

性别认同与家庭中的婚姻及劳动表现^{*}

续 继 黄娅娜

内容提要：“家庭中丈夫收入应多于妻子”的性别认同会影响和扭曲家庭中的婚姻及劳动表现。本文利用 2005 年人口普查数据和 2010—2014 年家庭追踪调查数据，初步显示性别认同现象在中国普遍存在，并进一步发现：(1) 性别认同会导致结婚率下降和初婚年龄推迟；(2) 性别认同扭曲了已婚女性的劳动行为，包括退出劳动力市场或者选择从事低于自己潜在收入的工作，甚至额外增加家庭劳动时间来弥补性别认同违背造成的损失；(3) 背离性别认同的家庭离婚概率随妻子相对收入上升而显著增加；(4) 农村户口、低学历、结婚年限长和有孩子的女性受到性别认同的影响更大。本文的研究有助于判断我国性别认同问题的严重性，不仅能推进该领域的学术研究的国别比较，而且对促进性别平等的政策制定亦有裨益。

关键词：性别认同 婚姻匹配 工作参与 家庭劳动

一、引言

性别认同是社会身份认同 (social identity) 的一种。人们通常根据属性对自己和他人进行分类，不同社会分类的群体被默认有不同的行为表现，背离社会群体的默认表现将付出相应的代价，因此会影响个体的经济行为及产出 (Akerlof & Kranton, 2010)。已有研究表明，西方国家的家庭中存在“丈夫收入应多于妻子，男性负责赚钱，女性负责照顾家庭”的性别认同 (gender identity) (Bittman, 2003; Pierce, 2013)，而这会致使女性劳动力行为扭曲和结婚率下降，不利于人力资本的积累、家庭和谐乃至社会的稳定。我国“男主外，女主内”的性别观念根深蒂固，在封建时代“三从四德”的儒家礼教文化影响下，“内外有别，男尊女卑”观念盛行了几千年。新中国成立之后，我国政府努力推进妇女解放运动，例如提出“妇女能顶半边天”的宣传口号，鼓励女性像男性一样成为家庭的经济支柱。这种政策引导很大程度上提高了女性在家庭和社会中的地位，促使我国的女性劳动参与率处于较高水平 (Ye & Zhao, 2018)。根据世界银行 2017 年的统计数据，我国 15 岁以上女性劳动参与率达到 61.5%，在 187 个国家 (地区) 中排在第 44 位。^①然而，性别平等意识的渗透和女性劳动参与率的提高或许没有撼动我国根深蒂固的性别认同观念。根据世界经济论坛 2017 年的《全球性别差异报告》，中国在 144 个经济体的性别平等总体排序中仅排 100 位 (World Economic Forum, 2017)。

国外的研究表明，在部分西方国家性别认同会阻碍婚姻形成，造成劳动扭曲和影响婚姻稳定 (Bertrand et al., 2015; Wieber & Holst, 2015; Lippmann et al., 2016; Karen et al., 2017)，国内部分社会学者的研究亦表明我国也存在性别认同，且性别观念对家务分配有一定影响 (於嘉, 2014; 刘爱玉等, 2015)。本文沿用 Bertrand et al. (2015) 等的做法，试图验证在中国“家庭中丈夫收入应多于

* 续继，北京大学光华管理学院博士研究生，邮政编码：100871，电子信箱：xuji@pku.edu.cn；黄娅娜（通讯作者），中国社会科学院工业经济研究所，邮政编码：100836，电子信箱：huangyana927@163.com。本研究是国家自然科学基金（批准号 71703006）的阶段性研究成果，感谢北京大学中国社会科学调查中心提供的中国家庭追踪调查数据支持。本文系第十七届中国青年经济学者论坛的入选论文，作者感谢与会者的有益评论。同时，作者非常感谢匿名审稿人提出的建设性意见，文责自负。

① 资料来源：世界银行数据库，<http://data.worldbank.org/indicator>。

妻子”的性别认同是否影响婚姻形成、劳动表现和家庭关系维护。首先,应用2005年人口普查数据和2010—2014年中国家庭追踪调查数据(China Family Panel Studies,CFPS)根据相对收入的断点分布情况初步证明了中国存在较为明显的性别认同现象。其次,利用组群特征刻画外生性分布证明婚姻市场^①上女性收入高于男性比例升高会导致结婚率下降和初婚年龄推迟。而在劳动市场中,性别认同扭曲了已婚女性的劳动行为,包括退出劳动力市场或者选择从事低于自己潜在收入的工作,甚至额外增加家庭劳动时间来弥补违背性别认同造成的损失。再次,在家庭关系的维护上,背离性别认同的家庭,离婚率随妻子相对收入提高有所增加。最后,子样本的回归结果表明,妻子农村户口、低学历、婚姻时间长、有孩子的家庭,受到性别认同冲击的影响更大。

本文的创新和贡献主要体现在以下几点:第一,从经济学视角系统考察了我国的性别认同现象,为社会学和心理学领域的相关研究提供支撑,量化了性别认同对于我国婚姻市场、劳动力市场和家庭关系的影响。第二,中国的文化观念和历史进程与西方存在较大差异,本文的中国经验证据将对该领域的已有研究形成较好补充。第三,在研究方法上,本文综合运用横截面数据以及面板数据进行实证检验,通过组群特征刻画收入分布,并引入相对收入分布及性别认同的交叉项来定量的考察边际影响与交互作用,具有一定的创新性。最后,在拓展部分讨论了户口、学历、婚姻年限和家庭结构对性别认同的影响,使文章更具有政策参考意义。当下,随着市场经济发展,计划生育政策逐渐松绑和二胎政策的全面实施,女性回归家庭的趋势或将更为明显。在此背景下,考察我国的性别认同问题,探讨性别认同的传导机制,对促进性别平等的政策制定亦有裨益。

本文的第二部分为文献综述,第三部分为数据介绍,第四部分描述分析了妻子相对收入分布,第五部分展示了主要的实证检结果,包括性别认同对婚姻市场、劳动市场以及婚姻关系的影响,第六部分初步探讨了性别认同的影响因素,第七部分总结全文。

二、文献综述

古典经济学者认为理性人的行为动机是最大化个人效用,而人的偏好是单一和同质的。然而在现实中,“物以类聚,人以群分”,社会身份认同是影响人类行为一个不可忽略的因素,它会改变人们的行为和决策,甚至直接影响个人效用。根据社会身份认同的定义,在一些特定的社会群体中,某些行为方式会演变成一种社会规范,违背这一规范就会感到群体压力,甚至被群体排挤。最初对社会身份认同展开相关研究的主要是社会学、人类学、心理学、历史学等,直到2000年,Akerlof和Kranton开始对社会身份认同进行一系列研究(Akerlof & Kranton,2000),并于2010年出版《身份认同经济学》一书(Akerlof & Kranton,2010),系统地阐述身份认同的经济学含义,及其对工作、工资和福利水平的影响机制。

性别认同是社会身份认同的一种,不同于生理意义上的性别意识,性别认同是一种社会上的性别文化观念,可能从各个方面对男女性的行为产生影响。近年来,性别认同成为身份经济学研究的热门话题。最具有代表性的研究是Bertrand et al.(2015)以美国为例,研究了性别认同对于家庭婚姻和劳动表现的影响。他们的研究发现,“家庭中丈夫收入应多于妻子”的性别认同观念直接影响了婚姻形成、妻子的劳动参与率、工作收入、家务时间以及家庭的婚姻满意度和离婚可能性。随后,对照Bertrand et al.(2015)的研究方法和经验证据,Wieber & Holst(2015)、Lippmann et al.(2016)、Karen et al.(2017)和Hederos & Stenberg(2015)分别以德国、巴西、瑞典为例进行探究,发现性别认同在各国的表现并不一致。例如Wieber & Holst(2015)和Lippmann et al.(2016)发现东德和西德因性别认同扭

^① Becker(1973)从行为经济学的角度最早提出了婚姻市场(marriage market)的定义,提出婚姻是在有限制的条件下找到最佳伴侣,可以被定义为一种市场,有潜在结婚可能的男性和女性可以被视为在同一个婚姻市场里。

曲劳动供给的表现存在差异,东德由于分裂时期的平等化政策,性别认同现象不明显,而西德的政策深化了“男性养家糊口”的观念,导致性别认同现象严重。Karen(2017)发现性别认同显著影响了巴西女性的劳动参与。然而,Hederos & Stenberg(2015)的研究发现瑞典并没有明显的性别认同现象。

性别认同表现的国别差异并不难理解,性别认同可能与历史传统文化、现代教育宣传、经济发展水平等各种因素相关。中国是儒家文化的发源地,也是发展中国家的典型代表,20世纪以来经历了从封建社会到现代化的民主社会,从近代资本主义到社会主义,从计划经济到市场经济等跨越性的社会大变革,不同时期的思想文化冲击碰撞对性别认同均能产生重要影响。尽管学术界对于劳动力市场的性别歧视及应对措施的研究较为完善(邢春冰等,2014;郭凯明和颜色,2015;王湘红等,2016),但是性别认同的研究对于劳动力市场的影响却刚刚起步。已有部分文献总结了中国特色性别认同的现象和发展态势。例如,杨菊华等(2014)、贾云竹和马冬玲(2015)以及许琪(2016)利用1990年至2010年中国妇女社会地位调查数据研究发现对“男主外,女主内”的性别认同出现了不同程度从现代到传统的“回潮”,甚至年轻群体性别观念出现了快速向传统回归的趋势。同时,另有部分文献利用简单的线性回归研究了我国性别认同对家务劳动时间的影响。例如,Yu & Xie(2011)和於嘉(2014)的研究发现相对收入提高可以减少女性家务劳动时间,这种影响在城市中相较于农村更为显著。刘爱玉等(2015)研究发现,性别角色观念更偏现代的男性家务劳动时间较长。与本文研究最为接近的最新研究,Ye & Zhao(2018)以是否认同“男人以事业为重,女人以家庭为重”观念的虚拟变量代理性别认同,发现性别认同对于妻子的劳动参与或者收入水平均有一定的负面影响,并且出生在改革开放前后的女性劳动表现受到的影响有所不同。

纵观已有文献,社会身份认同为理解人类行为提供了一种新的视角。国外的研究表明,性别认同可能从多方面影响家庭婚姻和女性的劳动表现,但已有的研究结论存在较大的国别差异。国内对于性别认同的研究还刚刚起步,已有的文献证明了中国存在性别认同观念,并影响到家务劳动时间分配和劳动参与。但文献多采用相对简单的统计方法,研究视角较为单一,研究结论并不一致,因而,对于性别认同问题的探索还存在一定研究空间。

三、数据描述

本文根据不同的变量需要主要采用了两个数据库:其一为2005年人口普查抽样数据,其二为2010—2014年CFPS数据。2005年人口普查抽样数据是为统计局组织的1%人口抽样普查数据的再抽样数据,原始样本量约为258万。在本文中,我们利用了该数据中的家庭特征以及个人特征等变量考察性别认同对婚姻市场的匹配,以及女性参与劳动市场的影响。CFPS数据由北京大学中国社会科学调查中心组织实施,以2010年为基线进行追踪调查,目前可得数据较新年份为2014年。相比于人口普查数据,CFPS数据可以构造面板数据,追踪婚姻和工作状态,而且包含婚姻满意度、家务劳动等变量,本文利用这些变量来考察性别认同对家务时间分配、夫妻婚姻满意度和离婚率的影响。

为了进行实证检验,本文对数据进行了如下的清理:第一,根据法定结婚年龄和退休年龄的规定,将调查样本的年龄限定为22—60岁的男性和20—55岁的女性。第二,删除因在校学习、丧失工作能力、离退休、承包土地被征用等原因无法工作的样本,以保证客观上有进入劳动力市场能力,进一步排除了自雇佣样本,以保证其实际收入为劳动收入,而非经营性收入或财产收入。第三,在收入变量的选取上,2005年人口普查抽样数据选取从事经济活动的全部月收入金额,2010年CFPS数据选取个人名义下的年收入,2014年CFPS数据选取个人工作全年总收入,并且对收入数据均进行2%水平的缩尾处理(winsorize),以排除异常值。

根据研究需要,本文数据被分为婚姻市场样本和家庭调查样本。对于婚姻市场的研究采用2005年人口普查数据中的适龄男女性样本,清理后样本量共计760317人。对于劳动力市场和家

庭关系的研究主要采用家庭层面的样本。2005年人口普查数据清理后共保留130520个样本家庭；2010年和2014年CFPS分别包括1530个和1631个家庭，而2010—2014年持续追踪样本家庭为1346户。本文选取的主要变量包括户口、年龄、教育、收入水平、婚姻状况、结婚年限、工作状态、工作时间、家务时间、婚姻满意度、是否有小孩等。数据特征描述如表1所示。

表1 主要变量均值描述

A 婚姻市场样本			
2005年人口普查数据			
变量	全体	女性	男性
非农户口(%)	13.60	14.85	12.17
年龄	39.45	38.15	40.94
年收入水平(元)	3617.51	2555.97	4825.01
教育年限	7.52	7.13	7.95
样本量	760317	355705	404612
B 家庭调查样本			
变量	2005年人口普查数据	2010年CFPS数据	2014年CFPS数据
丈夫非农户口(%)	3.72	61.27	44.33
丈夫年龄	42.45	39.86	40.30
丈夫年收入水平(元)	5020.33	25882.28	35902.93
丈夫教育年限	7.75	10.76	9.67
丈夫婚姻满意度	—	—	4.56
丈夫对配偶经济贡献满意度	—	—	4.36
丈夫对配偶家务贡献满意度	—	—	4.41
丈夫家务劳动时间(小时/天)	—	0.75	—
丈夫照顾家人时间(小时/天)	—	0.59	—
妻子非农户口(%)	3.38	55.65	41.39
妻子年龄	40.46	38.01	38.67
妻子年收入水平(元)	3342.63	14540.42	17963.80
妻子教育年限	6.36	9.87	8.69
妻子结婚年限	18.89	13.95	15.74
妻子是否有孩子(%)	82.77	74.20	97.61
妻子工作状态(%)	88.00	73.09	72.96
妻子实际工作时间(小时/周)	37.08	—	—
妻子家务劳动时间(小时/天)	—	1.99	—
妻子照顾家人时间(小时/天)	—	1.27	—
妻子婚姻满意度	—	—	4.37
妻子对配偶经济贡献满意度	—	—	4.22
妻子对配偶家务贡献满意度	—	—	3.76
追踪数据: 是否离婚(%)	—	4.01	—
追踪数据: 妻子是否工作(%)	—	67.78	—
样本量	130520	1530	1631

四、妻子相对收入分布及分析

本节对妻子的相对收入分布进行分析,以判断是否存在因性别认同导致的收入扭曲。将妻子相对收入定义为妻子的收入与家庭收入(夫妻双方收入之和)的比值。由图1可知,应用不同数据,妻子相对收入在0.5处均存在明显的断点。

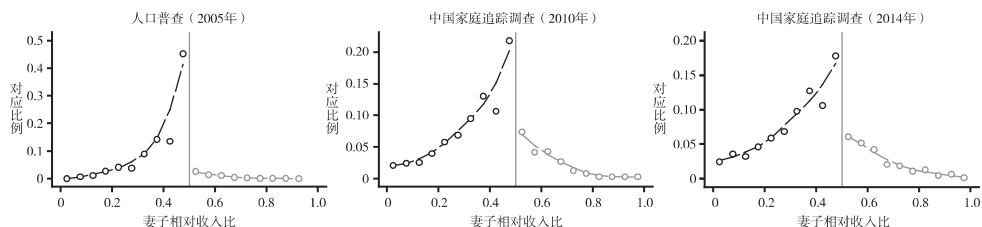


图1 妻子相对收入分布

进一步地,根据 McCrary 检验检测妻子相对收入的密度函数在相对收入超过0.5处是否不连续(McCrary 2008; Hederos & Stenberg 2015)。结果如表2所示,2005年人口普查抽样数据、2010年和2014年家庭追踪调查数据测得的 $\hat{\theta}$ 分别为-3.26、-1.26、-1.39, P值都小于0.01,下降幅度分别为96.16%、71.63%、75.04%。继而,根据不同时期、结婚年限、是否有孩子、户口类型、学历进行家庭分类,对子样本中妻子收入分布情况进行检验,发现在每个子样本中 McCrary 检验均在1%的水平上显著。

表2 妻子相对收入分布的 McCrary 检验

	全样本	有无孩子		结婚年限		妻子户口		妻子学历	
		没孩子	有孩子	10年以下	10年及以上	农村	非农	高中及以上	高中以下
2005年 人口普查	-3.26*** (0.02)	-3.44*** (0.06)	-3.24*** (0.02)	-3.33*** (0.06)	-3.26*** (0.02)	-3.24*** (0.02)	-4.33*** (0.20)	-3.70*** (0.15)	-3.25*** (0.02)
2010年 CFPS	-1.26*** (0.15)	-1.33*** (0.29)	-1.21*** (0.17)	-1.27*** (0.24)	-1.21*** (0.18)	-1.24*** (0.28)	-1.23*** (0.17)	-1.26*** (0.18)	-1.40*** (0.30)
2014年 CFPS	-1.39*** (0.17)	— ^① —	-1.43*** (0.17)	-1.26*** (0.30)	-1.36*** (0.20)	-1.46*** (0.24)	-1.21*** (0.21)	-1.08*** (0.22)	-1.53*** (0.24)

注: 括号中为标准差; *、**、*** 分别表示在10%、5%、1%的水平上显著。以下各表同。

以上图表说明,妻子收入低于丈夫是存在于中国社会的普遍现象,并且在妻子收入与丈夫收入相等处,存在明显断点。对这种现象,一种合理的解释是为了迎合“家庭中丈夫收入应多于妻子”的性别认同,未婚女性尽量寻找与收入高于自己的男性匹配,而具有潜在高收入可能的已婚女性也会通过自我选择,主动降低自己的实际收入或者退出劳动市场来符合社会上普遍存在的性别认同。

五、实证检验

本节分别考察了性别认同对婚姻市场、劳动市场和婚姻关系的影响。

(一) 性别认同与婚姻市场

已有研究表明,婚姻更容易在具有相似特征的群体中形成(Loughran, 2002; Charles & Luoh, 2010)。本节利用2005年人口普查数据,构造婚姻市场的匹配组群数据,检测当所在群体中女性收

① 2014年CFPS数据中无孩子的家庭样本过少,无法进行McCrary检验,测试分布是否存在断点。

入高于男性收入的比重上升时,是否更难形成婚姻,导致结婚率下降和初婚年龄的上升。

首先,在婚姻市场划分上,根据年龄、教育水平、所处省份、户口构建不同组别的婚姻市场,①将相同省份、年龄组别、教育组别、户口组别的样本归为一个婚姻市场。继而观测包含具有收入的未婚群体和已婚群体的已有信息,计算得到每个婚姻市场的结婚率和平均初婚年龄作为因变量,②检验女性收入高于男性比例对于结婚情况的影响。基本模型如下:

$$marry_q = \beta^* earnmore_q + \alpha^* X + \varepsilon_q \quad (1)$$

$$earnmore_q = \frac{1}{w} \sum_{i=1}^w \frac{1}{m} \sum_{j=1}^m 1 | (wincome_i > mincome_j) \quad (2)$$

其中,公式(1) $marry_q$ 表示第 q 个婚姻市场的结婚率和初婚年龄,为因变量; $earnmore_q$ 表示第 q 个婚姻市场的女性高收入率,即市场中高于男性收入的女性比率; X 表示控制变量,包括年龄组别、省份、户口、教育组别的固定效应,刻画男性和女性收入分布的平均值和收入二十分位数,以及影响婚姻形成的男女性别比等。计算女性高收入率 $earnmore$ 如公式(2)所示:首先计算第 q 个市场被第 i 个女性收入超过男性的概率,再计算第 q 个市场各女性超过男性收入概率的平均值,即为女性高收入率。

表3 女性高收入率对婚姻市场的影响

A. 基础回归结果						
变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	结婚率			初婚年龄		
女性高收入率	-0.145** (0.0604)	-0.149** (0.0606)	-0.107 (0.0650)	0.443 (0.679)	0.244 (0.657)	-0.281 (0.817)
观测值数	578	578	578	379	379	379
R ²	0.885	0.885	0.888	0.905	0.906	0.916
B. 工具变量回归结果						
女性高收入率	-0.418*** (0.127)	-0.408*** (0.126)	-0.420*** (0.143)	3.728*** (0.952)	3.876*** (0.970)	1.922* (1.041)
观测值数	578	578	578	379	379	379
R ²	0.889	0.890	0.893	0.909	0.910	0.918
性别比	否	是	是	否	是	是
收入平均数	否	否	是	否	否	是
收入二十分位数	否	否	是	否	否	是

注:回归同时控制了年龄组别效应、教育组别效应、省份效应、户口效应,回归使用以市场为单位做聚类稳健的标准差,括号内为标准误差。

最后,利用基本模型(1)进行OLS回归,以各市场的样本总数为权重,得到表3(A)的基础回归结果。表3(1) — (3)列检测女性高收入率对于结婚率的影响,(4) — (6)列检验女性高收入率对于初婚年龄影响。控制变量包括年龄、省份、户口、教育、性别比,收入平均数和收入二十分位数。由基础回归结果可知,在不控制收入具体分布的情况下,女性高收入率对结婚率有显著的负向影响,

① 年龄分为3组,每10年一个间隔。教育分4个组别,小学及以下、初中、高中、大学及以上。户口分为非农户口和农村户口。

② 结婚率表示观测样本有结婚经历的比例,包括离婚、丧偶样本均被视为有过婚姻行为的样本,平均初婚年龄为各婚姻市场观测样本有结婚经历的群体的初婚年龄平均值。回归时,删除每组少于20个男性或20个女性的样本。

但女性高收入率对初婚年龄的影响并不显著。

然而,由实际收入求得的女性高收入率可能与残差项中不可观察的个体特征相关,受到性别认同的自我选择的影响。为解决该内生性问题,根据已有文献的普遍做法(Bartik, 1991; Aizer, 2010; Bertrand et al., 2015),本文借助各产业男女性比例的客观差异(易定红和廖步宏, 2005),利用各省份产业结构和各产业工资水平的外生变化,构造加总层面的产业平均收入作为工具变量,进一步识别女性高收入率对于婚姻市场的影响。

$$\overline{income}_{qg} = \sum_d f_{ahgd,s} * \overline{income}_{aehgd,-s} \quad (3)$$

$$income_{qg}^p = \sum_d f_{ahgd,s} * income_{aehgd,-s}^p \quad (4)$$

$$earnmore_q = \frac{1}{19} \sum_{p2=5}^{95} \frac{1}{19} \sum_{p1=5}^{95} 1 | (income_{qw}^{p1} > income_{qm}^{p2}) \quad (5)$$

如公式(3) \overline{income}_{qg} 表示第 q 个婚姻市场 g 类性别的平均收入,它由年龄(a)、教育(e)、户口(h)、性别(g)、产业(d)、省份(s)的组群收入均值,乘以基期(2000年)的从业人员比例 $f_{ahgd,s}$ 计算得到。与此同时,以 $income_{qg}^p$ 表示各市场男性或女性收入分位数, $p = 5, 10 \dots 95$ 。 $income_{aehgd,-s}$ 和 $\{income_{aehgd,-s}^p\}$ 分别表示除去 s 省份外其余省份以及相应组别的从业人员平均收入。利用公式(3) — (4) 构造的平均收入和收入分位数反映了受各省初始产业份额影响和各产业收入水平影响产生的分性别平均收入和收入分布,两者与实际收入水平和收入分布高度相关,同时不与个体层面的特征相关,因此可以重新构造女性高收入率,使其不与残差项相关。最后,利用公式(5)得到的女性高收入率代替公式(2),得到表3(B)工具变量回归结果。与基础的OLS回归结果相比,表3(B)在消除自变量与残差项的相关性后,女性高收入率对于结婚率和初婚年龄的影响更为显著,女性高收入率上升1%则结婚率下降0.4%,初婚年龄延迟7—15天。

(二) 性别认同与劳动市场

1. 工作参与扭曲

除了影响婚姻匹配,对于已婚女性而言,性别认同可能会影响其工作参与,包括是否进入劳动力市场、工作收入和工作时间的扭曲,从而造成了相对收入分布的断点现象。这一机制可利用2005年人口普查的家庭数据进行验证。

妻子实际收入可能受性别认同影响,是自我选择后的结果,不能真实地体现妻子的工作能力。因此,本文根据妻子所处群体^①的收入分布构造妻子的潜在收入,继而利用妻子潜在收入高于丈夫的分布作为自变量,考察其对于妻子工作参与情况的影响。基本回归模型如下:

$$work_i = \beta * earn_i + \alpha * X + \varepsilon_i \quad (6)$$

$$earn_i = \frac{1}{19} \sum_{p=5}^{95} 1 | (wifepotential_p^q > hus income_i) \quad (7)$$

其中 $work_i$ 表示妻子 i 的工作参与情况,以是否有工作的哑变量表示, $earn_i$ 表示妻子潜在收入分布超过丈夫收入的比例, $wifepotential_p^q$ 表示第 q 个的群体的妻子的潜在收入分布, p 为分位数, $p = 5 \dots 95$, $hus income_i$ 表示丈夫 i 的实际收入,利用 $earn_i$ 计算妻子高收入可能,可避免妻子现实收入扭曲而导致的测量失真。 X 为控制变量,在上节的控制变量基础上,又加入了反映家庭特征的是否有孩子、结婚年限、相对收入比、收入平方、组群交叉项等变量。本文进一步计算并控制了夫妻形成婚姻时妻子

^① 将男女性根据居住省份、教育水平、年龄组别、户口分到不同的群体,其中教育水平包括小学及以下、初中、高中及以上3个组(户主和户主配偶为大学及以上学历比例较低);妻子和丈夫的年龄均等划分间隔,各分为7个组;户口分为城市户口和农村户口。

潜在收入超过丈夫潜在收入的可能^①以排除婚前因素的影响,使得回归结果更为稳健。

性别认同对妻子是否进入劳动力市场的估计结果如表4(A)所示,第(1)一(4)列依次增加控制项,系数变化不大,且均在1%的水平上显著,证明妻子高收入可能性增加1%,会致使妻子参与工作的可能下降0.07%—0.08%。

性别认同可能会诱使妻子退出劳动力市场,但妻子也可能通过更换工作和调节工作时间的的方式来改变其工作收入。根据已有的实际收入和工作时间的数据以及构造得到的潜在收入,刻画妻子实际工作收入或实际工作时间与潜在值的相对差距,进一步考察相对差距 *diff* 所受到的影响,回归模型如公式(8):

$$diff_i = \gamma^* \text{earn}_i + \sum^* X + \varepsilon_i \quad (8)$$

回归结果如下表4(B)一(C)所示,在加入所有控制变量后,妻子高收入可能性上升1%,其实际收入相对于潜在平均收入显著下降0.2%,但对其实际工作时间的的影响并不稳健。这一结果不难理解,由于多数岗位工作时间相对缺乏弹性,妻子劳动参与的扭曲更多的体现为退出劳动力市场和选择低于其潜在收入的工作。

表4 妻子高收入可能对工作行为的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)
A. 进入劳动力市场				
妻子高收入可能性	-0.0745*** (0.00485)	-0.0759*** (0.00486)	-0.0752*** (0.0117)	-0.0771*** (0.0117)
观测值数	130520	128558	128558	128558
R ²	0.149	0.149	0.150	0.150
B. 实际工作收入相对差距				
妻子高收入可能性	-0.548*** (0.0236)	-0.547*** (0.0237)	-0.160*** (0.0311)	-0.159*** (0.0312)
观测值数	114862	113166	113166	113166
R ²	0.434	0.434	0.440	0.440
C. 实际工作时间相对差距				
妻子高收入可能性	-0.0213*** (0.00599)	-0.0206*** (0.00612)	0.0174 (0.0119)	0.0187 (0.0119)
观测值数	111635	109990	109990	109990
R ²	0.007	0.007	0.007	0.008
是否生孩子	否	是	是	是
结婚年限	否	是	是	是
相对收入比	否	否	是	是
收入平方	否	否	是	是
群体交叉项	否	否	否	是
结婚时高收入可能性	否	否	否	是

注:回归同时控制了年龄组别效应、教育组别效应、省份效应、户口效应、收入平均数和收入十分位数,收入平方包括妻子潜在平均收入平方项和丈夫实际收入平方项。回归使用以市场为单位做聚类稳健的标准差,括号内为标准误差。

① 妻子潜在收入超过丈夫潜在收入的可能用 $\text{earnmore}_q = \frac{1}{19} * \frac{1}{19} \sum_{p1=5}^{95} (\sum_{p2=5}^{95} 1 \{ (\text{income}_{qm}^{p1} > \text{income}_{qm}^{p2}) \})$ 。该控制变量的最佳选择应是选取结婚当年妻子和丈夫所处群体的收入分布,受数据限制,本文用当下收入分布替代,相当于控制了妻子组群和丈夫组群的收入分布特征的交互作用,存在一定的改进空间。

2. 家庭劳动

妻子往往承担着多种角色,除了正规的劳动市场的工作参与,家庭劳动是无工资收入的非正规就业的一种,有大量研究表明,妻子是家庭劳动的主要承担者(Gupta 2006; Baxter et al., 2008; Booth et al., 2009)。Bertrand et al. (2015) 对美国的经验研究表明,受性别认同影响,当妻子实际收入高于丈夫时,不仅没有减少家庭劳动,甚至会通过增加家庭劳动时间来补偿丈夫的心理不满,以维持婚姻稳定。本节利用 2010 年中国家庭追踪调查的时间利用数据来验证该问题,主要考察变量为家庭劳动时间,包括家务劳动时间和照顾家人时间。

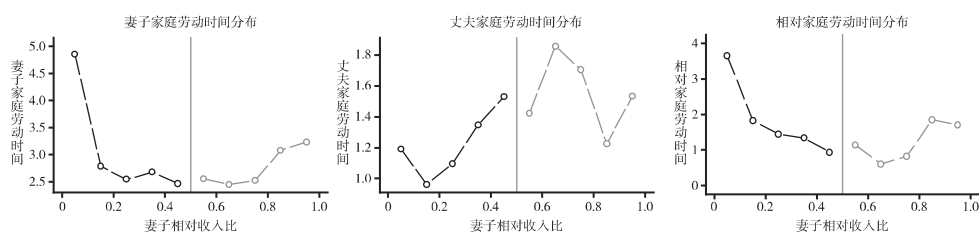


图 2 家庭劳动时间分布与妻子相对收入比

如图 2,家庭劳动时间分布在相对收入比为 0.5 两侧分布曲线斜率发生变化,妻子家庭劳动时间和家庭劳动时间差呈明显 U 型分布。当妻子收入低于丈夫时,妻子的家庭劳动时间和相对家庭劳动时间(妻子与丈夫家庭劳动时间差值)随着妻子相对收入升高而降低;但当妻子收入超过丈夫时,妻子家庭劳动时间和相对家庭劳动时间的随着妻子相对收入升高而升高。如果将收入超过丈夫的女性看作违背性别认同的群体,则这些女性在非家庭劳动中或表现出了异于其他女性的特征,并且这些特征可能随着性别认同背离程度加深而逐渐深化。为探究此现象,本文进一步构建如下回归模型:

$$Y_i = \rho_1 * IFearnmore_i + \rho_2 * incomerate_i + \rho_3 * IFearnmore_i * incomerate_i + \mu * X + \varepsilon_i \quad (9)$$

公式(9)中, Y_i 表示家庭*i*中妻子的相对家庭劳动时间; $IFearnmore$ 表示家庭*i*中妻子实际收入是否超过丈夫的虚拟变量。考虑到斜率的差异,进一步引入妻子相对收入 $incomerate$,并将其与妻子收入超过丈夫的虚拟变量做交叉项,定量考察妻子相对收入变化和妻子高于丈夫收入冲击的交互作用,反映性别认同的加深程度。

表 5 为回归结果,在妻子收入高于丈夫的家庭中家庭劳动时间差平均每天高于其他家庭 23 分钟;第(4)列加入交叉项,以控制相对收入对于相对家庭劳动时间变化的非线性作用,发现在妻子收入未超过丈夫的家庭中,随着妻子相对收入每升高 1%,妻子相对家庭劳动时间平均每天下降 3.4 分钟;然而,在妻子收入超过丈夫的家庭中,随着妻子相对收入每升高 1%,妻子相对家庭劳动时间绝对值平均每天升高 0.4 分钟,相对值平均每天升高 3.8 分钟。

已有文献表明,妻子相对收入升高会导致妻子家庭劳动时间的下降(如徐安琪和刘汶蓉, 2003) 相对收入增高提升了女性在家庭中的地位,使女性有权利利用自己的经济贡献抵消自己的家务贡献,在自身家庭劳动机会成本加大时,甚至选择购买家政服务。但本文考虑了性别认同的影响后,发现性别认同扭曲了相对收入对家务劳动时间的影响,对于背离性别认同的家庭,随着妻子相对收入增加,妻子相对家庭劳动时间不但没有下降反而提高了。^① 本文的结论与 Bertrand et al.

^① 因数据限制无法获悉妻子是否为家庭购买了服务。若购买了家政服务替代妻子家庭劳动,性别认同项系数应为实际效应的下限;若购买家政服务替代丈夫家庭劳动,性别认同不仅可能导致妻子家庭劳动时间增加,还有可能导致妻子增加消费支出弥补“亏欠”。

(2015) 对美国家庭的研究结论相一致,证明高收入的妻子试图通过增加家庭劳动时间来弥补违背性别认同造成的损失,而这种弥补随着相对收入升高不断加剧。

表 5 性别认同与相对家庭劳动时间

	(1)	(2)	(3)	(4)
妻子收入超过丈夫	0.383 ** (0.181)	—	0.810 *** (0.175)	-2.912 *** (0.896)
妻子相对收入	—	-4.242 *** (0.756)	-4.993 *** (0.751)	-5.704 *** (0.730)
妻子相对收入交乘项	—	—	—	6.390 *** (1.516)
观测值数	1513	1513	1513	1513
R ²	0.236	0.244	0.252	0.236

注:控制变量包括省份、户口、年龄及年龄方、教育年限、夫妻双方收入、收入平方、是否有孩子、结婚年限,回归使用以市场为单位做聚类稳健的标准差,括号内为标准误差。

3. 工作状态维持

本小节利用中国家庭追踪调查的家庭面板数据,以妻子在2010—2014年的观察期内是否留在劳动力市场的虚拟变量作为因变量,探讨受性别认同影响后,妻子长期工作状态的影响。

同表5,利用公式(9),得到表6的回归结果,我们发现妻子收入超过丈夫虚拟变量的系数在不同的自变量选取情况下均不显著,而妻子相对收入对工作维持时间有正向作用,相对收入每升高1%,则留在劳动力市场的可能性提高0.5%;第(4)列考虑了性别认同与相对收入交互作用后,结果表明,背离性别认同的妻子与其他家庭妻子相比,相对收入每升高1%,留在劳动力市场的可能性相对下降0.52%。没有背离性别认同的妻子,随着相对收入每升高1%,长期维持工作状态的可能性增加0.57%,而背离性别认同的妻子,随相对收入升高1%,长期维持工作可能性受到性别认同的影响,仅升高0.06%。

表 6 性别认同与工作状态维持

	(1)	(2)	(3)	(4)
妻子收入超过丈夫	0.0243 (0.0382)	—	-0.0210 (0.0386)	0.280 (0.183)
妻子相对收入	—	0.503 *** (0.144)	0.522 *** (0.147)	0.578 *** (0.145)
妻子相对收入交乘项	—	—	—	-0.518* (0.313)
观测值数	1280	1280	1280	1280
R ²	0.186	0.195	0.195	0.197

注:控制变量包括省份、户口、年龄及年龄方、教育年限、夫妻双方收入、收入平方、是否有孩子、结婚年限,回归使用以市场为单位做聚类稳健的标准差,括号内为标准误差。

这一结果研究表明,随着妻子相对收入升高,其在劳动力市场工作的稳定性变强。在现实生活中,我国妇女的劳动参与率较高,家庭面临财务负担重,女性工资水平的整体提升,以及放弃就业的机会成本偏高等均是其中的影响因素(Ye & Zhao, 2018)。但即便如此,当背离了“男主外、女主内”的性别认同后,随着妻子相对收入增加,其参与工作意愿会相对下降。

(三) 性别认同与婚姻关系

已有文献表明,性别认同可能影响婚姻关系。Booth et al. (2009) 研究发现有全职工作的妻子比只做兼职的妻子生活满意度更低,而有全职工作的丈夫则比只做兼职的丈夫生活满意度更高,说明妻子兼职料理家务而丈夫全职工作更符合社会的认同。此外,Bertrand et al. (2015) 也发现妻子收入高于丈夫会导致婚姻满意度下降,离婚率上升。本节讨论性别认同对家庭关系的影响,在公式(9)的基础上,将因变量 Y_i 替换为家庭关系中的夫妻的婚姻满意度评价以及离婚率等指标。

1. 婚姻满意度

利用中国家庭追踪调查数据,分别以婚姻满意感、对配偶的经济贡献满意感、对配偶的家务贡献满意感^①为因变量,表7展示了回归结果。第(1)列和第(3)列以妻子收入超过丈夫的虚拟变量为主要解释变量,第(2)列和第(4)列加入相对收入变量及交叉项。由回归结果可知,背离性别认

表7 性别认同对于家庭生活影响

	妻子满意度		丈夫满意度	
	A 婚姻满意感			
	(1)	(2)	(3)	(4)
妻子收入超过丈夫	-0.0584 (0.0883)	0.304 (0.399)	-0.108 (0.0793)	-0.230 (0.388)
妻子相对收入	—	-0.194 (0.390)	—	-0.0895 (0.327)
妻子相对收入交乘项	—	-0.562 (0.670)	—	0.215 (0.646)
观测值数	1540	1540	1543	1543
R ²	0.051	0.052	0.064	0.064
	B 对配偶经济贡献满意度			
妻子收入超过丈夫	-0.201** (0.0925)	0.460 (0.451)	-0.143* (0.0782)	0.473 (0.366)
妻子相对收入	—	-0.266 (0.362)	—	0.564* (0.335)
妻子相对收入交乘项	—	-1.043 (0.741)	—	-1.109* (0.603)
观测值数	1540	1540	1541	1541
R ²	0.053	0.056	0.063	0.066
	C 对配偶家务贡献满意度			
妻子收入超过丈夫	-0.105 (0.0954)	0.891* (0.459)	-0.0225 (0.0666)	-0.112 (0.314)
妻子相对收入	—	-0.0314 (0.390)	—	0.362 (0.284)
妻子相对收入交乘项	—	-1.631** (0.765)	—	0.0860 (0.511)
观测值数	1540	1540	1543	1543
R ²	0.049	0.053	0.061	0.063

注:控制变量包括省份、户口、年龄及年龄方、教育年限、夫妻双方收入、收入平方、是否有孩子、结婚年限,回归使用以市场为单位做聚类稳健的标准差,括号内为标准误差。

① 满意度数据按等级回答,从低到高分1—5等级。回归中为标准化处理后数据。

同的家庭相较于其他家庭,在婚姻满意度和配偶的家务贡献满意度上并没有表现出显著差异;但妻子对于丈夫经济贡献满意度下降0.2个标准差,丈夫对妻子经济贡献满意度下降0.1个标准差。考虑妻性别认同和相对收入的交互作用,发现在“女主外”的家庭中,妻子对丈夫的家务贡献满意度和丈夫对妻子的经济贡献满意度随着妻子收入的提高而下降,相对收入每升高1%,相较于其他家庭分别相对下降0.016个标准差和0.005个标准差。

与西方研究不同,背离性别认同对于婚姻满意度的影响并不显著。但在对配偶的经济贡献和家务贡献上有一定的小纷争,表现为高收入的妻子对于丈夫的经济贡献有所不满,而且丈夫因妻子背离了性别认同,也不满意妻子的经济贡献,其不满程度甚至随着妻子相对收入升高而加剧;在家务方面,妻子收入超过丈夫时,妻子随自身相对收入升高,容易滋生对丈夫家务贡献的不满,这也与前文妻子补偿更多时间做家务形成呼应。

2. 离婚率

相对于婚姻满意度,离婚率能更加客观准确地反映婚姻关系的状态。利用中国家庭追踪调查构造面板数据,以观察期内是否发生离婚变故为因变量。回归结果如表8所示,当自变量仅为妻子收入超过丈夫的虚拟变量时,系数为正,但不显著;在相对收入和性别认同交互作用下,妻子收入高于丈夫的家庭妻子随着相对收入的提高会导致离婚率显著得上升,妻子相对收入每提高1%,离婚概率增加0.4%。

表8 性别认同与离婚行为

	(1)	(2)	(3)	(4)
妻子收入超过丈夫	0.0203 (0.0197)	—	0.0119 (0.0188)	-0.236* (0.132)
妻子相对收入	—	0.106 (0.0748)	0.0950 (0.0736)	0.0492 (0.0688)
妻子相对收入交乘项	—	—	—	0.426* (0.227)
观测值数	1332	1332	1332	1332
R ²	0.040	0.041	0.042	0.047

注:控制变量包括省份、户口、年龄及年龄方、教育年限、夫妻双方收入、收入平方、是否有孩子、结婚年限,回归使用以市场为单位做聚类稳健的标准差,括号内为标准误差。

相比于西方的研究,本文研究结果略有差异。我们发现妻子收入高于丈夫的家庭离婚潜在可能性与其他家庭比较差异较小,但考虑相对收入提高和性别认同交互影响后,妻子离婚潜在可能随相对收入升高而有所增加。

六、讨论与拓展

根据已有研究和本文的推测,户口、学历、婚姻年限、家庭结构是性别认同的重要影响因素(Waite & Lillard, 1991; Yu & Xie, 2011; 於嘉, 2014; 刘爱玉等, 2015)。本节利用2010年家庭追踪调查数据,以家庭劳动时间差为主要考察变量,利用回归公式(9),以妻子的户口、学历、婚姻年限和是否有孩子对家庭进行分组,探究不同类别女性受到性别认同的冲击的差异,判断性别认同的可能影响因素。

回归结果如表9所示,第(1)列为全样本的回归结果,第(2) — (9)列依次为妻子农村户口、非农户口、初中及以下学历、高中及以上学历、结婚十年以下、结婚十年及以上、没有孩子和有孩子的子样本的回归结果。对比可知,农村户口的妻子受到性别认同的影响更为明显,当妻子收入超过丈

夫时,农村户口的妻子相对收入提高1%,则“弥补”性的家庭劳动时间相对差距就增加6.8分钟,而非农户口的妻子则仅增加2.9分钟。同样地,对比其他子样本,学历为初中及以下,结婚年限十年及以上,有孩子的家庭受到性别认同的影响更大。

表9 性别认同与相对家庭劳动时间子样本回归结果

	因变量: 相对家庭劳动时间								
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	总体	农村户口	非农户口	初中及以下	高中及以上	结婚十年以下	结婚十年及以上	没有孩子	有孩子
妻子收入超过丈夫	-2.912*** (0.896)	-5.828*** (2.195)	-2.039** (0.906)	-4.040** (1.567)	-1.290 (1.026)	-2.043 (1.765)	-3.013*** (1.057)	-2.329 (1.952)	-3.002*** (0.942)
妻子相对收入	-5.704*** (0.730)	-5.105*** (1.259)	-5.477*** (1.167)	-5.259*** (1.088)	-6.197*** (1.433)	-6.666*** (1.420)	-4.926*** (0.864)	-2.337* (1.343)	-6.845*** (0.858)
妻子相对收入交乘项	6.390*** (1.516)	11.33*** (3.639)	4.839*** (1.567)	8.340*** (2.571)	3.671** (1.805)	4.688 (3.001)	6.597*** (1.787)	5.113 (3.160)	6.500*** (1.620)
观测值数	1513	666	847	844	669	544	969	388	1125
R ²	0.236	0.266	0.231	0.264	0.242	0.338	0.249	0.307	0.277

注: 总体回归的控制变量包括省份、户口、年龄及年龄方、教育年限、夫妻双方收入、收入平方、是否有孩子、结婚年限,子样本的回归的控制变量去掉相应的变量,回归使用以市场为单位做聚类稳健的标准差,括号内为标准误差。

这一结论初步印证了已有的研究和本文的推测,即农村、学历更低、结婚年限更长、有孩子的家庭受到性别冲击的影响更大。当然,需要指出的是,且受数据可得性限制,部分子样本的样本量相对较小,可能影响结论的稳健性,更优的微观数据将对本节的结论形成补充。

七、总 结

本文利用2005年人口普查数据和2010—2014年家庭追踪调查数据考察了我国的性别认同观念对婚姻及劳动表现的影响。研究发现,中国存在明显的“男主外、女主内”的性别认同。在婚姻市场中,女性收入高于男性收入比例上升时,会导致结婚率下降和平均初婚年龄延迟。在工作上,性别认同导致家庭中女性工作扭曲,当妻子潜在收入可能高于丈夫概率升高时,女性会选择退出劳动力市场或者选择低于其潜在收入的工作。背离性别认同会影响家庭劳动分工和长期工作维持,甚至额外增加家庭劳动时间来弥补性别认同的违背。在婚姻关系上,与西方研究结论不同,整体来看,性别认同对于中国家庭的婚姻稳定性冲击影响较小,但随着背离程度加深,离婚率有所上升,对配偶经济和家务贡献度满意率有所下降。在子样本回归中,我们还发现农村户口、低学历、结婚年限长和有孩子的女性受到的性别认同冲击影响更大。

本文的研究受到数据的限制,也存在一定缺陷。其中,人口普查数据是横截面数据,无法借助年度外生变化控制内生性问题,同时,受城乡抽样方法的差异影响,在家庭匹配数据中非农农户占较小,可能一定程度上影响本文结论的样本代表性;而家庭追踪调查数据亦受到时间跨度相对较短,追踪样本量较小的影响,对于性别认同的长期影响(包括工作维持、离婚)可能无法进行很好的证明。在讨论和拓展部分,本文对性别冲击的因素的探讨还非常粗浅,有待更好的展开和挖掘。

参考文献

- 郭凯明、颜色 2015 《劳动力市场性别不平等与反歧视政策研究》,《经济研究》第7期。
贾云竹、马冬玲 2015 《性别观念变迁的多视角考量:以“男主外,女主内”为例》,《妇女研究论丛》第3期。

- 刘爱玉、佟新、付伟 2015 《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》第2期。
- 王湘红、曾耀、孙文凯 2016 《行业分割对性别工资差异的影响——基于 CGSS 数据的实证分析》,《经济学动态》第1期。
- 邢春冰、贾淑艳、李实 2014 《技术进步、教育回报与中国城镇地区的性别工资差距》,《劳动经济研究》第3期。
- 徐安琪、刘汶蓉 2003 《家务分配及其公平性——上海市的经验研究》,《中国人口科学》第3期。
- 许琪 2016 《中国人性别观念的变迁趋势、来源和异质性——以“男主外,女主内”和“干得好不如嫁得好”两个指标为例》,《妇女研究论丛》第3期。
- 杨菊华、李红娟、朱格 2014 《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》第6期。
- 易定红、廖步宏 2005 《中国产业职业性别隔离的检验与分析》,《中国人口科学》第4期。
- 於嘉 2014 《性别观念、现代化与女性的家务劳动时间》,《社会》第2期。
- Aizer, A., 2010, “The Gender Wage Gap and Domestic Violence”, *American Economic Review*, 100, 1847—1859.
- Akerlof, G. A., and R. E. Kranton, 2000, “Economics and Identity”, *Quarterly Journal of Economics*, 115, 715—753.
- Akerlof, G. A., and R. E. Kranton, 2010, *Identity Economics: How Our Identities Shape Our Work, Wages, and Well-being*. Princeton University Press.
- Bartik, T., 1991, “Who Benefits from State and Local Economic Development Policies?”, Kalamazoo, MI: W. E. Upjohn Institute for Employment Research.
- Baxter, J., B. Hewitt, and M. Haynes, 2008, “Life Course Transitions and Housework: Marriage, Parenthood, and Time on Housework”, *Journal of Marriage and Family*, 70, 259—272.
- Becker, G. S., 1973, “A Theory of Marriage: Part I” *Journal of Political Economy*, 81, 813—846.
- Bertrand, M., E. Kamenica, and J. Pan, 2015, “Gender Identity and Relative Income within Households”, *Quarterly Journal of Economics*, 130, 571—614.
- 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, 186—214.
- Booth, A. L., and J. C. Van Ours, 2009, “Hours of Work and Gender Identity: Does Part-time Work Make the Family Happier?”, *Economica*, 76, 176—196.
- Charles, K. K., and M. C. Luoh, 2010, “Male Incarceration, the Marriage Market, and Female Outcomes”, *Review of Economics and Statistics*, 92, 614—627.
- Gupta, S., 2006, “Her Money, Her Time: Women’s Earnings and Their Housework Hours”, *Social Science Research*, 35, 975—999.
- Hederos, E. K., and A. Stenberg, 2015, “Gender Identity and Relative Income within Households: Evidence from Sweden”, IZA Discussion Papers No. 9533.
- Karen, C., V. Pero, and A. S. Anna, 2017, “Gender Identity and Female Labor Supply in Brazil”, WIDER Working Paper Series 105.
- Lippmann, Q., A. Georgieff, and C. Senik, 2016, “Undoing Gender with Institutions. Lessons from the German Division and Reunification”, PSE Working Papers No. 2016—06.
- Loughran, D. S., 2002, “The Effect of Male Wage Inequality on Female Age at First Marriage”, *Review of Economics and Statistics*, 84, 237—251.
- McCrary, J., 2008, “Testing for Manipulation of the Running Variable in the Regression Discontinuity Design: A Density Test”, *Journal of Econometrics*, 142, 698—771.
- Pierce, L., M. S. Dahl, and J. Nielsen, 2013, “In Sickness and in Wealth: Psychological and Sexual Costs of Income Comparison in Marriage”, *Personality and Social Psychology Bulletin*, 39, 359—374.
- Waite, L. J., and L. A. Lillard, 1991, “Children and Marital Disruption”, *American Journal of Sociology*, 96, 930—953.
- Wieber, A., and E. Holst, 2015, “Gender Identity and Women’s Supply of Labor and Non-Market Work: Panel Data Evidence for Germany”, DIW Berlin Discussion Paper No. 1517.
- World Economic Forum, 2017, “The Global Gender Gap Report”, World Economic Forum.
- Yu, J., and Y. Xie, 2011, “The Varying Display of ‘Gender Display’ A Comparative Study of Mainland China and Taiwan”, *Chinese Sociological Review*, 44, 5—30.
- Ye, B., and Y. Zhao, 2018, “Women Hold Up Half the Sky? Gender Identity and the Wife’s Labor Market Performance in China”, *China Economic Review*, 47, 116—141.

Gender Identity , Marriage and Labor Behavior within Households

XU Ji^a and HUANG Ya'na^b

(a: Guanghua School of Management , Peking University;

b: The Institute of Industrial Economics , Chinese Academy of Social Sciences)

Summary: Gender identity is a form of social identity. Social identities tell people how they are supposed to behave by providing them a reference group. Identity influences economic outcomes because deviating from prescribed behavior is inherently costly (Akerlof & Kranton ,2010) . Bertrand et al. (2015) report that the norm in the U. S. that a man should earn more than his wife affects behavior in both marriages and labor markets. While studies of social norms have been conducted in Western countries (e. g. ,Bertrand et al. ,2015; Wieber & Holst ,2015; Hederes & Stenberg ,2015; Karen et al. ,2017) ,less has been learned about the role of social norms in China.

In feudal times , few Chinese women worked in the market , and a belief in female inferiority was prevalent. However , since the 1950s , the Chinese government has promoted a women' s liberation movement. The slogan that “women hold up half the sky” has been widely used to encourage women to join the workforce. This policy has enhanced the status of women , and female participation in the labor force has reached an unprecedented level. This paper explores three questions. Is there any evidence to support the existence of gender identity in contemporary China? What impact does gender identity have on marriages and labor market behavior in China? What are the channels through which gender identity acts?

We answer these questions using data from the 2005 China census and 2010—2014 China Family Panel Studies. First , we calculate the distribution of relative household income earned by the wife. We find a sharp and statistically significant drop in the distribution where the wife' s income equals that of the husband. This discontinuity appears in all subsamples , suggesting that gender identity is prevalent in China' s society. Second , we estimate the impacts of gender identity on the marriage market , the labor market and household production , where relevant marriage markets and potential earnings are constructed based on demographic characteristics. We find that gender identity hinders matching in the marriage market by depressing the marriage rate and postponing first marriage. Gender identity also distorts wives' labor market behavior. Women tend to quit the labor market , choose jobs with lower salaries and do more housework. Once gender identity is broken in a family , there is a positive correlation between the divorce rate and a wife' s relative income. The correlation is negative between the satisfaction level with respect to a partner' s financial or housework contribution and a wife' s relative income. Finally , preliminary findings hold that women with rural residence , low education level , long marriage duration and more children are more susceptible to pressures of gender identity.

This paper provides empirical support for the existence of a norm in China that a man should earn more than his wife. By focusing on the interaction of gender identity and relative household income , we provide evidence for a value to studies that use an interdisciplinary approach , including insights from sociology and psychology. Our paper contributes to the relevant literature and facilitates comparisons between cultures. The impact of gender identity on marital and job stability in China we find is less than that found by studies of Western countries. However , gender identity is universal and has implications for Chinese society. Finding ways to diminish the negative impacts of gender identity could help improve the quality of marriage matches , decrease labor market distortions and improve family relationships. Modifying gender attitudes could also play an important role in promoting labor market efficiency , family harmony and social stability. Our results suggest that modernization and education could help mitigate the negative impacts of gender identity. Families with fewer sunk costs , such as those with no children and shorter marriage durations , suffer less from gender identity.

Keywords: Gender Identity; Marriage Match; Labor Participation; Housework

JEL Classification: D13 , J16 , J12

(责任编辑: 陈小亮) (校对: 王红梅)