

职业对劳动力时间配置选择的影响： 以家务时间为例

胡军辉¹, 叶尔肯拜·苏琴²

(1 浙江财经大学 东方学院 浙江 海宁 314408; 2 上海财经大学 财经研究所, 上海 200433)

摘要: 运用2009年的CHNS数据,以HLM方法实证分解了职业对城乡劳动力家务时间配置选择的直接和间接影响。农村家庭家务时间配置的性别不平等比城镇家庭更加严重,城乡劳动力的职业差别是其中的影响因素之一;职业的从业者学历水平与城乡男性劳动力的家务时间配置正相关,而职业的收入与城镇男性和农村女性劳动力的家务时间配置负相关;职业环境的学历特征对家庭内部的家务分工模式和时间配置选择有间接调节效应,但作用强度存在城乡差别,而职业环境的收入特征,间接影响女性劳动力家务时间配置选择;职业工作时间的灵活性对劳动力家务时间配置选择的影响不明显。本文的实证发现有着现实的政策含义。

关键词: 职业;家务劳动;时间配置;多层线性模型(HLM)

中图分类号:F24 文献标识码:A 文章编号:1674-1668(2015)02-0050-10

Impact of Occupation to the Options of Configuration Time for Labor: A Case Study of Housework Time

HU Jun-hui¹, YEERKENBAI Su-qin²

(1 Dongfang College Zhejiang University of Finance and Economics Haining 314408, China; 2 Institute of Finance and Economics Research, Shanghai University of Finance and Economics, Shanghai 200433, China)

Abstract: Utilizing 2009 CHNS data, this paper decompose the direct and indirect effects on the options of the urban and rural labor housework time Occupation configuration with HLM. Studies have shown that: rural household chores time configurations ranging from sex is not more serious than urban households, occupational differences between urban and rural labor is one of the factors which influence; housework time configuration Occupation education level practitioners and Urban male labor force positively correlated Occupation income rural and urban men and women labor housework time configuration negatively correlated; educated occupational characteristics

收稿日期:2014-09-26; 修订日期:2015-4-15

基金项目:教育部人文社科青年基金项目“农村劳动力流动背景下的城乡家庭时间要素配置研究——基于职业异质的视角”(批准号12YJC790062);浙江省自然科学基金一般项目“新时期农民工市民化意愿、成本及政策取向研究:以长三角地区为例”(批准号LY13G030010)。

作者简介:胡军辉(1975—),男,博士,浙江财经大学东方学院副教授;叶尔肯拜·苏琴(1985—),女,上海财经大学财经研究所博士生。

of household division of labor within the family and time configuration options have an indirect effect of regulation, but there are differences between rural and urban interaction strength, and occupational income characteristics, the indirect effects of female labor housework time configuration options; affect the flexibility of working hours for labor. Occupation housework time configuration options is not obvious. Empirical findings of this paper have practical policy implications.

Key words: occupation; housework; time configuration; Hierarchical Linear Model (HLM)

1 研究背景与问题提出

时间对每一个劳动者来说都是公平而又稀缺的,在消费者理论中,时间要素甚至被认为是比收入更紧的一个约束条件(Alenezi and Walden 2004)。Gronau(1980)把劳动者的全部可支配时间,划分为市场工作时间、家务时间和闲暇,时间要素的配置选择直接或间接地关系到劳动者本人及其家庭成员的效用和福利水平,因此,研究时间配置选择问题是很有意义的(Floro, 1995)。

家务劳动由于其本身所具有的相对封闭性、不计酬和特殊的流动性特征,使得家庭经济与市场经济有着它们各自独立的价值结构、工作结构与报酬结构。研究劳动者对家务时间的配置选择,不仅需要考虑到既定可支配时间下市场工作时间和其他非市场工作时间(闲暇)的制约,而且需要较多地聚焦于家庭内部的分工(Begoña Álvarez and Daniel Miles 2003; Parkman 2004; 齐良书 2005),因此,我们选择从职业视角来探讨劳动力的家务时间配置决策问题,不仅有助于进一步厘清市场工作与非市场工作之间的相互联系,也可以揭示家庭外部环境对家庭内部分工的影响。

从城乡劳动力的职业环境来看,由于历史和体制的原因,户籍制度造成了中国的“社会空间等级”(social spatial hierarchy)(Cheng and Mark, 1994),使得农村转移劳动力大大减少了进入城市正规部门就业的机会(Dorothy, 1999; Meng 2000; 姚先国、赖普清, 2004; 王美艳, 2005; 严善平, 2007; 陆益龙, 2008; 原新、韩靓, 2009)。结合当前劳动力市场的双元结构(Piore, 1970),比较职业异质性对于城乡劳动力家务时间配置选择影响的差异,也可以为我们深入解读城乡差别提供一个独特的视角。

2 文献回顾与分析框架

本文主要探讨职业(市场工作)对劳动力非市场工作时间(以家务时间为例)配置选择的影响,不同的职业有着不同的特征,这种特征至少可以从收入、工作时间灵活性及不同职业从业者平均学历水平等几个方面来加以比较。综合现有文献,职业的这种异质性特征对劳动力家务时间配置选择的影响,概述如下:

2.1 职业收入

新家庭经济学认为,劳动者市场工作的工资是其在家庭内部从事家务劳动的机会成本(贝克尔, 2005),而且在家庭内部的家务分工博弈中,劳动者的议价能力主要取决于其对家庭的相对收入贡献大小(Manser and Brown, 1980; McElroy and Horney, 1981; Lundberg and Pollak, 1993; 1994; Ravi and Lawrence, 1994; 齐良书, 2005),因此劳动者从事职业的收入水平与其家务时间配置之间存在着负相关关系。

大多数实证研究也印证了这一点,而且发现这种效应存在着较为明显的性别差异。女性劳动者承担了绝大部分的家务责任,妻子的收入与其家务时间投入之间存在负相关关系(Allen M. Parkman 2004; Alenezi and Walden 2004; 齐良书 2005; Bittman et al. 2001; Bloemen et al. 2008),但这种状况并没有随着妇女劳动参与率的上升而得到明显的改观,而且并不同样地体现在丈夫身上(Begoña Álvarez and Daniel Miles 2003; Joni Hersch and Leslie S. Stratton, 1994)。此外,劳动者收入水平的变动也将影响家庭购买雇佣服务和时间密集型商品的能力,在调整劳动者家务分工地位的同时,也必然引起整个家庭家务时间投入需要量的变化。

2.2 职业工作时间的灵活性

由于不同活动类型的重要性程度有所不同,特别是家务活动的分配势必由夫妻双方的空闲时间而定,在劳动者可支配时间既定的前提下,必然受到市场工作的“时间约束”(Hiller, 1984; Ishii - Kuntz et al., 1992)。

在现实中,特别是对于女性劳动者而言,参与市场工作与从事家务劳动之间相互替代、相互制约,家务时间与市场工作的工资率之间存在着负相关关系,因为市场工资直接或间接地受到致力于市场工作中的时间和精力影响(Joni Hersch and Leslie S. Stratton, 1994)。Becker(2005)的精力分配理论认为女性劳动者承担了大部分的家务劳动,是减少其人力资本积累和在市场工作中努力程度下降的重要原因,Bielby(1988)则从另一个角度认为是女性劳动者为了顾及家务劳动而选择了时间安排相对灵活的市场工作,由于对雇主而言这种市场工作时间的灵活安置本身就是一种成本,那么支付给女性劳动者的低工资正是对这种成本的补偿。

但是,职业工作时间的灵活性对劳动力家务时间配置选择的影响具有“双刃”作用,一方面职业工作时间越具有灵活性,能够为劳动者从事家务劳动创造条件,使其减轻市场工作的“时间约束”程度;但另一方面,劳动者从事工作时间更具灵活性的职业,意味着通过配置更多的市场工作时间可以使其增加市场报酬,特别是在实行计时工资或计件工资制度的劳动密集型行业中,劳动者出于经济利益的考虑而有可能压缩家务时间和闲暇。

2.3 职业中从业者平均学历水平

不同的职业通常对从业者的受教育程度有着不同的要求,同一职业中劳动者的平均学历水平反过来也代表了一定的职业特征。在研究中,学者们发现女性劳动者受教育程度越高,那么其所投入的家务时间和在家庭生产中的时间比例均有所减少或下降(R. Malathy, 1994; Thomas Aronsson, Sven - Olov Daunfeldt and Magnus Wikström, 2001),家庭内部的家务分工更趋于平等(Krista L. McGuire, Richard B. PriMacK and Eliza-Beth C. Losos, 2012)。对于男性劳动者来说,受教育程度与其家务时间投入则呈正相关性,表明教育程度越高的丈夫越乐于与妻子共同分担家务劳动(畅红琴等, 2009)。但也有研究认为男性劳动者的受教育程度对其家务时间投入的影响存在一定的不确定性,因为这种效应还受到家庭内部夫妻双方受教育程度相对差距的影响(Begoña Álvarez and Daniel Miles, 2003; Thomas Aronsson, Sven - Olov Daunfeldt and Magnus Wikström, 2001; 王亚林, 1991),而且这种效应有可能存在一个产生分化的临界值(比如高中以上)(Joni Hersch and Leslie S. Stratton, 1994)。

除了以上职业的异质性特征对劳动者家务时间配置选择产生直接影响外,职业同样有可能改变劳动者对家务劳动本身的态度和价值认知,从而调整个人特征、家庭内部和外部因素对其家务时间配置决策产生影响的效应结构,比如齐良书(2005)发现工作单位所有制的性质对男性劳动者的家务时间投入有着很大的影响。因此,职业通过某种渠道、示范或者渲染等方式,使劳动者对家务劳动价值的认知、社会意识及文化上对性别角色的态度和信仰等方面产生某种趋同性,从而间接地传导并影响到劳动者家庭内部的家务分工和时间配置决策。

职业对劳动者家务时间配置选择产生的这种直接和间接的影响,需要通过实证研究来揭示其效应结构,特别是结合家庭内部分工性别不平等和城乡差异的比较,都有其理论研究价值和社会现实意义。

3 数据样本、分析方法及变量说明

3.1 数据样本

本文实证分析使用的数据来源于美国北卡罗莱纳大学人口中心、美国营养和食品研究所、中国疾病控制和防治中心共同主持的2009年中国营养与健康调查(CHNS)^①,所有数据资料均从CHNS官方网站下载获取,调查范围涵盖了我国9个省、自治区^②的城镇和农村地区,具有相当的代表性。根据本文研究的需要,我们选取了18周岁以上60周岁以下的成年城乡劳动力作为研究对象,共得到1342个城镇女性、1606个农村女性、1417个农村男性和969个城镇男性样本,城乡按户籍划分。

3.2 分析方法

本文实证研究的目的在于检验和揭示职业对劳动者家务时间配置的影响,这种影响既包含了职业对劳

^①中国营养与健康调查官方网址:<http://www.cpc.unc.edu/china>

^②9个省、自治区分别为辽宁、山东、江苏、广西、黑龙江、河南、湖南、湖北和贵州。

劳动者家务时间配置决策的直接调整,也包含了职业环境通过调节劳动者个人特征、家庭内部和外部因素影响劳动者家务时间配置选择的效应结构所引致的间接调节。采用常规的单一水平的统计模型,如普通线性回归(OLS)或方差分析(ANOVA)等方法难以全面地展示这种直接和间接的效应结构,可能导致模型参数估计的标准差出现偏差(Bias)。而且OLS和ANOVA分析方法都假设各观察值之间相互独立、同方差且呈正态分布,但在相同的职业背景下,劳动者的家务时间配置决策存在着组内(同职业)同质、组间(不同职业)异质的现象,各观察值之间相互独立的假设并不一定成立,因此传统的统计分析方法在此并不适用。

多层线性模型(Hierarchical Liner Model, HLM)方法可以同时研究个体水平的解释变量和社会场景(social contexts)变量对结局测量(outcome measure)的影响,并判断个体水平解释变量和结局测量之间的关系是否随个体所处的社会场景的特征变化而变化以及社会场景变量对个体水平解释变量的影响效应。而且,多层线性模型方法可以有效地克服样本相互独立(independent observations)、同方差性(homoscedasticity)及正态分布(normal distribution)的严格要求,从而保证用模型估计参数进行统计推论的准确性(王济川等, 2008)。因此,本文采用多层线性模型统计分析方法是较为恰当的。

3.3 HLM模型与变量说明

经济计量模型的设定除了理论引导之外,还要考虑到数据信息的可得性及其统计学显著性要求,因此,我们将理论驱动与数据驱动相结合,经过反复多次的试探性建模与评估,并且综合比较模型拟合的效果之后,最终确定HLM模型如下:

Level-1 model:

$$\ln hhutime = B0 + B1^* (age) + B2^* (sqage) + B3^* (educ10) + B4^* (incshare) + B5^* (marri) + B6^* (hhsize) + B7^* (sqhhsz) + B8^* (Inleisur) + B9^* (south) + R$$

Level-2 model:

$$B0 = G00 + G01^* X + U0$$

$$B1 = G10$$

$$B3 = G30 + G31^* X + U3$$

$$B4 = G40 + G41^* X + U4$$

$$B5 = G50$$

$$B6 = G60$$

$$B7 = G70$$

$$B8 = G80 + G91^* X + U8$$

$$B9 = G90$$

HLM模型中各变量的简要说明,可见下页表1。

在第一层模型中,因变量取自然对数值,是考虑到大多数的微观调查数据往往存在异方差性和偏态性问题,根据伍德里奇(2003)的建议,变量取对数形式虽然不可能完全消除这两方面的问题,但至少可以使之有所缓和,而且取对数以后通常会缩小变量的取值范围,即使缩小的幅度很小但在某些情况下还是相当可观的,从而使得估计值对因变量或自变量的异常(或极端)观测不再显得那么敏感。在自变量中,为了捕捉年龄的非线性效果,加入了年龄的平方项,同时为了避免教育变量与其他自变量间可能存在的共线性问题,我们设置了一个是否接受过10年以上教育年限作为哑变量。

在第二层模型中,我们选择了工作时间的灵活性、从业者平均学历水平和平均收入来表示职业的异质性特征^①。

^①在CHNS调查中,把职业分为了高级专业技术工作者、一般专业技术工作者、管理者、行政官员或经理、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、服务行业人员等。

表1 模型变量的简要说明

变量名	含义	单位	
Lnhhwtime	劳动者日均家务时间取自然对数,家务时间是指为家庭购买食品(若在上下学、上下班途中购买则不计入)、为家庭做饭、洗熨衣服和打扫房间等四项家务活动的时间和合计值;	分钟/天	
Age	年龄,从以阳历表示的生日日期计算到调查日;	岁	
Sqage	年龄的平方;		
Eduel0	在正规学校里接受教育的年限是否在10年以上:是=1,否=0;		
Incshare	个人收入占家庭总收入的比例,个人及家庭的收入包括各种工资性收入、福利性收入、财产性等非劳动性收入及家庭成员家的赠予等;	%	
Marri	是否在婚:是=1,否=0;		
Hhsuze	按户籍统计的家庭总人口数;	人	
Sqhhsuze	家庭总人口数的平方;		
Lnleisur	成人日均闲暇时间取自然对数,闲暇时间包含了日常的体力活动和静坐活动,如游泳、看电视、网上浏览、游戏等,并区分了工作日和双休日,进行了平均化处理;	分钟/天	
South	是否南方地区:是=1,否=0,南北方的划分以长江为界,但其中将江苏作为南方处理更多地是考虑到了其历史文化传统更加接近于南方省份,尽管其部分地理位置属于北方地区;		
R	水平1的误差项;		
B0 ~ B10	B0为截距项,其余为各水平1变量的待估系数;		
X	Vabias	按职业分组的工作时间方差,用以区分不同职业组工作时间的离散程度;	
	Eduel0	各职业中劳动者受教育年限超过10年的比例;	%
	Lnavindin	按职业分组的平均收入取自然对数;	
G00、G10、...、G90	水平2的截距项;		
G01、G31、G41、G91	各水平2变量固定效应的待估系数;		
U0、U3、U4、U8	水平2的误差项。		

4 实证分析

4.1 基本统计分析

表2和表3分别给出了城乡劳动力各变量的描述性统计。从结果来看,家务分工的性别不平等现象是比较严重的,女性劳动力所投入的家务时间无论在城镇家庭还是在农村家庭中均要高于男性劳动力,特别是在农村家庭中家务时间投入的性别差距更大(城镇家庭中男女劳动力日均家务时间均值分

别为4.34和5.07,农村家庭中分别为4.09和5.02,由于这个数值是自然对数值,因此,即使数值很小但还原成时间绝对值其差距还是相当可观的)。

从职业特征来看,城镇女性劳动力从事的职业,其工作时间的灵活性要略大于男性劳动力(市场工作时间的方差分别为783.64和766),而在农村家庭中则恰好相反,男性劳动力职业的工作时间灵活性要远高于女性劳动力(市场工作时间的方差分别为1155.19和1012.89),因此,就平均而言城镇男性和农村女性劳动力从事的职业在“时间约束”上要更强一些;城乡男性劳动力职业中的知识密集程度均要高于女性劳动力(高中以上比例为0.61、0.32和0.54、0.30),而在城乡对比上,城镇劳动力职业的知识密集程度要大大高于农村劳动力,意味着在就业结构上,城镇劳动力更多地集中于知识密集型行业,而农村劳动力则相对更集中于劳动密集型行业;城乡男性劳动力的职业收入均要高于女性劳动力(收入对数值为10.14、9.99和9.60、9.75),但出人意料的是,城镇女性劳动力的职业收入要略低于农村女性劳动力,这可能与统计样本的结构分布有关。

4.2 零模型结果

零模型(The Null Model)也称为方差成分分析(Variance Component Analysis),是在多层线性模型中不包含任何解释变量的空模型,利用方差结果可据以计算组内相关系数值ICC(Intra-class Correlation Coefficient),以评估因变量的总体变异中有多大比例是由于组间差异造成的。

表2 城镇劳动力变量的描述性统计

变 量	N		MEAN		SD		MINIMUM		MAXIMUM	
	女性	男性	女性	男性	女性	男性	女性	男性	女性	男性
Level - 1										
日均家务时间(对数)	1342	969	5.07	4.34	0.47	0.51	3.91	3.00	6.11	5.89
年龄	1342	969	44.54	44.56	10.95	10.97	18.25	18.00	60.90	60.95
年龄平方	1342	969	2103.21	2106.02	927.14	923.25	333.06	324.00	3708.81	3714.90
高中以上学历比例	1342	969	0.44	0.58	0.50	0.49	0.00	0.00	1.00	1.00
个人收入占家庭收入比例	1342	969	0.29	0.41	0.27	0.35	0.00	0.00	1.00	1.00
是否结婚	1342	969	0.87	0.84	0.34	0.37	0.00	0.00	1.00	1.00
家庭人口数	1342	969	3.49	3.46	1.27	1.28	1.00	1.00	11.00	9.00
家庭人口平方	1342	969	13.79	13.63	11.21	10.86	1.00	1.00	121.00	81.00
日均闲暇时间(对数)	1342	969	8.43	8.48	0.26	0.26	6.04	6.52	9.81	9.77
是否南方地区	1342	969	0.56	0.55	0.50	0.50	0.00	0.00	1.00	1.00
Level - 2										
工作时间方差	10	12	783.64	766.00	656.45	589.39	136.40	141.20	1909.59	1978.77
职业中高中以上学历比例	10	12	0.54	0.61	0.32	0.28	0.01	0.15	0.92	1.00
职业平均收入(对数)	10	12	9.60	10.14	0.56	0.32	8.99	9.40	10.35	10.58

表3 农村劳动力变量的描述性统计

变 量	N		MEAN		SD		MINIMUM		MAXIMUM	
	女性	男性	女性	男性	女性	男性	女性	男性	女性	男性
Level - 1										
日均家务时间(对数)	1606	1417	5.02	4.09	0.45	0.58	3.91	2.30	6.17	5.63
年龄	1606	1417	43.74	42.65	10.81	10.80	18.72	18.04	60.97	60.75
年龄平方	1606	1417	2030.05	1935.74	907.40	894.36	350.44	325.44	3717.34	3690.56
高中以上学历比例	1606	1417	0.10	0.16	0.30	0.37	0.00	0.00	1.00	1.00
个人收入占家庭收入比例	1606	1417	0.29	0.35	0.47	0.51	-6.11	-12.02	13.02	2.64
是否结婚	1606	1417	0.91	0.86	0.28	0.35	0.00	0.00	1.00	1.00
家庭人口数	1606	1417	4.19	4.11	1.66	1.59	1.00	1.00	13.00	11.00
家庭人口平方	1606	1417	20.29	19.45	17.21	15.92	1.00	1.00	169.00	121.00
日均闲暇时间(对数)	1606	1417	8.36	8.38	0.26	0.29	5.89	5.89	9.39	9.80
是否南方地区	1606	1417	0.54	0.54	0.50	0.50	0.00	0.00	1.00	1.00
Level - 2										
工作时间方差	10	11	1012.89	1155.19	818.70	659.10	225.02	211.63	264.33	2283.69
职业中高中以上学历比例	10	11	0.30	0.32	0.25	0.26	0.04	0.10	0.81	0.81
职业平均收入(对数)	10	11	9.75	9.99	0.60	0.36	9.10	9.53	11.18	10.59

表4的方差成分中,城镇女性和男性劳动力职业组间的方差值分别为0.200和0.232,职业组内的方差值分别为0.847和0.732,可计算出组内相关系数ICC(Intra-class correlation coefficient)值分别为 $0.200 / (0.200 + 0.847) = 19.10\%$ 和 $0.232 / (0.232 + 0.732) = 24.07\%$,说明城镇女性和男性劳动力的家务时间(自然对数形式)配置差异中,因劳动力职业的异质性特征所导致的配置差异比例分别占到19.10%和24.07%。

表5的方差成分中,农村女性和男性劳动力职业组间的方差值分别为0.016和0.018,组间方差分别为0.089和0.084,计算得到ICC值分别为 $0.016 / (0.016 + 0.089) = 15.24\%$ 和 $0.018 / (0.018 + 0.084) = 17.65\%$,说明农村女性和男性劳动力家务时间(自然对数形式)配置差异中由职业异质导致的比例分别占到15.24%和17.65%。

表 4 城镇劳动力零模型结果表

固定效应	系数		稳健标准差		T 比率		P 值	
	女性	男性	女性	男性	女性	男性	女性	男性
日均家务时间(对数)	4.978	4.352	0.045	0.058	109.990	75.425	0.000	0.000
随机效应	方差成分		自由度		卡方值		P 值	
	女性	男性	女性	男性	女性	男性	女性	男性
水平 - 2 效应(职业间)	0.200	0.232	9	11	191.753	136.492	0.000	0.000
水平 - 1 效应(职业内)	0.847	0.732						

表 5 农村劳动力零模型结果表

固定效应	系数		稳健标准差		T 比率		P 值	
	女性	男性	女性	男性	女性	男性	女性	男性
日均家务时间(对数)	4.916	4.078	0.045	0.045	109.167	90.673	0.000	0.000
随机效应	方差成分		自由度		卡方值		P 值	
	女性	男性	女性	男性	女性	男性	女性	男性
水平 - 2 效应(职业间)	0.016	0.018	9	10	167.849	58.457	0.000	0.000
水平 - 1 效应(职业内)	0.089	0.084						

上述结果表明,职业对于城乡劳动者配置家务时间的影响还是相当显著的,对城镇劳动力的影响程度要大于农村劳动力,按照 Cohen 所建议的判断标准 (ICC > 0.138),属于高关联强度,运用 HLM 来考察这种分层嵌套信息是合适的。

4.3 多层线性模型(HLM)结果

多层线性模型回归结果见表 6。职业对于城乡劳动力家务时间配置的影响可以分为直接效应和间接效应两个方面:

4.3.1 直接效应

(1) 职业工作时间的灵活性能使城乡女性劳动力投入更多的家务时间,但这种效应比较轻微(系数值均为 0.0001,统计显著性分别为 5% 和 10%) 表明市场工作的“时间约束”对于家务时间配置的直接影响程度并不大。当然这也有可能正是城乡女性劳动力逆向选择的结果,也就是说考虑到承担家务劳动的家庭责任,从而选择一个“时间约束”相对合适的市场工作。但从统计结果来看,时间配置特别是兼顾家务劳动而影响职业选择的效应是相当弱的,这种内生性影响应该不会导致较大的估计偏误,在家庭时间配置中首先将市场工作时间分离出来是较为合理的,这是因为:一方面对于家庭而言,取得足够的市场收入是维系家庭生存和发展的根本,同时由市场收入所决定的商品和服务购买量在很大程度上决定了家庭内部生产的强度和范围;另一方面,市场工作时间与其他时间项目特别是家务劳动时间相比较,显然具有更强的约束性和受监督力度,尤其是在社会经济发展水平较低的阶段,对于有着较高的商品-闲暇边际替代率的家庭而言,市场工作时间的刚性和弹性将在很大程度上决定家庭其他时间项目的配置决策,毕竟家务劳动是在做完其他重要的工作之后所进行的。

(2) 职业的从业者学历越高越能促使男性劳动力更多地承担家务劳动,尽管对农村男性劳动力的影响没有达到显著水平,但在城镇男性劳动力身上则体现地较为明显(系数值为 0.2915,统计显著性为 10%)。这再次印证了教育具有促进家庭内部分工更趋平等的作用,劳动者受教育程度的提高有利于激发其性别平等意识,更为自觉地承担起家庭责任,从而有效地改善家庭内部家务分工性别不平等的程度。

(3) 职业的收入水平对于城镇男性劳动力和农村女性劳动力均具有明显的减轻家务负担的作用(系数值分别为 -0.4500 和 -0.2176,达到了 5% 和 1% 的显著性水平)。作为当前城乡劳动力最重要的收入来源,职业收入是劳动者从事家务劳动这种非市场工作的机会成本,职业收入水平的提高对于承担家庭责任较多的一方,显示出了更强的边际调节效应。无论是城镇男性劳动力还是农村女性劳动力在家庭内部分工中均处于相对劣势地位,职业收入水平的提高推高了其从事家务劳动的机会成本,也增强了购买时间密集型产品的能力。

4.3.2 间接效应

从表 6 的回归结果来看,职业对城乡劳动力家务时间配置决策的间接效应,主要体现在以下几个方面:

(1) 职业从业者的学历特征影响了劳动者对家务劳动的态度和认知,调节了家庭内部的家务分工模式和时间配置选择,但由于城乡劳动力的市场工作环境不同,这种结构性的调节效应程度在城乡之间有着较大的差距。

受教育程度在高中以上的城镇女性劳动者相比于高中以下的城镇女性劳动者所投入的平均家务时间更少(效应值为-0.3014),表明教育具有激发劳动者特别是作为家务劳动主力军的女性劳动者性别平等意识的功能,但当身处平均学历程度越高的职业环境时,存在着负向调节效应(系数为0.7152,且达到1%的统计显著性水平),该效应意味着职业从业者学历层次越高,越能够促使女性劳动者更为重视家庭,更能意识到家务劳动的重要性,从而更为自觉地承担起更多的家务责任。职业的这种作用,同样地体现在家务负担相对较低的农村男性劳动者身上,高中教育程度以上的农村男性劳动力平均家务时间配置系数为0.0439,而当从业者学历水平越高的职业背景下,其结构性调节值为正向效应(系数值为0.1250,且达到10%的统计显著性水平),使家庭内部的性别分工更趋于平等。

表6 城乡家庭劳动力家务时间配置多层线性模型回归结果

固定效应(自变量)	回归系数			
	城镇家庭		农村家庭	
	女性	男性	女性	男性
平均家务时间(对数)				
截距	4.9459***	4.3783***	6.9863***	4.1090***
职业工作时间方案	0.0001**		0.0001*	
职业劳动力高中学历以上比例		0.2915*		0.3042
职业平均收入(对数)		-0.4500**	-0.2176***	
年龄				
截距	0.0150	-0.0013	0.0238***	0.0212*
年龄平方				
截距	-0.0001	0.0001	-0.0002**	-0.0002*
高中以上学历比例				
截距	-0.3014***	0.0022	-0.0105	0.0439
职业劳动力高中学历以上比例	0.7152***			0.1250*
个人收入占家庭收入比例				
截距	0.4751**	-0.0177	0.0865*	-0.0749
职业工作时间方案	0.0003**		-0.0001*	
职业劳动力高中学历以上比例	-0.5645**			
是否结婚				
截距	0.1265***	0.0297	0.0292	0.0940*
家庭人口数				
截距	0.0870**	-0.0154	0.0312	0.0243
家庭人口平方				
截距	-0.0102**	0.0019	-0.0042*	-0.0052
日均闲暇时间(对数)				
截距	-1.7536	0.1197	-2.0371	-0.0847
职业平均收入(对数)	0.1933*		0.2212*	
职业劳动力高中学历以上比例		0.6302		0.0001*
是否南方地区				
截距	-0.1280***	0.0005	-0.0751***	-0.0086

注:*、**、***分别表示10%、5%、1%的显著性水平

个人在家庭收入中的贡献越大,能够提升其在家庭分工中的谈判地位,从而在家庭内部家务分工中处于较为有利的地位,但从家庭效率分工的角度来看,这种分工模式还受到劳动者市场工作和家务劳动相对效率的影响,城镇女性劳动者家庭收入贡献对家务时间投入的平均效应值为0.4751,而农村男性劳动者为-0.0749,就很好地说明了这一点。从职业的结构调节来看,当劳动者身处平均学历较高的职业背景时,能够有助于增强其对家庭效率分工的认识,将家庭的经济利益与家务劳动的效率更好地统一起来,也就是说在分工模式上女性劳动者转向相对效率更高的家庭内部生产(系数值为-0.5645,统计显著性水平为5%),而男性劳动者转向相对效率更高的市场工作(系数值-0.3978,统计显著性水平为10%),增强了家庭成员间的合作意识。

在市场工作时间既定的前提下,闲暇与家务时间相互替代,但这种替代性受到闲暇饱和程度的制约,从我国城乡劳动力就业结构来看,城镇劳动力大多就业于城市正规部门,休假和工作时间相对较为规范,而农村劳动力的农业生产

更有自主性,即使是在城市就业的农村转移劳动力也大多主要从事劳动密集型工作,在实行计时或计件工资制的报酬体系下,市场工作时间被任意调整被延长的现象更为普遍,这直接体现在劳动者闲暇和家务时间配置的安排上(闲暇对家务时间的平均效应值,城镇男性劳动力为0.1197,而农村男性劳动力为-0.0847)。职业影响劳动者对待家务劳动的态度和认知,当处于平均学历更高的职业背景时,城镇男性劳动力更有条件更有意愿分担家庭责任,甚至将从事少量的家务劳动视为一种特殊的闲暇(结构性调节系数值为0.6302,在10%水平上达到统计显著性)。同样的,当农村男性劳动力所处的职业从业者平均学历水平越高时,尽管作用效果比较轻微但同样弱化了闲暇对家务时间的替代程度(结构性调节系数值为0.0001,在10%水平上达到统计显著性),由于城乡劳动力闲暇的饱和度不同,从职业对于城乡劳动力协调闲暇与家务劳动的作用效果来看,两者在影响程度上有着极大的差别。

(2) 职业的市场工作时间灵活性特征,对于女性劳动力家务时间配置选择的间接影响并不明显。

城乡女性劳动力个人收入占家庭收入的比例与家务时间投入的系数值分别为0.4751和0.0865,且分别在5%和10%水平上显著,这与许多研究结果不相一致(Begoña Álvarez and Daniel Miles 2003; Bittman et al. 2001; Allen M. Parkman 2004; Alenezi and Walden 2004; 齐良书 2005),这或许表明用纯粹的博弈角度并不能解释家庭分工和家务时间配置的全部原因,相对效率原则也在其中发挥着某种作用,或者家务时间的需要量与劳动力所处的经济发展阶段有关,当前中国的城乡家庭正处于从温饱向小康生活的过渡阶段,城乡劳动力投入更多家务时间可能是其家庭生活品质提升或者说是为家庭提供更为精致的家庭产品而逐步摆脱市场工作时间约束的一种体现。城乡女性劳动力职业的市场工作时间灵活性特征,对此的结构性调节效应十分轻微,几乎可以忽略不计(系数分别为-0.0003和-0.0001,均在10%水平上显著),这或许正好意味着城乡女性劳动力承担家务劳动是果,而选择市场工作时间相对灵活的职业是因。

(3) 职业的收入特征,影响女性劳动力对生活品质特别是闲暇的需求,随着收入的提高更有意愿从家务劳动中解脱出来。

作为家务劳动的主要承担者,城乡女性劳动力享受闲暇与其投入的家务时间之间相互替代,平均替代弹性分别为-1.7536和-2.0371,农村女性劳动力的替代率更高意味着其更为缺乏家务劳动的替代选择。当女性劳动力从事收入水平越高的职业时,明显地削弱了这种闲暇挤出家务时间的替代作用,城乡女性劳动力相应的负向调节系数值分别为0.1933和0.2212,且均在10%水平上达到显著性。这一结果表明,职业的收入特征影响了城乡女性劳动力对生活品质的追求,特别是增强了闲暇的需求,更有意愿从家务劳动中解脱出来,当然在客观上随着职业收入水平的提高,也使其更有能力协调闲暇与家务劳动的冲突,比如增加购买时间密集型产品、市场雇佣服务等,这一点在城镇女性劳动力身上表现得更加明显。

5 结论与启示

本文运用2009年中国健康与营养调查(CHNS)数据,以家务时间为例,实证分析了职业对劳动力时间配置选择的影响。我们发现家庭分工和时间配置选择的性别不平等现象依然十分明显,在不平等的程度上农村家庭比城镇家庭更为严重,其中城乡有别的劳动力职业特征是不可忽视的一个重要因素。职业对劳动力家务时间配置选择的影响体现在两个方面,一是由职业特征引起的直接调整,二是由职业环境特征引致的间接影响。

职业特征的直接效应,体现为:(1)职业工作时间的灵活性对于城乡女性劳动力的家务时间配置选择的影响并不明显;(2)职业的从业者学历水平与城乡男性劳动力的家务时间配置正相关;(3)职业的收入与劳动者特别是城镇男性和农村女性劳动力的家务时间配置负相关。

职业特征引致的间接影响,体现为:(1)职业从业者的学历特征,能够影响劳动者对家务劳动的态度和认知,间接调节家庭内部的家务分工模式和时间配置选择,但在作用强度上存在城乡差别;(2)职业的市场工作时间灵活性特征,对于女性劳动力家务时间配置选择的间接影响并不明显;(3)职业的收入特征,影响女性劳动力对生活品质特别是闲暇的需求,随着收入的提高更有意愿从家务劳动中解脱出来。

在当前我国经济发展阶段,城乡家庭在现有的经济收入水平状况下,家务劳动可能并不完全严格地

符合经济学意义上的“劣质品”属性,也就是说家务时间配置的增加可能正是适应城乡家庭追求更高生活品质、享用更精致的家庭产品的需要,而且随着收入水平的提高,城乡家庭内部生产的范围可能也是在扩大的。但家务劳动毕竟不同于体育锻炼,长期重复单调的动作也有损于劳动者的健康,特别是对于女性劳动者而言也有碍于其进行人力资本投资,降低个人的福利水平和市场工作的竞争能力(Chiappori、Iyigun and Weiss, 2009),从而反过来使自己在将来的市场竞争和家庭资源支配中,处于更加不利的境地。职业对劳动力时间配置选择的影响表明,建立和完善城乡一体化的劳动力市场,消除城乡户籍歧视为城乡劳动力提供平等的就业机会是实现城乡家庭福利均等化的一个重要前提,而大力发展教育事业提高劳动者的受教育程度,抑制行业间、职业间、城乡间过大的收入差距,使城乡劳动力共享经济增长的利益,不仅有助于促进家庭内部分工的性别平等,也有利于劳动者从家务劳动中解脱出来,享受闲暇提高生活品质以增进其福利水平。

参考文献:

- 贝克尔. 家庭论(王献生,王宇译)[M]. 北京:商务印书馆,2005.
- 畅红琴,董晓媛, Fiona MacPhail. 经济发展对中国农村家庭时间分配性别模式的影响[J]. 中国农村经济, 2009, (12).
- 陆益龙. 户口还起作用吗——户籍制度与社会分层和流动[J]. 中国社会科学, 2008, (1).
- 齐良书. 议价能力变化对家务劳动时间配置的影响——来自中国双收入家庭的经验证据[J]. 经济研究, 2005, (9).
- 王美艳. 城市劳动力市场上的就业机会与工资差异[J]. 中国社会科学, 2005, (5).
- 王亚林. 城镇居民家务劳动动态考察[J]. 社会学研究, 1991, (3).
- 王济川, 谢海义, 姜宝法. 多层统计分析模型——方法与应用[M]. 北京:高等教育出版社, 2009.
- 伍德里奇. 计量经济学导论:现代观点(费剑平译)[M]. 北京:中国人民大学出版社, 2003.
- 严善平. 城市劳动力市场中的人员流动及其机制[J]. 管理世界, 2006, (8).
- 严善平. 人力资本、制度与工资差别[J]. 管理世界, 2007, (6).
- 姚先国, 赖普清. 中国劳资关系的城乡户籍差异[J]. 经济研究, 2004, (7).
- 原新, 韩靓. 多重分割视角下外来人口就业与收入歧视分析[J]. 人口研究, 2009, (1).
- Alenezi M, Walden M L. A New Look at Husbands' and Wives' Time Allocation[J]. *The Journal of Consumer Affairs* 2004, 38(1).
- Allen M, Parkman. Bargaining over Housework: the Frustrating Situation of Secondary Wage Earners[J]. *American Journal of Economics and Sociology* 2004, 63(10).
- Begoña Álvarez, Daniel Miles. Gender Effect on Housework Allocation: Evidence from Spanish Two-earner Couples[J]. *Journal of Population Economics* 2003, 16(2).
- Bielby, Denise D, William T Bielby. The Works Hard for the Money: Household Responsibilities and the Allocation of Work Effort[J]. *American Journal of Sociology*, 1988, 93(5).
- Bittman M, England P, Folbre N, Matheson G. When Gender Trumps Money: Bargaining and Time in Household Work[J]. *American Journal of Sociology* 2003, 109(1).
- Cheng Tiejun, Mark Selden. The Origins and Social Consequences of China's Hukou System[J]. *The China Quarterly* 1994, 139(9).
- Dorothy J Solinger. Citizenship Issues in China's Internal Migration: Comparisons with Germany and Japan[J]. *Political Science Quarterly*, 1999, 114(3).
- Floro M S. Economic Restructuring, Gender and the Allocation of Time[J]. *World Development*, 1995, 23(11).
- Gronau R. Home Production—a Forgotten Industry[J]. *Review of Economics and Statistics*, 1980, 62(3).
- Hiller, Darlene. Power Dependence and Division of Family Work[J]. *Sex Roles*, 1984, 10(11).
- Ishii-Kuntz, Masako, Scott Coltrane. Predicting the Sharing of Household Labor: Are Parenting and Household Work Distinct? [J]. *Sociological Perspectives*, 1992, 35(4).
- Joni Hersch, Leslie S Stratton. Wages and Division of Housework Time for Employed Spouses[J]. *The American Economic Review*, 1994, 84(2).
- Krista L McGuire, Richard B Primack, Elizabeth C Losos. Dramatic Improvements and Persistent Challenges for Women Ecologists[J]. *Bio Science* 2012, 62(2).

(下转第 112 页)

