

# 家庭内部相对收入、性别身份认同与中国居民生活幸福感

## ——基于 CGSS 数据的实证研究

程超 温兴祥\*

**摘要：**本文研究了家庭内部相对收入对我国居民生活幸福感的影响，并重点考察了性别身份认同在其间所发挥的调节作用以及背后的作用机制。基于 CGSS2012 年家庭微观调查数据的实证分析表明，妻子相对收入的增加对男女双方的幸福感均有负向影响，但对男性的影响程度更大；另一方面，性别身份认同越传统，相对收入的提高对生活幸福感的负向影响程度更大。进一步地，家庭劳动时间和市场劳动时间的分配是导致在不同性别身份认同下，相对收入影响生活幸福感程度存在显著差异的重要原因。在现代性别身份认同的家庭中，妻子相对收入的提高伴随着丈夫家庭劳动时间和妻子市场劳动时间的增加、妻子家庭劳动时间和丈夫市场劳动时间的减少；在传统性别身份认同的家庭中，妻子家庭劳动时间并未因其相对收入的提高而减少。本文从家庭内部相对收入的视角，丰富了中国居民生活幸福感的相关研究。

**关键词：**相对收入；性别身份认同；时间分配；生活幸福感

### 一、引言

中国女性的劳动力市场参与率一直较高，双收入家庭的比例也远高于同属儒家文化圈的其他东亚国家(Hare, 2016)。随着女性劳动力市场状况的改善以及性别间人力资本投资日趋平等，女性的收入水平不断提升，家庭内部妻子收入高于丈夫的现象不断出现(Blau and Lawrence, 2016)。妻子相对收入的提高会降低她们对于丈夫的依赖性，增强个体独立性，影响双方的谈判权力(bargaining power)，引发其对婚姻中丈夫经济主导地位缺失的不满(Rogers, 2004)，同时对男性家庭主导权的挑战易给丈夫带来更大压力。但另一方面，女性相对收入的提高不仅有助于增强其自尊自信，而且能够增加家庭总收入，为家庭提供更多经济支持，减轻丈夫的经济负担，进而提高整个家庭的生活质量和幸福感(Oppenheimer,

\*程超，江苏省行政学院经济学教研部，邮政编码：210009，电子信箱：chengc@sdx.js.cn；温兴祥，南京财经大学经济学院，邮政编码：210023，电子信箱：xingxiangwen@nufe.edu.cn。

本文受到江苏省高校哲学社会科学研究基金项目“江苏省劳动市场性别工资差异与性别歧视研究”（项目编号：2014SJB137）的资助。特别感谢匿名审稿专家的宝贵意见，感谢编辑部老师们为本文所做的工作，文责自负。

1997)。女性经济状况的改善导致家庭内部相对收入发生变化,此种变化是否以及如何影响居民的生活幸福感?本文从性别身份认同的角度对这一问题提供基于家庭微观调查数据的经验证据。

Akerlof 和 Kranton(2000)将“身份”从社会学和社会心理学引入经济学,他们将身份定义为一种社会类别的归属感,同时考虑到该类别中的人应如何行事。一种社会分类是按性别分类,传统的性别身份认同认为“男人赚钱应该比女人多”、“男人以事业为重、女人以家庭为重”,此种性别身份认同由来已久,受中国传统文化影响,“男主外、女主内”、“女子无才便是德”、“男耕女织”等性别身份认同体现了男女地位的不平等。即便在当今社会,此种性别身份认同也非常流行,女性在择偶时也深受传统性别身份认同的影响,“干得好不如嫁得好”、“男人赚钱应比女人多”成为中国不少女性的择偶观。与传统性别身份认同相对应的是现代性别身份认同,主张女性和男性拥有同样的能力,现代性别身份认同是对于“男主女从”、“男主外、女主内”等传统性别身份认同的消解和改造(顾辉,2013)。Becker(1981)基于现代性别身份认同所提出的家庭分工理论认为,无论男女,潜在收入高的一方将更多地从事市场劳动,而潜在收入较低的一方则更多地从事家庭劳动,从而发挥夫妻双方的比较优势。性别身份认同不仅会对男女教育程度差异、性别工资差异(Blau and Lawrence,2016)产生影响,也会对家庭中家务劳动和家庭权利的分配产生影响(于嘉,2014),从而影响处于婚姻中个体的生活幸福感。

那么,对处于婚姻家庭生活中的个体而言,家庭内部相对收入的变化如何影响其生活幸福感?性别身份认同在其间又起到怎样的调节作用?其影响机制何在?本文基于2012年CGSS家庭微观调查数据,旨在考察相对收入对夫妻双方生活幸福感的影响程度,以及性别身份认同在其中所发挥的调节作用,并进一步从家庭劳动时间和市场劳动时间分配的角度探讨相对收入影响生活幸福感的机制。探讨家庭内部相对收入对生活幸福感的影响及其机制对处于婚姻家庭生活中的个体具有重要的现实意义,在婚姻生活不幸福感日益上升的背景下,为婚姻幸福感缺失提供了基于家庭内部相对收入的解释。

## 二、文献综述

### (一)家庭内部相对收入对生活幸福感的影响

收入是决定个人幸福感的重要因素,收入如何影响人们的幸福感?已有文献从绝对收入和相对收入的大小考察了幸福感的影响因素(邢占军,2011;张学志、才国伟,2011),并探讨了相对收入参照群体的不同所带来的幸福感差异(Ferrer-i-Carbonell,2005),以及绝对收入和相对收入对不同收入群体的差异化影响(巫强、周波,2017)。

但从家庭内部相对收入的视角考察生活幸福感的文献并不多见,且研究结论存在较大分歧。“总收入假说”认为女性的工资收入能够增加家庭总收入,提高家庭总效用,为家庭提供更多的经济支持,进而提高整个家庭的生活质量和幸福感(Rogers and Deboer,2001)。然而,也有研究支持“女性经济独立假说”,即女性的经济贡献会提高她们对于婚姻权利和家务劳动等方面的谈判地位,同时,经济收入的提高也降低了她们对于丈夫的依赖,增强了个体独立性,不仅挑战了丈夫在家庭中的权威,而且增加了她们对婚姻中传统地位的不满(Furdyna et al.,2008;Bertrand et al.,2015)。

国内关于家庭内部相对收入如何影响幸福感的研究明显不足。李成华和靳小怡(2012)

分析了夫妻相对资源对农民工实施冷暴力和肢体暴力的影响及其性别差异,发现相对资源对夫妻双方施暴都有显著影响,但相对资源对男性施暴的影响程度大于女性。雷晓燕等(2014)研究了夫妻双方的家庭背景对其各自婚后生活质量的影响,发现高攀女性的生活满意度相对较高,抑郁程度相对较低,高攀男性则在生活满意度和抑郁程度上与其他人无显著差异,且高攀女性在生活满意度和精神健康方面的优势只在农村地区和相对贫困地区较为显著。

## (二) 家庭内部相对收入对劳动供给的影响

传统性别身份认同认为“男主外、女主内”,家庭劳动的分配是对性别关系的一种符号性表现,不同性别个体会从事与他们自身性别期望相符的行为来获得别人的认同,男性从事了更多的市场劳动,女性从事了更多的家庭劳动(邹韻、孙秀林,2016)。但随着传统性别身份认同的减弱,女性对夫妻双方家庭劳动分工期望有所增强(李亮、杨雪燕,2009)。

关于家庭内部相对收入的研究主要围绕相对收入如何影响家庭劳动供给和市场劳动供给展开,其研究结论同样存在差异。Bertrand等(2015)采用美国NSFH(National Survey of Families and Households)数据研究发现,妻子相对收入越高,其参与劳动市场的概率越低,当妻子实际收入超过丈夫时,妻子反而会更多地承担家庭劳动。原因在于,当妻子“违反”了传统性别身份认同,特别是收入超过丈夫时,她们将会通过做更多家务来弥补传统性别身份认同的偏差。与之相异,齐良书(2005)在纳什议价模型的理论框架内研究了议价能力与家庭劳动时间配置的关系,认为夫妻双方相对收入通过影响议价能力进而影响家庭劳动时间配置,议价能力提高将减少其家庭劳动时间和家务分担比例,但该效应在男性中更强。Bittman等(2003)使用澳大利亚和美国的数据也发现妻子相对收入的提升将显著减少其家庭劳动时间。于嘉(2014)认为,城镇地区女性相对收入的增加可以帮助她们持续地减少家务劳动,而这一关系在农村地区却大为弱化。张正东(2017)采用中国2002-2006年城镇住户调查数据,发现收入超过配偶的概率都与配偶的劳动参与和工作时间负相关,而对自身劳动供给无影响,我国家庭内部劳动力分配遵循着比较优势的经济理性,而未受到传统性别身份认同的影响。

以上文献为进一步研究奠定了基础,但仍存在以下不足:首先,已有研究未考虑社会性别角色规范所发挥的重要调节作用,因为在不同的性别身份认同家庭中,相对收入对生活幸福感的影响程度可能存在差异;其次,已有文献未对相对收入影响生活幸福感的机制进行分析研究,且针对我国相对收入与幸福感的研究还处于探索阶段,既有文献的样本缺乏代表性。本文的贡献在于:第一,在中国文化背景下,阐述了妻子相对收入对生活幸福感的影响以及该影响在性别间的差异,并印证了性别身份认同在其中发挥的重要调节作用,为中国居民幸福感研究提供了基于家庭内部相对收入的视角。第二,从夫妻家庭劳动时间和市场劳动时间分配的角度实证分析了相对收入影响生活幸福感的机制。第三,通过考察相对收入对生活幸福感的影响在城乡之间、各年龄段之间、各学历之间的差异,探讨了如何弱化妻子相对收入对生活幸福感的负向影响。

## 三、实证模型、数据来源与描述性统计

### (一) 实证模型与变量选取

借鉴Bittman等(2003)、Luttmer(2005)关于相对收入的衡量方法,本文采用女性年实际

劳动收入与男性年实际劳动收入的比值来衡量家庭内部相对收入。关于性别身份认同的衡量,问卷询问受访者关于如下四个观点的看法:“男人以事业为重,女人以家庭为重”、“男性能力天生比女性强”、“干得好不如嫁得好”和“在经济不景气时,应该先解雇女性员工”。对于每一个观点,采用五点量表法,设置完全不同意、比较不同意、无所谓同意不同意、比较同意、完全同意五个选项供选择。对此四个观点越同意,表明传统性别身份认同感越强。由于与此四个问题相对应的四个变量存在较强的相关性,<sup>①</sup>故采用主成分分析法进行降维,以所提取的主成分来衡量性别身份认同。

控制变量分为三类:第一类,个人特征,包括年龄、性别、民族、户籍、是否再婚、教育程度、参加宗教活动的频率、健康状况;第二类,婚姻和配偶特征,包括婚龄、夫妻年龄差、配偶教育程度;第三类,家庭特征,包括家庭总收入、家庭人数、儿子个数、女儿个数、未成年子女个数、家庭拥有的房产数量、是否拥有汽车。相对收入和幸福感可能同时受到一些因素影响,虽然本文无法提供相对收入的外生变化,但通过添加个人特征、婚姻和配偶特征、家庭特征等控制变量可以尽量减少由于遗漏变量带来的内生性问题。

被解释变量为生活幸福感,通过询问受访者觉得生活是否幸福,设置五个选项,1=非常不幸福,2=比较不幸福,3=说不上幸福不幸福,4=比较幸福,5=非常幸福。采用非线性oprobit和线性OLS两种方法同时进行估计,模型设定如下:

$$Y = \alpha_0 + \alpha_1 Relative_i + \alpha_2 Identity_i + \alpha_3 Relative_i \times Identity_i + \alpha_4 Personal_i + \alpha_5 Marriage_i + \alpha_6 Family_i + \eta_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

(1)式中:被解释变量 $Y$ 表示生活幸福感,家庭内部相对收入以妻子收入与丈夫收入的比值 $Relative$ 来衡量, $Identity$ 衡量性别身份认同。交互项 $Relative \times Identity$ 用以衡量在不同性别身份认同家庭中,相对收入对个体生活幸福感的影响存在怎样的差异。控制变量 $Personal$ 表示个人特征, $Marriage$ 表示婚姻和配偶特征, $Family$ 表示家庭特征。为了控制地区不可观测效应,加入了省级层面的地区固定效应 $\eta_i$ 。 $\varepsilon_i$ 为随机扰动项, $\alpha_0$ 为常数项, $i$ 为个体。

## (二) 数据来源

数据来自于2012年中国综合社会调查(CGSS)。2012年数据抽样设计采用多阶分层概率抽样设计,覆盖全国内地28个省级行政单位<sup>②</sup>,访问形式以面对面访谈为主。在全国一共抽取100个县(区),调查480个村(居委会),每个村(居委会)调查25个家庭,每个家庭随机调查1人,总样本量为11765个。删除数据缺失的、已退休的、已离婚但未再婚的、未婚的、同居的和分居未离婚的、丧偶的、拒绝回答和不知道的样本,删除家庭总收入为0的样本,基于法定结婚年龄,将男性样本年龄限定在22-65岁,女性样本年龄限定在20-60岁,最终共有5667个样本进入分析。

## (三) 变量定义及描述性统计

变量定义及其描述性统计如表1所示。样本人群的平均年龄在45岁左右,男性样本占50%左右,再婚人群只有3%,受访者及其配偶的教育程度总体偏低,样本以汉族人口为主,受访者的身体状况普遍较为健康。样本人群的婚龄平均为21年,夫妻年龄差距平均为丈夫

<sup>①</sup>KMO检验显示,四个变量的KMO值等于0.761,适合做主成分分析。

<sup>②</sup>样本包括北京、天津、河北、山西、内蒙古、辽宁、吉林、黑龙江、上海、江苏、浙江、安徽、福建、江西、山东、河南、湖北、湖南、广东、广西、重庆、四川、贵州、云南、陕西、甘肃、青海和宁夏。

比妻子大两岁,每个家庭平均有3口人。

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 |
|---------|-----------------------------------------------------------------------------------------|-------|-------|-----|-----|
| 生活幸福感   | 受访者对于生活幸福度的感知:1=非常不幸,2=比较不幸,3=说不上幸福不幸,4=比较幸福,5=非常幸福                                     | 3.86  | 0.79  | 1   | 5   |
| 相对收入    | 妻子收入/丈夫收入                                                                               | 0.68  | 0.50  | 0   | 10  |
| 性别身份认同1 | 受访者对“男人以事业为重,女人以家庭为重”这一观点的同意程度:1=完全不同意,2=比较不同意,3=无所谓同意不同意,4=比较同意,5=完全同意                 | 3.54  | 1.16  | 1   | 5   |
| 性别身份认同2 | 受访者对“男性能力天生比女性强”这一观点的同意程度:1=完全不同意,2=比较不同意,3=无所谓同意不同意,4=比较同意,5=完全同意                      | 2.98  | 1.21  | 1   | 5   |
| 性别身份认同3 | 受访者对“干得好不如嫁得好”这一观点的同意程度:1=完全不同意,2=比较不同意,3=无所谓同意不同意,4=比较同意,5=完全同意                        | 3.14  | 1.19  | 1   | 5   |
| 性别身份认同4 | 受访者对“在经济不景气时,应该先解雇女性员工”这一观点的同意程度:1=完全不同意,2=比较不同意,3=无所谓同意不同意,4=比较同意,5=完全同意               | 2.08  | 0.99  | 1   | 5   |
| 年龄      | 受访者年龄                                                                                   | 44.65 | 10.26 | 20  | 65  |
| 性别      | 受访者性别:1=男,0=女                                                                           | 0.50  | 0.50  | 0   | 1   |
| 再婚      | 受访者是否再婚:1=再婚,0=初婚                                                                       | 0.03  | 0.16  | 0   | 1   |
| 教育程度    | 受访者教育程度:1=初中以下,2=初中毕业,3=高中毕业,4=大学及以上                                                    | 2.18  | 1.05  | 1   | 4   |
| 民族      | 受访者民族:1=汉族,0=少数民族                                                                       | 0.91  | 0.29  | 0   | 1   |
| 户籍      | 受访者户籍:1=城镇,0=农村                                                                         | 0.41  | 0.49  | 0   | 1   |
| 宗教活动频率  | 受访者参加宗教活动的频率:1=从未参加过,2=一年不到一次,3=一年一到两次,4=一年几次,5=大概一月一次,6=一月两到三次,7=差不多每周都有,8=每周都有,9=一周几次 | 1.70  | 1.58  | 1   | 9   |
| 健康状况    | 受访者目前的身体健康状况:1=很不健康,2=比较不健康,3=一般,4=比较健康,5=很健康                                           | 3.68  | 1.02  | 1   | 5   |
| 婚龄      | 受访者结婚年数                                                                                 | 20.77 | 10.61 | 0   | 43  |
| 夫妻年龄差   | 丈夫年龄-妻子年龄                                                                               | 1.89  | 2.80  | -6  | 11  |
| 配偶教育程度  | 受访者配偶的教育程度:1=初中以下,2=初中毕业,3=高中毕业,4=大学及以上                                                 | 2.14  | 1.04  | 1   | 4   |
| 家庭劳动收入  | 夫妻年劳动总收入:1=1万以下,2=1-3万,3=3-5万,4=5-8万,5=8-10万,6=10-20万,7=20-50万,8=50万以上                  | 2.74  | 1.44  | 1   | 8   |
| 家庭人数    | 受访者所在家庭人口数                                                                              | 3.39  | 1.29  | 2   | 9   |
| 儿子数量    | 受访者的儿子数量                                                                                | 0.88  | 0.67  | 0   | 5   |
| 女儿数量    | 受访者的女儿数量                                                                                | 0.76  | 0.78  | 0   | 6   |
| 未成年子女数  | 受访者的未成年子女数量                                                                             | 0.66  | 0.77  | 0   | 5   |
| 房产数     | 受访者所拥有的房产数量                                                                             | 1.13  | 0.56  | 0   | 9   |
| 汽车      | 受访者是否拥有汽车:1=是,0=否。                                                                      | 0.16  | 0.37  | 0   | 1   |

## 四、实证结果分析

### (一) 相对收入对生活幸福感的影响

表2分析了相对收入对生活幸福感的影响,并考察性别身份认同所发挥的调节作用。考虑到相对收入对幸福感的影响在不同性别人群中可能存在差异,男性可能比女性更不能接受对方收入超过自己。因此按男性样本和女性样本分样本回归,同时显示了非线性oprobit和线性OLS的回归结果。

由表2可知,在加入个人特征、家庭特征、婚姻和配偶特征等一系列控制变量后,无论采用非线性oprobit还是线性OLS,回归结果均表明:

第一,妻子相对收入的增加不仅会降低男性的生活幸福感,也会降低女性的生活幸福感,但同等程度相对收入的增加对男性幸福感的负向影响程度高于女性。具体而言,当相对收入从1/4分位数上升至2/4分位数时,男性反映非常不幸福的概率增加13%,反映比较不幸福的概率增加8%,反映非常幸福的概率降低7%;女性反映非常不幸福的概率增加10%,反映比较不幸福的概率增加6%,反映非常幸福的概率降低5%。当相对收入由1/4分位数进一步上升至3/4分位数时,男性反映非常不幸福的概率增加26%,反映比较不幸福的概率增加17%,反映非常幸福的概率降低12%;女性反映非常不幸福的概率增加22%,反映比较不幸福的概率增加13%,反映非常幸福的概率降低9%。<sup>①</sup>

第二,交互项的系数在男性和女性样本中均显著为负,但由于非线性模型的原始交互项的系数显著性并不能用于判断交互效应是否存在,因此本文采用正确的交叉偏导方法加以计算。计算结果显示,在男性样本中,交互项的系数为-0.024,标准误为0.008,在1%的统计水平上显著;在女性样本中,交互项的系数为-0.009,标准误为0.004,在5%的统计水平上显著。<sup>②</sup>因此,传统性别身份认同感越强,妻子相对收入的提高对于个体生活幸福感的负向影响程度越大,证实了性别身份认同在相对收入与生活幸福感之间充当着重要的调节作用;另一方面,交互项在男性样本中的回归系数绝对值高于女性样本,再次表明了男性比女性更难以接受女性相对收入的增加。

控制变量方面,年龄的增长对男性幸福感有显著负向影响,但对女性影响不显著,可能是随着年龄的增长,作为家中主要经济来源的男性在事业和家庭上面临的压力越来越大。在家庭人数方面,男性幸福感随人数的增多而增加,但对于女性却不显著,可能是由于“女主内”导致女性需要比男性更多地照顾家庭,因此家庭人数的增加并没有带给女性相应的快乐。此外,身体越健康、年收入越高、配偶教育程度越高、家庭房产数越多、拥有汽车,个体越感到幸福。已有学者关注了收入与幸福感(邢占军,2011)、配偶教育程度与幸福感(尹志超、杨超,2017)、身体状况与幸福感(徐映梅、夏伦,2014)之间的关系,本文研究结论与其一致。

<sup>①</sup>在stata中采用oprobit模型回归后,使用adjrr命令即可对此进行计算。

<sup>②</sup>在非线性模型中,交互项的偏效应和显著性可能都与线性模型不同,在有交互项的非线性模型中,stata汇报的交互项的系数和标准误是存在偏误的(张爽,2006;周冬华、赵玉洁,2016;Norton et al.,2004)。Norton等(2004)提供的inteff命令只能用于调整probit和logit模型的交互项系数,并不适用于oprobit模型。因此,本文与周冬华和赵玉洁(2016)相同,参考张爽(2006)编写的程序,该程序能够调整oprobit模型中交互项的系数和标准误。

表 2 相对收入对生活幸福感影响的回归结果

| 变量                    | oprobit 回归            |                       |                      |                      | OLS 回归               |                       |                      |                      |
|-----------------------|-----------------------|-----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|-----------------------|----------------------|----------------------|
|                       | 男性样本                  | 男性样本                  | 女性样本                 | 女性样本                 | 男性样本                 | 男性样本                  | 女性样本                 | 女性样本                 |
| 相对收入                  | -0.078 **<br>(0.035)  | -0.039<br>(0.039)     | -0.064 **<br>(0.032) | -0.030<br>(0.038)    | -0.050 *<br>(0.026)  | -0.015<br>(0.029)     | -0.046 *<br>(0.026)  | -0.018<br>(0.031)    |
| 性别身份认同                |                       | -0.084 **<br>(0.034)  |                      | 0.040<br>(0.033)     |                      | -0.041 *<br>(0.021)   |                      | 0.028<br>(0.023)     |
| 性别身份认同<br>×相对收入       |                       | -0.063 ***<br>(0.022) |                      | -0.046 **<br>(0.022) |                      | -0.055 ***<br>(0.016) |                      | -0.039 **<br>(0.017) |
| 年龄                    | -0.020 ***<br>(0.007) | -0.021 ***<br>(0.007) | -0.004<br>(0.008)    | -0.005<br>(0.008)    | -0.012 **<br>(0.005) | -0.013 ***<br>(0.004) | -0.002<br>(0.005)    | -0.003<br>(0.005)    |
| 再婚                    | -0.006<br>(0.183)     | 0.004<br>(0.185)      | -0.188<br>(0.165)    | -0.181<br>(0.164)    | -0.027<br>(0.121)    | -0.024<br>(0.121)     | -0.146<br>(0.125)    | -0.137<br>(0.125)    |
| 教育程度                  | 0.046<br>(0.033)      | 0.031<br>(0.033)      | 0.004<br>(0.035)     | 0.042<br>(0.039)     | 0.036 *<br>(0.020)   | 0.027<br>(0.020)      | 0.004<br>(0.024)     | 0.034<br>(0.028)     |
| 民族                    | -0.140<br>(0.101)     | -0.120<br>(0.100)     | -0.001<br>(0.094)    | -0.005<br>(0.094)    | -0.089<br>(0.061)    | -0.076<br>(0.061)     | 0.009<br>(0.067)     | 0.005<br>(0.067)     |
| 户籍                    | -0.079<br>(0.059)     | -0.072<br>(0.059)     | -0.027<br>(0.060)    | -0.006<br>(0.061)    | -0.055<br>(0.036)    | -0.047<br>(0.036)     | -0.021<br>(0.041)    | -0.004<br>(0.042)    |
| 宗教活动频率                | -0.012<br>(0.021)     | -0.009<br>(0.021)     | -0.005<br>(0.016)    | -0.005<br>(0.016)    | -0.009<br>(0.013)    | -0.007<br>(0.013)     | -0.006<br>(0.011)    | -0.006<br>(0.011)    |
| 健康状况                  | 0.255 ***<br>(0.027)  | 0.248 ***<br>(0.027)  | 0.218 ***<br>(0.025) | 0.216 ***<br>(0.025) | 0.160 ***<br>(0.018) | 0.153 ***<br>(0.017)  | 0.155 ***<br>(0.017) | 0.153 ***<br>(0.017) |
| 婚龄                    | 0.027 ***<br>(0.007)  | 0.027 ***<br>(0.007)  | 0.009<br>(0.007)     | 0.010<br>(0.007)     | 0.017 ***<br>(0.004) | 0.017 ***<br>(0.004)  | 0.005<br>(0.005)     | 0.006<br>(0.005)     |
| 夫妻年龄差                 | 0.015<br>(0.009)      | 0.017 *<br>(0.009)    | 0.002<br>(0.008)     | 0.003<br>(0.008)     | 0.009<br>(0.006)     | 0.010 *<br>(0.006)    | 0.004<br>(0.006)     | 0.005<br>(0.006)     |
| 配偶教育程度                | 0.042<br>(0.034)      | 0.089 **<br>(0.038)   | 0.066 **<br>(0.032)  | 0.064 **<br>(0.032)  | 0.026<br>(0.021)     | 0.067 ***<br>(0.024)  | 0.049 **<br>(0.022)  | 0.047 **<br>(0.022)  |
| 家庭劳动收入                | 0.100 ***<br>(0.024)  | 0.052 *<br>(0.029)    | 0.087 ***<br>(0.023) | 0.049 *<br>(0.029)   | 0.059 ***<br>(0.014) | 0.018<br>(0.017)      | 0.056 ***<br>(0.016) | 0.024<br>(0.021)     |
| 家庭人数                  | 0.043 **<br>(0.019)   | 0.042 **<br>(0.019)   | -0.023<br>(0.019)    | -0.024<br>(0.019)    | 0.028 **<br>(0.012)  | 0.027 **<br>(0.012)   | -0.015<br>(0.013)    | -0.016<br>(0.013)    |
| 儿子数量                  | 0.009<br>(0.047)      | 0.010<br>(0.047)      | 0.008<br>(0.042)     | 0.010<br>(0.042)     | 0.004<br>(0.030)     | 0.004<br>(0.030)      | 0.001<br>(0.030)     | 0.003<br>(0.030)     |
| 女儿数量                  | 0.043<br>(0.039)      | 0.042<br>(0.040)      | 0.017<br>(0.037)     | 0.016<br>(0.037)     | 0.019<br>(0.025)     | 0.018<br>(0.026)      | 0.008<br>(0.027)     | 0.008<br>(0.027)     |
| 未成年子女数                | -0.043<br>(0.045)     | -0.047<br>(0.045)     | -0.055<br>(0.041)    | -0.054<br>(0.041)    | -0.019<br>(0.029)    | -0.021<br>(0.029)     | -0.039<br>(0.030)    | -0.039<br>(0.030)    |
| 房产数                   | 0.058<br>(0.039)      | 0.060<br>(0.039)      | 0.099 **<br>(0.041)  | 0.098 **<br>(0.040)  | 0.036<br>(0.022)     | 0.037 *<br>(0.022)    | 0.072 ***<br>(0.027) | 0.071 ***<br>(0.027) |
| 汽车                    | 0.177 ***<br>(0.065)  | 0.179 ***<br>(0.065)  | 0.218 ***<br>(0.066) | 0.228 ***<br>(0.066) | 0.094 **<br>(0.037)  | 0.095 ***<br>(0.036)  | 0.132 ***<br>(0.042) | 0.141 ***<br>(0.042) |
| 地区固定效应                | YES                   | YES                   | YES                  | YES                  | YES                  | YES                   | YES                  | YES                  |
| 观测数                   | 2 841                 | 2 841                 | 2 826                | 2 826                | 2 841                | 2 841                 | 2 826                | 2 826                |
| Wald chi2/F           | 463.34                | 475.61                | 302.12               | 311.15               | 11.02                | 11.00                 | 7.12                 | 8.15                 |
| Prob>chi2/F           | 0.000                 | 0.000                 | 0.000                | 0.000                | 0.000                | 0.000                 | 0.000                | 0.000                |
| Pseudo R <sup>2</sup> | 0.083                 | 0.088                 | 0.053                | 0.054                | 0.148                | 0.160                 | 0.105                | 0.112                |

注:括号中为标准误,\*表示  $p < 0.1$ ,\*\*表示  $p < 0.05$ ,\*\*\*表示  $p < 0.01$ 。

(二) 异质性分析

前文考察了相对收入对生活幸福感的影响以及性别身份认同的重要调节作用。接下来,本文考察相对收入对生活幸福感影响的异质性。作为最基本的人口学特征,考察居住地、年龄、学历的异质性。

1. 不同居住地类型

表3 分别针对农村和城市地区人口进行回归<sup>①</sup>,回归均加入了前文中所提到的控制变量。在农村地区,相对收入对生活幸福感的负向影响程度为0.082,回归系数绝对值大于城市地区的0.062。

造成城乡样本回归结果差异的原因可能在于,农村和城市代表两种性别身份认同,城市和农村地区人口的生长环境和生活条件不同,农村地区人口的性别身份认同更为传统<sup>②</sup>。在农村家庭,人们预期丈夫收入应大于妻子,若出现妻子收入高于丈夫的情况,生活幸福感将大为下降。

表 3 相对收入对生活幸福感的影响(分居住地类型)

| 变量                    | 生活幸福感        |       | 生活幸福感        |       |
|-----------------------|--------------|-------|--------------|-------|
|                       | Panel A:城市地区 |       | Panel B:农村地区 |       |
|                       | 系数           | 标准误   | 系数           | 标准误   |
| 相对收入                  | -0.062 **    | 0.029 | -0.082 **    | 0.036 |
| 控制变量                  | YES          |       | YES          |       |
| 地区固定效应                | YES          |       | YES          |       |
| 观测数                   | 2 355        |       | 2 525        |       |
| Wald chi2             | 304.19       |       | 352.63       |       |
| Prob>chi2             | 0.000        |       | 0.000        |       |
| Pseudo R <sup>2</sup> | 0.070        |       | 0.070        |       |

注:\*\*表示  $p < 0.05$ 。

2. 不同年龄阶段

不同年龄段的性别身份认同存在较大差异<sup>③</sup>,因而回归系数可能存在较大差别。将受访者按年龄分样本回归,表4是按受访者年龄变量从小到大划分的分样本回归结果。可以看出,相对收入对幸福感的负向影响程度随受访者的年龄而增大。然而,在60后以下样本人群中,相对收入对生活幸福感的影响程度及其显著性明显下降,原因在于,在此类群体中,妻子相对收入较低,基本上是丈夫充当家庭经济支柱,这本身就反映了年龄越大,性别身份认同越传统。

①CGSS2012 询问了受访者的居住地类型,1=市/县城的中心城区,2=市/县城的边缘城区,3=市/县城的城乡结合部,4=市/县城区以外的镇,5=农村。将1和2归为城市地区样本,5归为农村地区样本。之所以采用地区分类而非户籍分类,是因为城乡比户籍更具文化含义。

②将“男人以事业为重,女人以家庭为重”、“男性能力天生比女性强”、“干得好不如嫁得好”、“在经济不景气时,应该先解雇女性员工”四种性别身份认同变量与地区变量做相关性检验,检验结果显示,农村地区人口比城市地区人口的性别身份认同更为传统,且此种关系在1%的统计水平下显著。

③年龄越大的受访者对“男人以事业为重,女人以家庭为重”、“男性能力天生比女性强”、“干得好不如嫁得好”、“在经济不景气时,应该先解雇女性员工”四个问题的同意程度越高,年龄变量与四个变量之间均呈1%显著正相关。受访者教育水平则与上述四个性别身份认同变量显著负相关,教育程度越低的人,其性别身份认同越传统,这与直觉相符。本文未显示上述相关性检验结果,感兴趣者可向作者索取。

表 4 相对收入对生活幸福感的影响(分年龄)

| 变量                    | 生活幸福感             |                       |                       |                   |
|-----------------------|-------------------|-----------------------|-----------------------|-------------------|
|                       | 80 后以上            | 70 后-80 后             | 60 后-70 后             | 60 后以下            |
| 相对收入                  | -0.015<br>(0.072) | -0.107 ***<br>(0.040) | -0.113 ***<br>(0.036) | -0.029<br>(0.041) |
| 控制变量                  | YES               | YES                   | YES                   | YES               |
| 地区固定效应                | YES               | YES                   | YES                   | YES               |
| 观测数                   | 800               | 1 646                 | 1 804                 | 1 417             |
| Wald chi2             | 153.26            | 252.63                | 294.22                | 213.62            |
| Prob>chi2             | 0.000             | 0.000                 | 0.000                 | 0.000             |
| Pseudo R <sup>2</sup> | 0.092             | 0.077                 | 0.074                 | 0.073             |

注:括号中为标准误,\*\*\*表示  $p < 0.01$ 。

### 3. 不同学历

由于受访者教育程度越高,性别身份认同可能越趋于现代化。表 5 对不同学历受访者进行了分样本回归,将较低学历者定义为初中以下及初中毕业的人群,将较高学历者定义为高中毕业、大学及以上学历的人群。由表 5 可知,受访者学历较低时相对收入对幸福感的负向影响程度及其显著性均高于学历较高的受访者。<sup>①</sup>

表 5 相对收入对生活幸福感的影响(分学历)

| 变量                    | 生活幸福感          |       | 生活幸福感          |       |
|-----------------------|----------------|-------|----------------|-------|
|                       | Panel A:较低学历人群 |       | Panel B:较高学历人群 |       |
|                       | 系数             | 标准误   | 系数             | 标准误   |
| 相对收入                  | -0.083 ***     | 0.030 | -0.066 *       | 0.036 |
| 控制变量                  | YES            |       | YES            |       |
| 地区固定效应                | YES            |       | YES            |       |
| 观测数                   | 3 713          |       | 1 954          |       |
| Wald chi2             | 449.78         |       | 247.67         |       |
| Prob>chi2             | 0.000          |       | 0.000          |       |
| Pseudo R <sup>2</sup> | 0.061          |       | 0.069          |       |

注:\*表示  $p < 0.1$ ,\*\*\*表示  $p < 0.01$ 。

## 五、相对收入对生活幸福感的影响机制分析

本文将从家庭劳动时间和市场劳动时间分配的角度,探究相对收入影响生活幸福感的机制。将性别身份认同按照是否传统进行划分,划分方法如下:将每个受访者对于“男人以事业为重,女人以家庭为重”、“男性能力天生比女性强”、“干得好不如嫁得好”、“在经济不景气时,应该先解雇女性员工”四个问题的回答得分进行加总,得到一个新变量 *score*。取变量 *score* 的中位数,若个人得分高于 *score* 变量的中位数,则定义为传统性别身份认同;若个人得分低于或等于 *score* 变量的中位数,则定义为现代性别身份认同。<sup>②</sup>

表 6 显示了相对收入对丈夫家庭劳动时间和妻子家庭劳动时间的影响。在现代性别身份认同家庭中,妻子相对收入的增加会显著提高丈夫的家庭劳动时间,同时减少妻子的家庭劳动时间。而在传统性别身份认同家庭中,相对收入对夫妻双方家庭劳动时间均无显著影

①对以上三组分样本回归进行回归系数的组间比较,均拒绝组间系数相等的原假设。

②*score* 的中位数等于 12,均值等于 11.74,采用均值和中位数划分所得结论相同。

响,妻子在工作之余还要照顾家庭,家务时间并没有因此减少。表 7 显示了相对收入对丈夫市场劳动时间和妻子市场劳动时间的影响。在现代性别身份认同家庭中,妻子相对收入越高,妻子的工作时间就越长,而丈夫则会相应减少自身的工作时间,表明家庭内部的比较优势在起主要作用。

表 6 相对收入对家庭劳动时间的影响(被解释变量:一周花在家务上的小时数)

| 变量             | Panel A:男性家庭劳动时间  |                     | Panel B:女性家庭劳动时间 |                      |
|----------------|-------------------|---------------------|------------------|----------------------|
|                | 传统性别身份认同者         | 现代性别身份认同者           | 传统性别身份认同者        | 现代性别身份认同者            |
| 相对收入           | -0.105<br>(0.300) | 1.205***<br>(0.447) | 0.629<br>(1.063) | -2.413***<br>(0.549) |
| 控制变量           | YES               | YES                 | YES              | YES                  |
| 地区固定效应         | YES               | YES                 | YES              | YES                  |
| 观测数            | 1 054             | 1 539               | 1 144            | 1 629                |
| F 值            | 3.15              | 4.88                | 3.40             | 6.06                 |
| Prob>F         | 0.000             | 0.000               | 0.000            | 0.000                |
| R <sup>2</sup> | 0.103             | 0.137               | 0.109            | 0.155                |

注:括号中为标准误,\*\*\*表示  $p < 0.01$ 。

表 7 相对收入对市场劳动时间的影响(被解释变量:一周花在工作上的小时数)

| 变量             | Panel A:男性市场劳动时间  |                    | Panel B:女性市场劳动时间 |                     |
|----------------|-------------------|--------------------|------------------|---------------------|
|                | 传统性别身份认同者         | 现代性别身份认同者          | 传统性别身份认同者        | 现代性别身份认同者           |
| 相对收入           | -1.371<br>(0.877) | -1.378*<br>(0.778) | 1.075<br>(0.898) | 3.185***<br>(0.578) |
| 控制变量           | YES               | YES                | YES              | YES                 |
| 地区固定效应         | YES               | YES                | YES              | YES                 |
| 观测数            | 2 137             | 3 027              | 1 571            | 2 292               |
| F 值            | 5.86              | 8.55               | 5.69             | 6.73                |
| Prob>F         | 0.000             | 0.000              | 0.000            | 0.000               |
| R <sup>2</sup> | 0.082             | 0.095              | 0.133            | 0.098               |

注:括号中为标准误,\*表示  $p < 0.1$ ,\*\*\*表示  $p < 0.01$ 。

中国传统文化中“男主外、女主内”的思想根深蒂固,中国大部分家庭中丈夫的收入高于妻子。对于持有传统性别身份认同的女性,若自己的收入高于丈夫,则会对丈夫经济责任的缺失感到不满,同时,性别身份认同使得她们还要继续承担家务劳动和教育子女等重任,由于时间精力有限,女性自身在劳动力市场上的比较优势又得不到充分发挥,不幸福感油然而生。对于持有传统性别身份认同的男性,随着相对收入的提高,妻子会要求更多的家庭内部权利,从而引发夫妻双方在家务劳动和家庭权利分配中的矛盾,丈夫的主导地位受到挑战,传统性别身份认同的男性认为“女性应以家庭为重”,自然不愿意更多地分担家庭劳动。

对于现代性别身份认同的男性而言,随着妻子相对收入的提高和工作时间的增多,他们愿意分担更多的家务劳动,更能够接受平等的家庭权利再分配,而非必须男性占据家庭主导权,夫妻双方共同承担挣钱和家务劳动的责任,压缩市场劳动时间、增加家庭劳动时间成为现代性别身份认同的男性的选项;对现代性别身份认同的女性而言,诸如“男人赚钱应比女人多”等传统的性别身份认同不再重要,妻子不再抱怨比丈夫分担了更多的经济责任,具有事业心的女性可以在劳动市场上更好地发挥其比较优势,女性也不必在承担了家庭主要经济责任的同时仍维持原有的家庭劳动时间,其家庭劳动时间相应减少,夫妻双方各自发挥比较优势。此时,相对收入对于夫妻双方生活幸福感的影响大为弱化。

## 六、稳健性检验

### (一) 相对收入的再衡量

本文采用两种方法对相对收入进行再衡量。方法一,考虑到采用实际相对收入来衡量家庭内部相对收入可能存在反向因果导致的内生性问题。有研究指出,一些能力较强的女性(特别是能力超过丈夫的女性)为了避免收入超过丈夫带来的婚姻不稳定以及伴随的幸福感下降,在工作中可能会降低自身工作努力程度,甚至选择不工作以避免对丈夫的家庭地位形成冲击(Fortin, 2015)。<sup>①</sup> 基于此,在稳健性检验部分,借鉴 Bertrand 等(2015)和张正东(2017)的方法,使用妻子潜在收入超过丈夫的概率来衡量相对收入。<sup>②</sup> 方法二,借鉴 Rogers(2004)采用分类变量,女性年实际劳动收入占夫妻实际劳动收入的比例低于40%,定义为相对低收入,介于40%–60%属于夫妻收入等同,高于60%属于相对高收入。采用新的衡量方法后,回归结果并未发生明显变化,本文结论在以上两种衡量方法中均得到证实。

### (二) 考虑相对收入对幸福感的非线性影响

在妻子相对收入较低时,出于增加家庭经济实力和总效用的考虑,生活幸福感可能会随妻子相对收入而增加,“总收入假说”占据主导。而当妻子相对收入高于某一临界值时,受传统观念影响,相对收入对生活幸福感的影响可能转而为负,“女性经济独立假说”占据主导。为此,考虑相对收入对生活幸福感的非线性影响。回归结果表明,相对收入对生活幸福感的影响并不存在非线性关系,同时性别身份认同仍是关键变量。<sup>③</sup>

## 七、结论

随着劳动力市场的完善、人力资本的提高,女性劳动收入开始增长,妻子收入超过丈夫的家庭数量逐年攀升。现有研究大多认为女性相对工资的增长不利于婚姻幸福。本文尝试探究“男人以事业为重、女人以家庭为重”等普遍存在的性别身份认同对相对收入与幸福感之间关系的影响及其影响机制。利用 CGSS2012 年家庭微观调查数据,本文实证考察相对收入对夫妻双方生活幸福感的影响及影响程度随性别身份认同如何变化,并进一步从家庭劳动时间和市场劳动时间分配的角度探讨相对收入影响生活幸福感的机制。本文还考察了相对收入对于生活幸福感的影响在不同居住地、年龄、学历人群中的异质性。

研究结果表明,妻子相对收入的增加不仅会降低男性的生活幸福感,也会降低女性自身

<sup>①</sup>Bertrand 等(2015)发现,当妻子收入高于丈夫时,妻子的收入会急速下降,妻子次年继续留在劳动力市场的概率降低1.9%,同时,她会缩短工作时间,主动阻止自己的职业生涯前进以避免比丈夫更成功。Bertrand(2013)认为,当妻子收入高于丈夫时,妻子会故意压低自己的工资,或者选择从劳动力市场退出。因此,可能存在部分能力较强的女性为了家庭和谐而压抑自己的事业心,甚至退出劳动力市场,使得幸福感反向影响其实际收入。

<sup>②</sup>妻子的潜在收入是从具有相同年龄、学历和户籍的人口统计群体的潜在收入分布中随机抽取的,与配偶的实际收入相比可以得到妻子收入超过丈夫的概率,其概率等于  $1/19 \sum I \cdot \{\omega_i^p > \text{husblIncome}_i\}$ , 其中  $\omega_i^p$  是在调查年份具有相同年龄、学历和户籍的女性统计群体的  $p$  分位收入。 $p$  是20分位数,  $\text{husblIncome}$  是丈夫的实际收入,  $I \cdot$  表示示性函数。女性年龄分为4组,20–30岁、30–40岁、40–50岁和50–60岁;学历分为4组,初中以下、初中毕业、高中毕业、大学及研究生毕业;户籍分为城市户口和农村户口,总计共有32(4×4×2)个女性统计群体。对于该方法的介绍,具体可参见 Bertrand 等(2015)和张正东(2017)。

<sup>③</sup>篇幅所限,未展示所有稳健性回归结果,感兴趣者可向作者索取。

的生活幸福感,但同等程度相对收入的增加对男性幸福感的负向影响程度显著高于女性。另一方面,传统性别身份认同感越强,妻子相对收入的提高对于生活幸福感的负向影响程度越大。进一步地,夫妻双方对于家庭劳动时间和市场劳动时间如何分配是导致在不同性别身份认同下,相对收入影响生活幸福感的程度存在显著差异的重要原因。在现代性别身份认同家庭中,妻子收入超过配偶的可能性越大,丈夫的家庭劳动时间和妻子的市场劳动时间越长,同时妻子的家庭劳动时间和丈夫的市场劳动时间越短,表明比较优势在起主要作用。在传统性别身份认同家庭中,相对收入对夫妻双方家庭劳动时间均无显著影响,妻子在工作之余还要照顾家庭,家务时间并没有因此而减少。

此外,相对收入对生活幸福感的影响在不同居住地、年龄、学历人群中存在异质性。在城市地区人口和较高学历人群中,妻子相对收入对生活幸福感的影响有所弱化。城市地区人口和农村地区人口的生长环境和生活条件不同,农村地区的性别身份认同更为传统,而接受教育有助于形成现代性别身份认同。以往研究未考虑到性别身份认同所发挥的作用,不同地域乃至不同国家的文化和观念殊异,因此使用不同区域样本则可能会得出差异化的研究结论。

随着女性经济地位的不断提高,维护婚姻稳定,消除由于妻子收入高于丈夫所产生的婚姻冲突是现阶段提高居民生活幸福感的现实课题。缓解女性相对收入的提高对婚姻双方幸福感的负向影响可以从破除传统性别身份认同入手,夯实男女平等基本国策的价值观基础,从而为降低离婚率提供预防和干预措施。可以预期,随着城镇化的不断推进以及国民教育水平的进一步提升,性别身份认同将不断发生变化,这种变化将弱化家庭内部相对收入对个体生活幸福感的负向影响。

### 参考文献:

1. 顾辉, 2013:《国家、市场与传统社会性别观念回潮》,《学术界》第7期。
2. 雷晓燕、许文健、赵耀辉, 2014:《高攀的婚姻更令人满意吗? 婚姻匹配模式及其长远影响》,《经济学(季刊)》第1期。
3. 李成华、靳小怡, 2012:《夫妻相对资源和情感关系对农民工婚姻暴力的影响——基于性别视角的分析》,《社会》第1期。
4. 李亮、杨雪燕, 2009:《外出务工背景下夫妻资源对农村女性家务分工期望的影响——基于巢湖市居巢区的实证研究》,《社会》第2期。
5. 齐良书, 2005:《议价能力变化对家务劳动时间配置的影响——来自中国双收入家庭的经验证据》,《经济研究》第9期。
6. 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。
7. 邢占军, 2011:《我国居民收入与幸福感关系的研究》,《社会学研究》第1期。
8. 徐映梅、夏伦, 2014:《中国居民主观幸福感影响因素分析——一个综合分析框架》,《中南财经政法大学学报》第2期。
9. 尹志超、杨超, 2017:《夫妻相对收入与幸福感》,《社会科学辑刊》第6期。
10. 于嘉, 2014:《性别观念、现代化与女性的家务劳动时间》,《社会》第2期。
11. 张爽, 2006:《非线性模型中多个交互项的估计》,《世界经济文汇》第3期。
12. 张学志、才国伟, 2011:《收入、价值观与居民幸福感——来自广东成人调查数据的经验证据》,《管理世界》第9期。
13. 张正东, 2017:《相对收入对夫妻双方劳动供给的影响:比较优势还是社会规范?》,《经济学报》第2期。
14. 周冬华、赵玉洁, 2016:《证券分析师盈余预测乐观倾向:利益关联还是启发式认知偏差?》,《管理评论》第1期。
15. 邹韻、孙秀林, 2016:《家庭通婚类型对女性家务劳动时间的影响》,《社会发展研究》第1期。
16. Akerlof, A.G., and E.R. Kranton. 2000. "Economics and Identity." *Quarterly Journal of Economics* 115(3): 715 - 753.
17. Becker, G.S. 1981. *A Treatise on the Family*. Cambridge, MA: Harvard University Press.
18. Bertrand, M. 2013. "Career, Family, and the Well-Being of College-Educated Women." *American Economic*

- Review: Papers & Proceedings* 103(3): 244–250.
19. Bertrand, M., E. Kamenica, and J. Pan. 2015. “Gender Identity and Relative Income within Households.” *Quarterly Journal of Economics* 130(2): 571–614.
  20. Bittman, M., P. England, L. Sayer, N. Folbre, and G. Matheson. 2003. “When Does Gender Trump Money? Bargaining and Time in Household Work.” *American Journal of Sociology* 109(1): 186–214.
  21. Blau, F., and K. Lawrence. 2016. “The Gender Wage Gap: Extent, Trends and Explanations.” NBER Working Paper 21913.
  22. Ferrer-i- Carbonell, A. 2005. “Income and Well-being: An Empirical Analysis of the Comparison Income Effect.” *Journal of Public Economics* 89(5–6): 997–1019.
  23. Fortin, N.M. 2015. “Gender Role Attitudes and Women’s Labor Market Participation: Opting-out, AIDS, and the Persistent Appeal of Housewifery.” *Annals of Economics and Statistics* 117–118: 379–401.
  24. Furdyna, H.E., M.B. Tucker, and A.D. James. 2008. “Relative Spousal Earnings and Marital Happiness among African American and White Women.” *Journal of Marriage and Family* 70(2): 332–344.
  25. Hare, D. 2016. “What Accounts for the Decline in Labor Force Participation among Married Women in Urban China, 1991–2011?” *China Economic Review* 38: 251–266.
  26. Luttmer, E.F.P. 2005. “Neighbors as Negatives: Relative Earnings and Well-Being.” *The Quarterly Journal of Economics* 120(3): 963–1002.
  27. Norton, E.C., H. Wang, and C. Ai. 2004. “Computing Interaction Effects and Standard Errors in Logit and Probit Models.” *The Stata Journal* 4(2): 154–167.
  28. Oppenheimer, V. K. 1997. “Women’s Employment and the Gain to Marriage: The Specialization and Trading Model.” *Annual Review of Sociology* 23(1): 431–453.
  29. Rogers, S.J. 2004. “Dollars, Dependency, and Divorce: Four Perspectives on the Role of Wives’ Income.” *Journal of Marriage and Family* 66(1): 49–74.
  30. Rogers, S.J., and D.D. Deboer. 2001. “Changes in Wives’ Income: Effects on Marital Happiness, Psychological Well-Being, and the Risk of Divorce.” *Journal of Marriage and the Family* 63(2): 458–472.

## Relative Income within Household, Gender Identity and Chinese Individual Living Happiness—Empirical Study Based on CGSS Datas

Cheng Chao<sup>1</sup> and Wen Xingxiang<sup>2</sup>

(1: Department of Economics, Jiangsu Administration College;

2: School of Economics, Nanjing University of Finance and Economics)

**Abstract:** The improvement of female income has changed the relative income within household. How does relative income affect individual living happiness? Does gender identity play an important role? And what is the mechanism behind those impacts? Using CGSS2012 survey datas, estimation results show that increasing in relative income of wife has a negative impact on the well-being of both men and women, but more on men. On the other side, the increasing of relative income of wife has a greater negative impact on both spouse’s life happiness, especially for those households with higher sense of traditional gender identity. Furthermore, the allocation of household time and market time between husband and wife is an important reason why we observe significant difference in the degree of impact which relative income has on life happiness under different gender identity. In modern gender identity family, the increase in relative income is accompanied with an increase in her husband’s household time and market time of the wife, with the reduction of wife’s household time and her husband’s market time. In traditional gender identity family, the increase in relative income is not accompanied with wife’s household income. This paper enriches the research on the happiness of Chinese residents from the perspective of relative income within household.

**Keywords:** Relative Income, Gender Identity, Time Allocation, Living Happiness

**JEL Classification:** C31, D13, J22

(责任编辑:陈永清)