

中国城市职业女性的性别角色认同与工作时长关系研究

——理性选择视角下基于 CGSS 2006 的定量研究

孙逸航

(山东大学哲学与社会发展学院, 济南, 250100)

【摘要】: 利用 CGSS 2006 数据, 本文探讨了中国城市职业女性对于平等主义的性别角色观念的认同程度与其自身工作时长之间的关系。研究发现, 平等主义的性别角色观念确实会使得家庭责任更倾向于在两性之间均等地分配, 但子女的在场会对这一合理的关系造成一定的挑战。在子女给家庭带来的经济压力和劳动力市场中存在的性别歧视的双重作用下, 家庭所造成的经济负担和时间负担发生了分离, 前者更多地由男性承担, 相应地, 女性必然要担负更多的具体的家务劳动。与传统的性别角色观念造成的“男主外, 女主内”的现象不同, 这种经济负担与家务劳动的分离是现代家庭面对“家庭-工作”冲突的一种理性选择。

【关键词】: 城市职业女性 性别角色认同 工作时长

一、 引言

作为与生理性别 (Sex) 相对应的概念, 性别角色 (Gender) 是指社会大众所普遍认为的与性别相关的生活方式、行为特征和思想观念。相应地, 个体对于这种社会所赋予的社会性别角色的认同 (Gender identity) 和理解情况 (Self-perceptions of gender role requirements) 则对于个体的行为有着深刻的影响, 尤其是会导致工作和家庭之间的冲突, 而对于这些问题的解决则要求个体依据自身对于性别角色要求的理解来合理分配时间, 从而达到工作与家庭的平衡。本文即利用中国综合社会调查 (CGSS) 2006 年的数据, 探讨个体性别角色认同与工作时长之间的关系, 并从“理性选择” (Rational choice)

(Coleman, 1990) 的视角对其进行解释。

二、 文献综述

(一) 性别角色观念的划分

个体关于性别角色的观念可以划分为两种类型：传统主义类型 (Traditionalists) 和平等主义类型 (Egalitarian) (Damon et al., 2009)。前者强调家庭中男女两性的社会角色分工不同, 女性成员应该留在家中照看孩子并承担家务劳动, 而男性则在家庭中处于领导地位, 是养家糊口的人, 为家庭提供必要的经济支持; 后者则认为家庭中的男女两性是社会地位平等的成员, 人们不应该把女性的角色局限于家庭范围内, 男性也应该分担家务劳动。从宏观层面而言, 某一社会中的性别角色观念会受到其历史、现实、经济和文化的影响; 具体到个人层面, 每个个体的性别角色认同则主要受到教育水平、性别以及年龄的影响 (朱嘉蔚, 2011)。

如果将某一社会中普遍的性别角色规范看做是一种习俗, 而将个体对于社会性别认同的情况视为基于以往经验对于这种习俗的理解的话, 那么从“理想选择”的视角来看, 这种在既定社会中以习俗的形式而存在的角色规范不断地塑造着个体对于性别分工的理解和认同, 而这种对于角色价值的期待又会反过来影响个体的角色行为 (Graen, 1976; Hall, 1972)。即科尔曼 (Coleman) 所说的习俗通过个体基于自身经验的理解而发生作用的机制 (Turner, 2003)。

(二) “家庭-工作”: 冲突

家庭与工作之间的冲突主要来源于时间、压力以及角色所要求的具体行为三个方面 (Greenhaus & Beutell, 1985)。总体而言个体在家庭和工作中所扮演的角色对于其自身行为, 尤其是时间安排, 有着不同的要求, 当这些要求产生冲突时, 就会造成压力 (Strain), 这种压力, 就是“家庭-工作”冲突的根源。为了缓解这种压力, 解决家庭和工作之间的冲突, 个体则会依据自己对于性别角色的理解而重新分配时间。亦即, 个体对于角色的理解一方面成为基于“家庭-工作”之间矛盾所产生的压力的来源, 另一方面, 又为调整时间分配, 缓解角色冲突,

做出理性选择提供了依据。

在“家庭-工作”冲突的缓和过程中，传统主义和平等主义的性别角色观念对于男女两性有着不同的要求。前者要求女性在时间分配上倾向于满足家庭需求，男性则应优先满足工作的需要；而后者则更加强调两性之间的平等，认为男性应承担更多的家务劳动，女性也不应因担负家庭责任而过多地放弃职业上的发展。

(三) 女性就业的影响因素

总体而言，经济体制改革以来，我国男性劳动参与率变化相对较小，而女性参与就业的情况则出现了明显的下降趋势，特别是在 20 世纪 90 年代以后这一趋势尤为明显（吴愈晓，2010）。这种现象的出现主要有两方面的原因：一方面，劳动力配置的主体由国家转向市场，强调用人单位和个人的双向选择，女性有了选择退出劳动力市场或减少工作时间的权利（潘锦堂，2002；Parish & Busse, 2000）；另一种观点则认为，这是由于雇主的性别歧视所导致的女性的就业困难（蔡昉、王美艳，2004；姚先国、谭岚，2005）。

从整个社会的层面来看，影响女性就业及收入情况的因素主要是劳动力市场的性别隔离，即某一职业的性别构成与其工资情况有一定的关联，一个职业的女性比例越高，其平均工资则越低（England, 1992）。对此，有观点认为这是女性为了解决“家庭-工作”冲突，满足家庭角色的需要所进行的理性选择（Polachek, 1979, 1981）；相反的观点则认为在劳动力市场的性别隔离中女性劳动者个体的理性选择的影响是有限的，起到更重要的作用的是雇主对于女性的歧视，有研究表明，在控制个体的人力资本因素及职业特征后，某一特定职业的平均工资水平仍与其女性比具有显著的负相关关系（England, 1992）。

上述两种观点说明，在职业的性别隔离的过程中女性求职者的理性选择和雇主的性别歧视均具有一定的作用。此外，既有研究大多关注女性的就业状态，而忽视了职业女性在工作与家庭之间的时间分配问题，本研究即利用 CGSS 2006 调查数据，研究中国社会中女性的性别角色认同与工作时间的关系，探讨中国劳动力市场的性别分割中两种因素起到的作用的大小，并通过与男性进行比较，评估性别角色认同对于女性劳动参与程度的影响。

三、 研究假设

某一社会中的社会性别角色观念是与其特定的历史、现实、经济和文化等各方面具体特征息息相关的。与美国等西方现代化国家相比，在当代中国，传统的性别角色观念作为历史的积淀仍旧存在于社会成员的思想观念和社会生活中（朱嘉蔚，2011）。同时，中国劳动力市场中的劳动力市场的职业性别隔离与收入不平等也存在着一定的二元结构：在国有部门，职业性别隔离起到了较大的作用，而对于大多数劳动者所处的非国有部门而言，决定两性收入差异的主要因素则是其人力资本方面的差异（吴愈晓，吴晓刚，2009），而对于人力资本投资往往被看做是劳动者理性选择的结果（Polachek, 1979, 1981）。本研究认为，这种理性选择很有可能也表现在劳动参与程度，即工作时长上，但与收入不同的是，工作时长并不必然与职业的女性化程度有关。据此，本文提出下述假设：

假设 1：中国职业女性的工作时长受到其自身性别角色认同的影响，是一种理性选择，且婚姻状况、生育子女会加剧传统性别角色对于妇女工作时长的影响，而受过高等教育的女性的工作时间则较少受到传统主义性别角色观念的影响。

同时，鉴于平等主义的性别角色观念更为强调“男主外，女主内”对于女性参与工作所造成的负面影响，因此本研究假定：

假设 2：平等主义的性别角色观念认同对于延长女性的工作时间的的作用远大于其所造成的男性工作时长的降低。

四、 数据、变量与方法

（一） 数据来源

本研究采用“中国综合社会调查”（CGSS 2006）数据进行研究。该数据库共有样本 9517 个，5638 个为城市样本，剩余 3879 人为农村样本，做抛弃处理；城市样本中，2922 人目前有工作，为有效样本，2027 人曾经工作过，但目前没有工作，689 人从未工作过，此两类均为无效样本。城市职工中有效填答了家庭问卷中关于性别角色的问题、且所有控制变量均为有效值的共有 724 人，本文即

以这 724 人（男，402；女，322）为基础进行研究。

（二） 变量

1. 因变量

本研究所探讨的问题为性别角色认同对于城市职业女性的工作时长的影响，因此以被调查者的工作时长为因变量，CGSS 2006 数据库中的相关变量为当前职业每周工作的小时数

2. 核心自变量

本研究的核心自变量为个体的性别角色认同，CGSS 2006 调查通过被调查者对四个关于性别角色的陈述（a. 妻子帮助丈夫的事业比追求自己的事业更重要；b. 丈夫的责任就是赚钱，妻子的责任就是照顾家庭；c. 以目前男人所分担的家事责任而言，他们应该比现在做更多家事；d. 在经济不景气时，应该先解雇女性员工。）的同意程度（非常同意、相当同意、有些同意、无所谓同意不同意、有些不同意、相当不同意、非常不同意分别为 1-7 分）对其进行测量，本研究认为陈述 a、b、d 的不同意程度越高（得分越高），则表明个体越倾向于平等主义的性别角色观念，而对于陈述 c，被调查者的不同意程度越高，则表明其越倾向于认同传统主义的性别角色观念。故而，本研究首先将被调查者对于陈述 c 的认同情况进行处理，使其得分与平等主义的性别角色认同倾向呈现正相关关系，然后对四个题目的得分取均值，用来测量个体的性别角色认同情况。

3. 控制变量

为避免虚假相关，本研究将性别角色认同之外的影响女性就业的因素作为控制变量加入模型。在这方面，大多数研究者认为，教育获得、家庭责任（婚姻和子女）和家庭经济状况三项个人或家庭因素对女性的就业决策有较大的影响（如吴愈晓，2010）。此外，鉴于随着年龄的增长，资历所带来的自由选择工作时间的权利也有一定的增加，因此将年龄也看做控制变量处理。此外，以特殊的控制变量，性别，为依据，分别对模型进行检验，以对假设 2 进行验证。

本文所用全部变量如表格 2 所示。

(三) 模型设定

为验证研究假设，基于上述变量，本文拟对男性和女性分别检验下述回归中核心自变量与因变量的关系，并进行比较。

模型 1（总体模型）：

$$Y = \beta_0 + \beta_1 X + \beta_2 E + \beta_3 M + \beta_4 B + \beta_5 C + \beta_6 I + \beta_7 A + \varepsilon$$

模型 2（教育模型）：

$$Y = \beta_0 + \beta_1 X + \beta_2 E + \beta_3 E * X + \beta_4 M + \beta_5 B + \beta_6 C + \beta_7 I + \beta_8 A + \varepsilon$$

模型 3（婚姻模型）：

$$Y = \beta_0 + \beta_1 X + \beta_2 E + \beta_3 M + \beta_4 M * X + \beta_5 B + \beta_6 C + \beta_7 I + \beta_8 A + \varepsilon$$

模型 4（生育模型）：

$$Y = \beta_0 + \beta_1 X + \beta_2 E + \beta_3 M + \beta_4 B + \beta_5 B * X + \beta_6 C + \beta_7 I + \beta_8 A + \varepsilon$$

名称	符号	类别	备注
工作时长	Y	因变量	每周工作小时数
性别角色认同	X	核心自变量	得分越高，越倾向于认同平等主义的性别角色
性别	S	分类变量	男：1，女：0
大学及以上教育	E	控制变量	当前最高受教育水平为大学 ¹ 及以上：1； 当前最高受教育水平为大学以下：0
家庭责任-在婚状况	M	控制变量	在婚状态：1，非在婚状态：0 ²
家庭责任-已生育子女	B	控制变量	已生育子女：1，未生育子女：0
家庭责任-子女数量	C	控制变量	含已去世子女
配偶经济状况	I	控制变量	2005 年配偶全年总收入
年龄	A	控制变量	2006 年时的年龄
性别角色认同*教育	E*X	交叉变量	

¹ 大学专科（成人高等教育）及以上

² 在婚状态包括同居和已婚有配偶；非在婚状态包括从未结过婚、分居、离婚、丧偶。

性别角色认同*婚姻	M*X	交叉变量
性别角色认同*生育	B*X	交叉变量

表格 1 变量列表

五、 结果分析

对上述模型的检验结果如表格 2 所示。由模型 1 可以看出，总体而言。性别角色认同并不影响个体每周用于工作的时间。但是，模型 2 和模型 4 的结果则表明受教育水平和生育情况会与个体的性别角色认同产生交叉影响，且其对于男性和女性的作用方向是相反的。

	模型 1		模型 2		模型 3		模型 4	
	模型 1.1 ¹	模型 1.2	模型 2.1	模型 2.2	模型 3.1	模型 3.2 ⁴	模型 4.1	模型 4.2
性别角色认同 (X)	-.577 (.683) ²	-1.255 (.858)	-.089 (.743)	-2.188** (.929)	-4.092 (7.735)		1.206 (.992)	-3.457** (1.304)
大学及以上教育 (E)	-6.123**** ³ (1.623)	-2.847* (1.571)	7.114 (8.143)	-26.952*** (9.562)	-1.631*** (1.624)		-.067*** (1.618)	-2.972* (1.567)
性别角色认同*教育 (E*X)			-3.078* (1.856)	5.948** (2.328)				
家庭责任-在婚状况 (M)	-1.108 (5.530)	5.473 (10.088)	-.991 (5.52)	5.627 (10.043)	-16.309 (33.773)		-.477 (5.517)	5.191 (10.056)
性别角色认同*婚姻 (M*X)					3.541 (7.762)			
家庭责任-已生育子女 (B)	-3.603* (2.015)	-1.817 (2.099)	-3.525* (2.013)	-2.189 (2.095)	-3.595* (2.016)		10.26729* (5.964)	-16.739** (6.988)
性别角色认同*生育 (B*X)							-3.332** (1.349)	3.820** (1.707)
家庭责任-子女数量 (C)	1.037 (.743)	1.270* (.745)	1.036 (.742)	1.373* (.743)	1.023 (.744)		.959 (.741)	1.266* (.742)
配偶经济状况 (I)	-.000* (.000)	-.000**** (.000)	-.000** (.000)	-.000**** (.000)	-.000* (.000)		-.000* (.000)	-.000**** (.000)
年龄 (A)	-.135*** (.045)	-.208**** (.053)	-.137** (.045)	-.223**** (.053)	-.135*** (.045)		-.134*** (.045)	-.205**** (.053)
常数项	60.234**** (6.645)	60.512**** (10.690)	58.159**** (6.754)	64.738**** (10.770)	75.359** (33.810)		52.185**** (7.380)	69.317**** (11.359)

1. 模型 X.1 代表女性 (S=0); 模型 X.2 代表男性 (S=1)。

2. 括号内为 S. E. 值。

3. 显著性水平: *, 0.1; **, 0.05; ***, 0.01; ****, 0.001。

4. 该模型中“家庭责任-婚姻状况”因存在共线性原因而被 STATA 自动舍去, 而舍去后 M 的模型不具有任何意义, 故做空白处理。

表格 2 男女两性工作时长影响因素分析

（一） 性别角色认同与受教育水平的综合作用

由模型 2.1 和 2.2 可以看出，在加入反映教育与性别角色认同的综合作用的交叉变量“E*X”后，对于未受过大学及以上教育的女性而言，其对于平等主义的性别角色的认同程度与工作时长之间具有并不显著的负相关关系，但是对于大学及以上教育水平的女性而言，其性别角色认同与工作时长负相关关系有了显著的增强，即平等主义的性别角色认同并没有推动女性将更多的时间投入工作，而是产生了相反的作用，且这种作用更多地表现在接受过高等教育的女性群体中。这很有可能是由于对于高教育水平女性而言，其工作的重要程度和工资收入与其工作时长并不必然正相关所导致的。

同时，对于未接受过高等教育的男性而言，其性别角色认同与工作时长之间呈现出显著的负相关关系，即平等主义的性别认同会使其主动减少工作时间，而这些时间很有可能被用于家务劳动之中。但是，对于接受过高等教育的男性而言，性别角色认同与工作时长则表现为正相关关系，个体对于平等主义的性别角色的认同更强，则更倾向于延长工作时间，由于本文着眼于探讨女性的性别角色认同与工作时长关系，因此并不对此展开论述。

（二） 性别角色认同与家庭责任的综合作用

由模型 3 可以看出，婚姻状况对于女性性别角色认同与工作时长关系并无显著影响，家庭责任的作用主要通过是否生育子女表现出来。

对于未生育子女的女性而言，性别角色认同对于工作时长有一定的正相关关系，但关系并不显著。而子女的在场则改变了这种关系，职业母亲的性别角色认同程度越高，其越倾向于减少投入工作或自身事业的时间。

对于男性而言，平等主义的性别角色认同使其倾向于减少工作时长，但是这种负相关的关系由于子女的在场而基本消失（-3.457 与 3.820 相加基本等于 0），即性别角色认同情况基本不会影响育有子女的男性的工作时长。

这两个结论与我们的假设是正好相反的。从理论的角度而言，平等主义的性别角色观念更倾向于均等地分配家务劳动，而子女的在场会导致家务劳动的增加，因此则要求男性调整家庭与工作的关系，将更多的时间投入家庭，而非工作；对于女性而言，虽然子女所造成的家务责任与女性有一定的必然联系性（如喂奶等），但这种联系更多地存在于子女幼年时期，而不应普遍存在于职业母亲之中。因此，平等主义的性别角色观念的认同程度与工作时长之间的负相关关系仍具有一定的不合理性，这很有可能是由于中

国抚养子女的高成本所导致的。在当代中国，抚养子女不仅要求相当的时间和精力的投入，更重要的是增加了家庭的经济负担。由于在相同人力资本（受教育水平）的情况下，男性职业的工资仍高于女性职业（England, 1992），因此男性保证工作时长，增加收入，将承担家务劳动的义务转变为经济方面的责任，而女性减少工作时间用以承担相应的家务劳动则成为了家庭的理性选择。可以说，在当代中国，抚养子女所造成的经济负担对性别角色认同与工作时长之间的关系造成了一定的挑战。

六、 简短的结论

综上所述，在当代中国，性别角色认同确实会对个体的工作时长产生一定的影响，但这种影响更多地表现在家务劳动较少的未生育子女的家庭中。而子女的在场导致了家庭经济压力的增加，使得更易得到高工资的男性倾向于承担家庭的经济责任，相应的家务劳动则落到了女性的身上。

与传统的“男主外，女主内”的性别角色观念所导致女性没有选择地承担家务劳动相比，这种类似的现象可以看做是对于家庭责任的再分配，即并非强调女性应放弃自己的社会责任而帮助配偶取得事业的成功，而是将子女所造成的经济负担和时间负担进行了合理的分配（女性对于平等的性别角色认同越强，越倾向于减少工作时长即说明这一现象并非对于传统性别角色观念的适应）所造成的，也可以说是一种在当前抚养子女负担过高而劳动力市场中又存在着性别歧视的整体环境下，作为个体的家庭的一种理性选择。

参考文献

1. 蔡昉、王美艳，2004，《中国城镇劳动参与率的变化及其政策含义》，《中国社会科学》（4）。
2. 潘锦堂，2002，《经济转轨中的中国女性就业与社会保障》，《管理世界》（7）。
3. 吴愈晓，2010，《影响城镇女性就业的微观因素及其变化：1995 年与 2002 年比较》《社会》30（6）。
4. 吴愈晓，吴晓刚，2009，《城镇的职业性别隔离与收入分层》，《社会学研究》（4）。
5. 姚先国、谭岚，2005，《城镇劳动供求形势与趋势分析》，《中国人口科学》（5）。
6. 朱嘉蔚，2011，《“工作——家庭”冲突中的已婚女性劳动力市场参与探析》，《江西社会科学》第六期。

7. Coleman, Jams S 1990, *Foundations of Social Theory*, Cambridge MA: Belknap.
8. Damon, B, P. Roger & G. Mojtaba 2009, "Changing Attitude to Gender Roles: A longitudinal Analysis of Ordinal Response Data from the British Household Panel Study" *International Sociology* 24(3).
9. England, P. 1992, *Comparable Worth: Theories and Evidence*. NY: Aldine.
10. Graen, G. 1976, Role-making processes within complex organizations. In M.D. Dunnette (Ed.), *Handbook of industrial and organizational psychology*, Chicago: Rand-McNally: 1201-1245.
11. Greenhaus, Jeffrey H & Nicholas J. Beutell 1985, "Sources of Conflict between Work and Family Roles" *The Academy of Management Review* 10(1).
12. Hall, D. T. 1972, "A model of coping with role conflict: The role behavior of college-educated women" *Administrative Science Quarterly* 17.
13. Parish, Willaim & Sarah Busse 2000, "Gender and work" In Wenfang Tang and Willaim Parish (Ed.), *Chinese Urban Life under Reform*. New York: Cambridge University Press.
14. Polachek, S. 1979, "Occupational Segregation among Women: Theory, Evidence, and a Prognosis." in C. B. Lloyd, E. S. Andrews & C. L. Gilroy (ed.) *Women in the Labor Market*. New York: Columbia University Press.
15. Polachek, S. 1981, "Occupational Self Selection: A Human Capital Approach to Sex Differences in Occupation Structure." *Review of Economics and Statistics* 58.
16. Turner, Jonathan H 2003, *The Structure of Sociological Theory*, CA: Thomson Learning.

作者简介: 孙逸航, 山东大学哲学与社会发展学院, 研究方向: 社会工作。