

## 家庭责任、工作时间与性别收入不平等

刘成奎 林晓丹 王浩\*

**内容提要** 本文基于家庭视角探究了性别工作时间不平等的成因及其对性别收入不平等的贡献度。研究发现，家庭责任抑制了女性的劳动供给，扩大了性别工作时间差距；家庭责任主要通过扩大无偿家庭劳务时间、劳动参与率和岗位强度等路径的性别差异影响了性别工作时间差距。进一步地，本文通过分解发现，家务时间影响了劳动参与率，而劳动参与率差异是性别收入差距中禀赋效应的首要因素；以系数效应衡量的性别歧视对在职群体的性别工作时间差距贡献度超过90%。此外，性别工作时间不平等取代了工作时间定价差距，成为了阻碍性别收入不平等收敛的关键因素。因此，缓解因家庭责任产生的工作时间不平等，是未来收敛性别收入不平等、促进共同富裕的重要方向。

**关键词** 家庭责任 劳动参与 性别收入不平等 Oaxaca分解 JMP分解

### 一 引言

缓解性别收入不平等是优化收入分配格局的重要一环。改革开放前中国性别收入差距明显小于其他国家（Gustafsson & Li, 2000），但是随着经济高速发展，性别收入差距反而呈现出逐年扩大的趋势，女性收入占男性收入的比例在1984年、2002年和2007年分别为84%、79%和74%（李实等，2014）。同时，性别已经成为仅次于户籍的影响居民收入不平等的第二大因素（刘成奎等，2021）。因此，缓解性别收入不平等

\* 刘成奎，武汉大学经济与管理学院、武汉大学财政金融研究中心，电子邮箱：lck518@163.com；林晓丹，武汉大学经济与管理学院，电子邮箱：shelldomlin@whu.edu.cn；王浩，武汉大学经济与管理学院，电子邮箱：wangh0801@whu.edu.cn。本研究得到国家社会科学基金一般项目“机会平等视角下的公共服务供给与缩小收入分配差距研究”（项目编号：18BJY213）的资助。

是促进收入分配公平进而促进共同富裕的重要途径，具有重要的研究价值。

影响性别收入不平等的其中一个关键因素在于性别工作时间不平等，性别工作时间不平等将会直接影响性别工资收入差异。首先，从劳动供给角度看，家庭—工作平衡理论认为，男女在无偿领域和有偿领域的时间分配带来了性别收入不平等。在时间约束条件下，女性为照顾家庭付出了更多无偿家庭劳动时间，而男性付出了更多的有偿工作时间（Craig，2007），由此工作时间的性别差异直接导致了工资的性别差距。其次，从劳动需求角度看，劳动力市场中部分职业具有非线性报酬的特征，即工作时间越长，小时工资越高。例如，20 世纪中叶以来，美国女性出于家庭责任对长时间工作的偏好更低，部分职业中的非线性报酬特征导致了即使在性别收入差距出现了“大收敛”的情况下，也依旧存在 20% 的性别收入差距无法收敛（Goldin，2014）。而劳动者在进入劳动力市场前会存在自身偏好，这些偏好会形成性别职业隔离，从而扩大性别收入差距（Reuben et al.，2015）。此外，部分职业规定了每周工作时间下限，这将使劳动者在求职时会考虑性别差异而进行自我选择，导致女性因家庭责任被排除在高薪工作之外。

进一步地，现有针对性别工作时间不平等的研究主要关注女性劳动参与率。20 世纪 90 年代以来，中国女性劳动参与率开始呈现逐年下降趋势（Hare，2016），且不同教育水平分布下的女性劳动力都出现了类似特征。有学者分析认为，由于在市场化发展进程中中国对女性劳动者的就业保护力度不够，使得女性劳动者被挤出就业市场（姚先国、谭岚，2005）。此外，生育与家庭责任也是女性劳动参与率下降的重要原因。研究认为，人口的生育率与劳动供给或劳动参与率之间呈负相关关系（Becker，1985），且父母居住距离与儿童看护成本显著降低了女性劳动参与率（沈可等，2012）。

此外，部分文献关注了女性工作时长的问题。部分学者将性别工作时间差距归因于社会规训和家庭责任，认为受父权文化的影响，女性被要求在家庭和育儿方面承担更多的责任而牺牲自身工作时间（杨菊华，2014），其劳动供给会因家庭影响而周期性中断或始终低于男性（Becker，1985）。研究发现，女性的工作强度具有更强的“延嗣惩罚”效应，即劳动供给因生育与照料子女降低甚至中断（鄢伟波、安磊，2021）。当无偿劳务时间增加时，有偿工作时间的性别差距将会扩大，在有孩子的家庭中这种效应最为明显，但随着孩子年龄的增长女性会逐渐增加工作时间（Craig & Bittman，2005）。另外，随着对教育的重视程度普遍提高，子女升学的压力也会促使母亲降低工作时间进行隐形教育投资，而这种现象在高学历母亲群体甚至更加显著（王伟同等，2021）。

综合以上可以发现，现有研究主要关注女性单方面的劳动参与率，而相对忽略了性别间的劳动供给差距及其对性别收入不平等的影响。本文基于中国劳动力动态调查（China Labor-force Dynamic Survey，以下简称 CLDS）数据，分析家庭责任对性别工作时间的影响效应及其机制，并进一步探究了性别工作时间差距的影响因素及其对性别收入不平等变迁的贡献程度。

本文边际贡献主要有以下几点：第一，丰富了性别不平等领域研究文献。现有研究主要集中于性别收入不平等、女性劳动参与率方面（李实等，2014；Hare，2016），本文基于性别工作时间角度，比较了家庭责任对性别工作时间差距的影响。第二，分解了性别工作时间差距的影响因素。已有研究更多关注单因素对性别工作时间的影 响（鄢伟波、安磊，2021），本文分解了性别工作时间差距，直观地显示了多因素对于性别工作时间差距的实际贡献程度，丰富了该领域的文献。第三，测度了性别工作时间对性别收入不平等变迁的贡献度。现有文献多从人力资本角度探究个人禀赋对收入不平等的影响（邓峰、丁小浩，2012），本文创新性地利用 Juhn-Murphy-Pierce 分解法（以下简称 JMP 分解法）测度了工作时间对当前性别收入差距变迁的贡献度，发现性别工作时间不平等取代了工作时间定价差距，成为了阻碍性别收入不平等缩小的关键因素。本文余下部分安排如下：第二部分为理论模型；第三部分为实证设计；第四部分为机制与异质性分析；第五部分为进一步分析，包括性别工作时间差距的分解及其对性别收入不平等的贡献测度；最后一部分为结论与政策启示。

## 二 理论模型

本文参照家庭劳动供给理论模型（Becker，1965），基于理性人追求效用最大化的假设，假定个体在确定的时间约束下分配工作、闲暇与照顾家庭时间，以实现自身效用最大化的目标。个体效用函数可表示如下：

$$U = U(C, T_l, K) \quad (1)$$

$$K = K\left(\frac{T_f}{F_T}, \frac{T_0}{F_T}\right) \quad (2)$$

$$F_T = \sum \delta_i X_i \quad (3)$$

其中， $C$  代表家庭消费品数量； $T_l$ 、 $T_f$ 、 $T_0$  分别代表个体闲暇时间、个体照顾家庭时间与其他人照顾家庭时间； $K$  代表家庭情感质量，与家庭照顾责任、个体及其他人照顾家庭时间有关； $F_T$  为家庭照顾责任，与家庭人口特征  $X_i$ （例如幼童数量、孩子数

量、家庭成员规模等) 有关,  $\delta_i$  为各家庭特征对照顾责任的影响系数。将上式具体化为如下形式:

$$U = \gamma C^{\alpha_1} T_l^{\alpha_2} K^{\alpha_3} \quad (4)$$

$$K = \left[ \phi \left( \frac{T_f}{F_T} \right)^\theta B \right]^{\frac{1}{\theta}} \quad (5)$$

其中,  $\alpha_i \in (0, 1)$  且  $\sum \alpha_i = 1$ 。假设其他人照顾家庭时间外生给定, 该部分影响用  $B$  表示。效用函数具有如下约束:

$$P_C \cdot C \leq T_w \cdot w + A \quad (6)$$

$$T_w + T_l + T_f = 1 \quad (7)$$

式 (6) 为预算约束方程,  $P_C$  为家庭消费品价格,  $w$  代表个体工资率,  $A$  为其他收入。式 (7) 为时间约束方程, 将个体有限的时间标准化为 1, 由工作时间  $T_w$ 、闲暇时间  $T_l$  和照顾家庭时间  $T_f$  共同组成。

基于效用函数与时间、预算约束, 本文构造拉格朗日函数, 对  $C$ 、 $T_l$ 、 $T_f$  求一阶导, 根据 Kuhn-Tucker 定理, 当个体效用最大化时, 需满足以下两个条件:

$$\lambda_1 \times [P_C \cdot C - T_w \cdot w - A] = 0 \quad (8)$$

$$\lambda_2 \times (1 - T_l - T_f) = 0 \quad (9)$$

若  $\lambda_2 \neq 0$ , 则有  $T_w = 0$ 。此时, 个体完全退出劳动力市场, 个体从照顾家庭与闲暇时间中获得的边际效用高于从家庭消费品中获得的边际效用, 因此个体所有原本可用于工作的时间都用于照顾家庭与闲暇。

若  $\lambda_2 = 0$ , 则有  $T_w > 0$ 。这意味着, 个体在照顾家庭与享受闲暇之余, 还会进入劳动力市场工作。此时, 个体效用达到最大化, 家庭消费品、个体闲暇时间、照顾家庭时间与工作时间均存在最优解:

$$C^* = \frac{\alpha_1}{P_C} (w + A) \quad (10)$$

$$T_l^* = \frac{\alpha_2}{w} (w + A) \quad (11)$$

$$T_f^* = \frac{\alpha_3}{w} (w + A) \quad (12)$$

$$T_w^* = 1 - \frac{\alpha_2 + \alpha_3}{w} (w + A) \quad (13)$$

现实生活中, 照顾家庭时间通常具有下限约束, 即  $\frac{T_f}{F_T} \geq T_{min}$ 。当  $\frac{T_f^*}{F_T} < T_{min}$  时, 个

体工作时间受家庭特征变量的边际影响为  $-\frac{\partial T_w}{\partial X_i} \leq \delta_i \left( T_{min} - \frac{T_f^*}{F_T} \right)$ 。若个体只通过减少工作时间来增加照顾家庭时间，则工作时间受家庭特征影响的减少量等于  $\delta_i \left( T_{min} - \frac{T_f^*}{F_T} \right)$ ；若个体同时减少闲暇时间和工作时间，则减少量小于  $\delta_i \left( T_{min} - \frac{T_f^*}{F_T} \right)$ 。考虑到家庭消费品需求，进一步放松  $T_0$  外生的假设，若个体减少工作时间，使得购买家庭消费品的边际效用大于照顾家庭的边际效用，此时个体会选择增加其他人的照顾时间  $T_0$ ，工作时间甚至可以增加。

基于以上的模型分析，本文认为家庭责任对个体工作时间的净效应存在不确定性，家庭责任主要通过两条路径影响个体工作时间：第一，家庭责任对个体的工作时间具有替代效应。家庭照顾责任对个体具有时间投入的要求，而时间投入量与家庭特征、家庭消费品相关。当家庭需要个体投入时间时，会减少个体的闲暇时间，甚至挤出其工作时间。当个体从闲暇和照料家庭中获得的边际效用大于从家庭消费品中获得的边际效用时，个体会增加闲暇或照顾家庭时间，造成工作时间的减少。第二，家庭责任对个体的工作时间也具有收入效应。家庭生活需要一定的物质基础，而家庭支出水平与家庭特征和家庭消费品数量相关。当供养家庭的支出需求增加时，个体为了支付家庭开销，将有更强烈的动机延长工作时间，获取更高的收入来购买家庭消费品，促进个体效用最大化。家庭责任的收入效应将对个体的劳动供给产生促进效应。综合以上分析，家庭责任对于个体劳动供给的影响是替代效应与收入效应共同作用的结果，净效应取决于二者的强弱关系。若收入效应大于替代效应，则家庭责任会增加个体的工作时间；反之，家庭责任会减少个体的工作时间。

### 三 实证设计

#### （一）数据来源

本文实证数据来源于中国劳动力动态调查（CLDS）。考虑到数据的可得性<sup>①</sup>，选取年份为2016年。在进一步分析中，本文也采用了2012年、2014年和2018年的数据进

<sup>①</sup> 2012年与2014年缺失无偿家庭劳务时间数据，2018年仅询问前2个孩子的生育年龄。

行性别收入不平等趋势分解。CLDS 数据库由中山大学建立,对中国城市和农村的村居及劳动力进行调查,包含了劳动力个体、家庭和社区三个层次的横截面数据,是一份高质量的微观劳动力数据。

考虑到中国的退休政策,本文研究选取样本为 18~60 岁的有过工作经历的劳动力。同时,由于涉及生育数据,CLDS 仅调查 51 岁及以下的女性生育史,故女性样本限定在 18~51 岁之间。数据清理过程如下:删除个体数据重复样本;删除主要变量存在缺失值的样本;为排除异常值的影响,对所有连续变量进行了 1% 水平上的双边缩尾处理。在经过上述数据处理过程之后,得到的有效样本量为 7327 条,其中男性样本为 2940 条,女性样本为 4387 条。

## (二) 变量与描述性统计

关于被解释变量的说明。本文的被解释变量为个人周工作时间 (*workhours*),来自问卷中“您目前或最近一份工作一般一周工作几小时?”的回答。为确保结果稳健性,在后文检验中还选择了个人的年工作月数作为替换变量,数据来自于问卷中“您过去一年工作几个月?”的回答。

关于解释变量的说明。为衡量家庭责任,本文选取了三个核心解释变量,三岁及以下的幼童数量 (*childunder3*, 简称“幼童数量”)①、孩子数量 (*children*)、家庭成员数量 (*fmember*)。

关于控制变量的说明。本文的控制变量选取了个人层面的特征变量。个人层面的控制变量包括:性别 (*female*), 女性 = 1, 男性 = 0; 年龄 (*age*); 个人受教育年限 (*edu*); 身体健康水平 (*physicalhealth*), 以个人自评健康情况分为 5 个等级, 等级越高表示越健康; 个人上一年收入 (*totalincome*), 以个人上一年收入加 1 取对数表示; 是否全职工作 (*fulltime*), 全职 = 1, 非全职 = 0; 户籍 (*hukou*), 居民户口 = 1, 农业户口 = 0; 是否当地人口 (*local*), 当地人口 = 1, 流动人口 = 0。描述性统计结果如表 1 所示。

表 1 描述性统计

变量名称	男性			女性		
	样本量	均值	标准差	样本量	均值	标准差
工作时间	2940	46.7412	21.8359	4387	40.7431	23.2142
性别	2940	0	0	4387	1	0

① 考虑到上幼儿园年龄,选取 3 岁为节点。

续表

变量名称	男性			女性		
	样本量	均值	标准差	样本量	均值	标准差
幼童数量	2940	0.1612	0.4197	4387	0.1345	0.3780
孩子数量	2940	1.6320	0.9362	4387	1.4434	0.9828
家庭成员数量	2940	4.6765	1.7352	4387	4.5434	1.8088
年龄	2940	42.4024	8.1133	4387	38.5851	8.7895
受教育年限	2940	9.2672	3.6358	4387	8.8900	4.6121
身体健康情况	2940	3.8003	0.8972	4387	3.7472	0.9088
是否当地人口	2940	0.8976	0.3032	4387	0.8758	0.3299
是否全职工作	2940	0.8646	0.3422	4387	0.8669	0.3397
户籍	2940	0.2680	0.4430	4387	0.2845	0.4512
上年年收入	2940	41955.6347	41171.0352	4387	27755.4219	32518.4334

资料来源：根据2016年CLDS数据计算得到。

从表1可以初步观察到，女性周工作时间均值较男性低6小时，约为男性工作时间的87.17%。为了更直观地展示性别工作时间不平等，表2使用样本数据按年龄段汇报了男女的有偿工作时间和无偿家务时间。首先，在工作时间方面，男性的工作时间在各年龄段都高于女性，两者差距在18~24岁阶段约为8小时，在25~30岁迅速扩大为10小时，随着育龄阶段结束逐渐降低至5小时左右。其次，在家务时间方面，男性与女性在18~24岁阶段相差不大，然而女性的家务时间随年龄逐年增长，而男性家务时间反而逐年下降，性别差距在43~48岁阶段达到最高值，此时女性的家务时间约为男性的3倍，日均比男性多约100分钟。

由上述分析可知，女性承担了主要的家庭照顾责任，甚至可能承担了男性婚前已有的责任。基于时间有限约束，无偿家务时间的增加必然会对有偿工作时间产生挤出效应。另外，无偿家务时间虽然是影响有偿工作时间的一个重要机制，但工作时间与家务之间并不是简单的此消彼长的关系，因此，可能还存在其他未被发现的作用机制。

表2 各年龄段（18~60岁）男女工作时间与无偿家庭劳务时间

年龄组 (岁)	工作时间				无偿家庭劳务时间			
	男性 (小时)	女性 (小时)	女/男 (%)	男-女 (小时)	男性 (分钟)	女性 (分钟)	女/男 (%)	女-男 (分钟)
18~24	43.0323	34.9608	81.24	8.0715	72.2581	80.7124	111.70	8.4543
25~30	47.6162	37.4116	78.57	10.2046	50.5231	112.5862	222.84	62.0631
31~36	47.1759	40.7703	86.42	6.4056	44.4028	125.3238	282.24	80.9210

续表

年龄组 (岁)	工作时间				无偿家庭劳务时间			
	男性 (小时)	女性 (小时)	女/男 (%)	男-女 (小时)	男性 (分钟)	女性 (分钟)	女/男 (%)	女-男 (分钟)
37~42	48.4674	43.5419	89.84	4.9255	47.8025	139.5634	291.96	91.7609
43~48	46.7709	42.5796	91.04	4.1913	48.9155	147.8672	302.29	98.9518
49~54	45.2677	39.7968	87.91	5.4709	61.4436	158.6975	258.28	97.2538
55~60	42.6400	—	—	—	55.2667	—	—	—
总体	46.7412	40.7431	87.17	5.9981	51.5455	133.7376	259.46	82.1921

注：“女/男”表示女性样本与男性样本均值的比值，“男-女”、“女-男”分别表示男性样本与女性样本、女性样本与男性样本均值的差值。

资料来源：根据 2016 年 CLDS 数据计算得到。

另外，工作时间不平等可能是影响性别收入不平等的重要来源之一。根据表 1 结果，女性年收入均值仅为男性的 66.15%。当前，工资仍然是国民收入的主要来源，性别之间的工作时间不平等必然带来一定程度的收入不平等。图 1 显示，在工作时间和年收入两方面，男性相较于女性而言都拥有更为显著的优势，因此工作时间不平等可能会影响性别收入不平等。在后文实证中，本文将会进一步分解出工作时间对收入不平等的贡献度。

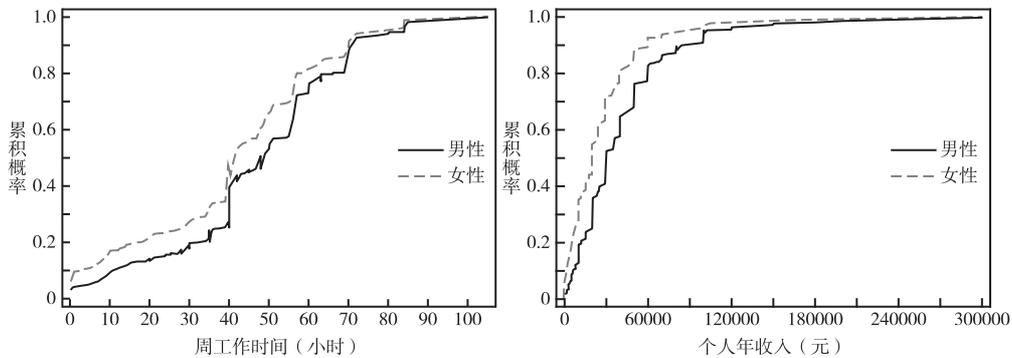


图 1 工作时间与年收入累积概率分布 (18~60 岁)

资料来源：根据 2016 年 CLDS 数据计算得到。

### (三) 实证模型设定

在基准模型中，为考察家庭责任对个体工作时间的整体影响，本文首先对全样本进行回归，实证模型设定如下：

$$\begin{aligned} workhours_{ijk} = & \beta_0 + \beta_1 female_i + \beta_2 childunder3_i + \beta_3 children_i \\ & + \beta_4 fmember_i + \beta_5 X_i + \lambda_j + \theta_k + \varepsilon_{ijk} \end{aligned} \quad (14)$$

进一步地，为观察家庭责任对性别工作时间的影响，本文根据性别进行分样本回归，模型设定如下：

$$\begin{aligned} workhours_{ijk}^l = & \beta_0^l + \beta_1^l childunder3_i^l + \beta_2^l children_i^l + \beta_3^l fmember_i^l \\ & + \beta_4^l X_i^l + \lambda_j^l + \theta_k^l + \varepsilon_{ijk}^l \quad l = m, f \end{aligned} \quad (15)$$

其中， $i$ 、 $j$ 、 $k$  分别表示个体  $i$ 、省份  $j$  和行业  $k$ ， $l$  表示个体性别， $m$  为男性， $f$  为女性。 $workhours$  表示个体的周工作时间， $female$  表示性别。 $childunder3$  表示三岁及以下的幼童数量， $children$  表示孩子总数， $fmember$  表示家庭成员总数。 $X$  表示一系列可能影响个体工作时间的特征变量。 $\lambda_j$  为省份固定效应， $\theta_k$  为行业固定效应， $\varepsilon$  为随机扰动项。

#### (四) 基准回归结果

表3列示了家庭责任对工作时间影响的基准回归结果。回归设计思路如下：表3中第(1)列至第(3)列仅加入核心解释变量，第(1)列结果显示，在不加入个人特征变量的条件下，女性每周工作时间平均比男性少5.9303小时，单个家庭成员平均减少个体周工作时间0.5659小时，单个孩子平均促进个体周工作时间1.1923小时，每个幼童额外减少父母3.0584小时的周工作时间，以上结果均在1%的水平上显著。表3中第(2)列至第(3)列依据性别进行分样本回归，结果显示，核心解释变量系数在男性组均不显著；且女性组系数较全样本均有所增大，幼童数量对工作时间的负效应扩大至4.9777小时，以上结果在一定程度上说明了家庭责任对女性工作时间的影响相对男性更大。

进一步地，为排除地区层面和行业层面不可观测因素的影响，第(4)列至第(6)列控制了省份固定效应和行业固定效应，并加入了个人层面的控制变量，包括年龄、受教育年限、身体健康情况、上年年收入、户籍等。第(4)列结果显示，在同等条件下，女性周工作时间平均比男性少5.4955小时，家庭成员和幼童数量对个人劳动供给产生抑制效应，孩子数量对其表现为促进效应。第(5)列至第(6)列显示，家庭成员和幼童数量对男性工作时间影响不显著，但孩子数量在1%的水平上促进了男性的工作时间，呈现出明显的收入效应；反之，女性的工作时间对家庭责任高度敏感，家庭成员数量对女性工作时间带来人均0.8633小时的负向效应，每个幼童可显著减少女性周工作时间3.7919小时，孩子数量呈现出显著的收入效应，但略微低于男性。

综上所述,在同等条件下,周工作时间的性别差距为 5.4955 小时,女性因承担幼童及家庭成员照顾责任牺牲了更多工作时间,而男性工作时间不受其影响。孩子对双方工作时间都呈现出收入效应,这可能是由于养育孩子的经济压力促使男女工作更长时间。其中,男性的收入效应更为明显,原因可能在于男性较女性承担了更多的经济责任。

表 3 家庭责任对个人周工作时间的回归估计

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	全样本	男性	女性	全样本	男性	女性
性别	-5.9303 *** (0.5414)	—	—	-5.4955 *** (0.5726)	—	—
幼童数量	-3.0584 *** (0.6789)	-0.7386 (0.9749)	-4.9777 *** (0.9361)	-2.5307 *** (0.7972)	-1.3958 (1.1217)	-3.7919 *** (1.1152)
孩子数量	1.1923 *** (0.2871)	0.4492 (0.4542)	1.6196 *** (0.3698)	1.1732 *** (0.3417)	1.3359 *** (0.5102)	1.1411 ** (0.4643)
家庭成员数量	-0.5659 *** (0.1561)	0.0602 (0.2456)	-0.9284 *** (0.2018)	-0.5630 *** (0.1649)	-0.0642 (0.2458)	-0.8633 *** (0.2176)
控制变量	否	否	否	是	是	是
省份固定效应	否	否	否	是	是	是
行业固定效应	否	否	否	是	是	是
观测值	7327	2940	4387	7327	2940	4387
R <sup>2</sup>	0.0220	-0.0005	0.0135	0.1295	0.1065	0.1254

注:括号内为稳健标准误;\*、\*\*、\*\*\*分别表示系数在10%、5%、1%的水平上显著。  
资料来源:根据2016年CLDS数据计算得到。

### (五) 稳健性检验

#### 1. 内生性分析

基准结论可能受到遗漏变量和反向因果等问题影响,例如工作时间低的女性可能有更多的育儿时间,会有更高的生育倾向,进而促进幼童数量的增加。因此,本文使用工具变量法以缓解内生性,引入三个工具变量进行两阶段最小二乘(2SLS)估计,分别是夫妻四年前受孕失败比值比、妻子第一胎与最后一胎生育间隔年限、县级除个体家庭外的家庭平均成员数量。从生理学角度来看,三岁以下幼童数量与夫妻双方所处年龄段的生育潜力有极强的相关性。以30岁以下夫妻的比值为基准组,用试管婴儿受孕方法中受孕失败的比值比来研究各年龄段男女的生育潜力(De La Rochebrochard et al., 2006)。本文根据个体及配偶年龄测算出该对夫妻四年前受孕失败比值比(贾男

等，2013），作为幼童数量的工具变量。该工具变量构建于生理学研究，与个体幼童数量密切相关，但不直接影响个体工作时间，满足工具变量的相关性及外生性要求。此外，妻子生育间隔年限与孩子数量相关，县级除自身家庭外的平均家庭成员数量与个体家庭成员数量相关，但均与个体工作时间无显著直接关系，满足外生性要求。估计结果如表4所示。从第一阶段F值来看，三个工具变量的F值均远大于10，不存在弱工具变量的问题。回归结果显示，在克服内生性后，基准结论依然稳健。

表4 2SLS估计结果

	(1)	(2)	(3)
	全样本	男性	女性
性别	-6.7380 *** (0.7191)	—	—
幼童数量	-9.1692 ** (4.5269)	0.0780 (12.8861)	-13.6667 *** (4.3808)
孩子数量	5.3331 *** (1.7873)	0.8830 (3.5423)	7.6557 *** (2.1988)
家庭成员数量	-3.2581 *** (0.7424)	-1.7243 (1.1249)	-3.7430 *** (0.9912)
控制变量与固定效应	是	是	是
观测值	5526	2265	3261
R <sup>2</sup>	0.0775	0.0862	0.0604
第一阶段F值			
幼童数量	185.8011	40.6397	193.1674
孩子数量	328.1410	139.3834	184.5459
家庭成员数量	175.3003	73.2553	102.2113

注：括号内为稳健标准误；\*、\*\*、\*\*\*分别表示系数在10%、5%、1%的水平上显著。  
资料来源：根据2016年CLDS数据计算得到。

## 2. 更换估计方法

最小二乘（OLS）回归要求满足同方差假设，在异方差的情况下，OLS不满足球形扰动假设，因此估计就不是最佳有效的线性估计。在基准回归中，本文已使用稳健标准误来解决异方差问题。为保证结果的稳健性，本文改用广义最小二乘（GLS）法重新进行估计。表5第（1）列至第（3）列显示，改用GLS模型之后，估计结果与基准回归基本一致，验证了基准结论的稳健性。

另外，由于回归样本中包含了部分失业个体，其工作时间为 0，故因变量在零点处集聚了大量观测值。对于受限因变量，当左侧受限点为 0 且无右侧受限点时，使用 Tobit 模型进行分析可能是更优的。考虑到后续机制分析及差距分解的需要，本文选用的是 OLS 模型，为确保结果稳健性，本文进一步采用 Tobit 模型进行稳健性检验。表 5 第 (4) 列至第 (6) 列显示，在改用 Tobit 模型进行回归后，核心解释变量的符号没有发生改变，且数值与基准回归基本一致，基准结论依然稳健。

表 5 更换 GLS 模型和 Tobit 模型的稳健性检验结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	GLS 模型			Tobit 模型		
	全样本	男性	女性	全样本	男性	女性
性别	-4.1052*** (0.8711)	—	—	-5.0079*** (0.5170)	—	—
幼童数量	-2.4689*** (0.8680)	-1.5905 (1.0706)	-3.1697*** (1.0648)	-2.5243*** (0.6658)	-1.3344 (1.0226)	-3.8226*** (0.8915)
孩子数量	0.8741** (0.3763)	1.0076** (0.4737)	1.4403*** (0.4501)	1.1010*** (0.3094)	1.2911*** (0.4682)	1.0444** (0.4101)
家庭成员数量	-0.5184*** (0.1721)	-0.1423 (0.2301)	-0.6309*** (0.1989)	-0.5420*** (0.1429)	-0.0584 (0.2302)	-0.8099*** (0.1810)
观测值	7281	2940	4387	7327	2940	4387
R <sup>2</sup>	0.1478	0.1011	0.1237	—	—	—

注：括号内为稳健标准误；\*、\*\*、\*\*\* 分别表示系数在 10%、5%、1% 的水平上显著；估计均加入了控制变量以及控制了省份和行业固定效应。

资料来源：根据 2016 年 CLDS 数据计算得到。

### 3. 替换变量

本文进一步使用了替换变量的稳健性检验方法。具体而言，考虑到 6 岁是儿童上小学的年龄，孩子是否上小学是父母工作时间的重要影响因素，因此将解释变量中的 3 岁以下幼童数量替换为 6 岁以下幼童数量。考虑到年工作月数是工作时间的另一种衡量指标，本文将被解释变量替换为个体的上年工作月数。表 6 第 (1) 列至第 (3) 列显示，在更改幼童衡量指标之后，回归结果与基准结果基本一致；第 (4) 列至第 (6) 列显示，幼童与家庭成员数量显著缩短了女性的年工作月数，但对男性的年工作月数没有影响，孩子数量对男女的工作月数都没有显著影响，表明基准结论稳健。

表 6 替换变量的稳健性检验结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	工作时间			工作月数		
	全样本	男性	女性	全样本	男性	女性
性别	-5.5549*** (0.5747)	—	—	-0.0932 (0.0620)	—	—
幼童数量	—	—	—	-0.2410** (0.0965)	-0.0031 (0.1126)	-0.4651*** (0.1477)
六岁以下 幼童数量	-1.8315*** (0.5742)	-1.3691 (0.8460)	-2.3522*** (0.7934)	—	—	—
孩子数量	1.2736*** (0.3545)	1.4568*** (0.5236)	1.2059** (0.4849)	-0.0161 (0.0408)	-0.0144 (0.0586)	-0.0182 (0.0565)
家庭成员数量	-0.5554*** (0.1649)	-0.0546 (0.2457)	-0.8610*** (0.2176)	-0.0600*** (0.0200)	-0.0170 (0.0261)	-0.0832*** (0.0277)
观测值	7327	2940	4387	7318	2937	4381
R <sup>2</sup>	0.1294	0.1069	0.1245	0.2393	0.2602	0.2323

注：括号内为稳健标准误；\*、\*\*、\*\*\* 分别表示系数在 10%、5%、1% 的水平上显著；估计均加入了控制变量以及控制了省份和行业固定效应。

资料来源：根据 2016 年 CLDS 数据计算得到。

#### 4. 剔除偏差样本

为排除偏差样本影响，本文选择剔除偏差样本重新进行回归。一方面，考虑到在政府部门、国有企业或者集体企业工作的劳动者，通常具有较为稳定的工作时间，可能无法按自己的意愿延长或缩短工作时间，因此，本文首先剔除了在政府部门、国有企业和集体企业工作的样本。另一方面，为了排除工作时间可能受女性法定产假的影响，本文进一步剔除了有工作但上月工作时间为 0 的样本。表 7 显示，在排除了工作单位因素和产假因素后，回归结果仍然呈现出明显的性别分工现象，与基准结论基本一致。

表 7 剔除偏差样本的稳健性检验结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	剔除在政府部门、国有企业 或集体企业工作的样本			剔除有工作 但上月未工作的样本		
	全样本	男性	女性	全样本	男性	女性
性别	-5.3968*** (0.5751)	—	—	-5.6791*** (0.6528)	—	—
幼童数量	-2.5841*** (0.8026)	-1.3164 (1.1265)	-3.7594*** (1.1275)	-2.5840*** (0.8719)	-1.8162 (1.2237)	-3.4597*** (1.2170)

续表

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	剔除在政府部门、国有企业 或集体企业工作的样本			剔除有工作 但上月未工作的样本		
	全样本	男性	女性	全样本	男性	女性
孩子数量	1.1600 *** (0.3432)	1.3056 ** (0.5086)	1.0840 ** (0.4685)	1.1916 *** (0.3631)	1.4978 *** (0.5498)	1.0409 ** (0.4885)
家庭成员数量	-0.5412 *** (0.1663)	-0.1112 (0.2472)	-0.8054 *** (0.2202)	-0.5310 *** (0.1817)	0.0000 (0.2711)	-0.8508 *** (0.2381)
观测值	7193	2901	4292	6205	2433	3772
R <sup>2</sup>	0.1313	0.1088	0.1275	0.1407	0.1193	0.1372

注：括号内为稳健标准误；\*、\*\*、\*\*\* 分别表示系数在 10%、5%、1% 的水平上显著；估计均加入了控制变量以及控制了省份和行业固定效应。

资料来源：根据 2016 年 CLDS 数据计算得到。

## 四 机制与异质性分析

### （一）机制分析

#### 1. 无偿家庭劳务时间

家庭内部分工与家务劳动时间是经济学和社会学领域的重要研究问题。时间可获得性理论认为，基于家庭效用最大化的目标，家庭内部劳务分工会根据空闲时间进行理性的分配，个体的工作时间与家务时间呈负相关关系（Hiller, 1984）。社会角色理论认为，现行的家庭劳动分工是性别意识和社会规范建构的产物。诸多研究表明，在家务劳动上“男主外，女主内”的情况依然存在，即使排除了职业、受教育程度、工作时间等因素，女性的无偿家庭劳务时间仍然显著高于男性（佟新、刘爱玉，2015）。在时间约束条件下，女性为平衡家庭付出更多无偿家庭劳务时间，这可能导致了女性在劳动供给上处于劣势地位。

为验证此机制，本文以每日无偿家庭劳务时间（分钟）为机制变量<sup>①</sup>，对家庭责任变量进行回归。表 8 第（1）列至第（2）列分别对男性和女性无偿家庭劳务时间进行回归。结果显示，家庭成员和孩子数量对男性家务时间无显著影响，但每增加一个

<sup>①</sup> 家务时间数据来源于问卷中“家务劳动平均每天花费您多长时间（如做饭、洗碗、洗衣服、打扫房间、带小孩等）？”

3岁以下幼童，男性每日家务时间增加约13分钟；相反，家庭成员和孩子数量都显著增加了女性家务时间，且幼童的作用尤为突出，每增加一个3岁幼童，女性每日家务时间平均增加约40分钟。由此可见，家庭责任加大了女性的无偿照顾负担，进而挤压了女性的有偿工作时间。

表8 家庭责任对无偿家庭劳务时间和劳动参与率的回归估计

	(1)	(2)	(3)	(4)
	无偿家庭劳务时间		劳动参与率	
	男性	女性	男性	女性
幼童数量	12.7770 *** (4.3568)	39.6181 *** (6.9421)	-0.0097 (0.0098)	-0.0573 *** (0.0111)
孩子数量	-0.5853 (1.8590)	8.3542 *** (2.6433)	0.0087 * (0.0048)	0.0154 ** (0.0065)
家庭成员数量	-0.1506 (0.8732)	3.8487 *** (1.1604)	-0.0003 (0.0022)	-0.0096 *** (0.0024)
观测值	2911	4322	2598	4381
R <sup>2</sup>	0.0562	0.1590	—	—

注：括号内为稳健标准误；\*、\*\*、\*\*\*分别表示系数在10%、5%、1%的水平上显著；估计均加入了控制变量以及控制了省份和行业固定效应。

资料来源：根据2016年CLDS数据计算得到。

## 2. 劳动参与率

家庭责任是影响女性劳动参与率的重要因素，其中孩子（陈瑛、江鸿泽，2018）、家庭照料（Hare，2016）是降低女性劳动参与率的主要原因；生育会迫使女性退出劳动力市场（张抗私、谷晶双，2020），而幼儿数量则会显著降低女性的劳动参与率（唐文浩等，2022）。由此，本文引入劳动参与率进行机制检验，并运用Probit模型分别探究了家庭责任对男女劳动参与率的影响。表8第（3）列至第（4）列显示，幼童与家庭成员数量对男性劳动参与率没有显著影响，但孩子数量对其有促进作用；而幼童与家庭成员数量显著降低了女性的劳动参与率，每增加一个幼童，女性劳动参与率平均下降5.73%，但孩子数量对女性劳动参与率有明显的促进作用，这可能是因为女性在孩子年幼、家庭照顾责任繁重时会退出劳动力市场，随着孩子年龄增长，养育压力又促使其返回就业市场（鄢伟波、安磊，2021）。

## 3. 岗位强度

工作强度会影响个体的工作时间。一般而言，岗位工作强度决定了个体工作时间

的下限，更高强度的工作岗位会要求员工每日工作更长时间，且对工作时间具有非线性报酬特征（Goldin，2014），例如互联网、电商等行业。出于家庭经济责任，男性倾向于选择工作强度更高的岗位以赚取更多工资，女性为了照顾家庭可能会选择工作强度更低的岗位，两者选择岗位强度差异可能会扩大性别工作时间差距。

本文使用岗位强度作为机制变量<sup>①</sup>，估计结果如表 9 所示。表 9 第（1）列至第（2）列对全样本分性别进行回归，结果显示，幼童与家庭成员数量对男性工作强度没有影响，孩子数量显著提高了男性工作强度；幼童与家庭成员数量显著降低了女性的工作强度，孩子数量具有显著的促进作用。考虑到兼职岗位的工作时间弹性较大，且通常随劳动者的需要而调整工作强度，岗位强度影响工作时间的机制可能只对全职样本有效。为此，本文进一步将样本分为兼职和全职工作。结果显示，家庭责任对男女兼职样本都没有显著影响，而对全职工作样本的影响与总样本一致，且绝对值都有所增大。这说明，家庭责任影响岗位强度的机制主要是通过影响全职劳动者来实现的。

表 9 家庭责任对岗位工作强度的回归估计

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	全样本		兼职样本		全职样本	
	男性	女性	男性	女性	男性	女性
幼童数量	0.1071 (0.0717)	-0.1498** (0.0599)	0.2556 (0.1976)	-0.1574 (0.1952)	0.0609 (0.0772)	-0.1702*** (0.0655)
孩子数量	0.0688** (0.0325)	0.0813*** (0.0285)	0.1208 (0.0750)	0.0514 (0.0665)	0.0699** (0.0356)	0.1196*** (0.0315)
家庭成员数量	0.0052 (0.0158)	-0.0218* (0.0122)	-0.0389 (0.0530)	-0.0007 (0.0367)	0.0056 (0.0164)	-0.0222* (0.0128)
观测值	2940	4387	372	536	2542	3803
R <sup>2</sup>	0.0791	0.1032	0.0609	0.0387	0.0681	0.0986

注：括号内为稳健标准误；\*、\*\*、\*\*\* 分别表示系数在 10%、5%、1% 的水平上显著；估计均加入了控制变量以及控制了省份和行业固定效应。

资料来源：根据 2016 年 CLDS 数据计算得到。

#### 4. 家庭经济压力

从理性人假设出发，家庭责任会加重家庭经济压力，而家庭经济压力会对夫妻中收入较低者的劳动供给具有挤出效应。首先，本文分别使用上年度家庭总支出、家庭

<sup>①</sup> 岗位工作强度变量来源于个体自评工作强度的综合评分。

食品支出和家庭医疗支出的对数，来检验家庭责任加重家庭经济压力进而扩大性别工作时间差距的影响机制。如表 10 第 (1) 列至第 (3) 列所示，每增加一个家庭成员，家庭总支出增加 6.05%，在控制其他因素的情况下，每个幼童会减少 5.15% 的家庭总支出，孩子数量则没有显著影响；家庭食品支出与家庭成员数量呈正相关关系，但不受幼童和孩子数量影响；家庭医疗支出随幼童和家庭成员数量增加而增长，在控制其他因素的情况下，孩子越多，家庭医疗支出越少。值得注意的是，新增一个 3 岁以下幼童会导致家庭医疗支出大幅增加 26.56%，这可能是由于幼童医疗需求更大导致家庭医疗支出增长。综上，家庭责任显著影响家庭各项支出，家庭成员越多，家庭经济压力越大。

为验证家庭经济压力是否会挤出夫妻中收入较低者的劳动供给，本文将样本分为妻子主导和丈夫主导两类，主导方定义为夫妻中工资收入更高的一方<sup>①</sup>。表 10 第 (4) 列至第 (5) 列为丈夫主导类型，第 (6) 列至第 (7) 列为妻子主导类型。与基准结果相比，在丈夫主导的情况下，性别工作时间呈现出更传统的“男主外、女主内”性别分工模式，女性工作时间受幼童影响更深，同时收入效应显著性降低，男性工作时间与家庭成员数量呈现正相关关系。在妻子主导的情况下，女性工作时间与家庭责任没有显著关系，且幼童影响系数极小，且值得关注的是，每增加一个家庭成员，男性工作时间会减少 1.33 小时。回归结果与理论预期基本一致。当前，中国仍处于性别“同工不同酬”的阶段，男性工资普遍高于女性。家庭为了实现经济效益最大化会促使女性放弃就业、重返家庭（丁赛等，2007）。因此，在家庭照顾责任无法转移的情况下，家庭责任会增大经济压力，而经济压力在性别收入差距下会进一步加剧工作时间不平等。

表 10 家庭责任对家庭经济压力的回归估计

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	总支出	食品支出	医疗支出	丈夫主导		妻子主导	
				男性	女性	男性	女性
幼童数量	-0.0515 * (0.0265)	0.0380 (0.0316)	0.2656 *** (0.0500)	-0.7844 (2.0544)	-5.3337 ** (2.4134)	-1.4092 (3.3129)	-0.0142 (3.8214)
孩子数量	0.0046 (0.0127)	0.0168 (0.0159)	-0.0743 *** (0.0240)	1.3213 (1.0860)	0.9365 (1.2611)	1.3298 (1.9602)	-0.7644 (1.9403)
家庭成员数量	0.0605 *** (0.0063)	0.0306 *** (0.0072)	0.0946 *** (0.0114)	0.6730 * (0.3784)	0.4655 (0.5452)	-1.3302 * (0.7925)	-0.5151 (0.8921)

① 由于在决定工作时间时，直接考虑的是工资而不是收入，此部分选用的是上年度个人工资收入指标。

续表

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	总支出	食品支出	医疗支出	丈夫主导		妻子主导	
				男性	女性	男性	女性
观测值	7267	7205	5853	819	827	452	464
R <sup>2</sup>	0.1871	0.2564	0.0652	0.0971	0.1875	0.1705	0.1156

注：括号内为稳健标准误；\*、\*\*、\*\*\* 分别表示系数在 10%、5%、1% 的水平上显著；估计均加入了控制变量以及控制了省份和行业固定效应。

资料来源：根据 2016 年 CLDS 数据计算得到。

## (二) 异质性分析

在现实情形下，家庭是具有复杂特征的经济主体，不同家庭在孩子数量、孩子性别、是否存在隔代照料、教育水平等方面存在较大差异，这可能会使家庭责任对工作时间的影响在不同家庭间存在差异。考虑到这种家庭差异，本文从孩子数量、孩子性别、隔代照料、教育水平四个方面来进行异质性分析。

### 1. 孩子数量

工作时间与劳动参与率密切相关，而孩子数量是影响女性劳动参与率的重要因素。研究发现，子女数量与女性劳动参与率呈“倒 U 型”关系（乐章、张艺珂，2019）。当子女数量为 1 或 2 个时对女性劳动参与有积极影响，而当子女数量大于 2 时，则对女性劳动参与有消极影响。因此，本文以 2 个孩子为界限，将样本分为两组，探讨孩子数量方面的异质性影响，结果如表 11 所示。当孩子数量不超过 2 个时，男性和女性回归结果与基准结果基本一致；当孩子数量超过 2 个时，男性和女性回归结果均不显著。这可能是由于在孩子数量不超过 2 个时，女性仍能兼顾家庭与事业，男性工作时间尚未饱和，因此性别工作时间仍然受家庭责任影响；当孩子数量众多时，女性为照顾家庭可能完全退出就业市场，经济压力使男性工作时间趋向饱和，因此家庭变量无法影响双方工作时间。

表 11 分孩子数量的异质性分析结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	孩子数量 ≤ 2		孩子数量 > 2	
	男性	女性	男性	女性
幼童数量	-0.6728 (1.3911)	-4.7961 *** (1.2824)	0.0693 (2.1598)	-1.0507 (3.0433)
孩子数量	1.4014 * (0.7580)	1.5198 ** (0.6535)	1.0981 (1.5027)	0.3959 (1.4933)

续表

	(1)	(2)	(3)	(4)
	孩子数量 $\leq 2$		孩子数量 $> 2$	
	男性	女性	男性	女性
家庭成员数量	-0.0827 (0.2670)	-0.8026 *** (0.2390)	-0.2257 (0.7029)	-0.6393 (0.6278)
观测值	2519	3822	382	470
R <sup>2</sup>	0.1074	0.1216	0.1435	0.1752

注：括号内为稳健标准误；\*、\*\*、\*\*\* 分别表示系数在 10%、5%、1% 的水平上显著；估计均加入了控制变量以及控制了省份和行业固定效应。

资料来源：根据 2016 年 CLDS 数据计算得到。

## 2. 孩子性别

已有研究表明，子女性别对父母劳动供给的影响存在异质性。对于母亲而言，生育男孩会使其减少工作时间（Becker, 1985），而生育女孩则与之相反（Choi & Hwang, 2015）；对于父亲而言，生育男孩会对其形成正向的激励效应，使父亲提高劳动供给（Lundberg, 2005）。基于此，本文将孩子数量区分为儿子数量和女儿数量，来研究子女性别对父母工作时间的异质性影响。结果如表 12 第（1）列至第（2）列所示，对于男性而言，儿子对工作时间的促进作用比女儿更大；对于女性则呈现出相反的情形。这说明，相比女儿，生育儿子更加固了传统的性别分工模式。这可能是由于男性在劳动力市场上回报率较高，儿子比女儿更能激励父母努力劳动以承担子女的教育经费。

表 12 分孩子性别与隔代照料的异质性分析结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	男性	女性	男性	女性
幼童数量	-1.2351 (1.1095)	-4.0437 *** (1.1207)	-1.2884 (1.1268)	-3.9769 *** (1.1257)
儿子数量	1.7469 *** (0.4423)	1.2788 ** (0.5804)	—	—
女儿数量	0.9555 * (0.5480)	1.3385 ** (0.5223)	—	—
隔代照料	—	—	-0.9613 (1.0225)	2.0010 ** (0.8798)

续表

	(1)	(2)	(3)	(4)
	男性	女性	男性	女性
孩子数量	—	—	1.2130 ** (0.5169)	1.3265 *** (0.4782)
家庭成员数量	-0.1269 (0.2445)	-0.8344 *** (0.2204)	0.0470 (0.2986)	-1.1086 *** (0.2631)
观测值	2901	4292	2901	4292
R <sup>2</sup>	0.1101	0.1271	0.1087	0.1276

注：括号内为稳健标准误；\*、\*\*、\*\*\* 分别表示系数在 10%、5%、1% 的水平上显著；估计均加入了控制变量以及控制了省份和行业固定效应。

资料来源：根据 2016 年 CLDS 数据计算得到。

### 3. 隔代照料

20 世纪末，学者开始研究隔代照料对子女劳动时间的影响（Heckman, 1974），隔代照料可以促进子女的劳动供给，特别是将女性从家庭中解放出来（Chen et al., 2011）。本文在基准回归中加入“是否存在隔代照料”的虚拟变量，以研究隔代照料对性别工作时间的影响。结果如表 12 第（3）列至第（4）列所示，隔代照料对男性工作时间有负向效应，但统计上不显著，对女性工作时间则存在显著的促进效应，平均提高周工作时间 2 小时。同时，在排除隔代照料的影响之后，家庭责任对女性组的影响系数较基准结果有所增加。由此可见，隔代照料可以分担女性的家庭照顾责任，促进女性劳动供给。

### 4. 教育水平

为研究教育对性别工作时间的影响，本文基于教育水平将样本分为小学及以下、中学学历、大学及以上三类，分别进行回归，结果如表 13 所示。对于男性而言，孩子数量显著增加了中学及以下学历男性的工作时间，而幼童数量在中学学历样本中具有显著负向效应，表明孩子数量是增加男性工作时间的的主要因素。对于女性而言，家庭成员规模会显著抑制不同学历女性的工作时间，同时，随着女性学历的提高，幼童数量和孩子数量分别对女性工作时间的抑制和促进作用都得到显著增强。原因可能在于，一方面，高学历女性更加注重幼童的抚育，幼童数量会显著减少高学历女性工作时间。另一方面，随着孩子数量的增多，不断增加的生活与教育成本会激励具有较高工资议价能力的高学历女性参与工作，进而提升女性工作时间。

表 13 分教育水平的异质性分析结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	男性			女性		
	小学及以下	中学	大学及以上	小学及以下	中学	大学及以上
幼童数量	1.0477 (2.4349)	-3.0902 ** (1.4742)	0.8410 (1.9598)	-1.4559 (2.5585)	-3.5344 ** (1.4574)	-6.4290 *** (1.6168)
孩子数量	1.6479 * (0.9513)	1.1840 * (0.6692)	1.4825 (1.4596)	0.4954 (0.6855)	1.5292 ** (0.7786)	2.6592 ** (1.2490)
家庭成员数量	-0.2233 (0.6140)	0.0182 (0.3100)	0.1440 (0.5029)	-1.0518 *** (0.3971)	-0.6249 ** (0.2970)	-0.7835 ** (0.3777)
观测值	670	1856	414	1419	2107	861
R <sup>2</sup>	0.1469	0.1025	-0.0195	0.1544	0.1332	0.0505

注：括号内为稳健标准误；\*、\*\*、\*\*\* 分别表示系数在 10%、5%、1% 的水平上显著；估计均加入了控制变量以及控制了省份和行业固定效应。

资料来源：根据 2016 年 CLDS 数据计算得到。

## 五 进一步分析

### （一）性别工作时间不平等分解

基准回归已经证实了家庭责任会扩大性别工作时间差距，但并未探究工作时间差距主要来源于哪些因素，且分别在多大程度上带来了影响？差距来源于男女禀赋差异还是社会“歧视”？为了回答这些问题，本文使用 Blinder-Oaxaca 分解法（Oaxaca, 1973）对性别工作时间差距进行分解。Blinder-Oaxaca 分解法通过将性别差异分解为两个关键部分，来解释男性和女性之间工资差距的影响因素。第一部分为禀赋效应，也称可解释部分，指的是解释变量的平均值差异，即解释变量的组间差异的影响。第二部分为系数效应，也称不可解释部分，指的是解释变量的系数差异的影响，即“歧视”部分。例如，女性的教育年限可能低于男性，这一部分差距对工作时间的影响称为禀赋效应，同时，教育年限对男女工作时间的的影响系数也是不一致的，这一部分差距对工作时间的的影响称为系数效应。

基于基准模型，Blinder-Oaxaca 分解法的回归模型如下：

$$workhours_l = \beta_l X_l + \varepsilon_l \quad l = m, f \quad (16)$$

$workhours$  指的是周工作时间， $l$  为性别， $m$ 、 $f$  分别指男性与女性， $X$  指的是一系列解释变量， $\beta$  为一系列解释变量的回归系数， $\varepsilon$  为随机扰动项。由于普通最小二乘法的

随机扰动项为零均值假设，因此性别工作时间差距可以表示如下。式（17）最后的第一项为禀赋效应，第二项为系数效应。

$$\Delta \overline{workhours} = \overline{\beta_m X_m} - \overline{\beta_f X_f} = \overline{\beta_m}(\overline{X_m} - \overline{X_f}) + \overline{X_f}(\overline{\beta_m} - \overline{\beta_f}) = \overline{\beta_m} \Delta X + \overline{X_f} \Delta \beta \quad (17)$$

分解结果如表 14 所示。其中 E 表示的是禀赋效应，C 表示的是系数效应，即“歧视”部分。为观测家务时间对性别工作时间差距的影响，第（1）列分解仅加入了基准回归中的变量与机制变量家务时间，分解结果显示，在全样本中，性别周工作时间差距约为 6 小时，其中禀赋效应为 1.3648 小时，系数效应为 4.5922 小时。第（2）列分解在原来的基础上加入了三个机制变量（是否参与工作、岗位强度、家庭总支出）和个人相关变量（是否有工作单位、工作地点距离、工作灵活度、心理健康程度），分解结果显示，系数效应有所下降，但仍占性别差距一半以上。为了观测在职群体的性别工作时间差距，第（3）列样本中剔除了失业人员，结果显示，性别差距由 6 小时下降到 3.6980 小时，而系数效应仍高达 3.4597 小时。这说明，性别工作时间不平等很大程度由失业群体即男女劳动参与率差距导致，且在职群体中的性别差距几乎都来源于“歧视”部分。

表 14 Blinder-Oaxaca 分解结果

	(1)		(2)		(3)	
	工作时间		工作时间		工作时间	
男性	46.7365 ***		46.7617 ***		48.7544 ***	
女性	40.7795 ***		40.7589 ***		45.0565 ***	
差值	5.9570 ***		6.0028 ***		3.6980 ***	
	E	C	E	C	E	C
幼童数量	-0.0571	0.2198	-0.0114	-0.1674	-0.0183	-0.1856
孩子数量	0.2339	0.1249	0.0964	0.7636	0.0905	0.9494
家庭成员数量	-0.0778	3.7064	-0.0247	0.9608	-0.0314	1.0397
受教育年限	-0.1497	-1.8307	-0.1515	-2.4938	-0.2011	-2.5190
家务时间	0.5926	1.5644	0.0658	-0.6970	0.0395	-0.8567
是否参与工作	—	—	2.5467	3.0469	—	—
岗位强度	—	—	0.0206	2.0609	-0.0050	2.3079
家庭总支出	—	—	-0.0030	-0.8522	-0.0038	-1.4219
是否有工作单位	—	—	-0.0062	-0.9726	-0.0039	-0.8589
工作地点距离	—	—	0.0203	1.6177	0.0497	1.6129
其他	0.8231	0.8073	0.0601	0.1230	0.3220	3.3919
总共	1.3648 ***	4.5922 ***	2.6130 ***	3.3898 ***	0.2383	3.4597 ***
观测值	7233		7175		6648	

注：括号内为稳健标准误；\*、\*\*、\*\*\* 分别表示系数在 10%、5%、1% 的水平上显著。  
资料来源：根据 2016 年 CLDS 数据计算得到。

### 1. 性别工作时间差距的禀赋效应

禀赋效应显示，在仅加入基准变量与家务时间变量时，家务时间是最大的影响因素，其水平差距扩大了工作时间差距。换言之，若女性花费与男性相同的家务时间，其周工作时间将提高 0.5926 小时。在加入其他三个机制变量和个人相关变量后，家务时间禀赋效应大幅下降，是否参与工作成为最为关键的影响因素。这说明，劳动参与率不仅是家务时间影响工作时间差距的重要机制，还是工作时间差距中禀赋效应的首要因素。进一步剔除失业群体之后，在职群体中性别间的禀赋效应极小。因此，性别工作时间不平等的禀赋效应主要由失业群体带来，且在职群体中性别禀赋效应不大，即性别劳动参与率差距是禀赋效应的首要因素。

### 2. 性别工作时间差距的系数效应

系数效应显示，在仅加入基准变量与家务时间变量时，家庭成员与家务时间对女性的不同影响是性别工作时间差距的主要来源，这可能是由于女性承担了更多的照顾家人责任，且被分配了替代性更弱、更难以协调时间的家务（Smith et al., 2014）。家庭成员对男女的异质性影响扩大了 3.7064 小时的工作时间差距。

在加入其他三个机制变量和个人相关变量后，是否参与工作和岗位强度是系数效应的重要来源。一方面，这可能是由于相较男性，女性为兼顾工作与家庭，即使参与工作也更倾向于选择兼职或低工时工作；另一方面，由于社会观念的影响，即使处于同一岗位，公司也会对男性工时具有更严格的要求。意外的是，家庭总支出反而缩小了性别工作时间差距。这可能是由于当前社会生活成本与育儿成本与日俱增，仅靠男性一人工作已无法负担家庭支出，家庭支出增长反而促使女性转移部分照顾责任并延长工作时间。理论推测，在性别不同酬的社会背景下，当家庭照顾责任与工作责任存在冲突且无法转移时，经济压力会促使“男主外、女主内”模式的形成。由于医疗支出更体现出经济压力与照顾责任的不可兼容性，本文进一步将家庭总支出替换为家庭医疗支出。结果显示，在经济压力与照顾责任不可兼容时，家庭支出会扩大性别工作时间差距，验证了机制分析中的理论<sup>①</sup>。孩子与家庭成员对男女的异质性影响扩大了 1.7244 小时的工作时间差距。

具有工作单位这一因素缩小了性别差距，这可能是由于与非正规就业相比，工作单位通常规定了工作时间的下限，在一定程度上限制了工作时间的性别组间差异。另外，工作地点远近扩大了 1.6177 小时的性别工作时间差距。通过回归显示，男性工作

<sup>①</sup> 限于篇幅，此部分结果未予展示。

时间不受工作地点远近影响，而女性工作时间受到工作地点远近的极大约束，且在 1% 的水平上显著<sup>①</sup>。相较男性，女性仍然受限于家庭责任，远距离工作的更长通勤时间挤出了其工作时间。

进一步剔除失业群体后，结果与第（2）列较为相似，系数效应仍然保持在 3.4597 小时的水平。值得注意的是，在三次分解中，教育对性别工作时间差距的收敛效应都极其可观，说明教育是减小性别工作时间差距的一个重要手段。

## （二）工作时间对性别收入不平等变迁的贡献测度

在分解了性别工作时间差距之后，本文进一步探索了工作时间在多大程度上影响性别收入不平等。基于 CLDS 数据库 2012 年、2014 年、2016 年和 2018 年数据，本文运用 JMP 分解法来分解性别收入不平等的变化趋势<sup>②</sup>，将 2012 - 2018 年性别收入不平等变化趋势分解为观测到的禀赋效应（即由解释变量变动所致）、观测到的系数效应（即由解释变量的系数变动所致）、不可观测的禀赋效应（即由不可观测特征差异变动所致）以及不可观测的系数效应（即由不可观测因素的系数变动所致）四部分。选定男性组作为基准组，并假定男性组满足零条件均值假定（Juhn et al., 1991），得到男性组的估计方程式：

$$\ln(\text{income}_t^m) = \beta_{0t}^m + \beta_{1t}^m X_t^m \quad (18)$$

假设女性组与男性组具有相同的工资决定方程，那么：

$$\ln(\text{income}_t^f) = \beta_{0t}^m + \beta_{1t}^m X_t^f + \mu_t^f \quad (19)$$

其中， $\mu$  是指女性组的实际收入与在男性组的工资决定方程下估计值的差值。于是， $t$  时期，男性与女性的收入均值之间的差异为：

$$\ln(\text{income}_t^m) - \ln(\text{income}_t^f) = (X_t^m - X_t^f)\beta_{1t}^m - \mu_t^f \quad (20)$$

在同方差的假定下， $\mu_t^f$  的标准化残差可表示为  $\theta_t^f = \mu_t^f / \sigma_t^m$ ，且其分布满足  $N(0, 1)$ ，那么残差  $-\mu_t^f$  可以视为男性组的残差标准差  $\sigma_t^m$  与女性组的标准化残差的差异的乘积。

$$-\mu_t^f = -\sigma_t^m \cdot \theta_t^f = \sigma_t^m \cdot \Delta\theta_t^f \quad (21)$$

因此， $t$  时期的性别收入差距变为：

$$D_t = \ln(\text{income}_t^m) - \ln(\text{income}_t^f) = \Delta X_t \beta_{1t}^m + \sigma_t^m \cdot \Delta\theta_t^f \quad (22)$$

① 限于篇幅，此部分结果未予展示。

② 由于 CLDS 数据库中的上年工资数据缺失值较多，本文使用上年总收入数据进行收入不平等分解。

那么，从  $t_1$  年到  $t_2$  年，以  $t_1$  年作为基期，分解性别间的收入差距变化为：

$$\Delta D_t = D_{t_1} - D_{t_2} = [(\Delta X_{t_2} - \Delta X_{t_1})\beta_{1t_1}^m + \Delta X_{t_2}(\beta_{1t_2}^m - \beta_{1t_1}^m) + (\beta_{0t_2}^m - \beta_{0t_1}^m)] + [\sigma_{t_1}^m(\Delta\theta_{t_2}^f - \Delta\theta_{t_1}^f) + (\sigma_{t_2}^m - \sigma_{t_1}^m)\Delta\theta_{t_2}^f] \quad (23)$$

其中，第一项  $(\Delta X_{t_2} - \Delta X_{t_1})\beta_{1t_1}^m$  表示在固定的结构系数下，男性组和女性组的解释变量的差异变动对性别收入差距变动的的影响；第二项  $\Delta X_{t_2}(\beta_{1t_2}^m - \beta_{1t_1}^m) + (\beta_{0t_2}^m - \beta_{0t_1}^m)$  则是由于解释变量的结构变动对性别收入差距变动的的影响；第三项  $\sigma_{t_1}^m(\Delta\theta_{t_2}^f - \Delta\theta_{t_1}^f)$  表示的是不可观测的因素差异变动对性别收入差距变动的的影响；第四项  $(\sigma_{t_2}^m - \sigma_{t_1}^m)\Delta\theta_{t_2}^f$  是收入离散程度变化对性别收入差距变动的的影响。前两项是由可解释部分的差异变动带来的影响，后两项是不可解释部分的差异变动带来的影响。

本文主要关注工作时间的可观测禀赋效应（数量效应）和系数效应（价格效应）。表 15 展示了性别收入不平等的分解结果，主要包含了两个部分。第一部分为性别收入不平等的变化趋势，以年收入对数均值差衡量的性别收入差距在 2012 - 2018 年呈现出逐年缩小的趋势，说明性别收入不平等在逐年改善。第二部分是工作时间对性别收入不平等变化的贡献程度。2012 - 2014 年，工作时间的数量效应有助于缩小性别收入差距，而价格效应则会扩大性别收入差距；2014 - 2016 年，工作时间的数量效应对性别收入差距的收敛作用在逐渐减弱，价格效应的加剧作用也在逐渐减弱；2016 - 2018 年，工作时间的数量效应开始扩大性别收入差距，而价格效应正在缩小性别收入差距。

综合三个阶段的对比，可以发现，前期性别收入不平等变化主要来源于劳动力市场上不断扩大的性别工作时间定价差距，两性之间的工作时间差距缩小可以减缓收入不平等。然而，随着时间推移，后期性别收入不平等变化主要来源于性别工作时间差距的扩大，性别工作时间定价差距缩小反而减缓了收入不平等。JMP 分解结果显示，工作时间不平等取代了工作时间定价差距，成为了阻碍性别收入不平等收敛的关键因素。

表 15 性别收入差距变迁的 JMP 分解结果

性别收入差距变迁	2012 - 2014 年		2014 - 2016 年		2016 - 2018 年	
	系数	比例	系数	比例	系数	比例
年份 1 性别收入差距 (DI = 男性 - 女性)	0.7036	—	0.6998	—	0.6613	—

续表

性别收入差距变迁	2012 - 2014 年		2014 - 2016 年		2016 - 2018 年	
	系数	比例	系数	比例	系数	比例
年份 2 性别收入差距 (D2 = 男性 - 女性)	0.6998	—	0.6613	—	0.6364	—
性别收入差距变迁 ( $\Delta D = D2 - D1$ )	-0.0038	—	-0.0386	—	-0.0249	—
工作时间贡献度						
总贡献度	-0.0057	152.51%	0.0035	-9.16%	-0.0086	34.65%
数量效应	-0.0095	251.74%	-0.0039	9.98%	0.0108	-43.36%
价格效应	0.0037	-99.23%	0.0074	-19.14%	-0.0194	78.01%

注：JMP 分解中的收入为个人上年收入的对数形式，工作时间为周工作时间  $\times 4 \times$  工作月份。

资料来源：根据 2012 年、2014 年、2016 年和 2018 年 CLDS 数据计算得到。

## 六 结论与政策启示

促进性别平等与女性全面发展是实现经济社会高质量发展的重要目标之一。党的十八大以来，中国更加重视促进女性劳动力实现更高质量、更充分的就业。促进性别收入平等是推动收入分配公平的重要手段，而劳动力市场上长期存在的性别工作时间不平等则阻碍了性别收入平等的发展进程。本文运用 CLDS 数据库，基于家庭视角探究了性别工作时间不平等的成因。

研究发现，当前中国还普遍存在“男主外、女主内”的性别分工模式，在同等条件下，女性周工作时间平均比男性低 5.4955 小时。幼童及家庭成员照顾责任会抑制女性的劳动供给，而对男性没有显著影响；同时，孩子数量对父母工作时间的收入效应差异扩大了性别工作时间差距。以上结论在经过系列稳健性检验之后依然成立。机制分析发现，家庭责任通过影响无偿家庭劳务时间、劳动参与率、岗位强度和家庭经济压力等方式扩大了性别工作时间差距。

进一步地，本文进行了多维度的异质性分析，结果显示，当孩子数量超过 2 个时，家庭责任对男女工作时间的影响不再显著，孩子的收入效应丧失。生育男孩加固了传统的性别分工模式，隔代照料可以分担女性的家庭照顾责任，促进女性劳动供给，家庭责任对性别工作时间的影响在不同教育水平的个体中存在显著差异。在进一步分析中，本文探究了性别工作时间差距的影响因素及其对性别收入不平等变迁的贡

献度。Blinder-Oaxaca 分解结果显示，一方面，家务时间影响了劳动参与率，劳动参与率差异是性别收入差距中禀赋效应的首要因素。另一方面，孩子和家庭成员数量、是否参与工作、工作强度以及工作地点距离扩大了性别工作时间差距。同时，教育、家庭支出和工作单位对男女的异质性影响缩小了性别差距，但具有经济压力与照顾责任不可兼容性的家庭支出（医疗支出）反而扩大了性别差距。另外，以系数效应衡量的歧视部分在在职群体的工作时间差距中占比超过 90%。最后，JMP 分解结果显示，性别工作时间不平等取代了工作时间定价差距，成为了阻碍性别收入不平等收敛的关键因素。

基于全文分析结果，本文认为可从人力资本和社会观念两方面进行政策优化以减小性别工作时间差距和性别收入不平等。在人力资本视角下，第一，政府应加大对劳动力市场的用工监督，努力减少职场性别歧视，推动父母同休产假政策，通过发展灵活就业市场，挖掘女性人力资本潜力，提高女性的职场投入水平；第二，完善公共育儿与养老机制，建立完备的托儿机构、养老机构，将女性从繁重的家庭照顾责任中解放出来。在社会观念视角下，政府应从社会观念着手，逐步消除束缚女性的社会文化，改变传统性别观念，建立男女共担的家庭责任理念，努力推动性别工作时间平等化与性别收入公平。

## 参考文献：

- 陈瑛、江鸿泽（2018），《子女数量对我国流动女性劳动参与的影响——基于 M 型与倒 U 型劳动参与曲线的分析》，《南方人口》第 2 期，第 47-60 页。
- 邓峰、丁小浩（2012），《人力资本、劳动力市场分割与性别收入差距》，《社会学研究》第 5 期，第 24-46 页。
- 丁赛、董晓媛、李实（2007），《经济转型下的中国城镇女性就业、收入及其对家庭收入不平等的影响》，《经济学（季刊）》第 4 期，第 1319-1338 页。
- 贾男、甘犁、张劼（2013），《工资率、“生育陷阱”与不可观测类型》，《经济研究》第 5 期，第 61-72 页。
- 李实、宋锦、刘小川（2014），《中国城镇职工性别工资差距的演变》，《管理世界》第 3 期，第 53-65 页。
- 刘成奎、齐兴辉、任飞容（2021），《中国居民收入分配中的机会不平等——理论分析

- 与经验证据》，《经济与管理研究》第 2 期，第 95 - 110 页。
- 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》，《人口研究》第 5 期，第 15 - 27 页。
- 唐文浩、李斯洋、周蕾 (2022)，《性别视角下子女抚育对城镇劳动供给的影响》，《统计与决策》第 5 期，第 60 - 64 页。
- 佟新、刘爱玉 (2015)，《城镇双职工家庭夫妻合作型家务劳动模式——基于 2010 年中国第三期妇女地位调查》，《中国社会科学》第 6 期，第 96 - 111 页。
- 王伟同、周洪成、张妍彦 (2021)，《看不见的家庭教育投资：子女升学压力与母亲收入损失》，《经济研究》第 9 期，第 73 - 89 页。
- 鄢伟波、安磊 (2021)，《中国女性劳动供给为何降低：来自流动人口的证据》，《世界经济》第 12 期，第 104 - 130 页。
- 杨菊华 (2014)，《时间利用的性别差异——1990 ~ 2010 年的变动趋势与特点分析》，《人口与经济》第 5 期，第 3 - 12 页。
- 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》，《经济研究》第 7 期，第 18 - 27 页。
- 乐章、张艺珂 (2019)，《收入还是替代：子女数量与中国女性劳动参与》，《南方人口》第 3 期，第 46 - 56 页。
- 张抗私、谷晶双 (2020)，《生育对女性就业的影响研究》，《人口与经济》第 5 期，第 19 - 29 页。
- Becker, Gary (1965). A Theory of the Allocation of Time. *The Economic Journal*, 75 (299), 493 - 517.
- Becker, Gary (1985). Human Capital, Effort, and the Sexual Division of Labor. *Journal of Labor Economics*, 3 (1), S33 - S58.
- Chen, Feinian, Guangya Liu & Christine Mair (2011). Intergenerational Ties in Context: Grandparents Caring for Grandchildren in China. *Social Forces*, 90 (2), 571 - 594.
- Choi, Eleanor & Jisoo Hwang (2015). Child Gender and Parental Inputs: No More Son Preference in Korea? *The American Economic Review*, 105 (5), 638 - 643.
- Craig, Lyn (2007). How Employed Mothers in Australia Find Time for Both Market Work and Childcare. *Journal of Family and Economic Issues*, 28, 69 - 87.
- Craig, Lyn & Michael Bittman (2005). *The Effect of Children on Adult's Time Use: An Analysis of the Incremental Time Costs of Children in Australia*. Canberra: Social Policy

Research Centre Press.

- de La Rochebrochard, Elise, Jacques De Mouzon, François Thépot, Patrick Thonneau & French National IVF Registry (FIVNAT) Association (2006). Fathers over 40 and Increased Failure to Conceive: The Lessons of in Vitro Fertilization in France. *Fertility and Sterility*, 85 (5), 1420 – 1424.
- Goldin, Claudia (2014). A Grand Gender Convergence: Its Last Chapter. *The American Economic Review*, 104 (4), 1091 – 1119.
- Gustafsson, Björn & Shi Li (2000). Economic Transformation and the Gender Earnings Gap in Urban China. *Journal of Population Economics*, 13 (2), 305 – 329.
- Hare, Denise (2016). What Accounts for the Decline in Labor Force Participation among Married Women in Urban China, 1991 – 2011? *China Economic Review*, 38, 251 – 266.
- Heckman, James (1974). Effects of Child-care Programs on Women's Work Effort. *Journal of Political Economy*, 82 (2), S136 – S163.
- Hiller, Dana (1984). Power Dependence and Division of Family Work. *Sex Roles*, 10, 1003 – 1019.
- Juhn, Chinhui, Kevin Murphy & Brooks Pierce (1991). Accounting for the Slowdown in Black-white Wage Convergence. In Marvin Kosters (ed.), *Workers and Their Wages: Changing Patterns in the United States*. Washington D. C. : AEI Press, pp. 107 – 143.
- Lundberg, Shelly (2005). Sons, Daughters, and Parental Behaviour. *Oxford Review of Economic Policy*, 21 (3), 340 – 356.
- Oaxaca, Ronald (1973). Male-female Wage Differentials in Urban Labor Markets. *International Economic Review*, 14 (3), 693 – 709.
- Reuben, Ernesto, Paola Sapienza & Luigi Zingales (2015). Taste for Competition and the Gender Gap among Young Business Professionals. *NBER Working Paper*, No. 21695.
- Smith, Lindsey, Shu Ng & Barry Popkin (2014). No Time for the Gym? Housework and Other Non-labor Market Time Use Patterns are Associated with Meeting Physical Activity Recommendations among Adults in Full-time, Sedentary Jobs. *Social Science & Medicine*, 120, 126 – 134.

## Family Responsibility, Work Time, and Gender Income Inequality

Liu Chengkui<sup>1,2</sup>, Lin Xiaodan<sup>1</sup> & Wang Hao<sup>1</sup>

(Economics and Management School, Wuhan University<sup>1</sup>;

Center of Finance Research, Wuhan University<sup>2</sup>)

**Abstract:** From a family perspective, this paper investigates causes behind gender disparity in work hours and explores its contribution to income inequality. The results show that family responsibility reduces women's labor supply and widens gender gap in work hours. Family responsibility expands gender differences in unpaid family labor hours, labor force participation, and work intensity to widen gender gap in work hours. Further, Oaxaca decomposition results show that unpaid family labor affects the labor participation rate, and the difference in labor force participation is the primary factor of endowment effect in gender income gap. Gender discrimination, measured by coefficient effect, explains over 90 percent of the gender gap in work hours among the employed. Meanwhile, JMP decomposition results show that gender gap in work hours have replaced gender gap in work pricing as the main factor behind gender income inequality. Therefore, it is believed that reducing work hour inequality due to family responsibility is an important way to reduce gender income inequality.

**Keywords:** family responsibility, labor participation, gender income inequality, Oaxaca decomposition, JMP decomposition

**JEL Classification:** J12, J18, J31

(责任编辑: 封永刚)