

一体化政策对旅游业收敛的影响机制研究

——以长三角城市经济协调会发布的政策为例

唐 睿

(安徽大学 创新发展战略研究院, 安徽 合肥 230601)

摘要: 基于2011—2018年的数据,探讨长三角城市经济协调会发布的政策对长三角旅游业收敛的影响机制。 β 收敛结果显示,长三角旅游业趋于均衡发展,且呈现出“自我强化效应”,江苏省旅游业发展差距的缩小是长三角旅游业收敛的主要动因。非线性时变因子 $\log t$ 检验揭示了长三角旅游业俱乐部收敛的特征,沪苏浙旅游强市位于较高层级的收敛俱乐部,而安徽省大部分城市位于收敛俱乐部底层。空间计量检验结果说明,长三角旅游业具有显著的正向空间关联,一体化政策对长三角旅游业差距的缩小产生了持续的推动作用。基于中介效应的影响机制检验表明,一体化政策能够通过提升政府行政效率、优化公共资源再配置、提高市场潜力等途径促进长三角旅游业收敛,且政策效果伴随城市规模的扩大而增强。而现阶段安徽省旅游业发展落入了“政策陷阱”,旅游业发展的省际差距阻碍了长三角旅游业收敛进程。

关键词: 一体化政策; 旅游业; β 收敛; 俱乐部收敛; 影响机制; 长三角城市经济协调会

中图分类号: F062.9 **文献标识码:** A **文章编号:** 1671-9301(2021)01-0113-15

DOI:10.13269/j.cnki.ier.2021.01.009

一、引言和文献综述

在长三角一体化国家战略背景下,2019年发布的《长江三角洲区域一体化发展规划纲要》指出,长三角应通过一体化发展成为全国经济高质量发展的样板区。旅游业对于长三角实现经济高质量发展以及快速实现一体化具有重要作用。作为现代服务业中的重要门类,旅游业具有行业关联性强、就业带动面广、生产过程环保可控等特点^[1],在当前实体经济下行和生态环境严峻的多重压力下,旅游业是长三角探索经济新兴增长点,化解实体经济下行风险,实现兼顾经济效益和生态效益的高质量发展的战略支柱型产业。伴随长三角一市三省旅游业合作的深化,旅游业对国民经济的贡献程度将不断提高,对长三角一体化的推动作用将持续增强。

我国的行政体系决定了政策在产业发展过程中的引领地位。长三角城市经济协调会对长三角旅游业发展作出了明确的引导和部署,会议作出的一系列制度安排对长三角的深度合作、旅游市场要素的交换、旅游行业标准化的推广作出了巨大贡献。然而,政策偏向性、理性缺陷等问题的存在,以及各地旅游业发展目标、发展水平和发展模式存在较大差距,往往导致政策效果出现偏差^[2]。本文重点探讨长三角城市经济协调会发布的政策对旅游业收敛的影响机制,这对于长三角地区明晰政策效果,优化政策内容,建立平衡地区旅游业发展利益的体制机制,进而促进旅游业协调发展具有重要意义。

收稿日期:2020-11-10;修回日期:2020-12-26

作者简介:唐睿(1988—)男,安徽合肥人,经济学博士,安徽大学创新发展战略研究院讲师,研究方向为产业经济学。

基金项目:国家社会科学基金艺术学重大项目(19ZD25);安徽省社会科学创新发展研究课题(2020CX108)

政策可以促进产业收敛,比较优势理论和技术赶超理论均支持这一观点。比较优势理论认为,为了缩小地区产业发展差距,政策会优先扶持一个地区的优势产业。技术赶超理论指出,落后产业会利用新技术“机会窗口”追赶甚至超越发达产业,这离不开政策扶持^[3]。然而,政策的作用受到一系列条件的制约,在不同发展中国家,政策对产业收敛的影响受制于一国的产业结构、产业所处的发展阶段及所遭受的外部冲击^[4]。此外,地区异质性和空间临近性也会影响政策有效性^[5]。国外部分学者研究发现产业收敛的政策效果并不显著。如 Boldrin and Canova^[6]指出,欧盟地区的政策并未缓解欧盟产业发展的不平衡; Margaritis *et al.*^[7]也指出,OECD国家的政策并没有促使各国产业发展水平趋于均衡。国内学者则强调政策对产业收敛的推动作用:第一,特定产业的奖补政策对产业收敛具有正面影响。例如税收政策是我国税收运行效能的重要组成部分^[8],税收减免可以提高技术效率,加快技术密集型产业的收敛速度^[9]。第二,区域产业政策能够通过和其他因素互动促进产业收敛。如区域产业政策和节能减排政策工具的组合有利于省区能源强度的收敛^[10],也可以通过带动基础设施建设促进跨区域工业劳动生产率收敛^[11]。

对于旅游业政策而言,旅游市场扩容及旅游产业创新是其出台的背景^[12]。旅游业政策能够促使旅游业成为经济增长的引擎^[13]。国外学者多讨论利益相关者和旅游政策的关联,认为只有减少利益相关者之间的权力失衡,才能提高政策工具的效率和公平性,进而促进旅游业的可持续发展^[14]。也有学者指出了基础设施、社会和市场等综合因素的影响^[15]。我国学者则聚焦旅游业政策的实际影响,认为我国旅游业政策具备强制性和权威性,政策导向与旅游业发展现状相一致,可以促进我国旅游业发展^[16]。此外,旅游业政策还会对市场主体和政府产生激励作用,引导二者加大对区域旅游节点和旅游交通的建设,推动旅游业进步^[17]。这些结论得到了实证支持^[18]。在旅游业收敛方面,相关研究发现,旅游业收敛能够衡量不同地区旅游业发展的差距,对缩小地区间经济发展水平具有重要影响^[19]。国外学者研究发现,土耳其^[20]、罗马尼亚^[21]、西班牙^[22]等国旅游业存在收敛现象。国内关于旅游业收敛的研究主要集中在两大领域:一是单纯讨论旅游业的收敛性;二是对旅游业收敛的成因展开剖析。入境旅游市场^[23]、旅游业污染排放^[24]等方面的收敛性是近年来学界研究的热点。在成因方面,交通基础设施建设、政策安全与保障、旅游资源开发程度是影响旅游业收敛的主要因素^[25]。

综上所述,国内外学者在旅游业政策和旅游业收敛等领域取得了丰硕的研究成果,但是仍然存在以下不足:一是忽视了对政策效应背后理论机制的探讨,导致研究结论缺乏足够的理论依据;二是国内外学者倾向于研究一国旅游业的收敛性,空间单元选择较为狭隘,对宏观地理单元的研究往往掩盖了旅游业收敛的微观特征;三是相关文献并未关注政策对旅游业收敛的作用,关于政策对旅游业收敛的影响机制语焉不详。基于此,本文从长三角各城市这一微观地理单元出发,着重探讨长三角城市经济协调会发布的政策对旅游业收敛的影响机制,丰富了相关领域的研究内容。

二、影响机制剖析

(一) 提升政府行政效率

长三角地区一体化政策对各地提出了明确的发展目标和任务安排,激发了各地政府跨区域合作的意愿。各类会议的常态化举行为各地政府搭建了交流和学习的平台,降低了政府间的沟通成本,缓解了信息不对称问题。政策工具的综合运用丰富了政府对旅游业的调控手段,提升了政府的行政效率。政府管理水平的提高和良好的跨区域合作机制的建立有利于区域旅游业协调发展。

历届长三角城市经济协调会均设立了明确的主题和发展目标。详细的目标与分工有利于长三角行政力量的整合,以统筹推进旅游业发展。会议举办过程中逐渐形成了常态化的议事制度,加强了长三角不同地区政府间的合作,加速了信息的互通共享。长三角各地政府通过多种政策工具搭配调控旅游业发展,诸如“奖补旅游企业”的激励工具、“实现旅游产业智慧化”的能力构建工具、“打造

长三角旅游共同市场”的系统改进工具,这提高了长三角旅游管理部门的行政效率,促进了长三角旅游业的联动发展。

(二) 强化公共资源再配置效应

政策拥有自身关注的区域或产业,指导地区发展或者扶持产业发展的政策的出台,意味着政府会对原有的公共资源进行再分配以适应地区和产业发展的需求。在空间方面,政策会引导交通、教育、医疗等优质公共资源的地理集中,该地旅游业能够从公共资源的空间集聚中获得发展动能。在产业方面,旅游业专项政策和关联行业政策引致的公共资源会共同推动旅游业收敛。

长三角城市经济协调会一方面对长三角不同城市旅游业的发展方向和空间布局作出了详细安排,促使各地政府按照规划要求,加速城市内部旅游公共服务资源的结构性优化;另一方面要求长三角加强旅游业跨区域合作,由合作引起的旅游公共服务资源的城际分配会引导旅游业均衡发展。历届长三角城市经济协调会发布的旅游业公共服务政策为旅游业收敛提供了制度保障。

(三) 提高市场潜力

一体化政策的发布作为一种积极的“信号显示”,会增强市场主体对政策涉及地区和产业的良好预期。良好的预期能够引导企业增加产品和服务供给量,提高产品和服务质量,积极开拓市场。市场的活跃增加了消费者信心,刺激了消费者的购买欲望。购买量的上升为企业带来利润,促使企业增加员工雇佣数量,扩大了消费群体规模。这种由一体化政策形成的“信号—企业—消费者”的良性循环有助于各地区市场潜力的提高,增加了全社会对旅游业的潜在需求,有力促进了旅游业收敛。

长三角城市经济协调会围绕上海世博会先后提出“紧扣世博会契机,共建长三角大旅游圈”以及“举办上海世博会湖州‘友谊日’,精心打造与世博主题相关的旅游活动”等措施。政策信号在激发旅游企业扩大旅游产品和服务生产规模的同时,也引导消费者增加旅游消费,供需两端发力提振了长三角旅游市场需求。长三角城市经济协调会开拓旅游市场的种种举措扩大了长三角旅游市场规模,挖掘了市场潜在需求,释放了市场潜力对旅游业收敛的推动作用。

三、收敛性判别方法

(一) β 收敛

β 收敛分为 β 绝对收敛和 β 条件收敛。 β 绝对收敛的前提假设是长三角各城市具有相似的结构特征,若不同城市无论初始旅游业发展水平如何,最终都会趋向于一个稳态水平,则表明存在 β 绝对收敛。 β 绝对收敛的公式如下:

$$\frac{\ln(C_{i,t+T}/C_{i,t})}{T} = \alpha + \beta \ln C_{i,t} + \mu_{i,t} \quad (1)$$

式(1)中 $C_{i,t}$ 为各城市旅游业发展水平的初始值, T 为时间间隔, $\frac{\ln(C_{i,t+T}/C_{i,t})}{T}$ 为 t 时期到 $t+T$ 时期各城市旅游业发展水平的平均增长率。若 $\beta < 0$, 则表明存在 β 绝对收敛,即各城市旅游业最终会趋向一个稳态值。由 β 值可以推导出收敛稳态值 γ 、收敛速度 θ 和收敛半生命周期 L , 计算公式为:

$$\gamma = \frac{\alpha}{1-\beta}, \theta = \frac{-\ln(1+\beta)}{T}, L = \frac{\ln 2}{\theta} \quad (2)$$

β 条件收敛认为各城市旅游业发展增速不但取决于初始增速,还取决于其他因素,这意味着无论各城市旅游业的初始条件如何,长期而言各城市旅游业会趋于各自的稳定值,表达式如下:

$$\frac{\ln(C_{i,t+T}/C_{i,t})}{T} = \alpha + \beta_1 \ln C_{i,t} + \beta_2 \ln X_{i,t} + \mu_{i,t} \quad (3)$$

当 $T=1$ 时,式(3)可以转化为如下模型:

$$\ln C_{i,t} = \alpha + (1+\beta_1) \ln C_{i,t-1} + \beta_2 \ln X_{i,t} + \mu_{i,t} \quad (4)$$

(二) 俱乐部收敛

1. $\log t$ 检验方法介绍。运用非线性时变因子模型 $\log t$ 检验方法判别长三角旅游业发展的俱乐部收敛情况时,可将 C_{it} 进行分解,即 $C_{it} = g_{it} + d_{it}$,其中 g_{it} 是长三角各城市 C_{it} 伴随时间推移相对稳定的部分, d_{it} 是长三角各城市 C_{it} 伴随时间推移发生临时变化的部分,该式可以转化为由共同和个体时变部分组成的乘积形式:

$$C_{it} = \left(\frac{g_{it} + d_{it}}{w_{it}} \right) w_{it} = b_{it} w_{it} \quad (5)$$

式(5)即非线性时变因子模型,其中 w_{it} 是长三角所有城市的共同时变因子, b_{it} 是第 i 个城市的个体时变因子,如果 b_{it} 收敛于一个常数,则表明长三角各城市 C_{it} 趋近于一个稳态水平。为了检验 b_{it} 的收敛性,Phillips and Sul^[26] 定义了相对时变参数 h_{it} ,表达式如下:

$$h_{it} = \frac{C_{it}}{N^{-1} \sum_{i=1}^N C_{it}} = \frac{b_{it} w_{it}}{N^{-1} \sum_{i=1}^N b_{it} w_{it}} = \frac{b_{it}}{N^{-1} \sum_{i=1}^N b_{it}} \quad (6)$$

h_{it} 是第 i 个城市在 t 年的 C_{it} 与长三角 41 个城市 C_{it} 平均值的比值, h_{it} 反映了第 i 个城市的 C_{it} 与长三角平均 C_{it} 的长期偏离程度,当 h_{it} 收敛于 1 时,说明各城市 C_{it} 存在长期收敛性。 h_{it} 在 t 年的截面方差为 V_t ,表达式如下:

$$V_t = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (h_{it} - 1)^2 \xrightarrow{t \rightarrow \infty} 0 \quad (7)$$

在构建长三角各城市旅游业发展收敛原假设之前,先构建时变因子 b_{it} 的半参数模型,表达式如下:

$$b_{it} = b_i + \frac{\sigma_i \xi_i}{L(t) \times t^\alpha} \quad (8)$$

式(8)中 b_i 为不随时间变化而只和第 i 个城市自身特质有关的常数项, σ_i 是大于 0 的异质性规模参数, $\xi_i \sim i. i. d. (0, 1)$ 和 t 具有微弱关联, $L(t)$ 是伴随时间变化而增大的时变函数,当 t 趋于无穷大时, $L(t)$ 也趋于无穷大。通过 α 可以判断收敛性及收敛速度,当 $\alpha \geq 0$ 时,表明存在收敛性,且 α 越大收敛速度越快。基于上述内容,收敛性检验可以转化为以下假设检验:

$$H_0: b_i = b \text{ 且 } \alpha \geq 0 \quad (9)$$

$$H_1: \text{对于任意 } i, b_i \neq b \text{ 或 } \alpha < 0 \quad (10)$$

原假设表示长三角所有城市的 C_{it} 收敛于同一个稳态水平,备择假设表示至少存在一个城市的 C_{it} 和其他城市不趋于一致,将公式(6)和公式(8)代入公式(7)可以得到 h_{it} 在 t 年的截面方差 V_t 的等价变换,变换形式如下:

$$V_t \sim \frac{A}{L(t)^2 \times t^{2\alpha}} \xrightarrow{t \rightarrow \infty} A > 0 \quad (11)$$

式(11)中 A 是常量。本文基于该等价变换形式,构建验证假设检验的回归方程,具体形式如下:

$$\log\left(\frac{V_1}{V_t}\right) - 2\log L(t) = \hat{c} + \hat{b} \log t + \hat{\mu}_t \quad (12)$$

式(12)中 $L(t) = \log(t+1)$, $t = [\gamma T], [\gamma T] + 1, \dots, T$,其中 γ 是决定初始时间 t 的参数,根据 Phillips and Sul^[26] 的蒙特卡洛实验结果, γ 取 0.3。 \hat{b} 是 $\log t$ 的回归拟合系数, $\hat{b} = 2\hat{\alpha}$, $\hat{\alpha}$ 为原假设中 α 的估计值。根据 \hat{b} 和给定的显著性水平,对原假设进行检验,若 $\hat{b} \geq 0$,且在 5% 的显著性水平下 $t_{\hat{b}} \geq -1.65$,则无法拒绝原假设,反之拒绝原假设,此为 $\log t$ 检验。

2. 基于 $\log t$ 检验方法识别俱乐部收敛的步骤。当长三角所有城市旅游业发展收敛的原假设被拒绝后,可以运用 $\log t$ 检验方法识别长三角是否存在俱乐部收敛,该识别方法仅依赖长三角各城市

旅游业发展水平的数据,是一种内生的识别俱乐部收敛的方法,详细步骤如下:

第1步:截面个体排序。按照长三角各城市观察期最后一年的 C_{it} 或每年 C_{it} 的均值从高到低排序。本文选择按照各城市观察期最后一年的 C_{it} 进行排序。

第2步:确定初始核心组。选择第1步结果中的前两个城市作 $\log t$ 检验,如果拒绝原假设则剔除第1个城市,用第2个城市和第3个城市再进行 $\log t$ 检验,依次循环,直到寻找出两个不能拒绝原假设的城市,这两个城市就是初始核心组,然后进入第3步。如果遍历所有城市都无法找到初始核心组,则表明不存在俱乐部收敛。

第3步:识别新核心组成员。按照第1步排列的顺序,将未与初始核心组成员一起检验过的城市逐一加入初始核心组进行 $\log t$ 检验,遍历所有城市后,确定核心组全部成员城市,得到第一个收敛俱乐部。

第4步:对不属于第3步确定的收敛俱乐部中的所有城市继续进行 $\log t$ 检验,如果不能拒绝原假设,则这些城市属于俱乐部收敛。如果拒绝原假设,则重复前3步,直到识别出所有的俱乐部收敛。

四、模型、数据与实证

(一) 模型设定与数据来源

本文以长三角41个城市为研究对象,研究时段为2011—2018年。根据模型(4)构建如下计量模型^①:

$$\begin{aligned} \ln Revenue_{it} = & \alpha + \rho \sum_{j=1}^N W_{ij} \ln Revenue_{jt} + (1 + \beta_1) \ln Revenue_{i,t-1} + \beta_2 Conference_{it} + \beta_3 \ln Pop_{it} \times Conference_{it} \\ & + \beta_4 \ln Pop_{it} + \eta X_{it} + \beta_5 \sum_{j=1}^N W_{ij} Conference_{jt} + \beta_6 \sum_{j=1}^N W_{ij} \ln Pop_{jt} \times Conference_{jt} + \beta_7 \sum_{j=1}^N W_{ij} \ln Pop_{jt} \\ & + \eta_1 \sum_{j=1}^N W_{ij} X_{jt} + \mu_{it} + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (13)$$

式(13)中 $Revenue$ 是长三角各城市旅游平均收入(百万元),用以衡量长三角旅游业发展水平。旅游平均收入为国内旅游收入(百万元)和旅游外汇收入(万美元)的加总除以旅游总人次,其中用美元计价的旅游外汇收入按照世界银行 WDI 数据库公布的汇率年平均价转化为以人民币计价。上海市、江苏省和安徽省的数据来源于《上海统计年鉴》《江苏统计年鉴》和《安徽统计年鉴》,浙江省的数据来源于各城市的官方统计年鉴和《国民经济和社会发展统计公报》。变量 $Conference$ 为核心解释变量,即长三角城市经济协调会发布的政策。由于历届长三角城市经济协调会城市成员不断增加,各城市旅游业发展没有统一的政策实施点,如果 t 年该城市已经是协调会成员或刚被纳入长三角城市经济协调会,说明当年该城市受到政策影响,则 t 年该城市的 $Conference$ 取1,否则取0。政策效果和城市规模紧密相关,一般而言,规模较大的城市往往拥有较高的行政级别、更活跃的经贸往来、较完善的基础设施和较高的人口密度。该类城市不但是政策关注的重点区域,也可以通过自身的经济体量和人口规模对周边地区产生“溢出作用”,进而提升政策的执行效率,促进区域协同发展。基于此,本文用各城市常住人口(万人)衡量城市规模,用变量 Pop 表示,数据来源于《中国城市统计年鉴》。

X 为控制变量, μ_{it} 和 ε_{it} 分别为城市效应和年份效应。控制变量包括旅游资源($Resource$)、第三产业从业人员占比($Staff$)、对外依存度($Open$)、人均可支配收入($Income$)、人均客运量($Trans$)和城市人均绿地面积($Green$)。旅游资源是旅游业发展的基础,是旅游目的地吸引力形成的核心要素,本文选取各城市国家5A级旅游景区、全国重点文物保护单位、国家历史文化名城、中国国家森林公园、全国重点烈士纪念建筑物保护单位、国家级文化生态保护区、国家生态旅游示范区、世界遗产名录共8项旅游资源指标进行分析,将我国的旅游资源指标赋分为1,世界遗产名录赋分为2,分别用赋分乘以旅游资源数量再进行加总得到各城市旅游资源的总分。不同类型旅游资源的数量为手动搜集整理。旅游业与第三产业中的其他行业联系十分紧密,第三产业就业人数在一定程度上反映了旅游业

人力资本的情况,因此,本文选取第三产业从业人员人数占地区总就业人数的比重来衡量旅游业人力资本水平。入境旅游业是旅游业的重要组成部分,并与一个地区的对外依存度紧密相关,因此本文选取长三角各城市进出口总额占GDP的比值衡量对外依存度。居民收入越高,旅游消费需求则越大,可以有力推动旅游经济发展,因此本文将各城市居民人均可支配收入加入计量模型。旅游交通发达程度

对旅游业发展具有重要意义,本文选取各城市人均旅客周转量衡量各城市旅游交通的综合运力,该变量为各城市旅客周转量和人口总数的比值。良好的城市生态环境有助于塑造良好的城市形象,会对游客产生持续吸引力,本文选取人均城市绿地面积(城市总绿地面积和人口总数的比值)作为判断城市生态环境的指标。上述变量数据均来源于《中国城市统计年鉴》,变量描述性统计结果见表1。

式(13)中的 W_{ij} 为空间权重矩阵,本文选取反距离空间权重矩阵 W_{ij}^d 进行空间计量检验,表达式见式(14),其中 d_{ij} 为城市 i 和城市 j 之间的空间距离:

$$W_{ij}^d = 1/d_{ij} \quad i \neq j; \quad W_{ij}^d = 0 \quad i = j \quad (14)$$

(二) 收敛性检验

1. β 收敛检验

由表2可知,长三角和江苏省收敛系数的估计值均显著为负,这说明长三角整体和江苏省的旅游业具有 β 绝对收敛特征,长三角整体和江苏省旅游业会逐渐趋于一个稳态发展水平,江苏省省内旅游业发展差距的缩小是长三角旅游业收敛的主要推动力量。

兼顾长三角各城市的地理临近性及一体化政策对不同地区旅游业空间互动的影响,本文采用空间计量进行检验。表3展示了长三角旅游业空间相关性的结果,观察期Moran's I指数均显著为正,说明长三角旅游业存在空间正相关性,各城市旅游业呈现出相似集聚的空间分布格局。

由于需要借助因变量滞后项估计系数才能判断长三角旅游业 β 条件收敛的情况,而动态空间面板杜宾模型可以提供相应结果,因此本文采用该模型进行计量检验。根据式(4),因变量滞后项的估计系数为 $1 + \beta_1$,当因变量滞后项估计系数在0到1之间时 β_1 为负,这说明存在 β 条件收敛。根据表4,沪苏浙皖四地因变量滞后项的估计系数均处于0到1之间,且显著为正,这说明旅游业 β 条件收敛广泛存在于长三角各地区,长三角旅游业发展具有明显的“自我强化效应”。长三角整体和沪苏浙皖四地的因变量空间滞后项系数 ρ 值均显著为正,表明长三角旅游业发展具有正的空间溢出效应,一个地区旅游发展水平的提高能够带动周边地区旅游业发展。

表1 变量描述性统计结果

变量名称	单位	均值	标准差	最小值	最大值
Revenue	万元	0.131	0.040	0.043	0.268
Conference	—	0.679	0.467	0	1
Pop	万人	523.833	375.759	73.134	2426
Resource	—	11.478	9.584	0	39
Staff	%	0.093	0.057	0.032	0.371
Open	%	26.542	210.760	0.017	1901.350
Income	元	32215.49	10260.73	12854	64182.60
Trans	万人公里/万人	26.277	22.614	1.406	162.208
Green	公顷/人	24.593	28.492	2.094	164.149

表2 长三角旅游业 β 绝对收敛检验结果

变量	长三角	江苏省	浙江省	安徽省
收敛系数	-0.655*** (0.101)	-0.596*** (0.132)	-0.703 (0.504)	-0.374 (0.238)
常数项	5.963*** (0.545)	5.153*** (0.769)	6.604* (2.931)	4.870*** (1.057)
R ²	0.505	0.617	0.086	0.089
Prob > F	0.000	0.000	0.196	0.138
收敛速度	0.133	0.113		
收敛半生命周期	5.204	6.113		
收敛稳态值	3.602	3.228		

注:***、**、* 分别代表1%、5%和10%的显著性水平,括号中数字为估计系数的标准误。

表3 长三角旅游业Moran's I指数

年份	Moran's I	年份	Moran's I
2011	0.119*	2015	0.154**
2012	0.108*	2016	0.164*
2013	0.131*	2017	0.163*
2014	0.140*	2018	0.168*

注:***、**、* 分别代表1%、5%和10%的显著性水平。

表4 长三角整体和浙江省的一体化政策的估计系数显著为正,表明政策有力促进了旅游业收敛。具体原因如下:第一,会议的常态化举办为长三角各地政府构建了官方对话机制,有利于各地旅游业发展信息的互联互通。尤其是增强了旅游业后进地区政府的“学习效果”,促使其更加有效地运用政策工具将先发地区的发展经验应用到本地旅游业发展中;第二,长三角城市经济协调会不断增加会议成员,会议成员的增加扩大了会议的区域影响力,有利于长三角不同地区旅游业的统筹发展;第三,长三角城市经济协调会发布的政策均设定了明确的旅游业发展目标和任务安排,能够促进各地政府强化旅游业的跨区域合作,并有效规避恶性竞争和利益冲突;第四,会议发布的政策具有较多支持旅游业落后地区和中小企业发展的举措,缩小了地区旅游业的发展差距,促进了旅游业的均衡发展。然而,安徽省 *Conference* 的估计系数却显著为负,这说明政策对安徽省旅游业发展产生了负面影响。由于安徽省加入长三角城市经济协调会的时间较晚,相关政策无法惠及安徽省所有城市。长三角城市经济协调会始于1992年,直到2010年安徽省的合肥和马鞍山才正式成为成员城市,截至2013年安徽省仅有4个城市加入长三角城市经济协调会(2013年芜湖和滁州加入会议),直至2018年安徽省并没有新城市加入。有限的会议成员导致安徽省无法充分享受一体化政策红利,阻碍了安徽省旅游业和长三角其他省市的协调发展。相对于沪苏浙三地,安徽省旅游业基础薄弱、现代化水平较低,与长三角旅游业先发地区的发展差距限制了一体化政策的效力,周边旅游业发达省市对安徽省的“虹吸效应”强于“溢出效应”,这使安徽省旅游业现阶段落入了“政策陷阱”。

表4 长三角整体的 $\ln Pop \times Conference$ 的估计系数显著为正,表明政策对长三角旅游业收敛的作用受到城市规模的影响,城市规模越大,政策对旅游业收敛的影响力度则越大。就控制变量而言,浙江省和安徽省旅游资源的估计系数显著为正,由于旅游业具有明显的资源约束性特征^[27],两省突出的旅游资源优势推动了旅游业的快速发展。江苏省和安徽省 $\ln Open$ 的估计系数显著为正,证实了

表4 一体化政策对长三角旅游业 β 条件收敛的影响结果

变量	长三角	江苏省	浙江省	安徽省
ρ	1.652*** (0.358)	1.340*** (0.395)	1.151*** (0.363)	0.647* (0.351)
因变量滞后项	0.677*** (0.036)	0.437*** (0.053)	0.534*** (0.103)	0.467*** (0.081)
<i>Conference</i>	0.834** (0.376)	0.398 (0.444)	2.095* (1.094)	-1.625*** (0.104)
$\ln Pop \times Conference$	0.139** (0.060)	-0.069 (0.069)	0.315* (0.166)	0.267 (0.187)
$\ln Pop$	0.192*** (0.067)	3.190* (1.843)	0.009 (1.152)	0.489*** (0.159)
<i>Resource</i>	0.007* (0.004)	0.001 (0.006)	0.047*** (0.014)	0.044** (0.021)
<i>Staff</i>	0.021 (0.162)	0.298 (0.614)	0.253 (0.243)	-0.731** (0.349)
$\ln Open$	0.012* (0.006)	0.098** (0.046)	0.001 (0.006)	0.116** (0.058)
$\ln Income$	0.027 (0.066)	-0.382 (0.528)	0.180 (0.278)	-0.067 (0.107)
$\ln Trans$	-0.016 (0.014)	0.055 (0.039)	-0.035 (0.065)	0.003 (0.041)
$\ln Green$	0.020 (0.033)	0.068 (0.069)	0.176** (0.072)	0.160 (0.107)
<i>W_Conference</i>	16.547*** (4.267)	-1.102 (3.019)	11.042 (6.804)	-5.304 (8.273)
<i>W_InPop</i>	2.828*** (0.689)	0.005 (0.449)	-1.697 (1.087)	0.863 (1.399)
<i>W_InPop</i>	-1.452** (0.627)	26.159*** (9.874)	1.441 (5.760)	-0.216 (1.232)
<i>W_Resource</i>	0.065 (0.041)	-0.011 (0.031)	0.198*** (0.058)	0.089 (0.117)
<i>W_Staff</i>	0.164 (1.775)	7.214** (3.608)	-0.642 (1.315)	-0.275 (2.336)
<i>W_InOpen</i>	0.053 (0.071)	0.074 (0.287)	-0.008 (0.031)	0.153 (0.338)
<i>W_InIncome</i>	-0.155 (0.719)	-3.754 (2.743)	-0.596 (1.379)	-0.862 (0.644)
<i>W_InTrans</i>	0.291** (0.141)	0.392 (0.264)	-0.382 (0.321)	0.013 (0.243)
<i>W_InGreen</i>	-0.744 (0.457)	0.264 (0.383)	0.883** (0.363)	-1.373 (0.835)
R^2	0.832	0.701	0.873	0.759
LR test(SAR)	31.55***	18.31**	16.29*	11.34*
Wald 检验	31.06***	22.42***	15.91*	12.67*
城市效应	控制	控制	控制	控制
年份效应	控制	控制	控制	控制
样本数	328	104	88	128

注:***、**、* 分别代表1%、5%和10%的显著性水平,括号中数字为估计系数的标准误。

对外开放对旅游业发展的推动作用,说明频繁的经贸交流可以通过提高贸易便利化水平加速入境旅游效率的提升^[28]。而安徽省 *Staff* 变量的估计系数显著为负,原因在于,相对于沪苏浙地区,安徽省经济基础薄弱,服务业人员薪资水平较低,导致服务业人员流向发达地区,这既不利于本地服务业人力资本的积累,也阻碍了人力资本结构高级化进程^[29],不利于旅游业健康发展。

表4中各变量的空间滞后项系数显示:一体化政策(*W_Conference*)的估计系数显著为正,证明了政策在长三角旅游业 β 条件收敛过程中的重要作用。长三角 *W_lnTrans* 变量的估计系数也显著为正,表明长三角交通条件的改善缓解了区域旅游业发展不平衡现象。交通可达性的提高强化了各地区的旅游经济联系,促进了区域旅游业的均衡发展^[30]。长三角 *W_lnPop* 变量的估计系数显著为负,主要是因为沪苏浙皖经济发展差距较大,“用脚投票”导致的城市间人口流动为区域中心城市旅游业带来了发展动能。江苏省 *W_lnPop* 和 *W_Staff* 变量的估计系数显著为正,表明江苏省吸纳了大量来自安徽省的流动人口,拓展了本省旅游市场需求,充实了本地旅游业劳动力储备,加速了自身旅游业收敛步伐。人力资本迁移理论为该现象提供了有力的解释,发达地区会引起企业、家庭、个人的迁入,人员集聚带来的知识溢出促进了迁入地经济发展,旅游业同样得益于人力资本的高度集中^[31]。浙江省 *W_Resource* 和 *W_lnGreen* 变量的估计系数显著为正,这归功于浙江省科学的旅游发展空间布局,“十三五”期间浙江省加大力度改善重点旅游城市生态环境,整合旅游资源与线路,推动了全省旅游业均衡发展。

表5展示了一体化政策对长三角旅游业 β 条件收敛的短期影响和长期影响效果,就长三角整体而言,一体化政策的长短期积极影响均十分显著,这说明政策对长三角旅游业差距的缩小产生了持续的推动作用,且空间效应居于主导地位,一体化政策优化了旅游要素的空间配置,有利于长三角旅游业空间协同发展格局的形成。

表5 一体化政策的短期效应和长期效应

地区	变量	短期效应			长期效应		
		直接效应	空间效应	总效应	直接效应	空间效应	总效应
长三角	<i>Conference</i>	0.349 (0.361)	6.392 *** (1.835)	6.742 *** (1.860)	-1.218 (4.552)	10.408 ** (5.294)	9.190 *** (2.830)
	<i>lnPop × Conference</i>	0.056 (0.058)	1.095 *** (0.058)	1.152 *** (0.300)	-0.222 (0.791)	1.793 ** (0.901)	1.570 *** (0.459)
	<i>lnPop</i>	0.250 *** (0.069)	-0.749 *** (0.267)	-0.499 * (0.261)	1.375 (1.097)	-2.060 * (1.135)	-0.684 * (0.383)
	控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
	<i>Conference</i>	0.533 (0.448)	-0.877 (1.477)	-0.343 (1.436)	2.071 (9.861)	-2.505 (10.088)	-0.433 (1.827)
江苏省	<i>lnPop × Conference</i>	-0.077 (0.069)	0.055 (0.221)	-0.022 (0.213)	-0.274 (1.233)	0.245 (1.277)	-0.028 (0.270)
	<i>lnPop</i>	1.344 (1.492)	11.510 ** (5.307)	12.854 ** (6.086)	-0.981 (26.857)	17.193 (27.292)	16.212 * (8.553)
	控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
	<i>Conference</i>	1.274 * (0.751)	4.906 (3.558)	6.180 (4.000)	1.727 (8.170)	6.816 (10.064)	8.544 (6.309)
	<i>lnPop × Conference</i>	-0.188 (0.114)	-0.753 (0.572)	-0.941 (0.634)	-0.245 (1.390)	-1.057 (1.685)	-1.303 (0.001)
浙江省	<i>lnPop</i>	-0.123 (0.941)	0.686 (2.961)	0.562 (3.263)	-0.620 (8.018)	1.419 (8.935)	0.799 (4.595)
	控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
	<i>Conference</i>	-1.474 (0.984)	-3.082 (5.455)	-4.557 (5.783)	-2.688 (1.978)	-4.297 (9.479)	-6.985 (9.894)
	<i>lnPop × Conference</i>	0.243 (0.166)	0.504 (0.924)	0.748 (0.979)	0.444 (0.335)	0.704 (1.624)	1.148 (1.696)
	<i>lnPop</i>	0.510 *** (0.140)	-0.396 (0.819)	0.114 (0.874)	1.043 *** (0.296)	-0.887 (1.317)	0.156 (1.377)
安徽省	控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	

注: ***, **, * 分别代表 1%、5% 和 10% 的显著性水平,括号中数字为估计系数的标准误。

2. 俱乐部收敛检验

运用 $\log t$ 检验方法识别长三角旅游业的俱乐部收敛情况, $\log t$ 检验的具体结果如下:

$$\log\left(\frac{V_1}{V_t}\right) - 2\log L(t) = -0.663 - 1.041\log t$$

$$(-16.966) \quad (-20.179) \quad (15)$$

估计参数下方括号中的数值为检验统计量 t_b 。 $\log t$ 的估计量 \hat{b} 显著小于 0, 拒绝原假设, 这说明长三角至少存在一个城市的旅游业发展水平和其他城市不趋于一致, 即存在俱乐部收敛现象。由表 6 可知, 长三角旅游业分为 6 个收敛俱乐部, 共有 31 个城市位于第 5 层级和最后一个层级中, 数量约占城市总数的 75.6%。上海位于俱乐部顶端, 江浙地区的传统旅游强市位于第 2 层级, 该类城市旅游资源丰富, 享有较高的旅游美誉度, 旅

表 6 长三角旅游业俱乐部收敛情况

俱乐部收敛层级	城市名称	城市数量
1	上海	1
2	杭州、南京、苏州、宁波、无锡	5
3	合肥、扬州	2
4	湖州、温州	2
5	金华、台州、嘉兴、绍兴、常州、镇江、舟山、徐州、芜湖、安庆、池州、丽水、南通、黄山、连云港、衢州、泰州、盐城、淮安、宣城、马鞍山	21
6	蚌埠、六安、滁州、宿迁、亳州、阜阳、淮南、铜陵、宿州、淮北	10

旅游业发展优势十分突出。安徽省仅有合肥位于第 3 层级, 其余大部分城市位于第 5 层级和第 6 层级, 旅游业发展明显落后于沪苏浙三地。总体而言, 长三角旅游业收敛俱乐部数量较多, 上海市、传统旅游强市和部分省会城市位于较高级别的收敛俱乐部。安徽省大部分城市均位于低层级的收敛俱乐部, 和沪苏浙地区差距明显。

根据各城市在不同收敛俱乐部中的排序, 对位于第 1 个收敛俱乐部中的城市给予最高分, 对位于最后一个收敛俱乐部中的城市给予最低分(长三角旅游业一共存在 6 个收敛俱乐部, 则对上海给予 6 分, 对第 2、3、4、5、6 个俱乐部里的城市分别给予 5、4、3、2、1 分), 并将得分作为因变量。由于因变量属于顺序变量, 本文采用 Ordered Logit 模型进行计量分析。计量模型如下:

$$\ln CLUB_i = \alpha + \beta_1 Conference_i + \beta_2 \ln Pop_i \times Conference_i + \beta_3 \ln Pop_i + \gamma X_i + \varepsilon_i \quad (16)$$

由表 7 可知, 一体化政策的估计系数显著为正, 这说明一体化政策能够提升各城市成为更高水平收敛俱乐部成员的概率。城市规模越大, 政策对长三角旅游业俱乐部收敛的促进作用则越强。

表 7 Ordered Logit 检验结果

Conference	$\ln Pop \times Conference$	$\ln Pop$	Resource	Staff	$\ln Open$	$\ln Income$	$\ln Trans$	$\ln Green$
4.900**	0.911**	-3.535	0.187*	29.063**	-0.358	6.426	0.209	1.102
(2.158)	(0.384)	(2.398)	(0.103)	(13.742)	(0.439)	(3.913)	(1.021)	(0.931)

注: **、*、* 分别代表 1%、5% 和 10% 的显著性水平, 括号中数字为估计系数的标准误。

(三) 影响机制分析

本文采用政府财政支出占 GDP 的比重衡量政府的行政效率, 用 Gov 表示, 数据来源于 Wind 数据库。该指标反映了政府支出对经济发展的贡献程度, 政府行政效率越高, 则越能够基于相对稳定的财政支出取得更大的经济效益。本文选取政府在一般公共服务、公共安全、教育、社会保障和就业、医疗卫生与计划生育等领域的财政支出占总财政支出的比例衡量政府对公共资源的再配置效应, 用 Pub 表示, 数据来源于各城市的官方统计年鉴。这些民生领域支出与城市居民日常生活密切相关, 体现了政府对居民公共服务配套的支持力度, 能够反映政府对公共资源的分配情况。市场潜力可以从经济和地理空间两个维度反映市场需求的分布, 本文参照 Harris^[32] 的思想, 构建衡量市场潜力 MP 的指标:

$$MP_u = \frac{Dem_u}{Dist_i} + \sum_{j \neq i}^n Dem_j / Dist_{ij}^{\delta} \quad (17)$$

式(17)中 Dem_{it} 是 i 城市在 t 年的市场需求,随着居民生活水平的提高,旅游逐渐成为居民的日常消费刚需。人均 GDP 能够反映居民生活水平,因此,本文选用人均 GDP 表示市场需求,数据来源于《中国城市统计年鉴》。 $Dist_i$ 是 i 城市的内部距离,计算公式为 $Dist_i = (2/3) \sqrt{Area/\pi}$ 。 $Dist_{ij}$ 是城市 i 和城市 j 之间的距离,城市间距离根据百度地图手动测算获得。 δ 为折算系数,参照 Hering and Poncet^[33] 的结果,取值为 1.5。

本文采用中介效应^[34]的思路检验一体化政策对长三角旅游业收敛的影响机制,首先判断一体化政策对影响机制变量的作用,构建如下中介效应模型:

$$\begin{aligned}
 Gov_{it}, Pub_{it}, \ln MP_{it} = & \alpha + \rho_1 \sum_{j=1}^N W_{ij} Gov_{it} + \rho_2 \sum_{j=1}^N W_{ij} Pub_{it} + \rho_3 \sum_{j=1}^N W_{ij} \ln MP_{it} + \beta_1 Conference_{it} \\
 & + \beta_2 \ln Pop_{it} \times Conference_{it} + \beta_3 \ln Pop_{it} + \gamma X_{it} + \beta_4 \sum_{j=1}^N W_{ij} Conference_{it} \\
 & + \beta_5 \sum_{j=1}^N W_{ij} \ln Pop_{it} \times Conference_{it} + \beta_6 \sum_{j=1}^N W_{ij} \ln Pop_{it} + \gamma_1 \sum_{j=1}^N W_{ij} X_{it} + \mu_{it} + \varepsilon_{it}
 \end{aligned}
 \tag{18}$$

在此基础上,本文将一体化政策作为核心解释变量,并分别加入影响机制变量,依次检验政策通过不同渠道对旅游业收敛的影响,以 β 条件收敛为例,计量模型形式如下:

$$\begin{aligned}
 \ln Revenue_{it} = & \alpha + \rho \sum_{j=1}^N W_{ij} \ln Revenue_{it} + (1 + \beta_1) \ln Revenue_{i,t-1} + \beta_2 Conference_{it} \\
 & + \beta_3 \ln Pop_{it} \times Conference_{it} + \beta_4 \ln Pop_{it} + \eta Gov_{it} + \varphi Pub_{it} + \lambda \ln MP_{it} + \gamma X_{it} \\
 & + \beta_5 \sum_{j=1}^N W_{ij} Conference_{it} + \beta_6 \sum_{j=1}^N W_{ij} \ln Pop_{it} \times Conference_{it} + \gamma_1 \sum_{j=1}^N W_{ij} X_{it} \\
 & + \eta_1 \sum_{j=1}^N W_{ij} Gov_{it} + \varphi_1 \sum_{j=1}^N W_{ij} Pub_{it} + \lambda_1 \sum_{j=1}^N W_{ij} \ln MP_{it} + \mu_{it} + \varepsilon_{it}
 \end{aligned}
 \tag{19}$$

表 8 展示了一体化政策对旅游业 β 条件收敛的影响机制。第(1)列至第(3)列的估计结果表明,一体化政策对政府行政效率、公共资源再配置、市场潜力具有积极影响。第(4)列至第(6)列的估计结果说明,一体化政策能够通过这三条途径促进长三角旅游业收敛。长三角城市经济协调会为各地搭建了官方的对话交流平台,在加速行业信息流动的同时,丰富了政府调控旅游业发展的政策工具,强化了政策对旅游业发展的科学引领。长三角旅游一体化的深入提升了各城市旅游公共服务水平,保证各地游客能够共享高品质的旅游公共服务资源。一体

表 8 影响机制检验 1

变量	Gov (1)	Pub (2)	lnMP (3)	lnRevenue (4)	lnRevenue (5)	lnRevenue (6)
lnRevenue 滞后项				0.664*** (0.032)	0.690*** (0.037)	0.727*** (0.036)
Gov				1.980*** (0.235)		
Pub					0.267*** (0.087)	
lnMP						0.469*** (0.091)
Conference	0.017* (0.009)	0.019** (0.008)	1.954*** (0.515)	0.735** (0.337)	0.816** (0.377)	1.051*** (0.373)
lnPop × Conference	0.002*** (0.001)	0.004*** (0.001)	0.081* (0.046)	0.125** (0.054)	0.134** (0.060)	0.175*** (0.060)
lnPop	-0.008 (0.009)	0.114*** (0.025)	0.380*** (0.048)	0.194*** (0.060)	0.172** (0.069)	0.231*** (0.066)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
R ²	0.774	0.837	0.784	0.891	0.839	0.855
LR test(SAR)	29.10***	20.82**	61.37***	51.18***	29.06***	27.36***
Wald 检验	30.61***	21.73***	65.75***	53.05***	27.01***	27.27***
样本数	328	328	328	328	328	328

注:***、**、* 分别代表 1%、5% 和 10% 的显著性水平,括号中数字为估计系数的标准误。

化政策出台了多项扶持旅游企业、统筹市场推介、加强品牌营销的措施,向市场主体释放了积极信号,有利于形成关于长三角旅游业良好发展的市场预期。

表9展示了一体化政策对旅游业俱乐部收敛的影响机制。第(1)列至第(3)列的估计结果表明,政策对三个影响渠道都有促进作用。由第(4)列至第(6)列的估计结果可知,一体化政策能够通过强化公共资源再配置和提高市场潜力等途径促进长三角旅游业俱乐部收敛。在全域旅游时代,旅游目的地能够通过创造公共空间、塑造公共环境、完善公共产品、创新公共服务,全面推动旅游业发展。一体化政策通过对公共资源的优化配置,实现了长三角旅游业向更高发展水平的跨越。政策中关于培育市场主体的举措,引导旅游企业积极开拓市场,更新旅游业态。旅游产品和服务的推陈出新满足了游客的多样化需求,刺激了旅游消费,促使各城市旅游业共同进步。

本文进一步运用Sobel检验判断中介变量的合理性,由表10可知,无论是 β 条件收敛还是俱乐部收敛,三个中介变量的Sobel检验结果均显著,这说明中介效应明显,中介变量的选取科学合理。

表9 影响机制检验2

变量	Gov (1)	Pub (2)	lnMP (3)	lnCLUB (4)	lnCLUB (5)	lnCLUB (6)
Gov				-6.725 (12.148)		
Pub					47.501** (18.945)	
lnMP						4.693* (2.804)
Conference	2.548** (1.157)	1.684* (1.009)	8.125*** (3.061)	5.005** (2.202)	4.105* (2.445)	5.627** (2.377)
lnPop × Conference	0.496** (0.196)	0.303* (0.169)	0.374* (0.213)	0.924** (0.392)	0.749* (0.429)	1.008** (0.421)
lnPop	2.888** (1.327)	3.133** (1.214)	1.686 (1.359)	-3.579 (2.429)	-1.479 (2.574)	5.541** (2.671)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本数	41	41	41	41	41	41
Log likelihood	-133.294	-135.340	-108.059	-21.747	-16.611	-20.028
Prob > F	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

注:***、**、* 分别代表1%、5%和10%的显著性水平,括号中数字为估计系数的标准误。

表10 Sobel 检验结果

	β 条件收敛			俱乐部收敛		
	政府行政效率	公共资源再配置	市场潜力	政府行政效率	公共资源再配置	市场潜力
Sobel 检验系数	0.215*** (0.037)	0.658*** (0.008)	0.151*** (0.041)	0.112*** (0.030)	0.206*** (0.024)	0.164*** (0.013)
中介变量效应占比	11.43%	78.22%	79.66%	21.88%	39.86%	31.88%

注:***、**、* 分别代表1%、5%和10%的显著性水平,括号中数字为估计系数的标准误。

(四) 内生性和稳健性检验

1. 内生性检验

地理距离具有重要的经济影响,与政策实施者之间的地理距离会影响接受者的行为和表现^[35],因此地理距离是影响政策有效性的重要因素^[36]。上海作为长三角中心城市,是长三角一体化的主导力量,在长三角旅游业收敛过程中扮演引领角色。长三角城市经济协调会最早由上海发起,从地理空间来看,最初的会议成员距离上海较近,在区域旅游合作中具有空间便利性。与上海毗邻的城市受到上海产业转移、本地需求外溢、公共服务延伸的影响,经济水平相对发达,存在与上海开展旅游合作的现实基础。长三角各城市与上海市的空间距离和一体化政策紧密相关,且各城市与上海市的空间距离克服了双向因果问题。基于此,本文选取各城市与上海市的空间距离作为一体化政策的工具变量,用 Dsh 表示,某城市离上海越近,受政策的影响越大。首先分析长三角各城市和上海市之间的空间距离与各城市成为会议成员年数间的关系,由图1可知二者显著负相关,本文初步判断一体化政策效果伴随着各城市和上海市之间的空间距离的增加而衰退。

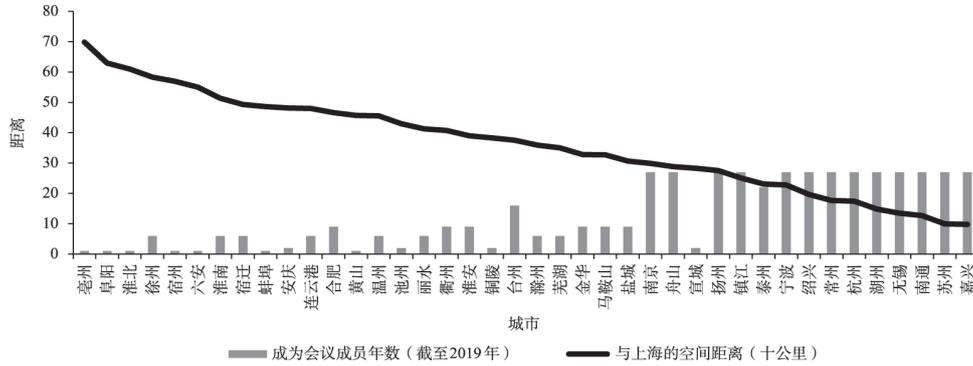


图1 长三角各城市与上海市的空间距离和成为会议成员年数间的关系

接下来,本文继续运用两阶段最小二乘法(2SLS)进行内生性检验。表11显示,无论是 β 条件收敛还是俱乐部收敛,变量 Dsh 的估计系数均显著,这表明工具变量选取合理。加入工具变量后,变量 $Conference$ 的估计系数有所减小,这说明由于内生性问题,初始回归高估了一体化政策效应。本文同时采用对弱工具变量不敏感的有限信息最大似然法(LIML)进行检验,发现其估计结果和2SLS较为相似,说明不存在弱工具变量问题。此外, β 条件收敛的Anderson拉格朗日统计量检验结果为9.665,在1%的水平上拒绝原假设,俱乐部收敛的检验结果为5.626,在5%的水平上拒绝原假设,说明不存在识别不足问题。

表11 内生性检验结果

变量	β 条件收敛(2SLS)		俱乐部收敛(2SLS)		β 条件收敛(LIML)	俱乐部收敛(LIML)
	$Conference$ 第一阶段	\lnRevenue 第二阶段	$Conference$ 第一阶段	\lnCLUB 第二阶段	\lnRevenue	\lnCLUB
$Conference$		0.159** (0.089)		0.418*** (0.064)	0.197*** (0.059)	0.420*** (0.075)
Dsh	-0.007*** (0.002)		-0.010** (0.005)			
常数项	0.101 (0.234)	0.122 (0.437)	-8.315 (5.595)	-6.731 (4.678)	0.122 (0.437)	-6.793 (4.507)
其他控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
R^2	0.991	0.992	0.992	0.758	0.992	0.873
Prob > F	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
观测数	328	328	41	41	328	41

注:***、**、* 分别代表1%、5%和10%的显著性水平,括号中数字为估计系数的标准误。

2. 稳健性检验

在稳健性检验中,本文去除变量 $\ln Pop \times Conference$,只考虑长三角城市经济协调会发布的政策对长三角旅游业收敛的净影响,同时将原先的反距离空间权重矩阵更换为经济距离空间权重矩阵,经济距离空间权重矩阵的表达式为:

$$W_{ij}^e = 1/|\bar{Y}_i - \bar{Y}_j|, i \neq j; W_{ij}^e = 0, i = j \quad (20)$$

式(20)中 \bar{Y}_i 和 \bar{Y}_j 分别为观察期内*i*城市和*j*城市人均GDP的平均值。表12中列(1)和列(2)分别代表一体化政策影响长三角旅游业 β 条件收敛和俱乐部收敛的稳健性检验结果。考虑到上海市作为长三角地区唯一的直辖市,自身城市面积、经济体量、人口数量远超过其他城市,可能会导致计量结果出现偏误,因此本文删除上海这一城市进行检验,结果见表12的列(3)和列(4)。同时本文更换核心解释变量 $Conference$,采用长三角各城市成为会议成员的年份数衡量一体化政策效果,用 $Member$ 表示,表12中列(5)和列(6)为详细结果。长三角城市经济协调会始于1992年,截至2018年所经过的年份数远远大于2011年至2018年的样本观察期,因此能够考虑样本观察期之外的政策效果,有利于政策效果评估准确性的提高。由表12可知, $Conference$ 的估计系数显著为正,且 $Member$ 的

估计系数也显著为正,这印证了一体化政策对长三角旅游业收敛的促进作用。其他变量与基准回归的结果基本一致,说明估计结果是稳健可靠的。

五、主要结论和对策建议

(一) 主要结论

本文研究发现,长三角整体和江苏省旅游业具有 β 绝对收敛特征,江苏省内旅游业发展差距的缩小是长三角旅游业收敛的主要驱动力。非线性时变因子 $\log t$ 检验结果表明,长三角存在旅游业俱乐部收敛现象,接近四分之三的城市位于收敛俱乐部的最后两个层级,且其中安徽省的城市数量最多,这反映了长三角旅游业区域发展不平衡的现状,以及安徽省旅游业和沪苏浙地区存在较大差距的客观事实。通过计量检验可知,长三角旅游业发展具有显著的“自我强化效应”,长三角城市经济协调会发布的一体化政策有力促进了长三角旅游业收敛,且政策效果伴随着城市规模的扩大而增强。一体化政策对长三角旅游业差距的缩小产生了持续的推动作用,且空间效应居于主导地位。影响机制检验表明,一体化政策可以通过提高政府行政效率、强化公共

资源再配置效应、提升市场潜力等途径,进一步强化对旅游业收敛的正向推动作用。旅游资源、第三产业就业人数比重、对外依存度对长三角旅游业收敛具有空间异质性影响。

(二) 对策建议

长三角各地政府应积极利用长三角城市经济协调会这一平台,建立常态化的政策协商机制,不断降低地区间的信息交流成本,提升旅游业跨区域合作效率。在一体化政策制定过程中,应兼顾效率与公平,充分考虑不同城市旅游业发展的实际情况,对旅游业后发地区予以一定的政策倾斜,统筹各方力量促进长三角旅游业均衡发展。同时,长三角一市三省应建立合理的利益协调机制,设立共同的旅游业发展目标,通过风险共担、效益共享,激发各城市开展旅游业合作的积极性,有效解决旅游业发展过程中遇到的冲突和矛盾。政府应在长三角旅游业一体化进程中起到引领作用,鼓励旅游业发达地区向旅游业后发地区注入资本、技术、人才等要素,促进区域旅游生产要素的优化配置。长三角各城市可以在行政交界处、山水资源连绵区域共同开发旅游资源,携手打造休闲、观光、旅游发展带。大力培养旅游业专业人才,通过业务培训、人才交流、联合培养等方式提升旅游业人才的专业素质,充实长三角旅游业发展的人力储备。继续坚持对外开放,通过外向型经济促进入境旅游的发展,向世界展示长三角整体旅游形象,构建全球知名的旅游目的地体系。着力提升旅游公共服务水平,逐步推进长三角旅游公共服务的标准化,实现不同城市游客对区域内旅游公共服务资源的共享。

表 12 稳健性检验结果

变量	lnRevenue (1)	lnCLUB (2)	lnRevenue (3)	lnCLUB (4)	lnRevenue (5)	lnCLUB (6)
lnRevenue 滞后项	0.760*** (0.039)		0.638*** (0.039)		0.732*** (0.039)	
Conference	0.237*** (0.072)	0.311* (0.183)	0.243*** (0.067)	0.312* (0.182)		
Member					0.120*** (0.005)	0.720*** (0.066)
lnPop	-0.006 (0.031)	1.635 (1.131)	0.005 (0.036)	1.377 (1.139)	0.239*** (0.071)	2.013* (1.185)
Resource	0.011** (0.005)	0.214** (0.099)	0.017*** (0.005)	0.200** (0.096)	0.008* (0.004)	0.176* (0.091)
Staff	-0.027 (0.170)	16.267 (11.423)	0.008 (0.167)	13.049 (11.905)	-0.058 (0.169)	12.842 (10.889)
lnOpen	0.007 (0.005)	0.162*** (0.043)	0.008 (0.005)	0.233*** (0.030)	0.006 (0.005)	0.425*** (0.018)
lnIncome	0.053 (0.061)	4.030* (2.663)	0.047 (0.063)	4.201* (2.700)	0.066 (0.059)	4.162 (4.105)
lnTrans	-0.010 (0.014)	0.410 (0.887)	-0.016 (0.013)	0.315 (1.049)	-0.015 (0.014)	0.896*** (0.047)
lnGreen	0.054 (0.034)	1.380*** (0.090)	0.044 (0.034)	1.317*** (0.091)	0.062* (0.033)	1.429* (0.918)
城市效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本数	328	41	320	40	328	41
R ²	0.932		0.809		0.965	
LR test(SAR)	6.47* 8.60*		19.05** 16.72**		9.27 10.17	
Wald 检验						
Prob > F		0.000		0.000		0.000
Log likelihood		-25.611		-24.585		-26.560

注:***、**、* 分别代表 1%、5% 和 10% 的显著性水平,括号中数字为估计系数的标准误。

注释:

- ①该计量模型近似于时变 DID 模型, DID 模型一般用于评估政策这一外生冲击变量,基本上避免了双向因果问题,且在一定程度上缓解了遗漏变量偏误问题。

参考文献:

- [1]吴三忙. 产业关联与产业波及效应研究——以中国旅游业为例[J]. 产业经济研究 2012(1):78-86.
- [2]刘婷婷,高凯. 产业政策如何影响长三角地区企业竞争力? [J]. 产业经济研究 2020(1):71-83.
- [3]张其富,钟坚,黄小兵. 我国区域经济不均衡的长期演变及政策探析[J]. 江西社会科学 2018(9):56-65.
- [4]MOSLEY P. Globalisation, economic policy and convergence [J]. The world economy 2000 23(5):613-634.
- [5]DAWID H, HARTING P, NEUGART M. Spatial labor market frictions and economic convergence: policy implications from a heterogeneous agent model [R]. Bielefeld working papers in economics and management, No. 09-2013.
- [6]BOLDRIN M, CANOVA F. Inequality and convergence in Europe's regions: reconsidering European regional policies [J]. Economic policy 2001 16(32):206-253.
- [7]MARGARITIS D, FÄRE R, GROSSKOPF S. Productivity, convergence and policy: a study of OECD countries and industries [J]. Journal of productivity analysis 2007 28(1-2):87-105.
- [8]蔡倩,李华. 我国税收运行效能的综合评价及其收敛性分析[J]. 当代财经 2019(8):25-36.
- [9]姬中洋. 税收优惠如何影响高技术产业技术效率——基于 SFA 与中介变量法的研究 [J]. 中国软科学 2019(7):145-152.
- [10]吴建新,贺佳瑶,钱晶晶. 中国省际能源强度的分布动态演进及其成因 [J]. 中国人口·资源与环境 2018(2):36-47.
- [11]李丹舟,张倩肖. 中国工业劳动生产率收敛性的驱动因素分析——一项基于 1999—2014 年数据的研究 [J]. 现代财经(天津财经大学学报) 2017(6):15-27.
- [12]ESTOL J, CAMILLERI M A, FONT X. European Union tourism policy: an institutional theory critical discourse analysis [J]. Tourism review 2018 73(3):421-431.
- [13]SANTA E D D. Power and politics in tourism policy and planning in the Philippines [M]. //WANG Y, SHAKEELA A, KWEK A et al. Managing Asian destinations. Springer 2018:23-34.
- [14]BRAMWELL B, SHARMAN A. Collaboration in local tourism policymaking [J]. Annals of tourism research 1999 26(2):392-415.
- [15]HAERI A, ARABMAZAR A. Designing an industrial policy for developing countries: a new approach [R]. EconStor preprints 191051 ZBW - Leibniz Information Center for Economics 2019:1-35.
- [16]何丽红,马木兰,郑丽. 中国旅游业发展过程中政府主导绩效研究——基于政策效果的评估 [J]. 经济与管理, 2007(4):92-95.
- [17]韩卢敏,陆林,杨兴柱. 安徽省旅游政策变迁及其空间响应研究 [J]. 地理科学 2016(3):431-438.
- [18]李光勤,胡志高,曹建华. 制度变迁与旅游经济增长——基于双重差分方法的“局改委”政策评估 [J]. 旅游学刊, 2018(1):13-24.
- [19]ANDRAZ J M, NORTE N M, GONÇALVES H S. Effects of tourism on regional asymmetries: empirical evidence for Portugal [J]. Tourism management 2015 50:257-267.
- [20]ABBOTT A, VITA G D, ALTINAY L. Revisiting the convergence hypothesis for tourism markets: evidence from Turkey using the pairwise approach [J]. Tourism management 2012 33(3):537-544.
- [21]BUTNARU G I, NITA V. European Union and Romanian tourism - β and σ convergence in the economic development regions of Romania [J]. Amfiteatru economic journal 2016 18(42):369-384.
- [22]MÉRIDA A L, CARMONA M, CONGREGADO E et al. Exploring the regional distribution of tourism and the extent to which there is convergence [J]. Tourism management 2016 57:225-233.
- [23]罗浩,张瑜璇. 中国的入境旅游客源市场收敛吗? [J]. 旅游学刊 2018(7):28-39.
- [24]李强谊,钟水映,徐飞. 中国旅游业二氧化碳排放的地区差异与收敛性研究 [J]. 经济问题探索 2017(8):28-38.
- [25]张子昂,黄震方,孔少君,等. 新疆旅游经济时空差异与收敛性分析及影响因素研究 [J]. 南京师大学报(自然科学版) 2016(2):134-141.

- [26] PHILLIPS P C, SUL D. Transition modeling and econometric convergence tests [J]. *Econometrica* 2007 75(6): 1771 – 1855.
- [27] 杜霞, 方创琳, 马海涛. 沿海省域旅游经济与城镇化耦合协调及时空演化——以山东省为例 [J]. *经济经纬* 2021 (1): 15 – 26.
- [28] TANG R. Does trade facilitation promote the efficiency of inbound tourism? —The empirical test based on Japan [J]. *International journal of tourism research* 2021 23(1): 39 – 55.
- [29] 张忠俊, 郭晓旭, 张喜玲, 等. 金融集聚、人力资本结构演进与经济高质量发展 [J]. *统计与决策* 2021(2): 10 – 14.
- [30] 罗金阁, 张博, 刘嗣明. 粤港澳大湾区交通可达性与旅游经济联系空间关系 [J]. *经济地理* 2020(10): 213 – 220.
- [31] 王春杨, 兰宗敏, 张超, 等. 高铁建设、人力资本迁移与区域创新 [J]. *中国工业经济* 2020(12): 102 – 120.
- [32] HARRIS C D. The market as a factor in the localization of industry in the United States [J]. *Annals of the association of American geographers* 1954 44(4): 315 – 348.
- [33] HERING L, PONCET S. Market access and individual wages: evidence from China [J]. *The review of economics and statistics* 2010 92(1): 145 – 159.
- [34] 许家云. 互联网如何影响工业结构升级? ——基于互联网商用的自然实验 [J]. *统计研究* 2019(12): 55 – 67.
- [35] KIM C F, PANTZALIS C, PARK J C. Political geography and stock returns: the value and risk implications of proximity to political power [J]. *Journal of financial economics* 2012 106(1): 196 – 228.
- [36] 卢盛峰, 王靖, 陈思霞. 行政中心的经济收益——来自中国政府驻地迁移的证据 [J]. *中国工业经济* 2019(11): 24 – 41.

(责任编辑: 李 敏)

Research on the influence mechanism of integration policy on the convergence of tourism industry: take the policies issued by the Yangtze River Delta Urban Economic Coordination Committee as an example

TANG Rui

(Academy of Strategies for Innovation and Development , Anhui University , Hefei 230601 , China)

Abstract: Based on the data from 2011 to 2018, this paper discusses the influence mechanism of policies issued by the Yangtze River Delta Urban Economic Coordination Committee on the convergence of tourism industry in the Yangtze River Delta. According to the results of β convergence, it finds that the tourism industry in the Yangtze River Delta tends to develop in a balanced manner and shows a “self-reinforcing effect”. The narrowing of the gap in the development of tourism industry in Jiangsu province is the main reason for the convergence of tourism industry in the Yangtze River Delta. The nonlinear time-varying factors $\log t$ test reveals the characteristics of the convergence of tourism clubs in the Yangtze River Delta. The cities with developed tourism industry in Shanghai, Jiangsu and Zhejiang are in the higher-level convergence clubs, while most cities in Anhui province are at the bottom of the convergence clubs. The results of spatial measurement test indicate that the tourism industry in the Yangtze River Delta has a significant positive spatial correlation, and the integration policy has continued to promote the narrowing of the tourism gap in the Yangtze River Delta. The test of the influence mechanism based on the intermediary effect shows that the integration policy can promote the convergence of tourism industry in the Yangtze River Delta by improving the efficiency of government administration, optimizing the redistribution of public resources, increasing the market potential and the policy effect is enhanced with the expansion of the city. However, the tourism development of Anhui province has fallen into a “policy trap” at this stage. The inter-provincial gap in tourism development hinders the convergence process of tourism industry in the Yangtze River Delta.

Key words: integration policy; tourism industry; β convergence; club convergence; influence mechanism; Yangtze River Delta Urban Economic Coordination Committee