

绿色技术创新水平对低碳经济转型的影响研究 —基于能源消费与产业结构的中介视角

周婷

重庆师范大学, 重庆 401331

摘要: 本文基于 2008—2022 年中国 30 个省级面板数据构建非线性模型, 实证剖析了绿色技术创新水平对低碳经济转型的作用。研究表明, 绿色技术创新与碳排放、碳绩效显著非线性相关, 且能通过优化能源消费结构、促进产业结构升级对二者产生影响, 为推动中国低碳经济转型提供了关键理论支撑与政策启发。

关键词: 碳排放; 绿色技术创新; 碳绩效

1 理论分析与研究假设

1.1 绿色技术创新对低碳经济转型的直接影响

绿色技术创新对碳排放影响具双重性。一方面, 技术迭代提能效, 降能耗成本, 致产品需求上升, 企业扩产能, 增能源消耗与碳排放。技术创新高风险成本产生出效应, 且能效提升使化石能源价格降, 若其他要素价格未抵消下跌, 其会替代要素增加需求, 削弱降碳预期。产出效应和化石能源需求上涨是碳回弹主因及促碳排放关键。另一方面, 绿色技术创新全环节助力降碳。清洁能源替代源头减排, 改进生产工艺间接降碳, 优化末端治理及发展碳汇等技术也能减排。在绿色技术创新的初期, 企业需要投入大量资源进行技术研发和改造, 短期内可能导致成本上升、经济效益下降, 从而对碳绩效产生负面影响。随着绿色技术创新的成功应用, 企业能够通过提高能源效率、降低污染排放、优化资源配置等方式实现环境效益与经济效益的双重提升, 碳绩效显著改善^[1]。然而, 当绿色技术接近成熟或市场渗透率较高时, 进一步增加专利对碳绩效的边际贡献可能递减, 甚至因技术竞争或市场拥挤导致效率下降。据此, 本文提出假设 1。

假设 1: 绿色技术创新与低碳经济转型之间呈现非线性关系。

1.3 绿色技术创新对低碳经济转型的间接影响

绿色技术创新对能源消费结构和产业结构均产生显著影响。从能源消费结构来看, 绿色技术创新有助于提升资源配置效率。在要素能够自由流动的环境中, 随着绿色技术创新水平的不断提高, 低碳与零碳技术日益成熟, 其使用成本逐渐降低。这使得更多清洁能源得以进入生产领域, 清洁技术的研发与应用占比持续上升, 而化石能源的消耗占比相应下降, 从而从源头上有效控制了碳排在产业结构方面, 绿色技术创新同样发挥着重要作用^[2]。绿色技术创新的发展可推动产业结构朝着高端化、绿色化方向转变, 进而间接提高碳绩效^[3]。当绿色技术创新水平提升时, 人才、资本等生产要素会更倾向于流向低碳生产性服务业, 进而推动高污染行业向低污染行业加速转移。不过, 新技术的广泛应用以及能源效率的提升, 常常会带动产量的增加, 促使第二产业产值上升, 这在一定程度上加剧了化石能源的消耗。在其他生产要素使用量保持不变的情况下, 绿色技术创新所引发的能源消费净增长, 反而会

对碳绩效产生积极影响，有助于提升碳绩效水平^[4]。据此，本文提出以下假设。

假设 2:绿色技术创新水平提升通过优化能源消费结构降低碳排放。

假设 3:绿色技术创新水平提升会阻碍产业结构优化来增加碳绩效。

2 研究设计

2.1 指标选取及变量说明

1. 被解释变量：低碳经济转型。本文把低碳经济转型划分为碳排放和碳绩效两方面。其中，碳排放通过各省碳排放总量的对数来衡量；碳绩效则参照孙作人等的方法，以各省份 GDP 与 CO₂ 排放量的比值进行衡量^[5]。

2. 核心解释变量：本文使用绿色专利申请量的对数衡量绿色技术创新。

$$\begin{aligned} Inco_{2it} &= \alpha_0 + \alpha_1 lningr_{2it} + \alpha_2 (lningr_{2it})^2 + \sum_{j=1}^p \alpha_j Controls_{it} + \lambda_1 + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (1) \\ Gco_{2it} &= \beta_0 + \beta_1 lningr_{2it} + \beta_2 (lningr_{2it})^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j Controls_{it} + \lambda_1 + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (2) \end{aligned}$$

其中， i 表示省份， t 表示年份， $Inco_{2it}$ 是碳排放， Gco_{2it} 是碳绩效， $lningr$ 表示 i 省份第 t 年的绿色技术创新， $Controls_{it}$ 是控制变量， λ_i 和 δ_t 分别指省份固定效应与年份固定效应， ε_{it} 是随机扰动项。

$$M_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 lningr_{2it} + \gamma_2 (lningr_{2it})^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j Controls_{it} + \lambda_1 + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中， M_{it} 为中介变量，其它部分与式(1)相同。

2.3 数据说明

鉴于数据可得性，本文选取 2008-2022 年间中国 30 个省级行政区样本，数据主要源自

3. 中介变量：本文以煤炭消费总量占能源消费总量的比重衡量能源消费结构，以第三产业增加值占地区生产总值的比重衡量产业结构。

4. 控制变量：经济发展水平以地区生产总值与地区人口总量的比值衡量；基础设施建设以地区公路里程数的对数衡量；政府干预程度以政府财政支出占 GDP 的比值衡量；环保力度以工业污染治理完成投资与地区生产总值的比值衡量。

2.2 模型构建

基于上述理论分析，绿色技术创新与低碳经济转型间存在非线性关系。因此，本文在模型中添加绿色技术创新平方项，构建非线性基准回归模型：

本文根据江艇的方法，构建机制分析模型验证绿色技术创新对碳排放、碳绩效的影响机制。模型如下：

《中国统计年鉴》《中国能源统计年鉴》及各省份相应年份统计年鉴。对部分缺失数据，采用插值法计算补充。本文主要变量的描述性统计结果见表 1。

表 1 变量的描述性统计结果

变量类型	变量代码	观测数	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	碳排放 ($Inco_2$)	450	11.226	0.776	8.442	13.0672
	碳绩效 ($Gco2$)	450	0.758	0.544	0.0484	2.9203
核心解释变量	绿色技术创新 ($lningr$)	450	7.710	1.532	3.045	10.9203
中介变量	能源消费结 (es)	450	0.392	0.155	0.0056	0.724
	产业结构 ($serv$)	450	0.483	0.093	0.298	0.8386
控制变量	经济发展水 ($rgdp$)	450	5.243	3.080	0.975	19.053

基础设施建 (<i>basic</i>)	450	14.914	8.052	1.1497	40.539
政府干预程度 (<i>gov</i>)	450	0.240	0.100	0.087	0.643
环保力度 (<i>il</i>)	450	0.001	0.001	7.56	0.0099

3 实证分析

3.1 基准回归分析

本文构建非线性模型进行基准回归分析，结果见表2。表2中列(1)与列(3)数据显示，绿色技术创新与碳排放、碳绩效间呈显著正向线性关系。列(2)数据表明，绿色技术创新的二次项系数显著为负，意味着其对碳排放的影响呈显著倒U型关系，即绿色技术在小

规模应用及技术成熟度提升阶段，对碳绩效的边际贡献显著增强，在技术接近市场饱和阶段，对碳绩效的边际效应递减。此外，列(4)结果表明，绿色技术创新与碳绩效的线性关系不稳定，引入控制变量和固定效应前后，相关系数的方向与显著性变化明显。尤其纳入绿色技术创新平方项后，基础项系数变为显著负值，平方项系数始终显著为正，二者间存在显著U型关系，验证了假设1。

表2 基准回归结果

变量	<i>Inco₂</i>		<i>Gco₂</i>	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>lningr</i>	0.139*** (0.033)	0.212*** (0.053)	0.063* (0.035)	-0.244*** (0.051)
<i>(lningr)²</i>		-0.007* (0.004)		0.029*** (0.004)
<i>cons</i>	9.821*** (0.233)	9.581*** (0.268)	-0.601** (0.247)	0.314 (0.258)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
省份、时间	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	450	450	450	450
<i>F</i>	90.011	86.062	45.741	53.182
<i>R²</i>	0.810	0.811	0.684	0.727

注：*、**和***分别表示10%、5%和1%的显著性；括号内数值为标准误，下表同。

3.2 稳健性检验

为保障研究结论可靠、稳健，本文运用多种方法验证。首先，以各省份绿色专利授权数量作绿色技术创新替代指标，重新开展实证分析，结果见表3列(1)和列(2)。其次，为降低

极端值对分析结果的潜在影响，对所有变量进行1%双边缩尾处理，处理后的回归结果见表3列(3)和列(4)。稳健性检验显示，绿色技术创新与碳排放、碳绩效间均呈显著U型关系，与基准回归模型估计结果相符。由此表明，本文研究结论稳健性较高。

表3 稳健性检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Inco₂</i>	<i>Gco₂</i>	<i>Inco₂</i>	<i>Gco₂</i>
<i>lningr</i>	0.190*** (0.044)	-0.202*** (0.043)	0.184*** (0.057)	-0.285*** (0.055)

$(lningr)^2$	-0.006 (0.003)	0.032*** (0.003)	-0.007 (0.004)	0.031*** (0.004)
<i>cons</i>	9.729*** (0.234)	0.094 (0.225)	9.699*** (0.306)	0.618** (0.295)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
省份、时间	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	450	450	420	420
R^2	0.812	0.745	0.811	0.714

3.3 机制分析

本文构建机制分析模型并进行回归分析，深入探究能源消费结构、外商直接投资和产业结构在绿色技术创新影响碳排放、碳绩效路径中的作用机制，结果见表4。列(1)回归结果表明，绿色技术创新对能源消费结构的回归系数为0.026，且在1%显著性水平上通过检验，

说明绿色技术创新能显著优化能源消费结构。列(2)中，绿色技术创新的二次项系数在1%显著性水平上显著，进一步证实其对能源消费结构的影响呈非线性，假设2和假设3均得到验证。表4列(3)和列(4)回归结果显示，绿色技术创新对产业结构有显著负向作用，这是由于绿色技术创新需大量研发人才与资金投入，使得服务业的高端要素流向绿色技术研发部门。

表4 机制检验回归结果

变量	(1) 能源消费结构	(2)	(3) 产业结构	(4)
<i>lningr</i>	0.026*** (0.009)	-0.076*** (0.007)	-0.038*** (0.005)	0.075*** (0.013)
$(lningr)^2$		0.004*** (0.000)		-0.005*** (0.001)
<i>cons</i>	0.430*** (0.061)	0.746*** (0.034)	0.632*** (0.032)	0.285*** (0.067)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
省份、时间	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	450	450	450	450
R^2	0.754	0.859	0.840	0.767

4 结论与建议

本研究基于省级面板数据构建非线性模型，深入实证分析了绿色技术创新对碳排放、碳绩效的影响，得出结论：绿色技术创新与碳排放、碳绩效间存在显著非线性关系，且能通过优化能源消费结构、推动产业结构升级影响二者，同时其影响存在区域差异。基于上述结论，本文提出政策建议：（1）加强绿色技术创新政策扶持。政府需加大资金投入，在研发和成果转化阶段给予税收优惠、补贴等，增强

企业创新积极性。（2）加快能源消费结构优化。大力推进清洁能源技术应用，加大对风能、太阳能等可再生能源投资，丰富能源结构，提高清洁能源占比，降低对高碳能源依赖，推动能源低碳转型。（3）大力推动产业结构升级。通过政策引导，促使高耗能产业向低碳、环保转变，积极发展第三产业，提升经济绿色水平。（4）实施区域差异化政策。分类施策，对东部和中部巩固创新成果，推动向更高层次发展；

对西部加强基础设施建设与技术支持,提升创新应用能力。

参考文献

- [1] 胡珺,方祺,龙文滨. 碳排放规制、企业减排激励与全要素生产率——基于中国碳排放权交易机制的自然实验[J]. 经济研究,2023,58(04):77-94.
- [2] 张平淡,屠西伟. 制造业集聚、技术进步与企业全要素能源效率[J]. 中国工业经济,2022,(07):103-121.
- [3] 邵帅,范美婷,杨莉莉. 经济结构调整、绿色技术进步与中国低碳转型发展——基于总体技术前沿和空间溢出效应视角的经验考察[J]. 管理世界,2022,38(02):46-69+4-10.
- [4] 郭蕾,肖有智. 碳排放权交易试点的创新激励效应研究[J]. 宏观经济研究,2020,(11):147-161.
- [5] 孙作人,刘毅,田培培. 产业集聚、市场化程度与城市碳效率[J]. 工业技术经济,2021,40(04):46-57.