

深入学习贯彻党的二十大精神——推进健康中国建设

# 后人口转变期中国家庭晚育行为 对子代健康发展的影响\*

——基于 2010~2020 年 CFPS 数据的研究发现

牛建林

**【内容摘要】**以往不少研究发现,父母生育年龄过晚不利于子代健康发育。在后人口转变期,日益普遍的晚育行为如何影响子代健康还有待考证。利用 2010~2020 年中国家庭追踪调查(CFPS)数据,系统检验 20 世纪 90 年代中期以来父母晚育行为对子代出生时健康禀赋和成长过程中多维健康发展的影响。研究发现,父母过晚生育会显著增加子代出生体重偏低的风险,对子代成长过程中的体格发育和综合自评健康均具有不利影响;相应影响机制既包括先天因素导致的初始健康劣势及其长期不利健康效应,也包括后天家庭资源环境等因素的多维作用。在人口负增长形势下,重视父母晚育行为对子代健康发展的影响,对于强化年轻人婚育决策的健康理性意识和提高全社会健康资本积累效率具有重要的现实意义。

**【关键词】**后人口转变期;晚育行为;子代;多维健康发展

**【作者简介】**牛建林,中国社会科学院人口与劳动经济研究所研究员。北京:100006

## The Impact of Delayed Childbearing on Children's Health Development in Post-transitional China: Evidence from the CFPS2010–2020

Niu Jianlin

**Abstract:** Delayed childbearing has been found detrimental to children's health. While post-transitional China is observing a substantial increase of childbearing postponement, this study aims to investigate health impact of this trend on the next generation. Using data from the 2010–2020 China Family Panel Studies(CFPS), this study examines the multidimensional health differences related to both maternal and paternal ages in post-transitional China. The results show that delayed childbearing contributes negatively to children's birth weight, their physical development in childhood, and general health in adolescence. These health impacts operate partly through congenital factors, as manifested in the greater risk of low birth weight, and partly via the related family environments and resources. These findings highlight the need to incorporate health considerations into decisions about childbearing, both for health promotion and for sustained population development.

**Keywords:** Post-transitional Era, Delayed Childbearing, Next Generation, Multidimensional Health Development

**Author:** Niu Jianlin is Professor, Institute of Population and Labor Economics, Chinese Academy of Social Sciences. Email: niujl@cass.org.cn

\* 本文为国家社会科学基金一般项目“当代中国家庭转变对人力资本发展的影响”(18BRK035)的阶段性成果。

## 1 研究背景

20 世纪 90 年代中期起,中国进入生育率持续低迷的后人口转变期<sup>①</sup>,年轻人的晚育行为日益普遍。第七次全国人口普查数据显示,2020 年全国女性的平均初育年龄接近 28 岁(27.94 岁),比 2000 年平均初育年龄(24.83 岁)推迟了 3 岁以上;35 岁及以上初育的女性占比高达 7.8%,约相当于 2000 年相应比例(1.1%)的 7 倍。育龄人群的生育年龄不断推迟,不仅强化了时期生育率低迷的态势、加速了人口负增长时代的到来,而且通过改变家庭生命历程中重要事件的进程,拉大了世代间隔,对代际传承与发展特别是子代健康成长具有不可低估的影响。

学界有不少研究关注晚育行为的健康效应,但研究结论并不一致。针对晚育行为对子代健康的影响,临床医学和公共卫生统计的大量研究发现,父母在 35 岁及以上生育会显著增加新生儿的早产及低出生体重风险,不利于子代的长期健康发展。与之相对,社会学及心理学领域有研究指出,晚育人群在社会经济特征、健康资源与知识、心理成熟度等方面往往具有比较优势,因而晚育对子代健康没有显著的不利影响(Barclay 和 Myrskylä, 2018)。还有研究认为,晚育使子代出生推迟,提高了子代从人类文明和技术进步中受益的可能性,具有积极的健康效应(Trillingsgaard 和 Sommer, 2018)。迄今为止,已有的经验发现大多源自较早进入后人口转变期的西方社会,很少有研究系统考察当代中国家庭的晚育行为对子代健康的影响。

鉴于此,本文使用 2010~2020 年中国家庭追踪调查(China Family Panel Studies, CFPS)数据,考察中国后人口转变期父母生育年龄尤其是晚育对子代出生时健康禀赋和成长过程中多维健康发展的影响。研究问题包括:(1)父母的晚育行为是否会影响子代出生时的健康禀赋?(2)子代成长过程中的身心健康发展是否会因父母晚育而存在明显劣势?其具体作用机制如何?本文有 3 点边际贡献:(1)首次系统检验了中国后人口转变期父母晚育行为对子代健康发展的影响,为该领域的国际文献补充了中国案例;(2)对比考察了父亲生育年龄和母亲生育年龄的具体影响及其相互关系,为理解后人口转变期父母晚育行为与婚龄匹配模式对子代健康的交互影响提供了参考信息;(3)利用追踪调查数据从多个健康维度考察了父母晚育行为对子代健康发展的影响,为推动家庭和社会健康促进提供了启示。

## 2 文献综述与研究框架

受社会文化转变、教育扩张等因素的影响,近半个多世纪以来,世界多数国家出现年轻人普遍推迟婚育的现象。有关这一现象的成因、性质及后果,学界已进行了大量理论探讨和经验分析,认为晚育现象是后人口转变期的典型特征,对人口与社会经济发展有着深刻的影响。本文重点梳理了有关父母晚育行为对子代健康影响的已有研究发现。

### 2.1 文献综述

#### 2.1.1 父亲晚育的健康效应

关于父亲晚育对子代健康的影响,以往研究大多从疾患和死亡风险出发进行考察。大量研究使用不同国家、不同类型的调查或疾病登记数据进行分析,得出了较为一致的结论,即父

<sup>①</sup> “后人口转变”是与经典人口转变相对的人口学概念,用以概括世界各国在经典人口转变完成后出现的人口演变或发展特征,包括与婚姻家庭转变直接相关的生育率在更替水平以下进一步下降、人口老龄化进程不断加速、迁移流动在人口变动中的影响日益凸显等。

亲晚育会显著增加子代的患病和死亡风险(Hultman等,2011;Janecka等,2017)。Andersen和Urhoj(2017)在汇总分析了流行病学领域的经验研究后发现,父亲晚育对子代健康的不利效应突出地反映在胎儿期的存活概率和儿童期的多种疾患风险中,其中,父亲晚育对子代患骨骼肌病症、唇腭裂、急性淋巴细胞性白血病、眼癌、孤独症和精神分裂症风险的影响在多数经验研究中高度稳健且一致。

针对父亲晚育对子代健康的影响机制,现有研究从遗传性因素、非遗传的生理机制和社会经济机制等方面进行了探讨。部分研究强调,遗传物质的质量会随生育年龄推迟而明显下降,由此导致子代健康劣势(Kong等,2012);也有研究认为,晚育对子代健康的不利影响可能与晚育男性在自身健康状况、社会经济特征等方面的逆选择性有关(Andersen和Urhoj,2017)。到目前为止,学界关于父亲晚育对子代健康的影响机制尚未达成共识。

### 2.1.2 母亲晚育的健康效应

关于母亲晚育对子代健康的影响,现有研究从新生儿的早产及低出生体重风险、成长过程中的不同疾患风险出发进行了经验分析(Finlay等,2011;Schummers等,2018)。研究结果大多表明,母亲晚育对子代健康具有不利效应,显著提高了新生儿早产和先天发育不良的概率(Cho等,2011),增加了儿童期患癌症(Yip等,2006)、青春期出现抑郁症状的风险(程永琛等,2015)。一项基于美国成年人大样本抽样调查的研究发现,母亲过晚(35岁及以上)生育导致子女在身高发育、肥胖症风险、自评健康和死亡风险等维度均呈现出显著的健康劣势(Myrskylä和Fenelon,2012)。该研究指出,母亲晚育对子代健康的影响机制既包括生理性因素,如亲子两代人与遗传相关的共脆弱性(Shared Frailty)、晚育的子女成年期丧母风险更高所导致的不利健康后果(Myrskylä等,2014);也包括社会经济因素,如晚育女性的受教育水平、社会地位等特征可能产生的健康效应。

不过,也有研究提出不同观点。Barclay和Myrskylä(2018)利用瑞典1938~1960年出生队列的成年期死亡率数据分析发现,由于晚育推迟了子女的出生年代,提高了其从社会经济发展和人类平均预期寿命延长的一般进程中受益的程度,因而母亲晚育对子女的死亡风险并无显著的不利影响。类似地,有学者指出,当代晚育女性的受教育程度通常较高、物质资源相对丰富、心理和情感更加成熟、家庭及婚姻关系也往往更为稳定,同时,晚育的母亲对孩子的出生更为期待,在养育过程中更倾向于保持正面、积极的心态,这些特征意味着母亲晚育对子代健康具有积极效应(Trillingsgaard和Sommer,2018)。

母亲晚育对子代健康影响的历时变化和异质性也受到学界关注。Cho等(2011)通过对比韩国1995年和2005年的生育登记数据发现,母亲晚育对新生儿健康的不利效应随时间推移明显下降,其主要原因在于,晚育女性越来越多地由社会经济地位较高者组成。类似地,Goisis等(2018)通过考察英国20世纪50年代到21世纪初母亲生育年龄与新生儿健康的关系发现,母亲晚育对新生儿低出生体重风险的影响已随时间推移明显下降。Lisonkova等(2010)研究指出,母亲晚育对子代健康的影响在不同孩次并不一致,其不利健康效应仅在初育事件中显现,在后续孩次并不显著。

综上所述,围绕父母晚育行为对子代健康的影响,学界已积累了大量研究成果。不过,由于各研究考察的时期、范围、具体对象不同,研究结论还存在矛盾与空缺:首先,以往研究大多

单独考察父亲晚育或母亲晚育的健康效应,但由于父母的年龄往往相互关联,二者对子代健康的影响并不独立,因而有必要综合考察父亲和母亲生育年龄的影响,以避免因遗漏其一而导致的估计偏误乃至矛盾结论;其次,现有关于晚育行为健康效应的研究大多聚焦于特定类型的疾病或死亡风险,相对缺乏对一般健康状况及其发展轨迹的考察,这一研究空缺亟须引起重视;最后,已有的经验结论主要来自健康统计较为发达的西方社会,理解当代中国家庭晚育行为的健康效应需要基于中国家庭调查数据开展具体研究,从而提供直接依据。

## 2.2 研究框架

个体的健康状况及其发展轨迹由先天和后天因素共同决定 (Gluckman 和 Hanson, 2004; Rutter, 2006)。先天因素包括基因等遗传性物质和先天的非遗传性因素,前者作为遗传生物学的研究范畴,在社会统计中主要表现为血亲成员之间健康特征的相关性或共脆弱性;后者包括父母在孕前及孕期的社会行为特征,如生育年龄选择、孕期抽烟饮酒或使用特定药物的风险行为等。生育年龄的早晚可能影响遗传物质的质量、孕期母体激素水平等先天因素,进而影响个体出生时健康禀赋和后天健康发展轨迹 (Barker, 1998; Kong 等, 2012)。后天因素包括成长环境、健康资源和健康行为等。家庭是个体最主要的成长环境,家庭资源的多寡以及分配状况直接影响个体对健康资源的利用;家庭环境和父母特征会形塑子代的健康意识与行为,并决定其健康防护状况。父母生育年龄不同意味着个体出生和成长于家庭生命历程的不同阶段,其健康资源和环境氛围可能因此而存在重要差异。概言之,父母生育年龄可能通过先天和后天因素影响子代健康。

在家庭以外,个体所处的社会子系统(如工作、学习环境等)也是健康差异的重要来源。对学龄儿童和青少年而言,教育环境氛围影响其健康状况,特别是心理健康状况(吴愈晓、张帆, 2020)。居住地的特征隐含了生活环境中公共资源与环境状况的差异,可能对当地居民的健康状况产生系统性影响。

基于以上讨论,本文在考虑先天因素以及后天资源环境差异的基础上,着重考察父母晚育行为对子代出生时的健康禀赋、成长过程中的体格发育,以及青少年期的心理健康和综合自评健康的影响。

## 3 数据、变量与分析方法

### 3.1 数据、样本与主要变量

本文所用数据来源于中国家庭追踪调查(CFPS)项目 2010~2020 年的调查结果。CFPS 是具有全国代表性的家庭户抽样调查,自 2010 年起针对全国约 16000 户家庭的所有成员进行两年一次的追踪调查,调查内容涉及婚姻、生育、健康、教育等多个领域。调查中与本文研究议题直接相关的健康信息包括:被访者出生时的体重、历次调查时的体格发育特征、10 岁及以上被访者的心理健康和自评一般健康状况。除出生时的体重外,其他健康信息均具有时变性,其追踪记录为研究被访者的体格发育以及心理健康和综合自评健康的发展轨迹提供了翔实的数据。

为了考察中国后人口转变期父母晚育行为对子代健康的影响,本文选取 1995 年及以后出生的被访者(即历次调查时 15 岁及以下的被访者)为分析对象,检验父母晚育行为对这些被访者出生时和成长过程中不同维度健康状况的影响。由于这些被访者出生于后人口转变

期,分析其父母晚育行为对其健康的影响能够反映中国后人口转变期家庭晚育行为的健康效应。同时,这些被访者对应于 CFPS 项目历年调查的所有少儿样本,最大程度上保证了分析数据中主要测量的可比性。按照这一设定,本文的分析样本共包括 17939 位被访者的 90019 条追踪调查记录。由于晚出生的被访者实际追踪时期较短,故本文的分析数据为非平衡面板数据。

本文的被解释变量包括被访者从出生到青少年期不同维度的 5 个健康指标:低出生体重、身高指数、超重或肥胖情况、心理健康指数和自评一般健康状况。表 1 展示了这些健康指标的具体定义、操作化方式及有效调查范围<sup>①</sup>。综合起来,这些健康指标能够反映被访者在出生时的健康禀赋、成长过程中的体格发育,以及青少年期的心理健康和综合自评健康等维度的健康特征,为全面理解晚育行为的健康效应提供了可靠的经验支持。

表 1 健康指标的定义、操作化方式和有效调查范围

Table 1 Definition and Operationalization of the Health Indicators

| 名称     | 定义                         | 操作化方式   | 有效调查范围     |
|--------|----------------------------|---|------------|
| 低出生体重  | 出生时体重是否低于 2.5 千克           | 0=否;1=是   | 所有被访者      |
| 身高指数   | 与同性别、同龄健康儿童相比,被访者身高发育的相对水平 | 以 UK-WHO 标准中健康儿童发育情况为参照,对 2 岁及以上被访者的身高发育情况进行标准化后形成的指数 <sup>②</sup>                                  | 2 岁及以上被访者  |
| 超重或肥胖  | 是否超重或肥胖                    | 参照 UK-WHO 标准,对身高和体重对应的体质指数进行标准化,并使用二分类变量来测量:0=否;1=是   | 2 岁及以上被访者  |
| 心理健康指数 | 心理健康状况综合得分                 | 对被访者心理健康量表的各问项统一赋分,按照李克特量表加总式计分法求和并进行极差标准化,形成取值为 0~100 的心理健康综合指数,指数取值越大表明心理健康状况越好,出现抑郁、焦虑等心理疾患的风险越低 | 10 岁及以上被访者 |
| 自评健康良好 | 自评一般健康是否为“很好/较好”           | 0=否;1=是   | 10 岁及以上被访者 |

资料来源:作者根据中国家庭追踪调查(CFPS)问卷整理,并结合学界通用标准设定。

① CFPS 的调查设计针对不同模块、不同问项规定了具体调查范围,调查设计的外生性意味着有效样本量的差异并不影响研究结果的有效性。关于调查设计中不同模块和问项调查范围的具体内容,可参见 CFPS 项目官网(<https://opendata.pku.edu.cn/dataverse/CFPS>)。

② 为了解决未成年人的身高在不同年龄、性别间不可比的问题,本文以国际健康研究中常用的“英国-世界卫生组织”(UK-WHO)标准为参照,将被访者的身高转化为在同性别、同龄健康儿童身高标准分布中的相对位置,具体标准化程序可参见 Vidmar 等(2004)和 Vidmar 等(2013)的文章。本文分析样本中,该指数取值范围为-4~4,近似正态分布。

本文的核心解释变量为父母生育年龄。参照国际通用做法<sup>①</sup>,将父亲和母亲的生育年龄统一按照 35 岁及以上为“晚育”、25 岁以下为“早育”、居于二者之间(25~34 岁)为“适中”的标准进行分类。然后,对二者的配对信息赋值:0=父母生育年龄均适中;1=父母均早育;2=仅母亲早育(父亲生育年龄适中);3=仅父亲早育(母亲生育年龄适中);4=父母均晚育;5=仅母亲晚育<sup>②</sup>;6=仅父亲晚育。这一测量方式综合了父母双方的生育年龄信息,有助于检验父母晚育行为的真实健康效应。

### 3.2 模型设置

本文使用广义结构方程模型(Generalized Structural Equation Model, GSEM)检验父母生育年龄对子代健康的影响。这一模型选择综合考虑了本文所用数据的结构特征、被解释变量的相关性及测量等级差异:模型的分层设置和聚类标准误估计能够矫正数据群组结构的影响,保证参数估计有效;联立拟合各被解释变量有助于检验各变量之间的作用路径,提高参数估计和统计检验的效率,并最大程度地利用各变量的有效信息以提高统计效力;对各被解释变量使用恰当的连结函数,可以保证模型形式正确。结合表 1 中各被解释变量的测量特征,本文对低出生体重、超重或肥胖、自评健康良好 3 个二分类变量使用 Logit 连结函数,对身高指数、心理健康指数 2 个定距变量使用 Gaussian 恒等线性连结函数。

本文的分析策略如下:

首先,拟合基准模型以检验父母生育年龄对子代不同维度健康状况的总效应。基准模型控制被访者的出生年份、性别和居住地类型,并在身高指数模型中控制父亲及母亲的身高以衡量遗传相关的异质性,在心理健康指数模型中控制调查使用的量表类型。

其次,拟合完整模型以考察与父母生育年龄相关的后天资源环境等因素的中介或调节作用。结合前文理论探讨,除低出生体重外,其他被解释变量的完整模型主要考虑 3 个方面的后天资源环境因素:一是家庭资源与环境特征,包括母亲学历、家庭收入等级、个人出生次序、家庭氛围(使用家庭结构类型和父母争吵频率来代理)和代际情感支持(使用烦恼时的倾诉对象来代理);二是教育环境特征,根据数据收集情况使用个人自评学业表现和自评学习压力<sup>③</sup>来

- 
- ① 大量研究发现,女性在 35 岁及以后生育伴随着母婴疾病风险的骤增,男性在 35 岁及以后生育也会显著增加新生突变(*de novo Mutations*)风险,并提高儿童期患精神分裂症、孤独症的风险和成年死亡风险(Mirowsky, 2002; Myrskylä 和 Fenelon, 2012)。为检验分析结果的稳健性,本文另将父亲生育年龄和母亲生育年龄保留定距测度,重新拟合模型,结果表明,父亲生育年龄和母亲生育年龄均对子代健康具有非线性影响(具体结果未展示,感兴趣的读者可联系作者获取),过晚或过早生育对子代不同维度的健康状况均具有不利影响。
- ② 现实中,“母亲晚育且父亲早育”和“父亲晚育且母亲早育”的情形(意味着父母年龄差距超过 10 岁)相当少见,在本文分析数据中合计占比低于 1%。出于测量稳定性考虑,本文将这两种特殊情形分别归入“仅母亲晚育”和“仅父亲晚育”。稳健性检验表明,剔除这两种特殊情形的样本后,主要研究结论不变。
- ③ 在历次调查中,父母争吵频率、烦恼时的倾诉对象、自评学业表现和自评学习压力均由被访者自答,仅 10 岁及以上被访者提供了有效信息。为避免额外的样本损失,本文仅在针对 10 岁及以上被访者的模型(即“心理健康指数”和“自评健康良好”模型)分析中考虑上述变量的中介或调节作用。

测量;三是所在区县的社会经济特征,使用区县人均 GDP 和城镇化率来测量。除这些后天资源环境因素外,针对“身高指数”和“超重或肥胖”的完整模型还控制了低出生体重,以反映出生时健康禀赋的长期健康效应。

最后,为检验父母生育年龄通过家庭生命历程和个人成长环境变化产生的健康效应,本文的完整模型还拟合了父母生育年龄对家庭收入等级、家庭环境氛围和代际情感支持的影响。

### 3.3 主要变量的分布特征

本文考察的多数变量具有时变性,为方便起见,表 2 以初次调查时被访者的特征来展现分析样本的构成。样本中,出生体重偏低的被访者占比略高于 6%;被访者的身高发育状况与 UK-WHO 标准接近,均值比标准分布低 0.38 个标准差。初次调查时,超过 1/4 的被访者存在超重或肥胖情况,接近 3/4 的被访者自评健康良好,心理健康指数均值为 87.53(满分为 100)。

表 2 初次调查时被访者的健康状况、个人及家庭社会经济特征

Table 2 Respondents' Health Status, Individual and Family Traits at First Interview

| 变量          | 百分比/均值 | 变量          | 百分比/均值 |
|-------------|--------|-------------|--------|
| 低出生体重       | 6.19%  | 家庭收入等级      |        |
| 身高指数        | -0.38  | 最低 1/4      | 19.89% |
| 超重或肥胖       | 28.45% | 中等偏下 1/4    | 39.59% |
| 心理健康指数      | 87.53  | 中等偏上 1/4    | 27.41% |
| 自评健康良好      | 74.68% | 最高 1/4      | 13.11% |
| 出生年份        |        | 独生/第一孩      | 54.22% |
| 1995~1999 年 | 20.95% | 家庭结构类型      |        |
| 2000~2004 年 | 17.30% | 完好家庭        | 84.35% |
| 2005~2009 年 | 19.95% | 父母一方外出的留守家庭 | 8.42%  |
| 2010~2014 年 | 22.91% | 父母双方外出的留守家庭 | 4.49%  |
| 2015~2020 年 | 18.90% | 破碎家庭        | 2.74%  |
| 性别          |        | 父母生育年龄      |        |
| 女性          | 47.83% | 均适中         | 51.06% |
| 男性          | 52.17% | 均早育         | 15.97% |
| 居住地类型       |        | 仅母亲早育       | 15.81% |
| 农村          | 60.72% | 仅父亲早育       | 5.05%  |
| 城镇          | 39.28% | 均晚育         | 4.75%  |
| 母亲学历        |        | 仅母亲晚育       | 1.20%  |
| 初中及以下       | 75.87% | 仅父亲晚育       | 6.17%  |
| 高中          | 12.90% |             |        |
| 大专          | 6.57%  |             |        |
| 本科及以上       | 4.65%  |             |        |

资料来源:根据 2010~2020 年中国家庭追踪调查(CFPS)数据计算得到。后文表格资料来源同表 2。

注:本文分析样本总量为 17939 人,其中,“心理健康指数”和“自评健康良好”变量仅针对 10~15 岁被访者收集,有效样本量为 9520 人。

被访者的出生年份在 1995~2020 年期间,分布较为均匀;男性被访者占比略高于女性;

六成多的人初次被访时居住在农村。从主要家庭特征来看,样本中 3/4 左右的被访者母亲学历不超过初中,11.22%的被访者母亲接受过高等教育;多数被访者的家庭收入在当地处于中等水平,初次被访时家庭收入位于最低 1/4 或最高 1/4 的比例均不足两成;被访者是独生子女或家中第一个孩子的比例略高于一半;初次被访时八成以上的被访者家庭结构完好,父母一方或双方外出的留守家庭占 12.91%,少数被访者(2.74%)父母离异或生活在其他形式的破碎家庭中。父母生育年龄均适中的比例为 51.06%,一方或双方生育年龄过早的比例略高于 1/3,其余 12.12%的被访者父母一方或双方生育年龄在 35 岁及以上。

#### 4 主要研究发现

##### 4.1 基准模型结果:父母晚育行为对子代健康的总体效应

由表 3 可见,在控制被访者的出生年份、性别和居住地类型后,父母生育年龄与子代多个维度的健康状况均显著相关。

表 3 父母生育年龄对子代健康影响的基准模型结果

Table 3 Baseline GSEM Results for the Effect of Childbearing Ages on Children's Health

|                      | 低出生体重<br>(1a) | 身高指数<br>(1b) | 超重或肥胖<br>(1c) | 心理健康指数<br>(1d) | 自评健康良好<br>(1e) |
|----------------------|---------------|--------------|---------------|----------------|----------------|
| 出生年份(参照组=1995~1999年) |               |              |               |                |                |
| 2000~2004年           | -0.110        | 0.030        | 0.805***      | 0.952***       | 0.423***       |
| 2005~2009年           | -0.168        | 0.127***     | 1.569***      | 2.470***       | 1.080***       |
| 2010~2014年           | -0.369***     | 0.366***     | 1.730***      |                |                |
| 2015~2020年           | -0.414***     | 0.414***     | 1.571***      |                |                |
| 男性(参照组=女性)           | -0.289***     | 0.073**      | 0.326***      | 0.581**        | 0.064          |
| 城镇(参照组=农村)           | -0.436***     | 0.392***     | -0.259***     | 0.958***       | 0.273***       |
| 父母生育年龄(参照组=均适中)      |               |              |               |                |                |
| 均早育                  | -0.076        | -0.131***    | 0.048         | 0.022          | -0.037         |
| 仅母亲早育                | 0.026         | -0.104**     | 0.040         | 0.165          | -0.072         |
| 仅父亲早育                | 0.113         | -0.104       | 0.104         | 0.348          | -0.001         |
| 均晚育                  | 0.321*        | -0.050       | 0.123*        | -0.289         | -0.071         |
| 仅母亲晚育                | 0.816**       | -0.272*      | 0.166         | 0.703          | 0.113          |
| 仅父亲晚育                | 0.299*        | -0.018       | 0.077         | -0.762         | -0.264*        |
| 父亲身高指数               |               | 0.397***     |               |                |                |
| 母亲身高                 |               | 0.040***     |               |                |                |
| 量表类型                 |               |              |               | 6.176***       |                |
| 截距                   | -2.221        | -6.510       | -2.384        | 80.133         | 1.997          |
| 观测记录数                | 75193         | 26745        | 51383         | 26775          | 28825          |
| 样本量                  | 15310         | 12496        | 16063         | 9240           | 9462           |

注:①<sup>+</sup>p<0.1,\*p<0.05,\*\*p<0.01,\*\*\*p<0.001,后表同。②为避免父母身高共线性问题,本文对父亲身高和母亲身高使用不同操作化方式:母亲身高使用的是初始测量,单位为厘米;父亲身高则采用标准化去量纲处理,得到父亲身高指数。③为节省篇幅,表中未呈现稳健标准误,感兴趣的读者可联系作者获取,后表同。



首先,在父母晚育的情形下,子代出生体重偏低的发生比显著更高。模型(1a)的结果显示,仅母亲晚育、仅父亲晚育和父母双方均晚育的被访者出生体重偏低的发生比分别相当于父母生育年龄均适中者的 $2.26(e^{0.816})$ 倍、 $1.35(e^{0.299})$ 倍和 $1.38(e^{0.321})$ 倍。这些结果与以往临床医学和公共卫生统计领域的研究结论一致(刘毅等,2020;倪静宜等,2021),印证了父母晚育行为对子代出生时健康禀赋不利影响的普遍性。

其次,在父母晚育的情形下,子代的身高发育水平明显偏低,出现超重或肥胖的可能性则相对较高。模型(1b)的结果显示,在控制被访者的出生年份、性别、居住地类型以及父母身高后,仅母亲晚育的被访者身高指数比父母生育年龄均适中者显著低0.272个标准差;在仅母亲早育或父母双方均早育的情形下,子代身高发育也存在显著劣势,身高指数分别比父母生育年龄均适中者低0.104个和0.131个标准差。这些结果与以往研究发现相吻合,表明母亲过早或过晚生育均不利于子代的身高发育(Myrskylä和Fenelon,2012)。模型(1c)的结果显示,父母双方均晚育的被访者出现超重或肥胖的发生比相当于父母生育年龄均适中者的 $1.13(e^{0.123})$ 倍。综合这些结果可以推断,中国后人口转变期的父母晚育行为对子代体格发育具有显著的不利影响。

再次,在父亲晚育的情形下,子代在青少年期综合自评健康状况良好的可能性显著更低。模型(1e)的结果显示,在控制被访者的出生年份、性别和居住地类型后,仅父亲晚育的青少年自评健康良好的发生比约相当于父母生育年龄均适中者的76.8%( $e^{-0.264}$ );父母双方均晚育的青少年自评健康良好的可能性也较低,但模型系数在统计上不显著。模型(1d)的结果显示,在仅父亲晚育或父母双方均晚育的情形下,青少年的心理健康指数都相对较低,但模型系数在统计上不显著。

最后,基准模型中控制变量的估计结果显示,考察时期内被访者的健康特征因出生年份、性别和居住地类型不同而呈现出明显的差异。从出生年份来看,较年轻出生队列的被访者低出生体重发生比显著更低,身高发育、心理健康及综合自评健康状况均显著更好,但超重或肥胖的发生比显著更高。这些队列差异可能反映了社会经济发展对居民健康的多维复杂影响:一方面,社会经济发展使公众的健康资源和营养状况普遍改善,年轻出生队列中与营养不良相关的低出生体重、身高发育迟缓等问题明显减少,心理健康及综合自评健康状况也随之改善;另一方面,这一过程滋生了新的健康风险,近年来未成年人超重或肥胖的现象随出生队列后移而明显增多,成为年轻一代健康成长亟须重视的问题。从性别来看,与女性相比,男性在出生体重、身高发育和心理健康方面具有明显的相对优势,但其超重或肥胖的发生比显著高于女性。从居住地类型来看,在本文考察的所有健康指标中,城镇被访者的健康状况均显著优于农村同龄人。这些结果与以往研究发现一致,反映了性别、城乡社会结构等因素在我国健康分层中的突出作用。此外,被访者的身高指数与父亲身高、母亲身高均呈显著的正相关关系,这与既有理论和经验发现相吻合,反映了遗传因素在个体身高差异中的重要影响。

#### 4.2 完整模型结果:父母晚育行为对子代健康的影响机制

前文基准模型结果表明,中国后人口转变期的父母晚育行为对子代多个维度的健康状况均有不利影响。为探讨其具体影响机制,本文进一步拟合完整模型以检验家庭资源环境等因素的作用。由于出生时的健康禀赋先天决定,本文对低出生体重拟合的完整模型控制了母亲学历以反映出生前家庭资源的差异;其余健康指标的完整模型则进一步考虑了后天家庭资源

环境特征的影响以及出生时健康禀赋差异的长期效应。表 4 展示了相应的完整模型结果。同时,作为完整模型的一部分,表 5 展示了父母生育年龄对被访者成长过程中主要家庭资源环境特征的影响。

表 4 父母生育年龄对子代健康影响机制的完整模型结果

Table 4 Final Model Estimates on Health Outcomes of the Respondents

|                    | 低出生体重<br>(2a) | 身高指数<br>(2b)       | 超重或肥胖<br>(2c) | 心理健康<br>指数<br>(2d)  | 自评健康<br>良好<br>(2e)  |
|--------------------|---------------|--------------------|---------------|---------------------|---------------------|
| 父母生育年龄(参照组=均适中)    |               |                    |               |                     |                     |
| 均早育                | -0.065        | -0.195***          | 0.057         | -0.793*             | -0.124              |
| 仅母亲早育              | 0.034         | -0.160***          | 0.046         | 0.062               | -0.140              |
| 仅父亲早育              | 0.087         | -0.143*            | 0.095         | 1.104               | 0.009               |
| 均晚育                | 0.331*        | 0.049              | 0.058         | -0.332              | -0.060              |
| 仅母亲晚育              | 0.827**       | -0.145             | -0.026        | 1.155               | 0.179               |
| 仅父亲晚育              | 0.311         | 0.050              | -0.030        | -0.676              | -0.078              |
| 母亲学历(参照组=初中及以下)    |               |                    |               |                     |                     |
| 高中                 | -0.244*       | 0.042              | -0.253***     | 0.705               | 0.086               |
| 大专                 | -0.380*       | 0.079              | -0.254**      | -0.147              | -0.033              |
| 本科及以上              | -0.485*       | 0.128 <sup>+</sup> | -0.256*       | 0.136               | 0.041               |
| 家庭收入等级(参照组=最低 1/4) |               |                    |               |                     |                     |
| 中等偏下 1/4           |               | 0.153***           | -0.193***     | 0.981**             | -0.005              |
| 中等偏上 1/4           |               | 0.326***           | -0.323***     | 1.589***            | 0.043               |
| 最高 1/4             |               | 0.370***           | -0.233**      | 1.873**             | 0.083               |
| 独生/第一孩(参照组=其他孩次)   |               | 0.213***           | -0.098*       | 0.553 <sup>+</sup>  | -0.008              |
| 家庭结构类型(参照组=完好家庭)   |               |                    |               |                     |                     |
| 父母一方外出的留守家庭        |               | -0.016             | -0.008        | -0.621              | -0.115              |
| 父母双方外出的留守家庭        |               | -0.070             | 0.300***      | -0.567              | 0.062               |
| 破碎家庭               |               | -0.121             | 0.105         | -1.681 <sup>+</sup> | -0.375 <sup>+</sup> |
| 父母争吵频率             |               |                    |               | -0.940***           | -0.042***           |
| 烦恼时的倾诉对象(参照组=父母)   |               |                    |               |                     |                     |
| 日记/无人              |               |                    |               | -1.397***           | -0.073              |
| 其他                 |               |                    |               | -1.670***           | -0.007              |
| 自评学业表现             |               |                    |               | 1.217***            | 0.165***            |
| 自评学习压力             |               |                    |               | -1.793***           | -0.055 <sup>+</sup> |
| 区县人均 GDP           |               | 0.006*             | -0.002        | 0.081**             | 0.001               |
| 城镇化率               |               | 0.005***           | -0.001        | 0.027***            | -2.28E-06           |
| 低出生体重(参照组=正常体重)    |               | -0.239***          | -0.149*       |                     |                     |
| 观测记录数              | 72504         | 23188              | 37028         | 12263               | 12265               |
| 样本量                | 14156         | 10358              | 12186         | 7276                | 7370                |

注:①“区县人均 GDP”的单位为万元。②为节省篇幅,表中未呈现与基准模型一致的控制变量的具体回归结果,感兴趣的读者可联系作者获取。

#### 4.2.1 低出生体重

表 4 中模型(2a)的结果显示,父母生育年龄对子代低出生体重的发生概率具有稳健的独立效应。在控制其他因素的影响后,仅母亲晚育、父母双方均晚育的被访者出生体重偏低的发生比分别相当于父母生育年龄均适中者的 2.29( $e^{0.827}$ )倍和 1.39( $e^{0.331}$ )倍。这与国外相关领域的研究结论类似(Carolan 和 Frankowska, 2011; Cho 等, 2011),印证了在后人口转变期父母(特别是母亲)的晚育行为对子代出生时健康禀赋具有稳健的不利影响。

模型结果还显示,母亲学历对子代低出生体重的发生情况具有显著的独立效应。在控制其他因素的影响后,母亲学历越高,被访者的低出生体重发生比越低。这从一个侧面反映了家庭资源对子代出生时健康禀赋的重要性:平均而言,母亲学历较高的家庭在社会经济资源、健康知识和素养(如定期产检和必要的健康干预)等方面具有相对优势,由此可能降低孕产期健康风险,提高子代出生时的健康禀赋。完整模型中其他控制变量的拟合结果与基准模型结果相近,验证了研究发现的稳健性。

#### 4.2.2 成长过程中的体格发育

表 4 中模型(2b)和模型(2c)的结果显示,出生时的健康禀赋(低出生体重)和后天家庭资源环境特征对个人体格发育具有重要影响。具体而言,首先,出生体重偏低的被访者在成长过程中身高发育明显滞后,超重或肥胖的可能性显著更低。在控制其他因素的影响后,出生体重偏低的被访者身高指数比出生体重正常者平均低 0.239 个标准差,出现超重或肥胖的发生比约相当于出生体重正常者的 86%( $e^{-0.149}$ )。这表明,出生时的健康禀赋对个人体格发育具有长期影响。结合前文讨论的晚育行为对低出生体重的影响可以推断,父母晚育行为通过影响子代出生时的健康禀赋,对其体格发育产生持久的不利效应。

其次,后天家庭资源环境特征显著影响未成年人的体格发育。在控制其他因素的影响后,母亲学历或家庭收入等级越高,被访者的身高指数显著更高,超重或肥胖的发生比显著更低,这印证了家庭社会经济资源对子代体格发育的保护和促进效应。家庭中最早出生的孩子(独生/第一孩)身高指数显著更高,超重或肥胖的发生比显著更低。可能的解释是,在家庭资源既定的条件下,独生子女或第一个孩子对家庭资源的利用更为充分、受到父母的关注更多,相比之下,出生次序靠后者有可能因同胞竞争而出现资源被挤占、父母关注被分摊或转移的情况。此外,家庭结构类型也对被访者超重或肥胖的风险具有显著影响。相对于完好家庭,父母双方外出的留守家庭中子代出现超重或肥胖的可能性显著更高。这可能反映了父母外出虽然改善了子代的物质生活条件,但由于难以兼顾对留守子女日常营养摄入及健康行为的及时了解 and 有效干预,导致留守子女更容易出现超重或肥胖现象。家庭结构类型对被访者的身高发育无显著的独立影响。

再次,在考虑了上述因素的影响后,父母晚育行为对子代身高指数、超重或肥胖发生情况不再具有显著的独立效应。结合本文广义结构方程模型同时拟合的父母生育年龄对后天家庭资源环境特征的影响(见表 5)可以推断,父母晚育行为对子代体格发育的不利效应部分通过出生时的健康禀赋起作用,部分通过后天家庭资源环境的差异性影响起作用。如表 5 所示,仅父亲晚育和父母均晚育的家庭,收入等级显著偏低。这可能与晚育行为的选择性有关:一方面,社会经济条件较差者可能因婚姻市场的竞争性挤压而推迟婚姻,由此导致晚育;另一

方面,部分低收入家庭倾向于生育两个或多个子女,其孩次递进过程也可能伴随着晚育经历。在控制这些因素的影响后,考察时期内父母晚育行为对子代体格发育不再有显著的直接效应。

最后,区县社会经济发展状况对当地未成年人的体格发育(尤其是身高发育)具有重要影响。人均 GDP 越高的地区,被访者的身高指数显著更高;城镇化水平越高的地区,被访者的身高指数也显著更高(见表 4)。这些结果印证了地区社会经济发展状况对当地居民健康的普惠性效应。

表 5 父母生育年龄对被访者成长过程中主要家庭资源环境特征的影响

Table 5 Final Model Estimates on the Key Family Characteristics

|                 | 家庭收入等级    | 父母争吵频率             | 家庭结构类型<br>(参照组=完好家庭) |                     |          | 烦恼时的倾诉对象<br>(参照组=父母) |        |
|-----------------|-----------|--------------------|----------------------|---------------------|----------|----------------------|--------|
|                 |           |                    | 父母一方<br>外出的<br>留守家庭  | 父母双方<br>外出的<br>留守家庭 | 破碎家庭     | 日记/无人                | 其他     |
| 父母生育年龄(参照组=均适中) |           |                    |                      |                     |          |                      |        |
| 均早育             | -0.023    | -0.217**           | 0.188***             | 0.347***            | -0.317** | -0.063               | 0.141* |
| 仅母亲早育           | -0.136*** | 0.055              | 0.111*               | 0.001               | -0.110   | 0.009                | 0.042  |
| 仅父亲早育           | -0.172*   | 0.210              | 0.057                | 0.667***            | 0.354*   | 0.230 <sup>+</sup>   | 0.122  |
| 均晚育             | -0.353*** | 0.251*             | -0.129               | -1.336***           | 0.429*** | -0.062               | -0.073 |
| 仅母亲晚育           | -0.102    | 0.088              | 0.096                | -0.391 <sup>+</sup> | 0.468    | -0.174               | -0.158 |
| 仅父亲晚育           | -0.361*** | 0.177 <sup>+</sup> | 0.059                | -0.558***           | 0.652*** | 0.151                | 0.070  |
| 观测记录数           | 80487     | 14855              |                      | 86878               |          | 15753                |        |
| 样本量             | 15724     | 8296               |                      | 17569               |          | 8572                 |        |
| 连结函数            | Ologit    | Log                |                      | Mlogit              |          | Mlogit               |        |

注:模型控制了被访者的出生年份和居住地类型,为节省篇幅,表中未呈现相应估计系数和模型检验结果,感兴趣的读者可联系作者获取。

#### 4.2.3 青少年期的心理健康及综合自评健康

表 4 中模型(2d)和模型(2e)的结果显示,后天家庭资源环境特征对子代在青少年期的心理健康和综合自评健康具有显著的直接影响。具体而言,在控制其他因素的影响后,家庭收入等级越高,青少年的心理健康指数显著更高;独生子女或家中第一个孩子的心理健康状况显著优于出生次序靠后者。这些结果印证了家庭资源对青少年心理健康的保护或促进作用。父母的情感支持对青少年心理健康也具有显著的积极效应,在个人烦恼时,父母未能成为其倾诉对象(倾诉对象为日记/无人或其他)的青少年,心理健康状况显著更差。家庭中父母争吵频率越高,青少年的心理健康和综合自评健康状况显著更差。相对于完好家庭,父母离异或其他形式的破碎家庭中青少年的心理健康和综合自评健康状况也显著更差。

在考虑了后天家庭资源环境特征的影响后,父母晚育行为对子代综合自评健康的效应在统计上不再显著。这表明,父母晚育行为对子代综合自评健康的影响主要通过后天家庭资源环境因素发挥作用。如表 5 所示,晚育家庭的环境氛围平均较差,家庭结构不完整的可能性

显著更高,这些因素对青少年的综合自评健康具有显著的不利影响(见表4)。此外,表5显示,早育家庭的收入等级显著偏低,父母对子代的情感支持较为薄弱,子代因父母一方或双方外出而留守的可能性显著更高。这些特征部分解释了早育对子代心理健康的不利影响(见表4)。尽管早育在客观上减少了亲子间与年龄差距相关的隔阂(或称“代沟”),但由于这些家庭的资源、情感支持相对匮乏,极易导致子代在面对压力或外界冲击时出现心理健康问题。

最后,在考虑了其他因素的影响后,自评学习压力越大,青少年的心理健康和综合自评健康状况显著更差;自评学业表现越好,青少年的心理健康和综合自评健康状况显著更好(见表4)。这些结果从青少年个人感知的教育压力和竞争力出发,反映了教育环境氛围对学龄青少年心理健康和综合自评健康的重要影响。居住地的社会经济发展状况对青少年心理健康具有普惠性影响。区县人均GDP越高、城镇化率越高,青少年的心理健康状况显著更好(见表4),这可能反映了与社会经济发展相关的公共健康资源和社会支持体系在青少年健康发展中的重要作用。

## 5 总结与讨论

本文使用2010~2020年中国家庭追踪调查(CFPS)数据,考察了后人口转变期父母生育年龄尤其是晚育对子代出生时健康禀赋和成长过程中多维健康发展的影响。主要结论如下:

首先,父母晚育行为显著降低了子代出生时的健康禀赋,并对后续健康发展具有持久的不利影响。20世纪90年代中期以来新出生的队列中,父母一方或双方生育年龄过晚会显著提高子代的低出生体重风险,这为晚育行为的不利健康效应提供了来自一般人群的经验证据。在后人口转变期,尽管全社会医疗卫生资源和营养条件已明显改善,但父母晚育行为对子代出生时健康禀赋的不利效应依然高度显著,并持续影响着子代长期的体格发育。

其次,父母晚育行为还通过后天家庭资源环境因素影响子代的健康发展。整体而言,考察时期内我国晚育家庭的社会经济状况相对较差,相应资源劣势对子代体格发育产生了显著的不利影响。同时,晚育家庭的环境氛围也显著更差,父母发生激烈争吵的频率更高、离异等破碎家庭占比更高,这些因素对子代各维度的健康均有显著的不利影响。

值得注意的是,晚育行为也存在内部异质性。在本文分析样本中,仅母亲晚育的家庭的社会经济状况相对较好,家庭收入等级和母亲学历显著高于其他类型的晚育家庭以及所有早育家庭<sup>①</sup>。这类家庭的环境氛围较好,父母激烈争吵的可能性显著更低,家庭结构完好的可能性显著更高,同时,这类家庭中首胎晚育的比例也更高。考虑到仅母亲晚育的家庭中父母婚龄匹配模式为女大男小,区别于传统婚龄匹配模式,上述异质性可能反映了婚育文化价值观念演变的新趋势,为认识后人口转变期初育年龄推迟趋势的健康效应提供了直观的例证。

<sup>①</sup> 在本文分析样本内仅母亲晚育的家庭中,家庭收入等级为中等偏上1/4或最高1/4的占比为42.1%,仅次于父母生育年龄均适中家庭的相应比例(44.0%),比仅父亲晚育、父母均晚育家庭的相应比例分别高6.1个和7.5个百分点,比父母一方或双方早育的家庭的相应比例分别高3.7个和5.7个百分点。类似地,仅母亲晚育的家庭中,母亲学历为大专及以上学历的占比为9.9%,仅次于父母生育年龄均适中家庭的相应比例(16.9%),明显超过仅父亲晚育、父母均晚育以及父母一方或双方早育家庭中的相应比例。

在生育率持续低迷的后人口转变期,父母晚育行为对子代健康的不利影响需引起家庭和社会的重视。对家庭而言,父母晚育行为对子代出生时健康禀赋和成长过程中多维健康发展的不利影响,降低了家庭健康资本的积累效率,不利于人力资本代际传承和向上流动。对社会而言,晚育行为在抑制时期生育水平的同时,增加了社会的健康负担,不利于人口和社会经济的长期高质量发展。

基于以上结论,本文认为在中国人口转入负增长的新时期,亟须重视新型婚育文化和制度建设。由于后人口转变期的晚婚晚育具有深刻的文化和制度根源,婚育制度设计与文化建构应充分体现系统观念,全方位认识婚育推迟现象的内在机理及潜在效应。政府相关部门应从文化建设和社会支持等方面入手,化解年轻人(特别是女性)的婚育顾虑和现实障碍;通过宣传健康文化知识,普及与生育年龄选择相关的健康科学知识,引导公众在婚育决策中培育健康理性意识;通过支持和引导年轻人适龄婚育,推动家庭健康资本的高效积累和世代传承,实现全民健康促进和人口长期高质量发展的战略目标。

---

#### 参考文献/References:

- 1 程永琛,杜亚松,周慧鸣,李改智,李彩霞等.上海市非毕业班中学生抑郁障碍调查与影响因素分析.上海交通大学学报(医学版),2015;10:1539-1544+1549  
Cheng Yongchen, Du Yasong, Zhou Huiming, Li Gaizhi, Li Caixia, et al. 2015. Depressive Disorder of Non-graduating Middle School Students in Shanghai and Its Influencing Factors. Journal of Shanghai Jiaotong University (Medical Science) 10:1539-1544+1549.
- 2 刘毅,尹文琴,杨金友.中国新生儿低出生体重危险因素的系统评价和 Meta 分析.东南大学学报(医学版),2020;6:730-736  
Liu Yi, Yin Wenqin, and Yang Jinyou. 2020. Risk Factors of Low Birth Weight in Chinese Neonates: A Systematic Review and Meta-analysis. Journal of Southeast University (Medical Science Edition) 6:730-736.
- 3 倪静宜,陈林利,陈丽菁,皇甫新风,虞慧婷.生育年龄与不良出生结局的关系及对适宜生育年龄的启示.现代预防医学,2021;20:3720-3724+3753  
Ni Jingyi, Chen Linli, Chen Lijing, Huangfu Xinfeng, and Yu Huiting. 2021. Relationship between Maternal Age and Adverse Birth Outcomes and Inspiration for Appropriate Age of Childbearing. Modern Preventive Medicine 20: 3720-3724+3753.
- 4 吴愈晓,张帆.“近朱者赤”的健康代价:同辈影响与青少年的学业成绩和心理健康.教育研究,2020;7:123-142  
Wu Yuxiao and Zhang Fan. 2020. The Health Cost of Attending Higher-achievement Schools: Peer Effects on Adolescents' Academic Performance and Mental Health. Educational Research 7:123-142.
- 5 Andersen A. and Urhoj S. 2017. Is Advanced Paternal Age a Health Risk for the Offspring? Fertility and Sterility 2:312-318.
- 6 Barclay K. and Myrskylä M. 2018. Parental Age and Offspring Mortality: Negative Effects of Reproductive Ageing may be Counterbalanced by Secular Increases in Longevity. Population Studies 2:157-173.
- 7 Barker D. 1998. Mothers, Babies and Health in Later Life (Second Edition). Edinburgh: Churchill Livingstone.
- 8 Carolan M. and Frankowska D. 2011. Advanced Maternal Age and Adverse Perinatal Outcome: A Review of the Evidence. Midwifery 6:793-801.

- 9 Cho Y., Hummer R.A., Choi Y., and Jung S.W. 2011. Late Childbearing and Changing Risks of Adverse Birth Outcomes in Korea. *Maternal and Child Health Journal* 15:431-437.
- 10 Finlay J.E., Ozaltin E., and Canning D. 2011. The Association of Maternal Age with Infant Mortality, Child Anthropometric Failure, Diarrhoea and Anaemia for First Births: Evidence from 55 Low- and Middle-income Countries. *BMJ Open* 2: e000226. <https://bmjopen.bmj.com/content/1/2/e000226.long>.
- 11 Gluckman P. and Hanson M. 2004. *The Fetal Matrix: Evolution, Development and Disease*. Cambridge: Cambridge University Press: 1-24.
- 12 Goisis A., Schneider D.C., and Myrskylä M. 2018. Secular Changes in the Association between Advanced Maternal Age and the Risk of Low Birth Weight: A Cross-cohort Comparison in the UK. *Population Studies* 3:381-397.
- 13 Hultman C.M., Sandin S., Levine S.Z., Lichtenstein P., and Reichenberg A. 2011. Advancing Paternal Age and Risk of Autism: New Evidence from a Population-based Study and a Meta-analysis of Epidemiological Studies. *Molecular Psychiatry* 12:1203-1212.
- 14 Janecka M., Haworth C.M.A., Ronald A., Krapohl E., Happé F., et al. 2017. Paternal Age Alters Social Development in Offspring. *Journal of the American Academy of Child & Adolescent Psychiatry* 5: 383-390.
- 15 Kong A., Frigge M.L., Masson G., Besenbacher S., Sulem P., et al. 2012. Rate of De Novo Mutations and the Importance of Father's Age to Disease Risk. *Nature* 488:471-475.
- 16 Lisonkova S., Janssen P.A., Sheps S.B., Lee S.K., and Dahlgren L. 2010. The Effect of Maternal Age on Adverse Birth Outcomes: Does Parity Matter? *Journal of Obstetrics and Gynecology Canada* 6:541-548.
- 17 Mirowsky J. 2002. Parenthood and Health: The Pivotal and Optimal Age at First Birth. *Social Forces* 1: 315-349.
- 18 Myrskylä M. and Fenelon A. 2012. Maternal Age and Offspring Adult Health: Evidence from the Health and Retirement Study. *Demography* 4:1231-1257.
- 19 Myrskylä M., Elo I.T., Kohler I.V., and Martikainen P. 2014. The Association between Advanced Maternal and Paternal Ages and Increased Adult Mortality is Explained by Early Parental Loss. *Social Science & Medicine* 119:215-223.
- 20 Rutter M. 2006. *Genes and Behavior: Nature-nurture Interplay Explained*. Oxford: Blackwell Publishing.
- 21 Schummers L., Hutcheon J.A., Hacker M.R., VanderWeele T.J., Williams P.L., et al. 2018. Absolute Risks of Obstetric Outcomes Risks by Maternal Age at First Birth: A Population-based Cohort. *Epidemiology* 3:379-387.
- 22 Trillingsgaard T. and Sommer D. 2018. Associations between Older Maternal Age, Use of Sanctions, and Children's Socio-emotional Development through 7, 11, and 15 Years. *European Journal of Developmental Psychology* 2:141-155.
- 23 Vidmar S., Carlin J., Hesketh K., and Cole T. 2004. Standardizing Anthropometric Measures in Children and Adolescents with New Functions for Egen. *The Stata Journal* 4:50-55.
- 24 Vidmar S., Cole T.J., and Pan H. 2013. Standardizing Anthropometric Measures in Children and Adolescents with Functions for Egen: Update. *The Stata Journal* 2:366-378.
- 25 Yip B.H., Pawitan Y., and Czene K. 2006. Parental Age and Risk of Childhood Cancers: A Population-based Cohort Study from Sweden. *International Journal of Epidemiology* 6:1495-1503.