

# 工作—家庭冲突对女性再生育意愿的影响及家庭育儿支持的作用\*

张晓倩 宋 健

**【摘 要】**家庭育儿支持对实现适度生育水平具有重要意义,但以往研究较少探讨家庭育儿支持的有效性问题。文章基于2021年“低生育率背景下育龄家庭的生育机制与生育支持研究”全国抽样调查数据,探讨当女性面临工作—家庭冲突时,不同家庭育儿支持的效果。研究结果表明:(1)工作—家庭冲突对女性再生育意愿有显著负面影响,家庭成员提供的育儿支持有助于缓解其负面影响;(2)工作—家庭冲突对女性再生育意愿的影响在不同育儿照料模式间存在差异,夫妻合作对缓解工作—家庭冲突的负面影响作用最大;(3)在不同形式的祖辈支持下,工作—家庭冲突对女性再生育意愿的影响存在差异,特别是那些仅获得祖辈经济支持的样本,工作—家庭冲突对再生育意愿的负面影响得到有效缓解;(4)当面临工作—家庭高冲突情境时,新生代育龄女性的再生育意愿难以被代际合作有效提振。文章认为,工作—家庭冲突在现代社会愈发凸显,夫妻合作在未来家庭育儿模式中占据更加重要的位置。相关部门应当为家庭内部育儿分工平等化提供支持,促进代际和谐,并通过发展普惠性托育服务补充家庭育儿资源的不足。

**【关键词】**工作—家庭冲突 再生育意愿 家庭育儿支持

**【作 者】**张晓倩 中南大学公共管理学院社会学系,讲师;宋 健(通讯作者) 中国人民大学人口与发展研究中心,教授。

## 一、问题的提出

近年来,中国的生育政策逐渐放松,但女性的生育意愿持续低迷<sup>①</sup>。工作—家庭冲突是制约女性生育意愿的关键因素之一,女性较高的劳动参与率和传统的家庭性别角色

\* 本文为国家社会科学基金青年项目“双重生命周期视角下女性生育型职业中断现象及政策干预研究”(编号:23CRK016)的阶段性研究成果。

① 本文所讨论的中国特指中国大陆地区,不包括中国香港特别行政区、中国澳门特别行政区和中国台湾地区。

导致其面临突出的工作—家庭冲突。世界银行数据显示,2021 年中国 15~64 岁女性劳动参与率为 70.8%,比世界平均水平高 18 个百分点<sup>①</sup>。但同时中国社会的性别平等有待提升,2021 年中国性别不平等指数(GII)为 0.192,位居世界第 48 位<sup>②</sup>。已婚男性参与家务、照料子女的时间明显少于女性(韩中等,2022)。以家庭照料为主的育儿模式仍是符合中国文化传统的主流选择,家庭成员提供的育儿支持成为女性育儿的重要辅助资源。

祖辈参与育儿是中国家庭的一个突出特点,代际合作模式在较长时期内支持了家庭生育养育行为。然而,伴随现代化进程中国家庭正发生转变,家庭中夫妻关系的重要性逐步超过代际关系(威廉·古德,1986)。现实生活中,祖辈参与育儿容易引发代际矛盾或冲突。同时,由于中国社会变迁中的“时空压缩性”(景天魁,2015)与“复杂现代性”(计迎春,2019)特征,人群异质性成为观察中国现代化进程的重要视角,这在生育转变中主要体现为队列差异。

在这一背景下,本文重点考察女性面临工作—家庭冲突时,家庭育儿支持对其再生育意愿的调节效应,并从育儿支持的类型、强度及队列视角检验其异质性。本文的研究结果对制定支持工作—家庭平衡的配套政策有一定的参考意义,也为探索中国式现代化在生育转变领域的理论问题提供经验证据。

## 二、文献回顾与研究假设

当前关于工作—家庭冲突对女性生育意愿的影响已积累了丰富的成果,但现有文献尚未达成共识,理论层面较难区分生育意愿与再生育意愿的影响因素。本文基于资源保存理论梳理既往实证研究结果,并在此基础上结合中国社会情境提出工作—家庭冲突对女性再生育意愿影响的研究假设。

### (一) 工作—家庭冲突与生育意愿

工作—家庭冲突(Work-Family Conflict)是指由于工作角色和家庭角色不兼容产生的角色冲突(Greenhaus 等,1985)。资源保存理论(the Conservation of Resources Theory)为理解工作—家庭冲突的多种后果和调节变量提供了一般性解释框架(Grandey 等,1999)。该理论认为,个人倾向于获取、维持或不损耗自身资源,压力是个人对资源损失的可能性、实际的资源损失或预期资源获取困难的反应。受个体差异调节,压力会产生不同后果。由此推断,资源决定了个体在面对工作与家庭角色的双重压力时,可能有 3 种应对

① 数据来源:世界银行数据库([https://data.worldbank.org/indicator/SL.TLF.ACTI.FE.ZS?name\\_desc=true](https://data.worldbank.org/indicator/SL.TLF.ACTI.FE.ZS?name_desc=true))。

② 数据来源:联合国开发计划署人类发展报告数据库(<http://shdr.undp.org/Statistical/Annex/AnnexTable5>)。

方式:一是出于维持或避免损失工作领域的资源的动机而减少生育;二是为维持或避免损失家庭领域的资源而减少工作;三是获取新的资源以兼顾工作和家庭角色。

关于工作—家庭冲突对女性生育意愿的影响,现有实证结果并不一致。有研究发现,工作—家庭冲突降低了中国城市已育一孩的职业女性的再生育意愿(刘婷婷,2018)。但也有研究认为,工作—家庭冲突会显著增加一孩女性的再生育意愿,因为冲突程度最高的女性正是那些特别看重工作与家庭的人,她们更倾向于保持工作的同时兼顾自己的生育计划(Begall等,2011)。另有文献发现,工作—家庭冲突与女性生育意愿之间不存在统计上显著的关联(Shreffler等,2010;Liu等,2012;Hwang等,2021;胡安荣等,2023)。实证结果的差异可能出于多种原因。一是测量指标的多样性及其操作化的差异。例如,以往研究关于工作—家庭冲突的测量可能使用单一题项(刘婷婷,2018;Shreffler等,2010)或多种量表(胡安荣等,2023;Begall等,2011)。生育意愿的测量则更复杂,除存在理想、期望、计划等不同层次的生育意愿表达外,假设情境(刘婷婷,2018)、生育计划时限(Begall等,2011;Hwang等,2021)等差异也会导致测量指标的内涵不同。二是女性生育决策过程的复杂性。女性的工作—家庭冲突与生育意愿的关系,会受到生育态度、知觉行为控制等机制的影响而表现出遮掩效应(胡安荣等,2023)。三是个体如何应对角色压力往往取决于其面临的具体社会、文化情境(如生育支持政策、性别平等文化等)。

总的来看,女性如何应对工作—家庭角色压力至少取决于两个方面:一是女性个体对工作资源和家庭资源相对重要性的权衡;二是为应对角色压力,能否在现有的工作和家庭资源以外补充新的资源。在长期较高的劳动参与率和少子型政策的浸润下,中国女性面临工作—家庭冲突时可能更重视工作资源,进而作出不再生育决策。同时,相对较低的性别平等程度和尚处于起步阶段的生育支持政策,均使女性较难从工作和家庭以外获取应对冲突的其他资源。因此,当面临工作—家庭冲突时,中国育龄女性会倾向于减少家庭角色压力(即降低生育意愿)而非工作角色压力;对有过生育经历的女性而言,由于已切身体验过由生育带来的工作—家庭冲突,其再生育意愿更可能受到抑制。由此本文提出假设1:工作—家庭冲突对女性再生育意愿有负面影响。

## (二) 家庭育儿支持的调节作用

家庭成员的支持有助于缓解工作—家庭冲突对生育意愿的负面影响,这一结论已在诸多研究中得到验证。配偶和父母提供的支持是家庭领域最重要的支持来源,相应支持可理解为以帮助获得支持者为目的的资源交换(Daalen等,2006)。根据资源保存理论,资源以多种形式存在,如实物、条件、个人特征等(Hobfoll等,1993)。人们总是尽力获取和保存自己认为有价值的资源,当这些资源面临损失的威胁、产生实际损失或未获得预期收益时,压力随之产生(Hobfoll,2001)。社会支持通过与他人进行交流,维持现有的资

源不受损失或获取新的资源,从而减少工作一家庭冲突(Erdwins等,2001)或缓解其导致的负面结果(Thomas等,1995)。因此,本文认为,家庭成员提供的与生育有关的金钱、照料等支持能补充育龄女性家庭方面的资源,进而缓解工作一家庭冲突对生育意愿的负面影响。据此,本文提出假设2:家庭育儿支持对工作一家庭冲突与女性再生育意愿的关系具有调节作用。

### (三) 支持主体与支持内容的异质性

基于社会支持理论,女性如果能同时获得配偶支持和代际支持,则更有利于缓解工作一家庭冲突的负面后果。但相比于配偶支持,代际支持的作用更为复杂。相关研究表明,代际支持既可能在家庭关系层面产生代际团结,也可能产生代际冲突。隔代照料有助于缓解生育对年轻女性劳动参与的冲击(张琳、张琪,2019;华淑名、陈卫民,2020),与女性的生育意愿正相关(麻宝斌、郭思思,2022),代际合作中对孙代的投入会产生家庭正效应(胡仕勇、石人炳,2016)。同时,年轻夫妻与老年父母因价值观念和育儿理念等方面的差异,在抚育幼儿的过程中可能存在分歧,由此极易产生矛盾和冲突(张杨波,2018)。

代际责任伦理一直是中国代际关系的内核。当下中国的个体化进程中,代际互动传统表现出强大的文化抗逆性(刘汶蓉,2016)。利他主义的文化观念、对代际关系中互惠交换的预期以及儿童照料资源缺乏的现实困境,驱动着老年人向成年子女提供代际支持。因此,隔代照料在中国社会具有普遍性。2018年中国老年社会追踪调查数据显示,有未成年子女的家庭中,近一半的老年人提供隔代照料(纪竞垚,2022)。中国女性能否获得较为充足的代际支持,对其生育决策有着重要影响;只有在祖辈育儿支持缺乏的情况下,丈夫支持才会发挥作用(许琪,2021)。结合中国社会情境下代际合作育儿和夫妻合作育儿的特点,本文提出假设3:工作一家庭冲突对女性再生育意愿的影响在不同育儿照料模式间存在差异。

祖辈支持可分为照料和经济两个维度。照料支持更为普遍,作用更加直接;经济支持的作用相对间接,且老年父母向成年子女提供经济支持的现象并不普遍。实证研究结果表明,尽管互惠型代际关系逐渐显现,但当前中国城乡代际经济支持仍以供养型为主,即从成年子女流向老年父母(孙鹃娟,2017;丁志宏等,2019)。基于以上分析,在当前中国社会情境下,祖辈经济支持与祖辈照料支持的作用可能不同。据此本文提出假设4:工作一家庭冲突对女性再生育意愿的影响在不同类型的祖辈支持间存在差异。

### (四) 育龄女性的队列差异

在现代化进程中,队列更迭往往蕴含了时代变迁和观念差异。从育龄女性的队列差



异可窥见未来生育转变的动向。首先,家庭现代化理论认为,家庭关系的主轴将由代际关系向夫妻关系转变。权力关系上,妻子家庭地位提升,以祖辈为主的传统家长式角色式微(肖索未,2014)。情感关系上,夫妻之间亲密情感的重要性上升至传统社会未有的高度。其次,伴随女性社会地位的不断提升,年轻女性对性别平等的意识和诉求更为强烈。当前女性在公共领域的地位已经取得巨大进步,但在私人领域的性别平等程度仍有待提高。以 McDonald(2000)为代表的性别公平理论认为,随着家庭领域的性别平等程度与公共领域逐渐同步、家务性别分工更加平等,生育水平有可能提高。对于年轻一代的育龄女性而言,丈夫的支持比父母的支持更有可能对其生育意愿产生正向促进作用。由此本文提出假设 5: 夫妻合作与代际合作的效应在不同出生队列间存在差异。

### 三、研究设计

#### (一) 数据来源

本文使用中国人民大学人口与发展研究中心组织实施的 2021 年“低生育率背景下育龄家庭的生育机制与生育支持研究”全国抽样调查数据进行实证分析。该项目的调查对象为调查时点在调查地村/居委会居住半年以上、1971 年 6 月 1 日至 2001 年 5 月 31 日期间出生(即调查时点 20~49 岁)的在婚女性及其配偶。调查综合考虑各省已婚育龄女性规模、生育水平、地理位置、总人口规模、经济发展水平及区域内部差异,采取分层多阶段 PPS 抽样方法,先从全国抽取 5 个省级单位,每个抽中的省级单位抽取 2 个地级市单位,每个地级市抽取 3 个街道,每个街道确定 2~15 个村/居委会,最后从每个村/居委会抽取 10~16 个家庭作为样本。抽样过程中根据各地公开统计数据提供的已婚女性年龄信息,将 20~49 岁的在婚女性划分成 20~29 岁、30~39 岁、40~49 岁 3 个年龄组按比例进行抽取,从而使样本年龄分布与当地实际情况尽量保持一致。最终样本分布范围包括上海市浦东新区、闵行区,辽宁省沈阳市、朝阳市,陕西省西安市、汉中市,河南省郑州市、开封市,广西壮族自治区南宁市、河池市,共计 10 个市级单位的 6 023 户家庭,样本分布具有全国代表性(宋健、陈文琪,2022)。调查问卷分为主问卷和配偶问卷,分别调查妻子和丈夫。调查内容包括家庭情况、生育动机和意愿、生育行为和计划、生育成本与支持等 7 个部分。

本研究将分析对象限定为城镇有非农工作的在婚已育育龄(20~49 岁)女性,在清理相关变量缺失的样本后,最终获得样本量 4 070 个。

#### (二) 变量设定

##### 1. 因变量

本文的因变量为在婚已育女性的再生育意愿,即在现有子女数的基础上是否希望

再生育子女<sup>①</sup>。本文通过将期望子女数与现有子女数相减来衡量被访女性的再生育意愿。对这一变量进行两种操作化处理。第一种是将变量二分处理,即将数值大于0的样本赋值为1,认为“有再生育意愿”;否则赋值为0,认为“无再生育意愿”。第二种是将数值大于0的按实际结果赋值为1~3的计数变量,否则赋值为0,主要用于进行稳健性检验。

## 2. 自变量

本文的自变量为育龄女性的工作—家庭冲突自评。对于工作—家庭冲突的测量,国内外研究中已有一系列成熟量表。本文所使用量表基于 Carlson 等(2000)的框架,并沿用国内大型调查问卷中常用的更符合中国人生活情境和表达习惯的问题。具体包括时间、压力、行为3个维度和总评价共4个题项:“我大部分时间都花在工作上了,很难承担家庭责任”“我工作完后很累,没有精力再做家务/照顾孩子或其他家人”“因为工作太忙,很少管家里的事情”“总的来说,工作妨碍了家庭生活”。所有题项的回答包括“经常”“有时”“偶尔”“从不”4个选项。

本文将上述4个问题的答案分别处理为4个二分类变量,表征工作—家庭冲突在分维度和总评价上是否经常发生,分别命名为“时间维度的工作—家庭冲突”“压力维度的工作—家庭冲突”“行为维度的工作—家庭冲突”“工作—家庭冲突”。根据样本分布,将“从不”“偶尔”“有时”进行合并,赋值为0,将“经常”赋值为1。为避免分类结果造成测量偏差,本文进一步采用主成分因子分析法生成工作—家庭冲突综合因子连续变量,用于稳健性分析。具体处理步骤如下:对3个分维度的回答重新赋值(“从不”=0,“偶尔”=1,“有时”=2,“经常”=3),分值越高表示冲突程度越高,通过主成分分析得到工作—家庭冲突因子得分。该综合因子的信度系数为0.77, Bartlett 球体检验值为3256.41 ( $p < 0.001$ ), KMO 检验值为0.70,表明适合进行因子分析。

## 3. 调节变量

本文的调节变量为家庭育儿支持情况。问卷中询问丈夫通常一周照顾/陪伴孩子/与

---

① 本文在测度上采用期望层次而非既有研究常用的计划层次(如直接询问“您是否有再生育的计划或打算”),原因有三:一是目前对生育意愿的测量主要包含理想、期望与计划3个层次,这三者按照可被实现的程度具有递进的关系,如数量维度上通常理想子女数>期望子女数>计划子女数。其中,期望层次一方面比理想层次更贴近实际情况;另一方面比计划层次(一般表征最近3~5年的生育计划)更少受到时间维度的影响,能表征更长期的生育意愿。二是当前中国普遍存在生育计划推迟、生育间隔拉长的情形,如果使用计划层次的测量,可能无法覆盖那些短期无计划但长期有意愿的人群,不能完整反映育龄人群的生育潜力和生育需求。三是本文测量的期望子女数基于“在国家允许生育3个孩子的情况下,考虑到您自身和家庭条件,您这辈子希望要几个孩子”的问题,反映了受访者可能的三孩生育意愿和期望的终身生育水平。

孩子沟通交流的时长,以及受访者现有孩子的养育经历中祖辈<sup>①</sup>在养育/教育费用及照料方面给予的帮助。本文将上述问题进行如下操作化:(1)育儿支持获得。将祖辈提供的养育/教育费用帮助中回答“没有”者赋值为0,回答“很大”“较大”“不大”的情况合并,赋值为1;与之类似,将祖辈提供的照料帮助分别赋值为0和1;将丈夫一周照顾/陪伴孩子/与孩子沟通交流的时间大于0合并,赋值为1,时长为0赋值为0。以上3项支持中任意一项不为0则赋值为1,表示获得育儿支持,否则赋值为0,即未获得支持。(2)育儿照料模式。该变量基于祖辈和丈夫提供的照料支持的对比情况,将照料支持划分为3类,分别为“妻子独育”(丈夫和祖辈均未提供照料支持)、“夫妻合作”(只有丈夫提供照料支持)、“代际合作”(祖辈参与照料支持,包含“只有祖辈提供照料支持”“祖辈和丈夫均提供照料支持”)<sup>②</sup>。(3)祖辈支持类型。根据祖辈提供经济支持与照料支持的情形,将其区分为“未获得支持”“仅获得照料支持”“仅获得经济支持”“两种支持均获得”4种情况。

#### 4. 控制变量

本文选取育龄女性的年龄、现有子女数、受教育年限、户口性质、独生属性、工作性质、个人年收入对数、家庭年收入对数、夫妻名下的房产数量作为控制变量。其中,因样本中大部分女性的现有子女数为1,本文将现有子女数处理为二分类变量(1个孩子=0,两个及以上孩子=1)。受教育年限是由受教育程度转换而得(未上过学=0;小学=6;初中=9;高中/中专=12;大专=15;本科=16;研究生及以上=19),个人和家庭年收入对数分别将去年个人工资或劳动收入(元)和家庭总收入加1后取对数获得,房产数量测量的是夫妻双方名下的房产。表1给出了主要变量的描述性统计结果。

#### (三) 分析方法

根据因变量性质,本文采用二分类 Logistic 模型分析工作—家庭冲突对再生育意愿的影响;通过比较不同家庭育儿支持特征的组群对因变量的平均边际效应(Mize 等,2019),探讨家庭育儿支持的调节作用。为检验因变量操作化方式可能产生的估计结果偏误,本文进一步将再生育意愿数操作化为计数变量,采用泊松模型进行分析。此外,本文采用基于异方差的工具变量法进行分析,以消除基准模型可能存在的内生性问题。基于异方差的内部工具变量法采用异方差识别和估计内生回归模型处理内生性问题,因变量可以

① 为符合以往文献的表达习惯,本文中的“祖辈”是相对于孙辈而言,指夫妻双方的父母。

② 此变量仅关注照料支持。理论上可分为四种情况:“丈夫和祖辈均未提供照料支持”“只有丈夫提供照料支持”“只有祖辈提供照料支持”“祖辈和丈夫均提供照料支持”。根据样本分布情况,“只有祖辈提供照料支持”的样本量仅为27个(占0.66%),且文献或现实中丈夫很少完全不提供照料支持,因此将“只有祖辈提供照料支持”与“祖辈和丈夫均提供照料支持”合并为一类,命名为“代际合作”。

表 1 主要变量描述性统计(N=4070)

变 量	百分比 / 均值	标准差	变 量	百分比 / 均值	标准差
再生育意愿			仅获得照料支持	4.25	\
无意愿	59.24	\	仅获得经济支持	6.66	\
有意愿	40.76	\	两种支持均获得	73.24	\
再生育意愿数	0.43	0.55	出生队列		
工作—家庭冲突因子得分	0	1	90 前	64.35	\
时间维度的工作—家庭冲突			90 后	35.65	\
不常发生	87.57	\	年龄	36.12	7.31
经常发生	12.43	\	现有子女数		
压力维度的工作—家庭冲突			只有 1 个孩子	74.84	\
不常发生	82.73	\	有两个及以上孩子	25.16	\
经常发生	17.27	\	受教育年限	13.81	2.61
行为维度的工作—家庭冲突			户口性质		
不常发生	86.61	\	农业户口	27.64	\
经常发生	13.39	\	非农户口	72.36	\
工作—家庭冲突			独生属性		
不常发生	89.07	\	否	69.88	\
经常发生	10.93	\	是	30.12	\
育儿支持获得			工作性质		
否	6.27	\	体制内正式职工	21.06	\
是	93.73	\	体制外正式职工	35.65	\
育儿照料模式			非正式职工	25.92	\
妻子独育	6.31	\	其他	17.37	\
夫妻合作	16.19	\	个人收入对数	10.62	1.54
代际合作	77.49	\	家庭收入对数	11.86	0.58
祖辈支持类型			房产数量	1.13	0.53
未获得支持	15.85	\			

是连续变量也可以是二分类变量(Lewbel,2018),该方法能够有效处理内生性问题,在外部工具变量不可得的情形下尤为多用(Lewbel,2012)。

四、实证结果分析

(一) 生育状况、生育意愿及人群差异

在婚已育女性更可能遭遇工作—家庭冲突,也更需要家庭育儿支持,因此本文主要关注在婚已育女性的再生育意愿。本文的在婚已育女性样本中(N=4070),平均现有子女数和平均期望子女数分别为 1.26 个(标准差为 0.47)和 1.68 个(标准差为 0.59)(表中未展示),有再生育意愿者占 40.76%(见表 1)。

表 2 汇报了不同特征的在婚已育女性的生育状况及生育意愿的对比情况,二者的



差异从一个角度反映了女性的再生育意愿。结果表明,不同人群的再生育意愿存在差异。20 世纪 90 年代以前出生的女性(简称“90 前”)、农业户口者、非正式职工、工作—家庭冲突不常发生者、获得过育儿支持者、育儿照料模式中的代际合作者、获得祖辈两种支持者平均现有子女数相对更多,且各类人群的平均期望子女数均大于平均现有子女数。

(二) 工作—家庭冲突对再生育意愿的影响

表 3 中,模型 1 至模型 4 替换自变量,分别展现总评以及三个分维度的工作—家庭冲突对再生育意愿的影响,4 个模型均对因变量有一定的解释力。模型 1 显示,在控制其他变量的情况下,经常发生工作—家庭冲突者有再生育意愿的发生比要比参照组低 53.6%。模型 2 至模型 4 显示,在控制其他变量的情况下,在时间、压力和行为维度上,相比于工作—家庭冲突不常发生者,经常发生工作—家庭冲突者有再生育意愿的发生比分别低 66.8%、40.2%、54.5%。假设 1 得到验证,即工作—家庭冲突对女性再生育意愿有负面影响。

在控制变量上,4 个模型均显示年龄、现有子女数、户口性质、独生属性、工作性质、个人收入对数、家庭收入对数、房产数量对再生育意愿有显著影响。以模型 1 为例,在控制其他变量的情况下,年龄每增长 1 岁,受访者有再生育意愿的发生比降低 6%;相比于只有 1 个孩子的母亲,有 2 孩及以上的母亲有再生育意愿的发生比降低 96%;相比于非独生的女性,独生女性有再生育意愿的发生比降低 42.9%。此外,与以往研究发现类似,社会经济地位会显著影响再生育意愿。本研究中,相比于农业户口者,非农户口者有再生育意愿的发生比降低 42.6%;相较于体制内正式职工,非正式职工再生育意愿的发生比增加 32.4%;个人和家庭收入对数每增加 1 个单位,再生育意愿的发生比分别增加 7%

表 2 不同特征在婚已育女性的生育状况与生育意愿

变 量	平均现有 子女数(个)	平均期望 子女数(个)	再生育 意愿(%)
出生队列			
90 前	1.33	1.66	33.14
90 后	1.15	1.71	54.51
户口性质			
农业户口	1.42	1.87	43.29
非农户口	1.20	1.60	39.80
工作性质			
体制内正式职工	1.14	1.59	42.47
体制外正式职工	1.16	1.61	44.04
非正式职工	1.34	1.70	37.63
其他	1.52	1.87	36.63
工作—家庭冲突			
不常发生	1.28	1.70	41.68
经常发生	1.16	1.50	33.26
育儿支持获得			
否	1.20	1.50	28.63
是	1.27	1.69	41.57
育儿照料模式			
妻子独育	1.20	1.50	28.79
夫妻合作	1.26	1.61	36.72
代际合作	1.27	1.70	42.58
祖辈支持类型			
未获得支持	1.25	1.55	30.23
仅获得照料支持	1.09	1.40	32.37
仅获得经济支持	1.23	1.66	44.65
两种支持均获得	1.28	1.72	43.17

表 3 在婚已育女性再生育意愿影响因素的 Logistic 回归发生比率(N=4070)

变 量	模型 1(总评)	模型 2(时间维度)	模型 3(压力维度)	模型 4(行为维度)
工作—家庭冲突(不常发生 =0)				
经常发生	0.464*** (0.056)	0.332*** (0.040)	0.598*** (0.060)	0.455*** (0.052)
年龄	0.940*** (0.005)	0.937*** (0.005)	0.940*** (0.005)	0.938*** (0.005)
现有子女数(有 1 个孩子 =0)				
有 2 个及以上孩子	0.040*** (0.006)	0.040*** (0.006)	0.041*** (0.006)	0.041*** (0.006)
受教育年限	1.026 (0.019)	1.036* (0.020)	1.026 (0.019)	1.029 (0.020)
户口性质(农业户口 =0)				
非农户口	0.574*** (0.055)	0.597*** (0.058)	0.564*** (0.054)	0.585*** (0.056)
独生属性(否 =0)				
是	0.571*** (0.048)	0.531*** (0.046)	0.585*** (0.049)	0.549*** (0.047)
工作性质(体制内正式职工 =0)				
体制外正式职工	1.090 (0.107)	1.076 (0.106)	1.107 (0.108)	1.069 (0.105)
非正式职工	1.324** (0.161)	1.323** (0.162)	1.399*** (0.169)	1.320** (0.161)
其他	1.539*** (0.210)	1.502*** (0.206)	1.590*** (0.216)	1.538*** (0.210)
个人收入对数	1.070** (0.031)	1.073** (0.032)	1.070** (0.031)	1.071** (0.031)
家庭收入对数	1.453*** (0.116)	1.467*** (0.118)	1.488*** (0.119)	1.460*** (0.117)
房产数量	1.230*** (0.091)	1.235*** (0.092)	1.243*** (0.092)	1.196** (0.089)
常数项	0.057*** (0.051)	0.050*** (0.045)	0.041*** (0.036)	0.058*** (0.051)
对数似然函数值(LL)	-2152.70	-2128.97	-2160.46	-2149.37
类 R 方	0.218	0.226	0.215	0.219
卡方	1197.07***	1244.53***	1181.55***	1203.73***

注:括号内数字为标准误;\*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 5%、1%、0.1%的水平上显著。

和 45.3%;家庭房产数量每增加 1 套,再生育意愿的发生比增加 23%。

(三) 家庭育儿支持的调节作用

本文使用平均边际效应比较获得和未获得育儿支持两类人群的工作—家庭冲突对再生育意愿的影响差异。当控制其他变量不变时,相较于工作—家庭冲突不常发生者,经常发生组的再生育意愿较低,其中,无家庭支持者的平均边际效应(-1.331)低于有家庭支持者(-0.676)。这和以往研究结果相类似,即家庭支持有缓解工作—家庭冲突负面结果的作用。但跨模型的差异检验发现组间差异不显著。这可能是由于,家庭支持本身存在多种类型,由此产生多种影响,并进一步影响到整体的平均效应。用同样的方法将时间、压力和行为维度的工作—家庭冲突分别纳入模型进行分析,也得到了类似结果。

表 4 考察了不同育儿照料模式的影响。当其他变量不变时,“代际合作”组和“妻子独育”组中工作—家庭冲突对再生育意愿有负向影响,“夫妻合作”组中工作—家庭冲突的影响不显著。跨模型差异显示,“代际合作”组、“夫妻合作”组的平均边际效应均高于“妻子独育”组,“夫妻合作”组与“妻子独育”组的差异在 10%的水平上显著;“代际合

表 4 不同育儿照料模式下工作—家庭冲突对再生育意愿的影响

变 量	妻子独育	夫妻合作	代际合作	代际合作 vs. 妻子独育	夫妻合作 vs. 妻子独育	代际合作 vs. 夫妻合作
工作—家庭冲突(不常发生 =0)						
经常发生	-1.338*(0.547)	-0.108(0.400)	-0.775*** (0.141)	0.563(0.565)	1.230*(0.678)	-0.666(0.424)
样本量	257	659	3154	—	—	—

注：括号内数字为标准误；+、\*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%、1%、0.1%的水平上显著；上述模型均已纳入控制变量。

作”组的平均边际效应低于“夫妻合作”组,但差异在统计上不显著。为了检验上述结果的稳健性,本文将时间、压力和行为维度的工作—家庭冲突分别纳入模型,均呈现类似结果。假设 3 得到验证,工作—家庭冲突对女性再生育意愿的影响在不同育儿照料模式间存在差异。

将工作—家庭冲突因子得分作为连续变量,分析其在不同育儿照料模式下对再生育意愿的影响。如图 1 所示,随着工作—家庭冲突程度升高,再生育意愿整体呈下降趋势,且“妻子独育”组的下降趋势明显高于其他两组,而“夫妻合作”组呈略微上升趋势。可见,相比于“妻子独育”的情形,“夫妻合作”和“代际合作”均能在一定程度上缓解工作—家庭冲突对女性再生育意愿的负面影响。进一步分析各组之间的差异,当工作—家庭冲突程度较低时(如因子得分低于 0 左右时),“妻子独育”组更可能有较高的再生育意愿,其次是“代际合作”组,而“夫妻合作”组最低;随着工作—家庭冲突程度升高,三者差异先逐渐减小而后增大,在工作—家庭冲突程度较高时,“夫妻合作”组表现出最高的再生育意愿。

一般而言,家庭的育儿责任主要由妻子承担,即使是双薪家庭也不例外。为了保持工作—家庭平衡,妻子往往会选择两者冲突程度较低的工作,同时祖辈通常会对小家庭提供一定的育儿支持。而那些呈现工作—家庭高冲突的妻子更可能处于以夫妻为主轴的小家庭中,祖辈不做更多干预,丈夫则会分担更多的育儿责任,形成夫妻合作的育儿模式。

如表 5 所示,在“未获得祖辈支持”组、“仅获得照料支持”组、“两种支持均获得”组中,工作—家庭冲突对再生育意愿均有负向影响,“仅获得经济支持”组中则不显著;“仅

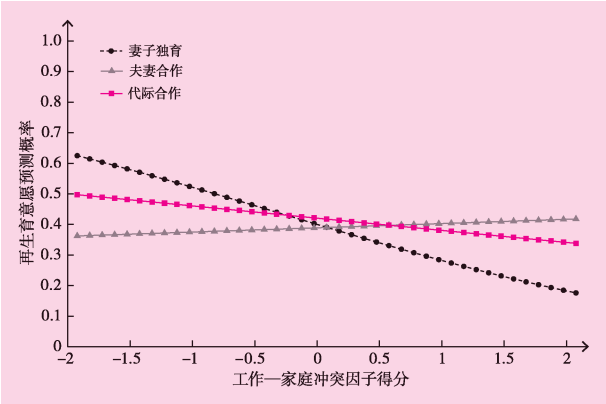


图 1 不同育儿照料模式下工作—家庭冲突对再生育意愿的影响

表 5 不同类型的祖辈支持情形下工作—家庭冲突对再生育意愿的影响

变 量	未获得 祖辈支持	仅获得 照料支持	仅获得 经济支持	两种支持 均获得	仅获得经济支持 vs. 仅获得照料支持	仅获得经济支持 vs. 未获得祖辈支持
工作—家庭冲突(不常发生 =0)						
经常发生	-0.947** (0.362)	-1.129* (0.468)	0.199 (0.521)	-0.425** (0.160)	1.328* (0.700)	1.146* (0.634)
样本量	645	173	271	2981	—	—

注：同表 4。

获得经济支持者”组的平均边际效应高于“仅获得照料支持”组和“未获得祖辈支持”组,且差异在统计上显著(限于篇幅,此处仅汇报具有统计显著性的跨模型差异)。由此,本研究关于“不同类型祖辈支持存在差异”的假设得以验证。为检验研究结果的稳健性,本文将分维度的工作—家庭冲突纳入模型,结果与之类似。

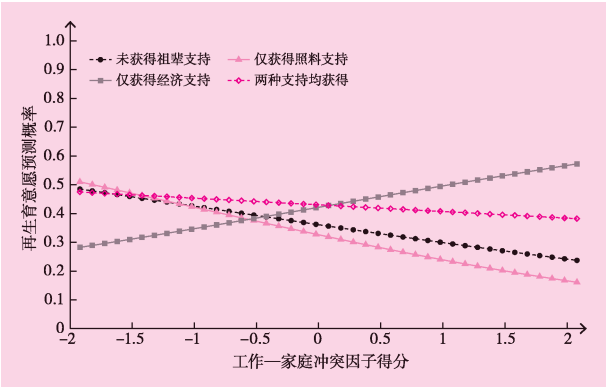


图 2 不同类型祖辈支持下工作—家庭冲突对再生育意愿的影响

图 2 采用工作—家庭冲突因子得分进一步验证祖辈支持类型的调节作用。结果显示,只有“仅获得经济支持”抵消了工作—家庭冲突的负面影响,呈正相关关系,反映了情境和条件的重要性。这回应了前述文献的发现,即工作—家庭冲突与再生育意愿之间有时会呈现正相关关系,但这需要一定的情境和条件,比如女性在应对角色压力时能否获得新的补充资源、女性自身的价值观中如何看待工作与家庭等。

本研究由于祖辈仅提供经济支持、未提供照料支持,所以“仅获得经济支持”组中丈夫参与照料占比较高(99.26%)。因此在本文考察的仅获得祖辈经济支持的情境中,妻子同时获得了丈夫的照料资源和祖辈的经济支持,还避免了因祖辈参与照料可能产生的代际矛盾。此外,祖辈支持类型的差异可能也是代际经济资源差异、家庭成员对生育 / 照顾需求协商的反映,并由此产生不同的生育效应。

(四) 家庭育儿支持调节作用在不同队列的异质性

使用平均边际效应的组间差异检验出生队列、工作—家庭冲突、育儿照料模式之间的三乘交互效应是否存在,发现回归结果不显著。将工作—家庭冲突替换为 3 个分维度后进行稳健性检验发现仍不显著,假设 5 并未得到支持。仅在“代际合作且工作—家庭冲突经常发生”组中呈现队列差异( $p<0.001$ ),且该组中 90 后的再生育意愿显著较低。

由于本研究限定样本为在婚已育女性,其中的 90 后已育一孩者居多(占比 85.94%,



有二孩者占比仅 13.65%),再生育意愿更高(占比 54.51%,比全样本高 13.75 个百分点),是育龄女性中的生育主力。同时,90 后也更容易面临工作—家庭高冲突情形(“经常发生”工作—家庭冲突的占比高于全样本)。而上述分析结果显示,对面临工作—家庭高冲突的 90 后而言,其再生育意愿难以因代际合作获得有效提振。可能的原因是,新生代育龄女性及其父辈在观念上均体现出“为自己而活”的愿望,代际冲突更易出现(袁同成,2020)。且新生代育龄女性被赋予了更为精细化的母职要求(陶艳兰,2016),祖辈基于过往生活经验的育儿方式与新生代育龄女性的新型育儿知识建构之间容易发生摩擦,在普遍性的育儿焦虑下成为家庭矛盾的导火索。再者,代际合作也因当前家庭多元化特征表现出丰富的异质性。

此外,在较晚的出生队列中,夫妻合作育儿也未如性别公平理论所预设的那样明显超过代际合作的作用。这可能是由于,以夫妻合作为主的育儿模式需要夫妻双方达成协议,形成抚育共担的经济和文化基础,但当前中国家庭的主流文化仍是以妻子照料为主,丈夫的支持对女性生育行为的影响很小(许琪,2021),真正要实现夫妻平等承担照料责任仍任重道远。

(五) 稳健性分析

本文采取 3 种方法进行稳健性检验。第一,替换核心自变量类型,避免操作化造成模型结果偏误。结果显示,无论是处理为总、分维度的二分类变量还是构建工作—家庭冲突因子得分,变量的系数方向保持不变<sup>①</sup>。

第二,针对因变量的测量类型,本文采用泊松回归模型进行补充检验,发现泊松回归模型与二分类 Logistic 模型中各变量的方向与统计显著性一致(见表 6)。同样,在泊松回归模型中计算工作—家庭冲突对再生育意愿数的平均边际效应值,结果与表 4、表 5 类似。以上均

表 6 工作—家庭冲突对再生育意愿(数)影响的泊松回归与工具变量回归结果(N=4070)

变 量	泊松模型 (再生育意愿数)	Lewbel 模型 1 (再生育意愿数)	Lewbel 模型 2 (再生育意愿)
工作—家庭冲突(不常发生=0)			
经常发生	-0.356*** (0.085)	-0.414*** (0.061)	-0.393*** (0.056)
控制变量	已控制	已控制	已控制
常数项	-1.955*** (0.542)	0.024 (0.182)	0.094 (0.158)
工具变量不可识别检验 P 值		0.000	0.000
弱工具变量检验 F 值		102.71	102.71
工具变量过度识别检验 P 值		0.197	0.396

注:Lewbel 模型 1 和 Lewbel 模型 2 中的因变量分别为连续变量的再生育意愿数和二分类变量的再生育意愿,其余同表 4。

① 在工作—家庭冲突对再生育意愿影响的分析中,工作—家庭冲突的不同操作化方式在表 3 中已呈现。在家庭育儿支持的调节效应分析中,也替换自变量的操作化进行了检验。

说明结果稳健。

第三,采用基于异方差的工具变量法进行稳健性检验。本文基于异方差构造工具变量的方法消除一定程度的内生性后,结果显示,相较于基准回归模型,各变量的方向和统计显著性并未改变(见表6)。Lewbel模型1和模型2中的工具变量不可识别检验P值均为0.000,说明拒绝了不可识别假设;弱工具变量检验的F统计量均高于10,说明不存在弱工具变量问题;过度识别检验的Hansen J统计量P值均大于0.1,说明无法拒绝工具变量与误差项无关的原假设,可认为是有效的工具变量。以上说明基于异方差的工具变量法中所使用的工具变量是合适的,估计结果可靠。综上,本文分析结果稳健。

## 五、结论与讨论

本文利用2021年“低生育率背景下育龄家庭的生育机制与生育支持研究”全国代表性调查数据,聚焦家庭育儿支持如何缓解工作一家庭冲突对再生育意愿的负面影响,基于家庭育儿支持主体、支持内容、工作一家庭冲突的不同程度以及人群异质性进行分析,得出以下结论。

第一,工作一家庭冲突会对女性的再生育意愿产生负向影响,而家庭成员提供的育儿支持能够起到缓解作用。以往文献表明,家庭育儿支持有助于提升育龄女性的生育意愿、提振生育潜力(宋健、阿里米热·阿里木,2021),本研究进一步表明在工作一家庭冲突的情境下家庭育儿支持的正效应。可见,尽管当前中国家庭正在发生转变,但家庭在子女抚育过程中仍发挥着重要作用。

第二,夫妻合作和代际合作均有助于缓解工作一家庭冲突对再生育意愿的负面影响,但平均而言,夫妻合作的效应大于代际合作。代际合作组的再生育意愿超过夫妻合作的情形主要发生在工作一家庭低冲突情境下,而伴随女性工作一家庭冲突程度升高,夫妻合作组的再生育意愿就可能会逐渐超过代际合作组。这可能与工作一家庭高冲突的部分女性在工作一家庭价值观上相对背离“传统”有关,也可能暗含家庭经济/照料资源配置的复杂影响。值得关注的是,伴随个体化和家庭转变进程,女性在工作中追求自我价值的趋势愈发凸显。在家庭内部性别平等程度提升缓慢的情形下,未来女性不论是由于主观追求还是基于客观约束都可能面临更严峻的工作一家庭冲突,意味着夫妻合作相比于代际合作可能是未来更符合育儿期待的主要模式。

第三,祖辈提供的经济支持与照料支持的效应存在差异。与其他支持类型不同的是,仅获得经济支持者中工作一家庭冲突对再生育意愿的负影响得到有效缓解。这一研究结果回应了以往文献,反映了工作一家庭冲突与再生育意愿关系的情境性。祖辈高强度参与照料的负效应、夫妻合作的正效应、祖辈支持类型背后家庭资源或生育/照顾需求的差异都可能是造成这一现象的原因。

第四,当新生代育龄女性面临工作—家庭高冲突情境时,代际合作难以有效提振其再生育意愿。工作—家庭价值观念的转变、更为精细化的育儿方式可能是造成这一结果的主要原因。事实上,工作—家庭高冲突本就是现代化的产物,新生代队列则是更具现代性特征的人群,因此本研究中代际合作在高冲突情形和新生代队列中的式微表现,预示着家庭育儿模式将可能面临从传统向现代的转型。

政策启示在于,相比于代际合作,夫妻合作将在未来的家庭育儿模式中占据愈发重要的位置。2022年国家卫生健康委、国家发展改革委等17部门印发《关于进一步完善和落实积极生育支持措施的指导意见》提出“夫妻共担育儿责任”“支持隔代照料、家庭互助等照护模式”。从释放生育潜力的角度来看,本研究结论再一次佐证了促进男性分担家庭育儿责任的必要性。本研究的结果表明,真正推进家庭内部的性别平等并发挥积极有效的生育影响,是一个长时期、全方位、多层次的系统工程。除施行父母假、丈夫育儿假等政策措施,也应当在青年的社会化过程培育和树立性别平等的意识。

此外,为弥补夫妻合作的家庭育儿模式中照料资源的欠缺,发展普惠托育服务体系迫在眉睫,同时也应当对隔代照料予以经济补贴、技能培训等多样化支持,促进代际和谐。通过社会各界的支持和服务,消解隔代照料给老年人身心健康及家庭关系带来的不利影响。随着渐进式延迟退休政策的实施与推进,可以将祖辈照料劳动纳入社会劳动的体系,如果老年人有孙辈照料的需求,可灵活调整退休年龄,在具体工作安排上也应当有一定的工作自主权,以此促进工作—家庭平衡。

#### 参考文献:

1. 丁志宏等(2019):《城市独生子女低龄老年父母的家庭代际支持研究——基于与多子女家庭的比较》,《人口研究》,第2期。
2. 韩中等(2022):《生命历程视角下我国居民时间分配模式及其影响机制》,《西北人口》,第4期。
3. 胡仕勇、石人炳(2016):《代际投入与农村老年人代际经济支持:代际合作与家庭效应》,《人口研究》,第5期。
4. 华淑名、陈卫民(2020):《隔代照料支持对青年女性非农就业的影响》,《青年研究》,第1期。
5. 胡安荣等(2023):《工作家庭冲突对城镇职工二孩生育意愿的影响——基于计划行为理论的分析》,《人口与发展》,第3期。
6. 计迎春(2019):《社会转型情境下的中国本土家庭理论构建初探》,《妇女研究论丛》,第5期。
7. 纪竞垚(2022):《隔代照料对家庭代际关系的影响——基于中国老年社会追踪调查数据的分析》,《人口与社会》,第5期。
8. 景天魁(2015):《时空压缩与中国社会建设》,《兰州大学学报(社会科学版)》,第5期。
9. 刘汶蓉(2016):《转型期的家庭代际情感与团结——基于上海两类“啃老”家庭的比较》,《社会学研究》,第4期。
10. 刘婷婷(2018):《阻力与助力:工作—家庭冲突对城市职业女性二孩生育意愿的影响》,《河北学刊》,第

- 6 期。
11. 麻宝斌、郭思思(2022):《性别正义视域下生育意愿的影响因素分析》,《哈尔滨工业大学学报(社会科学版)》,第3期。
12. 宋健、阿里米热·阿里木(2021):《育龄女性生育意愿与行为的偏离及家庭生育支持的作用》,《人口研究》,第4期。
13. 宋健、陈文琪(2022):《育龄夫妇生育意愿的满足情况及家庭特征的影响——基于生育三维视角的实证分析》,《人口研究》,第5期。
14. 孙鹃娟(2017):《中国城乡老年人的经济收入及代际经济支持》,《人口研究》,第1期。
15. 陶艳兰(2016):《塑造理想母亲:变迁社会中育儿知识的建构》,《妇女研究论丛》,第5期。
16. 威廉·古德(William J· Goode)著、魏章玲译(1986):《家庭》,北京:社会科学文献出版社。
17. 肖索未(2014):《“严母慈祖”:儿童抚育中的代际合作与权力关系》,《社会学研究》,第6期。
18. 许琪(2021):《性别公平理论在中国成立吗?——家务劳动分工、隔代养育与女性的生育行为》,《江苏社会科学》,第4期。
19. 袁同成(2020):《隔代照料中的代际冲突与合作——基于“小木虫”论坛育儿版块的内容分析》,《北京科技大学学报(社会科学版)》,第5期。
20. 张琳、张琪(2019):《我国青年女性生育状况对劳动参与决策的影响——基于 CLDS 数据的分析》,《中国青年研究》,第5期。
21. 张杨波(2018):《代际冲突与合作——幼儿家庭照料类型探析》,《学术论坛》,第5期。
22. Begall K., Mills M. (2011), The Impact of Subjective Work Control, Job Strain and Work-Family Conflict on Fertility Intentions: A European Comparison. *European Journal of Population*. 27(4):433-456.
23. Carlson D.S., Kacmar K.M., Williams L.J. (2000), Construction and Initial Validation of a Multidimensional Measure of Work-Family Conflict. *Journal of Vocational Behavior*. 56(2):249-276.
24. Daalen G. van, Willemsen T.M., Sanders K. (2006), Reducing Work-Family Conflict through Different Sources of Social Support. *Journal of Vocational Behavior*. 69(3):462-476.
25. Erdwins C.J., Buffardi L.C., Casper W.J., et al. (2001), The Relationship of Women's Role Strain to Social Support, Role Satisfaction, and Self-Efficacy. *Family Relations: An Interdisciplinary Journal of Applied Family Studies*. 50(3):230-238.
26. Greenhaus J., Beutell N.J. (1985), Sources of Conflict between Work and Family Roles. *The Academy of management Review*. 10(1):76-88.
27. Grandey A.A., Cropanzano R. (1999), The Conservation of Resources Model Applied to Work-Family Conflict and Strain. *Journal of Vocational Behavior*. 54(2):350-370.
28. Hobfoll S.E., Lilly R.S. (1993), Resource Conservation as a Strategy for Community Psychology. *Journal of Community Psychology*. 21(2):128-148.
29. Hobfoll S.E. (2001), The Influence of Culture, Community, and the Nested-Self in the Stress Process: Advancing Conservation of Resources Theory. *Applied Psychology: An International Review*. 50(3):337-421.
30. Hwang W., Kim S. (2021), Husbands' Childcare Time and Wives' Second-birth Intentions among Dual-income Couples: The Mediating Effects of Work-family Conflict and Parenting Stress. *Journal of Social Service Research*. 47(6):850-859.
31. Lewbel A. (2012), Using Heteroscedasticity to Identify and Estimate Mismeasured and Endogenous Regressor



- Models. *Journal of Business & Economic Statistics*. 30(1):67–80.
32. Lewbel A.(2018), Identification and Estimation Using Heteroscedasticity without Instruments: The Binary Endogenous Regressor Case. *Economics Letters*. 165:10–12.
33. Liu S., Hynes K.(2012), Are Difficulties Balancing Work and Family Associated with Subsequent Fertility?. *Family Relations*. 61(1):16–30.
34. McDonald P.(2000), Gender Equity in Theories of Fertility Transition. *Population and Development Review*. 26(3):427–439.
35. Mize T.D., Doan L., Long J.S.(2019), A General Framework for Comparing Predictions and Marginal Effects across Models. *Sociological Methodology*. 49(1):152–189.
36. Shreffler K.M., Pirretti A.E., Drago R.(2010), Work–Family Conflict and Fertility Intentions: Does Gender Matter?. *Journal of Family and Economic Issues*. 31(2):228–240.
37. Thomas L.T., Ganster D.C.(1995), Impact of Family–Supportive Work Variables on Work–Family Conflict and Strain: A Control Perspective. *Journal of Applied Psychology*. 80(1):6–15.

## The Impact of Work–Family Conflict on Women's Fertility Intentions for Another Child and the Role of Family Support

Zhang Xiaoqian   Song Jian

**Abstract:** Family support is important for the realization of a moderate fertility rate. However, the effectiveness of family support has rarely been investigated in previous studies. Based on the nationally representative sample survey data of Study on Fertility Mechanisms and Support of Childbearing–age Families under the Low Fertility in 2021, this paper examines the effectiveness of family support for promoting the intention of women who face work–family conflict to have another child. The results show that work–family conflict has negative effects on off–farm women employees' fertility intentions for another child, and family support helps to alleviate the negative effects. The impact of work–family conflict on women's intentions varies across childcare patterns, and spousal support is most conducive to mitigating the negative impact of work–family conflict. Besides, the impact of work–family conflict on women's intentions for another child varies by grandparents' supports, with the negative effect of work–family conflict being effectively mitigated among those who receive grandparents' financial support only. Moreover, intergenerational cooperation is hardly effective in mitigating the 1990s birth cohorts' fertility intention decline as compared with older cohorts. The changing attitudes towards work and family among the young women and the rising work–family conflicts in contemporary society indicate that conjugal cooperation will take on a more critical role in the future model of family childcare. Therefore, policies must be devised to support gender equity and intergenerational harmony within family, and to establish universal childcare facilities to supplement the childcare resources in families.

**Keywords:** Work–Family Conflict; Fertility Intention for Another Child; Family Support

(责任编辑:李玉柱)