

DOI: 10.13718/j.cnki.xdzk.2024.11.010

李静, 马仪亮. 探索性空间数据分析(ESDA)在区域旅游经济差异性及其对策制定中的应用研究[J]. 西南大学学报(自然科学版), 2024, 46(11): 128-137.

探索性空间数据分析(ESDA)在区域旅游经济差异性及其对策制定中的应用研究

李静¹, 马仪亮²

1. 晋中学院 旅游管理系, 山西 晋中 030619; 2. 中国旅游研究院(文化和旅游部数据中心), 北京 100005

摘要: 随着区域旅游经济的加速发展, 京津冀区域内旅游经济差异性问题变得越来越突出。旅游业作为当地经济的一个重要支柱, 其协同发展的模式和效率直接关系到整个地区经济的平衡性和竞争力。为探究京津冀地区旅游经济发展的差异性, 并以此为基础制定有效的发展策略, 采用探索性空间数据分析(ESDA)方法对 2012—2022 年的各市旅游总收入数据进行分析, 揭示空间相关性和差异性。全局莫兰值从 2012 年的 -0.0353 增长至 2022 年的 0.0043 , 显示出从低水平的空间离散性转向空间集聚性的趋势。局部空间自相关性分析指出: 北京和廊坊地区表现出较大的空间离散性, 而天津则显示出与邻近地区的强正相关性, 意味着整个区域在旅游发展水平上的差异正逐步缩小。通过 LISA 集聚图进一步识别了不同地区的空间集聚模式, 指出北京和天津的辐射作用正在逐步增强。研究建议地方政府根据空间结构演变的实际情况, 制定差异化且协同的区域旅游经济发展策略, 优化旅游增长极和整合资源, 推动旅游业在整个京津冀区域的均衡发展。

关键词: 区域旅游发展; 经济差异性; 发展策略

中图分类号: F590

文献标志码: A

文章编号: 1673-9868(2024)11-0128-10

开放科学(资源服务)标识码(OSID):



An Application Study of Exploratory Spatial Data Analysis (ESDA) in Regional Tourism Economic Differentiation and Policy Formulation

LI Jing¹, MA Yiliang²

1. Department of Tourism Management, Jinzhong University, Jinzhong Shanxi 030619, China;

2. China Tourism Academy (Data Center of the Ministry of Culture and Tourism), Beijing 100005, China

Abstract: With the accelerated development of regional tourism economy, the disparity of tourism economy in the Beijing-Tianjin-Hebei region has become more and more prominent. Tourism, as an important

收稿日期: 2023-12-16

基金项目: 国家科技创新 2030-“新一代人工智能”重大项目(2021ZD0111400); 山西省哲学社会科学规划课题(2022YY178); 晋中学院协同创新中心项目(jzxyxtcxzx2021025)。

作者简介: 李静, 博士, 副教授, 主要从事乡村旅游、文旅融合、旅游经济的研究。

pillar of the local economy, is directly related to the balance and competitiveness of the entire regional economy with its mode and efficiency of coordinated development. The purpose of this study is to explore the differences of tourism economic development in the Beijing-Tianjin-Hebei region, and to formulate effective development strategies on this basis. The ESDA method was used to analyze the total tourism revenue data of each city during 2012—2022 to reveal the spatial correlation and difference. The global Moran's I value increased from $-0.035\ 3$ in 2012 to $0.004\ 3$ in 2022, showing a trend from low level of spatial dispersion to spatial agglomeration. According to the local spatial autocorrelation analysis, Beijing and Langfang showed a large spatial dispersion, while Tianjin showed a strong positive correlation with neighboring areas, which means that the difference in tourism development level of the whole region was gradually narrowing. The spatial agglomeration patterns of different regions were further identified by LISA agglomeration map, and it was pointed out that the radiation effect in Beijing and Tianjin was gradually increasing. The study suggests that local governments should formulate differentiated and coordinated regional tourism economic development strategies according to the actual situation of spatial structure evolution, optimize tourism growth poles and integrate resources, and promote the balanced development of tourism in the whole Beijing-Tianjin-Hebei region. This study provides data support for reducing the economic differences of tourism development in the Beijing-Tianjin-Hebei region, and puts forward useful suggestions.

Key words: regional tourism development; economic differences; development strategy

近年来,随着旅游经济的加速发展,区域性的旅游经济合作模式逐渐代替了以前的旅游经济模式,但是区域性旅游发展参差不齐的问题逐渐显现^[1]。区域发展不平衡可能导致资源分配不均、旅游产业结构不合理等问题,不利于旅游业的可持续发展。在京津冀区域协同发展的背景下,缩短京津冀区域之间的差距已成为当前共同面对的重要问题。所以,对区域性旅游经济的差异进行探讨,对缩短区域间的差距并实现协同发展具有深远的意义^[2]。当前,区域内各市合作的基础是要正确地看清彼此之间的差距,并相互学习借鉴,优化区域旅游经济结构,整合并开发旅游资源^[3]。本文将京津冀区域的 13 个市作为研究对象,这些城市之间具有一定的紧密性,在旅游经济发展上具有良好的基础,是我国经济规模和发展潜力较大的地区,同时也是国内重工业和高新技术的基地。本研究以该区域为研究对象,旨在探究京津冀地区旅游经济发展的差异性,并制定有效的发展策略。

1 区域旅游经济差异概述

1.1 区域旅游经济

目前,学术界对于区域旅游并没有明确的定义,其原因是研究方向及侧重点不同,其定义在界定上也有所区分。有学者认为区域旅游是以核心城市为依托的顺应游客需要并结合本地历史文化、旅游资源条件、社会 and 经济发展情况的各类旅游空间吸引游客在特定空间的旅游^[4]。当前国内研究学者对旅游经济的定义各不相同,但是在内容的描述方面,定义又非常相近^[5]。本研究针对京津冀特定的研究区域,界定了区域旅游的定义。旅游经济是旅游产业在经营的过程中取得的各种经济收益的总和,其方式为等价交换^[6]。

1.2 区域旅游经济差异

旅游经济在区域间存在发展不平衡的情况,表现为各地旅游经济具有一定的差异性,而且是客观存在的差异,称之为区域旅游经济差异^[7-9]。同时,该差异性也可以表现出旅游经济发展的特点。因此,为了各地区能共同协调发展,必须根据地区间存在的旅游经济差异进行旅游要素的分配和流动^[10-12]。本文基于京

京津冀地区的实际情况对区域旅游经济差异进行了界定。从研究内容上看,交通、资源、产业政策、基础设施等与旅游经济发展相关的因素都会对区域旅游经济的差异造成影响;从区域划分上来看,分为两种区域,跨区域以及单一区域。

2 探索性空间数据分析(ESDA)方法

在研究方法上,本研究引入了探索性空间数据分析(ESDA)方法研究区域旅游经济差异性,该方法运用了多种空间分析技术,主要应用于衡量地理位置上的数据关联性。通过全局莫兰指数(Global Moran' I 指数)进行全局空间自相关计算。还引入局部空间自相关概念,采用莫兰(Moran)散点图、局部莫兰指数和 LISA 集聚图分析局部差异, Moran 散点图分为 4 个象限代表不同关联模式。同时应用 GeoDa 软件以自然断裂法依据旅游总收入对京津冀区域 13 个地区进行等级分类,分为发达区、次发达区、一般地区和落后地区 4 个等级,以更好地探索区域空间发展规律。

2.1 全局空间自相关

对某一区域的空间进行整体上的分析,并对空间的集聚特征进行考察即为全局空间自相关^[13-15]。本文应用 Global Moran' I 指数对全局空间自相关进行计算,以防止受到偏离正态分布的影响。

Global Moran' I 指数可以表示某一区域与空间的关联性,取值范围为 $[-1, 1]$ 。如果 Global Moran' I 指数为 0,代表空间区域不相关,表示区域旅游经济发展相互之间无相关性;如果 Global Moran' I 指数不小于 0,代表空间区域正相关,那么在该区域内的空间上,旅游经济发展水平表现出集聚性;如果 Global Moran' I 指数不大于 0,代表空间区域负相关,那么在该区域内的空间上,旅游经济发展水平表现出空间离散性,且值越接近-1,空间的差异性越大。Global Moran' I 指数计算公式如下:

$$I = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (x_{it} - \bar{x})(x_{jt} - \bar{x})}{(\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}) \sum_{i=1}^n (x_{it} - \bar{x})^2}$$

(1)

在式(1)中, x_{it} 与 x_{jt} 分别为 i 与 j 地区的旅游业在第 t 年度的总收入, $\bar{x}$ 为研究区域的旅游业在第 t 年度的总收入均值, n 为研究区域内单元数量。 W 为空间权重矩阵,其结构为二元对称结构,表示地区间在空间上的相邻关系,如式(2)所示:

$$W = \begin{bmatrix} w_{11} & w_{12} & \cdots & w_{1n} \\ w_{21} & w_{22} & \cdots & w_{2n} \\ \vdots & \vdots & & \vdots \\ w_{n1} & w_{n2} & \cdots & w_{nn} \end{bmatrix}$$

(2)

在式(2)中, n 为区域内单元数量。空间权重矩阵的计算方法包括两种标准,分别为邻接标准与矩阵标准。邻接标准包括 Queen 与 Rook,其中,邻接标准 Queen 包括了公共顶点和公共边,而邻接标准 Rook 仅包含了公共边。因此本研究采用邻接标准 Queen,若区域 i 与 j 有公共顶点或者公共边, w_{ij} 取值 1,若无公共顶点或者公共边, w_{ij} 取值 0。若 $i=j$, w_{ij} 取值也为 0。

除此之外,还应用 Z 检验方法对 Global Moran' I 指数进行显著性检验,如果 $|Z| > 1.96$,那么可以认为其检验性是有统计学意义的。 Z 检验方法的计算如式(3)所示:

$$Z = \frac{I - E(I)}{\sqrt{VAR(I)}}$$

(3)

式中, $E(I)$ 为 Global Moran' I 指数的期望值, $VAR(I)$ 为 Global Moran' I 指数的方差。

2.2 局部空间自相关

2.1 节研究了关于整个空间区域的特征与关联性,但是全局空间自相关分析并不能较好地分析局部空间的差异性。因此,本研究引入了局部空间自相关概念,以更好地反映出局部区域上的差异性,并采用

Moran 散点图、局部莫兰指数的形式来表示空间分布的特征, 这样可以使局部差异的空间分布更加直观, 以进一步地探索空间区域的发展规律. 因此, 本区域各地区的局部空间差异与特征均采用 LISA 集聚图进行分析研究.

局部莫兰指数可以更好地对地区和相邻地区之间在空间上的差异性与关联性进行测度, 从而找到地区和相邻地区的空间相互作用, 如式(4)所示.

$$I_i = Z_i \sum_{j=1, j \neq i}^n \mathbf{w}_{ij} Z_j$$

(4)

在式(4)中, $\mathbf{w}_{ij}$ 表示空间滞后向量, Z_i 与 Z_j 分别表示地区 i 与 j 标准化旅游总收入的值, 同时采用 Z 检验方法对统计进行检验.

对于 Moran 散点图, $\sum_{j \neq i}^m \mathbf{w}_{ij} Z_j$ 表示纵坐标上的空间滞后向量的值, 用于分析局部地区的空间差异性, Z_i 表示横坐标上地区 i 与周边相邻地区标准化旅游总收入的值. Moran 散点图为四象限图, 所以 Z_i 与 $\sum_{j \neq i}^m \mathbf{w}_{ij} Z_j$ 的值可以为 0、正以及负.

各象限分别代表不同局部空间的自相关差异.

第一象限: $Z_i > 0$ 且 $\sum_{j \neq i}^n \mathbf{w}_{ij} Z_j > 0$, 即位于 HH 区, HH 区代表高-高(High-High)空间模式, 即地区本身的旅游总收入和周边地区的旅游总收入都高于平均值, 表明这些地区在旅游经济上表现良好, 且周边地区也有相似的高表现. 该类模式具有较小的空间差异性, 是拥有扩散能力的发达区域;

第二象限: $Z_i < 0$ 且 $\sum_{j \neq i}^n \mathbf{w}_{ij} Z_j > 0$, 即位于 LH 区, LH 区代表低-高(Low-High)空间模式, 即地区本身的旅游总收入低于平均值, 但周边地区的旅游总收入高于平均值, 表明这些地区虽然自身发展不足, 但受到周边发达地区的带动, 该类模式的空间区域通常在旅游经济相对落后与发达的地区之间, 该类模式具有较大的空间差异性, 可以称为过渡区域;

第三象限: $Z_i < 0$ 且 $\sum_{j \neq i}^n \mathbf{w}_{ij} Z_j < 0$, 即位于 LL 区, LL 区代表低-低(Low-Low)空间模式, 即地区本身的旅游总收入和周边地区的旅游总收入都低于平均值, 表明这些地区在旅游经济上相对落后, 需要关注和支持;

第四象限: $Z_i > 0$ 且 $\sum_{j \neq i}^n \mathbf{w}_{ij} Z_j < 0$, 即位于 HL 区, HL 区代表高-低(High-Low)空间模式, 表示地区本身的旅游总收入高于平均值, 但其周边相邻地区的旅游总收入却低于平均值.

应用 GeoDa 软件对分位图进行分析, 采用自然断裂法并依据旅游总收入的值将京津冀区域的 13 个地区进行等级分类. 采用自然断裂法的目的是使组间差距最大化, 且组内差距最小化^[16-17]. 依据旅游经济发展水平将 13 个地区分为发达区、次发达区、一般地区、落后地区 4 个等级.

3 基于 ESDA 分析的区域旅游经济差异分析

3.1 全局和局部空间自相关分析

如表 1、图 1 所示, 本研究将京津冀区域 2012—2022 年的旅游总收入数据导入 GeoDa 软件分析整体区域的相关性, 以对每年的 Z 值与 Moran's I 值进行计算.

表 1 京津冀区域 2012—2022 年旅游总收入的 Moran's I 值

年份	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022
Z 值	0.828 0	0.823 0	0.938 0	0.898 0	0.946 0	1.005 0	1.024 0	0.973 0	0.992 0	1.173 0	1.055 0
Moran's I 值	-0.045 6	-0.022 5	-0.021 4	-0.064 7	-0.023 4	-0.014 8	-0.017 8	-0.002 2	-0.003 3	0.000 7	0.004 3

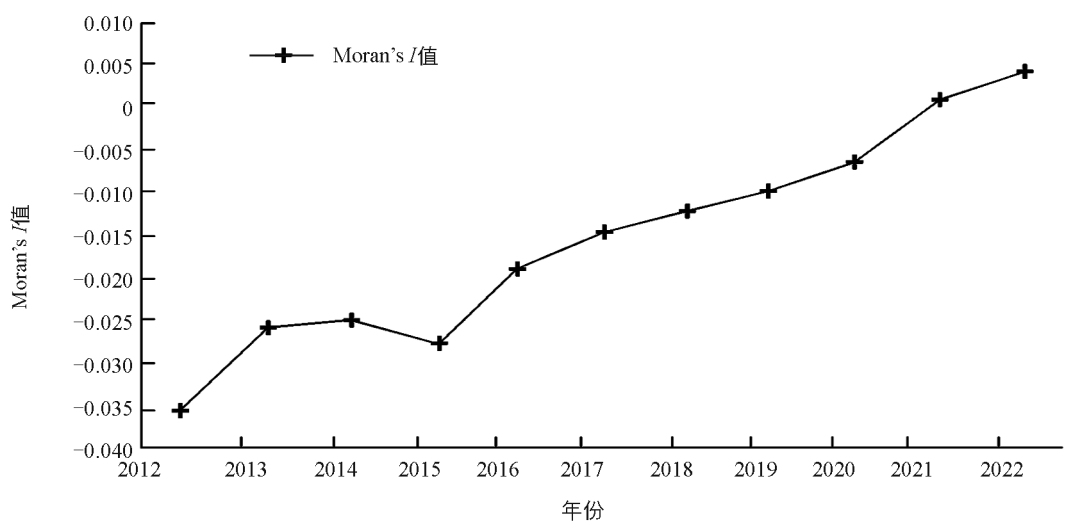


图 1 京津冀区域 2012—2022 年旅游总收入的 Moran's I 值趋势图

根据表 1 中的数据,京津冀区域 2012—2022 年旅游总收入的 Moran's I 值均为负数或接近 0,且 Z 值都在 0.8 以上。

首先,从 Moran's I 值来看,其取值范围为 $[-1, 1]$,负数表示空间区域负相关,即该区域内旅游经济发展水平表现出空间离散性。如 2012 年 Moran's I 值为 -0.0456 ,表明京津冀地区旅游经济在这一年呈现出一定的空间离散状态,各地区之间的旅游经济发展相互独立性较强,空间关联性较弱。随着时间推移, Moran's I 值虽有波动,但整体仍处于较低水平,如 2022 年 Moran's I 值为 0.0043 ,虽为正数但非常接近 0,说明区域内空间正相关性很弱,旅游经济发展水平较低或较高的地区没有明显的集聚性。

再看 Z 值, Z 值通常用于显著性检验。一般认为, Z 值大于一定标准时可以认为检验性是有统计学意义的。这里 Z 值都在 0.8 以上,说明这些年份的空间自相关分析在一定程度上是有统计学意义的,但结合 Moran's I 值的情况,可以推断出虽然存在一定的空间自相关性,但并不强烈。造成这种结果的机制可能有以下几点:一是京津冀在旅游资源、交通条件、市场需求等方面存在差异。例如,北京作为首都,拥有丰富的历史文化资源和强大的旅游市场吸引力,而河北的一些地区可能在资源和市场方面的竞争力相对较弱,导致旅游经济发展水平差异较大,呈现空间离散状态^[18-20]。二是各地旅游发展的政策和投入不同。

即使所有的莫兰指数都未通过显著性检验,但由图 1 可以得出京津冀各地区在旅游业的发展中展现出了集聚发展逐渐替代离散发展的趋势,在这个过程中,莫兰指数的值从负值转向正值,其过程为离散到相互独立,再由相互独立到集聚发展。在 2021 年以前, Moran's I 值均小于 0,即使数值范围都是 $[-0.1, 0]$,但也能看出空间分布状态偏向离散性。同时在图 1 中也可以看出,除 2015 年外均为上升趋势,并且在 2021 年 Moran's I 值达到了正值,并显现出了加速发展的趋势。

Moran's I 值代表一个全局指标,表现的是京津冀区域各地区在 2012—2022 年表现出的空间分布的各种状态,但是仅靠 Moran's I 值指标研究地区间的内部空间关联性还不够深入。因此,对京津冀地区 2012—2022 年的旅游总收入数据进行分析研究,并采用局部空间自相关分析方法对该区域旅游经济发展差异性进行研究。图 2 中分别为京津冀各个地区旅游总收入在 2012 年、2016 年、2020 年和 2022 年的 Moran 散点图。表 2 为京津冀区域 2012—2022 年旅游总收入的空间关联性。

由表 2 和图 2 可以看出,即使局部空间关联模式的变化较小,但是却能显现出明显的空间差异性。北京与周边地区具有较大的差异性,说明了自身与周边地区存在比较大的空间差异性。由表 2 可知,北京对周边地区一直保持了高-低空间关联模式,然而北京周边的保定、张家口、承德、唐山、沧州、廊坊等地却为低-高模式,同时也说明了北京周边地区旅游业的发展水平与北京相比还有很大的差距,可以用断层来

形容,表现为周围低、中间高的趋势.天津相对于周边临近地区始终为高-高空间关联模式且差异很小,说明了自身与周边地区存在比较小的空间差异性,其周边地区如北京、唐山、廊坊等地也有较高旅游业水平,天津与周边各地区的差距小于与北京的差距.

由图 2 中 Moran 散点图可以得出各地区间的空间关联性,然而并不能体现出显著性水平.因此,对相邻地区所表现出的差异性和相似度进行局部空间关联指数(LISA)分析,并应用 GeoDa 软件在显著性水平 $p=0.05$ 时计算出各个地区的 Moran 值,如表 3 所示.

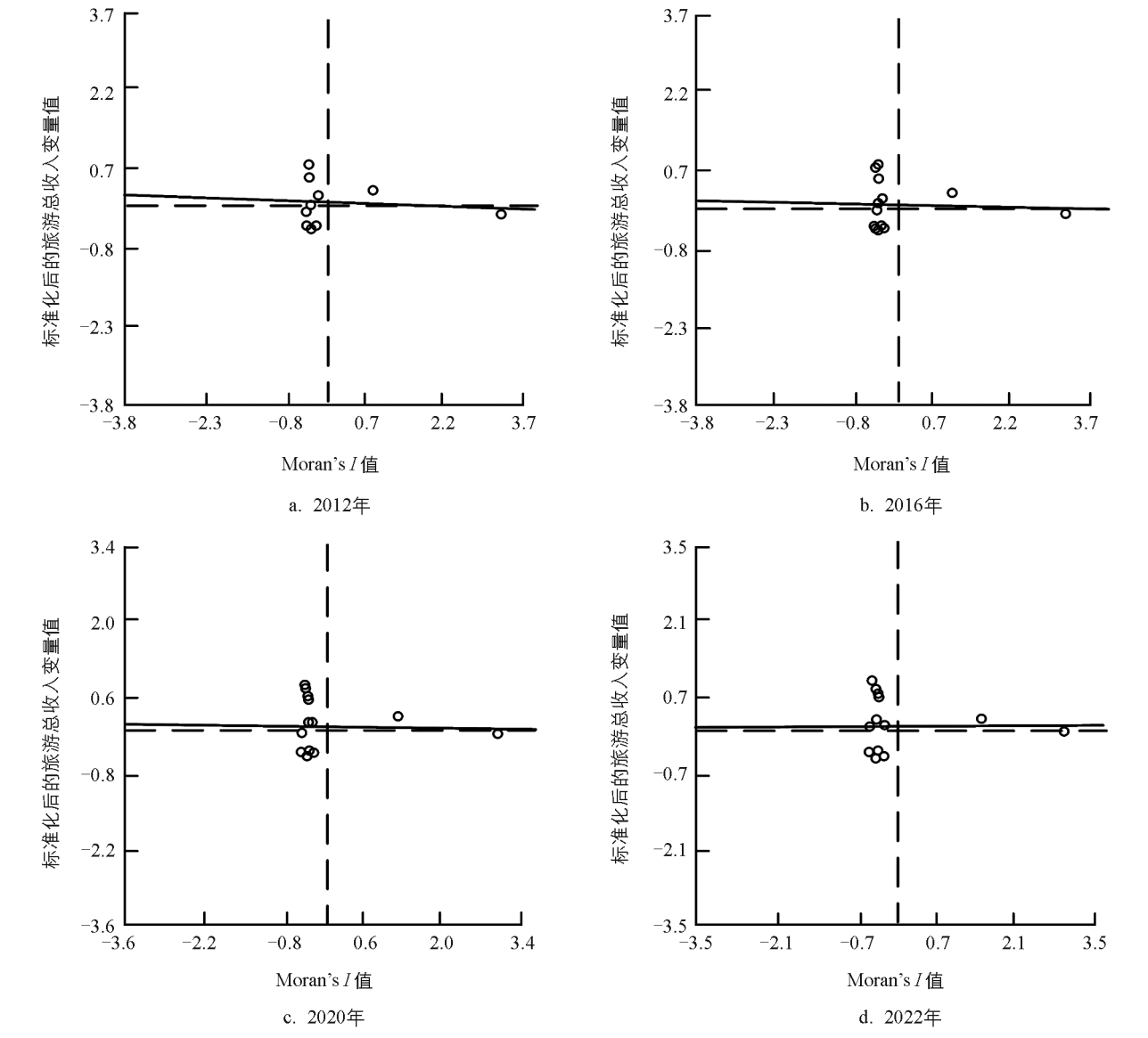


图 2 京津冀区域旅游总收入的 Moran 散点图

表 2 京津冀区域 2012—2022 年旅游总收入的空间关联性

2012—2019 年		2020—2022 年	
HL	北京	北京	
HH	天津	天津	
LL	邢台、秦皇岛、沧州、衡水、邯郸、石家庄	衡水、邯郸、石家庄、邢台、秦皇岛	
LH	张家口、廊坊、承德、唐山、保定	保定、张家口、承德、唐山、沧州、廊坊	

表 3 局部空间显著性水平与莫兰指数

年度 指标	2012 年		2016 年		2020 年		2022 年	
	PROB	LISA	PROB	LISA	PROB	LISA	PROB	LISA
北京	0.120 0	−0.395 0	0.130 0	−0.288 0	0.150 0	−0.148 0	0.070 0	−0.003 0
天津	0.340 0	0.254 0	0.300 0	0.302 0	0.310 0	0.335 0	0.300 0	0.335 0
秦皇岛	0.420 0	0.105 0	0.440 0	0.121 0	0.490 0	0.112 0	0.500 0	0.124 0
沧州	0.470 0	0.029 0	0.460 0	0.014 0	0.470 0	−0.003 0	0.500 0	−0.026 0
唐山	0.310 0	−0.017 0	0.260 0	−0.034 0	0.250 0	−0.065 0	0.250 0	−0.091 0
承德	0.080 0	−0.218 0	0.090 0	−0.216 0	0.030 0	−0.227 0	0.050 0	−0.232 0
邢台	0.390 0	0.143 0	0.150 0	0.148 0	0.150 0	0.172 0	0.160 0	0.187 0
石家庄	0.320 0	0.098 0	0.340 0	0.114 0	0.160 0	0.107 0	0.230 0	0.095 0
邯郸	0.130 0	0.142 0	0.220 0	0.149 0	0.250 0	0.176 0	0.240 0	0.189 0
张家口	0.050 0	−0.331 0	0.070 0	−0.322 0	0.140 0	−0.305 0	0.070 0	−0.288 0
保定	0.410 0	−0.054 0	0.460 0	−0.057 0	0.460 0	−0.046 0	0.410 0	−0.031 0
衡水	0.210 0	0.143 0	0.210 0	0.153 0	0.190 0	0.179 0	0.170 0	0.196 0
廊坊	0.040 0	−0.325 0	0.040 0	−0.312 0	0.040 0	−0.366 0	0.050 0	−0.401 0

注：PROB 代表统计显著性水平，它用于衡量观测到的空间模式不太可能产生于随机过程的概率。

汇总表 3 数据，发现大多数地区的莫兰指数并未达到 $p=0.05$ 的显著性水平，表明京津冀区域内大部分地区的空间关联性并不显著。对 LISA 值的分析显示，北京市的局部 Moran 指数从 2012 年的−0.395 增大至 2022 年的−0.003，其负值在逐年减小，表明其与邻近地区在旅游经济上的差异在减少，而其正负关联性的界限可能正处于转变之中。相对地，天津市在调查年份内一直保持着正的局部 Moran 指数，并逐渐增大，显示其与周边地区的相似度提高，反映出较强的空间正相关性。秦皇岛、邢台、邯郸和衡水等地表现出正的局部空间自相关性，并呈现稳定性或增长趋势。而承德与张家口表现出较为显著的负空间自相关性，与其周边地区的经济水平差异明显。保定、沧州、唐山等地的局部 Moran 指数则处于负值和正值的交界。分析可见，京津冀区域内存在一定的空间非均质性，多个地区在旅游经济上与临近地区的相关性不显著，尤其是北京和廊坊等地，这可能是由于各地区在旅游资源、经济发展策略和区位优势等方面的差异造成的。然而，天津市等正值 LISA 区域显示了一定的空间集聚模式，表明其对邻近地区产生了一定程度的经济带动效应^[21-23]。随着时间的推移，北京的负空间关联性减少，天津的正值逐年增加，两市的空间关联性正在逐步加强，表明京津冀旅游经济的整体发展趋于协调。

在 GeoDa 软件中导入 4 个年份的旅游总收入数据，并分析局部 Moran 集聚图，最后生成 LISA 集聚图，如图 3 所示。

由图 3 分析的结果可知，对于 2012 年和 2016 年，低-高(Low-High)类型的区域数量分别为 2 和 1，高-低(High-Low)类型的区域数量均为 0。说明在这两年中，没有明显的旅游总收入高水平区域集聚和低水平区域集聚现象，而有少量地区表现出低旅游总收入地区被高旅游总收入地区包围或高旅游总收入地区被低旅游总收入地区包围的情况。本研究设定的显著性水平值为 0.05。对于 2020 年和 2022 年，同样高-高和低-低类型区域数量为 0，低-高类型区域数量均为 2，高-低类型区域数量均为 0。对图 3 中的 LISA 集聚图进行分析后，发现 2020 年和 2022 年区域旅游经济的空间分布特征与 2012 年和 2016 年较为相似，没有出现明显的高值或低值集聚区域，仍有部分地区处于低旅游总收入地区被高旅游总收入地区包围的状态。总体来看，这几年间京津冀区域旅游经济在空间上的差异性较大，缺乏明显的集聚效应。

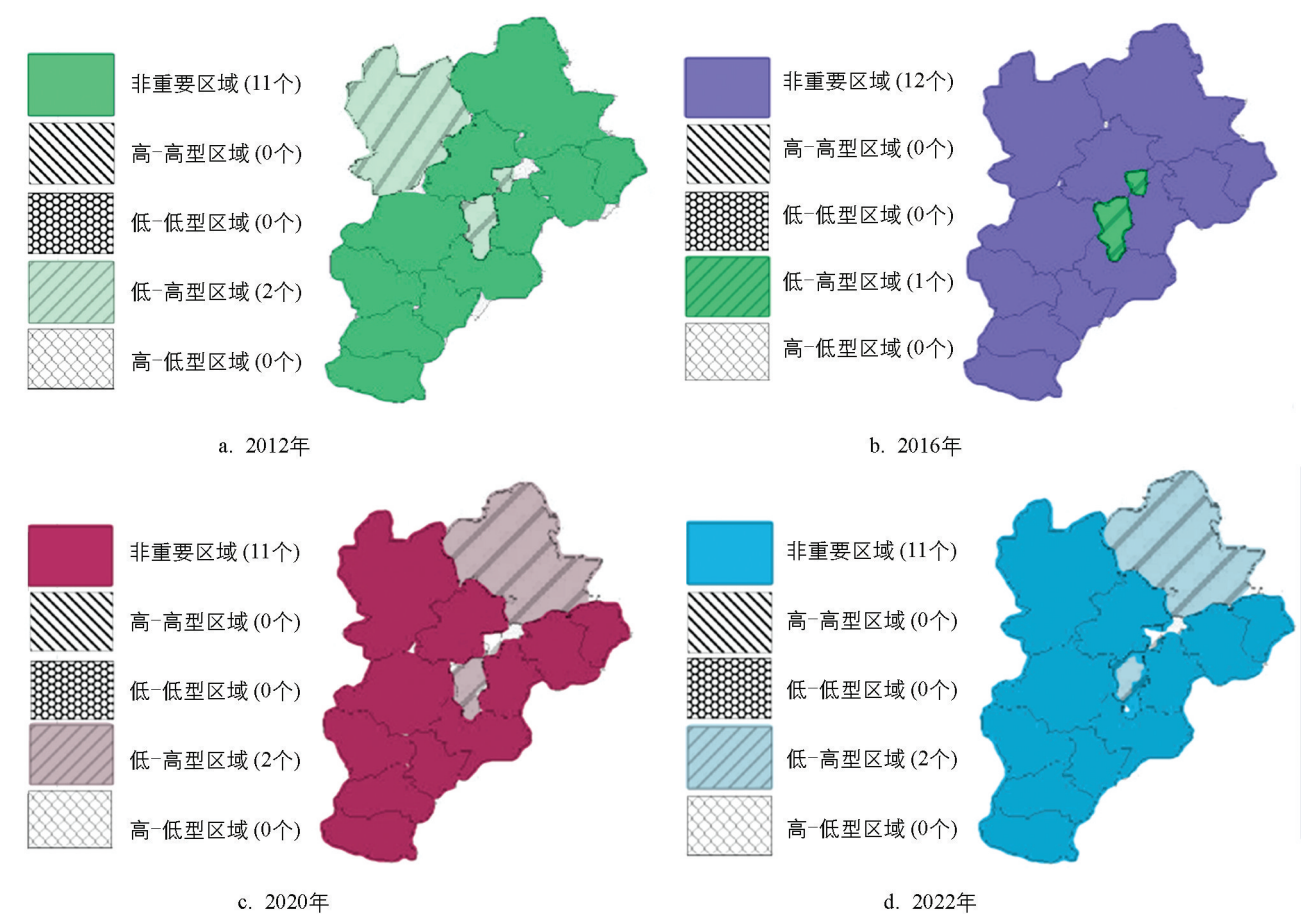


图 3 京津冀区域局部 LISA 集聚图

3.2 空间结构演变分析

根据前面的分析可以看出,北京、天津的旅游业发展水平和其他周边地区对比差异性非常明显,所以,分析京津冀区域的空间结构显得尤为重要.本研究对空间结构的演变进行分析,以找到区域内各地区在2012—2022年的变化情况.基于京津冀区域各个地区的旅游总收入数据,在软件 GeoDa 中应用自然断裂法对数据进行分级,得出四分位图,如图 4 所示.图 4 中的区间信息代表了不同年份京津冀各地区旅游总收入的分布区间,例如[5.26, 35.19]表示旅游总收入在 5.26(亿元)到 35.19(亿元)的地区(下同).

由图 4 可以看出,北京持续位于第一级,天津持续位于第二级.其他各个地区位于第三、第四级.显然,核心区域是北京与天津两大地区.另外,邢台、衡水、沧州和廊坊等地区长期位于旅游经济落后区.在 2012—2022 年,河北省内地区旅游经济处于一般区的地区数显著上升,由原来的石家庄、保定和秦皇岛地区扩大到了张家口、承德、唐山和邯郸等地区,并且大多都与天津、北京相邻.北京、天津在周边临近地区的扩散能力还不足够大,应对自身的旅游增长进行积极的发展,从而拉动旅游落后地区的经济发展^[24-25].在现阶段,京津冀区域各地区呈现出空间集聚形势,空间差异性较大.但该区域在发展上正处于由离散转向集聚的空间发展态势,正向整个区域旅游协同发展的模式前进.从图 4 中可以看出,随着时间的推移,旅游总收入的区间分布发生了变化.2012 年和 2016 年,较高收入区间如[485.14, 543.15]和[888.06, 938.06]的地区数量较少,而较低收入区间如[5.26, 35.19]和[60.53, 69.27]的地区数量较多.到了 2020 年和 2022 年,较高收入区间的地区数量有所增加,而较低收入区间的地区数量有所减少.这表明在 2012—2022 年,京津冀区域旅游总收入空间结构存在一定变化但总体格局较为稳定.北京、天津的旅游总收入水平较高,与周边地区差异明显,处于较高收入区间的往往是北京、天津,而大部分周边地区处于较低收入区间.这种空间结构演变显示出区域发展不平衡,核心城市的旅游经济

发展优势明显, 周边地区相对滞后, 缺乏明显的协同发展态势. 整体上, 京津冀区域需要进一步加强区域合作, 促进旅游经济的均衡发展, 以缩小地区间的差异.

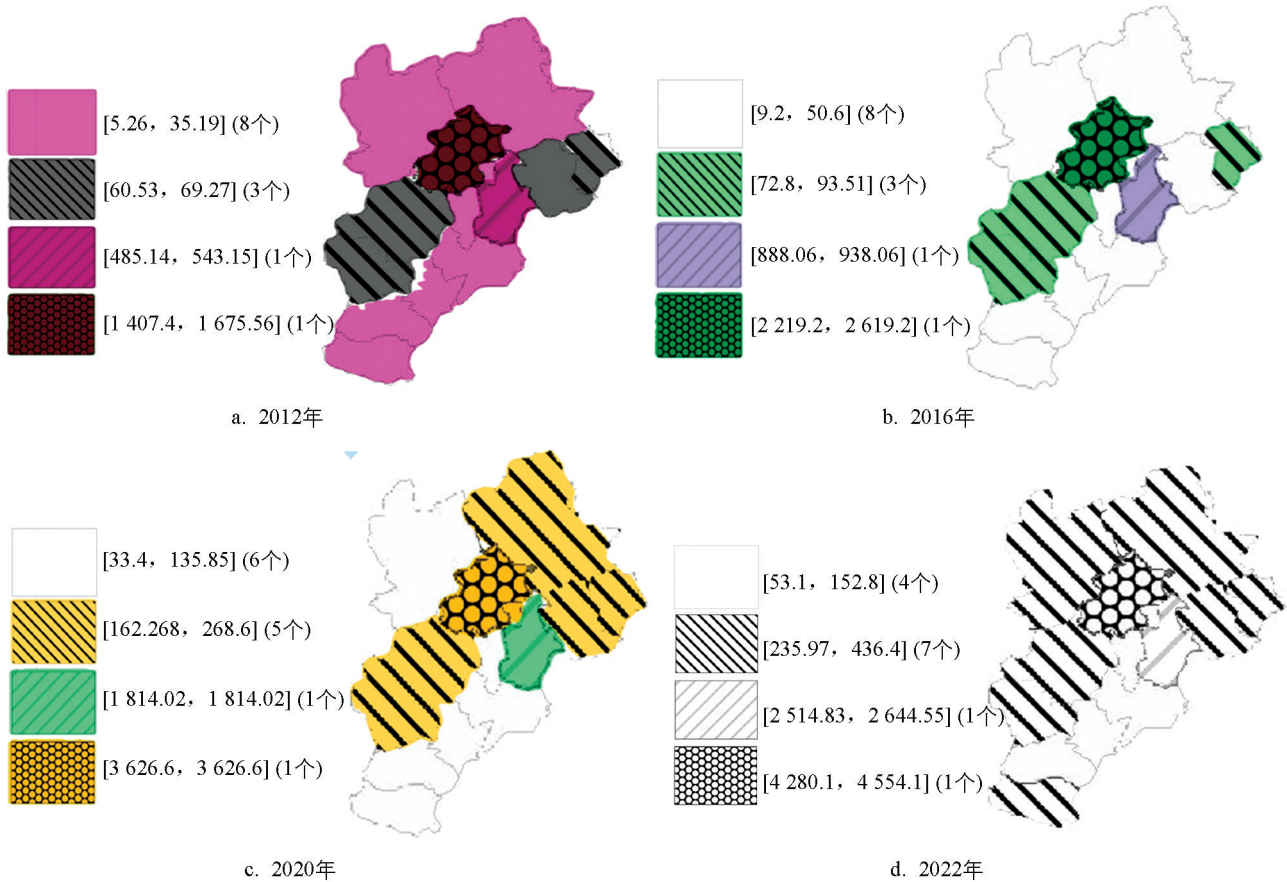


图 4 京津冀区域旅游总收入四分位图

4 结论及对策建议

本研究通过探索性空间数据分析(ESDA)方法, 重点分析了京津冀区域在 2012—2022 年旅游经济差异性和空间关联动态. 研究发现, 京津冀区域尽管在旅游总收入方面取得了一定发展, 但区域内部城市之间的旅游经济水平差距明显. 局部空间自相关分析揭示出北京、天津与周边地区之间的旅游经济相关性逐渐增强, 特别是天津市的空间正相关性从 2012 年的 0.254 增长至 2022 年的 0.335, 展现了与邻近地区的经济联动效应. 同时, 京津冀区域在 LISA 集聚图上未呈现出显著的旅游经济热点或冷点区域, 地方旅游经济活动较为分散, 协同发展尚未形成有效集聚. 尽管北京和天津的旅游经济有较强的辐射效应, 但其对于周边旅游落后地区带动作用有限. 南部城市如衡水地区的空间负相关性从 2012 年的 0.143 增至 2022 年的 0.196, 在该时间范围内旅游发展水平更加落后. 北京、天津需发挥其在旅游经济中的核心辐射作用, 而周边旅游较落后城市需开发独具特色的旅游资源和产品, 通过一系列策略提升旅游接待能力和服务水平. 研究不足之处在于, 本研究的数据分析主要依赖静态的时间序列数据, 未能包含更多动态变化信息, 未来研究可进一步细化捕捉各地区旅游经济发展的动态过程.

参考文献:

[1] 谢磊, 李景保, 曹洁. 湖北省入境旅游经济差异时空演变分析 [J]. 西部经济理论论坛, 2017, 28(1): 55-62.
[2] 谢磊, 李景保. 江苏省旅游经济空间差异及影响因素分析 [J]. 兰州财经大学学报, 2017, 33(1): 94-102.
[3] 彭睿娟. 欠发达地区旅游经济差异的空间分析——以甘肃省为例 [J]. 干旱区地理, 2017, 40(3): 664-670.

[4] 刘保强,熊理然,蒋梅英,等. 云南沿边地区县域经济的空间格局演化分析 [J]. 地域研究与开发,2017, 36(3): 29-35.

[5] 郝金连,林善浪,王利. 长江经济带入境旅游经济时空格局动态性——基于 ESDA&GWR 法 [J]. 长江流域资源与环境,2017, 26(10): 1498-1507.

[6] 关伟,郝金连,吴琼. 东北地区旅游经济增长时空演变特征研究——基于 ESDA 法 [J]. 地域研究与开发,2017, 36(4): 83-87.

[7] 关伟,郝金连,任启龙. 东北三省市域旅游经济发展空间分异研究——基于 ESDA 法 [J]. 旅游论坛,2017, 10(5): 69-79.

[8] 阎友兵,陈彪. 中国旅游投资时空差异演变及分布特征研究 [J]. 中南林业科技大学学报(社会科学版),2017, 11(6): 48-53, 91.

[9] 程金龙. 中原经济区省际边界区域经济格局时空演化 [J]. 经济地理,2018, 38(3): 30-36.

[10] 谢磊,李景保. 我国中部地区入境旅游经济差异时空演变分析 [J]. 西部经济管理论坛,2018, 29(2): 62-71.

[11] 吴媛媛,宋玉祥. 中国旅游经济空间格局演变特征及其影响因素分析 [J]. 地理科学,2018, 38(9): 1491-1498.

[12] 方叶林,黄震方,李经龙,等. 中国省域旅游经济增长的时空跃迁及其趋同研究 [J]. 地理科学,2018, 38(10): 1616-1623.

[13] 刘文生,叶持跃,马仁锋,等. 基于 ESDA-SNA 的城市旅游网络结构研究——以宁波市为例 [J]. 科技与管理,2016, 18(1): 92-99.

[14] 张莉,张克勇,王润飞. 基于 ESDA 的山西省县域旅游经济空间差异分析 [J]. 林业经济,2016, 38(9): 89-94.

[15] 陈国柱. 四川省旅游经济发展的时空动态分析 [J]. 乐山师范学院学报,2019, 34(1): 68-76.

[16] 孙晓. 中国旅游经济高质量发展区域差异性 & 协同性研究 [D]. 沈阳: 辽宁大学,2021.

[17] 孙晓,刘力钢,周洋,等. 中国不同地区旅游经济高质量发展差异性及时空演变研究 [J]. 地域研究与开发,2023, 42(1): 108-112, 131.

[18] 吕波,王辉,周仲鸿,等. 东北地区旅游经济差异与动态收敛性研究 [J]. 统计理论与实践,2021(12): 47-53.

[19] 杨洁,杨兴柱,朱跃,等. 国家重点生态功能区旅游经济差异及其影响因素研究 [J]. 旅游论坛,2022, 15(5): 14-27.

[20] 刘娟. 长沙县域旅游经济差异及其机理研究 [J]. 长沙大学学报,2021, 35(1): 26-33.

[21] 鲁欣. 山西省区域旅游经济时空分异演化研究 [J]. 湖北农业科学,2020, 59(11): 146-152, 194.

[22] 陈爱. 大别山区县域旅游经济差异及影响因素研究 [D]. 武汉: 华中师范大学,2019.

[23] 李清. 张吉怀旅游共同体构建研究 [D]. 吉首: 吉首大学,2020.

[24] 陈思玉. 四川旅游经济差异及影响因素的空间计量研究 [D]. 桂林: 广西师范大学,2022.

[25] 刘源. 呼包鄂区域旅游经济差异及影响因素研究 [D]. 呼和浩特: 内蒙古财经大学,2022.

责任编辑 廖坤