

# 性别身份认同对女性劳动供给和家庭收入结构的影响

——教育与城乡差异的视角

方 颖 蓝嘉俊 杨 阳\*

**摘 要** 在中国劳动供给不足日益显现的背景下,本文考察性别身份认同对女性劳动供给和家庭收入结构的影响。首先,婚姻市场层面分析证实了中国存在性别身份认同规范;其次,妻子潜在收入超过丈夫的概率越高使妻子劳动参与的概率越低,或使妻子实际收入越有可能低于其潜在收入、相对收入越低、越有可能是家庭帮工;再次,低教育和农业户口组受性别身份认同影响更大;最后,当妻子收入超过丈夫时,随后一年妻子不工作的概率显著上升。

**关键词** 女性劳动参与,性别身份认同,教育

**DOI:** 10.13821/j.cnki.ceq.2021.05.10

## 一、引 言

在老龄化和劳动参与率下降的趋势下,中国劳动供给不足的问题日益显现。图 1 表明中国人口劳动参与率呈下降趋势,女性劳动参与率长期低于男性,且下降幅度高于男性。由于老龄化趋势难以逆转,劳动参与率将对中国劳动供给规模起到决定性作用,劳动参与率进一步下降无疑将加剧劳动供给不足问题。随着中国经济结构转型升级,未来将不断发展服务业,而服务业中女性具有比较优势,那么女性劳动参与率下降尤其突出的趋势将进一步带

\* 方颖,厦门大学王亚南经济研究院,厦门大学经济学院统计学与数据科学系,计量经济学教育部重点实验室(厦门大学),福建省统计科学重点实验室;蓝嘉俊,华侨大学经济与金融学院;杨阳,美国加利福尼亚大学圣迭戈分校政治科学系。通信作者及地址:蓝嘉俊,福建省泉州市丰泽区城华北路 269 号华侨大学经济与金融学院,362021;电话:15959283365;E-mail: jiajun\_lan@hqu.edu.cn。本文感谢国家杰出青年科学基金(71625001)、国家自然科学基金重点项目(71631004)、国家自然科学基金基础科学中心项目(71988101)和国家自然科学基金青年项目(72003072)的资助。本文曾先后报告于西南财经大学“第二届中国劳动经济学者论坛”、上海对外经贸大学“应用微观计量经济学暑期学校(2017)”、暨南大学“第十七届中国青年经济学者论坛”、宁夏大学“第十七届中国经济学会年会”、中国社会科学院“中国劳动经济学者论坛——第九次季会”和华南师范大学“中国青年经济学家联谊会 2018 年广州工作坊”等,感谢与会者的宝贵意见和建议。感谢三位匿名审稿人的建设性意见和建议,文责自负。

来劳动供给不足和劳工成本上升等问题。因此,劳动参与率下降对于中国经济而言是一个非常需要关注的问题。由于男性劳动参与率基本稳定,而女性劳动参与率处于较低水平,因此寻找提高女性劳动参与率的因素能为缓解中国劳动供给不足的问题提供政策启示。

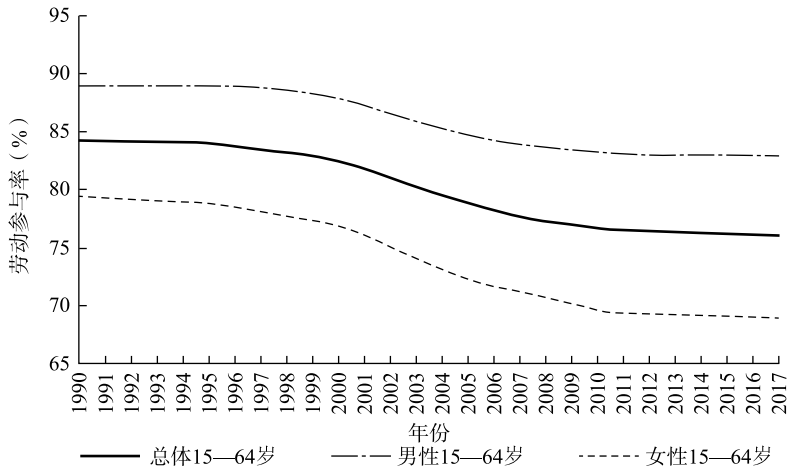


图1 中国劳动参与率变化趋势

数据来源:世界发展指标数据库。

目前学界主要从经济体制转轨(陆铭和葛苏勤,2000)、失业与严峻就业形势(蔡昉和王美艳,2004)、多代同堂家庭结构(沈可等,2012)和家庭老年照料(陈璐等,2016)等角度解释中国女性劳动参与率的下降。与已有文献不同,本文将从性别身份认同视角进行解释。Akerlof and Kranton (2010)定义了性别身份认同,丈夫的理想角色是“养家糊口”,而妻子的理想角色是“家庭主妇”。Bertrand *et al.* (2015)则进一步将性别身份认同定义为便于量化的“丈夫收入应超过其妻子”的行为规范。

本文亦采用“丈夫收入应超过其妻子”作为性别身份认同规范的衡量,并利用2005年中国1%人口抽样调查和2010—2016年中国家庭追踪调查数据进行经验研究。首先,婚姻市场层面分析证实了中国存在性别身份认同规范。其次,家庭层面分析表明:(1)当妻子潜在收入超过丈夫的概率越高时,妻子劳动参与概率越低;对于有工作的妻子,妻子实际收入越有可能低于其潜在收入,相对收入越低,就业身份越有可能是家庭帮工;而丈夫实际收入越有可能高于其潜在收入。并且,低教育和农业户口组受性别身份认同影响更大。(2)家庭收入很低的群体的性别身份认同被弱化。(3)当妻子工资收入超过丈夫时,随后一年妻子不工作的概率显著上升。

自Bertrand *et al.* (2015)的开创性研究以来,学者们利用各国数据考察性别身份认同对婚姻市场和劳动力市场的影响(Eriksson and Stenberg, 2015;

Wieber and Holst, 2015; Lippmann *et al.*, 2016; Codazzi *et al.*, 2017; Ye and Zhao, 2018; 张正东, 2017; 续继和黄娅娜, 2018)。本文的创新性和边际贡献主要体现在：(1) 本文在 Akerlof and Kranton (2000) 基础上构建了丈夫和妻子选择是否工作的博弈框架。(2) 本文从教育与城乡差异视角考察了性别身份认同影响的异质性，这不仅可以解释已有文献的不同结论，而且使结论更具政策意义。(3) 本文考察了性别身份认同对家庭收入结构的影响及其对不同收入群体的影响差异，这是对现有分析框架的拓展。(4) 本文根据梯度匹配考虑婚姻市场间互动的情形，这不仅是研究方法上的创新，而且更符合中国婚姻匹配的特点。(5) 在其他若干研究方法上，根据中国特点有所改进，比如本文在使用 Bartik 方法时，将制造业细分为制造业（偏男性）和制造业（偏女性）两大类，并对妻子劳动参与的估计可能受到的遗漏变量偏误进行了量化分析。

## 二、文献综述与理论机制

### （一）文献综述

中国女性劳动参与率持续下降引起学界广泛关注。陆铭和葛苏勤（2000）认为计划经济向市场经济转轨是主要原因。蔡昉和王美艳（2004）则认为原因在于失业与严峻的就业形势。沈可等（2012）研究表明多代同堂显著提高女性劳动参与概率。然而，为父母公婆提供家庭照料对女性劳动参与有负向影响（陈璐等，2016）。宋月萍（2019）研究发现年轻已婚女性与父母同住对其劳动参与先有正向影响，再转变为负向影响。刘爱玉（2018）研究认为城镇女性劳动参与是制度、物质和资源环境交互作用的结果，并且性别观念具有调节作用。

以上文献有助于理解中国女性劳动参与率下降的原因，然而鲜有文献从性别身份认同视角进行研究。Akerlof and Kranton (2000) 将身份认同定义为属于某一社会类别的自我感觉，并伴随着对这一社会类别人群所应有的行为规范。Bertrand *et al.* (2015) 将性别身份认同定义为“丈夫收入应超过其妻子”的行为规范，他们利用美国家庭数据研究发现当女性收入超过男性的潜在概率越高时，结婚率越低；当妻子潜在收入超过丈夫的概率越高时，妻子越有可能不参加工作，而且即使参加工作，其实际收入越有可能低于潜在收入。此后，学界出现了一支检验性别身份认同与女性劳动力市场表现关系的文献。概括来讲，瑞典和东德不存在性别身份认同规范（Eriksson and Stenberg, 2015; Wieber and Holst, 2015），而巴西和西德存在这一规范

(Codazzi *et al.*, 2017; Lippmann *et al.*, 2016)。

目前,国内关于性别身份认同的研究多数来自社会学领域。於嘉(2014)研究发现城镇女性相对收入上升使其家务劳动时间下降。刘爱玉等(2015)研究发现城镇女性家务劳动分工受经济依赖和性别观念交互影响。杨菊华等(2014)研究发现中国性别分工观念出现向传统回归的趋势,并且城镇女性性别观念较为现代。与此同时,经济学领域学者们的相关研究也日益增多。张正东(2017)利用城镇住户调查数据研究发现妻子潜在收入超过丈夫的概率的提高对其劳动供给影响不显著。然而,他在划分人口特征组时未考虑地区维度,并且少数民族和农业户口样本不具有代表性。Ye and Zhao(2018)以是否同意“男人以事业为重,女人以家庭为重”衡量性别身份认同强度,研究发现性别身份认同显著降低了女性劳动参与。张川川和王靖雯(2020)研究发现传统性别角色观念对女性就业和收入具有负向影响。然而,本文对于性别身份认同的度量与上述两篇文献不同。

续继和黄娅娜(2018)研究表明中国女性劳动供给受性别身份认同规范的影响。然而,她们未考虑教育与城乡影响差异,未分析性别身份认同对家庭收入结构的影响,也未考虑婚姻梯度匹配以及遗漏变量偏误对妻子劳动参与估计的影响。此外,她们的女性高收入率指标与Bertrand *et al.*(2015)不同,在使用Bartik方法时未考虑制造业下属行业就业女性比重存在明显差异的问题,在划分人口特征组时未考虑民族维度。她们利用2005年中国1%人口抽样调查数据得到丈夫和妻子非农户口比重分别为3.72%和3.38%,远低于现实水平,本文使用相同数据得到的结果分别为27.8%和26.0%。最后,她们的研究侧重于考察性别身份认同的一系列影响,而本文是在中国劳动供给不足以及女性劳动参与率下降得更快的背景下所进行的研究,本文能够从性别身份认同视角解释中国女性劳动参与率的下降,并且教育与城乡差异视角的分析有助于寻找缓解中国劳动供给不足的政策建议。

## (二) 理论机制

第一,本文简要阐述身份认同如何影响个体效用。Akerlof and Kranton(2000)从心理学和社会学领域将身份认同(identity)引入经济学分析,并提出包含身份认同的效用函数。心理学家认为内化规则对个体行为具有重要影响,个体若违背其内化规则,将感到焦虑。个体身份认同或自我,必须时刻抵御这种焦虑感,以保持团结意识(Thomas, 1996)。个体若遵守行为规范将增强其自我意识并提高其身份认同效用。相反,个体若违背行为规范将使其感到焦虑,并降低其身份认同效用。此外,个体会认同自己属于某一社会类别,并遵守该社会类别的行为规范,即个体通过身份认同建立内化规则。

当其他个体行为违背该个体的内化规则时，也将使其感到焦虑。因此，身份认同具有外部性，若其他个体违背行为规范，将降低该个体的身份认同效用。

第二，本文分析性别身份认同对结婚率的影响。根据 Bertrand *et al.* (2015) 的研究，本文将“丈夫收入应超过其妻子”作为性别身份认同的行为规范。婚前，如果女性选择的男性配偶收入比她低，这一行为违背了性别身份认同规范，将对女性的身份认同效用产生负向影响。因此，性别身份认同规范将阻碍女性选择收入比她低的男性配偶。在婚姻市场上，如果女性收入超过男性的潜在概率越高，此时个体越不容易找到符合性别身份认同规范的配偶，该婚姻市场的结婚率越低。由此本文提出第一个假说：

**假说1** 婚姻市场上，如果女性收入超过男性的潜在概率越高，该婚姻市场的结婚率越低。

第三，在 Akerlof and Kranton (2000) 的基础上，本文构建丈夫和妻子选择是否工作的博弈框架来分析性别身份认同对女性劳动供给的影响。个体效用由标准效用最大化模型和身份认同效用共同决定。首先，考虑标准效用最大化模型，假设丈夫和妻子选择工作获得的收入分别为  $y_m$  和  $y_f$ ，他们从工作收入获得的效用分别为  $\ln y_m$  和  $\ln y_f$ ；如果不工作，效用为 0。其次，考虑身份认同效用。如果妻子工作收入超过丈夫，那么妻子选择工作将违背行为规范，这使妻子自身身份认同效用损失  $I_s$ 。此外，由于身份认同具有外部性，这也会使丈夫身份认同效用损失  $I_o$ 。当妻子选择工作时，由于妻子工作收入可能超过丈夫，此时丈夫可以选择“回应”的行动，譬如通过争吵、不做家务以及威胁离婚等方式。这将恢复丈夫所损失的身份认同效用 ( $I_o$ )，并使妻子效用下降  $L$ ，假设丈夫选择“回应”的成本为  $C$ 。

图2是丈夫和妻子选择是否工作的博弈决策树。(1) 丈夫先做决策，在标准效用最大化模型和行为规范影响下，丈夫确定会选择“工作”。(2) 妻子若选择“不工作”，那么丈夫和妻子最终获得的效用分别为  $\ln y_m$  和 0。(3) 妻子若选择“工作”，假设妻子工作收入超过丈夫的概率为  $p$ ，那么妻子“工作”使妻子自身身份认同效用损失的期望为  $p \cdot I_s$ ，也使丈夫身份认同效用损失的期望为  $p \cdot I_o$ 。(4) 当妻子选择“工作”时，丈夫可以选择是否“回应”。如果丈夫选择“不回应”，那么丈夫和妻子最终获得的效用分别为  $\ln y_m - p \cdot I_o$  和  $\ln y_f - p \cdot I_s$ 。如果丈夫选择“回应”，那么丈夫和妻子最终获得的效用分别为  $\ln y_m - C$  和  $\ln y_f - p \cdot I_s - L$ 。

对于上述博弈，有4个可能的子博弈均衡。(1) 当  $p \cdot I_s > \ln y_f$  时，无论丈夫选择“回应”或“不回应”，妻子都选择“不工作”；(2) 当  $C > p \cdot I_o$  且

$p \cdot I_s < \ln y_f$  时, 丈夫选择“不回应”, 妻子选择“工作”; (3) 当  $C < p \cdot I_o$  且  $p \cdot I_s + L < \ln y_f$  时, 丈夫选择“回应”, 妻子选择“工作”; (4) 当  $C < p \cdot I_o$  且  $p \cdot I_s < \ln y_f < p \cdot I_s + L$  时, 丈夫阻止妻子选择“工作”, 妻子选择“不工作”。

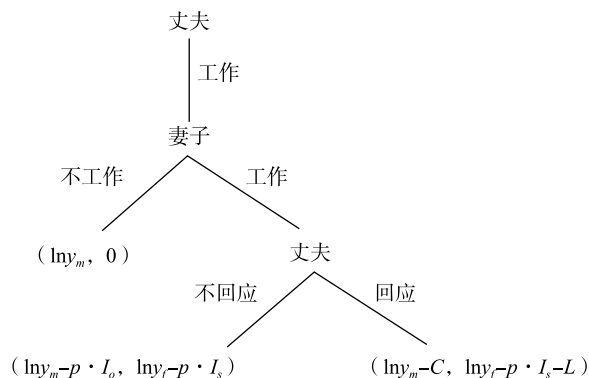


图2 丈夫和妻子选择是否工作的博弈决策树

本文分析妻子工作收入超过丈夫的概率 ( $p$ ) 的变化对妻子劳动供给的影响。(1) 对于第1个子博弈均衡,  $p$  越大使  $p \cdot I_s > \ln y_f$  越有可能成立, 因此  $p$  越大使妻子越有可能选择“不工作”; (2) 对于第2个子博弈均衡,  $p$  越大使  $C > p \cdot I_o$  和  $p \cdot I_s < \ln y_f$  越不可能成立, 因此  $p$  越大使妻子越有可能选择“不工作”; (3) 比较第3、4个子博弈均衡,  $p$  越大使  $C < p \cdot I_o$  越有可能成立, 并且  $p$  越大使  $p \cdot I_s + L < \ln y_f$  越不可能成立, 而使  $p \cdot I_s < \ln y_f < p \cdot I_s + L$  越有可能成立, 因此对于第3、4个子博弈均衡的分析结果也表明  $p$  越大使妻子越有可能选择“不工作”。在经验分析中, 本文计算妻子潜在收入超过丈夫的概率, 以此作为理论分析中  $p$  的代理指标。

由此本文提出第二个假说:

**假说2** 如果妻子潜在收入超过丈夫的概率越高, 那么妻子劳动参与概率越低。

### 三、数据与统计描述

#### (一) 数据

本文主要使用2005年中国1%人口抽样调查数据, 此外还使用2010、2012、2014、2016年中国家庭追踪调查(CFPS)数据做进一步验证。为考察在婚姻市场和劳动力市场上相对活跃的群体, 本文仅保留2005年中国1%人口抽样调查数据中22—51岁男性和20—49岁女性的样本。

## （二）婚姻市场层面

本文根据5个维度划分中国婚姻市场：（1）居住省份；（2）教育组别：未上过学、小学；初中；高中、专科、本科、研究生及以上；（3）户口：非农户口、农业户口；（4）年龄组别：20—29W（22—31M）、30—39W（32—41M）、40—49W（42—51M）<sup>1</sup>；（5）民族：汉族、少数民族。

划分婚姻市场后，可计算女性收入超过男性的潜在概率（*Pr\_Woman*）指标。每次在每个婚姻市场中随机抽取一名男性和一名女性，当女性收入超过男性时记为1，否则为0；为使抽取结果具有代表性，有放回地抽取2000次，那么婚姻市场中女性收入超过男性的潜在概率是所抽取结果中女性收入超过男性所发生的次数与2000的比值。当对婚姻市场中男、女人数量限制为10、20、30、40、50和100人以上时，*Pr\_Woman*变量的均值介于0.285—0.286。为使婚姻市场的样本具有代表性，本文选取限制为50人以上的指标作为基准，满足此条件的婚姻市场为677个。

婚姻市场层面使用的变量描述如下：*Share\_Married*变量指婚姻市场中已婚男性占男性人口的比重，衡量结婚率水平，均值为0.844；*Pr\_Woman*变量指女性收入超过男性的潜在概率，均值为0.285；此外，控制变量包括各婚姻市场女性和男性平均月收入、女性和男性平均受教育年限、性别比、女性和男性人数、女性和男性收入的各十分位数。<sup>2</sup>

## （三）家庭层面

在家庭层面，本文剔除集体户和因在校学习、丧失劳动能力、离退休、承包土地被征用而无法工作的样本。本文仅保留夫妇婚姻状况均为初婚有配偶、丈夫年龄为22—51岁、妻子年龄为20—49岁、丈夫有工作且收入大于0、夫妇对应人口特征组人数均 $\geq 50$ 人的已婚夫妇样本。此外，本文剔除月收入为异常值的样本以及省份、教育、户口、年龄和民族变量有缺失值的样本，最终得到258 827对夫妇样本。

表1是家庭层面变量的统计描述。首先，将妻子有工作或者虽没工作但在三个月内找过工作的样本定义为有劳动参与，妻子是否有劳动参与变量（*LFP\_Wife*）的均值为0.850。其次，如果妻子有工作，可计算妻子实际与潜在收入差距变量（*Inc\_Gap\_Wife*），计算公式如式（1）：

$$Inc\_Gap\_Wife_i = \frac{Inc\_Wife_i - Inc\_Wife\_Potential_i}{Inc\_Wife\_Potential_i}, \quad (1)$$

<sup>1</sup> 例如20—29W（22—31M）指的是22—31岁男性对应20—29岁女性。

<sup>2</sup> 限于篇幅，未报告婚姻市场层面变量统计描述，备索。

其中,  $Inc\_Wife\_Potential$  指妻子的潜在收入, 计算方法与 Bertrand *et al.* (2015) 相同, 即计算妻子所对应人口特征组组内的所有工作收入大于 0 的女性收入均值<sup>3</sup>;  $Inc\_Wife$  指妻子的工资月收入。若  $Inc\_Gap\_Wife$  小于 0, 说明妻子实际工作收入低于其潜在收入。同理, 本文构造了丈夫实际与潜在收入差距变量 ( $Inc\_Gap\_Hus$ )。

表 1 家庭层面变量统计描述

变量名	定义	观测数	均值	标准差	最小值	最大值
$LFP\_Wife$	妻子是否有劳动参与	258 827	0.850	0.357	0	1
$Inc\_Gap\_Wife$	妻子实际与潜在收入差距	208 401	0.000	0.774	-0.997	41.283
$Relative\_Inc$	妻子相对收入	258 827	0.338	0.195	0	0.989
$HHworker\_Wife$	妻子是否为家庭帮工	87 200	0.067	0.250	0	1
$Boss\_Wife$	妻子是否为雇主	87 200	0.030	0.171	0	1
$Inc\_Gap\_Hus$	丈夫实际与潜在收入差距	258 827	0.069	1.038	-0.997	138.829
$Pr\_Wife$	妻子潜在收入超过丈夫的概率	258 827	0.273	0.282	0	1
$Pr\_Wife\_Potential$	妻子潜在收入超过丈夫潜在收入的概率	258 827	0.285	0.076	0.064	0.571

注: 限于篇幅, 未报告其他控制变量的统计描述, 备索。

本部分核心解释变量是妻子潜在收入超过丈夫的概率 ( $Pr\_Wife$ ), 计算公式如式 (2):

$$Pr\_Wife_i = \frac{1}{19} \sum_p 1\{\omega_i^p > Inc\_Hus_i\}, \quad (2)$$

其中, 对于  $p \in \{5, 10, \dots, 95\}$ ,  $\omega_i^p$  指对于妻子所对应人口特征组中所有工作收入大于 0 的女性收入的第  $p$  百分位上的数值,  $Inc\_Hus$  指丈夫的工资月收入。 $Pr\_Wife$  变量均值为 0.273, 标准差为 0.282, 具有较大变异性。

本文根据类似方法计算了妻子潜在收入超过丈夫潜在收入的概率变量 ( $Pr\_Wife\_Potential$ ), 计算公式如式 (3):

$$Pr\_Wife\_Potential_i = \frac{1}{361} \sum_p \sum_q 1\{\omega_i^p > h_i^q\}, \quad (3)$$

其中, 对于  $p, q \in \{5, 10, \dots, 95\}$ ,  $\omega_i^p$  的定义与式 (2) 相同,  $h_i^q$  指对于丈夫所对应人口特征组中所有工作收入大于 0 的男性收入的第  $q$  百分位上的数值。

<sup>3</sup> 人口特征组在年龄和教育上做更细的划分, 年龄按照每 5 岁一组划分, 教育细分为未上学、小学、初中、高中、大学专科及以上。



家庭内妻子相对收入 (*Relative\_Inc*) 指妻子收入占夫妇收入之和的比重, 计算公式如式 (4):

$$Relative\_Inc_i = \frac{Inc\_Wife_i}{Inc\_Wife_i + Inc\_Hus_i}. \quad (4)$$

那么, 当妻子相对收入超过 0.5 时, 妻子收入超过丈夫。本文根据 2005 年中国 1% 人口抽样调查数据绘制妻子相对收入分布图, 发现该分布在 0.5 的右侧出现显著下降, 采用 McCrary (2008) 检验发现下降约 94.19%。此外, 本文根据妻子教育和户口进行分组, 将受教育水平为高中及以上 (初中及以下) 归为“高教育”(“低教育”) 组, 结果发现高教育组 (非农户口组) 分布在 0.5 右侧下降约 89.70% (90.20%), 而低教育组 (农业户口组) 分布在 0.5 右侧下降约 95.29% (95.33%)。初步推断受教育程度提高以及非农户口身份可以减弱性别身份认同的影响。

#### 四、估计方程与实证结果

##### (一) 中国是否存在性别身份认同规范

###### 1. 基准结果

式 (5) 是关于女性收入超过男性的潜在概率影响结婚率的估计方程。其中, 下标  $m$  指婚姻市场; *Share\_Married* 是被解释变量, 指已婚男性比重;  $Z_m$  表示一系列控制变量的列向量。对式 (5) 采用 OLS 估计, 将标准误差聚类到省级层面, 预期  $\alpha_1$  显著为负。

$$Share\_Married_m = \alpha_0 + \alpha_1 Pr\_Woman_m + \gamma' Z_m + \varepsilon_m. \quad (5)$$

表 2 第 (1) 列未加入其他控制变量和固定效应, *Pr\_Woman* 变量系数估计值为 -0.3738, 在 10% 水平显著。表 2 第 (2) 列加入所有控制变量和固定效应, *Pr\_Woman* 变量系数估计值为 -0.3722, 在 10% 水平显著。这表明婚姻市场中女性收入超过男性的潜在概率越高时, 结婚率越低。本文的稳健性检验包括采用对婚姻市场中男、女人数的其他限制条件, 将样本年龄段扩展为 22—61 岁男性和 20—59 岁女性, 采用有放回地随机抽取 3 000 次, 采用受访者的户籍地划分婚姻市场以及将移民样本剔除, 以上检验都表明 *Pr\_Woman* 变量系数估计值显著为负。<sup>4</sup>表 3 分样本估计结果表明低教育和农业户口组的 *Pr\_Woman* 变量系数估计值均显著为负, 而高教育和非农户口组的 *Pr\_Woman* 变量系数估计值为正但不显著。

<sup>4</sup> 限于篇幅, 未报告稳健性检验结果, 备索。

表2 女性收入超过男性的潜在概率与结婚率

	(1)	(2)
<i>Pr_Woman</i>	-0.3738*	-0.3722*
	(0.2171)	(0.1917)
控制变量和固定效应	否	是
观测数	677	677
调整的 $R^2$	0.0203	0.9030

注：括号内为系数估计值的聚类稳健标准误，聚类到省级层面；各观测值使用婚姻市场中女性人数为权重；控制变量包括各婚姻市场的女性和男性平均月收入、女性和男性平均受教育年限、性别比、女性和男性人数、女性和男性收入的各十分位数；固定效应包括省份、户口、民族、年龄组别、教育组别固定效应；\*\*\*、\*\*、\*分别表示1%、5%、10%显著水平。下同。

表3 女性收入超过男性的潜在概率与结婚率（教育与城乡差异）

	高教育	低教育	非农户口	农业户口
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Pr_Woman</i>	0.2579	-0.5350***	0.0879	-0.4480**
	(0.2230)	(0.1748)	(0.3706)	(0.2069)
控制变量和固定效应	是	是	是	是
观测数	228	449	297	380

## 2. 使用 Bartik 方法处理潜在内生性问题

首先，地区经济发展和产业结构可能同时影响婚姻市场中男女工资分布和结婚率以及劳动参与决策；其次，结婚率越高的地区对女性人力资本投资和劳动力市场表现的期望可能越低。以上因素都可能引致内生性问题，本文采用 Bartik 方法来处理 (Bartik, 1991)。该方法关键在于根据男女就业比例对行业进行划分，本文将行业划分为 15 大类。<sup>5</sup>需要说明的是，制造业下属各细分行业就业女性比重差异明显，本文将其划分成制造业（偏男性）和制造业（偏女性）两大类。<sup>6</sup>

本文采用以下方法计算各婚姻市场不同性别的平均收入 ( $\bar{\omega}_{m, 2005}^g$ ) 以及各五分位收入 ( $\omega_{m, 2005}^{g, p}$ )。

$$\bar{\omega}_{m, 2005}^g = \sum_j (\gamma_{mj}^g \cdot 2000 \times \bar{\omega}_{mj, 2005, -s}^g), \quad (6)$$

<sup>5</sup> 包括农、林、牧、渔业；采矿业；制造业（偏男性）；制造业（偏女性）；建筑业；交通运输、仓储和邮电通信业；公共服务业；租赁服务和居民服务业；批发业；零售业；住宿和餐饮业；金融、保险、房地产和商务服务业；科学研究、技术服务、地质勘查业；教育、卫生、文化、体育、娱乐业；公共管理和社会组织。

<sup>6</sup> 限于篇幅，未报告具体分类过程和结果，备索。

$$\omega_{m, 2005}^{g, p} = \sum_j (\gamma_{mj, 2000}^g \times \omega_{mj, 2005, -s}^{g, p}). \quad (7)$$

式 (6) 中, 下标  $m$  表示婚姻市场, 下标  $j$  表示行业, 上标  $g$  表示性别。 $\gamma_{mj, 2000}^g$  指利用 2000 年人口普查数据计算的各婚姻市场人口在行业  $j$  就业的比例。 $\bar{\omega}_{mj, 2005, -s}^g$  是利用 2005 年 1% 人口抽样调查数据计算的除了自身省份 ( $s$ ) 外属于同一教育、户口、年龄和民族组别的在行业  $j$  就业人群的平均工资。式 (7) 计算各五分位收入,  $p \in \{5, 10, \dots, 95\}$ 。

根据 Bartik 方法构造的收入指标来计算婚姻市场中女性收入超过男性的潜在概率指标 ( $Pr\_Woman\_Bartik$ ) 以及其他相应的收入变量。 $Pr\_Woman\_Bartik$  变量的计算方法如式 (8):

$$Pr\_Woman\_Bartik_m = \frac{1}{361} \sum_p \sum_q 1\{\omega_{m, 2005}^{FE, p} > \omega_{m, 2005}^{MA, q}\}, \quad (8)$$

其中, 上标  $FE$  和  $MA$  分别指女性和男性,  $p, q \in \{5, 10, \dots, 95\}$ 。

表 4 的 A 部分, 全样本结果表明  $Pr\_Woman\_Bartik$  变量系数估计值为  $-1.7302$ , 在 1% 水平显著; 分样本结果表明低教育和农业户口组系数估计值均显著为负, 高教育和非农户口组系数估计值为负但不显著。

表 4 女性收入超过男性的潜在概率与结婚率 (Bartik 方法、梯度匹配)

	全样本	高教育	低教育	非农户口	农业户口
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
A 部分: Bartik 方法					
$Pr\_Woman\_Bartik$	$-1.7302^{***}$	$-0.1481$	$-1.8097^{***}$	$-0.3006$	$-1.5413^{***}$
	(0.4895)	(0.4855)	(0.5048)	(0.4266)	(0.4961)
观测数	677	228	449	297	380
B 部分: 梯度匹配					
$Pr\_Woman\_Tidu$	$-0.2958^*$	$-0.0193$	$-0.4438^{**}$	$-0.1966$	$-0.3685^*$
	(0.1644)	(0.2110)	(0.1686)	(0.3106)	(0.2136)
观测数	709	250	459	304	405

注: 控制变量和固定效应与表 2 第 (2) 列一致。

### 3. 考虑婚姻梯度匹配

已有文献均建立在各婚姻市场间没有互动的情形下。中国婚姻匹配主要表现为门当户对和梯度匹配 (沈新风, 2011; 雷晓燕等, 2015), 本文根据梯度匹配考虑婚姻市场间互动的情形, 仅考虑教育梯度匹配 (沈新风, 2011)。前文将教育分成 3 个组别, 将其记为初等教育、中等教育、高等教育。教育梯度匹配是指丈夫教育比妻子高一级, 那么当同时考虑门当户对和梯度匹配时, 根据教育维度匹配的划分如下: (1) 高等教育组男性与中、高等教育组女性; (2) 中等教育组男性与中、初等教育组女性; (3) 初等教育组男性与

初等教育组女性。

在此基础上重新模拟婚姻市场<sup>7</sup>,并计算考虑梯度匹配时婚姻市场中女性收入超过男性的潜在概率指标( $Pr\_Woman\_Tidu$ )以及其他相应的被解释变量和控制变量。表4的B部分,全样本结果表明 $Pr\_Woman\_Tidu$ 变量系数估计值为-0.2958,在10%水平显著;分样本结果表明低教育和农业户口组系数估计值均显著为负,高教育和非农户口组系数估计值为负但均不显著。

可见,当婚姻市场上女性收入超过男性的潜在概率越高时,该婚姻市场的结婚率越低,这说明中国存在“丈夫收入应超过其妻子”的性别身份认同规范,并且低教育和农业户口组受到的影响更大。

## (二) 性别身份认同对女性劳动供给的影响

### 1. 妻子潜在收入超过丈夫的概率对妻子劳动参与的影响

采用式(9)估计妻子潜在收入超过丈夫的概率对妻子劳动参与的影响。其中,下标*i*指妻子个体,被解释变量 $LFP\_Wife$ 指妻子是否有劳动参与;核心解释变量是妻子潜在收入超过丈夫的概率( $Pr\_Wife$ ),控制变量包括丈夫收入及其高次项、小孩年龄<1岁和小孩年龄≥1岁、结婚年限、住房面积、失业率等变量,并控制住房类型固定效应,妻子和丈夫所属人口特征组中女性和男性收入的各五分位数、妻子和丈夫人口特征组固定效应、妻子人口特征组与丈夫人口特征组的交互固定效应,以及妻子潜在收入超过丈夫潜在收入的概率( $Pr\_Wife\_Potential$ ), $Z_i$ 表示这一系列控制变量的列向量。由于包含高维固定效应,并且为使系数便于解读,本文对式(9)采用线性概率模型估计(Bertrand *et al.*, 2015),将标准误聚类到妻子所属人口特征组层面。

$$LFP\_Wife_i = \beta_0 + \beta_1 Pr\_Wife_i + \gamma' Z_i + \epsilon_i. \quad (9)$$

表5中,第(1)列仅加入妻子潜在收入超过丈夫的概率( $Pr\_Wife$ )、丈夫收入以及妻子所属人口特征组中女性收入的各五分位数变量, $Pr\_Wife$ 变量系数估计值为-0.1201,在1%水平显著。由于孩子状况会影响妻子劳动参与以及妻子和丈夫的收入,并且妻子结婚年限可能也会影响性别身份认同的强度进而影响劳动参与,因此在第(2)列进一步控制小孩年龄<1岁、小孩年龄≥1岁和结婚年限变量,以没有小孩的妻子作为参照组,此时 $Pr\_Wife$ 变量系数估计值下降为-0.1197,在1%水平显著。在第(3)列进一步控制住房面积、失业率、住房类型固定效应、丈夫收入二次项和三次项、丈夫收入与妻子所属人口特征组中女性收入中位数的交互项以及妻子和丈夫人口特征组固定效应、妻子人口特征组与丈夫人口特征组交互固定效应,此时 $Pr\_$

<sup>7</sup> 当同时考虑门当户对和梯度匹配时,妻子与丈夫属于同一类婚姻市场的比例从原来的47.56%上升至64.75%。

*Wife* 变量系数估计值下降为  $-0.0892$ ，在 1% 水平显著。

愿意与低于自己潜在收入的男性结婚的女性，其不可观测个人特征可能使其更不愿意参与劳动力市场，并且夫妇婚后劳动参与决策可能在婚前就已决定。由于无法找到外生变量作为妻子潜在收入超过丈夫的概率的工具变量 (Bertrand *et al.*, 2015)，本文采用两种方法来处理遗漏变量问题。

首先，本文在表 5 第 (4) 列进一步控制妻子潜在收入超过丈夫潜在收入的概率变量 (*Pr\_Wife\_Potential*) 以及丈夫所属人口特征组中男性收入各五分位数。*Pr\_Wife\_Potential* 变量用于代理结婚时妻子潜在收入超过丈夫潜在收入的概率<sup>8</sup>，用于控制夫妇结婚时的婚姻市场条件，以尽可能地剥离婚前妻子不可观测个人特征的影响，这使所估计结果是由夫妇婚后相对收入变化带来的。结果表明 *Pr\_Wife* 变量系数估计值为  $-0.0893$ ，在 1% 水平显著。

表 5 妻子潜在收入超过丈夫的概率与妻子劳动参与

	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Pr_Wife</i>	$-0.1201^{***}$	$-0.1197^{***}$	$-0.0892^{***}$	$-0.0893^{***}$
	(0.0103)	(0.0101)	(0.0094)	(0.0094)
观测数	258 827	258 827	251 646	251 646
调整的 $R^2$	0.0461	0.0554	0.1496	0.1496

注：第 (1)–(4) 列控制变量和固定效应如文中所述，未报告，备索；括号内为系数估计值的聚类稳健标准误，聚类到妻子所属人口特征组层面；\*\*\*、\*\*、\* 分别表示 1%、5%、10% 显著水平。下同。

其次，利用可观测变量对于估计的影响来评估由不可观测变量带来的潜在偏误 (Altonji *et al.*, 2005)。如果不可观测变量对于系数估计的影响必须是可观测变量影响的 1 倍以上，才能将影响效应全部归因于遗漏变量偏误，则表明遗漏变量偏误影响较小。Nunn and Wantchekon (2011) 采用回归方法计算这一比率，考虑两组回归，一组仅加入基本控制变量，另一组加入所有控制变量，假设两组回归估计系数分别为  $\hat{\beta}^R$  和  $\hat{\beta}^F$ ，则该比率为  $\hat{\beta}^F / (\hat{\beta}^R - \hat{\beta}^F)$ ，该比率越大表明相对于可观测变量对于系数估计的影响，不可观测变量的影响必须越大才能颠覆已有估计结果。

本文考虑两组基本控制变量，一组如表 5 第 (1) 列，另一组如表 5 第 (2) 列；考虑两组所有控制变量，一组如表 5 第 (3) 列，另一组如表 5 第 (4) 列。根据 Nunn and Wantchekon (2011) 的方法计算得到该比率介于 2.89–2.94，这表明估计结果受不可观测个人特征的遗漏变量偏误的影响较小。

在考虑遗漏变量问题影响下，妻子潜在收入超过丈夫的概率对妻子劳动参与影响的估计结果是稳健的。以表 5 第 (4) 列为例，妻子潜在收入超过丈

<sup>8</sup> 理想状况应使用夫妇结婚时的数据来构造，然而由于数据限制，本文使用 2005 年数据来构造。

夫的概率每提高 10 个百分点,使妻子劳动参与概率下降约 0.893 个百分点。

表 6 根据妻子特征将样本划分为高教育和低教育组、非农户口和农业户口组,分样本估计结果表明  $Pr\_Wife$  变量系数估计值均显著为负,并且低教育和农业户口组的  $Pr\_Wife$  变量系数估计值的绝对值均大于高教育和非农户口组,这说明低教育和农业户口组的妻子劳动参与受性别身份认同影响更大。

表 6 妻子潜在收入超过丈夫的概率与妻子劳动参与 (教育与城乡差异)

	高教育	低教育	非农户口	农业户口
	(1)	(2)	(3)	(4)
$Pr\_Wife$	-0.0634***	-0.0879***	-0.0459**	-0.0917***
	(0.0205)	(0.0111)	(0.0194)	(0.0115)
观测数	46 278	205 282	63 484	188 107

注:控制变量和固定效应与表 5 第 (4) 列相同。下同。

## 2. 妻子潜在收入超过丈夫的概率对妻子实际与潜在收入差距的影响

针对有工作的妻子样本,采用式 (10) 估计妻子潜在收入超过丈夫的概率 ( $Pr\_Wife$ ) 对妻子实际与潜在收入差距 ( $Inc\_Gap\_Wife$ ) 的影响,模型设定与式 (9) 相同。

$$Inc\_Gap\_Wife_i = \beta_0 + \beta_1 Pr\_Wife_i + \gamma' Z_i + \epsilon_i. \quad (10)$$

表 7 全样本结果表明  $Pr\_Wife$  变量系数估计值为 -0.2481,在 1% 水平显著。分样本估计结果表明,低教育和农业户口组  $Pr\_Wife$  变量系数估计值均显著为负,而高教育和非农户口组  $Pr\_Wife$  变量系数估计值虽为负但均不显著。这说明低教育和农业户口组妻子实际与潜在收入差距受性别身份认同影响更大。

表 7 妻子潜在收入超过丈夫的概率与妻子实际与潜在收入差距 (教育与城乡差异)

	全样本	高教育	低教育	非农户口	农业户口
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$Pr\_Wife$	-0.2481***	-0.0057	-0.3618***	-0.0155	-0.3836***
	(0.0493)	(0.0487)	(0.1016)	(0.0510)	(0.1109)
观测数	202 004	36 165	165 780	44 428	157 540

采用以下方式对上述结果进行稳健性检验。第一,将妻子潜在收入超过丈夫的概率 ( $Pr\_Wife$ ) 指标处于首尾 1% 分位数的样本剔除;第二,采用婚姻市场分组重新计算  $Pr\_Wife$  变量以及其他相应的控制变量;第三,将移民样本剔除后重新计算  $Pr\_Wife$  变量以及其他相应的控制变量;第四,将样本

年龄段扩展为 22—61 岁男性和 20—59 岁女性。以上检验结果与基准结果基本一致，这说明结果是稳健的。<sup>9</sup>

### (三) 性别身份认同对家庭收入结构的影响

本文以妻子相对收入 (*Relative\_Inc*) 衡量家庭收入结构。针对有工作的妻子样本，表 8 的全样本结果表明 *Pr\_Wife* 变量系数估计值为 -0.0497，在 1% 水平显著。分样本估计结果表明 *Pr\_Wife* 变量系数估计值均显著为负，并且低教育和农业户口组 *Pr\_Wife* 变量系数估计值的绝对值均大于高教育和非农户口组。这说明低教育和农业户口组的妻子受性别身份认同影响更大。

对于有工作的受访者，其就业身份有 4 种：家庭帮工、自营劳动者、雇员和雇主。家庭帮工平均收入最低，而雇主平均收入最高。本文分别以妻子就业身份是否是家庭帮工、是否是雇主作为被解释变量，估计结果表明妻子潜在收入超过丈夫的概率越高时，妻子就业身份越有可能是家庭帮工。<sup>10</sup>

此外，本文估计了妻子潜在收入超过丈夫的概率对丈夫实际与潜在收入差距的影响，全样本以及分样本估计结果表明 *Pr\_Wife* 变量系数估计值均显著为正，并且低教育和农业户口组系数估计值均大于高教育和非农户口组。这说明丈夫也感受到“妻子收入超过丈夫”的压力，并且低教育和农业户口组的丈夫受性别身份认同影响更大。<sup>11</sup>

表 8 妻子潜在收入超过丈夫的概率与妻子相对收入（教育与城乡差异）

	全样本	高教育	低教育	非农户口	农业户口
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>Pr_Wife</i>	-0.0497***	-0.0216***	-0.0528***	-0.0196***	-0.0563***
	(0.0049)	(0.0075)	(0.0055)	(0.0063)	(0.0055)
观测数	202 004	36 165	165 780	44 428	157 540

### (四) 性别身份认同对不同收入群体的影响差异

首先，妻子潜在收入超过丈夫的概率对妻子劳动参与的影响可能随着丈夫收入水平不同而不同，假设丈夫收入水平很低，那么如果妻子遵守规范将使家庭收入更低，收入可能无法满足生活支出。根据妻子人口特征组对丈夫收入进行排序，表 9 的 A 部分根据丈夫收入分位数将全样本划分为 3 组，“低收入”“中收入”“高收入”分别指排序分位数  $\leq 20\%$ 、 $> 20\%$  且  $\leq 80\%$ 、 $> 80\%$  的样本，低收入组是指丈夫收入确实很低的样本。估计结果表明低收入组

<sup>9</sup> 限于篇幅，未报告稳健性检验结果，备索。

<sup>10</sup> 限于篇幅，未报告估计结果，备索。

<sup>11</sup> 限于篇幅，未报告估计结果，备索。

*Pr\_Wife* 变量系数为正且大于中收入组,这说明当丈夫收入很低时,妻子潜在收入超过丈夫的概率越高使妻子劳动参与概率也越高。

其次,对于有工作的妻子,妻子潜在收入超过丈夫的概率对妻子实际与潜在收入差距的影响可能随着家庭收入水平不同而不同。表9的B部分根据妻子人口特征组对家庭收入进行排序并划分子样本,估计结果表明低收入组 *Pr\_Wife* 变量系数估计值为 0.2683,在 1% 水平显著。与全样本结果的差异主要体现在低收入组,即当家庭收入很低时,妻子潜在收入超过丈夫的概率越高使妻子实际收入越有可能高于其潜在收入。

对于以上发现,一个可能解释是,当家庭收入很低时,为了满足基本生活支出,此类家庭已经不能付出“妻子不工作”的代价,这一群体的性别身份认同被弱化。

表9 性别身份认同对不同收入群体的影响差异

	低收入 (1)	中收入 (2)	高收入 (3)
A部分:妻子是否有劳动参与 ( <i>LFP_Wife</i> )			
<i>Pr_Wife</i>	0.0784** (0.0367)	0.0505** (0.0214)	-0.2363** (0.1082)
观测数	39 637	148 399	56 908
B部分:妻子实际与潜在收入差距 ( <i>Inc_Gap_Wife</i> )			
<i>Pr_Wife</i>	0.2683*** (0.0343)	-0.6840*** (0.0333)	0.3845 (0.5191)
观测数	29 340	122 222	44 566

#### (五) 2010—2016年CFPS面板数据的证据

由于前文使用横截面数据,所得结论尚无法解释中国女性劳动参与率的下降,本文将使用2010—2016年中国家庭追踪调查(CFPS)面板数据做进一步分析,此时可观测到每对夫妇随时间的变化情况。如果妻子收入超过丈夫,这违背了性别身份认同规范,对妻子随后几年的工作选择是否有负向影响?本文将样本限制为夫妇追踪样本,且仅保留夫妇中至少有一方收入大于0的样本。借鉴 Bertrand *et al.* (2015) 的研究,本文构建如下估计模型:

$$If\_Work_{ict} = \beta_0 + \beta_1 If\_More_{ic, t-1} + \gamma' Z_{ic, t-1} + u_i + u_c + u_t + u_c \cdot u_t + \epsilon_{ict}, \quad (11)$$

其中,下标 *i*、*c*、*t* 分别表示夫妇、夫妇所在县(区)、年份;被解释变量是 *t* 期妻子是否有工作 (*If\_Work*),是为 1, 否为 0;核心解释变量是 *t-1* 期妻子工资收入是否超过丈夫 (*If\_More*),是为 1, 否为 0; *Z* 是 *t-1* 期一系列



控制变量的列向量，包括妻子和丈夫年龄、小孩数量、丈夫年工资收入； $u_i$ 是夫妇固定效应，这使式(11)是利用夫妇内相对收入变化来识别其对妻子工作选择的影响，因此不需加入教育、户口、民族等非时变变量； $u_c$ 和 $u_t$ 分别是县和年份固定效应，并控制县和年份交互固定效应( $u_c \cdot u_t$ )，用于控制各县随年份变化的宏观因素，如通胀率、失业率等。为使系数便于解读(Bertrand *et al.*, 2015)，对式(11)采用线性概率模型估计，并将标准误差聚类到夫妇层面。

表10第(1)列仅加入 $t-1$ 期妻子工资收入是否超过丈夫( $If\_More$ )变量、夫妇固定效应、县和年份交互固定效应，此时 $If\_More$ 变量系数估计值为 $-0.112$ ，在1%水平显著。第(2)列进一步加入 $t-1$ 期妻子和丈夫年龄、小孩数量变量，此时 $If\_More$ 变量系数估计值下降为 $-0.107$ ，在1%水平显著。第(3)列在第(2)列的基础上进一步加入 $t-1$ 期丈夫年工资收入变量， $If\_More$ 变量系数估计值为 $-0.102$ ，变化不大，且在1%水平显著。

当妻子工资收入超过丈夫时，随后一年妻子仍选择工作的概率下降约10.2个百分点。究其原因，妻子是否选择工作受性别身份认同规范的影响。以上发现有利于从性别身份认同视角解释中国女性劳动参与率的下降，以及女性劳动参与率长期低于男性的现象。

表10 夫妇面板数据估计结果

	(1)	(2)	(3)
$If\_More$	$-0.112^{***}$	$-0.107^{***}$	$-0.102^{***}$
	(0.019)	(0.019)	(0.024)
观测数	7 311	7 311	7 311
Within- $R^2$	0.178	0.190	0.190

注：限定妻子年龄 $\geq 20$ 岁且 $\leq 55$ 岁；控制变量和固定效应如文中所述，未报告，备案；括号内为系数估计值的聚类稳健标准误，聚类到夫妇层面；\*\*\*、\*\*、\*分别表示1%、5%、10%显著水平。

## 五、结论与政策建议

本文利用2005年中国1%人口抽样调查和2010—2016年中国家庭追踪调查数据，考察性别身份认同对女性劳动供给和家庭收入结构的影响。第一，婚姻市场层面分析证实了中国存在性别身份认同规范。第二，妻子潜在收入超过丈夫的概率越高使妻子劳动参与概率越低，或使妻子实际收入越有可能低于其潜在收入、相对收入越低、越有可能是家庭帮工，而丈夫实际收入越有可能高于其潜在收入。低教育和农业户口组受性别身份认同影响更大。此外，家庭收入很低的群体的性别身份认同被弱化。第三，当妻子前一年工资收入超过丈夫时，随后一年妻子不工作的概率显著上升。以上结论有利于从

性别身份认同视角解释中国女性劳动参与率的下降,以及女性劳动参与率长期低于男性的现象。

本文政策建议有两点:(1)通过教育和城市化减弱性别身份认同规范的影响以提高女性劳动参与率是缓解劳动供给不足的可行之策。提高受教育水平和加快城市化进程不仅是经济发展的驱动力,也能减弱性别身份认同规范的强度以促进女性劳动参与率向更高水平均衡的发展。(2)可通过政府宣传的方式改善性别身份认同规范,例如宣传“妇女能顶半边天”的口号,营造有利于女性参与工作的社会氛围,改变传统性别身份认同规范对女性的束缚,使她们积极参与劳动力市场,充分挖掘女性就业的增长红利。在此基础上进一步充分鼓励家政行业发展,促进社会分工以降低社会成本,这能够使女性选择需要更长时间且有更高回报的工作,总体上更有利于促进经济发展。

## 参考文献

- [1] Akerlof, G. A., and R. E. Kranton, “Economics and Identity”, *Quarterly Journal of Economics*, 2000, 115 (3), 715-753.
- [2] Akerlof, G. A., and R. E. Kranton, *Identity Economics: How Our Identities Affect Our Work, Wages, and Well-Being*. Princeton, NJ: Princeton University Press, 2010.
- [3] Altonji, J. G., T. E. Elder, and C. R. Taber, “Selection on Observed and Unobserved Variables: Assessing the Effectiveness of Catholic Schools”, *Journal of Political Economy*, 2005, 113 (1), 151-184.
- [4] Bartik, T., *Who Benefits from State and Local Economic Development Policies?*. Kalamazoo, MI: W. E. Upjohn Institute for Employment Research, 1991.
- [5] Bertrand, M., E. Kamenica, and J. Pan, “Gender Identity and Relative Income within Households”, *Quarterly Journal of Economics*, 2015, 130 (2), 571-614.
- [6] 蔡昉、王美艳,“中国城镇劳动参与率的变化及其政策含义”,《中国社会科学》,2004年第4期,第68—79页。
- [7] 陈璐、范红丽、赵娜、褚兰兰,“家庭老年照料对女性劳动就业的影响研究”,《经济研究》,2016年第3期,第176—189页。
- [8] Codazzi, K., V. Pero, and A. S. Anna, “Gender Identity and Female Labor Supply in Brazil”, WIDER Working Paper Series, 2017, No. 105.
- [9] Eriksson, K. H., and A. Stenberg, “Gender Identity and Relative Income within Households: Evidence from Sweden”, IZA Discussion Papers, 2015, No. 9533.
- [10] 雷晓燕、许文健、赵耀辉,“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),2015年第14卷第1期,第31—50页。
- [11] Lippmann, Q., A. Georgieff, and C. Senik, “Undoing Gender with Institutions: Lessons from the German Divison and Reunification”, PSE Working Papers, 2016, No. 2016-06.
- [12] 刘爱玉,“制度、机会结构与性别观念:城镇已婚女性的劳动参与何以可能”,《妇女研究论丛》,2018年第6期,第15—30页。
- [13] 刘爱玉、佟新、付伟,“双薪家庭的家务性别分工:经济依赖、性别观念或情感表达”,《社会》,2015年第2期,第109—136页。

- [14] 陆铭、葛苏勤，“经济转轨中的劳动供给变化趋势：理论、实证及含义”，《上海经济研究》，2000 年第 4 期，第 24—33 页。
- [15] McCrary, J., “Testing for Manipulation of the Running Variable in the Regression Discontinuity Design: A Density Test”, *Journal of Econometrics*, 2008, 142, 698-714.
- [16] Nunn, N., and L. Wantchekon, “The Slave Trade and the Origins of Mistrust in Africa”, *American Economic Review*, 2011, 101 (7), 3221-3352.
- [17] 沈可、章元、鄢萍，“中国女性劳动参与率下降的新解释：家庭结构变迁的视角”，《人口研究》，2012 年第 5 期，第 15—27 页。
- [18] 沈新风，“内生家庭谈判力与婚姻匹配”，《经济学》（季刊），2011 年第 10 卷第 4 期，第 1235—1250 页。
- [19] 宋月萍，“照料责任的家庭内化和代际分担：父母同住对女性劳动参与的影响”，《人口研究》，2019 年第 3 期，第 78—89 页。
- [20] Thomas, K., “The Defensive Self: A Psychodynamic Perspective”, In: Stevens, R. (eds.), *Understanding the Self*. Thousand Oaks, CA: SAGE Publications, 1996, 281-338.
- [21] Wieber, A., and E. Holst, “Gender Identity and Women’s Supply of Labor and Non-Market Work: Panel Data Evidence for Germany”, DIW Berlin Discussion Paper, 2015, No. 1517.
- [22] 续继、黄娅娜，“性别认同与家庭中的婚姻及劳动表现”，《经济研究》，2018 年第 4 期，第 136—150 页。
- [23] 杨菊华、李红娟、朱格，“近 20 年中国人性别观念的变动趋势与特点分析”，《妇女研究论丛》，2014 年第 6 期，第 28—36 页。
- [24] Ye, B., and Y. Zhao, “Women Hold Up Half the Sky? Gender Identity and the Wife’s Labor Market Performance in China”, *China Economic Review*, 2018, 47, 116-141.
- [25] 於嘉，“性别观念、现代化与女性的家务劳动时间”，《社会》，2014 年第 2 期，第 166—192 页。
- [26] 张川川、王靖雯，“性别角色与女性劳动力市场表现”，《经济学》（季刊），2020 年第 19 卷第 3 期，第 977—994 页。
- [27] 张正东，“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》，2017 年第 2 期，第 159—180 页。

# The Impact of Gender Identity on Female Labor Supply and Household Income Structure

## —Perspectives from Education and Rural-Urban Differences

YING FANG

(*Xiamen University*)

JIAJUN LAN\*

(*Huaqiao University*)

YANG YANG

(*University of California, San Diego*)

**Abstract** We attempt to investigate the impact of gender identity on female labor supply and household income structure. We find evidence of gender identity norm in China's marriage market. When a wife's potential income is likely to exceed her husband's, she is less likely to be in the labor force and earns less than her potential or get a lower relative income if she does work. These impacts are more substantial on those who are less educated and from rural areas. If a wife earns more than her husband, she is less likely to be in the labor force in the following year.

**Keywords** female labor force participation, gender identity, education

**JEL Classification** J12, J16, J22

---

\* Corresponding Author: Jiajun Lan, School of Economics and Finance, Huaqiao University, No. 269 Chenghua North Road, Fengze District, Quanzhou, Fujian, 362021, China; Tel: 86-15959283365; E-mail: jiajun\_lan@hqu.edu.cn.