华南农业大学学报(社会科学版)
2025年第3期 JOURNAL OF SOUTH CHINA AGRICULTURAL UNIVERSITY
(第24卷) (SOCIAL SCIENCE EDITION)

共同富裕背景下弱相对贫困群体的识别与时空演化分析

王曦璟,王文花

(山西财经大学 统计学院,山西 太原 030006)

摘 要:基于家庭等价规模修订弱相对贫困界定标准,依托中国家庭追踪调查数据,运用分层可加综合贫困指数测算我国城乡和不同地区的弱相对贫困程度,进而综合时空双重视角,分析其随时间转移特征和未来可能演化趋势,刻画其分布格局和集聚特征。结果发现:第一,现阶段农村弱相对贫困程度高于城镇,但测度指标的数值下降幅度更大。第二,现阶段各种不同程度的弱相对贫困均有显著改善的可能性,但改善至最优类型或返贫至最差类型均较为困难;马尔可夫链及核密度估计法测算结果显示,我国弱相对贫困存在两极分化的潜在可能。第三,我国弱相对贫困的空间分布呈现东部-东北-中部-西部逐级递增的格局,需警惕区域内部各省差距对该分布格局的影响。同时,西部地区呈现"高-高"集聚特征,面临"空间贫困陷阱"风险。与之相对,东部地区存在"低-低"集聚特征,应关注其"脱贫溢出效应"。研究表明,修正后的弱相对贫困界定标准可减少低收入和中等收入群体之间的交叉误判;现阶段面向乡村振兴和共同富裕的相对贫困治理,必然是一个阶段性和长期性的过程,亟须构建全社会共同参与、协同配合的长效机制。

关键词:弱相对贫困线;家庭等价规模;弱相对贫困测度;时空分异

中图分类号:F323.8 **文献标识码**:A **文章编号**:1672-0202(2025)03-0043-13

一、引言

全体人民共同富裕是中国式现代化的重要特征,也是中国特色社会主义建设迈向第二个百年奋斗目标的历史新时期面临的重大战略任务,围绕这一目标形成了"调高、扩中、提低"的收入分配调节政策体系。相对于中等收入群体和高收入群体,我国现阶段低收入群体的规模较大,构成也甚为多元,提升该部分群体的收入、缩小相对差距是实现共同富裕的必要路径。伴随着我国小康社会的全面建成和绝对贫困的彻底消除,"提低"政策的目标对象历史性地转变为相对贫困群体。作为迈入中等收入的潜在人群,相对贫困群体的分布具有隐蔽性和区域差异性。因此,识别相对贫困群体、认知其空间分布格局对扩大中等收入群体规模、实现共同富裕目标具有重要的理论和现实意义。

现有的相关研究主要涉及相对贫困的识别标准以及相对贫困的时空演化规律。继美国经济学家Fuchs基于20世纪60年代发达国家贫富差距日益严重的背景提出"相对贫困"[1]的概念后,对于主流的收入维度的识别标准有强弱相对贫困标准之分。两个标准的相对贫困线根据收入弹性大小进行区分,强相对贫困线的收入弹性等于1,弱相对贫困线的收入弹性小于1。强标准下的

收稿日期:2024-11-18 **DOI**:10.7671/j.issn.1672-0202.2025.03.004

基金项目:国家社会科学基金项目(20CTJ012);山西省高等学校人文社会科学重点研究基地项目(2022J020)

作者简介:王曦璟(1988—),女,河北石家庄人,山西财经大学统计学院副教授,主要研究方向为乡村振兴、共同富裕及经济统计分析。E-mail:wangxj557@126.com

相对贫困线有相对于中间值固定和平均值固定两种思路,但强标准存在一个违背公理的现象:如果所有收入以相同的比例增加(减少),那么总体贫困衡量标准必然下降(上升)[2-3],即强标准恒定在收入固定比例不能反映真实的贫困状况[4]。弱标准克服了这一不足,因此国内外学者围绕弱标准构建了若干测度思路,如混合型相对贫困线[5]、AB 弱相对贫困线[6]、JP 社会贫困线[7]和 RC 弱相对贫困线[3]。有学者基于收入分组数据,从弱相对贫困的视角分析了中国相对贫困的长期变动,并探索增长效应、分配效应和残差效应对弱相对贫困长期变动的贡献[8]。还有学者借鉴 Ravallion 和 Chen 的研究经验,利用《中国统计年鉴》分组数据测算了我国的弱相对贫困线[9]。也有学者采用"综合贫困线"概念,即将现有绝对贫困线和参照群体收入进行加权平均,对多种财政工具的减贫效应及其效率进行测度[10]。孙炜红等[11]利用中国家庭金融调查数据在弱相对贫困线的基础上度量了相对贫困发生率及其变化趋势。马瑜和吕景春[12]基于社会融入成本理论的弱相对贫困人口识别方法,使用中国家庭追踪调查数据估计了中国城乡收入(消费)弱相对贫困线。阮敬等[13]提出了一个符合我国国情的弱相对贫困公理。

关于相对贫困时间和空间层面的研究始于经济地理学领域。有学者研究发现,我国多维相对贫困程度在空间上呈现"东部-东北-中部-西部"逐级递增的非平衡分布[14-15]。进一步研究发现,我国各省份的多维相对贫困发生率存在显著的空间收敛性与空间相关性[16],同时具有显著差异和不平衡分布特征,自内陆向沿海呈逐年缓解的空间格局[17]。付瑞和刘林[18]利用地理探测器,研究发现多维相对贫困空间分布呈现显著的正相关性,"高-高"聚集主要分布在脱贫地区。张存刚和梅道甜[19]则针对西部农村相对贫困进行深入研究,发现其呈现出南"强"北"弱"的分布格局,还有学者关注了城乡省际弱相对贫困的时空演变特征[12]。

现有文献为本研究提供了良好的基础,但仍存在如下改进空间。首先,现有文献中,除了采用强标准来研究相对贫困外,还有一些学者采用弱标准来识别相对贫困,但他们在识别过程中未考虑等价规模的影响。若不考虑等价规模,忽视家庭规模经济性,也不考虑人口统计学特征对规模经济性的影响,在相对贫困的精准识别、收入分配测度等关键问题上可能具有误导性[20-21]。其次,现有文献关于弱相对贫困的时空演化研究仅仅是对省域的相对贫困指数进行对比,缺乏综合时空双重视角的量化支撑,没有类似全域视角的研究是不利于精准施策的。因此,本文试图从家庭等价规模视角调整弱相对贫困标准,然后利用核密度估计、马尔可夫链等方法分析我国弱相对贫困的时间分布特性和未来演进趋势,最后利用探索性空间数据分析方法分析弱相对贫困的空间分布格局。

与现有研究相比,本文可能的贡献在于:第一,补充了基于家庭等价规模调整后的弱相对贫困标准,在很大程度上保证标定低收入群体结果的精度和效度,有效避免相对贫困标准虚高导致低收入群体和中等收入群体之间的交叉误判;第二,探讨我国弱相对贫困历年的时间转移特征,并预测其未来演化趋势,研究所得结论有助于巩固拓展脱贫攻坚成果,进一步构建与共同富裕目标有效衔接过渡的长效机制;第三,对空间层面我国弱相对贫困的分布格局和集聚特征进行描绘,能够较为全面地刻画其空间分布的地区差异性,可为稳步提高中等收入群体比重提供实证支撑。

二、方法、数据及变量说明

(一)方法设定

1. 弱相对贫困的识别与调整

(1)弱相对贫困人口的识别

为更符合我国国情,参考方迎风和周少驰[22]的研究,考虑了地区异质性和不平等的相对贫困线,其中系数 a 取 0.6,下标 i 指代对应地区,G_i 和 y_i 分别为对应地区的基尼系数和该地区居民的

收入均值。

$$z = 1100 + a \times (1 - G_i) y_i \tag{1}$$

遵循贫困问题的发展演变规律,并结合我国已经取得脱贫攻坚战全面胜利的现实,借鉴马瑜和吕景春[12]的识别策略,假定同一时期的绝对贫困线低于相对贫困线,即 $z_\alpha < z_r(\bar{y})$,即处于绝对贫困线下的人口识别为绝对贫困,处于相对贫困线下的人口识别为相对贫困,处于绝对贫困线上同时处于相对贫困线下的人口识别为仅相对贫困,处于相对贫困线上的人口则为非贫困,具体采用 $q_a(y)$、$q_{or}(y)$、$q_r(y)$和 $q_n(y)$分别表示绝对贫困人口数、仅相对贫困人口数、相对贫困人口数和非贫困人口,识别方法如下:

$$\begin{cases} q_a(y) & y_i < z_\alpha \\ q_{or}(y) = q_r(y) - q_a(y) & z_\alpha \leqslant y_i \leqslant z_r(\bar{y}) \\ q_r(y) & y_i < z_r(\bar{y}) \\ q_n(y) & y_i > z_r(\bar{y}) \end{cases} \tag{2}$$

(2)弱相对贫困指数

构建识别标准之后,本文采用 HAOPI 指数对我国城乡及不同地区进行弱相对贫困测度。绝对贫困线采用农民人均年纯收入 2300 元的国家标准(2010 年 PPP)并将其换算为各年城市和全国贫困线。HAOPI 可以理解为一个地区同期绝对贫困率和相对贫困率的加权平均,其计算公式如下[12]:

$$\text{HAOPI} = \frac{q_a(y)}{n(y)} + \omega(y)\frac{q_r(y) - q_a(y)}{n(y)} = HC^A + \omega(HC^R - HC^A) = (1 - \omega)HC^A + \omega HC^R \tag{3}$$

其中,$q_a(y)$、$q_r(y)$为弱相对贫困人口识别中的绝对贫困人口和相对贫困人口,$\omega(y)$是赋予仅相对贫困率的内生权重,其本质是一种相对差距,可表示为式(4)。HC^A 表示 FGT 指数族中 $\alpha = 0$ 时的绝对贫困率,HC^R 表示同等参数下的相对贫困率。

$$\omega(y) = \frac{z_r(\bar{y}) - \bar{y}_{or}}{z_r(\bar{y}) - z_\alpha} \tag{4}$$

$$\bar{y}_{or} = \frac{1}{q_r(y) - q_a(y)} \sum_{i=q_a(y)+1}^{q_r(y)} y_i \tag{5}$$

其中,z_α 和 $z_r(\bar{y})$为弱相对贫困人口识别中的绝对贫困线和相对贫困线。

(3)家庭等价规模调整

家庭等价规模作为一种收入分配公平性度量基准,其本质是一种平减指数,其调整思路是结合家庭个体的消费异质性和整体的规模经济效应,引入不同的标准化值将家庭的收入或消费水平标准化为等效的家庭单位指标。参照该标准调整后,不同人员组成和规模的家庭的福利水平具备可比性,可以更准确地评估其相对贫困水平。结合我国人口老龄化的实际国情,借鉴韩秀兰和张楠[23]提出的考虑未成年子女以及老年人口的家庭等价规模调整法,鉴于该研究在测度我国居民家庭等价规模时所使用的数据基础和本文的实际研究数据一致,此方法对于本研究而言具有更高的参考价值,具体模型见下:

$$\varepsilon_h = 1 + \rho_1 z_1 + \rho_2 z_2 + \rho_3 z_3 + \rho_4 z_4 \tag{6}$$

$$\theta_h = \frac{y_h}{\varepsilon_h} \tag{7}$$

其中,ε_h、y_h 和 θ_h 分别指代家庭等价规模、家庭 h 的纯收入以及调整后家庭人均收入,家庭成员的 4 个类别及其对应的等价规模参数 ρ 分别为:18 ~ 60 岁成年劳动力(z_1)及其等价规模参数 0.402,6 岁以下儿童(z_2)及其等价规模参数 0.489,7 岁以上未成年子女(z_3)及其等价规模参数

0.254,61岁以上老年人(z_4)及其等价规模参数0.379。

2.时空演化分析方法

(1)Dagum基尼系数

Dagum基尼系数能够依据不同的来源对地区总差异进行分解,进而测算出不同类型来源的差异大小以及这些差异对总差异的贡献率。本文借助Dagum基尼系数来测度我国弱相对贫困指数的各省差距,具体计算公式为:

$$G = \frac{1}{2n^2\bar{y}}\sum_{j=1}^{k}\sum_{h=1}^{k}\sum_{i=1}^{n_j}\sum_{r=1}^{n_h}|y_{ji}-y_{hr}| \tag{8}$$

其中n为省份数量,$\bar{y}$为全国均值,k表示划分的区域数量,y_{ji}(y_{hr})表示区域j(h)内省份i(r)的HAOPI值。按照Dagum[24]提出的分解方法,总体基尼系数可拆分为三部分:区域j和区域h间差异G_{jh}、区域j内差异G_{jj}和超变密度,G_{jh}和G_{jj}具体计算公式见下:

$$G_{jh} = \frac{1}{n_j n_h(\bar{y}_j+\bar{y}_h)}\sum_{i=1}^{n_j}\sum_{r=1}^{n_h}|y_{ji}-y_{hr}| \tag{9}$$

$$G_{jj} = \frac{1}{2\bar{y}_j n_j^2}\sum_{i=1}^{n_j}\sum_{r=1}^{n_j}|y_{ji}-y_{jr}| \tag{10}$$

(2)空间探索性分析

ESDA(探索性空间数据分析)的核心作用在于衡量数据在地理区位上可能存在的关联特征。这种关联性体现在两个层面:其一,在整体层面,可运用全局莫兰指数对弱相对贫困程度展开全面且系统的分析,以把握其总体空间分布特征;其二,在局部层面,能够借助局部莫兰指数以及相应的四象限散点图等方法,对全局分析进行补充与完善,从而精准揭示局部空间存在的差异性。具体来看,各象限所呈现出的空间分布特征存在显著差异:

第一象限属于高-高集聚空间模式,特征是$X_i>0$,$\sum\omega_{ij}X_j>0$;第三象限属于低-低集聚空间模式,特征是$X_i<0$,$\sum\omega_{ij}X_j<0$。以上两类集聚模式反映了弱相对贫困程度高(低)的省市在空间上更易聚集,在空间地理分布上存在明显的依赖性。第二象限属于低-高集聚空间模式,特征是$X_i<0$,$\sum\omega_{ij}X_j>0$;第四象限属于高-低集聚空间模式,特征是$X_i>0$,$\sum\omega_{ij}X_j<0$。以上两类集聚模式则反映了地区自身弱相对贫困程度和邻近地区弱相对贫困程度的差异。

(3)核密度估计与马尔可夫链分析

核密度估计是一种非参数估计方法,克服了参数估计中函数形式设定的主观性问题,估计的稳健性较好,能够很好地反映弱相对贫困历年的趋势、多极化等时间转移特征,具体见式(11),其中n为观测值数,h为最优带宽,$K(\cdot)$为核函数,x_i和$\bar{x}$为样本观测值和样本均值。

$$f(x) = \frac{1}{nh}\sum_{i=1}^{n}K\left(\frac{x_i-\bar{x}}{h}\right) \tag{11}$$

在基于核密度估计得出弱相对贫困在时间维度的变化特征后,运用马尔可夫链方法可进一步计算我国弱相对贫困的未来演进趋势及长期稳定性。其分析思路是通过四分位法将我国弱相对贫困等级划分并转化为4种类型标准,计算每种类型的概率分布,以反映不同类型的弱相对贫困省份的未来变化趋势和规律,将我国各省份弱相对贫困的演变过程近似为马尔可夫过程,进一步基于转移概率矩阵判断弱相对贫困的变化可能。设定弱相对贫困$t+1$时刻在状态S_{t+1}的概率仅与t时刻状态S_t有关,即马尔可夫链分析的公式见下:

$$P(X_{t+1}=S_{t+1}|X_0=S_0,\cdots,X_t=S_t)=P(X_{t+1}=S_{t+1}|X_t=S_t) \tag{12}$$

(二)数据来源和变量说明

本文使用的数据来自北京大学中国社会科学调查中心的中国家庭追踪调查2010—2020(下文简称CFPS 2010—2020)数据。该数据库样本涵盖全国25个省(直辖市、自治区)的广泛样本,于

2010 年正式启动追踪调查,后续已完成五轮追踪,其通过持续跟踪记录,反映了我国经济社会的发展变迁,为本文的实证分析提供了数据基础。

根据研究需要,本文对家庭人均收入数据进行等价规模调整后[①],剔除了低于 1% 分位数和高于 99% 分位数的极端数据。最终得到本文的样本数据基本情况见表 1。

表 1　样本数据收入基本情况　　**单位:元/年**

年份	家庭人均收入			年份	家庭人均收入		
	全国	城镇	乡村		全国	城镇	乡村
2010	13222	18032	8786	2016	20183	26116	14300
2012	14489	19023	10657	2018	33531	42987	23882
2014	17799	22027	13795	2020	37147	47146	25711

三、弱相对贫困水平的识别与测度结果

依据前文阐述的方法确定弱相对贫困的识别标准,利用该标准界定各年我国弱相对贫困率以了解我国弱相对贫困变迁特征,基于我国城乡二元结构分城乡进行测算讨论,补充分区域测算结果以进一步完善我国弱相对贫困分布特征的刻画。

(一)弱相对贫困识别标准构建

表 2 为经由家庭等价规模调整后的全国和分城乡弱相对贫困识别标准。从全国层面看,该标准从 2010 年的 5161 元/人·年提升至 2020 年的 13157 元/人·年,年均增长率约为 20.58%,略低于表 1 中我国家庭人均收入年均增长率(约为 22.95%)。

区分城乡进行测算,城镇相对贫困识别标准从 2010 年的 7067 元/人·年增长到 2020 年的 17298 元/人·年,年均增长约 19.61%。相同的时间跨度内,农村该标准从 3945 元/人·年增长至 9683 元/人·年。对比城乡数据,2010—2014 年二者差距基本稳定在 3100 元/人·年,2016 年开始差距逐渐拉大,2020 年二者相差最大为 7615 元/人·年。结合表 1 和表 2 横向对比,城镇和农村的家庭人均收入的年均增长速度均略高于相同时期的相对贫困标准增长速度。

表 2　经家庭等价规模调整的全国及城乡弱相对贫困识别标准　　**单位:元/人·年**

年份	相对贫困标准			年份	相对贫困标准		
	全国	城镇	农村		全国	城镇	乡村
2010	5161	7067	3945	2016	7512	10191	5557
2012	5344	7182	4165	2018	11554	15755	8337
2014	6801	8612	5452	2020	13157	17298	9683

(二)分城乡弱相对贫困量化对比

基于城镇和农村的弱相对贫困测算结果比对,二者弱相对贫困状况差距如表 3 所示。整体来看,我国城镇和农村的 HAOPI 指数以及相对贫困率总体均呈震荡下降趋势。

首先,全国层面和分城乡的相对贫困程度均有下降,特别是 2020 年农村区域数据下降明显,这显然得益于我国绝对贫困攻坚战的胜利。十年间,全国相对贫困率下降约 5.73 个百分点,HAOPI 指数下降 5.75 个百分点,城镇相对贫困率下降 5.54 个百分点,HAOPI 指数下降约 3.38 个百分点,农村相

① 本文首先在数据库中筛选出家庭人均收入、家庭规模、城乡分类等相关变量,其次根据家庭各成员的年龄计算所需不同年龄层的成员数量,以此计算家庭等价规模,最后将所有的家庭收入数据通过等价规模法进行调整。

对贫困率下降8.60个百分点,HAOPI指数下降约8.35个百分点。在相对贫困状况逐步改善的过程中,值得注意的是2012年以来,相对贫困率总体上呈现出上升趋势(尽管2020年农村地区该指标有所回落)。这表明,尽管一些原本处于绝对贫困中的脆弱群体已经成功脱贫,但由于扶贫政策衔接不畅或遭遇自然灾害、疾病等外部不利因素,面临着较高的返贫风险。这一现象进一步凸显了我国在过渡期内实施"扶上马、送一程"政策的紧迫性和重要性。

其次,相对贫困的城乡差异有其特殊性。与绝对贫困的巨大城乡差异不同,从仅相对贫困率、相对贫困率和HAOPI指数来看,截至2020年城镇和农村的相对贫困严重程度相差不大,"仅相对贫困率"指标城镇地区甚至高出农村地区0.328个百分点。城镇和农村在未来长效治理相对贫困过程中均不容忽视。

表3 城乡弱相对贫困多类型对比测度结果 单位:%

地区	年份	绝对贫困率	仅相对贫困率	相对贫困率	HAOPI
全国	2010	13.150	14.080	27.230	18.344
	2012	21.082	10.089	31.171	25.340
	2014	14.860	12.338	27.198	20.055
	2016	13.602	12.844	26.446	18.951
	2018	9.063	15.903	24.966	16.615
	2020	4.854	16.648	21.502	12.594
城镇	2010	8.091	16.515	24.606	15.768
	2012	15.043	11.272	24.606	20.168
	2014	11.121	13.224	26.315	16.740
	2016	9.143	13.882	24.345	15.296
	2018	5.703	15.632	23.025	13.153
	2020	2.822	16.244	19.066	12.385
农村	2010	17.812	12.621	30.433	23.454
	2012	26.180	9.563	35.743	30.679
	2014	18.403	11.671	30.074	24.109
	2016	18.023	12.293	30.316	24.254
	2018	12.502	16.511	29.013	21.198
	2020	5.917	15.916	21.833	15.106

(三)分地区弱相对贫困量化对比

按照国家统计局的划分方法,对我国东部、中部、西部和东北四个地区的弱相对贫困特征进行对比,结果如表4所示。

从纵向角度来看,2010—2020年各地区的相对贫困率和HAOPI指数总体上均有所下降,尽管期间部分年份出现了短暂回升,但相对贫困程度整体上是在逐步减轻,特别是2020年具有显著改善。除东部地区外,其余三个地区的HAOPI指数均下降了5%以上。从横向对比来看,我国弱相对贫困的严重程度呈现出由东向西递增的阶梯状分布格局。具体而言,从东部地区向西部地区,HAOPI指数逐渐攀升,西部地区的指数明显高于其他三个地区。得益于国家对西部地区持续的扶贫政策倾斜,该地区在改善相对贫困方面取得了最为显著的成效,2010—2020年相对贫困率下降

了 4.392%,HAOPI 指数降低了 13.916%。这种阶梯状分布格局对我国未来制定缓解相对贫困、推动共同富裕的政策提出了更为严峻的挑战和更高的要求。

表 4　四大地区弱相对贫困多类型测度结果　　单位:%

地区	年份	绝对贫困率	仅相对贫困率	相对贫困率	HAOPI
东部	2010	11.462	15.722	27.184	18.046
	2012	18.234	12.013	30.247	23.498
	2014	11.654	13.954	25.608	17.584
	2016	10.514	15.193	25.707	17.495
	2018	7.960	16.811	24.771	15.593
	2020	3.682	12.708	16.390	13.993
东北	2010	11.262	13.243	24.505	17.692
	2012	16.792	12.031	28.823	23.134
	2014	11.702	12.263	23.965	18.056
	2016	13.636	12.541	26.177	19.276
	2018	9.621	16.102	25.723	18.093
	2020	3.810	14.717	18.527	10.972
中部	2010	14.844	12.462	27.306	19.837
	2012	22.782	7.523	30.305	26.570
	2014	17.032	10.313	27.345	22.358
	2016	15.136	11.748	26.884	20.962
	2018	10.179	15.886	26.065	18.653
	2020	6.073	16.157	22.230	13.306
西部	2010	23.284	8.833	32.117	27.866
	2012	31.402	6.082	37.484	35.225
	2014	22.761	8.582	31.343	27.939
	2016	19.841	9.452	29.293	24.314
	2018	12.251	14.903	27.154	20.059
	2020	5.532	22.193	27.725	13.950

四、弱相对贫困的时空演化分析

(一)弱相对贫困的动态演进趋势

1.弱相对贫困的时间转移特征

根据前文数据和方法计算我国 HAOPI 的分布函数,以此估计样本省份 HAOPI 的密度分布形态,从时间维度得到弱相对贫困动态演进过程。图 1 为 HAOPI 核密度估计图,可以发现我国弱相对贫困的时间转移特征如下:

首先,从拖尾形态来看,右拖尾逐年缩短,且分布延展性在一定程度上存在缩减趋势,意味着我国弱相对贫困的空间差距在逐年缩小。其次,从波峰数量来看,2012、2014 和 2016 年均呈现单峰分布特征,2018 和 2020 年则明显呈现多峰分布趋势,判断弱相对贫困可能存在两极分化的潜在风险,需要引起足够重视和警惕。再次,观察波峰位置变化,密度曲线的波峰位置整体在向左侧移动,表明我国弱相对贫困程度总体呈下降趋势。最后,密度曲线水平宽度减小且垂直高度上升,从 2010 年的平缓状态逐渐演进至 2020 年的陡峭状态,这一变化显示弱相对贫困的地区差异存在动态收敛。

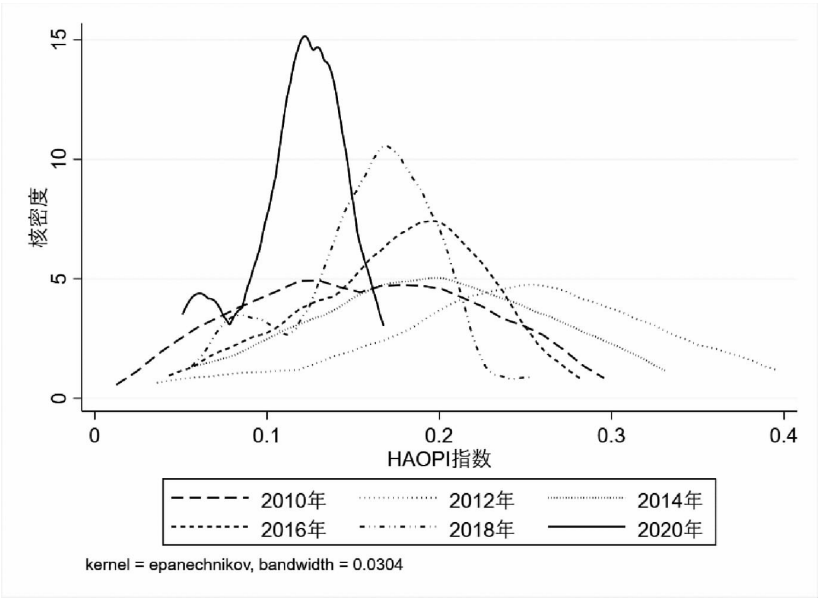


图1 我国省域HAOPI的核密度估计图

2. *弱相对贫困的转换概率和稳定性*

马尔可夫链分析法利用转化概率刻画弱相对贫困未来可能演进趋势，和核密度估计结果互为补充。基于表5样本省份的划分类型，计算得到表6的演变概率矩阵。

表5 基于HAOPI的弱相对贫困类型划分

	Ⅰ	Ⅱ	Ⅲ	Ⅳ
弱相对贫困类型	低相对贫困	中低相对贫困	中高相对贫困	高相对贫困
HAOPI	低于全国平均水平的50%	全国平均水平的50%～100%	全国平均水平的100%～150%	高于全国平均水平的150%

注：从第Ⅰ类到第Ⅳ类表示弱相对贫困程度逐渐递增，Ⅰ类代表弱相对贫困程度最弱，Ⅳ类代表弱相对贫困程度最强，具体划分标准参照全国综合水平为界线。

从稳定性看，2010年至2020年，稳定性最高的是中低相对贫困类型的省份，保持原有类型的可能性高达62.8%，低相对贫困类型省份的稳定性也达到38.5%，这表明在我国，相对于全国平均水平，弱相对贫国程度较低的省份整体陷入返贫的风险较低，具有良好的长期稳定性。在弱相对贫困问题亟待重点治理的省份中，中高相对贫困类型和高相对贫困的省份维持当前相对贫困的可能性分别达41.2%和38.9%，表明对于弱相对贫困程度高于全国平均水平的地区来说，脱离当前的相对贫困状态是长期且复杂的问题。

从转移可能性看，程度最轻的Ⅰ类省份大概率仍处在低位Ⅰ类或中低位Ⅱ类，即弱相对贫困大概率会持续低于全国平均水平，不太可能发生大规模入贫。弱相对贫困现状发生改善在Ⅱ类型省份有14%的可能性，但也存在23.3%的倒退概率，需关注局部返贫现象。低于全国平均水平的地区中，Ⅲ类型省份有41.2%的可能优化为Ⅱ类型，甚至还存在2%的概率实现进入Ⅰ类范围的跨越式改善；弱相对贫困最严重的Ⅳ类型省份存在61.1%的概率进入Ⅲ类型中高相对贫困类型，但是弱相对贫困程度依旧高于全国平均水平，是实现共同富裕需要重点施策的地区。

总之，对于弱相对贫困现状优于全国平均水平的Ⅰ和Ⅱ类型省份来讲，出现整体大规模入贫

和返贫的可能性不大,但需关注局部倒退可能;Ⅱ类型中低弱相对贫困省份改善转变为Ⅰ类型的难度较大。对于弱相对贫困现状劣于全国平均水平的Ⅲ和Ⅳ类型省份来讲,中高类型和高类型的省份改善当前相对贫困状态需要长效协同机制的支持,是实现共同富裕的关键点。

表 6　我国省域 HAOPI 的马尔可夫转移概率矩阵

	n	Ⅰ	Ⅱ	Ⅲ	Ⅳ
Ⅰ	13	0.385	0.385	0.231	0.000
Ⅱ	43	0.140	0.628	0.186	0.047
Ⅲ	51	0.020	0.412	0.412	0.157
Ⅳ	18	0.000	0.000	0.611	0.389

(二)弱相对贫困的空间分布格局

1. *弱相对贫困的空间分异特征*

以 2010 和 2020 年为例,首先从整体来看,我国弱相对贫困程度呈现东部 - 东北 - 中部 - 西部依次递增的阶梯式分布格局,西南地区还存在一定程度的空间集聚。其次,绝大多数省份的 HAOPI 值都有所下降,弱相对贫困状况呈现改善态势,特别是甘肃(降幅 15.590%)、四川(降幅 11.750%)、贵州(降幅 10.339%)、陕西(降幅 9.701%)、云南(降幅 8.734%)等西部省份下降幅度,居全国前五,显示上述区域在减贫方面取得显著成效。

2. *弱相对贫困的区域分布对比*

根据 Dagum 基尼系数公式及子群分解法分析我国弱相对贫困的整体差异及这种差异的构成。

图 2 和图 3 分别描述了我国弱相对贫困程度整体基尼系数的演变趋势及子群分解贡献率。从绝对数值来看,我国地区间差距不是很大,并且呈现持续缩小的趋势,特别在 2020 年这一差距走到了过去十年间的最小值 0.141。从各部分对弱相对贫困差异的贡献率角度分析,地区间的差异始终都是最大的贡献因素,但是区域内部差异和超变密度的贡献率在逐步上升。具体来看,十年间区域间差异贡献率介于 47.776% ~ 86.283%,区域内差异和超变密度的贡献率分别介于 11.243% ~ 24.957% 和 2.475% ~ 28.422%,图 4 和图 5 更细化了区域间差异和区域内部差异的对比。图 4 凸显了西部地区与其他三个地区之间的差异曲线有明显下降趋势,其中地区间差异最大的东部 - 西部曲线下降幅度最大。图 5 显示弱相对贫困的地区内部差距从大到小依次为东部、中部、西部、东北。东部的区域内基尼系数始终保持在较高水平,表明其整体弱相对贫困程度最轻但内部也最参差不齐的特点;东北地区的区域内基尼系数呈现“M”形震荡上升态势;中部和西部的区域内基尼系数都呈现小幅震荡。区域内部的差异特点反映出缓解弱相对贫困和实现共同富裕的路径和目标具有一致性。

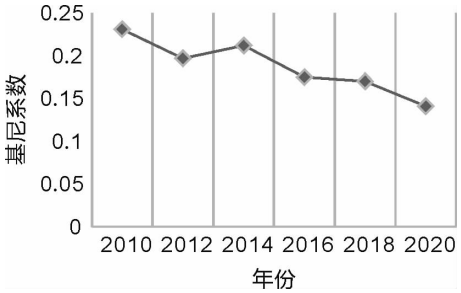


图 2　弱相对贫困程度总体差异及演变趋势

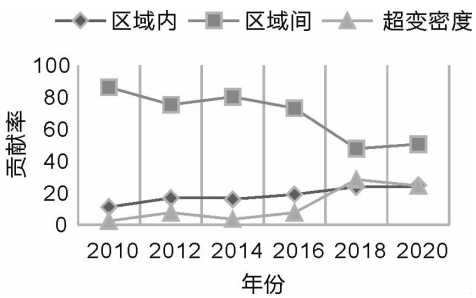


图 3　总体差异的子群分解贡献率

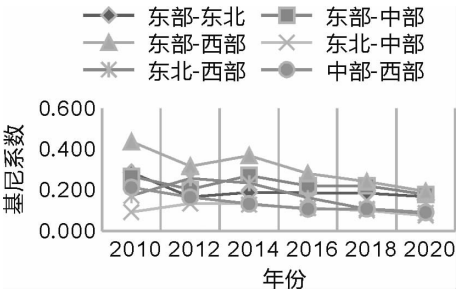


图4　区域间差异及演变趋势

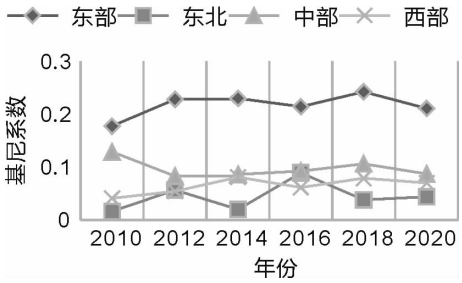


图5　区域内差异及演变趋势

3. 弱相对贫困的空间集聚特征

（1）弱相对贫困的空间相关性

依托空间邻接权重矩阵和边邻接关系的邻接矩阵，得到空间自相关性测度结果（见表7）。从指数值来看，2010—2020年数值均大于0，且都通过了1%水平下的显著性检验，表明我国弱相对贫困存在一定的正向空间自相关性。从变动趋势来看，除2010—2012年Moran's I的数值出现增加以外，2014年开始该指数值逐年下降，2020年该指数降幅更是达到了约54%，证实我国弱相对贫困的空间集聚效应正逐步减弱。

表7　2010—2020年中国弱相对贫困的全局Moran's I

年份	全局Moran's I	*P*值	年份	全局Moran's I	*P*值
2010	0.288	0.000	2016	0.197	0.000
2012	0.296	0.000	2018	0.148	0.000
2014	0.295	0.000	2020	0.068	0.020

（2）弱相对贫困的空间集聚特征

尽管我国弱相对贫困的空间集聚效应正逐渐减弱，但由于其依旧具备正向效应，深入探索其特征对于全面描绘我国弱相对贫困特点至关重要，因此在局部空间相关性检验的基础上，选取了考察期的始末年份作为关键时间点，生成莫兰散点图并确定该局部区域的集聚特征和集聚中心的具体空间位置（见图6），以进一步总结出各省份集聚模式（见表8）。

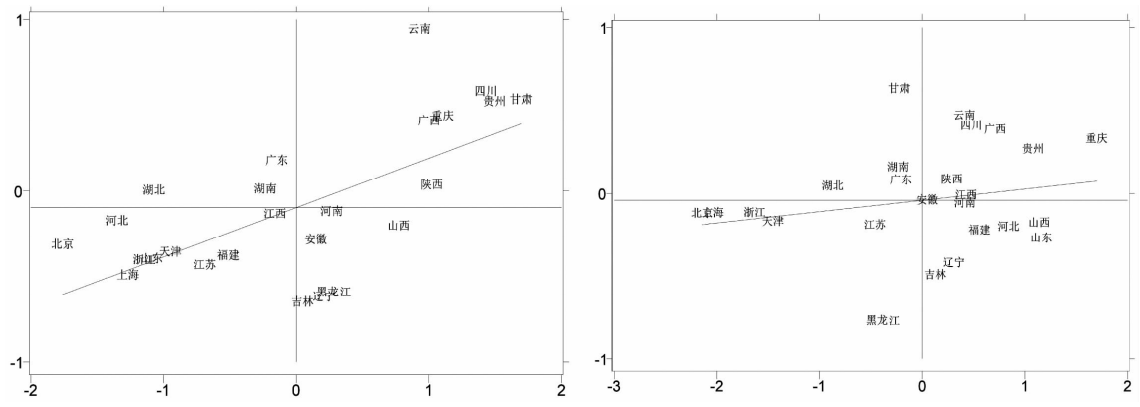


图6　2010年（左）和2020年（右）我国省域弱相对贫困程度的莫兰散点图

表 8　各省份聚集模式

集聚类型	2010 年	2020 年
H－H	云南、四川、贵州、广西、重庆、陕西、甘肃	云南、四川、贵州、广西、重庆、陕西、江西、安徽
L－H	湖南、广东、湖北	甘肃、湖南、广东、湖北
L－L	北京、上海、浙江、天津、江苏、福建、江西、河北、山东	北京、上海、浙江、天津、江苏、黑龙江
H－L	河南、吉林、辽宁、山西、黑龙江、安徽	河南、吉林、辽宁、山西、福建、河北、山东

从整体趋势来看，2010 年多数省份主要集中于第一象限与第三象限，第四象限省份数量次之，2020 年第一象限与第四象限省份集聚现象更为显著，第三象限次之，两年的共同点为落入第二象限的省份最少。具体来看，两年中，北京、上海、浙江、天津、江苏等东部沿海较发达省（直辖市）始终处于第三象限，表明弱相对贫困程度相对较低；云南、四川、贵州、广西、重庆、陕西等西部地区省（直辖市）则始终处于弱相对贫困程度较高的第一象限。该散点图特点证实我国弱相对贫困确实仍存在一定的空间集聚现象，其空间分布具有地区差异性：东部地区呈“低 － 低”集聚，具“脱贫溢出效应”；西部地区呈“高 － 高”集聚，存在“空间贫困陷阱”风险，且上述风险长期存在，印证了相对贫困问题将是一个长期存在的挑战。

除以上始终位于同一象限的省份（直辖市）以外，十年间部分省（直辖市）发生跃迁。首先，落入第三象限的省份数量减少 4 个，新加入 1 个，最终结果减少 3 个：福建、河北和山东三个省份由于弱相对贫困状况恶化，跌落至第四象限，转变为了高－低集聚，中部地区的江西跃迁至第一象限的高值聚集区；同时黑龙江由第四象限的高－低集聚区过渡到了第三象限的低值聚集区。其次，落入第一象限的省份减少 1 个同时新加入 2 个，甘肃由第一象限的高－高集聚过渡到了第二象限的低－高集聚，同时自身的弱相对贫困状况加剧使得安徽从高－低聚集区跃迁到了第一象限的高值聚集区，加上新加入的江西省，最终结果增加 1 个。从各省份位置变动看，在实现共同富裕进程中特别是最近的五年“过渡期”要注意防范局部返贫。

五、结语

主动识别并积极扶持弱相对贫困人口是扩大中等收入群体、实现共同富裕伟大目标的基础。本文基于 CFPS 2010—2020 微观数据，构建了经家庭等价规模调整后的城乡弱相对贫困标准，并据此测算出了三种类型的贫困率以及 HAOPI 指数，最后依据测算结果图解分析我国弱相对贫困的时空演化格局特征，得出以下结论：

第一，利用弱相对贫困标准对我国城乡和各地区弱相对贫困程度进行测算可知，现阶段农村弱相对贫困程度高于城镇，但其相对贫困率和 HAOPI 指数下降幅度更大；各地区整体均呈现波动下降的趋势，这种趋势在 2020 年以后更为明显。第二，对于弱相对贫困现状优于全国平均水平的省份来讲，出现整体大规模入贫和返贫的可能性不大，但需关注局部倒退的风险；弱相对贫困现状劣于全国平均水平的中高和高相对贫困类型省份实现提升的可能性在 43.2% 和 61.1%，但改善至低相对贫困类型的难度较大；马尔可夫链以及核密度估计方法的测算结果显示需要警惕低和中低相对贫困类型省份存在的返贫风险，以及我国弱相对贫困状况存在两极分化的潜在可能。第三，我国弱相对贫困的空间分布呈现东部－东北－中部－西部逐级递增的格局，这种分布差异的原因约 50% 来自区域间差异，同时需警惕区域内部各省的差距贡献率逐年升高；从集聚特质来看，东部地区呈“低－低”集聚，具“脱贫溢出效应”；西部地区呈“高－高”集聚，存在“空间贫困陷阱”风险。

基于上述结论，本文得到以下启示：第一，已有对弱相对贫困的界定标准易于误判低收入群体

和中等收入群体,本文基于家庭等价规模修订弱相对贫困界定标准改善了这一不足,为现阶段我国“扩中”的“潜在群体”——相对低收入群体的准确测度提供了参考。第二,实际数据证明,面向乡村振兴和共同富裕的相对贫困治理,必然是一个阶段性和长期性的过程,必然需要构建全社会共同参与、协同配合的长效机制。与消除绝对贫困不同的是,缓解相对贫困需要更加充足的物质财富做支撑、更加完善的社会保障做基础以及更加自主的内在驱动做辅助,包括探索能够帮助低收入人群进行有效增收的渠道;畅通农村与城市的要素流动通道,鼓励和支持农村相对优势的剩余劳动力、绿色农产品等与城市相对优势的资金、技术等的交流置换;提高社保的实效面积、支撑力度,推动实现社保的全国统筹;进一步发掘和刺激低收入群体自觉自主增收的内在驱动,并转换为切实的增收契机。第三,地区治理应围绕全国共同富裕总目标和阶段性要求制定更细化的差异化策略。西部的弱相对贫困集聚特征表明其依旧是相对贫困问题长期治理的重点,东部的集聚特征也要求其扩大空间溢出效应。西部地区应加强地区联动,充分挖掘和利用自身优势,结合地区资源,发展特色产业,实现优劣势互补,以期将弱相对贫困集聚劣势转变为互联互助特色。同时,还需要积极学习和引入现代化信息技术平台,把握好数字经济等新发展机遇,东西部联动,开发更多就地就业岗位,为实现共同富裕添砖加瓦。

参考文献:

[1]FUCHS V R. Redefining poverty and redistributing income[J]. The public interest, 1967(8):86-94.
[2]RAVALLION M, CHEN S H. Weakly relative poverty[J]. The review of economics and statistics, 2011(4):1251-1261.
[3]RAVALLION M, CHEN S H. Global poverty measurement when relative income matters[J]. Journal of public economics, 2019(177):1-12.
[4]刘洪,张想想. 相对贫困:内涵特征、多维困境与研究展望[J]. 世界农业,2022(6):66-76.
[5]FOSTER J. Absolute versus relative poverty[J]. American economic review,1998(2):335-341.
[6]BOURGUIGNON F, ATKINSON A B. Poverty and inclusion from a world perspective[J]. Revue d économie du développement, 2000(1):13-32.
[7]JOLLIFFE D, PRYDZ E B. Societal poverty: a relative and relevant measure[R]. Washington: The World Bank Group,2017.
[8]胡联,姚绍群,宋啸天. 中国弱相对贫困的评估及对2020年后减贫战略的启示[J]. 中国农村经济,2021(1):72-90.
[9]李莹,于学霆,李帆. 中国相对贫困标准界定与规模测算[J]. 中国农村经济,2021(1):31-48.
[10]张楠,寇璇,刘蓉. 财政工具的农村减贫效应与效率——基于三条相对贫困线的分析[J]. 中国农村经济,2021(1):49-71.
[11]孙炜红,伍骏骞,刘定,等. 中国弱相对贫困标准与测量[J]. 当代财经,2022(5):13-24.
[12]马瑜,吕景春. 中国城乡弱相对贫困测算及时空演变:2012-2018[J]. 人口与经济,2022(1):58-73.
[13]阮敬,王继田,杨芯. 从“患寡”到“患不均”——共享视域下的相对贫困测度研究[J]. 数理统计与管理,2024(2):331-342.
[14]韦凤琴,张红丽. 中国农村地区多维相对贫困测度与时空分异特征[J]. 统计与决策,2021(16):15-18.
[15]王晶,高艳云,高燕. 中国多维相对贫困的空间格局与动态演进研究[J]. 统计与决策,2023(11):55-60.
[16]杨鑫垚,叶家硕,卓震宇,等. 数字普惠金融、多维相对贫困及空间效应[J]. 财经科学,2023(5):48-61.
[17]张咏梅,张萌,赵金凯. “后扶贫时代”中国多维相对贫困空间分布与影响因素研究[J]. 统计与决策,2022(9):69-73.
[18]付瑞,刘林. 共同富裕视角下多维相对贫困的测度、时空分异及其驱动因素研究[J]. 新疆师范大学学报(哲学社会科学版),2023(6):28-35.
[19]张存刚,梅道甜. 西部农村地区相对贫困的时空演化与影响因素分析——基于马克思主义贫困理论的视角

[J]. 当代经济研究,2022(4):40 - 50.
[20]MUELLBAUER J. Testing the barten model of household composition effects and the cost of children[J]. The economic journal, 1977(347):460 - 487.
[21]刘佳,曹景林. 后扶贫时代相对贫困的差异化治理及其测度[J]. 求是学刊,2021(2):9 - 17.
[22]方迎风,周少驰. 中国相对贫困测度与城乡差异[J]. 中国人口·资源与环境,2023(3):171 - 180.
[23]韩秀兰,张楠. 家庭等价规模与收入贫困的精准识别[J]. 统计与信息论坛,2019(6):115 - 120.
[24]DAGUM C. A new approach to the decomposition of the Gini income inequality ratio[J]. Empirical economics,1997(4):515 - 531.

Identification and Spatiotemporal Evolution Analysis of Weak Relative Poverty Groups in the Context of Common Prosperity

WANG Xi-jing, WANG Wen-hua
(*School of Statistics*, *Shanxi University of Finance and Economics*, *Taiyuan* 030006, *China*)

Abstract: Based on the weak relative poverty definition criterion modified by the household equivalent scale, this paper utilizes data from the China Family Panel Studies to measure the degree of weak relative poverty in urban and rural areas as well as across regions in China by employing the Hierarchical Additive Overall Poverty Index. Furthermore, it comprehensively depicts the time-transfer characteristics and potential future evolution trends of weak relative poverty from both temporal and spatial perspectives, thereby outlining its overall distribution pattern and agglomeration features. The findings are as follows: First, the degree of weak relative poverty in rural areas currently exceeds that in urban areas, yet the decline in measurement indicator values is more pronounced in rural areas. Second, while various degrees of weak relative poverty exhibit significant potential for improvement at present, transitioning to the optimal type or regressing to the worst type remains challenging. The results from Markov chain and kernel density estimation caution against the potential polarization of weak relative poverty in China. Third, the spatial distribution of weak relative poverty in China displays a gradient pattern of increasing severity from the eastern to the northeastern, central, and western regions. Caution is warranted regarding the escalating contribution of provincial disparities within regions to this distribution pattern. Agglomeration characteristics reveal a "spatial poverty trap" characterized by "high-high" agglomeration in the western regions and a "poverty alleviation spillover effect" marked by "low-low" agglomeration in the eastern regions. This study suggests that the modified weak relative poverty definition criterion can mitigate cross-misclassification between low-income and middle-income groups. At this stage, relative poverty governance aimed at rural revitalization and common prosperity is inherently a phased and long-term endeavor, necessitating the establishment of a long-term mechanism involving the collective participation and coordination of society as a whole.

Key Words: weak relative poverty line; household equivalent scale; weak relative poverty measurement; spatiotemporal differentiation

【责任编辑:杜晓艺】