

既患寡也患不均：相对生活水平与居民幸福感

刘金典 吴春燕*

内容提要 本文基于 2021 年中国社会状况综合调查数据，实证研究相对生活水平对居民幸福感的影响，并采用工具变量法、倾向得分匹配法和替换变量法进行内生性处理和稳健性检验。结果表明：相对生活水平提升对幸福感具有显著的促进效应；夏普利分解法表明，相对生活水平对居民幸福感的解释力居于首位，贡献率高达 57.53%；相对生活水平提升居民的社会公平感知和社会宽容水平，进而促进居民幸福感状况的改善。此外，基于不同参照群体形成的相对生活水平评价均对居民幸福感有显著正向影响，且随着参照群体范围的扩大，影响强度趋于下降。群体异质性分析显示，城乡间和性别间在相对生活水平对居民幸福感的影响强度上不具有显著的异质性。因此，优化收入分配状况、改善居民生活水平、缩小居民收入差距、扩大中等收入群体、增强居民公平感知和社会宽容度，是提高居民幸福感的重要途径。

关键词 相对生活水平 社会公平感知 社会宽容度 幸福感

一 引言

幸福是人类的终极价值追求，国民幸福指数是国家公共政策制定和评估的重要指标（李树、严荣，2022）。然而，多重因素冲击导致全球的幸福感知经历恶化趋势。Daly & Macchia（2023）基于 2009–2021 年 113 个国家的 153 万人的代表性调查数据，发现

* 刘金典（通讯作者），西北农林科技大学经济管理学院，电子邮箱：kimjeonleo@126.com；吴春燕，西北农林科技大学高等教育研究所，电子邮箱：trunyenwu@126.com。本研究得到教育部人文社会科学研究青年基金项目（项目编号：23XJC790004）、陕西省自然科学基金基础研究计划青年项目（项目编号：2023-JC-QN-0779）、陕西省社会科学基金年度项目（项目编号：2023D056）的资助。

在全球金融危机、新冠疫情和社会不平等多种因素冲击下，全球各地的人们在压力、担忧、悲伤和愤怒方面的感觉总体增加了6%。2009年，受访者中仅有25.16%承认在调查前一天有担忧、悲伤、压力或愤怒的感觉，这一比例在2021年上升至31.19%。改革开放以来，中国创造了经济增长奇迹，但居民幸福感和经济增长并未保持同向上升趋势，即居民收入水平的提升并未带来国民幸福感同步上升，从长期看国民幸福感甚至经历下降趋势。Brockmann et al. (2009) 运用相对剥夺理论探讨中国居民物质生活水平大幅提高与幸福感下降二者并存的“中国幸福感谜题”及其原因，研究发现中国的收入不平等对幸福感产生了抑制作用。

关于幸福感的研究始于哲学和心理学领域。Easterlin (1974) 从经济学视角探讨主观幸福感与居民财富积累二者间的关系，开创了幸福经济学的研究先河。而后，幸福感得到经济学家的广泛关注。幸福经济学将幸福感的提升作为政策制定的主要目标和参考指标，主张财富并非幸福感的唯一决定因素，财富利益的分配状况、污染治理和生态改善、社会公平的推进等都是个体幸福感的决定因素。个体层面幸福感的决定因素研究是幸福经济学的核心议题，已有研究从个体、家庭和社会三个层面探讨了个体幸福感的决定因素。个体层面主要涉及人口统计特征、社会经济地位、劳动强度等因素（程名望、华汉阳，2020；刘金典，2022），家庭层面主要考察家庭经济收入、家庭消费、人口抚养比等因素（Brockmann et al., 2009），社会层面主要包括宏观经济波动、经济政策、机会不平等、失业、通货膨胀、环境污染等因素（万广华、张彤进，2021）。此外，随着研究的深入，学者们注意到信息技术进步（周烁、张文韬，2021）、社会融合（周力、沈坤荣，2021）、旅游支出（吴艾凌等，2020）等因素对幸福感的影响。

关于“收入-幸福”的关系始终处于幸福经济学的研究核心。学术界对“绝对收入-幸福”的关系开展了大量研究，部分学者认为绝对收入增加促进个体幸福感的提升（Ferrer-i-Carbonell, 2005），但也有学者认为，绝对收入和幸福感可能存在倒U形关系，而非单纯的正相关（王鹏，2011）。绝对收入对幸福感的影响具有门槛效应，当跨越门槛值后，绝对收入增加无法带来幸福感的提升（Di Tella & Macculloch, 2008）。当绝对收入等比例增加时，个体相对收入水平固定不变，此时个体的幸福感不会因绝对收入的增加而得以提升。巫强和周波（2017）发现绝对收入对低收入群体的幸福感具有显著的正向影响，但对高收入群体而言，绝对收入对幸福感的影响不再显著。

收入分配差距、相对收入水平和幸福感三者间的关系也得到广泛关注，但学者们并未达成较为一致的结论。Easterlin (1974) 较早注意到相对收入比绝对收入对幸福感

的影响更重要。Tsui (2014) 证实了以上结论, 发现绝对收入的增加能促进幸福感的提升, 但这种正向影响的边际效应逐渐减弱, 相对收入和预期收入均与幸福感存在较强的相关性。Ball & Chernova (2008) 基于世界价值观调查数据研究发现, 绝对收入和相对收入均构成自评幸福感的决定因素, 但相对收入而非绝对收入对幸福感具有更强的影响效果。相对剥夺理论为相对收入和幸福感的关系提供了一种理论阐释, 该理论指出居民在评价相对收入水平时, 倾向于进行收入的向上比较, 即将参照系设定为更富裕的群体。Ravallion & Chen (2019) 发现低收入群体将中产阶级作为参照系, 而中产阶级将富人作为比较对象, 这种向上比较可能引发幸福感的恶化。收入分配差距扩大可能加剧低收入群体的被剥夺感, 降低该群体的幸福感 (Oishi & Kesebir, 2015)。

罗楚亮 (2006) 研究发现居民相对贫困会削弱其生活信心和心理健康, 持续处于相对贫困状态加剧其幸福感的恶化 (罗楚亮, 2006)。Tao & Chiu (2009) 同时考察了绝对收入和相对收入对幸福感的作用效果, 发现绝对收入效应和三种类型的相对收入效应之间相互抵消, 导致收入增长对主观幸福感的影响可以忽略不计。也有学者认为相对收入对低收入群体幸福感的影响不显著, 贫富差距通过提升人们的收入预期从而获得幸福感的提升 (陈钊等, 2012; Kingdon & Knight, 2006)。此外, 参照群体收入提升可能具有正外部性, 从而对居民自身的主观幸福感产生积极影响。Senik (2004) 研究发现本地参照群体的收入增加促进当地的公共产品投资和互惠保障, 从而改善本地居民的生活满意度和幸福感水平。

本研究基于 2021 年中国社会状况综合调查数据, 致力于从相对生活水平角度破解“中国幸福感谜题”, 并从社会公平感知和社会包容度两方面揭示相对生活水平对居民幸福感的影响及内在机制, 对“伊斯特林悖论”在中国情境下的适用性及产生的根源做出理论阐释和实证检验。研究发现, 相对生活水平对居民幸福感具有统计显著性和经济显著性, 且随着参照群体范围的扩大, 基于该参照群体的相对生活水平评价对居民幸福感的促进作用有所下降。机制分析表明, 相对生活水平通过提升居民的社会公平感知和社会包容性进而作用于居民的幸福感的提升。本文的贡献和创新在于: 第一, 基于社会比较理论, 通过揭示相对生活状况对居民幸福感的影响, 为破解“中国幸福感谜题”提供理论阐释和经验证据; 第二, 创新性地应用夏普利分解法应用于居民幸福感贡献率的测度, 发现相对生活状况是影响居民幸福感的首位因素, 从而证实相对生活状况对居民幸福感影响的经济显著性; 第三, 从社会公平感知和社会包容度两个方面揭示相对生活状况对居民幸福感产生影响的内在机制, 为提升居民幸福感提供了可行路径和依据。

二 文献综述与研究假设

关于绝对收入与幸福感关系的研究是幸福经济学研究的起点。需求实现理论认为，收入增长赋予人们有效满足自身生理和安全需求的能力，所以绝对收入具有幸福感促进作用。然而，需求实现理论并未得到实证研究的证实，绝对收入与幸福感之间存在复杂关系（Jebb et al., 2018）。Genicot & Ray（2017）认为，人类对绝对收入增加产生的愉悦刺激适应性更强，绝对收入提升产生的快乐感知或积极情绪会因刺激的持续逐渐减少，收入增长对幸福感的边际影响有下降趋势。社会比较理论和期望值理论为“相对收入 - 幸福感”二者关系的探讨提供了重要的理论视角。对不平等和幸福感的可追溯至亚当·斯密的观点，个体在与相似人群对比中评价自身的生活状况，幸福不仅取决于自身的收入水平，也受到自身相对收入的影响。

社会比较理论认为，人们基于参照群体对自身相对位置作出评价。“攀比效应”导致受访者的幸福感与参照群体的收入水平呈反向变动关系。当与参照群体进行比较时，自身收入处于相对更高的位置才能带来幸福感的提升，否则幸福感可能会经历下降（Dynan & Ravina, 2007）。“伊斯特林悖论”发现尽管经历人均国民生产总值的快速上升，但一国的平均幸福感基本固定不变。Clark et al.（2008）将相对收入引入效用函数以解释以上看似矛盾的现象，认为人们对自身收入的评价会参考相似群体和自身过去的收入水平。实证检验为社会比较理论提供了经验证据，如 Roth et al.（2017）研究发现收入分配平等程度较高时期个体主观幸福感也较高。期望值理论将“幸福感悖论”产生的原因归结于个体预期成就与实际成就差距形成的心理落差。幸福感在自我期望与实际成就的对比中得以形成，自我期望与实际成就之间的差距越小，幸福感水平就越高（Diener & Fujita, 1995）。

已有研究探讨了感知的不平等和实际的不平等对幸福感影响的系统性差异。感知的不平等而非实际的不平等推动了再分配的行为、态度和偏好，感知的不平等比实际的不平等更有可能影响幸福（Gimpelson & Treisman, 2018）。Schalembier（2019）基于欧洲价值观调查数据分析了实际收入不平等和感知收入不平等对受访者幸福感的影响，研究发现两种不平等指标均会降低幸福感。Knight & Gunatilaka（2022）探讨了中国收入不平等对幸福感的影响，发现感知的不平等对幸福感的影响更大，感知的社会公平程度减轻了不平等对幸福感的影响。然而，Cruces et al.（2013）基于大规模跨国调查发现，感知的不平等与实际的不平等存在系统差异，普通人不一定知道收入不平等的

程度,也不能对自身在收入分配中的位置做出准确判断。受访者在获取更广泛的不平等信息时受到限制,他们对不平等的看法受到参照群体的影响,通常他们会选取与其相似的群体作为参照群体。低收入群体可能会高估其实际收入等级,而高收入群体可能会低估其收入等级 (Iacono & Ranaldi, 2021)。这意味着,如果计算实际不平等时覆盖的群体比个体的参照群体更广,那么报告的感知不平等要小于实际不平等。因此,感知的相对收入甚至比客观相对收入对幸福感的影响更大。

Caporale et al. (2009) 采用两轮欧洲社会调查数据对 19 个欧洲国家的绝对收入、相对收入和幸福感之间的关系进行研究,结果发现收入和幸福感之间存在显著的正相关,参考群体的收入对幸福感具有负向影响。但不同国家相对收入与幸福感的关系存在异质性,东欧国家的收入差距提高穷人享受更高收入的期望,收入不平等有助于居民幸福感的提升;西欧国家的收入差距却通过社会比较而降低居民的幸福。中国自古以来就追求“不患寡而患不均”的分配状态,相对收入水平差距的扩大可能对居民幸福感产生负面影响。基于以上分析提出第 1 个研究假说。

假说 1: 相对生活水平对居民幸福感存在显著的正向影响,且参照群体越接近受访者,则基于该参照群体评价的相对生活水平对其幸福感的影响强度越高。

居民关于收入分配和家庭收入排名的信息会改变其对社会公平的认知。随机实验调查发现,在得知社会财富不平等和家庭收入排序的定制信息后,受访者对社会公平的评价有所下降 (Mu, 2022)。受访者的相对生活水平越高,在社会结构中遭遇的相对剥夺维度就越少,对社会公平的评价越积极。社会公平关系到居民目的性社会行动的机会公平、过程公平和结果公平,在物质生活水平得到改善的情况下,社会公平对幸福感的影响变得更加重要。已有研究表明,机会不公平显著降低居民的社会公平感知和主观幸福感 (He et al., 2022)。对社会公平与居民幸福感关系的研究证实二者间存在显著正相关,对社会公平评价越积极的受访者,其幸福感也能获得相应提升。对社会公平评价越低者,收入分配不平等和相对生活水平恶化将导致其幸福感更大幅度的恶化。据此提出第 2 个研究假说。

假说 2: 相对生活水平通过促进居民社会公平感知提升,进而对居民幸福感产生正向影响。

社会宽容指对一些不被主流社会观念所接受的人群、现象和行为所持的包容态度,如对同性恋、乞讨者、刑满释放者、艾滋病患者等弱势群体或少数群体所持有的宽容态度和接纳程度 (Lee, 2014)。Andersen & Fetner (2008) 研究发现积极的社会态度可以提高人们对社会少数群体的社会容忍度。魏钦恭 (2020) 对绝对收入不平等和相对

不平等与宽容度三者间关系的探讨表明，绝对收入不平等对宽容度的影响不显著，但感知到的收入不平等越高，宽容度就越低。相对生活水平较高者较少遭遇社会排斥和歧视性待遇，得以形成更积极的社会态度，并以包容平和的心态对待社会少数群体或特殊社会现象。高社会宽容度居民表现出更强的亲社会行为，在社会交往中较少产生对社会少数群体的偏见和排斥态度，对特殊人群和特定事件能以更平和包容的态度对待。因此，高宽容度者在社会交往中能获取更积极的情感体验和社会支持，从而获得更强的归属感、价值感和幸福感。据此提出第3个研究假说。

假说3：相对生活水平通过提高居民的社会宽容程度，进而对居民幸福感产生正向影响。

三 数据来源、模型设定和变量设置

（一）数据来源

本文采用2021年中国社会状况综合调查（Chinese Social Survey，以下简称CSS）数据。CSS是由中国社会科学院社会学研究所发起实施的一项全国性的大型连续性抽样调查，该调查覆盖中国31省（自治区、直辖市），涉及151个县（市、区）、604个村/居委会，调查包含7000~10000个家庭。该调查对转型期中国公众的劳动就业、家庭及社会生活、社会态度等方面进行了收集，为社会科学研究和政府决策提供了高质量的基础信息。该调查自2005年开始已完成8轮。2021年开展的最新一轮调查详细收集了受访者相对邻居、本村居民、本县区居民、本省居民的自评生活状况，从财富及收入分配、工作和就业机会、养老及社会保障等多个维度调查了受访者的社会公平感知，并从家庭经济状况、教育程度、家庭关系等多个角度测度了居民生活满意度。因此，本轮调查数据为探讨相对生活水平与居民幸福感关系提供了具有全国代表性和高度契合研究目标的高质量基础资料。

（二）模型设定

本文旨在估计相对生活水平对居民幸福感的影响，构建计量模型如式（1）所示：

$$Happiness_{it} = \beta_0 + \beta_1 Relative_{it} + \eta X_{it} + P_t + \nu_{it} \quad (1)$$

其中， $Happiness_{it}$ 为模型的结果变量，表示第 t 省第 i 个受访者的幸福感水平，变量取值介于1~10，取值越大表示幸福感越高。 $Relative_{it}$ 衡量第 t 省第 i 个受访者的自评相对生活水平，该变量为取值介于0~100的连续变量，值越大代表自评相对生活水平越高。 X_{it} 为借鉴幸福感决定因素的已有研究引入模型的系列控制变量。为控制省

域特征对受访者幸福感的影响，引入省份固定效应 P_i 。 β_1 为核心解释变量的系数值，衡量相对生活水平对居民幸福感的影响强度。 η 为控制变量的系数向量， ν_i 为随机误差项。

(三) 变量设置

1. 因变量

本研究致力于揭示相对生活水平对居民幸福感的决定作用，幸福感是感兴趣的结果变量。尽管心理学家、社会学家和经济学家对幸福感进行了广泛探讨，但如何测度幸福感仍然处于争议之中。学者们常采用主观幸福感作为幸福程度的代理变量。如世界价值观调查通过询问“总的来说，您觉得幸福吗？”来评估受访者的幸福体验(Easterlin, 2003)。对幸福感的衡量主要包括单一指标法和综合指标法(程名望、华汉阳, 2020; 刘金典, 2022)。由于幸福感具有多维性和易变性，采用综合指标法对多个维度的幸福水平进行衡量，有助于提升指标的稳定性。也有学者指出，通过加权法整合多个时点的幸福感数据，进而形成幸福感综合指标，可以提升幸福感测量的精确度(Collins et al., 2009)。遗憾的是，综合指标法在大样本数据中的实施成本较高，单一指标法获取的幸福感数据成本相对较低，可靠性和有效性在可接受的范围内。

在对单一指标法和综合指标法进行比较后发现，二者在可靠性、有效性和可比性方面均达到用于科学研究的水准，且二者具有较高的相关性(Easterlin, 2003)。结合已有研究和数据特征，本研究拟采用单一指标法测度幸福感，通过询问受访者“总体来说，您对生活的满意度”来获取受访者的幸福水平，该指标取值介于1~10之间，1代表最低幸福水平，10代表最高幸福水平，受访者结合自身生活状况在1~10之间做出选择。

2. 核心解释变量

相对生活水平是核心解释变量，指受访者基于自身的经济、教育、健康、社交等多个维度的生活条件和客观环境条件，在与参照群体的对比中，形成的对自身相对生活水平的评估(周钦等, 2018)。国际通行的生活水平测定指标分为12类，主要包括收入和消费、居住条件、教育等。收入水平是决定居民物质文化需求满足程度的底层决定指标之一，构成生活水平的重要基础。对相对生活水平的衡量可以借鉴已有研究对相对收入的衡量。学术界采用内部比较和外部比较两种方法来衡量相对收入。内部比较强调受访者参照以往收入水平，对当前收入水平作出评价。外部比较将亲戚、朋友、同学、同区域等群体作为评价自身收入的参照系。第二种方法得到更广泛采纳，受访者常选定与自身具有相似性的参照群体作为参照系，形成对自身收入水平的评价。

这种评价方式能更准确地反映受访者的相对收入水平和主观心理感受。但因参照系的不同，受访者会产生不同的评价结果。

本文采用外部评价法测度受访者的相对生活水平，设定包括亲戚、邻居/村里人、本县/市人群和本省人群作为评价生活状况的参照系，并采用熵权法将四个评价维度综合为一个相对生活水平综合指标，从而规避单一参照系导致的估计偏误。CSS数据集通过询问受访者“与下列群体的平均生活水平相比，您觉得自己的生活如何”测度相对生活水平，比较群体主要包括亲戚、邻居/村里人、本县/市的人、本省的人。受访者可以在“差很多”“差一些”“差不多”“好一些”“好很多”中做出选择，依次编码为1~5。基于多个参照系形成的相对生活水平构建综合指标，有助于提升该指标的客观性和精确性。采用客观赋权法中的熵值法将四个维度的相对生活指标凝结成一个综合指标。熵权法是典型的客观赋权法，规避了主观赋权法在权重设定上的主观性（陈景华等，2020）。首先对四个相对生活水平指标做标准化处理，然后采用熵值法进行客观赋权并计算得到权重系数，最后对指标的权重和标准化值的交乘项加总得到相对生活水平的综合指标。综合指标取值范围为0~1，为方便进行结果解释，将该指标放大100倍。最终得到的相对生活水平指标介于0~100之间，值越大表示相对生活水平越高。

3. 控制变量

参考幸福感决定因素的理论分析和已有研究，将系列控制变量纳入模型之中，包括受访者的性别（*Gender*）、年龄（*Age*）、年龄的二次项（*Agesq*）、城乡分布（*Urban*）、区域分布（*Region*）、民族（*Race*）、婚姻状况（*Marsta*）、教育年限（*Eduy*）、政治身份（*Politics*）、宗教信仰（*Relig*）、收入水平（*Income*）、收入水平的二次项（*Incomesq*）、互联网接入（*Internet*）、居住条件（*Household*）等变量。收入水平采用绝对收入执行双侧缩尾处理后的对数化取值来衡量。此外，年龄、收入及其二次项同时引入模型的目的在于考察年龄、收入与幸福感的非线性关系。

4. 中介变量

基于相对生活水平对幸福感影响路径的理论分析，分别采用受访者的社会公平感知（*Faircogt*）和社会宽容程度（*Socperm*）两个变量作为机制分析的中介变量。社会公平感知通过询问受访者“请用1~10分来表达您对现在社会总体公平公正情况的评价”进行测度，受访者在1~10之间作答，1表示非常不公平，10表示非常公平。社会宽容程度通过询问受访者“请用1~10分来表达您对现在社会的宽容程度的评价”进行测度，1表示非常不宽容，10表示非常宽容。

表 1 变量设置及说明

变量类型	变量	变量说明	均值	标准差	最小值	最大值
因变量	<i>Happiness</i>	幸福感	7.5145	2.0894	1	10
解释变量	<i>Relative</i>	相对生活水平	33.3467	19.2150	0	100
控制变量	<i>Gender</i>	性别 (男 = 1; 女 = 0)	0.4828	0.4998	0	1
	<i>Age</i>	年龄	43.4967	14.5801	18	70
	<i>Agesq</i>	年龄的二次项	2104.4774	1269.8751	324	4900
	<i>Urban</i>	城乡分布 (城市 = 1; 农村 = 0)	0.5932	0.4913	0	1
	<i>Region</i>	区域分布 (东部 = 1; 中部 = 2; 西部 = 3)	1.8718	0.8333	1	3
	<i>Race</i>	民族 (汉族 = 1; 其他 = 0)	0.9113	0.2844	0	1
	<i>Marsta</i>	婚姻状况 (有配偶 = 1; 其他 = 0)	0.1847	0.3881	0	1
	<i>Eduy</i>	教育年限	10.4016	4.1794	0	19
	<i>Politics</i>	政治身份 (党员 = 1; 其他 = 0)	0.1056	0.3074	0	1
	<i>Relig</i>	宗教信仰 (有信仰 = 1; 其他 = 0)	0.1412	0.3483	0	1
	<i>Income</i>	收入水平	8.2184	3.9313	0	11
	<i>Incomesq</i>	收入水平的二次项	82.9919	43.4702	0	127.4592
	<i>Internet</i>	互联网接入 (是 = 1; 否 = 0)	0.7628	0.4254	0	1
	<i>Household</i>	居住条件 (自有住房 = 1; 其他 = 0)	0.8437	0.3632	0	1
中介变量	<i>Faircogt</i>	社会公平感知	7.0495	2.0072	1	10
	<i>Socperm</i>	社会宽容度	7.2357	1.9275	1	10

注：样本总量为 3314 人。

资料来源：根据 2021 年中国社会状况综合调查 (CSS) 数据计算得到。

(四) 描述性统计分析

表 1 给出了变量的描述性统计。图 1 汇报受访者以亲戚、邻居/村里人、本县/市的人、本省的人作为参照群体评估的自身相对生活水平与其幸福感水平的均值图。观察可知，受访者的幸福感平均水平处于 5 ~ 10 之间，且随着受访者对自身相对生活水平评价的上升，幸福感的平均水平也持续提升。以图 1 (a) 为例，当受访者认为自身生活水平与亲戚相比“差很多”时，其幸福感为 5.9669 单位；当其认为与亲戚差不多时，幸福感提升到 7.7504 单位；当其认为自身生活水平比亲戚好很多时，幸福感进一步上升至 8.4865 单位。从二者关系的变动趋势可以初步推断相对生活水平与幸福感之间存在正向变动趋势。但以上分析仅从平均意义上考查了二者的相关性，并未考虑系列控制变量对幸福感的影响，且无法得出二者间的精确数量关系。接下来，将采用多种计量分析方法对二者关系做出严谨的量化检验和因果效应识别。

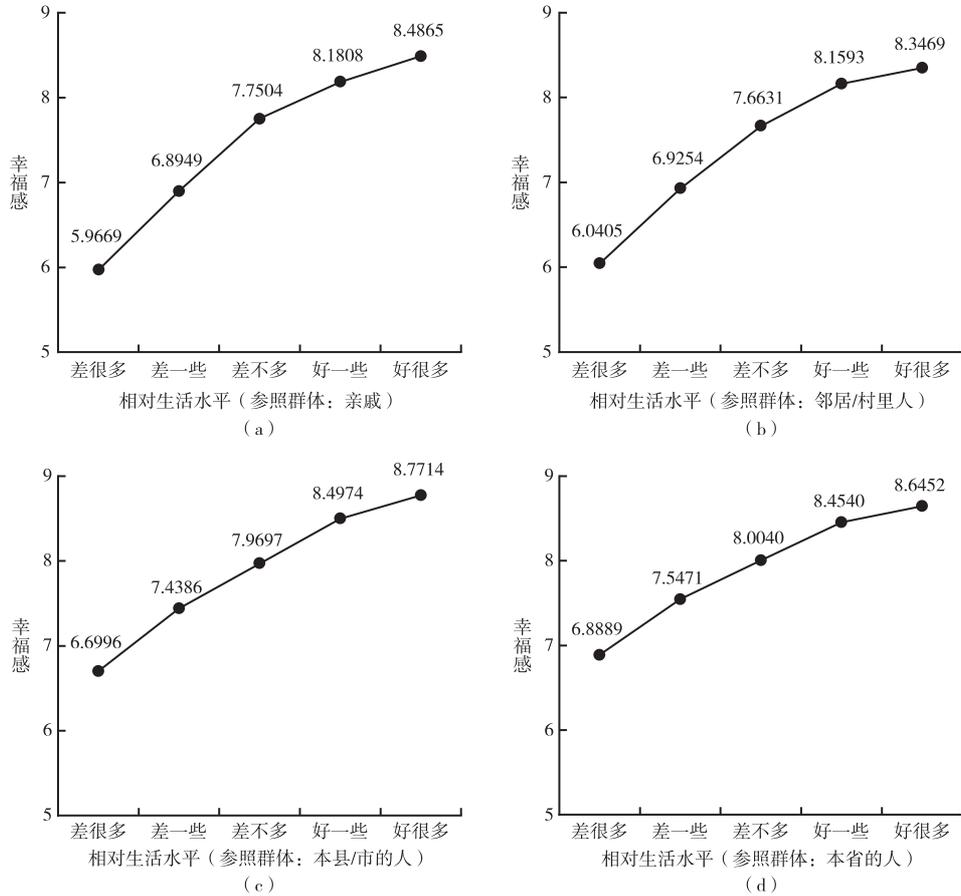


图1 相对生活水平与幸福感的关系

资料来源：根据2021年中国社会状况综合调查（CSS）数据计算得到。

四 实证分析

（一）基准回归结果

表2汇报了受访者相对生活水平对其幸福感影响的基准回归结果，其中模型（1）未控制省份虚拟变量，模型（2）在模型（1）的基础上进一步控制了省份虚拟变量。对模型（2）执行多重共线性检验，结果显示平均方差膨胀因子（9.4605）小于特征值10，表明模型不存在多重共线性。异方差布魯薛-培根检验（BP检验）的卡方值为278.1897（ $p < 0.01$ ），拒绝不存在异方差的原假设，故采用稳健回归法纠正异方差问

题，并汇报稳健标准误。分析模型（1）的实证结果可知，相对生活水平对受访者的幸福感具有显著的正向影响，且通过 1% 的显著性检验。在保持其他因素不变时，相对生活水平每上升 1 单位，受访者的幸福感会增加 0.0326 单位，这初步验证假说 1。模型（2）在控制省份虚拟变量后，估计结果仍然保持稳健。模型（3）和（4）为分性别估计结果，模型（5）和（6）为分城乡估计结果。从系数值来看，全样本与分样本的估计结果较为接近。对分样本估计结果进行似不相关回归（SUR）估计后显示，相对生活水平的系数值在性别间和城乡间并不存在显著差异。

分析相关控制变量的估计结果有以下发现。男性的幸福感显著低于女性，原因可能在于男性承担了更重的家庭经济负担和社会责任，高度竞争的市场环境和高强度的工作节奏给男性带来更大的压力。年龄与幸福感之间存在正 U 形关系，且拐点在 42 岁时达到。可能的解释为，受访者在 42 岁以前处于事业的上升期，面临婚配、生育、家庭和工作等多重压力，幸福感随着年龄增长逐渐下降。42 岁以后，随着子女具备独立生活能力，父母经济负担和育儿投入逐渐下降，幸福感得以提升。城市居民的幸福感显著低于农村居民，区域分布对幸福感的影响不显著，汉族的幸福感显著低于少数民族，婚姻状况对幸福感没有显著影响，教育年限对幸福感有一定的负向影响，政治身份、宗教信仰对幸福感有显著的正向影响。收入水平与幸福感的关系呈正 U 形，拐点位于 73.3890 元。结合受访者收入分布可知，82.62% 的受访者位于拐点右侧的上升部分，收入增长对居民幸福感主要表现为提升作用。

表 2 相对生活水平对幸福感影响的基准回归结果

	因变量：幸福感					
	全样本	全样本	女性	男性	农村	城市
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
相对生活水平	0.0326 *** (0.0021)	0.0313 *** (0.0021)	0.0323 *** (0.0027)	0.0304 *** (0.0033)	0.0327 *** (0.0030)	0.0307 *** (0.0029)
性别	-0.3178 *** (0.0742)	-0.3009 *** (0.0743)			-0.3823 *** (0.1310)	-0.2583 *** (0.0900)
城乡分布	-0.1356 * (0.0792)	-0.1736 ** (0.0800)	-0.1962 * (0.1118)	-0.1462 (0.1159)		
年龄	-0.0827 *** (0.0208)	-0.0837 *** (0.0207)	-0.0811 *** (0.0280)	-0.0858 *** (0.0309)	-0.0726 ** (0.0337)	-0.0992 *** (0.0269)
年龄二次项	0.0010 *** (0.0002)	0.0010 *** (0.0002)	0.0010 *** (0.0003)	0.0010 *** (0.0003)	0.0009 ** (0.0004)	0.0012 *** (0.0003)

续表

	因变量：幸福感					
	全样本	全样本	女性	男性	农村	城市
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
区域（中部）	-0.0653 (0.0818)	0.2390 (0.3439)	0.0305 (0.5358)	0.0644 (0.5012)	1.0738 (0.6839)	0.2354 (0.4235)
区域（西部）	-0.0760 (0.0895)	0.6955 (0.4998)	1.0629* (0.5977)	0.0904 (0.6798)	0.6018 (0.8874)	-0.5661 (0.9683)
民族	-0.3462*** (0.1307)	-0.2853* (0.1456)	-0.2449 (0.1898)	-0.3918* (0.2298)	-0.2294 (0.2350)	-0.1991 (0.1832)
婚姻状况	0.1601 (0.1444)	0.1839 (0.1429)	0.1880 (0.1860)	0.1130 (0.2182)	0.1376 (0.2431)	0.2244 (0.1854)
教育年限	-0.0269** (0.0122)	-0.0226* (0.0124)	-0.0394** (0.0164)	0.0053 (0.0199)	-0.0086 (0.0207)	-0.0229 (0.0158)
政治身份	0.6130*** (0.1009)	0.5463*** (0.1028)	0.6166*** (0.1727)	0.5263*** (0.1333)	0.7050*** (0.1898)	0.4777*** (0.1231)
宗教信仰	0.2406** (0.0997)	0.2211** (0.1080)	0.1056 (0.1461)	0.3425** (0.1649)	0.1586 (0.1854)	0.2870** (0.1323)
收入	-0.1041** (0.0477)	-0.1220** (0.0478)	-0.1275** (0.0627)	-0.1436* (0.0771)	-0.0872 (0.0735)	-0.1628*** (0.0629)
收入二次项	0.0124*** (0.0044)	0.0142*** (0.0044)	0.0155*** (0.0059)	0.0146** (0.0068)	0.0124* (0.0069)	0.0172*** (0.0058)
互联网接入	0.0845 (0.1060)	0.1153 (0.1062)	0.2775* (0.1511)	-0.0492 (0.1528)	0.1636 (0.1621)	0.0224 (0.1436)
居住条件	0.1363 (0.0988)	0.1066 (0.1005)	0.1110 (0.1376)	0.0860 (0.1505)	-0.2948 (0.2980)	0.1672 (0.1067)
常数项	8.3079*** (0.5100)	8.0266*** (0.5816)	8.0052*** (0.7743)	7.7369*** (0.8793)	7.2182*** (1.0211)	8.2326*** (0.7355)
控制变量	是	是	是	是	是	是
省份虚拟变量	否	是	是	是	是	是
调整的 R ²	0.1237	0.1358	0.1376	0.1349	0.1386	0.1404
F 值	27.3043	12.9028	7.8023	7.0908	7.5946	7.8558
观测数	3314	3314	1714	1600	1348	1966

注：***、**、* 分别表示系数在 1%、5% 和 10% 的统计水平上显著；括号内汇报的是稳健标准误；模型（1）~（2）分别为未控制和控制省份虚拟变量的估计结果。

资料来源：根据 2021 年中国社会状况综合调查（CSS）数据计算得到。

（二）夏普利分解法

回归分析结果估计了相对生活水平对受访者幸福感的边际影响，但无法给出相对生活水平对幸福感的贡献比例。夏普利分解法将传统回归方程分解与夏普利值相结合，可将幸福感分解为各解释变量的贡献，故采用该方法测算解释变量对幸福感的贡献比重（潘艺林等，2022）。分解结果见表3。分析可见，对受访者幸福感贡献比例位于前五位的决定因素分别是相对生活水平、省份虚拟变量、年龄、政治身份、收入水平，贡献率分别为57.53%、16.92%、6.72%、6.52%和4.25%。以上五个因素共同解释受访者幸福感的91.94%，在解释受访者幸福感上居于主导地位。

回归分析证实相对生活水平对幸福感影响的统计显著性。夏普利分解法证实相对生活水平对幸福感的贡献率达到57.53%，是决定受访者幸福感的首位影响因素，表明相对生活水平的幸福感效应满足经济显著性。省份虚拟变量对幸福感的贡献率接近五分之一，各地经济发展的非均衡性导致居民生活状况和幸福水平差异显著。年龄对幸福感的影响兼具统计显著性和经济显著性。随着居民年龄的增长，受访者幸福感呈现先下降后上升的倒U形特征。政治身份能增强受访者的群体归属感和组织认同感，同时政治身份为获取资源提供社会网络支持。收入水平是居民生活水平的物质基础，关系到居民的生活质量，但从贡献率来看，该变量能解释的幸福感的贡献率未达到5%。对比来看，相对生活水平对幸福感的贡献率是收入水平的10倍以上，表明绝对收入水平的提升尽管对幸福感具有显著影响，但贡献率偏低，居于幸福感决定因素的次要地位。相反，居民基于参照群体平均水平形成的对自身生活水平的的评价，是幸福感的主要决定因素。此外，除以上五大因素之外的人口统计特征对幸福感的贡献率偏低，在居民幸福感的决定上并未处于核心位置。总结可见，从边际效应来看，相对生活水平对居民幸福感具有显著正向影响；从贡献率来看，相对生活水平是居民幸福感的关键决定因素。假说1得到更充分验证。

表3 夏普利分解结果

变量	夏普利值	贡献率 (%)
相对生活水平	0.0846	57.53
性别	0.0027	1.84
年龄	0.0099	6.72
城乡分布	0.0008	0.51
区域分布	0.0009	0.61
民族	0.0016	1.06

续表

变量	夏普利值	贡献率(%)
婚姻状况	0.0012	0.79
教育年限	0.0016	1.07
政治身份	0.0096	6.52
宗教信仰	0.0015	1.03
收入水平	0.0063	4.25
互联网接入	0.0005	0.37
居住条件	0.0012	0.84
省份	0.0249	16.92
总计	0.1470	100.00

注：将年龄及其二次项合并为年龄，将收入水平及其二次项合并为收入水平，将区域分布虚拟变量合并为一组，将省份虚拟变量合并为一组。

资料来源：根据2021年中国社会状况综合调查（CSS）数据计算得到。

五 内生性讨论与稳健性检验

（一）内生性讨论

以上分析证实相对生活水平是幸福感的重要决定因素，但并未考虑模型存在的内生性问题。幸福感越强的受访者可能对自身生活状况的评价也更为乐观，这意味着相对生活状况和幸福感之间存在双向因果问题，引发模型估计的内生性偏误。本研究拟采用混合条件过程（CMP）对内生性问题做出处理。

工具变量的选择需满足相关性假定和排除性假定，即选取的工具变量与内生变量相关，同时不与随机误差项相关。考虑到同一村（居）委会居民之间具有一定的同侪效应，借鉴李珂涵等（2021）的研究，采用除受访者外同一村（居）委会的其他居民的相对生活水平的平均值作为受访者相对生活水平的工具变量。一方面，考虑到受访者通过对比自身与相似群体的生活水平，做出自身相对生活水平的评价，那么与受访者处于同一村（居）委会的其他受访者对其相对生活水平的评价越高，受访者对自身的相对生活水平的评价可能越低。因此，相关性假定满足。另一方面，除受访者外同村（居）委会其他居民的相对生活水平的平均值不会直接影响受访者的幸福感水平，工具变量的外生性得以满足。此外，考虑到村（居）级特征可能与工具变量有一定的相关性，为进一步削弱内生性的影响，在混合条件估计模型中控制村（居）虚拟变量，混合条件过程模型估计结果见表4。分析可见， $Atanh\rho_{12}$ 的估计值为-0.0384且通

过 10% 水平的显著性检验，表明模型的确存在内生性问题。模型（1）的回归结果显示除受访者外村（居）委会其他居民相对生活水平的平均值负向作用于受访者自身的相对生活水平。模型（2）表明在对内生性问题进行处理后，相对生活水平对受访者的幸福感仍然有显著的正向影响，且影响强度与普通回归分析结果较为接近。

表 4 相对生活水平对幸福感影响的工具变量回归结果

	第一阶段	第二阶段
	相对生活水平	幸福感
	(1)	(2)
相对生活水平		0.0330 *** (0.0022)
村（居）委会相对生活水平均值 (除受访者外)	-3.5164 *** (0.0362)	
控制变量	是	是
村（居）虚拟变量	是	是
Wald F 值	21.7100	2.0300
观测数	3305	3305
Atanrho_12	-0.0384 (p = 0.0570)	

注：***、**、* 分别表示系数在 1%、5% 和 10% 的统计水平上显著；括号内汇报的是标准误。
资料来源：根据 2021 年中国社会状况综合调查（CSS）数据计算得到。

考虑到系列控制变量可能同时影响受访者的相对生活水平和幸福感，引发自选择偏差问题。因此，采用倾向得分匹配（PSM）法，以相对生活水平是否高于中位数（31.2437）作为处理指示变量，将受访者划分为处理组和对照组，构造相对生活水平对受访者幸福感影响的反事实框架，以便进一步识别相对生活水平对幸福感影响的净效应。PSM 分析的步骤如下：第一，采用 Logit 回归方法根据协变量计算样本的倾向得分值；第二，依据倾向得分值将处理组与对照组的样本进行匹配；第三，基于匹配样本计算受访者相对生活水平对其幸福感影响的平均处理效应。样本匹配方法有近邻匹配、半径匹配、核匹配和局部线性回归匹配四种。为增强结果的稳健性，同时采用四种匹配方法进行估计。倾向得分匹配分析需要满足平衡性假定，样本匹配前各协变量在标准化偏差上差异较大，匹配完成后的标准化偏差降至 10% 以下，处理组与实验组的协变量在匹配完成之后不存在系统性差异，通过平衡性检验^①。PSM 估计结果见

① 限于篇幅，文中未汇报四种匹配方法下的平衡性检验结果。备索。

表 5。

分析可见，四种匹配方法下的估计结果均证实相对生活水平对受访者的幸福感具有正向促进作用，且均通过 1% 的显著性检验。对比 ATT 值可见，采用四种匹配方法估计的平均处理效应基本保持一致，证实 PSM 分析结果较为稳健。近邻匹配法下估计得到的 ATT 值为 0.8564，表明在对自选择问题做出处理后，高相对生活水平组（处理组）比低相对生活水平组（对照组）在幸福感上显著高出 0.8564 个单位。

表 5 PSM 估计结果

匹配方法	近邻匹配	半径匹配	核匹配	局部线性回归匹配
ATT	0.8564 *** (0.0971)	0.8568 *** (0.0930)	0.8613 *** (0.0857)	0.8578 *** (0.1151)
控制变量	是	是	是	是
处理组	1661	1661	1664	1664
对照组	1638	1638	1639	1639

注：***、**、* 分别表示系数在 1%、5% 和 10% 的统计水平上显著；括号内汇报的是标准误；ATT 表示平均处理效应；近邻匹配的 Caliper 设置为 0.01，半径匹配的半径为 0.01，核匹配和局部线性回归匹配均使用默认的核函数和带宽。

资料来源：根据 2021 年中国社会状况综合调查（CSS）数据计算得到。

（二）稳健性检验

上文证实相对生活水平对受访者幸福感影响的因果效应。为进一步检验估计结果的稳健性，并考察受访者基于不同参照群体评估的相对生活水平对自身幸福感产生的异质性影响，本研究分别以相对亲戚的生活水平、相对邻居（或村里人）的生活水平、相对本县（或市）居民的生活水平、相对本省居民的生活水平作为核心解释变量，分别估计四类相对生活水平对居民幸福感的影响。受访者对自身相对生活水平的评价分为“差很多”“差一些”“差不多”“好一些”“好很多”这五级，分别赋值为 1~5，将四个维度的相对生活水平指标处理为虚拟变量，并以相对生活水平为“差很多”的受访者作为基准组。估计结果见表 6。分析可知，基于不同参照群体的相对生活水平对受访者的幸福感具有显著的正向影响。对比基于不同参照群体形成的相对生活水平的系数值可见，受访者选取的参照群体越宽泛，与自身的相似性越低，则基于该参照系评价的相对生活水平对其幸福感的影响强度越微弱。与亲戚相比产生的相对生活水平对受访者幸福感的促进作用最强，随着参照群体扩展为村里人、本县（市）居民、本省居民，相对生活水平的幸福感促进效应逐渐下降。

表 6 各维度相对生活水平对受访者幸福感影响的估计结果

	幸福感	幸福感	幸福感	幸福感
	(1)	(2)	(3)	(4)
相对生活水平（亲戚）=2	0.8790*** (0.1747)			
相对生活水平（亲戚）=3	1.6208*** (0.1619)			
相对生活水平（亲戚）=4	1.9612*** (0.1734)			
相对生活水平（亲戚）=5	2.2484*** (0.2395)			
相对生活水平（邻居/村里人）=2		0.8658*** (0.2036)		
相对生活水平（邻居/村里人）=3		1.4553*** (0.1892)		
相对生活水平（邻居/村里人）=4		1.8671*** (0.2002)		
相对生活水平（邻居/村里人）=5		1.9988*** (0.2862)		
相对生活水平（本县居民）=2			0.6856*** (0.1073)	
相对生活水平（本县居民）=3			1.1393*** (0.1072)	
相对生活水平（本县居民）=4			1.5236*** (0.1461)	
相对生活水平（本县居民）=5			1.8005*** (0.3625)	
相对生活水平（本省居民）=2				0.5730*** (0.0949)
相对生活水平（本省居民）=3				0.9765*** (0.0954)
相对生活水平（本省居民）=4				1.3754*** (0.1372)
相对生活水平（本省居民）=5				1.5811*** (0.3988)
控制变量	是	是	是	是
调整的 R ²	0.1331	0.1122	0.1116	0.1060
F 值	11.4150	9.3486	10.4501	9.9491
观测数	3314	3314	3314	3314

注：***、**、* 分别表示系数在 1%、5% 和 10% 的统计水平上显著；括号内汇报的是标准误。

资料来源：根据 2021 年中国社会状况综合调查（CSS）数据计算得到。

以上分析证实主观相对生活水平对居民幸福感有显著正向影响，为验证估计结果的稳健性，从客观相对生活水平角度估计其对居民幸福感的影响。鉴于收入水平是生活水平的关键决定因素，也是居民评价相对生活水平的基本依据，以居民在特定人群中收入水平的分位点衡量其客观相对生活水平。具体地，客观相对生活水平以特定居民的收入水平在相同区县和户籍的全体样本中所处的分位点来衡量，分位点越高意味着其收入水平排序越靠前，客观相对生活水平就越高。稳健性检验结果见表7。模型（1）为全样本估计结果，模型（2）~（3）为分性别估计结果，模型（4）~（5）为分城乡估计结果。分析可见，除男性样本外，客观相对生活水平对居民幸福感有显著的正向影响，且客观相对生活水平对女性和农村居民的影响强度更高，但基于似不相关回归的系数差异检验并不支持性别间和城乡间存在显著差异，表明客观相对生活水平对不同性别和不同户籍居民具有相近影响。

表7 客观相对生活水平对居民幸福感的影响

	全国	女性	男性	农村	城市
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
客观相对生活水平	0.7965 *** (0.2324)	1.0263 *** (0.3046)	0.5151 (0.3649)	1.0444 ** (0.4526)	0.6868 ** (0.2811)
控制变量	是	是	是	是	是
常数项	9.1426 *** (0.5827)	8.8350 *** (0.7626)	8.9801 *** (0.8973)	10.1701 *** (1.0002)	9.2877 *** (0.7406)
调整的 R ²	0.0683	0.0635	0.0745	0.0672	0.0756
F 值	7.2912	4.5686	4.5690	4.4066	4.7583
观测数	3314	1714	1600	1348	1966

注：***、**、* 分别表示系数在 1%、5% 和 10% 的统计水平上显著；括号内汇报的是标准误；女性和男性的核心解释变量的系数差异检验的 p 值为 0.2760，未通过显著性检验；农村和城市样本的核心解释变量的系数差异检验的 p 值为 0.4960，未通过显著性检验。

资料来源：根据 2021 年中国社会状况综合调查（CSS）数据计算得到。

六 机制分析

上文实证检验相对生活水平的幸福感效应，并致力于因果效应的识别，结果证实相对生活水平具有显著的幸福促进效应。然而，相对生活水平通过何种机制作用于受访者的幸福感，直接效应和间接效应占比多高，均有待进一步考察。基于此，采用

中介效应检验程序对中间机制进行实证检验（刘金典等，2023；Baron & Kenny，1986）。模型设定如式（2）~（4）所示， $Happiness_{it}$ 为被解释变量，表示受访者的幸福感水平； $Relative_{it}$ 为核心解释变量，表示受访者的相对生活水平； MV_{it} 为模型的中介变量，分别引入受访者的社会公平感知（ $Faircog_{it}$ ）和社会宽容度（ $Socperm_{it}$ ）两个细分变量。 X_{it} 为系列控制变量。 P_t 为省份虚拟变量。 c 、 a 、 c' 、 b 分别为待估参数。若系数 c 、 a 、 c' 、 b 均显著，且 $c' < c$ ，意味着相对生活水平部分通过中介变量传导进而作用于幸福感水平。此时，中介效应占总效应的比重为 ab/c 。若系数 c 、 a 、 b 均显著，但 c' 不显著，意味着完全中介效应存在，相对生活水平完全通过中介变量传导进而作用于受访者的幸福感。

$$Happiness_{it} = \alpha_0 + c Relative_{it} + \eta X_{it} + P_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$MV_{it} = \beta_0 + a Relative_{it} + \lambda X_{it} + P_t + \nu_{it} \quad (3)$$

$$Happiness_{it} = \gamma_0 + c' Relative_{it} + b MV_{it} + \zeta X_{it} + P_t + \tau_{it} \quad (4)$$

机制分析的估计结果见表 8。模型（1）表明相对生活水平对幸福感有显著正效应，模型（2）证实相对生活水平对受访者的社会公平感知具有显著的正向影响；模型（3）表明在引入社会公平感知后，相对生活水平对幸福感的促增效应有所下降。相对生活水平对幸福感的正向影响部分被社会公平感知所吸收，测算的中介效应占比为 16.29%，表明在相对生活水平对幸福感影响的总效应中有 16.29% 是通过社会公平感知的传导而产生作用的。中介效应显著性的 Sobel-Goodman 检验统计量为 7.5690，通过 1% 水平的显著性检验。假说 2 得到验证。

模型（4）证实相对生活水平有助于促进受访者社会宽容度的提升；模型（5）表明在引入社会宽容度后相对生活水平对幸福感的正向作用趋于下降，证实社会宽容度在相对生活水平对幸福感的影响间发挥部分中介效应。计算得到的中介效应占比为 12.35%，意味着相对生活水平对受访者幸福感的总效应中有 12.35% 是通过提升其社会宽容度最终发挥作用的。Sobel-Goodman 检验同样通过 1% 水平的显著性检验，证实社会宽容度是相对生活水平影响幸福感的中间路径。假说 3 得到验证。

表 8 相对生活水平对居民幸福感影响的机制分析

	幸福感	社会公平感知	幸福感	社会宽容度	幸福感
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
相对生活水平	0.0313 *** (0.0021)	0.0157 *** (0.0021)	0.0262 *** (0.0020)	0.0127 *** (0.0020)	0.0275 *** (0.0020)

续表

	幸福感	社会公平感知	幸福感	社会宽容度	幸福感
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
社会公平感知			0.3250 *** (0.0221)		
社会宽容度					0.3056 *** (0.0228)
控制变量	是	是	是	是	是
常数项	8.0266 *** (0.5816)	6.6177 *** (0.5987)	5.8761 *** (0.5868)	6.1345 *** (0.5911)	6.1516 *** (0.5856)
调整的 R ²	0.1358	0.0661	0.2266	0.0444	0.2115
F 值	12.9028	7.0887	19.4123	5.0266	18.9749
观测数	3314	3314	3314	3314	3314
中介效应占比(%)	16.29			12.35	
Sobel-Goodman	7.5690 ***			6.3750 ***	

注：***、**、* 分别表示系数在 1%、5% 和 10% 的统计水平上显著；括号内汇报的是稳健标准误。
资料来源：根据 2021 年中国社会状况综合调查（CSS）数据计算得到。

七 结论与讨论

党的二十大报告强调要让“人民群众获得感、幸福感、安全感更加充实、更有保障、更可持续”。然而，中国居民收入分配差距仍居高不下，较高的收入不平等引发居民相对生活水平的分化，进而导致居民幸福感的不平等。基于理论分析，本研究采用 2021 年中国社会状况综合调查数据，实证检验相对生活水平对居民幸福感的影响及其内在机制。

本文有以下研究发现。第一，相对生活水平对居民幸福感的正向影响同时满足统计显著性和经济显著性。相对生活水平显著提升居民的幸福感，且对幸福感的正向促进作用在进行内生性处理和稳健性检验后仍然显著。在控制其他变量不变时，居民的相对生活水平每提升 1 单位，其主观幸福感提升 0.0313 单位。夏普利分解结果表明相对生活水平对居民幸福感的解释力居于首位，贡献率高达 57.53%。第二，相对生活水平对幸福感影响的群体异质性分析显示，相对生活水平的幸福感促增效应在城乡间、性别间均具有一致的影响。以不同参照群体评价的相对生活水平对居民幸福感均具有显著正向影响，且随着参照群体范围的扩大和相似程度的下降，影响强度有下降的趋

势。中国是典型的人情关系型社会，人们在社会网络中对自身的社会经济地位和生活水平作出评价，参照群体与受访者在亲缘、地缘和业缘上越接近，基于该参照系评价的相对生活水平对居民幸福感的影响强度就越大。稳健性检验证实客观相对生活水平对幸福感仍然存在显著正向影响。以上分析意味着，相对生活的主观评价和客观排序均对居民幸福感产生显著影响，居民生活水平对幸福感的影响效应具有“既患寡也患不均”的特征。第三，机制分析表明，相对生活水平有助于提升居民的社会公平感知和社会包容度，并通过以上两个变量的传导对居民的幸福感知产生影响。

本文研究证实了相对生活水平对居民幸福感的积极影响和决定性作用，为进一步提升居民幸福感，降低因相对生活水平引发的幸福感不平等，对应的政策建议如下：政府应认识到居民幸福感的主要决定因素并非绝对的收入水平，与参照群体对比形成的相对生活水平才是决定居民幸福感的关键因素。因此，应采取有效措施，在促进居民收入水平提升的同时，不断缩小居民间的收入分配差距，扩大中等收入群体，构建橄榄型社会分配结构，降低因相对生活水平不平等引发的幸福感不平等。

参考文献：

- 陈景华、陈姚、陈敏敏（2020），《中国经济高质量发展水平、区域差异及分布动态演进》，《数量经济技术经济研究》第2期，第108-126页。
- 陈钊、徐彤、刘晓峰（2012），《户籍身份、示范效应与居民幸福感：来自上海和深圳社区的证据》，《世界经济》第4期，第79-101页。
- 程名望、华汉阳（2020），《购买社会保险能提高农民工主观幸福感吗？——基于上海市2942个农民工生活满意度的实证分析》，《中国农村经济》第2期，第46-61页。
- 李珂涵、逯苗苗、孙涛（2021），《父辈社会经济地位对子代教育获得及性别差异的影响研究》，《东岳论丛》第5期，第47-58页。
- 李树、严茉（2022），《幸福经济学研究最新进展》，《经济学动态》第12期，第123-139页。
- 刘金典（2022），《超时劳动对农民工幸福感的影响研究》，《劳动经济研究》第6期，第16-39页。
- 刘金典、程名望、吴春燕（2023），《父代教育水平、代际传递与子代基础教育不平等》，《经济学动态》第7期，第91-109页。

- 罗楚亮 (2006), 《城乡分割、就业状况与主观幸福感差异》, 《经济学 (季刊)》第 2 期, 第 817 - 840 页。
- 潘艺林、吴春燕、刘金典 (2022), 《教育代际传递与社会分层——来自中国综合社会调查的经验证据》, 《中国经济问题》第 2 期, 第 88 - 104 页。
- 万广华、张彤进 (2021), 《机会不平等与中国居民主观幸福感》, 《世界经济》第 5 期, 第 203 - 228 页。
- 王鹏 (2011), 《收入差距对中国居民主观幸福感的影响分析——基于中国综合社会调查数据的实证研究》, 《中国人口科学》第 3 期, 第 93 - 101 页。
- 魏钦恭 (2020), 《收入差距、不平等感知与公众容忍度》, 《社会》第 2 期, 第 204 - 240 页。
- 巫强、周波 (2017), 《绝对收入、相对收入与伊斯特林悖论：基于 CGSS 的实证研究》, 《南开经济研究》第 4 期, 第 41 - 58 页。
- 吴艾凌、姚延波、吕兴洋 (2020), 《旅游者幸福感的持续性机制研究——基于理论竞争的研究方法》, 《旅游科学》第 6 期, 第 1 - 15 页。
- 周力、沈坤荣 (2021), 《相对贫困与主观幸福感》, 《农业经济问题》第 11 期, 第 102 - 114 页。
- 周钦、秦雪征、刘国恩 (2018), 《不患寡而患不均——相对生活水平对居民心理健康的影响》, 《经济理论与经济管理》第 9 期, 第 48 - 63 页。
- 周烁、张文韬 (2021), 《互联网使用的主观福利效应分析》, 《经济研究》第 9 期, 第 158 - 174 页。
- Andersen, Robert & Tina Fetner (2008). Economic Inequality and Intolerance: Attitudes toward Homosexuality in 35 Democracies. *American Journal of Political Science*, 52 (4), 942 - 958.
- Ball, Richard & Kateryna Chernova (2008). Absolute Income, Relative Income, and Happiness. *Social Indicators Research*, 88 (3), 497 - 529.
- Baron, Reuben & David Kenny (1986). The Moderator-Mediator Variable Distinction in Social Psychological Research: Conceptual, Strategic, and Statistical Considerations. *Journal of Personality and Social Psychology*, 51 (6), 1173 - 1182.
- Brockmann, Hilke, Jan Delhey, Christian Welzel & Hao Yuan (2009). The China Puzzle: Falling Happiness in a Rising Economy. *Journal of Happiness Studies*, 10 (4), 387 - 405.
- Caporale, Guglielmo Maria, Yannis Georgellis, Nicholas Tsitsianis & Ya Ping Yin (2009). Income and Happiness across Europe: Do Reference Values Matter? *Journal of Economic*

- Psychology*, 30 (1), 42 – 51.
- Clark, Andrew, Paul Frijters & Michael Shields (2008). Relative Income, Happiness, and Utility: An Explanation for the Easterlin Paradox and Other Puzzles. *Journal of Economic Literature*, 46 (1), 95 – 144.
- Collins, Amy Love, Natalia Sarkisian & Ellen Winner (2009). Flow and Happiness in Later Life: An Investigation into the Role of Daily and Weekly Flow Experiences. *Journal of Happiness Studies*, 10 (6), 703 – 719.
- Cruces, Guillermo, Ricardo Perez-Truglia & Martin Tetaz (2013). Biased Perceptions of Income Distribution and Preferences for Redistribution: Evidence from a Survey Experiment. *Journal of Public Economics*, 98, 100 – 112.
- Daly, Michael & Lucía Macchia (2023). Global Trends in Emotional Distress. *Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America*, 120 (14), e2216207120.
- Di Tella, Rafael & Robert Macculloch (2008). Gross National Happiness as an Answer to the Easterlin Paradox? *Journal of Development Economics*, 86 (1), 22 – 42.
- Diener, Ed & Frank Fujita (1995). Resources, Personal Strivings, and Subjective Well-Being: A Nomothetic and Idiographic Approach. *Journal of Personality and Social Psychology*, 68 (5), 926 – 935.
- Dynan, Karen & Enrichetta Ravina (2007). Increasing Income Inequality, External Habits, and Self-Reported Happiness. *American Economic Review*, 97 (2), 226 – 231.
- Easterlin, Richard (1974). Does Economic Growth Improve the Human Lot? Some Empirical Evidence. In Paul David & Melvin Reder (eds.), *Nations and Households in Economic Growth*. New York: Academic Press, pp. 89 – 125.
- Easterlin, Richard (2003). Explaining Happiness. *Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America*, 100 (19), 11176 – 11183.
- Ferrer-i-Carbonell, Ada (2005). Income and Well-Being: An Empirical Analysis of the Comparison Income Effect. *Journal of Public Economics*, 89 (5 – 6), 997 – 1019.
- Genicot, Garance & Debraj Ray (2017). Aspirations and Inequality. *Econometrica*, 85 (2), 489 – 519.
- Gimpelson, Vladimir & Daniel Treisman (2018). Misperceiving Inequality. *Economics & Politics*, 30 (1), 27 – 54.
- He, Qizhi, Hao Tong & Jia-bao Liu (2022). How Does Inequality Affect the Residents'

- Subjective Well-Being: Inequality of Opportunity and Inequality of Effort. *Frontiers in Psychology*, 13, 843854.
- Iacono, Roberto & Marco Ranaldi (2021). The Nexus between Perceptions of Inequality and Preferences for Redistribution. *Journal of Economic Inequality*, 19 (1), 97 – 114.
- Jebb, Andrew, Louis Tay, Ed Diener & Shigehiro Oishi (2018). Happiness, Income Satiation and Turning Points around the World. *Nature Human Behaviour*, 2 (1), 33 – 38.
- Kingdon, Geeta & John Knight (2006). Subjective Well-Being Poverty vs. Income Poverty and Capabilities Poverty? *Journal of Development Studies*, 42 (7), 1199 – 1224.
- Knight, John & Ramani Gunatilaka (2022). Income Inequality and Happiness: Which Inequalities Matter in China? *China Economic Review*, 72, 101765.
- Lee, Francis (2014). “Tolerated One Way but Not the Other”: Levels and Determinants of Social and Political Tolerance in Hong Kong. *Social Indicators Research*, 118 (2), 711 – 727.
- Mu, Ren (2022). Perceived Relative Income, Fairness, and the Role of Government: Evidence from a Randomized Survey Experiment in China. *China Economic Review*, 73, 101784.
- Oishi, Shigehiro & Selin Kesebir (2015). Income Inequality Explains Why Economic Growth Does Not Always Translate to an Increase in Happiness. *Psychological Science*, 26 (10), 1630 – 1638.
- Ravallion, Martin & Shaohua Chen (2019). Global Poverty Measurement When Relative Income Matters. *Journal of Public Economics*, 177, 104046.
- Roth, Bettina, Elisabeth Hahn & Frank Spinath (2017). Income Inequality, Life Satisfaction, and Economic Worries. *Social Psychological and Personality Science*, 8 (2), 133 – 141.
- Schalembier, Benjamin (2019). An Evaluation of Common Explanations for the Impact of Income Inequality on Life Satisfaction. *Journal of Happiness Studies*, 20 (3), 777 – 794.
- Senik, Claudia (2004). When Information Dominates Comparison: Learning from Russian Subjective Panel Data. *Journal of Public Economics*, 88 (9 – 10), 2099 – 2123.
- Tao, Hung-Lin & Shih-Yung Chiu (2009). The Effects of Relative Income and Absolute Income on Happiness. *Review of Development Economics*, 13 (1), 164 – 174.
- Tsui, Hsiao-Chien (2014). What Affects Happiness: Absolute Income, Relative Income or Expected Income? *Journal of Policy Modeling*, 36 (6), 994 – 1007.

Worrying about Both Scarcity and Inequity: Relative Living Standards and Happiness

Liu Jindian¹ & Wu Chunyan²

(College of Economics and Management, Northwest A&F University¹;
Institute of Higher Education, Northwest A&F University²)

Abstract: Based on the Chinese Social Survey conducted in 2021, this study examines the impact of relative living standards on happiness. The study validates the results using the instrumental variable, propensity score matching, and substitution variable methods for endogenous treatment and robustness tests. The findings reveal that relative living standard has a significant positive impact on happiness. The Shapley decomposition method indicates that relative living standards have the strongest explanatory power for happiness, with a contribution rate of 57.53%. Furthermore, relative living standards can enhance people's perception of social justice and tolerance, promoting their happiness. The study also reveals that different reference groups positively impact happiness. However, the impact intensity tends to decline with the expansion of reference groups. The heterogeneity analysis shows no significant difference in the intensity of the influence of relative living standards on people's happiness between urban and rural areas and genders. Therefore, optimizing income distribution, improving living standards, narrowing the income gap, expanding the middle-income group, and enhancing people's perception of fairness and social tolerance are crucial to enhancing happiness.

Keywords: relative living standards, perception of social fairness, social tolerance, happiness

JEL Classification: I31, D63

(责任编辑: 封永刚)