

DOI: 10.5846/stxb201807191557

夏四友, 赵媛, 文琦, 许昕, 崔盼盼, 唐文敏. 喀斯特生态脆弱区贫困化的时空动态特征与影响因素——以贵州省为例. 生态学报, 2019, 39(18):

Xia S Y, Zhao Y, Wen Q, Xu X, Cui P P, Tang W M. Spatiotemporal dynamics and influencing factors of poverty in ecologically fragile areas of a karst region: A case study of Guizhou Province. Acta Ecologica Sinica, 2019, 39(18):

喀斯特生态脆弱区贫困化的时空动态特征与影响因素 ——以贵州省为例

夏四友^{1,3}, 赵媛^{1,2,3,*}, 文琦⁴, 许昕^{1,3}, 崔盼盼^{1,3}, 唐文敏^{1,3}

1 南京师范大学地理科学学院, 南京 210023

2 南京师范大学金陵女子学院, 南京 210097

3 江苏省地理信息资源开发与利用协同创新中心, 南京 210023

4 宁夏大学资源环境学院, 银川 750021

摘要: 贵州省属于西南喀斯特生态脆弱与集中连片特困的复合区域, 研究其贫困化的时空动态与影响因素, 对该地区精准脱贫具有重要意义。本文以贫困发生率为指标, 采用 ESTDA 框架对 2003—2015 年贵州省贫困化时空动态特征进行分析, 并结合地理探测器分析其影响因素。结果表明: (1) 贵州省贫困化具有显著的空间正相关性, 出现了贫困化相似县域相邻分布的空间集聚效应, 局部趋势上两级分化趋势明显, 空间结构呈典型的“核心边缘”模式。(2) 贫困化局部空间结构和空间依赖方向上都具有较强的稳定性; 出现协同增长型的县域有 53 个, 表明贫困化空间格局具有明显的空间整合性。(3) 贫困化具有较强的局部空间关联模式和空间转移性, 表现为一定的路径依赖或空间锁定特征。(4) 各因素对贫困化的影响力存在一定差异, 农民可支配收入是影响贫困化主要因素, 海拔、坡度和植被覆盖度等自然因素影响较小; 任意两个因素交互探测后对贫困化的影响均强于单个因素的影响, 且解释力表现为非线性增强和双线性增强两种类型。

关键词: 贫困发生率; 时空动态; LISA 时间路径; 地理探测器; 贵州省

Spatiotemporal dynamics and influencing factors of poverty in ecologically fragile areas of a karst region: A case study of Guizhou Province

XIA Siyou^{1,3}, ZHAO Yuan^{1,2,3,*}, WEN Qi⁴, XU Xin^{1,3}, CUI Panpan^{1,3}, TANG Wenmin^{1,3}

1 School of Geography Science, Nanjing Normal University, Nanjing 210023, China

2 Jinling College, Nanjing Normal University, Nanjing 210097, China

3 Jiangsu Center for Collaborative Innovation in Geographical Information Resource Development and Application, Nanjing 210023, China

4 College of Resources and Environment, Ningxia University, Yinchuan 750021, China

Abstract: Guizhou Province is a composite of ecologically fragile areas of karst landscape and contiguous destitute areas, and examining the spatial and temporal dynamics of poverty and the factors that influence it has important theoretical and practical significance for targeted poverty alleviation in Guizhou Province. Taking the incidence of poverty as a research index, we analyzed the spatial-temporal dynamic evolution of poverty in Guizhou Province from 2003 to 2015 using the ESTDA framework, and analyzed the factors influencing the spatial pattern using the Geo-detector model. The main conclusions drawn from our analyses are as follows: (1) The poverty among counties shows significant positive spatial autocorrelation and we detected a spatial agglomeration effect of the neighboring distribution of similar counties in relation to

基金项目: 国家自然科学基金重点基金项目(41430635); 国家自然科学基金项目(41661042)

收稿日期: 2018-07-19; **网络出版日期:** 2019-00-00

* 通讯作者 Corresponding author. E-mail: zhaoyuan@njnu.edu.cn

poverty. At the local level, a two-level differentiation trend in county poverty is obvious, and the spatial structure of poverty shows a typical “core edge” model. (2) The local spatial structure and spatial dependence direction of poverty have strong stability. There are 53 counties showing collaborative growth, indicating that there is a strong spatial integration of poverty in Guizhou Province. (3) The spatial association model and spatial transfer inertia are characterized by a certain degree of path-dependence or spatial lock-in characteristics. (4) There are certain differences in the influence and significance of various factors relating to poverty. The disposable income per rural capita is the main factor affecting poverty, and the influences of altitude, slope, and vegetation coverage are relatively small. The influence of any two factors on poverty after interaction is stronger than that of any single factor, and the explanatory force shows two types of enhancement: nonlinear or bilinear.

Key Words: poverty incidence; spatiotemporal dynamics; LISA time path; Geo-detector; Guizhou Province

贫困作为全球性的重大现实难题,消除贫困是人类社会可持续发展的重要目标之一,一直以来也受到各级政府的重视^[1-2]。国家先后制定实施了《国家八七扶贫攻坚计划(1994—2000年)》、《中国农村扶贫开发纲要(2001—2010年)》及《中国农村扶贫开发纲要(2011—2020年)》等,明确提出要把消除绝对贫困作为扶贫开发工作的首要任务。经过多年努力,中国扶贫、脱贫事业取得突破性进展,2015年中国对全球减贫的贡献率超过70%,贫困发生率从1978年的30.7%下降到2015年的5.7%^[3-4]。而新时期,以农村贫困面大、发生率高、绝对贫困人口数量多等为基本特征的农村贫困问题日益凸显,反贫困斗争也出现了减贫速率放缓、扶贫压力增大的情况^[5-6],需要对农村贫困化的时空动态及其影响因素进行更精准的识别,从而更有效实施精准扶贫、精准脱贫。

通过梳理文献发现,空间贫困陷阱的概念和内涵及存在性检验^[7-8],地理区位^[9]、资源条件^[10]、社会制度^[11]及公共设施^[12]等因素对农村贫困的影响机理,区域贫困的测算及贫困地图的绘制^[13-14],区域贫困瞄准及其扶贫成效评估^[15-16]等成为国际贫困研究的热点议题。国内学者也分别对生态环境与区域贫困的耦合关系^[17-18]、农村贫困的地理识别与区划^[19-20]、贫困与地理要素耦合关系^[21-22]、区域贫困空间识别与模拟^[23-24]、贫困综合测度与减贫瞄准^[25]等进行了大量实证研究。但上述研究较少考虑贫困化的空间依赖性和异质性。近年来,采用空间分析方法从空间视角对贫困化的空间格局进行研究的成果日益增多,如赵雪雁等^[3]对石羊河流域农村多维贫困的时空格局的研究,王永明等^[26]对贵州省乡村贫困空间格局的研究,武鹏等^[27]对陕西山阳县农村贫困化空间分异的分析,文琦等^[28]对黄土高原村域多维贫困空间异质性的研究,迟瑶等^[29]对连片特困区贫困县经济时空格局演变关系的研究等。时空研究能够对贫困化的演化进行有效表达,然而目前对于贫困化的时间过程与空间格局分析大多是分离的,数理统计及空间分析仅能从时间或空间单一视角揭示贫困化的时空格局特征,且更多测度的是贫困化时空格局的截面特征。因此,利用时空交互的方法整合时间与空间维度更能反映贫困化的时空动态特征。

贵州省作为我国西南喀斯特生态脆弱和集中连片特困复合区,省内喀斯特地貌发育,生态环境脆弱,经济基础薄弱、贫富差距悬殊,并且在教育、劳动能力、生计产业、技术等方面相对滞后,新时期如何推进该地区精准脱贫、全面脱贫成为政府与学界亟待解决的问题。鉴于此,本文以2003—2015年贵州省贫困发生率为研究指标,引入Rey提出的探索性时空数据分析(Exploratory Time-Space Data Analysis, ESTDA)框架^[30],克服以往探索性空间数据分析(Exploratory Space Data Analysis, ESDA)只针对截面数据,而忽视时间维度的时空动态性问题^[31],综合集成LISA(Local Indicators of Spatial Association)时间路径、LISA时空跃迁等方法对2003—2015年贵州省贫困化时空动态特性进行探索,并运用地理探测器模型识别每个影响因子对贫困化的效应强度,以及影响因子间的交互作用,以期对贵州省有效实施精准扶贫、精准脱贫战略提供参考和借鉴。

1 研究区生态环境与贫困概况

贵州省地处云贵高原东部,国土总面积17.62万km²,境内山地和丘陵面积高达92.5%,喀斯特发育典型,

生态环境脆弱。据 2010 年遥感监测数据^[32],喀斯特面积 10.91 万 km², 占全省国土面积的 61.9%, 是我国西南喀斯特生态脆弱区分布最广, 最为典型的地区^[33]。同时也是我国少数民族最集聚、贫困面最广、贫困程度最深、贫困发生率最高的地区之一。2010 年“六普”数据显示, 全省共有 54 个民族, 少数民族人口 1254.80 万, 占总人口的 36.11%^[34]。2015 年全省有 9000 个贫困村, 扶贫开发重点县国土面积 11.63 万 km², 占全省国土面积的 66.0%; 扶贫开发重点县年末常住人口 1787.22 万人, 占全省的 49.7%; 农村贫困人口约 493.00 万人, 贫困发生率 14.0%^[35]。

2 研究方法 with 数据来源

2.1 研究方法

2.1.1 探索性空间数据分析 (ESDA)

采用探索性空间数据分析 (ESDA) 对贵州省贫困化进行全局和局部空间自相关分析, 从全局和局部视角考察贫困化在空间上的关联格局。鉴于该方法应用已较为成熟, 在此不再赘述, 具体原理及步骤参见参考文献^[36]。

2.1.2 LISA 时间路径

LISA 时间路径通过融入时间维度, 使静态的 LISA 实现动态的连续表达^[37], 用来反映贫困化的局部时空协同变化特征。县域 i 的贫困发生率在 Moran's I 散点图中的时间路径可看作一组向量 $[(y_{i,1}, yL_{i,1}), (y_{i,2}, yL_{i,2}), \dots, (y_{i,t}, yL_{i,t})]$ ^[38]。其中, $y_{i,t}$ 为 i 县在 t 年的贫困发生率标准化值, $yL_{i,t}$ 为 i 县在 t 年的空间滞后量。LISA 时间路径的几何特征通常用相对长度 (N_i) 和弯曲度 (D_i) 表示, 计算公式分别为^[39]:

$$N_i = \frac{n \times \sum_{t=1}^{T-1} d(L_{i,t}, L_{i,t+1})}{\sum_{i=1}^n \sum_{t=1}^{T-1} d(L_{i,t}, L_{i,t+1})}, D_i = \frac{\sum_{t=1}^{T-1} d(L_{i,t}, L_{i,t+1})}{d(L_{i,t}, L_i, T)} \quad (1)$$

式中: n 为县域单元数量; T 为年度间隔; $L_{i,t}$ 为 i 县在第 t 年的 LISA 坐标 ($y_{i,t}, yL_{i,t}$); $d(L_{i,t}, L_{i,t+1})$ 为 i 县从第 t 年到 $t+1$ 年移动距离; $d(L_{i,t}, L_{i,T})$ 为 i 县从第 t 年到末年移动距离。 N_i 越大, 表明贫困化具有更加动态的局部空间依赖关系和局部空间结构, 即贫困化 Moran's I 散点随时间推移的迁移路径稳定性较差; D_i 越大, 表明贫困化呈现更加动态的局部空间依赖方向和更加波动的增长过程, 同时自身贫困化随时间推移增幅越显著或波动越剧烈。

2.1.3 LISA 时空跃迁

LISA 时空跃迁可用于揭示地理现象的空间依赖性^[40], Local Moran's I 散点图在不同局部类型间演化的过程可用转移概率矩阵和时空跃迁来表征^[41]。Rey 将时空跃迁划分为 $Type_0$, $Type_1$, $Type_2$ 和 $Type_3$ 四种类型^[42]。其中 $Type_0$ 表示县域自身与相邻县域间不发生形态间的跃迁; $Type_1$ 表示县域自身跃迁, 但邻域不变, 包括 $HH_t \rightarrow LH_{t+1}$, $HL_t \rightarrow LL_{t+1}$, $LH_t \rightarrow HH_{t+1}$, $LL_t \rightarrow HL_{t+1}$; $Type_2$ 表示县域自身不变, 但邻域跃迁, 包括 $HH_t \rightarrow HL_{t+1}$, $HL_t \rightarrow HH_{t+1}$, $LH_t \rightarrow LL_{t+1}$, $LL_t \rightarrow LH_{t+1}$; $Type_3$ 表示县域与邻域都跃迁, 该类型又可分为 $Type_{3A}$ ($HH_t \rightarrow LL_{t+1}$, $LL_t \rightarrow HH_{t+1}$) 和 $Type_{3B}$ ($HL_t \rightarrow LH_{t+1}$, $LH_t \rightarrow HL_{t+1}$), 前者表示县域与邻域的跃迁方向一致, 后者表示二者的跃迁方向相反。Rey 采用时空流动与时空凝聚来表征研究对象的空间格局路径依赖和锁定特征^[43], 二者可表示为:

$$\text{时空流动 (SF):} \quad SF = \frac{Type_1 + Type_2}{m} \quad (2)$$

$$\text{时空凝聚 (SC):} \quad SC = \frac{Type_1 + Type_{3A}}{m} \quad (3)$$

式中: $Type_1$, $Type_2$ 和 $Type_{3A}$ 分别表示 $Type_1$, $Type_2$ 和 $Type_{3A}$ 的跃迁数; 在本文中, $m = (2015 - 2003) \times 82 = 984$ 。

2.1.4 地理探测器

“地理探测器”是由王劲峰等基于空间叠加技术和集合论而提出的用于探测被解释变量及其解释因子的空间分布是否一致的空间分析方法^[44-45],本文采用地理探测器方法对贵州省贫困化分布格局的影响因子进行分析,公式如下:

$$P_{U,D} = 1 - \frac{1}{n\sigma_U^2} \sum_{i=1}^m n_{D,i} \sigma_{UD,i}^2 \quad (4)$$

式中: $P_{U,D}$ 为影响因素对贫困化的影响力,值域为 $[0, 1]$,值越大,则说明影响因素对贫困化的解释力越强; $n_{D,i}$ 为次一级区域样本数; n 为整个区域样本数; m 为次级区域个数;整个区域 σ_U^2 为贫困发生率的方差; $\sigma_{UD,i}^2$ 次一级区域的方差,详细解释参考文献^[46]。

2.2 数据来源

本文的主要数据来自 2004—2016 年《贵州省统计年鉴》。在影响因素中,到省会和到所在市中心距离以各县城到贵阳市和所在地级市市中心的距离衡量,数据来自网站(<http://tools.2345.com/jiaotong/lc.htm>)查询的距离;海拔和坡度来自 30 m×30 m 的贵州 DEM 数据,采用 ArcGIS10.2 进行栅格统计处理和坡度分析;植被指数为 2000、2005 和 2010 年 16 d 最大的合成 Terra-MODIS L3 级产品数据,通过 MRT 转换,投影转换、轨道镶嵌、重采样操作,最大合成法(MVC)得到。考虑到行政区划的调整,将观山湖区、南明区、云岩区、花溪区、乌当区、白云区统一划为贵阳市区,2005 年以后,将黄花岗区和汇川区统一划为遵义市区,合并处理后得到 82 个县域单元。

3 贵州省贫困化时空动态格局分析

3.1 贫困化全局变化特征

采用 GeoDa 软件计算 2003—2015 年贵州省贫困化的 Global Moran's I 指数(表 1),从全局考察贫困化的空间格局。

表 1 2003—2015 年贵州省贫困化 Global Moran's I 指数

Table 1 Global Moran's I of the rural poverty in Guizhou province

年份 Year	Moran's I	z	p	年份 Year	Moran's I	z	p
2003	0.286	3.873	0.000	2010	0.386	5.167	0.000
2004	0.291	3.943	0.000	2011	0.397	5.309	0.000
2005	0.290	3.930	0.000	2012	0.461	6.146	0.000
2006	0.287	3.894	0.000	2013	0.455	6.066	0.000
2007	0.301	4.073	0.000	2014	0.479	6.376	0.000
2008	0.399	5.341	0.000	2015	0.494	6.569	0.000
2009	0.387	5.178	0.000				

2003—2015 年贵州省贫困化 Global Moran's I 指数均大于 0,通过 1% 的显著性检验,表明贫困化较高的县域和较低的县域在空间上均趋于相邻,即贫困化总体上具有显著的集聚特征。研究期内贫困化 Global Moran's I 值从 0.286 上升到 0.494,总体呈现在波动中上升态势,表明贫困化空间相关显著性和趋同性不断增强,空间差异逐渐缩小。

3.2 贫困化局部空间关联格局

基于 GeoDA 软件计算得到 2003、2009 和 2015 年贵州省贫困化局部空间自相关指数,并借助 ArcGIS12.0 软件进行可视化表达,结果如图 1 示。

(1) 贫困化两级分化明显。贵州省贫困化空间格局的“俱乐部”趋同趋势和极化趋势明显,两级分化严重。即自身同周边县域贫困发生率都高、自身同周边县域贫困发生率都低态势。具体而言,2003—2015 年,

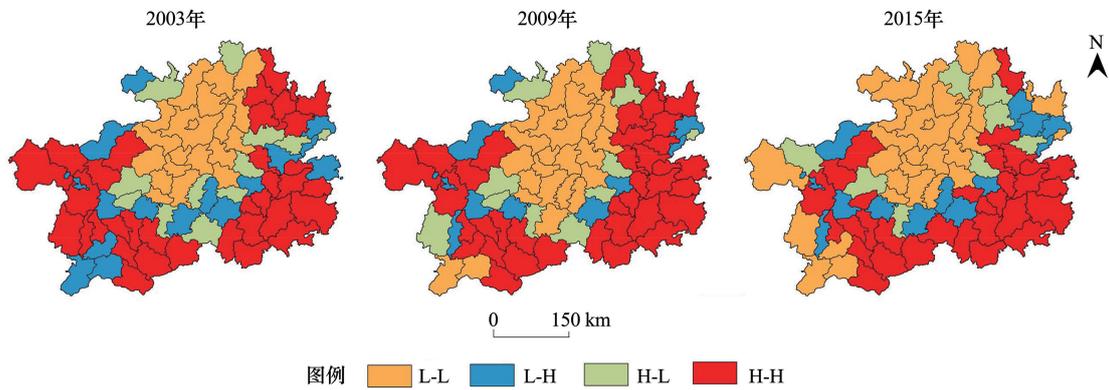


图1 县域贫困化的LISA冷热点

Fig.1 The spatial pattern of LISA of poverty at county level

贫困化属于 H-H 类型的县域数量由 34 个减少到 31 个,而 L-L 类型县数由 2003 年的 20 个增加到 2015 年的 30 个,H-H 类型和 L-L 类型的占比由 2003 年的 65.85% 上升到 2015 年的 74.39%,超过所有县域数量的 2/3。

(2) 贫困化局部空间关联格局保持相对稳定。出现贫困化 H-H 集聚的县域,与贵州省境内连片特困区分布的贫困县大体相符。研究期内同类型贫困化县域集中分布的格局变化较稳定,具体而言,贫困化 H-H 类型区主要分布在贵州省的东南部和西南部的部分地区,L-L 类型区主要分布在贵州中北部,L-H 类型区和 H-L 类型区分散分布在 H-H 类型区和 L-L 类型区之间,处于 H-H 类型和 L-L 类型的过渡地带。

(3) 贫困化呈典型的“核心边缘”空间结构。黔中地区是贵州省的经济重心,经济发达,区位优势明显,为低贫困化区,而黔中外围是典型的边缘化区域,经济发展相对滞后,形成外围“普困陷阱”,且这种贫困化“核心边缘”模式并未因经济的发展和区域发展政策的实施而发生变迁,且具有明显的稳定性和延续性。

3.3 局部空间关联格局动态演化

3.3.1 几何特征

采用 ArcGIS10.2 软件中自然间断点法将时间路径几何特征由低到高划分成低相对长度(弯曲度)、较低相对长度(弯曲度)、较高相对长度(弯曲度)、高相对长度(弯曲度)4 种类型,并对 LISA 时间路径相对长度和弯曲度进行可视化表达(图 2)。

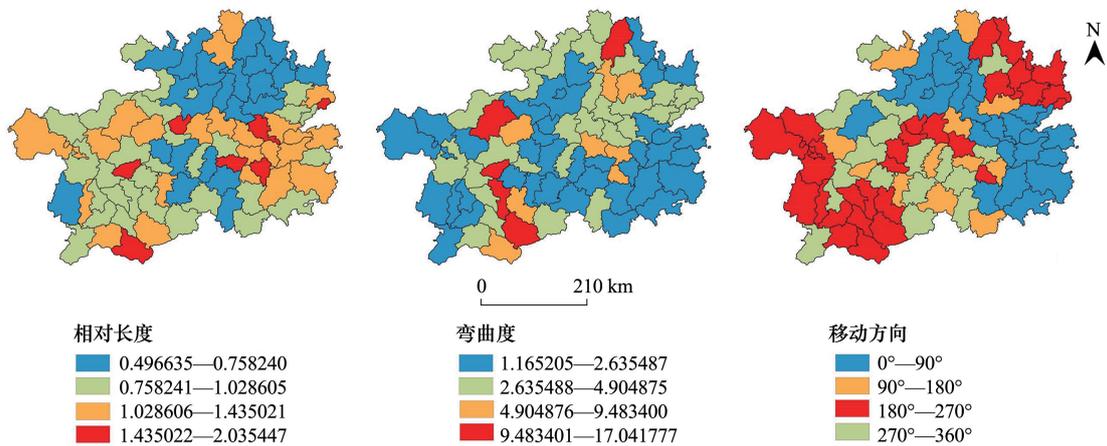


图2 LISA 时间路径几何特征的空间分布

Fig.2 The spatial pattern of geometrical characteristics of LISA time trajectories at county level

贵州省贫困化 LISA 时间路径移动低相对长度的县域有 21 个,占总数的 25.61%,较低相对长度的县域有 30 个,占总数的 36.58%,较高相对长度的县域有 24 个,占总数的 29.27%,高相对长度的县域有 7 个,占总数的

的 8.54%;低相对长度和较低相对长度的县域数量占有所有县域的 62.19%。表明在研究时段内贵州省贫困具有较稳定的局部空间结构。相对长度总体呈北部和南部向中东部递增趋势,东部地区更具有局部空间结构的强烈动态性,北部具有较为稳定的局部空间结构。其中施秉县(2.035)、普定县(1.979)、麻江县(1.853)三个县 LISA 时间路径长度超过 1.8,为移动相对长度最长的县域;思南县(0.497)、贵定县(0.558)、印江县(0.595)为时间路径移动最短的县域,LISA 时间路径长度不足 0.6。

贵州省贫困化 LISA 时间路径移动低弯曲度的县域有 39 个,占总数的 47.56%,较低弯曲度的县域有 30 个,占总数的 36.58%,较高弯曲度的县域有 8 个,占总数的 9.76%,高弯曲度的县域有 5 个,占总数的 6.10%;低弯曲度和较低弯曲度的县域数量占有所有县域的 84.14%。表明 2003—2015 年贵州省贫困化具有波动性较弱的局部空间依赖变化过程。低弯曲度和较低弯曲度县域呈面状分布在全省大部分县域,而高弯曲度县域主要分布在西部偏南地区。其中 LISA 时间路径弯曲度最大的县域依次为务川县(17.042)、望谟县(15.903)和镇宁县(15.302),务川县在空间依赖方向上具有最大的波动性,表明务川县及其邻域县域的贫困化空间结构具有较强的波动特征;而 LISA 时间路径弯曲度最小县域依次为天柱县(1.165)、榕江县(1.361)、镇远县(1.362),其中天柱县在空间依赖方向上具有最大的稳定性,表明天柱县及其邻域县域贫困化结构波动特征不显著。

3.3.2 移动方向

采用 LISA 移动方向分析贫困化空间格局变化空间整合特征。基于移动方向平均水平将其分成 4 种类型:高-高型(0° — 90°),低-高型(90° — 180°),低-低型(180° — 270°),高-低型(270° — 360°)。其中,高-高型表示县域及相邻县域的贫困发生率具有高增长趋势,低-高型表示县域贫困发生率呈低增长趋势,而相邻县域呈高增长趋势;低-低型表示县域及相邻县域的贫困发生率均呈低增长趋势;高-低型表示县域贫困发生率呈高增长趋势而相邻县域呈低增长态势。高-高型和低-低型也叫协同增长型,表示县域及其相邻县域贫困发生率呈整合的空间动态性。

整体来看,协同增长型县域共有 53 个,占贵州省县域的 64.43%,表明在研究时段内贵州省贫困化空间格局演化具有较强的空间整合性(图 2),即 2003—2015 年贵州省县域及相邻县域贫困化整体呈高(低)增长趋势明显。其中协同高增长型县域有 24 个,占协同增长型县域的 45.28%,协同低增长型县域有 29 个,占协同增长县域单元的 54.71%。说明贵州省贫困化协同低增长型县域占据较大比重。从贫困化移动方向空间分布看,呈现协同高速增长特征的县域主要集中在东南部和北部地区,而协同低增长型的县域主要集中在东北部、中部和西南部,呈 3 个协同低速增长核心特征。而县域单元与其邻域单元呈现反向增长方向的县域大多分布在贵州省中部偏西、偏南县域。

3.4 贫困化 LISA 时空跃迁分析

进一步采用 Rey 提出的转移概率矩阵和时空跃迁来描述贵州省贫困化局部空间关联类型的转移特征和演化过程(表 2)。

表 2 Moran 散点图的时空跃迁矩阵

Table 2 Spatial temporal transition matrices of Moran scatter plots

时段 Period	$t/t+1$	HH	LH	LL	HL	类型 Type	数量 Number	比例 Proportion	SF	SC
2003—2015 年	HH	0.952	0.012	0.002	0.034	$Type_0$	911	0.926	0.071	0.929
	LH	0.024	0.904	0.072	0.000	$Type_1$	25	0.025		
	LL	0.007	0.029	0.949	0.015	$Type_2$	45	0.046		
	HL	0.083	0.000	0.091	0.826	$Type_3$	3	0.003		

贵州省贫困化空间凝聚较强,空间格局稳定,路径依赖和锁定特征明显。最普遍的跃迁是类型 $Type_0$ (表 2),表明多数县域在 2003—2015 年内均未发生显著的时空跃迁,Moran's I 散点保持在同一象限内($Type_0$)的

概率达 92.9%,即 Moran's I 散点图的时空凝聚为 0.929,时空流动仅为 0.071,除 $HH_t \rightarrow LL_{t+1}$ 、 $LL_t \rightarrow HH_{t+1}$ 的迁移概率为 0.002 和 0.007 外,其他均未出现 $Type_3$ 的跃迁,证明贵州省贫困化分布具有较强的转移惰性,即贫困化的空间格局表现出路径依赖和锁定特征,多数县域均未发生显著的时空跃迁,贫困化分布的空间凝聚很强,空间格局稳定,各县域在短期内难以改变其当前的贫困化分布状况。

4 贵州省贫困化影响因素识别

4.1 贫困化空间分异格局影响指标体系构建

贫困化受多种因素的综合影响。基于已有研究成果^[4,26-28,47],同时鉴于数据的可得性,本文以各县域贫困发生率为因变量,自变量从社会经济因素、区位因素及自然因素三个维度选取。社会经济因素:产业结构(X_1):以第二、三产业总产值占 GDP 比重表征;农民收入(X_2):以农民可支配收入表征;工业化水平(X_3):取工业总产值;政府投入力度(X_4):取政府财政支出;区位因素:分别以到省会距离(X_5)、到所在市中心距离(X_6)表示;自然因素:分别以海拔(X_7)、坡度(X_8)、植被指数(X_9)表示。

4.2 贫困化空间分异格局影响因素分析

依据地理探测器模型,对贫困化影响因素影响力进行测算,可得到各影响因素对贵州省贫困化的影响力 q 值(表 3)。

表 3 2003 年、2009 年和 2015 年贵州省贫困化影响因素影响力测度

Table 3 Impact of elements on poverty in Guizhou Province in 2003, 2009 and 2015

影响因素 Influencing factors		X_1	X_2	X_3	X_4	X_5	X_6	X_7	X_8	X_9
2003 年	q	0.297	0.757	0.340	0.290	0.159	0.242	0.083	0.164	0.135
2009 年	q	0.273	0.697	0.429	0.227	0.220	0.262	0.132	0.199	0.159
2015 年	q	0.296	0.654	0.404	0.218	0.244	0.234	0.169	0.162	0.216

从各影响因素影响力变化情况来看,贵州省贫困化整体上表现出多因素复合影响的特征,各因素对贫困化的影响力表现出一定差异性,影响力上升的幅度大于下降幅度。农民收入、工业化水平、产业结构和到所在市中心距离是贵州省贫困化空间分异的主要影响因素,除 2003 年和 2009 年海拔因素未通过显著性检验外,其他因素均在 0.05 水平上显著。

农民可支配收入是影响贵州省贫困化的主要因素,2003 年、2009 年和 2015 年其影响力分别为 0.757、0.697 和 0.654,高居各影响因子之首,但影响力呈现下降态势,一定程度上反映了贵州省出现农村收入型绝对贫困向多维相对贫困的逐渐过渡。工业化发展在降低贫困化具有重要作用,三期数据中其影响力分别为 0.340、0.429 和 0.404,这是因为工业化是区域社会经济和现代化发展的重要表征,工业化水平的提升可以有效带动地区经济的发展,减弱贫困程度。产业结构对贫困化的影响力排名第三,2003 年、2009 年和 2015 年其影响力分别为 0.297、0.273 和 0.296,对贫困化的影响力保持相对稳定态势,第二、三产业比重越高,代表着产业结构由低度水平向高度水平转移的动态过程,也代表优势产业、技术产业和旅游业等现代服务业发展水平较高,从而减弱地区贫困化。政府支持力度对贫困化的影响力呈下降态势,其影响力由 2003 年的 0.290 下降到 2015 年的 0.218,表明国家“输血式”扶贫模式在抑制贫困化中的成效相对有限,要通过增强自身发展能力来带动脱贫。距省会的距离对贫困化的影响越来越显著(q 由 2003 年的 0.159 上升到 2015 年的 0.244),距市中心的距离对贫困化的影响力稳定在 0.24 左右,一定程度上反映了区位条件对贫困化有较大影响。省会城市经济发展快且集中了省域内最发达的医疗、教育和银行等服务设施和基础设施,距离省会城市越近,接受省会服务设施和基础设施的外部性越强;市中心获取工作岗位的信息较方便,距所在市中心越远,增加找工作的成本,进而导致贫困化有上升趋势。与其他因素相比,海拔和坡度对贫困发生率的影响力均低于 0.2,对贫困化的影响较小。植被指数对贫困化的影响力相对较小,但越来越显著,其影响力由 2003 年的 0.135 上升到

2015 年的 0.216, 植被指数在一定程度上代表了石漠化状况对贵州省贫困化的影响, 理论上植被指数越小, 说明植被覆盖率越低, 石漠化发育越明显, 对贫困化的影响越来越明显。

4.3 贫困化空间分异格局影响交互探测

地理探测器不仅可识别单个影响因子影响力的大小, 还可以在此基础上探测影响因子之间的交互作用。本文对 9 个影响因子进行交互探测后得到 36 个影响因子对(表 4)。

表 4 2003 年、2009 年和 2015 年贵州省贫困化影响因素交互作用

Table 4 Interactions between factors of poverty in Guizhou Province in 2003, 2009 and 2015

A ∩ B	2003 年	2009 年	2015 年	A ∩ B	2003 年	2009 年	2015 年	A ∩ B	2003 年	2009 年	2015 年
$X_1 \cap X_2$	BE(0.793)	BE(0.760)	BE(0.718)	$X_2 \cap X_7$	BE(0.789)	BE(0.756)	BE(0.768)	$X_4 \cap X_8$	NE(0.499)	NE(0.475)	NE(0.499)
$X_1 \cap X_3$	BE(0.423)	BE(0.487)	BE(0.547)	$X_2 \cap X_8$	BE(0.787)	BE(0.751)	BE(0.714)	$X_4 \cap X_9$	NE(0.446)	BE(0.378)	BE(0.370)
$X_1 \cap X_4$	BE(0.502)	BE(0.470)	BE(0.480)	$X_2 \cap X_9$	BE(0.806)	BE(0.760)	BE(0.781)	$X_5 \cap X_6$	NE(0.457)	NE(0.491)	NE(0.513)
$X_1 \cap X_5$	NE(0.522)	BE(0.429)	BE(0.460)	$X_3 \cap X_4$	BE(0.498)	BE(0.498)	BE(0.472)	$X_5 \cap X_7$	NE(0.311)	NE(0.394)	NE(0.455)
$X_1 \cap X_6$	BE(0.438)	BE(0.413)	BE(0.430)	$X_3 \cap X_5$	BE(0.459)	BE(0.576)	BE(0.544)	$X_5 \cap X_8$	BE(0.318)	BE(0.379)	BE(0.395)
$X_1 \cap X_7$	NE(0.433)	NE(0.408)	NE(0.519)	$X_3 \cap X_6$	BE(0.449)	BE(0.514)	BE(0.500)	$X_5 \cap X_9$	NE(0.550)	NE(0.532)	NE(0.569)
$X_1 \cap X_8$	BE(0.421)	BE(0.465)	NE(0.464)	$X_3 \cap X_7$	NE(0.493)	NE(0.588)	BE(0.528)	$X_6 \cap X_7$	NE(0.516)	NE(0.515)	NE(0.469)
$X_1 \cap X_9$	NE(0.545)	NE(0.452)	BE(0.511)	$X_3 \cap X_8$	BE(0.435)	BE(0.590)	BE(0.564)	$X_6 \cap X_8$	NE(0.425)	BE(0.442)	NE(0.421)
$X_2 \cap X_3$	BE(0.769)	BE(0.821)	BE(0.769)	$X_3 \cap X_9$	NE(0.488)	BE(0.565)	BE(0.518)	$X_6 \cap X_9$	NE(0.421)	NE(0.464)	BE(0.447)
$X_2 \cap X_4$	BE(0.827)	BE(0.758)	BE(0.759)	$X_4 \cap X_5$	NE(0.498)	NE(0.462)	BE(0.421)	$X_7 \cap X_8$	NE(0.325)	NE(0.384)	NE(0.445)
$X_2 \cap X_5$	BE(0.801)	BE(0.759)	BE(0.707)	$X_4 \cap X_6$	BE(0.424)	BE(0.420)	BE(0.426)	$X_7 \cap X_9$	NE(0.452)	NE(0.449)	NE(0.444)
$X_2 \cap X_6$	BE(0.782)	BE(0.738)	BE(0.699)	$X_4 \cap X_7$	NE(0.513)	NE(0.455)	NE(0.422)	$X_8 \cap X_9$	NE(0.424)	NE(0.438)	NE(0.498)

NE(nonlinear enhancement)表示非线性增强, BE(bi-factor enhancement)表示双因子增强

发现影响因子两两间对贫困化的影响均为增强关系, 任意两个因子交互探测后解释力表现为非线性增强或双因子增强, 不存在独立和减弱的关系, 即意味任意两个因子交互作用更能够减小区域贫困化内部差异。具体来看, 2003 年农民收入和政府投入力度的交互影响力为 0.827, 在所有因子对中达到最高, 其次分别是农民收入和植被覆盖度的交互影响力高达 0.806、农民收入和到省会距离的交互影响力为 0.801。2009 年农民收入和工业化水平的交互影响力达 0.821, 其次分别是农民收入和植被覆盖度交互影响力为 0.760、产业结构与农民收入交互影响力也为 0.760, 工业化的发展提高了农民可支配收入, 产业结构优化升级, 自然环境得到进一步改善, 降低贫困化。2015 年, 农民收入与其他因子的交互性依旧保持在较高水平, 其中, 农民可支配收入与植被覆盖度、第二、三产业比重、海拔交互影响力分别为 0.781、0.769 和 0.768, 表明经济的进一步发展改善了自然生态环境, 提高了农民可支配收入, 促进了产业结构的升级, 进而降低贫困发生率。

将贫困化与影响因素进行空间耦合匹配(图 3), 发现贵州省东部、东南部和西部部分县域的贫困发生率较高, 主要是由于这些农村居民可支配收入偏低, 工业化水平偏低, 政府财政支出偏低, 且距离(省会)贵阳和市中心距离较远, 接受省会城市和区域中城市的辐射带动作用有限; 西部部分县域(赫章县、纳雍县和水城县等)贫困发生率较高, 主要是由于这些地区海拔较高、坡度较大, 喀斯特地貌发育程度高, 植被覆盖率低, 自然环境较为恶劣, 东南部大部分县域植被覆盖度高, 第二、三产业占比较高, 但多为少数民族集聚区, 受多种因素的综合作用, 导致贫困发生率较高。

全省大部分低贫困化集中于贵州省中部和偏北地区, 究其原因在于这些地区区位条件好, 不属于连片特困区, 产业结构水平较高, 农村居民可支配收入高, 政府财政支出力度大, 对贫困的抑制作用明显; 另外, 这些地区绝大部分属于黔中城市群, 接受省会城市和区域中城市的辐射带动作用明显。值得一提的是, 这些地区大部分位于中曹司盆地, 海拔较低、坡度较小, 植被覆盖度较高。优越的社会经济条件、区位条件和自然环境促使该地区贫困化较低。

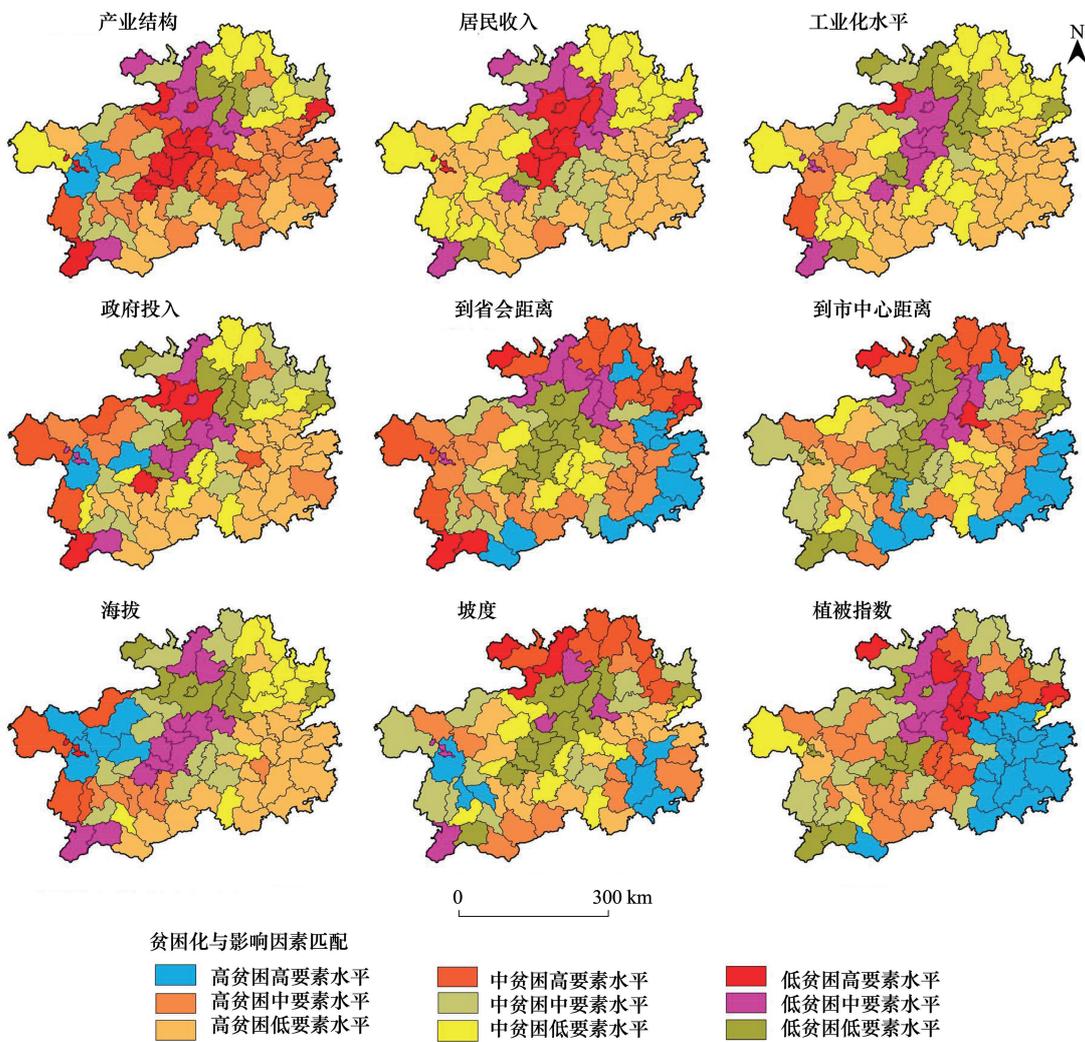


图3 贵州省贫困化与影响因素空间匹配分布

Fig.3 The spatial matching distribution of poverty and influencing factors in Guizhou Province

5 结论与讨论

5.1 结论

(1)从整体趋势看,贵州省贫困化呈显著的空间正的自相关,即贫困发生率相似的县域在空间上均趋于相邻,具有显著的集聚特征,且随着时间的推移,贫困化的空间趋同性不断增强,贫困化空间差异逐渐缩小;从局部趋势看,贵州省贫困化两级分化趋势明显,且贫困化局部空间关联格局保持相对稳定,在空间上呈典型的“核心边缘”空间结构。即黔中地区形成了低贫困化空间结构,而黔中外围是典型的边缘化区域,形成外围“普困陷阱”,尤其以东部和东南部县域最为明显。

(2)2003—2015年贵州省贫困化的时空格局动态变迁路径差异明显,大部分县域的贫困化局部空间结构的动态性和局部空间依赖方向上的波动性具有较强的稳定性,相对长度总体呈北部和南部向中东部递增趋势,东部地区更具有局部空间结构的强烈动态性,北部具有较为稳定的局部空间结构;低弯曲度和较低弯曲度县域呈面状分布在全省大部分县域,而高弯曲度县域主要分布在西部偏南地区。出现贫困化协同增长的县域有53个,表明贵州省贫困化空间格局具有明显的空间整合性。

(3)2003—2015年贫困化 Moran's *I* 散点保持同一象限内的概率达92.9%,即 Moran's *I* 散点图的空间时

空凝聚为 0.929,表明贵州省贫困化分布具有较强的转移惰性,贫困化的空间格局表现出路径依赖和锁定特征,在短期内难以改变其当前的贫困化空间分布格局。

(4)各因素对贫困化的影响力和显著性水平存在一定差异,农民可支配收入对贫困化的影响力高居首位,海拔、坡度和植被覆盖度等自然因素对贫困化的影响力在所有影响因素中较小,9个影响因素的交互作用类型有双因子增强型和非线性增强型两种,不存在独立及减弱的关系,显示了任意两个因素交互后对贫困化的影响力均会显著提升,强于单个因素的解释力,农民收入与其他因子的交互性保持在较高水平。

5.2 讨论

本文研究视角的切入和研究方法的选择是对已有研究的有效补充,对贫困化时空动态的分析与影响因素的识别可为贵州省有效实施精准扶贫、精准脱贫战略提供参考和借鉴。2020年中国全面脱贫后以区域收入差异和多维贫困等为主要特征的相对贫困将取代绝对贫困,急需结合新型城镇化与乡村振兴战略的实施,从区域实际情况出发制定差异化的脱贫战略,如贵州省中部和偏北地区贫困化程度较低,要有效推进这些地区工业化、城镇化、农业现代化、信息化及绿色化五化协调发展,大力发展优质特色产业,促进产业结构的优化升级,防止返贫现象的出现,同时也要在教育、就业和医疗等方面对省内连片特困区提供帮助,帮助这些地区脱贫。东部、东南部和西部部分县域的贫困发生率较高,石漠化发育程度高,在脱贫进程中要注重减轻该地区自然环境的压力,实现人地可持续发展;稳步推进乡村地区科教文卫事业发展和加强对贫困户的技能培训和就业指导,从而提升贫困农户的内生发展动力,阻断贫困的代际传递;同时挖掘县域的优势资源,大力发展优质特色产业,从而增强脱贫人口自我发展能力防止各种返贫现象的出现^[25]。

贵州是我国农民工输出大省,在农村减贫的进程中,必须紧抓农民工城市化这一核心,寻找一条有效的农民工城市化路径来减少贵州贫困人口,破解农村贫困难题。在农民工城市化进程中要采取政策鼓励、创业扶持、加强社会保障等改变农民工不断流出贵州、流向沿海发达省份的现状,逐步引导农民工从省外回流;制定差异化的农民工转移策略,如经济发达地区采取农民工就地城镇化策略,鼓励农村剩余劳动力向本地城市转移;经济欠发达地区加大对农村经济的扶持力度,以提高农村可支配收入,同时向其他经济相对发达的市州转移部分劳动力^[48]。此外,强化城市对农村的辐射带动作用,以农民工为枢纽,增强城市与农村经济的联系,推动农村经济的市场化和特色化发展。

本文尚存在一些局限。首先是受数据限制,未将农民工外出就业对贫困化的影响纳入考量范围,也未将贫困县和非贫困县区分研究,受限于小尺度研究单元数据资料的获得性,探究更小尺度的贫困化时空动态与影响因素还需进一步努力。其次是本文以各县城到贵阳市和所在地级市市中心的距离表征区位条件具有一定局限性,各县城到贵阳市和所在地级市市中心的距离会随着交通基础设施和交通工具的改善而不断变化。同理,互联网和大数据的应用,极大地消减了距离差异的影响,因此时空距离交互对贫困化的影响研究有待深入。

参考文献 (References):

- [1] Park A, Wang S G, Wu G B. Regional poverty targeting in China. *Journal of Public Economics*, 2002, 86(1): 123-153.
- [2] Liu Y S, Liu J L, Zhou Y. Spatio-temporal patterns of rural poverty in China and targeted poverty alleviation strategies. *Journal of Rural Studies*, 2017, 52: 66-75.
- [3] 赵雪雁, 马艳艳, 陈欢欢, 高志玉, 薛冰. 干旱区内陆河流域农村多维贫困的时空格局及影响因素——以石羊河流域为例. *经济地理*, 2018, 38(2): 140-147.
- [4] 刘彦随, 李进涛. 中国县域农村贫困化分异机制的地理探测与优化决策. *地理学报*, 2017, 72(1): 161-173.
- [5] 高帅, 毕洁颖. 农村人口动态多维贫困: 状态持续与转变. *中国人口·资源与环境*, 2016, 26(2): 76-83.
- [6] 刘彦随, 周扬, 刘继来. 中国农村贫困化地域分异特征及其精准扶贫策略. *中国科学院院刊*, 2016, 31(3): 269-278.
- [7] Jalan J, Ravallion M. Geographic poverty traps? A micro model of consumption growth in rural China. *Journal of Applied Econometrics*, 2002, 17(4): 329-346.
- [8] Fischer M M, Stirböck C. Pan-European regional income growth and club-convergence: insights from a spatial econometric perspective. *The Annals of Regional Science*, 2006, 40(4): 693-721.

- [9] Gray L C, Moseley W G. A geographical perspective on poverty-environment interactions. *The Geographical Journal*, 2005, 171(1): 9-23.
- [10] Deaton B J, Niman E. An empirical examination of the relationship between mining employment and poverty in the Appalachian region. *Applied Economics*, 2012, 44(3): 303-312.
- [11] Shoji M, Aoyagi K, Kasahara R, Sawada Y, Ueyama M. Social capital formation and credit access: evidence from Sri Lanka. *World Development*, 2012, 40(12): 2522-2536.
- [12] Fafchamps M, Shilpi F. Subjective welfare, isolation, and relative consumption. *Journal of Development Economics*, 2008, 86(1): 43-60.
- [13] Olivia S, Gibson J, Rozelle S, Huang J. Mapping poverty in rural china: how much does the environment matter? *Environment and Development Economics*, 2011, 16(2): 129-153.
- [14] Imran M, Stein A, Zurita-milla R. Investigating rural poverty and marginality in Burkina Faso using remote sensing-based products. *International Journal of Applied Earth Observation and Geoinformation*, 2014, 26: 322-334.
- [15] Agostini C A, Brown P H. Cash transfers and poverty reduction in Chile. *Journal of Regional Science*, 2011, 51(3): 604-625.
- [16] Park A, Wang S G. Community-based development and poverty alleviation: an evaluation of China's poor village investment program. *Journal of Public Economics*, 2010, 94(9/10): 790-799.
- [17] 牛亚琼, 王生林. 甘肃省脆弱生态环境与贫困的耦合关系. *生态学报*, 2017, 37(19): 6431-6439.
- [18] 祁新华, 叶士琳, 程煜, 林荣平. 生态脆弱区贫困与生态环境的博弈分析. *生态学报*, 2013, 33(19): 6411-6417.
- [19] 刘艳华, 徐勇. 中国农村多维贫困地理识别及类型划分. *地理学报*, 2015, 70(6): 993-1007.
- [20] 刘小鹏, 李永红, 王亚娟, 郭占军, 郑芳. 县域空间贫困的地理识别研究——以宁夏泾源县为例. *地理学报*, 2017, 72(3): 545-557.
- [21] Zhang Y T, Li J M, Chang S L, Li X, Lu J J. Spatial distribution pattern of *Picea schrenkiana* population in the Middle Tianshan Mountains and the relationship with topographic attributes. *Journal of Arid Land*, 2012, 4(4): 457-468.
- [22] 周蕾, 熊礼阳, 王一晴, 周秀慧, 杨莉. 中国贫困县空间格局与地形的空间耦合关系. *经济地理*, 2017, 37(10): 157-166.
- [23] 潘竞虎, 赵宏宇, 董磊磊. 基于 DMSP-OLS 数据和可持续生计的中国农村多维贫困空间识别. *生态学报*, 2018, 38(17): 6180-6193.
- [24] 陈烨烽, 王艳慧, 王小林. 中国贫困村测度与空间分布特征分析. *地理研究*, 2016, 35(12): 2298-2308.
- [25] 周扬, 郭远智, 刘彦随. 中国县域贫困综合测度及 2020 年后减贫瞄准. *地理学报*, 2018, 73(8): 1478-1493.
- [26] 王永明, 王美霞, 吴殿廷, 赵林, 丁建军. 贵州省乡村贫困空间格局与形成机制分析. *地理科学*, 2017, 37(2): 217-227.
- [27] 武鹏, 李同昇, 李卫民. 县域农村贫困化空间分异及其影响因素——以陕西山阳县为例. *地理研究*, 2018, 37(3): 593-606.
- [28] 文琦, 施琳娜, 马彩虹, 王永生. 黄土高原村域多维贫困空间异质性研究——以宁夏彭阳县为例. *地理学报*, 2018, 73(10): 1850-1864.
- [29] 迟瑶, 王艳慧, 房娜. 连片特困区贫困县农村基本公共服务与县域经济时空格局演变关系研究. *地理研究*, 2016, 35(7): 1243-1258.
- [30] Rey S J, Janikas M V. STARS: space-time analysis of regional systems. *Geographical Analysis*, 2006, 38(1): 67-86.
- [31] Ye X Y, Carroll M C. Exploratory space-time analysis of local economic development. *Applied Geography*, 2011, 31(3): 1049-1058.
- [32] 陈起伟, 熊康宁, 兰安军. 基于 3S 的贵州喀斯特石漠化遥感监测研究. *干旱区资源与环境*, 2014, 28(3): 62-67.
- [33] 谢雅婷, 周忠发, 闫利会, 牛颖超, 王历. 贵州省石漠化敏感区生态红线空间分异与管控措施研究. *长江流域资源与环境*, 2017, 26(4): 624-630.
- [34] 贵州省第六次全国人口普查领导小组办公室. 贵州省 2010 年人口普查资料. 北京: 中国统计出版社, 2012.
- [35] 贵州省统计局, 国家统计局贵州调查总队. 贵州统计年鉴 2016. 北京: 中国统计出版社, 2016.
- [36] 马荣华, 蒲英霞, 马晓冬. GIS 空间关联模式发现. 北京: 科学出版社, 2007.
- [37] Ye X Y, Rey S. A framework for exploratory space-time analysis of economic data. *The Annals of Regional Science*, 2013, 50(1): 315-339.
- [38] Murray A T, Liu Y, Rey S J, Anselin L. Exploring movement object patterns. *The Annals of Regional Science*, 2012, 49(2): 471-484.
- [39] Ye X Y. Comparative Space Time Dynamics[D]. Santa Barbara: University of California, 2010: 34-39.
- [40] Rey S J. Spatial empirics for economic growth and convergence. *Geographical Analysis*, 2001, 33(3): 195-214.
- [41] Elhorst J P. Matlab software for spatial panels. *International Regional Science Review*, 2014, 37(3): 389-405.
- [42] 程叶青, 王哲野, 马靖. 中国区域创新的时空动态分析. *地理学报*, 2014, 69(12): 1779-1789.
- [43] Rey S J. Spatial analysis of regional income inequality//Goodchild M F, Janelle D G, eds. *Spatially Integrated Social Science: Examples in Best Practice*. Oxford: Oxford University Press, 2004: 280-299.
- [44] Wang J F, Li X H, Christakos G, Liao Y L, Zhang T, Gu X, Zheng X Y. Geographical detectors-based health risk assessment and its application in the neural tube defects study of the Heshun Region, China. *International Journal of Geographical Information Science*, 2010, 24(1): 107-127.
- [45] Li X W, Xie Y F, Wang J F, Christakos G, Si J L, Zhao H N, Ding Y Q, Li J. Influence of planting patterns on Fluoroquinolone residues in the soil of an intensive vegetable cultivation area in northern China. *Science of the Total Environment*, 2013, 458-460: 63-69.
- [46] 王劲峰, 徐成东. 地理探测器: 原理与展望. *地理学报*, 2017, 72(1): 116-134.
- [47] 杨慧敏, 罗庆, 李新建. 河南省县域贫困程度及影响因素分析. *人文地理*, 2017, 32(5): 48-55.
- [48] 张世兵, 丰凤. 贵州省农民工城市化对农村的减贫效应. *经济地理*, 2016, 36(11): 141-145.