

中国旅游经济增长的区域差异及其 对经济发展的作用研究

赵金金

(淮北师范大学 历史文化旅游学院, 安徽 淮北 235000)

[摘要] 文章利用2001—2018年中国31个省(区、市)面板数据,在分析中国区域旅游经济增长时空演化特征的基础上,构建空间面板计量模型对中国区域旅游经济增长对经济发展的作用进行了实证研究。结果表明:(1)中国区域旅游经济增长的绝对差异在逐渐扩大,相对差异则缓慢下降,空间分布格局具有“东—中—西”梯度递减的不均衡特征,东部省份依然是高水平旅游总收入的聚集区;(2)中国区域旅游经济增长对经济发展具有显著的正向促进作用,且二者之间存在显著的空间相关性特征,并通过地理位置与经济联系对邻近区域的经济发展产生正向的辐射与带动作用。具体而言,中国区域旅游经济增长每提高1%,由旅游经济增长直接导致的经济发展为0.0477%,而其正外部性所导致的经济发展为0.0538%。

[关键词] 区域旅游经济; 时空演化; 空间面板计量模型; 空间溢出

[中图分类号] F592

[文献标识码] A

[文章编号] 1671-6973(2020)02-0108-11

一、引言

1978年以来,我国旅游业迅猛发展,在我国社会经济中扮演着重要的角色,现已成为推进区域经济发展的重要力量。《2018年文化和旅游发展统计公报》(文化和旅游部)显示,2018年我国旅游总收入高达5.97万亿元,比上一年增长10.5%;2018年旅游总人数为56.8亿人次,比上一年增长9.51%,其中,入境旅游人数是1.412亿人次,同比增长1.2%。2018年旅游业的综合贡献额占GDP总量的11.04%,旅游直接就业和总就业人口占全国就业总人口的比例分别是3.64%、10.29%。旅游业被称作带动经济发展的绿色产业和朝阳产业,其带动系数大、综合效益良好,并且旅游业能够丰富国民休闲方式。当前我国正处于经济转型升级阶段,加快旅游业的发展对于优化产业结构、促进经济增长意义重大。

国外关于旅游经济对区域经济发展的作用研究,就研究内容而言,大多是基于经济学和管理学的角度,致力于旅游发展对区域经济的作用^[1]以及旅游经济与区域经济之间相互关系^[2]的研究;就研究方法而言,大致可分为旅游乘数效应^[3]、投入产出模型^[4]、CGE模型^[5]、回归模型^[6]、面板协整与因果检验^[1]等。国内学者主要采用统计与数理分析^[7]、投入产出模型^[8]、协整和因果检验,以及基于VAR模型和误差修正模型的方差分解和脉冲响应等计量方法^[9],空间计量模型被应用于此的研究非常少,仅有赵磊(2014)、张洪(2018)等的研究。^[10-11]综合而言,目前国内关于旅游经济增长对经济发展影响效应的实证研究仍显薄弱、滞后,且极少运用空间面板计量模型,这显然与当前我国区域旅游经济迅猛、集聚增长的现状不相契合。

由此,本文基于空间面板计量模型量化测度区域旅游经济增长对地区经济发展的影响系数及其空间溢出效应,以正确认识旅游业在国民经济发展中的作用,同时,本研究为国家各级政府制定正确的旅游经济增长政策提供实证支持,以切实加快区域旅游经济增长速度、提升区域旅游经济增长效率、加强区域旅游合作、

[收稿日期] 2020-01-12

[基金项目] 安徽省哲学社会科学规划项目“安徽省区域旅游经济增长质量的时空演化与协同提升研究”(AHSKQ2019D021)。

[作者简介] 赵金金(1989—),女,山东东营人,讲师,管理学博士,主要研究方向:旅游规划与区域发展战略研究。

促进地区经济结构转型升级,更好地发挥旅游产业关联和带动作用以及其正向的空间溢出效应,来应对经济发展新常态。

二、研究方法和数据来源

(一)研究模型的构建

1. 空间依赖性

空间依赖性是指变量在地理空间上具有相关性,且其绝对与相对位置共同决定相关性强度与模式。它分为真实空间依赖性与干扰空间依赖性,Anselin 等(1991)对二者的不同进行了区分^[12]。其中,真实空间依赖性是指地区之间创新或经济等差异在演变过程中的真实成分,客观反映了要素流动、创新扩散、知识溢出等空间交互作用;干扰空间依赖性则来源于观测值的测量问题,比如,我国地理数据一般是按照行政区划来统计的,研究问题的实际边界可能与此并不一致,因此,调查时数据的采集非常容易出现测量误差。对应于真实空间依赖性和干扰空间依赖性,可以分别用空间滞后模型与空间误差模型来对其进行刻画。

研究变量空间依赖性的存在是空间面板计量模型的应用前提,本文选用全局 Moran 指数对变量的空间依赖性进行检验。

2. 空间权重矩阵的设置

空间权重矩阵是一种包含了研究范围中任两区域之间空间联系信息的外生矩阵,即为 $n \times n$ 阶的矩阵(n 是区域数)。目前常用的主要有以下几种:

(1)地理空间权重矩阵

①简单二分权重矩阵。如果两个区域具有相同边界,那么就相邻,即遵守 Rook 相邻规则^[13],相邻则空间权值是 1,否则是 0,且主对角线上的值为 0。

②距离权重矩阵。空间权值为研究区域中各省会城市之间距离的倒数。其中,区域之间距离是在假定地球是圆形,且地球半径和各区域经纬度坐标确定的基础上,计算出的球面上两点之间的距离。

(2)经济空间权重矩阵

经济空间权重矩阵(W)是地理权重矩阵(w)乘以对角矩阵,对角矩阵的对角元是各区域 GDP 占有区域 GDP 总和比例的均值^[14],公式为

$$W = w * diag \left(\frac{\overline{y_1}}{\sum_{i=1}^N \overline{y_i}}, \frac{\overline{y_2}}{\sum_{i=1}^N \overline{y_i}}, \dots, \frac{\overline{y_N}}{\sum_{i=1}^N \overline{y_i}} \right)$$

其中,

$$\overline{y_i} = \frac{1}{t_1 + t_0 + 1} \sum_{t=t_0}^{t_1} y_{it} \quad (1)$$

式(1)中, t 为考察时间期数(在此, $t_1 = 2018, t_0 = 2001$), N 为研究区域个数(在此, $N = 31$), y 为研究地区 GDP。

简单二分权重矩阵指出,只要区域相邻,相互影响程度就相同^[15],但不适用于此,如河南省邻接陕西、山西、河北、山东、湖北、安徽 6 个省,但不能认为河南与这 6 个省之间的相互作用程度是相同的,也不能认为河南与这 6 个省之外的其他省市都没有联系。所以,应选择更符合区域旅游经济实际的距离权重矩阵。

但是,邻近区域之间的经济联系并非完全一样,相较于经济发达区域,落后区域的空间辐射力度更小^[16],故经济权重矩阵能更好地模拟区域间经济联系。综上,本文选用地理距离权重矩阵基础上的经济空间权重矩阵,即经济距离权重矩阵来估算空间面板计量模型。

3. 相关变量

(1)被解释变量与核心解释变量

①经济发展(Y)

被解释变量“地区经济发展水平”采用人均 GDP 来表征。

②旅游经济增长($X1$)

核心解释变量“旅游经济增长”采用旅游总收入即国内旅游和入境旅游收入之和来衡量。

(2)控制变量

①人均物质资本($X2$)

第一步,测算地区物质资本存量。首先,根据 Keller(2000)的做法对初始年份地区物质资本存量进行估算^[17],计算公式为

$$K_0 = I_0 / (g + \delta) \quad (2)$$

式(2)中: I_0 为初始年份(2001年)全社会固定资产投资量; g 为其后年份(2002—2018年)全社会固定资产投资量的平均增长速度; δ 为资本折旧率,本文以张军等(2004)的估算为依据^[18],取其值为9.6%。其次,以2001年为基期的固定投资价格指数来对历年固定资本形成总额进行折算,再根据“永续盘存法”来计算2002—2018年各区域的物质资本存量,公式如下:

$$K_t = (1 - \delta)K_{t-1} + I_t \quad (3)$$

第二步,测算地区人均物质资本。用地区物质资本存量 K 除以劳动力(即地区就业人数)得到地区人均物质资本存量。

②政府规模(X3)

政府规模用政府财政支出占 GDP 比例表示。当地政府财政支出对经济发展的作用有两面性:当政府财政支出主要用于公共服务的改善(如国民教育和健康质量的提高、产权的保护等)以及基础设施的建设等方面时,能促进区域经济发展;政府在对经济活动进行干预时,存有“失灵”现象,即行政管理支出成为当地政府财政主要支出时,就可能会导致资源的扭曲配置,进而损害区域经济发展效率。最优政府规模理论指出政府规模对经济增长的影响曲线呈现出倒 U 形“Armey”特征^[19]。

③产业结构(X4)

产业结构用第三产业就业人口占总就业人口比例表示,其值越大,表示该区域服务业发展水平就越高。产业结构合理与否会对经济发展产生重要影响,具体表现在:产业结构的优化将使资源得以更合理、有效地配置;主导产业的选择与更替作为主要力量来促进经济发展;由社会分工与科技发展而带动的产业结构变动作为根本动力来促进经济发展^[20]。服务业发展水平越高,就越能够通过拉动内需、刺激消费和带动就业等方式促进地区经济发展。

④外贸依存度(X5)

作为我国经济增长主要依赖的三大方式之一,出口对区域经济发展的作用巨大,外贸依存度常用作衡量区域对外经济开发水平。Blumenthal(1972)认为外贸依存度正相关于生活水平、生产率。^[21]外贸依存度用进出口总额占 GDP 比例衡量。

⑤人力资本(X6)

在 Schultz(1961)、Denison(1962)和 Becker(1964)的研究之后,^[22-24]经济增长模型逐渐纳入人力资本变量。Vandenbussche(2006)、彭国华(2007)等均指出只有受过高等教育的人力资本才能显著地促进经济增长效率,^[25-26]在此,采用每十万人拥有的大专及以上学历人口来对人力资本进行衡量。

4. 空间面板计量模型的构建

(1)空间滞后模型(Spatial Lag Model, SLM)。它主要是用于邻近区域行为对整个研究范围内区域行为存在的影响(溢出效应)研究,计算公式为

$$SLM: y = \rho(I_T \otimes W_N)y + X1\beta_1 + X2\beta_2 + X3\beta_3 + X4\beta_4 + X5\beta_5 + X6\beta_6 + \epsilon \quad (4)$$

式(4)中: y 为 $n \times 1$ 阶人均 GDP 向量; $\beta_1 - \beta_6$ 为对应自变量 $X1 - X6$ 的回归系数向量; $X1$ 为区域旅游经济增长的 $1 \times n$ 阶矩阵; $X2$ 为人均物质资本的 $1 \times n$ 阶矩阵; $X3$ 为政府规模的 $1 \times n$ 阶矩阵; $X4$ 为产业结构的 $1 \times n$ 阶矩阵; $X5$ 为外贸依存度的 $1 \times n$ 阶矩阵; $X6$ 为人力资本的 $1 \times n$ 阶矩阵; ρ 指空间自回归系数; $(I_T \otimes W_N)y$ 指空间滞后因变量; I_T 是 T 维单位时间矩阵; W_N 指 $n \times n$ 阶空间权重矩阵; ϵ 指随机误差项;在此, n (研究区域个数)为 31。

(2)空间误差模型(Spatial Error Model, SEM)。当空间交互影响的差别由区位差异引起时,误差项就用以反映区域间的相互关系,模型计算公式为

$$SEM: y = X1\beta_1 + X2\beta_2 + X3\beta_3 + X4\beta_4 + X5\beta_5 + X6\beta_6 + \mu, \mu = \lambda(I_T \otimes W_N)\mu + \epsilon$$

$$\mu = \lambda(I_T \otimes W_N)\mu + \epsilon \quad (5)$$

式(5)中: μ 是随机误差项; λ 为空间自相关系数,表征本区域变量变化对邻近区域变量的影响程度;其余变量含义同式(4)。

其中,SLM 模型表示一个区域的经济发展水平与旅游经济增长变量通过空间传导机制影响其他区域;SEM 模型意味着区域外溢是随机冲击的作用结果^[27]。变量具有空间依赖性,因此,本文用极大似然法(ML)估算空间面板计量模型。

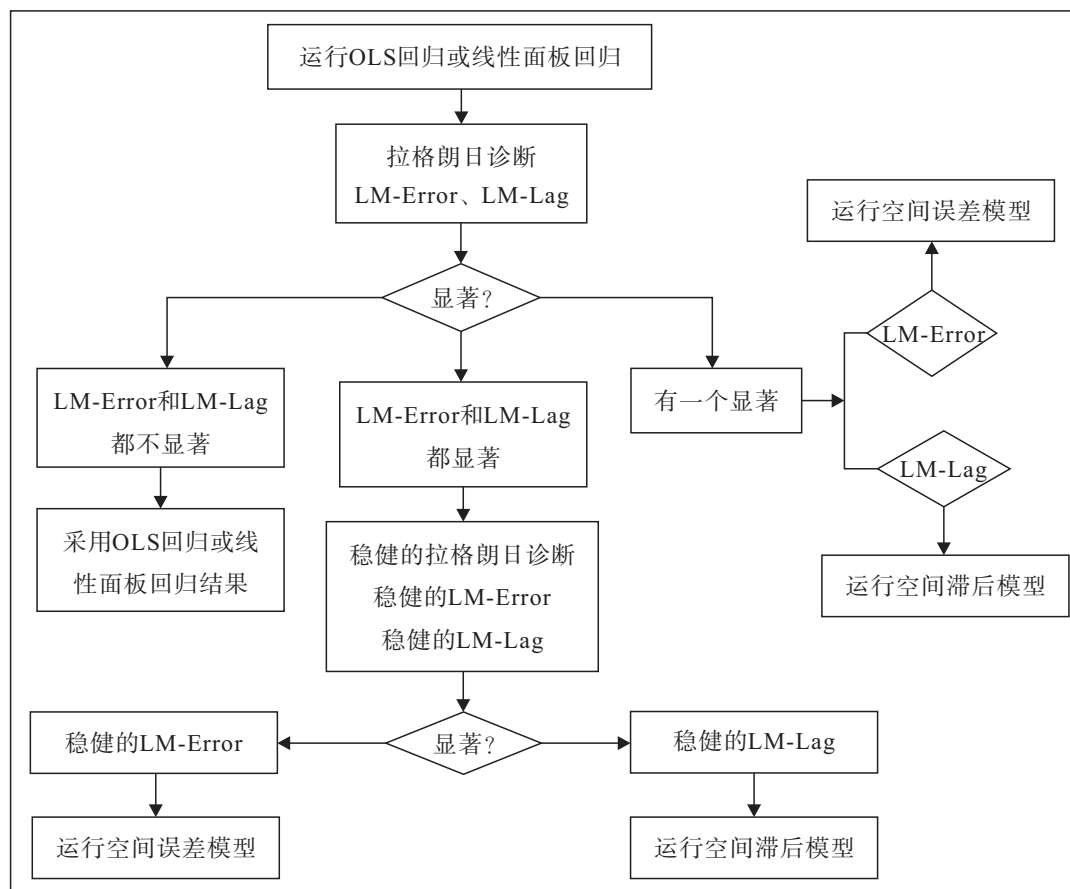


图1 空间依赖性模型的选择流程图

(二)数据来源

本文所用实证数据为中国大陆31个省(市)2001—2018年的面板数据,源自《中国旅游年鉴》《中国统计年鉴》等。其中,人均GDP、旅游总收入、人均物质资本、政府规模、产业结构、外贸依存度和人力资本在模型中分别用Y、X1、X2、X3、X4、X5和X6来表示,为使数据可比较和减少异方差性,所有数据均取其对数形式。

三、中国区域旅游经济增长的时空演化特征分析

(一)中国区域旅游经济增长的时序发展特征

由图2可知,2001—2018年间,除2003年我国旅游总收入受SARS影响外,其余年份均呈增长态势,可将其划分为三个小阶段:2001—2004年,波动小幅度增长阶段;2004—2011年,波动迅猛增长阶段;2011—2018年,稳定迅猛增长阶段。

旅游业涉及行业多,产业关联性非常强,可有效促进第三产业发展,有利于产业融合发展,优化经济结构。同时,对于解决人口就业、提高人民生活质量具有积极作用,因此,旅游业在我国国民经济中的地位不断提高。具体而言,除受特殊事件(SARS、金融危机)影响外,我国旅游总收入占国内生产总值(GDP)的比例在逐渐提高,已由2001年5.13%提高到2018年的6.63%,提高了1.5个百分点。

(二)中国区域旅游经济增长的空间分异特征

我国各省(市)的旅游经济增长并不是均衡发展的,2018年广东省旅游总收入居全国之首,为13612.87亿元,其次为江苏省和四川省,分别为13159.02亿元和10112.79亿元;宁夏的旅游总收入为311亿元,位于全国末尾,其次为青海和西藏,分别为466.39亿元和490亿元。2018年广东省国际旅游收入居全国之首,为2051174万美元,其次为上海市和北京市,分别为726139万美元和551639万美元;甘肃省的国际旅游收入居全国末尾,为2830万美元,其次为青海和宁夏,分别为3613万美元和5587万美元。2018年江苏省国

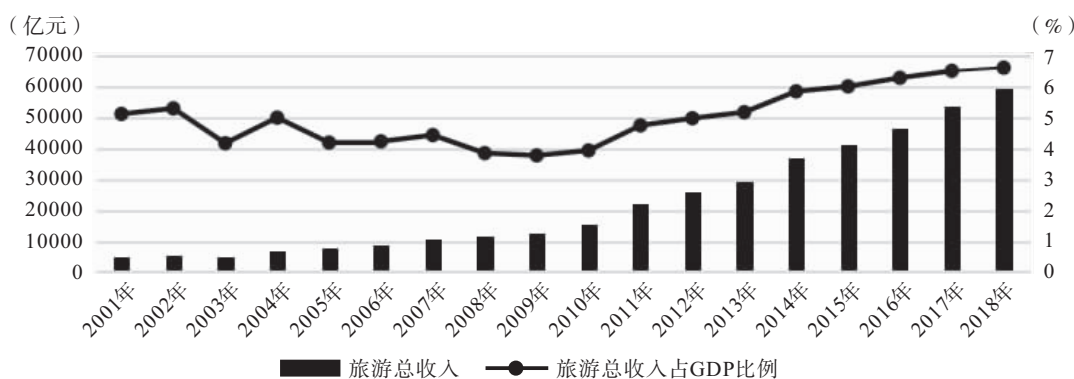


图2 中国旅游总收入及其占GDP比例(2001—2018年)

注:资料来源为《中国旅游业统计公报》(2002—2018)、《中国文化和旅游发展统计公报》(2019)、《中国统计年鉴》(2002—2019年)

内旅游收入居全国之首,为12851.3亿元,其次为广东省和四川省,分别为12254.99亿元和10012.72亿元;宁夏的国内旅游收入居全国末尾,为307.3亿元,其次为青海和西藏,分别为464亿元和473.64亿元。本文采用地理集中指数来测度我国旅游总收入、入境旅游收入和国内旅游收入在空间分布上的集中程度,计算公式为

$$G = 100 \times \sqrt{\sum_{i=1}^n \left(\frac{x_i}{T}\right)^2} \quad (6)$$

式(6)中, G 为地理集中指数, X_i 为第 i 个省(市)的旅游收入, n 为研究地区个数(在此 $n=31$), T 为所有研究地区的旅游收入之和。 G 越接近100,旅游收入在空间上分布越集中; G 越接近 $100 \times \sqrt{\frac{1}{T}}$,旅游收入的地域集聚性越弱,地域集聚性越差,均衡性越高。

经计算,2018年我国旅游总收入、国际旅游收入和国内旅游收入的地理集中指数分别为20.6702、32.0035和20.6273,它们的 $100 \times \sqrt{\frac{1}{T}}$ 分别为0.2296、0.0358和0.2327,由此可知,我国旅游收入的空间分布相对集中,尤其是国际旅游收入,均衡性最低。

为了直观地反映我国旅游经济增长的空间分布差异,在此利用Geoda软件对2018年我国区域旅游总收入进行空间分类,可将我国31个省(市)划分为四大类型。具体而言,当 $8100 \leq F \leq 13700$ 时,属于旅游总收入高水平地区,包括粤、苏、川、浙、鲁、贵、云、湘、赣、豫10个省(区、市);当 $5900 \leq F \leq 7700$ 时,属于旅游总收入较高水平地区,包括桂、冀、皖、晋、鄂、闽、陕、京8个省(区、市);当 $3900 \leq F \leq 5400$ 时,属于旅游总收入较低水平地区,包括辽、沪、渝、吉、内蒙古、津6个省(区、市);当 $310 \leq F \leq 2600$ 时,属于旅游总收入低水平地区,包括新、黑、甘、琼、藏、青、宁7个省(区、市)。可见,我国旅游经济增长空间分布格局大致表现出“东—中—西”梯度递减的不均衡特征,即从东到西,旅游总收入由高水平地区逐渐过渡到旅游总收入低水平地区,显然,东部省份依然是我国旅游总收入的核心和主导地区。

(三)区域旅游经济增长的时空演化分析

区域旅游经济差异程度可以从绝对差异和相对差异两个方面来进行衡量,其中,前者是对绝对差额的反映,后者则排除基数差异影响,故不同时点间有可比性,本文分别用标准差(S_t)与变异系数(V_t)衡量2001—2018年间我国区域旅游经济增长的绝对差异与相对差异,公式为

$$\text{标准差: } S_t = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (X_{it} - \bar{X}_t)^2}{n}}, \text{ 其中 } \bar{X}_t = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_{it} \quad (7)$$

$$\text{变异系数: } V_t = \frac{S_t}{\bar{X}_t} \quad (8)$$

式(7)中, X_{it} 为第 t 年第 i 个区域的旅游收入, \bar{X}_t 为第 t 年各区域旅游收入的平均水平, n 为研究区域数

目(n=31)。

由图3可知,旅游总收入标准差从2001年的315.73上升到了2018年的3487.30,增长了10.05倍,且除2003年受SARS影响外,其余年份,我国区域旅游经济的绝对差异不断增大;旅游总收入变异系数则从2001年的1.02下降到了2018年的0.57,除2009年受金融危机影响外,其余年份,我国区域旅游经济的相对差异缓慢下降。据此可知,当前我国区域旅游经济增长的绝对、相对差异都很显著,但二者的总体发展态势并不相同,绝对差异渐增,相对差异则相反。

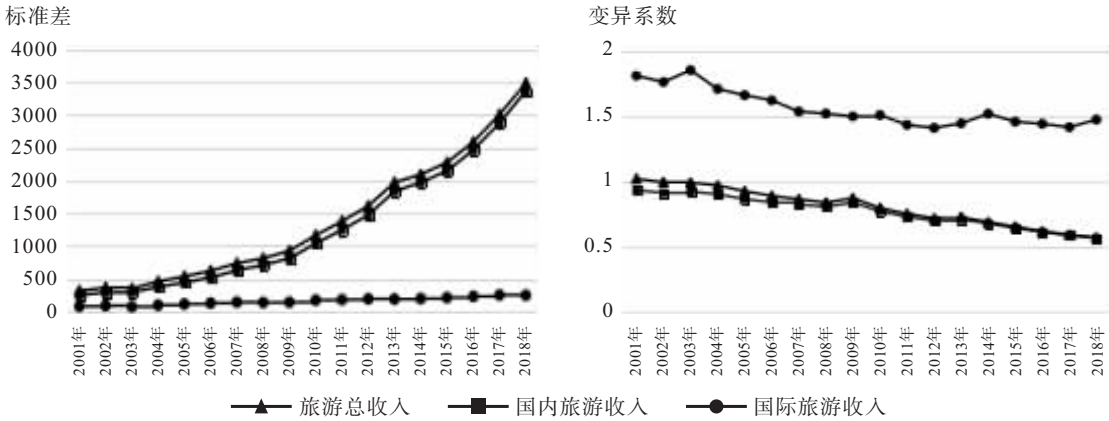


图3 中国区域旅游总收入、入境旅游收入与国内旅游收入的总体差异(2001—2018年)

四、基于空间面板计量模型的中国旅游经济增长对经济发展作用的实证结果及分析

不同区域旅游经济发展的模式与水平等均存在差异,并且邻近区域经济在地理空间上联系密切,我们预估,本区域旅游业发展不仅对本区域经济产生影响,而且还对其邻近区域的经济产生一定程度的溢出效应。因此,若模型中忽视区域间的空间相互作用,可能会使估计得到的参数有偏差。空间计量模型中纳入了空间相关性对经济活动的作用,这使分析、结论均与客观事实更贴近。同时,模型采用面板数据能有效解决数据在时空两个维度可能具有的异质性,由此,空间面板计量模型的估算结果更为科学。

本文选择我国31个省(市)2001—2018年间面板数据为样本。首先,进行单位根与协整检验,以消除面板数据“伪回归”问题,并用Hausman检验确定模型采用固定还是随机效应;其次,基于经济距离权重矩阵,利用空间自相关指数包括Moran'I值等,来检验区域旅游经济增长与经济发展间是否具有显著的空间联动性;最后,利用空间面板计量模型估算全域常参数,量化区域旅游经济增长对经济发展的作用程度,以期科学地识别旅游经济增长在经济发展中的地位。

(一)中国区域旅游经济增长对经济发展作用的空间面板计量模型的检验

1. 面板数据模型检验

(1)单位根检验

单位根检验分为“假设各横截面单位自回归系数相同”“不同个体自由变动自回归系数”这两种情况,对此,分别选用LLC检验^[28]与Fisher-PP检验对文中所应用的2001—2018年间31个省(市)的面板数据进行单位根检验。其中,X1、X3的LLC检验和Fisher-PP检验包括常数与趋势,即趋势平稳;其余变量的单位根检验均只包含常数,即非0均值平稳。表1中,变量均在5%水平下拒绝原假设,lnY、lnX1、lnX2、lnX3、lnX4、lnX5和lnX6全为0阶单整变量。

表1 变量的单位根检验结果

单位根检验	lnY	lnX1	lnX2	lnX3	lnX4	lnX5	lnX6
LLC 检验统计量	-14.0960	-5.4151	-14.6879	-5.3425	-2.1214	-2.9447	-23.6450
(P 值)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0169)	(0.0016)	(0.0000)
PP 检验统计量	207.317	90.2461	170.480	94.9431	96.6198	108.2250	1000.43
(P 值)	(0.0000)	(0.0111)	(0.0000)	(0.0045)	(0.0032)	(0.0003)	(0.0000)

(2)协整检验

本文利用的是 Pedroni 检验^[29]与 Kao 检验^[30]这两种方法,对残差统计量检验采用平稳回归方程与静态面板回归,原假设均无协整关系。表 2 中,统计量大多在 5%水平下拒绝原假设。

表 2 Pedroni 和 Kao 协整检验结果

协整检验方法	统计量	变量组合 lnY、lnX1、lnX2、lnX3、lnX4、lnX5 和 lnX6	lnY—lnX1
Pedroni 协整检验	Panel v	—0.7688(0.2969)	2.3851(0.0232)
	Panel rho	4.6640(0.0000)	0.4807(0.3554)
	Panel PP	—4.4171(0.0000)	—0.2305(0.3885)
	Panel ADF	—0.5646(0.3402)	—2.2019(0.0353)
	Group rho	6.5574(0.0000)	1.4031(0.1491)
	Group PP	—9.0797(0.0000)	—0.8544(0.2769)
	Group ADF	—0.0023(0.3989)	—3.0957(0.0033)
Kao 协整检验	ADF	—7.1656(0.0000)	—5.1810(0.0000)

注:括号中的数值为 P 值

(3)Hausman 检验

此检验的原假设是固定效应模型、随机效应模型系数无差别,若接受则用随机效应,否则用固定效应。本文中,卡方统计量(Chi-Sq. Statistic)为 63.2756,卡方自由度(Chi-Sq. d. f.)为 6,显著性概率值(Prob.)为 0.0000,拒绝原假设,应选固定效应模型。

2. 空间自相关检验

一般地,在建立空间计量模型前需要检验区域之间的空间相关性是否显著,方法有空间相关指数 Moran'I 和基于极大似然估计(ML)假设检验的 LMslm、LMerr 统计量,其原假设均是 $H_0: \rho=0$ 或 $\lambda=0$ 。但现有检验只适用于截面数据,无法用于面板数据^[31]。故本文用分块对角矩阵 $C=I_T \otimes W$ 代替其中空间权重矩阵^[32],将其扩展到面板数据分析,公式为

$$Moran'I = \frac{e'We}{e'e} \quad (9)$$

$$LMerr = \frac{[e'We/(e'e/N)]^2}{tr(W^2 + W'W)} \quad (10)$$

$$LMsar = \frac{[e'Wy/(e'e/N)]^2}{\{(WX\beta)'[I - X(X'X)^{-1}(WX\beta)/\sigma^2]\} + tr(W^2 + W'W)} \quad (11)$$

式中, $W=I_T \otimes W_{ij}$, I_T 指 T 维单位时间矩阵,时间跨度 $T=18$, W_{ij} 指 $N \times N$ 阶空间权重矩阵, N (区域个数)为 31, tr 指矩阵求迹, e 指 OLS(普通最小二乘)估计的残差向量。LMerr、LMslm 统计量均服从渐进 $X^2(1)$ 分布,还为模型选择提供依据^[33],以在空间滞后模型(SLM)与空间误差模型(SEM)间做出选择。具体为,若统计量 LMslm 比 LMerr 更加显著,且 Robust LMslm 显著,但 Robust LMerr 不显著,则选用 SLM 模型;相反地,若统计量 LMerr 比 LMslm 更加显著,且 Robust LMerr 显著,但 Robust LMslm 不显著,则选用 SEM 模型^[12]。

本文基于经济距离权重矩阵进行空间相关性检验,由表 3 可知, Moran'I、LMerr、LMslm 都在 1%水平下拒绝原假设,即我国旅游经济增长与经济发展之间具有显著的空间相关性,空间联动特征明显。另外, Moran'I、LMerr 和 LMslm 这 3 种统计量的检验值均为正数,表示区域旅游经济增长和经济发展之间在空间上存在显著的正自相关性,旅游经济增长较快的区域与经济发展水平较高的区域具有明显的空间集聚特征。最后,通过比较 Robust LMerr 与 Robust LMslm 这两个统计量的显著性水平(P 值),可以确定基于经济距离权重矩阵时应选用空间滞后模型(SLM)来进行估算。

表 3 基于经济距离权重矩阵的空间相关性检验

	Moran'I	LMerr	LMslm	Robust LMerr	Robust LMslm
统计量	0.1515	121.7501	343.6294	0.0102	221.8894
(P 值)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.920)	(0.000)

(二)中国区域旅游经济增长与经济发展关系的全域常参数估计结果及分析

本文运用软件 Matlab 中的 Spatial econometric 模块基于经济距离权重矩阵来估计空间面板计量模型。由于空间与时间效应的作用差异,空间面板数据模型可分为无固定效应(nonF)、时间固定效应(tF)、空间固定效应(sF)、时空固定效应(stF)这四类。为了进一步验证上文中模型选择的正确性,表 4 给出了基于经济距离权重矩阵时 SLM、SEM 模型的估计结果。

表 4 基于经济距离权重矩阵的模型估计结果

	无固定效应(nonF)	空间固定效应(sF)	时间固定效应(tF)	时空固定效应(stF)
空间滞后模型(SLM)				
C	6.7512* (26.0397)			
$\beta(X1)$	0.0299* (3.4847)	0.0431* (3.2660)	0.0394* (4.4279)	0.0477* (3.2543)
$\beta(X2)$	0.4535* (23.7360)	0.2437* (14.2568)	0.4930* (26.6455)	0.2882* (17.0516)
$\beta(X3)$	-0.1962* (10.2762)	-0.1771* (-6.4891)	-0.2117* (-10.2746)	-0.24534* (-8.1254)
$\beta(X4)$	0.4018* (9.4882)	-0.0532 (-1.0728)	0.4661* (10.7706)	0.0960** (1.9729)
$\beta(X5)$	0.1145* (13.1493)	-0.0174** (-2.0231)	0.1066* (12.7651)	-0.0107 (-1.2429)
$\beta(X6)$	0.0159 (0.733)	0.0985* (6.2140)	-0.0430*** (-1.7885)	0.0537* (2.4916)
ρ	0.2690* (8.8303)	0.5750* (26.2480)	0.2050* (3.3604)	0.5300* (7.8130)
logL	286.5166	694.6006	331.1714	742.8989
R ²	0.9681	0.9928	0.9728	0.9939
空间误差模型(SEM)				
C	9.3813* (52.5838)			
$\beta(X1)$	0.0564* (6.5055)	0.0592* (4.0386)	0.0369* (4.1309)	0.0536* (3.6084)
$\beta(X2)$	0.5385* (31.5119)	0.2899* (17.0496)	0.4977* (26.9055)	0.2835* (16.5194)
$\beta(X3)$	-0.1929* (-9.7363)	-0.2392* (-7.877)	-0.2320* (-11.6734)	-0.2443* (-7.9381)
$\beta(X4)$	0.4325* (10.0715)	0.1413* (2.9835)	0.4836* (11.0824)	0.1103*** (2.2602)
$\beta(X5)$	0.0942* (10.8960)	-0.0170*** (-1.9208)	0.1071* (12.8438)	-0.0076 (-0.8629)
$\beta(X6)$	-0.0248 (-1.0074)	0.9640* (160.7862)	-0.0213 (-0.9042)	0.0628* (2.7519)
λ	0.7650* (19.9688)	0.9640* (165.0258)	-0.2340 (-1.5802)	0.3890* (4.2860)
logL	290.5766	685.7030	328.1781	732.8211
R ²	0.9543	0.8112	0.9723	0.9934

注: *、**、*** 分别表示在 1%、5%与 10%水平下显著;括号内值为 t 统计量

综合分析模型估算结果,可知:

(1)空间滞后模型(SLM)与空间误差模型(SEM)的比较。经济距离权重矩阵下,SLM 模型的空间自回归系数(ρ)在四类固定效应下均通过 1%显著性水平检验,但 SEM 模型中的时间固定效应(tF)下的空间自相关系数(λ)未通过检验。SLM 模型四类效应下模型拟合优度(R²)均大于 SEM 模型相应的 R²。SLM 模型中 sF、tF、stF 三类固定效应下极大似然值(logL)均大于 SEM 模型相应固定效应下的 logL,故我国区域旅游经济增长对经济发展作用的模型应选择空间滞后模型(SLM)。

由此可知,基于经济距离权重矩阵的 SLM 模型能更好地拟合 2001—2018 年间我国 31 个省(市)旅游经

济增长与区域经济发展的关系,即作为区域经济发展水平的解释变量,旅游业经济增长主要通过空间传导机制来影响其它区域经济发展,而随机冲击所起到的作用较小。

(2)在空间滞后模型(SLM)中,四类固定效应下模型的空间自回归系数(ρ)与核心解释变量“旅游总收入”作用系数($\beta(X1)$)均在1%水平下显著,进一步证实了中国区域旅游经济增长与经济发展之间具有显著的空间自相关性,各区域经济发展不仅受到本区域旅游经济增长的影响,还受到邻近区域旅游经济增长的影响,即各邻近省(区、市)旅游经济增长对本区域经济发展具有显著的空间溢出效应。此外,SLM模型中 ρ 与 $\beta(X1)$ 均显著为正,这表示各区域旅游经济增长在推动当地经济发展的同时还发挥其正向的空间溢出效应,对邻近区域的经济的发展产生推动作用。

(3)在空间滞后模型(SLM)的四类固定效应中,时空固定效应(stF)、空间固定效应(sF)的拟合优度(R^2)均在0.99以上,即模型均具有极强的解释力,表明我国区域旅游经济增长对经济发展的空间溢出效应更多体现在区域间结构性差异的误差冲击上。其原因可能是各省(区、市)片面强调本区域旅游经济增长和经济发展,而忽略了与其它省(区、市)的联动发展,使旅游经济增长和经济发展存在显著的地区差异。同时,时空固定效应(stF)的拟合优度(R^2)与极大似然值(logL)均大于其余三类固定效应模型的 R^2 与logL,即时空固定效应(stF)是最佳模型。

(4)依据空间滞后模型(SLM)的时空固定效应(stF)下各系数值得出,人力资本($\beta(X6)$)、人均物质资本($\beta(X2)$)、产业结构($\beta(X4)$)对经济发展均具有显著的促进作用,即这三个变量仍是推动我国经济发展最重要的动力,并且人均物质资本的作用更大。

旅游经济增长对经济发展的溢出效应为0.5300,旅游经济增长对经济发展的影响效应为0.0477,根据胡鞍钢等(2009)提出的方法,^[34]区域旅游经济增长对经济发展的直接影响效应和空间溢出效应之和的泰勒公式展开为

$$\bar{\beta} + \bar{\beta}\rho + \bar{\beta}\rho^2 + \bar{\beta}\rho^3 + \Delta \quad (12)$$

由式(12)可以估算出我国旅游经济增长对经济发展的空间溢出效应为

$$\bar{\beta} \sum_{i=1}^{\infty} \rho^i = \frac{\bar{\beta}\rho}{1-\rho} = \frac{0.0477 \times 0.5300}{1-0.5300} = 0.0538$$

由此可知,2001—2018年间,我国区域旅游经济增长每提高1%,由旅游经济增长直接导致的经济发展为0.0477%,而其正外部性所导致的经济发展为0.0538%。

五、结论与建议

(一)主要结论

首先,2001—2018年间,除2003年我国旅游总收入受SARS影响外,其余年份均呈增长态势,可将其划分为三个小阶段:2001—2004年,波动小幅度增长阶段;2004—2011年,波动迅猛增长阶段;2011—2018年,稳定迅猛增长阶段。除受特殊事件(SARS、金融危机)影响外,我国旅游总收入占国内生产总值(GDP)的比例在逐渐提高,已由2001年5.13%提高到2018年的6.63%,提高了1.5个百分点。我国旅游经济增长空间分布格局具有“东—中—西”梯度递减的不均衡特征,即从东到西,旅游总收入由高水平地区逐渐过渡到旅游总收入低水平地区,显然,东部省份依然是我国旅游总收入的核心和主导地区。当前我国区域旅游经济增长的绝对、相对差异均比较显著,但二者的总体发展态势并不相同,绝对差异逐渐扩大,相对差异则缓慢下降。

其次,2001—2018年我国区域旅游经济增长对经济发展有非常重要的推动作用,旅游经济增长与经济发展之间具有显著的空间相关性,并通过地理位置与经济联系对邻近区域的经济的发展产生正向的辐射与带动作用。我国区域旅游经济增长对经济发展的空间溢出效应更多地体现在区域间结构性差异的误差冲击上,物质资本、人力资本和产业结构仍然是我国经济发展最重要的推动力,并且,物质资本的作用更大。我国区域旅游经济增长每提高1%,由旅游经济增长直接导致的经济发展为0.0477%,而其正外部性所导致的经济发展为0.0538%。

(二)政策建议

第一,应客观认识我国区域旅游经济增长的空间集聚特征,充分利用其空间溢出效应,实施差异化的区域旅游开发模式和政策,重点调控旅游经济增长水平较高的省(市),将其中一部分打造为旅游产业推动经济

发展的集聚示范区,扩大其辐射和带动作用;对旅游经济增长欠发达地区给予适当的财力扶持、政策优惠、人力支持等,避免形成旅游经济增长的塌陷区。

第二,科学开展我国区域旅游产业的布局规划和功能分区,在统筹规划的前提下开发旅游资源,注重发挥区域特色,合理安排区域间旅游开发时序,设计区域间精品旅游线路,并且重视区域之间旅游功能的互补与协调,打造大区域旅游品牌。

第三,应重视我国各区域旅游合作战略联盟内的互相协调与配合。具体表现在:打破省(市)间的行政性障碍因素,建立旅游投资、旅游从业人员等资源要素自由流动的市场机制,合理配置各类旅游生产要素,提升并发挥好旅游经济增长对经济发展的促进效应;借助产业融合等不断延伸旅游产品的生产链,以此促进不同区域之间的旅游对接与合作,构建一系列差异互补的旅游产品供给链条来实现旅游客源在区域间的分流,促进区域旅游一体化的实现,以使旅游经济增长对经济发展的空间溢出效应不断强化;各区域应充分利用旅游客源市场共享、旅游线路设计、旅游产品市场推介、旅游人才流动、旅游企业知识溢出、旅游产业空间集聚等条件,将旅游经济增长的空间微观溢出发挥出来,加强不同省(市)之间的旅游交流与合作,以此扩大旅游经济增长空间溢出的范围。

第四,将区域间的空间相关性纳入旅游经济增长与经济发展的政策制定过程中,加强跨行政区之间旅游经济增长与经济发展的地理空间联系,以此减少由于空间距离的扩大而导致的空间溢出效应的降低程度,深入推动各区域之间的旅游互动,实现旅游经济网络化效能,建立旅游经济增长的发达与欠发达省(市)之间的对话与合作机制、对口支援旅游工作机制等,以便为旅游经济增长对经济发展创造更多的溢出效应。

[参 考 文 献]

- [1] LEE C C, CHANG C P. Tourism development and economic growth: a closer look at panels[J]. *Tourism Management*, 2008(29): 180—192.
- [2] NOWAK J J, SAHLI M, CORTES J I. Tourism, capital good imports and economic growth: theory and evidence for Spain[J]. *Tourism Economics*, 2007, 13(4):515—536.
- [3] MATHIESON A, WALL G. Tourism: economic, physical and social impacts[M]. London and New York: Longman, 1982.
- [4] BICAK H, ALTINAY A. Tourism demand of North Cyprus[J]. *Journal of hospitality leisure marketing*, 2005, 12(3): 87—99.
- [5] NARAYAN P K. Economic impact of tourism on Fiji's economy: empirical evidence from the computable general equilibrium model[J]. *Tourism Economics*, 2004(10):419—433.
- [6] WITT S F. Economic impact of tourism on Wales[J]. *Tourism Management*, 1987,8(4):306—316.
- [7] 吴国新. 旅游产业发展与我国经济增长的相关性分析[J]. *上海应用技术学院学*, 2003,3(4):238—241.
- [8] 李兴绪, 牟怡楠. 旅游产业对云南经济增长的贡献分析[J]. *城市问题*, 2004(3):43—49.
- [9] 赵磊, 全华. 中国国内旅游消费与经济增长关系的实证分析[J]. *经济问题*, 2011(4):32—38.
- [10] 赵磊, 方成, 吴向明. 旅游发展、空间溢出与经济增长——来自中国的经验证据[J]. *旅游学刊*, 2014,29(5):16—30.
- [11] 张洪, 吕倩, 孟浩. 西北地区入境旅游与国内旅游经济差异研究[J]. *江南大学学报(人文社会科学版)*, 2018,17(2):98—103.
- [12] ANSELIN L, REY S J, MONTOURI B D. US regional income convergence: a spatial econometric perspective[J]. *Regional Studies*, 1991,33(2):112—131.
- [13] LESAGE J P. The theory and practice of spatial econometrics[M]. Toledo: The Theory and Practice of Spatial Econometrics, 1999.
- [14] 陈晓玲, 李国平. 我国地区经济收敛的空间面板数据模型分析[J]. *经济科学*, 2006(5):5—17.
- [15] 李婧, 谭清美, 白俊红. 中国区域创新产生的空间计量分析[J]. *管理世界*, 2010(7):43—55.
- [16] 王立平, 管杰, 张纪东. 中国环境污染与经济增长: 基于空间动态面板数据模型的实证分析[J]. *地理科学*, 2010,30(6): 818—825.
- [17] KELLER W. Do trade patterns and technology flows affect productivity growth? [J]. *The World Bank Economic Review*, 2000,14(1):17—47.
- [18] 张军, 吴桂英, 张吉鹏. 中国省际物质资本存量估算:1952—2004[J]. *经济研究*, 2004(10):35—44.

- [19] CHEN S, LEE C. Government size and economic growth in Taiwan: a threshold regression approach[J]. *Journal of Policy Modeling*, 2005,27(9):1051—1066.
- [20] 曹海波. 中国区域经济增长差异及其影响因素分析[D]. 长春: 吉林大学, 2012.
- [21] 布鲁门塔. 日本经济的成长要因[M]. 东京: 日本经济新闻社, 1972.
- [22] SCHULTZ T. Capital formation by education[J]. *Journal of Political Economy*, 1961,68(6):571—583.
- [23] DENISON E. The sources of economic growth in the United States and the alternatives before us[M]. New York: Committee for Economic Development, 1962.
- [24] BECKER G. Human capital: theoretical analysis with special reference to education[M]. New York: Columbia University Press for NBER, 1964.
- [25] VANDENBUSSCHE J, AGHION P, MEGHIR C. Growth's distance to frontier and composition of human capital[J]. *Journal of Economic Growth*, 2006,11(2):127—154.
- [26] 彭国华. 我国地区全要素生产率与人力资本构成[J]. *中国工业经济*, 2007(2):52—59.
- [27] 王锐淇, 张宗益. 区域创新能力影响因素的空间面板数据分析[J]. *科研管理*, 2010,31(3):17—60.
- [28] LEVIN A, LIN C F, CHU C. Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties[J]. *Journal of Econometrics*, 2002(108):1—24.
- [29] PEDRONI P. Critical values for in heterogeneous cointegrated panels[J]. *Advances in Econometrics*, 2000,61(4):653—670.
- [30] KAO C J. Spurious regression and residual based tests for cointegration in panel data[J]. *Journal of econometrics*, 1999(90):109—142.
- [31] 王火根, 沈利生. 中国经济增长与能源消费空间面板分析[J]. *数量经济技术经济研究*, 2007(12):98—107.
- [32] 何江, 张馨之. 中国区域经济增长及其收敛性: 空间面板数据分析[J]. *南方经济*, 2006(5):44—52.
- [33] FLORAX A L. New direction in spatial econometrics[M]. Dordrecht: Springer-Verlag, 1995.
- [34] 胡鞍钢, 刘生龙. 交通运输、经济增长及溢出效应——基于中国省际数据空间经济计量的结果[J]. *中国工业经济*, 2009(5):6—13.

(责任编辑: 蒋萍)

Research on Regional Differences of China's Tourism Economic Growth and Its Effect on Economic Development

ZHAO Jin-jin

(School of History, Culture and Tourism, Huaibei Normal University, Huaibei 23500)

Abstract: Based on the analysis of the temporal and spatial evolution characteristics of China's regional tourism economic growth, this paper integrates the panel data of 31 provinces (regions, cities) in China from 2001 to 2018, and constructs a spatial panel econometric mode to explore empirically the effect of regional tourism economic growth on economic development. The results show that: (1) The absolute difference in regional tourism economic growth in China is gradually expanding, while the relative difference is slowly decreasing. The spatial distribution pattern has an uneven characteristic of “east-middle-west” gradient decreasing, and the eastern province is still a gathering area of high level tourism income. (2) China's regional tourism economic growth has a significant positive role in promoting economic development, and there is a significant spatial correlation between the two. It produces positive radiation and driving effect on the economic development of neighboring regions through geographic and economic links. Specifically, every 1% increase in China's regional tourism economic growth accounts for 0.0477% increase in the economic development, while the economic development caused by its positive externalities is 0.0538%.

Key words: Regional Tourism Economy; Temporal and Spatial Evolution; Spatial Panel Econometric Model; Spatial Spillover