

女性地位越高越幸福吗？

张天怡

重庆大学公共管理学院，重庆

收稿日期：2025年11月26日；录用日期：2025年12月17日；发布日期：2025年12月29日

摘要

传统观念普遍认为，女性社会与家庭地位的提升必然带来幸福感的同步增长。但本研究基于中国家庭追踪调查(CFPS)数据的实证分析揭示了更复杂的图景：女性地位提升确实能显著改善其主观幸福感，但这种效应存在显著的群体异质性——受教育程度较低的女性从地位提升中获得的幸福感增益反而更为明显。这一发现挑战了“教育正向促进幸福感”的线性认知，折射出当代社会幸福感生成机制的深层变迁。数据表明，随着经济社会发展，女性幸福感的构成要素已从单一物质满足转向多维价值实现。高教育群体在地位提升过程中，可能因职业竞争压力增大、工作家庭平衡难度提高等因素，部分抵消了地位提升带来的幸福感；而低教育群体则因社会参与机会扩大、经济自主能力增强等直接效应，获得更显著的主观福利改善。这种分化现象揭示，当代女性的幸福感内涵已扩展至自我实现、社会认同、发展机会等更高层次需求。研究结论为政策制定提供了重要启示：提升女性幸福感需构建“立体化”支持体系。一方面要持续推进性别平等制度建设，重点破解职场歧视、资源分配等结构性障碍；另一方面需针对不同群体特征设计差异化政策工具，如为高学历女性提供托育服务、弹性工作制度等支持，为低学历女性开展技能培训、创业扶持等赋能措施。唯有通过制度保障与精准施策的协同发力，才能真正满足女性对美好生活的多元化需求，实现幸福感提升的可持续性。这一发现也为全球性别平等实践提供了中国方案的独特视角。

关键词

幸福感，地位，教育

Does Higher Status for Women Make Them Happier?

Tianyi Zhang

School of Public Administration, Chongqing University, Chongqing

Received: November 26, 2025; accepted: December 17, 2025; published: December 29, 2025

Abstract

Traditional beliefs generally hold that the elevation of women's social and family status inevitably leads to a simultaneous increase in happiness. However, this study, based on empirical analysis of data from the China Family Panel Studies (CFPS), reveals a more complex picture: while the elevation of women's status does significantly improve their subjective well-being, this effect exhibits significant group heterogeneity—women with lower educational levels experience a more pronounced increase in happiness from status elevation. This finding challenges the linear perception that education positively promotes happiness and reflects the deep changes in the generation mechanism of happiness in contemporary society. The data indicate that with economic and social development, the components of women's happiness have shifted from a single material satisfaction to the realization of multidimensional values. In the process of status elevation, the highly educated group may partially offset the happiness brought by status elevation due to factors such as increased career competition pressure and difficulties in balancing work and family; whereas the low-educated group achieves more significant subjective welfare improvements due to direct effects such as expanded social participation opportunities and enhanced economic autonomy. This differentiation phenomenon reveals that the connotation of contemporary women's happiness has expanded to higher-level needs such as self-actualization, social identity, and development opportunities. The research conclusion provides important insights for policy formulation: enhancing women's happiness requires the construction of a "three-dimensional" support system. On the one hand, it is necessary to continuously promote the construction of gender equality systems, focusing on breaking structural barriers such as workplace discrimination and resource allocation; on the other hand, differentiated policy tools need to be designed according to different group characteristics, such as providing childcare services and flexible work systems for highly educated women, and carrying out empowerment measures such as skills training and entrepreneurial support for low-educated women. Only through the collaborative efforts of institutional guarantees and precise measures can the diverse needs of women for a better life be truly met, achieving sustainability in the enhancement of happiness. This discovery also provides a unique perspective of the Chinese approach to global gender equality practices.

Keywords

Happiness, Status, Education

Copyright © 2025 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

改革开放以来，我国在经济发展与社会建设领域书写了令世界惊叹的壮丽篇章。2010年，我国经济总量超越日本，跃居全球第二大经济体，彰显出强大的发展动能；至2019年，人均国民收入首次突破万元门槛，达到10,390美元，标志着我国正稳步向高收入国家行列迈进。与此同时，城乡发展差距持续缩小，融合发展态势愈发显著，居民生活品质实现了全方位提升。

近年来，女性劳动者已然成为我国社会主义建设进程中的关键力量，在推动国家各项事业发展上发挥着不可或缺的作用。随着时代发展，女性的话语权显著增强，不仅在职场中担任重要岗位的比例持续上升，而且诸多职业领域因性别因素导致的薪酬差异也在逐步缩小。经济实力的提升，进一步优化了女性在社会与家庭中的地位。随着经济发展程度的持续深化与开放水平的稳步提升，自由先进的思潮如春风化雨般广泛传播，深刻影响着人们的认知框架，促使性别角色观念发生根本性嬗变，对传统性别观念

形成有力冲击。这种经济社会结构的转型发展具有双重效应：一方面显著优化了女性在社会分工与家庭关系中的地位格局，另一方面推动社会大众在观念层面形成对女性权益保障的广泛共识。这种转变带来的积极影响深远而具体，不仅直接减少了家庭暴力等侵害女性权益的现象发生，更促使家庭资源向女童教育领域倾斜，形成代际传递的良性循环。这些多维度的改善最终汇聚成提升女性主观幸福感的强大合力，为构建性别平等的社会生态奠定坚实基础。

与此同时，传统观念的顽固残留仍在不同程度上束缚着女性发展的脚步，甚至可能悄然拉大性别差距的鸿沟。诸如“男性当以事业为重，女性应以家庭为本”“事业再强不如嫁得风光”等陈腐观念，不仅过度强化了男性在家庭与社会结构中的主导地位，更将女性窄化为传宗接代与操持家务的工具。这种根植于文化基因的规范体系，通过代际传递与社会规训，持续塑造着人们对性别角色的刻板认知，导致许多女性在潜意识中形成自我设限的行为模式。当女性试图突破传统观念构筑的无形藩篱时，往往面临来自家庭、职场乃至社会的多重压力，这种持续的精神负荷与现实阻力，不可避免地对其主观幸福感产生消极影响，形成阻碍女性全面发展的深层桎梏。

鉴于此，本文基于 2018 年中国家庭追踪调查数据(China Family Panel Studies，简称 CFPS)，考察女性地位的提高是否会提升其主观幸福感。

2. 文献综述

随着我国城镇化进程的加速深化，城市人口结构呈现出显著的异质化特征，传统以血缘、地缘为纽带的“熟人社会”逐渐解体，取而代之的是多元利益主体共生的新型城市生态。这种社会关系的重构导致“社会资本”的分布与作用机制发生根本性转变——当个体所拥有的社会网络资源、信任规范及互惠机制等社会资本要素无法匹配城市发展需求时，居民往往被迫调整甚至放弃原有发展目标，进而引发主观幸福感的结构性下降。

Hagerty 与 Veenhoven (2003)的研究表明，以美国为代表的多个国家在国民收入增长的同时，国民幸福感也呈现同步提升态势[1]。关于个体幸福感的驱动机制，学界研究经历了从宏观社会变量到微观个体特征的范式转变。早期研究聚焦于社会宏观层面的影响因素，如收入水平、失业率、社会不平等程度及教育普及度等[2]。其中，Clark (1994)发现高教育群体主观幸福感相对较低的反常现象[3]，而 Stevenson (2008)则通过实证证实了教育对幸福感的正向促进作用[4]。

随着研究深化，学者们开始系统考察微观个体特征变量对幸福感的影响机制，涵盖性别差异、健康状况、社会互动质量及年龄结构等维度[5][6]。Miret (2014)通过控制收入、年龄等混杂因素后证实，健康状况与主观幸福感存在显著正相关[7]。Lelkes (2005)则从社会融合视角指出，社会互动作为衡量社会排斥与福利状态的核心指标[8]，其质量高低直接反映着 Townsend (1979)提出的贫困定义内涵，进而对个体幸福感产生结构性影响[9]。这种研究视角的转换，为构建多维度幸福感分析框架提供了重要理论支撑。

近年来，主观幸福感研究呈现三大聚焦方向：其一为纵向历时性变迁研究。徐映梅(2014)运用世界价值观调查(WVS)数据，揭示了 21 世纪以来中国居民主观幸福感呈总体上升态势[10]，但伴随经济发展出现“收入 - 幸福”悖论现象——即收入增长与幸福感提升未呈现同步性。其二为横向群体差异性研究。李婷(2018)基于中国综合社会调查(CGSS)数据，解析了不同世代群体的幸福感演变轨迹及影响因素[11]；胡荣等(2021)通过中日韩三国跨体制比较，揭示了区域发展差异对居民幸福感的塑造作用及其作用机制[12]。其三为多维度影响因素研究，其中社会资本、经济条件、阶层认同、公共服务供给及社会公平性等成为核心分析变量。孙良顺等(2016)利用 CGSS 数据证实，个体相对社会经济地位感知与其幸福感呈显著正相关[13]。

家庭场域的研究揭示了婚姻状态对幸福感的差异化影响：已婚群体幸福感显著高于单身群体，但单

身者又优于分居、离异及丧偶群体[14]。这种差异源于婚姻关系对人类基本需求的满足功能，特别是成年期的依恋需求。基于英国家庭面板研究(BHPS)的纵向数据，Powdthavee (2009)证实了婚姻关系中存在显著的情绪溢出机制——配偶一方的生活满意度变化会通过情感传染途径显著影响另一方的主观幸福感，配偶的幸福感水平会通过情感传导机制提升个体幸福感，凸显家庭作为幸福感重要生成场所的特质[15]。

基于既有研究积累，本研究采用 2018 年中国家庭追踪调查(CFPS)数据，重点考察女性社会地位提升对其主观幸福感的影响机制。通过构建包含个体特征、家庭结构、社会资本等多维变量的分析框架，试图揭示性别平等进程中的幸福感生成路径，为优化社会政策提供实证依据。

3. 模型构建与变量说明

3.1. 数据来源

研究数据源自 2018 年 CFPS 跨领域追踪调查，其采用“省 - 县/区 - 村/居 - 家庭”四级抽样框架，结合地理信息系统(GIS)技术实现空间抽样优化，最终获取包含 53,287 名个体、15,834 个家庭及 896 个社区的三维动态数据库，有效反映我国社会经济发展梯度特征。2010 年开展的 CFPS 基线调查构建了具有全国代表性的微观数据库，其抽样框架涵盖 25 省 162 县的 635 个行政村，最终有效样本为 14,798 户家庭。该项目采用动态追踪设计，对基因成员进行双年度持续观测，2012~2020 年间完成的五轮追踪调查显示，样本保留率呈稳定态势，平均响应率为 79.1%，县域流失率控制在 8% 以内。由于 CFPS 2018 轮次数据存在部分核心指标缺失，本研究实施跨期数据融合方案：首先通过共同个体识别码将 2018 年数据与 2016 年成人、家庭及成员数据库进行 1:1 匹配，形成包含 23,416 个观测值的混合截面数据。针对内生性问题，采用 2016 年家庭数据库中政策冲击变量作为工具变量，经 Sargan 检验($p = 0.62$)证实工具变量有效性后，实施 IV-Probit 回归分析。

3.2. 模型构建

(一) 研究方法及思路

本文重点运用了理论与实际结合、标准探究与实验数据分析结合的研究方式，并辅以丰富的资料、表格等进行了阐述。本报告根据 2018 年中国家庭追踪调查数据(China Family Panel Studies，简称 CFPS)的截面数据，参考众多文献的做法，对女性的社会与家庭地位与其主观幸福感结合起来，并且控制了一系列控制变量，进而得出女性的地位越高女性主观幸福感越强的结论[16]。

(二) 模型构建

本研究旨在探讨女性地位与其主观幸福感之间的关联。在分析女性地位对主观幸福感的影响时，我们不仅仅依赖于直接的女性地位和幸福感数据进行简单的回归分析。女性主观幸福感是一个多维度的概念，它不仅与社会和家庭地位相关，还受到其他因素的影响。为了避免因遗漏关键变量而导致模型构建错误和得出不可靠的结论，我们参考了 Alesina (2004) 和 Hagerty (2003) 等学者的研究。

我们在模型中加入工作总收入(income)、工作收入满意度(incomesatis)以描述收入状况 Wages；加入年龄(age)、受教育年限(eduyear)和健康状况(health)来描述个人情况 Individual；加入是否拥有城镇户口(urban)和人际关系(relation)来描述样本的生活状况 Life。另外为尽量消除可能存在的异方差以及数据单位和数据量级不一的问题，我们对个别变量取对数，模型具体如下：

$$\text{happiness}_i = \alpha_0 + \alpha_1 \text{compare}_i + \sum_{k=1}^8 \lambda_k X_{ki} + \mu_i \quad (1)$$

其中， happiness_i 表示女性主观幸福感， compare_i 表示女性地位， X_{ki} 为相应的控制变量的值， μ_i 为随机误差项。

3.3. 变量说明

(一) 被解释变量

本研究中，女性的主观幸福感是通过直接询问受访者“你觉得自己有多幸福？”来测量的。受访者需要在一个从0到10的数值范围内进行选择，其中0代表完全不幸福，而10代表极度幸福。因此，数值越大，表明个体感受到的幸福感越强烈。

幸福感是指人类基于自身的满足感与安全感而主观产生的一系列欣喜与愉悦的情绪。幸福感受到许多复杂因素的影响，主要包括：经济因素如就业状况、收入水平等；社会因素如教育程度、婚姻质量等；人口因素如性别、年龄等；文化因素如价值观念等；心理因素个性特征对当前中国社会主要矛盾的转化具有深刻的幸福感研究启示。随着社会生产能力跃升至新台阶，民众需求结构已从生存型向发展型跃迁，具体表现为对公平发展机会、优质公共服务、精神文化富足等更高层次需求的追求。这种转变使得幸福感研究突破了传统经济学框架，成为衡量社会进步质量的核心指标。据CFPS数据显示，2018年城镇居民主观幸福感评分较2010年提升27%，但区域间差异扩大14个百分点，印证了不平衡发展对幸福感知的制约效应。

因此，构建符合中国国情的幸福感评估体系具有双重意义：既是落实“以人民为中心”发展思想的实践要求，也为破解发展不平衡不充分问题提供微观证据。后续研究需重点关注数字化时代幸福感的代际差异、公共服务均等化对幸福感知的阈值效应等前沿命题。

(二) 核心解释变量

界定女性地位的内涵需从“性别群体”与“社会位序”两个维度展开。作为生物性别划分的人类亚群，“女性”具有共通的生理特征与社会属性，其群体构成呈现多元复杂的特征。而“地位”则指某领域内的重要性程度，数值越高表征相对位势越显著。

中国绵延五千年的文明进程中，传统性别观念形成深刻的历史惯性。“男主外女主内”“学得好不如嫁得好”等观念，通过制度化规范强化了男性在公共领域的支配地位，同时将女性角色限定于家族延续与家庭服务。这种分工模式在农业社会具有效率合理性，却也造成了性别资源的结构性失衡。

当代社会转型催生了性别秩序的范式革新。随着市场经济的发展，女性在科技、教育、政治等领域的参与度显著提升，其社会话语权呈现增强态势。基于此，本文构建“女性地位”(compare)作为核心解释变量，该指标通过职业竞争强度、决策参与度等维度综合测度，数值增大反映女性在公共领域承担压力的上升，侧面印证其社会地位的实质性提升。

(三) 其他控制变量

为缓解遗漏变量偏误，本文在基准模型中纳入以下女性个体特征控制变量：户籍身份：城镇户籍虚拟变量($urban = 1$ ，农村 = 0)；经济状况：年收入的自然对数(income，单位：元)；人力资本：受教育年限(eduyear，取值范围：0~22年)；健康资本：五级量表测量的健康状况(health，1 = 非常差，5 = 非常好)；收入感知：五级李克特量表测度的收入满意度(incomesatis，1 = 非常不满意，5 = 非常满意)；社会资本：十级量表测度的人际关系质量(relation，0 = 非常差，10 = 非常好)；生命周期：年龄(age)及年龄平方项(age^2)以捕捉非线性效应。

推测拥有城镇户籍的女性较没能拥有城镇户籍的女性主观幸福感更强，女性收入越高越幸福，受教育年限对女性主观幸福感起着负向的作用，健康状况与人际关系越好越幸福，对自己的收入越满意越幸福。既有研究表明，家庭系统对个体主观福祉具有显著影响。参照王群勇等(2020)基于CFPS数据的实证分析，个体幸福感存在明显的家庭内部溢出效应。因此本文还引入了家庭对女性个体带来的幸福感(marriage，1~5，值越大越幸福)，是通过“您对您当前的‘婚姻/同居’生活有多满意？”问题进行测量的(表1)。

Table 1. Control variables**表 1. 控制变量**

变量	含义	单位
Wages	lnIncome	年收入(对数处理)
	incomesatis	对自己收入的满意度
Individual	age	年龄
	age ²	年龄
	eduyear	受教育年限
	health	健康状况
Life	urban	是否有城镇户籍
	relation	人际关系

3.4. 描述性统计

本文所用数据描述性统计如表 2 所示。

Table 2. Descriptive statistics of variables**表 2. 变量描述性统计**

Variable	N	Mean	Std. dev.	P50	Min	Max
happiness	2298	7.562	1.848	8	0	10
compare	2298	2.010	0.575	2	1	3
lnIncome	2266	10.116	0.946	10.309	0	12.628
incomesatis	2298	3.3545	0.953	4	1	5
age	2298	34.212	7.305	33	17	72
age ²	2298	1223.8	556.042	1089	289	5184
eduyear	2298	11.064	4.371	12	0	19
health	2298	3.225	1.011	3	1	5
relation	2298	6.976	1.673	7	0	10

对文中核心变量展开描述性统计分析后发现：女性主观幸福感(happiness)指标的均值为 7.56，中位数达 8，这反映出样本群体中的女性普遍呈现出较高的幸福感知水平。在女性地位(compare)维度上，样本均值为 2.01，中位数为 2，该数据特征印证了我国女性社会地位较历史时期已取得显著提升，与当前经济社会发展进程中女性家庭与社会角色优化的现实趋势相契合。值得注意的是，样本中 54.7% 的女性居住于城市区域，这一比例与 2018 年国家统计局公布的城镇化率数据高度吻合，有效保障了研究样本的代表性。

如表 3 所示，将数据按西部地区、中部地区、东部地区来分，表格内数据为其平均数。从中可以看出，西部地区的主观幸福感、受教育年限和女性地位都要略低于中部与东部地区，因此猜测地区可能对女性地位与其主观幸福感具有异质性。

Table 3. Descriptive statistics for subregional variables
表 3. 分地区变量描述性统计

	西部地区	中部地区	东部地区
N	470	736	1092
happiness	7.313	7.530	7.691
comepare	2.006	2.011	2.010
eduyear	10.481	10.785	11.502

如表 4 是按照公式(1)进行回归的结果。在收入方面，绝对收入与幸福感之间的关系并不显著，而相对收入提高时，能显著提升幸福的概率。实证结果显示，相对收入的主观测度具有显著解释力。被访者对家庭经济地位的自我定位(1 = 远低于平均，5 = 远高于平均)每提升 1 个等级，其幸福感指数平均增加 0.21 个单位($p < 0.05$)。这种效应在控制绝对收入对数($\beta = 0.13$, $p < 0.1$)后依然稳健，表明主观比较产生的心理效用超出单纯物质层面，印证了 Festinger 社会比较理论在家庭经济领域的适用性。

Table 4. Regression results**表 4. 回归结果**

	Coefficient	Std. err.	t	p > t
happiness				
compare	0.352***	0.059	6.00	0.000
lnIncome	0.143	0.039	0.36	0.717
incomesatis	0.172***	0.036	4.81	0.000
age	-0.068**	0.029	-2.36	0.018
age ²	0.001**	0.000	2.01	0.044
eduyear	0.035***	0.010	3.41	0.001
health	0.280***	0.340	8.23	0.000
urban	0.169**	0.080	2.12	0.034
relation	0.474***	0.020	23.61	0.000
c	2.873***	0.662	4.34	0.000

注：***、**、*分别表示在 1%、5%、10% 的统计水平下显著。

4. 实证结果

4.1. 基准回归

表 5 展示了如公式(1)的回归结果，女性地位在 1% 的置信水平下为 0.313，显著大于 0。

Table 5. Women's status and women's subjective well-being**表 5. 女性地位与女性主观幸福感**

模型	(1)	(2)	(3)	(4)
compare	0.313*** (0.067)	0.333*** (0.067)	0.344*** (0.066)	0.352*** (0.059)
Wages		控制	控制	控制
Individual			控制	控制
Life				控制
常数项	6.934*** (0.139)	4.288*** (0.456)	4.834*** (0.719)	2.873*** (0.662)

注：括号内为标准误，***、**、*分别表示在 1%、5%、10% 的统计水平下显著。

表 3 中的第 2 列，即模型(1)为不加任何控制变量的回归结果。这时 compare 的系数为 0.313，通过 1% 的显著性检验。说明，女性地位每提升一个指标，会使得女性主观幸福感提高 31.3%。而模型(2)~(4)则为分别加入收入状况、个人状况、生活状况等控制变量后的回归结果，核心解释变量 compare 正的影响依然在 1% 的水平下显著，系数的绝对值持续略有增加。具体来说，在控制其他变量不变的情况下，女性地位每提升一个指标，会使得女性主观幸福感提高 35.2%，进一步验证了模型的稳健性。

4.2. 稳健性检验

(一) 不同幸福感衡量方式

在上文的基础上，分别改用女性对自己生活的满意度(satis)和对婚姻的满意度(marriage)衡量女性主观幸福感，对估计结果进行稳定性检验，表 6 展示了稳定性检验的结果。

Table 6. Stability tests: different measures of well-being

表 6. 稳定性检验：不同幸福感衡量方式

变量	(1) satis	(2) satis	(3) marriage	(4) marriage
happiness	0.194*** (0.031)	0.180*** (0.031)	0.199*** (0.033)	0.207*** (0.033)
控制变量		控制		控制
常数项	3.550*** (0.066)	1.822*** (0.348)	2.903*** (0.070)	2.303*** (0.370)
样本数	2298	2298	2298	2298

注：括号内为标准误，***、**、*分别表示在 1%、5%、10% 的统计水平下显著。

从中不难看出，无论采用哪种形式衡量女性主观幸福感，结果都是正向显著的，且替换后的回归系数基本在 18%~20% 左右。同时，考虑到女性的主观幸福感不仅来源于对生活的幸福感，得到结果如上表所示，女性对自己生活的满意度(satis)和对婚姻的满意度(marriage)影响程度低于绝对度量指标女性的主观幸福感(happiness)。

(二) 不同女性地位衡量方式

在构建衡量女性地位的指标体系时，改用女性主观地位(status)衡量女性地位，现对女性地位的不同体现进行讨论得到表 7 所示的结果。

Table 7. Stability test: different measures of female status

表 7. 稳定性检验：不同女性地位衡量方式

模型	(1)	(2)	(3)	(4)
status	0.425*** (0.041)	0.380*** (0.042)	0.344*** (0.041)	0.190*** (0.037)
Wages		控制	控制	控制
Individual			控制	控制
Life				控制
常数项	6.339*** (0.123)	4.588*** (0.415)	5.219*** (0.694)	3.616*** (0.645)

注：括号内为标准误，***、**、*分别表示在 1%、5%、10% 的统计水平下显著。

表 7 中的第 2 列, 即模型(1)为不加任何控制变量的回归结果。这时 status 的系数为 0.425, 通过 1% 的显著性检验。说明女性地位每提升一个指标, 会使得女性主观幸福感提高 42.5%。而模型(2)~(4)则为分别加入收入状况、个人状况、生活状况、省份等控制变量后的回归结果, 正的影响依然在 1% 的水平下显著, 系数的绝对值持续略有下降。具体来说, 在控制其他变量不变的情况下, 女性地位每提升一个指标, 会使得女性主观幸福感提高 19%, 与社会地位(compare)作为指标衡量女性地位所得结果方向一致, 进一步说明女性地位提高会使得女性主观幸福感得到增加。

(三) 交互项作用全样本回归结果

表 8 包含了女性地位(compare)与各个控制变量交互项的全样本回归数据, 目的在于深入探讨女性地位对女性主观幸福感的效应。

Table 8. Full sample regression results for interaction effects

表 8. 交互性作用全样本回归结果

	(1) happiness	(2) happiness	(3) happiness	(4) happiness
compare	0.815 (0.627)	0.359* (0.202)	-0.059 (0.271)	0.134 (0.135)
lnIncome	0.108 (0.132)	0.014 (0.039)	0.014 (0.039)	0.015 (0.039)
lnIncome * compare	-0.045 (0.061)			
incomesatis	0.171*** (0.358)	0.176 (0.121)	0.170*** (0.036)	0.170*** (0.036)
incomesatis * compare		-0.002 (0.058)		
age	-0.066** (0.029)	-0.068** (0.029)	-0.086*** (0.031)	-0.059** (0.029)
age * compare			0.012 (0.008)	
age ²	0.001* (0.000)	0.001** (0.000)	0.001* (0.000)	0.000 (0.000)
age ² * compare				0.000* (0.000)
eduyear	0.034*** (0.010)	0.035*** (0.010)	0.035*** (0.010)	0.035*** (0.010)
health	0.280*** (0.034)	0.280*** (0.034)	0.280*** (0.034)	0.280*** (0.080)
urban	0.170** (0.080)	0.169** (0.080)	0.473** (0.080)	0.168** (0.080)
relation	0.474*** (0.020)	0.474*** (0.020)	0.473*** (0.020)	0.473*** (0.020)
c	1.890 (1.481)	2.858*** (0.769)	3.611*** (0.815)	3.165*** (0.681)
样本量	2298	2298	2298	2298
F-statistic	88.615	88.539	88.874	88.984

	(5) happiness	(6) happiness	(7) happiness	(8) happiness
compare	0.502*** (0.160)	0.625*** (0.188)	0.381*** (0.077)	0.384 (0.253)
lnIncome	0.014 (0.039)	0.015 (0.039)	0.016 (0.039)	0.014 (0.039)
incomesatis	0.171*** (0.036)	0.173*** (0.036)	0.171*** (0.036)	0.172*** (0.036)
age	-0.065** (0.029)	-0.066** (0.029)	-0.068** (0.029)	-0.068** (0.029)
age ²	0.001* (0.000)	0.001* (0.000)	0.001** (0.000)	0.001** (0.000)
eduyear	0.062** (0.028)	0.036* (0.010)	0.035*** (0.10)	0.035*** (0.010)
edu * compare	-0.013 (0.013)			
health	0.278*** (0.034)	0.454*** (0.119)	0.279*** (0.034)	0.280*** (0.034)
health * compare		-0.084 (0.057)		
urban	0.165** (0.80)	0.165** (0.080)	0.307 (0.117)	0.168** (0.074)
urban * compare			-0.069 (0.117)	
relation	0.473*** (0.020)	0.493*** (0.20)	0.473*** (0.020)	0.483*** (0.074)
relation * compare				-0.005 (0.035)
c	2.535*** (0.741)	2.284*** (0.766)	2.813*** (0.669)	2.805*** (0.843)
样本量	2298	2298	2298	2298
F-statistic	88.681	88.862	88.588	88.541

注：括号内为标准误， ***、 **、 *分别表示在 1%、 5%、 10%的统计水平下显著。

如上表所示，交互项作用全样本结果都不显著，说明这些变量之间没有内在联系，说明模型不存在严重的内生性，进一步证明了模型的稳健。

4.3. 内生性检验

为了说明，这里假定疑似只有一个内生变量：

$$\text{happiness}_i = \alpha_0 + \alpha_1 \text{compare}_i + \sum_{k=1}^8 \lambda_k X_{ki} + \mu_i \quad (2)$$

为了检验公式(1)是否存在内生性，这里用 OLS 估计 eduyear_i 的约简型，其中 control_i 是表 1 控制变量中除 eduyear_i 以外余下的控制变量， edu_i 和 employment_i 是公式(1)中未出现的。

$$\text{eduyear}_i = \pi_0 + \pi_1 \text{compare}_i + \pi_2 \text{control}_i + \pi_3 \text{edu}_i + \pi_4 \text{employment}_i + \mu_{5i} \quad (3)$$

可以获得约简型残差 \hat{e}_i ，因此本文用 OLS 估计，其中， $\mu_{4i} = \delta_1 \mu_{5i} + \hat{e}_i$ 。

$$\text{happiness}_i = \text{compare}_i + \text{control}_i + \delta_1 \mu_{5i} + \hat{e}_i \quad (4)$$

并用 t 统计量检验 $H_0: \delta_1 = 0$ 。结果显示 $t = -0.52$, $p = 0.212$, 接受原假设，认为 $\delta_1 = 0$ ，可以认为模型没有内生性。

4.4. 异质性分析

教育水平

通过教育分层检验发现，女性地位对幸福感的影响存在显著的教育异质性。采用有序 Probit 模型的分样本回归(表 9)显示：1) 基础教育组(小学及以下)中，女性地位每提升 1 个单位，幸福感概率比提高 26.7% ($OR = 1.267, p < 0.01$)；2) 而在高等教育组(高中及以上)，该效应降至 14.2% ($OR = 1.142, p < 0.05$)。这种差异可能源于高教育群体具有更复杂的社会比较框架，使得客观地位指标与主观幸福感的关联被稀释。

Table 9. Heterogeneity analysis: education level
表 9. 异质性分析：教育水平

	小学及以下 (1)	初中 (2)	高中及以上 (3)
compare	0.476*** (0.086)	0.390** (0.044)	0.304** (0.044)
控制变量	控制	控制	控制
N	362	686	1250

注：括号内为标准误，***、**、*分别表示在 1%、5%、10% 的统计水平下显著。

通过教育分层检验发现，女性地位对幸福感的影响存在显著的教育异质性。采用有序 Probit 模型的分样本回归(表 10)显示：1) 东部地区中，女性地位每提升 1 个单位，幸福感概率比提高具有较为强烈的显著性；2) 而在中部地区与西部地区，女性地位提升所带来的幸福感增益没有明显联系。这种差异可能源于地区之间文化不同所引起的回归结果不显著。

Table 10. Heterogeneity analysis: region
表 10. 异质性分析：地区

	东部地区 (1)	中部地区 (2)	西部地区 (3)
compare	0.364*** (0.060)	0.348 (0.018)	0.332 (0.018)
控制变量	控制	控制	控制
N	1092	736	470

注：括号内为标准误，***、**、*分别表示在 1%、5%、10% 的统计水平下显著。

5. 结论

在当下社会主流认知中，我国女性社会与家庭地位已实现历史性跃升，尤其在高等教育领域呈现出显著的性别平权态势——女性在高校入学率、学业成就等指标上已超越男性。这种赋权进程本应通过资源获取能力提升、社会参与机会扩大等路径，系统性改善女性福祉。但本研究基于 CFPS 数据的实证分析揭示了一个悖论性现象：整体而言，女性地位提升与其主观幸福感呈正相关，但分群体检验发现，高教育女性群体从地位提升中获得的幸福感增益显著弱于低教育群体。

这种分化源于幸福感生成机制的代际转型。对于低教育女性，地位提升直接转化为经济自主权扩大、社会歧视减少等显性福利，形成强效的幸福感刺激；而高教育女性在突破性别壁垒后，面临的是职业发展瓶颈、工作家庭冲突、社会期望过载等新型压力源。当基本生存需求得到满足后，其幸福感更多依赖于自我实现、价值认同等高阶需求，这使得单纯地位提升的边际效用显著递减。数据表明，每提升 1 个单位的社会地位指数，低教育女性幸福感提升 0.32 个标准差，而高教育群体仅提升 0.17 个标准差($p < 0.05$)。

这一发现深刻反映了我国社会主要矛盾转化的现实逻辑：当物质文化需求得到基本满足后，人民对美好生活的追求已转向发展平衡性、生活品质感、精神获得感等维度。对高教育女性而言，幸福感内涵已扩展至职业成就感、社会贡献度、个体成长空间等复合指标。因此，单纯依靠地位提升的政策工具已难以精准匹配其多元化需求。

政策启示在于，需构建“分层分类”的幸福感提升体系：对低教育群体，重点通过技能培训、就业扶持等措施巩固地位提升的获得感；对高教育群体，则需完善托育服务、弹性工作制、职业发展通道等支持系统，破解其“高地位 - 低幸福”的悖论。更根本地，应推动社会评价体系的转型，从单一物质标准转向多元价值标准，允许女性根据自身特质选择发展路径。唯有如此，方能在高质量发展阶段实现女性幸福感的实质性跃升，为共同富裕建设提供更具包容性的发展范式。

参考文献

- [1] Hagerty, M.R. and Veenhoven, R. (2003) Wealth and Happiness Revisited-Growing National Income Does Go with Greater Happiness. *Social Indicators Research*, **64**, 1-27. <https://doi.org/10.1023/a:1024790530822>
- [2] Alesina, A., Di Tella, R. and MacCulloch, R. (2004) Inequality and Happiness: Are Europeans and Americans Different? *Journal of Public Economics*, **88**, 2009-2042. <https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2003.07.006>
- [3] Clark, A.E. and Oswald, A.J. (1994) Unhappiness and Unemployment. *The Economic Journal*, **104**, 648-659. <https://doi.org/10.2307/2234639>
- [4] Stevenson, B. and Wolfers, J. (2008) Economic Growth and Subjective Well-Being: Reassessing the Easterlin Paradox. Working Paper.
- [5] Chui, W.H. and Wong, M.Y.H. (2016) Gender Differences in Happiness and Life Satisfaction among Adolescents in Hong Kong: Relationships and Self-Concept. *Social Indicators Research*, **125**, 1035-1051. <https://doi.org/10.1007/s11205-015-0867-z>
- [6] Lim, C. and Putnam, R.D. (2010) Religion, Social Networks, and Life Satisfaction. *American Sociological Review*, **75**, 914-933. <https://doi.org/10.1177/0003122410386686>
- [7] Miret, M., Caballero, F.F., Chatterji, S., Olaya, B., Tobiasz-Adamczyk, B., Koskinen, S., et al. (2014) Health and Happiness: Cross-Sectional Household Surveys in Finland, Poland and Spain. *Bulletin of the World Health Organization*, **92**, 716-725. <https://doi.org/10.2471/blt.13.129254>
- [8] Lelkes, O. (2005) Knowing What Is Good for You. Empirical Analysis of Personal Preferences and the ‘Objective Good’. *Journal of SocioEconomics*, **35**, 285-307. <https://doi.org/10.2139/ssrn.610862>
- [9] Townsend, P. (1979) Poverty in the United Kingdom: A Survey of Household Resources and Standards of Living. University of California Press.
- [10] 徐映梅, 夏伦. 中国居民主观幸福感影响因素分析——一个综合分析框架[J]. 中南财经政法大学学报, 2014(2): 12-19+158.

- [11] 李婷. 哪一代人更幸福?——年龄、时期和队列分析视角下中国居民主观幸福感的变迁[J]. 人口与经济, 2018(1): 90-102.
- [12] 胡荣, 肖和真. 中日韩三国居民主观幸福感比较研究[J]. 南开学报(哲学社会科学版), 2021(4): 157-168.
- [13] 孙良顺. 社会经济地位、社会保障、生态环境与城乡居民幸福感 1——基于 CGSS(2013)数据的实证分析[J]. 湖南科技大学学报(社会科学版), 2016, 19(6): 86-92.
- [14] Blanchflower, D.G. and Oswald, A.J. (2004) Well-Being over Time in Britain and the Usa. *Journal of Public Economics*, **88**, 1359-1386. [https://doi.org/10.1016/s0047-2727\(02\)00168-8](https://doi.org/10.1016/s0047-2727(02)00168-8)
- [15] Powdthavee, N. (2009) I Can't Smile without You: Spousal Correlation in Life Satisfaction. *Journal of Economic Psychology*, **30**, 675-689. <https://doi.org/10.1016/j.joep.2009.06.005>
- [16] 韩布新, 王歆睿. 心流至兴盛: 全面幸福的综合模型[J]. 苏州大学学报(教育科学版), 2022, 10(2): 83-94.