

## 家庭劳动、工资率与部门差异

莫玮俏 叶兵\*

**内容提要** 本文分所有制部门考察了家庭劳动对工资率的影响，得到的结论是，在非国有部门存在家庭劳动对工资率的惩罚效应，而在国有部门不存在。在非国有部门，家务劳动时间每增加1小时/周，工资率将下降1.6%；照料儿童时间每增加1小时/周，工资率将下降1.9%，家务劳动主要通过努力机制影响工资，而照料儿童主要通过职业特征影响工资。本文采用工具变量法有效地解决了工资方程中家庭劳动变量的潜在内生性。

**关键词** 家庭劳动 工资率 部门差异

### 一 引言

家庭是社会的重要组成部分。家庭分工将影响并决定社会经济的发展。家庭分工的经济影响一直是社会经济学研究的一个重要部分。在劳动经济学和家庭经济学领域，家庭劳动是否降低工资率是一个重要的研究话题。近年来，越来越多文献就这一问题针对不同国家、地区和人群展开了经验研究。这些研究主要集中在两大方面。一是某个地区的市场工资是否受家庭劳动影响；如果是，其影响机制是什么（Hersch，1985；Hersch & Stratton，1997；Bryan & Sevilla-Sanz，2011）。二是家庭劳动是否是造成性别工资差异的一个主要因素。在这些文献当中，来自中国的经验研究相对较少。Qi & Dong（2013）利用2008年国家统计局时间利用调查数据研究得出，家庭劳动及其带来的市场工作中断对女性和男性收入都产生了负向影响，且男性和女性的家庭劳动时间差距在一定程度上解释了男女的收入差距。卿石松和田艳

\* 莫玮俏，浙江财经大学公共管理学院，电子邮箱：wqmo214@163.com；叶兵，浙江大学经济学院，电子邮箱：colinyebing@zju.edu.cn。

芳(2015)利用1997-2011年中国健康与营养追踪调查数据分析得出,仅购买食品和做饭这两项日常“典型的女性”家务对男性工资有显著负作用,而各项家务劳动和儿童照料对职业女性的工资没有显著影响。这两篇文献得出的结论相去甚远,它们都有一个不足的地方,就是都没有很好地解决方程内生性问题。Qi & Dong(2013)仅使用了普通最小二乘估计法,卿石松和田艳芳(2015)采用了固定效应回归,两篇文章都尝试利用有关子女数量的变量作为工具变量来检验原方程中关键解释变量是否外生,其结果均是不能拒绝外生的原假设。事实上,子女数量能否作为工具变量值得怀疑,McLennan(2000)就认为实际子女数量与工资率是联合决定的,故不能作为有效的工具变量。另外,在Qi & Dong(2013)的模型中,被解释变量是月收入,而非工资率;卿石松和田艳芳(2015)则没有在工资回归方程中对市场工作时间加以控制。总之,这些文献结论的准确性有待进一步检验,对此我们还需要提供更多的经验研究以加深对这一问题的认识。

此外,现有文献大都关注工资决定模式的性别差异,缺乏从所有制结构角度进行比较。在中国的劳动力市场中,随着市场化改革的不断推进,市场机制在工资决定中发挥了越来越重要的作用(Zhang et al., 2005),然而中国的劳动力市场在所有制结构上存在市场分割。有研究认为,不同所有制部门的工资差距有一部分来自纯所有制差别(陈弋等,2005),一些非市场化因素如制度上的缺失、错位或偏向使得某些部门或行业的工资偏离市场化水平,导致部门间工资决定机制产生差异,并造成劳动者工资支付上的差异(张车伟、薛欣欣,2008)。Meng(2000)认为,非国有部门的工资决定机制更加以市场为导向,而国有部门往往根据非市场因素来确定。鉴于不同所有制部门具有不同的工资决定机制,有必要分所有制部门讨论家庭劳动对工资收益的影响。

本文在现有研究的基础上,主要进行以下两方面工作:一是采用中国健康与营养调查(CHNS)数据,通过寻找合适的工具变量来尝试减弱工资方程内生性问题造成的估计偏误,以重新检验家庭劳动对工资率的影响;二是基于中国劳动力市场的基本特征,分不同所有制部门进行考察,以观察不同部门的工资决定机制是否一致。

## 二 文献回顾

理论上,家庭劳动主要通过两种渠道降低工资收益,分别是补偿渠道和努力渠道。从劳动力市场结构和职业特征角度考虑,具有高家庭劳动负荷的个人会选择较轻松的工作环境或者更加机动灵活的工作时间,这些职业特征给企业造成一定成本,企业会

通过降低被雇佣者的工资率作为补偿 (Hersch, 1991, 2009)。检验该机制的通常做法是, 在方程中添加行业、职业以及工作相关的变量后进行回归, 观察家庭劳动项系数变化情况, 如果家庭劳动时间的回归系数前后发生显著变化, 就说明家庭劳动通过补偿机制对工资产生作用。Bonke et al. (2004) 分析了家庭劳动的时间选择和灵活性对收入的影响, 发现家庭劳动时间对市场劳动时间的妨碍或为了平衡工作和家庭而经受的的压力和疲劳, 会降低劳动生产率。Becker (1985) 认为同劳动时间一样, 个体也具有固定数量的努力程度, 在不同活动之间进行分配。当家庭劳动时间增加, 消耗的努力程度越多, 用于市场劳动的努力程度就越少, 从而导致较低的生产率和工资率。鉴于数据有限和模型复杂等原因, 直接检验努力机制的文献相对较少。一些研究在回归方程中控制住一系列工作特征有关的变量后 (即控制住补偿机制), 发现家庭劳动的回归系数依然显著为负, 从而得到家庭劳动对工资的影响通过努力机制产生的结论 (Hersch, 1991; Hersch & Stratton, 1997)。Stratton (2001) 基于 ESLS (Eugene-Springfield Labor Survey) 数据集同时检验了努力机制和补偿机制, 在回归方程中依次加入受访者努力程度 (依据受访者自我主观评价进行测量) 和工作灵活性变量后, 家庭劳动时间的系数估计值几乎没有发生变化, 从而认为家庭劳动时间对工资的影响不存在努力机制和补偿机制。对此, Maani & Cruickshank (2010) 认为受访者对自身努力的主观评价可能与某些不可观测的个人特征相关, 这会导致方程产生内生性问题, 使得努力程度对工资的正向影响变得不显著。另外, 受访者对努力的主观评价可能造成努力程度的测量误差, 导致系数值被低估。

在分析家庭劳动对工资率的影响时, 内生性问题不可避免, 其产生和解决方法可参见 Maani & Cruickshank (2010) 的文献综述。造成家庭劳动内生性的原因至少有两点。首先, 家庭生产和工资率是联合决定的 (Becker, 1985; Gronau, 1988), 工资率对家庭劳动具有反向效应。其次, 存在某些不可观测的个体特征同时影响工资率和家庭劳动, 回归方程遗漏这些变量会造成有偏估计。为减小内生性偏误, 通常可采用固定效应 (FE) 模型和工具变量 (IVs) 的方法进行修正。Hersch & Stratton (1997) 和 Bryan & Sevilla-Sanz (2011) 采用固定效应回归估计得到的家庭劳动时间系数绝对值小于普通最小二乘法 (OLS)。Hersch & Stratton (1997) 利用非市场劳动收入、配偶特征及收入、子女数量和年龄、居住地类型等作为家庭劳动的工具变量, Bryan & Sevilla-Sanz (2011) 利用配偶的市场参与率、工作时间、职业、工资和家庭时间作为工具变量, 估计得到的家庭劳动系数绝对值均大于 OLS 的系数绝对值。此外, Keith & Malone (2005) 利用种族、父母的教育水平和配偶的教育水平作为工具变量。McLennan (2000) 使用的工

具变量是家庭非市场劳动收入、配偶教育程度以及理想子女数量是否超过两个的二分类变量，他还指出，实际子女数量与工资率是联合决定的，不满足工具变量的有效性要求，应当使用理想子女数量。

### 三 研究方法

根据现有的理论，家庭劳动主要通过补偿机制或努力机制影响工资率，其系数符号一般为负。我们将计量方程设置如下，分不同所有制部门检验家庭劳动对工资率的影响：

$$Lnwage_{it,s} = \alpha_1 + \alpha_2 H_{it,s} + \alpha_3 M_{it,s} + \alpha_4 X_{it,s} + \varepsilon_{it,s} \quad (1)$$

$$\varepsilon_{it,s} = \mu_{it,s} + v_{it,s} \quad (2)$$

在方程（1）中，被解释变量  $Lnwage_{it}$  表示受访者  $i$  在  $t$  年的工资率对数值，关键解释变量  $H_{it}$  表示家庭劳动时间（文中以家务劳动时间和儿童照料时间分开测量）， $M_{it}$  表示市场工作时间， $X_{it}$  表示一系列控制变量组合， $\varepsilon_{it}$  是复合扰动项。在方程（2）中， $\varepsilon_{it}$  由截距项  $\mu_{it}$  和真实扰动项  $v_{it}$  两部分组成。下标  $s$  是表示不同所有制部门的二分类变量， $s=0$  代表非国有部门， $s=1$  代表国有部门。工资方程中，市场工作时间是影响家庭劳动时间的另一个内生性变量，工作时间与家庭时间存在替代关系，工作时间越长，则可用的家庭时间越短<sup>①</sup>。方程中若遗漏了工作时间变量，则家庭时间支出对工资率的影响可能来自市场工作时间减少，而非家庭时间的直接作用。

在方程（1）中，若  $H_{it}$  与扰动项  $\varepsilon_{it}$  不相关（即与  $\mu_{it}$ 、 $v_{it}$  均不相关），利用 OLS 回归得到的系数估计值  $\alpha_2$  就是家庭时间对工资率对数影响的平均效应。事实上，由于遗漏变量的存在， $H_{it}$  可能与  $\mu_{it}$  相关，假设  $\mu_{it}$  不随时间变化，方程（1）可以写成固定效应模型（同一个体在不同时期的截距是相同的，但不同个体之间的截距是不同的）：

$$Lnwage_{it,s} = \alpha_1 + \alpha_2 H_{it,s} + \alpha_3 M_{it,s} + \alpha_4 X_{it,s} + \mu_{i,s} + v_{it,s} \quad (3)$$

令方程（3）两边对时间取平均可得：

$$\overline{Lnwage}_{i,s} = \alpha_1 + \alpha_2 \overline{H}_{i,s} + \alpha_3 \overline{M}_{i,s} + \alpha_4 \overline{X}_{i,s} + \mu_{i,s} + \overline{v}_{i,s} \quad (4)$$

方程（3）减去方程（4）得到离差方程：

① 市场工作时间对工资率的影响则表现在两个方面：一是工作小时数的边际回报率可能发生改变，例如随着工作时间增加，边际回报率下降；二是与企业雇佣规模相关的固定成本，McLennan（2000）认为若职工的培训或其他成本与员工数量显著相关，则企业更愿意选择雇佣较少的员工和制定较长的工作时间，而非较多的员工和较短的工作时间，增加工作时间为企业节省固定成本从而影响工资率。

$$Lnwage_{i,s} - \overline{Lnwage}_{i,s} = \beta_1(H_{i,s} - \overline{H}_{i,s}) + \beta_2(M_{i,s} - \overline{M}_{i,s}) + \beta_3(X_{i,s} - \overline{X}_{i,s}) + v_{i,s} - \overline{v}_{i,s} \quad (5)$$

离差方程消除了原方程中的个体固定效应，对方程（5）使用 OLS 回归就可以得到固定效应估计量，由于  $\mu_{it}$  不再出现在方程中，只要扰动项离差  $v_{i,s} - \overline{v}_{i,s}$  与所有解释变量离差不相关，则  $\hat{\beta}_{1,FE}$ 、 $\hat{\beta}_{2,FE}$  和  $\hat{\beta}_{3,FE}$  都是一致的。

固定效应回归可以解决不随时间变化的个体异质性问题，但是更多的时候， $\mu_{it}$  是随时间变化的，那样固定效应模型就失效了，此时可以选择家庭时间和市场时间的工具变量来阻断遗漏变量的影响。可以采用两阶段最小二乘（2SLS）回归来估计工资方程，第一阶段的回归方程是：

$$H_{i,s} = \lambda_1 + \lambda_2 X_{i,s} + \lambda_3 Y_{i,s} + \eta_{i,s} \quad (6)$$

$$M_{i,s} = \theta_1 + \theta_2 X_{i,s} + \theta_3 Y_{i,s} + \omega_{i,s} \quad (7)$$

$H_{i,s}$ 、 $M_{i,s}$  和  $X_{i,s}$  如前文定义， $Y_{i,s}$  是一系列与家庭时间和工作时间相关、但与方程（1）扰动项  $\varepsilon_{i,s}$  不相关（即与  $\mu_{i,t}$ 、 $v_{i,t}$  均不相关）的工具变量组合，这里同时假定  $\eta_{i,s}$  与  $\varepsilon_{i,s}$  不相关， $\omega_{i,s}$  也与  $\varepsilon_{i,s}$  不相关。第二阶段回归方程是：

$$Lnwage_{i,s} = \alpha_1 + \alpha_2 \hat{H}_{i,s} + \alpha_3 \hat{M}_{i,s} + \alpha_4 X_{i,s} + \alpha_5 Z_{i,s} + \varepsilon_{i,s} \quad (8)$$

$\hat{H}_{i,s}$ 、 $\hat{M}_{i,s}$  是第一阶段回归方程中家庭时间和工作时间的预测值。由于  $X_{i,s}$ 、 $\eta_{i,s}$ 、 $\omega_{i,s}$ 、 $Y_{i,s}$  均与  $\varepsilon_{i,s}$  不相关，故  $\hat{H}_{i,s}$ 、 $\hat{M}_{i,s}$  与  $\varepsilon_{i,s}$  也是不相关的。对方程（8）进行最小二乘回归，得到的估计量  $\hat{\alpha}_{2,2SLS}$ 、 $\hat{\alpha}_{3,2SLS}$  都是一致的。

本文选择的工具变量是：个人非市场劳动收入对数；配偶的市场工作时间；受访者所在社区内，除受访者以外同性别群体的平均家务劳动时间（当关键解释变量为家务劳动时间时）或除受访者以外同性别群体的平均儿童照料时间（当关键解释变量为6岁以下儿童照料时间时）。有效的工具变量必须同时满足相关性和外生性两个必要条件，即工具变量与内生解释变量相关且与扰动项不相关，前面两个工具变量已经在现有的研究中使用过（Hersch & Stratton, 1997; Bryan & Sevilla-Sanz, 2011）。根据劳动经济学理论，非劳动收入是个人总时间在市场、家庭生产和闲暇之间分配的一个决定因素，因此可以作为工作时间和家庭时间的工具变量。在标准模型中，观测对象的行为目标是在给定家庭成员最优策略下最大化自己的效用，配偶工作时间作为一个外生因素，会影响观测对象的家庭时间分配，因而可以成为一个有效的工具变量。如果将模型进行拓展，个体的行为模式还可能受到社区群体的行为、习惯和文化影响，例如，在一个以家庭生产为主的社群中，个人在家庭时间上的分配往往较多。社群行为可能影响个人的决策（相关性），但不会影响个人的能力、偏好、健康等因素（外生性），

因此本文以受访者所在社区内，除受访者以外同性别群体的平均家庭时间作为工具变量具有一定合理性。但是需要注意的是，该工具变量可能通过两条途径影响个人工资率，一是受访者家庭和市场劳动时间的分配；二是社区平均工资水平。为了避免第二条途径的干扰，应当在第二阶段回归中加入社区内除受访者以外同性别群体的工资对数平均值。因为如果不控制变量，则工具变量对工资率的影响可能不是通过家庭时间分配产生，而是由社群其他特征引起的平均工资水平的变化。

在文章第五部分，我们对上述工具变量进行了统计上的相关性和外生性检验。第一阶段回归结果中报告的 partial R-square 和 F 统计量测量了利用工具变量估计家庭时间和工作时间的有效性，F 统计量的值越大，表明工具变量与解释变量的相关性越强，过度识别检验用于测量工具变量在工资方程中是否外生。另外如果方程扰动项  $\varepsilon_{it}$  存在自相关或异方差，使用广义矩（GMM）估计比两阶段最小二乘（2SLS）估计更加有效。此外，我们将工具变量估计与面板数据分析方法相结合，参照 Baltagi（2006）的方法来判断使用固定效应 2SLS 还是随机效应 2SLS。假设方程（8）可以写成：

$$Lnwage_{it} = \alpha_1 + \alpha_2 \hat{H}_{it} + \alpha_3 \hat{M}_{it} + \alpha_4 X_{it} + \alpha_5 Z_{it} + \mu_{it} + v_{it} \quad (9)$$

若方程（9）中  $\mu_{it}$  与所有解释变量不相关，可采用随机效应 2SLS 进行回归，得到的估计值是无偏一致的。如果  $\mu_{it}$  与某个解释变量相关，则采用固定效应 2SLS 进行回归，利用工具变量进行估计的离差方程如下：

$$\begin{aligned} Lnwage_{it} - \overline{Lnwage}_{it} = & \beta_1 (\hat{H}_{it} - \overline{\hat{H}}_{it}) + \beta_2 (\hat{M}_{it} - \overline{\hat{M}}_{it}) \\ & + \beta_3 (X_{it} - \overline{X}_{it}) + \beta_4 (Z_{it} - \overline{Z}_{it}) + v_{it} - \overline{v}_{it} \end{aligned} \quad (10)$$

对于使用固定效应 2SLS 还是随机效应 2SLS，可以进行豪斯曼检验。传统的豪斯曼检验假定， $\mu_{it}$  与所有解释变量不相关，若检验结果拒绝原假设，表明回归方程中还存在某个解释变量与  $\mu_{it}$  相关；若接受原假设，表明使用工具变量后，方程的内生性或异质性都已消除，使用随机效应 2SLS 回归得到的估计值是一致且有效的。

## 四 数据来源和样本

### （一）数据来源

本文数据来源于中国健康与营养调查（CHNS），CHNS 是由北卡罗来纳大学人口研究中心、美国国家营养与食物安全研究所和中国疾病预防控制中心合作开展的调查项目，始于 1989 年，每 2~4 年调查一次。调查利用多重随机整群抽样，以城镇及农村

常住人口为调查对象，范围涵盖了不同地理和经济特征的多个省份（有些年份的调查省份发生变化），收集了丰富的个人和家庭信息，如就业单位、工资收入、家庭时间配置等，这有助于我们分不同部门研究家庭劳动对工资的影响。

## （二）家庭时间支出

本文的关键变量是工资率和家庭劳动时间，以调查中受访者每小时工资的对数作为被解释变量，以家务劳动时间或儿童照料时间作为关键解释变量<sup>①</sup>。

根据研究需要，我们对数据做了如下筛选：第一，选取16~60周岁的劳动力作为研究样本；第二，由于1997年前后有关家务活动的统计口径发生变化，为了保持家务劳动变量的一致性，采用1997年、2000年、2004年、2006年、2009年和2011年共6个年份的非平衡面板数据进行分析<sup>②</sup>；第三，因涉及收入变量，研究对象限定为被雇佣者的就业群体，剔除退休返聘人员、有雇工的个体经营者、无雇工的个体经营者、家庭企业帮工人员、临时工等收入决定较复杂的群体，也删除了农民、渔民和猎人群体；第四，由于运动员、演员、演奏员以及不便分类的其他职业人员的工资决定机制与一般职业群体差异较大，将这部分样本删除。

剩下样本中，就业群体的职业分为高级专业技术人员、一般专业技术人员、管理者、办公室一般工作人员、技术工人或熟练工人、非技术工人或熟练工人、军官与警官、士兵与警察、司机、服务行业人员。就业群体的单位属性分为政府机关、国有事业单位和研究所、国有企业、乡镇所属集体企业、县市省所属集体企业、私营或个体企业、三资企业（属于外商、华侨和合资）7种。表1显示了不同单位属性的职工各年份家务劳动和儿童照料的时间支出和参与率。家务劳动参与率先上升后下降、再上升的趋势，儿童照料参与率大致呈先下降后上升的趋势。

① 家务劳动分为购买食品、为家人做饭、洗熨衣服和打扫房间四项，将各项家务的每周劳动时间相加得到个人每周平均家务劳动总时间（如果哪项家务没有做过，该项家务劳动时间记为0）。儿童照料时间根据“上周你是否照顾过自己家6岁及以下儿童”以及“上周给孩子喂奶、洗澡、穿衣服、看护等共花费多少时间”的回答情况记录（没有6岁以下儿童或没有照料过6岁以下儿童的，时间记为0）。需要注意的是，如果照料儿童的同时还做别的家务活动，如做饭或洗衣，这些时间也要计算在照料儿童的时间内，因此家务劳动时间支出和照料6岁以下儿童时间支出可能存在重复计算问题，为了避免测量和估计误差，将家务劳动时间和儿童照料时间分开作为关键解释变量进行处理，这与卿石松和田艳芳（2015）的处理方法一致。

② 1997年以前，对家务活动的分类包括为家庭购买食品、为家人做饭和洗熨衣服，1997年开始增加了打扫房间的信息。

表1 参与家务劳动和照料儿童的比例

单位: %

		1997年	2000年	2004年	2006年	2009年	2011年
家务劳动参与率	政府机关	73.9	70.4	98.0	92.1	65.7	69.4
	国有事业单位和研究所	62.1	67.0	98.9	97.3	77.9	78.2
	国有企业	64.4	65.1	94.1	95.4	62.0	67.8
	乡镇所属集体企业	59.7	60.1	96.8	96.8	55.9	69.5
	县省市所属集体企业	56.0	51.9	100.0	98.4	63.3	70.4
	私营或个体企业	78.3	60.0	95.8	92.1	62.9	65.7
	三资企业	—	—	93.2	91.4	75.4	69.3
	所有单位	68.2	65.8	96.8	95.1	67.6	70.4
儿童照料参与率	政府机关	72.4	67.0	14.2	16.7	6.7	11.8
	国有事业单位和研究所	42.3	52.6	8.9	11.6	10.0	14.6
	国有企业	73.2	54.1	18.2	17.9	9.3	13.8
	乡镇所属集体企业	44.6	54.3	14.9	12.8	7.5	17.1
	县省市所属集体企业	39.5	38.6	11.3	8.1	15.6	8.8
	私营或个体企业	60.0	75.0	22.6	19.9	13.7	21.2
	三资企业	—	—	26.7	25.7	20.0	22.2
	所有单位	61.9	58.1	15.7	15.6	11.4	16.6

资料来源: 根据1997年、2000年、2004年、2006年、2009年和2011年中国健康与营养调查(CHNS)数据计算得到。

表2显示了不同单位属性的职工各年份的平均家务劳动时间、儿童照料时间和市场工作时间。尽管2004-2006年的家务劳动参与比例最大,但平均家务劳动时间并未达到最大。卿石松和田艳芳(2015)认为,2000年以后家务劳动参与增加一方面是由于社会和人口结构变化,家庭小型化、核心化使得年轻的劳动人口需要更多地参与到家务劳动中来;另一方面,自2001年开始实施住房市场化改革以来,全国人均住房使用面积的不断加意味着洗衣做饭和打扫房间等维持家庭成员需要的服务性劳动大量增加。但洗衣机、吸尘器等家电产品的应用提高了家务劳动效率,以及家庭服务外购的增加会使得平均家务劳动时间减少。儿童照料时间呈先下降后上升趋势,与儿童照料参与比例趋势一致。市场工作时间基本都在每周40个小时以上,即每天工作超过了8小时。从部门比较来看,国有部门(包括政府机关、国有事业单位和研究所、国有企业)职工的平均工作时间较短,家庭时间支出较多;非国有部门(包括乡镇所属集体企业、县省市所属集体企业、私营或个体企业和三资企业)职工的平均工作时间较长,家庭时间支出较少。



家庭时间支出对工资的影响因工资决定机制不同而产生差异，因此有必要分部门类型进行讨论。本文将部门简单划分为国有部门和非国有部门<sup>①</sup>。图1、图2分别展示了不同部门职工家务劳动时间、儿童照料时间与工资率对数之间的关系，横坐标表示时

表2 家务劳动时间、儿童照料时间和市场工作时间

单位：小时/周

		1997年	2000年	2004年	2006年	2009年	2011年	所有年份
家务劳动时间	政府机关	11.2	13.6	7.9	6.3	8.0	9.4	11.6
	国有事业单位和研究所	9.1	12.7	8.6	7.2	11.2	11.5	10.2
	国有企业	8.3	11.7	9.0	7.2	6.6	8.9	8.7
	乡镇所属集体企业	4.4	7.6	7.3	7.3	7.0	10.8	7.5
	县省市所属集体企业	11.7	8.6	8.4	7.5	9.4	9.4	9.4
	私营或个体企业	14.2	15.3	6.9	6.6	7.1	7.8	7.5
	三资企业	—	—	6.3	5.6	8.8	7.7	7.5
	所有单位	10.0	11.8	8.0	6.9	8.5	9.4	—
儿童照料时间	政府机关	4.6	4.9	3.1	3.0	0.8	1.6	3.0
	国有事业单位和研究所	1.1	1.6	1.3	1.9	1.8	2.7	2.0
	国有企业	2.9	2.0	3.1	2.4	1.3	2.2	2.2
	乡镇所属集体企业	1.3	2.1	2.3	0.9	1.1	2.4	1.8
	县省市所属集体企业	1.4	1.4	0.9	2.0	1.6	0.7	1.2
	私营或个体企业	4.6	2.3	3.3	3.8	2.4	3.4	3.2
	三资企业	—	—	5.3	5.0	3.9	4.0	4.2
	所有单位	3.2	3.2	2.5	2.6	1.9	2.7	—
市场工作时间	政府机关	40.6	39.9	40.0	39.7	40.4	41.4	40.3
	国有事业单位和研究所	45.3	45.5	40.0	39.6	39.6	40.0	41.1
	国有企业	42.9	45.1	42.5	43.0	42.6	42.4	43.0
	乡镇所属集体企业	44.0	41.5	48.5	47.6	43.8	43.3	44.0
	县省市所属集体企业	50.6	49.3	44.2	42.5	49.5	45.7	47.9
	私营或个体企业	43.1	41.8	46.5	47.5	47.3	46.7	46.8
	三资企业	—	—	45.3	46.0	46.1	43.9	44.9
	所有单位	42.8	42.3	43.2	43.3	43.6	43.3	—

资料来源：根据1997年、2000年、2004年、2006年、2009年和2011年中国健康与营养调查（CHNS）数据计算得到。

① 国有部门包括政府机关、国有事业单位和研究所、国有企业。非国有部门包括乡镇所属集体企业、县省市所属集体企业、私营或个体企业、三资企业。虽然集体企业属于公有制经济范畴，但与国有企业相比，集体企业属于独立自主、自负盈亏的经济实体，在经营管理方面有完全自主选择权，其收入不由国家分配，而是由集体企业自己分配用来增加集体企业成员的福利和满足他们的需要。可见集体企业的市场化程度高于国有企业，这意味着企业内部可能存在较强的工资激励机制，职工努力程度与工资收入挂钩的可能性较大，从实际层面讲，集体企业与国有企业存在本质区别，可做一定的比较。

间支出，纵坐标表示平均工资率对数值。可以看出，家务劳动时间或儿童照料时间大都集中在每周50小时以内，相对而言，国有部门职工家务劳动时间超过每周50小时的比例较大，非国有部门职工家务劳动时间超过每周50小时的比例较小。图1显示，随着家务劳动时间增加，非国有部门职工工资率对数值呈略微下降趋势，国有部门职工工资率对数值则呈略微上升趋势。图2显示，随着儿童照料时间增加，非国有部门和国有部门职工工资率对数值均呈上升趋势。

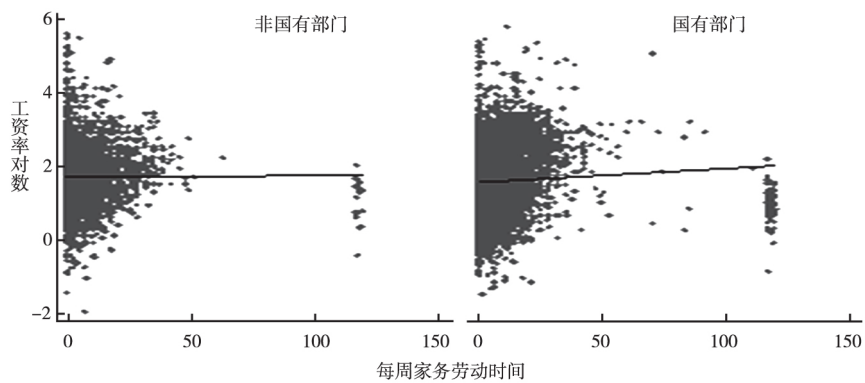


图1 家务劳动时间与工资率对数散点拟合图

资料来源：根据1997年、2000年、2004年、2006年、2009年和2011年中国健康与营养调查（CHNS）数据计算得到。

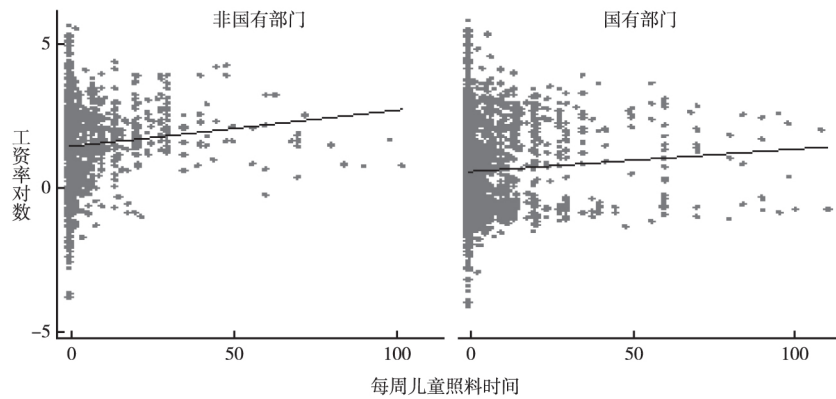


图2 儿童照料时间与工资率对数散点拟合图

资料来源：根据1997年、2000年、2004年、2006年、2009年和2011年中国健康与营养调查（CHNS）数据计算得到。

### (三) 其他变量与样本特征

本文的控制变量包括市场工作时间、性别、教育程度、工龄、工龄平方、户籍类型、居住地类型、两次调查期间是否换过工作、婚姻状况等。表3显示了不同样本中，控制变量和工具变量的主要统计值。相比国有部门，非国有部门职工平均市场工作时间更长，市场回报率更高，其家务劳动时间更短，但儿童照料时间更长。户主配偶的平均市场工作时间少于户主，这主要是因为受访户主中60%为男性户主，而男性的市场劳动时间往往多于女性。相比国有部门，非国有部门职工配偶的平均市场工作时间较短，说明夫妻之间的市场工作时间存在替代关系。从其他变量的统计情况看，国有

表3 变量统计值

变量	总样本		非国有部门		国有部门	
	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差
工资率对数	1.62	0.89	1.66	0.85	1.60	0.92
家务劳动时间(小时/周)	9.59	19.65	7.87	14.83	10.53	21.79
儿童照料时间(小时/周)	2.09	8.75	2.52	9.60	1.90	8.32
市场工作时间(小时/周)	45.10	12.00	45.90	17.09	44.82	9.59
教育程度(年)	9.68	3.62	8.76	3.54	10.03	3.59
工龄(年)	19.88	10.92	19.91	11.33	19.86	10.76
工龄平方	514.37	466.67	524.88	482.80	510.38	460.35
性别	1.40	0.49	1.39	0.49	1.41	0.49
户籍	1.30	0.46	1.58	0.49	1.16	0.36
居住地	1.51	0.50	1.66	0.48	1.46	0.50
是否换过工作	0.11	0.32	0.17	0.37	0.08	0.27
婚姻状态	0.83	0.38	0.81	0.40	0.84	0.36
社区内除受访者外同性别群体的平均家务劳动时间(小时/周)	9.01	8.81	9.35	8.91	8.38	8.61
社区内除受访者外同性别群体的平均儿童照料时间(小时/周)	2.18	3.15	1.81	2.81	2.64	3.49
受访者配偶的市场工作时间(小时/周)	42.67	13.68	41.92	11.09	44.16	17.60
受访者去年的非市场劳动收入对数值	0.76	2.24	0.67	2.10	0.87	2.39

注：工龄利用“潜在”工作年数测算：若受教育年数大于10年，潜在工龄=年龄-受教育年数-6；若受教育年数小于10年（包括没有接受过教育），潜在工龄=年龄-16。性别、户籍类型、居住地类型、婚姻状况和两次调查期间是否换过工作均为二分类变量，性别=1表示男性，性别=2表示女性；户籍=1表示非农户口，户籍=2表示农业户口；居住地=1表示居住在城市，居住地=2表示居住在农村或县城；婚姻状态=1表示在婚，婚姻状态=0表示非在婚（包括未婚、离婚、丧偶和分居）；是否换过工作=1表示两次调查期间有转换工作，是否换过工作=0表示两次调查期间没有转换工作。

资料来源：根据1997年、2000年、2004年、2006年、2009年和2011年中国健康与营养调查（CHNS）数据计算得到。

部门职工的平均受教育程度高于非国有部门,而两次调查期间转换工作的概率较低,说明国有部门对学历的要求和工作稳定程度都高于非国有部门。相比国有部门,非国有部门职工的平均非劳动性收入较少,所在社区内除受访者以外的其他同性别观测对象的平均家务劳动时间更长、平均儿童照料时间更短。

## 五 回归结果

下面将家务劳动时间和儿童照料时间分开作为解释变量,分别考察非国有部门样本和国有部门样本中,家庭时间的支出如何影响工资率。作为分析起点,先基于混合截面数据,采用普通最小二乘回归法(OLS),再基于非平衡面板数据作固定效应(FE)分析。考虑到家庭劳动的潜在内生性,利用工具变量法进行修正,最后将工具变量法和面板数据相结合,采用固定效应2SLS和随机效应2SLS的方法作进一步回归检验。

### (一) 家务劳动时间与工资率回归结果

表4显示了非国有部门样本中,家务劳动时间对工资影响的回归结果。OLS回归结果显示,家务劳动时间和市场劳动时间项系数均显著为负,而双向固定效应(Two-way FE)回归结果显示两项系数都不显著。固定效应回归虽然消除了不随时间变化的个体异质性,但无法解决那些同时影响工资和时间配置、且随时间变化的遗漏变量导致的内生性问题。

进一步采用工具变量法进行估计<sup>①</sup>,表4第3~6列分别显示了两阶段最小二乘(2SLS)、广义矩估计(GMM)、固定效应两阶段最小二乘(FE-2SLS)和随机效应两阶段最小二乘(EC-2SLS)法的估计结果。2SLS回归结果显示,家务劳动时间项系数为-0.017,在10%水平上显著,意味着非国有部门职工的家务劳动时间每增加1小时/周,工资率会下降1.7%。市场工作时间项系数为-0.033,在1%水平上显著,意味着非国有部门职工的工作时间每增加1小时/周,工资率会下降3.3%,即工作时间的边

<sup>①</sup> 家务劳动时间和市场劳动时间所选用的工具变量包括“所在社区除受访者以外、与受访者同性别群体的平均家务劳动时间”,“受访者非市场劳动收入”和“配偶的市场劳动时间”。如前文所述,第一个工具变量可能通过两条途径影响个人工资所得,一是受访者家庭和市场劳动时间的分配;二是该社区除受访者以外同性别群体的平均工资水平。为了避免第二条途径的干扰,在第二阶段回归中加入了“受访者所在社区内、除受访者以外的同性别群体的平均工资对数”。

际回报率递减<sup>①</sup>。相比 OLS 的回归结果，2SLS 估计出来的家务劳动时间和市场工作时间系数值都较小，表明 OLS 存在系数高估的可能。尽管 OLS 与 2SLS 的估计结果存在较大差异，但我们仍不知道这种差异在统计上是否显著。若这种差异不显著，说明方程不存在内生解释变量，使用 OLS 比 2SLS 更加有效，若显著，则方程存在内生性，应采用工具变量法估计。利用 Hausman 和 Durbin-Wu-Hausman 的方法进行检验，结果分别在 1% 和 5% 显著性水平上拒绝“所有解释变量均外生”的假设，即认为家务劳动时间和市场劳动时间是内生变量，故应接受工具变量法的估计值。另外，假设扰动项存在异方差或自相关，利用 GMM 方法估计得到家务劳动时间项系数是 -0.016，且在 10% 水平上显著，工作时间项系数为 -0.033，在 1% 水平上显著。下面继续将工具变量估计与面板数据分析方法相结合，分别采用 FE-2SLS 和 EC-2SLS 进行回归。处理面板数据时，使用固定效应还是随机效应是一个基本问题，为此要进行 Hausman 检验。基于固定效应两阶段最小二乘和随机效应两阶段最小二乘回归差异比较的豪斯曼检验结果显示 chi2 值为 3.92，p 值为 0.95，表明接受原假设（即在使用工具变量估计之后，不可观测的个体异质性与所有解释变量不相关），故应当使用随机效应两阶段最小二乘法。EC-2SLS 回归得到的家务劳动时间和市场工作时间项系数与 2SLS、GMM 的估计结果相近，这表明非国有部门职工家务劳动时间对工资具有负向效应的结论比较稳健。

至此我们得到，非国有部门职工的家务劳动时间会对工资产生显著负向影响。相比 OLS 和 FE 的系数估计值，工具变量估计量的绝对值增大，这与 Hersch & Stratton (1997)、Bryan & Sevilla-Sanz (2011) 得到的结果相一致。根据现有的理论，家庭时间支出对工资的影响可能来自两种途径。一种是与职业特征相关的补偿机制，另一种是努力机制。为了检验是否存在补偿机制，在工资方程中加入职业虚拟变量和单位属性虚拟变量后进行 2SLS 和 GMM 回归，分别得到家务劳动时间项系数为 -0.016 和 -0.015，与第 3、4 列相比没有发生显著变化，说明家务劳动时间并没有通过职业特征

① 在使用工具变量法时，必须对所有工具变量的相关性和外生性进行统计检验。如果工具变量不有效，则可能导致估计不一致或估计量的方差过大。表 4 第 3 列工具变量相关性检验结果显示，家务劳动时间方程的 partial R-sq 为 0.046，F 统计值为 16.2（在 1% 水平上显著）。市场劳动时间方程的 partial R-square 为 0.04，F 统计值为 13.9（在 1% 水平上显著）。最小特征值统计量为 12.6，大于“名义显著性水平”为 5% 的沃尔德检验下的“真实显著性水平”不超过 15% 的临界值 8.18，故可以拒绝弱工具变量的原假设，认为工具变量与内生解释变量具有较强的相关性。对工具变量进行过度识别检验，结果接受原假设（p 值为 0.2），即所有工具变量均外生。

影响工资收入，这表明家务劳动时间更有可能通过努力机制，而非补偿机制影响工资回报。究其原因，大多数家务劳动可以集中在晚上和非工作时间内进行，对工作时间的灵活性要求并不是很高，但从事家务劳动会挤占个人的努力程度，从而对工资报酬产生负面影响。从表4其他变量的估计结果来看，教育程度、居住地类型也是影响非国有部门职工工资的重要因素。教育程度每增加1年，工资将增加4%左右。相比城镇地区，农村地区劳动力工资回报率下降了约10%。

表4 家务劳动时间对工资率的影响（非国有部门）

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	OLS	Two-way FE	2SLS	GMM	FE-2SLS	EC-2SLS	2SLS	GMM
家务劳动时间	-0.002** (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.017* (0.009)	-0.016* (0.008)	0.024 (0.040)	-0.016* (0.008)	-0.016* (0.009)	-0.015* (0.008)
市场工作时间	-0.019*** (0.001)	-0.022*** (0.002)	-0.033*** (0.007)	-0.033*** (0.007)	0.003 (0.028)	-0.030*** (0.006)	-0.031*** (0.007)	-0.031*** (0.008)
教育程度	0.033*** (0.005)	0.021 (0.020)	0.040*** (0.007)	0.040*** (0.007)	0.063 (0.084)	0.041*** (0.007)	0.029*** (0.007)	0.028*** (0.007)
工龄	0.013*** (0.005)	0.033 (0.034)	0.002 (0.010)	0.001 (0.010)	0.116 (0.133)	0.003 (0.010)	-0.001 (0.010)	-0.002 (0.010)
工龄平方	-0.000*** (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.001 (0.002)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)
户籍	-0.021 (0.026)	0.018 (0.075)	0.052 (0.046)	0.045 (0.044)	0.156 (0.273)	0.040 (0.044)	0.011 (0.045)	0.006 (0.044)
居住地	-0.061** (0.024)	—	-0.110*** (0.041)	-0.107** (0.042)	—	-0.114*** (0.040)	-0.105*** (0.041)	-0.097** (0.043)
是否换过工作	-0.023 (0.027)	-0.020 (0.050)	0.009 (0.045)	0.011 (0.044)	-0.118 (0.186)	0.005 (0.044)	0.026 (0.043)	0.030 (0.042)
性别	-0.262*** (0.022)	—	-0.095 (0.101)	-0.106 (0.093)	—	-0.100 (0.097)	-0.049 (0.098)	-0.065 (0.090)
婚姻状态	0.072* (0.037)	0.087 (0.086)	—	—	—	—	—	—
社区内除受访者外同性 别群体的平均工资对数	—	—	-0.016 (0.036)	-0.013 (0.038)	-0.043 (0.164)	-0.019 (0.035)	0.018 (0.034)	0.018 (0.036)
年份虚拟变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份虚拟变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
职业虚拟变量	不控制	不控制	不控制	不控制	不控制	控制	控制	控制
单位属性虚拟变量	不控制	不控制	不控制	不控制	不控制	控制	控制	控制

续表

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	OLS	Two-way FE	2SLS	GMM	FE-2SLS	EC-2SLS	2SLS	GMM
常数项	2.286 *** (0.136)	1.379 *** (0.525)	4.169 *** (0.394)	4.163 *** (0.401)	-1.171 (4.288)	4.029 *** (0.369)	4.025 *** (0.397)	4.062 *** (0.417)
调整后的 R <sup>2</sup>	0.614	-1.160	0.471	0.477	—	—	0.534	0.537
样本量	2680	2680	1025	1025	1025	1025	1013	1013

注：括号内为稳健标准误；\*、\*\*和\*\*\*分别表示在10%、5%和1%的水平上显著；表4中，基于固定效应两阶段最小二乘和随机效应两阶段最小二乘回归差异比较的豪斯曼检验结果显示 chi2 值为3.92，p 值为0.95，应当接受随机效应两阶段最小二乘法回归结果；“—”表示数据缺失，采用固定效应回归消去了不随时间变化的变量，这些变量没有系数估计值；第3~8列由于使用了工具变量“配偶的工作时间”，使得非在婚群体数据缺失，故婚姻状态项没有估计系数。

资料来源：根据1997年、2000年、2004年、2006年、2009年和2011年中国健康与营养调查（CHNS）数据计算得到。

表5显示了国有部门职工家务劳动时间对工资的影响情况，第1~6列分别显示了OLS、Two-way FE、2SLS、GMM、FE-2SLS和EC-2SLS的回归结果<sup>①</sup>。可以看到，家务

表5 家务劳动时间对工资率的影响（国有部门）

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	OLS	Two-way FE	2SLS	GMM	FE-2SLS	EC-2SLS	2SLS	GMM
家务劳动时间	-0.001 (0.000)	-0.000 (0.000)	0.006 (0.009)	0.006 (0.009)	0.003 (0.014)	0.006 (0.007)	0.005 (0.008)	0.005 (0.009)
市场工作时间	-0.022 *** (0.001)	-0.025 *** (0.001)	-0.071 *** (0.025)	-0.070 ** (0.034)	-0.051 (0.033)	-0.044 ** (0.017)	-0.070 *** (0.027)	-0.069 * (0.036)
教育程度	0.047 *** (0.003)	0.017 (0.021)	0.065 *** (0.008)	0.064 *** (0.009)	0.071 (0.050)	0.067 *** (0.007)	0.060 *** (0.009)	0.059 *** (0.009)
工龄	0.023 *** (0.003)	-0.023 (0.025)	0.021 ** (0.009)	0.021 ** (0.008)	0.018 (0.068)	0.020 ** (0.008)	0.018 * (0.010)	0.018 ** (0.009)
工龄平方	-0.0003 *** (0.000)	-0.0004 ** (0.000)	-0.0004 * (0.000)	-0.0004 ** (0.000)	0.0002 (0.001)	-0.0003 * (0.000)	-0.0003 (0.000)	-0.0003 * (0.000)
户籍	-0.034 (0.024)	-0.011 (0.049)	0.038 (0.155)	0.038 (0.220)	0.244 (0.240)	-0.103 (0.110)	0.055 (0.161)	0.051 (0.227)

① 表5第3列工具变量相关性检验结果显示，家务劳动时间方程的 partial R-sq 为0.049，F 统计值为24.58（在1%水平上显著）。市场劳动时间方程的 partial R-square 为0.01，F 统计值为4.26（在1%水平上显著）。对工具变量进行过度识别检验，结果接受原假设（p 值为0.2），即所有工具变量均外生。

续表

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	OLS	Two-way FE	2SLS	GMM	FE-2SLS	EC-2SLS	2SLS	GMM
居住地	-0.070 <sup>***</sup> (0.014)	—	-0.103 <sup>***</sup> (0.036)	-0.098 <sup>***</sup> (0.035)	—	-0.098 <sup>***</sup> (0.032)	-0.092 <sup>**</sup> (0.037)	-0.086 <sup>**</sup> (0.039)
是否换过工作	-0.006 (0.028)	-0.077 <sup>*</sup> (0.042)	0.007 (0.092)	0.004 (0.104)	-0.634 <sup>***</sup> (0.186)	-0.079 (0.073)	0.019 (0.090)	0.013 (0.099)
性别	-0.123 <sup>***</sup> (0.014)	—	-0.226 <sup>**</sup> (0.108)	-0.231 <sup>**</sup> (0.114)	—	-0.214 <sup>**</sup> (0.084)	-0.194 <sup>*</sup> (0.101)	-0.197 <sup>*</sup> (0.105)
婚姻状态	-0.010 (0.022)	-0.020 (0.047)	—	—	—	—	—	—
社区内除受访者外同性群体的平均工资对数	—	—	0.022 (0.035)	0.017 (0.041)	0.054 (0.103)	0.039 (0.031)	0.032 (0.034)	0.027 (0.038)
年份虚拟变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份虚拟变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
职业虚拟变量	不控制	不控制	不控制	不控制	不控制	控制	控制	控制
单位属性虚拟变量	不控制	不控制	不控制	不控制	不控制	控制	控制	控制
常数项	1.426 <sup>***</sup> (0.088)	2.112 <sup>***</sup> (0.605)	4.944 <sup>***</sup> (1.078)	4.919 <sup>***</sup> (1.394)	2.943 (2.208)	3.830 <sup>***</sup> (0.737)	4.834 <sup>***</sup> (1.119)	4.802 <sup>***</sup> (1.440)
调整后的 R <sup>2</sup>	0.716	0.168	0.190	0.200	—	—	0.214	0.229
样本量	5476	5476	1448	1448	1448	1448	1448	1448

注：括号内为稳健标准误；\*、\*\*和\*\*\*分别表示在10%、5%和1%的水平上显著；表5中，基于固定效应两阶段最小二乘和随机效应两阶段最小二乘回归差异比较的豪斯曼检验结果显示chi2值为17.35，p值为0.07，应当接受固定效应两阶段最小二乘法回归结果。

资料来源：根据1997年、2000年、2004年、2006年、2009年和2011年中国健康与营养调查(CHNS)数据计算得到。

劳动时间项系数由负变正，但均不显著，表明对于国有部门职工而言，家务劳动时间不会影响工资率。第7~8列显示，在工资方程中加入职业虚拟变量和单位属性虚拟变量回归后，家务劳动时间项系数也没有发生显著变化。从其他变量的估计结果来看，教育程度每增加1年，国有部门职工工资将提高6%~7%，教育程度对国有部门职工工资回报的影响比非国有部门大。相比城镇地区，农村地区国有部门劳动力工资也下降了约10%。此外，性别和工龄也表现出对国有部门职工工资的显著影响。相比男性而言，国有部门女性工资回报下降了20%左右，说明国有部门的工资率存在性别歧视。工龄与工资呈倒“U”型关系，工龄小于30年时，工资率随着工龄增加不断上升，工龄约为30年时，工资率达到最高，在这之后，工资率开始下降。

上述分析表明，家务劳动时间对工资的影响在不同部门中表现不同，这与不同部门的工资决定机制有关。由于家务劳动时间对工作时间的灵活性要求不高，无法通过



补偿机制影响工资回报，但是可以通过努力机制影响工资收益。非国有部门的工资报酬主要看重绩效，个人的努力程度会影响工作成果从而影响工资，故由家务劳动时间挤占努力程度会导致工资收入回报下降。国有部门则由于某些制度性安排，比如“共享式”的工资决定模式（张车伟、薛欣欣，2008），使得努力程度对工资的影响减弱，从而导致家庭时间支出对工资的惩罚效应消失。

## （二）儿童照料时间与工资率回归结果

我们将解释变量替换成6岁以下儿童照料时间，继续检验家庭时间支出对工资的影响。表6给出了非国有部门职工的儿童照料时间与工资率对数的回归结果，OLS和固定效应回归得到的系数值均不显著。进一步采用工具变量法进行估计<sup>①</sup>，2SLS和GMM估计得到儿童照料时间项系数为-0.019和-0.02，均在10%水平上显著，EC-2SLS估计得到的系数为-0.019，在5%水平上显著，意味着非国有部门职工照料儿童时间每增加1小时/周，工资率会下降1.9%左右。市场工作时间项系数为-0.027，意味着工作时间每增加1小时/周，工资率会下降2.7%<sup>②</sup>。在工资方程中加入职业虚拟变量和单位属性虚拟变量后，儿童照料时间项系数变得不显著，说明照料儿童主要通过职业特征（即补偿机制）影响工资。这是因为，照料儿童对时间的灵活性要求更高，使得个体会选择某些工作时间弹性较大的职业，对于企业而言这会形成一些固定成本，这些成本以降低工资回报率作为补偿。从表6其他变量的回归结果来看，教育程度和居住地类型项的系数估计值与表4相差不大，且性别项系数变得显著为负，表明非国有部门工资也可能存在性别歧视。工龄项系数显著为负，表明随着工龄增加，工资回报率下降。

对于国有部门样本，儿童照料时间对工资的影响又当如何？表7显示了国有部门职工儿童照料时间对工资影响的回归结果，得到的系数估计值均不显著，表明国有部门职工的儿童照料时间不会影响工资。在工资方程中加入职业虚拟变量和单位所有制虚拟变量后，儿童照料时间项系数变化也不显著。从其他变量的回归结果来看，教育

① 6岁以下儿童照料时间和市场劳动时间所选用的工具变量包括“所在社区除受访者以外、与受访者同性别群体的平均儿童照料时间”、“受访者非市场劳动收入”和“配偶的市场劳动时间”，第二阶段回归中加入“受访者所在社区、除受访者以外的同性别群体的平均工资对数”变量。

② 表6第3列工具变量的相关性检验结果显示，儿童照料时间方程的partial R-sq为0.014，F统计值为5.5（在1%水平上显著）。市场劳动时间方程的partial R-square为0.036，F统计值为14.4（在1%水平上显著）。对工具变量进行过度识别检验，结果接受原假设（p值为0.3），即所有工具变量均外生。

程度、居住地类型和性别项系数依然是影响国有部门职工工资的重要因素，但工龄、工龄平方项系数变得不显著，由于本文计算得到的“工龄”并不能真实反映观测对象的实际工作年龄，而只是一个粗略的估计，该误差可能导致了估计结果的不确定性。

表6 儿童照料时间对工资率的影响（非国有部门）

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	OLS	Two-way FE	2SLS	GMM	FE-2SLS	EC-2SLS	2SLS	GMM
儿童照料时间	0.000 (0.001)	-0.003 (0.002)	-0.019* (0.011)	-0.020* (0.011)	0.803 (6.364)	-0.019** (0.080)	-0.016# (0.011)	-0.017# (0.011)
市场工作时间	-0.018*** (0.001)	-0.021*** (0.002)	-0.027*** (0.007)	-0.027*** (0.007)	0.114 (1.024)	-0.027*** (0.006)	-0.027*** (0.008)	-0.026*** (0.008)
教育程度	0.036*** (0.004)	0.006 (0.020)	0.039*** (0.007)	0.039*** (0.007)	0.707 (5.355)	0.039*** (0.007)	0.025*** (0.007)	0.025*** (0.006)
工龄	0.008* (0.004)	0.035 (0.034)	-0.031* (0.017)	-0.033* (0.017)	1.674 (12.537)	-0.032** (0.014)	-0.029* (0.016)	-0.031** (0.016)
工龄平方	-0.000*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	-0.051 (0.389)	0.000* (0.000)	0.000 (0.000)	0.000* (0.000)
户籍	0.011 (0.025)	-0.074 (0.065)	0.082* (0.047)	0.077 (0.047)	-6.395 (50.819)	0.082* (0.046)	0.048 (0.045)	0.043 (0.046)
居住地	-0.073*** (0.024)	—	-0.106*** (0.039)	-0.107** (0.043)	—	-0.107*** (0.038)	-0.085** (0.038)	-0.084* (0.043)
是否换过工作	-0.040 (0.026)	-0.045 (0.048)	-0.036 (0.043)	-0.033 (0.042)	-2.506 (19.461)	-0.036 (0.044)	-0.013 (0.042)	-0.009 (0.041)
性别	-0.274*** (0.021)	—	-0.261*** (0.040)	-0.258*** (0.042)	—	-0.259*** (0.036)	-0.214*** (0.035)	-0.215*** (0.037)
婚姻状态	0.101*** (0.036)	-0.029 (0.090)	—	—	—	—	—	—
社区内除受访者外同性别群体的平均工资对数	—	—	-0.025 (0.034)	-0.020 (0.038)	1.637 (12.756)	-0.026 (0.035)	0.007 (0.033)	0.012 (0.036)
年份虚拟变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份虚拟变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
职业虚拟变量	不控制	不控制	不控制	不控制	不控制	控制	控制	控制
单位属性虚拟变量	不控制	不控制	不控制	不控制	不控制	控制	控制	控制

续表

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	OLS	Two-way FE	2SLS	GMM	FE-2SLS	EC-2SLS	2SLS	GMM
常数项	2.210 *** (0.129)	1.832 *** (0.496)	4.382 *** (0.423)	4.383 *** (0.450)	-12.288 (119.159)	4.381 *** (0.398)	4.335 *** (0.401)	4.360 *** (0.428)
调整后的 R <sup>2</sup>	0.566	-0.943	0.418	0.408	—	—	0.491	0.481
样本量	2580	2580	1190	1190	1190	1190	1176	1176

注：括号内为稳健标准误；\*、\*\*和\*\*\*分别表示在10%、5%和1%的水平上显著，#表示在15%水平上显著；表6中，基于固定效应两阶段最小二乘和随机效应两阶段最小二乘回归差异比较的豪斯曼检验结果显示 chi<sup>2</sup> 值为0.03，p 值为1，应当接受随机效应两阶段最小二乘回归结果。

资料来源：根据1997年、2000年、2004年、2006年、2009年和2011年中国健康与营养调查（CHNS）数据计算得到。

表7 儿童照料时间对工资率的影响（国有部门）

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	OLS	Two-way FE	2SLS	GMM	FE-2SLS	EC-2SLS	2SLS	GMM
儿童照料时间	-0.001 (0.001)	0.001 (0.002)	0.037 (0.091)	0.040 (0.091)	0.052 (0.058)	-0.001 (0.020)	0.023 (0.085)	0.024 (0.083)
市场工作时间	-0.024 *** (0.001)	-0.023 *** (0.002)	-0.041 (0.033)	-0.039 (0.033)	-0.027 (0.025)	-0.032 ** (0.013)	-0.041 (0.031)	-0.034 (0.029)
教育程度	0.066 *** (0.004)	0.011 (0.022)	0.075 *** (0.017)	0.075 *** (0.016)	0.070 (0.051)	0.070 *** (0.007)	0.062 *** (0.013)	0.062 *** (0.013)
工龄	0.023 *** (0.004)	-0.033 (0.028)	0.069 (0.114)	0.075 (0.114)	0.082 (0.079)	0.022 (0.026)	0.050 (0.106)	0.053 (0.104)
工龄平方	-0.000 *** (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.001 (0.002)	-0.001 (0.002)	-0.001 (0.001)	-0.000 (0.000)	-0.001 (0.002)	-0.001 (0.002)
户籍	-0.103 *** (0.037)	0.019 (0.074)	-0.167 (0.197)	-0.166 (0.204)	-0.163 (0.267)	-0.208 ** (0.089)	-0.143 (0.184)	-0.179 (0.184)
居住地	-0.086 *** (0.017)	—	-0.088 *** (0.033)	-0.088 ** (0.035)	—	-0.084 *** (0.028)	-0.090 *** (0.031)	-0.093 *** (0.031)
是否换过工作	-0.029 (0.040)	-0.092 (0.059)	-0.060 (0.092)	-0.061 (0.094)	-0.449 *** (0.167)	-0.125* (0.065)	-0.049 (0.085)	-0.061 (0.087)
性别	-0.118 *** (0.018)	—	-0.170 *** (0.055)	-0.168 *** (0.059)	—	-0.135 *** (0.032)	-0.152 *** (0.054)	-0.149 *** (0.054)
婚姻状态	-0.021 (0.028)	-0.049 (0.065)	—	—	—	—	—	—
社区内除受访者外同性别群体的平均工资对数	—	—	0.031 (0.047)	0.031 (0.047)	0.018 (0.105)	0.033 (0.028)	0.035 (0.042)	0.040 (0.041)
年份虚拟变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份虚拟变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
职业虚拟变量	不控制	不控制	不控制	不控制	不控制	控制	控制	控制

续表

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	OLS	Two-way FE	2SLS	GMM	FE-2SLS	EC-2SLS	2SLS	GMM
单位属性 虚拟变量	不控制	不控制	不控制	不控制	不控制	控制	控制	控制
常数项	1.336*** (0.117)	1.917*** (0.602)	2.977 (2.963)	2.831 (2.886)	1.582 (2.160)	3.354*** (0.774)	3.221 (2.685)	2.930 (2.519)
调整后的 R <sup>2</sup>	0.633	-0.002	0.165	0.128	—	—	0.327	0.333
样本量	3745	3745	1672	1672	1672	1672	1672	1672

注：括号内为稳健标准误；\*、\*\*和\*\*\*分别表示在10%、5%和1%的水平上显著；表7中，基于固定效应两阶段最小二乘和随机效应两阶段最小二乘回归差异比较的豪斯曼检验结果显示 chi2 值为 20.13，p 值为 0.03，应当接受固定效应两阶段最小二乘回归结果。

资料来源：根据 1997 年、2000 年、2004 年、2006 年、2009 年和 2011 年中国健康与营养调查 (CHNS) 数据计算得到。

## 六 结论

已有的文献曾广泛讨论了家庭劳动对工资率的影响，以及这种影响在多大程度上造成男女工资的差异，这些讨论没有区分不同部门工资决定机制的差异。对此，本文分所有制部门讨论了家庭劳动对工资收益的影响，并采用工具变量法有效地解决了工资方程中家庭劳动变量的潜在内生性。

本文的研究发现，在非国有部门，家庭劳动对工资率具有惩罚效应，而在国有部门不存在。在非国有部门，家务劳动时间每增加 1 小时/周，工资率将下降 1.6%；照料儿童时间每增加 1 小时/周，工资率将下降 1.9%，家务劳动主要通过努力机制影响工资，家务劳动对工作时间的灵活性要求不高，因而不会通过补偿机制影响工资回报，但从事家务劳动会挤占个人的努力程度，从而对工资报酬产生负面影响。照料儿童主要通过职业特征影响工资，这是因为照料儿童对时间的灵活性要求更高，使得个体会选择某些工作时间弹性较大的职业，对于企业而言这会形成一些固定成本，企业则以降低工资回报率作为补偿。

本文的研究表明，中国劳动力市场的工资决定机制存在部门间差异，非国有部门的工资决定机制更加以市场为导向，个人的工资回报率更多依赖于企业的成本-绩效水平。而国有部门受非市场化因素影响较多，家庭劳动对工资的惩罚效应失效，易导致工资偏离市场化水平，比如“共享式”的工资决定模式，削弱了职工工作的努力性和积极性。不同部门间工资决定机制的差异使得劳动者工资收入差距增大，同时也形成不同的企业激励机制，造成企业间发展差距。本文的建议是，对于国有部门，建议

应当充分考虑职工努力程度对部门发展的重要性，重视并测量工作时间弹性对部门成本的影响，进一步将工资决定模式推向市场化。

#### 参考文献：

- 陈弋、Sylvie Démurger、Martin Fournier (2005)，《中国企业的工资差异和所有制结构》，《世界经济文汇》第6期，第11-31页。
- 卿石松、田艳芳 (2015)，《家庭劳动是否降低工资收入——基于 CHNS 的证据》，《世界经济文汇》第4期，第77-92页。
- 张车伟、薛欣欣 (2008)，《国有部门与非国有部门工资差异及人力资本贡献》，《经济研究》第4期，第15-25页。
- Baltagi, Badi (2006). Estimating an Economic Model of Crime Using Panel Data from North Carolina. *Journal of Applied Econometrics*, 21(4), 543-547.
- Becker, Gary (1985). Human Capital, Effort, and the Sexual Division of Labor. *Journal of Labor Economics*, 3(1), S33-S58.
- Bonke, Jens, Nabanita Gupta & Nina Smith (2004). The Timing and Flexibility of Housework and Men and Women's Wages. *Contributions to Economic Analysis*, 271, 43-77.
- Bryan, Mark & Almudena Sevilla-Sanz (2011). Does Housework Lower Wages? Evidence for Britain. *Oxford University Press*, 63(1), 187-210.
- Gronau, Reuben (1988). Sex-Related Wage Differentials and Women's Interrupted Labor Careers—the Chicken or the Egg. *Journal of Labor Economics*, 6(3), 277-301.
- Hersch, Joni (1985). Effect of Housework on Earnings of Husbands and Wives: Evidence from Full-Time Piece Rate Workers. *Social Science Quarterly*, 66(1), 210-217.
- Hersch, Joni (1991). Male-Female Differences in Hourly Wages: The Role of Human Capital, Working Conditions, and Housework. *Industrial and Labor Relations Review*, 44(4), 746-759.
- Hersch, Joni (2009). Home Production and Wages: Evidence from the American Time Use Survey. *Review of Economics of the Household*, 7(2), 159-178.
- Hersch, Joni & Leslie Stratton (1997). Housework, Fixed Effects, and Wages of Married Workers. *The Journal of Human Resources*, 32(2), 285-307.

- Keith , Kristen & Paula Malone ( 2005) . Housework and the Wages of Young , Middle-Aged , and Older Workers. *Contemporary Economic Policy* , 23( 2) , 224 - 241.
- Maani , Sholeh & Amy Cruickshank ( 2010) . What is the Effect of Housework on the Market Wage , and Can It Explain the Gender Wage Gap? *Journal of Economic Surveys* , 24( 3) , 402 - 427.
- Meng , Xin ( 2000) . *Labour Market Reform in China*. Cambridge: Cambridge University Press.
- McLennan , Michele ( 2000) . Does Household Labour Impact Market Wages? *Applied Economics* , 32( 12) , 1541 - 1557.
- Qi , Liangshu & Xiaoyuan Dong ( 2013) . Housework Burdens , Quality of Market Work Time , and Men's and Women's Earnings in China. The University of Winnipeg , Department of Economics Working Paper , No. 2013 - 01.
- Stratton , Leslie ( 2001) . Why Does More Housework Lower Women's Wages? Testing Hypotheses Involving Job Effort and Hours Flexibility. *Social Science Quarterly* , 82( 1) , 67 - 76.
- Zhang , Junsen , Yaohui Zhao , Albert Park & Xiaoqing Song ( 2005) . Economic Returns to Schooling in Urban China , 1988 to 2001. *Journal of Comparative Economics* , 33( 4) , 730 - 752.

## Housework , Wage Rate and Differentials Between Sectors

Mo Weiqiao<sup>1</sup> & Ye Bing<sup>2</sup>

( School of Public Administration , Zhejiang University of Finance & Economics<sup>1</sup>;  
School of Economics , Zhejiang University<sup>2</sup>)

**Abstract:** In this paper , we investigate the effects of housework on wage rate in different sectors. We find that housework has a penalty effect on wage rate in the non-state sector , but not in the state sector. Specifically , in the non-state sector , when household labor time increases by 1 hour per week , the wage rate will drop by 1.6 percent; when childcare time increases by 1 hour per week , the wage rate will drop by 1.9 percent. The household labor time affects wage rate mainly through the effort mechanism , while childcare time affects wage rate mainly through the channel of compensating differentials among professions. In this paper , the instrumental variables estimation is used to effectively solve the potential endogeneity of the housework variable in the wage equation.

**Keywords:** housework , wage rate , differentials between sectors

**JEL Classification:** D13 , H31 , J31

( 责任编辑: 王 藻)