

中国能源技术进步偏向适宜性的有效判别、时空演变与碳排放空间溢出效应*

刘自敏¹ 高雪² 马靓靓^{1**}

(1. 西南大学 经济管理学院, 重庆 北碚 400715;

2. 湖南师范大学 商学院, 湖南 长沙 410006)

摘要: 在“双碳”目标下, 中国能源技术进步的偏向及适宜性特征刻画对于经济绿色转型具有重要的理论与现实意义。本文构建了一个能源 (E)、资本 (K) 和劳动 (L) 三要素的双层嵌套 CES 生产函数, 利用可行性广义非线性最小二乘法 (FGNLS) 和标准化供给面系统方程组, 估计中国 2006~2018 年城市层面要素替代弹性和能源技术进步偏向程度, 并进一步有效判别城市层面能源技术进步的适宜性及其影响因素。结果表明, (1) 能源与资本的替代弹性明显小于 1, 技术进步为能源节约型技术进步。(2) 利用能源与资本之间的替代弹性构建技术进步偏向性指数, 根据能源与资本要素投入比和技术进步偏向性指数的耦合关系, 中国城市层面能源偏向型技术进步整体呈现适宜的状态。(3) 分地区来看, 中国八大综合经济区技术进步适宜性呈现不同的变化趋势, 存在区域异质性。(4) 碳排放具有空间溢出效应, 能源节约型技术进步不仅能对本地区碳减排产生积极作用, 还能影响邻近地区碳排放。本文为不同地区根据能源技术进步偏向制定合理的碳减排政策、高效实现“双碳”目标提供了依据。

关键词: 能源偏向型技术进步 替代弹性 技术进步适宜性 “双碳”目标

中图分类号: F206 **文献标识码:** A

DOI:10.16699/b.cnki.jqe.2023.03.006

* [基金项目] 本文受国家社会科学基金一般项目“碳达峰碳中和目标下的电碳关联市场设计与资源配置机制创新研究”(21BJL080)、重庆市社会科学规划重大项目“重大突发公共卫生事件下的重庆粮食能源安全研究”(2020ZDJJ02)、2021 年重庆社会科学规划英才计划项目“中国家庭能源贫困问题研究: 监测、机制与治理”(2021YC016) 资助。

** 刘自敏 (1981 -), 男, 西南大学经济管理学院教授, 研究方向为非线性定价、管制与反垄断、信息经济学与机制设计等。高雪 (2001 -), 女, 湖南师范大学商学院硕士研究生, 研究方向为产业经济。马靓靓 (1997 -), 女, 西南大学经济管理学院硕士研究生, 研究方向为能源经济。

Effective Discrimination, Space-Time Evolution and Spatial Spillover Effect of Carbon Emissions in China's Energy Technology Progress

Liu Zimin¹ Gao Xue² Ma Jingjing¹

(1. College of Economics and Management, Southwest University,
Beibei 400715, China;

2. Business College, Hunan Normal University, Changsha 410006, China)

Abstract: Under the target of “Dual-carbon”, the characterization of the bias and suitability of China's energy technology progress has important theoretical and practical significance for economic green transformation. This paper constructs a double-layer nested CES production function of energy (E), capital (K) and labor (L). By using the feasibility generalized non-linear least square method (FGNLS) and the equation standardized supply surface system, it estimates the substitution elasticity of factors and the degree of energy technology progress bias at the urban level in China from 2006 to 2018, and further effectively discriminates the suitability and influencing factors of energy technology progress at the urban level. The results show that: (1) the substitution elasticity of energy and capital is obviously less than 1, and technological progress is energy-saving. (2) The substitution elasticity between energy and capital is used to build a technology progress biased index. According to the coupling relationship between the input ratio of the two elements of energy and capital and the technology progress biased index, the overall energy biased technology progress at the urban level in China shows a suitable state. (3) From a regional perspective, the technological progress suitability of China's eight major comprehensive economic zones shows different trends of change, and there is regional heterogeneity. (4) Carbon emissions have a spatial spillover effect. Energy saving technological progress can not only have a positive effect on carbon emission reduction in this region, but also affect carbon emissions in neighboring regions. This paper provides a basis for different regions to formulate reasonable carbon emission reduction policies according to the trend of energy technology progress and achieve the “Dual-carbon” target efficiently.

Keywords: Preciseness Energy Biased Technological Progress Substitution Elasticity Suitability of Technological Progress Dual-Carbon Target

引言

中国作为世界上最大的二氧化碳排放国,明确提出 2030 年实现“碳达峰”、2060 年实现“碳中和”的目标,为此,中国经济必须改变原来高污染高排放的发展模式,减少能源的消耗。随着“双碳”目标的不断推进,财政部推出了一系列政策,强化财政资金支持,加大对“双碳”工作的支持力度。例如,设立国家低碳转型基金,完善碳排放相关税收政策,充分发挥碳排放权、用能权、排污权等的作用,完善碳排放权交易市场配额管理制度,加强对绿色低碳技术研发和推广的支持。结构调整和技术进步是促进节能减排和高质量发展的重要手段。其中,技术进步本身具有一定的偏向性,当技术进步在增长中偏向于节约能源时,技术进步可以同时满足碳减排与发展两个目标的要求,这也意味着技术进步的能源偏向性是实现低碳发展的关键。

偏向型技术进步表明,在市场规模效应和价格效应下,经济体会自发地选择技术进步的类型 (Acemoglu et al., 2012)。偏向于节约能源的技术进步可能会实现在中性技术进步条件下无法实现的节能减排目标。与此同时,有偏技术进步也使得学者们对于气候政策成本问题有了新的看法:如果认为节能减排只能通过清洁能源代替化石能源来实现,而忽视了能源的内生技术进步,即能源节约型技术进步,就会高估气候政策成本 (Carraro and De, 2013)。这也表明能源节约型技术进步在提高能源效率的同时,也可以在一定程度上促进“双碳”目标的实现。

能源节约型技术进步是应对碳排放约束的有效方法,联合国政府间气候变化专门委员会 (IPCC) 的评估报告及相关研究显示,城市 CO_2 气体排放约占全球气体排放总量的 3/4,重点关注城市碳排放将有效助力“双碳”目标的实现。然而各城市发展状况有所差别,要素禀赋特征也不尽相同,中国主要的能源又主要集中于中部和西部等内陆地区,而制造业分布于东南沿海地区。能源资源丰富的中西部地区面临着“资源诅咒”,工业发展落后,而且资源开采对环境造成了严重破坏;而制造业发达的东南沿海地区对能源的高度需求超出了能源的生产能力。依据能源技术进步对能源要素的使用与能源要素禀赋的契合程度判断能源技术进步的适宜性,可使得政策的制定更具方向性和针对性。由于技术进步在不同地区的偏向性不同,政府可以对不同地区制定不同的碳税政策、给予不同的津贴额度,以达到降低减排成本的目的 (Otto et al., 2008)。碳排放权交易和碳税政策的实施也鼓励企业发展能源节约型技术。因此研究能源技术进步偏向的适宜性对城市经济发展的路径、“双碳”目标的落实以及中国经济可持续发展至关重要。

国内外学者对于中国能源技术进步偏向适宜性的研究主要分为三个方面。

一是有偏技术进步对于能源消耗及能源强度影响的研究。Welsch 和 Ochsen (2005) 研究显示,德国的技术进步为能源节约型。Sanstad 等 (2006) 研究表明能源节约型技术进步和能源消费结构的转变能显著地降低能源消耗。Cheng 等 (2021)、Du 和 Sun

(2021) 等的研究表明有偏技术进步对碳减排具有一定的影响。钱娟和嵇锐冰 (2022a) 指出偏向节约碳要素的技术进步能够推进节能减排工作, 而且碳要素偏向型技术进步对碳强度的影响与能源利用效率和经济发展水平有关。杨传明 (2020) 对 1987 ~ 2017 年中国产业数据进行研究, 发现经济步入新常态后技术进步逐渐偏向节约碳资源。焦高乐和严明义 (2017) 研究发现能源增强型技术进步在要素替代弹性小于 1 时对能源消耗的降低有着明显的作用。张思思等 (2022) 研究发现, 有偏技术进步以能源消费结构为中介促进经济规模效应的发挥, 能够促进节能但不利于减排, 不同的要素偏向型技术进步对节能减排的影响不同。郭沛和冯利华 (2019) 利用门限回归检验了技术进步对碳排放降低的作用, 发现能源增强型技术进步导致的资本偏向是碳排放下降的主要原因。马海良和张格琳 (2021) 以长江经济带各省市为对象, 发现能源偏向型技术进步不利于碳减排效率的提升。田云和尹忞昊 (2021) 利用基准模型和空间计量方法测度了技术进步对农业能源碳排放的作用和碳排放的溢出效应, 表明技术进步能够促进农业能源碳排放量的减少。

二是能源技术进步的要 素替代弹性研究。国外学者研究表明, 较高的要素替代弹性可以使国家投入较少的能源增强型技术就可以实现经济的稳定增长 (Werf, 2008)。1986 年, Prywes 首次使用 CES 生产函数估计了能源与资本间的工程要素替代弹性, 之后此类型的研究层出不穷。在国内, Chang (1994) 最早通过 CES 生产函数对中国台湾地区制造业的资本与能源间的工程替代弹性进行估计, 其后也出现了针对中国大陆的相关估计。Zha 和 Zhou (2014) 运用多阶 Kmenta 估计法估算了中国能源要素和非能源要素之间的替代弹性。在工业行业层面, 陈晓玲等 (2015) 对 1994 ~ 2008 年 35 个工业行业进行实证分析, 发现各行业之间的有偏技术进步具有异质性, 技术进步偏向性和要素替代效应对于降低各行业的能源强度作用显著。在省际层面, 董直庆等 (2017) 对 1978 ~ 2014 年 30 个地区进行研究, 发现中国整体技术进步偏向于使用资本, 而技术进步的不同来源对于经济增长的作用差异显著。而在国家整体层面, 钱娟 (2019) 对 1991 ~ 2015 年数据进行实证考察, 发现中国整体技术进步偏向资本和能源两个要素, 不同来源有偏技术进步与中性技术进步对经济增长的影响具有明显差异。

三是技术进步适宜性研究。袁礼和欧阳晓 (2018) 在制度比较优势适宜性技术进步框架下, 发现发展中大国选择与要素禀赋和制度优势相耦合的技术进步将有效促进全要素生产率的提高。李士梅和李安 (2019) 研究表明, 技术进步偏向与行业要素禀赋不匹配会直接导致创新要素投入的错配和低效率。孔宪丽等 (2015) 对 1994 ~ 2013 年 33 个工业行业进行技术进步适宜性研究, 结果表明, 技术进步的适宜性会对工业结构调整的效率产生影响, 依据要素禀赋进行技术选择有利于工业行业的增长。而汪桥红 (2015) 研究表明适宜性技术进步对出口广度增长的门槛效应较低而对出口深度增长的门槛效应较高。余泳泽和张先轺 (2015) 研究发现资源禀赋、制度环境和经济发展阶段将对创新模式的适宜性产生重要的影响。张月玲等 (2015) 提出技术进步与人力资本之间的动态适配是区域经济持续增长的重要动力。

对于能源技术进步偏向的研究已经十分丰富, 但仍然存在许多不足。①对于能源技术进步偏向的研究多集中于国家、省际与行业层面, 鲜有城市层面的研究, 这与城市层面能源

消耗量数据缺失直接相关。②学者们重点关注能源技术进步的偏向性研究,对要素替代弹性的研究较多,鲜有适宜性研究。③现有的适宜性分析仅限于理论层面,缺乏完善的适宜性技术进步经验研究,而且现有的适宜性研究集中于技术引进是否适宜和劳动力分配是否适宜。

本文可能的创新之处在于:①本文以中国 278 个地级及以上城市为研究对象,测度能源与资本之间的要素替代弹性;②利用能源与资本要素替代弹性构建技术进步偏向性指数,研究城市的能源技术进步与能源资源禀赋是否适宜;③测度碳排放的空间溢出效应以及能源节约型技术进步对碳排放的影响,为城市碳减排政策制定提供一定的借鉴。

基于以上梳理,本文从以下部分进行研究:第二部分是理论分析,包括能源技术进步偏向性和适宜性测算以及碳排放空间溢出效应;第三部分是变量描述与数据说明;第四部分是适宜性测算与偏向性结果分析;最后是本文的研究结论。

1 理论分析

现有国内外文献对于能源 CES 生产函数研究所使用的方法,大致可以划分为三类。第一种方法为多阶 Kmenta 估计法,即通过对 CES 生产函数进行多阶泰勒级数展开,将非线性的生产函数转化为线性的生产函数,然后再对 CES 生产函数进行估计。但是此方法在要素弹性取值很大或者很小时得出的结果不好,而且不能同时估计要素的替代弹性和偏向型技术进步。第二种方法是一阶条件法,这种方法估计了能源 CES 生产函数的相关参数,但是这种方法对价格数据要求很高,可能增大估计误差。第三种方法是非线性最优化方法,也是近年来能源 CES 生产函数领域比较受欢迎的方法。近些年,标准化 CES 生产函数越来越受到学者们的重视。拉格朗维尔提出对于一组只有替代弹性存在差别的 CES 生产函数簇来说,需要一个固定点。这个固定点可以使得不同 CES 生产函数的变量和系数都有一个相同的基准点,从而使这样的 CES 生产函数簇仅仅存在替代弹性的差别,这对计量分析以及比较静态分析十分有利。而未经标准化的 CES 生产函数估计出来的参数是没有经济意义的,因为它们都依赖于基准点的选择,与此同时,参数估计值会受不同基点值的影响,没有经过标准化的 CES 函数也会降低经验估计的可靠性。

同时标准化供给面系统方法的提出也为分析技术进步偏向提供了一个可靠的参数框架,其非线性直接估计的优势,能够保障准确有效地识别技术进步偏向。然而目前大部分研究还停留在持续性的测算和评估技术进步偏向的方向与程度上,而对于技术进步偏向性是否适宜、是否有利于经济稳定增长却鲜有讨论。因此,本文采用标准化供给面系统方法,构建三要素 CES 生产函数,研究能源技术进步偏向性,利用能源资本替代弹性构建技术进步偏向性指数,判断能源技术进步偏向性与能源要素禀赋投入是否契合,进而对其是否适宜进行分析。同时研究碳排放的空间溢出效应,判断能源偏向型技术进步是否能够助力碳减排、促进“双碳”目标的达成。

1.1 能源技术进步偏向性

根据魏玮和周晓博(2016)对不同省份工业生产过程的三要素 CES 生产函数的拟

合结果, 资本 (K)、能源 (E) 和劳动 (L) 有三种嵌套方式, 分别为: 资本先与劳动聚合再与能源聚合, 即 $(KL)E$; 能源先与劳动聚合再与资本聚合, 即 $(EL)K$; 资本先与能源聚合再与劳动聚合, 即 $(KE)L$ 。相比于 $(KL)E$ 和 $(EL)K$, $(KE)L$ 的形式更适合中国的情况, 因此本文将能源作为其中一种要素, 采用资本与能源先聚合再与劳动聚合的三要素双层嵌套 CES 生产函数, 同时对另外两种嵌套方式进行测度并与 $(KE)L$ 比较。本文仅对 $(KE)L$ 嵌套形式进行说明, 设定如下:

$$Y_{it} = \left\{ \delta_{1i} (A_{Lit} L_{it})^{\frac{\rho_i-1}{\rho_i}} + (1-\delta_{1i}) \left[(1-\delta_{2i}) (A_{Eit} E_{it})^{\frac{\eta_i-1}{\eta_i}} + \delta_{2i} (A_{Kit} K_{it})^{\frac{\eta_i-1}{\eta_i}} \right]^{\frac{(\rho_i-1)/\rho_i}{(\eta_i-1)/\eta_i}} \right\}^{\frac{\rho_i}{\rho_i-1}} \quad (1)$$

其中 L_{it} 、 K_{it} 、 E_{it} 分别为 i 城市在 t 期的劳动、资本和能源要素, A_{Lit} 、 A_{Kit} 、 A_{Eit} 分别为城市 i 在 t 期的三种要素的技术效率, ρ_i 和 η_i 为城市 i 的要素替代弹性, δ_{1i} 和 δ_{2i} 为城市 i 的要素对产出的贡献份额。

能源与资本的边际产出比为:

$$MRS = \frac{s_{it}}{r_{it}} = \frac{MPE}{MPK} = \frac{1-\delta_{2i}}{\delta_{2i}} \left(\frac{A_{Eit}}{A_{Kit}} \right)^{\frac{\eta_i-1}{\eta_i}} \left(\frac{E_{it}}{K_{it}} \right)^{-\frac{1}{\eta_i}} \quad (2)$$

$$A_{Eit} = \left[\frac{s_{it}}{r_{it}} \cdot \frac{\delta_{2i}}{1-\delta_{2i}} \left(\frac{E_{it}}{K_{it}} \right)^{-\eta_i} \right]^{\frac{\eta_i}{\eta_i-1}} A_{Kit} \quad (3)$$

则:

$$Y_{it} = \left\{ \delta_{1i} (A_{Lit} L_{it})^{\frac{\rho_i-1}{\rho_i}} + (1-\delta_{1i}) \left[\delta_{2i} \frac{s_{it}}{r_{it}} \left(\frac{E_{it}}{K_{it}} \right)^{-\eta_i} (A_{Kit} E_{it})^{\frac{\eta_i-1}{\eta_i}} + \delta_{2i} (A_{Kit} K_{it})^{\frac{\eta_i-1}{\eta_i}} \right]^{\frac{(\rho_i-1)/\rho_i}{(\eta_i-1)/\eta_i}} \right\}^{\frac{\rho_i}{\rho_i-1}} \quad (4)$$

将式 (1) 的三要素 CES 生产函数标准化, 得到式 (5) 的 4 个标准化系统方程:

$$\left\{ \begin{aligned} \ln \left(\frac{Y_{it}}{Y_{it}} \right) &= \ln \xi + \frac{\rho_i}{\rho_i-1} \ln \left\{ \delta_{1i} \left(\frac{L_{it}}{L_{it}} e^{b_L(t-t_0)} \right)^{\frac{\rho_i-1}{\rho_i}} + (1-\delta_{1i}) \left[(1-\delta_{2i}) \left(\frac{E_{it}}{E_{it}} e^{c_E(t-t_0)} \right)^{\frac{\eta_i-1}{\eta_i}} + \right. \right. \\ &\quad \left. \left. \delta_{2i} \left(\frac{K_{it}}{K_{it}} e^{a_K(t-t_0)} \right)^{\frac{\eta_i-1}{\eta_i}} \right]^{\frac{(\rho_i-1)/\rho_i}{(\eta_i-1)/\eta_i}} \right\} \\ \ln \left(\frac{r_{it} K_{it}}{Y_{it}} \right) &= \ln \delta_{2i} + \ln(1-\delta_{1i}) + \frac{\rho_i-1}{\rho_i} \ln \xi - \frac{\rho_i-1}{\rho_i} \ln \left(\frac{Y_{it}}{Y_{it}} \right) + \frac{\eta_i-1}{\eta_i} \ln \left(\frac{K_{it}}{K_{it}} \right) + \frac{\eta_i-1}{\eta_i} a_{it}(t-\bar{t}) + \\ &\quad \frac{(\rho_i-1)/\rho_i - (\eta_i-1)/\eta_i}{(\eta_i-1)/\eta_i} \ln \left[\delta_{2i} \left(\frac{K_{it}}{K_{it}} e^{a_{it}(t-\bar{t})} \right)^{\frac{\eta_i-1}{\eta_i}} + (1-\delta_{2i}) \left(\frac{E_{it}}{E_{it}} e^{c_{it}(t-\bar{t})} \right)^{\frac{\eta_i-1}{\eta_i}} \right] \\ \ln \left(\frac{\omega_{it} L_{it}}{Y_{it}} \right) &= \ln \delta_{1i} + \frac{\rho_i-1}{\rho_i} \ln \xi - \frac{\rho_i-1}{\rho_i} \ln \left(\frac{Y_{it}}{Y_{it}} \right) + \frac{\rho_i-1}{\rho_i} b_{it}(t-\bar{t}) \\ \ln \left(\frac{s_{it} E_{it}}{Y_{it}} \right) &= \ln(1-\delta_{2i}) + \ln(1-\delta_{1i}) + \frac{\rho_i-1}{\rho_i} \ln \xi - \frac{\rho_i-1}{\rho_i} \ln \left(\frac{Y_{it}}{Y_{it}} \right) + \frac{\eta_i-1}{\eta_i} \ln \left(\frac{E_{it}}{E_{it}} \right) + \frac{\eta_i-1}{\eta_i} c_{it}(t-\bar{t}) + \\ &\quad \frac{(\rho_i-1)/\rho_i - (\eta_i-1)/\eta_i}{(\eta_i-1)/\eta_i} \ln \left[\delta_{2i} \left(\frac{K_{it}}{K_{it}} e^{a_{it}(t-\bar{t})} \right)^{\frac{\eta_i-1}{\eta_i}} + (1-\delta_{2i}) \left(\frac{E_{it}}{E_{it}} e^{c_{it}(t-\bar{t})} \right)^{\frac{\eta_i-1}{\eta_i}} \right] \end{aligned} \right. \quad (5)$$

其中 $A_{Kit} = A_{K0} e^{a_K(t-t_0)}$ 、 $A_{Lit} = A_{L0} e^{b_L(t-t_0)}$ 、 $A_{Eit} = A_{E0} e^{c_E(t-t_0)}$, $K_{i0} = \bar{K}_{it}$ 、 $L_{i0} = \bar{L}_{it}$ 、

$E_{i0} = \overline{E_{it}}$ 、 $t_0 = \bar{t}$ ，并引入规模因子 ξ ，令 $Y_{i0} = \xi \overline{Y_{it}}$ 。 a 、 b 、 c 分别为资本、劳动、能源要素增进型技术效率。

参考王林辉等（2014）的设置方法，定义技术进步偏向性指数为：

$$Teb = \frac{1}{MRS} \cdot \frac{\partial MRS}{\partial (A_E/A_K)} \cdot \frac{d(A_E/A_K)}{dt} = \frac{\eta - 1}{\eta} \left(\frac{A_E}{A_K} \right)^{-1} \cdot \frac{d(A_E/A_K)}{dt} \quad (6)$$

当 $Teb < 0$ 时，技术进步为能源节约型，绝对值越大，技术进步偏向于能源节约的程度越大；当 $Teb > 0$ 时，技术进步为能源使用型，绝对值越大，技术进步越偏向于使用能源。具体判断法则如表 1 所示。

表 1 技术进步偏向性指数判断法则

取值范围	$0 < \eta < 1$	$\eta > 1$
$A_E/A_K < 0$	$Teb > 0$ ，为能源使用型技术进步	$Teb < 0$ ，为能源节约型技术进步
$A_E/A_K > 0$	$Teb < 0$ ，为能源节约型技术进步	$Teb > 0$ ，为能源使用型技术进步

1.2 能源技术进步偏向适宜性

现有文献对于技术进步适宜性的研究，或直接选取替代变量分析技术进步适宜性的影响，或通过对比个体之间的差异来定义偏向型技术进步的适宜性，但是还没有可以单独评价技术进步是否适宜的模型，而不仅限于理论层面。技术进步往往和其他要素相互结合才能更好地发挥作用，这使得技术进步呈现出不同要素的偏向性。研究表明，要素投入比与技术进步偏向性是影响技术进步适宜性的两个关键因素。

因此，本文将技术进步偏向性指数与要素投入比耦合，用以判断技术进步是否适宜。例如，在能源使用型技术进步下，能源与资本两要素的边际产出比会随着能源与资本要素投入比的上升而上升，根据边际成本递减法则，能源与资本边际产出比的增速逐渐变小，其增速为零时能源与资本边际产出比达到最大值，随后随着能源与资本要素投入比的增加，增速开始转变为负数。厂商不会选择在能源与资本产出比最大点，而会选择边际产出比等于边际成本比的点进行生产以达到利润最大化。在能源与资本边际产出比达到最大值以前，随着能源与资本要素投入比的增加，能源与资本边际产出比不断增加，对应于能源使用型技术进步效率提高，即能源与资本要素投入比的增加促进能源使用型技术进步。在能源和资本两要素边际产出比达到最大值以后，能源与资本边际产出比随着能源与资本要素投入比的增加而减小，即能源与资本要素投入比的增加阻碍能源使用型技术进步的发展。判断技术进步是否与地区发展相适宜，关键是看偏向型技术进步是否与要素投入比相耦合。当两者相互促进时，偏向型技术进步呈现适宜性；反之，当两者变化方向相反时，经济发展遭遇阻碍，偏向型技术进步处于不适宜的状态。因此，可以通过要素投入比与偏向型技术进步的作用关系来判断技术进步适宜性是否达到最优值。

实际上，市场规模决定效应和价格决定效应会对偏向型技术进步产生重要的影响，

特别是能源稀缺性会对能源技术进步产生决定性影响,因此要考虑要素禀赋以及稀缺性对于能源技术进步偏向性的影响。而本文的研究基于“双碳”目标这一前提,同时施加碳排放约束,将能源消耗量和能源价格作为自变量放入方程中。最后,偏向型技术进步也受到经济发展因素、研发投入、人力资本水平、对外贸易和制度因素的综合影响。因此,本文着眼于偏向型技术进步,从要素投入比与偏向型技术进步的作用关系来分析技术进步的适宜性,同时考察影响能源技术进步偏向适宜性的因素,为城市偏向型技术进步的调整提供改进路径。

为测算能源技术进步适宜性,采用魏巍(2018)的做法,以要素投入比与偏向型技术进步的耦合关系判断能源技术进步是否适宜,同时将经济发展因素、研发投入、人力资本水平、对外贸易和制度因素等作为自变量处理。此外,在方程中施加碳排放约束,将能源消耗量和能源价格也作为自变量加入回归方程中,回归模型如式(7)所示:

$$Teb = \beta_1 \ln EK + \beta_2 \ln LK + \beta_3 \ln Et + \beta_4 \ln IND + \beta_5 \ln FDI + \beta_6 \ln Price + \beta_7 \ln Gov + \beta_8 \ln PD + \beta_9 \ln URA + \beta_{10} \ln ER \quad (7)$$

其中, EK 为能源资本投入比, LK 为劳动资本投入比, Et 为城市能源消耗量。 IND 为城市产业结构, FDI 为外资引进, $Price$ 为能源价格, Gov 为政府支配力, PD 为人口密度, URA 为城市道路面积, ER 为环境规制。

1.3 能源技术进步偏向对碳排放的空间溢出效应

对于碳排放影响因素的识别始终深受学术界关注,目前研究表明碳交易政策、产业结构、能源消费结构和技术创新等因素会对碳排放产生影响(孙振清等,2020)。在这些影响因素中,技术创新是促进碳减排的关键因素。研究表明,低碳技术创新对碳排放具有空间溢出效应。温室气体不仅随着自然环境变化而在地区间扩散,且伴随要素流动在空间上传播,具有空间溢出效应(易艳春等,2020),而技术进步也具有一定扩散性。本文参照钱娟和嵇锐冰(2022b)和卢娜等(2019)的做法,采用全局和局部的莫兰指数分别计算碳排放的空间相关性。本文分别选用空间经济权重矩阵($\mathbf{W}_1$)、空间地理权重矩阵($\mathbf{W}_2$)和空间地理经济权重矩阵($\mathbf{W}_3$)作为权重矩阵,构建全局莫兰指数计算碳排放的空间集聚状态,计算公式如下:

$$I = \frac{n \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \mathbf{W}_{ij} (C_i - \bar{C})(C_j - \bar{C})}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \mathbf{W}_{ij} (C_i - \bar{C})^2} \quad (8)$$

构建局部莫兰指数判断碳排放的局部空间特征,计算公式如下:

$$I_i = \frac{(C_i - \bar{C})}{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (C_i - \bar{C})^2} \sum_{j=1}^n \mathbf{W}_{ij} (C_j - \bar{C}) \quad (9)$$

其中, C_i 为城市 i 的碳排放量, $\bar{C}$ 为各城市碳排放量的均值, $\mathbf{W}$ 为权重矩阵。 $I < 0$

表示空间负相关， $I>0$ 表示空间正相关， $I=0$ 表示空间不相关。

在运用莫兰指数检验碳排放全局和局部空间相关性的基础上，采用空间杜宾模型（SDM 模型）判断能源节约型技术进步能否促进碳排放的减少，回归模型如式（10）所示：

$$\ln C_{it} = \beta_1 Teb + \beta_2 \ln UR + \beta_3 \ln FI + \beta_4 \ln PE + \theta_1 \sum_{j=1}^n W_{ij} Teb + \mu_i + \nu_t + \varepsilon_{it} \tag{10}$$

其中， C_{it} 为城市 i 第 t 期的碳排放量， Teb 为技术进步偏向性指数， UR 为城镇化率， FI 为投资， PE 为人均能源消耗。

2 变量描述与数据说明

本文采用 2006 ~ 2018 年中国 278 个地级及以上城市数据，西藏、新疆、重庆等地由于数据严重缺失，不纳入样本，本文数据以 2005 年为基年进行测算。本文先对三种嵌套方式（KE） L 、（LE） K 和（KL） E 进行整体拟合与对比分析，然后对 278 个地级及以上城市分区计算区域偏向性和适宜性。常见的划分方法为东、中、西和东北四大板块或者八大经济区。但是东、中、西部地区 and 东北地区的内部差异不断扩大，划分为四大板块可能会掩盖板块内部各省份之间存在的问题，使区域政策针对性减弱，所以常用的东、中、西、东北区域划分方法不适用现阶段的研究。因此为了充分体现东中西连接南北方的重要纽带作用，本文采用八大综合经济区^①的区域划分方式来分析技术进步偏向的区域分布特征。

数据来源于《中国城市统计年鉴》、《中国能源统计年鉴》、《中国统计年鉴》以及各省份统计年鉴。由于城市层面生产税额及营业利润数据不全，本文采用劳动价格和劳动投入的乘积、资本投入和资本价格的乘积分别占总产出的比重来衡量。数据描述性统计如表 2 所示。

表 2 数据描述性统计

参数	变量数目	平均值	标准差	最大值	最小值
产出	3614	1848. 846	2770. 114	32680. 000	34. 953
资本投入	3614	8773. 252	10844. 426	90559. 680	35. 573
劳动投入	3614	102. 402	137. 934	1729. 076	5. 583
城市能源消耗量	3614	602. 252	1007. 504	10021. 754	4. 105
资本价格	3614	121. 530	10. 702	155. 591	100. 100
劳动价格	3614	41812. 645	19581. 567	32062. 630	4958. 000
能源价格	3614	1946. 138	351. 002	3827. 536	0
能源资本投入比	3614	0. 297	2. 408	118. 561	-29. 302

① 八大综合经济区由国务院发展研究中心提出，区域划分见附表 1-1。

续表

参数	变量数目	平均值	标准差	最大值	最小值
劳动资本投入比	3614	1.016	3.653	82.329	-136.212
城市产业结构	3614	0.374	0.102	0.810	0
外资引进	3614	48.140	131.243	2047.531	0
燃料价格	3614	160.067	28.924	314.671	0
政府支配力	3614	0.079	0.063	1.266	0
人口密度	3614	332.415	341.049	2648.110	0
城市道路面积	3614	1451.039	2016.766	21490.000	0
环境规制	3614	38.091	14.472	386.640	0
城镇化率	3614	0.691	0.414	3.594	0
投资	3614	0.593	0.649	17.570	0.030
城市人均能源消耗	3614	1.695	2.854	45.600	0

本文选用城市 GDP 衡量产出,为消除价格的影响,以 2005 年为基年进行平减。根据名义价格指数与可比价格指数之比计算 GDP 平减指数,并将其作为价格指数。劳动投入选用城市单位从业人员期末人数来衡量,劳动价格选择全市职工平均工资来衡量,利用工资指数作为价格指数进行平减。本文采用张军等(2004)的做法,根据永续盘存法 $K_t = K_{t-1}(1 - \delta) + I_t$ 计算固定资本投资总量用以衡量资本投入,其中 I_t 为经过价格平减的固定资产投资实际值, $\delta = 9.6\%$ 为折旧率。资本价格采用固定资产投资价格指数衡量。由于缺少城市层面能源消耗量的数据,本文采用李治和李国平(2010)的做法,如式(11)所示,首先通过各省份燃气、液化石油气和用电消费量之和占省份能源消费总量的比重计算各城市所在省份的历年能源消费折算系数,然后利用《中国城市统计年鉴》中燃气、液化石油气和用电消费量之和与城市各年能源消费折算系数之比来计算每年各城市能源消耗量。具体如下:

$$CEI_{it} = \frac{PG_{it} + PL_{it} + PE_{it}}{PEE_{it}} \quad (11)$$

$$CCE_{it} = \frac{CG_{it} + CL_{it} + CE_{it}}{CEI_{it}} \quad (12)$$

CEI 为城市能源消费折算系数, PEE 和 CCE 分别为省份和城市能源消费量, PG 和 CG 分别为省份和城市燃气消费量, PL 和 CL 分别为省份和城市液化石油气消费量, PE 和 CE 分别为省份和城市用电消费量。对《中国物价年鉴》中的汽油、柴油、煤炭、天然气、液化石油气和工业用电价格进行折标计算,可得中国 2005 年的能源价格为 1216.36 元/吨标准煤,然后将各省份统计年鉴中燃料、动力类工业生产者购进价格指数基年折算为 2005 年,则可得到历年能源价格。

结合以往有偏技术进步的相关文献,本文对以下适宜性影响因素进行控制。

① EK 为能源资本投入比。② LK 为劳动资本投入比。③ Et 为城市能源消耗量。④ IND 为城市产业结构,中国第三产业迅速发展,对能源产业结构的优化与调整发挥着

重要的作用,因此以全市第三产业产值对 GDP 的贡献来反映产业结构的影响。⑤ FDI 为外资引进,外国资本投资对中国经济各个阶段的发展均具有显著的影响,特别是在转型升级阶段,因此以城市外商直接投资额来表示外资引进。⑥ $Price$ 为燃料价格,以燃料、动力能源指数来表示。⑦ Gov 为政府支配力,政府支出较多的城市进行设备更新与技术创新的可能性较大,从而加快城市转型升级与节能减排的步伐,同时政府支配力也会影响市场作用的发挥,所以以城市财政支出占当年产出的比重来衡量政府支配力。⑧ PD 为人口密度,人口的聚集一方面会造成能源消耗的增加,另一方面会因为人口红利的增加而促进技术创新,因此使用单位面积的人口数来表征人口密度对技术进步的影响。⑨ URA 为城市道路面积,城市基础设施的完善程度会影响城市间资源与技术的交流,因此本文将城市年末实有铺装道路面积作为城市交通基础设施的代理变量。⑩ ER 为环境规制,碳排放约束作为一种环境规制政策,与其他环境规制政策共同发挥作用,绿化覆盖率受能源节约型技术进步的影响程度较小,且能反映城市环境治理程度,因此使用市辖区建成区绿化覆盖率来表征环境规制的作用。

碳排放控制变量集如下所示:① UR 为城镇化率,以城市城镇人口占城市总人口的比重来表示。② FI 为投资,以固定资产投资占城市产出的比重表示。③ PE 为城市人均能源消耗量,用能源消耗总量除以城市总人口得到。

如图 1 所示,八大综合经济区能源消耗和碳排放变化趋势大致相同,2016 年前能源消耗量和碳排放增长缓慢,2016 年能源消耗量和碳排放均出现明显转折点,变化率明显增大,而后重新趋于平稳。

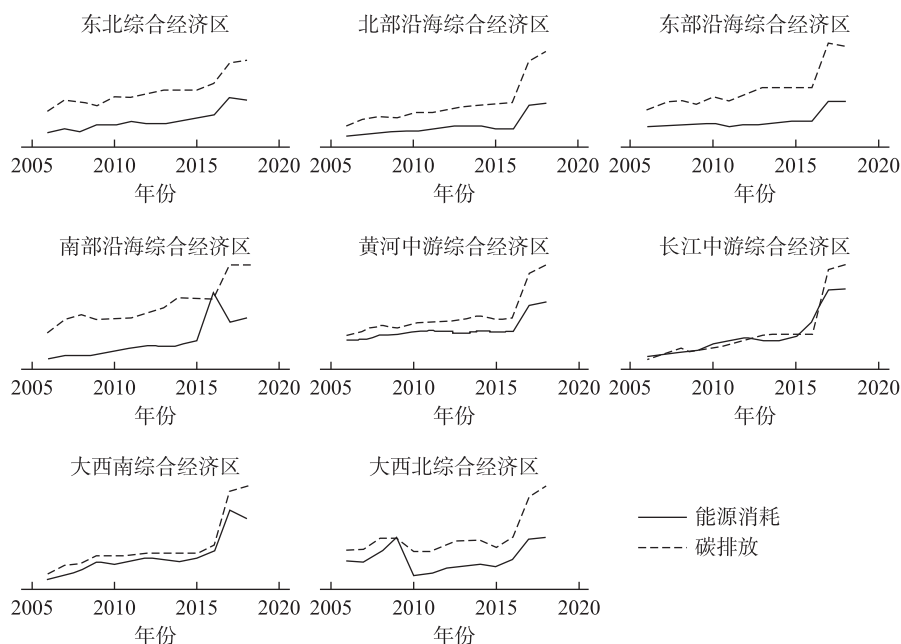


图 1 八大综合经济区能源消耗和碳排放趋势

3 适宜性测算与偏向性结果分析

本节主要是对技术进步偏向性、适宜性和碳排放空间溢出效应进行分析。首先从全国层面和八大综合经济区层面分别对偏向性结果进行分析，其次根据能源资本替代弹性分别构建技术进步偏向性指数，并且根据技术进步偏向性指数与能源资本投入比之间的耦合关系分析八大综合经济区技术进步适宜性的时空演变以及影响因素，最后分析碳排放的空间特征和能源节约型技术进步对本地及邻近地区碳排放的影响。

3.1 偏向性结果分析

在三要素 CES 生产函数下，采用广义非线性最小二乘法对式（5）进行估计。各投入要素的基点值采用样本几何均值，对全国层面和八大综合经济区层面的偏向性结果进行分析，并对技术进步偏向性指数进行测算。

3.1.1 全国层面的分析

由表 3 可知，对三种嵌套方式分别进行运算， $(KE) L$ 结构各参数估计结果均通过 1% 的显著性检验； $(KL) E$ 结构和 $(LE) K$ 结构虽然基本上所有的估计结构都在 1% 的水平上显著，但是 ξ 估计值太小，不符合预期。分析可知， $(KE) L$ 结构的估计值最优。劳动增进型技术效率大于 0，而资本增进型技术效率与能源增进型技术效率均小于 0，劳动增进型技术效率增长率最高，资本与能源出现负增长。能源与资本之间的替代弹性为 0.781，明显小于 1，因此技术进步在资本与能源之间偏向于使用资本，即技术进步为能源节约型技术进步。资本能源与劳动之间的替代弹性为 1.624，明显大于 1，所以技术进步在劳动与资本之间偏向于使用资本，即技术进步为资本使用型技术进步。

表 3 能源 CES 生产函数的参数估计结果

参数	$(KE) L$ 结构	$(KL) E$ 结构	$(LE) K$ 结构
ξ	0.033 *** (0.000)	0.008 *** (0.000)	0.001 *** (0.000)
ρ	1.624 *** (0.004)	1.861 *** (0.007)	1.125 *** (0.001)
δ_1	0.018 *** (0.000250)	0.024 *** (0.000)	0.399 *** (0.001)
b	0.115 *** (0.001)	-0.224 *** (0.008)	-0.158 *** (0.008)
δ_2	0.655 *** (0.001)	0.527 *** (0.001)	0.657 *** (0.001)
c	-0.079 *** (0.007)	0.019 *** (0.000)	0.476 *** (0.014)

续表

参数	(KE) L 结构	(KL) E 结构	(LE) K 结构
η	0.781 *** (0.003)	0.886 *** (0.001)	0.938 *** (0.001)
α	-0.029 *** (0.001)	0.049 *** (0.002)	-0.018 (0.011)

注：*、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 水平上显著，下同。

3.1.2 八大综合经济区异质性分析

2006 ~ 2018 年中国总体的资本能源与劳动替代弹性为 1.624，整体呈现替代关系。八大综合经济区中，除东北综合经济区的资本能源与劳动替代弹性（0.991）和东部沿海地区资本能源与劳动替代弹性（0.300）明显小于 1 外，其他六个综合经济区的资本能源与劳动替代弹性均大于 1（见表 4）。其中，北部沿海综合经济区资本能源与劳动替代弹性最大，为 1.825，南部沿海综合经济区资本能源与劳动替代弹性为 1.816，这两个地区由于其地理位置优越，交通运输便利，在改革开放之后得到了优先发展，其对外开放程度和经济发展水平较高，要素替代弹性较高。西部地区整体上资本能源与劳动替代弹性较高，可能是因为西部大开发战略的实施使得经济迅速发展，政策的支持使得其技术创新加快，直接投资增加，因此对于要素使用的选择更加多样化，即要素替代弹性较大。而东北综合经济区资本能源与劳动之间的替代弹性小于 1，可能与其地区特点有关，东北地区重工业发达，产业多为资本密集型产业，相比于西部地区其要素投入缺乏灵活性，导致要素替代弹性较小。

表 4 八大综合经济区能源 CES 生产函数的参数估计结果

参数	(1) 东北	(2) 北部沿海	(3) 东部沿海	(4) 南部沿海	(5) 黄河中游	(6) 长江中游	(7) 大西南	(8) 大西北
ξ	0.002 *** (0.000)	0.138 *** (0.004)	1.067 (1.117)	0.016 *** (0.000)	0.056 *** (0.002)	0.023 *** (0.000)	0.017 *** (0.000)	0.240 *** (0.009)
ρ	0.991 *** (0.006)	1.825 *** (0.031)	0.300 *** (0.001)	1.816 *** (0.032)	1.484 *** (0.021)	1.643 *** (0.009)	1.649 *** (0.017)	1.570 *** (0.021)
δ_1	0.499 *** (0.018)	0.005 *** (0.000)	0.233 (0.608)	0.014 *** (0.001)	0.023 *** (0.002)	0.021 *** (0.000)	0.024 *** (0.001)	0.012 *** (0.001)
b	-0.522 * (0.265)	0.106 *** (0.003)	0.005 (0.070)	0.105 *** (0.003)	0.125 *** (0.003)	0.117 *** (0.002)	0.121 *** (0.003)	0.112 *** (0.006)
δ_2	0.633 *** (0.003)	0.662 *** (0.014)	0.700 *** (0.004)	0.659 *** (0.003)	0.689 *** (0.004)	0.645 *** (0.003)	0.627 *** (0.004)	0.629 *** (0.008)
c	0.560 * (0.242)	-0.040 *** (0.012)	0.002 (0.179)	-0.103 *** (0.020)	-0.054 ** (0.019)	-0.050 ** (0.015)	-0.131 *** (0.020)	-0.070 *** (0.009)

续表

参数	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	东北	北部沿海	东部沿海	南部沿海	黄河中游	长江中游	大西南	大西北
η	0.627 ***	0.383	0.028	0.857 ***	0.785 ***	0.816 ***	0.845 ***	0.264
	(0.098)	(.)	(3.628)	(0.006)	(0.01)	(0.009)	(0.005)	(.)
α	0.549 *	-0.029 ***	0.001	-0.016 ***	-0.030 ***	-0.025 ***	-0.017 ***	-0.060 ***
	(0.238)	(0.003)	(0.011)	(0.002)	(0.003)	(0.001)	(0.002)	(0.007)

2006~2018年中国总体的能源资本替代弹性为0.781,整体呈现互补关系。八大综合经济区的能源资本替代弹性均小于1,其中南部沿海综合经济区能源资本替代弹性最大,为0.857,其次是大西南综合经济开发区,为0.845,东部沿海综合经济区最小(见表4)。大西北综合经济区作为重要的能源战略接替基地,其资本能源替代弹性明显小于大西南综合经济开发区,主要是因为其对能源的依赖性较大。北部沿海综合经济区和东部沿海综合经济区制造业高度发达,制造业的发展同样离不开能源,对能源的依赖性大。而南部沿海综合经济区主要生产高档消费品和高新技术产品,而高档消费品和高新技术产品的生产对资本的依赖程度明显大于能源,因此其替代弹性明显大于北部沿海综合经济区和东部沿海综合经济区。

2006~2018年中国总体的能源增进型技术效率为负,能源消耗呈现负向增长。八大综合经济区中除东北综合经济区和东部沿海综合经济区的能源增进型技术效率为正外,其余六个综合经济区的能源增进型技术效率均为负(见表4)。东北综合经济区重工业发达且能源资源丰富,对能源的消耗量大,而东部沿海综合经济区制造业发达,但正处于经济转型阶段,能源增进型技术效率为正但数值不大。其余地区的能源增进型技术效率为负,说明这些地区正逐渐减少能源消耗,这也符合中国现阶段从高速增长转向高质量发展的经济发展特征。

3.1.3 技术进步偏向性指数分析

根据上文式(6)所构建的技术进步偏向性指数测算公式,并结合表4中八大综合经济区能源CES生产函数中 η 的估计结果,八大综合经济区技术进步偏向性指数,即 Teb 的变化趋势如图2所示。

由技术进步偏向性指数判断法则可知,不管是从整体层面,还是从八大综合经济区层面, $Teb < 0$,技术进步为能源节约型,在这种情况下 Teb 数值越小(即绝对值越大)越偏向于使用资本,而大西北综合经济区绝对值最大,其次是长江中游综合经济区,东北综合经济区绝对值最小。大西北综合经济区和东北综合经济区都是重工业发达的地区,但是大西北综合经济区依托西部大开发战略的政策优惠,吸引外资,进行技术创新,生产方式逐渐偏向于节约能源,而东北综合经济区重工业发展历史悠久,转型较慢,技术变革较慢。八大综合经济区技术进步偏向性指数的变化趋势大致相同,在2006~2016年技术进步偏向性指数绝对值大致呈现下降的趋势,说明能源节约型技

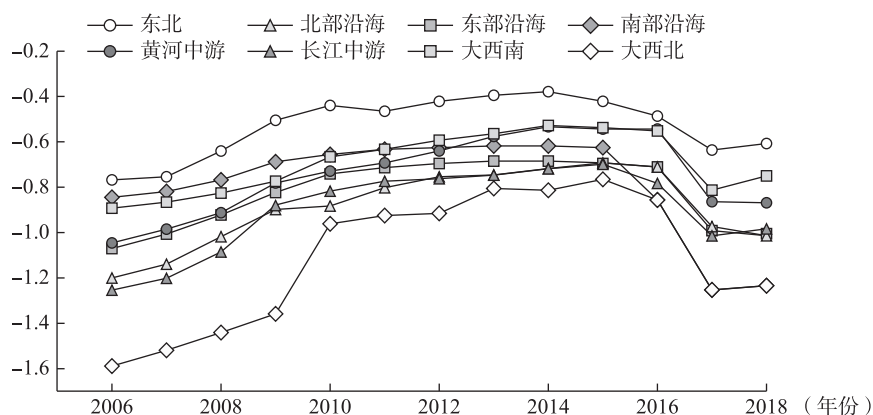


图2 八大综合经济区技术进步偏向性指数变化趋势

术进步呈现减弱的趋势, 2016 年出现转折, 此后技术进步偏向性指数绝对值增大, 技术进步偏向能源节约的程度增大。

3.2 适宜性时空演变分析

根据能源与资本两要素投入比与能源偏向型技术进步之间的耦合关系, 可以判断技术进步是否适宜。对 278 个城市能源资本投入比与技术进步偏向性指数变化趋势进行画图分析可知, 在大多数城市, 随着能源资本两要素投入比的上升, 技术进步偏向性指数绝对值不断下降, 两者的运动趋势大致相反, 呈现出较强的相关性。由于样本数量过多, 本文仅对八大综合经济区进行整体分析。由前文可知, 八大综合经济区技术进步均为能源节约型技术进步。而能源资本投入比增加意味着能源投入相对于资本增加, 这与能源节约型技术进步是不适宜的。

由图 3 可知, 能源资本投入比与技术进步偏向性指数之间的变化趋势是大致相反的, 能源资本投入比增加会导致能源节约型技术进步指数绝对值下降, 与能源节约型技术进步是不相适宜的。东部沿海综合经济区和大西北综合经济区在 2006 ~ 2016 年的能源资本投入比大致呈现上升趋势, 这与能源节约型技术进步是不相适宜的, 而其余六个综合经济区的能源资本投入比呈现下降的趋势, 这与能源节约型技术进步是相适宜的。在 2016 年左右, 八大经济综合区均出现明显的转折点, 能源资本投入比迅速上升, 八大综合经济区均呈现不适宜的状态。

3.3 适宜性影响因素分析

3.3.1 全国层面的分析

本文时间段为 2006 ~ 2018 年, 截面为 278 个地级及以上城市, 符合短面板数据的定义。因此本文采用短面板固定效应模型对式 (7) 进行回归, 同时为避免单位根对结果的影响, 本文先对控制变量取对数再进行分析, 回归结果如表 5 所示。

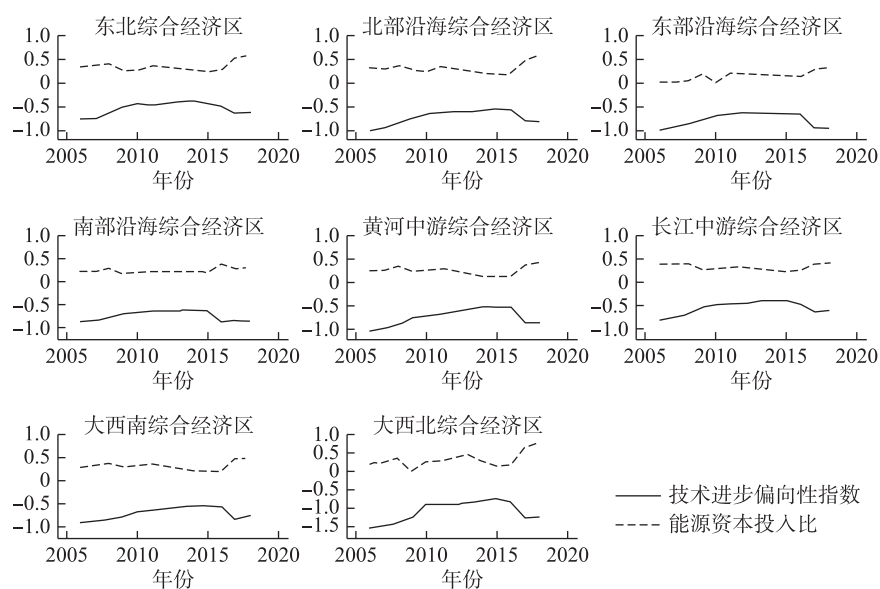


图3 八大综合经济区技术进步偏向性指数与能源资本投入比趋势对比

表5 技术进步偏向性回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	普通最小二乘法	时间固定效应	个体固定效应	时间个体双固定效应
$\ln EK$	-0.377 *** (0.007)	-0.279 *** (0.006)	-0.485 *** (0.009)	-0.279 *** (0.006)
$\ln LK$	0.012 (0.008)	-0.076 *** (0.006)	0.080 *** (0.008)	-0.076 *** (0.006)
$\ln Et$	-0.044 *** (0.008)	-0.104 *** (0.006)	0.150 *** (0.012)	-0.104 *** (0.006)
$\ln IND$	-0.215 *** (0.021)	-0.053 *** (0.015)	-0.385 *** (0.029)	-0.053 *** (0.015)
$\ln FDI$	0.011 *** (0.003)	0.009 *** (0.002)	0.021 *** (0.003)	0.009 *** (0.002)
$\ln Price$	0.008 ** (0.003)	-0.002 (0.002)	0.003 (0.002)	-0.002 (0.002)
$\ln Gov$	0.029 *** (0.007)	-0.042 *** (0.005)	0.062 *** (0.011)	-0.042 *** (0.005)
$\ln PD$	-0.017 *** (0.005)	0.010 ** (0.004)	0.065 *** (0.019)	0.010 ** (0.004)
$\ln URA$	0.065 *** (0.008)	0.076 *** (0.006)	0.102 *** (0.013)	0.076 *** (0.006)

续表

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	普通最小二乘法	时间固定效应	个体固定效应	时间个体双固定效应
lnER	0.092 *** (0.016)	-0.008 (0.012)	0.053 *** (0.015)	-0.008 (0.012)
_cons	-2.418 *** (0.068)	-1.779 *** (0.051)	-4.431 *** (0.149)	-1.779 *** (0.051)

根据列（4）的回归结果，从要素禀赋来看，能源资本投入比对能源节约型技术进步影响为负且显著，这主要是因为工业发展越来越倾向于资本投入，而不是能源消耗。劳动资本投入比对能源节约型技术进步影响为负且显著，即劳动投入越多，资本投入越少，适宜性越差。从施加的碳排放约束来看，城市能源消耗量对能源节约型技术进步的影响为负且显著，由前面研究可知，中国整体呈现能源节约型技术进步，能源消耗量越多越不适宜。能源价格对适宜性的影响为负但是不显著。

城市产业结构对能源节约型技术进步具有抑制作用，这主要是因为第三产业对产出的贡献越大，说明工业需要的能源越多，这不利于技术进步适宜性。政府支配力对能源节约型技术进步的影响为负，政府支配力增强会降低市场对资源的合理配置作用。外资引进对能源节约型技术进步的影响为正，外商投资额的增加有利于引进新技术，发展能源节约型产业。人口密度对能源节约型技术进步的影响为正，虽然人口聚集度高的地区能源消耗量高，但是人口聚集带来的人口红利使得技术更新加快，导致节能减排力度大于人口聚集带来的能源消耗增加。由年末实有铺装道路面积反映的城市交通基础设施完善程度对能源节约型技术进步的影响为正，交通越便利越有利于城市之间的技术交流与更新，促进能源节约型技术进步。环境规制的系数为正，表明除碳排放约束外，其他环境规制政策也会促进技术进步整体上朝着节能减排的方向发展。

3.3.2 八大综合经济区异质性分析

表6为八大综合经济区技术进步偏向性的异质性分析结果，观察lnEK的系数可知，八个综合经济区系数均为负，这说明能源资本投入比增加是不利于能源节约型技术进步的，能源资本投入比增加意味着能源投入相对于资本增加，这与能源节约型技术进步是相反的，即八大综合经济区能源资本两要素投入比例增加不利于能源节约型技术进步。不同变量在不同地区的影响效果是存在差别的，对能源节约型技术进步起促进作用的变量是有利于适宜性的，而对能源节约型技术进步影响为负的变量则不利于技术进步偏向的适宜性。

3.4 能源节约型技术进步对碳排放影响的空间溢出效应分析

3.4.1 碳排放的空间集聚特征

2006~2018年碳排放的全局莫兰指数均显著为正，说明其呈现空间集聚特征，在

表 6 八大综合经济区技术进步偏向性的异质性分析结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	东北	北部沿海	东部沿海	南部沿海	黄河中游	长江中游	大西南	大西北
lnEK	-0.373 *** (0.018)	-0.034 *** (0.008)	-0.232 *** (0.033)	-0.310 *** (0.0152)	-0.450 *** (0.019)	-0.418 *** (0.012)	-0.281 *** (0.015)	-0.519 *** (0.079)
lnLK	0.082 *** (0.022)	-0.234 *** (0.036)	-0.109 *** (0.030)	0.070 *** (0.014)	0.108 *** (0.023)	0.023 * (0.011)	0.060 *** (0.013)	0.074 (0.083)
lnEt	0.134 *** (0.023)	-0.109 * (0.045)	-0.113 * (0.048)	0.093 ** (0.029)	0.150 *** (0.026)	0.115 *** (0.023)	0.040 * (0.020)	0.008 (0.105)
lnIND	0.258 *** (0.048)	0.790 *** (0.123)	0.785 *** (0.177)	-0.023 (0.056)	0.318 *** (0.053)	0.712 *** (0.055)	-0.300 *** (0.057)	-0.513 * (0.228)
lnFDI	0.022 *** (0.005)	0.036 * (0.014)	0.017 (0.009)	0.004 (0.004)	0.019 *** (0.005)	0.009 (0.006)	0.018 *** (0.004)	-0.029 (0.016)
lnPrice	-0.027 (0.028)	0.009 (0.008)	0.004 (0.004)	0.034 (0.023)	0.001 (0.003)	-0.002 (0.002)	-0.011 (0.026)	0.090 (0.068)
lnGov	0.085 *** (0.022)	0.094 * (0.041)	0.138 * (0.068)	-0.043 (0.025)	0.042 (0.025)	0.029 (0.017)	0.062 *** (0.017)	0.141 * (0.070)
lnPD	0.908 * (0.366)	0.038 (0.060)	0.025 (0.027)	0.006 (0.021)	0.607 *** (0.148)	0.038 (0.026)	1.511 *** (0.199)	1.076 * (0.415)
lnURA	0.127 *** (0.024)	0.251 *** (0.056)	0.124 * (0.049)	0.076 *** (0.022)	0.021 (0.027)	0.047 * (0.020)	0.038 * (0.018)	0.133 (0.171)
lnER	-0.032 (0.027)	-0.326 ** (0.102)	-0.123 (0.076)	-0.014 (0.025)	-0.053 (0.030)	-0.014 (0.029)	-0.002 (0.017)	-0.045 (0.034)
_cons	7.516 *** (1.916)	-3.198 *** (0.740)	-1.384 (0.714)	2.658 *** (0.299)	6.571 *** (0.787)	3.486 *** (0.241)	10.430 *** (1.080)	8.008 *** (1.973)

空间分布上表现为高相邻城市单元相对集聚^①，这与 Wang 等（2019）的结论相符。碳排放全局莫兰指数在时间上总体呈现上升趋势，并且在同一时间点上，除去 2017 年和 2018 年，其他年份均呈现 $W_1(I) > W_2(I) > W_3(I)$ ，三种权重矩阵下碳排放的空间集聚特征随时间而发生变化。

由图 4 可知，2018 年碳排放整体呈现空间正相关，表明中国各城市碳排放的时空集聚特征显著。第一象限为优先减排区， Teb 绝对值较小，技术进步更偏向能源使用型技术进步；第二象限为减排缓冲区；第三象限为减排观察区， Teb 绝对值较大，技术进步更偏向于能源节约型技术进步；第四象限为重点减排区，区内城市相对于其他城市碳排放量较高，存在环境治理不到位的问题。中国各城市碳排放集中于第二象限和第三象限，碳排放空间集聚特征显著，减排观察区 Teb 绝对值较大，而 Teb 绝对值越大，

① 碳排放全局莫兰指数结果如附表 2-1 所示。

越偏向于能源节约型技术进步，越能抑制碳排放。

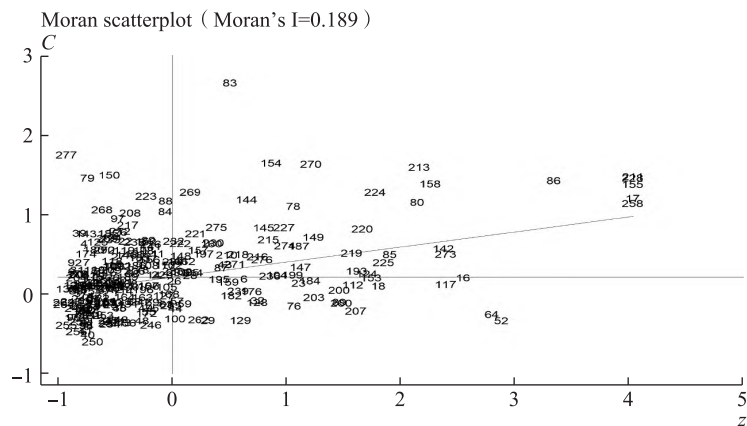


图 4 2018 年碳排放局部莫兰散点图

3. 4. 2 模型的检验与选择

对空间经济权重矩阵 (W_1)、空间地理权重矩阵 (W_2) 和空间地理经济权重矩阵 (W_3) 进行检验,发现空间地理经济权重矩阵 (W_3) 检验结果最好^①。采用 W_3 衡量的模型的 LM 和 Robust LM 检验结果都通过 1% 显著性检验,说明存在空间效应; LR 检验表明不管空间杜宾模型 (SDM 模型) 是与空间自回归模型 (SAR 模型) 比较还是与空间误差模型 (SEM 模型) 比较,都具有非常强的显著性。根据检验结果,应该选择 SDM 模型进行估计。对模型进行 Hausman 检验,结果表明应选择固定效应模型。

根据表 7 的结果,碳排放的时间滞后效应系数通过 1% 水平的显著性检验,说明碳排放的动态变化特征显著,当期碳排放的增加将导致下一期碳排放的增加,表明当期碳排放减少将有效促进后期碳减排工作的进行,反之亦然。对比之下,空间地理经济权重矩阵下的 SDM 模型更具解释力。

表 7 碳排放空间效应计量结果

变量	W ₁		W ₂		W ₃	
	固定效应静态	固定效应动态	固定效应静态	固定效应动态	固定效应静态	固定效应动态
lnC (-1)		0. 348 *** (0. 011)		0. 334 *** (0. 011)		0. 340 *** (0. 011)
Teb	-0. 325 *** (0. 019)	-0. 297 *** (0. 019)	-0. 294 *** (0. 019)	-0. 325 *** (0. 018)	-0. 268 *** (0. 019)	-0. 318 *** (0. 018)
lnUR	-0. 018 (0. 013)	-0. 017 (0. 013)	-0. 002 (0. 013)	-0. 033 ** (0. 010)	-0. 058 *** (0. 010)	-0. 032 ** (0. 013)

① SDM 模型检验结果如附表 2 -2 所示。

续表

变量	W ₁		W ₂		W ₃	
	固定效应静态	固定效应动态	固定效应静态	固定效应动态	固定效应静态	固定效应动态
lnFI	0.202 *** (0.013)	0.209 *** (0.012)	0.203 *** (0.013)	0.209 *** (0.012)	0.131 *** (0.011)	0.210 *** (0.012)
lnPE	0.548 *** (0.011)	0.406 *** (0.011)	0.549 *** (0.011)	0.410 *** (0.011)	0.607 *** (0.011)	0.408 *** (0.011)
W × Teb	0.538 *** (0.043)	-0.021 (0.040)	0.037 (0.041)	0.496 *** (0.042)	0.389 *** (0.028)	0.394 *** (0.041)
rho	0.254 *** (0.028)	0.055 ** (0.024)	0.056 ** (0.024)	0.244 *** (0.027)	0.460 *** (0.013)	0.197 *** (0.029)
sigma2_e	0.030 *** (0.001)	0.028 *** (0.001)	0.032 *** (0.001)	0.027 *** (0.001)	0.036 *** (0.001)	0.028 *** (0.001)

对空间地理经济权重矩阵下的SDM模型分别进行个体固定、时间固定和双固定效应回归，空间自回归系数均在1%的水平上显著，表明中国各城市碳排放具有一定相关性^①。能源节约型技术进步能促进本地碳减排的进行，对相邻城市的碳排放有积极作用。城镇化率对碳排放具有抑制作用，而投资和人均能源消耗对碳排放具有促进作用。

3.4.3 技术进步偏向性指数对碳排放的空间效应分解

当存在空间溢出效应时，某个自变量不但会作用于本地区的因变量，而且对邻近地区的因变量发挥作用，然后通过邻近地区再次对本地区产生影响。本文进一步将各自变量对碳排放的影响分为直接效应和间接效应。直接效应是指某个自变量对本地区碳排放量的影响，而间接效应是指某个自变量对邻近地区碳排放量的影响。

本文对包含技术进步偏向性指数和不包含技术进步偏向性指数的方程分别进行回归，研究它们的直接效应、间接效应和总效应。如表8所示，分解结果表明，技术进步偏向性指数的直接效应系数和间接效应系数分别为-0.268和0.485，均通过1%水平的显著性检验，包含技术进步偏向性指数的模型更具解释力。能源节约型技术进步对本地区碳排放量具有抑制作用，而对邻近地区碳排放量具有促进作用，并不能带动邻近地区进行碳减排，这意味着能源节约型技术进步可能使得高能耗高排放企业转移至邻近地区。

控制变量回归结果表明，城镇化率对碳排放量的直接效应系数和间接效应系数分别为-0.0601和-0.0511，均通过1%水平的显著性检验。城镇化率不但对本地区碳排放量具有抑制作用，而且能带动邻近地区碳减排工作的进行。这是因为城镇化率高的

① SDM模型空间计量结果如附表2-3所示。

表 8 SDM 模型空间效应分解结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	直接效应	间接效应	总效应	直接效应	间接效应	总效应
<i>Teb</i>				-0.268 *** (0.018)	0.485 *** (0.042)	0.217 *** (0.042)
<i>lnUR</i>	0.002 (0.015)	-0.018 (0.031)	-0.015 (0.025)	-0.0601 *** (0.010)	-0.0511 *** (0.009)	-0.111 *** (0.019)
<i>lnFI</i>	0.104 *** (0.011)	-0.096 * (0.050)	0.008 (0.051)	0.145 *** (0.010)	0.123 *** (0.011)	0.268 *** (0.021)
<i>lnPE</i>	0.725 *** (0.008)	0.335 *** (0.038)	1.059 *** (0.037)	0.607 *** (0.010)	0.515 *** (0.022)	1.122 *** (0.023)

地区经济发展水平较高，更加注重对环境的保护，率先实施碳减排政策。投资和人均能源消耗对碳排放量的直接效应和间接效应均为正。固定资产投资不仅能促进本地区碳排放，而且对邻近地区碳排放具有促进作用；投资可能使得本地区发展高能耗的产业，而人均能源消耗量大的地区碳排放量较高。

结 论

本文聚焦能源技术进步偏向适宜性，通过梳理国内外相关文献，发现现有文献缺乏偏向型技术进步适宜性的研究，且关于偏向型技术进步的研究也集中在国家、行业 and 省份层面，鲜有城市层面的研究。因此，本文以 2006 ~ 2018 年中国 278 个地级及以上城市为研究对象，构造了一个能源先与资本聚合，再与劳动聚合的三要素双层嵌套 CES 生产函数。运用广义非线性最小二乘法对标准化供给面系统方程组进行分析，得出了城市层面能源与资本的替代弹性，然后构造了技术进步偏向性指数，以要素投入比与技术进步偏向性指数之间是否存在相互促进的关系判断能源技术进步偏向是否适宜。最后分析了碳排放的空间溢出效应以及能源节约型技术进步对碳排放的作用。本文的研究结论和政策建议如下。

首先，从替代弹性来看，能源与资本的替代弹性明显小于 1，技术进步在资本与能源之间偏向于使用资本，即技术进步为能源节约型技术进步。中国 2006 ~ 2018 年总体的能源资本替代弹性为 0.781，整体呈现互补关系。八大综合经济区的能源资本替代弹性均小于 1，其中南部沿海综合经济区能源资本替代弹性最大，为 0.857，其次是大西南综合经济开发区，为 0.845，东部沿海综合经济区最小。因此，能源节约型技术进步发挥着越来越重要的作用，应该加强能源节约型技术进步的研发和支持力度。

其次，从要素投入比和偏向性技术进步耦合关系来看，能源资本投入比对技术进步偏向性指数的影响为负，同时劳动资本投入对技术进步偏向性指数的影响为负，根据适宜性判断原理，中国城市层面能源偏向型技术进步整体呈现适宜的状态。因此，

应该根据各地区要素投入比和偏向型技术进步之间的耦合关系,调整各要素的投入比例,合理调整产业结构,优化资源配置,制定适宜的发展策略,使能源偏向型技术进步更适宜城市的发展状况。

再次,从八大综合经济区来看,除东部沿海综合经济区和大西北综合经济区在2006~2016年能源资本投入比大致呈现上升趋势,与能源节约型技术进步不适宜之外,其他六个综合经济区能源资本投入比呈现下降趋势,与能源节约型技术进步相适宜。在2016年左右,八大经济综合区均出现明显的转折点,能源资本投入比迅速上升,八大综合经济区均呈现不适宜的状态。八大综合经济区呈现出差异性,但是差异性较小。因此,应该制定区域差异化政策,根据不同地区能源差异性和现实条件,做出科学的战略布局,协调区域间发展不平衡的问题,针对各地区发展问题制定相适宜的政策。

最后,从空间杜宾模型来看,中国各城市碳排放的时空集聚特征显著,技术进步偏向性指数的直接效应和间接效应系数分别为-0.268和0.485,均在1%的水平上显著。能源节约型技术进步对本地区碳排放量具有抑制作用,但是对邻近地区碳排放量具有促进作用,其通过“污染避难所”效应加剧邻近地区碳排放。因此,应该采取混合型碳减排政策工具,完善碳税、碳排放权交易市场等市场化政策工具,健全碳税的税收体系,构建区域联动机制,协调各项环境保护政策。在促进“双碳”目标实现的过程中,将碳减排的重心落在绿色低碳技术创新上,通过推进能源节约型技术进步从而减少碳排放,以实现节能减排。

本文估计了能源与资本之间的替代弹性,进一步构建了技术进步偏向性指数并对八大综合经济区的适宜性进行了判断,利用空间杜宾模型检验了碳排放的空间集聚特征,并且测度了能源节约型技术进步对碳排放的作用,但是对于适宜性测算并未形成完整体系,缺乏公式计算。因此本文的后续研究将针对偏向型技术进步适宜性健全测算体系,进一步探索该主题的学术价值和现实作用。

附 录

附表 1-1 八大综合经济区区域划分

综合经济区	省份	城市数目
东北综合经济区	辽宁省、吉林省、黑龙江省	33
北部沿海综合经济区	北京市、天津市、河北省、山东省	30
东部沿海综合经济区	上海市、江苏省、浙江省	25
南部沿海综合经济区	福建省、广东省、海南省	31
黄河中游综合经济区	陕西省、山西省、河南省、内蒙古自治区	47
长江中游综合经济区	湖北省、湖南省、江西省、安徽省	51
大西南综合经济区	云南省、贵州省、重庆市、四川省、广西壮族自治区	43
大西北综合经济区	甘肃省、青海省、宁夏回族自治区、西藏自治区、新疆维吾尔自治区	20

附表 2-1 碳排放全局莫兰指数

年份	碳排放		
	W_1	W_2	W_3
2006	0.173 ***	0.075 ***	0.071 ***
2007	0.177 ***	0.072 ***	0.066 ***
2008	0.175 ***	0.072 ***	0.066 ***
2009	0.181 ***	0.076 ***	0.065 ***
2010	0.185 ***	0.085 ***	0.075 ***
2011	0.177 ***	0.086 ***	0.077 ***
2012	0.181 ***	0.091 ***	0.081 ***
2013	0.199 ***	0.084 ***	0.074 ***
2014	0.209 ***	0.090 ***	0.082 ***
2015	0.197 ***	0.107 ***	0.101 ***
2016	0.216 ***	0.093 ***	0.087 ***
2017	0.134 ***	0.175 ***	0.169 ***
2018	0.118 ***	0.171 ***	0.165 ***

附表 2-2 SDM 模型检验结果

检验方法	W_1	W_2	W_3
LM-lag	0.072	1.015	9.600 ***
LM-error	1.711	8.914 ***	29.383 ***
Robust LM-lag	0.342	0.760	1.422
Robust LM-error	1.982	8.659 ***	21.204 ***
Wald-lag	256.94 ***	586.54 ***	73.31 ***
Wald-error	299.15 ***	95.18 ***	234.21 ***
LR-lag	94.18 ***	269.19 ***	117.43 ***
LR-error	191.70 ***	-131.82	448.90 ***

附表 2-3 SDM 模型空间计量结果

变量	(1)	(2)	(3)
	双固定	个体固定	时间固定
Teb	-0.281 *** (0.018)	0.405 *** (0.038)	-0.316 *** (0.019)
$\ln UR$	-0.0583 *** (0.010)	0.103 * (0.040)	-0.0152 (0.013)
$\ln FI$	0.141 *** (0.010)	-0.444 *** (0.024)	0.203 *** (0.013)

续表

变量	(1)	(2)	(3)
	双固定	个体固定	时间固定
$\ln PE$	0.594 *** (0.011)	0.903 *** (0.014)	0.548 *** (0.011)
$W \times Teb$	0.395 *** (0.027)	0.763 *** (0.070)	0.393 *** (0.041)
ρ	0.470 *** (0.013)	0.149 *** (0.023)	0.169 *** (0.029)
$\sigma_2^2_e$	0.033 *** (0.001)	0.352 *** (0.008)	0.030 *** (0.001)

参考文献

- 陈晓玲, 徐舒, 连玉君. 2015. 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, 32 (3): 58-76.
- 董直庆, 赵景, 康红叶. 2017. 有偏技术进步、技术来源及其经济增长效应 [J]. 东南大学学报 (哲学社会科学版), 19 (1): 65-74.
- 郭沛, 冯利华. 2019. 有偏技术进步、要素替代和碳排放强度——基于要素增强型 CES 生产函数的门限回归 [J]. 经济问题, (7): 95-103.
- 焦高乐, 严明义. 2017. 技术进步的来源、方向与工业节能减排 [J]. 统计与信息论坛, (4): 81-86.
- 孔宪丽, 米美玲, 高铁梅. 2015. 技术进步适宜性与创新驱动产业结构调整——基于技术进步偏向性视角的实证研究 [J]. 中国工业经济, (11): 62-77.
- 李士梅, 李安. 2019. 中国工业行业创新技术进步偏向的适宜性研究 [J]. 求是学刊, 46 (4): 45-53.
- 李治, 李国平. 2010. 中国城市能源效率差异特征及影响因素分析 [J]. 经济理论与经济管理, (7): 17-23.
- 卢娜, 王为东, 王淼, 张财经, 陆华良. 2019. 突破性低碳技术创新与碳排放: 直接影响与空间溢出 [J]. 中国人口·资源与环境, 29 (5): 30-39.
- 马海良, 张格琳. 2021. 偏向性技术进步对碳排放效率的影响研究——以长江经济带为例 [J]. 软科学, 35 (10): 100-106.
- 钱娟, 嵇锐冰. 2022a. 有偏技术进步对碳强度的影响及传导机制研究 [J]. 技术经济, 41 (6): 11-20.
- 钱娟, 嵇锐冰. 2022b. 碳要素偏向型技术进步对碳减排的空间溢出效应研究 [J/OL]. 软科学, 36 (11): 73-80.
- 钱娟. 2019. 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, 37 (3): 436-449.
- 孙振清, 李欢欢, 刘保留. 2020. 碳交易政策下区域减排潜力研究——产业结构调整与技术创新双重视角 [J]. 科技进步与对策, 37 (15): 28-35.
- 田云, 尹恣昊. 2021. 技术进步促进了农业能源碳减排吗? ——基于回弹效应与空间溢出效应的检验 [J]. 改革, (12): 45-58.
- 汪桥红. 2015. 技术引进、适宜性技术进步与出口增长 [J]. 东南大学学报 (哲学社会科学版), 17

- (6): 92-98+147.
- 王林辉, 蔡啸, 高庆昆. 2014. 中国技术进步技能偏向性水平: 1979—2010 [J]. 经济学动态, (4): 56-65.
- 魏巍. 2018. 技术进步适宜性: 要素投入比与偏向型技术进步的耦合关系——基于浙江省的经验研究 [J]. 嘉兴学院学报, 30 (1): 55-62.
- 魏玮, 周晓博. 2016. 1993—2012 年中国省际技术进步方向与工业生产节能减排 [J]. 资源科学, 38 (2): 300-310.
- 杨传明. 2020. 中国产业技术进步碳资源要素偏向性测度 [J]. 统计与决策, 36 (14): 49-54.
- 易艳春, 关卫军, 杨夏星. 2020. 中国对外直接投资减少了母国碳排放吗? ——基于空间溢出效应的视角 [J]. 数量经济研究, 11 (2): 75-92.
- 余泳泽, 张先轸. 2015. 要素禀赋、适宜性创新模式选择与全要素生产率提升 [J]. 管理世界, (9): 13-31+187.
- 袁礼, 欧阳晓. 2018. 发展中大国提升全要素生产率的关键 [J]. 中国工业经济, (6): 43-61.
- 张军, 吴桂英, 张吉鹏. 2004. 中国省际物质资本存量估算: 1952—2000 [J]. 经济研究, (10): 35-44.
- 张思思, 崔琪, 马晓钰. 2022. 数字要素赋能下有偏技术进步的节能减排效应 [J]. 中国人口·资源与环境, 32 (07): 22-36.
- 张月玲, 叶阿忠, 陈泓. 2015. 人力资本结构、适宜技术选择与全要素生产率变动分解——基于区域异质性随机前沿生产函数的经验分析 [J]. 财经研究, 41 (6): 4-18.
- Acemoglu D., Aghion P., Bursztyn L., et al. 2012. The Environment and Directed Technical Change [J]. *American Economic Review*, 102 (1): 131-166 (36).
- Carraro C., De Cian E. 2013. Factor-Augmenting Technical Change: An Empirical Assessment [J]. *Environmental Modeling & Assessment*, 18 (1): 13-26.
- Chang K. P. 1994. Capital-Energy Substitution and the Multi-Level CES Production Function [J]. *Energy Economics*, 16 (1): 22-26.
- Cheng Z., Li L., Liu J. 2021. Research on China's Industrial Green Biased Technological Progress and its Energy Conservation and Emission Reduction Effects [J]. *Energy Efficiency*, 14 (5): 1-20.
- Du J., Sun Y. 2021. The Nonlinear Impact of Fiscal Decentralization on Carbon Emissions: From the Perspective of Biased Technological Progress [J]. *Environmental Science and Pollution Research*, (11).
- Otto V. M., Loschel A., Reilly J. 2008. Directed Technical Change and Differentiation of Climate Policy [J]. *Energy Economics*, 30 (6): 2855-2878.
- Sanstad A. H., Roy J., Sathaye J. A. 2006. Estimating Energy-Augmenting Technological Change in Developing Country Industries [J]. *Energy Economics*, 28: 720-729.
- Werf E. Van der. 2008. Production Functions for Climate Policy Modeling: An Empirical Analysis [J]. *Energy Economics*, (30): 2964-2979.
- Wang N., Huang N., Zhou N. 2019. Spatial Spillover Effect and Driving Forces of Carbon Emission Intensity at the City Level in China [J]. *Journal of Geographical Science*, 29 (2): 231-252.
- Welsch H., Ochs C. 2005. The Determinants of Aggregate Energy Use in West Germany: Factor Substitution, Technological Change and Trade [J]. *Energy Economics*, 27: 93-111.
- Zha D., Zhou D. 2014. The Elasticity of Substitution and the Way of Nesting CES Production Function with Emphasis on Energy Input [J]. *General Information*, 130 (5): 793-798.