

丁建军,宁燕.湖南武陵山片区农民收入多样性特征及其对贫困的影响[J].地理科学,2016,36(7):1027-1035.[Ding Jianjun,Ning Yan. The Characteristics and Influence on Poverty of Farmers' Income Diversity in Wuling Mountain Area of Hunan Province. Scientia Geographica Sinica,2016,36(7):1027-1035.] doi: 10.13249/j.cnki.sgs.2016.07.008

湖南武陵山片区农民收入多样性 特征及其对贫困的影响

丁建军^{1,2},宁燕¹

(1.吉首大学商学院,湖南 吉首 416000; 2.武陵山片区扶贫与发展协同创新中心,湖南 吉首 416000)

摘要:应用探索性和验证性定量分析方法,测度并探讨了2000~2012年间湖南武陵山片区农民收入多样性的时空演变特征及其对贫困的影响。研究发现,湖南武陵山片区农民收入的多样性程度不高且呈现“先降后升”的趋势,不同县市区间农民收入多样性程度差距不断缩小;多样性程度相似县市区在少数年份呈现出空间集聚而在大多数年份为随机分布;片区内娄邵片区、张家界片区农民收入多样性程度相对较高,怀化片区最低,湘西州片区则提升幅度最大,整体上高多样化县市区向娄邵片区和湘西州片区集中;局部空间格局中高-高(HH)、低-高(LH)类型有较大的空间迁移,而高-低(HL)、低-低(LL)类型在空间上分布相对稳定且大多数年份驻留在怀化片区,湘西州片区内县市区跨空间格局类型变迁最为剧烈;农民收入多样性对增加农民收入、降低贫困有着十分显著的影响。

关键词:湖南武陵山片区;农民收入;多样性;贫困

中图分类号:F127 **文献标识码:**A **文章编号:**1000-0690(2016)07-1027-09

连片特困区的广大农村是当前贫困的集中地,农民人均纯收入低且增长缓慢又是贫困的集中体现。到2020年如期脱贫的关键在于提高连片特困区农村居民的收入^[1]。理论上,拓展农民的生计方式、实现收入来源多样化有利于提高农民收入,应成为扶贫攻坚的重要“支点”^[2]。然而,实践中鲜有探讨农村收入多样性的演变特征及其对贫困的影响。与之相关的研究大体有2类,一是关于农村居民收入的研究,主要涉及农村居民收入差距的测度^[3]、分解和变动趋势^[4],农民收入结构差异、演变趋势及构成^[5,6]以及农民收入结构变动及影响因素^[7,8]3个方面;二是关于经济多样性与经济稳定性、经济增长之间关系的研究^[9-11]。大部分实证文献支持区域多样性与稳定性之间存在正相关关系的结论,并且大的经济体相对于较小的经济体更加多样化和稳定^[9]。经济多样性则通过更多的产业、产业内部乘数效应、创新等促进经济

增长^[11],不过两者之间的经验关系并不明确,经济多样性与收入水平、收入增长之间甚至存在相互冲突的实证结论^[9]。显然,上述2类文献虽涉及农民收入或经济多样性,但并没有探讨农村居民收入多样性特征及其与贫困之间的关系。事实上,考察连片特困区农村居民收入的多样性状况、演变规律及与贫困的关系对实现“精准扶贫”具有十分重要的意义。基于此,本文应用探索性和验证性两类分析方法阐释连片特困区的典型区域湖南武陵山片区农村居民收入多样性特征及其对贫困的影响,以期当前的“精准扶贫”实践提供参考。

1 研究区域、数据与方法

1.1 研究区域及数据来源

湖南武陵山片区是《中国农村扶贫开发纲要(2011~2020)》中划定的14个国家集中连片特困区之一的武陵山片区中隶属湖南省的部分。该部分

收稿日期:2015-09-25;**修订日期:**2016-03-25

基金项目:国家自然科学基金项目(41361030)、国家社科基金项目(12CJL069,13CJY078,14BGL092)、湖南省社科基金项目(14YBA311,15YBX043)资助。[Foundation: National Natural Science Foundation of China(41361030), National Social Science Foundation of China(12CJL069,13CJY078,14BGL092), Provincial Social Science Foundation of Hunan(14YBA311,15YBX043).]

作者简介:丁建军(1980-),男,湖南衡东人,副教授,硕士生导师,研究方向为区域经济学、经济地理研究。E-mail: latt514@163.com

共涉及湖南省湘西自治州、怀化市、张家界市、邵阳市、常德市、益阳市、娄底市等地的37个县市区^①,占武陵山片区71县市区总数的1/2多,湖南省51个贫困县的近3/4,是武陵山片区和湖南省贫困的核心区和反贫困主战场,该区域的减贫脱贫对武陵山片区和湖南省实现2020年全面脱贫目标意义重大。此外,文章分析所用数据均来自于2001~2013年的《湖南省统计年鉴》^[12]。

1.2 研究方法

1.2.1 收入多样性测度

现有的多样性测度方法主要有国家平均法(National Averages)、肩形图法(Ogive)、熵值法(Entropy Index)和赫芬达尔指数(Herfindahl Index)、耐用品指数(The Durable Goods Index)以及组合方差法(Portfolio Variance)^[13]等。其中,熵值法是最常用的多样化测度方法之一,通过对比区域收入结构与指定的参照对象来测度多样性^[14]。本文选取该方法测度农民收入的多样性。具体计算公式如下:

$$EI = \sum_{i=1}^n X_i \ln \frac{1}{X_i} \quad (1)$$

式中, EI 为熵值,代表收入的多样化程度, X_i 为某地某收入来源占总收入的比重,如果该地区只有一种收入来源,熵值即为0,说明收入多样化程度最低,熵值越大,收入多样化程度越高。同时,为了揭示片区内各县市区收入多样化的差异程度,文章还测算了多样化指数的变异系数(CV)^[6]。

1.2.2 ESDA法

ESDA(Exploratory Spatial Data Analysis,探索性空间数据分析)是目前公认的较为理想的数据驱动分析方法^[15],该方法通过度量事物或现象之间空间关联或者依赖程度来检验特定空间模式是否显著^[16]。ESDA空间关联分析包括全局空间关联和局部空间关联分析两类。前者旨在反映事物或现象在总体空间上的平均关联程度,以全局空间自相关统计量(Global Moran's I)估计;后者则通过测算空间关联局域指标(LISA, Local Indicators of Spatial Association)的显著性,应用Moran

散点图和Local Moran's I 指数来分析每个区域与周边地区之间的空间差异程度。鉴于篇幅,本文并不对这些方法进行详细介绍,可参考文献[15]和[17]。

1.2.3 回归分析法

为了验证收入多样性与贫困的关系,本文采用回归分析法。首先,采用常规的OLS方法,进行多变量回归分析,以在控制其他因素的影响下检验收入多样性对增加农民收入、降低贫困的影响。基准回归模型如下^②:

$$Y = \beta_0 + \beta_1 D + \sum_{i=2}^n \beta_i X_i + \varepsilon \quad (2)$$

式中, Y 代表某县市区的农民人均纯收入, D 为相应县市区的收入多样化指数, X_i 则表示影响农民人均纯收入的其他控制变量,基于已有研究成果,本文选择人均GDP、二三产业占比、农村人均耕地面积、机耕面积占比、人均公共财政支出、城乡收入比、每万人专任教师数等7个反映经济发展水平、自然资源禀赋、农业现代化程度、基本公共服务水平、城乡分割程度、教育发展状况的指标作为控制变量。 β_0 、 β_1 、 β_i 分别为常数项、收入多样性及相关控制变量对农民人均纯收入的影响系数, ε 为随机扰动项,反映其他可能影响农民收入但无法观测的因素。

然而,OLS模型没有考虑变量在空间维度上可能存在的相互依赖性,故可能导致“伪回归”。事实上,ESDA空间关联分析也为变量是否存在空间依赖性提供了依据。为了修正空间依赖性可能对回归结果产生的影响,本文将进一步采用空间计量回归分析方法。空间截面回归分析模型有2种形式^③,分别为空间滞后模型(SLM)和空间误差模型(SEM)^[15,17],其具体形式分别为:

$$Y = \rho WY + \beta_0 + \beta_1 D + \sum_{i=2}^n \beta_i X_i + \varepsilon \quad (3)$$

$$Y = \beta_0 + \beta_1 D + \sum_{i=2}^n \beta_i X_i + \varepsilon \quad (4)$$

$$\varepsilon = \lambda W\varepsilon + \mu$$

其中,(3)式是在(2)式的基础上引入了空间滞后

① 本文选择2000~2012年湖南武陵山片区37县市区而不是武陵山片区71县市区作为研究对象还有一个原因是贵州、湖北和重庆3省市并没有统计各县市区农民收入的来源及构成,此外,湖南省自2013年起也不再统计各县市区农民收入来源及构成。

② 模型中将“农民人均纯收入”表征“贫困”作为被解释变量一方面是基于“收入贫困论”及贫困经济学研究文献中的做法,另一方面则由于各县“贫困率”、“低保户占比”等指标缺乏权威和连续的公开数据来源。此外,同样由于数据可得性的缘故,模型中“忽视”了道路等基础设施的影响。

③ 在空间计量分析中,空间截面回归分析模型及其检验更为成熟,应用也最为广泛。

变量, ρ 为空间相关系数,反映的是农民收入的相邻效应;(4)式是在(2)式的基础上引入了空间误差变量,将随机扰动项 ε 分解为包含空间因素的 $\lambda W\varepsilon$ 和不受空间因素影响的 μ 两部分, λ 为空间误差系数,反映的是相邻地区不可观察因素对某地区农民收入的影响方向和程度,揭示样本观察值的空间依赖关系。此外,(3)和(4)式中的 W 为空间权重矩阵^①,其余各项指标含义与(2)式相同。

2 农民收入多样性特征

2.1 农民收入多样性的时序演变

农民人均纯收入一般由工资性收入、家庭经营收入、财产性收入和转移性收入构成。湖南武陵山片区农民纯收入总体低于全国平均水平(2012年仅为59.07%),并且绝对差距不断扩大(2012年差距为3 240元)^②,但收入水平和结构的变化趋势却大体相似,作为农民纯收入第一大来源的家庭经营性收入占比呈持续下降趋势,下降了12个百分点;而作为第二大来源的工资性收入则恰好相反,年均上升约1个百分点。财产性收入和转移性收入比重较低,两者分别从2000年的不到1%上升到2012年的9%、从2000年的10%下降至2012年的1%,总体上,湖南武陵山片区农民收入结构有所升级和优化^③。应用熵值法,本文计算了湖南武陵山片区37县市区2000~2012年的农民收入多样化指数(表1)。与同期全国农民收入多样性指数(如2012年为1.04)和理想值(约为1.39)相比^④,湖南武陵山片区农民收入的多样性指数并不高,13 a的均值为0.94,总体上呈现出“先下降后上升”的趋势,2004年为一个重要的转折点。不过,变异系数持续下降表明片区内各县市区农民收入多样化程度的差异在稳步缩小。

进一步地,根据地域邻近原则将湖南武陵山

片区划分为娄邵片区、张家界片区、怀化片区和湘西州片区4个分片区^⑤,并对比各分片区农民收入多样性指数的演变趋势,发现虽然总体上各分片区农民收入的多样化程度在上升,但不同片区的差异仍非常明显(图1)。其中,湘西州片区农民收入多样化程度上升最明显,由2000年的0.77上升到2012年的0.97;怀化片区在2002~2003年间有较大幅度下降,然后持续上升,2009年后又开始缓慢下降,并且自2003年以来,多样化程度一直最低,与其它片区存在较大差距;张家界片区和娄邵片区与片区整体的演变趋势较为同步,2007年以前,张家界片区的多样化程度明显高于娄邵片区,但2007年以后,娄邵片区超越张家界片区。此外,变异系数计算结果表明,2000~2012年间,4个分片区内各县市区农民收入多样性差异程度均呈缩小趋势,其中,张家界片区和怀化片区缩小幅度较大,变异系数分别降低了0.08和0.05,娄邵片区缩小幅度最小,只降低了0.02,湘西州片区降低了0.04,而从绝对差异程度上看,怀化片区和湘西州片区内部各县市区差异较大,13 a变异系数均值均达到了0.11,张家界片区和娄邵片区相对较低,均值分别为0.06和0.07。

事实上,2000~2012年间,湖南武陵山片区37县市区中除了新邵、绥宁、冷水江、石门、永定、武陵源、安化、鹤城、中方外,其它28个县市区农民收入的多样化程度都有所提升。上升幅度较大的有邵阳、洞口、新化、桑植、靖州、洪江、吉首、凤凰、保靖、古丈和永顺等11个县市区,都上升了0.15以上,凤凰县上升幅度最大,达到0.36,这表明凤凰旅游业的发展极大地促进了农民收入的多样化。而下降幅度最大的为鹤城区和中方县,分别下降了0.25和0.24,这可能与近年来怀化市城市快速扩张导致失地农民增加、生计模式转型有关。

表1 2000~2012年湖南武陵山片区多样性指数时序演变趋势

Table 1 The evolution trend of diversity index in Wuling Mountain Area of Hunan Province in 2000-2012

年份	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012
均值	0.94	0.92	0.96	0.89	0.88	0.91	0.92	0.91	0.95	0.98	0.97	0.98	0.94
变异系数	0.16	0.13	0.15	0.15	0.12	0.12	0.12	0.11	0.10	0.10	0.10	0.10	0.09

① 本文采取1阶共边或共点为邻接(queen contiguity)的权重矩阵创建方式。
② 数据为计算所得,限于篇幅未能给出。
③ 娄邵片区包括分属娄底和邵阳两市的11县市区,张家界片区含张家界市2区2县以及常德的石门县,怀化片区包括怀化市所辖县市区和益阳的安化县在内的共13县市区,湘西州片区则为湘西州8县市。

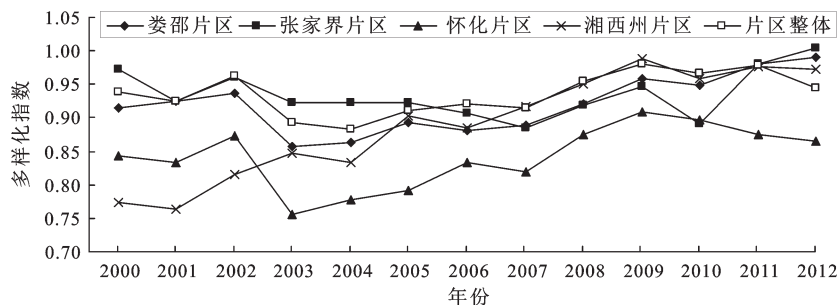


图1 湖南武陵山片区农民收入多样性指数演变趋势

Fig.1 The farmers' income diversity index evolutionary trend in Wuling Mountain Area of Hunan Province

2.2 农民收入多样性的空间格局演化

应用ArcGIS10.0软件测算湖南武陵山片区农民收入多样性指数的Global Moran's I 和Local Moran's I 值,以进行全局空间格局和局部空间格局分析。Global Moran's I 旨在识别离散-随机-集聚的总体格局趋势,而Local Moran's I 主要用于识别相似、相异的局部空间。其中,Global Moran's I 显著小于0、趋近0和大于0分别对应离散、随机和集聚的总体空间格局态势,而Local Moran's I 则与其对应的标准值 Z 一起将局部空间格局划分为4种类型,即HH型(高值扩散分布型, $I>0$ 且 $Z>0$)、HL型(高值极化分布型, $I<0$ 且 $Z>0$)、LH型(低值塌陷分布型, $I<0$ 且 $Z<0$)和LL型(低值制约分布型, $I>0$ 且 $Z<0$)。

2.2.1 全局格局演化

Global Moran's I 计算结果显示(表2),2000~2012年间,共有4个年份湖南武陵山片区农民收入多样性呈现出显著的空间集聚趋势,即多样性相似的区域趋向于集聚,这4个年份分别为2000年、2001年、2011年和2012年,并且指数都在0.10以上,最近2 a更是达到0.20和0.25。其余年份趋近于0,但在统计上不显著,这意味着在大多数年份中,湖南武陵山片区农民收入多样性在空间分布上相对随机,没有呈现出明显的规律。

为了更直观地了解湖南武陵山片区农民收入多样性的空间分布,本文绘制了基于13 a均值、前

6 a均值和后6 a均值的多样性等级空间分布图(图2)。不难发现,湖南武陵山片区农民收入多样性程度较高的县市区主要分布在娄邵片区和张家界片区,湘西州片区也有一半的县市区属于高多样化区,怀化片区则只有会同、通道等极少数县市属于高多样化区;低多样化区主要分布在怀化片区,共有5个县市区,占低多样化县市区总数的71.42%,湘西州片区和娄邵片区分别有永顺、城步属于低多样化区。从空间格局的动态演变来看,高多样化区由相对分散向相对集中演变,2000~2005年间,4个分片区都有高多样化类型县市区,湘西州片区2个、张家界片区3个、怀化片区2个、娄邵片区4个;而2007~2012年间,高多样化县市区向湘西州片区和娄邵片区集中,其中,湘西州片区5个,娄邵片区5个,这2个片区中高多样性县市区数量占总数的90.9%,此外,湘西州片区低多样化县市区数量也有显著减少,减少了3个,减幅达75%。

2.2.2 局部格局演化

依据Local Moran's I 计算结果,在90%的显著性水平上识别出显著的局部空间格局类型,同时,统计了不同县市区出现在各空间格局类型的频次和概率。由表3可知,2000~2012年间,有11个县市区曾出现在HH类型空间格局中,它们与邻近高多样性县市区相互推动,其中武冈、吉首、隆回和新邵4县市出现的概率较高,为15.38%;出现在HL型空间格局中的县市区有8个,这些县市区有

表2 2000~2012年湖南武陵山片区多样性Global Moran's I 变化趋势Table 2 The evolution trend of income diversity's Global Moran's I in Wuling Mountain Area of Hunan Province from 2000 to 2012

年份	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012
Moran's I 值	0.19**	0.11**	-0.02	-0.05	-0.03	-0.06	-0.08	-0.07	-0.02	-0.06	-0.00	0.20**	0.25***
Z值	1.94	1.36	0.07	-0.23	-0.01	-0.31	-0.62	-0.38	-0.02	-0.27	0.22	2.16	2.85

注:***、**分别表示在1%和5%的显著性水平上显著。

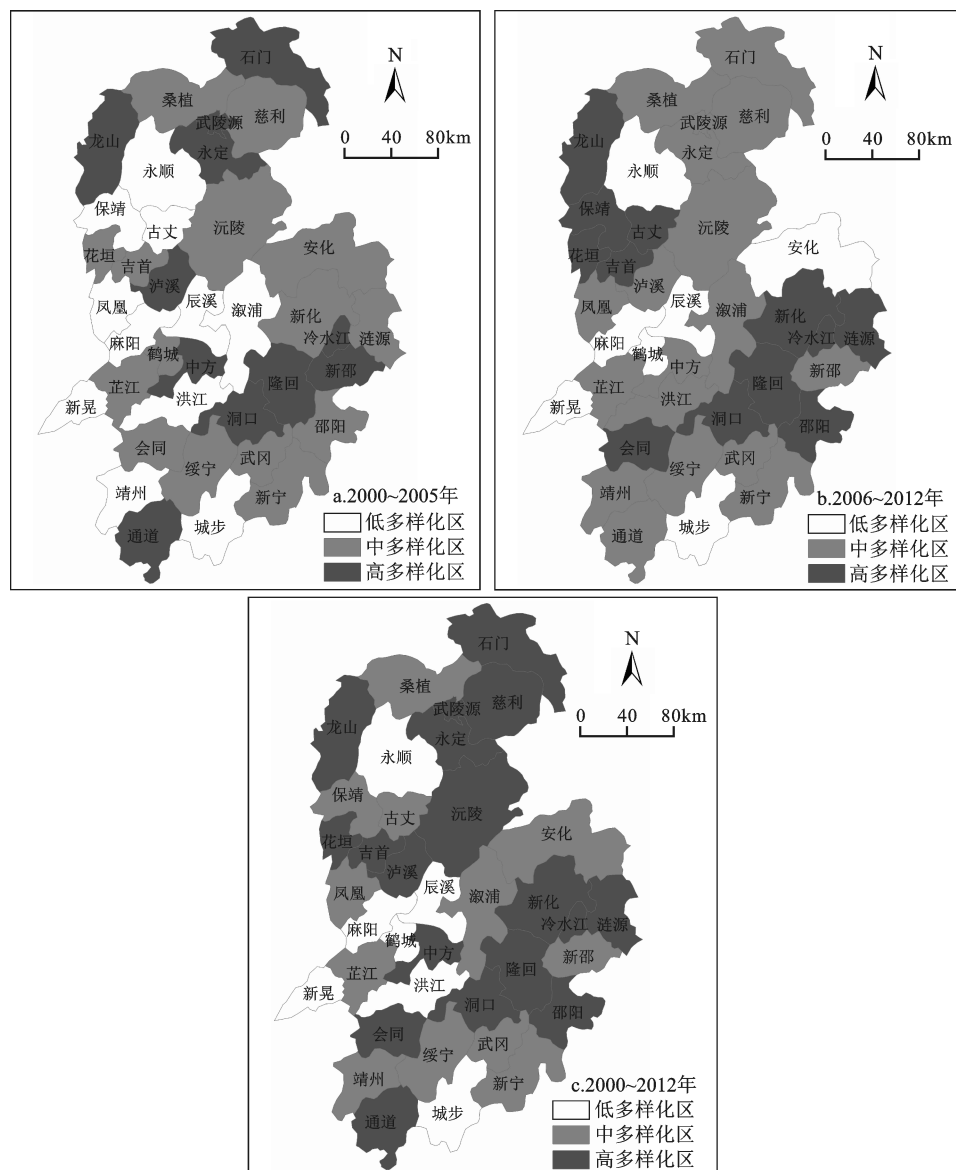


图2 湖南武陵山片区农民收入多样性等级空间分布

Fig. 2 The spatial patterns of classified farmers' income diversity in Wuling Mountain Area of Hunan Province

表3 2000~2012年湖南武陵山片区农民收入多样性局部空间格局类型

Table 3 The local spatial pattern types of farmers' income diversity in Wuling Mountain Area of Hunan Province during the period of 2000 to 2012

显著类型	县市区(次数, 概率)
HH类型	新化(1, 7.69%)、涟源(1, 7.69%)、武冈(2, 15.38%)、石门(1, 7.69%)、慈利(1, 7.69%)、吉首(2, 15.38%)、泸溪(1, 7.69%)、古丈(1, 7.69%)、隆回(2, 15.38%)、新邵(2, 15.38%)、冷水江(1, 7.69%)
HL类型	龙山(2, 15.38%)、吉首(1, 7.69%)、永顺(1, 7.69%)、泸溪(1, 7.69%)、中方(6, 46.15%)、芷江(5, 38.46%)、永定(1, 7.69%)、凤凰(1, 7.69%)
LH类型	隆回(2, 15.38%)、城步(1, 7.69%)、慈利(2, 15.38%)、辰溪(1, 7.69%)、新邵(2, 15.38%)、吉首(1, 7.69%)、凤凰(1, 7.69%)、永顺(2, 15.38%)、花垣(1, 7.69%)
LL类型	新晃(2, 15.38%)、会同(1, 7.69%)、泸溪(1, 7.69%)、吉首(1, 7.69%)、古丈(1, 7.69%)、花垣(2, 15.38%)、保靖(1, 7.69%)、芷江(5, 38.46%)、龙山(1, 7.69%)、洪江(1, 7.69%)、辰溪(2, 15.38%)、中方(2, 15.38%)、鹤城(2, 15.38%)

较高的多样性并阻滞了邻近县市区多样性的提升,其中中方和芷江分别以46.5%和38.46%的高概率出现在这一格局中;隆回、城步等9个县市区曾出现在LH型空间格局类型中,这些县市区自身的多样化程度不高,并且在一定程度上影响了周边多样化程度较高县市区多样性的提升,隆回、慈利、新邵和永顺4县以15.38%的概率处于该类型;LL类型中出现的县市区数量最多,为13个,其中新晃、花垣、芷江、辰溪、中方和鹤城等6个县市区出现的概率较高,特别是芷江,出现的概率为38.46%,这些县市区与周边多样性较低的县市区相互制约,呈现低多样性集聚特点。

值得注意的是部分县市区,如吉首市在4种空间格局类型中都曾出现,这表明2000~2012年间,局部空间格局也有过显著的变化。表4进一步揭示了这一空间格局变迁的轨迹。总体而言,HH类型空间分布经历了“娄底片区(新化、涟源、武冈)–张家界片区(石门、慈利)–湘西州片区(吉首、泸溪、古丈)–娄底片区(新邵、冷水江、隆回、武冈)”变迁的轨迹;HL类型空间分布的变动相对较小,除2008年以外,基本上都在湘西州片区(龙山、吉首、永顺、泸溪、凤凰)和怀化片区(中方、芷江)两地徘徊且大部分时间停留在怀化片区;LH类型空间分布则沿着“娄底片区(隆回、城步)–张家界片区(慈利)–湘西州片区(吉首、凤凰、永顺、花垣)”的路径变迁;LL类型除2001年、2002年分布在湘

西州片区以外长期驻留在怀化片区,特别是芷江、洪江地区,最近则出现在辰溪、中方和鹤城3县区。就个体而言,吉首市是唯一经历了4种空间分布类型变迁的地区,其变迁轨迹为“HL类型–LL类型–LH类型–HH类型”;其次,泸溪经历了“LL类型–HL类型–HH类型”3种类型的变迁;此外,慈利、古丈、隆回、新邵、龙山、永顺、中方、芷江、凤凰、花垣、辰溪等11县市也经历了2种类型的变迁。

3 农民收入多样性与贫困的关系

农民收入多样性与贫困之间究竟存在怎样的关系呢?以2012年湖南武陵山片区37县市区为研究样本,采用前文中构建的OLS、SLM和SEM等3个回归模型,应用Eviews7.0和OpenGeoda软件对这一关系进行实证检验。模型中各变量的概况如表5所示,考虑到异方差性、空间相关性等问题,在实际回归分析时,进行了相应的修正,比如,在OLS回归分析时,使用怀特异方差一致协方差估计量等,在空间相关性检验时,测算了37县市区相关变量的Moran's I值及其显著性等。3个模型的回归结果如表6所示。

由于采用ML参数估计法,对数似然函数值(Log-likelihood)相对于基于残差平方和分解的拟合优度(Adj. R^2)更具参考价值。此外,OLS模型虽是经典的线性回归模型但忽略了空间自相关性,这使得其估计结果可能存在一定偏误,SLM模型和

表4 2000~2012年湖南武陵山片区农民收入多样性局部空间格局类型的年际变化

Table 4 The inter-annual changes of local spatial pattern types of farmers' income diversity in Wuling Mountain Area in Hunan Province from 2000 to 2012

年份	HH类型	HL类型	LH类型	LL类型
2000	新化、涟源	龙山、吉首	隆回	新晃、会同
2001	武冈	龙山	隆回、城步	新晃、泸溪、吉首、古丈、花垣、保靖
2002	——	永顺、泸溪、中方	慈利、辰溪	龙山、花垣、芷江
2003	——	——	慈利	芷江
2004	石门、慈利	中方	——	芷江
2005	——	中方	新邵、吉首	芷江
2006	——	芷江	——	——
2007	吉首	中方	——	芷江
2008	泸溪	永定	凤凰	洪江
2009	——	芷江、中方	永顺	——
2010	古丈、吉首、隆回	芷江、中方	新邵	——
2011	新邵	凤凰、芷江	永顺、花垣	辰溪、中方、鹤城
2012	新邵、冷水江、隆回、武冈	芷江	——	辰溪、中方、鹤城

表5 模型中变量描述性统计

Table 5 The descriptive statistics of variables in the model

变量	均值	中位数	最小值	最大值	标准差
农民人均纯收入(元)	4677.84	4308.00	3178.00	10441.00	1389.42
收入多样性指数	0.94	0.97	0.68	1.09	0.09
人均GDP(万元)	1.94	1.46	0.96	6.43	1.21
二三产业占比	0.80	0.79	0.60	0.97	0.09
人均耕地面积($\times 10^3 \text{hm}^2/\text{万人}$)	2.09	1.96	1.34	5.37	0.73
机耕面积占比	0.38	0.31	0.07	0.97	0.20
人均公共财政支出(元)	4300.58	4087.56	2235.30	10419.97	1484.68
城乡收入比	3.29	3.23	2.17	4.29	0.52
每万人专任教师数(人)	82.81	80.38	61.39	128.20	14.34
样本量	37	37	37	37	37

表6 不同模型的估计结果

Table 6 The estimated results of different models

项目(变量)	普通最小二乘法(OLS)	空间滞后模型(SLM)	空间误差模型(SEM)
ρ	—	-0.04(-0.52)	—
收入多样性指数	2590*** (4.48)	2508.98*** (3.68)	2802.57*** (4.89)
人均GDP	723.34** (9.13)	734.26*** (10.17)	765.98*** (13.24)
二三产业占比	814.45 (0.78)	810.22 (0.95)	556.18 (0.74)
人均耕地面积	-125.06 (-1.68)	-125.61 (-1.50)	-117.09 (-1.55)
机耕面积占比	742.37** (2.26)	671.68* (1.92)	751.17** (2.54)
人均公共财政支出	-0.33*** (-8.29)	-0.34*** (-7.11)	-0.37*** (-9.01)
城乡收入比	-1408.06*** (-10.09)	-1373.18*** (-9.43)	-1421.41*** (-11.53)
每万人专任教师数	25.50*** (5.98)	24.76*** (5.26)	27.33*** (7.18)
λ	—	—	-0.60** (-2.47)
对数似然函数值	-263.98	-263.85	-262.59
调整 R^2	0.94	0.95	0.96
赤池信息	14.76	547.70	543.19
施瓦茨信息	15.15	563.81	557.69

注:***、**、*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平上显著;括号中数值为统计检验值,OLS模型为 t 值,SLM和SEM模型为 z 值。

SEM模型分别考虑了2种不同形式的空间自相关性,理论上要优于OLS模型。通过对数似然函数值(Log-likelihood)、赤池信息准则(Akaike Info Criterion, AIC)、施瓦茨信息准则(Schwarz Criterion, SC)的对比可识别最合适的模型。显然,在3个模型中,SEM模型的对数似然函数值最大,在SEM和SLM这2个模型中,SEM的AIC和SC值较小,因而,SEM模型相对于SLM和OLS模型而言更合适。

SEM模型的参数估计结果报告了各影响因素对农民人均纯收入的影响。在湖南武陵山片区中,农民收入多样性在1%的显著性水平上对农民人均纯收入有着正向影响,影响系数为2 802.57,

即收入多样性指数增加1可以带来2 802.57元的收入上涨,这一结果在OLS、SLM模型中也得到了支持。同时,表征空间依赖关系的 λ 值为-0.60且在5%的显著性水平上显著,这说明片区内37县市区农民人均纯收入的增长受到来自相邻县市区不可观察因素较为显著的影响。此外,其他控制变量对农民人均纯收入的影响为:每万元人均GDP的增长能带来约765.98元农民收入的增长,农业现代化(机耕面积占比)的提升、教育条件改善和教育程度提升(每万人专任教师数)都能显著增加农民人均纯收入,而城乡分割(城乡人均收入比)和人均公共财政支出却阻碍了农民人均纯收入的

增长^①,自然资源禀赋(人均耕地面积)和产业高级化程度(二三产业占比)对农民人均纯收入的影响不显著。可见,县域经济发展仍然是提高农民人均纯收入、降低贫困的基本途径,而多样化农民的生计方式、多元化其收入来源,特别是拓展农民的工资性收入、财产性收入渠道,让农民更好地分享县域经济发展成果则应成为贫困县市区经济发展与扶贫攻坚关注的焦点。与此同时,值得注意的是提倡农民收入的“多样化”与实现规模经济、提高生产率的产业“专业化”发展并不矛盾,现代意义上农民收入的多样化并不是传统“自给自足”式小农经济的重复,相反,充分发挥产业“专业化”生产率优势和资源禀赋比较优势的县域经济“多样化”战略是提升农民收入“多样化”和促进农民分享经济发展成果的前提和保障。

4 结论与建议

应用探索性和验证性定量研究方法,探讨了2000~2012年间湖南武陵山片区37县市区农民收入多样性的时空分布特征和演变规律,检验了农民收入多样性对贫困的影响,得到了以下基本结论:① 湖南武陵山片区农民收入的多样性程度不高并且总体上呈现出“先下降后上升”的趋势,同时,不同县市区间差距不断缩小;② 片区内农民收入多样性程度相似,县市区呈现出在少数年份(2000年、2001年、2011年、2012年)空间集聚而在大多数年份随机分布的特征;③ 4个分片区中,娄邵片区和张家界片区农民收入多样性程度相对较高,怀化片区最低,湘西州片区则提升幅度最大,整体上,高多样化县市区向娄邵片区和湘西州片区集中;④ 局部空间格局演变上,HH类型、LH类型在空间上有较大的迁移,而HL类型、LL类型在空间上分布相对稳定,且大多数年份驻留在怀化片区,湘西州片区内县市区跨空间格局类型变迁最为剧烈,吉首市在13 a间经历了全部4种空间格局类型;⑤ 在湖南武陵山片区,农民收入多样化对农民收入增加、降低贫困有着十分显著的影响,多样性指数增加1可增加农民人均纯收入约2 802.57元。

上述结论对于当前促进“精准扶贫”有着重要的意义。一方面,为扶贫实践中大力拓展农民收入渠道、提升农民收入多样性提供了经验支持;另一方面,也为湖南武陵山片区农民收入多样性提

升策略实施明确了空间指向。具体地,有以下建议可供参考:① 针对湖南武陵山片区农民收入多样性指数偏低且主要依赖家庭经营性收入来源的现实,以“生计方式”多元化为抓手,积极创造更多的生计岗位,增加农民工资性收入、财产性收入以及转移支付收入,提高这些收入来源在农民收入中的占比,提升农民收入多样性程度。② 怀化片区、湘西州片区以及新晃、麻阳、辰溪、鹤城、洪江、安化、永顺、城步等8县市区应成为农民收入多样化政策实施的重点区域,同时,值得注意的是在快速城镇化进程中,城区面积扩张导致农民失地,破坏了农民的传统生计方式,也可能降低农民收入的多样性。因而,在城镇化进程中要妥善安置失地农民,加快其生计方式转型、升级,以提升郊区农民收入多样性和增加农民收入。③ 结合4种局部空间格局类型,注重邻近县市区的相互作用,采取有针对性的农民收入多样性优化对策。如在HL类型空间格局中,要尽可能降低高多样性县市区对邻近低多样性县市区的阻滞效应,LL类型空间格局中则需消除低多样性县市区的相互制约作用等。

参考文献(References):

- [1] 丁建军.中国11个集中连片特困区贫困程度比较研究[J].地理科学,2014,34(12):1418-1427.[Ding Jianjun. Comparative analysis on poverty degree of China's 11 Contiguous Destitute Areas: with view of comprehensive development index. Scientia Geographica Sinica,2014,34(12):1418-1427.]
- [2] 张永林,叶菁,高齐.农村经济多样性和产业化与农民增加收入的內因和机理[J].数量经济技术经济研究,2006,(9):29-38.[Zhang Yonglin, Ye Jing, Gao Qi. Diversity and industrialization of rural economy and the essential mechanism of farmer increasing income. The Journal of Quantitative & Technical Economics,2006,(9):29-38.]
- [3] Li G B. Income inequality within and across counties in rural China 1988 and 1995[J].Journal of Development Economics, 2002,(69): 179-204.
- [4] Alain de Janvry, Elisabeth Sadoulet, Zhu Nong. The role of non-farm incomes in reducing poverty and inequality in China[R]. CUDARE working paper, 2005: 1-29.
- [5] 刘慧.中国农村居民收入区域差异变化的因子解析[J].地理学报, 2008, 63(8): 799-806.[Liu Hui. Factor decomposition of rural regional income inequality changes in China. Acta Geographica Sinica,2008,63(8):799-806.]
- [6] 万广华.中国农村区域间居民收入差异及其变化的实证分析[J].经济研究, 1998(5): 36-41.[Wan Guanghua. The positive analysis on differences and changes of inter-regional rural residents'

① 产生这一结果可能与公共财政支出的城镇偏向有关,由于城乡公共服务的差距,农民实际受益可能非常少。

- income of China. *Economic Research Journal*, 1998(5):36-41.]
- [7] 万年庆,李红忠,史文本.基于偏离—份额法的我国农民收入结构演进的省际比较[J].*地理研究*, 2012, 31(4): 672-686.[Wan Nianqing, Li Hongzhong, Shi Benlin. Inter-provincial comparison of rural residents' income structure and its evolution: Based on shift-share method. *Geographical Research*, 2012, 31(4): 672-686.]
- [8] 丁建军.湖南武陵山片区农民收入增长及演变特征的县际差异[J].*经济地理*, 2014, 34(10): 137-143.[Ding Jianjun. Differences of farmers' income growth and evolution characteristics across counties in Wuling Mountain Area of Hunan Province: with Shift-Share Method. *Economic Geography*, 2014, 34(10): 137-143.]
- [9] Attaran, M. Industrial diversity and economic performance in US areas [J]. *The Annals of Regional Science*, 1986, 20(2): 44-54.
- [10] Dissart J C. Regional economic diversity and regional economic stability: Research results and agenda [J]. *International Regional Science Review*, 2003, 26(4): 423-446.
- [11] Frenken K, Van Oort F, Verburg T. Related variety, unrelated variety and regional economic growth [J]. *Regional Studies*, 2007, 41(5): 685-697.
- [12] 湖南省统计局. 湖南省统计年鉴(2001~2013)[M]. 北京: 中国统计出版社, 2001-2013. [Statistics Bureau of Hunan Province. *The Statistical Yearbook of Hunan Province*. Beijing: The Statistics Press of China, 2001-2013.]
- [13] Mack E, Grubestic T H, Kessler E. Indices of Industrial diversity and regional economic composition [J]. *Growth and Change*, 2007, 38(3): 474-509.
- [14] 石忆邵, 吴婕. 上海城乡经济多样化测度方法及其演变特征[J]. *经济地理*, 2015, 35(2): 7-13. [Shi Yishao, Wu Jie. Measuring methods and evolution features of urban-rural economic diversification in Shanghai. *Economic Geography*, 2015, 35(2): 7-13.]
- [15] Anselin L. Interactive techniques and exploratory spatial data analysis. // Michael F Goodchild et al. *Geographical Information Systems, Principles, Technical Issues, Management Issues and Applications*. New York: John Wiley & Sons, 1999, 253-226.
- [16] 苏方林. 中国省域R&D活动的探索性空间数据分析[J]. 广西师范大学学报: 哲学社会科学版, 2008, 44(6): 52-56. [Su Fanglin. An exploratory spatial data analysis of R&D activities in China. *Journal of Guangxi Normal University: Philosophy and Social Sciences Edition*, 2008, 44(6): 52-56.]
- [17] Anselin L. Local indicators of spatial association-LISA[J]. *Geographical Analysis*, 1995, (2): 93-115.

The Characteristics and Influence on Poverty of Farmers' Income Diversity in Wuling Mountain Area of Hunan Province

Ding Jianjun^{1,2}, Ning Yan¹

(1. *Business School, Jishou University, Jishou 416000, Hunan, China*; 2. *The Collaborative Innovation Center of Poverty Alleviation and Development in Wuling Mountain Area, Jishou 416000, Hunan, China*)

Abstract: Applying the exploratory and confirmatory quantitative research methods, this article measured and analyzed the spatio-temporal evolution characteristics and influence on poverty of farmers' income diversity in Wuling Mountain Area of Hunan Province during the period of 2000 to 2012. The results showed that, firstly, the diversity degree was low and followed the "U" shape trace, and the diversity gaps between different counties were narrowing gradually. Secondly, the counties which had the similar degrees of farmers' income diversity were clustered in a few years while scattered randomly in most of other years. Thirdly, the farmers who lived in the subareas of Loushao, Zhangjiajie had more diverse sources of income than those who lived in subareas of Huaihua and Xiangxi, and the farmers who lived in Huaihua subarea had the lowest income diversity degrees and those who lived in Xiangxi subarea experienced the fastest increase of income diversity, generally, more and more counties in the subareas of Loushao and Xiangxi had high diversity of farmers' income sources. Fourthly, during the period of 2000 to 2012, the local spatial patterns of HH(High-High) and LH (Low-High) had moved dramatically from counties to counties, while the other patterns of HL and LL were stable relatively and stayed in Huaihua subarea in most of years, and the counties which belong to Xiangxi subarea changed their local spatial patterns more frequently. Lastly, the diversity of income had obviously and significantly influence on increasing farmers' income and reducing poverty.

Key words: Wuling Mountain Area in Hunan Province; farmers' income; diversity; poverty