

多子多福吗?——子女数量、代际支持与母亲健康

石智雷

摘要: 中国计划生育政策的严格实施,为我们利用工具变量来识别生育数量对母亲健康影响的因果效应提供了难得的契机。本文基于中国健康与养老追踪调查数据,从自评健康、躯体健康和心理健康三个维度,考察了早年实施的生育决策如何影响生育完成之后生命历程的母亲健康状况,在此基础上探讨了资源约束和代际支持所发挥的中介作用。工具变量估计结果显示,生育数量的增加显著降低了母亲的健康状况,并且无论是从1个孩子增加到2个,还是从2个增加到3个及以上,都会带来母亲健康状况的显著下降。相对于对躯体健康,生育数量增加导致的母亲心理健康状况下降幅度更大。生育数量的增加导致子女对父母代际支持的减少。当放松家庭资源约束,生育数量对母亲健康的负面影响力有所减弱。

关键词: 生育数量 代际支持 母亲 健康

①作者简介:

石智雷,中南财经政法大学公管学院教授,人口与健康研究中心主任,主要从事人口迁移与健康经济等方面的研究。邮箱: shizhilei2004@126.com.

How many more? – The number of children, intergenerational support and maternal health

Zhilei SHI

ABSTRACT

The strict implementation of One-Child policy in China provides a rare opportunity for us to identify the causal effects of fertility on the health of mothers in the instrumental variable regression. Using data from China Health and Retirement Longitudinal Study, this paper examines the effect of fertility on the health status of mothers from three dimensions: self-rated health, physical health and mental health, and the intermediary role of the resource constraints and intergenerational support. Estimates in the instrumental variable regression show that mothers with fewer children have a higher self-rated health and a lower probability of being depression and having a better basic activity of daily living. Relative to the physical health, the increase in the number of births caused by a greater decline in mental health of mothers. The increase in the number of births leads to a reduction in the social support of the child. When the relaxation of family resources constraints, the number of children on the negative impact of maternal health has weakened.

KEY WORDS

Number of births; Intergenerational support; Mother; Health

一、引言

生育是生命体繁衍后代实现种族延续的基本方式,对于人类它还具有复杂的社会意义。在国家层面,各国政府出于国家安全或社会经济发展的需要,会制定鼓励或限制生育的政策,以实现人口的可持续发展。在家庭层面,长期存在的家族依赖、父权制和“多子多福”的传统观念,让女性承担着繁重的生育任务。在微观个体层面,生育是女性顺从于文化制度安排和生命历程演化的一项自然而然的行为,对女性自身福利的影响并没有得到人们的重视(Shi, 2016)。随着工业化的发展,尤其是进入二十世纪,人类社会的生产力水平得到极大提高,物质性消费和种族繁衍已经不是人类和个体发展需要考虑的主要问题。第二次人口转变理论认为,现代化和市场化进一步冲击了宗教或宗族影响,追求自我实现的个人主义价值观念开始流行;女性获得了更高的社会地位和权利,在生活中有了更多的选择,结婚和生育不再是生命历程中的必然和固定选择(Atoh et al, 2004; Lesthaeghe, 2014)。人们的生育行为逐渐趋于个人主义和理性主义,会在充分考虑生育孩子的收益和成本之后,再做出决定是否、何时以及生育几个孩子(Lesthaeghe, 2014; 石智雷, 2016)。在此背景下,生育行为对生育者自身福利的影响,成为影响人们未来婚姻和生育决策的主要因素,也成为公共政策制定和社会科学研究所关注的重点。

在衡量人类福利的诸多指标中,健康状况是与女性生育和生活联系最为紧密的一个指标。早期文献关注生育对母亲健康影响的研究较少,

主要从男性主义视角探讨孩子数量对女性的劳动参与时间和工资率的影响,认为子女数量越多,母亲花费在孕娩和子女照料上的时间也就越多,相应就需要减少花费在工作上的时间和精力,甚至需要退出劳动力市场(Angrist et al, 1998; Cruces et al, 2007)。生物医学研究最先将生育对女性健康的影响纳入学术研究的视野,但是并没有一致的结果显示生育行为会带来特定的疾病和健康问题(Moen, 1992; Hurt et al, 2006)。生育作为一项基本的人类生物行为,在人们的生命历程和社会结构嵌入过程中实现了对健康结果的分异。

那么,多子是否多福呢?这是一个好像显而易见,又富有争议的家庭人口学命题。学界对生育和母亲健康的关系有两种截然不同的观点:一种观点认为,中国传统文化注重孝道,子女越多,父母年老时,给予父母的经济 and 情感的代际支持也就越多,有利于父母健康状况的改善(Zimmer et al, 2003; Chen, 2009; 穆峥、谢宇, 2014; 李建新、张浩, 2017)。也有观点认为现代性的冲击导致家庭养老功能的弱化,生育子女越多,父母的负担越重,父母健康状况越差(Shi, 2016; 宋月萍、宋正亮, 2016; 吴晓瑜、李力行, 2011; 耿德伟, 2013; Wu et al, 2012; Li et al, 2017)。由于研究视角和研究方法的局限,实证研究对该问题并没有形成一致的结论。普遍面临的障碍在于,有很多不可观测因素会同时影响女性的生育行为和健康状况,并且母亲健康状况本身也是影响生育行为的重要因素。健康的母亲才能生育更多的孩子,而健康母亲生育子女的机会成本也更高(Wu et al, 2012)。一般的计量模型难以识别两者之间的因果关系。另外,没有生育子女和生育子女数量是两种明显不同的状况,对母亲健康的影响也不是线性的关系。在中国自愿“丁克”

家庭还比较少，没有子女是一种非常特殊的情况，大多数是由于健康或生理原因不能生育子女。将没有子女设置为子女数的起点，无论是简单的还是复杂的计量模型，都很容易得到增加子女数会提高母亲健康状况的错觉。

本研究从自评健康、身体健康和心理健康三个维度，考察了早年实施的生育决策如何影响生育完成之后生命历程的母亲健康状况，本文对现有文献的贡献有两点，其一是解决生育变量的内生性问题，利用我国计划生育政策在不同群体中实施效果的差异作为生育行为的工具变量。中国计划生育政策是世界上最严格的生育控制政策，计划外生育处罚严格执行。在该政策影响下，一对夫妇生育子女的数量被严格外生限制；并且在城市和农村以及针对是否党员等不同群体，政策执行方式和力度是不同的，因此该政策可以作为生育行为的理想工具变量。其二考察生育数量对母亲健康状况影响的内在机制，提出家庭养老中子女数量—质量悖反效应。生育子女数量的增加导致子女受教育程度和代际支持的降低，是导致母亲健康水平下降的内在机制。

二、生育决策、代际支持与家庭健康生产：理论与假说

生物医学研究，并没有一致的结果显示生育会带来特定的疾病（Waldron et al, 1998），或者显著影响健康寿命（Gagnon, 2009），也就是说在生物学层面，女性健康状况与生育行为并没有直接的关系。生育作为人类重要的社会行为，已经完全嵌入到社会制度和文化价值体系中。在本部分，我们从社会科学的角度来阐述生育子女数量对女性健康的影响机理。

（一）生育决策与家庭健康生产

健康作为一种耐用资本，在生命历程中不断地被投资和消耗。根据健康需求理论，人们可以通过对健康资本的投资来调整健康存量和生命的长度，而健康资本的投资是通过家庭生产函数来进行的（Grossman, 1972; Heckman, 2015）。家庭健康生产所投入的要素，包括时间和家庭所拥有的其他各种资源。在 Becker 的家庭生育模型中，子女数量是内生给定的，人们根据再生育一个孩子的成本和收益，来决定是否要下一个孩子。无论在家庭健康生产模型还是家庭生育模型中，都面临一个共同的预算约束——家庭资源的有限性。每增加一个孩子，家庭就要多一份消费和投资支出；母亲在家庭中获得资源就会减少，还要花费更多的时间和精力在孕娩和婴儿照料上。在母亲的健康生产函数中，时间和资源投入的减少，会降低母亲健康人力资本的产出。

随着时间的推移，子女逐渐长大，进入劳动力市场获得一份工作，同时也会离开父母成立自己的家庭。这一时期，西方社会父母对子女的抚育支出基本结束；但是在中国，父母依然会为子女提供各种支持，有经济能力的父母要为他们建房或者购置房屋，筹备婚礼（怀默霆，2001）；子女成家后，父母还要帮助子女做家务、带小孩（杨善华、贺常梅，2004）。有人将这类现象称之为“啃老”，子女的“啃老”行为是对父母的“代际剥削”（阎云翔，2006）。在这一逻辑下，子女越多，父母的经济负担和家务劳动也就越重，并且可能会持续到老年期。石智雷进一步提出家庭养老中的数量—质量替代模型，认为在家庭有限资源约束下，子女数量越多，父母对每个子女的人力资本投资就越少。而单纯子女数量的增长，并不能提高子女对父母的代际支持；子女人力资本

积累的减少，会显著降低父母老年时的生活质量（石智雷，2015）。我们将该解释称之为子女负担假说。

有学者提出家庭养老的内部分工理论，认为生育子女越多，父母年老时得到的代际支持也就越多（Pei et al, 1999）。尤其是在城市社会中，人们的生活压力大，工作繁忙，父母年老时需要在兄弟姐妹间分工合作提供照料和分担经济压力。即使对于在中国出现的代际“啃老”现象，陈皆明也认为这是一种代际间资源交换模式，父母对子女的投资有效地提高了子女为父母提供赡养的机率（陈皆明，1998）。有实证研究结果支持这一理论，存活子女数量的增加对 65 岁以上父母健康有显著正向影响（Chen et al, 2009）。那么，生育数量对母亲健康的影响就取决于，多生育一个子女给父母带来的负担多，还是在老年期带来的代际支持多。

因此，提出两个竞争性研究假说：

子女负担假说 1a：生育子女越多，母亲健康状况越差。

子女支持假说 1b：生育子女越多，母亲健康状况越好。

（二）生育数量与子女代际支持

当前中国社会的家庭重心从原来的“父母取向”，转向“子女取向”（石智雷，2016）。在这种模式下，父母依然全力供养子女；但是等子女成家立业，独立门户，他们依然是“子女取向”，对父母的供养和照顾越来越少。牺牲父母健康，是家庭决策中对生存压力和资源约束的一种回应。资源都往下一代转移，养育子女的收益快速下降，同时也体现了父母在家庭资源分配的地位的下降。任何时期，资源有限性都是一种常态。

在家庭健康生产模型中，一方面家庭成员的健康状况是由家庭所拥

有的时间、金钱等各种资源决定的。社会经济地位越高的家庭，家庭成员的健康状况也会更好。另一方面家庭成员的数量以及个体议价能力决定了对某个成员的健康资本投入。家庭养老分工理论只是考虑到，在老年期子女可以对父母提供代际支持，而忽视了子女增加带来的家庭资源稀释效应。从整个生命周期来看，生育子女的资源稀释效应会持续发生作用：生育子女越多，对每个子女的投资也就越少；对子女投资少，子女成年后的社会经济能力就弱，即降低了子女对父母的代际支持能力；另外，对子女投资少，还可能带来子女的逆反心理，降低子女对父母的代际支持意愿。

因此，提出两个平行研究假说：

假说 2a：生育子女越多，子女平均文化程度越低。

假说 2b：生育子女越多，子女成年后对父母提供的代际支持总量越小。

（三）社会资源、社会地位对母亲健康损失的缓解效应

从前文理论分析可以发现，资源约束是影响家庭成员健康生产的核心因素。在中国，城乡二元社会是影响城乡家庭资源分化的主要结构性因素。城市居民不仅可以获得更高的收入和营养摄取，而且拥有更好的健康环境和医疗卫生服务。所以在城市地区，即使生育更多的子女，导致的母亲健康下降速度也会慢于农村地区。类似地，在城市或者农村，拥有更高收入的家庭，也会缓解由于生育数量增加导致的母亲健康损失。

因此，提出两个平行研究假说：

假说 3a：相比于农村地区，在城市地区生育数量增加对母亲健康的影响力更小。

假说 3b: 相比于低收入家庭, 高收入家庭生育数量增加对母亲健康的影响力更小。

生育子女多会导致家庭人均资源的减少, 但是家庭资源的分配并总不是平均分配的。社会地位高的人得以分配更多资源, 也即社会地位高的人有更高的家庭内部资源控制能力。已有研究认为, 中国女性老年人口的健康水平明显低于男性, 后天社会环境中女性低下的社会地位是其主要原因(王德文、叶文振, 2006)。在中国社会依然存在较强的男孩偏好, 没有生育男孩的母亲在家庭社会地位较低, 在家庭分配中获得的资源相对更少(吴晓瑜、李力行, 2011)。另外, 女性受教育程度也是衡量女性社会地位的重要指标。一般来说, 文化程度越高, 女性的家庭地位和社会地位也会越高。

因此, 提出两个平行研究假说:

假说 4a: 相比于没有生育男孩, 生育数量增加对有生育男孩的母亲健康的影响力更小。

假说 4b: 相比于低受教育程度, 生育数量增加对较高教育程度的母亲健康的影响力更小。

城市化的发展和社会流动性的上升, 导致大量青壮年劳动力离开父母外出就业, 并且在外地成家立业, 子女对老年父母的反哺更是被空间距离所割裂。这一方面是家庭资源约束下家庭成员增多形成的挤出效应, 另一方面也进一步导致了母亲可以掌控的家庭资源的流失。已有来自中国的实证研究结果显示, 子女外出务工导致父母的健康状况和生活满意度都有所下降(连玉君、黎文素、黄必红, 2015)。因此, 提出研究假说:

假说 5: 相比于有子女外出就业, 生育数量增加对没有子女外出就业的母亲健康的影响力更小。

三、研究设计

(一) 数据与样本选择

本研究使用数据来自于“中国健康与养老追踪调查”(CHARLS)。调查内容包括家庭成员基本信息、健康状况、医疗保险、就业收入和社会经济活动等。该调查从 2011 年开始基线调查,随后于 2013、2014 年进行 2 轮追踪调查。2014 年为被访者生命历程信息追溯调查。我们使用 2013 年调查来获取母亲当前的健康状况,并通过 2014 年追溯调查获得其生命历程早期的生育史、受教育情况和父母状况等信息。

健康是一个在生命历程中各种资源和策略选择不断累积的结果。在本研究中我们认为生育行为是人们在同时考虑决策时点的资源约束以及整个生命历程的资源配置的基础上做出的一项理性家庭决策。在育龄期、更年期和老年期,生育行为对母亲健康的影响效果和作用机制都存在明显的差异。借鉴生物医学的研究方法(Beral, 1985),我们选择 45 岁以上、生育行为已经完成(completed childbearing)的年龄段,^①生育行为不再发生变化,以考察早年实施的生育决策如何影响生育完成之后生命历程的健康状况。

另外需要重点考虑由健康原因导致的死亡选择性。一般研究结果显示,健康状况不好的母亲较早死亡的概率也会更高,那么生育数量和子女性别结构对母亲健康状况的影响效应,就会受到干扰。截至 2010 年底,

^①对于中国女性,生育行为一般在 45 岁左右就基本结束,开始进入更年期。在医学上,40 岁以上的女性怀孕属于高危孕产妇。

中国人的平均预期寿命在 74 岁左右, 女性稍长, 为 77.37 岁。^①我们将研究对象年龄设定在 74 岁以下, 低于女性平均预期寿命, 以尽可能减少死亡选择性带来的估计偏差。

为了保证结果变量在个人之间的可比性, 我们对生育行为做了进一步的界定: 首先, 只保留有结婚经历和有生育史的母亲样本。排除个别群体自愿选择丁克家庭, 45 岁以上、没有生育经历的女性, 大多是出于健康原因不能生育或者没有生育能力。另外, 非婚生育或者没有子女在中国社会中依然处于主流文化之外, 没有被大众所接受的行为。选择该行为的群体不仅有其特殊的原因, 也会有不同于一般人的生活经历和状态。而这两者都有可能对女性的健康状况带来直接的影响。其次, 只考虑亲生子女数量和性别结构, 包括已经去世和健在的。生育决策的结果是亲生子女数量和性别结构, 没有血缘关系的子女不包括在内。即使在访问时点, 被访人有子女已经离世, 该子女出生后来的经历依然是父母生育决策的结果。

(二) 实证策略

1. 基础模型设定及其变量内生性

首先我们借鉴以往研究生育行为对母亲健康影响的模型设定方法, 构建基础模型如下:

$$H_i = \alpha_1 + \alpha_2 NC_i + \alpha_3 X_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

^①根据第六次全国人口普查详细汇总资料计算, 2010 年中国人口平均预期寿命达到 74.83 岁, 其中男性为 72.38 岁, 女性为 77.37 岁。

其中, H_i 为被解释变量, 被访人的健康状况, 从母亲自评健康、身体健康和心理健康三个维度来衡量, 且都使用标准的健康量表来测度。模型利用 OLS 进行估计。我们关注的核心解释变量 NC_i 用生育子女数量, 为连续变量。 X_i 是一组控制变量, 包括被访人年龄、文化程度、居住社区类型、家庭人均收入和区域等因素。

以上 OLS 模型获得一致估计的重要条件是解释变量和扰动项不相关 ($Cov(NC_i, \varepsilon_i) = 0$), 否则无论多大的样本容量, 都无法正确推断生育行为对母亲健康的影响效应。我们注意到, 生育是一种受多种因素影响的自我选择行为, 并不是随机发生的。也就是说, 在生育行为与母亲健康的估计模型中, 生育行为是一个内生变量。其内生性来源主要有两个途径: (1) 生育数量和母亲健康状况很可能互为因果。健康的母亲才有可能生育更多的子女; 或者心理抑郁的女性, 为了获得精神慰藉和排除寂寞, 从而选择生育更多的子女。如果由于生育原因影响了母亲的健康状况, 健康的恶化也会反过来降低人们的生育数量。即, 存在以下方程成立:

$$NC_i = \beta_1 + \beta_2 H_i + \beta_3 X_i + \theta_i \quad (2)$$

$$\text{可以推导出, } Cov(NC_i, \varepsilon_i) = \frac{\beta_2 \sigma_\varepsilon^2}{(1 - \alpha_2 \beta_2)} \neq 0$$

(2) 存在重要的遗漏变量 (XL_i) 同时影响母亲健康和其生育数量, 比如, 基因遗传、原生家庭特征或不幸的童年经历。童年的贫困经历会降低人们成年后的健康状况, 同时有可能激发人们多生育子女的意愿, 即归入扰动项的 XL_i , 存在 $Cov(NC_i, XL_i) \neq 0$ 。人们通过生育数量来进行子女性别结构的选择, 此时 $Cov(NC_i, \varepsilon_i) = 0$ 。

2. 工具变量的选择与设置方法

为了解决生育子女数量的内生性问题,本文拟在模型(1)的OLS回归的基础上引入工具变量,使用两阶段最小二乘法进行估计。在以往的文献中,学术界一般使用生育子女的性别结构作为生育数量的工具变量,比如第一胎的性别(张川川,2014;穆峥和谢宇,2014)以及老大和二老的性别组合(Angrist et al, 1998)。使用这些工具变量的理由是,生育子女的性别是随机的。中国实施的一胎半政策,使得第一胎生育孩子的性别在很大程度上是随机的,但是第一胎子女的性别不仅仅影响人们的生育数量,而且会直接影响女性在家庭的社会地位和福利获取。比如吴晓瑜和李力行(2011)的研究结果显示,第一胎性别对母亲在家庭的地位有重要影响,第一胎生了男孩的母亲,在家庭中食物支出的份额和营养摄取会增加。

本文使用中国计划生育政策的具体实施情况 OCP_{it} 作为生育行为的工具变量。作为一个合适的工具变量,需要满足两个条件:一是工具变量的相关性 ($Cov(OCP_{it}, NC_{it}) \neq 0$), 该变量能够解释生育行为决策的结果。中国计划生育政策是目前全世界实施最为严格的生育政策,一方面对于违反政策生育的家庭给予严格的惩罚,如罚款以及撤销公职;另一方面对于各级政府部门和企事业单位采取“计划生育一票否决制”,即一个单位在一年内有职工违反计生政策,那么本单位本年度取消所有荣誉奖励,主要负责人不得晋升;任期内发生两次,分管领导予以降职或免职。二是工具变量的外生性 ($Cov(OCP_{it}, \varepsilon_{it}) = 0$), 该变量只能通过影响生育行为间接影响到母亲的健康,而不能通过其他途径或直接影响到母亲的健康状况。中国计划生育政策的实施是严格外生给定的,具有不可预测和不可自我选择的特征。

中国计划生育政策实施有着明显的时间节点。新中国刚成立的一段时间，国家鼓励多生育，1960年国家开始提倡晚婚和节制生育，1971年出台“晚、稀、少”政策，1978年“国家提倡和推行计划生育”正式写入宪法，从1980年开始执行“一对夫妇只能生育一胎”严格的计划生育政策，随后政策稍作调整后在全国范围内推广实施。可见，母亲在政策实施年龄越大或者结婚越早，越有可能已经完成生育行为，因此受到政策的影响力度也就越小。不同地区不同年代人群的结婚时间差异较大，而生育行为一般在结婚后1-5年内完成，所以利用初婚时间能够更为有效的识别计生政策的影响。另外，中国计划生育政策并不是完全的“一刀切”，而是针对不同的人群采取差异化实施策略。在城市地区，采取严格的“一孩”政策，一对夫妇只能生育一个孩子；而对于大多数农村地区，采取“一孩半”政策，第一胎是女孩还可以生育一个。1980年中共中央发表《关于控制我国人口增长问题致全体共产党员共青团员的公开信》要求所有共产党员、共青团员特别是各级干部带头执行计划生育政策。并且国家政策规定，党员干部违反计生政策，除了给予物质处罚外，还要开除党籍和公职，取消一切荣誉参评资格。因此，相对于农村居民和普通群众，城市居民和党员会受到计生政策更为严格的限制。

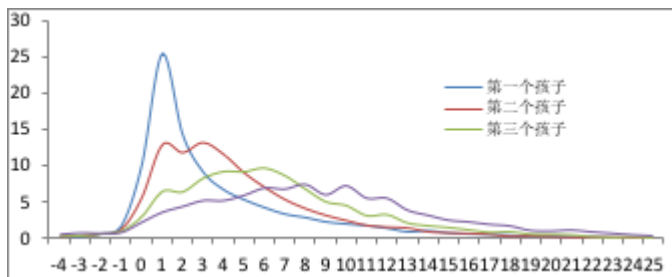


图1 初婚时间 (MT_i) 与子女生育频率分布图

从图 1 可以发现,人们生育时间主要发生在结婚前 1 年到结婚后第 22 年这 23 年间。因此,在 1980 年严格计划生育政策开始实施的时候,1980 年及其以后结婚的夫妻肯定会受到计生政策的全面影响;那些已经结婚超过 23 年的夫妻则不会受到计生政策的任何影响。工具变量的具体设置如下:对于初婚时间早于 1955 年的女性赋予为 0,初婚时间晚于 1980 年的女性赋值为 1,初婚时间处于 1956 年 -1979 年之间的女性,赋值为 $\frac{MT_i-1956}{23}$,是一个介于 0 到 1 之间的连续值。

$$OCP_{it} = \begin{cases} 0 & \text{if } MT_i \leq 1955 \\ \frac{MT_i-1956}{23} & \text{if } 1956 \leq MT_i \leq 1979 \\ 1 & \text{if } MT_i \geq 1980 \end{cases} \quad (3)$$

然后,我们利用居民户口性质和是否党员生成两个虚拟变量,以标识哪些人群更容易受到计生政策的影响。最终生成两个工具变量:计划生育政策的实施与户口性质的交互项以及计划生育政策的实施与是否党员的交互项。

3. 工具变量估计模型设置

在方程 1 中,OLS 的不一致性是有生育行为与扰动项相关引起的 $Cov(F_{it}, \varepsilon_i) \neq 0$,我们拟利用合适的工具变量将生育行为分成两部分,一部分与扰动项相关,另一部分与扰动项不相关,用后者可得到一致的估计结果。

我们采用两阶段最小二乘法进行工具变量参数估计。第一阶段,利用 OLS 将内生变量 NC_i 对工具变量 OCP_{it} 进行回归,以分离出 NC_i 的外生部分 $\widehat{NC}_i$:

$$NC_i = \gamma_1 + \gamma_2 OCP_{it} + \gamma_3 X_i + \vartheta_i \quad (4)$$

第二阶段, 将 $\widehat{NC}_i$ 带入方程 1 进行 OLS 回归:

$$H_i = \alpha_1 + \alpha_2 \widehat{NC}_i + \alpha_3 X_i + \varepsilon_i \quad (5)$$

为了检验工具变量的有效性, 我们首先利用 Durbin-Wu-Hausman 对 NC_i 内生性进行检验, 然后根据 Sargan 统计量进行过度识别检验。通过两阶段最小二乘回归可以得到对 α_2 一致估计, α_2 可以有效反映生育行为 $\widehat{NC}_i$ 与母亲健康 H_i 的关系。

(三) 核心变量设置

1. 健康

母亲健康状况从三个维度来衡量: 自评健康、身体健康和心理健康。我们使用 CHARLS 提供的“您觉得您的健康状况怎么样”来衡量“自评健康”。身体健康用基本生活活动能力损失来衡量; 基本生活活动能力损失参照国际上通用的 Barthel 指数 (简称 BADL), 并结合中国社会文化习惯改良设计而成。^①该指数的 10 个问题得分相加, 得分越高, 表明日常生活活动能力越差。^②心理健康用抑郁指数 (简称 DS) 来衡量。抑郁指数我们选择国际上广泛使用的简版流调中心抑郁量表 (CES-D-10),

^① Barthel 指数有 10 项评定内容, 分别为: 洗澡、穿衣、如厕、转移、大小便控制、进食、做饭、整理家务、购物和管理家庭财务。提问方法是: “请问您是否因为健康和记忆的原因, 进行以下活动有困难”, 有四个备选项“没有困难、有困难但仍可以完成、有困难需要帮助、无法完成”, 是个备选项分别赋值 1、2、3、4。

^②基本生活活动能力等级划分标准: 0 分为完全能自理; 1-16 分为自理能力轻度损害, 17-24 分为自理能力中度损害, 25-40 分为自理能力重度损害。

量表的总信度为 0.815, 能稳定有效地测量我国中老年人群的抑郁水平。该量表有 10 道题目, 每道题评定一个症状, 分别调查 10 项症状。量表评定按照过去一周内出现相应情况或感觉的频率评定。回答不足一天者赋值为 0; 1~2 天赋值为 1, 3~4 天赋值为 2, 5~7 天赋值为 3。然后将各项得分相加, 总分 30 分, 得分越高者, 心理健康状况越差。^①

2. 生育

在本研中我们利用女性一生中所生育的子女数量作为生育行为的替代指标, 不包括非亲生子女。该指标同时包含在调查时点已经去世和健在的亲生子女, 已经去世的子女中不包括流产和在婴儿期死亡的。^②

为了研究多生育一个子女对母亲健康的边际影响, 我们进一步设置三个虚拟变量 (1) 是否生育二孩: 生育 2 个子女赋值为 1, 1 个子女赋值为 0; (2) 是否生育三孩: 生育 3 个子女赋值为 1, 2 个子女赋值为 0; (3) 是否生育多孩: 生育 3 个及以上子女赋值为 1, 2 个子女赋值为 0。

3. 其他控制变量

根据以往文献中对母亲健康影响因素的研究, 我们在模型中进一步控制住受访人的个人特征、家庭特征和所在区域。人口特征包括受访人的年龄、婚姻和受教育情况。家庭特征包括家庭人均收入、子女情况以及居住社区类型。所在区域划分为东部地区、中部地区、西部地区和东北地区四大板块。

^①将 CES-D-10 量表中的 10 项得分相加, 总分 30 分。抑郁等级划分标准: 小于 7 分无抑郁症状; 8-9 分可能有抑郁症状; 10 分及以上肯定有抑郁症状。

^②流产和婴儿期死亡的子女由受访人自己来确认和回答。

表 1 变量说明与描述分析

变量	说明	样本	均值	标准差	最小值	最大值
自评健康	很不好 = 1, 不好 = 2, 一般 = 3, 较好 = 4, 很好 = 5, 极好 = 6	9371	2.962	0.944	1	6
基本生活活动 能力损失指数	Barthel 指数	9249	6.013	2.142	4	24
抑郁指数	CES-D-10 量表	7831	8.660	6.132	0	30
子女数量	亲生子女数	9424	2.871	1.527	1	13
有无儿子	有 = 1, 无 = 0	9424	0.133	0.339	0	1
年龄	2013- 出生年	8209	57.73	7.839	45	74
年龄平方	年龄平方	9424	3643	1319	256	10404
无配偶	无配偶 (包括未婚、离婚和丧偶) = 1, 有 = 0	9422	0.834	0.372	0	1
受教育年限	从未上过学 = 0, 小学 = 6, 初中 = 9, 高中 / 中专 / 技校 / 职高 = 12, 大专 = 15, 本科 = 16, 研究生 = 及以上 = 19	9423	4.236	4.247	0	19
家庭人均收入 (对数)	家庭人均收入求对数	8862	4.774	3.465	0	12.90
居住在城市	城市社区 = 1, 农村社区 = 0	9424	0.407	0.491	0	1
区域						
东部地区	北京市、天津市、河北省、上海市、江苏省、浙江省、福建省、山东省、广东省、海南省	9424	0.282	0.450	0	1
西部地区	内蒙古、广西、重庆市、四川省、贵州省、云南省、西藏、陕西省、甘肃省、青海省、宁夏、新疆	9424	0.329	0.470	0	1
东北地区	辽宁省、吉林省、黑龙江省	9424	0.0776	0.268	0	1
工具变量						
计划生育政策	初婚时间早于 1955 年 = 0, 初婚时间晚于 1980 年 = 1; 1956-1979 介于 0-1	9424	0.745	0.336	0	1
家庭户口性质	家庭成员有非农户籍 = 1, 无 = 0	9424	0.265	0.441	0	1
家中有无党员	家庭成员有党员 = 1, 无 = 0	8672	0.194	0.396	0	1

四、计量分析

(一) OLS 估计及生育变量的内生性

为了和已有文献研究结果进行比较,在表2中我们列出了生育数量对母亲健康状况影响的估计结果。可以发现,在一般估计模型中,生育数量对母亲的健康状况有着显著的负向影响。具体来看,每增加一个子女,处于45-74岁年龄段的母亲的自评健康会下降0.039个单位,基本生活活动能力损失会上升0.07个单位,抑郁情绪会上升0.261个单位。整体来看,生育数量对母亲健康有显著影响,但是影响力度比较小,基本生活活动能力损失和抑郁指数,分别上升了0.29%和0.87%。

但是根据前文的理论分析我们认为生育数量是一个内生变量,OLS并不能得到一致估计。我们用计划生育政策的实施与户籍性质和党员进行交互作为工具变量,进行了Durbin-Wu-Hausman检验,结果显示在自评健康回归模型中,检验所得p值为0.000;在基本生活活动能力损失模型中,检验所得p值为0.001;在抑郁情绪模型中,检验所得p值为0.000。可见,在健康影响模型中,生育数量具有严重的内生性问题,不进行有效处理难以得到有效的估计结果。

(二) 生育数量的健康影响效应: 2SLS

首先,我们利用Sargan统计量对本文所设计的工具变量的外生性进行检验。在自评健康决定模型中,利用计划生育政策与户籍性质和党员的交互项构建的两个工具变量,引入IV模型后,检验所得p值小于0.05,存在过度识别效应,所以在该模型中我们仅引入计划生育政策与户籍性

质的交互项作为工具变量。在基本生活活动能力损失决定模型中，同时引入两个工具变量，检验所得 p 值为 0.291，明显大于 0.1 的临界值；在抑郁情绪决定模型中，同时引入两个工具变量，检验所得 p 值为 0.123，也大于 0.1。说明我们无法拒绝所选用的工具变量符合外生条件的原假设。

另外，第一阶段回归结果显示，工具变量的估计系数都在 0.001 统计水平上显著，且估计模型的 F 值最小的也有 36.75，显著大于临界值 10，不存在弱工具变量问题。因此本文所设计的两个计生政策变量符合工具变量的外生性和相关性要求，IV 模型可以更为准确的估计生育数量对母亲健康状况的影响效应。

表 2 中给出了 2SLS 模型的二阶段回归结果。总体来看，生育数量对母亲健康有着显著的负面影响。和 OLS 回归结果相比，工具变量回归结果的估计系数增加了 9 倍作用，也就是说一般估计模型明显低估了生育数量对母亲健康的影响力。生育行为对母亲健康的不同维度，影响效应存在差异。每增加一个子女，处于 45-74 年龄段母亲的自评健康水平下降 0.365；基本生活活动能力损失上升 0.603；抑郁情绪上升 2.885。将影响系数换算成可以横向比较的百分比，可以发现，每增加一个子女对母亲抑郁情绪的影响负担最大，抑郁指数上升了 9.62%；对基本生活活动能力损失的影响相对较小，仅上升了 3.02%。

从以上实证结果可以看出，本文所提出的子女负担假说得以证实，生育子女数量越多，在 45-74 岁年龄段母亲健康状况越差。这并不是说在当前时期，子女已经不再为父母提供代际支持和赡养，而是生育子女越多，父母为子女所要承担的社会经济压力越大，成为影响母亲个人福利的主导效应。子女数量增加为母亲所带来的负担和压力，超越了子女为其所提供的代际支持。

表 2 子女数量对母亲健康的影响：OLS 和 2SLS

	(1) 自评健康		(2) 基本生活活动能力损失		(3) 抑郁情绪	
第一阶段	子女数量		子女数量		子女数量	
生育政策 #	-0.439***		-0.399***		-0.394***	
户口	(0.036)		(0.039)		(0.041)	
生育政策 #			-0.164***		-0.154***	
党员			(0.036)		(0.037)	
控制变量	Y		Y		Y	
R ²	0.376		0.369		0.359	
F	413.34***		333.46***		277.18***	
	OLS	2SLS	OLS	2SLS	OLS	2SLS
子女数量	-	-0.365***	0.070***	0.603***	0.261***	2.885***
	0.039***					
	(0.010)	(0.084)	(0.022)	(0.160)	(0.075)	(0.594)
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y
N	7698	7698	7107	7107	6208	6208
F			44.89***		40.39***	
	36.75***					
R ²	0.042		0.057		0.055	
Wald chi ²		299.74***		386.74***		367.51***
Durbin-Wu-		16.983		10.381		21.384
Hausman 检验		(p = 0.000)		(p = 0.001)		(p = 0.000)
Tests of overid				1.115		2.384
				(p = 0.291)		(p = 0.123)

注：(1)括号中为 Robust 稳健标准误。(2)* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ 。
(3) 控制变量包括表 1 中所列的所有变量。

(三) 生育一个、两个还是三个？

党的十八届五中全会公报宣布于 2016 年 1 月 1 日起“全面实施一对夫妇可生育两个孩子政策”，标志着我国的生育政策全面进入“二孩时

代”。在二孩政策放开的背景下，很多人担心政策放开后是否有更多的人选择生育三孩、四孩，以致人口数量的不可控。在当前理性生育阶段，生育子女数量对人们福利的作用效果将是影响人们生育选择的重要因素。

在本部分我们重点考察多生育 1 个孩子会带来怎样的健康影响，分别研究生育 2 个子女相对于 1 个子女、3 个子女相对于 2 个子女以及 3 个及以上相对于 2 个子女，对母亲健康的边际影响。工具变量估计结果显示，无论比较对象是 1 个还是 2 个子女，多生 1 个都会显著降低母亲的健康状况。生育二孩使得母亲自评健康下降 1.009 个单位，基本生活活动能力损失上升 1.788 个单位，抑郁情绪指数上升 7.494 个单位，都在 0.001 水平上显著。生育三孩对母亲自评健康和抑郁指数的影响力度，相比二孩有所上升。生育三孩尤其会提升母亲的抑郁情绪，使得母亲抑郁情绪上升了 28.68%。

表 3 多生 1 个子女对父亲、母亲健康的影响：2SLS

母亲健康	(1) 自评健康			(2) 基本生活活动能力损失			(3) 抑郁情绪		
	2/1	3/2	>3/2	2/1	3/2	>3/2	2/1	3/2	>3/2
子女数量	-1.009*** (0.281)	-1.226*** (0.400)	-0.943*** (0.263)	1.788*** (0.577)	1.268* (0.674)	1.308*** (0.487)	7.494*** (2.371)	8.605*** (2.607)	7.609*** (1.886)
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
N	4057	4772	6265	3673	4422	5836	3309	3913	5089
Wald chi ²	166.28***	108.04***	178.21***	146.24***	157.96***	251.74***	192.45***	157.38***	229.23***
父亲健康	(1) 自评健康			(2) 基本生活活动能力损失			(3) 抑郁情绪		
	2/1	3/2	>3/2	2/1	3/2	>3/2	2/1	3/2	>3/2
子女数量	-0.583** (0.232)	-1.096*** (0.404)	-0.810*** (0.256)	0.604 (0.542)	-0.436 (0.788)	0.0303 (0.539)	2.925* (1.536)	5.250** (2.250)	5.464*** (1.485)
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
N	3708	4224	5387	3371	3926	5036	2918	3452	4415
Wald chi ²	181.42***	121.65***	203.89***	154.39***	221.34***	350.83***	173.79***	165.79***	193.94***

注：（1）括号中为 Robust 稳健标准误。（2）* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ 。（3）2/1 表示生育 2 个子女相对于 1 个子女；3/2 表示生育 3 个子女相对于 2 个子女；>3/2 表示生育 3 个及以上子女相对于 2 个子女。

子女数量对母亲健康的影响有可能是单纯生物学原因导致,为了从社会因素的角度检验生育的影响效应,我们进一步对比分析子女数量对父亲健康的影响效应。在工具变量设置上,使用父亲的初婚时间来测度计划生育政策的影响,然后同时考虑家庭的户口性质和有无党员身份。表3同时汇报了父亲健康的工具变量回归结果,可以发现,子女数量增加对父亲健康也有着显著的负面影响。和对母亲健康的影响效果稍有不同的是,多生育1个子女对父亲的基本生活活动能力并没有显著的影响,但会显著导致父亲自评健康的下降和抑郁情绪的上升。可见,子女数量确实会通过社会因素的变动影响到母亲的健康状况。

五、子女数量、代际支持与母亲健康:作用机制分析

在本部分我们从子女为父母提供代际支持能力和实际提供的代际支持两个维度来衡量。^①表4列出了工具变量估计结果,可以发现,生育子女数量的增加显著降低了子女提供代际支持的能力和实际向父母提供的代际支持,且都在0.001统计水平上显著。具体来看,生育子女数量每增加1个,子女平均受教育年限下降4.679年,这是一个非常大的影响。在调查时点上,被访者的子女平均受教育年限为9.404年。传统中国是十分重视对子女的教育投入的,人们会竭尽全家资源供给子女读书。因此,

^①考虑到子女提供代际支持为0时,包括没有子女、只有1个子女或者父母经济水平很高等等多种情况,所以在模型中我们剔除掉代际支持为0的样本,仅保留子女为父母有提供代际支持的样本。

子女越多导致的每个子女平均受教育年限的减少，同时也体现了家庭早年阶段，生育子女数量的增加带来的家庭人均资源占有量的下降。可以认为，在一个家庭中，母亲对资源的占有量的下降会快于和多于子女。

子女平均受教育年限越高，给予父母的代际支持也越多。数据统计显示，子女人均受教育程度为小学及以下的家庭，其子女每年为父母提供的代际支持总额平均为 3072.6 元；子女人均受教育程度为高中，为父母提供的代际支持总额上升为 6156.52 元；当受教育程度增加到高中以上时，代际支持进一步上升为 8273.59 元。同时我们以母亲自评健康为被解释变量，以子女平均受教育年限为解释变量，回归结果显示，子女平均受教育年限的增加可以有效提升母亲的自评健康。

另外，工具变量估计结果还显示，生育子女数量对子女提供的代际支持总量和人均值有负向影响，且都在 0.01 统计水平上显著。也就是说，生育子女数量的增加不仅导致子女对父母代际支持总量的下降，而且平均每个子女为父母提供的代际支持量也在下降。并没有出现已有学者所认为的结果：子女数量的增加会给父母带来更多的代际支持。研究假设 2 得以证实。我们进一步将母亲自评健康对子女提供的代际支持进行回归，结果显示，子女提供的代际支持是促进母亲健康状况改善的重要因素。

可见，生育子女数量的增加使得家庭减少了对每个子女的教育投入，而子女平均受教育水平体现了子女对父母提供代际支持的能力，由此导致对父母老年期代际支持总体水平的下降。我们将此结论称之为家庭养老中的子女数量 - 质量悖反效应。在当前中国的家庭养老安排中，生育子女的质量要比数量更为重要。因此，生育子女数量的增加导致母亲健康状况的下降。

表 4 子女数量、代际支持与母亲健康

	(1) 子女 2SLS			(2) 母亲 OLS		
	平均受教育年限	代际支持总量	代际支持人均值	自评健康	自评健康	自评健康
子女数量	-4.679*** (0.277)	-0.333*** (0.104)	-0.740*** (0.106)			
子女平均受教育年限				0.029*** (0.004)		
子女代际支持 (总量)					0.038*** (0.010)	
子女代际支持 (人均值)						0.047*** 0.047***
N	13844	9210	9200	7470	5043	5038
Wald chi ²	2607.54	385.37	624.02			
R ²				0.046	0.032	0.034

注：（1）括号中为 Robust 稳健标准误。（2）* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ 。（3）控制变量包括表 1 中所列的所有变量。

六、进一步的讨论

前文研究结果显示，生育数量的增加会降低子女为父母提供的代际支持，也就是说减少了老年期父母可获得的家庭资源规模，由此导致母亲健康水平的下降。子女为父母提供代际支持本身就是家庭内部资源的再分配。给母亲分配资源的多寡，一方面由子女的代际支持能力和意愿决定的，尤其是家庭资源总体水平；另一方面也受到母亲自身在家庭资源分配中的议价能力或资源掌控能力的影响。

我们将家庭资源约束区分为家庭外部和家庭内部。在家庭外部，是由城乡二元结构决定的家庭资源差异。估计结果显示，生育子女数量对城乡家庭母亲健康都有着显著的负面影响。相比于农村地区，生育子女

数量对城市家庭的母亲健康状况下降的影响力更大。如，在农村地区，每增加 1 个孩子，母亲抑郁指数上升 6.242 个单位，在城市地区仅上升了 1.967 个单位。在家庭内部，由家庭人均收入来体现不同家庭的资源约束差异，将家庭人均收入排名前 30% 设置为高收入家庭，排名后 30% 的设置为低收入家庭。估计结果显示，对于自评健康和抑郁情绪，生育子女数量对高收入家庭的母亲健康影响力要小于低收入家庭。可见，随着家庭资源约束的放松，生育子女数量对母亲健康的负面影响有所缓解。

母亲对家庭资源的掌控能力用母亲家庭地位、社会地位和家庭资源流失三个维度来衡量。借鉴已有研究结论，认为首孩生育男孩的母亲家庭地位更高，首孩是女孩则相对较低（吴晓瑜、李力行，2011）。从母亲家庭地位来看，首孩生育男孩并没有缓解生育数量对母亲健康带来的负面影响。母亲自评健康、基本生活活动能力和抑郁情绪三个指标，都显示子女数量对首孩男孩的母亲健康影响力更大。另外，我们进一步以有无儿子作为母亲家庭地位的代理变量，得出相同的结论：相比于没有儿子，子女数量对有儿子的母亲的健康负面影响力度更大。^①可见，有无儿子和男孩偏好对母亲家庭地位的影响力在减弱。没有儿子并没有显著降低母亲的家庭资源分配，反而有儿子的母亲要承担更大的经济压力或福利损失。

母亲的社会地位用母亲的受教育程度来体现。由于被访问的女性平均受教育年限为 4.25 年，所以我们将文盲和半文盲设置为低文化程度，

^①限于篇幅，以有无儿子为标识的母亲家庭地位回归结果没有列出，有兴趣的读者可和作者联系索取。

初中及以上设置为高文化程度。表 5 列出的估计结果显示, 无论母亲拥有较高文化程度还是较低文化程度, 生育子女数量对母亲健康都有着显著的负面影响。但是相比于低文化程度, 生育子女数量对较高文化程度的母亲健康的影响力更小。

家庭资源的流失用子女外地就业来体现, 有子女外地就业, 那么母亲可用的资源则相对有所减少。估计结果显示, 相对于没有子女外地就业, 生育子女数量对有子女外地就业的母亲健康影响力更大。当然, 该结果也有可能体现了家庭资源约束的影响, 没有子女外地就业的家庭经济状况更好, 或者子女在当地有更好的职业和收入。总之, 家庭资源越多或母亲掌握的资源越多, 可以有效缓解生育子女数量增加导致的母亲健康状况下降。

表 5 子女数量对母亲健康的影响: 城乡、教育和社会地位的差异

		(1) 自评健康		(2) 基本生活活动能力损失		(3) 抑郁	
1. 资源约束							
结构性资源	城乡	农村	城市	农村	城市	农村	城市
	子女数量	-0.617* (0.246)	-0.323*** (0.085)	0.943** (0.443)	0.390** (0.156)	6.242*** (2.187)	1.967*** (0.597)
	控制变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y
	N	4544	2625	4506	2601	3909	2299
家庭内部资源	家庭人均收入	收入 <30%	收入 >70%	收入 <30%	收入 >70%	收入 <30%	收入 >70%
	子女数量	-0.466*** (0.134)	-0.263* (0.139)	0.207 (0.278)	0.290 (0.228)	2.653*** (0.961)	2.253** (0.923)
	控制变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y
	N	2060	2042	2047	2012	1683	1841

		(1) 自评健康	(2) 基本生活活动能力损失	(3) 抑郁			
2. 母亲资源控制能力							
母亲家庭地位	首孩性别	女孩	男孩	女孩	男孩	女孩	男孩
	子女数量	-0.231*	-0.453***	-0.012	0.873***	1.636*	3.286***
	控制变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y
	N	2110	4999	2088	4962	1864	4292
母亲社会地位	母亲文化程度	文盲半文盲	初中及以上	文盲半文盲	初中及以上	文盲半文盲	初中及以上
	子女数量	-0.694** (0.297)	-0.321** (0.128)	0.921* (0.546)	0.649*** (0.211)	3.623* (1.956)	2.889*** (0.899)
	控制变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y
	N	2646	1733	2635	1712	2156	1572
资源流失	子女外地就业	有	无	有	无	有	无
	子女数量	-0.581** (0.226)	-0.326*** (0.082)	0.904** (0.410)	0.441*** (0.159)	3.551** (1.784)	2.415*** (0.561)
	控制变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y
	N	1912	5049	1901	5000	1652	4378

注: (1) 括号中为 Robust 稳健标准误。(2)* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ 。

七、结论

生育行为是女性生命历程中的重要事件和节点, 对女性的健康状况有着重要和长远的影响。基于中国健康与养老追踪调查 (CHARLS, 2013, 2014) 的相关数据, 本文从自评健康、躯体健康和心理健康三个维度, 考察了早年实施的生育决策对生育完成之后母亲健康状况的影响效应和内在机制, 依次回答了以下三个学术命题:

首先, 子女数量与母亲健康状况有着怎样的因果关系? 20 世纪 80 年代初开始, 中国计划生育政策的严格实施, 带来了城乡居民生育子女

数量的快速下降,为我们利用工具变量来识别生育数量对母亲健康影响的因果效应提供了难得的契机。工具变量估计结果显示,生育数量的增加显著降低了母亲的健康状况,并且无论是从1个孩子增加到2个,还是从2个增加到3个及以上,都会带来母亲健康状况的显著下降。相对于对躯体健康,生育数量增加导致的母亲心理健康状况下降幅度更大。

其次,如果子女数量增加确实导致母亲健康水平的下降,那么具体社会学机制是怎样的?研究发现,生育子女数量越多,每个子女平均受教育程度越低。子女平均受教育程度,一方面体现了家庭生命周期早期的人均资源水平,另一方面也体现了当前阶段子女对父母提供代际支持的能力。子女平均受教育程度越低,子女为父母提供的代际支持就越少。也即存在家庭养老中的子女数量-质量悖反效应:生育数量的增加不仅导致子女对父母人均代际支持的减少,而且家庭中所有子女提供的代际支持总额也在减少,由此导致母亲健康状况的下降。

最后,女性社会地位和家庭资源的提升,是否可以缓解生育对母亲健康的负面影响?研究发现,当放松家庭资源约束,生育数量对母亲健康的负面影响力有所减弱。比如城市居民或者收入水平较高的家庭,生育数量对母亲健康的影响系数要小于农村居民或收入水平较低的家庭。另外,母亲社会地位越高,生育数量对母亲健康的影响力则越小。这一系列研究结果都表明,家庭资源约束是导致生育数量对母亲健康负面影响的主要原因,但是这种资源约束是一个相对值。当社会经济水平提升的时候,人们的生活水平和养育子女的成本都在上升。无论是子女对父母的代际支持,还是父母对子女的投资,都是家庭资源的再分配。处于社会中下层的居民,面对激烈的社会竞争和有限的资源约束,他们会将

更多的资源投向子女，而选择忽视父母的福利。对于家庭的长远发展和阶层爬升，投资于子女这是理性的。但是这种生育子女的投入与回报的长期失衡会让人们选择少生孩子，甚至不要孩子。对于社会来说这又是集体不理性的，会带来整个国家或地区的超低生育率以及人口结构的不均衡发展。

二孩政策放开后，很多人担心政策放开后是否有更多的人选择生育三孩、四孩，以致人口数量的不可控。我们认为，多生育子女给母亲带来更多的福利损失，低生育率将是当前社会的基本趋势。全面二孩政策仅仅是将生育权部分让渡给家庭自主选择生育水平，应该重点考虑如何让人们生的起、生得好，从政策调整的真正内涵与要求出发，鼓励按政策生育与提供优质生育服务并重，在扩大对困难家庭直接经济援助的基础上，以构建家庭发展型政策为抓手提升家庭发展能力，实现人口的长期均衡发展。

参考文献

- 陈皆明(1998). 投资与赡养——关于城市居民代际交换的因果分析. 中国社会科学, (6), 131-149.
- 耿德伟(2013). 多子多福?——子女数量对父母健康的影响. 南方人口, 28(03), 8-16.
- 怀默霆(2001). 中国家庭中的赡养义务: 现代化的悖论. 中国学术, 2001(4), 255-277.
- 李建新、张浩(2017). 生育史对中国老年女性寿命的影响. 中国人口科学, (3), 81-90.
- 连玉君、黎文素、黄必红(2015). 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), (1), 185-202.
- 穆峥、谢宇(2014). 生育对父母主观幸福感的影响. 社会学研究, (6), 124-147.
- 石智雷(2016). 超低生育率与未来生育政策导向. 武汉大学出版社.
- 石智雷(2015). 多子未必多福——生育决策、家庭养老与农村老年生活质量. 社会学研究, (5), 189-215.
- 宋月萍、宋正亮(2016). 生育行为对老年女性健康的影响. 人口研究, 40(4), 76-87.
- 王德文、叶文振(2006). 中国老年人健康状况的性别差异及其影响因素. 妇女研究论丛, (4), 21-26.
- 吴晓瑜、李力行(2011). 母以子贵: 性别偏好与妇女的家庭地位——来自中国营养健康调查的证据. 经济学(季刊), (3), 869-886.
- 阎云翔(2006). 私人生活的变革: 一个中国村庄里的爱情、家庭与亲密关系. 上海书店出版社.
- 杨善华、贺常梅(2004). 责任伦理与城市居民的家庭养老——以“北京

市老年人需求调查”为例. 北京大学学报(哲学社会科学版),41(1), 71-84.

张川川(2011). 子女数量对已婚女性劳动供给和工资的影响. 人口与经济(5), 29-35.

Angrist, J. D., & W. N. Evans. (1998). Children and Their Parents' Labor Supply: Evidence from Exogenous Variation in Family Size. *American Economic Review*, 88(3), 450-477.

Atoh, M., V. Kandiah, & S. Ivanov. (2004). The Second Demographic Transition in Asia? Comparative Analysis of The Low Fertility Situation in East And South-East Asian Countries. *The Japanese Journal of Population*, 2(1), 42-75.

Beral, V. (1985). Long Term Effects of Childbearing on Health. *Journal of Epidemiology & Community Health*, 39(4), 343-346.

Chen, G.D., & Lei, X.Y. (2009). Fertility Effect” or “Supporting Effect?” — Quantity of Children and Parental Health. *Frontiers of Economics in China*, 4(4), 601-616.

Cruces, G., & S. Galiani. (2007). Fertility and Female Labor Supply in Latin America: New Causal Evidence. *Labour Economics*, 14(3), 565-573.

Gagnon, A., K. R. Smith, & M. Tremblay, et al. (2009). Is There A Trade - Off Between Fertility and Longevity? A Comparative Study of Women From Three Large Historical Databases Accounting for Mortality Selection. *American Journal of Human Biology*, 21(4), 533-540.

Grossman, M. (1972). The Demand for Health: A Theoretical and Empirical Investigation, NBER Books.

Heckman, J. J. (2015). Introduction to a Theory of the Allocation of Time by

- Gary Becker. *The Economic Journal*, 125(583), 403-409.
- Hurt, L. S., Ronsmans, C., & Thomas, S. L. (2006). The Effect of Number of Births on Women's Mortality: Systematic Review of The Evidence for Women Who Have Completed Their Childbearing. *Population Studies*, 60(1), 55-71.
- Lesthaeghe, R. (2014). The Second Demographic Transition: A Concise Overview of Its Development. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 111(51), 18112-18115.
- Li, X., Jiang, Q., Li, S., & Feldman, M. W. (2017). Female Fertility History and Mid-Late-Life Health: Findings from China. *Journal of Women & Aging*, 30(1), 62-74.
- Moen, P., Dempster-McClain, D., & Williams Jr, R. M. (1992). Successful Aging: A Life-Course Perspective on Women's Multiple Roles and Health. *American Journal of Sociology*, 97(6), 1612-1638.
- Pei, X., & Pillai, V. K. (1999). Old Age Support in China: The Role of the State and the Family. *The International Journal of Aging and Human Development*, 49(3), 197-212.
- Shi, Z. (2016). Does the Number of Children Matter to The Happiness of Their Parents?. *Journal of Chinese Sociology*, 3(1), 16.
- Waldron, I., Weiss, C. C., & Hughes, M. E. (1998). Interacting Effects of Multiple Roles on Women's Health. *Journal of health and social behavior*, 216-236.
- Wu, X., & Li, L. (2012). Family Size and Maternal Health: Evidence from the One-Child Policy in China. *Journal of Population Economics*, 25(4), 1341-1364.
- Zimmer, Z., & Kwong, J. (2003). Family Size and Support of Older Adults in Urban and Rural China: Current Effects and Future Implications. *Demography*, 40(1), 23-44.