

DOI: 10.13504/j.cnki.issn1008-2700.2023.03.001

绿色发展战略、技术选择与 低碳经济转型

——基于新结构经济学视角

王晋立

(中国人民大学 应用经济学院, 北京 100872)

摘要:在“双碳”目标背景下,如何权衡增长效率和低碳减排是一项重要议题。基于新结构经济学视角,构建低碳经济转型分析框架,采用绿色技术选择指数测度绿色发展战略,选取2000—2020年中国省级面板数据,使用动态空间杜宾模型和系统广义矩估计法分析绿色发展战略对低碳经济转型的影响。研究结果显示:第一,绿色发展战略具有“经济效应”和“减排效应”双重作用,绿色发展战略与低碳经济发展水平和碳排放总量之间分别呈现倒U型和U型关系,临界值为1.228和1.196。第二,低碳经济转型表现出时间惯性效应和空间溢出效应,对本地及周边地区产生较为显著的正向影响。第三,绿色发展战略在东部、中部和西部地区的影响具有异质性,西部地区产业耦合程度较弱,减排效应尚不明显。第四,遵循比较优势的绿色发展战略在微观层面能够增强企业自生能力,促进绿色创新研发活动;在宏观层面能够提高绿色部门的规模比重,推动低碳经济转型。上述结论在进行一系列稳健性检验之后仍然成立,为中国经济高质量发展提供了理论依据和经验证据。

关键词:新结构经济学;绿色发展战略;动态空间杜宾模型;绿色技术选择指数;低碳经济转型

中图分类号:F120.3 **文献标识码:**A **文章编号:**1008-2700(2023)03-0003-15

一、问题提出

改革开放以来,中国经济连续多年高速增长,创造了“中国奇迹”。但由于资源的过度开发利用和工业规模的持续扩大,在高速增长的同时,中国经济也面临着碳减排压力和环境资源约束。中国积极探索低碳发展道路。国家统计局数据显示,2010—2020年,中国煤炭消费量占能源消费总量的比重由69.2%降至56.8%。2020年9月,习近平主席在第七十五届联合国大会一般性辩论上正式宣布:“中国将提高国家自主贡献力度,采取更加有力的政策和措施,二氧化碳排放力争于2030年前达到峰值,努力争取2060年前实现碳中和。”党的二十大报告提出要“广泛形成绿色生产生活方式”。

随着中国经济进入新常态,各个产业领域迈入了低碳转型关键期。由于受到自身资源禀赋条件的约束,不同地区的产业结构和技术水平不尽相同,这就导致低碳转型程度具有显著的差异。在经济发

收稿日期:2022-05-23;修回日期:2022-08-02

基金项目:国家自然科学基金青年科学基金项目“环境规制、漂绿行为与绿色蜕变期企业产品质量——基于演化经济学视角”(72103147);教育部人文社会科学研究青年基金项目“中国企业生存机制路径探寻及政策分析研究”(18YJC790212)

作者简介:王晋立(2000—),男,中国人民大学应用经济学院博士研究生。

高西低的格局下，各地政府部门选择了不同的发展模式，东部沿海地区发挥区位优势和要素禀赋优势，在经历“增速换挡”后率先实现绿色产业转型升级^[1]；而中西部地区，例如部分能源大省却有陷入“资源诅咒”的趋势，碳排放量大但经济增速却较为缓慢^[2]；同时，东北这一老工业基地的增长势头也愈发疲软，逐渐落后于东南沿海地区^[3]。

基于上述事实特征，各地政府部门也在积极地寻求实现低碳经济转型的有效途径。如何制定合适的绿色发展战略来促进低碳经济发展成了一个亟待解决的问题，对此问题的研究不仅具有重要的学术价值，对中国低碳经济转型也有着较强的现实意义。本文将基于新结构经济学的分析框架，通过理论分析和实证检验，尝试对低碳经济转型路径提出新的解释。

本文其余部分安排如下：第二部分梳理已有的相关文献；第三部分从理论层面上分析绿色发展战略对低碳经济转型影响的内在机制；第四部分介绍实证研究设计和数据来源；第五部分分析实证结果并进行稳健性检验，探讨了三种可能的影响机制；第六部分概括主要结论并提出相应的政策建议。

二、文献综述

发展战略是新结构经济学的核心概念，最早由林毅夫（2003）^[4]提出，使用技术选择指数作为代理变量，来测度一个经济体的发展方式是否遵循着要素禀赋的比较优势。优素福（Yousif, 2010）通过发展战略的“后发优势”解释了改革开放以后中国经济的飞速增长^[5]。由于在经济高速增长的同时也面临着严峻的环境问题，王金南等（2006）进一步提出了绿色发展战略，并制定了一个初步的发展规划和分析框架^[6]。在此之后，围绕着绿色发展战略的作用效果，国内外许多学者进行了丰富的研究。

一是绿色发展战略的宏观经济效应。这部分文献围绕绿色发展战略如何影响生产效率展开。对于这一核心命题，在学术界已经基本达成共识：绿色发展战略考虑到了能源消耗及其对环境造成的负外部性，能够促使经济增长模式由粗放型向集约型转变^[7-9]。相较于粗放型经济增长，绿色发展战略所带来的宏观经济效应质量较高、持久性强，其主要依靠技术进步来提高生产要素的质量和效率，最终实现经济高质量增长^[7]。随着中国经济进入新常态，绿色发展战略在促进技术创新、制造业生产率提升和区域协同发展等方面发挥着重要作用，并逐渐成为推动中国经济发展的内生动力。

二是绿色发展战略的生态环保效应。环境治理理论认为，政府决策者在制定绿色发展战略和相关政策时，通过改善政府部门的环境治理模式，强化治理效能，从而增强环境规制强度，使得在政策实施过程当中，可以有效地提高能源利用效率，降低能源消费强度和污染排放总量^[8]。

三是绿色发展战略的结构变迁效应。近年来，有部分学者关注到了绿色发展战略对产业结构转型的影响。伴随着供给侧结构性改革的深入推进，绿色发展战略通过优化市场结构、调整要素重组、促进人力资源再分配，推动了中国结构转型升级。主要表现为：在产业之间，工业规模基本保持不变，农村人口向城市流动，服务业规模不断增大；在产业之内，资本劳动比率逐渐上升，人均资本存量稳中有增^[9-10]。

与本文研究相关的另一类文献是低碳经济转型。在“双碳”目标背景下，如何权衡经济增长和低碳减排成为了学界关注的焦点。现有文献中研究低碳经济转型影响因素的数量和视角十分丰富，也有一些学者尝试将新结构经济学理论引入到低碳发展和环境治理的问题上。林毅夫等（2021）综合了新结构经济学和传统的环境经济学，初步建立起新结构环境经济学的理论框架，阐述了相应的基本原理和研究范畴^[11]。郑洁等（2021）在新结构经济学的视角下，构建了一个发展战略对环境污染影响的理论模型，研究发现要素禀赋结构和产业技术结构的匹配程度越高，越有利于减少环境污染^[12]。朱欢和李欣泽（2021）基于新结构经济学，利用1995—2019年中国分地区样本数据，探究了发展战略对能源消费强度的影响机制，研究结果显示违背比较优势的发展战略会增加能源消费强度，加剧污染排放量^[13]。

总体来看，已有研究为本文提供了良好的学术理论基础，但仍有拓展延伸的空间：一方面，鲜有文献在新结构经济学视角下探讨绿色发展战略对低碳经济转型的作用以及其中的影响机理；另一方面，现

有文献往往忽视了不同地区的要素禀赋存在异质性这一典型性事实,没有考虑到在环境约束条件下,要素禀赋结构和产业结构变迁起到的影响。

基于此,相较于已有文献,本文的主要边际贡献在于:第一,在理论层面,本文在新结构经济学的分析框架下,初步建立起绿色发展战略对低碳经济转型影响的数理模型,将能源消耗和碳排放增速引入到绿色技术选择指数当中,有利于从要素禀赋结构、产业结构和环境结构的视角下重新审视低碳经济转型的可行性路径。第二,在实证层面,利用2000—2020年间中国省级面板数据作为研究样本,使用动态空间杜宾模型(DSDM)和系统广义矩估计法(SYS-GMM)进行实证检验,有效地解决内生性问题和空间自相关问题,得到可靠的研究结论并提出针对性的政策建议,弥补了既有文献的不足之处。第三,在影响机制层面,本文通过中介效应模型,从企业自生能力、创新研发投入和绿色部门规模三个角度探究了内在的影响渠道,使得对绿色发展战略影响低碳经济转型的内在机理有了更全面的认识。

三、理论分析与研究假设

本文基于新结构环境经济学理论,初步构建一个数理模型来描述绿色发展战略对低碳经济转型和碳排放增速的影响机理。按照研究惯例,本文假设生产函数为规模报酬不变的柯布-道格拉斯(C-D)生产函数,纳入能源要素投入,函数具体形式为:

$$Y = AK^\alpha(EL)^\beta \quad (1)$$

其中, Y 、 K 、 E 和 L 表示经济体的产出、资本存量、能源和劳动力的投入。 α 和 β 分别表示产出弹性, $\alpha+\beta=1$ 。同理,可以构建产业层面的生产函数,第 i 个产业的生产函数为:

$$Y_i = A_i K_i^{\alpha_i} (E_i L_i)^{\beta_i} \quad (2)$$

其中, $\alpha_i+\beta_i=1$ 。将式(1)、式(2)改写为包含能源消耗的人均形式:

$$\frac{Y}{EL} = A \left(\frac{K}{EL} \right)^\alpha \quad (3)$$

$$\frac{Y_i}{E_i L_i} = A_i \left(\frac{K_i}{E_i L_i} \right)^{\alpha_i} \quad (4)$$

上面两个公式具有两层含义:在禀赋资源外生给定的条件下,为了提高单位能耗下的人均产出,一方面应当提高人均产出,反映了经济效应;另一方面还需要降低能源消耗,减少碳排放量,反映了减排效应。

依据新结构经济学理论,本文参考林毅夫(2011)^[14]定义的技术选择指数,并适当修正。考虑到环境资源的约束,纳入能源要素禀赋结构。 E_i/E 反映了第 i 个产业能源消费量占能源消费总量的比率,用技术选择指数除以 E_i/E ,即得到本文所定义绿色技术选择指数(green technology choice index, GTCI),表达式为:

$$GTTCI_i = \frac{K_i / E_i L_i}{K / EL} = \left(\frac{Y_i}{E_i L_i} \right)^{1/\alpha_i} \left(\frac{Y}{EL} \right)^{-1/\alpha} \frac{A^{1/\alpha}}{A_i^{1/\alpha_i}} \quad (5)$$

绿色技术选择指数反映了该产业在经济体中所占的比重变化时,即产业结构变迁时,是否消耗较少的能源,向着绿色清洁、碳排放更少的方向发展。在新结构经济学理论中,最优绿色技术选择指数 $GTTCI^*$ 可以由最优的产业结构得到,而后者则内生于给定的要素禀赋结构。因此, $GTTCI^*$ 可以视作是一常量,并且无法直接观测。按照新结构经济学的研究惯例^[7,15-16],不妨假定 $GTTCI^* \equiv 1$ 。那么,绿色发展战略(green development strategy, GDS)便可以间接地使用 $GTTCI$ 进行度量:

$$GDS_i = \frac{GTTCI_i}{GTTCI^*} = GTTCI_i \quad (6)$$

GDS_i 反映该产业的发展模式对经济体比较优势的偏离程度。其理论逻辑是:一个经济体的要素禀赋

结构是外生给定的，而最优产业结构则由其内生决定。违背比较优势的绿色发展战略是对最优产业结构的一种扭曲（ $GTCL_i$ 过大或过小）。因此，带有能源要素禀赋的产业结构扭曲程度就可以作为绿色发展战略的一种合理的测度指标^[14,17]。进一步地，将式（5）变形，整理可得：

$$\frac{Y_i}{E_i L_i} = (GTCL_i)^{\alpha_i} \left(\frac{Y}{EL}\right)^{\alpha_i/\alpha} \frac{A_i}{A^{\alpha_i/\alpha}} \quad (7)$$

由此可知，若当地政府按照要素禀赋结构的比较优势，锚定最优 $GTCL$ ，对绿色部门或低碳行业进行扶持，可以有效地增加其在国民经济中的比重，促进绿色产业结构转型升级。

考察碳排放总量 V ，二氧化碳排放量与能源消耗量呈正相关关系，能源投入越多，碳排放量就越大^[18]。假设在经济体中有两类部门，分别为绿色部门与非绿色部门，其在生产过程中的碳排放率分别为两个固定常数 η_1 和 η_2 ， $\eta_1 < \eta_2$ ，即绿色部门的企业在生产过程中消耗单位能源的碳排放率较低。第 t 时期的排放总量为：

$$V_t = \eta_1 E_1 + \eta_2 E_2 = [s_t \eta_1 + (1 - s_t) \eta_2] E_t \quad (8)$$

其中， E_t 为第 t 时期所消耗的能源总量， s_t 为绿色部门所占的比重。

对式（8）取对数，再对 t 求导，可以得到碳排放量的增长率为：

$$\frac{\dot{V}_t}{V_t} = \frac{(\eta_1 - \eta_2) s'_t}{s_t \eta_1 + (1 - s_t) \eta_2} + \frac{\dot{E}_t}{E_t} \quad (9)$$

其中， \dot{V}_t 与 \dot{E}_t 分别表示碳排放增长量与能源消耗增长量， s'_t 代表绿色部门所占比重的变化率。由式（9）可知，碳排放增长率 \dot{V}_t/V_t 分为两部分，分别是能源消耗带来的增长效应 \dot{E}_t/E_t 和产业结构变迁带来的结构效应 $\frac{(\eta_1 - \eta_2) s'_t}{s_t \eta_1 + (1 - s_t) \eta_2}$ 。前者反映了能源消耗增长率对碳排放增长率的直接影响，通常来看，这一效应是正向的，不妨假设能源消耗增长率等于某一大于 0 的常数， $\dot{E}_t/E_t = c > 0$ 。后者则表征的是由于绿色部门占比 s_t 的变动所带来的间接效应。由式（7）可知，若政府采取最优的绿色发展战略，扩大绿色部门在经济体中的所占比重，则 $s'_t > 0$ ，结构效应为负。当 t 趋近于无穷时，所有非绿色部门全部转化为绿色部门，则 $s'_t = 0$ ，只剩下由能源消费带来的增长效应，因此，稳态时的碳排放总量正比于绿色部门的能源消耗量，比例系数为 η_1 ：

$$\begin{cases} \lim_{t \rightarrow \infty} \frac{\dot{V}_t}{V_t} = 0 + \frac{\dot{E}_t}{E_t} = c \\ V_t = \eta_1 E_t \end{cases} \quad (10)$$

以上分析说明当经济体遵循要素禀赋结构的比较优势来实施绿色发展战略时，能够促进经济增长、降低能源消耗、减少碳排放量，最终实现低碳经济转型和绿色产业结构升级的目标。

基于上述理论分析，本文提出如下研究假设：

H1：在其他条件相同的情况下，遵循要素禀赋比较优势的绿色发展战略能够促进低碳经济转型。

从微观层面来看，“自生能力”是新结构经济学的微观理论基础。林毅夫（2013）对自生能力的定义为：在完全自由竞争的市场当中，若某一企业采用正当的经营管理手段能够获取利润，满足自身生存所需要，那么这个企业就具有自生能力；否则，这个企业就没有自生能力^[19]。当企业按照自身要素禀赋结构的比较优势进行生产经营时，才更有可能具有自生能力，而违背比较优势进行生产经营，那么将有可能减弱甚至完全消除其自生能力。若没有了自生能力，该企业缺少生存所必要的经济利润，从而破产倒闭、退出市场，或是依赖于外界救济补助，成为僵尸企业^[20]。在面对资源条件限制和环境软约束时，若企业具有足够的自生能力，那么会将额外的经济利润用于增加研发投入和创新研发活动，提高自身的绿色生产效率，进一步增强在市场上的竞争优势。因此沿着最优生产路径，非绿色企业也会逐渐提高能源

利用效率,降低碳排放率,逐渐向绿色企业转变,从而使得绿色部门在国民经济中的比重提高,最终实现绿色产业升级和低碳经济转型。若政府锚定过高的 $GTCL$,通过政府补贴,实行赶超型绿色发展战略,这在短期内是有一定好处的,但是从长期来看,会让企业过于依赖救助补贴,失去正常盈利的自生能力,最终无法长久持续下去。若政府为了保障了就业率,锚定过低的 $GTCL$,采取保护型绿色发展战略,同样违背了比较优势,会降低企业的生产效率。鉴于此,为了检验绿色发展战略对低碳经济转型的影响机制,本文提出如下假设:

H2:从微观层面来看,遵循比较优势的绿色发展战略会增强企业的自生能力,从而促进低碳经济转型。

H3:从微观层面来看,遵循比较优势的绿色发展战略会促使企业加大创新研发活动,从而促进低碳经济转型。

H4:从宏观层面来看,遵循比较优势的绿色发展战略能够扩大绿色部门所占的规模比重,从而实现低碳经济转型。

四、研究设计

(一) 空间计量模型设定

本研究目的是在新结构经济学的视角下,识别并检验绿色发展战略对低碳经济转型的因果效应。考虑到用以表征低碳经济转型的被解释变量在时间维度上可能具有惯性,并且在空间维度上可能存在空间溢出效应,在计量模型中需要加入被解释变量的空间滞后项和时间滞后项。因此,本文采用动态空间杜宾模型进行实证研究,构建的基准回归模型设定如下:

$$LCE_{it} = \alpha + \beta_1 GTCL_{it} + \beta_2 GTCL_{it}^2 + \alpha_1 LCE_{i,t-1} + \alpha_2 W \times LCE_{it} + \theta W \times GTCL_{it} + \gamma X_{it} + W \times X_{it} \delta + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (11)$$

其中, i 表示省份, t 表示年份;被解释变量 LCE_{it} 表示低碳经济转型程度, $LCE_{i,t-1}$ 表示滞后一期的低碳经济转型程度, $W \times LCE_{it}$ 为空间滞后项; W 为外生的空间权重矩阵;核心解释变量为绿色发展战略 $GTCL_{it}$,并且引入了平方项 $GTCL_{it}^2$,用以反映非线性关系; X_{it} 是一系列控制变量; μ_i 代表省份的个体固定效应; ε_{it} 为随机扰动项。

(二) 变量选取和数据来源

1. 被解释变量

被解释变量是低碳经济转型水平,从“经济效应”和“减排效应”两个层面进行衡量。对于前者,本文使用曼奎斯特-卢恩伯格指数(Malmquist-Luenberger, M-L)来度量,该指标反映了经济体的绿色生产效率,即在控制碳排放量的情况下的经济效益;对于后者,本文采用各省碳排放总量 V_{it} 来衡量碳减排效果。

借鉴邵帅等(2016)^[21]的做法,选取劳动力、资本和能源作为要素投入,地区生产总值和碳排放量分别作为期望产出和非期望产出,使用松弛测量的数据包络分析(SBM-DEA)去求解方向性距离函数 \vec{D}_t ,构建 M-L 指数。该指数具有多种优良性质,既鼓励期望产出向生产前沿面扩张,又鼓励非期望产出的减少,符合低碳转型过程中的可持续发展理念。具体地,从第 t 年到 $t+1$ 年的 M-L 指数可以表示如下:

$$ML_{it}^{t+1} = \left[\frac{1 + \vec{D}_t(x_t, y_t, u_t)}{1 + \vec{D}_t(x_{t+1}, y_{t+1}, u_{t+1})} \times \frac{1 + \vec{D}_{t+1}(x_t, y_t, u_t)}{1 + \vec{D}_{t+1}(x_{t+1}, y_{t+1}, u_{t+1})} \right]^{1/2} \quad (12)$$

2. 核心解释变量

绿色发展战略是本文所要研究的核心解释变量,正如理论分析中的式(5)所示,本文使用绿色技术选择指数($GTCL$)作为代理变量,表征绿色发展战略是否符合当地要素禀赋结构的比较优势,若估计系数 $\beta_2 < 0$,则说明当 $GTCL$ 偏离 $GTCL^*$,绿色发展战略违背了要素禀赋结构的比较优势,会在一定程度上降

低绿色经济发展水平。具体计算方式为各地区工业行业中单位能耗下的资本劳动比除以各地区总体的单位能耗下的资本劳动比。

3. 控制变量及空间权重矩阵

对于控制变量，参考已有文献的研究惯例^[22-24]，本文选取的控制变量包括经济开放程度（*Openness*）、城镇化率（*Urb_rate*）、固定资产总额（*Assets*）、外商直接投资（*FDI*）、财政支出（*Fiscal*） and 环境保护支出（*E_expend*）。其中，经济开放程度为各地区进出口贸易总额除以地区生产总值，城镇化率为各地区城镇人口除以地区总人口。为了便于后续研究，并在一定程度上克服异方差性，在估计时将后四个控制变量取对数处理。

在动态空间杜宾模型当中还使用了外生的空间权重距离矩阵 W ，用以表示各个省份邻域的相关关系。地理距离权重矩阵使用省会城市之间的欧氏距离作为权重，地理位置越远，其相关性也就越弱，所赋权重越小；经济距离权重则一般用两个省份地区生产总值之差的倒数表示，反映了两个省份经济情况的差异大小；邻接权重矩阵表示地理位置上的接壤关系，两个省份相邻时矩阵元素为 1，否则赋值为 0。本文在基准回归中采用经济距离和地理距离空间权重矩阵，在此之后使用邻接权重矩阵进行稳健性检验。

4. 数据来源

基于数据的可得性，本文利用中国 30 个省份（不含港澳台地区和西藏）2000—2020 年的面板数据作为研究样本，实证分析绿色发展战略对低碳经济转型的影响。原始数据均来源于《中国统计年鉴》《中国能源统计年鉴》《中国区域经济统计年鉴》和国泰安（CSMAR）数据库。描述性统计结果见表 1。

表 1 数据描述性统计

变量	指标	观察值	平均值	标准差	最小值	最大值
低碳经济转型水平	<i>LCE</i>	630	1.035	0.374	0.263	2.671
碳排放总量	$\ln V_{it}$	630	14.035	0.966	12.271	18.182
绿色技术选择指数	<i>GTCI</i>	630	1.909	3.229	0.138	17.692
绿色技术选择指数平方项	$GTCI^2$	630	8.713	16.821	0.019	312.936
开放程度	<i>Openness</i>	630	0.309	0.363	0.019	1.612
城镇化率	<i>Urb_rate</i>	581	0.511	0.154	0.234	1.019
固定资产总额	$\ln Assets$	630	8.587	9.761	1.514	15.527
外商直接投资	$\ln FDI$	630	24.217	1.536	20.174	28.285
财政支出	$\ln Fiscal$	630	2.309	3.954	0.548	25.413
环境保护支出	$\ln E_{exp}$	630	13.626	0.758	10.882	15.551

五、实证结果分析

（一）空间自相关检验

在使用空间计量模型之前，需要对被解释变量和核心解释变量进行空间自相关检验。莫兰指数（Moran's I）可以很好地解释空间自相关性^[25]。本文采用地理距离空间权重矩阵计算主要指标历年的全局莫兰指数，表 2 报告了莫兰指数检验结果。从表 2 中可以看到，三个变量历年的莫兰指数均通过了显著性检验，说明关键变量的确具有空间自相关性，利用空间计量模型来研究本文的问题是必要的。此外，*LCE* 的莫兰指数均显著为正，并且从时间维度上来看，整体呈现波动上升的趋势，表明低碳经济转型的空间依赖性在不断增强。

表2 莫兰指数检验结果

年份	<i>LCE</i>	$\ln V$	<i>GTCI</i>	年份	<i>LCE</i>	$\ln V$	<i>GTCI</i>
2001	0.021 **	0.026 **	-0.023 **	2011	0.074 **	0.041 ***	-0.036 *
2002	0.036 **	0.045 ***	-0.039 *	2012	0.070 ***	0.044 ***	-0.031 **
2003	0.033 *	0.059 ***	-0.046 **	2013	0.091 **	0.045 ***	-0.039 **
2004	0.055 *	0.050 ***	-0.048 *	2014	0.088 **	0.048 ***	-0.035 *
2005	0.042 ***	0.025 ***	-0.047 ***	2015	0.083 *	0.056 **	-0.036 **
2006	0.027 *	0.034 **	-0.052 **	2016	0.079 ***	0.041 **	-0.031 **
2007	0.036 **	0.019 ***	-0.038 **	2017	0.080 *	0.052 **	-0.029 **
2008	0.069 *	0.047 *	-0.039 **	2018	0.072 *	0.047 **	-0.028 *
2009	0.070 **	0.052 ***	-0.036 **	2019	0.081 **	0.049 *	-0.030 **
2010	0.076 *	0.046 ***	-0.035 **	2020	0.076 **	0.051 **	-0.027 *

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著。后表同。

(二) 估计结果分析

表3 报告了基准回归结果。

表3 基准回归结果

变量	低碳经济转型水平				碳排放总量			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
LCE_{t-1}	0.931 *** (0.685)	0.963 *** (0.524)	0.935 *** (0.604)	0.934 *** (0.249)				
$\ln V_{t-1}$					1.308 ** (0.732)	1.241 *** (0.821)	1.008 *** (0.837)	1.052 *** (0.913)
<i>GTCI</i>	0.066 *** (0.083)	0.61 *** (0.029)	0.085 *** (0.022)	0.083 * (0.015)	-0.389 *** (0.082)	-0.425 *** (0.278)	-0.250 *** (0.635)	-0.147 * (0.098)
<i>GTCI2</i>	-0.024 ** (0.058)	-0.026 *** (0.024)	-0.038 * (0.029)	-0.034 * (0.012)	0.144 * (0.262)	0.182 ** (0.301)	0.117 * (0.036)	0.091 * (0.042)
$W \times LCE$	0.619 *** (0.258)	0.379 *** (0.121)	0.454 *** (0.181)					
$W \times \ln V$					0.682 *** (0.889)	0.519 *** (0.624)	0.642 *** (0.911)	
$W \times GTCI$	0.036 * (0.025)	0.048 * (0.032)	0.031 * (0.017)		0.079 (0.083)	0.084 (0.092)	0.065 (0.073)	
<i>Openness</i>	-0.442 (0.263)	-0.201 (0.160)		-0.415 (0.802)	-0.051 (0.164)	-0.072 (0.160)		-0.018 (0.043)
<i>Urb_rate</i>	0.548 * (1.317)	0.652 ** (0.372)		0.631 * (0.647)	0.501 (0.752)	0.525 * (0.823)		1.076 ** (0.975)
$\ln Assets$	0.003 (0.005)	0.002 (0.001)		0.000 (0.001)	0.018 * (0.026)	0.016 (0.021)		0.024 (0.017)

表3(续)

变量	低碳经济转型水平				碳排放总量			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
$\ln FDI$	-0.171 ** (0.483)	-0.175 *** (0.451)		-0.353 * (0.689)	0.187 *** (0.439)	0.185 *** (0.401)		0.024 * (0.037)
$\ln Fiscal$	0.014 ** (0.071)	0.010 * (0.068)		0.017 * (0.028)	-0.013 (0.048)	-0.009 (0.036)		0.047 ** (0.028)
$\ln E_exp$	0.021 *** (0.045)	0.016 ** (0.043)		0.027 ** (0.039)	-0.020 *** (0.044)	-0.017 *** (0.043)		-0.064 *** (0.083)
常数项	0.302 ** (0.203)	0.428 *** (0.165)		0.238 ** (0.187)	0.509 *** (0.734)	0.377 *** (0.821)		0.337 *** (0.319)
$W \times X$	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
μ_i	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
λ_t	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
$Wald$	53.424 (0.000)	50.597 (0.000)	43.183 (0.000)	48.928 (0.000)	184.836 (0.000)	189.873 (0.000)	179.873 (0.000)	134.324 (0.000)
$Sargan[P]$	0.206	0.172	0.119	0.384	0.231	0.169	0.131	0.562
$AR(1)[P]$	0.047	0.051	0.032	0.009	0.021	0.044	0.036	0.000
$AR(2)[P]$	0.196	0.166	0.218	0.279	0.109	0.153	0.212	0.693
观测值	630	630	630	630	630	630	630	630

注：除沃尔德统计量括号内报告的为 P 值，其余括号内报告的是稳健标准误，后表同。列 (1) 和列 (5) 是基于地理距离权重矩阵估计的 DSDM；列 (2) 和列 (6) 是基于经济距离权重矩阵估计的 DSDM。为了更好地加以对照，列 (3) 和列 (7) 为不加入控制变量的 DSDM；列 (4) 和列 (8) 是普通动态面板模型。

计量模型当中含有被解释变量的一期滞后项，会导致相应的内生性问题。系统广义矩估计 (SYS-GMM) 不用再额外引入外部工具变量，能够从变量的时间趋势变化中选取滞后项作为合适的工具变量，从而有效地解决内生性问题，使得估计结果更加准确。因此，本文进行系统广义矩估计。总体来看，综合比较沃尔德 (Wald) 等统计量可知，各个模型拟合的效果较为良好，估计结果的可信度较高。并且加入了控制变量的空间计量模型回归结果即列 (1)、列 (2)、列 (5) 和列 (6) 表现出更优良的统计特征。萨甘 (Sargan) 过度识别检验结果表明用 SYS-GMM 方法估计不存在模型误设问题，工具变量是有效的，保证了估计量的一致性。

国内外已有文献中，学者们大都关注不同因素对碳减排影响的线性关系^[8,26]。本文检验了绿色发展战略对低碳经济转型影响的非线性特征。具体来看，对于被解释变量 LCE ，各个模型 $GTCI^2$ 的系数均显著为负，而 $GTCI$ 的系数显著为正，说明 $GTCI$ 与低碳经济转型之间呈倒 U 型关系，即随着 $GTCI$ 的不断上升，被解释变量呈现出先上升后下降的趋势。表明一个经济体若想在最大程度上促进低碳经济转型，就应当锚定最优 $GTCI$ 。遵循资源禀赋结构比较优势的绿色发展战略更有助于提高低碳经济转型水平。若锚定过低或过高的 $GTCI$ ，即违背比较优势，都没有达到资源的最优配置。该结果符合理论预期，说明假设 H1 成立。利用列 (1) — 列 (3) 的估计参数，可以由二次函数公式 $-b/2a$ 计算得到临界值，即实证层面的最优 $GTCI$ 分别为 1.382、1.173 和 1.129，平均为 1.228，略高于 1。这个结果说明，一方面，绿色发展战略可以在一定程度上促进技术创新，带动经济发展；另一方面，也不会发生严重偏离本地要素禀赋结构的情况，避免了产业结构和环境结构的扭曲。

对于碳排放总量 $\ln V$ ，与 LCE 相反， $GTCI^2$ 的系数均显著为正，而 $GTCI$ 的系数显著为负，说明 $GTCI$

与碳排放总量之间呈 U 型关系。随着 $GTCI$ 的增加, 碳排放总量表现出先下降后上升的态势。 $GTCI$ 过大或过小, 都会使得绿色发展战略偏离自身要素禀赋的比较优势, 绿色产业结构没有有效调整, 无法充分发挥“减排效应”, 不能有效抑制碳排放量的增加。同样地, 可以计算得到实证层面下最优 $GTCI$, 以使碳排放总量降到最低限度。由列 (5) 一列 (7) 的估计系数, 计算得出的最优 $GTCI$ 分别为 1.351、1.168 和 1.068, 均值为 1.196, 与 1.228 非常接近。说明锚定最优 $GTCI$ 为 1.2 左右时, 不仅可以发挥绿色发展战略的“经济效应”, 最大程度地促进低碳经济转型, 并且能够实现“减排效应”, 降低碳排放总量。该结论从新结构经济学的视角下支持了环境库兹涅茨曲线的倒 U 型假说, 再次验证假设 H1 成立。

对于被解释变量的时间滞后项与空间滞后项, 在时间维度上, 低碳经济转型滞后一期和碳排放量滞后一期的估计结果显著为正, 存在明显的惯性效应。若上一期碳排放量处于较高水平, 那么之后碳排放量将会持续攀升, 这凸显出碳减排工作的艰巨性和紧迫性, 也解释了为什么政府应当采取合适的绿色发展战略和必要的措施来减缓并遏制碳排放的发散式增长。从空间维度上来看, LCE 和 $\ln V$ 空间滞后项的估计系数同样为正, 意味着低碳经济转型与碳排放量在空间上具有正向溢出效应。在经济增长和环境约束的双重驱动下, 相邻省份的地方政府之间存在着示范效应, 对于绿色发展战略的拟定和实施能够形成有效的区域协同和联动效应。一个地区低碳经济转型水平的快速提升, 也能够带动周边区域协同发展, 加快实现绿色产业升级。并且产业结构耦合程度较高, 形成空间上的集聚, 在低碳经济转型水平较高省份的周边地区同样具有较强的低碳经济转型潜力。

(三) 稳健性检验

1. 直接效应、间接效应与总效应

实际上, 利用空间滞后项测算的空间溢出效应是全局效应而不是局部效应。有学者提出空间滞后项并不能完美地表达相邻区域局部溢出效应的部分, 除了估计空间滞后项的系数, 还应当考察局部效应^[25, 27-28]。因此, 参考邵帅等 (2016)^[21] 的做法, 本文基于地理距离权重矩阵, 进一步测算得到各变量的局部溢出效应, 即间接效应。表 4 报告了直接效应、间接效应和总效应的估计结果。从表 4 中可以看到, 主要变量估计系数的大小和方向与表 3 中的结果基本一致。可以认为局部效应和全局效应并无太大差异。因此, 表 3 的空间滞后项可以近似地表达出真实的空间溢出效应, 基准回归中的研究结果是稳健的。其他控制变量估计系数的方向性和显著性与前文基本保持一致, 不再赘述。

表 4 直接效应、间接效应与总效应估计结果

变量	低碳经济转型水平			碳排放总量		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
LCE_{t-1}	0.910*** (0.703)	0.016 (0.031)	0.927*** (0.785)			
$\ln V_{t-1}$				1.001*** (0.532)	0.018 (0.009)	1.021** (0.614)
$GTCI$	0.490** (0.207)	0.165** (0.156)	0.326** (0.441)	-0.213** (0.082)	-0.008* (0.012)	-0.275** (0.138)
$GTCI^2$	-0.160** (0.212)	-0.021* (0.000)	-0.161* (0.260)	0.132* (0.017)	0.001 (0.000)	0.144* (0.121)
其余变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	630	630	630	630	630	630

注: 列 (1) 和列 (4) 为直接效应; 列 (2) 和列 (5) 为间接效应; 列 (3) 和列 (6) 为总效应。

2. 替换空间权重矩阵与改变样本范围

除上述稳健性检验以外，本文将空间权重矩阵替换为邻接权重矩阵，并且删去前后两年的样本量，即剔除 2000 年与 2020 年的样本数据，再次进行估计。表 5 报告了稳健性检验结果。此处使用偏误修正的准最大似然估计法进行估计。检验结果表明，各主要变量的系数符号及显著性并未发生明显变化，并不改变基准回归中绿色发展战略分别与低碳经济转型和碳排放量之间的倒 U 型和 U 型趋势，再次印证了本文的研究结论具有稳健性。

表 5 替换空间权重矩阵与剔除部分样本估计结果

变量	低碳经济转型水平		碳排放总量	
	(1)	(2)	(3)	(4)
$GTCI$	0.067 ^{***} (0.946)	0.075 ^{***} (0.927)	-0.705 ^{***} (0.705)	-0.693 ^{***} (0.831)
$GTCI^2$	-0.028 ^{**} (0.568)	-0.031 ^{**} (0.556)	0.411 ^{**} (0.246)	0.406 ^{**} (0.259)
LCE_{t-1}	0.892 ^{**} (0.917)	0.734 ^{**} (0.698)		
$\ln V_{t-1}$			1.197 ^{***} (1.224)	1.369 ^{***} (1.297)
常数项	0.309 ^{***} (0.097)	0.340 ^{**} (0.083)	0.416 ^{**} (0.219)	0.429 ^{**} (0.254)
控制变量	控制	控制	控制	控制
空间滞后项	控制	控制	控制	控制
R^2	0.592	0.534	0.895	0.882
$\log\text{-lik}$	98.637	84.730	-152.458	-185.410
观测值	630	570	630	570

注：列（2）和列（4）剔除部分样本。

（四）区域层面实证检验

考虑到中国幅员辽阔，不同地区的要素禀赋和环境资源存在着较大的差异，为了探究不同地区的绿色发展战略对低碳经济转型的影响是否存在差异，本文进一步将样本所属区域划分为东部、中部和西部三大区域，分别进行实证检验。

从表 6 分区域回归结果来看，绿色发展战略对低碳经济转型的作用强度存在区域特征。具体而言，对于低碳经济转型，东部地区和中部地区最优 $GTCI$ 分别为 1.1650 和 1.1725。而在西部地区，最优 $GTCI$ 为 1.601，远高于东部地区和中部地区。除此以外，在西部地区，空间滞后项 $W \times LCE$ 和 $W \times \ln V$ 的系数均不显著，这表明，绿色发展战略对低碳经济转型影响的空间溢出效应并非贯穿整个样本区间。相对于东部地区和中部地区来说，西部地区整体发展较为落后，产业转型升级的潜力与动力不足，没有形成有效的生产规模，导致相邻地区产业链的耦合程度较弱、关联程度较低，一些学者也将此现象称之为“结构性失衡”^[29]。因此西部地区 $GTCI$ 临界值与东部地区和中部地区出现了一定程度上的偏离，绿色发展战略违背了要素禀赋结构的比较优势，使得低碳经济转型的溢出效应并不显著。

表 6 分区域实证检验结果

变量	低碳经济转型水平			碳排放总量		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>GTCL</i>	0.055*** (0.826)	0.041*** (0.673)	0.034** (0.492)	-0.387** (0.295)	-0.344** (0.247)	-0.306* (0.218)
<i>GTCL</i> ²	-0.023*** (0.274)	-0.017** (0.219)	0.014* (0.082)	0.173** (0.086)	0.159** (0.071)	0.162** (0.080)
<i>LCE</i> _{<i>t</i>-1}	0.648** (0.385)	0.708** (0.275)	0.730** (0.298)			
<i>W</i> × <i>LCE</i>	0.273** (0.091)	0.206** (0.085)	0.179 (0.063)			
<i>lnV</i> _{<i>t</i>-1}				1.288*** (0.254)	1.209* (0.283)	1.437** (0.294)
<i>W</i> × <i>lnV</i>				0.354** (0.078)	0.398* (0.062)	0.271 (0.049)
<i>W</i> × <i>GTCL</i>	0.049** (0.017)	0.032* (0.014)	0.056** (0.020)	0.083 (0.034)	0.061 (0.029)	0.052 (0.033)
常数项	0.298** (0.091)	0.301*** (0.112)	0.286** (0.102)	0.424** (0.192)	0.455** (0.218)	0.399* (0.164)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>R</i> ²	0.749	0.683	0.692	0.469	0.501	0.475
<i>log-lik</i>	68.325	72.765	51.390	-192.684	-203.491	-198.302
观测值	252	189	126	252	189	126

注：列 (1) 和列 (4) 为东部地区；列 (2) 和列 (5) 为中部地区；列 (3) 和列 (6) 为西部地区。

(五) 影响机制检验

根据前文理论分析，按照要素禀赋结构的比较优势来实施绿色发展战略，可以通过增强企业自生能力、加大创新研发活动和提高绿色部门规模等路径影响低碳经济转型。本文构建如下中介效应模型进行影响机制检验，进一步探讨绿色发展战略对低碳经济转型的作用机理。

$$M = \alpha_0 + \beta_1 GTCL_{it} + \beta_2 GTCL_{it}^2 + \gamma X + WX\delta + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \tag{13}$$

$$LCE_{it} = \beta_0 + \alpha_1 M + \beta_1' GTCL_{it} + \beta_2' GTCL_{it}^2 + \gamma X + WX\delta + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \tag{14}$$

其中，*M* 为中介变量，分别代表自生能力、绿色创新研发和绿色部门规模。表 7 报告了中介效应的检验结果。

表 7 中介效应检验结果

变量	自生能力		创新研发		绿色部门规模	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>GTCL</i>	0.035*** (0.016)	0.325* (0.041)	0.093** (0.042)	0.348* (0.094)	0.072** (0.580)	0.301** (0.083)

表7(续)

变量	自生能力		创新研发		绿色部门规模	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$GTCI^2$	-0.017** (0.009)	-0.151** (0.062)	-0.045*** (0.022)	-0.162* (0.045)	-0.039** (0.035)	-0.138** (0.070)
$Viability$		-0.073** (0.068)				
$Patent$				0.003* (0.001)		
η						0.168** (0.082)
常数项	0.497* (0.078)	0.326** (0.059)	9.283*** (1.976)	0.402** (0.093)	0.098*** (0.012)	0.341** (0.074)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
空间滞后项	控制	控制	控制	控制	控制	控制
μ_i	控制	控制	控制	控制	控制	控制
λ_i	控制	控制	控制	控制	控制	控制
R^2	0.577	0.602	0.501	0.543	0.653	0.680
观测值	630	630	630	630	595	595

注：列(1)、列(3)、列(5)为式(13)回归结果；列(2)、列(4)、列(6)为式(14)回归结果。 $Viability$ 为国有企业比重， $Patent$ 为发明专利申请总数对数， η 为环境污染治理投资总额占当地投资总额比重。

首先，企业的自生能力是新结构环境经济学的微观基础，是指一个处于开放自由竞争的市场环境中的企业，无须依靠政府或外界补助就可以获得一个社会可接受的正常利润水平的能力。正如理论分析中所提到的，当遵循要素禀赋结构的比较优势实行绿色发展战略，能够最大限度地增强企业生存能力；否则，若违背比较优势，将会缺乏自生能力。借鉴郑洁和付才辉(2020)^[17]的做法，本文选择国有企业比重作为企业自生能力的度量指标。其理论逻辑是：政府出于保障就业和财政收入等社会目标，通过财政补贴等方式支持国有企业^[5,30]。具体地，国有企业比重的计算方法是用国有及国有控股企业工业总产值除以工业总产值。该指标越大，表示地区或行业内国有企业的比重越大，企业的自生能力就越弱；反之，企业的自生能力就越强。

表7列(1)显示，绿色技术选择指数平方项的系数显著为负，并且列(2)中 $Viability$ 的系数显著为负，说明偏离最优 $GTCI$ ，违背比较优势的绿色发展战略会通过降低企业自生能力，从而对低碳经济转型造成负面影响。假设H2得以验证。

其次，企业在面对资源条件限制和环境软约束时，会通过增加研发投入进行创新研发，以此来提高生产效率，缓解由于清洁生产成本上升造成的负面影响。因此，绿色发展战略通过促进创新研发影响低碳经济转型。为验证该机制，这里将对数化后的各省份发明专利申请总数($Patent$)作为创新研发活动的代理变量进行中介效应检验，结果如表7中的列(3)和列(4)所示。绿色发展战略会显著影响企业的创新研发活动，且创新研发活动对低碳经济转型具有正向的作用。假设H3得以验证。

最后，上文理论分析中指出，绿色发展战略能够扩大绿色部门在经济体中所占比重，从而实现低碳

经济转型。就目前来看,学术界对碳排放率较低的绿色部门还没有一个严格意义上的界定标准。为验证该机制,本文借鉴已有学者的研究^[9-10,31],采用环境污染治理投资总额占当地投资总额比重作为代理变量,以此来测度一个地区内绿色部门所占比重。该指标的逻辑是:若绿色部门在经济体中的占比越大,则相应的绿色活动就会增加,其所愿意支付的污染治理投资费用就会随之增加。表7中的列(5)和列(6)结果显示,估计结果均在5%的置信水平上显著,说明绿色部门规模发挥了中介效应,假设H4得以验证。

六、结论及政策建议

在“双碳”目标背景下,本文基于新结构环境经济学理论,构建低碳经济转型的理论分析框架,并提出相应的研究假设。在此基础上利用2000—2020年省级面板数据进行实证检验,探究了绿色发展战略对低碳经济转型的影响及作用机制。

相较于已有研究,本文主要的创新性结论为:(1)绿色发展战略同时具有“经济效应”和“减排效应”,与低碳经济转型和碳排放量之间分别呈现显著的倒U型和U型关系,临界值分别为1.228和1.196。当锚定的绿色技术选择指数低于临界点时,提高绿色技术选择指数会促进低碳经济转型,减少碳排放总量;当超过一定的阈值后,则会表现出显著的抑制作用。只有锚定最优绿色技术选择指数,按照要素禀赋的比较优势来实施绿色发展战略,才能够在最大程度上降低碳排放,促进低碳经济转型。(2)低碳经济转型和碳排放量均具有较强的时空依赖性,即在时间维度上表现出显著的正向惯性效应,在空间维度上表现出正向溢出效应。在经济增长和环境约束的双重驱动下,不同地方政府之间存在着示范效应,在绿色发展战略的制定和实施过程中会形成有效的区域协同联动效应,本地实现低碳经济转型的同时也会带动周边地区协同发展。(3)绿色发展战略对低碳经济转型的影响效果在不同区域存在异质性,在东部地区的作用效果较为显著。此外,绿色技术选择指数临界值存在差异,由于西部地区产业间的耦合程度较弱、关联程度较低,西部地区的最优绿色技术选择指数远高于东部地区和中部地区。绿色发展战略和相关政策难以发挥有效的宏观调控作用,溢出效应尚不明显。(4)机制检验结果表明,遵循要素禀赋结构的比较优势,采取合适的绿色发展战略,能够通过增强企业的自生能力,增加企业研发投入和创新研发活动,从而促进非绿色部门向绿色部门转变,提高绿色部门在经济体中的比重,最终推动低碳经济转型。企业自生能力、创新研发和绿色部门规模充当了中介变量,并且与基准回归相同,中介效应呈现出非线性特征。

上述研究结论对促进低碳经济转型和节能减排具有重要的政策含义。第一,在新结构经济学的视角下,政府部门扮演着“有为政府”的角色,相关部门在制定和实施绿色发展战略的过程中,要关注当地的要素禀赋和经济发展状况,锚定最优绿色技术选择指数,按照要素禀赋结构的比较优势来采取合适的发展模式,才能够在最大程度上推动低碳经济转型,充分发挥绿色发展战略的“经济效应”和“减排效应”双重作用。应该从自身国情出发,大力推动节能减排,不断调整优化能源结构,因地制宜地采取绿色发展战略。第二,传统的环境治理理论认为高密度的经济活动是导致高能耗、高污染的根本原因,其往往忽略了经济集聚带来的空间溢出效应。由于各省份之间存在区域协同联动效应,地方政府应当充分重视碳减排效应的外溢性,开展并加强跨区域合作,促进地区间的绿色发展战略和节能减排政策形成有效的协同联动机制,带动周边地区低碳经济共同发展,同时也让减排效应在更大范围内得到实现。第三,从产业结构变迁来看,在新常态下,经济结构不断地优化升级,服务业逐渐占据主导地位,但是服务业的能源利用效率未能得到有效提升,因此还需要以能源转型带动服务业向低碳化发展,积极发挥能源转型、低碳经济转型和产业结构优化的联结作用,使其相辅相成,相互促进。第四,还要疏通具有中介作用的中间渠道,政府部门通过适当引导,让企业更加重视科学发展,利用要素禀赋的比较优势来同时实现经济效益和社会效益。此外,还可以充分利用环境规制和财政补贴等手段,进一步扩大绿色部门所占的规模比重,不断推动经济沿着有利于节能减排的路径演化。

参考文献:

- [1]肖康康,强皓凡.“金融结构-产业结构”协调演进与经济发展[J].社会科学,2021(9):28-49.
- [2]崔也光,周畅,王肇.地区污染治理投资与企业环境成本[J].财政研究,2019(3):115-129.
- [3]张世秋.环境经济学研究:历史、现状与展望[J].南京工业大学学报(社会科学版),2018,17(1):71-77.
- [4]林毅夫.经济发展与中国文化[J].战略与管理,2003(1):45-51.
- [5]LIN J Y F. Economic development and transition:thought, strategy, and viability[M]. Cambridge:Cambridge University Press,2009.
- [6]王金南,曹东,陈潇君.国家绿色发展战略规划的初步构想[J].环境保护,2006(6):39-43,49.
- [7]杨洲木,王文平,张斌.低碳绿色型产业升级进程中的政策干预机理——基于新结构经济学理论框架[J].经济评论,2017(3):119-133,147.
- [8]朱欢,郑洁,赵秋运,等.经济增长、能源结构转型与二氧化碳排放——基于面板数据的经验分析[J].经济与管理研究,2020,41(11):19-34.
- [9]龚贤,王毅.绿色发展与我国产业结构转型升级的耦合协调度研究[J].乡村论丛,2021(3):36-42.
- [10]李发莹.中国产业结构调整与绿色发展效率的关系研究[D].合肥:安徽大学,2021.
- [11]林毅夫,付才辉,郑洁.新结构环境经济学:一个理论框架初探[J].南昌大学学报(人文社会科学版),2021,52(5):25-43.
- [12]郑洁,赵秋运,朱欢,等.金融结构与环境污染:新结构环境金融的理论初探[J].经济问题探索,2021(10):165-172.
- [13]朱欢,李欣泽.发展战略对能源消费强度的影响——基于新结构经济学的分析[J].河海大学学报(哲学社会科学版),2021,23(5):26-36,110.
- [14]林毅夫.新结构经济学——重构发展经济学的框架[J].经济学(季刊),2011,10(1):1-32.
- [15]付才辉.最优生产函数理论——从新古典经济学向新结构经济学的范式转换[J].经济评论,2018(1):3-46.
- [16]余航,周泽宇,吴比.城乡差距、农业生产率演进与农业补贴——基于新结构经济学视角的分析[J].中国农村经济,2019(10):40-59.
- [17]郑洁,付才辉.企业自生能力与环境污染:新结构经济学视角[J].经济评论,2020(1):49-70.
- [18]郑洁,付才辉,张彩虹.财政分权与环境污染——基于新结构经济学视角[J].财政研究,2018(3):57-70.
- [19]林毅夫.新结构经济学的理论框架研究[J].现代产业经济,2013(Z1):18-23.
- [20]申广军.比较优势与僵尸企业:基于新结构经济学视角的研究[J].管理世界,2016(12):13-24,187.
- [21]邵帅,李欣,曹建华,等.中国雾霾污染治理的经济政策选择——基于空间溢出效应的视角[J].经济研究,2016,51(9):73-88.
- [22]范庆泉.环境规制、收入分配失衡与政府补偿机制[J].经济研究,2018,53(5):14-27.
- [23]谢伦裕,张晓兵,孙传旺,等.中国清洁低碳转型的能源环境政策选择——第二届中国能源与环境经济学者论坛综述[J].经济研究,2018,53(7):198-202.
- [24]刘琳.生产性服务业集聚与城市制造业出口升级——基于空间杜宾模型的实证检验[J].技术经济与管理研究,2021(4):122-128.
- [25]ELHORST J P. Dynamic spatial panels:models, methods, and inferences[J]. Journal of Geographical Systems,2012,14(1):5-28.
- [26]杨光勇,计国君.双环境规制对再制造决策的影响[J].管理评论,2021,33(12):30-40.
- [27]SONG Y Y, LI J J, WANG J L, et al. Eco-efficiency of Chinese transportation industry: a DEA approach with non-discretionary input[J]. Socio-Economic Planning Sciences,2022,84:101383.
- [28]GONG Q, LIN J Y F, ZHANG Y L. Financial structure, industrial structure, and economic development: a new structural economics perspective [J]. The Manchester School,2019,87(2):183-204.
- [29]杨翔宇.中国经济结构性失衡原因探析——基于奥地利学派商业周期理论视角[D].大连:东北财经大学,2017.
- [30]林毅夫.新结构经济学、自生能力与新的理论见解[J].武汉大学学报(哲学社会科学版),2017,70(6):5-15.
- [31]韩峰,阳立高.生产性服务业集聚如何影响制造业结构升级?——一个集聚经济与熊彼特内生增长理论的综合框架[J].管理世界,2020,36(2):72-94, VII.

Green Development Strategy, Technology Choice and Low-carbon Economics Transformation —Based on a New Structural Economics Perspective

WANG Jinli

(Renmin University of China, Beijing 100872)

Abstract: In the context of carbon neutralization and carbon peaking targets, how to balance growth efficiency and carbon emission reduction is an important issue. As China's economy enters a new normal, various industrial field such as energy and chemical industry have also entered a critical period of low-carbon transition. How to formulate appropriate green development strategies to promote the development of low-carbon economy has become an urgent problem, and the study of this issue not only has important academic value, but also has strong practical significance for the transformation of low-carbon economy in China.

Based on a new structural economics perspective, this paper constructs a theoretical analysis framework of low-carbon economic transformation and adopts the Green Technology Choice Index (GTCI) as a measure of green development strategies. Based on the provincial panel data of China from 2000 to 2020, the dynamic spatial Durbin model and the SYS-GMM method are used to identify the impact of green development strategies on the low-carbon economic transition. The research shows that, first, there is an inverted U-shaped and U-shaped relationship between green technology choice and the level of low-carbon economic development and total carbon emissions. Second, the low-carbon economic transition has shown a temporal inertia effect and a spatial spillover effect, with a significant positive impact on the local and surrounding areas. Third, the impact of green development strategies in eastern, central and western regions is heterogeneous. Fourth, the mechanism test shows that the green development strategy following comparative advantage can enhance the self-generating ability of enterprises and promote green innovation and R&D activities. The above findings still hold after a series of robustness tests.

Based on this study, this paper proposes the following enlightening policy recommendations as follows: First, under the perspective of new structural economics, relevant departments should pay attention to local factor endowments, and adopt appropriate development models according to the comparative advantage of factor endowment structures. Second, local governments should pay full attention to the spillover of carbon emission reduction effect, promote the energy conservation and emission reduction policies among regions to form an effective synergistic linkage mechanism. Third, from the perspective of industrial structure changes, China's economic structure has been continuously optimized and upgraded, so it is necessary to drive the industry to low-carbon development by energy transformation.

Keywords: new structural economics; green development strategy; dynamic spatial durbin model; green technology choice index; low-carbon economics transformation

(责任编辑: 周 斌)