

生态补偿政策对产业结构升级的影响

——基于多期DID方法

区鸿景¹, 李雄英², 周君佐³

¹广东财经大学金融学院, 广东 广州

²广东财经大学统计与数据科学学院, 广东 广州

³广东财经大学教务处, 广东 广州

收稿日期: 2025年9月3日; 录用日期: 2025年9月22日; 发布日期: 2025年11月7日

摘要

通过生态补偿政策优化产业结构是解决生态与经济问题的重要措施。目前现有的文献主要集中在对于生态补偿的定性研究上, 缺乏定量的研究。因此, 为了实现经济与社会的可持续发展, 有必要对生态补偿的经济效应进行进一步探究。本文选取10个流域2000~2021的年度面板数据, 构建双重差分模型, 加入科技创新与资源依赖度两个中介变量, 探究生态补偿政策对产业结构升级的影响。研究的结果表明: 生态补偿政策的实施, 提高了产业科技的创新能力, 减少了对资源的依赖度, 促进了产业结构的合理化与高级化。并且进行了异质性分析, 表明生态补偿政策的地区化差异。最后, 本文为产业升级, 生态补偿以及相关政策的调整提供了政策建议。

关键词

生态补偿, 产业结构升级, DID

The Impact of Ecological Compensation Policy on Industrial Structure Upgrading

—Based on the Multi-Period DID Method

Hongjing Ou¹, Xiongying Li², Junzuo Zhou³

¹School of Finance, Guangdong University of Finance and Economics, Guangzhou Guangdong

²School of Statistics and Data Science, Guangdong University of Finance and Economics, Guangzhou Guangdong

³Academic Affairs Office, Guangdong University of Finance and Economics, Guangzhou Guangdong

Received: September 3, 2025; accepted: September 22, 2025; published: November 7, 2025

Abstract

Optimizing the industrial structure through ecological compensation policies is an important measure to solve ecological and economic problems. The existing literature currently focuses on qualitative research on ecological compensation, and lacks quantitative research. Therefore, in order to achieve sustainable economic and social development, it is necessary to further explore the economic effects of ecological compensation. This paper selects annual panel data from 10 river basins from 2000 to 2021, constructs a double difference model, and adds two mediating variables, scientific and technological innovation and resource dependence, to explore the impact of ecological compensation policies on industrial structure upgrading. The results of the study show that the implementation of the ecological compensation policy has improved the innovation ability of industrial science and technology, reduced dependence on resources, and promoted the rationalization and upgrading of the industrial structure. A heterogeneity analysis was also conducted, which showed regional differences in ecological compensation policies. Finally, this paper provides policy recommendations for industrial upgrading, ecological compensation and adjustments to related policies.

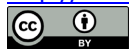
Keywords

Ecological Compensation, Industrial Structure Upgrading, DID

Copyright © 2025 by author(s) and Hans Publishers Inc.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY 4.0).

<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



Open Access

1. 引言

改革开放以来,中国经济发展迅速,取得了一系列举世瞩目的成就,但长期的粗放型经济增长模式对自然环境造成严重破坏,导致资源压力巨大和环境污染加剧。据世界银行数据,20世纪90年代后期中国自然湿地消失近30%,每年天然林面积减少约40万公顷,生态退化引起的自然灾害造成的损失相当于国内生产总值的5%。环境资源容量的缩小与经济的高速发展难以匹配,经济发展受到生态环境脆弱性的制约。

对此,中国政府高度重视环境问题,出台了大量的环境保护政策和制度,启动了一系列生态保护重大工程,如退耕还林、退耕还草、退牧还草等,并建立生态补偿机制。生态补偿指自然生态系统对干扰具有自我调节和自我恢复能力,无需人类活动的参与。随着生态补偿的领域逐渐扩大与生态补偿机制试点工作的推进,生态效益日益彰显。这也代表着实现人类与自然共生共存长期和谐共生的愿景。随着数量型经济向质量型经济的转型,我们需要高质量的自然环境来推动发展。尽管目前有很多关于生态补偿的研究从环境角度评估其绩效,但较少关注生态补偿机制对经济的影响。近年来,国内外学者在生态补偿与产业结构升级的研究中,主要关注以下两个方面:

一是关于生态补偿的概念内涵、理论基础、补偿标准和实现路径。俞海和任勇[1]以资源配置的角度界定生态补偿的基本概念及对相似概念进行辨析。刘桂环[2]从广义和狭义两个方面为切入点,认为“生态补偿”从广义上既包括对生态功能的补偿,又包括对环境污染的补偿,而狭义的“生态补偿”则主要包括前者。孙璇等[3]从政府角度,强调政府借助经济、政策等手段协调环境与经济利益间的关系。在国外相关理论和实践中,与生态补偿具有相近含义的概念为生态系统服务付费(PES),国外对这方面研究提

出了多种理论基础。如庇古的外部性理论[4],指出借助外部效应的内部化以抑制人们对生态服务的过度消费;萨缪尔森的公共品理论[5]提出通过生态补偿制度建立“受益者付费”的补偿原则,认为政府的参与能够缓解搭便车问题。在生态补偿标准的确定方法方面,大量研究采用典型方法如:成本法、条件评估法、选择性实验法等来衡量生态环境的价值或效益,最终确定生态补偿标准。例如,李晓光等[6]应用机会成本法确定了海南中部山区进行森林保护的机会成本;Pagiola等[7]通过生态系统服务费用支付制度方法成本法,发现其有利于提高产出水平;张伊华[8]借助机会成本法和生态系统服务价值评估法核算黄河流域水资源生态补偿标准;Bennett等[9]用选择实验评估中国沿海湿地保护的生态补偿效应;吴娜等[10]基于 InVEST 模型对渭河甘肃段流域进行生态补偿标准核算。

二是关于生态补偿机制效应的分析。钟绍峰[11]研究了生态补偿在产业结构调整中的作用;李芳林等[12]利用对镇江市的产业结构采用生态足迹法进行分析;许晴[13]利用 VAR 模型分析吉林省三大产业的产值与生态足迹之间的关系。高广阔等[14]运用 VAR 计量模型分析了长三角区域生态补偿与产业结构优化之间的关系。目前对产业结构与生态之间的关系研究较少,且主要集中在产业结构对生态法规的调整上。

整体而言,生态补偿机制与产业结构升级的相关研究主题有着较大的拓展空间。一方面,现有关于生态补偿的研究大多采取定性研究和逻辑推论方式,集中于对生态补偿机制的定义、标准和运行方面展开,少数采用实证模型的定量分析则主要聚焦于生态补偿政策实施的环境绩效的效果评价上,并且其绩效评价主要围绕流域、森林、草原等方面,较少涉及产业结构升级这一研究主题,这为进一步延伸生态补偿政策对产业的经济效益成果提供了可能。另一方面,关于生态与产业结构关系的研究,主要集中在产业结构对生态规制的调整上,而具体对于生态补偿与产业结构之间的直接关系尚未得到关注,忽略了对两者间影响机制的研究。因此,本文选取 10 个流域 2000~2021 的年度面板数据,通过构建双重差分模型,系统地研究了生态补偿政策对产业结构升级的影响机制,有助于对生态环境的保护,产业结构的调整,以及相关宏观经济政策的制定提供帮助。

本文的主要贡献主要有以下三点。第一,国内对于管理科学与环境科学相结合的生态补偿机制研究欠缺。本文研究如何通过生态补偿政策促进产业结构优化升级,这与国际相关研究接轨,完善对生态补偿机制多层次分析,推动生态保护补偿机制顶层设计进一步完善。第二,现有文献大多通过生态环境的改变评估政策的实施效果,鲜有文献从产业结构进行分析并讨论二者的关系。而本文的研究发现,生态补偿政策可以促进产业结构的合理化与高级化,对既有的理论研究形成有益的实证补充,也有助于未来对生态经济效益做进一步的测度研究。第三,现有生态补偿的文献多以定性研究和逻辑推演为主,实证模型的定量分析结果较少。本文以 10 个流域的面板数据为研究对象,采用多期双重差分法(DID)实证模型进行定量分析。

2. 理论机制与研究假说

2.1. 生态补偿政策对产业结构的直接影响

通过资金导向机制可知,资金会进行市场化的选择,并投资于成长潜力较大,生产效率较高的产业[15]。而进行生态补偿,除却提供资金帮助外,还进行了政策引导,使得绿色环保的相关企业和地区可以得到更多的资金支持,促进产业的发展,从而实现产业结构的升级。其次,生态补偿政策能够通过信息传导机制影响全部企业,因为它会在市场内部释放让高耗能产业优化自身的信号,督促企业履行自身的环保责任,促使整个产业结构得到升级。同时,环境的政策法规会改变企业的成本以及效益的核算。企业在追求利润最大化时,会通过调整自身的产品结构、产品定位、要素结构等,来抵消环保政策带来的成本增加,在宏观层面上带动产业结构的升级优化[16]。而产业结构的优化是减少环境破坏的关键[17]。

基于以上分析,提出本文的第一个假说:

H1: 生态补偿政策可以促进当地产业结构升级。

2.2. 生态补偿政策对产业结构的间接影响

挤出效应机制表明,生态补偿政策能够限制高污染、高耗能企业生产要素的投入,减少高污染产品的生产数量,从而挤出高耗能的产品。并且,生态补偿政策还能自动筛选绿色环保产业,让企业不断提升自身的科技水平,以达到政策的要求,促进产业结构的升级优化,形成“挤出效应”。许多国家的研究表明,环境制度可以迫使企业优化资源配置,通过促进科技创新来提高能源效率和生产率。生态补偿政策的实施可能迫使一系列企业退出市场[18]。同时,生态补偿政策还鼓励企业和地方加大对科技创新的投入,最终推动产业结构的升级[19]。基于以上分析,提出本文的第二个假说:

H2: 生态补偿政策可以促进技术创新,从而推动产业结构的升级。

资源依赖度是指一个国家或地区的经济发展程度对自然资源的依赖度。已有的研究表明,过度依赖自然资源和 resource 型产业会对国民经济的发展产生负面影响[20]。自然资源丰富的地区由于缺乏劳动力培训的主动性,导致人才水平不高,产业发展水平不高[21]。而政府合理的政策调控,例如生态补偿政策,可以促进资源的配置更加合理化,高效化,减少企业或地区对资源的依赖,促进产业结构的优化。基于以上分析,提出本文的第三个假说:

H3: 生态补偿政策可以减少地区的资源依赖性,从而促进产业结构的优化。

3. 研究模型与变量

3.1. 研究模型

本文采用双重差分(Difference-In-Difference, DID)模型研究生态补偿对产业结构升级的影响。DID 模型常用于评估特定公共政策的因果效益,由于政策的执行不受主体的影响,因此可以将其视为一种准自然实验。DID 模型是通过比较实验组与对照组在政策实施前后的结果变化,以估计政策实施的净效应。多期 DID 模型适用于多时点的政策,由于本文选择的不同试点地区实施生态补偿的时间不同,因此选择多期 DID 模型进行评估。在本文中,生态补偿政策的实施效果可以由以下 DID 模型进行估计:

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 did_{it} + \beta_2 \sum Z_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中 y_{it} 是产业结构升级的代理变量, did_{it} 是生态补偿政策的虚拟变量。 β_1 是政策实施的净效应, Z_{it} 是控制变量, μ_i 是个体固定效应, λ_t 是时间固定效应, ε_{it} 是随机误差项。

本文还构建中介模型,以进一步探究生态补偿政策对产业结构升级影响的内在机制:

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 did_{it} + \beta_2 \sum Z_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$M_{it} = \beta'_0 + \beta'_1 did_{it} + \beta'_2 \sum Z_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon'_{it} \quad (3)$$

$$y_{it} = \beta''_0 + \beta''_1 did_{it} + \beta''_2 \sum Z_{it} + \beta_3 M_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon''_{it} \quad (4)$$

其中, M_{it} 是中介变量,其余变量的设定与(1)式相同。

3.2. 变量说明

3.2.1. 被解释变量

参考 Kuznets [22]提出的产业结构的最优化理论,本文选取产业结构合理化以及产业结构高级化两个指标以衡量产业结构的升级。产业结构合理化(TL)是生产要素的投入与产出的耦合程度。本文参考干春晖[23]改进的泰尔指数以衡量产业结构合理化(TL),计算方法如下:

$$TL = \sum_{i=1}^n \left(\frac{Y_i}{Y} \right) \ln \left(\frac{Y_i}{L_i} / \frac{Y}{L} \right) \quad (5)$$

其中 Y 是产业增加值, L 是就业, i 是产业类型, n 是产业数量, Y_i 是第 i 产业的增加值, L_i 是第 i 产业的从业人员。 Y/L 为生产率, 根据古典的经济假设, 当经济均衡时, 各部门有相同的生产率, 这时 $Y_i/L_i = Y/L$, 即 $TL = 0$ 。因此, TL 是一个反向指标。 TL 越大, 表示均衡产业结构偏离程度越高, 产业结构越不合理。

产业结构高级化是对产业结构升级的度量。根据配第 - 克拉克定理, 随着某个国家经济的发展, 第一产业国民收入和劳动力的相对比重将逐渐下降, 因此一些文献使用第二三产业的产值比重作为产业结构升级的度量[16], 但在信息技术对产业结构产生冲击后, 形成了“经济服务化”的趋势, 即第三产业的增长率高于第二产业的增长率, 因此本文使用第三产业的增加值与第二产业增加值之比来度量产业结构高级化:

$$TS = \frac{\Delta \sum Y_2}{\Delta \sum Y_3} \quad (6)$$

3.2.2. 解释变量

生态补偿政策的实施可以看作一次准自然实验。在控制其他因素的前提下, 在已试点和非试点的市/县开展。将实验组和对照组在试点前后的产业结构差异进行分离, 以检验生态补偿政策的实施效果。模型中的 did_{it} 是分组虚拟变量和时间虚拟变量的结合, 考虑到政策的实施效果通常存在时滞性。一项新政策的落地、宣传、执行以及市场主体对其做出反应并调整行为, 都需要一定的时间。将政策时点推迟一年, 能够更准确地捕捉政策的真实效应, 因此, 将生态补偿政策实施第二年及之后的年份的试点城市赋值为 1, 其余赋值为 0。

3.2.3. 中介变量

本文选取了科技创新 $Tech$ 、资源依赖度 Rd 作为中介变量。研发投入通常被认为是技术增长的核心影响因素, 科技成果的产出离不开资金支持。因此本文从科技创新投入和科技创新产出两个维度对科技创新水平进行测度, 投入维度使用单位 GDP 的研发支出来表示, 产出维度使用专利授权数与研发人数之比来表示, 使用熵权法 TOPSIS 计算得到了 $Tech$ 指标。

矿产原料是工业生产的基础原料, 根据国家统计局发布的数据, 截止至 2021 年, 中国采矿业从业人员达 344.85 万人。本文使用采矿业从业人员占总人口的比例来衡量一个地区的资源依赖程度 Rd , 即资源型产业在该地区的地位。

3.2.4. 控制变量

参考 Zheng 等[24], 为了控制其他因素对产业结构的影响, 本文使用的控制变量有: 1) 地区经济水平($\ln GDP$): 人均 GDP 的对数值; 2) 劳动力水平($\ln labor$): 总就业人数的对数值; 3) 投资水平($\ln invest$): 固定资产投资占总 GDP 的比重; 4) 外资利用水平($\ln fdi$): 实际利用的外资金额; 5) 城镇化水平($Urban$): 城镇人口占总人口的比例。

3.3. 样本选取与数据来源

目前在我国实行的生态补偿政策主要有纵向补偿(对草原、森林)和横向补偿(对河流上下游), 参考 Zheng 等[24], 对于流域生态系统, 大多数上游地区经济相对不发达, 无法投入大量的人力物力于保护水资源, 导致经济发展水平与生态保护需求矛盾。而根据“谁受益, 谁支付”原则, 河流的生态补偿政策推动下游地区向上游地区支付生态补偿金, 从而促进上游地区的经济发展, 改善粗放的生产方式, 减少资源型产业比例, 发展服务业, 以此优化该地区的产业结构。为评估生态补偿政策的实施效果, 本文选取我国 2000 年以来部分实施了跨省流域生态补偿的试点县为研究样本, 最终选取了我国的 191 个县为研究

样本，时间区间为 2000~2021 年。数据来源于国家统计局发布的《中国统计年鉴》、各省统计年鉴、《中国县域统计年鉴》、wind 金融终端。主要的变量均为县级层面的数据，由于中介变量难以获取县级数据，此处使用了省级数据。对于部分缺失值使用插值法补齐。选取的十个流域信息如表 1 所示。

Table 1. Sample selection instructions

表 1. 样本选取说明

	流域	所属省份	试点时间
1	四川三江流域	四川	2016
2	东江流域	江西	2008
3	赤水河流域	贵州	2014
4	渭河流域	陕西	2012
5	闽江流域	福建	2005
6	汀江－韩江流域	福建	2016
7	青海三江流域	青海	2010
8	南渡江	海南	2015
9	西藏三江流域	西藏	2014
10	九洲江流域	广西	2014

4. 实证分析

4.1. 描述性统计

表 2 展示了变量的描述性统计结果，其中资源依赖度 Rd 缺失了 2000~2003 年的数据。以 TL 的统计值为例分析实验组和控制组的差异，以此反映生态补偿政策实施的效果，其中 $Treat = 1$ 表示为实验组。可以发现生态补偿区的 TL 值在均值、最小值、最大值均比非补偿区的 TL 值小，说明生态补偿区的产业结构更合理。

Table 2. Descriptive statistics

表 2. 描述性统计

	N	mean	sd	min	max	
TL	4202	0.400	0.445	0.000188	4.030	
TS	4202	1.294	1.633	0.0579	42.65	
LnGDP	4202	9.621	1.076	5.916	14.62	
Lnlabor	4202	11.88	1.164	8.453	14.34	
pinvest	4202	0.999	7.618	0	444.6	
Urban	4202	0.215	0.205	−0.722	0.917	
Lnfdi	4200	6.646	1.491	0	12.90	
Tech	4202	0.336	0.347	0	1	
Rd	3629	0.238	0.147	0.00820	0.765	
TL	Treat = 1	2662	0.355	0.403	0.0002	3.748
	Treat = 0	1540	0.477	0.500	0.0005	4.030

4.2. 基准回归和中介效应

生态补偿对产业结构的影响的结果如表 3 所示, 其中第(1)(2)列是 DID 分别对 TL、TS 的回归结果, DID 对 TL 呈显著负相关, 说明生态补偿政策的实施能有效地改善被补偿区的产业结构; DID 对 TS 呈显著正相关, 说明随着生态补偿政策的实施, 被补偿区的产业结构逐渐得到升级, 即第三产业的比重增加。假说 H1 得证。

第(3)~(5)列是对于科技创新的中介效应检验, DID 对 Tech 的回归系数为 0.107 且在 1%的水平上显著, 说明实施生态补偿政策后, 有助于促进被补偿区的科技创新水平, 即该地区对于研发环境治理技术的投入增加, 从而改善了当地的自然环境。纳入中介变量 Tech 分析 DID 对被解释变量 TL、TS 的影响, 回归的系数均显著, Tech 在其中发挥了中介作用。假说 H2 得证。

第(6)~(8)列是对于资源依赖的中介效应检验, DID 对 Rd 的回归系数为-0.016 且在 1%的水平上显著, 说明实施生态补偿政策后, 有助于减少被补偿区对矿产资源的依赖程度, 即该地区获得了生态补偿金后可减少对自然资源的开发, 使经济增长与能源消费逐渐脱钩。纳入中介变量 Rd 分析 DID 对被解释变量 TL、TS 的影响, 回归的系数均显著, 说明 DID 与 Rd 能够有效地改善被补偿区产业结构的偏离度(TL), 并促进产业结构的升级(TS), Rd 在其中发挥了中介作用。假说 H3 得证。

Table 3. Benchmark regression results
表 3. 基准回归结果

	(1)(2)基准回归		(3)~(5)Tech 的中介效应			(6)~(8)Rd 的中介效应		
	TL	TS	Tech	TL	TS	Rd	TL	TS
DID	-0.106*** (0.01)	0.269*** (0.06)	0.107*** (0.01)	-0.074*** (0.01)	0.178** (0.07)	-0.016*** (0.00)	-0.099*** (0.01)	0.275*** (0.05)
Tech				-0.305*** (0.02)	0.853*** (0.11)			
Rd							0.255*** (0.06)	-2.523*** (0.21)
LnGDP	0.003 (0.01)	0.099** (0.04)	0.260*** (0.01)	0.082*** (0.01)	-0.123** (0.05)	-0.011*** (0.00)	-0.010 (0.01)	0.067** (0.03)
Lnlabor	0.456*** (0.04)	-1.766*** (0.19)	-0.051* (0.03)	0.441*** (0.04)	-1.723*** (0.18)	0.181*** (0.01)	0.412*** (0.05)	-0.823*** (0.17)
pinvest	0.001 (0.00)	-0.005* (0.00)	0.002*** (0.00)	0.001** (0.00)	-0.006** (0.00)	0.000* (0.00)	0.000 (0.00)	-0.002 (0.00)
Urban	0.131*** (0.04)	-1.185*** (0.18)	0.301*** (0.03)	0.222*** (0.04)	-1.441*** (0.18)	-0.035** (0.01)	0.146*** (0.04)	-0.887*** (0.14)
Lnfdi	0.018*** (0.00)	-0.139*** (0.02)	-0.011** (0.00)	0.014** (0.00)	-0.130*** (0.02)	0.014*** (0.00)	0.012** (0.01)	-0.062** (0.02)
_cons	-5.160*** (0.43)	22.414*** (2.12)	-1.598*** (0.30)	-5.647*** (0.42)	23.777*** (2.11)	-1.895*** (0.15)	-4.530*** (0.53)	11.462*** (1.89)
N	4200	4200	4200	4200	4200	3629	3629	3629
R ²	0.052	0.040	0.690	0.094	0.054	0.088	0.051	0.081
F	36.584	27.828	1485.508	59.241	32.405	55.013	26.282	43.406

注: 括号内为稳健标准误; *, **, ***分别表示在 10%、5%、1%的显著性水平下显著。以下各表同。

4.3. 稳健性检验

4.3.1. 平行趋势检验

前文的回归结果得出双重差分法对分析生态补偿政策与产业结构优化和升级间的关系是有效的，但为保证结果的可信性和稳健性，需进行相应的检验。双重差分法有效性的前提是趋同假设，即如果没有执行生态补偿政策，被补偿区与未补偿区的产业结构指数的变化趋势应该是平行的，即满足平行趋势假设，因此本文使用事件分析法，通过构造以下模型对时间趋势进行检验：

$$TL_{it} = \beta_0 + \sum_{k=-4}^{k=6} \beta_k D_{i,t_0+k} + \beta \sum Z_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

$$TS_{it} = \beta_0 + \sum_{k=-4}^{k=6} \beta_k D_{i,t_0+k} + \beta \sum Z_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

其中， D_{i,t_0+k} 是一系列的虚拟变量，表示生态补偿政策开始实施的第 k 年。例如，对于三江流域的四川省内试点县而言，2016 年是政策实施的年份， $current=1$ ，2013 是政策实施前 3 年， $pre_3=1$ 。在这里本文覆盖了政策实施前 3 年以及实施后 6 年，对 TS、TL 的平行趋势检验。本文关注刻画的是变量是 β_k ，表示在生态补偿政策实施的第 k 年时，实验组与控制组之间的产业结构合理化、高级化水平的差异。如果 β_k 在 $k < 0$ 期间的趋势较为平缓，则证明符合平行趋势假设，反之，如果在 $k > 0$ 期间的发展趋势显著上升或下降，则证明实验组与控制组在政策执行之前，已经有了显著的差异，不符合平行趋势假设。这一趋势检验结果在图 1 中汇报，可以看到 $k < 0$ 期间，对于 TL 的 β_k 值非常平缓且回归系数不显著，表明试点城市与非试点城市在此之前并无显著差异。而从 $k \geq 0$ 开始， β_k 开始大幅下降且系数显著，表明生态补偿政策能显著地降低试点区的产业结构偏离度，即对该地的产业结构具有优化作用。对于 TS 的 β_k 值，在 $k < 0$ 期间比较平缓且回归系数不显著，表明试点城市与非试点城市在此之前有一定的差异性。而从 $k \geq 0$ 开始， β_k 开始大幅且系数显著，表明生态补偿。

政策能显著地增加试点区的产业结构高级化水平。

4.3.2. 安慰剂检验

双重差分法(DID)安慰剂检验的核心思想就是虚构处理组或者虚构政策时间进行估计，如果虚构情况下“伪政策虚拟变量”的系数依然显著，那么就说明原来的估计结果很有可能出现了偏误，我们的被解释变量 y 的变动很有可能是受到了其他政策或者随机性因素的影响。本文选择随机虚构处理组的做法，即随机选取个体作为实验组，检验“伪政策虚拟变量”的系数是否显著。由于本文实验组有 121 个县，控制组有 70 个县，因此需要从 191 个县中随机抽取 121 个县作为“伪实验组”，假设这 121 个县是生态补偿试点县，然后生成“伪政策虚拟变量”进行回归。重复进行 500 次，得到 500 次回归结果(包含“伪政策虚拟变量”估计系数、标准误差和 p 值)，最后我们可以绘制出 500 个“伪政策虚拟变量”估计系数的分布及相应的 p 值，如图 2 所示。图 2 中 X 轴表示“伪政策虚拟变量”估计系数的大小，Y 轴表示密度值和 p 值大小，曲线是估计系数的核密度分布，蓝色圆点是估计系数对应的 p 值，垂直虚线是 DID 模型真实估计值 -0.0113，水平虚线是显著性水平 0.1。从图中可以看出，估计系数大都集中在零点附近，大多数估计值的 p 值都大于 0.1(在 10% 的水平上不显著)，这表明我们的估计结果是稳健的，试点地区的产业结构升级确实受到生态补偿政策的影响，排除其他政策或者随机性因素的影响。

4.3.3. 中介效应检验

为进一步验证本文所选取的中介变量 Tech 与 Rd 的稳健性，使用 Bootstrap 法进行检验，结果如表 4 所示。采用 Bootstrap 法进行 1000 次重复抽样，95% 置信区间的结果均不包含 0，且 P 值均在 1% 水平上显著。说明科技创新 Tech 与资源依赖 Rd 在生态补偿政策促进产业结构升级的过程中确实发挥了中介作用。

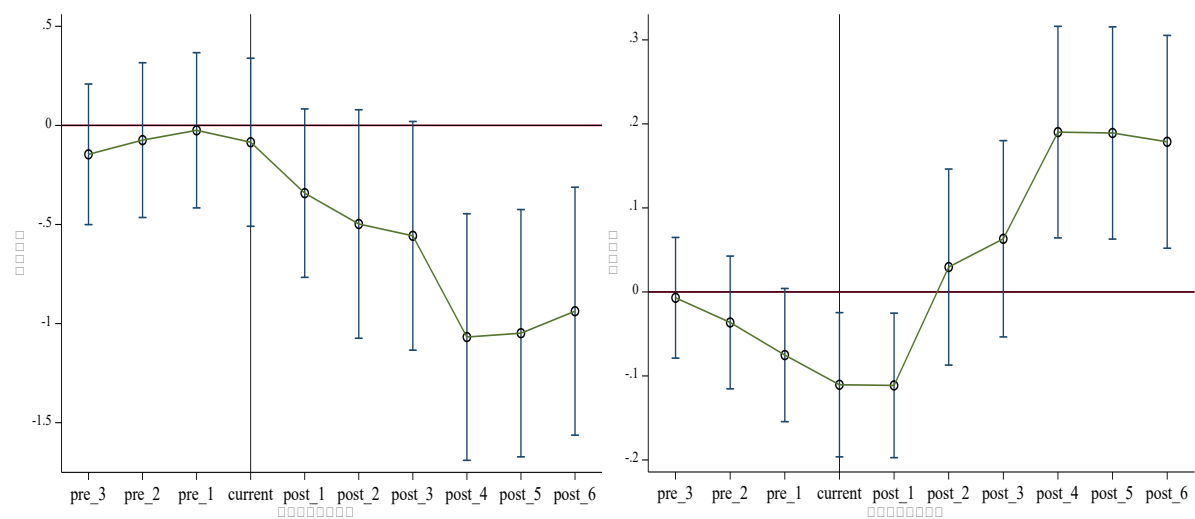


Figure 1. TL (left) TS (right) parallel trend test
图 1. TL(左)TS(右)平行趋势检验

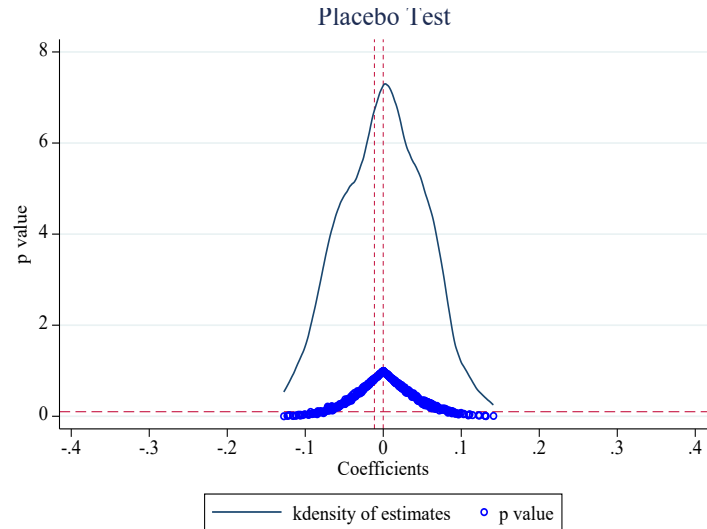


Figure 2. Placebo test
图 2. 安慰剂检验

Table 4. Bootstrap mediation effect test
表 4. Bootstrap 法中介效应检验

中介变量	被解释变量	自抽样次数	95%置信区间		Z 值	P 值
			下限	上限		
Tech	TL	1000	-0.1714	-0.0637	-4.44	0.000
	TS	1000	0.6531	1.1135	7.61	0.000
Rd	TL	1000	0.4456	0.6399	10.85	0.000
	TS	1000	-0.8086	-0.2817	-4.03	0.000

4.4. 异质性分析

为进一步分析，本文对选取的十个流域进行地区性的分组回归，以探究地区间生态补偿政策对产业

结构升级传导机制的差异，表 5 和表 6 展示了以流域分组进行回归的结果。表 5 是各流域生态补偿政策实施对 TL 的回归结果，从解释变量 DID 的结果来看，绝大部分流域的回归结果显著为负，这与前文的基准回归结果相符，进一步验证了生态补偿政策能促进试点地区的产业结构向合理化发展。表 6 是各流域生态补偿政策实施对 TS 的回归结果，大部分流域的回归结果 DID 系数显著为正，这与前述回归结果相互佐证，说明生态补偿政策能促进试点地区的产业结构向高级化发展。

同时我们注意到，在表 5 和表 6 中，西藏三江流域的 DID 回归系数均不显著且与基准回归相反，这可能是由于西藏位于我国西南高原地区，受气候高寒、地势崎岖的自然条件限制，城镇化水平低，增速慢，劳动力资源缺乏，且超过一半的低效劳动力资源滞留在生产效率最低的第一产业，不利于西藏新型工业化和生产性服务业的快速发展，产业结构偏离度高。其次，前述的传导机制分析表明，科技创新能有效促进区域产业结构向高级化演进。而西藏科技创新能力居全国最低水平，R&D 经费投入低(2020 年西藏投入研究与试验发展经费 4.3 亿元，远低于全国平均水平 786 亿元)，同时人口受教育程度低，专业技术人员主要依赖引进人才，因此科技创新发展受限。此外，西藏目前的经济的发展仍未摆脱对自然资源的依赖。2015~2021 年西藏采矿业从业人员增加近 6000 人，占比由 0.16%增至 0.2%，根据前述中介效应的分析，对自然资源的高度依赖不利于产业结构的转型升级。

图 3 是对西藏三江源地区的平行趋势检验，生态补偿政策实施后第二年后 TL 系数下降但不显著，

Table 5. Benchmark regression results of TL in different watersheds

表 5. 不同流域 TL 的基准回归结果

	四川三江	东江	赤水河	渭河	闽江	汀江韩江	青海三江	南渡江	西藏三江	九洲江
DID	-0.099** *	-0.205**	-0.361** *	-0.201** *	-0.067**	-0.223***	-0.265***	-0.062***	0.045	-0.497***
	(0.01)	(0.07)	(0.04)	(0.06)	(0.02)	(0.02)	(0.07)	(0.02)	(0.06)	(0.11)
_cons	4.124***	5.503*	-1.004	-7.808**	1.346	-1.010	-7.298***	0.807*	-7.595***	-4.075
	(0.38)	(3.02)	(0.65)	(3.14)	(0.85)	(1.53)	(1.33)	(0.44)	(1.03)	(4.21)
Controls	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
N	1670	154	242	286	528	154	616	198	220	132
R ²	0.159	0.707	0.363	0.248	0.142	0.620	0.150	0.230	0.592	0.628
F	49.965	56.684	21.356	14.669	13.791	38.398	17.107	9.131	49.361	33.747

Table 6. Benchmark regression results of TS in different watersheds

表 6. 不同流域 TS 的基准回归结果

	四川三江	东江	赤水河	渭河	闽江	汀江韩江	青海三江	南渡江	西藏三江	九洲江
DID	0.684***	0.142	0.809***	-0.213	0.106**	0.290***	0.366	0.349**	-0.599	0.565***
	(0.02)	(0.09)	(0.12)	(0.29)	(0.05)	(0.06)	(0.32)	(0.15)	(0.61)	(0.10)
_cons	6.312***	3.122	-1.490	7.485	5.055**	-1.859	24.621***	-4.493	13.780	-1.972
	(1.15)	(3.81)	(2.27)	(15.32)	(1.73)	(4.07)	(5.73)	(3.72)	(10.80)	(3.98)
Controls	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
N	1670	154	242	286	528	154	616	198	220	132
R ²	0.369	0.368	0.407	0.659	0.377	0.499	0.190	0.367	0.209	0.585
F	154.784	13.679	25.721	85.913	50.292	23.379	22.710	17.679	8.994	28.142

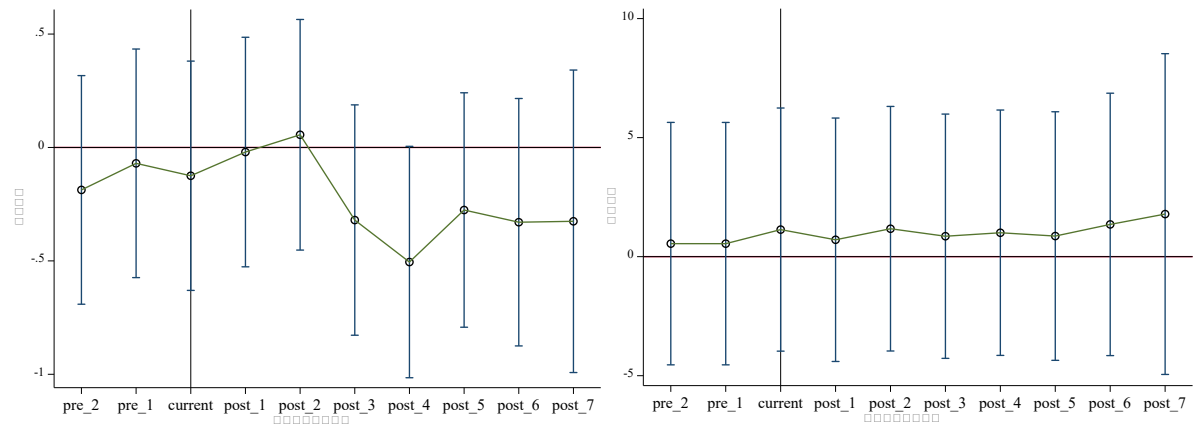


Figure 3. Parallel trend test of TL (left) and TS (right) in the Sanjiangyuan Basin of Tibet
图 3. 西藏三江源流域 TL(左)TS(右)平行趋势检验

Table 7. Mediation effect results of the Three Rivers Basin in Tibet
表 7. 西藏三江流域中介效应结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Tech	TL	TS	Rd	TL	TS
DID	0.303*** (0.03)	−0.009 (0.07)	−0.765 (0.73)	0.067*** (0.01)	−0.030 (0.08)	−0.291* (0.17)
Tech		0.177 (0.12)	0.544 (1.28)			
Rd					0.232 (0.68)	−3.313** (1.49)
_cons	−1.102* (0.59)	−7.400*** (1.04)	14.380 (10.91)	−0.394** (0.14)	−8.928*** (1.27)	2.483 (2.76)
Controls	YES	YES	YES	YES	YES	YES
N	220	220	220	190	190	190
R ²	0.555	0.596	0.210	0.670	0.557	0.248
F	42.409	42.836	7.704	58.919	31.117	8.143

而对 TS 的检验发现政策实施后趋势几乎不受影响。进一步检验西藏地区的中介效应，结果见表 7。实施生态补偿政策对科技创新有一定的促进作用，但并未减少资源依赖。在纳入中介变量的回归中，技术创新对 TL、TS 的影响不显著，资源依赖对 TL 的影响不显著，对 TS 有显著的抑制作用。回归结果说明生态补偿政策对西藏三江源流域的科技创新与资源依赖有一定的促进作用，但这种促进没有很好地传导到产业结构优化与升级当中，并且西藏地区的资源依赖抑制了产业结构高级化的发展，结论与上述分析一致。

5. 结论与启示

近年来，生态补偿机制被广泛应用于区域性的生态修复，2020 年出台的《生态综合补偿试点方案》选取国内十个省份的五十个县作为生态补偿试点区，中国在经济增长的同时注重生态保护，体现促进人

与自然和谐共生的可持续发展理念。现有的研究大多研究生态补偿的经济效益和生态效益,评价政策实施效果。本文构建 2000~2021 年我国十个流域的 121 个试点县的面板数据,建立双重差分模型,就生态补偿政策对产业结构升级的影响进行统计测度,并通过中介效应分析其中的传导机制,研究结论如下:第一,生态补偿政策能够对受补偿区的产业结构进行合理优化,推动产业结构向高级化演进。根据选取的样本的产业结构合理化和产业结构高级化指标的测度发现,试点县的产业结构优于非试点县,具体体现为更合理的产业结构以及第三产业的比重更高。双重差分的结果显示:在实施试点政策后产业结构合理化指数 TL 显著降低,而产业结构高级化指数 TS 显著升高,因此生态补偿政策对试点地区的产业结构升级起到了至关重要的作用。

第二,提高科技创新水平和降低资源依赖是生态补偿对促进产业结构升级的两条作用路径。中介效应的结果表明,生态补偿政策的实施使得被补偿区获得保护当地生态的补偿金,被补偿区将补偿金用于研发降低污染排放的技术手段,推动重工业实行清洁生产,转型升级。同时,补偿金也可以用于企业降低对自然资源的依赖程度,实现自身产业结构的优化升级。

第三,我国的生态补偿政策存在地区化的差异。由于区域异质性,我国生态补偿政策的效果在地区的分布上并不均衡。整体而言,生态补偿对地区产业结构的发展升级有促进作用。但是,西藏地区的政策实施效果并不显著,究其原因,可能是由于其特殊的地理原因和较高的资源依赖度,不利于产业的转型升级。

为了提升政策的实施效果,减轻环境负担,促进产业升级,本文提出以下政策建议:第一,政府应关注不同地区的特征,充分释放政策潜力。各流域的经济水平,社会环境存在一定的差异,需要政府因地制宜,不断完善政策设计,根据不同的地区情况进行有针对性的补偿,使得政策真正落实到产业的发展和生态的保护上。

第二,政府应继续长期实施生态补偿政策。根据本文的分析,该政策的实施效果较好,但是总体而言,由于实施的时间不算长,地区不算多,导致政策的影响并不明显。因此,政府需要在政策实施的过程中不断完善其设计,提高生态补偿的标准,加大地区的生态补偿力度,对当地政府的政策落实程度进行监督。

第三,政府应建立多元化的生态补偿机制。当前,各流域生态补偿的资金主要来自中央财政和各省、市、县财政部门的转移支付,财政的资金压力较大,生态补偿的需求难以保障。政府应该建立长效的补偿机制,鼓励通过生态补偿基金,债券等方式,加强生态补偿的力度,确保补偿能有效用于企业的研发升级上来。同时,还应处理好上下游之间的关系,提升试点地区生态保护的积极性。

参考文献

- [1] 俞海,任勇.中国生态补偿:概念、问题类型与政策路径选择[J].中国软科学,2008(6):7-15.
- [2] 刘桂环,文一惠,谢婧,饶胜.完善国家主体功能区框架下生态保护补偿政策的思考[J].环境保护,2015,43(23):39-42.
- [3] 孙璇,曾菊新,陈四云,杨振,罗静.顾及生态损益的生态补偿支付次序研究——以湖北省为例[J].经济地理,2018,38(5):170-178.
- [4] Pigou, A. (2017) *The Economics of Welfare*. Routledge.
- [5] Samuelson, P.A. (1954) The Pure Theory of Public Expenditure. *The Review of Economics and Statistics*, 36, 387-389. <https://doi.org/10.2307/1925895>
- [6] 李晓光,苗鸿,郑华,等.机会成本法在确定生态补偿标准中的应用——以海南中部山区为例[J].生态报,2009,29(9):4875-4883.
- [7] Pagiola, S., Ramírez, E., Gobbi, J., de Haan, C., Ibrahim, M., Murgueitio, E., et al. (2007) Paying for the Environmental Services of Silvopastoral Practices in Nicaragua. *Ecological Economics*, 64, 374-385. <https://doi.org/10.1016/j.ecolecon.2007.04.014>

- [8] 张伊华. 基于机会成本法和生态系统服务价值核算的水资源生态补偿标准研究——以黄河流域为例[J]. 灌溉排水学报, 2023, 42(5): 108-114.
- [9] Bennett, M.T., Gong, Y. and Scarpa, R. (2018) Hungry Birds and Angry Farmers: Using Choice Experiments to Assess “Eco-Compensation” for Coastal Wetlands Protection in China. *Ecological Economics*, **154**, 71-87. <https://doi.org/10.1016/j.ecolecon.2018.07.016>
- [10] 吴娜, 宋晓谕, 康文慧, 等. 不同视角下基于 InVEST 模型的流域生态补偿标准核算——以渭河甘肃段为例[J]. 生态学报, 2018, 38(7): 2512-2522.
- [11] 钟绍峰. 关于产业结构调整中的生态补偿问题[J]. 新长征, 2010(5): 22-23.
- [12] 李芳林, 张海斌. 基于生态足迹法的镇江市产业结构调整研究[J]. 技术经济与管理研究, 2011(5): 113-116.
- [13] 许晴. 基于 VAR 模型的产业结构对生态足迹的影响研究——以吉林省为例[J]. 经济视角(上), 2013(1): 48-52.
- [14] 高广阔, 郭毯, 吴世昌. 长三角地区生态补偿与产业结构优化研究[J]. 上海经济研究, 2016(6): 73-85+92.
- [15] Peneder, M. (2003) Industrial Structure and Aggregate Growth. *Structural Change and Economic Dynamics*, **14**, 427-448. [https://doi.org/10.1016/s0954-349x\(02\)00052-8](https://doi.org/10.1016/s0954-349x(02)00052-8)
- [16] Cheng, Z., Li, L. and Liu, J. (2017) The Emissions Reduction Effect and Technical Progress Effect of Environmental Regulation Policy Tools. *Journal of Cleaner Production*, **149**, 191-205. <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2017.02.105>
- [17] Gu, D. and Xu, X.J. (2020) The Influence of Industrial Structure Optimization and Upgrading on Ecological Efficiency in China. *Ecological Economics*, **36**, 58-67.
- [18] Peng, B., Tu, Y., Elahi, E. and Wei, G. (2018) Extended Producer Responsibility and Corporate Performance: Effects of Environmental Regulation and Environmental Strategy. *Journal of Environmental Management*, **218**, 181-189. <https://doi.org/10.1016/j.jenvman.2018.04.068>
- [19] 谭静, 张建华. 碳交易机制倒逼产业结构升级了吗?——基于合成控制法的分析[J]. 经济与管理研究, 2018, 39(12): 104-119.
- [20] Dwumfour, R.A. and Ntow-Gyamfi, M. (2018) Natural Resources, Financial Development and Institutional Quality in Africa: Is There a Resource Curse? *Resources Policy*, **59**, 411-426. <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2018.08.012>
- [21] Gylfason, T. (2001) Natural Resources, Education, and Economic Development. *European Economic Review*, **45**, 847-859. [https://doi.org/10.1016/s0014-2921\(01\)00127-1](https://doi.org/10.1016/s0014-2921(01)00127-1)
- [22] Kuznets, S. (1971) *Economic Growth of Nations: Total Output and Production Structure*. Harvard University Press.
- [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, 46(5): 4-16+31.
- [24] Zheng, Q., Wan, L., Wang, S., Wang, C. and Fang, W. (2021) Does Ecological Compensation Have a Spillover Effect on Industrial Structure Upgrading? Evidence from China Based on a Multi-Stage Dynamic DID Approach. *Journal of Environmental Management*, **294**, Article ID: 112934. <https://doi.org/10.1016/j.jenvman.2021.112934>