

城市已婚女性性别角色观念对家庭劳动分工的影响研究

付 薇

重庆大学公共管理学院, 重庆

收稿日期: 2025年9月24日; 录用日期: 2025年10月29日; 发布日期: 2025年11月11日

摘 要

改革开放以来我国经济高速发展和社会激烈变革, 劳动市场的性别参与和人们的性别认同发生了深刻的变化。论文采用CFPS微观数据库, 采用OLS模型、Tobit模型和中介效应模型对城市已婚女性性别角色观念对家庭分工影响进行研究。运用家务劳动时间来刻画家庭内部分工情况, 实证结果显示, 持有性别角色观念更传统的女性平均每日用于家务劳动时间更长, 且由于受教育程度和地域的不同, 性别角色观念的影响具有异质性, 同时发现性别角色观念会通过影响个人收入来对其家务时间产生影响。最后论文根据研究结论对如何促进家庭和谐、优化女性劳动供给得到相关启示。

关键词

性别角色观念, 家庭劳动分工, 家务, 性别表演

A Study on the Influence of Gender Identity of Wives in Urban on Division of Family

Wei Fu

School of Public Policy and Administration, Chongqing University, Chongqing

Received: September 24, 2025; accepted: October 29, 2025; published: November 11, 2025

Abstract

Since the reform and opening up, China's economy has developed rapidly and society has undergone drastic changes leading to significant changes in gender participation in the labor market and people's gender identities. This paper uses CFPS micro database, OLS model, Tobit model and mediating effect model to study the impact of urban wives' gender identity on family division. Using household time as a representative of internal division within the family, research has found that

traditional gender identity has a positive impact on wives' household time, and due to differences in education level and geography, the impact of gender identity is heterogeneous. At the same time, it has been found that gender identity can affect their household time by affecting personal income. Finally, the paper provides relevant insights on how to promote family harmony and optimize female labor supply based on the conclusions obtained from empirical analysis.

Keywords

Gender Identity, Family Division, Housework, Gender Performance

Copyright © 2025 by author(s) and Hans Publishers Inc.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY 4.0).

<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



Open Access

1. 引言

在我国现代以少子化、老龄化为特征的人口结构下，劳动人口规模与比例双双下降，我国人口红利减少，这对我国经济持续稳定健康发展提出了挑战。自改革开放以来，女性在劳动市场中的参与愈发重要，她们不仅扮演着不可或缺的角色，更是我国经济持续发展的强大动力。自改革开放以来，女性的劳动市场参与越发重要，已经成为我国经济发展的重要力量。但值得注意的是，我国女性的退休年龄普遍较为年轻，正值其劳动生命周期中工作回报率较高的阶段，这意味着女性还有较大的劳动潜力可以挖掘。因此，延迟退休政策应运而生。延迟退休，即指将退休年龄往后推迟的一种政策调整，是国家基于当前人口结构变迁和就业结构转变而逐步推行的一种制度性安排。有利于缓解当前就业的结构性矛盾，为国家的长期繁荣和可持续发展做出积极贡献。尤其对于女性，已有研究发现延迟退休政策为促进女性职业发展和优化女性劳动供给提供了有益契机[1]。然而，也应该注意到，女性在就业市场中面临的困境和挑战仍然存在，需要各方关注并共同努力来解决。

在改革开放以来的经济高速发展和社会激烈变革中，劳动市场的性别参与和人们的性别观念也发生了深刻的变化。主要体现在传统观念中“男主外，女主内”的分工模式逐渐被打破，女性在劳动市场中的参与率与收入逐步提高，女权运动也蓬勃发展，女性意识空前提高。根据 2020 年国家统计局发布的数据，我国女性就业率为 70.8%，略低于男性的就业率(74.8%)。尽管更多的女性走出家庭进入职场，她们仍然承担着家庭内部“家务”的主要责任。双重性别角色冲突下女性面临着来自于家庭和职场的双重压力。国内关于性别角色观念对家庭分工的文章不多，只有近几年一些学者开始探究我国性别角色观念对家庭分工的影响。但家务在传统家庭中占据很重要的地位，因此对于家庭内部的家务分工仍应予以关注。

本研究的主要目的在于探讨性别角色观念对家庭分工的影响。一是探讨性别角色观念与家庭分工的作用关系，更为现代的性别角色观念是否对女性家务时间具有抑制作用；二是阐明性别角色观念对家庭分工的影响的机制；三是通过分析性别角色观念与家庭分工的关系，基于我国性别角色观念发展现状实际，对如何更好地促进性别角色观念的现代化转型、营造性别平等的社会环境、进一步挖掘和利用女性劳动力资源提出有益建议。

2. 理论回顾与研究假设

现有研究一般关注性别角色观念的形成及其对个体收入水平、社会参与、婚姻质量、生育意愿、劳动参与、幸福感等方面的影响。随着妇女受教育水平、经济收入水平和决策能力的提高，妇女们的性别

角色观念正在逐步向现代化转变[2]，且性别认同的影响在代际、地区和教育队列之间存在差异[3]，但很少有研究关注家庭内部分工，特别是其对女性劳动时间分配的影响。学者刘爱玉[4]认为，女性有更多机会获得受教育机会、职业和政治身份，更加能够帮助其塑造现代性别观念；2018年[5]其进一步研究发现，在社会结构和制度的约束下个人对性别分工的理解，对女性劳动力市场参与率有显著影响。无独有偶，学者张川川[6]也认为传统性别角色强调女性对家庭的责任，性别观念越现代化，女性的劳动参与率和收入水平就越高。袁满[7]发现传统的性别角色观念减少了女性的市场劳动时间。Stickney [8]对 28 个地区开展实证，认为女性的低收入现象与传统的性别角色观念有关。学者韦易驰[9]发现，相较于男性，对性别角色有更现代观念的女性具有更高程度的社会参与，传统性别角色观念对育龄人口的生育愿望产生了积极影响；然而，性别观念对育龄人口生育意愿的影响较稳定，并未随着社会变化发生重大变化[10]。

在儒家文化的影响下，中国传统的分工模式为“男主外女主内”。传统性别分工模式得以延续，是因为与男性相比，女性的人力资本长期处于相对较低的水平，在市场劳动力中缺乏竞争优势；相反，女性在家庭劳动分工方面具有比较优势。随现代女权主义的出现，女性要求与男性平等参与社会工作，导致了一种违背传统的现代性别角色观念，即“男女平等分担内外事务”的分工模式。女性走出家庭分担外部事务，男性也回归家庭分担家庭内部事物。Becker [11]指出，妇女们将大部分时间花在照顾孩子、做饭和打扫卫生上，而丈夫们则主要从事狩猎、务农或其他更“市场化”的工作。因此，家庭带有生产单位和家务劳动单位的双重属性，配偶之间基于性别禀赋的分工是家庭活动的主要特征。学者王天夫[12]认为，配偶之间的专业分工部分取决于生理差异和人力资本投资的差异。根据比较优势理论，在市场部门中具有比较优势的家庭成员在家庭分工中具有更强的议价能力，因此夫妻之间会发生性别分工。Daniel [13]表明，社会期望丈夫作为家庭内外的窗口，花更少的时间做家务，即使收入很低，也可以少做或不做家务。而妻子不论收入如何，都对家庭事务负有主要责任。国内也有研究表明，不论年龄或阶级如何，传统的性别角色观念都会影响夫妻资源与家务时间的比例。学者於嘉[14]提出，随着经济发展和教育普及，男女在人力资本投资方面的差距将逐渐缩小，在劳动力市场的差距也将缩小。这增强了男女之间时间的互补性，从而减少了投资分配中的性别分工。引入“互补”这一范畴可以解释，女性在家庭活动中的专业化程度正在下降，而男性将更多的时间投入到家庭活动中。

收入作为家庭中的重要资源，往往被认为是做家务分配博弈中的重要因素。Jan [15]指出，女性承担了大部分家务，因为与配偶相比，她们在经济上处于不利地位，在家庭分工博弈中也处于相对不利的地位。随着女性劳动收入的增加，她们的家务时间也会相应减少。周旅军[16]发现，当妻子的收入超过丈夫时，家务时间减少，间接验证了个体资源是家务劳动分配博弈中的重要筹码。随社会经济水平的快速发展，妇女的劳动参与程度与参与率都有所提高，她们在劳动力市场和家庭经济来源中逐渐发挥着重要作用。然而，家务劳动的分工仍然表现出高度性别化的特征。有相当多的研究表明，婚姻内部的性别规范仍然存在，当妻子的收入高于丈夫时，其仍会为了满足社会对于女性角色的期待而承担更多的家务劳动[17]。

以往研究表明，教育对家务劳动的影响存在性别差异。通常，女性的教育水平越高，她们花在家务上的时间就越少。学者 Malathy [18]通过研究发现接受高等教育的印度女性会减少自身的家务时间。与受教育程度较低的妇女相比，尽管受教育程度较高的妇女有相似的非工作时间，但她们的家务时间较少，在家务分工方面与男子的地位也更加平等。女性性别角色越来越趋向现代，这种性别观念差距形成的关键因素是女性受教育水平的快速提升[19]。女性用于家务劳动上的时间平均比男性多 1.03 小时，与 2000 年同比减少了 1.67，尽管这占了男性家务时间的一半，但她们仍然承担着大部分家务。尽管女性进入了劳动市场，但她们并没有从家务劳动中解放出来。Baxter [20]发现，在美国妻子仍然主要负责家务劳动。现代中国青年夫妻因家庭分工发生冲突的原因是社会文化的影响[21]，且我国家务劳动分工中性别不平等依旧存在，女性仍然承担主要责任。

我国的一些研究也证实,夫妻双方性别角色观念的确会影响家庭内部的家务分工。学者刘爱玉[22]认为,资源促进家庭分工的方式和机制植根于性别文化。学者闫丹婷[23]通过个案分析得出传统的性别角色观念易产生家庭矛盾,对家庭分工造成负面影响。也有研究表明,性别角色观念的平等促进了男女共同分担家务,减少了已婚女性的家务时间[24]。学者郑瑾嫣[25]得出,男女收入差距越小、经济越发达、社会性别文化观念越平等,女性通过个人特征在改变当前家务分工模式中的作用就越大。也有研究表明,性别角色观念会对家务劳动的性别分工影响,在传统的性别观念影响下,女性收入提高仍会增加其家务时间[26]。

国内外文献中关于工作时间与家庭冲突关系的结论存在差异,东西方在工作和家庭关系方面存在显著差异。例如,在美国,夫妻双方在家分工中的冲突影响比中国更大。在中国,虽然“男女有别”、“男主外,女主内”是真实的描述,但女性从事无偿劳动以照顾家务,同时也从事有偿劳动以养家糊口,这也是客观的事实。已婚妇女在双重角色时面临着巨大的压力和家庭冲突。其次,国内外也存在着共性问题。传统家庭角色的变化发生在配偶和家庭之间的关系中,主要是由于配偶之间的协调和性别角色的定位。对家庭和社会劳动性别划分的理解,性别气质与公私领域劳动参与之间的关系,以及两性拥有的资源和性别角色观念,都会影响婚姻关系中双方对家庭和市场工作时间的分配。传统的性别角色观念对男女两性的行为表现做出了期待和规范,传统的性别角色观念将男性定义为“养家糊口”、“顶梁柱”的角色,而女性则更多被认为是“相夫教子”、“贤内助”的角色。信奉传统观念则意味着会在其偏离社会期待时遭到配偶或社会的惩罚,因此男性会更多地通过挣钱来显示自身的男性气质,以符合社会对男性角色的期待,女性则即便其经济独立也会做更多的家务劳动来符合社会对于女性角色的期待。

家务作为家庭内部分工一个重要的组成部分,虽然家务具有内部性、私密性使得女性对家庭的付出和所承担的责任易被忽略,但诸多研究表明性别角色观念对家庭分工具具有影响,因此,研究家庭分工时从社会层面引入性别角色观念对其的影响是有必要的。最后,国内外对于性别角色观念与家庭分工关系的研究较少,而家庭作为基础的劳动单位,家庭合理分工能促进家庭和睦与社会和谐、营造性别平等文化、挖掘和利用女性劳动力资源。

基于现有文献和理论提出以下假说:

假说 1: 城市已婚女性传统的性别角色观念对其家务时长具有正向影响。

假说 2: 城市已婚女性的性别角色观念会通过影响其收入对家庭分工产生影响。

3. 数据来源、计量模型与描述性统计

3.1. 数据

本文数据来自中国跟踪调查(CFPS)第 5 轮(2020 年)数据,该调查使用分层多阶段抽样来收集反映中国社会、经济、人口、教育和健康变化的数据,涵盖个人、家庭和社区三个层次。考虑到近年来 CFPS 中缺乏关于某些重要变量的信息,仅有 CFPS2020 提供了直接衡量本文核心变量性别角色观念的指标,因此本文运用 CFPS2020 样本数据进行实证分析。

3.2. 模型构建

为了检验性别角色观念与其家庭分工的关联,基于现有文献,本文在研究性别角色观念对其家庭分工的影响时,筛选户籍为城镇户口的 20 岁到 55 岁的已婚女性作为研究对象,并对相关数据进行回归处理。家庭分工并不仅仅与其社会、家庭地位相关,为防止遗漏重要变量导致模型构建错误而得出可疑结论,借鉴相关文献[6][25]我们在模型中加入年龄、职业类型、健康情况、受教育程度、政治面貌、信仰、是否上网、对婚姻的满意程度等作为控制变量。

由于传统性别角色观念对女性有约束作用，传统观念下“男主外、女主内”模式下，传统的性别角色观念对于女性家务时间正向作用。因此，模型设定如下。其中， $home_i$ 代表城市已婚女性做家务的时间， $iden_i$ 表示对其性别角色观念的衡量值， X_{ki} 为相应的控制变量值， μ_i 为随机扰动项。

$$home_i = \beta_0 + \beta_1 iden_i + \sum \lambda_k X_{ki} + \mu_i \tag{公式 1}$$

3.3. 变量说明

被解释变量。家务作为一种无偿劳动，是现在社会中的家庭分工中重要的一部分，也是男女双方在家庭责任中重要的一部分。参考已有研究[5][25]，本文的被解释变量为城市已婚女性每天做家务的时间，是通过问卷中问题“一般情况下，您每天用于家务劳动的时间大约是几小时？”得到。

核心解释变量。本文的核心解释变量为城市已婚女性的性别角色观念，该变量将运用问卷中个体对“男女分工”、“女人婚姻”、“男人家务”、“至少生一个儿子”这四个命题的态度来衡量，分别记为 H_1 、 H_2 、 H_3 、 H_4 ，其中，1代表非常不同意，5代表非常同意。在“男女分工”、“女人婚姻”、“至少生一个儿子”这三个命题具体分别为“男人以事业为主，女人以家庭为主”、“女人干得好不如嫁得好”和“为了传宗接代，人应至少生一个儿子”，数值越大代表个体的性别角色观念越传统，数值越小则代表其观念越现代。“男人家务”具体表述为“男人应承担一半家务”，数值越小代表个体的性别角色观念越传统，数值越大则代表其观念越现代。

本文对个体性别角色观念衡量值的计算公式为：

$$iden_i = Aver[H_{1i} + H_{2i} + (6 - H_{3i}) + H_{4i}] \tag{公式 2}$$

控制变量。本文控制了一系列个体特征变量：年龄，是个体在受访时的年龄，由“调查时的年龄”得到，参考以往文献，以平方项纳入模型；职业类型为虚拟变量，由问题“行政管理职务”得到，若回答为“是”则视为个体从事行政管理类工作，记为1，其他则记为0；健康情况是个体对自身身体状况的评级，由问题“您认为自己的健康状况如何”得到，其中，“1”为不健康，“2”为一般，“3”为健康，“4”为比较健康，“5”为非常健康；受教育程度由问题“已完成的受教育年限”得到；政治面貌，由问题“您目前是下列哪些组织的成员”得到，“中国共产党”则记为1，否则记为0；信仰，由问题“您信什么”得到，有信仰记为1，都不信记为0；是否上网，是由“您是否上网”进行测度的，“是”记为1，“否”记为0；对婚姻的满意程度是由问题“总的来说，您对您当前的‘婚姻/同居’生活有多满意”得到，“1”代表非常不满意，“5”代表非常满意。推测职业类型、受教育程度、政治面貌对女性家务时间具有负向作用，健康程度、对婚姻的满意程度等具有正向作用。变量说明与描述性统计如表1所示。

Table 1. Descriptive statistics
表 1. 描述性统计

变量	含义	影响方向	平均值	最小值	最大值
$home_i$	每天用于家务劳动的时间		1.925	0	14
$iden_i$	的性别角色观念衡量值	+	0.550	0.200	1
$Age2_i$	年龄的平方项	+	1609.50	400	3025
$Career_i$	是否从事行政管理类工作	-	0.094	0	1
$Health_i$	健康情况	+	3.139	1	5
Edu_i	受教育年限	-	11.466	0	19

续表

Party _i	是否为中共党员	-	0.088	0	1
Belief _i	是否有信仰	+	0.253	0	1
Online _i	是否上网	-	0.617	0	1
Satis _i	对其婚姻满意度	+	4.362	1	5

通过对本文主要变量进行描述性统计。每日家务劳动时间最长的城市已婚女性每天需要做 14 个小时家务，平均每位女性每天需要花费 1.925 个小时在家务劳动上，时间差异较大。城市已婚女性性别角色观念的均值为 0.550，样本中的女性整体上持有较中立的性别角色观念，与实际较为符合，样本选择具有较好的代表性。从描述统计可以得到，样本平均年龄的平方项为 1609.50，平均年龄约为 40 岁，符合随机抽样的要求；样本平均的健康状况评分为 3.139，样本整体上较为健康；平均受教育年限为 11.466 年，样本平均受教育程度较高；婚姻满意度平均为 4.362，样本对其婚姻都基本满意。平均健康情况较好和受教育程度较高体现了我国经济社会的发展，对婚姻的较高满意度则说明目前城市家庭中，夫妻双方的关系较为融洽、和睦。

4. 实证分析

4.1. 基准回归结果

表 2 展示了基准回归结果，列 1 为不加任何控制变量的回归结果，结果显示有着传统性别角色观念的城市已婚女性会承担更多家务劳动，这与学者王卫东、申奥等研究结论相符，此时性别角色观念的系数为 0.314。加入控制变量后，系数绝对值略有降低。具体来说，在控制其他变量不变的情况下，性别角色观念每提升一个单位，会使得女性用于家务的时间增加 0.171 个小时，进一步验证了模型的稳健性。

Table 2. The impact of gender role perception on household chores time
表 2. 性别角色观念对家务时间影响

home _i	1	2
iden _i	0.314*** (6.80)	0.171*** (3.36)
控制变量		控制

注：括号内为对应 t 值，***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的统计水平下显著，下表同。

4.2. 稳健性检验

表 3 列 1 为不加任何控制变量的回归结果。这时系数为 0.04，通过 1% 的显著性检验。加入控制变量后，系数绝对值略有下降。具体来说，在控制其他变量不变的情况下，传统的性别角色观念每提升一个指标，会使得女性每周无偿劳动占总劳动时间增加 2.2%，与每天干家务的时间作为指标衡量女性家庭分工所得结果方向一致，进一步说明性别角色观念越传统会使得女性每周无偿劳动占总劳动时间的比重越大。

“男主外、女主内”的传统家庭分工模式和“为了传宗接代，至少生一个儿子”的传统观念是传统性别角色观念的代表，因此，在上文的基础上，分别改用“男女分工”和“至少生一个儿子”来衡量性别角色观念，对估计结果进行稳定性检验，表 4 展示了更换不同性别角色观念衡量方式的稳定性检验结

果。表 4 中的第 2 列和第 4 列为不加入任何控制变量的回归结果。这时 H_{1i} 的系数为 0.178，通过 1% 的显著性检验。个体对“男人以事业为主，女人以家庭为主”的赞同度每提升一个指标，会使得女性每天干家务的时间增加 0.178 个小时；个体对“为了传宗接代，至少生一个儿子”的赞同度每提升一个指标，会使得女性每天干家务的时间增加 0.136 个小时。而第 3 列和第 5 列则为分别加入控制变量后的回归结果，依然在 1% 的水平下显著，但系数的绝对值均略有下降。具体来说，在控制其他变量不变的情况下，对“男女分工”和“至少生一个儿子”认可度每增加一个单位，则女性每天干家务的时间就分别增加 0.098 个小时和 0.087 个小时，与性别角色观念衡量值作为指标衡量女性性别角色观念所得结果方向一致，进一步说明女性性别角色观念越传统，那么她所承担来自家庭方面的压力越大。

Table 3. The impact of gender role beliefs on the proportion of women’s household time
表 3. 性别角色观念对女性家务时间占比影响

home _{<i>i</i>}	1	2
iden _{<i>i</i>}	0.040*** (7.10)	0.022*** (3.53)
X_{ki}		控制

Table 4. The impact of different gender role perception measurement methods on household time
表 4. 不同性别角色观念衡量方式对家务时间影响

home _{<i>i</i>}	H_1	H_1	H_4	H_4
性别角色观念	0.178*** (6.41)	0.098*** (3.28)	0.136*** (5.49)	0.087*** (3.31)
X_{ki}		控制		控制

进一步地，根据时间可及性，女性每天干家务的时间的取值范围会受到限制，由于有相当部分的个体每天做家务时间为 0，模型可采用 OLS 和 Tobit 两种方法估计，在上文中已经写出 OLS 估计结果，因此下文将采用 Tobit 模型进行稳定性检验。

从表 5，在模型列 1、2 中，传统的性别角色观念测度每上升一个指标，女性每天做家务的时间就增加 0.332 小时和 0.184 小时，也就是说性别角色观念越传统，女性在家庭内部所承担的负担就越重，传统性别角色观念对女性家庭分工具有正向影响，与上述结果一致，说明上述由 OLS 模型得出的结果比较稳健。

Table 5. The Tobit model of the impact of gender role beliefs on household time
表 5. 性别角色观念对家务时间影响的 Tobit 模型

	1	2
iden _{<i>i</i>}	0.332*** (6.78)	0.184*** (3.45)
X_{ki}		控制

进一步地，为了说明，这里假定只有一个疑似内生变量。为了检验公式 1 是否存在内生性，这里用 OLS 估计的简约型，其中分别为个体每周看电影的时间和女性主观幸福感，来自问卷“您认为您有多幸福”，是公式 1 从未出现的。

$$\text{home}_i = \alpha_0 + \alpha_1 \text{iden}_i + \delta_1 g_i + \text{error}$$

(公式 3)

并用 t 统计量检验原假设 $H_0: \delta = 0$ 。结果显示 $t = 0.71$, $p = 0.480$, 接受原假设, 认为 $\delta = 0$ 可以认为模型没有内生性, 再次验证了模型的稳健性。

4.3. 异质性检验

为进一步探讨女性性别角色观念对其家庭分工影响的差异, 本文根据受教育程度对样本进行分组, 然后使用有序 OLS 模型来检验女性性别角色观念对其家庭劳动分工的影响。具体来说, 本文将所有样本按照女性受教育程度分为三个子样本: 初中及以下、高中、高中以上。

回归结果显示, 表 6 中核心解释变量系数均为正, 进一步验证了模型的稳健性。但只有第 3、4 列结果显著, 性别角色观念的系数随着教育层次的提高反而出现了下降的趋势, 表明受教育层次对女性每天做家务的时间存在负向影响。

Table 6. The impact of gender role perceptions on household time at different levels of education
表 6. 不同受教育水平下性别角色观念对家务时间影响

模型	初中及以下	高中	高中以上
iden _{<i>i</i>}	0.129 (1.52)	0.209*** (2.27)	0.181*** (2.45)
X _{<i>ki</i>}	控制	控制	控制
N	532	392	420

为了再进一步探讨影响的地区差异, 本文按照样本所处地区分为西部、中部和东部, 对样本进行分组, 采用有序 OLS 模型来检验女性性别角色观念对家庭分工的影响。

回归结果显示, 表 7 中系数均为正, 与前文一致, 进一步验证了模型的稳健性。但只有第 3、4 列结果显著, 性别角色观念的系数在东中西部的不同和在中部、东部显著的不同。具体来说, 在中部, 传统的性别角色观念每增加一个单位, 会使得女性每天用于干家务的时间增加 0.148 个小时, 而在东部, 传统的性别角色观念每增加一个单位, 会使得女性每天用于干家务的时间增加 0.223 个小时, 这说明了地域的不同使女性性别角色观念对其家庭分庭分工影响具有差异性。

Table 7. The impact of gender role beliefs on household time in different regions
表 7. 不同地区下性别角色观念对家务时间影响

模型	西部	中部	东部
iden _{<i>i</i>}	0.131 (0.83)	0.148** (1.73)	0.223*** (3.32)
X _{<i>ki</i>}	控制	控制	控制
N	198	489	661

4.4. 中介效应分析

考虑性别角色观念对家务时长的影响, 根据性别表演理论, 在女性收入较高时其仍会承担大部分家务, 以免偏离社会文化价值下的性别规范[27], 因而性别角色观念、收入和家务时长间可能存在中介效应。

采用逐步回归法，为尽量消除可能存在的异方差以及数据单位和数据量级不一的问题，对收入取对数处理，同时根据性别表演理论和劳动供给背弯曲线理论和性别表演理论，猜测家务时间与女性收入之间可能存在 U 型关系，采用两步回归法，建立以下方程，对中介效应是否存在进行检验：

$$\left[\ln(\text{income}_i)\right]^2 = \beta \text{iden}_i + \sum_{k=1}^8 \lambda_k X_{ki} + e_i \tag{公式 4}$$

$$\text{home}_i = \alpha \text{iden}_i + \gamma \left[\ln(\text{income}_i)\right]^2 + \sum_{k=1}^8 \lambda_k X_{ki} + e_{3i} \tag{公式 5}$$

得到以下结果，如表 8、表 9：

Table 8. Regression result of formula 4
表 8. 公式 4 回归结果

模型	(1)	(2)
iden _{<i>i</i>}	-2.887*** (-4.30)	-1.565*** (-2.21)
X _{<i>ki</i>}		控制

Table 9. Regression result of formula 5
表 9. 公式 5 回归结果

模型	(1)	(2)
iden _{<i>i</i>}	0.242*** (7.20)	0.139*** (2.79)
$\left[\ln(\text{income}_i)\right]^2$	-0.007*** (-3.54)	0.005*** (-2.16)
X _{<i>ki</i>}		控制

结果表明，中介模型系数均显著不为 0，性别表演理论在城市已婚女性的行为表现中确实存在。在女性收入较高时仍会承担较重的家务负担，且传统的性别角色观念对女性家务时间有正向影响，与上文一致，而女性收入与其家务时间则呈现出 U 型的关系；具体来说，在其他条件不变的情况下，女性传统性别角色观念上升一个单位会使得女性家务时间增加 0.242 个小时，而随着女性收入的增加，其家务时间会出现先下降后上升的趋势。说明城市已婚女性传统的性别角色观念会使得其在家庭中承担更多的责任，而这种责任的增加很大一部分是源于女性在劳动市场中得到较少的报酬，即工资收入较少，这使女性不得不承担更多的家庭责任，即城市已婚女性性别角色观念通过影响其收入来影响其家庭负担。

5. 研究结论与政策启示

自改革开放以来，女性经济社会地位的改善、互联网技术的快速发展等因素使得我国以往的性别角色观念转型过程中，虽然传统性别角色观念出现过“回潮”，但我国整体性别角色观念越来越由传统向现代转变，根据现有文献表示能够有效打破“男主外、女主内”这一传统家庭分工模式、使女性从家务中解放出来、改善女性个人甚至家庭的福祉。

本文基于 CFPS 微观数据进行实证研究发现，城市已婚女性整体上持有一个相对中立的性别角色观念，传统的性别角色观念会使得女性每天用于干家务的时间增加，而且性别表演理论在城市已婚女性的行为表现中确实存在，在女性收入较高时仍会承担较重的家务负担，且传统的性别角色观念对女性家务

时间有正向影响。同时,可能由于性别表演理论和劳动供给背弯理论女性个人收入与其家务时间则呈现出U型的关系。

分样本分析表明,对于受教育高的女性群体,其传统性别角色观念衡量指标的提高显著地降低了她们每天干家务时间的增加程度。因为受教育的程度越高使影响这部分群体无偿劳动时间的变化因素应更加丰富,因此其角色观念的传统倾向并不像受教育程度较低的群体那样效应较大,与此对应的是其无偿劳动时间受到更小的正面影响;同时在分地域异质性分析中也发现中部和东部的群体性别角色观念对其家务时间的影响效果大小有显著差异,东部相对中、西部群体而言性别角色观念对家务时间的影响更大。研究结论表明,性别角色观念在当今社会十分重要,且随着经济发展和社会进步,性别角色观念由传统向现代转型的同时,已婚城市女性每天用于做家务的时间有所减少,说明她们来自家庭的负担在一定程度上有所缓解,女性正逐渐挣脱“男主外、女主内”的传统观念的束缚,这有利于实现男女平等、构建和谐社会。

因此要真正的减轻女性负担、让女性从家庭中走出来、优化女性劳动供给、真正实现男女平等,不仅性别角色观念应该更加现代化、更加平等、更加开放,而且更应该采取多种手段、通过多种途径,以营造和谐、有利于促进塑造社会性别平等的社会环境和机制,真正实现两性的自由全面平等的发展。

尽管传统性别观念根深蒂固,但仍然受到社会、经济、文化变迁的显著影响,要减轻女性家庭负担,需要各方关注并共同努力来解决。具体来说,本文根据实证结果得到的启示有:首先,基于城市已婚女性性别角色观念对其家务时间具有显著影响,因此要大力构建先进性别文化,在社会上营造男女平等的和谐氛围。学校和教师要加强性别平等观念的宣传,以消弭固化的性别角色观念所带来的负面影响,淡化性别角色观念;父母也应该摒弃传统性别偏见,建立积极健康的家庭亲子关系,为孩子树立正确的性别角色观念做好榜样;个人也需要更新文化观念,树立性别平等的正确观念。其次,由于性别角色观念对不同受教育程度和不同地区女性家务时间的影响具有异质性,并且会通过影响女性个人收入来对其家庭分工产生影响,因此需要重视经济发展,同时也要提高女性教育资本投入,优化女性职业发展,为两性和谐社会塑造男女平等的就业环境和坚实的经济基础。

总之,平等和发展是和谐社会重要的课题,而平等与发展的实现有赖于各方关注并共同努力。只有保证男女平等真正落到实处,才能更好地挖掘两性潜能,实现性别之间真正的平等,男女两性也才能在和谐社会中获得最大程度的自由和全面发展。

参考文献

- [1] 张箴薇,宋德玲.退休年龄制度对家庭劳动供给的影响[J]. 税务与经济, 2022, 243(4): 73-82.
- [2] 于潇,梁嘉宁.中国家庭生育模式代际传递研究[J]. 吉林大学社会科学学报, 2023, 63(2): 65-81, 235-236.
- [3] Ye, B. and Zhao, Y. (2018) Women Hold up Half the Sky? Gender Identity and the Wife's Labor Market Performance in China. *China Economic Review*, 47, 116-141. <https://doi.org/10.1016/j.chieco.2017.08.002>
- [4] 刘爱玉,佟新.性别观念现状及其影响因素——基于第三期全国妇女地位调查[J]. 中国社会科学, 2014, 218(2): 116-129, 206-207.
- [5] 刘爱玉.制度、机会结构与性别观念:城镇已婚女性的劳动参与何以可能[J]. 妇女研究论丛, 2018, 150(6): 15-30.
- [6] 张川川,王靖雯.性别角色与女性劳动力市场表现[J]. 经济学(季刊), 2020, 19(3): 977-994.
- [7] 袁满.性别工资差距影响因素研究综述[J]. 合作经济与科技, 2022, 694(23): 92-94.
- [8] Stickney, L.T. and Konrad, A.M. (2005) Gender-Role Attitudes and Earnings: A Three-Year, Multinational Study. *Proceedings of the 42nd Annual Meeting of the Eastern Academy of Management* 2005, Springfield, January 2005.
- [9] 韦易驰.性别角色观念与个体社会参与[D]:[硕士学位论文]. 南京: 南京大学, 2021.
- [10] 姜春云.性别角色观念与育龄人群的生育意愿——基于性别差异和社会变迁视角的分析[J]. 兰州学刊, 2022, 344(5): 92-104.

-
- [11] Becker, G.S. (1985) Human Capital, Effort, and the Sexual Division of Labor. *Journal of Labor Economics*, **3**, S33-S58. <https://doi.org/10.1086/298075>
 - [12] 王天夫, 赖扬恩, 李博柏. 城市性别收入差异及其演变: 1995-2003[J]. 社会学研究, 2008, 134(2): 23-53.
 - [13] Schneider, D. (2011) Market Earnings and Household Work: New Tests of Gender Performance Theory. *Journal of Marriage and Family*, **73**, 845-860. <https://doi.org/10.1111/j.1741-3737.2011.00851.x>
 - [14] 於嘉. 性别观念、现代化与女性的家务劳动时间[J]. 社会, 2014, 34(2): 166-192.
 - [15] Heisig, J.P. (2011) Who Does More Housework: Rich or Poor? A Comparison of 33 Countries. *American Sociological Review*, **76**, 74-99. <https://doi.org/10.1177/0003122410396194>
 - [16] 周旅军. 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[J]. 妇女研究论丛, 2013(5): 90-101.
 - [17] Van Bavel, J., Schwartz, C.R. and Esteve, A. (2018) The Reversal of the Gender Gap in Education and Its Consequences for Family Life. *Annual Review of Sociology*, **44**, 341-360. <https://doi.org/10.1146/annurev-soc-073117-041215>
 - [18] Malathy, R. (1994) Education and Women's Time Allocation to Nonmarket Work in an Urban Setting in India. *Economic Development and Cultural Change*, **42**, 743-760. <https://doi.org/10.1086/452118>
 - [19] Qian, Y. and Li, J.X. (2020) Separating Spheres: Cohort Differences in Gender Attitudes about Work and Family in China. *China Review*, **20**, 19-51.
 - [20] Baxter, J. and Hewitt, B. (2012) Negotiating Domestic Labor: Women's Earnings and Housework Time in Australia. *Feminist Economics*, **19**, 1-25. <https://doi.org/10.1080/13545701.2012.744138>
 - [21] 江晨芸. 我国现代青年夫妻家庭分工冲突原因及对策分析[J]. 长春教育学院学报, 2015, 31(14): 43-44.
 - [22] 刘爱玉. 相对资源、性别角色观念交互影响下的夫妻家务劳动分工[J]. 中华女子学院学报, 2022, 34(2): 27-35.
 - [23] 闫丹婷. 个案社会工作介入夫妻传统家庭角色转变研究[D]: [硕士学位论文]. 沈阳: 辽宁大学, 2019.
 - [24] 王卫东, 申奥, 郭帅安等. 性别角色观念与农村女性创业[J]. 中国农业大学学报(社会科学版), 2022, 39(2): 169-183.
 - [25] 郑瑾嫣. 经济依赖还是性别呈现? [D]: [硕士学位论文]. 上海: 上海师范大学, 2022.
 - [26] Christiemizell, C.A., Keil, J., Kimura, A., *et al.* (2006) Gender Ideology and Motherhood: Exploring Race Differences in Earnings. *Sex Roles*, **57**, 9-10.
 - [27] 卿石松. 性别角色观念、家庭责任与劳动参与模式研究[J]. 社会科学, 2017, 447(11): 91-100.