

早年不幸的健康代际传递对“健康中国”的启示

李 强 叶昱利 文 斌*

内容提要 本文利用三年困难时期作为自然实验，实证检验了农村父母在其胚胎时期经历营养不良对其子女身高的影响，并在健康代际传递视角下探究营养干预对健康中国的启示。基于中国健康与营养调查（CHNS）数据和双重差分（DID）方法，本文发现农村父母如若在胚胎时期经历营养不良，女儿（儿子）的身高将显著地降低 1.065（1.125）厘米。在三年困难时期早期出生的父母经历营养不良的时间更长，其子女所受到的负面影响更大，即营养不良的代际传递有累积效应；在三年困难时期后期出生的父母更能抵消营养不良的负面冲击，其子女的个子会更高，即营养不良的代际传递具有选择效应。本文的政策启示是营养干预不仅有利于受干预人群还有利于其子女。

关键词 农村儿童 健康代际传递 营养干预

一 引言

党的十九大报告指出“人民健康是民族昌盛和国家富强的重要标志”，提出“实施健康中国战略”，将实施贫困地区重点人群营养干预。健康代际传递效应意味着营养干预不仅有利于受干预人群，还有利于其子代。因此评估营养干预等“健康中国”相关政策时不仅要考虑干预的直接影响，还要评估其间接影响，这样才能全面地衡量政策的效果。

* 李强，广州大学公共管理学院，电子邮箱：qiangliriem@gmail.com；叶昱利，华南农业大学经济管理学院，电子邮箱：yeyuli2023@gmail.com；文斌（通讯作者），西南民族大学经济学院，电子邮箱：jjxywb@swun.edu.cn。本文获得中央高校基本科研业务费专项资金项目（项目编号：2020SYB49）资助。作者感谢北京大学周黎安教授、华南师范大学刘愿教授的建议，文责自负。

农村父母在胚胎时期经历营养不良对其子女健康的代际传递效应并不是先验地直观明了。第一，若父母单方经历营养不良，则平均而言是父亲的影响大还是母亲的影响大？第二，若父母双方都经历了营养不良，则究竟应该研究父亲的影响、母亲的影响，还是父母的共同影响？单独地研究父（母）亲的影响，则会遗漏母（父）亲的影响，可能会出现遗漏变量偏误，而同时研究父母的影响则可能会由于共线性而无法识别。第三，父母经历营养不良的代际传递可能存在累积效应。父母经历营养不良的时间越长（短），其子女受到的负面影响可能越大（小）。第四，父母经历营养不良的代际传递效应可能被“达尔文效应”减弱甚至抵消。胚胎时期经历营养不良但能幸存下来的父母是适者生存法则下的强者，并有可能将其良好的基因遗传给子女，从而减弱甚至抵消经历营养不良真实的代际影响。第五，胚胎时期经历营养不良在降低成年后婚配吸引力（Brandt et al., 2016）、更可能匹配健康状况更差的配偶（Tan et al., 2015）的同时，也可能由于无法找到合适的配偶而没有生育。前者被称为疤痕效应（scarring effect），将强化代际影响，而后者则将中断代际影响。总之，经历营养不良的代际传递是一个值得实证探讨的问题。

本文以三年困难时期为自然实验，将父母分为相互排斥的四组，分别是仅母亲、仅父亲、父母均在、父母均不在三年困难时期中出生。以父母均不在三年困难时期中出生为参照组，我们研究父亲、母亲及父母均在胚胎时期经历营养不良对其子女身高的影响。本文发现父母在胚胎时期经历营养不良，相对于父母在胚胎时期没有经历营养不良，女（男）孩的平均身高分别降低 1.065（1.125）厘米。分性别回归表明，女孩受到的影响更为显著。通过累积父母经历营养不良的程度，我们区分出了累积效应与选择效应。本文发现，父母经历营养不良的时间越长，子女受到的负面影响越大，即营养不良的健康代际传递具有累积效应。但若父母在三年困难时期后期出生，子女的身高反而会更高，即营养不良的健康代际传递具有选择效应。

本文有如下贡献：第一，我们在同一框架中比较了父亲和母亲经历营养不良的健康代际传递孰大孰小，同时避免了在研究父母一方的影响时遗漏了另一方的影响，该方法可以推广并应用到将来代际传递相关研究；第二，利用各省三年困难时期严重程度不同的事实，本文运用双重差分（DID）方法研究经历营养不良的代际传递，从而可以获得更为可靠的因果关系；第三，本文将代际传递中的累积效应与选择效应区分开来，可为营养不良政策干预提供实证支撑；第四，本文对三年困难时期代际传递的研究也是对诸多代际流动和代际支持（董晓芳、刘茜，2018；何庆红等，2020）等相关文献的补充。

本文余下部分安排如下：第二部分简要介绍三年困难时期的历史背景；第三部分构建本文的研究模型，讨论估计策略；第四部分介绍本文所使用的数据并描述数据特征；第五部分报告基准回归结果，并进行稳健性检验；第六部分总结全文。

二 历史背景与文献回顾

1958 - 1960 年上半年间，中国在工业上加快社会主义建设。在资本稀缺、生产力低的情况下，中国主要通过从农业部门抽取剩余支持工业发展。为此，农民的自留地和家庭副业等生产资料由人民公社集体经营。但人民公社严重地伤害了农民的生产积极性，粮食产量下降。据估计，中国 1959 年粮食产量相对于 1958 年下降了 15%，1960 年、1961 年的粮食产量又仅是 1958 年的 70% (Lin & Yang, 2000)。为保证农业产量达标，农村开始虚报粮食产量，全国相继出现“浮夸风”。同时各地大炼钢铁调用了大量劳动力，部分农作物未及时收割，而公共食堂也出现一定的浪费粮食的现象。这些因素叠加在一起，使得 1958 年冬至 1959 年春个别农村地区开始断粮，局部地区出现“浮肿病”和“营养性死亡”，直到 1961 年底才出现转折。中国将其称为三年困难时期。

中国学者对三年困难时期的成因主要有如下几种解释：农民丧失退出人民公社的自由权致使农业全要素生产率下降 (Lin, 1990; Lin & Yang, 1998)；重工业优先的发展方向及对农民的高征购 (Meng & Qian, 2009; 范子英、石慧, 2013)；偏向城市的分配制度 (Lin & Yang, 2000; 范子英, 2010)；为外汇而出口粮食 (范子英、孟令杰, 2007)；产粮区与缺粮区的划分 (范子英、孟令杰, 2006)；人民公社的高积累 (刘愿, 2010)；公共食堂制度 (范子英等, 2009; 文贯中、刘愿, 2010)；集权以及计划失误 (杨涛, 2010)；政治激进 (Kung & Lin, 2003; 范子英, 2010; Kung & Chen, 2011)。更多关于三年困难时期成因的综述或评述可参见陈硕 (2011)、贾艳敏和朱进 (2015) 的内容。本文将利用中国三年困难时期如下两方面事实特征。

(一) 三年困难时期的严重程度在省际间差异较大，在时间上变化也较大

借鉴已有文献 (Chen & Zhou, 2007; Fung & Ha, 2010; Shi, 2011; 汪险生、郭忠兴, 2018)，本文使用超额死亡率 (Excess Death Rate, 简称 EDR) 来衡量三年困难时期的严重程度。超额死亡率是某省 1960 年死亡率与同省 1956 - 1958 年平均死亡率间的差值。1956 - 1958 年间各省的死亡率较为平稳，这三年的平均死亡率可用来衡量正常的死亡率。在 1959 - 1961 年期间，死亡率急剧增加，该时期死亡率与正常时期之

间的差异可用来衡量三年困难时期的严重程度。三年困难时期的严重程度在省际间差异较大。如图 1 所示，通过对比中国健康与营养调查省份 1956 - 1958 年间平均死亡率与该省 1960 年的死亡率，可以看出 1956 - 1958 年间的平均死亡率差异较小，但 1960 年死亡率的差异却十分明显。三年困难时期的严重程度在时间上也有变化。据表 1 显示，从全国来看，1959 年全国平均超额死亡率是 3.7‰，1960 年则达到了 14.0‰，1961 年降低到 2.8‰。分省来看，各省的超额死亡率在时间上也有较大变化。

表 1 中国健康与营养调查抽样省份 1956 - 1964 年间的死亡率及超额死亡率

单位：‰

| 省份 | 1956 年 | 1957 年 | 1958 年 | 1959 年 | 1960 年 | 1961 年 | 1962 年 | 1963 年 | 1964 年 |
|-------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| 死亡率 | | | | | | | | | |
| 黑龙江 | 10.1 | 10.5 | 9.2 | 12.8 | 10.6 | 11.1 | 8.6 | 8.6 | 11.5 |
| 辽宁 | 6.6 | 9.4 | 6.6 | 11.8 | 11.5 | 17.5 | 8.5 | 7.9 | 9.3 |
| 山东 | 12.1 | 12.1 | 12.8 | 18.2 | 23.6 | 18.4 | 12.4 | 11.8 | 12.0 |
| 江苏 | 13.0 | 10.3 | 9.4 | 14.6 | 18.4 | 13.4 | 10.4 | 9.0 | 10.1 |
| 河南 | 14.0 | 11.8 | 12.7 | 14.1 | 39.6 | 10.2 | 8.0 | 9.4 | 10.6 |
| 湖南 | 11.5 | 10.4 | 11.7 | 13.0 | 29.4 | 17.5 | 10.2 | 10.3 | 12.9 |
| 湖北 | 10.8 | 9.6 | 9.6 | 14.5 | 21.2 | 9.1 | 8.8 | 9.8 | 10.9 |
| 贵州 | 7.5 | 8.8 | 13.7 | 16.2 | 45.4 | 17.7 | 10.4 | 9.4 | 10.5 |
| 广西 | 12.5 | 12.4 | 11.7 | 17.5 | 29.5 | 19.5 | 10.3 | 9.4 | 10.6 |
| 全国平均 | 11.4 | 10.8 | 12.0 | 14.6 | 25.4 | 14.2 | 10.0 | 10.0 | 11.5 |
| 超额死亡率 | | | | | | | | | |
| 黑龙江 | — | — | — | 2.9 | 0.7 | 1.2 | -1.3 | — | — |
| 辽宁 | — | — | — | 4.3 | 4.0 | 10.0 | 1.0 | — | — |
| 山东 | — | — | — | 5.9 | 11.3 | 6.1 | 0.1 | — | — |
| 江苏 | — | — | — | 3.7 | 7.5 | 2.5 | -0.5 | — | — |
| 河南 | — | — | — | 1.3 | 26.8 | -2.6 | -4.8 | — | — |
| 湖南 | — | — | — | 1.8 | 18.2 | 6.3 | -1.0 | — | — |
| 湖北 | — | — | — | 4.5 | 11.2 | -0.9 | -1.2 | — | — |
| 贵州 | — | — | — | 6.2 | 35.4 | 7.7 | 0.4 | — | — |
| 广西 | — | — | — | 5.3 | 17.3 | 7.3 | -1.9 | — | — |
| 样本平均 | — | — | — | 4.0 | 14.7 | 4.2 | -1.0 | — | — |
| 全国平均 | — | — | — | 3.7 | 14.0 | 2.8 | -1.4 | — | — |

注：超额死亡率是各省某年死亡率与该省 1956 - 1958 年平均死亡率间的差值。

资料来源：根据 Chen & Zhou (2007) 文中的表 1 以及 Lin & Yang (2000) 文中的表 3 整理得到。

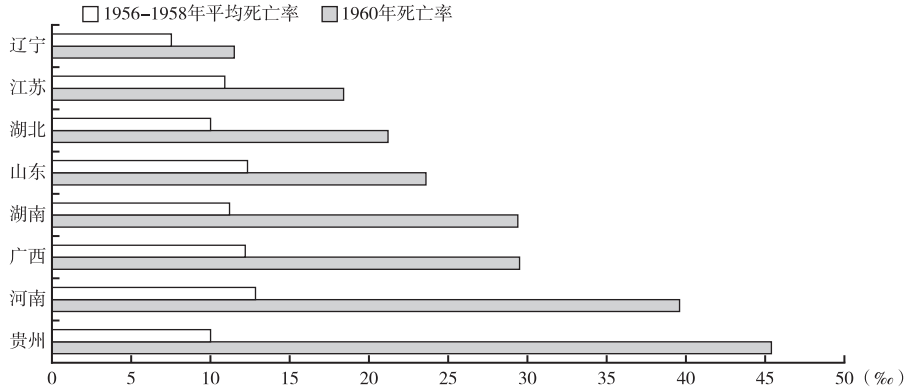


图 1 CHNS 抽样省份的死亡率

资料来源：根据 Chen & Zhou (2007) 文中的表 1 以及 Lin & Yang (2000) 文中的表 3 整理得到。

(二) 三年困难时期跨省的迁徙率较低，追踪受影响人群干扰较小

1958 年中国确立起一套严格的“农业户口”和“非农业户口”的户口管理制度，其主要目的是控制人口流动。农民试图从农村迁移到城镇地区从事非农业工作必须向相关部门申请，未经批准离开户口所在地的人则没有粮食配额、单位住房和公费医疗 (Li et al., 2013)。三年困难时期，户籍制度仍被严格执行，因此跨省迁徙率很低。1959 - 1963 年间中国省际间的迁徙率仅仅有 0.3% ~ 0.7%，如此低的跨省迁徙率使得我们在时间上追踪受影响人群所受到的干扰较小 (Liang & White, 1996)。因此，假设 1959 - 1961 年经历三年困难时期的人群没有迁出本省就不无合理之处。上述两个特征使得我们可以得到父母经历营养不良对儿童健康干净的代际传递，而不用担心其他因素污染我们的估计结果。

已有文献发现，三年困难时期的经历影响了身高、体重、肥胖、性格形成与心理健康、教育、劳动供给、退休决策、工资收入、储蓄率、生育能力、捐助意向和农地调整意愿 (Luo et al., 2006; Mu & Zhang, 2011; 程令国、张晔, 2011; Gørgens et al., 2012; 于丽、赫倩倩, 2017; 王营、曹廷求, 2017; 林淑贞、周泳宏, 2019; 洪炜杰、罗必良, 2020)。例如，三年困难时期出生人群成年后平均身高降低了 3.03 厘米 (Chen & Zhou, 2007)，慢性病患率更高 (Hu et al., 2017)，肥胖的概率更高 (马光荣, 2011)。

近年来，少量文献开始关注三年困难时期中出生人群子女的健康、教育及认知能力。Kim et al. (2014) 研究发现，母亲在三年困难时期中出生，对其子女的高中入学率以及是否有工作没有显著影响，但工作时间降低、工资减少。Tan et al. (2015) 发现，

父亲经历三年困难时期对女儿的认识能力有显著的负面影响，但母亲经历三年困难时期对子女的认识能力没有显著的影响，他们认为父亲的男孩偏好是主要的作用渠道。Fung & Ha (2010) 发现，母亲在三年困难时期中出生对子女的身高有负面影响，而父亲在三年困难时期中出生对子女的身高没有显著影响；父亲或母亲在三年困难时期中出生对子女的体重和教育没有显著影响。然而，上述三篇文献有一个共同的不足，即在研究母（父）亲经历营养不良的代际传递时遗漏了父（母）亲的影响。已有的医学文献研究表明，父亲和母亲所经历的不利环境均可能通过生殖细胞遗传导致子女细胞表型发生变化 (Jirtle & Skinner, 2007)。已有的卫生经济学文献也表明，父母双方出生时的体重对新生儿的体重有显著影响 (Alberman et al., 1992)。同理，父亲和母亲经历三年困难时期也应该都会影响子女的健康。因此，单独研究母亲或父亲经历三年困难时期的影响，则可能会有遗漏变量偏误。总之，目前文献中缺乏对营养不良代际传递的研究，更缺乏能可靠地识别营养不良代际传递的实证因果研究。

三 模型及计量问题

为了在同一框架中分析父母经历三年困难时期的代际传递，借鉴李强和臧文斌 (2011)、Li et al. (2015)，本文构建了四个相互排斥虚拟变量，分别是仅母亲、仅父亲、父母均在、父母均不在三年困难时期中出生。以 1959 - 1962 年出生的人群作为实验组，以父母均不在三年困难时期中出生作为控制组，本文将模型设定如下：

$$y_{ij} = \beta_1 M_{ij} \times EDR_j + \beta_2 F_{ij} \times EDR_j + \beta_3 P_{ij} \times EDR_j + \gamma X_{ij} + S'_j \delta + \epsilon_{ij} \quad (1)$$

其中 y_{ij} 是 j 省中儿童 i 的年龄别身高 (height-for-age, 以下简称身高)，衡量儿童的健康状况。年龄别身高将儿童的身高根据性别与年龄进行标准化，使得不同性别和年龄的儿童可以相互比较身高。如果 j 省儿童 i 的母亲在 1959 - 1962 年出生，而父亲不在该期间出生，则 $M_{ij} = 1$ ，否则为 0；同样的定义适用于父亲 (F_{ij})。如果儿童 i 的父母均在 1959 - 1962 年出生，则 $P_{ij} = 1$ ，否则为 0。这些互斥的哑变量使得本文能避免研究父母一方的影响时遗漏另一方的影响。 EDR_j 是 j 省的超额死亡率，衡量了三年困难时期的严重程度。三个交叉项系数 β_1 、 β_2 和 β_3 分别衡量了儿童母亲、父亲、父母均在三年困难时期中出生，相对于父母均不在三年困难时期中出生，其身高受到的影响。本文对三年困难时期健康际传递的识别来源于各省超额死亡率的变化。

X_{ij} 是其他控制变量，包括父母在三年困难时期中出生的虚拟变量、超额死亡率

(*EDR*)、儿童的年龄、性别、民族、儿童出生时母亲的年龄及日照时数^①、调查年份的固定效应。 S 是省固定效应。由于 *EDR* 是一个在省层面固定的变量，因此将被省固定效应吸收。Tan et al. (2015) 对此问题的处理方法是，保留 *EDR* 与父母出生于三年困难时期的交乘项、父母出生于三年困难时期的虚拟变量以及省固定效应，但删除了 *EDR*，这样可以避免共线性问题。但这种虽有 *EDR* 交乘项但无 *EDR* 个别项的做法给人以不是 DID 模型的误会。我们通过抑制常数项找到一个平衡的办法，可以既保留 DID 模型的基本架构以及省固定效应，又不致使产生共线性。这时，*EDR* 仍为某一省的固定效应^②。

本文借鉴已有文献（李强、叶昱利，2017；李强，2019），对个别父母亲的年龄进行了缺失值处理。具体地，本文首先生成了表示年龄缺失的虚拟变量，即等于 1 表示有缺失，否则等于 0。再利用该母亲在历年调查中报告的年龄情况来补齐缺失值。本文并未将父亲、母亲的身高、受教育程度、兄弟姊妹个数以及家庭人均收入等可能影响儿童身高的因素作为控制变量，因为这些变量本身受三年困难时期的影响，控制这些变量反而会产生过度控制的问题。即使没有控制这些变量，我们也不用担心有遗漏变量偏误。根据 Wooldridge (2002)，只要本文所关心的变量（三年困难时期作为自然实验）是外生的，则可获得无偏估计。

本文选择标准化的身高衡量儿童健康，其原因有如下三点。第一，身高是儿童身体健康状况中非常重要的一个方面，而且营养不良对成人身高有长期的影响（Barker, 1990）；第二，三年困难时期对儿童慢性病等方面的代际传递有可能需要到成人以后才会全面地呈现出来。第三，身高常常被认为是反映健康的长期指标，而体重常常反映近期的饮食结果（Venkataramani, 2011）。然而，因为儿童仍处于成长过程中，他们的身高不可直接比较。为了使得不同年龄、不同性别儿童的身高可比，本文利用美国疾病控制与预防中心（Centers for Disease Control and Prevention，简称 CDC）2000 年的参照标准将儿童的身高进行标准化^③。目前虽然有使用中国的调查数据而建立的儿童身高参照标准，且中国与美国 CDC 的参照标准在某种程度上确实有所不同（李辉等，

① 阳光照射可以促进维生素 D 的形成，满足儿童对钙质的大量需要，从而促进儿童的身高发育。日照时数是指太阳实际照射地面的时间。本文将省会城市日照时数作为全省日照时数的代理变量。

② 保留 *EDR* 以及省固定效应但删除常数项的估计结果与删除 *EDR* 但保留省固定效应及常数项的结果相同。

③ CDC 建议对于两岁以下的儿童使用 WHO 的参照标准，对两岁以上的儿童使用 CDC 的参照标准（<http://www.cdc.gov/growthcharts/>）。

2009)，然而基于如下原因，本文没有使用中国调查数据建立的参照标准。首先，用于构建中国儿童身高标准的数据来自于中国 9 个城市（北京、哈尔滨、西安、上海、南京、武汉、福州、广州和昆明）。这些样本点的选取始于 1975 年，其随机性令人担忧。其次，该样本仅收集了城市儿童的身高，不能作为农村儿童的参照标准。再次，多数文献使用 CDC 的标准研究中国儿童的身高或体重，例如 Loh & Li（2013）、李强（2014）。最后，由于本文的研究内容与 Fung & Ha（2010）接近，我们最终决定使用美国 CDC 的参照标准以使得本文可以与现有文献相比较。

四 数据

本文数据来源于中国健康与营养调查（China Health and Nutrition Survey，简称 CHNS），该调查由中国疾病预防控制中心和美国北卡罗来纳大学合作完成。CHNS 自 1989 年开始以来陆续收集了个人的营养、健康、工作、收入等方面的信息，调查样本在全国具有较为广泛的代表性。

由于父母出生于三年困难时期这一事实并不随着时间而改变，所以我们只能利用横截面的变化识别父母经历三年困难时期的代际影响。对于在不同调查年度重复观察到的情形，我们将样本限定于第一次观察到的儿童。但本文发现有些儿童在第一次出现于 CHNS 中时没有身高信息，或有身高信息但调查时年龄小于 2 岁因而无法利用 CDC 标准对其身高进行标准化，致使其标准化身高缺失。由于 CHNS 是追踪调查，这些标准化身高缺失的样本却可以在后续调查年度中观察到。因此，为了利用这些信息以增加样本量，本文样本纳入标准确定为第一次在 CHNS 中有标准化身高的儿童。最终，我们的样本包括 1989 年、1991 年、1993 年、1997 年、2000 年共五年的数据（附表 1 报告了父亲和母亲出生年度的样本分布情况，附表 2 报告了各调查年度的样本分布情况）^①。超额死亡率来自于 Lin & Yang（2000），日照小时数来源于历年的《中国统计年鉴》（1990，1992，1994，1998，2001）。

表 2 分四组描述了样本的均值与方差。儿童父母均不在三年困难时期中出生组共 1493 个样本，其平均身高是 114.660 厘米，仅父亲、仅母亲、父母均在三年困难时期中出生，其子女的平均身高分别是 107.585 厘米、109.297 厘米、105.799 厘米，样本量分

^① 1959 - 1961 年出生的人群在 20 年后（1979 - 1981 年）开始生育，其子女在 2000 年以后可能已经超过 20 岁，这些人群已经不在儿童的定义范围内。

别是 213、290 和 217。但由于这些儿童可能来自于不同的调查年度，其平均身高并不可以直接比较。在父母特征方面，我们可以看出，若母亲经历三年困难时期，其丈夫的平均身高相对较低，意味着经历三年困难时期的母亲在选择配偶时可能局限于身高相对较低的男性中，呈现出一定的选型婚配（assortative mating）特征。由于本文关注父母经历三年困难时期对子女（第二代）健康的影响，因此有必要观察父母（第一代）选型婚配是否显著。于是我们比较所有幸存者（包括未婚，见附表 3 的面板 A）与已婚幸存者的身高结果（见附表 3 的面板 B）。在这两种情形下，我们发现三年困难时期对所有幸存者和已婚幸存者的影响非常相似，表明婚姻/择偶不是一个较为严重的问题。

表 2 描述性统计

| | 父母均未经 三年困难时期 | 仅父亲经 三年困难时期 | 仅母亲经 三年困难时期 | 父母均经 三年困难时期 | 合计 |
|--------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
| 身高(厘米) | 114.660 (24.022) | 107.585 (21.852) | 109.297 (22.281) | 105.799 (21.342) | 112.407 (23.570) |
| 儿童的年龄 | 6.954 (4.232) | 5.427 (3.418) | 5.852 (3.690) | 5.217 (3.439) | 6.492 (4.074) |
| 女孩(=1) | 0.476 (0.500) | 0.465 (0.500) | 0.493 (0.501) | 0.438 (0.497) | 0.473 (0.499) |
| 汉族(=1) | 0.819 (0.385) | 0.901 (0.299) | 0.872 (0.334) | 0.825 (0.381) | 0.835 (0.372) |
| 儿童出生时母亲的年龄 | 25.527 (4.040) | 24.240 (3.278) | 25.131 (2.930) | 25.263 (2.871) | 25.325 (3.757) |
| 平均每月日照时数的对数 | 5.033 (0.222) | 5.057 (0.232) | 5.082 (0.216) | 5.094 (0.217) | 5.048 (0.223) |
| 姊妹个数 | 1.234 (0.908) | 1.085 (0.688) | 1.276 (0.984) | 1.046 (0.792) | 1.207 (0.892) |
| 母亲的教育年限 | 5.047 (3.561) | 6.252 (3.354) | 5.667 (4.001) | 6.724 (3.743) | 5.409 (3.664) |
| 父亲的教育年限 | 7.231 (2.864) | 8.406 (2.436) | 7.211 (3.147) | 8.539 (2.546) | 7.470 (2.876) |
| 母亲的身高 | 154.896 (5.726) | 155.464 (4.781) | 155.675 (5.059) | 156.568 (5.140) | 155.218 (5.524) |
| 父亲的身高 | 165.652 (5.818) | 166.550 (5.858) | 164.989 (5.635) | 166.741 (5.549) | 165.760 (5.789) |
| 家庭人均收入(通胀调整至 2015) | 2694.176 (2321.505) | 2776.655 (2192.638) | 2234.903 (1966.259) | 3106.339 (3136.057) | 2682.345 (2367.751) |
| 样本量 | 1493 | 213 | 290 | 217 | 2213 |

注：括号内数值为标准差。

资料来源：根据 1989-2000 年 CHNS 数据计算得到。

五 回归结果及稳健性检验

（一）复制与证伪

为了说明单独研究母亲或父亲经历三年困难时期会低估代际影响，我们遵循既有文献的方法将母亲出生于三年困难时期（不论父亲是否出生于三年困难时期）定义为母亲经历三年困难时期，同样地我们也定义了父亲经历三年困难时期。表3的第1至第3列中分别对母亲、父亲和父母经历三年困难时期进行回归。

第一列结果显示，母亲经历三年困难时期，相对于母亲没有经历三年困难时期，并没有对子女身体健康造成显著的负面影响；第二列结果显示，父亲经历三年困难时期对子女身体健康有显著负面影响，但系数很小。我们同时将父母经历三年困难时期放入模型，父亲经历三年困难时期的系数虽仍显著但变得更小。相对于下文表4显著且绝对值更大的系数而言（即按父母是否经历三年困难时期分为相互排斥四组的做法），这些复制结果表明，单独研究母亲、父亲经历三年困难时期低估了代际影响。其原因是父母经历三年困难时期高度正相关，而且父母经历困难时期对子女身体健康的影响为负，因此若遗漏父亲或者母亲的影响，将会低估三年困难时期的代际影响。然而同时研究父母经历三年困难时期也由于共线性低估了其代际影响。

表3 按既有方法复制父母经历三年困难时期对中国农村儿童健康的代际影响

| | 因变量：年龄别身高 | | |
|-------------------|--------------------|---------------------|---------------------|
| | 母亲 | 父亲 | 父母 |
| 超额死亡率×母亲出生于三年困难时期 | -0.009 (-1.362) | — | -0.007 (-1.239) |
| 母亲出生于三年困难时期 | 0.129 (1.236) | — | 0.110 (1.006) |
| 超额死亡率×父亲出生于三年困难时期 | — | -0.008* (-1.953) | -0.006* (-1.907) |
| 父亲出生于三年困难时期 | — | 0.112 (1.295) | 0.080 (0.892) |
| 1960年超额死亡率 | -0.013 (-0.353) | -0.010 (-0.298) | -0.012 (-0.342) |
| 其他控制变量 | 是 | 是 | 是 |
| 调查年度固定效应 | 是 | 是 | 是 |
| 省固定效应 | 是 | 是 | 是 |

续表

| | 因变量：年龄别身高 | | |
|--------------------|-----------|-------|-------|
| | 母亲 | 父亲 | 父母 |
| 样本量 | 2213 | 2213 | 2213 |
| 调整的 R ² | 0.311 | 0.311 | 0.311 |

注：括号内数值为 t 统计量，标准误在省范围内聚类调整；***、**、* 分别表示回归结果在 1%、5% 和 10% 水平上显著；其他控制变量包括儿童的性别、年龄、民族、儿童出生时母亲的年龄以及平均每月日照时数的对数。

资料来源：根据 1989 - 2000 年 CHNS 数据估计得到。

(二) 营养不良代际传递的基准回归结果

本文继而估计模型 (1)，表 4 中报告了该回归结果。其中，第一列控制了儿童的年龄、性别、民族、儿童出生时母亲的年龄以及平均每月日照时数的对数、调查年度和省固定效应。我们发现，父母均在三年困难时期出生的哑变量与超额死亡率的交叉项显著。其他情况均相同，相对于父母均不在三年困难时期中出生儿童，父母均在三年困难时期中出生儿童的身高显著地降低了 0.221 个 (0.015 × 14.7) 标准差。简单地计算可以得出，男孩相应降低 1.125 厘米，女孩相应降低 1.065 厘米。仅母亲、仅父亲在三年困难时期出生与超额死亡率的交叉项虽然为负但并不显著，说明仅父亲或仅母亲在三年困难时期中出生并没有显著地降低子女的身高。第一列中调查年度的固定效应有可能仅仅控制了调查当时的宏观经济条件，并没有反应父母、子女出生时的宏观经济状况。因此，第二列中添加了父亲、母亲、子女出生年份的固定效应。增加父母出生年份虚拟变量需要从模型 (1) 中去除父母出生于三年困难时期的虚拟变量，否则将会出现共线性。结果显示，增加父亲、母亲、子女出生年份的固定效应并没有显著地改变主要变量的回归结果。第一列和第二列的结果说明，父母均在三年困难时期中出生显著地降低了子女的身高，表明营养不良具有代际传递。

表 4 三年困难时期对中国农村儿童健康的代际影响

| | 因变量：年龄别身高 | | | |
|---------------------|-----------------------|-----------------------|------------------------|--------------------|
| | 全样本 | | 女孩 | 男孩 |
| 超额死亡率 × 母亲出生于三年困难时期 | -0.008 (-1.158) | -0.007 (-1.326) | -0.005 (-0.942) | -0.010 (-0.832) |
| 超额死亡率 × 父亲出生于三年困难时期 | -0.005 (-0.676) | 0.004 (1.404) | -0.012 (-1.103) | 0.002 (0.290) |
| 超额死亡率 × 父母出生于三年困难时期 | -0.015 ** (-2.141) | -0.020 ** (-2.449) | -0.019 *** (-2.613) | -0.013 (-1.160) |
| 1960 年超额死亡率 | -0.013 (-0.356) | 0.187 ** (2.050) | 0.101 * (1.848) | -0.106 (-1.586) |

续表

| | 因变量：年龄别身高 | | | |
|--------------------|-----------------------|----------------------|-----------------------|-----------------------|
| | 全样本 | | 女孩 | 男孩 |
| 母亲出生于三年困难时期 | 0.167 (1.151) | — | 0.107 (0.791) | 0.236 (1.139) |
| 父亲出生于三年困难时期 | 0.133 (0.789) | — | 0.181 (0.809) | 0.084 (0.511) |
| 父母出生于三年困难时期 | 0.161 (1.362) | — | 0.026 (0.254) | 0.297* (1.738) |
| 汉族(=1) | 0.129 (0.978) | 0.113 (0.956) | -0.024 (-0.168) | 0.274** (2.037) |
| 女孩 | -0.014 (-0.340) | -0.036 (-0.830) | — | — |
| 儿童的年龄 | -0.077*** (-9.131) | -0.147** (-2.119) | -0.086*** (-9.147) | -0.070*** (-5.796) |
| 儿童出生时母亲的年龄 | 0.003 (0.332) | -0.100 (-1.485) | -0.007 (-0.931) | 0.011 (0.936) |
| 平均每月日照时数的对数 | -0.070 (-0.293) | -0.128 (-0.510) | -0.823** (-2.041) | 0.535 (1.146) |
| 母亲出生年度固定效应 | 否 | 是 | 否 | 否 |
| 父亲出生年度固定效应 | 否 | 是 | 否 | 否 |
| 儿童出生年度固定效应 | 否 | 是 | 否 | 否 |
| 调查年度固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 省固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 样本量 | 2213 | 2201 | 1047 | 1166 |
| 调整的 R ² | 0.310 | 0.330 | 0.309 | 0.310 |

注：括号内数值为 t 统计量，标准误在省范围内聚类调整；***、**、* 分别表示回归结果在 1%、5% 和 10% 水平上显著；其他控制变量包括儿童的性别、年龄、民族、儿童出生时母亲的年龄、平均每月日照时数的对数。

资料来源：根据 1989 - 2000 年 CHNS 数据计算得到。

(三) 营养不良代际传递的异质性分析

男孩与女孩所受到的代际影响可能并不相同^①。表 4 的第三列和第四列分别报告对

① 诚然，父母经历三年困难时期对不同年龄段的儿童可能有不同的影响。由于 CHNS 是追踪调查，这似乎使得我们可以使用追踪数据考察父母经历三年困难时期对同一样本在不同年龄时的影响。但我们最终放弃利用追踪样本，其原因有二，一是不可行，二是意义不明显。不可行是由于同一个体随着时间推移会有损耗 (attrition)，因此，若利用追踪样本，不管我们得到显著还是不显著的结果，都不能直接归因于三年困难时期的作用，而有可能仅与损耗有关。即使我们使用在所有年均观察到的样本，我们仍无法将任何显著或不显著的结果归因于三年困难时期，因为样本的某些年未观察到有可能并不是随机的。意义不明显是由于即使对同一样本在不同年龄段进行回归，我们也无法将其归因于三年困难时期对不同年龄段的影响不同，因为儿童年龄随着调查年度延伸而增加，相同儿童在不同调查年度的不同有可能仅仅是调查当年宏观因素的影响。

女孩和男孩的估计结果。其他情况均相同条件下，父母均在三年困难时期中出生的女孩，相对于父母均不在三年困难时期中出生的女孩，其身高将显著地降低 0.279 个标准差（约 1.335 厘米）；而父母均在三年困难时期中出生的男孩相对于父母均不在三年困难时期中出生的男孩其身高将降低 0.191 个标准差，但这一结果并不显著。比较第三列与第四列，女孩的健康受到三年困难时期代际影响更大、更显著。这一发现与 Martorell & Zongrone (2012) 一致，但不同于 Fung & Ha (2010) 的发现。Fung & Ha (2010) 发现，女孩的母亲若在三年困难时期中出生（遗漏父亲影响的情况下），其身高将显著地降低 0.200 个标准差，男孩将显著降低 0.084 个标准差；父亲在三年困难时期中出生（遗漏母亲影响的情况下）对男孩和女孩的身高都没有显著影响。本文估计的结果大于 Fung & Ha (2010) 的估计结果。正如上文所述，该文估计结果可能存在遗漏变量偏误，而本文的估计应该是一个更可靠的因果影响。

然而，本文仍可能低估三年困难时期真实的代际传递。首先，经历三年困难时期的父母有可能对其子女采取弥补措施，以抵消他们出生于三年困难时期给子女带来的负面影响（Schultz, 2003；Heckman, 2007）。其次，三年困难时期的选择效应使得健康状况好的人群才能幸存下来，而健康状况不好的人群将无法生存。对幸存人群的估计可能导致衰减性偏差，这一判断也将在后文的回归分析中得以验证。

（四）营养不良代际传递的稳健性检验

本文从以下三个方面检验对营养不良代际传递估计结果的稳健性。第一，农村居民受三年困难时期影响较大，城市居民由于实行口粮按人口定量供应，所受到影响较小（Peng, 1987；Lin & Yang, 1998）。城市与农村间的这一差异为我们提供了验证本文模型设定的一个极好机会：使用同样的模型和设定，但对城市样本进行估计的结果应该不会显著。若显著，则可能是由于父母经历三年困难时期与影响儿童身高的其他遗漏变量相关。表 5 的第（1）列报告了本文对城市样本回归的结果，可以看出主要关心的三个交叉项系数并不显著。这说明城市中父母经历三年困难时期对子女身高没有显著的影响，与预期一致。该检验排除了父母经历三年困难时期与影响儿童身高的其他遗漏变量相关的可能性。

第二，本文依赖于双重差分方法（DID）来识别营养不良的代际传递。为了确保估计没有偏误，超额死亡率不能与影响儿童身高的其他遗漏变量系统性地相关。本文对农村样本构造了一个反事实检验来排除这一可能性：故意将 1963 - 1966 年出生的父母设定为实验组（即假设他们经历了营养不良，但实际上他们并没有经历营养不良），将在 1956 - 1962 年期间出生的父母设定为控制组（即假设他们没有经历营养不良，但实

际经历了营养不良)重新估计模型(1)。表5第(2)列发现,超额死亡率与父母经历三年困难时期三个交叉项的系数均不显著。该检验排除了超额死亡率与其他影响儿童身高的遗漏变量系统地相关的可能性。

表5 三年困难时期代际传递的反事实检验

| | 年龄别身高 | |
|-------------------|--------------------|----------------------|
| | (1) | (2) |
| 超额死亡率×母亲出生于三年困难时期 | 0.003 (0.442) | 0.008 (1.113) |
| 超额死亡率×父亲出生于三年困难时期 | 0.000 (0.060) | -0.002 (-0.171) |
| 超额死亡率×父母出生于三年困难时期 | -0.014 (-1.254) | 0.013 (1.419) |
| 1960年超额死亡率 | -0.050 (-1.321) | -0.025 (-0.872) |
| 母亲出生于三年困难时期 | 0.110 (0.631) | -0.130 (-0.492) |
| 父亲出生于三年困难时期 | 0.101 (0.591) | -0.070 (-0.331) |
| 父母出生于三年困难时期 | 0.242* (1.741) | -0.380** (-2.392) |
| 其他控制变量 | 是 | 是 |
| 调查年度固定效应 | 是 | 是 |
| 省固定效应 | 是 | 是 |
| 样本量 | 1556 | 1825 |
| 调整的R ² | 0.215 | 0.348 |

注:括号内数值为t统计量,标准误在省范围内聚类调整;***、**、*分别表示回归结果在1%、5%和10%水平上显著;其他控制变量包括儿童的民族、儿童出生时母亲的年龄、平均每月日照时数的对数;第(1)列对城市样本回归,与三年困难时期主要发生在农村构成反事实;第(2)列故意将农村中1963-1966年期间出生的父母定义为实验组,与他们实际上没有经历三年困难时期构成反事实。

资料来源:根据1989-2000年CHNS数据计算得到。

第三,由于1959年前出生的父母也经历了三年困难时期,我们基准回归结果的参照组包括1959年以前出生的父母,因此基本结果可能已受到污染。为排除此可能性,本文细分三年困难时期前后两个参照组,并分别进行回归,以检验1959年前的参照组是否可能污染本文的估计结果。表6分别使用1954-1958年与1963-1967年作为参照组。与表4第一列(-0.015)的结果相比较,我们发现父母经历三年困难时期与超额

死亡率交叉项的系数并未发生显著改变。这说明参照组选择在三年困难时期的前后并不影响估计结果。

表 6 稳健性检验：使用不同的参照组

| | 因变量：年龄别身高 | |
|---------------------|-----------------------|------------------------|
| | 使用 1954 - 1958 年作为参照组 | 使用 1963 - 1968 年作为参照组 |
| 超额死亡率 × 母亲出生于三年困难时期 | -0.001 (-0.123) | -0.023 ** (-2.549) |
| 超额死亡率 × 父亲出生于三年困难时期 | -0.006 (-0.426) | 0.000 (0.056) |
| 超额死亡率 × 父母出生于三年困难时期 | -0.019 ** (-2.578) | -0.015 ** (-2.256) |
| 1960 年超额死亡率 | 0.022 (0.363) | -0.013 *** (-3.806) |
| 母亲出生于三年困难时期 | -0.208 (-1.372) | 0.677 ** (2.058) |
| 父亲出生于三年困难时期 | 0.331 (1.123) | 0.051 (0.306) |
| 父母出生于三年困难时期 | -0.052 (-0.210) | 0.317 (1.466) |
| 其他控制变量 | 是 | 是 |
| 调查年度固定效应 | 是 | 是 |
| 省固定效应 | 是 | 是 |
| 样本量 | 1299 | 1067 |
| 调整的 R ² | 0.377 | 0.192 |

注：括号内数值为 t 统计量，标准误在省范围内聚类调整；***、**、* 分别表示回归结果在 1%、5% 和 10% 水平上显著；其他控制变量包括儿童的性别、年龄、民族、儿童出生时母亲的年龄、平均每月日照时数的对数。

资料来源：根据 1989 - 2000 年 CHNS 数据计算得到。

（五）衰减性偏差、选择效应与累积效应

达尔文的“物竞天择、适者生存”意味着我们仅能观察到那些生命力强、健康状况好的三年困难时期幸存者。这些幸存者更可能生育健康状况较好的子女。因此，对三年困难时期幸存者的子女回归则可能低估三年困难时期的真实影响，文献中常常称之为“衰减性偏差”。根据 Meng & Qian (2009) 的假设，如果身高与能否在三年困难时期中幸存正相关，那么高个子存活率高，而矮个子存活率则较低。由于身高较低的幸存者只是勉强存活了下来，其子女健康就更可能受到三年困难时期的影响。所以，

处于较低分位数的样本回归结果将更接近于三年困难时期的真实影响。表7第(1)列至第(6)列分别报告农村样本的分位数回归结果。我们的发现与预期一致。模型(3)父母均在三年困难时期中出生与超额死亡率这一交叉项的系数略大于模型(1)的相应系数。表7结果表明处于较低分位数的样本更接近于三年困难时期的真实实际影响。

表7 三年困难时期对儿童健康的代际传递(分位数回归)

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
|-------------------|--------------------|----------------------|---------------------|----------------------|-----------------------|---------------------|
| 分位数 | q20 | q30 | q40 | q60 | q70 | q80 |
| 超额死亡率×母亲出生于三年困难时期 | -0.006 (-0.952) | -0.002 (-0.285) | 0.001 (0.165) | -0.001 (-0.136) | -0.005 (-0.585) | -0.010 (-0.956) |
| 超额死亡率×父亲出生于三年困难时期 | -0.005 (-0.450) | -0.003 (-0.360) | 0.001 (0.129) | 0.014* (1.778) | 0.007 (0.596) | -0.009 (-0.701) |
| 超额死亡率×父母出生于三年困难时期 | -0.005 (-0.492) | -0.012** (-2.239) | -0.016* (-1.715) | -0.014 (-0.926) | -0.009 (-0.461) | -0.015 (-1.265) |
| 1960年超额死亡率 | -0.001 (-0.582) | 0.003 (0.733) | -0.002 (-0.525) | -0.006** (-1.972) | -0.006*** (-6.037) | 0.011*** (3.230) |
| 母亲出生于三年困难时期 | 0.086 (0.542) | -0.059 (-0.391) | -0.050 (-0.211) | 0.052 (0.237) | 0.234 (1.290) | 0.364*** (2.943) |
| 父亲出生于三年困难时期 | 0.322 (1.520) | 0.275 (1.235) | 0.065 (0.438) | -0.096 (-0.483) | -0.057 (-0.323) | 0.084 (0.455) |
| 父母出生于三年困难时期 | 0.175 (0.731) | 0.207 (1.518) | 0.189 (1.136) | 0.017 (0.056) | 0.033 (0.098) | 0.056 (0.214) |
| 其他控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 调查年度固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 省固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 样本量 | 2213 | 2213 | 2213 | 2213 | 2213 | 2213 |

注：括号内数值为t统计量，标准误在省范围内聚类调整；***、**、*分别表示回归结果在1%、5%和10%水平上显著；其他控制变量包括儿童的性别、年龄、民族、儿童出生时母亲的年龄、平均每月日照时数的对数。

资料来源：根据1989-2000年CHNS数据计算得到。

营养不良的代际传递可能还兼具累积效应和选择效应。1959年出生的父母由于经历营养不良时期的时间最长，其子女受到的负面影响可能较大，即经历三年困难时期可能有累积效应。但父母的父辈若能经受住三年困难时期前期的不利影响而在后期生育子女，则说明其生命力相对较强。这些较强的基因有可能会遗传给父母，使其子女具有更好的健康状况，即经历三年困难时期也可能有选择效应。为了检验经历三年困难时期营养不良可能存在的累积效应和选择效应，本文细分父母出生于三年困难时期

中的具体年份，并对 1959 年出生的父母赋予 1959 - 1962 年四年的累积超额死亡率 (Cumulative Excess Death Rate, 简称 CEDR)，对 1960 年出生的父母赋予 1960 - 1962 年三年的超额死亡率，以此类推，以此衡量父母所经历三年困难时期的累积影响。具体地，本文估计如下模型：

$$y_{ij} = \alpha + \sum_{k=1959}^{1962} (\beta_{1k} M_{ijk} \times CEDR_{jk} + \beta_{2k} F_{ijk} \times CEDR_{jk} + \beta_{3k} P_{ijk} \times CEDR_{jk}) + \gamma X_{ij} + \delta S_j + \epsilon_{ij} \quad (2)$$

其中，如果 j 省儿童 i 的母亲在 k 年出生而父亲没有在 k 年出生 ($k = 1959, 1960, 1961, 1962$)，则 $M_{ijk} = 1$ ，否则为 0；相类似的定义也适用于父亲 (F_{ijk})；如果 j 省中儿童 i 的父母均在 k 年出生，则 $P_{ijk} = 1$ ，否则为 0。 $CEDR_{jk}$ 是 j 省自 k 年开始至 1962 年的累积超额死亡率，例如 $CEDR_{j1959}$ 是 j 省自 1959 年始至 1962 年的累积超额死亡率，用于衡量 1959 年出生后所经历的三年困难时期的累积严重程度。 γ 、 X 和 S 的定义与模型 (1) 相同。

表 8 显示出三年困难时期对儿童健康的累积效应和选择效应。第 (1) 列累积截至 1961 年，第二列累积截至 1962 年，但两列的结果没有显著差别。总体来看，本文发现母亲在 1959 年出生，相对于父母均不在 1959 年出生而言，儿童的身高显著地平均降低 0.191 个标准差。父母均在 1960 年出生，相对于父母均不在 1960 年出生，子女的身高显著地平均降低 1.249 个标准差。这两个结果显示，仅母亲和父母均经历三年困难时期有较为明显的累积效应，而且累积时间越长，对子女身高的负面影响越大。我们并没有发现父亲经历三年困难时期有类似的代际影响。1961 年的估计结果却显示出显著的选择效应。如果母亲在 1961 年出生，说明其父辈具有较强的生命力，则将在 5% 的水平上显著增加其子女的身高。父亲在 1961 年出生也有类似的效果，但系数相对较小。

若将累积效应与选择效应综合来看，可以发现，母亲经历三年困难时期，既有累积效应也有选择效应，但选择效应大于累积效应，这可以解释表 4 主回归中母亲经历三年困难时期对子女身高没有显著的负面影响；父亲经历三年困难时期，仅有选择效应，这也解释了为何表 4 主回归中父亲经历三年困难时期对子女的身高没有显著的负面影响；父母均经历三年困难时期仅有累积效应，这解释了为何父母均经历三年困难时期对子女身高有显著的负面影响。总之，本文发现三年困难时期的代际传递具有较显著的累积效应与选择效应，而且两者相互作用可以解释为何仅在父母均经历三年困难时期时才会显著地降低子女的身高。

表 8 中国三年困难时期对儿童健康的代际传递（累积效应与选择效应）

| | 因变量：年龄别身高 | |
|-------------------------------------|------------------------|------------------------|
| | (1) | (2) |
| 母亲出生于 1959 年 × 自 1959 年起 累积超额死亡率 | -0.013 *** (-2.899) | -0.013 *** (-2.876) |
| 母亲出生于 1960 年 × 自 1960 年起 累积超额死亡率 | -0.002 (-0.115) | -0.003 (-0.135) |
| 母亲出生于 1961 年 × 自 1961 年起 累积超额死亡率 | 0.066 *** (4.601) | 0.056 *** (2.933) |
| 母亲出生于 1962 年 × 自 1962 年起 累积超额死亡率 | — | 0.006 (0.079) |
| 父亲出生于 1959 年 × 自 1959 年起 累积超额死亡率 | -0.013 (-0.887) | -0.012 (-0.860) |
| 父亲出生于 1960 年 × 自 1960 年起 累积超额死亡率 | -0.007 (-0.986) | -0.007 (-0.938) |
| 父亲出生于 1961 年 × 自 1961 年起 累积超额死亡率 | 0.034 ** (2.290) | 0.034 ** (2.144) |
| 父亲出生于 1962 年 × 自 1962 年起 累积超额死亡率 | — | 0.047 (0.714) |
| 父母出生于 1959 年 × 自 1959 年起 累积超额死亡率 | -0.008 (-0.420) | -0.009 (-0.444) |
| 父母出生于 1960 年 × 自 1960 年起 累积超额死亡率 | -0.085 *** (-7.943) | -0.085 *** (-8.060) |
| 父母出生于 1961 年 × 自 1961 年起 累积超额死亡率 | -0.003 (-0.076) | -0.003 (-0.070) |
| 父母出生于 1962 年 × 自 1962 年起 累积超额死亡率 | — | -0.024 (-0.611) |
| 自 1959 年起累积超额死亡率 | -0.001 (-0.006) | 0.060 (0.243) |
| 自 1960 年起累积超额死亡率 | -0.001 (-0.006) | -0.096 (-0.362) |
| 自 1961 年起累积超额死亡率 | -0.028 (-0.295) | 0.137 (1.526) |
| 自 1962 年起累积超额死亡率 | — | -0.397 (-0.939) |
| 母亲出生于 1959 年 | 0.391 ** (2.272) | 0.375 ** (2.299) |
| 母亲出生于 1960 年 | 0.111 (0.325) | 0.113 (0.326) |

续表

| | 因变量：年龄别身高 | |
|--------------------|----------------------|----------------------|
| | (1) | (2) |
| 母亲出生于 1961 年 | -0.195 (-1.184) | -0.143 (-0.687) |
| 母亲出生于 1962 年 | — | -0.059 (-0.285) |
| 父亲出生于 1959 年 | 0.581 * (1.812) | 0.566 * (1.822) |
| 父亲出生于 1960 年 | -0.053 (-0.386) | -0.065 (-0.496) |
| 父亲出生于 1961 年 | -0.003 (-0.028) | -0.003 (-0.021) |
| 父亲出生于 1962 年 | — | -0.065 (-0.396) |
| 父母出生于 1959 年 | 0.252 (0.711) | 0.248 (0.695) |
| 父母出生于 1960 年 | 1.425 *** (6.957) | 1.416 *** (6.568) |
| 父母出生于 1961 年 | 0.045 (0.144) | 0.029 (0.093) |
| 父母出生于 1962 年 | — | -0.202 (-1.353) |
| 其他控制变量 | 是 | 是 |
| 调查年度固定效应 | 是 | 是 |
| 省固定效应 | 是 | 是 |
| 样本量 | 2213 | 2213 |
| 调整的 R ² | 0.312 | 0.310 |

注：括号内数值为 t 统计量，标准误在省范围内聚类调整；***、**、* 分别表示回归结果在 1%、5% 和 10% 水平上显著；其他控制变量包括儿童的性别、年龄、民族、儿童出生时母亲的年龄、平均每月日照时数的对数。

资料来源：根据 1989-2000 年 CHNS 数据计算得到。

本文与 Kim et al. (2014) 有很多相似的地方，也有许多不同。相同的是，我们均关注三年困难时期的代际影响，不同之处有以下四点。第一，Kim et al. (2014) 关注教育（初中入学率），本文关注身体健康。第二，Kim et al. (2014) 使用的是普查数据，本文使用调查数据；普查数据没有健康指标，调查数据有健康指标。第三，Kim et al. (2014) 只考察母亲经历三年困难时期的影响，而我们将类似的方法复制到身体健康

上时被发现该方法将低估父母经历三年困难时期的代际影响。第四，本文发现父母经历三年困难时期兼具累积效应与选择效应，这是在Kim et al. (2014) 基础上延伸的结果。

(六) 代际影响的作用机制

三年困难时期代际传递产生的渠道是什么？Tan et al. (2015) 发现男孩偏好是父母经历三年困难时期对子女认知能力产生代际影响的主要作用渠道。其原因在于，男孩在5岁之前一般较女孩更加容易受到外生负面冲击的影响，因此三年困难时期中幸存下来的男孩更可能来自于有男孩偏好的家庭。这些家庭中根深蒂固的男孩偏好可能会持续存在并影响下一代。Tan et al. (2015) 运用了两个事实来探究男孩偏好是否是三年困难时期代际影响的主要渠道。第一，他们利用中国回族、蒙古族、维吾尔族、藏族、傣族、黎族没有男孩偏好（陈长平、陈胜利，2004；Mu & Zhang, 2011）这一特征事实；第二，他们利用家庭中既有男孩又有女孩时，相对于家庭中仅有男孩或仅有女孩，父母更可能进行男孩偏好的事实。他们的两个策略均发现，男孩偏好是三年困难时期对认知能力产生代际影响的作用渠道。本文父母经历三年困难时期对女孩有显著影响，但对男孩没有显著影响，似乎也印证了男孩偏好有可能是主要的渠道之一。

本文使用两种方法来检验男孩偏好是否是父母经历三年困难时期对子女身体健康产生代际影响的作用渠道。首先，我们借鉴了Tan et al. (2015) 的第二种方法定义了有男孩偏好家庭类型^①。具体地，如果某家庭既有儿子也有女儿，则男孩偏好家庭=1，否则为0。本文使用家庭中所有孩子第一次标准化身高同时没有缺失值的样本进行回归，以最大化样本量。表9报告了该回归结果。由于所有儿童与单个儿童第一次标准化身高没有缺失并不完全重叠，因此表9样本与主回归的样本有所不同，这可能使得表9的结果与主回归的结果并不完全可比。本文发现既有儿子又有女儿的家庭，相对于要么全是女儿要么全是儿子的家庭而言，父母经历三年困难时期并没有显著降低子女的标准身高。第二列和第三列对女孩和男孩单独回归，也没有发现有男孩偏好的家庭相对于没有男孩偏好的家庭，父母经历三年困难时期显著地降低女孩的身高或显著地增加男孩的身高。

^① 本文所利用的CHNS数据，2213个样本中没有男孩偏好的少数民族样本仅有19个，占比太低，以至于无法利用上述没有男孩偏好的少数民族来识别男孩偏好这一渠道。

表 9 使用 Tan et al. (2015) 的方法检验男孩偏好作为父母经历三年困难时期代际影响的渠道

| | 因变量：年龄别身高 | | |
|------------------------------|----------------------|--------------------|----------------------|
| | 全样本 | 女孩 | 男孩 |
| 男孩偏好家庭(如果既有儿子也有女儿 = 1) | 0.029 (0.664) | 0.089 (1.550) | -0.028 (-0.248) |
| 男孩偏好家庭 × 超额死亡率 × 母亲出生于三年困难时期 | 0.004 (0.533) | -0.001 (-0.102) | 0.011 (0.692) |
| 男孩偏好家庭 × 超额死亡率 × 父亲出生于三年困难时期 | 0.007 (0.777) | 0.016* (1.752) | 0.003 (0.182) |
| 男孩偏好家庭 × 超额死亡率 × 父母出生于三年困难时期 | -0.009 (-0.986) | -0.021 (-1.110) | 0.005 (0.337) |
| 超额死亡率 × 母亲出生于三年困难时期 | -0.013** (-2.499) | -0.004 (-1.064) | -0.025** (-2.248) |
| 超额死亡率 × 父亲出生于三年困难时期 | -0.002 (-0.193) | -0.012 (-1.110) | -0.000 (-0.014) |
| 超额死亡率 × 父母出生于三年困难时期 | 0.003 (0.463) | 0.011 (0.651) | -0.007 (-0.730) |
| 1960 年超额死亡率 | -0.013 (-0.234) | 0.090 (1.599) | -0.102 (-1.398) |
| 母亲出生于三年困难时期 | 0.187* (1.944) | 0.068 (0.454) | 0.336*** (4.099) |
| 父亲出生于三年困难时期 | 0.116 (0.517) | 0.123 (0.620) | 0.156 (0.529) |
| 父母出生于三年困难时期 | 0.035 (0.337) | -0.007 (-0.053) | 0.134 (0.800) |
| 女孩 | 0.012 (0.213) | — | — |
| 其他控制变量 | 是 | 是 | 是 |
| 调查年度固定效应 | 是 | 是 | 是 |
| 省固定效应 | 是 | 是 | 是 |
| 样本量 | 1709 | 831 | 878 |
| 调整的 R ² | 0.379 | 0.381 | 0.378 |

注：括号内数值为 t 统计量，标准误在省范围内聚类调整；***、**、* 分别表示回归结果在 1%、5% 和 10% 水平上显著；其他控制变量包括儿童的性别、年龄、民族、儿童出生时母亲的年龄、平均每月日照时数的对数。

资料来源：根据 1989 - 2000 年 CHNS 数据计算得到。

本文认为，虽然既有男孩又有女孩的家庭的确更有可能表现出偏好于男孩，但由于出生次序也是影响身体健康的一个重要方面，如果忽视出生次序可能并不能估计得到一个干净男孩偏好效应。叶昱利等（2021）的最新研究，通过比较有弟弟相对于有妹妹对长姐健康的影响来识别男孩偏好效应。由于研究对象是长姐，该方法排除了识别男孩偏好因果关系过程中出生次序的干扰。本文的第二个方法，借鉴他们将样本限

定于长姐中，同时将是否有弟弟的虚拟变量与超额死亡率、父母出生于三年困难时期的虚拟变量交互。表 10 报告了这一尝试的结果，我们发现三重交互项并不显著，表明男孩偏好并不是代际影响的作用渠道。但我们对该结果的解读仍须更为审慎，因为长姐样本相对于主回归样本较少，致使方差增加了许多，因此该结果更多只是建议性的。总之，本文的估计结果表明，在身体健康方面，男孩偏好并不是代际影响的作用渠道。

表 10 使用叶昱利等（2021）的方法检验男孩偏好作为父母经历三年困难时期代际影响的渠道

| | 因变量：长姐的年龄别身高 |
|-----------------------|---------------------|
| 有弟弟(=1) | 0.147 (0.831) |
| 有弟弟×超额死亡率×母亲出生于三年困难时期 | -0.008 (-0.534) |
| 有弟弟×超额死亡率×父亲出生于三年困难时期 | 0.027 (1.038) |
| 有弟弟×超额死亡率×父母出生于三年困难时期 | 0.020 (0.922) |
| 超额死亡率×母亲出生于三年困难时期 | 0.016* (1.850) |
| 超额死亡率×父亲出生于三年困难时期 | -0.036 (-1.226) |
| 超额死亡率×父母出生于三年困难时期 | -0.050* (-1.862) |
| 1960年超额死亡率 | 0.043 (0.681) |
| 母亲出生于三年困难时期 | -0.091 (-0.464) |
| 父亲出生于三年困难时期 | 0.381 (1.171) |
| 父母出生于三年困难时期 | 0.164 (1.099) |
| 其他控制变量 | 是 |
| 调查年度固定效应 | 是 |
| 省固定效应 | 是 |
| 样本量 | 433 |
| 调整的 R ² | 0.343 |

注：括号内数值为 t 统计量，标准误在省范围内聚类调整；***、**、* 分别表示回归结果在 1%、5% 和 10% 水平上显著；其他控制变量包括儿童的性别、年龄、民族、儿童出生时母亲的年龄、平均每月日照时数的对数。

资料来源：根据 1989-2000 年 CHNS 数据计算得到。

虽然附表 3 表明三年困难时期对所有幸存者和已婚幸存者的影响是相似的，但表 2 还是呈现出在三年困难时期出生的母亲其配偶身高相对较低的选型婚配迹象。因此，仍有必要考察选型婚配是否是父母经历三年困难时期代际影响的作用渠道。本文按如下步骤考察母亲择偶是否是导致代际影响的一个机制。首先，本文首先单独考察母亲出生于三年困难时期（不论父亲是否出生于三年困难时期）对子女身高的影响；其次，考察母亲经历三年困难时期对配偶选择的影响（包括父亲的受教育程度、年龄、收入以及父亲出生于三年困难时期）；最后，同时加入母亲经历三年困难时期的虚拟变量和父亲的特征变量（父亲出生于三年困难时期、受教育程度、收入等），然后观察母亲经历三年困难时期与超额死亡率交乘项系数的变化。若系数下降较多，说明配偶选择是导致代际影响的重要途径。

表 11 报告了该尝试的结果。第（1）列，母亲出生于三年困难时期与超额死亡率的交乘项并不显著，表明在这样的模型设定中，母亲出生于三年困难时期对子女身高没有显著的影响。我们继而进行第（2）步，考察母亲出生于三年困难时期对配偶选择的影响。给定已经结婚，母亲经历三年困难时期与父亲经历三年困难时期高度正相关、与父亲的受教育程度显著正相关；与父亲的年龄负相关，但并不显著；由于 CHNS 没有个人收入的数据，我们使用家庭人均收入（取对数）替代父亲收入水平，母亲经历三年困难时期与其负相关，但不显著。第（3）步的结果报告于第（6）列至第（10）列中。我们发现依次加入父亲经历三年困难时期、父亲的教育程度、年龄、收入等变量，母亲出生于三年困难时期与超额死亡率交乘项的系数仍没有显著的变化，也一直都不显著。第（10）列添加了父亲所有的特征，这些渠道变量中只有父亲的受教育程度和家庭人均收入较为显著，但母亲的结果也没有发生改变。据此可以认为，三年困难时期影响配偶的选择并不是导致代际影响的机制之一。但我们对这样的结论应该十分谨慎，由于遗漏了父亲的影响，导致母亲的影响被低估，因此在此基础上所做的渠道分析应该只是建议性的。

表 11 三年困难时期代际传递的渠道：选型婚配？

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) | (9) | (10) |
|-----------------------------------|-------------------|---------------------|-------------|------|--------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|
| | 儿童年龄 别身高 | 父亲出生 于三年困 难时期 | 父亲受教 育程度 | 父亲年龄 | 家庭人均 收入对数 | 儿童年龄别身高 | | | | |
| 超额死亡 率×母亲 出生于三 年困难 时期 | -0.009 (1.362) | — | — | — | — | -0.006 (0.994) | -0.005 (0.992) | -0.010 (1.516) | -0.006 (1.156) | -0.009 (1.468) |

续表

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) | (9) | (10) |
|--------------------------------------|-------------------|-----------------------|----------------------|-------------------|-------------------|-------------------|----------------------|-----------------------|--------------------|-----------------------|
| | 儿童年龄 别身高 | 父亲出生 于三年困 难时期 | 父亲受教 育程度 | 父亲年龄 | 家庭人均 收入对数 | 儿童年龄别身高 | | | | |
| 母亲出生 于三年困 难时期 | 0.129 (1.236) | 0.280 *** (14.599) | 0.384 *** (2.641) | -0.574 (1.293) | -0.047 (1.450) | 0.103 (1.079) | 0.100 (1.184) | 0.160 (1.542) | 0.139 (1.673) | 0.157 (1.585) |
| 1960 年超 额死亡率 | -0.013 (0.353) | — | — | — | — | -0.040 (1.083) | -0.067 * (1.924) | -0.015 (0.417) | -0.058 (1.550) | -0.053 (1.419) |
| 父亲出生 于三年困 难时期 | — | — | — | — | — | 0.078 (1.176) | — | — | — | -0.044 (0.647) |
| 父亲受教 育程度 | — | — | — | — | — | — | 0.061 *** (4.362) | — | — | 0.042 *** (2.791) |
| 父亲年龄 | — | — | — | — | — | — | — | -0.050 *** (8.266) | - | -0.043 *** (6.362) |
| 家庭人均 收入的对 数(通胀 调整至 2015) | — | — | — | — | — | — | — | — | 0.104 * (1.819) | 0.077 * (1.721) |
| 其他控制 变量 | 是 | 否 | 否 | 否 | 否 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 调查年度 固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 省 固 定 效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 样本量 | 2213 | 2213 | 2213 | 2207 | 2213 | 2213 | 2213 | 2207 | 2213 | 2207 |
| 调整 的 R ² | 0.311 | 0.123 | 0.047 | 0.205 | 0.074 | 0.280 | 0.293 | 0.302 | 0.284 | 0.311 |

注：括号内数值为 t 统计量的绝对值，标准误在省范围内聚类调整；***、**、* 分别表示回归结果在 1%、5% 和 10% 水平上显著；其他控制变量包括儿童的性别、年龄、民族、儿童出生时母亲的年龄、平均每月日照时数的对数。

资料来源：根据 1989 - 2000 年 CHNS 数据计算得到。

三年困难时期代际传递产生的渠道究竟是什么？本文继而通过加入父母的身高、受教育程度、姊妹个数（用以衡量生育率）以及家庭收入等变量，并观察加入这些控制变量后三年困难时期代际传递系数大小和显著性程度的变化来推测其产生的渠道。表 12 报告该尝试的结果。为了便于比较，第（1）列复制基准回归的结果，但由于个

别父母的身高信息缺失，致使样本量有所降低。第（2）列加入姊妹个数，代际传递的系数并没有发生显著变化，这说明三年困难时期的代际传递并不是通过姊妹个数而产生的。第（3）列继续加入父母的受教育年限，代际传递的系数仍未发生显著的变化。第（4）列继续加入父母的身高，代际传递的系数开始变得不再显著。第（5）列继续加入父母的体重，代际传递的系数变得更加不显著，但系数大小没有发生变化。第（6）列继续加入家庭收入，代际传递的系数变得更加不显著。表 12 的结果说明三年困难时期的代际传递通过影响父母的身高而影响其子女的健康。

表 12 三年困难时期代际传递的渠道

| | 因变量：年龄别身高 | | | | | |
|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| 超额死亡率 × 母亲出生于三年困难时期 | -0.008 (-1.200) | -0.003 (-0.470) | -0.004 (-0.646) | -0.004 (-0.871) | -0.007 (-1.582) | -0.008* (-1.769) |
| 超额死亡率 × 父亲出生于三年困难时期 | -0.010 (-1.452) | -0.011 (-1.507) | -0.011 (-1.546) | -0.009 (-1.169) | -0.008 (-1.102) | -0.009 (-1.127) |
| 超额死亡率 × 父母出生于三年困难时期 | -0.014* (-1.935) | -0.012* (-1.844) | -0.013* (-1.739) | -0.011 (-1.519) | -0.011 (-1.415) | -0.011 (-1.355) |
| 1960 年超额死亡率 | -0.016 (-0.435) | -0.021 (-0.536) | -0.043 (-1.129) | -0.392*** (-8.221) | -0.342*** (-8.432) | -0.349*** (-7.941) |
| 母亲出生于三年困难时期 | 0.173 (1.194) | 0.128 (0.907) | 0.121 (1.004) | 0.179 (1.562) | 0.217* (1.861) | 0.232** (2.067) |
| 父亲出生于三年困难时期 | 0.197 (1.283) | 0.215 (1.470) | 0.170 (1.110) | 0.168 (1.159) | 0.152 (1.043) | 0.159 (1.117) |
| 父母出生于三年困难时期 | 0.137 (1.119) | 0.126 (1.007) | 0.076 (0.598) | 0.052 (0.438) | 0.037 (0.287) | 0.034 (0.263) |
| 姊妹个数 | — | -0.141 (-1.497) | -0.118 (-1.317) | -0.132* (-1.803) | -0.144** (-2.072) | -0.136** (-1.996) |
| 母亲的教育年限 | — | — | 0.020** (2.157) | 0.006 (0.694) | 0.006 (0.641) | 0.005 (0.488) |
| 父亲的教育年限 | — | — | 0.037** (2.498) | 0.023 (1.394) | 0.023 (1.419) | 0.022 (1.421) |
| 母亲的身高 | — | — | — | 0.031*** (6.847) | 0.021*** (4.397) | 0.021*** (4.349) |
| 父亲的身高 | — | — | — | 0.044*** (11.702) | 0.033*** (8.451) | 0.033*** (8.358) |

续表

| | 因变量：年龄别身高 | | | | | |
|----------------------|-----------|-------|-------|-------|---------------------------------|---------------------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| 母亲的体重(公斤) | — | — | — | — | 0.017 ^{***} (3.044) | 0.017 ^{***} (3.088) |
| 父亲的体重(公斤) | — | — | — | — | 0.014 ^{***} (3.442) | 0.014 ^{***} (3.643) |
| 家庭人均收入的对数(通胀调整至2015) | — | — | — | — | — | 0.036 (1.097) |
| 其他控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 调查年度固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 省固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 样本量 | 2167 | 2167 | 2167 | 2167 | 2167 | 2167 |
| 调整的 R ² | 0.315 | 0.320 | 0.329 | 0.374 | 0.383 | 0.383 |

注：括号内数值为 t 统计量，标准误在省范围内聚类调整；***、**、* 分别表示回归结果在 1%、5% 和 10% 水平上显著；其他控制变量包括儿童的性别、年龄、民族、儿童出生时母亲的年龄、平均每月日照时数的对数。

资料来源：根据 1989—2000 年 CHNS 数据计算得到。

六 讨论与总结

本文以三年困难时期为自然实验，实证检验营养不良的代际传递效应。通过使用中国健康与营养调查（CHNS）数据以及双重差分（DID）分析方法，本文发现女（男）孩的父母如果均在三年困难时期中出生，将比如果父母不在三年困难时期中出生，其身高显著地降低 1.065（1.125）厘米。分性别回归表明，女孩更容易受到父母经历营养不良影响。本文还发现，出生于三年困难时期早期的父母经历营养不良的时间最长，其子女所受到的负面影响也最大，即营养不良的代际传递有累积效应。同时，出生于三年困难时期后期的父母更能抵消营养不良的负面冲击，其子女的个子会更高，即营养不良的代际传递具有选择效应。

本文的研究也存在部分不足：首先，由于历史资料相对缺乏，三年困难时期死亡人口的数量还存在一定的争议，这使得超额死亡率可能存在一定的测量误差。但目前主要的文献将三年困难时期视为外生事件，因此对超额死亡率的测量误差不太可能使得估计结果有偏，仅会使得估计系数的标准误增加。其次，三年困难时期幸存者的育龄阶段与计划生育政策大致重叠，这使得幸存者子女的样本量相对较少。最后，虽然

既有文献和本文发现三年困难时期对所有幸存者和已婚幸存者的影响没有显著差异，但选型婚配导致的内生性问题仍可能不容忽视。

本文的研究结论有极其重要的现实意义。据估计，世界上每 3.6 秒钟就有一个人因饥饿而死亡，每年约有 1500 万儿童死于饥饿^①。世界银行估计世界上有 1/7 的人口面临着营养不良。本文的结果表明营养不良对健康的影响在父辈与子女间传递，因而营养不良干预对健康的影响具有乘数效应。这一研究结果对我们的启示是，实施健康中国战略，“实施贫困地区重点人群营养干预”将不仅使受干预人群受益，而且也有利于受干预人群的子女积累人力资本，并对中国的社会和经济造成深远影响。

附录：

附表 1 样本中父母出生年度的分布情况

| 年份 | 父亲 | | 母亲 | |
|------|------|------|------|------|
| | 频度 | 频率 | 频度 | 频率 |
| 1954 | 148 | 8.11 | 191 | 9.58 |
| 1955 | 145 | 7.95 | 168 | 8.43 |
| 1956 | 177 | 9.70 | 170 | 8.53 |
| 1957 | 136 | 7.45 | 152 | 7.63 |
| 1958 | 152 | 8.33 | 134 | 6.72 |
| 1959 | 114 | 6.25 | 132 | 6.62 |
| 1960 | 76 | 4.16 | 113 | 5.67 |
| 1961 | 72 | 3.95 | 78 | 3.91 |
| 1962 | 168 | 9.21 | 184 | 9.23 |
| 1963 | 174 | 9.53 | 172 | 8.63 |
| 1964 | 127 | 6.96 | 158 | 7.93 |
| 1965 | 132 | 7.23 | 125 | 6.27 |
| 1966 | 110 | 6.03 | 98 | 4.92 |
| 1967 | 94 | 5.15 | 118 | 5.92 |
| 合计 | 1825 | 100 | 1993 | 100 |

资料来源：根据 1989 - 2000 年 CHNS 数据计算得到。

^① 参见 <http://www.unicef.org/mdg/poverty.html>。

附表 2 样本在各调查年度的分布情况

| 父母经历三年困难时期状态 | 1989 年 | 1991 年 | 1993 年 | 1997 年 | 2000 年 | 总计 |
|---------------|--------|--------|--------|--------|--------|------|
| 父母均没有经历三年困难时期 | 299 | 609 | 177 | 251 | 157 | 1493 |
| 仅父亲经历三年困难时期 | 72 | 63 | 26 | 34 | 18 | 213 |
| 仅母亲经历三年困难时期 | 114 | 101 | 23 | 37 | 15 | 290 |
| 父母均经历三年困难时期 | 89 | 61 | 29 | 25 | 13 | 217 |
| 总计 | 574 | 834 | 255 | 347 | 203 | 2213 |

资料来源：根据 1989 - 2000 年 CHNS 数据计算得到。

附表 3 三年困难时期对父母（第一代）健康的影响

| | (1) | (2) | (3) |
|--------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|
| | 全样本 | 男性 | 女性 |
| Panel A: 所有幸存者 | | | |
| 超额死亡率 × 经历三年困难时期 | -0.036 *** (-3.042) | -0.080 * (-1.693) | -0.002 (-0.055) |
| 经历三年困难时期 | 0.613 ** (2.242) | 0.883 * (1.741) | 0.412 (0.982) |
| 1960 年超额死亡率 | -0.160 *** (-49.701) | -0.182 *** (-25.202) | -0.132 *** (-18.504) |
| 男性(=1) | 10.603 *** (64.801) | — | — |
| 调查年度固定效应 | 是 | 是 | 是 |
| 省固定效应 | 是 | 是 | 是 |
| 样本量 | 7523 | 3508 | 4015 |
| 调整的 R ² | 0.560 | 0.149 | 0.131 |
| Panel B: 幸存已婚父母 | | | |
| | 已婚样本 | 已婚男性 | 已婚女性 |
| 超额死亡率 × 经历三年困难时期 | -0.025 ** (-1.979) | -0.062 (-1.632) | -0.003 (-0.077) |
| 经历三年困难时期 | 0.439 ** (2.133) | 0.592 (1.631) | 0.393 (1.010) |
| 1960 年超额死亡率 | -0.163 *** (-47.901) | -0.182 *** (-30.704) | -0.131 *** (-19.902) |
| 男性(=1) | 10.701 *** (72.010) | — | — |
| 调查年度固定效应 | 是 | 是 | 是 |
| 省固定效应 | 是 | 是 | 是 |
| 样本量 | 7100 | 3225 | 3875 |
| 调整的 R ² | 0.569 | 0.146 | 0.135 |

注：括号内数值为 t 统计量，标准误在省范围内聚类调整；***、**、* 分别表示回归结果在 1%、5% 和 10% 水平上显著；每一列均控制了年度与省的固定效应、平均每月日照时数的对数。

资料来源：根据 1989 - 2000 年 CHNS 数据计算得到。

参考文献：

- 陈长平、陈胜利 (2004), 《中国少数民族生育文化》, 北京: 中国人口出版社。
- 陈硕 (2011), 《1959-1961年中国饥荒的回顾及启示》, 《世界经济》第4期, 第80-103页。
- 程令国、张晔 (2011), 《早年的饥荒经历影响了人们的储蓄行为吗? ——对我国居民高储蓄率的一个新解释》, 《经济研究》第8期, 第119-132页。
- 董晓芳、刘茜 (2018), 《高堂在, 不宜远居吗? ——基于 CHARLS 数据研究子女居住安排对父母健康的影响》, 《中国经济问题》第5期, 第38-54页。
- 范子英 (2010), 《关于大饥荒研究中的几个问题》, 《经济学 (季刊)》第3期, 第1151-1162页。
- 范子英、孟令杰 (2006), 《对阿马蒂亚·森的饥荒理论的理解及验证: 来自中国的数据》, 《经济研究》第8期, 第104-113页。
- 范子英、孟令杰 (2007), 《经济作物、食物获取权与饥荒: 对森的理论的检验》, 《经济学 (季刊)》第2期, 第487-512页。
- 范子英、孟令杰、石慧 (2009), 《为何1959-1961年大饥荒终结于1962年》, 《经济学 (季刊)》第1期, 第289-306页。
- 范子英、石慧 (2013), 《为何大饥荒发生在粮食主产区?》, 《经济学 (季刊)》第2期, 第493-510页。
- 何庆红、谭远发、谢鹏鑫 (2020), 《天伦之乐还是天伦之累? ——照料孙子女与中老年人幸福感》, 《中国经济问题》第3期, 第121-136页。
- 洪炜杰、罗必良 (2020), 《饥荒经历、地权偏好与农地调整》, 《中国农村观察》第2期, 第100-116页。
- 贾艳敏、朱进 (2015), 《国内学者“大饥荒”问题研究述评》, 《江苏大学学报 (社会科学版)》第2期, 第14-24页。
- 李辉、季成叶、宗心南、张亚钦 (2009), 《中国0~18岁儿童、青少年身高、体重的标准化生长曲线》, 《中华儿科杂志》第7期, 第487-492页。
- 李强 (2014), 《同伴效应对中国农村青少年体重的影响》, 《中国农村经济》第3期, 第73-84页。
- 李强 (2019), 《同伴效应对农村义务教育儿童辍学的影响》, 《教育与经济》第4期,

第 36 - 44 页。

李强、叶昱利 (2017), 《丈夫外出对于留守妇女身体健康的影响》, 《南方人口》第 5 期, 第 48 - 57 页。

李强、臧文斌 (2011), 《父母外出对留守儿童健康的影响》, 《经济学 (季刊)》第 1 期, 第 341 - 360 页。

林淑贞、周泳宏 (2019), 《饥荒、性格形成与心理健康》, 《劳动经济研究》第 6 期, 第 37 - 63 页。

刘愿 (2010), 《“大跃进”运动与中国 1958 - 1961 年饥荒——集权体制下的国家、集体与农民》, 《经济学 (季刊)》第 3 期, 第 1119 - 1142 页。

马光荣 (2011), 《中国大饥荒对健康的长期影响：来自 CHARLS 和县级死亡率历史数据的证据》, 《世界经济》第 4 期, 第 104 - 123 页。

汪险生、郭忠兴 (2018), 《早年饥荒经历对农户土地租出行为的影响》, 《南京农业大学学报 (社会科学版)》第 3 期, 第 103 - 112 页。

王营、曹廷求 (2017), 《CEO 早年大饥荒经历影响企业慈善捐赠吗?》, 《世界经济文汇》第 6 期, 第 16 - 38 页。

文贯中、刘愿 (2010), 《再论公共食堂退出权在“大跃进”饥荒中的作用》, 《经济学 (季刊)》第 3 期, 第 1163 - 1176 页。

杨涛 (2010), 《探讨大饥荒的成因：集权、计划失误与政治行为的影响》, 《经济学 (季刊)》第 3 期, 第 1143 - 1150 页。

叶昱利、李强、冯群娣 (2021), 《我的姐姐：男孩偏好与长姐身体健康》, 《公共管理评论》第 4 期, 第 5 - 33 页。

于丽、赫倩倩 (2017), 《儿童早期的伤疤是否长期存在? ——大饥荒对退休决策的影响研究》, 《劳动经济研究》第 4 期, 第 24 - 47 页。

Alberman, Eva, Irvin Emanuel, Haroulla Filakti & Stephen Evans (1992). The Contrasting Effects of Parental Birthweight and Gestational Age on the Birthweight of Offspring. *Paediatric and Perinatal Epidemiology*, 6 (2), 134 - 144.

Barker, David (1990). The Fetal and Infant Origins of Adult Disease. *British Medical Journal*, 301 (6761), 1111.

Brandt, Loren, Aloysius Siow & Carl Vogel (2016). Large Demographic Shocks and Small Changes in the Marriage Market. *Journal of the European Economic Association*, 14 (6), 1437 - 1468.

- Chen, Yuyu & Li-An Zhou (2007). The Long-term Health and Economic Consequences of the 1959 – 1961 Famine in China. *Journal of Health Economics*, 26 (4), 659 – 681.
- Fung, Winnie & Wei Ha (2010). Intergenerational Effects of the 1959 – 61 China Famine. In Ricardo Fuentes-Nieva & Papa Seck (eds.), *Risk, Shocks, and Human Development*. London: Palgrave Macmillan, pp. 222 – 254.
- Gørgens, Tue, Xin Meng & Rhema Vaithianathan (2012). Stunting and Selection Effects of Famine: A Case Study of the Great Chinese Famine. *Journal of Development Economics*, 97 (1), 99 – 111.
- Heckman, James (2007). The Economics, Technology, and Neuroscience of Human Capability Formation. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 104 (33), 13250 – 13255.
- Hu, Xuefeng, Gordon Liu & Maoyong Fan (2017). Long-term Effects of Famine on Chronic Diseases: Evidence from China's Great Leap Forward Famine. *Health Economics*, 26 (7), 922 – 936.
- Jirtle, Randy & Michael Skinner (2007). Environmental Epigenomics and Disease Susceptibility. *Nature Reviews Genetics*, 8 (4), 253 – 262.
- Kim, Seonghoon, Quheng Deng, Belton Fleisher & Shi Li (2014). The Lasting Impact of Parental Early Life Malnutrition on Their Offspring: Evidence from the China Great Leap Forward Famine. *World Development*, 54, 232 – 242.
- Kung, James Kai-Sing & Justin Yifu Lin (2003). The Causes of China's Great Leap Famine, 1959 – 1961. *Economic Development and Cultural Change*, 52 (1), 51 – 73.
- Kung, James Kai-Sing & Shuo Chen (2011). The Tragedy of the Nomenklatura: Career Incentives and Political Radicalism during China's Great Leap Famine. *American Political Science Review*, 105 (1), 27 – 45.
- Li, Qiang, Gordon Liu & Wenbin Zang (2015). The Health of Left – behind Children in Rural China. *China Economic Review*, 36, 367 – 376.
- Li, Qiang, Wenbin Zang & Lian An (2013). Peer Effects and School Dropout in Rural China. *China Economic Review*, 27, 238 – 248.
- Liang, Zai & Michael White (1996). Internal Migration in China, 1950 – 1988. *Demography*, 33 (3), 375 – 384.
- Lin, Justin Yifu (1990). Collectivization and China's Agricultural Crisis in 1959 –

1961. *Journal of Political Economy*, 98 (6), 1228 – 1252.
- Lin, Justin Yifu & Dennis Tao Yang (1998). On the Causes of China's Agricultural Crisis and the Great Leap Famine. *China Economic Review*, 9 (2), 125 – 140.
- Lin, Justin Yifu & Dennis Tao Yang (2000). Food Availability, Entitlements and the Chinese Famine of 1959 – 61. *The Economic Journal*, 110 (460), 136 – 158.
- Loh, Chung-Ping & Qiang Li (2013). Peer Effects in Adolescent Bodyweight: Evidence from Rural China. *Social Science & Medicine*, 86, 35 – 44.
- Luo, Zhehui, Ren Mu & Xiaobo Zhang (2006). Famine and Overweight in China. *Review of Agricultural Economics*, 28 (3), 296 – 304.
- Martorell, Reynaldo & Amanda Zongrone (2012). Intergenerational Influences on Child Growth and Undernutrition. *Paediatric and Perinatal Epidemiology*, 26 (s1), 302 – 314.
- Meng, Xin & Nancy Qian (2009). The Long Term Consequences of Famine on Survivors: Evidence from a Unique Natural Experiment Using China's Great Famine. *NBER Working Paper*, No. 14917.
- Mu, Ren & Xiaobo Zhang (2011). Why Does the Great Chinese Famine Affect the Male and Female Survivors Differently? Mortality Selection Versus Son Preference. *Economics & Human Biology*, 9 (1), 92 – 105.
- Peng, Xizhe (1987). Demographic Consequences of the Great Leap Forward in China's Provinces. *Population and Development Review*, 13 (4), 639 – 670.
- Schultz, Paul (2003). Human Capital, Schooling and Health. *Economics & Human Biology*, 1 (2), 207 – 221.
- Shi, Xinzheng (2011). Famine, Fertility, and Fortune in China. *China Economic Review*, 22 (2), 244 – 259.
- Tan, Chih Ming, Zhibo Tan & Xiaobo Zhang (2015). Sins of the Fathers: The Intergenerational Legacy of the 1959 – 61 Great Chinese Famine on Children's Cognitive Development. *SSRN Working Paper*, No. 2409452.
- Venkataramani, Atheendar (2011). The Intergenerational Transmission of Height: Evidence from Rural Vietnam. *Health Economics*, 20 (12), 1448 – 1467.
- Wooldridge, Jeffrey (2002). *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. Cambridge: MIT Press.

Intergenerational Health Transmission of Early Years' Malnutrition and Its Implications for “Healthy China”

Li Qiang¹, Ye Yuli² & Wen Bin³

(Public Administration School, Guangzhou University¹;

College of Economics and Management, South China Agricultural University²;

School of Economics, Southwest Minzu University³)

Abstract: Treating the three-year difficult period of China as a natural experiment, we empirically test the intergenerational transmission of malnutrition. Using data from the China Health and Nutrition Survey (CHNS) and method of difference-in-difference (DID), this article finds that girls (boys) with both parents experienced malnutrition are significantly shorter by 1.065 (1.125) cm compared to girls (boys) whose parents did not have malnutrition. For parents born in the early three-year difficult period, if they experienced longer period of malnutrition, their children could suffer more negative effects. Therefore, it is likely that the intergenerational transmission of malnutrition has a cumulative effect, and experiencing malnutrition has a multiplier effect of intergenerational transmission. The related policy implication is that nutrition intervention will be beneficial to both the target population and the next generation.

Keywords: rural children, intergenerational health transmission, nutrition intervention

JEL Classification: I12, J13, I10

(责任编辑: 封永刚)