

代际支持、女性劳动供给与中国性别工资差异收敛 ——基于性别分工的视角

康 晨, 张宗利, 徐志刚

(南京农业大学 经济管理学院, 江苏 南京 210018)

摘要:我国“男主外、女主内”的性别分工观念年深日久,但相比世界很多国家,女性劳动参与率反而很高、性别工资差异也较低,中国文化中长期承袭着父辈对子女代际支持的传统可能是缓解女性劳动供给约束的重要动因。文章构建考虑父辈代际支持的家庭劳动供给模型,利用中国家庭追踪调查数据(CFPS),分析了父辈时间支持和经济支持对子女,特别是女性劳动力的劳动供给和工资收入的影响与机制。研究发现,父辈的时间支持明显缓解女性劳动参与的时间约束,提高其劳动供给和工资收入,但没有发现对男性有显著影响,故有利于性别工资差异收敛;而父辈的经济支持均未发现对子女的劳动参与和工资收入有显著影响。此外,对城乡进行区分后发现,父辈时间支持对城镇女性的作用比农村女性更强。文章的研究有助于加深对我国劳动力市场中女性劳动供给行为和性别工资收敛性的理解,对进一步完善劳动就业制度也有一定启示。

关键词: 代际支持; 时间支持; 女性劳动供给; 性别工资差异

中图分类号: F063.4 **文献标识码:** A **文章编号:** 1001-9952(2021)04-0124-15

DOI: 10.16538/j.cnki.jfe.20200918.401

一、引言

性别工资差异是全球范围内劳动力市场上普遍存在的现象,也是劳动经济学界一直以来关注的热点议题。现有文献基于家庭经济学的家庭分工理论认为“家务分工”和“母亲惩罚”是引起性别工资差异的一个重要解释(郑加梅和卿石松,2014)。因为在传统性别角色中,女性更多承担家庭责任,在家庭劳动方面需要花费更多的时间,被迫减少投入工作精力,接受较低的相对工资(Blau和Kahn,2017)。在中国文化中,“男主外、女主内”的性别分工观念年深日久,无疑会影响中国女性在家庭劳动和劳动市场劳动供给的时间分配。但现实是,中国女性的劳动参与率长期处于较高水平。根据世界银行2018年统计,中国15岁以上女性劳动参与率达到61.27%,在233个国家(地区)中排在第50位,高于世界其他主要经济体(美国56%,日本51.4%,印度23.6%,韩国52.7%);^①同时,根据国际劳工组织《2018—2019全球工资报告》,中国性别工资差异为女性比男性低19.0%,也低于世界其他主要经济体(韩国36.7%,英国36.3%,美国23.5%,俄罗斯27.9%)。^②

收稿日期:2020-04-04

基金项目:国家自然科学基金项目“人口变化和劳动成本上升背景下的农户适应性调整与中国粮食生产竞争力研究”(71573133);江苏省高校优势学科建设工程资助项目(PAPD);南京农业大学中国粮食安全研究中心支持项目

作者简介:康 晨(1992—),男,江苏南通人,南京农业大学经济管理学院博士研究生;

张宗利(1988—),男,山东临沂人,南京农业大学经济管理学院助理研究员;

徐志刚(1973—)(通讯作者),男,江苏苏州人,南京农业大学经济管理学院教授,博士生导师。

^①资料来源:世界银行数据库。

^②资料来源:国际劳工组织官网。

那么,是什么原因导致中国女性劳动参与率处于较高水平?在“男主外、女主内”性别分工观念根深蒂固的中国,为何性别工资差异反而低于美国、英国和韩国等其他主要世界经济体?

传统的家庭分工理论大多聚焦于夫妻劳动分工问题,但是在多代户家庭中,女性的劳动供给决策还会受到夫妻双方父辈等家庭成员的影响(宋月萍,2019)。中国文化中一直承袭着家庭内部、甚至宗族家庭之间互助的传统,尤其是家庭父辈对子女在时间和经济上的代际支持更是极为普遍,大量中国老人为子辈和孙辈提供经济和时间等方面的帮助(孙鹃娟和冀云,2017)。这种代际支持可能是中国女性得以走出家庭、参与劳动市场或增加就业时间的重要保障;不仅如此,代际支持还可能改善女性劳动供给质量,对其职业层级和工资提升有促进作用,因为女性时间配置约束被放松后,能更加投入和高效地工作。现有文献主要关注了父辈为女性提供时间方面代际支持对女性劳动供给的影响。隔代照料孙子(孙女)和帮助料理家务是父辈提供时间支持的两个主要途径。照料儿童是抑制农村女性参与非农劳动的一个重要的因素(熊瑞祥和李辉文,2017),儿童照料方式的选择对女性劳动参与率产生显著影响,父辈隔代照料孙辈会显著提高女性的劳动参与率和工作时间(Dimova 和 Wolff, 2011; 卢洪友等, 2017; 杜凤莲等, 2018; 邹红等, 2018; 孙继圣和周亚虹, 2019)。在父辈帮助料理家务方面,卢洪友等(2017)的研究并没有发现父辈帮助子女料理家务对子女的劳动供给有显著影响。目前看,国内鲜有文献关注父辈经济支持对子女劳动供给和工资收入的影响。Dimova 和 Wolff(2011)基于欧洲 10 国的 *SHARE* 数据分析了父辈的时间支持和货币转移行为对有 10 岁以下孩子的年轻女性劳动参与的影响,发现祖母帮助照看孙辈不仅会显著促进年轻女性劳动参与,还会提高其工作投入度,但是货币转移行为对年轻女性的劳动供给没有显著影响。

总体上,现有研究主要关注了父辈时间方面提供代际支持对女性劳动供给的影响,但是关于其作用机制及其对性别工资差异的影响等问题都还缺乏系统深入的分析,特别是以下两方面问题:一是关于时间支持,现有文献大多将隔代照料孙辈和料理家务分开分析,但是父辈在帮助隔代照料孙辈的同时往往也会帮助料理家务,因此,分开估计会降低估计结果的准确性。二是父辈为子女提供时间和经济支持对其劳动时间配置和工资水平产生影响的作用机制是怎样的?这种影响在性别之间是否存在差异?

本文利用中国家庭追踪调查数据(*CFPS*),系统分析代际支持对女性劳动供给及性别工资差异的影响,并讨论城镇地区和农村地区的差异。研究结果发现:父辈时间上的代际支持主要替代了女性的家庭劳动时间,能够显著减少女性的家务劳动时间,在工作日和休息日女性的家务劳动时间可以减少 0.141 小时和 0.125 小时。父辈时间上的代际支持缓解了女性工作时间约束,有助于女性在工作中投入更多的时间和精力,能使得女性参与非农劳动的概率提高 6.2%,每月工作时间延长 1.7 天。并且,由于劳动时间增加和劳动质量的提升,女性工资收入提升 63.3%,但是对男性则没有明显影响,故能起到促进性别工资差异收敛的作用。父辈经济上的代际支持对女性和男性劳动供给和工资收入均没有发现显著影响。此外,对城乡进行区分后发现,父辈时间支持对城镇女性的作用比农村女性更强,这一定程度上反映了城镇女性对父辈时间支持的需求更为迫切。

本文研究可能的贡献主要为:第一,充分把握中国家庭传统文化特点,考虑父辈代际支持对子女的影响,构建了纳入父辈代际支持的家庭时间决策分析框架,能更加一般化地分析家庭劳动供给行为;第二,将父辈代际支持区分为时间支持和经济支持,揭示了时间支持相对经济支持的更大作用,因为经济支持只是提供不确定的流动性支持,而时间支持对女性劳动供给和收入的影响更持久。第三,在参数估计和因果关系识别上,除了采用工具变量法,还筛选了 4273 对在婚并同居夫妻的家庭微观调查数据进行比较分析。

二、分析框架与研究假说

借鉴并拓展 Dimova 和 Wolff(2011)对年轻女性劳动参与的研究,本文构建了考虑父辈代际支持的家庭劳动供给模型。假设:

(1)家庭成员时间配置可分为闲暇时间(l_k)、工作时间(h_k)和家务劳动时间(g_k),闲暇时间、工作时间和家庭劳动时间之和赋值为1。

(2)父辈的代际支持可以分为时间支持(t)和经济支持(m)。时间支持(t)指父辈通过帮助子女料理家务和照顾小孩等家庭劳动提供时间方面的代际支持;经济支持(m)指给予货币的转移支付,提供经济上的代际支持。

(3)家庭收入的主要来源有工作收入($w_k h_k$)、父辈提供的经济支持(m)和除父辈提供的经济支持以外其他的非劳动收入(y_k)。

(4)家庭的效用函数为连续二阶可导的拟凹函数 u ,家庭的效用函数 u 取决于消费(c_k)、闲暇(l_k)和家庭劳动时间总和($g_k + t$),且有:

$$\frac{\partial u}{\partial c_k} > 0, \frac{\partial u}{\partial l_k} > 0, \frac{\partial u}{\partial (g_k + t)} > 0$$

因此,家庭劳动供给的效用最大化可以表述为:

$$\begin{aligned} \max_{c_k, l_k, g_k} & u(c_k, l_k, g_k + t) \\ \text{s.t.} & \begin{cases} h_k + l_k + g_k = 1 \\ c_k = w_k h_k + y_k + m \end{cases} \end{aligned} \quad (1)$$

家庭效用函数最大化可改写为 $\max_{l_k, g_k} u(w_k(1 - l_k - g_k) + y_k + m, l_k, g_k + t)$ 。对(1)式求一阶导数,并根据约束条件可以解得使家庭效用最大化的一阶条件为:

$$\frac{\partial u}{\partial l_k} = -w_k u_1 + u_2 = 0 \quad (2)$$

$$\frac{\partial u}{\partial g_k} = -w_k u_1 + u_3 = 0 \quad (3)$$

为了进一步求解父辈代际支持对家庭劳动供给的影响,本研究采用柯布—道格拉斯的效用函数,假定 $u = c_k^\alpha l_k^\beta (g_k + t)^\gamma$ 。模型最优化的一阶条件求解可得:

$$l_k = \frac{\beta(w_k + y_k + m) + \beta w_k t}{w_k(\alpha + \beta + \gamma)} \quad (4)$$

$$g_k = \frac{\gamma(w_k + y_k + m) - (\alpha + \beta)w_k t}{w_k(\alpha + \beta + \gamma)} \quad (5)$$

$$h_k = 1 - \frac{(\beta + \gamma)(w_k + y_k + m)}{w_k(\alpha + \beta + \gamma)} + \frac{\alpha t}{\alpha + \beta + \gamma} \quad (6)$$

进一步方程(4)、方程(5)和方程(6)两边分别对 t 和 m 求偏导,可得:

$$\frac{\partial l_k}{\partial t} = \frac{\beta w_k}{\alpha + \beta + \gamma} > 0 \quad (7)$$

$$\frac{\partial g_k}{\partial t} = -\frac{(\alpha + \beta)w_k}{\alpha + \beta + \gamma} < 0 \quad (8)$$

$$\frac{\partial h_k}{\partial t} = \frac{\alpha}{\alpha + \beta + \gamma} > 0 \quad (9)$$

$$\frac{\partial l_k}{\partial m} = \frac{\beta}{\alpha + \beta + \gamma} > 0 \quad (10)$$

$$\frac{\partial g_k}{\partial m} = \frac{\gamma m}{w_k(\alpha + \beta + \gamma)} > 0 \quad (11)$$

$$\frac{\partial h_k}{\partial m} = -\frac{(\beta + \gamma)m}{w_k(\alpha + \beta + \gamma)} < 0 \quad (12)$$

基于上述分析结果可以看出:首先,父辈提供时间的代际支持会增加子女工作时间和闲暇时间,降低家庭劳动时间。也就是说,父辈在时间上给予的代际支持可以替代子女家务劳动时间,缓解子女非家务劳动时间配置约束,子女有条件增加工作时间和闲暇时间。其次,父辈在经济上的代际支持会降低子女的流动性约束,子女有动机减少劳动供给和工作时间,增加闲暇时间。

根据贝克尔的《家庭论》,家庭成员的分工格局部分是由男女之间的生理差异决定的,部分是由人力资本上的差异决定的。贝克尔提出了家庭时间和市场时间的概念,认为在一个高效率的家庭中女性会把时间主要分配于家庭部门,而男性会把时间主要分配于市场部门。在“男主外、女主内”的性别分工观念极强的中国,尤其是农村地区,一般家庭已婚女性需要承担大量家务劳动,会影响她们的就业可能性和工作时间投入(周春芳,2013)。换言之,对于已婚男女,女性在参与工作上面临很强的时间约束,而男性面临的时间约束相对较小。父辈对子女的时间支持会更多替代女性的家务劳动时间,缓解女性工作时间约束;而父辈时间支持对男性时间约束的缓解作用会较弱。基于以上分析,本文提出研究假说:

假说1:父辈时间上的代际支持主要替代女性家庭劳动时间,对子女的影响会存在明显的性别差异。相对男性,父辈时间支持会明显缓解女性工作时间约束,提高女性劳动参与和增加女性就业时间,促进性别工资差异收敛。

父辈对子女提供经济上的代际支持会缓解整个家庭的流动性约束。由于在中国绝大多数正常家庭,夫妻双方在经济上不会分开,父辈的经济支持不会在性别之间存在明显的差异,会类似地导致子女收入的边际效用降低,闲暇和家务劳动的边际效用提高,促使子女增加在闲暇和家务劳动上的时间配置。为此,本文提出研究假说:

假说2:父辈经济上的代际支持对子女的工作时间和劳动供给会有抑制作用,对女性和男性的作用不会有明显差别。

三、数据、模型和变量

(一)数据来源

本文的数据来自2012年“中国家庭追踪调查数据”(China Family Panel Studies, CFPS)^①。该数据样本覆盖25个省/市/自治区,调查对象包含样本户家庭中的全部家庭成员,调查内容涉及经济活动、教育成果、家庭关系与家庭动态、人口迁移、健康等在内的诸多主体。根据本文研究目的,需要匹配较为完整的家庭成员信息,中国家庭追踪调查数据能够较好地满足本文研究需求。

根据研究需要,本文对数据进行了如下处理和筛选:(1)样本选取20—45岁的已婚群体。将样本限定在45岁以下是因为:45岁以上群体的父母已经年老,更可能需要养老照料(宋月萍,2019),45岁以上的样本与父辈之间更多的是子女对父辈提供“向上”的代际支持,而本文主要考察父辈对子女提供“向下”的代际支持。将样本限定在已婚群体中则是因为未婚群体极少存在

^① 由于CFPS数据其他年份代际支持数据或主要工作信息严重缺失,本文仅使用2012年数据。虽然2012年数据略显陈旧,但由于本文研究问题时效性弱,使用2012年的数据并不会影响揭示代际支持对子女劳动供给和工资收入的影响。

家庭分工。(2)删除在婚但配偶没有有效问卷、父母健在但没有有效问卷和配偶父母健在但没有有效问卷的样本。在保留相关信息齐全后,本文最终使用的有效样本为4273对在婚并同居的夫妻。

(二)计量经济模型设定

本文参考卿石松和郑加梅(2013)以及卢洪友等(2017)等研究,构建如下计量经济模型考察代际支持对子女劳动供给和工资收入的影响:

$$employ_i = \beta_0 + \beta_1 \times oldt_i + \beta_2 \times oldm_i + \beta_k \times X_i + \mu_i \quad (13)$$

$$time_i = \delta_0 + \delta_1 \times oldt_i + \delta_2 \times oldm_i + \delta_k \times X_i + \sigma_i \quad (14)$$

$$\ln wage_i = \alpha_0 + \alpha_1 \times oldt_i + \alpha_2 \times oldm_i + \alpha_k \times X_i + \varepsilon_i \quad (15)$$

其中,被解释变量 $employ_i$ 表示子女的非农劳动参与,^① $time_i$ 表示子女的工作时间, $\ln wage_i$ 表示子女的年工资收入对数。关键解释变量 $oldt_i$ 表示子女是否得到父辈时间上的代际支持, $oldm_i$ 表示子女是否得到父辈经济上的代际支持。 X_i 表示其他控制变量,包括个体年龄、受教育年限、身体健康状况、户籍等个体特征,配偶的年龄、受教育年限和身体健康状况等配偶特征,家中小孩情况和家庭规模等家庭特征,以及地区虚拟变量,详见表1。 α_0 、 α_1 、 α_k 、 β_0 、 β_1 、 β_k 、 δ_0 、 δ_1 和 δ_k 为待估参数, ε_i 、 μ_i 和 σ_i 为误差项。

表1 变量定义与描述性统计

变量	定义	全体(N=8546)	女性(N=4273)	男性(N=4273)
被解释变量				
非农劳动参与	1=是,0=否	0.435	0.338	0.532
工作时间	每月工作天数	10.65	8.346	12.95
工资收入	元	11483	6936	16030
解释变量				
有无经济支持	1=有,0=无	0.020	0.020	0.020
有无时间支持	1=有,0=无	0.150	0.150	0.150
控制变量				
性别	1=女,0=男	0.500	1.000	0.000
年龄	年	34.78	33.99	35.56
受教育年限	年	7.657	7.151	8.162
是否健康	1=是,0=否	0.908	0.888	0.928
城镇居民	1=城镇,0=农村	0.434	0.433	0.434
农业户口	1=农业,0=城镇	0.758	0.767	0.750
配偶年龄	年	34.78	35.56	33.99
配偶受教育年限	年	7.657	8.162	7.151
配偶是否健康	1=是,0=否	0.908	0.928	0.888
是否有6岁以下小孩	1=有,0=无	0.383	0.382	0.384
子女数量	个	1.507	1.506	1.508
家庭规模	家庭总人口数	4.860	4.860	4.860
家庭金融资产	万元	3.799	3.799	3.799

① 在农村地区,农业劳动的工作时间安排比较灵活自由,与家庭照顾冲突比较小,女性如果不从事非农劳动,参与农业劳动的情况比较普遍,家庭照顾与农业劳动发生冲突的情况比较特殊。而且如果同时考虑农业劳动会影响与城镇地区样本的比较。因此在本文的研究中只考虑非农劳动参与。

(三) 变量设置

1. 被解释变量。本文涉及三个被解释变量: 非农劳动参与、工作时间和工资收入。首先个体的非农劳动参与和工作时间根据问卷中工作与个人收入部分的两个问题“过去一年您是否从事过挣工资的非农工作”和“过去一年里, 您这份工作一般每月工作几天”进行统计。^①其次个体的工资收入来源于问卷中对于受访者工作与个人收入的调查。根据问卷中受雇工作部分的两个问题“把奖金等各种收入以及您刚刚所说的现金福利都算在内, 您过去一年税后从这份工作中总共拿到多少钱? 凡是以现金形式发放的或打在工资卡里的收入都算”和“过去一年里, 平均算来, 这份工作每月给您提供的实物福利值多少钱?”计算出个体的年工资收入。

2. 解释变量。本文主要从两个方面考察父辈代际支持对女性非农劳动供给和性别工资收敛的影响。一是父辈提供的时间上的代际支持, 主要依据父母调查问卷中的问题“过去6个月, 您是否为子女照看孩子”和“过去6个月, 您是否为子女料理家务”作为衡量父辈是否为子女提供时间上代际支持的衡量指标。如果受访者父辈为子女照看孩子或者料理家务, 则赋值为1, 表示父辈为子女提供时间上的代际支持; 否则为0, 表示父辈没有为子女提供时间上的代际支持。二是经济上的代际支持, 主要依据父母调查问卷中“过去6个月, 您是否为子女提供过经济帮助”作为衡量父辈是否为子女提供经济上的代际支持, 如果回答为是, 则赋值为1, 否则为0。除此之外, 我国父辈在子女婚后为其提供的帮助一般不会只针对其中一人, 特别是本文分析样本选择的是在婚并同居的夫妻。因此, 本文在处理数据过程中将夫妻双方只要有一人得到其父母时间或经济上的代际支持, 则视为夫妻双方均得到父辈时间或经济方面的代际支持。

3. 控制变量。综合考虑经济理论、常识和以往文献, 本文控制变量主要包括: (1) 个体特征: 性别(1=女性, 0=男性)、年龄、受教育年限、身体健康状况(1=健康, 0=不健康)、城乡(1=城镇, 0=农村)、户口(1=农业户口, 0=城镇户口); (2) 配偶特征: 配偶的年龄、配偶的受教育年限、配偶身体健康状况; (3) 子女特征: 是否有6岁以下小孩(1=是, 0=否)和子女数量; (4) 家庭特征: 家庭规模和家庭金融资产。表1汇报了全体样本和分性别之后样本变量的描述性统计。^②

(四) 描述性统计分析

表2统计描述了按照是否得到父辈代际支持分组的变量均值。结果显示, 得到父辈经济支持和时间支持的女性平均非农劳动参与率和工作时间均高于没有得到父辈经济支持和时间支持的女性; 得到父辈经济支持和时间支持男性的平均非农劳动参与率和工作时间反而低于没有父辈经济支持和时间支持的男性。虽然得到父辈代际支持的女性工资收入大多低于没有得到父辈代际支持的女性, 但是可以看到得到父辈代际支持的女性工资收入与男性的工资收入差异小于没有得到父辈代际支持的女性工资收入与男性的工资收入差异。而得到父辈代际支持女性的工资收入低于没有得到父辈代际支持的女性, 可能是诸如受教育水平等其他因素导致的。根据上述结果, 相对男性, 父辈的代际支持对提高女性劳动供给和工资收入可能存在积极作用。

在区分了城镇地区和农村地区之后还可以发现, 得到父辈经济支持和时间支持后城镇女性的非农劳动参与和工作时间均高于没有得到父辈代际支持的城镇女性。虽然得到父辈代际支持

^① 本文考察非农雇工工作主要因为工资收入主要来源于非农雇工工作。

^② 为了识别出代际支持在性别之间发挥作用的差异, 截取了样本子集进行匹配, 所计算的比例是计量分析的样本统计结果。本文截取了20—45岁的在婚夫妻, 对于未婚人群不包括在内, 这部分人群很大一部分包括了在读的大专、本科及以上学历的在读学生或者未婚样本。因此, 描述性统计中样本的平均受教育年限可能偏低。

城镇女性的工资收入仍然低于没有得到父母代际支持的城镇女性,但是得到父辈代际支持的城镇女性的工资收入与城镇男性的工资收入差异同样小于没有得到父辈代际支持的城镇女性工资收入与城镇男性的工资收入差异。同时从农村地区中可以发现,得到父辈代际支持的农村女性其非农劳动参与、工作时间及工资收入均高于没有得到父辈代际支持的城镇女性,而得到父辈代际支持的农村男性和没有得到父辈代际支持的农村男性在劳动供给和工资收入方面没有明显差异。在进行城乡区分后,进一步验证了父辈代际支持对于缓解女性劳动供给约束和促进性别工资差异收敛可能存在的积极作用。

表2 代际支持与劳动供给及工资收入相关关系

	非农劳动参与(%)		工作时间(天)		工资收入(元)	
	有	无	有	无	有	无
所有样本						
女性:有无经济支持	39.1	33.7	12.6	10.3	6435	6946
女性:有无时间支持	35.1	33.6	10.5	10.3	6865	6948
男性:有无经济支持	52.9	53.3	16.6	16.5	13598	16080
男性:有无时间支持	49.8	53.9	15.0	16.7	14883	16232
城镇样本						
女性:有无经济支持	53.7	47.6	14.1	11.6	7997	11318
女性:有无时间支持	51.9	47.1	13.0	11.5	11124	11262
男性:有无经济支持	63.4	63.5	15.9	15.3	16507	21942
男性:有无时间支持	63.3	63.5	15.1	15.4	20505	22015
农村样本						
女性:有无经济支持	26.1	23.1	7.2	5.8	5042	3612
女性:有无时间支持	25.1	22.8	6.5	5.7	4332	3501
男性:有无经济支持	43.5	45.4	11.0	11.1	11005	11597
男性:有无时间支持	41.8	46.1	10.1	11.3	11585	11586

四、代际支持影响与性别差异

(一)基础模型结果

(1)式中的被解释变量属于二值选择变量,因此将其设定为 *Probit* 模型形式,并采用极大似然法估计参数;(2)式和(3)式的被解释变量工作时间和工资水平属于左边断尾的受限制被解释变量,因此采用 *Tobit* 模型进行估计,并采用极大似然法进行估计。表3报告了父辈经济支持和时间支持对子女非农劳动参与、劳动供给和工资收入的影响。第(1)–(3)列的 *LR* 统计量分别为 1548、1361 和 1647,且均在 1% 的显著性水平上显著,表明模型的拟合程度比较好。

表3第(1)列的估计结果显示,父辈时间上代际支持对子女非农劳动参与概率的边际效应为 0.037,且通过了 5% 显著性水平的检验,表明有父辈时间支持的子女比没有父辈时间支持的子女参与非农劳动的概率提高了 3.7%。第(2)列的估计结果显示,父辈时间上代际支持对子女工作时间的边际效应为 2.132,且通过了 5% 水平的显著性检验,表明有父辈时间支持的子女比没有父辈时间支持的子女每个月多工作 2.1 天左右。第(3)列的估计结果显示,父辈时间上的代际支持对子女工作收入对数的边际效应为 0.87,且通过了 5% 水平的显著性检验,表明有父辈时间支持可使子女的工资收入提高 87%。父辈时间上的代际支持缓解了子女参与市场工作的时间约束,有助于子女在工作上投入更多的时间和精力,进而提高了子女的工资收入。

表 3 代际支持对子女劳动供给及工资收入的影响

	(1)非农劳动参与(<i>Probit</i>)	(2)工作时间(<i>Tobit</i>)	(3)工资收入对数(<i>Tobit</i>)
有无经济支持	0.002 (0.037)	1.236 (2.166)	0.121 (0.813)
有无时间支持	0.037** (0.015)	2.132** (0.915)	0.870** (0.343)
性别(女性为 1)	-0.178*** (0.011)	-10.454*** (0.698)	-4.365*** (0.262)
年龄	0.001 (0.002)	0.029 (0.115)	0.024 (0.043)
受教育年限	0.014*** (0.002)	0.761*** (0.092)	0.323*** (0.035)
身体健康状况(健康为 1)	0.038** (0.018)	2.554** (1.092)	1.043** (0.411)
城乡(城镇地区为 1)	0.057*** (0.012)	4.096*** (0.714)	1.414*** (0.267)
户口(农业户口为 1)	-0.110*** (0.015)	-4.922*** (0.859)	-2.032*** (0.322)
是否有 6 岁以下小孩	-0.002 (0.013)	-0.192 (0.785)	-0.066 (0.294)
子女数量	-0.033*** (0.009)	-2.068*** (0.543)	-0.774*** (0.204)
配偶身体健康状况	0.004 (0.017)	0.406 (1.049)	-0.137 (0.394)
配偶年龄	-0.000 (0.002)	-0.001 (0.115)	0.001 (0.043)
配偶受教育年限	0.007*** (0.002)	0.297*** (0.090)	0.140*** (0.034)
家庭规模	-0.012*** (0.003)	-0.677*** (0.205)	-0.268*** (0.077)
家庭金融资产	-0.001*** (0.000)	-0.075*** (0.023)	
地区虚拟变量	控制	控制	控制
<i>LR</i> 统计量	1548***	1361***	1647***
观测值	8546	8546	8546

注: (1)***、**和*分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著, 括号内为标准误; (2)估计结果为边际效应。

父辈为子女提供经济上的代际支持对子女的非农劳动供给和工资收入都没有发现有显著的影响。本文这一研究结论与 Dimova 和 Wolff(2011)关于父辈货币的转移支付对 10 岁以下小孩母亲的劳动参与没有影响的研究结论一致。很多父母可能在提供时间支持的同时也可能提供经济支持, 时间支持和经济支持可能存在多重共线性的问题导致经济支持的估计系数不显著。本文单独放入父母经济支持作为关键变量, 依旧没有发现父母提供的经济支持对子女非农劳动供给和工资收入有显著影响。本文没有发现父辈的经济支持对子女的劳动供给产生明显的影响可能是因为父辈为子女提供经济支持的力度较小,^①而且父辈的经济支持只是不确定的流动性

^① 根据 CPFS2016 年的数据, 在为子女提供经济支持的样本中, 父母平均每个月提供子女 713 元的经济帮助, 而子女家庭平均每年的工资性收入为 45962 元, 父母的经济支持仅占子女家庭工资性收入的 18% 左右。

支持,这样的支持大都只能用于临时贴补家用。与工作带来的持续的收入现金流相比,父辈经济支持的作用还不足以改变子女的劳动供给决策。

将父辈的代际支持从内容上分为经济支持和时间支持后发现,时间支持作用更大,因为其影响更深远,不仅可以增加子女劳动时间、提高劳动质量,带来持续的收入现金流,而且能让子女因为工作获得成就感和幸福感而经济支持只是提供不确定的流动性支持。

控制变量方面,女性的非农劳动供给和工资收入显著低于男性,这是因为“男主外、女主内”的性别分工下,女性需要投入更多的时间和精力在家庭劳动方面,其参与市场劳动面临着更强的时间约束。受教育年限的提高有利于个体人力资本的积累,因此,受教育年限越高,个体的非农劳动供给和工资收入越高。身体健康状况的改善有利于个体更好地参与市场劳动和提高工资收入。城镇地区拥有更多的非农就业机会,因此城镇地区和拥有非农业户籍的个体非农劳动供给和工资收入更高。子女数量越多的个体需要投入在照顾和教育子女方面投入更多的时间和精力,其参与市场劳动也会面临更强的时间约束,并且也会分散一部分工作精力降低劳动质量。因此,子女数量多会显著降低个体的非农劳动供给和工资收入。同样,家庭规模越大的个体也需要在家庭方面投入更多的时间和精力,其非农劳动供给和工资收入也会更低。家庭金融资产越多意味着其家庭收入水平越高,个体对闲暇的需求也会增加,进而会减少劳动供给和工资收入。

(二)内生性检验

在模型(13)、模型(14)和模型(15)中,关键解释变量父辈的代际支持可能因为其子女劳动供给和工资收入之间互为因果而存在内生性问题。这种互为因果关系的表现,不仅父辈时间和经济上的代际支持可能会影响子女的劳动供给和收入,而且因为子女投入了太多时间和精力在工作上,时间约束较强,或者因为子女较低的收入需要父辈经济帮助,父辈才主动或被动地提供代际支持。为了识别父辈代际支持对子女劳动供给和工资收入的因果关系,本文借鉴熊瑞祥和李辉文(2017)与卢洪友等(2017)等研究的办法,采用父亲是否健在和母亲是否健在作为代际支持的工具变量来处理内生性问题。同时,在我国传统文化下,女性结婚后大多从夫居,并且对于已婚家庭而言大多是由男方父辈提供代际支持。因此,本文使用男方的父亲和母亲是否健在作为女性是否获得代际支持的工具变量。父亲和母亲是否健在这一外生变量能够直接影响子女是否可以获得代际支持,理论上满足工具变量有效性的要求。为验证工具变量的有效性,本文利用两阶段最小二乘法,通过第一阶段内生解释变量对工具变量的回归,一阶段弱工具变量检验 F 值为 14.7,大于经验临界值 10;同时,我们还报告了 $Ivprobit$ 模型第一阶段的回归结果,从表 4 第(1)列和第(2)列中的结果也可以发现母亲是否健在和父亲是否健在与父辈代际支持的相关性很高,表明本文所选工具变量能够较好满足工具变量有效性的条件。而父亲和母亲是否健在对子女的劳动供给和工资收入没有直接的影响,满足工具变量外生性的要求。

表 4 代际支持对子女劳动供给及工资收入影响的工具变量回归结果

	第一阶段估计结果		第二阶段估计结果		
	(1)有无经济支持	(2)有无时间支持	(3)非农劳动参与	(4)工作时间	(5)工资收入对数
有无经济支持			-2.294 (1.667)	-40.593 (38.919)	-16.512 (14.626)
有无时间支持			0.516** (0.256)	9.955 (6.130)	4.125* (2.304)
母亲是否健在	0.012** (0.005)	0.218*** (0.011)			

续表 4 代际支持对子女劳动供给及工资收入影响的工具变量回归结果

	第一阶段估计结果		第二阶段估计结果		
	(1)有无经济支持	(2)有无时间支持	(3)非农劳动参与	(4)工作时间	(5)工资收入对数
父亲是否健在	0.040*** (0.005)	0.116*** (0.011)			
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
外生性 <i>Wald</i> 检验			2.54[0.28]	1.93[0.38]	2.50[0.28]
观测值	8 546	8 546	8 546	8 546	8 546

注: (1)***、**和*分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著; (2)圆括号内为标准误, 方括号内是 *wald* 外生性检验卡方 *p* 值; (3)估计结果为工具变量法的估计系数。

从表 4 第(3)、(4)、(5)列可以发现, 父辈的时间支持显著提高了子女的非农劳动参与和工资收入, 表 4 工具变量的估计结果整体上与基础模型的回归结果一致, 验证了本文主要结论的稳健性。表 4 提供了对外生性原假设“ $H_0: \rho = 0$ ”的 *Wald* 检验结果, 其 *P* 值分别为 0.28、0.38 和 0.28, 表明不能拒绝外生性原假设, 工具变量模型回归结果与 *Probit/Tobit* 模型估计结果没有系统性差异, 本文的模型中内生性问题并不严重。根据外生性 *Wald* 检验结果, 本文应该以 *Probit* 模型和 *Tobit* 模型的估计结果作为解释依据。

(三) 性别差异

分性别回归的结果如表 5 所示, 表 5 中第(1)列和第(2)列分别是女性非农劳动参与和男性非农劳动参与的估计结果, 第(3)列和第(4)列是女性工作时间和男性工作时间的估计结果, 第(5)列和第(6)列分别是女性工资收入和男性工资收入的估计结果。第(1)–(6)列的 *LR* 统计量分别为 1159、885、1149、918、1281 和 1023, 且在 1% 的水平上显著, 表明模型的拟合程度较好。

表 5 代际支持对子女劳动供给及工资收入的影响 (性别差异)

	非农劳动参与		工作时间		工资收入对数	
	(1)女性(<i>Probit</i>)	(2)男性(<i>Probit</i>)	(3)女性(<i>Tobit</i>)	(4)男性(<i>Tobit</i>)	(5)女性(<i>Tobit</i>)	(6)男性(<i>Tobit</i>)
有无经济支持	-0.010 (0.047)	-0.044 (0.053)	0.142 (1.286)	-0.777 (1.541)	-0.079 (0.477)	-0.469 (0.606)
有无时间支持	0.062*** (0.020)	0.015 (0.022)	1.728*** (0.558)	0.326 (0.646)	0.633*** (0.206)	0.232 (0.254)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>LR</i> 统计量	1159***	885***	1149***	918***	1281***	1023***
观测值	4273	4273	4273	4273	4273	4273

注: (1)***、**和*分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著, 括号内为标准误; (2)估计结果为边际效应。

表 5 第(1)列的估计结果显示, 父辈时间上代际支持对女性非农劳动参与概率的边际效应为 0.062, 且通过了 1% 水平的显著性检验, 表明有父辈时间支持的女性比没有父辈时间支持的女性参与非农工作的概率高出 6.2%。当有父辈帮助料理家务和照顾小孩时, 女性可以有更多的机会去参与工作。第(3)列的估计结果显示, 有父辈时间支持的边际效应为 1.7, 且通过了 1% 水平的显著性检验, 表明父辈时间支持可使女性每月工作时间延长 1.7 天。第(5)列的估计结果显示, 父辈时间支持估计系数为 0.633, 且通过了 5% 的显著性水平, 表明有父辈时间支持可使女性工资收入比没有父辈时间支持的女性高出 63.3%。因为父辈时间支持不仅是女性参与工作的重要支持, 而且女性在得到代际支持后, 时间配置约束会被放松, 有助于其在工作中投入更多精力且更加专注工作, 提高女性劳动质量和在劳动市场中的竞争力, 最终提升职业层级和工资水平。

表5中第(2)列、第(4)列和第(6)列的结果显示,父辈时间支持对男性的非农劳动供给和工资收入都没有显著影响。一般情况下,相较于女性,男性承担的家庭劳动较少,父辈帮助子女照料孩子和料理家务等时间支持主要是替代女性的家庭劳动,因此父辈时间支持对男性的劳动供给和工资收入没有显著的影响。进一步,由男性和女性的对比分析可以发现,父辈时间支持提高了女性的劳动供给和工资水平,但对男性没有显著影响,父辈的时间支持弱化了由于“家庭分工”和“母亲惩罚”效应等原因引起的性别工资差异,父辈的代际支持对于我国性别工资差异收敛和促进性别平等具有重要的意义。表6中我们还报告了采用交互项进行分析的估计结果,第(1)–(3)列时间支持与女性的交互项估计系数为正,并且分别通过了5%、1%和5%水平的显著性检验。这也进一步验证了父辈时间上的代际支持对促进女性劳动供给和性别工资差异收敛的积极作用。

表6 代际支持与性别工资差异收敛(采用交互项分析)

变量	(1)非农劳动参与	(2)工作时间	(3)工资收入对数
有无经济支持	0.001 (0.051)	1.196 (2.954)	0.203 (1.107)
有无时间支持	0.008 (0.021)	0.024 (1.230)	0.179 (0.461)
有无经济支持×女性	0.014 (0.073)	0.550 (4.311)	0.108 (1.623)
有无时间支持×女性	0.062** (0.030)	4.664*** (1.810)	1.542** (0.680)
控制变量	控制	控制	控制
观测值	8 546	8 546	8 546

注:(1)***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著,括号内为标准误;(2)估计结果为边际效应。

(四)作用机制检验:基于家务时长

本文利用CFPS2016年20–45岁2978对夫妻的数据,检验代际支持对子女每天家务时长的影响,以检验代际支持对子女劳动供给和工资收入影响的作用机制。^①本文根据2016年中国家庭追踪调查数据库成人问卷中的问题“一般情况下,你周一至周五每天用于家务劳动的时间大约是几小时”和“一般情况下,你周末用于家务劳动的时间大约是几小时”分别计算子女在工作日和休息日每天做家务的时长。模型中控制变量与(13)式–(15)式保持一致,包括了个体特征、配偶特征、子女特征和其他家庭特征等,以及地区虚拟变量,采用最小二乘法进行估计。从表7的估计结果中我们可以发现,父辈时间上代际支持对女性工作日每天家务时长和休息日每天家务时长的估计系数分别为-0.141和-0.125,且均通过了5%水平的显著性检验,表明有父辈时间支持的女性工作日每天少做了0.141小时的家务,休息日每天少做了0.125小时的家务。表7的估计结果没有发现父辈时间上的代际支持对男性在工作日和休息日做家务的时间产生明显的影响。这表明,父辈时间上的代际支持主要替代了女性的家务劳动时间,进而提高了女性的劳动参与和工资水平,并促进了性别工资差异收敛。另一方面,通过休息日和工作日的对比可以发现,父辈时间上的代际支持让女性在工作日做家务的时间减少得更多,表明父辈时间上的代际支持在工作日的作用更大。这也能从另一方面验证了父辈时间上的代际支持有助于女性在工作

^① 由于2012年CFPS数据中没有个体家务时长的相关信息,因此我们使用CFPS2016年的数据进行基于家务时长的机制检验。

中投入更多的精力并且更加专注地工作,提高女性劳动质量和在劳动市场中的竞争力,最终提升职业层级和工资水平。通过分析父辈代际支持对女性家务劳动时间的影响检验了代际支持对女性劳动供给和工资收入的作用机制,进一步验证了本文研究结论的稳健性。

表 7 代际支持对子女家务时长的影响

	工作日每天家务时长		休息日每天家务时长	
	(1)男性	(2)女性	(3)男性	(4)女性
有无时间支持	0.086 (0.060)	-0.141** (0.066)	0.080 (0.056)	-0.125** (0.063)
有无经济支持	0.098 (0.066)	0.099 (0.073)	0.094 (0.061)	0.061 (0.068)
控制变量	控制	控制	控制	控制
观测值	2978	2978	2978	2978
<i>R-squared</i>	0.068	0.094	0.094	0.158

注:***、**和*分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著,括号内为标准误。

(五)性别差异的城乡异质性

城镇地区和农村地区在就业环境和家庭文化等方面存在着巨大差异,代际支持对子女劳动供给和工资收入的影响在城乡之间也可能存在着差异。因此,本文根据地区将样本区分为城镇地区和农村地区,分析代际支持影响的城乡差异。表 8 汇报了代际支持对城镇女性居民和城镇男性居民劳动供给和工资收入的影响。从表 8 的回归结果可以发现,父辈时间上的代际支持显著提高了城镇女性的劳动供给和工资收入。城镇女性得到父辈时间上的代际支持,可使其参与非农工作的概率提高 9.7%,平均每月多工作 2.83 天,工资收入提高了 1 倍左右;对于城镇男性,父辈提供时间上的代际支持对男性的非农劳动供给和工资收入依旧没有显著影响。父母提供的经济支持对于城镇女性和城镇男性的劳动供给和工资收入依旧没有显著影响。从表 8 的回归结果可以发现,父辈提供的时间支持缓解了城镇女性参与劳动的时间约束,对于促进城镇居民性别工资收敛具有显著作用。

表 8 代际支持对城镇子女劳动供给及工资收入的影响

	非农劳动参与		工作时间		工资收入对数	
	(1)城镇女性 (<i>Probit</i>)	(2)城镇男性 (<i>Probit</i>)	(3)城镇女性 (<i>Tobit</i>)	(4)城镇男性 (<i>Tobit</i>)	(5)城镇女性 (<i>Tobit</i>)	(6)城镇男性 (<i>Tobit</i>)
有无经济支持	-0.032 (0.080)	-0.024 (0.080)	-0.297 (2.163)	-0.234 (2.249)	-0.395 (0.817)	-0.096 (0.892)
有无时间支持	0.097*** (0.037)	0.034 (0.037)	2.830*** (1.010)	0.972 (1.046)	1.019*** (0.380)	0.428 (0.417)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>LR</i> 统计量	492***	537***	614***	536***	701***	583***
观测值	1855	1855	1852	1855	1852	1855

注:(1)***、**和*分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著,括号内为标准误;(2)估计结果为边际效应。

表 9 汇报了代际支持对农村子女劳动供给及工资收入的影响。从表 9 的估计结果可以发现,由于时间约束的缓解,农村女性可以有更大的概率参与非农就业,父辈的时间支持使得农村女性参与非农就业的概率提高 5%,平均每月多工作 1.35 天,工资收入提高 50%;父辈的代际支

持对于农村男性的非农劳动供给及工资收入依旧没有发现显著影响。从表9同样可以发现,父辈时间方面的代际支持对于促进农村女性参与非农就业和农村地区性别工资收敛同样具有积极意义。

表9 代际支持对农村子女劳动供给及工资收入的影响

	非农劳动参与		工作时间		工资收入对数	
	(1)农村女性 (Probit)	(2)农村男性 (Probit)	(3)农村女性 (Tobit)	(4)农村男性 (Tobit)	(5)农村女性 (Tobit)	(6)农村男性 (Tobit)
有无经济支持	-0.030 (0.059)	-0.077 (0.072)	-0.508 (1.564)	-1.743 (2.054)	-0.233 (0.568)	-0.880 (0.802)
有无时间支持	0.050** (0.024)	0.007 (0.028)	1.347** (0.637)	0.141 (0.796)	0.500** (0.231)	0.169 (0.309)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
LR 统计量	406***	330.57***	452***	550***	473***	569***
观测值	2421	2421	2421	2421	2421	2421

注: (1)***、**和*分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著, 括号内为标准误; (2)估计结果为边际效应。

从表8和表9估计结果的对比可以发现,父辈时间上的代际支持对城镇女性劳动供给和工资收入的影响高于对农村女性的影响。可能的原因在于,相比于城镇女性,农村女性从事的非农工作大多以零工、散工居多,这样的工作技术含量低,流动性大,时间约束较弱,父辈时间支持对其发挥的作用也就相对较弱。而且,农村地区女性在面临较强时间约束的时候还可以从事时间约束较弱的农业劳动。因此,对于城镇女性而言,父辈时间方面的代际支持更为重要。

五、结论与启示

本文针对我国女性劳动力市场参与率高,性别工资差异低的现象,从父辈代际支持角度给予理论解释并实证检验。利用2012年中国家庭追踪调查数据,系统分析了父辈代际支持对女性和男性劳动供给、工资收入和性别工资差异收敛的影响。研究发现:(1)父辈时间上的代际支持对女性的劳动供给增加和工资收入提升有明显的促进作用,能使女性参与非农劳动的概率提高6.2%,每月工作时间延长1.7天,由于劳动时间增加和劳动质量提升,工资收入提高63.3%,但对男性则没有明显影响,故能起到促进性别工资差异收敛的作用。父辈经济上的代际支持对女性和男性劳动供给与工资收入均没有发现明显影响。(2)相对于经济支持,父辈的时间支持作用更大,因为经济支持只是提供了不确定的收入流,而时间支持有助于增加女性的劳动时间,提高劳动质量和女性在劳动市场的竞争力,提升职业层级和工资水平,最终通过工作带来持续的收入现金流。(3)父辈时间上的代际支持能促使女性工作日的家务劳动时间减少0.141小时,休息日的家务劳动时间减少0.125小时,但是没有发现父辈时间上的代际支持对男性家庭劳动时间产生明显影响。父辈时间上的代际支持主要替代了女性的家务劳动时间,进而提高女性劳动参与和增加女性就业时间,促进性别工资差异收敛。(4)父辈时间上的代际支持对城镇女性劳动供给和工资收入的促进作用要强于对农村女性,一定程度上反映了城镇女性对父辈时间支持的需求更为迫切。

本文的研究为解释和理解我国性别工资差异收敛和女性较高的劳动参与程度提供了一个新的视角。相比于世界很多国家,我国女性较高的劳动参与率,并不完全是劳动力市场发育程度高和相关制度健全所致,由中国传统家庭文化决定的家庭代际支持这样的非正式制度作为正式制度的补充对于促进女性劳动力参与劳动市场发挥了重要而积极的作用。然而,随着经济发展

和居民收入生活水平提升,这样的传统文化可能会逐步弱化,事实上这已经在我国经济发达农村地区和城市家庭表现出来,父母和上一代会越来越多关注自身的生活质量和健康问题,减少对子女的代际支持,这将对女性的劳动参与构成约束和冲击。

为了保障女性劳动参与权利和机会,考虑到代际支持长期会弱化的趋势,可考虑在三方面做出努力。首先,父辈的代际支持对于促进我国妇女发展和性别平等具有重要意义,在关注人口老龄化背景下老年人的家庭和社会价值的同时,我们需要更多关注和保障老年人的健康和福利。老年人身体弱,很多在自身健康状况不良的状况下还需要主动或被动地为支持子女家庭而增加家务劳动时间,甚至背井离乡,对身体健康和福利水平都会有不小影响。进一步完善老年人相关的医疗和养老保障制度,不仅可以改进老年人的健康和福利,而且有助于老年人为子女提供更好的代际支持。其次,随着社会发展和家庭代际支持作用的削弱,需要进一步完善针对女性劳动参与权利和相关福利的保障,包括招聘工作性别限制、工作期间的生育休假等劳动保障制度,保障女性劳动参与和发展权利,防止劳动力市场性别歧视问题凸显。最后,可进一步鼓励和完善的家政劳务市场的发展,发展社会化家政服务,为家庭选择社会化服务替代家庭代际支持创造便利和高质量条件,为女性参与劳动市场提供支持。

主要参考文献:

- [1]杜凤莲,张胤钰,董晓媛. 儿童照料方式对中国城镇女性劳动参与率的影响[J]. 世界经济文汇, 2018, (3): 1-19.
- [2]贝克尔. 家庭论[M]. 王献生,王宇,译. 北京: 商务印书馆, 2011.
- [3]卢洪友,余锦亮,杜亦譔. 老年父母照料家庭与成年子女劳动供给——基于 CFPS 微观数据的分析[J]. 财经研究, 2017, (12): 4-16.
- [4]卿石松,郑加梅. “同酬”还需“同工”: 职位隔离对性别收入差距的作用[J]. 经济学(季刊), 2013, (1): 735-756.
- [5]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[J]. 人口研究, 2019, (3): 78-89.
- [6]孙继圣,周亚虹. 居住模式、幼年子女数量与已婚女性的劳动供给——基于儿童看护视角的讨论[J]. 财经研究, 2019, (6): 57-70.
- [7]孙鹃娟,冀云. 家庭“向下”代际支持行为对城乡老年人心理健康的影响——兼论认知评价的调节作用[J]. 人口研究, 2017, (6): 98-109.
- [8]熊瑞祥,李辉文. 儿童照管、公共服务与农村已婚女性非农就业——来自 CFPS 数据的证据[J]. 经济学(季刊), 2017, (1): 393-414.
- [9]郑加梅,卿石松. 家务分工与性别收入差距: 基于文献的研究[J]. 妇女研究论丛, 2014, (1): 107-114.
- [10]周春芳. 儿童看护、老人照料与农村已婚女性非农就业[J]. 农业技术经济, 2013, (11): 94-102.
- [11]邹红,彭争呈,栾炳江. 隔代照料与女性劳动供给——兼析照料视角下全面二胎与延迟退休悖论[J]. 经济学动态, 2018, (7): 37-52.
- [12]Blau F D, Kahn L M. The gender wage gap: Extent, trends, and explanations[J]. *Journal of Economic Literature*, 2017, 55(3): 789-865.
- [13]Dimova R, Wolff F C. Do downward private transfers enhance maternal labor supply? Evidence from around Europe[J]. *Journal of Population Economics*, 2011, 24(3): 911-933.
- [14]Juhn C, McCue K. Specialization then and now: Marriage, children, and the gender earnings gap across cohorts[J]. *Journal of Economic Perspectives*, 2017, 31(1): 183-204.

Intergenerational Support, Female Labor Supply and the Convergence of Gender Wage Gap in China: Based on the Perspective of Gender Division of Labor

Kang Chen, Zhang Zongli, Xu Zhigang

(College of Economics and Management, Nanjing Agricultural University, Nanjing 210018, China)

Summary: In China, the concept of gender division of labor that “men work outside and women are in charge of internal affairs” has a long history, which will undoubtedly affect the time distribution of Chinese women in family labor and labor supply in the labor market. But the reality is that the labor participation rate of Chinese women has been at a high level for a long time. The long-term inheritance of the tradition of parental support for children in Chinese culture may be an important reason to ease the constraints on women’s labor supply. This paper constructs a family labor supply model considering paternal intergenerational support, and analyzes the influence and mechanism of parental time support and economic support on children, especially female labor, labor supply and wage income, by using the data from China Family Panel Studies(CFPS).

The results show that the time support of parents significantly alleviates the time constraint of women’s labor participation and improves their labor supply and wage income, but it has no significant impact on men, so it is conducive to the convergence of gender wage gap. However, the economic support of parents has no significant impact on children’s labor participation and wage income. Parental time support is an important support for female labor force participation. When women receive intergenerational support, their time allocation constraints will be relaxed, which will help them devote more energy to work and improve their competitiveness in the labor market, and ultimately the level of professional skills will be improved. In addition, after the distinction between urban and rural areas, it is found that the effect of paternal time support on urban women is stronger than that of rural women. The study provides a new perspective to explain and understand the convergence of gender wage gap and the higher degree of women’s labor participation in China, and also has some enlightenment to further improve the labor employment system.

The contributions of this paper are as follows: First, it fully grasps the characteristics of traditional Chinese family culture, considers the influence of parental intergenerational support on children, and constructs an analysis framework of family time decision-making including paternal intergenerational support, which can more generally analyze the family labor supply behavior. Second, paternal intergenerational support is divided into time support and economic support, revealing that time support is more important than economic support, because economic support only provides uncertain liquidity support while time support has a more lasting impact on women’s labor participation and income. Third, in order to ensure the accuracy and effectiveness of the quantitative analysis results, in addition to using the instrumental variable method, we also select the family micro survey data of 4273 married and cohabiting couples for comparative analysis.

Key words: intergenerational support; time support; female labor supply; gender wage gap

(责任编辑 顾 坚)