

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？

张正东¹

摘要 传统微观理论认为夫妻间劳动力分配是家庭劳动供给决策的最优选择,但现实生活中社会规范的存在可能会扭曲夫妻双方在劳动力市场的表现。相对收入反映了夫妻在家庭生产和劳动力市场之间的比较优势,同时妻子收入超过丈夫会挑战“男人赚钱应比女人多”的传统性别观念。本文利用2002—2006年城镇住户调查数据,探究了在我国家庭中夫妻相对收入对双方劳动供给的影响。实证研究发现无论男女,收入超过配偶的可能性都与配偶的劳动参与和工作时间呈负相关关系,而对自身劳动供给并无显著影响。这些结果表明在我国家庭中夫妻间劳动力分配遵循着比较优势的经济理性,而没有受到社会规范的扭曲。此外,本文还发现当配偶收入超过自己时女性相比于男性更倾向于离开劳动力市场、减少工作时间和从事低收入工作,这种性别差异能够解释我国男女在劳动力市场表现存在的较大差异。

关键词 劳动供给;比较优势;社会规范

0 引言

近年来,越来越多的经济学研究开始关注社会规范对劳动供给的影响(Akerlof,1980;Lindbeck et al.,1999;Clark,2003;Bertrand,2011)。相比于效用最大化的经济理性,社会规范可以改变人们的偏好和约束人们的行为。因此,将心理学和社会心理学因素引入到经济模型当中有助于理解传统模型难以解释的经济学现象。世界范围内普遍存在的劳动力市场上的性别差异就是其中之一^①。自19世纪末以来女性地位和受教育的权利显著改善,人力资本的积

¹ 张正东,清华大学经济管理学院经济系博士研究生,E-mail:zhangzhd.12@sem.tsinghua.edu.cn。在此感谢两位审稿人的审稿意见,文责由作者自负。

^① 据世界银行2014年劳动参与率数据,在233个国家中仅有4个国家女性劳动参与率高于男性。

累、歧视的减少、生育控制和劳动需求的变化都被证明可以降低男女劳动参与率和收入的性别差异(Black and Juhn, 2000; Weinberg, 2000; Black and Strahan, 2001; Goldin and Katz, 2002; Goldin et al., 2006)。但据世界银行提供的数据显示,近10年来男女劳动参与率的性别差异并没有进一步缩小。近乎停滞的研究进程使得学者开始考虑传统经济框架以外的其他因素,如社会规范。

社会规范是人们相习成风、约定俗成的行为准则,是人们价值观念的体现。Akerlof and Kranton(2000, 2010)认为人们具有属于某一社会范畴(social category)的归属感和对该范畴人们应有行为的认同感。如果从社会规范的行为中背离,就会产生内在成本,进而影响经济结果。最天然的社会范畴分类就是性别,男人与女人。约定俗成的社会规范造就了对性别的认同,比如“男人赚钱应该比女人多”。这种观念并非空穴来风,中国传统文化自古就有“男耕女织”、“男主外、女主内”和“女子无才便是德”等迂腐的性别观,体现了封建社会男女社会地位的不平等。即使在当今社会,“男人赚钱应比女人多”也是女性在婚姻市场上的择偶标准之一。并且,“男人赚钱应比女人多”的观念并非中国独有。根据2010—2014年世界价值观调查,在各国都有不同比例的受访者认为“如果妻子收入超过丈夫,几乎肯定会引发问题”^①。

已有研究发现了性别观念的转变与女性劳动参与率相关的经验证据(Fernández et al., 2004; Fortin, 2005, 2009)。Fortin(2005)考察了25个OECD国家10年间的世界价值观调查数据后发现,将男性视为养家糊口角色的社会通常伴随着较低的女性参与率和较大的收入性别差异。Fortin(2015)随后的研究认为美国1977—2006年间对性别认同态度的改善与女性劳动参与率的提升紧密相关。自1988年以来我国男性和女性劳动参与率均呈现水平高但持续下降的特征。男性和女性劳动力市场表现的差异在不断扩大,尤其是进入2000年以后(图1和2)。在计划经济中,女性被认为可以撑起“半边天”,平等的就业环境和高涨的劳动热情使得女性劳动参与率基数较大。即使进入市场经济后劳动参与率逐年下降,我国女性劳动参与率与国际比较也居于较高水平^②。关于中国女性劳动参与率的下降,国内文献给出了丰富的解释,如市场化改革导致的严峻就业形势和歧视(姚先国和谭岚, 2005; 李春玲和李实, 2008)、国企改革导致的下岗(蔡昉和王美艳, 2004)和家庭结构的变迁(曲嘉瑶和孙陆军, 2011;

^① 在2010—2014年第六轮世界价值观调查中,除去未表明态度的受访者,我国38%的男性和27%的女性认为“如果妻子收入超过丈夫,几乎肯定会引发问题”。这一比例在60个调查国家中排名第44位,排名最高的国家是乌兹别克斯坦,男性和女性赞同的比例分别为74%和68%;排名最低的国家是荷兰,男性和女性赞同的比例只有6%。

^② 据世界银行2014年劳动参与率数据,中国女性劳动参与率在233个国家中排名第45位。

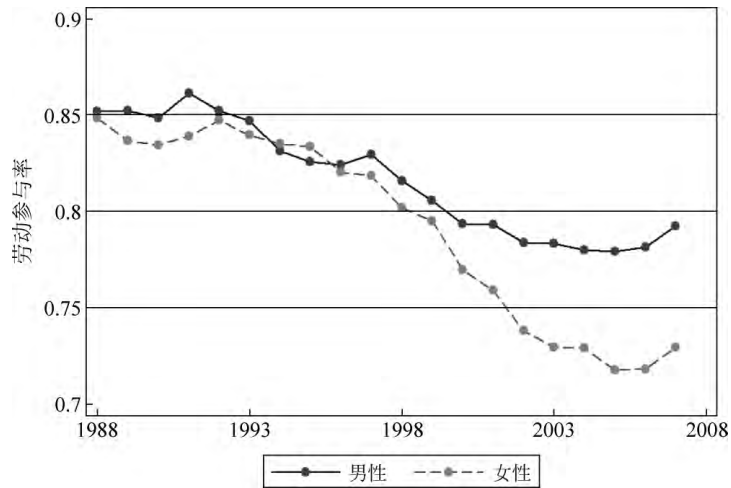


图1 城镇居民劳动参与率

注：据1988—2007年城镇住户调查数据计算。由于法定退休年龄不同，男性保留16~65岁样本，女性保留16~55岁样本。劳动参与率=经济活动人口/劳动年龄人口，其中经济活动人口包括就业人口、失业人口和待分配就业人口。

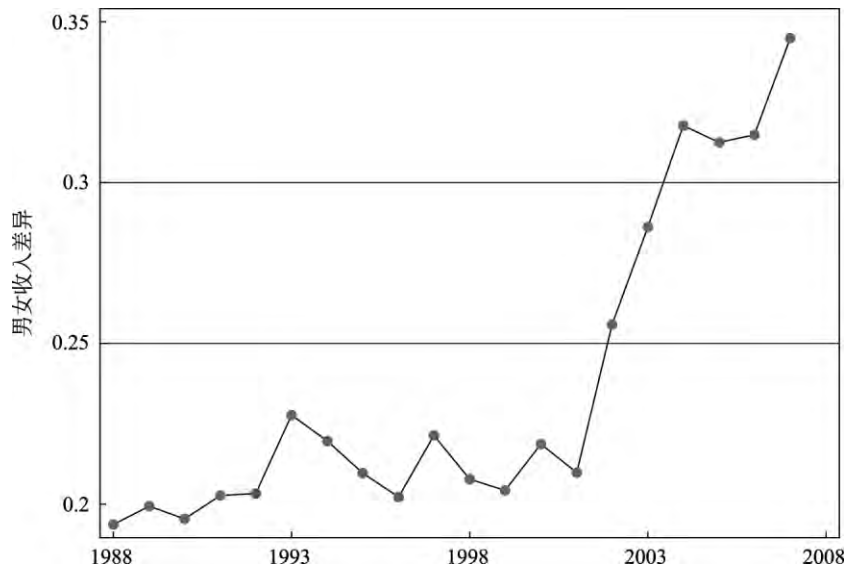


图2 城镇居民收入的性别差异

注：据1988—2007年城镇住户调查数据计算，统计样本为16~65岁就业人口。男女收入差距=(男性收入-女性收入)/女性收入。

沈可等,2012;陈璐和范红丽,2016)等,但对社会规范这一潜在影响因素的研究仍存在空白。

从家庭劳动力分配的角度出发,将社会规范对夫妻双方劳动供给的潜在影响考虑在内,可以为研究两性在劳动力市场表现的差异提供新的思路。在家庭中,夫妻间的相对收入意味着家庭中的地位 and 话语权。当女性收入超过男性时,男性的主导地位就会受到挑战。为了恢复社会规范要求的性别角色(gender role),女性可以通过更多地承担家务来照顾男性的感受(Bittman et al., 2003; Cooke, 2006;),但这终将会降低女性对婚姻的满足感和婚姻的稳定性(West and Zimmerman, 1987; Hochschild and Machung, 1989)。为了防止婚姻破裂,女性可以减少自己的劳动供给、增加家庭产出或从事不那么有吸引力的工作来减少对配偶的威胁性(Bertrand et al., 2015);但这并不是女性劳动供给的最优选择,会扭曲女性在劳动力市场的表现。根据家庭分工的比较优势理论(Becker, 1965),无论男女,潜在收入高的一方将更多地从事市场劳动,而较低的一方则相对更多地从事家庭生产。

无论在实证和理论上,现有研究都表明社会规范和比较优势会影响夫妻双方的劳动供给,但是两种机制的影响并不相同。以女性为例,当女性收入超过男性时,根据比较优势女性应继续在劳动力市场工作,而根据社会规范女性应减少自己的劳动供给,甚至是离开劳动力市场。只有通过实证研究才能检验哪种机制在我国家庭劳动力分配中占主导作用,这也是本文研究的出发点。面对实证研究中收入与劳动供给互为因果的问题,本文创新性地使用潜在收入代替实际收入构造了收入超过配偶的可能性变量。构造方法是从同一调查年份、具有相同人口统计特征(demographic characteristics)的女性样本中得到该群体工作女性的潜在收入分布,再与其男性配偶的实际收入作对比得到收入超过配偶的可能性。这种方法的优点在于无论女性是否参与劳动,都能捕捉到她的潜在收入超过配偶的可能性,为观察女性在收入超过男性时劳动供给的选择提供了可能。基于2002—2006年中国城镇住户调查数据的实证研究表明,我国家庭中夫妻间劳动力分配遵循着比较优势的经济理性,而未受到社会规范的约束。文章后续内容安排如下:第1部分介绍家庭劳动力分配的相关文献;第2部分阐述实证研究使用的回归模型;第3部分是数据说明与描述性统计;第4部分报告实证分析结果;在最后一部分讨论和总结全文。

1 文献综述

传统微观理论认为,夫妻间的劳动力分配应是家庭劳动供给决策的最优选择。早期用来研究家庭劳动力供给的模型被称之为单一模型(unitary model),其特征是将所有家庭成员视为一个整体,家庭成员拥有共同的效用函数和预算约束。家庭通过选择最优的消费和闲暇来最大化效用的目标函数。由于其简

洁性,单一模型被广泛应用于劳动供给、税收和福利测度等研究之中(Pollak and Wales, 1981; King, 1983; Blundell et al., 1984; Blundell and Walker, 1986)。在单一模型中,家庭根据商品的价格和每个成员的工资决定商品消费和每个人的闲暇,成员之间的劳动供给无互相影响,只取决于自己的工资。这一特质使得单一模型中家庭资源的分配始终处于“黑箱”之中,无法用来研究家庭成员间消费和劳动供给的分配(Chiappori, 1992);其根本原因在于单一模型在方法论上缺少微观基础,家庭中每个成员都应有自己的偏好,家庭总福利不能简单地用一个总体效用函数来代表。除此之外,由单一模型推导出需求函数的同质性、对称性和负定性在实证研究中也无法得到验证(Deaton and Muellbauer, 1980; Blundell, 1988)。

这些问题促进了家庭劳动供给文献的发展。Samuelson(1956)和 Becker(1965)最早将家庭成员不同偏好引入到理论研究中。Becker(1965)的研究提出了家庭分工的比较优势理论。他认为人们可以从结婚中收益,这种收益缘自于专业化分工。由于家庭产出和劳动力市场的存在,家庭成员需发挥各自的比较优势来最大化家庭效用。在时间的分配上,在市场中更有效率的一方会更更多地从事工作,而另一方则会更多地从事家庭产出。这一理论已经在西方国家经过了多次验证(Mincer, 1962; Becker, 1981; Juhn and Murphy, 1997)。

然而,这些模型都没有描述家庭成员之间共同决策的过程,直到集体家庭(collective household)模型的出现。集体家庭模型为分析家庭消费和劳动供给等行为提供了更具有微观基础、更加完善的理论分析框架,其特征是假定家庭中每个成员的偏好不同,家庭的决策过程是家庭成员之间的议价过程(bargaining process),议价过程可以依照帕累托最优或其他非合作博弈。Chiappori(1988, 1992)建立了基于帕累托最优的集体家庭模型。模型假设每个成员都是自利(egoistic)的,效用仅取决于自己的消费和闲暇。帕累托最优的议价过程等价于家庭成员首先根据议价能力分配家庭非劳动收入,再根据自己的偏好选择最优的消费和劳动供给。每个成员的最优劳动供给取决于自己的工资和分配到的非劳动收入。相对工资决定了议价能力和分配到的非劳动收入,因此配偶的工资只能通过非劳动收入的收入效应影响自己的劳动供给。

集体家庭模型的优点还体现在模型的开放性。根据假设条件的不同,对家庭目标效用函数略加更改,成员间劳动供给的相互影响也会发生变化。如果放开家庭成员自利的假设,将其他成员的消费和闲暇纳入效用函数,那么成员间的劳动供给可能呈现互补性或替代性(Vermeulen, 2002)。如果夫妻双方喜欢对方的陪伴,即闲暇具有正外部性,那么夫妻双方的劳动供给就呈现互补性(Hurd, 1990; Gustman and Steinmeier, 2000; Casanova, 2010)。又如假设议价能力与劳动收入正相关,那么当妻子收入超过丈夫时,家庭资源的分配会向妻

子倾斜,丈夫可获得的最大效用因此减少。如果丈夫在婚姻中获得效用小于单身时可获得的最大效用,婚姻的稳定性就会受到挑战。同理,婚姻的目的是为了共同生产和共同消费(Weiss,1997)。在高收入女性的视角中,如果结婚得到“好处”会被低收入男性而拖累,则婚姻也就变得不那么有吸引力了。婚姻的不稳定是违背社会规范所产生的内在成本,如果将这些成本考虑在目标函数当中,劳动供给的决策会受到扭曲。Baker and Jacobsen(2007)提出,假如能够消除无用的、以话语权为目标的人力资本获取,那么家庭内的劳动力分配就能达到帕累托最优。

本文研究关注夫妻间的相对收入如何影响家庭劳动力分配,涉及的两类文献分别是家庭分工的比较优势理论和社会规范对劳动力供给的扭曲。两种机制的影响并不相同。比较优势理论认为无论男女,在劳动力市场潜在收入更高的一方应更多地从事工作,而另一方则应更多地从事家庭生产;而社会规范要求当“男人赚钱应比女人多”遭到违背时,女性应减少劳动供给来恢复传统的性别角色。通过实证研究可以判断哪种机制占主导作用,但家庭劳动力供给的文献中实证研究难点在于内生性问题的解决。其一,收入与劳动供给互为因果,相互决定,存在内生性。劳动供给乘以工资率等于劳动收入,而在理论模型中劳动收入可以通过收入效应影响劳动供给。基于这种考虑,本文在实证分析中没有使用实际收入,而是利用潜在收入构造了收入超过配偶的可能性变量。构造方法是将所有样本按人口统计特征分组,汇总组内的非零劳动收入得到该组内成员的潜在收入分布,再与配偶的实际收入进行比较,得到收入超过配偶的可能性。使用潜在收入超过配偶可能性优势在于,相比于使用实际收入得到的妻子收入超过丈夫的0-1虚拟变量,避免了“劳动供给为0,则妻子收入超过丈夫虚拟变量必定为0”和“妻子收入超过丈夫虚拟变量为1,则劳动参与必定为1”的情况出现。这为观察女性在收入超过男性时劳动供给的选择提供了可能。同时,由于潜在收入仅与人口统计特征相关,而女性的真实劳动供给不会影响外生的人口统计特征,因此不存在互为因果。其二,收入超过配偶的可能性和劳动供给可能同时受到其他因素影响,比如子女数量(Blau and Robins,1988; Gustafsson and Stafford,1992)和家庭结构(Ogawa and Ermisch,1996; Kolodinsky and Shirey,2000)。虽然本研究无法提供妻子收入超过丈夫可能性的外生变化,但通过添加子女数量、与老人同住和丈夫收入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。

已有研究多关注女性收入超过男性时女性劳动供给的选择。为了在实证分析中全面地判断我国家庭中相对收入对家庭劳动力分配的影响是通过比较优势还是社会规范,本文还将考察丈夫的劳动供给。如果家庭劳动力分配符合比较优势理论,那么无论男女,预期配偶收入超过自己的可能性会与自己的劳

动供给负相关；如果家庭劳动力分配受社会规范约束，那么预期女性收入超过配偶的可能性与女性劳动供给负相关，而与男性劳动供给的正相关^①。

2 回归模型

实证分析家庭相对收入对夫妻劳动供给的影响需要量化夫妻间的相对收入。如前文所述，由于实际收入与劳动供给互为因果，本文使用潜在收入来规避这一问题。具体操作方法是，首先将同一调查年份具有相同人口统计特征的样本归为一组，然后统计组内所有个体的非零劳动收入，最终得到该人口统计群体(demographic group)中个体参与劳动的潜在收入分布。为了获得相对精确的潜在收入分布，本文选取了年龄、学历、户籍和民族四个人口统计特征^②。年龄决定参与工作的年限和经验，学历决定受教育年限。根据 Mincer(1974)，年龄和学历是工资收入的重要解释变量；而汉族与少数民族、城乡的收入差距也已被广泛证实(李实和古斯塔夫森，2002；陆铭和陈钊，2004)。

个体的潜在收入是从具有相同年龄、学历、户籍和民族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较就可以得到收入超过配偶的可能性变量。不失一般性，以妻子为例，计算妻子收入超过丈夫的可能性 PrWifeEarnsMore_{*i*} 的公式如下：

$$\text{PrWifeEarnsMore}_i = \frac{1}{19} \sum_p 1 \{w_i^p > \text{husbIncome}_i\} \quad (1)$$

其中，PrWifeEarnsMore_{*i*} 代表妻子收入超过丈夫的可能性，它是 19 个示性函数的平均值。当大括号内的条件成立时，示性函数取值为 1；反之，取值为 0。 w_i^p 是在调查年份具有相同年龄、学历、民族、户籍的女性统计群体的 p 分位收入。 p 是 20 分位数，取值范围为 {5, 10, 15, …, 95}。husbIncome_{*i*} 是丈夫的实际收入。直观的解释是，妻子学历越高，潜在收入越高，收入超过丈夫的可能性越大；同理，丈夫的实际收入越低，妻子收入超过丈夫的可能性也越大。利用潜在收入构造妻子收入超过丈夫可能性变量的优点在于即使妻子并没有参与劳动，仍然能够得知如果她参与劳动其收入超过配偶的可能性，为观察女性在收入超过配偶时劳动供给的选择提供了可能。在实证研究中将样本年龄组分为 4 组，分别是 16 至 30 岁，30 至 40 岁，40 至 50 岁和 50 至 65 岁。学历组分为 4 组，分别是初中以下、初中毕业、高中毕业、大学及研究生毕业。民族分为汉族和少数民族，户籍分为城市户口和农村户口。总计共有 64 个女性统计群体。

① 如果女性会通过减少劳动供给来恢复社会规范的性别角色，同样地男性也可能通过增加自己的劳动供给使收入超过女性。

② 综合考虑数据的可能性和样本数量的限制，本文只选取了 4 个人口统计特征。额外的人口统计特征会使人口统计群体增多，而每个群体劳动收入的观测值减少，使潜在收入的分布变得不可靠。

丈夫收入超过妻子可能性的构造方法与式(1)同理。由于收入超过配偶可能性取决于人口统计群体的潜在收入,因此在同一家庭内妻子收入超过配偶的可能性与丈夫收入超过配偶的可能性总和并不为1,不能彼此替代。实证研究家庭相对收入对夫妻双方劳动供给的影响需要两套回归模型,解释变量分别为妻子收入超过丈夫的可能性和丈夫收入超过妻子的可能性,被解释变量均为夫妻双方的劳动供给。回归模型如下:

$$\begin{aligned} Y_{-i} &= \alpha_0 + \alpha_1 \times \text{PrWifeEarnsMore}_i + \omega_i^f + \alpha_2 \times \ln\text{Income}_{-s_i} + \alpha_3 \times X_i + \varepsilon_i \quad (2) \\ Y_{-i} &= \beta_0 + \beta_1 \times \text{PrHusbandEarnsMore}_i + \omega_i^f + \beta_2 \times \ln\text{Income}_{-s_i} + \beta_3 \times X_i + \mu_i \quad (3) \end{aligned}$$

其中, Y_i 为劳动供给的左手变量,可以是妻子或丈夫的劳动参与和工作时间,分别对应相对收入对劳动供给的粗放边际和集约边际影响。 ω_i^f 是一组潜在收入的控制变量,是由个体在每一个20分位上潜在收入构成的。下脚标s表示该变量是配偶的解释变量, $\ln\text{Income}_{-s_i}$ 是配偶实际收入的对数。当式(2)和(3)左手变量为妻子的劳动供给时, ω_i^f 为妻子潜在收入的控制变量, $\ln\text{Income}_{-s_i}$ 为丈夫实际收入的对数,反之情况同理。 X_i 是非收入的控制变量,包括年和县的固定效应,丈夫和妻子的年龄组、学历、户籍和民族,以及子女数量和是否与老人同住。标准误是在人口统计群体层面上的聚类稳健标准误。从模型可以看出,收入超过配偶的可能性可以视作为年龄、学历、户籍、民族和丈夫收入的函数。由于模型中同时控制了年龄、学历、户籍、民族和配偶的实际收入,因此该变量不会与扰动项相关。

已有文献发现了女性为恢复社会规范的性别角色而采取三种途径,一是离开劳动力市场,二是减少工作时间,三是从事不那么有吸引力的工作(Bertrand et al., 2015)。除劳动供给以外,本文还关心女性是否会从事低收入的工作来减少对男性造成的威胁。因此需要检验女性实际收入与潜在收入的差异是否与女性收入超过男性的可能性有关,收入差异的构造方法如下:

$$\text{IncomeGap}_i = \frac{\text{realized_income}_i - \text{potential_income}_i}{\text{potential_income}_i} \quad (4)$$

其中, realized_income_i 是女性的实际收入,而 $\text{potential_income}_i$ 是潜在收入分布中20个分位数的平均值。同样的方法可以得到男性实际收入与潜在收入的差异。将收入差异作为左手变量,带入式(2)和(3)中,就可以估计收入超过配偶的可能性对妻子和丈夫收入差异的影响。

3 数据说明与描述性统计

本文所采用的数据来源于国家统计局社会经济调查总队1988—2007年的城镇住户调查。本文样本覆盖了中国具有代表性的8个省和1个直辖市,分别

是北京、辽宁、浙江、安徽、湖北、广东、四川、陕西和甘肃。调查内容涵盖城市居民家庭成员的人口统计特征、住房、就业、主要耐用品消费、收入和支出情况等信息。这份数据相比人口普查数据的优点在于时间序列的完整性,便于观察我国城镇居民历年来受教育程度和劳动力市场表现的时间趋势。

表1统计了1988—2007年男女在劳动力市场上的性别差异。统计样本保留了年龄在16~65岁之间的样本。其中,劳动参与率=(就业人口+失业人口)/适龄劳动人口。由于退休年龄不同,女性劳动年龄定义为16~55岁,而男性劳动年龄定义为16~65岁;收入的性别差异=(男性平均收入-女性平均收入)/女性平均收入^①,教育年限和劳动参与率的性别差异均为差值。20年间我国男性和女性的平均受教育年限均有增长,虽然男女的性别差异从1988年的1.43年缩短到2007年的0.73年,但男性平均受教育水平仍高于女性。尽管受教育水平提高,男女劳动参与率却经历了缓慢的下降过程,其中女性劳动参与率下降更多。男女劳动参与率的差异从1988年基本无差异扩大到2007年的6%。收入方面,男女平均工资均经历了高速增长,但收入的性别差异逐渐增加,从1988年的21%增加到2007年的38%。通过比较男女在劳动力市场的性别差异可以看出,女性相较于男性仍面临着严峻的就业形势。

表1 劳动力市场上的性别差异

年份	教育年限			劳动参与率			收入		
	男性	女性	性别差异	男性	女性	性别差异	男性	女性	性别差异
1988	10.72	9.29	1.43	0.85	0.85	0.00	2341.50	1938.01	0.21
1989	10.87	9.45	1.43	0.85	0.84	0.02	2715.86	2236.40	0.21
1990	10.90	9.54	1.37	0.85	0.83	0.01	2903.20	2403.45	0.21
1991	11.08	9.75	1.33	0.86	0.84	0.02	3201.98	2626.93	0.22
1992	11.26	10.10	1.16	0.85	0.85	0.01	3823.29	3141.34	0.22
1993	11.32	10.17	1.15	0.85	0.84	0.01	4981.08	3996.36	0.25
1994	11.41	10.29	1.12	0.83	0.84	0.00	6818.31	5451.93	0.25
1995	11.51	10.42	1.09	0.83	0.83	0.01	8188.74	6633.23	0.23
1996	11.56	10.52	1.05	0.82	0.82	0.00	9280.64	7541.37	0.23
1997	11.47	10.49	0.97	0.83	0.82	0.01	9878.16	7920.17	0.25
1998	11.59	10.69	0.90	0.82	0.80	0.01	10437.67	8600.78	0.21
1999	11.75	10.87	0.88	0.81	0.80	0.01	10898.75	8899.26	0.22
2000	11.83	10.94	0.90	0.79	0.77	0.02	12715.24	10250.20	0.24
2001	11.77	10.98	0.79	0.79	0.76	0.03	13600.56	11071.77	0.23
2002	11.82	10.93	0.89	0.78	0.74	0.05	15212.91	11836.78	0.29
2003	11.85	10.99	0.86	0.78	0.73	0.05	17246.64	13012.80	0.33

^① 男女平均收入的统计样本为就业人口,如果将失业和离开劳动力市场群体的收入考虑在内,收入的性别差异会更大。

续表

年份	教育年限			劳动参与率			收入		
	男性	女性	性别差异	男性	女性	性别差异	男性	女性	性别差异
2004	11.96	11.15	0.81	0.78	0.73	0.05	19543.58	14386.82	0.36
2005	12.03	11.20	0.82	0.78	0.72	0.06	22105.00	16276.62	0.36
2006	12.14	11.37	0.77	0.78	0.72	0.06	24564.31	18019.46	0.36
2007	12.26	11.53	0.73	0.79	0.73	0.06	27907.44	20232.05	0.38

注：数据来源于1988—2007年城镇住户调查，统计样本保留了年龄在16~65岁之间的样本。其中，收入的性别差异=(男性平均收入-女性平均收入)/女性平均收入；劳动参与率=(就业人口+失业人口)/适龄劳动人口，男性劳动年龄定义为16~65岁，而女性劳动年龄定义为16~55岁。

“男人赚钱应比女人多”观念可以在微观数据中得到印证。通过观察1988—2007年我国家庭夫妻相对收入的分布，可以发现夫妻相对收入的分布呈现断点现象(图3)。当女性收入开始超过男性时(横轴0.5处)，概率密度显著下降。通过McCrary(2008)断点检验估计，概率密度下降了约7%~15%，均在1%水平下显著。理论上男女之间相对能力是连续分布的，如果男女双方都不赞成“男人赚钱应比女人多”，相对收入的分布应是连续的。即使女性平均收入低于男性，相对收入的分布会右偏而不是存在断点。断点的出现表明我国家庭

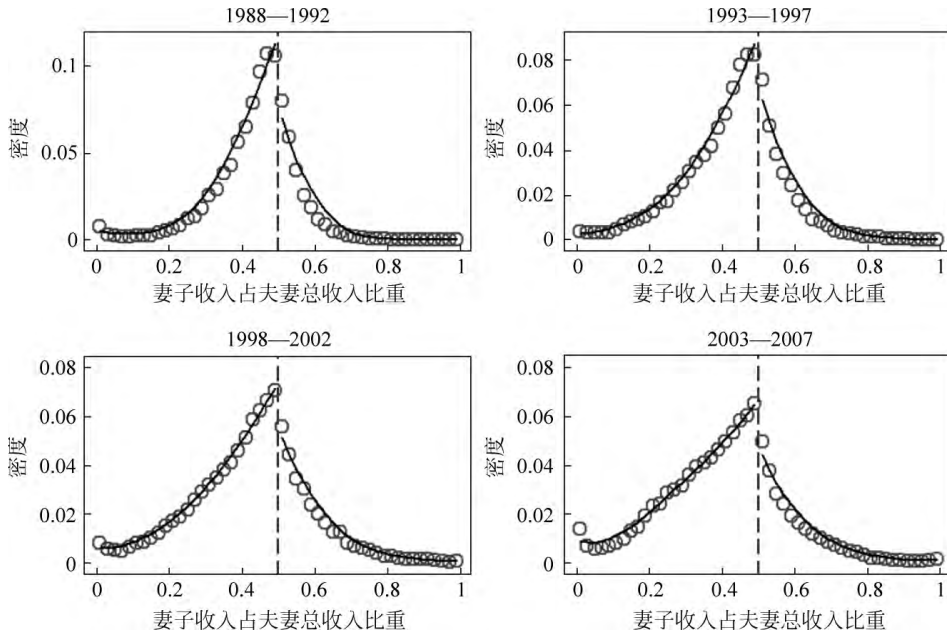


图3 城镇家庭相对收入的概率密度分布

注：数据来源于1988—2007年城镇住户调查中16~65岁夫妻样本，剔除夫妻中任一方收入为0的样本。横轴是妻子收入占夫妻总收入的比重，分成50个区间。散点是每个区间的概率密度，两边实线是以横轴0.5(虚线位置)为界的局部加权散点平滑曲线(lowess)。

似乎有意防止男性的养家糊口角色受到挑战。

1988—2007年间城镇住户调查经历了多次调查表式的变更,导致部分统计信息缺失或统计口径变更。2002年以前的问卷并未统计户口信息和民族信息,而2007年的问卷并未统计上月劳动时间。总的来说,2002—2006年城市住户调查问卷版本保持一致,且统计信息更加丰富,因此选取这5年的样本来进行实证研究。最终保留了夫妻年龄在16~65之间的家庭样本65212个。表2报告了本文实证研究用到主要变量的描述性统计。2002—2006年间,妻子收入超过丈夫的可能性仅有33%,而丈夫收入超过配偶的可能性则有70%,可见女性在就业市场所处的弱势地位。城市调查问卷中统计了上月劳动时间,以此用作夫妻双方工作时间的代理变量。统计数据显示男性工作时间超过女性,以2006年为例,按每月工作22天计算,男性平均每天劳动时间约为7.07小时,而女性平均每天劳动时间为5.94小时。夫妻在劳动力市场上劳动参与率和工资性别差异的时间趋势与男女总体变化趋势保持一致。虽然本文采用的是城镇住户调查,但样本中约有2.4%的居民具有农村户口。少数民族比例为2.7%^①。户籍和民族的信息为人口统计群体的划分提供了更多的类别,使潜在收入分布和收入超过配偶可能性变量的估计更为准确。但由于少数民族和农村样本数量较少,64个人口统计群体中有6个群体的样本量不足100。过少的样本量会使潜在收入分布的估计存在偏差,因此在本文后续部分会取消户籍和民族的划分,检验回归结果的稳健性。

表2 主要变量描述性统计

主要变量	年份				
	2002	2003	2004	2005	2006
妻子收入/元	11837.42	13015.88	14400.11	16294.98	18031.47
丈夫收入/元	15219.21	17256.03	19569.48	22149.34	24662.43
收入的性别差异	0.29	0.33	0.36	0.36	0.37
妻子收入超过丈夫的可能性	0.34	0.33	0.33	0.32	0.33
丈夫收入超过妻子的可能性	0.69	0.70	0.70	0.70	0.70
妻子劳动参与率	0.74	0.73	0.73	0.72	0.72
丈夫劳动参与率	0.78	0.78	0.78	0.78	0.78
妻子工作时间/小时每月	129.21	128.17	130.67	129.48	130.60
丈夫工作时间/小时每月	149.77	152.30	153.72	154.22	155.44
妻子教育年限	10.65	10.75	10.91	10.94	11.10
丈夫教育年限	11.69	11.74	11.85	11.89	12.01
妻子年龄	46.28	46.09	46.62	47.05	47.25

① 城镇住户调查每年轮换1/2调查户,因此人口统计特征的比例不是固定的。

续表

主要变量	年份				
	2002	2003	2004	2005	2006
丈夫年龄	48.82	48.57	49.06	49.48	49.66
妻子少数民族比例	0.025	0.027	0.028	0.028	0.027
丈夫少数民族比例	0.027	0.027	0.025	0.028	0.028
妻子农村户口比例	0.022	0.031	0.026	0.032	0.031
丈夫农村户口比例	0.013	0.018	0.016	0.022	0.022
小于6岁子女数量	0.08	0.09	0.08	0.08	0.08
6~12岁子女数量	0.17	0.17	0.16	0.16	0.16
与父母同住比例	0.019	0.021	0.021	0.024	0.023
夫妻样本数量	11151	12454	13396	14017	14194

注：数据来源于2002—2006年城镇住户调查，统计样本保留了16~65岁的夫妻样本，剔除了没有配偶的样本。其中，收入的性别差异=(丈夫平均收入-妻子平均收入)/妻子平均收入；劳动参与率=(就业人口+失业人口)/适龄劳动人口，丈夫劳动年龄定义为16~65岁，妻子劳动年龄定义为16~55岁。

4 实证结果及分析

4.1 家庭相对收入对夫妻双方劳动供给的影响

实证分析从三个角度探究了相对收入对夫妻双方劳动供给的影响，分别是劳动参与、工作时间和潜在收入与实际收入的差距。回归模型如方程(2)和(3)所示，表3报告了家庭相对收入对夫妻双方劳动参与的影响。被解释变量是代表妻子或丈夫劳动参与的虚拟变量，如果没有离开劳动力市场则取值为1，反之取值为0。除代表相对收入的解释变量——妻子(丈夫)收入超过丈夫(妻子)的可能性以外，还控制了配偶收入的对数，子女的数量，是否与父母同住，夫妻双方的教育、民族、户籍、年龄组，潜在收入分布以及年和县的固定效应。(1)至(4)列结果显示，妻子收入超过丈夫的可能性与妻子是否参与劳动无显著的相关性，而妻子收入超过丈夫的可能性与丈夫是否参与劳动显著负相关。定量来看，妻子收入超过丈夫的可能性每增加10%，丈夫离开劳动力市场的概率增加1.14%，在1%水平下显著；同样地，丈夫收入超过妻子的可能性每增加10%，妻子离开劳动力市场的概率增加3.11%，在1%水平下显著；而丈夫收入超过妻子可能性与丈夫劳动参与的相关性并不显著。这些结果表明相对收入对夫妻双方劳动参与的影响更符合家庭分工的比较优势理论，而没有受到社会规范对劳动供给的约束。此外，比较系数大小可以发现，当配偶收入超过自己时，女性比男性更倾向于离开劳动力市场。随着男女劳动力市场上收入差距的扩大，男女之间日益扩大的劳动参与率差异就不难理解了。

表3 相对收入对夫妻双方劳动参与的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)
	妻子劳动参与	丈夫劳动参与	妻子劳动参与	丈夫劳动参与
妻子收入超过丈夫的可能性	-0.027 (0.032)	-0.114*** (0.041)		
丈夫收入超过妻子的可能性			-0.311*** (0.069)	-0.023 (0.017)
妻子收入的对数		-0.004* (0.002)		-0.007*** (0.002)
丈夫收入的对数	-0.051*** (0.012)		-0.058*** (0.006)	
6岁以下子女数量	-0.141*** (0.043)	-0.124*** (0.042)	-0.136*** (0.042)	-0.123*** (0.034)
6~12岁子女数量	-0.062*** (0.021)	-0.051*** (0.017)	-0.058*** (0.021)	-0.051*** (0.017)
是否与父母同住	-0.037* (0.021)	-0.048* (0.024)	-0.036* (0.020)	-0.050** (0.024)
样本量	64475	60262	64475	60262
R ²	0.410	0.232	0.438	0.225
控制人口统计特征	是	是	是	是
控制年和县固定效应	是	是	是	是

注：***、**和*分别表示在1%、5%和10%显著性水平下显著，小括号里的数字是在人口统计群体层面的聚类稳健标准误；数据来源于2002—2006年城镇住户调查，保留了16~65岁的夫妻样本，剔除了没有配偶的家庭样本。夫妻样本量的差异是由于配偶收入对数化导致的。控制人口统计特征包括夫妻双方的年龄组、学历、户籍和民族。

妻子在相对收入较高时如果没有选择离开劳动力市场，也有可能减少自己的工作时间来更多地从事家务劳动，以照顾丈夫的感受(Bertrand et al., 2015)。我们通过研究相对收入对夫妻双方工作时间的影响来验证这种假设。被解释变量为夫妻双方每月的工作小时数，回归结果如表4所示。同样地，夫妻任一方收入超过配偶的可能性与自身工作时间无显著相关性，而与配偶的劳动供给显著负相关。妻子收入超过丈夫的可能性增加10%，丈夫每月的工作时间减少6.16小时，在1%水平下显著。丈夫收入超过妻子的可能性每增加10%，妻子每月的工作时间减少10.28小时。

表4 相对收入对夫妻双方工作时间的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)
	妻子工作时间	丈夫工作时间	妻子工作时间	丈夫工作时间
妻子收入超过丈夫的可能性	-2.996 (6.814)	-61.620*** (6.176)		
丈夫收入超过妻子的可能性			-102.821*** (9.527)	0.255 (3.713)

续表

	(1)	(2)	(3)	(4)
	妻子工作时间	丈夫工作时间	妻子工作时间	丈夫工作时间
妻子收入的对数		-3.514*** (0.506)		-2.266*** (0.560)
丈夫收入的对数	-13.035*** (3.045)		-17.507*** (2.011)	
6岁以下子女数量	-25.098*** (6.475)	-20.454*** (5.534)	-23.466*** (6.529)	-20.387*** (5.564)
6~12岁子女数量	-11.170*** (3.253)	-6.582** (2.606)	-10.094*** (3.167)	-6.692** (2.752)
是否与父母同住	-3.672 (5.379)	-7.601* (3.829)	-3.556 (4.884)	-9.239** (3.853)
样本量	64475	60262	64475	60262
R ²	0.273	0.232	0.350	0.190
控制人口统计特征	是	是	是	是
控制年和县固定效应	是	是	是	是

注：***、**和*分别表示在1%、5%和10%显著性水平下显著，小括号里的数字是在人口统计群体层面的聚类稳健标准误；数据来源于2002—2006年城镇住户调查，保留了16~65岁的夫妻样本，剔除了没有配偶的家庭样本。夫妻样本量的差异是由于配偶收入对数化导致的。控制人口统计特征包括夫妻双方的年龄组、学历、户籍和民族。

除劳动供给以外，最后检验妻子是否会从事不那么有吸引力的工作来恢复传统的性别角色。被解释变量是实际收入与潜在收入的差异，计算方法如式(4)所示。潜在收入是个体所属统计群体潜在收入20个分位数的均值。表5报告的结果与劳动供给的结论一致。妻子收入超过丈夫的可能性并未对妻子实际收入造成显著影响。相反地，妻子收入超过丈夫的可能性增加10%，丈夫的实际收入比潜在收入要低17.1%，在1%水平下显著。丈夫收入超过妻子的可能性增加10%，妻子实际收入比潜在收入要低25.0%，而对自身实际收入无显著影响。

表5 相对收入对夫妻双方实际收入与潜在收入差异的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)
	妻子收入差异	丈夫收入差异	妻子收入差异	丈夫收入差异
妻子收入超过丈夫的可能性	0.049 (0.083)	-1.706*** (0.034)		
丈夫收入超过妻子的可能性			-2.499*** (0.128)	-0.737 (0.704)
妻子收入的对数		0.045*** (0.004)		-0.079*** (0.006)
丈夫收入的对数	0.172*** (0.039)		0.021** (0.010)	

续表

	(1)	(2)	(3)	(4)
	妻子收入差异	丈夫收入差异	妻子收入差异	丈夫收入差异
6岁以下子女数量	-0.054** (0.021)	0.030*** (0.010)	-0.014 (0.010)	0.028** (0.014)
6~12岁子女数量	-0.037** (0.014)	0.020*** (0.007)	-0.009 (0.012)	0.013 (0.010)
是否与父母同住	0.010 (0.031)	0.005 (0.016)	0.014 (0.020)	-0.028 (0.020)
样本量	64460	60260	64460	60260
R ²	0.249	0.563	0.729	0.308
控制人口统计特征	是	是	是	是
控制年和县固定效应	是	是	是	是

注：***、**和*分别表示在1%、5%和10%显著性水平下显著，小括号里的数字是在人口统计群体层面的聚类稳健标准误；数据来源于2002—2006年城镇住户调查，保留了16~65岁的夫妻样本，剔除了没有配偶的家庭样本。夫妻样本量的差异是由于配偶收入对数化导致的。控制人口统计特征包括夫妻双方的年龄组、学历、户籍和民族。

综上，实证结果表明我国夫妻间劳动力分配遵循传统家庭分工的比较优势理论。虽然回归结果发现在劳动力市场具有比较优势的一方没有显著增加自己的劳动供给，本文认为可能的原因是在就业市场中相比于减少劳动供给，提高劳动供给较难实现，比如找到一份新工作和增加超过规定的工作时间。通过对比收入超过配偶可能性的系数大小可以发现，当配偶收入超过自己时，女性相比男性更倾向于离开劳动力市场、减少工作时间和从事低收入的工作。这种性别差异在女性面临严峻就业形势时，将进一步恶化女性在劳动力市场的表现。

4.2 社会规范在不同学历群体的表现

教育可以改变人们对待性别的态度，因此人们对“男人赚钱应比女人多”这一观念的认同可能取决于受教育的程度。第六轮世界价值观调查的统计数据显示，所有受访者中认同该观念的比例随受教育程度的增加而减少，反对该观念的比例随受教育程度的增加而增加。虽然在全体样本中，回归结果更符合家庭分工比较优势理论；但不排除在低学历群体中，社会规范的影响更加显著的可能。为此本文将总样本按学历拆分成高学历群体和低学历群体并分别做同样的回归，检验回归结果的稳定性。把初中学历以下(含初中)的样本定义为低学历样本，高中及以上学历样本定义为高学历样本。表6报告了这部分稳健性检验的结果，无论在低学历还是在高学历样本中，都没有发现社会规范影响夫妻任一方劳动供给的证据。相反地，在高学历和低学历的样本中，夫妻中任一方收入超过配偶的可能性都与配偶的劳动参与、工作时间和潜在收入差异负相

关,而与自身劳动供给无关。符合家庭劳动分工的比较优势理论,证明了回归结果的稳健性。

4.3 人口统计群体划分的敏感性检验

在本文中,收入超过配偶的可能性是重要的解释变量,人口统计群体的划分会影响收入超过配偶可能性估计的准确性。实际上,人口统计群体划分的“粗细”是一种权衡取舍,更细致的分组会让潜在收入分布的统计更具有代表性,在那些样本量大的人口统计群体中,收入超过配偶可能性的估计更加准确;而在因更细致分类导致样本量不足的统计群体中,收入超过配偶可能性的估计就会变得不可靠。样本量过小的根本原因在于拥有农村户口和少数民族的样本较少。为了检验回归结果的稳健性,消除部分人口统计群体样本量过小的疑虑,表7报告了取消户口和民族两个维度划分后的人口统计群体的实证结果。除系数数值略有变化以外,系数的显著性和符号都与原回归结果一致。

表7 相对收入对夫妻双方劳动供给的影响(人口统计群体划分的敏感性检验)

	(1)	(2)	(3)	(4)
	妻子劳动参与	丈夫劳动参与	妻子劳动参与	丈夫劳动参与
妻子收入超过丈夫的可能性	-0.022 (0.020)	-0.118*** (0.019)		
丈夫收入超过妻子的可能性			-0.321*** (0.031)	-0.018 (0.016)
	妻子工作时间	丈夫工作时间	妻子工作时间	丈夫工作时间
妻子收入超过丈夫的可能性	-3.416 (4.059)	-64.609*** (3.342)		
丈夫收入超过妻子的可能性			-104.880*** (4.605)	1.289 (1.992)
	妻子收入差异	丈夫收入差异	妻子收入差异	丈夫收入差异
妻子收入超过丈夫的可能性	0.074 (0.069)	-1.808*** (0.022)		
丈夫收入超过妻子的可能性			-2.760*** (0.092)	-0.0752 (0.071)
样本量	64475	60262	64475	60262

5 讨论与总结

随着家庭劳动力分配文献的发展,社会规范的研究逐渐被学界所重视。由于人们会受社会规范的约束而改变自己的理性行为,因此可以用来解释一些传

统经济理论无法解释的现象。这篇文章尝试探究“男人赚钱应比女人多”这一普遍存在的性别观念在家庭中对夫妻双方劳动力供给的影响。从家庭劳动力分配的角度出发,为解释男女在劳动力市场存在的性别差异提供新的思路。

世界价值观调查的数据显示,在世界范围内,各国都有不同比例的受访者认同“如果妻子收入超过丈夫,几乎肯定会引发问题”。通过观察我国家庭夫妻双方相对收入的概率密度分布,本文发现了相对收入的分布存在断点现象。当妻子收入开始超过丈夫时,概率密度显著下降,表明中国家庭似乎有意回避女性收入超过男性的情况出现。夫妻双方的相对收入发生转变意味着家庭地位和话语权的变化,婚姻的满足感和稳定性会受到威胁。人们可以通过调整自己的劳动供给来避免性别角色的反转。已有文献指出了三种可能的途径,一是妻子离开劳动力市场;二是妻子减少工作时间,增加家庭产出来“补偿”丈夫;三是妻子从事低收入的工作。

除社会规范以外,相对收入影响家庭劳动力分配的另一竞争理论是家庭分工的比较优势理论。无论男女,家庭中潜在劳动收入更高的一方应更多地参与工作,而另一方应更多地从事家庭生产。鉴于两种理论对女性劳动供给的影响不同,为了识别哪一种机制的影响占主导,本文利用2002—2006年中国城镇调查提供的微观数据进行了实证分析。通过构建收入超过配偶的可能性变量,分别对女性避免性别角色反转的三种途径进行一一验证。回归结果显示,妻子收入超过丈夫的可能性并没有显著减少妻子的劳动参与率、工作时间,也没有让妻子从事低收入的工作。相反,相对收入对夫妻双方劳动供给的影响更符合家庭分工的比较优势理论。夫妻中任一方收入超过配偶的可能性与配偶的劳动供给显著负相关。比较收入超过配偶可能性的系数大小后发现,当配偶收入超过自己时,女性相比男性更倾向于离开劳动力市场、减少工作时间和从事低收入的工作。这种性别差异在女性面临严峻就业形势时,将进一步恶化女性在劳动力市场的表现,为男女劳动力市场日益扩大的性别差异提供一种可能的解释。

与国外研究发现不同,本文并没有发现社会规范妨碍家庭劳动力分配达到最优的经验证据。原因可能是我国女性收入超过男性可能性过小导致的,使得社会规范的影响不占主导作用。与发达国家不同,我国男女在劳动力市场上的性别差异逐渐扩大,女性收入超过配偶的可能性正逐渐下降。在女性收入完全无法超过男性的社会里,社会规范对劳动供给的影响不存在任何约束。

总之,将社会规范这一潜在的影响因素考虑在内,本文对研究家庭相对收入影响夫妻劳动力供给的机制进行了有益的探索。这一领域的研究未来还有较大的拓展空间,不局限于目前的相关性分析,利用面板数据考察夫妻相对收入的动态变化或是政策提供的收入超过配偶的外生变化,能够识别相对收入对夫妻双方劳动供给的因果影响,为我们了解中国家庭夫妻双方劳动供给分配背后的逻辑提供经验证据。

参考文献

- 蔡昉, 王美艳. 2004. 中国城镇劳动参与率的变化及其政策含义[J]. 中国社会科学, (4): 68-79.
- 陈璐, 范红丽. 2016. 家庭老年照料会降低女性劳动参与率吗? ——基于两阶段残差介入法的实证分析[J]. 人口研究, 40(3): 71-81.
- 李春玲, 李实. 2008. 市场竞争还是性别歧视[J]. 社会学研究, (2): 94-117.
- 李实, 古斯塔夫森. 2002. 中国农村少数民族与汉族居民收入差距的分析[J]. 中国人口科学, (3): 17-25.
- 陆铭, 陈钊. 2004. 城市化、城市倾向的经济政策与城乡收入差距[J]. 经济研究, (6): 50-58.
- 曲嘉瑶, 孙陆军. 2011. 中国老年人的居住安排与变化: 2000~2006[J]. 人口学刊, (2): 40-45.
- 沈可, 章元, 鄢萍. 2012. 中国女性劳动参与率下降的新解释: 家庭结构变迁的视角[J]. 人口研究, 36(5): 15-27.
- 姚先国, 谭岚. 2005. 家庭收入与中国城镇已婚妇女劳动参与决策分析[J]. 经济研究, (7): 18-27.
- Akerlof G A. 1980. A theory of social custom, of which unemployment may be one consequence[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 94(4): 749-775.
- Akerlof G A, Kranton R E. 2000. Economics and identity[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 115(3): 715-753.
- Akerlof G A, Kranton R E. 2010. Identity economics: How our identities shape our work, wages, and well-being[M]. Princeton, NJ: Princeton University Press.
- Baker M J, Jacobsen J P. 2007. Marriage, specialization, and the gender division of labor[J]. *Journal of Labor Economics*, 25(4): 763-793.
- Becker G S. 1965. A theory of the allocation of time[J]. *The Economic Journal*, 75(299): 493-517.
- Becker G S. 1981. Altruism in the family and selfishness in the market place[J]. *Economica*, 48(189): 1-15.
- Bertrand M. 2011. New perspectives on gender[M]//Ashenfelter O, Card D. Handbook of Labor Economics. Amsterdam: Elsevier; 1543-1590.
- Bertrand M, Kamenica E, Pan J. 2015. Gender identity and relative income within households[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 130(2): 571-614.
- Bittman M, England P, Sayer L, et al. 2003. When does gender trump money? Bargaining and time in household work[J]. *American Journal of Sociology*, 109(1): 186-214.

- Black S E, Juhn C. 2000. The rise of female professionals; Are women responding to skill demand? [J]. *American Economic Review*, 90(2): 450-455.
- Black S E, Strahan P E. 2001. The division of spoils: Rent-sharing and discrimination in a regulated industry[J]. *American Economic Review*, 91(4): 814-831.
- Blau D M, Robins P K. 1988. Child-care costs and family labor supply[J]. *The Review of Economics and Statistics*, 70(3): 374-381.
- Blau F D, Kahn L M. 2006. The U. S. gender pay gap in the 1990s: Slowing convergence[J]. *ILR Review*, 60(1): 45-66.
- Blundell R. 1988. Consumer behaviour: Theory and empirical evidence—a survey [J]. *The Economic Journal*, 98(389): 16-65.
- Blundell R, Walker I. 1986. A life-cycle consistent empirical model of family labour supply using cross-section data[J]. *The Review of Economic Studies*, 53(4): 539-558.
- Blundell R W, Meghir C, Symons E, et al. 1984. A labour supply model for the simulation of tax and benefit reforms[M]//Blundell R W, Walker I. Unemployment, Search and Labour Supply. Cambridge: Cambridge University Press.
- Casanova M. 2010. Happy together: A structural model of couples' joint retirement choices[R]. Working Paper, University of California Los Angeles.
- Chiappori P A. 1988. Rational household labor supply[J]. *Econometrica*, 56(1): 63-90.
- Chiappori P A. 1992. Collective labor supply and welfare[J]. *Journal of Political Economy*, 100(3): 437-467.
- Clark A E. 2003. Unemployment as a social norm: Psychological evidence from panel data[J]. *Journal of Labor Economics*, 21(2): 323-351.
- Cooke L P. 2006. “Doing” gender in context: Household bargaining and risk of divorce in Germany and the United States[J]. *American Journal of Sociology*, 112(2): 442-472.
- Deaton A, Muellbauer J. 1980. Economics and consumer behavior[M]. Cambridge: Cambridge University Press.
- Fernández R, Fogli A, Olivetti C. 2004. Mothers and sons: Preference formation and female labor force dynamics[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 119(4): 1249-1299.
- Fortin N M. 2005. Gender role attitudes and the labour-market outcomes of women across OECD countries[J]. *Oxford Review of Economic Policy*, 21(3): 416-438.

- Fortin N M. 2015. Gender role attitudes and women's labor market participation; opting-out, AIDS, and the persistent appeal of housewifery[J]. *Annals of Economics and Statistics*, (117/118): 379-401.
- Goldin C, Katz L F. 2002. The power of the pill: Oral contraceptives and women's career and marriage decisions[J]. *Journal of Political Economy*, 110(4): 730-770.
- Goldin C, Katz L F, Kuziemko I. 2006. The homecoming of American college women; The reversal of the college gender gap[J]. *The Journal of Economic Perspectives*, 20(4): 133-156.
- Gustafsson S, Stafford F. 1992. Child care subsidies and labor supply in Sweden [J]. *Journal of Human Resources*, 27(1): 204-230.
- Gustman A L, Steinmeier T L. 2000. Retirement in dual-career families: A structural model[J]. *Journal of Labor Economics*, 18(3): 503-545.
- Hochschild A, Machung A. 1989. *The second shift: Working parents and the revolution at home*[M]. New York: Viking.
- Hurd M D. 1990. The joint retirement decision of husbands and wives[M]//Wise D A. *Issues in the Economics of Aging*. Chicago: University of Chicago Press: 231-258.
- Juhn C, Murphy K M. 1997. Wage inequality and family labor supply[J]. *Journal of Labor Economics*, 15(1): 72-97.
- King M A. 1983. Welfare analysis of tax reforms using household data[J]. *Journal of Public Economics*, 21(2): 183-214.
- Kolodinsky J, Shirey L. 2000. The impact of living with an elder parent on adult daughter's labor supply and hours of work [J]. *Journal of Family and Economic Issues*, 21(2): 149-175.
- Lindbeck A, Nyberg S, Weibull J W. 1999. Social norms and economic incentives in the welfare state[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 114(1): 1-35.
- McCrary J. 2008. Manipulation of the running variable in the regression discontinuity design: A density test[J]. *Journal of Econometrics*, 142(2): 698-714.
- Mincer J. 1962. Labor force participation of married women: A study of labor supply [M]//Gregg Lewis H. *Aspects of Labor Economics*. Princeton: Princeton University Press: 63-105.
- Mincer J A. 1974. Schooling and earnings [M]//Mincer J A. *Schooling, Experience, and Earnings*. New York: NBER: 41-63.
- Ogawa N, Ermisch J F. 1996. Family structure, home time demands, and the employment patterns of Japanese married women [J]. *Journal of Labor Economics*, 14(4): 677-702.

- Pollak R A, Wales T J. 1981. Demographic variables in demand analysis[J]. *Econometrica*, 49(6): 1533-1551.
- Samuelson P A. 1956. Social indifference curves[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 70(1): 1-22.
- Vermeulen F. 2002. Collective household models: Principles and main results[J]. *Journal of Economic Surveys*, 16(4): 533-564.
- Weinberg B A. 2000. Computer use and the demand for female workers[J]. *ILR Review*, 53(2): 290-308.
- Weiss Y. 1997. The formation and dissolution of families: Why marry? Who marries whom? And what happens upon divorce[J]. *Handbook of population and family economics*, 1: 81-123.
- West C, Zimmerman D H. 1987. Doing gender[J]. *Gender and Society*, 1(2): 125-151.

Effects of Relative Income on Couple's Labor Supply: Comparative Advantage or Social Norm?

Zhengdong Zhang

(School of Economics and Management, Tsinghua University)

Abstract According to traditional microeconomic theory, division of labor between husband and wife should be an optimal choice in a family. However, existence of social norm in real life may distort couple's labor market outcomes. Relative income between couple not only reflects comparative advantage in household production and labor market, but also could challenge traditional gender perception that a man should earn more than his wife. This paper explores the effects of relative income in household on couple's labor supply. Based on data from Urban Households Survey of year 2002 to 2006, empirical study shows that no matter the gender, probability of spouse earns more negatively correlates with one's own labor force participation and working hours, but barely affects spouse's labor supply. This finding supports that social norm does not dominate in division of labor within household. Instead, comparative advantage seems to play a key role. Moreover, empirical results imply that when their spouse earns more, women are more inclined to leave the labor force, which may account for the increasing gender gap in labor market.

JEL Classification J16, J21, J22