

中国林长制改革的绿色发展效应研究

董 玮 高洪飞 田淑英

摘 要 林长制改革是自然资源治理领域具有中国特色的重大制度创新，为评估其是否推进了地区绿色发展，在收集 2013—2020 年全国 329 个地级市林长制改革试点数据的基础上，通过多时点双重差分模型实证检验了其对中国地区的影响。结果表明，林长制改革通过提高营林技术水平，改进了地区生态保护与修复工程效率，提高了地区环境改善水平；通过提高绿色基础产业的横向关联和纵向升级程度，增强了生态产品价值在农村地区的分配，带动了地区绿色基础产业规模化、高级化和可持续发展，推进了地区绿色发展。林长制改革应进一步创新资源管护机制、优化财政投入方式、强化林业产权政策、发挥绩效考核作用、夯实“责任链”“协作链”“参与链”，进一步推进绿色发展。

关键词 林长制改革 绿色发展 效应

[中图分类号] F326.20 [文献标识码] A [文章编号] 2095-851X (2025) 02-0025-17

党的二十大报告指出，必须牢固树立和践行绿水青山就是金山银山的理念，站在人与自然和谐共生的高度谋划发展。^①当前，中国经济正处于增速换挡、结构调整、质量提升的关键期，要实现经济发展由“高速增长”向“高质量发展”转型、生态环境由“生态赤字”向“生态盈余”转变，就必须提高经济绿色发展的质量效能。作为一种可持续发展模式，绿色发展兼顾经济效益与生态环境质量，最终目标是实现经济、生态和社会系统的协调发展。森林作为陆地生态系统的主体，为绿色发展提供了基础保障。林长制作为生态文明建设的重要制度创新，它是指按照“分级负责”原则，由各级地方党委和政府主要负责人担任林长，其他负责人担任副林长，构建省市县乡村五级林长体系，落实保护发展林草资源属地责任的制度。林长制改革自实施以来，主要以护绿、增绿、管绿、用绿、活绿的“五绿”任务为主要工作内容，通过强化地方政府在林业治理领域的主导责任，提升森林生态质量，提高林业经营效益，推动林业高质量发展，在各省市都取得了较为明显的改革成效，体现了走绿色发展之路的本质内涵。从 2016 年江西抚州市首推“山长制”到 2019 年林长制改革被写入《中华人民共和国森林法》，再到 2021 年林长制全国推广，林长制经历了从地方试点到全国推行的制度演进。图 1 展示了随着时间的推移，林长制改革在全国地级市推行实施的渐进演进趋势。然而，林长制改革促进绿色发展的内在机理是什么？林长制改革的绿色发展效应如何？这些问题都亟待回答。

近年来，地方自然资源党政领导负责制改革已受到学界广泛关注。河长制作为相关制度，其政

【基金项目】国家哲学社会科学基金青年项目“碳中和目标下农林参与林业碳汇经营的现实路径与激励政策研究”（批准号：22CJY029）。

【作者简介】董玮、高洪飞、田淑英（通讯作者），安徽大学经济学院，邮政编码：230601。

① 资料来源：习近平：《高举中国特色社会主义伟大旗帜 为全面建设社会主义现代化国家而团结奋斗——在中国共产党第二十次全国代表大会上的报告》，《人民日报》2022 年 10 月 26 日，第 4 版。

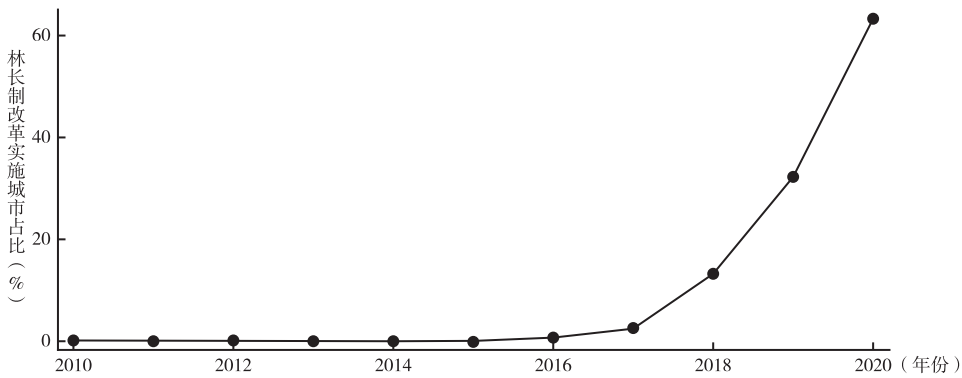


图 1 林长制的演进趋势

资料来源：根据各地区官方公布的关于林长制推行的文件整理。

策逻辑、运行机制及试点效果等问题已有不少研究（沈坤荣、金刚，2018；沈满洪，2018；王班班等，2020），为林长制的研究提供了很多启发。然而，林长制与河长制在自然资源类型、权属归属、功能定位等方面存在显著差异，适用的理论解释与制度效应也存在很大区别（林煜国等，2023）。从林长制的发展脉络来看，侯方森等（2023）将其演进划分为三个阶段：典型地区率先实践、国家政策积极推动以及全国各地全面推行。随着林长制的发展，其理论框架构建成为研究重点。宁攸凉等（2019）结合整体性治理理论，提出林长制的理论分析框架。林伟星等（2023）则基于制度分析与发展框架，识别林长制政策过程中的制度要素，厘清制度与政策过程的逻辑关系，构建公共政策过程的制度分析框架，已有研究证实了林长制改革在提高城市土地绿色利用效率、促进企业绿色技术创新方面，具有正向效应（王智林、尚航标，2024；汪虹雨等，2024）。

事实上，在自然资源治理模式方面，协作治理模式在自然资源治理中发挥着重要作用（Olvera-Garcia and Neil, 2020），如何加强治理模式规范化，特别是复杂制度模式可能带来的治理困境（Bolognesi and Nahrath, 2020），是一个普遍问题。国外部分学者认为政府主导模式在提供制度框架、强化责任体系方面具有优势，但过于刚性的制度设计可能会影响政策的因地制宜调整能力，且可能因治理层级过多、协调机制不足而降低政策执行的适应性（Olivier and Vallury, 2024；Bolognesi and Nahrath, 2020）。林长制改革涉及政府、企业和社会组织等多个主体的互动与合作，已有研究强调了林长制改革需进一步明确责权边界和创新治理方式（曹玉昆等，2023），政策优化中需注意责任体系构建、网格化管理及协同治理等问题（陈雅如，2019；吴宁宁，2024）。从治理逻辑来看，林长制强调党政领导负责制，仍具有“人治”属性，进一步完善考核制度体系、强化法律法规建设、推进治理主体多元化是深化改革的重要路径（许在华，2022；秦柳、姚文玲，2022）。因此，林长制如何在“人治”与“法治”之间找到平衡，使政策执行更加稳定、可持续，仍是值得进一步探讨的问题。

目前的研究范式内，仍然没有很好回答“林长制的理论性及其经济学解释”“林长制的实践性及其制度有效性”等问题。囿于林长制改革的复杂性和监测数据的不易获得性，目前这方面的研究尤其是量化研究还比较缺乏，林长制改革的制度效果仍有待验证。

一、理论分析与研究假说

（一）基本假说

绿色发展是一种追求经济、社会与环境协调可持续发展的发展模式，根据联合国《2030 年可持续发展议程》和《中共中央 国务院关于加快推进生态文明建设的意见》（中发〔2015〕12 号），

绿色发展不仅仅关注经济增长的数量，更注重经济增长的质量和可持续性。根据新制度经济学理论，制度促进经济发展的核心在于降低交易成本和提供激励，委托－代理关系理论、交易成本理论、激励相容理论构成其主要理论基础。^① 林长制、河长制、田长制等地方自然资源党政领导负责制是一种政府管理制度和公共治理体系的创新，这种制度创新包括委托－代理关系的重塑、交易成本的降低、激励相容机制的改进（刘珉、胡鞍钢，2023）。林长制是打破现行条块分割、化解资源配置冲突、强化责任担当、形成治理合力的制度创新，其整体性治理架构由三种关系构成：上下层级纵向关系、部门间横向关系、政府与社会间的公私关系（黎元生、胡熠，2017；宁攸凉等，2019）。在目前制度框架下，林长制改革在改善传统自然资源管理体制、促进绿色发展方面的贡献主要在于：

一是在上下层级纵向关系方面——形成“责任链”，强化了上下层级政府间的目标责任关系，降低了代理风险，实现了“绿色发展”目标的激励相容。在林长制实施前，上级政府主要扮演的是目标监管角色，而下级政府和林草部门是责任承担角色，这种责任分解体系容易导致目标与责任脱节，从而产生代理风险和机会主义。林长制通过明确党政领导责任，并由此建立考核与激励机制，划清责任边界，从而实现“绿色发展”目标的激励相容。在具体的实施过程中，五级林长体系的建设与社区基层网格化管理相结合，形成了全覆盖的治理体系，强化了地方政府的绿色发展责任，并有效转变了“唯 GDP”的政绩观念。

二是在部门间横向关系方面——形成“协作链”，完善了同级部门间的协作制度，降低了部门间横向协调难度，缩减了交易成本，有利于绿色发展目标实现。我国行政组织体系的条块关系导致政府“部门化”倾向突出，“部门化”有利于管理专业化，但同时也导致了行政管理权力的“破碎化”和“空心化”（马力宏，1998），进而导致职能交叉、协调成本高。随着生态文明建设的推进，林草部门的职能逐渐扩展，其涉及多个部门间的协作。林长制通过建立定期联席会议和现场办公制度，促进了部门间的协作，解决了“单打独斗”的困境，进而有效降低了横向协调成本，提升了治理效率。

三是在政府与社会间的公私关系方面——形成“参与链”，构建了政府与社会间的承诺监督机制和公私合作机制，进一步降低委托代理风险和交易成本，有利于绿色发展目标实现。林长制通过公开承诺治理目标和设立林长公示牌，建立了政府与社会间的监督机制，增强了社会参与，降低了地方政府的代理风险。在生态经济发展方面，林长制通过推动森林保险、林权抵押贷款等金融服务，解决了农林企业的资金瓶颈，政府通过公私合作机制，分担了生态经营的社会成本，促进了林区高质量发展，实现了“生态美、百姓富”的双重目标。

因此，林长制改革实质上是通过制度改革，构建了完整的组织体系、高效的运行机制和全面的参与机制等（胡继平、费刚，2019），解决了职责虚化、权能碎化、举措泛化与功能弱化等问题，提高了政府综合治理效能，降低了代理风险和交易成本，实现了各级政府和部门目标的激励相容，是对传统林业管理体制的超越（陈雅如，2019）。它以“五绿”任务为核心，通过由地方主要党政领导担任辖区内林业自然资源的首要责任人，使“目标”和“责任”在更高层次上得到匹配，并在“纵向”“横向”“公私”三个维度上形成高效的推进机制，提高了自然资源领域的治理效率，进一步推动了地方环境改善和经济发展。因此，本文提出如下假说：

假说 H1：林长制改革将会改善地区的生态环境质量，增进地区环境改善水平，有利于绿色发展。

假说 H2：林长制改革能够促进地区经济高质量发展，提高地区经济发展水平，有利于绿色发展。

（二）机制分析

结合制度经济学的理论框架，林长制的制度安排主要体现在技术制度、治理制度、市场制度、

① 袁庆明（2014）：《新制度经济学教程（第二版）》，北京：中国发展出版社，第2—9页。

产业制度、产权与收益分配制度五个方面（见图 2）。本文将据此具体展开两个维度的机制分析：（1）林长制如何通过技术制度、治理制度促进环境改善，进而促进绿色发展；（2）林长制如何通过市场制度、产业制度、产权与收益分配制度推动经济发展，进而促进绿色发展。

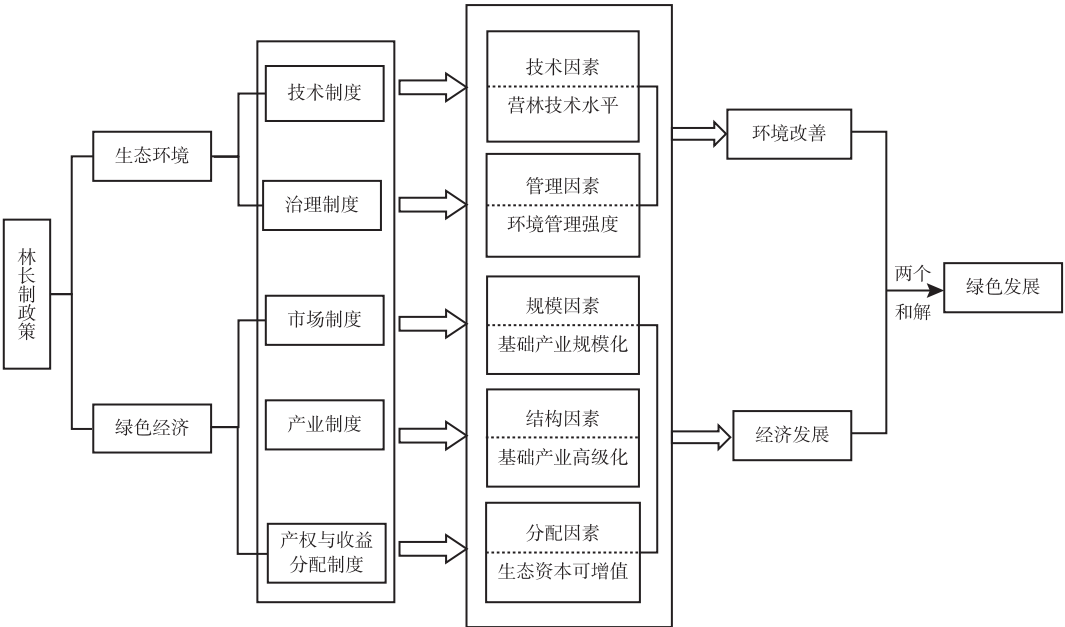


图 2 林长制促进绿色发展的作用机制

1. 林长制改革促进环境水平改善，有利于绿色发展

我国林草领域的生态工程主要受技术因素与管理因素的制约。在林长制考核压力与责任追踪的机制下，林长制改革促进了两个方面的治理优化：一是技术制度优化。各级林长为提高治理绩效，会努力推动营林技术研发和机械化设备升级，优化技术操作流程，同时也会强化培训和技术指导，从而确保技术人员熟练应用新技术，提高生态修复效率，改善环境质量。二是治理制度优化。各地建立林长会议制度、信息公开制度、部门协作机制、工作督察与考核评价体系，这些制度与体系加强了林草资源保护的统筹协调，明确了责任分工，强化了监管力度，提高了政策执行力。地方政府在责任的压力下，将提高生态修复投入水平，引进先进的修复技术和管理经验，优化工程实施方案，提高治理效能。同时，严格的环境管理促进企业与个人更严格遵守环保法规，减少破坏行为，间接提升生态治理效果。基于此，本文进一步提出如下假设：

H1a：林长制改革能够提高营林技术水平，改进地区生态保护与修复工程效率，提高地区环境改善水平，推进绿色发展。

H1b：林长制改革能够加大政府环境管理强度，提高地区生态保护与修复管理效率，提升地区环境改善水平，推进绿色发展。

2. 林长制改革促进经济发展水平提高，有利于绿色发展

地区产业经济发展水平主要与三个因素有关，规模因素、结构因素和分配因素。在林长制的核心工作任务“五绿”中，“用绿”即通过扶持林业新兴产业、培育林业新型经营主体、打造地区林业品牌效应，推动林业供给侧结构性改革；“活绿”即通过推进林权流转、拓宽林权融资渠道、推进集体林权“三权”分置和农民森林资源“三变”改革，增强林业科技创新和服务能力等，实现林业一二三产融合发展，提高基础产业在产业结构升级中的支撑作用。“增绿”“护绿”“管绿”主要是增加森林面积和提高森林质量，扩大森林资源和资产，充分挖掘和发挥自然生态要素作用，促

进群众增收致富（白暴力等，2022）。因此，林长制改革主要促进了以下三个方面的治理优化：

一是市场制度方面，林长制改革促进了绿色基础产业规模扩大，解决“散、小、弱”与“融、聚、强”的矛盾。林长制通过夯实党政领导“五绿”责任，以林业为基础支撑产业，通过森林生态效益补偿、林权抵押贷款、政林担一体化等财政金融工具推动林区基础设施建设，促进生产性服务业发展，提升农林牧渔等基础产业的产值。林业资源的广泛性和生态系统的整体性使其在发展过程中能够产生溢出效应和协同效应。通过“1+N”政策体系，支持林区基础设施建设，并完善林地经营权流转和林权抵押贷款机制，有效推动了林业与农业、渔业等多产业融合，充分发挥林业基础性作用。

二是产业制度方面，林长制改革促进了绿色基础产业结构升级，解决“高水平保护”与“高质量发展”的矛盾。林长制通过夯实党政领导“五绿”责任，推进林业供给侧结构性改革，引导林草产业纵向升级和一二三产业联动发展。林业生态系统的基础性作用推动了农、林、牧、渔等产业的横向联动发展。数字技术的应用推动了基础产业的升级，而林长制通过产业创新、技术研发和新型复合经营业态的引导，提高了农林牧渔业的纵向升级和横向关联，提升了绿色发展质量。

三是产权与收益分配制度方面，林长制改革促进了自然生态要素参与价值分配，解决“外部约束”与“内部激励”的矛盾。自然生态要素的普适性使每个社会成员都能从生态保护中获益。实施林长制，发展林业生态经济，核心是“不砍树、能致富”——创新经营业态，重构生态产品价值实现的利益联结机制，保护生态产品经营开发的民众权益，促进农民参与生态经济发展，实现绿色发展目标。林长制将地方林农增收作为考核指标，推动“公司+合作社+农户+基地”的利益联结机制，激励“守护绿水青山”与“创造金山银山”并行，以实现生态美、产业兴、百姓富的目标。

基于以上分析，本文进一步提出如下假设。

H2a：林长制改革能够提高绿色基础产业的横向关联，带动地区绿色基础产业规模化发展，提高经济发展水平，推进绿色发展。

H2b：林长制改革能够推动绿色基础产业的纵向升级，带动地区绿色基础产业高级化发展，提升经济发展水平，推进绿色发展。

H2c：林长制改革能够增强生态产品价值在农村地区的分配，带动地区绿色基础产业可持续发展，提高经济发展水平，推进绿色发展。

二、模型设定与变量说明

（一）模型设定

由于各个省市林长制改革开始的时间不一样，同时改革产生的影响，既存在“时间效应”，也存在“政策处理效应”，符合多期双重差分模型的应用条件。因此，为了探究林长制是否促进了环境改善水平和经济发展水平，从而推动地区绿色发展，本文基于自2016年以来开始试点实施的林长制改革这一准自然实验，借鉴Beck等（2010）和袁航、朱承亮（2018）的做法，构建地区和时间双向固定效应的多期双重差分模型，并建立环境改善水平方程和经济发展水平方程，如下所示：

$$PM2.5_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 did_{it} + \alpha_2 lndensity_{it} + \alpha_3 gov_{it} + \alpha_4 ind_{it} + \alpha_5 aut_{it} + \mu_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$\ln pGDP_{it} = \beta_0 + \beta_1 did_{it} + \beta_2 lndensity_{it} + \beta_3 gov_{it} + \beta_4 ind_{it} + \beta_5 fix_{it} + \beta_6 aut_{it} + \theta_i + \gamma_t + \kappa_{it} \quad (2)$$

（1）为环境改善水平方程；（2）为经济发展水平方程。

在环境改善水平方程中，被解释变量为 $PM2.5_{it}$ ，表示地区 i 在 t 年的年度 $PM2.5$ 均值。在绿色发展框架下，其作为一个环境指标，能够反映区域整体环境质量的改善情况。核心解释变量 did_{it} 等于 $treated_i$ 与 $post_{it}$ 的乘积，表示自2016年以来开始实施林长制改革的试点市的虚拟变量。若地区 i

在 2016 年到 2020 年施行了林长制相关政策则 $treated_i = 1$ ，否则 $treated_i = 0$ ，并且地区 i 在政策实施当年及政策实施之后的年份 $post_{it} = 1$ ，否则 $post_{it} = 0$ 。核心解释变量 did_{it} 的系数 α_1 用来识别林长制改革对环境改善带来的影响， $\alpha_1 < 0$ 时表示林长制改革有利于降低 $PM_{2.5}$ 的浓度，促进绿色发展，反之则不利于促进绿色发展。 $density$ 表示地区人口密度， gov 表示地方政府规模， ind 表示工业化水平， aut 表示财政自由度。 μ_i 表示地区固定效应， η_t 表示年份固定效应， ε_{it} 表示误差项。

在经济发展水平方程中，被解释变量为 $\ln GDP_{it}$ ，表示地区 i 在 t 年的经济发展水平，用人均 GDP 的自然对数表示。核心解释变量 did_{it} 的系数 β_1 用来识别林长制改革对经济发展带来的影响， $\beta_1 > 0$ 时表示林长制改革有利于提高经济发展水平，促进绿色发展，反之则不利于促进绿色发展。 fix_{it} 表示固定资产投资比率， $density$ 、 gov 、 ind 、 aut 的含义与环境改善水平方程相同。 θ_i 表示地区固定效应， γ_t 表示年份固定效应， κ_{it} 表示误差项。

(二) 变量说明

1. 被解释变量

被解释变量为绿色发展 (gd)

绿色发展的内涵有诸多讨论，习近平总书记指出：“绿色发展，就其要义来讲，是要解决好人与自然和谐共生问题。”^① 人与自然和谐共生问题，是对马克思、恩格斯的“两个和解”^② 思想的创造性继承和创新性发展，为人类正确解决人与自然、人与自身间的矛盾和冲突提供了现实路径（李包庚，2023）。在社会主义市场经济体制下，坚持绿色发展，必须树立绿水青山就是金山银山理念，坚持节约资源和保护环境的基本国策，坚持可持续发展，坚定走生产发展、生活富裕、生态良好的文明发展道路。因此，究其本质，绿色发展无外乎需要解决生态环境与经济发展两大方面的重点问题，参考以往学者对绿色发展的研究（胡森林等，2022），本文从环境改善水平和经济发展水平两个方面，兼顾数据可得性，分别选取 $PM_{2.5}$ 浓度和人均 GDP 两个变量来作为绿色发展的替代指标。

2. 解释变量

核心解释变量为林长制改革试点政策 (did)

本文选取 2016—2020 年实施林长制改革的试点地区作为处理组，其余 2020 年之前未实施林长制改革的地区作为对照组。为了识别不同年份开始进行试点的处理组地区，将处理组地区实施林长制改革当年及以后年份的 did_{it} 设为 1，其他 did_{it} 均设为 0。

3. 控制变量

一个地区的环境改善水平与经济发展水平是诸多因素影响的结果，主要是三大主体力量的交互作用；一是政府干预层面；二是市场发展层面；三是社会发展层面。本文在政府的干预能力和干预水平、地区的经济发展程度和产业发展水平、地区的人口分布状况三个层面选取环境改善水平方程的控制变量。由于市场经济下经济发展水平首先受市场资源配置的影响，尤其是产业结构调整是影响经济高质量发展的关键因素（任保平、李培伟，2024），其次是政府的产业政策影响，政府的资源配置能力对地方产业发展方向的调整、绿色产业的支持力度是影响经济高质量发展的重要因素，最后是社会资源配置度，地方市政设施配置状况、人口分布状况是地区经济发展水平的重要影响因素。因此，本文在地区产业发展水平、政府资源配置能力、社会资源配置度三个层面选取经济发展水平方程的控制变量。主要控制变量的指标选取情况如表 1 所示。

① 中共中央宣传部、中华人民共和国生态环境部（2022）：《习近平生态文明思想学习纲要》，北京：学习出版社、人民出版社，第 51 页。

② 注：“两个和解”，即人与自然和人与自身的和解，是马克思、恩格斯较早提出的一个重要思想。恩格斯最早在《国民经济学批判大纲》中提及这一观念；马克思在《1844 年经济学哲学手稿》中提出这一思想并作了深入阐发。马克思、恩格斯（2002）：《马克思恩格斯全集》，北京：人民出版社，第 3 卷，第 297 + 449 页。

表 1 控制变量具体名称和指标含义

变量类型	变量名称	替代指标	替代指标符号	变量说明
控制变量	地区经济发展程度	人均 GDP	<i>pGDP</i>	地区生产总值/户籍人口数
	地区产业发展水平	工业化水平	<i>ind</i>	第二产业增加值/地区生产总值(%)
	政府资源配置能力	财政自由度	<i>aut</i>	地方财政一般预算收入/地方财政一般预算支出
	地方政府干预水平	地方政府规模	<i>gov</i>	地方财政一般预算支出/地区生产总值(%)
	地方人口分布状况	地区人口密度	<i>density</i>	单位行政面积的户籍人口数
	地方市政设施配置状况	固定资产投资比率	<i>fix</i>	市政公用设施建设固定资产投资完成额/地区生产总值(%)

此外，在机制分析部分，本文还使用农（林）业机械化水平、环保词频作为营林技术水平和政府环境管理强度的替代指标，使用第一产业增加值、农林牧渔业产值占 GDP 比重、农村居民人均可支配收入作为绿色基础产业规模化、绿色基础产业高级化和生态资本增值水平的替代指标。为避免内生性和互为因果关系，在绿色基础产业发展影响机制分析部分，剔除人均 GDP 和地方政府规模变量，增加农林水利事务支出作为控制变量。

（三）数据说明

为准确识别林长制对绿色发展带来的影响，便于数据在横向维度上的统一和比较，样本中剔除了北京市、上海市、天津市和重庆市四个直辖市，构造了 2010—2020 年中国大陆 329 个地级市的非平衡面板数据。其中各类变量原始数据主要来源于《中国城市统计年鉴》《中国区域经济统计年鉴》以及各省市统计年鉴和政府工作报告，并且所有货币表示的名义变量均以 2010 年为基期进行平减，主要变量的描述性统计如表 2 所示。

表 2 主要变量描述统计

变量名称(单位)	观测值	平均值	标准差	最小值	最大值
<i>PM2.5</i> 浓度均值($\mu\text{g}/\text{m}^3$)	3597	40.054	16.387	1.865	108.526
经济发展水平(万元)	3567	4.360	3.890	0.510	42.960
林长制(-)	3168	0.070	0.250	0.000	1.000
工业化水平(%)	3567	45.300	11.490	8.358	89.689
地方政府规模(%)	3557	25.949	24.010	4.388	358.098
财政自由度(比值)	3556	0.412	0.224	0.007	1.107
地区人口密度(万人/平方公里)	3426	0.040	0.040	0.000	0.880
固定资产投资比率(%)	3106	77.816	28.534	12.450	227.891
农(林)业机械化水平(kW/hm^2)	2440	-0.096	0.607	-2.617	2.240
环保词频(比值)	3085	0.003	0.001	0.000	0.012
第一产业增加值(万元)	3567	13.898	0.929	10.513	15.598
农林牧渔业产值占比(%)	2440	0.240	0.140	0.010	1.510
农村居民人均可支配收入(万元)	2146	1.180	0.410	0.410	3.110
<i>SO2</i> 排放量均值($\mu\text{g}/\text{m}^3$)	2126	23.680	22.816	2.750	242.000
夜间灯光	3157	0.702	0.857	0.004	3.219
农林水利事务支出(万元)	2529	33.950	22.660	1.000	247.000

主要变量的变化性趋势如图 3 所示，以安徽省、江西省、山东省以及广西壮族自治区^①等林长制改革时间较早、代表性较强的省份为例，从 *PM2.5* 浓度上看，各省份 *PM2.5* 浓度在林长制

① 注：江西省于 2016 年最早推行林长制改革，安徽省于 2017 年省级层面推行林长制改革，山东省、广西壮族自治区均于 2018 年推行林长制改革，是全国推行林长制改革的首批省份。

改革之后，均呈现显著下降趋势，其中江西省和安徽省表现更为明显，在 2017—2018 年 $PM_{2.5}$ 浓度下降幅度最为明显。从第一产业增加值上看，在林长制改革之前，各省份第一产业增加值虽然总体上呈现上升趋势，但是上升幅度较小。自林长制改革之后，各省份第一产业增加值在之后年份均存在显著提升的阶段，如安徽省和江西省在 2018 年林长制全省推广之后，第一产业增加值显著提升。从农村居民人均可支配收入来看，各省份在林长制政策实施前后均呈现平稳上升趋势。那么，林长制改革是否会对环境改善水平、经济发展水平等产生显著影响？仍需进一步的实证检验。

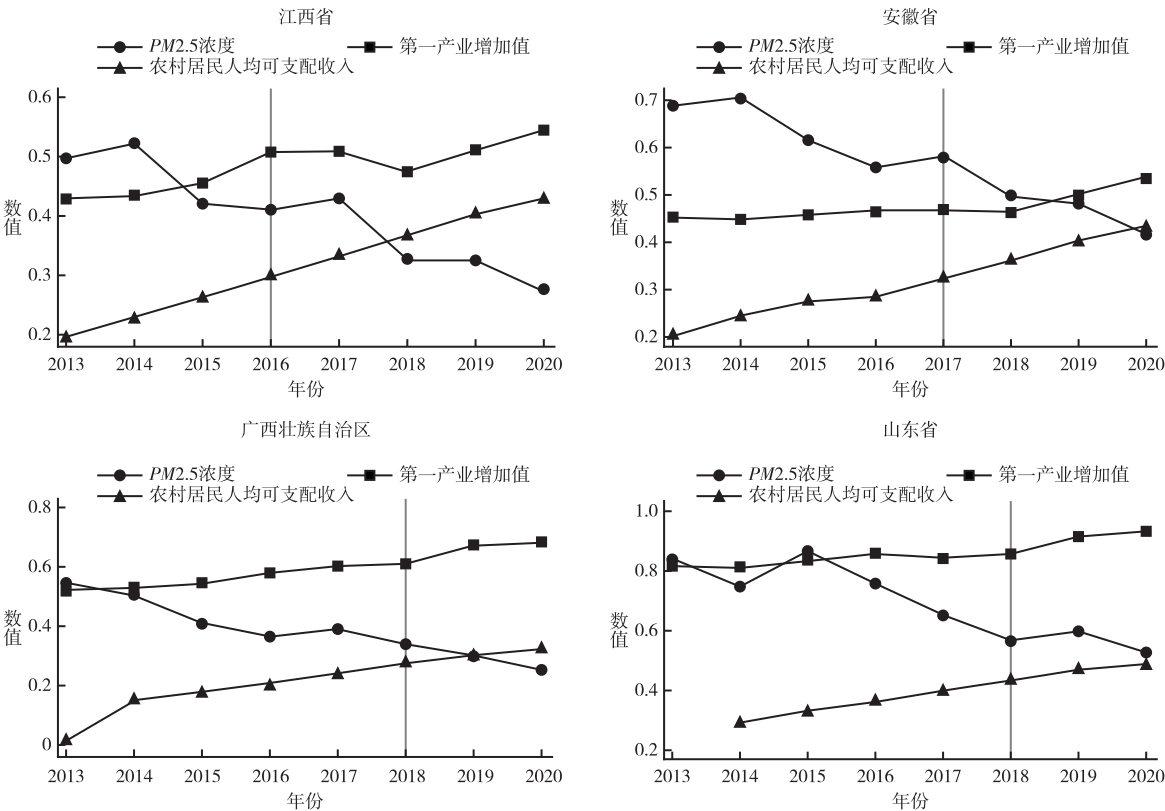


图3 林长制改革首批省份重点指标变化趋势

三、实证分析与稳健性检验

(一) 基准回归

本文使用地区和时间双向固定效应的多期 DID 模型对林长制改革政策的效果进行了实证分析，基础回归结果如表 3 和表 4 所示。其中，列 (1) 和列 (3) 在模型中采用普通标准误，列 (2) 和列 (4) 模型中采用稳健标准误，来探讨不同类型标准误是否会引起估计结果的变化进而对实证结果的可信性产生影响。列 (1) 和列 (2) 仅控制了地区和时间固定效应，在此基础上列 (3) 和列 (4) 加入系列控制变量，分析遗漏变量可能带来的内生性问题对估计结果产生的影响。

从被解释变量 $PM_{2.5}$ 浓度和人均 GDP 的回归结果来看，无论是否加入控制变量，核心解释变量的系数都在不高于 10% 的水平上显著，说明林长制改革有利于降低 $PM_{2.5}$ 的浓度，增加人均 GDP ，提高地区环境改善水平和经济发展水平，进而促进地方绿色发展，从而验证了假说 H1 和假说 H2。

表 3 林长制改革影响 $PM_{2.5}$ 基础回归结果

变量	被解释变量: $PM_{2.5}$ 浓度			
	(1)	(2)	(3)	(4)
林长制改革试点政策	-0.9246 ** (- 2.40)	-0.9246 *** (- 2.66)	-0.8461 ** (- 2.22)	-0.8461 ** (- 2.43)
地区人口密度			-1.3910 (- 1.47)	-1.3910 (- 1.33)
地方政府规模			0.0185 (1.58)	0.0185 (0.92)
工业化水平			0.0720 *** (3.53)	0.0720 *** (3.41)
财政自由度			-11.3096 *** (- 7.26)	-11.3096 *** (- 7.01)
常数项	41.8698 *** (531.54)	41.8698 *** (523.23)	38.0881 *** (10.28)	38.0881 *** (9.31)
地区固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
时间固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	3157	3157	3154	3154
调整后的 R^2 值	0.929	0.929	0.931	0.931

注：***、**、* 分别表示估计结果在 0.01、0.05、0.1 的水平上显著；括号内的数字为 t 值。

从环境改善水平方程的其他变量的回归结果来看，工业化水平对 $PM_{2.5}$ 浓度产生了显著的正向影响，说明在目前阶段，我国工业化水平的提高虽然促进了绿色发展程度的提高，但仍然可能带来 $PM_{2.5}$ 浓度的增加，工业化水平的提高对绿色发展的贡献主要表现为经济发展水平的增进方面。地区人口密度、财政自由度都对 $PM_{2.5}$ 浓度有显著的负向影响，较高的财政自由度，表明政府拥有更多的资金余力，政府将具有更强的干预经济的能力，发挥主导优势，从而转变经济发展模式，降低 $PM_{2.5}$ 浓度。由此说明，林长制的施行，在很大程度上起到了改善生态环境、实现绿色发展的重要作用，实现了护绿、增绿、管绿、用绿及活绿的政策目标。

表 4 林长制改革影响人均 GDP 基础回归结果

变量	被解释变量:人均 GDP			
	(1)	(2)	(3)	(4)
林长制改革试点政策	0.0355 ** (2.53)	0.0355 * (1.80)	0.0279 *** (2.76)	0.0279 ** (2.12)
地区人口密度			-0.7476 *** (- 29.65)	-0.7476 *** (- 15.68)
地方政府规模			-0.0046 *** (- 11.55)	-0.0046 *** (- 2.86)
工业化水平			0.0177 *** (31.39)	0.0177 *** (21.86)
固定资产投资比率			-0.0003 ** (- 2.28)	-0.0003 (- 1.53)
财政自由度			0.7172 *** (17.10)	0.7172 *** (13.09)

续表

变量	被解释变量:人均 GDP			
	(1)	(2)	(3)	(4)
常数项	1.2753 *** (444.98)	1.2753 *** (426.50)	-2.3870 *** (-24.50)	-2.3870 *** (-13.52)
地区固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
时间固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	3166	3166	3105	3105
调整后的 R ² 值	0.945	0.945	435.70	240.30

注：***、**、* 分别表示估计结果在 0.01、0.05、0.1 的水平上显著；括号内的数字为 *t* 值。

从经济发展水平方程其他变量的回归结果来看，工业化水平、财政自由度则和人均 GDP 呈现正相关关系，较高的工业化水平，政府拥有更多的“财政盈余”，将会有利于人均 GDP 增加，进而有利于地区经济水平提高。地区人口密度、地方政府规模、固定资产投资比率与人均 GDP 均呈现负相关的结果，可能的原因是，较高的人口密度会“稀释”经济发展水平，降低人均 GDP；较大的政府规模即“大政府”可能会有机构膨胀、人员冗余、效率低下等问题，扭曲社会资源的最优配置，影响经济增长效率，降低地区人均 GDP；固定资产投资比率与人均 GDP 呈负相关关系，但并不显著，可能的原因是我国大部分地级市的城市市政公用设施建设尚处于建设阶段，尚未发挥对人均 GDP 的产出效应。以上分析表明，林长制改革确实有利于提高地区经济发展水平，进而促进绿色发展。

(二) 平行趋势检验

为了进一步考察 DID 回归结果的可靠性，需进行平行趋势检验，考虑到大部分处理组受到政策冲击的年份多为 2017 年，因此设定考察期为 3 年，即考察受到政策冲击年份前 3 年与后 3 年 PM2.5 浓度与人均 GDP 的趋势变动情况，结果如图 4 和图 5 所示。

从平行趋势检验的结果来看，-3 表示的是处理组受到政策冲击前第三年与控制组 PM2.5 浓度和人均 GDP 的差别，其他 -2、-1 的含义与之相似，0 表示的是林长制改革实施当期，从图中可以看出，处理组与控制组在改革发生前均不存在明显的区别，其余在 0 附近波动。林长制改革实施后，PM2.5 浓度有了显著的下降，人均 GDP 显著上升，并且随着时间的延续呈现进一步扩大的态势，因此，可以认为 DID 基准回归的结果是具有意义的。

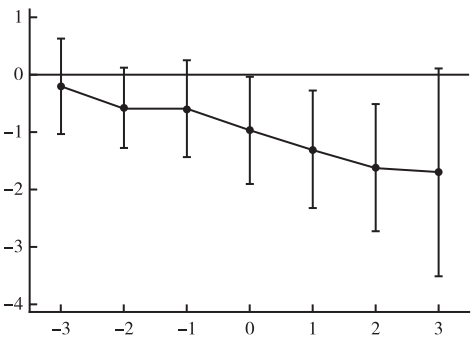


图 4 林长制改革影响 PM2.5 浓度平行趋势检验

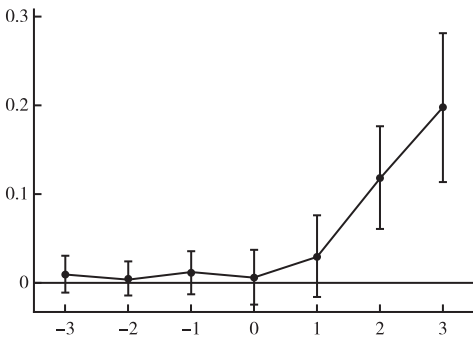


图 5 林长制改革影响人均 GDP 平行趋势检验

(三) 稳健性检验

考虑到在前边的基准回归中，分别只使用了 PM2.5 浓度和人均 GDP 作为被解释变量，选择更

换被解释变量的方法进行稳健性检验，替代变量应与已选择的变量有较高的相关度。本文选择 SO₂

排放量和夜间灯光值作为替代的被解释变量。由于林长制增强了森林吸收 SO_2 等污染物的能力，进而改善了空气质量，所以本文选择 SO_2 排放量作为替代的被解释变量。而夜间灯光值能够反映地区的经济活跃程度和发展水平，因此引入夜间灯光值作为经济发展的代理变量（谢丽宏等，2017），这为我们提供了一个新的视角来考察林长制改革的绿色发展效应。

同时考虑到在同时期内可能会存在其他环境管制的政策对被解释变量产生影响，因此将 2017 年后实施的环境保护税法政策纳入考量因素内，旨在剥离同时期其他环境管制政策对 $PM_{2.5}$ 浓度和人均 GDP 的潜在影响。通过引入其他环境管制政策虚拟变量，能够更全面地考虑其他环境管制政策对研究结果的干扰，并对其进行有效控制。具体回归结果如表 5 和表 6 所示。在对 SO_2 排放量进行缩尾处理的基础上，从表 5 环境改善水平方程的回归结果来看，其结论与 $PM_{2.5}$ 浓度回归结果一致。因此，林长制改革有助于降低 $PM_{2.5}$ 浓度，提高环境质量，促进环境质量改善并非偶然得出的结论。

表 5 林长制改革影响 SO_2 排放量稳健性检验

变量	被解释变量： SO_2 排放量			
	(1)	(2)	(3)	(4)
林长制改革试点政策	-0.8897 * (-1.86)	-0.8897 ** (-2.05)	-1.1516 ** (-2.00)	-1.1516 ** (-2.26)
环境保护税法政策			-8.3633 *** (-22.52)	-8.3633 *** (-26.23)
地区人口密度			-2.1766 (-1.42)	-2.1766 (-1.64)
地方政府规模			-0.0030 (-0.10)	-0.0030 (-0.12)
工业化水平			0.3415 *** (9.47)	0.3415 *** (9.24)
财政自由度			28.0506 *** (9.36)	28.1084 *** (9.10)
常数项	19.6450 **** (171.85)	19.6450 *** (177.06)	-11.9680 ** (-2.06)	-11.9680 ** (-2.29)
地区固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
时间固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
N	2126	2126	2119	2119
调整后的 R^2 值	0.811	0.811	0.711	0.711

注：***、**、* 分别表示估计结果在 0.01、0.05、0.1 的水平上显著；括号内的数字为 t 值。

从表 6 经济发展水平方程的回归结果来看，在控制所有变量的情况下，林长制改革对夜间灯光值产生了正向影响，方向与人均 GDP 回归结果一致。因此，林长制改革的实施有助于提高地区经济水平的结论具有稳健性。

表 6 林长制改革影响夜间灯光值稳健性检验

变量	被解释变量：夜间灯光值					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
林长制改革 试点政策	0.0806 ** (2.38)	0.0806 *** (2.66)	0.1034 *** (2.98)	0.1034 *** (3.55)	0.1012 *** (2.95)	0.1012 *** (3.43)
环境保护税法政策			0.2542 *** (11.29)	0.2542 *** (14.63)	0.2185 *** (10.20)	0.2185 *** (13.56)

续表

变量	被解释变量:夜间灯光值					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
地区人口密度			0. 6086 *** (6. 94)	0. 6086 *** (4. 56)	0. 6146 *** (7. 14)	0. 6146 *** (4. 77)
地方政府规模			-0. 0046 *** (- 3. 34)	-0. 0046 *** (- 3. 25)	-0. 0031 *** (- 2. 92)	-0. 0031 *** (- 3. 22)
工业化水平			-0. 0092 *** (- 5. 35)	-0. 0092 *** (- 5. 39)	-0. 0116 *** (- 7. 08)	-0. 0116 *** (- 7. 16)
固定资产投资比率			0. 0024 *** (5. 69)	0. 0024 *** (6. 48)		
财政自由度			-0. 4581 *** (- 3. 25)	-0. 4581 *** (- 2. 83)	-0. 3425 ** (- 2. 49)	-0. 3425 ** (- 2. 20)
常数项	0. 697 *** (100. 82)	0. 697 *** (102. 53)	3. 333 *** (9. 99)	3. 333 ** (6. 72)	3. 605 *** (10. 91)	3. 605 *** (7. 39)
地区固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
时间固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
N	3157	3157	3096	3096	3154	3154
调整后的 R ² 值	0. 820	0. 820	0. 800	0. 800	0. 799	0. 799

注：***、**、* 分别表示估计结果在 0.01、0.05、0.1 的水平上显著；括号内的数字为 *t* 值。

（四）安慰剂检验

为了排除其他政策或者随机性因素的干扰，需要进行安慰剂检验。本文通过虚构处理组的方式进行安慰剂检验，储存 500 次回归估计中的估计系数、标准误以及 *p* 值，并根据地区分组，每组随机抽取一个年份，最后得到它的分布图。具体结果如图 6、图 7 所示。由检验结果可见，无论是 *PM2.5* 浓度的检验结果还是人均 *GDP* 的检验结果，大多数的 *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不是偶然得到的，因而不太可能受到了其他政策或者随机性因素的影响，说明林长制改革确实显著降低了 *PM2.5* 浓度，增加了人均 *GDP*，与前文结论一致。

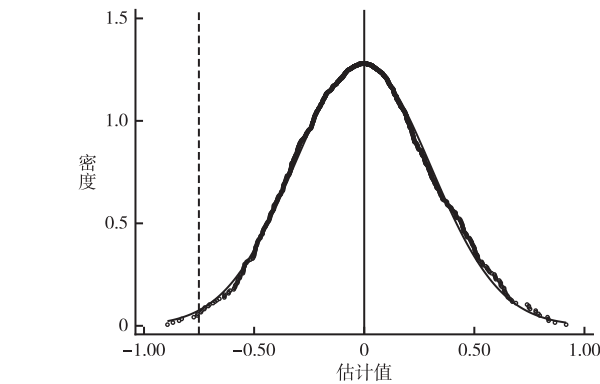


图 6 林长制改革影响 *PM2.5* 浓度安慰剂检验

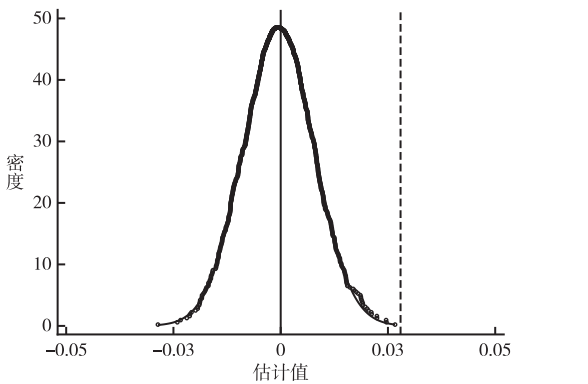


图 7 林长制改革影响人均 *GDP* 安慰剂检验

四、机制分析

（一）技术制度：促进营林技术进步

林长制在推动林业技术创新与推广方面发挥了重要作用。其通过财政激励机制、技术推广体系

的完善和数字化管理的广泛应用等一系列措施有效降低了林业技术创新的交易成本，并提高了技术的推广效率。为了验证林长制改革是否通过优化技术制度促进营林技术进步，本文使用农（林）业机械化水平作为营林技术水平的替代指标，来考察林长制改革对环境改善水平的机制检验，结果如表 7 列（1）所示，对环境改善水平方程的控制变量以及地区和时间的双重固定效应进行控制之后，可以看出，林长制改革在 1% 的水平上显著提高了农（林）业机械化水平，进而促进地区环境改善，说明林长制改革确由“责任链”的形成，压实了党政领导生态环境责任，降低了制度协调和执行过程中交易成本，在“责任链”传导过程中，加强了营林技术水平的提高，促进了生态环境的改善，有利于绿色发展，进而验证假说 H1a。

（二）治理制度：加强环境管理与监督

环境管理强度是衡量党政领导如何通过“责任链”与“协作链”落实生态保护责任的重要指标。林长制改革通过责任制激励机制的建立、生态考核机制的引入和跨部门协同监管机制的建立等一系列措施提高了环境监管的执行力，并有效缓解了传统治理体系中存在结构性的问题。为了验证林长制改革是否通过优化治理制度强化环境管理责任，本文使用环保词频，即环保词汇占工作报告总词数的比例作为环境管理强度的替代指标（王磊等，2023），来检验环境管理强度的机制作用。检验结果如表 7 列（2）所示，但环保词频这一变量影响并不显著，本文推测，可能的原因是林长制改革还在不断地试点和深化的过程中，一些内部文件或报告还未到可公开的阶段，并未成功验证假说 H1b。

（三）市场制度：扩大绿色产业规模

在林业生态经济的发展过程中，市场机制的约束成为制约绿色产业规模扩大的重要因素。面对绿色产业发展过程中存在的市场化障碍，林长制改革通过建立生态补偿机制、完善碳交易市场和拓展绿色金融支持等一系列市场创新机制，提高了绿色产业的市场化程度，推动了生态经济发展。为了验证林长制改革是否通过优化市场制度扩大绿色产业规模，本文使用第一产业增加值^①作为反映地方绿色基础产业规模的衡量指标，检验绿色基础产业规模因素影响机制。表 7 列（3）衡量了林长制改革对第一产业增加值的影响，在对地区和时间双重固定效应以及一系列相关的控制变量进行控制后，林长制改革的实施能够使第一产业增加值增加 561 元，且在 1% 的水平上显著，说明林长制改革确实带动第一产业的规模化发展，有助于地方生态经济发展水平的提高，从而验证了假说 H2a。

（四）产业制度：优化绿色产业结构

在绿色经济发展的过程中如何优化产业结构，使农林牧渔等传统产业向更高附加值的方向升级，成为绿色经济发展的关键。林长制改革通过促进农林牧渔与二、三产业的深度融合、推动产业集群化发展和完善产业支持政策等措施推动了绿色产业结构的优化升级。由于能够反映农林牧渔全产业链增值情况的全国农业及相关产业增加值^②指标数据难以全面获取，鉴于数据可得性，本文选择农林牧渔业总产值^③占 GDP 的比重来反向表征绿色基础产业的纵向升级（Liang et al. , 2021）。

① 根据《国民经济行业分类》（GB/T 4754—2017）：第一产业，即农林牧渔业，不包含农、林、牧、渔专业及辅助性活动。其中，农业是指对各种农作物的种植，林业是指林木的培育、保护、采运及林木产品的采集，畜牧业是指为了获得各种畜禽产品而从事的动物饲养、捕捉活动，渔业是指在内陆和海水中进行的水生物植物的养殖和捕捞。

② 根据《农业及相关产业统计分类（2020）》：农业及相关产业，指农林牧渔业以及产品为农林牧渔业所用、直接使用农林牧渔业产品和依托农林牧渔业资源所衍生出来的二、三产业，包括农林牧渔业生产、加工、制造、流通、服务等环节形成的全部经济活动。

③ 根据《农业及相关产业统计分类（2020）》：农林牧渔业总产值，指以货币表现的农、林、牧、渔业全部产品和对农林牧渔业生产活动进行的各种支持性服务活动的价值总量，它反映一定时期内农林牧渔业生产总规模和总成果。它包含农林牧渔第一产业产值和农、林、牧、渔专业及辅助性活动产值两部分。其中，农林牧渔专业及辅助性活动是指对农业、林业、畜牧业、渔业提供的各种专业及辅助性生产活动，属于第三产业范畴。

表 7 列 (4) 汇报了农林牧渔业总产值占 GDP 比重的影响结果, 分析显示, 林长制改革显著降低农林牧渔业总产值占 GDP 的比重, 结合绿色基础产业规模因素的分析可知, 我国农林牧渔第一产业增加值的绝对额仍在增加。因此, 印证了林长制改革可以显著推动绿色基础产业的纵向升级, 带动地区绿色基础产业高级化发展, 提升经济发展水平, 推进绿色发展, 从而验证了假说 H2b。

(五) 产权与收益分配制度：实现生态资源合理配置

在生态资源的管理与利用过程中, 合理的产权制度和收益分配机制对于确保资源的可持续开发和公平利用至关重要。林长制改革通过明晰森林资源产权、建立生态补偿机制、推动生态产品市场化等措施优化产权与收益的分配体系, 推动了生态资源的合理配置。本文使用农村居民人均可支配收入作为替代指标, 考察林长制改革是否通过优化产权与收益分配制度实现生态资源的合理配置。表 7 列 (5) 为农村居民人均可支配收入影响机制的考察结果, 在控制了地区和时间的双重固定效应以及系列控制变量之后, 林长制改革与农村居民人均可支配收入呈现正相关关系, 在 10% 的水平上显著, 即林长制改革能够增强生态产品价值在农村地区的分配, 带动地区绿色基础产业可持续发展, 提高经济发展水平, 推进绿色发展, 从而验证假说 H2c。

表 7 林长制改革机制分析结果

变量	农(林)业 机械化水平	环保词频	第一产业 增加值	农林牧渔业 总产值占 GDP 比重	农村居民人均 可支配收入
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
林长制改革试点政策	0. 1020 *** (2. 70)	-0. 0482 (-1. 46)	0. 0561 *** (2. 99)	-0. 0490 * (-1. 85)	0. 0091 * (1. 87)
地区人口密度	-0. 2811 *** (-2. 75)	-0. 2665 *** (-2. 77)	-0. 0849 (-0. 81)	-0. 8064 *** (-6. 77)	0. 2053 *** (4. 17)
农林水利事务支出			0. 0368 * (1. 75)	0. 0413 * (1. 91)	-0. 00650 (-0. 78)
工业化水平	-0. 000300 (-0. 15)	-0. 00170 (-0. 75)	0. 0021 ** (2. 12)	-0. 0214 *** (-15. 07)	0. 0005 ** (2. 05)
财政自由度	-0. 4886 *** (-5. 47)	0. 4187 *** (2. 90)	0. 2890 *** (4. 24)	-0. 5285 *** (-5. 47)	0. 1345 *** (6. 69)
人均 GDP	-0. 0429 (-0. 83)	0. 0590 (0. 87)			
地方政府规模	-0. 000900 (-1. 16)	0. 0027 ** (2. 50)			
常数项	-0. 7502 ** (-2. 07)	-6. 9519 *** (-19. 44)	13. 0353 *** (24. 24)	-3. 7812 *** (-7. 31)	0. 9542 *** (4. 10)
地区固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
时间固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
N	2284	1772	1273	2120	3084
调整后的 R ² 值	0. 977	0. 961	0. 992	0. 912	0. 322

注：***、**、* 分别表示估计结果在 0.01、0.05、0.1 的水平上显著；括号内的数字为 t 值。

五、结论与政策建议

林长制改革是我国生态保护与环境治理领域中的一项重要制度创新, 全国诸多省市实施了林长制改革并取得了显著的改革经验。本文在收集全国 329 个地级市林长制改革试点数据的基础上, 通

过多时点双重差分模型实证检验了林长制改革对地区绿色发展的影响。

结果表明：林长制改革对地区绿色发展有着显著影响。其主要原因可归结为两个方面：一是林长制改革显著提高了营林技术水平，优化了生态保护与修复工程的实施效率，从而改善了地区环境，为绿色发展奠定了基础。二是林长制改革通过促进绿色基础产业的横向关联和纵向升级，增强了生态产品价值在农村地区的分配，推动了地区绿色基础产业的规模化、高级化和可持续发展，进而提升了经济发展水平，为绿色发展的全面推进注入了强大动力。机制分析显示，林长制改革通过形成“责任链”，压实了党政领导生态环境责任，降低了制度协调和执行过程中的交易成本，进而加强了营林技术水平的提高和生态环境的改善。此外，林长制改革还带动了第一产业的规模化发展，提高了生态经济发展水平。同时，虽然农林牧渔业总产值占 GDP 比重有所降低，但第一产业增加值的绝对额仍在增加，这反映了绿色基础产业结构的优化升级。最后，林长制改革与农村居民人均可支配收入呈现正相关关系，表明改革增强了生态产品价值在农村地区的分配，促进地区绿色基础产业的可持续发展，进而提升经济发展水平，推动绿色发展。通过平行趋势检验、更换被解释变量、安慰剂检验的方法验证之后，结果仍然可靠。

为了更好地发挥林长制在生态保护与环境治理中的主体作用，引导林长制改革进一步在全国范围内取得成效，本文提出以下政策建议。

(1) 创新资源管护机制，协调保护与发展的矛盾。一是创新林地使用制度，根据生态功能区划定位，进一步精确优化林地使用规定，支持新型经营主体在经营区内修筑直接为林业生产服务的基础设施，解决生态保护与科学利用的矛盾。二是深化林木采伐管理改革，提升行政审批效率。依托“放管服”改革，构建全国统一的林木采伐电子政务系统实现“一网通办”。同时，探索“区域性采伐规划+备案制”管理模式，允许小规模采伐作业免于单独审批，提高经营主体的生产灵活性。三是健全林业管理体制，建立跨部门的林业治理联席会议制度，推动林长与法院、检察院以及生态环境部门等的协作。此外，可试点“林长+生态警察”联动机制，利用卫星遥感、无人机巡护等技术，提高执法精准度和响应速度，建立起全域覆盖的林业保护发展机制，全方位守护林业资源。

(2) 优化财政投入方式，提高财政资金使用绩效。一是调整现有专项资金投入方向，设立“现代林业示范区”专项资金，重点扶持高附加值林产品龙头企业和品牌的建设，通过与绩效考核挂钩的方式强化财政资金对林业发展的导向和激励作用。二是创新财政资金投入方式，探索实施政府和社会资本合作（PPP）模式，完善林权抵押贷款及其贴息政策，推动林农融资机制创新以缓解林农融资难题。三是创新生态补偿投入方式，采取贷款贴息、财政补助等措施，支持国有林场及集体林地的经营模式改革。试行“生态贡献积分制”，将林业生态保护的成效进行量化，并将其与财政转移支付、税收减免等政策挂钩，以提高地方政府和经营主体参与生态保护的积极性。

(3) 强化林业产权政策，增强林农参与价值分享能力。一是颁发收益权证和林地经营权流转证，赋予收益权证贷款、质押等权能，允许继承、转让和交易。二是建立集体林地股份经营制度，组建林地股份合作社和托管公司，一方面将林农分散的林地承包经营权“量化折股”为长期股权，另一方面将集体统一经营的林地资产“折股量化”为林农的投资股本、企业化运作、股份化分红。三是建立场乡合作经营机制，一方面将国有林场基础设施建设纳入本行政区域建设规划，加强国有林场基础设施建设；另一方面，组建国有林场林业发展有限公司，发挥国有林场在林业科研、资源培育、乡村振兴等方面的社会化服务作用。

(4) 发挥绩效考核作用，掣紧林长责任传递链条。一是建立完善林长制工作考核机制，将林长制纳入党委和政府年度考核，考核结果作为党政领导干部综合考核评价和自然资源资产离任审计的重要依据，严格落实党政领导干部生态环境损害终身追责制。二是探索县域 GEP 考核机制，试点“GEP+财政转移支付”机制，根据不同地区的 GEP 增长情况调整生态补偿资金，增强地方政府保护森林资源的动力。三是完善基层林长履职述职和激励机制，设立“基层林长履职激励基金”，对

考核优秀者给予绩效奖励。同时，建立完善的基层林长职业培训体系，通过科技化与信息化的培训提升基层林业治理能力，实现林业治理现代化。

参考文献

白暴力、程艳敏、白瑞雪（2022）：《发展生态经济助力实现共同富裕研究——基于中国式现代化视角》，《上海经济研究》第 12 期，第 5—16 + 124 页。

曹玉昆、李敬烨、任月、刘嘉琦、朱震锋（2023）：《林长制背景下重点国有林区森林资源管理策略》，《林业经济问题》第 4 期，第 337—342 页。

陈雅如（2019）：《林长制改革存在的问题与建议》，《林业经济》第 2 期，第 26—30 页。

侯方森、林煜国、周珊、张洋、吴成亮（2023）：《中国林长制改革的底层逻辑与发展历程及深化策略》，《世界林业研究》第 4 期，第 1—8 页。

胡继平、贾刚（2019）：《试论安庆市林长制的实践与探索》，《中南林业科技大学学报（社会科学版）》第 5 期，第 12—17 页。

胡森林、鲍涵、郝均、曾刚（2022）：《环境规制对长三角城市绿色发展的影响——基于技术创新的作用路径分析》，《自然资源学报》第 6 期，第 1572—1585 页。

黎元生、胡熠（2017）：《流域生态环境整体性治理的路径探析——基于河长制改革的视角》，《中国特色社会主义研究》第 4 期，第 73—77 页。

李包庚（2023）：《走向生态正义的人类命运共同体》，《马克思主义研究》第 3 期，第 130—140 页。

林伟星、陈佳、洪燕真、谢屹（2023）：《制度如何影响公共政策过程——基于中国林长制政策的分析》，《世界林业研究》第 5 期，第 1—7 页。

林煜国、吴成亮、侯方森（2023）：《林长制改革的理论解释、历史回顾与制度效应》，《农业经济问题》第 8 期，第 17—30 页。

刘珉、胡鞍钢（2023）：《中国式治理现代化的创新实践：以河长制、林长制、田长制为例》，《海南大学学报（人文社会科学版）》第 5 期，第 53—65 页。

马力宏（1998）：《论政府管理中的条块关系》，《政治学研究》第 4 期，第 71—77 页。

宁攸凉、韩锋、赵荣、王登举（2019）：《整体性治理视角下林长制改革研究》，《林业经济》第 9 期，第 93—98 页。

秦柳、姚文玲（2022）：《林长制的治理逻辑与优化路径》，《东岳论丛》第 9 期，第 81—88 页。

任保平、李培伟（2024）：《以高质量发展推进中国式现代化的逻辑、机制和路径》，《经济学家》第 1 期，第 14—24 页。

沈坤荣、金刚（2018）：《中国地方政府环境治理的政策效应——基于“河长制”演进的研究》，《中国社会科学》第 5 期，第 92—115 + 206 页。

沈满洪（2018）：《河长制的制度经济学分析》，《中国人口·资源与环境》第 1 期，第 134—139 页。

汪虹雨、董丙瑞、谢帮生（2024）：《林长制政策实施对企业绿色技术创新的影响——基于地方政府环境注意力的视角》，《林业经济问题》第 4 期，第 387—396 页。

王班班、莫琼辉、钱浩祺（2020）：《地方环境政策创新的扩散模式与实施效果——基于河长制政策扩散的微观实证》，《中国工业经济》第 8 期，第 99—117 页。

王磊、李吉、王兴启（2023）：《数字经济对城市经济绿色转型的影响研究——基于集聚经济的实证分析》，《城市问题》第 4 期，第 76—86 页。

王智林、尚航标（2024）：《林长制政策对城市土地绿色利用效率的影响》，《中国人口·资源与环境》第 2 期，第 167—177 页。

吴宁宁（2024）：《林长制政策落实跟踪审计协同治理研究》，《财会通讯》第 7 期，第 127—131 页。

谢丽宏、黄芳芳、甘先华、温小莹、黄钰辉（2017）：《城市森林净化大气颗粒物污染作用研究进展》，《林业与环境科学》第 33 期，第 96—103 页。

许在华（2022）：《我国林长制制度体系实施探赜》，《世界林业研究》第 2 期，第 117—122 页。

- 袁航、朱承亮（2018）：《国家高新区推动了中国产业结构转型升级吗》，《中国工业经济》第8期，第60—77页。
- Beck, T. , R. Levine and A. Levkov. （2010）, “Big Bad Banks? The Winners and Losers from Bank Deregulation in the United States”, *Journal of Finance*, 65, pp. 1637 – 1667.
- Bolognesi, T. and S. Nahrath （2020）, “Environmental Governance Dynamics: Some Micro Foundations of Macro Failures”, *Ecological Economics*, 170.
- Liang, G. , D. Yu and L. Ke. （2021）, “An Empirical Study on Dynamic Evolution of Industrial Structure and Green Economic Growth—Based on Data from China’s Underdeveloped Areas”, *Sustainability*, 13 （15）.
- Olivier, T. and S. Vallury （2024）, “Institutional fit and policy design in water governance: Nebraska’s Natural Resources Districts”, *Policy Studies Journal*, 52 （4）, pp. 809 – 832.
- Olvera-Garcia, J. and S. Neil （2020）. “Examining how collaborative governance facilitates the implementation of natural resource planning policies: A water planning policy case from the Great Barrier Reef.” *Environmental Policy and Governance*, 30 （3）, pp. 115 – 127.

Study on the Green Development Effects of China’s Forest Chief System Reform

DONG Wei, GAO Hongfei, TIAN Shuying

（School of Economics, Anhui University, Hefei 230601, China）

Abstract: The Forest Chief System （FCS） reform represents a significant institutional innovation in China’s natural resource governance. To evaluate its impact on regional green development, this study employs a multi-period difference-in-differences （DID） model, leveraging data from 329 prefecture-level cities in China that implemented FCS pilot programs between 2013 and 2020. The findings reveal that FCS reform has enhanced regional environmental improvement by advancing silvicultural techniques and increasing the efficiency of ecological conservation and restoration projects. Additionally, by strengthening the horizontal integration and vertical upgrading of green industries, the reform has facilitated the distribution of ecological product value in rural areas, fostering the scale expansion, upgrading, and sustainable development of foundational green industries. Moving forward, FCS reform should further innovate resource management mechanisms, optimize fiscal investment strategies, strengthen forestry property rights policies, and enhance performance evaluation frameworks. By reinforcing the “responsibility chain,” “collaboration chain,” and “participation chain,” the reform can further accelerate green development.

Key Words: the Forest Chief System （FCS） reform; green development; effect

责任编辑：朱守先