

城市绿色发展对共同富裕的机制与实证研究¹

杨丹¹ 李林¹ 曹婷²

(1. 云南省宏观经济研究院, 昆明 650051;

2. 昆明医科大学, 昆明 650500)

【摘要】: 如何以绿色发展促进共同富裕, 是中国向第二个百年奋斗目标迈进的新阶段的重要议题。本文在对城市绿色发展对共同富裕的影响效应与作用机制进行理论分析的基础上, 利用长江经济带 108 个地级市 2011—2020 年的面板数据, 实证检验了城市绿色发展对共同富裕的影响效应及影响路径。研究表明: (1) 城市绿色发展能有效促进共同富裕, 且在稳健性检验后该结论仍然成立。(2) 城市绿色发展对共同富裕的影响效应在时间上存在“滚雪球”特征, 空间上表现出“下游地区>中游地区、上游地区不显著”的空间分异特征。(3) 创新效应、产业结构升级效应、信息化转型效应是城市绿色发展影响共同富裕的具体作用路径。研究结论可为探索双碳背景下的共同富裕推进模式提供启示。

【关键词】: 长江经济带、城市绿色发展、共同富裕、投影寻踪法、OLS 模型

【中图分类号】: F126; X22 **【文献标识码】**: A **【文章编号】**: 1006 — 2912(2023) 07 — 0063 — 13

改革开放以来, 我国粗放式的发展模式尽管推动了经济高速发展, 但大气、水、土壤等的环境污染问题也日益凸显, 严重影响了经济社会的健康可持续发展。为此, 党的十八大以来, 我国坚持走绿色发展道路, 践行绿水青山就是金山银山的可持续发展理念, 全面推动产业绿色转型升级、不断优化能源资源利用效率, 一跃成为全球空气质量改善最快的国家、能耗强度降低最快的国家之一, 为全球应对气候变化和推进可持续发展提供了行之有效的中国方案。

实现全民共同富裕是我国继建成全面小康社会后的新征程, 也是中国式现代化的应有之意和关键一步。理论上, 共同富裕的本质是实现人的全面发展和社会全面进步, 要促进人与自然和谐共生, 那么有利于建设资源节约型、环境友好型、绿色低碳型社会的城市绿色发展模式将如何影响共同富裕?更进一步, 城市绿色发展影响共同富裕的具体路径是什么?这些问题的解答不仅有利于我国发挥长期积累的绿色发展经验促进实现全面共同富裕, 更能为我国强化双碳政策与共同富裕政策的目标协同, 在双碳背景下推进高效共同富裕提供理论依据。

本文的边际贡献在于: (1) 理顺了城市绿色发展与共同富裕的基本逻辑, 构建了城市绿色发展促进共同富裕的基础理论分析框架。(2) 基于长江经济带 108 个地级市面板数据实证检验了城市绿色发展对共同富裕的影响效应, 揭示了城市绿色发展对共同富裕的促进作用。(3) 发现了城市绿色发展影响共同富裕的三大具体作用机制: 创新效应、产业结构升级效应和信息化转型效应。

一、文献综述

¹ **【作者简介】**: 杨丹, 女, 云南石屏人, 云南省宏观经济研究院助理研究员, 研究方向: 区域经济、对外开放; 李林, 男, 贵州凤岗人, 云南省宏观经济研究院助理研究员, 研究方向: 区域经济、脱贫攻坚; 曹婷, 女, 云南昆明人, 昆明医科大学公共卫生学院讲师, 经济学博士, 研究方向: 人口福利、老龄政策。

(一) 绿色发展

在资源环境有限供给的约束下,实现绿色低碳和可持续发展已经成为全球共识。绿色发展的相关研究主要集中在定义内涵、影响因素、指标体系和水平测度等方面。国外关于绿色发展的内涵认知,包括在经济发展过程中减少碳排放以应对气候变化、推动绿色经济增长、包容性绿色发展等。我国学者对绿色发展定义内涵有不同理解,但对于绿色发展是在资源环境容量约束下,以资源节约、环境友好、生态保育为主要特征的发展方式和生活方式(谷树忠等,2016)^[1],实现经济社会和生态环境效益最大化的观点基本吻合。对于绿色发展的影响因素,王俊(2016)^[2]、原毅军和谢荣辉(2015)^[3]、M Kardos(2014)^[4]、王鹏和尤济红(2016)^[5]分别指出创新、产业结构调整、FDI、环境规制等对绿色发展的影响。还有学者对绿色发展指标体系构建及水平测度开展研究,包括北京师范大学等(2010)的中国绿色发展指数,苏利阳等(2013)^[6]、吴传清和黄磊(2017)^[7]、王勇等(2018)^[8]、郝淑双和朱喜安(2019)^[9]等构建了绿色发展评价指标体系和测度绿色发展水平。

(二) 共同富裕

学界对共同富裕这一命题已有很多探讨和研究,但迄今为止尚未形成公认的理论体系(陈丽君等,2021)^[10]。相关研究主要探讨了共同富裕的内涵释义、测度与影响因素三个方面。一是内涵释义方面,郁建兴和任杰(2021)^[11]将共同富裕定义为以打破不平等为目标,推动人民能力均等化、促进社会经济共建共享的过程;二是测度方面。当前国内对共同富裕的评价指标体系和实证研究仍然较少。刘培林等(2021)^[12]尝试从总体富裕程度和发展成果共享程度两个维度测算共同富裕。以陈丽君等(2021)、李金昌和余卫(2022)^[13]为代表的学者则认为共同富裕应包括发展性、共享性、可持续性三个方面。杨宜勇和王明姬(2021)^[14]提出共同富裕测度应涵盖区域经济差异的缩小、物质与精神的全面富足、生态环境的适宜等方面。万海远和陈基平(2021)^[15]测度了国家层面的共同富裕水平,发现我国共同富裕程度取得很大进步。郑石明等(2022)^[16]测度了我国省级层面的共同富裕水平,共同富裕指数呈现明显上升趋势;三是影响因素方面,学者研究认为基本公共服务均等化(徐鹏杰,2019^[17];Anand R等,2013^[18])、基础设施(江鑫和黄乾,2019^[19];C Calderón和L Servén,2004^[20])、产业结构合理化和高级化(周国富和陈菡彬,2021)^[21]、城镇化(万广华等,2022^[22];孙学涛等,2022^[23])、数字经济(夏杰长和刘诚,2021)^[24]等对共同富裕有显著促进作用。

(三) 绿色发展与共同富裕

鲜有研究探讨了绿色发展与共同富裕的关系。相关研究中,向国成等(2018)^[25]认为绿色发展可以促进资源循环再生、丰富生产动力样态,建立高度发达的生产力,从而在政府公平正义制度下促进共同富裕。张康洁和于法稳(2021)^[26]提出绿色发展与共同富裕协同推进的实现路径,包括依托企业、产业园等主体通过技术要素联动提高效率,通过绿色金融撬动,促进资源优化配置,实施城乡、产业融合发展带动等。郑石明等(2022)利用省级层面数据检验了绿色发展对共同富裕的促进作用。

(四) 现有研究的不足和本文的创新点

梳理相关研究发现,关于绿色发展与共同富裕的研究还存在以下不足:一是研究视角方面,鲜有研究以单独探讨绿色发展与共同富裕为主,并将这两个问题纳入统一分析框架。二是研究方法方面,有关共同富裕的研究多集中在理论阐释方面,对我国各地区共同富裕水平的定量分析仍处于滞后状态。三是研究尺度方面,当前关于共同富裕的量化研究多在国家、省级层面,基于城市面板数据对绿色发展与共同富裕之间关系进行研究的文献尚不多见。

鉴于此,本文在梳理现有研究的基础上,尝试作出以下补充和改进:一是将绿色发展与共同富裕纳入统一分析框架,从理论层面探讨绿色发展促进共同富裕的机制和影响效应;二是在郑石明等(2022)建立的评价指标体系基础上,结合城市发展实际和数据可得性构建城市共同富裕的评价指标体系,并利用投影寻踪法测度了长江经济带城市的共同富裕水平;三是基于2001—2020年长江经济带108个地级市的面板数据,实证揭示了绿色发展对共同富裕的促进效应及具体作用机制。

二、理论分析和研究假设

(一) 绿色发展促进共同富裕

传统粗放型经济增长模式对我国生态环境造成了巨大破坏，经济发展模式向绿色化、低碳化方向转变是必然趋势。总体而言，绿色发展是与人口、资源和环境的承载能力相协调的发展模式，绿色发展对共同富裕的影响主要体现在资源利用方式的转变、就业机会的创造以及生活环境的改善三个方面。首先，绿色发展能够促进资源循环利用，挖掘生态产品、推动欠发达地区的生态资源转为生态资产，从而为欠发达地区提供新的增长极，有助于缩小区域发展差距。其次，绿色发展推动了生态农业、乡村旅游业、新能源产业等一系列新兴产业发展，不仅提高了农村地区的收入水平，还带来了大量的就业岗位，有利于减少城乡之间的差距。最后，绿色发展的根本目标是减少环境污染问题，这将实现人与自然和谐共生，为居民提供更优良、宜居的生态环境。综上，本文认为提升绿色发展水平有助于促进全体人民共同富裕，由此提出：

假设 1: 绿色发展可以显著促进共同富裕。

(二) 绿色发展对共同富裕有创新效应

首先，绿色发展将倒逼生产者不断减少生产过程的资源消耗、生态环境损害，推动企业增加对绿色技术研发的投入，企业在对接国际环保标准、前沿引领技术的过程中，在市场竞争中获得新优势，而绿色技术的创新将有利于推动城市绿色全要素生产率提升。其次，由于知识存在溢出效应和顺梯度流动特征，欠发达地区可以通过学习、模仿发达地区的先进绿色创新技术而以更低的成本提高本地生产效率，因而有利于缩小区域差距。由此提出：

假设 2: 绿色发展通过创新效应促进共同富裕。

(三) 绿色发展对共同富裕有产业结构升级效应

绿色发展可促进传统产业绿色化转型、推动能源结构、交通运输结构调整优化，生产满足人们需求的绿色产品和绿色服务，将带来产业结构的转型。首先，绿色发展可促进地方政府对高能耗、高污染产业关停并转、腾笼换鸟，淘汰落后产能，推动了产业转型升级，有利于塑造产业竞争新优势而推动共同富裕。其次，绿色发展带来了产业多样化，绿色发展模式推动生态农业、生态保护和修复等生态环境产业，太阳能、风能、水力发电等清洁能源产业，建筑节能、绿色交通等基础设施绿色升级产业以及节能环保、清洁生产和绿色服务等产业的快速发展，有利于促成新产业新模式新业态培育发展，做大共同富裕的蛋糕。由此提出：

假设 3: 绿色发展通过产业结构升级效应促进共同富裕。

(四) 绿色发展对共同富裕有信息化转型效应

绿色发展要求对生态环境友好，比如实现能源节约利用和减少纸张的使用，因此信息技术的普及和应用成为必然趋势。信息化贯穿了从生产、运输、销售、到服务等各个经济环节，在实现经济过程绿色化、低碳化的同时，使资源要素得到更有效配置，减少了生产、交易、物流和营销成本，极大地提升了经济循环效率。首先，对于欠发达地区和农村地区，信息化快速增强了其与外界的经济联系与交往，有助于缩小区域和城乡发展差距。其次，信息化对加强社会治理和公共服务供给也起到了重要促进作用，如通过公共服务信息化建设，使教育、医疗、就业、社会保障等服务能够更大程度惠及不同区域和人群，有助于提升资源配置效率、增强治理的针对性和有效性，让全体人民共享发展成果、获得更为公平的机会。由此提出：

假设 4: 绿色发展通过信息化转型效应促进共同富裕。

三、实证设计

(一) 计量方程

首先，为研究绿色发展对共同富裕的具体影响，本文采用双向固定效应的面板 OLS 模型，控制时间和个体固定效应，构建基本计量模型如下：

$$cwi_{it} = \beta_0 + \beta_1 gdi_{it} + \beta_2 edu_{it} + \beta_3 ur_{it} + \beta_4 tli_{it} + \beta_5 inf_{it} + \lambda_t + u_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中， cwi_{it} 为共同富裕指数， gdi_{it} 为绿色发展指数， i 表示地级市个体， t 表示时间年份， β 为变量影响系数。结合之前的理论分析，选取 4 个控制变量：每万人在校大学生数($eduit$)用于反映国民受教育水平，城镇化率($urit$)反映城市化水平，产业结构合理化(tli_{it})反映产业间协调程度和资源有效利用程度，人均铺装道路面积(inf_{it})反映基础设施建设水平。 λ_t 为不随地级市变化的时间效应， u_i 为地级市不随时间变化的个体效应， ε_{it} 为随机干扰项。

其次，为检验绿色发展影响共同富裕的具体作用机制，引入中介效应模型如式(2)-(3)所示。中介变量包括：创新效应、产业结构升级效应、信息化转型效应。构建中介效应模型如下：

$$me_{it} = \alpha + \beta gdi_{it} + C'_{it} \beta + \lambda_t + u_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$cwi_{it} = \eta + \beta gdi_{it} + \beta me_{it} + C'_{it} \beta + \lambda_t + u_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中， me_{it} 为中介变量。 C'_{it} 包括 $eduit$ 、 $urit$ 、 tli_{it} 、 inf_{it} 四个控制变量。

(二) 变量说明

1. 被解释变量。

本文借鉴郑石明等(2022)的研究，在其构建的共同富裕和绿色发展评价指标体系基础上，考虑到数据的可得性，构建地级市的共同富裕评价指标体系和绿色发展评价指标体系。共同富裕评价指标体系包括 3 个一级指标：富裕度子系统、平等度子系统、共享度子系统，9 个二级指标：人均地区生产总值、城镇居民人均可支配收入、农村居民人均可支配收入、职工平均工资、城乡收入比、泰尔指数、教育事业支出占比、每千人拥有执业或助理医师数、人均公共图书馆图书藏量。

表 1 共同富裕评价指标体系

一级指标	二级指标	指标属性
富裕度子系统	人均地区生产总值	+
	城镇居民人均可支配收入	+
	农村居民人均可支配收入	+
	职工平均工资	+

平等度子系统	城乡收入比	-
	泰尔指数	-
共享度子系统	教育事业支出占比	+
	每千人拥有执业或助理医师数	+
	人均公共图书馆图书藏量	+

本文用投影寻踪法进行共同富裕指数测算，得出共同富裕规格化指数。该方法由美国科学家克鲁斯卡尔(Kruscal)提出，用于处理和分析高维数据，数据不受量纲影响，可以克服传统多元统计处理高维数据时稳健性差的缺点[27]。计算方法如下：

(1) 对各指标进行无量纲化处理

$$y_{ij} = \frac{x_{ij} - x_{\min}}{x_{\max} - x_{\min}}$$

当 x_{ij} 为正向指标时，

$$y_{ij} = \frac{x_{\max} - x_{ij}}{x_{\max} - x_{\min}}$$

当 x_{ij} 为逆向指标时，

其中， x_{\max} 、 x_{\min} 分别为第 j 个指标的初始最大值、最小值。

(2) 构造投影指标函数

设 a 为 m 维单位投影向量 $a=(a_1, a_2, \dots, a_m)$ ，用线性投影将高维数据投影到一维线性空间，则 x_{ij} 的一维投影特征值 z_i 可表示为：

$$z_i = \sum_{j=1}^m a_j * x_{ij}, i = 1, 2, \dots, n$$

其中， $z_{ij}=a_j*x_{ij}$ 是第 i 个样本中第 j 个指标的投影分量， $z=(z_1, z_2, \dots, z_n)$ 为投影特征值向量。

(3) 构造目标函数

构建投影目标函数：

$$Q(a) = S_z D_z$$

$$S_z = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (z_i - E_z)^2}{n-1}}$$

S_z 为投影值 z_i 的标准差:

$$D_z = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n (R - r_{ij}) u(R - r_{ij})$$

D_z 为投影值 z_i 的局部密度:

其中, E_z 为投影值 z_i 的均值; R 为密度窗宽, 一般取值为 aS_z , a 可以为 0.1、0.01 或 0.001 等, 依据投影点 z_{ij} 在区域间的分布情况进行适当调整; r_{ij} 表示两两投影特征值间的距离, 即 $r_{ij} = |z_i - z_j|$ 。

(4) 优化投影方向

通过求解投影指标函数最大化来估计最佳投影方向:

$$\begin{aligned} \max Q(a) &= S_z D_z \\ \text{s. t. } \sum_{j=1}^m a_j^2 &= 1 \end{aligned}$$

(5) 进行优劣排序

根据最佳投影方向值 a_j 计算各指标的投影值 z_i , 投影值是各评价指标的最佳投影方向与标准值的加权。然后, 根据投影值 z_i 的大小对样本进行分类或优劣评价。

2. 解释变量。

绿色发展评价指标体系包括 3 个一级指标: 经济发展、资源节约、环境友好, 14 个二级指标: 人均 GDP 增长率、劳动生产率、第三产业占比、政府科技创新投入强度、单位 GDP 能耗、单位 GDP 耗电量、单位 GDP 建设用地、一般工业固体废物综合利用率、单位 GDP 碳排放、污水处理厂集中处理率、生活垃圾无害化处理率、PM2.5 浓度、建成区绿化覆盖率、每万人拥有公共汽车数。

表 2 绿色发展评价指标体系

一级指标	二级指标	指标属性
经济发展	人均 GDP 增长率	+
	劳动生产率	+
	第三产业占比	+
	政府科技创新投入强度	+

续表 2

一级指标	二级指标	指标属性
资源节约	单位 GDP 能耗	-
	单位 GDP 耗电量	-
	单位 GDP 建设用地	-
	一般工业固体废物综合利用率	+
环境友好	单位 GDP 碳排放	-
	污水处理厂集中处理率	+
	生活垃圾无害化处理率	+
	PM2.5 浓度	-
	建成区绿化覆盖率	+
	每万人拥有公共汽车数	+

本文用 Topic 综合指数法进行绿色发展指数测算，得出绿色发展熵权 topic 指数。与主观赋权法相比，采用熵值法进行赋权分析具有更高可信度(孟庆福等，2011)^[28]。计算方法如下：

(1) 构建加权规范化矩阵

通过熵值法计算得到的权重和矩阵 $(b_{ij})_{mn}$ 相乘，得到加权规范化矩阵：

$$X_{ij} = \begin{bmatrix} X_{11} & \cdots & X_{1n} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ X_{m1} & \cdots & X_{mn} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} w_1^0 b_{11} & \cdots & w_n^0 b_{1n} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ w_1^0 b_{m1} & \cdots & w_n^0 b_{mn} \end{bmatrix}$$

(2) 计算指标的正理想解 Z^+ 和负理想解 Z^-

从加权规范矩阵 X_{ij} 的每列中找到最大值和最小值，最大值和最小值即为相应的正理想解 Z^+ 和负理想解 Z^- 。

$$Z^+ = (x_{i1}^+, x_{i2}^+, \cdots, x_{in}^+)$$

$$Z^- = (x_{i1}^-, x_{i2}^-, \cdots, x_{in}^-)$$

(3) 计算各评价对象分别到正理想解和负理想解的欧式距离

$$D_i^+ = \sqrt{\sum_{j=1}^n (x_j^+ - x_{ij})^2} \quad D_i^- = \sqrt{\sum_{j=1}^n (x_j^- - x_{ij})^2}$$

(4) 计算各评价对象与理想解的相对贴近度 C_i ，即综合评价

$$C_i = \frac{D_i^-}{D_i^+ + D_i^-}$$

$$C = (C_1, C_2, \cdots, C_m)$$

3. 中介变量。

本文以每万人发明专利授权量衡量创新能力，用第三产业与第二产业的比值衡量产业结构高级化表征产业结构升级效应，以互联网宽带接入用户数与总人口之比衡量信息化转型效应。

4. 控制变量。

本文控制变量包括每万人在校大学生数、城镇化率、产业结构合理化、人均铺装道路面积，分别用于度量受教育水平、城

市化水平、产业发展协调性、基础设施建设水平。其中，产业结构合理化反映产业间协调程度及资源有效利用程度，借鉴干春晖等(2011)^[29]的研究采用泰尔指数衡量。

(三) 样本选取、数据来源与描述性统计

本文选择长江经济带 108 个地级市作为分析样本。样本的时间区间为 2001—2020 年。本文的数据来源于《中国城市统计年鉴》、中经网统计数据库以及各地级市统计年鉴、统计公报。主要变量的描述性统计值如表 3 所示。

表 3 主要变量的描述性统计值

变量	观测数	平均值	标准差	最小值	最大值
共同富裕指数(cwi)	2160	0.505	0.287	0.133	1.843
绿色发展指数(gdi)	2160	0.247	0.087	0.038	0.700
每万人发明专利授权量(ino)	2160	6.770	11.637	0.011	76.716
产业结构高级化(ts)	2160	0.891	0.387	0.272	5.449
互联网宽带接入用户数与总人口之比(int)	2160	0.138	0.145	0.000	2.247
每万人在校大学生数(edu)	2160	143.938	176.858	0.000	1112.322
城镇化率(ur)	2160	48.265	15.587	11.111	113.667
产业结构合理化(t1)	2160	31.094	23.228	0.049	164.326
人均铺装道路面积(inf)	2160	10.235	6.309	0.000	47.510

分析长江经济带共同富裕与绿色发展的变化趋势发现，长江经济带地级市的绿色发展指数、共同富裕指数均呈逐年上升趋势，绿色发展指数从 2001 年的 0.149 上升至 2020 年的 0.914，共同富裕指数从 2001 年的 0.234 上升至 2020 年的 0.35，两者的皮尔逊相关系数为 0.978，存在密切正相关关系。分地区看，下游地区的绿色发展和共同富裕水平最高，其次为中游地区、上游地区，与经济社会发展程度呈正相关。下文将进一步利用计量回归模型就绿色发展对共同富裕的影响进行实证研究。

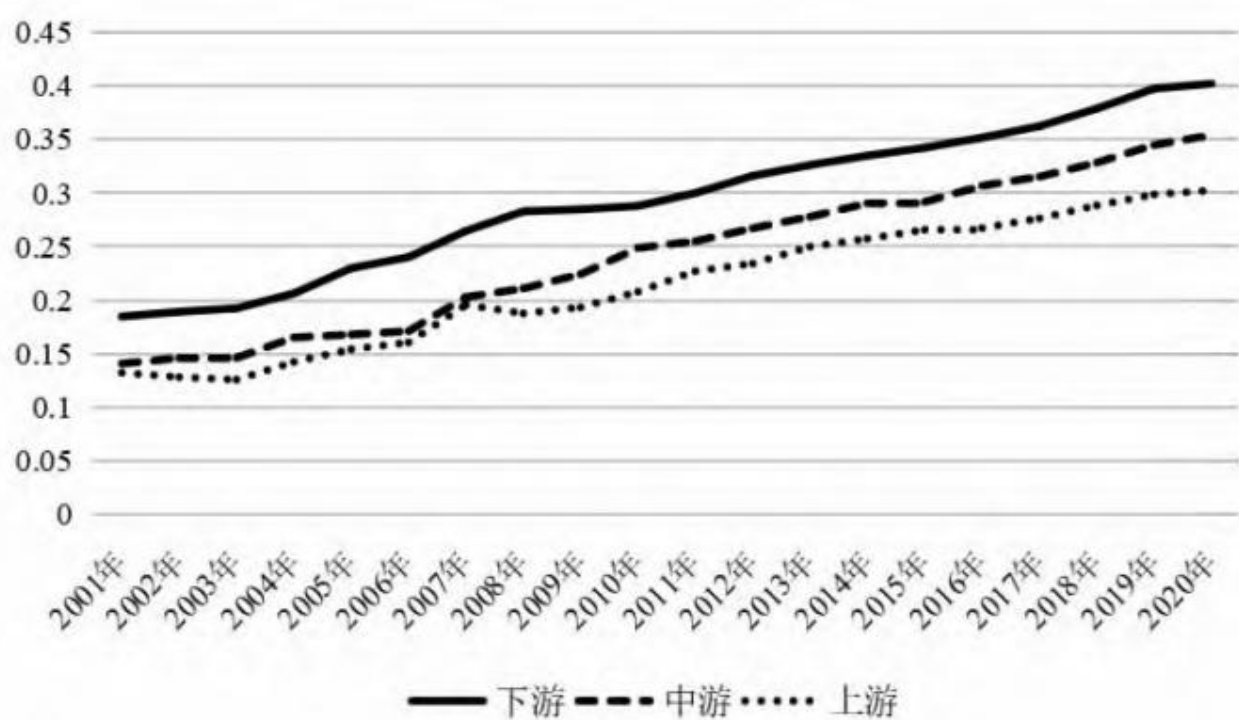


图 1 长江经济带上、中、下游地级市历年绿色发展指数

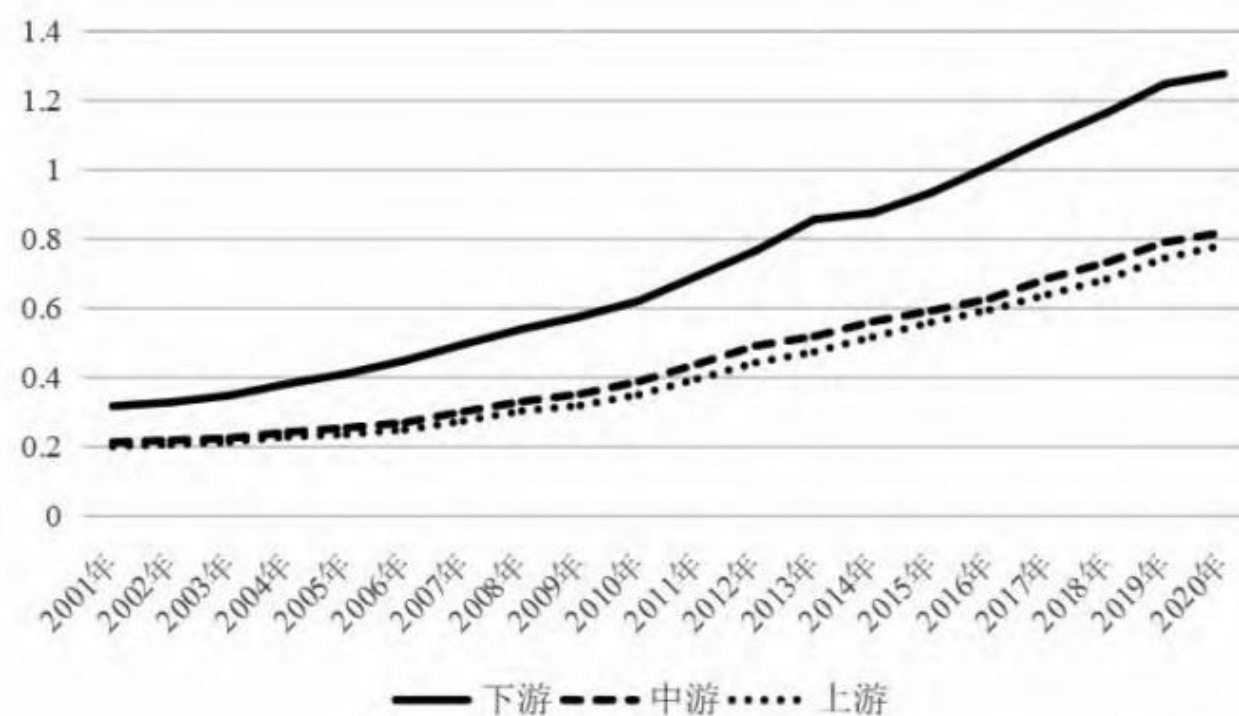


图 2 长江经济带上、中、下游地级市历年共同富裕指数

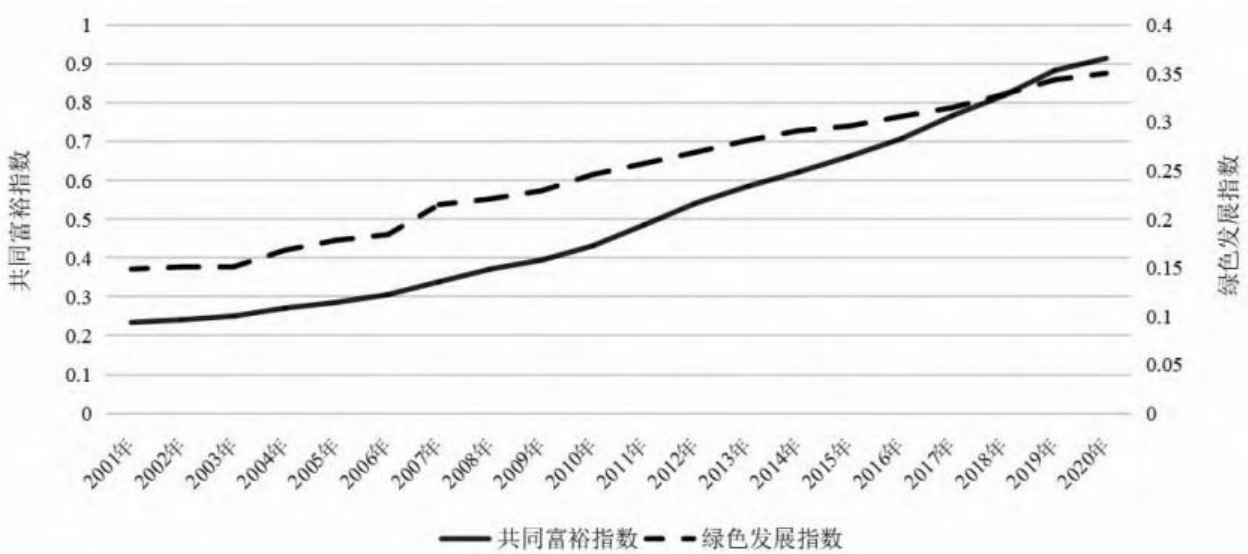


图3 长江经济带地级市历年共同富裕指数和绿色发展指数

四、实证检验与结果分析

(一) 基准回归

表4(1)–(5)显示了在逐步加入控制变量策略下城市绿色发展对共同富裕的影响效应，结果显示无论控制变量如何变化，gdi系数为正且在1%水平下显著，说明城市绿色发展能够显著推进共同富裕，假设1得到检验。近年来我国对绿色发展日益重视，从早期主要关注生态环境转向推动经济社会与生态环境协调发展，在有效控制生态破坏和环境污染问题的同时，促进了经济持续增长、社会发展和人民福祉，持续提升共同富裕水平。

从控制变量看，edu系数在1%水平下显著为正，表明受教育水平的提升能促进共同富裕，原因在于提升教育水平有利于增加个体收入水平和中等收入群体比例，促进共同富裕；ur系数在1%水平下显著为负，表明城市化水平提升能促进共同富裕，原因在于城市化水平提高可能造成资源和产业集中在城市，导致城乡发展差距增大，要注意规避城市化发展进程中对共同富裕的负面效应；t1系数在1%水平下显著为正，表明产业结构合理化有利于共同富裕，原因在于产业结构有利于促进经济增长，夯实共同富裕的物质基础；inf系数在1%水平下显著为正，表明基础设施建设水平提升有利于共同富裕，原因在于加强和完善基础设施建设，有利于提升流通效率，促进经济发展和提升人民生活便利度，促进共同富裕。

表4 绿色发展影响共同富裕的回归结果

cwi	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
gdi	0.549*** (10.46)	0.533*** (10.2)	0.491*** (9.27)	0.485*** (9.21)	0.467*** (8.83)
edu		0.0002*** (5.2)	0.0002*** (5.44)	0.0002*** (5.46)	0.0002*** (5.28)
ur			-0.002***	-0.002***	-0.002***

			(-4.1)	(-4.2)	(-4.19)
t1				0.001*** (5.47)	0.001*** (5.6)
inf					0.002*** (2.98)

续表 4

cwi	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
_cons	0.152*** (14.52)	0.146*** (13.89)	0.215*** (10.84)	0.193*** (9.64)	0.188*** (9.34)
N	2160	2160	2160	2160	2160
年份固定	YES	YES	YES	YES	YES
城市固定	YES	YES	YES	YES	YES
R2(overall)	0.684	0.720	0.651	0.615	0.624

注：***、**、*分别表示在 1%、5%与 10%的显著性水平下显著；()内为 t 值；下同。

(二) 稳健性检验

为了确保结论的可靠性，本文通过替换被解释变量、替换解释变量、缩尾处理三种策略进行稳健性检验。被解释变量共同富裕指数用标准化计算方法替换规格化计算方法，解释变量绿色发展指数用熵权计算方法替换熵权 topic 计算方法，对被解释变量和解释变量进行 1%的缩尾处理以去除异常值的影响。回归结果如表 5 所示，(6)-(8)显示 gdi 系数均为正且在 1%水平下显著，假设 1 再次得到证实。

表 5 稳健性检验回归结果

cwi	稳健性策略		
	(6) 替换被解释变量	(7) 替换解释变量	(8) 缩尾处理
gdi	2.895*** (7.98)	0.004*** (8.39)	0.436*** (8.03)
edu	0.001*** (4.47)	0.0002*** (5.1)	0.0002*** (6.6)
ur	-0.006** (-2.21)	-0.002*** (-4.57)	-0.001*** (-3.69)
t1	0.006***	0.001***	0.0007***

	(6.22)	(5.99)	(5.36)
inf	0.007* (1.89)	0.001*** (2.71)	0.002*** (3.7)
_cons	-2.579*** (-18.69)	0.182*** (8.78)	0.181*** (9.4)
N	2160	2160	2160
年份固定	YES	YES	YES
城市固定	YES	YES	YES
R2(overall)	0.657	0.627	0.655

(三)时变性与区域异质性检验

为检验城市绿色发展对共同富裕的异质性影响，将样本按时间与区域划分，并利用固定效应模型回归进行时变性与区域异质性检验。回归结果如表6所示。

表6 时变性与区域异质性回归结果

cwi	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)
gdi	0.161*** (4.88)	0.416*** (5.44)	0.046 (1.01)	0.236*** (3.17)	0.595*** (6.47)
_cons	0.196*** (15.71)	0.396*** (8.3)	0.257*** (12.14)	0.146*** (4.18)	0.058 (1.64)
N	1080	1080	620	720	820
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES
年份固定	YES	YES	YES	YES	YES
城市固定	YES	YES	YES	YES	YES
样本	2001—2010年	2011—2020年	上游	中游	下游
R2(overall)	0.477	0.267	0.825	0.896	0.623

(9)–(10)显示2001—2010年和2011—2020年两个时间段gdi系数均在1%水平下显著为正，但2011—2020年样本gdi的系数(0.416)大于2001—2010年样本(0.161)，表明绿色发展对共同富裕的影响存在“滚雪球”效应，后期绿色发展水平提升对共同富裕的促进作用相较前期更大，绿色发展的共同富裕效应更明显，这与党的十八大以来我国对绿色发展方式日益重视的实践吻合。

(11)-(13)显示下游地区 gdi 系数(0.595)大于中游地区(0.236)且均显著,而上游地区 gdi 系数不显著,表明绿色发展对共同富裕的影响存在区域异质性。原因可能在于,一是上游地区经济发展水平较低,产业技术较为落后,绿色技术替代成本较高,对经济社会发展的促进作用未能充分发挥;二是我国市场化的自然资源定价、交易机制仍不完善,上游地区虽然拥有丰富的生态资源,但不能顺利转化为生态资产和经济价值;三是地方政府的环境规制也对产业发展有一定程度抑制作用。而中下游地区绿色发展观念和技术相比上游地区普及,对绿色技术的消化吸收能力更强,技术替代成本较小、更迭更快,绿色技术对经济社会发展的促进作用更易发挥,因此绿色发展的共同富裕效应更显著。

(四)中介机制检验

为明晰城市绿色发展对共同富裕的具体作用机制,利用中介效应模型检验了机制效应,结果如表7所示。(14)、(16)、(18)显示 gdi 在1%水平下显著促进 ino、ts、int,(15)、(17)、(19)显示 ino、ts、int 在1%水平下显著促进共同富裕。这表明绿色发展可以通过创新效应、产业结构升级效应、信息化转型效应影响共同富裕。

表7 中介效应回归结果

变量	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)	(19)
	ino	cwi	ts	cwi	int	cwi
gdi	41.373*** (8.76)	0.127*** (3.47)	0.420*** (2.80)	0.423*** (8.36)	0.156*** (2.85)	0.436*** (8.41)
ino		0.008*** (48.68)				

续表7

变量	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)	(19)
	ino	cwi	ts	cwi	int	cwi
ts				0.106*** (14.11)		
int						0.198*** (9.45)
_cons	-0.006 (-0.00)	0.188*** (13.75)	0.974*** (17.09)	0.085*** (4.14)	0.018 (0.86)	0.184*** (9.36)
N	2160	2160	2160	2160	2160	2160
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年份固定	YES	YES	YES	YES	YES	YES
城市固定	YES	YES	YES	YES	YES	YES

R2(overall)	0.134	0.865	0.179	0.619	0.594	0.665
-------------	-------	-------	-------	-------	-------	-------

五、研究结论与政策启示

(一) 研究结论

本文在对绿色发展与共同富裕之间的关系进行文献梳理的基础上,构建地级市共同富裕和绿色发展评价指标体系,基于2001—2020年长江经济带108个地级市面板数据,测度了长江经济带城市的绿色发展指数、共同富裕指数,并采用双向固定效应的面板OLS模型,对城市层面绿色发展对共同富裕的影响进行实证检验,验证了本文的4个研究假设。计量结果显示:(1)2001—2020年,长江经济带地级市的共同富裕指数、绿色发展指数均呈逐年上升趋势,两者存在密切正相关关系。下游地区的共同富裕和绿色发展水平最高,其次为中游地区、上游地区。(2)绿色发展显著促进了共同富裕,且在一系列稳健性检验后该结论仍然成立。(3)绿色发展对共同富裕的影响存在时变性和区域异质性,后期绿色发展水平提升对共同富裕的促进作用比前期大,下游地区绿色发展水平提升对共同富裕的促进作用大于中游地区,上游地区绿色发展的共同富裕效应不明显。(4)中介机制检验显示,绿色发展通过创新效应、产业结构升级效应、信息化转型效应显著促进共同富裕。

(二) 政策启示

基于以上结论,本文得到如下政策启示:(1)强化绿色发展对共同富裕的正面效应。针对绿色发展与共同富裕进程的新需求,首先支持企业开展技术创新,完善技术成果转化和推广服务体系,促进技术溢出,为实现共同富裕提供强劲内生动力。其次要加快产业转型升级,促进传统产业转型升级,培育壮大战略性新兴产业和未来产业,推动一二三产业融合发展,筑牢共同富裕的物质基础。最后,大力推进数字信息基础设施建设,推动数字化普及与数字化技能均衡配置,缩小城乡数字鸿沟,以信息流带动技术流、资金流、人才流、物资流,有效提升资源配置效率,以信息化、数字化赋能公共服务和社会治理,实现机会更加公平的增长。(2)完善区域协调发展支持政策。首先要完善市场化的自然资源定价、交易机制,加快推动欠发达地区生态资源资产化、生态资产价值化,发展绿色产业和碳汇产业,激发欠发达地区的绿色发展能力。其次,应建立区域均衡的财政转移支付制度,加强欠发达地区的基础设施建设,逐步缩小城乡基本公共服务差距,特别是在教育、医疗、社会保障等发展型基本公共服务上加快均等化进度。最后要健全跨区域帮扶机制,以飞地经济为抓手推动产业、人才、技术等资源的互融互通。(3)以提升人力资本水平、加强基础设施建设、促进产业协调发展为抓手助力实现共同富裕。首先要继续提高教育普及水平,促进城乡义务教育优质均衡发展,加快发展现代职业教育,不断提升人力资本水平,促进劳动生产率提高。其次,要加快城乡交通、物流、信息等基础设施一体化发展,提升市场流通效率,促进经济循环畅通。促进产业结构合理化,深化要素市场化改革,提高生产要素集约化利用水平,推进产业协调发展。最后要避免城市化过程给共同富裕带来的负面效应,防止人才、资源、产业过度集中在城市,形成资源在城乡双向流动的机制,一方面解决进城农村劳动力和流动人口市民化问题,另一方面以市场激励方式激活农村闲置资源,深入推进乡村振兴,实现城乡融合高质量发展,缩小城乡发展差距。

参考文献

- [1] 谷树忠,谢美娥,张新华,黄文清.绿色发展:新理念与新措施[J].环境保护,2016,44(12):13-15.
- [2] 王俊.创新驱动和绿色发展的体制机制改革研究[J].经济体制改革,2016,201(06):25-32.
- [3] 原毅军,谢荣辉.FDI、环境规制与中国工业绿色全要素生产率增长——基于Luenberger指数的实证研究[J].国际贸易问题,2015,392(08):84-93.

-
- [4] M Kardos. The Relevance of Foreign Direct Investment for Sustainable Development. Empirical Evidence from European Union[J]. Procedia Economics and Finance, 2014.
- [5] 王鹏, 尤济红. 中国环境管制效果的评价研究——基于工业绿色发展的一个空间视角[J]. 经济社会体制比较, 2016, 187(05):25-42.
- [6] 苏利阳, 郑红霞, 王毅. 中国省际工业绿色发展评估[J]. 中国人口·资源与环境, 2013, 23(08):116-122.
- [7] 吴传清, 黄磊. 演进轨迹、绩效评估与长江中游城市群的绿色发展[J]. 改革, 2017, 277(03):65-77.
- [8] 王勇, 李海英, 俞海. 中国省域绿色发展的空间格局及其演变特征[J]. 中国人口·资源与环境, 2018, 28(10):96-104.
- [9] 郝淑双, 朱喜安. 中国区域绿色发展水平影响因素的空间计量[J]. 经济经纬, 2019, 36(01):10-17.
- [10] 陈丽君, 郁建兴, 徐钦娜. 共同富裕指数模型的构建[J]. 治理研究, 2021, 37(04):5-16, 2.
- [11] 郁建兴, 任杰. 共同富裕的理论内涵与政策议程[J]. 政治学研究, 2021, 158(03):13-25, 159-160.
- [12] 刘培林, 钱滔, 黄先海等. 共同富裕的内涵、实现路径与测度方法[J]. 管理世界, 2021, 37(08):117-129.
- [13] 李金昌, 余卫. 共同富裕统计监测评价探讨[J]. 统计研究, 2022, 39(02):3-17.
- [14] 杨宜勇, 王明姬. 共同富裕: 演进历程、阶段目标与评价体系[J]. 江海学刊, 2021, 335(05):84-89.
- [15] 万海远, 陈基平. 共同富裕的理论内涵与量化方法[J]. 财贸经济, 2021, 42(12):18-33.
- [16] 郑石明, 邹克, 李红霞. 绿色发展促进共同富裕: 理论阐释与实证研究[J]. 政治学研究, 2022, 163(02):52-65, 168-169.
- [17] 徐鹏杰. 动能转换、基本公共服务与经济平衡发展[J]. 地域研究与开发, 2019, 38(01):6-10.
- [18] Anand R, Mishra S, Peiris SJ. Inclusive Growth: Measurement and Determinants[J]. IMF Working Papers, 2013, 13(135):1.
- [19] 江鑫, 黄乾. 城乡公路体系网络化与共同富裕: 基于超边际分工理论分析[J]. 南开经济研究, 2019, 210(06):64-85.
- [20] C Calderón, L Servén. The Effects of Infrastructure Development on Growth and Income Distribution[C]. DEGIT Conference Papers. DEGIT, Dynamics, Economic Growth, and International Trade, 2005.
- [21] 周国富, 陈菡彬. 产业结构升级对城乡收入差距的门槛效应分析[J]. 统计研究, 2021, 38(02):15-28.
- [22] 万广华, 江葳蕤, 赵梦雪. 城镇化的共同富裕效应[J]. 中国农村经济, 2022, 448(04):2-22.
- [23] 孙学涛, 于婷, 于法稳. 新型城镇化对共同富裕的影响及其作用机制——基于中国 281 个城市的分析[J]. 广东财经大

学学报, 2022, 37(02):71-87.

[24] 夏杰长, 刘诚. 数字经济赋能共同富裕: 作用路径与政策设计[J]. 经济与管理研究, 2021, 42(09):3-13.

[25] 向国成, 邝劲松, 邝嫦娥. 绿色发展促进共同富裕的内在机理与实现路径[J]. 郑州大学学报(哲学社会科学版), 2018, 51(06):71-76.

[26] 张康洁, 于法稳. 绿色发展与共同富裕协同推进: 理论、路径与保障[J]. 企业经济, 2021, 40(12):19-26.

[27] 李琳, 曹璨. 基于投影寻踪法的湖南区域经济发展质量评价[J]. 湖南大学学报(社会科学版), 2019, 33(03):48-58.

[28] 孟庆福, 李峰, 王艳廷等. 基于熵值法的粮食产业竞争力评价研究[J]. 河北工业大学学报, 2011, 40(04):110-113.

[29] 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(05):4-16, 31.