

# 中国城镇在业夫妻家务劳动参与的影响因素分析\*

## ——来自第三期中国妇女社会地位调查的发现

周旅军

(北京大学 社会学系 北京 100871)

关键词 家务劳动 家务分工 分位数回归

摘要 本文使用2010年第三期中国妇女社会地位调查数据,除了从普通最小二乘法回归分析的角度研究城镇已婚在业者参与家务劳动的影响因素外,还特别关注群体内部的异质性,尤其是更多参与到家务劳动中的男人和更少承担起家务劳动的女人。通过在同一性别群体内按家务劳动时间分层,使用分位数回归方法能更全面地描述影响因素的作用。模型表明,在家务劳动时间的不同分位点上,同一因素的作用不同,表现为参数大小和统计显著性的变动。对于城镇在业夫妻而言,现有的家务分工理论在高分位点上有最好的解释能力,而在低分位点上仍需寻找其它更有影响的因素。

中图分类号 C913.11

文献标识 A

文章编号 :1004-2563(2013)05-0090-12

Factors Influencing Domestic Work Participation among Urban Working Couples in China: Findings from the Third National Survey on the Status of Chinese Women

ZHOU Lü-jun

(Department of Sociology at Peking University, Beijing 100871, China)

Key words: domestic work, division of domestic work, quantile regression

Abstract: This paper adopts the ordinary least squares regression analysis to examine the findings of the third national survey on the status of Chinese women in order to identify the factors that influence domestic work participation among urban working couples, paying special attention to the differences within this population of couples between men who do more and women who do less domestic work. The study uses quantile regression to divide women and men by the amount of time devoted to domestic work so as to develop a more comprehensive understanding of the functions of the influencing factors. This model suggests that the same factor functions differently depending on the amount of time devoted to domestic work by women or men, indicating differences in the size of parameters and statistical significance. For urban working couples, the current notion of division of domestic work explains well only at the larger values, while other explanations are needed at smaller values.

作者简介 周旅军(1977-)男,北京大学社会学系博士研究生。

\* 基金项目 本文是2010年国家社会科学基金重大项目“新时期中国妇女社会地位调查研究”(项目编号:10@ZH020)的研究成果,亦为2010年教育部哲学社会科学研究重大课题攻关项目“女性高层次人才成长规律及发展对策研究”(项目编号:10JZD0045-1)成果。

## 一、引言

在考察妇女的历史和当下处境时,我们不能忽略女性一直在从事的无酬家务劳动,因为正是在家庭这一劳动领域中,妇女的工作价值被贬低,使性别间的不平等分工得以固化为理所当然的秩序。历史表明,妇女在公共领域中的参与和贡献并没有必然地减轻她们所承受的家庭事务负担。党和政府在新中国成立初期实施的妇女就业政策使女性以前所未有的规模和速度进入社会劳动领域,但也使作为“国家人”的她们肩负起三重重担即为国、持家和养家责任;<sup>[1]</sup>经济体制改革造成的社会转型使国家的力量淡出,原有的支持妇女就业的社会保障机制受到市场“经济理性”的冲击,使职业妇女只能工作与家庭“两班倒”,担当双重负荷,处于“蜡烛两头烧”的困境。

恩格斯说:“妇女的解放,只有在妇女可以大量地、社会规模地参加生产,而家务劳动只占她们极少的工夫的时候,才有可能。”<sup>[2]</sup><sup>[P162]</sup>循此观点,不同性别群体的家务劳动参与情况可以作为衡量男女平等程度的重要指标,从中反映出中国妇女的社会地位。尽管从目前已有的调查数据来看,由女性为主承担家务劳动的格局仍未改变,但也能发现不少更多参与到家务劳动中的男性和更少承担起家务劳动的女性。他/她们不同于传统性别角色期望的行为模式,应该如何去解释?现代各种家务分工理论,如性别意识形态/角色观念、相对资源/权力和时间可用性理论等,它们对诸社会因素所起作用的预估,是否应在影响方向、程度甚至机制解释上做出修正?另外,考虑到家务劳动时间的严重偏态分布,采用普通最小二乘法回归进行影响因素的分析是否恰当也是值得探讨的问题。目前国内外研究家务分工的文献在这方面的理论探讨和实证研究都相当有限,在这些更能体现出男女平等意义的特殊样本达到了一定数量时,需要有更多的研究以了解不平等的性别分工如何才能得以改变。

## 二、经验研究综述

国内外相关的经验研究主要是从时间可用性、相对资源和性别意识形态三个方面具体分析夫妻间家务劳动的分工,涉及对家务劳动及其参与程度和各种影响因素的操作化。由于不同研究对概念及其

操作化的理解并不一致,因而对理论的验证结论也不同,甚至大相径庭。此外,较近的经验研究文献通常会在同一研究中同时讨论这三个主要的理论,并不把其中某一理论看成是唯一具有解释力的竞争性理论,而是把它们视为补充性的解释。

时间可用性理论认为,由于时间和精力有限,只有时间相对充足的一方才可能更多地承担家务。花费在劳动力市场上的时间、职业性质和对子女的照料都会影响夫妻双方的家务参与。男性更多是在从事有酬劳动,因而对时间的理性分配导致女性承担起更多家务。<sup>[3]</sup><sup>[4]</sup><sup>[5]</sup><sup>[6]</sup><sup>[7]</sup><sup>[8]</sup><sup>[9]</sup><sup>[10]</sup><sup>[11]</sup>但有研究发现,男性对家务劳动的参与未必与其市场中的工作时间相关。<sup>[12]</sup><sup>[13]</sup><sup>[14]</sup>

相对资源理论认为,夫妻中拥有更多资源而强势的一方会尽可能避开繁琐的家务。丈夫在外工作,为家庭生活提供必需的收入,而妻子处于经济上依赖的地位,使她们成为家务劳动的主要承担者。<sup>[5]</sup><sup>[18]</sup><sup>[15]</sup><sup>[16]</sup><sup>[17]</sup>资源上弱勢的妻子如果强求丈夫也承担家务,可能会导致不利于女性的离婚后果,因而只能接受不平等的现状。<sup>[18]</sup>但对双职工家庭的研究发现,妻子即使拥有与丈夫同等甚至更多的资源,也还是要做更多的家务劳动,或者说,这种不平等的分工与双方的资源状态并无直接关联。<sup>[19]</sup><sup>[20]</sup><sup>[21]</sup>

性别意识形态(gender ideology)理论认为,家务劳动所具有的性别意涵是社会性地建构起来并嵌入于文化结构之中的,它既维护男性特权,又使受压迫的女性接受不平等的现状,以致于妇女在传统性别意识形态下缺乏权力,无法与男性平等协商。<sup>[22]</sup>正是通过社会化的过程,男女两性习得并在日常生活中强化着性别化的分工模式(doing gender)。<sup>[23]</sup><sup>[24]</sup><sup>[25]</sup><sup>[26]</sup><sup>[27]</sup>

从国内外的经验研究来看,它们支持或质疑了相关理论,但并没有发现哪种理论有着绝对的解释力,能够在不同国家或地区、历史时期和家务劳动测量指标上得到一致的结果。也就是说,依据理论将各种影响因素操作化后,其对家务劳动参与程度的作用并不完全与理论预期相符,影响方向相反或根本没有作用的情况并不鲜见。造成这一状况的原因,既是源于不同研究所用因变量的不同、未观察到的解释变量较多,又是由于理论本身追求的普适性并不

成立,除需要根据各国或地区的具体历史情境重新解读外,对不同性别群体内部的异质性给予的关注也很不够。

2010年第三期中国妇女社会地位调查为探究两性家务劳动参与的社会、经济和文化诸因素的影响提供了具有全国代表性的最新数据。本研究以这一调查的数据为基础,进行家务劳动参与程度及各种影响因素的操作化分析,除了描述两性在家务劳动参与上的现状,从普通最小二乘法回归的角度研究影响因素外,还特别关注群体内部的异质性,尤其是更多参与到家务劳动中的男性和更少承担起家务劳动的女性。在讨论不同的家务性别分工理论的有效性时,认为各种理论所预期的影响因素的作用在家务劳动时间条件分布的不同位置上可能是不同的。这也意味着,理论的解释力并非一成不变,而是因群体内部的家务劳动时间分层而异。

由于绝大多数理论的应用背景是城镇已婚家庭,同时考虑到控制城乡间复杂差异和分析市场工作与家务劳动间关系的需要,本研究从全国随机样本中选择城镇人口(本户常住 城市户口)中的“已婚者”和“在业者”(不包括退休后继续工作),即“城镇已婚在业者”作为基础样本。<sup>①</sup>符合条件的样本数为6552人,其中男性3688名,占56.3%;女性2864名,占43.7%。另外,因为调查仅询问受访者本人的家务参与情况,而未涉及其配偶,所以只能按性别群体分开建模,因变量分别为男性的家务劳动时间和女性的家务劳动时间。

### 三、数据来源与研究方法

本研究使用2010年第三期中国妇女社会地位调查数据,调查标准时点为2010年12月1日。该调查由中华全国妇女联合会和国家统计局主持开展,自1990年开始每十年进行一次,以全国除港澳台以外居住在家庭户内的18至64周岁的中国男女公民作为个人问卷调查的对象,对各项反映中国妇女社会地位现状的资料进行了全面系统的搜集,个人问卷包括个人基本情况、受教育经历、工作和职业经

历、婚姻家庭情况等部分。

研究使用的统计方法主要是分位数回归(quantile regression),并将其估计结果与普通最小二乘法回归(OLS regression)进行比较。一般的多元回归函数是因变量对自变量的均值回归函数,其预设不同分位点上的自变量有着同样的效应,分位数回归函数则是更全面地考察自变量在因变量分布的不同百分位点上的不同作用。

另外,分位数回归的参数估计采用加权最小一乘法(weighted least absolute),在对某一分位点进行回归估计时仍利用全部样本,只是处于回归线上下方的数据具有不同的权重,当误差不符合正态分布假设而属于重尾(heavy-tail)分布或存在异常值时,其稳健性比普通最小二乘法更好。

在本研究中,具体的分位数回归模型是以同步分位数回归(simultaneous quantile regression)的方式进行估计,通过观察各种影响因素在不同分位点上参数的大小、方向和统计显著性的变化,可以更全面地理解群体内部的异质性。

分位数回归的基本模型<sup>②</sup>为:

$$Housework_k = \beta_0 + \sum_{i=1}^4 \beta_i Time_i + \sum_{j=5}^{10} \beta_j Resource_j + \sum_{k=11}^{12} \beta_k Ideology_k + \sum_{l=13}^{19} \beta_l Controls_l + \mu$$

纳入方程的解释变量分为三大部分,分别对应时间可用性、相对资源和性别意识形态理论,是对它们的操作化定义。变量从第三期中国妇女社会地位调查的个人问卷中选取,另有部分自变量由其他变量计算生成。其中:

时间可用性(time)包括四个变量:

市场时间:由有收入的工作/劳动/经营活动时间、学习(含专业培训和借助媒体的学习等)时间和工作/劳动/学习往返路途时间加总而成;

子女数;

是否有3岁以下的小孩:分为有和无两种情况,以无为参照类;

<sup>①</sup> 在实际建模时,由于进入回归分析的个案必须在所有自变量和因变量上无缺失值,所以方程中使用有效样本数要小于此基础样本。

<sup>②</sup> 出于简洁表达的考虑,模型仅作示意用,省去分位点标记、个体数据标识等。普通最小二乘法回归的示意模型与之同。

所询问的活动发生在工作 / 学习日还是休息日 :分为工作 / 学习日、休息日和不适用,<sup>③</sup>以工作 / 学习日为参照类。

相对资源(resource)包括六个变量:

夫妻收入差距 :由丈夫年收入<sup>④</sup>减去妻子年收入而成。

夫妻受教育程度差异:区分为丈夫受教育程度高于妻子、丈夫受教育程度相当于妻子和丈夫受教育程度低于妻子,其中丈夫受教育程度低于妻子为参照类。

家庭日常开支的决定:分为三种情况即丈夫为主、妻子为主和夫妻共同商量,其中丈夫为主作为参照类,包括此变量可以观察妻子在部分掌握家庭经济资源时,能否借此减轻家务负担。

是否有儿子:区分有儿子、有女儿和没有子女三种情况,<sup>⑤</sup>以有女儿为参照类。Magrery Wolf用“子宫家庭”(uterine family)的概念来理解女性在传统父系家庭中以生子来提高和维系地位的行为,有儿子可能意味着女性能得到更多资源。

婚前谁家的经济状况更好:分为男方家更好、女方家更好和两家差不多,以男方家更好为参照类。

对谁在家庭中更有实权的主观判断:分为丈夫更有实权、妻子更有实权和差不多,以丈夫更有实权为参照类。

性别意识形态(ideology)变量包括受访者对“男

人应该以社会为主,女人应该以家庭为主”和“男人也应该主动承担家务劳动”的看法两项。问卷提供的回答选项有非常同意、比较同意、不太同意、很不同意和说不清。

为了与传统观念下的行为进行比较,在建模时,对于“男人应该以社会为主,女人应该以家庭为主”这一问题,“非常同意”作为参照类,“说不清”因回答人数较少且意义不明确,故不将其保留;对于“男人也应该主动承担家务劳动”,以“不太同意”为参照类,但它由“不太同意”和“很不同意”合并而来,因为“很不同意”比例过小,而且意义与前者相近。“说不清”因回答人数较少且意义不明确,不再将其保留。

控制变量(controls)包括年龄、受教育年限、<sup>⑥</sup>政治面貌(分为群众、共青团员和共产党员,以群众为参照类)、职业类型(分为各类负责人、专业技术人员、办事人员、商业服务业人员、农业人员和生产运输设备操作人员,以各类负责人为参照类)、户内成员数量、<sup>⑦</sup>访问时有没有第三人在场(分为没有和有,以没有为参照类)以及地区分组<sup>⑧</sup>(分为三个地区即西部地区、中部地区和东部地区,其中西部地区作为参照类)七项。另外,方程中的 $\mu$ 是误差项。

在问卷中,家务劳动<sup>⑨</sup>时间指受访者在受访前一天用于家务劳动(含做饭、清洁、照顾家人、日常采购等)的时间,回答格式为填写 $\times \times$ 小时 $\times \times$ 分钟,但在编码时折合成分钟。

③根据《第三期中国妇女社会地位调查调查员手册》,“不适用:处于农闲状态的农民、料理家务者、失业、退休者等无法界清工作与休息的人圈填此项。”

④问卷上询问的个人年收入包括工资、各种生产经营收入、分红、房租、炒股、退休费、生活补贴费等在内,单位为元,时点指受访时的上一年。

⑤问卷是在受访者有子女时追问“最后一个/这个孩子的性别”,因此,在有多个子女时,该变量取值为“有女儿”并不意味着“只有”女儿。

⑥问卷上询问的受教育年限指接受正规学校教育的年数,不包括成人教育。

⑦既包括有血缘、姻缘关系的家庭成员,也包括一起吃住的其他人员,不论其户口是否在本户。

⑧参照第二期中国妇女社会地位调查的划分,东部地区包括北京、天津、上海、辽宁、山东、江苏、浙江、福建、广东;中部地区包括黑龙江、吉林、河北、河南、山西、安徽、江西、湖北、湖南、广西、海南;西部地区包括内蒙古、陕西、宁夏、甘肃、青海、新疆、重庆、四川、云南、贵州和西藏。

⑨根据《第三期中国妇女社会地位调查调查员手册》,家务劳动包括做饭、洗碗、家庭清扫、洗衣、照料家人、处理家庭其他事务等的所有家务劳动。其中照料孩子既包括对孩子的生活照料(为孩子穿衣、整理文具、喂饭、洗澡、喂药、医疗护理等),也包括教育孩子和辅导功课,同时也包括看护孩子和陪孩子外出活动等。照料老人既包括对老人的生活照料、医疗护理、陪老人去医院、户外,同时也包括陪老人聊天等。

在进行分位数回归时,需要根据因变量的分布情况选择恰当的分位点,以代表参与家务劳动的低、中、高程度。在本研究使用的数据中,因变量呈现出离散数据的特征,这是因为受访者的回答多集中在以30分钟为单位的时间报告上。<sup>⑩</sup>因此还需特别考虑所选分位点上的样本量是否能满足一定的规模,使其有参与程度现状的代表性。具有一定样本规模

表1 城镇已婚在业男女的家务劳动时间

总时间 (分钟)	男性 <sup>a</sup>		女性 <sup>b</sup>	
	频次	分位点	频次	分位点
0	1132	33.7	213	8.2
30	461	51.7	146	14.8
60	649	72.4	463	33.2
90	146	78.6	147	40.0
120	401	91.0	682	67.1
150	32	92.7	107	73.8
180	113	96.3	319	87.0
210	11	97.2	44	90.3
240	40	98.5	125	95.4
300	13	99.1	34	97.8
360	6	99.3	25	98.9

a. 有效样本量为3364,均值为56.65分钟,标准差为69.820分钟,偏度为2.522,峰度为11.056。

b. 有效样本量为2600,均值为119.72分钟,标准差为84.529分钟,偏度为1.821,峰度为8.631。

的分位点及相应样本量详见表1。

从表1不难看出,在城镇在业夫妻中仍然是妻子承担了更多的家务。有1132位丈夫完全不参与家务,约占33.7%,而仅有213位妻子不用做家务,约占8.2%。在高端分位数上,女性人数远多于男性,家务劳动时间能达到180分钟的男性为113名,对应分位点为96.3,而相应的女性有319位,对应分位点是87.0。

调查时,在城镇已婚样本(包括在业与不在业)中,有15.8%的人未从事有收入的工作(不包括已退休/内退),而女性占74.8%。在这些不在业的人中,

有58.8%的人以料理家务为主,其中女性占94.8%。对已婚女性而言,未从事有报酬劳动的主因是“料理家务”。另外,表2的数据说明,能够继续留在劳动力市场中的城镇已婚女性所投入的市场时间仅比男性少约19分钟,受教育年限相当。在年收入方面,女性样本中的夫妻差距为4749.10元,而在男性样本中是17113.36元;在夫妻受教育程度差异上,女性样本中丈夫低于妻子的比例更高。也就是说,在城镇已婚女性内部,在业女性与非在业女性间存在差异,在业女性样本与在业男性样本的妻子相比也有不同。

表2 城镇已婚在业男女的自变量情况

	男性		女性	
	均值/ 比例	标准差	均值/ 比例	标准差
时间可用性				
市场时间(分钟)	479.07	221.219	460.29	214.989
子女数	1.16	0.580	1.11	0.508
是否有3岁以下的小孩				
无	89.2		89.5	
有	10.8		10.5	
是否工作/学习日				
工作/学习日	81.1		80.8	
休息日	16.5		15.7	
不适用	2.4		3.5	
相对资源				
夫妻上一年年收入差距(元)	17113.36	61504.494	4749.10	104142.620
夫妻受教育程度差异				
丈夫高于妻子	40.6		34.4	
丈夫相当于妻子	40.1		41.8	
丈夫低于妻子	19.3		23.8	
家庭日常开支决定权				
丈夫为主	11.4		7.3	
妻子为主	55.6		57.9	
夫妻共同商量	33.0		34.8	
是否有儿子				
有儿子	51.4		52.7	
有女儿	43.0		42.0	
没有子女	5.6		5.3	

<sup>⑩</sup>根据《第三期中国妇女社会地位调查调查员手册》要求,在调查对象只能笼统回答小时的区间数时(比如,“三四小时”),调查员按区间下限加30分钟填写。

婚前谁家的经济状况更好				
男方家更好	18.0		17.3	
女方家更好	20.8		23.6	
两家差不多	61.2		59.1	
对谁在家庭中更有实权的主观判断				
丈夫	26.2		21.9	
妻子	23.7		20.9	
差不多	50.1		57.2	
性别意识形态				
男人应该以社会为主,女人应该以家庭为主				
非常同意	14.6		9.4	
比较同意	37.5		29.5	
不太同意	39.4		47.1	
很不同意	8.5		14.0	
男人也应该主动承担家务劳动				
非常同意	29.8		48.2	
比较同意	55.0		46.9	
不太同意	15.2		4.8	
控制变量				
年龄	42.51	8.716	39.08	7.381
受教育年限	10.95	2.871	10.99	2.861
政治面貌				
群众	64.5		72.7	
共青团员	2.7		5.0	
共产党员	32.8		22.4	
职业类型				
各类负责人	8.7		5.1	
专业技术人员	17.4		25.0	
办事人员	18.8		16.8	
商业服务业人员	21.3		36.5	
农业人员	2.5		2.2	
生产运输设备操作人员	31.3		14.3	
户内成员数量	3.35	1.072	3.32	1.022
访问时有没有第三人在场				
没有	76.5		77.5	
有	23.5		22.5	
地区分组				
东部	43.3		38.6	
中部	38.3		39.5	
西部	18.4		21.9	

#### 四、家务劳动参与的影响因素分析

在分析家务劳动参与的影响因素时,首先使用普通最小二乘法(OLS)回归进行估计,以查看各种解释变量的平均效应,然后将其与分位数回归的模型参数相比较。由于分位数回归模型以同步分位数回归(Simultaneous quantile regression)的方式估计,因此各分位点上的回归方程将使用同一有效样本,有着同样的样本规模,分析时不是关注单一回归方程中参数的解释,而是重点考察同一变量在不同分位点上的作用大小和统计显著性的变化,从而把握群体内部的异质性。

##### 1.城镇已婚在业男性的家务劳动时间模型

表3详细列出了城镇已婚在业男性家务劳动时间模型的参数。OLS回归的参数估计表明,市场时间、子女数、是否工作/学习日、夫妻受教育程度差异、家庭日常开支决定权、婚前家庭经济状况比较、性别意识形态以及年龄、受教育年限和职业类型均与城镇已婚在业男性的家务劳动参与程度有关。

分位数回归的参数结果表明:

(1)在控制其他因素后,市场时间在各个分位点上均有显著的负向作用,数值也是不断增大,OLS回归低估高分位点上的参数值近一倍;时间可用性理论认为,子女增多会导致妻子增加照料时间,而丈夫会为其分担家务,但在方程中,子女数变量的参数为负值,与预期相反,这可能是由于夫妻间因子女的养育而强化了传统性别分工所致。同样,即使家中有3岁以下的小孩,也并不会对男性的家务投入造成影响,如果受访前一日为休息日,则家务劳动时间相比工作/学习日会增多。不过,该差异虽然在OLS方程中显著,但仅在低分位点上有相似作用。

(2)夫妻受教育程度差异有显著作用,特别是在高分位点上。相对于丈夫受教育程度低于妻子的情况,丈夫受教育程度相当于或高于妻子都会减少丈夫的家务劳动投入;在家庭日常开支的决定以妻子为主时,相对于以丈夫为主,男性会减少家务劳动时间。不难想见,妻子的“权”是用来管理日常家务开销,并不会藉此改变家庭的分工格局。OLS回归低估高分位点上的参数值一倍。另外,在OLS回归中,相比婚前男方家经济状况更好,女方家更好会显著增

表 3 城镇已婚在业男性的家务劳动时间模型<sup>c</sup>

		OLS 回归	q517	q724	q910
<b>时间可用性</b>					
市场时间		-0.086*** (0.008)	-0.078*** (0.010)	-0.100*** (0.017)	-0.169*** (0.026)
	子女数	-8.423*** (2.544)	-7.277** (2.550)	-10.331** (3.218)	-12.613 (6.608)
是否有 3 岁以下的小孩	有	2.318 (4.142)	4.724 (4.456)	0.651 (6.005)	1.048 (9.064)
工作 / 学习日	休息日	15.975** (4.922)	19.036** (7.275)	18.593 (9.959)	22.801 (17.569)
	不适用	24.799*** (7.499)	10.551 (9.121)	27.782 (15.023)	89.152 (49.141)
<b>相对资源</b>					
夫妻收入差距		-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)
夫妻受教育程度差异	丈夫高于妻子	-9.199** (3.271)	-7.501 (4.004)	-15.202** (4.644)	-12.638 (7.788)
	丈夫相当于妻子	-6.502* (3.102)	-4.892 (3.536)	-8.455 (4.455)	-16.173* (6.757)
家庭日常开支决定权	妻子为主	-9.952** (3.759)	-9.807** (3.758)	-12.672 (5.453)	-19.430* (9.483)
	夫妻共同商量	-0.995 (4.022)	3.011 (4.072)	4.684 (5.832)	-9.839 (9.360)
是否有儿子	有儿子	0.079 (2.288)	-2.064 (2.358)	2.242 (3.166)	2.228 (4.559)
	没有子女	-3.359 (5.846)	0.046 (6.614)	0.582 (8.838)	-12.017 (13.894)
婚前谁家的经济状况更好	女方家更好	7.861* (3.597)	4.656 (3.806)	7.623 (4.955)	9.832 (7.995)
	两家差不多	5.843 (3.016)	5.179 (3.307)	4.737 (4.165)	8.283 (6.130)
对谁在家庭中更有实权的主观判断	妻子	6.001 (3.316)	4.987 (3.875)	6.341 (5.026)	15.900* (7.921)
	差不多	5.231 (2.888)	5.591 (2.665)	7.167 (4.020)	6.930 (6.438)
<b>性别意识形态</b>					
男人应该以社会为主，女人应该以家庭为主	比较同意	3.912 (3.518)	2.713 (3.090)	4.056 (4.714)	1.818 (8.696)
	不太同意	9.464 (3.483)	9.732** (3.054)	10.427 (4.544)	13.855 (7.997)
	很不同意	14.234 (4.838)	11.821 (5.469)	14.789 (8.077)	33.318** (12.501)

男人也应该主动 承担家务劳动	非常同意	23.529 (3.580)	19.926*** (3.566)	35.420*** (5.267)	32.827*** (7.663)
	比较同意	10.846*** (3.239)	8.662** (2.878)	14.876*** (3.881)	7.166 (7.502)
控制变量					
年龄		0.527*** (0.171)	0.734*** (0.204)	0.847** (0.278)	0.772* (0.348)
受教育年限		1.180* (0.490)	1.528*** (0.463)	1.447 (0.675)	2.285* (0.975)
政治面貌	共青团员	-5.758 (7.022)	-3.799 (6.913)	-12.276 (13.664)	7.635 (14.639)
	共产党员	-2.000 (2.668)	0.368 (2.760)	-3.290 (3.895)	-10.053 (6.180)
职业类型	专业技术人员	14.436** (4.653)	16.289*** (4.661)	15.674** (5.630)	21.140* (9.108)
	办事人员	18.564*** (4.565)	16.110** (4.905)	22.893*** (6.266)	23.829* (10.799)
	商业服务业人员	21.686*** (4.711)	20.195*** (4.487)	23.331*** (5.749)	23.889* (10.889)
	农业人员	18.613* (8.271)	18.526* (9.382)	18.422 (12.400)	36.168* (18.083)
	生产运输设备操作人员	16.708*** (4.538)	17.043*** (4.116)	15.178** (5.296)	20.963* (9.915)
户内成员数量		0.170 (1.156)	-1.083 (1.202)	1.157 (1.715)	3.083 (2.593)
访问时有没有第三人在场	有	2.786 (2.644)	2.818 (2.797)	7.418 (3.891)	3.765 (5.445)
地区分组	东部地区	2.153 (3.124)	2.719 (3.483)	1.823 (4.510)	11.746 (7.959)
	中部地区	-1.820 (3.173)	0.578 (3.483)	-3.286 (4.894)	6.254 (8.600)
R <sup>2</sup>		0.1621	0.1019	0.1243	0.1643

c. 四个方程的有效样本量均为 3364, R<sup>2</sup> 为调整后的 R<sup>2</sup> 或 Pseudo-R<sup>2</sup> (分位数回归), 括号中的数字为估计系数的标准误, 在分位数回归中, 标准误是 Bootstrap 100 次之后的结果; 具有统计显著性的系数除以黑体标明外, 其星号上标的含义为: \* p<0.05, \*\* p<0.01, \*\*\* p<0.001。

加男性的家务劳动时间, 但在各分位点上并没有显著影响。相比丈夫在家中更有实权, 妻子更有实权会在高分位点上显著增加男性的家务劳动投入。OLS 回归未能发现该因素的作用。

(3) 在性别意识形态方面, 相比非常同意, 对“男人应该以社会为主, 女人应该以家庭为主”持不太同意和很不同意观点的男性会用更多时间从事家务; 对“男人也应该主动承担家务劳动”的看法也符合理

论预期, 即相比不太同意, 持非常同意和比较同意观点者会做更多家务, 而且前者的作用更大。参数值从低分位点向高分位点不断增加, 尤其是在中等分位点上, 正向效应远高于 OLS 回归的参数估计, 后者相当于低分位点上的数值。

(4) 年龄和受教育年限的增加会正向影响男性的家务劳动投入, 相比各类负责人, 进入专业技术人员、办事人员等职业能够让男性有更多时间参与家



务,这说明除个体自身的原因如性别意识形态外,职业特征或工作环境也决定着个体对家务劳动的投入。在不同分位点上,参数值从低分位点向高分位点递增,OLS估计值多低于中等或高分位点的参数值。

(5)影响因素作用的变化也综合体现在方程R<sup>2</sup>值的变动上,其趋势是从低分位点往高分位点逐渐增加解释比例。在高分位点上,分位数回归的R<sup>2</sup>值与OLS回归相近。

## 2.城镇已婚在业女性的家务劳动时间模型

城镇已婚在业男性家务劳动时间模型已经揭示出家务劳动分工理论在男性群体内部就存在解释力度上的差异,因此有必要进一步分析城镇已婚在业女性家务劳动时间的影响因素。

表4显示,在控制其他变量后,市场时间作用显

著,而子女数仅在中等分位点上作用显著,子女数增多会加重女性的家务负担。有无3岁以下的小孩不会影响家务时间。与预期相反,相比有女儿,在低分位点上,有儿子会增加家务投入。但该因素在OLS回归和其他分位点上无显著作用。相比丈夫有实权,妻子有实权能在中等分位点上减少家务时间。

对“男人也应该主动承担家务劳动”的看法仅在高分位点上有显著减少家务的作用。另外,户内成员数量的增加能够降低家务负担,这可能是来自家庭中同住长辈的支持。

这些与男性模型相异之处提示,对于城镇已婚在业女性而言,一方面,主要由她们承担家务劳动的格局是普遍存在的情况;另一方面,现有的理论还不足以说明内部的差异来源。

表4 城镇已婚在业女性的家务劳动时间模型<sup>d</sup>

		OLS 回归	q517	q724	q910
<b>时间可用性</b>					
市场时间		-0.135*** (0.011)	-0.096*** (0.015)	-0.138*** (0.016)	-0.196*** (0.024)
子女数		6.272 (3.952)	7.927 (5.742)	11.328** (3.789)	2.402 (6.248)
是否有3岁以下的小孩	有	2.332 (5.728)	-7.765 (7.591)	6.014 (6.865)	-5.999 (12.025)
工作/学习日	休息日	13.522* (6.382)	13.880 (9.594)	12.399 (8.192)	13.260 (14.646)
	不适用	31.849*** (8.863)	24.674* (11.135)	19.148 (10.886)	74.131** (27.643)
<b>相对资源</b>					
夫妻收入差距		0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
夫妻受教育程度差异	丈夫高于妻子	-2.296 (4.177)	-0.953 (5.361)	0.058 (4.313)	0.718 (7.728)
	丈夫相当于妻子	-1.687 (3.916)	0.171 (5.030)	-1.076 (3.787)	-1.204 (6.678)
家庭日常开支决定权	妻子为主	3.077 (6.173)	9.607 (7.455)	-0.424 (6.404)	-0.522 (12.923)
	夫妻共同商量	-2.810 (6.437)	-1.811 (7.353)	-5.738 (6.555)	0.756 (14.244)
是否有儿子	有儿子	3.740 (3.123)	9.533* (3.838)	3.731 (2.728)	3.897 (5.236)
	没有子女	-12.715 (8.313)	-5.189 (8.273)	0.464 (12.152)	-19.932 (13.290)

婚前谁家的经济状况更好	女方家更好	3.238 (4.815)	- 4.761 (6.670)	0.804 (5.434)	2.819 (9.534)
	两家差不多	4.603 (4.158)	1.671 (5.765)	0.553 (4.027)	3.352 (7.041)
对谁在家庭中更有 实权的主观判断	妻子	- 10.738* (4.835)	- 2.040 (5.983)	- 9.025* (4.573)	- 5.480 (7.994)
	差不多	- 3.796 (4.022)	5.337 (5.580)	- 2.502 (4.581)	- 11.345 (6.595)
性别意识形态					
男人应该以社会为主， 女人应该以家庭为主	比较同意	- 0.478 (5.777)	0.157 (10.574)	2.014 (6.739)	2.685 (10.951)
	不太同意	- 3.424 (5.485)	- 2.243 (9.769)	- 0.092 (5.356)	7.838 (9.370)
	很不同意	- 8.121 (6.427)	- 10.370 (10.897)	- 3.915 (7.080)	4.073 (11.450)
男人也应该主动 承担家务劳动	非常同意	- 8.057 (7.207)	7.371 (10.306)	- 10.621 (14.248)	- 22.240* (10.052)
	比较同意	7.730 (7.237)	10.299 (9.798)	- 13.979 (14.265)	- 19.320 (9.996)
控制变量					
年龄		0.494 (0.276)	0.725* (0.327)	0.608* (0.283)	- 0.097 (0.502)
受教育年限		- 0.720 (0.683)	- 1.425 (0.773)	- 0.597 (0.749)	- 1.649 (1.291)
政治面貌	共青团员	- 10.474 (7.293)	- 2.491 (10.497)	- 0.723 (7.397)	- 7.726 (9.907)
	共产党员	0.555 (4.053)	0.570 (4.519)	- 0.947 (3.305)	- 4.902 (6.918)
职业类型	专业技术人员	1.466 (7.497)	1.280 (10.884)	1.588 (5.399)	- 0.925 (11.756)
	办事人员	18.730* (7.703)	11.803 (11.040)	10.513 (6.388)	18.685 (11.309)
	商业服务业人员	13.869 (7.514)	11.927 (10.559)	11.744 (6.102)	9.807 (11.467)
	农业人员	17.277 (12.838)	12.795 (16.029)	21.264 (13.157)	- 1.589 (20.544)
	生产运输设备操作人员	10.582 (8.142)	9.227 (9.955)	8.618 (6.030)	8.160 (12.398)
户内成员数量		- 3.229* (1.621)	- 4.135* (1.921)	- 3.981* (1.703)	- 3.838 (3.095)
访问时有没有第三人在场	有	- 1.433 (3.640)	- 3.878 (4.729)	- 2.152 (3.989)	6.346 (6.932)
地区分组	东部地区	6.351 (4.074)	3.213 (5.100)	1.281 (4.798)	1.967 (7.710)

中部地区	6.614 (4.062)	- 0.905 (5.367)	2.283 (4.835)	1.757 (6.927)
R <sup>2</sup>	0.1820	0.0895	0.1124	0.1569

d. 四个方程的有效样本量均为 2600, R<sup>2</sup> 为调整后的 R<sup>2</sup> 或 Pseudo- R<sup>2</sup> (分位数回归); 括号中的数字为估计系数的标准误, 在分位数回归中, 标准误是 Bootstrap 100 次之后的结果; 具有统计显著性的系数除以黑体标明外, 其星号上标的含义为: \* p<0.05, \*\* p<0.01, \*\*\* p<0.001。

## 五、结论与讨论

本研究不仅在条件均值的传统统计框架下对不同性别群体间家务劳动时间的均值差异和影响因素进行分析, 同时还通过比较男女间在家务劳动时间分位数上的差异, 使用分位数回归的方法, 考察处于不同家务劳动时间分位点上的群体是如何在各种因素影响下形塑其行为方式的。

具有全国代表性的 2010 年第三期中国妇女社会地位调查数据能够让我们在中国的当代情境中检验现代各种家务分工理论如性别意识形态 / 角色观念、相对资源 / 权力和时间可用性理论的有效性。除此之外, 本研究还表明: 首先, 对理论正确与否的判断需要考虑对不同群体的适用性, 充分认识到群体间和群体内的异质性, 以此为前提来理解理论所具有的解释能力, 而非一味强调普适性, 也就是说, 不必因理论对某一群体的现象无法解释而否定该理论的有效性; 其次, 在量化的实证分析中, 对社会现象可以不局限于对平均数的描述和解释。平均数作为对群体现象的一般性概括, 尽管简洁, 但不能充分反映群体间和群体内的差异, 这在社会现象存在严重偏态分布时尤为如此, 这往往也是基于平均数的统计指标受到质疑的根源。相较而言, 分位数在不增加过多计算和表述负担的条件下能够更全面地考察群体间和群体内的异质性, 其基于次序统计量的特性使其既不过多受异常值的影响, 又能在关注社会结果分层的研究场景中考察异常值; 第三, 从政策研究和倡导的角度出发, 分性别群体建模能更好地针对两性差异进行影响因素的分析和解释, 即通过比较不同性别群体以及群体内部不同分位点上的模型结果, 强调各种影响因素在两性群体间的作用差异, 从而推进对两性群体所面临的不同处境和相应行为策略的理解。

基于分位数回归的模型结果表明, 对于城镇已婚在业男性和女性, 不同的家务分工理论有不同的解释能力, 而且在同一群体内部的不同分位点上, 同一因素的作用也不同。市场时间都能减少两性的家务时间, 但子女数却起着相反的作用, 对男性是减少负担, 对女性则是增加劳累。相比丈夫在家中更有实权, 妻子更有实权会在高分位点上显著增加男性的家务投入, 在中等分位点上减少女性的家务时间, 在性别意识形态中, 反对“男人应该以社会为主, 女人应该以家庭为主”的男性更多地承担起家务, 而接受“男人也应该主动承担家务劳动”能大幅增加男性的家务投入。

综合而言, 对于城镇已婚在业男性, 在高分位点上有解释能力的因素是市场时间、夫妻受教育程度差异、家庭日常开支决定权、对家中有实权者的判断、性别意识形态以及年龄、受教育年限和职业类型。对于城镇已婚在业女性, 在低分位点上有解释能力的因素有市场时间、是否有儿子和年龄、户内成员数量。家务分工理论在低分位点上的解释力最低, 这说明还需要考虑其他可能性以改善性别分工的现状, 使更多男性分担家务劳动, 减少女性的家务劳动时间。

由于调查未询问受访者配偶的家务劳动情况, 因而研究不可能将户内的夫妻配对作为研究对象, 也就不能在严格意义上深入探讨家务劳动在家庭内的性别分工。另外, 统计模型只能告诉我们具体的“事实”, 基于横截面数据的回归分析本身也并不能提供因果关系的证明, 因素的作用——微观或宏观——究竟是如何在夫妻的工作和生活中展开的, 我们还知之甚少。结合深度访谈等质性方法, 对模型背后的人进行追踪研究, 将有助于把握家务劳动性别分工的动态变化过程。

## [参考文献]

- [1]左际平.20 世纪 50 年代的妇女解放和男女义务平等 :中国城市夫妻的经历与感受[J].*社会*,2005,(1).
- [2]恩格斯.马克思恩格斯选集(第四卷)[M].北京 :人民出版社,1995.
- [3]Coverman,Shelly.Explaining Husbands' Participation in Domestic Labor at Home[J].*Sociological Quarterly*,1985,(26).
- [4]Hiller, Dana.Power Dependence and Division of Family Work[J].*Sex Roles*,1984,(10).
- [5]Blair, Simpson L., and Daniel T. Lichter.Measuring the Division of Household Labor: Gender Segregation of Housework among American Couples[J].*Journal of Family Issues*,1991,(12).
- [6]Brayfield.Employment Resources and Housework in Canada[J].*Journal of Marriage and the Family*,1992,(54).
- [7]Brines,Julie.The Exchange Value of Housework[J].*Rationality and Society*,1993,(5).
- [8]Kamo,Yoshinori.The Determinants of Household Division of Labor: Resources, Power, and Ideology[J].*Journal of Family Issues*,1988,(9).
- [9]Gershuny,Jonathan,and John P. Robinson.Historical Changes in the Household Division of Labor[J].*Demography*,1988,(25).
- [10]Presser,Harriet B.Employment Schedules among Dual Earner Spouses and the Division of Household Labor by Gender[J].*American Sociological Review*,1994,(59).
- [11]Gough, Margaret, and Alexandra Killewald,Gender,Job Loss, and Housework :The Time Availability Hypothesis Revisited [R/OL].Michigan 'Population Studies Center of University of Michigan,2010 [2011- 08- 01]. <http://www.psc.isr.umich.edu/pubs/pdf/rr10-710.pdf>.
- [12]John, D. and B.A.Shelton.The Production of Gender among Black and White Women and Men :the Case of Household Labor[J].*Sex Roles*,1993,(36).
- [13]Sullivan, O..The Division of Housework among 'Remarried' Couples[J].*Journal of Family Issues*,1997,(18).
- [14]Almeida, D.M., J.L.Maggs, and N.L.Galambos. Wives' Employment Hours and Spousal Participation in Family Work [J]. *Journal of Family Psychology*,1993,(7).
- [15]Rodman, Hyman.Marital Power and the Theory of Resources in Cultural Context[J]. *Journal of Comparative Family Studies*,1972,3(1).
- [16]McDonald, Gerald W..Family Power: the Assessment of a Decade of Theory and Research [J]. *Journal of Marriage and the Family*, 1980,(42).
- [17]Shelton, Beth A., and Daphne John.Does Marital Status Make a Difference?[J]. *Journal of Family Issues*,1993,(14).
- [18]Lennon, M.C. and S. Rosenfield.Relative Fairness and the Division of Housework :The Importance of Options[J]. *The American Journal of Sociology*,1994,100(2).
- [19]Brines, Julie.Economic Dependency, Gender, and the Division of Labor at Home[J].*The American Journal of Sociology*,1994,100(3).
- [20]Hardesty, Constance, and Janet Bokemeir.Finding Time and Making Do :Distribution of Household Labor in Nonmetropolitan Marriages [J]. *Journal of Marriage and the Family*,1989,(51).
- [21]McAllister, Ian.Gender and the Household Division of Labor: Employment and Earnings Variations in Australia [J]. *Work and Occupations*,1990,(17).
- [22]Zuo Jiping and Bian Yanjie.Gendered Resources, Division of Housework, and Perceived Fairness- A Case in Urban China[J]. *Journal of Marriage and Family*,2001, 63(4).
- [23]Rank, Mark R..Determinations of Conjugal Influence in Wives' Employment Decision Making [J]. *Journal of Marriage and the Family*, 1982,(8).
- [24]Mirowsky, John.Depression and Marital Power :an Equity model[J]. *American Journal of Sociology*,1985,91(3).
- [25]South, Scott J., and Glenna Spitze.Housework in Marital and Nonmarital Households[J]. *American Sociological Review*,1994,(59).
- [26]Gupta, Sanjiv.The Effects of Transitions in Marital Status on Men' s Performance of Housework[J]. *Journal of Marriage and the Family*, 1999,(61).
- [27]Batalova, Jeanne A., and Philip N. Cohen.Premarital Cohabitation and Housework: Couples in Cross- National Perspective[J]. *Journal of Marriage and Family*,2002,(64).