

doi:10.19920/j.cnki.jmsc.2021.12.005

# 节能技术创新有助于降低能源消费吗?<sup>①</sup>

——“杰文斯悖论”的再检验

谢里<sup>1,2</sup>, 陈宇<sup>1</sup>

(1. 湖南大学经济与贸易学院, 长沙 410079; 2. 湖南大学“碳达峰、碳中和”研究中心, 长沙 410079)

**摘要:** 节能技术创新被视为提高能源效率和降低能源消费的重要途径。本文以电力要素为研究对象,在手工收集和整理2007年~2016年我国城市节电专利的基础上,采用空间杜宾模型研究了节电技术创新对我国城市电力消费的影响及传导机制。研究表明:在全国和分地区层面,节电技术创新不仅促进了城市的总电力消费,也刺激了工业和生活电力消费;在全国和东部城市层面,节电技术创新均存在显著的空间溢出效应。在经过替换空间权重矩阵、改变节电技术衡量方法以及剔除省会或直辖市之后,估计结果依然稳健,说明在我国节能技术创新与能源消费之间存在着“杰文斯悖论”。进一步的机制检验认为,节能技术创新能通过影响产业结构和能源价格,有效降低地区的能源消费。因此,中国在应用和推广节能技术的过程中,可通过配套产业结构升级和能源价格市场化,破解“杰文斯悖论”。

**关键词:** 节能技术创新; 能源消费; 杰文斯悖论; 空间杜宾模型

**中图分类号:** F062.1      **文献标识码:** A      **文章编号:** 1007-9807(2021)12-0077-15

## 0 引言

改革开放40多年来,中国经济以投资驱动和重工业化为特征的发展模式实现了快速起飞,但同时也成为了世界第一大能源消费国和碳排放国。长期较高水平的能源消耗已使中国逐步接近资源和生态承载的“红线”,因而,有效控制和降低能源消费水平成为中国经济可持续发展的重要途径。

然而,技术创新作为影响能源消费的关键因素,在降低能源消费的有效性方面存在较大的争议。一方面,一些研究表明技术创新能够通过提高能源效率从而有效地降低能源消费<sup>[1]</sup>;另一方面,尽管世界各国通过技术创新大幅度地降低了能源强度,但是能源消耗水平却并未得到控制<sup>[2]</sup>。后一观点又被称为技术创新与能源消费之

间的“杰文斯悖论”<sup>[3]</sup>。1970年~1991年期间,美国以及欧盟内的一些国家或地区虽能源强度下降了30%,但能源消耗水平却提高了20%<sup>[4]</sup>。按购买力平价计算,1990年~2014年间我国单位GDP能耗下降了78.6%,但同时,能源消费却以年均4.65%的速度稳步增长。理论和现实都存在对技术创新与能源消费之间关系的争议,那么,技术创新到底能否降低能源消费?更为重要的是,与能源消耗密切相关的节能技术创新是否真的减少了能源消耗,即节能技术创新与能源消费之间是否存在“杰文斯悖论”?如果答案是肯定的,那么又该如何有效破解或应对“杰文斯悖论”?回答这一系列的问题,不仅能深刻揭示技术创新与能源消费之间的关系,而且能为中国通过科技进步控制能源消费水平提供有价值的决策参考。

电力是一种标准化的生产和生活要素,电力

① 收稿日期:2019-10-24; 修订日期:2021-02-28.

基金项目:国家自然科学基金资助项目(71573074).

作者简介:谢里(1982—),男,湖南长沙人,博士,教授,博士生导师. Email: xiexan@163.com

消费更是现代能源消费的主要方式<sup>[5,6]</sup>,因此本研究选择以电力为研究对象,重点考察节电技术创新对电力消费的影响,并试图明晰节电技术创新影响电力消费的传导路径,借此阐明节能技术创新与能源消费的关系.本文可能包含的边际贡献在于:第一,通过手工甄别的城市节电技术创新专利数据作为度量节电技术创新的指标,为相关研究提供了节能技术创新指标的甄别方式;第二,采用中国城市层面的面板数据,运用空间计量经济模型考察了节能技术创新对能源消费的影响及其地区异质性,丰富和拓展了相关研究;第三,进一步探究了节电技术创新影响电力消费的可能传导渠道,为决策机构制定降低能源消费水平的可行政策提供经验证据.

## 1 相关研究评述

与本研究密切相关的第一方面的研究文献是节能技术创新的影响因素与效应. Karanfil 等<sup>[7]</sup>通过系统估算超越对数共享成本,运用状态空间建模技术考察了发生节能技术变革的条件,结果表明,政策选择在某种程度上决定了经济技术变革的方向,同时节能技术的变革对能源价格变动十分敏感. 潘雄锋等<sup>[8]</sup>采用面板门槛回归方法,在中国省级层面实证分析了技术进步对能源效率的影响,认为技术进步对能源效率的影响受能源市场扭曲程度的影响,进而技术进步对能源效率的影响存在非线性特征. Díaz 和 Puch<sup>[9]</sup>的研究不仅得到了相似的结论,而且发现高水平的特定技术创新投资在提高资本要素生产效率的同时会促进能源消耗,并激发节能技术创新以补偿新投资所需的能源消耗. Tan 等<sup>[10]</sup>通过自下而上的优化模型分析了不同节能技术的节能效应,发现节煤技术的节能贡献率最高,其次是综合节能技术,再次是联动技术,而节电技术未表现出节能效果. 陈晓玲等<sup>[11]</sup>对中国工业能源强度的研究表明能源偏向型技术进步在不同行业内均能降低能源强度. 郑新业等<sup>[12]</sup>选取 1995 年 ~ 2005 年高能耗行业省级数据,实证分析了经济结构变动对能源需

求的影响,认为高能耗行业的发展推动了经济总量和能源需求的双提高,因而认为需通过高能耗行业的绿色技术创新降低能源消费强度. 方先明和那晋领<sup>[13]</sup>在研究上市公司绿色创新的溢酬效应时,认为上市公司绿色创新虽会提高公司的股票收益率,但其在高污染和低污染行业之间的提高公司股票收益率的程度存在差异.

与本研究相关的第二方面的文献是研究能源消费的影响因素. Benjamin 和 Lin<sup>[14]</sup>运用分位数模型对我国非金属矿行业进行研究时发现,能源价格和部门 R&D 强度都可以大幅度的降低该行业用电量,且能源价格的影响效应更为显著. 部分学者研究了能源消费与经济增长之间的关系,如 Jaruwan<sup>[15]</sup>发现经济产出、能源消费和二氧化碳排放之间存在着因果关系, Chen 等<sup>[16]</sup>认为经济增长与可再生能源消费之间的关系最终取决于可再生能源的使用量. Anton 等<sup>[17]</sup>以欧盟国家为样本的研究表明银行业、债券市场和资本市场的发展对可再生能源消费份额均具有正向影响. Lin 和 Wang<sup>[18]</sup>在研究中国不同经济部门的能源消费脱钩进程时,认为调整能源消费结构会带动能源消费水平的增长. Uzar 和 Eyuboglu<sup>[19]</sup>研究认为能源消费、FDI、经济增长和贸易开放之间存在协整关系,且无论在长期还是短期,提高贸易开放程度均会对能源消费产生积极影响,而 FDI 只在长期存在促进作用. Veli 等<sup>[20]</sup>以“金砖五国”为研究对象进行了研究,却发现贸易开放对中国、俄罗斯和南非的清洁型能源消费具有负面影响,而且 FDI 流入与中国清洁型能源消费之间存在单向因果关系,而这与 Edmund<sup>[21]</sup>的研究结论相反. Alvarado 等<sup>[22]</sup>基于 27 个 OECD 成员国的数据,运用阈值回归等方法研究了经济增长和人力资本对化石能源消费的影响,发现人力资本确实可以减少不可再生能源的消耗,且人力资本和全球化在推动发达国家向清洁能源消费结构转变方面具有重要作用.

与本文相关的第三方面文献是技术创新与能源消费的关系研究. 学术界和实务界普遍认为技术创新能够降低能源消费和减轻环境污染<sup>[23]</sup>. 但

是, Saunders<sup>[24, 25]</sup> 利用新古典增长模型在理论上证明技术创新会因刺激经济发展且带动能源消费. Fouquet 和 Pearson<sup>[26]</sup> 对英国长达七个世纪的照明经济史进行研究, 发现由于技术变革大幅度的降低了用电成本, 过去两百年间人均电力消费增长了 6 500 倍. Dahmus<sup>[27]</sup> 对十项技术活动在长期内减少资源消耗的潜力进行评估, 结果发现 1900 年至 1960 年, 商品和服务的增长率超过了资源效率的增长速度, 其结果是资源消耗的净增长. Cansino 等<sup>[28]</sup> 以西班牙为例, 采用 LMDI - I 分解方法进行了研究, 认为尽管在部门层面上并不支持“杰文斯悖论”, 但在如工业、交通等领域却可能存在. 而刘晓瑞和孙涛<sup>[29]</sup> 在对中国家庭能源消费的研究中发现, 技术创新虽与家庭能源消费之间不存在倒 U 型曲线关系, 但却可以创造新的能源消费需求, 并且长期内对周边省份的家庭能源消费存在空间溢出效应.

从已有文献看, 众多学者在节能技术创新的影响因素与效应、能源消费的决定因素以及技术创新与能源消费的关系等方面研究成果丰富, 但在节能技术创新对能源消费的影响效应这一问题上还未取得一致性结论, 且两者之间的内在影响机制也需要进一步厘清. 传统观点认为, 由于技术进步提高了能源利用效率, 推动了产业结构的调整, 促进了生产要素在产业间的流动和再分配, 因此可以降低能源消费<sup>[30]</sup>. 节能技术创新更是如此, 一方面, 在能源价格市场化的条件下, 节能技术创新总能在更大程度上提高能源要素的边际生产率, 使得能源要素价格上涨<sup>[31, 32]</sup>, 从而抑制能源需求; 另一方面, 节能技术创新能够推动产业结构的优化和升级, 实现能源要素自发的从生产率较低的部门向生产率较高的部门流动, 实现能源要素的集约利用, 进而降低能源消费水平. 然而, 节能技术创新与能源消费之间也可能存在着“杰文斯悖论”, 特别是在经济快速发展阶段, 需要大量能源投入做支撑时, 使得“杰文斯悖论”现象似乎更为明显. 由此可见, 节能技术创新对能源消费的影响存在不同的效应和不同的影响渠道. 为此, 通过构建节能技术创新的度量指标, 运用空间面

板数据计量经济模型, 试图在全国层面和分地区层面上实证研究节能技术创新与能源消费的关系以及可能存在的地区异质性. 进一步地, 深入研究节能技术进步影响能源消费的作用机制, 为国家、地区和部门有效发挥节能技术的节能效应提供有力的证据.

## 2 模型、变量与数据

电力消费在我国的能源消费结构中具有举足轻重的地位. 一方面, 电力作为一种标准化的生产和生活要素, 是我国能源消费的主要方式<sup>[5]</sup>; 另一方面, 近年来我国电力需求增长迅猛, 但人均电力消费较之于发达国家仍有较大差距, 随着我国工业化、城市化和信息化进程的加快, 预计未来我国电力需求仍会快速增长. 因此, 选择以城市电力消费作为研究对象, 进而展开相关的实证分析, 以明确节能技术创新与能源消费的关系.

### 2.1 空间相关性检验

考虑到技术创新普遍具有外溢效应, 而且城市之间的电力消费很可能相互影响, 所以在构建实证模型之前, 需进行 Morans' I 指数检验, 以确定目标变量是否存在空间相关性. 选择地理邻接型权重矩阵分别对城市的社会电力消费 (TEC)、工业电力消费 (IEC)、居民电力消费 (DEC)、专利申请数量 (TPA)、非节电专利申请数量 (Non\_PSPA) 以及节电专利申请数量 (PSPA) 进行空间相关性检验. 表 1 给出了 2007 年 ~ 2016 年间目标变量的 Morans' I 指数检验结果. 结果显示, 所有目标变量的 Morans' I 值均在 5% 的显著性水平上显著为正, 表明目标变量确实具有空间相关性. 以 TEC 和 TPA 为例, 结合 Moran's I 散点图, 分析目标变量空间关联的城市特征, 如图 1 和图 2 所示. 由此可知, 高电力消费水平的城市被高电力消费水平的城市包围, 而低电力消费水平的城市被低电力消费水平的城市所包围. 同时, 专利申请数量也表现出同样的空间集聚特征, 且随着时间的推移, 这种特征越来越明显.

表 1 2007 年 ~ 2016 年目标变量的 Moran's I  
Table 1 Moran's I of target variables from 2007 to 2016

变量 年份	Moran's I					
	TEC	IEC	REC	TPA	Non_PSPA	PSPA
2007	0.182*** (0.000)	0.304*** (0.000)	0.077** (0.024)	0.184*** (0.000)	0.184*** (0.000)	0.167*** (0.000)
2008	0.177*** (0.000)	0.296*** (0.000)	0.076** (0.024)	0.189*** (0.000)	0.189*** (0.000)	0.169*** (0.000)
2009	0.185*** (0.000)	0.299*** (0.000)	0.082** (0.017)	0.203*** (0.000)	0.203*** (0.000)	0.195*** (0.001)
2010	0.183*** (0.000)	0.304*** (0.000)	0.081** (0.018)	0.291*** (0.000)	0.291*** (0.000)	0.217*** (0.000)
2011	0.174*** (0.000)	0.290*** (0.000)	0.077** (0.025)	0.356*** (0.000)	0.356*** (0.000)	0.212*** (0.000)
2012	0.196*** (0.000)	0.309*** (0.000)	0.084** (0.015)	0.359*** (0.000)	0.359*** (0.000)	0.251*** (0.001)
2013	0.205*** (0.000)	0.331*** (0.000)	0.099*** (0.004)	0.303*** (0.000)	0.303*** (0.000)	0.268*** (0.000)
2014	0.189*** (0.000)	0.434*** (0.000)	0.094*** (0.008)	0.274*** (0.000)	0.274*** (0.000)	0.207*** (0.000)
2015	0.197*** (0.000)	0.338*** (0.000)	0.090*** (0.010)	0.278*** (0.000)	0.278*** (0.000)	0.384*** (0.000)
2016	0.182*** (0.000)	0.336*** (0.000)	0.081** (0.020)	0.307*** (0.000)	0.307*** (0.000)	0.359*** (0.000)

注：括号中的数值是相应的 P 值。\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著。

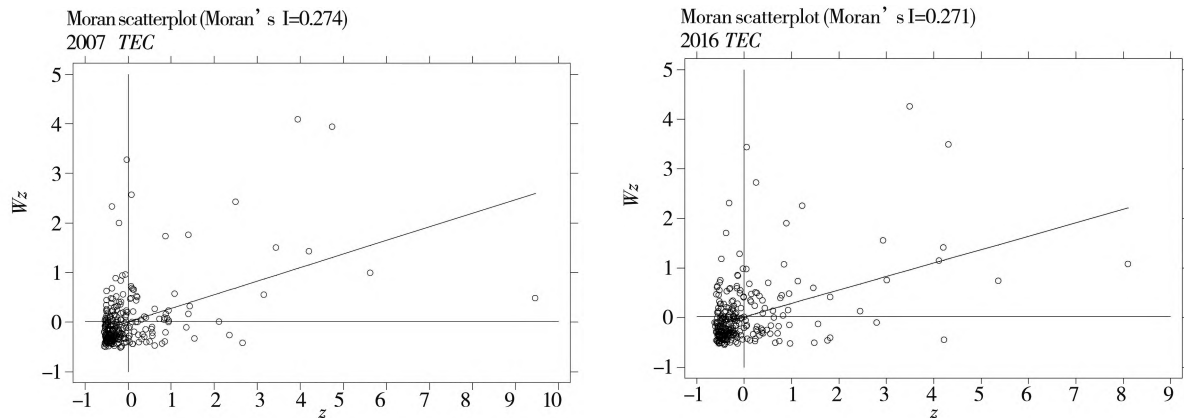


图 1 2007 年和 2016 年城市用电量的 Moran's I 散点图

Fig. 1 Moran's I scatter plot of urban electricity consumption in 2007 and 2016

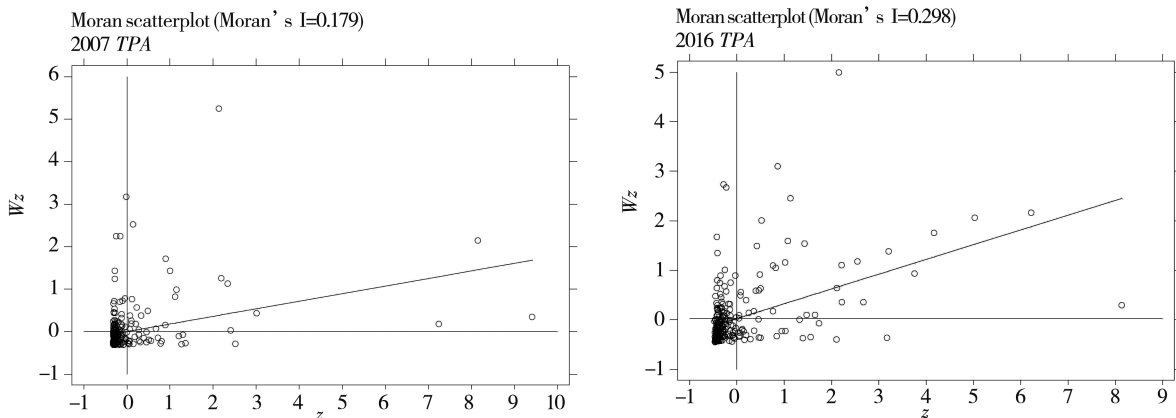


图 2 2007 年和 2016 年中国城市专利申请数量的 Moran's I 散点图

Fig. 2 Moran's I scatter plot of the number of urban patent applications in 2007 and 2016

## 2.2 模型构建

由于目标变量存在空间相关性,因此选择空间面板数据计量经济模型进行实证分析。目前,常用的空间计量模型分为空间自相关模型(SAM)、空间误差模型(SEM)以及空间杜宾模型(SDM)三种。其中SAM模型侧重于被解释变量空间相关性的分析,SEM模型侧重于考察不可观测因素或遗漏变量的空间效应。进而,SAM模型和SEM模型是SDM模型的两种特殊形式。根据Moran'I指数检验结果,选择构建SDM模型如下

$$Y_{it} = \alpha + \beta X_{it} + \gamma Z + \phi \sum_{j=1}^n W_{ij} Y_{jt} + \varphi \sum_{j=1}^n W_{ij} X_{jt} + \mu_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中 $Y_{it}$ 表示城市 $i$ 在 $t$ 年的电力消费量, $X_{it}$ 表示城市 $i$ 在 $t$ 年的节电技术创新, $W_{ij}$ 表示空间权重矩阵, $Z$ 表示系列控制变量, $u_i$ 和 $v_t$ 分别表示空间效应和时间效应, $\varepsilon_{it}$ 为随机扰动项。

### 2.3 设定空间权重矩阵

空间权重矩阵包括地理邻接型权重矩阵、地理距离型权重矩阵以及反地理距离型权重矩阵。选取地理邻接型矩阵和反地理距离型矩阵作为空间权重矩阵。前者主要用于基准回归,后者用于稳健性检验。地理邻接型权重矩阵为若城市 $i$ 与城市 $j$ 相邻,那么, $W_{ij} = 1, (i \neq j)$ ;否则, $W_{ij} = 0, (i = j)$ ;反地理距离型权重矩阵为城市 $i$ 与城市 $j$ 之间地理距离的倒数,即 $W_{ij} = \frac{1}{d_{ij}}, (i \neq j)$ ;或者, $W_{ij} = 0, (i = j)$ ,其中 $d_{ij}$ 是由城市经、纬度位置计算所得的地表距离。

## 2.4 变量说明

### 2.4.1 城市电力消费变量

选取城市社会电力消费总量作为核心被解释变量(TEC),同时,为进一步研究节电技术创新对电力消费结构的影响,还选取了城市工业电力消费(IEC)和居民电力消费(REC)作为被解释变量。

### 2.4.2 节电技术创新衡量变量

以城市 $i$ 在 $t$ 年的节电专利申请数量(PSPA)来衡量该城市的节电技术创新,并将之作为核心解释变量。作为对比,亦将城市 $i$ 在 $t$ 年的总专利申请量(TPA)和非节电专利申请量(Non\_PSPA)做为城市技术创新的解释变量纳入实证研究中。

### 2.4.3 控制变量的选取和说明

电力消费受到城市化、电力价格、经济发展水平等因素的影响<sup>[33]</sup>,为此,还控制了如下变量:1)城市化水平(Urba):以市辖区的年末户籍人口占全市年末户籍人口的比重作为衡量指标;2)产业结构(Indu):以市辖区第二产业产值占GDP的比重表示;3)电力价格(Price):Wind数据库、《电力监管年度报告》和电网公司提供了各地区和除2012年之外各年份的平均销售电价(AEP)和居民平均销售电价(AHEP)数据,2012年的电价数据分别采用Excel散点图法(趋势线)和均值法补齐。同时,各地区工业平均销售电价(AIEP)数据从各省、直辖市或自治区发改委或能源局网站手工收集整理后获得,一些地区缺失AIEP数据依据AEP、AHEP、REC和IEC的数值运用加权均值估算后补齐。之后,以2007年为基期将AEP和AIEP按工业生产者出厂价格指数进行平减,AHEP按居民消费价格指数进行平减,得到实际平均销售电价,进而取对数处理;4)经济发展水平(AGDP):将各年份的名义GDP以2007年为基期按GDP指数进行平减后取对数表示。

## 2.5 数据来源和处理

所有被解释变量以及除电力价格之外的控制变量的数据均来源于《中国城市统计年鉴》(2008年~2017年)、《中国统计年鉴》(2008年~2017年);所有衡量节电技术创新的变量数据在“中国专利数据库(2007年~2016年)”逐项手工检索和整理所得。城市节电专利的检索条件是以“摘要”为检索项,以“节电”或“省电”作为检索词;城市总专利数量的检索条件仅以“地址”为检索项。城市的非节电专利量则由城市总专利量减去城市的节电专利数量所得。另外,首先由于数据的可获取性,未将西藏自治区、台湾省、香港特别行政区和澳门特别行政区的城市和三沙市、哈密市等近年新设立的城市以及如巢湖等已经撤市设县的城市纳入研究范围;其次,对如朝阳市、定西市等数据缺失比较严重的城市予以剔除;再次,通过移动平均法或Excel散点图法(趋势线)补齐缺失值,最终获得2007年~2016年277个城市的面板数据,表2给出了各个变量数据的描述性统计。

表 2 变量的描述性统计

Table 2 Descriptive statistics of variables

变量	均值	标准误	最小值	最大值
<i>TEC</i>	85.273 1	141.271 5	1.84	1 486.02
<i>IEC</i>	57.877 5	90.940 1	0.22	889
<i>REC</i>	10.947 8	20.573 8	0.12	217.72
<i>TPA</i>	4 453.065	12 113.13	0	166 151
<i>Non_PSPA</i>	4 447.952	12 101.01	0	166 029
<i>PSPA</i>	5.113 4	13.947 8	0	176
<i>Urba</i>	0.353 9	0.241 6	0.04	1
<i>Indu</i>	0.504 7	0.119 9	0	0.91
<i>AEP</i>	6.248 4	0.172 1	5.634 6	6.608 4
<i>AIEP</i>	6.236 3	0.184 3	5.582 1	6.628 2
<i>AHEP</i>	6.262 4	0.104 2	5.842 0	6.518 2
<i>AGDP</i>	1.316 7	0.681 0	-0.798 5	3.335 1

### 3 基准回归结果

#### 3.1 全国层面基准回归结果

根据 Hausman 检验结果,采用固定效应模型,

并同时设定时间、个体的双固定,回归结果见表 3。由于非节电专利申请数量在总专利申请数量中占比较大,二者回归结果几乎没有差别,因此表中只报告了总专利申请数量和节电专利申请数量的实证结果,之后的所有回归结果均照此处理。

表 3 全国基准回归结果

Table 3 Basic regression results of national level

因变量	社会电力消费( <i>TEC</i> )		工业电力消费( <i>IEC</i> )		居民电力消费( <i>REC</i> )	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>TPA</i>	0.003 *** (0.000)		0.001 *** (0.001)		0.000 5 *** (0.000)	
<i>PSPA</i>		1.678 *** (0.000)		0.827 *** (0.003)		0.288 *** (0.000)
<i>Urba</i>	136.0 *** (0.000)	187.6 *** (0.000)	113.0 *** (0.000)	135.0 *** (0.000)	8.854 ** (0.011)	18.79 *** (0.001)
<i>Indu</i>	-15.42 (0.157)	-23.31 * (0.073)	-6.710 (0.413)	-10.11 (0.253)	-1.803 (0.245)	-3.435 (0.115)
<i>Price</i>	-23.05 (0.121)	-32.07 (0.131)	-3.970 (0.759)	-10.03 (0.495)	3.279 (0.207)	-1.453 (0.641)
<i>AGDP</i>	200.4 (0.215)	345.5 (0.230)	282.8 (0.180)	332.0 (0.189)	51.37 (0.271)	68.34 (0.266)
<i>W × TEC</i>	0.095 8 (0.148)	0.180 *** (0.009)				
<i>W × IEC</i>			0.149 * (0.080)	0.236 *** (0.009)		
<i>W × REC</i>					0.267 ** (0.033)	0.201 ** (0.011)
<i>W × TPA</i>	-0.000 01 (0.872)		0.000 3 (0.222)		-0.000 2 (0.152)	
<i>W × PSPA</i>		0.881 ** (0.021)		0.540 ** (0.011)		0.137 * (0.098)
时间固定	是	是	是	是	是	是
个体固定	是	是	是	是	是	是
$\sigma^2$	424.1 *** (0.000)	583.7 *** (0.000)	464.6 ** (0.028)	492.9 ** (0.022)	12.22 *** (0.000)	17.93 *** (0.000)
$R^2$	0.418	0.350	0.321	0.319	0.263	0.228

注: \*\*、\*、\* 分别表示统计量在 1%、5%、10% 的显著性水平下显著,括号内的数值为相对应的  $p$  值。表中 *Price* 在城市社会电力消费、工业电力消费和居民电力消费的回归中分别表示的是相应的电力价格;*Urba*、*Indu*、*Price* 和 *AGDP* 为控制变量。(下表同)

由表 3 实证结果可知,除第(1)列以外的其他列,被解释变量的空间滞后项系数显著为正,这说明城市电力消费在一定程度上确实受到邻近城市电力消费的影响.表 3 反映技术进步的总专利申请数量( $TPA$ )与节电专利申请数量( $PSPA$ )的回归系数在所有模型中均为正值,且在 1% 的显著性水平上显著,说明技术创新和节电技术创新均会促进而非降低电力消费.中国节能技术与能源消费之间存在“杰文斯悖论”.进一步分析发现,相比于技术创新,节电技术创新对电力消费的促进作用更加明显.同时,节电技术创新的空间滞后项系数均为正值,且对社会电力消费( $TEC$ )的影响在 5% 的显著性水平上显著,说明城市的节电技术创新对周边城市的社会电力消费具有正向的空间溢出效应,进一步促进了周边城市的电力消费.同时,从电力消费结构看,模型(4)和模型(6)的实证结果表明,节电技术创新对不同用户类型电力消费的促进效应有所差异.具体而言,首先,节电技术创新对工业电力消费( $IEC$ )的促进作用要明显高于居民电力消费( $REC$ );其次,节电技术创新对邻近城市的工业电力消费具有显著的空间溢出效应,而对周围城市的居民电力消费具有正的溢出效应,但并不特别显著.与居民用户相比,工业是电力消费大户且工业用户电价水平相对较高,当存在节能技术进步时,工业用户更倾向于利用节能技术创新降低单位产品生产用电成本,这样在工业用电成本总额不变前提下,工业电力消费水平上升,因而,表现出工业比居民用户的电力消费量对节能技术创新的敏感性更强.

### 3.2 区域层面基准回归结果

我国东部和中西部地区的能源资源禀赋、技术创新能力、经济发展水平均存在较大的差距.从

能源资源禀赋方面看,我国的能源资源丰裕程度与能源消费水平存在东部和中西部地区“倒挂”.相比于中西部地区,东部地区经济发展水平相对较高,因而是能源消费的“集中地”,而中西部却拥有丰富的发电资源,且中西部地区经济发展水平在稳步提高的同时地区内部的发展差距逐渐收敛,但它们与东部地区依然存在差距<sup>[34]</sup>.因此,为了考察地区间节电技术创新对城市电力消费的影响是否存在异质性,选择将样本划分为包括北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东和海南 11 个省和直辖市的东部地区以及包括其他省、直辖市和自治区的中西部地区分别进行实证分析,回归结果见表 4 和表 5.

表 4 和表 5 的第 2 行,东部和中西部地区城市的节电专利申请数量( $PSPA$ )的系数均显著为正,说明在东部和中西部城市节电技术创新对电力消费的促进作用显著,但是节电技术创新的空间滞后项系数仅在东部城市统计显著.这可能是因为,东部城市在集中了大量技术创新活动的同时,通过城市之间的人才流动和经济交流加速了新技术的扩散和应用,因此相比于中西部,东部城市更容易触发节电技术创新对邻近城市的空间溢出效应.表 4 和表 5 的第(4)列和第(6)列的回归结果表明,在东部和中西部区域内,节电技术创新对城市的工业和居民电力消费均表现为显著的促进作用,但是节电技术创新的空间滞后项对工业和居民电力消费的影响具有异质性.由于东部地区和中西部地区经济结构存在差异,因而,节电技术创新的空间滞后项对东部城市的工业电力消费表现为显著的促进作用,对中西部城市的居民电力消费表现为显著的抑制作用.

表 4 东部地区样本基准回归结果

Table 4 Regression results of sample basis in eastern region

变量	社会电力消费( $TEC$ )		工业电力消费( $IEC$ )		居民电力消费( $REC$ )	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$TPA$	0.003 *** (0.000)		0.001 *** (0.008)		0.001 *** (0.000)	
$PSPA$		1.582 *** (0.000)		0.793 ** (0.035)		0.250 *** (0.001)
$Urba$	145.0 *** (0.001)	183.4 *** (0.002)	135.6 *** (0.001)	149.0 *** (0.002)	6.021 (0.152)	12.93 ** (0.047)
$Indu$	6.142 (0.759)	-2.436 (0.925)	0.649 (0.963)	-4.062 (0.807)	0.379 (0.875)	-0.477 (0.899)

续表 4

Table 4 Continues

变量	社会电力消费( <i>TEC</i> )		工业电力消费( <i>IEC</i> )		居民电力消费( <i>REC</i> )	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Price</i>	- 74. 73 (0. 199)	- 91. 79 (0. 293)	18. 27 (0. 712)	- 5. 919 (0. 910)	7. 101 (0. 361)	- 1. 470 (0. 206)
<i>AGDP</i>	12. 22 (0. 984)	- 279. 8 (0. 710)	- 80. 01 (0. 885)	- 89. 40 (0. 873)	- 10. 15 (0. 924)	- 67. 53 (0. 650)
$W \times TEC$	0. 197 * (0. 055)	0. 241 *** (0. 007)				
$W \times IEC$			0. 137 (0. 172)	0. 211 ** (0. 044)		
$W \times REC$					0. 363 ** (0. 024)	0. 278 *** (0. 005)
$W \times TPA$	- 0. 000 2 (0. 693)		0. 000 4 (0. 162)		- 0. 000 1 (0. 279)	
$W \times PSPA$		0. 672 * (0. 094)		0. 548 ** (0. 026)		0. 140 (0. 142)
时间固定	是	是	是	是	是	是
个体固定	是	是	是	是	是	是
$\sigma^2$	560. 5 *** (0. 000)	810. 9 *** (0. 000)	935. 0 (0. 101)	976. 2 * (0. 094)	15. 80 *** (0. 000)	25. 39 *** (0. 000)
$R^2$	0. 686	0. 000 2	0. 168	0. 157	0. 412	0. 055

表 5 中西部样本基准回归结果

Table 5 Regression results of sample basis in central and western region

变量	社会电力消费( <i>TEC</i> )		工业电力消费( <i>IEC</i> )		居民电力消费( <i>REC</i> )	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>TPA</i>	0. 004 *** (0. 000)		0. 002 ** (0. 014)		0. 001 *** (0. 000)	
<i>PSPA</i>		1. 578 *** (0. 000)		0. 781 ** (0. 013)		0. 320 *** (0. 000)
<i>Urba</i>	85. 96 ** (0. 019)	142. 8 * (0. 059)	56. 25 ** (0. 037)	80. 11 * (0. 084)	11. 78 ** (0. 020)	24. 50 ** (0. 035)
<i>Indu</i>	- 21. 66 (0. 103)	- 15. 03 (0. 286)	- 1. 283 (0. 894)	1. 920 (0. 844)	- 2. 206 (0. 213)	- 1. 075 (0. 649)
<i>Price</i>	0. 136 (0. 993)	6. 836 (0. 689)	2. 252 (0. 876)	7. 277 (0. 608)	1. 036 (0. 664)	- 2. 314 (0. 472)
<i>AGDP</i>	- 46. 65 (0. 729)	89. 82 (0. 490)	184. 0 (0. 127)	259. 2 * (0. 055)	- 3. 503 (0. 920)	21. 42 (0. 587)
$W \times TEC$	0. 028 5 (0. 471)	- 0. 136 ** (0. 027)				
$W \times IEC$			0. 058 3 (0. 287)	0. 002 3 (0. 970)		
$W \times REC$					0. 130 ** (0. 024)	- 0. 158 ** (0. 039)
$W \times TPA$	- 0. 001 ** (0. 013)		- 0. 000 4 (0. 350)		- 4e - 04 *** (0. 000)	
$W \times PSPA$		- 0. 098 (0. 681)		- 0. 068 5 (0. 734)		- 0. 102 ** (0. 014)
时间固定	是	是	是	是	是	是
个体固定	是	是	是	是	是	是
$\sigma^2$	317. 6 *** (0. 002)	422. 8 *** (0. 002)	188. 3 *** (0. 000)	208. 9 *** (0. 000)	8. 830 ** (0. 043)	12. 86 *** (0. 009)
$R^2$	0. 078	0. 299	0. 221	0. 201	0. 522	0. 149



## 4 稳健性检验<sup>②</sup>

### 4.1 替换空间权重矩阵指标

为避免因单一权重矩阵设定造成估计偏误,采用反地理距离矩阵作为空间权重,对基本回归结果进行验证,可知节电技术创新对电力消费依旧存在显著的正向影响,但是节电技术创新空间滞后项的回归系数并不显著.结合地理邻接型权重矩阵的结果可知,节电技术创新的空间溢出效应仅能显著影响城市的电力消费.从总体来说,节电技术创新与城市电力消费之间的“杰文斯悖论”的结论是稳健的.

### 4.2 替换节电技术度量指标

研究结果高度依赖于反映节电技术创新的度量指标节电专利的识别,为避免研究结论因测度指标单一而存在片面性.借鉴于夏怡然和陆铭<sup>[35]</sup>的做法,将总专利、节电专利和非节电专利都进一步区分为发明专利和实用新型专利,在此基础上进行再检验.结果显示,节电技术创新依然会促进城市电力消费,且在统计上绝大多数通过了 1% 的显著性检验,由此表明研究结论的稳健性.

### 4.3 控制内生性和排除其他影响因素

一方面,考虑到节能技术创新与能源消费之间可能存在着内生性关系,为此,本文将解释变量滞后一期重新进行实证检验,结果表明,节电专利

申请数量的回归系数在全国层面和地区层面均在 5% 的显著性水平上为正.另一方面,考虑到地区行政级别的差异性,因而选择剔除全样本和分样本中的直辖市或省会城市之后再行稳健性检验,结果都表明了基本回归结果稳健.

## 5 传导机制检验

实证结果和稳健性检验都表明节电技术进步提高了城市电力消费,即中国节能技术与能源消费之间存在“杰文斯悖论”.这可能是由于一方面,节能技术创新提高了能源利用效率,提高能源利用率会相对降低能源价格,进而促使企业和居民等用户增加能源消费量;另一方面,当前中国正处于城镇化和工业化快速发展的阶段,大规模的能源投入支撑经济发展,节能技术创新降低了用能成本,从而刺激了能源需求.即便如此,技术创新带来的产业结构优化与升级,优化了能源要素的资源配置,这又可能降低能源消费水平.因此,要破解“杰文斯悖论”,需要进一步从能源价格、产业结构和经济发展水平方面厘清节能技术与能源消费之间的传导渠道.由此,本节继续在基准模型中引入节电专利申请数量 (*PSPA*) 与产业结构 (*Indu*)、电力价格 (*Price*) 以及人均 *GDP* (*AGDP*) 的交互项,分别在全国和地区层面展开相关的传导机制实证,据此寻找破解“杰文斯悖论”之法,估计结果见表 6 ~ 表 9.

表 6 全国样本的传导机制单项检验

Table 6 Single test of transmission mechanism of national level

变量	社会电力消费 ( <i>TEC</i> )			工业电力消费 ( <i>IEC</i> )			居民电力消费 ( <i>REC</i> )		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
<i>PSPA</i>	5.981 *** (0.000)	20.70 ** (0.048)	-3.839 *** (0.000)	0.937 (0.190)	2.498 (0.615)	-1.323 ** (0.033)	1.473 *** (0.000)	-8.530 *** (0.002)	-0.670 *** (0.006)
<i>PSPA</i> × <i>Indu</i>	-9.887 *** (0.000)			-0.253 (0.877)			-2.729 *** (0.000)		
<i>PSPA</i> × <i>Price</i>		-2.976 * (0.069)			-0.261 (0.734)			1.395 *** (0.001)	
<i>PSPA</i> × <i>AGDP</i>			2.402 *** (0.000)			0.935 *** (0.006)			0.416 *** (0.000)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定	是	是	是	是	是	是	是	是	是
个体固定	是	是	是	是	是	是	是	是	是
$\sigma^2$	539.4 *** (0.000)	577.2 *** (0.000)	500.0 *** (0.000)	492.8 ** (0.023)	492.8 ** (0.022)	480.4 ** (0.027)	14.54 *** (0.000)	17.07 *** (0.000)	15.38 *** (0.000)
$R^2$	0.356	0.340	0.406	0.319	0.318	0.326	0.242	0.265	0.251

② 限于篇幅,本文所有稳健性检验结果表供读者备案.

表 7 东部地区样本传导机制单项检验

Table 7 Single test of transmission mechanism in eastern region

变量	社会电力消费( <i>TEC</i> )			工业电力消费( <i>IEC</i> )			居民电力消费( <i>REC</i> )		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
<i>PSPA</i>	5.915 *** (0.000)	25.37 * (0.053)	-7.662 *** (0.000)	0.860 (0.287)	4.034 (0.610)	-2.737 *** (0.003)	1.474 *** (0.000)	-8.598 *** (0.005)	-1.516 *** (0.000)
<i>PSPA</i> × <i>Indu</i>	-10.12 *** (0.000)			-0.155 (0.934)			-2.871 *** (0.000)		
<i>PSPA</i> × <i>Price</i>		-3.693 * (0.067)			-0.501 (0.671)			1.396 *** (0.004)	
<i>PSPA</i> × <i>AGDP</i>			3.590 *** (0.000)			1.371 *** (0.003)			0.684 *** (0.000)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定	是	是	是	是	是	是	是	是	是
个体固定	是	是	是	是	是	是	是	是	是
$\sigma^2$	698.2 *** (0.000)	792.8 *** (0.000)	538.5 *** (0.000)	976.2 * (0.094)	975.9 * (0.094)	937.0 (0.108)	16.12 *** (0.000)	23.32 *** (0.000)	15.41 *** (0.000)
$R^2$	0.076	0.057	0.156	0.163	0.223	0.073	0.000	0.078	0.158

表 8 中西部地区样本传导机制单项检验

Table 8 Single test of transmission mechanism in central and western regions

变量	社会电力消费( <i>TEC</i> )			工业电力消费( <i>IEC</i> )			居民电力消费( <i>REC</i> )		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
<i>PSPA</i>	3.940 ** (0.014)	34.29 (0.174)	-3.432 *** (0.000)	0.382 (0.682)	5.040 (0.704)	-1.042 *** (0.009)	1.095 *** (0.002)	-8.610 * (0.058)	-0.587 * (0.080)
<i>PSPA</i> × <i>Indu</i>	-5.199 * (0.067)			0.878 (0.592)			-1.708 *** (0.010)		
<i>PSPA</i> × <i>Price</i>		-5.223 (0.191)			-0.684 (0.743)			1.424 ** (0.049)	
<i>PSPA</i> × <i>AGDP</i>			3.202 *** (0.000)			1.164 *** (0.000)			0.580 *** (0.000)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定	是	是	是	是	是	是	是	是	是
个体固定	是	是	是	是	是	是	是	是	是
$\sigma^2$	420.7 *** (0.002)	419.9 *** (0.002)	396.7 *** (0.003)	208.7 *** (0.000)	208.8 *** (0.000)	205.4 *** (0.000)	12.55 *** (0.010)	12.74 *** (0.009)	12.02 ** (0.011)
$R^2$	0.280	0.311	0.315	0.201	0.201	0.200	0.132	0.173	0.160

表 9 所有传导机制协同检验

Table 9 Collaborative test of all transmission mechanisms

变量	社会电力消费( <i>TEC</i> )			工业电力消费( <i>IEC</i> )			居民电力消费( <i>REC</i> )		
	全国	东部	中西部	全国	东部	中西部	全国	东部	中西部
<i>PSPA</i>	29.85 *** (0.000)	6.463 (0.538)	28.35 (0.256)	11.33 ** (0.024)	-3.713 (0.537)	8.650 (0.481)	-2.769 (0.387)	-2.257 (0.510)	-3.971 (0.320)
<i>PSPA</i> × <i>Indu</i>	-2.255 (0.371)	0.399 (0.855)	-7.040 *** (0.001)	3.779 ** (0.035)	6.134 *** (0.000)	0.276 (0.866)	-2.079 *** (0.000)	-1.627 *** (0.000)	-2.431 *** (0.000)
<i>PSPA</i> × <i>Price</i>	-5.140 *** (0.000)	-2.220 (0.159)	-4.632 (0.255)	-2.414 *** (0.005)	-0.605 (0.571)	-1.588 (0.422)	0.552 (0.271)	0.334 (0.534)	0.706 (0.272)
<i>PSPA</i> × <i>AGDP</i>	2.466 *** (0.000)	3.590 *** (0.000)	3.470 *** (0.000)	1.437 *** (0.000)	2.248 *** (0.000)	1.206 *** (0.000)	0.204 *** (0.005)	0.421 *** (0.000)	0.618 *** (0.000)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定	是	是	是	是	是	是	是	是	是
个体固定	是	是	是	是	是	是	是	是	是
$\sigma^2$	476.4 *** (0.000)	532.5 *** (0.000)	389.6 *** (0.003)	473.3 ** (0.029)	912.5 (0.116)	205.1 *** (0.000)	13.77 *** (0.000)	13.56 *** (0.000)	11.51 ** (0.014)
$R^2$	0.380	0.151	0.298	0.323	0.151	0.201	0.266	0.110	0.138

表 6 ~ 表 8 的实证结果表明, 节电技术创新可以通过产业结构、电力价格以及人均 GDP 这三条渠道显著地影响城市电力消费. 表 9 同时考虑了节电技术创新通过这三条渠道影响电力消费水平机制. 结果表明, 在全国层面节电技术创新与产业结构交互项( *PSPA* × *Indu* ) 对城市社会电力消费( *TEC* ) 的影响表现为抑制作用但不显著; 而在地区层面, 该变量估计系数在东部不显著但在中西部城市呈显著的抑制作用. 这可能是因为中西部城市在依托自身丰裕的自然资源发展资源依赖型产业或资源密集型产业的同时, 承接了大量来自东部城市的高污染、高能耗产业<sup>[36]</sup>, 而以节电技术为代表的节能技术创新及应用引导中西部城市的产业结构进行有效的调整, 优化了电力等能源要素配置, 显著降低电力等能源消费; 而东部城市, 在转移、关闭一部分资源和劳动密集型产业后, 已逐步实现了产业结构的升级<sup>[37]</sup>, 所以, 节电技术创新通过产业结构影响电力消费水平并不明显. 同时, 由于东部地区电力消费量、节电专利申请数量占比较大, 因此全国层面的回归结果在更大程度上表现的是东部城市的特征. 进一步从电力消费结构上看, 在全国层面上, 节电技术创新对产业结构的调整显著地促进了城市工业电力消费, 并抑制了居民电力消费; 而在地区层面上, 其对工业电力消费的促进作用仅在东部

城市显著, 对居民电力消费抑制作用在东部和中西部地区内普遍存在. 同时, 在全国层面, 节电技术创新与电力价格交互项( *PSPA* × *Price* ) 对城市社会电力消费影响显著为负; 在地区层面, 这一变量估计系数为负数但不显著. 节能技术创新水平、电力价格等因素在东部与中西部地区之间存在较大差异, 而在东部内部和中西部地区内部差异不大, 因而, 使得节电技术创新通过电力价格渠道影响城市社会电力消费在全国层面的估计结果更多的由东部和中西部地区之间的差异而表现出显著性. 即便如此, 分别以东部和中西部地区为样本的交互项系数的符号与全国层面的样本实证结果一致, 这在一定程度上验证了节电技术创新可以通过电力价格上涨而降低城市社会电力消费, 即说明能源价格的提高, 可以发挥节能技术创新对能源消费抑制作用. 从用电结构看, 节电技术创新通过电力价格渠道抑制城市社会电力消费主要表现在降低了工业电力消费, 但对居民电力消费无显著性的影响. 节电专利申请数量与人均 GDP 交互项( *PSPA* × *AGDP* ) 的回归系数不论是从全国或地区层面, 还是从电力消费结构层面均为显著为正, 说明依靠高能耗投入支撑的中国经济发展模式下, 节电技术创新降低了电力消费强度, 刺激了电力消费需求扩张, 使得节电技术创

新对电力消费的影响呈现显著的促进作用。

## 6 结束语

一些学者将节能技术创新视为降低能源消费的“灵丹妙药”，而另一些学者却认为节能技术创新会存在“杰文斯悖论”。一些发达国家试图通过技术进步降低能源消费强度，以减少能源消费，但事实结果却不尽人意。理论争论与实践表现使得检验节能技术创新与能源消费之间的关系越发必要，特别中国作为主动承担节能减排的国际社会责任大国，以中国为样本，深入研究节能技术创新与能源消费之间的关系，既对中国加快节能技术创新和有效约束能源消费有重要的现实意义，又为致力于全球节能减排的各国提供了来自最大发展国家的智慧和方案。因此，本研究以电力为能源代表，通过构建了空间杜宾计量经济模型，探讨了节电技术创新与城市电力消费之间的关系，以检验节能技术创新与能源消费之间是否存在“杰文斯悖论”。研究发现：从全国层面看，节电技术创新显著的促进了城市的电力消费，且城市节电技术创新的空间溢出效应进一步加剧了这种促进作用；从地区层面看，节电技术创新在东部城市和中西部城市对电力消费均表现为促进作用，此外，节电技术创新对城市的空间溢出效应仅在东部城市显著。进一步地，从电力消费结构看，节电技术创新对城市的工业电力消费和居民电力消费均具有促进作用，但对前者的促进效果要明显大于后者。通过深入检验节电技术创新影响电力消费的渠道，认为节电技术创新在一定地域范围通过产业结构、电力价格渠道显著的抑制了城市电力消费，而节电技术与经济发展水平共同显著的刺激了电力消费。

依据本研究结论，中国节能技术与能源消费也存在着“杰文斯悖论”。但通过节能技术与能源

消费之间关系的机制检验却认为可以有效破解这一悖论，因而，提出以下建议：

1) 以节能技术创新促进产业结构优化和升级。节能技术进步在一定程度上能引导产业结构的调整，促进产业结构优化，进而改善能源的配置效应。一方面，政府应继续鼓励东部地区“腾笼换鸟”，进一步淘汰、转移落后产能，并积极发挥人才和技术积累等方面的优势，加强对前沿节能技术的创新，以便在全国“带头”实现产业结构的升级；另一方面，充分发挥东部地区“先行示范作用”，通过东部和中西部地区节能技术创新和应用的帮扶和中西部地区“筑巢引凤”，加快吸收东部地区的节能技术创新，以此引导和推动中西部地区的产业结构升级，实现能源资源的节约利用。

2) 以节能技术创新配套能源价格市场化改革。节能技术创新能够降低企业生产成本，提高能源使用的经济性。特别是一些颠覆性的节能技术甚至会带来产业或商业模式的创新，为构建全国竞争性市场结构和市场体系创造条件，进而有助于推进能源价格市场化改革。因而节能技术创新是深化能源价格市场化改革的重要举措。当前中国能源价格受政府管制，通过节能技术创新能促进能源价格市场化，使得能源价格真正反映能源供给成本 and 市场需求，以此约束和控制全社会各类用户的能源消费水平。

3) 以技术创新加快经济发展方式的转变。本文研究证明技术创新会因促进经济发展而带动新一轮的能源消费，而在以工业化、城镇化和信息化驱动中国经济发展的模式下，仍需要大量能源投入。但技术创新是转变经济发展方式的主要驱动力，那么，以节能技术创新为引擎，通过产业结构优化与升级以及能源价格市场化改革为重要抓手，加速经济发展方式由粗放型向集约型发展方式转变，弱化经济发展对能源消费的拉动效应，甚至是实现两者的完全脱钩，进而破解“杰文斯悖论”。

## 参 考 文 献：

[1] 张国兴, 张振华, 管欣, 等. 我国节能减排政策的措施与目标协同有效吗?——基于 1 052 条节能减排政策的研究[J]. 管理科学学报, 2017, 20(3): 162 - 182.

Zhong Guoxing, Zhang Zhenhua, Guan Xin, et al. Is the synergy between measures and objectives of energy conservation and emission reduction policies in China effective? Research on 1 052 energy conservation and emission

- reduction policies[J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2017, 20(3): 162 – 182. (in Chinese)
- [2] Jevons W S. *The Coal Question: An Inquiry Concerning the Progress of the Nation, and the Probable Exhaustion of Our Coal-Mines*[M]. 3rd edition. New York: M. Kelley, 1905, 8.
- [3] Blake A. Jevons' paradox[J]. *Ecological Economics*, 2005, 54(1): 9 – 21.
- [4] Holm S O, Englund G. Increased ecoefficiency and gross rebound effect; Evidence from USA and six European countries 1960 – 2002[J]. *Ecological Economics*, 2008, 68(3): 879 – 887.
- [5] 谢 里, 魏大超. 中国电力价格交叉补贴政策的社会福利效应评估[J]. *经济地理*, 2017, 37(8): 37 – 45.  
Xie Li, Wei Dachao. Evaluation effect of Chinese cross subsidy policy of electricity price on the social welfare[J]. *Economic Geography*, 2017, 37(8): 37 – 45. (in Chinese)
- [6] Kahrl F, Roland-Holst D. Growth and structural change in China's energy economy[J]. *Energy*, 2009, 34(7): 894 – 903.
- [7] Karanfil F, Yeddir-Tamsamani Y. Is technological change biased toward energy? A multi-sectoral analysis for the French economy[J]. *Energy Policy*, 2009, 38(4): 1842 – 1850.
- [8] 潘雄锋, 彭晓雪, 李 斌. 市场扭曲、技术进步与能源效率: 基于省际异质性的政策选择[J]. *世界经济*, 2017, 40(1): 91 – 115.  
Pan Xiongfeng, Peng Xiaoxue, Li Bin. 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. (in Chinese)
- [9] Díaz A, Puch L A. Investment, technological progress and energy efficiency[J]. *The B. E. Journal of Macroeconomics*, 2019, 19(2): 1 – 52.
- [10] Tan X C, Li H, Guo J X, et al. Energy-saving and emission-reduction technology selection and CO<sub>2</sub> emission reduction potential of China's iron and steel industry under energy substitution policy[J]. *Journal of Cleaner Production*, 2019, 222(6): 823 – 834.
- [11] 陈晓玲, 徐 舒, 连玉君. 要素替代弹性、有偏技术进步对我国工业能源强度的影响[J]. *数量经济技术经济研究*, 2015, 32(3): 58 – 76.  
Chen Xiaoling, Xu Shu, Lian Yujun. Factor substitution elasticity and biased technology's effects on industrial energy intensity[J]. *The Journal of Quantitative & Technical Economics*, 2015, 32(3): 58 – 76. (in Chinese)
- [12] 郑新业, 吴施美, 李芳华. 经济结构变动与未来中国能源需求走势[J]. *中国社会科学*, 2019, (2): 92 – 112, 206.  
Zheng Xinye, Wu Shimei, Li Fanghua. Changes in the economic structure and trends in China's future energy demands[J]. *Social Sciences in China*, 2019, (2): 92 – 112, 206. (in Chinese)
- [13] 方先明, 那晋领. 创业板上市公司绿色创新溢酬研究[J]. *经济研究*, 2020, 55(10): 106 – 123.  
Fang Xianming, Na Jinling. Stock market reaction to green innovation: Evidence from Gem firms[J]. *Economic Research Journal*, 2020, 55(10): 106 – 123. (in Chinese)
- [14] Benjamin N I, Lin B Q. Influencing factors on electricity demand in Chinese nonmetallic mineral products industry: A quantile perspective[J]. *Journal of Cleaner Production*, 2020, 243(1): 1 – 12.
- [15] Jaruwan C. Dynamic modelling of causal relationship between energy consumption, CO<sub>2</sub> emission, and economic growth in SE Asian countries[J]. *Energies*, 2020, 13(24): 1 – 27.
- [16] Chen C Y, Mehmet P, Thanasis S. Renewable energy consumption and economic growth nexus: Evidence from a threshold model[J]. *Energy Policy*, 2020, 139(4): 1 – 13.
- [17] Anton S G, Afloarei Nucu A E. The effect of financial development on renewable energy consumption: A panel data approach[J]. *Renewable Energy*, 2020, 147 Part1(3): 330 – 338.
- [18] Lin B Q, Wang M. Possibilities of decoupling for China's energy consumption from economic growth: A temporal-spatial analysis[J]. *Energy*, 2019, 185(10): 951 – 960.
- [19] Uzar U, Eyuboglu K. Is foreign direct investment an engine for energy consumption? An empirical investigation for Turkey[J]. *Environmental Science and Pollution Research*, 2019, 26(27): 28092 – 28105.
- [20] Veli Y, Onder O, Muhammed S G. The asymmetric effects of foreign direct investment on clean energy consumption in BRICS countries: A recently introduced hidden cointegration test[J]. *Journal of Cleaner Production*, 2019, 237(11): 1 – 9.
- [21] Edmund N U. Triangular nexus between foreign direct investment, international tourism, and energy consumption in the Chinese economy: Accounting for environmental quality[J]. *Environmental Science and Pollution Research*, 2019, 26(24): 24819 – 24830.
- [22] Alvarado R, Deng Q S, Tillaguango B, et al. Do economic development and human capital decrease non-renewable energy consumption? Evidence from OECD countries[J]. *Energy*, 2021, 215 Part B(1): 1 – 14.
- [23] 张三峰, 魏下海. 信息与通信技术是否降低了企业能源消耗 —— 来自中国制造业企业调查数据的证据[J]. *中国工业经济*, 2019, (2): 155 – 173.  
Zhang Sanfeng, Wei Xiahai. Does information and communication technology reduce energy consumption of

- enterprises? Evidence from survey data of Chinese manufacturing enterprises[J]. *China's Industrial Economy*, 2019, (2): 155 – 173. (in Chinese)
- [24] Saunders H D. The Khazzoom-Brookes postulate and neoclassical growth[J]. *Energy Journal*, 1992, 13 (4): 131 – 148.
- [25] Saunders H D. A view from the macro side: Rebound, backfire and Khazzoom-Brookes[J]. *Energy Policy*, 2000, 28 (6/7): 439 – 449.
- [26] Fouquet R, Pearson P J G. Seven centuries of energy services: The price and use of light in the United Kingdom (1300 – 1700)[J]. *The Energy Journal*, 2006, 27 (1): 139 – 177.
- [27] Dahmus B J. Can efficiency improvements reduce resource consumption? A historical analysis of ten activities[J]. *Journal of Industrial Ecology*, 2014, 18(6): 883 – 897.
- [28] Cansino J M, Román-Collado R, Merchán J. Do Spanish energy efficiency actions trigger JEVONS' paradox? [J]. *Energy*, 2019, 181(8): 760 – 770.
- [29] 刘晓瑞, 孙 涛. 技术进步对中国家庭部门生活能源消费的动态空间溢出效应[J]. *软科学*, 2019, 33(3): 36 – 39.  
Liu Xiaorui, Sun Tao. Dynamic spatial spillover effect of technological progress on domestic energy consumption in China's household sector [J]. *Soft Science*, 2019, 33 (3): 36 – 39. (in Chinese)
- [30] Liu Weisheng, Liu Ying, Lin Boqiang. Empirical analysis on energy rebound effect from the perspective of technological progress: A case study of China's transport sector[J]. *Journal of Cleaner Production*, 2018, (205): 1082 – 1093.
- [31] 钱 娟. 能源节约偏向型技术进步对经济增长的影响研究[J]. *科学学研究*, 2019, 37(3): 436 – 449.  
Qian Juan. The impact of energy-saving biased-oriented technological progress on economic growth[J]. *Studies in Science of Science*, 2019, 37(3): 436 – 449. (in Chinese)
- [32] 王班班, 齐绍洲. 有偏技术进步、要素替代与中国工业能源强度[J]. *经济研究*, 2014, 49(2): 115 – 127.  
Wang Banban, Qi Shaozhou. Biased technological progress, factor substitution and China's industrial energy intensity[J]. *Economic Research Journal*, 2014, 49(2): 115 – 127. (in Chinese)
- [33] 何晓萍, 刘希颖, 林艳苹. 中国城市化进程中的电力需求预测[J]. *经济研究*, 2009, 44(1): 118 – 130.  
He Xiaoping, Liu Xiying, Lin Yanping. China's electricity demand forecast under urbanization process[J]. *Economic Research Journal*, 2009, 44(1): 118 – 130. (in Chinese)
- [34] 谢 里. 制度安排、产业集聚与地区收入差距[M]. 北京: 商务印书馆, 2017.  
Xie Li. *Institutional Arrangements, Industrial Agglomeration and Regional Income Disparity*[M]. Beijing: The Commercial Press, 2017. (in Chinese)
- [35] 夏怡然, 陆 铭. 跨越世纪的城市人力资本足迹 —— 历史遗产、政策冲击和劳动力流动[J]. *经济研究*, 2019, 54(1): 132 – 149.  
Xia Yiran, Lu Ming. The footprint of human capital across cities over centuries: Historical inheritance, policy shock and contemporary migration in China[J]. *Economic Research Journal*, 2019, 54(1): 132 – 149. (in Chinese)
- [36] 于立宏, 贺 媛. 能源替代弹性与中国经济结构调整[J]. *中国工业经济*, 2013, (4): 30 – 42.  
Yu Lihong, He Yuan. The elasticity of energy substitution and restructuring of China's economy[J]. *China Industrial Economics*, 2013, (4): 30 – 42. (in Chinese)
- [37] 孙晓华, 郭 旭, 王 昀. 产业转移、要素集聚与地区经济发展[J]. *管理世界*, 2018, (5): 47 – 62, 179 – 180.  
Sun Xiaohua, Guo Xu, Wang Jun. Industrial transfer, factor concentration and regional economic development[J]. *Management World*, 2018, (5): 47 – 62, 179 – 180. (in Chinese)

## Can energy-saving innovation help reduce energy consumption?: Re-examination of the Jevons' paradox

XIE Li<sup>1, 2</sup>, CHEN Yu<sup>1</sup>

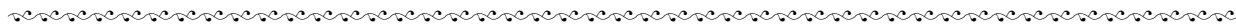
1. School of Economics and Trade, Hunan University, Changsha 410079, China;

2. Research Center of Peaking Carbon Emissions and Carbon Neutrality, Hunan University, Changsha 410079, China

**Abstract:** Energy-saving innovation is regarded as an important way to improve energy efficiency and reduce energy consumption. Taking electric power elements as the research object, the paper uses a

spatial Dubin model to study the influence and the transmission mechanism of electric power saving innovation on Chinese urban electricity consumption on the basis of manual collection and sorting of Chinese urban electricity saving patents from 2007 to 2016. The results show that: At the national and regional levels, electricity saving innovation not only promotes gross power consumption of cities, but also stimulates the industrial and household electricity consumption. Power saving innovation has a significant spatial spillover effect in both the whole country and the eastern cities. After replacing the space weight matrix, changing the measurement method of power saving innovation and eliminating provincial capitals or municipalities directly under the central government, the empirical results are still robust, indicating that there is a “Jevons’ paradox” between energy saving innovation and energy consumption in China. Further mechanism test shows that energy-saving innovation can effectively reduce regional energy consumption by affecting the industrial structure and energy price. Therefore, in the process of the application and promotion of the energy-saving innovation, China could give full play to the energy-saving effect of energy-saving innovation and break the “Jevons’ paradox” through the upgrading of supporting industrial structure and the marketization of energy price.

**Key words:** energy-saving innovation; energy consumption; Jevons’ paradox; spatial Dubin model



(上接第 44 页)

续表 A2

Attached Table A2 Continues

Panel C: 房价上涨的影响 ( $N = 11\ 940$ )		
	Dependent variable = $E/P$	
	Coefficients	$t$ -statistics
$D$	0.055	(0.7)
$R$	0.019	(0.7)
$D \times R$	0.358 *	(1.7)
$HSR$	-0.005	(-0.9)
$D \times HSR$	-0.038 ***	(-4.6)
$R \times HSR$	0.005	(1.5)
$D \times R \times HSR$	-0.104 ***	(-3.6)
$\Delta HousePrice$	0.004	(0.3)
$D \times \Delta HousePrice$	0.002	(0.1)
$R \times \Delta HousePrice$	0.005	(0.7)
$D \times R \times \Delta HousePrice$	0.030	(0.5)