

一孩生育经历与生育意愿的调整

张川川 蒲雨恒 杨 婕*

内容提要 理解生育意愿的影响因素对于优化生育政策、促进人口长期均衡发展具有重要意义。本文认为生育类似“经验性商品”，生育经历会显著影响个体的生育意愿。使用中国健康与营养调查数据和事件分析方法，本文从实证层面考察了一孩生育经历对女性生育意愿的影响。结果显示：一孩生育经历会显著提高女性的意愿生育数量，在生育过一孩后，女性意愿生育数量显著提高 0.432，相当于使已婚未育女性意愿生育数量显著增加了 30%；一孩生育经历对高收入水平、隔代同住、一胎性别为女孩以及农村女性的意愿生育数量的促进作用更强。本文进一步分析了一孩生育对家庭经济状况的影响，发现生育一孩后，虽然家庭在儿童照料方面投入增加，家庭收入和消费水平却没有受到统计上显著的影响，这表明一孩生育对家庭造成的短期经济成本较为有限。这意味着，一孩生育的实际经济成本可能低于生育前的预期成本，从而导致女性意愿生育数量向上调整。本文的研究发现表明，一孩生育可以间接撬动二孩生育，生育支持政策不仅需要关注二孩、三孩生育，也需要鼓励和引导一孩生育。

关键词 一孩生育经历 生育意愿 生育成本

一 引言

人口问题是“国之大者”，始终是中国经济社会发展面临的基础性、长期性和战略性问题，会显著影响一国的创新活力、经济增长潜力以及国际竞争力。2000 年以来，

* 张川川，浙江大学经济学院，电子邮箱：ccz.zhang@gmail.com；蒲雨恒，浙江大学经济学院，电子邮箱：puyuheng123@126.com；杨婕，浙江大学经济学院，电子邮箱：jieyang0702@126.com。作者感谢教育部人文社会科学研究规划基金项目（批准号：22YJA790083）的资助，文责自负。

中国人口出生率不断下降，人口年龄结构快速老化。2020 年第七次全国人口普查数据显示，中国育龄妇女的总和生育率为 1.3，进入学界划分的极低生育率水平。国家统计局公布的数据显示，2022 年中国人口自然增长率为 $-0.60‰$ ，自 1962 年以来首次出现负增长；人口出生率从 2016 年的 $13.57‰$ 下降到 2023 年的 $6.39‰$ 。中国人口再生产面临严峻挑战。

为改善中国人口结构，落实积极应对人口老龄化国家战略，保持中国人力资源禀赋优势，党中央、国务院审时度势，多次对生育政策进行调整优化（张川川，2024）。2014 年实施“单独两孩”政策，2016 年实施“全面两孩”政策，2021 年实施“三孩”生育政策及配套支持措施。然而，从历次生育政策调整的结果来看，人口生育率下降的趋势并没有得到根本扭转，家庭部门对生育政策调整的反应力度低于政策预期，生育政策及其配套支持措施存在进一步优化的空间。因此，进一步调整和完善生育支持政策，以人口高质量发展支撑中国式现代化，需要更加全面地考察家庭部门的生育决策规律，在揭示生育决策规律的基础上，更加有针对性地制定和实施生育政策，提高政策的实施效果。

从现有研究来看，家庭生育行为既受到计划生育等人口政策的影响（庄亚儿等，2014），也受到教育、住房、就业、收入等社会经济因素（Dribe et al., 2014; Yi & Zhang, 2010; Zhang, 1990; Zhang & Spencer, 1992）以及社会文化规范的广泛影响（Li & Zhang, 2009; Zhang, 2019）。生育率下降幅度较大的地区往往也是社会经济结构和生育观念转变较为深刻的地区（Cai, 2010; Poston & Gu, 1987; Zhang, 2017）。现有的生育理论主要建立在 Becker（1960）对生育决策行为的开创性分析的基础上。Becker（1960）将子女看作是类似于住宅、汽车等商品的“耐用消费品”，认为子女能够带给父母精神层面的幸福感和满足感，从而将生育决策纳入了消费者效用最大化分析框架。

后续研究延续这一思路，主要从生育成本和生育收益两方面分析影响家庭生育行为的各类因素及其作用大小。生育成本包括从怀孕、分娩到抚育子女长大成人所需要的各种直接支出，以及隐性的、难以用金钱度量的间接成本，例如抚养子女所付出的时间成本、照料成本（Aassve et al., 2012）以及与职业生涯发展相关的机会成本等（Leibenstein, 1974）。此外，宏观层面的社会经济形势（Cai, 2010; Guldi & Herbst, 2017）、公共服务与社会保障水平（陈欢、张跃华，2019; Ehrlich & Kim, 2007; Hohm, 1975）、住房成本和教育支出水平的变化（Yi & Zhang, 2010）均会作用于生育成本，进而对个体的生育决策产生影响。生育的收益则包括从生育子女和子女陪伴中所直接获得的效用、子女成年后的劳动经济收入和在此基础上发生的给予父母的转移

支付、子女提供的风险保障作用等 (Leibenstein, 1975; Myrskylä & Margolis, 2014)。此外, 个体的社会经济地位 (Dribe et al., 2014; Moffitt, 1984)、受教育程度 (Cherlin, 2016; Zhang, 1990)、主观幸福感与婚姻满意度 (Luppi, 2016; Parr, 2010)、原生家庭规模 (Beaujouan & Solaz, 2019) 以及生育观念 (Min et al., 2012; Zhang, 2019) 等因素也会通过影响生育偏好和生育约束最终作用于生育决策。

本文认为, 现有理论在分析个体或家庭生育决策时, 没有区分实际的生育成本和收益与决策者预期的生育成本和收益。在做出生育计划或者生育决策时, 家庭是基于生育前所掌握的信息对生育的成本和收益形成初步的判断, 从而确定最优生育数量。然而, 家庭生育决策所基于的预期可能与事后实际发生的生育成本和收益存在差异。没有人生来就是父母, 生育应当被看作是一种“经验性商品” (Nelson, 1970)^①。一个人只有在亲自体验过“父母”角色之后, 才会对生育成本和收益产生准确理解并做出恰当的判断。生育经历带来的对生育成本和收益的重新评估可能会影响最初的生育计划。有研究指出, 育龄人群的生育意愿会随个体年龄和认知水平的增长而不断变化: 在个体生命历程的早期, 生育意愿主要受家庭背景以及对未来的自我认知形象的影响; 而在生命历程的后期, 生育意愿又会受到外部发展环境以及婚姻、家庭、职业领域的重要经历的影响 (Liefbroer, 2009; Rackin & Bachrach, 2016)。然而, 很少有研究关注个体生育意愿在时间维度上的变化及其影响因素。本文旨在利用长期追踪调查数据分析一孩生育经历对女性生育意愿的影响。这一方面有助于加深对家庭生育决策规律的认识, 丰富现有的生育决策理论; 另一方面, 也能够为生育支持政策的制定和实施提供理论和经验参考。

本文基于 1991 - 2011 年中国健康与营养调查 (CHNS) 数据, 使用事件分析方法估计了一孩生育经历对女性生育意愿的影响。研究发现, 一孩生育经历会显著提升女性的意愿生育数量, 一孩生育经历使得女性意愿生育数量平均提高了 0.432, 相当于使已婚未育女性的意愿生育数量显著增加了 30%。该研究结论在进行了一系列稳健性检验后依然成立。异质性分析表明, 一孩生育经历对高收入水平、隔代同住、一胎性别为女性、农村女性的意愿生育数量的促进作用更强。这表明对于那些收入水平更高、子女有人照料从而时间机会成本较小的家庭, 意愿生育数量在有过一次生育经历后更

① Stigler (1961) 提出“信息搜寻”概念, 指出经济行为主体要做出最优决策需要进行信息搜寻, 直至边际搜寻成本与边际收益相等时实现效用最大化。Nelson (1970) 进一步将商品分为“搜寻性商品”和“经验性商品”, 前者在消费前就可以通过搜寻对其属性进行评估, 从而可以消除与生产者之间有关产品效用的信息差异; 而后者则需要在真实的消费和体验后才能对其成本和效用有准确的认知, 进而做出理性决策。

容易向上调整。进一步的分析显示,尽管一孩生育经历会增加家庭在儿童照料方面的投入,但是对家庭收入、支出和家务劳动时间等并没有产生统计上显著的影响。这可能意味着,生育给家庭带来的短期成本低于生育前家庭所预期的成本,从而导致家庭在生育发生后重新评估了生育的成本和收益,并向上调整了意愿生育数量。

本文的研究贡献主要体现在以下三个方面。第一,本文基于消费者理论中的经验性商品理论,指出生育类似于“经验性商品”,一孩生育经历会导致决策主体重新评估生育的成本和收益,从而向上调整意愿生育数量,这加深了对生育决策规律的理解,丰富了现有的生育决策理论。第二,本文利用具有全国代表性的追踪调查数据,从经验上估计了育龄女性一孩生育经历对其生育意愿的影响,为理解中国育龄女性生育意愿的决定因素提供了新的经验证据。第三,通过分析不同收入水平、不同照料可得性家庭中一孩生育经历对其生育意愿的影响,本文也在一定程度上揭示了一孩生育经历影响生育意愿的潜在机制,从而为科学制定和实施积极的生育支持政策提供了更具针对性的理论和经验参考。

本文其余部分的结构安排如下:第二部分介绍本文使用的数据和关键变量;第三部分介绍本文的识别策略和计量模型设定;第四部分报告一孩生育经历影响生育意愿的估计结果;第五部分分析一孩生育经历对生育意愿的异质性影响,并探讨一孩生育经历影响生育意愿的作用机制;第六部分为研究结论和政策建议。

二 数据和变量

(一) 数据来源和样本选取

本文使用的数据来自中国健康与营养调查(CHNS)。CHNS是由中国疾病预防控制中心、美国国家营养与食物安全研究所和美国北卡罗来纳大学人口研究中心联合进行的大规模社会健康调查,该调查始于1989年,之后分别在1991年、1993年、1997年、2000年、2004年、2006年、2009年、2011年和2015年进行了9轮调查。CHNS采取多阶段随机整群抽样的方法,在分别位于中国东、中、西部的9个省份(2011年扩展到11个省)随机抽取受访住户。CHNS对中国居民的膳食结构变迁、人口健康状况、老年人口的身体功能、育龄妇女的生育史及生育观等信息进行了追踪调查,样本先后覆盖了11130个家庭的42829个个体受访者^①。

^① 有关CHNS数据的详细介绍,参见<https://www.cpc.unc.edu/projects/china>。

CHNS 1991 – 2011 年的调查中询问了育龄妇女有关生育史及生育观的信息。出于研究目的的需要，本文使用这一时期的调查数据进行分析。同时，考虑到中国法定结婚年龄以及女性的生育年龄，本文将分析样本限制在年龄在 20 ~ 40 岁之间、婚姻状态为“在婚”“丧偶”“离异”、一孩生育时间发生在 1991 – 2011 年期间、在样本期间至少被调查过两次的女性个体，最终得到涵盖 8 次调查的 3577 个样本观测值。

（二）变量定义和样本描述

1. 被解释变量：生育意愿

生育意愿可以被视作“陈述性偏好”^①，尽管也受到实际生育约束条件的影响，但在一定程度上反映了受访者对于生育行为的个人偏好。CHNS 调查数据提供了育龄女性有关生育史以及生育观的信息。本文根据这些信息，计算了每一位受访者的“意愿生育数量”。

图 1 展示了样本女性的意愿生育数量和实际生育数量的分布情况。如图所示，育龄女性的意愿生育数量主要为 1 个或 2 个，3 个及以上仅占全部受访者的 6.54%；意愿生育数量的样本均值为 1.420，未达到 2.1 的人口世代更替水平；有 100 名受访者报告的意愿生育数量为 0，占总样本比例大约为 2.80%。

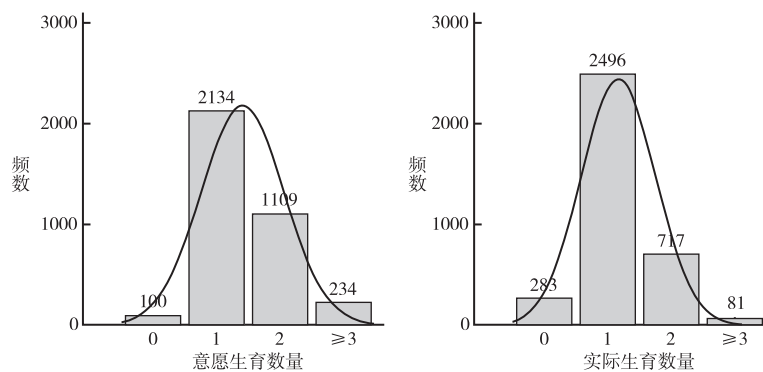


图 1 意愿生育数量及实际生育数量的样本分布

资料来源：根据 1991 – 2011 年中国健康与营养调查数据计算得到。

① 在新古典经济学理论体系中，偏好是无法被直接观察和度量的。在环境经济学、健康经济学、行为经济学等领域的研究中，研究人员通过调查访谈的方式收集受访者的“陈述性偏好”，用于反映受访者对某些商品或服务的偏好（Carlsson & Martinsson, 2003; Johnston et al., 2017）。

2. 解释变量：一孩生育经历

本文根据第一个孩子出生时的年份判断受访者在调查时点是否已经生育过一胎。如果受访者的一孩生育时间小于等于当前调查时点，则取值为 1，否则取值为 0。尽管随着生育次数的增加，人们对生育能够带来什么后果的认知会不断更新，但显然个体的认知更新主要发生在第一次生育之后。因此，本文关注一孩生育经历所导致的生育意愿调整。

3. 控制变量

个体生育意愿还受到其他个体以及家庭层面因素的干扰，为尽可能控制其他可能影响女性多孩生育意愿的因素，本文还控制了一系列个体以及家庭层面的可观测变量，包括女性的年龄、受教育程度、婚姻状态、医保参保情况、劳动参与情况、家庭总收入和隔代同住情况等。此外，由于生育数量是夫妻双方共同决策的结果，本文进一步控制了被调查女性配偶的年龄以及受教育程度。

表 1 报告了本文主要变量的定义及样本描述性统计。由表 1 可知，样本女性的平均意愿生育数量为 1.420。女性及其配偶的平均年龄分别为 31.168 岁和 32.799 岁，且受教育程度以初高中学历者居多。被调查家庭中，有 66.40% 的家庭选择与父母或者公婆共同居住，说明隔代同住的现象较为普遍。

表 1 主要变量含义及描述性统计

变量名称	变量说明	样本量	均值	标准差
意愿生育数量	现有子女数与意愿再生育子女数之和	3577	1.420	0.677
年龄	范围在 20~40 岁	3577	31.168	5.167
居住地类型	城市 = 1，农村 = 0	3577	0.299	0.458
受教育程度	1~6 依次对应小学/初中/高中/中专/大专或大学/硕士及以上学历	3577	2.279	1.123
婚姻状态	当前婚姻状态：已婚 = 2，离婚 = 3，丧偶 = 4	3577	2.003	0.069
医保参保情况	目前是否有医保：是 = 1，否 = 0	3577	0.523	0.500
劳动参与情况	目前是否有工作：是 = 1，否 = 0	3577	0.782	0.413
家庭总收入	家庭对数总收入	3577	10.222	1.222
隔代同住情况	是否与父母或公婆同住：是 = 1，否 = 0	3577	0.664	0.472
配偶年龄	配偶（丈夫）的年龄	3577	32.799	5.668
配偶受教育程度	1~6 依次对应小学/初中/高中/中专/大专或大学/硕士及以上学历	3577	2.423	1.091

资料来源：根据 1991 - 2011 年中国健康与营养调查数据计算得到。

三 识别策略和计量模型设定

本文基于双向固定效应模型（TWFE）估计一孩生育经历对女性生育意愿的影响，作为基准估计结果：

$$Desired_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 firstchild_{it} + \theta X_{it} + \eta_i + \sigma_t + \mu_{pt} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中， i 表示个体， t 表示调查年份。被解释变量 $Desired_{it}$ 表示个体 i 在调查期 t 的意愿生育数量，核心解释变量 $firstchild_{it}$ 表示个体 i 在调查期 t 是否生育过一孩。 X_{it} 表示一系列个体或家庭层面的控制变量，包括个体的年龄、受教育程度、医保参保情况、劳动参与情况、婚姻状况、家庭总收入对数、隔代同住情况以及女性配偶（丈夫）的年龄和受教育程度。 η_i 表示个体固定效应，以控制不随时间变化的个体因素的影响。 σ_t 表示年份固定效应，以控制不随个体变化的时间因素的影响。此外，考虑到各省在社会经济形势、公共服务与生育保障水平上的差异，本文进一步控制了省份-时间固定效应 μ_{pt} ，以消除地区层面随时间变化的因素。 ε_{it} 表示随机扰动项。 α_1 是本文重点关注的模型参数，反映了一孩生育经历对女性生育意愿的影响。

式（1）为静态模型，估计了一孩生育经历对生育意愿的平均效应。在式（1）的基础上，本文进一步构建如下动态模型，即文献中通常采用的事件分析模型（Sun & Abraham, 2021），以估计一孩生育经历对女性生育意愿的动态影响：

$$Desired_{it} = \alpha_0 + \sum_{k=-4, k \neq -1}^5 \delta_k D_{it}^k + \theta X_{it} + \eta_i + \sigma_t + \mu_{pt} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中， D_{it}^k 表示一孩生育后的第 k 年的虚拟变量，个体 i 的一孩生育事件距离调查年份 t 为 k 期时， D_{it}^k 取值为 1，否则为 0。本文将一孩生育事件前 1 期作为基期，考察一孩生育后第 k 期意愿生育数量的变化。其余变量的定义同式（1）。系数 δ_k 是本文重点关注的核心参数，事后的系数能衡量一孩生育经历对女性生育意愿的动态影响，事前的系数能够间接用于判断式（1）和式（2）所依赖的平行趋势假设是否成立。

四 实证结果

（一）TWFE 静态模型估计结果

表 2 第（1）列和第（2）列报告了基于式（1）估计的一孩生育经历对女性生育意愿的影响。其中，第（1）列的估计仅控制了个体固定效应、时间固定效应以及

省份－时间固定效应，第（2）列则在此基础上加入了一系列个体及家庭层面的控制变量。

表 2 一孩生育经历影响意愿生育数量的静态结果

	意愿生育数量		
	基准回归	基准回归	Sun & Abraham 方法
	(1)	(2)	(3)
一孩生育经历	0.438 *** (0.068)	0.432 *** (0.068)	0.347 *** (0.068)
控制变量	否	是	是
个体固定效应	是	是	是
时间固定效应	是	是	是
省份－时间固定效应	是	是	是
观测值	3283	3283	3283
调整 R ²	0.526	0.526	0.535

注：控制变量包括女性年龄、受教育程度、医保参保情况、劳动参与情况、婚姻状态、家庭总收入对数、隔代同住情况、配偶的年龄和受教育程度；所有回归都控制了个体固定效应、时间固定效应及省份－时间固定效应；括号内为聚类到个体层面的标准误；***、**、* 分别表示在 1%、5% 以及 10% 的水平上显著。

资料来源：根据 1991－2011 年中国健康与营养调查数据计算得到。

表 2 第（1）列的估计结果显示，一孩生育经历显著提高了女性意愿生育数量。生育过一孩以后，受访女性报告的意愿总子女数量显著增加了 0.438，相当于已婚未育女性平均意愿生育数量的 30%，且系数估计值在 1% 的水平上统计显著。表 2 第（2）列在加入了一系列个体特征、家庭特征之后，系数估计值几乎没有变化，这也表明估计结果非常稳健。在采用双向固定效应模型并控制了省份－时间固定效应之后，参数估计值存在遗漏变量偏误的可能性已经很小。

（二）动态模型估计结果

图 2 报告了基于式（2）的动态模型估计结果。图 2 显示，生育意愿在有过第一次生育经历的当年即出现了显著的向上调整，在随后年份中基本上维持稳定。这表明生育经历对生育意愿的影响是即时发生的，且该效应没有随着时间推移发生变动。图 2 也显示，在生育事件发生之前，生育意愿的变动趋势是平稳的。这虽然不能直接表明式（1）和式（2）所依赖的平行趋势假设成立，但是仍然增强了我们对该假设成立的信心。

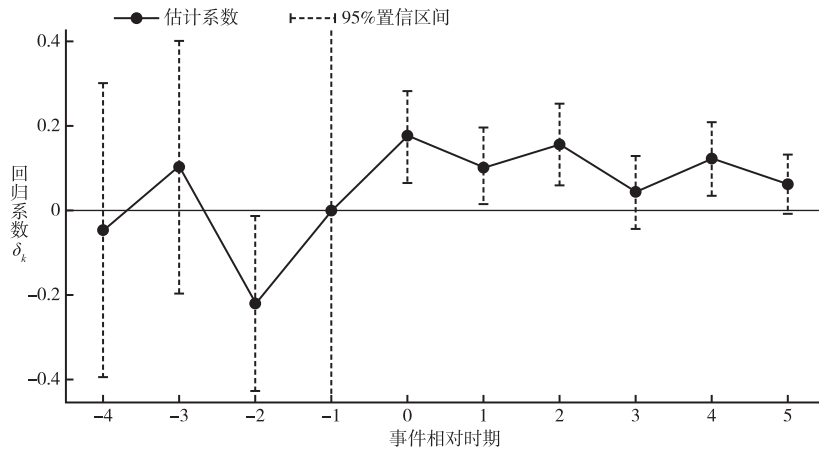


图2 一孩生育经历影响女性意愿生育数量的动态结果

注：实心点表示该时期的回归系数 δ_k ；竖线为聚类到个体层面稳健标准误对应的95%置信区间。

资料来源：根据1991–2011年中国健康与营养调查数据计算得到。

（三）稳健性检验

1. 排除交错型双重差分在存在异质性处理效应时的“负权重”问题

由于不同受访者生育一孩的时间不同，因此在存在异质性处理效应的情况下，本文式（1）和式（2）的估计可能会存在“负权重”问题（Callaway & Sant’Anna, 2021；Goodman-Bacon, 2021）。有鉴于此，本文采用Sun & Abraham（2021）提出的交互加权估计方法，使用从未接受处理的单位或最后接受处理的单位作为对照组，对式（1）进行重新估计，估计结果报告在表2的第（3）列。结果显示，使用Sun & Abraham（2021）方法得到的估计系数与基准回归模型的估计结果很接近，一孩生育经历使得女性的意愿生育数量上升了0.347，相当于使已婚未育女性的意愿生育数量显著增加了24%。

进一步，本文使用Sun & Abraham（2021）提出的估计方法对式（2）的动态模型进行了重新估计，结果报告在图3。图3的动态模型估计结果与图2报告的估计结果基本一致。略有不同的是，一孩生育经历对生育意愿的提升作用在生育3年以后略有下降。

2. 排除计划生育政策的影响

另一个可能对本文估计结果产生影响的因素是限制生育背景下计划生育政策的地区差异。在“全面两孩”政策实施之前，非独生子女家庭面临不同程度的超生处罚。冯国平和郝林娜（1992）曾统计中国28个地方计划生育条例的超生处罚规定，包括经

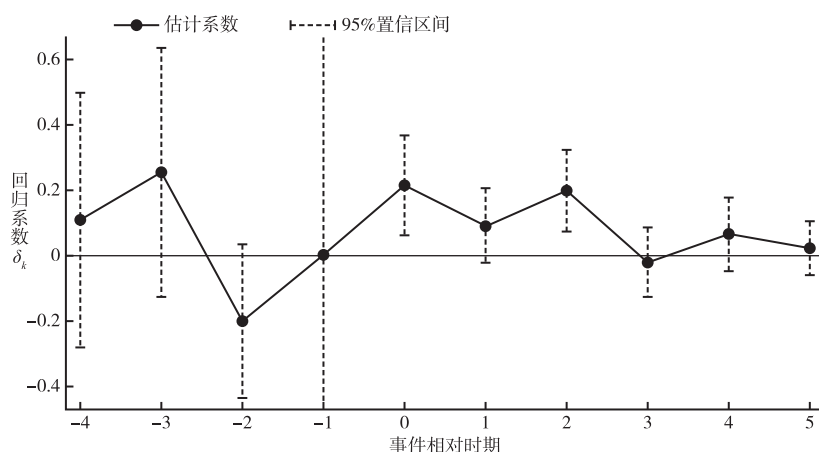


图3 基于 Sun & Abraham 方法估计的意愿生育数量的动态结果

注：实心点表示该时期的回归系数 δ_k ；竖线为聚类到个体层面稳健标准误对应的 95% 置信区间。

资料来源：根据 1991 - 2011 年中国健康与营养调查数据计算得到。

济处罚、行政处分、取消福利待遇、强制终止妊娠等。虽然 CHNS 调查问卷在提问时设置了“如果你可以选择所要孩子的数量”这一前提，或许可以排除计划生育政策对回答的干扰，但在当时的超生惩罚压力下，受访者回答的生育意愿仍然可能受到当地超生惩罚政策的影响，例如更高的超生罚款可能会导致受访者报告更少的意愿生育数量。

因此，本文参考郭志刚等（2003）的做法，根据各省平均政策生育率划分了各省的“计划生育实施强度”，并将样本分为生育管制与超生处罚“严格”的省份或城市（包括居住在上海、江苏、北京、重庆、辽宁、黑龙江、山东的样本）和“宽松”的省份或城市（包括居住在剩余省份的样本）两组，并重新对式（1）进行了估计。表3第（1）列和第（2）列报告了估计结果。结果显示，无论样本所在省份的超生处罚政策实施宽松抑或严格，一孩生育经历均会显著提升女性的意愿生育数量，且估计系数非常接近，表明各地区计划生育政策的差异并不会显著影响本文的结论。

3. 排除其他潜在遗漏变量的影响

已有研究表明，独生子女和有兄弟姐妹的个体在生长发育、受教育程度、职业选择、家庭消费和储蓄等多个方面都存在显著差异（Conley & Glauber, 2006；Li et al., 2008；Rosenzweig & Zhang, 2009）。在婚育观念上，独生子女更有可能倾向于延迟结婚和减少生育（Huang et al., 2021）。因此，为排除独生子女身份特征对本文估计结果可

能产生的影响，本文进一步控制了被调查女性及其配偶（丈夫）的独生子女状态（即“妻子是否为独生女”和“丈夫是否为独生子”），估计结果报告在表3第（3）列中。估计结果显示，在控制了女性及其配偶的独生子女身份特征后，一孩生育经历使得样本女性的意愿子女数量向上调整了0.439，并且估计系数仍然在1%的水平上显著。

表3 稳健性检验

	意愿生育数量					
	排除替代性解释		排除前定变量干扰	排除年龄分组的影响		
	政策宽松	政策严格	控制独生子女身份	20~30岁	20~35岁	20~40岁
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
一孩生育经历	0.427 *** (0.097)	0.421 *** (0.093)	0.439 *** (0.069)	0.390 *** (0.088)	0.405 *** (0.071)	0.432 *** (0.068)
控制变量	是	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
省份-时间固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	1711	1572	3230	1163	2334	3283
调整 R ²	0.486	0.451	0.529	0.385	0.461	0.526

注：控制变量包括女性年龄、受教育程度、医保参保情况、劳动参与情况、婚姻状态、家庭总收入对数、隔代同住情况、配偶的年龄和受教育程度；所有回归都控制了个体固定效应、时间固定效应及省份-时间固定效应；第（3）列在此基础上控制了女性及其配偶的独生子女身份特征；括号内为聚类到个体层面的标准误；***、**、* 分别表示在1%、5%以及10%的水平上显著。

资料来源：根据1991-2011年中国健康与营养调查数据计算得到。

4. 排除年龄分组对结果的影响

在基准回归模型中，本文只保留了年龄在20~40岁的女性样本。为进一步验证本文所选样本的稳健性，本文重新划分了样本年龄区间，分别构造女性年龄为20~30岁、20~35岁、20~40岁的区间，重新估计式（1），估计结果报告在表3第（4）列至第（6）列中。结果显示，本文关注的核心参数在不同年龄区间内均显著，且各年龄组估计结果非常接近。

五 一孩生育经历对生育意愿的异质性影响和潜在作用机制

（一）不同收入水平下一孩生育经历对生育意愿的影响

家庭收入水平的变化会通过生育的机会成本（替代效应）和家庭可支配收入（收

入效应) 两个途径影响生育意愿和生育数量 (Becker, 1960, 1965)。生育的机会成本主要是父母为生育和养育子女而减少工作时间或退出劳动力市场所导致的收入损失 (Becker, 1965; Dribe et al., 2014), 会随工资收入的提高而增加, 从而降低家庭对子女的需求。与此同时, 在假设子女为“正常商品”的情况下, 家庭可支配收入的提高又会导致有更多的资源可以用于生养子女, 从而增加家庭对子女的需求。因此, 本文推测一孩生育经历的正向效应在不同收入水平的女性群体中存在异质性, 具体数值大小取决于收入效应和替代效应的相对大小。

本文参考何明帅和于淼 (2017) 的做法, 将样本女性按照家庭人均可支配收入进行三分位数分组, 分为“低收入”“中等收入”和“高收入”三组。表 4 报告了一孩生育经历对不同收入水平家庭生育意愿的影响。

表 4 不同收入水平对意愿生育数量的异质性影响

	意愿生育数量		
	低收入	中等收入	高收入
	(1)	(2)	(3)
一孩生育经历	0.273 ** (0.133)	0.221 (0.174)	0.452 *** (0.130)
控制变量	是	是	是
个体固定效应	是	是	是
时间固定效应	是	是	是
省份-时间固定效应	是	是	是
观测值	860	845	967
调整 R ²	0.600	0.506	0.343

注: 控制变量包括女性年龄、受教育程度、医保参保情况、劳动参与情况、婚姻状态、隔代同住情况、配偶的年龄和受教育程度; 所有回归都控制了个体固定效应、时间固定效应及省份-时间固定效应; 括号内为聚类到个体层面的标准误; **、* 分别表示在 1%、5% 以及 10% 的水平上显著。

资料来源: 根据 1991-2011 年中国健康与营养调查数据计算得到。

表 4 第 (1) 列至第 (3) 列的估计结果显示, 一孩生育经历对高收入水平家庭的意愿生育数量的影响最为显著, 使得意愿生育数量在 1% 的水平上显著上升了 0.452; 其次是低收入水平家庭; 中等收入水平家庭的意愿生育数量受到的影响则在统计上不显著。换言之, 一孩生育经历对意愿子女数量的影响, 在家庭人均收入水平不同的群体中, 随收入上升呈现先下降后上升的 U 形关系。本文推测, 不同收入水平的家庭都从一孩生育经历中获得了满足感, 但当家庭人均收入由低收入水平过渡到中等收入水

平时，养育子女的机会成本会大幅增加，其在家庭生育决策中发挥了支配作用，导致女性的意愿生育数量下降。随着家庭人均收入从中等收入水平转到高收入水平，家庭成员拥有更多时间和金钱追求闲暇和其他商品消费，收入效应在家庭消费和生育决策中占据了主导地位，造成意愿生育数量上升。这也为中国近年来生育率的持续走低提供了一种可能的解释，即尽管中国已经实现了全面脱贫，但仍然有大量家庭处于由低收入水平向中等收入水平过渡的阶段，生育和养育子女的直接成本和机会成本都在迅速增加，导致生育意愿大幅下降。

（二）不同照料可得性下一孩生育经历对生育意愿的影响

隔代照料现象在中国普遍存在，当面临儿童照护需求时，祖辈常常充当儿童的看护者角色。大量研究表明，祖辈照料的可得性在个体的生育决策中发挥了重要作用（于也雯、龚六堂，2021；Aassve et al., 2012）。如果祖辈与孙辈居住在一起，提供隔代照料的可能性就更大，女性在家庭层面能获得的生育支持与育儿体验就更好。因此，本文根据问卷中“是否与父母共同居住”和“是否与公婆共同居住”这两个问题来判断受访者是否存在隔代照料，并分析了有无隔代照料在一孩生育经历对生育意愿影响上的区别，估计结果报告在表5第（1）列和第（2）列。

估计结果显示，一孩生育经历对隔代同住家庭女性的意愿生育数量以及隔代分居家庭女性的意愿生育数量均产生了显著的正向影响，且对隔代同住家庭的作用效果明显更强。这一估计结果符合预期。与父母或公婆共同居住提高了儿童照料需求的可及性，也在一定程度上分担了养育成本，使得一孩生育经历对女性意愿生育数量的正向影响更加明显。这表明儿童照料服务的可及性对个体的生育决策具有重要影响。

（三）不同出生性别下一孩生育经历对生育意愿的影响

在中国传统生育文化中，家庭普遍具有“男孩偏好”。如果第一胎生育女孩，那么家庭更有可能继续生育，直到生育男孩（张川川、马光荣，2017；Zhang, 2019）。因此，一孩的性别可能会对生育意愿产生显著影响。有鉴于此，本文按照一孩的性别分组，估计一孩生育经历对生育意愿的影响，结果报告在表5第（3）列和第（4）列。

表5第（3）列和第（4）列的估计结果显示，无论一孩为男孩还是女孩，一孩生育经历均能显著提高女性的意愿生育数量，但当一孩为女孩时，一孩生育经历对女性意愿生育数量的影响更强。

（四）一孩生育经历对生育意愿影响的城乡差异

农村和城市地区由于社会经济发展水平不同，家庭生育偏好和面临的生育约束往往存在较大差异。例如，农村地区可能更加流行“多子多福”“养儿防老”等传统生

育观念，且农村地区育儿支出占家庭总支出的比重通常低于城市地区^①。因此，一孩生育经历对生育意愿的影响可能存在显著的城乡差异。为此，本文进一步按被调查女性的居住地类型划分为城市和农村两组样本，分别估计一孩生育经历对城市和农村女性生育意愿的影响，估计结果报告在表 5 第（5）列和第（6）列。估计结果显示，无论是农村家庭还是城市家庭，一孩生育经历均显著提高了意愿生育数量，但农村家庭意愿生育数量的上升幅度更大。

表 5 一孩生育经历对意愿生育数量的异质性影响：考虑照料可得性、一孩性别和居住地类型

	意愿生育数量					
	按居住安排分组		按一孩性别分组		按居住地类型分组	
	隔代同住	隔代分居	一胎男孩	一胎女孩	农村	城市
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
一孩生育经历	0.450 *** (0.078)	0.330 ** (0.156)	0.338 *** (0.096)	0.558 *** (0.091)	0.443 *** (0.086)	0.339 *** (0.105)
控制变量	是	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
省份-时间固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	2030	892	1683	1527	2292	988
调整 R ²	0.476	0.623	0.481	0.547	0.542	0.378

注：第（1）列和第（2）列控制变量包括女性年龄、受教育程度、医保参保情况、劳动参与情况、婚姻状态、家庭总收入对数、配偶的年龄和受教育程度，第（3）列至第（6）列在此基础上控制了隔代同住情况；所有回归都控制了个体固定效应、时间固定效应及省份-时间固定效应；括号内为聚类到个体层面的标准误；***、**、* 分别表示在 1%、5% 以及 10% 的水平上显著。

资料来源：根据 1991-2011 年中国健康与营养调查数据计算得到。

（五）一孩生育经历对家庭收入、消费、家庭照料和劳动负担的影响

如前文所述，生育第一个孩子的经历是新父母们重要的学习过程，他们从中获得了关于生育成本和效用的最真实体验。由于 CHNS 数据中主要提供了有关生育成本方面的信息，缺乏个体主观效用方面的信息，因此，下文将进一步从生育成本角度探讨一孩生育经历对生育意愿的潜在影响机制。

① 中国人口研究的民间公益机构“育娲人口研究智库”发布的《中国生育成本报告 2022》显示，中国 0~17 岁孩子的养育成本平均为 48.5 万元，且城乡之间存在明显差距。城镇孩子的平均养育成本为 63 万元，农村孩子的平均养育成本为 30 万元。参见 <https://www.yuwa.org.cn>。

本文从经济成本和时间成本两方面分析一孩生育经历的影响。经济成本包括生育前后家庭总收入与家庭总消费的变化，时间成本则主要包括照料儿童以及家务劳动的时间投入。表6第(1)列和第(2)列报告了一孩生育经历对家庭总收入和家庭总消费的影响^①。估计结果显示，一孩生育经历对家庭收入和家庭消费的影响均不显著，说明一孩生育在短期内没有对家庭的经济负担造成显著影响。需要特别注意的是，本文估计的是生育的短期成本，即在刚刚完成一孩生育以及做出下一次生育决策之前所发生的生育成本。虽然生育一孩在短期内没有显著增加家庭的经济负担，但随着子女年龄增长，养育支出也会增加，在中长期可能导致家庭经济负担显著上升。

表6 一孩生育的实际成本

	经济成本		时间成本	
	家庭总收入	家庭总消费	儿童照料	家务劳动时间
	(1)	(2)	(3)	(4)
一孩生育经历	0.087 (0.136)	0.003 (0.287)	0.945 *** (0.054)	0.503 (1.602)
控制变量	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
省份-时间固定效应	是	是	是	是
观测值	3283	3283	2767	3236
调整 R ²	0.377	0.703	0.497	0.124

注：家庭总收入和总消费均取对数处理；控制变量包括女性年龄、受教育程度、医保参保情况、劳动参与情况、婚姻状态、隔代同住情况、配偶的年龄和受教育程度；所有回归都控制了个体固定效应、时间固定效应及省份-时间固定效应；括号内为聚类到个体层面的标准误；***、**、* 分别表示在1%、5%以及10%的水平上显著。

资料来源：根据1991-2011年中国健康与营养调查数据计算得到。

在时间投入方面，本文根据问卷中“上周你是否在家照顾自己家6岁及以下儿童”问题，构造“上周是否照料儿童”这一虚拟变量；根据问卷中与女性家务劳动时间相关的一系列问题（包括为家庭购买食品、为家人做饭、洗熨衣服、打扫房间等活动所花费的时间），构造“家务劳动时间”变量，分析了一孩生育经历对个体时间利用和时间投入的影响，估计结果报告在表6第(3)列和第(4)列中。估计结果显示，一孩

① 家庭总收入包括家庭从事农林牧渔和小手工业及商业的收入、家庭成员的工资性收入以及其他零散收入。家庭总消费则包括家庭从事农林牧渔和小手工业及商业的花销、人情往来支出、婚嫁支出以及赡养老人、抚育子女的费用。本文对收入和消费均取对数处理。

生育经历会显著增加女性对儿童的照料。从无子女到有子女，家庭照料投入增加并不意外。同时，生育一孩后女性每周的家务劳动时间平均增加了 0.503 小时，但在统计意义上并不显著。结合前文对于照料可得性的异质性分析，本文推测可能的原因是隔代照料一定程度上分担了女性在照料孩子上的时间投入。基于上述估计结果可以推测，生育子女给家庭带来的短期成本很可能低于生育前家庭所预期的生育成本，从而导致家庭在生育第一个孩子以后向上调整了意愿生育数量。

（六）一孩生育经历对女性及其配偶从业状况的影响

此外，个体在劳动力市场的就业和工资收入直接反映了其面临的生育机会成本，并会影响个体的生育决策。受传统性别规范和比较优势的影响，通常情况下是母亲而不是父亲选择减少有薪工作时间，甚至退出劳动力市场，以便投入更多时间在生育以及抚养照料子女上（Goldin, 2014；Zhang et al., 2024）。因此，本文进一步分析了一孩生育经历对个体及其配偶劳动力市场结果的影响。表 7 报告了一孩生育经历对女性及其配偶劳动参与率、工作时长以及工资收入的影响。

表 7 一孩生育对女性及其配偶从业状况的影响

	劳动参与率		周工作时长		工资收入	
	女性	配偶	女性	配偶	女性	配偶
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
一孩生育经历	0.022 (0.042)	-0.007 (0.027)	-2.177 (2.416)	1.139 (1.694)	-0.211** (0.097)	0.068 (0.085)
控制变量	是	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
省份-时间固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	3283	3274	1741	2277	1031	1405
调整 R ²	0.292	0.213	0.419	0.357	0.808	0.806

注：控制变量包括女性年龄、受教育程度、医保参保情况、婚姻状态、家庭总收入对数、隔代同住情况、配偶的年龄和受教育程度；所有回归都控制了个体固定效应、时间固定效应及省份-时间固定效应；括号内为聚类到个体层面的标准误；***、**、* 分别表示在 1%、5% 以及 10% 的水平上显著。
资料来源：根据 1991-2011 年中国健康与营养调查数据计算得到。

表 7 第（1）列、第（3）列和第（5）列的估计结果显示，一孩生育经历对女性劳动参与率的影响并不显著，但是对于就业的女性，生育会显著降低其工资收入，表明一孩生育经历确实存在“母职惩罚”。表 7 第（2）列、第（4）列和第（6）列报告

的结果显示，生育对男性劳动参与、工作时间投入以及工资收入均没有统计上显著的影响。

六 研究结论与政策建议

2000 年以来，中国人口出生率不断下降，人口年龄结构快速老化。生育意愿作为影响实际生育率的关键因素之一，理解家庭生育意愿的决定及其变化对于提高总和生育率具有重要意义。在 Becker（1960）的生育理论将子女看作是一种耐用性商品的基础上，本文进一步指出生育是一种“经验性商品”，有过生育经历后人们对生育的看法可能会发生改变，从而影响后续生育决策。本文使用 CHNS 1991 – 2011 年调查数据，从经验上考察了一孩生育经历对女性意愿生育数量的影响。

本文研究发现：一孩生育经历导致女性意愿生育数量显著提高了 0.432，相当于使已婚未育女性的平均意愿生育数量显著增加了 30%。异质性分析结果表明，一孩生育经历对家庭收入水平较高、隔代同住、一胎性别为女孩、农村女性的意愿生育数量的促进作用更强。本文进一步分析了一孩生育对家庭经济状况和家务劳动负担等的影响，发现一孩生育虽然会增加家庭的儿童照料负担，但对家庭收支以及家务劳动时间投入并没有产生统计上显著的影响，表明与生育相关的短期时间成本和经济成本较为有限，这可能导致家庭向下修正生育成本，从而相应地向上调整意愿生育数量。

本文的研究结论具有以下几个方面的政策启示。首先，对于尚未生育的女性群体，本文发现一孩生育经历能显著提升女性的生育意愿。因此，在鼓励育龄人群生育二孩乃至三孩之前，要重视其在生育一孩前后的体验，助力一孩生育经历发挥积极作用。针对未育人群，应通过正确的宣传引导推动其形成更加积极的生育观念，并辅以有效的激励措施创造更加友好的生育环境。具体而言，一是要解决“不想生”的问题。当前中国生育率长期低迷，这既受到计划生育“少生优生”理念的长期影响，也与人民受教育水平提高、个体自由意识与性别平等意识上升、“养儿防老”“多子多福”等观念淡化密不可分，生育给家庭带来的主观效用在下降。因此，政策宣传可以更多地从个体和家庭立场出发，顺应当代青年关注个人成长与个体价值的趋势，使更多的人意识到生育的意义不仅仅是传宗接代，更是个体收获成长、实现人生价值、获得幸福感的重要途径。二是要解决“不敢生”的问题。在全国层面完善生育相关的基本保障和激励措施，减轻生育造成的时间成本和经济成本。其次，对于已育女性群体，需要特别关注她们在社会和家庭层面的生育体验。例如，通过提供男女平等的育产假、加强

托幼机构建设等方式,切实缓解女性生育与职业发展冲突。同时,重点关注和帮扶因为生育而暂时退出劳动力市场的女性后续的求职就业问题,为女性创造公平的劳动参与机会和工作环境。

参考文献:

- 陈欢、张跃华 (2019),《养老保险对生育意愿的影响研究——基于中国综合社会调查数据 (CGSS) 的实证分析》,《保险研究》第 11 期,第 88-99 页。
- 冯国平、郝林娜 (1992),《全国 28 个地方计划生育条例综述》,《人口研究》第 4 期,第 28-33 页。
- 郭志刚、张二力、顾宝昌、王丰 (2003),《从政策生育率看中国生育政策的多样性》,《人口研究》第 5 期,第 1-10 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。
- 于也雯、龚六堂 (2021),《生育政策、生育率与家庭养老》,《中国工业经济》第 5 期,第 38-56 页。
- 张川川 (2024),《正确认识当前我国人口发展特征与趋势》,《国家治理》第 4 期,第 16-21 页。
- 张川川、马光荣 (2017),《宗族文化、男孩偏好与女性发展》,《世界经济》第 3 期,第 122-143 页。
- 庄亚儿、姜玉、王志理、李成福、齐嘉楠、王晖、刘鸿雁、李伯华、覃民 (2014),《当前我国城乡居民的生育意愿——基于 2013 年全国生育意愿调查》,《人口研究》第 3 期,第 3-13 页。
- Aassve, Arnstein, Elena Meroni & Chiara Pronzato (2012). Grandparenting and Childbearing in the Extended Family. *European Journal of Population*, 28 (4), 499-518.
- Beaujouan, Eva & Anne Solaz (2019). Is the Family Size of Parents and Children Still Related? Revisiting the Cross-Generational Relationship over the Last Century. *Demography*, 56 (2), 595-619.
- Becker, Gary (1960). An Economic Analysis of Fertility. In George Roberts (ed.), *Demographic and Economic Change in Developed Countries*. Columbia: Columbia

- University Press, pp. 209 – 240.
- Becker, Gary (1965). A Theory of the Allocation of Time. *The Economic Journal*, 75 (299), 493 – 517.
- Cai, Yong (2010). China's Below-Replacement Fertility: Government Policy or Socioeconomic Development? *Population and Development Review*, 36 (3), 419 – 440.
- Callaway, Brantly & Pedro Sant'Anna (2021). Difference-in-Differences with Multiple Time Periods. *Journal of Econometrics*, 225 (2), 200 – 230.
- Carlsson, Fredrik & Peter Martinsson (2003). Design Techniques for Stated Preference Methods in Health Economics. *Health Economics*, 12 (4), 281 – 294.
- Cherlin, Andrew (2016). A Happy Ending to a Half-Century of Family Change? *Population and Development Review*, 42 (1), 121 – 129.
- Conley, Dalton & Rebecca Glauber (2006). Parental Educational Investment and Children's Academic Risk: Estimates of the Impact of Sibship Size and Birth Order from Exogenous Variation in Fertility. *Journal of Human Resources*, 41 (4), 722 – 737.
- Dribe, Martin, Michel Oris & Lucia Pozzi (2014). Socioeconomic Status and Fertility Before, During, and After the Demographic Transition: An Introduction. *Demographic Research*, 31, 161 – 182.
- Ehrlich, Isaac & Jinyoung Kim (2007). Social Security and Demographic Trends: Theory and Evidence from the International Experience. *Review of Economic Dynamics*, 10 (1), 55 – 77.
- Goldin, Claudia (2014). A Grand Gender Convergence: Its Last Chapter. *American Economic Review*, 104 (4), 1091 – 1119.
- Goodman-Bacon, Andrew (2021). Difference-in-Differences with Variation in Treatment Timing. *Journal of Econometrics*, 225 (2), 254 – 277.
- Guldi, Melanie & Chris Herbst (2017). Offline Effects of Online Connecting: The Impact of Broadband Diffusion on Teen Fertility Decisions. *Journal of Population Economics*, 30 (1), 69 – 91.
- Hohm, Charles (1975). Social Security and Fertility: An International Perspective. *Demography*, 12 (4), 629 – 644.
- Huang, Wei, Xiaoyan Lei & Ang Sun (2021). Fertility Restrictions and Life Cycle Outcomes: Evidence from the One-Child Policy in China. *The Review of Economics and*

- Statistics, 103 (4), 694 – 710.
- Johnston, Robert, Kevin Boyle, Wiktor Adamowicz, Jeff Bennett, Roy Brouwer, Trudy Ann Cameron, W. Michael Hanemann, Nick Hanley, Mandy Ryan, Riccardo Scarpa, Roger Tourangeau & Christian Vossler (2017). Contemporary Guidance for Stated Preference Studies. *Journal of the Association of Environmental and Resource Economists*, 4 (2), 319 – 405.
- Leibenstein, Harvey (1974). An Interpretation of the Economic Theory of Fertility: Promising Path or Blind Alley? *Journal of Economic Literature*, 12 (2), 457 – 479.
- Leibenstein, Harvey (1975). The Economic Theory of Fertility Decline. *The Quarterly Journal of Economics*, 89 (1), 1 – 31.
- Li, Hongbin & Junsen Zhang (2009). Testing the External Effect of Household Behavior: The Case of the Demand for Children. *Journal of Human Resources*, 44 (4), 890 – 915.
- Li, Hongbin, Junsen Zhang & Yi Zhu (2008). The Quantity-Quality Trade-Off of Children in a Developing Country: Identification Using Chinese Twins. *Demography*, 45 (1), 223 – 243.
- Liefbroer, Aart (2009). Changes in Family Size Intentions Across Young Adulthood: A Life-Course Perspective. *European Journal of Population*, 25 (4), 363 – 386.
- Luppi, Francesca (2016). When Is the Second One Coming? The Effect of Couple's Subjective Well-Being Following the Onset of Parenthood. *European Journal of Population*, 32 (3), 421 – 444.
- Min, JooHong, Merrill Silverstein & Jessica Lendon (2012). Intergenerational Transmission of Values over the Family Life Course. *Advances in Life Course Research*, 17 (3), 112 – 120.
- Moffitt, Robert (1984). Profiles of Fertility, Labour Supply and Wages of Married Women: A Complete Life-Cycle Model. *Review of Economic Studies*, 51 (2), 263.
- Myrskylä, Mikko & Rachel Margolis (2014). Happiness: Before and After the Kids. *Demography*, 51 (5), 1843 – 1866.
- Nelson, Phillip (1970). Information and Consumer Behavior. *Journal of Political Economy*, 78 (2), 311 – 329.
- Parr, Nick (2010). Satisfaction with Life as an Antecedent of Fertility: Partner + Happiness = Children? *Demographic Research*, 22, 635 – 662.
- Poston, Dudley & Baochang Gu (1987). Socioeconomic Development, Family Planning, and Fertility in China. *Demography*, 24 (4), 531 – 551.

- Rackin, Heather & Christine Bachrach (2016). Assessing the Predictive Value of Fertility Expectations Through a Cognitive-Social Model. *Population Research and Policy Review*, 35 (4), 527 – 551.
- Rosenzweig, Mark & Junsen Zhang (2009). Do Population Control Policies Induce More Human Capital Investment? Twins, Birth Weight and China's "One-Child" Policy. *Review of Economic Studies*, 76 (3), 1149 – 1174.
- Stigler, George (1961). The Economics of Information. *Journal of Political Economy*, 69 (3), 213 – 225.
- Sun, Liyang & Sarah Abraham (2021). Estimating Dynamic Treatment Effects in Event Studies with Heterogeneous Treatment Effects. *Journal of Econometrics*, 225 (2), 175 – 199.
- Yi, Junjian & Junsen Zhang (2010). The Effect of House Price on Fertility: Evidence from Hong Kong. *Economic Inquiry*, 48 (3), 635 – 650.
- Zhang, Chuanchuan (2019). Family Support or Social Support? The Role of Clan Culture. *Journal of Population Economics*, 32 (2), 529 – 549.
- Zhang, Junsen (1990). Socioeconomic Determinants of Fertility in China: A Microeconomic Analysis. *Journal of Population Economics*, 3 (2), 105 – 123.
- Zhang, Junsen (2017). The Evolution of China's One-Child Policy and Its Effects on Family Outcomes. *Journal of Economic Perspectives*, 31 (1), 141 – 160.
- Zhang, Junsen & Byron Spencer (1992). Who Signs China's One-Child Certificate, and Why? *Journal of Population Economics*, 5 (3), 203 – 215.
- Zhang, Mingxue, Yue Wang & Lingling Hou (2024). Gender Norms and the Child Penalty in China. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 221, 277 – 291.

Experience of First-Child Birth and Adjustment of Fertility Intentions

Zhang Chuanchuan, Pu Yuheng & Yang Jie
(School of Economics, Zhejiang University)

Abstract: Understanding the factors influencing fertility intentions is crucial for optimizing fertility policies and promoting long-term balanced population growth. This paper suggests that childbirth is

akin to an experience good, meaning the experience of childbirth significantly influences an individual's fertility intentions. Using data from the China Health and Nutrition Survey and event analysis methods, this paper empirically investigates how the experience of having a first child impacts women's fertility intentions. The results indicate that the experience of having a first child increases the number of children women intend to have. On average, after having their first child, women's intended number of children increases by 0.432, equating to a 30% rise for married women without children. The experience of having a first child has a more pronounced effect on increasing the intended number of children among women with high-income levels, those living with parents, those whose first child is a girl, and rural women. The paper further examines the impact of having a first child on the family's socioeconomic status and finds that although family investment in childcare increases, family income and consumption levels are not significantly affected statistically. The results suggest that the short-term economic cost of having a first child is relatively limited, implying that the actual economic cost of having a first child may be lower than anticipated before childbirth, leading women to increase their intended number of children. The findings of this paper indicate that having a first child can indirectly encourage having a second child. Therefore, fertility support policies should not only focus on second and third childbirths but also on encouraging and guiding first childbirths.

Keywords: experience of first-child birth, fertility intentions, childbearing cost

JEL Classification: D10, J12, J13, J22

(责任编辑: 封永刚)