

## 父职参与和生育意愿

张小鹿 孔海涛 阎虹戎\*

**内容提要** 提高生育意愿和生育率是中国人口发展面临的现实和重大问题。不同于关注外部因素的研究，本文使用中国家庭追踪调查（CFPS）2018年数据，聚焦家庭内部，实证研究了父职参与对生育意愿的影响。研究发现，父职参与能够显著提高生育意愿，该结论在克服内生性及一系列稳健性检验后依然成立。父职参与对生育意愿的正向效应在性别之间差异不大，但对不同世代的影响存在明显差别。提高自身生活满意度和对配偶承担家务的满意度，以及减轻“母职惩罚”在女性收入和职位晋升上的不利影响，是父职参与影响生育意愿的重要途径。进一步分析表明，父职参与在显著减少男性工作时长的同时，也显著增加了女性工作时长，但对总体工作时长的负向影响并不显著；父职参与不是简单的“看护者替代”，相较其他看护方式，父职参与对生育意愿的正向效应更加明显。因此，围绕提高育儿过程中的父职参与水平制定相关政策有助于提高生育意愿。

**关键词** 父职参与 生育意愿 生育率 劳动供给

### 一 引言

生育意愿持续走低是中国人口发展面临的现实问题，也是中国中长期经济社会发展必须谨慎对待的基础性问题。2022年末中国人口较上年末减少85万人，这是自1962

\* 张小鹿，清华大学创新发展研究院、清华大学社会科学学院经济学研究所，电子邮箱：xiaolu\_zh@163.com；孔海涛，河南财政金融学院，电子邮箱：kht123456@126.com；阎虹戎（通讯作者），上海对外经贸大学国际发展合作研究院、复旦大学经济学院，电子邮箱：yhrjnyy@163.com。本研究得到国家自然科学基金青年项目“家庭结构变迁对中国代际收入流动性的影响研究”（项目编号：72203121）、重庆市社会科学规划项目青年项目“重庆创新要素配置赋能制造业产业基础能力提升研究”（项目编号：2022NDQN30）的资助。

年以来中国首次出现人口负增长。国家卫生健康委员会调查数据显示，年轻人婚育观念正发生显著变化，作为新的婚育主体，90 后、00 后受教育年限更长，面临的就业竞争压力大，婚育推迟现象十分突出，这增加了女性终身不婚的可能性，进一步抑制了生育水平；与此同时，育龄妇女生育意愿持续走低，就平均打算生育子女数量而言，2017 年、2019 年和 2021 年对应数据分别为 1.76、1.73 和 1.64<sup>①</sup>。围绕生育意愿的影响因素及如何提高生育意愿，学界和政策界进行了很多有益探讨。概而言之，生育意愿和行为是家庭成员对内外部环境以及预期的反应（Willis, 1973），是宏微观各类约束共同作用的结果。绝大多数情况下，生育意愿和行为是一种家庭内部决策，探索如何从家庭内部提高生育意愿和生育率是一个应然且可行的思路。

当前中国针对“生育友好”政策的制定思路，基本围绕降低职场女性歧视，优化生育支持条件，减轻生育、养育及教育负担等外部环境的改善展开。比如，2022 年 7 月发布的《关于进一步完善和落实积极生育支持措施的指导意见》提及的完善生育休假和待遇保障机制，强化住房和税收支持，以及增加普惠托育服务供给等。较少涉及如何从家庭内部，尤其是核心家庭内部干预和提高生育意愿和实际生育行为。政策涉及家庭婴幼儿照护能力提升和服务供给则更多关注“隔代照料、家庭互助”等，而核心家庭内部育儿参与则少提及。因此，推动生育率向更替方向反弹，在关注经济社会因素的同时，应重视家庭因素（蔡昉，2022）。

国际经验表明，除外部支持外，关注家庭成员本身是改善家庭关系、促进家庭和人口健康可持续发展的重要思路。发达国家经过性别平等运动以及客观的家庭结构变迁，父职参与（即父亲参与育儿）有了一定现实基础。关于“父职”及父职参与的学术研究从 20 世纪 60 年代在美国、德国等国家兴起。美国有国家层面的父职研究机构例如国家负责任父职信息中心（National Responsible Fatherhood Clearinghouse，简称 NRFC），从 2013 年开始在美国国家家庭增长调查（National Survey of Family Growth，简称 NSFG）中加入专门的父职参与内容。中国的现实是，随着女性更多参与到劳动力市场中，“男主外，女主内”的传统家庭分工模式正逐渐发生变化，对包括育儿在内的家庭内部分工的关注，尤其是关于“密集母职”“父职缺失”“丧偶式育儿”等话题的讨论正进入公众视野。随着性别平等进程持续推进以及性别观念嬗变，育儿的家庭内部分工在中国同样可能出现趋势性变化。实际上，就更一般化的家务分担而言，尽管性

<sup>①</sup> 来自国家卫生健康委员会 2022 年 1 月 20 日新闻发布会，参见 [http://www.gov.cn/xinwen/2022-01/21/content\\_5669639.htm](http://www.gov.cn/xinwen/2022-01/21/content_5669639.htm)。

别间仍有很大差异（蔡昉，2022），但过去30年间，中国男性分担家务整体已然呈现出上升趋势（牛建林，2020）。但对中国“父职参与”的学术研究却刚刚开始，政策研究则几未涉及。

关于“父职”及其影响认知的增加，国外文献更多来自社会学及心理学领域，近年来的国内文献则集中从社会学视角进行探讨。研究主题涉及如何解释亲职认知、父职缺席的社会文化因素、父职参与的社会构建过程，及其对子代成长、家庭关系和父亲本身的影响等（刘中一，2019；许琪、王金水，2019；何绍辉，2020；高修娟，2021；王亮，2022）。由于父职参与本身定义的差异和数据可得性问题，关于中国父职参与的讨论更多集中于理论阐释，实证研究较少，而且亦未跳脱出上述父职研究主题的圈层。研究视角和方法的不同，决定了在解释家庭结构和父职参与新变化时，跨学科研究可能会为其原因及影响提供更加直接和多元的解释和证据。

鉴于上述研究背景，本文从家庭内部视角，实证考察父职参与对生育意愿的影响。生育意愿是人们关于生育行为的态度和看法，包括数量、性别、时间和动机四个方面（姚从容等，2010），本文重点探讨意愿生育子女数量。本文面临三个挑战：一是如何测度父职参与；二是如何从逻辑上理解父职参与影响生育意愿的可能路径；三是如何解决父职参与同生育意愿的内生性问题。利用中国家庭追踪调查（China Family Panel Studies，简称CFPS）2018年数据<sup>①</sup>，本文分别进行了如下处理：第一，参考既有研究并为了更好涵盖父职参与可能性，本文使用更加简洁的指标来表示“父职参与”，即使用问卷中少儿“白天/晚上最主要由谁照管”进行识别，若为“孩子的爸爸”，则定义为“存在”父职参与，否则为“不存在”。第二，父职参与影响生育意愿的可能途径包括至少正反两方面：一是改善家庭关系，提高了“自身生活满意度”和“对对方承担家务的满意度”，进而提高生育意愿；二是降低“母职惩罚”负面影响，提高女性生育意愿。第三，为克服潜在内生性问题，本文使用工具变量与条件混合过程（Conditional Mixed Process，简称CMP）估计方法，构造除本家庭外的省域范围内的父职参与均值作为工具变量进行回归。

本文实证研究发现，父职参与能显著提高生育意愿，考虑内生性及通过一系列稳健性检验后，该结论依然成立。父职参与对男性及女性生育意愿均有显著正向影响，性别间不存在显著差异；但对不同世代而言，正向效果的显著性有所差异。作为家庭

<sup>①</sup> CFPS数据说明详见本文第四部分。

内部分工，父职参与可能通过提高个体自身的生活满意度以及对对方承担家务的满意度提高生育意愿。父职参与可能通过提高女性收入及女性职位晋升可能性，来削弱“母职惩罚”的负向影响进而提高女性生育意愿。父职参与对劳动力市场上不同性别的影响具有非对称性，表现为减少男性的主要工作时长，增加女性工作时长；但对总体工作时长影响并不显著。相较于“隔代照料”和“机构及保姆照看”，父职参与对生育意愿的正效应更大。

相较已有文献，本文研究的边际贡献主要体现在：一是研究视角上，从家庭内部研究生育意愿的影响因素。基于核心家庭在中国家庭中占据重要地位这一基本事实，研究家庭内部分工对生育意愿的影响，切入点更聚焦，也更符合中国当前及至以后家庭结构的变迁趋势。

二是研究内容上，识别父职参与对生育意愿的影响，拓展了生育意愿影响因素的研究。既有研究中国家庭育儿的文献多关注母职或隔代照料，很少关注父职参与可能产生的影响；本文聚焦父职参与，通过严谨的实证分析识别影响生育意愿的新因素。

三是同其他细分领域关联上，文章尝试分析父职参与可能产生的更广泛的影响，对更深入和系统地研究父职参与的效应是一次尝试。首先是将父职参与的影响从子代成长、家庭关系以及对自身影响进一步拓展至对生育意愿的影响。其次，文章进一步分析部分，探讨了父职参与对男性、女性及总体劳动供给的影响，研究结论有助于理解“母职惩罚”的来源，即“性别”本身可能与“母职惩罚”直接相关；同时，对于理解“父职”含义也有一定启发，研究结论发现父职参与对生育意愿而言，不是简单的“看护者替代”，其具有比其他看护方式更大的积极效应，即“父职”的履行具有其他看护主体不可替代的效应。

四是政策含义上，倡导从家庭内部角度提高生育意愿，可以为人口发展政策制定提供新思路。相较此前政策优化主要关注社会等外部因素，本文将视角转至家庭内部育儿职责分担并得出稳健的实证结论，可以为从看护模式和托育体系建设角度优化人口发展政策提供新思考。

## 二 中国父职参与的若干事实

### （一）如何测度父职参与

对中国父职参与典型化事实描述前，有必要对本文面临的第一个问题，即如何测度“父职参与”进行说明。梳理文献发现，对父职参与的界定和测度并不统一。Lamb

et al. (1985) 较早对父职参与进行归纳并认为其包含三个层面：投入/互动性 (engagement)、可得性 (accessibility) 和责任性 (responsibility) (Lamb, 2000), 并将其转化为一些具体的、直接的行为, 比如 (与孩子) 拥抱、一起玩游戏等。这种界定对通过问卷量化父职参与很有帮助, 但是缺乏如情感、认知和道德参与的内容 (Hawkins & Palkovitz, 1999)。有学者进一步在此框架上进行丰富, 力图涵盖上述缺失维度 (Hawkins et al., 2002)。作为较早强调需要重新界定父亲身份的学者, Amato (1998) 提出的“父亲 (家长) 身份的五角星”认为, 父亲应主要提供人力资本、经济资本及社会资本来确保和支持孩子的发展。

国内较早实证研究父职参与的学者基本上按照这一思路量化父职参与, 对父亲的一些具体行为 (比如, 主动和孩子聊天, 和孩子拥抱/身体接触等) 通过问卷方式收集, 这一思路对于推进国内父职研究实证化裨益良多 (张亮、徐安琪, 2008; 徐安琪、张亮, 2009; 许琪、王金水, 2019)。但这些针对国外父职研究的成熟问卷是否符合中国实际有待商榷, 本文认为至少有两点值得注意。一是问卷设计是否合理? 这体现在文化情境和现实处境等多方面, 就文化情境看, 包括父职在内的中国亲职受儒家文化提倡的孝道影响, 父子之道实际是一种“互报模式” (张祥龙, 2017); 加之现实中代际合作育儿普遍存在, 导致国外成熟问卷问题的设计需要“本土化”。比如, “和孩子拥抱/身体接触”等问题可能由于中外文化差异并不适用于中国。二是父职参与在不同年龄段的孩子中可能表现不同, 如何更简洁测度父职参与需要探讨。父职研究很早便将父职参与扩展至包括女性孕期、孩子婴儿期、青少年期等多个阶段。显然, 各阶段父职参与的表现和程度差异极大, 如何更加全面、准确地描述和测度父职参与是一项艰巨的工作。

鉴于上述原因及数据可得性, 本文使用更加直接的方式测度“父职参与”这一核心解释变量。本文结合 2018 年 CFPS 少儿成人代答问卷中, 少儿“白天最主要由谁照管”和“晚上最主要由谁照管”来构造父职参与变量, 只要这两个问题有 1 个回答是“孩子的爸爸”, 则将“父职参与”赋值为 1, 否则赋值为 0。这种定义方式有如下优点: 一是更加简洁和直接; 二是更加全面, 同时也较合理。作为孩子的“主要照管者”是“亲职”实现的一种好的体现和前提。三是更加符合现代意义上的“育儿”理念。如果按照“养”和“教”两个角度来划分“亲职”, 按照上述定义对父职参与的测度相对更加强调“教”, 就更强调现代意义上“育儿”理念。

## (二) 中国父职参与的典型化事实

第一, 中国父职参与率较低。这反映在两个角度的比较上: 一是中国父职参与同

母职参与、隔代照料比较；二是与其他国家父职参与情况的比较。本文样本中母职参与率、隔代照料率和父职参与率存在很大差异<sup>①</sup>。总体看，父职参与在总样本中占比仅为 5.9%，母职参与和隔代照料占比分别为 59.4% 和 28.9%，均远高于父职参与。陪伴照料孩子的性别差异通过更加宏观的数据亦能体现，根据《2018 年全国时间利用调查公报》，男性每天陪伴照料孩子的平均时间为 17 分钟，女性为 53 分钟；其中，25~34 岁居民组别，男性为 29 分钟，女性为 1 小时 55 分钟；男性护送辅导孩子学习的平均时间为 6 分钟，女性为 12 分钟<sup>②</sup>。就跨国比较而言，以美国为例<sup>③</sup>，2002 年调查的 15~44 岁父亲（孩子年龄为 5~18 岁）中，截至调查前 4 周，父亲每周数次及每天均参与孩子 4 项日常活动（依次为一同吃饭、参与孩子家庭作业、与孩子交谈当天发生的事情以及接送孩子参加活动）的比例分别是 94.4%、57.5%、87.2% 和 53.7%；2014 年的情况是，住家父亲每天均同孩子共进晚餐的比例为 89%、辅导孩子家庭作业的比例为 57%、带孩子外出的比例为 48%。尽管各细化指标与本文构建的父职参与指标不同，但所列指标同样更多强调父职参与中的“教”，所以某种程度上具有可比性，而且可以发现这些指标的较高频次占比很高。需要强调的是，相较于母职参与，美国的父职参与时长亦有较大差距。20 世纪 80 年代后期的一些调查显示，多项表示父职参与指标的时间不足母职参与时间的 45%（Pleck, 1997）。

第二，父亲学历越高，父职参与率越高。本文测算了不同学历父亲的父职参与率，如图 1 所示，对应的父职参与率分别为 5.87%、5.71%、5.54%、7.31% 和 10.53%。很明显，本科及以上学历的父职参与率明显高于大专及以下学历，也高于总体的父职参与率。为做比较，本文同样将对应学历母亲的母职参与率绘制在图中，可以发现母职参与亦随学历提高而逐步增加；但相较父职参与而言，母职各学历层次最低 56.53%

① 各类亲职照料及后文涉及的“机构及保姆照看”构造方法均同父职参与。具体而言，母职照料在文中的构造方法是，只要“孩子的妈妈”在白天或者晚上作为主要照管者，则将“母职参与”定义为“1”，否则为“0”；“隔代照料”在文中的构造方法是，只要“孩子的外公/外婆”或“孩子的爷爷/奶奶”在白天或者晚上作为主要照管者，则将“隔代照料”定义为“1”，否则为“0”；“进一步分析”部分中的“机构及保姆照看”构造方法类似，只不过照管者变为“托儿所/幼儿园”和“保姆”，只要白天或者晚上这两者之一为主要照管者，则将“机构及保姆照看”定义为“1”，否则为“0”。

② 参见 [http://www.stats.gov.cn/tjsj/zxfb/201901/t20190125\\_1646796.html](http://www.stats.gov.cn/tjsj/zxfb/201901/t20190125_1646796.html)；需要注意的是，在《2018 年全国时间利用调查公报》中男性并不一定为“父亲”。

③ 如前文所述，对于父职参与尚无绝对权威的界定和测度，此处主要使用美国国家负责任父职信息中心基于国家家庭增长调查（2013-2015）数据进行的测算来进行说明。

的参与率明显高于各学历层次的父职参与率，这也可看成中国较低父职参与率在不同学历层次的进一步细化。

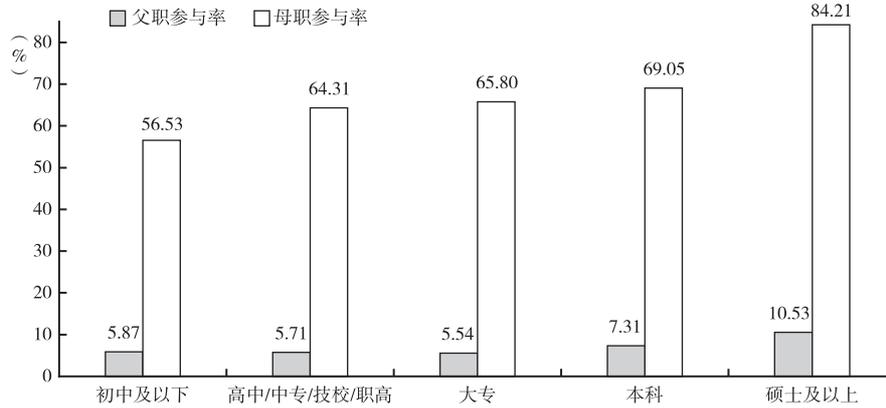


图1 不同学历的父职与母职参与率

资料来源：根据中国家庭追踪调查（CFPS）2018年数据计算得到。

第三，非农户口的父职参与率更高。按照户口类型，本文对父职参与率进行比较发现（图2），相较农业户口而言，非农户口居民具有更高的父职参与率。2017年，农业户口的父职参与率为5.59%，低于总体数据的平均水平，非农户口居民的父职参与率为7.14%，高出农业户口1.55个百分点。

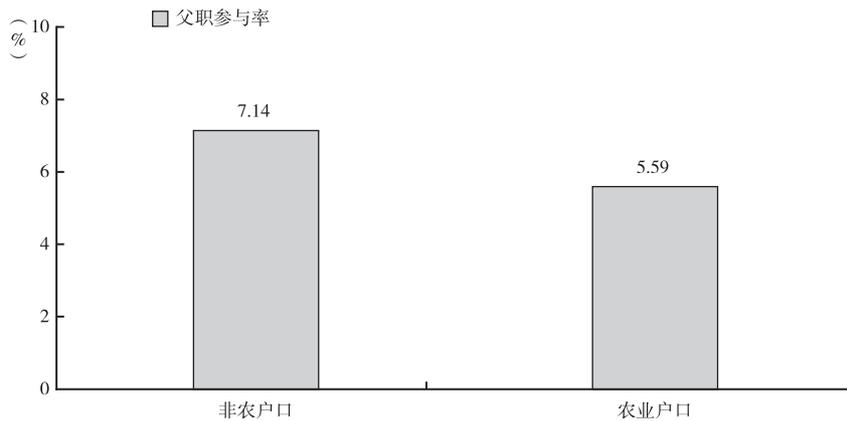


图2 不同户口类型的父职参与率

资料来源：根据中国家庭追踪调查（CFPS）2018年数据计算得到。

第四，父职参与率随父亲和母亲的收入增加而提高。本文分别按照父亲和母亲收入从低到高分5等份，并计算不同收入组的父职参与率。如图3所示，随着母亲收入的增加，父职参与率整体上升趋势明显，从最低收入组的3.30%到最高收入组的9.07%。就父亲收入分组而言，在最高收入组之前，父职参与率随收入的增长提高明显，从最低收入组的5.53%提高到7.59%，但在最高收入组，父职参与率则快速下降，仅为4.72%，为各收入分组中最低的。

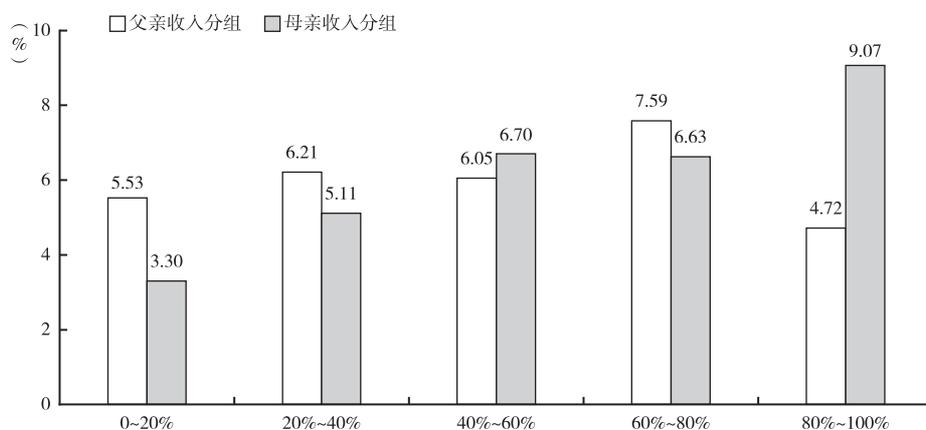


图3 不同收入分组对应的父职参与率

资料来源：根据中国家庭追踪调查（CFPS）2018年数据计算得到。

### 三 理论分析与研究假说

建立“父职参与”是否以及通过何种途径影响“生育意愿”的逻辑链条，是本文需要从既有文献中着重理清的内容。基本思路是，父职参与实际上是一项更具体的家务活动，涉及家庭分工，家庭分工会影响生育意愿，所以，父职参与可能会影响生育意愿。就影响机制而言，本文识别了两条途径，一是文献表明满意度/幸福感提高，生育意愿会提高，如果父职参与可以提高满意度/幸福感，则会提高生育意愿；二是“母职惩罚”的负效应降低了女性生育意愿，如若父职参与可以削弱“母职惩罚”的负效应，则亦可提高女性生育意愿。

伴随世界各国低生育率的渐次到来，生育意愿的影响因素得到持续深入研究。从宏观层面看，经济发展程度、人口发展及经济政策、住房及房价、育儿成本以及社会

文化等，都会显著影响生育意愿及生育行为（Hirschman, 1994；Cohen et al., 2013；王军、王广州, 2013；侯佳伟等, 2014；王天宇、彭晓博, 2015；Liu et al., 2020；李宝礼、邵帅, 2022）。就微观层面而言，个体性别、受教育程度、户籍性质、工作单位性质、传宗接代观念、宗教信仰、互联网使用情况、健康程度、出生世代、婚姻状况以及对子代性别偏好等，也会显著影响个体生育意愿（Becker, 1960；Willis, 1973；Borg, 1989；侯佳伟等, 2014；李峰, 2017；Hamm et al., 2018；庄亚儿等, 2021；邱磊菊等, 2022；石智雷等, 2022）。至于中观层面，研究认为家庭结构与生育率之间存在密切且复杂的联系（Hirschman, 1994），有文献从地区家庭组织模式角度开展研究，发现其对生育意愿影响显著，其主要通过影响对孩子和现存生育规范的态度发挥作用（Mönkediek & Bras, 2018）。与本文相关性较强的一支文献是家务分配与生育意愿的关系研究，针对家务分配，尤其是男性参与家务对自身和配偶，以及整个家庭的生育意愿具有明显正向效应，这种效应在多个东亚国家和地区都存在（Kan et al., 2019）。基于上述进展，本文聚焦家庭内部父职参与对生育意愿产生的影响。考虑到父职参与实质上是一种特殊的家务参与，所以本文预期父职参与会显著提高生育意愿。

据此，本文提出待检验假设 H1：父职参与会显著提高生育意愿。

父职参与何以影响生育意愿？本文认为家庭成员满意度/幸福感等主观感受的变化可能是父职参与影响生育意愿的途径。作为家庭内部决策，生育意愿和行为与家庭成员主观感受关系密切。有研究表明，满意度/幸福感会直接影响个体生育意愿及行为，这些文献结论基本一致，即更高的满意度/幸福感会显著提高个体生育意愿（Parr, 2010；Aassve et al., 2016；朱明宝、杨云彦, 2017）。质性访谈发现，“该生”妈妈不生的原因并非来自对物质成本的考量<sup>①</sup>，而是更多来自情感和自我实现方面得不到满足（陈纬、罗敏敏, 2022）。“密集母职”与“理想母职”的矛盾及由此产生的无力感（陈蒙, 2018），可能会严重降低个体，尤其是女性生活满意度/幸福感，进而降低生育意愿；与配偶育儿缺位和夫妻关系淡漠伴生的“丧偶式育儿”则可能产生更加消极的影响。男性参与家务劳动会对配偶幸福感产生正向影响（杜凤莲等, 2020），一个自然的逻辑是，父职参与作为夫妻共同育儿模式可以减轻母职压力，对家庭关系、个体满意度/幸福感等产生直接影响，进而会反映在生育意愿和生育行为上。实际上，父职参

<sup>①</sup> 陈纬和罗敏敏（2022）认为的“该生”妈妈是指育有一孩，具有较强生育能力，却缺乏生育意愿的女性。此处的生育能力着重指个人及家庭经济实力及其他物质支撑等。

与对家庭关系以及子女关系的积极效应在中国个别城市样本中已得到验证（张亮、徐安琪，2008）。Doepke & Kindermann（2019）构建理论模型分析认为，从家庭内部生育决策看，男性和女性的生育意愿并不相同，通常而言女性更低，重要原因是育儿过程中的职责分配不均，生育率更低的国家往往是男性在家庭内部承担更少家务的国家。进一步实证分析发现，单纯的生育补贴效果不尽人意，反而是针对女性的政策效果更佳；如此，引申的政策含义也比较明确，更有效提高生育意愿的途径可能是提高家庭内部更不愿意生育人群的生育意愿，也就是如何更好地平衡夫妻之间在育儿过程中的职责分担。

基于此，本文提出待检验假设 H2：父职参与会提高个体满意度/幸福感，满意度/幸福感提高正向影响生育意愿。

“母职惩罚”是讨论生育意愿和行为绕不开的话题。“母职惩罚”研究的一个基本结论是母职惩罚普遍存在，生育或养育行为在劳动力市场表现上存在非对称影响，集中表现为具有生育或养育行为的女性在就业率、就业形式、工资收入、职业以及职位晋升上，较男性或者非生育或养育女性面临更多不利影响（Angrist & Evans，1998；Correll et al.，2007；甘春华，2017；庄渝霞，2020），而且影响持续性和程度也有差异（庄渝霞、冯志昕，2022）。尽管对中国“母职惩罚”的程度、持续时间以及变化趋势并未形成一致意见（申超，2020；陈卫等，2022），分歧体现在工作时间、劳动供给和工资收入等多个“母职惩罚”的指标上（张川川，2011；於嘉、谢宇，2014；许琪，2021；刘根荣、吴敏，2022；曲玥等，2022；杨凡、何雨辰，2022）；但这种客观存在已经成为影响中国生育意愿的重要原因（刘金菊，2020）。这也是中国人口发展政策着力破除职场性别歧视的实证证据之一。所以，如果父职参与可以减少“母职惩罚”若干负效应，则有可能提高女性生育意愿。

由此，本文提出待检验假设 H3：父职参与减轻了“母职惩罚”的负效应，进而提高女性生育意愿。

## 四 研究设计及数据说明

### （一）模型设定

根据上述分析，本文使用 2018 年 CFPS 数据实证检验父职参与对生育意愿的影响效应及传导机制，并进行扩展。考虑到生育意愿为离散变量，且取值具有明显的排序性质，本文基准回归采用有序 Probit 模型（Ordered Probit，Oprobit），具体设定如下：

$$Fertility_{ij} = \beta_0 + \beta_1 Fatherness_{ij} + \sum \gamma Controls_{ij} + Province_j + \varepsilon_{ij} \quad (1)$$

其中，下标  $i$  和  $j$  分别表示个体代码和省份代码。 $Fertility_{ij}$  代表个体生育意愿； $Fatherness_{ij}$  表示父职参与，为核心解释变量，构造方法如前文述，存在父职参与时取值为 1，否则为 0。为避免个体和家庭特征、省份特征对回归结果的干扰，缓解遗漏变量偏误，加入个体及家庭层面控制变量集 ( $Controls_{ij}$ ) 和省份固定效应 ( $Province_j$ )， $\varepsilon_{ij}$  为随机误差项。模型 (1) 用来验证父职参与对生育意愿的影响，重点关注系数  $\beta_1$ 。

## (二) 数据与变量

2018 年 CFPS 数据是北京大学中国社会科学调查中心负责收集的具有全国代表性的大型微观数据，数据范围涵盖中国 25 个省、自治区和直辖市，调查内容包括家庭经济活动、受访者个人信息等。考虑到女性和男性生理特征及研究主题，本文保留了女性年龄为 18~50 岁、男性年龄为 18~56 岁的样本；此外，因为本文研究父职参与，所以要求样本必须存在实现父职参与的可能性，即确保以家庭为单位必须已经育有子女，基于此，本文删除存在缺失值的样本，将成人问卷同家庭问卷、少儿问卷及少儿父母代答问卷匹配后得到基准样本，样本量为 8550 人，女性和男性数量分别为 4472 人和 4078 人。样本中女性 2018 年的平均生育意愿为 1.926，略高于国家卫生健康委员会发布的水平<sup>①</sup>，说明清理后的样本具有一定代表性。

本文选取 2018 年 CFPS 成人问卷中“认为自己有几个孩子比较理想”来刻画生育意愿，其取值为 0~10，代表受访者生育意愿从低到高，并用“生育意愿（原始）”表示；为在后文更容易计算其边际效应，本文将其重新分类为 0~4，分别表示生育意愿为 0、1、2、3 及 3 个以上，用“生育意愿”表示并作为本文的核心被解释变量；同时采用“生育意愿（原始）”做稳健性检验。参考其他文献（侯佳伟等，2014；李峰，2017；庄亚儿等，2021；邱磊菊等，2022），控制变量包括年龄、性别、户口、教育水平、传统观念、收入等级、宗教信仰、互联网使用、健康水平及家庭收入等。各变量代表的含义及取值说明详见表 1。

<sup>①</sup> 上文提及国家卫生健康委员会 2017 年和 2019 年的育龄妇女生育意愿分别为 1.76 和 1.73；本文样本的生育意愿更高可能是因为同国家卫生健康委员会的统计样本不同，卫生健康委员会样本为育龄妇女，年龄通常为 15~49 周岁，而本文样本女性年龄为 18~50 周岁。

表 1 变量说明

变量名称	代表含义	取值说明
生育意愿(原始)	实际理想子女个数	0→10; 少→多
生育意愿	重分类的理想子女个数	分为 0、1、2、3 及 3 个以上(定义为 4)
父职参与	是否存在父职参与	1 = 是; 0 = 否
年龄	受访者年龄	18 ~ 56
性别	受访者性别	1 = 男性; 0 = 女性
户口	受访者户籍性质	1 = 农业户口; 0 = 非农户口
教育水平	受访者受教育程度	0 = 文盲/半文盲; 3 = 小学; 4 = 初中; 5 = 高中/中专/技校/职高; 6 = 大专; 7 = 大学本科; 8 = 硕士; 9 = 博士
传统观念	传宗接代观念	1→5; 不重要→非常重要
收入等级	受访者自评收入等级	1→5; 很低→很高
宗教信仰	是否具有宗教信仰	1 = 是; 0 = 否
互联网使用	是否使用互联网	1 = 是; 0 = 否
健康水平	受访者自评健康状况	1→5; 非常健康→不健康
家庭收入	受访者家庭总收入	ln(家庭年总收入 + 1)

资料来源：根据国家家庭追踪调查（CFPS）2018 年数据计算得到。

清理后样本的描述性统计见表 2，发现如下两个与本文密切相关的基本事实：一是前文提及的中国当前的育儿实践中，父职参与率较低；二是父职参与可能是影响生育意愿的重要因素。表 2 Panel B 显示，无父职参与的生育意愿原始值平均水平比有父职参与的低 0.156，两者在统计学上存在显著差异。以上两点表明，在育儿实践中，提高父职参与率具有很大潜力，而且父职参与有可能影响生育意愿。

表 2 变量描述性统计

变量	Panel A 全样本				Panel B 是否有父职参与				均值差异 t 检验
	均值	标准差	最小值	最大值	无父职参与		有父职参与		
					观测值	均值	观测值	均值	
生育意愿(原始)	1.959	0.691	0	10	8041	1.950	509	2.106	-0.156***
生育意愿	1.945	0.610	0	4	8041	1.938	509	2.053	-0.115***
父职参与	0.060	0.237	0	1	8041	0	509	1	
年龄	35.88	7.067	18	56	8041	35.87	509	36.00	-0.129
性别	0.477	0.499	0	1	8041	0.473	509	0.538	-0.065***

续表

变量	Panel A 全样本				Panel B 是否有父职参与				均值差异 t 检验
	均值	标准差	最小值	最大值	无父职参与		有父职参与		
					观测值	均值	观测值	均值	
户口	0.766	0.423	0	1	8041	0.769	509	0.719	0.050 **
教育水平	3.946	1.873	0	9	8041	3.947	509	3.935	0.012
传统观念	4.079	1.097	1	5	8041	4.083	509	4.020	0.063
收入等级	2.878	0.990	1	5	8041	2.882	509	2.825	0.057
宗教信仰	0.021	0.142	0	1	8041	0.021	509	0.014	0.007
互联网使用	0.773	0.419	0	1	8041	0.775	509	0.749	0.026
健康水平	2.764	1.104	1	5	8041	2.763	509	2.782	-0.019
家庭收入	10.91	1.109	0	14.51	8041	10.91	509	10.81	0.105 **

注：表格最后一列 t 检验结果中，\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5% 及 10% 水平下显著。

资料来源：根据中国家庭追踪调查（CFPS）2018 年数据计算得到。

## 五 实证结果分析

### （一）基准回归结果分析

表 3 汇报了模型的基准回归结果。表 3 第（1）列至第（3）列分别报告了 Oprobit 回归不控制省份效应、控制省份效应，以及同时加入控制变量并控制省份固定效应的结果。可以发现，在三种情况下，父职参与对生育意愿均有显著正向影响，表明家庭内部育儿实践中，父职参与确实能够显著提高生育意愿。同时发现，相较女性，男性具有更高生育意愿；相较城镇户籍，农村户籍生育意愿更高；受教育程度越高生育意愿则越低；传宗接代观念越强的群体，具有更高的生育意愿；更高的个人自评收入、非宗教成员、使用互联网、更差的健康状况及更高的家庭收入都会对生育意愿产生负向影响，尽管这些影响在统计学上并不显著。总体看，控制变量的回归结果同预期或既有研究结论基本一致（王军、王广州，2013；侯佳伟等，2014；李峰，2017；邱磊菊等，2022）。本文同时将生育意愿作为非排序离散变量进行考察，表 3 第（4）列至第（6）列报告了使用线性概率模型估计的回归结果，结果同基准回归一致，不管是否加入省份固定效应和控制变量，父职参与对生育意愿均存在显著正向影响。由此，本文假设 H1 得以验证。

表 3 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Oprobit	Oprobit	Oprobit	OLS	OLS	OLS
父职参与	0.195 *** (3.40)	0.196 *** (3.37)	0.217 *** (3.70)	0.115 *** (3.60)	0.103 *** (3.50)	0.109 *** (3.82)
年龄			0.003 (1.40)			0.001 (1.36)
性别			0.112 *** (4.16)			0.053 *** (4.26)
户口			0.178 *** (4.84)			0.076 *** (4.62)
教育水平			-0.105 *** (-10.46)			-0.051 *** (-10.63)
传统观念			0.101 *** (7.53)			0.044 *** (7.24)
收入等级			-0.017 (-1.15)			-0.008 (-1.18)
宗教信仰			-0.091 (-0.96)			-0.034 (-0.77)
互联网使用			-0.062 (-1.64)			-0.031 * (-1.78)
健康水平			-0.012 (-0.95)			-0.006 (-0.97)
家庭收入			0.006 (0.37)			0.001 (0.20)
常数项				1.938 *** (288.43)	1.729 *** (24.14)	1.715 *** (14.67)
观测值	8550	8550	8550	8550	8550	8550
伪 R <sup>2</sup>	0.001	0.079	0.110			
R <sup>2</sup>				0.002	0.129	0.177
省份固定效应	否	是	是	否	是	是

注：第（1）列至第（3）列括号内为经稳健标准误校正过的 Z 统计量，第（4）列至第（6）列括号内为经稳健标准误校正过的 t 统计量；\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5% 及 10% 水平下显著；若不做特殊说明，后文回归结果中与基准回归相同的控制变量不再汇报其系数。

资料来源：根据中国家庭追踪调查（CFPS）2018 年数据计算得到。

## （二）稳健性检验结果分析

为确保基准回归结果可靠，本文进行如下稳健性检验：第一，内生性处理。基准回归具有较明显的内生性问题，遗漏变量和互为因果是可能的内生性来源。本文中，

遗漏变量产生内生性的逻辑在于：父亲参与育儿可能表示父亲更喜欢孩子，导致其具有更高的生育意愿，也即存在同时影响父职参与和生育意愿的共同因素；互为因果的逻辑是：高生育意愿更有可能导致家庭拥有更多子女，而实际子女数量多则往往需要父亲参与育儿。为克服上述内生性，本文采用工具变量与 CMP 估计方法。具体来说，本文工具变量采用除本家庭外的省域范围内的父职参与均值，该变量具有明显的外生性，符合外生性假定。采用 CMP 方法并使用工具变量的具体回归结果见表 4 中的“CMP 方法”列，可以发现在一阶段中， $\text{atanrho}_{12}$  的系数通过了 1% 的显著性水平检验，表明父职参与在基准模型中为内生变量；同时，省域范围内的父职参与均值系数通过了 1% 的显著性水平检验，满足工具变量相关性假定。在二阶段回归中，父职参与同生育意愿同样存在显著的正向关系，绝大多数控制变量符号与显著性同基准回归一致，表明基准回归结果具有稳健性。

第二，样本再造。本文样本再造逻辑和思路为：父亲是否参与育儿可能受到父亲是否居住在家的影响，按照本文父职参与的构造方法<sup>①</sup>，如果父亲长期不居住在家，客观上导致父亲无法参与育儿。为此，本文将样本缩小，原则是仅保留父亲在家居住的样本并进行回归。新样本使用同基准回归同样的模型进行估计，结果如表 4 第（2）列所示。父职参与系数同样显著为正，控制变量符号和显著性也未改变，表明即便仅考察存在父职参与可能性的样本，父职参与仍可以显著提高生育意愿。该检验同样说明基准结论是可靠的。

第三，变量替换。基准回归的因变量为原始生育意愿的重新分类，为考察更加多样的生育意愿，本文采用两种方式替换生育意愿：一是采用问卷中的实际理想子女数量，也即“生育意愿（原始）”变量；二是采用家庭平均生育意愿，该处理方式的原因是，父职参与本质上是以家庭为分析单位，所以分析家庭成员的平均生育意愿有一定意义，回归结果分别对应表 4 第（3）列和第（4）列。可以发现，第（3）列中父职参与的系数符号以及统计显著性均同基准回归一致；第（4）列中，家庭中存在父职参与对家庭平均生育意愿具有显著正向影响，结果在统计学上通过了 1% 的显著性水平检验。上述替换生育意愿代理变量并重新检验的结果，同样表明父职参与能够显著提高生育意愿，说明基准结论可信。

第四，利用倾向得分匹配（Propensity Score Matching, PSM）方法进行替代估计。

<sup>①</sup> 本文的样本再造方式同国外一些研究初衷一致。比如，美国国家负责任父职信息中心发布报告时，会同时对“住家父亲”和“非住家父亲”进行分别统计。

之所以采用 PSM 方法进行重新估计,是为了克服潜在的样本选择问题。考虑到数据采用截面数据,且变量多为个体层面,加入个体及家庭层面的控制变量有助于规避遗漏变量问题,但仍可能存在不可观测的个体特征影响估计结果。为此,本文采用 PSM 方法进一步解决,分别采用 4 种常用匹配方法,仅对共同取值范围的个体进行匹配,并将基准模型的所有控制变量均纳入匹配过程<sup>①</sup>。从表 5 可以发现,不管采用最小近邻匹配、半径匹配、核匹配还是局部线性匹配,处理组平均处理效应 (Average Treatment Effect, ATT) 系数均通过 1% 的显著性检验。这表明匹配后的样本同样验证了父职参与可以显著提高生育意愿这一基本结论,说明基本发现具有稳健性。

表 4 稳健性检验结果

变量	CMP 方法		(2)	(3)	(4)
	一阶段	二阶段	在家居住	生育意愿(原始)	家庭平均生育意愿
父职参与		3.754 *** (7.76)	0.231 *** (3.83)	0.221 *** (3.75)	0.155 ** (2.28)
省域范围内的平均父职参与	0.598 *** (2.63)				
家庭居住位置					-0.225 *** (-6.51)
家庭规模					0.078 *** (9.18)
是否拥有住房					-0.088 ** (-2.01)
常数项	0.160 *** (4.36)				
atanrho_12	-1.292 *** (-2.71)				
观测值	8550	8550	8193	8550	6165
控制变量	是	是	是	是	是
省份固定效应	否	是	是	是	是
伪 R <sup>2</sup>			0.112	0.107	0.086

注: CMP 方法中括号内汇报的是 Z 统计量,其余模型中括号内为经过稳健标准误校正过的 Z 统计量;\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5% 及 10% 水平下显著;第 (4) 列的控制变量选择同基准模型不同,具体的控制变量如表中所示,分别为家庭居住位置(农村还是城市)、家庭规模以及是否拥有住房。

资料来源:根据中国家庭追踪调查(CFPS)2018 年数据计算得到。

<sup>①</sup> 限于篇幅,本文未汇报匹配前后的平衡性检验结果。

表 5 PSM 估计结果

匹配方法	最小近邻匹配	半径匹配	核匹配	局部线性匹配
处理组平均处理效应	0.092 ***	0.102 ***	0.109 ***	0.104 ***
其他变量	是	是	是	是
省份	是	是	是	是
处理组样本	7955	7955	7955	7955
对照组样本	509	509	509	509

注：上述匹配过程中，均仅针对共同取值范围内个体进行匹配；最小近邻匹配按照 1 对 3 进行有放回的匹配；半径匹配选用半径为 0.01；核匹配采用二次核函数形式进行匹配，带宽为 0.06；局部线性匹配采用三三和函数形式，带宽为 0.8。

资料来源：根据中国家庭追踪调查（CFPS）2018 年数据计算得到。

### （三）异质性分析

为考察父职参与在不同群体间对生育意愿可能产生的差异化影响，本文根据如下分组进行异质性检验：一是分性别进行检验，二是根据不同出生世代进行分析。表 6 汇报了不同性别情况下父职参与对生育意愿的影响，第（1）列和第（2）列分别反映了对女性和男性生育意愿的影响，估计方法及控制变量选择同基准回归；第（3）列在基准回归结果上加入父职参与和性别交乘项。从表 6 第（1）列和第（2）列发现，不管是女性还是男性，父职参与均能显著提高生育意愿；第（3）列表明，尽管性别是影响生育意愿的重要因素，但其对父职参与的调节效应并不存在显著差异。该结论具有很明显的政策含义，通常情况下认为，育儿对看护者而言成本较高，这些成本包含了时间成本、物质成本、身体健康成本、职业发展成本以及精神成本等，“母职惩罚”是其中一种典型效应，这种“惩罚”可能带来更低的生育意愿。但是表 6 表明，父亲参与育儿并未降低男性生育意愿，反而具有显著的正向效应，该发现同一些男性参与家务的研究结论保持一致（Kan et al., 2019），这表明更好地引导父职参与可以作为提升生育意愿的可行途径<sup>①</sup>。

表 6 异质性分析结果：不同性别

变量	(1)	(2)	(3)
	女性样本	男性样本	全样本
父职参与	0.216 ** (2.47)	0.211 *** (2.67)	0.202 ** (2.41)

<sup>①</sup> 本文同时计算了男性和女性子样本的边际效应，两者差异不大，备索。

续表

变量	(1)	(2)	(3)
	女性样本	男性样本	全样本
男性			0.110 *** (3.99)
父职参与 * 性别			0.027 (0.23)
观测值	4472	4078	8550
控制变量	是	是	是
省份固定效应	是	是	是
伪 R <sup>2</sup>	0.124	0.101	0.110

注：括号内为经稳健标准误校正过的 Z 统计量；\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5% 及 10% 水平下显著。  
资料来源：根据中国家庭追踪调查（CFPS）2018 年数据计算得到。

表 7 汇报了不同出生世代个体的差异性结果，第（1）列～第（4）列分别对应出生于 1969 年（不包含）前、1969–1979 年（包含）、1980–1989 年（包含）及 1990–2000 年（包含）个体的回归结果。可以发现，父职参与对不同世代群体的生育意愿都具有正向影响；但从统计学上看，仅有 1969–1989 年出生的群体通过了 5% 的显著性水平检验。考虑到生理特征，如何实现“80 后”、激发“90 后”父职参与对提高生育意愿的影响是值得重点思考的政策措施。

表 7 异质性分析结果：不同出生世代

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	1969 年之前	1969–1979 年	1980–1989 年	1990–2000 年
父职参与	0.508 (1.27)	0.230 ** (2.20)	0.196 ** (2.47)	0.037 (0.20)
观测值	349	2780	4146	1275
控制变量	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是
伪 R <sup>2</sup>	0.143	0.093	0.137	0.132

注：括号内为经稳健标准误校正过的 Z 统计量；\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5% 及 10% 水平下显著。  
资料来源：根据中国家庭追踪调查（CFPS）2018 年数据计算得到。

#### （四）机制检验结果分析

上述基准回归及一系列稳健性检验结果表明，父职参与确实能够显著提高生育意愿。接下来本文将分析父职参与如何影响前文提及的“满意度/幸福感”和“母职惩

罚”两条途径。“满意度/幸福感”途径，借鉴既有研究并考虑 2018 年 CFPS 数据实际情况，本文选取“自身生活满意度”（以下简称“生活满意度”）和“对对方承担家务的满意度”（以下简称“家务满意度”）测度满意度，并同样采用 Oprobit 模型来估计父职参与对生活满意度和家务满意度的影响，结果如表 8 第（1）列和第（2）列所示。可以发现，父职参与同生活满意度以及家务满意度均正相关，在统计学上均通过了 1% 的显著性检验。鉴于此前研究已经验证满意度同生育意愿之间的显著正向联系，本文认为父职参与通过提高生活满意度和家务满意度的途径提高了生育意愿。至此，研究假设 H2 得到验证。

就“母职惩罚”途径而言，本文同样选取符合条件的两个具体指标，即样本期内“个人年总收入”（构造方法为“个人年总收入 + 1”的自然对数值）以及“是否有直接下属”（0 = 没有，1 = 有），分别表示女性收入水平以及职位晋升可能性，并分别使用 OLS 和 Probit 模型进行回归，结果如表 8 第（3）列和第（4）列所示。第（3）列表明，父职参与可以显著提高女性收入，这一结果通过了 1% 的显著性检验；第（4）列结果类似，父职参与将增加女性“有直接下属”的可能性，表明父职参与更有可能促进女性职位晋升。表 8 说明父职参与可以显著削弱“母职惩罚”在收入和职位晋升方面的负向影响，鉴于“母职惩罚”是降低生育意愿的重要因素，本文的发现表明，父职参与可以通过降低“母职惩罚”程度来提高女性生育意愿，本文研究假设 H3 得到验证。

表 8 机制检验结果

变量	满意度		母职惩罚	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	生活满意度	家务满意度	收入水平	职位晋升
父职参与	0.096 * (1.85)	0.095 * (1.67)	0.292 *** (4.14)	0.291 ** (2.29)
观测值	8550	8550	2118	2615
控制变量	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是
伪 R <sup>2</sup> 或 R <sup>2</sup>	0.072	0.087	0.137	0.052

注：列（3）括号内为经稳健标准误差校正过的 t 统计量，其余各列括号内为经稳健标准误差校正过的 Z 统计量；列（3）汇报的为 R<sup>2</sup>，其余各列汇报的为伪 R<sup>2</sup>；\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5% 及 10% 水平下显著。

资料来源：根据中国家庭追踪调查（CFPS）2018 年数据计算得到。

## 六 进一步分析

### (一) 父职参与对劳动供给的影响

基于前文分析,本文发现父职参与能够显著提高生育意愿;但实际上,参与育儿客观上会挤出劳动时间,影响劳动供给。为进一步检验父职参与是否存在明显的劳动供给挤出,本文就父职参与对个体工作时长影响进行再检验。本文选用问卷中“主要工作每周工作时间(小时)”来测度个体工作时长,并采用固定效应模型估计父职参与对劳动供给的影响,表9第(1)列至第(3)列分别汇报了父职参与对男性、女性及全样本劳动供给的影响。研究发现,就男性而言,父职参与确实减少了其劳动供给,这种减少在统计学和经济学上均具显著含义,统计学上通过了1%的显著性检验;经济学上,本文样本中,男性每周工作时长均值为49.11小时,意味着父职参与平均而言减少了男性13.86%的劳动供给。就女性而言,父职参与能够显著提高女性劳动供给,这种提高在统计学和经济学上同样含义显著,统计学上通过了5%的显著性检验;经济学上,样本中女性主要工作时长均值为34.79小时,父职参与增加了女性13.40%的劳动供给。就全样本而言,回归系数尽管为负,但在统计上并不显著。综上,父亲参与育儿会显著减少男性劳动供给,但会显著增加女性劳动供给,尽管就绝对量而言,男性减少的时长高于女性增加的时长,但这种增减就两者各自的相对量而言基本一致;整体而言,总样本的劳动时长减少并不显著。

不同于“母职参与”存在“母职惩罚”,本文通过对劳动时间这一衡量“亲职惩罚”的常规变量考察发现,父亲参与育儿对整体的劳动供给并没有显著降低。这种同母亲参与育儿发现劳动供给减少的结论差异表明,参与育儿并不必然挤出总体的劳动供给,间接说明“性别”本身可能是“母职惩罚”的来源之一,这提醒应该注重劳动力市场上的性别歧视问题。

表9 父职参与对劳动供给的影响

变量	(1)	(2)	(3)
	男性	女性	总样本
父职参与	-6.809 *** (-4.16)	4.661 ** (2.55)	-1.761 (-1.40)
性别			13.875 *** (22.73)

续表

变量	(1)	(2)	(3)
	男性	女性	总样本
观测值	4078	4472	8550
控制变量	是	是	是
省份固定效应	是	是	是
R <sup>2</sup>	0.036	0.045	0.080

注：括号内为经稳健标准误校正过的 t 统计量；\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5% 及 10% 水平下显著。  
资料来源：根据中国家庭追踪调查（CFPS）2018 年数据计算得到。

## （二）父职参与同其他看护方式的比较

本文想回答的另外一个问题是，父职参与是否仅为一种简单的看护者替代行为，即父职参与是否同其他看护方式一样，仅仅通过减少其他看护者的各方面成本来增加生育意愿？本文预期的结论是否定的，即父职参与不是简单的“看护者替代”，其中还伴有一般看护者对生育意愿影响所不具备的效应。验证思路是只要能证明，相较于其他看护方式，父职参与对生育意愿具有更大影响即可。为检验该效应，结合问卷，本文按照前文方法分别构造“隔代照料”和“机构及保姆照看”代理变量表示其他看护方式，并使用同基准回归一样的模型估计其对生育意愿的影响。表 10 是“隔代照料”和“机构及保姆照看”对生育意愿的影响，第（1）列和第（2）列考察隔代照料的影响，分别为仅控制省份固定效应和同时控制省份固定效应以及控制变量的结果，可以发现，隔代照料对生育意愿同样具有正向影响，尤其是在加入控制变量后，这种正向关系通过了 1% 的显著性检验。为进一步比较其与父职参与的影响大小，本文分别计算了基准模型和当前模型的边际效应，结果如表 11 所示。可以发现，父职参与和隔代照料均能显著降低生育意愿较低组（为 0 和 1）的情况，增加更高生育意愿组的情况；但是，在各个组别，父职参与均具有更高的边际效用。

表 10 第（3）列和第（4）列反映了“机构及保姆照看”的回归结果，当不添加控制变量时，其对生育意愿可能产生负效应，但这种效应在统计学上并不显著。同时控制省份固定效应和控制变量时，结果显示其同样能够显著提高生育意愿。其边际效应的结果列示在表 11，可以发现，边际效应大小同“隔代照料”基本一致，但在各种情况下均小于“父职参与”。上述两组比较证实了本文的预期，即父职参与不仅仅是一种简单的看护者替代，他对生育意愿的促进具有其他照看方式所不具备的、更大的积极效应，是哪些因素致使其具有更高的生育意愿边际效应则需要另外研究。

表 10 其他看护方式对生育意愿的影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	隔代照料	隔代照料	机构及保姆照看	机构及保姆照看
不同看护方式	0.002 (0.06)	0.083 *** (2.86)	-0.032 (-0.78)	0.107 ** (2.49)
观测值	8550	8550	8550	8550
控制变量	否	是	否	是
省份固定效应	是	是	是	是
伪 R <sup>2</sup>	0.078	0.110	0.078	0.109

注：括号内为经稳健标准误校正过的 Z 统计量；\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5% 及 10% 水平下显著。  
资料来源：根据中国家庭追踪调查（CFPS）2018 年数据计算得到。

表 11 父职参与同其他看护方式边际效应的比较

变量	生育意愿				
	0	1	2	3	3 个以上
父职参与	-0.003 *** (-3.28)	-0.048 *** (-3.70)	0.013 *** (3.55)	0.273 *** (3.70)	0.009 *** (3.57)
隔代照料	-0.001 *** (-2.67)	-0.018 *** (-2.86)	0.005 *** (2.76)	0.010 *** (2.86)	0.004 *** (2.85)
机构及保姆照看	-0.001 ** (-2.34)	-0.023 ** (-2.49)	0.007 ** (2.46)	0.013 ** (2.47)	0.005 ** (2.47)

注：括号内为经稳健标准误校正过的 Z 统计量；\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5% 及 10% 水平下显著。  
资料来源：根据中国家庭追踪调查（CFPS）2018 年数据计算得到。

## 七 结论与政策启示

持续走低的生育意愿是中国当前面临的突出现实问题，多方面探讨其影响因素并进行有效干预具有理论和现实意义。本文着眼于家庭内部，使用 2018 年 CFPS 数据实证研究家庭育儿实践中存在父职参与是否会对生育意愿产生影响。研究发现，父职参与能够显著提高生育意愿，这一基本结论在克服内生性后依然成立，同时通过样本再造、替换变量及 PSM 方法等多种稳健性检验后，结论依然稳健。异质性检验发现，该效应对不同性别均存在，差别不大；对不同出生世代的生育意愿均具有正向影响，但统计学上显著性有所差异。机制分析认为，父职参与通过提高自身生活满意度和对对方承

担家务的满意程度，以及通过提高女性收入及其职位晋升的可能性减轻“母职惩罚”负效应，提高了生育意愿。进一步分析表明，父职参与对男性和女性劳动供给分别具有显著的减少和增加效应，但对总体劳动供给的负向效果并不显著；父职参与不是单纯的看护者替代，其对生育意愿的正向效应要比其他看护方式更加明显。

本文研究结论的政策含义主要包括：第一，倡导父职参与，鼓励夫妻共担育儿责任，营造更加和谐的育儿氛围。通过广播、电视、报刊、网络、新媒体等多种渠道积极宣传，倡导夫妻共同育儿；鼓励有条件的用人单位设置“新手爸爸”专门育儿假，激活父职参与较大增长空间，构建生育友好的家庭环境和社会氛围；减轻职场性别歧视，削弱“母职惩罚”负效应。第二，权衡父职参与对劳动力市场在短期内及长期内的影响，深入研究家庭内部分工的宏观影响。建设人口问题高端智库，加强合作研究，基于全面、真实的数据科学研判、超前干预促进人口长期均衡发展；加强基于家庭层面的中观研究，重视趋势性变化及其对宏观经济社会产生的重大影响；参与国际人口发展交流合作，吸收借鉴国际经验，贡献人口可持续发展的中国方案和中国智慧。第三，差异化干预父职参与在不同群体间的效应。深化婴幼儿看护差异化效应研究，实地科学调研父职参与对不同年龄、不同地区、不同文化等群体生育意愿及行为的影响，针对性制定干预和激励措施。

本文仍有一些问题值得进一步探讨。一是如何更好地界定和测度中国的父职参与，尽管本文采用更直接的方法对父职参与进行代理，能较好反映现代育儿中更加偏重“教”的总体要求；但该代理指标是一个“是/否”二元变量，不能反映父职参与的程度，没有办法对父职参与定义本身进行多层次、多视角的分解，这可能会掩盖很多更有意义的发现。开发和收集更加符合中国实际、具有代表性的“父职参与”定量指标和数据，是父职参与实证研究中应十分重视的理论和现实问题。二是本文对“母职惩罚”来源于“性别”本身，以及“父职”对提高生育意愿具有比其他看护方式更大的正向效果的结论很有启发性，但由于并非本文的主要研究内容，本文并未展开深入讨论，对这两个结论更加准确和深入的探讨，亦需进一步回答。

## 参考文献：

- 蔡昉(2022)，《打破“生育率悖论”》，《经济学动态》第1期，第3-13页。  
陈蒙(2018)，《城市中产阶级女性的理想母职叙事——一项基于上海家庭的质性研

- 究》，《妇女研究论丛》第2期，第55-66页。
- 陈纬、罗敏敏（2022），《“该生”妈妈为何不生？——基于重庆市10位母亲的深度访谈》，《中国青年研究》第3期，第5-14页。
- 陈卫、董浩月、刘金菊（2022），《生育对中国女性工资率的影响：基于队列视角的分析》，《统计研究》第5期，第119-133页。
- 杜凤莲、宿景春、杨鑫尚（2020），《家务分工与幸福感》，《劳动经济研究》第6期，第64-86页。
- 甘春华（2017），《“生育工资惩罚”的表现及作用机理：研究现状梳理》，《劳动经济研究》第3期，第120-134页。
- 高修娟（2021），《“新父亲”参与儿童照料的实践与反思——西方“新父亲”话语述评》，《青年研究》第4期，第85-93页。
- 何绍辉（2020），《撑起儿童照顾的“半边天”——对父职实践的社会学考察》，《中国青年研究》第2期，第85-91页。
- 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》第4期，第78-97页。
- 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》第3期，第53-62页。
- 李峰（2017），《宗教信仰影响生育意愿吗？基于CGSS2010年数据的分析》，《世界宗教学研究》第3期，第18-34页。
- 刘根荣、吴敏（2022），《儿童照料对已婚在职女性工资收入的异质性影响——基于中国国家家庭追踪调查的实证分析》，《中国经济问题》第3期，第130-145页。
- 刘金菊（2020），《中国城镇女性的生育代价有多大？》，《人口研究》第2期，第33-43页。
- 刘中一（2019），《角色虚化与实践固化：儿童照顾上的父职——一个基于个体生命经验的考察》，《人文杂志》第2期，第106-112页。
- 牛建林（2020），《转型期中国家庭的家务分工特征及其在生命周期中的变化》，《劳动经济研究》第4期，第42-74页。
- 邱磊菊、冯宜强、史宇鹏、孙宝文（2022），《互联网使用会影响居民生育意愿吗？》，《人口研究》第3期，第3-15页。
- 曲玥、程杰、李冰冰（2022），《托育服务对女性劳动参与和经济产出的影响》，《人口研究》第5期，第33-47页。

- 申超 (2020),《扩大的不平等:母职惩罚的演变(1989—2015)》,《社会》第6期,第186—218页。
- 石智雷、邵玺、王璋、郑州丽(2022),《三孩政策下城乡居民生育意愿》,《人口学刊》第3期,第1—18页。
- 王军、王广州(2013),《中国育龄人群的生育意愿及其影响估计》,《中国人口科学》第4期,第26—35页。
- 王亮(2022),《“新父职”研究:概念厘清、理论脉络与研究展望》,《中国青年研究》第6期,第111—118页。
- 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》第2期,第103—117页。
- 徐安琪、张亮(2009),《父职参与对男性自身成长的积极效应——上海的经验研究》,《社会科学研究》第3期,第123—129页。
- 许琪(2021),《从父职工资溢价到母职工资惩罚——生育对我国男女工资收入的影响及其变动趋势研究(1989—2015)》,《社会学研究》第5期,第1—24页。
- 许琪、王金水(2019),《爸爸去哪儿?父亲育儿投入及其对中国青少年发展的影响》,《社会发展研究》第1期,第68—85页。
- 杨凡、何雨辰(2022),《中国女性劳动供给中的“母职惩罚”》,《人口研究》第5期,第63—77页。
- 姚从容、吴帆、李建民(2010),《我国城乡居民生育意愿调查研究综述:2000—2008》,《人口学刊》第2期,第17—22页。
- 於嘉、谢宇(2014),《生育对我国女性工资率的影响》,《人口研究》第1期,第18—29页。
- 张川川(2011),《子女数量对已婚女性劳动供给和工资的影响》,《人口与经济》第5期,第29—35页。
- 张亮、徐安琪(2008),《父职参与研究:态度、贡献与效用》,上海:上海社会科学院出版社。
- 张祥龙(2017),《“父亲”的地位——从儒家和人类学的视野看》,《同济大学学报(社会科学版)》第1期,第52—60页。
- 朱明宝、杨云彦(2017),《幸福感与居民的生育意愿——基于CGSS2013数据的经验研究》,《经济学动态》第3期,第52—61页。
- 庄亚儿、姜玉、李伯华(2021),《全面两孩政策背景下中国妇女生育意愿及其影响因

- 素——基于 2017 年全国生育状况抽样调查》，《人口研究》第 1 期，第 68 - 81 页。
- 庄渝霞 (2020)，《母职惩罚理论及其对女性职业地位的解释——理论进展、路径后果及制度安排》，《国外社会科学》第 5 期，第 140 - 149 页。
- 庄渝霞、冯志昕 (2022)，《论生育事件对女性和男性职业地位获得的影响——基于 CHNS 1993 - 2015 年追踪调查的实证研究》，《人口学刊》第 5 期，第 1 - 20 页。
- Aassve, Arnstein, Bruno Arpino & Nicoletta Balbo (2016). It Takes Two to Tango: Couples' Happiness and Childbearing. *European Journal of Population*, 32 (3), 339 - 354.
- Amato, Paul (1998). More Than Money? Men's Contributions to Their Children's Lives. In Alan Booth & Ann Crouter (eds.), *Men in Families: When do They Get Involved? What Difference does it Make?* Mahwah: Lawrence Erlbaum Associates, pp. 241 - 278.
- Angrist, David & William Evans (1998). Children and Their Parents' Labor Supply: Evidence from Exogenous Variation in Family Size. *The American Economic Review*, 88 (3), 450 - 477.
- Becker, Gray (1960). An Economic Analysis of Fertility. In Universities-National Bureau Committee for Economic Research (ed.), *Demographic and Economic Change in Developed Countries*. New York: Columbia University Press, pp. 209 - 240.
- Borg, Mary (1989). The Income-Fertility Relationship: Effect of the Net Price of a Child. *Demography*, 26 (2), 301 - 310.
- Cohen, Alma, Rajeev Dehejia & Dmitri Romanov (2013). Financial Incentives and Fertility. *Review of Economics and Statistics*, 95 (1), 1 - 20.
- Correll, Shelley, Stephen Benard & In Paik (2007). Getting a Job: Is There a Motherhood Penalty? *American Journal of Sociology*, 112 (5), 1297 - 1338.
- Doepke, Matthias & Fabian Kindermann (2019). Bargaining over Babies: Theory, Evidence, and Policy Implications. *The American Economic Review*, 109 (9), 3264 - 3306.
- Hamm, Megan, Elizabeth Miller, Lovie Foster, Mario Browne & Sonya Borrero (2018). The Financial Is the Main Issue, It's Not Even the Child: Exploring the Role of Finances in Men's Concepts of Fatherhood and Fertility Intention. *American Journal of Men's Health*, 12 (4), 1074 - 1083.
- Hawkins, Alan & Rob Palkovitz (1999). Beyond Ticks and Clicks: The Need for More Diverse and Broader Conceptualizations and Measures of Father Involvement. *The Journal of Men's Studies*, 8 (1), 11 - 32.

- Hawkins, Alan, Kay Bradford, Rob Palkovitz, Shawn Christiansen, Randal Day & Vaughn Call (2002). The Inventory of Father Involvement: A Pilot Study of a New Measure of Father Involvement. *The Journal of Men's Studies*, 10 (2), 183 – 196.
- Hirschman, Charles (1994). Why Fertility Changes. *Annual Review of Sociology*, 20, 203 – 233.
- Kan, Man-Yee, Ekaterina Hertog & Kamila Kolpashnikova (2019). Housework Share and Fertility Preference in Four East Asian Countries in 2006 and 2012. *Demographic Research*, 41 (35), 1201 – 1046.
- Lamb, Michael (2000). The History of Research on Father Involvement: An Overview. *Marriage & Family Review*, 29 (2 – 3), 23 – 42.
- Lamb, Michael, Joseph Pleck, Eric Charnov & James Levine (1985). Paternal Behavior in Humans. *American zoologist*, 25 (3), 883 – 894.
- Liu, Jing, Chunbing Xing & Qiong Zhang (2020). House Price, Fertility Rates and Reproductive Intentions. *China Economic Review*, 62, 101496.
- Mönkediek, Bastian & Hilde Bras (2018). Family Systems and Fertility Intentions: Exploring the Pathways of Influence. *European Journal of Population*, 34 (1), 33 – 57.
- Parr, Nick (2010). Satisfaction with Life as an Antecedent of Fertility: Partner + Happiness = Children? *Demographic Research*, 22, 635 – 662.
- Pleck, Joseph (1997). Paternal involvement: Levels, sources, and consequences. In Michael Lamb (ed.), *The Role of the Father in Child Development*. New York: John Wiley & Sons, pp. 66 – 103.
- Willis, Robert (1973). A New Approach to the Economic Theory of Fertility Behavior. *Journal of Political Economy*, 81 (2), S14 – S64.

## Father Involvement and Fertility Intentions

Zhang Xiaolu<sup>1,2</sup>, Kong Haitao<sup>3</sup> & Yan Hongrong<sup>4,5</sup>

(Institute for Innovation and Development, Tsinghua University<sup>1</sup>;

Institute of Economics of School of Social Sciences, Tsinghua University<sup>2</sup>;

Henan Finance University<sup>3</sup>;

International Development Cooperation Academy,

Shanghai University of International Business and Economics<sup>4</sup>;

School of Economics, Fudan University<sup>5</sup>)

**Abstract:** Improving reproductive intentions and fertility rate is currently an extremely important challenge faced by China's population development. Focusing on family internal factors, this paper uses data of the 2018 China Family Panel Studies (CFPS2018) to empirically study the impact of father involvement on reproductive intentions. The research finds that father involvement can significantly improve reproductive intentions. The positive effect on the reproductive intentions the father involvement produces does not differ between male and female individuals. But there is significantly different impact across birth cohorts in this regard. There are several mechanisms for father involvement to achieve reproductive intentions, such as improving one's own life satisfaction, enhancing satisfaction with the spouse's housework sharing, reducing the negative effects of "motherhood penalty" on women's income and job promotion. Further analysis shows that father involvement significantly reduces the men's work hours and at the same time increases the women's work hours, but the negative impact on overall work hours is not significant, and that father involvement is not a simple "substitution of care". Compared with other care modes, father involvement shows greater significant effect on reproductive intentions. Therefore, relevant policies should be formulated and implemented to promote father involvement in parenting.

**Keywords:** father involvement, fertility intentions, fertility rate, labor supply

**JEL Classification:** J13, J16, J18, J71

(责任编辑:一帆)