

# 生育支持政策提升了女性生育意愿吗?\*

——基于企业—员工匹配数据的实证研究

黄 乾 范子昂

**【摘 要】**文章基于 2013 和 2017 年企业—员工匹配数据,实证研究了企业实施生育假、生育补贴、工作—家庭平衡计划 3 种政策对育龄女性员工生育意愿的影响。研究结果表明:(1)各项政策均显著提升了女性的生育意愿,其中工作家庭平衡计划的效果最明显,但政策效应在国际上仍处于较低水平;(2)各项政策效应存在异质性,生育假对未育、29 岁及以下、高学历、大城市女性员工作用更大,生育补贴对 29 岁及以下、40 岁及以上、中小城市女性员工作用更大,工作—家庭平衡计划对已育、高收入、高工作强度、大城市女性员工作用更大;(3)不同的生育支持政策通过产生“成本效应”或“和谐效应”,进而提升生育意愿;(4)不同政策之间能产生良性互动,政策组合对女性生育意愿的促进效应大于单项政策。文章研究结论深化了学界关于生育支持政策效果及作用机制的认识,为“全面三孩”时代的配套支持政策改革提供了参考。

**【关键词】**生育支持政策 生育意愿 生育成本 工作家庭平衡

**【作 者】**黄 乾 南开大学经济学院,教授;范子昂 南开大学经济学院,博士研究生。

## 一、引 言

为了应对低生育率和人口老龄化的挑战,中国先后实施了“单独两孩”“全面二孩”“三孩”政策等渐进式的生育政策改革;但许多学者认为二孩政策明显遇冷,政策实施后中国总和生育率仅出现了有限且短暂的回升。因此,在借鉴国际经验的基础上,中国正致力于构建具有本土化特色的生育支持政策体系,从生育的时间支持、经济支持、就业与服务支持等方面完善政策设计,以期提振生育水平。系统评估各项生育支持政策的效果及其差异,能够为未来的政策改革方向提供理论支持和经验参考,也是优化中国生育支持政策体系的必要条件。

\* 本文为国家自然科学基金项目“全面二孩政策对老年人健康的影响、作用机制与社会支持政策模拟”(编号:72074128)的阶段性成果。

发达国家较早开始探寻生育支持政策,并逐渐形成了较完善的政策体系,主要包括生育假、现金补贴、女性就业支持等。大量文献对发达国家生育支持政策的实施效果及其国际差异进行了实证研究。早期关于生育假政策效果的研究得出了肯定的结论(Adserà, 2004),不过,近年来 Thyrian 等(2010)对德国的研究发现产假对生育率的影响不显著,同一时期关于法国、韩国的研究也得出了类似的结论(Frejka 等, 2008; Choi 等, 2018)。为此,许多国家着眼于延长产假、育儿假及提高假期收入补偿率,并取得了一定的政策效果(Luci 等, 2013)。现有研究发现,现金补贴显著提高了英国、日本等国的生育率(Milligan, 2005; Bradshaw 等, 2013),但澳大利亚在 2004 年发放育儿奖励后生育率仅出现短暂提高(张广宇、顾宝昌, 2018),还有学者发现瑞士、德国等国家的现金补贴未能促进生育(Haan 等, 2011; 朱荟、陆杰华, 2021)。“家庭化”生育支持政策并非灵丹妙药。随着各国家庭模式与性别分工的逐渐转变,有学者研究发现,与传统生育假相比,旨在促进性别平等的男性陪产假及育儿假更能促进生育率提升(Billingsley 等, 2014)。在双职工家庭普遍化的背景下,许多国家实施了工作—家庭平衡制度等“去家庭化”的生育支持政策以减少女性的工作—家庭冲突(Thévenon, 2011);有研究发现,更为灵活的工作时间能够提升女性生活满意度与生育意愿(Schult, 2018)。

国内对生育支持政策的研究相对较少。作为中国最早的生育支持政策,产假的政策效果受到了一些学者的关注,如刘畅和靳永爱(2022)认为适当延长产假能够促进女性生育。在现金补贴方面,尽管中国尚未形成完整的制度体系,但相应政策有望推动实现生育成本社会化分担(杨华磊、张文超, 2019),从而提升家庭生育水平(杨华磊等, 2019; 沈忻昕、张镇, 2022)。此外,有学者认为从性别平等的角度缓解女性的工作—家庭冲突,将会有效提升生育率(房莉杰、陈慧玲, 2021)。由于中国工作—家庭平衡计划的政策起步较晚,目前尚缺乏经验研究。

本文从理论与实证两方面研究企业层面生育支持政策的落实情况对女性生育意愿的影响及其作用机制,以评估现行生育支持政策的实施效果与差异。尽管部分政策在国家或地区层面有相关规定,但由于政策执行中存在监管缺位,其最终落实情况仍取决于企业,因此在企业层面探讨生育支持政策的效应更有意义。本文主要的边际贡献包括以下两方面:其一,受数据等限制,目前仅有部分学者从理论层面讨论了单项政策的效应(杨华磊等, 2019; 赵恢林等, 2021),本文基于企业—员工匹配数据,首次对 3 种生育支持政策的实施效果进行了实证研究;其二,本文探讨了不同生育支持政策对育龄女性员工生育意愿的影响、作用机制及潜在差异,为正确认识不同政策的效果提供了直接依据。

## 二、理论分析与研究假设

### (一) 生育支持政策对生育意愿的效应

借鉴 He 等(2021)的研究,本文首先构建一个简单的理论模型,分析生育支持政策

对女性生育意愿的影响,提出研究假设并引出后文的实证框架。

假定企业  $j$  中育龄女性员工  $i$  生育决策的效用函数如下:

$$U_i(w_i, h_j) = \alpha w_i + \gamma h_j + \varepsilon_{ij} \quad (1)$$

其中  $\alpha, \gamma > 0$ , 分别代表个体对工资与生育支持政策供给的偏好程度,  $w_i$  代表工资水平,  $h_j$  代表企业的生育支持政策供给,  $h_j = 1$  表示企业提供政策,  $h_j = 0$  表示不提供政策。 $\varepsilon_{ij}$  为随机误差项。

有生育意愿的女性最终按意愿生育的概率用  $p$  表示<sup>①</sup>, 家庭生育成本为  $c$ , 那么女性个体有生育意愿的条件可表示为<sup>②</sup>:

$$p \cdot (\alpha w + \gamma h + \varepsilon) - c > 0 \quad (2)$$

或记作  $p \cdot (u + \varepsilon) > c$ , 其中  $u = \alpha w + \gamma h$ 。若误差项服从标准正态分布, 那么个体有生育意愿的概率  $f$  可以写作:

$$f = \Pr \{ p(u + \varepsilon) > c \} = \Pr \left\{ \varepsilon > \frac{c}{p} - u \right\} \quad (3)$$

由  $\varepsilon$  服从标准正态分布可推出:

$$f = \Phi \left( u - \frac{c}{p} \right) \quad (4)$$

式(4)为 Probit 模型, 给定以上假设, 则可以一致估计出参数  $\alpha, \gamma$ , 据此可进一步计算出政策的边际效应:

$$\frac{\partial f}{\partial h} = \gamma \varphi \left( u - \frac{c}{p} \right) > 0 \quad (5)$$

即生育支持政策能够提升生育意愿。因此, 本文提出假设 1: 生育支持政策能够有效提升育龄女性员工的生育意愿。

## (二) 作用机制

Becker(1976)的新家庭经济理论为分析生育决策提供了基本框架, 即家庭根据生育成本决定孩子数量。生育成本包括直接成本(如孕期检查与分娩费用、孩子出生后的养育和教育支出等)和机会成本(如照料时间投入、劳动力市场参与度下降而损失的职业发展机会与收入)。在上文的模型中, 家庭生育总成本为  $c$ , 其对生育意愿的边际影响  $\partial f / \partial c = -1/p \cdot \phi(u - c/p)$  为负, 即生育成本的下降能够提升生育意愿。若生育支持政策  $h_j$  能够影响生育成本  $c$ , 即  $c = c(h_j)$ , 那么相应政策能否通过对生育成本的分担有效降低家庭成本(即  $c'(h_j) < 0$ )是提升生育意愿的关键。

在各项生育支持政策中, 生育补贴能够以转移支付的形式直接增加家庭收入, 降低直接生育成本(王颖、孙梦珍, 2017), 从而有助于激发生育意愿。在业女性通常面临更高

① 为简化分析, 本文假设没有生育意愿的个体最终完成生育行为的概率为零。

② 简便起见, 以下表达式均省略了下标  $i$  和  $j$ 。

的生育机会成本(Gauthier, 2007),稳定的工作和收入来源与生育机会成本密切相关,从而成为影响生育决策中的重要因素(Billingsley 等, 2014)。生育假与工作—家庭平衡计划是两项旨在降低生育机会成本的政策,前者为职业女性在就业期间生育与照料幼儿提供了时间支持,减少了其因生育而失业的风险(Lee 等, 2016);后者则通过更灵活的工作安排等方式为女性在生育期间提供就业支持(房莉杰、陈慧玲, 2021),提升其劳动参与程度(Haan 等, 2011)。若缺乏相关安排,许多女性在生育期会退出劳动力市场,从而导致预期收入下降、失业风险增加(Adserà, 2004)、就业稳定性下降(Felfe 等, 2016)。

综合上述分析,本文提出假设 2:生育支持政策能降低生育的直接成本或机会成本,产生“成本效应”,进而激发生育意愿。

除生育成本外,家庭性别文化也是影响生育意愿的重要因素。随着女性劳动参与率升高,新家庭经济学开始关注女性角色转变对生育率的影响(Willis, 1973)。工作—家庭平衡计划旨在引导女性重视和兼顾就业身份,推动家庭性别分工平等化(Lewis 等, 2007),促进丈夫分担育儿责任。杨菊华(2022)指出,在当前女性承担家务劳动和育儿的时间远高于男性的背景下,家庭内部平等的性别分工意味着女性的生育压力降低;夫妻双方的家庭共建行为能够减少女性家务负担,使家庭关系更和谐,从而降低生育的心理负担、提升生育意愿。据此,本文提出假设 3:工作—家庭平衡计划能够促进家庭性别分工平等化,从而激发女性生育意愿,即产生“和谐效应(harmony effect)”。

### 三、数据说明与研究设计

#### (一) 数据来源与样本选择

本文实证分析所用数据为中国人民大学劳动人事学院主持实施的“中国企业雇主—雇员匹配数据调查”。该调查为全国性的企业抽样问卷调查,旨在通过雇主—雇员匹配信息,研究企业特征如何影响员工的工作情况,人力资本发展,以及劳动力市场表现。目前,该调查已分别于 2013 和 2017 年在全国十余个大中城市实施两轮大规模的分层抽样,共调查了来自七百余家企业的近万名员工样本。在调查内容上,企业层面的信息包括各项生育支持政策落实情况、企业基本特征、经营及管理状况等,员工层面数据包括被访员工的生育情况及生育意愿、人口统计学特征、工作状况与劳资关系等,这些信息能够满足本文研究需要。

本文将两次调查结果合并为混合截面数据,选取其中 15~49 岁育龄女性作为研究对象,并对缺失值过多的样本予以剔除,最终得到来自 654 家企业的共 2 079 名育龄女性员工样本<sup>①</sup>。

<sup>①</sup> 部分企业所有被抽中的员工样本均为男性,本文分析中将其剔除,以致企业样本量有所减少。



### (二) 计量模型构建与变量定义

本文旨在识别企业中不同生育支持政策落实情况对育龄女性员工生育意愿的影响,首先构建基准回归模型:

$$P(fertility_{ic}=1)=\Phi(\beta_0+\beta_1^j policy_c^j+\lambda X+\mu_m+\mu_t) \quad (6)$$

因变量 *fertility* 为女性生育意愿(下标 *i* 代表个体, *c* 代表企业),使用虚拟变量进行测量,有生育意愿赋值为 1,否则为 0。该变量的测量在两次调查中具体问法有所差异,2013 年调查询问“您是否有(无子女者)或还有(已有子女)生育的意愿”,本文将“有生育意愿”的个体赋值为 1,否则为 0;2017 年调查询问“给定您现在的子女数量(含怀孕中),您还想生育几个子女”,本文将还想生育的子女数大于等于 1 的个体定义为“有生育意愿”,赋值为 1,否则为 0。在异质性分析中,本文根据被访员工的现有子女数量细分不同孩次的生育意愿:若员工无子女,则定义为一孩生育意愿;若员工已有一个子女,则定义为二孩生育意愿;若已有两个及以上子女,则定义为三孩及以上生育意愿。如上所述,因变量为虚拟变量,本文主要使用 Probit 模型进行回归分析。

核心自变量 *policy* 为企业层面的生育支持政策,从问卷内容中共识别出 4 项政策(产假、哺乳假、生育补贴、工作一家庭平衡计划<sup>①</sup>),其中产假在被调查企业中覆盖面较广<sup>②</sup>,本文在实证研究中将产假与哺乳假合并,作为生育假进行考察。核心自变量包括 3 个虚拟变量,分别反映员工所在企业是否提供生育假(产假和哺乳假)、是否发放生育补贴、是否有工作一家庭平衡计划,是为 1,否为 0; $\beta_1^j$  为对应的回归系数(*j* 代表不同的政策)。

本文选取的个体层面控制变量包括:(1)年龄及平方项,年龄为调查时被访女性的实际年龄;(2)户口类型,非农业户口为 1,农业户口为 0;(3)民族,少数民族为 1,汉族为 0;(4)受教育水平,使用被访者接受正规教育的年限(年)来衡量;(5)婚姻状况,已婚为 1,否则为 0;(6)收入水平,用被访者最近一年从所在企业获得的月均税后现金总收入(千元)衡量;(7)健康状况,极差、差、一般、良好、优秀依次赋值 1~5;(8)是否已有子女,已有子女为 1,否则为 0;(9)工作强度,用被访者上周平均每天的工作时长(小时)衡量。企业层面的控制变量包括:(1)企业规模,用企业从业人员总数(人)衡量;(2)股权性质,国有企业为 1,否则为 0;(3)企业年龄,定义为截至调查年份企业已成立的时长(年)。城市层面变量包括:(1)经济发展水平及其平方项,经济发展水平用各城市人均 GDP(元/人)取对数衡量;(2)所在地区,东部地区赋值为 1,其余为 0。最后,本文还考虑了企业所属行业的虚拟变量  $\mu_m$ (行业效应)与调查年份虚拟变量  $\mu_t$ (时间效应),以控制与行业和调查时间相关的异质性。

① 原始问卷中并未涉及工作一家庭平衡的具体内容,但根据本文搜集的资料与文献中工作一家庭平衡计划的内涵较为固定,主要包括弹性工作制、家庭照料、员工辅导、灵活雇佣 4 个方面。

② 样本中提供产假的企业占比为 89.5%。

表 1 给出了上述各变量的描述性统计结果<sup>①</sup>。样本中被访女性的年龄范围为 17~49 岁,其中 29 岁及以下、30~39 岁、40 岁及以上员工分别占 32.90%、43.25%、23.85%。总样本中,约 32.75% 的女性有生育意愿;进一步对不同孩次生育意愿进行统计后发现,在尚未生育的女性中,有生育意愿的占 72.12%;有一个子女的女性中,有生育意愿的占 25.46%;已有两个及以上子女的女性中,仍有生育意愿的仅占 8.15%。从企业特征来看,样本中分别有 51.71% 的企业同时提供产假与哺乳假;21.27% 的企业发放了生育补贴;由于工作—家庭平衡计划近年来才逐渐兴起,仅有 8.20% 的企业实施了相应计划。

表 1 主要变量的描述性统计

变 量	样本量	均值(标准差)	最小值	最大值
个人特征				
生育意愿	2079	0.327	0	1
年龄	2079	34.837(7.020)	17	49
户口类型	2079	0.327	0	1
民族	2079	0.968	0	1
受教育年限	2079	12.836(2.990)	2	22
婚姻状况	2079	0.951	0	1
收入水平	2079	2.957(1.950)	0.700	15
健康状况	2079	3.866(0.609)	1	5
是否已有子女	2079	0.812	0	1
工作强度	2079	7.806(1.379)	1.667	12
企业特征				
生育假	654	0.517	0	1
生育补贴	530	0.213	0	1
工作—家庭平衡计划	536	0.082	0	1
企业规模	655	316.108(711.746)	20	5029
股权性质	655	0.290	0	1
企业年龄	654	14.505(13.851)	1	67
所在城市特征				
东部地区	18	0.500	0	1
人均 GDP 对数	18	10.934(0.418)	10.388	11.767

四、实证分析结果

(一) 基准估计结果

基准模型估计结果如表 2 所示。模型 1 将 3 种政策同时纳入模型,模型 2 进一步控制了时间和行业效应。结果显示,3 种生育支持政策均对女性生育意愿产生了显著的正向影响,假设 1 得以验证。通过比较系数估计值可得,政策效应大小顺序为:工作—家庭平衡计划 > 生育补贴 > 生育假。由于 Probit 模型的估计系数难以直观解释且不具有经济意义,本文计算了各种政策对生育意愿的平均边际效应<sup>②</sup>。结果表明,生育假、生育补贴、工作—家庭平衡计划分别使女员工愿意生育的概率提升了约 3.8%、5.3%和 6.5%。

① 本文对于控制变量中存在极端值的连续变量(收入水平、工作强度)进行了 1%和 99%分位数上的缩尾处理。  
② 限于篇幅,估计结果未展示。



表 2 基准回归模型估计结果

变 量	模型 1	模型 2
生育假	0.149** (2.06)	0.137* (1.78)
生育补贴	0.180** (2.28)	0.191** (2.30)
工作—家庭平衡计划	0.270** (2.27)	0.236* (1.86)
年龄	-0.011 (-0.23)	-0.015 (-0.30)
年龄平方项	-0.001 (-0.84)	-0.001 (-0.82)
户口类型	0.040 (0.54)	-0.012 (-0.16)
民族	-0.119 (-0.68)	-0.051 (-0.28)
受教育年限	-0.009 (-0.76)	-0.006 (-0.43)
婚姻状况	0.594*** (3.83)	0.544*** (3.44)
收入水平	0.047*** (2.92)	0.031* (1.76)
健康状况	0.020 (0.38)	0.032 (0.60)
是否已有子女	-1.078*** (-12.01)	-1.097*** (-12.01)
工作强度	-0.048** (-1.99)	-0.074*** (-2.89)
企业规模	-4.70e <sup>-5</sup> (-0.94)	3.95e <sup>-5</sup> (-0.74)
股权性质	-0.042 (-0.56)	-0.055 (-0.68)
企业年龄	-0.005* (-1.74)	-0.004 (-1.27)
东部地区	-0.115 (-1.19)	-0.017 (-0.17)
人均 GDP 对数	25.234*** (3.50)	5.055 (0.58)
人均 GDP 对数平方项	-1.150*** (-3.48)	-0.226 (-0.57)
样本量	2079	2065
pseudo R <sup>2</sup>	0.202	0.221

注：模型 2 控制了时间和行业固定效应。括号内数字为 z 统计量；\*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著，下同。

20 个欧洲国家的估计结果则为 15%；此外，Lappegård(2010)还发现生育补贴对挪威高孩次生育的异质性影响，使二胎和二胎出生率分别提升 6%和 21%。中国目前的生育补贴政策尚处于探索阶段，发放数额较少，且配套的社保、税收支持等间接补贴政策尚不完善，因此其生育支持效应在国际上处于较低水平。

最后，关于工作—家庭平衡计划，国外学者对相应计划的具体措施研究表明，弹性工作制使欧洲 20 个国家的女性生育意愿平均提升约 16%(Harknett 等, 2014)；而在韩国，此类政策执行力度较弱、员工感知度不高，其对生育意愿的提升效应仅为 7.5%(Choi 等, 2018)<sup>①</sup>，与本文估计的工作—家庭平衡计划的政策效应相近。因此，中国当前工作—家

本文对上述估计结果与国际研究进行了比较。就生育假的政策效应来看，Harknett 等(2014)对 20 个欧洲国家的研究发现，生育假使各国总体生育意愿平均提升了 9.5%；而针对挪威的研究发现，生育假使更高胎次生育的意愿提高了 14%(Lappegård, 2010)。中国自 2012 年起将产假调整为 14 周，与欧盟国家(平均 22 周)与 OECD 国家(18 周)相比明显较短，且产假期间收入补偿很大程度上取决于雇主；此外，中国的哺乳假仅表现为工作日劳动时间的缩短，育儿假及男性陪产假政策刚刚起步。因此，中国生育假对生育意愿的提升效果较为有限。

从生育补贴的政策效应来看，国外学者发现，生育补贴使加拿大女性生育意愿提升 17%(Milligan, 2005)；而在美国，这一数值约为 11%(Haan, 2011)；Harknett 等(2014)对

① 尽管此处的跨国比较并不十分严谨，但仍然能够产生一些启示；即使本文对工作—家庭平衡计划的定义十分宽泛，但其对生育意愿的影响依然不及发达国家，说明目前中国企业层面实施的工作—家庭平衡计划对生育意愿的激励作用相对较小。

庭平衡计划的生育支持效应在国际上也处于偏低水平。

（二）内生性处理

本文的基准结果可能存在内生性问题。从个体角度看,女性员工在工作搜寻过程中可能会将企业是否提供各种生育支持政策纳入其入职决策;从企业角度看,生育支持政策供给可能与其他未观测的企业特征有关,这可能导致样本自选择问题。本文使用工具变量法处理相应内生性问题。

借鉴何小钢等(2023)的研究思路,本文利用一组可观测的外生变量构造工具变量。方法如下:

$$Y=\beta_0+\sum\beta_jZ_j+\lambda X+\varepsilon_1,\varepsilon_1=\gamma u+v_1 \tag{7}$$

$$Z_j=\alpha_0+\lambda X+\varepsilon_j,\varepsilon_j=u+v_j \tag{8}$$

其中  $Y$  代表因变量生育意愿, $Z_j(j=2,3,4)$ 代表本文考察的3项生育支持政策, $X$ 代表控制变量向量; $\varepsilon$ 为误差项,其中包含两部分, $u$ 为不可观测因素, $v$ 为随机误差。本文利用  $X$  中所用个体、企业、城市层面控制变量,构造 $[X-E(X)]\varepsilon_j$ 作为  $Z_j$  的一组工具变量,其中  $\varepsilon_j$ 使用式(8)OLS估计后的预测残差。这一识别策略利用了  $\varepsilon_j$  异方差包含的额外信息,且不受排他性约束条件的限制。

工具变量估计结果如表3所示<sup>①</sup>。C-D Wald-F统计量大于临界值,可识别约束的LM检验高度显著,支持了工具变量的有效性。鉴于估计结果与基准模型差异较小,内生性问题对本文实证结论的影响不大。因此,后续分析依然使用基准模型。

表3 工具变量估计结果(N=2065)

	模型3	模型4
生育假	0.043*(2.99)	0.045*(1.91)
生育补贴	0.052**(6.59)	0.050*(1.79)
工作—家庭平衡计划	0.074**(4.36)	0.071*(1.65)
C-D Wald F	79.864	80.253
LM(p-value)	0.000	0.000

注:控制了行业、时间效应和其他控制变量;若无特别说明,下表同。

（三）异质性分析

1. 不同孩次的生育意愿

鉴于样本中员工已有子女数量不同,本文首先考虑了生育支持政策对不同孩次生育意愿的异质性影响。由于在已有子女的样本中,仅有一个子女的样本占88.7%,因此,本文对分孩次的生育意愿仅考虑一孩生育意愿与二孩及以上生育意愿,对后者不再细分孩次。将表示个体未生育、已生育子女的虚拟变量与生育支持政策交互并纳入模型,Probit模型估计结果如表4所示。

① 在IV-Probit模型的估计框架下,两步法与极大似然估计都要求内生变量连续,而本文的核心解释变量生育支持政策并非连续变量;因此,尽管被解释变量生育意愿是虚拟变量,此处仍需使用两阶段最小二乘法(2SLS)进行估计。



表 4 回归结果表明,生育假对一孩生育意愿的支持作用更明显,这与 Kalwij(2010)的研究结论一致;未育女性初为人母的时间成本与心理成本较高,在时间上给予其便利能够帮助其更快地适应母职的角色转变,从而激发生育意愿。不同于国外文献中生育补贴更能促进高胎次生育的结论(Lappegård,2010),本文的估计结果显示生育补贴的效果不存在孩次异质性。考虑到子代后续的教育投资等,中国目前的生育成本较高,现金补贴带来的收入增加对各孩次的生育意愿均有积极效应,这也是中国当前提升生育意愿的稳妥方法。而工作—家庭平衡计划对二孩及以上生育意愿的提升作用更明显(Choi 等,2018),可能的原因是已有子女的女性除生育外还需照料现有的孩子,面临更严重的工作—家庭冲突,因此在长期内提振生育更应从工作—家庭平衡的角度为已生育的女性提供就业支持。模型 8 纳入全部变量后的估计结果也支持上述结论。

2. 个体特征的异质性

不同特征的女性可能对不同的生育支持政策存在差异性偏好。本文考虑了各种政策在不同个体特征上可能存在的异质性影响,包括年龄、户口类型、受教育年限、收入水平、工作强度。年龄分为 3 组:29 岁及以下、30~39 岁、40 岁及以上;受教育年限、收入水平、工作强度分为中位数以下和中位数及以上两组。纳入各项政策与上述各分组变量对应的虚拟变量的交互项后,Probit 模型的估计结果如表 5 所示。

不同年龄段女性对家庭与事业的偏好程度存在差异,因此不同生育支持政策对其

生育意愿的影响存在异质性。随着女性年龄增大,生育假的作用逐渐减小;究其原因,年长的女性生育意愿普遍更低。此外,Billingsley 等(2014)认为处于事业关键期的女性更加重视职业发展,因此其生育意愿对传统的家庭支持政策敏感度不高。30~39 岁女性员工更

表 4 生育孩次异质性估计结果

	生育假	生育补贴	工作—家庭平衡计划
政策	0.327 <sup>***</sup> (2.22)	0.281 <sup>***</sup> (2.22)	0.164(0.86)
政策×有子女	-0.172 <sup>*</sup> (-1.79)	-0.031(-0.20)	0.198 <sup>*</sup> (1.69)
样本量	2728	2068	2093
pseudo R <sup>2</sup>	0.200	0.219	0.218

注:模型中控制变量及各自变量的主效应未展示,下表同。

表 5 个体特征异质性估计结果

	生育假	生育补贴	工作—家庭平衡计划
政策	0.383 <sup>***</sup> (2.92)	0.446 <sup>**</sup> (2.46)	-0.060(-0.20)
政策×30~39 岁年龄段	-0.197 <sup>*</sup> (-1.89)	-0.279 <sup>*</sup> (-1.72)	-0.402(-1.39)
政策×40 岁及以上年龄段	-0.424 <sup>***</sup> (-2.84)	-0.020(-0.10)	-0.331(-0.98)
政策×非农户口	0.067(0.53)	0.072(0.42)	0.219(0.80)
政策×高学历	0.174 <sup>*</sup> (1.72)	0.054(0.33)	-0.080(-0.26)
政策×高收入水平	0.122(1.27)	0.101(0.67)	0.489 <sup>***</sup> (1.97)
政策×高工作强度	-0.188 <sup>*</sup> (-1.75)	-0.209(-1.35)	0.615 <sup>***</sup> (2.30)
样本量	2728	2068	2152
pseudo R <sup>2</sup>	0.205	0.222	0.216

可能处于职业发展上升期,生育的机会成本较高,因此生育补贴带来的收入增加对其生育意愿的作用最小;从这一角度看,帮助她们处理工作—家庭冲突比引导其回归家庭与母职更有效。

受教育程度较高的女性若因生育而暂时中断工作,其机会成本较高(Haan等,2011);加之,随着受教育水平提高,生育观念的转变还会使员工更加偏好闲暇,因此生育假对高学历者影响更大。此外,工作—家庭平衡计划对高收入者、工作强度较大的女性员工作用更强,生育假对高工作强度的女性生育意愿的作用则较小。对于低收入、低工作强度的员工而言,回归母职是更容易被接受的选择;而高收入、高工作强度的员工则面临着更严重的工作—家庭冲突,若不能得到有效的就业支持,更可能推迟甚至放弃生育;因此对于后者而言,应更加注重化解其母职与就业之间的角色冲突。

### 3. 不同城市的异质性

最后,本文考虑了各项生育支持政策在不同城市的异质性影响;将调查选取的城市划分为一线、二线和三线及以下城市,用虚拟变量表示。表6估计结果表明,生育假、工作—家庭平衡计划显著提升了一线城市中女性员工的生育意愿。可能的原因是,大城市中工作压力与高工资并存,女性生育决策更多取决于其职业发展相关的机会成本而非直接成本。因此,主要降低生育机会成本的政策更能激发女性的生育意愿。生育补贴对三线城市女性作用更大;这表明在这些城市中,生育的直接成本依然在生育决策中占主导。此外,在一线城市中工作—家庭平衡计划有更显著的政策效应,也可能与大城市中较高的政策落实度有关。

表 6 城市异质性估计结果

	生育假	生育补贴	工作—家庭平衡计划
政策	0.198*** (2.72)	0.228** (2.30)	0.488*** (3.54)
政策 × 二线城市	-0.038* (-1.84)	0.036 (0.20)	-0.480* (-1.80)
政策 × 三线及以下城市	-0.069* (-1.77)	0.259* (1.81)	-0.449* (-1.75)
样本量	2661	2000	2025
pseudo R <sup>2</sup>	0.202	0.225	0.224

## (四) 稳健性检验

### 1. 倾向得分匹配

匹配是处理样本自选择偏差的常用思路。即对于每项生育支持政策,将能够享受到该政策的个体视为处理组样本,否则为控制组样本,通过由协变量计算的倾向得分对两组样本匹配以控制其可观测差异。使用PSM还需满足共同支撑假设,图中给出了检验结果(从左至右依次为生育假、生育补贴、工作—家庭平衡计划处理组与控制组的共同取值范围),大多数观测值处于共同取值范围内。匹配前后处理组和控制组倾向得分的核密度图表明,匹配明显改善了两组样本的分布差异;协变量平衡性检验也表明,匹配后各协变量在处理组与控制组之间的标准化偏差绝对值均小于10%,均值差异不显

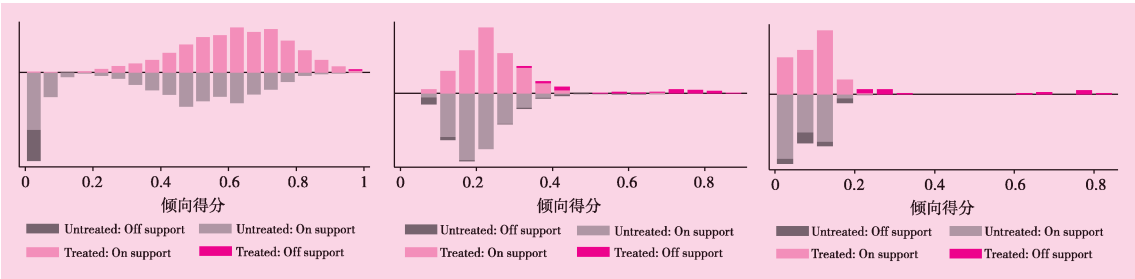


图 倾向得分的共同取值范围

著,表明匹配效果良好<sup>①</sup>。

表 7 列出了 3 种生育支持政策对生育意愿的平均处理效应,包括处理组的平均处理效应(ATT)和总体样本的平均处理效应(ATE),在 k 近邻匹配与半径匹配两种方法对应的结果中,各政策效应依然显著;与基准结果相比,PSM 估计的政策效应均有所提高,但其相对大小顺序未变。

表 7 PSM 估计结果

	k 近邻匹配			半径匹配		
	生育假	生育补贴	工作—家庭平衡计划	生育假	生育补贴	工作—家庭平衡计划
ATT	0.051 <sup>**</sup> (2.16)	0.064 <sup>**</sup> (2.00)	0.102 <sup>**</sup> (2.13)	0.044 <sup>*</sup> (1.72)	0.065 <sup>**</sup> (2.79)	0.089 <sup>**</sup> (2.06)
ATE	0.044 <sup>**</sup> (2.16)	0.069 <sup>**</sup> (2.00)	0.089 <sup>**</sup> (2.13)	0.049 <sup>*</sup> (1.72)	0.071 <sup>**</sup> (2.79)	0.102 <sup>**</sup> (2.06)

2. 控制其他影响因素

本文还尝试从两方面控制其他因素影响。第一,由于数据存在时间跨度,且 2016 年的全面二孩政策可能会导致生育观念变化,使某些个体特征变量对生育意愿的影响产生变化。为此,本文将 2013 年个体特征控制变量与表示 2017 年的虚拟变量的交互项纳入模型,以考虑控制变量的差异性影响。第二,由于生育内嵌于家庭决策,夫妻双方均具有一定的决策议价能力,因此女性生育意愿也会受配偶特征的影响。本文额外控制了配偶

表 8 控制其他影响因素估计结果

	考虑控制变量的差异性影响	控制配偶特征
生育假	0.145 <sup>*</sup> (1.84)	0.159 <sup>*</sup> (1.91)
生育补贴	0.177 <sup>**</sup> (2.10)	0.216 <sup>**</sup> (2.45)
工作—家庭平衡计划	0.219 <sup>*</sup> (1.71)	0.246 <sup>*</sup> (1.79)
样本量	2065	1796
pseudo R <sup>2</sup>	0.234	0.233

的年龄及平方项、正规受教育年限、月平均收入<sup>②</sup>。

估计结果如表 8 所示,本文的基本结论仍然未发生改变。

3. 生育支持政策的等效收入效应

在以上模型中,收入水平对生育

① 限于篇幅,核密度图与平衡性检验结果未展示。

② 为了同时考察未婚女性,本文的基准回归结果中未纳入配偶个体特征。

意愿均存在显著的正向影响。当然,收入进一步上升,生育观念的转变及孩子“质量—数量”权衡的作用可能会降低生育意愿;本文尝试将收入的平方项引入基准模型,发现生育意愿下降的拐点对应的月收入为 1.12 万元,而样本中月收入超过这一拐点值的女性仅占 1.6%。因此仍可近似将收入对生育意愿的影响视为正向单调的。

基于以上分析,本文借鉴 He 等(2021)的设计,从等效收入提升的角度比较各项生育支持政策效应大小。将样本按收入水平分位数分为 3 组,以低收入者为对照组, *medium*、*high* 分别代表中等收入、高收入者,将分组虚拟变量纳入基准模型并估计边际效应。模型设定如下:

$$P(fertility_{ic}=1)=\Phi(\beta_0+\beta_1^j policy_c^j+\beta_2 medium+\beta_3 high+\lambda X+\mu_m+\mu_t) \tag{9}$$

以低收入者为参照,  $\beta_1^j$  衡量各项生育支持政策对应的生育意愿的变动;  $\beta_2$ 、 $\beta_3$  则分别衡量仅将低收入者收入提升至中等收入水平、高收入水平时,其生育意愿的变动。通过比较生育支持政策及收入分组变量的边际效应大小,可以估计出各项支持政策对女性生育意愿影响的等效收入效应。

表 9 显示,对于低收入者,提供生育假的效果与将其收入提高到中等收入水平大致相当,提供生育补贴的效果略高于将其收入提高到中等收入水平,而提供工作—家庭平衡计划的效果则要高于将其收入提高到高收入水平。因此,从等效收入效应的角度来看,本文的实证结论也是稳健的。

表 9 政策的等效收入效应估计结果

	模型 9	模型 10
生育假	0.036*(1.76)	0.035*(1.72)
生育补贴	0.047**(2.09)	0.044**(1.96)
工作—家庭平衡计划	0.076**(2.18)	0.074**(2.13)
中等收入	0.036*(1.78)	0.036*(1.77)
高收入	0.071**(2.21)	0.068**(2.12)
样本量	2079	2065
pseudo R <sup>2</sup>	0.217	0.220

注:模型 10 控制了行业、时间固定效应和控制变量。

五、影响机制

本部分探究生育支持政策促进生育意愿提升的影响机制,以验证上文提出的假设 2 和假设 3,即不同类型生育支持政策能够产生“成本效应”或“和谐效应”。

(一)“成本效应”

在直接生育成本中,孕期检查、手术及住院费用等生育成本很大程度上可以通过生育保险支付,而子女的养育、教育成本更大且需要家庭长期负担,在更大程度上影响了女性生育意愿。因此,本文选用问卷中的问题“在经济方面,您是否担心孩子在上学或教育费用上的问题”衡量家庭是否负担了较高的生育直接成本,“是”赋值为 1,“否”为 0。估计结果如表 10 所示。从表 10 可以看出,生育补贴显著降低了直接生育成本,而较高的直接生育成本抑制了生育意愿;将生育成本纳入模型后,生育补贴的支持效应略有下

表 10 机制分析:直接成本效应

	生育直接成本	生育意愿	生育意愿
生育补贴	-0.376***(-4.79)	0.256*** (3.26)	0.238*** (3.01)
生育直接成本			-0.174**(-2.36)
样本量	2068	2067	2067
pseudo R <sup>2</sup>	0.219	0.204	0.223

注:模型中均控制了行业、时间固定效应和控制变量。

策,共同促进生育成本的社会化分担。

在机会成本中,相较于娱乐与社交减少,就业受到的负面影响更加重要。若缺乏有效的就业支持,女性员工可能会寻求“跳槽”机会,但因此造成的就业不稳定也会使其推迟生育计划。本文使用问卷中的问题“在过去一年内,您是否有尝试寻找其他工作的经历”衡量就业稳定性,若回答“否”,则赋值为 0;若回答“是”,则赋值为具体工作搜寻次数。描述性统计结果显示,85.5%的女性员工未寻找过新工作,其余的女性工作搜寻次数从 1 次至 10 次不等。由于工作搜寻动机与员工已有工作的雇佣类型和雇佣期限相关,短期、非正规就业员工更倾向于寻找新工作;鉴于此,本文控制了员工合同类型(包括未签订合同,签订固定期限合同,签订无固定期限合同 3 类)。

生育假和工作一家庭平衡计划的机会成本效应估计结果如表 11 所示。两种政策均显著降低了女性员工工作搜寻次数,提升了其就业稳定性;工作搜寻次数对生育意愿有明显的抑制作用,且在控制工作搜寻次数后,政策的支持效应出现下降。因此,生育假与工作一家庭平衡计划能够从就业的角度降低女性生育的机会成本,从而激发其生育意愿。

表 11 机制分析:机会成本效应

	工作搜寻次数	生育意愿	生育意愿	工作搜寻次数	生育意愿	生育意愿
生育假	-0.347***(-4.75)	0.184*** (2.81)	0.158** (2.40)			
工作搜寻次数			-0.128***(-3.17)			-0.110**(-2.16)
工作一家庭平衡计划				-0.483***(-2.77)	0.326*** (2.75)	0.223* (1.76)
样本量	2719	2728	2719	2084	2093	2057
pseudo R <sup>2</sup>	0.055	0.200	0.203	0.069	0.218	0.223

注:模型中均控制了行业、时间固定效应和控制变量。

(二) “和谐效应”

Billingsley 等(2014)认为去家庭化的生育支持政策能够产生“和谐效应”,促进性别分工平等。私人领域性别平等程度是家庭关系的重要维度,与生育率也有密切关系(Willis, 1973)。家务分工的性别平等程度较为直观,丈夫的家务分担意味着他们重视维护和谐的家庭关系,具有直接的生育支持效应(杨菊华,2022)。考虑数据可得性,本文使用女性从事家务劳动的时间占比衡量家庭中性别平等程度,具体计算方法为:平均每天从事家

降,表明生育补贴政策通过降低生育直接成本来影响生育意愿的作用机制是成立的。尽管如此,生育补贴的成本效应依然有限,“三孩”时代教育、医疗等公共服务领域也应积极推进相关的配套支持政策



务时间与每天除去工作及睡眠外的剩余时间之比。使用夫妻中一方的家务时间占比衡量性别平等程度具有一定的合理性：由于中国家庭长期存在着“男主外，女主内”的传统思想，女性从事家务劳动的时间往往远高于男性；此处的分析仅保留已婚女性样本，若女性做家务的时间相对减少，则意味着丈夫很可能分担了家务，由此提升了性别平等程度。

工作一家庭平衡计划的“和谐效应”估计结果如表 12 所示。从表 12 可以看出，工作一家庭平衡计划显著降低了女性从事家务的时间占比，且

表 12 机制分析：和谐效应

	家务时间占比	生育意愿	生育意愿
工作一家庭平衡计划	-1.049***(-6.09)	0.298**(2.43)	0.247**(1.98)
家务时间占比			-0.440***(-2.72)
样本量	1827	1989	1989
pseudo R <sup>2</sup>	0.203	0.224	0.227

家务时间占比显著抑制了生育意愿；在控制家务时间占比后，工作一家庭平衡计划的生育支持效应下降。因此，工作一家庭平衡计划能够产生“和谐效应”，从而提升生育意愿，假设 3 得到验证。

## 六、进一步分析

从国际经验来看，各国在鼓励生育中往往同时提供多项支持政策，以期起到相互补充、协调配合的效果(王颖、孙梦珍,2017)。在中国，各种支持政策能否实现良性互动是“全面三孩”背景下建立独立完整的“家庭友好型”生育政策体系的关键。

本部分考察不同政策之间的交互效应，即同时提供多项政策对女性生育意愿的提升效果是否比单一政策更强。表 13 估计了各种生育支持政策及其不同组合对生育意愿的边际效应，二维交互项、三维交互项分别表示同时提供两项或 3 项政策，模型 11 至模型 13 考虑了任意两项政策及其组合，模型 14 则纳入了全部 3 项政策及组合。

表 13 不同政策的交互效应估计结果

	模型 11	模型 12	模型 13	模型 14
生育假	0.043**(1.96)	0.030(0.47)		0.044*(1.91)
生育补贴	0.095*(1.86)		0.067(1.15)	0.066(0.91)
工作家庭平衡计划		0.035*(1.67)	0.060**(2.40)	0.063(0.72)
生育假×生育补贴	0.103*** (3.55)			0.079** (2.47)
生育假×工作一家庭平衡计划		0.161*** (3.50)		0.123(1.50)
生育补贴×工作一家庭平衡计划			0.130*** (2.82)	0.135** (2.41)
生育假×生育补贴×工作一家庭平衡计划				0.202*** (3.81)
样本量	2067	2092	2066	2065
pseudo R <sup>2</sup>	0.221	0.220	0.220	0.224

注：本表中所有估计值均为平均边际效应。

从表 13 可以看出,任意两项政策组合使女性生育意愿提升幅度均超过 10%,其效果强于单项政策。其中,生育补贴与工作—家庭平衡计划能够产生最优的协同效应,其政策组合效果远好于单项政策。其原因可能在于,这一政策组合兼顾了生育的经济成本与机会成本,且从家庭化与去家庭化的角度提供了生育支持。模型 14 的估计结果还表明,3 项政策的组合能够使女性生育意愿提升近 20%,高于单项政策及两项政策组合的效果。因此,在中国当下生育支持政策改革中,应重视不同政策之间的互动与协同效应,构建更加多元化的政策支持体系。

七、结论与政策建议

本文基于企业—员工匹配数据,实证研究了生育假、生育补贴、工作—家庭平衡计划 3 种生育支持政策对育龄女性员工生育意愿的影响。研究发现,不同的支持政策均显著提升了生育意愿,政策效应由大到小依次为工作—家庭平衡计划、生育补贴、生育假,且各政策的效应存在异质性。机制分析结果表明,生育支持政策能够产生“成本效应”与“和谐效应”,通过降低家庭生育成本、促进家庭关系的和谐激发女性生育意愿。此外,各项政策能够产生良性互动,共同促进生育。

基于以上结论,本文提出如下政策建议。第一,在“三孩”政策时代,着力从多个维度分担家庭生育成本,对于提升在业女性生育意愿必要且有效。促进家庭性别平等分工、注重减轻女性工作—家庭冲突的政策应受到重视,如扩大工作—家庭平衡计划的企业覆盖面、丰富政策内涵。第二,提升各项生育支持政策对不同人群的靶向性。首先,对于未育女性,应注意保障其生育假期;对于已生育者则应关注其已有的照料者身份,重点化解其工作—家庭冲突。其次,注重为大城市的女性员工提供时间与就业方面生育支持,为中小城市的员工提供经济方面支持。第三,注重发挥不同生育支持政策的协同效应,多管齐下降低家庭生育成本;提供更多元化的组合支持政策,以期在社会生育总成本最小化前提下有效促进生育。

参考文献:

1. 陈芳、沙勇(2022):《社会投资视角下我国生育假相关政策的地方创新》,《江苏社会科学》,第 5 期。
2. 房莉杰、陈慧玲(2021):《平衡工作与家庭:家庭生育支持政策的国际比较》,《人口学刊》,第 2 期。
3. 何小钢等(2023):《工业机器人应用与劳动收入份额——来自中国工业企业的证据》,《中国工业经济》,第 4 期。
4. 刘畅、靳永爱(2022):《产假政策与生育意愿》,《世界经济文汇》,第 2 期。
5. 沈忻昕、张镇(2022):《生育补贴、养老金支付与生育率变动》,《地方财政研究》,第 9 期。
6. 王颖、孙梦珍(2017):《鼓励生育的政策及其效果:国际经验、回顾和展望》,《浙江大学学报(人文社会科学版)》,第 5 期。

7. 杨华磊、张文超(2019):《生育红利、生育意愿与生育支持》,《上海经济研究》,第7期。
8. 杨华磊等(2019):《目标不一致、正外部性与生育补贴》,《中国经济问题》,第4期。
9. 杨菊华(2022):《抑制与提升:丈夫家事分担的生育效应》,《中华女子学院学报》,第4期。
10. 张广宇、顾宝昌(2018):《用津贴能促进生育吗?澳大利亚实施鼓励生育政策始末记》,《人口与发展》,第6期。
11. 赵恢林等(2021):《货币政策、财政补贴与生育决策——基于动态一般均衡分析》,《西南民族大学学报(人文社会科学版)》,第2期。
12. 朱荟、陆杰华(2021):《现金补贴抑或托幼服务? 欧洲家庭政策的生育效应探析》,《社会》,第3期。
13. Adserà A.(2004), Changing Fertility Rates in Developed Countries. The Impact of Labor Market Institutions. *Journal of Population Economics*. 17(1):17-43.
14. Becker G.S.(1976), The Economic Approach to Human Behavior. *University of Chicago Press*.
15. Billingsley S., Ferrarini T.(2014), Family Policy and Fertility Intentions in 21 European Countries. *Journal of Marriage and Family*. 76(2):428-445.
16. Bradshaw J., Tokoro M.(2013), Child Benefit Packages in the United Kingdom and Japan. *Social Policy and Society*. 13(1):119-128.
17. Choi S., Yellow Horse A.J., Yang T.(2018), Family Policies and Working Women's Fertility Intentions in South Korea. *Asian Population Studies*. 14(3):251-270.
18. Felfe C., Lechner M., Thiemann P.(2016), After-school Care and Parents' Labor Supply. *Labour Economics*. 42(C):64-75.
19. Frejka T., Sobotka T., Hoem J.M., et al.(2008), Summary and general conclusions: Childbearing Trends and Policies in Europe. *Demographic Research*. 19(2):5-14.
20. Gauthier A.H.(2007), The Impact of Family Policies on Fertility in Industrialized Countries: A Review of the Literature. *Population Research and Policy Review*. 26(3):323-346.
21. Haan P., Wrohlich K.(2011), Can Child Care Policy Encourage Employment and Fertility? Evidence from a Structural Model. *Labour Economics*. 18(4):498-512.
22. Harknett K., Billari F.C., Medalia C.(2014), Do Family Support Environments Influence Fertility? Evidence from 20 European Countries. *European Journal of Population*. 30(1):1-33.
23. He H., Neumark D., Weng Q.(2021), Do workers Value Flexible Jobs? A Field Experiment. *Journal of Labor Economics*. 39(3):709-738.
24. Kalwij A.(2010), The Impact of Family Policy Expenditure on Fertility in Western Europe. *Demography*. 47(2):503-519.
25. Lappegård T.(2010), Family Policies and Fertility in Norway. *European Journal of Population*. 26(1):99-116.
26. Lee S., Duvander A.Z., Zarit S.H.(2016), How Can Family Policies Reconcile Fertility and Women's Employment? Comparisons between South Korea and Sweden. *Asian Journal of Women's Studies*. 22(3):269-288.
27. Lewis J., Campbell M.(2007), UK Work/family Balance Policies and Gender Equality, 1997-2005. *Social Politics*. 14(1):4-30.
28. Luci-Greulich A., Thévenon O.(2013), The Impact of Family Policies on Fertility Trends in Developed Countries. *European Journal of Population*. 29:387-416.

29. Milligan K.(2005),Subsidizing the Stork:New Evidence on Tax Incentives and Fertility. *The Review of Economics and Statistics*. 87(3):539-555.
30. Pollmann-Schult M.(2018),Parenthood and Life Satisfaction in Europe:The Role of Family Policies and Working Time Flexibility. *European Journal of Population*. 34(3):387-411.
31. Thévenon O.(2011),Family Policies in OECD Countries:A Comparative Analysis. *Population and Development Review*. 37(1):57-87.
32. Thyrian J.R.,Fendrich K.,Lange A.,et al.(2010),Changing Maternity Leave Policy:Short-term Effects on Fertility Rates and Demographic Variables in Germany. *Social Science & Medicine*. 71(4):672-676.
33. Willis R.J.(1973),A New Approach to the Economic Theory of Fertility Behavior. *Journal of Political Economy*. 81(2):14-64.

## Have China's Fertility Support Policies Boosted Women's Fertility Intention? ——Empirical Findings Based on the Enterprise-Employee Matching Data

Huang Qian   Fan Ziang

**Abstract:** Based on the mixed cross-sectional data of enterprise-employee matching in 2013 and 2017, this paper empirically analyzes the impact of three policies, including maternity leave, birth subsidy and work-family balance plan, on the fertility intention of childbearing-aged female employees. We find that: First, all the three policies have significantly increased the fertility intention. The policy impact is most significant for the work-family balance plan, but the effect is relatively lower in the world. Second, the policy effects are heterogeneous. Maternity leave has a greater impact on female employees who are childless, young, highly educated, or in large cities. Child subsidies have a greater impact on female employees aged 29 and below, 40 and above, or in small to medium-sized cities. The work-family balance plan has a greater impact on female employees who have children, high income, high work intensity, or in large cities. Third, the mechanism analysis shows that different fertility incentive policies can produce a "cost effect" or a "harmony effect", which in turn boosts fertility. Fourth, there are positive interactions between different policies, and the supply effect of policy combinations is greater than that of individual policies. Our study deepens the rational understanding of the effectiveness and mechanism of birth support policies, and can provide reference for the policy reform in the new era.

**Keywords:** Fertility Support Policies; Fertility Intention; Fertility Costs; Work-Family Balance

(责任编辑:李玉柱)