

中国科技核心期刊
中国人文社会科学期刊 AMI 综合评价 (A 刊) 扩展期刊
四川省社会科学特色学术期刊

国土资源科技管理

(双月刊, 1984年创刊)

SCIENTIFIC AND TECHNOLOGICAL MANAGEMENT OF LAND AND RESOURCES

编委会名单

顾问委员: 赵鹏大 陈毓川 刘彦随 汪寿阳

主任委员: 姜建军

副主任委员: 倪师军 杨列勋 黄润秋 张东风

委员: (以姓氏笔画为序)

王元君 王庆兴 刘树根 吕萍 任佩瑜 任胜 任胜利 李天德 李何超

李忠权 李璞 吴裕根 张红伟 陈国栋 邵云飞 姜子昂 施泽进 顾晓华

郭科 唐小我 唐菊兴 徐仕海 廖平

主编: 张荣光 副主编: 白星碧 马岩

英文编辑: 孔繁津 刘晓蓉 编辑: 王瑞琪 黄维婷

目 录

资源环境研究

长江经济带游憩资源空间分布及影响因素分析

李会琴, 任红莉, 刘晶晶 (1)

基于核密度估计的海洋经济增长质量与数量的耦合分析

苟露峰, 杨思维, 任莉莉 (14)

土地问题研究

我国耕地破坏鉴定制度建设分析及对策建议

谷志云, 潘元庆, 付巧玲, 裴贝贝 (28)

干旱地区耕地利用变化及其驱动力研究

——以新疆伊宁市为例

吾买尔艾力·艾买提卡力, 李江风 (35)

资源规划与评价

结构方程模型在合并村庄脆弱性形成机理研究中的应用

刘学武, 李世有 (45)

基于多源数据的县级水土保持功能重要性评价方法比较研究

张利君 (60)

基于投影寻踪模型的城市建设用地综合承载力水平差异研究

——以辽宁省为例

刘晓君, 王晓航 (73)

经济与管理

城镇化进程中江西省土地财政分区研究

蔡 潇, 文 多, 叶晓龙 (86)

耕地质量分等因素空间异质性测算研究与应用

——以武汉市黄浦区为例

涂 琴, 童秋英, 罗 素, 邓 娜 (96)

热点问题研究

旅游者风险感知对于目的地形象及出游意愿的影响

——以武汉市为例

刘小华, 梁玥琳, 闫梦凡 (108)

本刊特色:以促进国土资源可持续发展为办刊宗旨,围绕生态环保、规划评价、开发、利用、治理等国土资源科技管理热点、难点和前沿问题,主要刊登资源、环境、土地、资源经济与管理等科学研究成果,突出新理念、新视角、新架构、新观点。

期刊基本参数:CN51-1592/N*1984*b*A4*128*zh*P*¥25.00*1600*10*2021-06

CONTENTS

On Spatial Distribution and Influencing Factors of Recreational Resources in the Yangtze River Economic Belt
.....*LI Hui-qin, Ren Hong-li, LIU Jing-jing* (1)

On Coupling Analysis of the Quality and Quantity of Marine Economic Growth in Shandong Province Based on Kernel Density Estimation
..... *GOU Lu-feng, YANG Si-wei, REN Li-li* (14)

On the Construction of Appraisal System of Cultivated Land Destruction and Countermeasures and Suggestions
..... *GU Zhi-yu, PAN Yuan-qing, FU Qiao-ling, PEI Bei-bei* (28)

On Change of Cultivated Land Use and Its Driving Forces in Arid Areas: A Case Study of Yining City, Xinjiang
..... *AIMAITIKALI • Wumaieraili, LI Jiang-feng* (35)

Application of Structural Equation Model in Research on Vulnerability Formation Mechanism of the Merged Villages
.....*LIU Xue-wu, LI Shi-you* (45)

Comparative Study on Evaluation Methods of the Importance of Soil and Water Conservation Function at County Level Based on Multi-source Data
..... *ZHANG Li-jun* (60)

On the Differences of Comprehensive Carrying Capacity Level of Urban Construction Land Based on Projection Pursuit Model: A Case Study of Liaoning Province
..... *LIU Xiao-jun, WANG Xiao-hang* (73)

On Land Finance Division During Urbanization Process of Jiangxi Province
..... *CAI Xiao, WEN Duo, YE Xiao-long* (86)

Research and Application on Spatial Heterogeneity of Cultivated Land Quality Grading Factors:A Case Study of Huangpi District in Wuhan City
..... *TU Qin, TONG Qiu-ying, LUO Su, DENG Na* (96)

Influence of Tourist Risk Perception on Destination Images and Travel Intentions:A Case Study of Wuhan City
..... *LIU Xiao-hua, LIANG Yue-lin, YAN Meng-fan* (108)

Editor: The Editorial Department of Scientific and Technological Management of Land and Resources

Post Address: Chengdu University of Technology, Chengdu, Sichuan, China

English Editor: KONG Fan-jin, LIU Xiao-rong

Published on Jun. 15, 2021

长江经济带游憩资源空间分布及影响因素分析

李会琴, 任红莉, 刘晶晶

(中国地质大学(武汉) 经济管理学院, 湖北 武汉 430078)

摘要: 运用 ArcGIS 核密度、标准差椭圆、最邻近值等分析方法和兴趣点数据研究长江经济带游憩资源空间分布的差异特征, 并从地形地貌、交通、人口密度、社会经济水平等对游憩资源空间分布的相关影响因素进行探究, 以期为建设美丽宜居城市提供理论依据和决策参考。结果表明: (1) 长江经济带区域内游憩资源呈现聚集型分布; (2) 游憩资源空间分布密度存在差异性, 在长江经济带上游、中游、下游三大区域中呈现不均衡分布; 在长江经济带流域内四川省、江苏省游憩资源数量占优, 湖北、湖南两省游憩资源密度较高, 四川、云南、贵州三省游憩资源空间分布比较分散; (3) 游憩资源的空间分布方向呈现出东北—西南走向; (4) 地形地貌、交通网络、社会经济发展对游憩资源空间分布影响较大。

关键词: 长江经济带; 游憩资源; 空间分布; 兴趣点数据(POI)

中图分类号: F592.7 文献标志码: A 文章编号: 1009-4210-(2021)03-001-13

On Spatial Distribution and Influencing Factors of Recreational Resources in the Yangtze River Economic Belt

LI Hui-qin, Ren Hong-li, LIU Jing-jing

(School of Economics and Management, China University of Geosciences (Wuhan), Wuhan 430078, China)

Abstract: Using the analysis methods of ArcGIS nuclear density, standard deviational ellipse, as well as the nearest neighbor value and Point of Interest data, this paper studied the differences of the spatial distribution of recreational resources in the Yangtze River economic belt, and explored the related influencing factors of the spatial distribution of recreational resources from topography, transportation, population density and socio-economic level, in the hope of providing a theoretical basis and decision-making reference for the construction of a beautiful and livable city. The results were shown as follows: (1) the spatial pattern of recreational resources in the Yangtze River economic belt was of aggregated;

收稿日期: 2021-03-07; 改回日期: 2021-03-19

基金项目: 国家社会科学基金项目(19BJY202); 国家自然科学基金项目(41801138)

作者简介: 李会琴(1978—), 女, 副教授, 博士, 硕士生导师, 从事旅游扶贫、乡村旅游研究。E-mail: 85090085@qq.com

通信作者: 任红莉(1994—), 女, 从事旅游资源规划与开发研究。E-mail: 2867260304@qq.com

(2) there were some differences on the spatial distribution density of recreational resources, showing an unbalanced distribution in the upper, middle and lower reaches of the Yangtze River economic belt; the recreational resources in Sichuan and Jiangsu Provinces were dominate in number; the recreational resources in Hubei and Hunan Provinces had a higher density; the spatial distribution of recreational resources in Sichuan, Yunnan and Guizhou Provinces was relatively scattered; (3) the spatial distribution direction of recreational resources was from northeast to southwest; (4) transportation network and social-economic development had great influence on the spatial distribution of recreational resources.

Key words: Yangtze River Economic Belt; recreational resources; spatial distribution; Point of Interest (POI) data

当前,长江经济带已上升为国家战略,是重点实施的“三大战略”之一,是具有全球影响力的内河经济带、东中西互动合作的协调发展带,也是生态文明建设的先行示范带^[1],2016年9月《长江经济带发展规划纲要》(以下简称“纲要”)中指出要围绕“生态优先,绿色发展”的基本思路,积极融入长江经济带战略,加快建设美丽宜居公园城市,而游憩资源在生态环境和美丽宜居城市的建设中都发挥着重要作用。随着社会发展和生产生活方式的变革,长江流域潜在的游憩休闲、大众旅游等功能日益彰显。在此背景下迫切需要梳理长江经济带各类游憩资源的存量、空间分布的特征及其与经济、社会发展之间的关系,科学统筹长江经济带游憩资源规划与开发、生态保护及社会经济建设,为打造宜居城市提供科学理论依据。

有关游憩资源的研究,主要是基于不同的研究目的。主要集中在:(1)游憩资源价值评估。运用旅行费用法(Travel Cost Method)和条件价值评估法(Contingent Valuation Method)对森林^[2]、湿地公园^[3]、滨海滨河游憩资源^[4]等特殊类型游憩资源的价值进行评估。(2)游憩资源开发与管理^[5]。(3)游憩资源承载力评估^[6]。(4)探究游憩资源空间分布及演变规律。运用GIS空间分析方法探索单一类型游憩资源存量及其空间分布特征、影响因素^[7-11]。(5)游憩资源适宜性评价,评估单一类型的游憩资源适宜性多运用因子分析法和问卷调查^[7]。综上,对游憩资源的定义多为旅游景区或公园、滨水滨河绿道游憩休闲设施等类型,而鲜有涉及动物园、博物馆、文物古迹、湿地公园、森林公园、寺庙等资源。从以上研究中可以看出无论是森林游憩资源还是湿地公园游憩资源,对周边和当地居民具有一定吸引力,并承担着休闲、娱乐功能,基于此,本文将游憩资源这一概念定义为能对周边和当地居民产生美感和吸引力,并具有一定休闲、娱乐功能的各种自然要素和人文要素的总和,一般包括自然游憩资源和人文游憩资源,故将本文的游憩资源具体界定为森林公园、湿地公园、博物馆、文物古迹、动物园、寺庙六种基本类型。其次,围绕单一类型的游憩资源空间分布特征^[11-12]及其可进入性、影响因素的相关研究较多^[9,13],从总体和局部两个尺度对某一案例地多种类型游憩资源空间分布特征和影响因素进行全面考量的仍然较少。最后,数据主要来源于旅游统计数据或问卷调研,从而难以精确地了解和分析某一区域游憩资源的空间分布形态及其差异,忽略了不同类型游憩资源之间的差异。因此,本

研究利用 ArcGIS 空间分析和各类游憩资源兴趣点数据对不同类型游憩资源空间分布差异性进行分析, 弥补已有研究不足。

近年来随着手持定位设备、智能手机在旅游者群体中的普及, 以及 Python 等计算机编程技术的成熟, 兴趣点(POI)数据逐步受到研究者的重视。将 POI 数据和 GIS 空间分析技术相结合的研究方法被广泛应用到社会科学研究中。面对居民日益增长的游憩休闲需求, 为了改善长江经济带人居环境, 促进长江经济带生态、社会、经济的协调发展, 本研究以长江经济带为研究区域, 以博物馆、动物园、森林公园、湿地公园、寺庙、文物古迹六类游憩资源为主要研究对象, 分析其空间分布特征及影响因素, 以更好地为长江经济带宜居城市建设、游憩资源规划和开发提供科学依据和决策参考, 同时, 为利用兴趣点数据进行城市建设提供新思路和新方法。

一 研究区概况、数据来源及研究方法

(一) 区域概况

长江经济带是重大国家战略发展区域, 《纲要》中指出, 长江经济带横跨中国东部、中部、西部三大区域, 覆盖上海、江苏、浙江、安徽、江西、湖北、湖南、重庆、四川、云南、贵州 11 个省市, 面积约为 $205.23 \times 10^4 \text{ km}^2$, 占全国的 21.4%, 人口和生产总值均超过全国的 40%。依据《纲要》, 研究选取长江经济带流域内的 2 个直辖市和 9 个省作为研究区域, 研究范围如图 1。

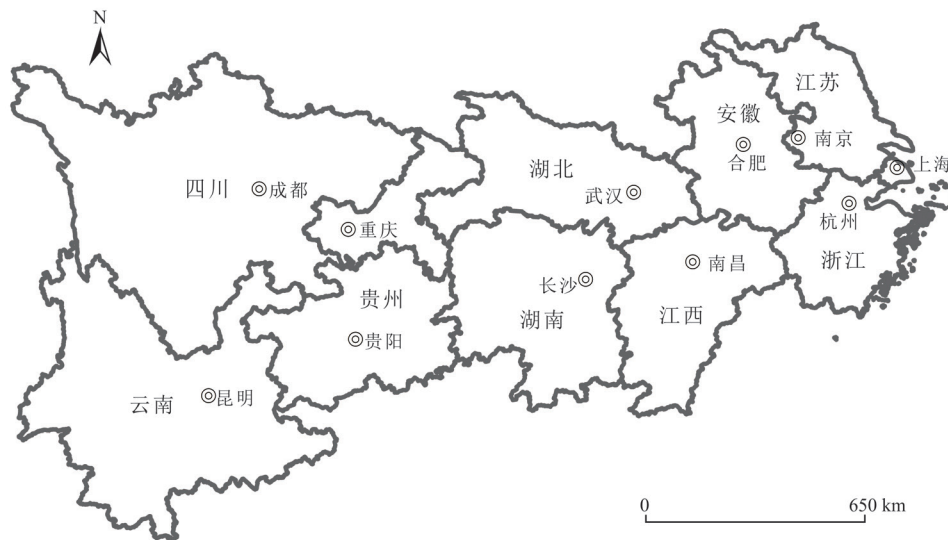


图1 长江经济带示意

(二) 数据来源及处理

本研究所需数据有兴趣点数据、长江经济带区域高程数据、人口数据、城市面积数据、主要省份和直辖市 2019 年国内生产总值(GDP) 和人均可支配收入等数据。其中行政边界和水系道

路矢量数据来自全国地理信息资源目录服务系统数据库^[14],长江经济带数字高程模型的数据在地理空间数据云网站^[15]上下载,分辨率为 30 m。兴趣点数据,借助 Python 语言从百度地图地理坐标拾取系统^[16]获取,抓取时间为 2020 年 5 月中旬。数据信息主要包括游憩资源名称、地理坐标、具体地址、所属省份、所在城市,共 28 216 条有效信息,基于 GIS 技术构建长江经济带游憩资源地理数据库。由于“休闲”与“游憩”有着密切的联系,两者通常有着相同或相似的基础与心境且相互交融。黄震方,祝晔等人将休闲资源分为自然游憩类、文化休闲类、康娱游憩类、专项休闲类四大主类,18 种亚类^[17]。据此将游憩资源界定为:自然游憩类、文化休闲游憩类、康娱游憩类、专项休闲类四大类。由于相关数据的可获得性、避免数据重复,本研究依据资源属性及其功能将以上四大类游憩资源具体设定为博物馆、动物园、森林公园、湿地公园、寺庙、文物古迹六类游憩资源基本类型(表 1)。文中国内生产总值、人均可支配收入、行政区面积、人口数据来自于各省或者直辖市 2019 年国民经济和社会发展统计公报。

表 1 长江经济带游憩资源类型结构

主类	基本类型	数量 / 个
自然游憩类	森林公园	806
	湿地公园	751
文化休闲游憩类	博物馆	2874
	文物古迹	9827
康娱游憩类	动物园	1369
专项休闲类游憩资源	寺庙	12589

(三)研究方法

1. 最邻近点指数

最邻近点指数是最邻近距离与理论最邻近距离(即随机分布时的理论值)的比值,最邻近距离是表示点状事物在地理空间中相互邻近程度的地理指标^[18]。最邻近点指数可对资源型景区的空间分布类型进行数量化测度,能很好反映点状要素的空间分布类型。在宏观尺度上,把每一个游憩资源点,类比为旅游景区并将其抽象为点状要素^[19]。公式如下:

$$R = \frac{\bar{r}_1}{\bar{r}_E} = 2\sqrt{D} \times \bar{r}_1 \quad (1)$$

式中: R 为最邻近点指数; \bar{r}_1 为最邻近点之间距离 r_1 的平均值;该距离可用 ArcGIS 软件中计算邻近点距离工具获取^[20]; \bar{r}_E 为理论最近距离; D 为点密度。 \bar{r}_E 的计算方法如下:

$$\bar{r}_E = \frac{1}{2\sqrt{\frac{n}{A}}} = \frac{1}{2\sqrt{D}} \quad (2)$$

式中: A 为区域面积; n 为研究对象的数目。在此计算过程中,根据《纲要》内容,将长江经济带区域面积设置为 $205.23 \times 10^4 \text{ km}^2$ 。根据 R 与 1 的大小关系,可说明游憩资源的空间分布类型。当 $R=1$ 时,即 $\bar{r}_1 = \bar{r}_E$,说明点状要素空间分布为随机分布;当 $R > 1$ 时,即 $\bar{r}_1 > \bar{r}_E$,说明游憩资源

点状要素分布较为分散;当 $R < 1$ 时,即 $\bar{r}_1 < \bar{r}_E$,说明点状要素呈凝聚型分布。

2. 标准差椭圆分析

离散数据在空间上往往存在分布的方向性,椭圆的面积表征离散点集中分布的分散、紧凑程度,椭圆的长半轴表示的是数据分布的方向,短半轴表示的是数据分布的范围,长短半轴的值差距越大(扁率越大),表示数据的方向性越明显^[21-22]。本文运用标准差椭圆来研究游憩资源空间分布的方向趋势,具体计算公式如下:

$$SDE_x = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}{n}} \quad (3)$$

$$SDE_y = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2}{n}} \quad (4)$$

式中: x_i 和 y_i 是每一个要素的坐标, \bar{x} 和 \bar{y} 表示要素的算数平均中心; SDE_x 和 SDE_y 表示椭圆的中心。

3. 核密度估计

核密度估计(KDE)方法认为区域内任意位置都有一个可测度的事件密度(也称强度),该位置的事件密度可以通过其周围单位面积区域内的事件点数量来估计^[23]。核密度估计将状态空间连续化和无穷化,通过核密度估计横截面的分布,考察随机变量随时间变化的分布形态^[24]。本文以核密度估计法来研究长江经济带游憩资源的空间分布特征,具体计算公式如下:

$$f(x) = \frac{1}{nh_n} \sum_{i=1}^n k\left(\frac{x-x_i}{h_n}\right) \quad (5)$$

式中: n 为样本数; h_n 为带宽,即搜索半径; k 后面的部分为核函数。

二 空间分布特征分析

长江经济带游憩资源空间分布特征可以从总体分布特征、空间分布类型、空间分布方向、空间分布密度、空间分布评价五个方面进行分析。

(一) 总体分布特征

根据获取的 POI 经纬度数据,基于 ArcGIS10.2,将对应的坐标转换成相应的空间游憩资源点数据,得到可视化的空间分布图(图 2)。从宏观上看,长江经济带游憩资源种类丰富,游憩资源存量较大,可提供丰富多样的游憩产品。从局部地区看,长江经济带游憩资源主要集中分布在下游以上海为中心城市的长江三角洲地区、以武汉为中心的长江中游城市群、上游地区的成渝经济区和滇中经济圈。长江经济带的中游和下游各类游憩资源分布数量偏多。在上游地区,重庆市游憩资源分布多于昆明。

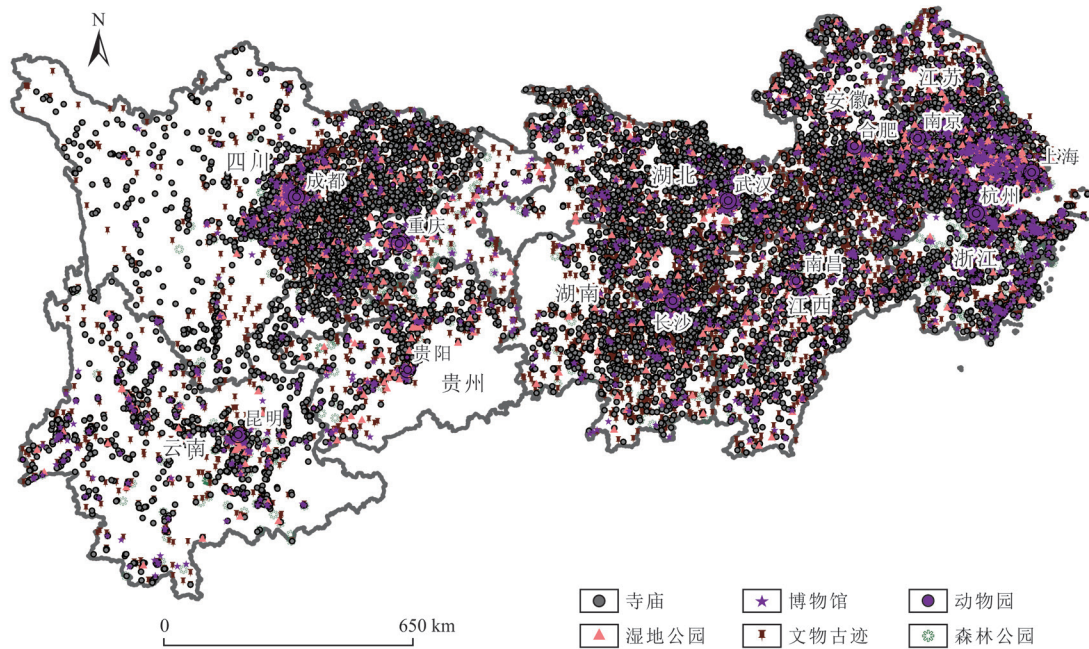


图 2 游憩资源空间分布

(二) 空间分布类型

利用 ArcGIS10.2 邻域分析工具得到各类游憩资源的观测最邻近距离, 通过函数计算得到理论最近距离和最邻近指数。计算过程及结果如表 2。长江经济带六类游憩资源的最邻近点指数均小于 1, 说明长江经济带游憩资源空间分布均呈现集聚型分布。其中, 游憩资源空间分布集聚程度从高到低依次为: 寺庙、文物古迹、动物园、博物馆、森林公园、湿地公园。相对其他类型的游憩资源, 寺庙和文物古迹在六类游憩资源中, 表现为强集聚, 寺庙和文物古迹在长江经济带区域内分布数量多且分布集中。

表 2 长江经济带游憩资源最邻近点指数

游憩资源类型	观测最邻近距离	理论最近距离	最邻近指数	空间结构类型
森林公园	0.1718	25.2303	0.2523	集聚型
湿地公园	0.1552	26.1379	0.2614	集聚型
文物古迹	0.0395	7.2257	0.0723	集聚型
博物馆	0.0579	13.3612	0.1336	集聚型
动物园	0.0336	19.3593	0.1936	集聚型
寺庙	0.0415	6.3840	0.0638	集聚型

(三) 空间分布方向特征

通过标准差椭圆工具, 最终获得长江经济带游憩资源标准差椭圆(图 3), 椭圆的长半轴表

示的是游憩资源点状要素分布的方向,短半轴表示的是点状要素分布的范围。长短半轴的值差距越大,说明标准差椭圆的扁率越大,表示数据的方向性越明显^[25]。短半轴越短,表明数据呈现的向心力越明显;反之,短半轴越长,表示数据的离散程度越大。结果表明:(1)整体来看,长江经济带游憩资源分布范围较大,覆盖超过长江经济带流域三分之二的区域,基本囊括流域内上游地区的成渝经济区、中游和下游地区;(2)长江经济带的标准差椭圆扁率较大,各类游憩资源空间分布方向性明显,呈东北—西南走向;(3)具体来看,长江经济带区域游憩资源的中心点主要位于湖北、湖南、江西、安徽四个省份;(4)各类游憩资源的标准差椭圆长短半轴的值差距不同,说明各类游憩资源的空间分布方向和空间分布范围仍存在差异。从图3中可以看到各类游憩资源在分布方向上大致趋同而分布范围存在较大差异。分布范围是由游憩资源的数量来决定的,从表1的统计分析中可以看到各类游憩资源的数量各不相同,这是造成六类游憩资源分布范围存在差异的主要原因。而游憩资源分布在图中均呈现出明显的方向性,且六类游憩资源的分布方向大致趋同。

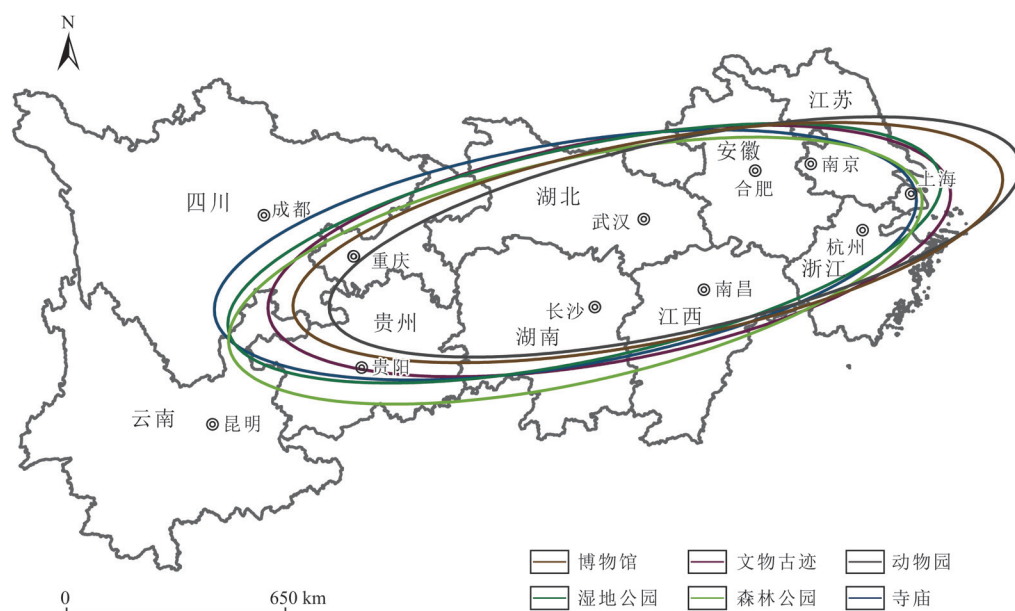


图3 长江经济带游憩资源标准差椭圆

(四) 空间分布密度

为了更加深入地探究长江经济带游憩资源空间分布密度,运用 ArcGIS10.2 软件空间分析模块中的核密度分析工具,对长江经济带不同类型游憩资源进行空间分布核密度分析,结果如图4所示。动物园、湿地公园这两类游憩资源数量较少且分布较分散,而其他几类游憩资源数量多,分布集中且分布密度大;不同类型的游憩资源(点)在长江经济带区域呈现出多个或者单个的集聚中心,高密度中心多位于长江经济带区域内的省会城市和下游长三角城市群;不同类

型的游憩资源(点)集聚中心在空间分布上存在差异,分布密度最高的游憩资源为文物古迹,寺庙次之,森林公园和湿地公园的分布密度相对较低。

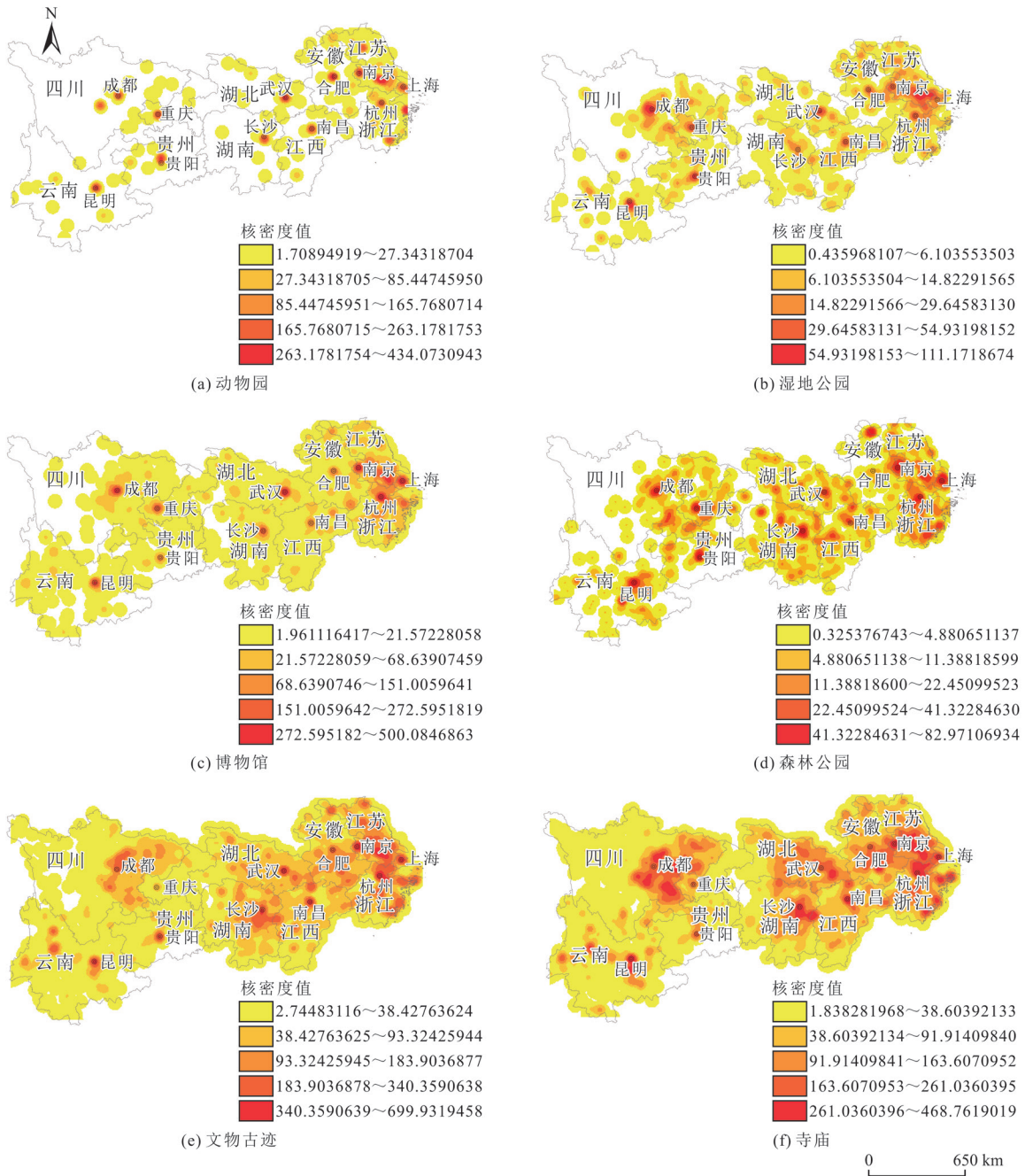


图 4 长江经济带游憩资源核密度分析

(五) 游憩资源空间分布评价

长江经济带地区游憩资源空间上呈现片状分布、块状集聚、多中心发展的格局,其集聚点

与各类游憩资源自身特点和长江经济带自然地理环境、社会环境、经济环境密切相关;不同类型游憩资源从空间格局上看呈现“中下游密集上游疏散”的分布特征;长江经济带总体游憩资源环境良好,游憩资源存量较大,种类多样,可供开发的游憩资源点数量众多,包含多种多样的游憩景观。

三 游憩资源分布的影响因素分析

(一) 地形地貌

自然地理条件是游憩资源形成的重要基础条件,本研究选取地形地貌这一自然环境因素进行分析。地形地貌以长江经济带区域的地形高程数据为基础进行分析。长江经济带区域流经山地、高原、盆地、丘陵和平原等多种地貌。

将长江经济带高程图和各类游憩资源点要素进行叠加分析,可以看到在地形相对平坦和开阔的区域,游憩资源分布均匀且集聚性强,而在地形地貌较为复杂的区域游憩资源分布分散且数量较少。长江中游段和下游地区大支流较多,河网密布,这决定了长江中游地区地形和地势相对较低。通过GIS空间分析,长江中游段和下游段游憩资源分布密集。地形地貌对游憩资源的空间分布存在影响,尤其是依托自然资源或者在自然资源的基础上后期开发出来的游憩资源,比如湿地公园、森林公园两类游憩资源,地形地貌的先天条件决定了此类游憩资源的分布及开发难易程度。

(二) 社会经济发展

社会经济发展为宜居城市建设提供强有力的支撑,也是影响地区游憩资源点分布的重要指标。所以本文将用国民生产总值(GDP)和人均可支配收入两项指标衡量社会经济发展水平。将游憩资源和GDP、人均可支配收入进行相关性分析,可在一定程度上揭示游憩资源所带来的经济价值在地区经济发展中的地位 and 比重。

文章参考已有研究^[26-27],国民生产总值(GDP)和人均可支配收入两项指标可用来衡量社会经济发展。基于长江经济带游憩资源地理数据库和空间数据库,利用相关分析研究游憩资源数量分别和国民生产总值,人均可支配收入两项之间的相关关系,使用Pearson相关系数表示相关关系的强弱情况。结果显示:游憩资源数量和国民生产总值之间的相关系数值为0.641,并且呈现出0.05水平的显著性,因而说明游憩资源数量和国民生产总值之间有着显著的正相关关系。同时,从图5可以看到长江经济带区域内游憩资源的分布与国民生产总值一致性较高。说明区域社会经济发展水平高会有更多资金投入游憩资源及其配套设施的建设和维护,进而满足居民游憩休闲需求,提高城市人居环境,有利于构建美丽宜居城市。游憩资源数量和人均可支配收入之间的相关系数值为-0.165,接近于0,并且 p 值为 $0.628 > 0.05$,说明游憩资源数量和人均可支配收入(元)之间相关性很弱。

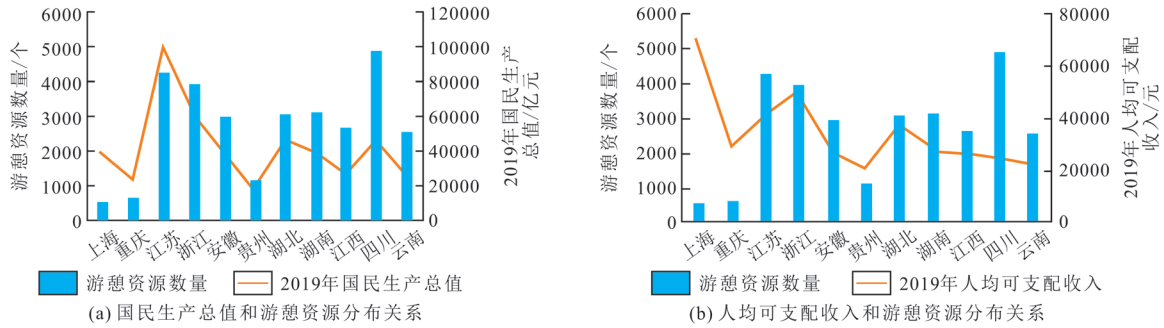


图 5 长江经济带地区社会经济与游憩资源分布关系

(三) 交通网络

交通条件决定了游憩资源所在地的可进入性,更是联系城市居民、游客和游憩资源点的桥梁。分析交通和游憩资源点的相关关系,有利于厘清各类游憩资源对交通条件的依赖程度,以及各类游憩资源的交通可达性状况。

借助国道对所有类型的游憩资源做缓冲区分析,设置距离为 50 km,根据 GIS 中缓冲区分析结果,得到表 3 所示结果。可以看到在 50 km 的缓冲区范围内的游憩资源数量占游憩资源总数约 76.9%,说明交通运输对游憩资源的分布有较大影响,游憩资源对交通运输的依赖性较大。进一步分析,该范围内游憩资源数量分布存在差异,较多的分别为动物园、博物馆、湿地公园,作为居民使用最高的游憩场所,良好的交通可达性可满足居民的日常游憩需求;较少的是文物古迹和寺庙,表明这两种游憩资源对交通网络的依赖性不高,造成这种空间分布差异与游憩资源自身的属性特征、功能密切相关。

表 3 五十公里缓冲区内游憩资源分布

类型	缓冲区内个数	总数/个	占比/%
动物园	1200	1369	87.66
博物馆	2147	2874	74.70
湿地公园	553	751	73.64
森林公园	566	806	70.22
文物古迹	6475	9827	65.89
寺庙	8145	12589	64.70
总和	19086	28216	67.64

(四) 人口密度

游憩资源的一大重要功能是休闲游憩功能,这一功能主要面向居民和游客。根据地理学的环境承载力理论,分析人口密度对游憩资源点的分布影响,探索两者之间的相关关系,将有利于合理开发利用游憩资源。

人口密度涉及该区域常住人口数据和区域面积数据,此处选择长江经济带区域11个主要省份和直辖市的常住人口数据和面积数据,利用相关分析研究游憩资源数量和人口密度之间的相关关系,在控制好其他相关变量对游憩资源空间分布的影响后,同样使用 Pearson 相关系数去表示人口密度和游憩资源空间分布相关关系的强弱情况。结果显示:游憩资源数量和人口密度之间的相关系数值为 -0.447 ,接近于 0 ,并且 p 值为 $0.168 > 0.05$,因而说明游憩资源数量和人口密度之间并没有显著的相关性,人口密度对游憩资源数量产生的影响十分有限。

四 结论与讨论

第一,长江经济带游憩资源禀赋好,存量较大,但游憩资源空间分布不平衡,空间分布差异较大。主要表现为东部地区、中部地区、西部地区游憩资源空间分布不平衡,呈现出“西疏散东密集”的空间分布特征。相关部门需要在城市规划的过程中充分考虑到城镇居民的游憩休闲需求,采取相关措施弱化游憩资源空间分布不均衡性,如完善交通基础设施建设,增强区域内居民与游憩资源之间的交通便捷性,增加游憩设施,从而使其游憩休闲需求得到满足。

第二,长江经济带各类游憩资源分布类型均为集聚型,集聚程度存在差异;各类游憩资源分布方向呈现出“东北—西南”走向。在游憩资源集聚性强的地区,城市建设的过程中需遵循客观规律,合理、科学地规划、开发利用游憩资源,考虑该区域合理的环境承载力。

第三,长江经济带地区各类游憩资源分布密度存在差异,主要表现在:整体上,不同类型的游憩资源在长江经济带区域空间分布密度不同,而在不同的省市,游憩资源空间分布密度也不同。在我国西部和西南部一些地区,由于地形地貌等客观因素的限制,应加大对其投入和扶持力度,进一步加强基础设施建设,利用好当前已有的游憩资源,真正发挥已有游憩资源对周边地区的辐射带动作用,结合当地自然、文化、社会环境,因地制宜、合理科学地开发游憩资源。

第四,长江经济带地区游憩资源空间分布受地形地貌、社会经济发展、交通网络影响较大,而人口密度对游憩资源空间分布无显著影响。社会经济发展与游憩资源分布关系密切且对其有较大影响,有良好经济效益能够保障游憩资源所在的景点后期运营和维护,特别是免费供市民游玩、休闲的游憩资源点,应加大对游憩资源的投入建设力度。

利用 Python 技术,深度挖掘六大类游憩资源兴趣点数据,并借助 ArcGIS10.2 软件构建具有实践意义的游憩资源地理数据库,充分运用核密度分析、最邻近点指数、标准差椭圆分析、缓冲区分析、叠加分析几种空间分析研究方法阐释长江经济带区域游憩资源的空间分布规律及其空间差异。引入地形地貌、人口密度两大因素对该区域游憩资源分布的影响。由于空间数据规模较大,本文研究范围仅选取长江经济带区域,在游憩资源的分类上由于数据的可获得性,选择了六类游憩资源进行研究分析。因此,在研究范围的广度方面后续有待进一步深入研究,不断丰富和扩充已有的游憩资源基本类型,以更全面系统地认知我国游憩资源的空间分布规律,促进我国各类游憩资源及其产品的科学、合理开发,推进区域旅游发展和宜居城市建设。

参考文献:

- [1] 国务院. 国务院关于依托黄金水道推动长江经济带发展的指导意见 [EB/OL]. http://www.gov.cn/zhengce/content/2014-09/25/content_9092.htm, 2021-3-7.
- [2] 罗莹, 贾黎明, 姚娜. 京津冀森林游憩资源空间分布特征及其影响因素 [J]. 中南林业科技大学学报, 2020, 40(2): 166-174.
- [3] 程秋旺, 黄巧龙, 林晓彦, 等. 福建省湿地自然保护区游憩资源价值评价——基于选择实验法的分析 [J]. 林业经济, 2020, 42(2): 40-49.
- [4] 李京梅, 刘铁鹰. 基于旅行费用法和意愿调查法的青岛滨海游憩资源价值评估 [J]. 旅游科学, 2010, 24(4): 49-59.
- [5] 方震凡, 徐高福. 千岛湖区游憩资源的开发与利用 [J]. 中国林业经济, 2011, (4): 8-12.
- [6] 蔡君. 云蒙山国家森林公园游憩承载力研究 [D]. 北京: 北京林业大学, 2006.
- [7] 朱竝, 陈晓亮. 中国 A 级旅游景区空间分布结构研究 [J]. 地理科学, 2008, 28(5): 607-615.
- [8] 田野, 罗静, 崔家兴, 等. 长江经济带旅游资源空间结构及其交通可进入性评价 [J]. 经济地理, 2019, 39(11): 205-215.
- [9] 邹勇文, 魏晨. 高等级景区空间分布特征及影响因素研究——以江西省为例 [J]. 上饶师范学院学报, 2019, 39(6): 66-72.
- [10] 杨友宝, 王荣成, 李秋雨, 等. 东北地区旅游资源赋存演化特征与旅游业空间重构 [J]. 经济地理, 2015, 35(10): 194-201.
- [11] 魏雨, 刘汉湖. A 级旅游景区空间分布演化及影响因素研究——以四川省为例 [J]. 河南科学, 2019, 37(7): 1181-1186.
- [12] 李江敏, 杨赞, 赵青青, 等. 湖北省工业旅游资源空间分布特征与影响因素研究 [J]. 国土资源科技管理, 2020, 37(6): 1-13.
- [13] 温慧娴, 李文翎. 广东省 A 级旅游景区空间分布特征及影响因素分析 [J]. 广州大学学报: 自然科学版, 2019, (5): 65-74.
- [14] 国家基础地理信息中心. 全国地理信息资源目录服务系统 [EB/OL]. <https://www.webmap.cn/main.do?method=index>, 2021-3-7.
- [15] 中国科学院计算机网络信息中心. 地理空间数据云 [EB/OL]. <http://www.gscloud.cn/#page1/2>, 2021-3-7.
- [16] 百度. 百度地图地理坐标拾取系统 [EB/OL]. <http://api.map.baidu.com/lbsapi/getpoint/>, 2021-3-7.
- [17] 黄震方, 祝晔, 袁林旺, 等. 休闲旅游资源的内涵、分类与评价——以江苏省常州市为例 [J]. 地理研究, 2011, (9): 1543-1553.
- [18] 张广海, 张琳林. 我国休闲资源分布特征与影响因素研究 [J]. 资源开发与市场, 2018, 34(5): 720-724.
- [19] 谢志华, 吴必虎. 中国资源型景区旅游空间结构研究 [J]. 地理科学, 2008, (6): 748-753.
- [20] 何小芊, 王晓伟. 中国国家矿山公园空间分布研究 [J]. 国土资源科技管理, 2014, 31(5): 50-56.
- [21] 夏茹雪, 唐晓岚, 胡刚. 基于 POI 数据的长三角地区湿地公园空间分布与影响分析 [J]. 国土与自然资源研究, 2020, (3): 17-23.
- [22] 邹玮, 杨羽頔, 孙才志. 基于分布动态法和空间计量法的环渤海区域经济格局演变研究 [J]. 辽宁师范大学

学报:自然科学版,2016,39(1):111-120.

- [23] 黄璨,邓宏兵,李小帆.乡村旅游空间结构与影响因素研究——基于湖北省的实证分析[J].国土资源科技管理,2017,34(1):116-125.
- [24] Arthur Getis, J K Ord. The Analysis of Spatial Association by Use of Distance Statistics[J]. Geographical Analysis, 1992, 24(3): 189-206.
- [25] 鹿磊,陶卓民,李蒲玲.基于GIS的中国科普旅游资源时空分异研究[J].国土资源科技管理,2017,34(3):43-52.
- [26] 孔令强,田光进,柳晓娟.中国城市生活固体垃圾排放时空特征[J].中国环境科学,2017,(4):1408-1417.
- [27] 曾浩,丁镭.长江经济带城市雾霾污染PM_{2.5}时空格局演变及影响因素研究[J].华中师范大学学报:自然科学版,2019,(5):120-130.

版权申明

为适应我国信息化建设,扩大本刊及作者的知识信息交流渠道,本刊已被《中国学术期刊网络出版总库》及CNKI系列数据库收录。如作者不同意文章被收录,请在来稿时声明,本刊将做适当处理。

《国土资源科技管理》编辑部

基于核密度估计的海洋经济增长质量与数量的耦合分析

苟露峰, 杨思维, 任莉莉

(青岛理工大学 商学院, 山东 青岛 266520)

摘要: 海洋经济向质量效益型转变是建设海洋强国的新要求。在深入剖析海洋经济增长质量内涵的基础上, 从五大维度构建海洋经济增长质量评价指标体系, 运行集对分析模型测算海洋经济增长质量, 结合耦合协调度模型和核密度估计方法研究山东省海洋经济增长质量的动态演化规律。结果表明: (1)2006—2016 年山东省海洋经济增长质量总体呈上升态势, 海洋经济增长质量和数量之间的耦合度和耦合协调度均呈下降趋势。(2)山东省海洋经济增长发展演进逐渐转向质量增长带动数量增长阶段, 五大维度发展指数曲线波动差异较大, 表现在海洋经济结构和海洋资源环境指数曲线呈“N”型, 海洋科技发展指数曲线呈“M”型, 海洋经济增长稳定性指数曲线呈“W”型结构。(3)海洋经济增长质量和增长数量两大系统耦合协调度波动明显, 呈现“良好协调—中度协调—低度协调”三个阶段交替运行态势, 距离高度协调状态还有很大的提升空间; 核密度估计表明, 山东省海洋经济增长质量和数量耦合在研究期内呈收敛态势。研究为山东省海洋经济政策制定提供一定参考依据。

关键词: 海洋经济; 增长质量; 评价指标体系; 耦合协调度; 核密度分析

中图分类号: F127 文献标志码: A 文章编号: 1009-4210-(2021)03-014-14

On Coupling Analysis of the Quality and Quantity of Marine Economic Growth in Shandong Province Based on Kernel Density Estimation

GOU Lu-feng, YANG Si-wei, REN Li-li

(College of Business, Qingdao University of Technology, Qingdao 266520, China)

Abstract: Marine economy in China should be on the way of pursuing quality and efficiency, which is a new requirement for the development of a maritime power. Based on a deep analysis of the connotation of marine

收稿日期: 2021-01-13; 改回日期: 2021-03-05

基金项目: 教育部人文社会科学研究青年基金项目(18YJC790035、20YJC790164); 山东省社会科学规划研究专项(18CDCJ22); 青岛市社会科学规划研究项目(QDSKL1701148)

作者简介: 苟露峰(1986—), 女, 副教授, 博士, 从事海洋经济增长理论与政策研究。E-mail: goulufeng1234@126.com

通信作者: 任莉莉(1998—), 女, 硕士研究生, 从事产业组织与管理研究。E-mail: rll6833@163.com

economic growth quality, this paper constructed an evaluation index system of marine economic growth quality from five dimensions, calculated the quality of marine economic growth by adopting the SPA model, and analyzed the dynamic evolution law of marine economic growth quality in Shandong Province combining the coupling coordination model and kernel density estimation method. The results were shown as follows: (1) From 2006 to 2016, the marine economic growth quality of Shandong Province presented a steady upward trend, while the degrees of both coupling and coupling coordination between the quality and quantity of marine economic growth were declining. (2) The development of marine economy growth in Shandong Province had gradually shifted to a stage at which quantity growth was driven by quality growth. At the same time, there were significant differences in the margin fluctuation of the development exponent curve from five dimensions, including the “N” type for marine economic structure and resource environment exponent curves, the “M” type for marine technological development exponent curve and the “W” type for marine economic growth stability exponent curve. (3) The coupling coordination degree between quality and quantity of marine economic growth fluctuated obviously, which presented a revolving trend of three stages including well-coordinated, medium-coordinated and poor-coordinated stages, and there was still a need for further improvement to reach the well-coordinated stage. The results of kernel density estimation indicated that the coupling between quality and quantity of marine economic growth in Shandong Province showed a convergence trend during the research period. This research also provided some references for the formulation of marine economic policies in Shandong Province.

Key words: marine economy; growth quality; evaluation index system; coupling coordination degree; kernel density estimation

自 2012 年以来,在世界经济发展格局深度调整和国内结构性矛盾凸显的双重约束下,中国特色社会主义进入了新时代,其基本特征就是经济已由高速增长阶段转向高质量发展阶段。海洋是经济高质量发展的战略要地,建设海洋强省是实现高质量发展的战略支撑,加快新旧动能转换、实现高质量发展必须进一步提升经略海洋的能力。因此,在新时代海洋强国建设背景下重新审视和认真思考如何提升海洋经济增长质量,实现海洋发展从粗放型到集约型、从数量型向质量型的转变势在必行。

随着海洋经济的不断发展,海洋经济增长逐渐成为国内外学者关注的重要议题,相关研究主要从四个方面展开:一是基于效率视角下的海洋经济增长研究。Karyn 测算海洋经济对国民经济的贡献率^[1],邹玮等探讨环渤海地区海洋经济效率空间演化规律^[2],盖美等研究认为中国绿色海洋经济效率有较大提高,但仍属于粗放型经济增长方式^[3]。二是基于结构视角下的海洋经济增长研究。王波等研究认为海洋产业结构调整能够有效推动海洋经济增长^[4],马学广等运用计量面板模型也验证了这一观点^[5]。产业的空间集聚与经济增长互为内生关系,例如谢杰从地理空间结构视角,分析集聚引起部门结构发生变化、促进海洋经济增长的机制^[6]。三是基于资源环境约束视角下的海洋经济增长研究。George Gogoberidze 主张基于海洋发展潜力制定可

持续的沿海区域发展战略和空间规划^[7]。四是基于科技视角下的海洋经济增长研究。殷克东等从可持续发展视角对海洋科技与海洋经济可持续协调关系进行研究^[8]。Kevin Charles等主张从知识转移和科技创新角度衡量海洋经济增长^[9]。此外,研究还从组织化与专业化层面^[10]、文化产业层面^[11]、海洋规划者和利益相关者^[12]等方面提出了相应对策。

就经济范畴而言,经济增长质量和经济增长数量是经济增长问题的两个方面^[13]。经济增长质量是与经济增长数量相对应的,经济的快速增长并不必然带来经济增长质量的提高,因此,在经济增长质量内涵界定方面,Schultz认为经济增长包括数量扩张和质量提高^[14]。中国经济增长步入“新常态”,应特别关注经济增长质量^[15]。在经济增长质量评价体系研究上,钞小静等以定量分析对中国经济增长质量进行评价^[16]。在海洋经济增长质量方面,钟华从投入产出视角界定海洋经济增长质量内涵^[17],李博等对辽宁及环渤海地区海洋经济增长质量进行测度^[18-19],狄乾斌等遵循城市与海洋经济协同的发展理念,测算环渤海城市海洋经济发展时空协调程度^[20],张焕伟和孙才志探讨中国沿海省市海洋经济增长质量与增长速度的演进状态^[21]。然而已有研究海洋经济增长质量多以国家层面或区域层面展开,样本空间跨度较大,难以准确反映微观视角下海洋经济增长质量的地域性特征及影响因素,尤其对海洋经济增长质量与数量研究成果略显匮乏。海洋经济增长质量和数量是衡量海洋经济发展水平的不同反映,高质量发展海洋经济增长的“质”和“量”需要统筹协调海洋经济增长质量和数量之间的关系,两者不能彼此割裂,也不能简单等同;耦合分析是用来测算两个及两个以上子系统之间相互影响的协调发展情况,通过对海洋经济增长“质”和“量”系统性的耦合分析,更好地掌握海洋经济增长质量和数量在海洋经济增长过程中的偏离情况和演进趋势。因此,立足省级海洋数据对海洋经济增长质量进行刻画,描述海洋经济增长质量与其影响因素的关联性,兼顾宏观和微观因素,突出指标体系的异质性反映,构建区域海洋经济增长质量与数量的耦合协调模型,从多个维度定量识别海洋经济增长质量和数量的耦合阶段与演进轨迹,对实现海洋经济健康、可持续发展有着重要意义,研究结论也可为沿海省市海洋经济高质量发展的后续研究提供借鉴参考。

一 研究方法与数据来源

(一) 研究区概况

山东省位于中国东部沿海、黄河下游,总面积 $15.71 \times 10^4 \text{ km}^2$,约占全国总面积的1.64%。山东半岛三面环海,海岸线长3 024 km,占全国大陆海岸线的1/6,居全国第二。全省近海海域 $17 \times 10^4 \text{ km}^2$,占渤海和黄海总面积的37%,海洋物种资源丰富,海洋经济已经成为山东省经济增长中最具潜力、最具发展空间的重要领域。2006—2016年,山东海洋生产总值由3 679.3亿元增至13 280.4亿元,占全国海洋生产总值的比重由17.34%增加到19.06%,呈现出逐年递增态势;三次产业比例由2006年的8.3:48.6:43.1转变为2016年的5.8:43.2:51.9,“三、二、一”型的结构形态基本形成(图1)。然而,海洋经济的迅速发展给海洋环境带来了前所未有的挑战,

海水生境恶化、海平面逐年上升、生物多样性破坏严重等问题日益凸显, 严重制约着海洋经济的后续发展^[22]。山东省第十一次党代会作出加快建设海洋强省的战略决策部署, 2018 年山东海洋强省建设工作会议指出要坚持陆海统筹, 加快建设新时代海洋强省的目标。因此, 山东省海洋经济如何实现高质量发展成为人们日益关注的焦点。

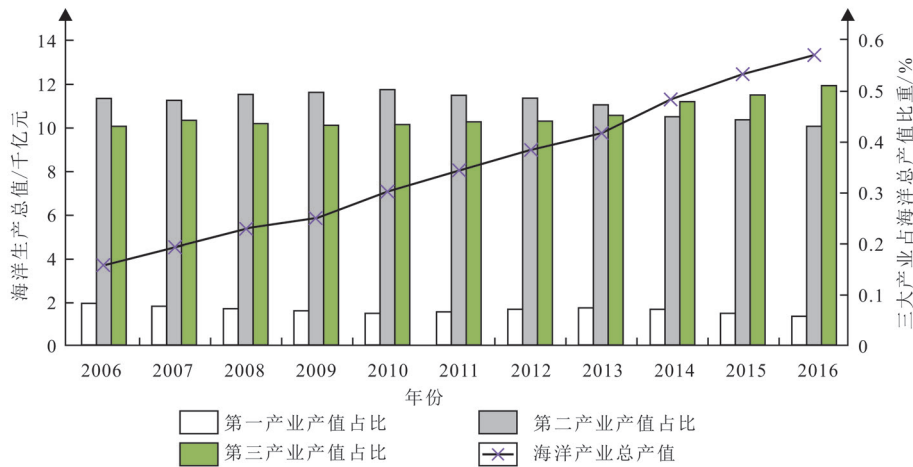


图 1 2006—2016 年山东海洋生产总值及海洋三次产业比重

(二) 集对分析方法

根据集对分析方法, 构建海洋经济增长质量评价指标矩阵。设海洋经济增长情况为 $D = \{H, I, X, W\}$, 有 m 个评价方案 $H = \{h_1, h_2, \dots, h_m\}$, 每个评价方案有 n 个指标 $I = \{i_1, i_2, \dots, i_n\}$, 评价指标的值记为 $X = \{x_1, x_2, \dots, x_k\}$, 指标权重为 $W = \{w_1, w_2, \dots, w_n\}$, 则情况 D 的评价矩阵 E 为:

$$E = \begin{bmatrix} d_{11} & d_{12} & \dots & d_{1n} \\ d_{21} & d_{22} & \dots & d_{2n} \\ \vdots & \vdots & & \vdots \\ d_{m1} & d_{m2} & \dots & d_{mn} \end{bmatrix} \quad (1)$$

确定最优方案集 $U = \{u_1, u_2, \dots, u_n\}$ 和最劣方案集 $V = \{v_1, v_2, \dots, v_n\}$ 。集对 $B\{H_m, U\}$ 在区间 $[U, V]$ 上的联系度 μ 为:

$$\begin{cases} \mu(f_m, U) = a_m + b_m i + c_m j \\ a_m = \sum w_p a_{kp} \\ c_m = \sum w_p c_{kp} \end{cases} \quad p = (1, 2, \dots, n) \quad (2)$$

式中: a_{kp} 、 c_{kp} 分别为评价矩阵 E 中的 d_{kp} 与集合 $\{U, V\}$ 的同一度和对立度。方案 H_m 与最优方案 U 的贴近期 r_m 定义为:

$$r_m = \frac{a_m}{a_m + c_m} \quad (3)$$

r_m 指数反映了被评价方案 H_m 与最优方案集合 U 的贴合程度, r_m 值越大表示被评价对象越接近最优方案^[23]。由于各评价指标对海洋经济增长质量的影响程度迥异, 指标的权重也不同。为科学的评价海洋经济增长质量, 采用熵值法提高指标权重的客观性和准确性, 减少人为因素带来的偏差。根据熵值法计算步骤, 将经过均值化处理的 2006—2016 年山东省海洋经济增长质量的相关指标带入, 得到各指标的相关权重。

(三) 耦合协调度

耦合模型主要借鉴物理学中容量耦合的概念, 是用来描述系统或要素相互影响程度的度量指标。将“耦合”引入到社会经济系统的分析之后, 其概念被延伸为“协调”和“发展”, 协调与发展的相互交织过程即为“耦合”。可用耦合度来衡量海洋经济增长质量与数量耦合作用的强度, 从而对两系统之间或者系统内部之间的相互协调关系进行测度。其计算公式如下:

$$C = \frac{2\sqrt{U_x \times U_y}}{U_x + U_y} \quad (4)$$

式中: U_x 、 U_y 分别为海洋经济增长质量和数量的功效值, U_x 由集对分析方法计算而得; C 为两者的耦合度, 其值介于 $[0, 1]$ 之间。根据 C 值的大小, 参考已有学者的划分标准^[24-25], 将耦合度分为 4 个阶段(表 1)。为更好地反映海洋经济增长质量与数量之间的整体“功效”与“协同效应”, 再引入耦合协调度来反映两者的协调程度。其计算公式如下:

$$\begin{cases} D = \sqrt{C \times T} \\ T = aU_x + bU_y \end{cases} \quad (5)$$

式中: D 为耦合协调度; C 为耦合度; T 为海洋经济增长质量与数量的综合协调指数, 反映两者的整体协同效应; a 、 b 为待定参数, 设定 $a + b = 1$ 。考虑海洋经济增长质量与数量同等重要, 因此 a 、 b 均取值为 $1/2$ 。 D 值也介于 $[0, 1]$ 之间。根据 D 值的大小, 参考已有学者的划分标准^[24-26], 将协调阶段同样划分为 4 个阶段(表 1)。

表 1 协调阶段划分及基本特征

协调度水平	协调类型	阶段划分	阶段特征
$0 < D \leq 0.4$	低度协调	低水平阶段	海洋经济增长质量和数量处于低水平发展阶段, 内部低水平协调
$0.4 < D \leq 0.6$	中度协调	中等水平阶段	海洋经济增长质量和数量处于快速发展阶段, 两者矛盾突出
$0.6 < D \leq 0.8$	良好协调	较高水平阶段	海洋经济增长质量和数量处于高度发展阶段, 开始向健康有序方向发展
$0.8 < D \leq 1$	高度协调	高水平阶段	海洋经济增长质量和数量处于良性共振阶段, 两者高度耦合协调

(四) 核密度估计

核密度估计方法常被用于解释经济分布运动, 具有参数估计难以比拟的优势: 函数的形式可以任意设定; 解释变量和被解释变量的分布也较少受到限制等, 为确定或建立回归函数的参数表达式提供了有用的工具^[27]。核密度估计方法基本原理如下:

假定 x_1, x_2, \dots, x_n 服从同分布, 其密度函数 $f(x)$ 未知, 需要通过样本来估计密度函数 $f(x)$ 。样本的经验分布函数为: $F(x) = \frac{1}{n} \{X_1, X_2, \dots, X_n\}$, 可得核密度函数估计的形式为:

$$\begin{aligned} f_h(x) &= \frac{[F_n(x+h_n) - F_n(x-h_n)]}{2h} \\ &= \int_{x-h_n}^{x+h_n} \frac{1}{h} K\left(\frac{t-x}{h_n}\right) dF_n(t) \\ &= \frac{1}{nh_n} \sum_{i=1}^n K\left(\frac{x-x_i}{h_n}\right) \end{aligned} \quad (6)$$

式中: h_n 为窗宽; $K(*)$ 为核密度函数, 通常取对称的单峰概率密度函数。核密度估计方法有多种, 高斯核函数在无法判断函数关系时优于其他核函数, 因此本研究核密度估计 $K(*)$ 采用的是高斯核函数: $Gaussian = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}t^2}$, 窗宽设定为 $h_n = 0.9SN^{-0.8}$, 其中: N 为样本量, S 为样本标准差。

(五) 指标体系与数据

准确把握海洋经济增长质量的内涵是科学构建海洋经济增长质量评价指标体系的基础。本文通过对经济增长质量的总结以及结合海洋经济的特征, 对海洋经济增长质量进行界定: 海洋经济增长质量是在海洋经济增长的过程中, 采用海洋集约化发展、依靠海洋科技创新与人力资本, 不断提高海洋经济运行效率、优化海洋产业结构、改善海洋社会福利变化与成果分配、协调海洋资源利用与生态环境代价问题, 提高海洋经济增长的稳定性, 实现中国海洋经济发展从粗放型到集约型、从数量型向质量型的转变, 最终满足人们对美好生活的需求。因此, 基于海洋经济增长质量内涵的确定, 从以下五大维度对山东海洋经济增长质量进行测度: 海洋经济结构、海洋科技发展、海洋福利分配、海洋资源环境和海洋经济增长稳定性。海洋经济增长数量指标用海洋生产总值(GOP)增速表征, 下文部分海洋生产总值也用 GOP 表示, 在此说明。

第一, 海洋经济结构维度主要考察海洋经济结构的优劣程度, 其构成直接影响海洋资源的利用效率。海洋经济结构的优化和升级, 不仅是海洋经济增长质量的动力来源, 而且决定海洋经济增长质量的发展水平。

第二, 海洋科技发展维度反映一国海洋经济长期发展的潜在能力, 科技创新是海洋经济增长质量提高的核心引擎, 海洋科技的发展能够优化海洋经济结构、提升海洋资源配置效率, 对海洋经济增长质量的提升起到关键性的作用。

第三, 海洋福利分配维度综合考量的是海洋经济增长的福利水平和成果分配, 主要凸显的是海洋经济增长带来的社会效益水平和成果分配的公平性和合理性, 即海洋经济发展给人民带来的收入、就业、教育、医疗福利等指标。

第四, 海洋资源环境维度主要反映海洋经济增长过程中的资源环境代价, 这类指标注重海洋经济增长质量的可持续性。合理利用海洋资源、保护海洋生态环境是实现良性循环发展的基本保证。在使用最少的要素资源、减少污染排放的同时, 对已造成的海洋污染进行有效治疗,

从而避免海洋生态危机。

第五,海洋经济增长稳定性维度反映了当遭受外部随机冲击或者是经济体内部自发形成的非随机经济波动时,海洋经济所遭受到的不同程度的波动影响。异常的经济波动会对海洋经济增长的动态平衡和运行效率产生负面影响,抑制海洋经济增长的长期稳定性。因此,维持海洋经济增长的稳定性,可以实现海洋资源的高效配置,降低海洋经济增长带来的不确定性和随机冲击,从而降低社会发展的潜在风险。

基于对海洋经济增长质量内涵的分析和阐述,在遵循科学性、可操作性、可获得性等原则的基础上,构建了 5 个一级指标、25 个二级指标的海洋经济增长质量评价指标体系(表 2)。其中:海洋固定资产投资量在中国海洋统计年鉴中并没有直接相关的统计数据,本文参考乔俊果^[28]、王波^[4]等的做法,用沿海地区全社会固定资产投资量 \times (海洋生产总值 / 地区生产总值)表示海洋固定资产投资量,对海洋固定资产采用 7% 的固定资产折旧率进行永续盘存测算^[29]。

表 2 海洋经济增长质量评价指标体系

目标	一级指标	二级指标	二级指标补充说明	权重
海洋经济结构		相对劳动生产率	海洋产业劳动生产率 / 全部产业劳动生产率	0.041
		劳动要素弹性系数	当期从业人员增长率 / 同期海洋产业总产值增长率	0.047
		海洋固定资产投资量	沿海地区全社会固定资产投资量 \times (海洋生产总值 / 地区生产总值)	0.045
		海域利用效率	单位确权海域面积内海洋生产总值	0.038
		进出口总额 / GOP	进出口总额与 GOP 比值	0.040
海洋科技发展		海洋第三产业产值 / GOP	海洋第三产业产值与 GOP 比值	0.050
		海洋科技创新能力	海洋科技从业人员 / 涉海就业人员	0.041
		海洋经济增长潜力	科技投入 / 海洋生产总值	0.056
		海洋科技机构密度	单位面积内海洋科研机构数量	0.025
		海洋科技研究人员比重	海洋科研机构研究生学历人员比重	0.032
海洋经济增长质量		海洋科研课题承担能力	海洋科研机构承担课题数量	0.028
		恩格尔系数	食品支出总额占个人消费支出总额的比重	0.043
		人均海水产品产量	海水产品产量与总人口数量比值	0.048
	海洋福利分配	城镇居民人均可支配收入	城镇居民家庭人均可用于最终消费支出和其他非义务性支出以及储蓄的总和	0.050
		万人拥有医生数量	医疗卫生系统从业人员与区域人口比值	0.057
海洋资源环境		万人高等教育在校生数	大专以上学历人口占区域总人口比重	0.042
		人均住房建筑面积	住房建筑面积与区域人口比值	0.044
		环保投入占 GOP 比重	环境污染治理投资总额占 GOP 比重	0.037
		单位海域疏浚物倾倒量	单位确权海域面积内疏浚物海洋倾倒量	0.012
		海水环境质量超标率	未达清洁海域水质标准面积 / 所辖海域面积	0.029
海洋经济增长稳定性		单位面积工业废水排放量	单位土地面积排放工业废水量	0.043
		单位面积工业固废排放量	单位土地面积产生工业固体废物量	0.040
		海洋经济增长波动率	第 t 年海洋经济增长率 / 第 $t-1$ 年海洋经济增长率	0.044
	海洋产业总产值增长率	第 t 年海洋产业总产值 / 第 $t-1$ 年海洋产业总产值	0.023	
	海洋产业经济增长均衡率	各海洋产业增长率最大值 / 各海洋产业增长率最小值	0.046	

为确保研究数据统计口径的一致性、连续性和可获得性, 本研究所用数据主要来源于2007—2017年《中国海洋统计年鉴》《中国统计年鉴》《中国环境统计年鉴》《中国区域统计年鉴》《中国城市统计年鉴》《中国海洋经济发展报告》《山东统计年鉴》以及中国海洋环境质量公报、海域使用管理公报、山东统计公报和政府工作报告等, 部分缺失数据, 根据实际情况用多重插补法进行平滑处理。

二 结果分析

(一) 山东省海洋经济增长质量的测度结果

根据上述构建的评价模型, 选取2006—2016年山东省海洋经济增长的相关数据计算这一时期的海洋经济增长质量, 并绘制指数走势图(图2~图3)。2006—2016年山东省海洋经济增长质量总体呈现波动上升的态势, 基本呈现“N”型结构。在此过程中, 山东海洋经济增长质量指数在2012年和2013年下降幅度明显, 表明在考察期内, 2011年后山东海洋经济增长质量并未出现稳定的上升, 2011年山东海洋经济增长质量综合指数第一次峰值为0.6065。从指标体系来看, 海洋经济结构及海洋资源环境指数在不同阶段呈现的变化趋势与海洋经济增长质量综合指数基本一致, 海洋福利分配指数呈现缓慢上升趋势, 海洋科技发展和海洋经济增长稳定性指数处于低位波动运行状态。

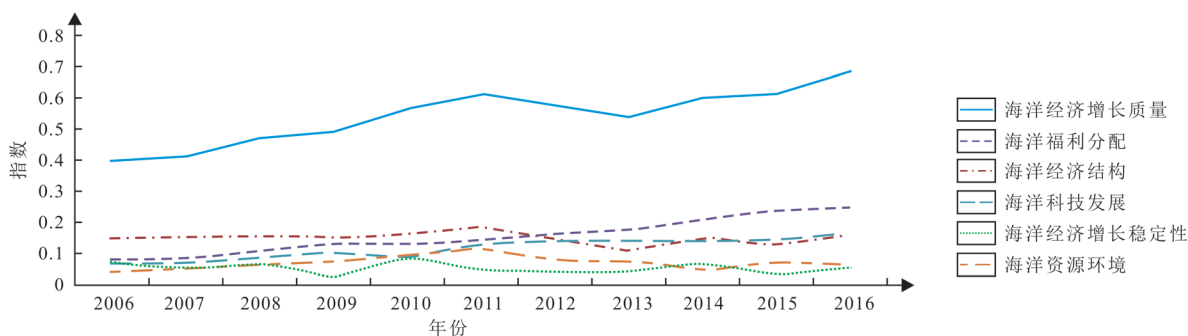


图2 2006—2016年山东海洋经济增长质量发展综合指数

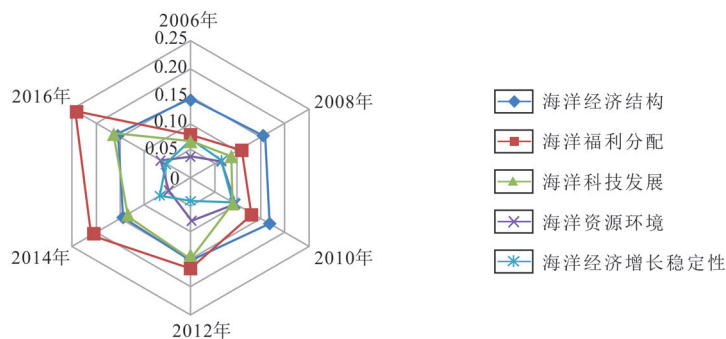


图3 2006—2016年山东海洋经济增长质量五大维度指标变化趋势

(二) 海洋经济增长质量五大维度评价

1. 海洋经济结构

从图 2 中可以看出,海洋经济结构指数对山东海洋经济增长质量指数的贡献是正向的,与海洋经济增长质量指数的变化趋势趋同。2006—2016 年间海洋经济结构指数呈“N”型结构,由 2006 年的 0.145 6 增加到 2016 年的 0.156。从二级指标来看,相对劳动生产率和第三产业产值占 GOP 比重两个指标对海洋经济结构优化有着积极贡献,表明在山东省海洋产业结构正从以传统海洋产业结构为主向海洋高新技术产业与传统海洋产业升级方向调整。其中,海洋产业结构从第二产业向第三产业调整所释放的“结构红利”对未来山东海洋经济高速增长起到了积极的推动作用,呈现出海洋经济总量增长与海洋产业结构演化此起彼伏的特征。值得注意的是,2013 年和 2015 年进出口总额占 GOP 的比重出现明显下滑,对应的海洋经济指标和海洋经济增长质量指数呈现小幅下降,这主要是生产要素的配置方式受海洋经济发展惯性和投资政策的影响,资源的配置效率和开发方式出现了扭曲,这也成为未来海洋经济增长的主要障碍。

2. 海洋科技发展

山东海洋科技发展指数曲线在 2006—2016 年呈“M”型结构。其中,海洋经济增长潜力和海洋科技创新能力的增加促进了海洋科技发展指标的平稳上升。科学技术是海洋高新技术产业的孵化器,也是产业结构优化调整与转型升级的助推器,海洋科技发展水平已成为衡量世界各国海洋竞争实力乃至综合国力的重要指标之一,成为推动蓝色经济发展的重要引擎。从根本上看,只有通过不断加大科技投入、提升海洋科技创新能力,才能保证海洋科技发展指标的稳步提升。

3. 海洋福利分配

在海洋福利分配维度中,2006—2016 年间整体表现为上升趋势,表明山东省在海洋经济发展的同时,充分关注人民的生活质量和福利水平,逐渐形成较为健全和完善的基础设施建设,重视人民收入、教育、医疗等基本保障。从长期来看,山东省在除了通过改善人民福利、加强教育医疗等措施提高海洋经济质量之外,还应当注意妥善处理海洋经济增长与福利分配之间的关系,完善社会保障和收入分配制度,注重为低收入人群提供更好的涉海基本公共服务。

4. 海洋资源环境

山东海洋资源环境指数曲线整体呈“N”型结构,海洋资源环境指数由 2006 年的 0.039 3 上升到 2016 年的 0.064 6,指数虽有所改善,但是海洋经济增长尚未达到与资源利用和环境保护协调发展的阶段。目前,山东省海洋经济处于加速发展阶段,海洋资源开发强度较大且海洋污染问题日益严峻,如何通过提高海洋资源的利用效率和改善海洋生态环境来提高海洋经济增长质量成为未来海洋经济发展的迫切需要。因此,山东省要提高海洋经济发展方式的可持续性,应加快推进海洋科技进步和提高资源配置效率,实现海洋经济高质量发展。

5. 海洋经济增长稳定性

海洋经济增长的稳定性对海洋经济增长质量的提高具有重要的作用,能够保障海洋经济在受到经济冲击或经济内部周期性波动影响时实现平稳、健康以及安全发展。从图2来看,海洋经济增长稳定性指标处于呈“W”型低位运行状态,在未来发展中,要关注海洋经济的短期波动,并及时调整外部冲击对经济体的影响,熨平海洋经济波动,增强海洋经济增长的稳定性,促进山东省海洋经济增长质量的进一步提升。

(三) 山东省海洋经济增长质量和数量的耦合分析

根据2006—2016年间山东省海洋经济增长质量和数量的综合指数,分析得出山东省海洋经济增长质量和数量的协调发展情况(表3、图4)。

表3 2006—2016年山东省海洋经济增长质量和数量的耦合度(C)及协调度(D)

年份	C值	耦合阶段	D值	协调类型	协调阶段
2006	0.7910	磨合阶段	0.6032	良好协调	较高水平阶段
2007	0.7516	磨合阶段	0.4853	中度协调	中等水平阶段
2008	0.7104	磨合阶段	0.4848	中度协调	中等水平阶段
2009	0.5226	磨合阶段	0.3873	低度协调	低水平阶段
2010	0.6957	磨合阶段	0.5197	中度协调	中等水平阶段
2011	0.5717	磨合阶段	0.4603	中度协调	中等水平阶段
2012	0.5516	磨合阶段	0.4363	中度协调	中等水平阶段
2013	0.4744	拮抗阶段	0.3826	低度协调	低水平阶段
2014	0.6220	磨合阶段	0.4870	中度协调	中等水平阶段
2015	0.4968	拮抗阶段	0.4202	中度协调	中等水平阶段
2016	0.3780	拮抗阶段	0.3768	低度协调	低水平阶段

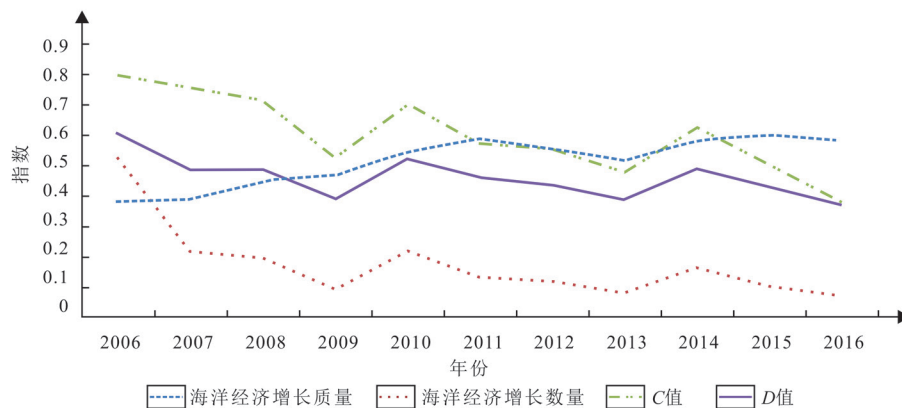


图4 海洋经济增长质量和数量耦合协调关系

根据前述分析及上述结果可以看出,2006—2016年山东省海洋经济增长质量保持平稳增长的趋势,但海洋经济增长数量呈现出波动下降的态势,二者之间的耦合度从磨合阶段转向拮

抗阶段,耦合度值 2006—2016 年均值为 0.596 9,处于磨合阶段。从变化趋势来看,耦合度曲线和耦合协调度曲线基本呈阶段性“M”型,耦合协调度值除 2006 年(0.603 2)为良好协调外,其余年份呈现中度协调和低度协调交替出现特性,2016 年的耦合协调度(0.376 8)处于低水平阶段,主要原因在于海洋生产总值增速下滑,短期内区域经济下行压力波及到海洋经济的发展,海洋经济增长质量和数量两大系统协调性还有很大提升空间,系统内部矛盾突出,二者之间还没有达到相互促进、共同发展的良性共振耦合,整体协同效应还未出现,且其耦合演进逐渐转向质量带动数量增长的阶段。未来,山东省应加大海洋产业新动能培育,逐步淘汰落后产能,优化海洋产业结构,提升应对突发事件的冲击能力,发挥海洋优势产业对山东海洋经济的引领和带动作用。

经济发展进入新常态模式为海洋经济增长质量和数量的协调发展带来新的机遇。海洋经济增长质量的提升不仅会提高人民福祉、改善海洋生态环境、维护经济社会稳定,更重要的是,质变所带来的海洋经济结构的优化、海洋科技的自主创新将会更加高效合理的配置海洋资源,提升海洋经济的运行效率。因此,要实现海洋经济增长质量和数量之间的高度耦合,应在稳步提升海洋经济增长质量的同时,将优化海洋经济结构、提高海洋科技创新能力、共享海洋福利成果、改善海洋资源环境以及稳定海洋经济运行环境作为海洋经济数量增长的新动能。

(四)核密度估计

根据山东海洋经济增长质量水平、五大维度系统发展水平以及耦合协调度情况,采用核密度估计对 2006—2016 年山东海洋经济发展水平进行 Kernel 估计,并绘制出 Kernel 二维曲线图(图 5)。

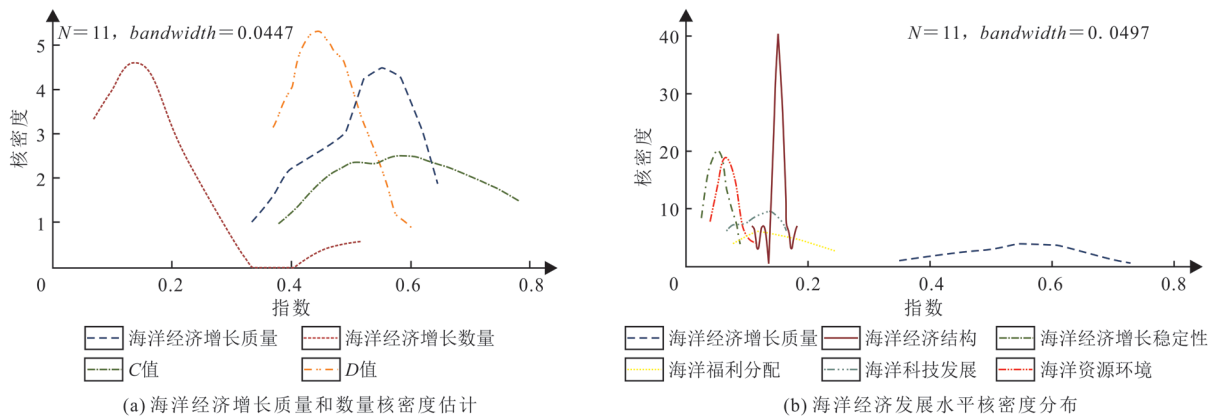


图 5 山东海洋经济发展水平核密度分布

从五大维度密度函数分布曲线来看,2006—2016 年,山东海洋经济增长质量的五大维度密度分布曲线对应的增长质量水平差异较大。在形态上,海洋经济结构、海洋资源环境、海洋经济增长稳定性发展水平曲线出现了明显的“单峰”或“多峰”特性,表明 2006—2016 年山东海

洋经济增长质量发展三大维度出现了明显的分级。其中,海洋经济结构发展水平曲线呈现了较为陡峭的“多峰”特性,显示已经出现了“多极分化”现象,但由于强峰仍处于低值区,表明海洋经济结构维度发展水平不高,少数年份处于良好发展水平。海洋资源环境和海洋经济增长稳定性发展水平曲线基本呈现“单峰”特性,表明考察期内海洋资源环境与海洋经济增长稳定性发展水平还是较为收敛的,暂未出现明显的分级态势。

总体而言,从2006—2016年山东海洋经济发展核密度分布图可以看出,海洋经济增长质量和增长数量水平曲线基本呈现“单峰”特性,表明两者未出现明显的分化态势,且没有异质性群体的存在,但是中间会伴随着不平等。其中海洋经济增长质量曲线的峰强出现在高值区,表明海洋经济增长质量优于海洋经济增长数量发展水平,且逐渐向好的趋势发展。从耦合度和耦合协调度分布曲线来看,耦合度分布曲线呈现“单峰”特性,且单峰宽度较宽,表明耦合度虽未达到两级分化的状态,但差异很大,中低水平耦合所占年份较多。耦合协调度分布曲线为坡度较陡的“单尖峰”,表明协调发展系统未出现明显的分级,在研究期内的差异不大,两大系统协调水平尚待提升。

三 实现海洋经济高质量发展的建议

本文从海洋经济结构、海洋科技发展、海洋福利分配、海洋资源环境和海洋经济增长稳定性五个维度构建海洋经济增长质量评价指标体系,利用集对分析方法测度2006—2016年期间山东省海洋经济增长质量并对其影响因素进行分析。同时,引入耦合度模型和核密度估计方法对山东海洋经济增长质量和数量进行评价,结合山东沿海地区经济社会发展实际提出如下建议:

第一,持续优化和调整海洋产业结构。产业结构的调整和优化将引导海洋经济资源的高效配置,提供更多的就业机会,有利于从根本上提升山东省海洋经济增长质量。因此,在保证海洋经济增长效率的前提下继续推进海洋产业之间的转换,实现产业链延伸、生产效率改进和产业价值链攀升,推动海洋经济的高质量发展。

第二,加大海洋科技创新投入。2020年政府工作报告中提出要“提高科技创新支撑能力”。创新是第一动力,加快建设海洋强国需要科技工作的不断创新与进步,也是提升海洋经济增长质量的核心和关键。当前,我国海洋科技创新总量从“量的积累”阶段进入局部领域“质的突破”阶段,需要继续提升海洋科技自主创新能力,增强海洋领域发展新动能。政府应增强主体意识,充分利用山东省涉海高校人才的优势,加大海洋科研项目投入与科研人员激励,提升海洋科技创新能力,从而实现海洋经济增长质量的提升。

第三,提高人民福利水平,共享发展成果。人民福利水平的提高是海洋经济发展的根本目的,采取与经济发展程度相匹配的福利分配制度能够有效激发人们工作的积极性和主动性,满足人民群众在海洋经济、社会、文化、生态等方面日益增长的美好生活需要对于改善海洋经济增长质量、实现海洋经济高质量发展具有积极的推动作用。

第四,坚持推行绿色经济、循环经济,为未来海洋经济增长的资源需求提供保障。彻底摒弃以资源和环境为代价的粗放型发展,提高海洋资源的利用效率,促进海洋经济增长和生态环境的协调发展,也是海洋经济增长质量和数量长期良性耦合的必要条件。

第五,提高海洋经济增长的稳定性。确保就业形势稳中向好和物价平稳运行,高度重视金融风险防范和债务风险,保证海洋经济在受到外部随机冲击或者是经济体内部自发形成的非随机经济波动时实现稳定增长。

研究结论能在一定程度上为政府提升海洋经济增长质量和数量的耦合发展提供科学依据。诚然,对于海洋经济增长质量的评价很难用同一个标准体系来衡量,评价对象的复杂性、动态性及难量化性等特点决定了评价模型有待进一步验证和完整。

参考文献:

- [1] Karyn M. Using secondary data to examine economic trends in a subset of sectors in the English marine economy: 2003—2011[J]. *Marine Policy*, 2014, 50(3): 135-141.
- [2] 邹玮,孙才志,覃雄合.基于 Bootstrap-DEA 模型环渤海地区海洋经济效率空间演化与影响因素分析[J]. *地理科学*, 2017, 37(6): 859-867.
- [3] 盖美,展亚荣.中国沿海省区海洋生态效率空间格局演化及影响因素分析[J]. *地理科学*, 2019, 39(4): 616-625.
- [4] 王波,韩立民.中国海洋产业结构变动对海洋经济增长的影响——基于沿海 11 省市的面板门槛效应回归分析[J]. *资源科学*, 2017, 39(6): 1182-1193.
- [5] 马学广,张翼飞.海洋产业结构变动对海洋经济增长影响的时空差异研究[J]. *区域经济评论*, 2017, (5): 94-102.
- [6] 谢杰,李鹏.中国海洋经济发展时空特征与地理集聚驱动因素[J]. *经济地理*, 2017, 37(7): 20-26.
- [7] George G. Tools for Comprehensive Estimate of Coastal Region Marine Economy Potential and Its Use for Coastal Planning[J]. *Journal of Coastal Conservation*, 2012, 16 (3): 251-260.
- [8] 殷克东,卫梦星.中国海洋科技发展水平动态变迁测度研究[J]. *中国软科学*, 2009, (8): 144-154.
- [9] Kevin C. Marine Science and Blue Growth: Assessing the Marine Academic Production of 123 Cities and Territories Worldwide[J]. *Marine Policy*, 2017, (84): 119-129.
- [10] 张尔升,李雪晶,刘妍玲,等.组织化、专业化与海洋经济增长[J]. *区域经济评论*, 2014, (4): 98-103.
- [11] Colgan C S, Merrill S B. The Effects of Climate Change on Economic Activity in Maine: Coastal York Country Case Study[J]. *Maine Policy Review*, 2008, 17(2): 66-79.
- [12] Kim H S. Patterns of Economic Development: Correlations Affecting Economic Growth and Quality of Life in 222 Countries: Patterns of Economic Development[J]. *Politics & Policy*, 2017, 45(1): 83-104.
- [13] 任保平,文丰安.新时代中国高质量发展的判断标准、决定因素与实现途径[J]. *改革*, 2018, (4): 5-16.
- [14] Schultz T W. Human wealth and economic growth[J]. *Humanist*, 1959, 19(2): 71-81.
- [15] 叶初升,李慧.以发展看经济增长质量:概念、测度方法与实证分析——一种发展经济学的微观视角[J].

经济理论与经济管理,2014,(12):17-34.

- [16] 钞小静,任保平.中国经济增长质量的时序变化与地区差异分析[J].经济研究,2011,46(4):26-40.
- [17] 钟华.中国海洋经济增长质量评价研究[D].青岛:中国海洋大学,2008.
- [18] 李博,田闯,史钊源.环渤海地区海洋经济增长质量时空分异与类型划分[J].资源科学,2017,39(11):2052-2061.
- [19] 李博,田闯,史钊源,等.辽宁沿海地区海洋经济增长质量空间特征及影响要素[J].地理科学进展,2019,38(7):1080-1092.
- [20] 狄乾斌,於哲,徐礼祥.高质量增长背景下海洋经济发展的时空协调模式研究——基于环渤海地区地级市的实证[J].地理科学,2019,39(10):1621-1630.
- [21] 张换伟,孙才志.中国沿海省区海洋经济增长质量与速度协调度分析[J].资源开发与市场,2020,36(5):494-500.
- [22] 苟露峰,杨思维,高强.山东省海洋经济的生态环境效应评估及预测[J].国土资源科技管理,2017,34(1):40-47.
- [23] 赵克勤,宣爱理.集对论——一种新的不确定性理论方法与应用[J].系统工程,1996,(1):18-23.
- [24] 谢炳庚,陈永林,李晓青.耦合协调模型在“美丽中国”建设评价中的运用[J].经济地理,2016,36(7):38-44.
- [25] 吴玉鸣,张燕.中国区域经济增长与环境的耦合协调发展研究[J].资源科学,2008,(1):25-30.
- [26] 苟露峰,王海龙,汪艳涛.山东省海洋产业结构演变与生态环境系统耦合研究[J].华东经济管理,2015,29(4):29-33.
- [27] 李存华,孙志挥,陈耿,等.核密度估计及其在聚类算法构造中的应用[J].计算机研究与发展,2004,(10):1712-1719.
- [28] 乔俊果,朱坚真.政府海洋科技投入与海洋经济增长:基于面板数据的实证研究[J].科技管理研究,2012,32(4):37-40.
- [29] 张军,章元.对中国资本存量K的再估计[J].经济研究,2003,(7):35-43.

我国耕地破坏鉴定制度建设分析及对策建议

谷志云^{1,4}, 潘元庆², 付巧玲^{3,4}, 裴贝贝⁵

(1. 河南省地质调查院, 河南 郑州 450001; 2. 河南省国土资源科学研究所, 河南 郑州 450016;
3. 河南省地质科学研究所, 河南 郑州 450001; 4. 河南省地球化学生态修复工程技术研究中心,
河南 郑州 450001); 5. 河南农业大学 资源与环境学院, 河南 郑州 450000)

摘要: 探索建立耕地破坏鉴定制度框架体系, 服务于土地执法监察和司法诉讼的需要, 实现耕地破坏鉴定工作制度化、规范化和程序化, 为遏制破坏耕地行为提供完善的高质量的制度保障。采用问题导向法、文献综述法和案例实证法的研究方法。编制耕地破坏鉴定制度机制应然图景框架图, 提出耕地破坏鉴定制度建设对策建议, 积极开展耕地破坏鉴定理论研究, 尽快修订出台法律释义, 制定出台全国性耕地破坏鉴定政策文件, 编制鉴定机构体系建设顶层设计, 制定全国性的耕地破坏鉴定行业标准。

关键词: 耕地; 耕地破坏; 鉴定制度建设; 对策建议

中图分类号: F301; D918.9 文献标志码: A 文章编号: 1009-4210-(2021)03-028-07

On the Construction of Appraisal System of Cultivated Land Destruction and Countermeasures and Suggestions

GU Zhi-yu^{1,4}, PAN Yuan-qing², FU Qiao-ling^{3,4}, PEI Bei-bei⁵

(1. Henan Institute of Geological Survey, Zhengzhou 450001, China; 2. Land and Resources in Henan Province Scientific Research Institute, Zhengzhou 450016, China; 3. Geological Sciences Research Institute in Henan Province, Zhengzhou 450001, China; 4. Technology Research Center of Geochemistry and Ecological Restoration Project in Henan Province, Zhengzhou 450001, China; 5. College of Resources and Environment, Henan Agricultural University, Zhengzhou 450000, China)

Abstract: This paper explored the establishment of the framework containing the appraisal system of cultivated land destruction to meet the needs of land law enforcement supervision and judicial litigation

收稿日期: 2021-01-11; 改回日期: 2021-03-10

基金项目: 2018 年度河南省财政土地类科研项目(豫国土资发〔2018〕125 号)

作者简介: 谷志云(1976—), 女, 高级工程师, 从事土地质量调查与评价、农业地质等研究。E-mail: 814589698@qq.com

通信作者: 潘元庆(1973—), 男, 高级工程师, 从事自然资源技术研究。E-mail: 894001026@qq.com

and achieve the institutionalization, normalization and routinization of the appraisal of cultivated land destruction, with a hope to provide a sophisticated and high-quality institutional guarantee for curbing the behavior of destructing cultivated land. Research methods such as the problem-oriented method, document-summarized method, and case-studied method were adopted in this paper. This paper also compiled a frame map that demonstrated the should-be picture of the appraisal system of cultivated land destruction, and put forward countermeasures and suggestions for constructing the appraisal system of cultivated land destruction: actively carrying on researches on the theory of the appraisal of cultivated land destruction; revising and introducing relevant legal interpretations as soon as possible; making and issuing national policy documents about cultivated land destruction identification; programming a top-level design for the construction of appraisal agency system; and developing national industry standards for the appraisal of cultivated land destruction.

Key words: cultivated land; cultivated land destruction; construction of appraisal system; countermeasures and suggestions

党中央、国务院历来高度重视耕地保护工作,在实施全面依法治国战略的大背景下,大力加强耕地保护法制化规范化建设,坚决落实最严格的耕地保护制度^[1]。多年来,为遏制非法占用破坏耕地的行为,国家相继制定出台了多个法律法规和政策文件。1997年,在《中华人民共和国刑法》中首次设立了“非法占用耕地罪”(《中华人民共和国刑法》第三百四十二条);2000年,《最高人民法院关于审理破坏土地资源刑事案件具体应用法律若干问题的解释》(法释〔2000〕14号)第3条规定了具体破坏耕地数量的入刑标准;2001年,《中华人民共和国刑法(修正案二)》第三百四十二条修订为“非法占用农用地罪”,将刑法保护耕地的对象扩大到农用地(包括耕地、林地等农用地)^[2];2008年,《关于国土资源行政主管部门移送涉嫌国土资源犯罪案件的若干意见》(国土资发〔2008〕203号)规定了耕地破坏鉴定主体;2009年,出台了《国土资源部办公厅关于征求〈非法占用耕地造成种植条件严重毁坏认定办法〉(征求意见稿)修改意见的函》(国土资厅函〔2009〕585号)。随后,部分省、市(地)根据该文件制定出台了地方性的破坏程度认定暂行办法,如山西晋城、河南郑州、四川成都、江西赣州、广西、辽宁沈阳、朝阳、丹东、大连、海南海口等地相继出台了耕地破坏鉴定的有关规定,这些暂行办法的出台在一定程度上为耕地破坏鉴定提供了依据,为追究破坏耕地行为人的刑事责任提供了有力证据^[3]。但是上述法律条文、政策规定中对耕地破坏法理概念、耕地破坏鉴定前提、耕地破坏鉴定主体、“占用”和“破坏”耕地面积、耕地破坏程度评价^[4]、“非法占用耕地罪”入刑标准采用指标、“非法占用耕地罪”入刑门槛、现行法律条文释义和鉴定结论等存在诸多问题,因此,亟需开展耕地破坏鉴定制度建设分析研究,全面系统解决耕地破坏鉴定实践中存在的问题,提高耕地破坏鉴定工作的质量和效率,为打击破坏耕地行为提供强有力的、公平公正的行政处罚和刑事处罚鉴定证据。

一 研究方法

(一) 问题导向法

马克思在《莱茵报》第 137 号刊论《集权问题》中提出：“历史本身除了通过提出新问题来解答和处理老问题之外，没有别的方法”^[5]。问题导向法是人们自觉发现问题，科学剖析问题和正确解决问题的方法。本研究是在多年从事耕地破坏鉴定工作和追踪案例判定的基础上，分析梳理耕地破坏鉴定实践中存在的问题，对存在的问题进行深入分析研究，提出相应的对策建议，实现耕地破坏鉴定工作制度化规范化。

(二) 文献综述法

文献综述法是指通过搜集、鉴别、整理某一研究主题的相关文献，并对文献内容进行系统、客观、量化的分析来获取信息，进而形成对事实科学认识的一种研究方法。本研究通过收集研读国内外耕地保护法律法规、涉及耕地破坏鉴定的相关期刊文献和部分省市非法占地造成耕地种植条件严重损毁的管理办法等大量资料，深入研究当前关于耕地破坏鉴定、非法占用耕地罪的研究进展，借鉴前人取得的研究成果所采用的研究方法，梳理归纳出可供本研究借鉴参考的结论。

(三) 案例实证法

实证研究指研究者亲自收集观察资料，为提出理论假设或检验理论假设而展开的研究。本研究收集了 2009—2017 年的河南省国土资源厅执法局（执法处）受理的非法占地造成耕地种植条件严重损毁的鉴定资料 460 件，市（省辖市）国土资源局执法科受理的非法占地造成耕地种植条件严重损毁的鉴定资料 610 件，在对这些鉴定案例分析梳理的基础上，针对不同的损毁方式分成了耕地挖损和压占等两种类型，对典型性的案例进行了剖析，分析归纳总结耕地破坏鉴定工作实践中存在的问题，对这些问题进行全面系统的研究，破解耕地破坏鉴定工作中瓶颈问题，使耕地破坏鉴定工作所依据的法律法规、政策文件和技术标准具有实用性和可操作性。

二 耕地破坏鉴定制度框架的应然图景

耕地破坏鉴定制度是现代社会认识到仅靠对破坏耕地行为进行处罚无法弥补破坏耕地造成的实际损害，而衍生出来的一套完备的破坏耕地损害救济体系^[6]。目前，耕地破坏鉴定已经成为遏制破坏耕地行为和实现耕地保护公平正义的一条重要途径，尤其在耕地破坏案件诉讼中，对耕地所遭受的损害进行科学的鉴定既关系到行政处罚和司法裁判的公正性，也关涉到耕地保护法律政策的严肃性和权威性，因此，其重要价值不言而喻。耕地破坏鉴定机制的科学、公正和高效运行，均有赖于制度框架构建的完善和质量，以促使各内在组成部分分工明确、相互协调^[7]。

根据我国十多年的耕地破坏鉴定工作实践、经验积累、文献研读和研究探索，笔者认为，完

善的耕地破坏鉴定制度框架应包括法律法规、政策规定、技术标准和鉴定主体等四个方面的制度设计: 一是应以健全的高质量的法律、法规为保障, 将耕地破坏鉴定纳入法制化轨道, 使其有法可依, 有章可循; 二是应制定出台符合目前耕地破坏实际的可操作性强的政策文件, 以组织、规范和指导耕地破坏鉴定工作; 三是应组织制定全国性耕地破坏鉴定行业标准, 为全国耕地破坏鉴定工作实践提供技术保障; 四是建立耕地破坏鉴定管理机构和鉴定机构^[8], 制定完善的鉴定机构、鉴定人的准入、退出及责任管理制度, 以适应司法鉴定体制改革的要求需要, 尽快把耕地破坏鉴定纳入司法鉴定体系中来^[9]。

从实施机制上看, 耕地破坏鉴定框架制度内容应全面指导和融入鉴定工作的法律保障机制、组织管理机制、技术保障机制及监督管理机制, 从每个机制任务分析可知, 具体内容如下: 一是法律保障机制, 包括鉴定工作的有关法律法规条文、法律解释文件等; 二是组织管理机制, 包括开展鉴定工作的政策规定、对法律法规的引用及细化、鉴定主体的准入退出、鉴定前提和鉴定程序等; 三是技术保障机制, 包括鉴定工作的操作体系规范化、方法标准化和文书格式化^[9]; 四是监督管理机制, 主要包括有关权益方的法律责任等。耕地破坏司法鉴定制度机制框架详见图 1。

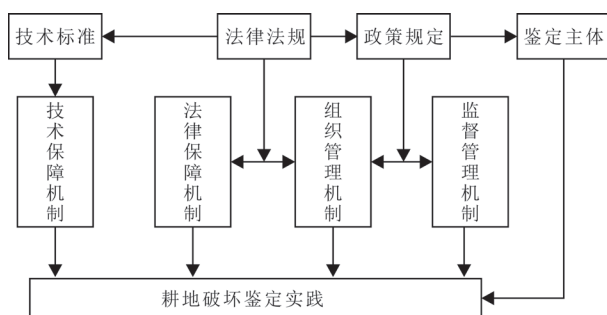


图 1 耕地破坏鉴定制度机制框架

三 耕地破坏鉴定的现实困境

(一) 法律保障机制亟需修订完善

《中华人民共和国刑法》第三百四十二条“非法占用农用地罪”和法释〔2000〕14号第3条规定是开展耕地破坏鉴定工作的法律基础, 法律法规的质量高低直接决定着耕地破坏鉴定意见的质量和司法审判的公平正义。法释〔2000〕14号第3条规定了非法占用耕地造成种植条件严重损毁的两种情形, 一是非法占用耕地面积(即数量), 二是行为人非法占用耕地的9种行为加非法占用面积, 按此规定分析, 存在着“非法占地行为”和“破坏耕地行为”逻辑关系不清晰、耕地破坏法理概念界定不完整、入刑指标设定不科学、入刑门槛偏高和法释条文滞后等问题^[10]。这些问题使耕地破坏鉴定机构和司法机关在耕地破坏鉴定和司法审判中, 依据不实, 操作困难, 导致在司法实践中难以有效运用刑法手段打击破坏耕地犯罪, 弱化了耕地保护有关法律法

规的严肃性和权威性。

(二) 组织管理机制存在的问题

通过多年的耕地破坏鉴定实践探索研究,现行的耕地破坏鉴定组织管理机制主要在以下三个方面存在缺陷,具体分析如下。

1. 鉴定主体合法化问题

按照国土资发〔2008〕203号第2条第3款规定,现行的耕地破坏鉴定主体为“市(地)级或者省级国土资源行政主管部门”,这种规定,显然有悖于司法鉴定机构的合法性、中立性、客观性等基本属性,也不符合我国司法鉴定制度改革的精神。

2. 政策缺失

目前,开展耕地破坏鉴定工作的国家层面的政策依据为《非法占用耕地造成种植条件严重毁坏认定办法(征求意见稿)》(国土资厅函〔2009〕585号),而不是正式出台的管理文件,政策文件的缺失导致在司法审判采用耕地破坏鉴定结论时,常常遇到审判法官质疑耕地破坏鉴定意见政策依据不充分,而不予采信,这就使耕地破坏鉴定意见处于一种尴尬局面。虽然部分省、市(地)国土资源主管部门制定发布了耕地破坏鉴定(暂行)办法,但这些鉴定办法是暂时性的粗线条的,且诸多在法律层面存在的问题在这里也体现了出来,不能有效解决耕地破坏鉴定实践中的瓶颈问题。

3. 鉴定的前提条件局限性太强

对破坏耕地行为人的法律责任性质判定和责任大小的确认,须依据耕地破坏鉴定,这是科学开展耕地破坏鉴定工作的前提和目的。换言之,在对非法占用耕地案件的执法判定程序中,耕地破坏鉴定在前,公正公平的鉴定结论是司法证据和前提依据;对破坏耕地行为人的法律责任性质判定和责任大小的确认在后,是对证据采信后的司法结果。破坏耕地行为人的法律责任性质包括行政责任和刑事责任,按照国土资发〔2008〕203号第2条第3款规定,目前所做的耕地破坏鉴定案例主要为满足司法机关的司法判定需要,而单纯的行政处罚一般不要求进行鉴定,这就导致了行政处罚责任大小的认定缺少鉴定依据,也不符合先鉴后罚的执法程序。

(三) 技术保障机制不完善

耕地破坏鉴定技术保障机制的完善与否取决于耕地破坏鉴定技术标准的制订发布与质量,技术标准是对标准化领域需要协调统一的技术事项所制订的标准,它是根据不同时期的科学技术水平和实践经验,针对具有普遍性和重复出现的技术问题,提出的最佳解决方案^[1]。通过技术标准的实施与运用,也即标准化来促进科技研发成果转化为生产力。在现行的耕地破坏鉴定实践中,一直缺少全国性耕地破坏鉴定技术标准。随着我国耕地保护战略地位的提升、全面依法治国战略的实施和非法占用耕地案件高频率出现的实际,亟待组织制订全国性的耕地破坏鉴定技术标准,以完善和提升耕地破坏鉴定技术保障机制。

(四) 监督管理机制不健全

耕地破坏鉴定是一项法律服务工作,司法公正公平的现实意义重大,监督管理机制作为耕地破坏鉴定制度的一个重要组成部分,需建立健全监督管理机制。目前,我国的耕地破坏鉴定监督管理机制还未建立,在监督管理的诸多方面还是空白,主要包括:对鉴定机构和鉴定人资质的监督管理机制、鉴定程序管理机制、鉴定人出庭作证机制、投诉处理机制、鉴定争议仲裁机制及鉴定事故处理机制等。

四 对策建议

(一) 积极开展耕地破坏鉴定理论研究

耕地破坏鉴定制度建设是一项系统性工作,在学科分类方面,涉及法学、土地科学、土壤学和管理学等多个专业;在实施机制方面,涉及法律保障机制、组织管理机制、技术保障机制及监督管理机制;在制度框架方面,涉及法律法规、政策规定、技术标准和鉴定主体等。从上述各方面的逻辑关系分析,制定符合实际的可操作性强的耕地破坏鉴定制度体系,源于科学的理论研究,理论研究的成熟来源于实践的探索总结升华,高质量的耕地破坏鉴定制度建设与鉴定实践互为关联,相互促进。因此,在进行耕地破坏鉴定制度建设的过程中,应积极开展耕地破坏鉴定理论研究,使建立的耕地破坏鉴定制度完善规范便于实施。

(二) 尽快修订出台法律释义

法律规定是对社会事态客观规律的调整约束和规范,制定修订应满足其赖以存在的内外实际条件。结合上述法释〔2000〕14号文第3条规定存在问题的分析,根据我国当前和未来一定时期的耕地的战略地位、耕地的保护形势和非法占用耕地的执法监察实践,按照立法适时性原则,尽快修订出台新的法律释义^[10]。

(三) 制定出台全国性耕地破坏鉴定政策文件

为规范全国耕地破坏鉴定工作,落实最严格的耕地保护制度和耕地破坏责任追究制度,强化耕地保护,适应耕地破坏执法监察和司法诉讼的需要,根据《中华人民共和国刑法》《中华人民共和国土地管理法》《基本农田保护条例》等有关法律法规的规定,应尽快制定出台诸如《关于规范耕地破坏鉴定工作管理办法》的政策文件,实现耕地破坏鉴定工作制度化、规范化和程序化。

(四) 编制鉴定机构体系建设顶层设计

耕地破坏鉴定机构体系建设包括管理机构设置和鉴定机构建立,鉴定机构是耕地破坏鉴定工作的主体,鉴定管理机构是对鉴定机构、鉴定人审核登记及监督的管理部门,设置管理机构与建立鉴定机构应首先编制鉴定机构体系建设顶层设计。顶层设计应遵循统筹规划、合理布局、问题控制,有序发展的原则^[12],根据耕地破坏执法监察和司法诉讼的实际需求和发展趋势研究编制符合实际切实可行的顶层设计,以指导规范耕地破坏鉴定机构体系建设。

(五) 制定全国性耕地破坏鉴定行业标准

耕地破坏鉴定是一项专业性、严肃性、长期性、重复性、量多面广的司法鉴定工作,基于其工作特点及规律,亟需组织制定全国性耕地破坏鉴定技术标准,保障耕地破坏鉴定工作实践的技术需求。《耕地破坏鉴定技术规范》全国性行业标准的制定,为耕地破坏鉴定工作的健康发展提供了技术支撑,对推进我国自然资源管理制度化和标准化工作具有重要的现实意义。

参考文献:

- [1] 国土资源部. 国土资源部关于强化管控落实最严格耕地保护制度的通知 [J]. 资源导刊, 2014, (4): 8-10.
- [2] 黄朝明, 董友琴. 耕地破坏程度鉴定的主要问题及对策建议 [J]. 上海国土资源, 2015, (1): 40-43.
- [3] 朱志坚. 耕地破坏程度鉴定实践中的瓶颈探析与解决途径 [D]. 沈阳: 沈阳农业大学, 2017.
- [4] 王振宇. 耕地破坏程度鉴定思考 [J]. 中国土地, 2015, (5): 30-31.
- [5] 马克思. 马克思恩格斯全集 [M]. 北京: 人民出版社, 2006.
- [6] 向佐群. 日本公害事件受害者的救济体系及对我国的借鉴 [J]. 中南林业科技大学学报: 社会科学版, 2017, (2): 52-57.
- [7] 王江. 环境损害司法鉴定: 制度框架、现实困境与破解思路 [J]. 中国司法鉴定, 2018, (2): 9-13.
- [8] 杨岩枫, 谢俊奇. 浅析耕地破坏第三方鉴定模式的构建 [J]. 中国土地, 2017, (1): 23-25.
- [9] 潘元庆, 谷志云, 王涛. 耕地破坏鉴定机构现状分析及建设构想 [J]. 中国土地, 2019, (4): 31-33.
- [10] 潘元庆, 鄢文聚, 潘小娜. 非法占用耕地罪”的法释辨析 [J]. 中国土地, 2019, (6): 36-38.
- [11] 何盛明. 财经大辞典 [M]. 北京: 中国财政经济出版社, 2015.
- [12] 司法部, 环境保护部. 司法部 环境保护部关于规范环境损害司法鉴定管理工作的通知 (司法通〔2015〕118 号) [Z]. 2015.

干旱地区耕地利用变化及其驱动力研究

——以新疆伊宁市为例

吾买尔艾力·艾买提卡力, 李江风

(中国地质大学(武汉) 公共管理学院, 湖北 武汉 430074)

摘要: 农业经济是伊宁市的主体经济,其耕地和草地比例占全区总面积的 70.24%。随着城镇化加速和人口增加,大量耕地转为建设用地,而新增耕地则主要来源于草地。开垦草地是一个非常敏感的问题,草地开垦不当会挤占牧民赖以生存的空间,发生农牧矛盾。因此,伊宁市土地利用存在的风险集中在耕地和牧草地。以耕地利用变化为切入点,通过 ArcGIS 等软件分析 2010—2018 年期间伊宁市耕地动态变化情况。利用统计数据,结合研究区的实际情况,应用 SPSS 软件,通过建立多元回归模型,对伊宁市耕地利用变化的驱动因子从自然、社会经济等角度进行定量分析。为伊宁市耕地资源可持续、合理利用提供建议,促进研究区域农牧结合,协调发展。

关键词: 干旱地区;耕地资源;驱动因素;多元回归;主成分分析

中图分类号: F301.24 **文献标志码:** A **文章编号:** 1009-4210-(2021)03-035-10

On Change of Cultivated Land Use and Its Driving Forces in Arid Areas: A Case Study of Yining City, Xinjiang

AIMAITIKALI · Wumaieraili, LI Jiang-feng

(School of Public Administration, China University of Geosciences, Wuhan 430074, China)

Abstract: Agriculture is the main economy of Yining City, whose cultivated land and grassland account for 70.24% of the total area. With the acceleration of urbanization and population growth, a large amount of cultivated land had been converted to construction land, while the new cultivated land

收稿日期: 2020-12-21; 改回日期: 2021-03-08

作者简介: 吾买尔艾力·艾买提卡力(1987—),男,维吾尔族,博士研究生,从事土地利用变化研究。E-mail: 541736226@qq.com

通信作者: 李江风(1957—),男,教授,博士,博士生导师,从事土地经济与土地利用研究。E-mail: jfli0524@163.com

was mainly derived from grassland. Reclamation of grassland was a very sensitive issue, as improper reclamation would crowd out the living space of herders, resulting in conflicts between agriculture and animal husbandry. Therefore, the risk of land use in Yining City was concentrated on cultivated land and grassland. Starting with the change of cultivated land use, this paper analyzed the dynamic changes of cultivated land in Yining City from 2010 to 2018 by using ArcGIS and other software. Then, based on statistical data and combined with the actual situation of the research area, this paper established a multiple-regression model through adopting SPSS software and quantitatively analyzed the driving factors of the change in the utilization of cultivated land in Yining City from the perspectives of nature, social economy and others. Suggestions for the sustainable and rational utilization of cultivated land resources in Yining City were provided to promote the integration and harmonious development of agriculture and animal husbandry in the research area.

Key words: arid areas; cultivated land resources; driving factors; multiple regression; principal component analysis

耕地利用变化研究是土地利用变化研究领域的重要部分,合理利用耕地资源是社会经济发展的需要,也是人类生存发展的需要。保护耕地不仅为确保粮食安全提供了资源基础,还直接关系到所在国家或地区的经济增长、社会稳定和生态建设^[1-2]。我国目前面临的最紧迫的问题是人均耕地占有量很少,耕地资源作为土地资源的一部分,是农业乃至国民经济的基础^[3]。耕地作为制约区域未来发展,尤其是农业发展和粮食供应的因素之一,对分析耕地资源动态变化规律与区域经济发展水平的关系,和对保护有限的土地资源、控制耕地资源减少有着理论和实践意义^[4-7]。

社会经济发展与人口增长跟耕地减少及粮食生产有密切关系,而耕地与土地资源、水资源的关系更为密切。在伊宁市这种干旱区域扩大耕地面积首先要增加引水量,过去耕地扩大选择引水容易,投资少的地方,现在耕地扩大条件比较困难,需要资金多,因此,建设用地和工业用地要占用耕地资源时要精打细算,严格控制。平原地区是伊宁市的农业区,也是粮油主产区,区域内人口密集,对土地高度依赖,伊宁市经济发展与社会稳定与土地资源尤其是耕地密不可分,本文选择干旱地区县市区域,对其耕地资源保护与区域经济发展进行相关性研究,为实现耕地更加科学管理有重要的理论意义。

一 数据与方法

(一) 研究区概况

伊宁市位于新疆的西北部、天山支脉科古尔琴山南麓、伊犁河谷地的中部。东连伊宁县,南与察布查尔锡伯自治县隔伊犁河相望,西接霍尔果斯市,北靠天山支脉科古尔琴山。东西宽 35.5 km,南北长 52.08 km,伊宁市现辖五乡四镇二场、八个街道办事处。土地面积为 755 km²,

全市海拔高度在 1 080 m 左右,其中城区的平均海拔是 620 m。有维吾尔族、汉族、哈萨克族、回族、蒙古族等 43 个民族,2018 年末,伊宁市常住人口数 57.11 万人,其中农村人口为 13.47 万人,农业人口中以维吾尔族、汉族、回族等民族为主,牧业人口以哈萨克族为主。生产总值达 246.6 亿元,农牧民人均纯收入为 16 724 元。伊宁市四季分明,日照充足,年均气温 9.2 ℃,无霜期 160~180 天,年日照时数 2 870 小时。野生动植物较丰富,矿产资源有:煤、铁、铜、金等。作为新疆重要的粮食、油料、畜牧、甜菜、亚麻、水果生产基地,伊宁市自古以来是我国通往中亚、西亚的交通咽喉,在东西交通的十字路口发挥了商贸集散地的作用。精伊霍铁路、中亚铁路、在建的伊阿铁路都通过伊宁市,伊宁市已成为新亚欧大陆桥西部桥头堡和连接中亚的重要枢纽,在“一带一路”建设中,尤其作为“丝绸之路经济带”新疆段的重要节点,现实意义显得更为重大。

(二)数据来源

研究中涉及到伊宁市 2010—2019 年耕地利用数据和社会经济发展数据作为研究的依据,耕地利用数据来源于中国科学院环境科学数据中心,社会经济发展数据主要来源于中国统计局网站上伊犁州 2010—2019 年统计年鉴及伊宁市政府公布的 2010—2019 年的国民经济与社会发展统计公报。

(三)研究方法

1. 文献资料检索法与实地调查

从中国知网中查阅和收集有关土地利用变化、土地利用变化与其驱动力分析相关性研究的国内外相关文献,针对研究区域收集该地区有关统计资料,并对其进行分析与借鉴,根据伊宁市 2010—2019 年耕地利用数据分析伊宁市耕地利用变化幅度和动态度。

2. GIS 技术方法

运用先进的地理信息系统软件 ArcGIS,分析伊宁市耕地利用现状及 2010—2019 年伊宁市耕地动态变化情况。

3. 相关性分析法

选取与伊宁市耕地利用变化有密切关系的社会经济驱动力因素,应用 SPSS24.0 统计软件进行相关性分析,从中得出影响伊宁市耕地利用变化的主要驱动力因素以及耕地利用变化与驱动力因素之间的关系。

二 耕地资源动态变化研究

(一)耕地总量变化

根据中国科学院环境科学数据中心数据和伊宁市统计年鉴资料分析其耕地总量和人均耕地变化情况,由表 1 可知,从总体趋势看 2010 年伊宁市耕地面积为 19 584.89 hm²,2018 年为

15 495.99 hm², 8 年间共减少 4 088.90 hm², 年均减少面积为 511.11 hm², 年均变化率为 2.84%, 变化幅度最大的是 2011 年, 变化率为 9.30%, 变化幅度最小为 2018 年, 变化率为 0.25%。

(二) 人均耕地变化

从表 1 可看出, 伊宁市人均耕地面积总体量从 2010—2018 年期间一直呈下降趋势, 人均耕地面积由 2010 年的 0.041 3 hm² 减少到 2018 年的 0.027 3 hm², 累计减少了 0.014 hm²。人均耕地面积仅为全国同期平均水平的 34.81%, 已低于联合国粮农组织确定的 0.053 hm² 警戒线。原因主要有以下两点: 一是人口增加迅速, 人口由 2010 年的 47.15 万人增加到 2018 年的 57.11 万人; 二是随着国家“一带一路”建设, 伊宁市作为“一带一路”必经之地, 经济发展速度快, 8 年间城市化水平不断提高, 从 2010 年和 2014 年两次中央新疆工作会议及“一带一路”建设工作启动以来, 伊宁市经济快速发展, 进驻伊宁市企业数量增加, 城市扩建迅猛, 导致耕地总量不断下降。

表 1 2010—2018 年伊宁市耕地资源变化情况

年份	耕地面积 /hm ²	变幅 (以上年为基准) %	人均面积 /hm ²
2010	19584.89	/	0.0413
2011	17763.74	-9.30	0.0353
2012	17392.23	-2.09	0.0340
2013	16319.07	-6.17	0.0313
2014	16195.78	-0.76	0.0300
2015	15993.93	-1.25	0.0293
2016	15605.59	-2.43	0.0287
2017	15534.52	-0.46	0.0280
2018	15495.99	-0.25	0.0273

注: 表中数据来源于中国科学院环境科学数据中心, “/”代表无数据。

(三) 耕地资源时空变化分析

从图 2 可看出, 2010 年伊宁市耕地主要分布在伊宁市西部、西北部、伊犁河谷北岸、东部农业区, 伊宁市西部汉宾乡、巴彦岱镇等, 到 2018 年耕地主要在东部和东南部。伊宁市西北部巴彦岱镇、西部汉宾乡及东部哈尔墩乡和克伯克于孜乡耕地减少明显, 主要是伊宁市西部和西北部耕地转为了建设用地, 伊宁市东部有部分耕地转为湿地, 其余的耕地转为建设用地。伊宁市 2010—2018 年间耕地总数从 19 584.89 hm² 减少到 15 495.99 hm², 8 年间共减少耕地 4 088.90 hm², 主要是变成了建设用地和湿地。

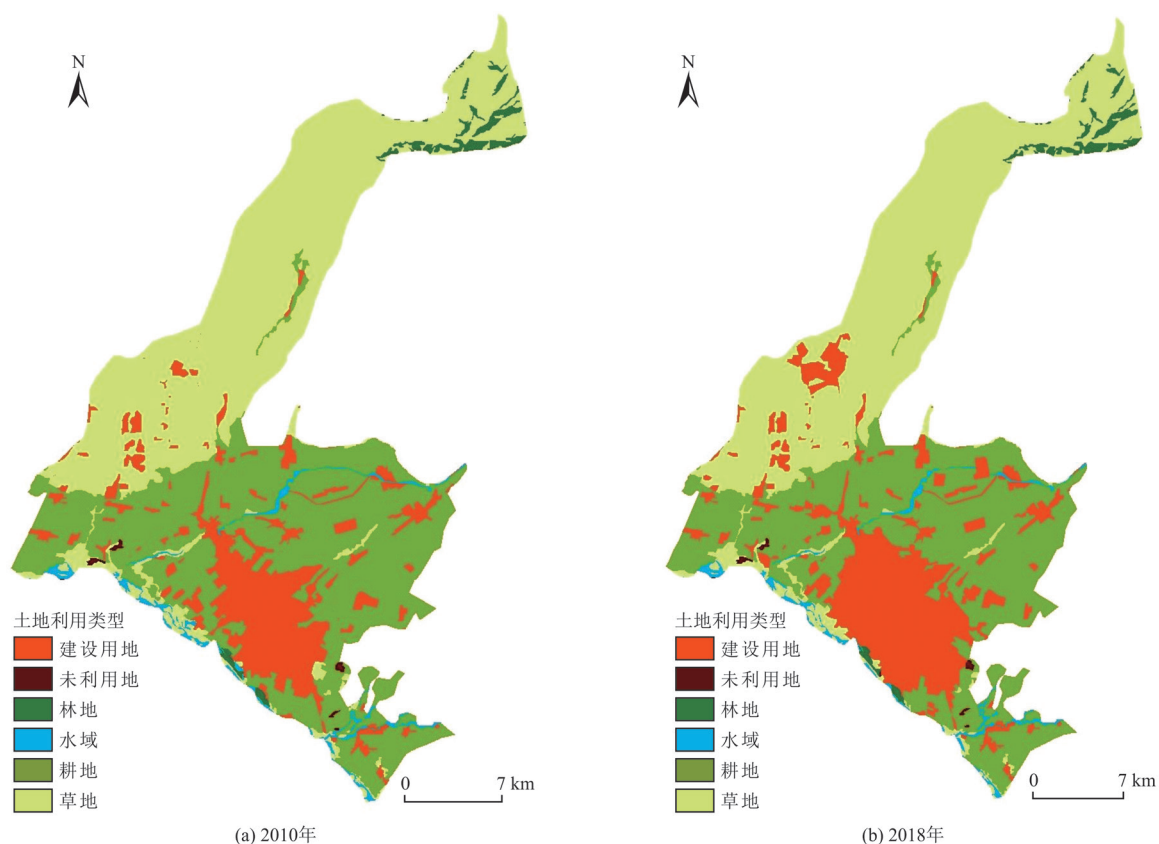


图 2 2010 年和 2018 年伊宁市土地利用现状

三 耕地资源动态变化驱动因素分析

为了能让伊宁市耕地数据具有连续性和一致性,使数据保持稳定的时间序列,本次研究使用了中国科学院环境科学数据中心数据,社会经济数据来源于同期的《新疆统计年鉴》和伊宁市 2010—2019 年国民经济与社会发展统计公报,人口数据取自公安年报数据。使用 SPSS24.0 等统计软件,从伊宁市社会经济数据中选取 GDP、人均收入、第一、二、三产业生产总值指标,应用主成分分析法、相关性分析法等定量分析方法,探讨研究区域耕地资源变化的驱动力机制。

(一)伊宁市 2010—2018 年各变量确定

1. 伊宁市 2010—2018 年因变量确定

为了更好地分析耕地变化与其驱动力之间的关系,选择伊宁市 2010—2018 年耕地利用现状数据,并对其进行标准化处理,结果见表 2。

表 2 标准化后的因变量

因变量	2010 年	2011 年	2012 年	2013 年	2014 年	2015 年	2016 年	2017 年	2018 年
耕地	2.15356	0.81543	0.54245	-0.24608	-0.33667	-0.48498	-0.77032	-0.82254	-0.85085

2. 耕地变化的影响因子确定

伊宁市位于祖国西北,又是口岸城市,其特殊地理位置和优越的对外开放政策使其土地利用变化与其他城市有所不同。为了更好地分析伊宁市耕地数量变化的驱动机制,结合研究区域的地域特点,并遵循多位学者对驱动因素的选择提出的综合性、主导性、指标的可获取性等原则,从人口,经济,自然等自变量因素中选取指标。选取 X1 为常住人口(人)、X2 为 GDP(万元)、X3 为人均耕地面积(hm²)、X4 为城镇化率(%),X5 为第一产业产值(万元),X6 为第二产业产值(万元)、X7 为第三产业产值(万元)、X8 为固定资产投资(万元)、X9 为农牧民人均纯收入(元)、X10 为降水量(mm),X11 为日照时间(h),X12 为平均气温(℃)^[8-9]。以上指标中第一产业产值,第二产业产值,第三产业产值,人均 GDP,固定资产投资等指标数据依照当年居民消费价格指数(CPI)调整,调整公式如下:

$$\text{实际变量} = \text{变量当年价格} \times 100 / \text{CPI 价格指数} \quad (1)$$

社会经济数据来源于同期的《新疆统计年鉴》和伊宁市 2010—2019 年国民经济与社会发展统计公报^[7-9],经过 CPI 价格指数处理后的数据通过 SPSS24.0 软件进行标准化,得到标准化的数据如表 3 所示。

表 3 标准化后的自变量数据

年份	常住人口 X1	国内生产 总值 X2	人均耕地 面积 X3	城镇化 率 X4	第一产业 X5	第二产业 X6	第三产业 X7	地方固定资 产投资 X8	农牧民人均 纯收入 X9	降水量 X10	日照时间 X11	平均气温 X12
2010	-1.92	-1.56	2.14	-0.75	-1.36	-1.56	-1.50	-1.42	-1.53	1.60	-0.88	0.15
2011	-0.86	-1.19	0.81	-1.01	-0.97	-1.13	-1.18	-0.47	-1.11	-0.38	-0.07	-0.92
2012	-0.49	-0.75	0.51	-0.96	-0.77	-0.66	-0.77	0.28	-0.72	-1.14	1.18	-1.32
2013	-0.26	-0.26	-0.08	-0.74	-0.54	0.17	-0.37	1.18	-0.32	-1.16	1.54	0.42
2014	0.13	0.24	-0.38	-0.73	-0.35	0.66	0.13	1.46	0.07	0.39	1.00	-1.32
2015	0.56	0.56	-0.53	0.94	0.79	0.09	0.66	0.67	0.42	0.91	-0.67	1.08
2016	0.59	0.71	-0.68	0.96	0.81	0.04	0.85	-0.60	0.72	0.98	-1.28	1.35
2017	0.90	0.89	-0.82	1.05	1.03	0.67	0.91	0.04	1.04	-0.52	-0.34	0.68
2018	1.34	1.36	-0.97	1.22	1.36	1.71	1.27	-1.16	1.42	-0.68	-0.49	-0.12

(二)主成分分析结果

对所选取的 12 个指标数据使用 SPSS24.0 主成分分析法进行分析,得出了相关的结果:耕地变化驱动因子相关系数矩阵(表 4)、主成分分析解释总方差(表 5)、主成分因子得分系数矩阵(表 6)。

由表 4 可得出,选取的 12 个驱动因子中只有 X10 和 X11 的相关性相对较弱一些,而其他的相关性都在 85 以上。

由表 5 可以得出,其累计方差贡献率已经达到 87.920%,其数值变化已经可以基本上代表 12 个指标因子的变化。

表4 耕地变化驱动因子相关系数矩阵

指标	X1	X2	X3	X4	X5	X6	X7	X8	X9	X10	X11	X12
X1	1.000	0.979	-0.977	0.819	0.947	0.912	0.971	0.175	0.979	-0.264	-0.147	0.340
X2	0.979	1.000	-0.948	0.865	0.962	0.924	0.996	0.129	0.994	-0.118	-0.230	0.431
X3	-0.977	-0.948	1.000	-0.723	-0.880	-0.894	-0.935	-0.348	-0.936	0.302	0.016	-0.320
X4	0.819	0.865	-0.723	1.000	0.959	0.658	0.899	-0.247	0.883	0.159	-0.636	0.703
X5	0.947	0.962	-0.880	0.959	1.000	0.816	0.977	-0.060	0.973	-0.045	-0.428	0.555
X6	0.912	0.924	-0.894	0.658	0.816	1.000	0.887	0.229	0.914	-0.329	0.053	0.162
X7	0.971	0.996	-0.935	0.899	0.977	0.887	1.000	0.091	0.992	-0.060	-0.301	0.485
X8	0.175	0.129	-0.348	-0.247	-0.060	0.229	0.091	1.000	0.058	-0.301	0.721	-0.187
X9	0.979	0.994	-0.936	0.883	0.973	0.914	0.992	0.058	1.000	-0.152	-0.262	0.435
X10	-0.264	-0.118	0.302	0.159	-0.045	-0.329	-0.060	-0.301	-0.152	1.000	-0.684	0.392
X11	-0.147	-0.230	0.016	-0.636	-0.428	0.053	-0.301	0.721	-0.262	-0.684	1.000	-0.617
X12	0.340	0.431	-0.320	0.703	0.555	0.162	0.485	-0.187	0.435	0.392	-0.617	1.000

表5 主成分分析解释总方差

成分	总方差解释					
	初始特征值			提取载荷平方和		
	总计	方差百分比 / %	累积 / %	总计	方差百分比 / %	累积 / %
1	7.741	64.507	64.507	7.741	64.507	64.507
2	2.810	23.413	87.920	2.810	23.413	87.920
3	0.807	6.724	94.644			
4	0.453	3.772	98.416			
5	0.136	1.130	99.546			
6	0.035	0.294	99.840			
7	0.015	0.121	99.962			
8	0.005	0.038	100.000			
9	4.46×10^{-16}	3.72×10^{-15}	100.000			
10	2.15×10^{-16}	1.79×10^{-15}	100.000			
11	2.28×10^{-17}	1.90×10^{-16}	100.000			
12	-1.92×10^{-17}	-1.60×10^{-16}	100.000			

表6 主成分因子得分系数矩阵

自变量指标	成分	
	1	2
常住人口 X1	0.974	0.192
国内生产总值 X2	0.992	0.084
人均耕地面积 X3	-0.933	-0.309
城镇化率 X4	0.914	-0.379
第一产业 X5	0.987	-0.117
第二产业 X6	0.882	0.348
第三产业 X7	0.996	0.011
地方固定资产投资 X8	0.059	0.748
农牧民人均纯收入 X9	0.993	0.058
降水量 X10	-0.098	-0.787
日照时间 X11	-0.313	0.929
平均气温 X12	0.512	-0.589

注: 表中提取了两个成分。

(三)伊宁市耕地资源动态变化的驱动力分析结果

耕地动态变化的驱动因素是指导致耕地发生动态变化的各种动因,其范围涵盖了自然和人类活动系统的很多方面,如温度、地形、人口、社会发展状况、经济水平以及政府政策等^[10]。由于伊宁市地处伊犁河谷中部,东南北三面环山,在有限的耕地资源下发展经济,耕地资源尤为重要。只有在深入研究把握主要驱动因素的类型、影响范围、影响的过程以及不同因素间的相互关系的基础上,才能真正掌握耕地动态变化的规律,从而制定出相应的政策和措施,合理地调控耕地资源变化,促进耕地资源高效利用,进而促进社会经济的和谐发展^[11-12]。

1. 人口增长驱动

伊宁市发展最主要的问题是人多地少,据统计数据,2010—2018年期间伊宁市常住人口由47.14万人增长到57.11万人,净增长为9.97万人,2010—2018年伊宁市常住人口年均增长为2.35%,高于全州人口年均增长的1.23%。2010—2018年间伊宁市耕地总数从19 584.89 hm²减少到15 495.99 hm²,8年间共减少耕地4 088.90 hm²,人均耕地面积由2010年0.041 3 hm²减少到2018年的0.027 3 hm²,累计减少了0.014 hm²。随着人口的不断增长,尤其是非农人口的增长,除了满足人的食物需求之外,还不能超过土地的容量,而且要满足衣、食、住、行等基本需求,这样就导致了更多的耕地转为住宅用地和交通用地等,继而对耕地产生巨大的压力^[12]。

研究过程中应用SPSS软件对伊宁市2010—2018年人口数据与耕地标准化数值进行回归分析得到方程为: $Y1 = 0.256 - 1.124F1 + 0.167F2$ ($R^2 = 0.979$),说明伊宁市耕地变化与人口增长有很强的负相关,方程的拟合效果很好。再用相关性比较方法进行两者的相关拟合计算,发现两者的变化存在极为显著的线性负相关关系,两者相关系数达到0.977,耕地数量随着人口的增加呈线性减少,说明人口增加是伊宁市耕地减少重要的驱动力。

2. 社会经济因素驱动

伊宁市地区生产总值、地方固定资产投资是反映伊宁市社会经济综合水平的重要指标。伊宁市2018年GDP为246.6亿元,是2010年(95.04亿元)的2.6倍,经济发展水平位居伊犁州前列。应用SPSS软件对伊宁市2010—2018年GDP与耕地总量变化进行相关拟合计算,发现GDP与耕地数量变化存在极为显著的对数型负相关关系,伊宁市耕地数量随着伊宁市GDP的增加呈对数型减少。2018年地方固定资产投资为145.01亿元,是2010年(56.55亿元)的2.56倍^[13]。应用SPSS多元回归模型,对伊宁市耕地面积与GDP和固定资产投资标准化值进行回归分析,得到其方程为: $Y2 = 0.417 - 0.900F1 - 0.257F2$ ($R^2 = 0.935$)。说明伊宁市耕地面积与其GDP和固定资产投资呈强负相关性,随着经济的发展、利益的驱动使城镇周围的耕地不断向建设用地转化,而且随着经济的发展,城市化进程的加快,人民消费水平得到提高,必然对住房、交通、城市基础设施等提出更高的要求,从而加速了耕地面积的减少^[14]。

3. 政策因素驱动

2010年党中央、国务院召开了中央新疆工作座谈会,在会上确定了内地经济发达19省市

援疆工作,2013年“一带一路”开始建设,2014年党中央、国务院召开了第二次中央新疆工作座谈会,会上指出加强新疆公路、铁路等基础设施建设,发展现代物流,立足区位优势,建设好丝绸之路经济带核心区,并加快建设新疆伊犁地区的霍尔果斯口岸,让霍尔果斯口岸继续发挥丝绸之路之北段驿站的作用。根据自治区城镇规划体系把伊宁市城市职能定为中国与中亚贸易交流的重要国际平台,新疆西部边境出口加工业基地,伊犁州生态宜居的首府城市及伊犁河谷地区旅游商贸和社会服务中心^[15]。2010—2018年土地变更数据显示8年间伊宁市城镇村及工矿用地和交通运输用地分别增长了5 106.59 hm²和436.6 hm²,增长地主要来源于城镇周边和交通沿线的优质耕地。

四 总结

在学习和归纳国内外耕地资源保护与驱动力分析的理论基础上,选择干旱地区伊宁市作为研究区域,分析伊宁市的耕地资源变化及其时空变化,应用多元回归模型分析耕地变化驱动因素,归纳伊宁市耕地减少原因主要是:

第一,2010—2018年期间伊宁市人口增加,因为少数民族地区民族文化和习俗原因对宅基地使用量与方式与其他省市不同,农村居民点直接占用村集体农用地,户均为0.067 hm²左右,其主要发展为庭院经济。

第二,2010年党中央、国务院召开了中央新疆工作座谈会,在会上确定了内地经济发达19省市援疆工作,2014年党中央、国务院召开了第二次中央新疆工作座谈会,会上指出加强新疆公路、铁路等基础设施建设,发展现代物流,伊宁市快速建设公路、铁路等基础设施。

第三,2010—2018年期间伊宁市GDP由95亿元增长到246.6亿元,其中第三产业增加速度最快,增加量最多,伊宁市建设的经济开发区和工业园区对经济增长贡献最大,随着伊宁市近年来经济快速发展,城市扩建迅猛。

第四,在国家建设全国卫生城市、文明城市背景下,伊宁市积极响应国家号召严格落实生态保护政策,在发展的过程中兼顾生态环境保护,积极倡导退耕还林,恢复重建湿地公园(至今伊宁市恢复重建湿地面积为74.71 hm²),伊宁市人口增加、社会经济发展和生态保护政策落实,导致耕地数量减少。

参考文献:

- [1] 张鹏岩,秦明周,闫江虹,等.河南省耕地资源利用效益的影响因素及特征分析[J].中国人口·资源与环境,2013,23(1):162-169.
- [2] 刘然.耕地动态变化及其驱动力研究[D].兰州:西北师范大学,2010.
- [3] 杨君,周子英,刘文洁.湖南省耕地资源动态变化驱动力分析[J].农机化研究,2011,(6):37-41.
- [4] 赵曦,刘耀林,刘艳芳.湖北省耕地资源利用效益研究[J].武汉大学学报:信息科学版,2007,32(12):1168-1171.

- [5] 朱会义, 吕昌河. 近 30 年延安市耕地变化的政策背景及其作用机理 [J]. 地理研究, 2010, 29(8): 1510-1518.
- [6] 张国平, 刘纪远, 张增祥. 近 10 年来中国耕地资源的时空变化分析 [J]. 地理学报, 2003, 58(3): 323-332.
- [7] 马振兴. 天津市耕地数量动态变化及保护对策研究 [J]. 资源开发与市场, 2007, 23(3): 248-250.
- [8] 新疆维吾尔自治区统计局, 国家统计局新疆调. 新疆统计年鉴 [M]. 北京: 中国统计出版社, 2010—2018.
- [9] 伊宁市统计局. 伊宁市统计年鉴 [Z]. 2010.
- [10] 杜新波, 周伟, 司慧娟, 等. 青海省 2000—2008 年间耕地变化及驱动力研究 [J]. 水土保持研究, 2013, 20(5): 185-191.
- [11] 冯长春, 侯玉亭. 城镇土地评价中主成分分析法的应用 [J]. 中国国土资源经济, 2007, (7): 27-31.
- [12] 曾永年, 吴孔江, 靳文凭, 等. 青海高原东北部耕地变化及驱动力 [J]. 干旱区资源与环境, 2012, 26(8): 89-92.
- [13] 伊宁市统计局. 伊宁市国民经济与社会发展统计公报 [Z]. 2010—2018.
- [14] 王枫, 汤惠君. 中国耕地资源安全研究进展 [J]. 中国农学通报, 2011, 27(3): 471-475.
- [15] 马艳. 伊犁河谷地西部区域土地利用变化及驱动力研究 [D]. 乌鲁木齐: 新疆师范大学, 2011.

结构方程模型在合并村庄脆弱性形成机理研究中的应用

刘学武¹, 李世有²

(1.宁夏大学 经济管理学院, 宁夏 银川 750021; 2.海原县农业技术推广服务中心, 宁夏 中卫 755299)

摘要: 结构方程模型(SEM)被归类于高等统计学范畴中,它整合了因素分析与路径分析两种统计方法,可同时检验模型中包含的观测变量、潜在变量(不可观测变量)、干扰或误差变量间的关系,进而获得变量与因变量的直接影响、间接影响或总效果值,可用来进行复杂的多变量研究数据探究与分析。梳理了 SEM 的数理意义、建模过程及其在合并村庄脆弱性形成机理研究中的应用方法,深入揭示合并村庄脆弱性之潜在变量脆弱性扰动、敏感性、适应力、可持续发展能力及其对应的观测变量义务教育、基础设施、政民互动、养老保险等因素的作用过程,估算了观测变量的因素负荷值、直接或间接影响效果值,为合并村庄脆弱性风险防范提供重要决策参考。鉴于 SEM 在合并村庄脆弱性形成机理研究中的应用,还对 SEM 在地理学其他研究领域的应用做了展望。

关键词: 合并村庄; 结构方程模型; 脆弱性机理; 观测变量; 潜在变量

中图分类号: K901.8 文献标志码: A 文章编号: 1009-4210-(2021)03-045-15

Application of Structural Equation Model in Research on Vulnerability Formation Mechanism of the Merged Villages

LIU Xue-wu¹, LI Shi-you²

(1. School of Economics and Management, Ningxia University, Yinchuan 750021, China; 2. Agricultural Technology Extension Service Center of Haiyuan County, Zhongwei 755299, China)

Abstract: Structural equation model (SEM) is classified into the category of advanced statistics, integrating the two statistical methods of factor analysis and path analysis. SEM can test the relationship among dominant variables (observed variables), latent variables (unobserved variables) and disturbing or error variables contained in the model at the same time, and then obtain the direct influence, indirect influence or total effect

收稿日期: 2021-01-11; 改回日期: 2021-03-29

基金项目: 国家自然科学基金项目(41761035); 宁夏高等学校自然科学项目(NGY2017029)

作者简介: 刘学武(1969—), 男, 副研究员, 硕士生导师, 从事乡村地理学研究。E-mail: 348792749@qq.com

通信作者: 李世有(1973—), 男, 高级农艺师, 从事农业技术推广服务研究。E-mail: 724367005@qq.com

value of variables and response variables, used for exploring and analyzing complex multivariate research data. This paper summarized SEM's mathematical and physical significance, modeling process, as well as application methods in the research on vulnerability formation mechanism of the merged villages, deeply revealed the interaction between latent variables of vulnerability of the merged villages (such as vulnerability disturbance, sensitivity, adaptability and sustainable development capacity) and their corresponding observed variables (such as compulsory education, infrastructure, interaction between the government and the public, endowment insurance and other factors), and estimated the factor loadings and the direct or indirect influence effect value, providing an important decision-making reference for the risk prevention of the merged villages. In view of the application of SEM in the research on vulnerability formation mechanism of the merged villages, this paper also forecasted its application in other research fields of geography.

Key words: merged village; structural equation model; vulnerability mechanism; observed variable; latent variable

村庄合并是我国农村在空巢化、过疏化背景下的一项重大变革^[1],2006年6月山东省临沂市莒南县率先试点村庄合并,2007年党的十七大明确提出在广大农村逐步推行“大村庄制”进行村庄合并,减少行政村、乡镇的数量,以节省大量开支,减轻农民和国家经济负担,并推动中国农村由村民自治迈入“社区化管理”,使得城乡一体化发展趋势更加清晰、明朗^[2]。十七大之后,江苏、浙江、河南、湖南等经济相对发达的东中部省市纷纷进行村庄合并,直至2013年我国西部地区才在宁夏永宁县试点村庄合并。

脆弱性^[3]是处于初建阶段合并村庄的基本属性^[4],因为该阶段合并村庄发展所依赖的经济社会支撑体系发展水平较低,新村农民生计方式发生巨大转变、生活成本陡增、稳定态差序格局^[5]被打破,而农民劳动素养短期内难有大幅提升,能力贫困^[6]短板愈发凸现,当合并村庄受到外部扰动时,其脆弱性就会通过合并村庄的敏感性和适应力表达出来,进行合并村庄脆弱性形成机理研究,弄清合并村庄脆弱性扰动、敏感性、适应力及可持续发展能力之间内在作用过程,是进行合并村庄风险防范的重要途径,但是合并村庄脆弱性之扰动、敏感性、适应力、可持续发展只是一种抽象概念,并不能直接测量或观察到,只能借助一些可观测变量的测量或观察数据,间接地估计其数值。

运用结构方程模型可以深入揭示合并村庄脆弱性之不可观测变量如扰动、敏感性、适应力、可持续发展能力,以及其对应的可观测变量如义务教育、基础设施、政民互动、养老保险等因素的作用过程、因素负荷值、直接间接影响效果值,为合并村庄风险防范提供重要决策参考依据。

一 结构方程模型的原理与应用

(一) 结构方程模型的数理意义

结构方程模型(以下简称 SEM)被归类于高等统计学范畴中,属于多变量统计^[7-8],它整合

了因素分析与路径分析两种统计方法,该模型最大的优势在于同时检验模型中包含的观测变量、潜在变量(不可观测变量)、干扰或误差变量间的关系,进而获得变量与因变量的直接影响、间接影响或总效果值^[9],SEM基于统计分析技术,可用来处理复杂的多变量研究数据的探究与分析^[10],一个标准的SEM,包括数个测量模型和一个结构模型,研究者依据理论文献或经验法则建立潜在变量与潜在变量间的回归关系,亦即确立潜在变量间的结构模型,同时,也要建构潜在变量与其测量指标间的反映关系,即建立各潜在变量与其观察指标间的测量模型^[11]。

(二)SEM的重要特征

1. SEM的变量分为观测变量与潜在变量

观测变量,即可具体测量或直接获得数据的变量;潜在变量,无法直接测量或获得数据,是研究者基于一定的理论与实践而提出的,反映其研究目标的假设性的抽象概念,在模型中运用一组有共同性的观测变量来估计、反映该抽象概念^[12]。一个潜在变量可对应一个或多个观测变量,在模型中观测变量与潜在变量之间的因果关系只有通过验证才有效。

2. 完整SEM由测量模型与结构模型构成

一个完整的SEM由多个测量模型与一个结构模型构成。测量模型由一个潜在变量与若干观测变量构成,测量模型的数学含义是若干观测变量有着共同的线性函数关系,经过线性函数运算得出观测变量之间的共同性估计值,以此来估计出不可直接观测的潜在变量,研究者依据这估计值对潜在变量及潜在变量与观测变量之间关系进行解释^[13]。结构模型是潜在变量间因果关系模型,通常由两个或两个以上的潜在变量构成,作为起因的潜在变量又称之为外因潜在变量,作为结果的潜在变量又称之为内因潜在变量。完整的SEM同时由测量模型与结构模型构成,其基本形态如图1,在实际应用中,针对一个研究对象可构建出一系列完整的SEM,每一个模型形态均有变化,通常情况下可能有多个SEM通过适配性验证,但适配性最佳的模型只有一个。

3. SEM具有理论先验性

SEM架构者必须基于一定理论基础或实践经验,先假定出若干一阶SEM,然后进行模型运算来检验一阶理论模型的适配性,通过适配性检验后依研究目标继续架构二阶,甚至高阶SEM^[14]。SEM在构建的过程中,从变量名称界定、变量关系假设、参数设定、模型修正,每一步骤都要依据相关理论概念及概念间逻辑推理,分析过程则是在验证先行构建模型中因素结构的适配性及有效性。

4. SEM可比较分析

SEM是理论先验性模型,在一定理念基础和判断的基础上可以为一个研究对象构建出一系列的模型,分别在构建出的SEM中导入各观测变量的观测数据,并根据适配性运算结果反复修正模型,然后剔除始终不能通过适配性验证的SEM。当通过适配性验证的SEM有多个时,则需要进行替代模型竞争比较,根据拟合SEM适配度参数选择最佳拟合模型^[15]。

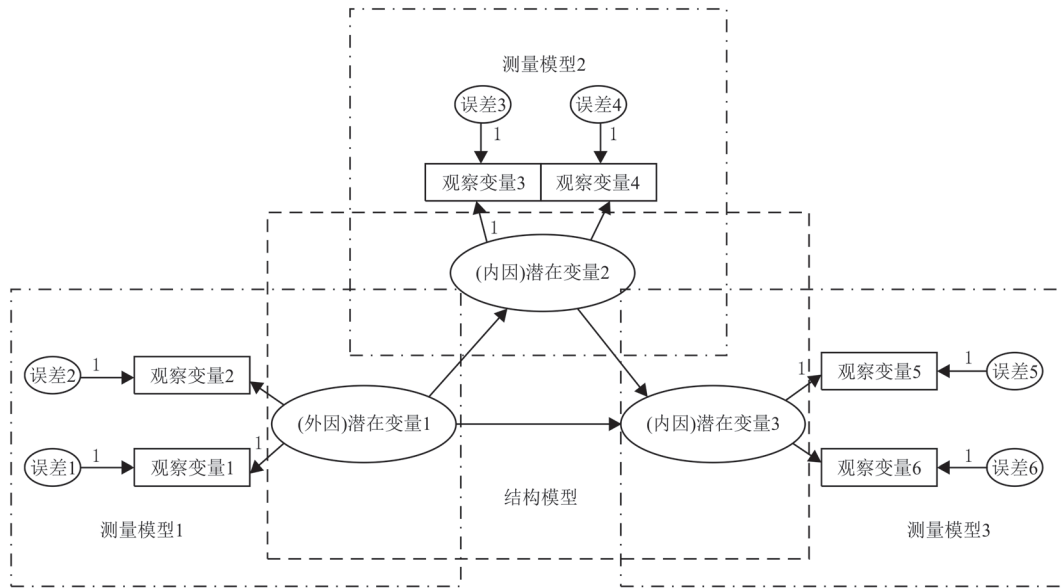


图 1 完整的 SEM 基本构成图

(三) SEM 与合并村庄脆弱性形成机理的契合分析

史培军^[16]、Young^[17]认为脆弱性是“人地系统、生态社会系统等耦合系统的一个重要属性”，李鹤在研究了国内外学者的脆弱性研究结果后更是总结到脆弱性是系统受到内外扰动时表现出敏感、适应力缺乏，进而使系统结构不稳、功能弱化的一种属性，这种属性源自于系统内部，是系统与生俱来的。扰动是系统脆弱性发生变化的驱动因素，扰动与系统之间的相互作用使系统脆弱性放大或缩小。

现代意义上的村庄合并“在欧美及日本都出现过，无论是激进的北欧模式^[18]、相对缓和的“南欧模式”^[19]，还是中间道路型的德国模式^[20]在合并初期脆弱性都有呈现，我国农村村庄合并时间较晚，合并村庄都自带脆弱性属性，特别是宁夏永宁县试点区，由于地处经济欠发达的西部地区，各合并村庄受到内外部扰动时，多数村民时常有不安的感觉，对可能出现的种种状况适应力明显不足。

脆弱性作为建设初期合并村庄的一种基本属性，可通过扰动、敏感性、适应力、可持续发展能力表达出来^[21]，但上述变量是我们假想构念出的四个抽象概念，无法直接观测，四个概念之间的作用机理亦隐藏在众多可观测变量之后，SEM的模组化分析功能正好为合并村庄脆弱性扰动、敏感性、适应能力估计，以及如何揭示四个概念间的作用机理提供了一套严谨的程序，使我们可能借助一些可观测变量的实测数据，间接地估计出合并村庄脆弱性的扰动、敏感性、适应力，进而揭示出四者之间作用机理。

(四) 合并村庄脆弱性 SEM 发展策略

SEM 发展策略的步骤为：初始理论模型建构→模型估计→理论模型修正→重新估计→理

论模型再修正→再重新估计模型……,如此不断进行模型修正与模型估计,最终发展一个可以接受的模型,因此,进行合并村庄脆弱性形成机理分析时,亦按照这一策略从基础性的测量模型起步,然后在测量模型基础之上构建相对复杂的SEM进行合并村庄的脆弱性分析^[22]。

二 合并村庄脆弱性形成机理分析

(一)合并村庄脆弱性研究数据来源

永宁县2012—2015年进行全县域的村庄合并试验,将5镇1乡678个村组1322个自然村的14.1万农村户籍人口集中安置在15个合并村庄。SEM的数理特性决定该模型数据样本量越大越好,本文将研究区域选定在宁夏永宁县合并村庄试验区,为全面反映试验区整体上的脆弱性形成机理,根据区位、资源环境、经济发展状况方面的差异在8个合并村庄进行调研,从每个合并村庄获取有效问卷200份,共获取有效问卷1600份。

在合并村庄,老、中、青三代人对合并村庄的认知与期望有较大差异,为了保证问卷调研内容的客观性,半随机选择调研对象,即调研对象中的老、中、青各选取三分之一,但是对调研对象的性别、文化程度等不做要求,随机选取。调查问题除了村民家庭结构、教育、劳动素养等问题,还重点调查了村民对农村集中安置的认知、集中安置后可能产生的正负面影响的感觉,以及合并村庄的社会保障、社会治理等方面的问题。

(二)脆弱性SEM的估计与品鉴

SEM的估计与品鉴是利用观测变量实测数据来检验所构建模型的适当性,SEM的参数估计主要是由计算机进行,本文采用AMOS软件进行合并村庄脆弱性SEM估计,在估计与品鉴过程中,软件内嵌的分析工具会提供模型调整与修正参数,可依据这些参数反复估计、调整、修正模型直至所构建模型拟合。如果反复估计、调整、修正模型也无法拟合时则表明该模型构建失败。

1. 脆弱性测量模型的适配性验证

(1)扰动测量模型的适配性验证。图2扰动测量模型中圆圈内的变量为潜在变量,方框内的变量为观测变量。扰动预设测量模型标准化估算的适配度参数表明,显著性概率值 $p = 0.115 > 0.05$,未达显著性水平,接受虚无假设,卡方值($CMIN$) = 5.934,模型的自由度 = 3,卡方自由度比值($CMIN/DF$) = 1.978,卡方自由度比值 < 3.000 , $RMSEA = 0.027 < 0.050$, $GFI = 0.998 > 0.900$, $AGFI = 0.991 > 0.900$,均达模型可以适配的标准,通过验证。5个观测变量对于脆弱性扰动的因素负荷量由高到低分别是:政民互动 0.72、低保水平 0.50、基础设施 0.23、受挫应对 0.08、义务教育 0.06,其中因素负荷量越大,表示观测变量更有效地解释潜在变量。潜在变量残差 e_5 与 e_1 、 e_5 与 e_3 之间存在共变关系。

(2)敏感性测量模型的适配性验证。图3敏感性预设测量模型适配度参数为显著性概率值 $p = 0.115 > 0.05$,未达显著性水平,接受虚无假设,卡方值($CMIN$) = 5.934,模型的自由度 = 3,卡方自由度比值($CMIN/DF$) = 1.978,卡方自由度比值 < 3.000 , $RMSEA = 0.027 < 0.050$, $GFI =$

0.998 > 0.900, $AGFI = 0.991 > 0.900$, 表明模型适配性良好, 通过验证。6 个观测变量对于脆弱性敏感性的因素负荷量由高到低分别是: 养老保险 0.84、政策兑现 0.64、打工路耗 0.32、生活成本 0.19、工资拖欠 0.19、就业忧虑 0.13。残差 e6 与 e11、e8 与 e10、e8 与 e11 之间存在共变关系。

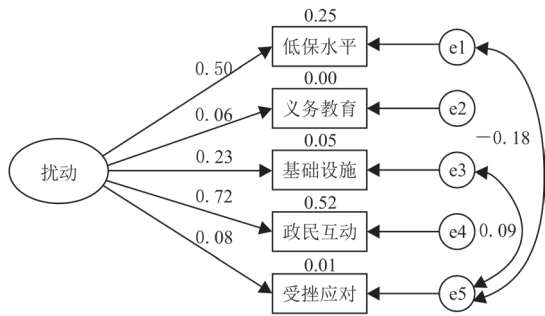


图 2 扰动测量模型的适配性验证

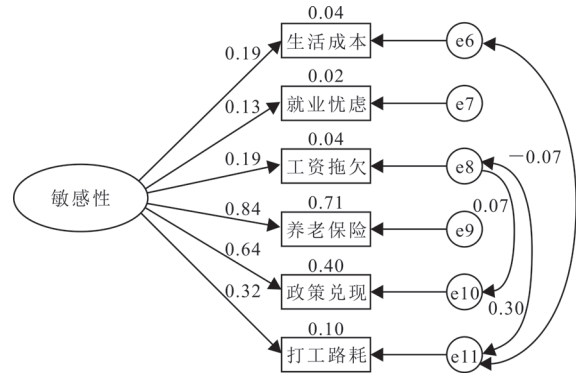


图 3 敏感性测量模型的适配性验证

(3) 适应力测量模型的适配性验证。图 4 适应力预设测量模型适配度参数为显著性概率值 $p = 0.092 > 0.05$, 未达显著性水平, 接受虚无假设, 卡方值 ($CMIN$) = 4.767, 模型的自由度 = 2, 卡方自由度比值 ($CMIN/DF$) = 2.384 < 3.000, $GFI = 0.999 > 0.900$, $AGFI = 0.989 > 0.900$, $RMSEA = 0.032 < 0.050$, 表明模型适配性良好, 通过验证。5 个观测变量对于脆弱性适应力的因素负荷量由高到低分别是: 打工路耗 1.06、工资拖欠 0.55、对外交通 0.16、受挫应对 -0.11、教育年限 -0.07; 残差 e12 与 e14、e12 与 e15、e14 与 e16 之间存在共变关系。

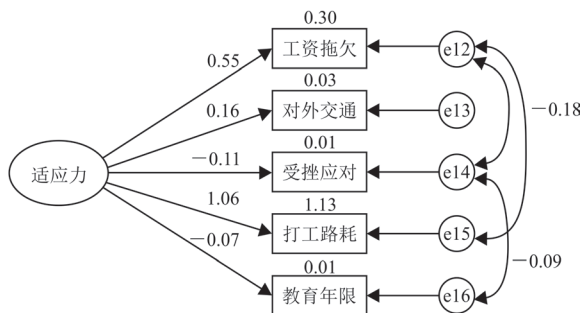


图 4 适应力测量模型的适配性验证

(4) 可持续发展测量模型的适配性验证。图 5 合并村庄可持续发展预设测量模型的适配度参数为模型显著性概率值 $p = 0.904 > 0.05$, 未达显著性水平, 接受虚无假设, 卡方值 ($CMIN$) = 0.014, 模型的自由度 = 1, 卡方自由度比值 ($CMIN/DF$) = 0.014 < 2.000, $GFI = 1.000 > 0.900$, $AGFI = 1.000 > 0.900$, $RMSEA = 0.000 < 0.050$, 表明模型适配性良好, 通过验证。4 个观测变量对于合并村庄可持续发展能力的因素负荷量由高到低分别是: 合并态度 0.85、生活感觉 0.66、环境对比 0.50、生计适应 0.47, 另外本模型还显示, 残差 e7 与 e10 之间存在共变关系。

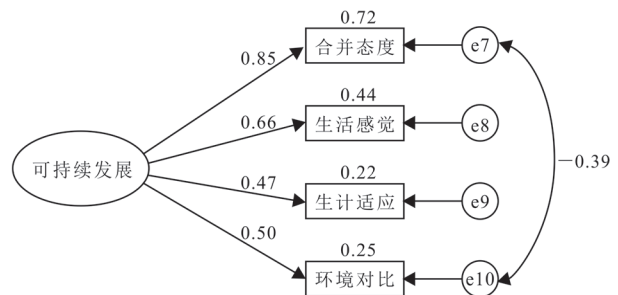


图 5 合并村庄可持续发展能力测量模型的适配性验证

2. 一阶脆弱性 SEM 的竞争比较

SEM 的特征之一就是针对同一研究对象, 依据相关理论与经验构建的 SEM 通常有很多个, 这些模型可以相互替代。我们构建多个模型的目的是要进行竞争比较, 最终找到一个适配度最佳的模型。

(1) 一阶脆弱性 SEM-1 的适配性验证。构建测量模型时仅凭理论知识、经验积累很难完全准确地把握观测变量与潜在变量的关联情况, 构建一阶验证性因素分析 SEM——多因素斜交叉模型, 利用 AMOS 内嵌的分析工具反复估计、调整、修正, 可找到事先没有假想到的观测变量与潜在变量的关联情况。因此, 构建合并村庄一阶脆弱性 SEM 时, 尝试将因素负荷量较小的观测变量进行删减, 每个潜在变量保留 3 个与之相关的观测变量, 经过 17 次估计、调整、修正估计后得到的 SEM 如图 6 所示。

图 6 一阶脆弱性 SEM 预设模型标准化估算的适配度参数为显著性概率值 $p = 0.085 > 0.05$, 未达显著性水平, 接受虚无假设, 卡方值 ($CMIN$) = 42.296, 模型的自由度 = 31, 卡方自由度比值 ($CMIN/DF$) = 1.364 < 3.000, 模型适配度指标中的 $GFI = 0.995 > 0.900$, $AGFI = 0.987 > 0.900$, $RMSEA = 0.017 < 0.050$, 表明模型适配性良好, 通过适配性验证。此外, 该模型还显示, 在当前状态下基础设施建设、政府民互动情况、养老保险参与状况与养老发放标准及合并村庄可持续发展能力有关联。由图 6 可以直观地看出, 该模型的误差变量仍然多达 14 组共变关系, 不符合 SEM 的简约原则。

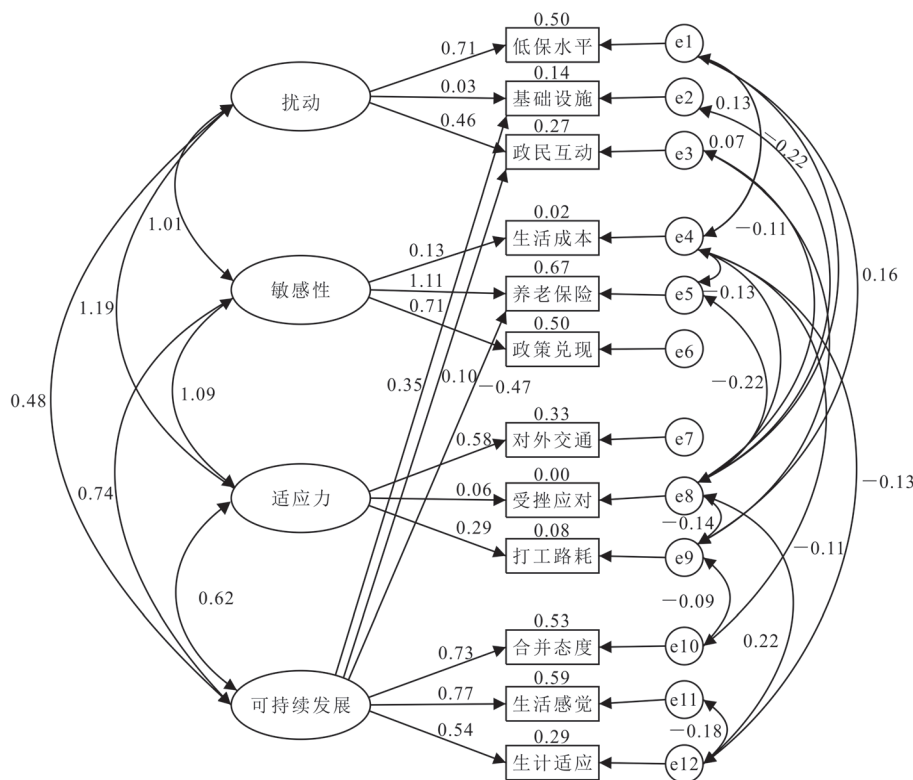


图 6 一阶脆弱性 SEM-1 适配性验证

(2)一阶脆弱性 SEM-2 的适配性验证。依据图 6 中观测变量因素负荷值,进一步将观测变量减少到 8 个,为脆弱性扰动、敏感性、适应力及合并村庄可持续发展 4 个潜在变量各保留 2 个因素负荷量最大的观测变量,经过 4 次修正后得到的一阶 SEM 如图 7 所示。

图 7 一阶脆弱性 SEM 预设模型 -2 标准化估算的适配度参数为显著性概率值 $p = 0.110 > 0.05$,未达显著性水平,接受虚无假设,卡方值($CMIN$) = 15.659,模型的自由度为 10,卡方自由度比值($CMIN/DF$) = 1.566 < 3.000,模型适配度指标中的 $GFI = 0.997 > 0.900$, $AGFI = 0.989 > 0.900$, $RMSEA = 0.021 < 0.050$ 。

表明模型适配性良好,通过验证,且一阶脆弱性 SEM 预设模型 -2 比预设模型 -1 适配度更佳。由图 7 可以直观地看出,该模型的误差变量共变关系锐减到 3 组,这表明在合并村庄脆弱性分析中,一阶脆弱性 SEM 适配性验证 -2 最简约。

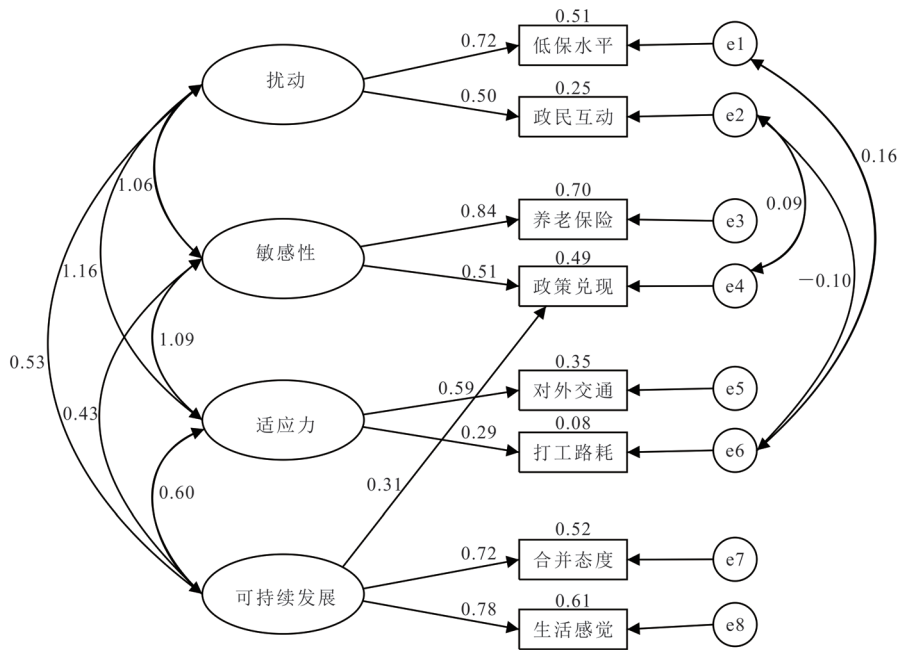


图 7 一阶脆弱性 SEM-2 适配性验证

3. 二阶脆弱性 SEM 竞争性比较

一阶 SEM 是最普通的结构模型构建方式,也是最容易通过适配性估计与品鉴的模型,但该模型只是泛泛地表现潜变量之间两两相互作用关系的强弱或大小,不能充分表现潜在变量之间更深层次上的内在作用或逻辑关系,通常情况下尝试着构建出可拟合的简约一阶 SEM 后,需要进一步构建能够更准确反映潜在变量内在作用或逻辑关系的高阶 SEM。一阶 SEM 拟合且适配性良好时高阶模型不一定拟合,而高阶 SEM 的结构部分总是比一阶 SEM 看上去更加复杂,因此构建合并村庄脆弱性二阶 SEM 时只构建出有 8 个观测变量的二阶脆弱性 SEM。

(1)二阶脆弱性 SEM-1 适配性验证。图 8 所示的二阶脆弱性 SEM-1 与图 7 所示的一阶脆弱性 SEM-2 的测量模型相同, 结构模型不同。二阶脆弱性 SEM-1 结构模型部分的构建包含两个层面的理念: 一是合并村庄是政府主导建设的, 因此来自政府的扰动是合并村庄敏感性的主要因素, 扰动同时对合并村庄的适应力及可持续发展产业影响; 二是敏感性强弱、适应力大小也直接影响着合并村庄能否可持续发展。

图 8 所示二阶脆弱性 SEM-1 的标准化估算的模型适配度参数显著性概率值 $p = 0.066 > 0.05$, 未达显著性水平, 接受虚无假设, 卡方值 ($CMIN$) = 17.389, 模型的自由度为 10, 卡方自由度比值 ($CMIN/DF$) = 1.739 < 3.000, 模型适配度指标中的 $GFI = 0.997 > 0.900$, $AGFI = 0.988 > 0.900$, $RMSEA = 0.024 < 0.050$, 表明模型适配性良好, 通过验证。

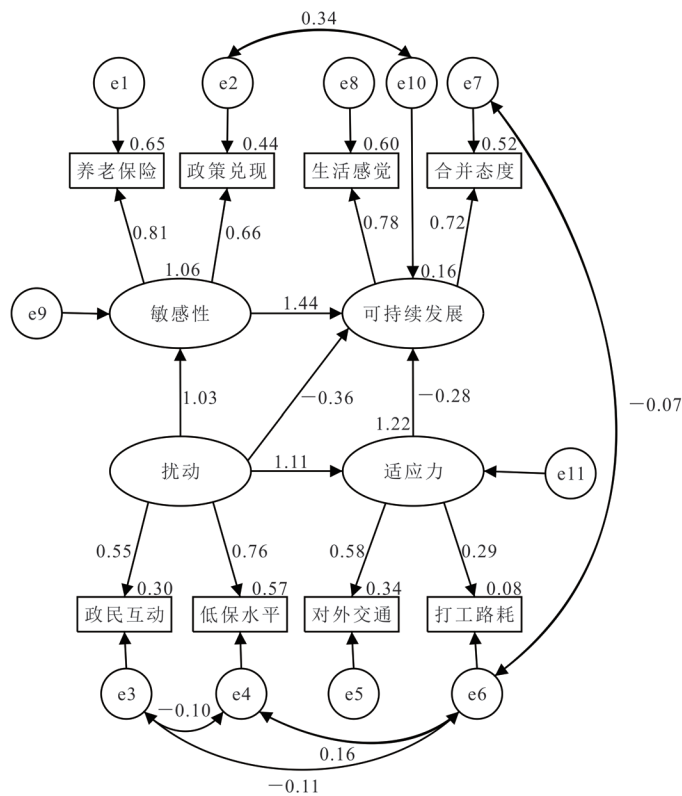


图 8 二阶脆弱性 SEM-1 适配性验证

(2)二阶脆弱性 SEM-2 适配性验证。图 9 所示的二阶脆弱性 SEM-2 与二阶 SEM-1 差别在于结构模型部分, 与二阶脆弱性 SEM-1 比较, 二阶脆弱性 SEM-2 的结构模型部分多了潜在变量适应力→敏感性的路径关联, 即假设合并村庄适应力不仅影响可持续发展, 还影响其敏感性, 从而改变了潜在变量间的路径系数。

二阶脆弱性 SEM-2 标准化估算的模型适配度参数为显著性概率值 $p = 0.066 > 0.05$, 未达显著性水平, 接受虚无假设, 卡方值 ($CMIN$) = 17.389, 模型的自由度为 10, 卡方自由度比

值($CMIN/DF$) = 1.739 < 3.000, 模型适配度指标中的 $GFI = 0.997 > 0.900$, $AGFI = 0.988 > 0.900$, $RMSEA = 0.024 < 0.050$, 表明模型适配性良好, 通过验证。

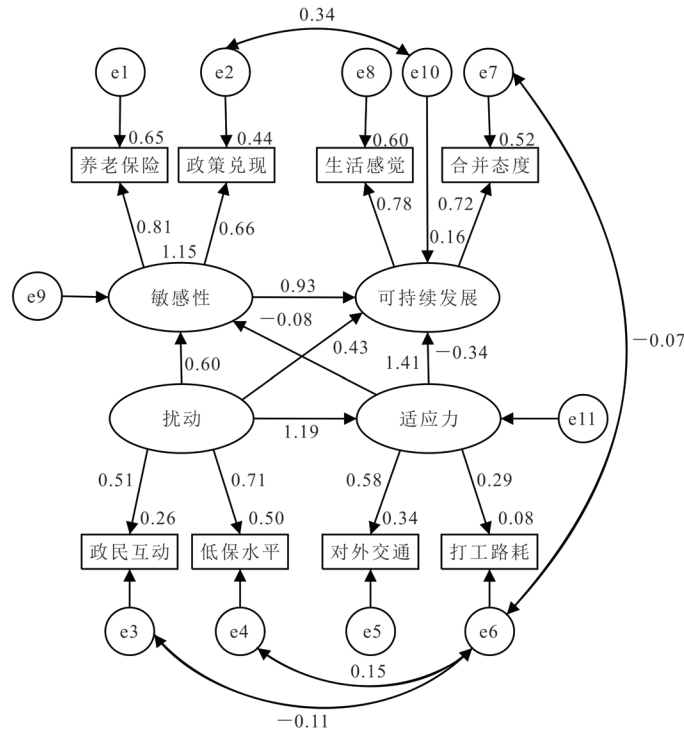


图 9 二阶脆弱性 SEM-2 适配性验证

(3)二阶脆弱性 SEM-3 适配性验证。图 10 所示的二阶脆弱性 SEM-3 的测量模型部分与二阶脆弱性 SEM-1、SEM-2 的测量模型相同, 但是结构模型部分差异巨大。

二阶脆弱性 SEM-3 标准化估算的模型适配度参数为显著性概率值 $p = 0.248 > 0.05$, 未达显著性水平, 接受虚无假设, 卡方值($CMIN$)为 11.418, 模型的自由度为 9, 卡方自由度比值($CMIN/DF$) = 1.269 < 3.000, 模型适配度指标中的 $GFI = 0.998 > 0.900$, $AGFI = 0.991 > 0.900$, $RMSEA = 0.014 < 0.050$, 表明模型适配性良好, 通过验证。

综合对比上述 5 个完整的合并村庄脆弱性 SEM, 二阶脆弱性 SEM-3 的各项适配度参数明显优于其他模型, 这表明在上述合并村庄脆弱性形成机理分析模型中, 二阶脆弱性 SEM-3 是最佳模型, 即二阶脆弱性 SEM-3 模型所显示的合并村庄脆弱性形成机理最接近真实情况。

(三)合并村庄脆弱性形成机理分析

从图 10 二阶脆弱性 SEM-3 模型可直观地看出, 潜在变量扰动是合并村庄脆弱性的因变量(只影响其他潜在变量, 不受其他潜在变量影响), 可持续发展是依变量(只受其他潜在变量影响, 不影响其他潜在变量), 敏感性、适应力既是因变量又是依变量(既受其他潜在变量影响, 又影响其他潜在变量)。合并村庄脆弱性形成机理如下。

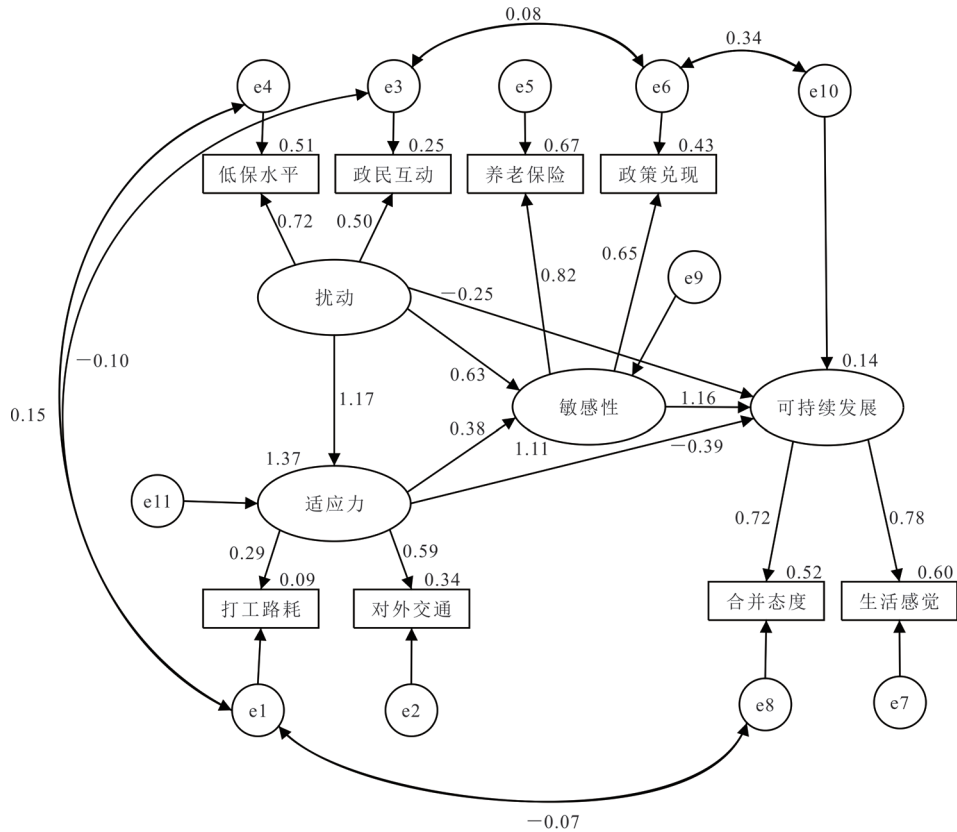


图 10 二阶脆弱性 SEM-3 适配性验证

1. 扰动潜在变量的影响状态分析

由图 10 可知, 扰动潜在变量对其他潜在变量的影响如下:

- (1) 对适应性潜在变量只有直接影响, 扰动→适应力的直接效果值 1.17。
- (2) 对敏感性潜在变量有直接影响, 又有间接影响, 效果值 1.07, 其中直接效果值 0.63(扰动→敏感性), 间接效果值 0.44(扰动→适应性→敏感性, 1.17×0.38)。
- (3) 对可持续发展潜在变量有直接影响, 又有间接影响, 效果值 0.54, 其中直接效果值 -0.25 (扰动→可持续发展, -0.25), 间接效果值 0.79(扰动→敏感性→可持续发展, 0.63×1.16 ; 扰动→适应性→可持续发展, $1.17 \times (-0.39)$; 扰动→适应性→敏感性→可持续发展, $1.17 \times 0.38 \times 1.16$)。

上述效果值表明, 现阶段扰动对合并村庄适应性、敏感性、可持续发展能力影响显著。

2. 适应性潜在变量的影响与被影响状态分析

适应性潜在变量的影响与被影响状态如下:

- (1) 只受到扰动潜在变量的影响, 被影响效果值 1.17。
- (2) 对敏感性只有直接影响, 适应性→敏感性的直接效果值 0.38。

(3)对可持续发展既有直接影响,又有间接影响,效果值 0.05,其中直接效果值 -0.39(适应力→可持续发展, -0.39);间接效果值 0.44(适应力→敏感性→可持续发展, 0.38×1.16)。

上述效果值表明,现阶段适应力对合并村庄敏感性、可持续发展影响力一般。

3. 敏感性潜在变量的影响与被影响状态分析

敏感性潜在变量的影响与被影响状态如下:

(1)对可持续发展只有直接影响,敏感性→可持续发展的直接效果值 1.16。

(2)受到了适应力潜在变量的直接影响,适应力→敏感性的直接效果值 0.38。

(3)既受到了扰动的直接影响,又受到了扰动的间接影响,效果值 1.07,其中直接效果值 0.63(扰动→敏感性),间接效果值 0.44(扰动→适应力→敏感性, 1.17×0.38)

上述效果值表明,现阶段合并村庄敏感性受扰动的影响显著,受适应力的影响一般,对可持续发展影响力影响显著。

4. 可持续发展潜在变量的被影响状态分析

可持续发展同时受到扰动、适应力、敏感性潜在变量的影响,被影响效果值 1.75,其中来自扰动的效果值为 0.54(直接效果值 -0.25 + 间接效果值 $0.63 \times 1.16 + 1.17 \times 0.38 \times 1.16 + 1.17 \times (-0.39)$);来自适应力的效果值为 0.05(直接效果值 -0.39 + 间接效果值 0.38×1.16);来自敏感性的效果值为 1.16。

上述结果表明,合并村庄的敏感性对合并村庄可持续发展能力影响最大,敏感性为越小越好型潜在变量,即合并村庄敏感性越小可持续发展能力越强;扰动对合并村庄可持续发展影响较大,适应力对合并村庄可持续发展持负面影响,不过影响力较小。

5. 观察指标变量间存在共变关系

图 10 显示,SEM 标准化估算模型对脆弱性扰动与合并村庄适应力之间的共变关系有更清晰的体现,观测变量“打工路耗”的 e1 与观测变量“政民互动”“低保水平”“合并态度”的 e3、e4、e8 之间存在共变关系,“政策兑现”的 e6 与“政民互动”“可持续发展”的 e3、e10 之间存在共变关系。

从观测变量属性及考察目标判断,打工路耗与低保水平、政民互动之间并无直接关联,但是合并村庄建设是政府主导型的发展项目,政府的主导行为影响着合并村庄的各个方面,如合并村庄区位的选择直接影响了打工路耗,针对合并村庄的社会保障状况直接决定了低保水平,合并村庄公共服务体系是否健全直接影响着政民互动……,因此受政府主导行为影响,打工路耗与低保水平、政民互动之间的误差变量呈现了共变关系。政策兑现与政民互动、可持续发展能力之间本身有着相关性,但它们同时受第三方要素“政府主导行为”的影响,因此政策兑现与政民互动、可持续发展能力之间有共变关系。打工路耗直接影响着村民的工作与生活,因此与合并态度存在了共变关系,且为负相关。

三 结论与展望

上文对 SEM 的数理意义、建模过程及其在合并村庄脆弱性形成机理研究中的应用作了梳理,SEM 可用来处理合并村庄多变量研究数据的探究与分析,非常适合用来解决合并村庄观测变量优化,观测变量、潜在变量因素负荷值估算,变量之间作用关系品鉴,以及变量间直接影响、间接影响或总效果值估算等方面的问题。鉴于 SEM 在合并村庄脆弱性形成机理研究的应用,可对其在地理学其他领域的研究进行展望。

(一)利用 SEM 测量模型或一阶 SEM 适配性验证模型优化可观测变量

在进行多变量问题研究时,为避免变量过多导致问题复杂化,通常利用主成分分析法将一组相关变量中的次要变量剔除,只留下主要变量,且尽可能多地保留原始变量信息。SEM 亦属于多变量统计方法,其测量模型中的潜在变量(不可观测变量)就是由一系列存在相关关系的可观测变量构建出来的,可根据模型运算结果中的可观测变量因素负荷值对可观测变量进行取舍,通常将因素负荷值小于 0.5 的可观测变量剔除。所有可观测变量都指向一个潜在变量时,只构建一个测量模型,可观测变量指向多个潜在变量时就需要构建多个测量模型,个别可观测变量同时指向多个潜在变量时,可根据理论先验性将它只指向关系最密切的潜在变量,然后分别进行测量模型运算,剔除各测量模型中因素负荷值小于 0.5 的可观测变量。在研究过程中,通过测量模型剔除次要变量后留下的主要变量数量仍然过多时,则利用剔除过次要变量的测量模型构建一阶 SEM 适配性验证模型,然后进行一阶 SEM 适配性验证模型估计与品鉴,在此过程中所有可观测变量的因素负荷值随之做出全局性调整,将通过适配性验证的一阶 SEM 中因素负荷量小于 0.5 的可观测变量剔除,逐步优化可观测变量。

(二)利用可观测变量因素负荷值进行可观测变量权重赋值

目前在地学界最常用的因素赋权方法是德菲尔法(Delphi)、层次分析法(AHP),这两种赋权方法是基于评估人员的经验判断实现定性判断到定量计算的转化,赋权结果有较强的主观性。SEM 中可观测变量的因素负荷值本质上就是可观测变量权重非标准值的体现,对因素负荷值进行标准化处理,即可得到可观测变量的权重。用 SEM 为可观测变量赋权排除了人的主观性干预,得出的是客观性结果。

进行 SEM 可观测变量因素负荷值标准化处理,首先计算观测变量因素负荷值的合计值,然后用合计值除各可观测变量因素负荷值,即可得到每一个可观测变量的权重。在实际研究中可根据研究需要分别进行测量模型、完整 SEM 两个层面权重赋权。测量模型层面的赋权是以测量模型为单元,对该测量模型中各观测变量的因素负荷值进行标准化处理,得出各可观测变量的权重。完整 SEM 层面赋权,则是合计该 SEM 中所有可观测变量因素负荷值,然后用合计值除各可观测变量因素负荷值,即可得到每一个可观测变量的权重。

(三)通过对 SEM 估计与品鉴及竞争性比较进行变量作用机理分析

SEM 是理论先验性模型,在一定理念基础和判断经验的基础上可以为一个研究对象构建出一系列的模型,在模型估计与品鉴阶段可能会有多个 SEM 通过了适配性验证,此时需要进行替代模型竞争比较,根据拟合 SEM 适配度参数选择最佳拟合模型。模型估计与品鉴并不能一蹴而就,通常需要依据模型参数估计结果对初始理论模型反复的进行局部修正,以提高假设模型的适配度,修正完的模型应是合理、明确及可完整解释的。适配性最佳 SEM 不仅通过测量模型呈现了潜在变量与可观测变量之间的最佳关系状态,还通过结构模型呈现了潜在变量之间的回归关系,并从整体上检验模型中包含的可观测变量、潜在变量、干扰或误差变量间的关系,获得变量与因变量的直接影响、间接影响或总效果值,如图 9 所示借助合并村庄可观测变量义务教育、基础设施、政民互动、养老保险等因素的实测数据,间接地估计合并村庄脆弱性的扰动、敏感性、适应力,进而揭示出三个潜在变量之间作用机理及直接影响、间接影响或总效果值。

当然,SEM 也有一定的局限性,首先是模型自身的局限性,SEM 比较关注协方差的运用,个别调查数据严重偏离平均值时容易导致模型无法拟合;SEM 适用于大样本的统计分析,参数估计与适配度的卡方检验对样本数的大小非常敏感,样本量低于 200 时也容易导致模型无法拟合,不能完成模型适配性验证。其次是模型构建者的局限性,SEM 具有理论先验性,SEM 架构者的理论基础或实践经验决定其假定的一系列 SEM 是否科学合理,最终影响研究结果的科学性与准确性。

参考文献:

- [1] 黄锐,文军.从传统村落到新型都市共同体:转型社区的形成及其基本特质[J].学习与实践,2012,(4): 75-82.
- [2] 李冉,聂玉霞.村庄合并后新型农村社区治理的行政化导向及其矫正[J].中国行政管理,2017,(9):48-51.
- [3] 李鹤,张平宇,程叶青.脆弱性的概念及其评价方法[J].地理科学进展,2008,(2):18-25.
- [4] 韩峥.脆弱性与农村贫困[J].农业经济问题,2004,(10):8-12.
- [5] 费孝通.乡土中国[M].上海:上海人民出版社,2007.
- [6] 阿玛蒂亚·森.以自由看待发展[M].北京:中国人民大学出版社,2012.
- [7] 程开明.结构方程模型的特点及应用[J].统计与决策,2006,(10):22-25.
- [8] 陈红,祁慧,汪鸥,等.中国煤矿重大事故中故意违章行为影响因素结构方程模型研究[J].系统工程理论与实践,2007,(8):127-136.
- [9] 吴明隆.结构方程模型——AMOS 的操作与应用[M].重庆:重庆大学出版社,2009.
- [10] 刘军,富萍萍.结构方程模型应用陷阱分析[J].数理统计与管理,2007,(2):268-272.
- [11] 黄芳铭.结构方程模式理论与应用[M].台北:五南,2005.
- [12] 邱皓政,林碧芳.结构方程模型的原理与应用[M].北京:中国轻工业出版社,2009.
- [13] 吴兆龙,丁晓.结构方程模型的理论、建立与应用[J].科技管理研究,2004,(6):90-92.

- [14] Joreskog, Sorbom. LISREL8: User's reference guide[Z]. Chicago: Scientific Software International, 1996.
- [15] Bollen K A. Latent variables in psychology and the social sciences[J]. Annual Review of Psychology, 2002, (53): 605-634.
- [16] 史培军, 王静爱, 陈婧, 等. 当代地理学之人地相互作用研究的趋向——全球变化人类行为计划 (IHDP) 第六届开放会议透视 [J]. 地理学报, 2006, 61(2): 115-126.
- [17] Young O R, Berkhout F, Gallopin G C, et al. The globalization of socio-ecological systems: An agenda for scientific research[J]. Global Environmental Change, 2006, 16(3): 304-316.
- [18] 高秉雄, 陈国申. 西方基层政府的合并浪潮及对我国的启示 [J]. 社会主义研究, 2006, (2): 96-100.
- [19] 罗纳德·J·奥克森. 治理地方公共经济学 [M]. 北京: 北京大学出版社, 2005.
- [20] 赫尔穆特·沃尔曼. 德国地方政府 [M]. 北京: 北京大学出版社, 2005.
- [21] 乔青, 高吉喜, 王维, 等. 生态脆弱性综合评价方法与应用 [J]. 环境科学研究, 2008, (5): 117-123.
- [22] 冉圣宏, 金建君, 薛纪渝. 脆弱生态区评价的理论与方法 [J]. 自然资源学报, 2002, (1): 117-122.

基于多源数据的县级水土保持功能重要性评价方法比较研究

张利君

(陕西省城乡规划设计研究院, 陕西 西安 710021)

摘要:水土保持功能重要性是国土空间“双评价”工作中重要的评价指标之一。基于多源数据的县级水土保持功能重要性评价方法,为开展县级国土空间“双评价”提供借鉴与参考。以榆林市横山区为例,采用精度更高、现势性更强的多源数据,分别运用自然资源部《双评价指南》中的“双评价法”和生态环境部《生态保护红线划定指南》中的“模型评价法”,对区域水土保持功能重要性进行评价。结果显示:(1)“模型评价法”较“双评价法”更符合地区实际情况;(2)两种方法均受地形因子影响更大;(3)“双评价法”更适用于地势平缓区域,“模型评价法”更适用于地势起伏较大区域。研究建议通过两种方法的集成并采用精度更高、现势性更强的数据以获得县级尺度水土保持功能重要性评价结果,既有效化解了地形地貌多样性对评价结果的影响,又有利于实现对省市“双评价”成果的校核和修正。

关键词:水土保持功能;模型评价法;双评价;国土空间规划;多源数据;重要性评价

中图分类号:F301.2 文献标志码:A 文章编号:1009-4210-(2021)03-060-13

Comparative Study on Evaluation Methods of the Importance of Soil and Water Conservation Function at County Level Based on Multi-source Data

ZHANG Li-jun

(Shaanxi Institute of Urban & Rural Planning and Design, Xi'an 710021, China)

Abstract: The importance of soil and water conservation function was one of the important evaluation indexes in the “double evaluation” of land and space. The evaluation method of the importance of soil and water conservation function at county level based on multi-source data was studied in order to provide reference for “double evaluation” of land and space at county level. Taking Hengshan District of Yulin City as an example, adopting multi-source data with higher accuracy and stronger current situation, this paper

收稿日期:2021-01-19;改回日期:2021-03-16

作者简介:张利君(1986—),女,工程师,从事大数据与GIS在规划方面的应用与研发研究。

evaluated the importance of regional water and soil conservation function by using the “double evaluation method” in the “Double Evaluation Guide” of the Ministry of Natural Resources and the “model evaluation method” in the “Technical Guide for Delimiting Ecological Protection Red Line” of the Ministry of Ecology and Environment. The results were shown as follows: (1) the “model evaluation method” was more in line with the actual situation of the region than the “double evaluation method”; (2) this two methods were more affected by terrain factors; (3) the “double evaluation method” was more suitable for the area with flat terrain, and the “model evaluation method” was more suitable for the area with large fluctuation. It was suggested that the integration of the two methods and the use of more accurate and current data to obtain the evaluation results of the importance of soil and water conservation function at the county level could not only effectively resolve the impact of topography and geomorphology diversity on the evaluation results, but also be conducive to the verification and revision of the results of the “double evaluation” of provinces and cities.

Key words: soil and water conservation function; model evaluation method; double evaluation; territorial space planning; multi-source data; importance evaluation

2020年1月,自然资源部办公厅《资源环境承载能力和国土空间开发适宜性评价指南(试行)》(简称《双评价指南》)^[1]明确了市县级以上国土空间规划编制中“双评价”工作的技术流程与方法,为各地开展“双评价”工作提供了重要指导。水土保持功能重要性作为“双评价”工作中的一项重要指标,《双评价指南》中提出的评价方法(简称“双评价法”)与目前常用的方法均有所不同,属于一种新的评价方法。从目前的研究看,水土保持功能重要性评价多采用2017年生态环境部(原环境保护部)和国家发展与改革委员会联合发布的《生态保护红线划定指南》^[2]中提到的模型法和净初级生产力(NPP)定量指标法,分别通过水土保持量和水土保持服务能力指数的计算来进行评价。如:马琪等^[3]利用模型法对榆林市水土保持功能重要性进行了评价,用于水土保持功能生态红线的划定;张雪飞等^[4]利用NPP定量指标法对福建省水土保持功能重要性进行了评价,用于国土空间规划中生态空间与生态保护红线备选区的识别。而《生态保护红线划定指南》中建议优先使用模型法(简称“模型评价法”)。

上述“双评价法”和“模型评价法”两类评价方法中,“双评价法”明确了省级水土保持功能重要性的评价指标和评价分级标准,同时要求市县级评价要在省级评价结果基础上,根据更高精度数据和实地调查进行评价,但未明确给出各评价指标(生态系统类型、植被覆盖度和地形坡度)的数据来源和处理方法。而“模型评价法”给出了国家和省级水土保持功能重要性评价的数学模型、数据来源与处理方法以及评价分级标准,其中评价数据模型和分级标准同样适用于县级尺度,但部分评价指标(地形起伏度因子和植被覆盖因子)的数据来源与处理方法不再适用于评价精度要求更高的县级尺度评价工作。

因此,为了满足县级尺度水土保持功能重要性评价的精度要求,本研究在上述两种方法的理论和方法基础上,借鉴现有研究成果,选取精度更高、现势性更强的多源数据,以榆林市横山

区为例,分别采用“双评价法”和“模型评价法”对横山区水土保持功能重要性进行评价。以期在改进和完善两种评价方法的同时,通过两种方法评价结果的对比分析,探索一种更加适用于县级尺度的水土保持功能重要性评价方法。

一 数据与方法

(一) 研究区概况

榆林市横山区地处毛乌素沙漠南缘与黄土高原结合地带,总面积为 4 286.6 km²。境内地势东南高西北低,属干旱、半干旱季风性气候。芦河以西、无定河以北为风沙草滩区,沙丘密集,气候干燥,植被稀疏,雨雪稀少,易形成风力侵蚀。芦河以东、无定河以南为黄土丘陵沟壑区,沟壑纵横、梁峁密集,且由于降水集中,汛期雷暴雨较多,极易形成水力侵蚀。长期严重的水土流失,不仅使境内自然条件日趋恶化,且给人民生活带来极大危害。虽通过近年来的水土保持治理工作,生态环境有所改善,但水土保持需求依然迫切。

(二) 研究方法

本文分别采用“双评价法”和“模型评价法”对水土保持功能重要性进行评价。表 1 列出了两种方法的评价方法与分级标准。其中,“双评价法”所需参数较少,对数据需求量较小,操作简单;“模型评价法”所需参数较多,对数据需求量较大,操作难度大。

表 1 水土保持功能重要性评价方法与分级标准

方法类型	评价方法	评价分级标准
双评价法	以生态系统类型、植被覆盖度和地形坡度作为评价指标	极重要区:生态系统类型=[森林,灌丛,草地]; 植被覆盖度≥80%;地形坡度≥25° 重要区:生态系统类型=[森林,灌丛,草地]; 植被覆盖度≥60%;地形坡度≥15°
模型评价法	以水土保持量 A 作为评价指标,采用修正水土流失方程计算: $A = R \times K \times L \times S \times (1 - C)$, 其中, R 为降雨侵蚀量因子; K 为土壤可蚀性因子; L 、 S 为地形因子; C 为植被覆盖因子	运用水土保持累积服务值占生态系统服务总值的比例进行评价分级: 极重要区:≤50% 重要区:>50%且≤80%

(三) 数据来源与处理

1. “双评价法”

“双评价法”以生态系统类型、植被覆盖度和地形坡度作为指标因子进行评价分级,各指标因子的数据获取方式如下:

(1)生态系统类型因子。现有研究多采用全国生态环境十年变化遥感调查与评估成果中的生态系统类型数据^[3]、第一次全国地理国情普查成果中的地表覆盖分类数据^[4]以及利用影像数据解译获得的土地利用类型数据^[5]来获取生态系统类型数据。其中,全国生态环境十年变化遥感调查与评估以 30 m 分辨率的卫星遥感数据为基础,生成了覆盖全国 2000 年、2005 年、

2010 年和 2015 年 4 个年份的生态系统类型数据; 第一次全国地理国情普查采用覆盖全国优于 1 m 分辨率的遥感影像, 获取了现势性为 2015 年的地表覆盖分类数据。二者的数据精度和数据现势性虽能基本满足县级尺度对生态系统类型数据的需求, 但精度更高(农村: 优于 1 m; 城镇: 优于 0.2 m)、现势性更强(2019 年 12 月 31 日, 且逐年更新)的第三次全国国土调查(简称“三调”)成果中的土地利用类型数据更能满足县级尺度需求, 且“三调”成果作为国土空间规划的基础数据, 其权威性更高, 获取难度也相对较低。因此, 本研究选用“三调”成果中的土地利用类型数据通过类型转换以获得生态系统类型因子。根据中国科学院资源环境科学数据中心(<http://www.resdc.cn/>)和《中国生态系统》^[6]对于中国陆地生态系统类型的分类与定义和《第三次全国国土调查技术规程(TD/T 1055—2019)》^[7]中“三调”工作分类及含义, 建立生态系统类型与“三调”用地类型的转换关系, 详见表 2。

表 2 生态系统类型与“三调”用地类型转换关系表

生态系统类型				“三调”用地类型	
一级编码	一级名称	二级编码	二级名称	编码	名称
1	农田生态系统	11	水田	0101	水田
		12	旱地	0102 0103 1107 1202 1203	水浇地 旱地 沟渠 设施农用地 田坎
		21	森林	0301 0302 0303 0307	乔木林地 竹林地 红树林地 其他林地
2	森林生态系统	22	灌丛	0305	灌木林地
		23	园地	0201 0202 0203 0204	果园 茶园 橡胶园 其他园地
3	草地生态系统	30	草地	0401 0403 0404	天然牧草地 人工牧草地 其他草地
4	水体与湿地生态系统	40	湿地	0304 0306 0402 1105 1106 1108 1101	森林沼泽 灌丛沼泽 沼泽草地 沿海滩涂 内陆滩涂 沼泽地
				1102 1103 1104 1110	河流水面 湖泊水面 水库水面 坑塘水面 冰川及永久积雪
5	聚落生态系统	50	建设用地	05 06 07 08 09 10 1109	商业服务业用地 工矿用地 住宅用地 公共管理与公共服务用地 特殊用地 交通运输用地 水工建筑用地 空闲地
6	荒漠生态系统	60	荒漠	1204 1205 1206 1207	盐碱地 沙地 裸土地 裸岩石砾地

(2) 植被覆盖度因子。目前植被覆盖度数据主要利用遥感影像进行提取, 且以 30 m 分辨率的 Landsat 系列影像和 250 m 分辨率的 MODIS 归一化植被指数产品(MOD13Q1)为主要数据来源^[8-10]。考虑到县级尺度对数据精度和数据现势性的要求, 本研究选择采用 30 m 分辨率的 Landsat8/OLI 数据, 基于植被归一化指数(*NDVI*)和像元二分模型分析获取植被覆盖度因子。

NDVI 的计算公式如下:

$$NDVI = (NIR - R)/(NIR + R) \quad (1)$$

其中, *NIR* 为近红外波段; *R* 为红外波段。

基于像元二分模型的植被覆盖度 *VC* 的计算公式如下:

$$VC = (NDVI - NDVI_{soil})/(NDVI_{veg} - NDVI_{soil}) \quad (2)$$

其中, $NDVI_{soil}$ 为裸土元的 *NDVI* 值; $NDVI_{veg}$ 为全植被覆盖像元的 *NDVI* 值。本研究采用 *NDVI* 累积频率分别为 98% 和 2% 的 *NDVI* 值作为 $NDVI_{veg}$ 值和 $NDVI_{soil}$ 值。

(3)地形坡度因子。目前国内公开的数字高程模型(DEM)数据主要有 ASTER GDEM V2 数据(分辨率:约 30 m;现势性:2009 年)、SRTM3 V4.1 数据(分辨率:约 90 m;现势性:2000 年)和 GMTED2010 数据(分辨率:约 250 m)^[11]。本研究选取 ASTER GDEM V2 数据通过 ArcGIS 软件中的坡度分析工具获得地形坡度因子。

2. “模型评价法”

“模型评价法”以水土保持量作为指标参数进行评价分级,通过降雨侵蚀力因子 R ,土壤可蚀性因子 K ,地形因子 L 、 S ,植被覆盖因子 C 共 4 项指标计算获得。各指标因子的数据获取方式如下:

(1)降雨侵蚀力因子 R 。降雨侵蚀力因子选用中国地面气候资料日值数据集(V3.0),通过多年平均降雨侵蚀力的计算和克里金空间插值(Kriging)分析获得。其计算公式如下^[12-13]:

$$\bar{R} = \sum_{k=1}^{24} \bar{R}_{\text{半月}k}, \bar{R}_{\text{半月}k} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^m (\alpha \cdot P_{i,j,k}^{1.7265}) \quad (3)$$

式中: \bar{R} 为多年平均年降雨侵蚀力($\text{MJ} \cdot \text{mm} \cdot \text{hm}^{-2} \cdot \text{h} \cdot \text{a}$); $\bar{R}_{\text{半月}k}$ 为第 k 个半月的降雨侵蚀力($\text{MJ} \cdot \text{mm} \cdot \text{hm}^{-2} \cdot \text{h} \cdot \text{a}$); k 为一年的 24 个半月, $k=1,2,\dots,24$; i 为所用降雨资料的年份, $i=1,2,\dots,n$; j 为第 i 年第 k 个半月侵蚀性降雨日(日降雨量 $\geq 12 \text{ mm}$)的天数, $j=1,2,\dots,m$; $P_{i,j,k}$ 为第 i 年第 k 个半月第 j 个侵蚀性降雨日降雨量(mm)。 α 为参数,暖季(5~9 月) α 为 0.393 7,冷季(10~12 月,1~4 月) α 为 0.310 1。

(2)土壤可蚀性因子 K 。土壤可蚀性因子选用中国 1:100 万土壤数据库通过土壤可蚀性计算分析获得。土壤可蚀性计算公式如下^[14]:

$$K = (-0.01383 + 0.51575K_{EPIC}) \times 0.1317 \quad (4)$$

$$K_{EPIC} = \left\{ 0.2 + 0.3 \exp \left[-0.0256 m_s \left(1 - \frac{m_{\text{silt}}}{100} \right) \right] \right\} \times \left(\frac{m_{\text{silt}}}{m_c + m_{\text{silt}}} \right)^{0.3} \times \left\{ 1 - \frac{0.25 \text{org}C}{[\text{org}C + \exp(3.72 - 2.95 \text{org}C)]} \right\} \times \left\{ \frac{1 - 0.7(1 - m_s / 100)}{\left\{ \left(1 - \frac{m_s}{100} \right) + \exp \left[-5.51 + 22.9 \left(1 - \frac{m_s}{100} \right) \right] \right\}} \right\} \quad (5)$$

式中: K_{EPIC} 表示修正前的土壤可蚀性因子; K 表示修正后的土壤可蚀性因子; m_c 、 m_{silt} 、 m_s 和 $\text{org}C$ 分别为粘粒($< 0.002 \text{ mm}$)、粉粒($0.002 \text{ mm} \sim 0.05 \text{ mm}$)、砂粒($0.05 \text{ mm} \sim 2 \text{ mm}$)和有机碳的百分比含量(%)。

(3)地形因子 L 、 S 。本研究采用地形起伏度对地形因子进行评估。相关研究表明,地形起伏度分析的关键就是确定最佳统计单元,以期能更好地反映地貌体的完整性^[15]。因此,本研究选用 ASTER GDEM V2 数据通过基于最佳统计单元的 GIS 邻域分析获得地势起伏度因子。其中最佳统计单元大小的确定即在地势起伏度随统计单元面积的变化曲线由陡变缓处,采用均

值变点分析法可以对由陡变缓点进行计算,从而得到地形起伏度的最佳统计单元,而均值变点分析法获取最佳统计单元的步骤如下^[16-17]:

①运用 GIS 邻域分析计算出不同网格统计单元的平均地势起伏度,并绘制网格单元面积与平均地形起伏度对应关系拟合曲线。

②根据公式(6)计算单位地势度序列 T ,并对 T 取对数,得序列 X ,序列 X 为 $\{x_i, i=1,2,\dots,N\}$, N 为总样本个数。

$$T_n = t_n/s_n (n = 2,3,4,\dots,25,30,35,\dots,50) \tag{6}$$

式中: t_n 和 s_n 分别为 $n \times n$ 网格统计单元下的平均地势起伏度和网格统计单元面积。

③根据公式(7)和公式(8)计算序列 X 的统计量 S 和 S_i ,并绘制 S 和 S_i 差值的变化曲线,该曲线变点处对应的网格大小即为最佳统计单元。

$$S = \sum_{i=1}^N (x_i - \sum_{i=1}^N x_i / N)^2 \quad (i=1,2,\dots,N) \tag{7}$$

$$S_i = \sum_{i=1}^{i-1} \left[x_i - \sum_{i=1}^{i-1} x_i / (i-1) \right]^2 - \sum_{i=i}^N \left[x_i - \sum_{i=i}^N x_i / (N-i+1) \right]^2 \quad (i=2,3,\dots,N) \tag{8}$$

(4)植被覆盖因子 C 。植被覆盖因子可利用“双评价法”中获得生态系统类型和植被覆盖度数据,根据表 3 中不同生态系统类型的植被覆盖因子赋值方法计算分析得到。

表 3 不同生态系统类型植被覆盖因子 C 赋值

生态系统类型		植被覆盖度 /%					
二级编码	二级名称	< 10	10 ~ 30	31 ~ 50	51 ~ 70	71 ~ 90	> 90
11	水田						
12	旱地						
21	森林	0.1	0.08	0.06	0.02	0.004	0.001
22	灌丛	0.4	0.22	0.14	0.085	0.04	0.011
23	园地	0.41	0.225	0.14	0.088	0.042	0.011
30	草地	0.45	0.24	0.15	0.09	0.043	0.011
40	湿地						
50	建设用地						
60	荒漠						

注: 表根据《生态保护红线划定指南》绘制,其中“园地”植被覆盖因子取“乔木园地”和“灌木园地”均值。

以上评价所需数据中,Landsat8/OLI 来源于对地观测数据共享计划(<http://ids.ceode.ac.cn/>),影像采集时间为 2020 年 5 月 11 日;ASTER GDEM V2 来源于地理空间数据云(<http://www.gscloud.cn/>);中国地面气候资料日值数据集(V3.0)来源于中国气象数据网(<http://data.cma.cn/>),数据时间为 1999—2018 年;中国 1:100 万土壤数据库来源于中国土壤科学数据库(<http://vdb3.soil.csd.cn/>);“三调”成果数据来源于自然资源部门,以全国第二次土地利用调查(简称“二调”)2017 年年度变更成果数据替代。

二 结果分析

(一) “双评价法” 因子分析

1. 生态系统类型因子

根据表 2 对横山区“二调”2017 年变更成果数据进行类型转换获得生态系统类型因子(图 1a 和表 4)。由图 1a 和表 4 可以看出,横山区森林、灌丛和草地生态系统覆盖总面积为 2 742.1 km², 约占全域总面积的 64.0%。其中草地面积占比最大,约为 36.5%,主要分布在无定河以南、芦河以东地区;森林和灌丛次之,共占 27.5%,主要集中在成片分布在无定河以北、芦河以西地区。在除森林、灌丛、草地以外的生态系统中,旱地生态系统覆盖面积最广,约占全域总面积的 29.8%;其余生态系统覆盖面积较小,仅占全域总面积的 6.2%。

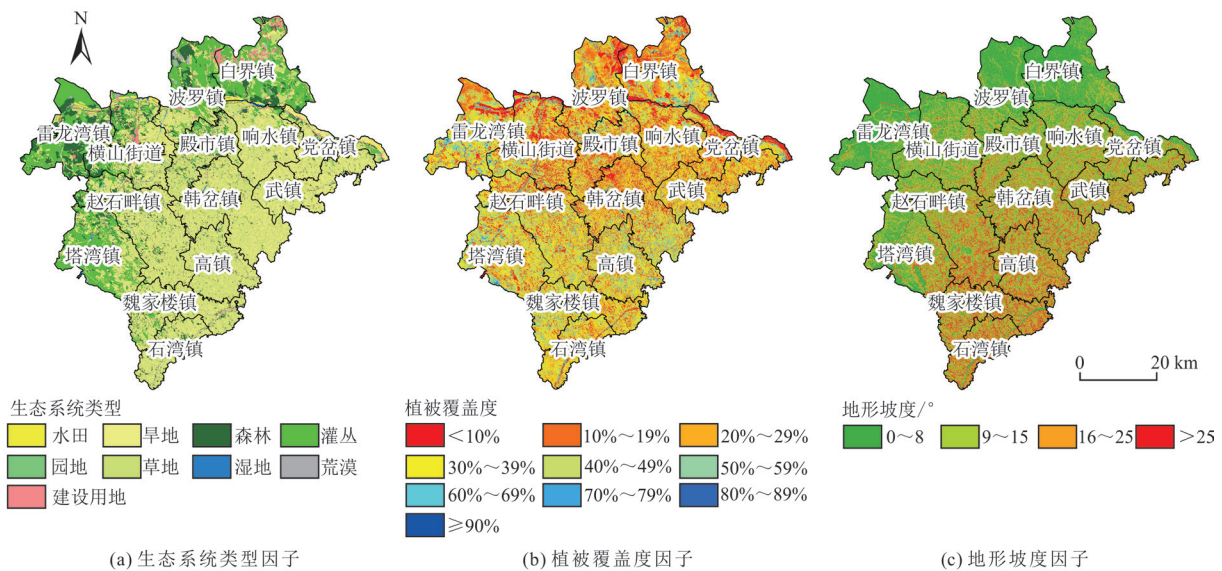


图 1 “双评价法” 因子分析图

表 4 不同生态系统类型面积及比重

生态系统类型	面积 /km ²	比重 /%	生态系统类型	面积 /km ²	比重 /%
水田	28.2	0.7	草地	1564.1	36.5
旱地	1277.9	29.8	湿地	35.1	0.8
森林	430.7	10.1	建设用地	125.2	2.9
灌丛	747.3	17.4	荒漠	27.2	0.6
园地	50.9	1.2	合计	4286.6	100.0

2. 植被覆盖度因子

利用经过影像预处理的 Landsat8/OLI 遥感影像数据,根据公式(1)和公式(2)分析获得植被覆盖度因子(图 1b),并根据《双评价指南》中植被覆盖度评价分级标准结合相关研究^[13],将

植被覆盖度划分为5个等级,即:低植被覆盖度($< 20\%$)、中低植被覆盖度($20\% \sim 39\%$)、中植被覆盖度($40\% \sim 59\%$)、中高植被覆盖度($60\% \sim 79\%$)和高植被覆盖度($\geq 80\%$)。由图1b和表5可以看出,横山区以中低植被覆盖度为主,面积占比达51.1%;低植被覆盖度和中植被覆盖度次之,面积占比分别为24.5%和19.9%;中高植被覆盖度和高植被覆盖度面积占比最小,仅为4.5%,主要分布在河流沟谷两侧区域。

表5 不同等级植被覆盖度面积及比重

植被覆盖度等级	植被覆盖度	面积/km ²	比重/%
低植被覆盖度	$< 20\%$	1052.3	24.5
中低植被覆盖度	$20\% \sim 39\%$	2189.6	51.1
中植被覆盖度	$40\% \sim 59\%$	851.7	19.9
中高植被覆盖度	$60\% \sim 79\%$	154.3	3.6
高植被覆盖度	$\geq 80\%$	38.7	0.9

3. 地形坡度因子

利用 ASTER GDEM V2 数据通过 GIS 坡度分析获得地形坡度因子(图 1c)。由图 1c 可以看出,横山区无定河以北、芦河以西地势较为平坦,坡度较小;无定河以南、芦河以东地势起伏明显,坡度较大。全域范围内坡度不小于 15° 的区域主要分布在无定河以南、芦河以东黄土丘陵区,面积约为 $1\,274.7\text{ km}^2$,占比约为 29.7%;而坡度不小于 25° 的区域面积约为 320.0 km^2 ,占比约为 7.5%。

(二) “模型评价法”因子分析

1. 降雨侵蚀力因子

利用 1999—2018 年的中国地面气候资料日值数据集(V3.0)根据公式(3)计算获得横山区周边各气象站点多年平均年降雨侵蚀力值,然后通过克里金插值分析获得降雨侵蚀力因子(图 2a)。由图 2a 可以看出,横山区多年平均年降雨侵蚀力值的范围为 $1\,166.96 \sim 1\,412.45\text{ MJ}\cdot\text{mm}\cdot\text{hm}^{-2}\cdot\text{h}\cdot\text{a}$,平均值为 $1\,311.26\text{ MJ}\cdot\text{mm}\cdot\text{hm}^{-2}\cdot\text{h}\cdot\text{a}$,空间上自西向东呈现递增趋势,空间差异相对较小。

2. 土壤可蚀性因子

利用中国 1:100 万土壤数据库中不同类型土壤中粘粒、粉粒、砂粒和有机碳的百分比含量数据,根据公式(4)和公式(5)计算不同类型土壤的土壤可蚀性 K 值,然后通过图属连接获得土壤可蚀性因子(图 2b)。由图 2b 可以看出,横山区土壤可蚀性 K 值为 $0.002\,7 \sim 0.018\,2$,平均值为 $0.014\,8$,土壤可蚀性总体较高。其中,黄绵土可蚀性 K 值最大($0.018\,2$),主要分布在无定河以南、芦河以东黄土丘陵区,面积占比约为 65.0%;冲积土和草原风沙土可蚀性 K 值最小($0.002\,7$ 和 $0.003\,2$),主要分布在无定河以北、芦河以西风沙草滩区,面积占比约为 21.9%;新

积土、盐化潮土及其他类型土壤可蚀性 K 值中等(0.012 0 ~ 0.017 6), 主要分布在无定河沿岸河谷地带, 面积占比仅为 13.1 %。

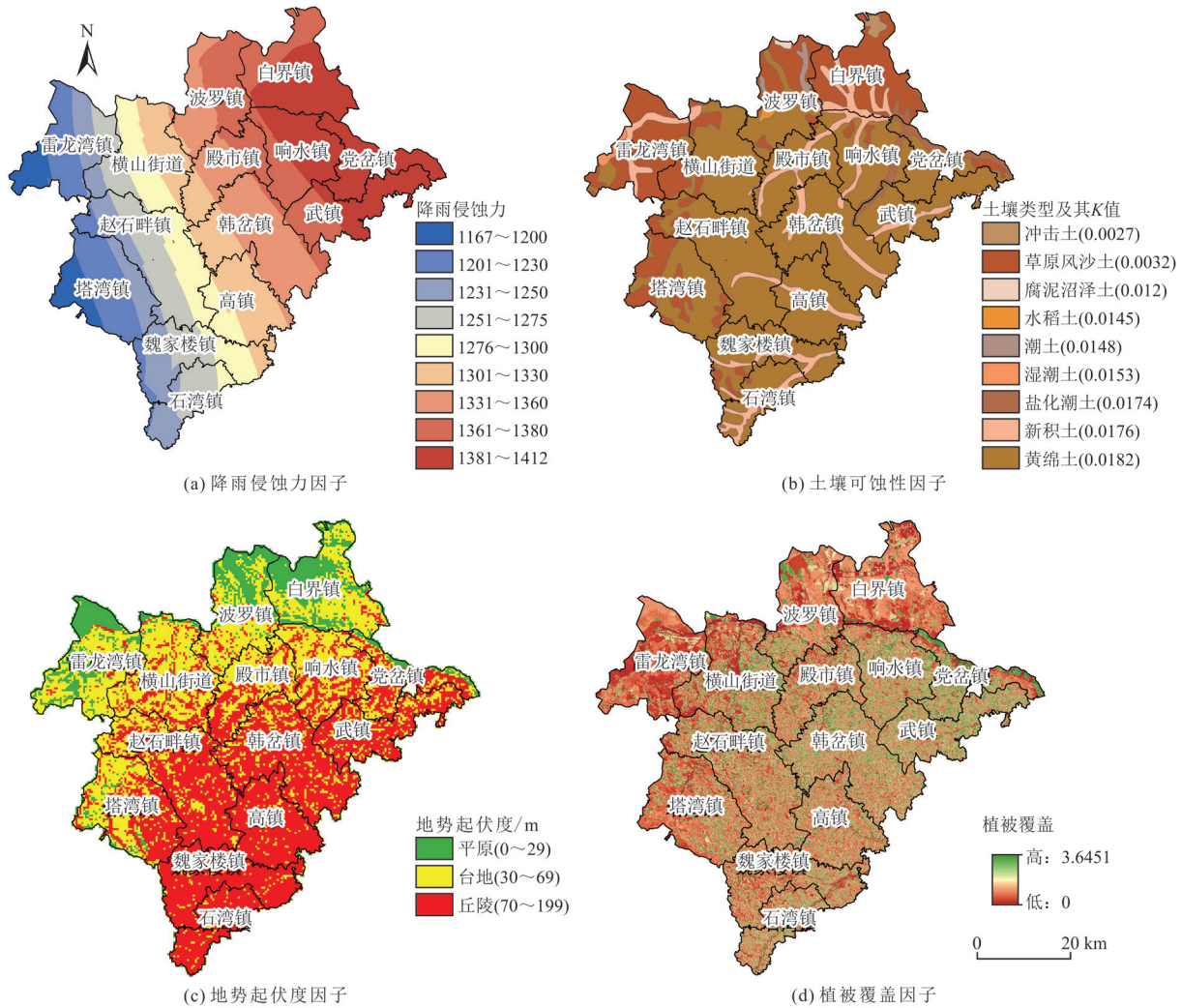


图 2 “模型评价法” 因子分析图

3. 地形因子

利用 ASTER GDEM V2 数据根据上文中地形因子中地形起伏度最佳统计单元的获取步骤, 分别绘制网格单元面积与平均地形起伏度对应关系拟合曲线(图 3)及 S 和 S_i 差值的变化曲线(图 4)。由图 3 和图 4 可以看出, 横山区地势起伏度随网格面积的变化曲线呈逻辑斯蒂克曲线, 该曲线由陡变缓处即为最佳统计单元的大小, 且该处所对应的最佳统计单元为 14×14 的网格大小($176\ 400\ m^2$)。

根据我国地势起伏度等级划分标准^[18], 将基于最佳统计单元的横山区地势起伏度分析结果划分为 3 个等级(图 2c), 即: 平原($< 30\ m$)、台地($30\ m \sim 69\ m$)、丘陵($70\ m \sim 199\ m$)。由

图 2c 可以看出,横山区以平原、台地、丘陵地貌为主。其中,丘陵面积占比最大,约为 49.4%,主要分布在东南部区域;台地次之,约为 38.5%,主要分布在河流沟谷两侧区域;平原最小,约为 12.1%,主要分布在无定河以北区域。

4. 植被覆盖因子

利用上述生态系统类型和植被覆盖度数据进行空间叠加生成的叠加数据,根据表 3 赋值计算分析获得植被覆盖因子(图 2d)。由图 2d 可以看出,横山区植被覆盖因子对土壤侵蚀的影响值为 0 ~ 3.645 1,平均值为 0.292 3,总体影响程度较低。从空间分布来看,无定河以北、芦河以西风沙草滩区影响程度较低;而无定河以南、芦河以东黄土丘陵区影响程度较高。

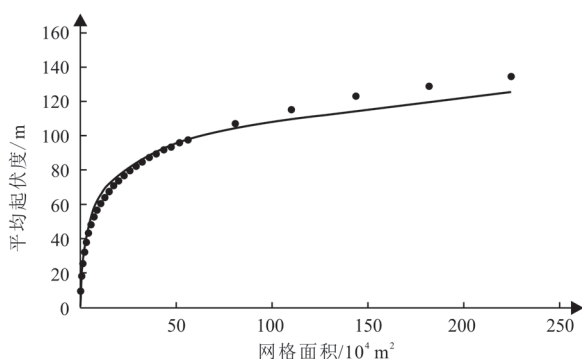


图 3 网格单元面积与平均地形起伏度对应关系拟合曲线

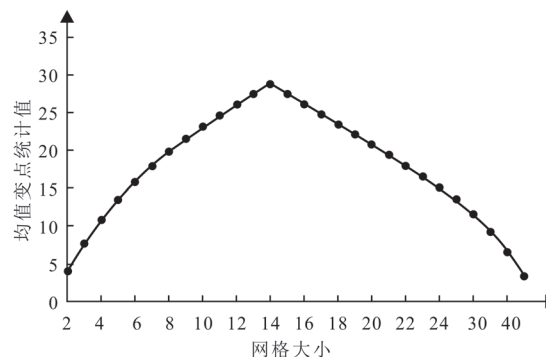


图 4 均值变点分析曲线

(三) 两种方法结果分析

利用以上因子分析结果,根据表 1 中的评价方法分别获得“双评价法”和“模型评价法”评价结果(图 5a、图 5b 和表 6)。具体结果分析如下:

1. 两种方法的合理性分析

合理性分析主要是比较两种方法评价结果与地区实际状况的符合性。由图 5a 和图 5b 可以直观看出,“双评价法”下水土保持功能极重要区和重要区覆盖面积(36.8 km^2)明显小于“模型评价法”(484.4 km^2),且只有零星分布,与地区实际状况明显不符合;而“模型评价法”下呈集中分布于无定河以南、芦河以东黄土丘陵区域,与地区实际状况更加符合,且与相关研究结论一致^[3]。由此表明,“模型评价法”较“双评价法”更符合地区实际情况,评价结果更为合理。

2. 两种方法因子影响分析

因子影响分析是将两种方法的评价结果分别与其对应因子分析结果进行对比。由图 5a 和图 1 对比可以看出,“双评价法”水土保持功能极重要区和重要区主要分布于坡度大于 15° 的河流沟谷两侧陡坡区域;而由图 5b 和图 2 对比则可以看出,“模型评价法”主要分布于无定河以南、芦河以东地势起伏度在 100 m 以上的区域。由此表明,两种方法均受地形因子影响更大,受其他因子影响相对较小。

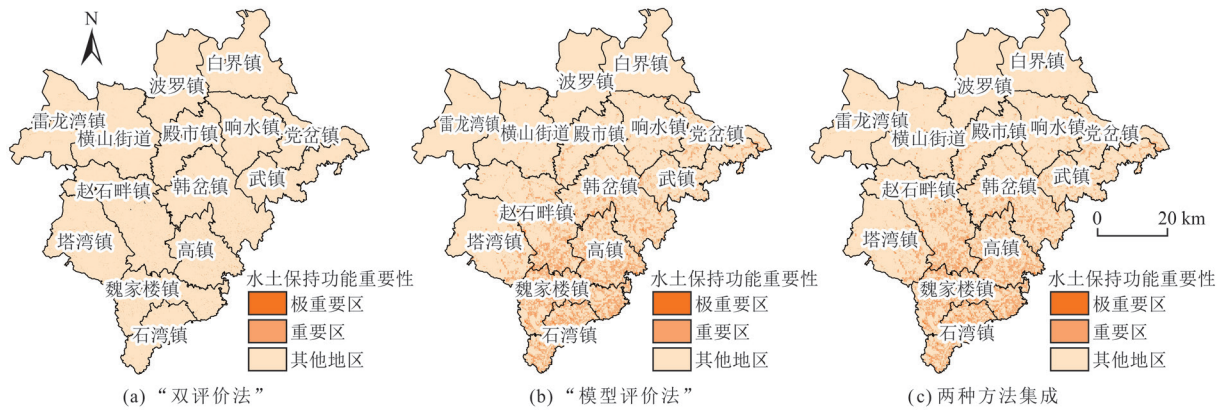


图 5 两种方法的水土保持功能重要性评价结果

表 6 两种方法的水土保持功能重要性评价结果对比

评价等级	“双评价法”		“模型评价法”		两种方法集成	
	面积 /km ²	比重 /%	面积 /km ²	比重 /%	面积 /km ²	比重 /%
极重要区	1.8	0.1	8.3	0.2	10.0	0.2
重要区	35.0	0.8	476.1	11.1	493.3	11.5

3. 两种方法差异原因分析

由图 5a 和图 5b 可以看出,在无定河以北、芦河以西地势平缓区域,“双评价法”水土保持功能极重要区和重要区覆盖范围大于“模型评价法”;而在无定河以南、芦河以东地势起伏较大区域,“双评价法”覆盖范围明显小于“模型评价法”。二者出现偏差的原因主要在于“双评价法”中地形坡度表示的是地表面任一点的倾斜程度,其统计单元为 3×3 网格大小;而“模型评价法”中地形起伏度表示的是一个特定区域内最高点海拔高度与最低点海拔高度的差值,其统计单元为 14×14 网格大小。由图 1c 和图 2c 可以看出,在地势平缓区域(如白界镇),河流沟谷两侧陡坡区域在统计单元较小的地形坡度图中能够被识别出来,而在统计单元较大的地势起伏图上几乎识别不出;在地势起伏较大区域(如魏家楼镇),丘陵陡坡区域在统计单元较大的地势起伏图中能够更加完整地识别出来,而在统计单元较小的地形坡度图中无法完整识别。由此表明,以地形坡度作为地形评价因子的“双评价法”更适用于地势平缓区域的水土保持功能重要性评价,而以地形起伏度作为地形评价因子的“模型评价法”更适用于地势起伏较大区域。

4. 两种方法集成结果分析

综上所述,考虑到横山区的地形地貌特征,为了同时发挥“双评价法”和“模型评价法”的优势,使评价结果更加符合地区实际,本研究利用最大值法进行两种方法的集成,以获得该地区的水土保持功能重要性评价结果。首先对两种方法评价结果按照极重要区为 3、重要区为 2、其他地区为 1 进行重新赋值;其次将两种方法进行空间叠加,对重叠区域取最大值以获得两种

方法集成的评价结果(图 5c)。结果显示,横山区水土保持功能极重要区面积为 10.0 km², 比重为 0.2%; 重要区面积为 493.3 km², 比重为 11.5%。

三 结论与讨论

以榆林市横山区为例,运用“双评价法”和“模型评价法”对县级尺度的水土保持功能重要性进行评价,并通过对两种方法评价结果的分析对比,总结得出:“双评价法”更适用于地势平缓区域,“模型评价法”更适用于地势起伏较大区域。因此,研究建议通过两种方法的集成得到县级尺度水土保持功能重要性评价成果,以避免地形地貌的多样性对评价结果的影响。

采用精度更高、现势性更强的多源数据对横山区水土保持功能重要性进行评价,其评价结果精度更高,现势性更强,更能适应县级国土空间规划的需要,同时有利于实现对省市层面水土保持功能重要性评价结果的校核和修正。

参考文献:

- [1] 自然资源部. 资源环境承载能力和国土空间开发适宜性评价指南试行(自然资办函〔2020〕127号)[EB/OL]. (2020-01-19). http://gi.mnr.gov.cn/202001/t20200121_2498502.html.
- [2] 环境保护部, 国家发展和改革委员会. 生态保护红线划定指南(环办生态〔2017〕48号)[EB/OL]. (2017-05-27). http://www.mee.gov.cn/gkml/hbb/bgt/201707/t20170728_418679.htm.
- [3] 马琪, 刘康, 刘文宗, 等. 干旱半干旱区生态保护红线划分研究——以“多规合一”试点榆林市为例[J]. 地理研究, 2018, 37(1): 158-170.
- [4] 张雪飞, 王传胜, 李萌. 国土空间规划中生态空间和生态保护红线的划定[J]. 地理研究, 2019, 38(10): 2430-2446.
- [5] 陈烁, 万鲁河. 小兴安岭地区水土保持功能评价[J]. 哈尔滨师范大学自然科学学报, 2019, 35(1): 97-101.
- [6] 孙鸿烈. 中国生态系统[M]. 北京: 科学出版社, 2005.
- [7] 自然资源部. TD/T 1055—2019. 第三次全国国土调查技术规程[S]. 北京: 地质出版社, 2019.
- [8] 刘露雨, 屈凡柱, 栗云召, 等. 黄河三角洲滨海湿地潮沟分布与植被覆盖度的关系[J/OL]. 生态学杂志: 1-10[2020-06-16]. <https://doi.org/10.13292/j.1000-4890.202006.006>.
- [9] 赵赛. 基于遥感数据的郑州市植被覆盖度变化研究[J]. 国土资源科技管理, 2020, 37(2): 60-68.
- [10] 王晶, 王旭峰. 2000—2016年石羊河北部植被覆盖度动态变化特征[J]. 地理空间信息, 2019, 17(8): 46-49.
- [11] 李振洪, 李鹏, 丁咚, 等. 全球高分辨率数字高程模型研究进展与展望[J]. 武汉大学学报: 信息科学版, 2018, 43(12): 1927-1942.
- [12] 章文波, 谢云, 刘宝元. 利用日雨量计算降雨侵蚀力的方法研究[J]. 地理科学, 2002, (6): 705-711.
- [13] 靳春香. 河南省 1986—2015 年降雨侵蚀力时空分布变化特征分析[J]. 河南水利与南水北调, 2019, 48(10): 63-65.
- [14] 张科利, 彭文英, 杨红丽. 中国土壤可蚀性值及其估算[J]. 土壤学报, 2007, (1): 7-13.

- [15] 涂汉明, 刘振东. 中国地势起伏度最佳统计单元的求证 [J]. 湖北大学学报: 自然科学版, 1990, (3): 266-271.
- [16] 陈学兄, 常庆瑞, 郭碧云, 等. 基于 SRTM DEM 数据的中国地形起伏度分析研究 [J]. 应用基础与工程科学学报, 2013, 21(4): 670-678.
- [17] 王玲, 吕新. 基于 DEM 的新疆地势起伏度分析 [J]. 测绘科学, 2009, 34(1): 113-116.
- [18] 中科院地理科学与资源研究所 (资源与环境信息系统国家重点实验室). 中华人民共和国 1:100 万数字地貌图制图规范 (征求意见稿) [S]. 2005-04.

版权申明

为实现数字化转型升级, 使本刊文献资源达到广泛传播和深度开发利用, 由北京世纪超星信息技术发展有限责任公司提供“域出版”平台开展移动出版的有关事宜, 如有异议, 请在来稿时注明, 本刊将做适当处理。

《国土资源科技管理》编辑部

基于投影寻踪模型的城市建设用地综合承载力水平差异研究

——以辽宁省为例

刘晓君, 王晓航

(西安建筑科技大学 管理学院, 陕西 西安 710055)

摘要: 基于遗传算法优化的投影寻踪模型(GA-PPE), 利用投影寻踪模型解决承载力评价指标权重拟定的主观性过强问题, 从经济、社会、生态三系统构建城市建设用地综合承载力评价指标体系, 采用 2009—2017 年的相关指标统计数据, 对辽宁省 14 个城市的近九年的城市建设用地综合承载力的差异进行评价与分析, 得出以下结论: (1) 沈阳、大连作为辽宁省两座副省级城市, 其城市建设用地综合承载力在九年内均位于全省前二位; (2) 在辽宁沿海经济带及沈阳经济区的区域发展带动下, 营口、盘锦、辽阳和鞍山等城市的建设用地综合承载力在省内位居前列, 并且不断提高; (3) 辽西北城市的建设用地综合承载力普遍较低, 位于全省末位; (4) 沿海经济带中的丹东、葫芦岛及沈阳经济区中的抚顺、本溪等城市的建设用地综合承载力与区域内其他城市有较大差距, 区域承载力水平参差不齐。

关键词: 城市建设用地; 承载力; 投影寻踪; GA 遗传算法; ArcGIS

中图分类号: F293.2 **文献标志码:** A **文章编号:** 1009-4210-(2021)03-073-13

On the Differences of Comprehensive Carrying Capacity Level of Urban Construction Land Based on Projection Pursuit Model: A Case Study of Liaoning Province

LIU Xiao-jun, WANG Xiao-hang

(School of Management, Xi'an University of Architecture and Technology, Xi'an 710055, China)

Abstract: Based on the genetic algorithm optimized projection pursuit model (GA-PPE) and combined with the projection pursuit model used to solve the problem of excessive subjectivity in the formulation of

收稿日期: 2021-02-17; 改回日期: 2021-03-26

作者简介: 刘晓君(1961—), 女, 教授, 博士, 从事宏观经济管理与可持续发展、投资等研究。

通信作者: 王晓航(1996—), 男, 硕士研究生, 从事土地资源、房地产投资与建筑管理等研究。E-mail: 987680735@qq.com

the weight of the carrying capacity evaluation index, this paper constructed the comprehensive carrying capacity evaluation index system of urban construction land from the three systems of economy society and ecology by adopting relevant indicator statistics from 2009 to 2017 to evaluate and analyze the differences of the comprehensive carrying capacity of urban construction land in 14 cities of Liaoning Province in the past nine years. The results were shown as follows: (1) Shenyang and Dalian, which were the two vice provincial cities in Liaoning Province, had the top two comprehensive carrying capacity of urban construction land in the whole province from 2009 to 2017; (2) driven by the development of Liaoning Coastal Economic Belt and Shenyang Economic Zone, the comprehensive carrying capacity of construction land in Yingkou, Panjin, Liaoyang and Anshan was in the forefront among other cities within Liaoning Province and was constantly improved; (3) the comprehensive carrying capacity of construction land in the northwest cities of Liaoning Province was generally at the bottom line; (4) the comprehensive carrying capacity of construction land in Dandong and Huludao in the coastal economic belt, and Fushun and Benxi in Shenyang Economic Zone had a big gap with other cities in the region, and the level of regional carrying capacity was uneven.

Key words: urban construction land; carrying capacity; projection pursuit; GA genetic algorithm; ArcGIS

建设用地是城区范围内生产建设, 经济发展, 资源环境等的主要载体, 是促进一个城市经济、文化、生态全方位发展的基础, 对城市建设用地的利用状况和承载能力进行评价至关重要。城市化进程中的一系列问题, 如道路拥堵、生活空间少、生活质量低、污染加剧、环境恶化等一系列问题几乎都与城市建设用地利用密切相关。一个城市可持续发展的关键也在于经济发展与生态资源之间的平衡^[1]。

城市建设用地综合承载力是各种子系统承载力构成的综合体, 包括土地人口承载力、资源承载力、建设规模承载力, 生产规模承载力等等, 是指在一定时期, 一定空间区域, 一定的社会、经济、生态环境条件下, 城市土地资源所能承载的人们各种活动规模和强度的阈值^[2]。换一种说法, 根据前人的研究成果, 城市建设用地综合承载力可概括为: 不同时间尺度, 不同等级城市的城市建设用地所能承载的城市内部的一切社会经济活动。建设用地综合承载力是土地资源评价中的一个非常重要的衡量指标, 其研究对于城市经济未来发展规划, 国土空间规划及各种生产布局具有重要意义。

关于土地承载力的研究, 已有多年的历史。早期土地承载力以人口、资源为主题^[3-4], 随着研究的深入, 研究因素由最初的人口荷载扩展至人类社会所涉及的城市建设^[5]、经济产值^[6]、资源利用^[7]、生态保护^[8]、人文生活及制度规定^[7]等各方面。一些学者也构建出研究建设用地承载力的综合指标体系^[7-9], 城市建设用地承载力评价逐步成为一种涉及到经济、社会、资源、文化多个系统的多层次多指标的综合评价问题。而对于综合指标评价问题, 研究方法的选择、各个指标的权重求取是关键, 此前研究方法有均方差法^[7]、状态空间法^[8]、修正层次分析法^[9]、承压施压两分法^[10]等, 权重确定也逐步从主观到客观, 由静态预测至动态预测。如张红、张毅等

学者构建人口、经济、建设规模、生态四个层次的评价指标体系,并用修正层次分析法对海岛城市土地综合承载力进行评价^[9];靳亚亚、靳相木等人基于承压施压耦合曲线,采用承压施压两分法构建评价指标体系对浙江省的32个城市的城市土地承载力进行评价,并用灰关联熵法确定指标权重^[10]。

然而随着计算机技术的应用,投影寻踪^[11-13](projection pursuit,简称PP)作为处理非正态非线性且高维的数据的一种开创性的方法被人们关注。它可以依据样本本身的数据特征,找寻最优投影方向,以此更加客观决定各评价指标的影响权重,并且该模型在多领域,多方面的综合评价问题上已有广泛应用。如在生态系统承载力^[14]、创新能力^[15]效率及风险评价^[16]、发展质量水平^[17]等方面。比如璩路路,王永生^[14]利用投影寻踪模型定量评价盐池县水土资源系统承载潜力,从空间角度进行差异分析,并弹性分析各因素影响程度大小;张玉喜^[15]在衡量我国科技金融生态系统共生度时,结合2010—2018年中国31个省(市、区)相关数据,选用综合指标来衡量科技创新绩效,并采用投影寻踪模型来解决由此产生的高维数据降维问题。

本文将投影寻踪模型运用于建设用地综合承载力分析之中,为定量分析城市建设用地综合承载力提供一种较为新颖的方法和思路。

本文以辽宁省14个城市作为研究范围,近些年来虽然辽宁省城镇化水平不断提高,城市群一体化发展迅速,但城市经济转型困难似乎已成为不争的事实。辽宁经济发展下行的现状对建设用地的节约利用造成了一定影响,主要存在以下三个方面问题^[18]:一是建设用地利用强度减小;二是经济增长耗地量加大;三是人口变化趋势与建设用地量变化趋势不协调。

为更有效解决这些问题,有必要对辽宁省各城市的建设用地综合承载力情况做评估。本文通过构建经济、生态、社会三个子目标层的辽宁省城市建设用地承载力指标体系,以公开统计资料为基础,借助投影寻踪模型,对省内14个城市九年间建设用地承载力进行定量化评价,然后从空间、时间双维度分析各城市结果的差异,最后利用模型得出的权重数据对评价指标体系中各因素的影响程度做分析。通过客观认识建设用地承载力并准确把握区际差异,有助于一城一策地合理引导人口流向、产业布局、城市规模、土地开发和区域协调等方面工作。同时从全局把握全省建设用地利用及负荷状况,针对地寻找现阶段及未来一定时期城市土地利用的问题与解决方向,为辽宁省国土空间规划的编制提供依据,以实现土地资源有效保障国民经济社会持续健康发展;通过对各因素影响程度大小的比较,可以为有效提高辽宁省城市建设用地综合承载力提供参考和建议。

一 投影寻踪模型构建

(一)评价指标归一化处理

设定 $x^*(i,j)[i=1,2,\dots,m;j=1,2,\dots,n]$ 。其中 i 为样本序数, j 为单个样本中样本评价指标的序

数。 $x^*(i, j)$ 表示 i 个样本的第 j 个评价指标值。如 $x^*(1, 5)$ 即表示第一个样本的第五个评价指标值。 m 表示样本的总个数, n 表示评价指标的总个数。

对于越大越优的指标(正向):

$$x(i, j) = \frac{x^*(i, j) - x_{\min}(j)}{x_{\max}(j) - x_{\min}(j)} \quad (i=1, 2, \dots, m; j=1, 2, \dots, n) \quad (1)$$

对于越小越优的指标(反向):

$$x(i, j) = \frac{x_{\max}(j) - x^*(i, j)}{x_{\max}(j) - x_{\min}(j)} \quad (i=1, 2, \dots, m; j=1, 2, \dots, n) \quad (2)$$

式中: $x(i, j)$ 即为归一化处理后的数据; $x_{\max}(j)$, $x_{\min}(j)$ 分别为 n 个样本中第 j 个指标的最大值和最小值。

(二) 投影指标函数的构造

设 a 为任意方向的单位向量, 可表示为^[11]:

$$a = [a(1), a(2), \dots, a(n)]; \quad a^2(1) + a^2(2) + a^2(3) + \dots + a^2(n) = 1 \quad (3)$$

之后可以将每个具有 n 维数据的样本的值投影在该方向上, 即构造出投影指标函数 $z(i)$:

$$z(i) = \sum_{j=1}^n a(j)x(i, j) \quad (i=1, 2, \dots, m) \quad (4)$$

投影指标函数实现了通过降维处理高维数据的效果, 将高维数据转化为一维投影值, 当所投影的方向选择恰当, 则可以通过比较投影指标函数, 得出一些科学的结论。

(三) 投影目标函数的构造

为了寻找最大可能暴露高维数据特征的投影方向, 需要构建一个目标函数。在综合投影值时, 要求投影值 $z(i)$ 的分布特征为: 局部投影点尽可能密集, 最好凝聚成若干点团; 同时整体上投影点团尽可能的散开。

据此理论投影目标函数 $Q(a)$ 构造如下:

$$Q(a) = S_z \cdot D_z \quad (5)$$

$$S_z = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^m [z(i) - E(z)]^2}{n-1}} \quad (6)$$

$$D_z = \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^n [R - r(i, j)] \cdot u[R - r(i, j)] \quad (7)$$

其中, $E(z)$ 为投影值的均值; S_z 为投影值的标准差, 准确来说, 称之为类间距离。 S_z 越大, 则整体上投影点团更散开。 D_z 为类内密度; R 为局部密度的窗口半径; 一般 R 取 $0.1 S_z$; $r(i, j)$ 为样本间的距离; u 为单位阶跃函数, 当 $R \geq r(i, j)$, $u = 1$, 反之 $u = 0$; D_z 越大, 则局部投影点就越密集。

(四) 投影指标函数的优化

当 m 个样本的各 n 维评价值都给定的时候, 投影目标函数 $Q(a)$ 的大小就只与投影方向 a

有关,不同的投影方向反映不同的数据特征,而从模型理论中得到,要使 $Q(a)$ 越大越好,因此列出如下非线性求最优模型,并利用遗传算法求最优解,变量为 $a(j), j=1,2,\dots,n$ 。

$$\text{Max}Q(a) = S_z \cdot D_z \quad (8)$$

$$\text{s.t} \sum_{j=1}^n a^2(j) = 1 \quad (9)$$

总结来说,具体运用遗传算法优化的投影寻踪模型时分为如下五个步骤:(1)评价指标数据的收集与归一化处理;(2)构建投影指标函数 $z(i)$;(3)构建投影目标函数 $Q(a)$;(4)用遗传算法优化,求出使 $Q(a)$ 最大的最优投影方向 $a^* = [a(1), a(2), \dots, a(n)]$;(5)根据最优投影方向 a^* , 求出投影指标函数 $z(i)$ 的值。

二 研究方法与数据来源

(一) 研究区域概况

本文对辽宁省的沈阳、大连、营口、鞍山、辽阳、锦州、盘锦、本溪、丹东、抚顺、铁岭、朝阳、阜新、葫芦岛 14 个城市从 2009—2017 年的城市建设用地承载力进行测算与评价。

辽宁省内可分为沿海经济带、中部城市群(沈阳经济区)、辽西北城市群三大分区。一是沿海经济带,包括大连、营口、盘锦、锦州、丹东、葫芦岛在内的 6 个城市。2009 年 7 月 1 日国务院批准了《辽宁沿海经济带发展规划》,至此,辽宁沿海经济带作为整体开发区域被纳入国家战略;二是沈阳经济区又称辽宁省中部城市群,包含沈阳、鞍山、抚顺、辽阳、本溪 5 个城市。自辽宁省委、省政府提出了“沈阳经济区”这一区域发展战略以来,五城市以沈阳为核心和驱动力,密切联系合作,形成了“区域经济共同体”,加速区域协调发展;三是辽西北城市群,包含朝阳、铁岭、阜新 3 个城市,位于辽宁省的西北部地区,这些地区普遍相对落后贫困,经济发展水平也属于全省末位,辽宁省多数贫困县都来自这几座城市。

(二) 辽宁省城市建设用地承载力评价指标体系构建

对于辽宁省建设用地综合承载力的评价指标体系构建,在总结相关文献的基础上^[19-22],从生态、社会、经济三个子系统维度来构建评价指标体系(表 1)。

(三) 数据来源与计算

评价指标体系中对应的各城市的指标数据均来源于 2010—2018 年辽宁省统计年鉴、省内各城市统计年鉴、辽宁省统计局官网等。

收集数据之后,需要将数据代入投影寻踪模型中进行优化,本文用 MATLAB 软件实现投影寻踪模型构建及遗传算法优化过程。参考相关文献^[23-25],设定并代入遗传算法的参数:种群规模 $N = 400$;交叉概率 $P_c = 0.8$;变异概率 $P_m = 0.2$;进行两代进化之后加速一次设定的限制数 $DaiNo = 2$;加速次数 $C_i = 7$ 。模型求解出的最佳投影方向见表 2。

表 1 研究区建设用地综合承载力指标体系

总目标	子目标	评价指标	指标类型	指标注释
城市 建设 用地 综合 承载 力	生态 效益 评价 指标	城市生活污水处理率 $C_1/\%$	正向	进入污水处理厂的污水量 / 污水排放总量
		人均绿地面积 $C_2/(\text{m}^2/\text{人})$	正向	城市绿地总面积 / 城市总人口数
		工业固体废物综合利用率 $C_3/\%$	正向	废弃物综合利用量 / 废弃物产生总量
		空气质量达到好于二级天数 $C_4/\text{天}$	正向	
		地均能源消费量 $C_5/(10^4\text{t}/\text{km}^2)$	逆向	城市年能源消费量 / 城市建设用地面积
		城镇区绿化覆盖率 $C_6/\%$	正向	绿化覆盖面积 / 城镇区面积
	社会 效益 评价 指标	城镇职工养老保险参保人数 $C_7/\text{万人}$	正向	
		人均住房保障支出 $C_8/(\text{元}/\text{人})$	正向	
		医院、卫生院床位数 $C_9/\text{千张}$	正向	
		城市人均住房建筑面积 $C_{10}/(\text{m}^2/\text{人})$	正向	城市住房建筑总面积 / 城市常住人口数
		人均建设用地面积 $C_{11}/(\text{m}^2/\text{人})$	正向	城市建设用地总面积 / 城市总人口
		人均城市道路面积 $C_{12}/(\text{m}^2/\text{人})$	正向	城市道路总面积 / 城市总人口
	经济 效益 评价 指标	普通高等学校在校生人数 $C_{13}/\text{万人}$	正向	
		年末城镇登记失业率 $C_{14}/\%$	逆向	年城市登记失业人数 / 城市总人口数
		建设用地利用率 $C_{15}/\%$	正向	城市建设用地总面积 / 城市土地总面积
		地均 GDP $C_{16}/(\text{万元}/\text{hm}^2)$	正向	城市年度生产总值 / 建设用地总面积
		城镇居民人均可支配收入 $C_{17}/(\text{万元}/\text{人})$	正向	
		地均固定资产投资额 $C_{18}/(\text{万元}/\text{hm}^2)$	正向	年度固定资产投资总额 / 建设用地总面积
		单位建设用地非第一产业增加值 $C_{19}/(\text{万元}/\text{hm}^2)$	正向	(年度第二产业增加值 + 第三产业增加值) / 城市建设用地总面积

表 2 2009—2017 年评价指标最佳投影方向

指标	年份								
	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
C_1	0.2451	0.0899	0.0931	0.1780	0.2952	0.1336	0.2173	0.1693	0.1715
C_2	0.3084	0.2530	0.2019	0.1538	0.2937	0.2479	0.0820	0.1483	0.1743
C_3	0.3507	0.3271	0.1923	0.2258	0.1859	0.3412	0.2386	0.1555	0.2609
C_4	0.1751	0.0731	0.2756	0.2246	0.1189	0.1477	0.0871	0.0884	0.1110
C_5	0.1858	0.1686	0.2731	0.2665	0.3091	0.2156	0.2067	0.1329	0.1591
C_6	0.2814	0.2747	0.2817	0.2931	0.2771	0.3086	0.2235	0.0979	0.1667
C_7	0.1991	0.2693	0.2320	0.3020	0.1420	0.2132	0.2328	0.3911	0.2447
C_8	0.3115	0.1055	0.1624	0.2818	0.2840	0.1712	0.1315	0.1476	0.1685
C_9	0.2464	0.2875	0.2069	0.2385	0.2867	0.3140	0.2860	0.2659	0.3132
C_{10}	0.2445	0.2801	0.2248	0.1018	0.3012	0.1283	0.2317	0.2125	0.0755
C_{11}	0.0675	0.1902	0.1333	0.0766	0.0237	0.1664	0.2051	0.1656	0.1019
C_{12}	0.2786	0.3166	0.1656	0.0987	0.0781	0.2391	0.3227	0.1172	0.1324
C_{13}	0.1771	0.2611	0.2729	0.2166	0.3105	0.3136	0.3527	0.2904	0.2754
C_{14}	0.0708	0.0554	0.0714	0.0817	0.0591	0.0671	0.0596	0.3276	0.2500
C_{15}	0.2963	0.1987	0.2536	0.3185	0.2392	0.2443	0.2518	0.3067	0.3482
C_{16}	0.1896	0.2242	0.0506	0.1801	0.2658	0.1986	0.2456	0.2765	0.2373
C_{17}	0.1916	0.3323	0.3279	0.2725	0.0360	0.2591	0.2794	0.2164	0.2491
C_{18}	0.0574	0.0874	0.2923	0.3212	0.1719	0.2348	0.2165	0.2374	0.3005
C_{19}	0.1948	0.2267	0.3543	0.2606	0.2580	0.2045	0.2431	0.3049	0.3442

三 结果与分析

(一) 辽宁省城市建设用地综合承载力评价结果

在已知每年的最优投影方向 a 后,基于各城市的评价指标基础数据,利用公式(3)~(4),计算出各城市 2009—2017 年九年间城市建设用地综合承载力评价价值(表 3)。

表 3 辽宁省各城市建设用地综合承载力评价价值

区域	城市	年份								
		2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
辽宁沿海经济带	大连	2.9503	2.9199	3.1954	3.0779	3.1783	3.062	2.5644	2.8105	3.0448
	营口	1.9919	1.7464	1.9635	1.7484	1.7708	1.8972	1.7173	1.9191	2.1673
	盘锦	2.2335	2.119	2.247	2.1184	1.9947	2.1814	2.2603	1.8841	2.1448
	锦州	1.3545	1.5192	1.7216	1.4924	1.2198	1.6491	1.7003	1.4759	1.5166
	丹东	1.0509	1.2916	1.3393	1.18	1.2417	1.6463	1.2952	1.0937	1.2211
	葫芦岛	1.3325	1.29	1.3378	1.1653	1.2146	1.024	1.2887	1.0932	1.2202
辽宁中部城市群 (沈阳经济区)	沈阳	3.391	3.2717	3.2366	3.329	3.5917	3.4908	3.1281	2.9141	3.0449
	鞍山	1.3415	1.5191	1.3398	1.3243	1.4798	1.6489	1.2929	1.6746	1.6828
	抚顺	1.355	1.2916	1.3369	1.1753	1.2283	1.4093	1.0208	1.0938	1.2248
	辽阳	2.0201	1.7209	1.9299	1.7144	1.7352	1.649	1.7232	1.4564	1.5203
辽西北城市群	本溪	1.3418	1.29	1.3357	1.1771	1.446	1.3715	1.2893	1.3327	1.2242
	朝阳	1.0626	0.7199	0.8857	1.0669	1.0431	1.063	1.2953	1.0938	1.1079
	铁岭	1.0626	1.2901	1.3391	1.1928	1.2749	1.3732	1.2853	1.3238	0.7836
	阜新	1.341	1.29	1.3381	1.1799	1.2223	1.3714	1.422	1.0938	1.2418

(二) 辽宁省建设用地综合承载力分析

1. 空间分析

本文运用 ArcGIS 软件对辽宁省各年份的城市建设用地综合承载力进行空间可视化呈现,利用软件上自然断裂点法对每年的建设用地综合承载力进行分级,由好到差以此分为 I 级、II 级、III 级,如图 1 所示。

从空间角度来看:(1)沈阳、大连作为辽宁省两座副省级城市,同时又是辽宁省发展的龙头及中部城市群、沿海经济带的核心城市,其城市建设用地承载力水平位居前列。九年间,每一年的承载力评级均为 I 级。(2)沈阳经济区和辽宁沿海经济带的区域内带动优势明显。位于中部城市群的辽阳、鞍山等城市的建设用地承载力水平优异,多次评级为 II 级及以上,其中辽阳市在九年间,一次评级为 I 级别,八次评级为 II 级;位于沿海经济带的盘锦、营口、锦州三座城市的建设用地承载力水平也位于省内前列。尤其是盘锦市建设用地综合承载力水平突出,九年间,三次评级为 I 级,六次评级为 II 级,这体现了辽宁沿海经济带对城市强有力的推动作用。但同时位于中部城市群的抚顺、本溪两座城市以及位于沿海经济带的葫芦岛、丹东两座城市

建设用地承载力水平却与经济区的其他城市有较大差距,体现了区域内发展不平衡问题。这四座城市在九年间均有七次评级仅为Ⅲ级;(3)辽西北城市群建设用地承载力水平普遍处于全省落后水平。如朝阳市九年间每一年的评级均为Ⅲ级。而在辽西北城市群中,阜新市的城市建设用地承载力又稍强于朝阳市和铁岭市。特别在 2017 年,阜新市建设用地承载力水平已经升高到Ⅱ级,体现了阜新市良好的区域领头发展态势。

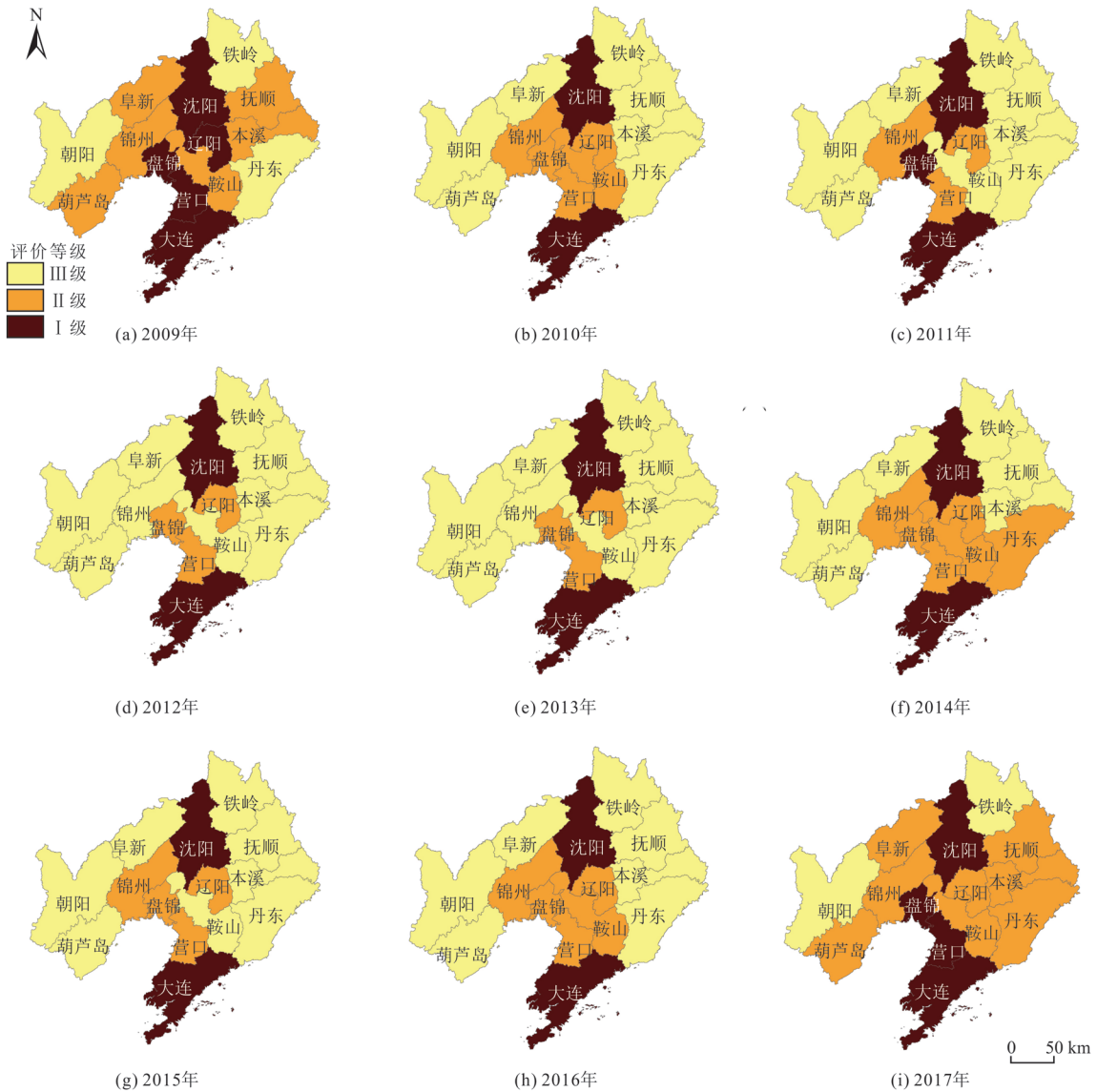


图 1 2009—2017 年辽宁省各城市建设用地综合承载力空间呈现

2. 时间分析

参照表 4 及图 1,可以清晰直观地看到辽宁省每个城市在 2009—2017 年建设用地承载力水平评级的变化情况。由于历年的投影寻踪的最佳投影方向不一样,因此直接比较历年投影指标

函数值并没有任何意义,但是由自然断裂点法将投影指标函数值进行分段得出的评价等级结果却可以反映出该城市历年在辽宁省内的建设用地水平排位情况,即我们间接通过评价等级来纵向比较该城市历年在省内建设用地承载力的相对水平。

表4 辽宁省各城市建设用地综合承载力等级情况

区域	城市	年份								
		2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
辽宁沿海经济带	大连	I	I	I	I	I	I	I	I	I
	营口	I	II	II	II	II	II	II	II	I
	盘锦	I	II	I	II	II	II	II	II	I
	锦州	II	II	II	III	III	II	II	II	II
	丹东	III	III	III	III	III	II	III	III	II
	葫芦岛	II	III	III	III	III	III	III	III	II
辽宁中部城市群 (沈阳经济区)	沈阳	I	I	I	I	I	I	I	I	I
	鞍山	II	II	III	III	III	II	III	II	II
	抚顺	II	III	III	III	III	III	III	III	II
	辽阳	I	II	II	II	II	II	II	II	II
辽西北城市群	本溪	II	III	III	III	III	III	III	III	II
	朝阳	III	III	III	III	III	III	III	III	III
	铁岭	III	III	III	III	III	III	III	III	III
	阜新	II	III	III	III	III	III	III	III	II

从时间角度来看:(1)大连、沈阳两座副省级及以上的城市,作为各自经济区域的绝对核心,在2009—2017年间其城市建设用地承载力水平,一直处于I等级水准,十分稳定。(2)位于沿海经济带的营口、盘锦两座城市在2010—2016年间建设用地承载力水平也基本稳固在II等级,在2017年两座城市的建设用地承载力水平上升到了I等级,与大连、沈阳处于同一等级层次。体现了营口、盘锦在经济区域核心大连的带动下,城市建设水平不断提高。同样位于沿海经济带的锦州,其建设用地承载力水平在2012—2013年间有一段低谷(III级),但最近几年又上升到了II等级。通过观察低谷时期该城市的评价指标值,发现锦州的人均绿地面积、城市污水处理率、人均住房保障支出、社会保险等政府社会性福利支出及城市公共建设投入在省内属于落后水准,这导致了当年的城市建设用地承载力水平较低。(3)位于中部城市群的辽阳,其建设用地承载力水平在这九年间也基本稳定在II等级,与盘锦等城市类似,在沈阳经济区域的协同带动下,城市建设承载力水平不断提高,位居省内前列;同样位于沈阳经济区内的鞍山,其建设用地承载力水平在2011—2013年间有一段低谷(III级),但随后又迎头赶上,在最近几年稳定在II级水平。鞍山这一现象值得注意,仔细观察低谷时期的评价指标值和评价结果,发现鞍山那几年的地均能源消费量过高,导致城市环境生态评价价值过低,同时省内新增固定资产投资明显不足,体现出资源型城市发展的后劲不足等问题,鞍山经过一系列的调整,转变经济发展路

子,在近几年取得了不错的成效。(4)位于辽西北的朝阳、铁岭两座城市在近九年来城市建设用地承载力水平均处于Ⅲ等级,即这两座城市的建设用地承载力水平仍处于省内末位的地位不变。(5)位于沿海经济带的葫芦岛、丹东及位于中部城市群的抚顺、本溪,还有辽西北的阜新在 2009—2016 年大多时期处于Ⅲ等级水平,但在 2017 年建设用地承载力水平上升到Ⅱ级水平,与朝阳、铁岭两座城市拉开差距。

3. 建设用地综合承载力影响因素分析

根据表 1 建设用地综合承载力评价指标体系,本文所研究辽宁省建设用地综合承载力影响因素共计三大类(生态、社会、经济)共计 19 个。这些因素对承载力的影响程度不同,本文基于投影寻踪模型,在计算出最佳投影方向后,根据文献^[24]以及公式(3),可得各指标权重,经计算可得出各年各指标权重表(表 5)。

表 5 2009—2017 年各指标权重情况

指标	年份								
	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
C ₁	0.0601	0.0081	0.0087	0.0317	0.0871	0.0178	0.0472	0.0287	0.0294
C ₂	0.0951	0.0640	0.0408	0.0237	0.0863	0.0615	0.0067	0.0220	0.0304
C ₃	0.1230	0.1070	0.0370	0.0510	0.0346	0.1164	0.0569	0.0242	0.0681
C ₄	0.0307	0.0053	0.0760	0.0504	0.0141	0.0218	0.0076	0.0078	0.0123
C ₅	0.0345	0.0284	0.0746	0.0710	0.0955	0.0465	0.0427	0.0177	0.0253
C ₆	0.0792	0.0755	0.0794	0.0859	0.0768	0.0952	0.0500	0.0096	0.0278
C ₇	0.0396	0.0725	0.0538	0.0912	0.0202	0.0455	0.0542	0.1530	0.0599
C ₈	0.0970	0.0111	0.0264	0.0794	0.0807	0.0293	0.0173	0.0218	0.0284
C ₉	0.0607	0.0827	0.0428	0.0569	0.0822	0.0986	0.0818	0.0707	0.0981
C ₁₀	0.0598	0.0785	0.0505	0.0104	0.0907	0.0165	0.0537	0.0452	0.0057
C ₁₁	0.0046	0.0362	0.0178	0.0059	0.0006	0.0277	0.0421	0.0274	0.0104
C ₁₂	0.0776	0.1002	0.0274	0.0097	0.0061	0.0572	0.1041	0.0137	0.0175
C ₁₃	0.0314	0.0682	0.0745	0.0469	0.0964	0.0983	0.1244	0.0843	0.0758
C ₁₄	0.0050	0.0031	0.0051	0.0067	0.0035	0.0045	0.0036	0.1073	0.0625
C ₁₅	0.0878	0.0395	0.0643	0.1014	0.0572	0.0597	0.0634	0.0941	0.1212
C ₁₆	0.0359	0.0503	0.0026	0.0324	0.0706	0.0394	0.0603	0.0765	0.0563
C ₁₇	0.0367	0.1104	0.1075	0.0743	0.0013	0.0671	0.0781	0.0468	0.0621
C ₁₈	0.0033	0.0076	0.0854	0.1032	0.0295	0.0551	0.0469	0.0564	0.0903
C ₁₉	0.0379	0.0514	0.1255	0.0679	0.0666	0.0418	0.0591	0.0930	0.1185

从三个子目标层的角度,从时间序列来看(图 2),经济层指标权重虽有波动,整体来看占比逐年提升,特别是从 2013 年由 0.22 提升至 2017 年的 0.45,而生态层指标权重则刚好相反,整体来看逐年下降,由 2009 年的 0.42 降至 2017 年的 0.19。社会层指标权重在这九年间变化相对平稳,大部分时间权重占比位于 0.3 ~ 0.4 之间。然后从近三年来看,经济层及社会层指标占比大于生态层,如 2017 年经济效益指标整体权重为 0.45,社会效益指标整体权重为 0.36,生态效益

指标仅占 0.19,这也与辽宁省粗放式的发展模式相符,过于追求经济的增长,而相对忽略资源的节约利用和生态保护。

从各子目标层内具体指标角度来看,生态层指标中相对影响程度较大的因素有人均绿地面积以及工业固体废物综合利用率,影响程度较小的因素是空气质量情况;社会层指标中相对影响程度较大的因素有医院、卫生院床位数以及普通高等学校在校人数,影响程度较小的因素是人均城市道路面积;经济层指标中建设用地利用率、地均固定资产投资额及单位建设用地非第一产业增加总值对承载力贡献占比都较大。

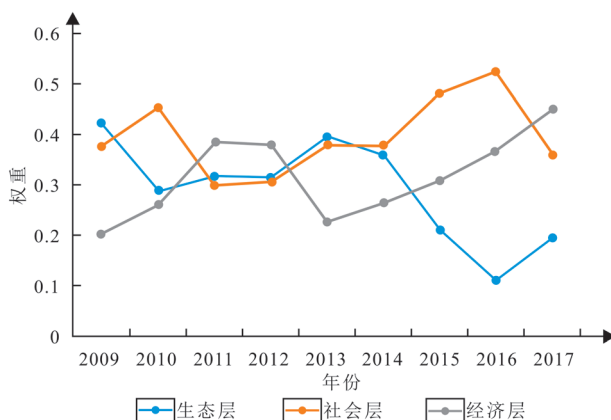


图2 2009—2017年子目标层权重变化折线图

四 结论与建议

本文利用遗传算法优化的投影寻踪模型,有效解决了指标权重值赋予的主观性问题,基于生态、社会、经济三大类共 19 项指标值,相对科学客观地得出了辽宁省内各城市近九年来的城市建设用地承载力水平评价。通过逐年比较省内各城市的建设用地承载力水平,并利用自然断裂点法对当年省内承载力水平进行分级,以便更清晰地反映各城市、各区域的建设用地综合承载力水平差异;从宏观评级维度,按照时间序列推进,观察各城市在省内相对建设用地承载力水平的变化;通过求取指标权重,对各指标的影响程度进行分析,找寻对承载力影响程度较大的指标。最后总结得出如下结论与建议:

第一,省内建设用地承载力水平较高的城市大多分布在辽宁沿海经济带和沈阳经济区。首先,大连和沈阳作为辽宁省的两座核心龙头城市,其城市建设用地承载力远超其他城市;其次沿海经济带的盘锦、营口以及沈阳经济区的辽阳、鞍山这四座城市的城市建设用地承载力在省内也属于领先水平,并且在沈阳和大连两大战略核心的带动下,这四座城市的城市建设用地承载力水平也在逐年不断提高,未来发展可期。

第二,辽宁西北城市群的建设用地承载力水平普遍较低。相对于沿海经济带和中部城市群来说,区域劣势明显,特别是朝阳、铁岭两座城市,多年建设用地承载力水平位于省内末

位。相对来讲阜新的建设用地承载力水平较可观,在省内位于中间偏下的水平,但已经是西北城市群中承载力水平最高的城市。因此西北城市群仍需要加大扶持力度,探索城市建设优化方案,以阜新为箭头,迎头猛追。

第三,不仅省内三大区域整体建设用地承载力水平差异较大,在区域内承载力水平也参差不齐。辽宁沿海经济带的葫芦岛、丹东以及沈阳经济区中的抚顺、本溪,这四座城市的建设用地承载力水平远逊于同区域内营口和辽阳等城市,这体现了经济区的带动作用并未覆盖广泛,只有少数几个城市得到了实惠和福泽,区域内承载力水平存在较大差异。因此,应该强化对各经济区相对落后的城市的关注,同时自身要借鉴区域内高承载力水平的城市的优秀经验,努力把握区域优势,合理地提高城市建设用地综合承载力水平。

第四,提高辽宁省建设用地综合承载力,需要经济、社会、生态三管齐下,应转变经济发展方式,由粗放型发展到资源集约型发展,走绿色发展道路;同时加强供给侧改革,注重发展中的公平性,使经济发展的宏利更多的惠泽人民。

参考文献:

- [1] 任家强,孔凡文,孙萍. 城镇化进程中的城市建设用地承载力测算研究——以辽宁省为例 [J]. 资源开发与市场, 2014, 30(3): 295-296.
- [2] 蓝丁丁,韦素琼,陈志强. 城市土地资源承载力初步研究——以福州市为例 [J]. 沈阳师范大学学报: 自然科学版, 2007, 25(2): 252-256.
- [3] 封志明. 土地承载力研究的过去、现在与未来 [J]. 中国土地科学, 1994, 8(3): 1-9.
- [4] 陈百明. 国外土地资源承载能力研究评述 [J]. 自然资源译丛, 1987, (2): 12-19.
- [5] 孟旭光,强真,吕宾. 城市土地资源生态承载力评价初探 [J]. 中国国土资源经济, 2006, 29(5): 28-30.
- [6] 鲁春阳,文枫. 基于均方差法的郑州市土地综合承载力评价 [J]. 中国农业资源与区划, 2019, 40(11): 20-25.
- [7] 杨亮,吕耀,郑华玉. 城市土地承载力研究进展 [J]. 地理科学进展, 2010, 29(5): 593-600.
- [8] 许联芳,谭勇. 长株潭城市群“两型社会”试验区土地承载力评价 [J]. 经济地理, 2009, 29(1): 69-73.
- [9] 张红,张毅,张洋,等. 基于修正层次分析法模型的海岛城市土地综合承载力水平评价: 以舟山市为例 [J]. 中国软科学, 2017, (1): 150-160.
- [10] 靳亚亚,靳相木,李陈. 基于承压施压耦合曲线的城市土地承载力评价——以浙江省 32 个城市为例 [J]. 地理研究, 2018, 37(6): 1087-1099.
- [11] 李祚泳. 投影寻踪技术及其应用进展 [J]. 自然杂志, 1997, (4): 224-227.
- [12] 付强,赵小用. 投影寻踪模型原理及其应用 [M]. 北京: 科学出版社, 2006.
- [13] 葛继科,邱玉辉,吴春明,等. 遗传算法研究综述 [J]. 计算机应用研究, 2008, (10): 2911-2916.
- [14] 璩路路,王永生,刘彦随,等. 乡村振兴导向的水土资源承载力评价及其优化 [J]. 自然资源学报, 2021, 36(2): 300-314.
- [15] 张玉喜,刘栾云峤. 共生视角下科技金融生态系统对科技创新的影响研究 [J/OL]. 系统工程: 1-14 [2021-03-25]. <http://iras.lib.whu.edu.cn:8080/rwt/401/http/NNYHGLUDN3WXTLUPMW4A/kcms/>

detail/43.1115.n.20210203.1442.005.html.

- [16] 周盛世,张宁,张晓娟.基于PPC-D-S证据理论的地铁施工风险评价[J].现代隧道技术,2021,58(1):75-83.
- [17] 李琳,王蔚阳.中国制造业发展质量的空间异质性研究——基于投影寻踪模型的分析[J].华东经济管理,2020,34(9):1-11.
- [18] 刘汉迪,孔凡文,石水莲.辽宁经济社会发展现状对建设用地节约集约利用的影响分析[J].国土资源,2017,(8):44-45.
- [19] 傅伯杰,陈利顶,马诚.土地可持续利用评价的指标体系与方法[J].自然资源学报,1997,(2):17.
- [20] 王书华,毛汉英.土地综合承载力指标体系设计及评价——中国东部沿海地区案例研究[J].自然资源学报,2001,(3):248-254.
- [21] 雍志勤,张鑫.基于投影寻踪模型的榆林市水资源承载能力研究[J].灌溉排水学报,2019,38(1):101-107.
- [22] 王书华,毛汉英,赵明华.略论土地综合承载力评价指标体系的设计思路——我国沿海地区案例分析[J].人文地理,2001,(4):57-61.
- [23] Friedman J H, Turkey J W. A projection pursuit algorithm for exploratory data analysis[J]. IEEE Transactions On Computer, 1974, 23(9): 881-890.
- [24] 金菊良,刘东平,周戎星,等.基于投影寻踪权重优化的水资源承载力评价方法[J/OL].水资源保护:1-8[2021-03-25].<http://iras.lib.whu.edu.cn:8080/rwt/401/http/NNYHGLUDN3WXTLUPMW4A/kcms/detail/32.1356.TV.20210125.1436.013.html>.
- [25] 纪颖波,段朝晖,赵丽坤,等.中国装配式建筑区域发展水平综合差异分析——基于PP-DEA模型[J].科技管理研究,2019,39(9):233-240.

城镇化进程中江西省土地财政分区研究

蔡 潇, 文 多, 叶晓龙

(九江学院 旅游与地理学院, 江西 九江 332005)

摘 要: 探讨江西省城镇化进程中地域差异造成的土地财政分区, 为地方政府因地制宜的制定相关土地政策提供支撑和参考, 从而有效地推进城镇化进程。采用聚类分析法对土地财政进行分区, 结果表明: 江西省 11 地级市被划分为 4 类土地财政区: 南昌为第一类高地价区; 宜春、抚州、上饶、九江、赣州属于第二类中偏高土地财政规模区; 景德镇属于第三类高土地税收规模区; 鹰潭、萍乡、吉安、新余属于第四类低土地财政规模区。每一类土地财政区都有其特点, 应因地制宜, 发展特色产业, 大力发展实体经济, 避免过度依赖土地财政。

关键字: 土地财政分区; 土地城镇化; 聚类分析法; 江西省

中图分类号: F061.6 文献标志码: A 文章编号: 1009-4210-(2021)03-086-10

On Land Finance Division During Urbanization Process of Jiangxi Province

CAI Xiao, WEN Duo, YE Xiao-long

(College of Tourism and Geography, Jiujiang University, Jiujiang 332005, China)

Abstract: Discussion on land finance division caused by regional differences during urbanization process of Jiangxi Province provided some support and references for local governments to make land policies according to local conditions, in order to promote the process of urbanization. In this paper, the method of clustering analysis was adopted in land finance division. The results were shown as follows: the eleven prefecture-level cities of Jiangxi province were divided into four different land financial districts. Nanchang was the first type of district with high land price; Yichun, Fuzhou, Shangrao, Jiujiang and Ganzhou belonged to the second type of land financial districts with the medium to high dependence on land finance; Jingdezhen was the third type of district with high land taxation; the fourth type of land financial districts with low dependence on land finance included Yingtan, Pingxiang, Ji'an and Xinyu. Since different land financial districts had different features, the distinctive industries and

收稿日期: 2020-11-26; 改回日期: 2020-12-23

基金项目: 江西省社会科学基金项目(20GL31); 江西省高校人文社会科学研究项目(GL19239)

作者简介: 蔡 潇(1985—), 女, 讲师, 博士, 从事土地经济与政策、国土空间规划等研究。E-mail: 478366923@qq.com

通信作者: 文 多(1997—), 女, 本科生, 从事土地经济研究。E-mail: 2586305434@qq.com

real economy should be developed according to local conditions to avoid the excessive dependence on land finance.

Key words: land finance division; land urbanization; clustering analysis method; Jiangxi Province

改革开放 40 多年来,我国城镇化取得显著成就,顺利完成了初期和中期的快速成长阶段,目前我国也正处于城镇化迈入后期成熟阶段的关键时期,必须认识到城镇化对社会经济发展的重要意义^[1]。在城镇化发展的进程中,土地财政起着重要的推动作用。它为城市的公共基础设施建设提供了大量的资金,这种“以地谋发展”的模式深受地方政府的青睐^[2]。在城镇住房制度改革和国家出台“招拍挂”的土地出让方式规定后,“遍地高楼起”的城市规模用地快速增加,城市土地出让“招拍挂”市场化程度较高,其价格呈现不断上涨趋势^[3]。同时,在现行的地方官员晋升制度和财政收支分权制度的双重作用下,地方政府官员偏好追求短期的土地出让收入而非长期税收收入^[4]。而当城镇化发展到一定程度时土地财政的发展趋于稳定,意味着通过扩大城镇规模带动土地财政的增长是不可持续的^[5],同时土地财政的不可持续性导致产生的弊端也越来越明显,不利于土地集约发展、地方融资平台存在金融风险、扩大社会财富分配的差距以及削弱国家宏观调控的政策效果等^[6]。在比较利益的驱使下,大量的城郊质量较好的耕地加速转变为建设用地,对农民而言,征地补偿费用低,侵害其合法权益,土地违法案件也时有发生,严重威胁到国家划定的 18 亿亩耕地红线。同时过度的城市扩张可能会由于缺乏产业支撑及资源浪费等问题不利于农村剩余劳动力的转移^[7],这并不符合城市发展的最初目的。对于利弊皆现的土地财政,我们需辩证地分析其原因和结果。因此,对土地财政的区域差异问题的分析显得尤为必要。

纵观现有土地财政区域差异研究,邹秀清^[8]根据 2000—2012 年中国 287 个地级以上城市面板数据发现我国各地市间的土地财政指标存在明显差异,虽呈现下降趋势,但仍然存在土地财政绝对指标差异。王玉波^[9-10]通过聚类分析的方法对土地财政与城市用地规模联动关系进行分区,表明我国中、西部是近年来城市化(工业化)动力较强区域,土地财政显著促进中部地区的城市扩张。同时,表示未来研究方向应以地市为单元,探明各类土地财政构成要素对于经济增长、城镇公共品供给等的影响内在机理,构建区域差别化的管理政策方案。蔡潇等^[11]同样采用了聚类分析法对山东省进行空间上的土地分区,并得出每一类土地财政区有其各自的特征,应因地制宜集约节约利用土地,发展实体经济,避免盲目跟风依赖土地财政。

总而言之,现有的土地财政研究对象主要有从全国整体、全国各大中城市以及东、中、西部等地区的土地财政特征研究。但很少有以省域范围内各地市为研究单元来进行土地财政特征研究,因此本文通过借鉴各研究学者在分区方面的成功经验和方法,根据江西省土地财政的具体情况,运用聚类分析的方法对其进行土地财政分区,并做出具体分析,为城镇化进程中地方政府解决相关财政问题提供土地政策支撑和参考。

一 数据来源及研究方法

(一) 数据来源

土地城镇化的度量指标主要选用单一指标,即城市建成区占行政区比重作为城市土地城镇化的测度指标。土地税收收入主要是采用城镇土地使用税、土地增值税、耕地占用税、契税和房产税,五种直接的土地税收。而像其他税收,如企业所得税、印花税、个人所得税、城市建设维护税、营业税等中的土地税费难以剥离,故不考虑在内。地租型收入主要采用土地出让金、土地供应租赁的租金及其他供地方式取得的收入。其中土地出让金数额巨大且有较明显的数据,且收入全额由地方政府支配,可以很好地反映地租型财政收入的规模。土地城镇化数据源自《中国城市统计年鉴》(2011—2018)、《中国城市建设统计年鉴》(2010—2017);土地供应数据主要来源于《中国国土资源统计年鉴》(2011—2018);土地相关税收数据以及地方财政一般公共预算收入主要来自于 2011—2018 年《江西省统计年鉴》和各地级市的统计年鉴。

(二) 研究方法

由现有的研究成果来看,聚类分析法是土地财政分区研究的常用方法。聚类分析是将未知的样本数据按照其相似程度分到不同的类或簇的过程,其主要是通过计算样本点之间的“距离”远近程度来划分。在前人研究的基础上,本文通过采用 SPSS 24.0 统计分析软件中的“系统聚类”对江西省 11 个地市进行聚类分析,并将所有数据标准化为 Z 评分,避免数量级的差距对结果的影响。聚类分析中计算距离的方法有许多,如欧式距离、平方欧式距离法、切比雪夫距离等,本文采取 Ward 法——离差平方和法来进行类间距离计算,利用平方欧式距离法测量样本距离。

二 土地城镇化的变化趋势分析

政府的土地财政行为使得城镇规模不断扩张,城市建成区又是土地城镇化的外在表现,因此本文选取市区建成区的面积占行政区土地总面积的比重作为衡量土地城镇化的指标^[12]。如图 1 所示,全省 11 地市土地城镇化率呈现单调递增的趋势。2010—2017 年南昌、新余、景德镇、鹰潭、萍乡的土地城镇化率一直高于全省 0.57% 的平均水平,其中,南昌整体的土地城镇化率最高,新余次之,城市面积扩张明显,这两个城市在 2010—2017 年间的平均土地城镇化率分别为 3.53%、2.24%。而同期,吉安、九江、上饶、赣州、抚州、宜春的土地城镇化率均低于全省平均水平,其中吉安最低,平均城镇化率只有 0.20%。由市区建成区面积扩张来看,2010—2017 年间,全省的城市扩张速度为 7.11%,赣州市城市扩张最快,建成区面积以年均 12.65% 的增长率扩张;景德镇市的扩张最慢,年均增长率仅为 2.37%。由此可见,江西省城镇化进程存在较大的区域差异,不同地区的土地城镇化发展不均衡,赣州、上饶、抚州、吉安的土地城镇化率虽低于全省平均水平,但城市扩张速度超过全省平均水平,这些城市的土地城镇化率有进一步提高的趋势。

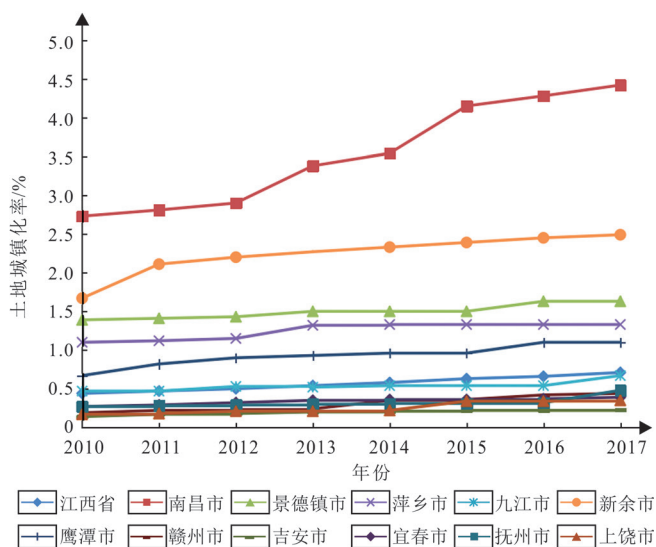


图 1 2010—2017 年江西省 11 地市土地城镇化率变化趋势

三 土地财政规模指标分析

“土地财政”是地方政府过于依赖土地出让及相关收益的现象,土地财政收入主要由租、税、费、债构成^[11]。由于费、债收入透明性差,标准不一,没有清晰具体的数据,因此,本文对土地财政收入的核算,仅考虑租、税两部分,现对相关指标解释如下:

$$tczb = \frac{(tdcr + tdss + zj + qtsr)}{(tdcr + zj + qtsr + yssr)} \times 100\% \quad (1)$$

$$crzb = \frac{tdcr}{yssr} \times 100\% \quad (2)$$

$$sszb = \frac{(gd + qs + cc + td + fc)}{yssr} \times 100\% \quad (3)$$

$$jj = \frac{tdcr}{crmj} \times 100\% \quad (4)$$

式中: $tczb$ 为土地财政收入占地方财政收入的比重; $crzb$ 为土地出让收入相当于地方财政一般预算收入的比重; $sszb$ 为土地税收占地方财政一般预算收入的比重; jj 为单位面积土地出让收入; $tdcr$ 为土地出让收入; $tdss$ 为土地税收; zj 为土地租赁的租金; $qtsr$ 为其他土地供应取得的收入; $yssr$ 为地方财政一般预算收入; gd 为耕地占用税; qs 为契税; cc 为城镇土地使用税; td 为土地增值税; fc 为房产税; $crmj$ 为土地出让面积。

由表 1 可知:南昌、九江的平均土地财政收入占比最高,主要由土地出让收入高占比所致;景德镇的平均土地税收占比最高;南昌的单位面积土地出让收入最高,即南昌的平均地价最高;新余的平均土地出让收入占比和土地税收占比都是最低的。

表 1 2010—2017 年江西省 11 地市土地财政相关指标平均值

城市名	A/%	B/%	C/%	D/万元·hm ⁻²
南昌	51.63	89.69	20.38	1737.33
景德镇	42.48	44.33	32.27	964.96
萍乡	40.10	46.81	22.19	1051.42
九江	51.99	90.05	23.80	911.20
新余	30.24	30.74	14.76	659.17
鹰潭	35.93	40.92	18.65	550.04
赣州	49.11	81.72	19.89	1058.40
吉安	41.43	55.22	18.09	706.01
宜春	47.30	67.02	24.57	621.58
抚州	46.97	68.18	22.18	811.44
上饶	45.30	62.35	21.30	865.93

注：表中 A 为平均土地财政收入占地方财政收入的比重；B 为平均土地出让收入相当于地方财政一般预算收入的比重；C 为平均土地税收占地方财政一般预算收入的比重；D 为单位面积土地出让收入。

四 江西省 11 地市土地财政分区

(一) 聚类方法分区

本文主要依据 2010—2017 年江西省 11 地级市的平均土地财政收入相当于地方财政一般预算收入的比重、土地出让收入占地方财政一般预算收入比重、土地税收占地方财政一般预算收入比重以及单位面积土地出让收入，这四项指标进行聚类分析。

本文采用系统聚类分析中的 Ward 法(即离差平方和方法)，得到如图 2 所示的聚类谱系图。该谱系图给出了所有可能分类的结果，根据实际情况，取最优结果，将 11 个地市划分为 4 类相比之下是比较合理的。其中第一类只含一个城市，即省会南昌，第二类包括宜春、抚州、上饶、九江以及赣州，第三类只包含景德镇，第四类包括鹰潭、萍乡、吉安和新余。

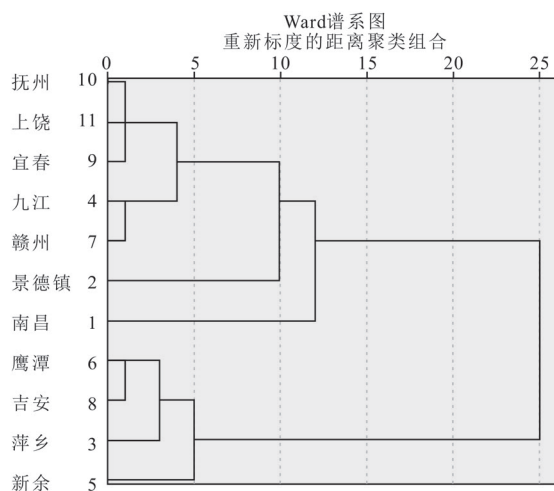


图 2 江西省土地财政分区聚类谱系图

如表 2 所示, 通过 SPSS 的单因素方差分析(One-way ANOVA)对于聚类分析的效果进行检验, 平均土地财政收入占地方财政收入的比重以及单位面积土地出让收入两个指标均在显著性水平为 0.05 的情况下有显著差异, 而平均土地税收和平均土地出让收入占地方财政一般预算收入的比重在显著性水平 0.01 的情况下有极显著差异, 因此以上这些差异均具有统计意义, 说明这种分类是有效的。

表 2 江西省“土地财政区”组间方差分析

项目	平方和	自由度	均方值	F 值	P 值
A	345.990	3	115.330	7.918	0.012
B	3160.986	3	1053.662	8.645	0.009
C	158.500	3	52.833	8.809	0.009
D	816213.669	3	272071.223	7.877	0.012

注: 同表 1。

(二) 结果分析

如图 3 所示, 将 4 类分类结果划分为: 第一类高地价区; 第二类中偏高土地财政规模区; 第三类中高土地税收规模区; 第四类低土地财政规模区。运用 SPSS 的 Means 计算各指标均值(表 3), 从全省来看, 2010—2017 年江西省的土地财政占地方财政收入为 43.86%, 土地出让收入占地方财政预算收入比重高达 61.55%, 而土地税收收入占地方财政预算收入比重仅有 21.64%。江西省是“中部振兴战略”的六省之一, 城市规模小、城镇化发展水平较低, 居于六省中的末位, 全省 11 地市中南昌和新余的土地城镇化率较高, 景德镇、鹰潭和萍乡次之, 吉安、九江、上饶、赣州、抚州、宜春土地城镇化率则处于较低水平。

现对 4 种分类的城市解释如下:

第一类城市, 高地价区(南昌), 其单位面积平均土地出让收入指标值最高。高达 1 737.33 万元/hm², 远远超过江西省平均值, 且其平均土地出让收入占地方财政收入也是几类中最大, 为 89.69%, 由此可见, 南昌对土地财政依赖程度之高。南昌作为江西省的省会, 是江西省经济发展最发达和房地产行业最繁荣的地区之一, 土地城镇化率最高。其自 2012 年后, 城市化(建成区)进程加快, 且房价多年来在 11 地市都处于居高不下的位置, 2017 年商品房价格高达 11 396 元/m², 其城镇化的进程刺激了商品房价的飞涨, 从而使得土地出让金也持续上涨。但从长远来看, 土地财政是不可持续的, 导致地方财政收入不稳定, 南昌应严格控制建成区面积扩张, 调整产业结构, 加快财政收入的转型, 有效规避因长时间对土地财政依赖所带来的负效应。

第二类城市, 中偏高土地财政规模区(宜春、抚州、上饶、九江和赣州), 这类城市的土地财政收入占比、土地出让收入占比以及土地税收占比仅次于第一类(南昌)的各项指标值占比, 分别为 48.14%、73.86% 和 22.35%。宜春、抚州、九江和赣州的地价水平以年均增长率 12.02%、

21.27%、7.12% 和 5.40% 上涨。只有上饶以 1.27% 的年均增长速率下降。抚州、上饶的土地出让收入占比以年均增长率为 2.70% 和 3.22% 上涨，而九江、宜春和赣州分别以 9.45%、7.42% 和 2.69% 的年均增长率下降。税收收入占比年均增长率表现为抚州增长最大，高达 16.78%，九江和宜春则以 1.6%、2.26% 的年均增长率下降。该区对土地依赖较强，但单纯地依赖土地出让金的财政收入是不稳定的，一旦土地出让金下跌，会造成财政收入巨大的缺口，存在一定的风险。这 5 个地市的土地城镇化率均不高，其中赣州地形破碎，多山地丘陵，其城镇化处于一个尴尬的位置。因此，土地应集约节约利用，提高土地经济产出，注重城市内涵发展，调整财政收入结构，不盲目依赖土地财政。

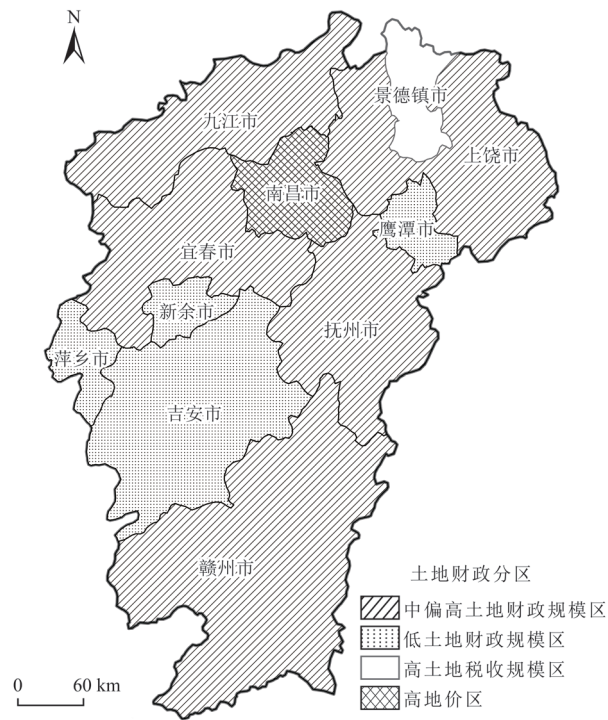


图 3 江西省土地财政分区

表 3 江西省“土地财政区”各指标均值结构比较

Ward 法	A/%	B/%	C/%	D/ 万元·hm ⁻²
第一类	51.63	89.69	20.38	1737.33
第二类	48.14	73.86	22.35	853.71
第三类	42.48	44.33	32.27	964.96
第四类	36.92	43.42	18.42	741.66
全省	43.86	61.55	21.64	903.41

注：同表 1。

第三类城市,高土地税收规模区(景德镇),该区平均土地税收收入占地方财政预算收入最高为 32.27%。如图 4 所示,增长最快的是土地增值税,2013 年超过契税,成为土地直接税收的主要税收收入。其在 2011—2016 年土地增值税大幅上涨,年均增长率 37.26%。契税、城镇化土地使用税和房产税分别以 0.95% 和 4.15% 年均增长率增加,唯有耕地占用税以 4.30% 的年均增长率下降,其耕地占用税在 2013—2017 年以 10.47% 的年均增长率下降。土地出让收入和地价水平分别以 17.08%、24.76% 年均增长率上涨,都高于全省平均水平。景德镇土地城镇化率较高,位列全省第三,税收收入占比重,尤其依重土地增值税,说明景德镇土地市场交易旺盛,而土地增值税是房地产行业重要的税种之一,其过分依赖流转环节的土地增值税,这种过分依赖土地流转税的税制结构会直接导致土地税收缺乏弹性,挤占了土地占有和保有中的耕地占有税和城镇土地使用税对地区经济的调节空间,削弱其调节能力,使城镇土地使用税和耕地占有税的经济调节功能不能有效发挥。因此,在未来应完善和优化税制体系,优化产业结构,切实征缴土地的税收,防止偷税、漏税现象发生,为地方财政收入提供稳定的税源。

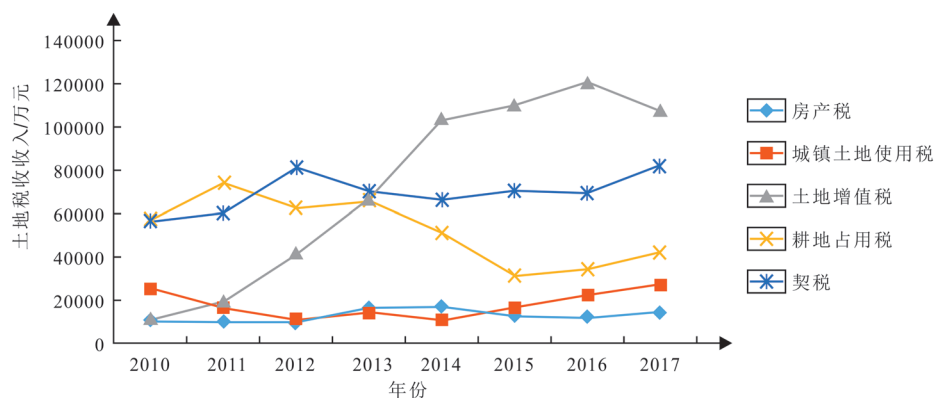


图 4 2010—2017 年景德镇土地税收收入情况

第四类城市,低土地财政规模区(鹰潭、吉安、萍乡和新余),该区四项指标均低于其他三类指标,土地出让占地方财政收入低于 50%,其税收仅有 18.42%,平均地价为 741.66 万元/hm²,相比其他几类土地财政规模较小。其中吉安、新余、鹰潭的土地出让收入占比分别以年均增长率为 3.57%、3.39%、24.04% 下降,与土地财政收入占比的变化趋势基本一致,仅有萍乡以 12.16% 的年均增长率上升。在税收收入占比中,吉安、萍乡、鹰潭分别以 2.03%、3.39%、2.85% 的年均增长率上涨,而新余以年均增长率为 3.24% 下降。地价水平表现为吉安、萍乡、新余分别以年均增长率为 9.36%、17.14%、6.05% 上涨。2012—2017 年鹰潭以 14.02% 的年均增长率下降。因此,地价的上涨,土地财政的依赖不一定高。新余、鹰潭、萍乡是江西省面积较小的三个地级市,土地城市化率较高,吉安土地城镇化率相比较低。因此,未来在用地方面要注重土地的内涵发展。应充分发挥地方特色产业,要合理定价,体现土地真正价值,要避免土地资源闲置浪费以及出现“高价城市化,地价工业化”的现象。

五 结论与讨论

江西是一个丘陵多山的省份,中部丘陵起伏,北部地势较为平坦,东西南部三面环山,整个地形狭长,地形多样,矿产资源丰富,各地市产业结构状况不一,社会经济发展水平参差不齐,土地城镇化率在空间上存在较为明显的差异,因而,土地财政也表现出空间地域差异。通过土地财政分区将江西省 11 地市划分为四类区域:第一类,高地价区。南昌土地财政最繁荣,土地出让收入以及地价水平均是最高,对地方财政贡献率很高,土地城镇化率远超过其他各地市。在未来需注重人口城镇化与土地城镇化的协调发展,第二、三产业与城市化扩张同步发展,坚守城镇开发边界,节约集约利用土地,注重发展实体经济,应加快财政收入转型,降低对土地财政的依赖度。第二类,中偏高土地财政规模区。宜春、抚州、上饶、九江和赣州,该类区域土地城镇化率普遍较低,地价水平高,过于依赖土地出让收入,不利于地方经济的可持续发展,应合理开发利用土地,统筹城市空间布局,提高土地经济产出,发展地方特色产业,避免盲目依赖土地财政。第三类,高土地税收规模区。景德镇土地税收占比重,土地城镇化较高,土地市场交易旺盛,但过分倚重流转环节的土地增值税。今后应合理调整税制结构,切实征缴土地税收,为土地财政提供稳定的税源。第四类,低土地财政规模区。鹰潭、吉安、萍乡和新余,该类区域土地财政贡献率低,鹰潭,萍乡和新余面积是全省面积较小的三个地市,土地城镇化率较高,可利用土地资源非常有限,吉安面积虽相对较大,但土地城镇化率不高,为此今后要实行有保有压的土地财政政策,注重城市的内涵发展,集约节约利用土地,促进产业结构转型,转变经济发展方式。

本文对江西 2010—2017 年的多项指标数据通过求取平均值的方法进行聚类,其反映的数据信息相比用一年数据进行聚类要充分,比较可靠和稳定。但求平均值也存在不足,它只能反映指标的平均水平,无法反映各项指标的变化特征和离散程度。同时,本文只分析了江西省 2010—2017 年的土地城镇化,没有把城镇化与土地财政的关系进行深入讨论,这些都需要在以后的研究中再进一步地探讨和完善。

参考文献:

- [1] 方创琳. 改革开放 40 年来中国城镇化与城市群取得的重要进展与展望 [J]. 经济地理, 2018, 38(9): 1-9.
- [2] 杜雪君, 黄忠华. 以地谋发展: 土地出让与经济增长的实证研究 [J]. 中国土地科学, 2015, 29(7): 40-47.
- [3] 牟燕, 钱忠好. 地方政府土地财政依赖一定会推高城市一级土地市场化水平吗?——基于 2003—2015 年中国省级面板数据的检验 [J]. 中国土地科学, 2018, 32(10): 8-13.
- [4] 邹秀清. “租税互替”与地方政府的土地财政行为研究综述 [J]. 现代经济探讨, 2014, (7): 68-72.
- [5] 蔡潇, 刘卫东, 范辉, 等. 区域土地财政与城镇化的协调发展关系研究——以山东省为例 [J]. 中国土地科学, 2016, 30(6): 33-43.
- [6] 薛翠翠, 冯广京, 张冰松. 城镇化建设资金规模及土地财政改革——新型城镇化背景下土地财政代偿机制研究评述 [J]. 中国土地科学, 2013, 27(11): 90-96.

- [7] 曾龙, 杨建坤. 城市扩张、土地财政与农村剩余劳动力转移——来自中国 281 个地级市的经验证据 [J]. 经济与管理研究, 2020, 41(5): 14-32.
- [8] 邹秀清. 中国土地财政区域差异的测度及成因分析——基于 287 个地级市的面板数据 [J]. 经济地理, 2016, 36(1): 18-26.
- [9] 王玉波. 土地财政与城市用地规模及人口增长联动关系区域差异 [J]. 经济地理, 2019, 39(10): 172-182.
- [10] 王玉波. 土地财政区域差异研究综述 [J]. 中国农业资源与区划, 2019, 40(3): 5-13.
- [11] 蔡潇, 刘卫东, 范辉, 等. 基于聚类分析法的山东省城镇化进程中土地财政分区 [J]. 水土保持通报, 2015, (3): 207-213.
- [12] 卢新海, 柯楠, 匡兵, 等. 中部地区土地城镇化水平差异的时空特征及影响因素 [J]. 经济地理, 2019, 39(4): 192-198.

版权申明

本刊为北京万方数据股份有限公司、万方数据电子出版社入选期刊, 并由其对外提供信息服务, 如有异议, 请在来稿时注明, 本刊将做适当处理。

《国土资源科技管理》编辑部

耕地质量分等因素空间异质性测算研究与应用

——以武汉市黄陂区为例

涂 琴, 童秋英, 罗 素, 邓 娜

(武汉市自然资源和规划信息中心, 湖北 武汉 430014)

摘 要: 当前,我国农用地评价理论体系日趋成熟,发布了农用地分等技术规程,构建了基于农用地自然、经济和社会要素的评价技术体系,为耕地质量等别评定提供了理论基础与实践依据。由于农用地分等技术规程是基于区域平衡与结果可比性制定的,确定的评价单元比较具象、选取的评价指标比较普适、指标值测算量化度不够,由此开展的耕地质量评定难以体现耕地地块在空间上的质量差异。鉴于此,基于耕地质量分等因素在地理实体上呈现的空间异质性,研究了耕地质量分等因素空间异质性表达和标准化方法,并以黄陂区 2017 年度全域耕地为评价对象进行了实证,表明该方法更科学、合理和精准,可有效指导微观尺度的耕地质量等别评价和监测工作。

关键词: 耕地质量等别;地理实体;空间异质性;隶属度

中图分类号:F301.21 文献标志码:A 文章编号:1009-4210-(2021)03-096-12

Research and Application on Spatial Heterogeneity of Cultivated Land Quality Grading Factors: A Case Study of Huangpi District in Wuhan City

TU Qin, TONG Qiu-ying, LUO Su, DENG Na

(Wuhan Nature Resources and Planning Information Center, Wuhan 430014, China)

Abstract: At present, the theoretical system of agricultural land evaluation in China is becoming more and more mature. The technical regulations of agricultural land classification have been released, and the evaluation technical system based on the natural, economic and social factors of agricultural land has been constructed, which provides a theoretical and practical basis for the evaluation of cultivated land quality. Since the technical regulations for agricultural land classification were formulated based on the regional

收稿日期:2020-05-11;改回日期:2021-03-16

基金项目:国土资源部公益性行业科研专项经费资助项目——中部城市圈节约集约用地信息化控制技术研究(201511009)

作者简介:涂 琴(1986—),男,高级工程师,从事国土调查评价研究。E-mail:472474144@qq.com

通信作者:童秋英(1968—),女,教授级高工,从事国土管理信息化研究。E-mail:tongqy111@163.com

balance and the comparability of results, the identified evaluation units were concrete, the selected evaluation indicators were universal, and the index values were not sufficiently quantified. Therefore, it was difficult for the cultivated land quality assessment to reflect the spatial quality differences of cultivated land plots. In view of this, based on the spatial heterogeneity of cultivated land quality classification factors in geographic entities, this paper studied the spatial heterogeneity expression and standardization methods of cultivated land quality classification factors, and conducted a demonstration with the entire cultivated land in Huangpi District in 2017 as the evaluation object. It showed that the method was more scientific, reasonable and accurate, and could effectively guide the micro-scale cultivated land quality evaluation and monitoring.

Key words: cultivated land quality; geographical entity; spatial heterogeneity; membership degree

随着我国耕地后备资源日益减少,耕地保护压力与日俱增,加强耕地质量建设与提升耕地质量水平,成为耕地保护的重要工作。2012年,原国土资源部印发《国土资源部关于提升耕地保护水平全面加强耕地质量建设与管理的通知》(国土资发〔2012〕108号)明确提出:要开展耕地质量等级调查与评定,全面掌握和科学量化耕地质量等级状况,并逐步建立耕地质量等级年度更新评价和定期全面评价制度。自2013年以来,形成了以第二次国土调查土地利用现状为底数的多年度耕地质量等级成果。随着计算机技术的广泛应用,国外的土地评价逐步向综合化、精确化、定量化、生态化和多元化的方向发展^[1-3]。相较于国外的耕地质量评价,我国的土地评价多是基于区域平衡与结果可比度方法开展的^[4],针对特定用途地块进行质量评价的方法相对薄弱,主要表现为:一是农用地分等的土壤相关数据多采用20世纪80年代的第二次土壤普查数据,该数据一方面比较陈旧,另一方面多是以区间、区片形式表达,比如pH值、有机质含量主要采用某一数值代表一定区间值,然后在土壤图上成片划分;二是部分指标定性化,如采用“一级、二级、三级”的方式表示耕地地块的灌排水能力,其实质就是定性描述;三是指标值标准化多采用“分级定分”方式,即以百分制、采用间断的整数分值表达指标的某一区间值或某一类型值,这类指标值的获取和测算,造成评价结果呈现大范围同质现象,无法满足特定地块、特别是到县、街道尺度的耕地图斑质量评定。为此,本文研究了耕地质量分等因素空间异质性表达和标准化方法,探索了其在耕地质量等级评价中的应用,以期更客观科学地反映耕地利用状况,为耕地“三位一体”保护提供基础支撑。

一 耕地质量分等因素空间异质性表达

耕地质量评价往往选取土壤的表层质地、有机质含量、pH值等本底因子以及灌排水条件、坡度、交通便利等外部影响因子作为分等因素,其量化工作受样点数量和因子本身特性影响,很多评价指标难以快速获取和定量化。鉴于耕地地块具有空间地理实体特性,其质量分等因素也必将在地理实体上呈现空间异质性,为此,采用空间插值、缓冲区分析等GIS空间分析方法,分类开展分等因素空间异质性表达。

(一) 空间插值

空间插值是在大范围内, 据已知采样点的信息对附近未知点的属性进行预测或估计的关键技术, 可以弥补常规测量无法对空间中所有点进行观测的不足, 其机制是根据零星分布于全部空间或部分空间上已采集的特征样本点数据计算所需要的样本点值, 并据此预测未知地理空间实体的特征。常用空间插值方法有多种。其中, 反距离权重法 (IDW) 是根据空间数据值与距离成反相关的空间特性, 认为距离越近的样本之间性质更相似, 从而赋予离插值点近的样本更大的权重^[5-6]。模型如下:

$$Z_0 = \frac{\sum_{i=1}^n Z_i / d_i^r}{\sum_{i=1}^n 1 / d_i^r} \quad (1)$$

式中: Z_0 为点估计值; Z_i 为样点 i 的 Z 值; d_i 为样点 i 与 0 间的距离; n 为样点数目; r 为幂数。应用反距离权重法插值时, 样点分布越均匀, 插值精度越高; 幂指数越高, 插值结果越详细。

耕地质量监测评价涉及的耕地地块监测样点数往往不多, 在空间分布上难于连续布满整个评价区域。运用反距离权重法进行空间样点插值, 将原本有限的样点数据插值扩展到整个研究区域, 将传统的“点一面”赋值模式转化为“线、面一面”模式, 实现对整个研究区域评价因子的连续覆盖, 较适合对耕地“有机质含量、土壤 pH 值、障碍层深度、地下水埋深”等分等因素的量化表达, 可更确切地反映耕地地块之间的本底质量差异。以土壤 pH 值为例, 采用反距离权重法空间插值结果如图 1 所示。

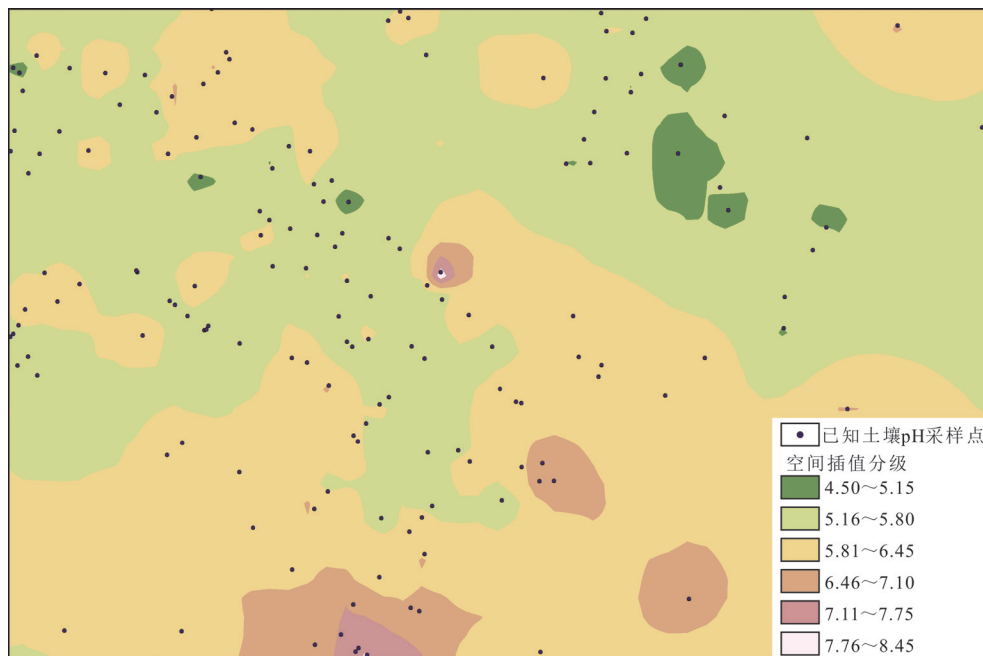


图 1 反距离权重法空间插值

(二)缓冲区分析

为科学合理地反映灌排水条件这类因子对耕地质量评价的影响,可根据灌排设施点的灌排能力在空间上呈现逐渐减弱的特性,采用缓冲区分析方法获取评价因子的空间分布数值,以此表达灌溉保证率和排水条件,反映耕地地块受灌排泵站、灌溉渠、排水沟等设施的影响程度和质量状况。缓冲区分析是围绕空间的点、线、面实体,自动建立其周围一定宽度范围内的带状区或多边形,用以识别这些实体对邻近对象的影响范围或辐射范围,以便为某项分析或决策提供依据。缓冲区分析模型包括一次衰减模型、二次衰减模型和指数衰减模型^[7-8],灌排水条件这类空间扩散型因子评价宜采用二次衰减模型,公式如下:

$$F_i = f_0(1 - d_i/d_0)^2, d_0 = \sqrt{S/n\pi} \quad (2)$$

式中: d_i 表示对象受实体辐射的半径; d_0 为实体在区域内最大辐射半径; F_i 为实体对邻近对象的实际影响程度值; f_0 表示实体自身的综合规模指数,一般取值1; S 为实体所在区域总面积; n 表示区域内实体数量。依据缓冲模型,距离实体越近的对象将受到实体更大的作用。

采用二次衰减模型构建灌溉保证率的缓冲分析时,将灌溉设施类型按照灌溉能力分为大型、中型、小型三级。以研究区为例,总面积 $S=2\,257\text{ km}^2$,大、中、小型灌溉设施点分别为101、120、222个,利用公式(2)测算灌溉设施不同辐射半径的影响度见表1。

表1 不同类型灌溉设施辐射半径 d_i 对应影响度 F_i

大型灌溉设施		中型灌溉设施		小型灌溉设施	
d/m	F_i	d/m	F_i	d/m	F_i
100	0.93	100	0.91	100	0.94
200	0.86	200	0.83	200	0.89
300	0.79	300	0.76	300	0.83
400	0.72	400	0.68	400	0.78
500	0.66	500	0.61	500	0.72
600	0.60	600	0.54	600	0.67
700	0.54	700	0.48	700	0.61
800	0.49	800	0.42	800	0.56
900	0.44	900	0.37	900	0.50
1000	0.39	1000	0.32	1000	0.44
1200	0.30	1200	0.23	1200	0.33
1500	0.19	1400	0.15	1500	0.17
1800	0.11	1700	0.07	1800	0.01
2100	0.05	2000	0.02		
2400	0.01				

由 ArcGIS 分析生成的灌溉保证率缓冲区如图 2~图 3,在应用缓冲分析结果时,同一斑块叠加多种类型灌溉设施影响度时,取 F_i 最大值。

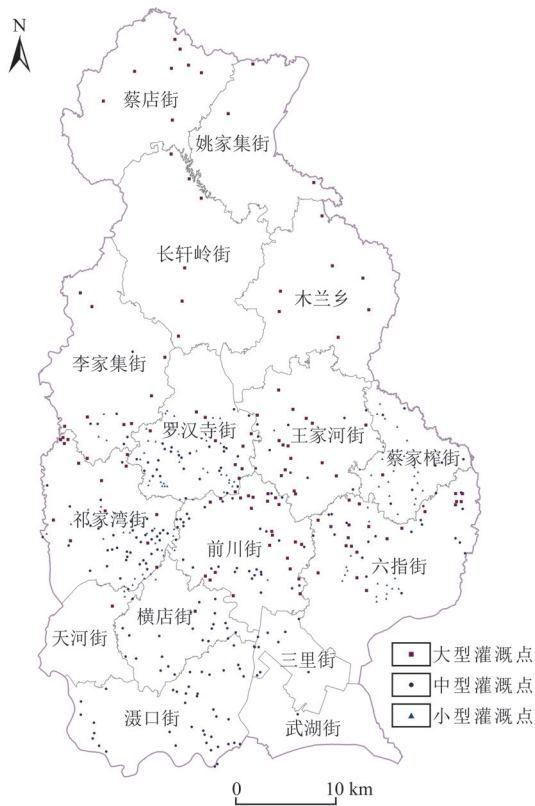


图 2 灌溉设施点分布

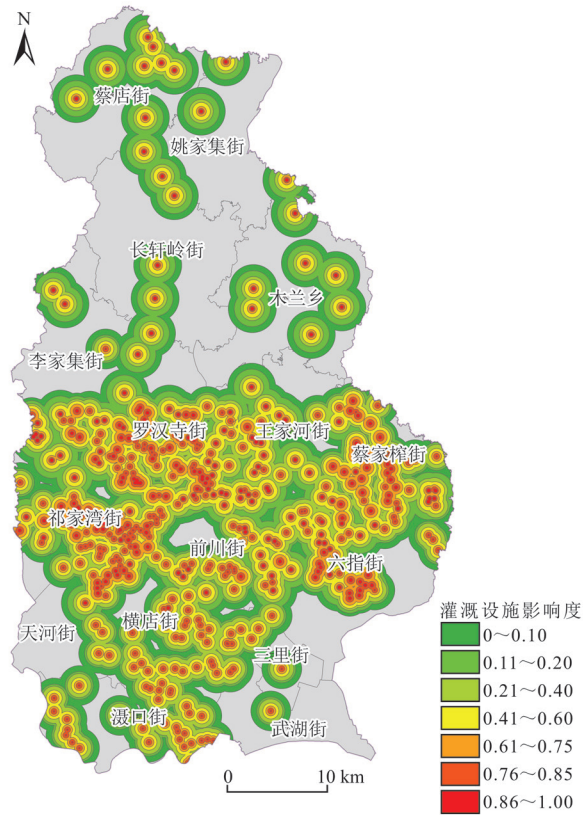


图 3 灌溉设施影响度缓冲区分析

(三) 叠置分析

叠置分析是通过代表不同内涵的空间数据图层进行逻辑交、并、差等运算^[9],形成新的满足要求的图层数据。如土壤表层质地、剖面构型、土壤污染等因子可以采用此方法量化。叠置分析时,根据不同的空间关系,遵循以下思路取值:当评价单元与多个不同值域评价指标图斑相交,即 1:n 时,采用权重比确定评价指标值;当评价单元与单个评价指标图斑相交,即 1:1 时,直接确定评价指标值;当评价单元与指标图斑不相交,即 1:0 时,获取邻近的指标图斑值。

耕地质量评价最基础工作即指标量化,传统量化方法多以定性表达为主,具有普适性,可操作性强。本节所述空间插值、缓冲区分析的方法不仅实现指标定量化表达,同样具有较广泛适用性,不受地域条件限制,土壤有机质含量、土壤 pH 值、灌溉保证率、排水条件、坡度等数值型指标均可利用此类方法,依托有限的因素指标空间信息扩展至全域范围,实现所有评价单元定量化。叠置分析作为一种常用的空间分析方法,已广泛应用于各种场景,本节针对叠置分析不同情形提出的取值规则进一步深化了其在指标量化中的应用,可进行广泛推广。

二 耕地质量分等因素空间异质性标准化

耕地质量评价各个指标的量纲不统一,必须对参评的指标进行标准化处理。数据标准化的

方法有很多,其中构建隶属度函数可以更精细准确地表现因子的差异。隶属函数 $f_{A(u)}$ 是表示元素 u_i 与隶属度 f_i 之间的解析函数。根据隶属函数,对于每个 u_i 都可以算出其对应的隶属度 f_i 。该模型用到了模糊子集、隶属函数与隶属度等三个模糊数学的重要概念^[10]:一个模糊性概念就是一个模糊子集,模糊子集 A 的取值自 $0 \rightarrow 1$ 中间的任一数值(包括两端的 0 与 1);隶属度是元素 u 符合这个模糊性概念的程度,完全符合时隶属度为 1 ,完全不符合时为 0 ,部分符合即取 0 与 1 之间一个中间值。应用模糊子集、隶属函数与隶属度的概念,可以将评价因子准确地映射到统一的标准下,实现因素之间的可比、可算。对不同类型的模糊子集,可以建立不同类型的隶属函数关系。

根据模糊数学理论,基于隶属度函数将分等因素与耕地质量构建隶属函数,进行空间异质性标准化,函数类型有以下几种。

(一) 戒上型函数模型

戒上型函数呈现正向“S”型的趋势,因变量随着自变量在一定区域内变化。自变量小于某阈值时因变量趋近于 0 ;自变量大于某阈值时因变量趋近于 1 。如土壤有机质含量、地下水埋深等指标属于该类型,戒上型函数模型如下:

$$y_i = \begin{cases} y_0 & u_i \leq u_i \\ 1/[1+a_i(u_i-c_i)^2] & u_i \leq u_i < c_i \\ 1 & c_i \leq u_i \end{cases} \quad (i=1,2,\dots,m) \quad (3)$$

式中: y_i 为第 i 个因素标准化分值; y_0 为该因素最小值; m 表示样本总量; u_i 为样品观测值; a_i 为系数; c_i 为区间常量值; u_i 为指标下限值。

(二) 峰型函数模型

峰型函数呈现倒梯形趋势,即自变量在某两阈值间时因变量为最大值,其他情况下向两侧减小。如土壤pH值即为该类型,峰型函数模型如下:

$$y_i = \begin{cases} y_0 & u_i > u_{i1} \text{ 或 } u_i < u_{i2} \\ 1/[1+a_i(u_i-c_i)^2] & u_{i2} < u_i < c_{i2} \text{ 或 } c_{i1} < u_i < u_{i1} \\ 1 & c_{i2} \leq u_i < c_{i1} \end{cases} \quad (i=1,2,\dots,m) \quad (4)$$

式中: y_i 为第 i 个因素标准化分值; y_0 为该因素最小值; m 表示样本总量; u_i 为样品观测值; a_i 为系数; c_{i1} 、 c_{i2} 为峰值范围临界值; u_{i1} 、 u_{i2} 为指标上、下限值。

(三) 直线型函数模型

直线型函数表现为沿某角度的直线呈上升或下降趋势,即因变量按照一元函数随着自变量增加而增加或减少。如灌溉保证率、排水条件、障碍层深度即为该类型,直线型函数模型为:

$$y_i = au_i + c_i \quad (5)$$

式中: y_i 为第 i 个因素标准化分值; u_i 为样品观测值; c_i 为常量值; a 为系数。

(四) 概念型函数模型

概念型函数是用来表达一类定性、综合性描述的指标。如:土壤表层质地、剖面构型、土壤

污染状况等,它们与耕地质量之间是一种定量化关系,标准化时可直接给出隶属度。

指标标准化方法决定了指标特性的表达程度,传统方法多是均质化、区间分级的思路,难以体现指标空间异质性。本节所述标准化方法可充分体现指标特性差异,适用性同样广泛,在不同区域应用时,只需依据各类指标在空间上呈现的特质确定合适的阈值和参数即可。

三 实证分析

(一)研究区概况

黄陂区位于湖北省武汉市北部,辖 16 个乡镇,面积为 2 261 km²,总人口 110 万人,地势呈北高南低,以丘陵、平原为主,兼有低山、洼地等地貌类型。区内属湿润的亚热带季风气候,年平均气温为 16.3 ℃,年降雨量为 1 100 ~ 1 200 mm。全区土地资源以耕地、林地为主,占总面积的 60% 以上,耕地大多分布在中部和南部平原地区,林地主要分布在北部地区。

(二)评价单元及指标体系

耕地质量等别评定单元是耕地自然质量性状基本一致的相对独立的土地单元。本研究采用地块法,以 2017 年度土地利用现状数据库中耕地图斑作为评价单元。评价指标体系沿用年度耕地质量等别更新评价的分等因素体系,包括“表层土壤质地、剖面构型、土壤有机质含量、土壤 pH 值、障碍层深度、排水条件、灌溉保证率、地下水埋深、土壤污染状况”共 9 个指标,权重见表 2。

表 2 黄陂区耕地质量等别评定指标体系

分等因素	表层土壤质地	剖面构型	土壤有机质含量	土壤 pH 值	障碍层深度	排水条件	灌溉保证率	地下水埋深	土壤污染状况
权重	0.13	0.15	0.07	0.07	0.04	0.2	0.23	0.05	0.06

(三)评价因素空间异质性测算

1. 评价因子量化

按照前述分等因素空间异质性表达方法,利用测土配方施肥数据进行空间插值确定有机质含量、土壤 pH 值、障碍层深度、地下水埋深等因素值;利用灌排泵站、沟渠分布数据,结合缓冲分析模型确定排水条件、灌溉保证率等因素值;利用土壤图、土壤污染图等数据叠置分析确定土壤表层质地、剖面构型、土壤污染状况等因素值。

2. 评价因子值标准化

评价因子值获取后,按照分等因素的类型进行因子值的标准化,分别构建相应的隶属度函数进行标准化。

根据评价单元的基准衡量对象中稻和小麦,分别建立分等因素对中稻、小麦的隶属度函数,将因素指标值标准化到 0 ~ 100 之间。以中稻为例,分等因素标准化模型见表 3。

表 3 域值型分等因素隶属度模型 (中稻)

因素类型	分等因素指标	隶属度函数	限制值
戒上型	有机质含量	$Y = 60$	$u_i \leq 15$
		$Y = 1/[1 + 0.1667(u_i - c)^2] \times 100$	$c = 35, u_i \in (15, 35)$
	$Y = 100$	$u_i \geq 35$	
	地下水埋深	$Y = 60$	$u_i \leq 70$
$Y = 1/[1 + 3.2922 \times 10^{-4}(u_i - c)^2] \times 100$		$c = 115, u_i \in (70, 115)$	
峰值型	土壤 pH 值	$Y = 60$	$u_i < 5.0$ 或 $u_i > 8.0$
		$Y = 1/[1 + 0.2963(u_i - c)^2] \times 100$	$u_i \in [5.0, 6.5], c = 6.5$
	$Y = 1/[1 + 0.6667(u_i - c)^2] \times 100$	$u_i \in [7.0, 8.0], c = 7.0$	
	$Y = 100$	$u_i \in [6.5, 7.0]$	
直线型	障碍层深度	$Y = 100$	$u_i \geq 100$
		$Y = 0.5u_i + c$	$u_i \in [80, 100], c = 50$
		$Y = 2u_i - c$	$u_i \in [70, 80], c = 70$
	排水条件	$Y = 0.5u_i + c$	$u_i \in [50, 70], c = 35$
		$Y = 50$	$u_i < 50$
		$Y = 100$	$u_i \geq 0.5$
灌溉保证率	$Y = 50u_i + c$	$u_i \in [0.1, 0.5], c = 75$	
	$Y = 400u_i + c$	$u_i \in [0.05, 0.1], c = 40$	
	$Y = 60$	$u_i < 0.05$	
概念型	土壤表层质地	$Y = 100$	$u_i \geq 0.9$
		$Y = 100u_i + c$	$u_i \in [0.5, 0.9], c = 10$
	剖面构型	$Y = 60$	$u_i < 0.5$
		100	壤土
90		粘土	
70		砂土	
土壤污染状况	60	砾质土	
	100	通体壤, 壤 / 粘 / 壤	
	90	壤 / 砂 / 壤, 壤 / 粘 / 粘,	
	80	粘 / 砂 / 粘, 通体粘	
	70	壤 / 砂 / 砂, 砂 / 粘 / 粘	
	60	粘 / 砂 / 砂, 砂 / 粘 / 砂	
	50	通体砂, 通体砾	
	100	无污染	
	70	轻污染	
	40	重污染	

(四) 等别评定与划分

按照“自然质量分—自然等指数—自然等—利用等指数—利用等—经济等指数—经济等”计算步骤,采用分指定作物计算的方法测算评价单元耕地质量等指数;根据评价单元耕地等指数的分布特点,采用等间距划分法将耕地质量等别划为 1~15 等。不同等指数区间对应耕地质量等别见表 4。

表 4 国家等别划分标准

耕地质量等别	自然等指数	利用等指数	经济等指数
1	[5600, 6000)	[2800, 3000)	[2800, 3000)
2	[5200, 5600)	[2600, 2800)	[2600, 2800)
3	[4800, 5200)	[2400, 2600)	[2400, 2600)
4	[4400, 4800)	[2200, 2400)	[2200, 2400)
5	[4000, 4400)	[2000, 2200)	[2000, 2200)
6	[3600, 4000)	[1800, 2000)	[1800, 2000)
7	[3200, 3600)	[1600, 1800)	[1600, 1800)
8	[2800, 3200)	[1400, 1600)	[1400, 1600)
9	[2400, 2800)	[1200, 1400)	[1200, 1400)
10	[2000, 2400)	[1000, 1200)	[1000, 1200)
11	[1600, 2000)	[800, 1000)	[800, 1000)
12	[1200, 1600)	[600, 800)	[600, 800)
13	[800, 1200)	[400, 600)	[400, 600)
14	[400, 800)	[200, 400)	[200, 400)
15	[0, 400)	[0, 200)	[0, 200)

(五) 评价结果

按照上述方法评定的黄陂区耕地质量等指数分别为：自然等指数 3 302 ~ 5 398、利用等指数 1 514 ~ 2 686、经济等指数 1 400 ~ 2 525，自然等指数频率分布呈正态分布(图 4)。等别分布为：自然等 2 ~ 7 等、利用等 2 ~ 8 等、经济等 3 ~ 8 等，耕地质量总体上为高等地，地块间质量差异较明显。

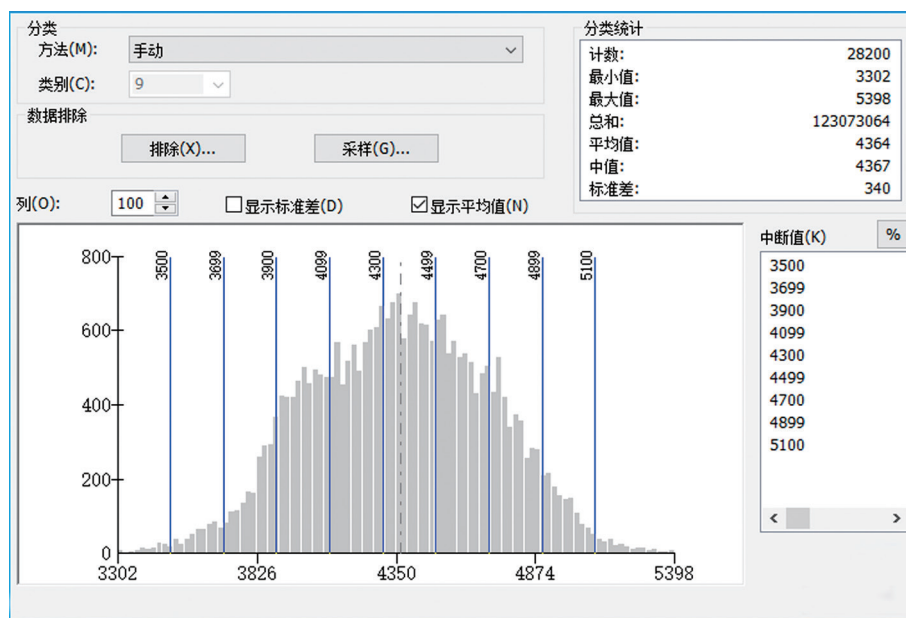


图 4 基于分等因素异质量化方法的 2017 年黄陂区耕地质量自然等指数频数

(六) 评价结果比较

对比黄陂区 2017 年度耕地质量等别更新评价成果,分析等指数跨度差异,采用本研究方法测算的等指数跨度分别增加了 780、403、412(表 5),表明耕地地块之间质量差异更明显。

从自然等指数频率分布看(图 5),2017 年度评价结果的自然等指数在 4 912、4 993、5 547、5 626、5 691 等点出现多级峰值,未呈趋势性变化。

表 5 黄陂区耕地质量等指数统计值对比

等指数类型	2017 年耕地等别成果		本研究评价结果		差值
	指数范围	指数跨度	指数范围	指数跨度	
自然等指数	4593 ~ 5909	1316	3302 ~ 5398	2096	780
利用等指数	2076 ~ 2798	722	1400 ~ 2525	1125	403
经济等指数	2094 ~ 2854	760	1514 ~ 2686	1172	412

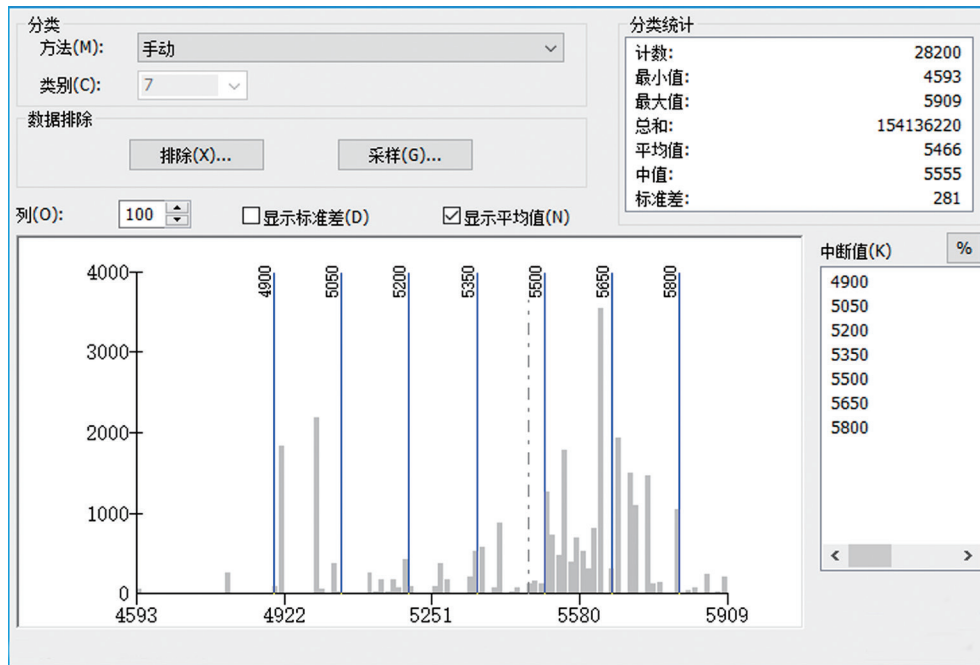


图 5 2017 年黄陂区耕地等别成果中自然等指数频数分布

从自然等别空间分布看,黄陂区 2017 年度耕地质量等别评定结果呈现明显的片块化,同一区块内耕地同质化较明显,总体等别跨 2 ~ 4 等,质量较高,南北差异不明显。而本次评价的黄陂区耕地质量从南向北呈现逐渐降低,特别是北部丘陵地区的耕地质量明显较差,比较符合客观认知;同时,地块之间耕地质量的细部差异也较明显,两者对比见图 6 ~ 图 7。

实证表明,采用分等因素空间异质性表达和标准化方法进行的耕地质量评定能更精细地反映其空间异质性,评价结果能客观反映耕地利用实际情况的差异。

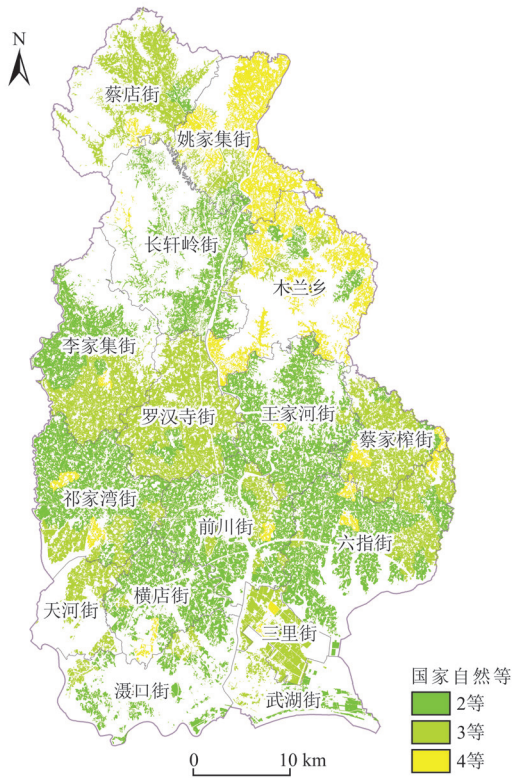


图 6 2017 年黄陂区耕地质量自然等别

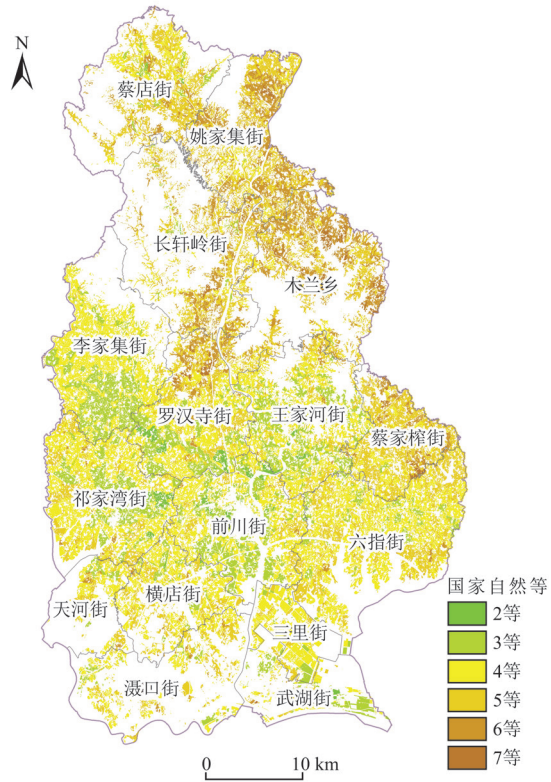


图 7 本次评定的黄陂区耕地质量自然等别

四 讨论与结语

耕地质量往往受多种因素影响,如土壤条件、气候要素、工程要素和生态条件,其中表征土壤本底条件的有机质含量、pH 值、土层厚度、地下水埋深和表征工程条件的灌排水条件等因素,在一定条件下,因素条件的微小变化都可能引起耕地质量差异,反映在土地作物生长、产量水平的不同上。而传统的耕地质量评价因素成片性、区域性表达以及人工较多干预的模式更趋向片区同质化,难以反映局部差异。本文基于耕地质量分等因素空间异质性的指标量化方法,实现了因素值细化到耕地地块的尺度,通过不同地块指标的局部差异引起耕地质量的不同,可以解释耕地质量的空间变化规律;通过构建模糊隶属度函数进行的指标值标准化,相较于传统的“区间定值”模式更精细、更能表达因素值本身的连续性,有助于监测影响因素的细小差异和耕地质量的细微变化,从而有针对性的精准施策以改善耕地质量。

此外,影响耕地质量的主导因素在不同区域具有普适性,本文通过构建分等因素异质量化模型和模糊隶属度函数标准化的方法除在研究区适用外,在武汉市、湖北省甚至更广的范围内同样具备较高的理论和实践价值,如在气候、地形地貌差异较大的区域,通过模拟探究最适宜本地区的阈值,调整模型和函数的相关参数,应用此方法体系也可实现耕地质量更精准、客观的评价。

参考文献:

- [1] FAO. Land evaluation for irrigation agriculture [S]. Rome: FAO Soil Bulletin55, 1985.
- [2] 郝起礼. GIS 技术应用于农用地分等研究——以子长县为例 [D]. 西安: 长安大学, 2008.
- [3] 杨建锋. 耕地精细化管理信息化建设初探 [J]. 地理空间信息, 2012, 10(5): 17-20.
- [4] GB/T 28407—2012. 农用地质量分等规程 [S]. 北京: 中国标准出版社, 2012.
- [5] 毛健, 张兴国. 3 种空间插值方法的精度及可视化效果研究 [J]. 安徽农业科技, 2012, 40(12): 7004-7006.
- [6] 贾悦, 催宁博, 魏新平, 等. 基于反距离权重法的长江流域参考作物蒸散发量算法适用性评价 [J]. 农业工程学报, 2016, 32(6): 130-138.
- [7] 张文艺. GIS 缓冲区和叠置分析 [D]. 长沙: 中南大学, 2007.
- [8] 罗洋洋. 武汉市黄陂区耕地质量空间分布特征研究 [D]. 武汉: 湖北大学, 2013.
- [9] 谢忠, 叶梓, 吴亮. 简单要素模型下多边形叠置分析算法 [J]. 地理与地理信息科学, 2007, 23(3): 19-23.
- [10] 周鹤, 蔡惠忠, 吉丽青, 等. 江阴市耕地地力评价因子权重及隶属度的确定 [J]. 现代农业科技, 2013, (3): 266-268.

版权申明

为实现数字化转型升级, 使本刊文献资源达到广泛传播和深度开发利用, 由重庆维普资讯有限公司在“维普网”平台开展数字化出版的有关事宜, 作者如有异议, 请在来稿时注明, 本刊将做适当处理。

《国土资源科技管理》编辑部

旅游者风险感知对于目的地形象及 出游意愿的影响

——以武汉市为例

刘小华, 梁玥琳, 闫梦凡

(中国地质大学(武汉) 经济管理学院, 湖北 武汉 430078)

摘要: 新冠疫情大流行背景下, 旅游地加强安全形象管理、降低旅游者的风险感知对于促进旅游业的恢复发展显得尤为重要。以武汉市为案例地, 采用目的地认知形象—情感形象二维结构, 试图揭示旅游者风险感知、目的地形象及旅游行为意愿的具体关系。采用结构方程模型进行实证检验, 结果表明风险感知直接显著负向影响旅游意愿; 风险感知直接显著负向影响目的地认知形象及情感形象; 目的地情感形象直接正向影响旅游意愿; 目的地情感形象在风险感知和旅游意愿之间起到中介作用。

关键词: 旅游者风险感知; 目的地形象; 旅游行为意向; 结构方程模型

中图分类号: F590.1 文献标志码: A 文章编号: 1009-4210-(2021)03-108-15

Influence of Tourist Risk Perception on Destination Images and Travel Intentions: A Case Study of Wuhan City

LIU Xiao-hua, LIANG Yue-lin, YAN Meng-fan

(School of Economics and Management, China University of Geosciences, Wuhan 430078, China)

Abstract: Under the background of the COVID-19 pandemic, it is particularly important to strengthen the safety management and reduce the risk perception of tourists in promoting the recovery and development of tourism. Taking Wuhan City as an example, this paper tried to reveal the specific relationship between tourist risk perception and tourism behavioral intention by adopting the two-dimensional structure of destination cognitive image-affective image. The empirical test was conducted by applying the structural

收稿日期: 2021-03-02; 改回日期: 2021-03-16

基金项目: 教育部人文社科规划基金项目(19YJAZH046); 湖北省技术创新专项软科学项目(2019ADC153); 大学生创新创业训练计划项目(S202010491026); 旅游管理一流专业建设项目(2020G06)

作者简介: 刘小华(1996—), 女, 硕士研究生, 从事旅游消费者行为研究。E-mail: 2604815151@qq.com

通信作者: 梁玥琳(1973—), 女, 副教授, 博士, 从事旅游消费者行为研究。E-mail: 939234076@qq.com

equation model. The results were shown as follows: risk perception had a direct and significant negative impact on the tourism intention; risk perception directly and negatively affected destination cognitive image and affective image; the emotional image of destination had a direct positive influence on the tourism intention; the affective image of destination played an intermediary role between the risk perception and tourism intention.

Key words: tourist risk perception; destination image; tourism behavioral intention; SEM

正如马斯洛需求层次理论指出,安全需求是人类最基本的需求,旅游者对目的地的风险感知是影响其出游决策行为的关键因素^[1],风险感知水平直接影响着其对旅游地的选择^[2]。新冠疫情在世界范围内的扩散使全球旅游业的发展面临巨大挑战,也使得我国旅游业的恢复发展举步维艰。在疫情防控常态化阶段,深入了解旅游者风险感知对旅游目的地形象及其出游决策的影响机制,对于疫后旅游业恢复发展具有重要意义。

目前国内关于风险感知的研究多以出境旅游为研究对象^[3-5],突发危机事件下的风险案例研究较少,尚缺乏突发公共卫生事件情境下旅游者的风险感知对其旅游决策、目的地形象感知的负面影响。基于此,本文在回顾国内外研究文献的基础上,提出概念模型和假设,选择武汉市作为研究案例地进行实证分析,试图揭示旅游者风险感知、目的地形象感知以及旅游行为意向的作用机制,以期能够丰富旅游风险感知研究,并为疫后旅游业恢复发展提供理论依据和决策支持。

一 文献综述

(一) 旅游风险感知

风险感知源自心理学研究,最早由 Bauer 引入到消费者行为研究中,是指个体对外界存在的客观风险的感知和感受,强调个体通过直接判断和主观感知获得的经验对认知的影响^[6],即风险感知是消费者主观感受的风险^[7],是消费者在产品购买过程中因无法预测购买结果的好坏由此而产生的一种不确定性的感觉^[8]。旅游风险是指旅游者在旅游活动中遭受各种不幸的可能性^[9]。旅游风险感知是旅游者对旅游过程中可能发生的负面后果或负面影响的主观性判断,其核心内容是不确定性和后果的危害性^[10]。Cheron 和 Ritchie 较早将风险感知引入到休闲活动研究中,研究不同休闲活动的风险感知水平^[11]。Roehl 和 Fesenmaier 研究发现风险认知和旅游行为是基于特定情况的,指出有必要研究特定目的地的风险认知^[12],为后续旅游风险研究提供了借鉴意义。

学界关于旅游风险感知维度的划分尚未达成共识,基于具体的旅游研究情境,学者们所提出的旅游风险感知维度存在不同程度的差异,主要形成两种研究热点:一是聚焦于国际旅游风险研究,如 Lepp 和 Gibson^[7]、陈楠等^[3],风险类型集中在政治安全风险、恐怖主义风险、文化障碍风险等方面。二是从计划行为理论出发,研究特定目的地的旅游风险感知,多与消费者风险

感知相结合。如 Quintal 从计划行为角度出发,认为一般旅游情境下旅游风险可划分为财务风险、功能风险、身体风险、心理风险、社会风险及便利风险 6 个维度^[1]。许峰等以南疆地区为例,认为旅游者风险感知存在社会风险、时间风险、财务风险、身体风险和心理风险 5 个维度^[13]。许晖等从旅游消费者角度出发,开发研制出适合我国一般旅游消费情境下的旅游风险感知,认为其存在身体风险、功能风险、时间风险、服务风险、财务风险及社会心理风险 6 个维度^[2]。综上所述,我们可以看出从旅游消费者角度来看,选取的维度主要集中在身体风险、财务风险、社会风险、心理风险、功能风险及时间风险等方面。本文也将从计划行为角度出发,采用身体风险、财务风险、社会心理风险、功能风险及时间风险 5 个维度的风险感知。

既有的研究成果也已揭示了风险感知对旅游者消费决策的影响,如 Sonmez 和 Graefe 研究证实潜在旅游者对某地的风险感知水平越高,前往该地的可能性就越低^[14]。焦彦发现风险偏好会对人们的出游决策产生重大影响^[15]。Kozak 等发现如果缺乏足够的安全感,旅游者会随时改变旅游计划,甚至放弃出游意愿^[16]。因而在当前新冠疫情世界范围内大流行、疫情防控常态化的时代背景下,有必要对旅游者风险感知展开研究,这也是目的地营销管理工作不可或缺的一部分^[17]。

(二)目的地形象

目的地形象是旅游者对目的地的信念、想法和印象的总和^[18],研究人员一致认为目的地形象是指个人在考虑一系列属性和感受时对目的地所持有的感知图像^[19]。Gartner 认为旅游目的地形象主要包括认知形象、情感形象及意动形象。其中,认知形象指对目的地物理属性的信念和认识;情感形象常表现为对于旅游目的地的情感评价;意动形象涉及行动,既可以是旅游者实地消费行为表现,也常包括再访和推荐意愿^[20]。虽然也有学者对此提出质疑,认为意动形象更倾向于一种行为,而非形象^[21],但这一结构中的认知形象和情感形象得到学界的广泛认可^[22-23],本研究也将采用认知形象—情感形象二维结构。

旅游者出游决策很大程度上取决于其对目的地安全环境的认知,诸如恐怖主义、政治不稳定、自然灾害、疾病、犯罪等安全隐患事件会损害一个目的地的形象。Kozak 等研究表明这类危机事件会对潜在游客产生较大的负面心理影响,这种影响不仅是在危机时期,而且在其后一段时期也会有影响^[16]。张薇等研究表明青岛“天价虾”事件后,网络舆情危机直接导致青岛旅游认知形象和情感形象的变差,潜在游客的出游意向明显受到抑制^[24]。李月调等研究发现负面舆论会对旅游地的安全感知和形象认知产生负面影响,并间接对忠诚度产生负向影响^[25]。因此,旅游地必须重视这些自然或人为的突发危机事件,做好目的地安全营销工作,提高人们对目的地的安全感知。

(三)行为意向

在消费者行为学研究中,行为意向是指个体对某一个活动或对象是否采取行动的可能性或态度^[26]。旅游者行为意向是旅游者主观判断未来可能采取的行为决策^[27],在指定时间内,

旅游者认为将会去特定目的地旅游的可能性^[28-29]。值得注意的是,旅游行为意向不仅仅只包含目的地选择,还包括推荐意愿,这是因为拥有较高目的地选择意向的游客会产生向他人推荐该目的地的意愿^[30]。本研究所指的行为意向主要是从出游意向及推荐意向两个方面考虑。

二 研究假设与模型构建

(一) 风险感知与行为意向

既往不少研究都证实了旅游者风险感知能够对出游决策产生重大影响^[3, 15, 31]。Karl 研究证实风险感知水平显著影响着游客的旅游决策行为,风险感知水平越高,越倾向于选择低风险地区^[32]。George 研究证实对犯罪安全的风险感知及风险态度会负向影响重游意愿^[33]。张晨等研究发现雾霾风险感知显著影响着海外游客来华旅游的意向^[34]。Wang 研究证实新冠疫情发生后,旅游风险感知对旅游意愿有着显著的负面影响^[35]。基于此,本研究提出假设如下:

H1: 风险感知能够显著负向影响旅游行为意愿。

(二) 风险感知与目的地形象

一直以来,人们对目的地的安全和风险感知被视为目的地形象的一部分,并发现其影响着旅游决策^[16, 36]。然而也有学者认为认知形象并不能反映日益重要的特定目的地的旅游风险认知^[12]。认知形象测量的是目的地形象中能够产生旅游拉力的众多属性,安全只是其中之一;而风险感知则对旅游行为产生阻力,因此有学者认为将认知形象作为理解旅游风险维度的一种手段是不合适的^[37]。随着旅游风险的重要性日益凸出,越来越多的学者注意到风险感知对于目的地形象的影响。Becken 等对中国的一项研究表明,城市空气污染风险感知对目的地形象有显著负面影响^[38]。Zhang 等研究了“萨德”事件后,中国公民的风险感知对韩国的旅游形象、文化形象及稳定形象均产生了负面影响^[39]。Khan 等以医疗旅游为例,研究发现身体健康风险对基于医学属性的目的地形象有显著的负面影响,服务质量风险对基于医疗属性和非医疗属性的目的地形象均有负向影响^[40]。Assaker 等以黎巴嫩为例,研究表明政治不稳定及风险感知能够对目的地形象产生负面影响^[41]。基于此,本研究提出假设如下:

H2a: 风险感知显著负向影响旅游目的地认知形象;

H2b: 风险感知显著负向影响旅游目的地情感形象。

(三) 目的地形象与行为意愿

目的地形象是影响旅游决策的关键因素^[42],国内外不少学者都研究证实了目的地形象对于旅游意愿的影响。Bigné 研究证实目的地形象对于重游意愿和推荐意愿具有显著影响^[43]。Chen 以台湾垦丁为例,研究发现目的地形象对于旅游行为具有显著影响,尤其是在重游意愿方面^[44]。Prayag 研究表明目的地形象对于重游意愿和推荐意愿具有显著影响^[45]。Noh 以中国、日本和韩国为研究对象,研究证实潜在游客对于这三个国际旅游地的认知形象、情感形象均能对游客的旅游意愿产生显著影响^[46]。钱晓燕等研究证实了港澳居民对江苏的认知形象及情感

形象都能够对前往江苏旅游的行为意愿产生显著影响^[30]。基于此,本研究提出假设如下:

H3a: 目的地认知形象显著正向影响旅游行为意向;

H3b: 目的地情感形象显著正向影响旅游行为意向。

(四) 目的地形象的中介作用

以往的研究往往侧重于考察影响目的地形象感知的前置因素,关于目的地形象的中介作用,也有学者进行了探索。Chew 尝试把身体风险、财务风险、社会心理风险作为前因变量,考察目的地认知形象、情感形象两个维度在风险感知与重游意愿间的中介作用,结果表明认知形象、情感形象在财务风险、社会心理风险感知与重游意愿间起到中介作用,而在身体风险感知与重游意愿间并不存在中介作用^[37]。Becken 等研究发现对空气质量风险的感受对目的地形象和访问中国的意愿有显著的负面影响^[38],但并未对目的地形象的中介作用展开进一步探讨。Caber 研究表明目的地形象在旅游动机和旅游意愿间起到中介作用^[47]。谢朝武等研究证实目的地形象在旅游前风险感知及游后满意度间具有中介作用^[48]。基于此,本研究提出假设如下:

H4a: 目的地认知形象在风险感知及旅游意愿间起到中介作用;

H4b: 目的地情感形象在风险感知及旅游意愿间起到中介作用。

综上,整理得出本文的研究模型,如图 1 所示。

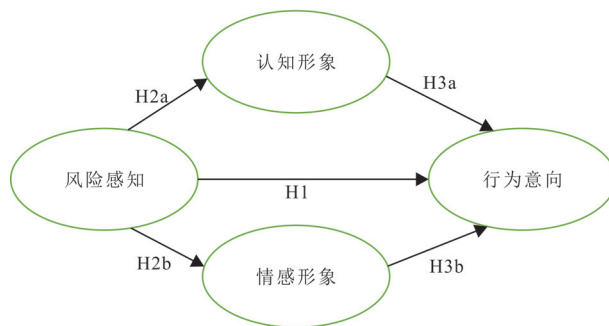


图 1 研究模型

三 研究设计

(一) 研究案例地

武汉作为新冠疫情爆发地,其疫后旅游恢复相比其他地区显得更为艰难一些,因此有必要对疫后武汉旅游者的风险感知及形象感知进行调查研究,以期能够为疫后武汉旅游恢复提供一些支持。此外,在武汉疫情防控取得阶段性胜利时,各大官方媒体对武汉旅游的宣传,使得武汉黄鹤楼、热干面、樱花、江汉关钟楼等深入人心。也有研究调查显示,武汉成为全国人民最想去的城市^①,可根据 2020 年五一假期及端午假期,武汉黄鹤楼景区的客流量来看,武汉旅游

恢复并没有预期的那样好,这一现象值得我们去探索。本文选取武汉作为案例地,研究风险感知对于目的地形象及行为意向的影响,有助于深化突发公共卫生事件背景下,风险感知与旅游目的地形象之间的关系研究,并对疫后武汉旅游恢复提供一些实践支持。

(二) 问卷设计与数据收集

1. 问卷设计

调查问卷包括四部分内容:风险感知调查量表、目的地形象感知调查量表、行为意向调查量表及社会人口统计信息。风险感知量表主要参考了 Chew 和 Jahari^[37]、姚延波等^[49]、许峰等^[27]、Khan 等^[50] 的研究,共 23 道题项。目的地形象感知调查量表主要参考了 Baloglu 等^[51]、Kim 和 Richardson^[52]、Beerli 等^[53]、谢双玉等^[54]、张晨等^[34] 及 Russel^[55] 的研究,共 19 道题项。行为意向测量指标主要参考了 Chew^[37]、Qu 等^[56] 及白凯等^[57] 的研究,共 3 道题项。以上三个部分的测量指标均采用 Likert5 级量表进行评估,1~5 分别表示“非常不认同”“比较不认同”“一般认同”“比较认同”“非常认同”。社会人口统计信息主要包括性别、地区、年龄、受教育程度、职业及月收入。

2. 数据收集与分析方法

研究展开时,我国虽已进入疫情防控常态化阶段,但武汉旅游业恢复举步维艰,因此展开线下调查较为困难,所以采取了问卷星网络调查的方式,在微信、QQ、新浪微博等网络平台进行投放和扩散收集。为保证问卷数据收集质量,在设置了同一 IP 地址只能填写一次的基础上,采取了一对一邀请填写的方式进行数据收集。调查时间为 2020 年 7 月 26 日至 2020 年 8 月 13 日,共收集问卷 340 份,逐一筛选剔除无效问卷,包括内容明显重复、作答时间过短等,最终得到有效问卷 305 份,问卷回收率 89.7%。

本文首先利用 SPSS23.0 对问卷进行信度检验及探索性因子分析,其次利用 AMOS24.0 对问卷进行验证性因子分析,以检验问卷效度;并采用最大似然法对结构方程模型进行检验;最后采用 Bootstrapping 对目的地形象的中介效应进行检验。

四 研究结果和分析

(一) 样本概况

在调查的样本中,女性受访者和男性受访者分别占 69.2% 和 30.8%。从年龄上来看,以中青年为主,21 岁~50 岁占比 80.6%;其中,20 岁以下的受访者占比 16.4%、21 岁~30 岁占比 67.5%、31 岁~50 岁占比 13.1%,51 岁以上占比 3%。文化程度以本科及以上居多,占比 81.3%。从职业来看,职业类型多样,其中以学生、企业和公司职员居多,分别占比 54.4%、15.4%。从月收入来看,3 000 元以下占比 57%,3 000 元~5 000 元占比 17%,5 000 元~8 000 元占比 16.7%,8 000 元以上占比 9.2%。

①中国社会科学院《新冠肺炎疫情下的旅游需求趋势调研报告》。

(二) 因子分析

1. 探索性因子分析

首先对预调研收集到的 205 份问卷进行信度分析,结果表明风险感知量表、目的地形象感知量表的 Cronbach' α 系数分别为 0.96、0.97,整体量表的 Cronbach' α 为 0.91,均大于 0.7,说明问卷的可信度高。整体量表的 KMO 值为 0.914, Bartlett 球形检验显著,表示问卷非常适合做因子分析。故首先采用主成分分析方法对风险感知的 23 道题项进行探索性因子分析,去除载荷小于 0.5、同时出现在两个因子以上以及空载的题项,最终得到由 17 道题项构成的 5 个因子,各因子 Cronbach' α 系数均高于 0.7 的推荐值,说明问卷的内在信度较高;同时累计方差贡献率达 77.962%,说明了测量题项对于变量具有较高的解释力度。

采用同种方法对目的地形象感知进行探索性因子分析,最终得到由 18 道题项构成的 5 个因子,分别命名为旅游吸引物、旅游支持、社会环境、自然环境及情感形象。5 个因子的 Cronbach' α 系数分别是 0.933、0.931、0.935、0.888、0.945,说明量表的内在信度高,同时累计方差贡献率达 85.38%,说明测量题项对于变量的反映质量较为理想。

2. 验证性因子分析

利用 AMOS24.0 对所有潜在变量构成的综合模型进行验证性因子分析。模型拟合结果为 $\chi^2/df = 1.866$, $RMR = 0.5$, $CFI = 0.934$, $TLI = 0.923$, $RMSEA = 0.054$,因此综合测量模型的拟合程度较好。从表 1 可以看出,除了时间风险的 AVE 值略低于 0.5,其他变量的 AVE 值均大于 0.5,符合目前学界广为学者所认同的范围,即 AVE 值在 0.36 ~ 0.5 之间为可接受,大于 0.5 为理想状态^[58];所有变量的组合信度均大于 0.6 的门槛范围^[59],所有变量的因子载荷也都大于 0.5,其 t 值显著性水平都在 1% 以下,说明本问卷具有良好的收敛效度^[60]。本研究采用所有变量的相关性系数与 AVE 值来检验问卷的区分效度,研究结果表明所有变量的相关性系数都低于对应 AVE 值的平方根,说明此次问卷调查具有良好的区别效度(表 2)。

(三) 结构方程模型检验

通过 AMOS24.0 对结构模型进行检验分析,模型拟合结果为 $\chi^2/df = 4.025$, $RMR = 0.109$, $PGFI = 0.634$, $GFI = 0.872$, $AGFI = 0.824$, $CFI = 0.899$, $TLI = 0.877$, $IFL = 0.900$, $NFI = 0.871$, $RMSEA = 0.1$,模型拟合结果不太理想,根据修正指标(MI)等要求,对模型进行了修正,最后拟合结果为 $\chi^2/df = 2.283$, $RMR = 0.052$, $PGFI = 0.658$, $GFI = 0.922$, $AGFI = 891$, $CFI = 0.958$, $TLI = 0.948$, $IFL = 0.958$, $NFI = 0.928$, $RMSEA = 0.065$,各项模型适配指标都有所提升,并且都在适配范围内,模型拟合结果较为理想,具体模型拟合路径关系如图 2 所示。

模型拟合结果(图 2 和表 3)表明:(1)假设 H1 成立:在 $p < 0.001$ 水平下,风险感知显著负向影响旅游行为意向;(2)假设 H2 成立:风险感知显著负向影响目的地认知形象($\beta = -0.363$, $p < 0.001$),显著负向影响目的地情感形象($\beta = -0.391$, $p < 0.001$);(3)假设 H3 部分成立,

情感形象显著正向影响旅游行为意向($\beta = 0.243, p < 0.05$), 而认知形象对旅游行为意向的影响并不显著, 即假设 H3a 不成立。

表1 因子分析

潜变量	观测变量	探索性因子载荷	验证性因子载荷	CR	AVE
身体风险感知 F1	PHR1	0.757	0.633	0.824	0.543
	PHR2	0.756	0.637		
	PHR3	0.737	0.789		
	PHR4	0.714	0.863		
财务风险感知 F2	FIR1	0.735	0.827	0.787	0.649
	FIR2	0.764	0.784		
社会心理风险感知 F3	SPR1	0.735	0.816	0.890	0.618
	SPR2	0.767	0.805		
	SPR3	0.575	0.764		
	SPR4	0.785	0.753		
	SPR5	0.767	0.792		
功能风险感知 F4	PER1	0.648	0.649	0.879	0.649
	PER2	0.732	0.791		
	PER3	0.812	0.890		
	PER4	0.668	0.870		
时间风险感知 F5	TIR1	0.850	0.566	0.657	0.497
	TIR2	0.666	0.821		
旅游吸引物 F6	TA1	0.721	0.867	0.894	0.739
	TA2	0.758	0.826		
	TA3	0.812	0.884		
旅游支持 F7	TS1	0.744	0.848	0.909	0.714
	TS2	0.773	0.854		
	TS3	0.768	0.868		
	TS4	0.681	0.808		
社会环境 F8	SE1	0.701	0.857	0.905	0.704
	SE2	0.737	0.823		
	SE3	0.715	0.797		
	SE4	0.673	0.876		
自然环境 F9	NE1	0.679	0.698	0.857	0.669
	NE2	0.802	0.845		
	NE3	0.775	0.898		
情感形象 F10	AI1	0.574	0.760	0.932	0.776
	AI2	0.810	0.948		
	AI3	0.798	0.921		
	AI4	0.830	0.882		
行为意愿 F11	BI1	—	0.738	0.820	0.604
	BI2	—	0.841		
	BI3	—	0.748		

注: 表中“—”表示因量表较为成熟, 未进行探索性因子分析。

表 2 综合测量模型的相关矩阵

变量	F1	F2	F3	F4	F5	F6	F7	F8	F9	F10	F11
PHR	0.737										
FIR	0.674***	0.806									
SPR	0.703***	0.622***	0.786								
PER	0.661***	0.583***	0.714***	0.806							
TIR	0.524***	0.501***	0.595***	0.665***	0.705						
TA	-0.132*	-0.04-	-0.191**	-0.308***	-0.191**	0.859					
TS	-0.202**	-0.03-	-0.197**	-0.304***	-0.165*	0.780***	0.845				
SE	-0.348***	-0.05-	-0.274***	-0.421***	-0.250***	0.688***	0.760***	0.839			
NE	-0.229**	-0.01-	-0.169*	-0.281***	-0.181*	0.543***	0.544***	0.697***	0.818		
AI	-0.334***	-0.138*	-0.359***	-0.381***	-0.231**	0.547***	0.582***	0.683***	0.607***	0.881	
BI	-0.331***	-0.323***	-0.375***	-0.356***	-0.255**	0.287***	0.321***	0.325***	0.272***	0.415***	0.777

注：表中“***”表示 $p < 0.001$ ，“**”表示 $p < 0.01$ ，“*”表示 $p < 0.05$ ，“-”表示不显著。

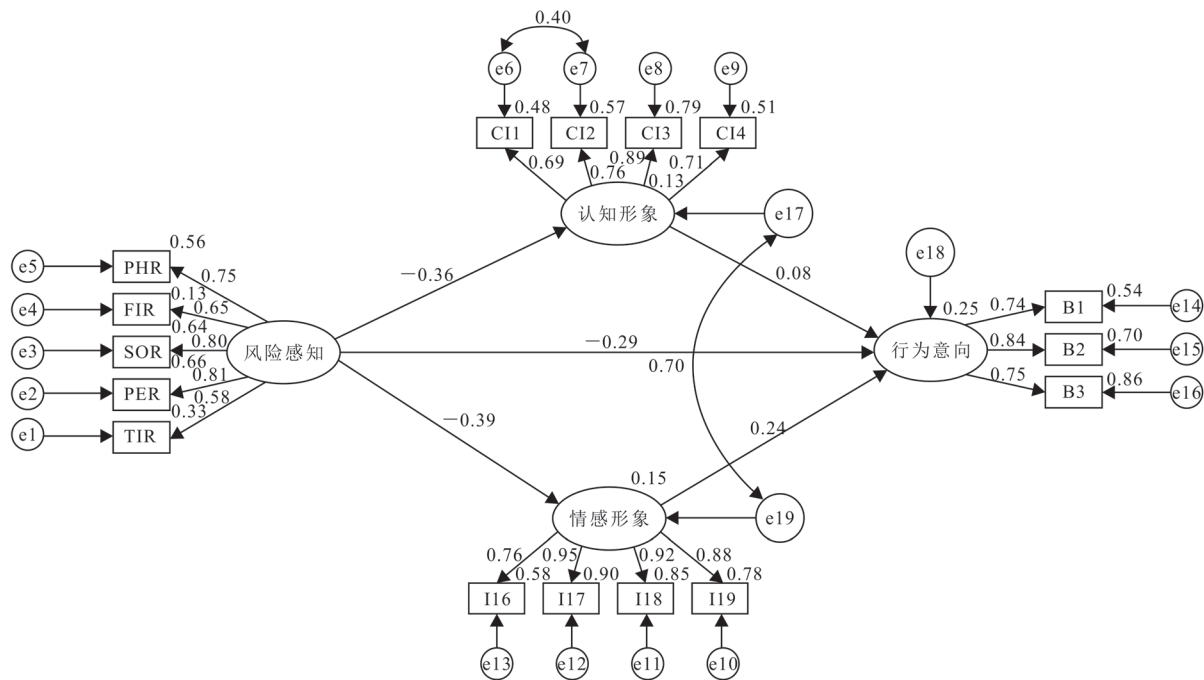


图 2 模型路径图与标准化估计值

表 3 模型假设检验结果

研究假设	β 值	标准误	t 值	p 值	检验结果
H1 风险感知→行为意向	-0.292	0.140	-3.945	***	√
H2a 风险感知→认知形象	-0.363	0.079	-4.909	***	√
H2b 风险感知→情感形象	-0.391	0.102	-5.661	***	√
H3a 认知形象→行为意向	0.079	0.201	0.781	0.435	×
H3b 情感形象→行为意向	0.243	0.126	2.441	0.015*	√

注：表中“***”表示 $p < 0.001$ ，“*”表示 $p < 0.05$ 。

(四)目的地形象中介效应检验

本研究采用目前学界普遍使用的 Bootstrapping 方法,在重复抽样 2 000 次情况下对中介效应进行检验^[60],从表 4 可以看出,Bootstrapping 和 Percentile 在 95% 置信水平下,认知形象中介检验的置信区间都包含 0,说明认知形象在风险感知和旅游行为意向之间不存在中介效应,即假设 H4a 不成立。而情感形象中介检验的置信区间都不包含 0,证实了目的地情感形象在风险感知和行为意向之间起到中介作用,即 H4b 成立。

表 4 目的地形象中介效应检验

变量	点估计值	标准误	Bootstrapping 法				
			Bias-corrected 95% CI		Percentile 95% CI		
			极小值	极大值	极小值	极大值	
风险感知→认知形象→旅游行为意向	总效应	-0.605	0.175	-0.970	-0.266	-0.958	-0.256
	直接效应	-0.551	0.161	-0.885	-0.253	-0.870	-0.247
	间接效应	-0.054	0.086	-0.235	0.119	-0.222	0.127
风险感知→情感形象→旅游行为意向	总效应	-0.729	0.183	-1.137	-0.037	-1.123	-0.411
	直接效应	-0.551	0.161	-0.885	-0.253	-0.870	-0.247
	间接效应	-0.179	0.101	-0.437	-0.037	-0.417	-0.247

五 结论与讨论

(一)研究结论

采用目的地认知形象—情感形象二维结构,试图厘清风险感知、目的地形象及旅游行为意向的具体关系,研究结果表明:

第一,风险感知对于旅游行为意向具有直接显著的负向影响,这表明旅游者风险感知水平越高,出游意愿及推荐意愿就会越低,与现有研究结论相一致^[13,33],故本研究进一步支持了在新冠疫情这类突发公共卫生事件情境下,旅游者的风险感知显著负向影响旅游意愿。

第二,风险感知显著负向影响目的地形象,风险感知水平越高,对目的地形象感知的破坏力就越强;并且风险感知对于情感形象的负向影响要大于风险感知对于认知形象的负向影响。既有的研究成果主要是从目的地形象一维结构探讨风险感知对其影响,较少有学者具体从认知形象—情感形象二维结构展开^[48]。Chew 以经历过福岛核泄漏事件的日本为例,研究发现社会心理风险及财务风险均能够对认知形象、情感形象产生显著的负向影响^[37],但并未具体指出二者的效应大小;而本文的这一结论恰恰丰富了既有风险感知与目的地形象的关系研究结论,明确指出风险感知对于情感形象具有更强的破坏作用。

第三,情感形象能够显著影响旅游行为意向,而认知形象对旅游行为意向的影响并不显著。由于新冠疫情这类突发的公共卫生事件,主要是对武汉的社会环境产生较大影响。从武汉封城到举国上下支援武汉,打响疫情防控阻击战、生命保卫战,再到武汉解封,整个疫情防

控期间,武汉一直是全国人民甚至是世界关注的焦点,牵动着人们的情感心弦。基于这样的背景,潜在游客对于武汉的情感形象的感知要强于认知形象,认知形象还不足以推动其产生旅游意向。另外对于认知形象对旅游行为意向的影响并不显著,这在既有研究中已得到证实^[22,24]。潜在游客有着大量类似认知形象的目的地可供选择,最终对旅游行为意向产生决定作用的是情感上的偏好^[61]。

第四,目的地情感形象在风险感知和旅游行为意向间起到中介作用,表明风险感知的部分负向影响是通过目的地情感形象的负向影响传递给旅游行为意向。

(二) 管理启示

从旅游实践来看,当前新冠疫情对于旅游业产生巨大冲击的影响还未散去,尤其是在当前新冠疫情在全世界范围内大流行、我国处于疫情防控常态化阶段,如何有序、稳步推进旅游业的恢复是旅游地及旅游景区必须要直面的现实考验。本研究从风险感知角度入手,考虑风险感知对于旅游地形象及旅游意愿的影响,具有实践指导意义。基于此,从目的地营销管理来看,主要有以下几点建议:

第一,全面加强目的地旅游安全风险,降低旅游者的风险感知。研究表明,游客的风险感知越高,要求获取的信息也会越多,旅游决策过程也会更加理性。因此作为目的地而言,应及时准确的传递目的地安全信息,如疫情防控现状、疫情防控措施等,以消除游客心中的不确定性^[62]。既有的研究成果也表明旅游地安全信息的输出会降低旅游者的风险感知,降低对旅游地形象的负面认知,从而增强其出游意向^[63]。因此就武汉而言,应及时准确的传递安全信息,树立武汉的安全旅游形象。

第二,重视目的地情感形象建设,增强旅游者的出游意愿。经历新冠疫情考验的武汉,是英雄的城市;武汉的人民,是英雄的人民。这一精神文化也深深震撼了全国人民乃至世界,武汉应抓住这一契机,首先应依托武汉抗疫精神文化,创造文化产品,全方位的加强文化宣传,加强武汉地方场所形象的输出,以加深人们对武汉地方形象的认知及武汉精神文化的认同,为后疫情时代武汉旅游的恢复发展提供情感支持。其次应通过各种新媒体平台积极宣传武汉英雄历史文化,提高人们对武汉这座城市英雄历史基因的了解,一方面加深了武汉情感形象的认知,另一方面也促进了人们对武汉旅游认知形象的了解,进而实现对旅游行为意向的双向驱动。

第三,提升旅游服务质量,激发旅游者的出游动机。从风险感知5个维度因子贡献值大小来看,从大到小依次为功能风险、社会心理风险、身体风险、财务风险、时间风险,可以看出在新冠疫情背景下,旅游者最为看重的是旅游服务质量,其次才是来自于社会心理方面和身体健康的担忧。在新冠疫情防控常态化的背景下,各地旅游都带着一定的风险性,尤其是面对同类型目的地的多样选择时,服务质量无疑成为旅游者首先考虑的因素。因此,疫情恢复初期的武汉,一定要把提升旅游服务质量作为重点,在改善旅游设施和服务的基础上,丰富旅游产品内容,构建安全有趣的旅游环境,要让潜在旅游者有想来的意愿。

(三) 研究局限和不足

本文主要存在以下研究局限:首先本研究是基于高校学生创新创业项目的调研成果,因此受访者以年轻群体居多,研究结论的普适性有待进一步考察,未来可以采取实地收集问卷的方式,尽可能丰富样本类型和样本数量,以期对结论展开进一步的验证分析。其次,本文主要考察了风险感知、目的地形象对旅游行为意向的影响,但尚未具体展开对旅游重新意向和推荐意向的具体影响机制,在未来的研究中可以展开深入探讨。

参考文献:

- [1] Quintal V A, Lee J A, Soutar G N. Risk, uncertainty and the theory of planned behavior: A tourism example[J]. *Tourism Management*, 2010, 31(6): 797-805.
- [2] 许晖, 许守任, 王睿智. 消费者旅游感知风险维度识别及差异分析 [J]. *旅游学刊*, 2013, 28(12): 71-80.
- [3] 陈楠, 乔光辉, 刘力. 出境游客的旅游风险感知及旅游偏好关联研究——以北京游客为例 [J]. *人文地理*, 2009, 24(6): 97-102.
- [4] 吴国清. 城市居民出境旅游风险感知维度选划——以上海市为例 [J]. *地域研究与开发*, 2017, 36(1): 109-114.
- [5] 朱诗荟. 我国出境旅游者风险感知差异及其信息来源偏好 [J]. *商业研究*, 2015, (5): 163-168.
- [6] Bauer R A. *Consumer behavior as risk taking*[Z]. Chicago, IL, 1960.
- [7] Lepp A, Gibson H. Tourist roles, perceived risk and international tourism[J]. *Annals of Tourism Research*, 2003, 30(3): 606-624.
- [8] Derbaix E C. Perceived risk and risk relievers: An empirical investigation[J]. *Journal of Economic Psychology*, 1983, 3(1): 19-38.
- [9] Sheng-Hsiung T, Gwo-Hsiung T, Kuo-Ching W. Evaluating tourist risks from fuzzy perspectives[J]. *Annals of Tourism Research*, 1997, 24(4): 796-812.
- [10] Moutinho L, Ballantyne R, Rate S. Consumer behavior in tourism[J]. *Strategic Management in Tourism*, 2011, 2(2): 83-126.
- [11] Cheron E J, Ritchie J B. Leisure activities and perceived risk[J]. *Journal of Leisure Research*, 1982, 14(2): 139-154.
- [12] Roehl W S, Fesenmaier D R. Risk perceptions and pleasure travel: An exploratory analysis[J]. *Journal of Travel research*, 1992, 30(4): 17-26.
- [13] 许峰, 李帅帅, 牛文霞, 等. 旅游目的地如何有效管控风险——来自南疆地区的证据 [J]. *南开管理评论*, 2019, 22(1): 66-75.
- [14] Sonmez S F, Graefe A R. Determining future travel behavior from past travel experience and perceptions of risk and safety[J]. *Journal of travel research*, 1998, 37(2): 171-177.
- [15] 焦彦. 基于旅游者偏好和知觉风险旅游者决策模型分析 [J]. *旅游学刊*, 2006, (5): 42-47.
- [16] Kozak M, Crofts J C, Law R. The impact of the perception of risk on international travellers[J]. *International Journal of Tourism Research*, 2007, 9(4): 233-242.

- [17] 李静, Pearce Philip L, 吴必虎, 等. 雾霾对来京旅游者风险感知及旅游体验的影响——基于结构方程模型的中外旅游者对比研究 [J]. 旅游学刊, 2015, 30(10): 48-59.
- [18] Crompton J L. An assessment of the image of Mexico as a vacation destination and the influence of geographical location upon that image[J]. Journal of travel research, 1979, 17(4): 18-23.
- [19] Baloglu S. A path analytic model of visitation intention involving information sources, socio-psychological motivations, and destination image[J]. Journal of Travel & Tourism Marketing, 2000, 8(3): 81-90.
- [20] Gartner W C. Image formation process[J]. Journal of Travel & Tourism Marketing, 1994, 2(2-3): 191-216.
- [21] 刘力. 旅游目的地形象感知与游客旅游意向——基于影视旅游视角的综合研究 [J]. 旅游学刊, 2013, 28(9): 61-72.
- [22] 张宏梅, 陆林, 蔡利平, 等. 旅游目的地形象结构与游客行为意图——基于潜在消费者的本土化验证研究 [J]. 旅游科学, 2011, 25(1): 35-45.
- [23] 杨杰, 胡平, 苑炳慧. 熟悉度对旅游形象感知行为影响研究——以重庆市民对上海旅游形象感知为例 [J]. 旅游学刊, 2009, 24(4): 56-60.
- [24] 张薇, 史坤博, 杨永春, 等. 网络舆情危机下旅游形象感知的变化及对出游意向的影响——以青岛“天价虾事件”为例 [J]. 人文地理, 2019, 34(4): 152-160.
- [25] 李月调, 黄倩, 张江驰. 负面舆论对游客忠诚度的曲线影响——安全感知和旅游形象感知的中介作用 [J]. 旅游学刊, 2019, 34(5): 105-116.
- [26] Folkes V S. Recent attribution research in consumer behavior: A review and new directions[J]. Journal of Consumer Research, 1988, 14(4): 548-565.
- [27] 许峰, 李帅帅. 南疆地区目的地形象与旅游者行为意向——感知价值与心理距离的中介作用 [J]. 经济管理, 2018, 40(1): 156-171.
- [28] Woodside A G, Lysonski S. A general model of traveler destination choice[J]. Journal of Travel Research, 1989, 27(4): 8-14.
- [29] Lin C, Morais D B, Kerstetter D L, et al. Examining the role of cognitive and affective image in predicting choice across natural, developed, and theme-park destinations[J]. Journal of Travel Research, 2007, 46(2): 183-194.
- [30] 钱晓燕, 林源源. 潜在游客的目的地形象感知及其行为意图——基于港澳居民的实证研究 [J]. 旅游科学, 2016, 30(4): 73-85.
- [31] Lepp A, Gibson H. Sensation seeking and tourism: Tourist role, perception of risk and destination choice[J]. Tourism Management, 2008, 29(4): 740-750.
- [32] Karl M. Risk and uncertainty in travel decision-making: Tourist and destination perspective[J]. Journal of Travel Research, 2018, 57(1): 129-146.
- [33] George R. Visitor perceptions of crime-safety and attitudes towards risk: The case of Table Mountain National Park, Cape Town[J]. Tourism Management, 2010, 31(6): 806-815.

- [34] 张晨, 高峻, 丁培毅. 雾霾天气对潜在海外游客来华意愿的影响——基于目的地形象和 risk 感知理论 [J]. 旅游学刊, 2017, 32(12): 58-67.
- [35] Wang F, Xue T, Wang T, et al. The mechanism of tourism risk perception in severe epidemic—the antecedent effect of place image depicted in anti-epidemic music videos and the moderating effect of visiting history[J]. Sustainability, 2020, 12(13): 5454.
- [36] Sonmez S F, Graefe A R. Influence of terrorism risk on foreign tourism decisions[J]. Annals of Tourism Research, 1998, 25(1): 112-144.
- [37] Chew E Y T, Jahari S A. Destination image as a mediator between perceived risks and revisit intention: A case of post-disaster Japan[J]. Tourism Management, 2014, 40: 382-393.
- [38] Becken S, Jin X, Zhang C, et al. Urban air pollution in China: destination image and risk perceptions[J]. Journal of Sustainable Tourism, 2017, 25(1): 130-147.
- [39] Zhang H, Cho T, Wang H. The impact of a terminal high altitude area defense incident on tourism risk perception and attitude change of Chinese tourists traveling to South Korea[J]. Sustainability, 2019, 12(1): 1-13.
- [40] Khan M J, Khan F, Amin S, et al. Perceived risks, travel constraints, and destination perception: A Study on Sub-Saharan African medical travellers[J]. Sustainability, 2020, 12(7): 2807.
- [41] Assaker G, O'Connor P. eWOM platforms in moderating the relationships between political and terrorism risk, destination image, and travel intent: The Case of Lebanon[J]. Journal of Travel Research, 2020: 69006643.
- [42] Chi C G, Qu H. Examining the structural relationships of destination image, tourist satisfaction and destination loyalty: An integrated approach[J]. Tourism Management, 2008, 29(4): 624-636.
- [43] Bigne J E, Sanchez M I, Sanchez J. Tourism image, evaluation variables and after purchase behaviour: inter-relationship[J]. Tourism management, 2001, 22(6): 607-616.
- [44] Chen C, Tsai D. How destination image and evaluative factors affect behavioral intentions?[J]. Tourism Management, 2007, 28(4): 1115-1122.
- [45] Prayag G. Tourist's evaluations of destination image, satisfaction, and future behavioral—the case of Mauritius[J]. Journal of Travel & Tourism Marketing, 2009, 26(8): 836-853.
- [46] Noh J, Vogt C. Modelling information use, image, and perceived risk with intentions to travel to East Asia[J]. Current Issues in Tourism, 2013, 16(5): 455-476.
- [47] Caber R M, Gonzaler-Rodriguez M R, Albayrak T, et al. Does perceived risk really matter in travel behaviour?[J]. Journal of Vacation Marketing, 2020: 562976750.
- [48] Xie C, Huang Q, Lin Z, et al. Destination risk perception, image and satisfaction: The moderating effects of public opinion climate of risk[J]. Journal of Hospitality and Tourism Management, 2020, 44: 122-130.
- [49] 姚延波, 侯平平. 女性旅游风险感知维度研究 [J]. 消费经济, 2019, 35(3): 88-96.
- [50] Khan M J, Chelliah S, Ahmed S. Factors influencing destination image and visit intention among young women travellers: Role of travel motivation, perceived risks, and travel constraints[J]. Asia Pacific

- Journal of Tourism Research, 2017, 22(11): 1139-1155.
- [51] Baloglu S, McCleary K W. A model of destination image formation[J]. Annals of Tourism Research, 1999, 26(4): 868-897.
- [52] Kim H, Richardson I S L. Motion picture impacts on destination images[J]. Annals of Tourism Research, 2003, 30(1): 216-237.
- [53] Beerli A, Martin J D. Tourists' characteristics and the perceived image of tourist destinations: a quantitative analysis—A case study of Lanzarote, Spain[J]. Tourism Management, 2004, 25(5): 623-636.
- [54] 谢双玉, 刘琪, 龚箭, 等. 城市形象感知对旅游满意度的影响——基于武汉市旅游者的调查分析 [J]. 地域研究与开发, 2019, 38(2): 106-111.
- [55] Russell J A. A circumplex model of affect[J]. Journal of Personality and Social Psychology, 1980, 39(6): 1161.
- [56] Qu H, Kim L H, Im H H. A model of destination branding: Integrating the concepts of the branding and destination image[J]. Tourism Management, 2011, 32(3): 465-476.
- [57] 白凯, 张春晖. 旅游信息来源类型对消费者行为意图的影响 [J]. 人文地理, 2012, 27(6): 95-102.
- [58] Fornell C, Larcker D F. Evaluating structural equation models with unobservable variables and measurement error[J]. Journal of Marketing Research, 1981, 18(1): 39-50.
- [59] Hu L T, Bentler P M. Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives[J]. Structural Equation Modeling: a Multidisciplinary Journal, 1999, 6(1): 1-55.
- [60] Hayes A F. Beyond Baron and Kenny: Statistical mediation analysis in the new millennium[J]. Communication Monographs, 2009, 76(4): 408-420.
- [61] Hong S, Kim J, Jang H, et al. The roles of categorization, affective image and constraints on destination choice: An application of the NMNL model[J]. Tourism Management, 2006, 27(5): 750-761.
- [62] Maser B, Weiermair K. Travel decision-making: From the vantage point of perceived risk and information preferences[J]. Journal of Travel & Tourism Marketing, 1998, 7(4): 107-121.
- [63] Lepp A, Gibson H, Lane C. Image and perceived risk: A study of Uganda and its official tourism website[J]. Tourism Management, 2011, 32(3): 675-684.

《国土资源科技管理》(双月刊)投稿须知

《国土资源科技管理》创刊于1984年,由成都理工大学主办,是一份刊载资源、土地、矿产、生态、环境等自然资源科技和管理的前沿问题、难点问题、热点问题、重点问题,突出新理念、新视角、新架构、新观点的综合性学术刊物。以其科技性、学术性和可操作性为我国经济发展服务。

来稿要求及注意事项:

1. 来稿可通过登陆本刊编辑部网站 <http://gzg.cdut.edu.cn> 在线注册投稿或通过 E-mail 以附件的形式发送至 gzg@cdut.edu.cn, 邮件主题必须为“作者名 投稿:文章名”。请作者注明姓名、电话、E-mail 地址、通信地址及邮编,并请提供 3~5 位相关学科的专家、学者姓名、单位、电话、通信地址和 E-mail 地址。

2. 来稿力求论点明确、论据充分、数据准确、文字精炼、合乎逻辑。全文长度一般宜控制在 5000~10000 字。

3. 文稿请按如下顺序书写:中文题目(一般为 20 字以内,若太长可用副标题),作者姓名,作者单位(单位名称、所在城市、邮政编码)中文摘要,中文关键词,正文,参考文献,英文题目,作者工作单位标准英译名,英文摘要,英文关键词。

4. 请提供第一作者简介,包括姓名(出生年—),性别,民族,职务或职称,研究方向。论文若获得项目资助,请注明资助单位与项目名称;国家基金项目请注明项目名称与编号。署名作者应是文章创作的参与者,并对其文章内容负责。

5. 中文摘要是以提供论文内容梗概为目的,不加评论和补充解释,简明、确切地记述论文主要内容的短文,一般为 200~300 字。摘要请使用规范化的名词术语,采用第三人称主动态表达;应排除本学科领域已成为常识的内容,切忌把应在引言中出现的内容写入摘要;一般不要对论文作诠释和评论(尤其自我评价);不要简单重复题名中已有的信息。

6. 凡文稿引用他人资料或结论的,请提供相应的参考文献,并用右上角方括号按文中出现的先后次序跟注在正文引用处(未公开发表的如:内部资料,请用脚注的形式标注在正文下方),并按下列格式附在文末:

① 专著(M)、论文集(C)、学位论文(D)、报告(R):[序号] 主要责任者. 文献名称 [文献类型标识]. 出版地:出版者,出版年. 起止页码.

② 期刊文章:[序号] 主要责任者. 文献名称 [J]. 刊名,年,卷(期):起止页码.

③ 论文集集中的析出文献:[序号] 析出文献主要责任者. 析出文献题名 [A]. 原文献主要责任者(任选). 原文献题名(C). 出版地:出版者,出版年. 析出文献起止页码.

④ 报纸文章:[序号] 主要责任者. 文献题名 [N]. 报纸名,出版日期(版次).

⑤ 国际、国家标准:[序号] 标准编号,标准名称 [S].

⑥ 专利:[序号] 专利所有者. 专利题名 [P]. 专利国别:专利号,出版日期.

⑦ 电子文献:[序号]主要责任者.电子文献题名[EB/OL].电子文献的出处或可获得地址,发表或更新日期/引用日期(任选).

⑧ 各种未定义类型的文献:[序号]主要责任者.文献名称[Z].出版地:出版者,出版年.

7. 计量单位:采用国家颁布的法定计量单位,在量和计量单位之间有一个英文字符的空格,如 5 cm, 7 km。

8. 数字:文中具有统计学意义的数字必须用阿拉伯数字,5 位以上的数字需使用“科学计数法”,中文改写为以 10^{4n} 、英文改写为以 10^{3n} (n 为不等于 0 的整数)作单位的数。

9. 公式、算式或方程式:文中使用的公式、算式或方程式等,应编排序号,且与文字叙述对应;序号用圆括号括起置于公式右侧;式中的字母变量、角标、函数符号等须注意区分正斜体和大小写等;变量要用斜体,向量和矩阵用黑斜体,名词缩写用正体。

10. 表格:建议采用三线表,表题置于表上居中,表中相关量的单位须给出,如:深度 /m。对表格附加说明时,其说明内容置于表的下面。

11. 插图图件要求:图题置于图下居中;灰度图分辨率不低于 600dpi,彩色图分辨率不低于 300dpi。

① 图件为分层图,格式应为下列之一:1)*.cdr(须保存成 coreldraw 8 版本);2)*.psd;3)*.tif;4)*.jpg。

② 图件要求线条简洁、清晰,不宜过粗或过细,图中线条粗细为 0.25 mm,彩色图件应色彩分明。

③ 应标明坐标轴所代表的参量和单位,如:深度 /m。分图用 (a),(b),(c),…标号,放在图中左上角或右下角。避免出现中国国界线。如果出现中国地图,请注意地图的完整性(如国界线和南海诸岛等)。

④ 图的宽度分两种:半栏图宽 6 ~ 8 cm,通栏图宽 14 ~ 16 cm。图例框的长 × 宽为 5 mm × 3 mm。图中的文字和数字为 7 pt 宋体,字母用 7 pt Times New Roman 字体。

⑤ 图中比例尺应提供线段比例尺。

⑥ 每幅图单独存一个文件,且每幅图须提供两个图,一个含文字的完整图,一个无字的线条图。

12. 本刊收到作者来稿后,三个月内给作者复函或刊用通知,在此期间作者切勿另投他刊,以免造成版权纠纷;作者若撤回稿件,请及时函告;三个月后作者可自行处置。来稿恕不退稿,请作者自留底稿。

13. 本刊已许可中国知网以数字化方式复制、汇编、发行、信息网络传播本刊全文。本刊支付的稿酬(已包含中国知网著作权使用费)与作品审稿费相抵,期刊不再另行支付费用。所有署名作者向本刊提交文章发表之行为视为同意上述声明。如有异议,请在投稿时说明,本刊将按作者说明处理。

14. 来稿一经刊出,赠当期本刊两册。