第 29 卷第 1 期 中南大学学报(社会科学版) Vol.29 No.1
2023 年 1 月 J. CENT. SOUTH UNIV. (SOCIAL SCIENCES) Jan. 2023
DOI: 10.11817/j.issn. 1672-3104. 2023. 01. 006

“双碳”目标下提升生态效率与促进家庭收入增长研究

解垩，陈昕

(山东大学经济学院，山东济南，250100)

摘要：基于“双碳”与共同富裕并行发展的目标背景，对我国的生态效率进行了评价，并依据宏观和微观匹配数据分析了生态效率对家庭收入的影响效应。研究结果表明：中国生态效率平均水平良好，但存在区域间及区域内部生态效率水平差距较大的问题，随时间推移，生态效率差距问题没有改善迹象；提高生态效率不利于部分家庭总收入增长，且提高生态效率对家庭不同收入来源的影响存在差异，对家庭工资收入、经营收入和财产收入为负向影响，对家庭转移收入和家庭其他收入起到提升作用；另外，生态效率对家庭收入的影响存在显著的区域、城乡和试点政策异质性，提高生态效率将降低东部地区家庭、农村家庭和低碳试点省份家庭的收入；进一步研究发现，提升生态效率对收入水平较低群体的不利影响相对较大，且影响程度随时间推移并没有减轻的迹象。虽然提高生态效率可能会不利于部分家庭的收入增长，但该“阵痛”可以通过学历教育和非学历培训减弱，由此促进“双碳”与共同富裕两个目标的共同实现。

关键词：“双碳”；共同富裕；生态效率；超效率 SBM 模型；家庭收入

中图分类号：F126.2；F205 **文献标识码**：A **文章编号**：1672-3104(2023)01−0052−14

一、引言

面对全球气候变化，中国已于 2020 年向全球承诺，中国二氧化碳排放力争于 2030 年前达到峰值，并努力争取在 2060 年前实现碳中和，就此形成碳达峰、碳中和的“双碳”目标，这也成为当前中国经济社会高质量发展的核心内容之一。2021 年 9 月，国务院发布的《关于完整准确全面贯彻新发展理念做好碳达峰碳中和工作的意见》强调，要“持续降低单位产出能源资源消耗和碳排放，提高投入产出效率”，即在投入环节节约能源资源，在产出环节减少碳排放，并提高森林覆盖率，强化植物的碳中和作用，因此，在“双碳”目标下提高生态效率势在必行。与此同时，扎实推进共同富裕是中国全面建成小康社会后的长期目标，其主要任务之一是要“持续提高低收入群体收入，扩大中等收入群体”①。在人与自然和谐共生的理念下，中国处于实现“双碳”目标和促进共同富裕的发展阶段，如果提高生态效率能促进家庭收入增长，则可实现“双碳”目标下提升生态效率与提高居民收入协同发展的双赢局面。

基于环境库兹涅茨理论，环境与经济增长的权衡取舍是促进收入增长过程中面临的难题，“能源消费”与“碳排放”曾是支撑中国经济增长的重要因素[1]，但实现“双碳”目标需节约能源消费、减少碳排放以提高生态效率，这对经济

收稿日期：2022−07−26；**修回日期**：2022−12−21

基金项目：国家社科基金重大项目“解决相对贫困的扶志扶智长效机制研究”(20&ZD169)；国家自然科学基金面上项目“相对贫困的财税治理研究”(72073081)；山东省自然科学基金项目“数字贫困及数字扶贫的长效机制研究：基于相对贫困的视角”(ZR2021QG064)

作者简介：解垩，男，山东临清人，博士，山东大学经济学院教授、博士生导师，主要研究方向：公共经济与公共政策，联系邮箱：sdcyxe@sina.com；陈昕，女，浙江青田人，山东大学经济学院博士研究生，主要研究方向：公共经济与公共政策

增长会带来怎样的影响却没有定论。有研究表明，节能减排实现了经济的快速和高质量增长[2]；也有研究表明，大规模“节能减排”可能会导致潜在增长速度下降[1,3]，只有当经济增长尽可能与化石能源消费和能源电力需求脱钩，才能实现经济高质量增长[4]。在“双碳”目标下通过提高生态效率促进中国宏观经济增长会在一定条件下实现，但是否能促进微观家庭收入增长尚不明确，目前少有针对生态效率与微观家庭收入研究的相关文献，因此，需要对此深入研究，为“双碳”目标与共同富裕的实施政策提供理论支撑。

鉴于此，本文将基于“双碳”目标探析提升生态效率对家庭收入增长的影响。一方面，对中国生态效率进行评价，试图厘清中国生态效率的特征与趋势；另一方面，基于微观视角探讨生态效率对家庭收入的影响效应。本文可能的边际贡献在于：首先，本文首次立足于“双碳”目标构建生态效率评价指标体系，并分析中国生态效率的特征、趋势与存在的问题；其次，将宏、微观数据结合，从微观视角细致考察“双碳”目标下的生态效率对家庭收入的影响，力争控制内生性问题以得到稳健的研究结果；最后，基于“双碳”与共同富裕并行发展的视角，分析生态效率对不同收入水平和不同收入群体的影响，以及生态效率影响家庭收入的时间趋势，并从学历教育和非学历培训两个方面探索增加家庭收入的潜在途径，以探索达成“双碳”目标与提升家庭收入双赢的可行性方案。

二、文献综述

已有较多研究对生态效率进行评价并分析其影响因素，以寻求提升生态效率的有效途径。在评价生态效率的方法中，能够考量非期望产出的DEA-SBM模型及其扩展形式成为当前的优选方法[5–6]。现有研究从城市群生态效率、农业生态效率、区域生态效率等多个角度对中国的生态效率进行评价[7–9]，主要基于生态效率的内涵选择投入、产出指标：根据利用较少的资源消耗实现更多的产出，同时产生较低的环境污染的核心内涵[10]，投入指标通常包含资本要素、人力要素和土地要素，产出指标包含诸如废水、废气、固体废物等非期望产出，还包括衡量人民福祉与经济水平的期望产出。已有研究分析了影响生态效率的多种因素，但少有文献研究生态效率引致的经济效应，也少有文献基于微观视角考察生态效率对家庭收入的影响。

在节能减排和促进低碳经济发展的导向下，诸多研究基于提高能源效率和降低碳排放目标，从宏观视角分析生态环境与人均收入的关系，探讨如何能在保障经济增长的情况下改善生态环境。许多研究表明，人均收入与碳排放呈现倒U型关系[11–12]，各国因经济发展程度不同导致到达拐点的人均收入水平和时间不同。为了加快低碳步伐，各国实施能源政策和排污管制等措施，但可能因改变了能源、产业等经济结构而对微观家庭造成影响。在投入端，能源效率与能源消费和污染排放相关，提高能源效率成为重要目标。对家庭而言提升能源效率和加强能源可及性可以提升农村家庭消费及收入[13–14]，但能源效率的回弹效应无法减少能源消费总量[15]，因此能源转型成为新的突破口。优质能源相对普通能源其价格更高，那么收入水平是影响家庭能源消费转型的关键[16–17]，较低的收入水平可能会影响投入端依靠能源转型来改善生态环境的效果。在产出端，CO_2和其他污染物的排放恶化了生态环境，对微观个体也造成显著影响，一方面，环境污染通过居民健康水平影响区域内和城乡间经济不平衡[18]；另一方面，污染会降低劳动者的劳动参与率、就业率以及工资水平[19]，也会对当地人口产生挤出效应[20]，导致人力资本损失。为了控制CO_2和其他污染物的排放，政府逐步实施环境管制措施，但其经济效应存在争议。征收环境税可以改善环境并促进经济增长[21]，但征税也会带来降低居民劳动收入、损害经济产出[22]的扭曲效应，如果政府能在居民收入与减排活动之间合理分配征得的税收收入，则可以降低征税的不利影响[23]。降低能源浪费、减少污染排放、改善环境质量都是提升生态效率的必要环节，各环节对收入的影响均具有两面性，导致微观视角下生态效

率对家庭收入的影响未知。

我国“双碳”目标的实现以能源资源合理、高效利用为前提，以降低碳排放和促进碳中和为核心手段，最终将达到并维持高水平的生态效率状态。因此，将投入环节的能源消费量、产出环节中有益产出的环境改善、不利产出的碳排放整合为生态效率，探究生态效率对家庭收入的影响，可以明晰各环节合力的最终效果。面对达成“双碳”目标的压力，中国正在以多种手段促进生态效率提升，探究由此对微观家庭带来的影响也可以为“双碳”目标和共同富裕的实现做出综合性评价。鉴于此，现有研究的不足和可进一步完善之处在于：首先，现有研究对生态效率的评价虽然考虑了非期望产出空气污染因素，但几乎没有在“双碳”核心目标下同时考虑化石能源投入、碳排放以及碳中和，而减少化石能源消费和通过植被中和二氧化碳是实现“双碳”目标的重要内容，因此，本文在已有研究基础上进一步扩展“双碳”目标下生态效率评价投入产出指标体系，在投入指标中增加 7 类化石能源的消费量，在产出指标中除考量经济水平外，还加入森林覆盖率和陆地植被固碳量以体现碳中和的目的。其次，现有研究多从宏观视角分析生态效率的经济增长效应，但尚未明晰生态效率与家庭收入之间的关系，因此，本文在微观视角下分析提升生态效率对家庭总收入及家庭各项收入来源的影响。最后，现有研究几乎没有同时在“双碳”与共同富裕的视域下对生态效率进行分析，而本文将以共同实现“双碳”和共同富裕为总目标，进一步分析生态效率对不同收入水平和不同收入群体的影响效应，并探索在提升生态效率的同时增加家庭收入的可行路径。

三、研究设计

(一) 数据来源

本文所用数据包括省级层面的宏观数据和家庭层面的微观数据。其中，宏观数据用于对中国 2004 年至 2017 年间 30 个省份②的生态效率进行评价，相关数据来自 CEADs 数据库[24]、《中国统计年鉴》《中国能源统计年鉴》《中国环境统计年鉴》，缺失数据利用各省统计年鉴、统计公报中的数据填补，或应用插值法补齐；家庭层面的微观数据包括家庭总收入、家庭各类收入和与家庭特征相关的数据，本文采用“中国家庭追踪调查”(CFPS)2010 年至 2016 年的四轮追踪数据。该数据是两年一期的跟踪调查数据，在剔除缺失数据并与宏观数据进行匹配后得到 25 个省份③共计 4 783 个家庭的 4 期面板数据。

(二) 估计策略

本文以双向固定效应模型为基础，分析生态效率对家庭收入的影响，具体模型用(1)式表示:

$$\ln Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln EE_{it} + \lambda X_{it} + \upsilon_i + \tau_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中，Y_{it} 表示第 i 个家庭在第 t 年的家庭收入，EE_{it} 表示第 i 个家庭在第 t 年的所在省份的生态效率；X_{it} 表示控制变量。此外，本文还控制了个体固定效应 υ_i 和时间固定效应 τ_t，ε_{it} 是扰动项。

考虑到上述模型可能存在内生性问题，因此本文从以下三个方面改进：(1)对所有的被解释变量、核心解释变量和控制变量均采用对数形式(虚拟变量除外)，以降低测量误差。(2)由于影响家庭收入的因素较多，本文利用家庭特征以及省份特征的控制变量解决遗漏变量问题。(3)为避免家庭收入与生态效率之间的反向因果导致的估计结果偏误，本文将为核心解释变量选取合适的工具变量，根据式(2)和式(3)应用两阶段最小二乘法(2SLS)进行基准分析。

$$\ln EE_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 IV_{it} + \theta X_{it} + \upsilon_i + \tau_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$\ln Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln EE'_{it} + \lambda X_{it} + \upsilon_i + \tau_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中，IV_{it} 表示工具变量，$\ln EE'_{it}$ 表示第一阶段生态效率的拟合值。若系数 β_1 显著为正，则表明提高生态效率能够增加家庭收入，若显著为负，则反之。

(三) 变量选取及描述性统计

被解释变量是家庭收入，共选取 6 个代理变量，分别是家庭人均总收入、家庭人均工资收入、家庭人均经营收入、家庭人均财产收入、家庭人均转移收入和家庭人均其他收入。一方面，通过

家庭人均总收入分析生态效率对家庭收入的总体影响；另一方面，将总收入拆解为五类收入来源，进一步探析生态效率对各类收入来源的具体影响。

核心解释变量是生态效率，本文借助投入和产出指标体现“双碳”目标，并利用包含非期望产出的超效率 SBM 模型计算生态效率水平。具体的投入产出指标见表 1。为体现“双碳”目标中降低化石能源使用规模的要义，在投入指标中，除选取常用的资本投入、人力投入和土地自然资源投入等指标外，本文增添煤炭、焦炭、汽油、煤油、柴油、燃料油、天然气等七种化石能源消费量指标，以反映化石能源投入冗余对生态效率水平的影响。

在期望产出指标中，除选取常用的人均 GDP 指标外，本文还增添森林覆盖率和陆地植被固碳量指标。一方面，人均 GDP 可以体现当地的经济发展水平；另一方面，期望产出指标体现利用植被中和二氧化碳的碳中和能力，因此除选用反映植被规模的森林覆盖率指标外，本文还选用体现植被固碳能力的陆地植被固碳量指标。

在非期望产出指标的选取上，本文从空气污染和水污染两个方面分别选取各省二氧化碳排放量、二氧化硫排放量两个空气污染指标，以及化学需氧量排放量、氨氮排放量两个水污染指标。一方面，体现“双碳”目标中减少大气污染物和温室气体排放的要求；另一方面，水资源的污染降低植被中和二氧化碳的能力，因此，要降低水污染物的排放，为植被生长创造良好条件以促进“双碳”目标的达成。

本文重点关注生态效率对家庭收入的影响，为缓解内生性问题，本文以各省水资源总量作为生态效率的工具变量。这主要出于以下两方面的考虑：一方面，水资源总量包括由降水形成的地表水和地下水，其中降水有利于冲刷空气中的污染物而降低空气污染量，充足的地下水有利于植被的生长，与期望产出指标中的森林覆盖率和陆地植被固碳量紧密相关，因此，水资源总量与生态效率具有相关性；另一方面，水资源总量是无法人为操纵的自然因素，是省份固有的地理特征变量，具有天然的外生性。但是，水资源总量作为省份自然因素可能会通过生态效率以外的其他因素影响家庭收入，自然灾害可能导致水资源总量异常。为了避免上述问题影响工具变量的有效性，本文对水资源总量做了如下处理：第一，选择历史数据，尽可能地规避其他影响家庭收入的因素；第二，采用各省连续五年水资源总量的均值以削弱自然灾害的影响。最终，本文选择 2005 年至 2009 年各省水资源总量均值的对数作为生态效率的工具变量。

基于前文分析和已有研究，本文在实证模型中添加家庭和省份层面的控制变量，家庭层面主要选取户主年龄、户主性别、户主最高学历、户主是否已婚、家庭规模、16 周岁以下儿童的抚养比和 65 周岁以上老年人的赡养比共七个控制变量；省份层面选取产业结构和城镇化率两个控制

表 1　生态效率评价的投入产出指标体系

一级指标	二级指标	表征变量
投入指标	资本投入	全社会固定资产总额
	劳动投入	年末从业人员数
	土地投入	城市建设用地面积
	化石能源投入	煤炭、焦炭、汽油、煤油、柴油、燃料油、天然气等七类化石能源的消费量
产出指标	期望产出指标	人均 GDP
		森林覆盖率
		陆地植被固碳量
	非期望产出指标	二氧化碳排放量
		二氧化硫排放量
		化学需氧量排放量
		氨氮排放量

变量，其中产业结构以第二产业增加值占地区生产总值的比重作为代理变量。所有变量的描述性统计见表 2④。

四、实证结果与分析

(一) 基于“双碳”目标测度的中国生态效率特征

为分析中国各省生态效率的特征和动态趋势，本文采用等间距分类法[25]将超效率 SBM 模型测算所得的各省生态效率值分为六类，分别是优秀(EE≥1)、良好(0.8≤EE＜1)、较好(0.6≤EE＜0.8)、一般(0.4≤EE＜0.6)、较差(0.2≤EE＜0.4)和最差(0≤EE＜0.4)，将每年各类别对应的省份个数、生态效率均值和极差反映在表 3 中。结果显示：一方面，我国生态效率的平均水平约为 0.8，总体情况良好，但呈现波动下降的趋势，2015 年后稍有回升但幅度不大，表明我国生态效率有待提升。另一方面，省份间生态效率水平差距较大，从分组的省份数量可以看出，每年超过半数以上的省份能够达到优秀水平，但其余省份多集中于较差和最差的类别。生态效率介于 0.6~1，存在断层，表明省份间生态效率差距较大，直至 2017 年过大的差距并没有缓和迹象。总体而言，我国生态效率总体表现良好但没有上升趋势，省份间生态效率水平差距大是阻碍整体生态效率提升的重要原因。

生态效率的区域特征见图 1。从总体均值来看，西部地区生态效率平均水平较高，东北地区次之，中部地区的水平最低。从各区域的极值来看，四个区域内部生态效率极差较大，其中，由于中部地区生态效率较低的省份居多，导致其区域内部省份的差距相对较小。从时间趋势来看，东部地区整体的生态效率平均水平呈现下降趋

表 2 描述性统计

变量	含义	*N*	均值	标准差	极小值	极大值
lnincome	家庭人均收入	19 132	8.967 2	1.286 7	0.249 8	13.738 1
lnwage	人均工资收入	19 132	6.197 3	4.230 8	0	13.720 1
lnoperate	人均经营收入	19 132	3.630 1	3.754 4	0	12.972 3
lntransfer	人均转移收入	19 132	4.126 2	3.678 3	0	12.537 1
lnproperty	人均财产收入	19 132	0.889 3	2.390 9	0	12.899 4
lnothers	人均其他收入	19 132	1.526 4	2.814 1	0	12.131 6
lnEE	生态效率	19 132	−0.911 4	0.931 9	−2.395 3	0.491 3
lnwater	水资源总量	19 132	5.947 0	1.193 5	2.572 6	7.775 7
lnage	户主年龄	19 132	3.904 9	0.264 4	2.772 6	4.442 7
gender	户主性别(男=1)	19 132	0.591 9	0.491 5	0	1
spouse	户主婚姻状况(已婚=1)	19 132	0.897 7	0.303 0	0	1
edu0	户主最高学历文盲	19 132	0.260 9	0.439 1	0	1
edu1	户主最高学历小学	19 132	0.246 5	0.431 0	0	1
edu2	户主最高学历初中	19 132	0.296 0	0.456 5	0	1
edu3	户主最高学历高中	19 132	0.134 1	0.340 8	0	1
edu4	户主最高学历大专及以上	19 132	0.062 5	0.242 1	0	1
lnhhsize	家庭规模的对数	19 132	1.109 5	0.496 8	0	2.708 1
*lnage*16	16 岁以下儿童抚养比	19 132	0.133 2	0.153 5	0	0.587 8
*lnage*65	65 岁以上老人赡养比	19 132	0.122 6	0.219 2	0	0.693 1
lnsecond	产业结构	19 132	0.803 1	0.155 6	1.757 1	0.509 5
lnurban	城镇化率	19 132	0.634 6	0.240 5	1.084 6	0.108 2

表 3　我国生态效率总体特征及动态趋势

年份	均值	优秀	良好	较好	一般	较差	最差	极差
2004	0.891	20	0	0	1	7	2	1.558
2005	0.846	19	0	0	2	5	4	1.616
2006	0.822	19	0	0	1	6	4	1.468
2007	0.767	15	0	1	4	6	4	1.469
2008	0.821	18	0	0	3	6	3	1.527
2009	0.827	18	0	0	1	7	4	1.558
2010	0.820	19	0	0	1	4	6	1.654
2011	0.827	18	0	1	1	4	6	1.646
2012	0.843	19	0	0	1	6	4	1.644
2013	0.798	17	0	1	2	5	5	1.602
2014	0.765	16	0	0	2	7	5	1.625
2015	0.763	16	0	0	2	7	5	1.639
2016	0.783	17	0	0	1	7	5	1.636
2017	0.820	18	0	0	3	4	5	1.626

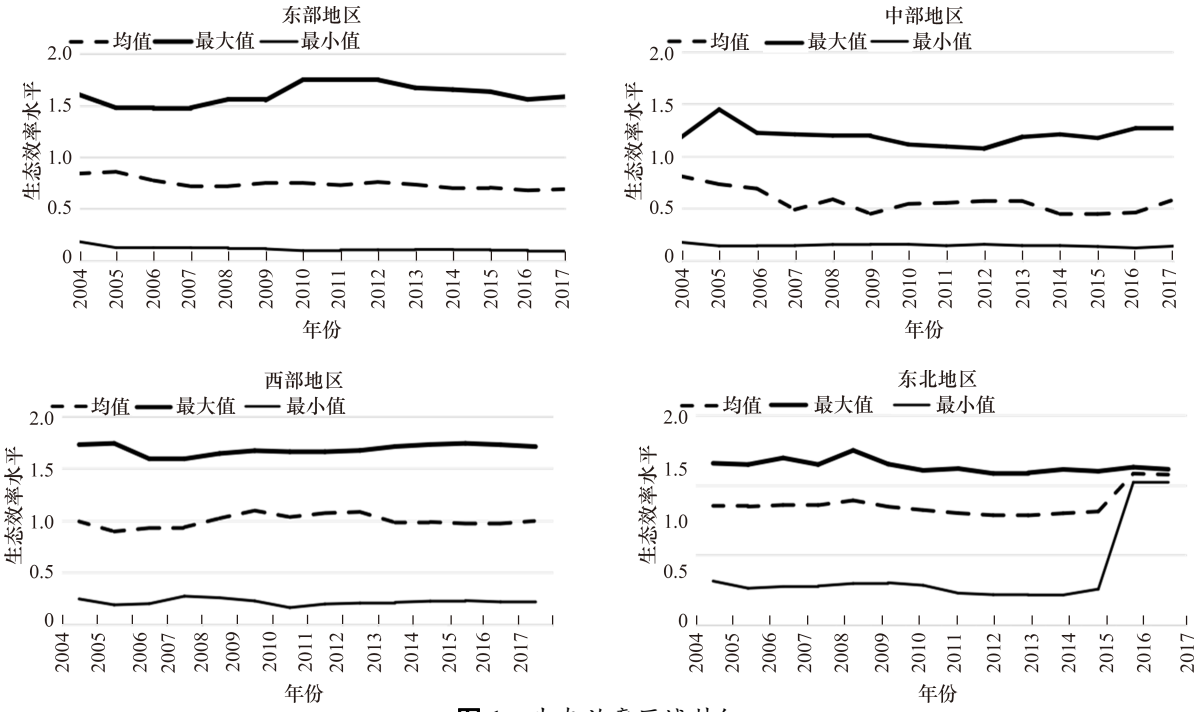

图 1　生态效率区域特征

势，主要原因在于生态效率较高的省份境况没有进一步改善，而效率较低的省份增多且程度恶化；中部地区的生态效率平均水平也呈现下降趋势，且下降的程度比东部地区更大，由于中部地区的极差随时间变动的幅度较小，因此，导致整体平均生态效率降低的主要原因在于生态效率较低的省份数量增加；西部地区的生态效率平均水平较高，但区域内部差距并没有缩小；东北地区的生态效率在 2016 年后有明显提高，且区域内部差距显著缩小。总体而言，我国生态效率的区域特征显示出区域间和区域内部差距较大的问题，且对于东部、中部、西部三个主要区域，区域内生态效率水平的差距相对更大。

(二) 生态效率影响家庭收入的基准分析

表 4 汇总了基于(1)式的回归结果。生态效率对家庭人均总收入的回归系数显著为负，表示提

高生态效率会降低家庭的总收入水平。当将家庭收入拆分为五类收入来源后，发现生态效率对不同收入来源的影响存在差异。提高生态效率对工资收入和财产收入的影响不显著；对经营收入的影响较为显著，说明提高生态效率对家庭的经营收入影响较大；提高生态效率能增加家庭人均转移收入和人均其他收入。总体而言，提升生态效率对家庭总收入有较小的负向影响，主要是降低了工资收入、经营收入和财产收入所致，但生态效率可提高转移收入和其他收入，抵消了部分负面作用。

由于上述结果可能存在内生性问题，需利用式(2)和式(3)以平均水资源总量作为生态效率的工具变量再次进行估计。但各省平均水资源总量为截面数据，为了克服与面板数据特征上的差异，本文借鉴相关学者做法[26]，将各省水资源总量均值与年度虚拟变量的交乘项作为工具变量，采用 2SLS 方法回归的结果见表 5⑤。结果显示，第一阶段 F 统计量大于 10，表明工具变量满足相关性，第二阶段 F 统计量结果表示不存在弱工具变量问题，且 Hansen J 统计量的结果显示，不存在过度识别问题，工具变量是比较有效的。控制了内生性问题后，生态效率对家庭人均总收入和对家庭各类收入的影响方向不变，但回归系数绝对值和显著性明显增大，这表明不考虑内生性会低估生态效率对家庭收入的效应。

提升生态效率既需调整能源消耗总量和结构，又需注重污染物的排放与清洁处理，经营者将面临因生产工艺转变和能源价格上涨导致的利润缩减，且在一般均衡的框架下中间产品价格上涨也会影响经营收入，因此，提升生态效率会降低部分经营收入。工资收入相较于经营收入具有一定刚性，在劳动合同的约束下生态效率对工资收入的影响相对较弱，但“双碳”目标要求企业有更新清洁生产设备、创新生产工艺等资本支出，因此，在资金约束下会对劳动者的工资支付

表 4 双向固定效应估计结果

变量	*lnincome*	*lnwage*	*lnoperate*	*lnproperty*	*lntransfer*	*lnothers*
lnEE	−0.133***	−0.015	−0.461***	−0.077	0.031	0.198***
	(0.027)	(0.091)	(0.075)	(0.058)	(0.072)	(0.075)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
控制年份	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
常数项	8.265***	7.648***	0.811	−0.033	3.015***	3.194***
	(0.287)	(0.981)	(0.755)	(0.663)	(0.843)	(0.842)
N	19 132	19 132	19 132	19 132	19 132	19 132

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

表 5 工具变量(2SLS)估计结果

变量	*lnincome*	*lnwage*	*lnoperate*	*lnproperty*	*lntransfer*	*lnothers*
lnEE	−1.240***	−3.012***	−1.822***	−2.671***	1.503***	2.503***
	(0.247)	(0.811)	(0.521)	(0.574)	(0.549)	(0.637)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
控制年份	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	19 132	19 132	19 132	19 132	19 132	19 132
第一阶段 F 统计量	193.9	193.9	207.95	193.9	270.36	207.95
第二阶段 F 统计量	93.564	93.564	124.649	93.564	123.743	124.649
Hansen J 统计量	0.358	1.182	1.860	0.187	0.287	0.164
P 值	0.547	0.277	0.173	0.666	0.592	0.686

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

产生不同程度的挤出效应，尤其是短期合同或无劳动合同的低技能劳动者的工资可能被压减，从而影响家庭可获取的工资收入。对于家庭财产收入来说，金融资产收益依赖企业经营状况，因此，提升生态效率可能对家庭财产收入产生负面影响。但提升生态效率能提高家庭转移收入和家庭其他收入，可能的原因是，在提升生态效率过程中，由政府支付的生态补偿收入引起家庭转移收入的增长，而生态环境改善可能会带动亲友邻里间的社会交流，从而增加其他来源的经济收入和赠予收入。

(三) 稳健性检验

本文利用对家庭收入进行缩尾处理和改变生态效率度量方式两种方法进行稳健性检验。第一，为降低家庭收入数据中异常值的干扰，本文对家庭总收入和各类收入均进行 1%的缩尾处理，并采用 2SLS 法回归，结果显示，生态效率对缩尾后的家庭总收入和各类收入的影响方向及显著性与表 5 展示的基本一致。第二，本文构造了生态效率的虚拟变量，以 0.8 为标准判定各省的生态效率是否有效，当生态效率值大于或等于 0.8 则视为有效，低于 0.8 则视为无效，改变生态效率的度量方式后采用 2SLS 法的回归结果与表 5 展示的基本一致，表明本文的基准分析结论稳健[⑥]。

(四) 异质性考察

我国存在区域间生态效率差距较大和家庭收入的城乡不平等问题，此外，为促进低碳经济发展，国家发展和改革委员会自 2010 年起开展低碳试点工作。这些因素可能导致生态效率对家庭收入的影响存在异质性，因此，本文从三个方面进行异质性考察，均采用 2SLS 方法以保证结论的可比性。

1. 区域异质性

本文将样本划分为东部、中部、西部、东北四个区域，表 6 展示了生态效率影响家庭收入的区域异质性结果。在东部地区，生态效率对家庭总收入和各类收入的影响显著且方向与基准回归基本一致。在中部地区，生态效率对家庭总收入、工资收入具有显著的正向影响，与基准回归方向相反。在西部地区，生态效率对家庭总收入和其他收入有显著的影响且与基准回归基本一致，但对工资、经营、财产和转移收入没有显著影响。在东北地区，生态效率仅对经营收入和转移收入存在显著的负向影响。出现上述结果的原因可能是，东部地区的平均生态效率水平与总体均值接近，而中部地区的生态效率水平偏低，西部地区生态效率水平偏高，东北地区生态效率水平虽与总体均值接近，但省份数量较少，可能导致部分结果有偏差。因此，依照不同区域的生态效率水平可知，当生态效率水平相对较低时，提升生态效率可显著增加家庭总收入和工资收入，当生态效率水平相对较高时，提升生态效率会降低家庭的总收入但能增加其他收入。

2. 城乡异质性

生态效率影响家庭收入的城乡异质性回归结果见表 7。从生态效率对家庭总收入以及各项收入的影响方向来看，生态效率对家庭收入的影响效应在城乡间影响方向相同且与基准回归结果一致。但是城乡间回归系数大小存在显著差异，生态效率对农村地区的家庭总收入、工资收入、经营收入、转移收入和其他收入的影响更大，而对城镇家庭的财产收入影响比农村家庭更大。主要原因在于农村家庭收入水平低于城镇家庭，且城乡家庭的收入结构不同。

3. 低碳试点异质性

我国于 2010 年、2012 年、2017 年先后在全国范围开展三批低碳省区和低碳城市的试点，但因本文的核心解释变量为 2010—2016 年省级层面数据，因此，本文仅以 2010 和 2012 年的试点省(市)划分样本，最终共有 10 个省(市)[⑦]划分为试点组，其余省份为非试点组，结果见表 8。生态效率对家庭总收入和各项收入的影响存在显著的试点异质性，低碳试点省(市)的回归结果与基准分析保持一致，但对于非低碳试点省份而言，生态效率对家庭总收入和各项收入均起到正向促进作用。因低碳试点省份的能源使用和碳排放管制相对更严格，试点省(市)的生态效率有所提高，但没有提升家庭收入，表明为实现“双碳”目标而实施严格的环境管制存在一定的改革“阵痛”。

表 6 区域异质性分析

变量	*lnincome*				*lnwage*			
	东部	中部	西部	东北	东部	中部	西部	东北
lnEE	−0.776**	0.734**	−0.737**	−0.175	−1.108	2.517***	−0.117	−0.325
	(0.345)	(0.298)	(0.309)	(0.111)	(1.065)	(0.958)	(1.040)	(0.458)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份控制	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	5 990	4 662	5 266	3 208	5 990	4 662	5 266	3 208
第一阶段 *F* 统计量	137.7	136.1	228.979	10 604.3	137.704	136.096	228.979	10 604.3
第二阶段 *F* 统计量	135.357	143.779	189.028	4 980.46	135.357	143.779	189.028	4 980.46
Hansen *J* 统计量	5.887	1.369	7.031	0.074	1.103	5.433	1.918	5.857
P 值	0.015	0.242	0.008	0.786	0.294	0.020	0.166	0.016
变量	*lnoperate*				*lnproperty*			
	东部	中部	西部	东北	东部	中部	西部	东北
lnEE	−3.138***	−0.840	0.188	−1.889***	−3.564***	0.613	0.367	−0.316
	(0.881)	(0.646)	(0.734)	(0.489)	(0.948)	(0.540)	(0.518)	(0.243)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份控制	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	5 990	4 662	5 266	3 208	5 990	4 662	5 266	3 208
第一阶段 *F* 统计量	104.288	357.440	240.319	478.387	137.704	136.096	228.979	10 604.3
第二阶段 *F* 统计量	126.924	229.008	256.961	725.463	135.357	143.779	189.028	4 980.46
Hansen *J* 统计量	4.376	1.897	2.148	0.037	1.275	0.630	0.430	0.275
P 值	0.036	0.168	0.143	0.848	0.259	0.427	0.512	0.600
变量	*lntransfer*				*lnothers*			
	东部	中部	西部	东北	东部	中部	西部	东北
lnEE	2.150**	0.836	−0.697	−0.994***	2.921***	1.040	2.929***	0.220
	(0.975)	(0.978)	(0.744)	(0.352)	(1.117)	(0.708)	(0.703)	(0.585)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份控制	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	5 990	4 662	5 266	3 208	5 990	4 662	5 266	3 208
第一阶段 *F* 统计量	98.476	85.899	204.719	10 741	104.288	357.440	240.319	478.387
第二阶段 *F* 统计量	139.643	81.7	152.334	3 285.79	126.924	229.008	256.961	725.463
Hansen *J* 统计量	0.007	0.001	4.073	5.372	0.083	0.023	7.982	0.132
P 值	0.932	0.980	0.044	0.021	0.773	0.879	0.005	0.716

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

五、进一步分析

(一) 收入水平的边际效应分析

我国居民间收入差距不容忽视，生态效率对不同收入水平的家庭可能造成差异影响，对此，本文采用分位数回归法，将家庭人均总收入按从小到大排序后划分不同的分位点，探究不同收入水平下生态效率对家庭收入的边际影响。表 9 中分位数回归的结果显示，从显著性来看，除在 25%的收入分位外，其他分位上生态效率对家庭总收入均有显著影响。对比回归系数可知，在 1%

表 7　城乡异质性分析

变量	*lnincome*		*lnwage*		*lnoperate*	
	城镇	农村	城镇	农村	城镇	农村
lnEE	−0.508**	−2.903***	−0.533	−8.667***	−0.611	-4.574***
	(0.254)	(0.813)	(0.829)	(2.544)	(0.498)	(1.600)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份控制	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	8 563	10 360	8 563	10 360	8 563	10 360
第一阶段 *F* 统计量	170.047	24.478	170.047	24.478	149.843	48.554
第二阶段 *F* 统计量	66.710	14.795	66.710	14.795	73.201	24.246
Hansen *J* 统计量	0.075	2.557	1.763	5.018	0.069	0.084
P 值	0.785	0.110	0.184	0.025	0.792	0.771
变量	*lnproperty*		*lntransfer*		*lnothers*	
	城镇	农村	城镇	农村	城镇	农村
lnEE	−3.083***	−2.912**	1.624**	0.191	0.976	3.379**
	(0.735)	(1.249)	(0.743)	(0.846)	(0.807)	(1.493)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份控制	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	8 563	10 360	8 563	10 360	8 563	10 360
第一阶段 *F* 统计量	170.047	24.478	167.409	102.210	149.843	48.554
第二阶段 *F* 统计量	66.710	14.795	72.488	47.180	73.201	24.246
Hansen *J* 统计量	0.034	0.242	0.637	0.006	2.278	4.855
P 值	0.853	0.623	0.425	0.937	0.131	0.028

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

分位上，生态效率对家庭收入的负向影响程度较大，在 25%分位上，影响依旧为负向但影响程度较小，当收入水平在 99%分位时，生态效率对家庭收入变为显著的正向影响。这表明生态效率对低收入家庭的不利影响更大，但却能提高高收入家庭的总收入。上述结果说明，在当前收入分布状态下，提升生态效率可能会扩大居民间的收入差距。

(二) 收入群体的分类分析

基于我国实现共同富裕的目标之一是扩大中等收入群体，因此，本文进一步分析生态效率对不同收入群体的影响。本文将人均日收入在 10 美元—100 美元(2005 年，PPP 价格标准)定义为中等收入[27]，并将总样本划分为三类群体，人均日收入低于 10 美元视为低收入群体，高于 100 美元则归为高收入群体。由于微观数据通常存在高收入群体数据缺失的问题，本文所采用的微观数据经清理后同样显示高收入群体数量过少(仅有 48 个样本)，因此，在回归中没有考虑高收入群体的情况。

生态效率对低收入群体和中等收入群体的家庭收入效应回归结果见表 9 中第(2)部分，回归系数显示，相较于中等收入群体，提升生态效率对低收入群体的家庭总收入的负向影响更大。因数据所限生态效率对高收入群体的影响情况未知，但根据表 9 中 99%分位对应的回归系数可推测，生态效率可能对高收入群体的负向影响较为微弱，甚至提高生态效率可能会促进高收入群体的收入增长。

结合表 9 中第(1)和第(2)部分，生态效率对家庭收入会产生上述影响，可能的原因在于：政府为提升生态效率将会促进各行业向清洁化转

表 8 低碳试点省(市)的异质性分析

变量	*lnincome*		*lnwage*		*lnoperate*	
	试点	非试点	试点	非试点	试点	非试点
lnEE	−0.306***	2.355*	−0.464	3.139	−0.650***	−3.250**
	(0.108)	(1.280)	(0.344)	(3.861)	(0.233)	(1.351)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份控制	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	6 809	12 316	6 809	12 316	6 809	12 316
第一阶段 *F* 统计量	428.983	15.733	428.983	15.733	434.662	100.677
第二阶段 *F* 统计量	338.801	10.294	338.801	10.294	411.379	61.445
Hansen *J* 统计量	0.133	20.483	1.282	16.787	0.445	3.170
P 值	0.715	0.000	0.258	0.000	0.505	0.075
变量	*lnproperty*		*lntransfer*		*lnothers*	
	试点	非试点	试点	非试点	试点	非试点
lnEE	−0.912***	3.218	1.479***	6.470***	1.458***	1.420
	(0.266)	(2.199)	(0.364)	(2.088)	(0.302)	(1.292)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份控制	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	6 809	12 316	6 809	12 316	6 809	12 316
第一阶段 *F* 统计量	428.983	15.733	414.179	28.410	434.662	100.677
第二阶段 *F* 统计量	338.801	10.294	214.997	20.260	411.379	61.445
Hansen *J* 统计量	7.585	0.005	0.395	4.427	1.967	1.168
P 值	0.006	0.941	0.530	0.035	0.161	0.280

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

表 9 进一步分析的回归结果

变量	(1)收入分位					(2)收入群体		(3)时间趋势
	1%	25%	50%	75%	99%	low	middle	*lnincome*
lnEE	−0.253***	−0.001	−0.012***	−0.042***	0.021**	−1.634***	−0.334**	−
	(0.019)	(0.008)	(0.001)	(0.002)	(0.009)	(0.450)	(0.142)	−
*lnEE**2010								−0.083***
								(0.029)
*lnEE**2012								−0.143***
								(0.031)
*lnEE**2014								−0.134***
								(0.031)
*lnEE**2016								−0.162***
								(0.029)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份控制	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	19 132	19 132	19 132	19 132	19 132	12 948	4 679	19 132

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

型，企业在向清洁化转型时会调整劳动力结构，将降低对劳动技能水平偏低的劳动力需求，提高具有清洁技术劳动力的需求，因此，低收入水平的家庭会因技能水平相对偏低而面临劳动供给的调整或失业，且由于其在劳动市场中的竞争力相对较弱，短期内稳定地再就业和获取更高收入的可能性相对偏低，便使得家庭总收入受到影响。而随着劳动力技能水平的提高，其获取收入的能力更强、收入来源更多元，在受到因提高生态效率而引发的收入冲击时，也能通过其他收入来源抵消部分不利影响，因此，收入水平相对较高的家庭受到的总体影响相对较小。

(三) 时间趋势分析

为分析生态效率对家庭收入效应随时间推移的变化趋势，本文进一步探究生态效率对家庭收入的不利影响是否能随时间推移而减弱。借鉴相关学者方法[28]，本文将生态效率与各年份的时间虚拟变量相乘，将交乘项纳入基准回归方程，交乘项的系数即表示生态效率影响家庭收入的时间趋势。为避免共线性问题，采用固定效应模型进行分析，回归结果见表 9 中第(3)部分。生态效率对家庭总收入的影响在各个时期均显著为负，由于在“双碳”目标下提升生态效率和完成清洁化转型需要一定的时间，因此，短期内生态效率会对家庭收入产生影响。

(四) 调节效应分析

鉴于生态效率在短期内对部分家庭收入会产生负向影响，本文进一步探寻何种措施可以减弱这一不利影响。生态效率对低收入家庭、农村家庭的影响相对较大，提升人力资本是否有助于降低负效应？因此，本文从人力资本视角出发，探讨学历教育和非学历培训在生态效率影响家庭收入中的作用。其中，学历教育以户主的最高学历进行样本划分，最高学历低于高中则为低学历组，最高学历为高中及以上视为高学历组。根据表 10 的回归结果⑧，提升生态效率对户主学历相对较低家庭的总收入产生显著的负向影响，即提升生态效率对户主人力资本偏低的家庭不利影响更大，因此，在实施“双碳”政策、提高生态效率的同时，加强对人力资本水平偏低的家庭或个人给予学历教育政策倾斜，有助于降低提升生态效率对家庭收入的不利影响。

对于非学历培训，本文以家庭成员在过去一年内是否参加过非学历培训或进修来衡量。采用双向固定效应模型进行回归的结果显示，提升生态效率对未接受过非学历培训家庭的收入有显著的负向影响；对于接受过非学历培训的家庭，虽然对家庭收入有负向影响，但影响程度较小。因此，可以认为非学历培训是一种缓解生态效率对家庭收入不利影响的有效途径。

六、主要结论与启示

基于“双碳”与共同富裕并行发展的背景，本文构建了基于“双碳”目标的生态效率评价指标体系，分析了 2004 年至 2017 年我国 30 个省(市)的生态效率特征、发展趋势及存在的问题；将省级层面生态效率与中国家庭追踪调查(CFPS)四

表 10　学历教育和非学历培训的调节效应分析

变量	高学历	低学历	有过培训	无培训
lnEE	−0.547	−1.527***	−0.031	−0.188***
	(0.399)	(0.319)	(0.111)	(0.034)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
年份控制	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	3 495	15 143	2 271	12 078
第一阶段 *F* 统计量	43.023	128.913	−	−
第二阶段 *F* 统计量	20.056	66.767	−	−
Hansen *J* 统计量	0.095	0.655	−	−
P 值	0.758	0.418	−	−

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

轮微观数据进行匹配，研究了 2010 年至 2016 年提升生态效率对家庭总收入、工资收入、经营收入、财产收入、转移收入和其他收入的影响效应；基于区域、城乡及低碳试点政策的不同视角探讨生态效率对家庭收入的异质性影响；进一步探讨了生态效率对不同收入水平和不同收入群体的增收效应，明晰了生态效率影响家庭总收入的时间趋势，并基于政策导向明确了提升生态效率同时增加家庭收入的可行路径。

研究结果显示，中国生态效率总体平均水平良好，虽然部分省(市)已达到生态效率的有效水平，但仍有多数省(市)的生态效率处于较低水平，此外，我国生态效率水平还存在区域间及区域内部差距较大的特征，随时间推移生态效率水平的差距没有改善迹象，从而阻碍了整体生态效率的进一步提升。实证分析结果显示，提高生态效率不利于部分家庭总收入增长，该结论在控制内生性后依然稳健；提升生态效率对各类收入的影响存在差异，对家庭工资收入、经营收入和财产收入为负向影响，对家庭转移收入和家庭其他收入起到正向提升作用；另外，生态效率对家庭收入的影响存在显著的异质性，区域之间生态效率对家庭收入的影响方向和程度不同；提升生态效率对农村家庭收入的不利影响显著甚于对城镇家庭收入的不利影响；提升生态效率对低碳试点省(市)家庭的收入影响效应为负，而在非低碳试点省份，提升生态效率能够起到提高家庭总收入的作用。通过进一步研究发现，提升生态效率对收入水平较低群体的不利影响相对更大；时间趋势分析表明，提升生态效率对家庭收入的影响在短期内没有减弱的迹象；但是，加强学历教育和非学历培训能有效缓解提升生态效率对家庭收入的不利影响。

碳达峰和碳中和是我国亟须达成的重要目标，共同富裕是我国全面发展的最终目的。然而短期内，提升生态效率会影响部分低收入群体的福利。在人与自然和谐共生的理念下，实现改善生态环境与提升居民福祉耦合发展面临着挑战，但仍存在化解这一难题的突破口。根据本文的研究结论，可行的政策启示是：第一，“双碳”目标下的环境政策要因地制宜地差异化实施，对现阶段生态效率水平较低的地区积极提升生态效率可增加部分收入来源，对生态效率水平处于高位的地区，维持生态效率水平可能是更好的选择；第二，提升生态效率对农村家庭和低收入群体的负向影响相对更大，因此，需提高农村地区的教育质量，缩小城乡间教育质量的差距，注重以学历教育提升人力资本水平，增强低收入家庭获取收入的能力，从而减弱提升生态效率对低收入群体的不利影响，亦有助于缩小家庭间的收入差距；第三，要进一步完善职业教育体系，通过非学历培训、进修等方式提高劳动者技能水平，尤其需要增加劳动者获取清洁型技能的渠道，以适应为提高生态效率而推进清洁化转型时劳动力市场的劳动技能需求变化，从而提升低收入者在劳动力市场上的竞争力，增加其工作稳定性或在清洁型行业再就业的概率，以缓解家庭因生态效率提升带来的收入损失。

注释：

① 见《中华人民共和国国民经济和社会发展第十四个五年规划和 2035 年远景目标纲要》。

② 不包含西藏自治区和港澳台地区。

③ 微观数据所覆盖的省(市)不包括新疆维吾尔自治区、青海省、内蒙古自治区、宁夏回族自治区、西藏自治区、海南省和港澳台地区。

④ 与价格相关的指标均以 2010 年为基期进行调整。

⑤ 受篇幅限制，2SLS 回归中第一阶段回归结果可向作者索取。

⑥ 受篇幅限制，稳健性检验的回归结果可向作者索取。

⑦ 试点省(市)为广东、辽宁、湖北、陕西、云南、天津、重庆、北京、上海、海南。

⑧ 以学历教育为调节变量进行回归采用 2SLS 法，以非学历培训为调节变量回归时因工具变量没有通过弱工具变量检验，因此，采用双向固定效应模型进行分析。

参考文献：

[1] 杨子晖. 经济增长、能源消费与二氧化碳排放的动态关系研究[J]. 世界经济, 2011(6): 100−125.

[2] 邬彩霞. 中国低碳经济发展的协同效应研究[J]. 管理世界, 2021(8): 105−117.

[3] 袁富华. 低碳经济约束下的中国潜在经济增长[J]. 经济研究, 2010(8): 79−89, 154.

[4] 林伯强. 碳中和进程中的中国经济高质量增长[J]. 经济研究, 2022(1): 56−71.

[5] TONE K. A slacks-based measure of efficiency in data envelopment analysis[J]. European Journal of Operational Research, 2001, 130(3): 498−509.

[6] TONE K. A slacks-based measure of super-efficiency in data envelopment analysis[J]. European Journal of Operational Research, 2002, 143(1): 32−41.

[7] 于伟, 张鹏, 姬志恒. 中国城市群生态效率的区域差异、分布动态和收敛性研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2021(1): 23−42.

[8] 王宝义, 张卫国. 中国农业生态效率的省际差异和影响因素——基于 1996~2015 年 31 个省份的面板数据分析[J]. 中国农村经济, 2018(1): 46−62.

[9] 邹璇, 黄萌, 余燕团. 交通、信息通达性与区域生态效率——考虑空间溢出效应的研究[J]. 中南大学学报(社会科学版), 2018(2): 87−95, 158.

[10] ZHELYAZKOVA V. Eco-efficiency indicators: Concept, types and applicability[J]. Journal of International Scientific Publications, 2016, 10(1): 322−331.

[11] GALEOTTI M, LANZA A, PAULI F. Reassessing the environmental kuznets curve for CO_2 emission: A robustness exercise[J]. Ecological Economics, 2006, 57(1): 152−163.

[12] 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.

[13] GERY C, SCHMIEDER−GAITE T, JIANG S. Cold homes, fuel poverty and energy efficiency improvements: A longitudinal focus group approach[J]. Indoor and Built Environment, 2017, 26(7): 902−913.

[14] 解垩. 中国农村家庭能源贫困的经济效应研究[J]. 华中农业大学学报(社会科学版), 2021(1): 99−108, 178−179.

[15] 查冬兰, 周德群. 基于 CGE 模型的中国能源效率回弹效应研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2010(12): 39−53, 66.

[16] 史清华, 彭小辉, 张锐. 中国农村能源消费的田野调查——以晋黔浙三省 2253 个农户调查为例[J]. 管理世界, 2014(5): 80−92.

[17] 吴施美, 郑新业. 收入增长与家庭能源消费阶梯——基于中国农村家庭能源消费调查数据的再检验[J]. 经济学(季刊). 2022(1): 45−66.

[18] 祁毓, 卢洪友. 污染、健康与不平等——跨越“环境健康贫困”陷阱[J]. 管理世界, 2015(9): 32−51.

[19] 李丁, 张艳, 马双, 等. 大气污染的劳动力区域再配置效应和存量效应[J]. 经济研究, 2021(5): 127−143.

[20] 王兆华, 马俊华, 张斌, 等. 空气污染与城镇人口迁移: 来自家庭智能电表大数据的证据[J]. 管理世界, 2021(3): 19−33, 3.

[21] SCHWARTZ J, REPETTO R. Nonseparable utility and the double dividend debate: Reconsidering the tax-interaction effect[J]. Environmental and Resource Economics, 2000, 15(2): 149−157.

[22] PARRY W. Pollution taxes and revenue recycling[J]. Journal of Environmental Economics and Management, 1995, 29(3): 64−77.

[23] 陈素梅, 何凌云. 环境、健康与经济增长: 最优能源税收入分配研究[J]. 经济研究, 2017(4): 120−134.

[24] SHAN Y L, GUAN D B, ZHENG H R, et al. China CO_2 emission accounts 1997−2015[J]. Scientific Data, 2018(5): 170201.

[25] BIAN J, ZHANG Y, SHUAI C Y, et al. Have cities effectively improved ecological well-being performance? Empirical analysis of 278 Chinese cities[J]. Journal of Cleaner Production, 2020, 24(1)5: 118913.

[26] 孙传旺, 罗源, 姚昕. 交通基础设施与城市空气污染——来自中国的经验证据[J]. 经济研究, 2019(8): 136−151.

[27] KHARAS H. The emerging middle class in developing countries[EB/OL]. (2010−01−26) [2022−04−08]. https://www.oecd-ilibrary.org/development/the-emerging-middle-class-in-developing-countries_5kmmp8lncrns-en.

[28] 周黎安, 陶婧. 政府规模、市场化与地区腐败问题研究[J]. 经济研究, 2009(1): 57−69.

Study on improving ecological efficiency and promoting household income growth under the "dual carbon" targets

XIE E, CHEN Xin

(School of Economics, Shandong University, Jinan 250100, China)

(下转第 107 页)