

滇西集中连片特困地区县域贫困的 时空演变特征及形成机制

江雨珊^{1a, 2} 戢晓峰^{1a, 2} 陈方^{1b, 21}

(1. 昆明理工大学 a. 交通工程学院, b. 社会科学学院, 云南 昆明 650500;

2. 云南综合交通发展与区域物流管理智库, 云南 昆明 650504)

【摘要】: 为全面了解集中连片特困地区县域贫困的演变特征与形成机制, 运用探索性空间数据分析方法分析了滇西边境山区 56 个国家级贫困县贫困程度的时空差异和演变特征, 并采用空间面板计量方法获取了影响因素。结果显示: (1) 县域贫困程度在空间上显著正相关, 且关联性逐年增强; 县域贫困程度的空间差异逐年减小。 (2) 研究区域呈现出中部以低高、高低为主, 四周以低低、高高为主的空间集聚分布, 贫困程度的空间异质性显著。 (3) 空间相邻地区贫困程度减轻 1 个单位, 能促使本地区贫困程度减轻 0.9397 个单位。 (4) 人均 GDP、固定资产投资、城市化水平对贫困程度的减轻有正向影响, 第二产业比重、第三产业比重、公路网密度、旅游收入对贫困程度的减轻有负向影响。

【关键词】: 集中连片特困地区 县域贫困 探索性空间数据分析 空间计量模型

【中图分类号】: F127; F126 **【文献标志码】:** A **【文章编号】:** 1005-8141(2019)02-0222-07

1 引言

自 2012 年以来, 我国全面推行精准扶贫战略, 虽然扶贫事业取得了显著成就, 但人均经济水平不高、区域发展不平衡问题依然突出, 特别是集中连片特殊困难地区发展相对滞后, 扶贫开发任务十分艰巨。我国将扶贫工作重点放在集中连片特困地区, 加大在教育、卫生、文化、就业、社会保障等民生方面的支持力度, 从根本上改变了集中连片特困地区的落后面貌。

根据《中国农村扶贫开发纲要(2011—2020 年)》精神, 按照“集中连片、突出重点、全国统筹、区划完整”的原则, 以 2007—2009 年人均县域国内生产总值、人均县域财政一般预算收入、县域农民人均纯收入等与贫困程度高度相关的指标为基本依据, 划分了我国 14 个集中连片特殊困难地区, 共 680 个县。研究集中连片特困地区县域贫困的演化特征, 剖析县域贫困的基本成因, 是科学制定县域减贫战略的前提和基础。

目前, 国内外学者主要从以下 4 个方面对贫困进行了研究: (1) 对贫困现状进行测度, 并从以往单一的收入衡量转变成多维贫困度量。阿马蒂亚·森认为, 人的贫困不仅仅是收入、道路、卫生设施等方面的客观贫困, 还包括对教育、医疗卫生和社会保障

作者简介: 江雨珊(1994-), 四川省成都人, 硕士研究生, 主要研究方向为交通运输地理与区域发展。戢晓峰(1982-), 湖北省随州人, 博士, 教授, 博士生导师, 主要研究方向为交通运输地理与区域发展。

基金项目: 国家自然科学基金项目(编号:41501174); 云南省省院省校教育合作人文社科研究项目(编号:SYSX201611)。

等主观感受的贫困^[1],即多维贫困理论。其中,多维贫困度量包含相关维度的确定、贫困主体的确定、多维贫困指数的构建^[2]。(2) 贫困空间分布格局。陈焯烽等^[3]指出,全国贫困村分布呈现出东部和西北部地区稀疏、中部和西南部地区密集的“夹层”形空间异质格局,并存在多个不同量级、“星点”式分布的贫困核心;王艳慧等^[4]对连片特困区扶贫重点县的空间分布格局进行了研究,发现研究区域多维贫困发生率和多维贫困指数呈现出“西高东低”的趋势;朱磊等^[5]研究了我国旅游扶贫试点村的空间分布格局与成因,发现旅游扶贫村呈凝聚型分布状态,分形特征明显,认为该成因可分为旅游资源禀赋、地形海拔高度、交通因素和政府政策导向 4 个方面。(3) 贫困的致贫因素与发展对策。彭红碧^[6]认为导致地区贫困的因素可概括为经济因素、环境因素和社会因素;李文静等^[7]对三峡库区移民贫困成因进行了精准识别,认为患病、劳动能力弱和失地是致贫的 3 大主因,并提出了库区移民精准脱贫的相关政策建议;曹小曙^[8]等从行政村与乡村住户两种尺度探讨了乡村贫困的影响因素;刘彦随等^[9]剖析了新时期中国农村贫困化基本特征,揭示了农村贫困化地域分异规律,探讨了农村贫困化的主导因素,并提出了科学推进精准扶贫的战略与对策。(4) 农村贫困地理识别和类型划分。当前,随着统计数据的完整性和可获得性增加,在研究尺度上,逐渐从省域、县域等较为宏观的尺度,转向为乡镇和行政村等微观尺度^[10],刘艳华等^[11]识别出连片贫困区,并将多维贫困县分为 8 种类型。

综上所述,目前对贫困的研究多以定性描述为主,缺乏从时空角度分析贫困现状的演变过程及形成机制。本研究利用 GIS 空间分析技术获取了集中连片特困地区县域贫困现状的空间分布特征,揭示了其时空演变特征;同时利用探索性空间数据分析方法分析了县域贫困现状的主要影响因素,获取了县域贫困现状的形成机制,以期为我国精准扶贫战略的有效实施提供理论依据和基本方向。

2 数据来源与研究方法

2.1 数据来源

一般而言,贫困是一个极为复杂的社会现象,我国的贫困问题有其特殊性,主要表现在以下几方面:人口老龄化导致有效劳动力不足,快速城市化滋生“城中村”等问题,外出务工导致留守儿童和空巢老人增多,这些都会严重影响到对贫困的测度。Alkire 等^[12]提出通过两类贫困线来识别出穷人的方法,并基于 FGT 指数构建了多维贫困指标来测度贫困程度。考虑到数据的可获得性,本研究将贫困程度指标定义为:各县域农民平均纯收入减去贫困线差值的标准化值,数值越低,代表贫困程度越严重。选取的贫困线为我国 2011 年公布的农村扶贫标准每人 2300 元。

本文以国家重点集中连片特困地区滇西边山区的 56 个国家级贫困县为例,采用的统计数据来源于中国经济与社会发展统计数据库(云南省)、中国统计信息网——云南省统计公报索引以及 2004—2014 年的《云南统计年鉴》。其中,统计数据涉及贫困区域的农民人均纯收入、人均 GDP、产值比重、固定资产投资、县内公路通车里程、旅游总收入等指标数据。

2.2 空间相关性测度

全局 Moran's I 指数:全局莫兰指数主要用于衡量属性值在空间内的相关程度,其取值范围为[-1, 1]。Moran's I>0 表示空间正相关性,其值越大,空间的相关性越明显;Moran's I<0 表示空间负相关性,其值越小,空间的差异越大;Moran's I=0,空间呈随机性。

$$I = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (x_i - \bar{x}) (x_j - \bar{x})}{S^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}} \dots\dots\dots (1)$$

$$S^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2, \bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i$$

式中, x_i 和 x_j 分别表示县域单元 i 和县域单元 j 的贫困程度; w_{ij} 为二进制的邻接空

间权重矩阵,两个县域相邻时, w_{ij} 取值为 1, 否则为 0。

局域 Moran's I 指数:使用局域莫兰指数进行聚类 and 异常值分析, 公式为:

$$I_i = Z_i \sum_{j=1}^n W_{ij} Z_{ij} \dots\dots\dots (2)$$

式中, Z 为样本空间单元属性值的标准化形式。若 I_i 显著为正, 表示县域单元 i 与其邻接县域单元属性值之间空间差异小; 反之, 县域单元 i 与其邻接县域单元属性值之间空间差异大。若 I_i 为 0, 表示县域单元 i 与其邻接县域单元属性值之间不存在空间相关, 即样本空间单元属性值在空间关联方式上呈现随机分布。

2.3 空间分异特征测度

标准差与变异系数是两种分别从绝对意义和相对意义揭示区域经济差异程度的方法, 本研究主要用来测度并揭示县域贫困的绝对和相对差异。计算公式为:

$$S = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y})^2} \dots\dots\dots (3)$$

$$V = S/\bar{Y} \dots\dots\dots (4)$$

式中, Y_i 为县域单元 i 的贫困程度; n 为县域个数; \bar{Y} 为 n 个县域单元的平均贫困程度。 S 值越大, 表示贫困程度的绝对差异越大; V 值越大, 表示县域间相对差异越大。

2.4 空间计量经济模型

空间滞后模型和空间误差模型主要用于研究存在空间交互效应的变量之间的关系。一般而言, 地区之间的经济行为存在着一定程度的交互效应, 称为“空间依赖”或“空间相关”效应。若忽略变量间的空间相关性, 直接使用传统计量模型来分析变量间的关系, 会导致模型验证结果出现偏差, 与实际情况不相符^[13]。因此, 本研究将空间因素引入计量模型, 通过建立空间权重矩阵对回归模型进行修正, 以贫困程度为被解释变量, 构建空间面板计量经济模型对滇西边山区县域贫困的影响因素进行研究和分析。

空间滞后模型:为检验相关变量对县域贫困程度的影响关系, 空间滞后模型可设定为:

$$poverty_i = \alpha + \beta \ln PGDP_i + \rho \sum W_{ij} poverty_i + \varphi \ln X_i + \varepsilon_i \dots\dots\dots (5)$$

式中, $poverty$ 为县域贫困程度, 定义为各县域农民平均纯收入减去贫困线后的标准化值; $PGDP$ 为经济增长, 用人均 GDP 衡量; ρ 为空间回归系数, 反映相邻县域贫困程度变化对本县域的影响; W 为空间权重矩阵; X 表示一组控制变量, 包括固定资产投资 $\ln K$ 、第二产业比重 SE 、第三产业比重 TE 、旅游收入 TR 、等级公路比重 $ROAD$; ε 为随机误差。

空间误差模型:如果空间依赖作用存在于扰动误差项之中,可将空间误差模型设定为:

$$poverty_i = \alpha + \beta \ln PGDP_i + \varphi \ln X_i + \lambda \sum_j W_{ij} \varepsilon_j + \mu_i$$

..... (6)

式中, λ 为空间误差系数, 测度观测值的空间依赖作用, 反映相邻县域贫困程度的误差冲击对本县域观测值的溢出程度; μ 为随机误差项。

3 县域贫困空间格局的时空演变特征

3.1 研究区域概况

滇西边境山区作为全国 14 个集中连片特困地区之一, 位于我国西南边陲地区(图 1), 边境线长达 3000km 以上, 涉及 56 个县区, 其中国国家扶贫工作重点县和民族自治地方县总计占 80%, 约 1/2 是少数民族人口。滇西边境山区基础设施薄弱、产业弱小、人口平均受教育年限短, 综合性贫困突出, 因此本研究选取滇西边境山区为案例, 系统剖析了我国县域贫困的时空演变特征, 并全面解析了我国县域贫困的形成机制。



图 1 滇西边境山区地理区位

3.2 县域贫困空间分布格局的时空演变特征

首先, 本文依次计算出 2003 年、2008 年和 2013 年的县域贫困程度, 并基于 ArcGIS 软件进行可视化表达; 其次, 根据 Jenks 自然间断点分级法, 对相应研究截面的贫困程度从高到低依次分为深度贫困、非常贫困、比较贫困和一般贫困四类; 最后, 得出滇西边境山区贫困程度空间分布格局的演变特征, 见图 2。从图 2 可见, 深度贫困区位置变化不大, 主要分布在北部和南部, 即怒江州、思茅地区和红河州, 将其定义为“持续贫困区”; 非常贫困区和较贫困区分布深度在贫困区外围, 呈贫困程度逐年降低的趋势, 将其定义为“贫困程度好转区”, 主要分布在昌宁、凤庆、云县等中部区域; 勐腊、石屏、元阳和红河县等的贫困程度逐年加深, 将其定义为“贫困程度恶化区”。

进一步计算县域贫困的 Moran' sI 值, 探究其空间相关性见表 1。2003—2013 年滇西边境山区贫困程度的 Moran' sI 值均为正,

且都在 1%的水平下显著,说明县域贫困程度在空间上具有高度依赖性和空间正相关的特征,即贫困程度在空间集聚表现上呈现出县域单元相似属性值在空间上集聚分布的状态。从时间维度看,Moran's I 值呈现出递增趋势,说明县域贫困在空间上的关联度越来越高,彼此之间的空间交互作用愈发显著。其中,2003—2005 年的 Moran's I 值逐年增大;2005—2010 年 Moran's I 值小幅下降;2010 年以后,Moran's I 值又逐年上升,并趋于较高水平。

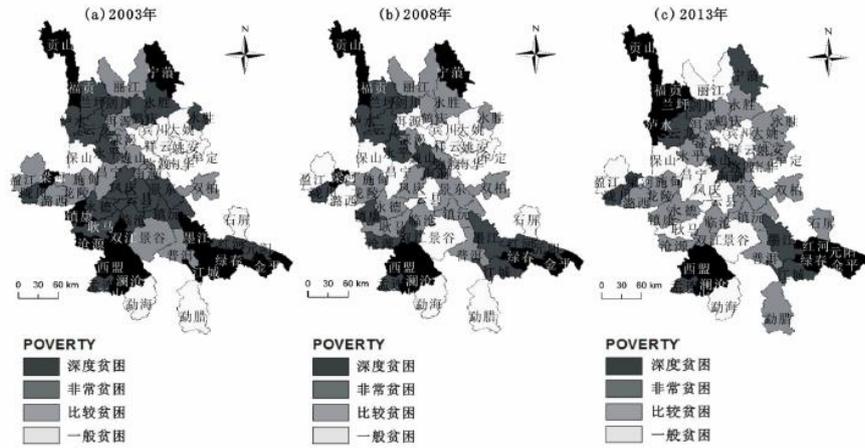


图 2 贫困程度空间演化格局

表 1 2003—2013 年 Moran's I 检验

年份	莫兰指数	预期指数	方差	Z 得分	P 值
2003	0.368670	-0.018182	0.009146	4.045206	0.000052
2004	0.390037	-0.018182	0.009132	4.271694	0.000019
2005	0.396536	-0.018182	0.009128	4.340640	0.000014
2006	0.363265	-0.018182	0.009131	3.991849	0.000066
2007	0.330981	-0.018182	0.009140	3.652116	0.000260
2008	0.323538	-0.018182	0.009115	3.579234	0.000345
2009	0.354474	-0.018182	0.009120	3.902187	0.000095
2010	0.345634	-0.018182	0.009103	3.813213	0.000137
2011	0.446522	-0.018182	0.009061	4.881882	0.000001
2012	0.457050	-0.018182	0.009038	4.998751	0.000001
2013	0.469959	-0.018182	0.009034	5.135889	0.000000

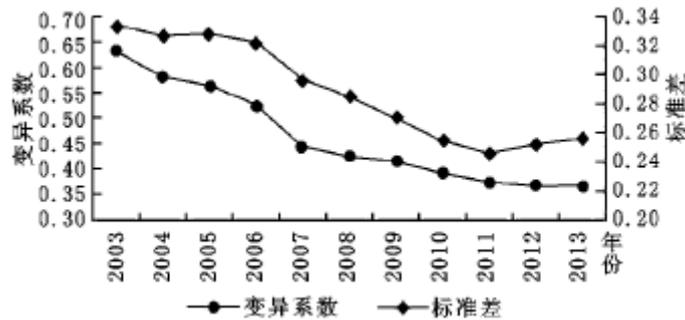


图 3 县域贫困程度历时变化

通过计算县域贫困程度的变异系数和标准差,获取县域贫困的空间分异特征见图 3。从图 3 可见,整体上滇西边境山区县域贫困的空间差异呈现逐年下降趋势,整体分布态势逐渐趋于均衡。县域贫困绝对差异主要分为两个阶段,2003—2011 年的绝对差距一直在缩小,2011 年之后呈逐年扩大的趋势。县域贫困的变异系数一直呈下降趋势,表明县域间的贫困程度相对差距在逐渐缩小,空间演变规律较明显。

通过上述对贫困程度空间分布格局时空演变特征的分析,可得出:(1)从整体分布格局看,持续贫困区主要位于研究区域北部和南部,且数量逐年减少;贫困程度好转区集中在中部区域并呈扩散趋势;贫困程度恶化区则分布在研究区域东南边缘。(2)从空间相关性看,研究期间县域贫困程度在空间上呈显著正相关关系,且空间关联度总体上呈上升趋势。(3)从空间差异性看,各县域贫困程度的空间差异呈逐年下降趋势,但区域不均衡性仍然存在。

3.3 县域贫困空间集聚格局的时空演变特征

为了揭示县域贫困空间集聚格局的演变特征,本研究进一步运用 Anselin Local Moran's I 算法进行了聚类 and 异常值分析。本研究依次选取 2003 年、2008 年和 2013 年时间截面的贫困程度进行了局域空间自相关分析,并基于 GeoDA 软件将其进行可视化表达,见图 4。从图 4 可见,高高集聚(HH)表示高属性值之间相互邻接,属性特征空间差异小;低高集聚(LH)表示低属性值被高属性值包围,低值区受到周围高值区的极化影响,属性特征空间差异大;低低集聚(LL)表示低属性值之间相互邻接,属性特征空间差异小;高低集聚(HL)表示高属性值被低属性值包围,具有强烈的空间极化特征,属性特征空间差异大。

从时间维度看,局部空间集聚格局发生了明显变化:2003 年、2008 年和 2013 年,分别有 15 个、21 个、24 个县域位于 HH 区,县域规模分别占滇西边境山区县域总数的 26.8%、37.5%和 42.9%;同时,分别有 6 个、5 个、9 个县域位于 LL 区,县域数量占比分别为 10.7%、8.9%和 16.1%。2003 年、2008 年和 2013 年呈空间正相关关系的县域单元数量分别占整体规模的 37.5%、46.4%和 58.9%,贫困程度相似的地区在空间上呈集聚分布,说明县域贫困总体呈正空间集聚特征,与全局分析结果相符。

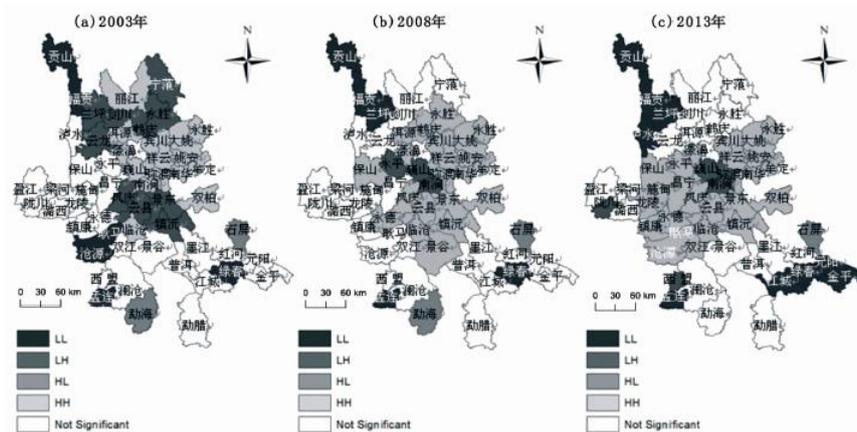


图 4 贫困程度空间集聚格局

从空间维度看,局部集聚类型变化明显:HH 区 2003 年集中分布在大理市周围的洱源、漾濞、宾川等县域;2008 年逐步向南北方向扩散,丽江、巍山和南涧县退出 HH 区;2013 年 HH 向中部收缩并向东西部扩散,西部的耿马和沧源跃迁至 HH 区,形成了以保山—临沧为主的高值区域,并与以楚雄为主的高值区域分片相连。HL 基本格局未发生很大的变化。石屏一直位于 HL 区,始终保持着高潜力的极化状态,而勐海在 2013 年退出 HL 区,表明局域 Moran's I 高值区存在极化和扩散双重效应。LH 区 2003 年呈带状分布

在研究区域北部和中部,凤庆、景东、镇沅和云县 2008 年退出 LH 转入 HH;到 2013 年 LH 区逐渐收缩至中部的巍山、弥渡和南涧,且在西南部边缘只有零星分布(陇川和西盟)。LL 区集中分布在研究区域的南部和北部,并从北部的贡山和福贡逐渐扩散至整个怒江州。同时,LL 区逐渐向研究区域东南部集聚,而西南部逐年收缩。贡山、福贡、孟连和绿春一直处于 LL 区,兰坪和泸水分别在 2008 年和 2013 年转入 LL 区,说明这些县域仍未摆脱贫困程度相对严重的局面,而耿马和沧源县则在 2008 年退出 LL。整体来看,研究区域呈现出中部以 LH、HL 区为主,四周以 LL、HH 区为主的空间集聚分布,说明县域间不均衡性非常突出,中部极化效应明显。总之,研究期间县域贫困的局部空间集聚格局存在较大变化,局部空间不均衡性仍突出,县域贫困程度的空间异质性显著。

4 中国县域贫困的影响机制解析

4.1 影响因素选取

本研究根据贫困理论^[14]选取以下影响因素:县域人均 GDP,表示为 $\ln PGDP$;固定资产投资 $\ln K$;第二产业占 GDP 比重 SE、第三产业占 GDP 比重 TE、旅游收入 $\ln TRA$ 、公路网密度 ROAD(总里程数/100km²)、城市化水平 Urb(城镇人口占总人口比重)。

表 2 空间自相关性检验

检验方法	统计值	P 值
Moran's I	3.0994387	0.0019390
LMlag	2.9767409	0.0003154
R-LMlag	19.7610159	0.0000088
LMerr	2.1667879	0.1410205
R-LMerr	8.9510630	0.0027731

4.2 模型设定检验

在不考虑空间相关性的情况下,本研究使用最小二乘法 OLS 估计约束模型,在此基础上进行空间相关性检验(表 2)。检验统计量为 LMlag、LMerr 及其稳健的 R-LMlag、R-LMerr。Anselin 认为,如果 LMlag 比 LMerr 显著,同时 R-LMlag 显著而 R-LMerr 不显著,则应选空间滞后模型;反之,则选空间误差模型。

本文利用 GeoDA 软件估算了 2013 年滇西边山区县域贫困影响因素的 OLS、SLM 和 SEM 模型。Moran's I 指数表明,OLS 回归的空间依赖性明显(显著性为 0.001939)。拉格朗日乘子滞后和误差及其稳健性检验表明,LMlag 和 R-LMlag 均通过 1%水平的显著性检验,表示拒绝不存在空间滞后的原假设;而 LMerr 未通过 10%水平的显著性检验。因此,根据 Anselin 提出的判别准则,SLM 模型最适用于本研究分析。根据检验准则,logL 值越大越好,而 AIC、SC 值越小越好。比较三者发现,SLM 的 logL 值(37.0345)最大,而 AIC 和 SC 值最小。从拟合优度看,SLM 的值最大(0.9994)明显优于 SEM(0.9929),表明该模型对因变量的解释能力达到 99.9%。然而,经典线性回归 OLS 模型由于未考虑空间效应,模型设定不当,回归结果与实际情况相比出现较大偏差。

4.3 结果分析

主要是:(1)从县域间交互作用影响看,P 和 λ 都显著为正,说明县域间存在显著正空间相关性,即县域贫困程度存在正的空间效应。P/ λ 值为 0.9397,表示空间相邻地区贫困程度减轻 1 个单位,能促使本地区贫困程度减轻 0.9397 个单位。由于极化—扩散效应存在,物质资本要素倾向集中于贫困程度较轻的县域,通过县域间经济活动的交流,有助于贫困程度深的县域逐步提高经济水平从而减轻贫困程度。(2)SE(-0.0226)和 TE(-0.0201)在 1%的水平下高度显著,说明产业结构对贫困程度有显著的负影响,

反映出县域的产业结构可能存在失衡,应依托优势资源,加快结构调整,优化产业布局,完善产业体系,形成特色鲜明、竞争力强、生态环境友好的支柱产业,为区域发展和贫困人口脱贫致富奠定基础。同时,通过产业调整后,农业可与第二、三产业融合,如农产品深加工即与制造业结合,实现产品附加值提高;或发展乡村旅游、景观农业,即与服务业融合,实现农民增收。

(3) $\ln\text{PGDP}$ (0.7397)在1%的水平下高度显著,说明人均GDP对贫困程度的减轻有正溢出效应。 $\ln\text{INV}$ (0.1991)在1%的水平下高度显著,说明固定资产投资在一定程度上仍是推动农民人均纯收入增长的重要因素。(4) ROAD (-0.0019)在1%的水平下高度显著,说明公路网密度对县域贫困的减轻具有负向影响作用,主要由于选取单一指标反映交通运输条件造成的估计偏差。该类型区域应加强与国家公路、铁路网络相连接,加快省道、专支铁路和主通道联络线规划与建设,构建保山、丽江、临沧、芒市等区域性交通运输枢纽,并开展通航河流航道建设和机场建设,提升航运能力;同时,提高口岸通道、县际及通县公路的技术等级和网络化程度,形成布局科学、干支结合、结构合理的区域综合交通运输网络。(5) $\ln\text{TRA}$ (-0.0332)具有显著的负影响,说明旅游收入对县域贫困的减轻具有负向影响作用。这与郭鲁芳等^[15]的研究一致,认为旅游发展并非总对贫困减缓产生贡献,尤其是在经济发展水平较低或旅游资源贫瘠的地区,旅游减贫效应并不明显。旅游业虽然是云南的支柱产业,但对滇西边山区而言,只有少量县域有旅游景点,如玉龙、宁蒗、永胜、盈江、陇川和勐海。除了知名度很高的旅游地区,其他县域的旅游资源相对匮乏,对游客的吸引力不足,旅游业并不是其主要收入来源。旅游资源禀赋较好的县域也普遍存在旅游服务水平不高等问题,现有的接待能力无法满足国内外游客的需求;整体旅游市场存在经营环境较差、旅游企业无序竞争、商家欺诈消费者等情况。因此,滇西边山区旅游业应以丰富多彩的民俗文化和自然资源为依托,以交通为纽带,打造特色旅游线路。当务之急是提升旅游服务能力,完善旅游交通网络及配套服务设施,加强安全防护与应急设施建设,提高应急救援能力。(6) 城市化水平 Urb (0.0032)在5%的水平下显著,说明城市化水平对贫困程度的减轻有显著的正影响。这是因为在城市化进程中,要素流动和集聚为贫困地区创造了大量就业机会,吸收了剩余劳动力,促进了贫困地区的经济发展,减轻了贫困程度。滇西边山区大多处于城市化初期,有很大的发展潜力,如耿马县推进形成“一县双核”的城市发展形态,镇康通过县城搬迁战略和建设边境特色工业园实现了推进城市化的目标,从而促进当地减轻了贫困程度。

5 结论与展望

本研究运用探索性空间数据分析方法定量分析了滇西边山区56个国家级贫困县2003—2013年贫困程度的时空差异和演变特征,使用空间面板计量方法获取了县域贫困的影响因素,并进一步解析了其形成机制,得出以下结论:(1)研究期间县域贫困程度在空间上呈正相关特性,且关联性逐年增强。各县域贫困程度的空间差异呈逐年下降趋势,但区域不均衡性仍然存在。其中,持续贫困区主要位于研究区域北部和南部,且数量逐年减少;贫困程度好转区集中在中部区域并呈扩散趋势,贫困程度恶化区则分布在研究区域东南边缘。(2)研究区域呈现出中部以低高、高低为主,四周以低低、高高为主的空间集聚分布,贫困程度的局部空间不均衡性突出,空间异质性十分显著。(3)空间滞后模型更适用于解释影响贫困的各方面因素。贫困程度本身具有正的溢出效应,空间相邻地区贫困程度减轻1个单位,能促使本地区贫困程度减轻0.9397个单位。同时,人均GDP、固定资产投资、城市化水平对贫困程度的减轻有显著的正影响;而第二产业比重、第三产业比重、公路网密度、旅游收入对贫困有负的影响。受限于数据的可获得性和难以量化,一些可能对贫困程度产生影响的因素如家庭结构特征、教育水平、自然环境等未纳入本研究模型。此外,测度贫困程度的指标和参数的确定也需进一步完善。

参考文献:

- [1] Sen A. Poverty and Famines: An Essay on Entitlement and Deprivation[M]. Oxford: Clarendon Press, 1981.
- [2] 叶初升, 王红霞. 多维贫困及其度量研究的最新进展: 问题和方法[J]. 湖北经济学院学报, 2010, 8(6): 17-23.
- [3] 陈焯烽, 王艳慧, 王小林. 中国贫困村测度与空间分布特征分析[J]. 地理研究, 2016, 35(12): 2298-2308.
- [4] 王艳慧, 钱乐毅, 段福洲. 县级多维贫困度量及其空间分布格局研究——以连片特困区扶贫重点县为例[J]. 地理科

学, 2013, 33 (12) : 1489-1497.

[5]朱磊, 胡静, 许贤棠, 等. 中国旅游扶贫地空间分布格局及成因[J]. 中国人口·资源与环境, 2016, 26(11) : 130-138.

[6]彭红碧. 中国农村贫困现状及影响因素[J]. 安徽农业科学, 2010, 38(1) : 399-401.

[7]李文静, 帅传敏, 帅钰, 等. 三峡库区移民贫困致因的精准识别与减贫路径的实证研究[J]. 中国人口·资源与环境, 2017, 27(6) : 136-144.

[8]曹小曙, 任慧子, 黄晓燕. 经济发达地区乡村贫困的地方特征及其影响因素分析——以广东省连州市为例[J]. 地域研究与开发, 2014, 33(1) : 34-40.

[9]刘彦随, 周扬, 刘继来. 中国农村贫困化地域分异特征及其精准扶贫策略[J]. 中国科学院院刊, 2016, 31(3) : 269-278.

[10]罗庆, 樊新生, 高更和, 等. 秦巴山区贫困村的空间分布特征及其影响因素[J]. 经济地理, 2016, 36(4) : 126-132.

[11]刘艳华, 徐勇. 中国农村多维贫困地理识别及类型划分[J]. 地理学报, 2015, 70(6) : 993-1007.

[12]ALKIRE S, Foster J. Counting and Multidimensional Poverty Measurement[J]. Journal of Public Economics, 2007, 95(7) : 476-487.

[13]王晓玲. 基于空间滞后模型的区域经济发展影响因素分析[J]. 山西大同大学学报(自然科学版), 2013, 29(1) : 6-9.

[14]康晓光. 中国贫困与反贫困理论[M]. 南宁:广西人民出版社, 1995.

[15]郭鲁芳, 李如友. 旅游减贫效应的门槛特征分析及实证检验——基于中国省际面板数据的研究[J]. 商业经济与管理, 2016(6) : 81-91.