

共同富裕水平测度与时空演进格局分析

高鹤鹏¹, 宋玉冰², 丘斌³, 陆九天⁴

(1.中央党校(国家行政学院) 经济学教研部, 北京 100091; 2.中国海洋大学 管理学院, 山东 青岛 266100;
3.佛山大学 马克思主义学院, 广东 佛山 528051; 4.江苏大学 马克思主义学院, 江苏 镇江 212013)

摘要:文章运用主成分分析法进行降维合成, 测算了2008—2021年中国30个省份的共同富裕水平。采用泰尔指数、莫兰指数、核密度估计和马尔可夫区制转移概率矩阵, 分析了共同富裕水平的区域差异、空间自相关特征、时间演进特征及动态演进规律。结果显示, 各省份共同富裕水平在2008—2021年整体上呈现上升趋势, 并且在2021年绝大部分省份的共同富裕水平已成为正值; 从区域差异来看, 全国共同富裕水平的总体差异呈波动下降趋势; 从空间自相关特征来看, 各省份共同富裕水平具有明显的正向空间自相关特征, 并且这种相关性在地理位置相近的省份以及经济发展水平类似的省份之间都表现得十分明显; 从时间演进特征来看, 东部、中部和西部地区的核密度曲线分别呈现多峰分布、相对平缓 and 主峰右移的特征; 从动态演进规律来看, 各省份共同富裕水平所属的等级具有较高的稳定性, 跃迁主要发生在相邻等级的省份之间。

关键词:共同富裕; 主成分分析; 区域差异; 时空演进格局

中图分类号:F124; F126 **文献标识码:**A **文章编号:**1002-6487(2024)13-0016-06

0 引言

共同富裕是中国特色社会主义的本质要求, 也是一个长期的历史过程。共同富裕不代表平均主义, 更不是同时富裕及同步富裕, 而是要实现效率与公平相兼顾、相促进、相统一, 将“做大蛋糕”和“分好蛋糕”这两件事情做好。当前, 正确理解共同富裕的内涵, 准确测度共同富裕水平, 深刻认识中国各省份、各区域间共同富裕水平的差距是社会各界关注的焦点问题, 也是本文拟分析的重点问题。

已有关于共同富裕的研究主要分为三类: 一是共同富裕的内涵界定。共同富裕不等于平均主义, 也不一定意味着同步发展。共同富裕的内涵不是一成不变的, 其往往会随着生产力的发展而演变^[1]。当经济发展水平较低时, 物质富裕是共同富裕的核心; 当经济发展到一定水平之后, 人的自由全面发展开始受到关注^[2], 精神富足成为共同富裕的应有之义。不仅如此, 共同富裕还体现了共享性、发展性、可持续性三个方面的辩证统一^[3]。二是共同富裕的实现路径。实现共同富裕, 应当注重激发人民群众的主观能动性^[3]。在收入分配领域, 应当实现“有效市场”“有为政府”“有爱社会”三者之间的有机结合^[4]。三是对共同富裕水平的测度和评价。基于共同富裕的内涵和特征, 赵利等(2024)^[5]以城乡收入差距衡量地区共同富裕水平; 邵慰等(2024)^[6]以富裕度和共同度为基础, 构建共同富裕指数。总体上看, 当前学术界关于共同富裕的研究成果颇丰, 但仍存在以下不足: 一是对共同富裕内涵的界定尚未形成统

一的说法; 二是对共同富裕水平测度和评价的研究有待进一步深入和完善; 三是对国家、地区层面共同富裕水平的量化分析还相对缺乏; 四是关于共同富裕水平的时空格局和演进特征的研究成果较少。鉴于此, 本文从共同富裕的内涵出发, 构建评价指标体系, 采用主成分分析法进行降维合成, 对2008—2021年中国30个省份的共同富裕水平进行测度; 然后, 运用泰尔指数、莫兰指数、核密度估计、马尔可夫区制转移概率矩阵, 对共同富裕水平的区域差异、空间自相关特征、时间演进特征、动态演进规律进行全面分析, 以期共同富裕目标的实现提供理论依据与实证参考。

1 研究设计

1.1 指标体系构建

本文基于共同富裕的内涵和特征, 同时, 参照郭卫军和张衍春(2023)^[7]的研究, 从生产效率、总体富裕、协调发展、成果共享、生态福利5个维度来评价共同富裕, 具体的指标体系见下页表1。本文通过主成分分析法对指标进行降维合成, 进而得到各省份共同富裕水平的最终数据。

1.2 研究方法

1.2.1 泰尔指数

本文引入泰尔指数来分析共同富裕水平的区域差异。参照国家统计局的划分标准, 将30个样本省份分为东部、中部、西部三组。运用泰尔指数将共同富裕水平的总体差异分解为组内差异和组间差异。具体的计算公式如下:

作者简介:高鹤鹏(1997—), 男, 山东汶上人, 博士研究生, 研究方向: 数字经济、共同富裕。

(通讯作者)宋玉冰(1998—), 女, 山东青岛人, 硕士研究生, 研究方向: 数字经济、普惠金融。

丘斌(1994—), 男, 福建龙岩人, 博士, 讲师, 研究方向: 马克思主义经济学、数字经济。

陆九天(1993—), 男, 江苏南通人, 博士, 讲师, 研究方向: 共同富裕、数字经济。

表1 共同富裕评价指标体系

维度	指标	衡量方式	单位	属性
生产效率	劳动生产率	各省份实际GDP/就业人数	元/人	正向
	资本生产率	各省份实际GDP/资本存量(通过永续盘存法计算)	%	正向
	全要素生产率	各省份全要素生产率	%	正向
总体富裕	人均GDP	各省份实际GDP/总人口	元/人	正向
	人均可支配收入	居民可支配收入总和/总人口	元/人	正向
	人均消费支出	居民消费总额/总人口	元/人	正向
	城镇居民恩格尔系数	城镇居民食品支出/城镇居民总消费支出×100%	%	负向
	农村居民恩格尔系数	农村居民食品支出/农村居民总消费支出×100%	%	负向
协调发展	居民收入差距	各省份居民收入基尼系数		负向
	地区发展差距	基于夜间灯光数据计算的Dagum基尼系数 ^[8]		负向
	城乡发展差距	城乡居民可支配收入的泰尔指数 ^[9]		负向
成果共享	人均教育支出	各省份教育经费投入/总人口	元/人	正向
	人均公园绿地面积	各省份公园绿地面积/总人口	平方米/人	正向
	每千人口卫生技术人员数	各省份卫生技术人员数/总人口	人/千人	正向
	每万人拥有公共汽(电)车数	各省份公共汽(电)车数/总人口	辆/万人	正向
	每百万人拥有博物馆机构数	各省份博物馆机构数/总人口	家/百万人	正向
生态福利	空气质量	各省份PM _{2.5} 年均浓度	微克/立方米	负向
	单位GDP能耗	各省份年能源消耗总量/地区生产总值	吨标准煤/万元	负向
	生活垃圾无害化处理率	各省份生活垃圾无害化处理量/生活垃圾产生总量	%	正向

$$T = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{Q_i}{\bar{Q}} \times \ln \frac{Q_i}{\bar{Q}} \quad (1)$$

$$T_p = \frac{1}{n_p} \sum_{i=1}^{n_p} \left(\frac{Q_{pi}}{\bar{Q}_p} \times \ln \frac{Q_{pi}}{\bar{Q}_p} \right) \quad (2)$$

$$T = T_w + T_b \quad (3)$$

$$T_w = \sum_{p=1}^3 \left(\frac{n_p}{n} \times \frac{\bar{Q}_p}{\bar{Q}} \times T_p \right) \quad (4)$$

$$T_b = \sum_{p=1}^3 \left(\frac{n_p}{n} \times \frac{\bar{Q}_p}{\bar{Q}} \times \ln \frac{\bar{Q}_p}{\bar{Q}} \right) \quad (5)$$

其中, i 表示省份; n 为样本省份总数; $p=1, 2, 3$ 分别代表东部、中部、西部地区; T 和 T_p 分别代表全国和 p 地区共同富裕水平的泰尔指数; 地区内泰尔指数 T_w 和地区间泰尔指数 T_b 分别衡量组内差异和组间差异; Q_i 和 Q_{pi} 分别表示 i 省份和 p 地区 i 省份的共同富裕水平; \bar{Q} 和 \bar{Q}_p 分别为全国和 p 地区共同富裕水平的均值。泰尔指数的值介于0到1之间, 泰尔指数越大, 说明所选取的样本之间的差异越大。

1.2.2 莫兰指数

本文引入莫兰指数^[10]来对共同富裕水平可能存在的空间相关性进行检验。全局莫兰指数(I)和局部莫兰指数(I')的计算公式分别如下:

$$I = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} (X_i - \bar{X})(X_j - \bar{X})}{S^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij}} \quad (6)$$

$$I' = \frac{(X_i - \bar{X}) \sum_{j=1, j \neq i}^n W_{ij} (X_j - \bar{X})}{S^2} \quad (7)$$

其中, $S^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2$, $\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$, n 代

表样本省份总数, X_i 为 i 省份的共同富裕水平, W_{ij} 为空间权重。不论是全局莫兰指数还是局部莫兰指数, 取值范围都在 $[-1, 1]$ 内。若莫兰指数的值接近于-1, 则说明省域共同富裕水平具有很强的空间负相关性; 若莫兰指数的值接近于1, 则说明省域共同富裕水平具有很强的空间正相关性。

本文使用三种常用的空间权重矩阵作为计算莫兰指数的权重矩阵, 分别为: 空间地理距离权重矩阵(W_1)、空间经济距离权重矩阵(W_2)和地理与经济距离嵌套权重矩阵(W_3), 以此来分别刻画地理位置相邻、经济发展水平类似, 以及二者兼具条件下, 省域共同富裕水平的空间自相关特征。具体来看, 在空间地理距离权重矩阵 W_1 中, 以 i, j 代表两个不同的省份, 则 W_{ij} 表示两个省份之间地理距离绝对值的倒数; 在空间经济距离权重矩阵(W_2)中, W_{ij} 代表 i, j 两个省份人均GDP差值的绝对值的倒数; 地理

与经济距离嵌套权重矩阵(W_3)则综合衡量了两个省份地理距离与经济发展水平之间的关系, $W_3 = kW_1 + (1-k)W_2$, 其中, $k \in [0, 1]$ 。本文参考邵帅等(2016)^[11]的方法, 取 $k=0.5$ 。

1.2.3 核密度估计

本文采用核密度估计^[10]来分析共同富裕水平的时间演进特征。具体来说, 当给定一组独立同分布的样本 x_1, x_2, \dots, x_n 之后, 其概率密度的计算公式如下:

$$f(x) = \frac{1}{nh} \sum_{i=1}^n K\left(\frac{x_i - x}{h}\right) \quad (8)$$

其中, n 为观测值个数; x_i 和 x 分别表示样本观测值和样本均值; $K(\cdot)$ 为核函数, 本文选用高斯核函数; $h>0$ 为平滑参数, 也称为带宽(bandwidth)。

1.2.4 马尔可夫区制转移概率矩阵

本文引入马尔可夫区制转移概率矩阵^[12]来分析共同富裕水平的动态演进规律。以样本期内各省份共同富裕水平的面板数据作为运算基础, 将共同富裕水平在 t 时刻的分布状态用状态向量表示, 记为: $E_t = (E_{1t}, E_{2t}, \dots, E_{kt})$, 其中, $1, \dots, k$ 代表各省份共同富裕水平所属的具体分布类型。然后, 将两个不同的分布类型分别用 i 和 j 表示, 并把 t 时刻处于状态 i 的省份在 $t+m$ 时刻转移到状态 j 的概率用 M_{ij} 表示。本文重点研究各省份共同富裕水平在1年以后的状态特征, 因此可以将 m 赋值为1。 M_{ij} 的计算公式为:

$$M_{ij} = \frac{n_{ij}}{n_i} \quad (9)$$

其中, n_i 为整个样本期内共同富裕水平的状态为 i 的

样本总数, n_{ij} 为在 t 时刻处于状态 i 的样本在 1 年以后转移到状态 j 的样本数量。

1.3 数据来源

本文的原始数据主要来源于国家统计局官网、Wind 数据库、各省份统计年鉴等。综合考虑数据的可得性, 兼顾样本所需要的时间跨度, 选取 2008—2021 年中国 30 个省份(不含西藏和港澳台)的面板数据作为研究样本。对于部分年份缺失的数据, 采用类推法、插值法或移动平均法补齐。

2 实证分析

2.1 共同富裕水平的测度结果分析

本文采用 SPSS 27 软件, 运用主成分分析法对 2008—2021 年中国 30 个省份的共同富裕水平进行测度, 结果如表 2 所示。

整体上看, 2008—2021 年全国共同富裕水平呈现上升趋势, 这反映了全国范围内共同富裕状况在逐步改善。然而, 不同地区之间的共同富裕水平变化存在显著的差异。东部地区的共同富裕水平普遍高于全国平均水平, 并且总

体上呈现稳定上升的趋势。例如, 北京的共同富裕水平从 2008 年的 1.576 上升到 2021 年的 3.173, 上海的共同富裕水平从 2008 年的 1.571 上升到 2021 年的 3.446, 两地在共同富裕水平上遥遥领先于其他省份。总体来看, 东部地区在经济发展和收入分配方面更加均衡, 居民生活水平不断提高。相比之下, 中部地区的共同富裕水平低于东部地区, 而且波动较大。例如, 山西的共同富裕水平在 2008 年为 -0.879, 在多个年份均为负值, 直到 2021 年才转为正值 0.076; 同样地, 吉林、河南等也呈现这样的趋势, 这显示出中部地区在经济发展和收入分配方面面临较大的挑战, 整体共同富裕水平提升较为缓慢。西部地区的共同富裕水平较低且波动较大, 尤其是甘肃、贵州等省份长期处于较低水平。但是, 西部地区也出现了一些积极变化, 例如, 重庆的共同富裕水平在 2008 年仅为 -0.532, 经历了多个年份的波动后, 在 2021 年达到 0.900, 已经高于同期中部地区共同富裕水平的均值。

2.2 区域差异与结构分解

本文运用 Stata 17 计算泰尔指数, 结果如下页表 3 所示。从组内差异来看, 东部地区的组内差异从 2008 年的 0.3601 逐步下降到 2021 年的 0.2435, 显示出该地区的共同富裕水平差异在逐步缩小, 反映了经济发展的相对均衡性

和整体提升的趋势。中部地区的组内差异整体上较小, 从 2008 年的 0.0119 上升到 2021 年的 0.0528, 表明该地区共同富裕水平较为均衡, 各省份间的经济发展水平较为接近。西部地区的组内差异从 2008 年的 0.1860 上升到 2021 年的 0.4465, 表明该地区的共同富裕水平差异有所扩大, 区域内部的经济发展的不均衡性显著增强。从组间差异来看, 三大地区的组间差异在整个样本期内呈现大幅波动趋势, 2011 年达到最大值 0.2736, 到 2021 年又下降至 0.1716, 说明不同地区间的共同富裕水平差异在逐渐缩小, 但依然存在显著差异。总体差异在 2008 年为 0.4193, 经历了一个上升过程后, 在 2014 年达到最大值 0.5694, 在 2021 年又下降至 0.4006, 表明总体上的共同富裕水平差异虽有波动, 但整体上仍趋于缩小。

观察表 3 中的贡献率发现, 组内差异对总体差异的贡献率较大, 尤其是 2008 年和 2010 年, 分别达到 0.8169 和

表 2 2008—2021 年中国 30 个省份的共同富裕水平

地区	省份	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021
东部	北京	1.576	1.770	1.950	2.377	2.279	3.123	2.575	2.848	2.953	3.101	3.375	3.920	4.013	3.173
	天津	0.877	0.802	0.793	0.714	0.633	0.920	0.692	0.754	0.916	1.087	1.217	1.287	1.448	1.765
	河北	-0.743	-0.874	-0.812	-0.721	-0.658	-0.863	-0.931	-0.940	-0.876	-0.884	-0.740	-0.559	-0.376	0.135
	辽宁	0.170	-0.022	0.004	0.132	0.253	-0.013	-0.201	-0.191	-0.303	-0.171	-0.069	0.027	0.213	0.543
	上海	1.571	1.376	1.473	1.609	1.472	2.517	2.247	2.403	2.620	3.011	3.315	3.626	3.745	3.446
	江苏	0.452	0.392	0.573	0.763	0.797	1.153	1.049	1.279	1.386	1.548	1.579	1.887	2.077	1.932
	浙江	0.284	0.233	0.362	0.658	0.717	1.026	0.900	0.998	1.178	1.318	1.556	1.888	1.925	1.929
	福建	0.011	0.143	0.388	0.610	0.643	0.294	0.511	0.617	0.671	0.926	0.977	1.195	1.292	1.543
	山东	-0.658	-0.755	-0.570	-0.378	-0.234	0.093	0.066	0.160	0.164	0.273	0.312	0.372	0.581	0.744
	广东	1.007	0.869	1.042	1.190	1.123	1.420	1.113	1.348	1.520	1.708	1.658	2.001	2.185	1.570
	海南	0.240	0.258	0.221	0.385	0.453	0.086	-0.201	-0.105	-0.007	0.044	0.257	0.278	0.495	0.764
	均值	0.435	0.381	0.493	0.667	0.680	0.887	0.711	0.834	0.929	1.087	1.222	1.448	1.600	1.595
中部	山西	-0.879	-1.064	-1.021	-0.843	-0.853	-0.893	-1.039	-1.012	-1.023	-0.726	-0.564	-0.383	-0.117	0.076
	吉林	-0.381	-0.598	-0.510	-0.508	-0.377	-0.789	-0.847	-0.900	-0.828	-0.782	-0.776	-0.723	-0.330	0.330
	黑龙江	-0.181	-0.382	-0.175	0.026	0.076	-0.263	-0.638	-0.681	-0.672	-0.705	-0.624	-0.609	-0.173	0.348
	安徽	-0.370	-0.475	-0.366	-0.174	-0.102	-0.323	-0.379	-0.312	-0.382	-0.284	-0.100	0.270	0.407	0.491
	江西	-0.057	-0.130	-0.047	0.109	0.134	-0.198	-0.393	-0.321	-0.312	-0.319	-0.224	0.045	0.231	0.415
	河南	-0.424	-0.527	-0.789	-0.437	-0.693	-0.780	-0.780	-0.809	-0.793	-0.730	-0.626	-0.420	-0.297	0.090
	湖北	0.139	0.081	0.088	0.213	0.253	-0.016	-0.181	-0.054	0.014	0.014	0.198	0.456	0.383	0.685
	湖南	0.189	0.050	0.076	0.140	0.092	-0.378	-0.390	-0.243	-0.189	-0.127	-0.032	0.270	0.424	0.403
	均值	-0.245	-0.381	-0.343	-0.184	-0.184	-0.455	-0.581	-0.541	-0.523	-0.457	-0.344	-0.137	0.066	0.355
西部	重庆	-0.532	-0.662	-0.489	-0.224	-0.153	-0.141	-0.116	-0.009	0.079	0.154	0.251	0.526	0.767	0.900
	四川	-0.118	-0.461	-0.183	0.001	0.170	-0.458	-0.288	-0.246	-0.231	-0.074	0.032	0.341	0.575	0.538
	贵州	-0.965	-1.275	-1.163	-0.944	-0.887	-1.370	-1.410	-1.455	-1.507	-1.269	-1.268	-1.149	-0.914	-0.232
	云南	-0.711	-0.924	-0.865	-1.127	-1.024	-1.286	-1.619	-1.456	-1.495	-1.461	-1.404	-0.959	-0.714	-0.017
	陕西	-0.778	-0.845	-0.714	-0.676	-0.529	-0.708	-0.811	-0.732	-0.713	-0.624	-0.411	-0.207	-0.091	0.217
	甘肃	-1.132	-1.350	-1.111	-1.065	-1.067	-1.607	-1.454	-1.477	-1.569	-1.479	-1.406	-1.213	-1.047	-0.453
	青海	-1.024	-1.271	-1.772	-1.659	-1.671	-1.513	-1.485	-1.651	-1.610	-1.591	-1.420	-1.180	-1.160	0.035
	宁夏	-0.840	-0.951	-1.189	-1.100	-1.111	-1.172	-1.361	-1.282	-1.298	-1.172	-1.124	-0.889	-0.684	0.191
	新疆	-0.442	-0.447	-0.275	-0.232	-0.232	-0.772	-0.713	-0.829	-0.947	-0.811	-0.774	-0.626	-0.372	0.232
	内蒙古	-0.643	-0.756	-0.749	-0.519	-0.646	-0.618	-0.757	-0.564	-0.416	-0.513	-0.401	-0.156	0.041	0.723
	广西	-0.257	-0.589	-0.549	-0.560	-0.615	-1.076	-1.010	-0.983	-0.912	-0.946	-0.802	-0.507	-0.255	0.185
	均值	-0.677	-0.867	-0.823	-0.737	-0.706	-0.975	-1.002	-0.971	-0.965	-0.889	-0.793	-0.547	-0.350	0.211
全国均值		-0.154	-0.280	-0.213	-0.075	-0.059	-0.154	-0.262	-0.195	-0.153	-0.049	0.065	0.294	0.476	0.757

表3 泰尔指数计算结果

年份	组内差异				组间差异	总体差异	贡献率	
	东部	中部	西部	总体			组内差异	组间差异
2008	0.3601	0.0119	0.1860	0.3426	0.0768	0.4193	0.8169	0.1831
2009	0.2827	0.0278	0.1035	0.2771	0.1482	0.4253	0.6516	0.3484
2010	0.3266	0.0241	0.1169	0.3189	0.1246	0.4435	0.7191	0.2809
2011	0.2269	0.0176	0.0815	0.2241	0.2736	0.4977	0.4503	0.5497
2012	0.2029	0.0169	0.0733	0.1995	0.2448	0.4443	0.4490	0.5510
2013	0.2684	0.0218	0.0967	0.2601	0.1792	0.4393	0.5920	0.4080
2014	0.3499	0.0563	0.1354	0.3508	0.2186	0.5694	0.6161	0.3839
2015	0.3004	0.1081	0.1362	0.2779	0.1496	0.4275	0.6500	0.3500
2016	0.3148	0.0946	0.1365	0.2850	0.1213	0.4063	0.7015	0.2985
2017	0.3185	0.0426	0.1204	0.2908	0.1259	0.4166	0.6978	0.3022
2018	0.2884	0.0206	0.5617	0.2897	0.1616	0.4513	0.6419	0.3581
2019	0.2703	0.0958	0.2667	0.2431	0.1198	0.3628	0.6699	0.3301
2020	0.2838	0.0673	0.5616	0.2672	0.1478	0.4150	0.6439	0.3561
2021	0.2435	0.0528	0.4465	0.2290	0.1716	0.4006	0.5717	0.4283

0.7191。尽管2011年以后,组间差异的贡献率有所上升,2012年达到0.5510,但组内差异仍占主导地位。到2021年时,组内差异的贡献率为0.5717,而组间差异的贡献率为0.4283。这表明,尽管区域内部的共同富裕水平的不均衡状况有所改善,但其依然是影响总体差异的主要因素。

2.3 空间相关性检验

本文运用Stata 17 计算全局莫兰指数,结果如表4所示。从表4中可以看出,在三种空间权重矩阵下,样本期内共同富裕水平的全局莫兰指数均显著为正,说明省域共同富裕水平存在显著的正向空间自相关性,并且这种正向空间自相关性不仅在地理位置相近的省份中十分明显,在经济发展水平类似的省份中也表现得十分显著。具体来看,在地理与经济距离嵌套权重矩阵下,全局莫兰指数的值显著为正,且大于空间地理距离权重矩阵和空间经济距离权重矩阵下的全局莫兰指数,说明对于同时满足地理距离相近、经济发展水平类似的省份而言,这种正向空间自相关特征会表现得极为明显。

表4 三种空间权重矩阵下的全局莫兰指数

年份	全局莫兰指数		
	W_1	W_2	W_3
2008	0.106*** (3.927)	0.261*** (3.221)	0.378*** (3.995)
2009	0.114*** (4.167)	0.288*** (3.523)	0.417*** (4.384)
2010	0.115*** (4.182)	0.279*** (3.427)	0.410*** (4.318)
2011	0.109*** (4.050)	0.288*** (3.550)	0.404*** (4.290)
2012	0.110*** (4.072)	0.273*** (3.363)	0.391*** (4.135)
2013	0.112*** (4.199)	0.360*** (4.393)	0.460*** (4.894)
2014	0.115*** (4.238)	0.375*** (4.516)	0.482*** (5.061)
2015	0.112*** (4.153)	0.377*** (4.534)	0.480*** (5.033)
2016	0.114*** (4.190)	0.382*** (4.580)	0.489*** (5.114)
2017	0.112*** (4.145)	0.384*** (4.609)	0.489*** (5.112)
2018	0.115*** (4.234)	0.380*** (4.585)	0.482*** (5.079)
2019	0.108*** (4.067)	0.377*** (4.581)	0.468*** (4.962)
2020	0.105*** (3.976)	0.370*** (4.508)	0.458*** (4.872)
2021	0.112*** (4.215)	0.410*** (4.983)	0.513*** (5.456)

注:*,**、***分别代表在10%、5%、1%的水平上显著,括号内为z值。

基于此,本文以地理与经济距离嵌套权重矩阵为基础,在已知中国各省份的共同富裕水平存在空间地理位置

以及经济发展水平上的双重正向空间自相关特征的前提下,对共同富裕水平的局部空间集聚状态进行考察。本文以地理与经济距离嵌套权重矩阵(W_3)作为空间权重矩阵,运用Stata 软件计算局部莫兰指数,并绘制2008年和2021年30个省份共同富裕水平的莫兰散点图,如图1、图2所示。在此基础上,进一步对省域共同富裕水平的局部空间自相关性及其演变规律进行分析。

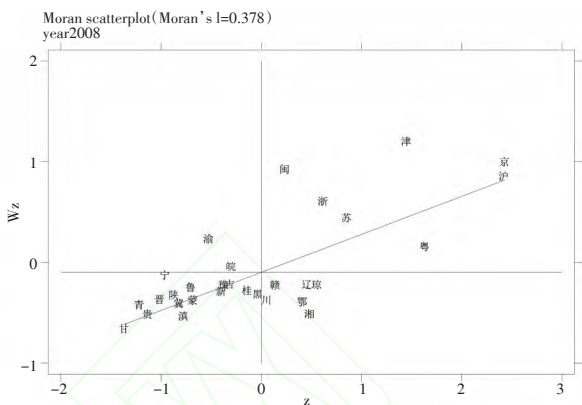


图1 2008年的莫兰散点图

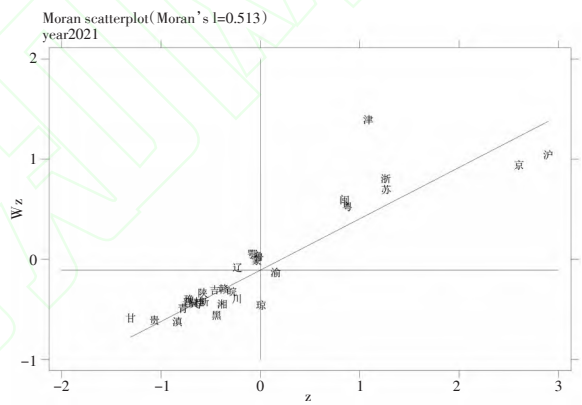


图2 2021年莫兰散点图分布

从图1可以看出,2008年超过三分之二的省份都位于第一象限和第三象限之内,即属于“高-高”集聚或“低-低”集聚类型,省域共同富裕水平表现出显著的正向空间集聚特征,其中,位于第三象限的省份明显多于位于第一象限的省份,说明整体上以“低-低”集聚为主,即当某一省份的共同富裕水平较低时,其周围以及与其经济发展水平类似的省份共同富裕水平也会较低,这一结论也从另一个角度佐证了前文全局莫兰指数的分析结果。

结合图2来看,北京、上海、天津、江苏、浙江、福建、广东等省份长期位于第一象限之中,这些省份不仅是中国经济发展的领头羊,也是共同富裕水平长期位于全国前列的省份,其所呈现的“高-高”集聚特征也是十分明显的。但同时也可以看到,个别省份长期位于第二、第四象限之中,呈现“高-低”集聚或“低-高”集聚特征。这说明部分省份在推进共同富裕的过程中可能会对周边省份产生虹吸作用,使得发展较差省份的生产要素和资源加速流失,较差省份的共同富裕水平增长乏力,甚至受到抑制。

2.4 时间演进分析

为了分析东、中、西三大地区共同富裕水平的时间演

进规律,本文采用 Matlab 18 绘制了三大地区共同富裕水平的核密度曲线。

东部地区的核密度曲线如图 3 所示。从主峰数量和分布位置来看,东部地区核密度曲线表现出明显的多峰分布特征,但多个峰值都处于中低水平,说明西部地区内部共同富裕水平存在较大的差异。从主峰分布形态来看,东部地区核密度曲线的主峰高度在样本期内逐渐上升,这意味着东部地区共同富裕水平在提高的同时,其区域内部共同富裕水平差异也在显著缩小。从整体趋势来看,东部地区的核密度曲线从一个多峰且分散的状态逐步演变为一个相对集中且平滑的状态,表明该地区共同富裕水平的均衡性在不断增强。

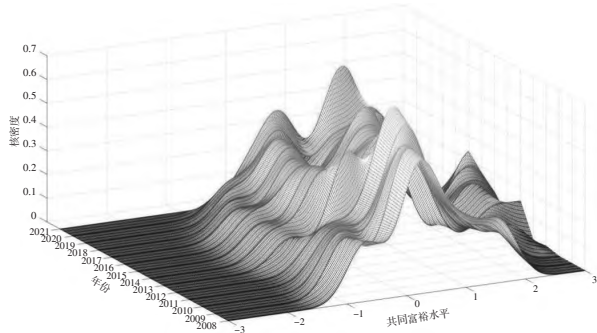


图3 东部地区核密度曲线

中部地区的核密度曲线如图 4 所示。从主峰分布位置来看,中部地区核密度曲线的主峰位置在样本期内变化较小,表明中部地区内部共同富裕水平相对稳定,但整体共同富裕水平提升并不快。从主峰分布形态来看,中部地区核密度曲线的主峰在 2016 年较为平缓且峰值最小,而在 2018 年主峰达到最大值,这反映出在此期间共同富裕水平存在较大波动,但总体上仍逐步趋于均衡。整体来看,中部地区核密度曲线的两侧延展较为平缓,说明该地区共同富裕水平的差异变化相对较小,区域内的共同富裕水平也相对均衡。

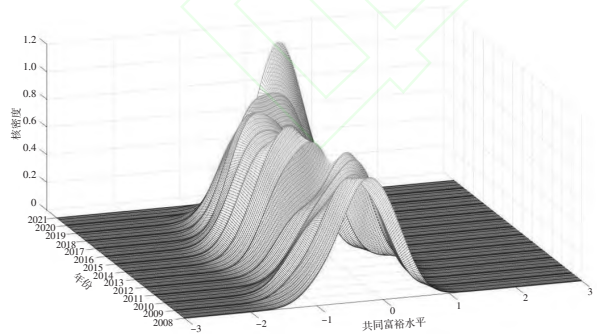


图4 中部地区核密度曲线

西部地区的核密度曲线如图 5 所示。从主峰分布位置来看,西部地区核密度曲线的主峰位置在 2008—2021 年整体上呈现右移趋势,表明共同富裕水平整体上升,越来越多的省份共同富裕水平达到了更高的水平。从主峰分布形态来看,西部地区核密度曲线的主峰高度在样本期的起止年份变化明显,说明该地区内部共同富裕水平明显不均衡,某些年份主峰较高,而某些年份则较低。整体来

看,西部地区核密度曲线右侧拖尾现象明显,说明部分省份共同富裕水平较低,区域内的共同富裕水平差异较大且变化明显。

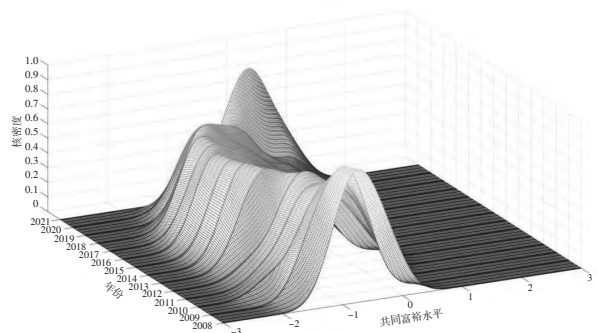


图5 西部地区核密度曲线

2.5 共同富裕水平的动态演进分析

本文运用马尔可夫区制转移概率矩阵对中国 30 个省份共同富裕水平的动态演变规律展开分析。在分析前,先运用四分位法将共同富裕水平划分为四个不同的等级,分别为:“高质量”(共同富裕水平 > 0.4312)、“中高质量”($-0.1901 < \text{共同富裕水平} \leq 0.4312$)、“中低质量”($-0.7557 < \text{共同富裕水平} \leq -0.1901$)以及“低质量”(共同富裕水平 ≤ -0.7557)。运用 Matlab 软件计算转移概率,结果如表 5 所示。

表5 马尔可夫转移概率矩阵运算最终结果

等级	低质量	中低质量	中高质量	高质量
低质量	0.7564	0.2431	0.0005	0.0000
中低质量	0.0115	0.7184	0.2582	0.0119
中高质量	0.0372	0.0162	0.7305	0.2162
高质量	0.1927	0.0243	0.0125	0.7705

由表 5 可知,当期处于高质量、中高质量、中低质量、低质量等级的省份,在 1 年以后仍维持原等级的概率分别为 0.7705、0.7305、0.7184、0.7564,维持原等级的概率均超过 70%,尤其是当期处于低质量或高质量等级的省份,维持原等级的概率甚至超过 75%,这在很大程度上说明省域共同富裕水平具有相当高的稳定性。位于低质量等级的省份在 1 年以后向上跃迁一个等级的概率为 0.2431,位于中低质量等级的省份在 1 年以后向上跃迁一个等级的概率为 0.2582,位于中高质量等级的省份在 1 年以后向上跃迁一个等级的概率为 0.2162,均介于 20%~30%。同时,向下跃迁的概率也不容忽视,位于高质量等级的省份向下跃迁一个等级的概率为 0.0125,位于中高质量等级的省份向下跃迁一个等级的概率为 0.0162,位于中低质量等级的省份向下跃迁一个等级的概率为 0.0115,从高质量等级直接跃迁至低质量等级的概率为 0.1927。总体上看,当某省份的共同富裕水平处于中低质量或中高质量等级时,1 年以后该省份的共同富裕水平向上跃迁的概率要远大于向下跃迁的概率。

3 结论

本文构建了共同富裕评价指标体系,并运用主成分分

析法进行降维合成,测算了2008—2021年中国30个省份的共同富裕水平;进一步,采用泰尔指数、莫兰指数、核密度估计、马尔可夫区制转移概率矩阵系统分析了共同富裕水平的区域差异、空间自相关特征、时间演进特征及动态演进规律。结论如下:(1)整体上看,全国共同富裕水平逐年上升,到了2021年,除贵州、云南、甘肃3个省份的共同富裕水平仍为负值外,其余均为正值。此外,东部地区共同富裕水平上升最快,北京、上海的共同富裕水平远超全国其他省份。(2)从区域差异来看,东部地区共同富裕水平的组内差异显著高于中部和西部地区,且东部地区的组内差异下降明显,说明东部地区内部各省份的经济发展水平差异逐渐缩小,区域内发展相对均衡。中部地区的组内差异变化较小。西部地区的组内差异近年来明显扩大,区域内部经济发展的不均衡性显著增强。(3)从空间自相关特征来看,不论是地理位置相近的省份还是经济发展水平类似的省份,他们的共同富裕水平都呈现明显的正向空间自相关特征,并且在经济发展水平类似的省份之间,这种正向空间自相关性会表现得更加明显。(4)从时间演进特征来看,东部、中部和西部地区的核密度曲线分别呈现多峰分布、相对平缓缓和主峰右移的特征。东部地区核密度曲线的多峰分布显示了区域内部共同富裕水平的不均衡性;中部地区的核密度曲线相对平缓,反映出中部地区各省份共同富裕水平相对均衡;西部地区的核密度曲线主峰高度上升,说明近年来西部地区内部各省份共同富裕水平的差异在扩大。(5)从动态演进规律来看,各省份共同富裕水平所属的等级具有较高的稳定性,尤其是低质量和高质量等级

的省份,他们在1年以后维持原等级的概率均超过75%。

参考文献:

- [1]万海远,陈基平.共享发展的全球比较与共同富裕的中国路径[J].财政研究,2021,(9).
- [2]李实.共同富裕的目标和实现路径选择[J].经济研究,2021,56(11).
- [3]郁建兴,任杰.共同富裕的理论内涵与政策议程[J].政治学研究,2021,(3).
- [4]唐任伍,孟娜,叶天希.共同富裕思想演进、现实价值与实现路径[J].改革,2022(1).
- [5]赵利,黄韵雪,汪发元.产业数字化、产业结构升级对共同富裕的影响——基于城乡收入差距的视角[J].统计与决策,2024,(8).
- [6]邵慰,杨珂,余卫.数字经济赋能共同富裕的多维机理及其演化特征[J].统计与决策,2024,(7).
- [7]郭卫军,张街春.中国共同富裕水平的测度与区域时空差异研究[J].经济问题探索,2023,(4).
- [8]Dagum C. A New Approach to the Decomposition of the Gini Income Inequality Ratio [J].Empirical Economics,1997,22(4).
- [9]陈文,吴赢.数字经济发展、数字鸿沟与城乡居民收入差距[J].南方经济,2021,(11).
- [10]宋玉茹,董小君,许诗源,等.中国经济韧性水平测度与时空格局演变分析[J].统计与决策,2023,(9).
- [11]邵帅,李欣,曹建华,等.中国雾霾污染治理的经济政策选择——基于空间溢出效应的视角[J].经济研究,2016,51(9).
- [12]宋玉茹.中国区域金融韧性水平测度与分布特征分析[J].技术经济与管理研究,2022,(7).

(责任编辑/梁红)

Measurement of Common Prosperity Level and Analysis of Spatiotemporal Evolution Pattern

Gao Hepeng¹, Song Yubing², Qiu Bin³, Lu Jiutian⁴

(1.Economics Teaching and Research Department, Party School of the Central Committee of C.P.C (National Academy of Governance), Beijing 100091, China; 2.School of Management, Ocean University of China, Qingdao Shandong 266100, China; 3.School of Marxism, Foshan University, Foshan Guangdong 528051, China; 4.School of Marxism, Jiangsu University, Zhenjiang Jiangsu 212013, China)

Abstract: This paper uses principal component analysis (PCA) to synthesize dimension reduction, then estimates the common prosperity level of 30 provinces in China from 2008 to 2021, and finally uses Theil index, Moran's index, kernel density estimation method and Markov transfer probability matrix to analyze the regional difference, spatial autocorrelation characteristics, time evolution characteristics and dynamic evolution law of common prosperity level. The results go as the following: The common prosperity level of all provinces shows an upward trend from 2008 to 2021, and that of most provinces becomes positive in 2021. From the perspective of regional differences, the overall difference of China's common prosperity level shows a trend of fluctuation and decline. From the perspective of spatial autocorrelation characteristics, the common prosperity level of all provinces has obvious positive spatial autocorrelation characteristics, and this correlation is evident between provinces that are geographically close to each other and provinces with similar levels of economic development. From the perspective of temporal evolution characteristics, the kernel density curves in eastern, central and western regions present the characteristics of multi-peak distribution, relatively flat, and the main peak shifting to the right. From the perspective of dynamic evolution law, the common prosperity level of each province has high stability, and the level transition mainly occurs between adjacent levels.

Key words: common prosperity; principal component analysis; regional differences; spatiotemporal evolution pattern