

兴边富民行动的生态环境效益

——基于卫星反演数据的实证分析

李 森 李 钢

摘 要 基于双重差分法,利用卫星遥感反演数据,对兴边富民行动的实证研究表明:该行动的实施显著改善了边境地区的生态环境质量,且在西北边疆、西南边疆和原国家级贫困县的环境效应更为显著;其作用机制主要体现在提升地方政府财力、促进产业结构优化升级以及持续发展教育事业三个方面。今后,应区域分层推进与边境国际合作并行,在扩大兴边富民行动应用场景的同时确保长期可持续;综合施策,兼顾外部与内生动力,强化长期教育投入以建立环境保护长效社会参与机制;因地制宜与精准施策,借助差异化策略实现经济发展与生态治理的可持续平衡。

关键词 兴边富民行动;生态环境;边境地区;卫星反演数据

一、引言

我国陆地边界总长度约 2.2 万千米,是世界上最长、边界情况最复杂的陆地边界线之一^①。这不仅赋予边境地区显著的战略、经济与文化价值,也使其生态系统面临多重脆弱性。新中国成立后,党中央高度重视边疆治理与发展。1999 年,中央民族工作会议对推进兴边富民行动、加快边境地区发展进行了部署。相关部委于 2000 年在 9 个边疆省、自治区确定了 9 个全国兴边富民行动试点县(旗、市、市辖区);2004 年扩大到 37 个;2009 年覆盖所有边境县(旗、市、市辖区)和兵团边境团场^②。兴边富民行动在促进边境地区经济社会文化发展的同时,也为其绿色发展奠定了基础。

两类文献与本文密切相关:一是关于兴边富民行动的政策效应评估^③,现有研究多为理论探讨和案例分析,对其政策效应的量化研究仍显不足;二是关于环境与经济协同演进的研究^④,尤其是以

作者简介:李森,男,中央民族大学经济学院博士研究生(北京,100081);李钢,男,中国社会科学院工业经济研究所研究员、博士生导师(北京,100006)。

基金项目:中国社会科学院实验室孵化专项资助项目“中国包容性绿色发展政策评估实验室”(项目编号:2024SYFH004)。

①参见中华人民共和国自然资源部官网:https://www.mnr.gov.cn/zt/hd/chfxc/gcdtglit_29657/gjbtzs/201608/t20160811_2130095.html,最后访问日期:2025 年 4 月 19 日。

②参见《国家民委 财政部关于继续推进兴边富民行动的意见》(民委发[2004]1 号)、《国务院办公厅关于印发兴边富民行动规划(2011—2015 年)的通知》(国办发[2011]28 号)。

③周民良、马博、刘云喜:《兴边富民政策实施效果与转型问题研究——关于呼伦贝尔市与兴安盟五旗市兴边富民政策实施的调研报告》,《民族研究》2014 年第 6 期。

④张友国:《公平、效率与绿色发展》,《求索》2018 年第 1 期。

环境库兹涅茨曲线(EKC)为框架探讨环境污染与经济增长的关系,并关注宏观政策对 EKC 形态及拐点的调节作用。近年来,随着高分辨率遥感与大数据处理技术不断成熟,卫星数据在经济学研究中的应用迅速拓展。鉴于此,本文利用卫星反演得到的生态环境指数,结合边境县域统计数据,构建双重差分模型以评估兴边富民行动对生态环境质量的影响及其作用机制。

本文的边际贡献体现在三方面:第一,在研究视角上,从以往聚焦经济与社会效应拓展至环境效应。第二,在数据与方法上,创新使用卫星反演生态环境指数,并将兴边富民行动视为准自然实验,借助双重差分法有效缓解内生性偏误。第三,在机制分析上,结合政策文本词频与经典理论,系统阐释兴边富民行动通过增强地方政府财力、优化产业结构与发展教育事业三条渠道改善生态环境质量的内在机理,进一步丰富对宏观政策与生态环境互动关系的研究。

二、理论分析

经济活动对环境的影响可从规模效应、结构效应、技术效应三个维度加以分析^①。借助这一理论框架,可以剖析兴边富民行动在不同环节可能产生的环境效应:基础设施投资扩大经济规模(规模效应),产业优化升级可调整产业结构、提升技术水平(结构效应与技术效应),从而共同作用于当地环境质量。据此,本文提出假设 H1:兴边富民行动的实施将显著提升边境地区的生态环境质量。

在明确兴边富民行动与生态环境质量之间总体关系的基础上,还需要进一步厘清其发挥作用的路径机制。为全面解析兴边富民行动的战略规划,需规避先验偏见。首先,本文利用 Python 的 Pdfplumber 库,提取了兴边富民行动规划文档的文本内容。其次,为确保文本分词的准确性与适用性,本文采用面向经济学研究的开源词典,并借助 Jieba 分词库对文本进行了分词处理。在此基础上,专门筛选并保留了具有名词属性的关键词,并对这些关键词及其出现频次进行了系统的统计分析。再次,剔除了无实际政策含义的名词,并对文档中频率排名前 50 的关键词进行了深入分析。最后,根据关键词的频率和在具体政策文本中的含义,识别并总结了三个核心政策机制:提升政府财力、促进产业优化和发展教育事业(详见表 1)。

表 1 兴边富民行动规划关键词词频统计

词频统计	规划关键词	政策机制归纳	词频汇总
54	基础设施		
33	财政部	提升政府财力	100
13	财政		
42	产业		
34	旅游	促进产业优化	93
17	科技		
40	教育		
22	培训	发展教育事业	80
18	学校		

第一,兴边富民行动通过提升地方政府财力,显著发挥了规模效应。与单纯依赖本地财政收入不同,该行动借助多元资金支持和政策倾斜,为边境地区提供了更为充足的财力保障。财政压力的缓解使地方政府在制定环保法规、强化执法及推进生态治理时有更多的积极性与更强的执行力^②。

①Grossman G. M. , A. B. Krueger, “Economic Growth and the Environment,” *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 110, no. 2(1995), pp. 353-377.

②席鹏辉、梁若冰、谢贞发:《税收分成调整、财政压力与工业污染》,《世界经济》2017 年第 10 期。

随着政策持续推进,地方财力不断增强,环境保护投入随之提升,生态环境质量因而得以改善。据此提出假说 H2a:兴边富民行动增强了地方政府财力,进而有助于提升边境地区生态环境质量。

第二,兴边富民行动通过引导产业优化升级,显著释放结构效应与技术效应。严格的项目准入与过程监管,促使边境地区的工业化与绿色标准同步推进;劳动力自农业向高效益产业的有序转移,既降低了对土地资源的过度依赖,也有效缓解了农业面源污染^①。产业升级还推动先进技术与环保设施快速普及,提高了资源利用效率并降低了排放强度,使区域环境治理能力提升持续增强^②。据此提出假说 H2b:兴边富民行动通过促进产业优化升级,进而提升边境地区生态环境质量。

第三,兴边富民行动对教育事业的重点投入同样构成提升边境地区生态环境质量的重要路径。一方面,受教育年限和教育资源普及率的显著提高,深化了公众对生态问题的认知并加速环保理念传播;另一方面,居民的环境监督与参与能力增强,为生态治理提供了坚实社会基础^③。由教育事业激发的绿色价值观与监管合力,为生态环境改善注入持续动能。据此提出假说 H2c:兴边富民行动通过发展教育事业,进而促进边境地区生态环境质量提升。

三、研究设计

(一) 识别策略

在考察兴边富民行动对生态环境质量的影响时,本文主要关注了两层差异:一是政策实施地区与非实施地区在生态环境质量上的差异;二是同一地区在政策实施前后生态环境质量的变化。基于这一双重差异性,可将兴边富民行动视为“准自然实验”,从而为采用双重差分法评估其影响提供合理依据。为验证假说 H1,构建实证模型如下:

$$RSEI_2_{it} = \alpha_0 + \theta_1 RSEI_2_{i,t-1} + \beta_1 did_{it} + \beta_2 treat_i + \beta_3 post_t + \gamma control_{it} + trend_t + \lambda_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, i 和 t 分别代表县(旗、市、市辖区)(以下统称“边境县”)^④和年份; $RSEI_2_{it}$ 表示生态环境质量; $RSEI_2_{i,t-1}$ 为一阶滞后项,用于刻画可能存在的动态惯性; did_{it} 为交互项,表示地区 i 在 t 年是否被列入兴边富民行动实施范围。具体而言, $did_{it} = treat_i \times post_t$,其中 $treat_i$ 为边境县虚拟变量,若为边境县则取值为1,否则为0; $post_t$ 为时间虚拟变量,2009年之前赋值为0,2009年及之后赋值为1。估计系数 β_1 反映的是实施兴边富民行动的净政策效应,即若实施兴边富民行动有助于提升生态环境质量,则 β_1 显著为正。 $control_{it}$ 为一组协变量向量; $trend_t$ 表示时间趋势; λ_i 和 η_t 分别表示县域和年份固定效应; ε_{it} 表示随机扰动项。该模型在县域层面聚类调整标准误。

为进一步探讨兴边富民行动会通过哪些机制影响边境地区的生态环境质量,特别是政府财力提升、产业优化升级以及教育事业发展三个方面在其中发挥的作用(即假说 H2a、H2b 和 H2c),本文构建如下机制检验模型:

$$channel_{it} = \alpha_0 + \theta_1 channel_{i,t-1} + \beta_1 did_{it} + \beta_2 treat_i + \beta_3 post_t + \gamma control_{it} + trend_t + \lambda_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

在此模型中, $channel_{it}$ 分别表示政府财力、产业优化以及教育发展,其他变量或参数的含义与模型(1)保持一致。

①唐丽霞、左婷:《中国农村污染状况调查与分析——来自全国141个村的数据》,《中国农村观察》2008年第1期。

②Ottaviano G. I. P., J. F. Thisse, “Integration, Agglomeration and the Political Economics of Factor Mobility,” *Journal of Public Economics*, vol. 83, no. 3 (2002), pp. 429–456.

③“包容性绿色增长的理论与实践研究”课题组:《西北地区碳普惠与绿色消费行为研究》,《沈阳工业大学学报(社会科学版)》2023年第5期。

④因兵团边境团场相关数据缺失,本文仅对边境县(旗、市、市辖区)进行研究。

(二) 变量选取

1. 被解释变量:生态环境质量。本文以生态环境质量作为核心解释变量,用以刻画边境地区“绿水青山”的自然状况。遥感生态指数(Remote Sensing Ecological Index, RSEI)已被广泛用于量化评估生态环境质量^①。作为基于遥感技术的综合指标,RSEI 与生态环境部发布的地面监测指数高度一致,能够快速、客观地反映特定区域的生态状况^②。然而,传统的 RSEI 在全国尺度尤其是县域层面的适用性仍受精度限制。为弥补这一不足,本文采用改进型遥感生态指数 RSEI_2 来衡量县级生态环境质量。与传统指标相比,RSEI_2 在揭示生态环境质量的空间差异与动态变化方面表现出更高的准确性和敏感度^③。其计算公式如下:

$$RSEI_2 = \frac{PC1 - PC1_{\min}}{PC1 - PC1_{\max}} \quad (3)$$

$$PC1 = PCA(NDVI, NDBSI, LST, WET, AI) \quad (4)$$

RSEI_2 不仅扩展了评估范围,覆盖更多地区,同时也综合了多个关键参数,包括公式(3)中的第一主成分(PC1)及其最值,以及公式(4)中的归一化植被指数(NDVI)、干燥度(NDBSI)、热度(LST)、湿度(WET)和土地类型覆盖丰度指数(AI)。

2. 机制变量。以“地方财政一般预算收入”衡量地方政府财力,能够较为全面地反映政府在公共服务与基础设施建设中的资金保障能力^④。在产业结构优化方面,选取“第二产业增加值占地区生产总值的比重”作为核心指标^⑤。该指标既契合边境地区处于工业化初期、资本与劳动力密集型行业快速扩张的实际,又能有效捕捉产业升级的阶段性特征。关于教育事业的发展水平,采用“普通中学专任教师数与在校生数之比”衡量,其优势在于兼顾教育投入与教育服务供给能力,对人力资本积累具有较高解释力^⑥。

3. 核心解释变量。本文将是否实施兴边富民行动的交互项作为核心自变量。在省级层面,本文聚焦于内蒙古、辽宁、吉林、黑龙江、广西、云南、西藏、甘肃和新疆边境 9 省区;在县级层面,以是否为边境县来划分处理组和控制组。具体而言,若某边境县实施了兴边富民行动,则将该地区在实施年及之后年份内的相关变量赋值为 1;若未实施,则赋值为 0。

4. 控制变量。除兴边富民行动对边境地区生态环境产生的影响外,其他县域特征可能对政策效果产生影响,因此有必要对这些因素加以控制。本文选择了一组控制变量^⑦,包括人均财政支出、

①侯孟阳、席增雷、张晓等:《国家重点生态功能区的环境质量与经济增长效应评估》,《中国人口·资源与环境》2023 年第 1 期。

②徐涵秋:《区域生态环境变化的遥感评价指数》,《中国环境科学》2013 年第 5 期。

③D. Xu, F. Yang, L. Yu, et al., “Quantization of the Coupling Mechanism Between Eco-environmental Quality and Urbanization from Multisource Remote Sensing Data,” *Journal of Cleaner Production*, vol. 321(2021), p. 128948.

④彭凌志、赵敏娟:《农村集体产权制度改革对县域经济发展的影响——来自中国 1873 个县域的证据》,《中国农村经济》2024 年第 2 期。

⑤黄志平:《国家级贫困县的设立推动了当地经济发展吗?——基于 PSM-DID 方法的实证研究》,《中国农村经济》2018 年第 5 期。

⑥张国建、佟孟华、李慧等:《扶贫改革试验区的经济增长效应及政策有效性评估》,《中国工业经济》2019 年第 8 期。

⑦王小龙、陈金皇:《省直管县改革与区域空气污染——来自卫星反演数据的实证证据》,《金融研究》2020 年第 11 期。

人口密度、人均地区生产总值、工业产值、农业现代化水平、气温、降水量及日照时数。具体而言,人均财政支出以一般公共预算支出额与县域总人口数之比表示,以反映人均公共财政资源的分配情况;人口密度通过县域总人口数与县级行政区划面积的比值衡量,以揭示土地资源的人口占用程度;人均地区生产总值以县域国内生产总值与县域总人口之比来表示,以表征经济活动的整体效率和生产力;工业产值通过县域第二产业增加值来度量,这是地区工业发展水平的核心指标;农业现代化水平以县域农业机械总动力来衡量,反映农业生产技术现代化程度;气温以县域年平均气温表示;降水量用县域平均年降水量衡量;日照时数以县域日照时数来定义^①。

(三) 数据来源

本文收集了 2004—2020 年 9 省区的全部县级行政单位数据作为研究样本。兴边富民行动的处理组样本数据,通过《中国民族统计年鉴》相关年份的记录整理汇总并匹配相应的生态环境质量数据。就被解释变量而言,改进型遥感生态指数(RSEI_2)具体包括 NDVI、NDBSI、LST、WET 和 AI 的计算,其原始数据来自 MOD09A1、MOD11A2、MCD12Q1,借助 Google Earth Engine 平台计算得到。本文所应用的 RSEI_2,由国家科技资源共享服务平台——国家地球系统科学数据中心提供。该平台的中国高分辨率生态环境质量数据集(CHEQ)以 TIFF 格式存储了相关 RSEI_2 数据。为适应实证分析的需求,本文通过 ArcGIS 工具将 TIFF 格式 RSEI_2 数据转换为 CSV 格式面板数据。就控制变量而言,财政支出、人口密度、地区生产总值、工业产值和农业现代化水平等数据从 2004 年至 2020 年各年度《中国县域统计年鉴》《中国县(市)社会经济统计年鉴》以及各县发布的《国民经济与社会发展统计公报》中获取。气候变量如气温、降水量和日照时长等数据,则源于中国气象数据网提供的中国地面气候资料年值数据集,经过反距离插值法转化为栅格数据后,利用 ArcGIS 进行数据提取。

四、实证分析

(一) 平行趋势检验

双重差分法需要满足平行趋势假定,即在实施兴边富民行动前,处理组和对照组的生态环境质量变化趋势基本一致。事件分析法不仅能够观察政策影响的动态效应与持续性,还能够进行平行趋势假定分析,从而判断出处理组和对照组之间的变化趋势是否存在显著差异。故基于事件分析方法检验平行趋势假定,并分析政策动态效应。兴边富民行动于 2009 年将试点范围和地区扩展到所有的边境县(旗、市、市辖区)和兵团边境团场,故以该年作为基准年,将模型(1)扩展为:

$$RSEI_2_{it} = \alpha_0 + \theta_1 RSEI_2_{it-1} + \sum_{t=2004}^{2020} \beta_j did_{it} + \gamma control_{it} + trend_t + \lambda_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

其中, β_j 表示在不同年份的政策效应,该系数在兴边富民行动实施之后的时间变化能够反映政策的持续性影响。针对平行趋势假定,如果兴边富民行动实施之前的 β_j 基本上不显著,则表明平行趋势假定得到满足。平行趋势的检验结果表明,在兴边富民行动实施前,试点县与非试点县在生态环境质量方面没有显著差异,从而满足了平行趋势假定。

(二) 基准回归结果

基准回归分析的结果表明(见表 2),兴边富民行动在提升边境地区生态环境质量方面具有有效性。首先,在未引入任何控制变量和固定效应的基础模型中(第一列),政策变量的估计系数为 0.001,并且在 5%的水平上显著,初步体现了该政策对生态环境质量的正向影响。其次,当将社会经济及自然环境特征等控制变量纳入模型后(第二列),政策效应的系数上升至 0.004,并在 1%的水

^①因篇幅有限,此处未展示具体结果,如需备案。下同。

平上显著,进一步表明了兴边富民行动对生态环境质量的积极改善作用。最后,在同时纳入县域固定效应与年份固定效应后(第三列),估计系数为 0.005,并在 5%的水平上依旧显著,说明即使控制了可能存在的混淆因素,该政策仍然能够显著改善边境地区的生态环境质量。整体而言,无论是否纳入控制变量与双重固定效应,兴边富民行动对边境地区生态环境质量均表现出显著的正向影响,因此无法否定研究假说 H1。

表 2 兴边富民行动对边境地区生态环境质量的影响

变量	被解释变量:生态环境质量		
	无控制,无固定	控制,无固定	控制,双固定
兴边富民行动交互项	0.001 ** (0.000)	0.004 *** (0.001)	0.005 ** (0.002)
常数项	0.005 *** (0.001)	0.026 *** (0.003)	0.471 *** (0.012)
R-square	0.466	0.169	0.405
控制变量	否	是	是
时间趋势	否	是	是
县域固定效应	否	否	是
年份固定效应	否	否	是
观测值	10409	10409	10409

注: *、** 和 *** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著,括号内为聚类标准误。以下各表同。

(三) 异质性分析

此部分从不同地理位置与经济基础两个维度,对陆地边境地区开展异质性分析,探讨兴边富民行动在不同条件下的政策效果差异。从地理位置层面,可以将陆地边境地区细分为东北边疆、西北边疆及西南边疆^①。具体而言,东北边疆涵盖黑龙江省、吉林省和辽宁省;西北边疆则包括内蒙古自治区和新疆维吾尔自治区;西南边疆则由西藏自治区、云南省和广西壮族自治区构成。此外,考虑到边境地区的经济基础差异可能对兴边富民行动的政策效果产生影响^②,进一步将样本划分为原国家级贫困县与非国家级贫困县,并进行分组回归分析。

实证结果显示,兴边富民行动对边境地区生态环境质量的提升有明显促进作用,展现了显著的地理区位和经济基础的异质性影响。在西北、西南边境地区,较高的生态多样性和丰富的资源禀赋为兴边富民行动提供了多样化的发展路径。例如,西北地区虽然干旱,但部分区域地下水、矿产等资源相对丰富;西南地区山地、丘陵广布,气候多样,生物多样性高。这些特点有利于根据当地资源与环境条件因地制宜地开展生态修复、绿色产业和旅游项目,从而实现可持续发展政策的有效落地。相较之下,东北边境地区面临严寒气候,林区和湿地生态系统较为脆弱,且局部地区经济结构相对单一,依赖传统工业或资源型产业^③。在这种条件下,兴边富民行动在引入新兴产业和生态修

①孙久文、张翱:《新时代兴边富民的实现路径与政策建议》,《中央民族大学学报(哲学社会科学版)》2020 年第 6 期。
②张丽君、赵钱、巩蓉蓉:《兴边富民行动 20 年政策实施效果评价及展望研究——基于陆地边境 140 个县域经济的调查》,《中央民族大学学报(哲学社会科学版)》2020 年第 6 期。
③陈默、王国臣:《“兴边富民”政策的经济绩效评估——基于东北三省样本数据的双重差分分析》,《延边大学学报(社会科学版)》2019 年第 5 期。

复项目时,可能受到气候、基础设施以及产业转型难度等多重因素制约,导致对当地生态环境的改善效应相对有限。进一步的分析揭示,与非国家级贫困县相比,兴边富民行动对原国家级贫困县在提升生态环境质量方面的效果更为显著。这可能是因为原国家级贫困县在兴边富民行动实施过程中获得了更多的财政支持和政策倾斜,使其能够在发展经济的同时投入更多资源用于环境保护。同时,这些地区的产业结构相对简单,转型升级的空间更大,因此通过兴边富民行动引导的绿色发展路径能够更快地展现成效。这一发现强调了兴边富民行动在不同地区促进生态环境质量提升中的政策效果差异,以及在制定政策时考虑地区特定条件的重要性。

(四) 稳健性检验

1. 安慰剂检验。本文执行了一组安慰剂检验,这些检验旨在定量评估研究结果的稳健性,并衡量其受遗漏变量和随机因素影响的程度。这些检验的实施涉及随机生成处理组以创建虚拟实验,其核心目标是基于从这些实验中获得的基准回归估计系数的概率分布来评估研究结论的稳健性。为了加强安慰剂检验的有效性,该过程进行了 500 次重复,以揭示估计系数的分布特性。这为确认兴边富民行动对边境地区生态环境质量的影响是否受到其他因素干扰提供了有力证据。实证结果显示,虚拟的双重差分项的估计系数主要集中在 0 附近,表明在模型的设定中没有严重的遗漏变量问题,从而证明了本文的核心结论具有较强的稳健性。

2. 采用 PSM-DID 识别策略。在识别兴边富民行动对边境地区生态环境质量的影响时,内生性问题主要来源于不可观测因素导致的遗漏变量偏误和可观测因素导致的自选择偏误。运用 PSM-DID 进行稳健性检验的基本思想与常用的反事实分析方法基本相同,即通过对比倾向得分相近的处理组和对照组的结果变化识别兴边富民行动的平均处理效应。在估计出倾向得分后,首先检验处理组和对照组的倾向得分取值范围有较好的共同支持性;然后采用有放回的最近邻匹配方法进行匹配,发现匹配后所有协变量均满足数据平衡。PSM-DID 的估计结果如表 3 所示,相比于基准回归结果,无论是系数大小还是显著性水平,均未发生明显变化,表明估计结果稳健。

3. 对因变量进行替换。在初步回归分析阶段,生态环境指数被作为衡量生态环境质量的因变量。鉴于环境问题的多维性和复杂性,本文引入碳排放量作为新的因变量^①。这一数据来自中国碳排放账户数据库,由国家地球物理数据中心利用 DMSP/OLS 和 NPP/VIRS 夜间灯光数据反演而得,其具有口径一致、数据连续等优势。此举意在进行更细致的稳健性检验,进而深入分析兴边富民行动对生态环境质量的影响,以确定其效果的一致性和稳定性。回归结果显示(见表 3),碳排放量的估计系数显著为负,这与初步分析的结论一致,进一步验证了本文模型的稳健性。

4. 考虑同期环境治理政策的影响。自 2006 年起,我国加大了环境治理力度,并实施了多项环保政策。因此,兴边富民行动与一些环保政策在时间序列和地理分布上有所重叠。这有可能在对环境质量影响的回归分析中存在外部干扰。鉴于此,为深入探索兴边富民行动独立于同期环境治理政策之外的效应,本文采取分样本回归来消除这种潜在的干扰。具体而言,依据《国务院关于印发全国主体功能区规划的通知》(国发〔2010〕46 号)对全国主体功能区的划分,特别是对重点生态功能区提出的更为严格的生态环境保护要求,本文从兴边富民行动样本中剔除了 167 个被指定为重点生态功能区的县级行政区,以排除这些有更严格生态环境保护要求的区域。通过这一处理过程,提高了评估兴边富民行动对生态环境质量影响分析的准确性和有效性。进行上述样本调整后的回归分析结果表明(见表 3),在剔除了重点生态功能区样本之后,兴边富民行动对提升生态环境质量的积极作用仍然显著存在。这一发现不仅进一步证实了兴边富民行动在独立提升边境地区环境质量方面的有效性,也强调了在评估环境政策效果时考虑政策间相互作用及重叠的重要性。

^①陈诗一:《能源消耗、二氧化碳排放与中国工业的可持续发展》,《经济研究》2009 年第 4 期。

表 3 兴边富民行动对生态环境质量的影响(稳健性检验)

变量	PSM-DID	替换被解释变量	剔除重点生态功能区
实施兴边富民行动	0.348 *** (0.013)	-0.877 *** (0.012)	0.333 *** (0.015)
常数项	0.501 *** (0.014)	1.048 *** (0.091)	0.534 *** (0.017)
R-square	0.436	0.948	0.455
控制变量	是	是	是
时间趋势	是	是	是
县域固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
观测值	10065	8480	7715

5. 将对照组限定为毗邻县。本文将对照组界定为与政策实施县地理位置毗邻的县域。此举基于对地理、气候以及生态条件的综合考虑,旨在最大程度缩小实施县与对照县在上述因素上的差异,进而有效控制其他潜在的、不易观察到的遗漏变量所可能带来的偏误。采用此种对照组设定方法后的回归分析结果显示,兴边富民行动对边境地区的生态环境质量具有显著的正向影响。此发现进一步强化了兴边富民行动在生态环境改善方面的有效性论证。

(五) 作用机制分析

通过前述分析发现,兴边富民行动显著改善了边境地区的生态环境质量。那么,这种积极效应背后的具体机制是什么?为验证假说 H2a、H2b 和 H2c,本文利用模型(2)估计了兴边富民行动对关键驱动因素的影响,分析结果如表 4 所示。研究表明,兴边富民行动主要通过提升政府财力、推动产业优化升级和促进教育事业发展三个途径对生态环境质量产生显著的正向影响。具体而言,表 4(1)的结果表明,兴边富民行动显著提升了地方政府的财政能力,进而增强了环境治理能力,验证了假设 H2a;表 4(2)的分析显示,该行动有效推动了产业结构优化升级,发挥了结构效应与技术效应,显著提升了生态环境质量,证实了假设 H2b;表 4(3)的结果进一步说明,兴边富民行动持续推动教育事业发展,通过提高公众环保意识、增强环境监督能力和促进个体生态治理行为,形成了协同效应,显著改善了生态环境质量,故假设 H2c 得到充分支持。

表 4 兴边富民行动对边境地区生态环境质量的影响机制

变量	转移支付 (1)	产业优化 (2)	教育事业 (3)
实施兴边富民行动	0.020 ** (0.008)	0.012 *** (0.004)	0.006 * (0.003)
常数项	1.431 *** (0.111)	0.197 *** (0.014)	0.049 *** (0.009)
R-square	0.983	0.653	0.410
控制变量	是	是	是
时间趋势	是	是	是
县域固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
观测值	8357	10390	5464

五、结语

实证结果表明,兴边富民行动显著改善了边境地区的生态环境质量;在将核心被解释变量替换为碳排放、排除重点生态功能区等潜在干扰因素后,结论依然稳健。机制检验显示,兴边富民行动主要通过三条路径发挥作用:一是增强地方政府财力,二是促进产业结构优化升级,三是推动教育事业持续发展。分区异质性分析发现,该行动在西北和西南边境地区的正向环境效应尤为突出,在东北边境地区的作用较西北、西南边境地区弱;在经济基础较弱的原国家级贫困县中,政策成效最为显著。基于研究结论,本文提出以下三点政策启示。

第一,区域分层推进与边境国际合作并行,在扩大兴边富民行动应用场景的同时确保长期可持续。鉴于兴边富民行动在边境地区经济发展与环境保护方面取得了显著成效,建议在总结经验、评估实施效果的基础上,稳步扩大政策的适用范围,以涵盖更多与边境地区相邻的区域。但在拓展过程中,要特别关注当地政府的财政可持续性 with 行政执行能力,避免政策实施和项目建设缺乏后续资金和管理支持的现象。同时,兴边富民行动大多集中在我国陆地边境线,因此进一步加强与邻国在环境保护和经济发展方面的合作十分关键。例如,探索跨境环境协同治理机制,建立长期沟通与信息共享平台,并在国际合作层面融入更多的绿色金融支持。这不仅有助于持续增强兴边富民行动的环保影响,也可对未来制定针对海上边境地区的治理方案提供借鉴经验。

第二,综合施策,兼顾外部驱动力与内生动力,强化长期教育投入以建立环境保护社会参与长效机制。在外部驱动力方面,优先完善对边境地区的财政转移支付和专项扶持政策,使其具备更强的环境治理执行能力。同时,建立多元化资金来源渠道,确保生态环境治理工作在财政上具有长期稳定性。在内生动力方面,须着力于边境地区产业结构的优化升级,通过先进技术的引入、绿色产业的培育与传统产业的清洁化改造,形成“结构效应”与“技术效应”双重引擎,提高经济发展质量与环保水平的协同度。在具体实践中,可进一步探索“生态补偿+绿色金融”政策组合,鼓励创新型绿色产业的发展,从而为持续的环境治理注入稳定动能。关键是要持续提升公众环保意识和参与意愿,将教育事业的均衡发展与环境意识和能力培养相结合,并纳入长期发展规划中。中国社会科学院包容性绿色发展跟踪调查(IGDS)2025年第2季度数据显示,边境地区受访者的环保行为与受教育程度呈正相关:小学及以下学历经常性环保出行者占47.7%,初中学历占54.7%,高中、中专或技校学历占63.6%。因此,可以考虑在不同教育阶段增设生态文明教育内容,形成对青少年及成人的分层培养机制;同时,通过社会宣传、社区参与以及志愿者活动等方式,使更多公众自发地参与到环境治理当中,逐步建立起环境保护的社会参与长效机制。

第三,因地制宜与精准施策,借助差异化策略实现经济发展与生态治理的可持续平衡。边境地区在地理条件、气候特征、资源禀赋和社会经济水平等方面差异显著,在兴边富民行动的政策规划与实施中,要充分考虑这种多样性,因地制宜设计政策工具和实施方案。一方面,对于生态环境较脆弱但开发潜力较大的地区,应构建完善的资源环境监测与评估机制,开展分区域、分产业的差别化环境管理;另一方面,对于经济落后、财政能力薄弱的县域,需提供更具针对性和可持续性的资源与技术支持,借鉴其他地区成功的扶贫与绿色发展经验,促进当地经济与环境的良性互动。尤其要重视政策落实情况的长期监测与动态评估,通过建立阶段性回顾和前瞻性评估制度,及时调整与优化政策框架,促进经济长期增长与生态环境持久改善的双赢。

(责任编辑:刘险峰;责任校对:舒隽)