

# 基于内外部资源配置视角的横向流域生态补偿机制对企业绿色创新影响分析

袁培<sup>1,2</sup>, 邵梦婷<sup>2</sup>, 侯伟政<sup>2</sup>

(1. 新疆财经大学经济研究中心, 新疆 乌鲁木齐 830012; 2. 新疆财经大学经济学院, 新疆 乌鲁木齐 830012)

**摘要:**以2008—2022年A股上市公司为研究对象,运用多期双重差分模型研究横向流域生态补偿政策对受偿地区企业绿色创新的影响,并从内、外部资源配置效应探讨政策影响的作用机制。结果表明,政策对受偿地区企业绿色创新存在显著的正向影响,主要通过增加企业现金流、优化外部资源配置实现;经过PSM-DID、安慰剂检验、替换被解释变量等一系列稳健性检验,结论依然成立;大规模企业、非国有企业以及东部地区的企业对政策响应能力更强,政策对绿色创新数量影响更为显著,同时,企业内部存在绿色创新挤出其他类创新的现象。

**关键词:**横向流域生态补偿;企业绿色创新;资源配置;多期双重差分

中图分类号:X321

文献标志码:A

文章编号:1003-9511(2025)01-0016-10

**An analysis of the impact of horizontal basin ecological compensation mechanisms on enterprises' green innovation from the perspective of internal and external resource allocation//YUAN Pei<sup>1,2</sup>, SHAO Mengting<sup>2</sup>, HOU Weizheng<sup>2</sup>**  
(1. Economic Research Center, Xinjiang University of Finance and Economics, Xinjiang 830012, China; 2. School of Economics, Xinjiang University of Finance and Economics, Xinjiang 830012, China)

**Abstract:** This paper took A-share listed companies from 2008 to 2022 as the research object, and adopted the multi-period difference-in-difference method to study the impact of transboundary ecological compensation on green innovation of enterprises in the compensated area. In addition, the mechanism of policy impact is explored in terms of internal and external resource allocation effects. The results show that there is a significant positive impact of the policy on green innovation of firms in the compensated area, which is mainly achieved through increasing firms' cash flow and optimising the allocation of external resources. After a series of robustness tests such as PSM-DID, placebo test, and replacement of explanatory variables, the conclusion still holds. Large-scale enterprises, non-state-owned enterprises and enterprises in the eastern region are more responsive to policies, and policies have a more significant impact on the number of green innovations, meanwhile, there is a phenomenon of green innovations crowding out other types of innovations within enterprises.

**Key words:** horizontal watershed ecological compensation; enterprise green innovation; resource allocation; multi-period difference-in-difference

横向流域生态补偿政策的实施是以水资源保护为主线,水资源服务的外部性内部化为主体思路,促使补偿主客体的生产、生活为水环境服务功能付费,在一定程度上减轻纵向补偿中央财政支出的压力,并为横向补偿主客体间均衡、互补发展注入动力。横向流域生态补偿机制能够很好地协同不同地区之间的经济生态关系,是实现资源跨域治理的有效方式。2011年,安徽、浙江两省签订了我国首例跨界横向流域生态补偿协议,开启了流域生态治理的新

阶段;2013年《中共中央关于全面深化改革若干重大问题的决定》首次提出要“推动地区间建立横向流域生态补偿制度”;党的二十届三中全会明确提出要“推进生态综合补偿,健全横向生态保护补偿机制”。因此,推行流域横向生态补偿机制,以横向补偿主客体为主线协调地区间环境保护和经济发展的矛盾是本质上实现可持续发展的必然要求。

横向流域生态补偿机制的预期目标是解决跨界水资源服务均等化问题。企业的生产经营活动是影

基金项目:新疆财经大学研究生科研创新项目(XJUF2024K023);新疆维吾尔自治区教育厅人文社会科学重点研究基地项目(XJEDU2023P099)

作者简介:袁培(1980—),女,教授,博士,主要从事区域经济、资源经济研究。E-mail:850229845@qq.com

响流域水资源状态的主要因素之一,为防止协议期结束后流域重返污染,同时也为稳固治理成效,作为政策执行的重要主体之一,企业开展绿色生产技术创新可以从根本上解决生态污染问题并实现可持续发展。对于理性的企业决策者,在生态环境标准不断提高的前提下,单方面压减生产规模或增加净污设备并不符合长期可持续发展的要求,只有通过优化生产要素结构,创新生产体系,运用绿色生产技术,才能顺应经济社会发展的潮流。

## 1 文献综述

中国环境规制政策长期以来以命令控制型的环境行政手段为主<sup>[1]</sup>,为环境保护和污染治理发挥了积极的作用。随着市场机制的不断完善,市场主体逐渐多元化,经济激励型环境规制政策也成为解决环境问题的一大手段,环境规制政策与经济绩效或相辅相成或互相冲突<sup>[2]</sup>。新古典经济学认为,环境规制会增加企业排污单位成本,从而增加企业额外负担,导致企业将用于创新的资源转向污染治理,使企业创新与生产能力下降<sup>[3-4]</sup>。然而,“波特假说”<sup>[5]</sup>认为,适当的环境规制会刺激企业加大研发经费的投入,积极开展绿色创新以弥补环境规制带来的额外成本,并降低能源消耗和污染排放。根据以往的研究,可以将环境规制与经济绩效之间关系大致总结为正向促进<sup>[6]</sup>、负向抑制<sup>[7]</sup>、U型<sup>[8]</sup>、多重门槛<sup>[9]</sup>或其他不确定性关系<sup>[10]</sup>。就命令控制型而言,一方面,有研究认为政府直接干预的环境规制会对企业技术创新产生积极的影响<sup>[11-13]</sup>,并且比经济激励手段更为有效<sup>[14]</sup>;另一方面,也有学者认为该类政策对企业创新激励不足,会损失社会整体经济福利<sup>[15]</sup>。就经济激励型而言,通过对比该类政策边际减排成本和环境支付成本的大小,企业可做出最优决策<sup>[16]</sup>,对生态环境改善具有更长期的正向效果<sup>[17]</sup>,与地区经济发展水平、市场化进程等有密切关系,但并不是线性关系<sup>[18-19]</sup>。

对现有政策全面评估是为了考察政策在实施过程中所取得的成效及存在的问题,系统综合分析政策的优缺点,以此作为修改完善政策的重要依据。横向流域生态补偿政策是市场机制和政府干预相结合的创新之举,目前对这一政策主要从三方面进行评价:①环境效应。流域生态补偿主线目标是保护流域生态环境,已有文献证实其能降低区域工业污水排放<sup>[20]</sup>,改善水质<sup>[21]</sup>,有效提升地区水生态环境<sup>[22-23]</sup>。②经济效应。从宏观角度来看,流域生态补偿通过政府间的经济行为,对上、下游地区经济产生了不同的影响,研究发现流域生态补偿会在一定程度

上抑制上游地区的经济发展<sup>[24]</sup>,对下游地区的经济推动效果也并不显著<sup>[25]</sup>;从微观角度来看,有学者认为横向流域生态补偿政策能够显著降低企业的税负压力,提升研发投入的强度,进而诱发区域间排污企业的绿色创新活动<sup>[26]</sup>,提升其全要素生产率<sup>[27]</sup>和劳动投资效率<sup>[28]</sup>。③综合效应。政策实施可以显著提升农户的就业率与收入<sup>[29]</sup>,提高农村和城镇居民的工资性收入,缩小受偿地区城乡收入差距<sup>[30]</sup>,实现流域经济发展和生态环境改善的双重红利<sup>[31]</sup>。

综上所述,现有研究主要从设定环境污染标准、环境污染禁令以及政府补贴和税收政策等单类型视角出发,研究环境规制对于提升企业绿色创新的可能性,而忽略了环境规制组合作用的影响。同时,对跨界横向流域生态补偿政策效果的评价集中于宏观和中观层面,研究主体多为政府和社会公众,鲜少涉及企业这类微观主体。企业作为环境污染和绿色创新的主体,推动其实现绿色转型才是持续释放政策红利并实现流域上、下游地区持续性绿色发展的决定性因素。因此,本文探讨了在命令控制型和经济激励型政策组合情况下,即横向流域生态补偿政策发挥作用时对企业绿色创新的影响效果及该效果下的内在逻辑。

## 2 制度背景与理论分析

### 2.1 制度背景

2006年以来,在协调跨界流域水污染治理矛盾的过程中,我国逐步探索出市场机制和政府干预相结合的横向流域生态补偿治理模式,从2021年《关于深化生态保护补偿制度改革的意见》到2024年《生态保护补偿条例》,政策脉络不断清晰。截至2023年底,我国跨省横向流域生态补偿实践主要有跨皖浙界面的新安江流域、跨桂粤界面的九洲江流域、跨赣粤界面的东江流域、跨京冀界面的密云水库上游潮白河流域、跨湘渝界面的酉水流域和跨云贵川界面的赤水河流域等16个流域。中央和省级政府共同拨付补偿资金超160亿元,政策实施后各流域水质显著提升,如2011年新安江流域生态补偿后千岛湖水质稳定保持为Ⅰ类。

总体而言,我国跨界横向流域生态补偿实践稳步推进,每一轮协议实施期为2~4a。补偿主体主要是上、下游省(直辖市)政府;补偿资金由中央政府和上、下游省级财政资金共同组成;补偿方式有资金补偿、项目补偿和产业补偿等多种方式;考核标准主要以水质为主,各流域标准有所不同。

### 2.2 理论分析

以新安江流域试点为起点,流域横向生态补偿

模式建立的理论基础是“科斯定理”产权交易理论<sup>[29]</sup>。目前已经实施的跨界横向流域生态补偿项目大都以水质考核结果制定补偿标准,除了排污许可证和排污总量控制等命令控制型政策,还利用市场机制实行水污染物排污权有偿使用和交易、缴纳污水处理费和垃圾处理费等一系列经济激励型政策。跨界横向补偿是对“科斯定理”和“庇古税”的融合和制度创新,让水污染治理从行政驱动转为行政、市场双向驱动。企业作为主要的经济主体和污染主体,流域生态补偿政策的制定与实施对流域内企业,特别是上游企业的影响不可忽视。同时,针对企业绿色创新活动周期长、风险高等特征,横向流域生态补偿政策可分别为企业在内、外部资源配置方面提供资金与要素支撑,保障企业以充足的资金和人力、物力资源提升科研成果转化能力,以实现企业的绿色转型<sup>[32]</sup>。

### 2.2.1 企业绿色创新

横向流域生态补偿政策由中央政府牵头,上、下游政府共同参与,组合实施经济激励型、命令控制型及道义劝告等3种不同类型的环境规制策略,以其权威性、长期性和重要性向社会各界释放综合治理流域水环境的信号。一方面,绿色创新比一般性创新成功概率更小、资金投入更大,因而只要环境规制成本低于粗放式发展的收益,遵循理性人假设的经理人就不会主动寻求绿色转型<sup>[33-34]</sup>。政策的颁布与实施会在很大程度上改变企业经理人的预期,企业为实现长期高质量发展将重新审视绿色创新的重要性,并主动进行绿色创新实践。另一方面,横向流域生态补偿模式是市场机制和政府干预相结合,除了给予试点地区企业直接政策优惠、资金补贴和技术支持之外,还可以有效降低生态补偿协议相关方,即上级和下级政府、流域上游和下游企业、社会公众等决策主体的信息不对称程度,并降低政府行政成本和企业遵循成本,进而激发企业绿色创新意愿。

由此,提出假设1:横向流域生态补偿政策对企业绿色创新具有正向激励作用。

### 2.2.2 外部资源配置效应

企业进行研发活动需要大量资金、人力等资源支持,通常企业很难在短时间内改变其内部资源的储备量,可调动的资源量也较为有限。因此,企业除了需要合理高效利用现有资源外还应争取更多的外部资源,以弥补现有资源的不足,进行更多的绿色创新。正常、充足、稳定的现金流意味着该企业资金运作有序、到期支付能力强、不确定性小,企业资信高<sup>[35]</sup>,更容易获得银行等投资者的支持,进而获取更多的外部资源。为激励企业降污减排,政府出台

了一系列企业研发补贴或减税等配套政策,直接增加了企业自由现金流和利润,提高了留存收益,影响了企业投融资决策<sup>[27]</sup>,最终影响了企业的绿色创新活动。如若自由现金流反映了企业当前阶段可获得外部资源配置的能力,则融资约束反映了企业可获得潜在资源的能力。融资约束是指企业因无法有效获取外部融资而错失良好投资机会的现象<sup>[36]</sup>。在其他条件既定的情况下,企业的融资约束程度越高,其潜在可提供的资源就越少。横向流域生态补偿试点地区由于政策倾斜,社会环境鼓励绿色创新,金融机构可能会放松企业获得融资的条件,使企业有能力将外部潜在资源转化为现有资源,用于机器设备购买、高新技术引入等企业创新活动。

流域治理中,各生产要素流动存在地域、行政壁垒,跨界横向流域生态补偿政策将经济发展水平较好的下游地区和为保护流域生态而牺牲了一定经济发展的上游地区紧密相连,要求打破过去部门和行政区域政策的限制,上、下游深度合作,共同治理流域生态环境。就政府层面而言,下游地区可能会向上游地区输送科研技术人才,进行治污技术帮扶;就社会层面而言,在政策导向下,上游地区有较大的发展空间,能够吸引更多的技术人才;就企业而言,从资金成本和时间成本考虑,企业几乎很少自主培养创新人才,一般都是从外部社会直接引进,企业研发人员储备增加,则可以促进企业创新。

根据以上分析,提出假设2:横向流域生态补偿政策通过外部资源配置效应(现金流、融资约束和研发人员)促进企业绿色创新。

### 2.2.3 内部资源配置效应

对于横向流域生态补偿政策,上、下游政府以省界断面水质考核为依据,制定资金补偿标准。试点地区政府为赢得生态补偿资金,会造成地区之间“竞相向上”的环境规制互动模式<sup>[37-38]</sup>,激励地方政府不断加大环境治理力度,同时运用命令控制型和经济激励型环境规制<sup>[39]</sup>,出台更为严苛的环境标准。面对高标准环境规制带来的绿色转型压力和创新激励,一方面,企业可以选择在现有创新要素的基础上,通过调整优化企业内部资源配置,追加研发资金和研发人员投入,在不影响原有研发计划的前提下新增绿色创新,产生绿色创新对其他技术创新的“杠杆效应”<sup>[40]</sup>,使企业绿色创新和整体创新水平均有所提高。另一方面,企业可能受本身资金、技术等因素制约,无法通过企业内部资源重新配置追加绿色创新资源,而是对已有研发资金、研发人员等创新要素进行重新组合,暂缓或终止其他原有非绿色创新项目,转向绿色技术研发与创新,产生绿色创新对

其他技术创新的“挤出效应”<sup>[40]</sup>,则只能促进企业绿色创新,而无法提升企业的整体创新水平。“杠杆效应”和“挤出效应”均是指企业内部绿色创新和非绿色创新之间的资源配置关系,与以往学者将企业创新作为一个整体,在研究用于企业整体创新或其他经济活动(非研发创新)资源配置占比问题基础上,提出的“杠杆效应”“倒逼机制”和“挤出效应”等概念<sup>[41-42]</sup>有所区别。

根据以上分析,提出假设3:横向流域生态补偿政策通过内部资源配置效应(研发支出和企业投资)促进企业绿色创新。

## 3 研究设计

### 3.1 样本选择与数据来源

鉴于横向流域生态补偿政策开始时间和准自然实验的要求,确定2008—2022年为研究期。截至2023年底,我国共签署了16份横向流域生态补偿协议,涉及20个省份及直辖市,黄河流域(豫鲁段、四川-甘肃段、宁夏-内蒙古段)以及长江流域(澜溪河流、鄂赣段)开始时间在2021年之后,鉴于资料和数据的可及性,暂不纳入本次分析,最终选取11个重点流域为实验流域,基本情况见表1。

表1 跨界流域生态补偿项目基本信息

流域名称	涉及省份	开始实施时间
新安江	安徽-浙江	2011年
滁河	安徽-江苏	2019年
酉水	重庆-湖南	2018年
涪水	江西-湖南	2019年
赤水河	云南-贵州-四川	2018年
汀江-韩江	福建-广东	2016年
九洲江	广西-广东	2016年
东江	江西-广东	2016年
引滦入津	河北-天津	2016年
密云水库	河北-北京	2018年
渭河	甘肃-陕西	2011年

选取2008—2022年A股上市公司为研究样本,其中,企业财务数据来源于万德数据库(Wind)与国泰安数据库(CSMAR),企业绿色专利申请以及授权数据来源于中国研究数据服务平台(CNRDS)。为了保证样本的稳定性和有效性,剔除2008年以后上市的企业、金融和教育行业企业、连续亏损企业(ST、ST\*)、上市日期早于成立日期的企业以及数据缺失严重的企业,最终获得1317家企业样本。对所有的连续变量进行上下1%的缩尾处理,以控制极端值的影响。

## 3.2 模型设定

### 3.2.1 基准回归模型

由于各流域实施横向生态补偿的时间不一致,

因此采用多期双重差分方法,设定基准回归模型:

$$G_{it} = \beta_0 + \beta_1 P_{it} + \beta_2 X_{it} + \lambda_i + \vartheta_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式中: $G_{it}$ 为*i*企业在*t*年的企业绿色创新; $P_{it}$ 为政策虚拟变量; $X_{it}$ 为控制变量; $\beta_0$ 为政策实施后对实验组企业绿色创新产生的净影响; $\beta_1$ 、 $\beta_2$ 为待估系数; $\lambda_i$ 为企业固定效应; $\vartheta_t$ 为时间固定效应; $\varepsilon_{it}$ 为随机误差项。

### 3.2.2 平行趋势检验模型

为验证双重差分模型的可靠性,需要进行平行趋势检验。参考黄炜等<sup>[43]</sup>的研究,构建如下模型:

$$G_{it} = \alpha + \alpha_{s(\text{precut})} [D_i I(t - T_D < -5)] + \sum_{s=-5}^{-2} \alpha_{s(\text{pre})} [D_i I(t - T_D = s)] + \sum_{s=0}^5 \alpha_{s(\text{post})} [D_i I(t - T_D = s)2] + \alpha_{s(\text{postcut})} [D_i I(t - T_D > 5)] + \alpha_2 X_{it} + \lambda_i + \vartheta_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

式中: $D_i = 1$ 表示企业*i*为实验组, $D_i = 0$ 表示企业*i*为对照组; $I(\cdot)$ 为示性函数; $T_D$ 为流域生态补偿当期,以距离实施生态补偿时间的相对时间为参照系( $t - T_D = s$ ),其中 $s = -1$ 为基期; $\alpha_s$ 为待估系数,其变化反映横向流域生态补偿政策对企业绿色创新的动态影响,若回归系数 $\alpha_{s(\text{precut})}$ 和 $\alpha_{s(\text{pre})}$ 不显著异于0, $\alpha_{s(\text{post})}$ 和 $\alpha_{s(\text{postcut})}$ 显著异于0,则表明本文构建的多期双重差分模型满足平行趋势检验。

### 3.2.3 机制检验模型

基于理论机制,构建实证模型考察横向流域生态补偿政策促进企业绿色创新的作用机制:

$$M_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 P_{it} + \gamma_2 X_{it} + \lambda_i + \vartheta_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

式中: $M_{it}$ 为作用机制变量; $\gamma_1$ 为待估系数,其变化反映横向流域生态补偿政策对各机制变量的影响。

将现金流经营活动中现金流量净额与资产总额之比表示现金流;SA指数<sup>[44]</sup>表示融资约束,SA指数越小,企业融资约束越低,财务资源实力越强;研发人员数量的自然对数值表示研发人员,将以上3个变量作为检验外部资源配置效应的代理变量。用当期企业发明专利申请、实用型专利申请和外观设计专利申请数量加总再加1后取对数表示整体创新;用研发支出与营业收入之比表示研发支出;用固定资产投资率(企业购进固定资产、无形资产和其他长期资产而支付的现金/总资产)表示企业投资,将以上3个变量作为检验内部资源配置效应的代理变量。

## 3.3 变量定义与描述性统计

### 3.3.1 被解释变量

企业绿色创新:参考黎文靖等<sup>[45]</sup>的研究,选取企业绿色创新专利申请总量作为衡量指标。具体地,将绿色发明专利申请数量和绿色实用新型专利申请数量之和表示企业绿色创新总量,绿色实用新

型专利申请数量表示企业绿色创新数量,绿色发明专利申请数量表示企业绿色创新质量。为减少专利数据右偏分布问题,将以上绿色创新数据均加1后取自然对数。

### 3.3.2 核心解释变量

横向流域生态补偿政策虚拟变量,表示该企业是否受政策影响,若*i*企业在*t*年是横向流域生态补偿上游地区(受偿地区)的企业,则该虚拟变量为1,反之则为0。

### 3.3.3 控制变量

选取以下企业层面指标作为模型的控制变量:

①企业规模。根据企业生产函数,一般认为企业规模越大,创新产出越多<sup>[46]</sup>,用企业总资产对数值衡量。②企业成熟度。成立年限长、成熟度较高的企业可能具有更多的研发经验和人员储备,会有更高的创新产出<sup>[47]</sup>,用企业成立年限对数值表示。③股权集中度,用第一至第五股东持股额占总股额的比例衡量<sup>[48]</sup>。④企业信用评价。Colombo等<sup>[49]</sup>认为,银行贷款衡量了市场投资者对企业信用的评价,适度负债可以缓解企业长期发展资金短缺的问题,使企业有更多可利用的资金用于技术创新,以企业负债对数值表示。⑤资本密集度。企业创新活动依赖于长期资本投入,资本密集度反映了企业人均资本水平,资本密集度高的企业受外源融资约束较小,更有利于自主研发<sup>[50]</sup>,以固定资产与员工比值的对数值作为衡量指标。各变量描述性统计结果见表2。

表2 主要指标描述性统计

变量	平均值	标准差	最小值	最大值
企业绿色创新	0.44	0.84	0.00	7.07
绿色创新数量	0.28	0.63	0.00	6.09
绿色创新质量	0.27	0.68	0.00	6.60
企业规模	12.98	1.35	8.95	17.65
企业成熟度	2.91	0.35	0.00	4.03
股权集中度	49.48	15.12	0.82	96.41
企业信用评价	21.28	2.06	11.51	28.07
资本密集度	12.62	1.47	2.92	19.69

## 4 实证结果与分析

### 4.1 横向流域生态补偿政策对企业绿色创新的影响

以基本回归模型为基准,回归结果见表3。(1)(2)列并未纳入地区及年份固定效应,结果显示,横向流域生态补偿政策虚拟变量的估计系数显著为正。(3)列为纳入地区及年份固定效应的结果,纳入地区及年份固定效应和控制变量的结果如(4)列所示,横向流域生态补偿政策虚拟变量的估计系数依旧显著为正。该结果表明横向流域生态补偿政策能正向促进企业绿色创新,假设1得证。比较(1)(2)列和(3)(4)列的回归结果可以发现,(1)(3)列的横向流域生态补偿政策虚拟变量估计系数和显著性水平均高于(2)(4)列,表明时间和地区层面确实存在影响企业绿色创新的因素。为使结果更加可靠,有必要对时间和地区层面进行固定效应控制。流域生态补偿政策实施后提高了企业绿色创新专利申请总量,这可能是因为企业排污标准与排污总量控制的提高,一方面增加了企业的减排压力与成本,另一方面政府展现了治理流域生态环境的决心,提高了企业绿色创新的积极性。

在控制变量方面,企业规模和企业信用评价均能显著正向促进企业绿色创新。扩大企业规模和适当负债对企业而言能够增加资金,进而促使技术改造和创新研发。股权集中度的回归系数显著为负,说明股权集中对企业绿色创新有略微的负向影响。原因可能是大股东们相对更倾向周期短、不确定性小的经济活动;而股权相对分散时,投资者参与企业决策的可能性提高,更倾向于创新活动,这一结果与王婧等<sup>[50]</sup>的观点一致。

### 4.2 平行趋势检验

利用式(2)进行平行趋势检验,结果如图1所示。实施横向流域生态补偿政策之前企业绿色创新在实验组和对照组之间不存在显著差异,模型满足

表3 基准回归结果

变量	企业绿色创新							
	(1)	<i>t</i> 值	(2)	<i>t</i> 值	(3)	<i>t</i> 值	(4)	<i>t</i> 值
横向流域生态补偿政策	0.684***	5.401	0.356***	2.865	0.372***	2.954	0.319**	2.565
企业规模			0.113***	5.581			0.089***	4.447
企业成熟度			0.416***	11.027			-0.169	-1.129
股权集中度			-0.002*	-1.663			-0.002**	-2.462
企业信用评价			0.022	1.573			0.032**	2.330
资本密集度			0.014	1.422			0.015	1.558
常数项	0.434***	243.314	-2.793***	-11.828	0.136***	9.559	-1.245***	-3.171
个体/年份		否		否		是		是
样本量		16801		16766		16801		16766
<i>R</i> <sup>2</sup>		0.012		0.117		0.112		0.129

注: \*、\*\*、\*\*\* 分别表示在10%、5%、1%水平下显著,下同。

平行趋势检验。政策实施后实验组企业绿色创新出现逐步增长的显著趋势,从第2期开始显著增长。政策实施后1期并没有出现显著差异的原因可能是政策实施存在时滞性,同时企业进行绿色创新也需要时间。可见横向流域生态补偿政策确实能显著促进企业绿色创新,进一步验证了基准回归结果的稳健性。

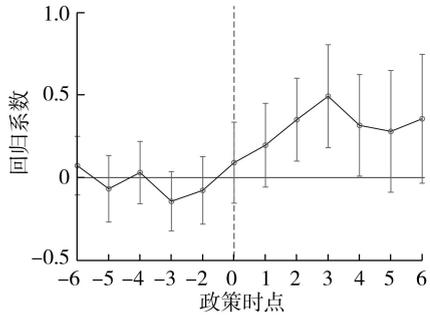


图1 平行趋势检验

### 4.3 稳健性检验

#### 4.3.1 安慰剂检验

为排除其他随机因素影响基准回归结果<sup>[51]</sup>,采用安慰剂检验对横向流域生态补偿政策效果的偶然性加以识别。参考 Duryea 等<sup>[52]</sup>的研究,以基准回归中政策分布情况为基础,随机抽样 500 次构建伪政策虚拟变量,采用式(1)重新进行回归估计,检验其系数和 P 值分布,结果如图 2 所示。企业绿色创新对伪政策虚拟变量回归系数的均值接近于 0,且远小于基准回归系数,估计系数的分布接近正态分布,P 值大多大于 0.10 且在 10% 的水平上并不显著,表明流域生态补偿政策对企业绿色创新和全要素

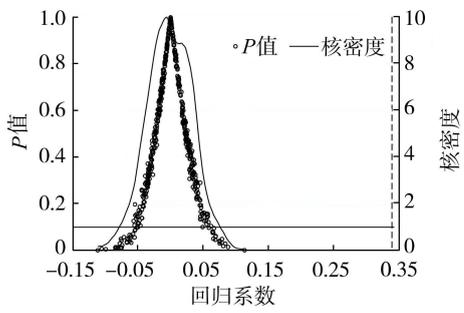


图2 安慰剂检验

生产率的影响并非其他随机性因素导致,验证基准回归结果可靠。

#### 4.3.2 替换被解释变量

在基准回归中,使用企业绿色创新专利申请数量作为衡量企业绿色创新的指标。为了验证回归结果的稳健性,将被解释变量替换为企业绿色创新专利获得数,对绿色创新专利获得数加 1 后取自然对数,重新估计式(1),结果如表 4(1)列所示。在替换被解释变量的情况下,政策虚拟变量的回归系数为 0.218,且通过 5% 的显著性检验,表明横向流域生态补偿政策能够有效促进企业绿色创新,基准回归结果较为稳健。

#### 4.3.3 变换对照组

在使用双重差分法时,对照组的选择存在一定程度的主观性。为了尽可能减少主观性对回归结果的影响,将对照组替换为横向流域生态补偿政策实施流域下游地区(补偿地区)的企业,以排除对照组选择随意性和地理集聚效应带来的偏误问题<sup>[29]</sup>。重新估计式(1),结果见表 4(2)列,政策虚拟变量依旧正向显著,与基准回归结果一致,表明结果稳健。

#### 4.3.4 剔除企业逃离行为

政策实施后,一些企业可能会无法承担政策带来的成本及压力,从试点地区搬离至非试点地区,从而导致回归结果出现偏差。为了解决这个问题,对企业注册地址信息进行收集整理,剔除政策实施后搬离政策实施地区的企业,并重新估计式(1)。表 4(3)列结果显示横向生态补偿政策虚拟变量的系数为 0.304 且在 5% 水平上显著,与基准回归结果一致,表明结果稳健。

#### 4.3.5 克服样本选择偏误

为避免样本选择性偏误对结果造成的影响,采用倾向得分匹配法(PSM)为实验组企业重新匹配对照组。采用近邻匹配方法,使得实验组与对照组不存在系统性差异。剔除少数没有被匹配的样本并固定时间和地区效应后,重新估计式(1),表 4(4)列为相关回归结果,核心变量横向流域生态补偿政策虚拟变量的系数为 0.367 且在 1% 水平上显著,表

表4 稳健性检验结果

变量	企业绿色创新专利获得数				企业绿色创新					
	(1)	t 值	(2)	t 值	(3)	t 值	(4)	t 值	(5)	t 值
横向流域生态补偿政策	0.218**	2.129	0.282**	2.185	0.304**	2.387	0.367***	2.843	0.350***	3.054
河长制政策									-0.036	-0.489
常数项	-1.526***	-4.465	-2.008**	-2.590	-1.280***	-3.250	-2.428	-1.029	-1.244***	-3.170
控制变量	是		是		是		是		是	
个体/年份	是		是		是		是		是	
样本量	16766		2897		16706		556		16766	
R <sup>2</sup>	0.152		0.181		0.129		0.276		0.129	

明原模型中样本选择不存在较大偏误,基准回归结果稳健。

#### 4.3.6 排除其他政策影响

为排除其他政策对估计结果的干扰,构建河长制政策虚拟变量,并将其代入式(1)进行回归。回归结果显示,控制河长制政策后,横向流域生态补偿政策对企业绿色创新仍具有显著的促进作用,说明回归结果稳健。

### 5 异质性分析

#### 5.1 企业异质性

##### 5.1.1 产权性质

不同产权性质的企业,对政策冲击的程度可能会有所不同。表5(1)(2)列分别为国有企业和非国有企业样本在固定时间和地区效应下的回归结果,可见国有企业样本的横向流域生态补偿政策虚拟变量回归系数并不显著。横向流域生态补偿政策更多的是促进非国有企业的绿色创新,回归系数为0.515,且在1%水平上显著。分析其原因,可能是国有企业有特殊的资源优势<sup>[53]</sup>,资金来源和人员构成比较稳定,同时易受庇护,面对环境规制和排放压力时倾向于购买现有的排污设备来应对环境执法,而不进行技术创新<sup>[48]</sup>;而非国有企业通常面临更为激烈的市场竞争和融资约束,面临强环境规制和高排放成本时,为了执行相应政策和企业的长期可持续发展,进行绿色创新的意愿更为强烈和迫切。

##### 5.1.2 规模

以企业规模的中位数为界,将企业规模高于中位数水平的上市公司定义为大规模企业,反之则定义为小规模企业。表5(3)(4)列分别为横向流域生态补偿政策对不同规模企业绿色创新的影响,可见政策对大规模企业绿色创新有显著的正向促进作用,对小规模企业的正向影响甚微,且不显著。可能的原因是大规模企业有更为完善的创新网络和更大的内、外部资源配置能力,能够及时响应政策,做出投融资策略的调整。小规模企业可能受制于自身资金储备和技术水平等因素,难以在短时间内通过绿

色创新方式响应政策。

##### 5.1.3 专利性质

部分企业将创新作为一种策略性活动,片面追求创新的数量和金额,不注重创新的质量,也并不是为了提升企业的核心竞争力、推动企业绿色发展<sup>[54]</sup>,因此张璇等<sup>[55]</sup>认为,发明专利才能反映企业真正的创新实力。为此进一步将企业绿色创新分为绿色实用新型专利和绿色发明专利,并利用式(1)重新检验。从表5(5)(6)列可以发现,横向流域生态补偿政策虚拟变量的回归系数均显著为正,说明横向流域生态补偿政策能同时提升企业的绿色创新数量与质量,但是该虚拟变量对绿色创新数量的回归系数和显著性水平均大于绿色创新质量,即相对于企业绿色创新数量,横向流域生态补偿政策对企业绿色创新质量作用较小。可能原因在于绿色发明专利所要求的研发资金更大、研发周期更长、审批程序更为严格,对企业的资源配置能力有更高的要求。

#### 5.2 区域异质性

不同地区所处的产业环境和资源环境不同,因此,横向流域生态补偿政策对企业绿色创新的影响也必然存在差异。鉴于东北板块数据缺失较多,将样本划分为东部地区和中西部地区样本组,回归结果如表6所示。从(1)(4)列可知,横向流域生态补偿政策虚拟变量的回归系数均显著为正,说明横向流域生态补偿对东部以及中西部地区企业绿色创新均有显著正向影响,东部地区回归系数更大,即相比于中西部地区,东部板块经济发展水平更高。经济发展积累的物质财富可以更多地用于环保技术开发,多因素共同驱动,使得东部板块生态效益凸显<sup>[56]</sup>。东部地区企业绿色创新数量的回归系数大于绿色创新质量,存在一定的绿色创新泡沫现象,而中西部地区政策对企业绿色创新质量作用更大,可能是因为中西部地区拥有巨大的发展潜力,在追求高质量发展的过程中会更加注重实质性创新。

### 6 机制检验

由于外部和内部资源配置效应可能影响企业绿

表5 企业异质性分析结果

变量	企业产权性质				企业规模				专利性质			
	国有企业		非国有企业		大规模企业		小规模企业		绿色实用新型专利		绿色发明专利	
	(1)	t值	(2)	t值	(3)	t值	(4)	t值	(5)	t值	(6)	t值
横向流域生态补偿政策	0.143	0.836	0.515***	2.847	0.463**	2.471	0.075	0.465	0.273***	2.892	0.236**	2.127
常数项	-1.438**	-2.512	-0.769*	-1.663	-2.100**	-2.395	-1.817***	-3.988	-0.855***	-2.890	-0.678*	-1.904
控制变量	是		是		是		是		是		是	
个体/年份	是		是		是		是		是		是	
样本量	9478		7288		8375		8391		16766		16766	
R <sup>2</sup>	0.152		0.111		0.156		0.076		0.086		0.087	

表6 区域异质性分析结果

变量	东部地区						中西部地区					
	绿色创新		绿色实用新型专利		绿色发明专利		绿色创新		绿色实用新型专利		绿色发明专利	
	(1)	t 值	(2)	t 值	(3)	t 值	(4)	t 值	(5)	t 值	(6)	t 值
横向流域生态补偿政策	0.649**	2.136	0.631**	2.416	0.482**	2.035	0.254*	1.846	0.180*	1.829	0.211*	1.664
常数项	-1.148**	-1.974	-0.609	-1.447	-0.704	-1.308	-1.459***	-3.239	-1.395***	-3.622	-0.684*	-1.916
控制变量	是		是		是		是		是		是	
个体/年份	是		是		是		是		是		是	
样本量	10267		10267		10267		6019		6019		6019	
R <sup>2</sup>	0.134		0.090		0.099		0.130		0.096		0.077	

色创新机制,对式(3)进行回归估计,得到如表7所示的机制检验结果。

### 6.1 外部资源配置效应

根据理论分析,倘若横向流域生态补偿政策虚拟变量对现金流、融资约束和研发人员的回归系数显著为正,则证明横向流域生态补偿政策通过外部资源配置效应正向刺激企业绿色创新;反之,则说明外部资源配置效应并不是合理的影响机制。表7(1)列显示,在控制其他因素的情况下,横向流域生态补偿政策的实施使企业现金流增加了0.019%,并在5%水平下显著,试点地区企业可能获得政策倾斜和政府资金补贴,直接增加了企业可利用现金流。将该资金用于企业购入机器设备、聘请研发人员等创新必要资源,可以有效缓解企业绿色创新资金匮乏问题。从(2)(3)列来看,横向流域生态补偿政策对企业融资约束回归系数为负,对研发人员回归系数为正,但均不显著,机制检验并未通过。尽管政策实施增加了企业现金流,但并未真正解决企业融资约束问题,短期内也无法吸引创新人才的集聚。分析其原因,可能是横向流域生态补偿政策大多是一次性资金补助,确实一定程度上缓解了企业短期现金流紧张的问题,但是无法给企业带来可持续的信誉和价值提升,融资约束仍然存在。上游地区经济发展水平普遍较为落后,尽管有政策倾斜,研发人员考虑自身未来发展可能不会向上游地区集聚。

### 6.2 内部资源配置效应

从表7(4)~(6)列回归结果来看,横向流域生

态补偿政策实施后,相较于对照组,实验组企业整体创新、研发支出和企业投资均未发生显著变化,说明该政策并未引起企业内部资源配置优化调整,没有在现有创新基础之上追加投资,也没有新增研发费用,只是“挤出”了原有的创新资源。结合(1)列,横向流域生态补偿政策短期内能够增加企业现金流,但是并不能真正撬动企业绿色创新,只是暂缓或推迟了其他非绿色创新活动进程,短时间内用末端治理或绿色创新数量来应付政府提出的严格水环境管控。可能的原因是跨界横向流域生态补偿政策常常以2~3a为一轮试点,而企业绿色创新难度大、周期长,很难在短期内有所突破。跨界横向流域生态补偿涉及不同省份,上游地区政府会强制要求水质达标,企业经营者面对压力来不及做出最优资源配置决策,短期内只能优先绿色创新。然而,企业只有从源头实现绿色生产,进行真正绿色创新,才能实现企业自身的绿色转型,促进地区长期高质量发展。

## 7 结语

流域生态补偿成效评价是进一步调整优化补偿机制的重要依据<sup>[57]</sup>。本文基于2008—2022年A股上市公司数据,结合企业绿色创新专利相关数据,实证考察横向流域生态补偿政策对企业绿色创新的影响。结果表明,横向流域生态补偿政策确实能同时提升流域上游地区企业的绿色创新数量与质量,但是增加绿色创新数量效果更显著。经过克服样本选择偏误、替换被解释变量等一系列稳健性检验,结论

表7 机制检验结果

变量	外部资源配置效应						内部资源配置效应					
	现金流		融资约束		研发人员		整体创新		研发支出		企业投资	
	(1)	t 值	(2)	t 值	(3)	t 值	(4)	t 值	(5)	t 值	(6)	t 值
横向流域生态补偿政策	0.019**	2.408	-0.012	-1.144	0.114	0.783	-0.010	-0.053	0.059	0.263	0.004	0.232
常数项	0.042	0.980	-13.258***	-51.007	2.191**	2.431	-4.509***	-7.076	-4.965**	-2.577	-0.346***	-3.681
控制变量	是		是		是		是		是		是	
地区/年份	是		是		是		是		是		是	
样本量	16766		16744		11247		16766		4707		16766	
R <sup>2</sup>	0.019		0.990		0.095		0.260		0.358		0.357	

依旧成立。进一步研究发现,横向流域生态补偿政策对企业绿色创新的影响在大规模企业中更为显著;非国有企业相比国有企业面临更激烈的市场竞争,能及时响应生态补偿政策,进行绿色创新行动越迅速,政策对企业绿色创新激励作用越明显;同时,政策对东部地区企业绿色创新正向激励作用更大。从影响机制来看,横向流域生态补偿政策可以显著增加企业的现金流,使企业有能力、有空间通过外部资源配置效应促进绿色创新。然而这一绿色创新增量并不源于企业优化内部资源配置后对绿色创新的新增投资,而是对现有其他创新活动的“挤出”结果。

**a. 建议采取多元补偿与受偿,延长补偿时间。**分析现有的横向流域生态补偿试点可以发现,补偿方式以直接资金补偿为主,配以少量的政策补偿和项目补偿。受偿主体以政府为主,较少涉及企业与居民,且每轮试点仅持续 2~4 a。政策持续时间短、绿色创新成本高,企业经营者倾向于选择短期治污效果好的末端治理或直接购入减污设备。因此,需要进一步加大横向流域生态补偿政策的可持续性,拓展补偿方式,建立长效机制。

**b. 打破地域与行政壁垒,加强区域间合作。**跨界流域治理,最重要的是建立联防联控机制,共同开发、共同招商、共同管理、共同收益<sup>[58]</sup>。从机制分析来看,上游地区并未形成人才集聚,难以支持企业进行绿色创新,因此上、下游之间应打破地域与行政壁垒,加强产业协作、人才交流,助力上游地区企业提升绿色转型能力。

**c. 因地制宜,因“企”施策。**推进横向流域生态补偿政策实施与考核时,应充分考虑地区内企业异质性特征,针对不同类型企业特征和需求给予差别化政策支持,积极引入绿色金融机制,为企业和个人提供可持续金融支持,鼓励各大企业开展绿色创新活动,实现绿色发展。

## 参考文献:

[ 1 ] 陶锋,赵锦瑜,周浩. 环境规制实现了绿色技术创新的“增量提质”吗:来自环保目标责任制的证据[J]. 中国工业经济,2021(2):136-154.

[ 2 ] RUGMAN A M, VERBEKE A. Corporate strategies and environmental regulations: an organizing framework[J]. Strategic Management Journal,1998,19(4):363-375.

[ 3 ] GRAY W B. The cost of regulation: OSHA, EPA and the productivity slowdown[J]. American Economic Review, 1987,77(5): 998-1006.

[ 4 ] BARBERA A J, MCCONNELL V D. The impact of environmental regulations on industry productivity: direct and indirect effects [J]. Journal of Environmental Economics and Management,1990,18(1):50-65.

[ 5 ] PORTER M E, LINDE C. Toward a new conception of the environment-competitiveness relationship [J]. Journal of Economic Perspectives,1995,9(4):97-118.

[ 6 ] 于连超,张卫国,毕茜. 环境税对企业绿色转型的倒逼效应研究[J]. 中国人口·资源与环境,2019,29(7):112-120.

[ 7 ] RICHARD K, EDWARD M. Environmental regulations and innovation activity in UK manufacturing industries [J]. Resource and Energy Economics,2011,34(2):211-235.

[ 8 ] 陈晓,李美玲,张壮壮. 环境规制、政府补助与绿色技术创新:基于中介效应模型的实证研究[J]. 工业技术经济,2019,38(9):18-25.

[ 9 ] 陶长琪,琚泽霞. 金融发展、环境规制与技术创新关系的实证分析:基于面板门槛回归模型[J]. 江西师范大学学报(自然科学版),2015,39(1):27-33.

[ 10 ] 田翠香. 环境税影响企业绿色技术创新的主从博弈分析[J]. 财经问题研究,2020(9):95-104.

[ 11 ] ZHANG M, ZHAO Y. Does environmental regulation spur innovation? Quasi-natural experiment in China[J]. World Development,2023,168:106261.

[ 12 ] YANG Y, XU Y. Do governance patterns of environmental regulation affect firm's technological innovation:evidence from China [J]. Journal of Cleaner Production, 2023, 425:138767.

[ 13 ] CHANG K, LIU L, LUO D, et al. The impact of green technology innovation on carbon dioxide emissions: the role of local environmental regulations [J]. Journal of Environmental Management,2023,340:117990.

[ 14 ] KEMP R, PONTOGLIO S. The innovation effects of environmental policy instruments: a typical case of the blind men and the elephant? [J]. Ecological Economics, 2011,72:28-36.

[ 15 ] 王红梅. 中国环境规制政策工具的比较与选择:基于贝叶斯模型平均(BMA)方法的实证研究[J]. 中国人口·资源与环境,2016,26(9):132-138.

[ 16 ] 李冬琴. 环境政策工具组合、环境技术创新与绩效[J]. 科学学研究,2018,36(12):2270-2279.

[ 17 ] 潘丹. 命令控制型和市场激励型环境规制对造林面积的影响:来自中国县级层面的准自然实验证据[J]. 资源科学,2021,43(10):2026-2041.

[ 18 ] 李瑞琴. 市场化进程提升了环境规制的有效性吗? 基于绿色技术创新视角的“波特假说”再检验[J]. 西南政法大学学报,2020,22(2):125-139.

[ 19 ] 郭进. 环境规制对绿色技术创新的影响:“波特效应”的中国证据[J]. 财贸经济,2019,40(3):147-160.

[ 20 ] 曲超,刘艳红,董战峰. 基于 DID 模型的流域横向生态补偿政策的污染:贵州省赤水河流域实证研究[J]. 生态经济,2019,35(9):194-198.

[ 21 ] LU Y, HE T. Assessing the effects of regional payment for watershed services program on water quality using an intervention analysis model [J]. Science of the Total

- Environment, 2014, 493: 1056-1064.
- [22] 胡东滨,林媚,陈晓红. 流域横向生态补偿政策的水环境效益评估[J]. 中国环境科学, 2022, 42(11): 5447-5456.
- [23] 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.
- [24] 刘聪,张宁. 新安江流域横向生态补偿的经济效应[J]. 中国环境科学, 2021, 41(4): 1940-1948.
- [25] 于冰,史颖. 新安江生态补偿环境经济效应及影响机制研究[J]. 生态经济, 2023, 39(7): 157-164.
- [26] 齐绍洲,林岫,崔静波. 环境权益交易市场能否诱发绿色创新? 基于我国上市公司绿色专利数据的证据[J]. 经济研究, 2018, 53(12): 129-143.
- [27] 景守武,张捷. 跨界流域横向生态补偿与企业全要素生产率[J]. 财经研究, 2021, 47(5): 139-152.
- [28] 金友良,徐颖,曾辉祥. “对赌式”流域横向生态补偿政策对企业劳动投资效率的影响[J]. 财会月刊, 2023, 44(12): 40-46.
- [29] 李坦,徐帆,祁云云. 从“共饮一江水”到“共护一江水”: 新安江生态补偿下农户就业与收入的变化[J]. 管理世界, 2022, 38(11): 102-124.
- [30] 卢文秀,吴方卫. 生态补偿横向转移支付能缩小城乡收入差距吗? 基于 2000—2019 年中国典型流域生态补偿的经验证据[J]. 财政研究, 2022(7): 35-51.
- [31] 吴凤平,邵志颖,季英雯. 新安江流域横向生态补偿政策的减排和绿色发展效应研究[J]. 软科学, 2022, 36(9): 65-71.
- [32] 李姝,翟士运,古朴. 非控股股东参与决策的积极性和企业技术创新[J]. 中国工业经济, 2018(7): 155-173.
- [33] 李斌,彭星,欧阳铭珂. 环境规制、绿色全要素生产率与中国工业发展方式转变: 基于 36 个工业行业数据的实证研究[J]. 中国工业经济, 2013(4): 56-68.
- [34] 潘爱玲,刘昕,邱金龙,等. 媒体压力下的绿色并购能否促使重污染企业实现实质性转型[J]. 中国工业经济, 2019(2): 174-192.
- [35] 郭露,戴志敏,汤林捷. 江西技术型中小企业融资困难结构因素分析[J]. 科技管理研究, 2014, 34(19): 31-34.
- [36] FAZZARI S M, HUBBARD R G, PETERSEN B C, et al. Financing constraints and corporate investment [J]. Brookings Papers on Economic Activity, 1988(1): 141-206.
- [37] 金刚,沈坤荣. 以邻为壑还是以邻为伴? 环境规制执行互动与城市生产率增长[J]. 管理世界, 2018, 34(12): 43-55.
- [38] 张彩云,苏丹妮,卢玲,等. 政绩考核与环境治理: 基于地方政府间策略互动的视角[J]. 财经研究, 2018, 44(5): 4-22.
- [39] 黄进,王伟,田野,等. 南水北调中线工程水源区环境规制对经济高质量发展的影响[J]. 水资源保护, 2024, 40(4): 148-156.
- [40] 刘金科,肖翊阳. 中国环境保护税与绿色创新: 杠杆效
- 应还是挤出效应? [J]. 经济研究, 2022, 57(1): 72-88.
- [41] 李青原,肖泽华. 异质性环境规制工具与企业绿色创新激励: 来自上市企业绿色专利的证据[J]. 经济研究, 2020, 55(9): 192-208.
- [42] 李晓红,金正贤. 环境税对企业绿色技术创新的影响研究: 基于 A 股工业企业上市公司的实证经验[J]. 经济问题, 2023(1): 61-69.
- [43] 黄炜,张子尧,刘安然. 从双重差分法到事件研究法[J]. 产业经济评论, 2022(2): 17-36.
- [44] HADLOCK C J, PIERCE J R. New evidence on measuring financial constraints: moving beyond the KZ index [J]. Review of Financial Studies, 2010, 23(5): 1909-1940.
- [45] 黎文靖,郑曼妮. 实质性创新还是策略性创新? 宏观产业政策对微观企业创新的影响[J]. 经济研究, 2016, 51(4): 60-73.
- [46] 王刚刚,谢富纪,贾友. R&D 补贴政策激励机制的重新审视: 基于外部融资激励机制的考察[J]. 中国工业经济, 2017(2): 60-78.
- [47] 张杰,陈志远,杨连星,等. 中国创新补贴政策的绩效评估: 理论与证据[J]. 经济研究, 2015, 50(10): 4-17.
- [48] 宋鹏,陈梦渝,毛显强. 中央环保督察促进重污染企业绿色创新了吗? 来自上市企业绿色专利数据的证据[J]. 中国环境管理, 2022, 14(3): 73-80.
- [49] COLOMBO M, GROCE C, GUERINI M. The effect of public subsidies on firms' investment-cash flow sensitivity: transient or persistent [J]. Research Policy, 2013, 42: 1605-1623.
- [50] 王婧,张秋艳,杜志英. 异质机构投资者、股权集中与中小企业创新[J]. 统计与决策, 2022, 38(11): 169-173.
- [51] 胡洁,于宪荣,韩一鸣. ESG 评级能否促进企业绿色转型? 基于多时点双重差分法的验证[J]. 数量经济技术经济研究, 2023, 40(7): 90-111.
- [52] DURYEA C F L E. Soap operas and fertility: evidence from Brazil [J]. American Economic Journal: Applied Economics, 2012, 4(4): 1-31.
- [53] 张成思,刘贯春. 最优金融结构的存在性、动态特征及经济增长效应[J]. 管理世界, 2016(1): 66-77.
- [54] KELM K M, NARAYANAN V K, PINCHES G E. Shareholder value creation during R & D innovation and commercialization stages [J]. Academy of Management Journal, 1995, 38(3): 770-786.
- [55] 张璇,刘贝贝,汪婷等. 信贷寻租、融资约束与企业创新[J]. 经济研究, 2017, 52(5): 161-174.
- [56] 孙玉环,张冬雪,梁雨菽,等. 生态产品价值实现与城乡融合发展: 基于城乡融合发展试验区的实证研究[J]. 统计研究, 2024, 41(2): 87-99.
- [57] 耿翔燕,李文轩. 中国流域生态补偿研究热点及趋势展望[J]. 资源科学, 2022, 44(10): 2153-2163.
- [58] 沈满洪,谢慧明. 跨界流域生态补偿的“新安江模式”及可持续制度安排[J]. 中国人口·资源与环境, 2020, 30(9): 156-163.

(收稿日期: 2024-07-12 编辑: 胡新宇)