

# 受教育程度对女性劳动时间配置的影响研究\*

袁晓燕<sup>1,2</sup> 石磊<sup>2</sup>

(1. 陕西师范大学国际商学院 710069; 2. 复旦大学经济学院 200433)

**内容摘要:**“男主外、女主内”是传统的家庭分工模式,在倡导“男女平等”的今天,尤其是接受教育机会的平等是否影响了女性在家庭中的无偿劳动时间投入,是一个有着理论和现实价值的命题。该文采用 Probit 和 Tobit 方法,利用中国营养健康调查 CHNS2011 年的成年人及家庭样本,对接受更多教育是否减少了女性家庭无偿劳动时间这个问题进行了实证分析。研究结果表明:无论是从劳动参与率还是从劳动时间两个维度,接受更多教育都没有显著降低女性的家庭无偿劳动,表明“男主外、女主内”的传统家庭时间配置模式依然存在,也说明接受更多教育并不是有效降低女性家庭无偿劳动的有效措施。

**关键词:** 受教育程度 劳动时间配置 性别歧视

中图分类号: F24 文献标识码: A 文章编号: 1005-1309(2017)06-0031-011

## 一、引言

“男主外、女主内”一直都是中国家庭内部传统的分工模式,利用 1990、2000 以及 2010 年中国妇女社会地位调查数据我们发现,无论城乡,女性在做饭、洗衣以及其他家务劳动方面都比男性投入时间更多。随着时间的推移,这种时间配置模式并没有改变。与此同时,随着改革开放、市场经济的推进以及高等教育的扩招,女性获取更多教育的激励会更强(吴要武、刘倩,2014)。那么,无偿家庭劳动的时间配置模式如何影响女性及社会总福利,女性接受更多教育是否会改变这一模式?对以上问题的思考和实证研究,不仅能让我们观察到教育在传统劳动时间配置模式上的作用机制,还能为女性在知识经济时代家庭无偿劳动中的时间配置提供证据,并以此为理解“性别平等”提供一个新的视角。

一项针对新西兰的研究(Callister,2005)发现,要想实现男女在家庭和社会中的性别平等,必须增加男性在无偿家庭劳动中的时间投入,但是该研究仅表明女性通过接受更多教育有效增加了有偿市场劳动,忽略了对其无偿家庭劳动的影响。齐良书(2005)从纳什议价模型出发,选取工资率为议价能力指标,研究了不同议价能力男女在时间配置方面的差异。研究结果表明,女性议价

收稿日期:2017-05-06

\*基金项目:本文获得国家自然科学基金资助项目:《包容性城市发展:城市规模、劳动力流动对就业和婚姻的影响》(批准号:71403157)、教育部人文社科规划基金项目:《教育对劳动时间配置影响的性别差异研究:理论及中国经验》(批准号:14YJC790161)及中国博士后科学基金项目:教育影响劳动时间配置的性别差异研究:理论及实证(项目编号:2013M530166)的资助。

作者简介:袁晓燕(1978—)女,陕西师范大学(西安,710062);复旦大学(上海,200433),讲师,博士后。研究方向:劳动经济学和发展经济学;石磊(1958—)复旦大学(上海,200433),教授、博导。研究方向:产业组织和公共经济学。

能力高并不显著降低其在家庭无偿劳动中的时间配置,而男性高的议价能力则是其减少家庭无偿劳动的有效手段。Pandey(2000)利用印度的数据研究发现,通常由女性完成的无偿家庭劳动创造价值大约占到GDP的30%左右,由于该劳动未计入GDP,传统核算方法忽视了女性对GDP的贡献。Freeman&Schettkat(2001)认为美国女性有偿劳动参与率快速增长的原因在于:在美国,大量无偿家庭劳动,比如做饭、照顾孩子以及打扫卫生等都被市场化和职业化了,一方面将女性从繁重的家庭无偿劳动中解放出来;另一方面市场化还将无偿家庭劳动转化为有偿劳动,提高了GDP,进而将无偿家庭劳动的价值体现在了国民账户中,从而构建了性别平等的重要基础。然而,Bianchi(2012)、Bondetal(2002)以及Craig(2005)却发现并不是所有的无偿家庭劳动都会被市场化,比如,在美国和澳大利亚,尽管母亲的劳动参与率迅速提高,她们照顾孩子的时间数量却相对稳定。而且,虽然母亲在外的劳动时间增加,但是父亲陪护孩子的时间也增加了(Gershuny, 2000; Yeungetal, 2001)。这种让那些受过良好教育、收入较高的家庭进行市场有偿劳动,而将家庭无偿劳动通过市场让学历较低、收入较低的人群来完成的“无偿家庭劳动职业化”模式特别适合那些收入差距很大的国家,比如美国。除此之外,另一种模式是在横向和纵向维度上都追求高度平等,比如瑞典政府从不认为家庭是一个私有的个体,由政府提供廉价优质的托幼服务,进而鼓励各种收入层面的家庭其男女主人都参加市场有偿劳动(Neilson, 2016)。这种混合模式也是中国在改革开放前为促进男女平等而选择的路径。然而,随着改革开放的推进和市场化程度的进一步提高,这种混合模式在国内也逐渐消失。

那么,在中国这样一个经历了“女子无才便是德”和“妇女能顶半边天”文化冲击的转型中国家,女性的家庭无偿劳动时间配置会有着怎样的模式?中国现阶段的高等教育扩张以什么样的机制作用于女性家庭无偿劳动?以上问题非常重要,但是并没有引起研究者的重视。从理论上说,男女在工作和家庭中的效率决定其时间配置模式,因此,由于更多女性选择接受更多教育,进而有效提高女性在劳动力市场的生产率,因此接受高等教育会减少女性的无偿家庭劳动时间。但是,由于传统的社会角色理论以及性别差异的客观存在(周业安、左聪颖、袁晓燕, 2013),这一劳动时间配置的帕累托改进模式是得到了贯彻,还是被扭曲了呢?我们利用中国营养健康数据(CHNS)2011年的成年人及家庭数据,对接受更多教育是否减少了女性家庭无偿劳动这个问题进行了实证分析。为了更为详细地研究人力资本投资行为对家庭传统劳动分工模式的影响,我们把受教育程度分为五个学历层次,分别考察了在考虑家庭特征变量和不考虑家庭特征变量的基础上,男性和女性的无偿劳动时间配置问题,通过把CHNS2011数据中各项无偿劳动时间加总求和,继而对其做Probit和Tobit检验,我们发现:对男性而言,受教育程度和其无偿劳动时间呈现出显著的正相关关系;但是对女性而言,其学历提升并没有显著降低其无偿劳动参与率及无偿劳动时间。从而说明接受更多教育并不是有效降低女性家庭无偿劳动的有效措施。

## 二、理论框架

女性是否通过接受更多教育提高了自身在劳动力市场的生产率,因而降低了她们在家庭中的无偿劳动时间?还是由于深受社会角色理论及性别差异的形塑,接受更多教育并不影响其在家庭中的无偿劳动时间配置?这两种机制究竟哪一个在起作用?我们首先从理论分析的视角对其进行逻辑解析。

### (一)女性的理性选择——家庭作为利益共同体

当我们把家庭考虑成一个真正的利益共同体时,除非女性的人力资本价值远远高于其配偶,否则她们都会在家中承担更多无偿家庭劳动。但是,即便这样的资源配置模式提高了家庭整体的福利水平,但是否也同样提高了女性的福利水平?这是我们在研究女性福利时不得不考虑的一个问题。

男女不仅在生理上存在着差异,后天的社会性差异也不容忽视,尤其是男女在对待风险、竞争以及社会偏好方面的差异(Niederle,2016)。这些差异会影响人们的决策,进而会影响其效用函数。比如说,女性更多是风险规避者,因此女性更少从事高风险职业,而无偿家庭劳动<sup>①</sup>因为其低风险而被认为更适合女性。更有甚之,由于女性更多亲社会性、更多是罗尔斯主义者,为此,女性更适合照顾孩子、老人以及病人(罗西,1977)。尤其和从事其他家庭无偿劳动以及市场有偿劳动相比,女性也愿意花费更多时间和精力在照顾孩子上,因此,对于孩子的照料,女性较男性具有更强偏好,从中也获得更大的效用。为此,无论是从生物学还是经济学的意义上讲,女性都心甘情愿进行这种时间和精力上的投资。而男性,由于照料孩子的义务<sup>②</sup>较少,更多从事能够带来报酬的有偿市场劳动。这样一来,由于社会角色理论,女性被刻板印象为家庭无偿劳动的主要承担者。为此,一个非常清楚的分工维度就被界定了:通过性别来界定家庭活动中的分工。而这种生物学意义上的分工并不是单纯由人力资本投资的差异来决定的。因此,即使男女的人力资本投资相同,由于性别所致,必然会导致女性从事无报酬的家庭劳动,男性从事有报酬的市场劳动,从而通过专业化分工造就一个整体家庭福利最大化的逻辑框架。

然而,虽然家庭内部可以通过分工达到高效率,但由于男性和女性在有偿市场劳动和无偿家庭劳动的偏好存在差异,导致二者不再是完全替代的关系<sup>③</sup>。当男性在有偿市场劳动上效率较高,而女性在无报酬家庭劳动上效率较高时,二者的分工很明确,女性把全部的时间投注在非市场活动上,而男性则将其全部时间和精力都投放在市场活动上,这也就是通常意义上所说的绝对优势。然而,在劳动时间配置活动中,也同样存在着比较优势,也就是当女性无论在市场活动还是非市场活动中都具有高效率时,就需要比较二者从事市场劳动和非市场劳动的机会成本,按照经济学的逻辑,如果女性从事无报酬家庭劳动的机会成本大于男性,那么,女性就应该从事市场活动,而男性则从事非市场活动。然而,传统的社会规范却在这二者的选择上强加了一个社会成本,或者说,由于社会规范认为,男性天生从事市场有偿劳动,而女性则从事非市场无报酬劳动,那么当男性从事非市场无报酬劳动时,社会的评判会加大其成本,从而改变其帕累托最优的选择,也就是说,外部性损害了福利,从而使得稀缺资源难以实现其最优配置。甚至,不单单是社会规范使然,由于男女双方都认同这一社会规范,结果使得各自形成了强化这一规范的偏好,致使帕累托最优难以实现。为此,无论是传统的社会规范使然,还是生物学意义使然,女性都应该且偏好将其时间和精力倾注到非市场活动中去。这种生物学上的倾向和社会规范双重因素使得我们的投资有了一个最优战略:女性拥有着全部的家庭投资,而男性则拥有着全部的市场投资。其他和这个最优战略不一致的我们都称之为“偏差(bias)”<sup>④</sup>(Becker,1981)。由于上述原因,即使同样的人力资本投资,男性也会较之女性的市场活动报酬更高,因为女性被预期将更多的精力和时间投注到非市场活动上,这亦是性别歧视的来源之一。

但是,即使女性在从照顾孩子中获得很多乐趣,以致增加自己的效用,但这仅仅只是无偿家庭劳动的一部分。她们会从其他比如做饭、打扫卫生等活动中也获得这样的效用增加吗?我们的答案是否定的。

① 在这里,无偿家庭劳动和家庭劳动是两个不同的概念。家庭劳动单纯指清洁(打扫卫生、洗熨衣服等)、做饭等。无偿家庭劳动则指家庭劳动、照顾老人孩子病人等。

② 从社会规范的意义讲,男性照顾家庭和孩子也不是其最大的责任和义务,对于男性而言,更多把从事有偿劳动,进行市场化活动界定为其责任。因此,当今社会才会有这样一句话“男人把社会当家庭,而女人把家庭当社会”。

③ 完全替代意味着双方交换其工作内容,整体福利不会下降。然而,由于男女的偏好不同,强行让一方去做自己不是最偏好的事情,只会引起福利下降。

④ 这个所谓“偏差”仅仅只是统计学意义上的,而非歧视意义上的。然而这种偏差在日常行为规范上总是引起一些“意味深长”的评判,比如目前有一种说法将女博士列为“第三类人”等等,就是因为她们未将其投资重心投注到非市场化的无报酬劳动中去。

## (二) 女性的两难处境——理想与现实的冲突

一方面,正如同波伏娃(Beauvoir,1949)所言:家务活儿是乏味、空虚、单调无聊的。对于女性而言,只有在工作和家庭两个领域中实现完全的男女平等,才是其追求的终极目标。甚至,即使从经济学分析的角度上看,我们依然可以看出这样一个事实:由于洗衣、做饭乃至打扫卫生等无偿家庭劳动的单调性,人们从中获得的边际效用呈现大幅下降的趋势。为此我们可以清楚地看出,女性从单纯的家庭劳动中很难获到真正意义上的福利改进。另一方面,由于性别的生物学差异及社会规范使得女性更多投向无偿劳动,而男性则从事有偿劳动,这无形中形成了女性对男性经济上的依附作用,一旦家庭面临解体,比如离婚、丧偶等,女性必然会因为丧失生活来源而面临生存危机<sup>①</sup>。

从上述分析我们清楚地看出,对于女性个人而言,将其所有劳动都投向家庭无偿劳动不是一个女性通往其帕累托最优的有效路径。OECD国家通过调查关于女性“现实及理想劳动雇佣模式”发现:女性对其参与劳动的现状及其理想状态存在很大的差异,充分说明了女性的总体福利还有很大的帕累托改进空间。见表1。

表1 女性现实与其理想的劳动雇佣模式(2008,基于女性的调查)

	男女均全职		男全职、女兼职		男全职、女不参加劳动	
	现实	理想	现实	理想	现实	理想
澳大利亚	19.1	35.6	28.2	39.9	48.1	3.9
比利时	46	54.8	19.4	28.8	27.3	13.4
芬兰	49.3	80.3	6.4	8.6	32.8	10.2
法国	38.8	54.4	14.4	21.9	38.3	14.1
德国	15.7	32	23.1	42.9	52.3	5.7
希腊	42.2	65.6	7.9	10.6	36.1	9.4
爱尔兰	30.8	31.1	18.7	42.3	37.0	8.1
卢森堡	23.5	27.5	27	29.9	49.1	12.4
荷兰	4.8	5.6	54.8	69.9	33.7	10.7
葡萄牙	74.5	84.4	4.7	8.0	18.7	4.0
西班牙	25.6	59.7	6.3	11.6	56.9	19.7
瑞典	51.1	66.8	13.3	22.2	24.9	6.6
英国	24.9	21.3	31.9	41.8	32.8	13.3

数据来源:OECD(2013)表五

从表1明显可以看出,每个国家女性愿意参加劳动的比率都高于其实际参加劳动的比率,而不愿意全职在家的比率也远高于实际参加劳动的比率。为此我们发现:如果按照新古典经济学的分析框架,家庭的最优化行为取决于家庭成员的专业化分工,而专业化分工的效率则取决于他们在市场和家庭中的劳动生产率。然而,由于性别差异及歧视的存在,女性的市场劳动生产率通常低于男性,家庭生产率则高于男性。这种生产率的差异会反过来更进一步加深这种劳动时间配置上的差异。而这样的差异致使女性的效用远远偏离其最优状态。也就是说,女性的福利水平还有很大的帕累托改进空间。

那么,女性如何改变自己在家庭无偿劳动上的时间配置模式?接受更多教育是有效的路径吗?我们需要从教育对家庭无偿劳动影响的各个方面进行具体分析。

## (三) 教育改变女性在时间配置上的劣势地位了吗?

接受更多教育提高了人们在劳动力市场上的生产率,因此受教育程度越高的女性越有可能加

<sup>①</sup> 中国农村这样的现象比比皆是,由于传统农业社会的性别分工,致使女性农民对男性农民存在很强的经济依附性。

入到劳动力市场中来(Bancroft,1968;Cohen,Rea and Lerman,1970;Garfinkle,1967; Lester,1958 Mahoney,1961; Oppenheimer,1970; Perrella,1968; Rosett,1958; Waidman,1970)。不仅如此,女性受教育水平还会显著影响其家庭劳动生产率。由于这两方面的效应,女性受教育水平的提高会影响家庭整体福利程度。比如说,Grossman(1973)发现,已婚男性的健康水平和其妻子的受教育程度呈现出正相关的关系;Benham(1975)则发现已婚男性的收入和其妻子的受教育程度也呈现出正相关关系。

由此我们看出,教育对时间消费存在着以下两种效应。

效应一:受教育程度越高,女性收入越高,由于闲暇是一种正常品,所以受教育程度高的女性会增加对于闲暇的消费。

效应二:由于受教育提高了时间的机会成本,其时间密集型的活动价格会上升,所以受教育程度越高的女性越有可能增加其有偿市场劳动时间,因此个人闲暇会相应减少。

那么,受教育程度高的女性究竟更多抑或更少闲暇呢?我们认为,除了个人自身的偏好,更重要的影响因素是教育的人力资本效应强度。传统的人力资本理论告诉我们:教育会增加劳动的生产率,改变原有的投入产出比,从而提高生产效率。如此一来,当我们把视野投注在有偿劳动市场时,我们会发现这样一个客观事实:教育会提高女性在有偿劳动市场中的生产率,由此会获得更高的工资,从而导致时间在家庭生产上具有更高的机会成本。

然而,当我们把关注点集中在人类生活的另一个领域——家庭时,由于家庭劳动的复杂多样性,我们认为教育对家庭劳动的效应需要具体分析。

根据我们的日常生活认知以及本文援引的数据,按照家庭劳动的可替代程度,我们把家庭劳动分为两大类:照顾孩子以及其他诸如做饭、洗衣、清洁等劳动。和其他劳动比起来,照顾孩子<sup>①</sup>具有很高的投资属性,因此母亲的受教育程度越高,其照顾孩子,尤其是教育孩子的劳动生产率就越高。但是相对其他家庭劳动,比如做饭、清洁等,由于其更多为体力劳动,因而受教育对其生产率不会有显著影响。因此我们发现:教育会提高女性在家庭生产中照顾孩子的生产率,然而对其他家庭劳动的生产率没有显著影响。因此,假如教育提高女性在有偿市场劳动生产率高于其在家庭无偿劳动的生产率,那么受教育程度的提高会降低其市场劳动上生产每一单位商品的时间。而且,当这种生产率差异越大,生产这种商品的时间和其他投入替代性越强,其家庭生产率的增长越陡峭,这种无偿家庭劳动时间投入的减少也会越多。

由以上分析我们可以看出,一方面,通过接受更多教育,女性提高了自身在劳动力市场的生产率,从而有效降低了歧视;另一方面,接受更多教育也提高了女性在家庭无偿劳动方面的生产率。但是,我们可以预期,教育对有偿劳动市场的效应要大于其在无偿家庭劳动的效应。这就使得时间和其他因素的边际替代率发生变化,并因此改变了女性在市场和家庭中的劳动力供给<sup>②</sup>。但是,由于无法忽略的生理差异以及社会角色理论,接受更多教育纵然改变了女性在有偿劳动力市场和家庭劳动中的生产率,除非其人力资本价值远高于其配偶,传统的家庭劳动分工模式不会显著改变。因此我们可以看出,影响女性劳动时间配置模式更重要的因素在于与其配偶收入及教育水平差异,而不是单纯自身受教育程度<sup>③</sup>。

综上,我们得到本文的理论假说:由于性别差异的先验性判断以及社会角色理论,女性承担了

① 不仅仅是照顾孩子的衣食起居,而且最重要的是对孩子的教育,因而我们认为照顾孩子具有很强的投资属性。

② 在这里,工资的改变是教育的间接影响,直接影响是教育提高了市场生产率。

③ 当然,我们进一步假定现在某一时点的市场生产率是以前投资的结果,那么,根据 Mincer(1974)工资方程,我们就可以把教育看成是外生解释变量。然而,当前的家庭生产率也是以前投资的结果,但同时还依赖于家庭财富以及孩子的数量和年龄。

更多的家庭无偿劳动,接受更多教育并不会显著改变这一分工模式。也就是说,对于女性而言,接受更多的教育并不是改善她在家庭无偿劳动时间配置中不利地位的切实有效途径。

### 三、数 据

我们选取“中国健康与营养调查 CHNS(China Health and Nutrition Survey)”2011年成年人以及家庭样本中的数据来对前文的理论假说进行经验检验。该调查是美国北卡罗来纳大学、中国营养与食品安全研究所以及中国预防科学医学院联合采集,以我国辽宁、黑龙江、江苏、山东、河南、湖北、湖南、广西、贵州、北京、上海及重庆等十二省市自治区的入户调查数据为来源,涉及到个人、家庭、社区三个层面的数据。

我们选取的被解释变量为无偿劳动时间,是指个人在家庭生活中投入的不以收入为目的的时间,包括“做饭”、“清洁”、“照顾老人”、“孩子以及病人”、“以服务为目的的购物”等。根据已有研究、日常生活认知以及本文援引的数据,按照家庭劳动的可替代程度,我们把家庭无偿劳动分为两大类:照顾孩子以及其他诸如做饭、洗衣、清洁等劳动。我们选取的解释变量包括两大类:个人特征变量及家庭特征变量。其中个人特征变量包括“个人收入”、“受教育水平”、“年龄”、“年龄平方”,家庭特征变量主要指“家庭收入”变量。家庭收入对无偿劳动的影响通过以下机制起作用:一方面,收入提高增加了家庭对商品以及闲暇的需求,从而增加了消费这些活动的时间;另一方面,收入提高应该是妻子增加了其劳动力市场活动的结果,这样,就无形中减少了用于家庭的时间,总效应应该是这两个方向相反的效应之和。但总效应具体的变动方向有待我们进一步验证。除此之外,鉴于城乡分割、地区发展不平衡是我国最大的国情,我们还选取了影响家庭特征的“地区”、“城乡”等变量。

在 CHNS 数据中,有偿劳动是每月工作多长时间,无偿家庭劳动则是每天都在进行的。为了便于比较,我们选择了同样的衡量标准,将有偿劳动按照一年 365 天进行了换算,这样该指标得到的结果就是一天有偿工作的时间数。处理后我们的总样本数为 3868,其中男性样本数为 2038,女性样本数为 1830。我们发现,在接受高等教育方面,女性处于不利地位,在本文样本中,大专及以上学历女性仅占到 11.6%,男性则占到 15.8%,而小学及以下女性则占到女性样本的 22.6%,男性仅占其总样本的 17.8%。

根据我们的研究目的,我们在表 2 中对关键变量进行了统计性描述。在 CHNS2011 数据中,家庭无偿劳动包括为家人购买食物、为家人做饭、洗熨衣服、打扫房间、照顾自家及别人家 6 岁以下儿童<sup>①</sup>,为了直观,我们给出了每项具体活动的统计性描述。

表 2 样本的统计性描述 单位:分钟/天

分类指标	男性				女性			
	均值	标准差	最小值	最大值	均值	标准差	最小值	最大值
年龄	47.5	15.8	17	89	45	14.1	18	86
无偿家庭劳动总时间	55.8	99.1	0	180	182.9	154.1	0	1102.9
为家人购买食品	12.0	22.3	0	200	27.9	28.2	0	180
为家人做饭	16.2	31.6	0	200	60.9	49.1	0	200
洗熨衣服	5.8	14.1	0	180	31.4	24.8	0	180
打扫房间	7.0	15.1	0	200	26.4	23.5	0	200
照顾自家 6 岁以下儿童	11.5	62.9	0	925.7	33.2	115.6	0	942.9
照顾别人 6 岁以下儿童	3.3	34.6	0	900	3.2	37.4	0	720
有偿劳动总时间	205.2	213.6	0	1080	148.2	197.4	0	940.2

<sup>①</sup> 无偿家庭劳动按这样的分类未免稍显粗糙,但是我们一方面数据所限,另一方面我们研究总的家庭无偿劳动时间,因此这样的分类基本符合我们的研究需要。

从表2可以看出,男女在无偿家庭劳动时间上存在着不容忽视的性别差异。男性平均每天从事家庭无偿劳动的时间为55.8分钟,而女性则为182.9分钟,而且,在具体细分的每一项家庭无偿劳动上,男性都比女性劳动时间少。为此,我们可以看出:男女在无偿家庭劳动的时间配置上的确存在着显著的性别差异:较男性而言,女性的确在家庭劳动上花费了更多的时间。

那么,我们接下来的问题是:既然女性在无偿家庭劳动上比男性花费更多的时间,接受更多教育是否显著改变了这一分工模式?根据我们的理论假说,这个问题的答案是否定的。为了验证我们的理论假说,接下来我们将对其进行更深入的经验研究。

#### 四、研究方法及实证结果

我们观察数据后发现,由于很多人没有工作,因此其有偿劳动时间为0,同时还有很多样本的无偿劳动时间为0,为了解决大量的零值样本问题,我们选取了Tobit模型来衡量我们所选取变量对家庭无偿劳动时间的影响,尤其是考察各个学历层次对其影响的方向和显著性。在运用Tobit模型之前,我们先对个人家庭无偿劳动的参与率进行Probit回归。

我们以 $F(y=1)$ 来表示劳动者参与无偿家庭劳动的概率, $y=1, y=0$ 分别代表“参与”和“不参与”无偿家庭劳动。我们用 $u_p$ 代表劳动者参与家庭无偿劳动所获得的效用,而用 $u_n$ 代表劳动者不参与家庭无偿劳动所获得的效用。假定 $F(\cdot)$ 服从正态分布,根据均衡条件,我们有:

$$F(y=1) = F(u_p > u_n) = \phi(x'\beta) \quad (1)$$

这样,再结合我们上述的变量设计,把我们的解释变量向量集合视为 $z$ ,我们得到的Probit家庭无偿劳动参与方程为:

$$F(y=1) = \phi(\gamma z) \quad (2)$$

其中, $z$ 为解释变量的向量集合, $\gamma$ 则为系数向量。

在进行了Probit回归后,我们再利用我们的原始数据进行Tobit回归。这样,我们就把零值作为个人选择是否进行无偿或有偿劳动的一个样本。为此,我们的Tobit家庭无偿劳动时间方程为:

$$y_{ji}^* = \beta_0 + \beta_j' X_i + \epsilon_{ji}, \epsilon_j | X \sim Normal(0, \sigma^2) \quad (3)$$

在这里, $y_{ji}^*$ 是潜变量<sup>①</sup>,表示个人 $i$ 在活动 $j$ 上的时间配置,满足经典线性模型假定。 $X_i$ 为一组解释变量, $\beta_j$ 为其系数, $\epsilon_j$ 为扰动项。

我们在数据中实际观测到的时间配置变量和潜变量之间存在着以下关系:

$$y_{ji} = \max(y_{ji}^*, 0) \quad (4)$$

利用方程(2)进行分性别Probit回归,得到的结果见表3。为了比较,我们先进行一个线性概率模型(PLM)回归,便于我们看出其与Probit回归的差异。

表3 分性别无偿劳动参与率方程(Probit模型)

因变量: 无偿劳动 参与率	(1)				(2)			
	PLM	$dF/dx$ pooled	$dF/dx$ male	$dF/dx$ female	PLM	$dF/dx$ pooled	$dF/dx$ male	$dF/dx$ female
性别 <sup>#</sup>	-0.386 (0.013)***	-0.391 (0.013)***			-0.385 (0.013)***	-0.391 (0.013)***		
初中 <sup>#</sup>	0.028 (0.019)	0.030 (0.021)***	0.059 (0.033)*	-0.007 (0.017)	0.026 (0.019)	0.028 (0.021)	0.052 (0.033)	-0.005 (0.017)

① 由于劳动时间不可能为负,我们必须假定一个潜变量,使其满足经典线性模型假定。

高中 <sup>#</sup>	0.036 (0.220)	0.040 (0.023)*	0.070 (0.038)*	0.011 (0.018)	0.033 (0.022)	0.038 (0.023)*	0.063 (0.039)*	0.015 (0.018)
中专技校 <sup>#</sup>	0.134 (0.025)***	0.124 (0.020)***	0.242 (0.037)***	-0.0001 (0.022)	0.129 (0.025)***	0.121 (0.021)***	0.232 (0.038)***	0.003 (0.021)
大专及以上 <sup>#</sup>	0.141 (0.024)***	0.123 (0.020)***	0.223 (0.036)***	0.018 (0.019)	0.133 (0.025)***	0.117 (0.027)***	0.207 (0.037)***	0.020 (0.019)
工作 <sup>#</sup>	-0.054 (0.016)***	-0.064 (0.018)***	-0.049 (0.030)	-0.184 (0.112)*	-0.054 (0.016)***	-0.064 (0.018)***	-0.045 (0.030)	-0.025 (0.015)*
婚姻 <sup>#</sup>	0.098 (0.021)***	0.114 (0.026)***	0.062 (0.039)	0.531 (0.121)***	-0.054 (0.016)***	0.116 (0.027)***	0.064 (0.039)*	0.084 (0.025)***
个人收入 <sup>\$</sup>	-5.66e-06 (4.13e-06)	-5.54e-06 (0.0000)	-0.00002 (0.000001)**	-2.65e-07 (0.00002)	-5.79e-06 (4.13e-06)	-5.68e-06 (0.0000)	-0.00002 (0.00001)	-4.63e-08 (0.0000)
年龄	0.012 (0.003)***	0.014 (0.003)***	0.014 (0.005)***	0.092 (0.018)***	0.012 (0.003)***	0.014 (0.003)***	0.0139 (0.005)***	0.012 (0.002)***
年龄平方	-0.0001 (0.0000)***	-0.0001 (0.00003)***	-0.0001 (0.00005)**	-0.001 (0.0002)***	-0.0001 (0.00003)***	-0.0001 (0.00003)***	-0.0001 (0.00005)***	-0.0001 (0.00002)***
东部 <sup>#</sup>					-0.008 (0.014)	-0.011 (0.0164)	-0.015 (0.026)	-0.005 (0.013)
中部 <sup>#</sup>					0.008 (0.019)	0.006 (0.021)	0.013 (0.032)	-0.010 (0.018)
城市 <sup>#</sup>					0.030 (0.013)***	0.034 (0.015)**	0.063 (0.023)***	0.004 (0.012)
家庭收入 <sup>\$</sup>					2.42e-06 1.87e-06	2.98e-06 (0.0000)	2.48e-06 (0.0000)	4.72e-06 (0.0000)
常数项	0.503 (0.059)***							
正确预测百分数		74.38	58.83	92.19		74.10	58.93	92.19
LRchi2( )	F 值 106.65	931.92	103.37	94.23	F 值 76.75	939.08	111.85	96.87
Prob>chi2	P 值 0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	P 值 0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
PseudoR2	0.2166	0.202	0.037	0.093	0.2181	0.204	0.038	0.096
loglikelihood	0.2146	-1838.79	-1356.41	-457.15	0.2152	-1835.21	-1352.17	-455.83
obs	3868	3868	2038	1830	3868	3868	2038	1830

注:1.(1)不考虑家庭特征,仅考虑个人特征对家庭无偿劳动参与率的影响;(2)考虑家庭特征对家庭无偿劳动参与率的影响。  
 2.后带#的变量为虚拟变量,参照组分别为女性,小学及以下教育水平,没有工作,未婚,西部,农村。  
 3.后带\$的变量为收入变量。其中个人收入为月平均收入,其中包括工资,与工资有关的奖金,补贴以及第二职业的工资、奖金与补贴收入。单位:元。家庭收入为年家庭收入,其中包括家庭成员工资与补贴奖金收入,而且包括家庭果园收入、家庭农业及收入、家庭养殖及收入、家庭渔业及收入、家庭小手工业、小商业及收入以及其他收入。单位:元。  
 4.\*、\*\*和\*\*\*分别代表在10%、5%和1%的水平上显著。  
 5.括号内为其最大似然估计标准误。

由于总体无偿劳动中存在 1386 个零值,为了更进一步检验上述变量对无偿家庭劳动时间会有什么样的影响,我们采用 Tobit 模型,对方程(3)和(4)进行了 Tobit 回归,用以检验各解释变量对无偿劳动时间的影响。同样,为了便于比较,我们在两个方程中都采用 OLS 回归。具体得到的回归结果见表 4。

表4 分性别无偿劳动时间方程(Tobit模型)

因变量: 无偿劳动 时间	(1)				(2)			
	OLS	$dy/dx$ <i>pooled</i>	$dy/dx$ <i>male</i>	$dy/dx$ <i>female</i>	OLS	$dy/dx$ <i>pooled</i>	$dy/dx$ <i>male</i>	$dy/dx$ <i>female</i>
性别 <sup>#</sup>	-117.604 (4.165)***	-85.928 (2.896)***			-117.022 (0.013)***	-85.643 (2.898)***		
初中 <sup>#</sup>	-2.845 (5.797)	0.265 (3.759)	13.731 (11.265)	-8.201 (6.833)	-4.451 (5.808)	-0.771 (3.761)	4.000 (4.094)	-9.884 (6.833)
高中 <sup>#</sup>	-8.693 (6.875)	-2.693 (4.419)	11.111 (13.184)	-11.021 (8.040)	-11.466 (6.936)*	-4.484 (4.423)	2.920 (4.862)	-14.476 (8.033)*
中专技校 <sup>#</sup>	21.210 (7.722)***	21.723 (5.560)***	68.754 (14.224)***	12.083 (9.907)	17.424 (7.780)**	18.996 (5.532)***	24.879 (6.161)***	7.847 (9.882)
大专及以上 <sup>#</sup>	6.745 (7.461)	14.265 (5.190)***	66.221 (13.398)***	-6.849 (9.610)	0.516 (7.672)	10.005 (5.229)*	22.919 (5.755)***	-14.328 (9.623)
工作 <sup>#</sup>	-55.715 (5.046)***	-32.999 (3.203)***	-31.854 (10.145)***	-54.449 (5.786)***	-55.334 (5.070)***	-32.888 (3.220)***	-10.467 (3.663)***	-55.360 (5.811)***
婚姻 <sup>#</sup>	54.800 (6.521)***	33.232 (3.577)***	19.920 (13.158)***	61.028 (6.386)***	56.188 (6.538)***	34.142 (3.570)***	7.471 (4.448)*	61.991 (6.402)***
个人收入 <sup>§</sup>	0.002 (0.001)*	0.001 (0.001)	-0.008 (0.004)**	0.003 (0.001)**	0.002 (0.001)	0.001 (0.001)	-0.003 (0.001)**	0.003 (0.001)**
年龄	0.751 (0.867)	1.149 (0.568)**	5.315 (1.620)***	0.710 (1.140)	0.689 (0.866)	1.103 (0.568)**	1.899 (0.578)***	0.647 (1.140)
年龄平方	-0.013 (0.009)	-0.013 (0.006)**	-0.044 (0.016)***	-0.016 (0.012)	-0.013 (0.009)	-0.013 (0.0006)***	-0.016 (0.006)***	-0.017 (0.012)
东部 <sup>#</sup>					-2.617 (4.497)	-1.902 (2.914)	-0.102 (3.033)	-5.160 (5.438)
中部 <sup>#</sup>					2.360 (5.852)	2.295 (3.856)	4.402 (3.901)	-2.520 (7.414)
城市 <sup>#</sup>					19.591 (4.154)***	12.848 (2.706)***	10.232 (2.768)***	19.587 (5.150)***
家庭收入					0.001 (0.001)*	0.001 (0.0004)*	0.0005 (0.0003)	0.001 (0.001)
常数项	150.998 (18.528)***							
$LRchi2(,)$	121.47	1240.41	103.67	182.30	113.65	1265.89	120.10	197.73
$Prob>chi2$	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
$PseudoR2$	0.2395	0.0320	0.0067	0.0082	0.3752	0.0327	0.0078	0.0089
$loglikelihood$	0.2375	-18733.46	-7637.00	-11063.67	0.3628	-18720.67	-7628.78	-11055.95
<i>obs</i>	3868	3868	2038	1830	3868	3868	2038	1830

注:同表3

由表3和表4我们看出,无论从劳动参与率还是劳动时间,男性的家庭无偿劳动时间都显著少于女性。可见男女在家庭无偿劳动时间配置上存在着显著的不平等,说明性别差异的先验性判断和社会角色理论的确形塑了女性在家庭无偿劳动中的传统地位。而且,相较之小学及以下学历,男性其他学历样本,从初中到大专以上,随着受教育程度的提高,男性家庭无偿劳动时间都增加

了。而且学历越高,其增加效应越显著。在初中和高中学历人群,其增加效应不显著,但是中专技校以及大专及以上,男性显著增加其在家庭无偿劳动中的时间。说明受教育程度越高,男性越认同男女平等理念,这也间接说明男女平等的确是社会文明的标尺。而女性则仅在中专技校层面上增加了她们的家庭无偿劳动时间,其他学历层次相较之小学及以下而言,都减少了她们的家庭无偿劳动时间,但是影响都不显著。而且我们的方程都通过了最大似然比和 Wald 检验,说明我们的回归结果在统计上是高度显著的。这充分验证了我们的理论假说:先天禀赋的性别差异及其先验性判断使得女性承担更多的无偿家庭劳动,接受更多教育并不显著改变这一分工模式。说明女性通过接受更多教育没有从根本上改变女性在家庭无偿劳动中的传统角色。

除此之外,我们选取的其他解释变量也对家庭无偿劳动时间存在一定的影响。

“工作与否”对无偿劳动参与率有着显著影响。相较之没有工作的样本而言,工作人群其参与家庭无偿劳动的概率显著下降。“个人收入”显著减少了男性的无偿劳动时间,和我们的直觉相悖的是:个人收入增加,女性的无偿劳动时间也会增加。我们的解释是,可能是因为高收入女性更注重生活质量,从而增加了她们的无偿家庭劳动时间。婚姻对于男性和女性是否参与家庭无偿劳动影响显著,相较之未婚人群而言,已婚人群参与家庭无偿劳动的可能性显著增加。年龄是影响劳动参与率的重要因素,二者呈现非线性关系。随着年龄的增长,男女的无偿劳动参与率都会增加,但是当男性在 57 岁,女性在 63 岁时,其参与率则会下降,这也为中国俗语“多年媳妇熬成婆”提供了一个经验上的证明。

在我们设计的家庭变量中,城乡二元结构的社会特征依然不容忽视,当考虑城乡变量时,我们看到,城镇男性显著比农村男性参与无偿劳动概率大,但是,女性却没有显示同样的效应。城镇女性也比农村女性参与无偿劳动概率大,但是在任一统计水平上都不显著。而且,地区变量对无偿劳动参与率影响不显著,虽然,无论男女,东部都表现出比西部更少的劳动参与率,但是影响不显著。而且,和我们的直觉相悖的是:家庭收入对于无偿劳动参与率没有显著影响。而且,相较之农村,城市样本其家庭无偿劳动时间显著上升。我们认为,可能的原因在于,农村的“为家人购买食品”一栏基本为 0,源于自给自足的农业经济依然在生产模式中起着重要作用。其次,相较农村而言,城镇人口更加注意生活质量,因此花费在提高家庭质量上的无偿劳动时间会显著增加。

## 五、结 语

对女性生存现状的研究不仅仅包括有偿市场劳动的性别歧视,而且包括无偿家庭劳动中的时间配置,当女性承担过多单调乏味的家庭劳动时,其福利水平必然偏离帕累托最优。但是,由于性别差异先验性判断的存在以及社会角色理论,女性又确实承担着更多的无偿家庭劳动。为此,我们研究接受更多教育对于女性劳动时间配置的影响研究,理论研究告诉我们,女性接受更多教育并没有显著降低其无偿家庭劳动时间。我们利用 CHNS2011 数据进行经验检验也验证了这一结果。当然,由于数据的局限,我们的研究只能粗略地衡量无偿家庭劳动总时间,对于无偿家庭劳动的各个方面没有进一步研究。直觉告诉我们,受教育程度越高,女性在照顾孩子上花费的时间越多,而这个时间可以分为两部分。一部分是教育和陪伴孩子的专属于母亲的不可替代时间,另一部分则是为其做饭,洗衣等等可替代的活动。囿于数据,我们的研究没有进行到这个层面。这也是我们以后进一步的研究方向。

本文一个潜在的政策含义就是:女性的确承担了更多的无偿家庭劳动,接受更多教育并不能有效改变这一模式。为此,女性的福利偏离了帕累托最优状态。合理的帕累托改进路径为:把无偿家庭劳动市场化和职业化,从而其创造的价值可以进入国民核算体系,那么女性的经济地位乃至社会地位都会得到大幅提升。当然,这有待于相关公共政策的制定。□

## 参考文献:

1. Bancroft, Gertrude. ,The American Labor Force; Its Growth and Changing Composition[M]. NY:New York Press, New York, 1968.
2. Becker, S. Gary, Human Capital, Fertility, and Economic Growth[J], Journal of Economy 1981 ,10,12—37.
3. Bianchi, S. M. ,Maternal Employment and Time with Children; Dramatic Change or Surprising Continuity? [J],Demography 2012,37,401—414.
4. Callister, Paul, The Changing Distribution of Paid and Unpaid Work in New Zealand[Z]. Workshop on Labour Force Participation and Economic Growth 2005,4,1—34.
5. Cohen, Malcolm S. , Samuel A. Rea, Robert J. Lerman, A Micro Model of Labor Supply [J], BLS Staff Report Paper (Washington: U. S. Bureau of Labor Statistics) 1970, 4,52—79.
6. Craig, L. ,How Do They Do It? A Time—diary Analysis of how Working Mothers Find Time for the Kids [Z], Social Policy Research Centre Discussion Paper, Social Policy Research Centre, University of New South Wales, 2005,136.
7. Freeman, R. B. and R. Schettkat, Marketization of Production and the US—Europe Employment Gap [J], Oxford Bulletin of Economics and Statistics 2001,63,647—670.
8. French, M. ,The War against Women[M]. Texas:Random House Value Publishing, Austin,1994.
9. Gershuny, J. ,Changing Times: Work and Leisure in Postindustrial Society[M]. New York:Oxford University Press,2000
10. Gornick, J. A. ,Personal Communication in New Zealand[J], American Economic Review 2005,7,199—223.
11. Grossman, M. ,The Correlation Between Health and Schooling[M]. Mimeo: Nat. Bur. of Econ. Research Press,1973.
12. Hartmann, H. ,Policy Alternatives for Solving Work—Family Conflict[J], ANNALS of the American Academy of Political and Social Science 2004,596, 226—231.
13. Neilson, Jeffrey, Converging Times: Parenthood, Time Allocation and the Gender Division of Labour in Sweden 1990—2010[D]. Doctor thesis, Lund University,2016.
14. Niederle, Muriel, Gender, Handbook of Experimental Economics[M]. ? NJ:Princeton University Press, New Jersey,2016.
15. Pandey, R. N. ,Women's Contribution to the Economy Through Their Unpaid Household Work[Z], Central Statistical Organisation, New Delhi, Working Paper,2000.
16. Stevens, D. ,Equity or Equality: A Study of the Time Men and Women Spend in Paid and Unpaid Work in New Zealand Households[Z], paper presented at the Time Pressure, Work—Family Interface, and Parent—Child Relationships International Time Use Conference, Kitchener—Waterloo, Ontario, Canada, 2002.
17. Waidman, Elizabeth, Marital and Family Status of Workers March[J], Monthly Labor Review 1968, 4, 14—22.
18. Yeung, W. J. ,and J. F. Sandberg, P. E. Davis—Kean and S. L. Hofferth, Children's Time with Fathers in Intact Families[J], Journal of Marriage and Family 2001,1,136—154.
19. 齐良书. 议价能力变化对家庭劳动时间配置的影响——一个来自中国双收入家庭的经验证据[J]. 经济研究,2005(09):78—90.
20. 加里·S·贝克尔著. 王献生,王宇译. 家庭论[M]. 北京:商务印书馆. 2005
21. 西蒙娜·德·波伏娃著. 李强译. 第二性[M]. 北京:中国书籍出版社. 2004
22. 周业安,左聪颖,袁晓燕. 偏好的性别差异研究[J]. 世界经济,2013(07):2—21.

(下转第 52 页)

12. 郭士征,张腾. 中国住房保障体系构建研究——基于“三元到四维”的视角[J]. 贵州社会科学,2010(12):20-25.
13. 刘丽巍. 我国住房公积金制度的现实挑战和发展方向[J]. 宏观经济研究,2013(11):14-20.
14. 吴志宇. 论住房公积金制度主体性功能的重塑[J]. 现代经济探讨,2014(10):36-40.
15. 王先柱,张志鹏. 住房公积金制度的改革方向与现实选择[J]. 哈尔滨工业大学学报(社会科学版),2015(04):127-134.
16. 曾筱清,翟彦杰. 我国住房公积金的法律属性及其管理模式研究[J]. 金融研究,2006(08):154-164.
17. 赵利梅. 理论和实践:实施农民工住房公积金制度的探讨——以四川省成都市为例的实证分析[J]. 农村经济,2014(12):64-68.
18. 席枫等. 我国住房公积金新政对房地产市场价格的影响分析[J]. 价格理论与实践,2015(09):39-41.
19. 殷俊,彭聪. 基于公平视角下住房公积金权益模式改革探析[J]. 理论月刊,2014(11):152-159.
20. 陈杰. 住房公积金制度改革的基本思路[J]. 中国房地产,2009(12):66-68.

## Does Housing Provident Fund “Mutually Assist” or “Rob”: Based on China’s Survey Data

WANG Xian-zhu WU Yi-dong

(School of Business, Anhui University of Technology 243032)

**Abstract:** This paper uses the micro survey data and Probit regression model to test on housing provident fund. The results show the defects of “despising the poor and curry favour with the rich” and “despising the rural and curry favour with the urban”. What’s more, the current rescue policies has amplified this effect. The paper suggests to build public housing provident fund system as the goal, reform from the provident fund property clearly positioning, and pay attention to the low-income groups and enlarge the coverage of housing provident fund properly.

**Keywords:** Housing Provident Fund; Rob the Poor to Help the Rich; Justice; Reform

.....

(上接第 41 页)

## The Effect of Gender Equality in Education on Allocation of Labor Time

YUAN Xiao-yan<sup>1,2</sup> SHI Lei<sup>2</sup>

(1. School of International Business, Shaanxi Normal University 710062;

2. School of Economics, Fudan University 200433)

**Abstract:** With China Health and Nutrition Survey of 2011, this paper, using Probit and Tobit methods, investigates whether education level decreases women’s unpaid labor allocation on housework for family. The results indicate the little influence which denotes the maintenance of traditional family division mode and invalidity of education to reduce women’s labor allocation on housework.

**Keywords:** Educational Level; Allocation of Labor Time; Gender Discrimination