

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

于 丽 赫倩倩*

内容提要 1959-1961年间的大饥荒在中国历史上产生了深远影响,关于大饥荒对儿童影响的文献指出,早期经历过饥荒的儿童教育程度偏低、健康状况较差、身高较矮。本文基于2007年中国家庭收入调查(CHIP 2007)数据库,使用双重差分方法,首次对大饥荒发生时处于不同学前年龄段儿童的未来退休状况进行了研究,并进一步用三重差分方法分析了大饥荒影响不同阶段儿童未来退休选择的主要因素。研究发现,儿童在越小的年龄经历大饥荒,越有可能选择早退休,此结果在女性群体效果显著;0~3岁儿童经历大饥荒相比较于4~5岁经历大饥荒,在大饥荒越严重的地区,他们的平均教育程度越低,身高越矮;在较小的年龄经历大饥荒,且大饥荒越严重的地区,教育程度每增加一年则会使得他们将来提早退休的可能性增加;相反,身高每增加1个单位却会使得他们早退休的可能性降低。

关键词 大饥荒 退休 健康 双重差分 三重差分

一 引言和文献综述

大饥荒并不是一个陌生的话题,1845-1852年的爱尔兰饥荒,1932-1933年的乌

* 于丽,中央财经大学中国人力资本与劳动经济研究中心,电子邮箱:liyuli@cufe.edu.cn;赫倩倩,京东金融科技控股有限公司,电子邮箱:heqianseeee@163.com。本研究得到国家自然科学基金项目(71403303)“人口预期寿命、退休政策如何影响职业选择——基于中国人力资本投资的视角”、“中央高校基本科研业务费专项资金”、“中央财经大学科研创新团队支持计划”和“中国低生育率的微观决策和宏观政策研究”的资助。

克兰饥荒等，带给当时的人们太多的震撼和悲痛，数以百万的人口在饥饿和贫困中艰难求生。而这一情况，在 1959 - 1961 年间的中国，同样发生了。1959 - 1961 年大饥荒席卷全国，这是中国经历的一个历史性的灾难。据研究统计，大饥荒使得将近 1500 ~ 3000 万人死亡^①，这一死亡人数在中国历史上是惊人的。

Johnson (1998) 总结了许多学者指出的大饥荒产生的原因，认为天气和政策是造成大饥荒发生的主要因素。Yao (1999) 认为，不断减少的国内粮食产量、应对粮食短缺的措施以及政府的强制性手段是造成 1959 - 1961 年大饥荒发生的主要原因。Shi (2011) 认为，每天人均可获得的食物减少、公共食堂的出现以及政府对城市的偏向政策是造成这场历史性大灾难的主要原因。Meng et al. (2015) 认为，僵硬的累进粮食征收政策是大饥荒的主要成因，这个政策可以解释大饥荒所造成的死亡率的 43%~67%。

随着时间的推移，当年经历大饥荒的儿童逐渐到了成人阶段。为了研究大饥荒对当时孩子产生的深远影响，学者们关注重点也自然而然地转移到了这些当年经历饥荒的成年人身上，试图发现幼年时期经历大饥荒对其未来的健康状况、教育程度、收入水平等的影响。Chen & Zhou (2007) 使用中国健康与营养调查 (CHNS) 1991 年数据，对大饥荒的长远影响进行了深入研究。他们将 1960 年各省份的死亡率作为大饥荒严重程度的一个指标，采用差分的方法证明了出生在 1959 - 1962 年经历大饥荒的人比出生在 1954 - 1958 年及 1963 - 1969 年较小年龄未经历大饥荒的人身高更矮一些，劳动力供给水平和收入水平更低。Almond et al. (2007) 采用 1% 样本的 2000 年人口普查数据，证明了胎儿时期受大饥荒影响越严重，将来的文盲率及失业率越高，同时证明了胎儿时期经历大饥荒的男性相对来说结婚更晚，而胎儿时期经历大饥荒的女性的配偶受教育程度更低。马光荣 (2011) 使用 CHARLS (中国健康与养老追踪调查) 数据，通过差分方法检验了大饥荒对人们健康状况的影响。在该文献中，胎儿时期经历大饥荒的人群健康状况并没有变得很糟糕，但是出生后 12 个月内若经历大饥荒则会使他们将来

① 虽然大饥荒期间产生了无数的非正常死亡人口，但尚未有正式的官方机构对 1959 - 1961 年大饥荒期间非正常死亡的人口进行详细统计和测算。目前我们得到的 3000 万人口的数据来自学者通过大饥荒发生前后的死亡率进行预测得到的数字 (Chen & Zhou, 2007)。在其它文献中，我们可以发现，大饥荒期间的死亡人口统计，部分学者计算是高于 3000 万 (Ashton et al., 1984)，部分学者进行的估计是低于 3000 万的，大约 1500 万 (Riskin, 1990)，还有一部分学者认为大饥荒的具体非正常死亡人口数在 1800 万 ~ 2300 万之间 (Peng, 1987; Chang & Wen, 1997; Yao, 1999)。Ashton et al. (1984)、Yao (1999) 及 Chen & Zhou (2007) 的研究指出，非正常出生的儿童大概有 3000 万。

的健康状况变差，体重增加，出生后13~36个月经历大饥荒对健康的影响会减弱。

Shi (2011) 利用2000年人口普查数据来探究大饥荒与健康 and 劳动力市场行为之间的关系，实验组是出生后第一年就经历大饥荒的人群，对照组是第一年出生未经历大饥荒的人群，通过差分的方法研究发现，实验组死亡率比正常水平高0.1%，大饥荒会导致女性有0.09%的可能性完不成高中，对于男性来说结果不显著。Meng & Qian (2009) 对大饥荒发生后存活下来的人进行了研究，并对衰减效应进行了剖析，发现在胎儿期及早期经历大饥荒的人群具有较低的身高、较低的肥胖率、较低的教育水平，以及较低的劳动力供给。Ye & Ren (2015) 用二重差分的方法来探究大饥荒的影响，采用出生年龄组和非正常死亡率的交叉项来探究大饥荒的效应，基于CFPS（中国家庭追踪调查）数据库研究发现，经历大饥荒的儿童与不经历大饥荒的儿童相比，在孩童时期经历大饥荒不仅会对他们的身体健康造成影响，还会对他们将来的生理和心理健康产生不利的影响。

大饥荒作为一种特殊的灾难，其直接影响是孩子早期的营养状况，而年幼时不同阶段的营养和孩童长期发展又存在着密切的联系。如，Pollitt et al. (1993) 基于危地马拉的营养干预实验，指出儿童早期营养不良与其后期认知能力具有直接关系，早期营养不良会导致后期在校学习成绩较差，受教育水平较低。Futoshi (2008) 利用南非的面板数据，发现早期的营养不良会降低儿童将来的学习能力、学业表现及未来的人力资本产出，但早期营养不良的影响是随着年龄的增加而逐渐削弱的，三岁之前的营养状况对今后的学习成绩有更好的解释作用。Victora et al. (2003) 探究了早期的营养不良对成年后人力资本的影响，通过对低收入国家及中等收入国家如巴西、印度、南非等的研究，发现营养不良的儿童在成年后拥有较低的身高、较少的教育年限以及递减的劳动生产力。虽然众多学者使用的方法、角度及采用的数据库大不相同，但结论相似，大饥荒对早期经历的儿童造成的影响是深远的，它严重影响着身体健康、受教育情况、心理素质及其它方面。

中国对退休年龄有相关规定。1978年5月24日，第五届全国人民代表大会常务委员会第二次会议原则批准，现在仍然有效的《国务院关于安置老弱病残干部的暂行办法》和《国务院关于工人退休、退职的暂行办法》（国发【1978】104号文件）正式规定了法定的退休年龄。在现行的退休年龄条例中，国家规定：男性的法定退休年龄是60岁；女性干部退休年龄是55岁而女性工人的退休年龄是50岁；对在井下、高纬度、高温工作，特别是高强度的手工或对人体健康有害的工作岗位，男性的退休年龄是55岁，女性的是45岁；对那些完全失去了工作能力，并有医院和劳动鉴定委

员会开具证明的，男性法定退休年龄是 50 岁，女性是 45 岁。但是人们在工作中关于退休会有自己的选择，提前退休、退休后再就业、延迟退休等等，都是人们根据自身情况所做的选择。在经济不断发展、老龄化不断加剧的情况下，人们选择退休的年龄越来越晚。国外一些发达国家纷纷延迟了法定退休年龄，如日本、德国及英国将其退休年龄延迟至 65 周岁，丹麦将其退休年龄延迟至 67 周岁，而美国计划将其退休年龄延长至 68~70 周岁。在中国，延迟退休已有一定的呼声。本文重点关注的是 1960 年 0~5 岁的人群，研究锁定的这部分人群在 2008 年是否是退休状态。2008 年，退休政策对于城市人群来说还是较为严格的，按照国家规定的年龄，延迟退休的情况较少，部分人群由于身体状况而选择提前退休。因此，我们依然按照国家出台的法定退休年龄作为判断是否提前退休的一个重要依据。

本文利用 2007 年中国家庭收入调查（CHIP2007）数据库和适当调查年份的加总数据，主要研究 0~3 岁年龄组与 4~5 岁年龄组相比，在 1960 年经历大饥荒对未来退休决策的影响。中国大饥荒的严重程度在各地区之间是不同的，正如 Chen & Zhou（2007）指出，将省份和年龄段相组合来创建一个二重差分方法，将实验组定位在 1960 年大饥荒年龄在 0~3 岁的年龄组，将对照组定位在 1960 年大饥荒发生时 4~5 岁的年龄组，来对比这两个不同年龄段之间大饥荒产生的影响。本文的主要变量是年龄虚拟变量和 1960 年大饥荒发生时非正常死亡率的交叉项，其含义是较小年龄和较大年龄经历大饥荒的人群相比，大饥荒的严重程度对较小年龄经历大饥荒的早退休情况的影响。1960 年非正常死亡率代表了各省份 1960 年大饥荒的严重程度。此外，我们还进一步做了扩展研究，利用 CHIP 数据库研究了大饥荒对教育、身高、身高体重指数（BMI）和家庭结构的影响，并采用三重差分的方法来探究教育和身高在大饥荒对退休影响中的作用机制。

本文的主要贡献在于首次研究大饥荒对退休选择的影响，具有深刻的理论与现实意义，有助于我们更好地理解幼年时经历某种灾难对将来退休状态的影响。同时可以使我们更好地关心孩子幼年时期的营养与健康，对幼年时期营养不良的儿童有针对性地在相关方面进行补充和加强，从而为孩子将来的行为状态打下好的基础。经历大饥荒的这部分人群，他们的身体状况、教育程度等等都影响着他们的退休状态，理解他们退休的真实原因，有利于更人性化地对面临退休及退休老人出台相关政策，加强对老人的照顾，划定更加合理、适应经济发展阶段的退休年龄。

本文余下部分的结构安排为：第二部分是数据描述；第三部分是计量模型及实证分析；第四部分是相关问题的分析与评述；第五部分是研究结论及未来的研究方向。

二 数据说明与描述

(一) 数据的基本介绍

本文数据来源于CHIP 2007。CHIP 2007的调查年份是2008年,包含被调查人在2007年的家庭结构、婚姻、省份、就业、失业及退休等基础性数据资料。我们选择年龄在48岁至53岁、城市户口且在1959年之前从农村转移到城市的样本,这样可以尽可能地避免样本中出现大饥荒发生时由农村至城市迁移的影响。国家规定的退休年龄对于男性和女性来说是不同的,一般来说,女性55岁选择退休,男性60岁选择退休。我们选择的年龄段是48岁至53岁,不论男性还是女性均未达到退休年龄,因此可以探究样本群体提早退休的状况。

CHIP 2007涵盖了上海、江苏、浙江、安徽、河南、湖北、广东和四川八个省份,这些省份经历大饥荒的程度明显不同,不同省份的非正常死亡率反映了大饥荒的严重程度。本文中非正常死亡率引自Shi (2011),其测算结果来自于0.095%随机抽样的2000年人口普查数据,抽样所涵盖范围广且有代表性,因此具有相当程度的可信性。本文所需省份的非正常死亡率见表1,其关系的柱状图见图1。

表1 不同年份的非正常死亡率

单位:‰

省份	1959年	1960年	1961年
上海	1.11	0.35	1.30
江苏	3.74	8.02	3.50
浙江	0.72	2.54	1.16
安徽	5.12	58.28	-0.96
河南	2.33	28.77	0.31
湖北	3.42	10.53	-1.16
广东	1.60	6.30	2.50
四川	34.03	41.11	16.60
平均值	6.51	19.49	2.91

资料来源: Shi (2011)。

$$\begin{aligned} \text{Predict_death_rate} &= \text{ave}(\text{deathrate1954} - 1958) \\ &+ \frac{\text{ave}(\text{deathrate1962} - 1966) - \text{ave}(\text{deathrate1954} - 1958)}{1962 - 1958} * (z - 1958) \end{aligned} \quad (1)$$

$$\text{Excess_death_rate} = \text{actual_death_rate} - \text{Predict_death_rate} \quad (2)$$

Shi (2011) 采用有限差分的方法计算出 1959 - 1961 年的预计正常死亡率，即 *Predict_death_rate*，这里 *z* 表示 1959、1960、1961 年。根据式 (1)，预估的死亡率是通过 1954 - 1958 年的实际死亡率，即 *ave (deathrate1954 - 1958)*，与 1962 - 1966 年的实际死亡率，即 *ave (deathrate1962 - 1966)*，通过差分的方法得出，进而通过 1959 - 1961 年的实际死亡率，即 *actual_death_rate*，与预估的死亡率之差计算得出 1959 - 1961 年各个省份各年的非正常死亡率（定义为式 (2) 中的 *Excess_death_rate*）。在表 1 中我们仅展示了本文所需要的 8 个省份的非正常死亡率数据。

从表 1 中可以看到，大饥荒在 1960 年更为严重，且具有广泛性。从计算得到的非正常死亡率数据来看，1959 年大饥荒初露端倪，但并未在各省份中流行开来，仅四川等个别地区的死亡率处于较高水平。1960 年相比较于 1959 年，各省份非正常死亡率均处于较高水平，大饥荒严重程度达到顶峰，1961 年大饥荒已接近尾声，处于修复期间，非正常死亡率相较于 1960 年有较大幅度下降，此时各省份的非正常死亡率处于极低水平。为使数据具有普遍代表性且同时反映各省份大饥荒所带来的深远影响，本文使用 1960 年各省的非正常死亡率作为大饥荒严重程度的衡量。

在对退休的定义上，在法定强制性退休年龄之前已经退休以及由于疾病原因不能工作的定义为退休状态，而将那些退休后又重新工作、未退休在工作以及失业定义为未退休。在家庭结构上我们以家庭的孩子个数来表示。在婚姻状态方面，我们将结婚和再婚作为已婚，将离婚、丧偶、单身作为未婚。在教育程度方面，本文选取正式教育的年限数，后期培训等未包含在内。在健康的标准方面，采用常用的 BMI 及身高作为代表。

本文选取的实验组是 1960 年大饥荒最严重时年龄在 0 ~ 3 岁的年龄组，而对照组是 4 ~ 5 岁的年龄组，之所以将 0 ~ 3 岁年龄组与 4 ~ 5 岁年龄组作对比主要是从以下两方面来考虑：一方面，不同年龄阶段经历大饥荒给人造成的伤害是不同的，尤其是对于年龄较小的儿童来说，大饥荒损害程度更大；另一方面，Futoshi (2008) 指出，3 岁之前的营养状况对儿童之后的学业产出或表现有更好的解释作用。同时，心理学家也指出，0 ~ 3 岁左右的孩子，处于感知运动阶段，这一阶段儿童的认知发展主要是感觉和动作的分化。到这一阶段的后期，感觉与动作才渐渐分化而且有调适作用的表现，思

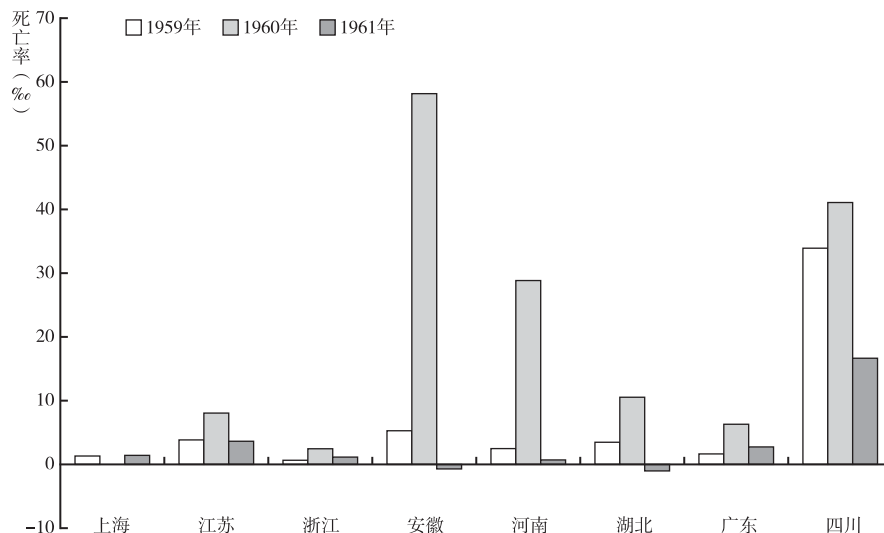


图 1 样本中各省份的非正常死亡率

资料来源：Shi (2011)。

维也开始萌芽。对照组 4~5 岁的孩子处于前运算阶段，这一阶段孩子拥有简单的单向思维能力，具有思维的不可逆性。此外，实验组和对照组都是学前儿童，大饥荒不会导致他们教育中断而影响后面数据的回归结果。

表 2 是我们研究中所用到的 0~3 岁年龄组和 4~5 岁年龄组相关变量的描述性统计结果，本文研究所涉及的样本总数为 1289 人，各年龄组样本的分配上平均性较强，平均各年龄样本在 200 人左右。与此同时，我们也发现 0~3 岁及 4~5 岁年龄组中，家庭结构、婚姻、教育、身高等变量的标准差均较小，这说明样本数据在调查区间内波动性不大。

(二) 数据的缺陷

本文在数据方面存在一定的缺陷。首先，我们无法获得 1960 年儿童家庭收入及社会状况信息，但是在 1960 年的中国，新中国成立不久，正处于修复和发展时期，人民公社和公共食堂是当时的流行元素，打压私人财产的政策使得人们几乎没有属于自己的私人物品，各个家庭之间贫穷程度相差无几或者说同样贫穷。因此，我们推测，1960 年代的个人社会经济地位相对于大饥荒的影响而言不是一个严重的影响因素。其次，数据中还存在的问题是，CHIP 数据中仅有被调查人口当前的户口状况，但并没有出生地的户口信息，所以移民会对结果产生干扰。然而，从实际情况来说，正如

表 2 变量描述性统计

变量	变量说明	观测数	平均值	标准差	最小值	最大值
0~3 岁						
<i>edr1960</i>	非正常死亡率	871	15.16	17.21	0.35	58.28
<i>edrage0</i>	<i>edr1960</i> * 0 岁	871	3.39	10.88	0.00	58.28
<i>edrage1</i>	<i>edr1960</i> * 1 岁	871	3.33	9.97	0.00	58.28
<i>edrage2</i>	<i>edr1960</i> * 2 岁	871	3.60	10.43	0.00	58.28
<i>edrage3</i>	<i>edr1960</i> * 3 岁	871	4.84	11.86	0.00	58.28
<i>edrage0height</i>	<i>edr1960</i> * 0 岁 * 身高	870	5.64	18.20	0.00	106.07
<i>edrage1height</i>	<i>edr1960</i> * 1 岁 * 身高	870	5.49	16.44	0.00	105.49
<i>edrage2height</i>	<i>edr1960</i> * 2 岁 * 身高	870	5.98	17.44	0.00	103.74
<i>edrage3height</i>	<i>edr1960</i> * 3 岁 * 身高	870	7.99	19.56	0.00	102.57
<i>edrage0edu</i>	<i>edr1960</i> * 0 岁 * 教育年限	858	37.66	124.92	0.00	932.48
<i>edrage1edu</i>	<i>edr1960</i> * 0 岁 * 教育年限	858	35.09	106.76	0.00	932.48
<i>edrage2edu</i>	<i>edr1960</i> * 0 岁 * 教育年限	858	38.42	115.48	0.00	874.20
<i>edrage3edu</i>	<i>edr1960</i> * 0 岁 * 教育年限	858	49.39	124.15	0.00	932.48
<i>female</i>	女性 = 1	871	0.49	0.50	0	1
<i>Family size</i>	家庭孩子个数	864	1.04	0.24	0.00	3.00
<i>marriage</i>	已婚 = 1	871	0.95	0.21	0	1
<i>edu</i>	教育年限	858	10.70	2.50	2.00	25.00
<i>height</i>	身高(米)	870	1.66	0.08	0.65	1.88
<i>age0</i>	年龄组: 0 岁	184	184	0	0	1
<i>age1</i>	年龄组: 1 岁	194	194	0	0	1
<i>age2</i>	年龄组: 2 岁	206	206	0	0	1
<i>age3</i>	年龄组: 3 岁	287	287	0	0	1
4~5 岁						
<i>edr1960</i>	非正常死亡率	418	14.62	16.91	0.35	58.28
<i>edrage4</i>	<i>edr1960</i> * 4 岁	204	14.07	16.18	0.35	58.28
<i>edrage5</i>	<i>edr1960</i> * 5 岁	214	15.15	17.59	0.35	58.28
<i>edrage4height</i>	<i>edr1960</i> * 4 岁 * 身高	204	23.45	27.27	0.53	105.49
<i>edrage5height</i>	<i>edr1960</i> * 5 岁 * 身高	214	25.24	29.49	0.53	107.24
<i>edrage4edu</i>	<i>edr1960</i> * 4 岁 * 教育年限	202	145.54	185.28	2.10	932.48
<i>edrage5edu</i>	<i>edr1960</i> * 5 岁 * 教育年限	210	161.60	199.78	3.15	874.20
<i>female</i>	女性 = 1	418	0.49	0.50	0	1
<i>Family size</i>	家庭孩子个数	415	1.07	0.34	0.00	4.00
<i>marriage</i>	已婚 = 1	418	0.93	0.25	0	1
<i>edu</i>	教育年限	412	10.38	2.60	2.00	22.00
<i>height</i>	身高(米)	418	1.66	0.08	1.48	1.85
<i>age4</i>	年龄组: 4 岁	204	204	0	0	1
<i>age5</i>	年龄组: 5 岁	214	214	0	0	1

资料来源：根据 CHIP 2007 计算得到。

Chen & Zhou (2007) 指出的, 由于严格的户籍管理制度, 1990 年之前移民发生的概率很小。Liang & White (1996) 也指出, 1978 年之前移民人口仅占总人口的 0.3% ~ 0.7%。因此, 1990 年之前移民不是一个严重的问题。在 1990 年之后, 我们的样本年龄在 30 ~ 35 这一阶段, 他们工作相对稳定, 在此之后选择移民的可能性较小。所以从实际情况来看, 我们选择的样本区间移民的可能性非常小。

第三, 职业类别是本文中没有一个个人特征变量, 不同职业国家规定的退休年龄不同。在中国, 工人的退休年龄相对较早, 而国有单位工作人员的退休年龄相对较晚, 职业的差别会对经历大饥荒的人群退休决策上产生一定影响, 这可能会造成数据中的一些偏误。CHIP 数据库没有关于个人职业方面的信息, 从整体上来看会使结果存在一定误差。

三 计量模型及计量分析

(一) 大饥荒对学前儿童未来退休影响的基本模型及其分析

本文借鉴 Chen & Zhou (2007) 所采用的计量模型, 采用二重差分 (DID) 方法设定如下基本模型来探究大饥荒对早期经历的儿童未来退休状况的影响:

$$retirement_{ijt} = \alpha + \beta \sum_{k=0}^{k=3} edragek_{ijt} + \gamma \sum_{k=0}^{k=3} agek_{it} + \rhoedr1960_j + \lambda X_i + \mu_{ijt} \quad (3)$$

模型 (3) 中, $retirement_{ijt}$ 是一个虚拟变量, 值为 1 表示当前状态为已退休, 值为 0 表示当前状态为未退休, 下标 ijt 代表在 1960 年年龄 t 的在省份 j 的个人 i 。 α 是常数项。 $edr1960_j$ 表示各省份的非正常死亡率, 此处用来表示省份 j 大饥荒的严重程度。 $agek_{it}$ 是一个虚拟变量, 表示 1960 年个人 i 所在的年龄组。这里, 我们将样本细分到每个年龄段 k 。 $edragek_{ijt}$ 表示在 1960 年经历大饥荒的年龄组 $agek_{it}$ 与大饥荒严重程度 $edr1960_j$ 的交叉项。 X_i 是一系列控制变量的向量, 包括家庭结构 (孩子个数)、婚姻状况等信息。 μ_{ijt} 是一个误差项。

模型 (3) 中核心解释变量是 $edragek$, 用来检验 1960 年 0 ~ 3 岁与 4 ~ 5 岁经历大饥荒的孩子相比, 大饥荒的严重程度对未来退休的影响。 β 是我们最感兴趣的系数, 其值为正则表示较小年龄经历大饥荒的儿童受大饥荒影响更容易选择早退休。表 3 是最小二乘 (OLS) 回归的结果。

表 3 第一列是全部样本的回归结果, 从中可以看出, 核心变量的系数 β 为正值, 这说明对 0 ~ 3 年龄组的儿童来说, 相比较于 4 ~ 5 岁经历大饥荒, 在晚年他们

更倾向于早退休。单个年龄组对比显示，大饥荒的严重程度每增加 0.1%，1960 年经历大饥荒时 1 岁的孩子相比较当时 4~5 岁的孩子，成年后他们选择早退休的可能性增加 0.22%，这个结果在 5% 的水平下显著；2 岁的孩子成年后他们选择早退休的可能性增加 0.33%，这个结果在 1% 的水平下显著。从表 3 还可以看出，女性比男性更倾向早退休，并且这个性别差异在 1% 的水平下显著。可能的原因有两方面：一方面，从大饥荒影响的角度来分析，在大饥荒发生时，女性的身体健康受损程度更为严重，且中国重男轻女的传统文化思想可能会使得在有限的条件下，家庭选择提供有限的资源给男性而非女性，这也就造成女性营养不良状态更为严重，从而更影响将来的产出，导致她们在达到一定年龄后提前退休。另一方面，从女性家庭地位来看，按照中国传统思维模式，女性需要照顾家庭成员，承担家务劳动，在就业选择上也常常受到歧视，因此，女性在达到一定年龄后，家庭与事业之间无法平衡时，可能会选择早退休进行家务劳作，从而，女性早退休的倾向性比较明显。

表 3 大饥荒对退休的影响

	因变量：退休		
	全样本	男性	女性
<i>edr1960 * age0</i>	0.0008 (0.60)	-0.0015 *** (-2.95)	0.0012 (0.63)
<i>edr1960 * age1</i>	0.0022 ** (2.31)	-0.0018 ** (-2.05)	0.0061 *** (5.13)
<i>edr1960 * age2</i>	0.0033 *** (3.53)	-0.0011 *** (-4.47)	0.0076 *** (4.43)
<i>edr1960 * age3</i>	0.0013 (0.92)	-0.0010 (-0.84)	0.0027 (1.14)
<i>edr1960</i>	-0.0013 ** (-3.13)	0.0010 ** (2.61)	-0.0032 *** (-4.06)
<i>age0</i>	-0.2730 *** (-5.25)	-0.0070 (-0.36)	-0.5400 *** (-7.42)
<i>age1</i>	-0.2850 *** (-10.33)	-0.0125 (-0.52)	-0.5520 *** (-18.29)
<i>age2</i>	-0.2790 *** (-8.18)	-0.0244 *** (-2.78)	-0.5250 *** (-8.45)
<i>age3</i>	-0.0208 (-0.43)	0.0319 ** (2.27)	-0.0562 (-0.63)

续表

	因变量: 退休		
	全样本	男性	女性
<i>female</i>	0.3670 *** (27.30)		
<i>Family size</i>	-0.0037 (-0.13)	-0.0007 (-0.02)	-0.0071 (-0.15)
<i>marriage</i>	-0.0962 (-1.29)	-0.0725 (-1.44)	-0.0851 (-0.86)
常数项	0.2790 *** (3.92)	0.1180 * (1.78)	0.7660 *** (7.08)
R ²	0.2881	0.0176	0.2281
观测值个数	1279	648	631

注: 表中所有模型均为 OLS 回归结果; 括号内为 t 统计量; 表中非正常死亡率单位是‰; * 代表 p < 0.1, ** 代表 p < 0.05, *** 代表 p < 0.01。

资料来源: 根据 CHIP 2007 计算得到。

表 3 第二列是男性的回归结果, 从中可以看出, 主要变量系数值均为负数, 说明 0~3 岁年龄组与 4~5 岁相比, 大饥荒越严重, 他们选择早退的可能性降低了。将年龄组细分进行分析: 0 岁男性样本与 4~5 岁年龄组相比, 大饥荒越严重, 其将来退体的可能性降低 0.15%, 该结果在 1% 的水平下显著; 1 岁男性样本与 4~5 岁年龄组相比, 大饥荒越严重, 其将来退体的可能性降低 0.18%, 该结果在 5% 的水平下显著; 2 岁男性样本与 4~5 岁年龄组相比, 大饥荒越严重, 其将来退体的可能性降低 0.11%, 该结果在 1% 的水平下显著。可能的原因有两个, 一是对于男性样本来说, 大饥荒越严重的地区, 存活下来的男性可能身体更为健康, 这种自然选择也就使得这些存活下来的样本将来的健康程度较高, 从而能够从事更长时间的劳作, 提供更多的劳动力供给。二是样本选择性, 对于男性来说, 法定的退休年龄为 60 岁, 而我们的样本在 2008 年的年龄集中在 48~53 岁, 距离其法定退休年龄尚有一段差距, 0~3 岁经历大饥荒使得他们在数据调查年份处于较低的年龄, 年龄与退休为反方向关系, 较低的年龄更不容易退休, 而这在一定程度上抵消掉了大饥荒对较低年龄儿童未来退休状况的正向影响。因此, 对男性样本来说, 我们没有足够的证据证明大饥荒会使得早期经历大饥荒的儿童未来选择早退休。同时, R² 值为 0.0176, 数值很小, 这在一定程度上表示数据集残差平方和较大, 回归拟合程度不高, 因此, 不能说明大饥荒对男性较小年龄儿童未来退休状况有着何种程度的影响。

表 3 第三列是女性样本的回归结果, 对于女性样本来说, 大饥荒对 0~3 岁儿童将

来退休的影响结果非常显著，结果为正值，这说明女性较小年龄儿童经历大饥荒，大饥荒越严重，她们将来选择早退的可能性越大。各个年龄组对比4~5岁年龄组的分析显示：非正常死亡率每增加0.1%，在1岁经历大饥荒相比于4~5岁经历大饥荒，早退的可能性增长了0.61%，这个结果在1%的统计水平下显著；2岁经历大饥荒早退的可能性增长了0.76%，并在1%的统计水平下显著。同时表3结果还显示，年龄越小，越不易早退休，结果在1%的统计水平下显著。R²显示，回归拟合程度较高，具有一定的代表性，能很好地说明女性较小年龄经历大饥荒对退休所产生的深远影响。

（二）大饥荒对学前儿童教育、健康、家庭结构的影响

在上述最基本的回归结果基础上，本文还试图发现大饥荒影响退休的作用途径。已有文献研究表明大饥荒与健康及教育有着密切的关系，本文从这个角度出发，尝试去探究健康及教育在大饥荒对退休影响中发挥的作用。本文用身高来表示人的健康程度，用正规受教育年限来表示教育因素，BMI采用通用的体重/身高²，用家庭中孩子的个数来表示家庭结构。

在探究健康和教育等在大饥荒对退休影响中的作用途径之前，我们首先来探究大饥荒对教育、健康、家庭结构等的基本影响，依旧采用DID方法，建立模型如下：

$$edu_{ijt} = \alpha + \beta \sum_{k=0}^{k=3} edragek_{ijt} + \gamma \sum_{k=0}^{k=3} agek_{it} + \rho \times edr1960_j + u_{ijt} \quad (4)$$

$$height_{ijt} = \alpha + \beta \sum_{k=0}^{k=3} edragek_{ijt} + \gamma \sum_{k=0}^{k=3} agek_{it} + \rho \times edr1960_j + u_{ijt} \quad (5)$$

$$bmi_{ijt} = \alpha + \beta \sum_{k=0}^{k=3} edragek_{ijt} + \gamma \sum_{k=0}^{k=3} agek_{it} + \rho \times edr1960_j + \lambda X_i + u_{ijt} \quad (6)$$

$$familysize_{ijt} = \alpha + \beta \sum_{k=0}^{k=3} edragek_{ijt} + \gamma \sum_{k=0}^{k=3} agek_{it} + \rho \times edr1960_j + \lambda X_i + u_{ijt} \quad (7)$$

模型（4）用来探究较小年龄经历大饥荒的儿童，在大饥荒越严重的地区，他们将来的受教育情况。模型（5）用来探究较小年龄经历大饥荒的儿童，在大饥荒越严重的地区，他们将来的身高状况，如果核心变量的系数为负值，则说明较小年龄经历大饥荒的儿童，大饥荒越严重，他们的身高更矮，健康状况更差。模型（6）用来探究较小年龄经历大饥荒的儿童，在大饥荒越严重的地区，他们将来的BMI状况。模型（7）用来探究较小年龄经历大饥荒的儿童，在大饥荒越严重的地区，他们将来的家庭结构情况，如果回归结果为负值，说明大饥荒使得家庭孩子个数减少。这一方面说明大饥荒可能会对早期经历人群的生育能力造成伤害，另一方面也可能是大饥荒造成的心理阴影使得人们更倾向于少生育。

上述模型(4)~模型(7)中,核心变量依然是非正常死亡率与年龄组的交叉项,用来表示0~3岁年龄组与4~5岁年龄组相比,大饥荒的严重程度与教育、身高、BMI及家庭结构的关系。上述四个模型同样与Chen & Zhou(2007)采用的模型类似。表4是全样本回归得到的结果,表5是对男性样本数据进行回归得到的结果,表6是对女性样本数据分析得到的结果。

1. 大饥荒对学前儿童教育的影响

从表4结果来看,核心变量为负值,且在一定程度上显著,表明大饥荒越严重的地方,年龄较小儿童未来教育状况更差。从年龄组分析:大饥荒的严重程度每增加0.1%,1岁经历大饥荒的孩子与4~5岁经历大饥荒的孩子相比,他们获得的平均教育程度降低0.02,该结果在1%的统计水平下显著;3岁经历大饥荒获得的平均教育程度降低0.02,该结果在1%的统计水平下显著。

表4 大饥荒对教育、身高、BMI和家庭结构的影响

	教育	身高	BMI	家庭结构
全样本				
<i>edr1960 * age0</i>	-0.0035 (-0.41)	-0.0003 (-0.89)	0.0022 (0.19)	0.0014 (1.34)
<i>edr1960 * age1</i>	-0.0212 *** (-3.36)	-0.0007 *** (-3.78)	0.0213 (1.88)	-0.0013 (-1.34)
<i>edr1960 * age2</i>	-0.0109 (-1.27)	-0.0003 (-0.76)	0.0119 * (1.76)	-0.0003 (-0.35)
<i>edr1960 * age3</i>	-0.0198 *** (-3.26)	-0.0007 *** (-5.15)	-0.0204 (-1.20)	0.0013 (0.94)
<i>edr1960</i>	0.0108 (1.58)	0.0005 *** (2.69)	-0.0025 (-0.48)	0.0005 (0.38)
常数项	10.22 *** (44.73)	1.6510 *** (332.42)	22.7300 *** (22.18)	1.0650 *** (22.30)
R ²	0.0127	0.0048	0.0052	0.0102
观测值个数	1270	1288	1278	1279

注:所有模型均为OLS回归结果;括号内为t统计量;表中非正常死亡率单位是‰,控制了年龄因素;在身高和教育回归模型中,只是简单地考虑大饥荒的影响,并未将不相关变量如家庭结构和婚姻状况包括在内;BMI回归模型中还控制了家庭结构和婚姻状况,家庭结构回归模型中控制了婚姻状况;*代表p<0.1,**代表p<0.05,***代表p<0.01。

资料来源:根据CHIP 2007计算得到。

对于男性样本，我们同样可以得到相同的结论。从表 5 分析可知，大饥荒的严重程度每增加 0.1%，2 岁经历大饥荒的孩子与 4~5 岁经历大饥荒的孩子相比，他们获得的平均教育程度降低 0.015，该结果在 5% 的统计水平下显著。3 岁经历大饥荒的孩子获得的平均教育程度降低 0.02，该结果在 5% 的统计水平下显著。

从表 6 中发现，对于女性样本来说，同样有证据证明较低年龄经历大饥荒越严重的人群倾向于有较低的平均教育年限，大饥荒的严重程度每增加 0.1%，1 岁经历大饥荒的孩子与 4~5 岁经历大饥荒的孩子相比，他们获得的平均教育程度降低 0.02，该结果在 5% 的统计水平下显著，3 岁经历大饥荒的孩子获得的平均教育程度降低 0.01，该结果在 1% 的统计水平下显著。

2. 大饥荒对学前儿童身高的影响

从表 4 第二列回归结果看，对于 0~3 岁细分年龄组与 4~5 岁年龄组相比，大饥荒越严重的地区，平均身高更矮一些，这与 Chen & Zhou (2007) 以及其他学者的结果相似。大饥荒的严重程度每增加 0.1%，1 岁经历大饥荒的孩子与 4~5 岁经历大饥荒的孩子相比，他们的平均身高显著降低 0.07 厘米，3 岁经历大饥荒的孩子获得的平均身高也显著降低 0.07 厘米。

表 5 大饥荒对教育、身高、BMI 和家庭结构的影响（男性样本）

	教育	身高	BMI	家庭结构
<i>edr1960 * age0</i>	-0.0021 (-0.22)	-0.0002 (-0.95)	0.0015 (0.09)	0.0005 (1.00)
<i>edr1960 * age1</i>	-0.0108 (-0.69)	-0.0005 (-1.65)	0.0195 (0.71)	-0.0012 (-1.72)
<i>edr1960 * age2</i>	-0.0149 ** (-2.12)	0.0001 (0.44)	0.0092 ** (2.15)	-0.0012 (-1.06)
<i>edr1960 * age3</i>	-0.0228 ** (-2.42)	-0.0005 *** (-2.72)	0.0237 (1.79)	0.0000 (0.00)
<i>edr1960</i>	0.0091 (1.57)	0.0001 (0.56)	-0.0065 (-0.71)	0.0012 (1.72)
常数项	10.5300 *** (46.90)	1.7140 *** (183.87)	22.4400 *** (51.26)	1.0280 *** (37.37)
R ²	0.0100	0.0119	0.0155	0.0139
观测值个数	643	651	647	648

注：所有模型均为 OLS 回归结果；括号内为 t 统计量；表中非正常死亡率单位是%，控制了年龄因素；在身高和教育回归模型中，只是简单地考虑大饥荒的影响，并未将不相关变量如家庭结构和婚姻状况包括在内；BMI 回归模型中还控制了家庭结构和婚姻状况，家庭结构回归模型中控制了婚姻状况；* 代表 $p < 0.1$ ，** 代表 $p < 0.05$ ，*** 代表 $p < 0.01$ 。

资料来源：根据 CHIP 2007 计算得到。

表6 大饥荒对教育、身高、BMI和家庭结构的影响(女性样本)

	教育	身高	BMI	家庭结构
<i>edr1960 * age0</i>	-0.0015 (-0.17)	-0.0002 (-0.79)	0.0027 (0.20)	0.0027 (1.56)
<i>edr1960 * age1</i>	-0.0222 ** (-2.40)	0.0000 (-0.04)	0.0266 ** (2.55)	-0.0014 (-0.96)
<i>edr1960 * age2</i>	-0.0047 (-0.40)	-0.0008 ** (-2.06)	0.0221 (1.43)	0.0004 (0.21)
<i>edr1960 * age3</i>	-0.0115 *** (-3.19)	0.0001 (0.46)	-0.0532 ** (-2.16)	0.0023 (0.90)
<i>edr1960</i>	0.0096 (1.00)	0.0002 * (1.92)	-0.0017 (-0.15)	-0.0001 (-0.04)
常数项	9.9530 *** (34.19)	1.5940 *** (490.23)	22.5800 *** (16.99)	1.0990 *** (15.91)
R ²	0.0242	0.0108	0.0105	0.0162
观测值个数	627	637	631	631

注:所有模型均为OLS回归结果;括号内为t统计量;表中非正常死亡率单位是‰,控制了年龄因素;在身高和教育回归模型中,只是简单地考虑大饥荒的影响,并未将不相关变量如家庭结构和婚姻状况包括在内;BMI回归模型中还控制了家庭结构和婚姻状况,家庭结构回归模型中控制了婚姻状况;*代表 $p < 0.1$,**代表 $p < 0.05$,***代表 $p < 0.01$ 。

资料来源:根据CHIP 2007计算得到。

根据表5的结果,对于男性样本来说,我们发现较小年龄经历大饥荒,大饥荒越严重,会使得他们成年后的平均身高更低。

对于女性样本来说,表6的回归结果表明,0~3岁和4~5岁年龄组相比,大饥荒越严重的地区,平均身高越低。2岁年龄组儿童与4~5岁年龄组儿童相比,大饥荒越严重,她们的平均身高降低0.08厘米,该数据在5%的统计水平下显著。其他年龄组核心变量的系数并没有表现出直接的显著性,但从整体的影响方向上显示出较小年龄儿童经历大饥荒未来身高较低的情形。

3. 大饥荒对学前儿童BMI的影响

表4中第三列是BMI的回归结果,BMI会受到许多当前因素的影响,如家庭的生活条件、长期的运动状况等,而这两者不单单是由大饥荒造成的,更多可能是后期习惯造成的,所以总体来说BMI并不能很好地表示大饥荒的长期影响。但是BMI是一个比较好的衡量个人身体健康状况的标准,所以我们尝试来探究大饥荒对BMI的影响。

从表 4 可以看出，核心变量的系数为正值，意味着对于较小年龄的样本来说，大饥荒越严重的地区，样本的平均 BMI 较高，他们的身体状况相对较差。但从核心变量系数的显著性来看，我们没有足够的证据说明大饥荒对 BMI 有显著的影响。

进一步地，表 5 回归结果显示，大饥荒的严重程度每增加 0.1%，2 岁经历大饥荒的男性与 4~5 岁经历大饥荒的男性相比，他们获得的平均 BMI 增加 0.0092，该结果在 5% 的统计水平下显著。对于其它年龄的比较，没有足够的证据证明较低年龄经历大饥荒会使得他们具有更高的 BMI。

表 6 对女性的回归结果显示，大饥荒的严重程度每增加 0.1%，1 岁经历大饥荒的女性与 4~5 岁经历大饥荒的女性相比，BMI 平均增加 0.0266，该结果在 5% 的统计水平下显著。大饥荒的严重程度每增加 0.1%，3 岁经历大饥荒的女性与 4~5 岁经历大饥荒的女性相比，BMI 平均减少 0.0532，该结果在 5% 的统计水平下显著，结果为负值的可能原因是 3 岁年龄组与 4~5 岁年龄组相差不大，年龄因素在 BMI 中起到了很重要的作用。我们没有足够的证据说明女性样本中大饥荒对 BMI 的影响。

4. 大饥荒对学前儿童家庭结构的影响

表 4 第四列显示，从核心变量系数的显著性来看，我们无法判断大饥荒对较小年龄经历大饥荒的人群未来家庭结构的影响，同时，表 5 与表 6 分别对男性和女性的结果中，我们得到了同样的结论。因此，虽然家庭结构在退休选择中可能会发挥重要作用，但是我们无法探究家庭结构在大饥荒对退休影响中所起到的作用。

(三) 身高及教育在大饥荒对退休影响中的重要作用

0~3 岁年龄组在较小的年龄经历大饥荒，大饥荒越严重，其身高及教育状况越差。教育和身高又在退休选择上发挥着重要的作用，因此，我们通过三重差分（DDD）的方法，通过构造大饥荒的严重程度、年龄及教育或身高作为核心变量，来探究大饥荒对退休影响中教育和健康的作用。本文构建如下模型：

$$\begin{aligned}
 retirement_{ijt} = & \alpha + \beta \sum_{k=0}^{k=3} edragek_{ijt} + \varphi \sum_{k=0}^{k=3} height_{agek}_{ijt} \\
 & + \gamma \sum_{k=0}^{k=3} agek_{it} + \rho \times edr1960_j + \delta height_i + \varepsilon \times edr1960 \\
 & * height_{ij} + \eta \sum_{k=0}^{k=3} edragek * height_{ijt} + \lambda X_i + u_{ijt}
 \end{aligned} \quad (8)$$

$$\begin{aligned}
 retirement_{ijt} = & \alpha + \beta \sum_{k=0}^{k=3} edragek_{ijt} + \varphi \sum_{k=0}^{k=3} edu agek_{ijt} + \gamma \sum_{k=0}^{k=3} agek_{it} \\
 & + \rho \times edr1960_j + \delta edu_i + \varepsilon \times edr1960 * edu_{ij} \\
 & + \eta \sum_{k=0}^{k=3} edragek * edu_{ijt} + \lambda X_i + u_{ijt}
 \end{aligned} \tag{9}$$

模型 (8) 和 (9) 中将身高和体重以三重交叉项的形式包含在内, 在这两个模型中, 核心变量 $edragek * edu_{ijt}$ 是非正常死亡率、年龄组和教育程度三个变量的交叉项, $edragek * height_{ijt}$ 是非正常死亡率、年龄组和身高三个变量的交叉项, η 是需要观察的主要系数, 其含义是探究较小年龄组经历大饥荒对退休状态的影响中, 教育和健康在其中起到的作用。换句话说, 是探究对于较小年龄经历大饥荒的人群, 大饥荒越严重的地区, 教育或身高每增加 1 个单位, 退休变化的可能性是多少。模型 (8) 和模型 (9) 中 X_i 与模型 (3) 中相同, 控制家庭结构、婚姻状况等变量。 u_{ijt} 是模型的误差项。模型 (8) 和 (9) 同样采用 OLS 进行回归分析, 回归结果见表 7。

1. 教育在大饥荒对退休影响中的作用

表 7 中第一列是大饥荒对退休影响的基本模型中的结果, 第二列是教育的作用。从全样本数据估计结果可以发现, edu 的系数为 -0.0238 , 在 10% 的统计水平下显著, 意味着教育水平越高, 将来早退休的可能性越低。核心变量的系数均为正值, 这说明大饥荒会减弱教育对退休的边际影响——大饥荒越严重的地区, 对较小年龄经历大饥荒的人群来说, 教育程度每增加 1 个单位, 会使得他们选择早退休的可能性增加。以 3 岁年龄组为例: $edr1960 * age3 * edu$ 的系数为 0.0011, 说明教育程度在大饥荒对退休影响中的作用为 0.11%。换句话说, 对 3 岁经历大饥荒与 4~5 岁相比, 大饥荒越严重地区, 教育程度越高, 会加强大饥荒对退休的影响。这是因为对 0~3 岁经历大饥荒的人来说, 教育的获得是以其它方面更高成本的付出为代价的, 例如, 0~3 岁组的个体, 相对 4~5 岁组的具有同等教育水平的人, 他们的健康状况较差, 其教育成本要比 4~5 岁经历大饥荒的人高, 在他们年老之后, 更加倾向于早退休以弥补身体健康的成本。

对于男性样本, 我们发现教育在大饥荒的影响机制中有正向作用, 且影响程度较高。在男性样本中, 0~1 岁相比较于 4~5 岁儿童经历大饥荒的样本, 大饥荒越严重的省份, 教育年限每增加 1 年, 会使得 0~1 岁样本退休的可能性增加 0.04%, 该结果在 5% 的统计水平下显著; 2 岁结果比较发现退休的可能性增加 0.08%, 该结果在 10% 的统计水平下显著。对于女性样本来说, 核心变量的系数值较小并且不显著, 因此, 我们没有足够的证据证明大饥荒对退休的影响中, 教育程度对女性起着关键的作用。

表 7 教育和身高在大饥荒对退休影响中的作用

	退休	退休(教育)	退休(身高)
全样本			
<i>edr1960 * age0</i>	0.0008	-0.0004	0.0354
<i>edr1960 * age1</i>	0.0022 *	0.0036	0.0576 ***
<i>edr1960 * age2</i>	0.0033 ***	0.0021	0.0755 **
<i>edr1960 * age3</i>	0.0013	-0.0097 *	0.0863 **
<i>edr1960 * age0 * (edu 或 height)</i>		0.0001	-0.0212
<i>edr1960 * age1 * (edu 或 height)</i>		-0.0001	-0.0336 ***
<i>edr1960 * age2 * (edu 或 height)</i>		0.0001	-0.0436 **
<i>edr1960 * age3 * (edu 或 height)</i>		0.0011 *	-0.0517 **
<i>edu 或 height</i>		-0.0238 *	-1.5300 ***
<i>female</i>	0.3670 ***	0.3610 ***	0.3640 ***
R ²	0.2881	0.3007	0.3323
观测值个数	1279	1263	1278
男性			
<i>edr1960 * age0</i>	-0.0015 **	-0.0064 ***	0.0239
<i>edr1960 * age1</i>	-0.0018 *	-0.0044	-0.0189
<i>edr1960 * age2</i>	-0.0011 ***	-0.0098 *	0.0396
<i>edr1960 * age3</i>	-0.0010	-0.0014	-0.0013
<i>edr1960 * age0 * (edu 或 height)</i>		0.0004 **	-0.0148
<i>edr1960 * age1 * (edu 或 height)</i>		0.0002	0.0100
<i>edr1960 * age2 * (edu 或 height)</i>		0.0008 *	-0.0236
<i>edr1960 * age3 * (edu 或 height)</i>		0.0000	0.0003
<i>edu 或 height</i>		-0.0078	0.2710
R ²	0.0176	0.0294	0.0247
观测值个数	648	620	647
女性			
<i>edr1960 * age0</i>	0.0012	-0.0006	0.0200
<i>edr1960 * age1</i>	0.0061 ***	0.0076	-0.0573 **
<i>edr1960 * age2</i>	0.0076 ***	0.0082	-0.0687
<i>edr1960 * age3</i>	0.0027	-0.0163	0.0624
<i>edr1960 * age0 * (edu 或 height)</i>		0.0002	-0.0118
<i>edr1960 * age1 * (edu 或 height)</i>		-0.0001	0.0393 **

续表

	退休	退休(教育)	退休(身高)
女性			
$edr1960 * age2 * (edu \text{ 或 } height)$		0.0000	0.0481
$edr1960 * age3 * (edu \text{ 或 } height)$		0.0020	-0.0375
$edu \text{ 或 } height$		-0.0244	-1.3390*
R ²	0.2281	0.2438	0.2484
观测值个数	631	623	631

注：所有回归均为 OLS 模型；控制了年龄固定影响、家庭结构、婚姻状况； $edr1960 * age1 * (edu \text{ 或 } height)$ 中，回归结果的第二列表示教育的交叉项，即 $edr1960 * age1 * edu$ ，第三列表示身高的交叉项，即 $edr1960 * age1 * height$ ，该项系数是需重点观察的主系数；* 代表 $p < 0.1$ ，**代表 $p < 0.05$ ，***代表 $p < 0.01$ 。

资料来源：根据 CHIP 2007 计算得到。

2. 身高在大饥荒对退休影响中的重要作用

表 7 中第三列是身高的影响^①，核心变量的估计结果表明，身高在大饥荒对退休的影响中有显著的负效应，这说明较小年龄经历大饥荒，大饥荒越严重的地区，身高每增加 1 个单位，会使早退休的可能性降低。全样本数据结果中， $height$ 的系数为 -1.5300，在 1% 的统计水平下显著，意味着身高越高，提前退休的可能性越低。从各年龄组回归结果来看，1 岁经历大饥荒的群组，相比较于 4~5 岁经历大饥荒的群组，身高每增加 1 个单位，大饥荒对退休的影响作用会减少 0.0336%，结果在 1% 统计水平下显著。2 岁年龄组相比较 4~5 岁群组，大饥荒对退休的影响作用会减少 0.0436%，结果在 5% 统计水平下显著。3 岁年龄组相比较 4~5 岁群组，大饥荒对退休的影响作用会减少 0.0517%，结果在 5% 统计水平下显著。健康在大饥荒的影响中为负值是因为大饥荒使得 0~3 岁经历大饥荒的人群平均身高较低，那么 0~3 岁样本个体的身高每增长 1 个单位意味着他们的身体相对来说更为健康，更有精力和体力来从事更长时间的劳动，可能更倾向于工作，将来早退休的可能性则更小。在分性别情况下，在男性样本

① 虽然 BMI 和肥胖变量存在着许多不足之处，但是在现代健康领域它们是反映一个人是否健康的重要指标。马光荣（2011）所用的健康变量包括了高血压、BMI 等，来探究大饥荒对早期经历儿童未来的健康影响，他的研究中 BMI 和身高均不显著。此处我们也对 BMI 和肥胖做了探究，试图发现健康的不同指标（如 BMI 和肥胖）在大饥荒对退休影响中所发生的作用，数据结果显示 BMI 和肥胖在大饥荒对退休的影响中没有显著作用，在 BMI 分析中我们得到的结论与马光荣（2011）是一致的。

中，我们没有发现身高在大饥荒对退休影响中的显著作用。在女性样本中，我们发现，身高在退休影响中具有显著的作用。

四 相关问题的讨论

本文重点研究的是 1959 - 1961 年大饥荒对较小年龄组儿童未来退休状况的影响。我们以 1960 年作为大饥荒的标志性年份，1960 年 0 ~ 3 岁的样本为观察对象，而我们需要探究相隔 48 年之后这些样本个体在 2008 年的退休情况，因此，研究过程中不可避免地存在一些问题。首先是数据库的选择问题。理想情况下我们需要的样本数据应满足 1960 年 0 ~ 5 岁经历大饥荒的人群在同一年龄的退休状况，比如说这些样本成年后 53 岁的退休情况，这需要一个连续调查的面板数据，目前没有数据库能完全达到此项要求。我们所选择的 CHIP 2007 是一个横截面数据，虽然我们可以得到 1960 年 0 ~ 5 岁的样本个体经历大饥荒后在 2008 年的退休情况，但却没有办法得到同一年龄样本的退休状况，这种数据的缺失使得结果可能出现偏差。但是本文的结果在这种情况下仍可以得到相对科学的估计，在 CHIP 2007 数据库中，所有人的退休均是在调查年份 2008 年的状态。0 ~ 3 岁的年龄组在 2008 年的年龄小于 4 ~ 5 岁对照组的年龄，根据回归结果我们发现 0 ~ 3 岁年龄组比 4 ~ 5 岁年龄组在 2008 年更倾向于早退休，而年龄越大越有可能退休，那么 0 ~ 3 岁年龄组的人在达到 4 ~ 5 岁人口在 2008 年年龄时则会更加倾向于退休，所以本文的结果可能被低估。

其次是选择性问题 and 衰减效应的存在使得估计结果可能被进一步低估。1960 年大饥荒发生时，0 ~ 3 岁年龄组儿童由于自我抵抗能力及自我修复能力较弱，更容易受到大饥荒的影响，这就造成有一部分较弱的孩子在大饥荒粮食匮乏的情况下缺乏营养死亡。我们研究的样本中没有死亡儿童的数据。衰减效应是指事情的影响随着时间的推移而逐渐变淡，影响逐渐减弱的过程。在大饥荒对退休的影响中，时间跨度将近 50 年，衰减效应的存在使得大饥荒的影响逐渐减弱，我们现在得到的大饥荒对退休影响的回归结果是衰减后的结果，所以大饥荒对退休的影响在一定程度上可能是被低估的。

本文使用身高作为健康的标准存在一些误差，因为身高和健康并不是完全线性的关系，身高可以表示两方面的内容，一是健康，二是外貌。健康越好，越不易退休；身高越高，可能越容易找到好的工作，越不容易退休。因此身高包括了两部分，不仅仅是健康。但是对于大饥荒影响退休来说，身高相比较于 BMI 和体重来说是一个比较好的途径，因为身高不会随着年龄增长而显著变化，BMI 和肥胖会随着年龄变化而波

动较大，并且易受其它因素的影响。

另外一个需要考虑的问题是回归中可能存在的遗漏变量。身高和教育是我们所检验的两个主要变量，但是身高和教育除了受到后天的影响外，还会受到先天因素的限制。在身高方面，遗传因素起着重要的作用，父母的身高与子女的身高成正比例关系。如果父母身高较高，而大饥荒的影响使其身高一定程度上低于他如果没有经历大饥荒本应有的身高，在这种情况下，他的身高依然比其他同龄经历大饥荒的人的平均身高要高，那么我们就不能说 he 比同龄人更为健康。但是 CHIP2007 数据中，我们无法找到与身高遗传相关的变量。与此类似，教育也存在同样问题。一般来说，父母的教育年限越高，子女的教育年限也相对较高，所以说遗传因素在教育程度上也有影响，CHIP 数据中没有父母的身高及教育程度的信息。因此，遗传因素是一个可能的遗漏变量。

最后，政策的变动也是大饥荒对退休影响中需要考虑的问题。教育制度的变革会对样本个体的教育程度产生影响，国有企业制度的改革等会对样本在退休上如何抉择产生影响。此外，经济形势的变化、国际社会的影响等等都会造成国家政策的相应调整，而这种调整可能会对退休产生影响。虽然政策的变动属于不可控因素，但是由于我们所研究的个体来自于同一时期的群体（cohort），如果是全国性的宏观政策，那么政策变动对他们的影响是无差异的。但是如果 1960 年大饥荒严重的省份在接下来的 50 年中实行了有别于大饥荒不严重的省份的区域性政策，那么差异化政策变动可能会影响估计结果。然而，我们无法观测到存在哪些这样的政策。

五 主要结论及进一步讨论

中国的大饥荒发生于 1959 - 1961 年，其结果不仅是将近 3000 万的人口死亡，更重要的是对存活下来的人有着深远的影响，无论身体还是心灵上都留下了深刻的烙印。众多学者对大饥荒的研究虽然方法各异，数据库也不尽相同，但异曲同工的是这些研究得到的结论基本相似——早期经历大饥荒的人相比未经历大饥荒或较大年龄经历大饥荒的人群身高更矮一些，健康程度更差一些，教育程度更低一些，同时有些研究也指出，大饥荒对男性和女性的长期危害不尽相同。本文尝试从新的视角来考察大饥荒的影响，在众多学者关注大饥荒对较早年龄儿童未来健康、教育、财富等影响的基础上，本文将关注点放在更长期的影响——早期儿童未来的退休状况上。本文研究的所有样本均经历过 大饥荒，所不同的是大饥荒发生时所调查人群的年龄不同，我们关注的是大饥荒对较小年龄儿童的长期影响，考察大饥荒对这部

分人群未来退休情况的影响，并探索影响退体的主要途径。本文可能是第一篇研究大饥荒对退休影响的中文实证研究，采用计量的方法来对样本进行双重差分回归分析。

本文研究结果表明，大饥荒使得 0~3 岁年龄组人群相比较于 4~5 岁人群更倾向于早退休。对于男性来说，没有足够的证据表明大饥荒对男性较小年龄儿童退休上存在影响。但对于女性来说，大饥荒使得她们早退休的可能性增加，且影响显著。此外，与其他研究结果相似的是，0~3 岁经历大饥荒相比较于 4~5 岁，大饥荒越严重的地区，他们的教育程度更低，身高更低，BMI 较高。对于男性和女性样本来说，我们均可以发现，较小年龄经历大饥荒，会使得他们的平均教育年限降低，平均身高较低，但我们没有证据表明大饥荒对家庭结构有显著的影响。本文还发现，对全部样本来说，经历大饥荒的 0~3 岁年龄组，大饥荒越严重的地区，他们的教育水平增加，会使他们将来早退休的可能性增加，而身高增加，会使他们将来早退休的可能性降低。

本文关注的重点是大饥荒对退休影响，并探究健康和教育在大饥荒影响中的重要作用。除了健康和教育外，大饥荒对较小年龄经历的人群的心理作用也有深刻影响，人们的退休抉择在一定程度上是由于心理因素造成的。因此，心理因素在大饥荒对退休的影响中必然起着重要的作用。然而实证研究中，由于大饥荒的影响产生的心理阴影难以实证估计和衡量，因此，我们尚未找到合适的变量来测量大饥荒对心理上的影响，这也是进一步需要研究和考虑的方向。

参考文献：

- 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。
- Almond, Douglas, Lena Edlund, Hongbin Li & Junsen Zhang (2007). Long-term Effects of the 1959 - 1961 China Famine: Mainland China and Hong Kong. *NBER Working Paper*, No. 13384.
- Ashton, Basil, Kenneth Hill, Alan Piazza & Robin Zeitz (1984). Famine in China, 1958 - 1961. *Population and Development Review*, 10 (4), 613 - 645.
- Chang, Gene Hsin & Guanzhong Wen (1997). Communal Dining and the Chinese Famine

- of 1958 – 1961. *Economic Development and Cultural Change*, 46 (1), 1 – 34.
- 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.
- Futoshi, Yamauchi (2008). Early Childhood Nutrition, Schooling, and Sibling Inequality in a Dynamic Context: Evidence from South Africa. *Economic Development and Cultural Change*, 56 (2), 657 – 682.
- Johnson, D. Gale (1998). China's Great Famine: Introductory Remarks. *China Economic Review*, 9 (2), 103 – 109.
- Liang, Zai & Michael White (1996). Internal migration in China, 1950 – 1988. *Demography*, 33 (3), 375 – 384.
- Meng, Xin, Nancy Qian & Pierre Yared (2015). The Institutional Causes of China's Great Famine, 1959 – 1961. *Review of Economic Studies*, 82 (4), 1568 – 1611.
- Pollitt, Ernesto, Kathleen Gorman, Robert Engle, Reynaldo Martorell & Juan Rivera (1993). Early Supplementary Feeding and Cognition: Effects over Two Decades. *Monographs of the Society for Research in Child Development*, 58 (7), 1 – 99.
- Riskin, Carl (1990). Food, Poverty and Development Strategy in the People's Republic of China. In Lucile Newman (ed.), *Hunger in History: Food Shortage, Poverty and Deprivation*. Cambridge, MA: Blackwell.
- Shi, Xinzheng (2011). Famine, Fertility, and Fortune in China. *China Economic Review*, 22 (2), 244 – 259.
- Victora, Cesar, Adam Wagstaff, Joanna Schellenberg, et al. (2003). Applying An Equity Lens to Child Health and Mortality: More of the Same Is Not Enough. *The Lancet*, 362 (9379), 233 – 241.
- Yao, Shujie (1999). A Note on the Causal Factors of China's Famine in 1959 – 1961. *Journal of Political Economy*, 107 (6), 1365 – 1369.
- Ye, Maoliang & Qianping Ren (2015). The Long-term Effect of Early Adversity on Mental Well-being: Evidence from the 1959 – 1961 Great Famine in China. Accessed May 8, http://blog.sina.com.cn/s/blog_60f5a9be0102vjuj.html.

Do Scars in Early Childhood Last Long? The Impact of the Great Famine on Retirement Decisions

Yu Li¹ & He Qianqian²

(China Center for Human Capital and Labor Market Research, Central University of Finance and Economics¹;

Beijing Jingdong Financial Technology Holding Co., Ltd.²)

Abstract: The great famine in 1959 – 1961 created a far-reaching influence in China history. Many papers have proved the famine do have effects on education and health and height. In this paper, we try to use data from CHIP 2007 with a difference-in-difference method to test the retirement influences for different cohorts who experienced the famine in 1960. Besides, this paper also uses a difference-in-difference-in-difference method to find the main factors that can explain the influence. The research shows that the cohorts who experience the great famine younger are more likely to retire earlier; The effect is more significant for female, but for male we do not have strong evidence; Besides, the research also shows the cohorts aged 0 ~ 3 compared to 4 ~ 5 cohorts in 1960, the more severe of the famine lead to a lower education and lower height; The result also shows that for younger cohorts in province where the famine is more serious, when education increases 1 unit, the probability of retire will increase. When height increases 1 unit, the probability of retire will decrease. The main contribution of this paper lies in it is the first paper to test the influence of famine effect on retire for earlier cohorts. Based on the database of CHIP, this paper explores a new subject in econometric method.

Keywords: famine, retirement, health, difference-in-difference, difference-in-difference-in-difference

JEL Classification: J13, J21, J26, J32

(责任编辑：一帆)