

育龄收入、子女人力资本与代际经济支持 —— 基于子女“数量—质量替代”视角

李 聪, 毕皓林, 刘李华, 王 岚

¹ 西安交通大学 经济与金融学院, 陕西 西安710061

摘要: 中国家庭中子女数量下降伴随着子女人力资本提升, 即子女“数量—质量替代”效应, 为改善家庭养老经济支持提供了新契机。使用中国家庭追踪调查数据, 结合中介效应模型和两阶段最小二乘法, 研究以子女“数量—质量替代”为机制, 老年父母的育龄收入对子女经济支持数额的影响。研究发现: (1) 家庭中子女数量向质量的转换有利于子女经济支持数额的提高; (2) 增加父母育龄收入有利于促进子女数量向质量转换, 从而提高子女经济支持数额; (3) 对于没有参加养老保险、子女数量较少和来自城市的家庭, 在子女“数量—质量替代”机制的作用下, 育龄收入的增加提高子女经济支持数额的效应更强。因此, 畅通并促进子女数量向质量的转换机制是改善家庭养老经济支持水平、缓解社会养老压力的有效途径; 更合理的收入分配制度对完善家庭养老功能、促进中国养老事业可持续发展和提升老年人福祉具有重要意义。

关键词: 人口结构转型; 育龄收入; 家庭养老; 子女人力资本; 子女“数量—质量替代”; 代际经济支持

文献标识码: A

文章编号: 1002-2848-2024(02)-0030-15

一、问题提出

20 世纪 70 年代以来, 中国实行了规模空前的计划生育政策, 在短时间内降低了生育率。随着少子化趋势加深和人口寿命延长, 中国已成为世界上老年人口规模最大、老龄化速度最快的国家, 并将在很长一段时间内保持这一基本人口国情^[1], 对中国养老事业的可持续性提出了巨大挑战。面对中国特殊的老龄化趋势, 社会各界提出了六个发展目标^①, 其中“老有所养”居第一位, 可见经济保障是满足老年人需求的第一要务^[2]。

公共养老经济保障和家庭养老经济支持是养老经济保障的两个主要来源, 其中子女对老年人的经济支持是家庭养老经济支持的重要组成部分, 也是传统家庭养老模式最主要的表现形式, 其本质是依靠血缘、文化关系确立的非正式制度。中国“未富先老”的基本现实, 以及地区发展不平衡不充分状况, 导致公共养老经济保障的人均不足、分布不均, 加之中国老龄化速度较快, 未来养老金支出压力必然增大, 因此

收稿日期: 2023-05-16。 修回日期: 2023-10-12。

基金项目: 国家自然科学基金优秀青年科学基金项目“生态脆弱地区可持续发展政策评估与管理”(72022014); 国家自然科学基金项目“生计恢复力视角下易地扶贫搬迁对象脱贫模式、返贫风险与可持续发展政策创新研究”(71973104); 国家社会科学基金一般项目“数字化转型过程中收入不平等的形成机理及其经济增长效应研究”(23BJL139)。

作者简介: 李聪, 男, 西安交通大学经济与金融学院教授, 博士生导师, 研究方向为微观发展经济学; 毕皓林, 女, 通信作者, 西安交通大学经济与金融学院博士研究生, 研究方向为老龄经济学, 电子邮箱为 bhl11@stu.xjtu.edu.cn; 刘李华, 女, 西安交通大学经济与金融学院讲师, 研究方向为收入分配和创新; 王岚, 女, 西安交通大学经济与金融学院博士研究生, 研究方向为区域经济学。

感谢陕西高校青年创新团队“面向乡村振兴的经济高质量发展创新团队”的支持。

① 即老有所养、老有所医、老有所教、老有所学、老有所为、老有所乐。

老年人对家庭养老经济支持的需求仍将长时间存在。中国实施的“单独二孩”^①、“全面两孩”^②再到“三孩”^③的生育激励政策“遇冷”，政策效果不达预期，少子化趋势难以逆转，家庭养老经济支持受到了来自老龄化与少子化趋势的双重挑战。而家庭采取什么样的自我优化策略，呈现出什么样的养老新特征，催生了什么样的养老新需求，对于进一步优化家庭养老支持政策、促进养老事业的可持续发展至关重要。

根据经典的内生人力资本理论，少子化不仅是子女数量的下降，而且是人口结构沿着“数量—质量”前沿边界^④变动^[3-4]，由人口数量资本向人口质量^⑤资本转换，该现象无论在宏观还是微观层面都引起了学界的讨论。在宏观层面，中国劳动年龄人口规模减小，比重下降，与此同时，人口受教育水平、健康状况明显改善^[5]。根据《中国人力资本报告 2022》的数据，中国自 2013 年开始出现劳动力绝对数量的下降，且截至 2020 年总体呈下降趋势，同时全国劳动力人力资本指数在 2013—2020 年间年均增长率达 6.3%。宏观上的人口数量资本下降伴随着人口质量资本上升，其微观基础在于家庭内人力资本的“数量—质量替代”效应，该效应在中国家庭是否成立受到了学界的广泛关注，不同学者的研究结论差异较大^[6-7]。无论是宏观还是微观层面，人口的数量资本和质量资本都是养老经济保障的最基本要素。在人口数量资本向人口质量资本转型的新人口形势下，做到顺应形势、因势利导，发挥人口结构转型的红利，对于实现养老事业的可持续发展具有重要意义，而其关键在于充分认识当今中国的人口结构新变化及其对养老经济保障的影响机制。

当前，学界关于人口数量资本转向人口质量资本对养老经济保障的影响研究，主要集中于宏观层面，探讨在老龄化冲击下人口结构转型对于社会养老保障制度建设及其负担状况的影响。当人口数量下降时，人力资本的快速增长能够补偿少子化冲击、促进经济增长，尤其是当经济增长速度高于老龄化速度时，养老金现收现付制是具有可持续性的最优制度选择，且有利于养老金替代率的提高、促进代际公平、增进社会福利^[8-9]。相比之下，在微观层面的直接研究十分有限，现有研究虽然涉及子女的数量和质量两个层面，但大部分研究将子女数量和质量“割裂”，即分别研究子女数量、质量的“存量”影响，没能体现出其结构性关系，结论莫衷一是。部分学者认为子女数量增加有利于提高给父母提供经济支持的可能性、增加经济支持的数额^[10-11]，但是该影响可能存在边际递减效应，即随着子女数量增加而出现拐点^[12]。也有部分学者认为子女数量与子女经济支持数额的关系并不显著^[13]。值得一提的是，牛楠等^[13]通过实证研究发现，能够显著提高子女经济支持数额的并不是单纯的子女数量，而是“受过一定教育”的子女数量，且相比于子女数量，子女质量的改善才是影响子女提供养老经济支持的关键，尤其是对于独生子女家庭而言，子女受教育程度越高给父母提供经济支持的可能性越大^[14]。家庭中子女的数量和质量是一体两面的，研究家庭中子女人力资本对养老经济支持的影响，不能片面地将子女的数量和质量两个因素割裂。

类比宏观层面人口结构转型与现收现付制养老金制度的关系，家庭可以看作一个依靠文化、血缘等非正式制度构建而成的最小现收现付制养老单位，子女的总人力资本构成了向老年父母提供经济支持的基础。从逻辑上讲，子女的总人力资本由数量和质量两个维度构成，且二者存在替代关系，当计划生育政策对家庭子女数量产生负向冲击时，若子女质量的增长幅度足以弥补子女数量下降对人力资本的消极影响，即在子女“数量—质量”转换率足够高的条件下，子女总人力资本不会下降，相应的子女经济支持数额也不会下降。可见，家庭人口结构转型之下，提高子女经济支持数额的关键是子女“数量—质量”转换率的提高，不是单纯的子女数量或者质量的变动。那么，子女“数量—质量”转换率“足够高”这一关键条件是否能够满足？如何满足？在少子化趋势难以逆转时，如何改善家庭养老经济支持呢？

① 2013 年 11 月 12 日，中国共产党第十八届中央委员会第三次全体会议通过《中共中央关于全面深化改革若干重大问题的决定》，其中提到“坚持计划生育的基本国策，启动实施一方是独生子女的夫妇可生育两个孩子的政策”，标志着“单独二孩”政策将正式实施。参见 https://www.gov.cn/2014lh/2014-03/01/content_2626398.htm。

② 2016 年 1 月 5 日，《中共中央、国务院关于实施全面两孩政策改革完善计划生育服务管理的决定》正式发布，明确从 2016 年开始实施全面两孩政策。参见 https://www.gov.cn/zhengce/2016-01/07/content_5031087.htm。

③ 2021 年 7 月 20 日，《中共中央 国务院关于优化生育政策促进人口长期均衡发展的决定》正式发布，作出实施三孩生育政策及配套支持措施的重大决策。参见 https://www.gov.cn/zhengce/2021-07/22/content_5626517.htm。

④ 家庭在穷尽所有收入之后能够负担的孩子数量—质量的所有组合，组成数量—质量前沿边界(frontier)，沿着这一边界，家庭所选择的孩子数量、质量之间发生转换。

⑤ 根据张熠等^[4]的研究，本文中“人口质量”与人力资本同义，包含受教育水平、健康等维度。

针对上述问题, Willis^[15]的经典生育决策模型从父母收入角度寻找答案, 认为家庭生育决策是在完美预期(perfect foresight)下、受到父母收入约束进行的最优化决策, 而收入对子女“数量—质量”转换率的影响取决于子女数量收入弹性与质量收入弹性的相对大小。因此, 收入会通过改变家庭人口结构而对子女经济支持数额产生影响。

从实证的角度, 首先识别“收入”概念。Willis^[15]虽然将父母的收入解释为“终生收入”(lifetime income), 但是由于他研究的重点是家庭的生育决策过程, 所以将父母收入唯一地内生于母亲工作时间, 没有考虑子女经济支持使“终生收入”内生的问题, 即 Willis^[15]所抽象出来的收入概念实际上是父母的工作期收入。且他假设父母会根据对工作收入的完美预期进行生育决策, 而实际中, 完美预期的理想假设难以满足, 所以本文采取更符合现实逻辑的“育龄收入”概念, 即个体在生育年龄阶段的收入。

进一步, 本文区分了老年父母的当期收入与育龄收入对子女经济支持数额的影响。以往关于收入对子女经济支持数额的研究, 主要是在代际利他动机^[16]和代际交易动机^[17]的框架下, 探究的“收入”概念更倾向于老年父母的“当期收入”^[18], 而育龄收入则突出了收入对家庭养老行为的影响存在生命周期效应, 即家庭生育决策是人力资本投资决策和养老选择的共同结果, 对老年父母的影响存在于整个生命周期, 因而有必要在统一的框架下去探索育龄收入对子女经济支持的影响。相比于以往研究, 本文将家庭中子女的数量和质量综合考虑, 构建指标直接度量家庭内子女的“数量—质量”转换率, 聚焦微观层面人口结构转型对子女经济支持数额的影响, 拓展了现有文献关于人力资本对养老经济保障影响的研究视角。

具体地, 本文首先使用中国家庭追踪调查(CFPS)2010—2018年五期面板数据, 借鉴 Justman 等^[19]提出的固定效应方法估计出个体的育龄收入。其次, 使用工具变量和两阶段最小二乘法控制内生性后, 在验证子女“数量—质量替代”效应存在的前提下, 估计出家庭内子女的“数量—质量”转换率, 进而实证检验以子女“数量—质量替代”为机制, 育龄收入对子女经济支持数额的影响, 并针对家庭的养老保险参保差异、少子化程度差异、城乡差异进行异质性分析。

本文可能的创新和贡献在于以下三个方面: 第一, 为理解人口数量红利向人力资本红利的转型对养老经济保障的影响提供了一个新的微观家庭视角, 也为在人口结构转型的趋势下理解中国家庭养老模式的新特征提供了可能的理论解释; 第二, 相比于以往关于子女人力资本影响家庭经济支持的微观层面研究, 本文尝试在家庭层面直接度量子女“数量—质量”转换率, 从而将子女的数量和质量纳入综合考虑, 弥补了以往文献未能体现出子女数量和质量之间关系的不足; 第三, 从育龄收入的角度出发, 探索改善家庭养老经济支持的有效方式, 对于理解生育政策对养老经济保障的影响提供了新的角度, 为中国在“未富先老”的特殊国情下, 继续保持并更好地发挥家庭养老模式的积极作用、改善老年人福祉提供了政策启示。

二、理论框架

在 Becker 等^[20]提出的包含代际流动的家庭效用模型基础上, 本文考察一个包含父母和子女两代人、父母处于生育年龄的代表性家庭, 其生育年龄的收入即为“育龄收入”, 起到约束生育选择的作用。假设子女是同质的, 父母作为家庭决策者, 只有有限的预期水平, 无法预期未来的工作和收入状况, 只根据当前的收入对当下和未来进行计划, 在育龄收入 I_t 的约束下选择储蓄 S_t 、子女数量 n_t 、单个子女的人力资本 q_t (子女的总人力资本为 $Q_t \equiv n_t q_t$)、自身在年轻时的消费水平 C_t 和年老时期的消费预期 C_{t+1} 。设育龄收入为外生变量, 父母的效用来源于两期消费, 设其效用函数 U_t 为:

$$U_t = C_t \cdot C_{t+1}^{1-\alpha} \quad (1)$$

父母年轻和年老期的预算约束分别为:

$$I_t = C_t + \pi n_t q_t + S_t \quad (2)$$

$$\beta I_{t+1} + (1+r_t)S_t = C_{t+1} \quad (3)$$

其中, π 为子女的人力资本价格, r_t 为父母面临的利率水平, 设其为外生; β 是子女对父母的经济转移占其成年财富 I_{t+1} 的比例, 由家庭文化以及父母与子女之间的讨价还价决定, 体现了家庭的代际转移模式, 在短期内具有稳定性, 因而本文假设 β 为外生变量, $\beta \in (0, 1)$ 。

设人力资本与其回报具有线性关系,成年子女财富水平 I_{t+1} 为:

$$I_{t+1} = W_{t+1} n_t q_t + W_{t+1} v_{t+1} \quad (4)$$

其中, W_{t+1} 表示外生的成年子女人力资本回报率, v_{t+1} 表示父母预期的子女后天努力、运气等影响子女收入且与父母的人力资本投资无关的因素。

父母对子女的人力资本投资回报率满足:

$$\pi n_t q_t = W_{t+1} n_t q_t / \rho (1 + r_t) \quad (5)$$

其中, ρ 为父母对子女人力资本的主观贴现加成率,表示相对于市场回报而言,父母对子女人力资本回报的偏好程度, ρ 越大表示父母越依赖子女的经济支持。为简化分析,设 $v_{t+1} = 0$,其合理性在于,父母只有有限的预期,且在家庭中所有子女的加总很可能使 v_{t+1} 存在向 0 收敛的趋势。

通过上述分析可知,储蓄和对子女的人力资本投资是两种相互替代的消费平滑手段,在 $\rho\beta > 1$ 的条件下,父母将仅选择投资于子女人力资本,这符合中国长久以来的养儿防老传统观念;且由于与养老相关的金融市场不够完善,所以老年父母对子女经济支持的依赖性强,对子女人力资本的主观贴现加成率 ρ 较大。基于此,本文将 $\rho\beta > 1$ 为条件作进一步分析。

父母效用最大化问题的一阶条件为:

$$MU_t / MU_{t+1} = \rho\beta(1 + r_t) \quad (6)$$

其中, MU_t 、 MU_{t+1} 表示父母在 t 期和 $t+1$ 期的消费的边际效用。该一阶条件决定了父母的两期消费 C_t^* 、 C_{t+1}^* 和对子女总人力资本的选择 $Q_t^* = (n_t q_t)^*$,可见子女的人力资本总量才是决定老年父母效用水平的因素,子女的数量和质量具有等价性。其中,选择函数 Q_t^* 满足:

$$\pi Q_t^* = \pi n_t q_t = (1 - \alpha) I_t \quad (7)$$

全微分变换可得:

$$dq_t / dn_t = -q_t / n_t \quad (8)$$

$$d(dq_t / dn_t) / dI_t = -(1 - \alpha) / [(\eta_n + \eta_q) \pi n_t^2] \quad (9)$$

定义 dq_t / dn_t 为孩子数量—质量转换率,表明孩子数量、质量之间的替代关系,由式(8)知 $dq_t / dn_t < 0$ 。式(9)中, η_n 、 η_q 分别为孩子的数量收入弹性、质量收入弹性,均大于 0,可知 $d(dq_t / dn_t) / dI_t < 0$,表示如果育龄收入增加,孩子的数量—质量转换率下降(绝对值变得更大),但是其变动幅度取决于数量、质量的弹性大小。

老年父母的消费来源于子女的经济支持,以 C_{t+1}^* 表示子女经济支持数额,满足:

$$C_{t+1}^* = \rho\beta(1 + r_t) Q_t^* = \rho\beta(1 + r_t) n_t q_t \quad (10)$$

即老年父母的消费由子女的人力资本总量决定,联立式(8)(10)并求导可得:

$$dC_{t+1}^* / d(dq_t / dn_t) = -\varphi, \varphi \equiv \rho\beta(1 + r_t) n_t^2 > 0 \quad (11)$$

其经济含义是,在少子化背景下,当家庭中子女的数量更多地向质量转换, dq_t / dn_t 越小,越有利于子女经济支持数额的提高。

根据上述理论框架,本文提出以下待检验的假设:

假设 1:家庭中子女的“数量—质量替代”效应显著存在,且“数量—质量”转换率越小,子女数量向质量转换得越多,越有利于子女经济支持数额的提高。

假设 2:育龄收入增加会通过促进子女数量向质量转换,提高子女经济支持数额。

三、模型设定与变量度量

(一)模型设定

1. 估计育龄收入

本文借鉴 Justman 等^[19]提出的固定效应收入估计方法,设定 Y_{it} 为个体 i 在 t 期收入,根据样本中父

母的生育年龄状况^①,设置育龄 r^* 为 24、25、26、27、28、29、30 岁共 7 个值。在式(12)中控制个体当期年龄 r_{it} 与 r^* 的离差及其平方项,以及二者分别与受教育水平、城乡、性别、时间固定效应、年代、地区的交叉项。对 r^* 的 7 个取值分别回归,以固定效应 D_i 的系数 α_{0ir^*} 作为个体在年龄 r^* 的收入预测值,对所有 r^* 上的收入的预测值取平均得到个体育龄收入估计值 $\ln Y_{Fe}$ 。

$$\ln Y_{it} = \alpha_{0ir^*} D_i + \alpha_{r^*} (r_{it} - r^*) \mathbf{X} + \beta_{r^*} (r_{it} - r^*)^2 \mathbf{X} + \epsilon_{itr^*} \quad (12)$$

式(12)中, $\mathbf{X}$ 表示包含个体受教育水平、城乡、性别以及时间固定效应、年代、所在地区的变量向量, $r^* \in [24, 30], r^* \in N^+$ 。

$$\ln Y_{Fe} = \sum_{r^*=24}^{30} \alpha_{0ir^*} / 7 \quad (13)$$

考虑到收入 Y_{it} 可能存在样本选择问题,使用 Heckman 两阶段法进行估计。

第一阶段:

$$\Pr(Y_{it} > 0) = \theta_0 + \theta_1 P_{it} + \theta_2 S_{it} + \theta_3 r_{it} + \theta_4 \mathbf{X} + \mu_{it} \quad (14)$$

第二阶段:

$$\ln Y_{it} = \alpha_{0ir^*} D_i + \alpha_{r^*} (r_{it} - r^*) \mathbf{X} + \beta_{r^*} (r_{it} - r^*)^2 \mathbf{X} + \gamma \hat{\lambda} + \epsilon_{itr^*} \quad (15)$$

$$\ln Y_{He} = \sum_{r^*=24}^{30} \alpha_{0ir^*} / 7 \quad (16)$$

其中, $\hat{\lambda}$ 为第一阶段估计的逆米尔斯比率。根据 Lennox 等^[21]的研究, Heckman 两阶段模型的第一阶段需要加入排他性约束变量,本文将父母是否至少有一方健在(P_{it})、配偶的最高学历(S_{it})作为排他性变量。其合理性在于,父母对子女的照料需求会影响子女的工作参与,但是不会直接影响子女的工资率;由于收入水平与受教育水平之间存在正相关关系,所以配偶的受教育水平越高则其相应的收入水平越高,会对个人形成“经济支持效应”,尤其是对于女性来说,更高的配偶受教育水平及其带来的收入增长,将促进女性劳动参与率的提高^[22],且不直接影响个人工资率。 $\ln Y_{He}$ 为用 Heckman 两阶段法估计的育龄收入。

2. 子女“数量—质量替代”效应的检验和子女“数量—质量”转换率估计

下面使用工具变量和两阶段最小二乘法(IV-2SLS)对式(17)进行估计,检验家庭中子女的“数量—质量替代”效应,即子女数量对子女质量是否存在显著的负向影响。在该替代效应成立的基础上,进一步使用 IV-2SLS 模型估计子女的“数量—质量”转换率。

$$q_i = \beta_0 + \beta_1 n_i + \beta_2 \mathbf{X}' + u_i \quad (17)$$

其中, n_i 为家庭中子女数量, q_i 为家庭中子女平均受教育年限,由于子女数量和受教育年限之间可能存在互为因果,以及数据中存在老年户主的育龄期配偶信息遗漏问题,其内生性的处理是相关研究的重点,其中 IV-2SLS 方法是最常用的方法之一,本文使用计划生育放松区虚拟变量^[7]和双胞胎数量^[23]作为子女数量的工具变量。控制变量 $\mathbf{X}'$ 中,由于研究对象是老年父母,为追溯其生育决策的影响因素,需要控制具有回溯性或时变性较小的变量,因而控制了户主个人特征,包括性别、受教育年限、户籍、民族、年龄、是否是党员、是否在婚,以及地区层面的城乡、区域变量。

如果 β_1 显著为负,则证明家庭中子女“数量—质量替代”效应存在。为估计该效应的强度,本文进一步使用 IV-2SLS 模型和式(18)估计子女“数量—质量”转换率。

$$\frac{dq}{dn} = \frac{\Delta q}{\Delta n} = \begin{cases} (q - \hat{q}_0) / (n - n_0), n \neq n_0 \\ \text{不存在}, n = n_0 \end{cases} \quad (18)$$

① 样本中父母生育初孩的平均年龄为 24.89 岁,生育最小孩子的平均年龄为 28.54 岁,考虑到样本量问题,本文取 24~30 岁为父母育龄。

具体地,假设在没有外部干扰时,家庭将按照理想的子女数量 n_0 和质量 q_0 进行决策,即当实际子女数量 n 等于理想子女数量时 ($n=n_0$),形成的实际子女质量 q 即为家庭的理想子女质量 ($q=q_0$),此时家庭内不存在子女的“数量—质量替代”效应。由于数据库中只有理想子女数量变量^①,没有关于理想子女质量的相关信息,所以本文使用 IV-2SLS 方法,对实际子女数量等于理想子女数量的样本估计式(17)。得到估计参数后,将模型应用于实际子女数量不等于理想子女数量的家庭,根据其理想子女数量,估计理想子女质量 $\hat{q}_0$ 。根据式(18)计算子女“数量—质量”转换率。

3. 对育龄收入影响的检验

在估计出育龄收入和子女“数量—质量”转换率的基础上,检验育龄收入对子女经济支持数额的影响以及子女“数量—质量”转换率的中介效应:

$$Tr_i = \alpha_0 + \alpha_1 I_i + \alpha_2 X'' + \epsilon_i \quad (19)$$

$$M_i = \beta_0 + \beta_1 I_i + \beta_2 X'' + \sigma_i \quad (20)$$

$$Tr_i = \gamma_0 + \gamma_1 I_i + \gamma_2 M_i + \gamma_3 X'' + u_i \quad (21)$$

其中, Tr_i 为子女经济支持数额; I_i 为户主育龄收入,分别以固定效应方法和 Heckman 两阶段法估计的收入衡量,其结果相互印证; M_i 表示子女“数量—质量”转换率 $(dq/dn)_i$ 。控制变量 X'' 中,户主层面除了控制式(17)中的个人特征^②外,还控制了当期健康、工作状态、养老保险参与、收入等级、近两年婚姻段数等会影响个人养老选择的变量。在家庭层面,一方面控制影响代际支持的因素,包括父母是否健在、子女照料及隔代照料状况。另一方面,控制老年户主当期的配偶信息,为避免老年个体由于丧偶、婚姻变动等使配偶信息缺失而导致无谓样本损失,本文以夫妻综合变量的形式,设置夫妻都是农业户口虚拟变量和夫妻最高受教育年限变量。地区层面控制了城乡和区域。此外,由于养老金可能会通过挤出效应等方式影响子女经济支持数额^[18],考虑到中国养老金制度于样本期内实施省级统筹^③,为控制省份之间养老金给付水平的系统性差异,在模型中控制了省份固定效应。

由于育龄收入与子女人力资本以及相应的子女经济支持数额之间可能由于互为因果而导致内生性,本文使用了 IV-2SLS 方法对式(19)~(21)进行估计。选择的工具变量有两类,第一类是区县层面的独生子女家庭占比。在中国计划生育政策和城乡二元结构背景下,城乡收入差距较大,同时城乡之间计划生育政策实施力度不同。从 1982 年开始,中国部分地区开始实施较为宽松的计划生育政策;1984 年 4 月 13 日,中共中央转发了《关于计划生育情况的汇报》的文件,对“一胎化”政策进行了修正,适当放宽了生育二胎的条件^④,允许部分农村家庭在满足条件的情况下生二胎。同时,独生子女家庭更多的地区,可能是城镇居民或国有企事业单位职工更多的地区^⑤,更可能是收入较高的地区,因此区县层面的独生子女家庭占比变量满足工具变量的相关性要求。而区县层面的独生子女家庭占比并不直接影响家庭层面的代际经济支持,所以满足工具变量的外生性要求。第二类变量是区县和村居层面对教育龄收入的均值,由于是自变量在更高地理层级的聚类,所以不直接影响子女经济支持数额,但是与自变量相关性较强。

① CFPS 2018 年问卷调查设置了问题 KA202:“您认为自己有几个孩子比较理想?”

② 个人户口、受教育年限除外,户口和受教育信息以夫妻综合变量形式进行度量。

③ 2007 年 1 月 18 日,人力资源和社会保障部发布《关于推进企业职工基本养老保险省级统筹有关问题的通知》(劳社部发〔2007〕3 号),提出“建立和完善企业职工基本养老保险省级统筹制度”。参见 http://www.mohrss.gov.cn/xxgk2020/fdzdgknr/qt/gztz/201407/t20140717_136193.html。

④ 1984 年,中共中央批转国家计划生育委员会党组《有关计划生育工作情况的汇报》(中发〔1984〕7 号),提出:“对农村继续有控制地把口子开得稍大一些。按照规定的条件,经过批准,可以生二胎。”参见 http://www.npc.gov.cn/c12434/c1793/c1856/c2223/201905/t20190522_4792.html。

⑤ 《中华人民共和国人口与计划生育法》第四十二条对违法生育行为的国家工作人员及其他人员规定了除征收社会抚养费之外的处罚规定,“按照本法第四十一条规定缴纳社会抚养费的人员,是国家工作人员的,还应当依法给予行政处分;其他人员还应当由其所在单位或者组织给予纪律处分”。参见 https://www.gov.cn/zhengce/2015-12/28/content_5029897.htm。

(二)数据和变量

本文使用的数据是 CFPS 2010、2012、2014、2016、2018 年五期的调查数据。CFPS 是由北京大学中国社会科学调查中心(ISSS)实施的一项全国性、大规模、多学科的社会跟踪调查项目,具有较高的全国代表性^①。CFPS 不仅收集了家庭及个人基本信息、经济状况、家庭关系、社会关系网络、人力资本等方面的基本信息,而且还提供了个人收入、教育、婚姻等综合变量。本文使用的数据主要来自 CFPS 2010—2018 年五期数据中的成人库数据、家户关系数据和家庭经济数据,此外还使用了 2010 年社区调查的部分数据。

为保证后续实证研究的样本量,在估计育龄收入部分使用非平衡面板数据。在样本筛选中,保留了年龄为 18 岁以上、无关键变量缺失的样本,并根据年份之间的逻辑对缺失值进行了补充。对于个体收入的识别,使用了 CFPS 提供的个人收入综合变量,并以 2010 年为基期进行价格调整后取对数处理。

在检验子女“数量—质量替代”效应、估计子女“数量—质量”转换率以及检验育龄收入的影响部分,考虑到对于以老年父母为户主的家庭,子女数量、质量的时间趋势意义不大,育龄收入不具有时变性,所以使用的数据是 2018 年截面数据。根据世界卫生组织对老年人的定义,设置样本为年龄 60 岁及以上的家庭户主^②。CFPS 并没有直接提问户主信息,考虑到本文的研究需要,以夫妻之间收入高者为户主,一方面其收入估计结果更可靠,另一方面其个人特征对子女的人力资本投资决策可能起到更大的作用。对使用到的成人库数据、家户关系数据、家庭经济数据以及 2010 年社区调查数据进行匹配,剔除年龄、性别等变量逻辑上的异常值,去掉关键变量缺失的个体。

本文最终样本的变量描述性统计结果如表 1 所示。在子女经济支持数额的度量上,本文选择总子女经济支持数额和平均子女经济支持数额两个指标相互印证。总子女经济支持数额的计算方式为老年父母所在家庭中,子女对父母的非负净经济转移之和;平均子女经济支持数额的计算方式为总子女经济支持数额除以家庭中子女数量。子女“数量—质量”转换率是中介变量,由表 1 可知,本文估计出的子女的“数量—质量”转换率均值为负,总体上与理论预测一致,但也存在子女数量、质量同步增加或下降的家庭,即个体差异仍然存在,这也为实证提供了基础。考虑到中国于 1982 年开始针对农村实行较宽松的计划生育政策,所以根据 CFPS 2010 年问卷问题 J5“您村今年/村改居当年的计划生育政策是一个家庭允许生几胎”和问题 J6“今年/村改居当年,您村如果一户人家没有儿子,最多允许其生几胎”,将允许生育数量大于 1 的村居定义为计划生育放松区。

表 1 变量描述性统计结果

变量类型	变量名称	单位	观测值数	均值	标准差	最小值	最大值
排除性 约束变量	父母健在		171 872	0.365	0.482	0	1.000
	配偶受教育年限	年	171 790	5.334	5.082	0	23.000
因变量	个人收入取对数	元	82 861	9.054	1.803	-0.194	15.990
育龄收入 估计部分	城乡		171 872	0.436	0.496	0	1.000
	年龄	岁	171 872	46.380	16.800	18.000	110.000
	受教育年限	年	171 872	7.123	4.954	0	23.000
	性别		171 872	0.496	0.500	0	1.000
	中部		171 872	0.291	0.454	0	1.000
	西部		171 872	0.269	0.444	0	1.000

① 为进一步增强实证检验的全国代表性,本文在第二、三步实证中采取了 CFPS 提供的个人截面权重。

② 来源于世界卫生组织《中国老龄化与健康国家评估报告》,参见 <https://iris.who.int/bitstream/handle/10665/194271/9789245-509318-chi.pdf;sequence=5>。

续表 1

变量类型	变量名称	单位	观测值数	均值	标准差	最小值	最大值
因变量	子女平均受教育年限	年	4 975	8.649	4.195	0	22.000
	总子女经济支持数额	元	4 270	397.849	1 293.953	0	50 000.000
	平均子女经济支持数额	元	4 132	203.912	1 015.820	0	50 000.000
自变量	子女数量	个	5 434	2.474	1.375	0	9.000
	对数育龄收入(He) ^①	元	4 270	7.023	1.719	-2.400	12.281
	对数育龄收入(Fe)	元	4 270	6.829	1.792	-2.682	12.385
工具变量	计划生育放松区		5 434	0.198	0.399	0	1.000
	家庭中双胞胎数量	对	5 434	0.011	0.104	0	1.000
	区县独生子女家庭占比		4 270	0.287	0.148	0	1.000
	区县对数育龄收入均值	元	4 270	7.760	0.550	3.310	10.800
	村居对数育龄收入均值	元	4 270	7.650	0.720	3.310	13.790
中介变量	“数量—质量”转换率		1 583	-0.121	2.934	-12.211	13.903
实证 检验 部分	年龄	岁	70.244	7.652	60.000	100.000	100.000
	性别		0.744	0.436	0	1.000	1.000
	农业户口		0.706	0.456	0	1.000	1.000
	在婚		0.678	0.467	0	1.000	1.000
	近两年婚姻段数	段	0.761	0.428	0	3.000	3.000
	民族		0.921	0.269	0	1.000	1.000
	党员		0.169	0.375	0	1.000	1.000
	有慢性病		0.290	0.450	0	1.000	1.000
	主观健康评分	分	3.393	1.208	1.000	5.000	5.000
	退出工作		0.460	0.498	0	1.000	1.000
	从事农业		0.449	0.497	0	1.000	1.000
	参保第一支柱养老保险		0.112	0.316	0	1.000	1.000
	参保第二支柱养老保险		0.001	0.031	0	1.000	1.000
	参保商业养老保险		0.001	0.026	0	1.000	1.000
	收入在当地等级	等	3.014	1.164	1.000	5.000	5.000
	夫妻都是农业户口		0.740	0.439	0	1.000	1.000
	夫妻最高受教育年限	年	6.197	4.512	0	19.000	19.000
	父亲或母亲健在		0.031	0.172	0	1.000	1.000
	去年家庭总收入(以省均收入标准化)	元	8.494	0.390	7.725	9.366	9.370
控制 变量	给几个子女进行隔代照料	个	0.578	0.711	0	5.000	5.000
	子女提供的照料总天数	天/年	101.521	182.287	0	1 825.000	1 825.000
	子女提供的平均照料天数	天/年	48.020	89.304	0	730.000	730.000
	地区		0.464	0.499	0	1.000	1.000
	中部		0.281	0.450	0	1.000	1.000
	西部		0.262	0.440	0	1.000	1.000
	城市		0.464	0.499	0	1.000	1.000
	中部		0.281	0.450	0	1.000	1.000
	西部		0.262	0.440	0	1.000	1.000
	地区		0.464	0.499	0	1.000	1.000

四、实证结果与分析

(一)育龄收入估计

在育龄收入的估计部分,对于 24~30 岁个体,育龄收入估计结果与实际收入的相关性见表 2,可见育龄收入估计结果的预测能力较强。在 Heckman 两阶段模型的回归中,排他性约束变量和逆米尔斯比率均在 1%的水平上显著,证明了排他性约束变量的选取较合理,固定效应方法的估计结果存在样本选择问题。

① 对数育龄收入后括号内 He 表示以 Heckman 两阶段法估计的育龄收入,Fe 表示以固定效应方法估计的育龄收入。

表 3 第(1)(2)列展示了利用 IV-2SLS 方法对式(17)的估计结果,可以看出子女“数量—质量替代”效应在家庭层面显著存在,与以往研究结论一致^[6,23]。过度识别检验 $P>0.10$,认为工具变量满足外生性;弱工具变量检验 $P<0.01$,认为不存在弱工具变量问题。本文在表 3 第(3)列也报告了普通最小二乘法(OLS)的估计结果,可以发现虽然子女“数量—质量替代”效应显著存在,但是可能因为内生性而低估了替代效应的强度。

表 2 育龄平均收入估计结果与育龄期间实际收入的相关性分析结果

系数	对数育龄收入(Fe)	对数育龄收入(He)
Pearson 相关系数	0.785	0.795
Spearman 相关系数	0.748	0.763
解释实际收入变异占比	0.631	0.617

表 3 子女“数量—质量替代”效应估计结果

变量	第一阶段	第二阶段	OLS
	(1)子女数量	(2)平均子女受教育年限	(3)平均子女受教育年限
子女数量		-1.632 *** (0.613)	-0.373 *** (0.060)
计划生育放松区	0.209 *** (0.060)		
双胞胎	1.095 *** (0.268)		
常数项	-2.670 *** (0.314)	11.942 *** (1.770)	15.129 *** (0.826)
R^2	0.240	0.273	0.400
观测值数	4 975	4 975	4 975

注:1. *** 表示 1% 的显著性水平。

2. () 内为回归参数估计值的标准误。

3. 控制变量估计结果留存备案。

(二)育龄收入的影响及其机制检验

使用式(19)~(21)检验育龄收入是否会通过子女“数量—质量替代”机制影响总子女经济支持数额,估计结果如表 4 所示,分别使用 OLS 方法和 IV-2SLS 方法进行估计,其结果相互印证。其中使用 IV-2SLS 方法对式(19)~(21)估计时,所得过度识别检验均满足 $P>0.10$,表明工具变量具有外生性,同时弱工具变量检验均满足 $P<0.01$,证明不存在弱工具变量问题。

表 4 第(1)(4)列分别展示了式(19)的 OLS 和 IV-2SLS 回归结果,可以发现育龄收入的增加对总子女经济支持数额存在显著的负向影响,可能的原因是如果育龄收入增加,老年父母通过在年轻时进行储蓄、购买养老保险等途径自我提供养老资源的能力更强,会挤出子女对老年父母的经济支持,该结论与张川川等^[18]的研究结果一致。

进一步在回归中加入子女“数量—质量”转换率变量,即对式(21)进行估计,结果如表 4 第(3)(6)列所示。可以发现子女“数量—质量”转换率变量对总子女经济支持数额的回归系数显著为负,说明子女数量向质量转换得越多,越有利于增加总子女经济支持数额,假设 1 得到证实。

此外,在加入子女“数量—质量”转换率变量之后,育龄收入变量对总子女经济支持数额的回归系数仍显著为负,且其绝对值比控制子女“数量—质量”转换率变量之前的系数绝对值更大,即在控制了子女“数量—质量”转换率后,育龄收入对总子女经济支持数额负向影响的强度更大,说明育龄收入通过子女“数量—质量替代”机制对增加总子女经济支持数额起到了积极作用。结合表 4 第(2)(4)列对式(20)的估计结果,可以发现育龄收入变量对子女“数量—质量”转换率的回归系数显著为负。综上可以说明,育龄收入的增加通过促进子女数量向质量转换,提高了总子女经济支持数额,证实了假设 2。

表 4 育龄收入对总子女经济支持数额的影响估计结果

变量	OLS			IV-2SLS		
	总子女经济支持数额	子女“数量—质量”转换率	总子女经济支持数额	总子女经济支持数额	子女“数量—质量”转换率	总子女经济支持数额
对育龄收入(He)	-42.736*** (15.390)	-0.218*** (0.074)	-64.963* (35.661)	-224.577*** (77.823)	-0.963*** (0.313)	-396.949** (197.672)
子女“数量—质量”转换率			-33.788** (14.844)			-42.662** (18.590)
常数项	4 317.109*** (1 044.628)	-1.385 (2.911)	1 954.328 (4 207.892)	1 917.606 (1 313.159)	-2.213 (2.970)	3 182.297 (4 730.165)
R ²	0.031	0.049	0.061	0.004		0.015
观测值数	4 194	1 583	1 507	4 194	1 583	1 507

注:1. ***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。

2. ()内为回归参数估计值的标准误。

3. 控制变量估计结果留存备案。

(三)稳健性检验

考虑到当家庭中子女数量更多向质量转换时,家庭易形成“质量型”人力资本,即子女数量少、质量高,若在此条件下总子女经济支持数额增加,则平均子女经济支持数额也会增加。以平均子女经济支持数额为因变量的回归结果留存备案,其回归系数的显著性和方向与表4结果一致,证明上述结论具有稳健性。

本文使用固定效应模型所估计的育龄收入替换核心解释变量,与 Heckman 两阶段法所估计育龄收入的回归结果进行印证,其显著性和方向与表4估计结果一致^①。

由于义务教育政策的实施会外地提高子女受教育水平,而样本家庭中子女的受教育时间区间与义务教育政策实施的时间区间存在重叠,可能导致子女“数量—质量替代”效应高估,混淆育龄收入的影响,所以本部分使用受到义务教育政策实施影响较小的样本,证明本文的结果具有稳健性。

中国于1986年正式确立并推行九年制义务教育制度^②,但是由于地方经济、文化差异较大,尤其是农村地区的教育经费保障不足,城乡之间推行情况不一。加之1989年中央实施财政体制改革的举措之一是将农村义务教育在行政上归入“以乡镇为主”的行政范畴,实际上农村居民的教育负担仍然较重^[24-25]。直到2008年,中国才实现了全国范围内义务教育学杂费全免^③,所以本文将2008年作为识别义务教育冲击的时点。

具体地,本文使用在2008年时最小子女年龄大于16岁^④的家庭样本进行实证检验,即在2008年之后家庭中没有义务教育适龄子女,则其受到义务教育政策实施对子女质量的正向冲击较小。同样,分别使用 Heckman 两阶段法和固定效应方法估计的育龄收入作为自变量^⑤,且分别使用总子女经济支持数额和平均子女经济支持数额作为因变量,即进行了四组回归,以其回归结果进行相互印证,从而增强稳健性。回归结果如表5所示,可见义务教育完全普及之前,育龄收入的增加通过促进家庭中子女数量向质量转换而提高子女经济支持数额的效应显著存在,与表4的结果一致,说明本文的结果是稳健的。

① 限于篇幅,具体结果留存备案。

② 1986年4月12日,中华人民共和国第六届全国人民代表大会第四次会议通过《中华人民共和国义务教育法》,规定国家实行九年制义务教育。参见 http://www.npc.gov.cn/zgrdw/npc/xinwen/2019-01/07/content_2070254.htm。

③ 2008年9月30日,国务院常务会议决定,从2008年秋季学期开始,在全国范围内全部免除城市义务教育阶段学生学杂费。参见 http://www.npc.gov.cn/zgrdw/npc/zfjc/ywjyf/2008-09/24/content_1452520.htm。

④ 本文的计算方法为,按照7岁上小学,经历9年义务教育后达到16岁,若家庭中最小的孩子在2008年已经超过16岁,则说明不再适龄于义务教育。

⑤ 限于篇幅本文仅展示了 Heckman 两阶段法估计所得育龄收入的回归结果,固定效应方法估计所得育龄收入的回归结果在显著性和方向上同样具有稳健性,具体回归结果留存备案。

表 5 育龄收入对子女经济支持数额的影响估计结果

变量	OLS			IV-2SLS		
	总子女经济支持数额	子女“数量—质量”转换率	总子女经济支持数额	总子女经济支持数额	子女“数量—质量”转换率	总子女经济支持数额
对数育龄收入(He)	-47.399*** (15.640)	-0.235*** (0.078)	-71.422* (38.204)	-251.386*** (83.024)	-1.013*** (0.322)	-438.681** (211.034)
子女“数量—质量”转换率			-33.347** (15.125)			-43.547** (19.332)

变量	OLS			IV-2SLS		
	平均子女经济支持数额	子女“数量—质量”转换率	平均子女经济支持数额	平均子女经济支持数额	子女“数量—质量”转换率	平均子女经济支持数额
对数育龄收入(He)	-23.661** (9.843)	-0.235*** (0.078)	-62.450* (32.759)	-133.002** (64.423)	-1.013*** (0.322)	-341.852* (192.413)
子女“数量—质量”转换率			-25.314** (12.797)			-33.067** (16.844)

注:1. ***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。

2. ()内为回归参数估计值的标准误。

3. 控制变量估计结果留存备索。

五、进一步讨论

在少子化趋势下,育龄收入对子女经济支持数额的影响在不同家庭之间是否存在异质性?这些异质性体现在哪些方面?与其他家庭养老资源会发生哪些联动?回答上述问题对于更好地理解家庭经济支持中子女人力资本的作用、优化对家庭养老的支持政策、缓解社会养老压力具有重要意义。本部分将分别从养老保险参与、家庭少子化程度和城乡角度进行异质性分析。

(一)父母是否参与养老保险的异质性分析

根据以往研究,养老保险与子女经济支持之间存在替代关系,这意味着在父母没有养老保险的家庭中,子女经济支持在老年父母的养老经济保障中起到更大作用。本文使用老年父母至少参加一种养老保险的样本和老年父母未参加养老保险的样本分别对式(19)~(21)进行检验。

根据表6的回归结果,在未参加养老保险样本中,育龄收入的增加显著降低了子女的“数量—质量”转换率,且以此为机制显著增加了子女经济支持数额。

表 6 父母是否参与养老保险的异质性分析估计结果

状态	变量	总子女经济支持数额	子女“数量—质量”转换率	总子女经济支持数额	平均子女经济支持数额	子女“数量—质量”转换率	平均子女经济支持数额
未参保	对数育龄收入(He)	-234.834*** (87.152)	-0.709** (0.317)	-404.638* (225.139)	-141.088** (68.456)	-0.709** (0.317)	-338.667 (208.548)
	子女“数量—质量”转换率			-56.612** (22.806)			-42.226** (20.471)
	对数育龄收入(He)	-83.660 (151.936)	-1.744** (0.820)	-147.436 (136.175)	63.967 (92.715)	-1.744** (0.820)	-87.483 (80.462)
参保	子女“数量—质量”转换率			24.514 (18.457)			3.868 (10.146)

注:1. ***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。

2. ()内为回归参数估计值的标准误。

3. 控制变量估计结果留存备索。

相比之下,参加养老保险的样本中,虽然育龄收入的增加降低子女“数量—质量”转换率的效应显著且绝对

值更大,但是以此为机制增加子女经济支持数额的效应并不显著。这说明在参加养老保险的家庭中,育龄收入的增加通过子女“数量—质量替代”机制提高子女经济支持数额的效应并不存在,而在父母未参加养老保险的家庭中,该效应显著存在,可见对于未参加养老保险的老年父母,子女人力资本的养老保障作用更强。

(二)家庭少子化程度的异质性分析

少子化会加速老龄化,放大养老问题,因而从家庭层面研究少子化与子女经济支持的关系具有重要意义。本文将实际子女数量(n)少于理想子女数量(n_0)的家庭样本定义为“少子家庭”,其少子化问题更严重,反之为“非少子家庭”。回归结果见表7,相比于非少子家庭,少子家庭中育龄收入的增加促进子女数量向质量转换从而提高子女经济支持数额的作用更显著,可能的原因是在少子家庭中,相比于子女数量,父母更偏好于子女质量,因而对子女的教育投入意愿更高。所以,当收入约束放松时,子女“数量—质量替代”效应更强,从而能够更多地提高子女经济支持数额。

表7 少子家庭与非少子家庭的异质性分析估计结果

程度	变量	总子女经济支持数额	子女“数量—质量”转换率	总子女经济支持数额	平均子女经济支持数额	子女“数量—质量”转换率	平均子女经济支持数额
少子	对数育龄	-358.477 **	-1.765 ***	-566.506 *	-308.302	-1.765 ***	-477.848 *
	收入(He)	(182.613)	(0.469)	(291.676)	(189.444)	(0.469)	(278.099)
	子女“数量—质量”转换率			-71.321 **			-63.997 **
非少子	对数育龄	-130.661	0.262	-118.918	-49.503	0.262	-45.812
	收入(He)	(173.750)	(0.439)	(181.066)	(52.880)	(0.439)	(54.842)
	子女“数量—质量”转换率			-11.480			-2.614
				(24.121)			(7.483)

注:1. ***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。

2. ()内为回归参数估计值的标准误。

3. 控制变量估计结果留存备案。

(三)城乡异质性分析

中国历史上长期存在的城乡二元结构造就了城乡老年群体的养老模式差异。相比于城市地区,农村地区老龄化程度更高,收入更低、养老公共资源更少,对家庭养老资源的依赖性更强。从表8的回归结果来看,对于城市地区的老年群体,育龄收入的增加通过促进子女数量向质量转换从而提高子女经济支持的效应显著存在;对于农村地区的老年群体,虽然育龄收入的增加起到了促进子女数量向质量转换的作用,但是其效应比城市地区更小,且进一步增加子女经济支持数额的作用并没有显现,与李建民^[26]的研究结论相印证。

表8 城乡异质性分析估计结果

城乡	变量	总子女经济支持数额	子女“数量—质量”转换率	总子女经济支持数额	平均子女经济支持数额	子女“数量—质量”转换率	平均子女经济支持数额
农村	对数育龄	-40.217	-0.595 *	15.171	-25.829	-0.595 *	8.711
	收入(He)	(57.335)	(0.307)	(58.016)	(26.681)	(0.307)	(28.380)
	子女“数量—质量”转换率			2.368			5.237
城市	对数育龄	-425.470 ***	-1.478 **	-1198.290 *	-244.234 *	-1.478 **	-986.785 *
	收入(He)	(156.595)	(0.628)	(631.385)	(127.689)	(0.628)	(583.734)
	子女“数量—质量”转换率			-64.156 **			-50.604 *
				(29.344)			(26.289)

注:1. ***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。

2. ()内为回归参数估计值的标准误。

3. 控制变量估计结果留存备案。

六、结论与启示

本文通过构建包含育龄收入的家庭内代际经济转移理论框架,在家庭层面分析了子女“数量—质量”转换率随育龄收入的变动,及其对子女经济支持数额的影响。进一步,使用 CFPS 2010—2018 年五期面板数据估计育龄收入,使用 IV-2SLS 方法估计家庭内子女的“数量—质量”转换率,在此基础上使用中介效应模型,以老年父母为研究对象,在家庭层面实证检验了育龄收入通过子女“数量—质量替代”机制对子女经济支持数额的影响。研究发现:家庭层面子女“数量—质量替代”关系显著存在,且子女数量向质量的转换有利于提高子女经济支持数额的总量和均值;育龄收入的增加有利于子女数量向质量转换,从而提高子女经济支持数额;异质性分析表明,在没有参加养老保险、子女数量不达预期和城市家庭中,育龄收入通过子女“数量—质量替代”机制影响子女经济支持数额的效应更强。

人口数量红利向人力资本红利的转变,为中国在少子化与老龄化趋势下应对养老事业的新挑战提供了契机,它不仅从宏观上影响了养老金制度的可持续性,而且在微观上重塑了家庭提供养老经济支持的基础。本文的研究说明,顺应少子化的基本人口趋势,畅通并促进子女数量向质量的转换机制,从而提高子女经济支持数额,是改善家庭养老经济支持水平、缓解社会养老压力的有效途径。进一步地,本文发现促进家庭育龄收入的增加,有利于保障家庭对子女的人力资本投资、更好地发挥子女“数量—质量替代”机制的作用,从而有效地改善家庭养老经济保障能力;同时,本文的结果也意味着育龄收入的差距会造成子女人力资本的差距,并转化为子女经济支持水平的差距,导致老年人福利的不平等,即收入不平等会通过家庭内代际经济转移过程而产生持续性的影响。因而,更合理的收入分配制度,不仅会促进社会公平,而且对完善家庭养老功能、促进中国养老事业可持续发展和提升老年人福祉具有重要意义。

参考文献:

- [1] 杨华磊,张文超,沈政. 多生育降低了产出吗? [J]. 当代经济科学, 2020(1): 37-48.
- [2] 田雪原. “未富先老”视角的人口老龄化[J]. 南方人口, 2010(2): 13-17.
- [3] BECKER G S, LEWIS H G. On the interaction between the quantity and quality of children[J]. Journal of Political Economy, 1973, 81(2): 279-288.
- [4] 张熠,张书博,汪润泉. 中国养老金改革的逻辑和福利效果: 基于人口“数量—质量”转换的视角[J]. 经济研究, 2020(8): 188-205.
- [5] 黄凡,段成荣. 从人口红利到人口质量红利: 基于第七次全国人口普查数据的分析[J]. 人口与发展, 2022(1): 117-126.
- [6] 秦雪征,庄晨,杨汝岱. 计划生育对子女教育水平的影响: 来自中国的微观证据[J]. 经济学(季刊), 2018(3): 897-922.
- [7] QIAN N. Quantity-quality and the one child policy: the only-child disadvantage in school enrollment in rural China [R]. NBER Working Paper, 2009.
- [8] 程永宏. 现收现付制与人口老龄化关系定量分析[J]. 经济研究, 2005(3): 57-68.
- [9] 王玉霞,李灵昇,王开. 人力资本视角下的养老金替代率研究[J]. 东北财经大学学报, 2021(2): 56-66.
- [10] 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.
- [11] 张若恬,张丹,李树苗. 子女数量、性别和序次对养老资本的影响及城乡差异: 基于 CLASS 2014 数据的分析[J]. 人口与经济, 2020(4): 68-83.
- [12] 胡仕勇,李佳. 子代数量对农村老年人代际经济支持的影响: 以亲子两代分居家庭为研究对象[J]. 人口与经济, 2016(5): 47-54.
- [13] 牛楠,王娜. 转型期子女数量与人力资本积累对农村养老影响实证研究: 以安徽和四川为例[J]. 中国农业大学学报(社会科学版), 2014(4): 64-73.
- [14] 伍海霞. 城市第一代独生子女家庭亲子代际经济流动分析[J]. 人口与发展, 2018(5): 24-32.
- [15] WILLIS R J. A new approach to the economic theory of fertility behavior[J]. Journal of Political Economy, 1973, 81(2): 14-64.
- [16] BECKER G S. A theory of social interactions[J]. Journal of Political Economy, 1974, 82(6): 1063-1093.

- [17] COX D. Motives for private income transfers[J]. Journal of Political Economy, 1987, 95(3): 508-546.
- [18] 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(11): 102-115.
- [19] JUSTMAN M, STIASSNIE H. Intergenerational mobility in lifetime income[J]. Review of Income and Wealth, 2021, 67(4): 928-949.
- [20] BECKER G S, TOMES N. An equilibrium theory of the distribution of income and intergenerational mobility[J]. Journal of Political Economy, 1979, 87(6): 1153-1189.
- [21] LENNOX C S, FRANCIS J R, WANG Z. Selection models in accounting research[J]. Accounting Review, 2012, 87(2): 589-616.
- [22] 赵婷. 配偶收入对女性劳动参与的影响[J]. 经济与管理研究, 2019(4): 65-75.
- [23] ROSENZWEIG M R, JUNSEN Z. Do population control policies induce more human capital investment? Twins, birthweight, and China's "One Child" policy[J]. Review of Economic Studies, 2009, 76(3): 1149-1174.
- [24] 易翠枝,刘峰. 基础教育入学率、收入与《义务教育法》[J]. 湖南社会科学, 2006(2): 149-151.
- [25] 孙晓冬,张骏. 子女数量与中国育龄夫妻的经济依赖[J]. 西安交通大学学报(社会科学版), 2021(6): 129-137.
- [26] 李建民. 中国农村计划生育夫妇养老问题及其社会养老保障机制研究[J]. 中国人口科学, 2004(3): 42-50.

[本刊相关文献链接]

- [1] 安磊,鄢伟波. 新一轮户籍改革的劳动力城乡再配置效应:理论机制与经验证据[J]. 当代经济科学, 2024(1): 45-59.
- [2] 王树,苏杰,姜迪. 老年照护保障与家庭消费:基于长护险试点的政策效应评估[J]. 当代经济科学, 2023(6): 86-96.
- [3] 曾永明,张利国. 精准扶贫政策的隐性价值评估:基于流动人口的收入溢出效应视角[J]. 当代经济科学, 2024(1): 60-73.
- [4] 李海明,张晓莉. 健康人力资本与内生经济增长[J]. 当代经济科学, 2023(5): 103-114.
- [5] 张宽,黄凌云. 结构的力量:人力资本升级、制度环境与区域创新能力[J]. 当代经济科学, 2022(6): 28-41.
- [6] 邱国庆,杨志安. 人口老龄化、扭曲效应与财政可持续性[J]. 当代经济科学, 2022(4): 19-30.
- [7] 解垚,宋颜群. 扶志扶智政策的减贫效应[J]. 当代经济科学, 2022(4): 1-18.
- [8] 李树苗,张丹,王鹏. 农村老年家庭养老风险与老年福祉动态演进的跨学科分析框架[J]. 当代经济科学, 2021(5): 20-28.
- [9] 靳小怡,刘妍璐,杜巍. 城镇化背景下农民工家庭代际关系及影响因素:基于性别与代次的分析[J]. 当代经济科学, 2021(3): 68-82.
- [10] 王树. 老龄化、二次人口红利与家庭储蓄率[J]. 当代经济科学, 2020(6): 88-95.
- [11] 孟令国,卢翠平,吴文洋. “全面两孩”政策下人口年龄结构、养老保险制度对居民储蓄率的影响研究[J]. 当代经济科学, 2019(1): 67-75.
- [12] 李树苗,徐洁,左冬梅,等. 农村老年人的生计、福祉与家庭支持政策:一个可持续生计分析框架[J]. 当代经济科学, 201(4): 1-10.

编辑:李再扬,高原

Income of Child-bearing Age, Children's Human Capital and Economic Support —Based on the Perspective of Children's Quantity-quality Trade-off

LI Cong, BI Haolin, LIU Lihua, WANG Lan

School of Economics and Finance, Xi'an Jiaotong University, Xi'an 710061, China

Summary China is currently undergoing a transition in its population structure, known as the “quantity-quality” transformation, referring to the shift from a “quantity-based” demographic dividend to a “quality-based” human capital dividend. This trend offers a new perspective on understanding the economic support provided by families in elderly care. Families can be seen as the smallest pay-as-you-go informal pension units. While a decrease in the number of children might reduce economic support, if the quality of children improves sufficiently to offset this decline, i. e. , when the conversion rate from quantity to quality is sufficiently high, the economic support capability of children does not diminish. This raises three questions: First, can the condition of a “sufficiently high” conversion rate from quantity to quality be met? Second, what factors influence the satisfaction of this condition? Third, how can the economic support capability of children be enhanced in light of the difficult-to-reverse trend of declining birth rates? This paper aims to address these questions.

This study utilizes panel data from the China Family Panel Studies (CFPS) covering the period from 2010 to 2018. By employing the fixed-effect method for estimating lifetime income, the study assesses individuals' income during their childbearing years. Additionally, instrumental variable and two-stage least squares methods are utilized to mitigate endogeneity. The study characterizes the conversion rate from quantity to quality within families by verifying the existence of the “quantity-quality trade-off” effect of children. Moreover, mediation effect models are employed to investigate the impact of income during the childbearing years on economic support under the mechanism of the “quantity-quality trade-off” of children. Finally, heterogeneity analysis is conducted concerning variations in the severity of declining birth rates, urban-rural disparities, and differences in participation in old-age insurance.

The research findings uncover a significant “quantity-quality trade-off” effect among children within families. A higher conversion rate from quantity to quality of children, both in total and average measures, corresponds to a more pronounced improvement in economic support. This suggests that despite a reduced number of children, enhancing their quality can partially offset the economic resources of elderly parents. Furthermore, increasing parents' income during their childbearing years benefits the conversion from quantity to quality of children, thereby augmenting economic support. Heterogeneity analysis indicates that in families experiencing more severe declining birth rates, the conversion from quantity to quality can narrow the gap in children's human capital and alleviate the disparity in family resources for elderly care. In families where parents do not participate in old-age insurance, the “quantity-quality trade-off” mechanism of children plays a more significant role in increasing economic support. However, in rural families, the effect of the “quantity-quality trade-off” mechanism on increasing economic support has not yet materialized. Given the current challenges of rural aging, declining birth rates, and the relative inadequacy of public pension security, this trend may impede the enhancement of rural family support capabilities.

The findings of this paper offer a new micro-level perspective on understanding the impact of the “quantity-quality” transformation in population structure on elderly care in China. They also provide insights for optimizing family support policies for the elderly: actively promoting the conversion from quantity to quality of children seems to be a feasible approach.

Keywords demographic transition; income of child-bearing age; family support for the elderly; human capital of children; quantity-quality trade-off of children; intergenerational economic support