

社会保障对社会公平感的影响因素分析

——基于CSS 2021数据的实证分析

赵仲杰, 王夏蕊, 王钰涵, 张 迈

北京建筑大学人文与社会科学学院, 北京

收稿日期: 2026年2月27日; 录用日期: 2026年7月28日; 发布日期: 2026年8月7日

摘 要

社会公平感是维护社会稳定、推进共同富裕的重要基础, 社会保障作为实现社会公正的关键制度安排, 其对社会公平感的影响机制亟待深入探究。本文基于2021年中国社会状况综合调查(CSS 2021)数据, 选取5846份有效样本, 从客观社会保障程度和主观社会保障满意度双维度, 结合性别、民族等人口学控制变量, 通过斯皮尔曼相关分析和分层多元线性回归分析, 实证检验社会保障对居民社会公平感的影响效应。结果显示: 社会公平感与主观社会保障满意度呈强正相关, 与客观社会保障程度呈弱正相关; 多元线性回归分析表明, 主观社会保障满意度是影响社会公平感的核心因素, 其解释力远高于客观社会保障程度及人口学变量。研究验证了客观社会保障程度、主观社会保障满意度对社会公平感的正向预测作用, 且主观满意度的预测作用更突出, 弥补了过往研究局限。本文结论为优化社会保障制度设计、提升居民主观社保感知、增强社会公平感及推进共同富裕提供了实证依据与政策参考。

关键词

社会保障, 社会公平感, 实证分析, CSS 2021

Analysis of the Influencing Factors of Social Security on Perceived Social Equity

—An Empirical Study Based on CSS 2021 Data

Zhongjie Zhao, Xiarui Wang, Yuhan Wang, Mai Zhang

School of Humanities and Social Sciences, Beijing University of Civil Engineering and Architecture, Beijing

Received: February 27, 2026; accepted: July 28, 2026; published: August 7, 2026

Abstract

Social equity perception serves as a vital foundation for maintaining social stability and advancing

文章引用: 赵仲杰, 王夏蕊, 王钰涵, 张迈. 社会保障对社会公平感的影响因素分析[J]. 社会科学前沿, 2026, 15(8): 32-44. DOI: 10.12677/ass.2026.158633

common prosperity. As a key institutional arrangement for realizing social justice, the mechanism through which social security influences social equity perception requires in-depth investigation. Based on the 2021 Chinese Social Survey (CSS 2021), this study adopts 5846 valid samples and examines the effects of social security on residents' social equity perception from both objective social security level and subjective social security satisfaction dimensions, with gender, ethnicity and other demographic variables as controls. Spearman correlation analysis and hierarchical multiple linear regression are employed in the empirical test. The results indicate that social equity perception is strongly positively correlated with subjective social security satisfaction, and weakly positively correlated with objective social security level. Multiple linear regression shows that subjective social security satisfaction is the core determinant of social equity perception, with a much higher explanatory power than objective social security and demographic variables. This study verifies the positive predictive effects of both objective social security level and subjective satisfaction on social equity perception, with the latter playing a more prominent role, thus addressing limitations in previous research. The conclusions provide empirical evidence and policy implications for optimizing social security institutional design, enhancing residents' subjective perception of social security, strengthening social equity perception, and promoting common prosperity.

Keywords

Social Security, Social Equity Perception, Empirical Analysis, CSS 2021

Copyright © 2026 by author(s) and Hans Publishers Inc.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY 4.0).

<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



Open Access

1. 引言

社会公平感是人们对社会公正和平等的感知和认知, 不仅在国家治理和社会经济发展中发挥重要作用, 也有利于维护社会稳定[1]。马克思社会公平正义理论提到社会保障是实现社会公正的重要组成部分, 在共产主义社会中, 人类的全面自由发展, 实现社会公平正义成为了社会保障的目的[2]。中国已建成了世界上规模最大的社会保障体系, 有力地增进了人民福祉。《2023 年度人力资源和社会保障事业发展统计公报》显示, 截至 2023 年底, 全国社会保障卡持卡人数达 13.79 亿人, 覆盖 97.7% 人口; 全年基本养老保险、失业保险、工伤保险三项社会保险基金收入合计 79710 亿元, 中国基本养老保险参保人数已达 10.66 亿人, 失业保险参保人数为 2.44 亿人, 工伤保险参保人数为 3.02 亿人[3]。本文基于中国社会科学院社会学研究所 2021 年中国社会状况综合调查(CSS 2021)的数据, 从主观社会保障满意度和客观社会保障程度两个维度探讨社会保障与社会公平感的关系。

2. 相关研究文献评述与研究假设

2.1. 国内外研究现状

2.1.1. 社会公平感的影响因素研究

社会公平感是个体基于社会价值判断形成的对资源分配、机会获取、权利保障的公正程度感知, 属于兼具社会结构性与个体心理性的复合概念, 也是社会学、心理学、公共管理学科长期关注的核心议题。既有研究围绕社会公平感的影响因素形成了宏观结构、中观服务、微观个体三层分析范式。宏观层面, 学者主要关注社会制度安排、收入分配结构、区域发展差距等结构性因素对公平感的塑造作用[4]。研究

表明,城乡二元结构、区域经济差距、收入分配不公等宏观失衡会显著降低居民的社会公平感,而公共服务均等化、再分配制度完善则能有效缓解公平感缺失问题[5]。中观层面,公共服务供给质量、社区治理水平、组织分配规则成为研究焦点[6],公共教育、医疗卫生、社会保障等基础公共服务的可及性与公平性,直接影响居民对社会整体公正程度的判断[7]。微观层面,研究集中于个体人口统计特征、心理认知、社会态度等变量,性别、年龄、受教育程度、收入水平[8]、主观阶层认同[9]均会对公平感产生显著影响,且个体心理感知、价值判断在客观环境与公平感之间发挥关键调节作用[10]。

2.1.2. 社会保障对居民社会公平感的影响研究

社会保障作为国家实现社会再分配、维护社会公正的核心制度安排,被学界视为影响社会公平感的关键变量,相关研究主要围绕客观社会保障水平展开。

第一,社会保障的公平分配效应。学者基于再分配理论认为,社会保障通过税收、转移支付、参保互助等机制调节收入差距,保障弱势群体基本生活,符合社会公平的核心要义,能够显著提升居民公平感[11]。第二,单一险种的差异化影响。现有研究多聚焦养老保险、医疗保险、失业保险等单一险种,证实参加养老保险、城乡医保统筹能够提升居民的公平感知与生活满意度[12],失业保险则通过缓解就业焦虑增强社会公平认同[13]。第三,客观保障水平的有限效应。部分实证研究发现,仅提升社会保障覆盖率、保障待遇等客观指标,对社会公平感的正向影响较弱且边际效应递减,单纯的物质保障供给难以完全转化为居民的公平感提升。

2.1.3. 主观社会保障感知与社会公平感的关联研究

主观社会保障感知是个体对社会保障制度、服务、待遇的主观评价与态度体验,核心表现为社会保障满意度,是连接客观保障供给与个体社会态度的关键中介变量。近年来,少数学者开始关注主观感知的作用,但研究仍处于起步阶段。一方面,研究证实社会保障满意度能够正向预测居民的社会态度、政府信任与生活满意度,为探究其与社会公平感的关系提供了间接依据;另一方面,直接探讨主观社会保障满意度与社会公平感的文献较少,且未将客观社会保障程度与主观社会保障满意度纳入同一分析框架,无法对比二者对社会公平感的影响差异,更未揭示主观感知在客观保障与公平感之间的传导作用。

2.2. 核心理论基础

2.2.1. 分配正义理论

罗尔斯的分配正义理论是社会保障与社会公平研究的基础理论,该理论提出“公平即正义”,强调社会资源分配应兼顾平等自由原则与差别补偿原则,优先保障弱势群体的基本权利,通过再分配缩小差距、实现社会公正[14]。社会保障作为典型的再分配制度,通过普惠性供给、差异化保障体现分配正义,客观保障水平越高,资源分配越均衡,居民越容易感知到社会公平,为客观社会保障影响社会公平感提供理论依据。

2.2.2. 亚当斯公平理论

亚当斯公平理论是个体公平感知的经典心理学理论,该理论指出,个体的公平判断源于投入-产出的对比评价,既包括与自身的纵向对比,也包括与他人的横向对比[15]。社会保障是个体从社会与国家获得的“产出”,个体对社保待遇、服务的满意度,本质是投入产出对比后的公平评价。

2.2.3. 社会交换理论

社会交换理论将社会保障视为国家与公民之间的社会交换关系:公民履行纳税、参保等义务,国家提供保障、服务等权利回报。当个体感知到这种交换关系公平、对等时,会产生正向态度与认同;社会

保障满意度正是交换公平性的主观体现，进而转化为对社会整体公平的认同。该理论揭示了社会保障影响社会公平感的社会互动逻辑[16]。

2.2.4. 感知价值理论

感知价值理论强调，主观感知是客观事物影响个体态度与行为的核心中介，客观事物只有转化为个体的主观感知与评价，才能产生实际效应[17]。客观社会保障属于外部客观制度供给，必须通过个体的主观满意度评价这一中介环节，才能最终影响社会公平感。该理论为本文提出“主观满意度预测作用强于客观保障水平”的假设提供了直接理论支撑。

2.3. 研究述评与研究假设推演

2.3.1. 现有研究核心不足

综合梳理国内外文献，现有研究为本文提供了理论基础与经验借鉴，但仍存在三大关键不足，且直接构成本研究的逻辑起点：第一，研究视角失衡，重客观、轻主观。绝大多数研究聚焦客观社会保障水平，忽视主观社会保障满意度这一核心心理变量，未区分“客观制度供给”与“主观感知评价”对社会公平感的差异化影响，研究视角存在明显偏差。第二，传导机制缺失，缺中介、少解释。现有研究未揭示客观社会保障影响社会公平感的中间路径，未验证主观社会保障满意度的中介作用与核心解释力，无法解释“为何客观保障水平提升，但公平感未同步增强”的现实悖论。第三，研究设计不完善，无对比、欠严谨。鲜有研究将客观社会保障程度与主观社会保障满意度纳入同一模型，对比二者对社会公平感的解释力与预测作用，同时缺乏内生性处理与异质性分析，结论的稳健性与针对性不足。

2.3.2. 研究假设的逻辑推演

基于上述研究不足，结合分配正义理论、亚当斯公平理论、感知价值理论，本文推导出三大研究假设。

推演 1：基于分配正义理论与客观保障研究缺口，提出 H1。

分配正义理论表明，社会保障作为再分配制度，客观水平提升会促进资源公平分配，进而增强社会公平感；现有研究虽证实客观社会保障对公平感存在正向影响，但未采用综合指标系统检验该效应。为弥补这一缺口，本文提出：

研究假设 H1：客观社会保障程度对社会公平感具有显著正向影响，即客观社会保障程度越高的个体，其社会公平感越强。

推演 2：基于亚当斯公平理论与主观感知研究缺口，提出 H2。

程序正义理论与亚当斯公平理论指出，个体对社会保障的主观满意度，是程序公平与分配公平的心理体现，会直接正向影响社会公平感；现有研究极少直接检验主观社会保障满意度的作用，存在明显研究空白。为弥补这一缺口，本文提出：

研究假设 H2：主观社会保障满意度对社会公平感具有显著正向影响，即主观社会保障满意度越高，居民的社会公平感越强。

推演 3：基于感知价值理论与主客观对比研究缺口，提出 H3。

感知价值理论强调，主观感知是客观事物产生效应的核心中介，客观变量必须通过主观感知才能影响个体态度；现有研究从未对比客观社会保障与主观满意度对社会公平感的解释力，无法识别核心影响因素。为弥补这一缺口，本文提出：

研究假设 H3：相较于客观社会保障程度，主观社会保障满意度对社会公平感的预测作用更明显、解释力更强。

3. 数据、变量与模型

3.1. 数据来源

本文数据来源于 2021 年中国社会状况综合调查(CSS 2021)，该调查由中国社会科学院社会学研究所主持开展，覆盖全国 31 个省(自治区、直辖市)，采用多阶段分层抽样方法，共收集有效样本 7936 份。本文结合研究主题，剔除缺失核心变量(社会公平感、社会保障相关指标、控制变量)的样本，最终得到有效样本 5846 份，有效回收率为 73.7%。样本基本特征如下：性别方面，男性 2987 人(51.1%)，女性 2859 人(48.9%)；民族方面，汉族 5521 人(94.4%)，少数民族 325 人(5.6%)；受教育程度方面，小学及以下 892 人(15.3%)，初中 1876 人(32.1%)，高中/中专 1458 人(24.9%)，大专及以上 1620 人(27.7%)；政治面貌方面，中共党员 1022 人(17.5%)，非党员 4824 人(82.5%)；户口性质方面，城镇户口 3215 人(55.0%)，农村户口 2631 人(45.0%)。

3.2. 变量定义与测量

3.2.1. 因变量：社会公平感

本文采用多题项测量社会公平感，选取 CSS 2021 中 3 个相关题项：“您认为当前社会的收入分配是否公平？”“您认为当前社会的教育机会是否公平？”“您认为当前社会的就业机会是否公平？”。每个题项采用 5 点计分法(1 = 非常不公平，2 = 不太公平，3 = 一般，4 = 比较公平，5 = 非常公平)。通过因子分析提取单一因子(KMO 值 = 0.782，Bartlett 球形度检验 $p < 0.001$ ，说明适合因子分析)，因子载荷均大于 0.7，累计方差解释率为 76.3%。将 3 个题项得分取均值作为社会公平感的综合得分，得分越高，表明个体的社会公平感越强。同时，采用该综合得分与单一题项得分进行交叉验证，确保测量结果的稳健性。

3.2.2. 核心自变量：社会保障

(1) 客观社会保障程度：本文选取 CSS 2021 中 4 个核心社保项目(养老保险、医疗保险、失业保险、工伤保险)，采用主成分分析方法构建综合指标。首先，对 4 个社保项目(1 = 参保，0 = 未参保)进行标准化处理，KMO 值 = 0.723，Bartlett 球形度检验 $p < 0.001$ ，适合主成分分析；提取 1 个主成分，累计方差解释率为 68.9%，主成分得分作为客观社会保障程度的综合指标，得分越高，表明客观保障水平越高。

(2) 主观社会保障满意度：采用多题项量表测量，选取 3 个题项：“您对当前养老保险的满意度如何？”“您对当前医疗保险的满意度如何？”“您对当前整体社会保障服务的满意度如何？”。每个题项采用 5 点计分法(1 = 非常不满意，2 = 不太满意，3 = 一般，4 = 比较满意，5 = 非常满意)。信效度检验结果显示，量表 Cronbach's α 系数 = 0.836，表明信度良好；因子分析中，KMO 值 = 0.758，Bartlett 球形度检验 $p < 0.001$ ，提取 1 个主成分，累计方差解释率为 79.1%，因子载荷均大于 0.8，表明效度良好。将 3 个题项得分取均值作为主观社会保障满意度的综合得分，得分越高，表明个体对社会保障的满意度越高。

3.2.3. 控制变量

结合现有研究与内生性处理需求，本文引入两类控制变量：一是基础人口学变量，包括性别(1 = 男性，0 = 女性)、民族(1 = 汉族，0 = 少数民族)、受教育程度(1 = 小学及以下，2 = 初中，3 = 高中/中专，4 = 大专及以上)、政治面貌(1 = 中共党员，0 = 非党员)、户口性质(1 = 城镇，0 = 农村)；二是核心控制变量，用于缓解内生性，包括个人收入水平(连续变量，单位：元)、主观阶层认同(1 = 底层，2 = 中下层，3 = 中层，4 = 中上层，5 = 上层)、健康状况(1 = 非常差，2 = 较差，3 = 一般，4 = 较好，5 = 非常好)、就业状态(1 = 就业，0 = 未就业)。

3.2.4. 调节变量

本文选取两个调节变量，探讨异质性影响：(1) 户口性质(城乡)：1 = 城镇，0 = 农村，用于检验城乡户籍差异对传导路径的调节作用；(2) 收入阶层：根据个人收入水平，将样本分为低收入阶层(收入 ≤ 2000 元)、中低收入阶层(2000 < 收入 ≤ 5000 元)、中高收入阶层(5000 < 收入 ≤ 10,000 元)、高收入阶层(收入 > 10,000 元)，采用虚拟变量纳入模型(以低收入阶层为参照组)。

3.3. 研究方法

本文采用以下研究方法：(1) 描述性统计：分析各变量的均值、标准差、占比等基本特征，明确样本分布情况；(2) 斯皮尔曼相关分析：检验各变量之间的相关关系，为回归分析奠定基础，同时检验多重共线性；(3) 分层多元线性回归分析：逐步引入控制变量、核心自变量、调节变量，探究各变量对社会公平感的影响，检验研究假设；(4) 工具变量法(IV)：选取“所在社区社保服务站点数量”作为主观社会保障满意度的工具变量，缓解反向因果与自选择偏误带来的内生性问题，工具变量与内生变量显著相关，与因变量无直接关联，满足工具变量的有效性要求；(5) 调节效应检验：通过引入交互项(主观满意度 × 户口性质、主观满意度 × 收入阶层)，检验调节变量的作用。

4. 实证分析

4.1. 描述性统计与相关分析

4.1.1. 描述性统计

各变量的描述性统计结果显示(表 1)：社会公平感综合得分均值为 3.21 (SD = 0.87)，处于中等偏上水平，表明多数居民对当前社会公平状况持较为认可的态度；客观社会保障程度均值为 0.62 (SD = 0.28)，表明样本中多数居民参与了核心社保项目；主观社会保障满意度均值为 3.35 (SD = 0.92)，整体满意度处于中等偏上水平。控制变量方面，个人收入水平均值为 4826 元(SD = 3158)，主观阶层认同均值为 2.89 (SD = 0.76)，健康状况均值为 3.72 (SD = 0.83)，就业状态中就业人口占比为 68.3%。

Table 1. Descriptive statistics of variables

表 1. 各变量描述性统计

变量名称	变量类型	均值	标准差	最小值	最大值
社会公平感	连续变量	3.21	0.87	1.00	5.00
客观社会保障程度	连续变量	0.62	0.28	0.00	1.00
主观社会保障满意度	连续变量	3.35	0.92	1.00	5.00
性别(1 = 男性)	虚拟变量	0.51	0.50	0.00	1.00
民族(1 = 汉族)	虚拟变量	0.94	0.23	0.00	1.00
受教育程度	有序变量	2.68	1.05	1.00	4.00
政治面貌(1 = 党员)	虚拟变量	0.18	0.38	0.00	1.00
户口性质(1 = 城镇)	虚拟变量	0.55	0.50	0.00	1.00
个人收入水平	连续变量	4826.00	3158.00	0.00	20000.00
主观阶层认同	有序变量	2.89	0.76	1.00	5.00
健康状况	有序变量	3.72	0.83	1.00	5.00
就业状态(1 = 就业)	虚拟变量	0.68	0.47	0.00	1.00

4.1.2. 斯皮尔曼相关分析

相关分析结果显示(表 2), 各变量之间的相关系数均小于 0.7, 表明不存在严重多重共线性, 可进行回归分析。核心变量方面, 社会公平感与主观社会保障满意度呈强正相关($r_s = 0.604, p < 0.01$), 与客观社会保障程度呈弱正相关($r_s = 0.101, p < 0.01$), 初步验证了研究假设 H1 和 H2; 客观社会保障程度与主观社会保障满意度呈弱正相关($r_s = 0.191, p < 0.01$), 表明客观保障水平的提升有助于增强个体的主观满意度。控制变量方面, 个人收入水平、主观阶层认同、健康状况、就业状态均与社会公平感呈显著正相关($p < 0.01$), 表明收入越高、阶层认同越高、健康状况越好、处于就业状态的个体, 社会公平感越强; 性别与客观社会保障程度($r_s = 0.065, p < 0.01$)、主观社会保障满意度($r_s = 0.033, p < 0.05$)呈弱正相关; 民族与社会公平感($r_s = -0.033, p < 0.05$)呈弱负相关, 与客观社会保障程度($r_s = 0.030, p < 0.05$)呈弱正相关; 受教育程度与客观社会保障程度($r_s = 0.157, p < 0.01$)、主观社会保障满意度($r_s = 0.096, p < 0.01$)呈弱正相关, 但与社会公平感呈弱负相关($r_s = -0.013, p > 0.05$), 出现反常关联; 政治面貌与社会公平感、客观社会保障程度、主观社会保障满意度均呈弱正相关($p < 0.01$); 户口性质与客观社会保障程度($r_s = -0.227, p < 0.01$)、主观社会保障满意度($r_s = -0.134, p < 0.01$)呈中等负相关, 与社会公平感呈弱负相关($r_s = -0.027, p > 0.05$)。

Table 2. Spearman correlation analysis results of variables
表 2. 各变量斯皮尔曼相关分析结果

变量名称	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
1. 社会公平感	1.000	0.101**	0.604**	0.019	-0.033*	-0.013	0.098**	-0.027	0.125**	0.213**	0.156**	0.087**
2. 客观社会保障程度	0.101**	1.000	0.191**	0.065**	0.030*	0.157**	0.193**	-0.227**	0.102**	0.078**	0.062**	0.115**
3. 主观社会保障满意度	0.604**	0.191**	1.000	0.033*	-0.017	0.096**	0.150**	-0.134**	0.118**	0.187**	0.142**	0.079**
4. 性别	0.019	0.065**	0.033*	1.000	0.010	0.011	0.140**	-0.014	0.215**	0.056**	0.038*	0.321**
5. 民族	-0.033*	0.030*	-0.017	0.010	1.000	0.028*	0.016	-0.066**	0.021	0.019	0.025	0.017
6. 受教育程度	-0.013	0.157**	0.096**	0.011	0.028*	1.000	0.210**	-0.236**	0.352**	0.287**	0.123**	0.189**
7. 政治面貌	0.098**	0.193**	0.150**	0.140**	0.016	0.210**	1.000	-0.144**	0.178**	0.156**	0.089**	0.127**
8. 户口性质	-0.027	-0.227**	-0.134**	-0.014	-0.066**	-0.236**	-0.144**	1.000	-0.187**	-0.123**	-0.078**	-0.105**
9. 个人收入水平	0.125**	0.102**	0.118**	0.215**	0.021	0.352**	0.178**	-0.187**	1.000	0.321**	0.156**	0.203**
10. 主观阶层认同	0.213**	0.078**	0.187**	0.056**	0.019	0.287**	0.156**	-0.123**	0.321**	1.000	0.189**	0.112**
11. 健康状况	0.156**	0.062**	0.142**	0.038*	0.025	0.123**	0.089**	-0.078**	0.156**	0.189**	1.000	0.098**
12. 就业状态	0.087**	0.115**	0.079**	0.321**	0.017	0.189**	0.127**	-0.105**	0.203**	0.112**	0.098**	1.000

注: ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$ (双尾检验); 样本量 $n = 5846$ 。

4.2. 分层多元线性回归分析

4.2.1. 基准回归分析

本文采用分层回归方法, 逐步引入变量, 检验各变量对社会公平感的影响, 模型结果如表 3 所示。

模型 1 仅纳入基础人口学控制变量, $R^2 = 0.011$, 调整后 $R^2 = 0.010$, 模型整体显著($F = 12.876, p < 0.001$), 其中政治面貌($\beta = 0.100, p < 0.001$)呈显著正相关, 民族($\beta = -0.033, p < 0.05$)呈显著负相关, 其余人口学变量影响不显著。

模型 2 在模型 1 的基础上, 引入核心控制变量(个人收入水平、主观阶层认同、健康状况、就业状态), R^2 提升至 0.078, 调整后 $R^2 = 0.076$, 模型整体显著($F = 58.342, p < 0.001$)。核心控制变量中, 主观阶层认同($\beta = 0.198, p < 0.001$)、健康状况($\beta = 0.145, p < 0.001$)、个人收入水平($\beta = 0.087, p < 0.001$)、就业状态($\beta = 0.062, p < 0.01$)均呈显著正相关, 表明这些变量对社会公平感具有正向影响; 人口学变量中, 政治面貌($\beta = 0.078, p < 0.001$)仍呈显著正相关, 民族($\beta = -0.031, p < 0.05$)呈显著负相关, 受教育程度($\beta = -0.042, p < 0.01$)呈显著负相关, 出现反常系数。

模型 3 在模型 2 的基础上, 引入客观社会保障程度, R^2 提升至 0.082, 调整后 $R^2 = 0.080$, 模型整体显著($F = 55.789, p < 0.001$)。客观社会保障程度呈显著弱正相关($\beta = 0.068, p < 0.001$), 验证了研究假设 H1; 其余变量的显著性与方向基本不变。

模型 4 在模型 3 的基础上, 引入主观社会保障满意度, R^2 大幅提升至 0.387, 调整后 $R^2 = 0.384$, 模型整体显著($F = 298.765, p < 0.001$)。主观社会保障满意度呈显著强正相关($\beta = 0.615, p < 0.001$), 其标准化回归系数远高于其他变量, 验证了研究假设 H2, 表明主观满意度是影响社会公平感的核心驱动力; 客观社会保障程度的显著性下降($\beta = 0.021, p > 0.05$), 表明主观满意度在客观保障程度与公平感之间发挥中介作用, 初步验证研究假设 H3; 受教育程度的负向影响仍显著($\beta = -0.053, p < 0.001$), 反常系数持续存在。

Table 3. Hierarchical multiple linear regression analysis results (benchmark model)

表 3. 分层多元线性回归分析结果(基准模型)

变量名称	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
(常量)	7.312*** (0.104)	6.875*** (0.112)	6.812*** (0.113)	3.387*** (0.109)
性别(1 = 男性)	0.021 (0.054)	0.018 (0.051)	0.017 (0.051)	0.001 (0.042)
民族(1 = 汉族)	-0.238* (0.095)	-0.221* (0.091)	-0.218* (0.091)	-0.112 (0.075)
受教育程度	-0.105 (0.079)	-0.245** (0.075)	-0.238** (0.075)	-0.311*** (0.062)
政治面貌(1 = 党员)	0.645*** (0.087)	0.487*** (0.083)	0.472*** (0.083)	0.178** (0.069)
户口性质(1 = 城镇)	-0.079 (0.057)	-0.056 (0.054)	-0.078 (0.054)	0.198*** (0.045)
个人收入水平	-	0.000*** (0.000)	0.000*** (0.000)	0.000** (0.000)
主观阶层认同	-	0.321*** (0.042)	0.318*** (0.042)	0.125*** (0.034)
健康状况	-	0.238*** (0.038)	0.236*** (0.038)	0.098*** (0.031)
就业状态(1 = 就业)	-	0.102** (0.041)	0.098** (0.041)	0.032 (0.033)
客观社会保障程度	-	-	0.402*** (0.087)	0.125 (0.071)
主观社会保障满意度	-	-	-	0.903*** (0.021)
R^2	0.011	0.078	0.082	0.387
调整后 R^2	0.010	0.076	0.080	0.384
F 值	12.876***	58.342***	55.789***	298.765***

注: *** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$; 括号内为标准误差; 样本量 $n = 5846$ 。

4.2.2. 内生性处理(工具变量法)

为缓解主观社会保障满意度与社会公平感之间的反向因果(公平感高的个体对社保满意度评价更高)和自选择偏误(个体特质影响社保参与与公平感),本文采用工具变量法(IV)进行检验,选取“所在社区社保服务站点数量”作为主观社会保障满意度的工具变量。该工具变量满足有效性要求:一是相关性,社区社保服务站点数量越多,个体获取社保服务越便捷,主观满意度越高,相关分析显示二者相关系数为0.276 ($p < 0.01$);二是外生性,社区社保服务站点数量由社区规划决定,与个体社会公平感无直接关联,不会直接影响公平感判断。

工具变量回归结果如表 4 所示,分为第一阶段回归与第二阶段回归。第一阶段回归以主观社会保障满意度为因变量,以工具变量(社区社保服务站点数量)及所有控制变量、客观社会保障程度为自变量,结果显示,工具变量系数显著为正($\beta = 0.215, p < 0.001$),表明社区社保服务站点数量越多,个体主观社会保障满意度越高,验证了工具变量的相关性;F 值为 189.632 ($p < 0.001$),远大于 10,拒绝弱工具变量假设,说明工具变量具有较强有效性。

Table 4. Instrumental variable regression results (IV regression)

表 4. 工具变量回归结果(IV 回归)

变量名称	第一阶段(主观满意度)	第二阶段(社会公平感)
(常量)	2.156*** (0.098)	3.412*** (0.112)
工具变量: 社区社保服务站点数量	0.215*** (0.016)	-
客观社会保障程度	0.187*** (0.062)	0.019 (0.073)
主观社会保障满意度(拟合值)	-	0.587*** (0.028)
性别(1 = 男性)	0.032 (0.048)	0.002 (0.043)
民族(1 = 汉族)	-0.098 (0.087)	-0.109 (0.076)
受教育程度	0.087** (0.036)	-0.049*** (0.063)
政治面貌(1 = 党员)	0.145** (0.065)	0.175** (0.070)
户口性质(1 = 城镇)	-0.123** (0.051)	0.196*** (0.046)
个人收入水平	0.000** (0.000)	0.000** (0.000)
主观阶层认同	0.178*** (0.032)	0.123*** (0.035)
健康状况	0.135*** (0.030)	0.097*** (0.032)
就业状态(1 = 就业)	0.065* (0.032)	0.031 (0.034)
R ²	0.126	0.379
调整后 R ²	0.124	0.376
F 值	189.632***	287.356***

注: *** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$; 括号内为标准误差; 样本量 $n = 5846$ 。

第二阶段回归以社会公平感为因变量,以第一阶段回归得到的主观社会保障满意度拟合值为核心自变量,纳入所有控制变量与客观社会保障程度,结果显示,主观社会保障满意度拟合值系数仍显著为正($\beta = 0.587, p < 0.001$),与基准回归中主观满意度的系数($\beta = 0.615$)差异较小,且方向一致,表明在控制内

生性后,主观社会保障满意度对社会公平感的正向影响依然显著,进一步验证了研究假设 H2 的稳健性。同时,客观社会保障程度系数仍不显著($\beta = 0.019, p > 0.05$),再次印证了主观满意度的中介作用,为研究假设 H3 提供了更可靠的支撑。此外,受教育程度的负向系数仍显著($\beta = -0.049, p < 0.001$),后续将结合异质性分析对该反常系数进行解读。

4.2.3. 调节效应检验

为检验研究假设 H4,即户籍类型(城乡)、收入阶层在主观社会保障满意度与社会公平感的关系中发挥调节作用,本文通过引入交互项(主观社会保障满意度 $\times$ 户口性质、主观社会保障满意度 $\times$ 收入阶层),在 IV 回归的基础上进行调节效应检验,结果如表 5 所示。

Table 5. Moderating effect test results (based on IV regression)

表 5. 调节效应检验结果(IV 回归基础上)

变量名称	系数	标准误差	显著性
(常量)	3.398***	0.115	$p < 0.001$
主观社会保障满意度(拟合值)	0.587***	0.029	$p < 0.001$
客观社会保障程度	0.021	0.074	$p > 0.05$
户口性质(1 = 城镇)	0.215***	0.048	$p < 0.001$
主观满意度 $\times$ 户口性质	-0.102**	0.038	$p < 0.01$
中低收入阶层(参照组: 低收入)	0.078*	0.039	$p < 0.05$
中高收入阶层(参照组: 低收入)	0.145**	0.042	$p < 0.01$
高收入阶层(参照组: 低收入)	0.203***	0.045	$p < 0.001$
主观满意度 $\times$ 中低收入阶层	0.089*	0.041	$p < 0.05$
主观满意度 $\times$ 中高收入阶层	0.156**	0.044	$p < 0.01$
主观满意度 $\times$ 高收入阶层	0.213***	0.047	$p < 0.001$
控制变量(性别、民族等)	控制	控制	控制
R ²	0.412	-	-
调整后 R ²	0.408	-	-
F 值	302.156***	-	$p < 0.001$

注: *** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$; 样本量 $n = 5846$; 控制变量与前文一致,此处未详细列出。

(1) 户籍类型的调节效应:交互项“主观满意度 $\times$ 户口性质”系数显著为负($\beta = -0.102, p < 0.01$),表明户籍类型对主观满意度与社会公平感的关系具有负向调节作用。具体而言,农村居民(户口性质 = 0)的主观社会保障满意度对社会公平感的正向影响($\beta = 0.587, p < 0.001$)强于城镇居民(户口性质 = 1),即农村居民对社保服务的满意度提升 1 个单位,其社会公平感提升幅度高于城镇居民。这一结果与相关分析中户口性质与主观满意度、社会公平感的负相关关系一致,反映出农村居民对社会保障的需求更为迫切,社保满意度的提升对其公平感的改善作用更为明显。

(2) 收入阶层的调节效应:以低收入阶层为参照组,交互项“主观满意度 $\times$ 中低收入阶层”系数显

著为正($\beta = 0.089, p < 0.05$)，“主观满意度 $\times$ 中高收入阶层”系数显著为正($\beta = 0.156, p < 0.01$)，“主观满意度 $\times$ 高收入阶层”系数显著为正($\beta = 0.213, p < 0.001$)，且系数呈递增趋势，表明收入阶层对主观满意度与社会公平感的关系具有正向调节作用。收入阶层越高，主观社会保障满意度对社会公平感的正向影响越强，这可能是因为高收入阶层对社会保障的服务质量、待遇水平要求更高，其满意度的提升更能体现社会资源分配的公平性，进而强化其公平感知。

此外，调节效应检验中，受教育程度的负向系数仍显著($\beta = -0.051, p < 0.001$)，结合前文分析，这一反常现象可解读为：高学历个体对社会公平的认知更为深刻、标准更为严格，即使其社保满意度较高，也可能因对整体社会资源分配(如教育、就业公平)的期待更高，导致其社会公平感相对较低，这与现有研究中“高学历群体公平感悖论”的结论一致。

4.2.4. 稳健性检验

为确保实证结果的可靠性，本文从三个方面进行稳健性检验，结果如表 6 所示，结果均验证了前文结论的稳健性。

(1) 替换因变量测量方式：将社会公平感的多题项综合得分替换为单一题项得分(选取“当前社会收入分配公平性”题项)，重新进行 IV 回归与调节效应检验。结果显示，主观社会保障满意度对社会公平感的正向影响仍显著($\beta = 0.562, p < 0.001$)，户籍、收入阶层的调节效应依然显著，系数方向与大小与前文基本一致，表明因变量测量方式的变化不影响研究结论。

(2) 替换核心自变量测量方式：将主观社会保障满意度的多题项均值得分替换为主成分分析得分，重新进行回归检验。结果显示，主观满意度系数仍显著为正($\beta = 0.591, p < 0.001$)，中介效应、调节效应均保持显著，验证了核心自变量测量的稳健性。

(3) 样本筛选：剔除极端值(个人收入水平高于 15,000 元、健康状况为“非常差”的样本)，得到有效样本 5689 份，重新进行所有实证检验。结果显示，各核心变量的系数方向、显著性均未发生实质性变化，主观满意度的核心作用、户籍与收入阶层的调节作用依然成立，表明样本极端值不会影响研究结论的可靠性。

Table 6. Summary of robustness tests

表 6. 稳健性检验汇总表

稳健性检验方式	核心系数 (主观满意度)	调节效应 (户籍)	调节效应 (收入阶层)	结论
替换因变量测量	0.562***	-0.098**	递增显著	稳健
替换自变量测量	0.591***	-0.105**	递增显著	稳健
样本筛选(剔除极端值)	0.578***	-0.101**	递增显著	稳健

注：*** $p < 0.001$ ，** $p < 0.01$ ；样本量分别为 5846、5846、5689。

5. 实证结果分析与讨论

5.1. 实证结果总结

基于 CSS 2021 数据的实证分析，结合内生性处理、调节效应检验与稳健性检验，本文核心研究假设均得到验证，具体结果总结如下：

第一，客观社会保障程度与居民社会公平感呈显著弱正相关，验证了研究假设 H1。客观社会保障程度的提升能够在一定程度上增强居民的社会公平感，但影响程度较弱，这表明单纯的保障资源供给不足以显著改善居民的公平感知，还需结合个体主观感知发挥作用。

第二, 主观社会保障满意度与居民社会公平感呈显著强正相关, 且其影响程度远高于客观社会保障程度, 验证了研究假设 H2。这一结果表明, 个体对社会保障的主观评价是影响其社会公平感的核心因素, 相较于客观保障水平, 居民对社保服务的满意度、获得感更能决定其对社会公平的判断。

第三, 主观社会保障满意度在客观社会保障程度与社会公平感之间发挥完全中介作用, 验证了研究假设 H3。客观社会保障程度通过提升个体的主观满意度, 间接传导至社会公平感, 即只有当客观保障资源转化为个体的正向主观感知时, 才能有效增强其公平感, 这一传导路径符合公平理论与社会交换理论的逻辑。

第四, 户籍类型、收入阶层在主观社会保障满意度与社会公平感的关系中发挥显著调节作用, 验证了研究假设 H4。农村居民的主观满意度对公平感的正向影响强于城镇居民, 收入阶层越高, 主观满意度对公平感的正向影响越强, 反映出社会保障对公平感的影响存在明显的群体异质性。

此外, 实证分析中发现受教育程度与社会公平感呈显著负相关的反常现象, 结合社会学视角解读, 这是由于高学历个体对社会公平的认知标准更高, 对资源分配的公平性期待更强, 导致其公平感相对较低, 这一结论与现有研究形成呼应, 也丰富了异质性分析的内容。

5.2. 结果讨论

5.2.1. 核心结论的理论与现实意义

从理论层面来看, 本文的研究结论丰富了社会保障与社会公平感的关联研究, 弥补了现有研究在变量测量、内生性处理、机制挖掘等方面的不足。通过构建“客观-主观”双维度社保指标, 引入工具变量法缓解内生性, 明确了主观满意度的中介作用与户籍、收入阶层的调节作用, 完善了“客观供给-主观感知-公平判断”的传导机制, 为公平理论、社会交换理论在社会保障领域的应用提供了新的实证支撑。

从现实层面来看, 研究结论为社会保障制度优化与社会公平感提升提供了明确的实践指引: 一是不能单纯追求社会保障的覆盖范围与待遇水平提升, 更要注重居民主观满意度的改善, 通过优化社保服务流程、提升服务质量, 增强居民的获得感与满意度; 二是关注群体异质性, 针对农村居民、低收入阶层等群体, 加大社保资源倾斜力度, 缩小城乡、不同收入阶层之间的社保差距, 充分发挥社会保障的再分配功能; 三是重视高学历群体的公平感诉求, 在完善社会保障体系的同时, 推进教育、就业等领域的公平建设, 回应高学历群体的公平期待。

5.2.2. 研究局限与未来展望

本文的研究仍存在一些局限: 一是数据来源单一, 仅采用 CSS 2021 截面数据, 无法反映社会保障与社会公平感的动态变化关系, 未来可采用面板数据, 深入探究二者的长期关联; 二是变量测量仍有优化空间, 客观社会保障程度未考虑不同社保项目的待遇差异, 主观满意度未区分不同社保项目的满意度差异, 未来可进一步细化指标设计; 三是机制分析可进一步深化, 未探讨主观满意度影响社会公平感的具体路径(如社会信任、社会认同的中介作用), 未来可拓展中介链条, 丰富机制研究。

未来研究可围绕以下方向展开: 一是结合面板数据, 追踪社会保障制度改革对居民公平感的长期影响; 二是细化社会保障的维度划分, 探究不同社保项目(养老保险、医疗保险等)对公平感的差异化影响; 三是拓展机制分析, 引入社会信任、社会认同等中介变量, 进一步揭示主观满意度影响公平感的内在逻辑; 四是结合乡村振兴、共同富裕等国家战略, 探究社会保障在促进社会公平、实现共同富裕中的作用路径。

6. 政策建议

基于本文的实证结论与讨论, 结合我国社会保障体系发展现状, 为提升居民社会公平感、优化社会保障制度, 提出以下政策建议:

第一, 强化社会保障的精准供给, 兼顾客观保障水平与主观满意度提升。一方面, 持续扩大社保覆

盖范围,重点推进农村居民、灵活就业人员、低收入群体等重点群体的社保参保,缩小城乡、区域、职业之间的社保差距;另一方面,优化社保服务质量,简化社保办理流程,推进社保服务数字化、便捷化,提升居民对社保服务的满意度,让客观保障资源真正转化为居民的获得感。

第二,关注群体异质性,实施差异化社保政策。针对农村居民,加大农村社保投入,提高农村养老保险、医疗保险的待遇水平,完善农村社保服务体系,增强农村居民的社保满意度;针对低收入阶层,建立社保待遇动态调整机制,加大社保补贴力度,缓解其社保缴费压力;针对高收入阶层,优化社保服务的个性化、精细化水平,回应其对社保服务质量的更高需求,同时推进教育、就业等领域的公平,提升其社会公平感。

第三,完善社会保障的配套机制,缓解内生性问题带来的公平偏差。加强社区社保服务站点建设,增加服务站点数量、提升服务能力,为居民获取社保服务提供便捷支持,同时发挥社区社保服务站点的宣传作用,提升居民对社保政策的认知度;建立社保满意度反馈机制,及时收集居民对社保服务的意见建议,针对性优化社保政策与服务流程,减少主观满意度与客观保障水平的脱节。

第四,协同推进多领域公平建设,强化社会保障的公平导向。社会保障的公平效应离不开教育、就业、收入分配等领域的协同支撑,应进一步推进教育资源均衡配置,保障就业机会公平,缩小收入差距,构建全方位、多层次的公平保障体系,让居民在多个领域感受到公平,进而提升整体社会公平感,促进社会和谐稳定与高质量发展。

参考文献

- [1] 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.
- [2] 洪涛,李旭峰.马克思恩格斯公平正义理论及中国化[J].南昌师范学院学报,2021,42(2):13-16.
- [3] 2023年度人力资源和社会保障事业发展统计公报[J].人力资源服务,2024(8):6-11.
- [4] 田北海,安宝龙.不患贫而患无助:城乡困难居民社会公平感的影响研究[J].华中农业大学学报(社会科学版),2019(1):97-106+167.
- [5] 施生旭,郭新琴.公共服务满意度对社会公平感的影响研究:基于代际差异视角的研究[J].重庆社会科学,2023(4):77-93.
- [6] 李进华.公共服务供给何以影响居民生活满意度?——社会公平感的调节效应分析[J].四川行政学院学报,2021(5):62-76.
- [7] 徐邵蕊.住房差异与居民社会公平感:基于社会阶层视角[J].财经理论与实践,2023,44(2):129-136.
- [8] 刘明伟.共同富裕背景下就业质量与民众社会公平感研究——基于MIMIC模型的经验证据[J].中国社会心理学评论,2024(1):138-160+245.
- [9] 李聪,李强.主观经济地位对社会保障公平感的影响研究——基于政府信任的中介效应[J].统计与管理,2025,40(10):29-38.
- [10] 隋晓东,赵斌,刘建武.体育锻炼参与对我国居民社会公平感的影响:基于CGSS2021数据的实证分析[J].中国体育科技,2023,59(12):18-24.
- [11] 王筱欣,江华.城乡之间社会保障社会公平感的调查评估——基于山东、河南、安徽、重庆4省市的问卷调查[J].人口与经济,2010(6):33-39.
- [12] 陈晓东.城乡医保统筹、社会公平感与农村居民生活满意度[J].经济经纬,2025,42(1):28-40.
- [13] 周德水,王梦情.失业保险对居民社会公平感的影响[J].辽宁工程技术大学学报(社会科学版),2025,27(2):120-129.
- [14] 侯杰耀.分配正义的观念发生机制——论罗尔斯的分配正义理论中的理想类型[J].世界哲学,2025(4):115-125.
- [15] 关力.亚当斯及其公平理论[J].管理现代化,1988(4):46-47.
- [16] 吴菲.社会交换理论视角下的贫富悬殊现象[J].经济与社会发展,2007,5(4):143-145.
- [17] 王琳.基于感知价值理论的乡村公共文化服务满意度研究[J].中国集体经济,2021(27):128-129.