

doi: 10.15936/j.cnki.1008-3758.2024.04.005

社会发展水平、社会公平感与 主观幸福感的关系研究

——基于CGSS 2018数据的实证分析

李卓¹, 王延涛², 张红阳³

(1. 清华大学 社会科学学院, 北京 100084; 2. 司法部 预防犯罪研究所, 北京 100871;
3. 中共浙江省委党校 公共管理教研部, 浙江 杭州 311121)

摘要: 不断提高人民群众的幸福感和获得感, 是党和政府的重要工作目标。基于CGSS 2018数据, 构建分层线性模型, 对社会发展水平、社会公平感与主观幸福感之间的关系进行实证分析。研究表明: 社会发展水平和社会公平感均对居民的主观幸福感具有显著的正向影响; 社会公平感对主观幸福感的影响受社会发展水平的调节, 社会发展水平与社会公平感对主观幸福感的影响具有替代效应; 在社会发展水平较低的省份、中西部及农村地区, 社会公平感对主观幸福感影响更大。因此, 社会发展水平较低的省份和地区, 未来面临着推动社会发展和促进社会公平的双重压力, 要避免发展不足与不公平对居民幸福感造成的负面效应叠加; 社会发展水平较高的省份和地区, 要注重发展总量向更高发展质量转型, 提升发展的公平性, 为提高居民幸福感“锦上添花”。

关键词: 社会发展; 社会公平感; 主观幸福感; 调节效应

中图分类号: C 911 **文献标志码:** A **文章编号:** 1008-3758(2024)04-0029-13

Study on the Relationship Between Social Development, Social Justice Perception and Subjective Well-being: An Empirical Analysis Based on CGSS 2018 Data

LI Zhuo¹, WANG Yantao², ZHANG Hongyang³

(1. School of Social Sciences, Tsinghua University, Beijing 100084, China; 2. The Crime Prevention Research Institute, Ministry of Justice, Beijing 100871, China; 3. Public Management Department, The Party School of the CPC Zhejiang Provincial Committee, Hangzhou 311121, China)

Abstract: Continuously enhancing the happiness of the people is a key goal of the CPC and the Chinese government. Based on CGSS data of 2018, a hierarchical linear model is constructed to empirically analyze the relationship between social development, social justice perception, and subjective well-being. The results show that social development and social justice perception both have a positive impact on the subjective well-being of citizens. The influence of social justice perception on subjective well-being is regulated by the level of social development, and social development and social justice perception have a substitution effect on the influence

收稿日期: 2023-09-13

基金项目: 国家社会科学基金青年资助项目(21CSH044)。

作者简介: 李卓(1992-), 男, 山东淄博人, 清华大学博士研究生, 主要从事基层社会治理与社会发展研究; 王延涛(1985-), 男, 山东德州人, 司法部预防犯罪研究所助理研究员, 主要从事犯罪预防和犯罪治理研究; 张红阳(1987-), 男, 河北迁安人, 中共浙江省委党校副教授, 清华大学博士后研究人员, 主要从事城镇化、社会治理研究。

of subjective well-being. In provinces with lower levels of social development, the central and western regions and rural areas, the impact of social justice perception on subjective well-being is greater. Therefore, these provinces and regions with lower levels of development will face dual pressures in promoting social development and social equity in the future. They should strive to avoid the negative effects of underdevelopment and social injustice on well-being of the citizens. Provinces and regions with higher levels of development should focus on the transformation from a relatively large total development volume to a higher development quality to further improve the social justice and add to the well-being of the citizens.

Key words: social development; social justice perception; subjective well-being; regulatory effect

一、问题的提出

习近平总书记多次强调“人民对美好生活的向往,就是我们的奋斗目标”。改革开放以来,中国经济社会发展迅速,物质财富极大丰富,人们对社会发展的关注由“增收”转向“幸福”^[1]。与此同时,中国也经历了收入不平等的激增^[2],影响了人们对社会生活的态度。不断提高人民群众的幸福感知,是党和政府工作的重要目标,也是新时代经济社会高质量发展的要义所在。党的二十大报告指出,“要不断满足人民日益增长的美好生活需要,不断促进社会公平正义,不断提高人民的获得感、幸福感”^[3],并从提高社会保障和改善民生水平、加强和创新社会治理等方面对社会建设和发展进行了谋篇布局^[4]。

在学术界,主观幸福感是一个非常活跃的研究领域,涉及心理学、经济学、社会学等不同学科^[5]。大量研究围绕着经济增长与幸福感之间的关系^[6]、不平等与幸福感之间的关系^[7]进行争论。如伊斯特林悖论指出,经济发展和收入增长能够显著地提升幸福感,但是,从长期来看,经济增长并不必然提高幸福感^[8]。Sacks 等发现随着经济增长,居民的幸福感知通常会提高^[9]。这些理论分歧一方面指明了经济发展在增进幸福感知中的重要性,另一方面也揭示出仅通过经济发展解释幸福感知具有局限性^[10]。相对收入和绝对收入的区分,为发展与幸福感知之间关系的争论提供了有力解释^[11],其中涉及一个重要因素,即公平问题。Bian 等发现,绝对收入对幸福感知的影响突出,收入增加可以促进幸福感知提升^[12];而 Stutzer 认为,相对收入对幸福感知的影响更加显著,收入公平性

比收入绝对数的影响更大^[13]。近年来,相对于经济因素,社会因素对幸福感的提升作用日渐增强^[14],尤其是在中国经济社会发展速度趋缓的背景下,公平问题的重要性更加凸显,提升居民的公平感知对于促进其幸福感知越来越重要。

那么,在中国经济社会发展的现阶段,社会发展与公平感知对主观幸福感知的影响如何?发展水平不同的地区,公平感知对主观幸福感知的影响是否存在情境差异?在强调民生建设的政治文化和中国传统文化影响下,社会发展、公平感知与幸福感知之间的关系,是否具有中国特色?这是本文要回答的问题。为此,本文一方面综合个体微观因素和社会宏观因素,将社会公平感知对主观幸福感知的影响置于不同社会发展水平下进行分析;另一方面,通过使用综合性的社会发展变量替代 GDP 经济增长这个单一经济维度的变量,用含个体主观感知的公平感知代替基尼系数这一客观变量,讨论社会发展、公平感知与居民幸福感知之间的关系。

二、文献综述与研究假设

1. 社会发展水平与主观幸福感知

“伊斯特林悖论”是发展与幸福感知之间关系研究的起点和理论基础。后续研究多在伊斯特林悖论基础上进行了讨论。一些研究进一步验证和解释了伊斯特林悖论。例如,李路路等针对中国的研究发现,主观幸福感知相对于经济高速增长处于相对停滞的状态^[15],经济发展使得居民的需求类型升级,物质财富的幸福回报减弱,社会不平等的加剧引发了强烈的相对剥夺效应,降低了居民的幸福感知。也有研究指出,经济增长带来了污染、不平等和更多压力等负面效应,抵消了物质财富增

长带来的幸福感^[16]。然而,另一些研究却得出了与伊斯特林悖论相反的结论。例如,Stervenson等发现,幸福感和GDP之间存在正相关关系,经济增长会促进主观幸福感提高^[17]。一些发展中国家,幸福感与GDP变化趋势的相关性更强,尤其是在短期内,GDP增长是主观幸福感提高的唯一显著影响因素^[18]。Hariri等从相反的方向指出,经济波动和衰退会对个人主观幸福感产生巨大负面影响^[19]。

这些研究主要关注GDP增长等经济因素对居民主观幸福感的影响。尽管经济发展与社会发展密切相关,经济增长是社会发展的组成部分和衡量社会发展水平的重要指标,但单一维度的经济发展并不等于社会发展^[20]。一些人均GDP水平相接近的国家和地区,其社会发展水平可能相差很大^[21],国家福祉也难以仅通过GDP等指标来推断^[22]。随着对经济增长发展观的批评,更具综合性的社会发展观被强调,并认为是应对经济增长与社会福祉发展之间挑战的替代性选择^[23]。与单一维度的经济发展概念不同,社会发展是指一个社会在经济、政治、文化、教育、社会公平和公正等方面不断进步和改善的过程,其不仅包含经济发展,而且以提高人民生活质量和福利,促进社会和谐稳定为目标,是更具综合性的概念。

改革开放以来,中国的经济社会发展理念经历了侧重经济增长的发展理念,到以人为本的科学发展观,再到党的十八大以来,逐步确立了创新、协调、绿色、开放、共享的新发展理念,更加追求经济社会高质量发展,发展的内涵不断丰富^[24]。但是,目前关于发展与幸福感之间关系的研究,多关注经济维度,关于社会发展的其他维度对主观幸福感的影响关注不足。因此,本文从更具综合性的发展视角出发,研究社会发展与居民主观幸福感之间的关系,从而进一步深化对发展与幸福感之间关系的探讨。由于目前中国仍然处于社会主义初级阶段,经济社会发展水平仍然具有较大提升空间,发展仍然是第一要务,社会发展对居民社会生活的影响仍十分重要。因此,本文提出假设H1:在控制其他变量的条件下,社会发展水平越高,居民的主观幸福感越强。

2. 社会公平感与主观幸福感

社会公平感是个体对社会公平程度的综合性感知或价值判断^[25]。它以客观的社会公平现象

为基础,综合了个体的价值观念和道德评判,是个体对法律、教育、收入等具体资源分配情境的抽象统一^[26]。根据不同的标准,社会公平感可以分为不同类型,如根据分析层次的差异,分为宏观整体社会公平感和微观个体社会公平感,前者主要指对社会整体的资源分配是否合理的评价,后者主要是对个体收入是否合理的主观判断^[27];根据分析内容的差异,可以分为结果公平感和机会公平感,前者主要指对资源分配结果合理性的主观评判,后者对资源分配程序和机会是否合理的主观判断^[28]。本文借鉴徐延辉等的做法,对中国的社会转型和发展等宏大议题进行讨论,在宏观、整体的层次上使用社会公平感^[26]。

根据以往研究,社会公平感对居民的主观幸福感具有重要影响。一方面,有的研究结果表明,居民的社会公平感会直接影响其幸福感。例如:刘欣等指出,无论是宏观公平感,还是微观公平感都可以独立提升居民的幸福感^[29]。另一方面,有的研究结果表明,社会公平感会通过调节其他因素与幸福感之间的关系,对居民的主观幸福感产生间接的影响作用。阳义南等研究发现,社会公平感在获得感与居民的主观幸福感之间起正向调节作用,社会公平感上升能进一步增强获得感提升幸福感的正向效应^[30];社会公平感还在社会流动感知、流动预期与幸福感之间^[31],收入与幸福感之间^[32],均发挥着调节作用。此外,社会公平感调节客观的不平等与幸福感之间的关系。Ugur指出,无论是富人还是穷人,不平等都会降低生活满意度和幸福感,但是,人们对不平等的困扰主要是出于这种不平等是否公正的担忧^[33]。如果客观不平等,且被认为是不公平的,就会产生剥夺感,进而降低居民的幸福感;如果人们接受增长过程中不平等程度的上升而且相信在不久的将来自身也能从经济发展中获益,就会提高其幸福感,即赫希曼的“隧道效应”^[34]。据此,本文提出假设H2:在控制其他变量的条件下,居民社会公平感越高,则其主观幸福感越强。

此外,不平等与幸福感之间的关系研究发现,收入等客观不平等对幸福感的影响受发展水平调节^[35]。在发展的早期阶段,尽管不平等程度提高,但高收入可以增加居民的福祉^[36]。尽管,目前没有关于社会公平感对幸福感的影响是否因发展水平差异而具有异质性的定论,但是,赵鼎新指出,发展而带来的绩效合法性,会降低社会转型产

生的负面影响,如公平问题、贫富分化问题等^[37],进而降低这些问题对幸福感的不利影响。据此,本文提出假设 H3:社会公平感对居民主观幸福感的影响也会受社会发展水平的调节,在高社会发展水平的地区,社会公平感对幸福感的影响相对较小。

3. 关于居民主观幸福感的其他影响因素的研究

除了经济社会发展、不平等和公平感等因素外,性别^[38]、年龄^[39]、受教育程度^[40]、职业^[41]、收入^[42]、户籍^[43]、婚姻^[44]、健康状况^[45]等变量均会影响居民的主观幸福感。其中,年龄和主观幸福感之间呈 U 型分布,女性比男性更可能认为自己幸福,教育年限高、收入越高、自评健康状况和心理健康状况良好、社会信任水平高、社会关系融洽和体育锻炼等有助于提高主观幸福感^[46];健康对年龄与主观幸福感之间的关系具有调节作用^[47]。基于这些研究发现,本文把这些与个体幸福感相关的变量作为控制变量纳入统计模型。此外,鉴于中国的特殊情况,在控制变量中还增加了政治

面貌这一变量。

三、数据来源与研究方法

1. 数据来源

本文使用的数据来源于中国人民大学中国调查与数据中心设计与实施的 2018 年中国综合社会调查(Chinese general social survey,简称 CGSS) 入户调查截面数据。该调查采用分层三阶段概率抽样,选取 28 个省、自治区和直辖市^①,共完成有效样本 12 787 份。笔者使用 Stata 15.0SE 对数据进行清理。排除主要变量存在缺失值、在读学生等样本后,最终进入分析的样本量为 11 219 人。

2. 变量测量及描述性统计

本文在控制受访者性别、年龄、户籍、民族、婚姻状况、收入、受教育程度、政治面貌以及健康自评状况等变量的基础上,分析了不同省份社会发展水平、居民的公平感与主观幸福感之间的关系。表 1 显示了所涉及变量的操作化方法。

表 1 变量设计

变量类型	变 量	变 量 操 作 化 说 明
因变量	主观幸福感	定距变量,按照“非常不幸福=1、比较不幸福=2、说不上幸福不幸福=3、比较幸福=4、非常幸福=5”赋值
自变量	社会发展水平	定距变量,来源于中国人民大学中国调查与数据中心每年向社会公布的中国发展指数(RCDI),由健康、教育、经济、社会环境四个方面的 15 个指标综合计算获得
	社会公平感	定距变量,按照“完全不公平=1、比较不公平=2、说不上公平不公平=3、比较公平=4、完全公平=5”赋值
控制变量	性别	定类变量,设为虚拟变量,参考类别为“女性”
	年龄	定距变量,计算方法为:年龄=2018-出生年,按 1% 比例进行右侧缩尾处理,并计算二次项
	户籍	定类变量,设为虚拟变量,参考类别为“非农户籍”
	婚姻状况	定类变量,设为虚拟变量,参考类别为“未婚或离异等”
	职业状态	定类变量,设为虚拟变量,参考类别为“非在职”
	工作单位类型	定类变量,设为虚拟变量,参考类别为“体制外工作”
	年收入	定距变量,直接询问获得,去掉了个人年收入超过 100 万元的样本;为保证其为正态分布,取对数后放入模型
	受教育年限	定距变量,按照“没有受过任何教育=0,私塾、扫盲班=3,小学=6,初中=9,中专/技校=11,职业高中/普通高中=12,大学专科=15,大学本科=16,研究生及以上=19”赋值
	政治面貌	定类变量,设为虚拟变量,参考类别为“非中共党员”
	健康状况	定类变量,设为虚拟变量,参考类别为“不健康”
住房情况	定类变量,设为虚拟变量,参考类别为“没有自有产权房”	
医疗保险	定类变量,设为虚拟变量,参考类别为“没有医疗保险”	
养老保险	定类变量,设为虚拟变量,参考类别为“没有养老保险”	

① 28 个省、自治区和直辖市是指除西藏自治区、新疆维吾尔自治区、海南省、香港特别行政区、澳门特别行政区和台湾地区以外的中国 28 个省级行政单位。

主观幸福感(subjective well-being)为被解释变量,由“总的来说,您觉得您的生活是否幸福”这一问题测量。除去“不知道”和“拒绝回答”以外,该问题包含“非常不幸福、比较不幸福、说不上幸福、比较幸福、非常幸福”等五个选项。笔者将其赋分后,作为定距变量放入模型进行分析。图1显示了样本主观幸福感的分布情况。

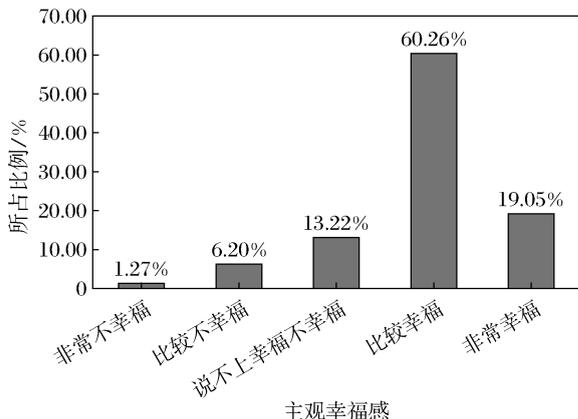


图1 主观幸福感的分布图

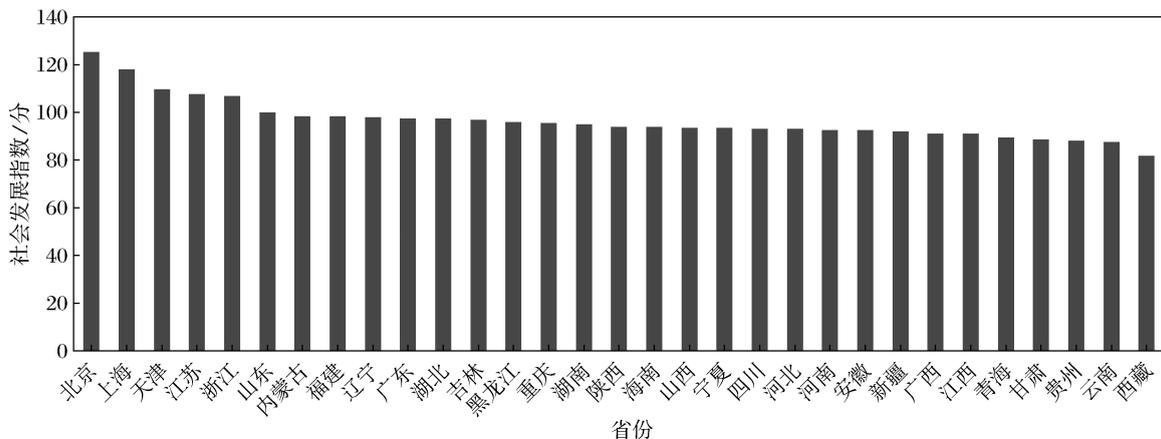


图2 中国大陆各省份社会发展指数的分布图

除上述变量以外,本文还将性别、年龄、年龄平方、户籍、婚姻状况、职业状况、工作单位类型、年收入、受教育年限、政治面貌、健康状况、住房情况以及个人是否参加医疗和养老保险等可能对居民幸福感具有潜在影响的变量,作为控制变量放入统计模型。变量分布情况如表2所示。

3. 模型及设定

由于本文的研究目的是探究社会发展水平这一宏观因素与社会公平感这一微观因素对城乡居民主观幸福感的影响,并讨论社会公平感与主观幸福感之间关系的情境性差异。因此,本文采用

社会公平感(social justice perception)为个体层次的解释变量,由“总的来说,您认为当今的社会公不公平”这一问题进行测量。除去“不知道”和“拒绝回答”以外,该问题包含“完全不公平、比较不公平、说不上公平不公平、比较公平和完全公平”五个选项。笔者将其赋分后,作为定距变量放入统计模型。其中,涉及交互项时,将其进行中心化处理后,再放入模型。

社会发展(social development)为地区层次的解释变量,由中国人民大学中国调查与数据中心公布的社会发展指数(RCDI)2018测量,该指数由健康、教育、经济、社会环境四个分指数综合成一个总指数,共包含15个指标构成,旨在弥补GDP这一经济增长指标的片面性,全面测量国家与地区综合发展水平^①。涉及交互项时,将其进行中心化处理后,再放入模型。图2展示了2018年中国除港澳台以外31个省、自治区和直辖市社会发展指数的分布情况。

分层线性模型(hierarchical linear modeling,简称HLM)对数据进行统计分析。HLM模型可以有效处理嵌套数据结构,研究个体及所处社会情境之间的互动关系^[48],考察社会场景变量对个体特征变量的调节效应。具体而言,本文将自变量分解为个体和省份两层,模型设定如下。

(1) HLM模型

构建如下零模型。

层1模型:

$$Y_{ik} = \beta_{0k} + \xi_{ik} \quad (1)$$

其中, $\text{Var}(\xi_{ik}) = \sigma_2$ 。

① 该指数来源于中国人民大学中国调查与数据中心,网址:<http://nsrc.ruc.edu.cn/xwygg/xwtd/c49bbbf497d840f7a36ece32fc772d68.htm>。

层 2 模型:

$$\beta_{0k} = \alpha_0 + \mu_{0k} \quad (2)$$

其中, $\text{Var}(\mu_{0k}) = \tau_{00}$ 。

上述模型中, Y_{ik} 表示来自 k 省个体 i 的主观幸福感; β_{0k} 为 k 省发展程度的影响系数; α_0 是固定效应, 代表所有省份中居民主观幸福感的总平均数; ξ_{ik} 代表 k 省个体 i 的主观幸福感与该省居民平均主观幸福感之差, 是个体层次的随机误差; μ_{0k} 代表省份 k 与总平均数 α_0 之差, 是省级层面的随机误差。

将层 1 模型代入层 2 模型, 可以得到组合模型:

$$Y_{ik} = \alpha_0 + \mu_{0k} + \xi_{ik} \quad (3)$$

在零模型的基础上, 进一步加入个体和省级层面的自变量, 构建如下模型:

层 1 模型:

$$Y_{ik} = \beta_{0k} + \beta_{1k} \text{Justice}_{ik} + \beta_{2k} \text{Male}_{ik} + \dots + \beta_{13k} \text{Insurance}_{ik} + \xi_{ik} \quad (4)$$

层 2 模型:

$$\beta_{0k} = \alpha_0 + \lambda_0 \text{Development}_k + \mu_{0k} \quad (5)$$

$$\beta_{1k} = \alpha_1 + \lambda_1 \text{Development}_k + \mu_{1k} \quad (6)$$

⋮

$$\beta_{13k} = \alpha_{13} + \lambda_{13} \text{Development}_k + \mu_{13k} \quad (7)$$

上述模型中, Justice_{ik} 表示来自 k 省个体 i 的社会公平感; Development 表示省份 k 的社会发展水平; Male_{ik} 表示来自 k 省个体 i 是否为男性; Insurance_{ik} 表示来自 k 省个体 i 医疗保险的参与情况。其中, 个体层面主要关注居民社会公平感的影响, 及其在省级层次的随机效应; 省级层面的解释变量是社会发展水平。 $\beta_{0k} \sim \beta_{13k}$ 为层 1 变量的待估系数, 表示在不同省份, 个体微观变量对因变量影响的平均值; $\alpha_0 \sim \alpha_{13}$ 为省级层面模型的截距项, 即层 2 所有单位对应的层 1 截距或相应变量回归斜率的平均值; $\lambda_0 \sim \lambda_{13}$ 为层 2 变量的待估系数, 即层 2 单位对应的层 1 截距或相应变量回归斜率的影响; $\mu_{0k} \sim \mu_{13k}$ 为随机误差项。本文还考察了社会发展水平与公平感的跨层交互效应。

表 2 变量描述统计 ($N = 11\ 219$)

变 量	属 性	频数	百分比/%	变 量	均值	标准差	最小值	最大值
性别	男	5 920	52.77	年龄(1%右缩尾)	53.10	16.09	18	86
	女	5 299	47.23					
婚姻状况	已婚	8 667	77.25	个人年收入	37 070	60 097	0	960 000
	未婚	2 552	22.75	年收入对数	6.53	4.90	0	13.77
户籍	农业户籍	4 992	44.50	受教育年限	8.51	4.78	0	19
	非农户籍	6 227	55.50	社会公平感	3.20	1.02	1	5
政治面貌	党员	1 288	11.48	社会发展指数	99.79	10.58	87.33	125.04
	非党员	9 931	88.52	主观幸福感	3.90	0.82	1	5
职业状态	在职	5 792	52.63					
	非在职	5 247	48.37					
工作单位类型	体制内	3 136	27.95					
	体制外	8 083	72.05					
健康状况	健康	6 360	56.69					
	不健康	4 859	43.31					
住房情况	有产权房	7 080	63.11					
	无产权房	4 139	36.89					
养老保险	有	8 559	76.29					
	无	2 660	23.71					
医疗保险	有	10 372	92.45					
	无	847	7.55					

(2) 稳健性检验

社会公平感和主观幸福感都是主观变量, 用主观变量解释主观变量, 须注意混淆偏误问题^[49]——存在同时影响居民社会公平感和主观幸福感的变量, 造成两者之间虚假相关。为此, 本文采用增强逆概率加权 (augmented inverse propensity

weighted, 简称 AIPW) 匹配方法^[50], 处理样本选择性问题的。按照“社会公平感”不同程度对样本进行分组、匹配, 保证除社会公平感外, 各组样本其他特征尽可能相似。在此基础上, 考察社会公平感与主观幸福感的关系, 检验分析结果的稳健性。此外, 本文按照社会发展程度、东中西部和城乡进

行分样本分析,通过费舍尔组合检验,考察在发展水平不同的区域,社会公平感与主观幸福感间关系强度的差异。

四、实证结果分析

1. 相关关系分析

表3显示了变量间的相关系数。结果表明,首先,社会发展水平、社会公平感与主观幸福感三个变量间的两两相关系数均达到了0.001的统计显著性水平。其中,社会发展水平、社会公平感与主观幸福感之间均存在显著正相关关系($r=$

$0.084, p < 0.001; r = 0.321, p < 0.001$),而社会发展水平与公平感之间存在显著负相关关系($r = -0.065, p < 0.001$)。因此,假设H1和假设H2初步获得数据支持。其次,从控制变量来看,除收入与主观幸福感,户籍、婚姻状况与社会公平感,性别与社会发展水平等少数变量之间的相关系数没有达到统计显著性水平以外,其他绝大多数控制变量与社会发展水平、社会公平感和主观幸福感三个变量间的相关系数也均达到了不同程度的统计显著性水平。因此,分析社会发展水平、公平感与主观幸福感之间关系时,在模型中纳入本文所列的这些控制变量十分必要。

表3 变量的相关系数表

变 量	主观 幸福感	社会 公平感	社会发展 水平	性别	年龄	年龄 ²	婚姻 状况	户籍
主观幸福感	1							
社会公平感	0.321***	1						
社会发展水平	0.084***	-0.065***	1					
性别	-0.016 ⁺	0.033***	-0.001	1				
年龄	0.039***	0.096***	0.056***	0.0012	1			
年龄 ²	0.051***	0.107***	0.061***	0.004	0.986	1		
婚姻状况	0.075***	-0.014	-0.022*	0.021***	-0.045***	-0.106	1	
户籍	0.095***	-0.0111	0.394***	0.0155	0.063***	0.065***	-0.029**	1
政治面貌	0.092***	0.046***	0.143***	0.149***	0.097***	0.102***	0.046***	0.240***
职业状态	-0.027**	-0.022*	-0.081***	0.173***	-0.488***	-0.506***	0.094***	-0.125***
工作单位类型	0.112***	0.020*	0.303***	0.050***	0.189***	0.193***	0.005	0.504***
受教育年限	0.089***	-0.043***	0.300***	0.145***	-0.418***	-0.406***	0.044***	0.421***
年收入对数	0.003	-0.023*	0.030**	0.191***	-0.423***	-0.440***	0.095***	0.032***
健康状况	0.171***	0.064***	0.017 ⁺	0.061***	-0.314***	-0.305***	0.038***	0.035***
住房	0.043***	0.032**	0.031**	0.208***	0.140***	0.108***	0.110***	0.058***
医疗保险	0.071***	0.041***	0.137***	0.009	0.215***	0.196***	0.040***	0.173***
养老保险	0.045***	0.025**	0.036***	0.006	0.051***	0.042***	0.089***	0.066***

变 量	政治 面貌	职业 状态	工作单位 类型	受教育 年限	年收入 (取对数)	健康 状况	住房	医疗 保险	养老 保险
政治面貌	1								
职业状态	-0.027**	1							
工作单位类型	0.311***	-0.178***	1						
受教育年限	0.264***	0.220***	0.303***	1					
年收入对数	0.030**	0.606***	-0.026**	0.307***	1				
健康状况	0.021*	0.216***	-0.018 ⁺	0.197***	0.207***	1			
住房	0.100***	0.041***	0.080***	0.042***	0.090***	0.005***	1		
医疗保险	0.123***	-0.055***	0.204***	0.064***	-0.023*	-0.059***	0.080***	1	
养老保险	0.067***	0.006	0.079***	0.049***	0.016 ⁺	-0.018 ⁺	0.051***	0.336***	1

注:***、**、*、+分别表示变量在0.001、0.01、0.05和0.1水平上显著,下同。

2. HLM分析

表4显示了社会发展水平、社会公平感与主观幸福感之间关系的多元统计分析结果。其中,

模型1为零模型,反映居民主观幸福感在省份间的差异。从结果来看,个体层次的方差为0.659,省级层次的方差为0.017,且均达到了统计显著

性水平,这意味着不同省份之间居民的幸福感受存在显著差异。不过,零模型的跨层相关系数(ICC)为 0.025,小于 0.059 经验标准。但是,也有学者指出,可以依据层 2 随机效应参数的统计

检验结果来决定是否有必要进行多层分析,而不是仅仅依据 ICC 大小进行决策^[51]。同时,基于个体和省级层次进行的零模型相对于线性回归的统计结果也达到较高显著统计性($\chi^2(1)=192.38$,

表 4 关于社会发展水平、社会公平感与主观幸福感之间关系的 HLM 及 OLS 分析结果

变 量	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5
固定效应:					
社会公平感		0.243*** (0.007)	0.244*** (0.007)	0.244*** (0.007)	0.245*** (0.007)
社会发展水平			0.004 ⁺ (0.002)	0.004 ⁺ (0.002)	0.004*** (0.001)
社会发展水平×社会公平感				-0.001* (0.001)	-0.001* (0.001)
性别(0=女性)		-0.089*** (0.015)	-0.089*** (0.015)	-0.090*** (0.015)	-0.096*** (0.015)
年龄		-0.023*** (0.003)	-0.023*** (0.003)	-0.023*** (0.003)	-0.024*** (0.003)
年龄 ²		0.0002*** (0.000)	0.0002*** (0.000)	0.0002*** (0.000)	0.0003*** (0.000)
婚姻状况(0=未婚)		0.192*** (0.018)	0.192*** (0.018)	0.193*** (0.018)	0.199*** (0.018)
户籍(0=农业户籍)		0.025 (0.019)	0.023 (0.019)	0.022 (0.019)	0.024 (0.018)
政治面貌(0=非中共党员)		0.063* (0.024)	0.063* (0.024)	0.064** (0.024)	0.066** (0.025)
职业状态(0=无工作)		-0.019 (0.020)	-0.019 (0.020)	-0.019 (0.020)	-0.022 (0.020)
工作单位类型(0=体制外工作)		0.066*** (0.020)	0.066*** (0.020)	0.066*** (0.020)	0.071*** (0.020)
受教育年限		0.007*** (0.002)	0.007*** (0.002)	0.007** (0.002)	0.009*** (0.002)
个人年收入对数		0.001 (0.002)	0.001 (0.002)	0.001 (0.002)	0.000 (0.002)
健康状况(0=不健康)		0.266*** (0.015)	0.266*** (0.015)	0.266*** (0.015)	0.265*** (0.015)
住房(0=无自有产权房)		0.052*** (0.016)	0.052*** (0.016)	0.052*** (0.016)	0.050** (0.016)
医疗保险(0=无)		0.041* (0.019)	0.041* (0.019)	0.041* (0.019)	0.056** (0.019)
养老保险(0=无)		0.050 ⁺ (0.029)	0.050 ⁺ (0.029)	0.050 ⁺ (0.029)	0.038 (0.029)
常数项	3.901*** (0.026)	3.899*** (0.083)	3.912*** (0.083)	3.918*** (0.083)	3.907*** (0.081)
随机效应(方差):					
var(社会公平感)	—	—	—	1.13e-13***	—
var(_cons)	0.017***	0.010***	0.009***	0.009***	—
var(Residual)	0.659***	0.559***	0.559***	0.558***	—
LR Test	192.38***	104.09***	75.69***	76.89***	—
观测值	11 219	11 219	11 219	11 219	11 219
分组数	28	28	28	28	—

注: var(_cons)表示省级层次的方差;var(Residual)表示个体层次的方差。

$p < 0.001$),进一步表明对居民主观幸福感分析时需要同时考虑个体与省级层次的因素。为比较HLM分析与OLS分析结果的差异性,本文同时报告了OLS分析结果(模型5)。

模型2至模型4是在模型1的基础上依次纳入了个体层因素、省份层因素,以及社会公平感的随机效应、社会发展水平与公平感的跨层交互项;模型5是与模型4相对应的OLS模型分析结果,从两个模型的结果来看,无论是系数大小,还是显著性水平,HLM模型中多数变量参数估计更为保守。HLM模型结果如下。

(1) 个体层次的影响因素分析

① 社会公平感。根据模型4可知,社会公平感与主观幸福感之间的关系达到了0.001的统计显著性水平。当处于社会发展的平均水平时,居民的社会公平感越高,主观幸福感也越高——居民的社会公平感平均每增加一个单位,主观幸福感提高0.244分($p < 0.001$)。假设H1得到数据支持。社会公平感对于居民主观幸福感的影响强度,在不同省份之间存在显著性差异——社会公平感的随机效应显著不为0。

② 控制变量。除户籍和收入以外,性别、年龄、婚姻状况、受教育年限、政治面貌、工作单位类型、健康状况、住房、医疗保险和养老保险等社会保障状况等变量与居民主观幸福感的关系均达到了不同程度的统计显著性水平。在控制其他变量的情况下,女性、已婚、党员、在体制内工作、受教育程度越高、身体健康、拥有自有产权住房、有医疗和养老保险的群体主观幸福感相对更高,年龄与主观幸福感呈U型关系,中年群体主观幸福感相对较低。

(2) 省级层次的影响因素分析

根据模型4可知,社会发展水平与主观幸福感之间的关系,达到了0.1的边缘统计显著性水平,说明社会发展水平越高,居民的主观幸福感越高——在居民的社会公平感处于平均水平时,社会发展水平每提高一个单位,主观幸福感平均提高0.004分($p < 0.1$)。假设H2得到数据支持。由于社会发展指数的取值范围是87.33~125.04,社会发展水平对3.849这一基线截距的贡献在0.349(0.004×87.33)至0.500(0.004×125.04)之间变动。这表明,社会发展水平对居民主观幸福感具有非常重要的影响。

(3) 跨层级交互效应分析

从社会公平感和社会发展水平的跨层交互效应分析来看,两者交互项的系数为-0.001($p < 0.05$),且达到了0.05的统计显著性水平。在观测的变异中,社会发展水平对基线社会公平感效应0.245的贡献在-0.087和-0.125之间,能够导致社会公平感的效应下降35.51%~51.02%。这表明,社会发展水平和社会公平感都能提高城乡居民的主观幸福感,但是,社会发展水平对居民社会公平感与主观幸福感之间关系的调节作用为负,两者对于主观幸福感的影响具有替代效应。假设H3得到了数据支持。在社会发展水平高的省份,社会公平感对主观幸福感的影响相对较小,而在社会发展水平低的省份,社会公平感对主观幸福感的影响相对较大。

3. 稳健性检验

由于社会公平感和主观幸福感均为主观变量,为消除主观变量解释主观变量可能存在的内生性问题,本文使用AIPW方法对不同公平感的群体进行分组和匹配后,分析社会发展水平、社会公平感与主观幸福感之间的关系;通过使用分样本分析及费舍尔组合检验,比较不同社会发展水平的省份,社会公平感对主观幸福感影响系数的相对大小,以检验社会发展水平与社会公平感之间交互效应的稳健性。

(1) AIPW估计结果

表5显示了AIPW的分析结果。对比AIPW分析结果与HLM分析结果,可以发现,在处理了内生性问题之后,社会公平感对于城乡居民主观幸福感的影响依然显著。与控制组(完全不公平)的样本相比,社会公平感越高组的样本,主观幸福感均值差越大,主观幸福感越强;社会发展水平的影响差异则呈现相反的规律,即在社会公平感越高组的样本,社会发展水平的系数越小。这与HLM分析结果基本一致。

采用AIPW方法需要满足重叠性假设。图3是倾向值得分密度分布图。从图3中可以看到,不同社会公平感分组的个体在自变量取值上存在较大重叠。因此,本文使用AIPW处理样本选择问题是合适的。

(2) 分样本分析结果

图4和表6显示了分样本分析结果。首先,如图4所示,无论是在社会发展水平不同的省份之间,还是地处东中西部不同区域的省份之间,以

表 5 AIPW 分析结果

变 量	ATE	POmean	TME 2	TME 3	TME 4	TME 5
社会发展水平			-0.014*** (0.004)	-0.021*** (0.004)	-0.029*** (0.004)	-0.027*** (0.007)
2vs1	0.191*** (0.047)					
社会公平感						
3vs1	0.412*** (0.048)					
4vs1	0.664*** (0.047)					
5vs1	0.981*** (0.065)					
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
常数项			3.117*** (0.692)	4.601*** (0.689)	5.534*** (0.657)	2.980** (1.042)

注: 1=完全不公平组,2=比较不公平组,3=说不上公平不公平组,4=比较公平组,5=完全公平组;ATE表示平均处理效应;POmean表示社会发展水平对指定参照组(完全不公平组)的平均处理效应;TME2~TME5分别表示社会发展水平对幸福感影响与指定参照组(完全不公平组)的平均处理效应的差值。

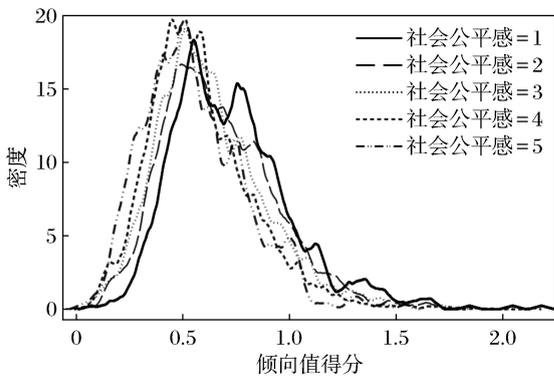


图 3 倾向值得分重叠假设检验

及城乡之间,社会公平感与主观幸福感之间关系的直线斜率不同,表明社会公平感对主观幸福感的影响强度在不同发展水平的省份或区域之间存在差异。

其次,如表 6 所示,无论对于社会发展水平较低的省份、中西部省份和农村地区而言,还是对于发展水平较高的省份、东部省份和城市地区而言,公平感对于居民主观幸福感的影响都为正,且均达到了 0.001 的统计显著性水平。这表明,社会公平感对于居民主观幸福感具有稳健的影响。通过费舍尔组合检验方法对组间系数差异进行检验发现,在高发展水平省份、东部省份以及城市地区,社会公平感对主观幸福感的影响系数,显著小于低发展水平省份、中西部省份和农村地区。这说明,在发展水平相对较低的地区,社会公平感对主观幸福感的影响更大。

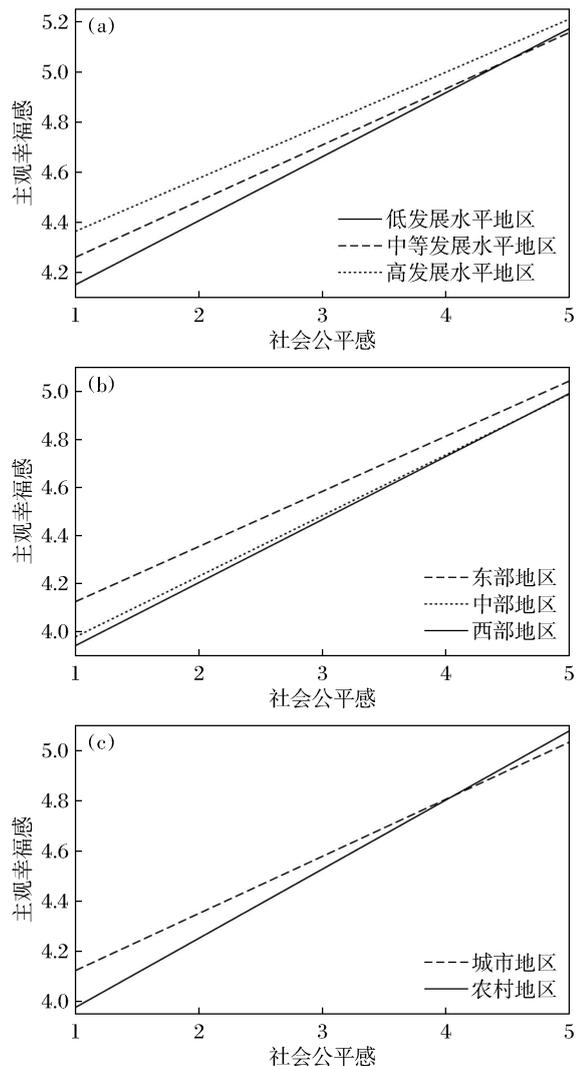


图 4 分省份、区域及城乡居民公平感与幸福感之间关系示意图

表6 分样本分析结果

变 量	按社会发展水平分组			按东中西部分组			按照城乡分组	
	低发展水平	中发展水平	高发展水平	东部	中部	西部	城市	农村
社会公平感	0.254*** (0.009)	0.233*** (0.020)	0.206*** (0.016)	0.226*** (0.010)	0.257*** (0.013)	0.257*** (0.015)	0.226*** (0.008)	0.276*** (0.014)
控制变量	控制							
常数项	2.969*** (0.099)	3.540*** (0.241)	3.659*** (0.225)	3.364*** (0.120)	2.813*** (0.162)	3.020*** (0.173)	3.259 (0.096)	2.776*** (0.173)

五、研究结论与讨论

1. 研究结论

本文利用 CGSS 2018 的数据,通过构建 HLM 模型,从省级和个体两个层次,讨论了社会发展水平、社会公平感等对主观幸福感的影响,以及社会公平感在发展水平不同的省份和地区,对主观幸福感影响效应的差异。研究结论主要体现在以下三个方面。

第一,社会发展水平和社会公平感均与主观幸福感呈显著的正相关关系——社会发展水平越高,居民越幸福;社会公平感越高,居民也会越幸福。因此,从社会发展角度看,我国现阶段的社会发展并没有出现伊斯特林悖论,社会发展对于居民幸福感的提升效应仍然十分突出。这一发现与仅从经济发展单一维度探讨 GDP 增长与居民幸福感之间关系的研究结论不同^[15]。与经济发展相比,社会发展更具综合性,不仅包含经济要素,还包含健康、教育、社会环境等与城乡居民生活关系更为紧密的内容。同时,这一发现对于理解伊斯特林悖论及之后关于发展与幸福感之间关系的争论具有积极意义,增长或发展能否提升幸福感,关键在于发展成果能否转化为社会福祉的增长,这与中国倡导的以人民为中心的高质量发展观高度契合^[52]。

第二,社会公平感对主观幸福感的影响受社会发展水平的调节,两个变量对主观幸福感的影响存在替代效应——在发展水平较低的省份、中西部以及农村地区,社会公平感对主观幸福感的影响系数更大。Nikolaev 等发现,20 世纪 70 年代以来,美国的收入不平等加剧,但经济增长带来的福利增长远远抵消了收入不平等造成负面效应^[53]。在社会发展程度低的省份和地区,社会发展水平不足,资源相对有限,人们对资源分配的公平性更加敏感。在社会发展水平较高的地区,尽

管社会公平感对幸福感的影响相对较小,但是,在这些地区公平对于居民的幸福感的仍具有“锦上添花”的效果,尤其是在我国发展速度趋缓的背景下,提高社会公平感可以弥补社会发展速度趋缓对幸福感造成的不利影响,防止重大社会问题的发生。

第三,社会发展水平与居民的社会公平感呈负相关,社会发展水平较高的省份,居民社会公平感相对较低。尽管社会发展水平与社会公平感对于主观幸福感的影响具有替代效应,但贫富差距或不公平超过一定限度就会导致居民产生相对剥夺感,降低社会信任,影响社会稳定,对主观幸福感产生负面影响^[54]。伊斯特林悖论和其他研究也表明,从长期看,仅有发展是不够的,不公平的加剧会损害发展的社会效益。在社会流动程度低和社会福利制度不完善的国家,社会不公平对主观幸福感的负面影响更加突出^[55]。中国目前依然处于社会主义初级阶段,人民日益增长的美好生活需要和不平衡不充分的发展之间的矛盾是现阶段的主要矛盾,这要求在发展过程中,一方面要追求发展的充分性,发展仍然是第一要务;同时,也要注意发展的均衡性和发展成果的不可及性,注重社会福利和民生建设,健全基本公共服务体系,同时注意分配制度的合理性,保证社会公平,努力实现共同富裕。

2. 讨论

社会发展水平、社会公平感与主观幸福感之间的关系,在中国的文化语境下具有一定的特殊性。无论是在中国传统文化中,还是目前的政治话语体系及政治文化中,社会发展水平与社会公平都备受重视:以儒家为代表的中国传统文化主张“民贵君轻”“国以民为本,社稷亦为民而立”的民生思想和“不患寡而患不均”的分配理念^[56];在中国现代政治文化中,坚持发展是第一要务,坚持兼顾效率与公平的分配制度,倡导“富强”“公正”等社会主义核心价值观。这些文化要素,不仅

直接形塑居民的幸福感,还对幸福感的获得、社会公平程度的接纳等许多心理过程和机制具有显著影响。在重视民生、强调社会公平的传统文化及政治文化影响下,在提升中国居民主观幸福感的进程中,发展与公平的重要性格外突出,必须予以同样重要性而不能偏废。

上述研究发现对于社会发展水平不同的省份和地区,确定未来社会发展的重心,具有积极的启发意义:对于社会发展水平相对较低的省份、中西部以及农村地区,在未来发展过程中,会面临着实现社会发展和实现社会公平的双重压力,这些地区在经济社会发展的同时,必须同时重视和关注社会公平问题,避免社会发展不足与社会不公平对居民幸福感造成的负面效应叠加,损害居民福祉。对于社会发展水平较高的省份、东部及城市地区,理应把发展的重心从追求发展总量,向追求更高发展质量转型,同时也要给予社会公平更多关注,通过民生事业发展、分配政策改革等,合理控制居民财产和收入差距,不断提升居民的公平感和幸福感,警惕和避免社会不公平的进一步提高,反噬社会发展创造的福祉。

参考文献:

[1] 王思博. 中国居民主观幸福感结构剖析与评价——基于CGSS2013数据的实证研究[J]. 当代经济科学, 2018, 40(3): 66-74.

[2] 吴菲, 王俊秀. 相对收入与主观幸福感: 检验农民工的多重参照群体[J]. 社会, 2017, 37(2): 74-105.

[3] 习近平. 高举中国特色社会主义伟大旗帜 为全面建设社会主义现代化国家而团结奋斗——在中国共产党第二十次全国代表大会上的报告[N]. 人民日报, 2022-10-26(1).

[4] 龚维斌. 努力提升人民获得感幸福感安全感[EB/OL]. (2018-06-25)[2023-02-17]. https://news.gmw.cn/2018-06/25/content_29436275.htm.

[5] Diener E, Oishi S, Tay L. Advances in subjective well-being research[J]. Nature Human Behaviour, 2018, 2(4): 253-260.

[6] 刘军强, 熊谋林, 苏阳. 经济增长时期的国民幸福感——基于CGSS数据的追踪研究[J]. 中国社会科学, 2012(12): 82-102.

[7] Kelley J, Evans M D R. Societal inequality and individual subjective well-being: results from 68 societies and over 200 000 individuals, 1981-2008 [J]. Social Science Research, 2017, 62: 1-23.

[8] Easterlin R A. Does economic growth improve the human lot? some empirical evidence[M]// Paul A D, Melvin W R. Nations and Households in Economic Growth. New

York: Academic Press, 1974.

[9] Sacks D W, Stevenson B, Wolfers J. Subjective well-being, income, economic development and growth [R]. Cambridge: National Bureau of Economic Research, 2010: 1-53.

[10] 李铭, 左官春. 经济增长与幸福感背离的制度经济学阐释[J]. 华东经济管理, 2019, 33(3): 164-171.

[11] 李树, 严荣. 幸福经济学研究最新进展[J]. 经济动态, 2022(12): 123-139.

[12] Bian Y, Zhang L, Yang J, et al. Subjective well-being of Chinese people: a multifaceted view[J]. Social Indicators Research, 2015, 121: 75-92.

[13] Stutzer A. The role of income aspirations in individual happiness [J]. Journal of Economic Behavior & Organization, 2004, 54(1): 89-109.

[14] 何晓斌, 董寅茜. 从经济到社会——中国城镇居民主观幸福感影响因素的变迁: 2003-2017[J]. 南京社会科学, 2021(3): 54-63.

[15] 李路路, 石磊. 经济增长与幸福感——解析伊斯特林悖论的形成机制[J]. 社会学研究, 2017(3): 95-120.

[16] Clark A E, Senik C. Will GDP growth increase happiness in developing countries? [C]// Measure for Measure: How Well Do We Measure Development? Paris: Agence Française de Développement (AFD), European Development Research Network(EUDN), 2011: 99-176.

[17] Stevenson B, Wolfers J. Economic growth and subjective well-being: reassessing the Easterlin paradox [R]. Cambridge: National Bureau of Economic Research, 2008: 1-79.

[18] Bartolini S, Mikucka M, Sarracino F. Money, trust and happiness in transition countries: evidence from time series[J]. Social Indicators Research, 2017, 130(1): 87-106.

[19] Hariri J G, Bjørnskov C, Justesen M K. Economic shocks and subjective well-being: evidence from a quasi-experiment [J]. The World Bank Economic Review, 2016, 30(1): 55-77.

[20] 阿马蒂亚·森. 以自由看待发展[M]. 任贇, 于真, 译. 北京: 中国人民大学出版社, 2022.

[21] Michael E P, Scott S W, Michael G. Social progress report 2017[EB/OL]. (2018-05-31)[2023-02-17]. <https://www.socialprogress.org/static/20d068d269a282c3edfd41e1a1b3b7d2/2017-social-progress-index.pdf>.

[22] Kuznets S. National income, 1929-1932 [M]. New York: NBER, 1934.

[23] Midgley J. Growth, redistribution, and welfare: toward social investment[J]. Social Service Review, 1999, 73(1): 3-21.

[24] 赵振华. 我国发展理念的演变与创新[J]. 人民论坛, 2016(16): 69-71.

[25] Karni E, Safra Z. Individual sense of justice: a utility representation [J]. Econometrica, 2002, 70(1): 263

- 284.
- [26] 徐延辉,孔一舟. 转型时期中国社会公平感的变迁历程及其解释因素[J]. 社会, 2023,43(3):213-242.
- [27] 朱斌,苗大雷,李路路. 网络媒介与主观公平感:悖论及解释[J]. 中国人民大学学报, 2018,32(6):78-89.
- [28] 孟天广. 转型期中国公众的分配公平感:结果公平与机会公平[J]. 社会, 2012,32(6):108-134.
- [29] 刘欣,胡安宁. 共同富裕愿景下的幸福感提升:双重公平论的视角[J]. 社会学研究, 2023,38(1):1-21.
- [30] 阳义南. 获得感、公平度与国民幸福感提升——基于CGSS微观调查数据的分析[J]. 社会科学辑刊, 2022(3):50-59.
- [31] 陈丽君,胡晓慧,顾昕. 社会流动感知和预期如何影响居民幸福感?——公共服务满意度的中介作用和社会公平感的调节作用[J]. 公共行政评论, 2022,15(1):148-170.
- [32] 苏钟萍,张应良. 收入水平、社会公平认知与农村居民主观幸福感[J]. 统计与决策, 2021,37(9):71-74.
- [33] Ugur Z B. How does inequality hamper subjective well-being? the role of fairness[J]. Social Indicators Research, 2021,158(2):377-407.
- [34] Hirschman A O, Rothschild M. The changing tolerance for income inequality in the course of economic development: with a mathematical appendix [J]. The Quarterly Journal of Economics, 1973,87(4):544-566.
- [35] Ngamaba K H, Panagioti M, Armitage C J. Income inequality and subjective well-being: a systematic review and meta-analysis [J]. Quality of Life Research, 2018, 27:577-596.
- [36] Zagorski K, Evans M D R, Kelley J, et al. Does national income inequality affect individuals' quality of life in Europe? inequality, happiness, finances, and health [J]. Social Indicators Research, 2014,117(3):1089-1110.
- [37] 赵鼎新. 国家合法性和国家社会关系[J]. 学术月刊, 2016,48(8):166-178.
- [38] Matsuo H, Matthijs K. The life course and subjective well-being across generations: an analysis based on cross-national surveys (2002-2016) [J]. Vienna Yearbook of Population Research, 2021,19:417-466.
- [39] Stern B Z, Strober L, DeLuca J, et al. Subjective well-being differs with age in multiple sclerosis: a brief report [J]. Rehabilitation Psychology, 2018,63(3):474-483.
- [40] Anderson C, Kraus M W, Galinsky A D, et al. The local-ladder effect: social status and subjective well-being [J]. Psychological Science, 2012,23(7):764-771.
- [41] Xiang Y H, Wu H, Chao X M, et al. Happiness and social stratification: a layered perspective on occupational status [J]. Social Behavior and Personality: an International Journal, 2016,44(11):1879-1888.
- [42] 种聪,岳希明. 经济增长为什么没有带来幸福感提高?——对主观幸福感影响因素的综述[J]. 南开经济研究, 2020(4):24-45.
- [43] Kerstetter D, Shen X, Yi X, et al. Sources of happiness: a mixed methods phenomenological study of factors affecting residents' subjective well-being in Shenzhen, China [J]. Psychological Reports, 2022, 125(1):167-199.
- [44] Thomas P A, Liu H, Umberson D. Family relationships and well-being [J]. Innovation in Aging, 2017,1(3):1-11.
- [45] Böckerman P, Johansson E, Saarni S I, et al. The negative association of obesity with subjective well-being: is it all about health? [J]. Journal of Happiness Studies, 2014, 15:857-867.
- [46] Xu W, Sun H, Zhu B, et al. Analysis of factors affecting the high subjective well-being of Chinese residents based on the 2014 China Family Panel Study [J]. International Journal of Environmental Research and Public Health, 2019,16(14):1-13.
- [47] Begeer S, Ma Y, Koot H M, et al. Brief report: influence of gender and age on parent reported subjective well-being in children with and without autism [J]. Research in Autism Spectrum Disorders, 2017,35:86-91.
- [48] 谢宇. 回归分析[M]. 北京:社会科学文献出版社, 2013.
- [49] 胡安宁. 主观变量解释主观变量:方法论辨析[J]. 社会, 2019(3):183-209.
- [50] Kurz C F. Augmented inverse probability weighting and the double robustness property [J]. Medical Decision Making, 2022,42(2):156-167.
- [51] Cohen J. Statistical power analysis for the behavioral sciences [M]. Hillsdale: Erlbaum, 1988.
- [52] 任保平,赵通. 高质量发展的核心要义与政策取向[J]. 红旗文稿, 2019(13):23-25.
- [53] Nikolaev B, Bennett D L. Has economic growth made Americans better off despite rising income inequality? evidence from subjective well-being data [J]. Journal of Private Enterprise, 2020,35(3):63-92.
- [54] 马万超,王湘红,李辉. 收入差距对幸福感的影响机制研究[J]. 经济学动态, 2018(11):74-87.
- [55] Adalgiso A, Roberto D, Lavinia P. Happiness and inequality in European countries: is it a matter of peer group comparisons? [J]. Economia Politica, 2019, 36:473-508.
- [56] 孔子. 季氏第十六[M]//论语·孟子. 刘宏章,乔清举,校注. 北京:华夏出版社, 2000.