

生态财富如何促进旅游经济发展

——来自中国 286 个城市的经验证据

鲍鹏程, 黄磊

摘要: 生态财富在旅游经济发展中扮演着重要角色, 然而关于二者之间关系的研究尚处于初始阶段。基于 2007—2019 年中国 286 个地级及以上城市的面板数据, 在测度生态财富和旅游经济发展的综合水平基础上, 从效果和机制两个角度实证分析了生态财富对旅游经济发展的影响。研究结果显示: (1) 生态财富在总体上显著促进了旅游经济发展, 构成旅游经济发展的重要驱动力; (2) 生态财富对旅游经济发展的促进作用在黄河中下游、长江上中游和东部平原丘陵生态旅游片区以及大小城市、较高的生态财富城市中更为显著; (3) 生态财富能够通过推动信息技术渗透和激发旅游市场活力进而促进所在城市旅游经济发展; (4) 旅游经济发展具有显著时空依赖效应, 并且生态财富对旅游经济发展的正向空间溢出效应主要以短期效应为主, 长期效应还不明显。研究结论为充分发挥生态财富效应、促进旅游业高质量发展提供了经验证据和政策建议。

关键词: 生态财富; 旅游经济; 信息渗透; 市场活力; 空间效应

中图分类号: F592.3 **文献标识码:** A **文章编号:** 1671-0169(2023)02-0073-16

DOI:10.16493/j.cnki.42-1627/c.20230222.001

一、引言

改革开放至今, 中国从旅游资源大国跨越成为了旅游大国, 旅游业在服务国家经济社会发展、满足居民精神需求等方面作用日益凸显。国家统计局数据显示, 我国国内旅游收入由 2007 年的 7 770.6 亿元增长到了 2019 年的 57 250.9 亿元, 国内游客则由 2007 年的 16.10 亿人次增长到了 2019 年的 60.06 亿人次, 这表明我国旅游经济规模得到大幅提升。进入新世纪, 党中央提出建设资源节约型、环境友好型社会, 这有力推进了生态治理的自觉行动, 生态财富得以加速形成。合理开发自然资源是吸引更多游客和实现旅游产业竞争力的重要措施之一^[1], 持续改善生态环境质量和提供更多优质生态产品, 能够影响旅游经济发展。鉴于生态财富的有效积累以及旅游经济健康有序发展的典型事实, 深入分析生态财富和旅游经济发展两者之间的关系及其背后的机制, 对于加快释放内需潜力、形成强大国内市场具有重要的实践意义。

从经验上看, 面对环境污染严重、经济增速放缓和错综复杂国际环境等形势, 党中央毫不动摇推进生态文明建设和生态环境保护, 新时代成为新中国成立以来生态环境质量改善成效最大的时期。与此同时, 随着人民生活水平提高、消费观念升级和生活节奏加快, 人们更加倾向于亲近自

基金项目: 国家社会科学基金青年项目“长江上游地区‘化工围江’的环境风险及差异化治理路径研究”(20CJL021)

作者简介: 鲍鹏程, 西南大学经济管理学院博士研究生(重庆 400715); 黄磊(通讯作者), 西南大学经济管理学院副教授, 武汉大学中国发展战略与规划研究院特聘副研究员, huanglei2051@163.com(湖北 武汉 430072)

然,旅游日益成为大众生活的日常休闲方式,并已成为践行“绿水青山就是金山银山”理念的重要领域。在旅游经济发展过程中,生态财富能否发挥作用?其传导机制如何?

纵观国内外现有文献,全面探讨生态财富驱动旅游经济发展的研究较少,与本文相关的文献主要有两支。第一支文献主要从某一方面考察生态财富对旅游经济的影响。郭向阳等研究发现生态环境对城市旅游发展的影响具有持久性^[2]。方叶林等研究表明城市生态韧性对周边地区旅游经济发展产生积极影响^[3]。空气质量下降会减少公众外出游玩次数^[4],抑制了旅游人次和旅游收入^[5]。也有研究指出,评估国家公园休闲潜力有利于促进旅游业发展^[6],评估社会生态系统能够综合了解旅游业发展动态^[7],旅游资源禀赋正向影响旅游业绿色发展效率^[8]。第二支文献致力于研究旅游经济的影响因素及机制。互联网的普及与使用显著促进旅游消费^{[9][10]},积极影响旅游产业动态优化及旅游企业发展^[11]。刘瑞明等研究表明文化体制改革激发了市场活力进而带动地区旅游经济发展^[12],吕德胜等研究发现知名数字音乐产品能够通过激发市场活力进而提升地区旅游经济水平^[13]。也有研究从旅客情感角度分析,游客对自然和人文旅游资源的核心吸引物存在差异化评价^[14],旅游者地方依恋能够促进景区经济发展^[15]。两支文献各有侧重地对旅游经济的影响因素开展了有益的探讨。事实上,生态财富的有效积累依赖于协同推进扩绿、减污和树立生态文明理念,在协同推进过程中势必影响信息技术应用程度;生态财富作为物质财富的基础,为旅游业发展创造新的市场需求。然而,以生态财富为切入点,尚未发现有专门聚焦于就信息技术渗透和旅游市场活力对中国旅游经济发展具体贡献的系统考察。

与已有文献相比,本文的潜在贡献体现在:一是研究视角上,以生态财富这一视角切入,从自然、经济和社会维度构建生态财富指标,系统分析与实证检验了生态财富对旅游经济发展的影响,丰富了城市生态财富的相关研究。二是机制探究上,基于信息技术渗透和旅游市场活力两个角度,理论层面探讨了生态财富促进旅游经济发展的内在机制,并通过中介效应模型进行严格检验,进而为畅通国内大循环提供经验依据。三是利用空间动态杜宾模型,从地理邻接和信息距离空间关联矩阵出发,考察生态财富和旅游经济固有的空间相关性以及旅游经济本身具有的惯性,能够得到更为可靠的研究结论并有利于提供准确的决策依据。

二、理论分析与研究假说

生态财富是指自然资源和生态环境满足人的生产需要和消费需要^[16],并在互动过程中全民树立尊重自然、顺应自然、保护自然的生态文明理念。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。旅游经济发展是指旅游活动过程中为游客提供所需的吃、住、行、游、购、娱等各方面商品和服务的总收入,并符合经济社会发展总体趋势。人地系统理论认为,自然资源和生态环境对人类活动有促进或抑制作用。

(一) 生态财富对旅游经济发展的影响分析

生态财富对旅游经济发展的直接影响主要有以下方面。第一,生态财富有助于吸引旅游企业入驻。新经济地理学认为,一个地区在初始状态具有的某种优势,将会吸引更多的优质要素向本地区流动^[17]。自然资源形成的旅游资源禀赋增强旅游市场主体的信心,吸引旅游企业在该空间范围内集中,汇聚与旅游业相关的行业和部门,形成完整的旅游目的地体系,这会使得自然生态财富较好的地区具有旅游经济增长的潜力。生活垃圾、餐饮垃圾等及时清理,观光河道、湖泊等水污染及时净化,改善了城市生态环境,进而保障旅游业可持续发展。第二,生态财富有助于游客开展旅游活动。根据风险感知理论,游客对旅游目的地的风险感知越低,越有动力前往该旅游目的地。在旅游出发前,游客比较旅游信息后会倾向于选择空气质量较好的旅游目的地。在旅游过程中,公园、绿

地等自然环境有助于保持良好的情绪、促进社会互动^[18],进而可以促进身心健康发展。在旅游结束后,良好的自然生态环境能够给游客留下较深的印象,增加未来重游概率以及向身边亲朋好友推荐的可能性。第三,生态财富有助于爱护旅游资源。从旅游经营者角度看,在资源约束趋紧下,为提高旅游正常运转过程中的自然资源利用效率,旅游企业需要开发环境友好型旅游产品以及需要注重旅游目的地基础设施保护。从游客角度看,大众旅游时代,游客在旅游过程中爱护一花一草才能实现旅游经济健康发展。基于此,提出如下假说:

假说 1:生态财富对旅游经济发展有显著的促进作用。

(二) 生态财富对旅游经济发展的影响机制

生态财富能够影响信息技术渗透。一方面,动态的自然资源为共享经济提供丰富信息资源。旅游地独特的自然资源是吸引游客的重要原因,而互联网是对旅游目的地进行宣传和营销的重要平台。生态财富的积累,数据资源的存储和应用需求大幅增加,大量的景区基础形象和生态产品创意被搬到网上,潜在游客青睐互联网所附带的共享推荐,旅游产业链上的相关企业接入互联网平台,共同推动了信息技术使用深度和覆盖广度。例如,重庆的洪崖洞旅游地依靠社交平台红爆网络^[19]。另一方面,生态治理推动了信息技术广泛应用。城市在推进生态优先、节约集约、绿色低碳发展过程中拓宽了信息技术的应用空间。绿水青山就是金山银山理念真正融入生活和生产全过程,需要信息技术建立线上线下互动、上下左右联动的环保全员参与机制。

与此同时,信息技术渗透也会对旅游经济发展产生影响。一是信息渠道效应。借助互联网,供需双方的互动突破时空限制,彼此间的信息交互达到连续、双向和实时的效果^[20]。这种需求端替代了传统信息闭塞下供给需求,将游客实际需求纳入供应流程,无形之中增加旅游服务的认可度,从而产生较强的旅游出行意愿。信息技术依靠自身传递信息影响游客对目的地的感知^[21],潜在游客可以通过在线学习完成信息整合进而识别符合自身需求的旅游目的地,游客抵达旅游目的地会对所在地旅游经济产生积极影响。二是便捷交易效应。信息技术植入旅游产业链后提高了闲置资源、跨行业资源等的配置效率,并改善了旅游业开发和接待能力^[22];信息技术服务高度嵌入旅游空间,使得互联网、旅游者和旅游企业之间形成新的社会契约,共同遵守显性规制降低了逆向选择风险,快速便捷完成吃、住、行、游、购、娱等旅游各环节的交易。信息技术压缩游客交易时间成本,能够将节省的时间分配到旅游体验中去,进而对当地旅游收入产生促进作用。基于此,提出如下假说:

假说 2:生态财富通过推动信息技术渗透进而提高旅游经济发展水平。

生态财富可以对旅游市场活力产生积极影响。一方面,生态财富吸纳了社会多方资本。伴随绿色发展方式和绿色生活方式加快形成,绿水和青山的旅游价值得到大众认可,进而引发旅游市场机遇。一批民营旅游企业加入,为旅游产业发展注入了多方面的资本支持^[12],带动了区域餐饮、住宿、娱乐等第三产业繁荣。另一方面,生态财富创造了就业机会。自然资源整合娱乐、休闲等资源,衍生出新型服务品类,有利于旅游业吸纳更多劳动者就业^[8]。同时,旅游从业者具有较高的流动性^[23],在市场机制下,旅游从业者的合理流动能够实现不同旅游企业间优势互补和良性互动,进而激发旅游市场活力。

旅游市场活力也与旅游经济发展关联紧密。一是提升品质供给。旅游过程中提供的产品或服务属于服务业范畴,优化供给能够实现旅游产业结构优化。旅游经营者可以洞察游客消费变化,深挖新型消费者的潜在消费需求,进而提供更加多元化、个性化的出游选择,增强旅游业柔性供给能力^[24]。高品质旅游产品供给是赢得游客认可的重要因素,开发差异化、品质化旅游产品,打造观光旅游、休闲养生等多样性旅游方式,则能更好满足旅游消费需求。二是推进旅游产业联动。旅游企业单打独享难以适应新时代旅游业发展趋势,旅游市场主体可以通过资源共享和收购兼并等投资

方式促进规模化经营,进一步强化旅游发展的区域优势。地区住宿、餐饮等旅游配套产业发展,延长旅游产业链,改善旅游消费体验,进而吸引游客并使其停留更长时间。例如,游客从“过路客”变为“过夜客”,旅游收入会大幅度增加。基于此,提出如下假说:

假说3:生态财富通过激发旅游市场活力进而提高旅游经济发展水平。

(三) 生态财富影响旅游经济发展的空间关联分析

生态财富对旅游经济发展的空间溢出效应表现在两个方面。一是合作效应。从供给侧看,旅游资源在空间上具有不可移动性。旅游资源的地域特征和旅游产品的功能组合决定了旅游流的空间延展性,不同城市间旅游合作可以取长补短,带动关联地区旅游经济的良性互动^[25]。从需求侧看,游客在这些旅游地之间走动会带动资金、信息、技术等要素流动。游客在一次旅行中选择多个邻近城市组成旅游路线,相较于远距离跨城市旅游,在保证不降低旅游丰富度的前提下,还可以降低边际时间成本和边际消费成本^[26]。二是竞争效应。污染治理和生态保护在生态文明建设中占有一定的分量,省级部门下达减排目标所对应的考核对象往往是地理距离接近的省内城市群,因此,周边环境治理存在一定的竞争。在协同推进减污、扩绿和增长中积累更多的生态财富,地方政府不仅要利用现有信息技术提高城市治理效能,还要督促旅游经营者通过创新开发新的生态产品,进而吸引游客到达旅游目的地完成旅游。综上所述,提出如下假说:

假说4:生态财富能够对城市旅游经济发展产生空间溢出效应。

三、实证策略和数据

(一) 模型设定

1. 基础线性模型。前文理论阐述,生态财富与旅游经济发展存在某种逻辑关联。本文采用双向固定效应模型来检验假说1,实证模型设定如下:

$$Tour_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 EcoW_{it} + \alpha_c X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, $Tour_{it}$ 表示旅游经济发展, $EcoW_{it}$ 表示生态财富。 X_{it} 表示城市 i 随时间变化的控制变量,包括高铁开通、交通运输能力、城镇居民收入、高等教育程度、绿色技术创新、财政支出水平。 μ_i 、 λ_t 分别表示城市和年份固定效应, ε_{it} 表示随机扰动项。在该模型中,系数 α_1 反映了生态财富对旅游经济发展的影响效应,预期 α_1 的估计值显著为正。

2. 中介效应模型。为讨论生态财富对旅游经济发展可能存在的影响机制,采用中介效应模型进行机制检验。检验步骤如下:在式(1)的系数 α_1 显著性通过检验基础上,分别考察生态财富对中介变量的影响,以及引入中介变量后生态财富对旅游经济发展的影响。以上回归模型的具体形式设定如下:

$$Med_{it} = \beta_0 + \beta_1 EcoW_{it} + \beta_c X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$Tour_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 EcoW_{it} + \gamma_2 Med_{it} + \gamma_c X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中, Med_{it} 为中介变量,包括信息技术渗透和旅游市场活力。根据中介检验原理,在 β_1 显著正向前提下,若 γ_2 显著但 γ_1 不显著,该效应被称为完全中介;若 γ_2 显著且 γ_1 的显著性下降或系数小于式(1)中的 α_1 ,该效应被称为部分中介。此外,通过 $\beta_1 \gamma_2 / \alpha_1$ 可估算出中介变量的间接效应占总效应的比重。

3. 空间面板模型。污染治理和生态保护所取得的成功经验容易被其他地区学习,从而促使空间联动性加强。同时,旅游需求的空间关联也使得旅游经济发展具有空间溢出特征。为克服线性面板模型缺乏空间解释力的缺陷,有必要将空间效应纳入基础线性模型实证检验生态财富对旅游经济发展的空间效应,再将旅游经济发展的滞后一期加入模型刻画旅游经济的路径依赖,将其拓展为空

间动态面板杜宾模型 (SDPD):

$$Tour_{it} = \alpha_0 + \tau Tour_{it-1} + \rho W Tour_{it} + \phi_1 WE_{it} + \alpha_1 E_{it} + \phi_2 WX_{it} + \alpha_2 X_{it} + \mu_i + \lambda_i + \epsilon_{it} \quad (4)$$

其中, τ 表示旅游经济发展的滞后一期项系数; ρ 表示空间自回归系数, 其符号和显著性可以反映城市间旅游经济外溢效应的特征; W 表示空间权重矩阵, 包括地理邻接和信息距离两种形式的空间权重矩阵。具体含义依次为: (1) 地理邻接矩阵 W_1 。相邻城市 $W_{ij} = 1$; 非相邻城市 $W_{ij} = 0$ 。(2) 信息距离矩阵 W_2 。 $W_2 = I_{it} \cdot T_{jt} / d_{ij}^2$, 其中 I_{it} 、 T_{jt} 依次表示考察期内 i 与 j 城市人均国际互联网用户数, d_{ij} 表示两城市间地理距离。

(二) 变量设置

1. 被解释变量: 旅游经济发展 ($Tour$)。《“十四五”旅游业发展规划》指出旅游业在构建新发展格局过程中承担着扩大内需的重要任务, 旅游满足人民美好生活的刚性需求且成为促进经济结构优化的重要推动力。本文采用国内旅游人数除以城市总人数衡量人均国内旅游接待人次, 采用国内旅游收入除以城市总人数衡量人均国内旅游收入, 采用国内旅游收入占第三产业增加值比重衡量旅游产业协调水平。需要说明的是, 2013 年起国家旅游局对入境旅游者的统计口径进行了调整, 并且样本考察期内旅游外汇收入和入境旅游人数数据缺失较多, 故入境旅游相关数据不在本文考虑范围内。在参考刘瑞明等^[27]研究的基础上, 将人均国内旅游接待人次、人均国内旅游收入、旅游产业协调水平统一纳入旅游经济发展的综合评价指标体系, 使用熵权法测度城市旅游经济发展的综合水平。

2. 核心解释变量: 生态财富 ($Ecow$)。美好生活既依托于经济, 也依赖于舒适的人居环境和普惠的生态产品。因此, 本文尝试从自然、经济和社会等多维度细化生态财富评估指标体系, 并利用熵权法对相应的指标进行赋权, 综合量化城市生态财富。(1) 自然生态财富。公园具备欣赏和休闲功能, 完整的绿地系统能产生优美景观、蒸腾降温、调节气流和防治减轻污染的效果, 切实提高人居环境的舒适度。本文采用每万人公园数衡量城市休闲娱乐水平, 采用人均绿地面积和城市建成区绿化覆盖率反映城市绿化建设水平。(2) 经济生态财富。减少和消除生产活动对自然环境的负外部性是生态文明建设的内在要求^[28]。借鉴董直庆等^[29]的研究, 采用一般工业固体废物综合利用率反映城市循环发展能力, 采用污水处理率和垃圾无害化处理率反映城市环境治理水平, 采用单位 GDP 工业二氧化硫排放量和 PM2.5 浓度转化为正向指标衡量城市空气质量。(3) 社会生态财富。建设美丽中国不仅需要依靠居民环保意识, 也需要地方政府在环境保护中发挥积极作用。参考陈诗一等^[30]的做法, 环保词频占地级市政府工作报告词频总数比重可以有效构建地级市及以上城市环保意识和政府环境规制, 环境相关词汇涉及生态、绿色、低碳、环境保护、环保、污染、能耗、减排、排污、二氧化硫、二氧化碳等。

3. 中介变量。对中介变量进行如下设置: (1) 信息技术渗透 (Itp), 采用互联网用户数与总人数之比对其衡量。互联网中的共享经济依赖于信息技术, 而信息技术凭借信息生产、存储和传递方面具有的优势, 能够向旅游业渗透并影响潜在游客的选择偏好。(2) 旅游市场活力 (Tmv), 借鉴刘瑞明等^[12]的思路, 采用批发零售贸易业、住宿餐饮业、文化、体育和娱乐业从业人数与总人数之比对其衡量。旅游市场活力需要进行估计或寻找代理变量来表示, 而旅馆业、餐饮业、娱乐业、商贸业、零售业等产业发展与旅游经济息息相关。生态财富增加, 可以促进当地餐饮、酒店、娱乐等相关产业的发展。

4. 控制变量。为了尽可能缓解遗漏变量偏误, 本文加入了如下控制变量: (1) 高铁开通 (Hsr), 参照黄凯南等^[31]对高铁开通的设置, 以城市当年是否开通高铁予以度量; (2) 交通运输能力 (Tri), 近年来私家车得到快速发展, 以私人汽车拥有量与总人数之比予以度量; (3) 城镇居民收入 (Inc), 城镇居民是中国旅游市场的主要消费群体, 以城镇居民人均可支配收入的自然对数予

以度量；(4) 高等教育程度 (*Edu*)，参考刘瑞明等^[27]的做法，以地区高等学校在校生人数占总人数的比重予以度量；(5) 绿色技术创新 (*Tgre*)，绿色技术深刻影响旅游全链条，以每万人绿色发明专利授权数予以度量；(6) 财政支出水平 (*Fis*)，财政支出影响城市基础设施建设进而影响旅游发展^[32]，以人均地方一般预算内支出的自然对数予以度量。以上变量的描述性统计如表 1 所示。

表 1 变量描述性统计

变量类型	变量	变量名	观测值	平均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	<i>Tour</i>	旅游经济发展	3 718	0.082	0.081	0.000	0.828
解释变量	<i>Ecow</i>	生态财富	3 718	0.173	0.050	0.066	0.659
中介变量	<i>Itp</i>	信息技术渗透	3 718	0.176	0.160	0.006	1.153
	<i>Tmv</i>	旅游市场活力	3 718	0.008	0.012	0.001	0.119
控制变量	<i>Hsr</i>	高铁开通	3 718	0.342	0.474	0.000	1.000
	<i>Tri</i>	交通运输能力	3 718	0.098	0.100	0.001	1.141
	<i>Inc</i>	城镇居民收入	3 718	9.790	0.344	8.662	10.895
	<i>Edu</i>	高等教育程度	3 718	0.018	0.023	0.000	0.131
	<i>Tgre</i>	绿色技术创新	3 718	0.120	0.337	0.000	4.880
	<i>Fis</i>	财政支出水平	3 718	8.455	0.664	6.518	11.343

(三) 数据说明

本文所使用的数据为中国 2007—2019 年的城市平衡面板数据，包含 286 个地级及以上城市。在样本选择上，实证研究中剔除了考察期内巢湖市和三沙市等发生行政区划调整的城市；在数据时间段上，由于 2006 年开始将主要污染物排放总量减少和单位 GDP 能耗降低作为经济社会发展约束性指标，相应的政策措施、管理制度等需要一段时间来发挥作用，为排除干扰，本文去除 2006 年及以前的数据。PM_{2.5} 浓度数据来自于加拿大达尔豪斯大学大气成分分析组，高铁数据来自于中国铁路总公司网站和 12306 网站，其他变量主要来源于《中国城市统计年鉴》、EPS 数据库、国家知识产权局网站、国家统计局网站、地级市统计年鉴。对于少数缺失的数据，采用插值法进行补齐。此外，涉及价格类数据，皆平减至 2006 年为基期。

四、实证结果分析

(一) 基准回归

本文实证检验生态财富对旅游经济发展的影响效应，基准回归结果如表 2 所示。作为参考，第 (1) 列仅加入核心解释变量生态财富，并基于双向固定效应模型进行估计，生态财富的系数为 0.397，通过了 5% 的显著性检验，说明生态财富对城市旅游经济发展产生了积极影响。为了尽可能消除其他因素对实证结果的干扰，第 (2) — (7) 列逐一加入城市层面的控制变量。结果显示，无论是否加入控制变量，生态财富的影响方向和显著性并没有发生实质性改变。以第 (7) 列为例，生态财富的系数在 5% 的显著性水平上显著为正，这意味着生态财富显著促进了旅游经济发展；从经济意义上看，生态财富每提高 1 个标准差 (0.050)，旅游经济发展水平将提高 2.235 个百分点。以上结果初步验证了假说 1。

观察控制变量系数。高铁开通 (*Hsr*) 的回归系数由正向显著转为正向不显著，即高铁开通对旅游经济发展的影响不稳定，现有研究证实了高铁开通促进了旅游人次和旅游收入，可能高铁开通没有优化旅游经济结构。交通运输能力 (*Tri*) 系数显著为正，表明拥有越多私人汽车的城市，越能拉动旅游经济发展，得益于自驾游或者打车可以规避公共交通约束，从而自主选择出行时间。城镇

表 2 生态财富影响旅游经济发展的基准回归结果

变量	Tour						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
<i>Ecow</i>	0.397** (0.159)	0.422*** (0.159)	0.472*** (0.164)	0.441*** (0.163)	0.421** (0.168)	0.445** (0.177)	0.447** (0.176)
<i>Hsr</i>		0.011*** (0.004)	0.010** (0.004)	0.009** (0.004)	0.007* (0.004)	0.006 (0.004)	0.006 (0.004)
<i>Tri</i>			0.219*** (0.056)	0.229*** (0.052)	0.161*** (0.060)	0.108* (0.060)	0.107* (0.060)
<i>Inc</i>				0.072*** (0.020)	0.067*** (0.020)	0.064*** (0.020)	0.065*** (0.020)
<i>Edu</i>					1.544*** (0.495)	1.618*** (0.493)	1.620*** (0.492)
<i>Tgre</i>						0.022* (0.012)	0.022* (0.012)
<i>Fis</i>							-0.002 (0.009)
<i>Constant</i>	-0.024 (0.022)	-0.027 (0.022)	-0.041* (0.024)	-0.713*** (0.188)	-0.683*** (0.187)	-0.659*** (0.185)	-0.644*** (0.195)
城市固定效应	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是
R^2	0.636	0.639	0.656	0.661	0.671	0.674	0.674
N	3 718	3 718	3 718	3 718	3 718	3 718	3 718

注:***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平,括号内为稳健标准误。下同。

居民收入 (*Inc*) 的回归系数显著为正,意味着收入较高时游客具备较好的支付能力,旅游消费需求则越大,进而可以拉动旅游经济发展。高等教育程度 (*Edu*) 的回归系数显著为正,一般而言,本地大学生人数越多越有利于文化交流,进而能够吸引更多的游客。绿色技术创新 (*Tgre*) 系数显著为正,意味着绿色技术进步可以实现旅游市场规模扩大和集聚发展。财政支出水平 (*Fis*) 对旅游经济发展的影响并不显著,一方面财政支出有较多的分类,难以剥离出与旅游业相关的支出,另一方面财政支出对旅游经济的影响可能具有一定的滞后性。

(二) 内生性检验

为了克服互为因果和测量误差带来的内生性问题,本文从相关历史因素中寻找工具变量。2003 年 9 月全国文明城市评选标准正式公布,而《2004 年中国城市统计年鉴》首次汇报水利、环境和公共设施管理业从业人员数这一环境保护类数据。由于 2003 年数据是截面数据,最终构造 2003 年每百人环保类从业数与全国城市绿地面积对数(与时间有关)的交互项作为生态财富的工具变量 (IV_1)。一方面,当历史上城市安排了较多的环保类从业者时,能够通过环保意识和环境治理经验等因素影响到后续阶段城市生态财富,因此环保类从业者与城市生态财富之间存在相关关系,工具变量满足相关性要求。另一方面,环保类从业者作为历史数据,已经成为既定的事实,不会直接对考察期内的旅游经济发展产生作用,并且全国层面绿地面积变化和城市层面的旅游经济发展之间的互为因果关系不强,因此工具变量符合外生性条件。为避免工具变量选取偏误,鉴于解释变量滞后一期能够避免反向因果关系,本文还选取 2006—2018 年城市生态财富作为第二个工具变量 (IV_2)。

表 3 汇报了两阶段的回归结果。一阶段回归结果显示,工具变量与生态财富之间存在显著的正相关关系,即历史上环保意识较强的城市生态财富有效积累的可能性更大,这与预期相符。从检验

结果看，工具变量不仅满足可识别性，而且通过了弱工具变量检验。二阶段回归结果表明，工具变量对旅游经济发展的影响依然显著为正，且均在 1% 的水平上显著。从系数值来看，采用工具变量后 $Ecow$ 的系数大于基准回归的估计值，这意味着潜在的内生性问题倾向于低估了生态财富对旅游经济发展的正向影响。

表 3 工具变量估计结果

变量	第一阶段回归： $Ecow$		第二阶段回归： $Tour$	
	IV_1	IV_2	IV_1	IV_2
$Ecow$			1.410*** (0.512)	0.488*** (0.117)
IV	0.095*** (0.023)	0.720*** (0.034)		
控制变量	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
Kleibergen-Paap rk	15.762	54.552	15.762	54.552
LM statistic	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]
Kleibergen-Paap rk	16.856	443.637	16.856	443.637
Wald F statistic	{16.38}	{16.38}	{16.38}	{16.38}
R^2	0.681	0.835	0.661	0.668
N	3 718	3 718	3 718	3 718

注：中括号中为 P 值，花括号中为 Stock-Yogo 弱识别检验 10% 水平上的临界值。

（三）稳健性检验

考虑到不同指标的使用以及样本的选择可能会影响到基准估计结果。为了避免基准回归结果是碰巧产生的，有必要从替换被解释变量、替换核心解释变量和调整样本等多维度进行稳健性检验。

1. 替换被解释变量。在基准回归中，测度被解释变量用到人均国内旅游接待人次、人均国内旅游收入和旅游产业协调水平三个指标形成的综合水平。与此相关的一个担心是，各个城市第三产业基础存在一定的差异，而这种差异可能使得本文核心结论发生改变。为缓解这一担心，采用人均国内旅游接待人次和人均国内旅游收入两个指标极差标准化之后相加来测度旅游经济发展 ($Tour_1$)。表 4 第 (1) 列结果显示，生态财富对旅游经济发展的影响在 5% 水平上显著为正，该结果与基准回归结果保持一致。

表 4 稳健性检验

变量	$Tour_1$	$Tour$	$Tour$	$Tour$
	(1) $Ecow$	(2) $Ecow_1$	(3) $Ecow$	(4) $Ecow$
$Ecow$	0.987** (0.393)	0.447** (0.176)	0.356*** (0.111)	0.457** (0.206)
Constant	-1.605*** (0.455)	-0.644*** (0.195)	-0.606*** (0.188)	-0.635*** (0.199)
控制变量	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
R^2	0.679	0.674	0.723	0.655
N	3 718	3 718	3 718	3 341

2. 替换核心解释变量。在基准回归中生态财富指标体系涉及地区实际 GDP, 为了消除直接利用 GDP 数据衡量城市经济发展水平可能存在的干扰, 本文通过替换核心解释变量的方式增加生态财富这个数据的可信度。参照王镒等^[33]的做法, 将工业二氧化硫的排放量除以该城市的建成区面积替换单位 GDP 二氧化硫排放量, 再同其他指标一起重新构建生态财富 ($Ecow_1$) 的指标, 对式 (1) 再次回归。表 4 第 (2) 列结果显示, 生态财富回归系数的符号和显著性均未发生实质性改变, 说明变换生态财富水平的度量方法不会改变基准结论。

3. 调整样本。本部分采用两种方法调整样本, 之后再对式 (1) 进行验证。第一, 修正离群值。离群值可能会对回归结果造成一定影响, 出于对数据离群值的担忧, 本文对生态财富与旅游经济发展进行上下 1% 的缩尾处理。表 4 第 (3) 列结果显示, 生态财富仍然显著促进旅游经济发展。第二, 剔除大城市样本。由于行政级别较高的城市与其他城市相比, 在生态文明建设、经济发展等方面具有一定的特殊性, 为了排除这种特殊性的干扰, 去除样本中的直辖市和省会城市, 回归结果如表 4 第 (4) 列所示。不难发现, 生态财富提高旅游经济发展水平依然稳健。

(四) 分位数回归

基准回归结果侧重从均值上分析, 容易受到极端值的影响, 因而有必要探讨不同旅游经济发展水平下, 生态财富对旅游经济发展的边际效果是否存在差异。本部分选取 0.10、0.25、0.50、0.75 和 0.90 分位点进行分位数回归, 回归结果如表 5 所示。结果表明, 在所有分位点处生态财富对于旅游经济发展的影响至少在 5% 水平上显著为正, 但对旅游经济发展分布两侧的改善效果小于中间部分。从 10% 分位数至 90% 分位数的变化趋势上看, 生态财富对旅游经济发展的影响呈现近似倒“U”型的变化。具体来说, 在 50% 分位数点及以下, 生态财富系数显著为正, 且数值随着分位点的上升而上升; 在 50% 分位数点及以上, 生态财富系数显著为正, 但数值随着分位点的上升而下降。对于这种现象的解释是旅游经济发展水平较低的地区, 其旅游经济基础薄弱, 旅游经济增长潜力较大, 从而生态财富对旅游经济发展的拉动作用大; 而旅游经济发展处于较高水平时, 受到交通模式和假日动机等多元化旅游特征性因素影响, 生态财富效应难以发挥更大的作用。综合来看, 生态财富整体上拉动了中国城市旅游经济发展, 且对中等旅游经济发展水平的促进作用最为明显。

表 5 分位数回归结果

变量	q10	q25	q50	q75	q90
$Ecow$	0.075*** (0.028)	0.137*** (0.036)	0.217*** (0.045)	0.109*** (0.036)	0.061** (0.026)
$Constant$	-0.183*** (0.066)	-0.238*** (0.079)	-0.340*** (0.077)	-0.320*** (0.056)	-0.215*** (0.059)
控制变量	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是
R^2	0.631	0.627	0.652	0.741	0.824
N	3 718	3 718	3 718	3 718	3 718

(五) 异质性分析

前文已经证明, 对于所有 286 个样本城市平均而言, 生态财富能够有效提升旅游经济发展水平。中国城市在区域特征、人口规模等方面存在差异, 探讨异质性影响有助于针对性提出政策建议。因此, 本节依次检验区域特征、城市规模和城市生态财富带来的异质性影响。

1. 区域异质性。中国地域辽阔, 不同地域旅游特色存在一定的差异。鉴于此, 根据国家发展

改革委、国家旅游局出台的《全国生态旅游发展规划（2016—2025年）》，在全国生态旅游发展划分为八个片区的基础上，将本文样本划分为六个片区。需要说明的是，在样本考察期内青藏高原生态旅游片区和海洋海岛生态旅游片区各有两个城市，由于样本较少尚未进一步分析。表6汇报了生态旅游六个片区生态财富对旅游经济发展的估计结果，第（1）列东北平原漫岗生态旅游片区、第（3）列北方荒漠与草原生态旅游片区和第（6）列珠江流域生态旅游片区的生态财富系数不显著，说明这三个片区生态财富并没有促进旅游经济发展，对此的解释是：东北平原漫岗生态旅游片区毗邻日本、韩国、俄罗斯、朝鲜和蒙古国，侧重发展跨境生态旅游，进而对国内旅游经济影响微弱；北方荒漠与草原生态旅游片区的景区大多数是欣赏山水为主，娱乐设施较少，进而没有带动当地旅游经济发展；珠江流域生态旅游片区涉及广东省和广西壮族自治区，两地有较多沿海城市，更多靠游客看海和消费海鲜美食拉动旅游经济，此时生态财富对旅游经济促进作用不明显。表6第（2）列黄河中下游生态旅游片区、第（4）列长江上中游生态旅游片区和第（5）列东部平原丘陵生态旅游片区的生态财富系数显著为正，说明这三个片区生态财富促进了旅游经济发展，主要原因在于：这三个片区包含长江经济带和京津冀，地处重大国家战略发展区域，分布着较多生态旅游示范区，使得旅游市场活力更强，有效扩大旅游流和信息流的活动范围，较好吸引国内游客前来观光和休闲度假。

表6 生态旅游六个片区异质性回归结果

变量	<i>Tour</i>					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Ecow</i>	0.176 (0.175)	0.732*** (0.187)	0.012 (0.191)	0.641* (0.344)	0.998* (0.534)	0.013 (0.048)
<i>Constant</i>	0.077 (0.330)	0.242 (0.311)	0.003 (0.537)	0.453 (0.435)	-0.430 (0.754)	-0.825* (0.487)
控制变量	是	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
R^2	0.764	0.745	0.796	0.740	0.706	0.787
<i>N</i>	481	884	325	871	650	455

2. 城市规模异质性。城市活力的源头来源于人的集聚，旅游经济发展也离不开当地人口规模。因此，有必要从城市规模出发考察生态财富对旅游经济发展的影响。根据2014年出台的《国务院关于调整城市规模划分标准的通知》，以2014年中国城市市区常住人口数据为参照标准，100万以上、50万以上100万以下和50万以下依次作为大城市、中等城市和小城市，并由此进行分样本回归。回归结果如表7第（1）—（3）列所示，小城市的生态财富显著促进旅游经济发展程度高于大城市，而该效应在中等城市中影响是不显著的。究其原因可能在于：小城市原有旅游消费意愿不足，旅游经济发展水平提升空间较大，在旅游价值得到认可的过程中推动区域内旅游资源合理开发，依托生态资源发展生态旅游，进而挖掘旅游消费潜能；大城市旅游发展程度一般较高，其旅游发展处于相对成熟时期，生态财富的边际作用较小；中等城市可能注重发展多元化产业，没有足够重视生态财富在旅游经济发展过程中的带动作用，亦有可能旅游经济发展依赖于人文旅游带动。

3. 城市生态财富异质性。与生态财富较低的地区相比，生态财富较高地区的政府在城市精细化管理、城乡环境美化等方面经验丰富。因此，较高的生态财富与较低的生态财富对旅游经济发展的影响可能不同。鉴于此，本文将城市生态财富这个指标三等分：一等分组为低生态财富城市，二、三等分组依次为中、高生态财富城市。在此基础上，对式（1）再次回归，具体结果见表7

第 (4) — (6) 列所示。从中可以看出, 中、高生态财富系数均显著为正, 而低生态财富系数不显著, 这说明中、高生态财富对旅游经济发展的促进作用要明显强于低生态财富。造成上述结果的原因在于: 一方面, 中、高生态财富城市凭借先发优势, 形成了明显的旅游资源集聚效应; 另一方面, 与低生态财富城市相比, 中、高生态财富已经形成较好良性互动的城市治理格局, 合理和高效利用自然资源。相反, 低生态财富城市在开发旅游资源、集约生产等方面还处于摸索之中, 从而对旅游经济发展的拉动作用不明显。

表 7 城市规模与生态财富异质性回归结果

变量	Tour					
	(1) 大城市	(2) 中城市	(3) 小城市	(4) 低生态	(5) 中生态	(6) 高生态
<i>Ecow</i>	0.222*** (0.081)	-0.079 (0.120)	0.705** (0.347)	0.095 (0.121)	0.462*** (0.168)	0.488* (0.285)
<i>Constant</i>	-0.486** (0.220)	-0.437 (0.307)	-0.198 (0.539)	0.168 (0.242)	-0.583** (0.229)	-1.957*** (0.505)
控制变量	是	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
R^2	0.779	0.708	0.730	0.725	0.700	0.698
<i>N</i>	1 885	1 170	663	1 235	1 248	1 235

五、进一步分析

(一) 影响机制检验

前文实证结果表明生态财富显著促进旅游经济发展, 理论分析表明生态财富主要通过信息技术渗透和旅游市场活力两条路径影响旅游经济发展, 本小节通过中介效应模型检验生态财富对旅游经济发展的影响机制, 具体结果如表 8 所示。表 8 的模型 (1) — (3) 汇报了信息技术渗透作为中介变量的估计结果。模型 (1) 的回归结果可以看到, 生态财富的系数显著为正, 说明生态财富的有效积累有利于带动当地旅游经济发展。模型 (2) 回归结果显示, 生态财富与信息技术渗透存在显著的正向联系。同时考虑生态财富和信息技术渗透对旅游经济发展的影响, 结果如模型 (3) 所示, 两个核心解释变量的系数都显著为正, 说明生态财富和信息技术渗透均能为旅游经济发展带来积极影响。但从数量上来看, 生态财富的系数由模型 (1) 中的 0.447 降为模型 (3) 中的 0.394, 下降约 11.86%, 根据 $\beta_1\gamma_2/\alpha_1$ 可计算出信息技术渗透中介效应的效应量约为 11.80%。综合来看, 表 8 模型 (1) — (3) 的结果验证了信息技术渗透在生态财富促进旅游经济发展中发挥部分中介效应, 即假说 2 得到验证。

观察旅游市场活力这个中介变量。模型 (4) 生态财富的系数显著为正, 表明生态财富能够显著激发旅游市场活力。模型 (5) 是同时加入生态财富和旅游市场活力的变量后, 解释变量生态财富的系数仍在 5% 水平上显著为正, 在没有加入旅游市场活力变量时, 生态财富的回归系数为 0.447 且在 5% 水平上显著, 加入之后变为 0.418, 这意味着生态财富对旅游经济发展的影响有所降低。由此可知, 旅游市场活力是生态财富推动旅游经济发展的中介因素, 此时假说 3 得到验证, 根据 $\beta_1\gamma_2/\alpha_1$ 可计算出旅游市场活力中介效应的效应量约为 6.33%。更进一步地, 如模型 (6) 所示, 在同时加入中介变量信息技术渗透和旅游市场活力之后可以发现, 信息技术渗透和旅游市场活力的估计系数均显著为正, 生态财富的估计系数在数值上出现了进一步下降, 这说明信息技术渗透

和旅游市场活力是生态财富拉动旅游经济发展的重要影响机制。

表 8 机制检验结果

变量	<i>Tour</i> (1)	<i>Itp</i> (2)	<i>Tour</i> (3)	<i>Tmv</i> (4)	<i>Tour</i> (5)	<i>Tour</i> (6)
<i>Ecow</i>	0.447** (0.176)	0.544** (0.231)	0.394** (0.178)	0.039** (0.019)	0.418** (0.175)	0.373** (0.176)
<i>Itp</i>			0.097** (0.040)			0.090** (0.039)
<i>Tmv</i>					0.726** (0.342)	0.613* (0.323)
<i>Constant</i>	-0.644*** (0.195)	0.040 (0.350)	-0.648*** (0.192)	-0.028 (0.031)	-0.624*** (0.194)	-0.630*** (0.191)
控制变量	是	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
R^2	0.674	0.790	0.681	0.394	0.678	0.683
N	3 718	3 718	3 718	3 718	3 718	3 718

(二) 空间效应

1. 空间相关性检验。全局 *Moran's I* 指数可以刻画整个空间集聚情况。在进行参数估计前, 采用全局 *Moran's I* 指数对研究对象空间溢出效应的显著性予以判断。结果显示地理邻接和信息距离空间权重矩阵下全局 *Moran's I* 指数均在 1% 水平上显著为正, 从 2007 年至 2019 年生态财富和旅游经济发展存在显著的空间集聚, 并且表现出明显的动态变化特征^①。因此, 有理由相信空间自相关检验结果为探讨生态财富对旅游经济发展的空间效应起到了较好的逻辑支撑作用。

2. 空间计量回归。本文依次进行 LM 检验、空间杜宾模型固定效应检验、Hausman 检验以及空间杜宾模型简化检验。基于上述检验结果, 最终选取双向固定 SDPD 模型进行回归, 结果见表 9。不难发现, 旅游经济发展滞后一期系数显著为正, 在时间轴上, 旅游经济具有动态惯性趋势, 即旅游经济发展具有显著的时空依赖效应。此外, 生态财富对旅游经济发展的影响系数均显著为正, 意味着生态财富显著促进本地旅游经济发展, 生态财富积累过程中旅游资源得到合理开发以及环境得到改善, 吸引了一批又一批的游客, 从而对旅游经济产生实质性推动作用。SDPD 模型结果显示, 生态财富的空间交互项系数显著为正, 初步表明生态财富对邻近城市旅游经济发展存在显著的正向空间溢出效应。由于空间加权系数包含反馈效应, 直接点估计分析存在一定偏误。为此, 对空间动态模型进行效应分解, 以加入控制变量后为参照, 重点关注溢出效应。从短期效应来看, 生态财富跨区域溢出效应对旅游经济发展存在显著正向影响; 从长期效应来看, 生态财富跨区域溢出效应对旅游经济发展影响是不显著的。对此可能的解释是, 本地生态财富的积累将吸引其他地区游客前来旅游, 邻近城市“一日游”居多, 两个城市相距较远时“过夜游”居多, 但总体上跨区域旅游更多是短暂性停留, 加之部分地区游客重游率偏低, 从而表现出短期效果明显优于长期效果的时效性。由此可知, 假说 4 部分得到验证。

进一步考察旅游经济发展自身是否存在空间溢出。由表 9 可知, 无论控制变量是否加入, 空间自回归系数显著性水平平均达到 1%, 即中国城市旅游经济存在显著正的空间溢出效应, 表明本地区旅游经济发展会通过地理邻近或人际联通上的关联, 显著促进其他城市旅游经济发展。究其原因可

① 为节省篇幅, 空间相关性检验结果并未列出, 可联系作者索取。

以归纳如下:一是竞争效应,随着绿水青山就是金山银山理念深入人心,地方政府以生态文明建设为契机,以提高城市居民幸福为目标,精细化城市管理有助于旅游经济在发展过程中形成“力争上游”的良性竞争关系;二是示范效应,一些地区旅游经济发展的成功经验可以通过城市间的参观旅游企业、人际交流等渠道产生示范效应,从而促进低旅游发展水平地区通过对这些经验的借鉴和学习而加快其追赶速度;三是需求引致效应,本地区旅游经济发展会使得“周边游”需求更旺盛,从而有效推动相近城市旅游经济发展水平的提升。综上,竞争效应、示范效应和需求引致效应可以共同促使旅游经济发展表现出正的空间溢出效应。

表 9 空间动态杜宾模型回归结果

变量	Tour			
	地理邻接 W_1	信息距离 W_2	地理邻接 W_1	信息距离 W_2
$Tour_{t-1}$	1.155*** (0.019)	1.160*** (0.019)	1.098*** (0.020)	1.093*** (0.019)
ρ	0.113*** (0.014)	0.243*** (0.022)	0.154*** (0.014)	0.290*** (0.022)
$Ecow$	0.200*** (0.022)	0.191*** (0.022)	0.091*** (0.022)	0.057*** (0.021)
$W \times Ecow$	0.600*** (0.030)	1.829*** (0.046)	0.247*** (0.028)	0.954*** (0.041)
直接效应 (短期)	0.215*** (0.021)	0.238*** (0.022)	0.082*** (0.021)	0.041* (0.021)
溢出效应 (短期)	0.689*** (0.035)	2.438*** (0.098)	0.212*** (0.026)	0.764*** (0.036)
总效应 (短期)	0.904*** (0.042)	2.677*** (0.106)	0.294*** (0.028)	0.762*** (0.037)
直接效应 (长期)	-0.750*** (0.196)	-0.508 (97.014)	-9.275 (203.572)	1.357 (12.960)
溢出效应 (长期)	-2.257*** (0.181)	-4.523 (96.999)	15.904 (203.600)	3.695 (12.965)
总效应 (长期)	-3.007*** (0.182)	-5.031*** (0.270)	6.628** (2.592)	5.052*** (0.696)
控制变量	否	否	是	是
城市固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
对数似然函数值	955.350	-5.099e+04	401.898	-1.783e+04
R^2	0.942	0.847	0.864	0.837
N	3 432	3 432	3 432	3 432

六、结论与政策启示

本文利用 2007—2019 年中国城市平衡面板数据,运用熵权法测度生态财富和旅游经济发展的综合水平,采用双向固定效应模型、中介效应模型和空间动态杜宾模型等方法,实证考察生态财富对旅游经济发展的影响效应,从多角度进行了稳健性检验,并系统分析了异质性影响。主要研究结论如下:其一,生态财富明显地促进了城市旅游经济发展,尤其对中等旅游经济发展水平的促进作用最为明显。其二,异质性分析表明,城市处在黄河中下游生态旅游片区、长江上中游生态旅游片

区和东部平原丘陵生态旅游片区,则该城市生态财富对旅游经济发展产生显著的促进作用;生态财富对小城市、大城市的旅游经济发展具有显著促进作用;中、高生态财富对城市旅游经济发展的促进作用要明显强于低生态财富。其三,机制检验表明,生态财富能够通过推动信息技术渗透和激发旅游市场活力进而促进旅游经济发展。其四,空间动态杜宾模型表明,旅游经济发展具有显著时空依赖效应;生态财富对旅游经济发展具有明显的正向空间溢出效应,这种正向效应主要以短期效应为主,长期效应还不明显。

根据研究结论,从生态财富有效积累和旅游经济健康发展出发,得出如下政策启示:

第一,有序推进城市生态财富积累,助力旅游经济发展。城市规划紧密结合城市居民日常游憩需求,因地制宜开发和利用现有的自然风光,有序开展公园绿地建设、污水净化等工程,旅游企业充分挖掘自然景观的品牌效应,发挥好生态财富对游客的吸引作用,推动城市旅游经济发展。地方政府在自然生态保护方面建立跨部门协同机制,不定期对旅游地自然生态进行量化考核,推动旅游企业高效利用自然资源,增强游客生态文明意识。此外,在生态财富积累过程中,要注意生态财富促进旅游经济发展的异质特征,推广长江经济带和京津冀生态旅游成功经验,带动全国其他片区探索合适的生态旅游模式;中等城市应主动以积累生态财富为抓手,学习生态旅游经营方式,激活生态财富对旅游经济发展的促进效应。

第二,生态财富效应的充分发挥离不开信息技术和旅游市场活力支撑。一方面,深化“互联网+旅游”推动旅游经济发展。相关服务商和运营商应转变旅游运营方式,主动利用互联网创新传播和智能管理,完善景点在线预约、扫码入园、酒店入住等智能服务平台。同时,善于从互联网呼声中提炼反馈意见,引导广大游客积极参与到景点改造、产品设计等环节,实现数字资源和旅游资源高效对接。另一方面,建设一批集观景栈道、餐饮服务、特色销售等服务功能为一体的旅游驿站,调动当地居民参与旅游事业的积极性,完善旅游行业教育和培训体系,提高旅游从业人员的接待能力、管理技能和服务水平。同时,强化旅游专业人才的引进和培育,按照参与贡献率建立奖励机制,增强旅游从业人员职业荣誉感。

第三,加强互联互通,提高城市间旅游经济发展的协调性。各个城市在关注自身旅游经济发展的同时,也要关注周边城市旅游经济进展,正确看待区域间旅游资源存在的差异,增强能够发展好旅游经济的信心和决心。旅游地需要推出具有地方特色的工艺品,打造特色小吃街和购物街,刺激游客消费意愿,尤其打造夜间旅游产品和品牌,使得游客“过路游”变成“过夜游”。城市之间主动加强旅游经济跨部门协调,在资源、品牌、景区日常管理等方面加强交流,鼓励和支持跨区域开展旅游供给侧合作,协同打造内容丰富、差异互补的旅游线路,进一步延伸旅游产业链,降低旅游产品成本,从而共同提高旅游效益。

参考文献

- [1] Katircioglu, S., K. K. Gokmenoglu, B. M. Eren. Testing the role of tourism development in ecological footprint quality: Evidence from top 10 tourist destinations[J]. *Environmental Science and Pollution Research International*, 2018(33).
- [2] 郭向阳, 穆学青, 丁正山, 等. 城市生态环境与旅游经济协调效应及动态关系——以曲靖为例[J]. *经济地理*, 2020(7).
- [3] 方叶林, 苏雪晴, 黄震方, 等. 城市韧性对旅游经济的空间溢出效应研究——以长三角城市群为例[J]. *地理科学进展*, 2022(2).
- [4] 敖长林, 王菁霞, 孙宝生. 基于大数据的空气质量对公众外出游玩影响研究[J]. *资源科学*, 2020(6).
- [5] 孙根紧, 钱琪. 空气污染对中国城市旅游业发展的影响——来自 168 个重点监测城市的经验证据[J]. *四川*

- 师范大学学报(社会科学版),2020(5).
- [6] Popović, D., D. Doljak, D. Kuzmanović, et al. Geoecological evaluation of protected area for recreation and tourism planning——The evidence from the Bosnia and Herzegovina national park[J]. *Journal of the Geographical Institute Jovan Cvijic SASA*, 2018(1).
- [7] Kurniawan, F., L. Adrianto, D. G. Bengen, et al. The social-ecological status of small islands: An evaluation of island tourism destination management in Indonesia[J]. *Tourism Management Perspectives*, 2019, 31.
- [8] 刘雨婧,唐健雄. 中国旅游业绿色发展效率时空演变特征及影响机理[J]. 自然资源学报, 2022(3).
- [9] 孙根紧,王丹,丁志帆. 互联网使用与居民旅游消费——来自中国家庭追踪调查的经验证据[J]. 财经科学, 2020(11).
- [10] Kumar, N., R. R. Kumar. Relationship between ICT and international tourism demand: A study of major tourist destinations[J]. *Tourism Economics*, 2020(6).
- [11] 杨勇. 互联网促进旅游产业动态优化了吗? [J]. 经济管理, 2019(5).
- [12] 刘瑞明,毛宇,亢延锟. 制度松绑、市场活力激发与旅游经济发展——来自中国文化体制改革的证据[J]. 经济研究, 2020(1).
- [13] 吕德胜,王珏,高维和. 数字音乐产品与慕“名”而来的目的地旅游经济效应——一项准自然实验[J]. 旅游学刊, 2022(11).
- [14] 刘逸,陈欣诺,保继刚,等. 游客对自然和人文旅游资源的情感画像差异研究[J]. 旅游学刊, 2019(10).
- [15] 张良泉,唐文跃,李文明. 地方依恋视角下红色旅游资源的游憩价值评估——以韶山风景区为例[J]. 经济地理, 2022(4).
- [16] 龚勤林,陈说. 基于资本循环理论的区域优势转化与生态财富形成研究——兼论绿水青山就是金山银山的理论逻辑与实现路径[J]. 政治经济学评论, 2021(2).
- [17] Krugman, P. R. Increasing returns and economic geography[J]. *Journal of Political Economy*, 1991(2).
- [18] Cameron-Faulkner, T., J. Melville, M. Gattis. Responding to nature: Natural environments improve parent-child communication[J]. *Journal of Environmental Psychology*, 2018, 59.
- [19] 陈晓红,李杨扬,汪阳洁,等. 网红城市、流量效应与旅游发展[J]. 管理科学学报, 2022(1).
- [20] 刘震,杨勇. 互联网使用与家庭文旅消费——兼论互联网普及下居民消费升级的可行性[J]. 旅游学刊, 2022(2).
- [21] Kirilenko, A. P., S. O. Stepchenkova, J. M. Hernandez. Comparative clustering of destination attractions for different origin markets with network and spatial analyses of online reviews[J]. *Tourism Management*, 2019, 72.
- [22] 程玉,杨勇. 互联网促进区域旅游业聚集密度提升了吗? ——基于中国省级面板数据的实证研究[J]. 旅游科学, 2022(1).
- [23] Njoya, E. T., N. Seetaram. Tourism contribution to poverty alleviation in Kenya: A dynamic computable general equilibrium analysis[J]. *Journal of Travel Research*, 2017(4).
- [24] Pisano, P., M. Pironti, A. Rieple. Identify innovative business models: Can innovative business models enable players to react to ongoing or unpredictable trends? [J]. *Entrepreneurship Research Journal*, 2015(3).
- [25] 王龙杰,曾国军,毕斗斗. 信息化对旅游产业发展的空间溢出效应[J]. 地理学报, 2019(2).
- [26] Naipaul, S., Y. C. Wang, F. Okumus. Regional destination marketing: A collaborative approach[J]. *Journal of Travel & Tourism Marketing*, 2009(5).
- [27] 刘瑞明,李林,亢延锟,等. 景点评选、政府公共服务供给与地区旅游经济发展[J]. 中国工业经济, 2018(2).
- [28] 陈军,肖雨彤. 生态文明先行示范区建设如何助力实现“双碳”目标? ——基于合成控制法的实证研究[J]. 中国地质大学学报(社会科学版), 2023(1).
- [29] 董直庆,王辉. 城市财富与绿色技术选择[J]. 经济研究, 2021(4).
- [30] 陈诗一,陈登科. 雾霾污染、政府治理与经济高质量发展[J]. 经济研究, 2018(2).

- [31]黄凯南,孙广召. 高铁开通如何影响企业全要素生产率? ——基于中国制造业上市企业的研究[J]. 中国地质大学学报(社会科学版),2019(1).
- [32]曾玉华,陈俊. 高铁开通对站点城市旅游发展的异质性影响——基于双重差分方法的研究[J]. 旅游科学, 2018(6).
- [33]王镒,唐茂钢. 土地城市化如何影响生态环境质量? ——基于动态最优化和空间自适应半参数模型的分析[J]. 经济研究,2019(3).

How does Ecological Wealth Promote Tourism Economy Development

— Empirical Evidence from 286 Cities in China

BAO Peng-cheng, HUANG Lei

Abstract: Ecological wealth plays an important role in the development of tourism economy, but the research on the relationship between the two is still in its infancy. Based on the panel data of 286 prefecture-level and above cities in China from 2007 to 2019, this paper empirically analyzes the impact of ecological wealth on the development of tourism economy from the perspective of the effect and mechanism by measuring the comprehensive level of the two factors. The research results show that ecological wealth significantly promotes the development of tourism economy on the whole. The promotion effect is more significant in the middle and lower reaches of the Yellow River, the upper and middle reaches of the Yangtze River and the eastern plains and hilly ecotourism areas, as well as large and small cities and cities with high ecological wealth. Ecological wealth can promote the development of urban tourism economy by means of penetration of information technology and stimulation of the vitality of the tourism market. The development of tourism economy has a significant spatial and temporal dependence effect, so the positive spatial spillover effect is mainly a short-term effect, while the long-term effect is not obvious. The research conclusions provide empirical evidence and policy recommendations for the full play of the ecological wealth effect and high quality development of tourism.

Key words: ecological wealth; tourism economy; information penetration; market vitality; spatial effect

(责任编辑 孙 洁)