治理绩效

生态保护如何推进共同富裕

——来自“三线一单”生态环境分区管控的准自然实验

郭倩雯[1]，崔春莹[2]

（1. 义乌工商职业技术学院经济管理学院，义乌 322000；
2. 义乌工商职业技术学院中小微企业发展与产业创新治理研究中心，义乌 322000）

摘要：良好的生态环境是实现共同富裕目标的有力保障。基于2008—2020年中国省级面板数据，以“三线一单”生态环境分区管控试点作为准自然实验，考察生态环境改善政策对共同富裕的影响和机制。研究发现，政策显著促进了共同富裕，技术创新和产业链现代化是其发挥共同富裕效应的重要机制。异质性分析表明，在东部地区、城镇化水平较高和区域创新能力较低的省份，促进作用更明显。建议推进和完善“三线一单”生态环境分区管控体系，加速技术创新、深化区域协作，以此释放政策效能，更好地促进共同富裕。

关键词：“三线一单”生态环境分区管控；共同富裕；技术创新；产业链现代化

中图分类号：F124.5 **文献标志码：**A **文章编号：**1671－1807(2026)14－0279－08

党的二十大报告明确提出，中国式现代化是全体人民共同富裕的现代化。然而，如何协调生态环境保护与共同富裕之间的关系，已成为广大发展中国家推进可持续发展面临的重要现实问题。公众不仅担忧经济增长的财富尚未得到公平分享，也需要承担环境负外部性的治理成本，还疑惑日益严格的生态环境保护是否会造成地区间的收入差距进一步拉大。“绿水青山就是金山银山”的提出，为环境生态改善与经济包容性增长指出了明确的努力方向。因此，探讨生态环境改善政策如何促进共同富裕，有助于进一步理解共同富裕的影响因素、实现路径和政策效果，也对进一步通过制度创新探索中国式现代化发展道路有重要的现实意义和政策价值。

然而，现有研究对生态环境改善政策如何影响共同富裕的解释仍显不足。已有文献表明，绿色发展不仅关系生态环境质量改善，也可能通过优化资源配置和促进区域协调发展等渠道，影响包容性增长进程[1-2]；围绕生态产品价值实现的研究进一步发现，生态资源可以通过生态补偿、生态产业化和产业生态化等路径转化为现实经济收益[3]，从而为居民增收和区域发展提供微观证据。与此同时，关于生态治理政策经济后果的研究也逐步增多，部分文献围绕低碳试点、生态文明实验区建设、中央环保督察等政策，考查了其对经济增长[4]、就业[5]、产业结构[6]和收入提升[7]的影响。这表明，生态环境政策不仅具有环境效应，也可能产生广泛的经济社会效应。尽管如此，现有研究总体上仍主要聚焦于低碳治理、生态保护区等传统生态环境政策，对“三线一单”生态环境分区管控（以下简称“三线一单”分区管控）这一兼具空间管控、环境准入和资源约束属性的制度安排关注不足。在研究内容方面，相关文献也多集中于污染治理、经济增长、就业变化等方面，对生态环境政策能否通过促进地区收入收敛的讨论仍较为有限。基于此，本文以包容性增长进程中的生态环境保护和共同富裕目标有效协同为研究主题，将“三线一单”生态环境分区管控第一批省级试点（以下简称“三线一单”试点）政策视为一项准自然实验，基于收敛模型与双重差分方法，利用2008—2020年省级面板数据，系统考察该政策对共同富裕水平的影响，并进一步分析其内在机制和异质性特征。

收稿日期：2026-03-20

基金项目：浙江省高校重大人文社会科学攻关计划规划重点项目（2024GH037）；浙江省社会科学界联合会研究课题（2026N137）；浙江省教育厅一般科研项目（2024JYTYB04）

作者简介：郭倩雯（1993—），女，浙江东阳人，硕士，讲师，研究方向为生态经济；通信作者崔春莹（1977—），男，湖北武汉人，博士，教授，研究方向为环境包容性增长与可持续发展。

相较于以往研究，本文潜在的贡献体现在：从“三线一单”分区管控视角考察生态环境治理对共同富裕的影响，不仅拓展了生态环境治理的相关研究视域，也丰富了共同富裕实现机理的实证成果；将收入收敛模型与双重差分模型相结合，考查“三线一单”分区管控对共同富裕的促进作用，有助于深化理解其影响机制；揭示了地理区位、城镇化水平以及区域创新能力等特征因素对生态环境保护政策促进共同富裕的差异性特征，为进一步推广生态环境保护政策并提升其共富效果提供了有参考价值的建议。

1 政策背景和理论假说

1.1 “三线一单”分区管控的实施背景

2016年，环境保护部制定并发布了《“十三五”生态环境保护规划》（以下简称《规划》）和《“十三五”环境影响评价改革实施方案》（以下简称《方案》），改变了传统以行政区划为主的环境管理模式，推动生态环境治理体系向精细化、差异化方向转型，明确提出了“生态保护红线、环境质量底线、资源利用上线和生态环境准入清单”（以下简称“三线一单”）。2017年，通过连云港、济南等4个城市的先行先试，初步形成了“三线一单”技术路线和编制方法。同年底，在长江经济带11个省份和青海为试点，正式启动首批省级“三线一单”编制试点工作，旨在建立基于区域生态环境结构、功能和质量特征的差异化管控体系。至2021年中下旬，全国31个省份（因数据缺失，未包含港澳台地区）已完成“三线一单”方案的编制与发布工作，标志着这一新型环境管理制度进入全面实施阶段。

“三线一单”并非一般性的环境治理倡议，而是一套具有约束边界和实施载体的制度体系。其中，生态保护红线强调对重要生态功能区、生态敏感区和生态脆弱区实行严格保护；环境质量底线要求各地区围绕水、大气、土壤等环境质量改善目标设定约束边界；资源利用上线强调能源、水资源、土地等开发利用活动不得突破资源环境承载能力；生态环境准入清单则将上述要求落实到具体管控单元和建设活动，形成差异化的生态环境准入规则。由此，生态环境约束被转化为可操作、可考核的治理规则。

从政策落实方式看，“三线一单”主要依托以下工具予以推进。其一，划定生态环境管控单元，将省域空间细分为优先保护、重点管控和一般管控等不同类型单元，并据此实施差别化管理。其二，将生态环境准入清单嵌入规划环境影响评价、项目环境影响评价和产业准入审查，对新建、改建、扩建项目实行清单式审核。其三，围绕污染物排放、环境风险防控、能耗强度和用水效率等指标构建约束体系，推动地方政府在招商引资、园区布局和项目审批过程中同步落实生态环境门槛。其四，依托成果数据平台和动态更新机制，推动分区管控要求在国土空间规划、产业布局优化、开发区管理和生态修复等领域持续应用。

1.2 理论假说

生态环境是共同富裕的重要基础与保障。良好的环境政策通过减少负外部性、消除排放不公平带来的分配不公，能够降低污染成本、增加生态供给，并通过改善人居环境、推动绿色产业发展，间接缩小收入差距[8]。反之，生态退化或污染会抑制经济发展与居民增收[9]，阻碍共同富裕进程。基于此，“三线一单”分区管控为实现共同富裕提供了有利条件。其一，有助于缩小区域发展差距。该制度通过优化国土空间布局，引导生产要素向环境承载力较高的区域集聚，并限制生态敏感区发展高污染产业，促进区域间合理分工与协调发展。其二，夯实可持续增收的资源基础。通过强制保护生态功能区与脆弱区，维护生态系统服务与生物多样性，保障自然资本稳定供给，为生态产业化与产业生态化提供支撑。其三，促进生态红利公平共享。实行差异化环境准入，防止环境风险向欠发达地区和弱势群体转移，并依托生态补偿等机制推动生态产品价值实现，使不同地区和群体共享生态福祉与发展成果，增强共同富裕进程中的环境正义与社会公平。因此，提出以下假说。

H1：“三线一单”分区管控能够促进共同富裕。

“三线一单”分区管控促进共同富裕的作用机制主要包括增强技术创新能力、提升产业链现代化水平。

首先，“三线一单”分区管控通过提升技术创新能力促进共同富裕。“三线一单”将生态环境约束嵌入产业布局、项目准入和资源配置过程，提高了高污染、高耗能发展方式的制度成本，从而倒逼地方政府和市场主体加快绿色技术研发和生产方式转型，推动区域技术创新能力提升。而区域技术创新能力的增强一方面有助于提高生产效率和资源配置效率，增强区域持续增长和居民增收能力[10]；另一方面也有助于培育新产业、新业态和新的就业增长点，推动传统产业转型升级，提升区域发展质

量[11]。因而,技术创新不仅能够夯实共同富裕的物质基础,也有助于拓展共同富裕的实现路径。

其次,“三线一单”分区管控通过提升产业链现代化水平促进共同富裕。现代化产业链通常表现为产业链可持续、韧性和创新能力较强[12]。“三线一单”分区管控为管控单元内的资源开发、产业布局和结构调整及项目准入提供了明确的绿色约束与导向,进而重塑区域产业组织方式和产业发展路径,推动省域产业链现代化。具体而言,一方面,通过落实管控要求,可以促进产业与环境承载能力相结合,实现可持续发展;另一方面,根据不同的空间规划,形成产业集群,促进生产要素流动,提高产业链韧性。更进一步,“三线一单”分区管控有助于加速“两高一低”企业的退出或升级,带动产业链创新。区域产业链现代化水平的提升,不仅能够增强区域价值创造能力和产业带动能力,提高经济增长质量,为居民持续增收提供更稳定的产业支撑[13],还有助于稳定和扩大就业,提升区域经济抗风险能力[14],从而增强共同富裕的可持续性。同时,产业链现代化也有助于优化区域分工、深化区域协作,提升欠发达地区承接产业转移和参与产业分工的能力[15],缩小区域发展差距,为共同富裕提供坚实的发展支撑。据此,提出如下假说。

H2:“三线一单”分区管控通过增强技术创新能力促进共同富裕;

H3:“三线一单”分区管控通过提升产业链现代化水平促进共同富裕。

2 研究设计

2.1 数据来源

本文探讨了“三线一单”分区管控对共同富裕的影响。由于“三线一单”分区管控于2021年全面实施,所以选用2008—2020年省级层面数据(因数据缺失,未包含港澳台地区)以满足双重差分法关于政策效应未扩散的识别要求。此外,考虑到西藏和新疆在生态环境、经济发展水平及政策实施条件等方面与其他省份存在较大差异,剔除西藏和新疆样本。

具体而言,共同富裕和技术创新的相关数据,以及控制变量的数据主要来源于国家统计局。另外,产业链的数据来源于国家统计局、财政部和中国人民银行等官方机构的公开资料。对于少量缺失的数据,根据各省份的统计年鉴、统计公报和政府官方网站进行了手动补充,未能手动补全的部分缺失值,采用线性插值法进行填补。

2.2 共同富裕的模型设定

采用面板固定效应下的收敛模型和双重差分模型相结合的研究方法,考察“三线一单”分区管控对共同富裕的影响。在共同富裕的测度方面,选取全体居民人均可支配收入作为表征指标。这一选择的依据在于:共同富裕本质要求是缩小发展差距、促进社会公平,而区域间收入差距是发展不平衡不充分的最直观、核心表现之一[16]。区域收入收敛直接衡量了区域发展不平衡这一关键维度的改善[17]。具体而言,当欠发达地区的收入增长速度快于发达地区,并导致区域间收入差距持续缩小时,即表明经济增长的成果正在更广泛、更均衡地惠及不同区域的居民,体现了“共享发展”和“逐步共富”的理念。

2.2.1 收敛模型

β收敛是根据新古典经济学的经济趋同理论进行收入趋同的观察,以描述发展增速为主[18]。β收敛的一般模型具体如下。

$$\Delta Y_t^i = \beta_1 Y_{t-1}^i + \varepsilon_t^i \tag{1}$$

式中:Y_t^i为全体居民人均可支配收入;i、t分别为省级地区和年份;ΔY_t^i为全体居民人均可支配收入增长率;Y_{t-1}^i为滞后一期的全体居民人均可支配收入;ε_t^i为随机扰动效应。若β_1显著为负,即存在β收敛,表示上一期全体居民人均收入越低的地区,本期的增长率越高,最终地区间收入差距将趋于收敛。

表1列(1)~列(3)分析了省际人均收入是否存在β收敛。从回归结果可知,滞后一期的人均收入(Y_{t-1}^i)系数显著为负,说明人均收入较低的地区增长率相对较高,从而赶超人均收入较高的地区,实现地区间的收入平衡。换言之,省际人均收入存在β收敛,人均收入差距在缩小。

2.2.2 基准回归模型

为了分析“三线一单”分区管控对共同富裕的影

表1 省际人均收入是否存在β收敛

变量	ΔY_t(全体居民人均可支配收入增长率)		
	(1)	(2)	(3)
Y_{t-1}	−0.041***	−0.063***	−0.044***
	(0.004)	(0.003)	(0.006)
控制变量	否	否	是
地区、年份固定	否	是	是
观测值	377	377	377
R^2	0.472	0.968	0.971

注:*、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平上显著;括号内为聚类在省级层面的稳健标准误。

响，基于试点政策，在 β 收敛模型的基础上构建双重差分模型。同时，为了检验试点政策实施对省际收敛速度的影响，加入政策虚拟变量与滞后一期人均收入的交互项。又因为中国的改革试点存在“先行先试”的政策抢跑特点，即部分争立试点地区政府主动先行推行政策创新来谋求试点资格，然后以前期施政基础申请获批，进而正式成为政策试点区。2016 年的《规划》和《方案》中明确提出“三线一单”，为控制申请试点地区的政策预热对试点政策冲击的影响，减少样本主动选择偏差，以试点获批前一年为政策虚拟变量，跟滞后一期人均收入交乘来检验试点政策对省际人均收入差距收敛速度的影响。为避免与 DID_t^i 产生共线性，模型中不再单独放入试点获批前一年的政策虚拟 DID_{t-1}^i。具体模型如下。

$$\Delta Y_t^i = \beta_0 + \beta_1 Y_{t-1}^i + \beta_2 DID_t^i + \beta_3 DID_{t-1}^i \times Y_{t-1}^i + \gamma Control_t^i + Pro_i + Year_t + \varepsilon_t^i \quad (2)$$

$$DID_t^i = D_i \times T_t \quad (3)$$

式中：DID_t^i 为 D_i 和 T_t 的交互项；DID_{t-1}^i 为 D_i 和 T_{t-1} 的交互项；$Control_t^i$ 为随 i 、t 变动的一系列可能会影响共同富裕进程的其他变量；Pro_i、$Year_t$ 分别为省级地区固定效应和年份固定效应；β_3 为驱动因素对收敛速度的影响，参考郑江淮等[19]的做法，将“三线一单”试点政策作为驱动因素，则驱动因素对人均收敛速度的影响如表 2 所示。

表 2　驱动因素对收敛趋势的影响

变量	若 β_3 为正	若 β_3 为负
若 β_1 为正	地区收入差距扩大，且试点政策实施加快差距扩大的速度	地区收入差距扩大，但试点政策实施降低差距扩大的速度
若 β_1 为负	地区收入差距缩小，但试点政策实施降低差距缩小的速度	地区收入差距缩小，且试点政策实施加速差距缩小的速度

2.3　变量选取

被解释变量为共同富裕水平。借鉴龚斌磊等[20]的做法，采用全体居民人均可支配收入增长率（ΔY_t^i）反映共同富裕水平。核算公式为：$\Delta Y_t^i = Y_t^i - Y_{t-1}^i$，其中，$Y_t^i$ 为全体居民人均可支配收入，Y_{t-1}^i 为滞后一期全体居民人均可支配收入，均采用对数形式表示。

解释变量分别是“三线一单”分区管控建设（DID_t^i）和滞后一期全体居民人均可支配收入（Y_{t-1}^i）。对于“三线一单”分区管控建设，采用“三线一单”分区管控第一批省级试点政策变量作为其代理变量。因为政策试行于 2017 年 11 月，首先在长江经济带 11 个省份和青海启动试点，第一批试点从 2018 年开始编制工作。所以，将试点政策开始时间设为 2018 年。具体地，若某省份属于第一批试点，则处理组虚拟变量 $D_i = 1$，否则为 0；若年份为 2018 年及以后，则时间虚拟变量 $T_t = 1$，否则为 0，具体如表 3 所示。在此基础上，构造相应政策交互项 DID_t^i。

表 3　处理组和对照组划分

分组	具体省级地区	政策时间
处理组	上海、江苏、安徽、江西、湖北、湖南、重庆、四川、云南、浙江、贵州、青海	2018 年及以后
对照组	其余未纳入首批试点的省份（不包括港澳台地区、西藏、新疆）	未处理

控制变量。参考陈晔婷等[21]、石玉堂和王晓丹[22]的做法，综合考查影响收入差距的相关因素，选取以下宏观控制变量：人口规模（pop），采用年末常住人口数取对数进行衡量；政府规模（gover），采用地方财政一般预算支出与地区生产总值比值来表示；人力资本（student），采用普通高等学校在校学生数与年末常住人口比值进行表示；贸易发展水平（trade）：采用货物进出口总额与 GDP 比值进行表示；对外开放程度（open），采用外商投资额与 GDP 比值来表示；消费水平（consume），以社会消费品零售总额与地区生产总值比值进行衡量。

机制变量。参照殷李松和贾敬全[23]的做法，以每万人专利申请授权量来衡量技术创新（pinnos）；借鉴张虎等[12]的方法，利用熵值法从产业链基础、产业链数字化、产业链创新、产业链韧性、产业链协同和产业链可持续 6 个维度来测算产业链现代化水平（ins_new）。具体描述性统计结果如表 4 所示。

表 4　描述性统计

变量名	变量含义	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
ΔY	共同富裕	377	0.102	0.031	−0.016	0.195
pop	人口规模	377	17.421	0.752	15.528	18.654
gover	政府规模	377	0.250	0.111	0.100	0.758
student	人力资本	377	0.019	0.006	0.007	0.041
trade	贸易发展水平	377	0.310	0.330	0.008	1.580
open	对外开放程度	377	0.565	1.896	0.067	36.000
comsume	消费水平	377	0.395	0.059	0.256	0.610
pinnos	技术创新	377	9.928	12.433	0.399	74.383
ins_new	产业链现代化水平	377	0.160	0.087	0.040	0.494

3 实证结果及分析

3.1 基准回归分析

表4汇报了“三线一单”分区管控对省际人均收入收敛影响的基准估计结果。表5列(1)报告了未加入控制变量的估计结果,其交互项($DID_{t-1}\times Y_{t-1}$)的估计系数在1%的水平上显著为负,Y_{t-1} 的系数也显著为负,初步说明“三线一单”试点显著加速了省际收入收敛速度。在此基础上,列(2)控制地区、年份的固定效应,列(3)加入了控制变量,$DID_{t-1}\times Y_{t-1}$ 和 Y_{t-1} 的系数都显著为负,结论保持稳健。以上结果说明“三线一单”分区管控明显缩小了省际人均收入的差距,H1成立。

表5 基准回归结果

变量	ΔY_t(全体居民人均可支配收入增长率)		
	(1)	(2)	(3)
$DID_{t-1}\times Y_{t-1}$	−0.001***	−0.001***	−0.001*
	(0.000)	(0.000)	(0.000)
Y_{t-1}	−0.040***	−0.063***	−0.047***
	(0.005)	(0.003)	(0.006)
DID_t	0.002	0.010***	0.010***
	(0.003)	(0.002)	(0.003)
控制变量	否	否	是
地区、年份	否	是	是
观测值	377	377	377
R^2	0.477	0.968	0.972

注:*、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平上显著;括号内为聚类在省级层面的稳健标准误。

3.2 平行趋势假定评估

参照Feng等[24]的做法,采用事件研究法检验基准回归设定是否满足事前平行趋势假定。为避免共线性,以试点前一年即2017年作为基期。图1报告了事件研究的估计结果,在政策试点前,处理组与对照组人均收入变化趋势不存在统计意义上的显著差异,满足平行趋势假定。

3.3 稳健性检验

3.3.1 降低极端值的干扰

为了防止极端值对基准回归的影响,对解释变量 Y_{t-1} 进行前后1%的缩尾处理,并重新进行回归,结果如表6列(1)所示。结果显示,Y_{t-1} 在1%的水平上显著为负,且 $DID_{t-1}\times Y_{t-1}$ 也显著为负,说明基准回归结果稳健。

3.3.2 更换检验方法为PSM-DID估计

为使处理组和对照组在各方面特征尽可能地相似,消除选择偏差,进一步采用PSM-DID方法进行估计,采用1∶1有放回的近邻方法匹配,卡尺范围为0.01。回归结果如表6列(2)所示,$DID_{t-1}\times Y_{t-1}$ 的估计系数在1%的水平上显著为负,Y_{t-1} 也显著为负,与基准回归结论一致,通过稳健性检验。

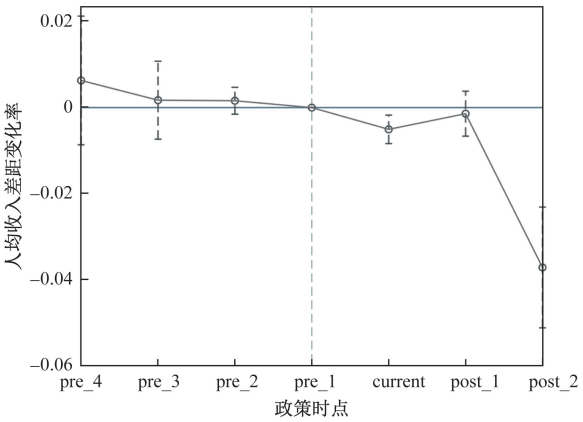


图1 平行趋势检验结果

3.3.3 替换被解释变量

采用全体居民人均可支配收入的泰尔指数来替代被解释变量展开稳健性检验。回归结果如表6列(3)所示,交互项 $DID_{t-1}\times Theil_{t-1}$、$Theil_{t-1}$ 的估计系数都在1%的水平上显著为负,说明“三线一单”分区管控可以有效地缩小地区间收入不平等程度,促进共同富裕。这表明更换被解释变量指标后,回归结论依然是稳健的。

3.3.4 排除同期政策影响

为排除其他同期相似政策对识别结果的干扰,分别控制了国家生态文明试验区、山水林田湖草沙生态保护修复工程以及国家级绿色金融改革创新试验区等政策变量。结果如表7所示,在分别纳入

表6 稳健性检验

变量	ΔY_t	ΔY_t	$\Delta Theil_t$
	(1)	(2)	(3)
$DID_{t-1}\times Y_{t-1}$	−0.001*	−0.001*	
	(0.000)	(0.000)	
Y_{t-1}	−0.047***	−0.042***	
	(0.006)	(0.008)	
DID_t	0.011***	0.009**	0.020**
	(0.003)	(0.003)	(0.007)
$DID_{t-1}\times Theil_{t-1}$			−0.186***
			(0.018)
$Theil_{t-1}$			−0.389***
			(0.060)
控制变量	是	是	是
地区、年份	是	是	是
观测值	377	229	377
R^2	0.972	0.975	0.334

注:*、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平上显著;括号内为聚类在省级层面的稳健标准误。

表 7　排除同期政策影响

变量	ΔY_t	ΔY_t	ΔY_t
	(1)	(2)	(3)
$DID_{t-1} \times Y_{t-1}$	−0.001*	−0.001*	−0.001*
	(0.000)	(0.000)	(0.000)
Y_{t-1}	−0.046***	−0.047***	−0.045***
	(0.006)	(0.006)	(0.006)
DID_t	0.010***	0.010***	0.008**
	(0.003)	(0.003)	(0.003)
NEC DID_t	0.009***		
	(0.003)		
MRF DID_t		0.002	
		(0.002)	
NGF DID_t			0.012**
			(0.005)
控制变量	是	是	是
地区、年份	是	是	是
观测值	377	377	377
R^2	0.972	0.972	0.972

注：*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著；括号内为聚类在省级层面的稳健标准误；NEC DID、MRF DID、NGF DID 分别为国家生态文明试验区、山水林田湖草沙生态保护修复工程、国家级绿色金融改革创新试验区试点政策虚拟变量。

上述同期政策后，核心交互项的估计系数均显著为负，表明“三线一单”分区管控对共同富裕的促进效应不受其他同期相似政策影响，研究结论具有较强稳健性。

3.4　影响机制

接下来进一步考查“三线一单”分区管控通过技术创新、产业链现代化促进共同富裕的传导效应。参考江艇[25]机制检验的建议，机制分析的操作步骤是：首先检验核心解释变量（DID_t^i）对机制变量（M_t^i）的作用，再结合理论分析阐明机制变量（M_t^i）与被解释变量（ΔY_t^i）的关系，以规避可能存在反向因果或遗漏变量所导致的内生性问题。具体模型为

$$M_t^i = \beta'_0 + \beta'_1 DID_t^i + \gamma' Control_t^i + Pro_t + Year_t + \varepsilon_t^i \quad (4)$$

式中：M_t^i 为机制变量。

表 8 为机制检验的结果。首先，列(1)对技术创新的结果显示，试点政策的回归系数在 1%的水平上显著为正，表明“三线一单”试点有效增强了省域技术创新能力。地方技术创新能力的增强，可以有效提高资源配置效率、培育新兴产业和拓展高质量就业空间，为共同富裕提供内生增长动力[26]。因此，H2 得到验证。

其次，列(2)对产业链现代化的结果表明，试点政策的回归系数显著为正，说明“三线一单”试点明显推动了产业链现代化进程。产业链现代化水平提升后，区域价值创造能力和就业吸纳能力均得到增强，长期发展基础也更加稳固，从而为共同富裕提供了重要支撑[27]。因此，H3 得到验证。

表 8　机制分析

变量	技术创新	产业链现代化
	(1)	(2)
DID	5.287***	0.018*
	(1.596)	(0.009)
控制变量	是	是
地区、年份	是	是
观测值	377	377
R^2	0.915	0.957

注：*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著；括号内为聚类在省级层面的稳健标准误。

3.5　异质性分析

3.5.1　地理区位异质性

考虑到区域发展差异，根据国家统计局的划分将样本划分为东部、中西部两个区域分别进行回归。根据表 9 列(1)和列(2)的结果，虽然东、中西部地区的交互项（$DID_{t-1} \times Y_{t-1}$）的估计系数都为负，表明政策均有助于提升人均收入收敛速度，但对东部地区的促进作用更明显。可能的原因是东部制造业呈现向中西部转移的趋势，第二产业占比下降，第三产业占比逐步提升，产业整体向高级化转型。在实施生态环境精细化管理过程中，中西部受第二产业占比较高、新增产值规模较大的影响，当地的生态环境承载压力增加[28]，从而削弱了政策效果。

3.5.2　城镇化水平异质性

城镇化水平较高的地区，经济效率、基础设施等公共服务方面具有明显的优势，更具备推进共同富裕的基础条件。利用城镇人口占年末总人口的比

表 9　地理区位异质性

变量	东部地区	中西部地区
	(1)	(2)
$DID_{t-1} \times Y_{t-1}$	−0.001***	−0.000
	(0.000)	(0.000)
Y_{t-1}	−0.041***	−0.057***
	(0.012)	(0.010)
DID_t	0.012**	0.011***
	(0.005)	(0.003)
控制变量	是	是
地区、年份	是	是
观测值	130	208
R^2	0.977	0.971

注：*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著；括号内为聚类在省级层面的稳健标准误。

重,基于分位数从低到高进行十等分,前五组为城镇化水平较低的省级地区,后五组为城镇化水平较高的省级地区。回归结果如表 10 列(1)和列(2)所示。交互项($DID_{t-1} \times Y_{t-1}$)的估计系数都显著为负,说明政策对城镇化水平不同的地区的收入收敛都起到了明显的作用,但对城镇化较高的地区促进效果更好。究其原因,可能是由于城镇化水平较低的地区,产业集聚水平相对较低,环境治理能力有限,用能设施欠缺,导致管控实施效果没有城镇化水平较高的地区好。

3.5.3 区域创新能力异质性

区域创新能力在实现共同富裕的过程中发挥着支撑和引领的作用。基于《中国区域创新能力评价报告 2024》中各省级地区的综合评分取中位数,综合评分在中位数及以上的省份作为区域创新能力较高的区域,其他省份作为区域创新能力较低的区域。回归结果如表 10 列(3)和列(4)所示。交互项($DID_{t-1} \times Y_{t-1}$)的估计系数都为负,说明政策对区域创新能力较高、较低地区的人均收入收敛速度都有提升,但对区域创新能力较低的地区的促进作用更明显。原因可能是区域创新能力较低的地区由于试点政策管控,增强了地区绿色转型压力,从而促进创新活动和清洁生产能力提升。

表 10 城镇化水平和区域创新能力异质性

变量	城镇化水平		区域创新能力	
	高	低	高	低
	(1)	(2)	(3)	(4)
$DID_{t-1} \times Y_{t-1}$	−0.001*	−0.000*	−0.001	−0.001*
	(0.001)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
Y_{t-1}	−0.048***	−0.046***	−0.044***	−0.037***
	(0.008)	(0.011)	(0.010)	(0.011)
DID_t	0.007*	0.012***	0.009**	0.011***
	(0.004)	(0.004)	(0.004)	(0.004)
控制变量	是	是	是	是
地区、年份	是	是	是	是
观测值	182	195	195	182
R^2	0.970	0.974	0.972	0.975

注:*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著;括号内为聚类在省级层面的稳健标准误。

4 结论与建议

本文通过收敛模型和双重差分模型结合,估计了“三线一单”分区管控对共同富裕的因果效应。结果表明:“三线一单”分区管控能够提升试点省际人均收入收敛水平,高质量生态环境政策实施工具能够有效促进共同富裕;机制分析表明,“三线一单”分区管控可以通过增强绿色技术创新,提升产业链现代化水平来实现共同富裕;异质性分析表明,上述政策处理效应会因为地理区位、城镇化水平和区域创新能力等因素的不同而产生差异,政策效果在东部地区、城镇化水平较高地区以及区域创新能力较低的地区更为明显。

为更好地实施“三线一单”分区管控,促进更多地区实现共同富裕,提出如下建议。

(1)完善“三线一单”分区管控体系,强化政策协同。首先,根据区域资源环境禀赋与发展需求,对“三线一单”实行动态调整,提升管控精准性。其次,加快推进管控平台建设,整合国土空间、环境监测、产业布局等数据,实现环境管控动态评估和预警。此外,通过联席会议、信息共享方式建立跨部门协调机制,推动“三线一单”与国土空间规划、产业政策的有效衔接。

(2)推动绿色技术创新,促进产业结构升级。一方面,通过财税优惠、绿色信贷等政策工具,引导企业向绿色低碳转型,同时鼓励其采用清洁生产技术,降低环境合规成本;另一方面,依托区域产业基础,推动绿色产业集群发展,以此增强区域绿色竞争力,为共同富裕提供持续动力。

(3)深化区域协作,优化生态补偿与产业联动机制。一方面,建立跨区域生态补偿机制,探索“水权交易”“碳汇交易”等模式,让生态受益地区向保护地区支付补偿费用,增强生态与经济的利益协同关系;另一方面,构建区域间产业协同发展机制,引导环境敏感地区的传统产业向环境承载力较高的地区有序转移,并在生态功能区发展生态农业、林下经济等绿色产业,打造区域特色生态品牌,推动生态资源的价值重估。

参考文献

[1] 吴家庆. 绿色金融政策与包容性绿色增长——基于绿色金融改革创新试验区的准自然实验[J]. 统计与决策, 2026, 42(5): 137-142.

[2] 吴雨阳, 曹煜玲, 朱悦, 等. 中国包容性绿色发展的空间关联网络与区域分异及收敛性研究[J]. 自然资源学报, 2025, 40(2): 436-458.

[3] 刘薇. 新质生产力赋能农业生态产品价值实现: 基本逻辑、作用机理与关键路径[J]. 江西财经大学学报, 2025(1): 100-111.

[4] 刘建翠, 张晓晗. 中央环保督察对城市经济高质量发展的影响: 倒逼还是激励? [J]. 环境经济研究, 2025, 10(2): 116-135.

[5] 高雅琪, 李爽. 低碳转型对劳动力就业的影响——基于低碳城市试点政策的准自然实验[J]. 科技和产业, 2024,

24(16)：109-117.
[6] 陈加友，李鲜. 国家生态文明试验区对省域绿色全要素生产率的影响及溢出效应研究[J]. 贵州财经大学学报，2023(4)：91-100.
[7] 刘丰，顾津鸣. 生态文明建设对农村家庭收入的影响——来自国家生态文明试验区的经验证据[J]. 上海经济研究，2025(6)：18-29.
[8] 杨晶. 乡村全面振兴视角下生态产品价值的实现路径[J]. 马克思主义与现实，2025(2)：115-123.
[9] 张楠. 生态文明视角下绿色发展对城乡居民消费结构的影响——基于省域面板数据的计量分析[J]. 商业经济研究，2022(9)：43-46.
[10] 张超，刘海军，连欣燕. 数字技术创新对产业演化路径依赖的影响研究[J]. 经济纵横，2025(12)：111-123.
[11] 聂长飞，冯苑，陈志. 数字技术创新赋能共同富裕的理论依据与经验事实[J]. 统计与信息论坛，2024，39(12)：99-111.
[12] 张虎，张毅，韩爱华. 我国产业链现代化的测度研究[J]. 统计研究，2022，39(11)：3-18.
[13] 郑旭芸，隋博文. 高水平开放下进口增长与制造业产业链现代化[J]. 技术经济与管理研究，2026(3)：152-158.
[14] 刘翠花，丁述磊. 数实深度融合赋能高质量充分就业的关键问题与政策选择[J]. 北京师范大学学报(社会科学版)，2025(2)：141-150.
[15] 孙军. 现代化产业体系建设新范式——产业互联网平台与产业链政策协同赋能的视角[J]. 经济学家，2025(7)：87-96.
[16] 胡锦玉，赵博轩. 中国式现代化推进共同富裕的内在逻辑与实践理路[J]. 长安大学学报(社会科学版)，2024(6)：57-72.
[17] 刘文革，何斐然，赵亮. 中国收入分配水平的区域差异及收敛性研究——基于高质量发展视角[J]. 经济问题探索，2024(6)：19-36.
[18] BARRO R J，SALA-I-MARTIN X. Convergence[J]. Journal of Political Economy，1992，100(2)：223-251.
[19] 郑江淮，陈喆，冉征. 创新集群的“中心-外围结构”：技术互补与经济增长收敛性研究[J]. 数量经济技术经济研究，2023，40(1)：66-86.
[20] 龚斌磊，钱泽森，李实. 共同富裕的测度与驱动机制研究[J]. 数量经济技术经济研究，2023，40(12)：5-26.
[21] 陈晔婷，柴艺，何思源，等. 新质生产力赋能共同富裕的理论机制研究[J]. 金融与经济，2024(10)：62-76.
[22] 石玉堂，王晓丹. 数字普惠金融能否推进共同富裕？——基于地级市面板数据的经验研究[J]. 企业经济，2023，42(8)：48-59.
[23] 殷李松，贾敬全. 长江经济带科技创新对经济增长的空间溢出效应检验[J]. 统计与决策，2019，35(16)：138-142.
[24] FENG Y，LEE C C，PENG D. Does regional integration improve economic resilience? evidence from urban agglomerations in China[J]. Sustainable Cities and Society，2023，88：104409.
[25] 江艇. 因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J]. 中国工业经济，2022(5)：100-120.
[26] 贾敬全，陶冶. 产业结构转型升级对共同富裕的影响研究[J]. 财贸研究，2023，34(9)：24-35.
[27] 陈丽娴. 制造业服务化、人员构成与工资差距——基于制造业上市公司数据的PSM-DID实证分析[J]. 南京财经大学学报，2022(6)：29-39.
[28] 王栋宇，王达. 区域创新生态系统对产业链供应链韧性的影响机制研究[J]. 商业经济研究，2025(22)：185-188.

How Ecological Protection Advances Common Prosperity: A Quasi-natural Experiment Based on the “Three Lines and One List” Eco-environmental Zoning and Control System

GUO Qianwen[1], CUI Chunying[2]

(1. School of Economics and Management, Yiwu Industrial & Commercial College, Yiwu 322000, China;
2. Research Center for SME Development and Industrial Innovation Governance, Yiwu Industrial & Commercial College, Yiwu 322000, China)

Abstract: A favorable ecological environment serves as a strong guarantee for achieving the goal of common prosperity. Based on provincial panel data from China for the years from 2008 to 2020, and using the “three lines and one permit” ecological environment zoning control pilot as a quasi-natural experiment, the impact and mechanisms of ecological environment improvement policies on common prosperity were examined. The research finds that the policy significantly promotes common prosperity, with technological innovation and industrial chain modernization serving as important channels for achieving this effect. Heterogeneity analysis indicates that the promotional effect is more pronounced in eastern regions, provincial-level with higher levels of urbanization, and those with relatively lower regional innovation capacity. It is recommended to advance and improve the “hree lines and one permit” ecological environment zoning control system, accelerate technological innovation, and deepen regional cooperation to unleash the effectiveness of the policy and better promote common prosperity.

Keywords: “Three Lines and One Permit” ecological environment zoning control; common prosperity; technological innovation; industrial chain modernization