

Doi: 10.11835/j.issn.1008-5831.jg.2023.10.002

欢迎按以下格式引用:肖俊夫,陈德敏,高艳红.“双碳”目标下再生资源利用的碳减排效应及作用机制研究[J].重庆大学学报(社会科学版),2024(5):88-102. Doi: 10.11835/j.issn.1008-5831.jg.2023.10.002.



**Citation Format:** XIAO Junfu, CHEN Demin, GAO Yanhong. Research on the effect and mechanism of renewable resources utilization on carbon emission reduction under double-carbon target[J]. Journal of Chongqing University (Social Science Edition), 2024(5): 88-102. Doi: 10.11835/j.issn.1008-5831.jg.2023.10.002.

# “双碳”目标下再生资源利用的 碳减排效应及作用机制研究

肖俊夫<sup>1a</sup>, 陈德敏<sup>1b</sup>, 高艳红<sup>2</sup>

(1. 重庆大学 a. 经济与工商管理学院, b. 可持续发展研究院, 重庆 400044; 2. 重庆师范大学 经济与管理学院, 重庆 401331)

**摘要:**再生资源利用的碳减排效应对推动形成适合中国国情的差异化减排路径和实现“双碳”目标具有重大意义。在此背景下,深入探讨和评估再生资源利用的碳减排效应及作用机制,是学界亟待厘清的重要课题。文章作者首先将再生资源对原生资源的替代利用看作是一种环境反污染活动,并构造社会效用函数,基于最优控制理论模型,推导再生资源利用对碳减排效应的影响机制。理论推导结果表明:再生资源利用碳减排效应是否存在取决于再生资源利用过程消耗资源的系数,当再生资源替代减少的碳排放大于再生资源回收利用过程中新消耗资源的碳排放,即再生资源替代减碳的“收益”大于“成本”,此时存在再生资源的碳减排效应。其次,运用2005—2019年中国省级面板数据,实证考察再生资源利用水平对碳排放的综合影响,并进一步开展了作用机制分析、门槛效应检验以及异质性讨论。实证检验结果表明:从总体上看,我国再生资源的利用水平与二氧化碳排放表现为负相关关系,再生资源利用能够有效抑制碳排放强度,再生资源减碳的“收益”是大于“成本”的。从作用机制上看,绿色技术创新效应和产业升级结构效应是再生资源利用影响碳排放的重要作用渠道,再生资源替代可以通过推动绿色技术创新和提升产业结构高级化水平抑制区域碳排放强度。门槛效应检验发现,选取再生资源利用水平和经济发展水平作为门槛变量时,再生资源利用水平在影响碳排放时存在一定门槛效应,超过特定门槛值时再生资源利用的碳减排效应越明显,结果表明再生资源替代与碳减排之间的关系并非线性的。进一步通过异质性分析发现地理区位特征和循环经济发展水平的差异使再生资源利用碳减排效应呈现异质性特征。东部地区(相较于西部地区)、南方地区(相较于北方地区)、循环经济发展水平越高的地区,再生资源利用的碳减排效应越明显。结合以上研究结果,文章提出提升再生资源利用水平和经

**基金项目:**国家社会科学基金重大项目“我国再生资源产业顶层设计与发展实现路径研究”(12&ZD209);国家社会科学基金项目“全面节约战略下再生资源产业共生集聚形成机理与实现路径研究”(23BJL010)

**作者简介:**肖俊夫,重庆大学经济与工商管理学院,Email: xiaojunfu@cqu.edu.cn;陈德敏,重庆大学可持续发展研究院院长,教授,博士生导师,Email: chendm@cqu.edu.cn;高艳红,重庆师范大学经济与管理学院副教授,Email: jiuyueyigao@126.com。

济发展质量、加强技术创新活动扶持、推动产业链升级、制定差异化再生资源利用策略等政策建议。

**关键词:** 再生资源利用;再生资源替代;碳减排;门槛效应;“双碳”目标

**中图分类号:** X32;F713.2      **文献标志码:** A      **文章编号:** 1008-5831(2024)05-0088-15

## 引言

2030年前实现碳达峰、2060年前实现碳中和是党中央经过深思熟虑作出的重大战略决策部署,是我国因应全球气候变化关切和构建人类命运共同体所作出的庄严承诺,彰显了我国积极参与全球环境治理的决心和发展中大国的责任担当。党的二十大报告提出了“推动绿色发展,促进人与自然和谐共生”的中国式现代化道路,强调“积极稳妥推进碳达峰碳中和。立足我国能源资源禀赋,坚持先立后破,有计划分步骤实施碳达峰行动”,为实现“双碳”目标这一时代使命的践履提供了根本遵循。推动碳达峰碳中和本质上是我国发展理念提升和发展方式转变的过程,尚无经验可循,所带来的挑战是空前的。党的二十届三中全会提出,要完善资源总量管理和全面节约制度,健全废弃物循环利用体系。再生资源作为原生资源的接续替代资源,能够延缓原生资源的开发进度,其显著的碳减排功能和巨大的环境效应逐步得到重视。近年来,我国再生资源利用水平和能力显著增加,资源节约、环境保护的贡献度持续增强。“双碳”目标下必然要求形成绿色低碳的生产方式和生活方式,这就需要彻底改善传统的大量生产、大量消耗、大量排放的生产生活现状,提高资源利用率和再生资源使用率显得尤为紧迫。推进再生资源利用以接替生存发展所必需的原生资源,抢抓机遇加快挖掘再生资源利用潜在的市场空间和碳减排空间,是积极响应我国绿色低碳循环发展的现实要求,是持续推动碳达峰碳中和目标和促进生态文明建设的应然之举、必然之举、实然之举。

在资源短缺、环境污染问题日益严峻的背景下,再生资源产业发展产生的重要经济效益和环境效益逐渐受到学者广泛关注,对全球可持续性发展路径产生重大影响<sup>[1]</sup>,围绕再生资源产业发展的研究成果不断丰富。再生资源的回收与再利用是未来可持续发展的关键问题,尽管在发展再生资源回收利用的初期,可能面临成本较高、经济效益较低的情况<sup>[2]</sup>,但过程的持续优化可以极大地支持碳减排、环境保护和资源节约<sup>[3]</sup>。随着再生资源回收利用技术提升以及适用范围的持续推广,再生资源回收利用既可以减少污染物排放又可以带来节能的经济效益<sup>[4-6]</sup>已成为主流观点。此外,再生资源的回收利用还具有扩大劳动就业、在一定程度上带动地方经济发展的经济效应,助力可持续发展目标实现<sup>[7]</sup>。在再生资源回收利用的环境效应讨论中,Silva等认为可再生资源的使用具有同时增加产量和减少污染排放的潜力<sup>[8]</sup>;顾一帆等在讨论是否可通过原生与再生资源的耦合配置实现中国资源的可持续利用过程中发现,再生资源回收利用具有强烈的资源环境正外部性,合理的政策组合情景有助于破解中国资源约束新常态<sup>[9]</sup>;王磊等利用省域面板数据讨论再生资源产业集聚对区域环境污染的“非标准倒U型”影响<sup>[10]</sup>。此外,针对再生资源回收利用碳排放效应的研究成果丰富,Ayodele等定量评估了尼日利亚6个地理区域再生资源回收利用所能节约的电力、产生的工业岗位以及温室气体减排量<sup>[11]</sup>;Li等研究发现包装塑料回收有助于实现巨大的碳汇,能有效降低温室气体排放,指出了进一步以回收为导向的废物管理路径<sup>[12]</sup>;Kuo等评估了1995年至2019年10个国家再生资源使用对碳排放的影响,研究发现再生资源使用具有减少碳排放的作用<sup>[13]</sup>。

总体而言,尽管再生资源的碳减排效应逐渐成为学术界关注的热点问题,但鲜有研究从理论模型和作用机制进行深入剖析。鉴于此,本文将再生资源作为原生资源的替代资源,视其为一种环

境的反污染活动,考虑其对环境质量的改善效应;并基于最优控制理论模型方法,重点考察再生资源利用的碳减排效应。本研究开展的主要工作如下:一是根据 Forster 效用函数构造思路<sup>[14]</sup>,构造社会效用函数;通过最优控制理论模型的运动方程及最优路径的汉密尔顿方程,推导出最大化均衡路径上的均衡解。二是使用中国 2005—2019 年省域面板数据,实证检验再生资源利用水平与碳排放的关系,引入中介效应模型,对再生资源利用引起的碳排放强度变化进行机制检验;同时进行门槛效应检验和异质性检验,讨论非线性关系与异质性差异。

## 一、理论机制与研究假设

本文借鉴 Forster 关于能源使用与环境质量最优控制的理论模型思路来阐述再生资源利用对碳减排的影响。此处将再生资源对原生资源的回收利用看作是一种“反污染活动”(Antipollution Activities),即再生资源活动能够减少二氧化碳排放。一般情况下,污染分为流量变量(flow variable)和存量变量(stock variable),如气溶胶、汽车尾气等很容易消散,不会累积成存量,而放射性废料、重金属等则会累积并持续产生影响。二氧化碳等温室气体主要通过累积形成温室效应影响生态环境,因此可以视为一种“存量污染”。我们使用符号  $E$  表示满足人类需求的总资源量,包括再生回收利用资源  $A$  和原生资源  $E - A$  两种,为了简化模型,假设再生回收利用资源来自于当期消耗的原生资源,且在当期完成。符号  $P$  表示环境质量状态,属于碳排放存量指标; $\dot{P}$  表示环境质量流量指标,属于碳排放流量指标。资源使用过程中产生了二氧化碳,导致环境质量状态发生改变。二氧化碳排放数量与资源使用直接成正比,两者关系表达为  $\dot{P} = \alpha(E - A)$  (其中,  $\alpha$  为消耗资源的碳排放系数,  $\alpha > 0$ )。再生资源回收利用率  $A$ , 由于受到经济、社会、技术发展水平等因素影响,导致存在一定上限水平,会保持在某一区间范围内( $0 \leq A \leq \hat{A}$ )。再生资源主要通过替代原生资源减少二氧化碳排放,进而改善环境质量状态。假设再生资源利用过程中同时需要使用资源,两者关系表达为  $E_\alpha = \beta A$ 。其中,  $E_\alpha$  为再生资源利用过程中消耗的资源,  $\beta$  为再生资源利用过程消耗资源的系数( $\beta > 0$ ),同样也受到经济、社会、技术发展水平等因素影响,则有  $\dot{P} = \alpha\beta A$ 。如果碳排放存量以速率  $\delta > 0$  进行指数衰减(如植物、碳酸盐等自然界的固碳),即  $\delta$  表示环境自我恢复速度,则有  $\dot{P} = -\delta P$ 。综合上述影响环境质量状态的因素得到下式:

$$\dot{P} = \alpha E - \alpha(1 - \beta)A - \delta P \quad (\alpha > 0, \beta > 0, 0 < \delta < 1) \quad (1)$$

再生资源利用过程中同时需要使用能源,意味着  $A$  导致资源存量  $S$  降低( $\beta A$ )。 $\dot{S}$  表示能源资源流量指标,由于其他经济活动的原生资源使用对资源存量  $\dot{S}$  也会产生影响( $E - A$ ),因此有:

$$\dot{S} = (1 - \beta)A - E \quad (2)$$

式(1)和(2)可以作为最优控制理论模型的运动方程。根据 Forster 社会效用函数构造思路,假设社会效用函数取决于消费者追求物质资源消费带来的正效应以及环境污染带来的负效应,则社会效用函数表示为:

$$U = U[C(E), P] \quad (U_C > 0, U_P > 0, U_{CC} < 0, U_{PP} < 0, C' > 0, C'' < 0) \quad (3)$$

其中,  $U$  为总效用,  $C$  为总消费,能源使用使得商品和服务生产成为可能,原因在于商品消费能

够产生效用。

于是,动态最优化问题可以表达为:

$$\begin{aligned} & \text{Max} \int_0^T U[C(E), P] dt \\ & \text{s. t. } \dot{P} = \alpha E - \alpha(1 - \beta)A - \delta P \end{aligned} \quad (4)$$

$$\dot{S} = (1 - \beta)A - E$$

$$E > 0, 0 \leq A \leq \hat{A}$$

最优路径的汉密尔顿方程为:

$$H = U[C(E), P] + \lambda_P [\alpha E - \alpha(1 - \beta)A - \delta P] + \lambda_S [(1 - \beta)A - E] \quad (5)$$

$$\text{F. O. C } \frac{\partial H}{\partial E} = U_C C'(E) + \alpha \lambda_P - \lambda_S = 0 \quad (6)$$

$$\frac{\partial H}{\partial A} = (1 - \beta)(-\alpha \lambda_P + \lambda_S) = 0 \quad (7)$$

其中,  $\lambda_P, \lambda_S$  分别代表  $P$  和  $S$  的影子价格。 $P$  和  $S$  属于状态变量,  $E$  和  $A$  属于控制变量。根据式(6),得:

$$U_C C'(E) = -\alpha \lambda_P + \lambda_S \quad (8)$$

将式(8)代入式(7),得:

$$\frac{\partial H}{\partial A} = (1 - \beta) U_C C'(E) \quad (9)$$

考虑共态变量的运动方程:

$$\dot{\lambda}_P = \frac{\partial H}{\partial P} = -U_P + \delta \lambda_P \quad (10)$$

$$\dot{\lambda}_S = \frac{\partial H}{\partial S} = 0 \quad (11)$$

根据控制变量的最大化一阶条件,综合考虑状态变量的运动方程,本文中认为控制变量  $A$  只存在边界解,而不存在内部解。 $H$  关于变量  $A$  为线性的,且  $A$  被限定于控制集  $[0, \hat{A}]$ ,因此,为了使  $H$  最大,当  $\partial H / \partial A$  为负,则取左侧边界解  $A^* = 0$ ; 当  $\partial H / \partial A$  为正,则取右侧边界解  $A^* = \hat{A}$ ,即:

$$A^* = \begin{cases} 0 \\ \hat{A} \end{cases}, \text{当 } (1 - \beta) U_C C'(E) \begin{cases} < \\ > \end{cases} 0 \quad (12)$$

由于  $U_C C'(E) > 0$ , 因此  $A$  的最优选择取决于  $(1 - \beta)$ 。由于  $\beta$  代表再生资源利用过程消耗资源的系数:(1) 当  $(1 - \beta) < 0$  时,即因再生资源替代减少的碳排放小于再生资源回收利用过程中新消耗资源的碳排放(再生资源替代减碳的“成本”大于“收益”),此时再生资源的碳减排效应不存在,政策选择为“完全不使用再生资源”;(2) 当  $(1 - \beta) > 0$  时,因再生资源替代减少的碳排放大于再生资源回收利用过程中新消耗的碳排放(再生资源减碳的“收益”大于“成本”),此时再生资源的碳减排效应是存在的,政策选择为“尽可能使用再生资源”。无论是政策为  $A^* = 0$  还是政策为  $A^* = \hat{A}$ ,根据式(8),二者的共同特征为资源通过消费产生的效用即  $U_C C'(E)$ , 等于消耗资源影子价值  $\lambda_S$



减去碳排放的影子价值  $\alpha\lambda_p$ 。

从定性角度分析式(12),在最大化均衡路径上,如图1所示可能存在以下情形:(1)当  $(1-\beta) < 0$  时,政策选择  $A^* = 0$  时,完全不使用再生资源。在特定时间区间  $[0, T]$  内,资源使用的持续增长将导致资源耗尽,碳排放存量不断增长,最终资源存量  $S(T) = 0$ ,且碳排放存量  $P(T)$  保持较高水平。(2)当  $(1-\beta) > 0$ ,政策选择  $A^* = \hat{A}$  时,尽可能地使用再生资源。与前一种情形比较,在特定时间区间  $[0, T]$  内,再生资源的替代减缓原生资源的耗散,碳排放存量增长放缓直至实现净零排放( $\dot{P} = 0$ ),最终资源存量  $S(T) > 0$ ,碳排放存量  $P(T)$  达到一个临界水平。由此可见,再生资源回收利用的碳减排效应可能存在门槛效应,只有当门槛变量达到一定的门槛值时,再生资源回收利用的碳减排效应才会更加显著,而门槛变量及门槛值则与  $\beta$  所代表再生资源利用资源消耗系数有关。进一步的,本文认为再生资源回收利用水平行业内部因素以及全社会经济发展水平、城镇化水平等外部因素叠加产生的技术效应、规模效应、结构效应是决定再生资源利用过程中资源消耗系数  $\beta$  大小的主要影响因素。因此再生资源回收利用水平、经济发展水平、城镇化水平可能是影响再生资源回收利用的碳减排效应的潜在门槛变量。

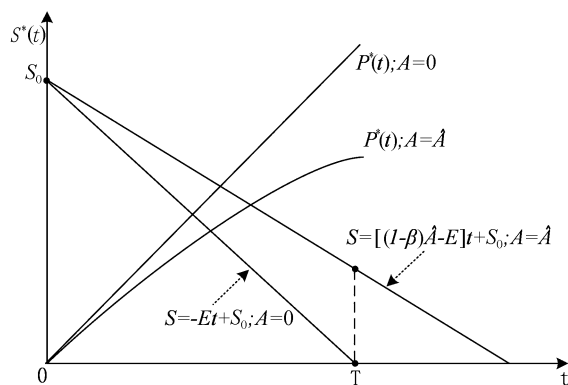


图1 不同政策选择下资源消耗  $S$  与碳排放  $P$  示意图

综合以上分析,本文提出以下假设。

假设1:再生资源利用的碳减排效应是存在的,再生资源通过对原生资源的替代能够有效抑制碳排放。

假设2:再生资源利用的碳减排效应存在门槛效应。

假设2a:再生资源利用的碳减排效应随再生资源利用水平的变化而存在非线性的门槛效应。

假设2b:再生资源利用的碳减排效应随经济发展水平的变化而存在非线性的门槛效应。

假设2c:再生资源利用的碳减排效应随城镇化水平的变化而存在非线性的门槛效应。

本文余下部分运用中国省域面板数据对上述假设展开实证检验,通过经验数据就再生资源利用水平与碳排放的关系进行实证考察。

## 二、研究设计

### (一) 模型设定

根据上述理论机制,结合统计观察及研究假设认为碳排放与再生资源利用水平存在相关关系。鉴于此,构建再生资源利用对碳排放影响的面板数据基准回归模型:

$$PR_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 RT_{it} + \alpha_2 X_{ijt} + \theta_i + \varepsilon_{it} \quad (13)$$

其中:被解释变量  $PR_{it}$  表示碳排放水平;  $RT_{it}$  代表再生资源利用水平;  $X_{ijt}$  为控制变量的一个向量集合;  $i, t$  分别表示省域和年份; 控制变量  $X_{ijt}$  中  $j$  表示第  $j$  个控制变量;  $\alpha_0, \alpha_1, \alpha_2$  为待估计的参数;  $\varepsilon_{it}$  代表随机扰动项。

## (二) 数据说明与描述性统计

### 1. 数据说明

根据《国民经济分类标准》(GB/T4754-2002),再生资源利用属于废弃资源综合利用业。本研究依据此统计标准进行行业数据搜集整理。该数据来源于我国 21 个省份 2006—2020 年统计年鉴<sup>①</sup>,对极少数缺失数据按照统计方法采用线性插值法对其进行处理。2005—2019 年碳排放的数据来自于中国碳核算数据库<sup>②</sup>;其他数据主要来源于历年国家及各省份统计年鉴、《中国能源统计年鉴》《中国科技统计年鉴》和《中国环境统计年鉴》等,缺失数值也同样采用线性插值法补全。本文对模型所涉及变量作如下选择和说明。

#### (1) 被解释变量。

本文中被解释变量为碳排放水平,参考邵帅等<sup>[15]</sup>的相关做法,选取单位非农产出的碳排放量(碳排放强度)予以度量,具体表示为  $PR$ 。

#### (2) 解释变量。

本文中解释变量为再生资源利用水平。参考高艳红<sup>[16]</sup>对再生资源产业发展水平的度量方法,同时由于各省份再生资源产业利用水平存在明显差异,综合考虑数据的趋势特征,本研究以废弃资源和废旧材料回收工业资产合计占规模以上工业企业资产合计的万分比来表示,具体表示为  $RT$ 。

#### (3) 控制变量。

通过相关文献,本文中采用的控制变量有能源结构(ES)、环境标准实施严厉程度(EI)、第二产业结构占比(SEC)、对外贸易水平(EXP)、社会消费水平(CON)、森林覆盖率(FOR)、市场化水平(MI)。具体情况如下。

①能源结构(ES):结合已有研究,运用各省份煤炭消费总量占能源消费总量的百分比进行测度。②环境标准实施严厉程度(EI):以环境污染治理投资额占 GDP 的百分比来衡量。③第二产业结构占比(SEC):以各省份第二产业与 GDP 的百分比进行测度。④对外贸易水平(EXP):进出口是影响能源消费和碳排放的重要领域,发达国家可能通过国际贸易引发“碳泄漏”和“污染避难所”问题,本文中采用进出口总额与地区生产总值比重衡量对外贸易水平。⑤社会消费水平(CON):根据已有研究,居民生活消费对碳排放影响较为明显,本文中将社会零售品总额与地区生产总值比重作为社会消费水平指标。⑥森林覆盖率(FOR):森林在碳减排过程中具有重要作用,是陆地最大的储碳库,本文中参考薛飞、周民良<sup>[17]</sup>的做法,采用森林覆盖率作为控制变量检验其对碳排放的影响。⑦市场化水平(MI):较高的市场化水平有利于优化资源配置效率和能源利用效率,促进碳减排<sup>[18]</sup>,本文中选取王小鲁等<sup>[19]</sup>编制的各省份市场化进程总分作为衡量指标,其值越大表明地区市场化环境越好。

①山西、辽宁、河南、海南、云南、西藏、青海、宁夏、新疆和广西 10 省、市、自治区相关年鉴并未将“废弃资源和废旧材料回收加工业”的基础数据进行统计,且大部分地区是在 2005 年以后才将该行业列入统计年鉴。

②中国碳核算数据库(CEADs),参见 <https://www.ceads.net.cn/>。

2. 变量描述性统计

本研究首先对所用变量进行了取对数处理,描述性统计如表 1 所示,描述对象包括变量名称、单位、样本量、均值、标准差以及最大值和最小值。

表 1 相关变量的描述性统计

| 变量             | 单位        | 样本量 | 均值    | 标准差  | 最小值   | 最大值   |
|----------------|-----------|-----|-------|------|-------|-------|
| 碳排放强度(PR)      | 吨/万元(取对数) | 315 | 9.78  | 0.71 | 7.60  | 11.39 |
| 再生资源利用水平(RT)   | 万分比(取对数)  | 315 | 17.72 | 9.78 | 0.71  | 7.60  |
| 能源结构(ES)       | 百分比(取对数)  | 315 | 65.53 | 1.40 | 0.18  | -0.56 |
| 环境标准实施严厉程度(EI) | 百分比(取对数)  | 315 | 1.26  | 0.56 | 0.24  | 3.16  |
| 第二产业结构占比(SEC)  | 百分比(取对数)  | 315 | 1.33  | 0.06 | 1.02  | 1.41  |
| 对外贸易水平(EXP)    | 百分比(取对数)  | 315 | 2.58  | 3.60 | 0.004 | 15.47 |
| 社会消费水平(CON)    | 百分比(取对数)  | 315 | 1.28  | 0.04 | 0.99  | 1.40  |
| 森林覆盖率(FOR)     | 百分比(取对数)  | 315 | 1.17  | 0.23 | 0.14  | 1.44  |
| 市场化水平(MI)      | 无量纲(取对数)  | 315 | 7.18  | 1.87 | 3.26  | 11.71 |

注:表中数据均进行了取对数处理。

三、实证结果及分析

(一) 基准回归结果与分析

本文按照模型设定使用 STATA16 软件进行计量回归,表 2 为基准回归结果。其中,列(1)—(3)和列(4)—(6)分别报告了再生资源利用水平对二氧化碳排放的直接估计结果和加入控制变量后的估计结果。其中第(1)、(4)列为混合最小二乘法(Pool-OLS),第(2)、(5)列考虑了固定效应(Fixed Effect),第(3)、(6)列考虑了随机效应(Random Effect)。通过面板 F 统计量检验、BP-LM 检验,表明建立个体固定效应回归模型和随机效应模型比混合 OLS 模型更合理,通过稳健 Hausman 检验表明选用固定效应模型比随机效应模型更合理。因此,本文中以列(2)、(5)的固定效应估计结果作为分析基础。模型(2)、(5)中,再生资源利用水平的系数分别在 5%和 10%水平上显著为负,表明再生资源利用水平与碳排放强度存在负相关关系,假设 1 得证,即再生资源利用能够有效抑制碳排放强度,我国再生资源的碳减排效应存在。控制变量能源结构在 1%水平上显著为正,表明煤炭消费总量占能源消费总量的比值越高,碳排放强度也越高;对外贸易水平在 10%水平上显著为正,表明我国对外贸易显著提升了碳排放强度,可能存在“碳泄露”现象。控制变量社会消费水平、森林覆盖率、市场化水平分别在 5%、5%、1%水平上显著为负,表明提升社会消费、森林覆盖率、市场化水平有助于降低碳排放强度。环境标准实施严厉程度和第二产业占比对碳排放强度的影响不显著。

(二) 稳健性检验

为保证研究估计结果的可靠性,本文中从缩尾估计、改变估计方法以及替换变量等方面对基础回归结果进行稳健性分析,结果如表 3 所示。首先将所有变量在 1%和 99%分位上作缩尾处理后进

行估计,对应表3中的列(1),得到的回归结果在5%的置信水平下依然显著,再生资源替代的系数显著为负,进一步表明基准回归结果稳健。其次是改变估计方法。由于拥有一定惯性是宏观经济变量普遍特征,因此碳排放也可能存在路径依赖的现象,其产生的滞后效应不可忽视。鉴于此,本文中构建再生资源利用对碳排放影响的动态面板数据回归模型,选取系统广义矩估计(SYS-GMM),用两步GMM方法进行回归。如表3中的列(2)所示,AR(2)的结果说明扰动项不存在二阶自相关,且该模型通过了Sargan检验,不存在过度识别检验问题,故采用SYS-GMM方法进行参数估计合理有效。碳排放的滞后一期回归结果在1%的置信水平下显著为正,再生资源替代的系数则在5%的置信水平下依然显著为负。最后,依次替换了被解释变量和核心解释变量。表3中的列(3)展示了在使用再生资源产业产值与工业总产值占比替换了原核心解释变量后,核心解释变量系数在1%的置信水平下依然为负。已有研究表明,二氧化碳排放与夜间灯光有着显著的正相关关系。因此本文选取夜间灯光数据作为二氧化碳排放的代理变量,再除以GDP后得到二氧化碳排放强度(DNR),由此替换被解释变量进行检验。列(4)的结果显示在1%的置信水平下依然显著为负,同样表明研究结论具有一定的稳健性。

表2 基准回归结果

| 变量             | (1)                     | (2)                    | (3)                    | (4)                       | (5)                       | (6)                     |
|----------------|-------------------------|------------------------|------------------------|---------------------------|---------------------------|-------------------------|
|                | 混合 OLS                  | FE                     | RE                     | 混合 OLS                    | FE                        | RE                      |
| LNRT           | -0.231 ***<br>(0.036 4) | -0.153 **<br>(0.066 1) | -0.156 **<br>(0.066 0) | -0.129 ***<br>(0.026 7)   | -0.0883 *<br>(0.043 7)    | -0.105 **<br>(0.047 3)  |
| ES             |                         |                        |                        | 1.511 ***<br>(0.449)      | 0.889 ***<br>(0.275)      | 1.134 **<br>(0.467)     |
| EI             |                         |                        |                        | -0.026 8<br>(0.031 7)     | -0.105<br>(0.068 8)       | -0.074 9<br>(0.059 8)   |
| SEC            |                         |                        |                        | 0.876<br>(0.632)          | -0.539<br>(1.213)         | 0.716<br>(1.450)        |
| EXP            |                         |                        |                        | -0.038 8 ***<br>(0.008 6) | 0.0416 *<br>(0.023 4)     | -0.024 0<br>(0.018 7)   |
| CON            |                         |                        |                        | -2.456 ***<br>(0.712)     | -3.424 **<br>(1.548)      | -3.124 **<br>(1.292)    |
| FOR            |                         |                        |                        | -0.561 ***<br>(0.097 6)   | -1.171 **<br>(0.553)      | -0.801 ***<br>(0.267)   |
| MI             |                         |                        |                        | -0.130 ***<br>(0.016 7)   | -0.088 3 ***<br>(0.023 3) | -0.121 ***<br>(0.019 8) |
| Constant       | 10.12 ***<br>(0.147)    | 10.29 ***<br>(0.0991)  | 10.13 ***<br>(0.173)   | 11.67 ***<br>(1.307)      | 15.88 ***<br>(3.204)      | 13.45 ***<br>(2.710)    |
| 面板设定 F 检验      |                         |                        |                        |                           | 44.93<br>[0.0000]         |                         |
| BP-LM 检验       |                         |                        |                        |                           |                           | 119.35<br>[0.000 0]     |
| 稳健 Hausman 检验  |                         |                        |                        |                           |                           | 66.364<br>[0.000 0]     |
| N              | 315                     | 315                    | 315                    | 315                       | 315                       | 315                     |
| R <sup>2</sup> | 0.200                   | 0.201                  | 0.201                  | 0.812                     | 0.653                     | 0.777                   |

注:1.()内数值为系数的标准误,[]内数值为相应检验统计量的p值;2.\*\*\*、\*\*、\*分别表示通过1%、5%、10%显著置信水平检验。



表3 稳健性检验

| 变量             | (1) 缩尾估计                | (2) 替换估计方法<br>(SYS-GMM) | (3) 替换核心解释变量           | (4) 替换被解释变量              |
|----------------|-------------------------|-------------------------|------------------------|--------------------------|
|                | PR                      | PR                      | PR                     | DNR                      |
| RT             | -0.097 7**<br>(0.039 8) | -0.031 0**<br>(0.015 8) | -0.109***<br>(0.036 1) | -0.097 4***<br>(0.029 5) |
| L. PR          |                         | 1.352***<br>(0.287)     |                        |                          |
| 控制变量           | 控制                      | 控制                      | 控制                     | 控制                       |
| AR(1) 检验       |                         | -1.75<br>[0.080]        |                        |                          |
| AR(2) 检验       |                         | -1.00<br>[0.317]        |                        |                          |
| Sargan 检验      |                         | [0.361]                 |                        |                          |
| N              | 315                     | 315                     | 315                    | 315                      |
| R <sup>2</sup> | 0.758                   |                         | 0.600                  | 0.658                    |

注:1. ( ) 内数值为系数的标准误,[ ] 内数值为相应检验统计量的  $p$  值;2. \*\*\*、\*\*、\* 分别表示通过 1%、5%、10% 显著置信水平检验。

(三) 机制检验模型

前文分析表明再生资源对原生资源的替代能够直接影响碳排放。此外,再生资源利用是否通过其他作用路径影响碳排放值得进一步研究。一般认为,创新技术产生知识溢出能带动相关产业技术创新水平的持续提高,技术创新水平尤其是绿色技术创新是影响二氧化碳排放的重要因素<sup>[20]</sup>。此外,以再生资源产业为主体的循环经济是战略性新兴产业,有助于推动区域产业结构升级,朝着“经济服务化”和“产业高级化”的方向发展,进而推动碳减排实现。为此,本文中采用中介效应模型,以绿色技术创新水平和产业结构高级化水平作为中介变量,进一步检验再生资源利用对碳排放的影响渠道。参考温忠麟等<sup>[21-22]</sup>的做法对模型影响机制进行实证考察,机制检验模型设定为如下。

$$PR_{it}=a_0+a_1RT_{it}+a_2X_{ijt}+\theta_i+\varepsilon_{it}$$

(14)

$$Z_{it}=\beta_0+\beta_1RT_{it}+\beta_2X_{ijt}+\theta_i+\mu_{it}$$

(15)

$$PR_{it}=\gamma_0+\gamma_1RT_{it}+\gamma_2Z_{it}+\gamma_3X_{ijt}+\theta_i+\sigma_{it}$$

(16)

其中,  $P_{it}$  和  $RT_{it}$  定义与基准回归模型相同,分别代表碳排放强度和再生资源利用水平。 $Z_{it}$  为中介变量,分别为绿色技术创新水平(GTI)和产业结构高级化水平(ADV),其中绿色技术创新水平用各省份万人绿色专利申请数量衡量,产业结构高级化水平采用第三产业与第二产业产值之比衡量<sup>[23]</sup>。 $X_{ijt}$  为控制变量,  $\theta_i$  为个体固定效应,  $i,j,t$  含义同基本模型一致。表4中列(1)和列(4)对应基准模型中的估计结果,对应前文中介模型中的公式(14);列(2)、列(3)表示以绿色技术创新水平为中介效应进行机制分析,列(5)、列(6)表示以产业结构高级化水平为中介效应进行机制分析,分别对应前文中介模型中的公式(15)与(16)。表4中列(2)显示,再生资源替代与绿色技术创新水平呈现显著正向关系,列(3)绿色技术创新水平和再生资源利用变量的系数显著为负,表明绿色技术创新水平在再生资源替代对碳排放强度的影响过程中存在部分中介效应。同理,表4中列(5)显示,再生资源替代与产业结构高级化水平显著为正向关系,列(6)产业结构高级化水平和再生资源利用变

量的系数显著为负,表明产业结构高级化水平在再生资源替代对碳排放强度的影响过程中存在部分中介效应。由此可知,再生资源替代可以通过绿色技术创新和提高产业结构高级化水平影响碳排放强度。

表4 再生资源替代与碳排放强度的影响机制检验

| 变量             | 绿色技术创新                   |                         |                          | 产业高级化                   |                         |                          |
|----------------|--------------------------|-------------------------|--------------------------|-------------------------|-------------------------|--------------------------|
|                | (1)PR                    | (2)TI                   | (3)PR                    | (4)PR                   | (5)ADV                  | (6)PR                    |
| RT             | -0.088 3***<br>(0.043 7) | 0.256 0***<br>(0.034 6) | -0.014 3*<br>(0.008 5)   | -.088 3***<br>(0.043 7) | 0.014 3***<br>(0.004 1) | -0.067 4***<br>(0.011 3) |
| GTI            |                          |                         | -0.289 2***<br>(0.013 3) |                         |                         |                          |
| ADV            |                          |                         |                          |                         |                         | -1.458 3***<br>(0.156 9) |
| N              | 315                      | 315                     | 315                      | 315                     | 315                     | 315                      |
| R <sup>2</sup> | 0.904 9                  | 0.846 9                 | 0.956 7                  | 0.904 9                 | 0.966 4                 | 0.927 0                  |
| 中介效应           | -0.074 0                 |                         |                          | -0.020 9                |                         |                          |

注:所有回归均加入了基准回归中使用的固定效应,各列还加入了基准回归中使用的全部控制变量。为了节约篇幅,未予展示。

#### (四) 进一步研究:门槛效应检验

前文研究表明,整体上再生资源利用对二氧化碳排放有负向抑制作用。然而,根据理论机制分析,再生资源替代的碳减排效应取决于因再生资源替代减少的碳排放是否小于再生资源回收利用过程中新消耗资源的碳排放,即存在一定临界值或者门槛值。由于我国各地区、各阶段发展水平等方面的差异,可能导致再生资源替代与碳减排之间的关系并非线性,因此,有必要对此进行进一步检验。采用面板门槛回归(threshold regression)模型对上述非线性关系进行检验。设定的面板门槛回归模型如下:

$$PR = a_0 + a_1 RT \cdot I(RT \leq \gamma) + a_2 RT \cdot I(RT > \gamma) + \beta X + \varepsilon \quad (17)$$

其中, $I(\cdot)$ 表示示性函数,括号内的变量为门槛变量,根据门槛变量是否大于门槛值 $\gamma$ ,样本区间可以被划分为两个区制,并且两个区制分别采用斜率值进行区别。类似地,在单门槛值模型的基础上还存在多个门槛值(multiple thresholds)情形。其他变量的含义与前文模型一致。除了将核心解释变量再生资源利用水平RT作为门槛变量外,本文选取经济发展水平GDPR(采用人均国内生产总值)和城镇化水平UR(采用城镇化率)作为门槛变量进行检验,设定的面板门槛回归模型如下:

$$PR = a_0 + a_1 RT \cdot I(GDPR \leq \gamma) + a_2 RT \cdot I(GDPR > \gamma) + \beta X + \varepsilon \quad (18)$$

$$PR = a_0 + a_1 RT \cdot I(UR \leq \gamma) + a_2 RT \cdot I(UR > \gamma) + \beta X + \varepsilon \quad (19)$$

表5展示了分别以再生资源利用水平、经济发展水平和城镇化水平作为门槛变量的检验结果。从列(1)可知再生资源利用水平在影响碳排放时存在单一门槛,从列(2)可知再生资源利用水平在影响碳排放时存在经济发展水平的双门槛,但列(3)不存在显著的城镇化发展水平门槛。由表6列(1)和列(2)对应的门槛估计结果和门槛回归结果可知:第一,当再生资源利用水平在低于门槛值0.949 0(取对数后,下同)时,其对碳排放有显著的正向促进作用;当再生资源利用水平在高于门槛值0.949 0时,其对碳排放有显著的负向抑制作用。第二,当经济发展水平低于(第一)门槛值9.693 1时,再生资源利用水平对碳排放有显著的正向促进作用;当经济发展水平高于(第一)门槛值9.693 1时,再生资源利用水平对碳排放有显著的负向抑制作用,特别是当经济发展水平高于(第

二) 门槛值 10.496 3 时, 负向抑制作用的程度更加明显。门槛回归分析验证了当再生资源利用水平和经济发展水平达到一定程度时, 将强化再生资源替代的碳减排效应。假设 2、假设 2a、假设 2b 得证。

表 5 门槛检验结果

| 门槛变量            | (1) RT                        | (2) GDPR                         | (3) UR          |
|-----------------|-------------------------------|----------------------------------|-----------------|
| 单一门槛            | 76.31 ***<br>(0.00)           | 73.09 ***<br>(0.00)              | 20.38<br>(0.20) |
| 双重门槛            | 9.53<br>(0.54)                | 28.94 ***<br>(0.00)              | 17.45<br>(0.31) |
| 三重门槛            |                               | 9.12<br>(0.92)                   |                 |
| 第一门槛 $\gamma_1$ | 0.949 0<br>(0.782 3, 0.978 0) | 9.693 1<br>(9.646 8, 9.700 8)    |                 |
| 第二门槛 $\gamma_2$ |                               | 10.496 3<br>(10.487 2, 10.507 4) |                 |

注: 1. 第 1—3 行系数和括号值分别对应  $F$  统计量及对应的  $P$  值; 2. 第 4—5 行系数和括号值分别为解释变量(即门限被解释变量)的门槛值及对应的 95% 置信区间。

表 6 门槛回归结果

| 变量  | (1)                       | (2)                       |
|---|---------------------------|---------------------------|
|   | 门槛变量为 RT                  | 门槛变量为 GDPR                |
| RT1 { $\leq \gamma_1$ }   | 0.065 7 ***<br>(0.021 3)  | 0.112 ***<br>(0.029 4)    |
| RT2 { $> \gamma_1$ (单门槛) } { $> \gamma_1$ 且 $\leq \gamma_2$ (双门槛) } | -0.184 ***<br>(0.016 0)   | -0.023 1 *<br>(0.013 6)   |
| RT3 { $> \gamma_2$ (双门槛) }  |                           | -0.116 ***<br>(0.011 6)   |
| ES  | 0.885 ***<br>(0.112)      | 0.818 ***<br>(0.109)      |
| EI  | -0.044 8<br>(0.032 1)     | -0.092 4 ***<br>(0.030 5) |
| SEC   | -0.147<br>(0.541)         | -0.051 4<br>(0.524)       |
| EXP   | 0.034 5 ***<br>(0.011 2)  | 0.034 8 ***<br>(0.010 9)  |
| CON   | -2.462 ***<br>(0.464)     | -1.959 ***<br>(0.458)     |
| FOR   | -1.028 ***<br>(0.164)     | -1.091 ***<br>(0.158)     |
| MI  | -0.081 2 ***<br>0.885 *** | -0.077 4 ***<br>(0.014 5) |
| Constant  | 14.07 ***<br>(1.152)      | 13.26 ***<br>(1.125)      |
| 第一门槛 $\gamma_1$   | 0.949 0                   | 9.693 1                   |
| 第二门槛 $\gamma_2$   |                           | 10.496 3                  |
| $N$   | 315                       | 315                       |
| $R^2$   | 0.723                     | 0.744                     |

注: 1. ( ) 内数值为系数的标准误; 2. \*\*\*、\*\*、\* 分别表示通过 1%、5%、10% 显著置信水平检验。下表同。

### (五) 异质性分析

在前文分析基础上,下面进一步从区位特征和循环经济发展水平维度讨论再生资源利用碳减排效应的异质性特征。

#### 1. 东西区位特征的异质性

本文中探讨再生资源利用的碳减排效应是否会因为东西部区位特征的变化而呈现出差异化的效果。“胡焕庸线”是由地理学家胡焕庸于 1935 年提出的中国人口密度对比线,又称黑河—腾冲线、瑗瑄—腾冲线,将中国分成经济发展和人口集聚水平迥然不同的西北和东南两部分。以“胡焕庸线”为界将样本数据划分为两组,其中完全位于“胡焕庸线”以东的省份设置为一组,完全位于“胡焕庸线”以西以及“胡焕庸线”穿过的省份为一组。如表 7 列(1)所示,位于“胡焕庸线”以东的样本回归系数显著为负,说明再生资源利用具有显著的碳减排效应,而“胡焕庸线”以西的样本则不显著。再生资源利用碳减排效应会因为东西部区位特征的影响存在差异,可能的原因在于东部地区经济发展水平、技术创新水平和人才集聚程度相对更高,在一定程度上促进再生资源利用碳减排效应的发挥。

#### 2. 南北区位特征的异质性

除了东西部因区位特征呈现出再生资源利用碳减排效应的异质性外,考虑到我国南方地区水电发达、北方地区火电发电供暖等在能源消费结构上的差异,本文中进一步按照“秦岭—淮河”中国南北地理分界线将样本数据划分为南北方两组,讨论南北再生资源利用碳减排效应是否存在显著不同。如表 7 列(2)所示,南方省份的样本回归系数显著为负,说明再生资源利用具有显著的碳减排效应,而北方省份的样本则不显著。再生资源利用碳减排效应会因为南北区位特征的影响存在差异,可能的原因在于北方地区煤炭等化石燃料的能源消费依赖性高,清洁能源消费占比低,总体碳排放强度较大,通过再生资源替代产生的碳减排效应不明显。

#### 3. 循环经济发展水平的异质性

发展循环经济是我国经济社会发展的一项重大战略,首要任务就是构建资源循环型产业体系和废旧物资循环利用体系。一个地区循环经济的发展在一定程度上促进了再生资源利用水平提升。因此,本文中以 2005 年、2007 年国家发展和改革委员会等六部门发布的两批国家循环经济试点名单为依据,将样本数据分为非试点省份和试点省份两组,以此区分循环经济发展水平的高低。如表 7 列(3)所示,国家循环经济试点省份的回归系数显著为负,而非试点省份的回归系数不显著。可见,以“减量化、再利用、资源化”为原则的循环经济发展模式有助于强化再生资源利用碳减排效应。

表 7 异质性检验结果

| 变量             | (1) 东西区域异质性           |                       | (2) 南北区域异质性           |                         | (3) 循环经济发展水平异质性       |                         |
|----------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-------------------------|-----------------------|-------------------------|
|                | 胡焕庸线以东                | 胡焕庸线以西                | 北方省份                  | 南方省份                    | 非试点省份                 | 试点省份                    |
| RT             | -0.113 *<br>(0.060 6) | -0.018 4<br>(0.028 7) | -0.018 5<br>(0.015 7) | -0.160 ***<br>(0.023 2) | -0.088 6<br>(0.053 2) | -0.070 1 *<br>(0.039 5) |
| 控制变量           | 控制                    | 控制                    | 控制                    | 控制                      | 控制                    | 控制                      |
| Constant       | 12.60 ***<br>(3.667)  | 8.168 **<br>(2.085)   | -1.719<br>(1.135)     | -3.776 ***<br>(1.162)   | 22.44 *<br>(7.621)    | 14.65 ***<br>(3.392)    |
| N              | 240                   | 75                    | 105                   | 210                     | 60                    | 255                     |
| R <sup>2</sup> | 0.690                 | 0.796                 | 0.722                 | 0.826                   | 0.893                 | 0.665                   |



## 四、研究结论及政策启示

本研究的主要关注对象为再生资源产业的碳减排效应,考察其如何对碳排放产生影响。研究将再生资源对原生资源的替代利用看作一种反环境污染活动,并基于最优控制理论模型,提出“再生资源利用的碳减排效应主要取决于再生资源利用过程消耗资源的系数,其决定了再生资源减碳的‘收益’与‘成本’的关系”。在此基础上,构建面板回归模型实证考察我国省域再生资源利用水平对碳排放的总体影响,并对其作用机制分析、门槛效应以及异质性作了进一步讨论,主要结论如下:(1)从总体看,我国再生资源利用与碳排放呈负向相关关系,存在碳减排效应。立足减量化和资源化,再生资源回收利用提升了资源的有效利用率,再生资源减碳的“收益”大于“成本”。(2)从作用机制看,绿色技术创新水平和产业结构高级化水平在再生资源替代对碳排放强度的影响过程中存在部分中介效应。再生资源利用能促进绿色技术创新活动和推动产业结构高级化,减少和抑制二氧化碳排放。(3)从非线性关系看,再生资源利用的碳减排效应在再生资源利用水平和经济发展水平上存在一定的门槛效应,该影响在门槛内外差异明显。当再生资源利用水平和经济发展水平达到一定的门槛水平,再生资源利用的碳减排效应将更加显著。(4)从异质性分析看,因区位特征和循环经济发展水平的差异,再生资源利用的碳减排效应呈现出显著的异质性特征。

结合研究结论提出如下政策建议:(1)鉴于再生资源具有显著的碳减排效应,在“双碳”目标背景下,以提高再生资源回收利用水平为抓手促进碳减排,对于推进实施“双碳”战略具有重要的现实意义。(2)考虑到知识溢出的创新效应以及产业高级化的结构效应,需重点加强对再生资源利用过程中绿色技术创新的支持,以产学研协同促进再生资源利用的绿色技术研发与成果转化;同时,加强再生资源产业链向高附加值领域延伸,加强再生资源产业与资源利用行业的产业链、创新链、价值链深度融合,推动区域循环经济发展和产业结构转型升级。(3)考虑到再生资源利用碳减排的门槛效应,应坚持系统观的思想,在推动提升再生资源利用水平和经济发展水平的基础上,完善再生资源循环利用体系构建,以规模化、集约化、集聚化手段降低再生资源的“减碳成本”,整体提升再生资源利用的碳减排效率和效益。(4)考虑到区位特征和循环经济发展水平等因素在再生资源碳减排过程中的异质性影响,要充分结合各区域资源禀赋和比较优势,分时点、分地区制定差异化的再生资源利用减碳策略,避免“一刀切”,在经济、金融、消费、财税等领域构建适应性高、针对性强的政策与制度环境。

### 参考文献:

- [1] 徐海涛,张军,刘格格,等.再生资源产业投资与价格波动、行业信息冲击关系研究:以废纸为例[J].金融理论与实践,2020(1):41-48.
- [2] LEU H G, LIN S H. Cost-benefit analysis of resource material recycling[J]. Resources, Conservation and Recycling, 1998, 23(3):183-192.
- [3] CAO S Q, LIAO W Z, HUANG Y Q. Heterogeneous fleet recyclables collection routing optimization in a two-echelon collaborative reverse logistics network from circular economic and environmental perspective[J]. Science of the Total Environment, 2021, 758:144062.
- [4] ZAMAN A U. A comprehensive study of the environmental and economic benefits of resource recovery from global waste management systems[J]. Journal of Cleaner Production, 2016, 124:41-50.
- [5] DE FEO G, FERRARA C, FINELLI A, et al. Environmental and economic benefits of the recovery of materials in a municipal

- solid waste management system[J]. *Environmental Technology*, 2019, 40(7):903-911.
- [6] 李艳梅,孙丽云,牛苗苗.再生资源产业关联及宏观经济效应分析[J]. *资源科学*, 2018(3):580-588.
- [7] DAN C, ZHU B Z, EMMANUEL N, et al. The potential energy and environmental benefits of global recyclable resources[J]. *The Science of the Total Environment*, 2021, 798:149258.
- [8] SILVA S, SOARES I, AFONSO O. Economic and environmental effects under resource scarcity and substitution between renewable and non-renewable resources[J]. *Energy Policy*, 2013, 54:113-124.
- [9] 顾一帆,吴玉锋,穆献中,等.原生资源与再生资源的耦合配置[J]. *中国工业经济*, 2016(5):22-39.
- [10] 王磊,王琰琰,李慧明.再生资源产业集聚与区域环境污染:来自我国省域面板数据的实证分析[J]. *科技进步与对策*, 2018(13):72-77.
- [11] AYODELE T R, ALAO M A, OGUNJUYIGBE A S O. Recyclable resources from municipal solid waste: Assessment of its energy, economic and environmental benefits in Nigeria[J]. *Resources, Conservation and Recycling*, 2018, 134:165-173.
- [12] LI Z L, LIN G N, WANG H T, et al. Constructing carbon sink-oriented waste management system towards reduction and maximum recovery via high-precision packaging waste inventory[J]. *Resources, Conservation and Recycling*, 2022, 184:106412.
- [13] KUO Y, MANEENGAM A, PHAN THE C, et al. Fresh evidence on environmental quality measures using natural resources, renewable energy, non-renewable energy and economic growth for 10 Asian nations from CS-ARDL technique[J]. *Fuel*, 2022, 320:123914.
- [14] FORSTER B A. Optimal energy use in a polluted environment[J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 1980, 7(4):321-333.
- [15] 邵帅,张可,豆建民.经济集聚的节能减排效应:理论与中国经验[J]. *管理世界*, 2019(1):36-60, 226.
- [16] 高艳红.再生资源产业接替与区域节约型经济增长研究[D].重庆:重庆大学, 2015.
- [17] 薛飞,周民良.中国碳交易市场规模的减排效应研究[J]. *华东经济管理*, 2021(6):11-21.
- [18] SHAO S, YANG L L, YU M B, et al. Estimation, characteristics, and determinants of energy-related industrial CO<sub>2</sub> emissions in Shanghai (China), 1994-2009[J]. *Energy Policy*, 2011, 39(10):6476-6494.
- [19] 王小鲁,胡李鹏,樊纲.中国分省份市场化指数报告-2021[M].北京:社会科学文献出版社, 2021.
- [20] 刘朝,王梓林,原慈佳.结构视域下自主技术创新对工业碳排放的影响及趋势预测[J]. *中国人口·资源与环境*, 2022(7):12-21.
- [21] 温忠麟,张雷,侯杰泰,等.中介效应检验程序及其应用[J]. *心理学报*, 2004(5):614-620.
- [22] 温忠麟,叶宝娟.中介效应分析:方法和模型发展[J]. *心理科学进展*, 2014(5):731-745.
- [23] 干春晖,郑若谷,余典范.中国产业结构变迁对经济增长和波动的影响[J]. *经济研究*, 2011(5):4-16, 31.

## Research on the effect and mechanism of renewable resources utilization on carbon emission reduction under double-carbon target

XIAO Junfu<sup>1a</sup>, CHEN Demin<sup>1b</sup>, GAO Yanhong<sup>2</sup>

(1. a. School of Economics and Business Administration; b. Institute for Sustainable Development, Chongqing University, Chongqing 400044, P. R. China; 2. School of Economics and Management, Chongqing Normal University, Chongqing 401331, P. R. China)

**Abstract:** It is of great significance to study the carbon emission reduction effect of renewable resources utilization in promoting the formation of differentiated emission reduction paths suitable for China's national conditions and achieving the double-carbon target. Against this background, in-depth exploration and assessment of the carbon emission reduction effect and mechanism of renewable resources utilization is an important issue that urgently needs to clarify. This study regards the alternative utilization of renewable resources to primary resources as an environmental pollution-control activity, and constructs the social utility function to derive the influence mechanism of renewable resources utilization on carbon emission reduction

based on the optimal control theory model. The theoretical derivation results indicate that carbon reduction effect of renewable resources utilization depends on the coefficient of resources consumption in the process of renewable resources utilization. When the carbon emissions reduced by renewable resources substitution exceed the carbon emissions caused by the new consumed resources during the recycling process of renewable resources, that is, when the benefit of carbon reduction from the renewable resources substitution is greater than the cost, the carbon reduction effect exists. Secondly, using Chinese provincial panel data from 2005 to 2019, this paper empirically examines the comprehensive impact of renewable resources utilization on carbon emissions, and further analyzes the effect mechanism, threshold effects, and heterogeneity. The empirical test results indicate that: 1) Overall, there is a negative correlation between the level of renewable resources utilization and carbon dioxide emissions in China. Renewable resources utilization can effectively inhibit carbon emissions intensity, and the benefit of carbon reduction from renewable resources utilization exceeds the cost. 2) From the perspective of mechanism, green technology innovation and industrial structure upgrading have important intermediate effects on renewable resources utilization affecting carbon emissions. Renewable resources substitution can suppress regional carbon emissions intensity by promoting green technology innovation and improving the level of industrial structure. 3) The threshold effect test finds that there is a certain threshold effect of renewable resources utilization on carbon emissions when selecting the level of renewable resources utilization and economic development level as threshold variables. The carbon reduction effect of renewable resources utilization becomes more evident when surpassing a specific threshold value, indicating that the relationship between renewable resources substitution and carbon reduction is not linear. 4) Heterogeneity analysis further reveals that the differences in geographical location and the level of circular economic development make the carbon emission reduction effect of renewable resources utilization exhibit heterogeneity characteristics. The carbon emission reduction effect of renewable resources utilization is more pronounced in the eastern region (compared with the western region), the southern region (compared with the northern region), and regions with higher levels of circular economic development. Based on the above research results, this study puts forward policy suggestions, including improving the level of renewable resources utilization and the quality of economic development, strengthening support for technological innovation, promoting the upgrading of the industrial chain, and formulating differentiated strategies for renewable resources utilization.

**Key words:** renewable resources utilization; renewable resources substitution; carbon emission reduction; threshold effect; double-carbon target

(责任编辑 傅旭东)