

绿色财政支出对资源利用效率的非线性影响 ——基于政府治理的调节效应分析

杜俊涛, 宋马林

摘 要: 绿色财政支出是最能够体现政府绿色发展支持力度的政策, 也是保护生态环境、促进自然资源高效利用的有效方式。在我国面临资源与环境约束、进行绿色财政政策体系改革的背景下, 使用 2007—2018 年 215 个城市的面板数据, 检验了绿色财政支出对自然资源高效利用的直接影响和间接作用。研究表明: 绿色财政有效提升了自然资源的综合利用效率, 且表现出“倒 U 型”的非线性关系和区域异质性特征; 绿色财政支出通过技术创新、人力资本积累和产业结构调整作用于自然资源高效利用; 财政绩效和政府治理能力等政府治理因素对绿色财政效果的发挥起到了重要作用。本文的研究丰富了绿色财政政策的理论体系, 对绿色财政政策改革和自然资源管理体制变革提供了指导。

关键词: 绿色财政; 资源效率; 自然资源管理; 节能环保支出

中图分类号: F124.5 **文献标识码:** A **文章编号:** 1671-0169(2023)05-0031-13

DOI:10.16493/j.cnki.42-1627/c.20230818.001

一、引 言

十九届四中全会提出全面建立资源高效利用制度和最严格的生态环境保护制度, 绿色财政政策则是提高资源利用效率的关键工具之一, 它不仅能够从税收角度激励绿色节能的生产和消费方式, 还可以通过财政支出政策 (如补贴、投资和政府购买等) 促进资源利用效率提升、资源循环利用以及可再生能源推广等。2007 年, 我国地方财政体系进行了深化改革, 设立了节能环保支出项目。节能环保支出是绿色财政体系中最能够体现政府生态文明建设意愿、反映政府绿色发展支持力度的财政政策, 也是支持生态保护、环境保护和资源节约利用的快捷方式。近年来我国节能环保支出快速增长。绿色财政作为财政体系和政府治理体系的一部分, 如何保障绿色财政支出效率, 加强制度能力建设并对我国自然资源管理体制进行改革, 是当前学者和政策制定者关心的问题。

本研究使用我国 215 个城市 2007—2018 年的面板数据, 拟解决以下问题。(1) 绿色财政支出能否促进我国自然资源高效利用, 促进自然资源高效利用的路径机制和理论依据是什么?(2) 地方政府绿色财政支出、财政绩效、治理能力和自然资源高效利用之间的关系如何? 政府治理因素在自然资源高效利用中发挥了多大作用? 系统地回答以上问题, 能够明确绿色财政支出与自然资源高效

基金项目: 国家自然科学基金重点项目“自然资源资产与经济增长、经济安全的协调机制与策略研究”(71934001); 国家社会科学基金重大项目“全面建立资源高效利用制度研究”(20ZDA084)

作者简介: 杜俊涛, 安徽财经大学统计与应用数学学院讲师, dujuntaohope@163.com (安徽 蚌埠 233030); 宋马林, 安徽财经大学统计与应用数学学院教授

利用之间的关系，对于丰富和完善绿色财政制度的理论和实证研究体系，分析当前我国在节能环保领域投入是否存在不足的问题，促进财政体系和自然资源管理体系改革，建立自然资源高效利用体系，都具有重要的理论和实践意义。

二、文献综述

自然资源是典型的公共物品，需要政府积极干预。其中，开征资源税是最常用的绿色财政政策之一。政府希望通过对资源利用进行征税，引导企业降低资源依赖，提升资源利用效率。税收可以成为政府获取收入的重要来源，使得政府可以对其他资源领域进行支出形成收入循环^{[1][2]}。一些研究认为税收有可能带来分配效应，资源税的开征可能会导致能源价格上涨，这对于低收入家庭和中小企业来说意味着更大的成本，从而不利于环境效率的提升且损害居民福利^[3]。也有研究认为，绿色财政补贴可能会导致搭便车行为的产生，并不能降低绿色项目的外部性^[4]。多数研究认为，绿色财政支出制度作为政府财政制度的一种，如果采用正确的财政补贴方式，那么财政支出政策要比税收政策产生更加深远的影响^[5]。

现有研究针对绿色财政政策影响自然资源利用的路径机制的讨论，主要集中于绿色财政带来的经济刺激效应、技术效应和结构效应。首先，绿色财政支出起到了“经济刺激”的作用，财政支出是政府向市场释放的经济信号，能够刺激私人部门的投资和消费，同时增加资源的流动性，引导企业开展资源效率提升的投资和技术研发^{[6][7]}。财政支出是弥补资金不足、刺激私人部门投资的主要手段，因此政策本身比财政支出的数量更重要^[8]。其次，绿色财政支出促进了清洁技术进步，从而提升生产过程中自然资源的利用效率，降低最终产品的污染排放，产生技术效应^[9]。现有研究普遍认为财政补贴主要通过弥补创新资金不足、促进国际贸易发展以及促进技术进步和知识外溢等方式带来自然资源利用效率的提升^{[10][11]}。最后，绿色财政支出可能会加速从物质资本密集型产业向人力资本密集型活动的转变，带来产业结构的升级和人力资本的积累，从而会缓解环境污染、促进绿色经济增长，进而带来自然资源利用效率的提升并培育新的经济增长点^[12]。

也有研究从制度层面讨论了绿色财政与自然资源利用之间的关系，主要围绕财政分权制度与资源利用、绿色发展和生态环境保护等的关系展开^[13]。财政分权在成就了中国经济增长奇迹的同时，影响了地方政府的财政支出导向，造成了财政资源配置的低效率，进而影响了政府间财政分配关系以及整个财政体系的公平与稳定^[14]。首先，当前我国节能环保投入过度依赖中央政府转移支付，由此形成“财政幻觉”，从而忽略了需要为转移支付提供等价值的支付补偿，也即是提升资源利用效率的公共服务职能^[15]。其次，转移支付的收入效应和价格效应导致地方政府提供的公共服务被低估，地方政府扩大财政支出规模，由此导致高额支出和预算赤字，同时减小了本应由地方政府承担的节能环保支出，形成“绿色悖论”^[16]。与此同时，由于地方竞争的存在，绿色财政支出有可能扭曲地方政府财政行为，使得环保支出预算具有模仿性，导致效益流失^[17]。

随着分权理论的发展，一些学者将制度的重点从财政分权延伸到了财政能力和治理能力^[18]。治理能力对自然资源的开发、投资和利用具有重要的影响，一个国家的行政效率影响了其自然资源政策的选择，缺乏监管和制度保障导致了自然资源低效利用问题^[19]。一些学者认为，地方政府财政表现不佳以及治理能力较弱，是导致资源低效利用和产生“资源诅咒”的根本原因^[20]。资源诅咒是政府对自然资源等“意外之财”的处理不善，在资源丰富的地区，地方政府依靠资源获得财政收入，一旦资源枯竭，地方政府容易陷入财政赤字。治理状况较好的地区往往能够为自然资源的高效利用提供制度保障，颁布有利于自然资源高效利用和可再生资源开发的政策措施，降低自然资源的消耗^[21]。政策的不协调是造成能源和环境效率提升的主要障碍，即使对于制度健全的国家，忽

略了机构能力的建设也会导致财政政策无法达到预期目标^[17]。部分学者认为在稳定和健全管理机构的假设下，可以通过适当的财政支出政策来降低自然资源利用导致的福利损失，也即是财政规则和机构质量的互动是保障财政政策发挥作用的前提^[22]。

三、研究方法

（一）模型构建

本文旨在研究绿色财政对资源高效利用的影响，因此设定基准回归模型：

$$EUNR_{it} = \beta_0 + \beta_1 Fiscal_{it} + \beta_j' X_{it} + \mu_t + \mu_i + \epsilon_{it}$$
 (1)

其中 $EUNR_{it}$ 为被解释变量，表示 i 地区 t 时期的资源高效利用水平，以自然资源利用效率表示， $Fiscal$ 表示绿色财政支出。为了尽可能地控制遗漏变量带来的估计偏误，选择可能影响自然资源高效利用的因素作为控制变量 (X_{it})。 β_0 表示截距项， u_i 和 μ_t 表示控制个体和时间异质性， ϵ_{it} 为随机误差项。

为了解决内生性问题得到稳健的估计结果，在基础模型 (1) 的基础上将模型扩展到动态面板，并采用系统广义矩估计 (System Generalized Method of Moments, SGMM) 进行回归。动态面板模型的基本形式为：

$$EUNR_{it} = \beta_0 + \rho EUNR_{i,t-1} + \beta_1 Fiscal_{it} + \beta_j' X_{it} + \alpha_t + \mu_i + \epsilon_{it}$$
 (2)

为了检验绿色财政影响自然资源高效利用的路径机制，引入门槛模型，其基本形式为：

$$EUNR_{it} = \beta_0 + \beta_1' x_{it} \cdot 1(q_{it} \leq \gamma) + \beta_2' x_{it} \cdot 1(q_{it} > \gamma) + \epsilon_{it}$$
 (3)

其中， q_{it} 是门槛变量， γ 为待估计的门槛值， $1(\cdot)$ 为示性函数。为了简化模型， x_{it} 包含了 $Fiscal_{it}$ 和其他控制变量。将模型 (3) 扩展为能够处理门槛变量内生且包含被解释变量滞后项的动态面板门槛模型^[23]：

$$EUNR_{it} = \beta_0 + \beta_1 x_{it} + \beta_2 q_{it} + \delta (q_{it} - \gamma) 1(q_{it} \geq \gamma) + \mu_t + \epsilon_{it}$$
 (4)

其中 x_{it} 包含了被解释变量 $EUNR_{it}$ 滞后一期的变量 $EUNR_{i,t-1}$ 。此时使用 OLS 估计无法解决门槛变量和被解释变量，使用 GMM 估计来处理内生性问题。

进一步地，本文不仅关注政府财力对资源高效利用的影响，同时意在捕捉制度效应的影响，考虑财政制度和政府治理能力对绿色财政作用的影响，因此设定交互效应模型 (5)：

$$EUNR_{it} = \beta_0 + \rho EUNE_{i,t-1} + \beta_1 Fiscal_{it} + \beta_2 I_{it} + \beta_3 I * Fiscal_{it} + \beta_j' X_{it} + \mu_t + \mu_i + \epsilon_{it}$$
 (5)

其中， I 表示制度因素，包括财政制度和政府治理能力两个方面， $I * Fiscal$ 表示制度因素的调节作用，以检验制度因素与绿色财政之间是否存在协同效应。

（二）变量选择和数据描述

(1) 本文的被解释变量为资源高效利用 ($EUNR$)。当前多数研究以单项资源效率作为资源高效利用的指标，本文结合我国《循环经济发展评价指标体系 (2017 年版)》和“十三五”和“十四五”发展目标，从中提取关于自然资源的指标体系，用以资源高效利用的衡量体系，从能源、水资源、土地资源和循环经济发展四个维度构建资源高效利用的综合指标，选取的指标如表 1 所示。

表 1 资源高效利用指标体系

一级指标	二级指标	指标含义
资源高效利用 (EUNR)	能源强度	万元 GDP 电耗量
	水资源强度	万元 GDP 水资源消耗量
	循环经济发展	废弃物综合利用率
	产业用地利用效率	单位工业用地工业增加值

(2) 本文的核心解释变量为绿色财政支出 (*Fiscal*)。2007 年我国政府收支分类科目发生变化, 环境保护从其他科目中被单独分列出来, 形成“环境保护”科目, 2011 年更名为“节能环保支出”。节能环保支出主要包括环境污染治理、生态建设与保护、能源资源节约利用三个项目。本文使用地区节能环保支出总量占地方一般公共财政支出的比重表示。

(3) 本文控制变量选择其他可能影响资源高效利用的指标, 主要包括: ①以 R&D 支出占财政支出的总量表示的技术投入 (*RD*); ②以外商直接投资占 GDP 比重表示对外开放程度 (*FDI*); ③以常住人口与行政区面积的比值表示人口密度 (*Lndens*); ④以金融机构存贷款余额占 GDP 比重表示金融发展水平 (*Finance*); ⑤以商品零售总额占 GDP 比重表示居民消费水平 (*Consum*); ⑥以各地区人均 GDP 的对数表示地区经济发展水平 (*PGDP*) 等指标; ⑦以各地区采掘业从业人员占地区全部从业人员的比重作为资源依赖程度 (*Resdep*) 的替代变量, 衡量地区对于资源相关产业的依赖性。

(4) 数据的描述统计。本文的数据来源于历年《中国城市统计年鉴》以及各地区统计年鉴。研究区域选择我国 215 个地级市 (含 4 个直辖市)。涉及汇率的数据按照历年平均汇率进行折算; 价格指标按照 2007 年为基期进行平减。同时对变量之间的方差膨胀因子 (Variance Inflation Factor, VIF) 进行检验, 验证变量之间不存在多重共线性关系。变量的描述性统计如表 2 所示。

表 2 数据的描述统计

变量	Obs	Mean	Std. dev	Min	Max	VIF
<i>EUNR</i>	2 580	0.108 2	0.038 6	0.021 2	0.271 9	—
<i>Fiscal</i>	2 580	0.029 5	0.015 2	0.006 5	0.091 9	1.05
<i>RD</i>	2 580	0.029 7	0.045 2	0.000 1	0.210 3	1.07
<i>FDI</i>	2 580	0.020 2	0.019 4	0.000 0	0.089 5	1.27
<i>Lndens</i>	2 580	5.849 8	0.873 1	3.056 4	7.657 3	1.25
<i>Finance</i>	2 580	1.373 3	0.595 6	0.513 6	3.646 4	1.62
<i>Consum</i>	2 580	0.373 6	0.101 9	0.141 4	0.689 3	1.74
<i>Resdep</i>	2 580	0.054 9	0.092 8	0.000 0	0.434 3	1.09
<i>PGDP</i>	2 580	9.055 8	0.520 4	8.084 8	10.477 5	1.55

四、实证结果分析

(一) 基准回归

表 3 模型 1 展示了绿色财政支出 (*Fiscal*) 对资源高效利用的影响, 静态面板模型的 Hansen-Sargen 检验显示固定效应 (Fixed Effect, FE) 回归模型相对于随机效应 (Random Effect, RE) 模型更加合适。表 3 模型 4 中 AR (1) 显著而 AR (2) 不显著, 说明模型存在一阶序列自相关, 但是不存在二阶序列自相关; Hansen J 检验的 P 值为 0.207, 拒绝具变量存在过度识别的原假设。

当样本量较少或者工具变量较弱时, SGMM 估计结果可能会存在较大的偏倚。被解释变量滞后项的面板聚合最小二乘法 (Pooled Ordinary Least Squares, POLS) 估计系数是向上偏倚的, 而其固定效应模型估计系数是向下偏倚的, 所以如果 SGMM 估计系数介于 POLS 和 FE 所对应的估计系数之间, 则说明 SGMM 估计结果是可信的。因此, 表 3 中模型 2 和模型 3 报告了动态面板模型 POLS 和 FE 估计结果。可以看出, SGMM 估计得到的被解释变量 (*EUNR*) 的滞后项系数值为 0.522 2, 介于 FE 与 POLS 估计系数之间, 从而说明 SGMM 估计并未因工具变量的选择产生明显的偏倚。

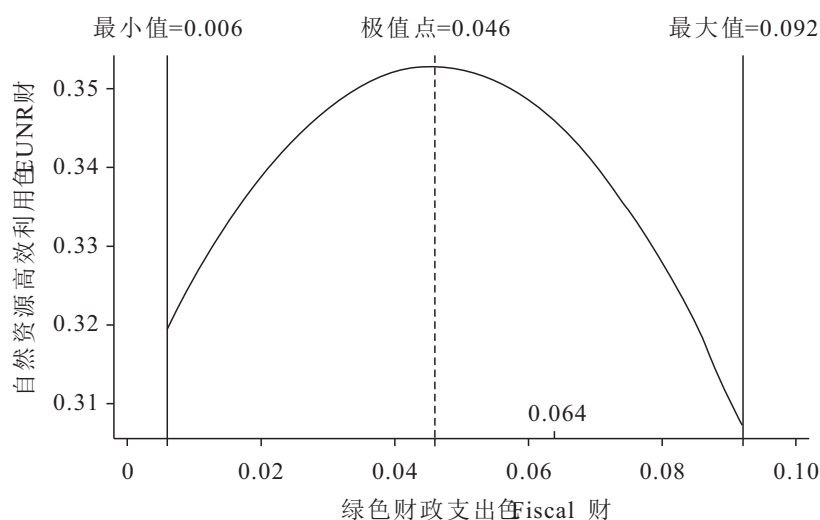
表 3 基准回归结果

变量	(1) FE EUNR	(2) POLS EUNR	(3) FE EUNR	(4) SGMM EUNR
<i>L. NRUE</i>	—	0.738 9*** (35.23)	0.509 6*** (15.82)	0.522 2*** (3.41)
<i>Fiscal</i>	-0.102 9 (-1.40)	-0.006 6 (-0.17)	-0.0277 (-0.47)	0.434 6** (2.00)
<i>RD</i>	-0.000 9 (-0.06)	0.031 0** (1.98)	0.023 7 (1.51)	0.052 2** (2.49)
<i>FDI</i>	0.148 0 (1.52)	-0.014 2 (-0.47)	0.086 2 (1.44)	1.331 7*** (3.03)
<i>Lndens</i>	0.015 7 (1.32)	0.001 0 (1.25)	0.020 8*** (2.90)	0.018 2** (2.00)
<i>Finance</i>	-0.016 8** (-2.21)	0.002 3** (2.60)	-0.005 1 (-1.26)	0.010 8 (0.70)
<i>Consum</i>	-0.073 8** (-2.39)	-0.014 1** (-2.08)	-0.023 0 (-1.34)	-0.051 3 (-0.63)
<i>Resdep</i>	0.158 7*** (3.57)	-0.007 9 (-1.34)	0.072 5*** (3.52)	0.191 2* (1.80)
<i>PGDP</i>	-0.070 0*** (-5.72)	0.001 1 (0.87)	-0.029 0*** (-3.86)	-0.034 5 (-1.22)
<i>Constant</i>	0.692 5*** (5.08)	0.011 2 (1.10)	0.200 6** (2.34)	0.208 8 (0.71)
<i>Observations</i>	2 356	2 192	2 192	2 192
<i>R-squared</i>	0.142	0.628	0.325	—
<i>Number of citycode</i>	215	215	215	215
<i>Hansen-Sargen</i>	96.945 [0.000]	—	—	—
<i>F test</i>	11.94 [0.000]	284.00 [0.000]	62.95 [0.000]	294.74 [0.000]
<i>AR (1)</i>	—	—	—	-4.09 [0.000]
<i>AR (2)</i>	—	—	—	1.57 [0.117]
<i>Hansen J</i>	—	—	—	28.23 [0.207]

注：括号内为稳健的 t 统计量，中括号内为检验的 P 值，*** $p < 0.01$ ，** $p < 0.05$ ，* $p < 0.1$ 。

从表 3 模型 4 可以看出，控制内生性以后绿色财政支出对于资源高效利用具有显著的正向影响。绿色财政支出之所以能够促进资源高效利用，一方面财政支出直接用于节能环保改造、节能技术的研发和应用、市场行为监督等；另一方面，财政支出释放的市场信号以及财政乘数效应，吸引了私人资本进入资源高效利用领域。这一回归结果证明了增加地方绿色财政支出是提升资源利用效率的有效手段。表 3 实证分析中假设解释变量和被解释变量为线性关系。对回归模型的二次项系数进行回归方程设定误差检验和 VIF 检验，证明核心解释变量 (*Fiscal*) 的二次项加入模型中具有显著的统计意义。检验结果表明绿色财政支出 (*Fiscal*) 与资源高效利用 (*EUNR*) 之间存在“倒 U”型关系，如图 1 所示。

图 1 可以看出，绿色财政支出 (*Fiscal*) 一次项系数显著为正且二次项系数 ($Fiscal^2$) 显著为负，绿色财政支出的取值区间为 $[0.006, 0.092]$ ，极值点为 0.046，在极值点之前，增加绿色财政支出能够显著地提升自然资源高效利用水平；在极值点以后，绿色财政支出对自然资源高效利用的影响呈现出边际效用递减的趋势。这说明自然资源高效利用水平的提升不能仅仅依靠绿色财政政策，还需要将绿色财政纳入到整体政策框架中，与其他政策措施相互配合。

图1 *Fiscal* 与 *EUNR* 的倒 U 型关系

（二）异质性分析

考虑到我国经济水平和资源禀赋的差异，将 215 个城市进行子样本划分。首先，按照东部、中部和西部地区划分为三个子样本。其次，按照是否属于国家统计局公布的“70 个大中城市”为标准，划分为大中城市和非大中城市。第三，按照《全国资源型城市可持续发展规划（2013—2020）》划定的包含地级市、县级市和县区在内的 262 个资源型城市为标准，按照地级市名单将样本划分为资源型城市和非资源型城市。为了比较不同子样本之间系数是否具有差异性，使用邹检验（Chow Test）判断模型在子样本之间是否拒绝模型结构稳定的原假设。回归结果如表 4 所示。

表 4 异质性分析回归结果

变量	(1) 东部 EUNR	(2) 中部 EUNR	(3) 西部 EUNR	(4) 大中城市 EUNR	(5) 非大中城市 EUNR	(6) 资源型城市 EUNR	(7) 非资源型城市 EUNR
<i>L. EUNR</i>	0.436 9*** (5.71)	0.898 3*** (14.52)	0.512 9*** (5.51)	0.618 8*** (6.85)	0.484 2** (2.45)	0.499 0** (2.23)	0.292 3 (1.06)
<i>Fiscal</i>	0.746 7*** (4.55)	-0.182 5*** (-2.69)	0.804 6*** (3.13)	0.408 0** (2.18)	0.583 5** (1.99)	0.752 3** (2.35)	-1.069 9* (-1.91)
<i>AR(1)</i>	-3.87[0.000]	-4.18[0.000]	-3.23[0.002]	-3.06[0.002]	-3.49[0.000]	-2.79[0.005]	-2.48[0.013]
<i>AR(2)</i>	1.38[0.166]	1.07[0.283]	0.46[0.646]	-0.38[0.703]	1.56[0.118]	0.75[0.453]	0.63[0.526]
<i>Hansen J</i>	22.37[0.668]	23.61[0.426]	17.90[0.330]	36.60[0.624]	27.63[0.151]	17.97[0.525]	13.26[0.825]
<i>Chow Test</i>		3.23[0.000]		1.32[0.214]		2.29[0.011]	
控制变量	是	是	是	是	是	是	是
观测值	957	851	384	657	1 535	796	1 396

注：括号内为稳健的 *t* 统计量，中括号内为检验的 *P* 值，*** $p < 0.01$ ，** $p < 0.05$ ，* $p < 0.1$ 。

从表 4 中东部、中部和西部地区异质性来看，东部和西部地区绿色财政支出（*Fiscal*）的系数显著为正，与总样本估计结果一致。但是中部地区绿色财政支出（*Fiscal*）的系数却显著为负。从总体经济发展水平来看，东部地区是优于中西部地区的，在我国财政分权制度下，财政收支总量要

大于中西部地区, 相应的用于节能环保支出的总量也较大。西部地区虽然经济发展相对落后且财政总量较小, 但西部地区由于生态环境的脆弱性, 其资源环境的综合治理一度上升为国家战略, 因此获得更多的绿色财政转移支付。而中部地区的经济水平较东部地区落后, 承接东部高消耗产业的转移, 面临更大的节能环保压力, 绿色财政支出与自然资源高效利用之间缺乏协调, 导致节能环保支出降低的资源利用率难以抵消产业消耗带来的负面效应。

基于表 4 城市规模异质性的回归结果来看, 大中城市和非大中城市的系数估计均显著为正, 这与基准回归的结果一致。邹检验统计量无法拒绝模型结构稳定的原假设, 因此绿色财政支出对大中城市和非大中城市自然资源高效利用的影响不具有统计意义上的差异性。

基于表 4 中样本城市是否属于资源型城市的对比结果来看, 资源型城市的估计系数显著为正。这就说明绿色财政支出对于资源型城市自然资源的高效利用发挥了积极作用。非资源型城市的系数显著为负。但是邹检验在 5% 的水平上拒绝原假设, 说明绿色财政支出对资源型城市和非资源型城市自然资源的高效利用的影响具有异质性。资源型城市的转型是我国绿色财政支出的重要内容之一, 为了提高资源型城市的资源效率, 中央政府和地方政府安排了更多的绿色财政转移支付。资源型城市为了避免资源枯竭带来的经济损失, 往往比非资源型城市更加重视节能环保的投入。

(三) 机制分析

为了分析绿色财政支出影响自然资源高效利用的机制, 本文以技术水平 (*Tech*)、产业结构 (*IS*) 和人力资本积累 (*Human*) 作为门槛变量, 使用动态面板门槛模型进行检验。动态面板门槛模型考虑了被解释变量 *EUNR* 的滞后项, 可以使用差分 GMM 和 TSLS 方法进行估计。稳健性检验部分验证了寺庙 (*Temple*) 和坡度 (*Slope*) 分和降雨量 (*Rainfall*) 的外生性, 因此使用 TSLS 方法进行估计, 结果如表 5 所示。

表 5 动态门槛模型回归结果

变量	(1) TSLS EUNR	(2) TSLS EUNR	(3) TSLS EUNR
Panel A: 门槛估计			
<i>r</i>	0.844 3	1.040 4	0.058 9
置信区间	[0.840 5, 0.848 1]	[0.412 2, 1.668 6]	[0.058 1, 0.059 8]
δ	0.498 5*** (16.02)	-0.001 1*** (-23.39)	0.862 6*** (55.63)
Panel B: 绿色财政对资源高效利用的影响			
<i>L. EUNR</i>	0.494 2*** (263.83)	0.587 1*** (280.67)	0.644 5*** (414.01)
<i>Fiscal</i>	0.121 3*** (34.41)	0.027 3*** (4.19)	-0.053 9*** (55.63)
工具变量	Slope&.Rainfall&. Temple	Slope&.Rainfall&. Temple	Slope&.Rainfall&. Temple
控制变量	是	是	是
<i>Observation</i>	2 380	2 380	2 380
<i>Bootstrap</i>	300	300	300
<i>Wald linearity test P-value</i>	0.00	0.03	0.00
门槛之前样本量	2 101	1 743	195
门槛之后样本量	479	637	2 575

注: 括号内为稳健的 *t* 统计量, 中括号内为检验的 *P* 值, *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$ 。

1. 技术水平 (*Tech*), 以地级市创新创业指数表示, 北京大学开放数据平台对中国城市层面的创新创业效率进行了估计, 能够反映区域的创新发展水平。根据表 5 模型 1 的估计, 技术水平的门槛值为 0.844 3, 意味着当地区创新创业指数低于 0.844 3 时, 绿色财政的系数估计值为 0.121 3, 通过了 1% 的显著性水平, 绿色财政支出促进了自然资源利用效率的提升。当技术水平高于 0.844 3 时, 绿色财政支出对自然资源利用效率的影响为 0.619 8 ($0.121 3 + 0.498 5$), 系数值大于低门槛时的值 (0.121 3), 说明技术水平的大幅提升能够显著促进绿色财政支出对资源利用效率的正向影响。

2. 产业结构 (*IS*), 以第三产业增加值/第二产业增加值表示。根据表 5 模型 2 的估计, 当产业结构低于门槛值 1.040 4 时, 绿色财政支出的估计系数为 0.027 3, 在 1% 的水平上显著, 绿色财政支出显著地促进了自然资源利用效率的提升。当产业结构高于 1.040 4 时, 绿色财政支出对自然资源利用效率的影响减少到 0.026 2 ($0.027 3 - 0.001 1$)。这说明当区域产业结构水平较低时, 绿色财政支出可以有效地提升区域产业结构, 促进高能耗高污染企业的转型, 对自然资源利用效率的提升效果显著。但是当区域产业结构升级到一定水平, 绿色财政支出虽然能够促进自然资源利用效率的提升, 但是其边际效用呈现递减结果。这与绿色财政支出的倒“U”型曲线以及大中城市和非大中城市异质性分析的结果一致。

3. 人力资本积累 (*Human*), 以区域中学生在在校生数量占总人口的比重来表示, 这一指标越高, 说明区域的教育水平和居民受教育程度越高。根据表 5 模型 3 的估计结果, 门槛值 0.058 9 之前, 绿色财政支出对资源高效利用的影响显著为负, 由于人力资本程度较低, 居民难以形成绿色节能的理念限制了绿色财政作用的发挥。当人力资本积累到一定程度 (跨过 0.058 9 的门槛), 绿色财政支出对自然资源利用效率的影响从负值变化为 0.808 7, 说明人力资本在绿色财政支出促进自然资源高效利用过程中发挥了促进作用, 因此, 将绿色财政支出纳入到财政支出的整体框架, 将财政政策与其他政策相配合, 才能够真正实现自然资源的高效利用。

(四) 稳健性检验

1. 内生性检验。基准回归使用 SGMM 控制内生性, 解决了扰动性的无自相关性, 但是无法解决滞后项与个体效应的无自相关性。为了进一步控制模型的内生性, 引入外生工具变量进行内生性的稳健性检验。本研究选择以下三个变量作为工具变量: 城市平均坡度 (*Slope*)、城市年均降雨量 (*Rainfall*) 和寺庙个数 (*Temple*)。坡度陡峭或者降雨量较大的地区发生生态环境灾害的可能性更大, 政府用于生态治理的财政预算也就相应的增加; 寺庙数据来源于哈佛大学对中国 1820 年佛教寺庙数量的统计, 1820 年寺庙数量可以认为是严格外生, 但是研究表明历史、文化和宗教之间存在相互作用能够对制度产生影响, 因此寺庙数量常被用于作为制度的外生工具变量, 绿色财政支出作为制度的组成部分, 可以作为绿色财政的代理工具变量^[24]。

表 6 中模型 1 和模型 2 为基于两阶段最小二乘法 (TSLS) 估计的绿色财政支出与自然资源利用效率之间的关系。第一阶段回归结果显示, 寺庙 (*Temple*) 和坡度 (*Slope*) 与地方绿色财政支出水平正相关; 降雨量 (*Rainfall*) 在 5% 的水平与绿色财政支出负相关。Hansen 检验拒绝原假设, 说明降雨量、坡度和寺庙个数作为工具变量作为绿色财政支出的工具变量不存在过度识别问题。第二阶段的估计结果与基准回归的结果一致, 说明内生性问题并不会影响绿色财政和自然资源利用效率之间的关系。

虽然现有研究对制度因素和地理因素等工具变量的外生性展开了大量的讨论, 但是使用降雨量、坡度和寺庙个数等工具变量的可靠性依然备受质疑。基于此, 本研究放松工具变量假设, 认为工具变量并非严格外生而是“近似外生”, 根据 Conley 等^[25]提出的置信区间集合方法 (Union of Confidence Interval, UCI) 和近似于零方法 (Local to Zero, LTZ) 进行分析, 检验在工具变量非完全外生时估计结果的稳健性。图 2 (a) 和图 2 (b) 显示, 绿色财政支出 (*Fiscal*) 系数的置信区间

显著为正，证明工具变量的稳健性。

表 6 稳健性检验

变量	(1) IV-First IV	(2) IV-Second EUNR	(3) SGMM Waste	(4) SGMM Energy	(5) SGMM Water	(6) SGMM Land	(7) SGMM GTFP
<i>L.Y</i>			0.588 2** (1.98)	1.052 7*** (13.72)	0.663 9*** (9.38)	0.911 3*** (3.84)	-0.215 0 (-1.01)
<i>Fiscal</i>		1.097 8** (2.19)	9.239 8** (2.10)	-14.957 5* (-1.74)	-5.400 3** (-2.06)	0.264 5*** (2.62)	5.861 5** (2.38)
<i>Rainfall</i>	-0.003 8** (-2.38)						
<i>Temple</i>	0.000 2** (2.22)						
<i>Slope</i>	0.005 4*** (3.96)						
控制变量	是	是	是	是	是	是	是
<i>Observations</i>	2 356	2 356	2 192	2 098	2 147	2 147	2 192
<i>Hansen J</i>	0.60[0.742 2]	0.879[0.348 4]	3.20[0.784]	9.21[0.238]	17.79[0.274]	4.51[0.212]	2.89[0.409]
<i>AR(1)</i>	—	—	-2.52[0.012]	-5.15[0.000]	-5.54[0.000]	-2.33[0.020]	-2.15[0.031]
<i>AR(2)</i>	—	—	0.85[0.393]	0.02[0.985]	1.36[0.174]	0.41[0.680]	1.11[0.269]

注：括号内为稳健的 t 统计量，中括号内为检验的 P 值，*** $p < 0.01$ ，** $p < 0.05$ ，* $p < 0.1$ 。 $L.Y$ 表示对应列被解释变量滞后一期的系数。

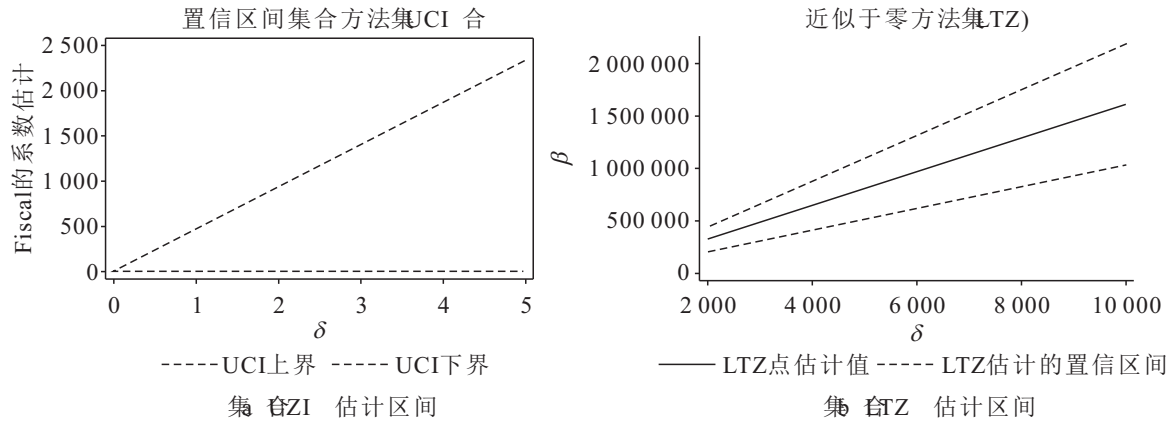


图 2 近似内生性的 UCI 和 LZA 估计置信区间

2. 更换被解释变量。本研究被解释变量为土地资源、水资源、能源资源和废弃物循环利用等赋权得到的综合指标，因此稳健性检验部分检验绿色财政支出对各项自然资源效率的影响，被解释变量为表 1 中的二级指标。除此之外，基于自然资源全要素生产率的研究框架，以劳动、资本、能源、水资源、土地资源为投入指标；以 GDP 总量为期望产出；以废水排放、二氧化硫排放和工业固体废弃物排放为非期望产出，计算包含自然资源的全要素生产率（Green Total Factor Productivity, GTFP）^[13]。估计结果如表 6 所示。

根据表 6 模型 3—6 的估计结果可以看出，能源强度和水资源强度是自然资源高效利用的反向指标，其估计系数为负意味着绿色财政支出有效地提升了能源资源和水资源的利用效率；对土地资源利用率和废弃物综合利用率的影响显著为正，说明绿色财政支出对废弃物综合利用和土地资源效

率的提升具有积极影响。同时，从表 6 模型 7 的估计结果可知，绿色财政支出对绿色全要素资源生产率的影响显著为正，绿色财政支出不仅能够促进单项自然资源效率的提升，而且对包含自然资源投入和非期望产出的绿色全要素生产率具有积极影响，证明了基准回归的稳健性。

五、政府治理的调节效应

在我国政治集权和财政分权的制度下，地方政府为了赢得竞争，往往牺牲短期利益扩大经济建设支出，降低了本应承担的绿色财政支出。现有研究主要从财政分权角度讨论，证明财政分权作为一种财政和政治制度对财政支出、经济发展和资源利用的影响。因此本文从财政制度和政治制度两个方面展开讨论，估计结果如表 7 所示。

表 7 影响绿色财政支出作用的政府因素

变量	(1) SGMM EUNR	(3) SGMM EUNR	(2) SGMM EUNR
<i>L. EUNR</i>	0.536 8*** (5.55)	0.307 8** (2.23)	0.622 2*** (6.38)
<i>Fiscal</i>	3.325 7*** (3.37)	3.388 9*** (3.07)	1.371 4** (2.45)
<i>Fiscal # FS</i>	-2.115 3** (-2.01)		
<i>Fiscal # Govern</i>		-2.498 0** (-2.14)	
<i>Fiscal # FP</i>			3.670 6** (2.29)
<i>FS</i>	0.058 1 (1.38)		
<i>FP</i>		0.179 4* (1.72)	
<i>Govern</i>			-0.060 3 (-0.73)
<i>Fiscal2</i>	-27.096 7** (-2.26)	-31.399 6** (-2.52)	-18.815 9*** (-2.83)
控制变量	是	是	是
<i>Observations</i>	2 192	2 192	2 192
<i>Hansen J</i>	37.96 [0.151]	11.71 [0.926]	33.16 [0.101]
<i>AR (1)</i>	-5.31 [0.000]	-3.88 [0.000]	-5.08 [0.000]
<i>AR (2)</i>	0.59 [0.556]	0.25 [0.804]	1.12 [0.264]

注：括号内为稳健的 t 统计量，中括号内为检验的 P 值，*** $p < 0.01$ ，** $p < 0.05$ ，* $p < 0.1$ 。

1. 财政制度 (FS)。财政制度主要衡量指标包括财政自给率、财政透明度、财政缺口以及财政周期等^[26]。其中财政自给率和财政缺口都是以财政分权为基础，两者的政策含义基本一致，因此本文使用地方财政收入与支出的比值作为财政制度的代理变量。模型 1 中交互项系数显著为负，说明绿色财政支出对自然资源高效利用的影响随着财政分权程度的提升而降低。分权程度较高的地区面临更大的财政收支压力，为了实现经济增长往往忽略资源环境方面的财政支出。

2. 财政顺周期 (FP)。所谓财政政策顺周期，是指 GDP 与财政支出的相关系数。如果相关系

数为正,则认为财政政策表现出顺周期的性质。我国财政具有明显的顺周期财政政策特征,在经济繁荣时,增加政府支出、减少财政盈余;在经济萧条时,政府支出则难以有效增加。顺周期的财政政策导致财政抵御外部冲击的能力较弱。财政顺周期的估计方法为:

$$\Delta \log(G)_t = \alpha + \beta_c \Delta \log(Y)_t + \gamma_c \log(G)_{t-1} + \varepsilon_t \quad (6)$$

其中, G_t 为地方政府财政支出总量, Y_t 为国内生产总值, 当回归系数 $\beta_c > 0$ 时, 表示顺周期的财政政策; $\beta_c < 0$ 表示逆周期的财政政策。为估计各地区的财政顺周期系数, 使用最小二乘虚拟变量 (LSDV) 估计方法得到各地区截距项系数。如果参数 $\beta_c > 0$ 则认为存在顺周期, 赋值为 0; 如果 $\beta_c < 0$, 则赋值为 1。因此财政顺周期 (FP) 为虚拟变量。

表 7 第 2 列的估计结果显示, Fiscal 的系数为 3.3889, 在 1% 的水平上显著, 其净效用在 5% 的显著性水平下为 2.6698。当宏观经济形势为财政逆周期时, 绿色财政支出有利于自然资源利用效率的提升。FP 的系数 0.1794, 通过了 10% 的显著性检验, 说明财政顺周期时有利于自然资源效率提升。Fiscal 和 FP 的交互项系数 -2.4980, 报告了顺周期和逆周期情况下绿色财政支出对自然资源高效利用的差距, 也即是财政顺周期时绿色财政支出对自然资源高效利用的影响相比较财政逆周期时降低了 249.80%。

3. 政府治理能力 (Govern)。当前关于政府治理能力的衡量包括官员素质、腐败程度、民主制度、政府稳定、法律和秩序等。本文以 (1-财政供养人口/总就业人口) 表示政府治理能力, 财政供养人口以统计年鉴中公共管理与社会组织人员的数量表示^[27]。

表 7 模型 3 则报告了政府治理能力影响下, 绿色财政支出与自然资源高效利用之间的关系。Fiscal 的系数估计为 1.3714, 在 5% 的水平上显著为证, 这与基准回归的结果一致。Govern 的系数不显著, 没有证据表明政府治理能力能够直接影响自然资源利用。Fiscal 和 Govern 的交互项系数为 3.6706, 通过了 5% 的显著性检验, 对交互项系数求关于 Fiscal 的偏导数, 得到交互项的净效应系数为 1.5617, 在 1% 的水平上显著, 意味着绿色财政支出对自然资源高效利用的影响随着政府治理能力的提升而增强, 因此加强制度建设是提升绿色财政效果的重要途径之一。

六、研究结论与政策建议

本文使用 2007—2018 年我国 215 个城市的数据, 研究了绿色财政支出政策对自然资源高效利用的影响。首先, 建立绿色财政支出与自然资源高效利用之间关系的回归模型, 并考虑绿色财政与自然资源高效利用之间的倒“U”型关系。其次, 通过分别对能源强度、水资源强度、土地利用效率、循环经济发展和绿色全要素生产率的检验, 得到与基准回归一致的结果。再次, 使用动态面板回归模型检验了绿色财政支出影响自然资源高效利用的路径机制, 从技术水平、产业结构和人力资本积累三个方面展开了讨论。最后, 从财政制度和治理制度两个层面, 分析了绿色财政支出与自然资源高效利用受到制度因素影响的程度, 证明良好的财政制度和治理能力是发挥绿色财政促进自然资源高效利用的关键。基于以上研究, 本文提出以下政策建议。

1. 发挥绿色财政支出在自然资源高效利用中的作用。本文的研究表明绿色财政能够有效地为自然资源高效利用的实现提供保障。因此, 我国应改革绿色财政政策体系, 完善绿色财政支出方案, 充分发挥绿色财政支出的“市场信号”功能, 运用市场化方法完善绿色财政支出, 推动政府和社会资本合作, 完善绿色财政和绿色金融的协调, 撬动更多社会资本进入资源高效利用领域。

2. 协调财政支出在资源保护和经济增长中的平衡关系。受到经济下行压力以及“新冠疫情”的冲击, 我国确定了“保工资、保运转、保基本民生”的财政支出原则, 生态环保资金投入面临较大的压力。为此, 一方面要强化资金保障, 加大资金支持力度; 另一方面要注重资金的科学分配、

优化支出结构,发挥出最大的生态环境效益和社会效益,确保绿色财政支出既要发挥推动自然资源高效利用的作用,同时还要避免挤压其他财政支出。

3. 建立完善的财政制度体系和政府治理体系。良好的制度有利于绿色财政效果的发挥,因此,需要强化财政监督和自然资源管理监督。从财政监督的角度,保障财政收支的公平性,建立绿色财政的预算、分配、支付和监督体系。

参考文献

- [1] 唐大鹏,杨真真. 地方环境支出、财政环保补助与企业绿色技术创新[J]. 财政研究,2022(1).
- [2] 叶金育,张祥. 水资源税改革:试点文本评估与统一立法构想[J]. 中国人口·资源与环境,2021(8).
- [3] Monasterolo, I., M. Raberto. The EIRIN flow-of-funds behavioural model of green fiscal policies and green sovereign bonds[J]. *Ecological Economics*, 2018, 144.
- [4] 周燕,潘遥. 财政补贴与税收减免——交易费用视角下的新能源汽车产业政策分析[J]. 管理世界,2019(10).
- [5] Wang, Q., B. Zhou, C. Zhang, et al. Do energy subsidies reduce fiscal and household non-energy expenditures? A regional heterogeneity assessment on coal-to-gas program in China[J]. *Energy Policy*, 2021, 155.
- [6] Roy, J., D. Ghosh, A. Ghosh, et al. Fiscal instruments: Crucial role in financing low carbon transition in energy systems[J]. *Current Opinion in Environmental Sustainability*, 2013(2).
- [7] 王馨,王营. 绿色信贷政策增进绿色创新研究[J]. 管理世界,2021(6).
- [8] Yaqoot, M., P. Diwan, T. C. Kandpal. Review of barriers to the dissemination of decentralized renewable energy systems[J]. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 2016, 58.
- [9] Niesten, E., A. Jolink, M. Chappin. Investments in the Dutch onshore wind energy industry: A review of investor profiles and the impact of renewable energy subsidies[J]. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 2018, 81.
- [10] Shao, L., H. Zhang, M. Irfan. How public expenditure in recreational and cultural industry and socioeconomic status caused environmental sustainability in OECD countries? [J]. *Economic Research-Ekonomska Istraživanja*, 2021(7).
- [11] 陈斌,李拓. 财政分权和环境规制促进了中国绿色技术创新吗?[J]. 统计研究,2020(6).
- [12] 高琳. 分权的生产率增长效应:人力资本的作用[J]. 管理世界,2021(3).
- [13] Song, M., J. Du, K. H. Tan. Impact of fiscal decentralization on green total factor productivity[J]. *International Journal of Production Economics*, 2018, 205.
- [14] 何德旭,苗文龙. 财政分权、金融分权与宏观经济治理[J]. 中国社会科学,2021(7).
- [15] Elheddad, M., N. Djellouli, A. K. Tiwari, et al. The relationship between energy consumption and fiscal decentralization and the importance of urbanization: Evidence from Chinese provinces[J]. *Journal of Environmental Management*, 2020, 264.
- [16] Persson, T., G. Tabellini. Constitutional rules and fiscal policy outcomes[J]. *American Economic Review*, 2004(1).
- [17] Dulal, H. B., R. Dulal, P. K. Yadav. Delivering green economy in Asia: The role of fiscal instruments[J]. *Futures*, 2015, 73.
- [18] 张莉. 财政规则与国家治理能力建设——以环境治理为例[J]. 中国社会科学,2020(8).
- [19] Li, L., H. X. Bao, G. M. Robinson. The return of state control and its impact on land market efficiency in urban China[J]. *Land Use Policy*, 2020, 99.
- [20] Haryanto, J. T. Comparative analysis of financial performance in fiscal decentralization era among natural and non-natural resources region[J]. *Jurnal Bina Praja: Journal of Home Affairs Governance*, 2017(2).
- [21] Shah, S. Z. A., S. Chughtai, B. Simonetti. Renewable energy, institutional stability, environment and economic

- growth nexus of D-8 countries[J]. *Energy Strategy Reviews*, 2020, 29.
- [22] Iacono, R. A comparison of fiscal rules for resource-rich economies[J]. *Economic Analysis and Policy*, 2017, 55.
- [23] Seo, M. H., Y. Shin. Dynamic panels with threshold effect and endogeneity[J]. *Journal of Econometrics*, 2016(2).
- [24] 阮荣平, 郑风田, 刘力. 宗教信仰与社会冲突: 根源还是工具? [J]. *经济学(季刊)*, 2014(1).
- [25] Conley, T. G., C. B. Hansen, P. E. Rossi. Plausibly exogenous[J]. *Review of Economics and Statistics*, 2012(1).
- [26] 徐超, 庞雨蒙, 刘迪. 地方财政压力与政府支出效率——基于所得税分享改革的准自然实验分析[J]. *经济研究*, 2020(6).
- [27] 傅勇. 财政分权、政府治理与非经济性公共物品供给[J]. *经济研究*, 2010(8).

The Nonlinear Impact of Green Fiscal Expenditure on the Resources Efficient

— Analysis of the Moderating Effect of Government Governance

DU Jun-tao, SONG Ma-lin

Abstract: Energy conservation and environmental protection expenditure is not only the policy that can best reflect the government's support for green development in the green fiscal system but also an effective way to protect the ecological environment and promote the efficient utilization of natural resources (EUNR). Under the background of the constraints of resources and the environment and the reform of the green fiscal policy system, this paper uses the panel data of 215 cities from 2007 to 2018 to test the direct and indirect effects of green fiscal expenditure on the EUNR. The research indicates that: firstly, green fiscal effectively improves the EUNR and shows the "inverted U-shaped" nonlinear relationship and regional heterogeneity. Secondly, green fiscal expenditure plays an important role in the EUNR through technological innovation, human capital accumulation, and industrial structure adjustment. Finally, institutional factors such as fiscal performance and government governance ability play an important role in the effect of green fiscal. The research of the paper enriches the theoretical system of green fiscal policy and provides guidance for the formulation of green fiscal policy and the reform of the natural resource management system.

Key words: green fiscal; resource efficiency; natural resource management; energy saving environmental protection expenditure

(责任编辑 周振新)