

女性相对地位会影响家庭主观幸福感吗？

——基于城市夫妻资源匹配的视角

孙菡婧

贵州民族大学政治与经济管理学院, 贵州 贵阳

收稿日期: 2024年5月10日; 录用日期: 2024年5月31日; 发布日期: 2024年7月10日

摘要

本文利用CHIP2013数据检验了妻子相对资源对家庭主观幸福感的作用, 通过有序Probit回归发现, 妻子相对年龄和相对受教育水平的提高会显著提高家庭幸福感, 妻子相对收入提高对家庭幸福感的影响是不显著的。通过边际分析得知, 女性相对教育水平对家庭主观幸福感的边际影响最大。

关键词

女性家庭地位, 相对资源, 幸福感

Does Women's Relative Status Affect Family Subjective Happiness?

—Based on the Perspective of Matching Urban Husband and Wife Resources

Hanjing Sun

School of Politics, Economics and Management, Guizhou Minzu University, Guiyang Guizhou

Received: May 10th, 2024; accepted: May 31st, 2024; published: Jul. 10th, 2024

Abstract

This paper uses CHIP2013 data to examine the effect of wives' relative resources on family subjective well-being. Through ordered Probit regression, it is found that the improvement of wives' relative age and relative education level can significantly improve family well-being, while the improvement of wives' relative income has no significant effect on family well-being. Through marginal analysis, it is found that female relative education level has the greatest marginal effect on

family subjective well-being.

Keywords

Female Family Status, Relative Resources, Happiness

Copyright © 2024 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

近年来，“幸福感”一词在党政报告中越来越多地被提及，逐渐成为社会热议的焦点。党的二十大报告强调，要努力增进民生福祉、提高人民生活品质，从而彰显中国党和政府对于提升人民幸福感的坚定信念。

现有的研究在考察夫妻相对资源对幸福感的研究时，视角大多集中在相对收入上[1]，且鲜有把夫妻相对资源与家庭地位联结起来解释家庭幸福感的研究。在借鉴既有研究结果的基础上，本文将选择相对收入、相对教育程度、相对年龄来刻画夫妻双方的相对资源，通过相对资源的多寡来反映家庭地位，并借此考察相对资源对于家庭整体幸福感的影响。

2. 理论分析与研究假设

目前，国内的研究视角主要集中在社会因素和个人因素对主观幸福感的影响，以家庭为基本单元的研究较少，从家庭出发考察夫妻相对地位(尤其是女性地位)对于家庭幸福感的研究则更少。从直观上来讲，家庭内部的相对地位和相对关系会对家庭整体幸福感产生明显影响，应该得到重视。

受中国传统社会语境的影响，家庭地位形成的背后往往有性别身份认同的烙印，而此种认同在一定程度上可以被认为是夫妻相对资源的博弈。婚姻家庭中的身份认同有传统性别身份认同和现代性别身份认同两种。传统性别身份认同从俗语上便可见一斑，如“男主外、女主内”，“男人赚钱比女人多”，“干得好不如嫁得好”等。传统的性别观念强调男女之间的生理差异，并将其视为一种合理的角色分配[2]。这种根深蒂固的传统观念制约着女性的全面发展，被学者定义为“传统文化规范力量”，使女性的主观幸福感受到负面影响[3]。

在新中国成立后，随着女性受教育程度的提高以及收入的攀升，女性占据的社会资源在不断增多，由此催生了更强调自由与平等的现代性别身份认同，消解和改造了传统身份认同[4]。随着女性独立意识的增强以及家庭规模的缩小，女性从家庭走向劳动力市场和社会，成为经济增长的重要推动力。女性人口素质的提高同时也是促进经济增长的重要方式。随着女性受教育水平的提高，女性的人力资本得到了显著提升。这不仅有利于女性自身的发展，还能够产生“正外部性”，提高子代人口素质，形成更为充足的人力资本，为经济增长提供源源不断的动力[5]。女性社会资源增多为女性家庭地位的提高提供了途径，同时社会阶层的认同影响女性的幸福感，进一步影响家庭的幸福感[6]。

综上所述，夫妻之间的相对资源的较量，在很大程度上会影响男女双方的家庭地位，而男女家庭地位的对比会影响家庭整体的幸福感。同时，本研究格外关注女性在家庭中的地位问题，因此对于相对资源的考察都会以家庭中的女性作为研究视角和叙事主体。基于此，本文提出以下研究假说：

假说 1：女性相对教育水平和相对年龄的提高会提升家庭的幸福感，且女性相对教育水平对家庭主

观幸福感的影响大于女性相对年龄对家庭主观幸福感的影响。

假说 2：女性相对收入的提升对家庭幸福感的影响是不明确的，且女性相对资源提升对家庭幸福感的影响逻辑也往往难以摆脱传统观念的束缚。

3. 研究设计

3.1. 数据来源

本研究基于国家统计局大样本库，对 2013 年的城市住户收入情况进行了分析。CHIP2013 是由北京师范大学中国收入分配研究院中国居民收入项目于 2014 年 7~8 月份进行的第 5 轮全国范围调查，并将样本分成三种不同的区域：东部、西部和中部，通过采用系统抽样的方式，获得了 CHIP 数据，覆盖 15 个省份和 126 个城市，收集了 19887 个城市样本。经过筛选，剔除家庭中夫妻双方之外的家庭成员样本、未结婚或离婚的样本、关键数据缺失的样本，共有 5812 对夫妻纳入分析。

3.2. 变量设置

本研究的解释变量为夫妻相对资源，具体有三个维度：相对收入、相对受教育程度和相对年龄。相对收入可以代表夫妻的家庭经济地位，相对受教育程度可以代表夫妻的家庭文化地位，相对年龄可以代表夫妻的家庭阅历地位，因此可以使用这三个维度的相对资源大致代表夫妻之间的相对地位。

夫妻相对资源的刻画主要有两种方法[7]。一是连续变量，即夫妻之间个人资源的差额；二是采用取值为 0 或 1 的虚拟变量定义家庭夫妻相对资源的多少状况。本文的考察目标是研究相对资源的差距对于幸福感的影响，而非简单地对比男女何者占据的资源更多，因此选择第一种方式来计算相对资源——采用女方年收入减去男方年收入计算相对收入，采用女方年龄减去男方年龄计算相对年龄，采用女方受教育年限减去男方受教育年限计算相对受教育程度。

3.3. 模型设置

由于因变量主观幸福感属于离散的定类有序变量，在研究中可以选择有序 Probit 或者 OIS 估计方法，现有研究表明采取这两种估计方法不会对变量的显著度产生明显影响[8]。本研究以有序 Probit 回归为主，同时报告对应的有序 logit 回归和 OLS 回归结果来检验研究结论的稳健性。模型设定如下，其中 Rewage 代表相对收入，Reage 代表相对年龄，Reedu 代表相对受教育水平， X 为系列控制变量。

$$Y = \alpha + \beta_1 \text{Rewage}_i + \beta_2 \text{Reage}_i + \beta_3 + \text{Reedu}_i + \gamma X_i + \varepsilon \quad (1)$$

3.4. 变量定义及描述性统计

本文所使用的变量及其描述性统计如表 1 所示。样本人群的平均年龄为 49 岁，受教育年限为 10 年，受教育水平良好，自评身体状况普遍较为健康。此外，相对收入、年龄和受教育年限的平均值都为负数，表明男性在社会中拥有更多的资源，并且家庭之间的差异也比较大，这与 2013 年中国的社会现实吻合，保证了样本的代表性。

同时，本研究对不同家庭内的相对资源占优情况进行了描述性统计，汇总并呈现出了不同相对资源占优情况下的样本数量和比例。总体来看，年龄、受教育年限和收入三个维度都呈现出“女高男低”较少的现象，女性的家庭地位较低，这与描述性统计的结果一致。在男方占优的三种情形中，夫妻年龄“男大女小”的情况最为突出，这与我国社会婚姻匹配年龄中传统的“男方年纪要比女方大”观念相符。值得注意的是，夫妻受教育年限相等的情况在教育匹配中占比最大，这表明在婚姻市场匹配中，教育水平呈现出相似性的特征，这与前述所述的相似性匹配理论吻合。此外，统计显示，女方在年龄、教育、收

入三个维度均高于男方的家庭仅占样本总数的 0.65%，男方在上述三个维度均高于女方的家庭占 13.28%，在一定程度上可以说明大多数家庭中夫妻存在资源互补的特征。

Table 1. Variable definitions and descriptive statistics
表 1. 变量定义及描述性统计

变量名称	变量定义	均值	标准差	最小值	最大值
happiness	受访家庭对于生活幸福感的共同感知： 1 = 非常幸福, 2 = 比较幸福, 3 = 一般, 4 = 不太幸福, 5 = 很不幸福, 6 = 不知道	2.24	0.84	1	6
Rewage	妻子收入 - 丈夫收入	-2651.98	18622.40	-300000	350001
Reage	妻子年龄 - 丈夫年龄	-0.44	1.88	-41	13
Reedu	妻子受教育年限 - 丈夫受教育年限	-0.97	1.21	-11	9
age	受访者年龄	49.30	12.27	16	90
female	受访者性别, 0 = 男, 1 = 女	0.50	0.50	0	1
eduyear	受访者受正规教育的年数, 不包括跳级和 留级年数	10.51	3.55	0	21
lwage	受访者年收入的对数, 年收入 = 主要工作的工资性 收入或经营收入 + 实物性伙食补贴折算 + 实物性 住房福利折算 + 其他工作的工资性收入或 经营收入	10.36	0.81	3.91	14.40
health	受访者认为“与同龄人相比, 健康状况是”： 1 = 非常好, 2 = 好, 3 = 一般, 4 = 不好, 5 = 非常不好	2.10	0.87	1	5
num_total	受访家庭内所有成员的数量	3.12	1.02	2	8
num_brosis	受访者个人的兄弟姐妹数量	2.55	1.72	0	11
finance	2013 年末, 住户金融资产余额	78349.48	139269.30	0	3269307
debt	2013 年末, 住户负债总额	21769.07	91081.98	0	2500000
asset_fixed	2013 年末, 家庭经营性固定资产现价估计值	15387.28	147633.80	0	6500000
asset_current	2013 年末, 家庭经营性流动资产现价估计值	5606.24	82465.73	0	5000000
familytrust	受访者认为“亲戚朋友是否可信”： 1 = 很不可信, 2 = 不太可信, 3 = 一般, 4 = 比较 可信, 5 = 非常可信, 用于衡量受访者在家庭内的 信任感	3.84	0.96	1	6
socialtrust	受访者认为“除了亲戚朋友之外的人是否可信”： 1 = 很不可信, 2 = 不太可信, 3 = 一般, 4 = 比较 可信, 5 = 非常可信, 用于衡量受访者在家庭外的 社会信任感	3.25	1.10	6	1

4. 回归分析结果

4.1. 回归结果

对模型(1)进行有序 Probit 回归, 本文借鉴建模策略“由大到小”(general to specific)的方法, 即先将所有相关变量都纳入模型, 经过统计检验后将不显著的变量剔除, 从而在一定程度上可以避免出现遗漏变量误差导致的内生性问题。同时, 为了检验有序 Probit 回归结果的稳健性, 估计 OLS 线性回归模型,

并将二者结果进行对比。回归结果如表 2 所示。

Table 2. Regression results of family subjective well-being
表 2. 家庭主观幸福感回归结果

	Oprobit 回归-1	Oprobit 回归-2	OLS 回归
VARIABLES	happiness	happiness	happiness
Rewage	0.00845 (0.00561)	0.00858 (0.00559)	0.00641 (0.00401)
Reedu	-0.0242** (0.0120)	-0.0238** (0.0119)	-0.0191** (0.00870)
Reage	-0.0131* (0.00681)	-0.0130* (0.00681)	-0.00895* (0.00508)
控制变量	全部	剔除不显著变量	全部
Constant			3.308*** (0.183)
Observations	7, 204	7, 225	7, 204
R-squared			0.075

Robust standard errors in parentheses; ***p < 0.01, **p < 0.05, *p < 0.1.

在显著性水平层面，有序 Probit 回归和 OLS 线性回归的显著性结果一致，夫妻相对教育水平在 95% 的水平上显著，夫妻相对年龄在 90% 的水平上显著，夫妻相对收入不显著，其他控制变量的显著性水平也相同，这表明回归结果稳健。

4.2. 稳健性分析

本研究采取剔除特殊值和更换计量模型的方式检验统计结果的稳健性。

本文采用的样本年龄在 16~90 岁之间，年龄较小的样本由于阅历的匮乏，可能很难对家庭主观幸福感给出全面而稳定的判断；年龄较长者受其年幼时期相对贫苦的生活环境影响，对于家庭主观幸福感的判断可能很难具有普遍性的价值。因此只保留 25 岁~60 岁的样本再次进行有序 Probit 回归。回归结果显示，妻子相对教育水平和相对年龄对家庭主观幸福感的影响在 90% 的水平上显著，相对收入仍然不显著，结论稳健。

前文已经应用过 OLS 回归与有序 Probit 回归结果进行对比，发现结果稳健。此处再使用有序 Logit 模型对数据再次进行回归，结果显示，妻子相对教育水平对家庭主观幸福感的影响在 90% 的水平上显著，相对年龄则在 95% 的水平上显著，相对收入依然不显著，结果稳健。

5. 结论与展望

女性地位是社会文明的一把标尺。在当下社会的主流认知中，我国女性的社会地位和家庭地位已经到了前所未有的高度。本文基于 CHIP 数据库进行研究，从城市夫妻相对资源的视角出发，探讨了女性相对收入、相对受教育水平和相对年龄对家庭幸福感的影响。研究发现：夫妻双方基于既有的相对资源，会对婚姻内部的分工情况展开博弈，而博弈的结果最终会影响个体幸福感知与家庭整体幸福状况。本文通过回归分析发现，女性相对教育水平和相对年龄的提高会显著提升家庭的幸福感，但女性相对收入的

提升对家庭幸福感的影响是不明确的，女性相对资源提升对家庭幸福感的影响逻辑也往往难以摆脱传统观念的束缚。最后，通过边际效应分析得知，相对教育水平对家庭主观幸福感的边际影响最大，较之年龄与收入，妻子通过提升受教育水平改善家庭幸福感的可能性更大。

参考文献

- [1] 张体委. 收入水平、收入差距与主观幸福感研究——基于六省份 CGSS 2017 调查数据的分析[J]. 地域研究与开发, 2021, 40(3): 31-36.
- [2] 左际平. 20 世纪 50 年代的妇女解放和男女义务平等: 中国城市夫妻的经历与感受[J]. 社会, 2005(1): 182-209.
- [3] 李仲武, 冯学良. 女性家庭地位越高就越幸福吗? [J]. 统计研究, 2021, 38(10): 121-133.
- [4] 顾辉. 国家、市场与传统社会性别观念回潮[J]. 学术界, 2013(6): 104-114.
- [5] 田艳平, 姜奕帆. 女性地位与经济增长: 一个理论框架[J]. 学习与实践, 2021(12): 60-70.
- [6] 喻燕. 主观阶层认同、非农收入与女性农民工幸福感[J]. 社会理论与政策, 2023(10): 108-117.
- [7] 尹志超, 杨超. 夫妻相对收入与幸福感[J]. 社会科学辑刊, 2017(6): 42-50.
- [8] 陆铭, 蒋仕卿, 佐藤宏. 公平与幸福[J]. 劳动经济研究, 2014, 2(1): 26-48.