

农旅融合、要素流动与县域经济增长

魏滨辉¹, 罗明忠^{1*}, 曾春影²

(1. 华南农业大学经济管理学院, 广东广州 510642;
2. 广西师范大学经济管理学院, 广西桂林 541006)



摘要 农旅融合是践行“绿水青山就是金山银山”理念的良好载体和生动实践。在理论分析和模型推演的基础上, 利用休闲农业与乡村旅游示范县政策设计准自然实验, 并基于2008—2019年中国1778个县域的面板数据, 采用多时点双重差分模型, 考察农旅融合发展对县域经济增长的影响。结果表明, 农旅融合发展对县域经济增长具有显著的推动作用。该结论在经过平行趋势检验、反事实检验等多重稳健性检验后依旧成立。机制分析表明, 农旅融合发展主要是通过吸引资本流入、加快非农转移和推动技术进步来提高县域经济发展水平, 进一步凸显出要素流动在县域经济增长过程中的传导作用。此外, 从资源禀赋看, 农旅融合经济增长效应的发挥, 不仅依赖于县域内部旅游生态资源, 对外部交通条件等基础设施也有较高要求。同时, 东部地区县域的农旅融合发展能发挥出更明显的经济增长效应。可见, 基于本地资源优势推进农旅融合发展, 并进一步补齐县域交通等基础设施建设短板, 是推动县域经济增长的重要选项。

关键词 农旅融合; 县域; 经济增长; 乡村旅游; 资本流入; 非农转移; 准自然实验

中图分类号: F320.2 **文献标识码**: A **文章编号**: 1008-3456(2024)03-0067-13

DOI编码: 10.13300/j.cnki.hnwkxb.2024.03.006

改革开放以来, 中国经济持续高速增长, 人民生活水平稳步提高, 但粗放的经济发展模式无可避免地消耗了大量的自然资源和生态资本, 经济发展与资源环境之间的矛盾突出。新时代, 广大人民群众对美好生态环境的需求日趋迫切, 绿色发展成为经济社会建设的主流声音和实践导向; 走“绿水青山就是金山银山”的生态文明建设之路, 着力实现经济发展和环境保护的和谐统一, 已经成为各界共识。生态文明建设绝不是单纯就环境解决环境问题, 而是强调在生态优先的前提下, 把经济发展建立在生态承载能力基础上, 将生态优势转化为经济优势, 实现“绿水青山”到“金山银山”的跨越。但“绿水青山”即自然禀赋无法自动成为致富百姓的“金山银山”, 需要系统思维、科学规划与整合配套^[1], 依靠优质的生态环境发展起来的休闲农业和乡村旅游(下文简称“农旅融合”)就是绿水青山与金山银山之间的重要转换器和生动实践^[2]。近些年, 随着居民生活水平的提高和交通运输、信息通信等基础设施的完善, 中国的旅游市场规模变得尤为庞大, 农旅融合更是成为全国旅游大市场的重要组成部分, 呈现发展加快和领域拓展的良好态势^[3]。

农旅融合作为旅游业的重要组成部分, 在改善农村生态效率、推动农村产业融合、促进农业产业结构优化和农业高质量发展等方面发挥着重要作用。同时, 农旅融合发展还是农村居民转变生计策略的重要驱动力^[4], 不仅可以显著提高农村居民经济收入^[5], 还能有效改善城乡收入不平等^[6]。当前,

收稿日期: 2023-02-12

基金项目: 国家社会科学基金重大项目“新型农村集体经济的发展路径、运行机制与政策支持研究”(23&ZD112); 国家自然科学基金面上项目“非平衡增长理论视角下返乡创业对县域产业升级的影响: 作用机理及其实现路径”(72373043); 广东省自然科学基金青年项目“小农户视角下农业数字化转型障碍因素及其包容性绿色发展机制研究”(2022A1515110614)。

*为通讯作者。

① 鉴于目前学界对于休闲农业与乡村旅游的概念使用比较多元, 如休闲农业、观光农业、乡村旅游、农业旅游等, 并未进行严格区分。为严谨起见, 本文采用政府文件中统一使用的“休闲农业与乡村旅游”概念, 简称“农旅融合”。

农业与典型服务业融合发展日渐成为农村发展的新动能,其对农村发展所需的劳动力、土地、资本、技术等要素禀赋产生的配置效应已成为破解“三农”问题,实现乡村振兴的重要途径^[7-8]。值得注意的是,直接考察农旅融合发展对县域经济增长影响的文献较少,已有研究主要集中在旅游业发展与地区经济增长二者之间的关系探究上,但未达成一致意见。部分学者认为,旅游业发展可以创造大量的非农岗位,有利于实现农民就地就近就业,提高经济收益,推动地区经济增长^[9-12]。但也有部分学者指出,发展旅游业会导致当地土地、住房和商品价格的不断上升,容易激发地区通货膨胀问题,产生较高的机会成本^[13],更为严重的还会导致地区荷兰病的出现,扭曲地区经济结构和资源配置,降低当地经济增长幅度^[14-15]。

可见,上述关于旅游业发展对经济增长影响的研究结论存在明显分歧。究其原因,既可能是源于不同文献在研究情境、样本选择以及实证分析方法上的不同,还有可能是因为既往大部分研究并未能构建相对外生的效应识别框架,没有排除内生性的影响,故其研究结论可能更多为相关关系而非因果效应。这意味着,旅游业发展的经济效应评估亟需利用外生冲击进行识别,以解决计量分析中的内生性问题,减少估计结果偏差,从而得到稳健可靠的实证结论。中国政府所开展的休闲农业与乡村旅游示范县政策为本研究提供了一个比较好的准自然实验。结合县级层面的相关数据,本研究拟就农旅融合发展与县域经济增长二者间的关系进行更为科学合理的量化研究和客观评判,并回答:农旅融合发展能否促进县域经济增长,成为践行“两山理论”的良好载体和生动实践;如果是,那农旅融合发展对县域经济影响的作用途径何在?基于此,本研究将休闲农业与乡村旅游示范县试点视为一项准自然实验,基于2008—2019年1778个县域的平衡面板数据,采用多时点双重差分法,探究农旅融合发展对县域经济增长的影响及其作用机制。

与已有研究相比,本研究在以下两方面进行了尝试:一是通过理论分析与模型推演,沿着“农旅融合—要素流动—经济增长”的逻辑链条层层递进,凸显了“资本—劳动—技术”效应的传导作用机制,以便更好地理解农旅融合发展在县域经济增长中的作用,为政策制定者提供决策参考;二是基于县域平衡面板数据,构造多时点双重差分模型,考察农旅融合发展对县域经济增长的影响,有效缓解内生性问题,且采取平行趋势检验、反事实检验、Goodman—Bacon分解等一系列方法进行稳健性检验,极大地增强了实证结果的可靠性,为“两山理论”提供更为充分可靠的事实依据。

一、理论推演与研究假设

根据新古典经济学理论,经济增长受资本、劳动、技术等生产要素的制约。具体而言,经济发展水平的高低主要是源于生产要素和技术进步的差异,一国可以通过增加劳动力和资本积累以及采用先进的技术,扩大要素禀赋外延,实现经济增长^[16]。可见,要素禀赋变化是经济增长动力转换的关键^[17]。而农旅融合的发展,既可以通过推动技术进步和创造就业机会改变生产投入结构^[18],也能通过优化投资环境和培育“新乡贤”吸引外部资本进入,拓展农旅融合发展的空间格局,提高产业发展的资本存量^[19]。更为重要的是,休闲农业与乡村旅游示范县政策的实施具有显著的信号效应,被选为示范县的政府将主动加大县域产业投资和信贷优惠力度,而民间各类投资资本也将被吸引并流入当地,在提高当地资源配置效率的基础上,实现县域经济的快速增长。可见,农旅融合发展有助于打破传统第一和第三产业之间的界限,改变同一区域内资本、劳动、技术等要素禀赋格局及其配置效率,有效缓解县域经济增长所面临的生产要素短缺问题。由此,研究将着重从资本、劳动、技术等要素流动视角,分析农旅融合发展促进县域经济增长的作用路径。

1. 理论分析

(1)农旅融合、资本流入与县域经济增长。资本形成量的多少将直接影响地区经济发展水平的高低,而农旅融合发展能够通过吸引资本流入促进县域经济增长。一方面,随着休闲农业与乡村旅游示范县政策的实施,地方政府将主动放宽民间资本的市场准入条件,着力吸纳多元资本进入农业

和服务业领域。为了获得优质投资项目的开发经营权,大量的社会资本也将涌向县域、进入休闲农业与乡村旅游产业,以便在未来的农旅融合开发过程中获得更有利的商务资源和行政支持,取得更高的经营绩效。另一方面,在市场主体脆弱的情况下,推动资本介入农旅融合开发,招商引(选)资是大多数地方政府的重要工作^[20]。地方政府在发展经济的驱动下,会积极推动资本落地,成为旅游决策的主导者^[21]。由此,不仅农旅融合发展面临的投资不足问题将得到有效缓解,同时也会有更多资本投向县域相关基础设施建设,带动投资增加,刺激县域经济加快增长。此外,除了依靠增加资本要素的投入,实现资本高效利用也是促进经济增长的重要途径^[22]。与乡村本地经营者相比,外来投资者在经营理念、管理手段、经营内容和客户来源等方面可能带来新的经营模式和“鲶鱼效应”,形成竞争优势,对整个行业发挥示范作用,激发市场活力,实现资本的结构优化和集约化配置,从而加快县域内部的经济增长^[23-24]。

(2)农旅融合、非农转移与县域经济增长。农旅融合发展具备与农业关联性强、就业门槛低等特点,可以创造更多匹配农村人力资本的服务业就业岗位,吸纳大量农村剩余劳动力就地就近就业^[25-26]。一般而言,休闲农业与乡村旅游业的就业门槛相对较低,而且对女性劳动力需求量大,部分弱势群体的就业需求能够得到相应的满足。除了直接创造的就业机会,旅游经济对地区就业也具有溢出效应。农旅融合发展将衍生出一批新产业新业态,吸引高端人才向县域聚集,提高剩余劳动力自身素质,并加快劳动力向高端产业部门流动。根据世界旅游组织公布的报告,旅游部门每增加一个直接就业岗位,社会就会获得5~7个间接就业岗位。可见,农旅融合的快速发展和有利于充分利用县域劳动力资源,加快劳动力非农转移,实现本地化就业^[27]。持续的非农转移在本质上就是劳动力从生产率较低的农业部门转移到具有更高生产率的非农部门,不仅能提升劳动力的利用效率,降低资源错配程度,还能为潜在人口红利的发挥提供实现通道,成为支撑地区经济持续增长的重要源泉^[28]。由此,农旅融合发展能够通过吸引劳动力非农转移间接促进县域经济增长。

(3)农旅融合、技术进步与县域经济增长。技术进步是提升经济效率,推动经济增长的核心因素。农旅融合发展能够通过改进农业生产方式,提升农业生产效率,实现农业技术进步,进而促进县域经济增长。具体而言,其一,农旅融合发展可能吸引高素质优秀人才返乡创业^[3],给农村带来更为先进的生产技术和丰富的知识经验,加快推动农业机械化进程,助力农业生产效率快速提升,实现小农户与现代农业的有机衔接^[29];其二,农旅融合发展能够加强农业与旅游业之间的相互延伸融合,实现不同部门间的信息渗透和知识互溢^[30],加快先进技术的推广和应用;其三,为了满足游客需求和提高经济收益,农旅融合发展对蔬菜、瓜果等经济作物的种植需求将加大^[31]。而相较于粮食作物,经济作物对技术性的要求更高,由此将增强农民的技术采纳偏好,促进农业生产中的先进技术采用,提高农业生产技术水平^[32]。长期看,无论是劳动节约型,还是资本节约型技术进步,都可以促进经济中相对丰富要素对相对稀缺要素的替代,提升要素在部门内的生产效率,从而实现优化配置,形成经济增长的长期动力。因此,推动技术进步是农旅融合发展促进县域经济增长的又一条重要路径。

2. 数理推演

农旅融合发展是第一产业的农业生产部门与第三产业的旅游部门高度融合的结果。农业部门在生产农产品的过程中会带来生态环境的正效应,本研究将其称之为农业生态产品,这为农旅融合开发提供了保障。同时,农旅融合发展还需要旅游部门生产的旅游基础产品。基于此,假定农旅融合产品是由农业生态产品和旅游基础产品以CES生产函数技术组合而成。在将资本和劳动纳入生产投入要素后,各部门生产函数的表达式如下,其中:

农业部门的农业生态产品生产函数为:

$$Y_e = AL_e^\alpha K_e^\beta \varphi(\cdot) \quad (1)$$

旅游部门的旅游基础产品生产函数为:

$$Y_b = AL_b^\alpha K_b^\beta \quad (2)$$

农旅融合产品的生产函数为:

$$Y_f = \left[\omega Y_e^{\frac{\epsilon}{\epsilon+1}} + (1-\omega) Y_b^{\frac{\epsilon}{\epsilon+1}} \right]^{\frac{\epsilon+1}{\epsilon}} \quad (3)$$

农旅融合厂商利润最大化函数的表达式为:

$$\text{Max} f = P_f Y_f - P_e Y_e - P_b Y_b \quad (4)$$

在式(1)~式(4)中, Y 代表产出, A 代表技术水平, L 代表劳动要素, K 代表资本要素, 下标 e 、 b 和 f 分别代表农业生态产品、旅游基础产品和农旅融合产品, 参数 ω 表示农旅融合对生态产品的依赖程度, $\varphi(\cdot)$ 代表农旅融合的程度, ϵ 表示生态产品和旅游产品的替代程度, 且 $\epsilon > 0$, α 、 β 代表产出弹性, $0 < \alpha < 1$ 且 $0 < \beta < 1$ 。

根据厂商利润最大化原理, 为使得农旅融合厂商获得最大化的利润, 须满足农业生态产品的价格与农业生态产品的边际产品价值相等, 旅游基础产品的价格与旅游厂商使用旅游基础产品的边际产品价值相等, 其公式表达分别为:

$$P_e = P_f \omega (Y_f / Y_e)^{\frac{1}{\epsilon+1}} \quad (5)$$

$$P_b = P_f (1-\omega) (Y_f / Y_e)^{\frac{1}{\epsilon+1}} \quad (6)$$

假设劳动力要素是同质的, 可以在部门间进行自由流动, 资本要素也可以在部门之间进行自由流动。鉴于劳动力和资本所有者的理性抉择, 最终各部门厂商使用劳动力和资本的价格将相等, 劳动力的价格必定与劳动力的边际产品价值相等, 资本的价格必定与资本的边际产品价值相等, 即:

$$P_L = P_a \alpha A_a L_a^{\alpha-1} K_a^\beta = P_e A \alpha L_e^{\alpha-1} K_e^\beta \varphi(\cdot) = P_b A \alpha L_b^{\alpha-1} K_b^\beta \quad (7)$$

$$P_K = P_a \beta A_a L_a^\alpha K_a^{\beta-1} = P_e A \beta L_e^\alpha K_e^{\beta-1} \varphi(\cdot) = P_b A \beta L_b^\alpha K_b^{\beta-1} \quad (8)$$

由式(5)~式(8)可得生产农业生态产品和旅游基础产品的劳动和资本分配关系, 表达式为:

$$L_e / L_b = \left[(\omega / (1-\omega))^{\epsilon+1} \varphi(\cdot)^\epsilon \right]^{\frac{1}{\epsilon+1-\alpha\epsilon}} \quad (9)$$

$$K_e / K_b = \left[(\omega / (1-\omega))^{\epsilon+1} \varphi(\cdot)^\epsilon \right]^{\frac{1}{\epsilon+1-\beta\epsilon}} \quad (10)$$

将式(9)、式(10)、式(2)和式(3)代入式(4), 并令 $L_f = L_b + L_e$, $K_f = K_b + K_e$, 可得:

$$Y_f = A (L_f)^\alpha (K_f)^\beta \left\{ \omega \left[\left(\frac{\Delta_L}{1+\Delta_L} \right)^\alpha \left(\frac{\Delta_K}{1+\Delta_K} \right)^\beta \varphi(\cdot) \right]^{\frac{\epsilon}{\epsilon+1}} + (1-\omega) \left[\left(\frac{1}{1+\Delta_L} \right)^\alpha \left(\frac{1}{1+\Delta_K} \right)^\beta \right]^{\frac{\epsilon}{\epsilon+1}} \right\}^{\frac{\epsilon+1}{\epsilon}} \quad (11)$$

$$\text{令 } T_f = (K_f)^\beta \left\{ \omega \left[\left(\frac{\Delta_L}{1+\Delta_L} \right)^\alpha \left(\frac{\Delta_K}{1+\Delta_K} \right)^\beta \varphi(\cdot) \right]^{\frac{\epsilon}{\epsilon+1}} + (1-\omega) \left[\left(\frac{1}{1+\Delta_L} \right)^\alpha \left(\frac{1}{1+\Delta_K} \right)^\beta \right]^{\frac{\epsilon}{\epsilon+1}} \right\}^{\frac{\epsilon+1}{\epsilon}}, \text{ 则}$$

有:

$$Y_f = A (L_f)^\alpha (K_f)^\beta T_f \quad (12)$$

求 T_f 对劳动力要素的一阶偏导数后可以确定, 农旅融合部门的劳动力要素价格为:

$$P_{L_f} = P_f A \alpha T_f K_f^\beta L_f^{\alpha-1} \quad (13)$$

同样地, 农旅融合部门的资本要素价格为:

$$P_{K_f} = P_f A \beta T_f K_f^{\beta-1} L_f^\alpha \quad (14)$$

由式(7)、式(8)、式(13)和式(14)可得:

$$\frac{L_f}{L_a} = \left(\frac{P_f B A}{P_a A_a} \right)^{\frac{1}{1-\alpha}} \quad (15)$$

$$\frac{K_f}{K_a} = \left(\frac{P_f B A}{P_a A_a} \right)^{\frac{1}{1-\beta}} \quad (16)$$

对式(9)和式(15)求对农旅融合程度 $\varphi(\cdot)$ 的偏导数, 可得:

$$\partial(L_e / L_b) / \partial(\varphi(\cdot)) > 0 \quad (17)$$

$$\partial(L_f/L_a)/\partial(\varphi(\cdot))>0 \quad (18)$$

对式(10)和式(16)求对农旅融合程度 $\varphi(\cdot)$ 的偏导数,可得:

$$\partial(K_c/K_b)/\partial(\varphi(\cdot))>0 \quad (19)$$

$$\partial(K_f/K_a)/\partial(\varphi(\cdot))>0 \quad (20)$$

可见,随着农旅融合发展水平的提升, L_c/L_b 、 L_f/L_a 、 K_c/K_b 和 K_f/K_a 的比值增大,说明农村劳动力和资本越来越多地流向农旅融合部门,要素得到了最优的配置,即农旅融合发展有利于吸引资本流入和加速非农转移。同时,求 T_f 对农旅融合程度 $\varphi(\cdot)$ 的偏导数,可得 $\partial T_f/\partial \varphi(\cdot)>0$,说明农旅融合发展有利于推动技术进步。

基于上述理论分析和数理推演,提出如下研究假设:

H₁:农旅融合发展有助于促进县域经济增长。

H₂:吸引资本流入、加速非农转移与推动技术进步是农旅融合发展促进县域经济增长的重要机制。

二、研究设计

1. 政策背景

农旅融合作为生产力发展方式的重大创新,既是经济的融合,又是生态的融合,具有产业关联强、经济效益高、生态环境优等典型特征。为了加快推动农旅融合发展,2010年中国政府正式启动休闲农业与乡村旅游示范县建设试点,农业农村部 and 原国家旅游局公布了首批38个休闲农业与乡村旅游示范县(市、区);2011—2017年,又相继批复七批全国休闲农业与乡村旅游示范县名单,目前一共有397个示范县(市、区)。全国休闲农业与乡村旅游示范县是由省级休闲农业和旅游主管部门初步评审和择优上报,并经由国务院农业主管部门和旅游主管部门审核和选择后批准并进行授牌。在这种情况下,地方政府难以直接干预评选结果,满足准自然实验标准^[33]。

根据政策要求,休闲农业与乡村旅游示范县应具备资源优势、区域优势和人文优势,且休闲农业与乡村旅游须为该县的主导产业。农业农村部监测数据显示,休闲农业与乡村旅游示范县年接待游客通常在100万人次以上,休闲农业与乡村旅游点分布在全县30%以上的乡镇区域,从业人员中农民就业比例达到60%以上,而且通常形成了一定规模的休闲农业与乡村旅游产业带或集聚区^①。与此同时,中央政府也将围绕着土地使用、资金投入、人才培养和宣传推介等重点环节,给予示范县大力支持,加快推进当地的休闲农业与乡村旅游发展。可见,休闲农业与乡村旅游示范县的评选强调农业与旅游业在经济、生态、文化领域的融合程度,在现实发展中,其休闲农业与乡村旅游主要指标也是处于全省领先水平,将其视为一项准自然实验,用于衡量农旅融合发展水平具有一定的合理性和科学性^[30]。

2. 数据说明

为了检验农旅融合发展与县域经济增长之间的关系,采集了27个省份1778个县(市、区)2008—2019年的面板数据集,避免了2020—2022年因为疫情原因对农旅融合发展带来的特殊影响以及由此可能导致的结果偏差。在数据整理过程中,研究做了如下调整:为了更好地反映实际情况,以2008年为基期,对名义GDP指标使用各省CPI进行了消胀处理,从而获得实际GDP。针对其他如基础设施建设水平等多个以货币衡量的指标,也一并使用了CPI指数进行消胀处理。为了排除极端值对估计结果的影响,对各连续变量指标进行1%的缩尾处理。此外,考虑到直辖市的特殊地位和政策偏向性,将北京、上海、天津和重庆4个直辖市的样本作了剔除处理。其中,全国休闲农业与乡村旅游示范县名单来源于农业农村部网站,其他指标均来源于相应年份的《中国县域统计年鉴》。

① 资料来源于中华人民共和国农业农村部官网, http://www.moa.gov.cn/gk/tzgg_1/tz/201303/t20130328_3417700.htm。

3. 模型构建

为了对上文提出的假设进行验证,同时考虑到休闲农业与乡村旅游示范县是分不同批次设立的,将采用多时点双重差分模型对农旅融合发展的经济增长效应进行检验。为保证模型设置的合理性,先对模型选择形式进行了冗余固定效应检验和豪斯曼检验。检验结果均在1%水平上显著拒绝原假设,表明研究应选择固定效应模型。具体模型如式(21)所示:

$$GDP_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Policy_{i,t} + \beta_n \sum Control_{i,t} + \mu_i + \delta_t + \epsilon_{i,t} \quad (21)$$

式(21)中,被解释变量为县域经济发展水平($GDP_{i,t}$),变量 $Policy_{i,t}$ 表示县域*i*在第*t*年是否入选休闲农业与乡村旅游示范县,是取值为1,否则为0。 $Control_{i,t}$ 代表一系列控制变量,包括产业结构水平、基础设施建设水平、政府干预水平、人力资本水平、金融发展水平、信息技术水平和地区人口规模等。 μ_i 为县域固定效应, δ_t 为年份固定效应, $\epsilon_{i,t}$ 为随机扰动项。式(21)使得休闲农业与乡村旅游示范县和非示范县间的特征差异、时间变化趋势等均得到有效的控制,可以克服传统回归模型的偏误,确保结果的稳健性。 $Policy_{i,t}$ 的回归系数 β_1 是研究关注的重点,其衡量了农旅融合发展对县域经济增长影响的净效应。在全样本条件下,若 β_1 系数显著大于0,则表明农旅融合发展将有助于促进县域经济增长。

4. 变量描述

被解释变量:县域经济发展水平。采用人均实际地区生产总值并取对数来表征,在后续的稳健性检验中还将使用卫星夜间灯光数据对县域经济发展水平进行度量。

核心解释变量:农旅融合发展。采用休闲农业与乡村旅游示范县的设立衡量农旅融合发展水平。具体地,根据历年农业农村部网站上公布的休闲农业与乡村旅游示范县名单,结合设立时间先后统一赋值,生成变量 $Policy_{i,t}$ 来衡量。其中,在实施休闲农业与乡村旅游示范县的地区,将其判定为实验组($Policy_{i,t}=1$),非示范县则为对照组($Policy_{i,t}=0$)。

控制变量。为剔除其他因素对县域经济发展水平的干扰,参考黄祖辉等^[34]的研究,加入一系列控制变量,包括产业结构水平、基础设施建设水平、政府干预水平、人力资本水平、金融发展水平、信息技术水平和地区人口规模,具体的描述性统计结果参见表1。

表1 变量含义与描述性统计结果

变量	符号	含义	均值	标准差
经济发展水平	<i>GDP</i>	县域实际GDP与年末总人口之比/(万元/人),取对数	1.243	0.511
农旅融合发展	<i>Policy</i>	县域 <i>i</i> 在 <i>t</i> 年份入选休闲农业与乡村旅游示范县,则当年及以后赋值为1;反之则为0	0.061	0.239
产业结构水平	<i>Stru</i>	第三产业增加值与第二产业增加值之比	1.127	0.880
基础设施建设水平	<i>Fra</i>	全社会固定资产投资总额/万元,取对数	13.363	1.168
政府干预水平	<i>Gov</i>	地方财政一般预算收入与名义GDP之比	0.060	0.046
人力资本水平	<i>Edu</i>	普通中学在校学生数与年末总人口之比	0.049	0.015
金融发展水平	<i>Fin</i>	年末金融机构各项贷款余额/万元,取对数	12.890	1.294
信息技术水平	<i>Inf</i>	固定电话用户数与年末总人口之比	0.120	0.090
地区人口规模	<i>Pop</i>	年末总人口数/万,取对数	3.587	0.841

三、实证检验结果与分析

1. 基准回归结果

表2报告了休闲农业与乡村旅游示范县政策对县域人均GDP影响的基准回归结果,同时也是核心议题“农旅融合发展能否促进县域经济增长”的基准检验。采取递进回归策略,由第(1)~(4)列逐步加入了产业结构水平、基础设施建设水平、政府干预水平等一系列控制变量。结果表明,在加入其他控制变量后, $Policy$ 变量始终保持在1%水平上显著且系数为正,意味着休闲农业与乡村旅游示范县政策为县域经济增长带来强有力的驱动效应,假设 H_1 得以验证。以第(4)列的估计结果为例,相比于非

示范县,休闲农业与乡村旅游示范县政策将促使县域经济发展水平(人均GDP)提升2.8%^①,经济意义非常明显。总体看,农旅融合发展能够疏通“两山”之间的转换通道,进一步将生态环境优势转变成发展生态农业和生态旅游的经济优势,提升当地的经济发展水平,实现自然资源的市场化和价值化,是“两山理论”的合理应用,更是生态文明建设的生动诠释和基本遵循。

2. 稳健性检验

(1)平行趋势检验。利用双重差分方法的一个重要前提是,如果不存在休闲农业与乡村旅游示范县政策的外部冲击,那么设立示范县的县域(实验组)和没有设立示范县的县域(对照组)的经济发展水平变化趋势是相同的,即不存在系统性差异,或者即使存在差异,差异也是固定的。参照Li等^[1]的做法,使用事件研究法进行平行趋势检验,即设置休闲农业与乡村旅游示范县政策试点前后的虚拟变量并引入回归,检查其显著性水平。其中, k 表示实施休闲农业与乡村旅游示范县政策的第 k 年。此时,不同的系数就体现了在示范县政策实施的第 k 年对县域经济发展水平的影响。

为此,以政策实施前一年为基期,将休闲农业与乡村旅游示范县政策前6年与实施后6年的时间虚拟变量纳入回归模型。由图1可知,在休闲农业与乡村旅游示范县政策发生前6年,虚拟变量的估计系数均未通过显著性检验,说明对于县域经济发展水平而言,在休闲农业与乡村旅游示范县政策实施前,实验组和对照组的发展趋势不存在显著差异。以上结果表明,在示范县政策实施之前,实验组和对照组的县域经济发展水平趋势是平行的,基准回归符合平行趋势假设。在示范县政策实施以后,虚拟变量的系数值总体上呈现增大趋势,且在示范县实施后6年里,系数均显著为正,表明随着示范县政策的实施,农旅融合发展对县域经济增长的正向促进作用不断显现,并在之后一段时间内持续发挥作用,实验组和对照组的县域经济发展水平呈现分化运行趋势。

(2)反事实检验。为尽可能地缓解不可观测的缺失变量对估计结果产生的干扰,在基准模型中已经控制多个可能影响县域经济发展水平的变量,但仍然无法完全保证是否遗漏了重要解释变量。为此,采用“反事实”法,随机选择实施休闲农业与乡村旅游示范县政策的县域进行安慰剂检验,进一步缓解农旅融合发展对县域经济增长影响受到遗漏变量干扰的可能性。具体而言,按照每年开展休闲农业与乡村旅游示范县的数量随机从研究样本中选择相同数量的县域作为实验组,生成一组随机数,构造“假的”政策虚拟变量(Random-did),并作为Policy的替代指标与被解释变量县域人均GDP重复进行1000次模拟回归,获得1000个Random-did估计系数的核密度分布图。反事实检验

表2 基准回归结果 N=21336

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
Policy	0.378*** (0.014)	0.037*** (0.006)	0.036*** (0.006)	0.028*** (0.005)
Stru		-0.090*** (0.003)	-0.090*** (0.003)	-0.089*** (0.003)
Fra		0.091*** (0.004)	0.092*** (0.004)	0.081*** (0.003)
Gov			-0.336*** (0.110)	-0.317*** (0.103)
Edu			2.104*** (0.119)	0.303*** (0.102)
Fin				0.064*** (0.004)
Inf				0.017 (0.021)
Pop				-0.740*** (0.014)
Cons	1.220*** (0.004)	0.126*** (0.048)	0.032 (0.047)	2.096*** (0.087)
县域固定效应	NO	YES	YES	YES
时间固定效应	NO	YES	YES	YES
R ²	0.031	0.943	0.945	0.956

注: **、***分别代表在5%和1%水平上显著,括号内为稳健标准误,下表同。

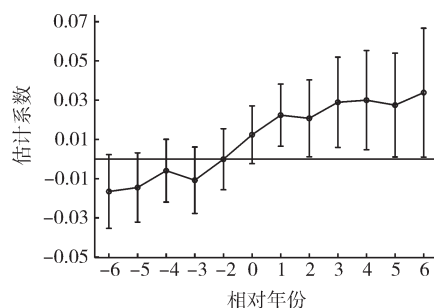


图1 平行趋势假设检验

① 为避免干扰,本文对系数值求反对数并减1,即 $\exp(0.028) - 1 = 0.0284$ 。

结果如图2所示,随机抽样样本得到的回归系数分布在0的两侧,而本研究的基准回归结果(图中实线)大于绝大部分模拟值,是明显的异常值,属于小概率事件。因此,农旅融合发展的县域经济增长效应并不是由常规性随机因素和不可观测因素所导致的,基准回归具有一定的稳健性。

(3)Goodman—Bacon分解。在使用双向固定效应的双重差分模型进行因果分析时,除了要满足平行趋势假设外,还要确保对照组在受到政策冲击后保持稳定。实际应用中,满足这些条件是具有挑战性的。因此,双重差分模型的估计值可能会受到处理效应的异质性或负权重的影响,导致估计偏差,这无疑对研究的真实性带来了挑战^[35]。为了解决这个问题,本研究采用了Goodman—Bacon分解方法,将多期DID系数分解成多个 2×2 DID系数。经分解后发现,估计值确实存在负权重问题,其中不恰当的处理效应占2.3%。尽管如此,绝大多数的处理效应是合适的,对总体研究结果的扰动较小。因此,可以认为上述研究的结论是稳健和可信的。

(4)PSM—DID估计。尽管上文就多时点双重差分法下,农旅融合发展对县域经济增长影响的估计结果进行了平行趋势和反事实检验,但考虑到休闲农业与乡村旅游示范县是分批次入选的,且在批复过程中不可避免地存在样本选择性偏误,导致实验组和控制组本身存在差异,从而可能影响基准结论的准确性。为此,选择使用PSM—DID模型来剥离样本偏差对农旅融合发展的经济增长效应可能造成的不确定性干扰。借助上文的控制变量组作为匹配变量并使用最近邻匹配法进行控制组的选取与配对,使得在入选休闲农业与乡村旅游示范县的处理组和未入选样本匹配对照组的两组样本中,所有协变量在匹配后均不存在显著性差异,满足随机实验的要求。在此基础上,仅保留位于共同取值范围内的样本,表3第(1)列展示了PSM—DID检验结果,*Policy*的回归系数为0.026,且通过1%的显著性检验,说明在剔除样本偏差因素后,农旅融合发展依旧对县域经济增长产生了显著的激励效应,这与基准回归结论保持一致。

(5)替换被解释变量。如何精准地衡量县域经济发展水平将直接影响到研究结论的准确性,通常的做法是采用GDP作为衡量指标,但是地方行政单位的经济统计数据准确性经常受到质疑,存在高(低)估的问题。因此,本研究将采用通过ArcGIS软件从DMSP/OLS全球遥感影像中提取矫正得到的县级夜间卫星灯光数据作为县域经济发展水平的代理变量进行稳健性检验。灯光数据是通过卫星传感器对夜间灯光的辐射信号进行采集,避免了行政区划调整造成的数据异常值问题,同时也排除了火灾等短暂光源,因此相比于人工统计的数据具有更小的误差,也更加客观。由表3第(2)列估计结果可知,当因变量被替换为夜间灯光数据后,核心解释变量*Policy*在1%水平上显著且系数为正,即采取不同方式对县域经济发展水平进行衡量后,农旅融合发展的县域经济增长效应依旧保持显著,再次印证核心结论是稳健可靠的。

(6)加入前定变量。在实际情况中,很少有政策是随机决定的,休闲农业与乡村旅游的示范县政策同样如此。为了更好地展示示范县政策的效果,国家可能优先选择那些交通便利、生态环境优美的县作为示范。因此,为了最大程度地控制各县之间的固有特点对经济发展的影响,本研究参照了Edmonds等^[36]的做法,在基准回归模型中加入了某些前定变量和时间趋势的交互效应。具体而言,研究分别选取了与海岸线的距离、与最近港口的距离、与省会城市的距离以及地形起伏度这些先决因素作为代理变量,并与时间趋势项交互后加入基准回归中。由表3第(3)列可知,在加入一些前定变量后,核心解释变量*Policy*依旧保持显著,表明考虑到固有的县域间差异可能影响后,上文的估计结果依然稳健。

(7)排除其他政策干扰。在现实经济社会系统的实际运行过程中,地区间许多相似或相关政策是同时或者交叉实施的,其他政策的实施可能会使得对休闲农业与乡村旅游示范县政策效果的评估

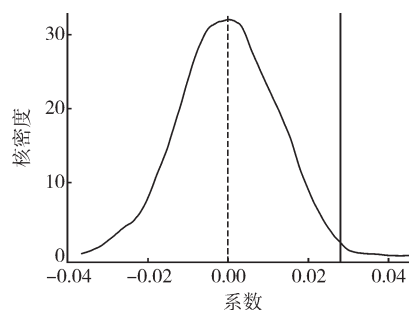


图2 反事实检验结果

产生偏误。因此,基于已有文献的梳理,研究发现在样本考察期内有两类可能会影响当地经济发展水平的政策冲击,包括支持农民工等返乡创业试点政策和电子商务进农村综合示范政策^[34,37]。为了排除这两项政策的冲击,本文将两类试点政策虚拟变量纳入基准回归的控制变量中,回归结果见表3第(4)列。可知在考虑其他政策干扰后,核心解释变量 *Policy* 的系数仍显著为正,表明其他政策冲击并未影响农旅融合发展的县域经济增长效应,上文所做的稳健性检验进一步增强了基准回归结果的说服力。

表3 稳健性检验结果

变量	(1)PSM-DID估计	(2)替换被解释变量	(3)加入前定变量	(4)排除其他政策干扰
<i>Policy</i>	0.026*** (0.005)	0.070*** (0.024)	0.027*** (0.005)	0.028*** (0.005)
控制变量	YES	YES	YES	YES
县域固定效应	YES	YES	YES	YES
时间固定效应	YES	YES	YES	YES
观测值	20626	21336	21336	21336
R^2	0.956	0.980	0.957	0.956

3. 影响机制检验

依据上文对农旅融合发展与县域经济增长之间作用机制的理论分析和数理推演,下文将使用中效应模型,从资本、劳动、技术等要素流动视角,检验农旅融合发展推动县域经济增长的作用机制,检验结果如表4所示。

表4 作用机制检验结果

N=21336

变量	吸引资本流入		加快非农转移		推动技术进步	
	(1)资本流入	(2)经济增长	(3)非农转移	(4)经济增长	(5)技术进步	(6)经济增长
<i>Policy</i>	-0.035*** (0.008)	0.025*** (0.005)	0.009*** (0.002)	0.028*** (0.005)	0.017** (0.007)	0.025*** (0.083)
中介变量		-0.092*** (0.011)		0.067*** (0.018)		0.204*** (0.006)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
县域固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
时间固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
R^2	0.853	0.957	0.929	0.957	0.943	0.961

首先,为了验证“资本流入效应”的作用机制,本文借鉴陈享光等^[38]的方法,采用县域年末金融机构存款余额占GDP比重与贷款余额占GDP比重的二者间差值来对资本流动进行衡量。将资本流动作为被解释变量,*Policy*作为核心解释变量,分析农旅融合发展是否有利于吸引外部资本流入,结果如表4列(1)所示。在控制了其他影响因素以及时间县域双固定效应之后,核心解释变量 *Policy* 在1%水平上显著且系数为负,表明休闲农业与乡村旅游示范县政策的实施与资本流动变量存在显著的负相关关系,意味着农旅融合发展有利于吸引外部资本流入,为传统行业的转型提供资金支持。而在第(2)列中,核心变量 *Policy* 和资本流动变量均对县域经济发展水平存在显著影响,表明吸引资本流入在农旅融合发展对县域经济增长的影响机制中确实存在部分中介效应。

其次,选取非农就业水平来反映劳动力转移情况,参考罗明忠等的研究^[39],具体使用非农就业人员占乡村总从业人员比重作为衡量指标。表4第(3)和(4)列用来检验非农转移的中介效应,其中,第(3)列结果显示,农旅融合发展对农村劳动力的非农转移具有显著促进作用,满足了中介效应模型成立的基本条件。可见,农旅融合发展能够就地创造出大量的非农工作机会,实现当地居民就地就近就业,非农就业拉动效果非常明显。第(4)列中,核心变量 *Policy* 和非农就业水平都与县域经济发展水平存在显著正相关关系。因此,综合前两列结果,证明加快非农转移这一中介效应确实存在,即农

旅融合发展能够通过加速劳动力非农转移,进而促进县域经济增长。

最后,表4第(5)和(6)列是检验技术进步的中介效应结果,其中,技术进步使用农业生产效率来反映,即采用第一产业总产值与农林牧渔业从业人数比值并取对数进行衡量。从列(5)的估计结果可知,核心解释变量 *Policy* 在5%水平上显著,且系数符号为正,表明农旅融合发展与县域农业技术水平之间存在显著的正向关系,即农旅融合发展能够改进农业生产方式,提升农业生产效率,实现农业技术进步。列(6)将核心变量 *Policy* 与农业技术进步变量同时纳入回归模型中,发现二者的回归系数均显著为正,表明农旅融合发展不仅可以直接促进县域经济增长,还能通过推动农业技术进步,进而提升县域经济发展水平。

综上,农旅融合发展通过“资本流入效应”“非农转移效应”和“技术进步效应”3个层面推动县域经济增长,前文的理论分析与研究假设 H_2 得到了进一步的验证。

4. 异质性分析

(1)基于地理位置的异质性分析。由于各地区间的经济发展水平、基础设施、公共服务和资源禀赋等都存在较大差异,因此,为进一步考察不同地区农旅融合发展对县域经济增长影响的异质性,根据地理位置将全国不同的县域划分为东部、中部和西部地区后,再次使用多时点双重差分法对式(21)进行估计。由表5模型估计结果可知,无论是在东部地区,还是在中部和西部地区,核心解释变量 *Policy* 均显著为正,表明休闲农业与乡村旅游示范县政策并未因地理位置的不同,而改变对经济发展水平的促进作用,进一步验证了上文估计结果的稳健性。仅从估计系数看,在东部地区,核心解释变量 *Policy* 系数值最大,表明在东部地区的县域中,农旅融合发展的经济增长效应最明显。究其原因,相较于中西部地区,东部地区多为经济相对发达的省份,居民收入水平较高,对旅游类精神消费需求更旺盛。同时,东部地区资源配置相对合理,在市场环境、配套产业以及基础设施建设上也更具有优势,能为农旅融合的深入发展提供便利条件,一旦加以休闲农业与乡村旅游示范县政策扶持,其县域经济增长效果可能立竿见影,有效实现“金山银山”与“绿水青山”兼备的稳态。

(2)基于资源禀赋的异质性分析。在内部资源禀赋上,农旅融合是农业与旅游业的有机融合,其发展水平必定与当地的生态旅游资源的质量密切相关。一般而言,县域生态旅游资源质量越高,越能吸引资本、劳动和技术流入,从而推动农旅融合的深度发展,并进一步发挥经济增长效应;在外部资源禀赋上,农旅融合发展更多的是吸引城市人口来乡村进行休闲放松,由此,以交通基础为代表的外部资源禀赋也是影响农旅融合

表5 异质性分析结果 I

变量	东部	中部	西部
<i>Policy</i>	0.045*** (0.009)	0.027*** (0.008)	0.018** (0.009)
控制变量	YES	YES	YES
县域固定效应	YES	YES	YES
时间固定效应	YES	YES	YES
观测值	5460	8376	7500
R^2	0.960	0.955	0.957

发展的重要因素。有鉴于此,本研究将基于内外部资源禀赋视角,探讨农旅融合发展对县域经济增长影响的异质性。为了验证内部资源禀赋对农旅融合经济增长效应的异质性影响,一方面,使用县域离当地最近国家级自然保护区的距离来衡量自身的生态旅游资源水平。国家级自然保护区代表了环境、资源和生物多样性的丰富程度,是建设美丽中国的重要载体。一般而言,离国家级自然保护区距离越近,地区的自然生态环境质量越高。国家级自然保护区的设定需要经过严格的审批程序,截至2021年末,中国有国家级自然保护区474个。因此,使用上述变量衡量县域生态旅游资源禀赋具有一定的合理性。另一方面,考虑到农业资源禀赋是发展休闲农业和乡村旅游的重要基础,同时使用设施农业占地面积对当地的内部资源禀赋进行衡量。

由表6列(1)和列(2)估计结果可知,随着离保护区距离的缩短和农业发展水平的提高,农旅融合发展对县域经济增长的促进作用在不断增大。由此表征,农旅融合发展促进县域经济增长作用的发挥,高度依赖于当地的生态旅游资源质量,内部生态旅游资源越丰富,农旅融合的经济增长效应越明显。同样地,为了对县域交通基础水平进行衡量,对各区县与最近城市的交通距离和驾车耗时进行

了测算,以此来探究外部基础环境对农旅融合经济增长效应的异质性影响。表6的列(3)和列(4)回归结果显示,随着交通距离和交通时间的缩短,农旅融合发展促进县域经济增长的作用也在不断加大,这进一步表明外部资源禀赋也是影响农旅融合经济增长效应的重要因素。

表6 异质性分析结果 II

N=21336

变量	内部资源禀赋		外部资源禀赋	
	(1)离保护区距离	(2)农业发展水平	(3)交通距离	(4)交通时间
<i>Policy</i>	0.291*** (0.069)	0.020*** (0.006)	0.023*** (0.005)	0.023*** (0.005)
二次项	-0.024*** (0.006)	0.004*** (0.001)	-0.036*** (0.010)	-0.015*** (0.004)
控制变量	YES	YES	YES	YES
县域固定效应	YES	YES	YES	YES
时间固定效应	YES	YES	YES	YES
R^2	0.957	0.957	0.957	0.957

四、结论与启示

休闲农业与乡村旅游示范县设立的主要目的在于发展绿色生产力,提高中国生态文明水平,实现“金山银山”和“绿水青山”的共赢。研究表明,农旅融合发展对县域经济增长具有明显的推动作用,相比于非示范县,示范县的人均GDP能够显著提升2.8%,该结论在平行趋势检验、反事实估计等一系列稳健性检验中均成立。基于要素流动视角,农旅融合发展主要是通过吸引资本流入、加快非农转移和推动技术进步3条中介路径对县域经济发展水平产生间接的提升作用。进一步分析表明,基于资源禀赋视角,农旅融合经济增长作用的发挥高度依赖于县域的内部生态旅游资源和外部基础发展条件。同时,东部地区农旅融合发展推动县域经济增长的作用更明显。

由此,可得到如下3点启示:第一,充分利用示范县建设的经验和成果。将已有示范县成功实践的经验予以大力推广,着力挖掘特色农业资源禀赋,创新观光采摘、创意农业等多样化农旅融合项目。尤其是,可结合自身独特自然风光和文化遗产,运用乡村生态旅游资源多样性和地域性特点,发掘地区休闲农业要素内涵,推出个性化和差异化旅游产品,避免去农化和过度商业化,从而更好地把握农旅融合发展对县域经济增长的激励效应。第二,农旅融合发展对资源和交通条件具有强大依赖性,应积极完善相关交通基础设施建设,创造便利的出行条件。要重视农旅融合的发展规划,注意保护好现有的自然生态资源,避免因过分追求经济利益而破坏乡村环境,在实现农业可持续发展基础上加快农旅融合产业提档升级。第三,政府应充分发挥中间人作用,搭建银企对接平台,探索PPP等多种投融资模式,合理引入投资主体并规范投资主体行为,推动外部社会资本下乡落地,弥补农旅融合发展的资金缺口。同时,积极普及生态环境重要性和价值的相关知识,加大技能培训力度,深化农村劳动人力资本,在提高劳动生产效率和推动技术进步的基础上,实现农村剩余劳动力的就地非农就业。当然,最为根本的还是要明确,将生态优势转化为经济优势和发展优势的前提条件是要走生态发展之路,尤其是乡村发展必须留得住乡愁,望得见“绿水青山”。

参 考 文 献

- [1] 黄祖辉,姜霞.以“两山”重要思想引领丘陵山区减贫与发展[J].农业经济问题,2017,38(8):4-10.
- [2] 崔凤军.休闲旅游业:绿水青山与金山银山之间的重要转换器[J].旅游学刊,2020,35(10):1-3.
- [3] 胡鞍钢,王蔚.乡村旅游:从农业到服务业的跨越之路[J].理论探索,2017(4):21-27.
- [4] 左唐睿,李祥,冯学钢.旅游业发展对江苏省农民增收、农民就业的影响——基于分位数回归和全面FGLS的实证[J].农林经济管理学报,2017,16(4):529-538.
- [5] HWANG J H, LEE S W. The effect of the rural tourism policy on non-farm income in South Korea[J]. Tourism management, 2015,

- 46(2):501-513.
- [6] LIU J, NIJKAMP P, LIN D. Urban-rural imbalance and tourism-led growth in China[J]. *Annals of tourism research*, 2017, 64(5): 24-36.
- [7] 程莉, 周芳雅, 王琴. 农业与服务业融合发展及其农户增收效应研究——以长江上游地区为例[J]. *西安财经大学学报*, 2021, 34(3):81-91.
- [8] 杨俊, 张梦玲, 朱臻. 生态振兴促进农民农村共同富裕的结构逻辑、实践模式与经验借鉴[J]. *农林经济管理学报*, 2024, 23(1): 21-29.
- [9] DIMITROVSKI D D, TODOROVIC A T, VALJAREVIC A D. Rural tourism and regional development: case study of development of rural tourism in the region of Gruža, Serbia[J]. *Procedia environmental sciences*, 2012(14): 288-297.
- [10] JAAFAR M, RASOOLIMANESH S M, LONIK K A T. Tourism growth and entrepreneurship: empirical analysis of development of rural highlands[J]. *Tourism management perspectives*, 2015(14): 17-24.
- [11] LI P, RYAN C, CAVE J. Chinese rural tourism development: transition in the case of Qi yunshan, Anhui: 2008—2015[J]. *Tourism management*, 2016, 55: 240-260.
- [12] 唐睿. 旅游业发展与城乡统筹的空间差异——基于江苏省 13 个地级市面板数据的实证[J]. *农林经济管理学报*, 2018, 17(1): 91-99.
- [13] WALL G, MATHIESON A. *Tourism: change, impacts, and opportunities*[M]. New York: Pearson Education, 2006.
- [14] TIEN J. The dutch disease effects on tourism: the case of Australia[J]. *Tourism management*, 2015, 46: 610-622.
- [15] CARDENAS-GARCIA P J, SANCHEZ-RIVERO M, PULIDO-FERNANDEZ J I. Does tourism growth influence economic development?[J]. *Journal of travel research*, 2015, 54(2): 206-221.
- [16] SOLOW R. A contribution to the theory of economic growth[J]. *The quarterly journal of economics*, 1956, 70(1): 65-94.
- [17] 张永恒, 郝寿义, 杨兰桥. 要素禀赋变化与区域经济增长动力转换[J]. *经济学家*, 2016(10): 46-52.
- [18] 周杨. 我国土地流转与乡村旅游发展的关系研究[J]. *经济管理*, 2014, 36(11): 124-133.
- [19] 朱璇. 新乡经济精英在乡村旅游中的形成和作用机制研究——以虎跳峡徒步路线为例[J]. *旅游学刊*, 2012, 27(6): 73-78.
- [20] 马晓龙, 陈冷静, 尹平, 等. 政府在推动乡村旅游投资中的作用: 基于动态博弈的分析[J]. *旅游科学*, 2020, 34(3): 19-31.
- [21] 厉新建, 时姗姗, 刘国荣. 中国旅游 40 年: 市场化的政府主导[J]. *旅游学刊*, 2019, 34(2): 10-13.
- [22] 蔡欣磊, 范从来, 林键. 区域一体化扩容能否促进高质量发展——基于长三角实践的准自然实验研究[J]. *经济问题探索*, 2021(2): 84-99.
- [23] 钟真, 余镇涛, 白迪. 乡村振兴背景下的休闲农业和乡村旅游: 外来投资重要吗?[J]. *中国农村经济*, 2019(6): 76-93.
- [24] 黄征学, 滕飞, 潘彪. 我国县域经济发展成效、现实困境和对策建议[J]. *农村金融研究*, 2023(11): 37-45.
- [25] RICHARD T. Engaging the rural communities of Sri Lanka in sustainable tourism[J]. *Worldwide hospitality and tourism themes*, 2013, 5(5): 464-476.
- [26] 王丽芳. 山西省农业与旅游业融合的动力机制与发展路径[J]. *农业技术经济*, 2018(4): 136-144.
- [27] 张众. 乡村旅游对农村劳动力就业的影响及其路径[J]. *山东社会科学*, 2019(7): 143-147.
- [28] 程名望, 贾晓佳, 俞宁. 农村劳动力转移对中国经济增长的贡献(1978~2015 年): 模型与实证[J]. *管理世界*, 2018, 34(10): 161-172.
- [29] 魏滨辉, 罗明忠, 夏海龙, 等. 返乡创业能促进农村家庭消费增长吗?[J]. *南方经济*, 2023(10): 145-160.
- [30] 胡平波, 钟漪萍. 政府支持下的农旅融合促进农业生态效率提升机理与实证分析——以全国休闲农业与乡村旅游示范县为例[J]. *中国农村经济*, 2019(12): 85-104.
- [31] 左冰, 万莹. 去内卷化: 乡村旅游对农业发展的影响研究[J]. *中国农业大学学报(社会科学版)*, 2015, 32(4): 21-30.
- [32] 罗明忠, 魏滨辉. 农业生产性服务的碳减排作用: 效应与机制[J]. *经济经纬*, 2023, 40(4): 58-68.
- [33] 黄细嘉, 张科, 王红建, 等. 乡村旅游发展能否缩小城乡收入差距? ——来自“全国休闲农业与乡村旅游示范县”的经验证据[J]. *旅游学刊*, 2023, 38(2): 16-29.
- [34] 黄祖辉, 宋文豪, 叶春辉, 等. 政府支持农民工返乡创业的县域经济增长效应——基于返乡创业试点政策的考察[J]. *中国农村经济*, 2022(1): 24-43.
- [35] 魏滨辉, 罗明忠. 劳动力返乡创业与县域绿色低碳发展[J]. *广东财经大学学报*, 2024, 39(1): 70-84.
- [36] EDMONDS E V, PAVCNIK N, TOPALPVA P. Trade adjustment and human capital investments: evidence from Indian tariff reform[J]. *American economic journal: applied economics*, 2010, 2(4): 42-75.
- [37] 王奇, 牛耕, 赵国昌. 电子商务发展与乡村振兴: 中国经验[J]. *世界经济*, 2021, 44(12): 55-75.
- [38] 陈享光, 汤龙, 唐跃恒. 农村电商政策有助于缩小城乡收入差距吗——基于要素流动和支出结构的视角[J]. *农业技术经济*, 2023(3): 89-103.
- [39] 罗明忠, 魏滨辉. 农村集体产权制度改革与县域城乡收入差距[J]. *华南农业大学学报(社会科学版)*, 2022, 21(6): 78-90.

Agro-tourism Integration, Factor Mobility and Regional Economic Development

WEI Binhui, LUO Mingzhong, ZENG Chunying

Abstract The integration of agriculture and tourism serves as a tangible embodiment and practice of the philosophy that “lucid waters and lush mountains are invaluable assets”. On the basis of theoretical analyses and model derivations, utilizing a quasi-natural experiment based on the policy design of “Demonstration Counties of Leisure Agriculture and Rural Tourism”, this study examines the impact of the integration on economic growth in various counties leveraging panel data from 1778 Chinese counties spanning from 2008 to 2019, and employing a multi-timepoint difference-in-differences model. It is found that the fusion of agriculture and tourism significantly boosts county-level economic growth. This conclusion holds true even after rigorous robustness tests, such as parallel trend tests and counterfactual tests. Mechanism analysis indicates that the integration of agriculture and tourism amplifies county-level economic growth primarily by attracting capital inflow, accelerating the transition of labor force from agriculture to other sections, and promoting technological advancements. This underscores the transmission effect of factor mobility in the process of county economic growth. Furthermore, from the perspective of resource endowment, the realization of economic benefits from this integration not only hinges on the intrinsic tourism-related ecological resources of the counties but also has high requirements for external infrastructures such as transportation. Notably, counties in the eastern regions see more pronounced economic growth effects from this integration. In conclusion, championing the fusion of agriculture and tourism based on local resource strengths, coupled with addressing infrastructural gaps, particularly in transportation, emerges as a vital strategy for spurring county-level economic growth.

Key words agro-tourism integration; county; economic growth; rural tourism; capital inflow; non-farm transfers; quasi-natural experiment

(责任编辑:陈万红)