

中国省际旅游业发展演进的时空特征

王良健,李晶晶,陈锦龙

(湖南大学经济与贸易学院,长沙 410079)

摘 要:采用Kernel密度估计和马尔科夫链分析方法,并在分析框架中引入空间因素,分析中国省际国内旅游和入境旅游发展演进的时空动态变化特征。从时间动态性的视角看,中国省际国内旅游和入境旅游的发展演进均存在俱乐部收敛趋势,广大的旅游低收入地区与少数的旅游高收入地区长期并存;从空间动态性的视角看,近邻效应对国内旅游和入境旅游的发展演进都有一定影响,部分地区向邻区的平均发展水平演进。但是无论从时间还是空间动态角度,国内旅游和入境旅游的演变趋势都不尽相同。

关 键 词:中国;旅游业;Kernel密度估计;马尔科夫链

1 引言

区域差异性是世界各国旅游业发展的共同特征,分析中国旅游业发展的区域差异状况及其发展演变规律,对于促进旅游业的健康发展和国家旅游政策的制定有着重要的意义。关于中国旅游业区域差异的研究,张凌云^[1]运用区域经济学的研究方法,以定量指标描述了近年来中国旅游业的时空演变趋势及旅游地域结构。陆林等^[2]从经济地理学的角度,分析了1990—2002年中国省际旅游经济差异变化的总体水平及变换的空间结构特征,揭示了区域旅游经济水平和旅游产业地位的分异规律,阐释了影响旅游经济空间差异的主要因素,提出了缩小地区差异、协调地区旅游业发展的对策;唐柳雄^[3]以洛伦兹曲线和基尼系数作为中国国际旅游业区域分布的测度和指标,说明地域非均衡增长差别正在逐步缩小,并探讨了产生的原因;王良健等^[4]运用区域差异的测度方法,定量分析了中国旅游业发展的区域差异,发现中国旅游业发展的绝对差异在不断扩大,相对差异在缓慢缩小,省际间和区域间的差异在不断扩大。

以上研究集中在运用传统区域差异测度方法探讨区域旅游业发展差异,本文首次采用Kernel密度估计和马尔科夫链方法,并尝试引入空间因素,运用区域控制的Kernel密度估计和空间马尔科夫链分析方法,从时间动态性和空间动态性两个视角考察中国省际旅游业发展的时空特征。

收稿日期:2010-04; 修订日期:2010-07.

基金项目:国家旅游局2009年规划项目(09TAAG013)。

作者简介:王良健(1964-),男,教授,博导,主要研究方向为区域经济、旅游规划与开发。E-mail: wangliangjian1234@126.com

通讯作者:李晶晶, E-mail: panda861009@163.com

2 数据来源和研究方法

2.1 数据来源

为系统地研究中国旅游业发展的时空演变规律,本文以31个省(市、自治区)为研究对象,分别选取了国内旅游收入和入境旅游外汇收入两项指标来反映国内旅游和入境旅游的发展水平,考察期为1999—2008年,数据来源于各期《中国统计年鉴》、《新中国五十五年统计资料汇编》、《中国旅游统计年鉴》以及国家旅游局官方网站。之所以选择1999年为研究的初始年,是因为国务院在1999年出台了新的休假制度,“旅游黄金周”掀起中国旅游消费的热潮,各地区纷纷加大对旅游业的投入和政策支持,旅游业的快速发展成为了中国经济新的亮点,这也使得本文的研究更具有现实意义。

本文使用4个相对旅游收入指标。其中两个为全国相对国内旅游收入和全国相对入境旅游外汇收入,分别等于各省的数据除以全国平均国内旅游收入和平均入境旅游收入;另外两个是邻区相对国内旅游收入和邻区相对入境旅游外汇收入,等于各省的数据除以地理上相邻地区的平均国内旅游收入和平均入境旅游收入。使用两个全国相对收入的指标可以使分析专注于地区间收入差距的大小,并控制商业周期和全局性冲击的影响;而使用两个邻区相对收入的指标可以反映近邻效应所不能解释的收入变异部分^[5]。

2.2 研究方法

2.2.1 Kernel 密度估计

Kernel 密度估计是一种非参数估计方法,主要用于对随机变量的概率密度进行估计。频数分布直方图是最简单的概率密度非参数估计,可作为总体变量连续密度函数的一种近似,但因直方图是非连续的,而 Kernel 密度估计可以通过平滑的方法,用连续的密度曲线代替直方图,从而更好的描述变量的分布形态。设随机向量 X 的密度函数为 $f(x) = f(x_1, x_2, \dots, x_n)$, X_1, X_2, \dots, X_n 为一组独立同分布的样本,则这组样本在点 x 的密度为:

$$f(x) = \frac{1}{Nh} \sum_{i=1}^n K\left(\frac{X_i - x}{h}\right) \quad (1)$$

式中: N 是观测值的个数, h 为带宽, $K(\cdot)$ 是核函数。核函数是一种加权函数或平滑函数,包括高斯(正态)核、Epanechnikov 核、三角核、四次核等类型。本文使用 Matlab 7.8 软件估计中国旅游收入分布的 Kernel 密度曲线,采用的是高斯正态分布核函数,带宽设定为 $h = 0.9SeN^{-1/5}$, Se 是随机变量观测值的标准差^[5-6]。

2.2.2 马尔科夫链分析

马尔科夫链分析法是通过构造马尔科夫转移概率矩阵,描述各种状态的演进动态。

马尔科夫链具有无后效性,即随机变量 X 在时期 t 处于状态 j 的概率仅取决于 X 在时期 $t-1$ 的状态。

$$\begin{aligned} P\{X(t) = j | X(t-1) = i, X(t-2) = i_{t-2}, \\ \dots, X(0) = i_0\} = P\{X(t) = j | X(t-1) = i\} \end{aligned} \quad (2)$$

状态转移指随机变量从一种状态转变为另一种状态,状态转移概率 p_{ij} 则是由状态 i 转移到状态 j 的概率,所有的 p_{ij} 所组成的 $L \times L$ 维矩阵就是状态转移概率矩阵 P 。 p_{ij} 的计算公式如:

$$p_{ij} = \frac{n_{ij}}{n_i} \quad (3)$$

式中: n_{ij} 是考察期内第 i 种状态转变为第 j 中状态出现的次数, n_i 是第 i 种状态出现的总次数。初始概率取决于状态划分,一般建议通过恰当的状态划分使得每一种初始状态概率相同^[5,7]。

2.2.3 空间马尔科夫链

空间马尔科夫链是传统的马尔科夫链方法与“空间滞后”这一概念相结合的产物^[6]。空间马尔科夫转移概率矩阵以区域 i 在初始年份的空间滞后模型为条件,将传统的 $L \times L$ 马尔科夫矩阵分解为 L

个 $L \times L$ 条件转移矩阵。其中,第 s 个条件转移概率矩阵的元素 $p_{ij|s}$ 意味着,如果一个地区的邻区的旅游收入水平在开始年份属于 s 组,那么下一年该地区由第 i 组变为第 j 组的概率为 $p_{ij|s}$ 。

为了得到中国省际全国相对国内旅游收入和全国相对入境旅游外汇收入的空间马尔科夫转移概率矩阵,本文首先计算了各省邻区的旅游收入水平的加权平均值,即各省区旅游收入 Y 和空间权重矩阵 W 的乘积 WY ,并对邻区收入水平的平均值进行排序分类,得到每一个邻区的类别^[7-8]。本文以邻接原则定义各省区空间尺度上的关系。

3 中国省际旅游业发展演进时间特征

用传统的 Kernel 密度估计和马尔科夫链方法,分别考察 1999—2008 年中国省际国内旅游和入境旅游收入分布的演进特征,暂未引入空间因素。

3.1 全国相对收入分布的 Kernel 密度估计

以全国相对国内旅游收入和全国相对入境旅游外汇收入为指标来分别考察 1999—2008 年中国省际国内旅游和入境旅游收入分布的演进趋势,选取 1999、2004 和 2008 年为考察的特征年份。

图 1、2 分别给出了全国相对国内旅游收入和全国相对入境旅游外汇收入在 3 个特征年份的概率密度曲线。图中横轴的数值含义是如果一个地区的全国相对国内旅游(入境旅游外汇)收入水平取值为 1,则对应横轴上的 1,表示该地区的国内旅游(入境旅游外汇)收入水平等于当年全国各地区的均值,取值为 2,则表示该地区的旅游收入水平是全国平均水平的 2 倍,竖轴表示对应的 Kernel 密度值。

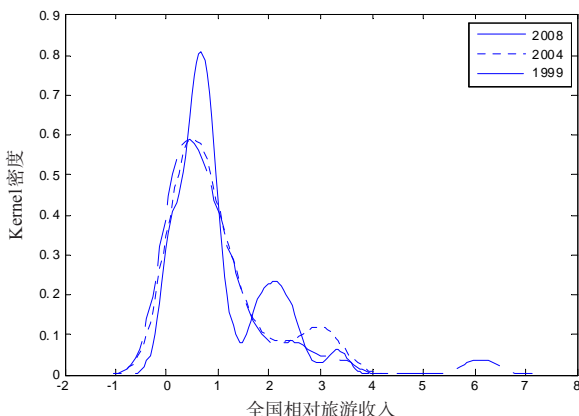


图 1 全国相对国内旅游收入分布的 Kernel 密度估计
Fig.1 The Kernel density estimates of relative domestic tourism incomes at provincial level in China

从图1、2可以看出,中国国内旅游和入境旅游的发展有如下共同特征:①1999—2008年间,中国省际国内旅游收入和入境旅游外汇收入整体上呈现出单峰分布形态,绝大多数旅游发展水平较低的省区都落在了最左边的主峰里面,分布密集区处于0~1之间,表明大部分地区的旅游收入处于全国平均水平以下;②密度曲线在较高收入区段还有几个小的波峰,虽然规模相对主峰很小,但在考察期内稳定存在,显示了高旅游收入水平俱乐部的存在;③多数地区集聚在单峰极点附近,其余地区集聚在几个小规模局部波峰周围,这种分布形态在考察期内具有稳定性。这意味着中国省区国内旅游收入和入境旅游外汇收入演进都存在俱乐部收敛趋势,广大的旅游低收入地区与少数的旅游高收入地区长期并存。

国内旅游和入境旅游还表现出不同的特征:

(1) 1999—2008年间,国内旅游收入的低收入段密度曲线整体缓慢向右移动且主峰值不断增加,高收入段密度曲线整体向左移动,密度曲线整体趋于陡峭和集中,说明中国国内旅游欠发达省区的旅游收入水平整体上有了一定的提高,而旅游发达省区的优势越来越不明显,从而也说明国内旅游高、低收入俱乐部的差距有缩小的趋势。可能的原因是近年来,随着旅游业在国民经济中的地位逐渐增强,各地政府纷纷加大对旅游发展的支持力度,各地旅游业都获得了一定的发展,全国旅游经济发展的总体水平显著提高。很多省份甚至将旅游业作为战略性支柱产业发展,在西部现有的11个省、自治区、直辖市中,只有青海目前还没有明确提出旅游业的支柱产业地位,其他省区市都将旅游业作为支柱产业予以发展^[9]。

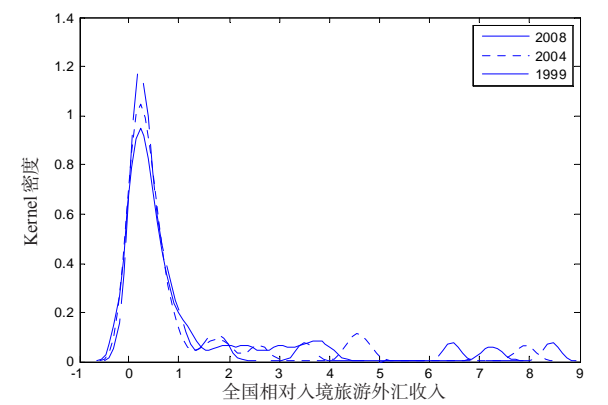


图2 全国相对入境旅游外汇收入分布的Kernel密度估计

Fig.2 The Kernel density estimates of relative inbound tourism incomes at provincial level in China

(2) 入境旅游显示出不同于国内旅游发展的演进态势。1999、2004和2008年相比,低收入段密度曲线呈现出重合的迹象,说明10年间中国入境旅游欠发达省区的旅游收入差距变化不大,但波峰的下降说明集中程度在下降。在2008年,高收入部分段(横轴2~4对应区间)的密度曲线的波峰趋于消失,密度曲线整体趋于扁平化和分散,省际间的差距呈现出相对扩大的趋势。可能的原因是中国的入境旅游发展受到旅游资源的数量和质量、区域经济发展水平、对外开放程度、旅游服务设施、交通基础设施、突发事件等因素的影响^[10-12],使得入境旅游的发展对诸多因素具有很大的依赖性,很多地区的入境旅游难以在短期实现较快发展。

3.2 旅游发展演进的马尔科夫链分析

Kernel密度曲线刻画了中国省际国内旅游和入境旅游发展的整体演进趋势,本部分使用马尔科夫链分析方法进行研究,以获得国内旅游和入境旅游发展演进的内部动态性信息。

根据全国相对国内旅游收入和全国相对入境旅游外汇收入数值的大小,所有地区分别被划分为5组,对应5种收入水平,用状态L1、L2、L3、L4、L5和LI、LII、LIII、LIV、LV表示,全国相对国内旅游收入5种水平所代表的区间分别为:(0, 0.1661]、(0.1661, 0.4794]、(0.4794, 0.8473]、(0.8473, 1.3573]、(1.3573, ∞];全国相对入境旅游外汇收入5种水平对应的区间分别是(0, 0.1162]、(0.1162, 0.2504]、(0.2504, 0.4776]、(0.4776, 0.9035]、(0.9035, ∞]。这样进行分组,可以使考察初期(1999年)每个组都包含相似数目的观测值,即每组各占总数的20%。Ni是各组出现的频数。

表1、表2提供了中国省际国内旅游收入和入境旅游外汇收入分布的内部动态性特征:①对角线上的元素的数值大于非对角线的元素,表明地区旅游收入水平维持原有状态的概率远大于其转移概率,各地区在总体分布中的相对位置有一定的稳定性,组间流动性较低。如果一个地区的国内旅游发展水平在初期属于状态i,在随后年份仍然属于该状态的可能性至少为85.11%,入境旅游收入状态在次年保持不变的最小概率则为73.77%。②不同旅游收入状态之间的转移概率非常小,表现为非对角线元素在数值上远小于对角线元素。以入境旅游外汇收入为例,其最大值(0.1556)仅是对角线上最

小值(0.7377)的约 1/5。大于 0 的元素多数位于对角线两侧,表明在 2 个连续的年份之间,旅游收入要实现跨越式发展的可能并不大。③中国旅游业发展存在“俱乐部趋同”现象。以国内旅游为例,初期属于高水平,在随后年份仍属于该状态的可能性高达 96.83%,而向下转移的概率仅为 3.17%,这说明国内旅游发达地区存在区域趋同趋势;而初期属于低水平,在随后的年份维持原来状态的可能性也有 94.87%,向上转移的可能性却只有 5.13%,这说明旅游欠发达地区极有可能陷入“贫困陷阱”。

国内旅游与入境旅游相比,有如下不同特征:①主对角线上元素的概率值,国内旅游多数大于入境旅游,这说明入境旅游外汇收入的组间流动性较大。②入境旅游在主对角线两侧之外也有概率值分布,表明入境旅游发展水平可以实现跨越式发展,而对于国内旅游来说,10 年的统计数据并未发现跨越式发展的可能性。这可能的解释是入境旅游较易受到突发事件的影响,反映了中国入境旅游的脆弱性和敏感性,自然灾害、疾病与战争等不利因素会对入境旅游产生巨大冲击^[8]。2003 年初,突

发的“非典”使中国入境旅游受到重创,湖南省的入境旅游由第 4 种收入状态直接跌入第 1 种收入状态;2008 年,由于汶川大地震的影响,四川省的入境旅游由第 3 种收入状态直接跌入第 1 种收入状态。

4 中国省际旅游业发展演进空间特征

本部分使用区域控制的 kernel 密度估计^[13-18]以及空间马尔科夫链分析方法,在研究框架中引入空间因素,考察近邻效应对中国国内旅游收入和入境旅游外汇收入发展演进的影响。

4.1 邻区相对旅游收入的 Kernel 密度估计

本部分同样选取 1999、2004 和 2008 年为考察的特征年份。图 3、4 分别给出了中国各省邻区相对国内旅游收入和邻区相对入境旅游外汇收入在 3 个特征年份的概率密度曲线。

从图 3、4 可以看出,与全国相对旅游收入的密度曲线比较,邻区相对旅游收入的对称性更加明显。除了那些旅游收入水平较高的省区,大部分省区接近于相邻省区的平均收入水平,因而近邻效应

表 1 1999–2008 年全国相对国内旅游收入的马尔科夫转移概率矩阵
Tab.1 Markov transition probability matrix of relative domestic tourism incomes at provincial level in China, 1999–2008

t\t+1	L ₁	L ₂	L ₃	L ₄	L ₅	N _i
L ₁	0.9487	0.0513	0.0000	0.0000	0.0000	39
L ₂	0.0000	0.8958	0.1042	0.0000	0.0000	48
L ₃	0.0000	0.0000	0.9634	0.0366	0.0000	82
L ₄	0.0000	0.0000	0.0638	0.8511	0.0851	47
L ₅	0.0000	0.0000	0.0000	0.0317	0.9683	63

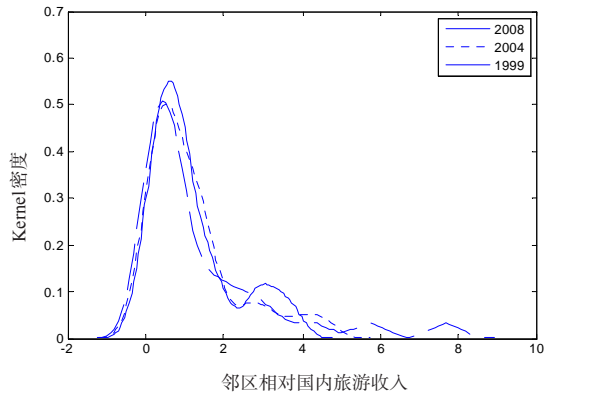


图 3 我国各省邻区相对国内旅游收入分布的 Kernel 密度估计
Fig.3 The regional conditioning Kernel density estimates of domestic tourism incomes at provincial level in China

表 2 1999–2008 年全国相对入境旅游外汇收入的马尔科夫转移概率矩阵
Tab.2 Markov transition probability matrix of relative inbound tourism incomes at provincial level in China, 1999–2008

t\t+1	L _I	L _{II}	L _{III}	L _{IV}	L _V	N _i
L _I	0.8222	0.1556	0.0222	0.0000	0.0000	45
L _{II}	0.1148	0.7377	0.1475	0.0000	0.0000	61
L _{III}	0.0167	0.1333	0.7500	0.1000	0.0000	60
L _{IV}	0.0192	0.0000	0.0962	0.8269	0.0577	52
L _V	0.0000	0.0000	0.0000	0.0164	0.9836	61

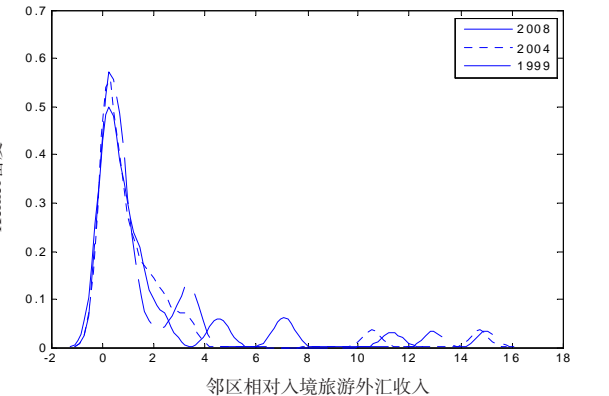


图 4 我国各省邻区相对入境旅游外汇收入分布的 Kernel 密度估计
Fig.4 The regional conditioning Kernel density estimates of inbound tourism incomes at provincial level in China

解释了很大一部分观测到的省际收入水平的差异。另外,密度曲线仍然有一些小规模波峰,代表了收入水平较高的地区,近邻效应对这些地区的解释力相对较弱。

对国内旅游收入而言,1999—2008年,峰顶渐次向右移动,在横轴上的投影距离数值1越来越近,显示多数地区的发展水平向邻区的平均水平演进的趋势。另外,比较3个特征年份的密度曲线,发现2004、2008年的密度曲线更趋于对称,表明考察期间大部分省区的收入向邻区的平均水平收敛,与邻区的收入差异呈缩小趋势,具有相邻区位的地区形成了收敛俱乐部。

对国际旅游外汇收入而言,向邻区演进的趋势不是很明显,但主峰峰值的下降规律比较明显,说明部分地区跳出了空间上近邻的收敛俱乐部,向与邻区发展方向相反的方向进行了演进。

4.2 旅游发展演进的空间马尔科夫链分析

由前面的分析可知,中国国内旅游和入境旅游

表3 1999—2008年全国相对国内旅游收入的空间马尔科夫转移概率矩阵

Tab.3 Spatial Markov transition probability matrix of relative domestic tourism incomes at provincial level in China, 1999–2008

空间 滞后项	t\ t+1	L ₁	L ₂	L ₃	L ₄	L ₅	N _i
L ₁	L ₁	0.9231	0.0769	0.0000	0.0000	0.0000	13
L ₁	L ₂	0.0000	0.9000	0.1000	0.0000	0.0000	10
L ₁	L ₃	0.0000	0.0000	1.0000	0.0000	0.0000	8
L ₁	L ₄	0.0000	0.0000	0.0000	1.0000	0.0000	5
L ₁	L ₅	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0
L ₂	L ₁	1.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	23
L ₂	L ₂	0.0000	0.9231	0.0769	0.0000	0.0000	13
L ₂	L ₃	0.0000	0.0000	0.8750	0.1250	0.0000	8
L ₂	L ₄	0.0000	0.0000	0.0909	0.7273	0.1818	11
L ₂	L ₅	0.0000	0.0000	0.0000	0.0769	0.9231	13
L ₃	L ₁	0.6667	0.3333	0.0000	0.0000	0.0000	3
L ₃	L ₂	0.0000	0.8500	0.1500	0.0000	0.0000	20
L ₃	L ₃	0.0000	0.0000	1.0000	0.0000	0.0000	9
L ₃	L ₄	0.0000	0.0000	0.0000	1.0000	0.0000	9
L ₃	L ₅	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	1.0000	9
L ₄	L ₁	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0
L ₄	L ₂	0.0000	1.0000	0.0000	0.0000	0.0000	5
L ₄	L ₃	0.0000	0.0000	0.9630	0.0370	0.0000	27
L ₄	L ₄	0.0000	0.0000	0.1538	0.6923	0.1538	13
L ₄	L ₅	0.0000	0.0000	0.0000	0.0500	0.9500	20
L ₅	L ₁	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0
L ₅	L ₂	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0
L ₅	L ₃	0.0000	0.0000	0.9667	0.0333	0.0000	30
L ₅	L ₄	0.0000	0.0000	0.0000	1.0000	0.0000	9
L ₅	L ₅	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	1.0000	21

的发展演进均受到地理相邻关系的影响。下面运用空间马尔科夫链分析方法,考察近邻效应对转移概率影响的大小。

表3、4给出了1999–2008年中国相对旅游收入水平的空间马尔科夫转移概率矩阵。总结特征如下:①比较表1和表2可见,相邻区域的背景条件在中国省际旅游收入水平演变过程中起着较重要作用,在相邻省区的旅游收入水平存在差异情况下,省区旅游收入状态发生转移的概率各不相同。因为若邻区背景对省区旅游发展没有影响,表1与表3、表2与表4中的转移概率将分别相等。②与前面未考虑空间因素的转移概率矩阵相似,每一个空间马尔科夫转移概率矩阵主对角线上的元素都比较大,非对角线上的元素要小的多,同样反映了旅游发展状态是比较稳定和持久的。③存在明显的近邻效应,通过比较传统的转移概率和条件转移概率数值大小的差异,可以分析近邻效应对一个地区旅游收入状态转移的正面或负面的影响。对国内旅游来说,若不考虑相对区位条件,初期属于第2种旅游收入水平的地区,随后年份上升到第3种状

表4 1999—2008年全国相对入境旅游外汇收入的空间马尔科夫转移概率矩阵

Tab.4 Spatial Markov transition probability matrix of relative inbound tourism incomes at provincial level in China, 1999–2008

空间 滞后项	t\ t+1	L _I	L _{II}	L _{III}	L _{IV}	L _V	N _i
L _I	L _I	0.9375	0.0625	0.0000	0.0000	0.0000	16
L _I	L _{II}	0.2500	0.7500	0.0000	0.0000	0.0000	8
L _I	L _{III}	0.0000	0.0000	0.5000	0.5000	0.0000	4
L _I	L _{IV}	0.0000	0.0000	0.0769	0.7692	0.1538	13
L _I	L _V	0.0000	0.0000	0.0000	0.0769	0.9231	13
L _{II}	L _I	0.8400	0.1600	0.0000	0.0000	0.0000	25
L _{II}	L _{II}	0.2500	0.6250	0.1250	0.0000	0.0000	8
L _{II}	L _{III}	0.0000	0.0000	0.6667	0.3333	0.0000	3
L _{II}	L _{IV}	0.0000	0.0000	0.0000	1.0000	0.0000	7
L _{II}	L _V	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0
L _{III}	L _I	0.5000	0.5000	0.0000	0.0000	0.0000	2
L _{III}	L _{II}	0.1000	0.7000	0.2000	0.0000	0.0000	20
L _{III}	L _{III}	0.0286	0.0857	0.8857	0.0000	0.0000	35
L _{III}	L _{IV}	0.0000	0.0000	0.1429	0.8571	0.0000	7
L _{III}	L _V	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	1.0000	1
L _{IV}	L _I	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0
L _{IV}	L _{II}	0.0000	0.7778	0.2222	0.0000	0.0000	9
L _{IV}	L _{III}	0.0000	0.3333	0.6667	0.0000	0.0000	3
L _{IV}	L _{IV}	0.0000	0.0000	0.0000	0.9333	0.0667	15
L _{IV}	L _V	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	1.0000	27
L _V	L _I	0.0000	0.5000	0.5000	0.0000	0.0000	2
L _V	L _{II}	0.0625	0.8125	0.1250	0.0000	0.0000	16
L _V	L _{III}	0.0000	0.2667	0.5333	0.2000	0.0000	15
L _V	L _{IV}	0.1000	0.0000	0.3000	0.6000	0.0000	10
L _V	L _V	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	1.0000	20

态的概率是 10.42%(表 1),当它与比它收入水平较高的第 3 种收入状态的省区相邻时,上升的概率增加至 15%(表 3);而对于入境旅游,不考虑相对区位条件,初期属于第 3 种旅游收入水平的地区,随后年份下降到第 2 种状态的概率为 13.33%(表 2),当与旅游收入水平高的第 4 种收入状态的省区相邻时,下降的概率增加至 33.33%(表 4)。为进一步考察相对区位对转移概率的影响,表 5、6 对全国相对国内旅游收入和全国相对入境旅游外汇收入的空间马尔科夫转移概率矩阵(表 3、4)进行了总结,发现尽管国内旅游和入境旅游都表现出了不同的邻区背景,旅游收入状态转移的概率不一样的规律,但近邻效应对二者的转移概率的影响不尽相同。

对于国内旅游来讲,一个地区的邻区的国内旅游收入水平较高,该地区向高收入状态转移的概率相对较大,向低收入状态转移的概率相对较小;而邻近国内旅游欠发达地区,则会对该地区的收入演进产生不利影响。表 5 中,考虑相对区位条件,拥有发达邻区的地区,向上转移的概率为 5.13%,不存在向下转移的情况;而邻区欠发达的地区,向上转移的概率仅为 4.3%,向下转移的概率也提高到 3.23%。

不同于国内旅游收入的情况,入境旅游外汇收入表现为一个地区邻近发达邻区,向上转移的概率为 17.65%,下降概率为 11.76%,邻近欠发达邻区,上升的概率为 6.02%,下降的概率为 6.02%(表 6),即邻区的入境旅游外汇收入水平越高,该地区向高收入状态转移的概率相对越大,向低收入状态转移的概率亦相对越大;邻近欠发达地区,则该地区向下转移的概率相对越小,向上转移概率亦相对越小。

5 结论与政策建议

本文采用 Kernel 密度估计和马尔科夫链方法,并在分析框架中引入空间因素,对 1999—2008 年中国省际国内旅游和入境旅游发展演进的时空特征进行了分析,得出如下结论:从时间动态性的视角看,中国省际国内旅游和入境旅游的发展演进都存在俱乐部收敛趋势,广大的旅游低收入地区与少数的旅游高收入地区长期并存;但国内旅游收入的省际间的差距趋于缩小,入境旅游收入的省际间的差距有扩大的趋势。从空间动态性的视角看,近邻效应对区域旅游发展演进有一定影响,部分地区向

表 5 近邻效应对全国相对国内旅游收入转移概率的影响
Tab.5 The influence of the proximity effects on relative domestic tourism incomes at provincial level in China

	观测值个数	下降	不变	上升
所有的样本	279	0.0179	0.9319	0.0502
邻区国内旅游收入水平较低	93	0.0323	0.9247	0.0430
邻区国内旅游收入水平类似	69	0.0290	0.9130	0.0580
邻区国内旅游收入水平较高	117	0.0000	0.9487	0.0513

表 6 近邻效应对全国相对入境旅游外汇收入转移概率的影响
Tab.6 The influence of the proximity effects on relative inbound tourism incomes at provincial level in China

	观测值个数	下降	不变	上升
所有的样本	279	0.0824	0.8244	0.0932
邻区入境旅游外汇收入水平较低	83	0.0602	0.8796	0.0602
邻区入境旅游外汇收入水平类似	94	0.0638	0.9043	0.0319
邻区入境旅游外汇收入水平较高	102	0.1176	0.7059	0.1765

邻区的平均发展水平演进。对于国内旅游来讲,一个地区的邻区的国内旅游收入水平较高,该地区向高收入状态转移的概率相对较大,向低收入状态转移的概率相对较小;而邻近国内旅游欠发达地区,则会对该地区的收入演进产生不利影响。对于入境旅游,邻区的入境旅游外汇收入水平越高,该地区向高收入状态转移的概率相对越大,向低收入状态转移的概率亦相对越大;邻近欠发达地区,则该地区向下转移的概率相对越小,向上转移的概率亦相对越小。

- 本文的经验分析具有较为明确的政策含义:
- (1) 近 20 年来,尽管旅游业是中国国民经济中发展最快的行业^[19],但是由于旅游资源禀赋、社会经济、交通区位、基础设施等条件的差异,旅游业的发展在空间上仍呈现出不平衡性,这意味着缩小各地区旅游发展差距,实现中国向世界旅游强国转变的任务还比较艰巨。鉴于差距的稳定性和持久性,下一步区域政策应该加大对旅游业发展落后地区的扶持,引导发达地区持续创新,促进旅游低收入俱乐部地区间的竞争,从而控制差距的进一步拉大,逐步实现区域旅游业的协调发展。
 - (2) 行政上相对独立的各省区在经济上并非没有关联的空间“孤岛”^[20],这种空间效应使得邻区的旅游发展水平有区域一致性的倾向,建议地区在制定旅游发展规划的时候可以充分将空间区位因素纳入考虑范畴,打破地区间的行政壁垒,使得空间效应得到更好的发挥。
 - (3) 近邻效应对国内旅游和入境旅游的影响不尽相同,应区别对待。对于国内旅游来说,一个收入水平较低的省区如果拥有收入水平较高的邻区,

那么由于邻区较强的辐射带动作用,旨在提高这些邻区旅游收入水平的政策可以起到“一举两得”的效果;若是邻区的旅游收入水平较低,该省区要想跨入到收入水平较高的行业,则需要更大的政策支持力度。对于入境旅游来说,收入水平高的邻区是一把“双刃剑”,可以对入境旅游欠发达省区产生好的连带作用也可能会使其发展愈发“孤立”。无论邻区在本地区入境旅游发展中扮演怎样的角色,加强区域内部和区域间的合作和互动,都会对入境旅游欠发达省区的旅游收入起到促进作用。

参考文献

- [1] 张凌云. 我国旅游业地域非均衡性增长研究初论. 南开经济研究, 1998, (2): 71-74.
- [2] 陆林, 余凤龙. 中国旅游经济差异的空间特征分析. 经济地理, 2005, 25(3): 406-410.
- [3] 唐柳雄. 中国国际旅游业地域非均衡增长研究. 经济问题, 2003, (11): 69-71.
- [4] 王良健, 邓琼芬. 我国旅游业发展的区域差异研究. 财经理论与实践, 2007, (1): 105-110.
- [5] 何江, 张馨之. 中国省区收入分布演进的空间—时间分. 南方经济, 2006, (12): 64-77.
- [6] Rey S, Montouri B. US regional income convergence: a spatial econometric perspective. *Regional Studies*, 1999, 33(2): 143-156.
- [7] Le Gallo J, Ertur C. Exploratory spatial data analysis of the distribution of regional per capita GDP in Europe, 1980-1985. *Paper in Regional Science*, 2003, 82(2): 175-201.
- [8] 王劲峰, 李连发, 葛咏, 等. 地理信息空间分析的理论体系探讨. *地理学报*, 2000, 55(1): 92-103.
- [9] 任旺兵, 申玉铭. 中国旅游业发展的基本特征、空间差异与前景分析. *经济地理*, 2004, 24(1): 100-103.
- [10] 赵东喜. 中国省际入境旅游发展影响因素研究. *旅游学刊*, 2008, (1): 41-45.
- [11] 郭金海, 韩雪, 罗浩. 省域入境旅游经济的区域差异及发展模式. *中国人口、资源与环境*, 2009, 19(5): 131-135.
- [12] 宋鸿, 陈晓玲. 中国大陆入境旅游增长区域差异的再分析. *世界地理研究*, 2008, 17(1): 137-143.
- [13] Le Gallo J, Ertur C. Space-time analysis of GDP disparities among European regions: A Markov analysis. *International Regional Science Review*, 2004, 27(2): 138-163.
- [14] Quah D T. Galton's fallacy and tests of the convergence hypothesis. *Scandinavian Journal of Economics*, 1993, 95(4): 427-443.
- [15] Quah D T. Empirical cross-section dynamics in economic growth. *European Economic Review*, 1993, 37(2/3): 426-434.
- [16] Quah D T. Twin peaks: Growth and convergence in models of distribution dynamics. *The Economics Journal*, 1996, 106(437): 1045-1055.
- [17] Quah D T. Empirics for economic growth and convergence. *European Economic Review*, 1996, 40(6): 1353-75.
- [18] Quah D T. Regional convergence clusters across Europe. *European Economic Review*, 1996, 40(3-5): 951-958.
- [19] 何光伟. 中国旅游业 50 年. 北京: 中国旅游出版社, 1999: 1-10.
- [20] 蒲英霞, 马荣华, 葛莹, 等. 基于空间马尔科夫链的江苏区域趋同时空演变. *地理学报*, 2005, 60(5): 817-826.

Spatial-Temporal Features of Inter-province Tourism In China

WANG Liangjian, LI Jingjing, CHEN Jinlong

(College of Economy and Trade, Hunan University, Changsha 410079, China)

Abstract: Based on Kernel density estimates and Markov Chains methods, by introducing spatial factors into the analysis framework, China's provincial internal and inbound tourism development (1999-2008) dynamics are studied. The results from temporal dynamics suggest that there is the evidence of club convergence. Majority of low-income areas of tourism and a small number of high-income areas of tourism coexist for a long time. From the spatial perspective, we find that both internal and inbound tourism regional income are partly influenced by proximity effects and there is a trend towards the development level of neighbors. But the dynamic trends of the internal and inbound tourism are not always the same.

Key words: China; tourism; Kernel density estimates; Markov Chains

本文引用格式:

王良健, 李晶晶, 陈锦龙. 中国省际旅游业发展演进的时空特征. *地理科学进展*, 2010, 29(10): 1249-1255.