

# 社会救助与共同富裕耦合协调水平及影响因素

廖芝, 李琼

(吉首大学商学院, 湖南 吉首 416000)

**摘要:** 基于2007—2020年中国省级面板数据,运用熵值法、耦合协调度模型和空间计量模型探究社会救助与共同富裕的耦合协调水平及影响因素。研究表明:从整体层面来看,社会救助推动了中国共同富裕整体发展水平,高等学校在校学生数和老年人口抚养比对社会救助与共同富裕耦合协调度产生正向空间溢出效应;从局部层面来看,3大区域的耦合协调性具体表现为中部地区>东部地区>西部地区,存在区域差异性。

**关键词:** 社会救助; 共同富裕; 耦合协调度

**中图分类号:** F124 **文献标志码:** A **文章编号:** 1671-1807(2025)11-0340-06

共同富裕是社会主义的本质特征,缩小社会收入差距是实现共同富裕的关键环节<sup>[1]</sup>。在迈向共同富裕的征程中,社会救助在调节收入分配、促进公平正义和助力弱势群体等方面发挥重要作用。2024年8月印发的《全国服务类社会救助试点工作方案》指出要实现社会救助由单一物质救助向“物质+服务”综合救助模式转变,这标志着中国社会救助制度进入新阶段<sup>[2]</sup>。因此,正确理解社会救助制度的内涵,把握其与共同富裕之间的联系显得尤为重要,这不仅是巩固脱贫攻坚战成果的理性之举,也是对实现共同富裕战略目标的积极响应<sup>[3]</sup>。

目前,学术界对社会救助与共同富裕关系的研究主要体现在两方面。一是在新时代背景下,分析社会救助制度的发展历程与演变规律。党的十八大以来,中国社会救助制度由最低生活保障制度为核心发展到如今综合型帮扶的新型社会救助<sup>[4]</sup>,由生存型逐步转变为发展型<sup>[5]</sup>。救助对象识别机制由过去实行的“人找政策”转变为现在的“政策找人”<sup>[6]</sup>,以更好契合共同富裕新要求。二是研究社会救助与收入差距的关系来分析如何实现共同富裕。多数学者认为社会救助对缩小社会收入差距有正向调节作用。例如,李实和朱梦冰<sup>[7]</sup>基于2002年和2018年中国家庭收入调查数据,研究发现最低生活保障金、医疗报销款均有利于缩小收入差距,且其收入再分配效应不断增强;杨立雄<sup>[8]</sup>指出现有的社

会救助制度应该从帮低收入群体“挣钱”“省钱”和“发钱”3方面布局,进而缩小与社会平均水平的差距;吴奕潇和王强<sup>[9]</sup>从家庭层面出发,结合“城乡困难家庭抽样调查”数据,分析低收入群体家庭特征并针对性地提出对策建议,优化共同富裕的实现路径;岳经纶和彭晓艳<sup>[10]</sup>基于“2023年全国公众福利态度调查”数据,发现社会救助能有效降低收入差距感知,从而对共同富裕有显著的促进作用。但也有部分学者认为社会救助会扩大社会收入差距,不利于中国共同富裕进程的推进。例如,王燊成和杨永政<sup>[11]</sup>运用元分析法发现社会救助与就业之间存在显著的负相关关系,低保金对收入的替代效应衍生出社会救助的福利依赖问题。此外,现行的社会救助制度还存在着救助标准低水平性、救助客体保障不足等问题,难以满足实现共同富裕的需要,因此要建立高质量社会救助体系,来筑牢共同富裕坚实底板<sup>[12-13]</sup>。

综上所述,学术界关于社会救助与共同富裕关系的研究大多数停留在定性分析和理论分析层面,少有研究探讨两者之间的耦合协调关系,而从空间维度出发,采用空间计量模型深入剖析社会救助与共同富裕关系的实证研究更为鲜见。鉴于此,本文以全国31个省份(因数据缺失,未包含港澳台地区)为研究对象,运用耦合协调度模型和空间计量模型研究社会救助与共同富裕的耦合协调水平及影响因素,实证结果旨在为相关部门制定政策提供理论依据。

**收稿日期:** 2024-12-14

**基金项目:** 武陵山片区扶贫与发展协同创新中心开放基金(FPFZ2408)

**作者简介:** 廖芝(2001—),女,湖南衡阳人,硕士研究生,研究方向为区域经济学;李琼(1972—),女,湖南桑植人,教授,博士生导师,研究方向为区域经济学、社会保障。

# 1 研究设计

## 1.1 变量选取

### 1.1.1 被解释变量

选取社会救助与共同富裕耦合协调度指数作为被解释变量。在遵循科学性、典型性、数据来源可得性的原则下,选取最低生活保障、医疗救助和特困人员供养 3 个具体指标构建社会救助水平指标体系,并借鉴已有研究成果<sup>[14]</sup>,从共同指数和富裕指数 2 个维度选取 9 个具体指标代表共同富裕水平的指标体系,运用熵权法测算后得到社会救助水平与共同富裕水平综合指数(表 1)。

### 1.1.2 解释变量

选取以下 6 个解释变量<sup>[15]</sup>:第三产业占比(TIS)、城镇化率(URB)、城乡收入差距(URG)、高等学校在校学生数(EOS)、老年人口抚养比(ODR)、社保支出 GDP 占比(SSE)。为计算方便以及预先克服数据可能存在的异方差等现象,对除了社保支出 GDP 占比以外的其他解释变量均进行对数化处理。

本文数据来源于历年《中国统计年鉴》《中国民政统计年鉴》《中国社会统计年鉴》《中国人口与就业统计年鉴》以及国家统计局、各省份统计公报和统计年鉴。

## 1.2 模型设计

选用 2007—2020 年的省级面板数据,故构建包含截面和时间序列的面板数据模型,同时,为控制个体与时间异质性对回归结果带来的影响,对个体和时间固定效应分别加以控制,具体设定如下:

$$Y_{it} = \alpha + \beta X_{it} + \lambda_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式中: $Y_{it}$ 为被解释变量社会救助与共同富裕耦合协调度指数; $\alpha$ 为常数项; $\beta$ 为回归系数; $X_{it}$ 为影响因素解释变量; $\lambda_i$ 为个体固定效应; $\eta_t$ 为时间固定效应; $\varepsilon_{it}$ 为随机干扰项。并分别构建空间面板滞后、误差和杜宾模型:

$$Y_{it} = \alpha + \rho WY_{it} + \beta X_{it} + \lambda_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$Y_{it} = \alpha + \beta X_{it} + \lambda_i + \eta_t + \varepsilon_{it}, \varepsilon_{it} = \varphi W_{it} + \omega_{it} \quad (3)$$

$$Y_{it} = \alpha + \beta X_{it} + \rho WY_{it} + WX_{it}\theta + \lambda_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

式中: $W$ 为空间权重。

## 2 实证结果

### 2.1 社会救助与共同富裕的耦合协调分析

引入耦合协调度模型,获得社会救助与共同富裕的耦合协调度指数并进行分类<sup>[16]</sup>,将全国划分为东部、中部和西部 3 大区域,绘制出相应的趋势图(图 1)与表格(表 2)。

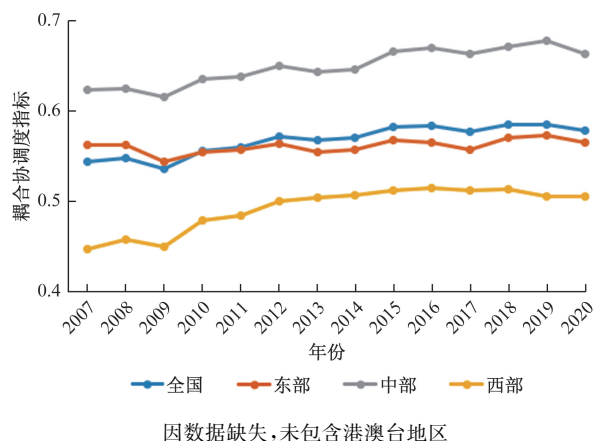


图 1 2007—2020 年全国及 3 大区域的耦合协调度趋势图

表 1 社会救助水平与共同富裕水平指标体系及指标权重

一级指标	二级指标	权重	三级指标	单位	权重	指标方向
社会救助水平	基本保障水平	0.566	最低生活保障支出	万元	0.259	+
			医疗救助支出	万元	0.307	+
	贫困救助	0.434	特困人员供养支出	万元	0.434	+
共同富裕水平	共同维度	0.308	城乡居民恩格尔系数比	%	0.059	-
			城乡居民可支配收入比	%	0.057	-
			城乡居民人均消费支出比	%	0.032	-
			省城人均 GDP 占全国人均 GDP 的比重	%	0.160	+
	富裕维度	0.692	人均 GDP	万元	0.160	+
			公共图书馆总流通人次	万人次	0.192	+
			每千人医疗机构床位数	张	0.100	+
			森林覆盖率	%	0.107	+
			互联网宽带接入端口数	万个	0.133	+

注:指标权重通过熵权法计算得到;“+”表示正向指标,指标值越大越好;“-”表示负向指标,指标值越小越好。

表2 2007—2020年全国及3大区域的耦合协调度指数

年份	全国	东部地区	中部地区	西部地区
2007	0.545	0.562	0.624	0.448
2008	0.548	0.563	0.624	0.458
2009	0.536	0.544	0.616	0.450
2010	0.556	0.554	0.635	0.479
2011	0.560	0.557	0.638	0.485
2012	0.572	0.564	0.650	0.501
2013	0.567	0.554	0.644	0.504
2014	0.570	0.557	0.646	0.507
2015	0.582	0.568	0.665	0.512
2016	0.583	0.566	0.669	0.515
2017	0.578	0.557	0.663	0.512
2018	0.585	0.571	0.671	0.514
2019	0.586	0.573	0.678	0.506
2020	0.578	0.565	0.663	0.506

注:因数据缺失,未包含港澳台地区。

由表2和图1可知,2007—2020年中国社会救助和共同富裕耦合协调指数呈现出波动上升的趋势,耦合协调度指数由0.545上升到0.578。这说明自2007年来,中国社会救助与共同富裕两者之间在不断适应,但发展速度较为缓慢,耦合协调度等级均处于初级耦合协调阶段[0.5,0.6),并未随着时间的推移而发生明显跃迁。

从3大区域层面来看,与全国内地均值变化既有相似之处,也有区域的各自特点。样本研究期内,3大区域的耦合协调度指数总体上均呈现上升的趋势。其中,东部地区耦合协调度指数由0.562上升到0.565,上升速度较为缓慢,在2007—2020年均处于初级耦合协调阶段,这表明东部地区社会救助的发展对共同富裕进程的推进已处于瓶颈期,更多是依靠其他方式提升经济发展质量和人民生活水平;中部地区耦合协调度指数由0.624上升到0.663,最高达到了0.678,在2007—2020年均处于良好耦合协调阶段[0.6,0.8),高于同期的东部地区和西部地区,说明中国中部地区社会救助和共同富裕之间的适应性较强;西部地区耦合协调指数由0.448上升到0.506,协调类型由勉强耦合协调型[0.4,0.5)上升到初级耦合协调型,耦合协调发生了质的飞跃。具体地:2007—2011年处于勉强耦合协调阶段,2012—2020处于初级耦合协调阶段,表明中国西部地区社会救助与共同富裕之间的协调能力在逐步加强,但各年份的耦合协调度指数仍低于全国均值,位于3大区域末位。

## 2.2 基准回归

首先进行 Hausman 检验,检验结果显示通过1%的显著性检验,基于此确定选择固定效应模型。

随后,进一步明确是否适宜采用空间计量模型,本文采用 LM 检验(拉格朗日乘数检验)和稳健 LM 检验(Robust-LM)进行分析,回归结果见表3。

对表3检验结果进行分析可知,空间固定效应与混合效应对应的统计量为20.9279,未通过1%的显著性检验,而时间固定效应与混合效应的统计量为647.2849,通过了1%的显著性检验,时间、空间双固定效应的 LR 检验(似然比检验)统计量为38.7972,也通过了1%的显著性检验。故本文适宜采用时间、空间双固定效应模型。再通过 LM 检验结果判断是否要使用空间计量模型。具体地:从时空双固定效应和 LM 检验来看,空间滞后模型的 LM 检验统计量3.6139,通过了10%的显著性检验,稳健的 LM 检验统计量25.7316通过了1%的显著性检验,这表明在回归模型中应涵盖被解释变量的空间滞后项,反观空间误差模型,其 LM 检验统计量为0.0054,未能通过显著性检验。鉴于此,本文的空间计量模型以空间滞后模型为出发点。

表3 基准回归结果

变量	混合回归	时间固定	空间固定	时空双固定
常数项	0.3883*** (5.5452)			
TIS	-0.2461*** (-10.6966)	-0.2820*** (-11.3461)	-0.1246*** (-6.1346)	-0.1318*** (-6.0181)
URB	-0.0208** (-2.0360)	-0.0213** (-2.1122)	0.0092 (1.5006)	0.0065 (1.0796)
URG	0.0614*** (5.0056)	0.1086*** (5.1394)	0.0387*** (3.9633)	0.1531*** (3.4366)
EOS	0.1360*** (25.4652)	0.1389*** (26.0303)	0.0887*** (5.9801)	0.1156*** (7.6403)
ODR	0.0073 (0.4642)	0.0036 (0.2093)	0.0240* (1.8487)	0.0451*** (2.7136)
SSE	0.0042** (2.0359)	0.0066*** (2.8736)	-0.0065*** (-3.8526)	-0.0044** (-2.5150)
R <sup>2</sup>	0.8464	0.8522	0.3310	0.2489
LM(lag)	5.1866**	4.0296**	10.1264***	3.6139*
Robust-LM(lag)	27.3435***	17.7792***	6.8975***	25.7316***
LM(sem)	18.3131***	11.8133***	5.9004**	0.0054
Robust-LM(sem)	40.4700***	25.5629***	2.6714	22.1230***
空间和时间 固定效应 联合显著 性检验	LR 统计量	自由度	P	
时间固定	647.2849	14	0.0000	
空间固定	20.9279	31	0.9138	
时间、空间双固定	38.7972	14	0.0004	

注:\*、\*\*、\*\*\*分别表示在10%、5%、1%的水平下显著;括号内为t值。

### 2.3 空间效应分析

为进一步探究空间面板杜宾模型是否会退化为空间面板滞后模型,继续进行 Wald 检验,通过了 1% 的显著性检验,表明本文适合采用时空双固定的空间面板杜宾模型作为最终模型,并将参数分解情况汇总,见表 4。

由表 4 可知,在直接效应方面,第三产业占比的回归系数为 -0.118 3,对社会救助与共同富裕耦合协调度的影响为负,通过了 1% 的显著性检验。高等学校在校学生数的回归系数为 0.072 0,对社会救助与共同富裕耦合协调度的影响为正,也通过了 1% 的显著性检验。此外,城乡收入差距回归系数为 0.137 5,通过了 1% 的显著性检验。老年人口抚养比和社保支出 GDP 占比的回归系数分别为 0.048 1 和 -0.003 8,均通过 5% 的显著性检验。城镇化率对社会救助与共同富裕耦合协调度的影响不显著。在间接效应方面,高等学校在校学生数的回归系数为 0.119 1,社保支出 GDP 占比的回归系数为 -0.009 2,两者均通过了 1% 的显著性检验。第三产业占比和老

年人口抚养比的回归系数分别为 -0.098 2 和 0.070 9,均通过了 5% 的显著性检验。城乡收入差距、城镇化率对社会救助与共同富裕耦合协调度的影响不显著。

### 2.4 相对重要性分析

为深入剖析各解释变量对社会救助与共同富裕耦合协调度的作用强度,在开展参数估计前,需对基础数据实施标准化处理。所得结果见表 5。

由表 5 可知,从直接效应来看,高等学校在校学生数对社会救助与共同富裕耦合协调度影响程度最高,城乡收入差距排第 2,老年人口抚养比排第 3。具体而言,在其他影响因素保持不变的情况下,高等学校在校学生数每变动 1 个标准差,本地区社会救助与共同富裕耦合协调度将变动 0.463 0 个标准差;城乡收入差距每变动 1 个标准差将导致本地区社会救助与共同富裕耦合协调度变动 0.353 6 个标准差;老年人口抚养比每变动 1 个标准差,本地区社会救助与共同富裕耦合协调度将变动 0.082 6 个标准差。此外,第三产业占比对社会救助与共同富裕耦合协调度的抑制作用最为明显,其次是社保支出

表 4 空间面板杜宾模型的参数分解

变量	直接效应		间接效应		总效应	
	参数	t	参数	t	参数	t
TIS	-0.118 3***	-5.433 7	-0.098 2**	-2.222 7	-0.216 5***	-4.306 1
URB	0.005 6	0.953 6	0.009 2	0.691 5	0.014 8	1.013 3
URG	0.137 5***	3.093 6	-0.001 9	-0.023 8	0.135 5	1.540 9
EOS	0.072 0***	4.002 6	0.119 1***	3.588 3	0.191 1***	6.567 3
ODR	0.048 1**	2.708 2	0.070 9**	2.083 5	0.119 0***	3.834 8
SSE	-0.003 8**	-2.180 4	-0.009 2***	-2.763 5	-0.013 0***	-3.967 8
时间固定	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
空间固定	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
R <sup>2</sup>	0.970 7					

注:\*\*、\*\*\*分别表示在 5%、1% 的水平下显著;括号内为 t 值。

表 5 社会救助与共同富裕耦合协调度影响因素的相对重要性

变量	直接效应		间接效应		总效应	
	参数	t	参数	t	参数	t
TIS	-0.161 1***	-5.356 5	-0.130 4**	-2.050 6	-0.291 4***	-4.067 5
URB	0.013 8	1.011 7	0.022 1	0.745 1	0.036 0	1.063 9
URG	0.353 6***	3.066 9	0.007 1	0.032 6	0.360 7	1.544 4
EOS	0.463 0***	3.967 8	0.773 7***	3.504 8	1.236 7***	6.444 1
ODR	0.082 6**	2.694 1	0.121 2*	2.032 4	0.203 9***	3.738 7
SSE	-0.052 2**	-2.195 6	-0.127 9***	-2.868 0	-0.180 1***	-4.062 7
时间固定	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
空间固定	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
R <sup>2</sup>	0.970 7					

注:\*、\*\*、\*\*\*分别表示在 10%、5%、1% 的水平下显著;括号内为 t 值。

GDP占比;城镇化率没有通过显著性检验。可能存在的原因在于:①中国高等教育事业的发展增加了中国人力资本的储备量,有助于中国经济更好地实现从高速增长向高质量发展的转变,增进民生福祉,提升共同富裕水平;②第三产业的发展在一定程度上能给予城市经济持续发展动力,但当第三产业发展水平超过了城市所能承受的能力范围时,便会出现就业岗位不足、两极分化严重等一系列问题,对经济发展和人民生活带来严重影响。

从间接效应来看,仍然是高等学校在校学生数的空间溢出效应最强,在其它影响因素保持不变的情况下,高等学校在校学生数每变动1个标准差将导致周边地区社会救助与共同富裕耦合协调度变动0.7737个标准差;其次是老年人口抚养比每变动1个标准差将导致周边地区社会救助与共同富裕耦合协调度变动0.1212个标准差;同直接效应一样,第三产业占比和社保支出GDP占比对社会救助与共同富裕耦合协调度产生抑制作用。城镇化率和城乡收入差距没有通过显著性检验。

### 3 结论

基于2007—2020年全国省级面板数据,运用熵值法、耦合协调度模型和空间计量模型探究社会救助与共同富裕的耦合协调水平及影响因素。研究结果表明:从整体层面来看,社会救助推动了中国共同富裕整体发展水平,高等学校在校学生数和老年人口抚养比对社会救助与共同富裕耦合协调度产生了正向空间溢出效应;从局部层面来看,3大区域的耦合协调性具体表现为中部地区>东部地区>西部地区,存在区域差异性。

根据上述结论,提出以下对策建议:①优化产业结构。促进中国部分产业由东部地区转移到中、西部地区,由劳动密集型转向科技密集型,注意地区产业结构协调发展,避免掉入“第三产业陷阱”,从而创造更多合适的就业机会,提高居民收入水平。②增加教育投资,优化教育资源。政府应增加教育投入,鼓励校企合作,为教育的发展提供强有力的支持;加强相对贫困地区的交通建设和信息化建设,为优质教师流动提供现实基础、为学生汲取知识提供优质线上学习资源。③鼓励生育,积极应对人口老龄化。具体可以从两方面入手,一是保障女性就业权益。改变企业对已婚未生育女性固有的歧视观念,解决女性怕因生育而被社会区别对待

的顾虑,延长产假和育儿假,从而提高生育率。二是增设养老机构,完善养老服务。不断满足老年人多层次、多元化的养老服务需求,提升老年群体的幸福指数。④推进社会救助制度的建设和完善。着力改善社会救助体系和规范劳动力市场,降低社会救助中福利依赖扩散和加剧的可能;增加对西部地区社会救助的财政扶持,提升最低生活保障制度对相对贫困人口的覆盖率和待遇水平,缩小其与东部、中部地区的差距。

### 参考文献

- [1] 冯靖哲. 新发展阶段实现共同富裕的收入分配制度改革研究[D]. 长春: 吉林大学, 2023.
- [2] 王小林. 以分层分类社会救助制度推进人口高质量发展[J]. 中国人口科学, 2024, 38(1): 13-17.
- [3] 吴玉锋, 白璐, 张乃波. 社会救助高质量发展促进共同富裕: 基于最低生活保障制度的观察[J]. 社会保障研究, 2024(4): 3-17.
- [4] 张浩森. 中国社会救助70年(1949—2019): 政策范式变迁与新趋势[J]. 社会保障评论, 2019, 3(3): 65-77.
- [5] 余少祥. 发展型社会救助: 理论框架与制度建构[J]. 浙江学刊, 2022(3): 108-117.
- [6] 关信平. 从“人找政策”到“政策找人”: 社会救助制度的新发展[J]. 人民论坛, 2024(17): 62-66.
- [7] 李实, 朱梦冰. 中国社会保障制度的收入再分配效应: 一些新发现[J]. 社会保障评论, 2023, 7(1): 46-62.
- [8] 杨立雄. 低收入群体共同富裕问题研究[J]. 社会保障评论, 2021, 5(4): 70-86.
- [9] 吴奕潇, 王强. 低收入群体实现共同富裕的社会救助支持路径研究[J]. 南京财经大学学报, 2023(5): 59-68.
- [10] 岳经纶, 彭晓艳. 社会救助、收入差距感知与困难群体共同富裕[J]. 山西大学学报(哲学社会科学版), 2024, 47(5): 104-111.
- [11] 王燊成, 杨永政. 中国社会救助中福利依赖问题再反思: 一项关于社会救助与就业关系的元分析[J]. 社会保障研究, 2024(3): 87-99.
- [12] 梁土坤. 共同富裕目标下社会救助制度建设的定位、挑战与方向[J]. 学习与实践, 2022(12): 102-114.
- [13] 李春根, 王悦. 以社会救助的高质量发展扎实推进共同富裕[J]. 西北大学学报(哲学社会科学版), 2023, 53(4): 5-14.
- [14] 田艳丽, 傅德印. 中国共同富裕水平测度、动态演进与空间溢出效应[J]. 统计与决策, 2024, 40(9): 73-78.
- [15] 李琼, 董梁, 邓平安, 等. 2010—2021年中国民生发展水平空间演变及驱动因素[J]. 地理学报, 2023, 78(12): 3037-3057.
- [16] 李琼, 赵阳, 李松林, 等. 中国社会保障与经济发展耦合的时空特征及驱动力分析[J]. 地理研究, 2020, 39(6): 1401-1417.

## Coupling Coordination Level of Social Assistance and Common Prosperity and Its Influencing Factors

LIAO Zhi, LI Qiong

(School of Business, Jishou University, Jishou 416000, Hunan, China)

**Abstract:** Based on China's provincial panel data from 2007 to 2020, the entropy method, coupling coordination model and spatial econometric model were used to explore the coupling coordination level and influencing factors of social assistance common prosperity. The research results show that at the overall level, social assistance has promoted the overall development level of common prosperity, and the number students in higher education and the elderly population support ratio have a positive spatial spillover effect on the coupling coordination degree of social assistance and common prosperity. At the level, the coupling coordination of the three regions is specifically manifested as the central region > the eastern region > the western region, with regional differences.

**Keywords:** social assistance; common prosperity; coupling coordination degree