

望子成龙、机会不平等与生育意愿

谢小平 付康 邹文理*

摘要:文章认为,我国的低生育意愿嵌入在“望子成龙”的文化背景和机会不平等的结构性特征中;子女的成就会给居民带来荣耀和满足,但由于机会不平等的影响,付出同等努力程度后子女却可能无法获得相应的成就或回报;这时,由于子女成就的不确定性,生育意愿将受到抑制。不仅如此,从机会不平等对居民生育意愿的抑制效果看,家庭对子女成就的重视程度、社会必要养育成本和收入水平均对该抑制效果有重要影响。基于CGSS等数据,本文对系列理论命题进行了实证检验。结果表明:(1)机会不平等显著抑制了我国居民的生育意愿,在更换模型设定、重新测算机会不平等和采用工具变量法等检验后,证实两者存在稳健的因果关系;(2)从影响渠道看,机会不平等会降低预期子女成就,进而抑制居民生育意愿;(3)社会必要养育成本越高,意愿生育水平越低;但即使降低了社会必要养育成本,机会不平等对生育意愿的抑制作用仍存在,甚至在社会必要养育成本较低时,其边际作用更大;(4)从其他调节变量看,工资收入提升可缓解机会不平等对生育意愿的抑制作用,而家庭对子女成就的重视程度则加剧其抑制效果。本文的发现有助于理解我国生育意愿偏低的特征事实,并拓展了对机会不平等及其影响的研究。

关键词:生育意愿 机会不平等 机制分析

DOI:10.19592/j.cnki.scje.400927

JEL分类号:J11,J13,J18 中图分类号:F063.4

文献标识码:A 文章编号:1000-6249(2023)05-048-16

一、引言

我国已进入低生育率、老龄化和人口负增长的阶段,将制约我国的社会经济发展,甚至影响国家安全(靳文惠,2018;郑真真,2021),亟需阐明我国生育率的抑制因素并探寻走出低生育困境的对策。从文献看,低生育率的症结可归结为“想生却不敢生”和“不想生”两类。前者指有生育意愿却没有落实^①,其出发点是,生育意愿与实际生育率之间存在较大缺口;如果能够将生育意愿转化为现实的生育率,人口问题将得到缓解(吴帆,2020)。为此,这支文献进一步探讨了阻碍生育意愿转换为实际生育率的原因,包括经济压力、照料负担重、工作-家庭冲突等(石智雷、杨云彦,2014;朱奕蒙、朱传奇,2015;钟晓华,2016;贺丹等,2018)。其政策含义是,降低生育成本可消弭生育意愿与实际生育率之

* 谢小平,广州大学经济与统计学院,E-mail: xiexp@gzhu.edu.cn,通讯地址:广东省广州市番禺区广州大学城外环西路230号广州大学行政东楼后座312A室,邮编:510095;付康,广州大学经济与统计学院,E-mail: fk570833758@163.com;邹文理(通讯作者),广州大学经济与统计学院,E-mail: chbuzwl@163.com。感谢匿名审稿人的有益建议;当然,作者文责自负。

基金项目:本文受国家自然科学基金青年项目“城市群视角下技术创新的内生机理及其经济增长效应研究”(编号16CJL010)资助。

① “生育意愿”是一个多维度的概念(姚从容等,2010),其中,“意愿生育数量”最具概括性和代表性,因为它与实际生育行为的关系最密切(Ryder and Westoff, 1971),因此,本文主要从意愿生育数量的角度进行探讨,这也与许多文献的做法一致(吴帆,2020)。

间的生育“赤字”。从实践看,各国分别采取了育儿补贴、产假、育儿假、弹性工作安排等政策,但实施效果有较大差别(Caldwell et al., 2002; McDonald, 2006; Gauthier, 2007)。

另一支文献则旨在解决“不想生”的问题,着重探讨低生育意愿的原因和解决路径。基本逻辑是,生育意愿是家庭进行生育决策和生育行为的主观意识前提(计迎春、郑真真, 2018; 卿石松, 2020),其调整直接影响了实际生育率(Hayford, 2009; Sobotka, 2009; Dommermuth et al., 2015)。传统上,这支文献主要基于居民的个体特征进行“成本—收益”分析,据此探讨生育意愿的决定。结果表明,其收益与养育子女的消费和投资属性等有关(Becker and Lewis, 1973; 郭凯明、龚六堂, 2012),其成本则涉及住房、教育、收入及社会保障等诸多领域(Jones et al., 2011; 康传坤、孙根紧, 2018; 李勇辉等, 2021)。近期有文献指出,生育意愿是个体通过所处社会环境及其与周围人群互动所形成的社会心态,可能更多地受到宏观因素的影响(Sampson, 2012; 於嘉等, 2021)。为此,一些文献将收入分配结构、人口政策、金融体系、传统文化背景等宏观结构因素纳入分析(陈卫, 2010; 於嘉等, 2021; 袁扬舟, 2021)。

本文拟沿着这一研究思路,探讨机会不平等对我国生育意愿的影响。出发点是两类特征事实:其一,经济不平等是宏观经济发展的一个结构性特征,对微观行为主体而言,它带来了诸如收入减少、社会地位下降等不确定性,这将影响生育意愿(Busetta et al., 2019; 徐巧玲, 2019; 刘建国、陈婧, 2022)。其二,我国家庭极为重视子女成就。根据中国家庭追踪调查数据,2018年,89.6%的受访者都认同“子女有出息”很重要;而且,“子女有出息”已成为影响意愿生育水平的重要因素,两者呈正相关关系(於嘉等, 2021)^①。基于上述特征,需要回答的问题是,在“望子成龙”的背景下,当家庭形成生育意愿时,会否考虑经济不平等对子女发展成就的影响?进一步地,经济不平等包括努力不平等与机会不平等;努力不平等与个体努力程度有关,努力差异带来回报差异无可厚非,而机会不平等则带来了努力—回报间的某种“摩擦”或不确定性(李莹、吕光明, 2019),会降低努力程度和人力资本积累的积极性,进而阻碍企业创新和经济增长;甚至会降低社会流动预期,并影响居民的主观幸福感(雷欣等, 2017; 郭晨、张卫东, 2019; 孙早、刘李华, 2019; 万广华、张彤进, 2021),那么,从生育意愿看,这类不平等又会产生怎样的影响?

为探讨此问题,本文从机会不平等这一宏观结构因素出发,将其嵌入到“望子成龙”的文化背景下,重点考察机会不平等作为一种结构上的“摩擦”是否以及如何影响居民的生育意愿。在中国传统文化中,人们将子女视为父母自然生命的延续,存在着一种家庭内部的利他动机,体现为“望子成龙”(李佳丽、胡咏梅, 2021; 袁扬舟, 2021)。本文认为,在这一背景下,子女的成就会给家庭带来荣耀和满足,因此,养育子女就具有了某种消费属性,会直接影响家庭的效用水平;但是,子女的成就由环境和努力这两类因素共同决定,个体无法自我控制的环境因素普遍存在,由此带来了机会不平等,其本质是付出同样的努力却难以获得等额的成就(Roemer, 1998; Lefranc et al., 2008),这意味着子女预期成就的某种“摩擦”。在“望子成龙”的背景下,由于子女成就影响着家庭的效用水平,因此,机会不平等导致的子女成就的不确定性将抑制居民的生育意愿。这时,即使政策能有效降低生育成本,并进而弥补生育“赤字”,但因为生育意愿受到抑制,实际生育率也难以提高。

沿着上述思路,本文在第二部分构建了理论模型,据此探讨了机会不平等影响生育意愿的作用

^① 因此,本文的建模思路与Becker and Lewis(1973)的“数量—质量”权衡不同。

及机理。具体地,本文从“望子成龙”的思想出发,将子女成就纳入家庭的效用函数,同时,在 Benhabib et al. (1991)、Mcgrattan et al. (1995)对家庭生产研究的基础上,引入子女成就的生产函数,并按 Roemer (1998)的思路,将机会不平等视为一种努力和成就之间的“摩擦”,据此探讨了生育意愿的决定。结果表明,在“望子成龙”的背景下,机会不平等导致的子女预期成就“摩擦”将抑制家庭的生育意愿;从机会不平等影响家庭生育意愿的效果看,家庭对子女成就的重视程度、社会必要养育成本、收入水平等对该效果有着重要的调节作用;从福利含义上看,当机会不平等的影响扩大,即使居民在抑制生育意愿的同时并调整消费,这种“次优”选择下居民的效用水平也可能会下降^①。在此基础上,本文的第三至五部分采用 CGSS 数据检验了本文的理论命题和前提假设。

本文的贡献主要包括:其一,机会不平等是经济社会中一类重要的宏观结构因素,尽管大量文献探讨了文化背景、社会制度等宏观因素对居民生育意愿的影响,但鲜有学者从机会不平等这一角度展开研究,对于其是否影响、或者如何影响生育意愿的机制也缺乏讨论,本文从理论和实证上同时拓展了对这一问题的研究。其二,多数研究着重关注降低生育成本对落实生育意愿的影响,本文则试图从机会不平等带来的子女预期成就“摩擦”出发,考察即使生育政策落实、生育和养育成本降低后生育意愿仍可能存在的抑制因素,有助于从需求侧深入理解我国生育率走低的原因,是现有研究的有益补充。

二、理论分析

本文认为,我国的低生育意愿嵌入在“望子成龙”的文化背景和机会不平等的结构性特征中。子女的成就会给家庭带来效用,从而值得为此付出养育成本。但在家庭为子女付出一定的努力后,由于机会不平等带来了某种“摩擦”,子女预期成就会有所“折扣”,由于这种不确定性,机会不平等将抑制生育意愿。具体地,我们将在消费者、普通消费品生产、家庭生产等部门展开分析。

(一)消费者

假设代表性消费者从消费和闲暇中得到满足,其效用函数为

$$U(C, L) = \gamma \log C + (1 - \gamma) \log(1 - L) \quad (1)$$

其中,参数 γ ($0 < \gamma < 1$) 衡量了居民消费 C 占收入的比重。居民消费包括两部分,一是在产品市场上购买的消费品 (C_p),二是子女所获得的成就 (C_h),这是家庭部门生产的“产品”。总消费是这两种“产品”在固定替代弹性下加总的结果,即:

$$C = [\omega C_p^\eta + (1 - \omega) C_h^\eta]^{1/\eta} \quad (2)$$

其中, ω 是居民赋予两种不同的“产品”的权重, ω 越大,说明越重视消费,反之则更重视子女成就;参数 $\eta \in (0, 1)$ 衡量了普通消费品和子女成就之间的替代性^②。

(1)式中, L 指非闲暇时间;不失一般性,本文将消费者总的可利用时间标准化为 1,非闲暇时间

^① 本文基于 CGSS 数据检验了该结论,回归结果表明,意愿生育水平与居民的效用水平(用幸福感和婚姻满意度作为代理变量)显著正相关;为保持文章结构的紧凑,本文并未报告该部分结果。

^② 这里,普通消费与子女成就之间的替代弹性为 $1/(1-\eta)$,若 $\eta=1$,产品消费与子女成就是完全替代的;而如果 $\eta=0$,总消费退化成 Cobb-Douglas 型函数,替代弹性为 1。为了一般化,我们不考虑这两种极端情形。

可用于生产商品(L_p)或养育子女(L_h),剩余部分 $1 - L_p - L_h$ 则为闲暇。

综上,(1)式可展开为:

$$U(C, L) = \gamma \log [\omega C_p^\eta + (1 - \omega) C_h^\eta]^{1/\eta} + (1 - \gamma) \log (1 - L_p - L_h) \quad (3)$$

为简化分析,假设消费者只获得工资收入 W ,其预算约束为

$$C_p = W \cdot L_p \quad (4)$$

(二)普通消费品部门

居民的效用既源于子女的成就,也来自普通消费品。在普通消费品市场上,假设生产 Y 单位产品只需要投入 L_p 单位劳动。生产函数为:

$$Y = A \cdot L_p \quad (5)$$

假设产品和要素市场都是完全竞争的,厂商利润最大化的结果是工资 W 等于技术水平 A ,这里, A 也是劳动的边际产出。

(三)家庭生产部门

考虑家庭的生育决策。假定家庭的意愿生育数量为 n ,同时,在一定的经济社会环境下,养育子女必须要投入许多时间^①,假设养育一个子女成才的必要时间是 κ ,那么,由生育带来的养育时间为 $L_h = n\kappa$ 。由于参数 κ 的取值对各变量间的关系没有实质性影响,为讨论方便,我们先解出最优化问题的 L_h ,再讨论 κ 的影响。

如前所述,家庭之所以养育子女,是因为可以从子女的成就中获得满足。假设子女成就的生产函数是:

$$C_h = \frac{1}{\theta} L_h \quad (6)$$

其中, θ 衡量了机会不平等带来影响, $\theta \in [1, +\infty)$ 。机会不平等意味着付出努力后未必能达到预期的结果(Roemer, 1998);本文假设,机会不平等作为家庭所面临的宏观结构特征,其取值越高,意味着该环境下个体间的环境因素差异越大,对于代表性家庭来说,其带来的不确定性就越大。即 θ 越大,家庭养育子女的努力和子女预期成就之间的“摩擦”越大。

(四)分析

在目标函数为(3),约束条件为(4)和(6)的条件下,可求解居民的最大化问题。由一阶条件,可解得用于产品生产的工作时间满足以下均衡条件:

$$\frac{1 - \gamma}{1 - L_p - L_h} = \frac{\gamma \omega C_p^{\eta-1}}{\omega C_p^\eta + (1 - \omega) C_h^\eta} W \quad (7)$$

类似地,可解得用于养育子女的时间满足以下均衡条件:

$$\frac{1 - \gamma}{1 - L_p - L_h} = \frac{\gamma(1 - \omega) C_h^{\eta-1}}{\omega C_p^\eta + (1 - \omega) C_h^\eta} \frac{1}{\theta} \quad (8)$$

可以解得最优的养育子女数即意愿生育水平为:

$$n^* = \frac{1}{1 + \left(\frac{\omega}{1 - \omega}\right)^{\frac{1}{1-\eta}} W^{\frac{\eta}{1-\eta}} \theta^{\frac{\eta}{1-\eta}}} \frac{1}{\kappa} \quad (9)$$

① 为避免过于复杂的模型分散讨论重点,我们没有引入教育市场。

由(9),我们可以求得下式:

$$\frac{dn^*}{d\theta} = (-1) \frac{1}{\kappa} \frac{1}{[1 + (\frac{\omega}{1-\omega})^{\frac{1}{1-\eta}} W^{\frac{\eta}{1-\eta}} \theta^{\frac{\eta}{1-\eta}}]^2} (\frac{\omega}{1-\omega})^{\frac{1}{1-\eta}} W^{\frac{1}{1-\eta}} \frac{\eta}{1-\eta} \theta^{\frac{2\eta-1}{1-\eta}} \quad (10)$$

由(10),我们可以得到以下命题:

命题1: $\frac{dn^*}{d\theta} < 0$, 即机会不平等程度越大, 意愿生育水平越低。

命题2: $\frac{dn^*}{d\kappa} < 0$, 且 $\frac{\partial^2 n^*}{\partial \theta \partial \kappa} > 0$, 这意味着社会必要养育成本越高, 则生育意愿越低; 而且, 社会必要养育成本与机会不平等的交互作用为正。这是因为, 一方面, 如果社会必要养育成本上升, 在其他条件不变的情况下, 生育意愿产生了向下的位移; 这时, 在一个相对低位的生育意愿下, 机会不平等带来的扭曲虽然仍发挥作用, 但其作用空间有限, 因此机会不平等对生育意愿的边际影响相对较小。另一方面, 其他条件不变时, 社会必要养育成本与子女成就正相关, 可能缓解了机会不平等下子女预期成就“摩擦”的负面影响。

由(9), 易知 $\frac{dn^*}{dW} < 0$, 且 $\frac{dn^*}{d(1-\omega)} < 0$ 。但其对本文考察的核心问题, 即机会不平等对生育意愿的影响究竟如何, 仍需要进一步的讨论。由于参数较多, 为简化讨论, 不失一般性, 假设普通消费品和子女成就之间的替代性 $\eta=1/2$, 可导出以下命题:

命题3: 若 $\omega > \frac{1}{1 + \sqrt{W\theta}}$ 成立, 则 $\frac{\partial^2 n^*}{\partial \theta \partial W} > 0$, 这时, 工资收入上升缓解了机会不平等对生育意愿的抑制作用; 反之亦然。在工资水平(W)相对较高和“消费主义”的社会背景下(ω 较大), 本文认为该条件容易成立。这时, 在其他条件不变时, 随着工资水平上升, 消费者会购买更多的消费品 C_p , 由于消费品的边际效用递减, 子女成就(C_h)带来的效用边际上相对较大, 即使机会不平等带来了子女预期成就的摩擦, 其抑制作用也得以缓解。

命题4: 若 $\omega > \frac{1}{1 + \sqrt{W\theta}}$ 成立, 则 $\frac{\partial^2 n^*}{\partial \theta \partial (1-\omega)} < 0$, 这时, 对子女成就的重视程度加剧了机会不平等对生育意愿的抑制作用; 反之亦然。其经济学含义是, 家庭越重视子女成就, 那么, 因机会不平等带来的子女预期成就“摩擦”将产生更大的负面影响。

三、实证策略

在上节, 本文已从理论上阐明了机会不平等影响生育意愿的机制与条件。但是, 现实是否与理论一致, 仍需实证检验。检验主要包括三步, 一是确立机会不平等与生育意愿的关系; 二是检验机会不平等影响生育意愿的渠道; 三是通过调节效应检验前文的理论推论。

首先, 我们要确定机会不平等与生育意愿间是否存在稳健的因果关系。由于被解释变量意愿生育数量通常被视为排序变量, 本文的基准回归拟采用有序 Probit 模型, 设定如下:

$$y_{ijt} = F(\alpha_1 opp_{it} + \alpha_2 eff_{it} + \beta X + \eta_t + \kappa_j + \varepsilon_{ijt}) \quad (11)$$

在式(11)中, y_{ijt} 为 t 时期 j 省居民 i 的意愿生育数量, opp 和 eff 分别为机会不平等和努力不平等, X 为一系列个人、家庭及省级层面的控制变量, η 和 κ 分别为时间和地区固定效应, ε 为随机误差项, α_1 、 α_2 和 β 为待估参数。根据命题 1, 预计机会不平等的系数 α_1 预期为负。

本文的核心解释变量是机会不平等, 指结果或回报中因为环境因素差异而导致的不平等。由于这种不平等的存在, 个体在付出同等的努力程度后难以获得等额成就或回报。在构建指标时, 可能存在两方面的测量误差。一方面, 这里的结果或回报原本包括教育成就、未来收入等较为广泛的内容; 但限于数据, 文献中常使用收入作为成就的代理变量, 并假设家庭对未来的预期是一种适应性预期, 用当前的机会不平等去预测子女成就中可能面临的机会不平等。另一方面, 机会不平等作为一个宏观结构特征, 是针对某个群体来衡量的, 通常在某地域层面上加总。本文依托中国综合社会调查(CGSS)数据进行分析, 鉴于样本数据的限制以及回归的需求, 基准回归中机会不平等仅能加总至省级层面。考虑到上述问题, 为验证基准回归得出的结论是否稳健, 我们将从以下三个方面进行稳健性检验: (1) 更换模型设定; (2) 调整核心解释变量的测算; (3) 采用工具变量回归。

其次, 在本文的理论分析中, 其前提假设是机会不平等越大, 家庭养育子女的努力和子女预期成就之间的“摩擦”就越大。为此, 本文将考察机会不平等作用于生育意愿的影响路径, 重点检验机会不平等是否扭曲预期子女成就, 进而影响生育意愿这一渠道。

最后, 为验证理论分析的几个推论, 我们首先在回归中纳入社会必要养育成本和收入水平及其与机会不平等的交互项, 以检验这些变量的调节效应是否存在及其方向是否符合预期; 其次, 为检验家庭对子女成就重视程度的影响, 在缺乏直接衡量指标的情况下, 考虑到对高考的重视程度一定程度上反映了当地居民对子女成就的重视, 而家庭的生育意愿受当地环境影响较大(於嘉等, 2021); 而且, 有研究发现, 城市或年轻人口相对更重视子女成就(刘保中, 2017; 高嘉敏、郑晓瑛, 2021), 我们将通过分析以上群体中机会不平等与生育意愿的关系来进行检验, 该异质性分析也可以为不同条件下各地的生育意愿预测提供参考。

四、数据来源与变量说明

(一) 数据来源

本文所使用的数据主要源自 CGSS 数据集, 该项调查采用多阶分层随机抽样, 每年对一万多户家庭进行调查, 问卷中搜集了较为丰富的个人、家庭、社会等多个层面的信息, 因而国内文献在测度机会不平等指标时多采用该数据集; 为提高测算和分析结果的可靠性, 本文在基准回归中采用了 CGSS2013、2015 和 2017 共三期调查的混合样本集^①。

为提高分析质量, 本文对数据进行了必要的预处理: (1) 将受访者的年龄限制在 18—45 岁, 原因是处于该年龄段的受访者, 其生育意愿与生育行为的联系更为紧密, 而且可使本文的分析具有前瞻性; (2) 对个人年收入、家庭人口规模进行缩尾处理, 以消除极端值对回归可能存在的干扰; (3) 删除

^① 感谢匿名审稿人指出这一点。若采用单独某年的数据, 机会不平等测算中仅使用了一年的变量, 样本量较小, 分到各省的有效样本量更少, 可能影响测算和分析结果。值得说明的是, 不管是分年度进行分析, 还是采用混合样本集, 本文的基本结论都是稳健的。限于篇幅, 本文只报告了混合样本的结果。

回答“不适用”“不知道”和“拒绝回答”的无效样本。

(二)变量说明与描述性统计

变量包括被解释变量、核心解释变量和控制变量三部分,以下逐一进行说明。

1. 被解释变量。参照既有研究,本文用意愿生育数量作为生育意愿的衡量指标,该变量根据CGSS问卷中“如果没有政策限制的话,您希望有几个孩子?”的回答进行整理,通常用来反映生育需求水平,能较好地匹配前面的理论分析。当意愿生育数量的取值很大时,样本的可信度相对较低,同时兼顾消除极端值对回归的干扰,本文将意愿生育数量大于3个的样本予以剔除,因此被解释变量的取值范围为0、1、2和3;值得说明的是,意愿生育数量的大小体现了个体生育意愿的强烈程度,将其视作排序变量进行分析可能更合理。

2. 控制变量。(1)个体层面:包括年龄、性别、受教育年限、婚姻状态、工作状况、户籍和是否参与社保。从以往研究成果看,这些个体特征因素是影响居民生育意愿的重要微观变量,故本文也将在基准回归中逐步添加这些变量。(2)家庭层面:包括自评家庭等级和家庭人口规模。自评家庭等级可以刻画家庭所处的社会经济阶层;家庭人口规模则会影响个体生育子女的机会成本。(3)省级层面:人均收入水平,反映了地区的经济发展水平和平均生活成本,相关研究表明,人均收入水平是影响居民生育意愿的核心因素(冯立天,1992;张爱婷、杜跃平,2006)。此外,本文还控制了时间和地区固定效应,是因为不同时期,不同居住地经济、文化等方面的差异会导致个体的生育观念存在差别。

3. 核心解释变量,即机会不平等和努力不平等。机会不平等测度的基本思路是,将影响收入的环境因素部分(即因“机会”而不同的这部分收入)分离出来,并计算其在某一群体中的不平等水平。具体地,根据Roemer(1998)提出的“环境-努力”分析框架,机会不平等是由于家庭背景、制度安排等环境差异所导致的收入差距,因此,本文参考Bourguignon et al.(2007)、Ferreira and Gignoux(2011)提出的事前参数法,即依托于Mincer收入方程,根据环境变量的真实值构建因“机会”不同而不同的这部分收入的反事实,并以此为基础计算机会不平等指数。理论上,个人收入 y 由环境因素 C 、努力因素 E 以及不可观测因素 u 决定,因此,收入函数可表示为以下形式:

$$\ln y_i = \rho C_i + \theta E_i + u_i \quad (12)$$

由于外生的环境因素会影响个体的努力程度,则有:

$$E_i = \varphi C_i + e_i \quad (13)$$

e_i 是影响努力的不可观测因素。将式(13)代入式(12),可得收入决定方程的约简式:

$$\ln y_i = \omega C_i + v_i \quad (14)$$

系数 ω 包含了环境对收入的直接影响,以及环境通过影响努力进而作用于收入的间接影响, v_i 是随机扰动项。基于式(14),基于估计系数 ω 和环境变量 C_i 的真实值,可构建收入的平滑分布:

$$\{\tilde{y}_i\}, \tilde{y}_i = \exp(\hat{\omega} C_i) \quad (15)$$

基于上述分布,可计算机会不平等绝对量为 $I\{\tilde{y}_i\}$,相对量为 $I\{\tilde{y}_i\}/I\{y_i\}$,努力不平等为 $I\{y_i\} - I\{\tilde{y}_i\}$ 。其中 $I\{\cdot\}$ 表示不平等函数,本文采用的指数类型为均值对数偏差,因为它具有优良的分解性质,因而在机会不平等的测度上应用广泛,此外本文的分析以绝对量为主,相对量为辅。

关于环境变量的选择,本文参考了史新杰等(2018)、雷欣等(2018)、李莹、吕光明(2019)的变量

选择和设定,同时考虑到样本集的变量状况,最终选取的环境变量包括年龄及其平方项、性别、户籍、出生地、父母最高教育水平、父亲政治面貌、14岁时父亲就业状况、14岁时家庭等级、居住地信息等个人、家庭及社会经济因素。限于篇幅,这些变量的定义及赋值方法不再详细说明。

本文回归模型中各变量的含义及其描述性统计的结果如表1所示。可以看到,机会不平等绝对量和相对量的均值分别为0.12和0.28,该测度结果与雷欣等(2018)、刘成奎等(2021)的研究结论基本一致;另外,机会不平等相对量的最小值仅0.15,最大值高达0.54,说明机会不平等在省际间的分布差异较大。

表1 基准回归涉及的变量说明与描述性统计

变量名	变量说明	平均值	标准差	最小值	最大值
意愿生育数量	见文中说明	1.78	0.58	0	3
机会不平等	绝对量,基于CGSS数据集测得	0.12	0.02	0.07	0.16
	相对量,基于CGSS数据集测得	0.28	0.07	0.15	0.54
努力不平等	绝对量,基于CGSS数据集测得	0.34	0.10	0.08	0.58
年龄	受访者年龄	33.49	7.68	18	45
性别	男性取1,女性取0	0.47	0.50	0	1
受教育年限	赋值方法见注1	11.32	4.02	0	19
婚姻状态	“已婚”或“同居”=1,否则=0	0.75	0.43	0	1
非农就业	“非农就业”=1,否则=0	0.67	0.47	0	1
户籍	“农业户口”=0,否则=1	0.45	0.50	0	1
是否参与社保	“参加基本医/社保”=1,否则=0	0.91	0.29	0	1
自评家庭等级	见注2	2.69	0.69	1	5
家庭人口规模	家庭人口数量	3.19	1.31	1	6
人均收入水平	省份平均收入(万元)	4.21	2.43	1.35	10.89

注:(1)“没有受过任何教育”=0年;“私塾”或“小学”=6年;“初中”=9年;“高中”或“中专”=12年;“大学专科”=15年;“大学本科”=16年;“研究生及以上”=19年;(2)自评家庭等级分为1-5级,“1”代表底层,“5”代表顶层,逐级递增;(3)由于现实中无法穷尽所有影响个体收入的环境变量,因此无论采取哪种方法测度的机会不平等都只是真实值的下限。

五、实证结果与分析

(一)基准回归结果

基准回归结果列示在表2中。表2(1)至(4)列中的核心解释变量是机会不平等绝对量,我们将依次逐步地控制影响居民生育意愿的个体、家庭及社会层面控制变量;列(5)则将核心解释变量替换为机会不平等相对量,以避免单一指标回归可能存在的片面性。本文还纳入了“公平的”不平等,即努力不平等变量,以观察两种不同类型的对生育意愿的影响差异。

从回归结果看,无论用绝对量还是相对量度量的机会不平等,其估计系数都为负,与预期相符。由于第(1)列未加入控制变量,故机会不平等的估计系数不显著;在逐步地纳入控制变量后,其估计系数均在1%的水平上显著,说明机会不平等抑制了居民的生育意愿。相较之下,从努力不平等的影响看,其估计系数在1%的水平上显著为正,这表明努力不平等增强了居民的生育意愿,即努力的回报越大,越能刺激居民的生育意愿。为量化机会不平等影响生育意愿的边际效应,本文计算了第(4)

列中机会不平等的平均边际效应;参考连玉君等(2015)的处理,结果表明,在所有解释变量取均值处,机会不平等每增加0.01,受访者选择生育数量为“0”和“1”的概率分别会显著地上升0.0025和0.0114,而选择意愿生育数量为“2”和“3”的概率则会分别显著地下降0.0087和0.0051,这一方面说明机会不平等的增加降低了居民选择更高生育数量的可能性,另一方面可能意味着机会不平等的抑制作用主要体现在第二、三胎的生育意愿上。

表2 基准回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
机会不平等 (绝对量)	-1.5744 (1.1352)	-3.0714*** (1.1488)	-3.9876*** (1.1596)	-4.5500*** (1.4431)	
努力不平等	2.0046*** (0.1408)	1.6292*** (0.1489)	1.5523*** (0.1497)	1.5579*** (0.2233)	
机会不平等 (相对量)					-1.5558*** (0.2539)
年龄		-0.0000 (0.0022)	0.0033 (0.0022)	0.0037 (0.0022)	0.0036 (0.0022)
性别		0.0670** (0.0282)	0.0674** (0.0284)	0.0728** (0.0284)	0.0718** (0.0284)
受教育年限		-0.0066 (0.0044)	-0.0064 (0.0044)	-0.0067 (0.0045)	-0.0069 (0.0045)
婚姻状态		0.2936*** (0.0395)	0.1861*** (0.0416)	0.1969*** (0.0418)	0.1966*** (0.0418)
非农就业		-0.0153 (0.0432)	-0.0110 (0.0431)	-0.0199 (0.0433)	-0.0229 (0.0432)
户籍		-0.1800*** (0.0325)	-0.1729*** (0.0325)	-0.1724*** (0.0327)	-0.1662*** (0.0326)
是否参与社保		0.1422*** (0.0485)	0.1115** (0.0487)	0.0651 (0.0482)	0.0669 (0.0480)
自评家庭等级			0.0703*** (0.0214)	0.0633*** (0.0214)	0.0623*** (0.0214)
家庭人口规模			0.0968*** (0.0115)	0.0862*** (0.0115)	0.0860*** (0.0115)
人均收入水平				0.0007 (0.0110)	-0.0009 (0.0096)
区域固定效应	未控制	未控制	未控制	控制	控制
时间固定效应	未控制	未控制	未控制	控制	控制
观测值	11902	11902	11902	11902	11902
Pseudo R ²	0.0163	0.0305	0.0372	0.0441	0.0432

注:(1)*、**和***分别表示在10%、5%和1%水平上显著;(2)括号内为异方差稳健标准误,下同。

其他控制变量也存在一定影响。就个体变量而言,男性的意愿生育数量显著高于女性;相较于未婚人群,已婚个体具有更强的生育意愿;相较于农村居民,城市居民具有更低的生育意愿。就家庭

变量而言,自评家庭等级越高的居民,其生育意愿越为强烈;更大的家庭人口规模与更强的生育意愿相关,特别是当家里有老人时,因为这会缓解工作—家庭冲突和子女照料负担等问题,进而降低家庭的生育成本。

(二)稳健性检验与内生性问题处理

为验证上文得出的结论是否稳健,本文在基准回归之外做了一系列尝试,实证结果表明,无论采用以下何种方法,机会不平等抑制居民生育意愿这一结果都是稳健的。

1. 更换模型设定。为检验回归结果对模型设定形式的敏感性,本文额外选择了两种不同的模型形式进行回归。(1)将原模型更换为有序 Logit 模型,与基准回归中的有序 Probit 模型相比,二者对随机扰动项分布的假设不同,检验结果列示在表 3 列(1)中。(2)将原模型更换为泊松模型,此时将生育意愿视作计数变量,考虑到我国居民的意愿生育数量趋同,因此泊松模型亦是合适的(王天宇、彭晓博,2015),回归结果如表 3 列(2)所示,计算得其边际效应为-1.8417,意味着机会不平等平均每上升 0.01,意愿生育数量则会下降 0.0184,可见本文的基本结论并未因模型设定而发生改变。

2. 重新测算机会不平等。(1)调整环境变量的选择。在我国,高考和就业等途径可能会改变户籍状态,因此,户籍变量可能与自身的努力程度有关,并不是纯粹的环境因素,因此考虑将户籍从环境变量中剔除,并对机会不平等进行重新测算,然后再进行回归,结果如表 3 列(3)所示。(2)采用泰尔 T 指数。与 MLD 指数能较好地捕捉底层群体收入的变动不同,泰尔 T 指数对中高收入者的收入变动更为敏感。由于选用不同的指标可能会影响机会不平等的测度结果,并存在否定基本结论的可能性,本文将不平等指标更换为泰尔 T 指数,从表 3 列(4)的回归结果看,结论仍然稳健。(3)采用主观公平感均值替代“客观的”机会不平等。在 CGSS 调查中受访者对社会公平性进行评价,选项分为 1-5,数值越大则认为社会越公平。回归结果列示在表 3 列(5)中,通过计算其边际影响可知,机会不平等平均每提升一个等级,受访者选择生育数量为“0”和“1”的概率分别会显著地上升 0.0003 和 0.0011,而选择意愿生育数量为“2”和“3”的概率则会分别显著地下降 0.0009 和 0.0005,与基准回归结论一致。

3. 内生性分析。基准回归可能面临着测量误差和遗漏变量问题两重挑战,为此作者进一步采用工具变量法进行解决。参考陈晓东、张卫东(2018)对工具变量的选取,本文用受访者十年前所在省份的人均教育经费作为机会不平等的工具变量,数据来源于 2007 年的《中国统计年鉴》。接下来对该工具变量的可行性进行分析。十年前当地的政府教育经费取决于当期当地政府制定的公共政策和财政预算,因此它可看作外生变量。就相关性而言,公共教育经费作为政府财政支出的一部分,它的增加可以缓解由家庭背景差异造成的机会不平等,故它符合该要求。该工具变量可能通过机会不平等之外的途径影响因变量,例如它的增加可能会增加个人的受教育程度,而教育对个人生育意愿的抑制作用在以往文献中被证实(Vogl,2016),导致其并非完全外生,但由于本文在基准模型中已控制了个体的教育年限,因此已经在很大程度上消除了它作为工具变量的内生性。在此基础上,考虑到被解释变量是排序变量,参考叶金珍、王勇(2019)的处理办法,本文采用条件混合过程(Conditional Mixed Process, CMP)方法进行工具变量回归,估计结果如表 3 列(6)所示,回归系数为负,且在 1%的水平上显著,说明更高的机会不平等确实抑制了居民生育意愿;基于工具变量法得到的估计系数高于基准回归的结果,可能是由工具变量引起的局部处理效应所致;另外,借助线性模型的弱工具变量检验法来测试工具变量的有效性,第一阶段的 F 值为 294.97,符合一般经验中大于 10 的准则,故认

为不存在弱工具变量问题。

表3 稳健性检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
变量	有序Logit	泊松回归	环境变量调整	泰尔T指数	主观公平感	工具变量法
机会不平等	-10.3411*** (2.6784)	-1.0348*** (0.3643)	-6.6641*** (1.4537)	-4.9291*** (1.5669)	-0.0045* (0.0027)	-23.0074*** (5.1534)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	11902	11902	11902	11902	11902	11902

(三)影响渠道分析

根据前文的理论分析,机会不平等扭曲了预期的子女成就,因而抑制了居民的生育意愿。为检验这一渠道是否成立,本节将就此进行实证分析。鉴于因变量为排序变量,故本文考虑采用Breen et al.(2013)提出的KHB方法进行中介效应检验,这是目前分解非线性回归中介效应的常用方法。

按照本文的逻辑链条,中介变量应为预期的子女成就,具体地,本文选取了子女教育和子女收入两个方面进行分析。考虑到数据集里并无与此相近或相似的变量,本文试图用各省份中青年群体的平均教育年限和教育回报率作为预期子女成就的代理变量;同时,为了反映不同阶层预期成就的差异性^①,我们首先根据自评家庭等级将受访者划分为中低和中高层,其次,在将CGSS三期数据合并成混合横截面的基础上,分别计算了各省份不同阶层人群的预期子女成就。以下对中介变量的设定进行说明。(1)平均教育年限。通过分别计算各省份不同阶层中青年受访者教育年限的均值得到该变量。(2)教育回报率。该变量利用Mincer收入方程测得。具体来说,被解释变量为对数收入,核心解释变量为受教育程度,控制变量包括年龄及其平方项、性别、户籍、出生地和居住地变量等。该模型可能存在遗漏变量问题,为此本文选取了经典的“是否有兄弟姐妹”作为教育年限的工具变量,然后利用DWH检验方法对模型的内生性进行测试。结果显示,我们不能拒绝零假设(DWH检验的p值均大于0.1),即没有充分的证据表明教育是内生的,此时OLS估计法具有更高的效率,由此估算出各省份不同阶层群体的教育回报率。

表4汇总了基于KHB方法的多重中介效应检验结果,回归模型是基于有序Probit模型,其中,(1)(2)列和(3)(4)列分别是对中低和中高层人群的分析。从表4的结果看,两组回归中平均教育年限和教育回报率的中介效应系数均为负的,说明机会不平等通过扭曲了预期的子女成就,进而降低了居民的生育意愿,这与理论分析一致。从显著性水平看,在中低阶层中,仅教育回报率的中介效应显著;而在中高层中,平均教育年限和教育回报率均十分显著。从混杂百分比来看,对于中低阶层而言,教育回报率的中介效应较小,仅占2.3%;对于中高层而言,教育回报率的中介效应大于平均教育年限,二者合计解释了机会不平等对生育意愿边际影响的54.3%。以上结果一方面证明了平均教育年限和教育回报率是机会不平等影响居民生育意愿的重要中介机制,另一方面,在对中低阶层的分析中,我们发现预期子女成就的中介效应仅占较小比例,这可能意味着预期子女成就并非机会不平等作用于生育意愿的唯一渠道,更深层次的机制有待进一步探讨。

① 感谢匿名审稿人的建设性意见。

表4 影响渠道分析:基于KHB方法的中介效应检验

因变量	意愿生育数量			
分组	中低阶层		中高阶层	
中介变量	(1)平均教育年限	(2)教育回报率	(3)平均教育年限	(4)教育回报率
中介效应	-0.0210 (0.7741)	-0.1606* (0.0940)	-0.4809*** (0.1492)	-0.7355** (0.2919)
混杂百分比	0.30%	2.30%	21.48%	32.82%
观测值	5605	5605	6252	6252

(四)对模型推论的检验

本文的理论分析表明,就机会不平等与生育意愿的关系而言,社会必要养育成本、工资收入和对子女成就的重视程度都会起调节作用。

表5 社会必要养育成本和收入水平的调节效应检验

(1)社会必要养育成本		(2)收入水平	
机会不平等	-30.4744*** (6.2291)	机会不平等	-4.5354*** (1.6767)
平均教育支出	-3.2517*** (0.7893)	个人相对收入	-0.1192 (0.0729)
机会不平等×平均教育支出	31.0254*** (8.2982)	机会不平等×个人相对收入	1.3521* (0.7236)
控制变量	控制	控制变量	控制
观测值	2801	观测值	11902

为验证上述推论,本文首先检验社会必要养育成本和收入水平这两个调节变量的影响。(1)社会必要养育成本。人力资本理论表明,家庭对子女的投资中教育支出居于首位,因此本文采用家庭的平均教育支出作为代理变量。检验结果列示在表5列(1)中,社会必要养育成本的主效应为负,但交互项的系数为正,与命题2一致。其经济学含义是,社会必要养育成本越高,意愿生育水平越低;但是,即使降低了社会必要养育成本,机会不平等对生育意愿的抑制作用仍存在,甚至边际效果更大。可能的原因在于,社会必要养育成本与子女质量正相关,缓解了机会不平等对预期子女成就和生育意愿的影响。(2)工资水平。由于CGSS数据集中缺少该指标,本文采用个人相对收入作为代理变量。表5列(2)的检验结果表明,个人相对收入的主效应为负,但不显著,可能是共线性所致;交互项的系数显著为正,说明收入水平缓解了机会不平等对生育意愿的负面影响,与命题3一致^①。

根据命题4,对子女成就的重视程度会加剧机会不平等对生育意愿的抑制作用。但是,对子女成就的重视程度是一种直观感受,难以直接度量。本文拟通过分析以下不同群体中机会不平等与生育意愿的关系来进行检验。(1)城乡差异。刘保中(2017)发现,城乡家庭对子女均具有较高的教育期望水平,但城市家庭对子女学习的关怀和监督行为总体上要好于农村家庭。这意味着城市群体相对更

^① 本文还参考何明帅、于森(2017),将样本按个人上年总收入由低到高进行排列,进行分组回归。结果仍与表5基本一致。限于篇幅,此处没有报告该组结果。

重视子女的成就;(2)年龄差异。高嘉敏、郑晓瑛(2021)发现,亲代生育年龄与子代的成长发育、人力资本积累密切相关,父母生育年龄在24至34岁的子代受教育年限均值、完成大专及以上学历的比例高于父母生育年龄35岁以上人群。这可能意味着年轻群体相对更重视子女的成就;(3)是否来自高考大省。对高考的重视程度一定程度上反映了当地居民对子女成就的重视,而家庭的生育意愿受当地环境影响较大(於嘉等,2021),因此,来自高考大省的群体可能更重视子女的成就。从表6的户籍分类和年龄分类看,在城市户籍人口、年轻群体和来自高考大省的群体中,机会不平等对生育意愿的抑制作用确实更大,验证了本文的观点。

表6 对子女成就重视程度的调节作用

变量	户籍		年龄		高考人数占比	
	城市户籍	农村户籍	35岁及以下	35岁以上	高于中位数	低于中位数
机会不平等	-6.6569*** (2.4126)	-3.7989** (1.8844)	-5.7050*** (2.1438)	-3.4405* (1.9663)	-5.3757*** (1.8786)	-3.0728** (1.4316)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	5543	6359	6465	5437	4657	3066

六、结论与启示

本文认为,在“望子成龙”的文化背景下,子女的成就会给家庭带来荣耀和满足。但是,子女的成就由环境和努力这两类因素决定;在机会不平等的作用下,家庭为子女付出同等的努力程度后,子女却可能无法获得相应的成就,即预期子女成就产生了某种“摩擦”。这时,即使相关政策降低了生育和养育成本,生育意愿也可能仍受到抑制。不仅如此,本文通过理论分析表明,从机会不平等对居民的生育意愿的作用效果看,家庭对子女成就的重视程度加剧其抑制效果,收入水平提升则具有缓解作用。最有趣的则是社会必要养育成本的影响,从直接影响看,社会必要养育成本越高,意愿生育水平越低;但即使降低了社会必要养育成本,机会不平等对生育意愿的抑制作用仍存在,甚至其边际作用效果更大。

基于中国家庭综合调查(CGSS)数据,我们进行了一系列实证检验。结果表明:(1)机会不平等显著抑制了我国居民的生育意愿,在更换模型设定、重新测算机会不平等和采用工具变量法等检验后,结论依然稳健;(2)机会不平等通过扭曲预期的子女成就进而降低居民生育意愿;(3)进一步分析还表明,社会必要养育成本越高,意愿生育水平越低;但即使降低了社会必要养育成本,机会不平等对生育意愿的抑制作用仍存在,甚至在社会必要养育成本较低时,其边际影响更大;(4)工资收入提升能够缓解机会不平等对生育意愿的抑制作用,而家庭对子女成就的重视程度则加剧其抑制效果。

从本文的发现看,要提高我国居民的生育意愿,扭转“不想生”的局面,可能要深入到经济社会的结构性因素,尤其要考虑到机会不平等对生育意愿的抑制作用。从政策含义上看,由于机会不平等抑制了生育意愿,即使生育政策有效地降低了生育成本,当机会不平等因素持续存在时,仍将抑制我国的生育意愿,并阻碍生育率的提升;因此,在落实“三孩”政策配套支持措施时,可能要重视其与进一步改革开放的联动效果,进一步创造更为协调、公平的制度环境,尤其是注重教育公平和就业公

平,提高普通家庭子女获得同等成就的预期。从不同群体看,还需注意以下方面。(1)中青年群体是当前意愿生育数量较高的群体,他们的受教育水平较高,对社会结果的公平性与合理性可能较为敏感,因此,应围绕该群体的这一特征,加强义务教育法和劳动法制定中的公平性和实施中的可得性,进一步减少他们及其子代在获得教育文凭、工作机会和收入上的结构性摩擦,提高其生育意愿。(2)我国中等收入群体正逐年壮大,该群体以知识分子、专业化人才、企业管理人员为主,该群体及其子代一方面具有向上的社会流动倾向,另一方面却面临着飞涨的生育和养育成本,这可能抑制了他们的生育意愿,应有针对性地减少该群体面临的生育和养育成本障碍。(3)户籍制度是对农村子女获得优质教育资源和获得理想收入的障碍,这种不公平性可能是抑制农村居民生育意愿的重要因素。因此,应进一步消除与户籍有关的教育分割、劳动力市场分割,降低这些制度障碍在机会不平等及生育意愿上的消极影响。(4)各地在制定和落实生育支持政策时应当“量体裁衣”,抓住本地独特的生育“矛盾”,并深入考虑经济社会的结构性特征,避免一刀切的做法,才能更有效地提高生育意愿。

参考文献

- 陈卫,2010,“中国的经济平等与生育率”,《人口与经济》,第4期,第18-23页。
- 陈晓东、张卫东,2018,“机会不平等与社会流动预期研究——基于CGSS数据的经验分析”,《财经研究》,第5期,第48-60页。
- 冯立天,1992,“80年代中国生育率的变动与社会经济因素的分析”,《中国人口科学》,第1期,第42-47+56页。
- 高嘉敏、郑晓瑛,2021,“亲代生育年龄与子代受教育程度的关系研究”,《人口与发展》,第3期,第48-58+95页。
- 郭晨、张卫东,2019,“收入不平等对企业创新的影响及机制分析——基于机会不平等与努力不平等理论视角”,《中央财经大学学报》,第6期,第89-104页。
- 郭凯明、龚六堂,2012,“社会保障、家庭养老与经济增长”,《金融研究》,第1期,第78-90页。
- 何明帅、于森,2017,“家庭人均收入、代际社会流动与生育意愿”,《劳动经济研究》,第5期,第117-140页。
- 贺丹、张许颖、庄亚儿、王志理、杨胜慧,2018,“2006~2016年中国生育状况报告——基于2017年全国生育状况抽样调查数据分析”,《人口研究》,第6期,第35-45页。
- 计迎春、郑真真,2018,“社会性别和发展视角下的中国低生育率”,《中国社会科学》,第8期,第143-161+207-208页。
- 靳文惠,2018,“预期寿命、生育率变动与基本养老保险统筹账户调整”,《南方经济》,第6期,第25-45页。
- 康传坤、孙根聚,2018,“基本养老保险制度对生育意愿的影响”,《财经科学》,第3期,第67-79页。
- 雷欣、程可、陈继勇,2017,“收入不平等与经济增长关系的再检验”,《世界经济》,第3期,第26-51页。
- 雷欣、贾亚丽、龚锋,2018,“机会不平等的衡量:参数测度法的应用与改进”,《统计研究》,第4期,第73-85页。
- 李佳丽、胡咏梅,2021,“‘望子成龙’何以实现?——基于父母与子女教育期望异同的分析”,《社会学研究》,第3期,第204-224+230页。
- 李莹、吕光明,2019,“中国机会不平等的生成源泉与作用渠道研究”,《中国工业经济》,第9期,第60-78页。
- 李勇辉、沈波澜、李小琴,2021,“未能安居,焉能育儿?——住房对育龄人群生育意愿的影响研究”,《中国经济问题》,第2期,第68-81页。
- 连玉君、黎文素、黄必红,2014,“子女外出务工对父母健康和生活满意度影响研究”,《经济学(季刊)》,第1期,第185-202页。
- 刘保中,2017,“我国城乡家庭教育投入状况的比较研究——基于CFPS(2014)数据的实证分析”,《中国青年研究》,第12期,第45-52页。
- 刘成奎、齐兴辉、任飞容,2021,“中国居民收入分配中的机会不平等——理论分析与经验证据”,《经济与管理研究》,第2期,第95-110页。
- 刘建国、陈婧,2022,“劳动力市场不确定性、人力资本内化与生育意愿——基于三期中国家庭综合社会调查数据(CGSS)”,《中国地质大学学报(社会科学版)》,第1期,第85-98页。

- 卿石松, 2020, “夫妻生育偏好变化及其相互影响”, 《中国人口科学》, 第5期, 第106-115+128页。
- 石智雷、杨彦彦, 2014, “符合‘单独二胎’政策家庭的生育意愿与生育行为”, 《人口研究》, 第5期, 第27-40页。
- 史新杰、卫龙宝、方师乐、高叙文, 2018, “中国收入分配中的机会不平等”, 《管理世界》, 第3期, 第27-37页。
- 孙早、刘李华, 2019, “不平等是否弱化了企业家精神——来自转型期中国的经验证据”, 《财贸经济》, 第2期, 第131-146页。
- 万广华、张彤进, 2021, “机会不平等与中国居民主观幸福感”, 《世界经济》, 第5期, 第203-228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。
- 吴帆, 2020, “生育意愿研究: 理论与实证”, 《社会学研究》, 第4期, 第218-240+246页。
- 徐巧玲, 2019, “收入不确定与生育意愿——基于阶层流动的调节效应”, 《经济与管理研究》, 第5期, 第61-73页。
- 姚从蓉、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。
- 叶金珍、王勇, 2019, “相亲结婚真的靠谱吗——基于CFPS2014数据的研究”, 《南开经济研究》, 第1期, 第117-136页。
- 於嘉、周扬、谢宇, 2021, “中国居民理想子女数量的宏观影响因素”, 《人口研究》, 第6期, 第45-61页。
- 袁扬舟, 2021, “生育政策与家庭微观决策及宏观经济结构”, 《经济研究》, 第4期, 第160-179页。
- 张爱婷、杜跃平, 2006, “非政策因素对我国生育率影响的量化分析”, 《人口学刊》, 第2期, 第3-7页。
- 郑真真, 2021, “生育转变的多重推动力: 从亚洲看中国”, 《中国社会科学》, 第3期, 第65-85+205页。
- 钟晓华, 2016, “‘全面二胎’政策实施效果的评价与优化策略——基于城市‘双非’夫妇再生育意愿的调查”, 《中国行政管理》, 第7期, 第127-131页。
- 朱奕蒙、朱传奇, 2015, “二胎生育意愿和就业状况——基于中国劳动力动态调查的证据”, 《劳动经济研究》, 第5期, 第110-128页。
- Becker G. S. and Lewis, H. G., 1973, “On the Interaction between the Quantity and Quality of Children”, *Journal of Political Economy*, 81 (2): 279-288.
- Benhabib, J., Rogerson, R. and Wright, R., 1991, “Homework in Macroeconomics: Household Production and Aggregate Fluctuations”, *Journal of Political Economy*, 99(6): 1166-1187.
- Bourguignon, F., Ferreira, F.H.G. and Menéndez, M., 2007, “Inequality of Opportunity in Brazil”, *The Review of Income and Wealth*, 53 (4): 585-618.
- Breen, R., Karlson, K.B. and Holm, A., 2013, “Total, Direct, and Indirect Effects in Logit and Probit Models”, *Sociological Methods & Research*, 42(2): 164-191.
- Busetta, A., Mendola, D. and Vignoli, D., 2019, “Persistent Joblessness and Fertility Intentions”, *Demographic Research*, 40(8): 185-218.
- Caldwell, J. C., Caldwell, P. and McDonald, P., 2002, “Policy Responses to Low Fertility and Its Consequences: a Global Survey”, *Journal of Population Research*, 19(1): 1-24.
- Dommermuth, L., Klobas, J. E. and Lappegard, T., 2015, “Realization of Fertility Intentions by Different Time Frames”, *Advances in Life Course Research*, 24(2): 34-46.
- Ferreira, F.H.G. and Gignoux, J., 2011, “The Measurement of Inequality of Opportunity: Theory and an Application to Latin America”, *Review of Income and Wealth*, 57(4): 622-657.
- 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.
- Hayford, S. R., 2009, “The Evolution of Fertility Expectations over the Life-course”, *Demography*, 46(4): 765-783.
- Jones, L. E., Schoonbroodt, A. and Tertilt, M., 2011, *Fertility Theories: Can They Explain the Negative Fertility-Income Relationship?*, Chicago: University of Chicago Press.
- Lefranc, A., Pistolesi, N. and Trannoy, A., 2008, “Inequality of Opportunities vs. Inequality of Outcomes: Are Western Societies All Alike?”, *Review of Income and Wealth*, 54(4): 513-546.
- McDonald, P., 2006, “Low Fertility and the State: the Efficacy of Policy”, *Population and Development Review*, 32(3): 485-510.
- Mcgrattan, E. R., Rogerson, R. D. and Wright, R. D., 1995, “An Equilibrium Model of the Business Cycle with Household Production and

- Fiscal Policy”, *International Economic Review*, 38(2): 267–290.
- Roemer, J. E., 1998, *Equality of Opportunity*, Boston: Harvard University Press.
- Ryder, N. B. and Westoff, C.F., 1971, *Reproduction in the United States, 1965*, Princeton: Princeton University Press.
- Sampson, R. J., 2012, *Great American City: Chicago and the Enduring Neighborhood Effect*, Chicago: University of Chicago Press.
- Sobotka, T., 2009, “Sub-replacement Fertility Intentions in Austria”, *European Journal of Population*, 25(4): 387–412.
- Vogl, T. S., 2016, “Differential Fertility, Human Capital, and Development”, *The Review of Economic Studies*, 83(1): 365–401.

Holding High Hopes for One’s Children, Equality of Opportunity and Fertility Intention

Xie Xiaoping Fu Kang Zou Wenli

Abstract: Low fertility rate and potential population decline may restrict China’s economic and social development, the crux of which is “want to have children but dare not to have children” or “do not want to have children” and the latter boils down to low fertility intentions. Starting from the macro structural factor of inequality of opportunity, this paper discusses the reasons of residents’ lack of fertility intention. This paper argues that China’s low fertility intention is embedded in the cultural background of “Holding High Hopes for One’s Children” and the structural characteristics of unequal opportunities; The achievements of children bring honor and satisfaction to the residents, but under the conditions of unequal opportunities, children with the same level of effort may not receive corresponding achievements or rewards. At this point, even if the policy reduces the cost of childbearing and parenting, the desire to have children may still be suppressed, manifested as “reluctance to have children”. The theoretical analysis of this paper also shows that, from the perspective of the inhibition effect of opportunity inequality on residents’ fertility intention, the wage income has a moderating effect, while the cost of socially necessary parenting and emphasis of family on children’s achievement aggravate the effect. After the theoretical analysis, the authors use CGSS micro data to conduct empirical analysis and test. The results show that: Firstly, the inequality of opportunity significantly inhibited the fertility intention of Chinese residents. After changing the model setting, remeasuring the inequality of opportunity and using the instrumental variable method, the conclusion was still robust. Secondly, From the perspective of action path, the inequality of opportunity reduces the expected achievement of children, and thus reduces the fertility intention of residents. Thirdly, the higher the cost of socially necessary parenting, the lower the level of intended fertility; However, even if the cost of socially necessary parenting is reduced, the inhibition effect of opportunity inequality on fertility intention still exists, and even when the cost of socially necessary parenting is low, the marginal effect is greater. Finally, this paper analyzes the moderating effect of other variables and finds that the increase of wage income can alleviate the inhibitory effect of opportunity inequality on fertility intention, while the family’s emphasis on children’s achievements can aggravate the inhibitory effect. The findings of this paper are helpful to understand the characteristics of low fertility intention in China, and this research expand the research on opportunity inequality and its impact.

Keywords: Fertility Intention; Inequality of Opportunity; Mechanism Analysis

(责任编辑:徐久香)