

# 生育依附抑或生育自主？丈夫的传统性别角色观念对妻子生育意愿的影响\*

陈思静<sup>1,2</sup> 王震<sup>1</sup> 杨莎莎<sup>3</sup> 郑鹏<sup>1</sup> 何铨<sup>4</sup>

(<sup>1</sup>浙江科技大学经济与管理学院, 杭州 310023) (<sup>2</sup>浙江省习近平新时代中国特色社会主义思想研究中心  
浙江科技大学研究基地, 杭州 310023) (<sup>3</sup>华东师范大学心理与认知科学学院, 上海 200062)  
(<sup>4</sup>浙江工业大学公共管理学院, 杭州 310023)

**摘要** 女性的生育意愿不仅受自身性别角色观念的影响, 还可能受到丈夫性别角色观念的制约。对中国家庭追踪调查(CFPS)2014年数据( $N = 7089$ )的分析表明, 中国已婚女性存在生育依附现象, 即相比妻子自身的传统性别角色观念, 丈夫的传统性别角色观念对妻子的生育意愿影响更为显著。基于CFPS 2022年数据( $N = 555$ )的补充分析将结果变量替换为生育计划, 结果仍支持生育依附的存在。此外, 生育依附的时空分布并不均衡, 在较早世代、教育水平较低、持农业户口或生活在中西部地区的女性中更为突出。进一步分析发现, 家庭决策权在一定程度上解释了这一现象: 传统的“男主外、女主内”家庭分工模式限制了女性的家庭决策权, 从而强化了生育依附, 而决策权的提升则与女性生育自主的增强相伴。上述发现不仅凸显了配偶双方观念和态度在女性生育决策中的作用, 也为基于性别角色观念理解性别平等提供了心理学视角。

**关键词** 生育意愿, 生育依附, 生育自主, 性别角色观念

**分类号** B849: C91

## 1 引言

改革开放以来, 中国女性的社会地位发生了重大变化。中华人民共和国国务院新闻办公室发布的《平等发展共享: 新中国70年妇女事业的发展与进步》白皮书<sup>1</sup>显示, 中国女性在就业、教育、政治参与和家庭生活中的地位均显著提升, “半边天”力量进一步彰显。然而, 有学者指出, 尽管女性教育水平、就业机会及社会地位等不断提高, 她们依然在很大程度上遵循传统性别角色——如妻子、母亲和儿媳——所包含的理念与实践规范, 这种矛盾在一定程度上影响了现代中国女性的身份认同与行为决策(Evans, 2021)。在全球普遍低生育率的背景下, 女性的性别角色观念与生育决策之间的关系备受关注。尽管两者之间的关系尚无普遍接受的定

论, 但现有研究的一个共同点在于主要关注女性自身的传统性别角色观念对其生育意愿的影响。

本研究基于互依理论(赵菊, 佐斌, 2005), 创新性地引入关系导向视角, 探讨已婚个体的传统性别角色观念对配偶(而非自身)生育意愿的影响。结果发现, 中国相当部分已婚女性表现出“生育依附”现象, 即相比女性自身, 丈夫的传统性别角色观念对其生育意愿的影响更为显著。进一步的异质性分析表明, 这一现象在较早世代、教育水平较低、生活在中西部地区或持农村户口的女性中更为突出, 相对而言, 较晚世代、受教育程度较高、居住于东部地区或非农村户口的女性则更具“生育自主”特征, 即自身传统性别角色观念对生育意愿的影响更强, 丈夫的观念影响力减弱。此外, 研究还发现, 家庭经济事务的决策权分配在很大程度上影响女性的

收稿日期: 2024-11-24

\* 教育部人文社会科学规划基金项目(23YJA840002)和国家社会科学基金项目(24BRK021)资助。

通信作者: 何铨, E-mail: quanhe@zjut.edu.cn

<sup>1</sup> 参见 [https://www.gov.cn/zhengce/2019-09/19/content\\_5431327.htm](https://www.gov.cn/zhengce/2019-09/19/content_5431327.htm)

生育依附或生育自主。本研究不仅有助于从心理学视角揭示我国性别平等的现状,也为理解传统性别角色观念与生育意愿的关系提供了新视角。

### 1.1 性别角色观念与生育意愿

性别角色观念也称性别角色态度,是人们对与性别相关的社会规范和社会角色分工的态度与看法(Lindsey, 2020; 刘电芝 等, 2011),它对婚姻家庭、劳动力市场、女性职业发展等方面均产生了重要影响,同时也是一个社会性别平等程度的重要指标之一(王鹏, 吴愈晓, 2019)。大量来自国内外的研究表明,持传统性别角色观念(即男主外、女主内)的女性通常具有较强的生育意愿(胡荣, 林彬彬, 2020; 姜春云, 2022; 李艳, 李长安, 2024; 李正东等, 2024; Miller & Pasta, 1995)。相反,持平等性别观念的女性生育意愿相对较低,一个重要原因是她们在职业发展与家庭责任之间面临较大的冲突(Goldscheider et al., 2015),并且由于女性的职业发展机会增多,她们不再单纯依赖婚姻或生育来实现自我价值(McDonald, 2000)。此外,有证据表明,上述发现同样适用于男性。例如,持传统性别观念的男性倾向于拥有更多子女,因为他们将父亲的角色视为男性身份的一部分(Bianchi & Milkie, 2010),而持平等性别观念的男性则表现出较低的生育意愿(Okun & Raz-Yurovich, 2019)。当然,也有证据表明,性别角色观念与生育意愿之间的关系比我们想象的更加复杂,它受到包括社会经济、文化环境和阶层在内的一系列宏观微观因素的影响(Lappegård et al., 2021; Neyer et al., 2013)。

现有研究极大推进了我们对“性别角色观念-生育意愿”关系的理解,然而一个不足之处在于现有研究通常默认个体的性别角色观念只对自身的生育意愿产生影响,并且研究者通常主要关注女性的性别角色观念。然而,正如互依理论指出,人际关系的本质体现为成员之间的相互影响(赵菊, 佐斌, 2005),而成对关系是人际关系的基本单元(Kenny et al., 2020),因此,除了关注已婚个体性别角色观念对自身生育意愿的影响外,我们尚需考察配偶的性别角色观念对生育意愿的影响,这样才能更为完整和准确地反映现实。万丰华和陈思静(2024)以及Okun和Raz-Yurovich(2019)也指出,个体的生育意愿往往受其配偶的想法和态度影响,忽视了这层关系会导致结论不够全面。简言之,本文主要基于互依理论,采用关系导向的视角,着重考察配偶的传统性别角色观念对个体生育意愿的影响,并且考虑

到女性是生育行为的主体,我们着重考虑丈夫的传统性别角色观念对妻子生育意愿的影响,从而为现有文献补充新的研究视角。

### 1.2 生育依附抑或生育自主? 基于性别角色观念的视角

性别地位理论(gender status theory)指出,传统社会赋予男性和女性不同的劳动分工,即男性承担外部经济责任,女性则负责生育、子女抚养及家务劳动。这一分工不仅导致资源占有不均,也使男女双方形成无意识的性别偏见,即女性应依赖男性进行决策(Ridgeway, 2001; Steyn & White, 2011)。在中国,尽管女性地位已有所提升,但“男主外、女主内”的模式仍占主导地位(续继, 黄娅娜, 2018)。男性劳动收入仍是许多家庭的主要经济来源,而大量女性从事的生育和家务劳动缺乏经济回报,导致其难以实现经济独立,只能依赖丈夫(杨国才, 杨金东, 2013)。这种经济依赖使男性在家庭决策中占据主导地位,并强化了女性在生育等重要事务上应服从丈夫意愿的观念,从而导致生育依附的形成。基于此,本文提出以下假设:

假设 1: 相较于女性自身的传统性别角色观念,丈夫的传统性别角色观念对女性生育意愿的影响更为显著,即存在生育依附。

假设 2: 丈夫在家庭生活中的决策权优势在一定程度上解释了生育依附的形成。

生育依附的时空分布并非均质,而是受多重因素影响。社会文化、经济结构、政策法规及个体特征共同塑造性别劳动分工,这些因素既可能强化生育依附,也可能削弱其影响,甚至促使生育自主的形成,即女性更多依据自身性别角色观念做出生育决策,而丈夫的影响减弱。本文重点考察个体和社会两个层面上的因素。

我们首先考虑两个个体性因素:世代和教育。历史背景对不同世代的性别分工影响深远。较早世代往往受到更加传统的性别角色观念的影响。这些观念将男性定位于劳动市场和经济生产的主导者,而女性则主要负责家庭照料和育儿(Goldin, 1994)。相比之下,较晚世代在更为多元和开放的社会中成长,在性别分工上的态度和选择更加灵活(Hu & Scott, 2016)。其次,不同的教育和职业发展机会也显著影响性别分工。受教育机会较少的女性进入劳动力市场的机会也相对有限,导致她们在家庭和非正式经济中承担更多的责任(Esping-Andersen, 2009)。相反,女性受教育水平的提高则为她们进入

更多职业领域铺平了道路，使得性别分工逐渐趋向平衡(叶华，吴晓刚，2011)。简言之，本文认为较晚世代或拥有较高教育水平的女性有更多的职业发展机会，从而提升其家庭地位，摆脱由性别地位差异形成的无意识偏见，更强调自身性别观念对生育决策的影响，从而降低对丈夫的生育依附，表现为生育自主。

其次，我们考虑了两个社会性因素：地区和户口。就地区划分来说，中国东部沿海地区的经济发达、工业化和城市化进程较早，服务业和高技术行业比例较高，女性有更多的机会进入劳动市场，并从事知识密集型和服务型岗位，且性别收入差距相对较小(程诚等，2015)。此外，东部地区在经济发达的基础上，社会政策和福利制度更加完善，使东部地区女性更容易平衡工作和家庭责任，从而能更多参与正式劳动力市场(许坤等，2022)。中西部地区则由于财政资源限制，社会福利体系相对滞后，导致女性在劳动力市场中的参与受到制约，女性往往需要承担更多家庭和照料性劳动。就户口类型而言，由于农村经济发展程度较低，劳动力市场机会相对有限，农村女性往往被排除在高薪或正式工作之外，更多从事非正式经济中的劳动(Jacka, 2014)。与此形成对比的是，城镇户口女性有更多机会接受高等教育，并进入服务业、专业技术行业等领域，性别分工相对更平衡。户籍制度也对社会福利和公共资源的分配产生深远影响。农村女性由于户籍限制，在医疗、养老、教育等方面享受的社会福利较少，这增加了她们在家庭中的照料责任，从而加剧了传统性别分工的延续(Ji et al., 2017)。简言之，中国东部地区或户口类型为非农村的女性往往有机会摆脱传统的性别劳动分工，寻求自身职业发展，从而提升其家庭地位并降低对丈夫的生育依附。

基于上述分析，本文提出第三个假设。

假设3：世代、教育水平、地区以及户口类型对生育依附具有调节作用；具体而言，较早世代、教育水平偏低、生活在中西部地区或农业户口的女性生育依附尤为突出，而较晚世代、教育水平较高、生活在东部地区或非农业户口的女性生育依附不明显，甚至表现出相反的特征，即生育自主。

从性别角色观念的视角考察生育依附与生育自主具有双重意义。首先，该视角超越了现有研究中侧重个体视角的分析，引入更符合现实的关系导向视角，有助于揭示配偶间性别观念的相互影响机制，从而拓展对生育决策的理解。其次，现有研究

多关注资源占有的不平衡对性别不平等的影响，而较少探讨个体观念的作用。本研究突破经济资源视角的局限，将性别角色观念纳入分析框架，并通过对比生育依附与生育自主的比较，从心理学层面深化对性别平等现状的理解。

## 2 方法

### 2.1 数据来源和样本

本研究主要基于2014年的中国家庭追踪调查(*China Family Panel Studies*, CFPS)数据而展开。本文主要关注各年龄段的已婚女性，但需要注意的是：(1)在内生性检验中所需的被试出生地变量(详见3.2)主要用到了2010年、2018年和2020年CFPS数据，这是因为该变量仅在这3年CFPS数据中有记录；(2)控制变量中的民族取自CFPS 2018跨年个人核心变量库，这是因为2018年数据中有更完整的民族数据；(3)为进一步探讨生育依附现象是否在跨时间维度和行为层面上依然成立(详见3.7)，本文在补充分析中使用了CFPS 2022。

本文的数据清洗过程如下。首先，分别用丈夫个人编码匹配妻子配偶编码、妻子个人编码匹配丈夫配偶编码这两种不同匹配方式得到12771个和12749个夫妻匹配数据，分别记为数据库一与数据库二；将上述两数据库以妻子个人编码进行一对一匹配，分别在数据库一和数据库二中排除了47个和25个无法匹配的异常数据，得到12724个夫妻匹配数据。在上述基础上，我们逐步剔除了预测变量(传统性别角色观念)缺失的2042个被试、在匹配丈夫出生地所在县区变量时出生地缺失的和所在县区人数是10人以下的3356个被试(在工具变量法中需要使用到出生地所在县区变量)以便更准确地反映该地区的真实特征(史常亮，2020)、15个结果变量(生育意愿)异常的被试、95个决策变量(详见后文)异常的被试、50个婚姻状态变量异常的被试、76个控制变量(详见后文)缺失的被试、以及1个由于控制固定省份效应被程序自动剔除的被试(所在省份仅自己一人)，最终得到了7089个有效被试。

另，除非另有说明，本研究数据分析均通过Stata 17实现。

### 2.2 变量设置

结果变量为妻子的生育意愿，参考现有文献(陈卫民，王佑茹，2024；侯佳伟等，2014；陆杰华，孙杨，2024)，本文采用理想子女数作为生育意愿的指标，使用CFPS 2014中的题项“不考虑政策限制，

您认为有几个孩子比较理想? (0~10 个)”来测量。

预测变量为夫妻双方的传统性别角色观念。CFPS 2014 中关于性别角色观念的测量题项包括“男人以事业为主, 女人以家庭为主”、“女人干得好不如嫁得好”、“女人应该有孩子才算完整”、“为了传宗接代, 女人应至少生一个儿子”和“男人应承担一半家务”。被试需要在 Likert 5 点量表上评价上述观念, 1 代表“非常不同意”、5 代表“非常同意”。参考卿石松(2018)的做法, 本研究对上述 5 个题项进行信效度分析。结果显示, 前 4 个题项构成 1 个公因子, 且只能提取 1 个公因子; 在全样本中移除第 5 个题项后 Cronbach's  $\alpha$  从 0.69 提升到了 0.71。考虑到上述结果, 本研究将“男人应承担一半家务”这一题项剔除, 采用前 4 个题项的平均分作为传统性别角色观念的指标: 得分越高, 性别角色观念越传统。在最终纳入分析的样本中, 该变量的 Cronbach's  $\alpha = 0.67^*$ 。

最后, 在参考已有文献(侯佳伟 等, 2014; 李婉鑫 等, 2021; 王天宇, 彭晓博, 2015; 杨晓蕾, 钟如雨, 2023; 朱莉 等, 2024)和考虑数据可得性之后, 我们将一系列对生育意愿具有潜在影响的个人和家庭因素作为控制变量纳入本文分析。其中, 个人特征包括个人年收入(加 1 后取自然对数)、受教育年限(文盲/半文盲 = 0; 小学 = 6; 初中 = 9; 高中/中专/技校/职高 = 12; 大专 = 15; 大学本科 = 16; 硕士及以上 = 19)、健康状况(非常健康 = 1; 非常不健康 = 5)、年龄、医疗保险(有 = 1; 无 = 0)、民族(汉族 = 1; 其他民族 = 0)、户口(农业 = 1; 非农业 = 0)和子女数量; 家庭因素则包括家庭房产总价值(加 1 后取自然对数)、家庭金融资产(加 1 后取自然对数)和家庭成员数量。最后, 我们还考虑了被试所在地区, 在参考了沈小波等(2021)后, 我们将被试所在省份划分为东部、中部和西部。表 1 展示了本研究关键变量的描述性统计。控制变量的描述性统计见网络版补充材料附表 S1。

### 3 结果

#### 3.1 基准模型回归结果

考虑到结果变量(妻子的理想子女数)为非负计

表 1 主要变量的描述性统计与相关系数

变量	M	SD	1	2
1 理想子女数(妻子)	2.08	0.76		
2 传统性别角色观念(丈夫)	3.87	0.89	0.14*** [0.13, 0.18]	
3 传统性别角色观念(妻子)	3.97	0.87	0.15*** [0.14, 0.18]	0.35*** [0.34, 0.38]

注: 理想子女数(妻子)、传统性别角色观念(丈夫)和传统性别角色观念(妻子)的样本量  $N = 7089$ ; 表中的相关系数均为 Spearman 相关系数(我们还计算了夫妻双方传统性别角色观念的 Pearson 相关系数, 同样为 0.14), 置信区间通过 SPSS 软件使用 Bootstrap 抽样 5000 次得到; \*\*\*  $p < 0.001$ 。

数变量, 参考已有文献(郭志刚, 巫锡炜, 2006; 胡荣, 林彬彬, 2020; 陆杰华, 孙杨, 2024)后, 本文采用 Poisson 回归模型来验证已婚女性中存在的生育依附现象。此外, 我们通过控制省份固定效应来控制一些可能影响妻子生育意愿但未被捕捉到的潜在因素, 如地区风俗、社会规范等。此外, 考虑到同省份地区的不同被试的随机扰动项可能存在相关性, 对回归方程中的标准误进行了省份层面的聚类处理。

回归结果显示, 丈夫的传统性别角色观念( $B = 0.014$ ,  $SE = 0.004$ ,  $z = 3.121$ ,  $p = 0.002$ , 95% CI [0.005, 0.023])和妻子生育意愿之间显著正相关, 即丈夫的性别角色观念越传统, 妻子的生育意愿就越高, 而妻子的传统性别角色观念( $B = 0.008$ ,  $SE = 0.007$ ,  $z = 1.270$ ,  $p = 0.204$ , 95% CI [-0.004, 0.021])与自身生育意愿之间的关系不显著。完整信息见附表 S2。上述结果为假设 1 提供了初步证据。然而, 我们注意到, 配偶双方的传统性别角色观念的回归系数均较低。这表明, 生育是一种复杂的社会现象, 个体或配偶的性别观念仅能解释其中一小部分差异。

此外, 鉴于计划生育政策的长期影响, 生育一孩可能已成为默认选项。因此, 将其他生育选择(零孩、二孩或多孩)与一孩进行比较, 能进一步丰富本文的发现。

我们将因变量划分为 4 个类别以采用多分类 Logistic 回归分析: 理想子女数为 0 (零孩), 理想子女数为 1 (一孩), 理想子女数为 2 (二孩), 以及理想子女数  $\geq 3$  (多孩)。回归结果显示: (1)女性在生育零孩(vs. 生育一孩)的偏好上表现出较强的生育自主( $B = -0.646$ ,  $SE = 0.195$ ,  $z = -3.307$ ,  $p = 0.001$ , 95% CI [-1.029, -0.263]), 即传统性别角色观念较弱的女性更倾向于将生育零孩(而非生育一孩)视为

\* 为确保预测变量的可靠性, 我们还基于最终纳入分析的样本进行了因子分析。结果显示, 4 个题项的因子载荷在 0.67~0.76 之间, 均符合社会科学研究中常用的标准(季浩 等, 2022; 王俊秀 等, 2020; 赵富强 等, 2024)。此外, 当我们选择剔除其中任意一个题项时, Cronbach's  $\alpha$  分别降至 0.60、0.58、0.61 和 0.65。

理想状态; (2)无论是丈夫( $B = -0.001, SE = 0.030, z = -0.019, p = 0.985, 95\% CI [-0.059, 0.057]$ )还是妻子( $B = 0.085, SE = 0.057, z = 1.474, p = 0.141, 95\% CI [-0.028, 0.197]$ )的传统性别角色观念, 对二孩(vs. 一孩)偏好均未产生显著影响, 这意味着在二孩决策中, 传统性别观念的影响被其他因素(如经济因素)所稀释, 例如, 我们注意到此时女性个人的年收入会显著影响其二孩(vs. 一孩)偏好( $B = 0.022, SE = 0.010, z = 2.309, p = 0.021, 95\% CI [0.003, 0.041]$ ), 而这一现象也仅存在于二孩(vs. 一孩)偏好中; (3)然而, 如果丈夫持有较高的传统性别角色观念, 妻子则倾向于认为生育多孩(vs. 生育一孩)才是最理想的状态( $B = 0.241, SE = 0.043, z = 5.661, p < 0.001, 95\% CI [0.158, 0.325]$ ), 即表现出明显的生育依附现象。综上所述, 生育自主主要出现在零孩(vs. 一孩)偏好中, 而生育依附则出现在多孩(vs. 一孩)偏好中。完整的回归结果见附表 S3。

### 3.2 内生性检验

基准回归结果初步验证了已婚女性群体中存在生育依附现象。然而, 上述模型可能存在内生性问题。第一, 回归中可能遗漏了一些既影响丈夫性别角色观念又影响妻子生育意愿的变量, 从而导致内生性问题。第二, 由反向因果构成的内生性问题。一方面丈夫性别角色观念作为一种主观态度可能会影响的妻子生育意愿, 另一方面丈夫性别角色观念也可能会随着妻子生育意愿的变化而变化。第三, 自选择也可能导致内生性问题。在婚姻形成过程中, 夫妻双方可能会基于各自的性别角色观念和生育意愿进行选择。例如, 持有较传统性别角色观念的男性可能更倾向于选择生育意愿较高的女性作为配偶, 反之亦然。

参照已有文献(Dohmen et al., 2012; 卿石松, 2018)的方法, 本文构建丈夫出生地所在县区的男性群体平均传统性别角色观念作为工具变量(instrumental variable, IV), 即丈夫出生地所在县区其他男性被试的传统性别角色观念得分的平均值。选择这一工具变量的合理性在于, 丈夫的性别角色观念受到其出生地社会环境的长期影响(卿石松, 2018), 而丈夫出生地的男性整体性别观念与妻子的生育意愿之间不太可能存在直接联系。

由于妻子生育意愿为非负的计数变量, 本文遵循现有文献的方法(Balsmeier et al., 2014; Hwang, 2020; Kjøllesdal et al., 2018)采用 IV-Poisson 模型进行内生性处理。然而该方法无法输出评价工具变量

有效性的指标。考虑到线性 2SLS 模型已有较为成熟的统计量作为工具变量的评价指标(Kleibergen & Paap, 2006), 因此本文还使用了线性 2SLS 模型来进行内生性检验。IV-Poisson 模型与 2SLS 模型的回归结果见附表 S4, 不难发现, 第一阶段的回归系数几乎相同。线性 2SLS 模型中的 Kleibergen-Paap rk LM 统计量在 0.01 的水平上显著, 可以拒绝工具变量识别不足的原假设(李新恒, 郭继强, 2024; 庄腾跃等, 2024); Kleibergen-Paap rk Wald  $F$  统计量为 98.479, 远远大于 Stock-Yogo 弱工具变量的临界值 16.38, 可以拒绝弱工具变量的原假设(汪润泉, 2016; 张叶青等, 2021)。因此, 本研究使用的工具变量是有效的。

内生性检验结果显示, IV-Poisson 模型( $B = 0.421, SE = 0.042, z = 10.138, p < 0.001, 95\% CI [0.340, 0.503]$ )与 2SLS 模型( $B = 0.421, SE = 0.042, t = 9.924, p < 0.001, 95\% CI [0.338, 0.504]$ )的第一阶段工具变量 IV 的估计系数均在 0.001 水平上显著, 这意味着工具变量的选择是有效的。此外, 第一阶段妻子传统性别角色观念和自身生育意愿之间存在显著正相关(IV-Poisson:  $B = 0.251, SE = 0.015, z = 16.234, p < 0.001, 95\% CI [0.220, 0.281]$ ; 2SLS:  $B = 0.251, SE = 0.016, t = 15.891, p < 0.001, 95\% CI [0.220, 0.282]$ ), 但在第二阶段加入丈夫传统性别角色观念后, 变得不再显著(IV-Poisson:  $B = -0.028, SE = 0.016, z = -1.738, p = 0.082, 95\% CI [-0.060, 0.004]$ ; 2SLS:  $B = -0.071, SE = 0.041, t = -1.717, p = 0.099, 95\% CI [-0.157, 0.014]$ )。丈夫的传统性别角色观念和妻子的生育意愿之间仍然存在显著正相关(IV-Poisson:  $B = 0.154, SE = 0.052, z = 2.968, p = 0.003, 95\% CI [0.052, 0.256]$ ; 2SLS:  $B = 0.346, SE = 0.133, t = 2.599, p = 0.016, 95\% CI [0.071, 0.621]$ )。上述结果表明借助工具变量法重新对基准模型进行估计之后, 本文主要结论不变, 再次支持了假设 1。

### 3.3 稳健性检验

#### 3.3.1 更换测量方法

为了保证研究结果的稳健性, 本文参考姜春云(2022)的方法, 将丈夫传统性别角色观念的 4 个题项与妻子传统性别角色观念的 4 个题项分别进行因子分析。将所得到的因子得分作为预测变量, 因子得分越高, 性别角色观念越传统。在因子分析之前, 为确保指标之间具有足够的相关性, 对相关题项进行了 Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) 检验和 Bartlett 球

形度检验。结果显示,丈夫性别角色的 4 个题项 KMO 检验值为 0.734, Bartlett 球形度检验的卡方值为 4175.033 ( $p < 0.001$ ); 妻子性别角色的 4 个题项 KMO 检验值为 0.737, Bartlett 球形度检验的卡方值为 4314.221 ( $p < 0.001$ )。这表明,题项之间具有较好的相关性,适合使用因子分析方法。随后,分别对丈夫的 4 个题项和妻子的 4 个题项进行了两种方法的因子分析:一是采用主因子法估计因子载荷,二是采用主成分法估计因子载荷。对于两种方法所得的因子载荷,均进行了正交旋转处理,以确保各因子之间的独立性。最后,基于旋转后的因子载荷,使用回归法计算因子得分。在更换核心变量的测量方法后,丈夫传统性别角色观念和妻子生育意愿之间依然存在显著的正相关(主因子法:  $B = 0.015$ ,  $SE = 0.005$ ,  $z = 3.168$ ,  $p = 0.002$ , 95% CI [0.006, 0.024]; 主成分法:  $B = 0.012$ ,  $SE = 0.004$ ,  $z = 3.085$ ,  $p = 0.002$ , 95% CI [0.004, 0.019]), 而妻子传统性别角色观念和自身生育意愿之间的关系不显著(主因子法:  $B = 0.009$ ,  $SE = 0.007$ ,  $z = 1.297$ ,  $p = 0.195$ , 95% CI [-0.005, 0.023]; 主成分法:  $B = 0.008$ ,  $SE = 0.006$ ,  $z = 1.339$ ,  $p = 0.181$ , 95% CI [-0.004, 0.019]), 假设 1 依然成立。完整结果见网络版附表 S5。

### 3.3.2 更换计量模型

为了进一步验证回归结果的稳健性,本文分别使用传统 OLS 模型和 Tobit 模型进行回归分析,采用 Tobit 回归的一个原因是因为 CFPS 中将因变量理想子女数的取值范围设置为 0 至 10,数据可能有下限约束和截尾效应,而 Tobit 模型能够有效处理这类截尾数据(李宝礼,邵帅,2022),得到的回归结果见附表 S6。我们发现,在 OLS 回归和 Tobit 回归中,丈夫传统性别角色观念和妻子生育意愿之间依然存在显著的正相关(OLS:  $B = 0.028$ ,  $SE = 0.010$ ,  $t = 2.915$ ,  $p = 0.008$ , 95% CI [0.008, 0.048]; Tobit:  $B = 0.028$ ,  $SE = 0.010$ ,  $t = 2.917$ ,  $p = 0.004$ , 95% CI [0.009, 0.047]), 而妻子传统性别角色观念和自身生育意愿之间的关系依然不显著(OLS:  $B = 0.014$ ,  $SE = 0.014$ ,  $t = 1.034$ ,  $p = 0.311$ , 95% CI [-0.014, 0.042]; Tobit:  $B = 0.014$ ,  $SE = 0.014$ ,  $t = 1.035$ ,  $p = 0.301$ , 95% CI [-0.013, 0.041]), 这意味着采用不同的回归分析不会改变本文主要发现。

### 3.3.3 缩尾和截尾处理

变量的极端取值可能会降低模型的稳健性甚至造成结果有所偏差。为排除相应影响,本文通过剔除部分极端值、缩小样本范围重新拟合模型,以

检验估计结果的稳健性。具体来说,我们在 1% 的水平上对结果变量“生育意愿”分别进行右侧单侧缩尾(winsorization)和截尾(truncation)处理,得到的回归结果如附表 S7 所示:丈夫传统性别角色观念和妻子生育意愿之间依然存在显著的正相关(缩尾:  $B = 0.013$ ,  $SE = 0.004$ ,  $z = 3.468$ ,  $p = 0.001$ , 95% CI [0.006, 0.020]; 截尾:  $B = 0.013$ ,  $SE = 0.003$ ,  $z = 3.734$ ,  $p < 0.001$ , 95% CI [0.006, 0.019]), 而妻子传统性别角色观念和自身生育意愿之间的关系依然不显著(缩尾:  $B = 0.010$ ,  $SE = 0.006$ ,  $z = 1.595$ ,  $p = 0.111$ , 95% CI [-0.002, 0.022]; 截尾:  $B = 0.010$ ,  $SE = 0.006$ ,  $z = 1.632$ ,  $p = 0.103$ , 95% CI [-0.002, 0.022]), 结论依然不变。

### 3.4 排除竞争性假设

我们已用多种方法检验了假设 1, 然而, 还存在竞争性解释:已婚个体——无论男性还是女性——都更加依赖配偶的性别角色观念来引导自己的生育决策, 换言之, 可能不仅丈夫的传统性别角色观念更能影响妻子的生育意愿, 妻子的传统性别角色观念同样更能影响丈夫的生育意愿。因此, 有必要在丈夫样本中通过与前文相似的回归分析来检验上述竞争性假设。

首先, 我们在原有样本基础上剔除了丈夫理想子女数为缺失值的 15 个被试和丈夫控制变量存在缺失值的 18 个被试, 最终得到了 7056 个有效被试。对这 7056 个数据进行与前文类似的 Poisson 回归后得到了附表 S8 中模型 1 的结果。我们可以看到, 模型 1 中丈夫传统性别角色观念与自身生育意愿之间存在显著正相关( $B = 0.027$ ,  $SE = 0.005$ ,  $z = 5.115$ ,  $p < 0.001$ , 95% CI [0.017, 0.038]), 而妻子传统性别角色观念与丈夫生育意愿的关系却并不显著( $B = -0.010$ ,  $SE = 0.006$ ,  $z = -1.596$ ,  $p = 0.111$ , 95% CI [-0.022, 0.002])。

为确保结果的稳健性并排除分析中可能存在的样本差异影响, 我们对 7056 名丈夫所对应的妻子样本也进行了相同的 Poisson 回归分析, 得到了附表 S8 中模型 2 的结果。我们可以看到, 模型 2 中丈夫传统性别角色观念与妻子生育意愿之间存在显著正相关( $B = 0.015$ ,  $SE = 0.005$ ,  $z = 3.123$ ,  $p = 0.002$ , 95% CI [0.006, 0.024]), 而妻子传统性别角色观念与自身生育意愿的关系却并不显著( $B = 0.008$ ,  $SE = 0.007$ ,  $z = 1.261$ ,  $p = 0.207$ , 95% CI [-0.005, 0.021])。

综合上述结果与基准模型回归的结果, 我们不

难发现: 就妻子的生育意愿而言, 妻子自身的传统性别角色观念并不产生显著影响, 但丈夫的传统性别角色观念却有显著影响; 相反, 就丈夫的生育意愿而言, 依然是丈夫的传统性别角色观念在发挥关键作用。这就证伪了竞争性假设, 说明妻子生育意愿对丈夫性别角色观念的依赖是非对称的, 这为本文的核心假设提供了强有力的证明。

### 3.5 解释机制检验

在中国传统社会中, “男主外、女主内”是占主导地位的家庭分工模式, 这一传统格局可能加剧性别地位差异, 限制女性在家事中的决策权, 使其在物质和思想上表现出对丈夫的依赖(程佳朦, 2021)。由此可见, 生育依附可能源于女性在家事中的决策权缺失。据此, 有理由预期: (1)当丈夫在家庭中占据较高决策权时, 其传统性别角色观念对妻子的生育意愿影响更强; (2)反之, 当妻子的决策权较高时, 其传统性别角色观念对自身生育意愿的影响更为显著。

为了检验上述分析, 本文构造“家庭决策人”指标, 涵盖 CFPS 2014 家庭关系问卷中的 5 类决策情境, 具体为: (1)“家用支出分配由谁说了算? ”; (2)“储蓄、投资、保险由谁说了算? ”; (3)“买房子由谁说了算? ”; (4)“买高价格的消费品(如冰箱、空调、成套家具)由谁说了算? ”; (5)“子女的管教由谁说了算? ”。该变量取值为 0 意味着妻子为主要决策人, 取值为 1 意味着丈夫为主要决策人, 取值为 2 说明决策人为其他人。在剔除 5 个问题中存在缺失值的被试后, 我们在 5 个情境中分别得到了 7082、7062、7027、7065 和 7075 个有效被试。

对上述样本进行分组回归得到了附表 S9~S11 的结果。我们可以看到, 在家庭支出、投资储蓄、购房和高消费情境中, 丈夫为决策人时, 生育依附现象明显, 即丈夫的传统性别角色观念和妻子的生育意愿之间存在显著正相关(家庭支出:  $B = 0.023$ ,  $SE = 0.007$ ,  $z = 3.182$ ,  $p = 0.001$ , 95% CI [0.009, 0.037]; 投资储蓄:  $B = 0.022$ ,  $SE = 0.006$ ,  $z = 3.589$ ,  $p < 0.001$ , 95% CI [0.010, 0.034]; 购房:  $B = 0.021$ ,  $SE = 0.007$ ,  $z = 3.010$ ,  $p = 0.003$ , 95% CI [0.007, 0.035]; 高消费:  $B = 0.021$ ,  $SE = 0.009$ ,  $z = 2.447$ ,  $p = 0.014$ , 95% CI [0.004, 0.039]), 而妻子传统性别角色观念的影响并不显著(家庭支出:  $B = -0.002$ ,  $SE = 0.008$ ,  $z = -0.274$ ,  $p = 0.784$ , 95% CI [-0.018, 0.014]; 投资储蓄:  $B = -0.003$ ,  $SE = 0.008$ ,  $z = -0.375$ ,  $p = 0.708$ , 95% CI [-0.019, 0.013]; 购房:

$B = -0.002$ ,  $SE = 0.008$ ,  $z = -0.247$ ,  $p = 0.805$ , 95% CI [-0.017, 0.013]; 高消费:  $B = -0.001$ ,  $SE = 0.009$ ,  $z = -0.058$ ,  $p = 0.953$ , 95% CI [-0.019, 0.018]); 相反, 妻子为决策人时, 生育依附现象消失, 妻子传统性别角色观念与自身生育意愿之间存在显著正相关(家庭支出:  $B = 0.025$ ,  $SE = 0.005$ ,  $z = 5.062$ ,  $p < 0.001$ , 95% CI [0.015, 0.034]; 投资储蓄:  $B = 0.023$ ,  $SE = 0.007$ ,  $z = 3.539$ ,  $p < 0.001$ , 95% CI [0.010, 0.036]; 购房:  $B = 0.027$ ,  $SE = 0.009$ ,  $z = 3.049$ ,  $p = 0.002$ , 95% CI [0.010, 0.045]; 高消费:  $B = 0.016$ ,  $SE = 0.007$ ,  $z = 2.463$ ,  $p = 0.014$ , 95% CI [0.003, 0.030]), 而丈夫的影响不显著(家庭支出:  $B = 0.004$ ,  $SE = 0.006$ ,  $z = 0.565$ ,  $p = 0.572$ , 95% CI [-0.009, 0.016]; 投资储蓄:  $B = 0.004$ ,  $SE = 0.008$ ,  $z = 0.458$ ,  $p = 0.647$ , 95% CI [-0.012, 0.019]; 购房:  $B = -0.007$ ,  $SE = 0.009$ ,  $z = -0.693$ ,  $p = 0.489$ , 95% CI [-0.025, 0.012]; 高消费:  $B = 0.006$ ,  $SE = 0.011$ ,  $z = 0.585$ ,  $p = 0.559$ , 95% CI [-0.015, 0.028])。

子女管教情境略有不同: 当丈夫为决策人时, 生育依附明显(丈夫:  $B = 0.022$ ,  $SE = 0.006$ ,  $z = 3.698$ ,  $p < 0.001$ , 95% CI [0.010, 0.034]; 妻子:  $B = 0.003$ ,  $SE = 0.010$ ,  $z = 0.256$ ,  $p = 0.798$ , 95% CI [-0.018, 0.023]); 当妻子为决策人时, 丈夫的传统性别角色观念对妻子生育意愿的影响不显著( $B = 0.009$ ,  $SE = 0.008$ ,  $z = 1.108$ ,  $p = 0.268$ , 95% CI [-0.007, 0.025]), 妻子传统性别角色观念的影响同样不显著( $B = 0.007$ ,  $SE = 0.009$ ,  $z = 0.790$ ,  $p = 0.430$ , 95% CI [-0.010, 0.024])。因此, 我们虽然没有观察到生育依附, 但妻子并未表现出较高的生育自主。这与我们的假设不相符。这可能是由于子女管教这一决策情境比较特殊, 它并不涉及到金钱, 因此也难以赋予女性较高的地位, 此外, 在中国传统家庭模式中子女管教作为家庭内部事务, 通常被视为女性的分内责任, 因此它尽管在一定程度上减缓了女性的生育依附, 但并未赋予女性足够的生育自主性。我们将在讨论部分进一步探讨这个问题。

总的来说, 上述结果确实表明: (1)当丈夫具有较大家庭决策权时, 生育依附现象较为明显; (2)反之, 当妻子具有较大家庭决策权时, 生育依附得到了较大缓解, 甚至转化成生育自主。上述结果表明家庭决策权确实可在一定程度上解释生育依附/自主, 这为假设 2 提供了证据。此外, 从附表 S9~S11 中我们还可以看出, 在 5 类不同的决策情境中, 丈夫拥有主要决策权的样本数明显高于妻子为主要

决策人的样本数,即便在通常被认为是女性分内之事的子女管教情境中,主要决策人依然是丈夫。这意味着,在中国,整体上丈夫仍具有相对较高的家庭决策权,这就解释了为什么尽管不少已婚女性已经拥有了生育自主,但在前文的总体分析中,生育依附依然存在。

### 3.6 异质性分析

#### 3.6.1 户口差异

在我国的户口政策中,二元户口制度居于核心地位。杨华(2018)认为农业户口女性的身份是具有依附性的,而续继和黄娅娜(2018)发现传统性别劳动分工可能会扭曲已婚女性的劳动行为,降低其收入并增加对丈夫的依附性,而这一点在农业户口女性中尤为明显。据此,本文认为基于家庭决策权的生育依附在农业户口女性中可能更为明显。为了验证这一假设,本文以妻子户口为标准对样本进行分组回归,并得到如附表 S12 所示的结果。我们发现,在非农业户口样本中,生育依附现象消失了,妻子表现出较高的生育自主:丈夫传统性别角色观念与妻子生育意愿之间的关系并不显著( $B = 0.010$ ,  $SE = 0.010$ ,  $z = 1.084$ ,  $p = 0.279$ , 95% CI [-0.008, 0.029]),而妻子传统性别角色观念与自身生育意愿之间存在着显著正相关( $B = 0.030$ ,  $SE = 0.011$ ,  $z = 2.853$ ,  $p = 0.004$ , 95% CI [0.009, 0.051])。相反,在农业户口样本中,生育依附现象显著,即相较于妻子自身的传统性别角色观念( $B = 0.005$ ,  $SE = 0.007$ ,  $z = 0.698$ ,  $p = 0.485$ , 95% CI [-0.008, 0.018]),丈夫的传统性别角色观念对妻子生育意愿的影响更为显著( $B = 0.016$ ,  $SE = 0.006$ ,  $z = 2.841$ ,  $p = 0.004$ , 95% CI [0.005, 0.027])。这为假设 3 提供了初步的证据。

#### 3.6.2 地区差异

本文参考沈小波等(2021)关于我国中东西部地区的划分对样本进行分组回归,结果如附表 S13 所示。结果支持了假设 3:在东部地区的样本中,丈夫的传统性别角色观念与妻子生育意愿的关系不显著( $B = 0.017$ ,  $SE = 0.009$ ,  $z = 1.902$ ,  $p = 0.057$ , 95% CI [-0.001, 0.034]),而妻子的传统性别角色观念对自身生育意愿有着正向的显著影响( $B = 0.008$ ,  $SE = 0.004$ ,  $z = 1.971$ ,  $p = 0.049$ , 95% CI [0.00004, 0.016]),这意味着生育依附现象消失了,妻子表现出一定的生育自主性;而在中西部地区的样本中,丈夫的传统性别角色观念与妻子生育意愿之间存在显著正相关( $B = 0.012$ ,  $SE = 0.005$ ,  $z = 2.484$ ,  $p = 0.013$ , 95% CI [0.002, 0.021]),妻子的传统性别角

色观念对自身生育意愿的影响不显著( $B = 0.009$ ,  $SE = 0.010$ ,  $z = 0.843$ ,  $p = 0.399$ , 95% CI [-0.011, 0.029]),生育依附现象存在。

#### 3.6.3 教育差异

本文根据控制变量中的受教育年限进行分组:受教育年限在 6 年及以下的为低教育组,受教育年限在 7 年至 12 年为中等教育组,受教育年限在 13 年及以上为高教育组,然后进行分组回归,结果如附表 S14 所示:低教育组中丈夫的传统性别角色观念与妻子生育意愿之间存在显著正相关( $B = 0.023$ ,  $SE = 0.007$ ,  $z = 3.232$ ,  $p = 0.001$ , 95% CI [0.009, 0.036]),而妻子的传统性别角色观念对自身生育意愿的影响不显著( $B = 0.001$ ,  $SE = 0.008$ ,  $z = 0.179$ ,  $p = 0.858$ , 95% CI [-0.015, 0.018]),生育依附现象存在;在中等教育组和高等教育组中,丈夫传统性别角色观念对妻子生育意愿的影响不显著(中等:  $B = 0.006$ ,  $SE = 0.005$ ,  $z = 1.268$ ,  $p = 0.205$ , 95% CI [-0.003, 0.016];高等:  $B = -0.010$ ,  $SE = 0.017$ ,  $z = -0.605$ ,  $p = 0.545$ , 95% CI [-0.042, 0.022]),而妻子传统性别角色观念与自身生育意愿之间表现出显著的正相关,生育依附现象消失(中等:  $B = 0.021$ ,  $SE = 0.007$ ,  $z = 3.213$ ,  $p = 0.001$ , 95% CI [0.008, 0.034];高等:  $B = 0.060$ ,  $SE = 0.020$ ,  $z = 3.020$ ,  $p = 0.003$ , 95% CI [0.021, 0.099]),妻子表现出较高的生育自主性。上述结果为假设 3 提供了补充的证据。

#### 3.6.4 世代差异

世代是指在社会发展历程中具有共同位置的一群人,他们往往具有相似的价值观和行为习惯,因此使用世代队列分析有助于展示某一社会现象在不同历史背景下的变化趋势(Hobcraft et al., 1982)。参考现有文献(Egri & Ralston, 2004; Yi et al., 2010)和中国特定的社会历史背景,本文根据妻子出生年份变量将样本划分为以下 4 类世代:(1)革命世代(1949 年之前出生)、(2)计划经济世代(1950~1979 年出生)、(3)改革开放世代(1980~1990 年出生)和(4)现代世代(1991~1998 年出生)。我们通过分组回归来检验不同世代女性群体中生育依附现象的变化趋势,结果如附表 S15 所示。

回归结果显示,在革命世代和计划经济世代的样本中,丈夫的传统性别角色观念与妻子生育意愿之间存在显著正相关(革命:  $B = 0.036$ ,  $SE = 0.011$ ,  $z = 3.270$ ,  $p = 0.001$ , 95% CI [0.015, 0.058];计划:  $B = 0.014$ ,  $SE = 0.005$ ,  $z = 2.784$ ,  $p = 0.005$ , 95%

CI [0.004, 0.023]), 妻子的传统性别角色观念对自身生育意愿的影响不显著(革命:  $B = 0.009$ ,  $SE = 0.016$ ,  $z = 0.562$ ,  $p = 0.574$ , 95% CI [-0.022, 0.040]; 计划:  $B = 0.008$ ,  $SE = 0.006$ ,  $z = 1.175$ ,  $p = 0.240$ , 95% CI [-0.005, 0.020]), 生育依附现象存在; 在改革开放世代的样本中, 丈夫传统性别角色观念与妻子生育意愿的关系不显著( $B = -0.004$ ,  $SE = 0.011$ ,  $z = -0.358$ ,  $p = 0.720$ , 95% CI [-0.026, 0.018]), 但妻子的传统性别角色观念与自身生育意愿之间的关系同样不显著( $B = 0.006$ ,  $SE = 0.020$ ,  $z = 0.292$ ,  $p = 0.770$ , 95% CI [-0.033, 0.044]), 生育依附现象消失, 但女性生育自主尚未完全取得。在现代世代样本中, 丈夫的传统性别角色观念与妻子生育意愿之间的关系不显著( $B = -0.007$ ,  $SE = 0.016$ ,  $z = -0.450$ ,  $p = 0.653$ , 95% CI [-0.038, 0.024]), 而妻子的传统性别角色观念与自身生育意愿之间有着显著的正相关( $B = 0.064$ ,  $SE = 0.020$ ,  $z = 3.209$ ,  $p = 0.001$ , 95% CI [0.025, 0.103]), 生育依附现象消失, 妻子表现出较高的生育自主性。上述结果不仅为假设3提供了有力证据, 也在一定程度上展示了生育依附在我国的纵贯变化, 从而为更细致地理解这一社会现象提供了历史的视角。

最后, 从生育角度来说, 关注育龄人群显然更具现实意义。因此, 我们基于育龄(调查当年年龄  $\leq 49$  岁)-非育龄(调查当年年龄  $> 49$  岁)的划分对上述结果做了进一步的补充分析(完整结果见附表S16)。结果显示, 生育依附主要存在于非育龄人群中, 这与基于世代的异质性分析结果基本一致。具体来说:

(1)非育龄人群( $n = 3473$ )包括全部的革命世代(1949年之前出生)和部分的计划经济世代(1950~1979年出生)。就这两个世代的女性而言, 其生育意愿主要受丈夫传统性别角色观念的影响( $B = 0.021$ ,  $SE = 0.008$ ,  $z = 2.748$ ,  $p = 0.006$ , 95% CI [0.006, 0.036]), 而妻子自身传统性别角色观念的回归系数仍然不显著( $B = 0.008$ ,  $SE = 0.009$ ,  $z = 0.915$ ,  $p = 0.360$ , 95% CI [-0.009, 0.026])。

(2)育龄人群( $n = 3616$ )包括全部的改革开放世代(1980~1990年出生)和现代世代(1991~1998年出生), 以及部分的计划经济世代(1950~1979年出生)。就这三个世代的女性而言, 丈夫的传统性别角色观念对其自身生育意愿的回归系数分别为负向不显著(改革开放世代和现代世代)和正向显著(计划经济世代), 不同方向的效应相互抵消后最终得

到了不显著的回归系数( $B = 0.007$ ,  $SE = 0.007$ ,  $z = 1.031$ ,  $p = 0.303$ , 95% CI [-0.006, 0.021])。而妻子自身传统性别角色观念的影响仅在现代世代中显著为正, 但由于其样本量较少( $n = 147$ ), 因此组合后仍然得到了不显著的回归系数( $B = 0.010$ ,  $SE = 0.009$ ,  $z = 1.152$ ,  $p = 0.249$ , 95% CI [-0.007, 0.027])。这一结果表明, 从总体上来说, 在尚处于育龄的已婚女性中, 尽管生育依附已经消失, 但生育自主也并不明显, 尚处于过渡阶段。

(3)进一步, 我们还针对育龄群体进行了三项异质性分析, 分别基于: 户口(农业 vs. 非农业; 见附表S17)、地区(东部 vs. 中西部; 见附表S18)和教育(低教育 vs. 中教育 vs. 高教育; 见附表S19)。结果总结如下: 育龄人群的生育依附主要存在于低教育组( $n = 1583$ ; 丈夫:  $B = 0.026$ ,  $SE = 0.012$ ,  $z = 2.129$ ,  $p = 0.033$ , 95% CI [0.002, 0.050]; 妻子:  $B = -0.011$ ,  $SE = 0.012$ ,  $z = -0.889$ ,  $p = 0.374$ , 95% CI [-0.034, 0.013]); 而生育自主则存在于非农业群体( $n = 729$ ; 丈夫:  $B = -0.004$ ,  $SE = 0.010$ ,  $z = -0.428$ ,  $p = 0.669$ , 95% CI [-0.023, 0.015]; 妻子:  $B = 0.049$ ,  $SE = 0.012$ ,  $z = 3.977$ ,  $p < 0.001$ , 95% CI [0.025, 0.074])、东部地区( $n = 1385$ ; 丈夫:  $B = -0.002$ ,  $SE = 0.008$ ,  $z = -0.222$ ,  $p = 0.825$ , 95% CI [-0.018, 0.015]; 妻子:  $B = 0.023$ ,  $SE = 0.010$ ,  $z = 2.350$ ,  $p = 0.019$ , 95% CI [0.004, 0.042])、中等教育组( $n = 1799$ ; 丈夫:  $B = -0.004$ ,  $SE = 0.006$ ,  $z = -0.652$ ,  $p = 0.514$ , 95% CI [-0.015, 0.008]; 妻子:  $B = 0.023$ ,  $SE = 0.007$ ,  $z = 3.049$ ,  $p = 0.002$ , 95% CI [0.008, 0.037])和高教育组( $n = 233$ ; 丈夫:  $B = -0.009$ ,  $SE = 0.018$ ,  $z = -0.528$ ,  $p = 0.598$ , 95% CI [-0.045, 0.026]; 妻子:  $B = 0.060$ ,  $SE = 0.024$ ,  $z = 2.558$ ,  $p = 0.011$ , 95% CI [0.014, 0.107])。上述结果表明, 相较于其他因素, 教育水平偏低可能对育龄女性生育依附的影响尤为显著。这一发现具有重要的现实意义, 表明提升教育水平或许是减少生育依附、促进生育自主, 从而推动性别平行的最有效途径之一。

### 3.7 基于CFPS 2022数据的补充分析

前文的分析已经在很大程度上揭示了中国已婚女性中的生育依附/自主, 但尚存在两个不足。第一, 上述分析主要基于2014年的数据, 未必能准确反映当下的现实; 其次, 尽管理想子女数是普遍使用的生育意愿指标, 但某些学者认为这一指标可能测量的是生育态度而非生育意愿(陈思静等, 2024),

因此并非实际生育行为的良好指标,相反,生育计划是预测近期生育行为的更有效指标(郑真真, 2014)。考虑到这两点,我们采用了 CFPS 2022 的数据对上述结果作进一步分析,以增强本文结论的可靠性。该分析将研究对象设定为在 2014 年、2022 年均参与 CFPS 调查且配偶编码未发生变化的各年龄段的已婚女性。预测变量为 CFPS 2014 年的丈夫和妻子的传统性别角色观念;控制变量的选取、固定效应的控制以及回归方程中标准误的聚类处理均与前文保持一致;结果变量为生育计划,采用 CFPS 2022 中的题项“你/您未来两年内是否会要孩子?(不会 = 0; 会 = 1)”这一更接近行为层面的二分变量来测量。

本节的数据清洗过程如下。首先,分别用丈夫个人编码匹配妻子配偶编码、妻子个人编码匹配丈夫配偶编码这两种不同匹配方式得到 11983 个和 11984 个夫妻匹配数据,分别记为数据库一与数据库二;将上述两数据库以妻子个人编码进行一对一匹配,分别在数据库一和数据库二中排除了 2 个和 3 个无法匹配的异常数据,得到 11981 个夫妻匹配数据。在上述基础上,我们逐步剔除了未能与前文基准回归模型中妻子样本匹配的 7309 个被试、1367 个结果变量(生育计划)异常的被试、4 个配偶编码发生变化的被试、2390 个控制变量(详见后文)缺失的被试,得到了 911 个被试。另外,在 Logistic 模型中,由于部分省份样本结果变量的取值(0 或 1)完全一致,Stata 会自动剔除这部分数据,具体来说,在北京、天津、黑龙江、上海、江苏、安徽、福建、江西、湖北、湖南、重庆、贵州、云南、陕西、甘肃、青海、新疆以上省市共剔除被试 356 个。最终,我们共得到了 555 个有效被试。

考虑到结果变量(妻子的生育计划)为二分类变量,本节采用 Logistic 回归模型来验证已婚女性行为层面中存在的生育依附现象。需要注意的是,由于从 2014 年到 2022 年调查年份跨度较大,2022 年个人收入的提问方式发生变化,故选取的是个人工资性年收入即所有工作的税后工资性收入。而户口变量相较于 2014 年,新增了居民户口类型,这是因为根据国务院发布的国发〔2014〕25 号文件《关于进一步推进户籍制度改革的意见》,取消农业户口与非农业户口性质区分和由此衍生的蓝印户口等户口类型,统一登记为居民户口,但各省市响应进行户籍改革的时间有所不同,因此调查中出现了非农业户口、农业户口、居民户口三种类型。其余控

制变量的口径均与 2014 年 CFPS 数据库保持一致。回归结果显示,丈夫传统性别角色观念( $B = 0.769$ ,  $SE = 0.256$ ,  $z = 3.007$ ,  $p = 0.003$ , 95% CI [0.268, 1.270])和妻子的生育计划之间存在显著正相关,而妻子的传统性别角色观念( $B = -0.293$ ,  $SE = 0.200$ ,  $z = -1.466$ ,  $p = 0.143$ , 95% CI [-0.686, 0.099])与自身生育计划之间的关系不显著。完整结果见附表 S20。

上述结果表明,生育依附可能是一种相对稳定的社会现象,因为 2014 年丈夫的传统性别角色观念显著影响妻子 2022 年的生育计划,支持了生育依附的长期存在性。当然,这一现象仅在整体层面成立,它受到地区、世代、教育和户口等宏观微观因素的调节,如前文所述。

## 4 讨论

不同于以往主要聚焦女性自身性别角色观念的个体视角研究(如:胡荣,林彬彬,2020;姜春云,2022;Lappegård et al., 2021;李艳,李长安,2024;李正东等,2024;McDonald, 2000;Neyer et al., 2013),本文采用关系导向视角,强调丈夫的性别角色观念对妻子生育意愿的影响,并基于此提出了生育依附和生育自主。基于 CFPS 2014 数据分析,我们发现,较早世代、教育水平较低、居住于中西部地区或持农业户口的女性表现出明显的生育依附,即其生育意愿主要受丈夫的传统性别角色观念影响,而非自身观念。相较之下,较晚世代、教育水平较高、居住于东部地区或持非农业户口的女性则呈现一定程度的生育自主,其生育决策更多受自身性别角色观念驱动,丈夫的影响相对减弱。这一发现表明,在考察女性生育决策时,忽视丈夫因素可能导致结论片面,从这个意义上讲,本文为理解女性的生育决策提供了新的思路。此外,本研究还揭示了性别不平等不仅体现在资源占有的不均衡,还如性别地位理论所指出的那样(Ridgeway, 2001; Steyn & White, 2011),深植于男性与女性共同持有的无意识偏见之中,即女性依赖男性的观念来做出和自身利益相关的决策。尽管中国妇女社会地位调查表明,女性权益与社会地位已显著提升,但在生育这一关键领域,部分已婚女性仍在很大程度上依赖丈夫的观念态度做出生育决策,且这一现象具有较强的延续性,对 CFPS 2022 数据的补充分析验证了这一趋势。本研究为理解性别平等与女性权益保护提供了新的理论视角。

本文进一步发现,家庭决策权在一定程度上解

释了已婚女性的生育模式。基于 CFPS 2014 数据分析,我们发现,生育依附或生育自主在很大程度上取决于夫妻间经济资源的权力平衡。当丈夫掌握较高家庭决策权时,女性生育意愿更受丈夫性别角色观念影响;相反,当女性掌握决策权时,这种依附效应消失,甚至转变为一定的生育自主,即生育决策主要受自身性别角色观念驱动。

值得注意的是,在子女管教这一场景中,女性掌握了家庭决策权虽然在一定程度上缓解了生育依附,但女性并未取得生育自主,因为正如回归结果显示,女性和丈夫各自的性别角色观念都未能对女性生育意愿产生显著影响。尽管从表面上看起来,这一结果似乎与我们的理论不符,但仔细推敲,这一结果反而从侧面证实了本文的观点。和储蓄、投资、购房等场景不同,“相夫教子”一直以来被认为是已婚女性的分内之事,不会直接给家庭带来额外收入。因此,我们推测,只有掌握了那些与经济资源直接相关的家庭决策才能为女性带来生育自主。例如,家务劳动中的决策权可能并不会带来女性的生育自主,甚至无法缓解女性的生育依附,因为传统观念并不认可家务劳动的经济属性。考虑到目前家务劳动仍然主要由女性承担(续继,黄娅娜,2018),提升家务劳动的社会认可和经济价值可在一定程度上为女性带来更平等的家庭地位和更大的决策权,从而进一步消解生育依附。事实上,政府部门已经注意到了这一点,例如,《中华人民共和国民法典》新增了对家务劳动经济价值的肯定,本文发现为上述决策提供了科学的证据。

基于户口、地区、教育和世代的异质性分析揭示,已婚女性的生育依附现象并不是一种均质的社会现象,而是表现出了显著的社会分层与结构性差异。具体而言,这种生育依附现象在农业户口、居住于中西部地区、教育水平较低或较早世代的女性中表现得更加突出。这表明,女性赋权运动在推动女性生育自主权方面,应更加注重不同社会群体间的差异,从而制定更具针对性的政策和行动策略。首先,农业户口的女性往往受到更强的传统家庭观念和社会压力的束缚,丈夫在家庭决策中的话语权更为显著(程佳朦,2021)。在这些背景下,女性自主决定生育的能力被明显削弱。因此,女性赋权运动应特别关注农村地区的性别平等问题,推动当地性别意识的提升,通过教育和社区支持机制的建立,增强农村女性在生育问题上的话语权。其次,生活在中西部地区的女性,由于这些地区的经济发展水

平相对落后,生育依附现象相对突出。因此,女性赋权运动在这些地区需要投入更多资源,确保妇女能够获得教育、就业和健康保障等关键资源,以减轻她们对配偶的依赖。类似的研究表明,赋予女性更多社会和经济权利,能够显著提升她们在家庭中的决策权(陶涛,2012;郑广怀,訾尧录,2024)。再次,教育水平对女性生育自主性的影响也不容忽视。较低教育水平的女性往往在生育决策中更依赖于丈夫,而高学历女性由于具备更强的经济独立性和社会资本,能够在家庭生育决策中享有更大的主动权。因此,女性赋权运动应特别关注提升低学历女性的教育机会和社会地位,使她们在生育问题上拥有更多自主权。综上所述,女性赋权运动的重点应当有所侧重,特别是针对农业户口、生活在中西部、教育水平较低或较早世代的女性群体。这些女性在生育问题上面临更为复杂的社会结构性限制,赋权运动需要通过多维度的社会政策支持、教育资源提升和性别意识教育,推动她们在家庭和社会中享有平等的决策权和更大的自主空间。

考虑到中国目前的低生育氛围,有必要关注生育依附与生育意愿之间的关系。目前,确实存在大量证据表明,平等的性别观念和生育意愿之间存在负向关联(胡荣,林彬彬,2020;姜春云,2022;Kaufman,2000;李艳,李长安,2024;李正东等,2024;Miller & Pasta,1995);换言之,从单纯提升生育意愿的功利角度出发,促进女性的生育依附似乎是一种值得考虑的选择。然而,有两个理由阻止我们这么做:第一,生育自主本身即是一种值得追求的社会目标,它并不需要附着在某个功利目的之上。其次,女性生育自主与生育意愿之间的关系可能并非线性的,而是一种U型关系。Goldscheider等(2015)将性别革命划分为两个阶段:第一个阶段是公共领域阶段,包括增加女性接受教育和就业机会等;第二个阶段是私人领域阶段,在这个阶段中,男性开始更多地承担家务劳动和育儿责任,从而缓解女性的育儿负担。而中国目前可能只是完成了性别革命的第一阶段,换言之,我们仍处于U型曲线的左边,这导致了较低的生育率(Cotter et al.,2011),而在曲线的右边,女性家庭地位和生育自主的提升会伴随着生育率的上升。在奥地利(Tazi-Preve et al.,2004)和东欧国家(Lappegård et al.,2021)开展的研究为上述看法提供了证据。基于上述原因,我们认为生育依附/自主与生育意愿之间的关系尚需进一步的探索。

本文所揭示的已婚女性从生育依附向生育自主的转变,可能也与中国社会现代化进程及个人主义价值观的兴起有关。集体主义价值观通常强调谦逊、顺从等人格特质,而个人主义则更重视独立与自信(黄梓航等,2018)。在生育模式上,这种价值观的转变可能表现为生育自主逐渐取代生育依附。然而,吴胜涛等(2024)指出,中国近40年来个人主义的发展主要呈现出以财富与享受为导向的功利主义特征,而非强调独立与自主的理性主义取向。因此,女性生育模式的变化与价值观演变之间的关系尚不明朗,仍需进一步探讨。

在结束本文之前,我们想指出本文若干不足及未来研究方向。首先,本文主要依赖数据库数据探索了不同变量之间的关系,这导致本文结论尚缺乏足够的因果性证据,比如尽管性别角色观念对生育意愿的影响已得到众多文献支持,但相反的因果关系似乎同样是可能的,例如,为了避免认知失调,怀孕的女性可能会更加支持传统的性别角色,而决定放弃生育的女性可能更支持现代的性别角色。考虑到学界尚缺乏一个发展成熟的性别角色操纵方式,在未来研究中设计一种有效的实验操纵将大大提升现有研究结论的稳健性和可靠性。其次,本文结果变量主要采用了口头报告的方式,这导致我们无法在行为层面上来检验本文结论,尽管有证据表明口头报告的行为意向和真实行为之间存在较高的正相关(Kormos & Gifford, 2014),但对本文结论在实际行为层面展开进一步的研究必将丰富现有文献。再次,受CFPS数据制约,本文主要采用理想子女数来衡量个体的生育意愿。尽管该指标在现有文献中被广泛使用(侯佳伟等,2014),但有学者指出,它更多反映了个体对生育规范的主观感知(风笑天,2017),因而可能仅为生育意愿的间接测度。因此,在解读和应用本文结论时需保持审慎。同时,未来研究可进一步探索更精准的测量工具,以验证本文结论的稳健性。最后,主要发现的效应量偏小也是本文的一个不足,但正如Ma等(2024)以及Funder和Ozer(2019)所指出的,微小的效应在长期、不同情境或个体层面可能会累积,并最终带来具有广泛影响的结果,特别是在中国这样人口规模庞大的社会背景下,即便单个个体层面的效应较小,累积后仍可能对社会产生显著影响。未来研究可以进一步探讨这些效应在不同情境和时间维度上的变化,以深化对该现象的理解。

## 5 结论

本研究得到以下结论:(1)在中国已婚女性中,存在一定程度的生育依附,即相比于女性自身的传统性别角色观念,丈夫的传统性别角色观念对其生育意愿影响更显著;(2)生育依附的程度因个体与社会特征而异,较早世代、低学历、农业户口和中西部地区女性更易表现出生育依附,而较晚世代、高学历、非农业户口和东部地区女性则更具生育自主;(3)家庭决策权是影响女性生育模式的重要机制,女性在经济相关事务中拥有更多决策权,有助于增强其生育自主性。

## 参 考 文 献

- Balsmeier, B., Buchwald, A., & Stiebale, J. (2014). Outside directors on the board and innovative firm performance. *Research Policy*, 43(10), 1800–1815.
- Bianchi, S. M., & Milkie, M. A. (2010). Work and family research in the first decade of the 21st century. *Journal of Marriage and Family*, 72(3), 705–725.
- Chen, S. J., Shen, J. H., Jiang, Q. J., & Yang, S. S. (2024). Underestimating others' fertility attitudes and behaviors hinders the fertility intentions of childless individuals in Gen Z. *Acta Psychologica Sinica*, 56(6), 759–776.
- [陈思静, 沈家辉, 姜侨桀, 杨莎莎. (2024). 对他人生育态度和行为的低估抑制了 Z 世代未生育个体的生育意愿. *心理学报*, 56(6), 759–776.]
- Chen, W. M., & Wang, Y. R. (2024). Mediating role of fertility motivation in the impact of internet use on fertility intentions. *Population Research*, 48(2), 44–59.
- [陈卫民, 王佑茹. (2024). 生育动机在互联网使用对生育意愿影响中的中介作用分析. *人口研究*, 48(2), 44–59.]
- Cheng, C., Wang, Y. X., & Bian, Y. J. (2015). Gender-earning differentials in China's urban labor market: A social capital perspective. *Population Research*, 39(2), 3–16.
- [程诚, 王奕轩, 边燕杰. (2015). 中国劳动力市场中的性别收入差异: 一个社会资本的解释. *人口研究*, 39(2), 3–16.]
- Cheng, J. M. (2021). Chinese clan culture and married female labor force participation. *China Economic Studies*, (4), 133–145.
- [程佳滕. (2021). 传统宗族文化如何影响已婚女性劳动参与? *中国经济问题*, (4), 133–145.]
- Cotter, D., Hermsen, J. M., & Vanneman, R. (2011). The end of the gender revolution? Gender role attitudes from 1977 to 2008. *American Journal of Sociology*, 117(1), 259–289.
- Dohmen, T., Falk, A., Huffman, D., & Sunde, U. (2012). The intergenerational transmission of risk and trust attitudes. *The Review of Economic Studies*, 79(2), 645–677.
- Egri, C. P., & Ralston, D. A. (2004). Generation cohorts and personal values: A comparison of China and the United States. *Organization Science*, 15(2), 210–220.
- Esping-Andersen, G. (2009). *Incomplete revolution: Adapting welfare states to women's new roles*. Cambridge, UK: Polity.
- Evans, H. (2021). "Patchy Patriarchy" and the shifting fortunes of the CCP's promise of gender equality since 1921. *The China Quarterly*, 248(S1), 95–115.
- Feng, X. T. (2017). The fertility desire of Chinese people:

- How much do we know exactly? *Journal of Social Sciences*, 444(8), 59–71.
- [风笑天. (2017). 当代中国人的生育意愿: 我们实际上知道多少? *社会科学*, 444(8), 59–71.]
- Funder, D. C., & Ozer, D. J. (2019). Evaluating effect size in psychological research: Sense and nonsense. *Advances in Methods and Practices in Psychological Science*, 2(2), 156–168.
- Goldin, C. (1994). Understanding the gender gap: An economic history of American women. In P. Burstein (Ed.), *Equal employment opportunity: Labor market discrimination and public policy* (pp. 17–26). Piscataway, NJ: Aldine Transaction.
- Goldscheider, F., Bernhardt, E., & Lappegård, T. (2015). The gender revolution: A framework for understanding changing family and demographic behavior. *Population and Development Review*, 41(2), 207–239.
- Guo, Z. G., & Wu, X. W. (2006). Application of Poisson regression in fertility study. *Chinese Journal of Population Science*, 4(7), 2–15.
- [郭志刚, 巫锡炜. (2006). 泊松回归在生育率研究中的应用. *中国人口科学*, 4(7), 2–15.]
- Hobcraft, J., Menken, J., & Preston, S. (1982). Age, period, and cohort effects in demography: A review. *Population Index*, 48(1), 4–43.
- Hou, J. W., Huang, S. L., Xin, Z. Q., Sun, L., Zhang, H. C., & Dou, D. H. (2014). A Change in the desired fertility of the Chinese population: 1980–2011. *Social Sciences in China*, (4), 78–97.
- [侯佳伟, 黄四林, 辛自强, 孙铃, 张红川, 窦东徽. (2014). 中国人口生育意愿变迁: 1980—2011. *中国社会科学*, (4), 78–97.]
- Hu, R., & Lin, B. B. (2020). Concept of gender equality and female fertility desire. *Seeker*, (4), 142–148.
- [胡荣, 林彬彬. (2020). 性别平等观念与女性生育意愿. *求索*, (4), 142–148.]
- Hu, Y., & Scott, J. (2016). Family and gender values in China: Generational, geographic, and gender differences. *Journal of Family Issues*, 37(9), 1267–1293.
- Huang, Z. H., Jing, Y. M., Yu, F., Gu, R. L., Zhou, X. Y., & Cai, H. J. (2018). Increasing individualism and decreasing collectivism? Cultural and psychological change around the globe. *Advances in Psychological Science*, 26(11), 2068–2080.
- [黄梓航, 敬一鸣, 喻丰, 古若雷, 周欣悦, 张建新, 蔡华俭. (2018). 个人主义上升, 集体主义式微? ——全球文化变迁与民众心理变化. *心理科学进展*, 26(11), 2068–2080.]
- Hwang, I. (2020). The effect of collaborative innovation on ICT-based technological convergence: A patent-based analysis. *PLoS ONE*, 15(2), e0228616.
- Jacka, T. (2014). *Rural women in urban China: Gender, migration, and social change*. London, UK: Routledge.
- Ji, H., Yan, J., & Guo, W. X. (2022). How and when does occupational stigma promote intent to leave? The mediation effect of family implicated stigma and the moderating effect of family involvement. *Acta Psychologica Sinia*, 54(2), 182–191.
- [季浩, 严进, 国维潇. (2022). 职业污名与离职倾向: 牵连家人污名与家庭卷入的作用. *心理学报*, 54(2), 182–191.]
- Ji, Y., Wu, X., Sun, S., & He, G. (2017). Unequal care, unequal work: Toward a more comprehensive understanding of gender inequality in post-reform urban China. *Sex Roles*, 77(11–12), 765–778.
- Jiang, C. Y. (2022). Gender role concept and fertility intention of people of childbearing age—Analysis based on the perspective of gender difference and social change. *Lanzhou Academic Journal*, (5), 92–104.
- [姜春云. (2022). 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. *兰州学刊*, (5), 92–104.]
- Kaufman, G. (2000). Do gender role attitudes matter? Family formation and dissolution among traditional and egalitarian men and women. *Journal of Family Issues*, 21(1), 128–144.
- Kenny, D. A., Kashy, D. A., & Cook, W. L. (2020). *Dyadic data analysis*. New York, NY: Guilford Publications.
- Kjøllesdal, M. K., Smith, G. D., Ariansen, I., Kinge, J. M., Degerud, E., & Næss, Ø. (2018). The association between BMI and mortality using early adulthood BMI as an instrumental variable for midlife BMI. *Scientific Reports*, 8(1), 11499.
- Kleibergen, F., & Paap, R. (2006). Generalized reduced rank tests using the singular value decomposition. *Journal of Econometrics*, 133(1), 97–126.
- Kormos, C., & Gifford, R. (2014). The validity of self-report measures of proenvironmental behavior: A meta-analytic review. *Journal of Environmental Psychology*, 40, 359–371.
- Lappegård, T., Neyer, G., & Vignoli, D. (2021). Three dimensions of the relationship between gender role attitudes and fertility intentions. *Genus*, 77(1), 1–26.
- Li, B. L., & Shao, S. (2022). If you don't live in peace, you don't want to have children: A study on the housing situation and the fertility desire of young people. *China Youth Study*, (3), 53–62+104.
- [李宝礼, 邵帅. (2022). 不安居, 则不乐育: 住房状况与青年人口生育意愿研究. *中国青年研究*, 3, 53–62+104]
- Li, W. X., Yang, X. J., & Yang, X. Y. (2021). Child care and the desire to have the second child: An empirical analysis based on the 2017 national fertility survey. *Population Research*, 45(5), 64–78.
- [李婉鑫, 杨小军, 杨雪燕. (2021). 儿童照料支持与二孩生育意愿——基于2017年全国生育状况抽样调查数据的实证分析. *人口研究*, 45(5), 64–78.]
- Li, X. H., & Guo, J. Q. (2024). Intergenerational living distance and adult children's subjective well-being. *Chinese Journal of Population Science*, 38(5), 98–112.
- [李新恒, 郭继强. (2024). 代际居住安排与子女主观幸福感. *中国人口科学*, 38(5), 98–112.]
- Li, Y., & Li, C. A. (2024). The impact of gender role attitudes on fertility intentions following the implementation of the universal two-child policy. *Northwest Population Journal*, 45(6), 48–62. <https://link.cnki.net/urlid/62.1019.C.20240612.2229.002>
- [李艳, 李长安. (2024). 全面两孩政策后性别角色态度对生育意愿的影响研究. *西北人口*, 45(6), 48–62. <https://link.cnki.net/urlid/62.1019.C.20240612.2229.002>]
- Li, Z. D., Jiang, J. M., & Yin, H. Y. (2024). A study on the influence of gender role attitudes on fertility intention—Empirical analysis based on CGSS data. *Academic Journal of Jinyang*, (3), 34–48.
- [李正东, 姜金明, 尹海燕. (2024). 性别角色观念对生育意愿的影响研究——基于CGSS数据的实证分析. *晋阳学刊*, (3), 34–48.]
- Lindsey, L. L. (2020). *Gender: Sociological perspectives*. London, UK: Routledge.
- Liu, D. Z., Huang, H. X., Jia, F. Q., Gong, Q., Huang, X., & Li, X. (2011). A new Sex-Role Inventory (CSRI-50) indicates Changes of sex role among Chinese college students. *Acta Psychologica Sinia*, 43(6), 639–649.
- [刘电芝, 黄会欣, 贾凤芹, 龚茜, 黄硕, 李霞. (2011). 新编

- 大学生性别角色量表揭示性别角色变迁. *心理学报*, 43(6), 639-649.]
- Lu, J. H., & Sun, Y. (2024). The impact of education-job matching on fertility intention of young adults. *Chinese Journal of Population Science*, (3), 66-80.
- [陆杰华, 孙杨. (2024). 教育—工作匹配状况对年轻人生育意愿的影响研究. *中国人口科学*, (3), 66-80.]
- Ma, A., Paek, J. J., Liu, F., & Kim, J. Y. (2024). Threats to personal control fuel similarity attraction. *Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America*, 121(43), e2321189121.
- McDonald, P. (2000). Gender equity in theories of fertility transition. *Population and Development Review*, 26(3), 427-439.
- Miller, W. B., & Pasta, D. J. (1995). Behavioral intentions: Which ones predict fertility behavior in married couples? *Journal of Applied Social Psychology*, 25(6), 530-555.
- Neyer, G., Lappegård, T., & Vignoli, D. (2013). Gender equality and fertility: Which equality matters? *European Journal of Population*, 29, 245-272.
- Okun, B. S., & Raz-Yurovich, L. (2019). Housework, gender role attitudes, and couples' fertility intentions: Reconsidering men's roles in gender theories of family change. *Population and Development Review*, 45(1), 169-196.
- Qing, S. S. (2018). Intergenerational transmission of attitudes toward gender role in China. *Chinese Journal of Population Science*, 38(6), 80-91.
- [卿石松. (2018). 中国性别角色观念代际传递分析. *中国人口科学*, 38(6), 80-91.]
- Ridgeway, C. L. (2001). Gender, status, and leadership. *Journal of Social Issues*, 57(4), 637-655.
- Shen, X. B., Chen, Y., & Lin, B. Q. (2021). The impacts of technological progress and industrial structure distortion on China's energy intensity. *Economic Research Journal*, (2), 157-173.
- [沈小波, 陈语, 林伯强. (2021). 技术进步和产业结构扭曲对中国能源强度的影响. *经济研究*, (2), 157-173.]
- Shi, C. L. (2020). The impact of land transfer on rural household income gap: Exacerbation or alleviation? *Research on Economics and Management*, 41(12), 79-92.
- [史常亮. (2020). 土地流转与农户内部收入差距: 加剧还是缓解? *经济与管理研究*, 41(12), 79-92.]
- Steyn, E., & White, K. J. (2011). Navigating the 'invisible nets': Challenges and opportunities for women in traditionally male-dominated South Asian newsrooms. *Asian Journal of Communication*, 21(4), 409-426.
- Tao, T. (2012). Analysis of influencing factors in rural women's right in significant family decisions. *Collection of Women's Studies*, (5), 17-22.
- [陶涛. (2012). 中国农村妇女家庭重大决策参与权的影响因素研究. *妇女研究论丛*, (5), 17-22.]
- Tazi-Preve, I. M., Bichlbauer, D., & Goujon, A. (2004). Gender trouble and its impact on fertility intentions. *Finnish Yearbook of Population Research*, 5-24.
- Wan, F., & Chen, S. J. (2024). Subjective social class positively predicts residents' fertility intentions. *Population and Development*, (2), 26-38.
- [万丰华, 陈思静. (2024). 主观社会阶层正向预测居民生育意愿. *人口与发展*, (2), 26-38.]
- Wang, J. X., Zhou, Y. N., & Liu, X. L. (2020). Information, trust and confidence: Mechanism for constructing the risk community. *Sociological Study*, 35(4), 25-45+241-242.
- [王俊秀, 周迎楠, 刘晓柳. (2020). 信息、信任与信心: 风险共同体的建构机制. *社会学研究*, 35(4), 25-45+241-242.]
- Wang, P., & Wu, Y. X. (2019). Socioeconomic status, gender inequality and gender-role attitudes. *Sociological Review of China*, 7(2), 55-70.
- [王鹏, 吴愈晓. (2019). 社会经济地位、性别不平等与性别角色观念. *社会学评论*, 7(2), 55-70.]
- Wang, R. Q. (2016). Does social endowment mitigate people's responsibility requirements for their adult children? An empirical study based on rural residents in China. *Population and Economics*, (5), 105-113.
- [汪润泉. (2016). “社会养老”是否淡化了“子女责任”观念? ——来自中国农村居民的经验证据. *人口与经济*, (5), 105-113.]
- Wang, T. Y., & Peng, X. B. (2015). The impact of social security on fertility desire: Evidence from the new rural cooperative medical scheme. *Economic Research Journal*, (2), 103-117.
- [王天宇, 彭晓博. (2015). 社会保障对生育意愿的影响: 来自新型农村合作医疗的证据. *经济研究*, (2), 103-117.]
- Wu, S. T., Wang, Y. L., & Peng, K. P. (2024). More utilitarian and less rational? Social change and two types of individualism over the last 40 years in China. *Acta Psychologica Sinia*, 56(7), 911-925.
- [吴胜涛, 王予灵, 彭凯平. (2024). 理性式微, 功利扩张? 近 40 年中国社会两种个人主义的变迁. *心理学报*, 56(7), 911-925.]
- Xu, J., & Huang, Y. N. (2018). Gender Identity, marriage and labor behavior within households. *Economic Research Journal*, (4), 136-150.
- [续继, 黄娅娜. (2018). 性别认同与家庭中的婚姻及劳动表现. *经济研究*, (4), 136-150.]
- Xu, K., Hu, D. W., & Liu, Y. (2022). The family planning policy, cost socialization and fertility ratio. *Journal of Guizhou University of Finance and Economics*, 40(2), 69-78.
- [许坤, 胡东婉, 刘扬. (2022). 生育政策, 成本社会化与人口出生率. *贵州财经大学学报*, 40(2), 69-78.]
- Yang, G. C., & Yang, J. D. (2013). Daughter-supporting mechanism for the aged in the gender perspective. *Journal of Yunnan Nationalities University (Social Sciences)*, 30(1), 55-62.
- [杨国才, 杨金东. (2013). 社会性别视角下女儿养老研究. *云南民族大学学报(哲学社会科学版)*, 30(1), 55-62.]
- Yang, H. (2018). As the reformer: Dependent identity and outsider features of young rural female. *Journal of Chinese Youth Social Science*, 37(5), 60-69.
- [杨华. (2018). 作为变革者: 农村青年女性的依附性身份与外人气质. *中国青年社会科学*, 37(5), 60-69.]
- Yang, X. L., & Zhong, R. Y. (2023). The effects of household income level and gender perception on the intention to have another child. *Finance & Economics*, (4), 137-148.
- [杨晓蕾, 钟如雨. (2023). 家庭收入水平、性别观念与再生育意愿. *财经科学*, (4), 137-148.]
- Ye, H., & Wu, X. G. (2011). Fertility decline and the trend in educational gender inequality in China. *Sociological Study*, 155(5), 153-177.
- [叶华, 吴晓刚. (2011). 生育率下降与中国男女教育的平等化趋势. *社会学研究*, 155(5), 153-177.]
- Yi, X., Ribbens, B., & Morgan, C. N. (2010). Generational differences in China: Career implications. *Career Development International*, 15(6), 601-620.
- Zhang, Y. Q., Lu, Y., & Li, L. Y. (2021). Effects of big data on firm value in China: Evidence from textual analysis of Chinese listed firms' annual reports. *Economic Research Journal*, (12), 42-59.
- [张叶青, 陆瑶, 李乐芸. (2021). 大数据应用对中国企业市场价值的影响——来自中国上市公司年报文本分析的证

- 据. *经济研究*, (12), 42-59.]
- Zhao, F. Q., Hu, S. Y., Chen, Y., & Zhu, H. Q. (2024). Research on mechanism of entrepreneurial narrative on entrepreneurial performance: The role of organizational ambidexterity, resource acquisition and rhetorical strategies. *Nankai Business Review*, 27(5), 4-17.
- [赵富强, 胡思源, 陈耘, 祝含秋. (2024). 创业叙事对创业绩效的影响研究——组织双元性、资源获取与修辞策略的作用. *南开管理评论*, 27(5), 4-17.]
- Zhao, J., & Zuo, B. (2005). Situation and interaction: Interpersonal interdependence and its model. *Advances in Psychological Science*, 13(6), 828-835.
- [赵菊, 佐斌. (2005). 情境与互动: 人际互倚及其模式. *心理科学进展*, 13(6), 828-835.]
- Zheng, G. H., & Zi, Y. L. (2024). Self-empowerment through skilled labour: A wig factory in Henan's Xuchang city. *Collection of Women's Studies*, (5), 29-40.
- [郑广怀, 訾尧涿. (2024). 基于劳动技能的自我赋权——以河南省许昌市 T 假发厂女工为例. *妇女研究论丛*, (5), 29-40.]
- Zheng, Z. Z. (2014). Measurement and application of fertility intention. *Chinese Journal of Population Science*, (6), 15-25.
- [郑真真. (2014). 生育意愿的测量与应用. *中国人口科学*, (6), 15-25.]
- Zhu, L., Huang, B. L., Liu, C. J., & Peng, G. (2024). The impact of subjective well-being on fertility intention: An empirical study based on CGSS data. *Population Research*, 48(1), 118-132.
- [朱莉, 黄柏林, 刘呈军, 彭刚. (2024). 主观福利对生育意愿的影响——基于 CGSS 数据的实证研究. *人口研究*, 48(1), 118-132.]
- Zhuang, T. Y., Li, G. J., & Luo, J. C. (2014). Is there a neighborhood effect in rural households' decision-making on digital finance use? *Chinese Rural Economy*, (8), 125-144.
- [庄腾跃, 李顾杰, 罗剑朝. (2024). 农户数字金融使用决策存在邻里效应吗? *中国农村经济*, (8), 125-144.]

## Fertility dependence or fertility autonomy? The impact of husbands' traditional gender role conceptions on wives' fertility intentions

CHEN Sijing<sup>1,2</sup>, WANG Zhen<sup>1</sup>, YANG Shasha<sup>3</sup>, ZHENG Peng<sup>1</sup>, HE Quan<sup>4</sup>

<sup>1</sup> School of Economics and Management, Zhejiang University of Science and Technology, Hangzhou 310023, China)

<sup>2</sup> Zhejiang University of Science and Technology Research Base of the Zhejiang Provincial Research Center of Xi Jinping Thought on Socialism with Chinese Characteristics for a New Era, Hangzhou 310023, China)

<sup>3</sup> School of Psychology and Cognitive Science, East China Normal University, Shanghai 200062, China)

<sup>4</sup> School of Public Administration, Zhejiang University of Technology, Hangzhou 310023, China)

### Abstract

Existing literature has extensively examined the relationship between gender role conceptions and fertility intentions, reaching a relatively stable conclusion that more traditional gender role conceptions are associated with stronger fertility intentions. A notable limitation in this body of research, however, is its predominant focus on individuals' own gender role conceptions, while largely neglecting the influence of their spouses' beliefs and attitudes. Overlooking this relational aspect may lead to incomplete conclusions. Diverging from previous studies, this paper investigates the relationship between spouses' gender role conceptions and individuals' fertility intentions, with particular emphasis on the influence of husbands' gender role conceptions on wives' fertility intentions, given that women are primarily engaged in fertility behaviors. The central question of this study is whether fertility dependency exists among married women in China. Specifically, it examines whether husbands' gender role conceptions exert a stronger influence on their wives' fertility intentions than the wives' own conceptions. If this is the case, the study further explores the factors contributing to this dependency and seeks to provide a theoretical explanation for these dynamics.

This study utilized data from the 2014 *China Family Panel Studies* (CFPS). After data cleaning, a total of 7,089 valid participants remained. Core variables were constructed as follows: the outcome variable, representing the wife's fertility intention, was measured by the desired family size (an integer between 0 and 10). The primary predictor variable, representing the couple's gender role conceptions, was assessed through four items, such as "Men are career-oriented, and women are family-oriented." The mean score of these four items served as an indicator of gender role conceptions, with higher scores reflecting more traditional perspectives. Results indicate that fertility dependency is significant, and this finding remains consistent regardless of the different measurement approaches and regression models we employed. Specifically, husbands' gender role conceptions

exert a stronger influence on their wives' fertility intentions than the wives' own conceptions; notably, this effect does not occur in the opposite direction. Using data from the CFPS 2022 ( $N = 555$ ), we further investigated the relationship between husbands' and wives' gender role conceptions in 2014 and wives' near-term fertility plan in 2022. The findings indicate that fertility dependency persists; specifically, husbands' gender role conceptions in 2014 exhibit a stronger correlation with their wives' fertility plan in 2022 than the wives' own gender role conceptions.

Furthermore, we examined fertility dependency across different distributions of household decision-making power. The results indicate that fertility dependency is more pronounced among married women whose husbands hold greater authority in five key domains: household expenditures, savings and investments, real estate purchases, child discipline, and major acquisitions. In contrast, when wives have greater decision-making power, fertility dependency diminishes or shifts toward fertility autonomy, highlighting the critical role of household decision-making power in shaping fertility outcomes. Moreover, fertility dependency is not uniformly distributed across time and space. It is particularly evident among women from earlier generations, those with lower educational attainment, rural *hukou* holders, and residents of central and western China. By contrast, women from later generations, with higher education, non-rural *hukou*, and living in eastern China exhibit weaker fertility dependency or even fertility autonomy.

The findings of this study carry significant theoretical and practical implications. First, the results indicate that a substantial number of married women in China are influenced by their husbands' gender role conceptions in fertility decision-making. Neglecting the role of husbands' beliefs may lead to an incomplete understanding of wives' fertility decisions. Second, this study offers a psychological perspective on gender equality based on gender role conceptions. It suggests that gender inequality is not only reflected in the unequal distribution of economic resources but also in the asymmetric psychological dependence between spouses. Enhancing women's decision-making power in household affairs can mitigate fertility dependency and promote fertility autonomy. This, in turn, may contribute to broader social progress and support the development of a more harmonious and sustainable society.

**Keywords** fertility intentions, fertility dependency, fertility autonomy, gender role conceptions

## 补充材料

表 S1 控制变量的描述性统计信息( $N = 7089$ )

变量	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>Min</i>	<i>Max</i>
个人年收入	3.02	3.95	0	12.08
受教育年限	5.63	4.60	0	19
健康状况	3.20	1.26	1	5
子女数量	2.04	1.10	0	10
年龄	49.3	12.85	16	93
民族	0.92	0.27	0	1
户口	0.78	0.41	0	1
医疗保险	0.93	0.25	0	1
家庭总房产	11.2	3.08	0	16.52
家庭金融资产	5.67	5.23	0	15.04
家庭成员数量	4.42	1.90	2	17

表 S2 基准模型回归结果

变量	<i>B</i>	<i>z</i>	LLCI	ULCI
预测变量				
传统性别角色观念(丈夫)	0.014**	3.121	0.005	0.023
传统性别角色观念(妻子)	0.008	1.270	-0.004	0.021
控制变量				
个人年收入	0.001	0.636	-0.002	0.003
受教育年限	-0.005*	-2.024	-0.009	-0.0001
健康状况	-0.004	-1.270	-0.011	0.002
子女数量	0.089***	7.305	0.065	0.113
年龄	0.001	1.078	-0.001	0.003
民族	-0.155	-1.630	-0.341	0.031
户口	0.010	0.439	-0.034	0.054
医疗保险	0.016	1.004	-0.015	0.048
家庭总房产	-0.001	-0.671	-0.004	0.002
家庭金融资产	0.0002	0.429	-0.001	0.001
家庭成员数量	0.009	1.825	-0.001	0.019
省份固定效应			控制	
<i>N</i>			7089	
Pseudo $R^2$			0.021	

注: \* $p < 0.05$ , \*\* $p < 0.01$ , \*\*\* $p < 0.001$ 。

表 S3 基于多分类 Logistic 回归的探索性分析(N = 7089)

变量	生育意愿 = 0				生育意愿 = 2				生育意愿 ≥ 3			
	B	z	LLCI	ULCI	B	z	LLCI	ULCI	B	z	LLCI	ULCI
预测变量												
传统性别角色观念(丈夫)	-0.131	-0.672	-0.512	0.251	-0.001	-0.019	-0.059	0.057	0.241***	5.661	0.158	0.325
传统性别角色观念(妻子)	-0.646***	-3.307	-1.029	-0.263	0.085	1.474	-0.028	0.197	0.189	1.945	-0.001	0.380
控制变量												
个人年收入	-0.006	-0.086	-0.134	0.123	0.022*	2.309	0.003	0.041	-0.024	-1.020	-0.071	0.022
受教育年限	-0.034	-0.695	-0.129	0.061	-0.020	-1.504	-0.045	0.006	-0.072**	-3.098	-0.118	-0.027
健康状况	0.138	0.850	-0.180	0.455	0.017	0.574	-0.040	0.073	-0.015	-0.359	-0.099	0.069
子女数量	0.577*	2.005	0.013	1.141	0.460***	6.080	0.312	0.608	0.947***	10.927	0.777	1.117
年龄	-0.002	-0.117	-0.036	0.032	0.005	0.949	-0.006	0.016	0.027**	2.916	0.009	0.044
民族	-0.181	-0.213	-1.849	1.486	-0.202	-0.958	-0.616	0.212	-1.276	-1.866	-2.616	0.065
户口	0.731	1.103	-0.568	2.030	0.096	0.885	-0.117	0.310	0.395	1.419	-0.151	0.941
医疗保险	-0.114	-0.190	-1.285	1.058	0.214	1.939	-0.002	0.430	0.227	0.965	-0.235	0.689
家庭总房产	0.127**	2.664	0.034	0.220	0.029***	3.315	0.012	0.047	0.003	0.186	-0.032	0.038
家庭金融资产	0.016	0.539	-0.043	0.075	0.012	1.783	-0.001	0.026	0.014	1.567	-0.003	0.031
家庭成员数量	0.002	0.017	-0.185	0.188	0.033	0.888	-0.040	0.105	0.079	1.771	-0.008	0.166

注：上述回归结果以“生育意愿 = 1”为参照组，且已控制省份固定效应；\*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$ , Pseudo  $R^2 = 0.180$ 。

表 S4 工具变量回归结果

变量	IV-Poisson 模型 1 阶段				IV-Poisson 模型 2 阶段				2SLS 模型 1 阶段				2SLS 模型 2 阶段			
	B	z	LLCI	ULCI	B	z	LLCI	ULCI	B	t	LLCI	ULCI	B	t	LLCI	ULCI
预测变量																
IV	0.421***	10.138	0.340	0.503					0.421***	9.924	0.338	0.504				
传统性别角色观念(丈夫)					0.154**	2.968	0.052	0.256					0.346*	2.599	0.071	0.621
传统性别角色观念(妻子)	0.251***	16.234	0.220	0.281	-0.028	-1.738	-0.060	0.004	0.251***	15.891	0.220	0.282	-0.071	-1.717	-0.157	0.014
控制变量																
个人年收入	-0.009***	-3.400	-0.014	-0.004	0.003*	2.225	0.0003	0.005	-0.009***	-3.328	-0.015	-0.004	0.006*	2.183	0.0003	0.011
受教育年限	-0.013***	-4.546	-0.018	-0.007	-0.002	-1.065	-0.006	0.002	-0.013***	-4.450	-0.018	-0.007	-0.004	-0.850	-0.015	0.006
健康状况	-0.002	-0.337	-0.016	0.011	-0.003	-0.863	-0.008	0.003	-0.002	-0.330	-0.016	0.012	-0.007	-0.936	-0.023	0.009
子女数量	0.007	0.802	-0.010	0.024	0.083***	8.319	0.063	0.102	0.007	0.785	-0.011	0.025	0.203***	5.957	0.133	0.274
年龄	0.006***	4.273	0.003	0.008	0.0005	0.584	-0.001	0.002	0.006***	4.182	0.003	0.008	-0.00001	-0.005	-0.005	0.005
民族	-0.066*	-2.019	-0.129	-0.002	-0.130	-1.511	-0.298	0.038	-0.066*	-1.977	-0.131	-0.001	-0.317	-1.414	-0.779	0.146
户口	0.098*	2.463	0.020	0.176	-0.010	-0.392	-0.057	0.038	0.098*	2.411	0.018	0.178	-0.031	-0.551	-0.145	0.084
医疗保险	-0.031	-0.716	-0.117	0.054	0.025	1.502	-0.008	0.057	-0.031	-0.701	-0.119	0.056	0.044	1.231	-0.030	0.118
家庭总资产	-0.006*	-2.524	-0.011	-0.001	0.001	0.540	-0.002	0.003	-0.006*	-2.471	-0.012	-0.001	-0.00004	-0.014	-0.006	0.006
家庭金融资产	-0.005*	-2.443	-0.008	-0.001	0.001	1.567	-0.0003	0.003	-0.005*	-2.392	-0.008	-0.001	0.002	1.654	-0.001	0.005
家庭成员数量	0.012	1.918	-0.0003	0.023	0.006	1.365	-0.003	0.016	0.012	1.877	-0.001	0.024	0.016	1.357	-0.008	0.041
Kleibergen-Paap rk LM statistic														7.857**		
Kleibergen-Paap rk Wald F statistic														[0.005]		
省份固定效应														98.479		
N														{16.380}		
Centered R <sup>2</sup>														控制		
														7089		

注: 本文 2SLS 模型基于 Stata17 外部命令 ivreghdie 实现, 该命令仅汇报第二阶段的 Centered R<sup>2</sup>; [ ] 内为 LM 统计量的 p 值; { } 内为 Stock-Yogo 弱工具变量的临界值 16.38; \* p < 0.05, \*\* p < 0.01, \*\*\* p < 0.001。

表 S5 更换测量方法的稳健性检验

变量	主因子法				主成分法			
	<i>B</i>	<i>z</i>	LLCI	ULCI	<i>B</i>	<i>z</i>	LLCI	ULCI
预测变量								
传统性别角色观念因子得分(丈夫)	0.015**	3.168	0.006	0.024	0.012**	3.085	0.004	0.019
传统性别角色观念因子得分(妻子)	0.009	1.297	-0.005	0.023	0.008	1.339	-0.004	0.019
控制变量								
个人年收入	0.001	0.627	-0.002	0.003	0.001	0.631	-0.002	0.003
受教育年限	-0.005*	-2.038	-0.009	-0.0002	-0.005*	-2.033	-0.009	-0.0002
健康状况	-0.004	-1.274	-0.011	0.002	-0.004	-1.269	-0.011	0.002
子女数量	0.089***	7.318	0.065	0.113	0.089***	7.313	0.065	0.113
年龄	0.001	1.098	-0.001	0.003	0.001	1.094	-0.001	0.003
民族	-0.155	-1.633	-0.341	0.031	-0.155	-1.632	-0.341	0.031
户口	0.010	0.456	-0.034	0.055	0.010	0.450	-0.034	0.054
医疗保险	0.016	0.998	-0.016	0.048	0.016	0.998	-0.016	0.048
家庭总房产	-0.001	-0.673	-0.004	0.002	-0.001	-0.674	-0.004	0.002
家庭金融资产	0.0002	0.402	-0.001	0.001	0.0002	0.405	-0.001	0.001
家庭成员数量	0.009	1.835	-0.001	0.019	0.009	1.834	-0.001	0.019
省份固定效应	控制				控制			
<i>N</i>	7089				7089			
Pseudo <i>R</i> <sup>2</sup>	0.021				0.021			

注: \*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$ 。

表 S6 更换计量模型的稳健性检验

变量	OLS 回归				Tobit 回归			
	<i>B</i>	<i>t</i>	LLCI	ULCI	<i>B</i>	<i>t</i>	LLCI	ULCI
预测变量								
传统性别角色观念(丈夫)	0.028**	2.915	0.008	0.048	0.028**	2.917	0.009	0.047
传统性别角色观念(妻子)	0.014	1.034	-0.014	0.042	0.014	1.035	-0.013	0.041
控制变量								
个人年收入	0.002	0.892	-0.003	0.008	0.002	0.892	-0.003	0.007
受教育年限	-0.009	-1.897	-0.019	0.001	-0.009	-1.899	-0.018	0.0003
健康状况	-0.009	-1.176	-0.024	0.006	-0.009	-1.177	-0.023	0.006
子女数量	0.210***	5.958	0.137	0.283	0.210***	5.964	0.141	0.279
年龄	0.001	0.717	-0.003	0.006	0.001	0.718	-0.003	0.006
民族	-0.343	-1.458	-0.828	0.143	-0.343	-1.459	-0.803	0.118
户口	0.009	0.178	-0.091	0.108	0.009	0.179	-0.086	0.103
医疗保险	0.033	0.976	-0.036	0.102	0.033	0.976	-0.033	0.098
家庭总房产	-0.002	-0.691	-0.010	0.005	-0.002	-0.691	-0.009	0.004
家庭金融资产	0.0005	0.432	-0.002	0.003	0.0005	0.432	-0.002	0.003
家庭成员数量	0.020	1.681	-0.005	0.045	0.020	1.683	-0.003	0.044
省份固定效应	控制				控制			
<i>N</i>	7089				7089			
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.221				0.111			

注: \*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$ ; 其中第一列的  $R^2$  为 Adj- $R^2$ , 第二列则为 Pseudo  $R^2$ 。

表 S7 缩尾截尾处理的稳健性检验

变量	缩尾				截尾				
	B	z	LLCI	ULCI	B	z	LLCI	ULCI	
预测变量									
传统性别角色观念(丈夫)	0.013***	3.468	0.006	0.020	0.013***	3.734	0.006	0.019	
传统性别角色观念(妻子)	0.010	1.595	-0.002	0.022	0.010	1.632	-0.002	0.022	
控制变量									
个人年收入	0.0003	0.206	-0.002	0.003	-0.0001	-0.04	-0.003	0.003	
受教育年限	-0.004*	-2.141	-0.008	-0.0004	-0.004*	-2.364	-0.008	-0.001	
健康状况	-0.003	-1.026	-0.009	0.003	-0.002	-0.666	-0.008	0.004	
子女数量	0.078***	9.943	0.063	0.093	0.069***	10.063	0.056	0.083	
年龄	0.001	1.742	-0.0002	0.003	0.001*	1.995	0.00002	0.003	
民族	-0.140	-1.655	-0.306	0.026	-0.126	-1.672	-0.274	0.022	
户口	0.011	0.542	-0.030	0.053	0.013	0.662	-0.026	0.052	
医疗保险	0.017	0.965	-0.017	0.051	0.015	0.820	-0.021	0.051	
家庭总房产	-0.001	-0.495	-0.004	0.002	-0.0002	-0.129	-0.003	0.002	
家庭金融资产	0.0004	0.711	-0.001	0.001	0.001	1.172	-0.0005	0.002	
家庭成员数量	0.008	1.726	-0.001	0.016	0.006	1.648	-0.001	0.014	
省份固定效应		控制					控制		
N		7089					7053		
Pseudo R <sup>2</sup>		0.019					0.016		

注: 在 1% 的水平上对结果变量“生育意愿”进行右侧单侧截尾后的样本量  $N = 7053$ ; \*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$ 。

表 S8 竞争性解释的检验结果

变量	模型 1(结果变量: 丈夫生育意愿)				模型 2(结果变量: 妻子生育意愿)				
	B	z	LLCI	ULCI	B	z	LLCI	ULCI	
预测变量									
传统性别角色观念(丈夫)	0.027***	5.115	0.017	0.038	0.015**	3.123	0.006	0.024	
传统性别角色观念(妻子)	-0.010	-1.596	-0.022	0.002	0.008	1.261	-0.005	0.021	
控制变量									
个人年收入	-0.001	-0.530	-0.002	0.001	0.001	0.623	-0.002	0.003	
受教育年限	-0.003	-1.615	-0.006	0.001	-0.005*	-2.054	-0.009	-0.0002	
健康状况	-0.004	-1.263	-0.009	0.002	-0.004	-1.261	-0.010	0.002	
子女数量	0.087***	5.821	0.058	0.117	0.089***	6.664	0.063	0.115	
年龄	0.0001	0.140	-0.001	0.002	0.001	0.897	-0.001	0.003	
民族	-0.135	-1.604	-0.300	0.030	-0.152	-1.651	-0.332	0.028	
户口	-0.001	-0.067	-0.041	0.038	0.009	0.397	-0.036	0.054	
医疗保险	0.032	1.505	-0.010	0.073	0.016	0.949	-0.017	0.048	
家庭总房产	-0.002	-0.950	-0.005	0.002	-0.001	-0.701	-0.004	0.002	
家庭金融资产	-0.001	-1.711	-0.003	0.0002	0.0002	0.352	-0.001	0.001	
家庭成员数量	0.010**	3.037	0.004	0.017	0.009	1.791	-0.001	0.019	
省份固定效应		控制					控制		
N		7056					7056		
Pseudo R <sup>2</sup>		0.017					0.021		

注: 模型 1 的被试是在基准回归样本基础上剔除了丈夫理想子女数为缺失值的 15 名被试和丈夫控制变量存在缺失值的 18 名被试, 最终得到的 7056 名有效被试(丈夫); 模型 2 的研究被试是与 7056 名有效被试(丈夫)一一对应的妻子样本; \*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$ 。

表 S9 家庭支出与投资储蓄决策权下的生育依附/生育自主

变量	家庭支出决策人：丈夫				家庭支出决策人：妻子				投资储蓄决策人：丈夫				投资储蓄决策人：妻子			
	B	z	LLCI	ULCI	B	z	LLCI	ULCI	B	z	LLCI	ULCI	B	z	LLCI	ULCI
预测变量																
传统性别角色观念(丈夫)	0.023**	3.182	0.009	0.037	0.004	0.565	-0.009	0.016	0.022***	3.589	0.010	0.034	0.004	0.458	-0.012	0.019
传统性别角色观念(妻子)	-0.002	-0.274	-0.018	0.014	0.025***	5.062	0.015	0.034	-0.003	-0.375	-0.019	0.013	0.023***	3.539	0.010	0.036
控制变量																
个人年收入	0.001	0.832	-0.002	0.004	0.001	0.422	-0.003	0.005	0.00003	0.021	-0.002	0.002	0.003	1.519	-0.001	0.008
受教育年限	-0.004*	-2.014	-0.009	-0.001	-0.003	-1.297	-0.008	0.002	-0.005*	-2.158	-0.009	-0.0004	-0.003	-1.033	-0.008	0.003
健康状况	-0.004	-0.835	-0.013	0.005	0.0002	0.032	-0.010	0.011	-0.003	-0.618	-0.011	0.006	0.001	0.135	-0.011	0.012
子女数量	0.093***	5.267	0.058	0.127	0.098***	12.277	0.083	0.114	0.094***	5.639	0.061	0.126	0.091***	8.200	0.069	0.112
年龄	0.002	1.343	-0.001	0.004	0.0005	0.572	-0.001	0.002	0.001	1.184	-0.001	0.004	0.001	1.080	-0.001	0.002
民族	-0.159	-1.891	-0.323	0.006	-0.029	-0.579	-0.128	0.069	-0.146	-1.744	-0.309	0.018	-0.046	-0.753	-0.165	0.073
户口	0.028	1.199	-0.018	0.074	-0.019	-0.666	-0.075	0.037	0.021	0.772	-0.032	0.074	-0.003	-0.120	-0.049	0.043
医疗保险	0.001	0.055	-0.041	0.043	0.068*	2.528	0.015	0.120	0.009	0.397	-0.033	0.051	0.052	1.770	-0.006	0.110
家庭总资产	0.001	0.343	-0.003	0.005	-0.001	-0.433	-0.005	0.003	-0.001	-0.312	-0.005	0.004	0.002	0.606	-0.003	0.006
家庭金融资产	0.001	1.472	-0.0003	0.002	-0.001	-0.829	-0.003	0.001	0.001	1.490	-0.0003	0.002	-0.001	-0.878	-0.004	0.001
家庭成员数量	0.011	1.710	-0.002	0.023	0.0002	0.034	-0.010	0.010	0.010	1.585	-0.002	0.021	0.003	0.433	-0.009	0.014
省份固定效应	控制				控制				控制				控制			
N	4160				1862				4308				1691			
Pseudo R <sup>2</sup>	0.024				0.017				0.024				0.015			

注：家庭支出决策中夫妻决策人总和的样本量 N = 6022；投资储蓄决策中夫妻决策人总和的样本量 N = 5999；决策人为其他人的情况不是本文研究重点，故回归结果未在表中展示；\* p < 0.05, \*\* p < 0.01, \*\*\* p < 0.001。

表 S10 购房与高消费品购买决策权下的生育依附/生育自主

变量	购房决策人: 丈夫				购房决策人: 妻子				高消费品购买决策人: 丈夫				高消费品购买决策人: 妻子			
	B	z	LLCI	ULCI	B	z	LLCI	ULCI	B	z	LLCI	ULCI	B	z	LLCI	ULCI
预测变量																
传统性别角色观念(丈夫)	0.021**	3.010	0.007	0.035	-0.007	-0.693	-0.025	0.012	0.021*	2.447	0.004	0.039	0.006	0.585	-0.015	0.028
传统性别角色观念(妻子)	-0.002	-0.247	-0.017	0.013	0.027**	3.049	0.010	0.045	-0.001	-0.058	-0.019	0.018	0.016*	2.463	0.003	0.030
控制变量																
个人年收入	0.002	1.403	-0.001	0.004	0.002	0.634	-0.004	0.008	0.001	0.921	-0.001	0.003	0.0005	0.230	-0.003	0.004
受教育年限	-0.005*	-2.412	-0.010	-0.001	-0.003	-1.058	-0.008	0.002	-0.006*	-2.538	-0.010	-0.001	-0.003	-1.282	-0.009	0.002
健康状况	-0.002	-0.495	-0.011	0.006	0.0004	0.060	-0.014	0.015	-0.001	-0.301	-0.010	0.008	-0.0003	-0.053	-0.012	0.011
子女数量	0.095***	5.916	0.064	0.127	0.082***	9.717	0.066	0.099	0.090***	5.499	0.058	0.122	0.099***	9.474	0.078	0.119
年龄	0.001	1.001	-0.001	0.003	0.002	1.591	-0.0004	0.003	0.002	1.429	-0.001	0.004	0.001	0.749	-0.001	0.002
民族	-0.139	-1.691	-0.300	0.022	-0.065	-1.055	-0.186	0.056	-0.151	-1.752	-0.320	0.018	-0.057	-1.055	-0.162	0.049
户口	0.016	0.600	-0.037	0.069	0.022	0.710	-0.038	0.081	0.004	0.218	-0.036	0.045	0.016	0.581	-0.039	0.072
医疗保险	0.008	0.425	-0.029	0.046	0.080**	2.750	0.023	0.137	0.009	0.404	-0.036	0.054	0.053*	2.322	0.008	0.098
家庭总资产	-0.0004	-0.246	-0.004	0.003	0.001	0.355	-0.005	0.007	0.00001	0.004	-0.004	0.004	0.001	0.383	-0.004	0.006
家庭金融资产	0.001	1.160	-0.001	0.002	0.0002	0.122	-0.003	0.003	0.001	1.005	-0.001	0.002	-0.00004	-0.029	-0.003	0.002
家庭成员数量	0.012	1.817	-0.001	0.024	-0.003	-0.665	-0.014	0.007	0.013*	2.100	0.001	0.025	-0.001	-0.335	-0.009	0.007
省份固定效应			控制			控制				控制				控制		
N			4585			1292				4035				1877		
Pseudo R <sup>2</sup>			0.024			0.016				0.024				0.017		

注: 购房决策中夫妻决策人总和的样本量  $N = 5877$ ; 高消费品购买决策中夫妻决策人总和的样本量  $N = 5912$ ; 决策人为其他人的情况不是本文研究重点, 故回归结果未在表中展示; \*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$ 。

表 S11 子女管教决策权下的生育依附/生育自主

变量	子女管教决策人：丈夫				子女管教决策人：妻子			
	<i>B</i>	<i>z</i>	LLCI	ULCI	<i>B</i>	<i>z</i>	LLCI	ULCI
预测变量								
传统性别角色观念(丈夫)	0.022***	3.698	0.010	0.034	0.009	1.108	-0.007	0.025
传统性别角色观念(妻子)	0.003	0.256	-0.018	0.023	0.007	0.790	-0.010	0.024
控制变量								
个人年收入	0.001	0.586	-0.002	0.004	0.00005	0.026	-0.003	0.003
受教育年限	-0.006**	-2.617	-0.010	-0.002	-0.003	-1.241	-0.007	0.002
健康状况	-0.006	-1.053	-0.017	0.005	0.001	0.154	-0.010	0.012
子女数量	0.089***	4.941	0.054	0.124	0.094***	10.951	0.077	0.111
年龄	0.001	1.008	-0.001	0.004	0.002*	1.984	0.00002	0.004
民族	-0.169*	-2.005	-0.334	-0.004	-0.039	-0.678	-0.153	0.074
户口	0.014	0.616	-0.031	0.060	0.005	0.165	-0.050	0.059
医疗保险	-0.0001	-0.004	-0.042	0.042	0.056***	3.344	0.023	0.089
家庭总房产	0.0005	0.183	-0.004	0.005	-0.0002	-0.111	-0.004	0.004
家庭金融资产	0.001	1.490	-0.0003	0.002	-0.001	-0.561	-0.003	0.001
家庭成员数量	0.010*	1.963	0.00001	0.020	0.008	0.907	-0.009	0.026
省份固定效应	控制				控制			
<i>N</i>	3478				2467			
Pseudo <i>R</i> <sup>2</sup>	0.025				0.017			

注：子女管教决策在夫妻决策人总和的样本量  $N = 5945$ ；决策人为其他人的情况不是本文研究重点，故回归结果未在表中展示；\*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$ 。

表 S12 基于户口的异质性分析

变量	户口类型：非农业				户口类型：农业			
	<i>B</i>	<i>z</i>	LLCI	ULCI	<i>B</i>	<i>z</i>	LLCI	ULCI
预测变量								
传统性别角色观念(丈夫)	0.010	1.084	-0.008	0.029	0.016**	2.841	0.005	0.027
传统性别角色观念(妻子)	0.030**	2.853	0.009	0.051	0.005	0.698	-0.008	0.018
控制变量								
个人年收入	0.004	1.896	-0.0001	0.008	-0.0004	-0.338	-0.003	0.002
受教育年限	0.001	0.643	-0.002	0.004	-0.007*	-2.554	-0.012	-0.002
健康状况	0.003	0.769	-0.005	0.012	-0.006	-1.613	-0.014	0.001
子女数量	0.091***	6.575	0.064	0.118	0.088***	6.720	0.062	0.113
年龄	0.001	0.833	-0.001	0.003	0.001	1.047	-0.001	0.003
民族	-0.055	-1.338	-0.135	0.025	-0.159	-1.665	-0.347	0.028
医疗保险	-0.0004	-0.020	-0.043	0.042	0.024	1.336	-0.011	0.059
家庭总房产	0.004*	2.210	0.0004	0.007	-0.003	-1.381	-0.007	0.001
家庭金融资产	0.001	0.375	-0.002	0.003	0.0000003	0.0005	-0.001	0.001
家庭成员数量	-0.005	-0.948	-0.015	0.005	0.012*	2.189	0.001	0.023
省份固定效应	控制				控制			
<i>N</i>	1534				5555			
Pseudo <i>R</i> <sup>2</sup>	0.013				0.022			

注：基于户口类型的异质性分析中只删除户口变量，其余控制变量同表 S2；\*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$ 。

表 S13 基于地区的异质性分析

变量	地区类型: 东部				地区类型: 中西部			
	B	z	LLCI	ULCI	B	z	LLCI	ULCI
预测变量								
传统性别角色观念(丈夫)	0.017	1.902	-0.001	0.034	0.012*	2.484	0.002	0.021
传统性别角色观念(妻子)	0.008*	1.971	0.00004	0.016	0.009	0.843	-0.011	0.029
控制变量								
个人年收入	-0.001	-0.587	-0.004	0.002	0.003	1.538	-0.001	0.007
受教育年限	-0.0005	-0.320	-0.003	0.003	-0.006*	-2.247	-0.012	-0.001
健康状况	-0.002	-0.342	-0.010	0.007	-0.005	-1.073	-0.013	0.004
子女数量	0.089***	12.809	0.075	0.102	0.088***	5.270	0.055	0.121
年龄	0.003***	3.800	0.001	0.005	-0.0003	-0.286	-0.002	0.002
民族	0.024	1.203	-0.015	0.063	-0.223*	-1.980	-0.444	-0.002
户口	0.021	0.593	-0.048	0.090	0.010	0.445	-0.035	0.056
医疗保险	0.028	1.254	-0.016	0.072	0.013	0.571	-0.031	0.056
家庭总房产	-0.001	-0.310	-0.006	0.004	-0.001	-0.347	-0.005	0.003
家庭金融资产	0.0003	0.334	-0.001	0.002	-0.00001	0.010	-0.001	0.001
家庭成员数量	0.012	1.908	-0.0003	0.024	0.007	1.261	-0.004	0.019
省份固定效应	控制				控制			
N	3002				4087			
Pseudo R <sup>2</sup>	0.028				0.018			

注: \*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$ 。

表 S14 基于教育水平的异质性分析

变量	低教育组				中等教育组				高教育组			
	B	z	LLCI	ULCI	B	z	LLCI	ULCI	B	z	LLCI	ULCI
预测变量												
传统性别角色观念(丈夫)	0.023**	3.232	0.009	0.036	0.006	1.268	-0.003	0.016	-0.010	-0.605	-0.042	0.022
传统性别角色观念(妻子)	0.001	0.179	-0.015	0.018	0.021**	3.213	0.008	0.034	0.060**	3.020	0.021	0.099
控制变量												
个人年收入	-0.002	-1.122	-0.006	0.002	0.001	0.901	-0.001	0.004	0.005	1.605	-0.001	0.010
健康状况	-0.006	-1.412	-0.014	0.002	0.004	0.836	-0.005	0.012	0.004	0.223	-0.030	0.038
子女数量	0.088***	7.015	0.064	0.113	0.087***	7.458	0.064	0.109	0.046	1.647	-0.009	0.102
年龄	0.002*	2.095	0.0001	0.004	0.0002	0.345	-0.001	0.001	0.003	0.844	-0.004	0.009
民族	-0.212*	-2.050	-0.415	-0.009	0.002	0.084	-0.055	0.060	0.112	1.532	-0.031	0.256
户口	0.049	1.814	-0.004	0.102	0.005	0.250	-0.032	0.042	0.087**	3.114	0.032	0.141
医疗保险	0.010	0.427	-0.036	0.057	0.004	0.187	-0.035	0.043	0.088	1.137	-0.063	0.239
家庭总房产	-0.004	-1.595	-0.008	0.001	0.002	1.332	-0.001	0.005	0.006	1.074	-0.005	0.016
家庭金融资产	0.0003	0.284	-0.002	0.002	-0.0001	-0.091	-0.002	0.002	-0.0001	-0.035	-0.008	0.008
家庭成员数量	0.012	1.733	-0.002	0.025	0.005	1.429	-0.002	0.011	-0.0004	-0.026	-0.034	0.033
省份固定效应	控制				控制				控制			
N	4030				2797				260			
Pseudo R <sup>2</sup>	0.024				0.012				0.012			

注: 基于教育水平的异质性分析中只删除受教育年限变量, 其余控制变量同表 S2; 在高教育组中存在 2 名由于检验固定省份效应被程序命令自动剔除的被试(被试所在省份仅自己一人); \*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$ 。

表 S15 基于世代的异质性分析

变量	革命世代			计划经济世代			改革开放世代			现代世代						
	B	z	LLCI	ULCI	B	z	LLCI	ULCI	B	z	LLCI	ULCI	B	z	LLCI	ULCI
预测变量																
传统性别角色观念(丈夫)	0.036**	3.270	0.015	0.058	0.014**	2.784	0.004	0.023	-0.004	-0.358	-0.026	0.018	-0.007	-0.450	-0.038	0.024
传统性别角色观念(妻子)	0.009	0.562	-0.022	0.040	0.008	1.175	-0.005	0.020	0.006	0.292	-0.033	0.044	0.064**	3.209	0.025	0.103
控制变量																
个人年收入	0.005	0.594	-0.011	0.020	0.001	0.385	-0.002	0.004	0.001	0.774	-0.002	0.005	-0.004	-0.995	-0.013	0.004
受教育年限	-0.007	-1.434	-0.017	0.003	-0.004*	-2.375	-0.007	-0.001	-0.006	-0.866	-0.019	0.008	-0.008	-0.807	-0.029	0.012
健康状况	-0.001	-0.117	-0.026	0.023	-0.003	-0.786	-0.009	0.004	-0.010	-1.112	-0.026	0.007	0.025	1.180	-0.016	0.065
子女数量	0.056***	5.413	0.036	0.077	0.096***	8.361	0.074	0.119	0.123***	6.471	0.085	0.160	-0.039	-0.977	-0.118	0.039
年龄	0.012***	3.472	0.005	0.019	0.002	1.815	-0.0001	0.003	-0.0001	-0.038	-0.006	0.006	-0.002	-0.104	-0.031	0.027
民族	-0.168	-1.644	-0.367	0.032	-0.126	-1.626	-0.279	0.026	-0.188	-1.442	-0.444	0.068	-0.463*	-2.371	-0.845	-0.080
户口	0.038	1.074	-0.032	0.109	0.010	0.405	-0.039	0.060	-0.031	-0.969	-0.093	0.032	0.031	0.459	-0.101	0.162
医疗保险	0.028	0.597	-0.064	0.120	0.020	1.113	-0.015	0.055	0.079**	2.813	0.024	0.133	-0.061	-1.326	-0.151	0.029
家庭总资产	-0.006	-1.280	-0.014	0.003	0.0004	0.294	-0.002	0.003	0.001	0.433	-0.003	0.005	0.006	0.573	-0.014	0.025
家庭金融资产	0.0003	0.093	-0.005	0.006	0.001*	2.193	0.0001	0.002	-0.003	-0.880	-0.009	0.003	0.002	0.857	-0.003	0.007
家庭成员数量	0.011	1.192	-0.007	0.028	0.007	1.378	-0.003	0.016	0.002	0.296	-0.009	0.012	0.045	1.096	-0.036	0.127
省份固定效应			控制			控制					控制				控制	
N			870			5196					871				147	
Pseudo R <sup>2</sup>			0.029			0.019					0.029				0.032	

注：在现代世代组中存在 5 名由于检验固定省份效应被程序命令自动剔除的被试(被试所在省份仅自己一人)；\*  $p < 0.05$ ，\*\*  $p < 0.01$ ，\*\*\*  $p < 0.001$ 。

表 S16 基于育龄-非育龄人群的异质性分析

变量	育龄人群				非育龄人群			
	B	z	LLCI	ULCI	B	z	LLCI	ULCI
预测变量								
传统性别角色观念(丈夫)	0.007	1.031	-0.006	0.021	0.021**	2.748	0.006	0.036
传统性别角色观念(妻子)	0.010	1.152	-0.007	0.027	0.008	0.915	-0.009	0.026
控制变量								
个人年收入	0.001	0.985	-0.001	0.003	-0.001	-0.436	-0.006	0.004
受教育年限	-0.005	-1.583	-0.012	0.001	-0.003	-1.754	-0.007	0.0004
健康状况	-0.004	-0.995	-0.012	0.004	-0.003	-0.724	-0.012	0.005
子女数量	0.120***	6.371	0.083	0.157	0.071***	9.652	0.057	0.085
年龄	-0.002	-1.663	-0.005	0.0004	0.004**	2.966	0.002	0.007
民族	-0.160	-1.623	-0.352	0.033	-0.126	-1.632	-0.278	0.025
户口	-0.017	-0.634	-0.071	0.036	0.029	1.090	-0.024	0.082
医疗保险	0.044*	2.344	0.007	0.081	-0.002	-0.101	-0.048	0.043
家庭总房产	0.001	0.549	-0.002	0.003	-0.002	-0.789	-0.007	0.003
家庭金融资产	-0.0003	-0.304	-0.002	0.002	0.001	0.793	-0.001	0.003
家庭成员数量	0.005	0.915	-0.005	0.014	0.009	1.151	-0.006	0.023
省份固定效应	控制				控制			
N	3616				3473			
Pseudo R <sup>2</sup>	0.019				0.022			

注: \*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$ 。

表 S17 育龄人群基于户口的异质性分析

变量	户口类型: 农业				户口类型: 非农业			
	B	z	LLCI	ULCI	B	z	LLCI	ULCI
预测变量								
传统性别角色观念(丈夫)	0.010	1.185	-0.007	0.028	-0.004	-0.428	-0.023	0.015
传统性别角色观念(妻子)	0.001	0.136	-0.015	0.018	0.049***	3.977	0.025	0.074
控制变量								
个人年收入	-0.0003	-0.211	-0.003	0.003	0.004*	2.501	0.001	0.008
受教育年限	-0.007	-1.940	-0.014	0.0001	0.001	0.359	-0.004	0.006
健康状况	-0.005	-1.115	-0.015	0.004	-0.003	-0.445	-0.017	0.011
子女数量	0.119***	6.398	0.083	0.156	0.102***	4.316	0.056	0.149
年龄	-0.003	-1.621	-0.006	0.001	-0.001	-0.444	-0.006	0.004
民族	-0.168	-1.680	-0.365	0.028	-0.012	-0.183	-0.142	0.118
医疗保险	0.046*	2.341	0.007	0.085	0.025	0.788	-0.037	0.086
家庭总房产	0.0003	0.199	-0.003	0.004	0.002	1.000	-0.002	0.006
家庭金融资产	0.0002	0.145	-0.003	0.003	-0.003	-1.732	-0.006	0.0004
家庭成员数量	0.008	1.325	-0.004	0.019	-0.013	-1.784	-0.027	0.001
省份固定效应	控制				控制			
N	2886				729			
Pseudo R <sup>2</sup>	0.021				0.009			

注: 基于户口类型的异质性分析中只删除户口变量; 在农业户口组中存在 1 名由于检验固定省份效应被程序命令自动剔除的被试(被试所在省份仅自己一人); \*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$ 。

表 S18 育龄人群基于地区的异质性分析

变量	地区类型：东部				地区类型：中西部			
	B	z	LLCI	ULCI	B	z	LLCI	ULCI
预测变量								
传统性别角色观念(丈夫)	-0.002	-0.222	-0.018	0.015	0.012	1.372	-0.005	0.030
传统性别角色观念(妻子)	0.023*	2.350	0.004	0.042	0.003	0.244	-0.021	0.027
控制变量								
个人年收入	0.0004	0.350	-0.002	0.003	0.002	1.154	-0.002	0.006
受教育年限	-0.0002	-0.105	-0.004	0.004	-0.007	-1.886	-0.013	0.0003
健康状况	0.007	1.431	-0.002	0.015	-0.009	-1.809	-0.020	0.001
子女数量	0.123***	7.691	0.092	0.154	0.114***	5.341	0.072	0.156
年龄	-0.001	-0.754	-0.002	0.001	-0.003	-1.836	-0.006	0.0002
民族	-0.002	-0.046	-0.085	0.081	-0.216	-1.833	-0.447	0.015
户口	-0.005	-0.182	-0.062	0.052	-0.018	-0.515	-0.084	0.049
医疗保险	0.024	0.850	-0.032	0.081	0.057**	2.599	0.014	0.100
家庭总房产	0.002	1.515	-0.001	0.005	0.0001	0.041	-0.003	0.003
家庭金融资产	0.001	0.403	-0.003	0.005	-0.001	-1.262	-0.003	0.001
家庭成员数量	-0.004	-0.496	-0.020	0.012	0.009	1.524	-0.003	0.020
省份固定效应	控制				控制			
N	1385				2231			
Pseudo R <sup>2</sup>	0.022				0.019			

注：\*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$ 。

表 S19 育龄人群基于教育水平的异质性分析

变量	低教育组				中等教育组				高教育组			
	B	z	LLCI	ULCI	B	z	LLCI	ULCI	B	z	LLCI	ULCI
预测变量												
传统性别角色观念(丈夫)	0.026*	2.129	0.002	0.050	-0.004	-0.652	-0.015	0.008	-0.009	-0.528	-0.045	0.026
传统性别角色观念(妻子)	-0.011	-0.889	-0.034	0.013	0.023**	3.049	0.008	0.037	0.060*	2.558	0.014	0.107
控制变量												
个人年收入	-0.002	-1.160	-0.006	0.001	0.001	0.618	-0.002	0.004	0.005	1.893	-0.0002	0.011
健康状况	-0.005	-0.931	-0.014	0.005	0.002	0.353	-0.010	0.014	0.001	0.068	-0.038	0.040
子女数量	0.125***	7.527	0.093	0.158	0.091***	7.475	0.067	0.114	0.073	1.809	-0.006	0.153
年龄	-0.001	-0.604	-0.006	0.003	-0.001	-1.178	-0.003	0.001	0.002	0.502	-0.006	0.010
民族	-0.231*	-2.206	-0.437	-0.026	0.004	0.084	-0.078	0.085	0.127	1.668	-0.022	0.275
户口	-0.011	-0.281	-0.086	0.065	0.019	1.030	-0.017	0.056	0.093**	3.256	0.037	0.149
医疗保险	0.052*	2.016	0.001	0.102	0.008	0.303	-0.042	0.057	0.116	1.529	-0.033	0.265
家庭总房产	-0.003	-1.441	-0.008	0.001	0.003*	2.418	0.001	0.006	0.007	1.164	-0.005	0.018
家庭金融资产	0.001	0.334	-0.003	0.005	-0.001	-0.504	-0.004	0.002	-0.003	-0.794	-0.010	0.004
家庭成员数量	0.008	0.986	-0.008	0.024	0.004	0.615	-0.008	0.015	-0.012	-0.615	-0.051	0.027
省份固定效应	控制				控制				控制			
N	1583				1799				233			
Pseudo R <sup>2</sup>	0.031				0.011				0.015			

注：基于教育水平的异质性分析中只删除受教育年限变量；在高教育组中存在 2 名由于检验固定省份效应被程序命令自动剔除的个体(被试所在省份仅自己一人)；\*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$ 。

表 S20 补充分析回归结果

变量	B	z	LLCI	ULCI
预测变量				
传统性别角色观念(丈夫)	0.769**	3.007	0.268	1.270
传统性别角色观念(妻子)	-0.293	-1.466	-0.686	0.099
控制变量				
个人年收入	-0.052	-1.022	-0.152	0.048
受教育年限	-0.120	-1.637	-0.264	0.024
健康状况	0.134	0.659	-0.264	0.531
子女数量	-1.849	-1.478	-4.300	0.603
年龄	-0.305***	-3.737	-0.464	-0.145
民族	-0.736	-0.619	-3.063	1.592
户口(农业户口)	-0.353	-0.313	-2.565	1.858
户口(居民户口)	-2.085	-1.205	-5.475	1.306
医疗保险	-0.295	-0.161	-3.870	3.280
家庭总房产	-0.130**	-2.699	-0.224	-0.036
家庭金融资产	0.098*	2.218	0.011	0.185
家庭成员数量	0.253	0.944	-0.273	0.779
省份固定效应			控制	
N			555	
Pseudo R <sup>2</sup>			0.354	

注: 户口变量以非农业户口为基准; \*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$ 。