

低碳技术创新有效抑制了碳排放吗?

——基于PSTR模型的实证分析

王道平¹, 杜克锐², 鄢哲明³

(1. 上海财经大学 城市与区域科学学院, 上海 200043; 2. 厦门大学 管理学院, 福建 厦门 361005;

3. 陕西师范大学 国际商学院, 陕西 西安 710119)

摘要: 利用1992—2012年71个国家或地区的专利统计数据, 从全球视角检验了低碳技术创新对碳排放的抑制作用, 并分析了收入水平对低碳技术创新的碳减排作用的门槛效应。研究表明: (1) 低碳技术创新对碳排放的作用并非线性, 两者的关系会受到收入水平的影响, 具体而言, 在低收入地区, 低碳技术创新对碳排放没有显著的抑制作用, 而在高收入地区, 低碳技术创新具有显著的碳减排作用; (2) 低碳技术创新的碳排放抑制作用随收入不断增强的过程是平滑转换的; (3) 在碳减排渠道方面, 低碳技术创新具有提升能源效率和抑制能源结构碳强度的作用, 并且收入水平在两个渠道中存在不同的门槛效应。因此, 低收入国家应积极设计并实施鼓励低碳技术落地应用的政策, 应采取措施促进低碳技术创新在国家间的扩散, 且全球范围内的低碳技术创新体系亟待进行一场根本性变革。

关键词: 低碳技术创新; 碳排放; 收入水平; 门槛效应; 面板平滑转换回归模型

中图分类号: F062.2 **文献标识码:** A **文章编号:** 1672-6049(2018)06-0001-14

一、引言与文献综述

以二氧化碳为主的温室气体排放导致全球气候变暖已成为事实, 寻找切实可行的缓解气候变化路径是目前全球各国所共同面对的重大议题。从京都议定书、哥本哈根峰会到巴黎峰会, 人类社会一直都在努力应对气候变化问题的挑战, 寻求可持续发展之路。从最初的自上而下依次分解的各国强制性减排目标, 到各国根据自身条件提交国家自主贡献, 全球各国几乎达成如下共识: 气候变化问题并没有全球普适性的万能药方, 寻找适合各国国情的减排路径至关重要。在诸多解决方案中, 低碳技术创新被寄予厚望。国际能源署预测, 从当前中国的能源政策情形到可持续发展情形, 能源效率技术的二氧化碳减排贡献率最高(39%), 可再生能源技术次之(31%)。但是, 这是否意味着低碳技术创新是当前全球普适性的解决方案? 尤其是在收入水平与技术水平密切相关的背景下, 低收入和低技术水平的经济体是否也应该照搬照抄他国经验, 增加研发投入以提升低碳技术自主创新能力? 倘若对于不同收入水平的经济体, 低碳技术创新的二氧化碳减排作用效果存在门槛式的界限, 那么在一定经济发展阶段内, 低碳技术创新“药方”并不能完全发挥作用。因此, 全面理解低碳技术创新的碳减排

收稿日期: 2018-10-12

基金项目: 国家自然科学基金青年项目(71603148); 教育部人文社会科学研究青年基金项目(18YJC790194)

作者简介: 王道平(1992—), 男, 山东聊城人, 上海财经大学财经研究所博士研究生, 研究方向为环境经济学; 杜克锐(1986—), 男, 广东汕头人, 厦门大学管理学院副教授, 研究方向为环境经济学; 鄢哲明(1988—), 男, 贵州遵义人, 陕西师范大学国际商学院讲师, 研究方向为低碳技术创新。

作用,有助于全球各国共同建设应对气候变化的能力,具有重要的现实意义。

关于低碳技术创新是否能有效抑制二氧化碳排放,许多文献展开了深入的研究。由于无法在宏观经济层面直接观测技术进步,一些文献使用分解方法研究技术进步对碳排放的影响。指数分解法(Index Decomposition Analysis, IDA)是使用最广泛的分解方法。例如,林伯强和毛东昕^[1]使用对数均值迪氏分解法(Logarithmic Mean Divisia Index, LMDI)研究中国碳排放强度下降的阶段性特征及其影响因素。Zhou and Ang^[2]以及董锋等^[3]提出一种基于生产理论的分解方法(Production-theory Decomposition Analysis, PDA)用于研究GDP、能源强度和技术因素对碳排放的影响。Wang *et al.*^[4]改进了Zhou和Ang^[2]的方法,研究了中国二氧化碳排放的影响因素,发现技术进步抑制了二氧化碳的排放。考虑到以Kaya恒等式为基础的分解方法存在的缺陷,Vaninsky^[5]提出了广义迪氏指数分解法(Generalized Divisia Index Method, GDIM),能够更加准确地估计不同因素对碳排放演变的实际贡献。闫庆友和尹洁婷^[6]使用GDIM分解方法研究了京津冀地区碳排放演变的驱动因素,发现低碳技术进步是节能减排的决定性因素。从本质上看,因素分解法通过核算的方式估计技术进步的减排效应,其测度的是广义技术变化与二氧化碳排放量之间的数量关系。例如,在使用IDA方法的文献中,通常将子部门能源强度变化对应的减排量当作技术进步的减排效应;在使用PDA方法的文献中,则将技术前沿的变化视为减排效应。因此,因素分解法可以观测广义的技术进步,但却难以准确测度更为具体的低碳技术创新与二氧化碳排放之间的关系。

与分解方法不同,不少文献使用计量经济学方法检验低碳技术创新对碳排放的抑制作用。这类研究面临的一个核心问题是,寻找技术进步合适的代理变量。考虑到研发支出是创新活动的投入,可以在一定程度上反映技术创新,因此,许多学者使用研发支出作为技术进步的代理变量。例如,何小钢和张耀辉^[7]以研发投入强度作为技术水平的代理变量,结论是研发投入强度对碳排放没有显著的影响。Cole *et al.*^[8]对日本企业的研究得出不同的结论,他们发现研发投入可以显著抑制企业的碳排放。Yin *et al.*^[9]使用研发投入与GDP的比例作为技术进步的代理变量,研究发现技术进步有助于二氧化碳减排。

考虑到研发支出仅代表创新活动的投入,并不一定与技术进步有固定的比例关系,而创新活动的产出指标能更精确地反映技术进步,因此,越来越多的学者使用专利数量作为技术进步的代理变量。例如,Carrión-Flores and Innes^[10]利用1989—2004年制造业面板数据研究环境创新与有毒空气污染物之间的关系,使用专利数量作为环境创新的代理变量,发现环境创新与有毒空气污染物之间具有双向因果关系。Wang *et al.*^[11]使用能源技术专利作为能源技术创新的代理变量研究能源技术创新对碳排放的影响,通过对1997—2008年中国30个省份的面板数据的分析发现,化石能源技术进步对碳排放没有显著影响,而低碳能源技术创新对碳排放具有一定的抑制作用,但这种影响存在地区差异。Ding *et al.*^[12]以低碳技术专利存量作为代理变量,使用IPAT/STIRPAT模型研究了低碳技术创新对意大利95个省份碳排放的影响,发现低碳技术创新对碳排放没有显著影响,但有助于环境生产率的提高。Ghissetti and Quatraro^[13]也得到了类似的结论。焉哲明等^[14]使用专利统计方法测算了1992—2012年15个经济体的低碳技术创新水平,以此作为代理变量,发现低碳技术创新具有显著的碳强度抑制作用。

通过以上文献梳理不难发现,已有研究采用了多种方法考察广义技术进步和低碳技术创新对碳排放的影响,取得了诸多可供借鉴的研究成果。与此同时,现有文献仍然具备以下两点可进一步拓展之处。首先,从研究视角看,尽管碳减排是一项全球性任务,但是现有文献大多仅使用局部地区的数据来研究低碳技术创新对碳排放的作用。其次,从研究对象的影响机制看,在不同经济发展阶段,低碳技术创新在经济、社会和环境等系统中的相对重要性存在差异,具体的碳排放抑制效果可能并不完全一致,即低碳技术创新对碳排放的作用可能随收入水平的变化而变化,这在很大程度上决定了全球低碳技术创新相关政策的取向,但几乎没有文献对这一机制进行研究。总之,从全球范围来看,低碳技术创新能有效抑制碳排放吗?两者的关系是否会受到收入水平的影响?本文试图采用全球71个国家或地区的面板数据来研究以上两个问题。

本文的主要贡献在于:(1)整理了1992—2012年全球71个国家或地区的面板数据,检验了低碳技术创新对碳排放的抑制作用,为现有的低碳技术创新绩效理论提供了新的经验证据。(2)研究了低碳技术创新对碳排放的抑制作用是否会受到收入水平的影响,而且进一步将低碳技术创新对碳排放的影响分解为两个渠道,研究了收入水平在两个渠道中的不同影响。相关研究者可借此深入了解低碳技术创新发挥碳减排作用的条件,为政策设计提供信息。(3)在研究方法上,使用面板平滑转换回归模型研究低碳技术创新、收入水平与碳排放的关系,允许低碳技术创新对碳排放的影响随收入水平变化而发生平滑转换,有效克服了分组回归、传统门槛回归等模型无法精准刻画变量系数平滑转换的问题,提高了结果的可靠性。

二、模型构建与数据处理

(一) 模型的选取

为了考察低碳技术创新对地区碳排放的影响,本文首先构建如下简单的线性回归模型:

$$y_{it} = \mu_i + \alpha \ln PGTK_{it} + \beta' X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

(1)式中 y_{it} 为被解释变量,表示地区 i 在时期 t 的碳排放水平; $\ln PGTK_{it}$ 为解释变量,表示地区 i 在时期 t 人均低碳技术知识存量的对数; X_{it} 为控制变量; μ_i 为未知的个体效应; ε_{it} 表示随机误差项。通过选择合适的样本和估计方法,可以求出未知系数 α 和 β' ,从而分析低碳技术创新与地区碳排放的关系。

模型(1)隐含了同质性假设,即假定低碳技术创新对碳排放的影响在所有地区和所有时期都相同, $\ln PGTK$ 每增加一个单位, y 会随之增加 α 单位。然而,低碳技术创新与地区碳排放之间的关系可能受到收入水平的影响,线性模型给出的单一系数无法反映这一机制。

为了检验两个变量间的关系是否依赖于某一外生条件,现有文献常用的方法之一是分组回归。分组回归根据某一指标把样本分为不同的子样本,在每个子样本中使用线性模型进行回归。通过分析不同组别回归系数的差异,来识别外生条件的作用。

分组回归方法因其简单明了得到了广泛的应用,但仍存在一些不足。第一,模型假设用于分组的信息是已知的,使用者需要外生决定分组数量和划分标准,然而在实证应用中分组信息往往无法获得;第二,分组回归将子样本独立分析,会损失一些样本之间的共同信息;第三,模型假设每个分组内的个体严格满足特定的线性关系且两个分组间不存在过渡过程,即在断点附近出现“跳跃”,在分组变量是连续变量时,这显然也是不合理的。

为克服分组回归的第一点不足,Hansen^[15]提出了面板门槛回归(Panel Threshold Regression, PTR)模型。本文可构建如下PTR模型:

$$y_{it} = \mu_i + \sum_{j=1}^{r+1} (\alpha_j \ln PGTK_{it} + \beta_j' X_{it}) \times I(q_{it} \in A_j) + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

(2)式中 q_{it} 表示门槛变量; $A_j = \{q: c_{j-1} \leq q < c_j\}$, c_j 为断点; $I(\cdot)$ 为示性函数。PTR模型根据分组变量将样本分为 $r+1$ 个类别,每个类别内的个体符合线性假设。模型根据非线性检验内生决定类别数量 r 和断点位置 c ,从而解决了分组回归需要外生决定分组的问题。然而,PTR模型仍然无法解决门槛两侧突变的问题。

Gonzalez *et al.*^[16]提出的面板平滑转换回归(Panel Smooth Transition Regression,以下简称PSTR)模型是PTR模型的进一步拓展。PSTR模型使用平滑转换函数代替PTR模型中的示性函数,不同体制间的转换是转换变量的一个连续函数,实现了体制间的平滑转换。因此,PSTR模型不仅可以内生选择分组数量和断点位置,而且可以实现体制间的平滑转换。PSTR模型在经济学研究中得到了广泛的应用^[17-18]。本文使用PSTR模型研究在不同收入水平下,低碳技术创新对二氧化碳排放的影响。

基于以上分析,本文构建如下PSTR模型:

$$y_{it} = \mu_i + (\alpha_0 \ln PGTK_{it} + \beta_0' X_{it}) + \sum_{j=1}^r (\alpha_j \ln PGTK_{it} + \beta_j' X_{it}) g_j(q_{it}^j; \gamma_j, c_j) + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

(3) 式中, $g_j(q_{it}^j; \gamma_j, c_j) = [1 + \exp(-\gamma_j(q_{it}^j - c_j))]^{-1}$; γ_j 为转换函数的斜率系数, 决定转换速度, $\gamma_j > 0$ 。此时 $\ln PGTK_{it}$ 的变化引起的 y_{it} 的变化为:

$$\alpha_{it} = \frac{\partial y_{it}}{\partial \ln PGTK_{it}} = \alpha_0 + \sum_{j=1}^r \alpha_j g_j(q_{it}^j; \gamma_j, c_j) \quad (4)$$

也就是说, 每个个体每个时期的系数是转换变量 q_{it} 的一个连续函数。通过分析 α_{it} 与 q_{it} 的关系, 便可以检验收入水平是否会影响低碳技术创新与地区碳排放的关系。

(二) PSTR 模型的设定与估计方法

模型设定阶段需要进行同质性检验和剩余非线性检验。同质性检验的目的是检验数据生成过程是否同质, 以此来判别应该使用线性模型还是 PSTR 模型。如果在同质的数据集上应用 PSTR 模型, 则会遇到模型无法识别的困难。考虑只有两个极端体制 ($r=1$) 的 PSTR 模型:

$$y_{it} = \mu_i + (\alpha_0 \ln PGTK_{it} + \beta_0' X_{it}) + (\alpha_1 \ln PGTK_{it} + \beta_1' X_{it}) g_j(q_{it}; \gamma, c) + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

在模型(5)中, 检验同质性假设即检验 $H_0: \alpha_1 = \beta_1 = 0$ 或检验 $H_0': \gamma = 0$ 。原假设成立时, 模型退化为线性模型。但在两个原假设成立时, 模型(5)存在不可识别的参数, 因此两个假设都不是标准假设。沿用 Luukkonen *et al.* [19] 的做法, 使用转换函数在 $\gamma = 0$ 附近的一阶 Taylor 展开替换模型中的转换函数, 得到如下辅助回归:

$$y_{it} = \mu_i + (\theta_0 \ln PGTK_{it} + \pi_0' X_{it}) + (\theta_1 \ln PGTK_{it} + \pi_1' X_{it}) q_{it} + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

此时, 同质性检验等价于检验 $H_0: \theta_1 = \pi_1 = 0$ 。本文沿用 Colletaz 和 Hurlin [20] 的方法, 构造如下统计量:

$$LM = TN(SSR_0 - SSR_1) / SSR_0 \quad (7)$$

$$LM_F = [(SSR_0 - SSR_1) / Km] / [SSR_0 / (TN - N - mK)] \quad (8)$$

$$LRT = -2 [\log(SSR_1) - \log(SSR_0)] \quad (9)$$

其中, SSR_0 和 SSR_1 分别为线性面板模型和 PSTR 模型 ($r=1$) 的残差平方和, K 为解释变量个数。 H_0 成立的情况下, LM 统计量和 LRT 统计量服从 $\chi^2(mK)$ 分布, LM_F 统计量服从 $F(mK, TN-N-mK)$ 分布 [20]。

如果同质性检验拒绝线性模型, 应选择使用 PSTR 模型。接下来, 需要进一步进行剩余非线性检验以确定极端体制的个数。检验程序从检验 $H_0: r=1, H_a: r=2$ 开始。与同质性检验相似, 本文使用第二个转换函数在 $\gamma = 0$ 附近的一阶 Taylor 展开替换模型中的第二个转换函数以构造辅助回归, 进而使用辅助回归构造 LM 、 LM_F 和 LRT 统计量。如果 $H_0: r=1$ 被拒绝, 则继续使用相同的程序检验 $H_0: r=2, H_a: r=3$ 。执行该序贯检验, 直到 $H_0: r=r^*$ 可以接受, 确定模型有 $r^* + 1$ 个极端体制。

在完成模型设定后, 模型的估计分两步进行: 首先去除个体效应, 然后使用非线性最小二乘法估计未知参数。限于篇幅, 本文在此省略详细方法和原理, 具体可参见文献 [16]。

(三) 变量与数据

第一, 解释变量: 低碳技术创新指标。现有文献主要使用两类指标作为低碳技术创新水平的代理变量, 一类是环境技术方面的 R&D 支出, 另一类是环境技术方面的专利数量。这两类指标分别从环境技术投入和产出的角度表征低碳技术创新水平。考虑到数据的可得性, 本文采用环境技术方面的专利数量来构建低碳技术创新指标。考虑到一种低碳技术(专利)的形成不仅会对当期的碳排放产生影响, 而且会影响其后各个时期的碳排放。为充分考虑专利对滞后期碳排放的影响, 要在回归方程中加入专利的滞后项。但滞后项的加入又会造成多重共线性问题。为克服这一难题, 本文借鉴 Yan *et al.* [21] 的方法, 构建低碳技术创新存量指标。具体公式如下:

$$GTK_{it} = (1 - \delta) GTK_{it-1} + PAT_{it} \quad (10)$$

(10) 式中, GTK_{it} 表示 i 地区 t 时期的低碳技术创新存量; δ 为折旧率, 表示旧专利被新专利取代的速度, 本文使用 Yan *et al.* [21] 的估计值; PAT_{it} 表示 i 地区 t 时期环境技术方面的专利, 数据来源于 PAT-

STAT 专利数据库。初期的低碳技术创新存量 GTK_{i0} 同样采用 Yan *et al.* [21] 的估计方法进行计算。考虑经济体规模的影响,本文使用各地区的人口数对低碳技术创新存量标准化,得到人均低碳技术创新存量 $PGTK_{it}$ 。地区人口数据来源于世界银行的世界发展指标(World Development Indicators)。

图 1 描绘了 1992—2012 年不同收入地区人均低碳技术创新存量的估计结果。从图 1 可以看出,高收入地区 1992 年的人均低碳技术创新存量为 26.94 单位,人均低碳技术创新存量在 20 年间快速增长,尤其在 2005—2012 年间,以每年 10 单位的速度迅速增长到约 160 单位。与高收入地区不同,低收入地区 1992 年的人均低碳技术创新存量为 2.49 单位,不到同一时期高收入地区的十分之一。低收入地区低碳技术创新存量的增长速度十分缓慢,至 2012 年仅为 6.97 单位。

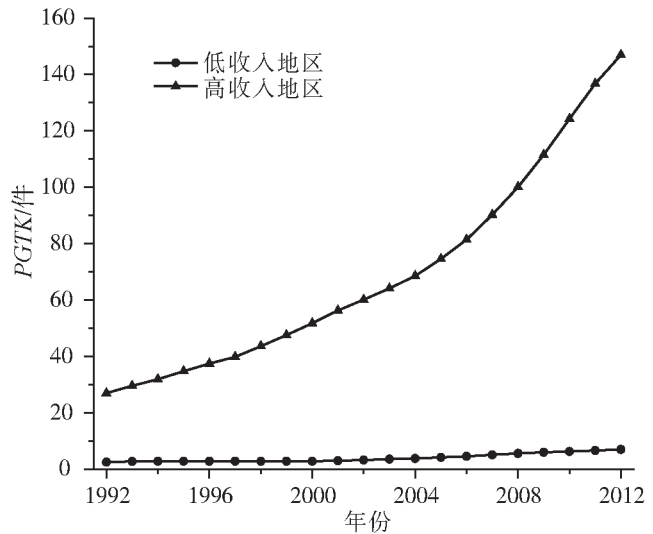


图 1 人均低碳技术创新存量

第二,被解释变量的选择与指标构建。本文主要关注低碳技术创新对二氧化碳排放的影响。考虑到各地区规模的差异,本文将地区碳排放用地区人口数进行标准化,得到人均碳排放量($PCAB$)对数作为被解释变量。地区碳排放量来源于世界银行的世界发展指标。

第三,转换变量的选择与指标构建。为了考察不同收入条件下低碳技术创新的减排作用,本文使用人均地区生产总值(Per capita GDP, $PGDP$)对数作为转换变量。实际 GDP 数据来源于 PWT 9.0。为进一步检验模型的稳健性,同时考察数据平稳性是否对模型结果产生显著影响,本文借鉴林伯强和杜克锐[22]的做法,使用各地区收入水平与样本中最高收入水平之间的相对距离作为另一个转换变量,具体计算公式为 $q_{it} = PGDP_{it} / \max(PGDP_{it})$ 。

表 1 数据的描述性统计结果

变量	收入	样本量	平均值	中位数	标准差	最小值	最大值	偏度	峰度
lnPCAB	M	672	7.91	8.18	0.90	5.64	9.55	-0.42	2.22
	H	819	9.04	9.04	0.43	7.78	10.21	0.04	2.94
lnPGTK	M	672	0.17	0.40	1.83	-6.18	3.81	-0.53	2.89
	H	819	3.50	3.63	1.40	-1.26	6.81	-0.73	3.60
lnPGDP	M	672	8.95	9.09	0.61	7.34	10.08	-0.42	2.17
	H	819	10.27	10.36	0.45	8.92	11.34	-0.52	3.11
Urban	M	672	56.61	55.05	18.81	18.30	91.30	-0.11	2.11
	H	819	76.27	77.13	12.29	49.13	100.00	-0.08	2.50
EI	M	669	206.72	138.29	157.65	55.21	903.84	1.99	7.11
	H	804	132.77	117.93	56.02	39.59	458.27	1.82	8.24
Openness	M	672	75.14	66.82	40.14	0.02	220.41	0.97	3.79
	H	804	99.32	75.97	75.09	15.92	449.99	2.47	9.50
ECS	M	672	9.48	4.28	12.82	0.00	64.82	2.25	8.33
	H	819	14.89	10.48	16.81	0.00	89.73	1.75	6.56

注: M 表示中等收入, H 表示高收入; EI 的单位为 MJ/\$2011 PPP GDP。

第四,控制变量的选择与指标构建。(1)人均地区生产总值 $PGDP$ 及其平方项。大量研究表明人均 GDP 与碳排放之间存在非线性关系[23],环境库兹涅茨曲线(Environmental Kuznets Curve, EKC)假说指出收入水平与环境污染之间存在倒“U”型关系[24]。为了检验 EKC 假说,本文选择人均 GDP 及其平方项作为控制变量。(2)城市化率(Urban)。城市化率对碳排放有两方面的影响[25]。一方面,城

市人口较为集中,在能源利用上具有规模优势,有利于提高能源效率(如集中供暖等),另外城镇居民使用更多低碳能源,这都有助于抑制碳排放。另一方面,城市化会伴随着大量的基础设施建设,高耗能制造业和建筑业又可能给城市带来更多的碳排放。本文使用城镇人口比例作为城市化率的代理变量,数据来源于世界银行。(3) 能源强度(EI)。一般而言,在能源结构相似的情况下,能源强度越高的地区碳排放也越多。本文使用一次能源强度水平作为代理变量,数据来源于世界银行。(4) 开放程度(Openness)。大量研究表明国际贸易会影响地区碳排放^[25],本文使用进出口总值与地区生产总值的比值作为开放程度的代理变量,数据来源于世界银行。(5) 能源消费结构(ECS)。不同能源的碳排放系数不同,因此能源消费结构会对碳排放产生影响。本文使用可再生能源的比例作为能源结构的代理变量,数据来源于世界银行。所有变量的描述性统计报告在表1中。

三、结果分析与讨论

(一) 线性回归模型结果

本文首先使用简单的线性回归模型,研究低碳技术创新与地区碳排放的关系。表2报告了检验结果和估计结果。从表2中的检验结果可以看出, F 检验强烈拒绝了不存在个体效应的假设, $Hausman$ 检验则强烈拒绝了个体效应与解释变量不相关的假设。因此,本文主要选用和报告固定效应估计量。

为了检验EKC假说,模型I仅使用人均地区生产总值对数($\ln PGDP$)及其平方项作为解释变量。如果平方项的系数显著为负,则说明地区碳排放与收入水平之间存在倒“U”型关系,环境库兹涅茨假说成立^[25]。回归结果显示, $\ln PGDP$ 的系数为2.319,且在1%的水平上显著, $[\ln PGDP]^2$ 的系数为-0.113,也在1%的水平上显著。这表明,地区碳排放随收入水平的提高先增加后降低,两者之间存在倒“U”型关系。

接着,本文将模型I进一步扩展,在模型中加入城市化率($Urban$)、能源强度(EI)、开放程度($Openness$)和能源结构(ECS)作为控制变量(模型II)。从模型II的回归结果可以看出, $[\ln PGDP]^2$ 的系数仍然在1%的水平上显著为负,说明加入控制变量后,地区碳排放与收入水平之间的倒“U”型关系仍然成立。

控制变量的结果显示,城市化率和能源强度对地区碳排放的影响都显著为正,而开放程度和能源结构的系数都显著为负。这些结果都符合预期和常理。具体而言, $Urban$ 的系数为0.0138,在1%的水平上显著为正,说明城市化水平对地区碳排放具有显著的促进作用。一方面,较高的城市化率意味着大量的城市基础设施建设,会使用大量的能源进而导致碳排放增加^[25];另一方面,城市居民人均能源消费足迹也要高于农村居民^[26]。 EI 的系数为0.0023,在1%的水平上显著,说明能源强度越大,地区碳排放越多,这与现有文献的结果一致。 $Openness$ 的系数为-0.0010,在10%的水平上显著,说明开放程度可能对地区碳排放具有抑制作用。这可能是由于对外开放和国际贸易加速了先进生产技术的在全世界的扩散和应用^[27]。 ECS 的系数为-0.0126,在1%的水平上显著,说明可再生能源的使用有助于减少地区碳排放,这主要是因为可再生能源的碳排放远低于化石能源。

模型I和模型II的结果都表明碳排放EKC曲线的存在,即收入水平与地区碳排放的关系不是简单的线性关系,前者对后者具有多方面作用,最终形成倒“U”型关系。Grossman and Krueger^[28]认为收入水平通过规模效应、技术效应和结构效应三个途径影响环境质量。为检验低碳技术是否是碳排放出现环境库兹涅茨曲线的成因,本文进一步将低碳技术创新的代理变量 $\ln PGTK$ 引入模型。

从表2模型III的回归结果可以看出, $\ln PGTK$ 的系数为-0.0248,但不显著,说明对全部样本而言,低碳技术创新对二氧化碳排放没有显著的抑制作用。为检验低碳技术创新的作用是否受到收入水平的影响,在模型中加入交叉项(模型IV)。 $\ln PGTK$ 的系数为-0.0069,仍然不显著,但交叉项 $\ln PGTK \times D$ 的系数为-0.0482,在10%的水平上显著。这一结果表明,低碳技术创新仅在高收入地区对碳排放具有显著的抑制作用,而在收入较低的地区,低碳技术创新对地区碳排放没有显著作用。

表2 固定效应模型估计结果

变量	I	II	III	IV	V	VI
$\ln PGDP$	2.319*** (0.7000)	3.800*** (0.5250)	3.672*** (0.4890)	3.150*** (0.5240)	3.547*** (0.4940)	3.030*** (0.5380)
$[\ln PGDP]^2$	-0.113*** (0.0372)	-0.173*** (0.0279)	-0.164*** (0.0263)	-0.135*** (0.0285)	-0.157*** (0.0265)	-0.129*** (0.0292)
$\ln PGTK$			-0.0248 (0.0198)	-0.0069 (0.0195)		
$\ln PGTK \times D$				-0.0482* (0.0275)		
$\ln PGTK(-1)$					-0.0294 (0.0204)	-0.0111 (0.0210)
$\ln PGTK(-1) \times D$						-0.0484* (0.0284)
<i>Urban</i>		0.0138*** (0.0038)	0.0167*** (0.0048)	0.0153*** (0.0044)	0.0167*** (0.0049)	0.0153*** (0.0046)
<i>EI</i>		0.0023*** (0.0004)	0.0024*** (0.0004)	0.0024*** (0.0004)	0.0024*** (0.0005)	0.0023*** (0.0005)
<i>Openness</i>		-0.0010* (0.0005)	-0.0010* (0.0005)	-0.0009* (0.0005)	-0.0009* (0.0005)	-0.0008 (0.0005)
<i>ECS</i>		-0.0126*** (0.0038)	-0.0119*** (0.0038)	-0.0118*** (0.0037)	-0.0119*** (0.0041)	-0.0116*** (0.0039)
常数项	-3.274 (3.291)	-13.00*** (2.516)	-12.79*** (2.362)	-10.34*** (2.483)	-12.19*** (2.383)	-9.745*** (2.567)
<i>F</i> 检验	200.62***	154.37***	149.18***	151.99***	147.44***	150.19***
Hausman 检验	90.66***	63.92***	72.83***	80.16***	74.03***	81.63***
<i>N</i>	1491	1473	1473	1473	1408	1408

注:小括号内为稳健标准误;*、**、***分别表示在10%、5%和1%水平上显著。

考虑到地区碳排放可能对低碳技术创新存在双向因果关系,本文进一步使用滞后一期的低碳技术创新代替其当期值作为解释变量进行回归分析。这一处理的好处是,滞后一期的低碳技术创新不会受到当期地区碳排放的影响,可以有效避免由被解释变量反向影响解释变量而引发内生性问题的风险。观察模型V的回归结果可知, $\ln PGTK$ 的系数为-0.0294,但不显著。加入低碳技术进步与收入的虚拟变量的交叉项后(模型VI), $\ln PGTK$ 的系数为-0.0111,仍然不显著,但交叉项 $\ln PGTK(-1) \times D$ 的系数为-0.0484,在10%的水平上显著。该结果再次表明,在收入较低的地区,低碳技术创新对二氧化碳排放没有显著影响,而在收入较高的地区,低碳技术创新发挥了显著的碳减排效应。

导致上述结果的原因可能有两点。第一,不同收入水平地区的居民环境意识存在差异。在低收入地区,推动经济增长和提高人民生活水平是第一要务,但环境保护并不是政策重心。然而,应用低碳技术往往会提高生产成本,导致本国产品的国际竞争力下降,对当地经济增长造成负面影响。不仅如此,为了刺激经济增长,低收入地区普遍实施化石能源补贴政策^[29],这进一步拉大了化石能源与绿色能源之间的成本差异,给低碳技术的应用造成“壁垒”。这可能是低碳技术创新在低收入地区对碳排放没有显著作用的原因。与此不同,高收入地区的居民一般具有较强的环境意识,愿意为高质量的环境负担相应的成本,而且高收入地区的能源价格更多由市场主导,较少受到补贴政策的影响。因此,低碳技术创新在高收入地区对碳排放具有显著的抑制作用。第二,新技术的应用需要一系列技术配套,但往往只有高收入地区才具备这种配套条件。低收入地区的研发资金常受约束,研发人员有限,使得其低碳技术创新的总量和强度远远低于高收入地区(图1)。更重要的是,低碳技术由诸多基础领域的技术组成,这些技术的配套应用是低碳技术发挥环境绩效的必要条件^[30-31]。因此,低收入地区的低碳技术创新往往因无配套技术而无法普及应用,这是低碳技术创新在低收入地区对碳排放不存在显著影响的另一原因。

值得注意的是,将低碳技术创新引入模型后, $\ln PGDP$ 的平方项仍然显著为负,这可能说明,低

碳技术创新并不是碳排放的环境库兹涅茨曲线在高收入地区向下弯折的唯一原因。这一结果仍有待后文的进一步检验。因为虽然向模型中加入交叉项可以初步考察低碳技术创新与地区碳排放的关系是否受到收入水平的影响,但是交叉项模型要求两者的关系在某个断点处“突变”,该假设十分严苛且不切实际。即使交叉项中不用收入水平的虚拟变量,而直接使用收入水平的连续变量,模型则隐含假设低碳技术创新对地区碳排放的影响系数是收入水平的线性函数,这样的假设仍然显得过于严格。

(二) 面板平滑转换回归模型结果

为缓解上述模型的局限性,本文进一步采用 PSTR 模型研究收入水平对低碳技术创新与地区碳排放之关系的影响。PSTR 模型不再假设低碳技术创新与地区碳排放的关系在某个断点处突变或严格为收入水平的线性函数,而是假设这种关系随收入变化呈现平滑转换。

在模型 VII 中,本文选用 $\ln PGDP$ 作为转换变量,与线性模型相同,以 $\ln PGTK$ 为解释变量,以 $\ln PGDP$ 、 $[\ln PGDP]^2$ 、 $Urban$ 、 EI 、 $Openness$ 和 ECS 为控制变量。另外,为检验模型的稳健性,本文构建了模型 VIII 至模型 X。模型 VIII 以 $\ln PGTK$ 的滞后一期值作为解释变量,可以有效避免由于被解释变量对解释变量的反向影响而引起的结果干扰。模型 IX 和模型 X 使用 GAP 作为转换变量,可以考察估计结果对转换变量的敏感性。

应用 PSTR 模型首先要进行同质性检验。表 3 报告了同质性检验结果。模型 VII 表示使用低碳技术创新当期值 ($\ln PGTK$) 作为解释变量,使用 $\ln PGDP$ 作为转换变量。从同质性检验结果可以看出,3 个检验的 P 值均小于 0.01,强烈拒绝同质性假设,说明低碳技术创新对地区碳排放的影响会随收入水平的变化而变化,线性模型假设是不恰当的,应该使用 PSTR 模型对两者间的关系进行进一步探究。同样,从表 3 可以看出,模型 VIII 至模型 X 的同质性检验(Wald 检验、Fisher 检验和 LTR 检验)的结果都显著拒绝同质性假设,说明模型 VIII 至模型 X 同样应选用 PSTR 模型。

接下来,本文使用剩余非线性检验确定 PSTR 模型中极端体制的数目 ($r+1$)。在表 4 中,当使用解释变量当期值时,剩余非线性 Wald 检验、Fisher 检验和 LTR 检验均显示无法拒绝 $r=1$ 的假设,说明应该选择 $r=1$,即应该选择具有两个极端体制的模型。同样,以 $PGTK$ 滞后一期值为解释变量的模型(模型 VIII)和以 GAP 为转换变量的模型(模型 IX、X)的三个剩余非线性检验均显示无法拒绝 $r=1$ 的假设,3 个模型应该选用具有两个极端体制的模型。

从表 5 可以看出,当使用解释变量当期值时(模型 VII),体制间的位置参数为 10.1900,说明低碳技术创新对地区碳排放的影响在 $\ln PGDP$ 为 10.19 附近发生转换。体制间转换速度参数为 1.6600,说明体制间转换较为缓慢,而不是在某个断点处“突变”。因此,将样本简单分割成几个部分并不合理。从两个极端体制的

表 3 同质性检验结果

	VII	VIII	IX	X
转换变量	$\ln PGDP$	$\ln PGDP$	GAP	GAP
解释变量	$\ln PGTK$	$\ln PGTK(-1)$	$\ln PGTK$	$\ln PGTK(-1)$
Wald Test	38.219 {0.000}	31.467 {0.000}	29.138 {0.000}	25.141 {0.000}
Fisher Test	36.993 {0.000}	30.293 {0.000}	27.998 {0.000}	24.081 {0.000}
LTR Test	38.802 {0.000}	36.861 {0.000}	29.476 {0.000}	25.392 {0.000}

注:大括号内为 P 值。

表 4 剩余非线性检验结果

	VII	VIII	IX	X
转换变量	$\ln PGDP$	$\ln PGDP$	GAP	GAP
解释变量	$\ln PGTK$	$\ln PGTK(-1)$	$\ln PGTK$	$\ln PGTK(-1)$
Wald Test	0.013 {0.911}	0.006 {0.940}	1.494 {0.222}	1.960 {0.161}
Fisher Test	0.012 {0.914}	0.005 {0.941}	1.409 {0.236}	1.850 {0.174}
LTR Test	0.013 {0.911}	0.006 {0.940}	1.494 {0.222}	1.962 {0.161}

注:大括号内为 P 值。

回归结果看,线性部分系数 $\beta_0 = 0.0009$,稳健标准误为 0.0373,不显著;第二个体制的系数 $\beta_1 = -0.1428$,稳健标准误为 0.0865,结果在 10%的水平上显著。这说明,在收入水平较低的地区,低碳技术创新没有显著的二氧化碳减排作用,而在高收入水平地区对碳排放具有显著的抑制作用。该结果与前文使用交叉项模型得到的结果一致。

为了更直观地展示不同体制间的转换过程,图 2 描绘了回归系数随收入水平变化的过程。从图 2A 可以看出,在收入水平较低时,低碳技术创新对人均碳排放没有显著的影响。随着收入水平逐渐提高,低碳技术创新逐渐展现出显著的二氧化碳减排作用,且其抑制碳排放的作用随着收入水平的提高不断增强。最后,经过平滑的转换,在收入最高的地区,ln-PGTC 每提高 1 个单位,会导致 ln-PCAB 降低 0.1428 单位。另外,观察图 2A 转换过程可以看出,回归系数在两个体制间转换速度相当缓慢,说明低碳技术创新抑制碳排放的作用随收入水平平滑转换,不能使用示性函数代替平滑转换函数,即不能按照收入水平的不同将决策单元简单划分为几个子样本,然后假设每个子样本内部的决策单元皆为同质。

在有关收入水平及其平方项的估计结果中,lnPGDP 的系数为 1.671,稳健标准误为 1.011,在 10%的水平上显著。[lnPGDP]²的系数为 -0.0532,稳健标准误为 0.0560,不显著。与模型 I 至 VI 的回归结果不同,使用 PSTR 分析低碳技术创新的平滑影响后,收入水平对地区碳排放的影响只有线性部分显著为正,平方项不再显著。这说明,经过 PSTR 新方法的处理,本文更加准确地考虑了低碳技术创新的影响,从而使得收入水平对地区碳排放的直接影响仅剩余线性的正向影响。此结果背后的含义是,环境库兹涅茨曲线在高收入水平地区向下弯折的原因是,收入水平的提高促进了低碳技术创新的开发和应用。

在有关其他控制变量的估计结果中,与线性模型估计结果相似,城市化水平(Urban)和能源强度(EI)的系数均显著为正,说明城市化水平越高、能源强度越大,地区碳排放越多。开放水平(Openness)的系数为负,不显著。能源结构(ECS)的系数显著为负,说明可再生能源的利用有利于减少地区碳排放。

通过前文交叉项模型和 PSTR 模型的结果可以发现,收入水平对低碳技术创新抑制碳排放的作用具有门槛效应,并且稳健性检验佐证了结果的可靠性。低碳技术创新抑制碳排放的作用具有门槛效应,即只有在收入较高的地区,低碳技术创新对地区碳排放有明显的抑制作用,而在收入很低的地区,低碳技术创新没有发挥显著的二氧化碳减排作用。这说明,虽然低收入地区也积极发展了低碳技术,但低碳技术并没有得到切实的应用。这一现象可能的解释有以下两个方面。第一,低碳技术应用成本很高,低收入国家落后的经济状况阻碍了低碳技术的实际应用。第二,在低收入国家,人民的环境

表 5 PSTR 模型估计结果

	VII	VIII	IX	X
转换变量	lnPGDP	lnPGDP	GAP	GAP
lnPGTK_{0}	0.0009 (0.0373)		0.1059 (0.3175)	
lnPGTK_{0+1}	-0.1428 (0.0865)		-0.1263 (0.0589)	
lnPGTK(-1)_{0}		-0.0035 (0.0128)		0.0605 (0.2188)
lnPGTK(-1)_{0+1}		-0.1297 (0.0305)		-0.1181 (0.0552)
lnPGDP	1.671 (1.011)	1.8043 (0.4613)	1.6947 (0.4577)	1.8280 (0.4533)
[lnPGDP] ²	-0.0532 (0.0560)	-0.0608 (0.0253)	-0.0546 (0.0251)	-0.0623 (0.0249)
Urban	0.0166 (0.0051)	0.0165 (0.0020)	0.0167 (0.0020)	0.0167 (0.0020)
EI	0.0021 (0.0005)	0.0021 (0.0002)	0.0021 (0.0002)	0.0021 (0.0002)
Openness	-0.0007 (0.0005)	-0.0007 (0.0002)	-0.0006 (0.0002)	-0.0006 (0.0002)
ECS	-0.0108 (0.0041)	-0.0107 (0.0019)	-0.0107 (0.0019)	-0.0107 (0.0019)
γ	1.6600 (0.9479)	1.7432 (0.9381)	4.420 (2.644)	4.80 (2.76)
c	10.1900 (0.7065)	10.2194 (0.7248)	0.0644 (0.5353)	0.1425 (0.4755)

注:小括号内为稳健标准误。

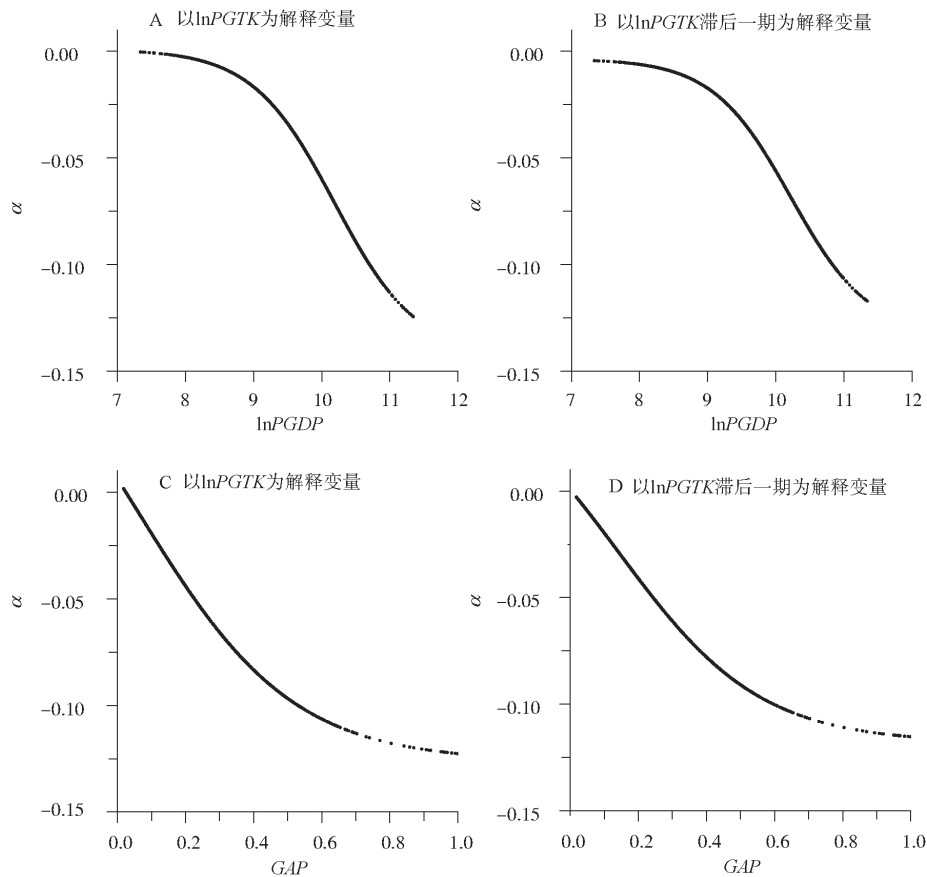


图2 低碳技术创新对人均碳排放的影响随收入水平的变化

保护意识比较薄弱,并且与环境保护相比,低收入地区的当政者会认为发展经济以改善民生才是这些地区的第一要务。

最后,为了检验模型 VII 的稳健性,本文进一步构建了另外 3 个 PSTR 模型。模型 VIII 使用低碳技术创新的滞后一期值作为解释变量,可以有效避免被解释变量对解释变量可能存在的反向作用对估计结果的影响。考虑到许多利用 PSTR 模型的实证研究通过更换多个相关或类似转换变量来检验平滑转换模型的稳健性,并考虑到 Hansen^[15]曾提出门限变量的平稳性要求,本文基于 $\ln PGDP$ 构建了表征地区收入水平与最高收入水平间差异的 GAP 变量,作为新的转换变量。模型 IX 和模型 X 使用 GAP 作为转换变量,分别使用低碳技术创新和低碳技术创新滞后一期作为解释变量。表 5 和图 2 给出了模型 VIII 至模型 X 的结果。模型 VIII 的估计结果与模型 VII 相似,说明被解释变量对解释变量可能存在的反向作用对 PSTR 模型的估计结果没有影响。模型 IX 和模型 X 的估计结果仍然可以得出与模型 VII 一致的结论,说明转换变量的平稳性不会影响本文 PSTR 模型的稳健性。总之,本文所获得的关键计量结果具有稳健性。

(三) 关于低碳技术创新的碳排放影响渠道讨论

低碳技术创新抑制碳排放的作用可以分解为两个方面,分别为提高能源效率和改善能源结构。在同等生产水平下,使用某种低碳技术可以使生产过程消费的能源更少,即提高了能源效率。如果此过程伴随着化石能源消费的减少,则有利于二氧化碳减排。低碳技术创新改善能源结构的方式可分为两种。第一,一些低碳技术的开发和应用,使得新型清洁能源的利用成为可能。第二,一些低碳技术创新大幅度降低清洁能源的成本。这两类技术都可以促进绿色能源替代传统化石能源,降低能源结构碳强度。那么,低碳技术创新碳减排作用关于收入水平的门槛效应是来自于能源效率渠道,抑或能源结构渠道?为回答这一问题,本文继续使用 PSTR 模型对低碳技术创新、收入水平、能源效率和能

源结构之间的关系进行分析。

在本文中,能源强度表示单位产出的能源消耗量,可以在一定程度上反映一个地区的能源效率。能源结构碳强度可以表征地区能源结构的清洁程度,即能源结构碳强度越低,说明该地区的能源消费中清洁能源比例越大^[32]。因此,本文使用能源强度作为能源效率的代理变量,使用能源结构碳强度作为能源结构的代理变量。

表6报告了检验和估计结果。从同质性检验和剩余非线性检验结果可以看出,模型XI至XIV仍然使用具有两个极端体制的PSTR模型。

从模型XI的估计结果可以看出,低碳技术创新对能源效率的影响在高低收入地区存在差异。在低收入地区,低碳技术创新对能源效率没有显著的影响;而在高收入地区,低碳技术创新能有效促进能源效率提升。转换速率 $\gamma = 14.370$,位置

参数 $c = 9.513$,说明两个体制在收入水平为9.513处迅速转换。图3A展示了这一转换过程。模型XII使用 $\ln PGTK$ 的滞后一期值作为解释变量,估计结果与模型XI一致。

表6 检验和估计结果

	XI	XII	XIII	XIV
被解释变量	$\ln EI$	$\ln EI$	$\ln CEPE$	$\ln CEPE$
同质性检验	89.809 {0.000}	85.498 {0.000}	63.301 {0.000}	61.029 {0.000}
剩余非线性检验	0.015 {0.902}	0.183 {0.668}	0.363 {0.547}	0.361 {0.548}
参数估计结果				
$\ln PGTK\{0\}$	0.0224 (0.0524)		0.0305 (0.0466)	
$\ln PGTK\{0+1\}$	-0.1177 (0.0310)		-0.0919 (0.0397)	
$\ln PGTK(-1)\{0\}$		0.0257 (0.0520)		0.0296 (0.0482)
$\ln PGTK(-1)\{0+1\}$		-0.1122 (0.0303)		-0.0909 (0.0393)
γ	14.370 (7.414)	15.57 (8.06)	1.3330 (0.8036)	1.3350 (0.7631)
c	9.513 (0.0454)	9.521 (0.0423)	9.7300 (0.8461)	9.6810 (0.8515)

注:大括号内为P值,小括号内为稳健标准误。限于篇幅,只列出了部分检验(Wald检验)和关键变量的估计结果。

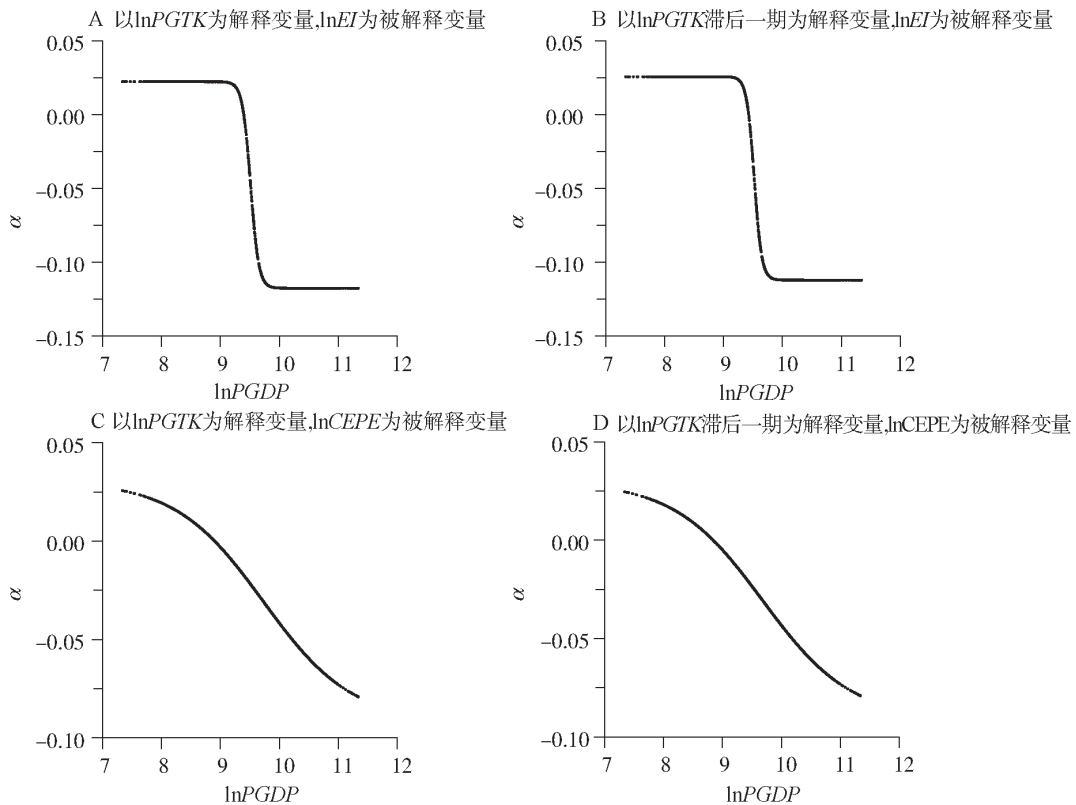


图3 低碳技术创新对能源效率和能源结构的影响随收入水平的变化

从模型 XIII 的结果可以看出, 低碳技术创新对能源结构的作用也受到收入水平的影响。收入较低时, 低碳技术创新对能源结构没有显著影响; 收入较高时, 低碳技术创新能显著改善能源结构。转换速率 $\gamma = 1.333$, 位置参数 $c = 9.73$, 说明两个体制间的转换相当缓慢。图 3C 展示了这一转换过程。模型 XIV 使用 $\ln PGTK$ 滞后一期值作为解释变量, 估计结果与模型 XIII 一致。

观察图 3 可以看出, 收入水平对两种关系都具有转换作用, 但转换模式差异很大。低碳技术创新对能源效率的作用在两个极端体制间快速转换。可能的原因是, 各经济体在经济发展到一定水平时, 进入快速工业化阶段, 先进的生产技术和节能技术在该阶段被广泛采用, 低碳技术创新对能源效率的抑制作用得以显现。一般而言, 能源效率的提升呈现为对现有能源利用技术的优化改良, 而不是革命性的更新换代, 在成本上通常可行, 所面临的利益相关者阻力较小, 因此, 在既定的发展阶段, 低碳技术创新可以通过快速的能效提升达到碳减排效果。相比之下, 低碳技术创新对能源结构的作用在两个极端体制间随收入水平逐渐增强, 呈现出一种相对缓慢的渐进式转换。可能的原因有二: 其一, 居民的付费意愿改变是一个相对平缓的过程, 即随着收入水平的提高, 人们的环境意识逐渐增强, 为使用清洁能源技术额外付费的意愿也随之逐渐增强, 但很难出现陡增的情形; 其二, 考虑到传统污染能源相关设施的沉没成本, 清洁能源转换在全球普遍受到利益相关者的影响, 而清洁能源的高成本、不稳定和储存难等特征也进一步放缓了能源结构优化的进程。根据以上两点, 随着收入水平增长, 低碳技术创新推进能源结构优化的进程相对缓慢。

四、结论与政策建议

本文利用 1992—2012 年全球 71 个国家或地区的面板数据, 检验了低碳技术创新对二氧化碳排放的抑制作用, 并进一步探究了收入水平是否会影响低碳技术创新的减排作用。研究表明, 低碳技术创新对碳排放的作用不是线性的, 两者的关系会受到收入水平的影响。具体而言, 在低收入地区, 低碳技术创新对碳排放没有显著的抑制作用, 而在高收入地区, 低碳技术创新具有显著的二氧化碳减排作用。本文采用不同模型和指标进行回归, 得到了一致的结论。特别地, 面板平滑转换回归模型的结果显示, 低碳技术创新的碳排放抑制作用随收入水平的增加而不断增强, 并且呈现出一个平滑变化的过程, 这一机制是二氧化碳库兹涅茨曲线的重要成因。最后, 通过对低碳技术创新影响碳排放的两个重要渠道——能源效率和能源结构的分析得出, 低碳技术创新具有提升能源效率和改善能源结构的作用, 并且收入水平在两个渠道中具有不同的调节作用。

低碳技术创新在低收入地区没有显著的碳减排作用, 并不意味着低碳技术对低收入地区不重要。相反, 倘若低收入经济体不注重低碳技术创新能力的建设, 则很有可能在未来收入水平上升后, 错失解决气候变化问题的重要机遇。在本文的分析中, 低收入地区仅发明了低碳技术但没有在实际应用中产生效果, 一方面可能源于低收入地区并未掌握全球前沿的低碳技术, 另一方面可能归因于低碳技术高昂的应用成本或相关配套技术的缺失。因此, 本文提出以下政策建议: 第一, 低收入国家应积极设计并实施鼓励低碳技术落地应用的政策。处在快速工业化和城市化进程中的发展中国家往往具有大量的新增投资, 这给低碳技术投资提供了很好的机会, 政府应设计政策鼓励低碳技术的投资应用。第二, 为应对气候变化, 应采取措施促进低碳技术创新在国家间的扩散。与发达国家相比, 发展中国家的低碳技术创新较少, 低碳技术的应用缺乏相关配套技术的支持。发达国家和发展中国家应通过技术转让、直接投资等手段加快低碳技术创新在全球的扩散。第三, 从长远角度看, 全球范围内的低碳技术创新体系亟待一场根本性变革。当前基于专利申请和保护的技术创新体系, 难以支撑外溢性较强和投资回收期较长的低碳技术实现全球扩散与应用。出于对研发投入回收的考虑, 发达国家技术拥有者并不愿将顶尖的专利技术无偿转让至低收入国家, 获得陈旧技术转移的低收入国家则无法参与到全球技术前沿革新过程中。

此外, 考虑到低碳技术的强外溢性, 发达国家技术拥有者担心技术模仿或知识产品保护力度不足所引起的技术抄袭, 因此不愿意进行跨国专利申请, 从而难以将先进技术扩散至低收入国家。全球范围内的政策制定者有必要设计一套全新的技术创新扩散和应用体系, 突破传统专利制度在地域和时

效上的限制,加速低碳前沿技术在全球范围的扩散,并让技术发明者和拥有者因为低碳技术的实际碳减排贡献而获得丰厚回报。最后,随着收入水平上升,低碳技术创新的碳排放抑制作用逐渐增强,并且这种效果以能源效率提升和能源结构优化为重要渠道。相比于自下而上的能效提升,能源结构的低碳化进程更加需要自上而下的决策者智慧。中低收入地区的政策制定者,应当努力破除清洁能源转换的行政阻碍和非公平性竞争壁垒,从而为低碳技术创新发挥碳减排效应创造充分的渠道条件。

参考文献:

- [1]林伯强,毛东昕. 中国碳排放强度下降的阶段性特征研究[J]. 金融研究, 2014(8): 101-117.
- [2]ZHOU P, ANG B W. Decomposition of aggregate CO₂ emissions: a production-theoretical approach[J]. Energy economics, 2008, 30(3): 1054-1067.
- [3]董锋,杨庆亮,龙如银,等. 中国碳排放分解与动态模拟[J]. 中国人口·资源与环境, 2015(4): 1-8.
- [4]WANG Q, CHIU Y, CHIU C. Driving factors behind carbon dioxide emissions in China: a modified production-theoretical decomposition analysis[J]. Energy economics, 2015, 51: 252-260.
- [5]VANINSKY A. Factorial decomposition of CO₂ emissions: a generalized Divisia index approach[J]. Energy economics, 2014, 45: 389-400.
- [6]闫庆友,尹洁婷. 基于广义迪氏指数分解法的京津冀地区碳排放因素分解[J]. 科技管理研究, 2017(19): 239-245.
- [7]何小钢,张耀辉. 中国工业碳排放影响因素与CKC重组效应——基于STIRPAT模型的分行业动态面板数据实证研究[J]. 中国工业经济, 2012(1): 26-35.
- [8]COLE M A, ELLIOTT R J R, OKUBO T, et al. The carbon dioxide emissions of firms: a spatial analysis[J]. Journal of environmental economics and management, 2013, 65(2): 290-309.
- [9]YIN J, ZHENG M, CHEN J. The effects of environmental regulation and technical progress on CO₂ Kuznets curve: an evidence from China[J]. Energy policy, 2015, 77: 97-108.
- [10]CARRIÓN-FLORES C E, INNES R. Environmental innovation and environmental performance[J]. Journal of environmental economics and management, 2010, 59(1): 27-42.
- [11]WANG Z, YANG Z, ZHANG Y, et al. Energy technology patents-CO₂ emissions nexus: an empirical analysis from China[J]. Energy policy, 2012, 42: 248-260.
- [12]DING W, GILLI M, MAZZANTI M, et al. Green inventions and greenhouse gas emission dynamics: a close examination of provincial Italian data[J]. Environmental economics & policy studies, 2016, 18(2): 247-263.
- [13]GHISETTI C, QUATRARO F. Green technologies and environmental productivity: a cross-sectoral analysis of direct and indirect effects in Italian regions[J]. Ecological economics, 2017, 132: 1-13.
- [14]鄢哲明,杨志明,杜克锐. 低碳技术创新的测算及其对碳强度影响研究[J]. 财贸经济, 2017(8): 112-128.
- [15]HANSEN B E. Threshold effects in non-dynamic panels: estimation, testing, and inference[J]. Journal of econometrics, 1999, 93(2): 345-368.
- [16]GONZALEZ A, TERASVIRTA T, DIJK D V. Panel smooth transition regression models[J]. Research paper, 2005.
- [17]ASLANIDIS N, XEPAPADEAS A. Regime switching and the shape of the emission-income relationship[J]. Economic modelling, 2008, 25(4): 731-739.
- [18]HE X, YAO X. Foreign direct investments and the environmental Kuznets curve: new evidence from Chinese provinces[J]. Emerging markets finance and trade, 2017, 53(1): 12-25.
- [19]LUUKKONEN R, SAIKKONEN P, TERÄSVIRTA T. Testing linearity against smooth transition autoregressive models[J]. Biometrika, 1988, 75(3): 491-499.
- [20]COLLETAZ G, HURLIN C. Threshold effects of the public capital productivity: an international panel smooth transition approach[R]. Leo Working Papers, 2008.

- [21] YAN Z, DU K, YANG Z, et al. Convergence or divergence? understanding the global development trend of low-carbon technologies [J]. *Energy policy*, 2017, 109: 499-509.
- [22] 林伯强 杜克锐. 要素市场扭曲对能源效率的影响 [J]. *经济研究* 2013(9): 125-136.
- [23] ÖZOKCU S, ÖZDEMİR Ö. Economic growth, energy, and environmental Kuznets curve [J]. *Renewable and sustainable energy reviews*, 2017, 72: 639-647.
- [24] RASHID G A, VISWANATHAN K K, HASSAN S. The environmental Kuznets curve (EKC) and the environmental problem of the day [J]. *Renewable and sustainable energy reviews*, 2018, 81: 1636-1642.
- [25] DU L, WEI C, CAI S. Economic development and carbon dioxide emissions in China: provincial panel data analysis [J]. *China economic review*, 2012, 23(2): 371-384.
- [26] WIEDENHOFER D, GUAN D, LIU Z, et al. Unequal household carbon footprints in China [J]. *Nature climate change*, 2016, 7: 75.
- [27] ANG J B. CO₂ emissions, research and technology transfer in China [J]. *Ecological economics*, 2009, 68(10): 2658-2665.
- [28] GROSSMAN G M, KRUEGER A B. Environmental impacts of a north American free trade agreement [J]. *National bureau of economic research working paper series*, No. 3914, 1991.
- [29] COADY D, PARRY I, SEARS L, et al. How large are global fossil fuel subsidies? [J]. *World development*, 2017, 91: 11-27.
- [30] GEELS F W, ELZEN B, GEEL F W, General introduction: system innovation and transitions to sustainability [A]. in ELZEN B, GEEL F W, GREEN K(eds.) *Systems innovation and the transition to sustainability: theory, evidence and policy* [C]. Cheltenham: Edward Elgar, 2004: 1-16.
- [31] HALL B H, HELMERS C. The role of patent protection in (clean/green) technology transfer [J]. *National bureau of economic research working paper series* No. 16323, 2010.
- [32] 林伯强 蒋竺均. 中国二氧化碳的环境库兹涅茨曲线预测及影响因素分析 [J]. *管理世界* 2009(4): 27-36.
(责任编辑: 杨青龙; 英文校对: 葛秋颖)

Does Low-carbon Technology Innovation Effectively Curb Carbon Emission? Empirical Analysis Based on PSTR Model WANG Daoping¹, DU Kerui², YAN Zheming³

- (1. School of Urban and Regional Sciences, Shanghai University of Finance and Economics, Shanghai 200433, China;
2. School of Management, Xiamen University, Xiamen 361005, China;
3. School of International Business, Shannxi Normal University, Xi'an 710119, China)

Abstract: Based on the panel data of 71 countries or regions in the world from 1992 to 2012, this paper empirically analyzes impacts of low-carbon technology innovations on carbon emissions and examines the threshold effects of the level of income on low-carbon technology innovations. The main findings are as follows. Firstly, the effect of low-carbon technology innovations on carbon emissions is not linear, and relationship between the two will be affected by income levels. Specifically, the low-carbon technology innovations only take obvious effects in the high income group. Secondly, a smooth transition mechanism can be found along with the income level. Finally, in terms of carbon emission reduction channels, low-carbon technology innovations have the effect of increasing energy efficiency and suppressing the carbon intensity of energy structures, and income levels have different threshold effects in both channels. Therefore, low-income countries should actively design and implement policies to encourage the application of low-carbon technology, take measures to promote the diffusion of low-carbon technology innovation among countries, and the global low-carbon technology innovation system urgently needs a fundamental change.

Key words: low-carbon technology innovation; carbon emission; threshold effect; panel smooth transition regression model