

湖南武陵山片区乡村转型时空演化特征 及其影响因素分析

曹苗苗¹ 彭鹏^{1, 2} 王贤^{1, 2} 周国华^{1, 2} 周荣荣¹ 刘祥凛¹¹

(1. 湖南师范大学 资源与环境科学学院, 湖南 长沙 410081;

2. 地理空间大数据挖掘与应用湖南省重点实验室, 湖南 长沙 410081)

【摘要】: 乡村转型是激发乡村发展活力, 实现乡村可持续发展的重要途径。深入开展连片特困地区乡村转型发展研究对推动精准扶贫与乡村振兴有机衔接具有重要意义。通过构建乡村转型评价指标体系, 采用均方差决策法、地理探测器等方法, 对 2006~2016 年湖南武陵山片区乡村转型时空演化特征及其影响因素进行研究。研究表明: (1) 湖南武陵山片区乡村转型度整体呈现出明显上升态势, 乡村转型度较高的县域数量不断增加, 乡村转型度较低的县域数量不断减少。 (2) 乡村转型度高值区主要分布在武陵源区、鹤城区、吉首市、冷水江市等县(市、区), 低值区主要分布在片区的东南部和西北部, 总体呈现出“中部高、西北-东南低”的空间格局特征。 (3) 湖南武陵山片区乡村转型空间分异是多种因素综合作用的结果, 人均 GDP、人均固定资产投资是主导因素, 其次是人均地方财政收入、人均社会消费品零售额、人均储蓄存款; 各影响因子之间的交互作用对乡村转型空间分异作用力更强。不同区域应合理有序推动乡村转型发展, 从而实现精准扶贫与乡村振兴的有机衔接。

【关键词】: 乡村转型 时空演化 地理探测器 湖南武陵山片区

【中图分类号】: F327 **【文献标识码】:** A **【文章编号】:** 1004-8227(2020)09-1930-11

随着工业化、城镇化进程的快速推进, 农村人口、土地、资本等要素快速非农化, 引发村庄空心化、人口老弱化、土地空废化等问题^[1]。为改变乡村持续衰落现象, 党的十九大创新地提出乡村振兴战略, 作为解决“三农”问题、全面激活农业农村发展活力的重大行动^[2]。乡村转型发展是推动乡村振兴的重要系统过程^[3], 有序推进乡村转型发展, 既是乡村振兴战略的时代需求, 也是把脉区域乡村发展路径的现实需要^[4]。乡村转型是在城市外力与乡村内力的共同作用下, 农村地区社会经济形态和地域空间格局的重构, 主要涉及村镇空间组织结构、农村产业发展模式、就业方式、消费结构、工农关系、土地利用形态和城乡关系等方面的转变^[5]。近年来, 国内学者围绕乡村转型发展评价^[6~7]、乡村转型发展地域类型划分^[8]、乡村转型发展格局特征^[9~10]、乡村转型发展模式^[11~12]、乡村转型发展驱动机制^[5]及影响因素^[13]等方面展开了大量研究, 取得了丰富的研究成果。从已有研究来看, 在研究内容上, 由主要对乡村转型发展过程中土地利用转型^[14~16]、产业发展转型^[17~19]和人口转型^[20~21]等单要素研究转向系统探究乡村中“人、地、业”3要素转型研究^[7, 13, 22~23]; 在研究尺度上, 较多关注省域^[7, 8, 22]、市域^[6, 10, 24]、县域^[25], 乡镇和村域微观尺度的研究尚处于起步阶段; 在研究区域选择上, 多以沿海发达地区^[26~28]为研究对象, 涉及连片特困地区的研究较为薄弱。武陵山片区生态环境比较脆弱, 区域整体发展水平不高, 制约着我国区域协调发展和乡村振兴战略目标的实现^[29]。受资源本底、区位交通及社会经济等

作者简介: 曹苗苗(1989~), 女, 硕士研究生, 主要从事乡村地理研究。E-mail: caomiaomiao163@163.com

彭鹏, E-mail: pengheli@sina.com

基金项目: 国家自然科学基金项目(41971224)。

多因素的驱动, 县域乡村发展程度存在差异^[30], 城乡转型发展背景下, 深入探究其乡村转型空间差异特征, 可以针对性地落实乡村发展战略, 从而推动乡村转型发展, 促进乡村振兴。基于此, 本文以湖南武陵山片区为研究对象, 从人口、土地、产业、设施 4 个维度构建乡村转型度评价指标体系, 运用均方差决策法、地理探测器等研究方法, 选择 2006 年、2011 年和 2016 年为典型年份, 探究 2006~2016 年湖南武陵山片区乡村转型的时空差异特征及其影响因素, 以期为连片特困地区乡村可持续发展、城乡融合与乡村振兴战略实施提供决策参考。

1 研究区域、数据来源与方法

1.1 研究区概况

武陵山片区是《中国农村扶贫开发纲要(2011-2020年)》中确定的14个集中连片特困区之一,包括湖北、湖南、重庆、贵州四省市相交地带的71个县(市、区)。湖南武陵山片区位于湖南省的中西部,北临湖北,西接重庆、贵州,地形以山地、丘陵为主,土地面积9.27万平方千米,占全省总面积的43.8%。涉及湘西自治州、怀化市、张家界市、邵阳市、常德市、益阳市、娄底市等地37个县市区(图1)。2017年常住人口1867万人,其中城镇人口808万人,乡村人口1059万人,城镇化水平43.28%,地区生产总值为4692.9亿元,其中第一产业产值713.3471亿元,第二产业产值1557.12亿元,第三产业产值2422.49亿元,三次产业结构比为15.2:33.18:51.62,人均地区生产总值2.51万元,农村居民人均可支配收入9311元,农村居民人均生活消费支出8609元。



图 1 湖南武陵山片区位置及范围

1.2 数据来源

本研究所需数据主要包含社会经济统计数据、土地利用数据和 DEM 数据。社会经济数据主要来源于 2007~2017 年《中国县域统计年鉴》、《湖南统计年鉴》、《湖南农村统计年鉴》以及湖南省各县(市、区)地方年鉴,并以 2006~2016 年湖南省各县(市、区)社会经济统计公报、政府工作报告作为补充。土地利用数据和行政边界数据来源于中国科学院资源环境数据中心(<http://www.resdc.cn>)。DEM 数据在地理空间数据云(<http://www.gscloud.cn/>)下载,分辨率为 90m×90m。坡度、地形起伏度数据利用 ArcGIS10.2 软件对 DEM 数据进行提取。

1.3 研究方法

1.3.1 乡村转型度评价指标选取

乡村转型涉及人口、土地、产业、设施等多个方面^[31],借鉴已有乡村转型发展评价研究成果^[8,31]并考虑到数据的可得性,从影响乡村转型发展的人口、土地、产业、设施等核心要素,构建乡村转型度评价指标体系(表1),以测算湖南武陵山片区乡村综合转型度。其中,指标体系准则层包括人口转型、土地利用转型、产业转型、设施建设转型4个维度^[32]。

1.3.2 指标权重计算

本研究采用均方差决策法计算准则层指标和指标层指标权重^[31],即计算研究时间段内各县域各指标的离差系数,以此反映其对乡村转型贡献程度大小,数值越大,贡献程度越高,反之,则越低。具体计算过程如下:

(1)数据标准化处理。为消除各指标不同量纲对乡村转型度综合评价的影响,本文采用极差标准化方法对2006~2016年湖南武陵山片区各县(市、区)16项指标数据进行标准化处理^[33],使各指标值落在[0,1]之间^[7]。计算公式为:

$$\text{正向指标: } r_{ij} = \frac{A_{ij} - \min(A_{ij})}{\max(A_{ij}) - \min(A_{ij})} \quad (1)$$

$$\text{负向指标: } r_{ij} = \frac{\max(A_{ij}) - A_{ij}}{\max(A_{ij}) - \min(A_{ij})} \quad (2)$$

式中: r_{ij} 为标准化后的指标值; A_{ij} 为指标数据原始值; $\max(A_{ij})$ 、 $\min(A_{ij})$ 分别为指标数据原始值 A_{ij} 的最大值和最小值。

表1 乡村转型度评价指标体系及权重

目标层	准则层	指标层	计算方法	指标权重	指标属性
乡村转型度	人口转型(0.28)	城镇化率	城镇人口/总人口	0.36	+
		农村非农劳动力占比	农村非农从业人数/农村从业人员总数	0.28	+
		城乡居民收入比	农村居民人均可支配收入/城镇居民人均可支配收入	0.36	+
	土地利用转型(0.23)	耕地面积占比	耕地面积/县域总面积	0.29	-
		农村居民点面积占比	农村居民点面积/县域总面积	0.23	-
		城镇工矿用地占比	(城镇用地+工矿用地)/县域总面积	0.22	+
		复种指数	农作物总播种面积/耕地面积	0.26	+
	产业转型(0.25)	非农产业产值占比	非农产业产值/地区生产总值	0.31	+

		机耕面积占比	机耕面积/农作物播种总面积	0.28	+
		农业劳动生产率	农林牧渔业产值/农业从业人数	0.17	+
		非粮作物面积占比	非粮作物种植面积/总播种面积	0.24	+
	设施建设转型 (0.24)	农村用电水平	农村用电量/农村人口	0.18	+
		公路密度	公路里程/县域总面积	0.23	+
		教育条件	普通中学学校数量	0.20	+
		医疗卫生条件	医疗卫生机构床位数/总人口	0.17	+
		社会福利水平	社会福利院床位数/总人口	0.22	+

(2) 计算权重

第一步, 计算第 j 个指标的标准化值 r_{ij} 的均值 σ_j , 计算公式为:

$$\sigma_j = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n r_{ij}$$

(3)

第二步, 计算 r_{ij} 的均方差 s_j , 计算公式为:

$$s_j = \sqrt{\sum_{i=1}^n (r_{ij} - \sigma_j)^2}$$

(4)

第三步, 计算指标 j 的权重 w_j , 计算公式为:

$$w_j = \frac{s_j}{\sum_{j=1}^m s_j}$$

(5)

第四步, 计算综合得分, 计算公式为:

$$E_i = \sum w_j \times r_{ij}$$

(6)

式中: σ 代表平均值; s 代表方差; w 代表权重; n 是为县(市、区)的个数; m 为指标的个数; E 为各县域综合得分。

1.3.3 地理探测器

地理探测器是探测空间分异性, 以及揭示其背后驱动因子的一种新的统计学方法^[34], 最初用于地方性疾病风险和 Related 地理影响因素的研究^[35]。相比传统统计方法, 地理探测器模型没有过多的假设条件, 可以克服统计方法处理变量的局限性, 因此被广泛应用于社会环境因素和自然环境因素的影响机理研究^[36]。地理探测器包括因子探测、风险探测、交互探测和生态探测 4 个探测器。本文主要借助地理探测器中的因子探测和交互探测识别湖南省武陵山片区乡村转型度空间异质性的主要驱动因子及其交互作用。

因子探测可以识别主要影响因子, 核心思想是地理事物总是存在于特定的空间位置上, 影响其发展变化的环境因素在空间上具有差异性, 若某环境因素和地理事物的变化在空间上具有显著的一致性, 则说明这种环境因素对地理事物的发生和发展具有决定影响^[37, 38]。计算公式如下:

$$q = 1 - \frac{1}{N\sigma^2} \sum_{h=1}^L N_h \sigma_h^2 \quad (7)$$

式中: q 为影响乡村转型的探测力值; L 为各因素的类型; N_h 和 N 分别为层 h 和全区的单元个数; σ_h^2 和 σ^2 分别为层 h 和全区的 Y 的方差。 q 值的范围为 $[0, 1]$, q 值越大, 说明该因子对乡村转型影响力越强, 反之, 影响力越弱。

交互作用探测可以分析不同影响因子之间的相互作用, 评估其相互作用时是否会增强或减弱对地理要素空间分异的影响^[39]。不同因子之间的交互关系有 5 种类型: 当 $q(X1 \cap X2) < \min(q(X1), q(X2))$ 为非线性减弱; $\min(q(X1), q(X2)) < q(X1 \cap X2) < \max(q(X1), q(X2))$ 为单因子非线性减弱; $q(X1 \cap X2) > \max(q(X1), q(X2))$ 为双因子增强; $q(X1 \cap X2) = q(X1) + q(X2)$ 为相互独立; $q(X1 \cap X2) > q(X1) + q(X2)$ 为非线性增强。

2 结果与分析

2.1 乡村转型时空演化特征

根据公式(6)计算得出 2006、2011 和 2016 年湖南武陵山片区各县域乡村转型综合评价价值, 为便于对不同时间点乡村转型度指标值进行比较, 采用四分位法对湖南武陵山片区 37 个县域 3 个年份的乡村转型综合发展水平指数进行等级划分, 寻找 25%(1/4 分位数)、50%(中位数)、75%(3/4 分位数)位置的 3 个数作为 4 个等级的临界值^[31], 将湖南武陵山片区乡村转型度分为高、较高、较低、低 4 个等级, 并进行空间可视化表达(图 2)。

从时间尺度看, 2006~2016 年湖南武陵山片区乡村转型度整体上呈现出明显上升态势, 乡村转型度指数均值从 0.3044 上升至 0.4364, 增长 1.43 倍; 变异系数从 0.2034 下降到 0.1667, 乡村转型度的空间差异在逐渐缩小。2006 年湖南武陵山片区乡村转型度整体较低, 83.78% 的县(市、区)处于低值区或较低值区(表 2), 其中乡村转型度低的县(市、区)有 23 个, 成片状集中分布在片区东南部、西北部; 乡村转型度较低的县(市、区)有 8 个, 主要分布在片区东北部和南部; 乡村转型度高或较高的县(市、区)仅有 6 个, 空间分布较为分散, 零星散布在片区内。2011 年湖南武陵山片区乡村转型度较 2006 年有所提高, 低值区县域数量大幅减少, 乡村转型度低的县(市、区)降至 8 个, 主要分布在片区东南部、西北部; 乡村转型度较低的县(市、区)有 14 个, 广泛分布在片区的南部、西部和北部; 乡村转型度较高的县(市、区)有 8 个, 集中分布在片区中部、东北部; 乡村转型度高的县(市、区)有 7 个, 主要出现在鹤城区、武陵源区、吉首市、冷水江市等县(市、区)。在脱贫攻坚实施背景下, 2016 年湖南武陵山片区乡村转型度相比于 2006 年整体水平提升较快, 97.3% 县(市、区)处于高值区或较高值区, 乡村转型度低的县(市、区)消失, 其中乡村转型度高的县(市、区)有 15 个, 主要分布在鹤城区、武陵源区、吉首市、冷水江市、石门县等县(市、区); 乡村转型度较高的县(市、区)有 21 个, 集中分布在片区东北、东南和西南部; 乡村转型度较低的县(市、区)有 1 个, 分布在片区的南部。

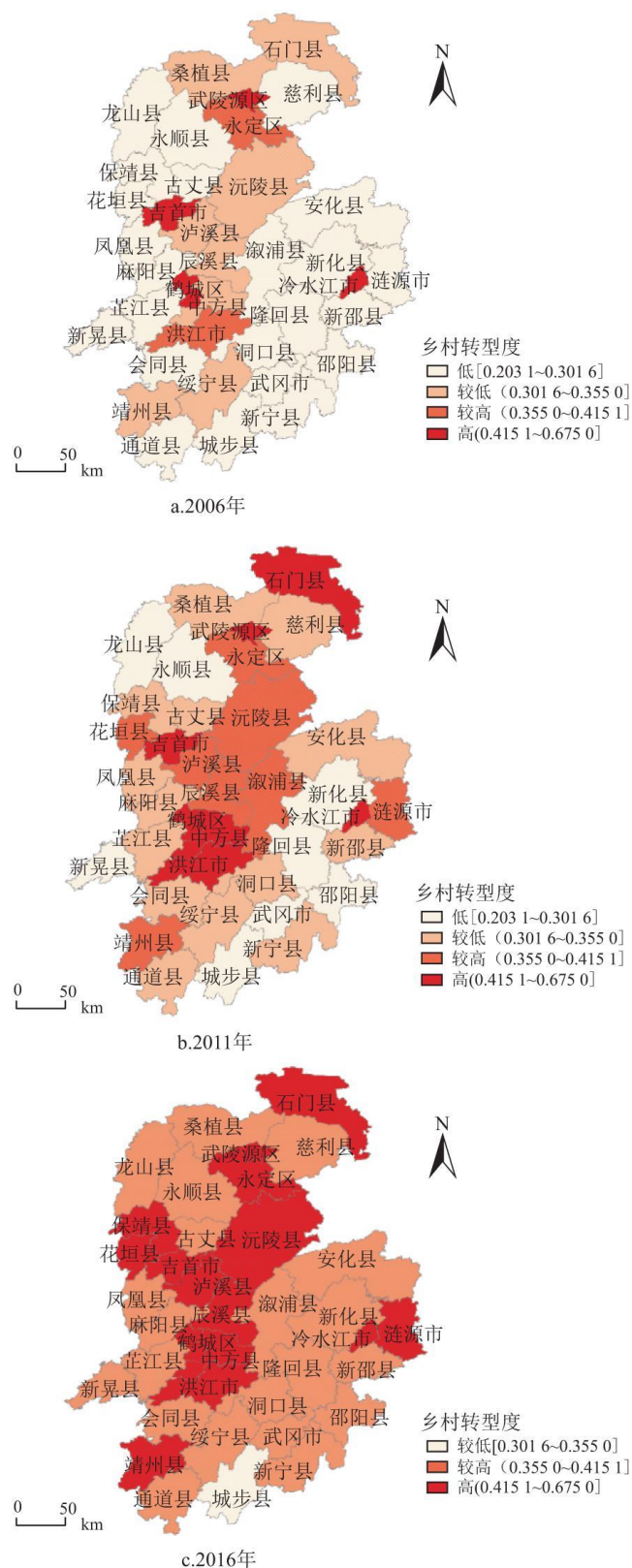


图 2 2006~2016 年湖南武陵山片区乡村转型时空格局

从空间分布看,湖南武陵山片区乡村转型度总体呈现出“中部高、西北-东南低”的空间格局特征(图 2)。乡村转型度高或较

高的县域主要分布在武陵源区、鹤城区、吉首市、冷水江市等县(市、区),距离湖南省经济中心或者城市市区较近,城乡一体化的推进,城乡联系日益密切,受长株潭和各市州中心城市等辐射带动作用较强,乡村转型速度快。乡村转型度低或较低的县域主要分布在片区西北部、东南部,位于武陵山和雪峰山山脉一带,该区域自然地理环境脆弱,基础设施,受地形、资源本底、空间区位及社会经济等多种因素的制约,发展动力不足,乡村转型速度慢。

表 2 湖南武陵山片区乡村转型类型划分

乡村转型度	2006 年	2011 年	2016 年
高水平区	武陵源区、吉首市、鹤城区、冷水、江市 4 个(10.81%)	武陵源区、吉首市、鹤城区、冷水江市、石门县、洪江市、中方县 7 个(18.92%)	武陵源区、永定区、吉首市、鹤城区、冷水江市、石门县、保靖县、花垣县、泸溪县、沅陵县、辰溪县、涟源市、洪江市、中方县、靖州县 15 个(40.54%)
较高水平区	永定区、洪江市 2 个(5.4%)	永定区、花垣县、沅陵县、辰溪县、泸溪县、靖州县、溆浦县、涟源市 8 个(21.62%)	桑植县、慈利县、龙山县、永顺县、古丈县、凤凰县、芷江县、新晃县、会同县、通道县、绥宁县、新宁县、武冈市、洞口县、隆回县、邵阳县、新邵县、新化县、安化县、溆浦县 21 个(56.76%)
较低水平区	石门县、桑植县、沅陵县、辰溪县、泸溪县、中方县、绥宁县、靖州县 8 个(21.62%)	桑植县、慈利县、古丈县、保靖县凤凰县、麻阳县、芷江县、会同县绥宁县、通道县、洞口县、新宁县新邵县、安化县 14 个(37.84%)	城步县 1 个(2.7%)
低水平区	慈利县、龙山县、永顺县、保靖县、古丈县、花垣县、凤凰县、麻阳县、芷江县、新晃县、会同县、通道县、城步县、安化县、涟源市、溆浦县、新化县、隆回县、洞口县、武冈市、邵阳县、新邵县、新宁县 23 个(62.16%)	龙山县、永顺县、新晃县、新化县隆回县、城步县、武冈市、邵阳县 8 个(21.62%)	

2.2 乡村转型影响因素分析

乡村转型发展是自然条件、资源禀赋、区位条件、社会经济、城市辐射及区域政策等多因素共同作用的结果。借鉴目前已有研究成果^[5],遵循科学性、客观性和数据的可得性等原则,本文从自然因素、区位因素、经济因素、社会因素 4 个方面选取 11 个因素(图 3),利用地理探测器定量识别影响湖南武陵山片区乡村转型度空间分异的主导因素及其交互作用。

自然因素是乡村转型发展的基础因素,对乡村转型发展的影响主要体现在海拔、坡度及耕地资源数量等方面。海拔越高、坡度越陡,土地开发利用的难度越大,从而制约农业发展和工业布局,目前农业仍是乡村的主导产业,耕地资源数量影响农业收益,选取坡度(X_1)、地形起伏度(X_2)、农用地资源数量(X_3)3 个指标来反映自然因素对乡村转型的影响。

区位因素影响乡村发展的机会,优越的区位条件与便利的交通,对乡村经济发展具有显著作用。交通便利、距离中心城市、省会城市近的地区,容易受到城市的辐射带动,促进乡村要素向城镇要素转变,从而加快乡村转型,选取距所在市州中心城市距离(X_4)反映地区区位条件的优劣。

经济因素是乡村转型发展的主要驱动力,主要包括经济发展水平、产业结构、农业机械化水平等,乡村经济发展水平的高低影响农村生产生活各个方面,经济发展水平越高,乡村转型速度越快。农业机械化水平的提高有利于解放劳动力,促进剩余劳动力转移。研究选取人均 GDP (X_5)、人均地方财政收入 (X_6)、人均固定资产投资 (X_7)、农业机械化水平 (X_8) 4 个指标反映县域经济发展情况。

社会因素是影响乡村转型发展的重要因素,包括居民消费水平、储蓄存款状况、受教育程度等方面。居民储蓄与消费水平的提高能够带动当地经济发展,从而加快乡村发展,乡村人口受教育程度的提高促使农民生产、生活、消费观念的转变。选取人均社会消费品零售额 (X_9)、人均储蓄存款 (X_{10})、人口受教育程度 (X_{11}) 3 个指标来反映。

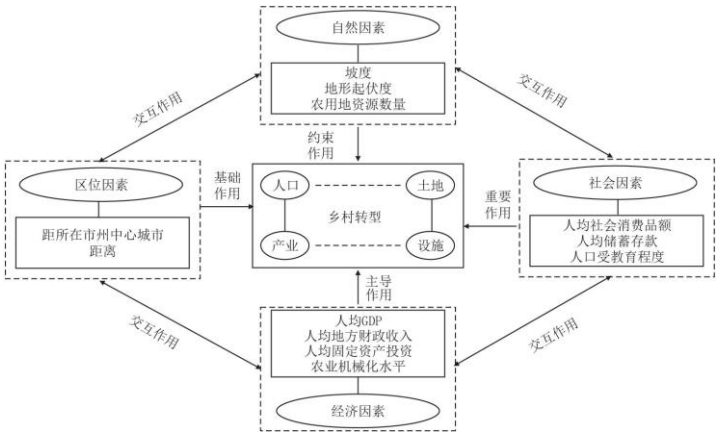


图 3 湖南武陵山片区乡村转型空间分异形成机制图

2.2.1 因子探测

运用地理探测器中的因子探测计算各影响因素对湖南武陵山片区乡村转型空间分异的决定力 q 值, q 值越大说明该因素对乡村转型发展空间分异的作用强度越大, 且是决定乡村转型度空间分异的主导因素。地理探测器善于分析类型变量, 本文采用自然断裂法将每个影响因素划分为 5 个等级进行离散化处理, 然后以此为阈值对 3 个研究时段的各项指标进行因子探测分析。

将因子探测的 q 值从大到小进行排序(表 3), 以方便比较不同探测因子在不同时期对乡村转型影响程度的变化。2006 年对乡村转型度空间分异影响较大的因子 ($q>0.4$) 是人均 GDP (0.483)、人均固定资产投资 (0.474)、人均地方财政收入 (0.455)、人均社会消费品零售额 (0.443)。2011 年对乡村转型度空间分异具有显著影响的因子 ($q>0.4$) 是人均地方财政投入 (0.631)、人均 GDP (0.622)、人均固定资产投资 (0.603)、人均社会消费品零售额 (0.548)。2016 年影响乡村转型度空间分异较大的因子 ($q>0.4$) 是人均固定资产投资 (0.608)、人均 GDP (0.578)、人均社会消费品零售额 (0.525)、人均储蓄存款 (0.424)。从整体上看, 湖南武陵山片区乡村转型空间分异在很大程度上是由社会经济因素所决定的, 其中人均 GDP、人均固定资产投资的 q 值位于前列, 是影响乡村转型空间分异的主导因素, 其次是人均地方财政收入、人均社会消费品零售额, 对乡村转型的空间分异也起着不可忽视的作用。

表 3 2006~2016 年乡村转型因子探测结果

2006 年		2011 年		2016 年	
因子排序	q	因子排序	q	因子排序	q
X5 人均 GDP	0.483*	X6 人均地方财政收入	0.631*	X7 人均固定资产投资	0.608*
X7 人均固定资产投资	0.474*	X5 人均 GDP	0.622*	X5 人均 GDP	0.578*
X6 人均地方财政收入	0.455*	X7 人均固定资产投资	0.603*	X9 人均社会消费品零售额	0.525*
X9 人均社会消费品零售额	0.443*	X9 人均社会消费品零售额	0.548*	X10 人均储蓄存款	0.424*
X10 人均储蓄存款	0.390*	X10 人均储蓄存款	0.388*	X6 人均地方财政收入	0.367*
X3 农用地资源数量	0.194	X8 农业机械化水平	0.381*	X3 农用地资源数量	0.234*
X11 人口受教育程度	0.161	X11 人口受教育程度	0.378*	X8 农业机械化水平	0.229*
X4 距所在市州中心城市距离	0.156	X3 农用地资源数量	0.149	X11 人口受教育程度	0.121
X8 农业机械化水平	0.123	X4 距所在市州中心城市距离	0.113	X4 距所在市州中心城市距离	0.119
X1 坡度	0.063	X1 坡度	0.030	X1 坡度	0.017
X2 地形起伏度	0.029	X2 地形起伏度	0.013	X2 地形起伏度	0.007

2.2.2 交互探测

乡村转型的空间分布与分异特征的形成并非只受到单一因子或单一性因素的影响,而是多因素综合作用的结果。以 2016 年为研究年份,运用地理探测器中的交互探测探究 2 个因素共同作用时对乡村转型空间分异影响程度,交互探测结果显示(表 4),各影响因素两两之间的交互作用均为增强关系,包括非线性增强和双因子增强,不存在独立和减弱的关系,说明各因子间的交互作用会增强对乡村转型空间分异的解释力度,乡村转型空间分异并不是单因素造成的,而是多因素协同作用的结果。其中,人均 GDP、人均固定资产投资与其他因子之间的交互作用 q 值均在 0.60 以上、人均地方财政收入、人均社会消费品零售额、人均储蓄存款与其他因子之间的交互作用 q 值均大于 0.50,说明人均 GDP、人均固定资产投资、人均地方财政收入、人均社会消费品零售额、人均储蓄存款是影响乡村转型空间分异的重要因子,且这 5 个因子与其他因子之间共同作用对乡村转型空间分异具有较强的解释力。

表 4 2016 年乡村转型度交互探测值

交互因子	$q(A \cap B)$	$q(A)$	$q(B)$	交互结果	交互因子	$q(A \cap B)$	$q(A)$	$q(B)$	交互结果
$X1 \cap X2$	0.095	0.017	0.007	非线性增强	$X4 \cap X6$	0.516	0.119	0.367	非线性增强
$X1 \cap X3$	0.663	0.017	0.234	非线性增强	$X4 \cap X7$	0.804	0.119	0.608	非线性增强
$X1 \cap X4$	0.292	0.017	0.119	非线性增强	$X4 \cap X8$	0.423	0.119	0.229	非线性增强
$X1 \cap X5$	0.839	0.017	0.578	非线性增强	$X4 \cap X9$	0.651	0.119	0.525	非线性增强

$X1 \cap X6$	0.664	0.017	0.367	非线性增强	$X4 \cap X10$	0.726	0.119	0.424	非线性增强
$X1 \cap X7$	0.820	0.017	0.608	非线性增强	$X4 \cap X11$	0.549	0.119	0.121	非线性增强
$X1 \cap X8$	0.558	0.017	0.229	非线性增强	$X5 \cap X6$	0.617	0.578	0.367	双因子增强
$X1 \cap X9$	0.682	0.017	0.525	非线性增强	$X5 \cap X7$	0.736	0.578	0.608	双因子增强
$X1 \cap X10$	0.769	0.017	0.424	非线性增强	$X5 \cap X8$	0.686	0.578	0.229	双因子增强
$X1 \cap X11$	0.301	0.017	0.121	非线性增强	$X5 \cap X9$	0.678	0.578	0.525	双因子增强
$X2 \cap X3$	0.411	0.007	0.234	非线性增强	$X5 \cap X10$	0.628	0.578	0.424	双因子增强
$X2 \cap X4$	0.325	0.007	0.119	非线性增强	$X5 \cap X11$	0.740	0.578	0.121	非线性增强
$X2 \cap X5$	0.604	0.007	0.578	双因子增强	$X6 \cap X7$	0.645	0.367	0.608	双因子增强
$X2 \cap X6$	0.508	0.007	0.367	非线性增强	$X6 \cap X8$	0.500	0.367	0.229	双因子增强
$X2 \cap X7$	0.784	0.007	0.608	非线性增强	$X6 \cap X9$	0.545	0.367	0.525	双因子增强
$X2 \cap X8$	0.395	0.007	0.229	非线性增强	$X6 \cap X10$	0.528	0.367	0.424	双因子增强
$X2 \cap X9$	0.546	0.007	0.525	非线性增强	$X6 \cap X11$	0.500	0.367	0.121	双因子增强
$X2 \cap X10$	0.562	0.007	0.424	非线性增强	$X7 \cap X8$	0.779	0.608	0.229	双因子增强
$X2 \cap X11$	0.233	0.007	0.121	非线性增强	$X7 \cap X9$	0.755	0.608	0.525	双因子增强
$X3 \cap X4$	0.343	0.234	0.119	双因子增强	$X7 \cap X10$	0.770	0.608	0.424	双因子增强
$X3 \cap X5$	0.735	0.234	0.578	双因子增强	$X7 \cap X11$	0.754	0.608	0.121	非线性增强
$X3 \cap X6$	0.502	0.234	0.367	双因子增强	$X8 \cap X9$	0.560	0.229	0.525	双因子增强
$X3 \cap X7$	0.805	0.234	0.608	双因子增强	$X8 \cap X10$	0.638	0.229	0.424	双因子增强
$X3 \cap X8$	0.541	0.234	0.229	非线性增强	$X8 \cap X11$	0.662	0.229	0.121	非线性增强
$X3 \cap X9$	0.817	0.234	0.525	非线性增强	$X9 \cap X10$	0.583	0.525	0.424	双因子增强
$X3 \cap X10$	0.815	0.234	0.424	非线性增强	$X9 \cap X11$	0.507	0.525	0.121	双因子增强
$X3 \cap X11$	0.728	0.234	0.121	非线性增强	$X10 \cap X11$	0.505	0.424	0.121	双因子增强
$X4 \cap X5$	0.677	0.119	0.578	双因子增强					

3 结论与讨论

本文以湖南武陵山片区为例,综合采用均方差决策法、地理探测器等方法对湖南武陵山片区乡村转型时空演化特征及其影响因素进行研究,揭示各驱动因子在乡村转型过程中的作用及交互关系,得到以下主要结论:

(1)湖南武陵山片区乡村转型度存在时空差异性。时间序列上,2006~2016 年湖南武陵山片区乡村转型度整体呈现出明显上升态势,乡村转型度较高的县域数量不断增加,乡村转型度较低的县域数量不断减少;空间分布上,乡村转型度高值区主要分布在武陵源区、鹤城区、吉首市、冷水江市等县(市、区),低值区主要分布在片区西北部、东南部,湖南武陵山片区乡村转型度总体呈现出“中部高、西北-东南低”的空间格局。

(2)湖南武陵山片区乡村转型空间分异特征是多种因素综合作用的结果。因子探测结果显示人均 GDP、人均固定资产投资对湖南武陵山片区乡村转型空间分异的影响最显著,其次是人均地方财政收入、人均社会消费品零售额和人均储蓄存款;交互探测结果显示各因子间的交互作用能够增强对乡村转型空间分异的解释力,人均 GDP、人均固定资产投资、人均地方财政投入、人均社会消费品零售额、人均储蓄存款与其他因子之间共同作用对乡村转型空间分异具有较强的解释力。

(3)本研究基于“人口、土地、产业、设施”等乡村转型发展核心要素对湖南武陵山片区乡村转型度进行综合测度,揭示了乡村转型时空分异特征,并运用地理探测器定量识别了影响乡村转型空间分异的主要因素及其交互作用强度,对认识片区乡村转型空间分布与变化,促进乡村转型、实现乡村可持续发展具有指导作用,同时,对推动精准扶贫与乡村振兴有机衔接具有重要意义。未来需进一步深化乡村转型形成机理的研究。此外,由于县域尺度下数据获取局限性,影响因素指标选取时未将政策因素纳入研究,这也是后续研究中有待加强的地方。

参考文献:

- [1]刘彦随,李进涛.中国县域农村贫困化分异机制的地理探测与优化决策[J].地理学报,2017,72(1):161-173.
- [2]牛坤玉,钟钰,普莫喆.乡村振兴战略研究进展及未来发展前瞻[J].新疆师范大学学报(哲学社会科学版),2020,41(1):48-62.
- [3]刘彦随.新时代乡村振兴地理学研究[J].地理研究,2019,38(3):461-466.
- [4]龙花楼,屠爽爽.论乡村重构[J].地理学报,2017,72(4):563-576.
- [5]龙花楼,李婷婷,邹健.我国乡村转型发展动力机制与优化对策的典型分析[J].经济地理,2011,31(12):2080-2085.
- [6]哈尚辰,阿里木江·卡斯木.近20年来喀什市乡村转型发展评价[J].水土保持通报,2016,36(6):282-287.
- [7]贺艳华,范曙光,周国华,等.基于主体功能区划的湖南省乡村转型发展评价[J].地理科学进展,2018,37(5):667-676.
- [8]龙花楼,邹健,李婷婷,等.乡村转型发展特征评价及地域类型划分——以“苏南—陕北”样带为例[J].地理研究,2012,31(3):495-506.
- [9]李婷婷,龙花楼.山东省乡村转型时空格局[J].地理研究,2014,33(3):490-500.
- [10]王艳飞,刘彦随,李玉恒.乡村转型发展格局与驱动机制的区域性分析[J].经济地理,2016,36(5):135-142.
- [11]魏超,戈大专,龙花楼,等.大城市边缘区旅游开发引导的乡村转型发展模式——以武汉市为例[J].经济地理,2018,38(10):211-217.

-
- [12] 臧玉珠, 杨园园, 曹智. 大城市郊区乡村转型与重构的典型模式分析——以天津东丽区华明镇为例[J]. 地理研究, 2019, 38(3): 713-724.
- [13] 张茜茜, 廖和平, 巫芯宇, 等. 乡村振兴背景下的“人、地、业”转型空间差异及影响因素分析——以重庆市渝北区为例[J]. 西南大学学报(自然科学版), 2019, 41(4): 1-9.
- [14] 龙花楼. 论土地利用转型与乡村转型发展[J]. 地理科学进展, 2012, 31(2): 131-138.
- [15] 陈龙, 周生路, 周兵兵, 等. 基于主导功能的江苏省土地利用转型特征与驱动力[J]. 经济地理, 2015, 35(2): 155-162.
- [16] 刘永强, 龙花楼. 黄淮海平原农区土地利用转型及其动力机制[J]. 地理学报, 2016, 71(4): 666-679.
- [17] 刘彦随, 陆大道. 中国农业结构调整基本态势与区域效应[J]. 地理学报, 2003, 58(3): 381-389.
- [18] 马晓冬, 孙晓欣. 2000 年以来江苏省农业转型发展的时空演变及问题区识别——基于全要素生产率视角[J]. 经济地理, 2016, 36(7): 132-138.
- [19] 陈哲, 蔡建明, 崔莉, 等. 乡村转型发展产业驱动机制: 以盘锦乡村旅游为例[J]. 农业现代化研究, 2016, 37(1): 143-150.
- [20] 杨斌. 人口转型的经济学解释[J]. 经济理论与经济管理, 2011(2): 24-32.
- [21] 杭帆, 郭建雄. 人口转型与中国农业可持续增长[J]. 西北人口, 2017, 38(6): 9-17.
- [22] 李婷婷, 龙花楼. 基于“人口—土地—产业”视角的乡村转型发展研究——以山东省为例[J]. 经济地理, 2015(10): 149-155.
- [23] 杨忍, 刘彦随, 龙花楼. 中国环渤海地区人口-土地-产业非农化转型协同演化特征[J]. 地理研究, 2015, 34(2): 475-486.
- [24] 郑祖艺, 廖和平, 杨伟, 等. 重庆市县域乡村类型划分及格局特征——基于乡村发展水平和转型评价[J]. 西南大学学报(自然科学版), 2018, 40(2): 104-112.
- [25] 李志江, 马晓冬, 孙姗姗. 苏北乡村转型与土地利用转型的耦合分析——以沛县为例[J]. 江苏师范大学学报(自然科学版), 2015, 33(1): 36-39.
- [26] 刘彦随. 中国东部沿海地区乡村转型发展与新农村建设[J]. 地理学报, 2007, 62(6): 563-570.
- [27] 龙花楼, 刘彦随, 邹健. 中国东部沿海地区乡村发展类型及其乡村性评价[J]. 地理学报, 2009, 64(4): 426-434.
- [28] 杨忍, 刘彦随, 龙花楼, 等. 基于格网的农村居民点用地时空特征及空间指向性的地理要素识别——以环渤海地区为例[J]. 地理研究, 2015, 34(6): 1077-1087.
- [29] 王美霞, 李民, 周国华, 等. 武陵山片区县域经济空间格局演化与优化对策[J]. 经济地理, 2015, 35(11): 45-53.

-
- [30]李孝坤,任秋爽.西南贫困地区乡村性变化与乡村转型耦合协调关系研究[J].中国农业资源与区划,2019,40(7):37-45.
- [31]李婷婷,龙花楼.基于转型与协调视角的乡村发展分析:以山东省为例[J].地理科学进展,2014,33(4):531-541.
- [32]刘祥凛.湖南省武陵山片区乡村转型评价及影响因素分析[D].湖南师范大学,2019.
- [33]邵子南,陈江龙,苏勤,等.江苏省乡村性空间格局及影响因素研究[J].长江流域资源与环境,2015,24(2):185-193.
- [34]王劲峰,徐成东.地理探测器:原理与展望[J].地理学报,2017,72(1):116-134.
- [35]WANG J F, LI X H, CHRISTAKOS G, et al. Geographical detectors-based health risk assessment and its application in the neural tube defects study of the Heshun region, China. International Journal of Geographical Information Science, 2010, 24(1):107-127.
- [36]杨忍,罗秀丽,陈燕纯.中国县域乡村地域多功能格局及影响因素识别[J].地理科学进展,2019,38(9):1316-1328.
- [37]丁悦,蔡建明,任周鹏,等.基于地理探测器的国家级经济技术开发区经济增长率空间分异及影响因素[J].地理科学进展,2014,33(5):657-666.
- [38]周国华,刘畅,唐承丽,等.湖南乡村生活质量的空间格局及其影响因素[J].地理研究,2018,37(12):2475-2489.
- [39]史莎娜,谢炳庚,胡宝清,等.桂西北喀斯特山区人口分布特征及其与自然因素的关系[J].地理科学,2019(9):1484-1495.