

黄河流域城市层面横向生态保护补偿效应研究

张晓昱^a, 蔡晴^a, 左其亭^b, 郑鹏飞^c

(郑州大学 a.商学院; b.水利与交通学院; c.土木工程学院, 郑州 450001)

摘要:生态保护补偿对实现黄河流域生态保护和高质量发展重大国家战略具有重要意义.基于2012—2023年55个城市的面板数据,运用双重差分模型,从绿色经济发展、环境保护、水资源节约集约利用3个方面研究黄河流域城市层面横向生态保护补偿效应.结果表明,该政策具有显著的绿色经济发展效应和环境保护效应,但水资源节约集约利用效应不显著;该政策在绿色经济发展和环境保护方面,对资源型和非资源型城市、不同经济发展水平的城市存在异质性;产业结构调整对绿色经济发展和环境保护均存在显著中介效应,技术创新对环境保护存在显著中介效应,但对绿色经济发展的中介效应不显著.最后,提出继续推进黄河流域城市层面横向生态保护补偿机制建设的建议.

关键词:黄河流域;生态保护补偿;绿色全要素生产率;绿色经济发展;双重差分模型

中图分类号:F124.5;X22

文献标志码:A

文章编号:1000-2367(2026)05-0021-10

习近平总书记多次实地考察黄河流域生态保护和经济社会发展情况,强调黄河流域生态保护和高质量发展是重大国家战略.黄河流域是我国重要的生态屏障,但黄河流域资源型城市众多,产业结构高度依赖资源消耗与生态消耗,导致生态环境脆弱、水资源保障形势严峻、发展质量不高,绿色发展面临巨大压力.生态保护补偿制度作为协调经济发展与生态环境保护矛盾的关键举措,是实现区域绿色发展的重要制度保障.

在流域生态保护补偿效应评估方面,学者多基于流域生态保护补偿的经济效益和社会效益角度展开研究.如从共同富裕^[1]、经济发展^[2-3]、碳排放量^[4]、水污染强度^[5]、农民增收^[6]、流域生态福利绩效^[7]、水环境治理^[8]等视角探究流域生态保护补偿带来的经济和社会效益.多数学者认为流域生态保护补偿政策的实施能够改善环境质量、降低水污染强度、促进经济增长,推动绿色经济发展.人们在衡量全要素生产率时纳入能源消耗和污染排放,形成了绿色全要素生产率(GTFP)概念.学者们普遍使用数据包络分析法从投入、产出、非期望产出3个角度选择相关指标测度绿色全要素生产率.在绿色全要素生产率衡量方面,有学者使用超效率基于松弛值测算的模型(Super-SBM)、方向性距离函数模型(DDF)等结合Malmquist指数、Luenberger指数、Malmquist Luenberger(ML)指数、Global Malmquist Luenberger(GML)指数等有关指数测度绿色全要素生产率^[9-12].陈利等^[13]运用同时包含径向与非径向的综合函数(EBM)模型测度粤港澳大湾区绿色全要素生产率.

通过梳理相关文献发现,对于流域生态保护补偿效应评估,学者多从经济增长、绿色发展、水污染等方面进行研究,但研究生态保护补偿在绿色经济发展更细化层面的效应,如环境保护效应和水资源节约集约效应等,也有一定意义.基于此,本文从提高绿色全要素生产率的绿色经济发展效应、降低污染物排放的环境保护

收稿日期:2025-09-02; **修回日期:**2025-09-23.

基金项目:国家重点研发计划(2024YFC3211301);河南省社科联2024年度调研课题(SK1-2024-2211);郑州大学骨干教师培育计划项目(2021ZDGGJS034).

作者简介:张晓昱(1985—),女,河南商丘人,郑州大学副教授,博士,研究方向为区域经济学、统计与能源计量, E-mail: zhangxiaoyu@zzu.edu.cn.

通信作者:郑鹏飞(1983—),男,河南洛阳人,郑州大学讲师,博士,研究方向为土木水利与交通检测, E-mail: pfzhce15@zzu.edu.cn.

引用本文:张晓昱,蔡晴,左其亭,等.黄河流域城市层面横向生态保护补偿效应研究[J].河南师范大学学报(自然科学版),2026,54(5):21-30.(Zhang Xiaoyu, Cai Qing, Zuo Qiting, et al. Study on the horizontal ecological protection compensation effect at the urban level in the Yellow River Basin[J]. Journal of Henan Normal University(Natural Science Edition), 2026, 54(5): 21-30. DOI:10.16366/j.cnki.1000-2367.2025.09.02.0001.)

效应和促进水资源节约集约利用 3 个方面,探究黄河流域城市层面横向生态保护补偿的政策效应.借鉴已有研究,运用双重差分法,从绿色经济发展、环境保护、水资源节约集约利用 3 方面对黄河流域城市层面生态保护补偿进行效应评估.由于方向性距离函数(DDF)模型可以区分期望产出与非期望产出,Oh 等^[14]构造的 GML 指数在测算效率时具有可传递的特征且不存在线性规划无可行解等问题.因此,本文运用 DDF-GML 模型对绿色全要素生产率进行测度,通过 Stata 软件实现绿色全要素生产率的测算,以反映绿色经济发展^[15].

1 研究方法

1.1 绿色经济发展水平测度

假设每个生产决策单元(DMU)都有劳动(l)、资本(k)、能源(e)3 个方面的投入,以及期望产出(y) 和非期望产出(b),每种投入和产出的方向向量为 $g = \{g_l, g_k, g_e, g_y, g_b\}$. 每个生产决策单元都追求最少的投入,生产最大的期望产出和最小的非期望产出.则 DDF 模型可以表示为:

$$\begin{aligned} \vec{D}^t(l^t, k^t, e^t, b^t; g) &= \max_{\beta, \lambda} \beta, \\ \text{s. t. } \sum_{i=1}^I \lambda_i l_i^t &\leq l + \beta g_l, \sum_{i=1}^I \lambda_i k_i^t \leq k + \beta g_k, \\ \sum_{i=1}^I \lambda_i e_i^t &\leq e + \beta g_e, \sum_{i=1}^I \lambda_i y_i^t \geq y + \beta g_y, \\ \sum_{i=1}^I \lambda_i b_i^t &= b + \beta g_b, \beta \geq 0, \lambda_i^t \geq 0, i = 1, \dots, I, t = 1, \dots, T, \end{aligned}$$

其中, $\vec{D}^t(l^t, k^t, e^t, y^t, b^t; g)$ 表示第 t 期方向性距离函数,当决策单元(l, k, e, y, b) 有效时, $\vec{D}^t(l^t, k^t, e^t, y^t, b^t; g) = 0$. β 表示第 t 期期望产出最大化、非期望产出最小化的方向性距离函数值. I 表示决策单元的总数, t 表示时期, T 表示总期数, λ_i^t 为每个决策单元的权重, $\lambda_i^t \geq 0$, 表示规模报酬不变(CRS). 本文的方向向量包含期望产出和非期望产出, 即 $g_l = 0, g_k = 0, g_e = 0, g_y = y, g_b = -b$.

第 t 期到第 $t+1$ 期的 GML 指数公式为: $GML_t^{t+1} = \frac{1 + \vec{D}^G(l^t, k^t, y^t, e^t, b^t; g)}{1 + \vec{D}^G(l^{t+1}, k^{t+1}, e^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1}; g)}$, 其中, GML_t^{t+1} 表示决策单元从 t 到 $t+1$ 期的投入产出效率. $\vec{D}^G$ 表示全局方向性距离函数.

选取投入、期望产出和非期望产出变量如表 1 所示.

表 1 DDF-GML 模型相关变量
Tab. 1 DDF-GML model related variables

类别	变量	计算方法	类别	变量	计算方法
投入	劳动	各市就业人员数/万人	非期望产出	污水排放量	污水排放量/(10 ⁴ m ³)
	资本	资本存量/亿元		工业二氧化硫排放量	工业二氧化硫排放量/t
	能源	城市全社会用电量/(10 ⁸ kW · h)		排放量	
期望产出	实际 GDP	以 2000 年为基期实际生产总值/亿元		工业烟(粉)尘排放量	工业烟(粉)尘排放量/t

1.2 基准回归模型

本文分别以绿色全要素生产率 $gtfp$ 、细颗粒物年平均质量浓度 $pollution$ 和人均日生活用水量 $save$ 为被解释变量,运用双重差分模型探究建立黄河流域城市层面横向生态保护补偿机制的绿色经济发展效应、环境保护效应和水资源节约集约利用效应.基准回归模型设定如下: $y_{it} = \alpha + \beta policy_{it} + \gamma X_{it} + \mu_i + \delta_t + \epsilon_{it}$, 其中, y_{it} 为被解释变量,包括 $gtfp$ 、 $pollution$ 、 $save$; α 为常数项; $policy_{it}$ 为核心解释变量,表示地区 i 在 t 年是否为黄河流域城市层面横向生态保护补偿实施范围地区,是取值为 1,否取值为 0; X_{it} 为一系列控制变量, γ 为系数; μ_i 为个体固定效应; δ_t 为时间固定效应,考察时间趋势的影响; ϵ_{it} 为随机扰动项.

1.3 平行趋势检验模型

基于如下公式,对实验组与对照组在政策实施前是否存在显著差异进行平行趋势检验, $y_{it} = \alpha + \theta treated_i \times yrdum_t + \gamma X_{it} + \mu_i + \delta_t + \epsilon_{it}$, 其中, y_{it} 为被解释变量,包括 $gtfp$ 、 $pollution$ 、 $save$; α 为常数项; $treated_i$ 为分组虚拟变量,处理组取值为 1,控制组取值为 0; $yrdum_t$ 为时间虚拟变量,当年取值为 1,其余年

份取值为 0; X_{it} 为控制变量; μ_i 为个体固定效应; δ_t 为时间固定效应; ϵ_{it} 为随机扰动项.若系数 θ 不显著,说明处理组与控制组在政策实施前具有相同的时间趋势.

1.4 中介效应模型

为检验该政策影响地区绿色经济发展的内在机制,构建如下中介效应模型,

$$medium_{it} = \eta_0 + \theta_1 policy_{it} + \epsilon_{it},$$
$$y_{it} = \alpha_0 + \beta_1 policy_{it} + \beta_2 medium_{it} + \beta_3 X_{it} + \mu_i + \delta_t + \epsilon_{it},$$

其中, y_{it} 为被解释变量,包括 $gftp$ 、 $pollution$; $medium_{it}$ 表示中介变量,包括产业结构 $stru$ 、技术创新 inv ; $policy_{it}$ 表示地区 i 在 t 年是否为黄河流域城市层面横向生态保护补偿实施地区,是取值为 1,否取值为 0; X_{it} 为一系列控制变量; μ_i 为个体固定效应; δ_t 为时间固定效应; ϵ_{it} 为随机扰动项; α_0 、 β_1 、 β_2 、 β_3 均表示系数.

1.5 变量选取

分别以绿色全要素生产率、细颗粒物年平均质量浓度、人均日生活用水量 of 被解释变量,以河南段为例,探究黄河流域城市层面横向生态保护补偿的绿色经济发展效应、环境保护效应和水资源节约集约利用效应.各变量选取及其测量方式如表 2 所示.

表 2 变量选取及测量方式
Tab. 2 Variable selection and measurement methods

变量类型	变量名称	表示方式	测量方式
被解释变量	绿色全要素生产率	$gftp$	假设基年(2012 年)取值为 1,通过 GML 指数逐年累乘
	环境保护	$pollution$	细颗粒物年平均质量浓度/($\mu\text{g} \cdot \text{m}^{-3}$)
	水资源节约集约利用	$save$	人均日生活用水量/L
核心解释变量	政策虚拟变量	$policy$	虚拟变量,取值为 0,1,即处理变量与实验期虚拟变量的交互项
中介变量	产业结构	$stru$	$\frac{\text{地区第二产业总产值}}{\text{地区 GDP}}/\%$
	技术创新	inv	专利授权量/百件
控制变量	经济增长水平	$\ln(pgdp)$	人均 GDP 取对数/万元
	外商直接投资	fdi	实际利用外资额/亿美元
	政府干预程度	gov	$\frac{\text{节能环保财政支出}}{\text{财政总支出}}/\%$
	教育水平	edu	普通高等学校在校生人数/万人
	环境建设水平	fru	人均公园绿地面积/ m^2
	环境治理投资	er	污水处理厂座数

2 研究区概况及数据来源

2.1 研究对象及区域概况

本文以黄河流域为研究对象,选择从黄河流域城市层面探究流域生态保护补偿的政策效应.黄河流域生态环境丰富是我国重要的生态屏障,但流域生态环境脆弱、水土流失严重、泥沙关系失衡、水资源保护形势严峻.为改善流域生态环境质量,2021 年河南省相关部门出台了《河南省建立黄河流域横向生态补偿机制实施方案》,试点开展时间为 2021—2023 年.本文选择黄河流域陕西省、山西省、河南省、山东省共 55 个城市为研究对象,以河南段为例,将河南省黄河流域横向生态保护补偿范围内 10 个城市作为实验组,不在流域生态保护补偿范围的 45 个城市作为控制组,其中山东省莱芜市已于 2019 年撤市,因此剔除山东省莱芜市.对城市层面流域生态保护补偿从绿色经济发展、环境保护、水资源节约集约利用 3 方面进行效应评估.具体城市选择如附录表 S1 所示.

2.2 数据来源及计算过程

各市就业人员数、全社会用电量、工业二氧化硫排放量、工业烟(粉)尘排放量、细颗粒物年平均质量浓

度、专利授权量、实际利用外资额、普通高等学校在校生人数数据来自于 2013—2023 年《中国城市统计年鉴》和各省、市统计年鉴、统计公报.各市 GDP、第二产业占 GDP 的比重、人均 GDP、节能保护财政支出和财政总支出数据来自 2013—2023 年各省统计年鉴和各市统计公报.污水排放量、人均日生活用水量、人均公园绿地面积、污水处理厂座数数据来自于 2012—2022 年《中国城市建设统计年鉴》.对于缺失数据采用均值补齐.其中,实际 GDP 的计算方法为将各市名义 GDP 数据除以对应年份和省份以 2000 年为基期的居民消费价格指数得到实际 GDP 数据,各省居民消费价格指数来自国家统计局官网.资本存量的计算方法参考文献[16],首先将各省基期资本存量按照当年每省各城市 GDP 占比进行划分得到各市以 2000 年为基期的资本存量,将各市名义固定资产投资除以对应年份和省份以 2000 年为基期的固定资产投资价格指数得到实际固定资产投资,再使用永续盘存法计算各城市资本存量,固定资产投资价格指数来自国家统计局官网,名义固定资产投资数据来自《中国城市统计年鉴》.被解释变量绿色全要素生产率的计算为以 2012 年为基期并假设当年绿色全要素生产率为 1,通过 GML 指数中的绿色全要素生产率变化指数进行逐年累乘得到各年份各城市绿色全要素生产率.

3 计算结果及分析

3.1 基准回归计算结果

基准回归结果如表 3 所示.由列(1)可知,当被解释变量为绿色全要素生产率 $gtfp$ 时,核心解释变量 $policy$ 的估计系数为 0.190 8,系数为正且显著,表明黄河流域河南段横向生态保护补偿,能显著提高地区的绿色全要素生产率促进绿色经济发展.由列(2)可知,当在回归模型中加入一系列控制变量并控制个体和时点固定效应后,核心解释变量 $policy$ 的系数为 0.043 4,系数为正且仍然显著,表明黄河流域河南段横向生态保护补偿有利于地区绿色全要素生产率的提高,具有绿色经济发展效应,因此,可以认为黄河流域河南段横向生态保护补偿能够显著提高绿色全要素生产率进而促进经济绿色发展.此外,列(2)显示,经济增长 $\ln(pgdp)$ 、外商直接投资 fdi 、教育水平 edu 的系数估计值分别为 0.341 5、0.001 9、0.003 5 且分别在 1%、5%和 1%的显著性水平上显著,表明经济增长、外商直接投资、教育水平对绿色全要素生产率有显著的正向影响.由表 3 列(3)、(4)可知,当被解释变量为细颗粒物年平均质量浓度 $pollution$ 时,核心解释变量 $policy$ 的系数分别为-3.718 3,-5.465 7,均为负值且显著,表明黄河流域河南段横向生态保护补偿对细颗粒物年平均质量浓度有显著的降低作用,说明该政策能显著改善处理组城市环境质量水平,促进环境保护,具有环境保护效应.此外,列(4)还显示出,外商直接投资 fdi 和政府干预程度 gov 的系数估计值分别为-0.128 0 和-0.792 7 且均在 1%的水平上显著,表明外商直接投资、政府干预程度同样能够显著降低细颗粒物年平均质量浓度 $pollution$,对环境保护产生正向影响.由表 3 列(5)可知,当被解释变量为人均日生活用水量 $save$ 时,核心解释变量 $policy$ 的系数估计值为正值且显著,由列(6)可知,当在模型中引入一系列控制变量并控制个体和时点固定效应后,核心解释变量的系数为负值但并不显著.此外,列(6)显示,经济增长 $\ln(pgdp)$ 、政府干预程度 gov 、环境建设水平 fru 的系数估计值为正且显著,表明经济增长、政府干预程度和环境建设水平能显著增加人均日生活用水量 $save$.但环境治理投资 er 的系数估计值为-1.324 1 且在 1%的显著性水平上显著,表明环境治理投资的增加能显著降低人均日生活用水量 $save$,正向影响水资源节约集约利用.结合列(5)、(6)分析可知黄河流域河南段横向生态保护补偿未能显著降低城市人均日生活用水量 $save$.张茂鑫等^[17]认为资源节约集约利用水平受制于社会经济发展阶段和技术能力,呈现出动态性、区域性与阶段性的差异.随着发展水平的提高,人们对资源环境的需求从生存保障逐步转向物质丰富、经济收益、精神文明及生态宜居等更高层次.另一方面,技术水平的提高可以促进资源的节约集约利用.因此,黄河流域横向生态保护补偿机制的主要作用更可能体现在提升绿色全要素生产率、推动区域绿色经济发展及改善环境质量方面.虽然对水资源节约集约利用显示出正向效应并不显著,但可能只是暂时的.随着经济社会的不断发展和绿色技术水平的不断提高,人们对水资源节约集约利用的管理意识和思想意识会不断增强,该机制的节约集约效应未来将日益显著.

因此,以河南省为例,黄河流域城市层面横向生态保护补偿能显著提高绿色全要素生产率和环境保护水

平促进地区绿色经济发展,但在研究期样本数据条件下显示出不显著的水资源节约集约效应。

表 3 基准回归结果
Tab. 3 Baseline regression results

变量	被解释变量: <i>gtfp</i>		被解释变量: <i>pollution</i>		被解释变量: <i>save</i>	
	(1)未加控制变量	(2)加入控制变量	(3)未加控制变量	(4)加入控制变量	(5)未加控制变量	(6)加入控制变量
<i>policy</i>	0.190 8*** (0.026 8)	0.043 4** (0.019 2)	−3.718 3*** (0.809 4)	−5.465 7*** (1.531 0)	12.146 1** (5.621 8)	−0.658 7(5.316 9)
$\ln(pgd p)$		0.341 5*** (0.035 9)		1.781 1(1.493 6)		16.662 2* (7.321 1)
<i>fdi</i>		0.001 9** (0.000 7)		−0.128 0*** (0.028 9)		−0.295 0(0.194 9)
<i>gov</i>		−0.002 1(0.003 9)		−0.792 7*** (0.262 6)		1.381 7* (0.750 6)
<i>edu</i>		0.003 5*** (0.000 9)		0.030 2(0.054 1)		−0.061 1(0.193 8)
<i>fru</i>		0.002 8(0.001 9)		0.058 7(0.111 8)		3.183 4*** (0.618 5)
<i>er</i>		−0.001 7(0.001 1)		−0.032 4(0.056 8)		−1.324 1*** (0.328 8)
<i>_cons</i>	0.990 2*** (0.007 2)	0.352 4*** (0.064 0)	51.368 3*** (0.557 4)	50.944 6*** (2.737 2)	128.985 9*** (1.237 6)	60.055 2*** (14.712 5)
μ_i	NO	YES	NO	YES	NO	YES
δ_t	NO	YES	NO	YES	NO	YES
<i>N</i>	660	660	660	660	660	660
<i>R</i> ²	0.047 5	0.789 2	0.003 2	0.882 4	0.006 6	0.622 4
adj. <i>R</i> ²	0.046 0	0.763 4	0.001 7	0.867 9	0.005 1	0.576 1

注:括号内为标准误差;* $p<0.1$,** $p<0.05$,*** $p<0.01$,下表同。

3.2 稳健性检验计算结果

3.2.1 平行趋势检验

平行趋势检验模型中系数的估计值及置信区间如图 1 所示.结果表明,在政策推行之前,绿色经济发展效应、环境保护效应、水资源节约集约效应的交互项系数置信区间均包含零,即系数均不显著,表明满足平行趋势假设。

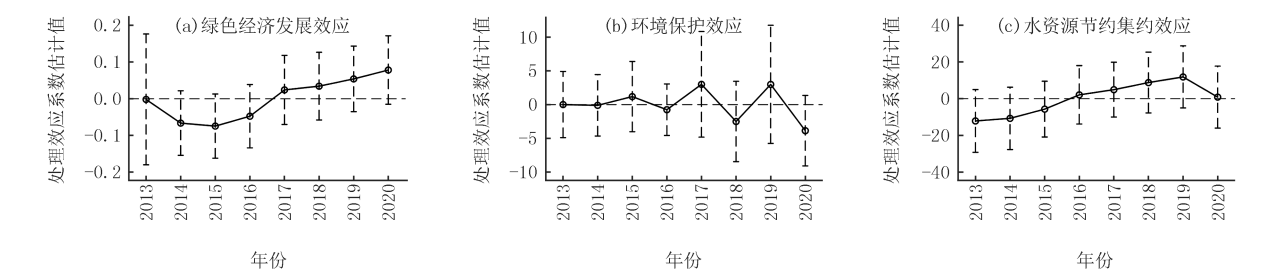


图1 平行趋势检验
Fig.1 Parallel trend test

3.2.2 PSM-DID 检验

一方面,河南省建立黄河流域横向生态保护补偿的目标对象是河南省境内黄河一级支流所在地区,地区选择具有非随机性,可能产生反向因果;另一方面,处理组和控制组之间可能存在较大差异,进而使得模型估计结果产生偏误.因此,选择倾向得分匹配方法(PSM-DID)对基准回归结果进行稳健性检验.使用经济增长水平、外商直接投资、政府干预程度、教育水平、环境建设水平、环境治理投资作为协变量,对处理组城市进行倾向得分匹配。

倾向得分的匹配结果表明所有协变量均对处理变量有显著影响,且解释能力较强,表明所选数据集可以进行倾向得分匹配.因此,本文分别采用卡尺匹配($\epsilon=0.048\ 0$)、核匹配(二次核)两种方式对倾向得分进行匹配,并分别进行PSM-DID分析.PSM-DID回归结果如表4所示,结果显示,当被解释变量为绿色全要素生产率 *gtfp* 和细颗粒物年平均质量浓度 *pollution*、人均日生活用水量 *save* 时,卡尺匹配($\epsilon=0.048\ 0$)、核匹配(二次核)对核心解释变量 *policy* 的估计结果与前文双重差分模型的估计结果符号及显著性均相同,证明了

前文双重差分模型回归结果的稳健性.

表 4 PSM-DID 回归结果
Tab. 4 PSM-DID regression results

变量	卡尺匹配($\epsilon=0.048\ 0$)			核匹配(二次核)		
	被解释变量: <i>gtfp</i>	被解释变量: <i>pollution</i>	被解释变量: <i>save</i>	被解释变量: <i>gtfp</i>	被解释变量: <i>pollution</i>	被解释变量: <i>save</i>
<i>policy</i>	0.054 1** (0.021 7)	-5.778 6*** (2.232 7)	-6.744 4(8.320 8)	0.051 7** (0.022 1)	-5.779 0*** (2.227 5)	-6.859 7(8.286 6)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
μ_i	YES	YES	YES	YES	YES	YES
δ_t	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>N</i>	559	559	559	559	559	559
R^2	0.840 8	0.811 8	0.720 6	0.837 1	0.811 9	0.719 7
adj. R^2	0.818 3	0.785 2	0.681 1	0.814 2	0.785 4	0.680 1

3.2.3 安慰剂检验

从样本中随机选择政策实施年份和参与该政策的各城市,进一步检验基准回归中估计系数的稳健性.在全样本中随机抽取处理组进行安慰剂检验,重复 500 次,并进行基准回归.图 2 显示了进行 500 次抽样后,处理组在绿色经济发展效应、环境保护效应、水资源节约集约利用效应回归中核心解释变量估计系数的概率密度分布.可以发现,系数估计值均集中在零点附近,表明前文基准回归结果并未受到遗漏变量偏误等的干扰,基准回归结果依然稳健.

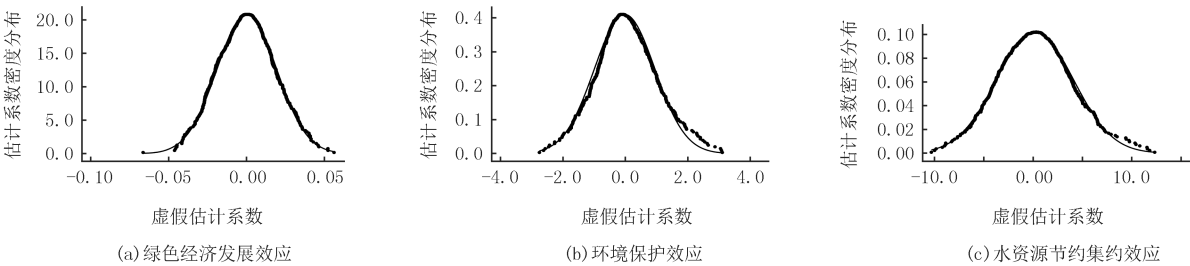


图2 安慰剂检验
Fig.2 Placebo test

3.3 异质性分析

3.3.1 资源型城市与非资源型城市

资源型城市在发展中会面临资源枯竭和可持续发展问题,对地区绿色经济发展水平等产生巨大影响.为探究是否属于资源型城市的异质性影响,将全样本分为资源型城市和非资源型 2 个子样本,具体划分见附录表 S2.

为探究资源型城市与非资源型城市对黄河流域河南段横向生态保护补偿的异质性影响,对资源型城市和非资源型城市 2 个子样本分别进行前文基准回归,回归结果如表 5 所示.

由表 5 列(1)可知,资源型城市核心解释变量 *policy* 的系数估计值为 0.102 7,系数为正且显著,表明黄河流域河南段横向生态保护补偿对资源型城市的绿色全要素生产率具有显著提升作用,并促进资源型城市绿色经济发展.由列(2)可知,非资源型城市核心解释变量 *policy* 的系数估计值为 0.005 3,为正值但并不显著,表明黄河流域河南段横向生态保护补偿对非资源型城市绿色全要素生产率的提高没有显著作用,原因是非资源型城市的发展对不可持续的自然资源依赖程度较低,可持续发展能力相对高于资源型城市,因而政策效应有限,显示出不显著的政策效应估计系数.由列(3)可知,资源型城市核心解释变量 *policy* 的系数估计值为-2.335 1 且不显著,表明黄河流域河南段横向生态保护补偿政策对资源型城市的环境保护效应的正向作用不显著,原因是资源型城市长期以来对自然资源的依赖程度较高,经济发展方式相对粗放,产业绿色转型升级进程相对较慢,因而政策的促进作用有限.由列(4)可知,非资源型城市核心解释变量 *policy* 的系数估计值为-8.689 3,系数为负且显著,表明黄河流域河南段横向生态保护补偿能显著降低非资源型城市的细颗粒物年平均质量浓度 *pollution*.由列(5)、(6)可知,无论是资源型城市还是非资源型城市,黄河流域河

南段横向生态保护补偿均对人均日生活用水量 *save* 没有显著的影响。

综上所述,在绿色经济发展和环境保护方面,政策效应在资源型城市与非资源型城市存在异质性,但在水资源节约集约利用方面,政策效应在资源型城市与非资源型城市不存在异质性。

表 5 资源型与非资源型城市异质性分析

变量	被解释变量: <i>gtfp</i>		被解释变量: <i>pollution</i>		被解释变量: <i>save</i>	
	(1)资源型	(2)非资源型	(3)资源型	(4)非资源型	(5)资源型	(6)非资源型
<i>policy</i>	0.102 7*** (0.027 9)	0.005 3(0.030 4)	−2.335 1(1.427 8)	−8.689 3*** (2.463 3)	7.338 3(7.885 1)	−3.864 9(7.503 8)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
μ_i	YES	YES	YES	YES	YES	YES
δ_t	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>N</i>	312	348	312	348	312	348
<i>R</i> ²	0.786 3	0.802 4	0.856 3	0.923 1	0.651 1	0.586 8
adj. <i>R</i> ²	0.752 0	0.772 1	0.833 2	0.911 4	0.595 1	0.523 7

3.3.2 高经济发展水平城市与低经济发展水平城市

经济社会发展阶段的不同会影响人们对可持续发展理念的认识水平,进而影响经济绿色发展水平.为考察经济发展水平高低对政策效应的异质性影响,按 2012—2023 年各城市人均 GDP 的平均值大小,将全样本划分为经济发展水平高的城市与经济发展水平低的城市.具体划分见附录表 S3.

为探究政策效应在经济发展水平不同地区的异质性影响,将全样本分为高经济发展水平和低经济发展水平 2 个子样本,并分别进行前文基准回归,基准回归结果如表 6 所示.由表 6 列(1)可知,高经济发展水平城市核心解释变量 *policy* 的系数估计值为−0.008 9 且不显著,表明黄河流域河南段横向生态保护补偿对经济发展水平较高地区的绿色全要素生产率没有显著提高作用.由列(2)可知,低经济发展水平城市核心解释变量 *policy* 的系数估计值为 0.127 0,系数为正且显著,表明在低经济发展水平城市,黄河流域河南段横向生态保护补偿对绿色全要素生产率提升具有显著促进作用.由列(3)可知,高经济发展水平城市核心解释变量 *policy* 的系数估计值为−3.521 4,系数为负且显著,表明黄河流域河南段横向生态保护补偿能显著降低高经济发展水平城市细颗粒物年平均质量浓度 *pollution*.由列(4)可知,低经济发展水平城市核心解释变量 *policy* 的系数估计值为−6.555 0,系数为负且显著,表明黄河流域河南段横向生态保护补偿对低经济发展水平城市细颗粒物年平均质量浓度 *pollution* 影响显著.综合(3)、(4)两列可知,黄河流域河南段横向生态保护补偿对低经济发展水平城市影响更大.由列(5)、(6)可知,无论是高经济发展水平城市还是低经济发展水平城市,核心解释变量 *policy* 的系数估计值均不显著,表明黄河流域河南段横向生态保护补偿对人均日生活用水量 *save* 没有显著影响。

综上所述,在绿色经济发展和环境保护方面,政策效应在高经济发展水平城市和低经济发展水平城市具有异质性,但在水资源节约集约利用方面,政策效应在高经济发展水平城市和低经济发展水平城市不存在异质性。

表 6 高经济发展水平与低经济发展水平城市异质性分析

变量	被解释变量: <i>gtfp</i>		被解释变量: <i>pollution</i>		被解释变量: <i>save</i>	
	(1)高	(2)低	(3)高	(4)低	(5)高	(6)低
<i>policy</i>	−0.008 9(0.026 8)	0.127 0*** (0.022 6)	−3.521 4*** (0.979 0)	−6.555 0* (3.455 3)	−1.299 6(6.131 2)	0.843 1(7.828 7)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
μ_i	YES	YES	YES	YES	YES	YES
δ_t	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>N</i>	324	336	324	336	324	336
<i>R</i> ²	0.785 8	0.825 1	0.935 2	0.857 3	0.573 3	0.716 5
adj. <i>R</i> ²	0.752 0	0.797 9	0.925 0	0.835 2	0.506 0	0.672 5

3.4 机制分析

生态保护补偿政策的实施能够促进相关部门加强对生态环境的监督和治理,一方面,约束企业污染排放行为,淘汰落后产能,优化产业结构发展绿色新兴产业;另一方面,激励企业进行绿色转型升级,开展技术创新,提高企业清洁化水平.因此,生态保护补偿政策的实施可能通过产业结构、技术创新对绿色经济发展产生影响.

由前文分析可知,该政策对绿色全要素生产率 $gtfp$ 和细颗粒物年平均质量浓度 $pollution$ 具有显著影响,但对人均日生活用水量 $save$ 没有显著影响,因而只需对绿色全要素生产率 $gtfp$ 和细颗粒物年平均质量浓度 $pollution$ 进行机制分析.

3.4.1 产业结构

机制分析回归结果如表 7 所示,由列(1)可知,核心解释变量 $policy$ 对产业结构 $stru$ 具有显著影响,能显著降低第二产业占比促进产业结构升级.列(2)、(3)的回归结果表明产业结构 $stru$ 对绿色全要素生产率 $gtfp$ 没有显著影响,但对细颗粒物年平均质量浓度 $pollution$ 有显著影响,表明产业结构对环境保护具有部分中介效应.进一步,对产业结构 $stru$ 的中介效应进行 Sobel 检验,被解释变量 $gtfp$ 、 $pollution$ 对应的 Sobel 检验的 P 值分别为 0.060 0、0.058 0,进一步说明产业结构 $stru$ 对绿色全要素生产率 $gtfp$ 和细颗粒物年平均质量浓度 $pollution$ 具有显著中介效应.因此,黄河流域河南段横向生态保护补偿可以通过调整产业结构对绿色全要素生产率的提高和环境保护产生显著的正向影响.

3.4.2 技术创新

由表 7 列(4)可知,核心解释变量 $policy$ 对技术创新 inv 具有显著的正向影响.列(5)、(6)的回归结果表明技术创新对绿色全要素生产率 $gtfp$ 没有显著影响,但对细颗粒物年平均质量浓度 $pollution$ 有显著影响.进一步进行 Sobel 检验,被解释变量 $gtfp$ 、 $pollution$ 对应的 Sobel 检验的 P 值分别为 0.111 0、0.080 0,表明技术创新对细颗粒物年平均质量浓度 $pollution$ 存在部分中介效应但对绿色全要素生产率 $gtfp$ 不存在中介效应.龚新蜀等^[18]研究表明,数字经济对重污染企业绿色生产的推动作用,仅体现在绿色发明专利申请量的增加上.这表明“生态保护补偿-技术创新-绿色全要素生产率”传导路径的有效性高度依赖高质量、实质性发明专利的产生.但前文在分析黄河流域河南段横向生态保护补偿时,所采用的技术创新指标同时包含了发明专利和实用新型专利.由于实用新型专利可能无法有效代表实质性的技术突破,导致该传导路径的中介效应不显著性.因此,黄河流域河南段横向生态保护补偿可以通过技术创新降低细颗粒物年平均质量浓度,进而促进地区环境保护.

表 7 机制分析回归结果
Tab. 7 Regression results of mechanism analysis

变量	中介变量:产业结构 $stru$			中介变量:技术创新 inv		
	(1)被解释变量: $stru$	(2)被解释变量: $gtfp$	(3)被解释变量: $pollution$	(4)被解释变量: inv	(5)被解释变量: $gtfp$	(6)被解释变量: $pollution$
$policy$	-3.827 2*** (1.403 6)	0.036 9** (0.018 6)	-6.344 3*** (1.538 8)	52.788 4* (29.943 3)	0.043 1** (0.019 3)	-5.306 7*** (1.564 1)
$stru$		-0.001 6(0.001 2)	-0.218 9*** (0.056 7)			
inv					-0.000 0(0.000 1)	0.006 3* (0.003 6)
控制变量	NO	YES	YES	NO	YES	YES
μ_i	NO	YES	YES	NO	YES	YES
δ_i	NO	YES	YES	NO	YES	YES
N	660	660	660	660	660	660
R^2	0.007 2	0.789 8	0.884 3	0.011 0	0.789 2	0.882 6
adj. R^2	0.005 7	0.763 6	0.869 9	0.009 5	0.763 0	0.868 0
Sobel 检验		0.007 2	-0.609 8		0.009 3	-1.218 3
Sobel 检验 P 值		0.060 0	0.058 0		0.111 0	0.080 0

4 结论及建议

4.1 结论

本文以黄河流域河南段横向生态保护补偿的实施为准自然实验,基于 2012—2023 年 55 个城市的面板数据,分别将绿色全要素生产率、细颗粒物年平均质量浓度、人均日生活用水量作为被解释变量,采用双重差分模型定量研究黄河流域城市层面横向生态保护补偿的绿色经济发展效应、环境保护效应和水资源节约集约利用效应.研究结论为:1)以河南省为例,黄河流域城市层面横向生态保护补偿能提高绿色全要素生产率和降低细颗粒物年平均质量浓度,即具有促进地区绿色经济发展效应和环境保护效应,但对降低人均日生活用水量没有显著影响,水资源节约集约利用效应不显著.2)异质性分析表明,在绿色经济发展和环境保护方面,黄河流域河南段横向生态保护补偿对资源型和非资源型城市以及经济发展水平不同的城市的政策效应具有异质性,但在水资源节约集约利用方面,该政策没有显著异质性.3)机制分析表明,黄河流域河南段横向生态保护补偿能够通过产业结构调整,显著提升绿色全要素生产率并显著降低细颗粒物年平均质量浓度,对绿色经济发展和环境保护有显著的中介效应.技术创新对环境保护均具有显著的中介效应,但对绿色经济发展没有显著中介效应.

4.2 建议

1)继续推进黄河流域城市层面横向生态保护补偿建设,为乡村振兴战略注入活力.对于农村地区而言,其最大优势是丰富的自然资源,通过释放生态红利变生态优势为经济优势,有助于缩小城乡差距,助力实施乡村振兴战略.2)发展绿色新兴产业,提高绿色经济发展水平.绿色新兴产业的发展,一方面能够适应经济发展新趋势形成新的主导产业,促进产业结构的绿色转型升级;另一方面,绿色产业相比于传统高能耗产业具有更大的发展潜力和优势,推动绿色经济发展.黄河流域资源型城市应抓住生态保护补偿政策机遇,大力发展绿色产业形成产业竞争新优势,推动经济绿色转型.3)加强高质量绿色技术创新的发展和实践,推动经济高质量发展.技术创新尤其是高质量实用性的绿色技术创新能在一定程度上促进地区绿色经济发展.绿色技术创新可以通过生产方式绿色化、促进产业结构清洁化和引领市场需求来推动经济高质量发展.因此,政府应鼓励企业进行绿色技术创新以推动企业绿色化转型升级,提高地区绿色经济发展水平.

附录见电子版(DOI:10.16366/j.cnki.1000-2367.2025.09.02.0001).

参 考 文 献

[1] 张兵兵,王圆,申广军.流域横向生态保护补偿与共同富裕[J].世界经济,2024,47(4):129-153.
Zhang B B,Wang Y,Shen G J.Basin horizontal ecological protection compensation and common prosperity[J].The Journal of World Economy,2024,47(4):129-153.

[2] 杨秋月,阳镇,陈劲.生态补偿能否促进绿色经济发展:基于新安江流域横向生态补偿试点的证据[J].科学与科学技术管理,2024,45(10):3-20.
Yang Q Y,Yang Z,Chen J.Can eco-compensation promote green economic development evidence from Xin'an River Basin horizontal eco-compensation pilot[J].Science of Science and Management of S & T,2024,45(10):3-20.

[3] Li H L,Wen Z M,Wan Y M,et al.How does the horizontal watershed ecological compensation mechanism effect regional economy-a county level empirical study on Xin'an River basin,China[J].Ecological Indicators,2024,166:112506.

[4] Yang Q Y,Yang Z,Chen Y M.The impact of trans-provincial watershed eco-compensation policy on carbon emissions:Evidence from China[J].Economic Analysis and Policy,2024,82:784-802.

[5] 任以胜,龙一鸣,陆林.流域生态补偿政策对受偿地区水污染强度的影响:以新安江流域为例[J].经济地理,2023,43(11):181-189.
Ren Y S,Long Y M,Lu L.Impact of watershed eco-compensation policy on water pollution intensity in the compensated area;a case study of the Xin'an River Basin[J].Economic Geography,2023,43(11):181-189.

[6] 卢文秀,吴方卫.生态补偿能够促进农民增收吗:基于 2008—2019 年新安江流域试点的经验数据[J].农业技术经济,2023(11):4-18.
Lu W X,Wu F W.Can ecological compensation increase farmers' income;a case based on the ecological compensation of Xin'an River Basin [J].Journal of Agrotechnical Economics,2023(11):4-18.

[7] 朱臻,唐磊,宁可.钱塘江流域生态保护政策演进下的生态福利绩效水平及收敛性[J].中国人口·资源与环境,2022,32(11):198-207.
Zhu Z,Tang L,Ning K.Ecological welfare performance and its convergence under the evolution of Qiantang River Basin ecological protection policies[J].China Population,Resources and Environment,2022,32(11):198-207.

[8] 马军旗,乐章.黄河流域生态补偿的水环境治理效应:基于双重差分方法的检验[J].资源科学,2021,43(11):2277-2288.
Ma J Q,Le Z.Effects of ecological compensation on water environment governance in the Yellow River Basin;a test based on difference-in-difference method[J].Resources Science,2021,43(11):2277-2288.

[9] 王腾飞,马仁锋.城际专利联系网络对绿色全要素生产率的影响及其溢出效应[J].经济地理,2024,44(9):37-45.
Wang T F,Ma R F.The impact of intercity patent network on green total factor productivity and its spillover effect[J].Economic Geography,2024,44(9):37-45.

[10] 邝劲松,杨坤宇,石校菲,等.省域人工智能发展对绿色全要素生产率的空间效应[J].经济地理,2024,44(7):144-154.
Kuang J S,Yang K Y,Shi X F,et al.Spatial effect of provincial artificial intelligence development on green total factor productivity[J].Economic Geography,2024,44(7):144-154.

[11] Yu R Q,Luo Z Y.Evaluation of regional comprehensive development efficiency under low-carbon policy:based on optimized DDF-GML combined with unsupervised clustering method[J].Scientific Reports,2024,14:16217.

[12] 杜建国,李波,杨慧.人口老龄化下农业人力资本对农业绿色全要素生产率的影响[J].中国人口·资源与环境,2023,33(9):215-228.
Du J G,Li B,Yang H.Impact of agricultural human capital on agricultural green total factor productivity under population aging[J].China Population,Resources and Environment,2023,33(9):215-228.

[13] 陈利,陈帅,张婷.粤港澳大湾区绿色全要素生产率演进及其收敛性[J].经济问题探索,2024(11):78-95.
Chen L,Chen S,Zhang T.Green total factor productivity evolutionary characteristics and its convergence in the Guangdong-Hong Kong-Macao greater bay area[J].Inquiry into Economic Issues,2024(11):78-95.

[14] Oh D H,Heshmati A.A sequential Malmquist-Luenberger productivity index:Environmentally sensitive productivity growth considering the progressive nature of technology[J].Energy Economics,2010,32(6):1345-1355.

[15] Wang D P,Du K R,Zhang N.Measuring technical efficiency and total factor productivity change with undesirable outputs in Stata[J].The Stata Journal:Promoting Communications on Statistics and Stata,2022,22(1):103-124.

[16] 张军,吴桂英,张吉鹏.中国省际物质资本存量估算:1952—2000[J].经济研究,2004,39(10):35-44.
Zhang J,Wu G Y,Zhang J P.The Estimation of China's provincial capital stock:1952—2000[J].Economic Research Journal,2004,39(10):35-44.

[17] 张茂鑫,吴次芳,李光宇,等.资源环境承载力评价的再认识:资源节约集约利用的视角[J].中国土地科学,2020,34(8):98-106.
Zhang M X,Wu C F,Li G Y,et al.Re-recognition of resource and environmental carrying capacity evaluation:from the perspective of resource conservation and intensive utilization[J].China Land Science,2020,34(8):98-106.

[18] 龚新蜀,杜江.数字经济、绿色创新与企业绿色全要素生产率[J].统计与决策,2024,40(2):35-40.
Gong X S,Du J.Digital economy,green innovation and green total factor productivity of enterprises[J].Statistics & Decision,2024,40(2):35-40.

Study on the horizontal ecological protection compensation effect at the urban level in the Yellow River Basin

Zhang Xiaoyu^a, Cai Qing^a, Zuo Qiting^b, Zheng Pengfei^c

(a. Business School; b. School of Water Conservancy and Transportation;
c. School of Civil Engineering, Zhengzhou University, Zhengzhou 450001, China)

Abstract: Ecological protection compensation is of great significance for realizing the major national strategy of ecological protection and high-quality development in the Yellow River Basin. Based on the panel data of 55 cities from 2012 to 2023, this paper uses the difference-in-differences model to study the horizontal ecological protection compensation effect at the urban level in the Yellow River Basin from three aspects: green economic development, environmental protection, and the conservation and intensive utilization of water resources. The results show that this policy has significant effects on green economic development and environmental protection, but the effects on the conservation and intensive utilization of water resources are not significant. This policy shows heterogeneity in terms of green economic development and environmental protection for resource-based and non-resource-based cities, as well as cities at different levels of economic development. Industrial structure adjustment has a significant mediating effect on both green economic development and environmental protection. Technological innovation has a significant mediating effect on environmental protection, but its mediating effect on green economic development is not significant. Finally, suggestions for continuing to promote the construction of the horizontal ecological protection compensation mechanism at the urban level in the Yellow River Basin are put forward.

Keywords: the Yellow River Basin; ecological protection compensation; green total factor productivity; green economic development; difference-in-difference model

[责任编辑 赵晓华 刘洋]

附 录

表 S1 研究城市选择
Tab. S1 Selection of studying cities

类型	城市名称
实验组	郑州、开封、洛阳、安阳、鹤壁、新乡、焦作、濮阳、三门峡、济源
控制组	平顶山、许昌、漯河、南阳、商丘、信阳、周口、驻马店、济南、青岛、淄博、枣庄、东营、烟台、潍坊、济宁、泰安、威海、日照、临沂、德州、聊城、滨州、菏泽、西安、铜川、宝鸡、咸阳、渭南、延安、汉中、榆林、安康、商洛、太原、大同、阳泉、长治、晋城、朔州、晋中、运城、忻州、临汾、吕梁

表 S2 资源型城市与非资源型城市
Tab. S2 Resource-based cities and non-resource-based cities

类型	城市名称
资源型	洛阳、鹤壁、焦作、濮阳、三门峡、平顶山、淄博、东营、济宁、泰安、铜川、宝鸡、咸阳、渭南、延安、榆林、大同、阳泉、长治、晋城、朔州、晋中、运城、忻州、临汾、吕梁
非资源型	郑州、开封、安阳、新乡、许昌、漯河、南阳、商丘、信阳、周口、驻马店、济源、济南、青岛、枣庄、烟台、潍坊、威海、日照、临沂、德州、聊城、滨州、菏泽、西安、汉中、安康、商洛、太原

表 S3 高经济发展水平城市与低经济发展水平城市
Tab. S3 Cities with high economic development level and cities with low economic development level

类型	城市名称
高经济发展水平	郑州、洛阳、鹤壁、焦作、三门峡、济源、许昌、济南、青岛、淄博、东营、烟台、潍坊、济宁、泰安、威海、日照、德州、滨州、西安、宝鸡、延安、榆林、太原、阳泉、晋城、朔州
低经济发展水平	开封、安阳、新乡、濮阳、平顶山、漯河、南阳、商丘、信阳、周口、驻马店、枣庄、临沂、聊城、菏泽、铜川、咸阳、渭南、汉中、安康、商洛、大同、长治、晋中、运城、忻州、临汾、吕梁