

# 父母生育行为如何影响子女反哺？

——基于初育年龄和生育数量双维度选择视角

刘丰<sup>1</sup>，付裕<sup>2</sup>

(1. 上海社会科学院 经济研究所, 上海 200020; 2. 东北财经大学 经济学院, 辽宁 大连 116025)

**摘要：**随着中国人口老龄化程度日渐加深，如何实现老有所养备受关注。本文将初育年龄引入含有生育数量的三期世代交叠模型进行理论分析，从初育年龄和生育数量双维度选择视角出发，基于1998—2018年七轮中国老年健康影响因素跟踪调查（CLHLS）数据，采用面板Logit模型实证检验父母生育行为对子女反哺的影响及作用机制。研究结果显示，初育年龄不仅对代际资金支持有倒U型影响，还通过减少生育数量进一步弱化代际资金支持和代际照料支持。拥有社会养老保障和追求高质量老年生活分别对代际资金支持产生补偿效应和需求效应，进而减弱初育年龄推迟和生育数量减少对代际资金支持的负向影响。本文的研究结论表明，应从全生命周期视角构建家庭支持政策体系，鼓励家庭适龄、适度生育有助于最大限度地发挥生育与养老互促的正循环效应，从而实现生育提振和老有所养的双重目标，助力积极应对人口老龄化国家战略的实施。

**关键词：**父母生育行为；初育年龄；生育数量；子女反哺；全生命周期

**中图分类号：**F063.4；C913.6 **文献标识码：**A **文章编号：**1000-176X(2024)07-0113-17

## 一、问题的提出

未富先老、快速老龄化和超大规模老年人口等特征，将是一个长时期的重要国情。2020年，党的十九届五中全会提出，实施积极应对人口老龄化国家战略，深刻体现了应对人口老龄化这一战略任务的紧迫性和重要性。其中，保障老年人老有所养尤为重要，这与老年人能否有尊严地享受晚年生活息息相关。目前，尽管中国养老社会化程度不断提高，但社会养老保障的第二、三支支柱仍比较薄弱，“时间银行”等以服务换服务的自我养老范式尚未健全<sup>[1]</sup>，家庭养老仍在各种养老模式中发挥重要作用<sup>[2]</sup>。然而，伴随着中国生育率的两次转变<sup>[3]</sup>，一系列现实问题不断凸显。例如，育龄女性规模下降、初育年龄推迟、生育意愿不强、老年人与子女分居<sup>[4-5]</sup>。就独生子女

**收稿日期：**2024-04-10

**基金项目：**国家自然科学基金面上项目“基于大数据计量方法的中国人人口政策评估与优化研究”（72273019）；国家自然科学基金面上项目“偏线性分位数样本截取和选择模型的估计与应用——基于非参数筛分法（Sieve Method）”（72273091）；国家自然科学基金青年项目“引入专家咨询信息的多指标综合评价模型：理论、方法与应用”（72303155）

**作者简介：**刘丰（1989-），男，浙江苍南人，助理研究员，博士，主要从事经济计量分析和人口经济学研究。E-mail: liuf22@163.com  
付裕（通讯作者）（1994-），女，黑龙江哈尔滨人，讲师，博士，主要从事经济计量分析和人口经济学研究。E-mail: fydufe@163.com

家庭而言,“四二一”家庭结构加剧了子女对父母的照料负担<sup>[6]</sup>。截至2022年,中国育龄女性平均初育年龄推迟至28岁,总和生育率低于发达国家平均水平,且家庭规模逐渐呈现小型化特征;60岁及以上老年人口规模高达2.8亿人,加之高龄化、失能、半失能老年人比重上升,子女赡养父母的反哺式家庭代际向上支持功能受到严峻挑战<sup>[7]</sup>。

为破解中国少子老龄化背景下的养老难题,国家出台了一系列生育政策和养老政策。中国逐步提出二孩政策、三孩政策,并通过取消社会抚养费 and 提供生育补贴等方式助力家庭生育意愿释放<sup>[8-9]</sup>。中国还通过建立长期护理险试点、医养结合示范点、赡养老人专项附加扣除和父母户籍随迁等政策优化社会养老保障体系。党的二十大报告提出:“建立生育支持政策体系,降低生育、养育、教育成本。实施积极应对人口老龄化国家战略,发展养老事业和养老产业”。但是,随着养老保障体系的不断完善,老年人“不靠子女,靠社会”的想法可能会加剧社会养老负担<sup>[10]</sup>。因此,本文聚焦中国传统文化中子代孝亲的重要性<sup>[11-12]</sup>,将父母生育行为(初育年龄和生育数量)和子女反哺纳入同一框架,联动分析“一老一小”问题,并探究不同社会养老保障和老年生活质量下父母生育行为对子女反哺的影响,有助于在家庭资源有限的情况下平衡好生育与养老决策,发挥家庭在积极应对人口老龄化国家战略中的关键性作用。

现有研究分别从生育行为的全生命周期影响、家庭养老的影响因素等视角对生育与养老之间的关系展开研究。初育年龄和生育数量选择会对成年期和老年期收入<sup>[13-14]</sup>、健康水平和幸福感等方面产生影响<sup>[15-16]</sup>,进而在资源代际流动性作用下影响老年期子女反哺情况。尤其是那些拥有交换动机的父母会选择在生命早期进行生育,以期通过子女提供代际资金支持安度晚年和避免老年贫困<sup>[17]</sup>。然而,随着工业化、城镇化和现代化进程不断推进,传统“养儿防老”“多子多福”观念逐渐弱化,初育年龄推迟和生育低迷现象凸显。一方面,老年人获得的代际支持水平往往是生育数量“示范效应”“推卸责任”两种机制博弈的结果<sup>[18]</sup>,但生育数量减少抑或是独生子女家庭很难将赡养老人的责任推卸给其他兄弟姐妹,子女面临的赡养负担更重<sup>[19]</sup>。另一方面,成年人通过推迟生育提高了职位晋升概率或受教育水平<sup>[20-21]</sup>,其有较强的自我养老能力,对子女反哺的依赖程度下降。成年人有限的资源既要分配给未成年的子女,又要照顾步入老年的父母<sup>[22]</sup>。在二者不可得兼的情况下,老年人往往会主动降低对子女代际支持的依赖程度<sup>[10]</sup>。但是,如果老年人有高质量生活需求,其消费水平提高将促使子女强化代际支持<sup>[18]</sup>。此外,老年人拥有社会养老保障也会影响家庭养老水平<sup>[23-24]</sup>。虽然拥有社会养老保障会减少生育数量和弱化代际支持,但社会养老保障同样也起到了积极作用,尤其是能够降低独生子女家庭的养老风险<sup>[25]</sup>。相对于社会养老保障而言,以提振生育来缓解家庭养老压力也是较为有效的方式<sup>[26]</sup>。

尽管现有研究为探讨生育对养老的影响提供了一些理论基础和经验证据,但仍待进一步拓展。一方面,现有关于生育行为对子女反哺影响的研究大多局限于生育数量的影响,忽视了初育年龄的影响,并且生育数量对子女反哺的影响尚未清晰。另一方面,现有研究多聚焦于子代反哺对子代生育的挤出效应,关于父母生育行为对缓解子代反哺压力和提高生育率的研究较少。因此,本文从初育年龄和生育数量双维度选择视角入手,分析父母生育行为对子女反哺的影响。

本文可能的边际贡献在于:第一,基于全生命周期理论,同时从初育年龄和生育数量两个维度刻画父母生育行为对子女反哺的影响,强调生育—养老全生命周期家庭规划的重要性,拓宽了现有研究的视角。第二,将初育年龄和生育数量引入含有代际资金支持和代际照料支持的三期世代交叠模型,从理论层面刻画父母生育行为对子女反哺的影响,在拓展理论模型的基础上,厘清父母生育行为与子女反哺之间的理论关系。第三,聚焦社会养老保障和老年生活质量,发现二者分别产生补偿效应和需求效应,这有利于减轻初育年龄推迟和生育数量减少对子女反哺的负向影响,进而提出社会养老保障和代际支持融合发展的重要性,并从提高老年生活质量的角度倡导家庭合理安排生育和养老资源,丰富了相关研究文献。

## 二、理论分析与研究假设

### (一) 理论模型构建

为厘清父母生育行为对子女反哺的影响, 本文在郭凯明和龚六堂<sup>[23]</sup>、汪伟<sup>[27]</sup>与严成樑<sup>[28]</sup>等研究的基础上, 将初育年龄引入含有生育数量的三期世代交叠模型, 从理论层面探究成年期初育年龄、生育数量选择对老年期子女提供的代际资金支持 and 代际照料支持的影响。

本文假定所有个体同质且消费单一产品, 代表性个体一生经历少儿期、成年期和老年期三个阶段, 个体能存活至成年期, 并以概率  $\pi \in (0, 1]$  存活至老年期, 且老年期末不存在剩余资产。t期少儿人口 ( $N_{0t}$ ) 不做任何决策, 仅接受父母提供的教育投入进行人力资本积累。成年期的人口 ( $N_{1t}$ ) 选择初育年龄  $B_t \in [1, \pi + 1)$  和生育  $n_t$  个子女, 并将拥有的1单位时间禀赋分配至工作、抚养子女和照料老年父母, 获得的收入用于消费、储蓄、子女教育投资、赡养父母和缴纳养老金。其中,  $\pi + 1 - B_{t-1}$  为个体成年后与父母相处的时间。<sup>①</sup>在完全年金市场下, 处于老年期的个体 ( $N_{2t}$ ) 基于获得的代际资金支持、养老金和前期储蓄进行消费。

本文假定个体偏好为自然对数形式, 且生育数量和生育质量均为正常品。本文借鉴严成樑<sup>[28]</sup>与 Hashimoto 和 Tabata<sup>[29]</sup>的做法, 将代表性个体的效用函数  $U_t$  设定为消费、生育数量、子代人力资本水平和子女提供的代际照料支持的函数。具体效用函数形式和预算约束如下:

$$U_t = \ln c_t + \pi \beta \ln d_{t+1} + \gamma \ln n_t h_{t+1} + \varphi \ln n_t c_{g,t+1} \quad (1)$$

$$c_t + s_t + w_t q_t n_t = [1 - (\chi_t + \tau)(\pi + 1 - B_{t-1})] w_t h_t l_t \quad (2)$$

$$\pi d_{t+1} = s_t(1 + r_{t+1}) + \chi_{t+1} w_{t+1} h_{t+1} l_{t+1} n_t (\pi + 1 - B_t) + f_{t+1} \quad (3)$$

$$f_t = \pi \tau w_t h_t l_t (\pi + 1 - B_{t-1}) N_{1t} / N_{2t} = \tau w_t h_t l_t n_{t-1} (\pi + 1 - B_{t-1}) \quad (4)$$

其中,  $c_t$  为成年期消费;  $d_{t+1}$  为老年期消费;  $\beta$  为贴现因子;  $\gamma > 0$  为代表性个体对消费决策和生育决策的相对重视程度;  $h_{t+1}$  为子代人力资本水平, 基于 Zhang 和 Zhang<sup>[30]</sup> 的设定:  $h_{t+1} = A q_t h_t$ ,  $A > 0$  为技术参数,  $q_t$  为子女教育投入,  $h_t$  为父代人力资本;  $\varphi > 0$  为代表性个体对消费决策和代际照料支持的相对重视程度;  $c_{g,t+1}$  为每个子女的代际照料支持。<sup>②</sup>由于生育子女的边际成本是初育年龄的增函数<sup>[20]</sup>, 本文假定代表性个体成年期参与劳动的时间  $l_t = 1 - v B_t n_t - c_{g,t}$ ,  $v$  为照顾每个子女的时间成本系数,  $v B_t$  为照顾每个子女的边际时间成本。 $s_t$  为成年期储蓄;  $w_t$  为成年人付出每单位有效劳动获得的工资率, 获得的收入为  $w_t h_t l_t$ ;  $w_t q_t$  为成年人对每个未成年子女的教育投资成本;  $\chi_t \in (0, (\pi + 1 - B_t)^{-1} - \tau)$  为代际资金支持比例;  $\chi_t w_t h_t l_t (\pi + 1 - B_{t-1})$  为每个成年期子女提供的代际资金支持。在现收现付制度下, 每个老年人获得的养老金  $f_{t+1}$  等于对劳动力以税率  $\tau$  收取社会养老保障税<sup>[27]</sup>。 $(1 + r_{t+1})$  为从 t 期至 t + 1 期储蓄的回报率。

本文假定企业生产一种产品, 产品市场完全竞争, 企业生产函数为  $Y_t = D K_t^\alpha H_t^{1-\alpha}$ ,  $0 < \alpha < 1$ 。其中,  $Y_t$  为总产出;  $D > 0$  为技术水平; 以价格  $1 + r_t$  租赁物质资本  $K_t$ ; 以价格  $w_t$  雇佣人力资本  $H_t$ ;  $\alpha$  为物质资本产出弹性。令  $k_t = K_t / (l_t N_{1t})$ ,  $\bar{k}_t = k_t / h_t$ , 基于利润最大化原则, 则有:

$$1 + r_t = \alpha D \bar{k}_t^{\alpha-1} \quad (5)$$

$$w_t = (1 - \alpha) D \bar{k}_t^\alpha \quad (6)$$

劳动力和资本市场出清分别需要满足: 人力资本完全来源于家庭中成年人提供的人力资本; 每一期的物质资本完全折旧, 所租赁资本完全源于前一期劳动力人口的储蓄水平。则有:

$$H_t = h_t l_t N_{1t} \quad (7)$$

$$K_{t+1} = s_t N_{1t} \quad (8)$$

① 政府仅能将这段时间内成年人缴纳的养老金支付给老年人, 成年人也仅能在在这段时间内赡养父母, 故式 (2) 可支配收入利用  $\pi + 1 - B_{t-1}$  进行调整。

② 本文并未区分生活照料和情感慰藉, 二者均属于照料支持, 并且在提供生活照料时往往伴随着情感慰藉<sup>[7]</sup>。

## (二) 模型求解与分析

根据式 (2) 一式 (4) 求解代表性个体个人效用函数式 (1) 的最大值, 可以得到关于生育数量  $n_t$  和子女教育投入  $q_t$  的最优条件:

$$\frac{\gamma + \varphi}{n_t} = \frac{[1 - (\chi_t + \tau)(\pi + 1 - B_{t-1})]w_t h_t v B_t + w_t q_t}{c_t} - \frac{\beta \chi_{t+1} w_{t+1} h_{t+1} l_{t+1} (\pi + 1 - B_t)}{d_{t+1}} \quad (9)$$

$$\frac{\gamma}{q_t} = \frac{w_t n_t}{c_t} - \frac{\beta \chi_{t+1} w_{t+1} h_{t+1} l_{t+1} n_t (\pi + 1 - B_t)}{d_{t+1} q_t} \quad (10)$$

生育和教育投资产生的效用主要来源于二者产生的直接效用和老年期获得的子女代际资金支持。其中, 式 (9) 和式 (10) 两侧分别表示利用成年期消费边际效用衡量的生育数量和生育质量的边际收益和边际成本。这一过程体现了生育数量与生育质量的替代关系, 教育投入增加会提高生育的边际成本, 进而理性的个体会选择减少生育数量, 反之亦然。生育数量增加还会通过减少劳动时间降低个体劳动收入水平。加之生育数量与生育质量相互替代, 这使得子代的人力资本积累下降, 子代未来的劳动收入水平也随之降低。

进一步, 基于式 (2)、式 (3)、式 (5) 一式 (10) 可以求解成年期消费、储蓄和子女教育投入的均衡条件为:

$$c_t = \frac{\Gamma_c [1 - (\chi_t + \tau)(\pi + 1 - B_{t-1})] w_t h_t l_t [\alpha + (\chi_{t+1} + \tau)(1 - \alpha)(\pi + 1 - B_t)]}{\alpha + [(\chi_{t+1} + \tau) - \Gamma_s \tau](1 - \alpha)(\pi + 1 - B_t)} \quad (11)$$

$$s_t = \frac{\alpha \Gamma_s [1 - (\chi_t + \tau)(\pi + 1 - B_{t-1})] w_t h_t l_t}{\alpha + [(\chi_{t+1} + \tau) - \Gamma_s \tau](1 - \alpha)(\pi + 1 - B_t)} \quad (12)$$

$$q_t = \frac{v B [1 - (\chi_t + \tau)(\pi + 1 - B_{t-1})] \{ \alpha \gamma + [\gamma(1 - \Gamma_s) \tau + (\gamma + \pi \beta) \chi_{t+1}] (1 - \alpha)(\pi + 1 - B_t) \} h_t}{\varphi [\alpha + (1 - \Gamma_s) \tau (1 - \alpha)(\pi + 1 - B_t)] + \varphi \chi_{t+1} (1 - \alpha)(\pi + 1 - B_t)} \quad (13)$$

其中,  $\Gamma_c = 1/(1 + \gamma + \pi \beta)$  为终生资源用于成年期消费的比例;  $\Gamma_s = \pi \beta \Gamma_c$  为终生资源用于老年期储蓄的比例。当其他因素不变时, 提高社会养老保障税率  $\tau$  和代际资金支持比例  $\chi_t$ , 代表性个体储蓄率下降。这是因为缴纳养老金和赡养父母支出对个人储蓄产生了挤出效应。预期到老年期可以获得更高的社会养老保障水平和代际资金支持水平, 代表性个体会主动降低储蓄率。虽然生育数量增加会导致人力资本 ( $h_t$ ) 积累多次中断和劳动参与时间 ( $l_t$ ) 下降, 从而代表性个体及子代收入同时下降, 但其对储蓄的影响存在不确定性。一方面, 代表性个体自身收入下降会导致储蓄减少。另一方面, 子代收入下降又会使老年人因代际资金支持弱化而增加预防性储蓄。

综上, 通过求解代际照料支持  $cg_{t+1}$  的一阶条件, 并结合式 (5) 一式 (13), 可得稳态  $B = B_t = B_{t-1}$ ,  $\chi = \chi_t = \chi_{t+1}$ ,  $\bar{k} = \bar{k}_t = \bar{k}_{t+1}$ ,  $n = n_t = n_{t+1}$ ,  $cg = cg_t = cg_{t+1}$  时,  $B$ 、 $\chi$ 、 $\bar{k}$ 、 $n$  与  $cg$  之间的关系。进一步地, 为简化代际资金支持比例  $\chi$  与生育数量之间的关系, 本文借鉴于也雯和龚六堂<sup>[26]</sup> 的做法, 令  $\chi = M/n$ , 即所有子女分摊赡养费用, 则有:

$$\frac{v B [\alpha + [(\chi + \tau) - \Gamma_s \tau](1 - \alpha)(\pi + 1 - B)]}{\varphi \Gamma_c [\alpha + [(\chi + \tau)](1 - \alpha)(\pi + 1 - B)]} = \frac{(1 - v B n) \pi \beta \chi (1 - \alpha)(\pi + 1 - B)}{n [\alpha \varphi + [\pi \beta \chi + \varphi [\chi + (1 - \Gamma_s) \tau]](1 - \alpha)(\pi + 1 - B)]} \quad (14)$$

$$cg = \frac{[\alpha + (\chi + (1 - \Gamma_s) \tau)(1 - \alpha)(\pi + 1 - B)] \varphi (1 - v B n)}{\alpha \varphi + [\pi \beta \chi + \varphi (\chi + (1 - \Gamma_s) \tau)](1 - \alpha)(\pi + 1 - B)} \quad (15)$$

$$\bar{k}^{1-\alpha} = \frac{\alpha \Gamma_s [1 - (\chi + \tau)(\pi + 1 - B)](1 - \alpha) D}{\{ \alpha + [(\chi + \tau) - \Gamma_s \tau](1 - \alpha)(\pi + 1 - B) \} A q n} \quad (16)$$

由式 (9)、式 (14) 一式 (16) 可知, 均衡时代际资金支持  $F_{fs} = \chi(\pi + 1 - B) w l h n$  和代际照料支持  $F_{cg} = c g n$  的解析解较为复杂, 进而稳态时的初育年龄  $B$  和生育数量  $n$  对子代赡养父母的



代际资金支持  $F_{fs}$  和代际照料支持  $F_{cg}$  的影响通过数值模拟进行判断。

### (三) 参数设定与研究假设

#### 1. 参数设定

首先, 本文取三期世代交叠模型中的每一期为30年, 共90年。本文借鉴汪伟<sup>[27]</sup>的设定, 每一年折现因子为0.9900, 则每一期折现因子为  $\beta = 0.9900^{30} \approx 0.7397$ 。根据《2021年我国卫生健康事业发展统计公报》, 中国人均预期寿命约为78岁, 则老年人口存活率为  $\pi = 78/90 \approx 0.8667$ 。其次, 本文借鉴郭凯明和龚六堂<sup>[23]</sup>与于也雯和龚六堂<sup>[26]</sup>的设定, 取  $\tau = 0.3000$ ,  $\alpha = 0.3000$ 。再次, 本文设定照顾每个子女的时间成本系数  $v = 1/30 \approx 0.0350$ , 代表性个体对代际照料支持的重视程度为  $\varphi = 0.6000$ , 代表性个体对消费决策和生育决策相对重视程度  $\gamma = 1.3000$ <sup>[26, 28]</sup>。最后, 本文将社会人力资本  $h$  标准化为1, 并基于《中国人口和就业统计年鉴2023》计算得到2022年中国育龄女性平均初育年龄(28岁)和总和生育率(1.0500), 从而对参数  $M$ 、 $A$  和  $D$  进行校准。此时,  $M = 0.1167$ ,  $A = D = 9.9700$ , 得到的经济增速与中国2023年GDP增速接近。

#### 2. 父母生育行为与子女反哺的关系分析

基于上述参数设定, 取  $\forall B \in [1, \pi + 1)$ ,  $\forall n \in [1, 9]$ , 分别得到成年期初育年龄和生育数量与老年期获得的代际资金支持和代际照料支持的关系, 模拟结果如图1所示。

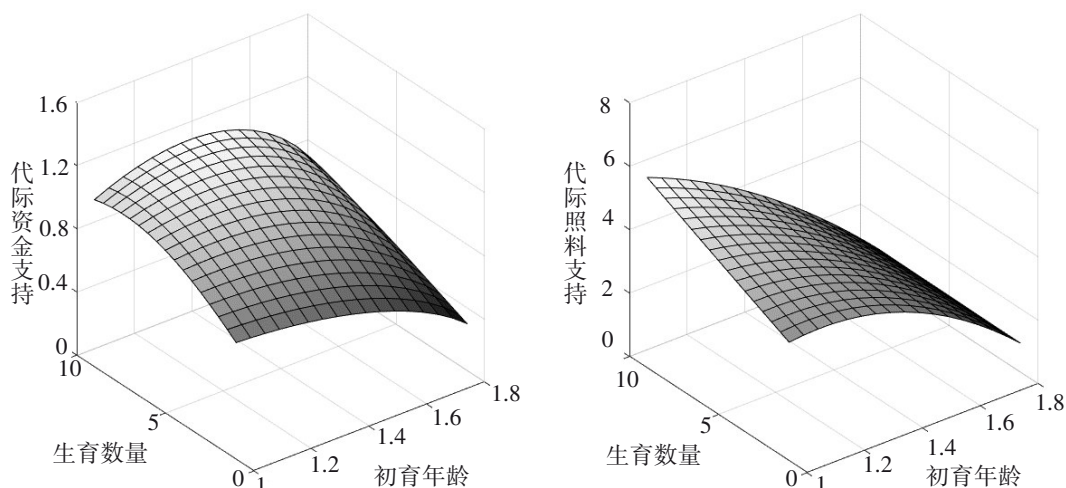


图1 父母生育行为与子女反哺的关系

从图1可以看出, 初育年龄与代际资金支持和代际照料支持分别呈现倒U型和负向关系, 并且二者均会随生育数量增加而提高。究其原因, 初育年龄与子女反哺的关系取决于初育年龄推迟产生的收入效应和替代效应相对大小。一方面, 初育年龄推迟会促进人力资本积累和减轻“生育惩罚”, 从而在资本正向代际流动作用下, 子女收入提高, 从而促进子女反哺。另一方面, 随着初育年龄推迟, 个体成年后与父母相处的时间  $(\pi + 1 - B)$  缩短。劳动供给时间不变, 每个子女的代际照料支持  $c_g$  会减弱。由模拟结果可知, 初育年龄对代际资金支持的影响会随着初育年龄推迟由收入效应占主导向替代效应占主导转变, 而初育年龄对代际照料支持的影响主要表现为替代效应。对于生育数量而言, 在家庭资源有限的情况下, 生育数量增加不仅会减少家庭子女教育投资, 还会挤出照料父母时间。生育数量与子女反哺的关系主要是生育数量效应与生育质量效应之间的权衡。模拟结果表明, 生育数量增加能够弥补生育质量下降的负向影响, 生育数量越多, 越能缓解每个子女照料时间下降带来的负向影响, 从而强化代际资金支持和代际照料支持。

图1反映了初育年龄和生育数量对子女反哺影响的直接效应, 初育年龄推迟亦会通过影响生育数量作用于子女反哺。进一步地, 设定  $\forall B \in [1, \pi + 1)$  并结合式(9), 可以得到初育年龄对

生育数量的影响, 以及初育年龄对代际资金支持和代际照料支持的总影响, 如图2所示。初育年龄对生育数量和代际照料支持有负向影响, 初育年龄对代际资金支持有倒U型影响。

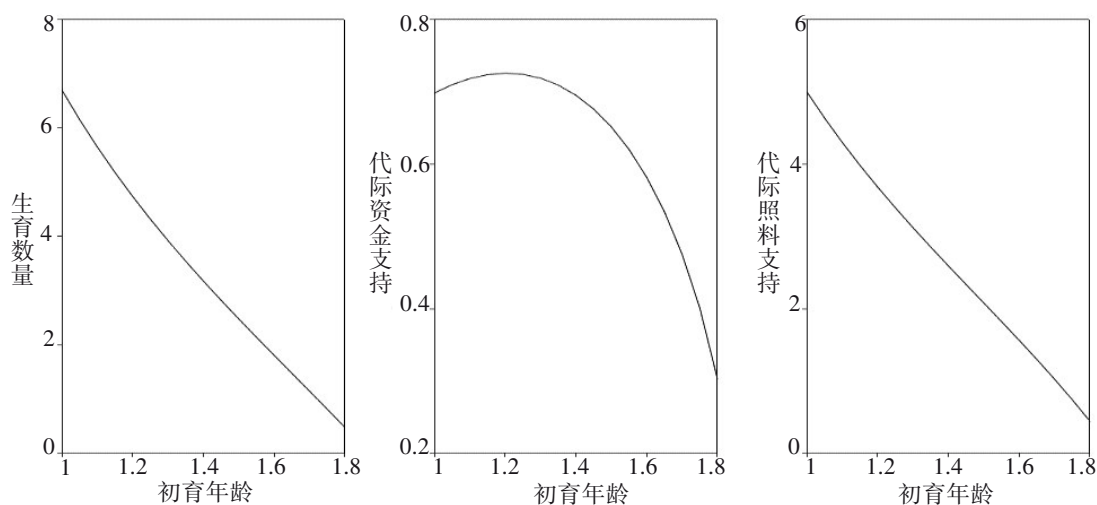


图2 初育年龄对生育数量和子女反哺的影响

结合图1和图2来看, 初育年龄推迟通过减少生育数量产生的负向间接影响并不会改变初育年龄与子女反哺之间的关系, 但生育数量减少会使代际资金支持的初育年龄拐点提前, 并加剧初育年龄对代际照料支持的负向影响。基于此, 本文提出如下假设:

**假设1:** 初育年龄分别对代际资金支持和代际照料支持有倒U型和负向影响, 并且代际资金支持和代际照料支持均随生育数量增加而强化。进一步地, 考虑初育年龄推迟对生育数量产生的负向影响后, 上述结论依然成立。

### 3. 社会养老保障的补偿效应

现有研究就社会养老保障对生育与养老关系的影响还没有形成一致结论。拥有社会养老保障可能会使老年期预算约束更加宽松, 从而有能力生育更多子女, 也可能会降低家庭对子女的依赖, 从而减少生育数量<sup>[23, 31]</sup>。拥有社会养老保障会对子女提供的家庭养老产生挤入或挤出效应<sup>[24, 32]</sup>。本文分析有 ( $\tau = 0.3000$ )、无 ( $\tau = 0$ ) 社会养老保障下初育年龄、生育数量与代际资金支持变化和代际照料支持变化 ( $\tau = 0.3000$ 与 $\tau = 0$ 之差) 的关系, 结果如图3所示。

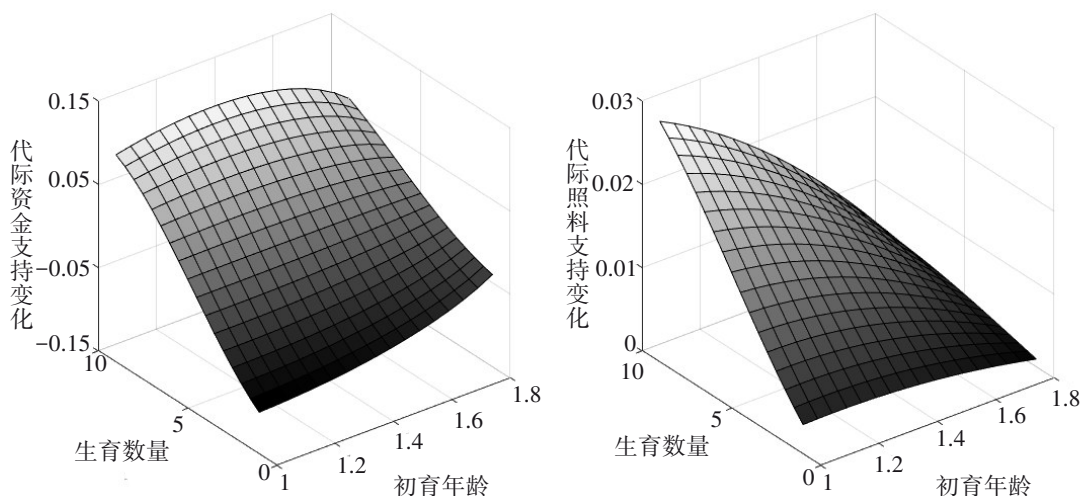


图3 有、无社会养老保障下父母生育行为与子女反哺的关系

从图3可以看出,当生育数量不变时,随着初育年龄增加,有、无社会养老保障下代际资金支持变化和代际照料支持变化的变化幅度减小,即初育年龄推迟会降低参与社会养老保障的偏好;当初育年龄不变时,随着生育数量增加,有、无社会养老保障下代际资金支持变化由负转正且变化幅度先减小后增加,代际照料支持变化为正且变化幅度逐渐增加,即生育数量与参与社会养老保障的偏好之间可能呈现倒U型关系。整体来看,拥有社会养老保障能够产生补偿效应。究其原因,社会养老保障具有对冲无子女反哺风险的功能。如果个体仅依靠自身储蓄和子女提供的代际资金支持进行消费,初育年龄推迟和生育数量减少将弱化子女赡养功能,此时拥有社会养老保障能够在一定程度上对冲上述生育行为产生的负向影响。但是,初育年龄推迟和生育数量减少会通过避免人力资本多次中断来提高工资率和子女教育投资水平,从而对社会养老保障的依赖程度下降。因此,社会养老保障和家庭养老相辅相成,拥有社会养老保障可以降低成年期晚育和少育造成的子女赡养负担过重或无子女赡养风险,更为宽松的预算约束有助于提高生育率和子女反哺水平。基于此,本文提出如下假设:

**假设2:**拥有社会养老保障产生补偿效应,从而减弱初育年龄推迟和生育数量减少对代际资金支持和代际照料支持的负向影响。初育年龄和生育数量分别对社会养老保障有负向和倒U型影响。

#### 4.老年生活质量的需求效应

满足老年人日益增长的美好生活需求对促进人口均衡发展至关重要。当个体期望老年期能够实现高质量生活时,会更为重视老年期消费产生的效用。此时,在生育行为不变的情况下,减少子女陪伴时间将增加劳动供给,从而增加可支配收入,这有助于增加老年期消费,子女陪伴产生的效用相对下降。基于此,本文通过设定个体更为重视和相对不重视老年期消费能力,分析高( $\varphi = 0.6000$ )、低( $\varphi = 1.4000$ )质量老年生活下初育年龄、生育数量与代际资金支持变化和代际照料支持变化( $\varphi = 0.6000$ 与 $\varphi = 1.4000$ 之差)的关系,结果如图4所示。

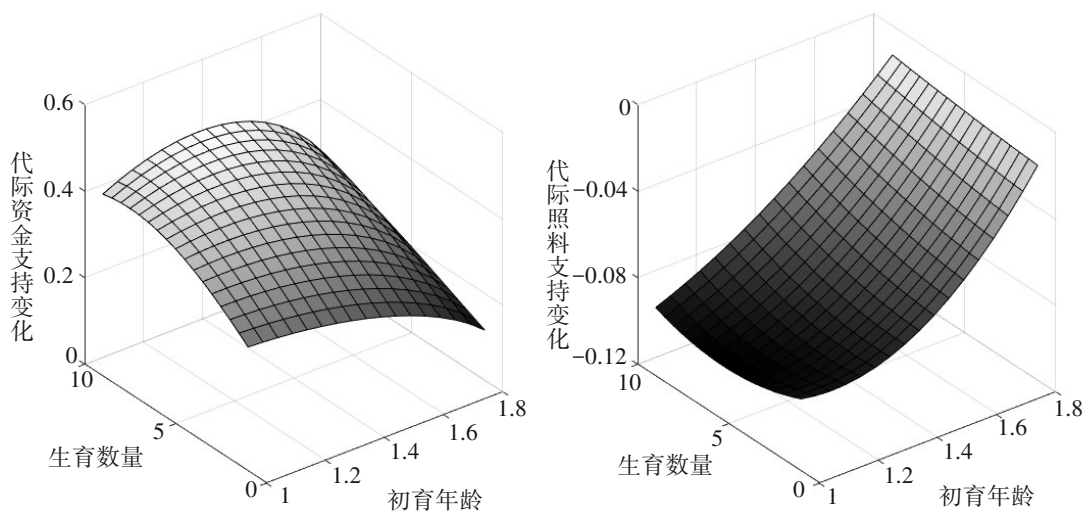


图4 高、低质量老年生活下父母生育行为与子女反哺的关系

从图4可以看出,代际资金支持变化为正,代际照料支持变化为负,这表明高质量老年生活会提高代际资金支持,降低代际照料支持。当生育数量不变时,随着初育年龄推迟,高、低质量老年生活下代际资金支持变化为正且变化幅度先增加后减小,代际照料支持变化为负且变化幅度逐渐减小,即初育年龄与老年生活质量之间可能存在倒U型关系;当初育年龄不变时,生育数量增加会提高老年生活质量。这主要是因为,高质量老年生活追求产生了需求效应,会增加老年人对代际资金支持的需求,消费需求增加使得老年人对代际照料支持的偏好相对下降。此时,初育

年龄对老年生活质量的影响取决于收入效应和替代效应的大小。当收入效应占主导时, 老年生活质量将提高; 反之, 老年生活质量将下降。生育数量增加对老年生活质量的正向影响大于生育质量下降的负向影响, 即生育数量增加将提高老年期生活质量。在高质量老年生活需求效应的作用下, 选择合理的生育行为有助于强化代际资金支持 and 代际照料支持。基于此, 本文提出如下假设:

**假设3:** 高质量老年生活产生需求效应, 从而减弱初育年龄推迟和生育数量减少对代际资金支持和代际照料支持的负向影响。初育年龄和生育数量分别对老年生活质量有倒U型和正向影响。

### 三、研究设计

#### (一) 数据来源

本文采用中国老年健康影响因素跟踪调查 (Chinese Longitudinal Healthy Longevity Survey, 简称 CLHLS) 数据进行实证分析。本文借鉴陆杰华等<sup>[33]</sup>的做法, 将1998—2018年、2000—2018年、2002—2018年、2005—2018年、2008—2018年、2011—2018年和2014—2018年七轮追踪调查数据合并, 扩充数据量的同时也控制不随时间变化的个体异质性。考虑到受访样本生育时所处的社会环境以及初育年龄和生育数量异常值的影响, 本文将样本数据限制为初育年龄在15—35岁、生育数量在1—8个和仅结过一次婚的个体中。<sup>①</sup>本文保留至少有两期数据的受访者, 共得到42 989个观测值。

#### (二) 变量说明

##### 1. 被解释变量

本文被解释变量为子女反哺, 具体包括代际资金支持 ( $S_1$ ) 和代际照料支持 ( $S_2$ )。代际资金支持采用受访者获得子女及配偶提供的资金水平衡量, 资金水平不为零取值为1, 否则取值为0; 代际照料支持采用受访者生病时子女及配偶是否提供照料衡量, 提供照料取值为1, 否则取值为0。<sup>②</sup>

##### 2. 解释变量

本文解释变量为初育年龄 (fba) 和生育数量 (child), 分别采用问卷中“您第一次生育时的年龄”“您一共生育多少子女”两个问题的回答衡量。

##### 3. 机制变量

本文机制变量为社会养老保障 (P) 和老年生活质量 (Q)。前者采用受访者是否有退休金衡量, 有退休金取值为1, 否则取值为0; 后者采用受访者关于自评生活质量问题的回答衡量, 回答“很好”“好”取值为1, 回答“一般”“不好”“很不好”取值为0。

##### 4. 控制变量

本文分别从个人基本信息和个人健康层面选取控制变量。个人基本信息包括: 一孩性别 (cgender), 男性取值为1, 女性取值为0; 初婚年龄 (fma), 采用结婚年份与出生年份差值衡量; 年龄 (age), 采用观测年份与出生年份差值衡量; 受教育年限 (edu), 采用接受教育的年限衡量; 性别 (gender), 男性取值为1, 女性取值为0; 是否拥有自己的房间 (room), 老年人拥有自己的房间取值为1, 否则取值为0; 户口类型 (hk), 城镇户口取值为1, 农村户口取值为0; 民族 (mz), 汉族取值为0, 其他民族取值为1; 60岁前职业类型: 第一类为专家或管理人员, 包括专业技术人员, 政府、事业单位的管理人员; 第二类为工人, 包括农业、林业、畜牧业、渔业、工业工人, 商业或服务人员; 第三类为家务工作者或其他。将第二类职业设为基准组, 定义两个职

① 尽管国家法律规定女性结婚年龄为20岁, 但从《中国人口和就业统计年鉴》等统计数据来看, 育龄女性范围通常取15—49岁。此外, 结合育龄女性生育模式来看, 36—49岁初育的育龄女性规模不高, 故本文将样本初育年龄限制在15—35岁。

② 照料支持方面, 问卷中“生病时谁来照顾您”这一问题的回答将孙子女和子女及其配偶照料归为一类, 无法同资金支持一样拆分出子女及其配偶照料, 因而仅能假设孙子女及其配偶照料是替子女及其配偶照料。



业类型虚拟变量 (job<sub>1</sub>、job<sub>2</sub>)，若受访者从事第一类职业，job<sub>1</sub>取值为1，否则取值为0；若受访者从事第三类职业，job<sub>2</sub>取值为1，否则取值为0；机构养老服务 (com)，本文将受访者至少可以获得个人护理服务、家访服务和心理咨询服务中的一项服务定义为可以获得机构养老服务并取值为1，否则取值为0。<sup>①</sup>个人健康包括日常生活能力 (abi<sub>1</sub>) 和器具性日常生活能力 (abi<sub>2</sub>) 两个虚拟变量，基于问卷中 e<sub>1</sub>—e<sub>6</sub> 和 e<sub>7</sub>—e<sub>14</sub> 的各项问题，如果每类问题中至少有一项需要他人帮助，则 abi<sub>1</sub> 和 abi<sub>2</sub> 取值为1，否则取值为0。

### (三) 计量模型构建

基于前述理论分析，本文借鉴李俊青等<sup>[34]</sup>与张洋和李灵春<sup>[35]</sup>的做法，检验父母生育行为对子女反哺的影响，构建如下计量模型：

$$\ln \frac{p(S_{1,it} = 1)}{p(S_{1,it} = 0)} = \alpha_0 + \alpha_1 fba_i + \alpha_2 fba_i^2 + \alpha_3 child_i + \alpha_4 M_i + \alpha_5 X_{it} + \iota_{1,k} + \eta_{1,j} + \zeta_{1,t} + \varepsilon_{1,it} \quad (17)$$

$$\ln \frac{p(S_{2,it} = 1)}{p(S_{2,it} = 0)} = \beta_0 + \beta_1 fba_i + \beta_2 child_i + \beta_3 M_i + \beta_4 X_{it} + \iota_{2,k} + \eta_{2,j} + \zeta_{2,t} + \varepsilon_{2,it} \quad (18)$$

其中，i、t、k和j分别表示个体、年份、区域和省份；M为非时变控制变量；X为时变控制变量； $\iota$ 、 $\eta$ 和 $\zeta$ 分别为区域效应（东部、中部、西部和东北）、省份效应和年份效应； $\varepsilon$ 为随机扰动项。由于本文分析对象为老年人，初育年龄和终生生育数量非时变，本文采用随机效应面板Logit模型估计式（17）和式（18）。

### (四) 描述性统计分析

表1是本文主要变量的描述性统计结果。

表1 主要变量的描述性统计结果

变量	符号	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
代际资金支持	S <sub>1</sub>	19 966	0.8525	0.3546	0	1
代际照料支持	S <sub>2</sub>	21 130	0.3566	0.4790	0	1
初育年龄	fba	22 819	23.5822	4.0251	15	35
生育数量	child	22 819	4.4018	1.7948	1	8
社会养老保障	P	22 819	0.1075	0.3098	0	1
老年生活质量	Q	21 220	0.6132	0.4870	0	1
一孩性别	cgender	22 819	0.5637	0.4959	0	1
初婚年龄	fma	22 819	20.9198	3.6096	13	33
年龄	age	22 819	84.8235	11.0258	60	119
受教育年限	edu	22 819	2.3300	3.5600	0	25
性别	gender	22 819	0.4425	0.4967	0	1
是否拥有自己的房间	room	22 819	0.9234	0.2660	0	1
户口	hk	22 819	0.4070	0.4913	0	1
民族	mz	22 819	0.0626	0.2422	0	1
60岁前职业类型	job <sub>1</sub>	22 819	0.0846	0.2783	0	1
	job <sub>2</sub>	22 819	0.0288	0.1673	0	1
机构养老	com	22 819	0.3861	0.4869	0	1
日常生活能力	abi <sub>1</sub>	22 819	0.7747	0.4178	0	1
器具性日常生活能力	abi <sub>2</sub>	22 819	0.3513	0.4774	0	1

① 虽然社区养老和机构养老的含义不同，但社区养老也涉及社区养老机构提供的相关服务。为此，基于数据可获得性（居住在养老院的样本较少，且相关变量缺失值较多），本文将是否可以获得社区养老服务作为机构养老服务的替代变量。

## 四、实证结果与分析

### (一) 基准回归结果与分析

表2列(1)—列(6)分别给出了面板Logit模型、截面Logit模型和面板Probit模型的估计结果。在初育年龄方面,初育年龄对代际资金支持有倒U型影响,列(1)初育年龄拐点为 $0.1341 \div 2 \div 0.0024 \approx 28$ 岁,并且初育年龄对代际照料支持的影响不显著。适度推迟初育年龄能够强化代际资金支持,而过度推迟初育年龄将弱化代际资金支持。这一结果表明,初育年龄推迟促进了收入增长,从而通过代际流动增加了子代的资金支持,但收入提高也会通过储蓄等方式提升自我养老水平,从而降低对子女代际资金支持的依赖程度。2022年,中国育龄女性平均初育年龄与初育年龄拐点十分接近。一旦初育年龄继续推迟,其产生的负向替代效应将占据主导作用。在生育数量方面,生育数量增加显著强化了代际资金支持和代际照料支持,表明生育数量增加的正向规模效应可以弥补生育质量和劳动供给时间下降产生的负向替代效应。尤其是在中国少子老龄化的人口背景下,生育数量增加有助于实现老有所养目标。此外,由表2列(7)可知,初育年龄每推迟1岁,平均生育数量会减少0.1398个。初育年龄推迟也会通过减少生育数量弱化代际资金支持和代际照料支持。<sup>①</sup>在时间禀赋有限的条件下,由于养育子女的边际成本会随初育年龄增加,这不仅挤出了子女照料老人的时间,还会通过减少生育数量弱化子女对老人的代际照料支持。假设1部分得到验证。

表2 基准回归结果

变 量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	面板 Logit 模型		截面 Logit 模型		面板 Probit 模型		child
	S <sub>1</sub>	S <sub>2</sub>	S <sub>1</sub>	S <sub>2</sub>	S <sub>1</sub>	S <sub>2</sub>	
fa	0.1341*** (0.0481)	-0.0115 (0.0097)	0.1118*** (0.0419)	-0.0108 (0.0072)	0.0749*** (0.0265)	-0.0068 (0.0057)	-0.1398*** (0.0082)
fa <sup>2</sup>	-0.0024*** (0.0009)		-0.0020** (0.0008)		-0.0013*** (0.0005)		
child	0.1330*** (0.0217)	0.0589*** (0.0120)	0.1209*** (0.0204)	0.0416*** (0.0098)	0.0716*** (0.0112)	0.0348*** (0.0071)	
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
区域/省份/年份效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	19 966	21 130	19 966	21 130	19 966	21 130	21 220

注:\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著,小括号内为省份聚类稳健标准误,控制变量的结果未在正文列出,留存备索,下同。

### (二) 内生性检验

本文的内生性主要来源于:一是那些为获得生育收益和具备交换动机的个体,其生育决策会受预期子女反哺的影响,从而父母生育行为与子女反哺之间可能存在双向因果关系。二是解释变量非时变,采用随机效应模型可能会面临个体效应与生育行为相关的问题。三是不同年份生育行为的影响可能不同,并且可能会随时间推移产生累积效应。

为控制双向因果引起的内生性,本文同时选取同一省份除受访者外的初育年龄均值(及平方项)、同一省份除受访者外的生育数量均值、受访者兄弟姐妹数量(及平方项)和受访者出生顺序作为初育年龄(及平方项)和生育数量的工具变量。其中,本文借鉴尹志超等<sup>[36]</sup>的做法,选取同一省份除受访者外的初育年龄均值(及平方项)、同一省份除受访者外的生育数量均值作为初育年

<sup>①</sup> 以表2列(1)为基准,当考虑初育年龄的总效应时,代际资金支持的拐点降低至24岁左右,初育年龄对代际资金支持的负向影响更加明显,这一结果与图2契合。

龄和生育数量的工具变量是因为,同一地区内其他家庭的生育行为与受访者的生育行为之间具有相关性,但其他家庭的生育行为不会影响本家庭子女反哺情况。本文选取受访者兄弟姐妹数量(及平方项)和出生顺序作为工具变量是因为,受访者兄弟姐妹数量越多和出生顺序越靠后,会使他们形成大家庭规模的偏好,从而倾向于增加生育数量。但是,他们往往获得来自父辈的资源禀赋也较多、赡养父母压力较轻,可能会主动推迟生育。同时,子女反哺不能改变兄弟姐妹数量(及平方项)和出生顺序。由表3列(1)和列(2)可知,不可识别检验的Kleibergen-Paap rk LM检验统计量值分别为10.5720和20.9230,且分别在5%和1%水平上拒绝不可识别的假设。弱工具变量检验的Kleibergen-Paap rk Wald F检验统计量值分别为5.1980和8.8890,且分别在30%和10%的偏误水平上不存在弱工具变量问题,第一阶段F检验均在1%的显著性水平下拒绝弱工具变量的原假设。过度识别检验的Hansen J检验统计量值分别为0.9740和2.4540,且均在5%的水平上不存在过度识别问题。基于工具变量的回归结果证实了基准回归结果的稳健性。

对于解释变量非时变与个体效应相关引起的内生性,本文借鉴Hausman和Taylor<sup>[37]</sup>的做法重新进行估计。本文设定初育年龄及其平方项、生育数量为内生非时变变量,得到的回归结果如表3列(3)和列(4)所示。尽管生育数量对代际资金支持的影响不显著,但生育数量增加会强化代际照料支持,代际资金支持的初育年龄拐点约为28岁。

针对生育行为随时间推移产生的差异化影响,本文借鉴王永进和侯韞韬<sup>[38]</sup>的做法,进一步赋予生育行为时间趋势,利用初育年龄×时间趋势、初育年龄平方项×时间趋势和生育数量×时间趋势进行回归,结果如表3列(5)和列(6)所示。初育年龄拐点推迟至29岁,且父母生育行为对子女反哺的影响会随着时间推移逐渐产生累积效应。

表3 内生性检验结果

变 量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	2SLS估计		Hausman-Taylor估计		考虑时间趋势	
	S <sub>1</sub>	S <sub>2</sub>	S <sub>1</sub>	S <sub>2</sub>	S <sub>1</sub>	S <sub>2</sub>
fba	0.2156*** (0.0778)	-0.0075*** (0.0023)	0.4181** (0.2068)	-0.0782 (0.0563)	0.0291*** (0.0092)	-0.0022 (0.0019)
fba <sup>2</sup>	-0.0043*** (0.0016)		-0.0074* (0.0040)		-0.0005*** (0.0002)	
child	0.0123*** (0.0025)	0.0045 (0.0029)	0.0312 (0.0239)	0.0819* (0.0460)	0.0252*** (0.0041)	0.0110*** (0.0024)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
区域/省份/年份效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
LM值	10.5720** {0.0318}	20.9230*** {0.0001}				
F值	5.1980 [4.4000]	8.8890 [7.5600]				
Hansen J值	0.9740 {0.8075}	2.4540 {0.2932}				
样本量	18 366	19 952	19 966	21 130	19 966	21 130

注:中括号内分别为在30%和10%的偏误水平上Stock-Yogo弱工具变量识别F检验的临界值,大括号内为P值。

(三) 稳健性检验<sup>①</sup>

1. 更换样本范围

其一,基于生育政策视角。自1982年计划生育被写入《中华人民共和国宪法》以来,中国

① 稳健性检验结果未在正文中列出,留存备案。

生育政策经历了“宽松→紧缩→宽松”的过程, 人们的生育观念也随之发生巨大变化。本文基于个体最后一次生育年份是否大于1982年, 剔除受计划生育政策影响的样本。<sup>①</sup>与基准回归结果相比, 未受政策影响的个体初育年龄拐点相对较低, 且多生育1个孩子分别强化和弱化代际资金支持和代际照料支持。可见, 未受政策影响的个体晚育更不利于获得代际资金支持。在没有外生政策干预的情况下, 增加生育数量无需支付社会抚养费等, 进而资源的代际流动强化了子女反哺。

其二, 基于收入视角。老年期有收入可能会弱化子女反哺, 甚至当老年人生活较为富足时, 会产生“逆反哺”现象。因此, 本文进一步将样本限制在有家庭收入、获得的所有资金支持可以满足日常生活以及没有出现“逆反哺”的样本中, 分别基于问卷中“去年家庭人均收入有多少”“所有的资金支持能够满足日常所需吗”“去年您给予(孙)子女及配偶多少支持”问题得到三个虚拟变量进行分析。三种情况下的初育年龄拐点分别约为28岁、28岁和27岁。老年期家庭资源较为充足的样本, 初育年龄推迟产生的正向收入效应占主导时间较长, 而没有能力“逆反哺”的样本初育年龄推迟的负向替代效应占主导时间较长。生育数量增加对没有“逆反哺”的样本影响更大, 这表明资源在代际间自上而下流动有助于减轻子代赡养压力。

其三, 考虑孙子女反哺。当成年人抚育压力较大时, 老年父母会对孙辈进行隔代照料, 当孙辈有能力赡养老人后, 会反哺祖父母。本文对孙子女和子女均反哺的样本进行回归。回归结果显示, 孙子女反哺不会影响父母生育行为与子女反哺的关系, 但父母生育行为对子女代际资金支持的影响强化, 表明孙子女和子女之间存在示范效应。

## 2. 替换被解释变量衡量方式

在代际资金支持方面, 本文将代际资金支持总额的自然对数作为代际资金支持的替代变量。本文借鉴王维国等<sup>[39]</sup>的做法, 利用平减指数消除价格因素对子女及配偶提供资金水平的影响, 并构建面板Tobit模型进行回归。与基准回归的本质差异在于有没有代际资金支持和有多少代际资金支持<sup>[18]</sup>。在代际照料支持方面, 利用情感慰藉替代代际照料支持进行回归, 该变量也能反映出子女花费时间照顾父母的情况<sup>[40]</sup>。基于问卷中“经常交谈的前三人”“经常分享想法的前三人”“寻求帮助的前三人”是否为(孙)子女三个问题合并得到情感慰藉虚拟变量进行回归。回归结果显示, 替换被解释变量不会改变初育年龄和生育数量对子女反哺的影响。

## (四) 异质性分析

### 1. 性别异质性

男性成为父亲后因更加努力工作获得“工资溢价”, 女性成为母亲后因工作与家庭权衡面临“工资惩罚”, 从而父母生育行为对子女反哺的影响存在性别差异。由表4列(1)—列(4)可知, 初育年龄对代际资金支持的影响的拐点分别约为32岁和26岁, 且初育年龄推迟对男性获得代际照料支持的影响显著为负。生育数量越多, 对女性获得代际资金支持和代际照料支持的正向影响越大。综合来看, 初育年龄对男性获得代际资金支持和代际照料支持的影响更大, 生育数量对女性获得代际资金支持和代际照料支持的影响更大。

### 2. 户口异质性

农村群体和城镇群体在生育观念上存在较大差异, 前者偏好于“多子多福”, 后者倾向于追求职业晋升和人力资本积累, 从而推迟初育年龄和减少生育数量。由表4列(5)—列(8)可知, 农村群体的初育年龄拐点低于城镇群体, 并且农村群体初育年龄推迟显著降低了代际照料支持。这一结果充分体现出农村老年群体对子女的依赖, 初育年龄推迟不利于农村群体获得代际资金支持和代际照料支持。对于城镇群体来说, 其通过推迟初育年龄来追求高学历和职业晋升, 在收入效应的作用下会降低对代际资金支持和代际照料支持的依赖程度。

<sup>①</sup> 1973年12月, 第一次全国计划生育汇报会提出“晚、稀、少”政策, 已经有控制初育年龄和生育水平的迹象。为此, 本文也基于个体最后一次生育年份是否大于1973年进行样本替换, 回归结果仍成立。



表4 性别、户口异质性回归结果

变 量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	按性别划分				按户口划分			
	S <sub>1</sub>		S <sub>2</sub>		S <sub>1</sub>		S <sub>2</sub>	
	女性	男性	女性	男性	农村	城镇	农村	城镇
fb <sub>a</sub>	0.1214 (0.0944)	0.1359* (0.0791)	0.0058 (0.0110)	-0.0303*** (0.0107)	0.2147*** (0.0631)	0.0546 (0.0672)	-0.0167* (0.0101)	0.0025 (0.0149)
fb <sub>a</sub> <sup>2</sup>	-0.0019 (0.0020)	-0.0026* (0.0016)			-0.0041*** (0.0012)	-0.0006 (0.0014)		
child	0.1666*** (0.0238)	0.1032*** (0.0299)	0.0754*** (0.0171)	0.0390* (0.0220)	0.1450*** (0.0223)	0.1193*** (0.0305)	0.0602*** (0.0137)	0.0590** (0.0243)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
区域/省份/年份效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	10 881	9 073	11 520	9 610	11 889	8 077	12 502	8 628
卡方检验	6.7200*		11.9500***		10.7700**		1.5600	

注：卡方检验是通过似不相关估计结果中初育年龄及平方项、生育数量估计系数进行联合检验得到，下同。

### 3. 自评健康异质性

老年人健康水平往往会影响到子女反哺情况，健康的老年群体日常花销多且对代际照料支持需求较少，而不健康的老年群体则花费更多的资金用于看病且需要代际照料。本文基于问卷中自评健康问题的回答衡量，回答“很好”“好”设定为健康，取值为1，回答“一般”“不好”“很不好”设定为不健康，取值为0。由表5列(1)—列(4)可知，初育年龄和生育数量对健康老年群体代际资金支持和代际照料支持的影响更明显，且对代际照料支持影响的组间差异显著。对于健康的老年群体来说，选择合理的生育行为有助于子女反哺。

### 4. 家庭人均收入异质性

如果家庭人均收入水平较高，表明该老年群体有能力自我养老，对子女反哺的依赖程度较低。本文按平减后的家庭人均收入水平是否高于均值分为低收入组和高收入组，回归结果如表5列(5)—列(8)所示。初育年龄和生育数量对代际资金支持的影响存在显著的收入水平差异，但对代际照料支持影响的组间差异不显著。低收入组对子女代际资金支持的依赖程度更高，但子女不会因为收入水平差异提供差异化的照料支持。

表5 自评健康、家庭人均收入异质性回归结果

变 量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	按自评健康划分				按家庭人均收入划分			
	S <sub>1</sub>		S <sub>2</sub>		S <sub>1</sub>		S <sub>2</sub>	
	不健康	健康	不健康	健康	低收入	高收入	低收入	高收入
fb <sub>a</sub>	0.0519 (0.0745)	0.2155*** (0.0781)	0.0060 (0.0100)	-0.0322* (0.0189)	0.3280*** (0.0836)	0.0387 (0.0676)	0.0021 (0.0109)	-0.0207 (0.0143)
fb <sub>a</sub> <sup>2</sup>	-0.0012 (0.0014)	-0.0038*** (0.0015)			-0.0063*** (0.0017)	-0.0006 (0.0014)		
child	0.1051*** (0.0299)	0.1562*** (0.0277)	0.0297*** (0.0119)	0.0835*** (0.0191)	0.1361*** (0.0333)	0.1448*** (0.0344)	0.0553*** (0.0165)	0.0652*** (0.0236)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
区域/省份/年份效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	10 377	9 551	10 956	10 134	7 352	10 780	7 618	11 326
卡方检验	3.3700		18.3000***		10.1000**		3.5200	

### (五) 机制检验

前文基本厘清了生育行为对子女反哺的影响,但随着社会养老保障制度逐渐完善,以及老年人对高质量生活的需求日益增加,社会养老保障和老年生活质量会对二者的关系产生影响。基于理论分析结果,本文借鉴杨刚强等<sup>[41]</sup>的做法,采用广义结构方程模型(Generalized Structural Equations Models,简称GSEM)刻画社会养老保障和老年生活质量的影响。该模型可以处理变量间的多重共线性,因而在非完全共线性的情况下仍可以进行估计。

$$\ln \frac{p(P_{it} = 1)}{p(P_{it} = 0)} = \delta_0 + \delta_1 fba_i + \delta_2 child_i + \delta_3 child_i^2 + \delta_4 M_i + \delta_5 X_{it} + \iota_{3,k} + \eta_{3,j} + \zeta_{3,i} + \varepsilon_{3,it} \quad (19)$$

$$\ln \frac{p(Q_{it} = 1)}{p(Q_{it} = 0)} = \gamma_0 + \gamma_1 fba_i + \gamma_2 fba_i^2 + \gamma_3 child_i + \gamma_4 M_i + \gamma_5 X_{it} + \gamma_6 P_{it} + \iota_{4,k} + \eta_{4,j} + \zeta_{4,i} + \varepsilon_{4,it} \quad (20)$$

$$\ln \frac{p(S_{it} = 1)}{p(S_{it} = 0)} = \theta_0 + f(fba_i, child_i, \varphi) + \theta_1 P_{it} + \theta_2 Q_{it} + \theta_3 M_i + \theta_4 X_{it} + \iota_{5,k} + \eta_{5,j} + \zeta_{5,i} + \varepsilon_{5,it} \quad (21)$$

其中, S分别为 $S_1$ 和 $S_2$ ;  $f(fba_i, child_i, \varphi)$ 为关于 $fba_i$ 和 $child_i$ 的函数,  $\varphi$ 为待估参数;  $\varepsilon_3 - \varepsilon_5$ 为随机扰动项(允许相关)且服从Logistic分布。

表6为式(19)一式(21)联立估计结果。社会养老保障和老年生活质量在生育行为与子女反哺的关系中起到了重要作用。在社会养老保障方面,由表6列(1)可知,初育年龄推迟会显著降低老年期拥有社会养老保障的概率,并且生育数量对社会养老保障的影响呈倒U型。进一步地,虽然基于表6列(3)结果,社会养老保障与代际资金支持之间存在替代效应,但社会养老保障同时也产生了补偿效应,初育年龄和生育数量通过影响社会养老保障产生的间接影响会部分抵消二者产生的负向影响。由表6列(4)可知,社会养老保障对代际照料支持的影响不显著。这表明合理的生育决策有助于社会养老与家庭养老之间相互促进,社会养老保障会减弱父母生育行为产生的负向影响,社会养老保障与家庭养老之间需要融合发展<sup>[11]</sup>。在老年生活质量方面,由表6列(2)可知,初育年龄对老年生活质量的影响不显著,但生育数量和社会养老保障会显著提高老年生活质量。进一步地,由表6列(3)和列(4)可知,老年生活质量对代际资金支持的影响显著为正,而对代际照料支持的影响不显著。此时,高质量老年生活产生了需求效应,强化了生育数量增加的正向影响。假设2和假设3部分得到验证。

表6 机制检验结果

变 量	(1)	(2)	(3)	(4)
	P	Q	$S_1$	$S_2$
fba	-0.0209** (0.0085)	0.0521 (0.0378)	0.1032* (0.0535)	-0.0113** (0.0054)
fba <sup>2</sup>		-0.0010 (0.0007)	-0.0019* (0.0011)	
child	0.0968* (0.0571)	0.0195* (0.0088)	0.1178*** (0.0131)	0.0406*** (0.0089)
child <sup>2</sup>	-0.0130** (0.0064)			
控制变量	控制	控制	控制	控制
区域/省份/年份效应	控制	控制	控制	控制
P		0.2348*** (0.0504)	-0.2327*** (0.0613)	0.0150 (0.0508)
Q			0.1162*** (0.0439)	-0.0033 (0.0314)
样本量	22 819	21 220	19 966	21 130

## 五、研究结论与政策建议

当前,中国人口老龄化已经进入快速发展阶段,初育年龄推迟、生育低迷不利于家庭发挥基础性养老功能,不仅子女赡养压力倍增,老年人对子女赡养的需求也被严重压缩。因此,在实施积极应对人口老龄化国家战略的背景下,厘清父母生育行为对子女反哺的影响,有利于减轻家庭

养老压力、强化家庭养老功能和实现人口长期均衡发展。本文通过构建含有初育年龄、生育数量和子女反哺的三期世代交叠模型进行理论分析,并基于1998—2018年七轮CLHLS数据,采用面板Logit模型实证检验父母生育行为对子女反哺的影响及作用机制。研究结果显示,初育年龄不仅对代际资金支持有倒U型影响,还通过减少生育数量进一步弱化代际资金支持和代际照料支持。初育年龄推迟会降低拥有社会养老保障的概率,生育数量分别对社会养老保障和老年生活质量有倒U型和正向影响,拥有社会养老保障和追求高质量老年生活分别对代际资金支持产生了补偿效应和需求效应,能够减弱初育年龄推迟和生育数量减少对代际资金支持的负向影响。

基于上述研究结论,本文提出如下建议:第一,系统地看待生育与养老的关系,从全生命周期视角构建家庭支持政策体系,助力养老回归家庭。尽管适度推迟初育年龄可以通过收入效应促进代际资金支持,但过度推迟初育年龄则会陷入生育低迷和家庭养老功能弱化的局面。因此,家庭支持政策应致力于鼓励育龄群体适龄生育、适度生育。例如,通过调控房价,降低生育、养育、教育成本,以及保障女性生育后重返劳动力市场权益等方式降低初育年龄、提高生育水平。同时,相关养老政策应旨在鼓励子女反哺,通过延长探亲假和放宽父母随迁政策等加强代际联系,减轻子女赡养压力,实现代际资源的合理分配。从优化早期生育行为和倡导良好的子女反哺两个方面,保证家庭作为养老第一责任主体的基础性功能。第二,加快完善养老保障体系,实现社会养老与家庭养老融合发展。虽然退休金、养老金和机构养老等多元化的社会养老保障体系不断完善会降低人们对子女赡养的依赖程度,但该体系可持续发展的前提是人口结构合理化。即社会养老同家庭养老一样,均是以稳定的劳动年龄人口为基础,适宜的初育年龄和生育数量会推进二者融合发展。同时,成熟的社会养老保障体系能够发挥补充家庭养老的作用,防止因初育年龄推迟和生育低迷造成老年贫困等。因此,既要重视孝文化,为多支柱养老保障体系建设提供充足的人力资本,也要兼顾家庭养老与社会养老的平衡性。第三,大力发展养老事业和养老产业,满足老年人消费需求,以高质量老年生活追求强化子女反哺意识。养老是民生之大计,老年人在医疗和养老等方面的需求增加将会强化家庭养老功能,促进老年人需求与家庭养老间的协同,提升老年人生活质量。

#### 参考文献:

- [1] 李海舰,李文杰,李然.中国未来养老模式研究——基于时间银行的拓展路径[J].管理世界,2020,36(3):76-90.
- [2] 伍海霞.快速老龄化时期城乡老年人的家庭养老照料负担[J].人口研究,2022,46(5):74-87.
- [3] 陈卫.中国的低生育率与三孩政策——基于第七次全国人口普查数据的分析[J].人口与经济,2021(5):25-35.
- [4] DEJONG-GIERVELD J, DYKSTRA P A. Virtue is its own reward? Support-giving in the family and loneliness in middle and old age[J]. Ageing and society, 2008, 28(2): 271-287.
- [5] 慈勤英,宁雯雯.家庭养老弱化下的贫困老年人口社会支持研究[J].中国人口科学,2018(4):68-80+127.
- [6] 宋健.“四二一”结构家庭的养老能力与养老风险——兼论家庭安全与和谐社会构建[J].中国人民大学学报,2013,27(5):94-102.
- [7] 黄健元,常亚轻.家庭养老功能弱化了吗?——基于经济与服务的多重考察[J].社会保障评论,2020,4(2):131-145.
- [8] 刘凤芹,王美甜,毕蕾.延迟退休对青年人就业的挤入效应研究[J].财经问题研究,2024(4):94-106.
- [9] 李骏,汪伟.失业风险如何影响流动人口二孩生育意愿?[J].财经问题研究,2024(4):107-117.
- [10] 陈友华,苗国.社会变迁背景下的低生育率:新机制与新特点[J].人口与发展,2016,22(5):14-23.
- [11] 曹伟,刘桂岭,曾利飞,等.家庭养老与社会养老融合对居民储蓄率的影响研究[J].经济研究,2023,58(3):172-190.
- [12] 何圆,李轲,王伊攀.养好老才能生好小:父辈养老投资与青年子女生育决策[J].财经研究,2023,49(1):109-123.
- [13] 王俊.初育年龄推迟对女性收入的影响[J].人口研究,2020,44(5):108-121.

- [14] ENGLAND P, BEARAK J, BUDIG M J, et al. Do highly paid, highly skilled women experience the largest motherhood penalty?[J]. *American sociological review*, 2016, 81(6): 1161-1189.
- [15] CASAD B J, MARCUS-NEWHALL A, NAKAWAKI B, et al. Younger age at first childbirth predicts mothers' lower economic and psychological well-being later in life[J]. *Journal of family and economic issues*, 2012, 33(4): 421-435.
- [16] RACKIN H M, BRASHER M S. Is baby a blessing? Wantedness, age at first birth, and later-life depression[J]. *Journal of marriage and family*, 2016, 78(5): 1269-1284.
- [17] CAI F, GILES J, MENG X. How well do children insure parents against low retirement income? An analysis using survey data from urban China[J]. *Journal of public economics*, 2006, 90(12): 2229-2255.
- [18] 张海峰, 林细细, 张铭洪. 子女规模对家庭代际经济支持的影响——互相卸责 or 竞相示范[J]. *人口与经济*, 2018(4): 21-33.
- [19] 伍海霞, 王广州. 快速老龄化过程中中国独生子女家庭照料负担研究[J]. *中国软科学*, 2021(7): 152-163.
- [20] 刘丰, 胡春龙. 育龄延迟、教育回报率极化与生育配套政策[J]. *财经研究*, 2018, 44(8): 31-45.
- [21] BLOOM D E, KHOURY A, KUFENKO V, et al. Spurring economic growth through human development: research results and guidance for policymakers[J]. *Population and development review*, 2021, 47(2): 377-409.
- [22] KOROPECKYJ-COX T, PIENTA A M, BROWN T H. Women of the 1950s and the "normative" life course: the implications of childlessness, fertility timing, and marital status for psychological well-being in late midlife[J]. *The international journal of aging and human development*, 2007, 64(4): 299-330.
- [23] 郭凯明, 龚六堂. 社会保障、家庭养老与经济增长[J]. *金融研究*, 2012(1): 78-90.
- [24] 胡宏伟, 栾文敬, 杨睿, 等. 挤出还是挤出: 社会保障对子女经济供养老人的影响——关于医疗保障与家庭经济供养行为[J]. *人口研究*, 2012, 36(2): 82-96.
- [25] 刘生龙, 胡鞍钢, 张晓明. 多子多福? 子女数量对农村老年人精神状况的影响[J]. *中国农村经济*, 2020(8): 69-84.
- [26] 于也雯, 龚六堂. 生育政策、生育率与家庭养老[J]. *中国工业经济*, 2021(5): 38-56.
- [27] 汪伟. 人口老龄化、生育政策调整与中国经济增长[J]. *经济学(季刊)*, 2017, 16(1): 67-96.
- [28] 严成樑. 老年照料、人口出生率与社会福利[J]. *经济研究*, 2018, 53(4): 122-135.
- [29] HASHIMOTO K, TABATA K. Demographic change, human capital accumulation and R&D-based growth [J]. *Canadian journal of economics*, 2016, 49(2): 707-737.
- [30] ZHANG J, ZHANG J. The effect of life expectancy on fertility, saving, schooling and economic growth: theory and evidence[J]. *Scandinavian journal of economics*, 2005, 107(1): 45-66.
- [31] 王天宇, 彭晓博. 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[J]. *经济研究*, 2015, 50(2): 103-117.
- [32] 张川川, 陈斌开. "社会养老"能否替代"家庭养老"? ——来自中国新型农村社会养老保险的证据[J]. *经济研究*, 2014, 49(11): 102-115.
- [33] 陆杰华, 李月, 郑冰. 中国大陆老年人社会参与和自评健康相互影响关系的实证分析——基于 CLHLS 数据的检验[J]. *人口研究*, 2017, 41(1): 15-26.
- [34] 李俊青, 张雪莹, 袁博. 社会网络异质性与人力资本误配[J]. *经济研究*, 2023, 58(12): 167-184.
- [35] 张洋, 李灵春. 生育支持政策何以有效: 性别平等视角下的 27 国生育支持政策组合与生育率反弹[J]. *人口研究*, 2023, 47(4): 3-19.
- [36] 尹志超, 刘秦星, 张诚. 农村劳动力流动对家庭储蓄率的影响[J]. *中国工业经济*, 2020(1): 24-42.
- [37] HAUSMAN J A, TAYLOR W E. Panel data and unobservable individual effects[J]. *Econometrica*, 1981, 49(6): 1377-1398.
- [38] 王永进, 侯轶韬. 人员流动与城市间商品价格差异: 来自高铁开通的证据[J]. *世界经济*, 2022, 45(1): 206-232.
- [39] 王维国, 付裕, 刘丰. 生育政策、生育意愿与初育年龄[J]. *经济研究*, 2022, 57(9): 116-136.
- [40] LIN N, YE X, ENSEL W M. Social support and depressed mood: a structural analysis [J]. *Journal of health and social behavior*, 1999, 40(4): 344-359.
- [41] 杨刚强, 王海森, 范恒山, 等. 数字经济的碳减排效应: 理论分析与经验证据[J]. *中国工业经济*, 2023(5): 80-98.



## How Does Parents' Fertility Behavior Affect Their Children's Back-Feeding: Based on the Dual Dimensions of the Age at First Birth and the Number of Children

LIU Feng<sup>1</sup>, FU Yu<sup>2</sup>

(1. Institute of Economics, Shanghai Academy of Social Sciences, Shanghai 200020, China;

2. School of Economics, Dongbei University of Finance and Economics, Dalian 116025, China)

**Summary:** Family support remains the most important model of elderly care in China. Whether children's back-feeding, as a key component of family support, is affected by parents' fertility behavior should be examined. Existing research mainly investigates the influence of parents' fertility behavior on children's back-feeding concentrates solely on the number of children, overlooking the crucial aspect of the age at first birth and thereby neglecting the intergenerational effects of the age at first birth. This paper constructs a three-period overlapping generations model, which includes the age at first birth and the number of children, for theoretical analyses. Using data from seven rounds of the Chinese Longitudinal Healthy Longevity Survey (CLHLS) from 1998 to 2018, this paper employs a panel Logit econometric model to empirically estimate the influence of parents' fertility behavior on children's back-feeding. This paper finds that the effect of the age at first birth on intergenerational financial support shows an inverted U-shaped relationship, and the age at first birth also reduces intergenerational financial and intergenerational caregiving support by decreasing the number of children. Social pension security has a compensatory effect on children's back-feeding, while the aspiration for a better quality of life in old age exerts a demanding influence on children's back-feeding. This helps alleviate the adverse effects of delayed age at first birth and a lower number of children on children's back-feeding.

Compared with existing literature, this paper makes the following contributions. Firstly, based on the life-cycle theory, this paper explores the influence of parents' fertility behavior on children's back-feeding from the perspectives of the age at first birth and the number of children. It broadens the perspective of existing research. Secondly, by introducing the age at first birth and the number of children into a three-period overlapping generations model that includes intergenerational financial support and intergenerational caregiving support, this paper theoretically illustrates the impact of parents' fertility behavior on children's back-feeding. Lastly, with a focus on social pension security and elderly life quality, this paper finds the compensatory effects and demanding effects respectively, and advocates for the integrated development of social pension security and intergenerational support to enhance the life quality of the elderly. It stresses the significance of rational resource allocation for fertility and elderly care within families.

This paper partially reveals the relationship between parents' fertility behavior and children's back-feeding, emphasizing the policy design concept of a family's life cycle. This helps the government better understand the relationship between fertility and elderly care, improves the family fertility support policy system, implements the national strategy of actively addressing population aging, and achieves the dual goals of boosting fertility rates and ensuring elderly care.

**Key words:** parents' fertility behavior; age at first birth; number of children; children's back-feeding; life cycle

(责任编辑: 孙 艳)

[DOI]10.19654/j.cnki.cjwtyj.2024.07.009

[引用格式]刘丰,付裕. 父母生育行为如何影响子女反哺? ——基于初育年龄和生育数量双维度选择视角[J]. 财经问题研究, 2024(7): 113-128, 封三.