

DOI: 10.13718/j.cnki.xdzk.2024.05.013

陈鹏宇, 张露, 郭晴. 农民主观幸福感的建构: 基于乡村振兴多维构面的理论分析与实证检验[J]. 西南大学学报(自然科学版), 2024, 46(5): 136-149.

农民主观幸福感的建构: 基于乡村振兴 多维构面的理论分析与实证检验

陈鹏宇¹, 张露¹, 郭晴²

1. 华中农业大学 经济管理学院, 武汉 430070; 2. 广东外语外贸大学 经济贸易学院, 广州 510420

摘要: 乡村振兴包含“产业、生态、乡风、治理、生活”5个构面, 而农村居民幸福感的建构既依托于对自我的感知也源自于同他人的比较. 本文构建“构面比较—群体比较—居民幸福感”的分析框架, 旨在揭示推进乡村振兴中增进农村居民幸福感的关键路径与可行策略, 并结合湖北省粮食主产区 1 272 个农户的调查数据进行实证检验. 结果表明: ① 乡村振兴能够显著提升农民主观幸福感; ② 相较于非经济因素(生态宜居、乡风文明和治理有效), 经济因素(生活富裕和产业兴旺)对于农民主观幸福感的影响更强; ③ 相较于绝对获得感表征的同个人历史经验的纵向比较, 相对公平感表征的同社交群体的横向比较对农民主观幸福感的影响更强. 据此, 在绝对贫困问题刚得以解决的时期, 持续提升农村居民的生计可持续能力依然是增进其幸福感的关键所在; 考虑农村居民绝对获得感改进面临客观条件约束, 塑造其对经济和非经济因素的相对公平感是短期内提升幸福感的可行策略.

关键词: 农民主观幸福感; 乡村振兴; 影响因素; 绝对获得感;
相对公平感

中图分类号: F323; D422.6

文献标志码: A

开放科学(资源服务)标识码(OSID):



文章编号: 1673-9868(2024)05-0136-14

Construction of Farmers' Subjective Well-being: A Theoretical Analysis and Empirical Test Based on the Multi-dimensions of Rural Revitalization

CHEN Pengyu¹, ZHANG Lu¹, GUO Qing²

1. School of Economics and Management, Huazhong Agricultural University, Wuhan 430070, China;

2. School of Economics and Trade, Guangdong University of Foreign Studies and Trade, Guangzhou 510420, China

收稿日期: 2023-06-24

基金项目: 国家自然科学基金面上项目(42071157); 国家自然科学基金重点项目(71933004); 国家自然科学基金应急管理项目(72141009); 湖北省社会科学基金项目(HBSK2022YB621).

作者简介: 陈鹏宇, 博士研究生, 主要从事农业资源与环境研究.

通信作者: 郭晴, 博士, 副教授.

Abstract: Rural revitalization contains five aspects: “industry, ecology, custom, governance and life”, and construction of rural residents’ subjective well-being depends not only on self-perception, but also from comparison with others. In this paper, we develop an analytical framework of “comparison of construct domains-comparison of social groups-residents’ subjective well-being”, attempting to reveal the critical paths and feasible strategies for improving the subjective well-being of rural residents in promoting the China’s Rural Vitalization Strategy. The empirical study results show that: ① Rural revitalization can significantly improve the subjective well-being of rural residents. ② In contrast to the non-economic factors (pleasant living environments, social etiquette and civility, effective governance), economic factors (wealthy life, industrial prosperity) have a stronger impact on rural residents’ subjective well-being. ③ Compared with the longitudinal comparison of the individual’s experience represented by the senses of absolute gain, the horizontal comparison of the sense of relative fairness with the social group has a stronger impact on the subjective well-being of rural residents. Thus, in the period when the absolute poverty has been addressed, how to continuously improve the sustainable livelihoods of rural residents is still the core to promoting subjective well-being. Considering the objective limitations of absolute gain, creating the sense of relative fairness is a feasible strategy for improving happiness in the short term.

Key words: subjective well-being of rural residents; rural revitalization; influential factors; the senses of absolute gain; the sense of relative fairness

增加国民福利是经济增长的最终目标。旨在评判个体对生活整体满足感的指标——主观幸福感,可用于直接衡量国民福利。然而,在世界范围内比较可知,我国国民幸福感相对不高。《2022年世界幸福报告》(World Happiness Report 2022)指出,我国国民幸福指数在排行中位列第72名,远低于发达国家和部分发展中国家^①。其中,乡村是我国国民总体幸福感提升的短板所在^[1]。因为城市具有虹吸效应,可单向吸收农村资源。农村居民不仅面临着创造幸福生活的禀赋资源不足问题,而且进城务工的经历会强化其对城乡差距的认知,从而在比较中呈现相对较低的主观幸福感。2017年中国综合社会调查数据显示,有50.09%的农村居民对自身幸福感的评价为一般及以下,而这一比例城市居民中仅为35.89%^②。

习近平总书记高度重视人民群众幸福感问题,明确指出“要自觉主动解决地区差距、城乡差距、收入差距等问题,推动社会全面进步和人的全面发展,促进社会公平正义,让发展成果更多更公平惠及全体人民,不断增强人民群众获得感、幸福感、安全感”^[2]。2020年,我国消除了绝对贫困和区域性整体贫困,农村居民生活水平显著提高,城乡收入差距比不断趋小。农村人均收入从2015年的11421.7元提升到2021年的18930.9元,增幅超过65%;城乡居民人均可支配收入比也从2015年的2.73下降到2021年的2.50^③。至此,我国步入缓解相对贫困以实现共同富裕、人民幸福的历史阶段。

长期以来,增加收入被认为是提升幸福感的关键。但围绕伊斯特林悖论的讨论,学界开始重视诸如政治、环境和社会等非经济因素对幸福感的影响^[3-4]。必须肯定的是,经济和非经济因素在促进主观幸福感提升方面都具有重要意义^[5-6]。但二者在不同发展阶段的作用力不同,经济因素在争取基本生活需求满足阶段时能够正向提升主观幸福感,而步入争取美好生活需要满足阶段后促进作用不显著^[4]。对此,Easterlin等^[7]也对“幸福悖论”进行了修正,即经济因素对幸福感的作用从短期来看积极有效,但就长期而言,其提升作用有限。据此,有必要对现阶段起主要作用的关键因素进行识别,为建构农村居民幸福感的政策制定

① 数据来源:2022年世界幸福报告。

② 数据来源:2017 CGSS公开数据库。

③ 数据来源:国家统计局年鉴。

提供科学依据。

就乡村振兴战略与农村居民幸福感的关联关系,目前仍有 3 方面问题尚未引起充分重视:其一,客观性证据不足。以往研究大多从学理层面以定性的分析方法探讨乡村振兴对幸福感的影响^[8],但鲜见基于事实性证据展开定量分析。其二,系统性分析缺乏。既有研究多基于产业、治理、收入、生态、文化等单一构面展开分析^[3,6],未能横向比较不同构面对居民幸福感提升的贡献。其三,优化性讨论不够。单纯指出乡村振兴的构面对居民幸福感的影响,未能揭示出后续调整优化的方向。据此,有必要从乡村振兴的整体内涵出发,发掘其影响农民主观幸福感的实证证据。

事实上,乡村振兴战略所提出的“产业兴旺、生态宜居、乡风文明、治理有效、生活富裕”5 维目标,全面反映新阶段农村居民幸福感塑造的多维构面^[9]。其中,既包括经济因素,即产业兴旺、生活富裕,旨在通过经济条件的改善有效巩固农村居民的基本价值诉求;也包括非经济因素,即生态宜居、乡风文明、治理有效,旨在通过非经济因素的提升全面覆盖乡村居民的高阶需求满足。然而,现阶段实现农民主观幸福感跃迁的主要着力点尚未可知。一方面,如伊斯特林悖论所反映的,人民对非经济因素的需求日益凸显。在消除绝对贫困后,对绝大多数地区的乡村居民而言,其需求也呈现多样化、多层次、多方面的特征,特别是对美好生活的需求日益增加。这与马斯洛需求层次理论判断一致,即低层次生理、安全需求满足后,个体会转向追求高层次的社交、尊重以及自我实现需求^[4]。进一步与高层次需求显现相契合的,就是要关注生态环境、人文文化、社会保障、治理水平等非经济因素对主观幸福感的影响^[10-12]。另一方面,经济因素的刺激仍不容忽视。虽然目前消除了绝对贫困和区域性整体贫困,但是农村基础差、底子薄、发展滞后的状况尚未根本改变,相对贫困问题可能长期存在,部分地区甚至存在规模性返贫风险,依靠经济因素的改善巩固幸福感依然重要。由此,有必要从乡村振兴的经济与非经济两个构面出发,厘清在当前阶段影响农民主观幸福感建构的主要因素。进一步地,主观幸福感既依托于对自我的感知,也源自于同他人的比较^[7]。尤其对于农村居民而言,“熟人社会”网络互动频繁,村民间的比较及其影响可能更为显著^[13]。据此,有必要对既定构面下的绝对获得感与相对公平感进行探究,以进一步挖掘影响主观幸福感的关键所在。

如前所述,主观幸福感既可能刺激于经济因素,也可能受到非经济因素的影响;既可能建构于绝对获得感,也可能建构于相对公平感。于是,本文首先探讨乡村振兴战略是否对农村居民的主观幸福感产生影响;然后评估乡村振兴战略中经济因素与非经济因素对农民主观幸福感的不同影响;最后考察这些因素在绝对获得感和相对公平感两个维度上如何影响农民的主观幸福感。本文的边际贡献在于突破既有研究基于收入、乡风或生态等单一构面展开讨论、无法进行影响强弱比较的局限^[3,6],构建起“构面比较—群体比较—居民幸福感”的分析框架,发掘乡村振兴多维构面中提升农村居民幸福感的关键路径。本文揭示出在绝对贫困问题刚刚得以解决的时期,持续提升农村居民的生计可持续能力依然是增进其幸福感的核心要义。并且在当前绝对获得感改进面临客观条件约束的情况下,塑造农村居民对经济和非经济因素的相对公平感是短期内提升幸福感的可行策略。

1 理论机理与研究假说

1.1 理论机理

幸福感是个体对其生活状态的情感体验,具有主观性、稳定性与整体性,常用主观幸福感(Subjective Well-being, SWB)来表征^[14]。经济学领域对幸福感的研究可追溯至 19 世纪,弗朗西斯·埃奇沃思用数理式简化表达现实世界,其中一个重要的假定就是“每个人都是一台寻欢乐的机器”。杰里米·边沁进一步用“幸福的计算者”将个体界定为损益计算者,认为其所追求的是“心理上的加法机”的快感最大化。基于这一逻辑,埃奇沃思构建起一个“经济上的乐园”,甚至将经济学定义为“每个人在竞争中可以从社会得到的那一份快乐、那一类寻欢乐的机器的研究”^[15]。

在构建幸福感的讨论中,收入提升带来的物质条件改善被视为幸福感提升的重要因素。然而,伊斯特林所提出的“幸福悖论”指出,国民幸福感并未随经济发展或收入增加而提升,不同经济发展水平国家的国民幸福感并不必然具有显著差异^[16]。该观点随即引起学界对经济收入与幸福感关系的广泛讨论。一方面,支持的观点认为“幸福悖论”普遍存在^[17]。经济收入与主观幸福感间存在非线性关系,经济收入的增加并不能无限地提高居民幸福感,甚至只能解释人与人之间幸福差异的一小部分,主观幸福感还受到政治因素、环境因素、社会因素等非经济因素的影响^[3-4]。另一方面,反对的观点则指出各国的主观幸福感与经济发展呈显著正相关关系,富裕国家的居民比贫穷国家的居民更幸福。Knight等^[18]认为各国的国民幸福感与人均GDP之间存在明显的正相关关系,尚未有证据表明存在“幸福拐点”。事实上,经济因素在提升主观幸福感方面发挥着重要作用,但单一的经济因素无法形成满足人们需求的持久动力。因此,为了实现主观幸福感的跃迁,有必要纳入非经济因素,以形成多维合力。Easterlin等^[7]随后对其理论进行修正,指出短期上经济增长与幸福感提升方向相同,但从长期来看经济增长对于幸福感的提升作用有限。基于此,本文从经济因素和非经济因素出发,就其对主观幸福感的影响进行比较。其中,经济因素包括收入和产业发展等,而非经济因素则涵盖了社会、政治、环境等方面。

进一步地,心理学家Adams^[19]的公平理论指出,人的满意度建构是一个社会比较过程,其不仅受到绝对值(对自我状况判断)的影响,而且受到相对值(同他人比较判断)的影响,这揭示了相对公平感知的重要性。经济学家在分析经济行为时也重视个体所处的社会环境及其与周边群体的互动比较。North^[20]在对经济制度变迁的阐释中就强调意识形态(这里的概念类似于社会规范)的影响,认为“个人在成本—收益计算中,仅以获得更多尊严作为利益取向的行为模型是广泛存在的”。Shiller^[21]进一步阐述了叙事对个体判断乃至决策的重要性,指出“经济是由有意识、活着的人构成的,这些人会根据带有情感和观点的故事审视自己”。显然,心理学和经济学的研究都强调个体在社会环境中的相对位置对其满意度和幸福感具有影响。在熟人聚集的农村尤为如此,“群体比较”,即村民以自身经历与其他村民的相互比较,在个体幸福感建构中扮演着关键角色^[13]。当农村居民在相互比较中发现自己处于劣势时,容易产生相对剥夺感,这种感觉会对其幸福感产生负面影响^[7]。因此,在分析幸福感的建构时,有必要考虑绝对获得感和相对公平感。绝对获得感指的是个体与过去自身状况的比较,而相对公平感则是个体与村庄其他居民的比较。据此,本文在经济与非经济因素所涵盖的5个构面比较的基础上,进一步考虑在各个构面中,绝对获得感和相对公平感对主观幸福感的不同影响,构建起“构面比较—群体比较—居民幸福感”分析框架。该框架可以更深入地理解农村社区居民的幸福感建构机制,并为相关的社会和经济干预措施提供理论依据。

1.2 研究假说

综合来看,乡村振兴是一个系统性的概念。乡村振兴的分析框架,覆盖经济和非经济因素双维度,也囊括生产、生活和生态全方面^[9]。一方面,产业兴旺和生活富裕等“硬基础”的发展可能为农村居民美好生活的实现提供充裕的物质条件^[8];另一方面,生态宜居、乡风文明和治理有效营造的农村“软环境”全面覆盖农村居民对自然生态、人文环境与基层治理改善等多方需求^[9]。在此情形下,农民生活拥有物质和精神的双重保障,能够有效推进农民主观幸福感的提升。此外,乡村振兴作为面向农业、农村、农民实施的国家重大战略,传递出中央政府重视“三农”的积极信号,能形成有利于“三农”发展的叙事,也可促进农村居民生成对美好生活的向往,从而实现主观幸福感的提升。据此提出研究假说:

H1:乡村振兴能够显著正向促进农民主观幸福感的提升。

经济因素主要包括表达即期收益的经济收入与表达当下和未来获得收益机会的经济环境^[8,22]。乡村振兴战略中,生活富裕即对应于农村居民对即期收益增加的要求,产业兴旺对应于农村居民获取收益机会增加的要求^[9]。二者影响幸福感的主要逻辑在于:第一,生活富裕通过夯实生活的物质基础促进农民主观幸福感的提升。一方面,经济收入的增加能够更好地满足家庭基本的物质生活需求,提升生活品质^[22],如增加肉、蛋、奶在食品消费中的占比等;另一方面,经济收入的提升可以为精神需求的满足奠定物质基础,响

应农村居民日益增长的美好生活需要,如增加教育投入以寻求更优质的教育资源等^[23]。第二,产业兴旺通过提供广泛的就业渠道促进农民主观幸福感的提升。具体来说,产业兴旺可以通过三产融合发展,改善农村居民的就业环境,促进就业机会的开放、平等和共享,继而保障农村居民就业机会并拓宽其选择面。从更深层次来讲,相对于城市居民,农村居民分享经济发展和社会进步的红利往往不足并长期处于劣势^[24],但通过吸纳社会资本投资乡村产业发展,也能够增加就业机会,使得农村居民分享到社会经济进步的成果。据此提出研究假说:

H2: 经济因素能够显著正向影响农民主观幸福感。

人的需求具有多样性与递进性,而更高层次的需求并不能够仅依靠经济因素来满足^[7]。当人们的物质需求得到一定程度的满足后,经济因素对幸福感的改善效用递减。此时,非经济因素对幸福感的作用力凸显。典型的非经济因素就包括表达良好自然居住环境诉求的生态宜居、表达良好邻里关系诉求的乡风文明以及表达良好基层治理诉求的治理有效^[9]。三者影响幸福感的主要逻辑在于:第一,生态宜居通过强化独特生态资源禀赋促进农民主观幸福感的提升。乡村的生产依靠自然,乡村的生活亲近自然。通过空间的合理规划和污染的全面整治等塑造良好生态环境,可以改善农村居民的生产和生活条件^[25]。同时生态宜居所强调的人与自然的融合,有助于形成生态福利观,促使农村居民将经济理性延伸至生态理性,进而在缓解相对贫困及其相对剥夺感的基础上实现精神满足^[6]。第二,乡风文明通过弘扬优良的传统文​​化促进农民主观幸福感的提升。乡村具有“熟人社会”特征,村落人情互动在维系人与人关系中发挥重要作用^[13]。密集交往中相互攀比的风气可能造成社交成本的骤增,而推进乡风文明中所倡导的村规民约,可能促成不攀比、不炫耀、不浪费的文明风尚^[25]。进一步地,乡风文明弘扬孝悌之道,塑造惩恶扬善之风,可挖掘出村落社会网络中的道德力量,改善邻里关系继而增进农村居民的幸福感^[26]。第三,治理有效通过健全基层治理体系促进农民主观幸福感的提升。乡村“差序格局”生成以亲缘和地缘为纽带的关系型乡村治理体系^[13]。在此情境下容易滋生机会主义行为,特别是占优势地位的宗族可能掌握资源支配权,形成对公共或他人资源的侵占。通过构建自治、法治、德治相结合的基层治理体系,能够减少相对弱势群体的非公平性感知,继而提升幸福感^[27]。据此提出研究假说:

H3: 非经济因素能够显著正向影响农民主观幸福感。

经济因素与非经济因素对于主观幸福感的作用力具有阶段差异性。经济因素在经济收益阶段发挥主要作用,非经济因素在生活多样性阶段起主要影响^[4]。可见,究竟何种因素发挥更主要的刺激效果,需要结合人们所处的需求阶段进行考量。当前,农村居民的人均收入已提高至 2021 年的 18 930.9 元^①,需求已从追求物质文化需要向美好生活需要转变。但是不可忽略的是:一方面,我国农村面临较高的规模性返贫风险,如何进一步巩固脱贫成果,实现农村居民经济收益的增加依旧是农村发展的关键问题;另一方面,城乡居民人均收入的绝对值差异日趋增大(从 2015 年的 19 773.1 元逐渐拉大至 2021 年的 28 481.0 元^②),农村居民经济收入仍具有较大提升空间。因而就现阶段而言,我国农村目前的财富积累还不足以进入追求生活多样性的阶段,经济因素依然是塑造农村居民幸福感的重要构件。因此,在建构幸福感的多维因素中,以物质收入提升和就业机会增加所表达的经济因素改善依然是促进幸福感提升的关键所在。据此提出研究假说:

H4: 较之于非经济因素,经济因素对农民主观幸福感的影响更强。

目前,我国的经济总量还不高,发展阶段的财富积累总体上还无法完全满足人民对美好生活的期待。尤其对于农村居民而言,我国城乡人均可支配收入尚未绝对收敛,农村经济发展的质量和可持续性相对较弱,由此绝对获得感的提升仍然重要。对于主观幸福感的探究首先不能脱离“绝对获得”的客观基础,绝对获得感体现了获得的绝对数量,能够进一步消除绝对差距,有效弥补原有禀赋不足,进而带来主观幸福感

① 数据来源:国家统计局年鉴。

② 数据来源:国家统计局年鉴。

的提升^[22]。乡村振兴战略中,产业兴旺的绝对获得感意味着更多的就业机会,扩大了农村居民的就业选择空间;生活富裕的绝对获得感意味着绝对收入的增加,积累了农村居民的物质基础^[25];生态宜居的绝对获得感意味着生态环境质量的提升,提高了农村居民的康养水平^[28];乡风文明的绝对获得感意味着人文生态的建设,有助于建设和谐幸福乡村;治理有效的绝对获得感意味着法治化建设的成效,保障了农村社会安定有序^[9]。据此提出研究假说:

H5:绝对获得感能够显著正向影响农民主观幸福感。

主观幸福感不仅源自“绝对获得”的状态,还受到“相对公平”的影响。需求具有社会性,人们对于自身稳定的认识并非仅基于客观标准,还来源于与他人比较^[7,22]。“熟人社会”相邻而居的属性使得相互比较更为普遍^[13]。当前社会发展的不平衡、不充分问题客观存在,当个体拥有的资源明显低于所在社会家庭或个体平均支配的资源水平时,就会滋生“相对剥夺感”,而这将会挫伤居民主观幸福感^[1]。乡村振兴战略中,产业兴旺的相对公平感体现于机会公平,即促进机会的开放、公平和共享,保障农村居民体面工作^[8];生活富裕的相对公平感体现于分配公平,即保障农村居民平等地共享发展成果^[29];生态文明的相对公平感体现于福利公平,即发挥乡村的宜居宜业优势,提高农村居民的康养水平,改善农村整体福利;乡风文明的相对公平感体现于社会公平,即改善基于宗族的关系型社会,弱化农村居民的主观相对贫困认知^[25];治理有效的相对公平感体现于权利公平,即向农村居民赋权,重构关系型的乡村治理体系,保障农村居民安居乐业。据此提出研究假说:

H6:相对公平感能够显著正向影响农民主观幸福感。

伴随我国取得脱贫攻坚的全面胜利,绝对贫困问题得以解决,但是农村相对贫困问题逐渐显现。而缓解相对贫困问题需要营造必需的公平空间,原因有二:第一,社会比较广泛存在,乡村“熟人社会”相邻而居的属性使得相互比较更为普遍^[13]。农村居民不仅关注绝对量的多少,还关心自身所拥有资源禀赋在群体中的相对位置,甚至对相对公平以及群体间比较呈现出比以往更强的关注^[1]。其二,当前经济下行压力较大,民众预期绝对绩效有所放缓。加之收入的增加并不是可持续的,至少也是存在一定时间周期要求的,故对于基础差、底子薄、发展滞后的状况尚未根本改变的农村而言,绝对量的增加存在阶段性。由此可知,相对公平发挥更关键的作用,公平与否直接影响人民的幸福感知^[1,30]。因此,在对产业兴旺、生态宜居、乡风文明、治理有效、生活富裕的刻画中,基于相对层面的公平是实现农民主观幸福感提升的重要路径。据此提出研究假说:

H7:较之于绝对获得感,相对公平感对农民主观幸福感的影响更强。

2 研究设计

2.1 样本选择与数据来源

本文采用2021年在湖北10市33县66村的微观调研数据。调研问卷涵盖农业家庭概况、农户健康、家庭经营与农业社会化服务、乡村振兴等部分。调查采用入户问卷的形式,共回收问卷1576份。在剔除部分变量值缺失和少数明显错误且无法修正的样本后,得到有效样本1272份。

2.2 变量定义与模型构建

2.2.1 被解释变量

被解释变量幸福感以主观幸福感来表征。借鉴已有研究成果^[6],以农民家庭对生活状况的感受及其评价作为其测度项。从1到10,由低到高代表对不同生活质量的满意水平。

2.2.2 核心解释变量

核心解释变量为乡村振兴。分别从绝对获得感与相对公平感测度乡村居民对产业兴旺、生活富裕、生态宜居、乡风文明、治理有效的5维构面的感知,以综合反映乡村振兴对于提升农村居民主观幸福感的作用。借鉴现有文献的做法,在绝对获得感的测度方面,本文用家庭非农就业率反映产业兴旺^[31];用

2020 年农村居民家庭可支配收入反映生活富裕^[31]；用参与人居环境整治的程度表征生态宜居，包括农村卫生厕所改造、农村生活污水治理、农村生活垃圾无害化处理、清洁燃料使用 4 项基本内容^[32]；用家庭人口的最高学历表征乡风文明^[31]；用 2020 年参与法治宣传教育的次数衡量乡村法治建设，用以表征治理有效^[31]。相应地，在相对公平感的测度方面，本文用同他人经历比较的相对感知测度相对公平层面的 5 个维度^[33]。

2.2.3 控制变量

为排除其他可能因素的影响，本文基于既往研究成果和调查数据可获得性，分别从个体特征、家庭特征、地域特征 3 个层面选取控制变量^[34-35]。个体特征变量包括性别、年龄、身体状况、社会网络、职业。其中身体状况通过华为智能电子秤获得，满分为 100 分；社会网络由被访者手机通讯录人数表征。家庭特征包括数字化水平、房屋面积，其中以家庭智能手机数量表征家庭数字化水平，以家庭居住房屋总面积测度房屋面积。地域特征控制了县级地域的虚拟变量。具体变量定义如表 1 所示。

表 1 变量定义表

变量名称	变量定义及说明	选取依据
主观幸福感	生活满意度(1-10 赋值, 其中 1=非常不幸福, 10=非常幸福)	郑沃林等 ^[6]
产业兴旺(绝对获得感)	家庭非农就业率	张挺等 ^[31]
产业兴旺(相对公平感)	产业发展相对感知(1=完全不满意, 2=比较不满意, 3=一般, 4=比较满意, 5=非常满意)	马磊等 ^[33]
生活富裕(绝对获得感)	2020 年农村居民家庭可支配收入(万元/户), 取对数	张挺等 ^[31]
生活富裕(相对公平感)	家庭收入相对感知(1=很低, 2=较低, 3=中等, 4=较高, 5=很高)	马磊等 ^[33]
生态宜居(绝对获得感)	人居环境整治参与度	闫周府等 ^[32]
生态宜居(相对公平感)	村庄环境建设感知(1=完全不满意, 2=比较不满意, 3=一般, 4=比较满意, 5=非常满意)	马磊等 ^[33]
乡风文明(绝对获得感)	家庭人口的最高学历(1=小学及以下, 2=初中, 3=高中及同等学力, 4=大专/本科及同等学力, 5=硕士研究生及以上学历)	张挺等 ^[31]
乡风文明(相对公平感)	公共文化服务感知(1=完全不满意, 2=比较不满意, 3=一般, 4=比较满意, 5=非常满意)	马磊等 ^[33]
治理有效(绝对获得感)	2020 年参与法治宣传教育的次数	张挺等 ^[31]
治理有效(相对公平感)	乡村干部服务感知(1=完全不满意, 2=比较不满意, 3=一般, 4=比较满意, 5=非常满意)	马磊等 ^[33]
性别	性别: 1=男, 0=女	程名望等 ^[34] , 周绍杰等 ^[35]
年龄	年龄	
身体状况	身体得分	
社会网络	手机联系人数量	
职业	具体从事职业(1=家庭经营农业劳动者, 2=家庭经营非农业劳动者, 3=受雇劳动者, 4=个体合伙工商劳动经营者, 5=私营企业经营者, 6=乡村及国家干部, 7=教育科技医疗卫生和文化艺术工作者, 8=其他)	
数字化水平	家庭拥有手机的数量	
房屋面积	居住房屋的总面积	
县级地域	虚拟变量	

2.2.4 模型构建

幸福感为典型的离散有序变量,因此选取有序 Logit 模型(Ordered Logit Model, Ologit),根据上述的数据说明和变量选取,具体模型形式如下:

$$Ologit(SWB) = \alpha_1 + \beta_1 RR + \lambda CV + \epsilon$$

其中,SWB 表示被解释变量农村居民的主观幸福感,RR 为与乡村振兴相关的核心解释变量,CV 为控制变量矩阵, α_1 、 β_1 、 λ 为待估参数, ϵ 为随机扰动项。

3 实证分析

3.1 描述性统计

本文主要变量的描述性统计如表 2 所示。就样本而言,样本村民中男性比例为 73.4%,女性比例为 26.6%,男性明显高于女性占比。平均年龄为 59.96 岁,其中最大年龄为 82 岁,最小年龄为 18 岁,年龄分布的标准差为 10.15。就身体状况而言,样本均值为 78.85 分,标准差为 8.87。就家庭总人口而言,最大的家庭包含 14 个家庭成员,最小的家庭仅有 1 人,平均家庭规模为 5 人。样本中共有 540 个家中仅有老人常住,其比例达到 42.45%。就本文的核心研究变量看,样本中有 9.1%的农村居民感觉非常幸福,47.8%的农村居民感觉比较幸福,29.1%的农村居民感觉一般,10.3%的农村居民感觉不太幸福,3.7%的农村居民感觉非常不幸福。归纳来看,主观幸福感感知在一般及以下的比例为 43.1%。其他控制变量的结果与现有文献基本一致,在此不再一一赘述。

表 2 主要变量的描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	最大值	最小值
主观幸福感	1 272	6.463	1.888	10	1
产业兴旺(绝对获得感)	1 272	0.525	0.260	1	0
产业兴旺(相对公平感)	1 272	2.801	0.952	5	1
生活富裕(绝对获得感)	1 272	1.540	0.888	4.15	-1.20
生活富裕(相对公平感)	1 272	3.305	1.022	5	1
生态宜居(绝对获得感)	1 272	3.004	0.994	4	1
生态宜居(相对公平感)	1 272	3.086	1.105	5	1
乡风文明(绝对获得感)	1 272	3.610	0.983	5	1
乡风文明(相对公平感)	1 272	2.821	0.938	5	1
治理有效(绝对获得感)	1 272	2.098	2.326	12	0
治理有效(相对公平感)	1 272	3.536	0.939	5	1

3.2 基准回归分析

表 3 报告了本文的基准回归结果。为比较乡村振兴同一维度在绝对获得感与相对公平感上的差异,采用标准化系数进行回归分析。从模型(1)的实证结果可知,产业兴旺对农民主观幸福感有显著的正向影响。在保持相对公平感不变的情况下,家庭非农就业比率每增加 1 个标准差,农民主观幸福感将增加 0.542 个标准差。从模型(2)的实证结果可知,生活富裕对农民主观幸福感有显著的正向影响。在绝对收入水平不变的情况下,相对公平感每提高 1 个标准差,农村居民的主观幸福感可以提高 1.235 个标准差。从模型(3)的实证结果可知,生态宜居对农民主观幸福感有显著的正向影响。在参与人居环境整治环节相同的情况下,农村居民对环境感知每增加 1 个标准差,农村居民的主观幸福感增加 0.988 个标准差。从模型(4)的实证结果可知,乡风文明对农民主观幸福感有显著的正向影响。在农村居民对乡风文明的相对公平感不变的情况下,居民家庭的最高学历越高,农村居民的主观幸福感水平越高。从模型(5)的实证结果可知,治理有效对农民主观幸福感有显著的正向影响。当农村居民对治理水平的绝对获得感不变时,相对公平感每增加 1 个标准差,能够带来农民主观幸福感 1.022 个标准差的增加。综上,验证了 H1,即乡村振兴可以显著正向促进农民主观幸福感的提升。

表 3 基准回归结果

变量		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
产业兴旺	绝对获得感	0.542*** (0.059)				
	相对公平感	1.236*** (0.066)				
生活富裕	绝对获得感		0.671*** (0.059)			
	相对公平感		1.235*** (0.063)			
生态宜居	绝对获得感			0.884*** (0.059)		
	相对公平感			0.988*** (0.060)		
乡风文明	绝对获得感				0.813*** (0.057)	
	相对公平感				0.938*** (0.058)	
治理有效	绝对获得感					0.684*** (0.059)
	相对公平感					1.022*** (0.061)
性别		-0.096 (0.119)	0.002 (0.119)	-0.006 (0.121)	-0.122 (0.117)	-0.007 (0.119)
年龄		-0.011* (0.005)	-0.004 (0.005)	-0.012* (0.005)	-0.004 (0.005)	-0.009 (0.005)
身体状况		0.003 (0.006)	0.010 (0.006)	-0.006 (0.006)	-0.006 (0.006)	0.004 (0.006)
社会网络		0.093* (0.042)	0.053 (0.042)	0.158*** (0.042)	0.092* (0.041)	0.132** (0.041)
职业		0.209* (0.095)	0.192 (0.097)	0.230* (0.093)	0.280** (0.092)	0.163 (0.090)
数字化水平		-0.013 (0.029)	0.002 (0.030)	0.026 (0.030)	-0.052 (0.029)	-0.009 (0.029)
房屋面积		0.271* (0.112)	0.010 (0.110)	0.282** (0.108)	0.157 (0.110)	0.054 (0.108)
县级地域		控制	控制	控制	控制	控制
N		1 272	1 272	1 272	1 272	1 272
Pseudo R ²		0.131	0.144	0.142	0.120	0.124

注：***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平上差异具有统计学意义，下同；括号内为稳健标准误。

在控制变量方面,可以发现,性别、身体状况对于农民主观幸福感不显著,年龄仅在模型(1)与模型(3)中显著,说明没有足够证据表明个体特征相关的部分变量与主观幸福感关系显著,农村居民的主观幸福感可能和人与人之间、人与环境之间的关系有关.例如,社会网络与农民主观幸福感在大部分模型中显著,说明农村居民的社会网络值得重视.尤其在非经济构面下,社会网络的作用更为突出.

3.3 路径分析

基准回归分析结果表明,乡村振兴对农民主观幸福感具有显著正向影响.为进一步探究构面比较以及群体比较对于农民主观幸福感的影响,厘清经济因素与非经济因素、绝对获得感与相对公平感对农民主观幸福感的具体影响,本文使用结构方程模型进行分析.

3.3.1 经济因素与非经济因素视角

本文基于理论分析,并结合修正指数修正模型,得到经济因素与非经济因素的路径图(图1).测量模型中,相对产业感知、相对生活感知、相对环境感知、相对乡风感知、相对治理感知为内生潜在变量,外生观测变量包括非农就业比率、性别、年龄等,同时还纳入了县级地域虚拟变量.

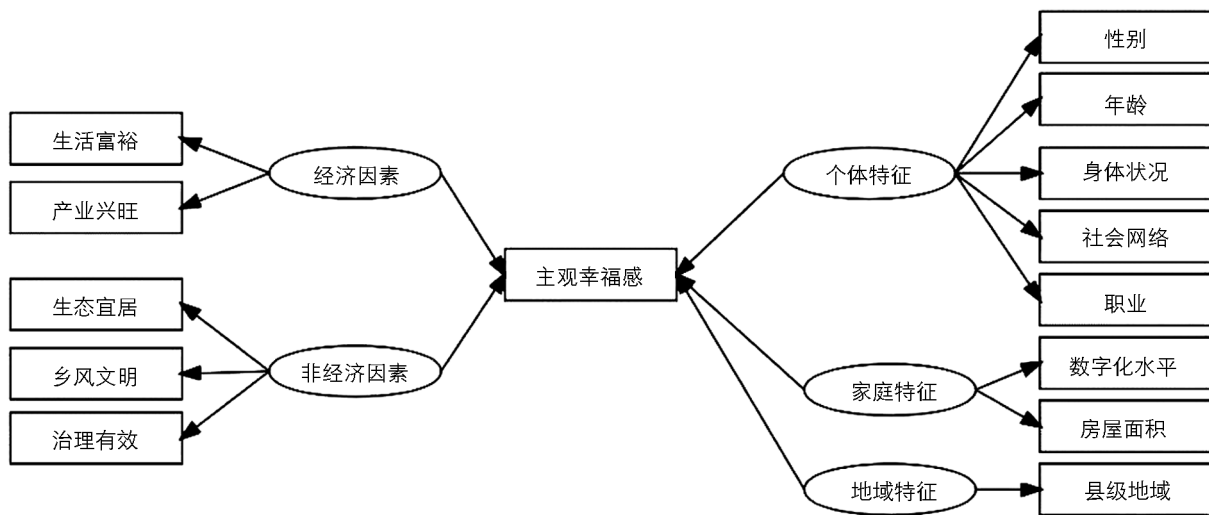


图1 经济因素与非经济因素影响主观幸福感的结构方程模型

表4呈现的是模型内在结构适配度评价指标与判断标准.潜变量的 *Cronbach's α* 系数大于0.6,组合信度大于0.6,表明各变量存在较高的内部一致性.据此,平均提取方差大于0.4,表明量表具有较好的收敛效度.综上,本文的量表具有较高的信度和效度,适合进入下一步分析.

表4 经济因素与非经济因素影响主观幸福感模型内在结构适配度评价

潜变量	观测变量	因子载荷值	组合信度	<i>Cronbach's α</i>	AVE
经济因素	绝对产业兴旺	0.660	0.788	0.669	0.482
	相对产业兴旺	0.722			
	绝对生活富裕	0.673			
	相对生活富裕	0.720			
非经济因素	绝对生态良好	0.720	0.837	0.765	0.462
	相对生态良好	0.629			
	绝对乡风文明	0.631			
	相对乡风文明	0.711			
	绝对治理有效	0.617			
	相对治理有效	0.758			

表 5 是对经济因素、非经济因素对农民主观幸福感的结构方程模型整体适配度的拟合结果进行评价。 $RMSEA$ 小于标准 0.08, CFI 、 NFI 等重要指标都大于标准 0.80, 通过了检验, 表明理论模型具有较好的拟合优度。

表 5 经济因素与非经济因素影响主观幸福感模型拟合指数计算结果

拟合	χ^2/df	$RMSEA$	CFI	NFI	IFI	TLI
结果	975.451/150	0.064	0.847	0.825	0.848	0.806

表 6 报告了结构方程中路径分析的结果。从结果中可以看出, 经济因素对农民主观幸福感存在显著正向影响, 其路径系数为 1.188, 说明经济因素的提升能够显著促进农民主观幸福感的提升, 验证了 H2。非经济因素能够显著正向影响农民主观幸福感, 其路径系数为 0.537, 验证了 H3。经济因素对主观幸福感的标准化路径系数为 0.612, 明显高于非经济因素的 0.332, 意味着经济因素比非经济因素对于主观幸福感的影响更大, 表明对于农民主观幸福感而言, 经济因素更为重要, 从而验证了 H4。

表 6 经济因素与非经济因素影响主观幸福感结构模型路径系数与标准化效应

路径关系	非标准化系数	标准化系数	标准误
主观幸福感 ← 经济因素	1.188***	0.612	0.183
主观幸福感 ← 非经济因素	0.537***	0.332	0.140

3.3.2 绝对获得感与相对公平感视角

本文基于理论分析, 并结合修正指数修正模型, 得到绝对绩效与相对公平的路径图(图 2)。测量模型中的内生潜在变量、外生观测变量同上。

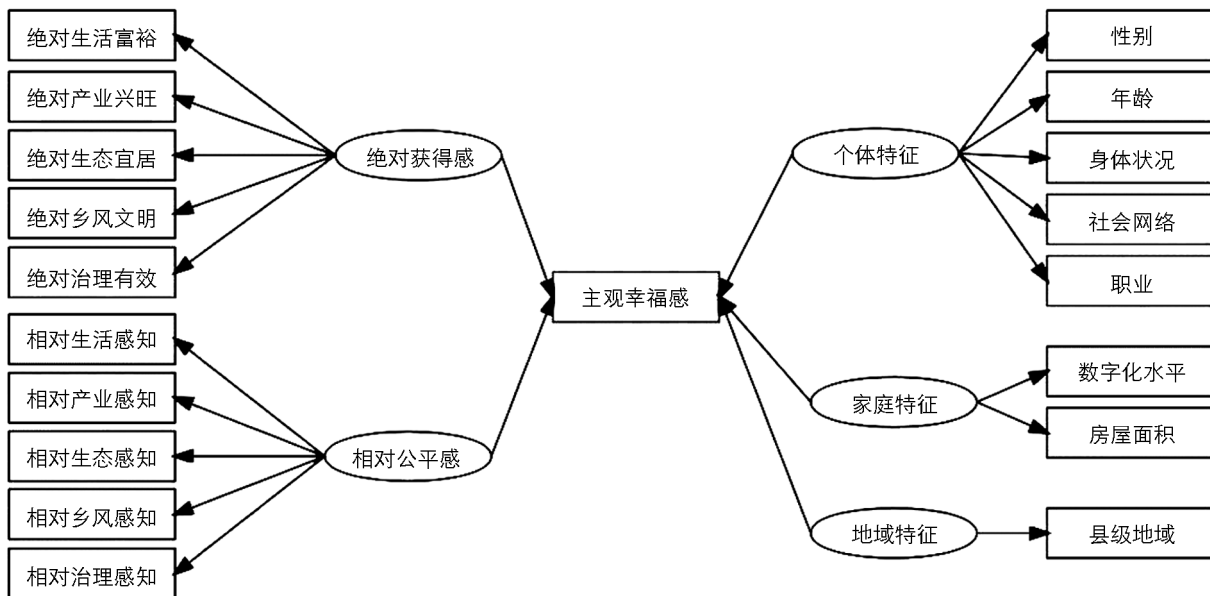


图 2 绝对绩效与相对公平影响主观幸福感的结构方程模型

表 7 呈现的是模型内在结构适配度评价指标与判断标准。潜变量的 $Cronbach's \alpha$ 系数大于 0.6, 组合信度大于 0.6, 表明各变量存在较高的内部一致性。此外, 平均提取方差大于 0.4, 表明量表具有较好的收敛效度。综上, 本文的量表具有较高的信度和效度, 适合进入下一步分析。

表 8 是对绝对获得感与相对公平感对农民主观幸福感的模型拟合指数计算结果。 $RMSEA$ 小于标准

0.08, 大多数重要指标大于标准 0.80, 通过了检验, 表明理论模型拟合优度较好。

表 7 绝对绩效与相对公平影响主观幸福感的模型内在结构适配度评价

潜变量	观测变量	因子载荷值	组合信度	Cronbach's α	AVE
绝对获得感	绝对产业兴旺	0.657	0.799	0.685	0.443
	绝对生活富裕	0.647			
	绝对生态良好	0.687			
	绝对乡风文明	0.723			
	绝对治理有效	0.609			
相对公平感	相对产业兴旺	0.633	0.831	0.744	0.496
	相对生活富裕	0.745			
	相对生态良好	0.727			
	相对乡风文明	0.661			
	相对治理有效	0.748			

表 8 绝对绩效与相对公平影响主观幸福感的模型拟合指数计算结果

拟合	χ^2/df	RMSEA	CFI	NFI	IFI	TLI
结果	1 004.068/150	0.065	0.842	0.820	0.843	0.799

表 9 报告了结构方程中路径分析的结果。从结果中可以看出, 绝对获得感的提升与主观幸福感之间存在显著正向关系, 其影响农民主观幸福感的系数为 0.442, 验证了 H5。相对公平感对农民主观幸福感的系数为 0.990, 并且在 1% 的水平上差异具有统计学意义, 相对公平感能显著正向影响农民主观幸福感, H6 得到验证。进一步地, 相对公平感对主观幸福感的标准化路径系数为 0.658, 明显高于绝对获得感的 0.268, 表明对于农村居民提升主观幸福感而言, 相对公平感比绝对获得感更为重要, 从而验证了 H7。

表 9 绝对绩效与相对公平影响主观幸福感的结构模型路径系数与标准化效应

路径关系	非标准化系数	标准化系数	标准误
主观幸福感 \leftarrow 绝对获得感	0.442*	0.268	0.217
主观幸福感 \leftarrow 相对公平感	0.990***	0.658	0.200

4 结论与讨论

乡村兴则国家兴, 乡村衰则国家衰。乡村拥有丰富的自然资源与农业文明, 是全面建成小康社会和全面建设社会主义现代化强国最广泛最深厚的基础以及最大的潜力和后劲, 但其也面临着最为突出的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, 解决此问题的关键之一在于提升农村居民的主观幸福感。党的十八大以来, 我国打赢脱贫攻坚战, 启动实施乡村振兴战略, 推动农业农村发生历史性变革。其中, 乡村振兴战略对于农业发展、农村繁荣、农村居民增收的促进作用, 形成推进农民主观幸福感持续提升的源源动力。

为揭示推进乡村振兴战略对农民主观幸福感的影响, 本文在理论分析的基础上, 运用湖北省粮食主产区的 1 272 个农户调查数据进行实证检验。分析表明: 第一, 乡村振兴能够显著提升农民主观幸福感。第二, 相较于非经济因素(生态宜居、乡风文明和治理有效), 经济因素(生活富裕和产业兴旺)对于农民主观幸福感的影响更强。第三, 相较于绝对获得感表征的同个人历史经验的纵向比较, 相对公平感表征的同社

交群体的横向比较对农民主观幸福感的影响更强。

主要的政策启示有 3 个方面:一是在推进乡村振兴与脱贫攻坚有效衔接的过程中,为提升农民主观幸福感,产业兴旺与生活富裕所表达的经济因素进步是努力的重要方向。而实现产业兴旺和生活富裕的方式在于做好两方面的融合,即:三产融合,提升农业产业的附加价值并促进农业增产、农民增收;城乡融合,通过吸纳社会资本进入农业和农村,让农民更多分享社会经济进步的成果。二是在促进农民主观幸福感提升的谋划中,纳入非经济因素的考量。乡村生活的自然依赖、熟人社会和差序格局都表明,虽然现阶段幸福感的提升以经济因素的激励更为明显,但生态宜居、乡风文明和治理有效等非经济因素的潜在影响同样不容忽视。通过村容村貌整治、社会正气塑造和基层治理提升,都能够有效提升农民主观幸福感。三是在增加绝对获得感的同时,重视相对公平感的营造。以公平、公正、公开为开展各项“三农”工作的基本原则,着力缩小各类群体差距(如城乡差距、工农差距、宗族差距)可能造成的失落感或被剥夺感,形成平等和谐的生产、生活氛围,由此在促进相对公平中增进农民主观幸福感。

值得注意的是,乡村振兴具有阶段性特征^[9]。在当前由第一阶段向第二阶段过渡的时期,我们研究发现,现阶段建构农民幸福感的努力仍应聚焦于收入改善。然而,到 2035 年,随着乡村振兴取得决定性进展,经济因素的主要作用可能需要重新讨论。后续研究应密切关注经济因素(如收入和就业机会)和非经济因素(如社区凝聚力和生态环境)在不同发展阶段对主观幸福感的动态影响。此外,尽管本研究对经济因素与非经济因素、绝对获得感与相对公平感对主观幸福感的影响进行了系统分析,但未对作用机制展开讨论,后续研究也可在此方向深入拓展。

参考文献:

- [1] 何立新,潘春阳. 破解中国的“Easterlin 悖论”:收入差距、机会不均与居民幸福感 [J]. 管理世界, 2011(8): 11-22, 187.
- [2] 习近平. 把握新发展阶段,贯彻新发展理念,构建新发展格局 [J]. 当代党员, 2021(10): 3-9.
- [3] 资树荣,张姣君. 文化消费活动提升了农村地区居民主观幸福感吗?——基于 CGSS 数据的实证分析 [J]. 消费经济, 2020, 36(6): 56-65.
- [4] DIENER E, DIENER C. The Wealth of Nations Revisited: Income and Quality of Life [J]. Social Indicators Research, 1995, 36(3): 275-286.
- [5] 郑沃林,李尚蒲. 收入、生态与农民共富:来自农户的证据 [J]. 南方经济, 2022(5): 29-42.
- [6] 郑沃林,洪炜杰,罗必良. 在促进共同富裕中增进农民幸福感——基于经济收入—社会网络—生态环境框架的分析 [J]. 南京农业大学学报(社会科学版), 2021, 21(6): 140-151.
- [7] EASTERLIN R A, MCVEY L A, SWITEK M, et al. The Happiness-Income Paradox Revisited [J]. Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America, 2010, 107(52): 22463-22468.
- [8] 叶敬忠. 乡村振兴战略:历史沿循、总体布局与路径省思 [J]. 华南师范大学学报(社会科学版), 2018(2): 64-69, 191.
- [9] 黄祖辉. 准确把握中国乡村振兴战略 [J]. 中国农村经济, 2018(4): 2-12.
- [10] 王海英,夏英,孙东升,等. 中国农民主观幸福感影响因素的 Meta 分析 [J]. 中国农业资源与区划, 2021, 42(6): 203-214.
- [11] 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.
- [12] 骆永民,王晓彤,王红领. 农村公共服务:患寡、患停滞还是患不均 [J]. 农业技术经济, 2021(10): 134-144.
- [13] 费孝通. 江村经济:中国农民的生活 [M]. 北京:商务印书馆, 2001.
- [14] RYAN R M, DECI E L. On Happiness and Human Potentials: A Review of Research on Hedonic and Eudaimonic Well-being [J]. Annual Review of Psychology, 2001, 52: 141-166.
- [15] 罗伯特·海尔布罗纳. 改变世界的经济学家 [M]. 陈小白,译. 北京:华夏出版社, 2016.
- [16] EASTERLIN R A. Does Economic Growth Improve the Human Lot? Some Empirical Evidence [M]// Nations and

- Households in Economic Growth. Amsterdam: Elsevier, 1974: 89-125.
- [17] BLANCHFLOWER D G, OSWALD A J. Well-being over Time in Britain and the USA [J]. *Journal of Public Economics*, 2004, 88(7-8): 1359-1386.
- [18] KNIGHT J, GUNATILAKA R. Does Economic Growth Raise Happiness in China? [J]. *Oxford Development Studies*, 2011, 39(1): 1-24.
- [19] ADAMS J S. Inequity in Social Exchange [M]// *Advances in Experimental Social Psychology*. Amsterdam: Elsevier, 1965: 267-299.
- [20] NORTH D C. *Structure and Change in Economic History* [M]. New York: Norton, 1981.
- [21] SHILLER R J. *Narrative Economics: How Stories Go Viral & Drive Major Economic Events* [M]. Princeton: University Press, 2019.
- [22] EASTERLIN R A. Will Raising the Incomes of All Increase the Happiness of All? [J]. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 1995, 27(1): 35-47.
- [23] 刘晓, 童小晨. 职业教育助力高质量充分就业的作用机理与提升路径 [J]. *现代教育管理*, 2024(2): 85-93.
- [24] 刘合光. 乡村振兴战略的关键点、发展路径与风险规避 [J]. *新疆师范大学学报(哲学社会科学版)*, 2018, 39(3): 25-33.
- [25] 李周. 乡村振兴战略的主要含义、实施策略和预期变化 [J]. *求索*, 2018(2): 44-50.
- [26] 郑晓冬. 近朱者赤: 幸福的传染效应——基于 CLDS 2014—2016 的实证分析 [J]. *南方经济*, 2021(2): 123-140.
- [27] 徐勇. 县政、乡派、村治: 乡村治理的结构性转换 [J]. *江苏社会科学*, 2002(2): 27-30.
- [28] 胡钰, 付饶, 金书秦. 脱贫攻坚与乡村振兴有机衔接中的生态环境关切 [J]. *改革*, 2019(10): 141-148.
- [29] 田国强, 杨立岩. 对“幸福—收入之谜”的一个解答 [J]. *经济研究*, 2006, 41(11): 4-15.
- [30] XIAO D Y, CHEN Z Q. The More Struggling, the Happier? —— Analysis Based on Two Dimensions of Social Equity [J]. *Applied Economics*, 2023, 55(27): 3170-3183.
- [31] 张挺, 李闽榕, 徐艳梅. 乡村振兴评价指标体系构建与实证研究 [J]. *管理世界*, 2018, 34(8): 99-105.
- [32] 闫周府, 吴方卫. 从二元分割走向融合发展——乡村振兴评价指标体系研究 [J]. *经济学家*, 2019(6): 90-103.
- [33] 马磊, 刘欣. 中国城市居民的分配公平感研究 [J]. *社会学研究*, 2010, 25(5): 31-49, 243.
- [34] 程名望, 华汉阳. 购买社会保险能提高农民工主观幸福感吗? ——基于上海市 2 942 个农民工生活满意度的实证分析 [J]. *中国农村经济*, 2020(2): 46-61.
- [35] 周绍杰, 王洪川, 苏杨. 中国人如何能有更高水平的幸福感——基于中国民生指数调查 [J]. *管理世界*, 2015(6): 8-21.

责任编辑 任剑乔