{\frac{1}{q+w} \left(\sum_{r=1}^q \bar{y}_r^g / y_{rk}^g + \sum_{u=1}^w \bar{y}_u^b / y_{uk}^b \right)} \quad (7)$$

$$\text{s.t.} \begin{cases} \bar{x} \geq \sum_{i=1, \neq k}^n \lambda_i x_i + s_i^- & i=1, \dots, m \\ \bar{y}_u^b \geq \sum_{u=1, \neq 0}^n \lambda_u y_u^b - s_u^- & u=1, \dots, w \\ \bar{y}_r^g \geq \sum_{r=1, \neq 0}^n \lambda_r y_r^g - s_r^- & r=1, \dots, q \\ \bar{x}_i \geq x_{ik}, \bar{y}_r^g \leq y_{rk}^g, \bar{y}_u^b \geq y_{uk}^b, \lambda \geq 0, \\ \sum_{i=1, \neq k}^n \lambda_i = 1, \sum_{r=1, \neq k}^n \lambda_r = 1, \sum_{u=1, \neq k}^n \lambda_u = 1 \end{cases} \quad (8)$$

式中: ρ^* 为决策单元的效率值,反映了全要素能源效率的高低; x_i 为第 i 个投入; y_r^g 为第 r 个非期望产

表1 描述性统计分析

Table 1 Descriptive statistics of variables

变量	指标含义	样本量	平均值	标准差	最小值	最大值
<i>Energy</i>	全要素能源效率	4480	0.288	0.136	0.059	1.291
<i>lnagdp</i>	经济发展水平/亿元	4480	9.529	0.691	7.661	12.406
<i>human</i>	人力资本水平%	4480	1.517	1.911	0.001	12.764
<i>ener_stru</i>	能源结构%	4480	0.460	0.137	0.084	0.778
<i>market</i>	市场化程度%	4480	7.366	3.426	0.516	24.700
<i>agreen</i>	绿地覆盖率%	4480	0.166	0.341	0.001	5.909

2023年9月

出; y_u^b 为第 u 个非期望产出; s_i^- 、 s_u^b 、 s_r^e 分别为投入、期望产出和非期望产出的松弛向量; λ 为权重向量;字母上方加横线的代表在模型中对应投入或产出的投影值;下标 k 表示被评价决策单元。具体投入产出指标如下:

非能源投入:选取劳动和资本作为非能源要素投入,分别用各城市年末从业人员和资本存量表示,其中资本存量(K)采用永续盘存法测算: $K_t = K_{t-1}(1 - \delta_t) + I_t$,以1952年为基期,资本折旧率 δ 为10.96%, I 为新增社会固定资产投资,以2004年为基期的价格指数平减。

能源投入:由于地级市能源数据缺失严重,借鉴吴健生等^[38]的方法,将省级能源消费总量(万吨标准煤)运用夜间灯光数据模拟测度得到各地级市能源消费总量。夜间灯光数据来源于美国国家海洋和大气管理局(NOAA),包含去除背景噪声和干扰之后的各地级市的稳定夜间灯光数据。在运用该数据前,首先进行了相关性检验,得出夜间灯光数据与省级能源消费量之间存在显著正向线性相关性,说明夜间灯光亮度越高,经济活动越密集,相应的能源消费量也越多。

期望产出:各城市实际生产总值(亿元),以2004年为基期的GDP平减指数平减。

非期望产出:各城市工业二氧化硫、工业烟粉尘和工业废水排放量(万吨)。

(2)核心解释变量:国家创新型城市试点政策(*Inno_Policy*),由是否为试点城市虚拟变量(*Group*)和时间虚拟变量(*Post*)的交互项($Group \times Post$)构成。其中,将试点城市 $Group$ 设定为1,否则为0;政策实施之后 $Post$ 为1,否则为0。

(3)控制变量(*Control*)。本文参考张万里等^[39]和Wang等^[40]相关文献,选取以下控制变量:①经济发展水平(*lnagdp*):采用价格平减的人均GDP的对数表示。②人力资本水平(*human*):采用普通本专科人数占地区常住人口的百分比表示。③能源结构(*ener_str*):采用煤炭消费量占能源消费总量的比重表示,其中煤炭消费量由供气总量、液化石油气和全社会用电量折算得到。④市场化程度(*market*):考虑到数据的可得性与连续性原则,采用GDP与政府预算的比值来近似表示,原因是政府对市场经济的干预越大,市场化水平越低。⑤绿地覆盖率

(*agreen*):采用每万人所占绿地面积(km^2)衡量。指标的描述性统计见表1。

3.3 数据来源

为排除城市行政等级差距过大对结果的影响,剔除4个直辖市、12个2011年以后因行政区划调整的地级市以及数据缺失严重的拉萨市。最终本文以2004—2019年280个地级市(因数据缺失,不包含港澳台地区)为研究对象展开分析,其中国家创新型试点城市共计71个。本文数据主要来源于2005—2020年《中国城市统计年鉴》《中国能源统计年鉴》和国家统计局。

4 结果与分析

4.1 基准回归

表2汇报了创新城市试点政策对城市全要素能源效率的基准回归结果。表2的列(1)仅将创新城市试点政策添加到模型中回归,*Inno_Policy*的估计系数显著为正,表明创新型城市试点政策显著提升了城市全要素能源效率。列(2)–(6)依次加入经济发展水平、人力资本水平、能源结构、市场化程度和绿覆盖率等控制变量,*Inno_Policy*的估计系数逐渐上升,表明在控制其他条件不变的情况下,试点政策对城市全要素能源效率的影响逐渐扩大。列(6)*Inno_Policy*的估计系数为0.033,在1%水平下显著,表明国家创新型城市试点政策显著提升了城市全要素能源效率,且与非试点城市相比,试点城市的全要素能源效率平均增加3.3%。试点政策能够引起各种创新要素的集聚,有助于改变传统粗放型经济发展模式,实现经济绿色、低碳的可持续发展。

4.2 平行趋势检验

如图2所示,在政策发生前,实验组与对照组变化趋势无明显差异,因此,满足平行趋势假定。在政策发生后1年,全要素能源效率得到短暂提升,但政策效应还不稳定,直到3年后,政策效应才再次显现,且正向影响效应趋于稳定,表明试点政策对全要素能源效率的作用持续增强。因此,试点政策对全要素能源效率存在动态影响,但具有一定的滞后性。

4.3 稳健性检验

为进一步保证基准回归结果的稳健性,本文将采用倾向得分匹配-双重差分模型(PSM-DID)、替换全要素能源效率衡量指标、排除其他相关政策的

表2 创新驱动政策对全要素能源效率的影响效应

Table 2 The impact of innovation-driven policies on total factor energy efficiency

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Inno_policy</i>	0.026*** (4.32)	0.028*** (4.826)	0.030*** (5.197)	0.031*** (5.224)	0.031*** (5.378)	0.033*** (5.70)
<i>lnagdp</i>		0.158*** (19.078)	0.160*** (19.191)	0.160*** (19.216)	0.139*** (14.867)	0.142*** (15.48)
<i>human</i>			-0.007** (-2.353)	-0.007** (-2.341)	-0.007*** (-2.579)	-0.004 (-1.33)
<i>ener_stru</i>				0.026 (1.011)	0.029 (1.116)	0.036 (1.43)
<i>market</i>					0.006*** (4.790)	0.005*** (4.29)
<i>agreeen</i>						-0.107*** (-13.22)
<i>constant</i>	0.285*** (198.34)	-1.225*** (-15.473)	-1.225*** (-15.489)	-1.242*** (-15.357)	-1.086*** (-12.468)	-1.099*** (-12.88)
City FE	yes	yes	yes	yes	yes	yes
Year FE	yes	yes	yes	yes	yes	yes
<i>N</i>	4480	4480	4480	4480	4480	4480
<i>R</i> ²	0.650	0.678	0.679	0.679	0.680	0.693

注：*、**、***分别表示估计系数在10%、5%、1%水平下显著，括号内为*t*值。FE为固定效应。下同。

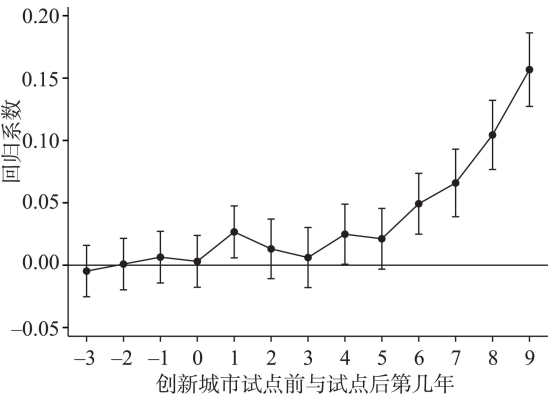


图2 平行趋势检验

Figure 2 Parallel trend test

干扰、安慰剂检验和内生性检验等方法进行检验。

(1) 倾向得分匹配-双重差分模型(PSM-DID)。由于试点政策并非严格意义上的自然实验,仅采用DID方法容易产生选择性偏差(Selection Effect)问题。因此,本文采用多时点匹配-双重差分(PSM-DID)方法进行稳健性检验。首先,将控制变量作为样本的识别特征,对数据进行逐期PSM匹配,然后对匹配后的结果重新估计。表3中的列(1)列报告了回归结果,可以看出,*Inno_Policy*的系数在1%显著性水平下为正,表明试点政策提升了全

要素能源效率,证明基准回归结果稳健。

(2) 替换全要素能源效率衡量指标。用能源消费总量占地区生产总值的比重表示,即单位地区生产总值能耗。结果如表3列(2)所示,*Inno_Policy*的估计系数显著为负,说明试点政策显著降低了城市的单位生产总值能耗,即提高了能源利用效率,估计结果依然稳健。

(3) 排除其他政策干扰。与本文密切相关的政策是2010年实施的国家创业型城市试点政策和自2012年开始分批实施的智慧城市试点政策。为排除这些政策的干扰,在基准回归模型中分别加入智慧城市试点和创业型城市试点政策虚拟变量,估计结果如表3列(3)、(4)。可以看出,在控制两类政策后,试点政策的估计系数均显著为正,说明在排除与创新有关的政策干扰后,创新型城市试点政策依然能够显著促进全要素能源效率的提升。此外,环境规制也是影响能源效率的重要因素,尤其是政府规制中对高耗能产业和环境污染的管制。因此,为排除环境规制相关政策的影响,在基准回归模型中分别加入排污权交易试点和环境信息披露试点政策虚拟变量,结果如表4列(1)、(2)。可以看出,在控制两类政策后,试点政策估计系数均显著为正,

2023年9月

表3 创新驱动政策对全要素能源效率的稳健性检验(1)

Table 3 The robustness test of innovation-driven policies on total factor energy efficiency(1)

变量	(1) PSM-DID	(2) 替换衡量方法	(3) 智慧城市	(4) 创业城市
<i>Inno_policy</i>	0.016** (2.32)	-0.302** (-2.36)	0.033*** (5.73)	0.028*** (4.65)
<i>smart_policy</i>			-0.003 (-0.55)	
<i>ven_policy</i>				0.015** (2.49)
<i>constant</i>	-1.302*** (-12.01)	22.359*** (11.70)	-1.102*** (-12.90)	-1.108*** (-12.98)
<i>controls</i>	yes	yes	yes	yes
City FE	yes	yes	yes	yes
Year FE	yes	yes	yes	yes
<i>N</i>	3292	4480	4480	4480
<i>R</i> ²	0.705	0.877	0.693	0.694

表4 创新驱动政策对全要素能源效率的稳健性检验(2)

Table 4 Robustness test of innovation-driven policies on total factor energy efficiency(2)

变量	(1) 排污权交易 试点	(2) 环境信息披 露试点	(3) 滞后一期	(4) IV+2SLS
<i>Inno_policy</i>	0.032*** (5.545)	0.027*** (4.523)	0.049*** (7.38)	0.058*** (3.31)
<i>emission_policy</i>	0.010* (1.746)			
<i>environment_policy</i>		0.017*** (2.918)		
<i>constant</i>	-1.094*** (-12.817)	-1.133*** (-13.170)	-1.004*** (-7.52)	-1.246*** (-9.68)
<i>controls</i>	yes	yes	yes	yes
City FE	yes	yes	yes	yes
Year FE	yes	yes	yes	yes
KP- LM			2828.981 [0.000]	485.692 [0.000]
Wald rk <i>F</i>			8047.334 [0.000]	508.155 [0.000]
<i>N</i>	4480	4480	4200	4480
<i>R</i> ²	0.693	0.694	0.126	0.123

说明在排除环境规制相关政策干扰后,试点政策仍能显著促进全要素能源效率的提升。

(4)安慰剂检验。为防止遗漏变量对估计结果产生干扰,本文采用安慰剂检验进行稳健性检验。方法如下:对280个城市重复500次随机冲击,每次随机抽取71个城市作为试点城市,同样政策开始实

施时间也随机给出,即 $Group^{random}$ 和 $Post^{random}$ 均随机生成,再将两者相乘得到500组政策虚拟变量 $Inno_Policy$ 。图3为 β^{random} 核密度的 p 值分布,由图可知, β^{random} 主要集中在0附近,且 p 值大多大于0.1,与政策估计系数0.033存在显著差异,说明本文的估计结果并没有明显受到遗漏变量的干扰,估计结果依然稳健。

(5)内生性检验。为克服可能存在的内生性问题,本文采用二阶段最小二乘法(2SLS)进行检验。借鉴张华等^[41]的做法,选取各城市普通高校数量作为试点政策的工具变量,原因如下:在相关性方面,城市高校数量越多则意味着该城市的人力资本水平越高,创新基础更好,资本和技术也更倾向于流向人力资本相对丰裕的城市^[42],因此,成为试点城市的可能性更大,满足相关性原则;在外生性方面,城市高校数量较为稳定,与全要素能源效率无直接关系,满足外生性原则。为保证估计结果的稳健性,本文还选取试点政策的滞后一期作为工具变量,如表4列(3)、(4)所示,估计系数依然在1%显著性水平下为正,与基准回归结果一致。工具变量有效性检验结果显示,Wald rk F 统计量和KP-LM统计量均显著,说明不存在弱工具变量问题。因此,在克服内生性问题后,估计结果依然稳健。

4.4 异质性检验

4.4.1 城市行政等级异质性

不同行政等级的城市在规模、资源禀赋等方面存在较大差异。为探究城市等级异质性对能源效率的影响,本文构建城市等级虚拟变量($Rank$),将省会、计划单列市和经济特区等城市虚拟变量设

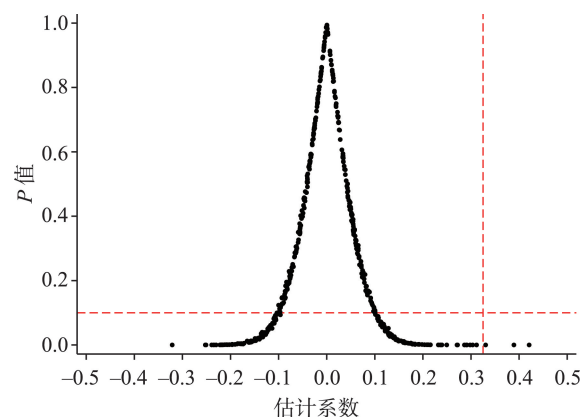


图3 安慰剂检验结果

Figure 3 Results of placebo test

定为1,其他城市赋值为0。在基准模型中,加入城市等级与试点政策虚拟变量的交互项(即 $Rank \times Inno_Policy$)。表5列(1)报告了估计结果, $Rank \times Inno_Policy$ 的估计系数显著为正,且 $Inno_policy$ 的估计系数也显著为正,说明试点政策对行政等级较高城市的能源效率提升作用更强。一般而言,省会、计划单列市等城市通常是国家或区域经济发展战略的中心和先行者^[4],其经济实力相对较强。例如,2022年中国有14个省会城市的GDP占本省的比重超过25%,有10个省会城市的GDP占本省的比重超过30%,省会城市的首位度逐渐提升;且2022年中国城市GDP排行前20强中省会、计划单列市等高行政等级城市占据16位。例如,2021年北京市R&D经费共计投入2629.3亿元,R&D经费投入强度达6.53%,远高于普通城市。高行政等级城市可以投入更多资金和人力,创造更好的创新环境,为城市能源效率的提升提供更强的支持。而一般地级市的经济实力相对较弱,在一定程度上限制了创新驱动政策的发挥。

4.4.2 城市区位条件异质性

相对东部地区,中西部地区集聚创新人才与技术的能力相对较弱,这种区位优势很可能会限制城市全要素能源效率的提升。为此,本文按照经济发展水平将全国分为东部地区和中西部地区,构建东部地区城市为1、中西部地区城市为0的区位特征虚拟变量($Region$),并将其与政策虚拟变量的交互项引入基准回归模型,结果如表5列(2)所示。 $Inno_policy \times Region$ 的估计系数显著为正,且 $Inno_policy$ 的估计系数也显著为正,说明试点政策对东部地区城市能源效率提升的作用更大。原因是东部地区相对于中西部地区而言,在经济发展水平、创新环境和技术水平等方面具有内在优势,长期以来的“孔雀东南飞”现象最为明显。与此相对应,中西部地区在吸引创新要素流入等方面则缺乏优势,严重制约了创新驱动政策效应的发挥。例如,2022年中国东部10个省(市)的GDP占全国的比重达52.1%,对全国经济增长的贡献率达到52.9%。除此之外,东部地区的城市通常拥有较为

表5 创新驱动政策对全要素能源效率的异质性分析

Table 5 Heterogeneity analysis of innovation-driven policies on total factor energy efficiency

变量	(1) 城市等级	(2) 东、中西部	(3) 资源型城市	(4) 环境规制强度	(5) 2004年	(6) 2004—2005年
$Inno_policy$	0.022*** (2.93)	0.020** (2.51)	0.034*** (5.16)	0.044*** (5.84)	0.063*** (5.83)	0.056*** (4.05)
$Inno_policy \times Rank$	0.023** (2.16)					
$Inno_policy \times Region$		0.024** (2.35)				
$Inno_policy \times Resource$			-0.027* (-1.95)			
$Inno_policy \times Regular$				-0.134** (-2.36)		
$Inno_policy \times Energy_h$					-0.105*** (-3.31)	-0.089* (-1.88)
Constant	-1.107*** (-12.96)	-1.120*** (-13.06)	0.304*** (65.39)	-1.101*** (-12.91)	-1.074*** (-12.55)	-1.080*** (-12.57)
controls	yes	yes	yes	yes	yes	yes
City FE	yes	yes	yes	yes	yes	yes
Year FE	yes	yes	yes	yes	yes	yes
N	4480	4480	4480	4480	4480	4480
R ²	0.694	0.694	0.664	0.694	0.694	0.693

2023年9月

强大的工业基础,尤其在制造业和高技术产业方面具有较强优势,如中国的四大工业基地均分布在东部沿海地区。这意味着这些城市在转型升级和技术创新方面的潜力更大,对能源效率提升的需求和动力也更强。

4.4.3 资源型城市异质性

资源型城市是以本地区的自然资源开采、加工为主导产业的城市类型,其生产和发展与资源开发密切相关。为考察试点政策对资源型城市能源效率的影响,本文将资源型城市设为1、非资源型城市设为0,并把资源型城市特征虚拟变量与政策虚拟变量的交互项引入基准回归模型,结果如表5列(3)所示, $Inno_policy \times Resource$ 系数显著为负, $Inno_policy$ 的系数显著为正,说明试点政策对资源型城市能源效率仍具有提升效应,但提升效应与非资源型城市相比提升效应更弱。原因可能是资源型城市主要以重化工业为主,且产业结构单一、内生动力不强,长期粗放式经济发展模式使得资源能源利用效率不高,对能源资源的依赖较强,《全国资源型城市可持续发展规划》把经济结构转型升级作为加快资源型城市可持续发展的主攻方向,明确推进资源型城市由单一的资源型经济向多元经济转变,但其经济发展模式在短期内难以实现全面转型^[43],因而试点政策对能源效率的驱动作用较小。与之相反,非资源型城市的产业结构相对合理且更具弹性^[44],其经济发展模式已逐渐由要素驱动转为创新驱动,且不过度依赖某一种资源,试点政策可以更加灵活考虑各个产业的需求和特点,因而试点政策对非资源型城市能源效率的驱动作用更大。

4.4.4 环境规制强度异质性

不同城市的环境规制强度不同,可能会导致全要素能源效率的异质性。本文采用工业污染投资完成额占地区生产总值的比重衡量环境规制强度,并将其与试点政策虚拟变量的交互项引入基准回归模型,结果如表5列(4)所示, $Inno_policy \times Regular$ 的系数显著为负,说明在环境规制较强的城市,试点政策对能源效率的促进作用越弱。根据波特假说,较强的环境规制会迫使企业加大环境污染治理的投资力度,例如,2006年阜新市地区工业污染投资完成额约是地区生产总值的3倍,这将挤占企业用于技术创新等活动的资金,进而削弱对能源效率

提升的作用。而环境规制强度较弱的城市面临的环境压力相对较小^[45],《建设创新型城市指标体系》文件中,明确要求将碳排放强度作为特色指标,将万元GDP综合能耗作为基础指标,因而,试点政策能够提高环境规制较弱的城市对能源效率问题的认识和重视,并提供相应的激励政策,因此,试点政策对环境规制较弱城市的能源效率提升作用更强。

4.4.5 全要素能源效率高低异质性

为考察试点政策能否缩小城市间全要素能源效率水平差异,在式(1)的基础上,添加初始全要素能源效率水平与政策虚拟变量的交互项,初始全要素能源效率水平设定为所有城市均未受到试点政策影响的年份,即采用2004年各城市全要素能源效率表示,同时为了保证估计结果的稳健性,采用2004—2005年全要素能源效率的平均值进行稳健性检验,如表5列(5)、(6)所示, $Inno_policy \times Energy_h$ 的系数显著为负,说明试点政策对初始全要素能源效率越高的城市促进作用更弱,能缩小初始全要素能源效率水平较高的城市与较低城市之间的差距。

4.5 机制检验

表6汇报了机制检验结果。如表6列(2)所示,试点政策对绿色发明专利的估计结果显著为正,说明试点政策能够促进城市绿色技术创新水平的提升。毋庸置疑,创新型城市建设的直接目的是提高试点城市的自主创新能力。根据《建设创新型城市工作指引》的要求,要依靠科技创新破解绿色发展难题,加快建设资源节约型、环境友好型社会。因此,试点城市将更加重视高质量绿色技术创新水平的提升。列(3)显示,绿色技术创新对能源效率的估计结果显著为正,这是因为绿色技术创新具有技术和环境的双重外部性^[46],能够提高能源应用技术,降低能耗,进而提高能源效率。因此,假设1成立。

如表6列(4)和列(6)所示,试点政策能够显著促进低能耗、高附加值的第三产业发展,抑制高能耗、低附加值第二产业发展。试点城市的考核文件中明确规定了国家和省级高新技术开发区总收入占区域GDP的比例、知识密集型服务业增加值占区域GDP比例等创新指标,并且绿色、低碳也是实施创新型试点城市的主要理念。因此,试点城市将更加重视绿色高新技术产业的发展,即促进第三产业发展。从列(5)、(7)可看出,第三产业对能源效率

表6 创新驱动政策对全要素能源效率的机制检验结果

Table 6 Mechanism test results of innovation-driven policies on total factor energy efficiency

变量	(1) Energy	(2) 绿色发明专利	(3) Energy	(4) 第三产业占比	(5) Energy	(6) 第二产业占比	(7) Energy
<i>Inno_policy</i>	0.033*** (5.701)	0.303*** (7.557)	0.031*** (5.316)	0.007*** (2.969)	0.032*** (5.568)	-0.024*** (-8.063)	0.027*** (4.324)
绿色发明 专利			0.007*** (3.023)				
第三产业 占比					0.101*** (2.861)		
第二产业 占比							-0.267*** (-11.586)
<i>constant</i>	-1.099*** (-12.884)	-1.362** (-2.273)	-1.090*** (-12.783)	1.132*** (30.447)	-1.214*** (-12.885)	-0.984*** (-22.539)	-0.557*** (-12.320)
<i>controls</i>	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
City FE	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
Year FE	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
<i>N</i>	4480	4480	4480	4480	4480	4480	4480
<i>R</i> ²	0.693	0.914	0.694	0.881	0.694	0.883	0.685

具有显著促进作用,第二产业对能源效率具有抑制作用,即产业结构优化能够显著提升能源效率。说明产业结构的优化与转型升级能直接降低能源的需求和消耗,加快绿色经济发展。因此,假设2成立。

4.6 空间效应检验

4.6.1 空间自相关检验

在空间计量分析前,首先要进行空间自相关检验。本文选取基于地理距离权重矩阵的全局莫兰指数(Moran' *I*)检验试点政策和能源效率的空间自相关性,结果如表7所示,试点政策的Moran' *I*指数总体上为正显著且呈递增趋势,能源效率的Moran' *I*指数均在1%显著性水平下为正,表明试点政策和能源效率均存在空间自相关性,即二者在空间分布上存在集聚现象。

4.6.2 空间计量模型的选择及检验

本文借鉴Elhorst的思路,首先进行LM检验,观

察是否存在空间效应,结果如表8所示,空间滞后模型(SLM)的LM Lag、LM Lag(Robust)和空间误差模型(SEM)的LM Error和LM Error(Robust)均显著,说明存在空间效应,且SLM、SEM和SDM(空间杜宾模型)均可适用。由于SDM模型兼具SLM和SEM模型的优点,既可以探讨邻近城市被解释变量的空间相关关系,又可以探讨邻近城市解释变量的空间相关关系(SLM),因此,优先考虑SDM模型。然后依次进行Hausman检验、固定效应的选择、LR检验等,确定双固定效应的空间杜宾模型(SDM)为最优选择。表9报告了试点政策对能源效率的空间效应。从列(1)可以看出,空间自回归系数在1%显著性水平下显著为正,说明邻近地区的能源效率能相互产生正向作用,试点政策及空间交互项系数也均在1%水平下显著为正,说明本地区能源效率不仅受本地区试点政策的正向影响,还会受到邻近地区政策的正向影响。仅采用交互项的回归结果解释空间效应会产生偏差,因此,将试点政策对能源

表7 2010—2019年Moran's I指数

Table 7 Moran's I index, 2010-2019

年份	创新政策 Moran' <i>I</i>	全要素能源效 率Moran' <i>I</i>	年份	创新政策 Moran' <i>I</i>	全要素能源效 率Moran' <i>I</i>
2010	-0.006	0.053***	2015	0.018***	0.064***
2011	0.002	0.056***	2016	0.018***	0.057***
2012	0.003*	0.062***	2017	0.018***	0.061***
2013	0.018***	0.028***	2018	0.030***	0.054***
2014	0.018***	0.034***	2019	0.030***	0.075***

表8 LM检验

Table 8 Lagrange multiplier (LM) test

检验指标	检验方法	统计值	<i>p</i> 值
LM_error检验	LM_error	1722.408	0.000
	LM_error_robust	461.752	0.000
LM_lag检验	LM_lag	1446.334	0.000
	LM_lag_robust	185.678	0.000

2023年9月

表9 空间模型回归结果

Table 9 Regression results of the spatial model

变量	(1) Main	(2) LR_Direct	(3) LR_Indirect	(4) LR_Total
ρ	0.479*** (5.07)	0.027*** (4.76)	0.614*** (3.83)	0.642*** (4.00)
<i>inno_policy</i>	0.026*** (4.55)			
<i>W×inno_policy</i>	0.304*** (4.73)			
σ^2_e	0.006*** (47.27)			
<i>controls</i>	yes	yes	yes	yes
City FE	yes	yes	yes	yes
Year FE	yes	yes	yes	yes
<i>N</i>	4480	4480	4480	4480
R^2	0.218	0.218	0.218	0.218

效率的影响分解为直接效应、间接效应和总效应,其中间接效应是判断是否存在空间溢出效应的依据。如表9列(3)所示,间接效应在1%显著性水平下显著为正,说明试点政策对全要素能源效率存在显著正向空间溢出效应,因此,假设3成立。

5 结论与政策建议

5.1 结论

本文运用2004—2019年280个地级市面板数据,首先分析试点政策对全要素能源效率的影响机理,并基于多时点双重差分模型实证研究试点政策的实施对全要素能源效率的影响,然后通过中介效应模型探究绿色技术创新与产业结构的中介作用,最后探究了试点政策对全要素能源效率的空间溢出效应。得出以下主要结论:

(1)创新型城市试点政策实施后,试点城市全要素能源效率显著提升,该结论在经过PSM-DID、替换全要素能源效率衡量指标、排除其他政策干扰、安慰剂检验、内生性检验等一系列稳健性检验后依然成立,且与非试点城市相比,试点城市的全要素能源效率平均增加3.3%。试点政策能吸引各种创新要素集聚,加快创新成果的产出,从而提升城市整体绿色技术创新水平改变传统粗放型经济增长方式,最终实现经济的绿色低碳可持续发展。

(2)创新型城市试点政策对全要素能源效率的作用差异与城市行政等级、区位优势、是否资源型城市、环境规制、初始全要素能源效率有关,即在行政等级更高、区位优势更好、非资源型城市、环境规

制更弱、初始全要素能源效率水平较低的城市组别中,创新型城市建设对全要素能源效率的提升效应更为明显。

(3)机制分析结果表明,创新型城市试点政策的作用路径主要有两条。一是试点政策通过促进城市绿色技术创新水平的提升,加大了对绿色、清洁生产技术的研发与应用,降低了能源消耗和排放,进而提升了全要素能源效率。二是试点政策促进了传统第二产业转型升级,推动了战略性新兴产业以及第三产业的发展,优化了试点地区整体产业结构,进而促进了全要素能源效率的提升。

(4)在考虑空间溢出效应时发现,创新型城市试点政策具有正向空间溢出效应,不仅对本地区的全要素能源效率有显著的促进作用,同时也对邻近地区全要素能源效率有促进作用。

5.2 政策建议

基于以上结论,本文提出如下政策建议:

(1)重视创新型城市试点政策的经验总结和推广。扩大试点范围的策略应该更加有序和谨慎,充分考虑各地的实际情况,以确保推广创新城市试点的效果更为显著。根据各城市的具体情况,制定差异化发展策略,不断推进创新实践的深入和拓展,以更好地推动城市全要素能源效率的提升。

(2)统筹规划不同区域创新试点政策,缩小地区间能源效率差距。分类指导并布局匹配创新型城市,完善创新人才激励与创新企业扶持相关政策,尤其是中西部地区及中小型城市的创新体系,把能源技术及其关联产业培育成带动我国经济绿色发展的新动力。

(3)进一步细化创新型城市试点政策对绿色技术创新和低碳节能产业的制度安排。政府要加强对企业的技术支持和指导,鼓励企业采用节能技术和清洁设备,并向其提供绿色信贷等,吸引更多企业参与到创新型城市建设中来。此外,还要加快发展绿色低碳节能环保产业,推动新能源、新材料的创新,引导传统产业向高端、绿色化转型升级,推动产业结构优化,进而促进城市能源效率提升。

(4)加强各地区创新试点政策的交流与合作,充分释放知识与技术的空间溢出红利。各地区应充分利用试点政策带来的知识与技术外溢,加强各地区间的资源共享,在整个区域内形成合力。建立跨地区合作机制,有效整合不同区域创新资源,强化创

新资源集聚转化功能,打造协同创新共同体,以更好地发挥创新政策活力,推动区域创新协同发展。

参考文献(References):

- [1] 林伯强,孙传旺,姚昕. 中国经济变革与能源和环境政策: 首届中国能源与环境经济学者论坛综述[J]. 经济研究, 2017, 52(9): 198–203. [Lin B Q, Sun C W, Yao X. China's economic reform and energy and environmental policy: A summary of the first China Energy and Environmental Economics Forum[J]. Economic Research Journal, 2017, 52(9): 198–203.]
- [2] Gerarden T, Newell R G, Stavins R N. Deconstructing the energy-efficiency gap: Conceptual frameworks and evidence[J]. American Economic Review, 2015, 105: 183–186.
- [3] 史丹,李少林. 排污权交易制度与能源利用效率: 对地级及以上城市的测度与实证[J]. 中国工业经济, 2020, (9): 5–23. [Shi D, Li S L. Emissions trading system and energy use efficiency: Measurements and empirical evidence for cities at and above the prefecture level[J]. China Industrial Economics, 2020, (9): 5–23.]
- [4] 白俊红,张艺璇,卞元超. 创新驱动政策是否提升城市创业活跃度? 来自国家创新型城市试点政策的经验证据[J]. 中国工业经济, 2022, (6): 61–78. [Bai J H, Zhang Y X, Bian Y C. Does innovation-driven policy increase entrepreneurial activity in cities? Evidence from national innovative city pilot policy[J]. China Industrial Economics, 2022, (6): 61–78.]
- [5] 崔新蕾,刘欢. 国家创新型城市设立与区域创新能力[J]. 科研管理, 2022, 43(1): 32–40. [Cui X L, Liu H. Establishment of national innovative cities and their regional innovation capability[J]. Scientific Research Management, 2022, 43(1): 32–40.]
- [6] 曹希广,邓敏,刘乃全. 通往创新之路: 国家创新型城市建设能否促进中国企业创新?[J]. 世界经济, 2022, 45(6): 159–184. [Cao X G, Deng M, Liu N Q. The path to innovation: Can the construction of national innovative pilot cities promote firm innovation?[J]. The Journal of World Economy World Economy, 2022, 45 (6): 159–184.]
- [7] Zhang S P, Wang X H. Does innovative city construction improve the industry-university-research knowledge flow in urban China? [J]. Technological Forecasting and Social Change, 2022, DOI: 10.1016/j.techfore.2021.121200.
- [8] 聂长飞,卢建新,冯苑,等. 创新型城市建设对绿色全要素生产率的影响[J]. 中国人口·资源与环境, 2021, 31(3): 117–127. [Nie C F, Lu J X, Feng Y, et al. Impact of innovative city construction on green total factor productivity[J]. China Population, Resources and Environment, 2021, 31(3): 117–127.]
- [9] 苏涛永,郁雨竹,潘俊汐. 低碳城市和创新型城市双试点的碳减排效应: 基于绿色创新与产业升级的协同视角[J]. 科学学与科学技术管理, 2022, 43(1): 21–37. [Su T Y, Yu Y Z, Pan J X. Carbon emission reduction effect of low-carbon cities and innovative cities: Based on the synergic of green innovation and industrial upgrading [J]. Science of Science Management of S.& T., 2022, 43(1): 21–37.]
- [10] 汪小英,王宜龙,沈镭,等. 信息化对中国能源强度的空间效应: 基于空间杜宾误差模型[J]. 资源科学, 2021, 43(9): 1752–1763. [Wang X Y, Wang Y L, Shen L, et al. Spatial effect of informatization on China's energy intensity: Based on the spatial Durbin error model[J]. Resources Science, 2021, 43(9): 1752–1763.]
- [11] 李双杰,李春琦. 全要素能源效率测度方法的修正设计与应用[J]. 数量经济技术经济研究, 2018, 35(9): 110–125. [Li S J, Li C Q. Modification and application of total factor energy efficiency measurement[J]. Journal of Quantitative & Technological Economics, 2018, 35(9): 110–125.]
- [12] 魏楚,沈满洪. 能源效率及其影响因素: 基于DEA的实证分析[J]. 管理世界, 2007, (8): 66–76. [Wei C, Shen M H. Energy efficiency and its influencing factors: Empirical analysis based on DEA[J]. Journal of Management World, 2007, (8): 66–76.]
- [13] 吴琦,武春友. 基于DEA的能源效率评价模型研究[J]. 管理科学, 2009, 22(1): 103–112. [Wu Q, Wu C Y. Research on evaluation model of energy efficiency based on DEA[J]. Journal of Management Science, 2009, 22(1): 103–112.]
- [14] Wang Z H, Feng C, Zhang B. An empirical analysis of China's energy efficiency from both static and dynamic perspectives[J]. Energy, 2014, 74: 322–330.
- [15] 黄寰,何广,肖义. 低碳城市试点政策的碳减排效应[J]. 资源科学, 2023, 45(5): 1044–1058. [Huang H, He G, Xiao Y. Carbon emission reduction effect of the low-carbon city construction pilot program[J]. Resources Science, 2023, 45(5): 1044–1058.]
- [16] 刘叶. 国际贸易会恶化全要素能源效率吗? 基于中国33个工业行业的经验分析[J]. 中国人口·资源与环境, 2018, 28(6): 20–29. [Liu Y. Does international trade degrade total-factor energy efficiency? Empirical analysis in China[J]. China Population, Resources and Environment, 2018, 28(6): 20–29.]
- [17] 陈青泉,连欣燕,马晓君,等. 中国全要素能源效率测算及其驱动因素[J]. 中国环境科学, 2022, 42(5): 2453–2463. [Chen J Q, Lian X Y, Ma X J, et al. Total factor energy efficiency measurement and drivers in China[J]. China Environmental Science, 2022, 42(5): 2453–2463.]
- [18] 潘雄锋,彭晓雪,李斌. 市场扭曲、技术进步与能源效率: 基于省级异质性的政策选择[J]. 世界经济, 2017, 40(1): 91–115. [Pan X F, Peng X X, Li B. Market distortion, technical progress and energy efficiency: Policy choice based on the provincial heterogeneity[J]. The Journal of World Economy, 2017, 40(1): 91–115.]
- [19] Birol F, Keppler J H. Prices, technology development and the rebound effect[J]. Energy policy, 2000, 28(6): 457–469.
- [20] Li Y B, Wei Y G, Li Y, et al. Connecting emerging industry and regional innovation system: Linkages, effect and paradigm in China [J]. Technovation, 2022, DOI: 10.1016/j.technovation.2021.102388.
- [21] 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. [Zhang B B, Zhou J T, Yan Z J. Low-carbon city pilot policy and all-factor energy efficiency improvement: Quasi-natural experiment from the implementation of three batches of pi-

2023年9月

- lot policies[J]. *Economic Review*, 2021, (5): 32–49.]
- [22] Guo Q B, Wang Y, Dong X B. Effects of smart city construction on energy saving and CO₂ emission reduction: Evidence from China [J]. *Applied Energy*, 2022, DOI: 10.1016/j.apenergy.2022.118879.
- [23] Yang J Y, Xiong G Q, Shi D Q. Innovation and sustainable: Can innovative city improve energy efficiency?[J]. *Sustainable Cities and Society*, 2022, DOI: 10.1016/j.scs.2022.103761.
- [24] Solow R M. We'd Better Watch Out[N/OL]. (1987-07-12) [2023-02-19]. <http://digamo.free.fr/solow87.pdf>.
- [25] McAfee K. Green economy and carbon markets for conservation and development: A critical view[J]. *International Environmental Agreements: Politics, Law and Economics*, 2016, 16(3): 333–353.
- [26] 张嘉望, 彭晖, 李博阳. 地方政府行为、融资约束与企业研发投入[J]. *财贸经济*, 2019, 40(7): 20–35. [Zhang J W, Peng H, Li B Y. Local government behavior, financing constraints and enterprise R&D input[J]. *Finance and Trade Economics*, 2019, 40(7): 20–35.]
- [27] 岳立, 曹雨暄, 王宇. 能源政策的区域碳减排效应[J]. *资源科学*, 2022, 44(6): 1105–1118. [Yue L, Cao Y X, Wang Y. Effect of energy policies on regional carbon emission reduction[J]. *Resources Science*, 2022, 44(6): 1105–1118.]
- [28] 李静, 楠玉. 人力资本错配下的决策: 优先创新驱动还是优先产业升级?[J]. *经济研究*, 2019, 54(8): 152–166. [Li J, Nan Y. Decision-making under misallocation of human capital: Giving priority to industrial restructuring or R&D?[J]. *Economic Research Journal*, 2019, 54(8): 152–166.]
- [29] 张杰, 范雨婷. 创新型城市绿色发展: 效率测算、外部性与提升路径[J]. *中国人口·资源与环境*, 2023, 33(2): 102–112. [Zhang J, Fan Y T. Green development of innovative cities: Efficiency measurement, network externalities, and improvement path[J]. *China Population, Resources and Environment*, 2023, 33(2): 102–112.]
- [30] 薛飞, 周民良, 刘家旗. 产业转型升级能否降低碳排放? 来自国家产业转型升级示范区的证据[J]. *产业经济研究*, 2023, (2): 1–13. [Xue F, Zhou M L, Liu J Q. Can industrial transformation and upgrading reduce carbon emissions? Evidence from national industrial transformation and upgrading demonstration zones[J]. *Industrial Economics Research*, 2023, (2): 1–13.]
- [31] 佟孟华, 李慧, 张国建. 区位导向性政策的创新驱动效应: 基于产业转型升级示范区的证据[J]. *经济管理*, 2022, 44(4): 63–79. [Tong M H, Li H, Zhang G J. Innovation-driven effects of place-based policies: Evidence from industrial transformation and upgrading demonstration zones[J]. *Business and Management Journal*, 2002, 44(4): 63–79.]
- [32] Maddison A. Growth and slowdown in advanced capitalist economies: Techniques of quantitative assessment[J]. *Journal of Economic Literature*, 1987, 25(2): 649–698.
- [33] 邓慧慧, 赵家玲. 地方政府经济决策中的“同群效应”[J]. *中国工业经济*, 2018, (4): 59–78. [Deng H H, Zhao J L. Peer effects in economic decision-making of China's local governments[J]. *China Industrial Economics*, 2018, (4): 59–78.]
- [34] 陈超凡, 王泽, 关成华. 国家创新型城市试点政策的绿色创新效应研究: 来自 281 个地级市的准实验证据[J]. *北京师范大学学报(社会科学版)*, 2022, (1): 139–152. [Chen C F, Wang Z, Guan C H. Green innovation effects of the national innovative city pilot policy: Quasi-experimental evidence from 281 Prefecture-level cities[J]. *Journal of Beijing Normal University (Social Sciences)*, 2022, (1): 139–152.]
- [35] 李凡, 朱缤绮, 孙颖. 环境政策、制度质量和可再生能源技术创新: 基于 32 个国家的实证分析[J]. *资源科学*, 2021, 43(12): 2514–2525. [Li F, Zhu B Q, Sun Y. Environmental policy, institutional quality, and renewable energy technology innovation: An empirical analysis based on 32 countries[J]. *Resources Science*, 2021, 43(12): 2514–2525.]
- [36] Huang J. Industry energy use and structural change: A case study of the People's Republic of China[J]. *Energy Economics*, 1993, 15: 131–136.
- [37] Tone K. A slacks-based measure of super-efficiency in data envelopment analysis[J]. *Journal of Operational Research*, 2002, 143(1): 32–41.
- [38] 吴健生, 刘浩, 彭建, 等. 中国城市体系等级结构及其空间格局: 基于 DMSP/OLS 夜间灯光数据的实证[J]. *地理学报*, 2014, 69(6): 759–770. [Wu J S, Liu H, Peng J, et al. Hierarchical structure and spatial pattern of China's urban system: Evidence from DMSP/OLS nightlight data[J]. *Acta Geographica Sinica*, 2014, 69(6): 759–770.]
- [39] 张万里, 宣畅. 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. [Zhang W L, Xuan Y. How to improve regional energy efficiency via intelligence? Empirical analysis based on provincial panel data in China[J]. *Business and Management Journal*, 2022, 44(1): 27–46.]
- [40] Wang H L, Qian C L. Corporate philanthropy and corporate financial performance: The roles of stakeholder response and political access[J]. *Academy of Management Journal*, 2011, 54(6): 1159–1181.
- [41] 张华, 丰超. 创新低碳之城: 创新型城市建设的碳排放绩效评估[J]. *南方经济*, 2021, (3): 36–53. [Zhang H, Feng C. Innovative and low-carbon city: The impact of innovative city construction on carbon emission performance[J]. *South China Journal of Economics*, 2021, (3): 36–53.]
- [42] 王珊珊, 张勇, 纪韶. 创新型人力资本对中国经济绿色转型的影响[J]. *经济与管理研究*, 2022, 43(7): 79–96. [Wang S N, Zhang Y, Ji S. The impact of innovative human capital on the green transformation of China's economy[J]. *Research on Economics and Management*, 2022, 43(7): 79–96.]
- [43] 李虹, 邹庆. 环境规制、资源禀赋与城市产业转型升级研究: 基于资源型城市与非资源型城市的对比分析[J]. *经济研究*, 2018, 53(11): 182–198. [Li H, Zou Q. Research on environmental regulation, resource endowment and urban industrial transformation: A comparative analysis of resource-based cities and non-resource-based cities [J]. *Economic Research*, 2018, 53(11): 182–198.]
- [44] 王展祥, 叶宇平. 低碳城市试点政策对地方政府重污染行业土

- 地出让的影响[J]. 中国人口·资源与环境, 2023, 33(3): 125–136. [Wang Z X, Ye Y P. Impact of pilot low-carbon city policies on local government land transfer in heavily polluting industries [J]. China Population, Resources and Environment, 2023, 33(3): 125–136.]
- [45] 孙浩, 郭劲光. 环境规制和产业集聚对能源效率的影响与作用机制: 基于空间效应的视角[J]. 自然资源学报, 2022, 37(12): 3234–3251. [Sun H, Guo J G. The influence and mechanism of environmental regulation and industrial agglomeration on energy efficiency: A spatial effects-based perspective[J]. Journal of Natural Resources, 2022, 37(12): 3234–3251.]
- [46] Rennings K. Redefining innovation—eco-innovation research and the contribution from ecological economics[J]. Ecological economics, 2000, 32(2): 319–332.

Impact of innovation-driven policies on total factor energy efficiency: Based on the national innovation city pilot policy

KONG Lingqian^{1,2}, WANG Mengle³, YU Shihai⁴

(1. Ecological Civilization Research Institute, Zhejiang A&F University, Hangzhou 311300, China; 2. School of Economics and Management, Zhejiang A&F University, Hangzhou 311300, China; 3. School of Economics, Capital University of Economics and Business, Beijing 100070, China; 4. School of Business, Guilin University of Technology, Guilin 541004, China)

Abstract: [Objective] Improving energy efficiency is of great significance for energy conservation and carbon reduction, and revealing the impact of innovation-driven policies on energy efficiency and examining its mechanism of impact can provide a scientific basis for promoting high-quality economic development. **[Methods]** Based on the panel data of 280 prefecture-level cities from 2004 to 2019, this study used the super-slacks-based measure (SBM) method to measure the total factor energy efficiency and the multi-period difference-in-differences model to investigate the impact of the national innovation city pilot policy on total factor energy efficiency. **[Results]** (1) Innovation-driven policies, represented by the national innovation city pilot, can significantly promote the improvement of urban total factor energy efficiency. Compared with non-pilot cities, the total factor energy efficiency of pilot innovation cities increased by 3.3% on average. (2) The impact of the innovation city pilot policy was more obvious in cities with higher administrative levels and better location advantages, non resource-based, with weaker environmental regulations and low initial total factor energy efficiency. (3) Green technology innovation level and industrial structure optimization were the important mechanisms of innovation city pilot policy promoting the improvement of total factor energy efficiency. (4) Extended analysis showed that there was a positive spatial spillover effect of innovation-driven policies on total factor energy efficiency. **[Conclusion]** Therefore, we should pay attention to the lessons learned and dissemination of experience from the innovation city pilot policy implementation, strengthen the overall planning and cooperation of various regions, increase the support for green technology innovation, and optimize the industrial structure, in order to promote the improvement of total factor energy efficiency.

Key words: innovation city pilot; total factor energy efficiency; green technology innovation; industrial structure; environmental regulation